

가구주의 탄생 코호트 효과를 고려한 주택수요 분석모형*

Modelling the Demand for Housing Considering the Effect of Householder's Birth Cohort

이 창 무 (Lee, Changmoo)**

김 미 경 (Kim, Mikyoung)***

< Abstract >

There exist various arguments about future housing demand in the Korean housing market which is facing with aging population along with up-coming retirement of the baby boom generation. Although the baby boom generation has been a dominant force driving the housing market, they experienced both the Asian financial crisis in the late 1990s and the global financial crisis in the late 2000s. Due to their distinctive experiences during their wealth formation ages, many scholars suspect that their housing demand and preference would differ from the earlier generations who formed their wealth during surging economic development period.

This paper develops a new form of housing demand estimation model to overcome the limitations of the Mankiw-Weil model and to sort out the birth cohort effect from age effect on housing demand. The model is based on a non-linear form, and applies the non-linear least square estimation procedure for the estimation of the empirical model. The empirical estimation results show that the baby boom generation holds low standards of housing consumption than other generations. It implies that there would be extra decrease in housing demand when the baby boom generation is getting aged, comparing with the aging effect of the earlier generations.

주 제 어 : 주택수요, 맨큐-웨일 모형, 비선형모형, 탄생코호트

key word : Housing demand, Mankiw-Weill model, Nonlinear model, Birth cohort

* 본 논문은 2011년도 정부재원(교육과학기술부 사회과학연구지원사업비)으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었음(NRF-2011-330-B00219).

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

*** 한양대학교 도시공학과 박사과정 수료, gammakyung@paran.com (교신저자)

I. 서론

통계청의 2011년 인구추계에 따르면 우리나라 인구는 2030년을 정점으로 감소하며 생산가능인구의 비율 또한 2016년부터 감소하기 시작할 것으로 예측된다. 반면, 65세 이상의 고령인구비율은 지속적으로 증가하여 2060년에는 인구의 40.1%에 달할 전망이다. 이러한 인구 고령화 추세와 더불어 주택수요 연령층의 중심이었던 베이비붐 세대(1955년~1963년생)의 은퇴시기가 도래함에 따라 주택수요의 변화에 대한 다양한 예측들이 제기되고 있다. 노년층의 은퇴이후 소득 감소에 따른 주택소비의 변화와 관련하여 기존의 축적된 자산을 바탕으로 소비를 유지할 것이라는 견해가 있는 반면, 은퇴 후 노년생활비를 충당하기 위하여 주거소비수준을 감소시킬 것이라는 의견도 제기되고 있다.

실제로 미국과 일본의 경우 베이비붐 세대의 은퇴와 더불어 주요 주택 구매연령인 35~54세 인구의 감소추세가 나타나면서 주택가격이 크게 하락 국면에 접어들어 비추어 우리나라의 경우도 이러한 추세를 따라 주택가격이 지속적으로 하락할 것이라는 우려도 적지 않다. 반면에 노인 가구는 차가보다는 자가로 거주하는 비율이 높고, 1·2인의 소형가구의 증가가 예상됨에 따라 주택수요 증가의 여지가 여전히 존재한다는 주장도 제기되고 있다.

이와 같은 장래 주택수요의 변화를 예측함에 있어 주목해야 할 점은 연령이 아닌 탄생연도에

따른 세대별로 주거소비 패턴이 차별화될 수 있다는 것이다. 중간 세대 또는 끼인 세대라고 표현되는 베이비붐 세대의 경우 노부모 부양에 대한 책임을 인식하고 있지만 자녀로부터의 부양은 기대할 수 없는 세대로 일컬어진다(차경옥, 2012). 그러나 베이비부머의 노후생활 준비는 국민연금과 예·적금에 가장 크게 의존하고 있는 반면 고령자의 생활비에서 연금이나 예금 등이 차지하는 비중이 크지 않아²⁾ 안정적인 노후생활비 조달에 대해서는 확신하기 어려운 상황이다.

또한 베이비붐 세대는 주요 경제활동 연령기에 외환위기나 금융위기 등의 장기적인 경기침체와 고용불안을 겪은 세대로서 자산축적이 쉽지 않았다. 게다가 최근 장기화된 주택시장 침체로 인해 대부분 부동산으로 이루어진 가계 자산 구조의 특성 상 적지 않은 영향을 받고 있다. 이러한 상황 하에서 베이비붐 세대의 노년기 주택소비가 이전 세대의 소비수준을 그대로 따를 것인지에 대해서는 의문의 여지가 있다.

최근 주택수요의 추정에 주로 이용되고 있는 Mankiw & Weil 모형(이하 M-W 모형)은 인구통계학적 연령구조에 기초하여 주택 수요를 추정하는 방법이다. 국내에서 M-W 모형의 이용이 확대되고 있는 이유는 장래 주택수요의 주요한 변화요인으로 인구연령구조의 변화가 지목되고 있고, 이러한 연령구조의 변화를 간편하게 반영할 수 있는 모형구조를 지니고 있기 때문이다.

그러나 M-W 모형은 한 시점에 관측된 자료를 바탕으로 연령대별 가구원의 주거 소비면적을 추

- 1) 통계청(2010)에 따르면 노후준비를 하고 있다고 응답한 베이비붐 세대는 80%로 이중 38.5%는 국민연금, 24.3%는 예금·적금, 19.5%는 사적연금 등의 방법으로 준비하고 있는 것으로 나타났다.
- 2) 65세 이상의 고령자 가운데 생활비를 본인과 배우자가 부담하는 비중이 52%로 조사되었는데, 이중 연금 및 퇴직금의 비율이 30.4%, 예금은 9.4%로 나타났다(통계청, 2012).

정하고 이러한 소비 행태가 미래에도 동일하게 유지된다는 가정 하에 주택 수요를 추정한다. 이와 같은 추정방식에서 1인당 주택수요는 오직 연령별 생애주기단계에 따라서만 변화하게 된다. 그러나 앞서 언급한 바와 같이 베이비붐 세대가 이전 세대와는 다른 주거 소비 행태를 나타낸다면 기존의 M-W 모형으로 추정되는 가구원 주거 소비는 그러한 세대별 차이에 따른 영향을 반영할 수 없는 한계를 지니게 된다. 또한 가구의 주거소비 선택은 일반적으로 가구원 개개인 보다는 가구주의 선택에 따라 이루어지므로 가구주가 속한 세대별 특성의 차이를 반영할 필요가 있다.

이에 본 연구에서는 기존 모형의 한계를 보완하기 위하여 가구원의 연령효과와 분리된 가구주 탄생코호트별 주거소비 편차를 반영한 모형을 제시하고자 한다. 추정모형은 주택수요에 영향을 미치는 요인들 간 관계를 보다 합리적으로 반영하기 위하여 비선형 형태의 모형을 이용한다.

II. 선행연구

주택수요 추정에 관한 연구는 오래전부터 다양한 방법으로 시도되었다. 전통적인 주택수요추정모형은 단면적 자료를 이용한 분석의 경우 가구특성 H , 가구소득 I 및 단위주거비용 C 의 변수를 도입하여 가구단위 주택수요 HD 를 추정하는 형태로 이루어졌다 (MacLennan, 1982;

Malpezzi and Mayo, 1987; 윤주현·김혜승, 2000; 박천규·이수욱·손경환, 2009)³⁾

$$HD = f(H, I, C) \quad (1)$$

대표적으로 콥-다글라스(Cobb-Douglas) 함수를 선택하고 가구특성으로 가구원수 H_n 및 가구주 연령 H_A 와 가구소득 I , 지역시장의 단위주거비용 C 을 설명변수로 도입한 예시적인 모형은 다음과 같이 설정될 수 있다.

$$HD = \alpha H_n^{\beta_n} H_A^{\beta_A} I^{\beta_I} C^{\beta_C} \quad (2)$$

여기서 $\beta_n, \beta_A, \beta_I, \beta_C$ 는 해당 변수의 주택수요량에 대한 탄력성을 나타낸다. 이와 같은 함수 형태는 양변에 로그값을 취하여 선형화된 모형을 추정할 수 있고, 추정계수를 탄력성으로 해석할 있다는 실용적인 장점으로 약간씩 변형된 추정모형의 형태로 자주 이용되어 왔다.

그러나 이러한 형태의 주택수요모형은 가구특성변수 구성에 있어 제약이 많다. 식 (2)와 같이 통용되는 실증분석모형의 경우 다양한 가구특성 변수가 도입될 수 있겠으나 가구원수를 제외하면 가구특성이 가구주의 특성에 국한된다. 예를 들어 동일한 50대 가구주 3인가구라고 하더라도 소아 2인과 조모 가족이 있는가 하면 청년 1인과 양부모 가족이 있을 수 있다. 따라서 기존의 전통적인 수요함수에 기초한 모형은 가구원 특성의

3) 시계열자료의 경우 총주택수요 산정을 위해 일정 시점의 평균적인 주거서비스 소비량 \overline{HD}_t 을 각 시점의 평균적인 가구특성 \overline{H}_t 및 소득 \overline{I}_t 비용변수 \overline{C}_t , 거시경제변수 M_t 로 설명하는 다음과 같은 시계열 모형을 분석하게 된다.

$$\overline{HD}_t = f(\overline{H}_t, \overline{I}_t, \overline{C}_t, M_t)$$

차별성을 내재화하기 힘들다는 한계가 있다.

