

# 주택점유형태 선택요인에 관한 연구: APC효과를 중심으로\*

A Tenure Choice Model Incorporating Age, Period, and Cohort Effects

노희순 (Hui-Soon Roh)\*\* · 강신관 (Sin-Kwan Kang)\*\*\* · 이창무 (Chang-Moo Lee)\*\*\*\*

〈 Abstract 〉

Individual housing consumption patterns are generally examined in the view of life cycle based on age. But each generation born in different time periods experiences different socio-economic conditions during their lives. These differences in their experiences could form different preferences in housing consumption patterns. As a main theme of this research, homeownership rate of one generation may differ from that of the other generation even when they reach the same age group.

This study develops a tenure choice model decomposing age effect, birth cohort effect and period effect using a long-term unbalanced panel data. The empirical results show that the older generations(born before 1954) than baby boomers showed a higher owner-occupancy rate than the later generations(born after 1955) including the baby boomers. The result implies that the owner-occupancy rate of the housing market in the future would decline slowly as the baby boom generation begins to form the main aged group and the portion of the older generations are shrinking.

키워드 : 주택점유형태, 한국노동패널, 로짓분석, 연령효과, 코호트효과, 기간효과

Keyword : Apc Model, Housing Tenure Type, Klips, Logit, Age Specific Effect, Cohort Effect, Period Specific Effect

\* 이 논문은 2015년 주택학회 추계학술대회에서 발표한 “주택점유형태 선택요인에 관한 연구: APC효과를 중심으로”를 일부 수정·보완한 것임

\*\* 한양대학교 도시공학과 박사과정, roi1205@naver.com, 주저자

\*\*\* 한양대학교 도시및부동산개발정책학과 석사, ivaafc@naver.com, 공동저자

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

## I. 서론

현재 한국사회는 급속히 진행되는 고령화와 저출산, 그로 인한 저성장기로의 진입이 이미 시작된 상태이다. 통계청(2016)의 장래인구추계에 의하면 2016년 생산가능인구가 정점을 찍고 감소하고 있으며, 2031년에는 총인구가 정점을 찍고 빠른 속도로 감소할 것으로 예측된다. 여기에 가장 많은 인구를 구성하고 있는 베이비부머(1955~63년생)들의 은퇴와 노령화는 사회 전반적으로, 특히 주택시장에 있어 적지 않은 충격을 예상하는 시각들이 많다. 향후 주택시장에 있어서 이와 같은 베이비부머의 행태에 대한 우려는 그들이 높은 인구 비중을 유지하고 있다는 사실에 더하여 그들의 행태가 이전 세대들과는 다를 수 있다는 걱정이 내재되어 있다. 자산축적기인 중장년기에 이들은 국제외환위기(1990년대 말)와 국제금융위기(2000년대 말)로 경제적인 아픔을 겪어야 했다. 결과적으로 이들은 고도 성장기에 자산축적을 지낸 이전 세대와는 다른 주택소비에 대한 선호체계를 지니게 되었을 가능성이 높다. 이러한 논의는 주택시장의 수요나 소비패턴을 분석함에 있어 가장 널리 활용되는 연령에 따른 생애주기의 개념을 넘어선 세대간 소비패턴의 차별성에 대한 이해가 필요하다는 암시를 던지고 있다.

주거소비를 분석하는 중요한 부문 중의 하나가 주택점유형태에 대한 선택기제이다. 특히 자가거주율(이후 자가율로 통일)은 주택시장의 주거안정을 판단하는 지표로 많이 활용되고 있다. 또한 자가율을 높이는 것이 대부분의 국가에서 주요한 주택정책의 목표로 추구되어 왔다. 특정 사회 전체의 자가율은 결국 개별 가구의 자가에 대한 선택의 집합으로 구성된다. 따라서 자가율을 향상시키는 것이 사회적으로 합의된 목표라면 이를 성공적으로 달성하기 위해서는 개별 주택수요자의 특성과 그들의 자가에 대한 선택이 어떤 기제에서 이루어지는지를 이해하는 것이 필수적이다. 그러한 이해 없이 무분별하게 자가율을 높이고자 하는 정책은 큰 효과를 거두지 못하고 적지 않은 사회적인 비용만 지불하는 결과를 낳을 수도 있다.

개별가구의 점유선택 영향요인 중 대표적인 인구통계학적 변수는 가구주 연령이다. 가구주 연령에는 가구주 개인뿐만 아니라 가구 전체의 주택소비특성이 포함되어 있다. 인간은 생애주기과정에서 가구를 형성하고 소득과 자산을 축적한다.

그리고 취학, 취업, 결혼, 분가, 이사, 출산, 육아, 퇴직 등의 특정 계기시점에 대부분 가구는 필요한 점유형태와 주택소비량 등 주택소비를 결정한다. 즉, 가구주 연령에 따라 선호하거나 필요로 하는 주택소비, 지불능력이 다르게 나타난다. 이와 같은 일반적인 생애주기 이론에 입각하여 대부분의 선행연구에서는 연령변수만을 주요변수로 고려하고 있다.

