

## APC모형에 기초한 가구주율 분석\*

## An Analysis of Household Headship Rates based on APC Model

곽 하 영 (Ha-Young Kwak)\*\* · 유 명 한 (Myeong-Han Yu)\*\*\* · 이 창 무 (Chang-Moo Lee)\*\*\*\*

## 〈 Abstract 〉

Identifying the headship rates that represent the number of households and composition trend is very important in predicting the housing demand based on the household. This study identified that the headship rates depend not only on the life cycle and period effect, but also on the birth cohort effect using APC(Age-Period-Cohort) model. Also, we measured how the differentiation of households, which has been mainly discussed in terms of demography, is influenced by economic factors such as purchasing power and housing price.

The cohort effect of total headship rates maintained a high level from 1926~35 cohort to the peak at 1936~45 cohort, and there was a steady decline in the subsequent cohorts. This suggests that when entering the same age bracket from 1936~45 cohort, there exists a decrease in the housing need levels comparing with the preceding generation. As for the gender, men increased until the peak cohort of 1936~45, and then gradually decreased. Women increased until the first peak at 1926~35 cohort, then decreased until 1956~65 cohort, and showed a rising trend toward the recent cohort.

Purchasing power and housing cost have a positive (+) and negative (-) effect on the total headship rates. While income and housing prices have significant effect on male household differentiation, only housing prices have a significant negative (-) effect on female headship rates. The results that changes in purchasing power and housing market do not account for the time effect suggest that other social and cultural conditions besides economic factors closely related to the independent housing lead to the changes of the household differentiation.

키워드 : 가구주율, APC 모형, 탄생코hort효과, 소득, 주거비용

Keyword : Household Headship Rates, Age-Period-Cohort Model,  
Birth-Cohort Effect, Income, Housing Cost

\* 이 논문은 2017년 주택학회 상반기 학술대회에서 발표한 “APC모형에 기초한 성별에 따른 가구주율 분석”를 일부 수정·보완한 것임

\*\* 한양대학교 도시공학과 박사과정, k2hayoung@hanmail.net, 주저자

\*\*\* 한양대학교 도시공학과 박사과정, famous\_yu@naver.com, 공동저자

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

## I. 서론

최근 우리나라는 출산율의 저하 및 고령화 추세와 같은 다양한 인구현상으로 가구의 총량 뿐 아니라 가구 구성원의 수, 성, 연령 등 가구의 규모나 구조도 빠르게 변화하고 있다. 통계청(2017)의 장래가구추계에 따르면 총 가구 수는 2015년 1,901만 가구에서 2043년 2,234만 가구를 정점으로 감소할 것으로 전망하고 있으며, 1인 가구가 전체가구 중 차지하는 비중은 2015년 27.2%에서 2045년에는 36.3%로 증가할 것으로 예측하고 있다. 또한 노령화 추세에 따라 가구주가 65세 이상인 고령자 가구는 2015년 전체가구의 19.3%에서 2045년 47.7%로 증가할 것으로 전망하고 있다.

가구는 주거소비의 독립적인 단위인 관계로 가구수 변화를 예측하는 것은 장래주택수요를 추정하는 기본이 되며, 이밖에도 다양한 분야의 장래 시나리오 분석에 필수적인 기초통계로 활용되고 있다. 현재 통계청의 장래가구추계는 기본적으로 가구주율법에 기초하고 있다. 여기서 가구주율이란 연령대별 가구주의 수를 그 가구주가 속해 있는 연령대의 인구로 나눠 얻은 값으로 시계열적인 자료의 축적이 이루어지는 경우 가구구성의 변화 특성을 가장 잘 살펴볼 수 있는 지표로 활용되고 있다.

지금까지 국내에서 가구주율에 대한 근본적인 연구는 제한적인 가운데, 대표적으로 김유경(1995)의 연구는 가구분화의 양상을 나타내는 가구주율이 기본적으로는 생애주기에 따라 연령대별로 변화하는 패턴을 나타내나, 이러한 연령별 가구주율이 시간의 흐름에 따라 변화하고 있음을 제시하였다. 하지만 관련 연구들이 간과한 점은 가구분화 특성이 동시대에 유사한 사건을 공통으로 경험한 동일한 출생코호트 내에서는 공유되나 출생코호트별로는 차별화될 수 있다는 점이다. 예를 들어, 안정적인 인구변화 및 저시경제 상황을 경험한 베이비붐 이후 세대는 인구 및 경제의 급성장기를 경험한 베이비붐 이전 세대와 구별되는 가구형성 및 분화에 대한 선호도를 나타낼 수 있다.<sup>1)</sup>

이러한 인구통계학적인 요인 이외에 각 시점별로 변화하는 소득과 주거비용이 독립적인 주거단위를 구성하는 가구의 형성에 영향을 미칠 수 있다. 기존의 가구형성에 관한 경제적

1) 관련 연구로, 정순돌 외(2015)는 베이비붐세대가 전통적 가족주의와 서구적 개인주의 등 상반되는 가치와 문화를 동시에 겪으면서 사회적 역할, 세대 관계 등에서 이전 세대와는 구별되는 사고방식과 태도를 가지고 있음을 논하였다.

요인에 대한 연구는 대부분 특정 연령대인 청년층에 초점을 두거나 혼인율 및 출산율을 중심으로 논의되어 왔다(정의철, 2012; 박윤철, 2017). 최근 국내에서 주택수요 예측에 대표적으로 사용되는 Mankiw and Weil 모형(1989, 이하 M-W모형)은 소득과 주거비용의 영향력을 내재화하는 방향으로 발전되어 왔으나 주로 주거소비면적 종속변수로 분석이 이루어졌다. 이렇게 산정된 주거면적 단위의 주택수요를 호수 단위의 주택수요로 전환하기 위해서는 호당 주거면적의 선택이 필요하다. 그러나 적지 않은 경우 원단위인 호당 주거면적의 선택이 합리적으로 이루어지기 어려운 한계가 존재한다.

이런 간접적인 호수 단위의 주택수요추정 방식에서 탈피하여 직접적으로 호수 단위의 주택수요를 추정할 수 있는 방법으로 가구수의 추정에 주택수요를 추정할 때 이용되는 경제변수를 도입하여 분석하는 것이다. 그러나 가구수 추정에 기본이 되는 현상인 가구형성을 종합적으로 설명하는 가구주율과 경제적인 요인인 소득과 주거비용의 관계를 살펴본 연구는 전무하다. 이에 본 연구는 전 연령층을 포괄하는 가구주율의 결정요인을 출생코호트 효과와 경제적인 요인을 복합적으로 도입할 수 있는 APC(Age, Period, Cohort) 모형의 틀 안에서 분석하고자 한다. 이는 향후 가구수 단위의 장래 주택수요추정방법론을 개발하기 위한 기초연구로서의 성격을 부여할 수 있을 것이다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 먼저 II장에서는 기존의 가구주율에 대한 논의를 간략하게 설명하고 주택수요추정모형과 가구추계방법에 대한 선행연구를 검토한다. III장에서는 APC모형의 이론적 개념을 정리하고 논문의 실증분석 모형을 설명한다. IV장에서는 분석에 사용한 자료의 기초통계 및 APC모형을 이용한 분석 결과를 제시하고 의미를 해석한 후, V장에서 결론 및 함의에 대해 논의한다.

## II. 선행연구의 고찰

먼저 연구의 목적을 확실히 하고자 몇 가지 용어에 대한 개념을 설명하고자 한다. UN(1958)의 정의에 의하면 가구는 '생계활동을 공동으로 하는 사람 혹은 사람들의 사회경제적 단위'이고 가족은 '결혼과 혈연 혹은 입양을 통해 일정한 정도 이상의 관계를 맺고 있는 가구원'을 뜻한다. 현실적으로 가족은 취업, 취학 등의 이유로 인해 함께 거주하지 않는 경우가 많아 동일한 거처에 거주하고 있는 가구가 실질적인 주택소비의 기본단위가 된

다(장영식 외, 1998). 가구주는 ‘호주 또는 세대주와는 관계없이 가구를 실질적으로 대표하는 사람을 말하며, 혈연관계가 없는 사람끼리 모여 사는 경우에는 그 중 한 사람(통계청 2017)’을 의미한다. 우리나라는 현재 가구주율(대상인구 중 가구주가 되는 비율)의 장래변동수준을 추계하고 이를 장래추계인구에 적용하여 장래가구를 산출하고 있다. 즉, 대상인구에 해당 가구주율이 곱해져서 추정된 가구 수는 곧 주택의 소요량<sup>2)</sup>이 되므로 가구주율은 인구와 주택 수를 이어주는 연결고리로 작용할 수 있다(Moonie, 2013). 다만 주택시장에는 1가구가 2주택 이상을 보유한 다주택자가 존재하고 원활한 임차인의 이동을 위해 어느 정도의 자연공실률이 요구된다는 점을 고려할 때, 호수 단위의 주택수가 반드시 가구수와 동일한 것은 아니지만 주택을 소비하고자 하는 가구의 수와 직결되는 것은 분명하다.

가구주율의 결정요인에 관한 연구로 Smith et al.(1984)는 1960~80년 동안의 캐나다, 프랑스, 영국, 미국의 가구주율을 대상으로 조사한 결과 가구주율이 상당히 증가한 것을 확인하였고, 특히 비가족 가구주율의 급격한 상승은 소득의 증가와 임대주택비용의 감소에 따른 주택구매력 증가에 기인한 것임을 밝혔다. Skaburskis(1994)는 캐나다 1986년 센서스 자료를 사용하여 기대소득과 주택비용의 지역적 차이가 연령집단별 가구분화에 미치는 영향을 분석하였고, 이러한 경제적 요인이 지역간 가구주율 및 가구구성의 차이로 이어질 수 있음을 주장하였다. 이처럼 국외의 경우 가구주율과 관련해서 경제적 요인과 결부하여 검토한바가 있지만 국내에서는 아직까지 가구주율 추세를 단순히 혼인상태, 연령과 시간흐름의 관점에서 해석하는데 그치고 있다. 경제적 변수가 가구형성 결정에 미치는 영향을 분석할 수 있다면 장래가구수가 장래주택의 소요량이 된다는 점에서 가구주율의 개념을 도입할 주택수요추정방법의 개발이 가능할 것으로 판단된다.

장기주택수요 추정 관련 연구는 M-W모형이 제시된 이후 연령별 인구구조의 변화에 기초하여 이루어져 왔다. 이후 주택수요를 구성하는 요소가 다양함에도 불구하고 인구연령구조에만 기반한 M-W모형의 문제를 제시하고 모형을 수정하거나 소득과 비용 등의 요인을 추가하여 분석한 연구들이 다수 있었다(Engelhardt and Poterba, 1991; Hendershott, 1991; Swan, 1995). 국내에서도 정의철·조성진(2005)의 연구는 M-W 모형에 주거비용과 항상소득을 추가적으로 도입하였고 이창무·박지영(2009)의 연구는 가구유형의 변화를

2) 일반적으로 예산조건하에서 효용극대화에 근거한 주거소비량을 주택수요로 정의하고 있으며, 주택소요는 시장경제원리를 적용하지 않은 상태에서 각 가구별로 “기본적으로 필요한 주거소비량”으로 정의할 수 있다(정의철, 2002).