일반적으로 가구의 특성 H 는 결국 해당가구를 구성하는 개별 가구원 j 의 특성 h_j 의 집합 (h_1, h_2, \dots, h_N) 으로 구성된다. 한 예로 가구별 수요함수는 개별 가구원간 상대적인 기초수요 $d(h_j)$ 의 합과 소득 및 주거비용 변수의 비선형적 결합으로 구성되는 식 (3)과 같은 좀 더 일반화된 가구단위 주택수요함수를 설정할 수 있다.

$$HD = [d(h_1) + d(h_2) + \dots + d(h_n)] I^{\beta_I} C^{\beta_C} \quad (3)$$

여기서 한 주택시장의 평균적인 소득과 주거비용에 따른 평균적인 가구원별 주택수요, 즉 $D(h_j) = \bar{d}(h_j) \bar{I}^{\beta_I} \bar{C}^{\beta_C}$ 로 단순화하여 설정하면 식 (3)은 다음의 식 (4)와 같이 가구원별 주택수요 $D(h_j)$ 의 합으로 단순하게 표현할 수 있다.

$$HD = D(h_1) + D(h_2) + \dots + D(h_n) \quad (4)$$

이와 같은 구조에서 가구원별 주택수요 $D(h_j)$ 가 가구원이 연령에 의해 결정된다고 가정하여 장기적인 인구연령구조의 변화를 장기주택총수요 추정에 활용할 수 있는 방법론으로 제시된 것이 Mankiw and Weil(1989)의 모형이다.

M-W 모형의 경우는 개별가구원의 주택수요에 대해 가구원 연령에 따라 고정된 평균적인 수요량을 가정하였다. 일정 연령대 a 의 고정된 수요량 α_a 가 존재한다고 가정하고, i 가구의 각 연령대별 가구원수를 $n_a(i)$ 로 설정하면, 일정 가구의 주택수요는 다음 식과 같이 설정된다.

$$HD_i = \sum_a \alpha_a n_a(i) \quad (5)$$

이와 같은 추정모형의 장점은 시장 총수요 TD 를 산정할 때 식 (6)과 같이 가구별 가구원 구성에 대한 고려 없이 연령대 a 별 인구 $N(a)$ 에 대한 정보만이 필요하게 된다는 점이다.

$$TD = \sum_i \sum_a \alpha_a n_a(i) = \sum_a \alpha_a N(a) \quad (6)$$

시간에 따른 소득이나 비용의 변화가 없다면 t 년도에 연령이 a 인 인구의 수를 $N_t(a)$ 이라고 할 때 총 주택수요는 다음 식 (7) 와 같이 산정된다.

$$TD_t = \sum_a \alpha_a N_t(a) \quad (7)$$

M-W 모형은 기본적으로 각 연령대별의 주택수요가 시간의 흐름과 상관없이 고정되어 있다는 가정 하에 장래 총수요를 추정하는 간편한 방법을 제공한다. 다만 Mankiw and Weil(1989)은 국내에서 주로 이루어지는 주거면적 단위의 주택수요 추정과 달리 주택수요량(주거서비스)을 주거비 지출(expenditure)의 개념에서 접근한 모형이다. 이로 인해 장래 주택가격 변화에 대한 추정이 연결될 수 있는 분석이 가능해진다. Mankiw and Weil(1989)은 장래 연령별 인구 구조의 변화를 고려하여 추정한 결과 미국의 실질주택가격은 20년 후인 2007년에 47%까지 하락하는 것으로 예측하였고, 이는 많은 논란을 불러 일으켰다.

특히 단순한 인구 연령구조에 기반하여 주택수요를 추정한 M-W 모형은 앞에서 살펴 본 바와 같이 주택수요에 미치는 다양한 요인을 고려하지 못하고 단순화하였다는 적지 않은 비판을 받아왔다. Swan(1995)은 M-W모형이 주택수요에

대한 추정이기 보다는 인구의 측정치에 가깝다고 비판하면서 연령별 실질소득, 상대가격 또는 이자율과 같은 주택수요를 결정하는 다른 중요 변수를 포함시켜야함 주장하였다. Ohtake and Shintani(1996)의 연구에서는 일본 주택시장에서의 주택가격과 재고량, 가격의 관계를 분석한 결과 인구변화는 주택 재고에는 영향을 미치지만 가격에는 단기적인 조정과정에서만 영향을 미치며, 주택 공급은 장기적으로 가격에 탄력적임을 밝혔다. 또한 M-W 모형의 연령별 계수값이 시간의 흐름에 따라 변화함을 보였다.

국내에서도 M-W 모형에 기초하여 주택수요 추정에 관한 연구가 다수 진행되었으며, 인구구조 변화에 따른 주택수요의 변화에 대한 활발한 논의가 진행되고 있다. 다만 대부분의 연구가 주택수요의 측정단위를 Mankiw and Weil(1989)의 주택총가액(expenditure)의 개념이 아닌 주거면적의 관점에서 접근하고 있어, M-W 모형에 대한 해외의 비판에 대하여 조금은 다른 해석이 요구된다.

국내에서 M-W 모형을 이용한 초기연구로서 김경환(1999)은 인구의 연령구조가 변함에 따라 주택수요 증가가 지속적으로 둔화될 것이며 이는 주택의 상대가격의 하락 요인으로 작용할 것이라고 분석하였다. 이후 연령대별로 고정된 수요를 분석하는 M-W 모형의 한계에 대한 적지 않은 논란이 있었고(정의철·조성진, 2005; 정창무, 2008), 연령변수 이외에도 장래 주택수요변화에 영향을 미치는 다른 요인들을 포함한 모형에 대한 다양한 연구가 시도되었다. 대표적인 연구로 정의철·조성진(2005)은 주거비용과 소득의 영향을 추가적으로 고려하였으나 선형 결합의 형태로 모형을 설정하였다.

$$HD_i = \sum_a \alpha_a n_a(i) + \beta I_i + \beta C_i \quad (8)$$

분석결과는 연령별 주거소비량의 정점이 M-W 모형으로 추정된 45-49세 구간보다 더 높은 연령대인 60-64세에서 관측됨을 보고하였다. 이후 주거비용 및 소득의 영향을 포함한 수정된 M-W 모형에 기초한 다양한 주택수요분석들이 진행되었다(김원년 외, 2008; 황현정 외, 2009; 신미림 외, 2011).

그러나 가구원 연령더미 변수와 소득 및 비용 변수의 선형 결합은 소득증가에 따른 주거소비의 한계체감효과를 내재화할 수 없는 구조로 인해 장래수요가 과대평가될 수 있다는 문제점이 존재한다. 또 다른 문제점은 가구원으로서의 소득이 높은 가구주 연령대 소득효과의 통제가 가구 전체에 영향을 미치는 것이 아니라 해당 가구원 연령대에 집중되어 영향을 미칠 수 있는 구조로 해당 연령대의 주거수요를 과소 추정케 하는 편이 발생할 수 있다.

이창무·박지영(2009)의 연구는 이와 같이 주거비용 및 소득변수를 선형의 형태로 M-W 모형에 도입하는 것의 문제점을 인지하고 주거비용은 지역더미로, 소득탄력성은 1인당 소비면적의 시계열자료를 이용하여 독립적으로 추정하는 구조로 모형을 구성하고, 연령대별 1~2인 가구더미를 도입하였다. 이러한 구조 역시 소득과 비용효과를 내재화시키지 못했다는 한계와 가구원 연령대 변수와 연령대별 1~2인 가구 더미변수가 독립적이지 못해 발생하는 추정계수의 해석이 명확하지 않은 문제가 존재한다. 또한 총수요 산정 시 구분화가 소득증가의 효과를 내재하고 있음에도 증가된 가구 수를 추가적으로 반영함으로써 소득 효과가 중복적으로 영향을 미치게 하는 오류가

발생할 수 있다.

기존 연구들이 연령별 구조와 기타 주택수요 영향요인들 간의 관계를 선형으로 가정하여 모형을 제시한 반면 최성호·이창무(2010)의 연구는 가구원별 영향요인과 가구단위의 영향요인의 관계가 명확히 설정되지 못한다는 선형모형의 문제를 보완하기 위해 소득 및 비용과 같은 가구단위 요인이 연령대별 가구원 기초수요에 동일한 가중치(비율)로 영향을 미치는 구조를 설정하는 M-W 모형으로 단순화되기 이전 단계인 앞의 식 (3)에 해당되는 비선형모형을 사용하여 분석하였다.

$$HD_i = \left[\sum_a \alpha_a n_a(i) \right] I_i^{\beta_1} C_i^{\beta_2} \quad (9)$$

이와 같은 M-W 모형에 기초한 기존 연구들은 특정 시점에 추정된 연령별 가구원의 주택수요가 소득이나 비용의 변화가 발생하지 않는다면 시간의 흐름에도 불구하고 일정하게 유지된다는 가정에 기초하고 있다. 그러나 이러한 모형은 탄생코호트별로 주택수요가 다를 수 있다는 점을 반영하지 못하고 있다. 즉 주거소비는 생애주기 동안 형성된 경험에 따른 선호체계와 축적된 자산을 통해 선택된다. 지금 40대가 겪을 향후 10년간의 상황과 지금 50대가 겪은 과거 10년간의 상황은 다를 수 있다. 따라서 지금 40대가 10년 후 50대가 되었을 때 지금 50대의 주거소비를 따라갈 것이라는 보장이 없다.