그러나 각기 다른 시점 특정 연령대를 구성하는 인구들은 각기 다른 연도에 탄생한 다른 세대(탄생코호트)로 구성된다. 여기에 더하여 그 특정 시점의 사회경제적인 상황은 그 시점 주택시장의 주체들의 선택에 영향을 미치게 된다. 서로 명확히 독립적이지는 않고 선형적인 관계(시점 = 연령 + 탄생연도)를 지니고 있으나, 주택소비선택에 영향을 미치는 요인을 크게 연령(Age, A)효과, 탄생코호트(Cohort, C)효과, 기간(Period, P)효과로 분해하여 해석할 수 있다. 여기서 연령효과는 생애주기에 따른 주택소비를, 코호트효과는 특정 세대가 공유하는 경험에 의존하여 다른 세대와 구별되는 주택소비 선호를, 기간효과는 연령이나 세대와 관계없이 모든 가구의 주택소비에 영향을 미치는 시점효과를 의미한다.

본 연구는 로짓(logit)모형에 기초하여 APC(Age-Period-Cohort)모형을 적용함으로써 내재된 연령대별 자가율 패턴과 세대별 자가거주에 대한 선호체계를 분해하여 분석하고 인구구조의 변곡점에 있는 한국주택시장의 장래 시장상황에 대한 함의를 도출해보고자 한다. 본 연구에서 이용된 자료인 한국노동패널자료는 1999~2014년까지 16년간 축적된 시계열 자료를 구성하고 있어 선형적인 관계를 지닌 연령효과, 탄생코호트효과, 기간효과를 효과적으로 분해할 수 있는 모형의 구축을 가능하게 한다.

## II. 선행연구의 고찰

### 1. 주택점유형태 선택요인에 관한 연구

주택점유형태 선택요인에 대한 많은 연구들은 가구주의 연령효과를 중요시 하고 있다. 가구주의 연령은 생애주기를 구분하는 가장 대표적인 기준이며(박천규 외, 2009), 생애주기 변화와 주택점유형태 변화는 밀접한 관련을 가지고 있다. 또한, 생애주기와 더불어 개별 가구의 특성도 주택점유형태 차이에 유의한 영향을 미치고 있다. 유완 외(1992), 김정수·이주형(2004), 안준기 외(2007), 이채성(2007), 김주영·유승동(2013) 등은 가구주 연령

및 성별, 가구원수, 가구주 성별, 소득·자산 등과 지역 등이 주택점유형태 선택에 미친다고 분석하였다.

또한 정의철(2002), 최막중 외(2002), 이용래·정의철(2015) 등은 가구특성이외에 자가와 차가의 거주비용의 차이가 주택점유형태 선택에 유의한 영향을 미침을 밝혔다. 이밖에 박태원 외(2014)는 거주비용을 산정하는 대신 매매가 대비 전세가 비율이 주택점유형태 선택에 미치는 영향을 분석하였다.

## 2. APC효과 활용 연구

자산 변동에 대한 과거 경험에 따라 개별가구는 차별적인 소비 선호를 갖게 된다. 주택은 주거 기능과 투자적인 기능을 함께 갖고 있고, 고가로 거래빈도가 높지 않기 때문에 과거 경험이 주택 소비 선호에 미치는 영향은 크다. 예를 들어 고성장기 주택가격 상승으로 인한 자본차익을 크게 경험했던 세대와 저성장기 자산축적기를 경험하지 못한 세대는 동일한 연령대의 생애주기에도 주택소비 패턴에 차이를 보일 수 있다. 이러한 탄생코호트(세대) 효과에 대해 Ryder(1965)는 개별 사회구성원은 세대의 공통된 경험(교육방식, 사회화 과정, 역사적 경험 등)에 따라 차별화되는 성향이 나타나며 새로운 코호트의 유입으로 인해 사회 전체는 구조적으로 변해갈 수 있다고 언급하였다.

또한 시장경기나 주택정책 등은 특정시점의 주택시장에서 사람들의 선택에 영향을 미친다. 따라서 연령과 코호트 외에 특정 시점의 사회경제적인 상황은 각 시점 주택소비에 차별화된 영향을 미치게 된다. 이와 같이 연령, 기간, 코호트의 종합적인 고려에 대한 문제의식은 패널데이터와 연계하면, 정교하게 통제된 효과를 추출할 수 있다는 장점에 따라 의학분야, 교육분야, 심리학분야 등 다방면에서 활용되고 있다(Fu, 2000; Glenn, 1994; Yang, 2007).

연령, 기간, 코호트에 대한 종합적인 분석은 최근 국내 주택분야에서도 진행되었다. 이창무·김미경(2013)은 APC효과를 고려하여 주택수요추정 분석을 실시하였으며, 임지영(2015)과 유창형(2015)은 기간효과와 코호트효과를 고려하여 국내 주택점유형태 선택을 분석했다. 임지영(2015)은 연령별·기간별·코호트별 그래프를 통해 연령-기간-코호트 효과를 살펴보았다. 하지만 하나의 요인만을 통제할 경우 내재된 나머지 2개 요인의 효과를 명확히 분해내지 못하고, 분석모형까지는 이뤄지지 못했다는 한계를 가지고 있다.