고려하고자 1인, 2인 가구의 영향력을 살펴보았다. 최성호·이창무(2010)는 M-W 모형에서 인구학적 요인들과 소득이나 비용, 가구원 수와 같은 가구단위의 영향요인간의 관계를 선형으로 가정할 시 연령효과에 대한 추정상의 편의를 보완하기 위해 가구단위 요인이 연령대별 가구원 기초수요에 동일한 가중치(비율)로 영향을 미치는 구조의 비선형 형태의 모형을 사용하였다. 이창무·김미경(2013)은 M-W 모형이 기초한 특정 시점의 연령대별 주거소비가 시간이 지남에도 일정하게 유지된다는 전제의 한계를 지적하고, 가구원의 연령대에 기초한 연령효과에 탄생코호트 변수를 결합한 비선형모형을 추정하였다.

다수의 수정·보완된 M-W 모형을 통해 한 시점에서 관측되는 연령대별 주거소비 양상이 시점에 따라 변화한다는 것을 인식할 수 있는데, 이는 기본적으로 관측 시점의 연령대별 주거소비 패턴에 연령대에 해당하는 탄생코호트별 선호도의 편차가 내재되어 있기 때문이다. 이러한 코호트효과는 시간적 차원을 구성하는 연령효과와 시점효과를 동시에 통제할 때 합리적으로 개별효과를 파악하는 것이 가능하다. 이창무 외(2017)는 이에 적합한 APC(Age-Period-Cohort) 분석 구도를 주택수요 분석에 도입하여 장래주택수요 추정을 시도하였다.

가구의 형성과 해체에는 출산, 사망, 혼인 등의 인구학적인 요소뿐 아니라 개인의 가치기준 변화와 같은 개인적 요인, 경제활동과 정책변화 등 사회·경제의 변화와 같은 구조적 요인 등이 복합적으로 작용하기 때문에 장래가구수를 정확히 예측한다는 것은 쉽지 않다. 각종 가구추계기법 중 우리나라는 미국에서 1930년 센서스를 토대로 가구예측을 시행한 이후 각국에서 널리 사용되고 있는 가구주율법을 이용하여 가구수를 추계하고 있다. 가구주율법에서는 성, 연령, 혼인상태별 인구추계자료를 근간으로 각 특성별 가구주 비율을 산출해 낸 다음, 인구와 가구주율을 곱하여 각 특성별로 가구수를 계산하며, 이는 식 (1)과 같다(김형석, 2002).

$$H^s(x,t) = \sum_m P^s(m,x,t) \times h^s(m,x,t) \quad (1)$$

여기서  $H^s(x,t)$ 는 가구주의 성  $s$ , 연령  $x$ , 연도  $t$ 의 가구수,  $P^s(m,x,t)$ 는 성  $s$ , 혼인상태  $m$ , 연령  $x$ , 연도  $t$ 의 인구,  $h^s(m,x,t)$ 는 성  $s$ , 혼인상태  $m$ , 연령  $x$ , 연도  $t$ 의 가구주율

을 의미한다. 이러한 추계작업은 비록 인구추계치를 사용하기 때문에 인구구조의 변화를 잘 반영할 수 있다는 강점을 지니고 있긴 하지만 대상인구 추정부터 혼인상태별 인구 추계를 거쳐 혼인상태별 가구주율 추정까지 단계별로 복잡한 절차를 요한다(김유경, 1995).

본 연구는 주택수요 및 가구수추정 방법 개선의 목적에서 가구주율에 대한 개념을 보완하기 위해 시간적 차원을 구성하는 연령, 코호트, 시점의 구도에서 종합적으로 분석하고자 한다. 아울러 상호관계를 지닌 APC의 독자적인 효과를 분리하고, 또한 연령효과와 경제적 요인(소득, 주거비용)을 동시에 도입하는 경우 발생하는 편의의 문제를 해결하기 위해 최근 주택수요추정에 사용된 비선형 APC 모형을 도입하여 가구주율의 결정기제를 분석하고자 한다.

### III. 분석모형

#### 1. APC(Age-Period-Cohort) 분석의 개념

세대라는 말로 쓰이고 있는 탄생코호트는 특정 시점에 태어나 동일한 생애주기 단계에서 비슷한 사회화 과정을 경험한 집단을 의미하며, 동일 코호트 구성원들은 다른 코호트와 차별화된 사고방식이나 가치관 및 행위양식을 지닌다(이지연·김소현, 2010; 최성호·허윤경, 2016). Ryder(1965)는 새로운 코호트가 생애주기의 각 주요 시점에 도달함에 따라 사회전체가 그것을 동화시키면서 변해가게 됨으로, 사회현상을 이해하는데 세대라는 요인에 주목해야 함을 역설하였다. 횡단면 분석의 경우 특정 시점에 관측된 가구주율이 생애주기에 따른 효과인지, 동일한 시기에 태어난 코호트의 효과인지, 시기효과인지 분명히 밝힐 수 없는 한계를 가지고 있다. 따라서 연령, 코호트, 시기의 시간 효과를 포함한 종단면 분석 방법인 APC 모형을 통해 가구주율 변동의 요인을 세 가지 축에서 살펴볼 필요가 있다(김수정, 2015).

그러나 APC를 구성하는 효과는 긴밀하게 상호작용하고 있어 각 효과를 실증적으로 구별하기가 쉽지 않다. 다시 말해, 시간적 변화를 설명하는 세 가지 구성요소 중 두 개 효과의 값이 고정되면 나머지 한 효과의 값이 연동되어 결정되는 식별의 문제(identification problem)가 존재하여 일반 선형 모형으로 APC 개별효과를 동시에 분리해내는 것은 통계

적으로 불가능하다(Browning et al., 2012). 이를 해결하기 위한 다양한 방법론이 사회 및 인구통계학적 연구 분야에서 모색되어왔고 최근에는 Intrinsic Estimator라는 새로운 기법이 등장하기도 하였지만, 여전히 고전적인 식별문제를 해결하는 일반화된 해법은 존재하지 않는다(Yang et al., 2004).

이러한 선형결합으로 추정할 시 발생하는 편의 문제를 해결하고자 최근 M-W모형에 시도된 비선형모형의 적용은 APC 효과의 식별문제를 극복할 수 있는 개념적인 틀을 제시할 수 있다(이창무 외, 2017). 본 연구에서는 연령, 시점, 코호트 세 효과를 분리하기 위해  $A \times P \times C$ 의 비선형에 기초한 함수의 형태를 선택한다. 비선형적인 관계 설정은 단순히 기술적인 문제를 해결하고자 하는 임의의 선택이기보다는 가장 근본이 되는 가구주율 영향요인은 연령으로 대표되는 생애주기가 가장 큰 변화가 발생하는 요인이라는 가정에 기초한다. 여기서 탄생코호트효과와 시간효과는 그런 내재된 생애주기 패턴을 부분적으로 조정하는 요인으로 고려된다.

또한 기술적으로도 선형모형을 선택했을 때 우려스러운 부분은 가구주율에 큰 차이를 보이는 청년층과 중년층간에 코호트효과나 시간효과가 수준차이로 측정된다는 점이다. 이는 동일한 수준의 코호트효과와 시간효과는 가구주율이 낮은 청년층에는 과도하게 가구주율이 높은 중년층에는 과소하게 측정될 수 있다는 문제점이 존재한다. 이러한 문제를 해결할 수 있는 선택은 연령대별로 격차가 큰 생애주기별 가구주율이 코호트나 시간효과에 의해 일정 수준이 아닌 일정 비율로 조정된다고 가정하는 것이다. 이어지는 섹션 2의 가구주율 자료의 기초분석에서 그런 선형적인 관계가 아닌 비율적인 관계를 관측할 수 있다.

## 2. 가구주율 자료에 기초한 코호트효과

1985년부터 2015년까지 30년 동안의 통계청 전국 가구주율 자료를 활용하여 성별에 따른 가구주율의 코호트효과를 살펴보고자 한다. 먼저 <표 1>을 보면 성별에 관계없이 총 가구주율이 시간이 지남에 따라 상승하는 추세를 통해 전반적으로 인구의 성장속도보다 가구의 성장속도가 빠르다는 것을 알 수 있다.

같은 연령대에서 관측되는 가구주율의 차이를 코호트효과와 한 단면으로 파악하기 위하여 5년 간격의 연령대별 가구주율의 평균값(2개년도)을 작도하면 <그림 1>과 같은 그래프를 얻을 수 있다. 여기서 각 코호트의 연령대별 가구주율 패턴에는 부분적으로 시간효

〈표 1〉 연령 및 성별 가구주율, 1985-2015

(단위 : 인구100명당 가구주수)

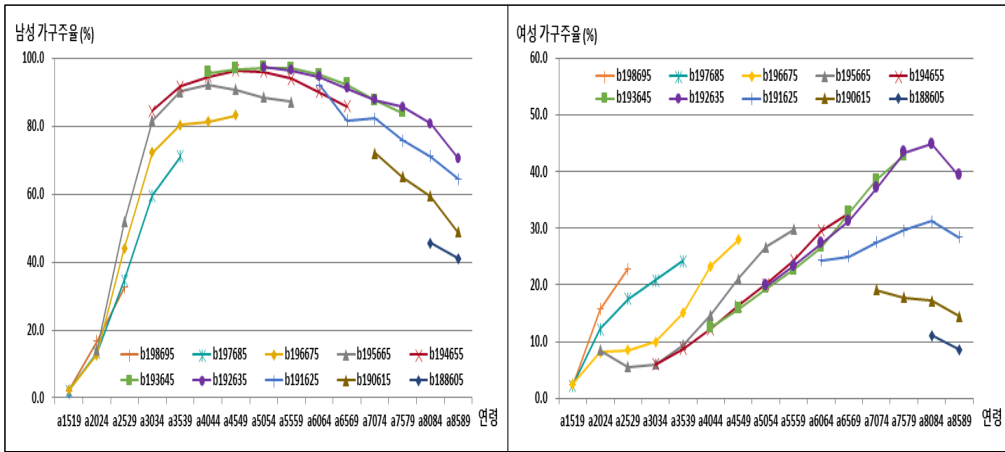
	남성							여성						
	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2015	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2015
계	41.9	46.1	50.8	52.9	55.3	56.3	56.5	7.6	8.4	9.8	11.7	15.0	18.9	23.0
15-19	2.8	2.0	2.2	2.2	2.3	2.1	2.1	2.7	2.2	2.3	2.3	2.5	2.3	2.4
20-24	14.1	11.9	13.5	12.3	14.4	16.2	17.4	8.5	7.2	9.0	10.6	13.8	15.2	16.2
25-29	53.2	50.5	47.2	41.0	35.3	34.0	32.5	5.2	5.7	7.1	9.8	15.6	19.6	22.9
30-34	84.6	81.8	81.7	76.4	68.0	61.5	57.8	6.0	5.8	6.1	7.9	12.0	17.1	24.4
35-39	92.3	90.9	91.1	89.3	83.9	76.9	71.1	8.8	8.5	8.7	10.0	12.6	17.5	24.3
40-44	95.7	94.3	94.8	93.6	90.9	84.7	77.9	12.5	12.1	12.3	13.8	15.6	20.5	26.2
45-49	97.1	96.2	96.5	95.7	93.6	89.0	83.1	15.8	15.8	15.9	16.7	18.9	23.2	28.0
50-54	97.4	97.0	97.4	96.7	95.2	91.0	86.0	19.8	19.1	19.7	19.6	20.7	24.6	29.0
55-59	96.1	96.6	97.2	96.6	95.7	92.2	87.1	23.5	23.2	22.8	22.6	23.2	25.6	29.8
60-64	92.0	94.0	95.1	94.9	95.0	92.3	87.4	24.4	27.4	27.1	25.9	27.2	28.3	30.9
65-69	74.4	89.0	90.7	91.5	93.0	91.4	85.9	22.5	27.7	31.2	31.4	32.2	33.3	32.8
70-74	72.1	80.8	83.5	85.9	89.6	89.6	85.6	19.1	24.5	30.5	35.5	38.6	39.0	38.0
75-79	59.9	70.1	73.3	78.2	84.4	86.7	84.0	15.5	20.1	25.7	33.7	41.9	44.9	42.9
80-84	45.6	58.5	60.3	66.5	75.7	80.7	80.9	11.1	15.2	19.2	25.9	36.6	44.4	45.3
85 +	35.7	46.4	46.7	50.8	60.7	68.3	72.6	7.8	10.8	12.5	16.4	24.2	32.6	39.3