관련된 연구로서 Ohtake and Shintani(1996)는 65세 이상에서의 급격한 수요 하락을 2차 세계대전 당시 태어난 코호트집단의 영향으로 해석하고 10년 단위의 코호트 집단의 영향력을 조정한 모형을 통한 분석 결과를 제시하고 있다. 1984년과 1989년의 두 시점 자료를 통합하여 추정한 결과

연령별 주거소비는 1984년의 M-W 모형의 추정 계수값과는 달리 65세 이상에서도 수요가 감소하지 않는 양상을 나타내어 탄생시점별 집단의 특성에 따라 연령별 주택수요가 다르게 나타날 수 있음을 시사하고 있다. 이와 같은 주거소비에 있어서의 연령효과와 분리된 탄생코호트 효과를 간접적으로 측정하기 위한 시도로서 김준형·김경환(2011)은 노동패널자료를 이용한 세대(분석자료 초기시점의 연령대)별 주거소비의 시계열 변화를 분석하는 과정에서 은퇴가구의 대형 및 중대형유지율이 다른 연령대와 큰 차이가 없다는 사실을 확인하고 베이비부머의 은퇴가 주택시장의 침체를 가져오지는 않을 것이라는 조심스러운 예측을 하고 있다.

주거소비에 있어서 탄생코호트효과를 직접적으로 측정하려는 연구로서 이창무·김미경(2012)은 연령대에 기초한 M-W모형이 아닌 탄생연도 그룹(탄생코호트)에 기초한 수정된 M-W모형을 추정하여 베이비붐세대가 베이비붐직전세대의 연령대에 진입했을 때 베이비붐직전세대에 비해 주거소비량이 적다는 분석결과를 제시하였다. 다만 그들의 연구는 장래 총수요의 산정 시 용이한 모형형태를 선택하기 위해 탄생코호트효과를 가구단위가 아닌 가구원별로 추정하였다는 문제점을 지닌다. 즉 한 가구의 총주거소비는 가구원의 구성보다는 가구주의 경제력과 경험에 의해 결정되는 경향이 크고, 따라서 주거소비에 있어서의 탄생코호트효과는 가구단위로 측정될 필요가 있다.

이러한 한계점을 극복하기 위해 본 연구에서는 가구주의 탄생코호트별 특성에 따라 발생하는 주거소비의 편차를 비선형 M-W모형을 통해 측정할 수 있는 추정방법론을 제시하고자 한다.

III. 추정모형

M-W 모형은 기본적으로 각 연령대별의 주택 수요가 시간의 흐름과 상관없이 고정되어 있다는 가정 하에 미래 주택서비스를 추정하는 방법이다. 그러나 소득효과를 통제한다고 하더라도 현재 관측된 연령대별 주택수요가 미래 시점에도 동일하게 관측될 것인가에 대하여는 많은 의문이 있다. 이는 연령대가 아닌 탄생코호트별로 생애주기 동안 형성된 경험, 자산의 축적정도, 주거수요에 대한 선호도 등에 차이를 보일 수 있기 때문이다. 최근 베이비붐세대의 장래 주택수요에 대한 논란도 베이비붐세대의 주택수요가 그 이전 세대의 경제력과 주택선호에 미치지 못할 것이라는 불안이 기저에 있다.

한 시점에서 관측되는 가구주 연령대별 주택 수요가 세 가지 요소의 결합으로 형성된다고 가정하자. 첫째는 생애주기 동안 일정 연령대에 진입함에 따라 요구되는 수요특성이고, 둘째는 각 가구주가 속한 탄생코호트별 생애주기 동안 형성되는 경험과 그로 인한 주거선호도의 차이에 따른 주택수요의 편차이며, 셋째는 관측시점의 거시적 경제상황에 따른 주택수요의 편차이다.

그러나 개념적으로 세 가지 요소인 연령과 탄생연도와 시점은 독립적이라기보다는 두 가지 요소가 결정되면 나머지 한 가지 요소는 자동적으로 결정되는 완벽한 선형적인 관계를 지닌다. 예를 들어 연령이 a 이고 탄생연도가 b , 시점이 t 라면, 연령은 탄생연도와 관측시점에 의해 결정된다.

$$a = t - b \quad (10)$$

사실 시점을 제외하더라도 주택수요에 있어 연령효과와 탄생코호트효과와의 구별은 개념적으로도 모호한 측면이 있다. 본 논문에서는 연령효과를 시점을 초월해서 평균적인 가구주가 생애주기 동안 형성하였을 소득과 자산축적의 결과로 이해하고자 한다. 반면 코호트효과는 각 세대가 겪은 경험의 차이로 형성된 평균적인 주거선호도의 차이를 의미하는 것으로 한정한다. 한 가지 단순한 예로 자산형성기 급격한 주택가격의 상승을 경험한 세대라고 하면 투자적인 관점에서 주택의 소비를 늘리려는 경향을 보일 것이며 그러한 선택의 결과가 향후 연속적인 주거소비의 과정에서 잔존하게 될 것이다. 반면 최근 침체된 주택시장을 경험한 세대의 경우는 이전 세대에 비해 이용의 관점에서 상대적으로 적은 주거소비를 선택할 것이고 그 효과가 누적적으로 나타날 것이다.

이러한 평균적인 개념의 연령효과와 탄생코호트효과를 구별해내기 위해서는 개별 가구의 특성 차이를 통제해야 한다. 특히 중요한 고려사항은 주거소비가 연속적인 과정이고 생애주기 동안 축적된 자산을 통해 이루어진다는 점이다. 이와 같은 누적된 시간을 통해 축적된 자산이란 연령효과와 탄생코호트효과를 명확히 분리하기 힘들게 하는 원인으로 작용한다. 따라서 자산효과를 명확히 통제해야 앞에서 설정한 선호도 차이 개념의 탄생코호트 효과를 분리해낼 수 있게 된다.

적지 않은 수요분석에서 생애주기 동안의 소득을 통해 자산이 형성되고, 형성된 자산을 통해 소득이 발생하는 구조를 가정하고, 소득과 자산간의 관계를 설정한다. 그러나 현실적인 주거소비 선택에서 자산과 소득간의 관계는 그리 명확하지 않다. 특히 자산형성기에는 자신의 소득에 기초하여 주거소비를 결정하는 구조가 강할 것이

나 자산형성기를 거쳐 노년기에 접어들면 소득에 기초한 주거소비이기보다는 자산을 통해 주거소비의 수준을 결정하는 구도가 강해진다. 국내의 전세 및 보증부월세 제도는 그러한 경향성을 더 강하게 하는 요인으로 작용한다. 이는 수요분석 특히 노년기에 접어드는 그룹의 수요분석을 실시할 때 일반적으로 이용하는 항상소득 접근법 한계를 지닐 수 있음을 말해준다.

따라서 본 연구에서는 항상소득 변수와 함께 자산변수를 도입하여 분석하고자 한다. 이렇게 개념적인 차별화를 수용하더라도 연령효과와 탄생코호트효과 및 시점효과를 적절히 분리하는데 통계적인 어려움을 야기한다. 일차적으로 세 효과를 분리하기 위해서는 일반적으로 단면적 자료를 이용하는 M-W 모형과 달리 충분한 시계열이 결합된 시계열-단면적 자료가 필요하다.

또한 앞서 논의한 가구단위의 소득 및 주거비용변수를 가구원 연령대변수와 선형으로 결합했을 때와 마찬가지로 가구주의 코호트효과를 선형으로 결합하는 경우 추정상의 편이가 발생할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 다음과 같은 형태의 비선형의 주택수요 함수의 형태를 선택한다.

$$\begin{aligned}
 HD_{i,t} = & \left[\sum_a b_a n_{a,t}(i) \right] \cdot \left(1 + \sum_l c_l H_{l,i,t} \right) \\
 & \cdot \left(1 + \sum_m d_m B_{m,i,t} \right) \\
 & \cdot I_{i,t}^\beta \cdot W_{i,t}^\gamma \cdot C_{i,t}^\delta + \epsilon_{i,t}
 \end{aligned}
 \tag{11}$$

여기서 $HD_{i,t}$ 는 t 시점 i 가구의 주택수요이고, $n_{a,t}(i)$ 는 해당가구의 a 연령대의 가구원 수이다. 또한 $H_{l,i,t}$ 는 해당가구의 가구특성(청장년 1인가구 및 노년 2인가구 등) l 더미변수이며, $B_{m,i,t}$ 는 해당가구의 가구주 m 탄생코호트(1955~1964년생 등) 더미변수이다. 이어지는 $I_{i,t}$ 는 가구소득, $W_{i,t}$ 는 가구자산, $C_{i,t}$ 는 단위 주거비용(3.3m²당 주택가격 혹은 3.3m²당 전세보증금 등)이다. 이 모형에서 소득변수는 일반적으로 이용하는 항상소득과 소득 파악이 어려운 노년가구의 구매력을 측정하기 위해 지출을 대리변수로 이용한다.