유창형(2015)은 연령, 기간, 코호트 변수를 포함한 이항로짓모형을 구축하였으나 연령으로 대표되는 생애주기와 내생적으로 결정되는 변수들을 동시에 포함함으로써 연령효과, 코호트효과, 시점효과가 명확히 구분되지 못했다는 점, 코호트의 구분이 포괄적이지 못했다는 한계를 지닌다. 이에 본 연구는 좀 더 포괄적인 구도에서 연령-기간-코호트 효과를 측정함으로써 내재된 생애주기에 따른 자가율의 패턴과 탄생코호트의 효과를 구별하여 향후 노령화와 함께 발생하는 탄생코호트의 구성 변화가 주택시장에 미칠 영향에 대한 함의를 연구하고자 한다.

### III. 분석의 틀

#### 1. 모형 및 자료

본 연구는 APC개별요소의 선형결합으로 인한 문제를 해결하기 위한 일반화된 절차는 존재하지 않으나, 장기간 축적된 비균형 패널자료를 바탕으로 제한적이거나 각 효과의 크기를 간접적으로 추론하기 위해 이항선택모형인 로짓(logit)모형을 사용하였다. 자가와 차가확률을 종속변수로 하고 연령효과, 세대효과 및 기간효과만을 독립변수로 하는 가장 기본적인 모형은 식(1)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\ln \frac{P_i}{1-P_i} = \sum_j a_j D_j(i) + \sum_k c_k D_k(i) + \sum_t p_t D_t(i) + \epsilon_i \quad (1)$$

( $P_i$ : 가구주  $i$ 의 자가선택확률,  $D_j(i)$ : 가구주  $i$ 의  $j$ 연령대 더미,  $D_k(i)$ : 가구주  $i$ 의  $k$ 탄생코호트 더미,  $D_t(i)$ : 가구주  $i$ 의  $t$ 점유선택시점 더미,  $a_j$ :  $j$ 연령대 계수,  $c_k$ :  $k$ 탄생코호트 계수,  $p_t$ :  $t$ 점유선택시점 계수,  $j$ : 가구주의 연령대,  $k$ : 가구주의 탄생코호트,  $t$ : 조사년도(점유선택시점))

기본적인 분석은 먼저 명확한 연령효과를 분석하기 위해 코호트효과와 기간효과 반영 전후의 모형을 비교하였다. 먼저 연령효과만을 본 모형 1과 연령효과에 코호트효과를 추가한 모형 2, 그리고 연령효과, 코호트효과, 기간효과를 모두 고려하는 모형 3을 통해 연령, 코호트, 기간 변수의 반영에 따른 차이를 살펴보았다.

다음으로 개별가구특성을 순차적으로 추가하고(모형 4, 모형 5), 시점더미 대신 거시 및 시장변수를 도입함으로써(모형 6) 연령효과 및 코호트효과에 미치는 영향을 살펴보았다.

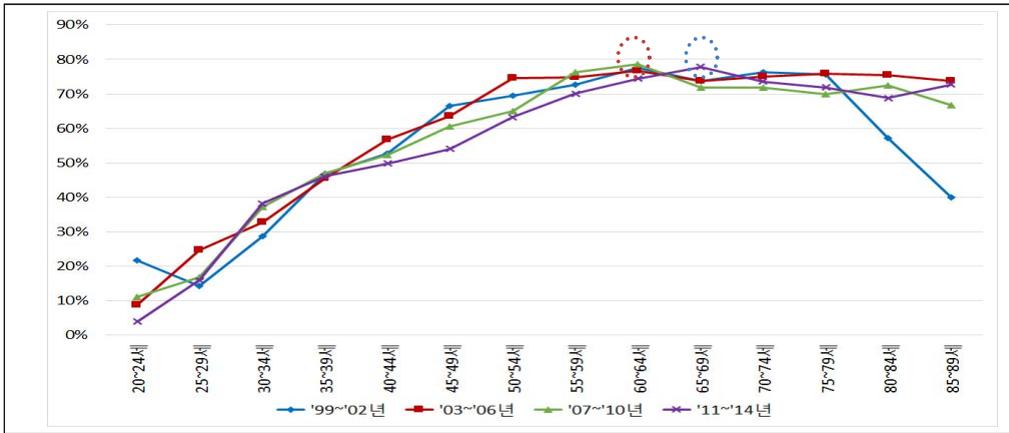
본 연구에서는 개별가구의 주택 점유형태와 특성에 대한 생애주기별 관계를 파악하기 위해 개별가구에 대한 장기간 추적 자료인 한국노동연구원의 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 활용하였다. 분석의 주요 변수는 연령, 출생년도(코호트), 조사차수(기간)이며, 특정 연령효과, 탄생코호트효과, 특정 기간효과를 고려하기 위해 연속변수가 아닌 더미로 구성하여 점유형태 선택의 차이를 살펴보았다. 그 외 개별가구 특성은 가구소득과 가구자산을 이용하였다. 거시 및 시장 변수는 국민은행 주택가격동향조사의 전세/매매가격비, 과거 2년간 매매가격상승률과 한국은행의 가구당 국내총생산을 활용하였다. 가격상승률은 지역별 주택매매가격 종합지수를 활용하였으며, 전세/매매가격비는 아파트매매가격대비 전세가격비<sup>1)</sup>를 사용하였다. 가구당 실질GDP 변수는 한국은행의 2010년 기준 실질GDP를 통계청의 연도별 가구수로 나누어 산출하였으며, 거시적인 경제효과를 고려하기 위해 지역별로 세분화하지 않고 전국단위의 변수로써 설정하였다.