자료: 통계청

과가 내재되어 있지만 시간의 효과를 배제하고 같은 연령대에 진입한 코호트 간의 가구주율을 수준에 초점을 두고 해석하고자 한다. 우선 남성의 경우 1926~35년생(b192635)은 1916~25년생(b191625)에 비해 동일 연령구간(60~89세, a6064~a8589)에서 높은 가구주율을 나타낸다. 반면 1936~45년생(b193645)은 1926~35년생과 동일 연령구간(50~79세, a5054~a7579)에서 유사한 수준의 가구주율을 나타낸다. 유사한 방식으로 비교하면 1956~65년생은 1946~55년생에 비해 45세 이상의 연령부터 눈에 띄게 낮게 나타났다. 1966~75년생과 1976~1985년생은 직전 코호트에 비해 가구주율이 동일 연령구간에서 상당히 낮은 현상을 관측할 수 있다.

여성의 경우에 있어서는 1926~35년생이 1916~25년생에 비해 큰 폭의 격차로 높은 가구주율을 보였고 이에 반해 1936~45년생은 1926~35년생과 비슷한 가구주율을 나타내고 1946~55년생까지도 1936~45년생과 유사한 수준을 보였다. 1956~65년생 이후 코호트





(그림 1) 남성과 여성의 연령별 가구주율(출생코호트 구분)

부터는 그 직전 코호트와 비교했을 때 중첩되는 연령층에서 가구주율의 증가가 명확하게 관측되었다. 이로써, 남성과 여성의 가구주율 추세가 연령의 증가에 따라 연속적으로 변화할 뿐 아니라 동일 연령대에서도 탄생코호트별로 차이를 나타냄을 확인할 수 있다.

이와 같은 코호트별 생애주기에 따른 가구주율의 변화 추이를 살펴보았을 때 주목할 점은 코호트별 가구주율 차이가 연령대간에 동일한 수준이 아니라는 점이다. 오히려 가구주율이 낮은 청년기에는 작은 수준 차이를, 가구주율이 높은 중년기에는 큰 수준 차이를 보이고 있다. 이러한 관측은 연령효과와 코호트효과를 선형으로 분리하는 경우 연령대별로 편이가 크게 발생할 수 있음을 보여준다. 따라서 내재된 연령대별 생애주기 패턴이 탄생코호트간에 비올라서 조정되는 비선형함수의 선택이 그러한 편이를 줄여줄 수 있는 선택이 될 수 있을 것으로 판단된다. 다만 이런 선택이 완벽하다고는 볼 수 없으며, 향후 코호트와 시점에 따른 차별성을 보다 더 유연하게 반영할 수 있는 방법론의 발전이 여전히 필요할 것으로 판단된다.

### 3. 실증분석모형

이론적 모형에 대한 전개는 한 시점에서 관측되는 가구주율이 세 가지 시간적 요소의 결합으로 형성된다는 가정에서 비롯된다. 먼저 개인이 특정 시점에 가구주가 될 확률은 기

본적으로 생애주기에 따라 달라지게 된다. 일반적으로 청년층에서는 대부분 가구의 구성원이었다가 장년층이 되면서 혼인을 통해 새로운 가정을 가지거나 기존 가구에서 독립하여 가구주가 되고 나이가 들면서 서서히 가구주에서 이탈하게 되는 과정을 보일 것으로 예상된다. 즉, 시간에 따른 선호체계(가족가치관, 결혼의향 등)의 변화나 경제발전이 나타나지 않는 정체된 사회에서 개인  $i$ 이 연령  $j$  변화에 따라 가구주가 될 확률 패턴  $HR(i|j)$ 이 존재한다고 가정하자. 이러한 개인의 연령에 따른 가구주가 될 확률을 특정 함수  $f(j)$ 의 형태로 설정할 수 있고, 좀 더 유연한 패턴을 수용하기 위해 연령대별 더미변수  $D_j(i)$ 를 도입할 때, 이는 식 (2)와 같으며 여기서  $a_j$ 는 연령효과,  $D_j(i)$ 는 연령더미를 의미한다.

$$HR(i|j) = f(j) = \sum_j a_j D_j(i) \quad (2)$$

그러나 정체되지 않은 사회에서는 각 탄생코호트별로 생애주기 동안 겪은 경제성장과 선호체계의 변화에 따라 연령변화에 따른 가구분화 패턴이 차별화된다. 예를 들어, 급속한 경제성장을 경험하여 많은 부를 축적한 세대는 그렇지 않은 세대에 비해 가구를 형성하는데 자유로울 수 있으며, 독립적이고 개인주의적 가치관을 갖도록 교육받은 이른바 ‘고학력 세대’의 젊은 여성들은 전통적 가치관을 가진 이전 세대보다 이른 시기에 가족을 떠나 단독 가구를 형성할 가능성이 높을 것이다. 즉, <그림 1>에 나타난 코호트효과 패턴을 반영하면 코호트( $k$ )별 연령 증가에 따른 가구주가 될 확률 패턴  $HR(i|j,k)$ 이 축적된 자산의 정도 및 선호체계의 차이에 따라 일정한 비율로 영향을 받는다고 가정할 수 있다. 이는 식 (3)과 같이 표현 가능하고, 여기서  $f_{k=0}(j)$ 는 기준 세대( $k=0$ )의 연령대별 가구주 확률,  $c_k$ 는 기준 코호트대비 코호트  $k$ 의 가구주 확률 조정비율(코호트효과),  $D_k(i)$ 는 탄생코호트 더미를 의미한다.

$$HR(i|j,k) = f_{k=0}(j) \left[ 1 + \sum_k c_k D_k(i) \right] \quad (3)$$

셋째로, 특정시점에서 관측되는 각 연령대의 인구가 가구주가 될 확률은 해당 시점의 거

시적 상황(실업률, 경제성장률 등)에 영향을 받게 됨을 가정할 수 있다. 주요한 사회적 사건이나 경제적 충격 등의 발생은 단기적으로 모든 연령층(동시에 모든 코호트)의 가구분화 행태에 영향을 미치고 단기적인 사회·경제적 상황은 누적되어 결과적으로 탄생코호트별 소득 수준이나 가구분화에 대한 의사결정의 차이를 구성하게 된다. 즉, 단기적인 시점( $t$ )의 상황이 전 연령대의 가구분화 조정에 일정한 비율로 영향을 미친다고 가정할 수 있다. 시점에 따라 차별화된 가구주 확률을 반영하기 위해  $p_t$ (기준 시점 대비 시점  $t$ 의 가구주 확률 조정비율, 시점효과)를 고려하면 식 (4)와 같고, 여기서  $D_t(i)$ 는 시점더미이다.

$$HR(i|j,k,t) = f_{k=0,t=0}(j)[1 + \sum_k c_k D_k(i)][1 + \sum_t p_t D_t(i)] \quad (4)$$

이론적 모형에서는 개인이 가구주가 될 확률에 기초하여 논의를 설명하였지만, 이를 측정하기 위해서 본 연구는 평균적인 가구주율, 즉 특정 시점( $t$ )에서 관측되는 시·도( $l$ )별 연령( $j$ )별 가구주율  $\overline{HR}(l,j,t)$ 을 관측단위로 설정하였다. 이러한 구도에서 가구주율이 지니는 연령효과(Age, A), 세대효과(Cohort, C), 시간효과(Period, P)를 분석하기 위해 독립변수의 구성과 추정모형에 따라 총 5개의 모형을 추정하였고 기본적인 APC 추정모형은 식 (5)와 같다.

$$\overline{HR}(l,j,t) = [\sum_j a_j D_j(l,j,t)][1 + \sum_k c_k D_k(l,j,t)][1 + \sum_t p_t D_t(l,j,t)] + \epsilon_{l,j,t} \quad (5)$$

여기서  $D_j(l,j,t)$ ,  $D_k(l,j,t)$ ,  $D_t(l,j,t)$ 는 각각 연령더미, 코호트더미, 시점더미를 뜻하고,  $\alpha_j$ ,  $c_k$ ,  $p_t$ 는 각각 연령효과, 코호트효과, 시점효과를 의미한다. 순차적으로 ‘모형 1’에서는 가구주의 연령만을 고려하였고, ‘모형 2’에서는 가구주의 연령과 탄생코호트를 도입하였다. ‘모형 3’은 각 효과가 모두 상호통제 되도록 가구주의 연령, 탄생코호트, 시점을 도입한 APC 기본모형이 된다. 추가적으로 가구주율 추세의 소득, 주거비용, 혼인율의 차이에 따라 영향을 받을 것으로 예상할 수 있다. 이를 콥-더글라스(Cobb-Douglas) 함수형태<sup>3)</sup>를 적용하여 시·도별 소득  $I(l,t)$ , 시·도별 주거비용  $P(l,t)$ , 시·도별 혼인율

$M(l,t)$ 을 설명변수로 도입하면, 식 (6)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\overline{HR}(l,j,t) = \left[ \sum_j a_j D_j(l,j,t) \right] \left[ 1 + \sum_k c_k D_k(l,j,t) \right] [I(l,t)]^\alpha [P(l,t)]^\beta [M(l,t)]^\gamma + \epsilon_{l,j,t} \quad (6)$$

여기서  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$ 는 각각 가구주율에 대한 소득, 주거비용, 혼인율에 대한 탄력성으로 이해할 수 있다. 위와 같은 추정식은 선형화가 불가능한 함수형태로 본 분석에서는 오차항의 제곱의 합을 최소화하는 비선형 최소자승법(Nonlinear Least Square)을 통하여 추정한다.<sup>4)</sup> ‘모형 4’는 소득과 주거비용 변수를 도입한 모형으로, 소득효과는 1인당 실질 지역내 총생산(GRDP)을 사용하여 지역별 모든 가구에 동일하게 적용되는 사회전체적인 실질소득의 증가를 반영하고자 하였고 주거비용은 시·도별 실질아파트전세가격을 이용하여 측정하였다. 다만 1인당 실질 GRDP와 실질가격은 지역별 차이 뿐 아니라 시간 흐름에 따른 효과를 내재하고 있어 시점을 변수에서 제외하였다. 마지막으로 구매력과 주택시장, 혼인 변수를 상호통제할 때 각 효과가 어떻게 나타나는지 분석하고자 ‘모형 5’를 식 (6)과 같이 구성하였다.