이와 같은 비선형형태의 추정모형에서 추정계수 b_a 는 a 연령대의 가구원 상대적인 주거소비량으로 절대적인 주거소비면적을 산정하기 위해서는 적절한 가구특성 변수값(한 예로 표본 평균)의 대입이 필요하다. c_l 은 l 특성가구의 기준 특성가구 대비 추가적인 소비면적 비율, d_m 은 m 탄생코호트 가구의 기준 탄생코호트 가구 대비 추가적인 소비면적 비율이다. β, γ, δ 는 각각 주택수요에 대한 소득, 자산, 비용에 대한 탄력성으로 직접 해석이 가능하다.

식 (11) 을 일부 수정하여 가구원수 더미로 이용되는 $H_{l,i,t}$ 대신 가구원 연령대별 변수벡터에 상수항 b_0 을 도입하여 가구원의 수에 상관없이 필요한 상대적인 기초주거면적을 추정할 수 있다.⁴⁾ 또한 가구주의 연령효과와 탄생코호트효과를 명시적으로 분리하기 위해 가구주 연령변수

4) 기초주거면적은 1인이 거주하던 3인이 거주하던 함께 공유하는 현관이나 화장실과 같은 공간을 의미한다. 선형모형의 경우 상수항을 도입하여 분석하면 추정상의 편이가 발생하게 되어 기본적인 M-W 모형에서는 상수항이 없는 모형을 이용해야 하나 가구특성 및 기타 변수들이 배율의 관계로 결합된 비선형 모형의 경우는 상대적으로 추정상의 편이의 문제에 자유롭게 된다.

$A_{i,t}$ 를 도입하였다.

$$\begin{aligned}
 HD_{i,t} = & (b_0 + \sum_a b_a n_{a,i,t}) \\
 & \cdot (1 + \sum_m d_m B_{m,i,t}) \\
 & \cdot A_{i,t}^\alpha \cdot I_{i,t}^\beta \cdot W_{i,t}^\gamma \cdot C_{i,t}^\delta + \epsilon_i
 \end{aligned}
 \tag{12}$$

위 식에서 가구주 연령변수 $A_{i,t}$ 의 추정계수는 탄력성의 의미로 해석되며, 0보다 크고 1 보다 작은 값인 경우 연령증가에 따라 주거수요가 증가하나 한계적으로 체감하는 비선형의 관계를 지니는 것으로 해석할 수 있다.

이와 같은 비선형모형의 함수형태는 로그변환을 하여도 선형화가 불가능하여 비선형 추정방식을 필요로 하여 본 분석에서는 모형식에서 오차항의 제곱의 합을 최소화하는 비선형 최소자승법 (Nonlinear Least Square)을 통하여 추정한다.

IV. 변수 및 기초통계

1. 자료 및 변수구성

분석에 활용되는 「한국노동패널」 자료는 1998년에 1차 조사를 시작으로 매년 진행되어 2010년에 13차까지 조사된 패널자료이므로, 10년 단위의 탄생코호트별 특성에 따른 가구의 주택소비의 변화를 모형화하기에 적합한 자료이다. 본 분석

에는 총 13개년 자료 중 자산에 대하여 조사되지 않은 1차년도 자료를 제외하고 2~13차까지의 12개년 자료를 사용한다.

가구단위 주택수요 추정모형의 종속변수는 각 가구별 사용면적이며, 설명변수로는 연령대별 가구원수, 가구특성변수, 가구주 코호트변수, 소득, 자산, 주거비용 등의 변수가 사용되었다.

연령대별 가구원의 주거소비량을 측정하기 위하여 5세 연령단위의 가구원수를 사용하였으며, 가구구조의 특성을 나타내는 변수로서 가구분화에 따른 주택수요 변화의 영향력을 반영하고자 1.2인 가구 더미를 도입하였다. 이는 소형가구라 하더라도 기본적인 주거기능을 위한 면적이 소요되므로 3인 이상 가구보다는 개인별 주거소비면적이 높게 나타날 수 있기 때문이다. 또한 소형 가구는 가구주의 연령대에 따라 주택수요가 다르게 나타날 수 있으므로 가구주의 연령집단에 따라 39세 이하 청장년층, 40~64세의 중년층, 65세 이상 노년층으로 분류하여 변수화하였다.⁵⁾

또한 본 연구에서의 주요 관심인 주택수요에 나타나는 탄생코호트 집단별 주거소비의 편차를 살펴보기 위하여 가구주 탄생년도별 코호트 집단을 설정하여 추정모형에 반영하였다. 특히 베이비붐 세대와 그 주변 세대간의 주거소비의 차이를 검증하기 위해 베이비붐 세대를 기준으로 10년 단위의 코호트를 구성하였다.⁶⁾

한편, 주거소비는 장기적인 소비과정이므로 주택구입 당시의 일시적인 소득이 아니라 장기적으로 예상되는 안정적인 소득 혹은 자산에 의해 주

5) 이러한 연령대의 구분은 통계청의 장래가구추계 시 제공되는 가구유형을 반영한 선택이다.

6) 국내의 베이비붐 세대는 일반적으로 1955년~1963년생으로 정의되나, 본 연구에서는 연령 집단을 5세 연령 구간으로 구분하여 추정하므로 베이비붐 세대 또한 이러한 구분에 맞추어 1955년~1964년생 집단으로 설정하여 분석하였다.

〈표 1〉 변수설명 및 기초통계

변수명		변수설명	자가		차가	
			평균	표준편차	평균	표준편차
종속변수	usearea	주택사용면적(단위: m)	97.70	45.55	63.75	30.19
가구기초 특성변수	hhsz	가구원 수	3.45	1.25	3.02	1.30
	hhage	가구주 연령	52.22	12.76	43.55	12.69
가구원 연령변수	d0019	0-19세 가구원 수	0.80	0.96	0.92	0.96
	d2024	20-24세 가구원 수	0.28	0.59	0.19	0.49
	d2529	25-29세 가구원 수	0.27	0.56	0.29	0.57
	d3034	30-34세 가구원 수	0.25	0.54	0.38	0.64
	d3539	35-39세 가구원 수	0.26	0.55	0.33	0.59
	d4044	40-44세 가구원 수	0.27	0.55	0.26	0.53
	d4549	45-49세 가구원 수	0.28	0.55	0.20	0.48
	d5054	50-54세 가구원 수	0.26	0.53	0.14	0.39
	d5559	55-59세 가구원 수	0.22	0.48	0.09	0.32
	d6064	60-64세 가구원 수	0.19	0.46	0.07	0.28
	d6569	65-69세 가구원 수	0.15	0.41	0.06	0.25
	d7074	70-74세 가구원 수	0.11	0.35	0.04	0.22
	d7579	75-79세 가구원 수	0.06	0.26	0.03	0.17
d8000	80세 이상 가구원 수	0.06	0.24	0.02	0.15	
가구주 연령별 가구특성 변수	bd1_0039	가구주 39세 이하 1인 가구 더미	0.02	0.14	0.08	0.27
	bd1_4064	가구주 40-64세 1인 가구 더미	0.07	0.26	0.06	0.23
	bd1_6500	가구주 65세 이상 1인 가구 더미	0.09	0.29	0.03	0.17
	bd2_0039	가구주 39세 이하 2인 가구 더미	0.01	0.11	0.10	0.29
	bd2_4064	가구주 40-64세 2인 가구 더미	0.02	0.15	0.05	0.23
	bd2_6500	가구주 65세 이상 2인 가구 더미	0.03	0.16	0.03	0.16
가구주 탄생 코호트 변수	hb190034	가구주 출생년도 1934년생 이전 더미	0.09	0.28	0.04	0.19
	hb193544	가구주 출생년도 1935-44년생 더미	0.19	0.39	0.08	0.27
	hb194554	가구주 출생년도 1945-54년생 더미	0.26	0.44	0.13	0.34
	hb195564	가구주 출생년도 1955-64년생 더미	0.26	0.44	0.28	0.45
	hb196574	가구주 출생년도 1965-74년생 더미	0.16	0.37	0.33	0.47
	hb197584	가구주 출생년도 1975-84년생 더미	0.03	0.18	0.13	0.33
	hb198510	가구주 출생년도 1985년생 이후 더미	0.00	0.02	0.01	0.08
소득변수	income	항상소득(단위:만원)	3,872	1,874	3,270	1,374
	expense	가구지출(단위:만원, 2010년 고정가치)	2,517	1,597	1,965	1,233
자산변수	asset	가구자산(단위:만원, 2010년 고정가치)	28,517	74,448	9,672	20,269
비용변수	cost	단위면적당 주거비용(단위:만원/m ² , 2010년 고정가치)	176.37	218.29	79.42	54.27
N			30,408		18,986	

거소비수준을 선택하게 된다. 따라서 본 연구에서는 조사 시점에 보고된 소득을 사용하지 않고 항상소득을 추정하여 소득변수로 활용하였다.

다만 교육수준 및 연령 등으로 추정되는 항상

소득의 경우 생애주기 중 자산을 형성하는 시기에는 의미가 있으나, 노년기의 경우 보유한 자산을 기반으로 기존의 주거소비를 유지하는 단계이므로 노년기 주거소비의 설명에는 적합하지 않은

측면이 있다. 또한 항상소득 추정모형에 독립변수로 자산을 포함하였으나 실제로 운영소득이 발생하지 않는 자산의 비중이 높은 관계로 적절한 자산효과 반영이 어렵다는 문제가 있다. 따라서 이러한 한계를 보완하기 위하여 가구 지출과 자산을 소득의 대리변수로 사용한 분석을 추가하였다. 자산 변수의 이용은 모호한 가구주의 연령효과를 직접적으로 자산을 이용함으로써 통제하여 가구주의 탄생코호트에 따른 주거선호도 차이를 명확히 분리해내기 위한 목적도 함께 지닌다.