## 2. 기초분석

연령효과를 보기 위해 조사연도별로 가구주 연령별 자가율을 그래프를 살펴보면 <그림 1>과 같다. 전반적으로 가구주연령이 높아짐에 따라 연령별 자가율이 상승한다. 연령별 자가율 상승은 50대를 전후까지 나타나며 60대에 들어 완만히 낮아지는 추세를 보이고 있다. 다만 1999~2002년의 자가율은 60~64세가 정점이었으나, 2011~2014년에는 65~69세가 정점으로 변화하였다. 자가율 정점의 변화는 연령효과만으로 설명할 수 없는 자가율 패턴의 변화가 존재하며, 그 요인으로 코호트효과 또는 기간효과를 의심해 볼 수 있다.

연령효과와 세대효과를 좀 더 명확하게 차별화하기 위해 탄생코호트별로 연령대별 자가율을 그래프를 통해 살펴보면 <그림 2>와 같다. <그림 2>는 전반적으로 연령이 높아짐에 따라 자가율이 높아지는 패턴을 명확히 나타나지만, 베이비붐 이전 세대(1955년생 이전)와 베이비붐 세대를 포함한 그 이후 세대(1955년생 이후)의 자가율은 같은 연령대에도 큰 격차를 보이고 있으므로 보여준다.

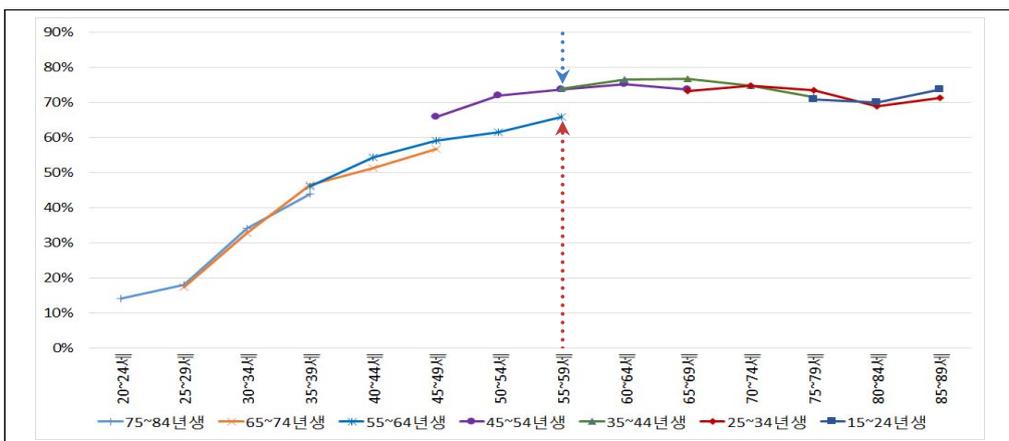
1) 아파트 및 단독 연립 등을 포함한 종합 매매가격 대비 전세가격 비의 경우 2011년 06월 시점부터 제공되어, 시계열 확보를 위해 아파트 매매가격 대비 전세가격비를 사용하였다.



자료: 한국노동패널

〈그림 1〉 기간별 가구주 연령대별 자가율

예를 들어 3개의 탄생코호트에 대한 자가율 관측이 가능한 55~59세의 경우, '55~'64년생은 자가율이 66%인데 반해 '45~'54년생 및 '35~'44년생은 자가율이 74%에 달했다. 이 그래프에는 기간효과가 내재되어 있으나, 크게 두 개의 그룹(1955년 이전세대와 1955년 이후세대)으로 대별되는 탄생코호트 그룹 내에서는 연령대별 자가율이 큰 편차를 보이지 않기 때문에 기간효과가 크게 자가율을 차별시키는 요인으로 작용하고 있지 않음을 인지할 수 있다.