## IV. 실증분석 결과

### 1. 자료 및 기초통계량

본 연구는 통계청 장래가구추계의 가구주율 산정 방식인 (일반가구수/일반가구원수) × 100을 따라 인구주택총조사를 이용하여 시·도별 가구주율 자료를 구축하였다. 인구주택총조사 자료는 5년 단위로 제공되며 본 연구는 1995년부터 2015년까지 20년간의 자료를 사용하였다. 예로서, 2015년 서울시 35~39세 전체 가구주율은 해당 연도, 시·도, 연령층의 일반가구수인 1,804,414를 일반가구원수 3,765,009로 나누어 산정한 47.9%가 된다.

3) 콥-더글라스(Cobb-Douglas) 함수는 선형모형 추정이 용이하고 추정계수 값을 탄력성으로 해석할 수 있다는 유용성을 지니고 있어 주택시장 분석에 널리 활용되고 있다(김진유·박지윤, 2017).

4) 본 연구에서 설정한 비선형식의 계수 추정에는 Gauss-Newton 알고리즘을 사용했다.

〈표 2〉 변수의 기초통계량

구분	변수명	변수설명	표본수	평균	표준편차
종속변수	$\overline{HR}_T$	전체 가구주율	870	45.19	17.91
	$\overline{HR}_M$	남성 가구주율	870	70.33	28.71
	$\overline{HR}_F$	여성 가구주율	870	23.88	11.90
가구주 연령 변수	a1519	가구주 연령 15~19세 더미	870	0.07	0.25
	a2024	가구주 연령 20~24세 더미	870	0.07	0.25
	a2529	가구주 연령 25~29세 더미	870	0.07	0.25
	a3034	가구주 연령 30~34세 더미	870	0.07	0.25
	a3539	가구주 연령 35~39세 더미	870	0.07	0.25
	a4044	가구주 연령 40~44세 더미	870	0.07	0.25
	a4549	가구주 연령 45~49세 더미	870	0.07	0.25
	a5054	가구주 연령 50~54세 더미	870	0.07	0.25
	a5559	가구주 연령 55~59세 더미	870	0.07	0.25
	a6064	가구주 연령 60~64세 더미	870	0.07	0.25
	a6569	가구주 연령 65~69세 더미	870	0.07	0.25
	a7074	가구주 연령 70~74세 더미	870	0.07	0.25
	a7579	가구주 연령 75~79세 더미	870	0.07	0.25
	a8084	가구주 연령 80~84세 더미	870	0.07	0.25
a8589	가구주 연령 85~89세 더미	870	0.07	0.25	
가구주 탄생 코호트 변수	b190615	가구주 출생년도 1906~1915년생 더미	870	0.02	0.15
	b191625	가구주 출생년도 1916~1925년생 더미	870	0.08	0.27
	b192635	가구주 출생년도 1926~1935년생 더미	870	0.13	0.34
	b193645	가구주 출생년도 1936~1945년생 더미	870	0.13	0.34
	b194655	가구주 출생년도 1946~1955년생 더미	870	0.13	0.34
	b195665	가구주 출생년도 1956~1965년생 더미	870	0.13	0.34
	b196675	가구주 출생년도 1966~1975년생 더미	870	0.13	0.34
	b197685	가구주 출생년도 1976~1985년생 더미	870	0.13	0.33
	b198695	가구주 출생년도 1986~1995년생 더미	870	0.09	0.28
b199605	가구주 출생년도 1996~2005년생 더미	870	0.02	0.13	
조사년도 변수	y1995	조사년도 1995년 더미	870	0.10	0.30
	y2000	조사년도 2000년 더미	870	0.12	0.33
	y2005	조사년도 2005년 더미	870	0.26	0.44
	y2010	조사년도 2010년 더미	870	0.26	0.44
	y2015	조사년도 2015년 더미	870	0.26	0.44
경제적 변수	Income	1인당 GRDP(백만원, 기준연도: 2005)	870	20.12	8.52
	Housing Cost	m <sup>2</sup> 아파트 전세가격(백만원, 기준연도: 2005)	870	1.27	0.50
혼인변수	Marriage Rate	전체 조혼인율	870	6.25	1.00
		남성 일반혼인율	870	15.47	3.10
		여성 일반혼인율	870	14.59	2.95

2000년 이전의 일반가구수는 60세 이상의 연령을 한 개의 범위로 분류하고 있어 전수조사된 총 가구수에 인구주택총조사 2% 표본(원자료)의 전체 가구수 중 연령별 가구수 비율을 곱하여 일반가구수를 산출하였다. 단, 표본을 바탕으로 시·도 일반가구수를 산정했을 때 1995년 이전부터는 전수조사된 추계와 일정 수준 이상의 차이를 나타냈기 때문에 시간적 범위를 1995년부터로 설정하였다. 분석의 공간적 범위는 제주도와 세종시를 제외한 전국 15개 시·도를 대상으로 하였으며, 울산광역시는 1997년에 광역시로 승격되었기 때문에 1995년 자료에는 포함되어 있지 않다.

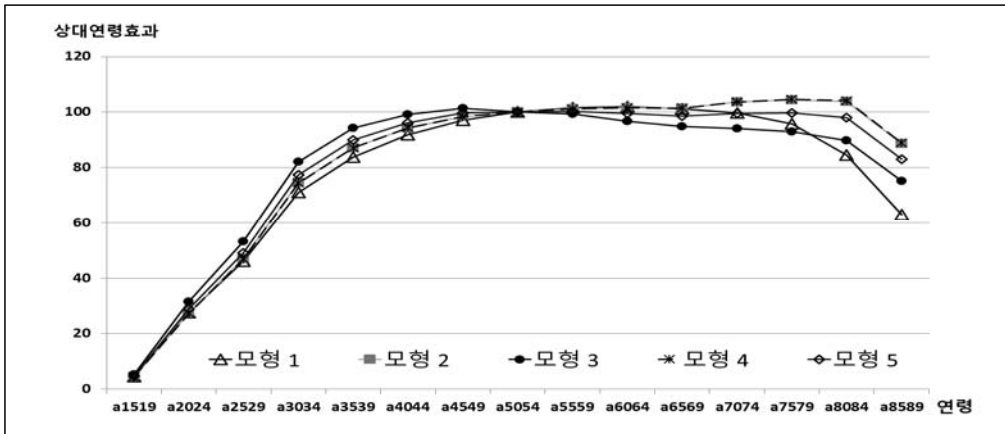
변수에 대한 기초통계는 <표 2>에 제시하였다. 설명변수 자료구축은 시·도별 소득수준의 대리변수로는 통계청의 1인당 지역내총생산(GRDP)을 사용하였다. 주거비용 변수는 국민은행 주택가격동향조사에서 보고하는 2015년 12월 기준 지역별  $m^2$  아파트평균전세가격과 연도별 동 월의 아파트전세가격지수를 이용하여 산출한 금액을 활용하였다.<sup>5)</sup> 2002년 이전은 특별시와 광역시까지만 아파트전세가격지수가 제공되기 때문에, 1995년과 2000년은 서울특별시 및 6대광역시의 자료만 구축 가능 하였고, 2005년 이후부터는 15개 시·도의 주거비용을 모두 산출할 수 있었다. 소득과 주거비용 변수는 소비자물가지수(CPI)를 이용하여 2005년을 고정가치로 환산한 금액으로 반영하였다. 전체 시·도별 혼인율은 통계청의 조혼인율, 남성과 여성의 시·도별 혼인율은 통계청의 일반혼인율을 사용하였다.<sup>6)</sup> 본 연구는 모형별 사용되는 자료의 통일성을 유지하기 위해 주거비용 정보가 없는 경우를 제외하였고, 이에 따라 최종 분석에서 사용된 표본 수는 총 870개이다.

## 2. 전체 가구주율 추정결과

본 연구는 먼저 전체 시·도별 가구주율을 대상으로 APC 개별효과와 구매력, 주거비용 및 혼인율이 가구분화에 미치는 영향력을 살펴본 다음 성별에 따라서는 어떠한 차이를 나타내는지 살펴보고자 한다. 전체 가구주율 추정결과는 <부표 1>에 제시하였다. 모형의 선

5) 2015년 12월 지역  $j$ 의  $m^2$  아파트평균전세가격을  $PH_{2015}^j$  라 하고 2015년 12월 지역  $j$ 의 아파트전세가격지수를  $PI_{2015}^j$ , 2010년 12월 지역  $j$ 의 아파트전세가격지수를  $PI_{2010}^j$  일 때, 2010년 지역  $j$ 의  $m^2$  아파트평균전세가격 ( $PH_{2010}^j$ )은  $PH_{2015}^j \times (PI_{2010}^j / PI_{2015}^j)$ 로 계산한다.

6) 통계청 정의에 따르면 조혼인율(%)은 1년간 신고된 총 혼인건수를 당해연도의 연앙인구로 나눈 수치를 1,000분비로 나타낸 것을 의미하고 일반혼인율(%)은 특정 1년간에 신고된 총 혼인건수를 당해연도의 15세 이상 남자(또는 여자) 인구로 나눈 수치를 1,000분비로 나타낸 것을 뜻한다.



주: 50~54세 연령효과 추정계수를 기준(100)으로 재조정

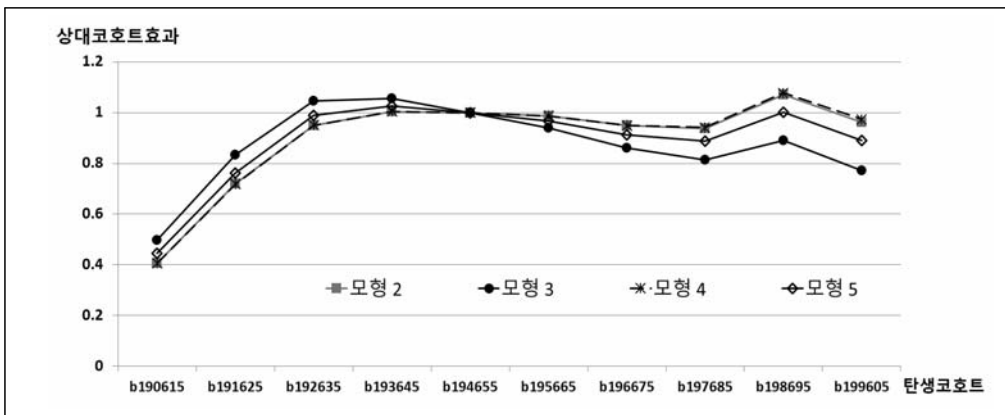
〈그림 2〉 전체 가구주율 추정모형별 상대연령효과

택에 따라 변화하는 연령효과, 코호트효과 및 시간효과를 파악하기 위해 각 모형에서 추정된 추정계수를 상대추정계수의 개념으로 전환하여 그래프를 작도하였다. 연령계수의 경우(그림 2)는 중간적인 연령대인 50~54세를 기준(100)으로 상대적인 연령효과이고 코호트계수의 경우(그림 3)에는 1946~1955년생을 기준(1.0)으로 한 상대적인 비율이며, 시점계수는 중간시점인 2005년을 기준(1.0)으로 작도하였다(그림 4).