주거비용 변수는 자가와 차가를 분리하였으며 자가의 경우 단위면적 당 주택가격, 차가의 경우는 단위면적당 전세 보증금을 이용한다. 차가 중 월세의 경우 그 시점의 전월세 전환율⁸⁾을 통해 연세로 환산하고 보증금을 합하여 가상적인 전세 보증금을 산출한 금액을 주거비용으로 활용한다. 가구별 주택수요 추정에 사용되는 소득과 자산, 주거비용 변수는 소비자물가 지수를 이용하여 2010년 고정가치로 환산한 금액으로 반영하였다.

본 연구에서 소득변수로 사용되는 항상소득은 관측된 가구소득을 기초로 자산 및 가구주의 특성을 포함하는 함수로서 추정한다. 종속변수는 가구의 총 연간소득이며 설명변수로서 인구통계학적 특성변수인 가구주 연령, 가구주 연령의 제곱, 가구주 성별을 고려하고 가구주 교육수준을 고졸이하, 2·4년제 대졸, 대학원졸 이상으로 분류하여 적용하였으며 경제변수로 자산⁹⁾을 포함

시켜 추정하였다. 항상소득 추정결과는 <부록 표 1>에 제시하였다.

2. 변수 기초통계

각 변수별 기초통계는 <표 1>에 제시되어 있다. 주택 사용면적은 자가 가구가 차가 가구보다 크게 나타났으며, 연령대별 가구원수 분포를 살펴보면 자가는 40세 이상의 연령대의 비율이 높고 차가는 25~39세 사이의 연령대가 높아 연령대 별로 점유형태 비율에 차이가 있음을 알 수 있다. 1·2인 가구 또한 청장년층에서는 차가가 많고 노년층에서는 자가 비중이 더 크게 나타남을 볼 수 있다.

V. 주택수요모형 분석 결과

주택수요모형은 자가와 차가가구에 대하여 별도로 추정하였으며, 연령변수 이외에 주택수요변화에 미치는 영향요인의 구성에 따라 크게 4가지 유형의 모형으로 추정하였으며(표 2, 3), 참고적인 추정모형은 <부록 표 2>에 제시하였다. 또한 추정결과의 비교를 위하여 연령별 가구원 수요에 기초한 모형이 아닌 전통적인 주택수요모형으로서 식 (2)에 해당되는 수요모형(model0)을 사용한 추정결과도 함께 제시하였다.

7) 노년기의 가구소득에는 근로소득보다는 이전소득이 적지 않을 것으로 예상되나 친척이나 친지로 부터의 지원금 등은 정확하게 측정되지 않을 가능성이 있으므로, 가구 지출을 파악하는 것이 더 용이하다고 판단된다.

8) 국민은행에서 조사하여 발표하는 주요지역별 월세이율자료를 활용하였으며, 조사시작시점인 2001년 이전에 대해서는 2001년~2003년 사이의 연간 변동률의 평균을 이용하여 역으로 추산하여 이용하였다.

9) 자산은 부동산자산, 금융자산, 보증금의 합으로 구성되며, 2010년 고정가치로 환산되었다.

〈표 2〉 주택수요모형 추정 결과(자가)

Variables	model0		model1		model2-1		model2-2		model3		model4	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
상수항	0.721	0.055									7.699	1.008
hhsz	0.071	0.007										
d0019			11,389	0.436	0.677	0.053	2,708	0.163	1,844	0.090	-0.009	0.034
d2024			9,496	0.606	0.695	0.058	2,598	0.186	2,150	0.109	0.035	0.043
d2529			15,190	0.566	1,084	0.076	3,737	0.217	2,832	0.129	0.069	0.041
d3034			27,706	0.555	1,984	0.124	7,487	0.341	4,185	0.173	0.208	0.052
d3539			30,720	0.621	2,143	0.136	8,508	0.389	4,425	0.186	0.264	0.063
d4044			31,937	0.645	2,154	0.138	8,585	0.400	4,387	0.189	0.293	0.071
d4549			36,077	0.627	2,340	0.151	9,368	0.435	4,465	0.195	0.400	0.086
d5054			39,874	0.644	2,580	0.166	9,924	0.455	4,513	0.197	0.490	0.101
d5559			41,047	0.621	2,711	0.172	9,773	0.437	4,358	0.186	0.377	0.089
d6064			40,814	0.613	2,934	0.181	9,643	0.414	4,138	0.171	0.346	0.087
d6569			43,536	0.672	3,280	0.199	9,996	0.424	3,544	0.152	0.486	0.102
d7074			43,235	0.801	3,418	0.206	10,395	0.446	3,619	0.155	0.464	0.104
d7579			37,527	1.089	2,853	0.185	8,984	0.435	3,447	0.157	0.496	0.116
d8000			30,037	1.162	1,486	0.130	6,072	0.363	3,268	0.155	0.443	0.110
hhage	0.507	0.012									0.007	0.031
bd1_0039									2,066	0.101		
bd1_4064									1,921	0.066		
bd1_6500									2,689	0.093		
bd2_0039									0,587	0.039		
bd2_4064									0,632	0.022		
bd2_6500									0,915	0.030		
hb193544											-0.018	0.012
hb194554											-0.065	0.014
hb195564											-0.090	0.017
hb196574											-0.036	0.022
hb197584											-0.016	0.029
hb198510											-0.194	0.193
income	0.370	0.007			0.355	0.008						
expense							-0.085	0.006	0.005	0.006	0.046	0.006
asset							0.281	0.004	0.271	0.003	0.344	0.004
cost ¹⁾	-0.040	0.004			-0.047	0.004	-0.147	0.004	-0.149	0.004	-0.257	0.005
N ²⁾	28,076		30,408		28,076		25,519		25,519		23,757	
Root MSE	42.41		49.52		47.94		44.67		40.74		35.78	

1) 주택의 가격에 대한 탄력성임.

2) 모형별 사용되는 변수에 따라 결측치가 존재하여 실제 분석에 사용된 표본수가 달라짐.

주: 추정시 계수값의 통계적 유의도는 5% 이내 수준으로 분석함.

우선, 다른 가구특성 변수를 포함하지 않은 연령대별 가구원수 변수만을 포함한 모형 1의 추정결과를 보면 가장 많은 면적을 소비하는 연령

구간이 자가의 경우 65~69세로 분석되었으며, 차가는 30~34세 구간에서 정점을 이루었다가 65~69세 구간에서 두 번째 정점이 관측되지만

〈표 3〉 주택수요모형 추정 결과(차가)

Variables	model0		model1		model2-1		model2-2		model3		model4	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
상수항	1,078	0,090									2,665	0,368
hhsz	0,194	0,007										
d0019			5,101	0,312	0,172	0,018	1,363	0,126	1,783	0,090	0,050	0,013
d2024			9,739	0,529	0,414	0,037	3,289	0,243	2,183	0,118	0,064	0,022
d2529			25,311	0,380	1,000	0,078	8,551	0,433	3,318	0,154	0,166	0,027
d3034			31,003	0,359	1,146	0,091	10,342	0,519	3,750	0,175	0,198	0,034
d3539			30,264	0,430	1,081	0,088	10,055	0,520	3,623	0,175	0,175	0,036
d4044			29,841	0,493	1,052	0,086	10,057	0,527	3,425	0,172	0,190	0,042
d4549			28,375	0,530	0,997	0,083	9,669	0,523	3,316	0,172	0,198	0,047
d5054			22,892	0,616	0,770	0,067	7,558	0,441	3,119	0,165	0,190	0,051
d5559			20,729	0,706	0,743	0,065	6,672	0,406	3,050	0,161	0,254	0,060
d6064			23,536	0,801	0,920	0,077	7,505	0,442	3,341	0,171	0,291	0,064
d6569			29,601	0,885	1,301	0,105	10,363	0,562	3,038	0,174	0,297	0,066
d7074			22,969	0,996	1,053	0,089	8,326	0,499	2,842	0,162	0,236	0,061
d7579			21,550	1,291	0,932	0,092	8,181	0,590	2,718	0,175	0,357	0,080
d8000			21,098	1,507	0,571	0,079	6,719	0,587	2,725	0,186	0,336	0,079
hhage	0,090	0,013									0,248	0,033
bd1_0039									1,504	0,044		
bd1_4064									1,891	0,064		
bd1_6500									2,756	0,145		
bd2_0039									0,558	0,023		
bd2_4064									0,583	0,027		
bd2_6500									0,881	0,053		
hb193544											0,034	0,022
hb194554											0,022	0,024
hb195564											0,074	0,028
hb196574											0,191	0,035
hb197584											0,288	0,042
hb198510											0,380	0,091
income	0,479	0,009			0,449	0,010						
expense							0,031	0,007	0,131	0,007	0,165	0,007
asset							0,182	0,003	0,184	0,003	0,193	0,003
cost ¹⁾	-0,076	0,005			-0,080	0,005	-0,169	0,005	-0,177	0,004	-0,214	0,005
N ²⁾	18,264		18,986		18,264		16,127		16,127		15,654	
Root MSE	26,77		30,84		29,58		27,44		24,27		21,13	

1) 주택 임대료(전세보증금)에 대한 탄력성임.