자료: 한국노동패널

〈그림 2〉 가구주 탄생코호트별 연령대별 자가율

## IV. 실증분석 결과

### 1. 주택점유선택에 대한 APC효과

모형 1은 가구주의 연령효과만 고려한 주택점유형태 선택모형이다. 추정결과는 가구주 연령이 높아짐에 따라 자가율이 증가하여 60~64세에서 자가 선택확률이 가장 높게 나타나고 있다. 그 이후 자가선택확률은 점진적으로 감소하는 것으로 나타났다. 추정계수는 기준 연령을 어디로 잡는가에 따라 달라지는 상대적인 값으로 계수값의 부호는 크게 의미가 없고 각 연령대 추정계수간의 상대적인 차이가 의미를 가진다. 따라서 가장 정점인 60~64세의 계수값(0.210)과 80~84세의 계수값(-0.123)의 차이인 -0.333을 한계확률효과로 전환하여 계산하면 -8.2%p로 산정된다.<sup>2)</sup> 85~89세의 경우 추정계수가 다시 0.332로 상승하였으나 해당 연령대의 표본수의 한계를 고려하여 해석에 포함시키지 않았다.

모형2는 연령효과에 코호트효과를 추가적으로 고려한 주택점유형태 선택모형이다. 연령 효과의 계수는 전반적으로 상승하며 모형 1과 유사하다. 다만 모형 1에서 20~24세의 추정계수와 정점인 60~64세의 추정계수의 차이가 3.45였던 반면 모형 2에서는 2.81로 감소하여 연령대가 높아질수록 자가 선택확률이 모형 1에 비해 다소 완만하게 상승하는 것으로 나타났다. 탄생코호트 효과를 보면 적은 표본수로 해석에 한계가 있는 1905~14년생을 제외하면 1945~54년생 및 그 이전 탄생코호트의 경우 추정계수값이 0.00~0.08로 큰 차이를 보이고 있지 않아 자가 선택확률이 유사하게 유지하고 있음을 보여준다. 다만 1954년 이전세대 가구주에 비해 1955년 이후세대(55~64년생, 65~74년생, 75~84년생) 가구주들의 자가 선택확률이 상대적으로 작게 나타나는 점을 확인할 수 있다. 표본수의 한계를 지닌 1985~94년생을 제외하면 1945~54년생 대비 1955년 이후 세대의 한계자가선택확률은 9.6~11.5%p 정도 낮게 측정되었다.

모형3은 연령효과와 코호트효과에 기간효과까지 고려한 주택점유형태 선택모형으로 이론적인 의미에서 APC 효과가 모두 상호통제된 형태이다. 연령효과와 코호트효과는 기간효과를 추가해도 크게 변하지 않았다.

2) 로짓모형에서 특정 설명변수  $x$ 에 대한 한계확률효과  $\partial P/\partial x = \beta_x \bar{P}(1 - \bar{P})$ 로 산정된다. 여기서  $P$ 는 자가선택확률,  $\beta_x$ 는  $x$ 의 추정계수다. 한계확률효과를 계산하기 위한 자가선택확률의 대표값  $\bar{P}$ 는 자가율의 표본 평균에 해당되는 0.55를 적용하였다.

〈표 1〉 APC효과를 고려한 자·차가 선택요인 분석 결과

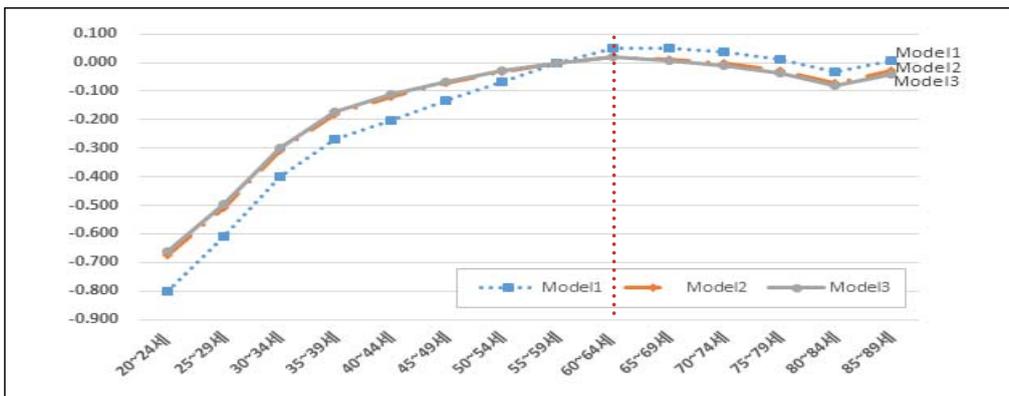
변수 (자가=1, 차가=0)	모형 1		모형 2		모형 3		
	Estimate	Std. Error	Estimate	Std. Error	Estimate	Std. Error	
상수항	0.927***	0.024	1.022***	0.026	1.02***	0.038	
가구주 연령더미 변수 (base= 55-59세)	20~24세	-3.237***	0.146	-2.72***	0.166	-2.67***	0.178
	25~29세	-2.463***	0.052	-2.059***	0.067	-2.011***	0.088
	30~34세	-1.619***	0.034	-1.247***	0.05	-1.203***	0.07
	35~39세	-1.093***	0.032	-0.737***	0.044	-0.696***	0.059
	40~44세	-0.819***	0.031	-0.485***	0.04	-0.451***	0.05
	45~49세	-0.532***	0.032	-0.285***	0.036	-0.265***	0.041
	50~54세	-0.27***	0.033	-0.132***	0.034	-0.12***	0.036
	60~64세	0.21***	0.036	0.085**	0.039	0.077*	0.04
	65~69세	0.199***	0.038	0.051	0.045	0.03	0.049
	70~74세	0.156**	0.04	-0.008	0.053	-0.036	0.06
	75~79세	0.046	0.044	-0.115*	0.061	-0.151**	0.072
80~84세	-0.123**	0.055	-0.282***	0.078	-0.328***	0.092	
85~89세	0.032	0.088	-0.118	0.111	-0.171	0.126	
가구주 코호트 더미변수 (base= 45-54년생)	1905~14년			-0.329	0.431	-0.201	0.438
	1915~24년			0.08	0.093	0.132	0.11
	1925~34년			0.058	0.056	0.095	0.067
	1935~44년			0.072**	0.037	0.093**	0.042
	1955~64년			-0.389***	0.03	-0.41***	0.035
	1965~74년			-0.466***	0.039	-0.509***	0.056
	1975~84년			-0.463***	0.049	-0.513***	0.077
1985~94년			-0.733***	0.132	-0.787***	0.152	
조사년도 차수 더미 변수 (base= 13차, 2010년)	1999년(2차)					-0.079	0.049
	2000년(3차)					-0.114**	0.049
	2001년(4차)					-0.027	0.048
	2002년(5차)					-0.001	0.047
	2003년(6차)					0.07	0.045
	2004년(7차)					0.072*	0.044
	2005년(8차)					0.071*	0.043
	2006년(9차)					0.044	0.042
	2007년(10차)					0.033	0.041
	2008년(11차)					-0.001	0.04
	2009년(12차)					-0.06	0.038
	2011년(14차)					0.007	0.038
	2012년(15차)					0.01	0.038
	2013년(16차)					0.012	0.038
2014년(17차)					0.02	0.038	
N	86,414		86,414		86,414		
-2LL	107,374.61		107,173.08		107,132.14		
Max-rescaled R-square	0.1424		0.1452		0.1458		
유의도	<.0001		<.0001		<.0001		