가구주의 연령만 도입한 ‘모형 1’에서 가구주율은 30대 후반까지 빠르게 증가하다가 그 증가속도가 완만하여져서 60~64세에서 정점에 이르렀다가 70대 이후로는 뚜렷한 감소추세를 보인다. 여기에 가구주의 코호트변수를 도입한 ‘모형 2’에서는 상대연령효과가 고연령층에서 지속적으로 높아지는 패턴을 보이며 정점도 75~79세에서 나타난다. APC효과를 모두 통제된 ‘모형 3’에서는 가구주율의 정점이 45~49세로 빨라지고 그 이후의 연령에서 완만하게 감소하며 ‘모형 1’과 비교해 50세 미만에서는 가구주율이 상대적으로 높게 55세 이상 80세 미만에서는 상대적으로 낮게 추정되고 있다. 이와 같이 코호트와 시점을 동시에 통제하지 않은 모형을 통해 연령효과를 측정하게 되면 추정상의 편의가 발생할 수 있음을 알 수 있다(〈그림 2〉참고).

코호트효과는 시간통제가 되지 않은 ‘모형 2’에서 1936~45년생에서의 정점까지 증가추세를 보인 다음 이후 1976~85년생까지 서서히 감소추세를 나타냈다. APC 효과를 모두 통제된 ‘모형 3’에서는 가구주율이 1926~35년생부터 1936~45년생에서의 정점까지 유사

한 수준으로 높게 나타났고, 이후 최근 코호트로 올수록 나타난 감소폭은 ‘모형 2’에서 보다 크게 나타났다. 1986~95년생의 분석결과는 해당 코호트의 연령층이 20대에 한정되어 있기 때문에 이를 해석하는데는 무리가 있다. 이러한 결과는 가구주율이 평균적인 한 채, 두 채 개념의 가구생성 비율임을 고려하면, 1945년생 이후 탄생코호트의 주택소요량이 동일 연령대에 진입했을 때 그 직전 세대의 주택소요량에 미치지 못할 수 있음을 시사한다.<sup>7)</sup>



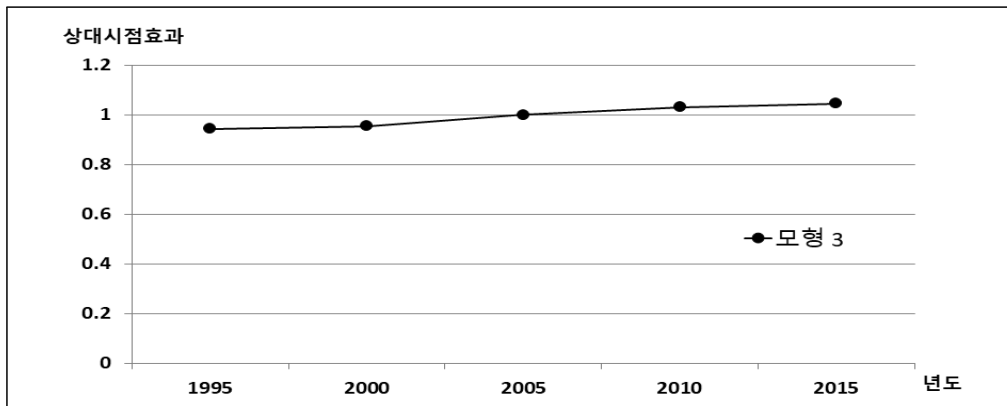
주: 1946~1955년생 가구주를 기준(1)으로 한 비교가구주들의 비율

〈그림 3〉 전체 가구주율 추정모형별 상대코호트효과

분석의 강건성(Robustness)을 확인하기 위해 변수를 달리 설정한 모형별 분석결과는 몇 가지 시사점을 제시한다. 먼저, 연령효과와 마찬가지로 코호트효과 측정에 있어서도 APC 효과가 종합적으로 통제되지 않을 시 그 한계효과에 편이가 발생할 수 있음을 알 수 있다. 또한 1인당 실질 GRDP와 아파트가격을 도입한 ‘모형 4’의 코호트효과는 ‘모형 2’와 거의 동일하게 관측되었는데, 이는 구매력과 주택시장내 주거비용 변화가 시간효과를 충분히 담아내지 못하고 있음을 의미한다. 한편, 혼인변수를 추가 도입한 ‘모형 5’의 코호트효과는 APC효과를 통제한 ‘모형 3’과 보다 유사하게 나타나, 시간효과에 대한 패턴을 일부 담고 있는 것을 확인할 수 있다. 이는 사회적인 현상을 나타내는 혼인율이 시간의 흐름에 따른 가구분화 변화추세를 일정 부분 반영하고 있음을 보여준다(〈그림 3〉참고).

7) 이창무 외(2017)는 APC효과를 모두 통제한 주택수요모형을 통해 1935~44년생을 기준으로 그 이후 최근 탄생코호트로 올수록 주거소비수준의 감소가 발생함을 보여준다.





주: 2005년 가구주율 기준(1)으로 한 비교가구주율의 배율

〈그림 4〉 전체 가구주율 상대시점효과

전체 가구주율의 통제된 시간효과는 1995부터 2015년까지 꾸준히 높아지는 추세를 보여 최근으로 올수록 가구주율이 상승하는 것을 알 수 있다. 이에 대한 좀 더 확실한 근거는 성별에 따른 가구주율의 시간효과 비교를 통해 살펴볼 것이다(〈그림 4〉참고).

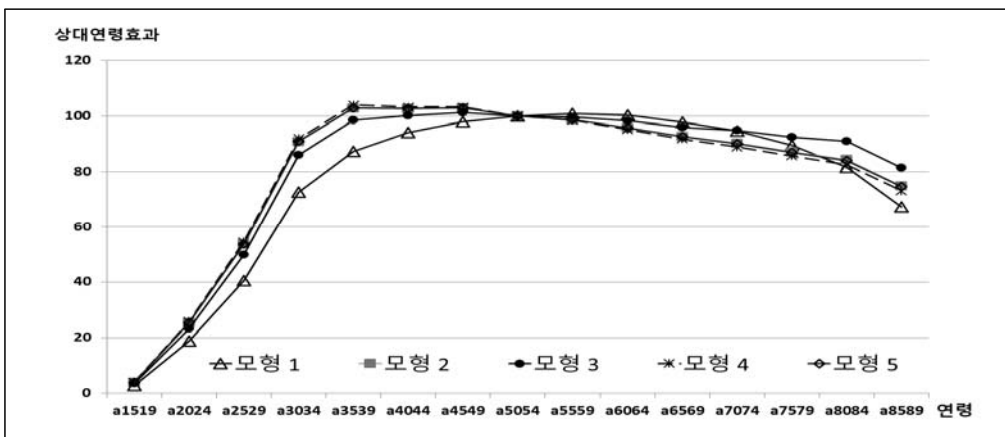
〈부표 1〉에 제시된 ‘모형 4’의 구매력과 주거비용 변수는 모두 통계적으로 유의하였다. 소득 탄력성은 0.020로 나타나 구매력이 높을수록 가구분화 확률이 증가하는 것으로 나타나 주거면적을 종속변수로 분석하는 주택수요모형에서 도출되는 0.5내외의 탄력성에 비해 극히 낮은 수준의 탄력성이 도출되었다(정의철·조성진, 2005; 이창무·박지영, 2010). 주거비용 탄력성 역시 낮은 수준인 -0.051로 주거비용이 높을수록 가구형성이 둔화되는 것을 확인할 수 있다. 이는 현실적으로 독립된 가구를 형성하는데 있어 소득과 주거비용이 영향을 미치나 그 영향력이 주거면적의 조정에 비하면 극히 약한 수준이라고 해석할 수 있다. 마지막으로 소득과 주택시장, 혼인율을 상호통제한 ‘모형 5’에서 혼인율은 가구주율에 음(-)의 통계적으로 유의한 추정결과를 지니는데 이는 혼인을 통해 기존가구에서 독립하여 새로운 가구를 형성하기도 하지만 단독가구를 형성하고 있던 남녀가 1개의 통합된 가구를 형성함에 따라 나타나는 현상으로 보인다. ‘모형 5’에서 소득과 주거비용의 부호는 ‘모형 4’에서와 일관되게 나타났고 추정계수도 유사하게 도출되었다.

### 3. 성별에 따른 가구주율 추정결과

남성과 여성의 가구주율 분석결과를 각각 <부표 2>와 <부표 3>에 제시하였다. 성별에 따른 모형간의 상대효과 차이를 비교하고자 남성과 여성의 상대연령효과를 <그림 5~6>, 상대코호트효과를 <그림 7~8>, 상대시점효과를 <그림 9~10>에 제시하였다.

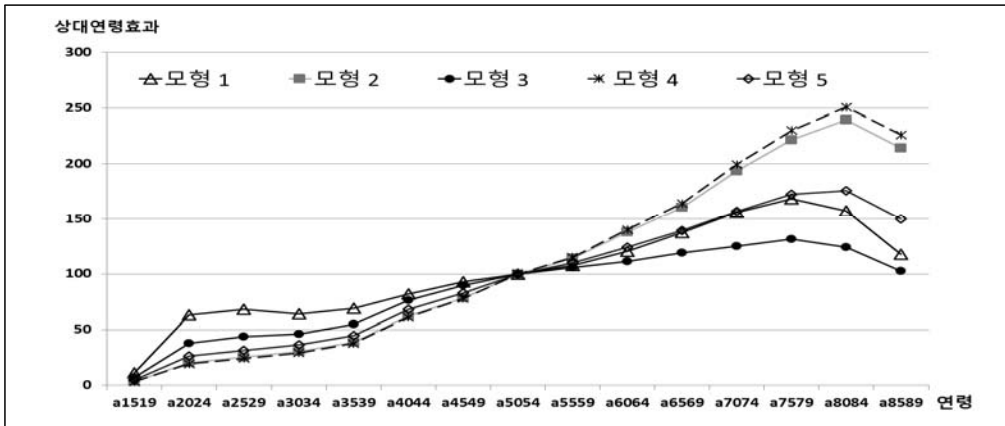
남성의 경우 가구주의 연령만 도입한 ‘모형 1’에서는 30대 때부터 급격히 상승하여 55~59세에서 정점을 보이고 상당기간 높은 가구주율을 나타내다 서서히 하강곡선을 보이는데, 이는 남성이 일단 어느 정도의 연령층에 도달하면 독립하거나 결혼을 통해 가구주가 되었다가 나이가 들면서 서서히 가구주에서 이탈하게 됨을 의미한다. 연령증가에 따른 남성의 가구주율의 감소는 이혼 또는 사별한 남성이 기존의 가구내 지위를 유지하기도 하지만, 그동안 가사에 익숙하지 않은 탓에 자녀가구에 합류하거나 노인시설 입주 선택을 하면서 가구주의 위치에서 벗어나기 때문인 것으로 판단된다. 남성의 생애주기에 따른 가구주율 분석결과는 기존의 김형석(2002)의 연구와 대체적으로 일치한다. APC효과가 모두 통제된 ‘모형 3’에서는 가구주율이 35~39세부터 거의 일정한 수준을 유지하다가 45~49세에서 정점을 나타내고 정점 이후 점진적인 감소 추세를 나타낸다(<그림 5>참고).