2) 모형별 사용되는 변수에 따라 결측치가 존재하여 실제 분석에 사용된 표본수가 달라짐.

주: 추정시 계수값의 통계적 유의도는 5% 이내 수준으로 분석함.

전반적으로는 감소하는 추세로 나타난다.

가구소득과 주거비용 변수를 포함한 모형 2는 향상소득을 이용한 모형 2-1 과 지출 및 자산

총액 변수를 이용한 모형 2-2 로 나뉜다. 우선 모형 2-1의 경우 향상소득 탄력성은 자가와 임차가 각각 0.36과 0.45로 나타났다. 그러나 주거비

용의 탄력성(자가: -0.05; 차가:-0.08)이 작게 추정되었다.

지출과 자산변수를 이용한 모형 2-2의 경우 자가의 경우 지출의 탄력성은 음의 값으로 추정되었으나 자산의 탄력성이 0.28로 통계적으로 유의하게 추정되었다. 차가의 경우는 지출의 탄력성이 0.03, 자산의 탄력성이 0.18로 나타난 자가에 비해 자산에 대한 탄력성이 낮게 도출되었다. 반면 비용탄력성(자가: -0.15; 차가: -0.17)은 항상소득을 이용한 모형에 비해 높게 추정되어 항상소득의 선택이 적절한가에 대한 고민이 필요함을 말해준다.

모형의 설명력을 판단하기 위해 평균오차제곱근(Root Mean Square Error, RMSE) 값을 비교하면 모형 2-1 (자가: 47.9; 차가: 29.6)의 경우는 모형 1(자가: 49.5; 차가: 30.8)과 비교하여 RMSE의 감소가 미미한 반면 모형 2-2(자가: 44.7; 차가: 27.4)의 경우는 RMSE의 개선이 적지 않게 이루어졌음을 알 수 있다. 이는 항상소득에 비해 지출과 자산변수가 관측된 가구별 주거소비량을 보다 잘 설명하는 변수임을 말해준다.

이러한 통계적인 설명력의 개선은 항상소득과 자산변수가 지닌 특성에 기초하고 있다고 판단된다. 그 영향은 가구원 연령대별 상대적 주거소비량의 차이에서 드러난다. 도입된 가구특성 변수가 상이해 절대적인 비교는 어려우나 항상소득을 이용한 경우 노년(65세 이상)의 평균적인 상대주거소비량(2.76)이 중년(40~64세)의 평균적인 상대주거소비량(2.54)에 비해 높게 산정된다. 반면 자산변수를 이용한 경우는 역으로 노년의 상대주거소비량(8.86)이 중년의 상대주거소비량(9.46)에 비해 낮게 산정된다.

소득 및 주거비용 변수를 도입한 관계로 추정

된 가구원 연령대 변수의 계수값을 모형 1과 직접 비교할 수 없으므로, 표본 소득과 비용의 평균값을 대입하여 연령대에 따른 주거소비면적의 추정치를 비교하여 보았다(그림 1,2). 전반적인 연령대별 주거면적 추세는 자가의 경우 70대 초반까지는 지속적으로 증가한 후 이후 감소하는 양상을 나타내며, 차가는 30대 초반까지 증가 후 완만한 추세를 나타내다가 50대에 감소한 이후 증가하였다가 60대 후반 다시 감소하는 경향을 나타낸다. 모형별로 비교해보면, 앞서 논의한 바와 같이 연령대별 가구원 수요에 항상소득과 주거비용을 통제한 모형 2-1에서는 청장년층과 노년층의 주거소비편차를 증가시키는 반면, 소득 대신 지출 및 자산총액을 통제한 모형 2-2에서는 상대적으로 각 연령대의 주거소비편차를 줄여주는 것으로 나타난다.

이러한 결과는 소득 관련 변수의 선택에 있어 중요한 의미를 지닌다. 즉 노년기에는 소득보다는 이전 생애주기 동안 축적한 자산을 통해 주거소비를 지속하는 그룹으로 항상소득이 설명하지 못하는 주거소비수준이 가구원 연령대 변수에 담기게 되는 결과가 발생하게 된다. 이러한 이유로 항상소득을 이용하는 경우 자산변수를 이용하는 경우에 비해 노년 그룹의 상대적 주거소비량이 높게 산정된 것으로 판단된다. 모형의 설명력 향상과 항상소득을 이용할 때 발생할 수 있는 추정계수의 편의의 문제를 극복하기 위해 다음 모형의 경우는 자산변수와 지출변수를 이용하여 전개하도록 한다.

모형 3의 경우는 가구특성의 차이를 반영할 수 있도록 연령대별 1, 2인 가구 더미변수를 도입한 모형이다. 결과는 1인 가구는 2인 가구에 비해, 그리고 2인 가구는 기준이 되는 3인 이상

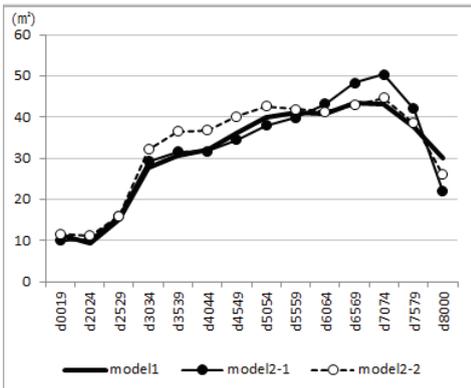
가구에 비해 추가적인 주거소비가 발생하는 것으로 추정된다. 또한 연령대로 보면 청장년 1, 2인 가구에 비해 중년 1, 2인 가구가, 그리고 중년 1, 2인 가구에 비해 노년 1, 2인 가구의 주거소비 면적이 크게 유지되는 것으로 나타난다. 따라서 가구원 연령변수의 추정계수는 3인 이상 가구 경우의 1인당 상대주거소비면적을 나타내는 변화가 발생한다. 자가(차가)의 경우 그 정점은 50~54세(30~34세)에 나타난다.

이러한 결과는 기존의 이창무·박지영(2009)의 연구결과와 마찬가지로 소형가구의 경우 3인 이

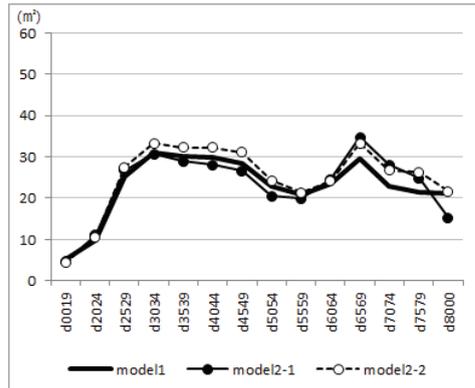
상의 일반가구에 비해 더 큰 면적을 소비하는 것으로 분석되었다. 모형의 설명력 역시 RMSE가 모형 2에 비해 향상되어 자가의 경우 40.7, 차가의 경우는 24.3으로 상당한 개선이 이루어졌다.

모형 3의 추정결과를 바탕으로 가구의 평균적인 지출, 자산, 주거비용을 대입하여 가구특성에 따른 연령대별 주택수요를 그림 3과 그림 4과 같이 나타내었다. 두 그래프를 비교해보면 자가 가구의 경우 차가에 비하여 1·2인가구의 주거소비 면적이 3인 이상 일반가구에 비하여 월등히

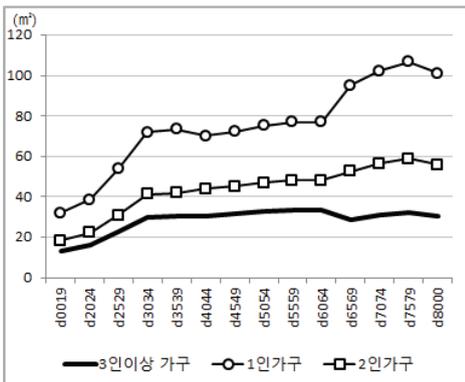
〈그림 1〉 연령대별 1인당 주택수요(자가, model 2)



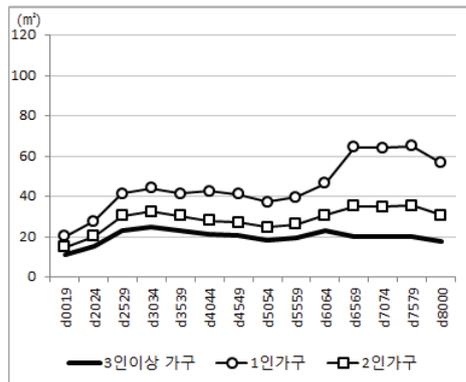
〈그림 2〉 연령대별 1인당 주택수요(차가, model 2)