주: \*. P<0.1, \*\*. P<0.05, \*\*\*. P<0.01

자가 선택확률의 고점은 60~64세로 모형 1에서 모형 3까지 일관성 있게 나타나고 있다. 코호트효과는 모형 2와 모형 3에서 공통적으로 1954년생 이전세대에 비해 1955년생 이후세대들의 자가 선택확률이 상당한 격차를 보여준다. 기간효과는 2010년에 비해서 자가 선택확률이 낮은 시기(1999~2002년, 2008~ 2009년)와 높은 시기(2003~2007년, 2011~2014년)가 반복되는 사이클을 보이고 있다. 자가 선택확률에 대한 기간효과의 강도를 살펴보기 위해 한계효과를 산정해보면 2010년 대비 -2.8%p ~ 1.8%p로 큰 차이가 없는 것으로 관측된다.

〈그림 3〉은 모형 1, 2, 3의 연령효과를 비교하기 위해 기준 연령인 55~59세 대비 각 연령대의 한계확률효과를 산정하여 비교해본 결과이다. 모형 1에 비해 모형 2, 3은 연령증가에 따라 자가율의 차이가 둔화되고 있으며, 모형 2와 APC 모두를 고려한 모형 3은 유사한 연령효과 패턴을 보이고 있다. 즉, 연령대별 자가 선택확률에 있어 기간효과의 영향력이 크지 않음을 알 수 있다. 또한 모형 1, 2, 3 모두 정점인 60~64세를 지난 이후 자가 선택확률이 완만하게 감소하고 있음을 알 수 있다. 다만 모형 3의 경우 정점 이후 80~84세까지의 한계확률이 10.0%p 감소하여 모형 1(8.2%p)에 비해 다소 하락폭이 크게 나타났다.

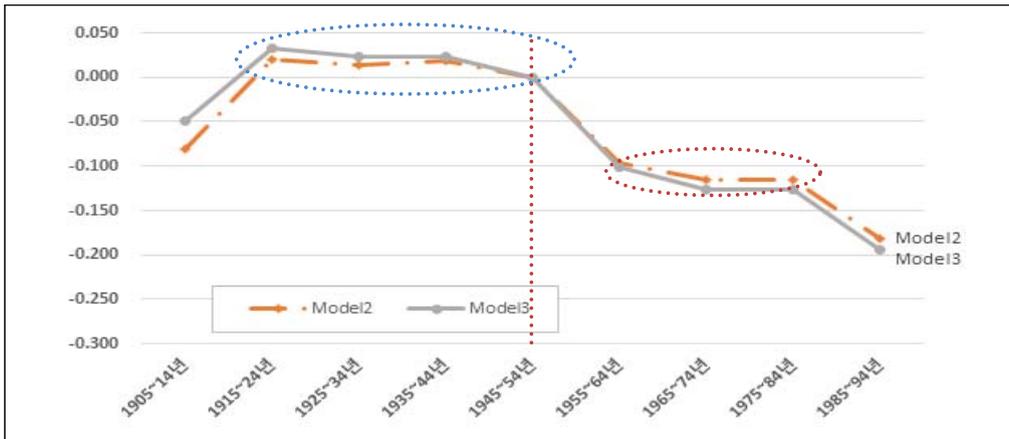
〈그림 4〉은 모형 2, 3의 탄생코호트효과를 비교하기 위해 기준 코호트인 1945~54년생 대비 각 탄생코호트의 한계확률을 산정 비교해본 결과이다. 시간효과를 포함한 모형 3의 경우 모형 2에 비해 다소 탄생코호트간 편차가 커지는 결과를 보여주는 것은 하나 전반적인 패턴에 큰 차이를 보이지 않는다.