여성의 연령효과는 가구주의 연령만 도입한 ‘모형 1’에서 20대 후반까지 상승하다가 30대에 접어들면서 다소 낮아지고 그 이후 지속적으로 증가하여 75~79세 노인층에서 2차 정점을 나타낸다. 이는 우리나라 여자들이 20대에 사회에 진출하면서 가구주가 되나, 30대



주: 50~54세 연령효과 추정계수를 기준(100)으로 재조정

<그림 5> 남성 가구주율 추정모형별 상대연령효과



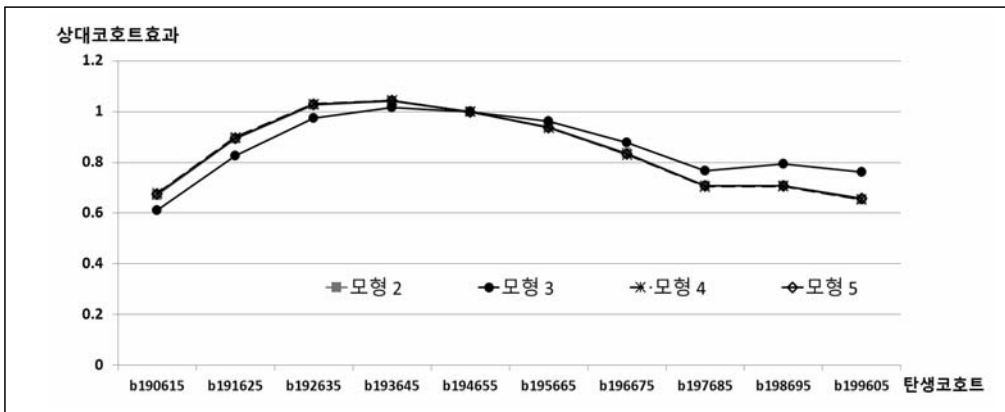
주: 50~54세 연령효과 추정계수를 기준(100)으로 재조정

〈그림 6〉 여성 가구주율 추정모형별 상대연령효과

초반에 결혼하면서 일단 가구주에 벗어나고 출산시기를 지나면서 다시 가구주로 재진입하는 양상을 보여준다. 특히 여성의 경우 남성과 달리 연령이 높아질수록 가구주율이 상승하는 것을 알 수 있는데 이는 여자의 평균수명이 85.2세로 남자의 평균수명 79.0세에 비해 높아 혼자 거주하는 여자 노인의 비중이 높기 때문에 나타나는 현상으로 보인다. 코호트와 시점을 추가적으로 통제한 ‘모형 3’에서는 20대 후반부터 30대 후반까지 유사한 수준의 가구주율을 보이다가 그 이후에 점진적으로 높아져 75~79세에서 정점을 나타낸다(〈그림 6〉참고).

남성의 코호트효과는 연령과 코호트를 도입한 ‘모형 2’와 APC효과를 포함한 ‘모형 3’에서 모두 1926~35년생부터 1936~45년생에서의 정점까지 높은 가구주율을 나타내다가 그 이후 코호트부터는 감소추세를 보였다. 또한, 소득과 주거비용을 고려한 ‘모형 4’와 추가적으로 혼인율을 도입한 ‘모형 5’의 코호트효과 패턴이 ‘모형 2’와 거의 동일하게 나타났다. 이는 남성의 시간에 따른 가구분화 추세가 소득과 주택시장, 전체 혼인율 외에도 경제활동과 선호체계 변화, 혼인상태 변동 등의 전반적인 사회 환경에 영향을 받고 있음을 나타낸다(〈그림 7〉참고).

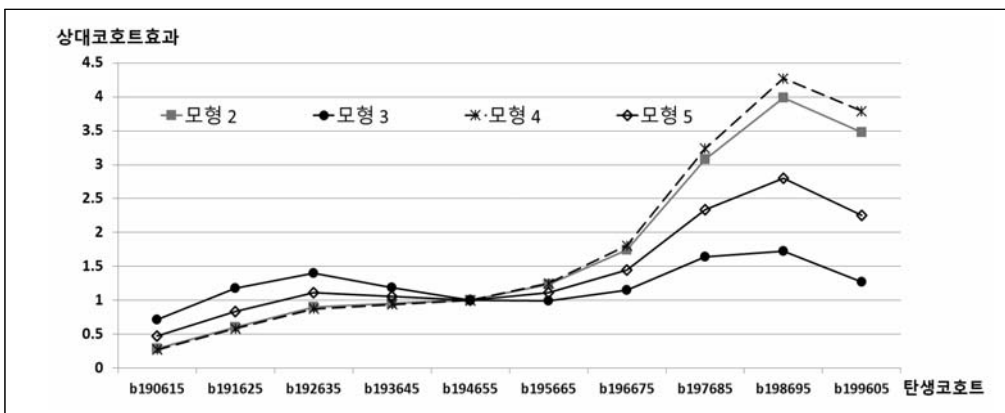
여성의 코호트효과는 ‘모형 2’에서 1926~35년생부터 1946~55년생까지 유사한 수준을 보이다가 그 이후로 지속적으로 높아지고 1966~75년생 이후부터는 급격한 상승추세를 나타낸다. 시점까지 통제한 ‘모형 3’에서는 1926~35년생에서 가구주율이 1차 정점을 보이



주: 1946~1955년생 가구주를 기준(1)으로 한 비교가구주들의 배율

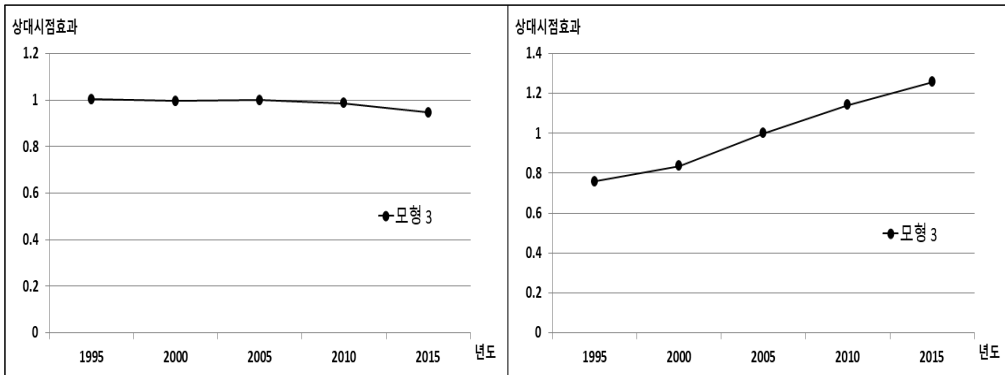
〈그림 7〉 남성 가구주율 추정모형별 상대코호트효과

고 이후 1956~65년생까지 낮아지다가 다시 최근 코호트로 올수록 상승추세를 나타낸다. 1926~35년생 여성이 주변 코호트보다 높은 가구주율을 보이는데는 이들의 혼인시기에 한국전쟁이 발발하여 피난으로 가족이 해체되거나 50여만 명의 전쟁미망인이 발생한데 기인하고 있는 것으로 해석된다(정연정, 2012). ‘모형 4’의 양상을 보면 남성의 경우와 마찬가지로 여성의 코호트효과에서도 구매력과 주거비용이 시간효과를 대체하지 못하였지만, ‘모형 5’을 통해서도 혼인추세가 시간의 흐름에 따른 여성의 가구분화를 상당부분 반영하는 것을 확인할 수 있었다(〈그림 8〉참고).



주: 1946~1955년생 가구주를 기준(1)으로 한 비교가구주들의 배율

〈그림 8〉 여성 가구주율 추정모형별 상대코호트효과



주: 2005년 가구주율 기준(1)으로 한 비교가구주들의 비율

〈그림 9〉 남성 가구주율 상대시점효과

〈그림 10〉 여성 가구주율 상대시점효과

남성의 통제된 시점효과는 ‘모형 3’에서 유의하지 않게 도출된 2000년을 제외하고는 감소 추세를 보여, 남성의 가구주율이 최근으로 올수록 낮아지고 있음을 알 수 있다(〈그림 9〉참고). 여성의 경우에 있어서는 시점효과가 지속적으로 증가하는 것으로 나타났다. 먼저 1997년 ‘IMF 외환위기’로 인한 남성가장의 실직과 함께 초래된 경제적 어려움, 여성의 사회·경제적 활동참여 확대, 그리고 오늘날 결혼을 선택사항으로 여기는 개인주의적 가치관 확대가 이러한 여성가구주율의 지속적인 상승을 초래하였다(박재규·이정림, 2010). 남성 가구주율 감소폭보다도 여성의 가구주율 증가폭이 더 크게 추정되는 결과는 앞서 전체 가구주율의 시간효과가 점진적으로 높아지는 결과와 합치된다(〈그림 10〉참고).

〈부표 2〉의 ‘모형 4’에서 남성의 소득 탄력성은 0.024로 가구분화 확률에 양(+)의 유의적인 영향을 주는 것으로 나타났고 주거비용 탄력성은 -0.041로 음(-)의 통계적으로 유의한 결과를 보였다. 즉 소득향상으로 인해 구매력이 높을수록, 주거비용 수준은 낮을수록 남성의 가구분화 확률이 증가하게 된다. 혼인율을 추가한 ‘모형 5’에서 혼인율 추정계수의 부호는 양(+)으로 예상과 같았으나 통계적 유의성은 없는 것으로 나타났고 소득과 주거비용의 추정계수는 ‘모형 4’와 거의 동일하게 도출되었다. 모형의 설명력 역시 혼인상태를 추가적으로 고려한 ‘모형 5’에서 ‘모형 4’에 비해 RMSE의 감소가 발생하지 않았다. 이를 통해, 상대적으로 혼인상태보다 구매력과 주거비용이 남성의 가구분화를 보다 잘 설명하는 변수임을 알 수 있다.