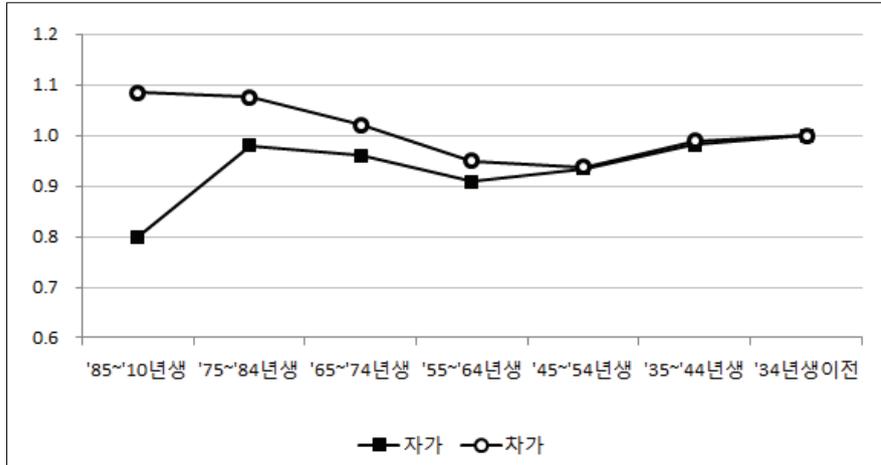
〈그림 3〉 가구원수별 연령대별 1인당 주택수요 비교(자가, model3)



〈그림 4〉 가구원수별 연령대별 1인당 주택수요 비교(차가, model3)



〈그림 5〉 가구주 탄생코호트별 가구주택수요의 주거면적 배율



크게 나타나는 것을 볼 수 있다.¹⁰⁾

모형 4는 가구주 연령대별 1, 2인가구 더미를 추가하는 대신 연령대별 가구원수 변수 집합에 상수항을 포함하여 기초적인 주택소비면적을 통제하였다. 이는 임의로 설정된 연령구간별 가구 특성 변수의 도입으로 인해 발생할 수 있는 타 연령과 연계된 변수들의 추정상의 편의를 줄이기 위한 선택이다.¹¹⁾ 또한 가구의 연령효과를 추가적으로 통제하기 위해 연령변수를 도입하였다.¹²⁾

가장 중요하게는 본 논문의 주요변수의 가구의 탄생코호트 더미변수를 도입하였다. 분석결과는 가구특성 변수가 누락되었음에도 불구하고 모형의 설명력은 급격히 향상되는 것으로 나타났다(자가: 35.8; 차가: 21.1).

분석결과는 가구주 탄생코호트에 따른 주거소비면적의 편차를 보여준다. 세대 간 축적된 자산의 효과를 통제한 상태에서 가구주 탄생코호트에 따른 영향력을 추정한 결과 자가의 경우 모든 탄생년도 집단에서 1934년 이전 출생 집단에 비하여 주거소비면적이 작은 것으로 나타났다.

추정결과를 좀 더 자세히 살펴보면 베이비붐 직전세대(1945~1954년 생)은 1934년 이전 생 가구주들보다 6.5% 적은 주거소비를 유지하며, 베이비붐 세대(1955~1964년 생)은 9.0% 적은 주거소비를 유지하는 것으로 나타났다. 그러나 베이비붐 직후 세대(1965~1974년 생)는 1934년 이전 생들보다는 3.6% 적은 주거소비를 유지하고 있으나 베이비붐세대보다는 오히려 5.4% 많음을 알 수 있다. 차가의 경우는 베이비붐 세대 직전

10) 향상소득을 이용한 모델 3의 추정결과는 <부록 표 2>에 비교를 위해 제시하였다.

11) 상수항과 가구특성변수를 함께 도입한 추정결과는 <부록 표 2>에 제시하였으며, 결과는 모형의 설명력은 변화가 없으나 연령변수와의 상관성으로 인해 추정계수의 편이가 발생할 가능성이 높아 최종모형으로 선택하지 않았다.

12) 중간과정으로 연령변수의 도입없이 코호트변수 만 도입한 추정결과는 <부록 표 2>에 제시하였으며, 결과는 큰 차이를 보이지 않아 가구원 연령변수가 상당부분 가구의 연령효과를 담아내는 것으로 판단된다.

세대부터 이후 세대로 갈수록 점차적으로 주거소비면적이 증가하는 것으로 나타났다(그림 5).

분석결과는 탄생시점별 세대에 따라 주거소비 수준에 차이가 존재함을 보여주며, 베이비붐 세대의 경우 이전 세대에 비하여 주거소비의 수준이 낮게 나타나 이들의 노년기 주거소비는 그 이전세대의 소비에 미치지 못할 수 있음을 시사한다. 반면 차가의 경우는 자가와 달리 베이비붐 직전세대의 주거소비가 가장 낮고, 최근 세대로 올수록 주거소비가 꾸준히 증가하는 것으로 나타난다.

모형 0을 통해 기존의 전통적 주택수요모형과의 추정결과를 비교해보면, 가구원수와 가구주의 연령을 통해 주택수요를 추정하는 경우 모형의 RMSE는 자가 42.4, 차가 26.8로 나타나 가구원 연령변수와 소득, 비용 등 기초 특성만이 통제된 모형 1과 2에 비해서는 설명력이 높은 것으로 나타났다. 그러나 가구특성이나 가구주 코호트의 영향까지를 고려한 모형 3과 4에 비해서는 모형의 설명력이 낮은 것을 볼 수 있다.

이러한 결과는 기존의 M-W 모형이 인구연령 구조의 변화를 손쉽게 담아 장래주택수요를 추정할 수 있는 장점을 지닌 방법론이기는 하나 설명력이 우수한 모형은 아닐 수 있다는 점을 보여준다. 본 논문에서 제시하고 있는 복합적인 모형의 경우 전통적인 수요모형과 M-W 모형을 결합한 좀 더 일반적인 형태의 모형으로 최소한 과거 관측된 주거소비패턴을 좀 더 잘 설명하는 결과가 도출되었다고 판단된다.

VI. 결론 및 시사점

본 연구는 기존 M-W 모형의 한 시점에 고정된 연령대별 주택수요에 따른 추정방법론에 한계가 있음을 지적하고, 세대별 특성에 따른 주거소비의 편차를 고려할 수 있는 추정방법론을 제시하고자 하였다. 이에 기존 모형에 10년 단위의 탄생코호트 변수를 도입하고 비선형 함수형태의 주택수요 추정모형을 설정하였다. 추정모형을 통한 분석결과에 따르면 베이비붐 세대는 기타 요인이 모두 통제되었을 때 다른 세대에 비해 자가와 차가 모두에서 낮은 수준의 주거소비 수준을 유지하는 것을 확인할 수 있었다.

이러한 결과는 향후 베이비붐 세대의 노년기 진입 시 그 이전 세대가 유지하고 있는 수준보다는 낮은 수준의 주거소비를 나타낼 가능성이 있음을 시사한다. 또한 차가가구의 경우 베이비붐 이후 세대에서 주거소비 수준이 증가하는 것으로 나타나 장래 차가에 대한 수요증가 요인이 될 수 있음을 보여준다.

본 연구의 실증분석결과는 가구별 주택수요는 가구원의 연령대에 따른 요구소비량 외에도 가구주의 탄생코호트(세대)간 특성에 따른 세대효과, 즉 세대 간 편차가 존재함을 보여준다. 이와 같은 세대효과에 대한 고려 없이 장래 주택수요를 추정하는 경우 올바른 예측치를 제공할 수 없는 한계가 있다. 본 연구는 직접적으로 장래 주택수요 예측을 시도하지 않았으나 제시된 세대효과를 고려할 수 있는 장래수요추정과정이 개발될 수 있는 방향성을 제시했다는 의미를 지닌다.

다만 추정에 사용된 한국노동패널자료는 그 조사년수가 12년으로 인접 세대 간의 동일 연령대 중첩만이 관측될 수 있는 시계열 자료로 코호

트별 주택수요 편차에 대한 추정결과를 끈이끈대로 수용하기에는 한계가 있음을 밝힌다. 향후 노동패널 자료가 지속적으로 조사되어 장기시계열 자료가 축적된다면, 좀 더 질적으로 향상된 분석이 가능해질 것으로 판단된다. 본 연구는 그러한 신뢰성이 확보될 수 있는 분석방법론을 제시했는데 의의를 두고자 한다.

논문접수일 : 2013년 6월 13일
 논문심사일 : 2013년 6월 17일
 게재확정일 : 2013년 6월 27일

참고문헌

1. 김경환, “인구의 연령구조 변화와 주택수요 및 주택가격”, 「대한부동산학회지」 제17호, 대한부동산학회, 1999, pp.69-84
2. 김원년·조무상·양현석, “가계조사자료를 활용한 입주유형별 주택 수요추정에 관한 연구”, *Journal of the Korean Data Analysis Society*, vol.10 no. 5, 한국자료분석학회, 2008, pp.2741-2753
3. 김준형·김경환, “고령화와 주택시장: 은퇴 전후 주택소비 변화를 중심으로”, 「부동산학연구」 제 17집 제4호, 한국부동산분석학회, 2011, pp.59-71
4. 박천규·이수옥·손경환, “가구생애주기를 감안한 주택수요특성 분석 연구”, 「국토연구」 제60권, 국토연구원, 2009, pp.171-187
5. 신미림·남진, “서울시 1인가구의 주택수요 예측”, 「국토계획」 제46권 제4호, 대한국토·도시계획학회, 2011, pp. 131-145
6. 윤주현·김혜승, “주택수요구조분석 및 전망에 관한 연구”, 「국토연구」 제29권, 국토연구원, 2000, pp.51-65
7. 이창무·김미경, “세대(탄생코호트)효과를 고려한 장기주택수요 주장”, 한국고용정보원, 2012 노동패널 워크숍-일반세션, 서울대학교, 2012.10.29.
8. 이창무·박지영, “가구특성 고려한 장기주택수요 예측모형”, 「국토계획」 제44권 제5호, 대한국토·도시계획학회, 2009, pp.149-161
9. 정의철 ·조정진, “인구구조 변화에 따른 장기 주택수요 전망에 관한 연구”, 「국토계획」 제40권 제3호, 대한국토·도시계획학회, 2005, pp.37-46
10. 정창무, “맨큐-웨일 장기주택수요모형의 적정성 평가”, 「대한건축학회논문집 계획계」 제24