자료: 한국노동패널

〈그림 3〉 코호트 및 시간 효과 통제에 따른 연령효과(한계확률, %p)

분명히 관측되는 것은 표본수의 한계가 있는 1905~14년생과 1985~94년생을 제외하면 베이비붐세대(1955~64년생) 이전세대와 베이비붐세대를 포함한 그 이후세대간에 명확한 자가율 격차가 존재함을 보여준다.



자료: 한국노동패널

〈그림 4〉 코호트 및 시간 효과 통제에 따른 탄생코호트효과(한계확률, %p)

## 2. 가구특성 및 거시경제변수 도입효과

주택점유형태 분석이나 주택수요분석에서 흔히 연령효과와 가구소득효과 등을 함께 도입하여 분석한다. 그러나 이럴 경우 우리가 얻고자 하는 연령효과가 아닌 왜곡된 연령효과를 측정하는 경우가 많다. 이는 소득의 변화, 자산의 변화, 가구구성의 변화 등은 큰 틀에서 보면 연령으로 관측되는 생애주기에 종속된 변화추세로 발생하기 때문이다. 청장년기는 열심히 소득을 모아 자산을 축적하면서 주거소비를 증가시키고 안정화시킨다. 그런 기간 동안 혼인도 하고 자녀수도 증가한다. 노년으로 접어들면 소득과 가구원수도 감소한다. 대신 청장년기 축적된 자산으로 주거소비의 많은 부분을 영위하는 삶의 패턴이 일반적이다. 이런 주거소비와 관련된 생애주기에 따른 변화를 설명하는데 연령변수와 함께 개별 가구의 소득과 자산과 같은 변수를 추가적으로 도입하여 분석하면 모형의 설명력은 높아질 수 있으나 우리가 보고자하는 내재된 생애주기에 따른 자가율의 변화추세가 왜곡될 가능성이 높다.