〈부표 3〉의 ‘모형 4’를 보면 주거비용의 경우 탄력성이 -0.111로 나타나 여성의 가구주

울에 유의한 음(-)의 영향을 보였고 소득은 양(+)의 효과를 보였지만 추정계수가 0.006로 미미하고 유의하지 않게 도출되었다. ‘모형 5’에서는 혼인변수의 탄력성이 -0.625로 매우 높게 나타나는 반면 소득 및 주거비용 계수의 부호는 혼인을 통제하지 않은 ‘모형 4’와 반대로 도출되었다.<sup>8)</sup> ‘모형 5’에서 RMSE 또한 ‘모형 4’에서의 4.24와 비교하여 3.91로 향상되어 여성의 가구주 변동에 혼인상태가 경제적인 요소보다 절대적으로 큰 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 여성의 경제력 상승이 주도적으로 가구를 형성하는데 결정적으로 영향을 미치기 보다는 비혼·만혼 추세에 따른 1인 가구 비중의 증가가 여성이 가구주가 될 확률을 높이는데 크게 작용했음을 말해준다.

## V. 결론

가구의 규모와 구조가 크게 변하고 있어 이를 파악하는 것은 향후 주택시장의 수요를 예측하고 주택정책을 수립하는데 매우 중요하다. 본 연구는 1995년~2015년의 통계청 시·도별 가구주를 자료를 사용하여 가구주율의 변동양상을 연령, 코호트, 시점의 관점에서 종합적으로 살펴봄으로써 가구분화가 생애주기와 시간효과에 의해 변할 뿐 아니라 탄생코호트별 편차가 존재하는 것을 확인하였다. 더불어 가구형성이 독립적인 주거단위를 전제하고 있음을 고려하여 주로 인구통계학적 관점에서 검토된 가구분화행태를 주택시장과 연결함으로써 논의를 확장하여 분석하였다.

APC모형에 기초하여 코호트효과를 해석하면, 전체 가구주율은 1926~35년생부터 1936~45년생에서의 정점까지 높게 나타나다가 최근 코호트로 올수록 감소추세를 보였다. 이러한 코호트효과는 1936~45년생을 기점으로 동일 연령대에 진입했을 때 그 이전 세대가 유지하고 있던 주택소요보다 낮은 수준을 나타낼 가능성이 있음을 시사한다. 남성의 코호트효과도 1926~35년생부터 높게 나타나 1936~45년생에서 정점에 도달하고, 1955년생 이후로는 뚜렷한 감소추세를 보였다. 여성은 1926~35년생에서 1차 정점을 보인 이후 감소하였다가 다시 1956~65년생 이후부터 지속적인 증가추세를 나타냈다.

8) 여성의 경우 혼인변수의 도입으로 소득의 부호가 바뀌는 이유를 알기 위해 산점도를 확인한 결과 소득과 혼인율간의 크지 않은 음(-)의 상관관계를 확인할 수 있었다. 즉, 시계열적인 혼인율의 꾸준한 하락이 소득 상승의 영향력을 상당부분 감소시킨 것으로 풀이된다.

주택구매력과 주거비용은 전체 가구주율에 각각 양(+), 음(-)의 유의한 영향을 나타냈으며 소득과 주거비용의 영향력은 성별에 따라 다소 차이를 보였다. 구매력과 주거비용은 남성의 경우 모두 통계적으로 유의미한 영향을 보인 반면 여성의 경우 주거비용만이 유의한 음(-)의 효과를 나타내 절대적인 소득의 증가가 여성의 가구분화를 결정하는 주된 요인이 아님을 알 수 있었다. 혼인율은 남성에서 효과가 유의하지 않았지만 여성의 경우에는 매우 강한 음(-)의 영향을 보이고 동시에 소득과 주거비용의 효과를 상쇄시키는 것으로 나타나 여성의 가구형성에 혼인이 결정적으로 작용함을 확인하였다. 즉, 성별에 상관없이 소득과 주택시장 변화가 시간의 흐름에 따른 효과를 설명하지 못하는 추정결과는 경제적 요인 외 혼인추세와 같은 사회·문화적 여건이 복합적으로 가구분화 패턴을 변화시키고 있음을 시사한다.

본 분석결과는 궁극적으로 주택수요예측과 가구수 추계 방법에 기여하고자 하는 목적으로 가구형성과 해체에 코호트효과와 존재와 경제적 요인의 영향력을 확인한데 의의를 지닌다. 기존과는 다른 접근방법을 활용하여 가구주율의 결정기제를 파악함으로써 향후 가구주율의 개념을 도입한 주택수요추정방법의 가능성을 보여주고 있다는 측면에서 의미를 가질 것으로 판단된다. 마지막으로 이 연구의 수행 과정에서 더욱 정확한 장래가구추계 및 주택수요예측을 위해서 앞으로 탐구해야할 몇 가지 점들을 제시하고자 한다. 먼저, 연령대별 가구분화에 대한 소득과 가격 탄력성의 차이를 분석하는 추가연구가 필요하다. 취업이나 결혼을 앞둔 청년층과 비교적 사회적 상황이 안정적인 장년층, 은퇴 이후 노년층의 가구형성에 경제적 요소가 미치는 영향력은 상이할 것으로 판단되며, 이에 대한 분석은 다양한 연령대를 위한 각종 복지 및 주택정책을 수립하는데 필요할 것이다. 또한, 시간의 흐름에 따라 가구분화 경향성을 설명하는 요소들에 대한 지속적인 연구가 이루어져야 할 것이다. 특히 여성의 경우 혼인변수가 가구분화에 지배적인 위치를 보인다는 점을 고려하여 유배우, 미혼과 이혼, 사별 등 혼인상태별 분석이 검토되어야 할 것으로 판단된다.

## 참고문헌

1. 박윤철, “경제적 요인이 가구형성에 미치는 영향: 상대임금과 주거비 부담을 중심으로,” 서울대학교 박사학위논문, 2017.
2. 김수정, “누가 맞벌이화를 주도하는가? 맞벌이 이행에서 시기, 연령, 코호트 효과 분석,” 『한국여성학』, 제31권 제4호, 한국여성학회, 2015, pp.147-180.
3. 김유경, “가구구조의 변동과 시·도별 가구수 추계,” 『한국인구학회지』, 제18권 제1호, 한국인구학회, 1995, pp.119-165.
4. 김진유·박지윤, “가구원수별 가구수를 활용한 주택수요추정 모형 연구,” 『부동산학연구』, 제23집 제4호, 한국부동산분석학회, 2017, pp.65-76.
5. 김형석, “가구주율법에 의한 장래가구추계,” 『조사연구』, 제3권 제1호, 한국조사연구학회, 2002, pp.65-90.
6. 박재규·이정림, “가족해체가 남녀의 건강과 삶의 질에 미치는 차별적 영향,” 『보건사회연구』, 제30권 제1호, 한국보건사회연구원, 2010, pp.142-169.
7. 이지연·김소현, “한국의 자살: 연령, 기간, 코호트 효과 분석, 1983~2003,” 『한국사회학』, 제44권 제4호, 한국사회학회, 2010, pp.63-94.
8. 이창무·김미경, “가구주의 탄생 코호트 효과를 고려한 주택수요 분석모형,” 『부동산학연구』, 제19집 제3호, 한국부동산분석학회, 2013, pp.5-25.
9. 이창무·박지영, “가구특성 고려한 장기주택수요 예측모형,” 『국토계획』, 제44권 제5호, 대한국토·도시계획학회, 2009, pp.149-161.
10. 이창무·주현태·한제선, “APC 모형에 기초한 장기주택수요 추정,” 『주택연구』, 제25권 제1호, 한국주택학회, 2017, pp.5-34.
11. 장영식·변용찬·김유경, “우리 나라에 적합한 가구추계방법에 관한 연구,” 『한국인구학회지』, 제21권 제1호, 한국인구학회, 1998, pp.129-161.
12. 정순돌·전해상·정주희, “베이비부머의 라이프스타일이 신체적, 정신적 건강에 미치는 영향,” 『노인복지연구』, 제67권 단일호, 한국노인복지학회, 2015, pp.61-82.
13. 정연정, “근대화 과정 속 전쟁미망인의 존재양상과 역할변화: 염상섭의 [미망인]·[화관] 연작을 중심으로,” 『문학/사학/철학』, 제29권(단일호), 한국불교사연구소, 2012, pp.26-57.
14. 정의철, “제3장 주택소요단위로서 가구 수 및 가구구조의 변화,” 『한국주택학회 학술대



- 회 발표논문집』, 한국주택학회, 2002, pp.19-42.
15. 정의철, “주거비용이 청년층의 가구형성에 미치는 영향 분석,” 『부동산학연구』, 제18집 제2호, 한국부동산분석학회, 2012, pp.19-31.
  16. 정의철·조성진, “인구구조 변화에 따른 장기주택수요 전망에 관한 연구,” 『국토계획』, 제40권 제3호, 대한국토·도시계획학회, 2005, pp.37-46.
  17. 통계청, “장래가구추계: 2015~2045년(보도자료),” 2017. 4. 13.
  18. 최성호·이창무, “비선형 Mankiw-Weil 주택수요 모형: 수도권 지역을 대상으로,” 『부동산학연구』, 제16집 제1호, 한국부동산분석학회, 2010, pp.117-130.
  19. 최성호·허윤경, “연령, 시점, 세대 효과가 주택담보대출자의 소비에 미치는 영향,” 『주택연구』, 제24권 제1호, 한국주택학회, 2016, pp.27-48.
  20. Browning, M., I. Crawford, and M. Knoef, “The Age-Period Cohort Problem: Set Identification and Point Identification,” Cemmap working paper, No. CWP02/12, 2012.
  21. Engelhardt, G. V., and J. M. Poterba, “House Prices and Demographic Change: Canadian Evidence,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 21 No. 4, 1991, pp.539-546.
  22. Hendershott, P. H., “Are Real House Prices Likely to Decline by 47 Percent?,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 21 No. 4, 1991, pp.553-564.
  23. International Union for the Scientific Study of Population, “Multilingual Demographic Dictionary: English Section,” *United Nations. Department of Economic and Social Affairs*, 1958.
  24. Mankiw, N. G., and D. N. Weil, “The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market,” *Regional science and urban economics*, Vol. 19 No. 2, 1989, pp.235-258.
  25. Moonie, S. C., “The Projected Impact of Demographic Changes on Household Size and Housing Stock in Saint Lucia: 2015-2030,” The University of the West Indies, Master Thesis, 2013.
  26. Norman B. Ryder, “The Cohort as a Concept in the Study of Social Change,” *American Sociological Review*, Vol. 30 No. 6, 1965, pp.843-861.

27. Skaburskis, A., "Determinants of Canadian Headship Rates," *Urban Studies*, Vol. 31 No. 8, 1994, pp.1377-1389.
28. Smith, L. B., K. T. Rosen, A. Markandya, and P. A. Ullmo, "The Demand for Housing, Household Headship Rates, and Household Formation: An International Analysis," *Urban Studies*, Vol. 21 No. 4, 1984, pp.407-414.
29. Swan, C., "Demography and the Demand for Housing a Reinterpretation of the Mankiw-Weil Demand Variable," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 25 No. 1, 1995, pp.41-58.
30. Yang, Y., W. J. Fu, and K. C. Land, "A Methodological Comparison of Age-Period-Cohort Models: The Intrinsic Estimator and Conventional Generalized Linear Models," *Sociological methodology*, Vol. 34 No. 1, 2004, pp.75-110.