- 권 제2호, 대한건축학회, 2008, pp.245-252
11. 차경욱, “베이비붐세대 가계의 자산·부채상태 분석: 2006년과 2011년 비교”, 「한국가족자원경영학회지」 제16권 제3호, 한국가족자원경영학회, 2012, pp.153-176
12. 최성호·이창무, “비선형 Mankiw-Weil 주택수요 모형-수도권 지역을 대상으로-”, 「부동산학연구」 제16집 제1호, 한국부동산분석학회, 2010, pp.117-130
13. 통계청, “사회조사를 통해 본 베이비붐 세대의 특징”, 통계청보도자료, 2010.4.11.
14. 통계청, “2012 고령자통계”, 통계청 보도자료, 2012.9.27.
15. 황현정·심보람·임엽, “경기도 인구구조에 따른 주택수요 추정”, 「지역연구」 제25권 제4호, 한국지역학회, 2009, pp.107-121
16. Maclennan, Duncan, *Housing economics: An applied approach*, New York : Longman Ltd., 1982
17. Malpezzi, Stephen and Stephen K. Mayo, “The demand for housing in developing countries: Empirical Estimates from household data”, *Economic Development and Cultural Change* 35, 1987, pp.687-721
18. Mankiw, N. Gregory and David N. Weil, “The baby boom, the baby bust and the Housing Market”, *Regional Science and Urban Economics*, Volume19 Issue2, 1989, pp.235-258
19. Ohtake, Fumio and Mototsugu Shintani, “The effect of demographics on the Japanese housing market”, *Regional Science and Urban Economics*, Volume26 Issue2, 1996, pp.189-201
20. Swan, Craig, “Demography and the Demand for Housing: A Reinterpretation of the Mankiw-Weil Demand Variable”, *Regional Science and Urban Economics* Volume25 Issue1, 1995, pp.41-58

〈부록 표 1〉 향상소득 OLS 추정결과

변수	2차		3차		4차		5차	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
상수항	-3,093.66***	601.76	-1,544.20*	846.72	-4,252.80***	583.94	-1,934.81**	952.49
가구주연령	200.95***	24.17	136.61***	33.54	241.75***	23.18	166.87***	37.65
가구주 연령제곱	-2.13***	0.24	-1.63***	0.33	-2.51***	0.23	-1.84***	0.37
가구주성별(남성=1)	442.92***	135.46	695.16***	193.91	944.77***	133.52	974.60***	214.77
가구주 고졸이하	302.53***	106.63	321.16**	151.34	568.61***	104.21	203.39	172.43
가구주 2·4년제대졸	1,169.45***	129.87	508.55***	186.54	1,588.89***	125.50	1,019.40***	207.97
가구주 대학원졸이상 자산(100만원)	3,016.17***	281.42	2,608.16***	400.88	3,314.11***	265.12	1,699.16***	449.06
자산(100만원)	4.06***	0.22	6.29***	0.31	1.84***	0.13	5.06***	0.28
Adj.R2	0.2038		0.1732		0.2193		0.1477	
N	3,420		3,235		3,106		3,196	
변수	6차		7차		8차		9차	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
상수항	-5,776.53***	720.69	-3,892.82***	699.17	-4,565.67***	735.03	-5,999.59***	849.20
가구주연령	314.51***	28.50	235.82***	27.41	278.71***	28.72	333.32***	32.85
가구주 연령제곱	-3.18***	0.28	-2.43***	0.26	-2.88***	0.27	-3.30***	0.31
가구주성별(남성=1)	1,008.68***	154.66	899.96***	148.40	727.09***	151.47	781.35***	175.14
가구주 고졸이하	689.05***	136.57	553.60***	133.87	641.87***	141.85	612.76***	167.47
가구주 2·4년제대졸	1,710.69***	160.07	1,730.75***	158.23	1,622.80***	167.56	1,861.41***	197.06
가구주 대학원졸이상 자산(100만원)	3,059.71***	334.74	2,774.13***	315.39	2,616.49***	323.27	2,757.16***	374.18
자산(100만원)	2.43***	0.14	3.69***	0.17	3.30***	0.16	2.97***	0.16
Adj.R2	0.2007		0.2455		0.215		0.1766	
N	3,593		3,722		3,805		3,981	
변수	10차		11차		12차		13차	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
상수항	-4,496.56***	882.46	-4,716.94***	672.72	-4,405.01***	620.34	-6,189.31***	641.29
가구주연령	285.51***	33.81	299.60***	25.77	271.37***	23.62	332.40***	24.40
가구주 연령제곱	-2.92***	0.32	-3.12***	0.24	-2.79***	0.22	-3.16***	0.23
가구주성별(남성=1)	885.82***	176.78	895.62***	132.72	626.90***	128.82	1,047.62***	128.59
가구주 고졸이하	336.60*	173.26	572.23***	134.18	642.14***	133.01	831.83***	136.61
가구주 2·4년제대졸	1,514.63***	204.16	1,673.45***	156.06	1,641.86***	155.13	2,379.80***	152.74
가구주 대학원졸이상 자산(100만원)	2,635.00***	380.99	2,791.84***	288.92	2,643.03***	294.45	3,715.66***	273.44
자산(100만원)	3.19***	0.15	2.72***	0.11	3.16***	0.13	0.16***	0.03
Adj.R2	0.1914		0.2631		0.2072		0.1599	
N	4,055		4,246		5,422		4,488	

***, **, * 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의

〈부록 표 2〉 주택수요모형 추정 결과

Variables	자가				차가			
	model3-1	model3-2	model4-1	model5	model3-1	model3-2	model4-1	model5
	Coef.							
상수항		8.386**	7.903**	7.904**		6.727**	7.199**	7.784**
d0019	0.772**	0.011**	-0.011**	-0.015**	0.283**	-0.030**	0.110**	-0.030**
d2024	0.929**	0.110**	0.035**	0.034**	0.385**	-0.061**	0.104**	-0.070**
d2529	1.293**	0.147**	0.069**	0.069**	0.580**	0.024**	0.333**	0.043**
d3034	1.728**	0.269**	0.212**	0.207**	0.616**	0.150**	0.496**	0.196**
d3539	1.761**	0.284**	0.269**	0.264**	0.577**	0.078**	0.521**	0.259**
d4044	1.754**	0.201**	0.301**	0.294**	0.531**	0.052**	0.642**	0.396**
d4549	1.804**	0.254**	0.412**	0.408**	0.513**	0.079**	0.723**	0.510**
d5054	1.879**	0.440**	0.506**	0.502**	0.465**	0.191**	0.805**	0.644**
d5559	1.925**	0.507**	0.390**	0.388**	0.495**	0.308**	0.951**	0.863**
d6064	1.927**	0.586**	0.358**	0.356**	0.578**	0.561**	1.017**	0.968**
d6569	1.647**	0.691**	0.502**	0.524**	0.503**	0.598**	1.000**	0.778**
d7074	1.771**	0.762**	0.480**	0.498**	0.502**	0.535**	0.825**	0.654**
d7579	1.845**	0.713**	0.512**	0.522**	0.509**	0.628**	1.103**	0.923**
d8000	1.751**	0.413**	0.458**	0.461**	0.442**	0.576**	1.053**	0.889**
bd1_0039	1.885**	0.010**		-0.006**	1.095**	-0.140**		0.006**
bd1_4064	1.770**	0.014**		0.042**	1.347**	-0.089**		-0.030**
bd1_6500	3.003**	0.044**		-0.007**	2.742**	0.029**		-0.013**
bd2_0039	0.509**	-0.064**		-0.020**	0.440**	0.014**		0.069**
bd2_4064	0.583**	0.005**		-0.004**	0.450**	-0.088**		0.134**
bd2_6500	1.019**	0.017**		-0.009**	0.910**	-0.023**		0.164**
hb193544			-0.019**	-0.021**			-0.011**	-0.154**
hb194554			-0.066**	-0.069**			-0.062**	-0.078**
hb195564			-0.092**	-0.094**			-0.050**	0.066**
hb196574			-0.040**	-0.040**			0.021**	0.002**
hb197584			-0.020**	-0.018**			0.075**	-0.057**
hb198510			-0.200**	-0.194**			0.085**	-0.028**
income	0.366**				0.497**			
expense		0.063**	0.046**	0.047**		0.194**	0.171**	0.170**
asset		0.268**	0.344**	0.344**		0.182**	0.192**	0.191**
cost1)	-0.037**	-0.158**	-0.257**	-0.257**	-0.085**	-0.183**	-0.213**	-0.212**
N2)	28,076	25,519	23,757	23,757	18,264	16,127	15,654	15,654
Root MSE	44.35	37.72	35.78	35.78	27.40	22.32	21.16	21.07

1) 주택의 가격에 대한 탄력성임.

2) 모형별 사용되는 변수에 따라 결측치가 존재하여 실제 분석에 사용된 표본수가 달라짐.

** : 통계적 유의도 5% 이내.