- 
- 접수일 2018. 04. 09.
  - 심사일 2018. 04. 13.
  - 심사완료일 2018. 04. 30.

## 부록

〈부표 1〉 전체 가구주율 모형별 추정결과

		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
가구주 연령 변수	a1519	2.655 ***	2.627 ***	3.129 ***	3.152 ***	3.751 ***
	a2024	16.010 ***	15.968 ***	18.587 ***	19.199 ***	22.648 ***
	a2529	26.750 ***	27.407 ***	31.382 ***	32.965 ***	38.599 ***
	a3034	41.174 ***	43.499 ***	48.404 ***	52.387 ***	60.702 ***
	a3539	48.513 ***	50.848 ***	55.594 ***	61.279 ***	70.538 ***
	a4044	53.286 ***	55.029 ***	58.419 ***	66.366 ***	75.490 ***
	a4549	56.255 ***	57.404 ***	59.806 ***	69.224 ***	78.158 ***
	a5054	57.967 ***	58.334 ***	58.966 ***	70.354 ***	78.441 ***
	a5559	58.862 ***	58.991 ***	58.532 ***	71.149 ***	78.721 ***
	a6064	59.058 ***	59.237 ***	57.029 ***	71.453 ***	78.044 ***
	a6569	58.651 ***	59.163 ***	55.898 ***	71.385 ***	77.382 ***
	a7074	57.779 ***	60.464 ***	55.448 ***	72.980 ***	78.109 ***
	a7579	55.484 ***	60.936 ***	54.815 ***	73.608 ***	78.183 ***
	a8084	49.034 ***	60.612 ***	52.924 ***	73.256 ***	76.921 ***
a8589	36.503 ***	51.697 ***	44.319 ***	62.568 ***	65.114 ***	
가구주 탄생 코호트 변수 (base: 1946~55)	b190615		-0.593 ***	-0.503 ***	-0.593 ***	-0.554 ***
	b191625		-0.281 ***	-0.166 ***	-0.282 ***	-0.238 ***
	b192635		-0.050 ***	0.047 *	-0.050 ***	-0.011
	b193645		0.005	0.056 ***	0.005	0.026 ***
	b195665		-0.013	-0.060 ***	-0.013	-0.033 ***
	b196675		-0.051 ***	-0.140 ***	-0.051 ***	-0.088 ***
	b197685		-0.062 ***	-0.187 ***	-0.059 ***	-0.112 ***
	b198695		0.070	-0.111 **	0.078 *	0.001
b198695		-0.038	-0.229	-0.026	-0.110	
년도 변수 (base: 2005)	y1995			-0.055 ***		
	y2000			-0.044 ***		
	y2010			0.032 ***		
	y2015			0.047 ***		
경제적 변수	Income				0.020 ***	0.026 ***
	Housing Cost				-0.051 ***	-0.033 ***
혼인변수	Marriage Rate					-0.114 ***
F-value		509.16	5385.76	4748.61	5199.39	5102.66
RMSE		5.911	3.975	3.920	3.888	3.851
관측치수		870	870	870	870	870

주: \* 10% 유의도, \*\* 5% 유의도, \*\*\* 1% 유의도

〈부표 2〉 남성 가구주율 모형별 추정결과

		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
가구주 연령 변수	a1519	2.622 ***	3.781 ***	3.424 ***	4.321 ***	4.255 ***
	a2024	17.331 ***	23.945 ***	22.174 ***	27.393 ***	26.991 ***
	a2529	37.279 ***	50.771 ***	47.617 ***	58.028 ***	57.205 ***
	a3034	66.884 ***	85.871 ***	82.098 ***	98.098 ***	96.776 ***
	a3539	80.339 ***	97.269 ***	93.975 ***	111 ***	109.6 ***
	a4044	86.553 ***	97.088 ***	95.432 ***	110.7 ***	109.3 ***
	a4549	90.131 ***	97.302 ***	96.492 ***	110.8 ***	109.5 ***
	a5054	92.025 ***	94.599 ***	95.342 ***	107.6 ***	106.4 ***
	a5559	92.817 ***	93.411 ***	95.020 ***	106.1 **	105 ***
	a6064	92.344 ***	90.671 ***	93.703 ***	102.9 ***	101.9 ***
	a6569	90.079 ***	87.695 ***	91.488 ***	99.407 ***	98.484 ***
	a7074	87.081 ***	85.316 ***	90.431 ***	96.592 ***	95.771 ***
	a7579	82.403 ***	82.429 ***	88.233 ***	93.265 ***	92.517 ***
	a8084	75.075 ***	79.751 ***	86.696 ***	90.114 ***	89.460 ***
	a8589	61.981 ***	70.832 ***	77.735 ***	79.994 **	79.455 ***
가구주 탄생 코호트 변수 (base: 1946~55)	b190615		-0.330 ***	-0.388 ***	-0.321 ***	-0.325 ***
	b191625		-0.106 ***	-0.173 ***	-0.100 ***	-0.104 ***
	b192635		0.025 ***	-0.025	0.030 ***	0.027 *
	b193645		0.041 ***	0.015	0.044 ***	0.043 ***
	b195665		-0.060 ***	-0.036 ***	-0.063 ***	-0.062 ***
	b196675		-0.165 ***	-0.122 ***	-0.169 ***	-0.167 ***
	b197685		-0.292 ***	-0.232 ***	-0.296 ***	-0.293 ***
	b198695		-0.293 ***	-0.205 ***	-0.295 ***	-0.291 ***
년도 변수 (base: 2005)	y1995			0.004		
	y2000			-0.005		
	y2010			-0.014 **		
	y2015			-0.053 ***		
경제적 변수	Income				0.024 ***	0.023 ***
	Housing Cost				-0.041 ***	-0.042 ***
혼인변수	Marriage Rate					0.005
F-value		965.51	9172.93	8219.96	8958.33	8617.20
RMSE		7.061	4.766	4.661	4.634	4.636
관측치수		870	870	870	870	870

주: \* 10% 유의도, \*\* 5% 유의도, \*\*\* 1% 유의도

〈부표 3〉 여성 가구주율 모형별 추정결과

		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
가구주 연령 변수	a1519	2.681 ***	0.733 ***	1.595 ***	1.148 ***	5.318 ***
	a2024	14.908 ***	4.325 ***	8.398 ***	6.814 ***	29.829 ***
	a2529	16.105 ***	5.370 ***	9.666 ***	8.492 ***	35.631 ***
	a3034	15.165 ***	6.437 ***	10.209 ***	10.276 ***	41.142 ***
	a3539	16.348 ***	8.201 ***	12.088 ***	13.257 ***	50.446 ***
	a4044	19.382 ***	13.201 ***	16.920 ***	21.493 ***	76.866 ***
	a4549	22.017 ***	16.648 ***	19.809 ***	27.357 ***	93.413 ***
	a5054	23.632 ***	21.230 ***	22.084 ***	35.148 ***	112.7 ***
	a5559	25.472 ***	24.255 ***	23.322 ***	40.456 ***	123.9 ***
	a6064	28.484 ***	29.321 ***	24.595 ***	49.267 ***	140.2 ***
	a6569	32.510 ***	34.098 ***	26.328 ***	57.678 ***	157 ***
	a7074	36.827 ***	41.083 ***	27.657 ***	70.077 ***	176.5 ***
	a7579	39.748 ***	47.037 ***	29.065 ***	80.790 ***	194.3 ***
	a8084	37.115 ***	50.849 ***	27.435 ***	88.140 ***	198 ***
	a8589	27.837 ***	45.429 ***	22.617 ***	79.412 ***	169.1 ***
가구주 탄생 코호트 변수 (base: 1946~55)	b190615		-0.713 ***	-0.285 ***	-0.727 ***	-0.526 ***
	b191625		-0.393 ***	0.183 **	-0.418 ***	-0.161 ***
	b192635		-0.097 ***	0.397 ***	-0.122 ***	0.118 ***
	b193645		-0.047 **	0.185 ***	-0.059 **	0.062 **
	b195665		0.233 ***	-0.004	0.250 ***	0.115 ***
	b196675		0.748 ***	0.150 **	0.804 ***	0.452 ***
	b197685		2.083 ***	0.639 ***	2.238 ***	1.333 ***
	b198695		2.987 ***	0.729 ***	3.273 ***	1.804 ***
년도 변수 (base: 2005)	y1995			-0.242 ***		
	y2000			-0.163 ***		
	y2010			0.141 ***		
	y2015			0.258 ***		
경제적 변수	Income				0.006	-0.033 ***
	Housing Cost				-0.110 **	0.025
혼인변수	Marriage Rate					-0.625 ***
F-value		133.07	1336.38	1321.92	1288.89	1463.35
RMSE		6.731	4.337	4.044	4.245	3.917
관측치수		870	870	870	870	870

주: \* 10% 유의도, \*\* 5% 유의도, \*\*\* 1% 유의도

## 국문요약

### APC모형에 기초한 가구주율 분석

가구수와 구성추이를 나타내는 가구주율의 추세를 파악하는 것은 가구를 기본단위로 하는 주택수요 예측에 있어서 매우 중요하다. 본 연구는 가구주율이 생애주기와 시간의 흐름에 따라 달라질 뿐 아니라 탄생코호트별 편차가 존재하고 있음을 연령, 코호트, 시점을 상호통제한 모형을 통해 확인하였다. 동시에 가구분화 행태가 구매력과 주택시장 내 가격변화와 같은 경제적 요인에 따라 어떠한 영향을 받는지 측정하였다.

전체 가구주율의 코호트효과는 1926~35년생부터 1936~45년생에서의 정점까지 높은 수준을 보이다가 최근 코호트로 올수록 감소하는 경향을 보였다. 이는 1936~45년생을 기점으로 동일 연령대에 진입시 그 직전 세대가 유지해오던 주택소요량에 미치지 못할 수 있음을 시사한다. 남성의 경우 가구주율이 1936~45년생까지 상승패턴을 나타내다가, 이후 점차적으로 낮아지는 형태를 보였다. 여성은 1926~35년생에서 1차 정점을 보인 이후 1956~65년생까지 감소하였다가 다시 최근 코호트로 올수록 상승 추세를 보였다.

구매력과 주거비용은 전체 가구주율에 각각 양(+)과 음(-)의 유의한 영향을 나타냈다. 남성의 가구주율에는 소득과 주거비용이 모두 통계적으로 유의미한 영향을 나타낸 반면 여성의 경우 주거비용만이 유의한 음(-)의 효과를 보여 구매력 상승이 여성의 가구분화에 핵심적인 요인이 아님을 알 수 있었다. 전반적으로 구매력과 주택시장 변화가 시간효과를 설명하지 못하는 추정결과는 독립적인 주거형성과 밀접한 관련이 있는 경제적 요소 이외에도 다른 사회·문화적 여건이 복합적으로 가구분화 변화를 야기시키고 있음을 시사한다.