〈표 2〉 가구특성 및 거시변수를 고려한 자·차가 선택요인 분석 결과

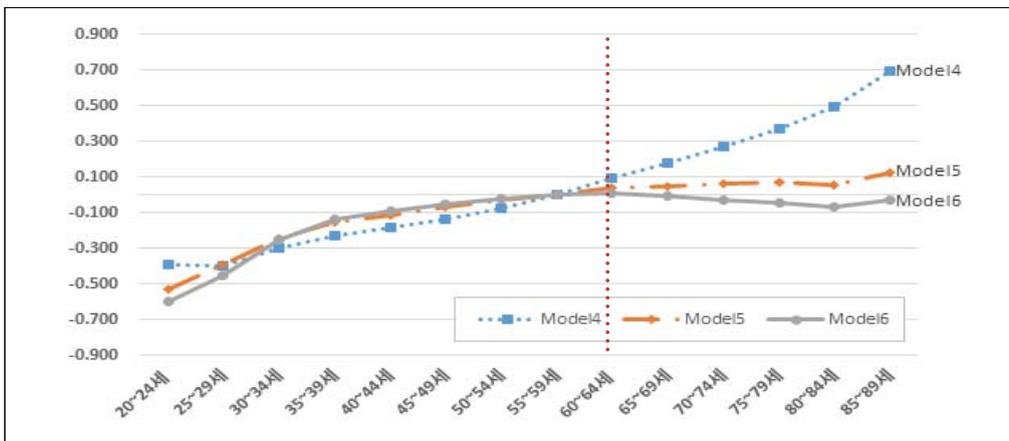
변수 (자가=1, 차가=0)		모형 4		모형 5		모형 6	
		Estimate	Std. Error	Estimate	Std. Error	Estimate	Std. Error
가구특성	상수항	-1.529***	0.051	-0.127***	0.043	-0.802***	0.134
	소득(백만원)	0.068***	0.001				
	자산(백만원)			0.007***	0.000		
거시경제 변수	전세/매매 가격비					0.017***	0.001
	2년간 가격 변동률					0.005***	0.001
	가구당 실질 GDP					0.011***	0.002
가구주 연령더미 변수 (base= 55-59세)	20~24세	-1.597***	0.191	-2.137***	0.194	-2.437***	0.204
	25~29세	-1.607***	0.095	-1.579***	0.097	-1.823***	0.099
	30~34세	-1.198***	0.076	-0.998***	0.077	-1.013***	0.076
	35~39세	-0.917***	0.064	-0.632***	0.065	-0.552***	0.065
	40~44세	-0.751***	0.055	-0.463***	0.055	-0.370***	0.054
	45~49세	-0.550***	0.045	-0.279***	0.046	-0.198***	0.045
	50~54세	-0.296***	0.039	-0.129***	0.040	-0.088**	0.039
	60~64세	0.374***	0.044	0.157***	0.044	0.048	0.044
	65~69세	0.728***	0.055	0.202***	0.053	-0.018	0.053
	70~74세	1.110***	0.070	0.270***	0.066	-0.105	0.067
	75~79세	1.516***	0.087	0.295***	0.079	-0.170**	0.080
80~84세	1.998***	0.118	0.210**	0.100	-0.263**	0.103	
85~89세	2.815***	0.177	0.500***	0.135	-0.130	0.136	
가구주 코호트 더미변수 (base= 45-54년생)	1905~14년	-1.144	0.707	-0.497	0.457	-0.106	0.539
	1915~24년	-0.057	0.148	-0.123	0.120	0.083	0.127
	1925~34년	0.064	0.079	0.047	0.073	-0.061	0.076
	1935~44년	0.106**	0.046	0.048	0.045	0.086*	0.046
	1955~64년	-0.456***	0.038	-0.313***	0.039	-0.447***	0.039
	1965~74년	-0.614***	0.061	-0.432***	0.061	-0.574***	0.061
	1975~84년	-0.510***	0.083	-0.395***	0.084	-0.662***	0.084
1985~94년	-0.440***	0.160	-0.385**	0.161	-1.035***	0.160	
조사년도 차수 더미 변수 (base= 13차, 2010년)	1999년(2차)	0.676***	0.056	0.123**	0.054		
	2000년(3차)	0.591***	0.055	0.072	0.053		
	2001년(4차)	0.616***	0.053	0.197***	0.052		
	2002년(5차)	0.244***	0.052	0.180***	0.051		
	2003년(6차)	0.326***	0.050	0.172***	0.049		
	2004년(7차)	0.292***	0.048	0.155***	0.048		
	2005년(8차)	0.197***	0.047	0.115**	0.047		
	2006년(9차)	0.029	0.046	0.089*	0.046		
	2007년(10차)	-0.078*	0.045	0.007	0.045		
	2008년(11차)	-0.169***	0.044	-0.060	0.045		
	2009년(12차)	0.042	0.041	-0.043	0.041		
	2011년(14차)	-0.015	0.041	-0.032	0.041		
	2012년(15차)	-0.054	0.041	-0.031	0.041		
	2013년(16차)	-0.140***	0.042	-0.053	0.042		
2014년(17차)	-0.217***	0.042	-0.084**	0.042			
N	78518		82992		69338		
-2LL	89399.553		89975.868		86927.103		
Max-rescaled R-square	0.2685		0.3235		0.1403		
유의도	<.0001		<.0001		<.0001		

주: \*. P<0.1, \*\*. P<0.05, \*\*\*. P<0.01

모형 4는 모형 3에 가구소득을 포함한 모형이다. 예상되었듯 의사결정계수(Pseudo R2)로 판단된 모형의 설명력은 크게 증가하였으나 연령이 증가함에 따라 지속적으로 자가선택 확률이 증가하는 것으로 추정되었다. 이는 노년기 소득이 감소함에도 높은 자가율 유지되는 현상이 소득변수의 도입으로 왜곡되어 노년기 연령변수가 과대 추정되기 때문이다. 모형 5는 모형 3에 가구자산을 포함한 모형으로 모형 4에 비해서는 연령효과의 왜곡현상이 많이 완화되었으나 여전히 자가점유율의 정점이 75~79세로 측정되고 있다. 다만 두 모형 다 코호트효과가 다소 불안정해지기는 하나 큰 왜곡은 발생하지 않는 것으로 판단된다.

모형 6은 모형 3의 시점변수 대신 가구특성이 아닌 시장변수로서 해당시점 사회적인 구매력의 변화를 측정하는 가구당 실질 GDP, 주택의 기대가격상승률의 대리변수로 과거 2년간 가격변동률, 상대적인 임차/자가비용의 비율을 대리하는 전세가/매매가 비율을 도입하여 구성하였다. 세 변수 모두 통계적으로 유의한 추정계수가 도출되었고, 부호 역시 예상되는 방향성을 보여준다. 즉, 전세가가 매매가에 비해 높을수록, 기대가격상승률이 높을수록, 사회적 평균소득이 높을수록 자가율이 높아지는 일반적인 믿음을 재확인할 수 있다. 본 논문의 관심변수인 연령변수 정점인 연령대가 60~64세로 유지되고 있어 기본적인 APC모형과 큰 차이를 보이지 않는 안정된 결과를 보여준다. 코호트 변수 역시 모형 3과 패턴을 보여준다.

〈그림 5〉은 모형 4, 5, 6의 연령효과를 비교하기 위해 기준 연령인 55~59세 대비 각 연령대의 한계확률효과를 산정하여 비교해본 결과이다.

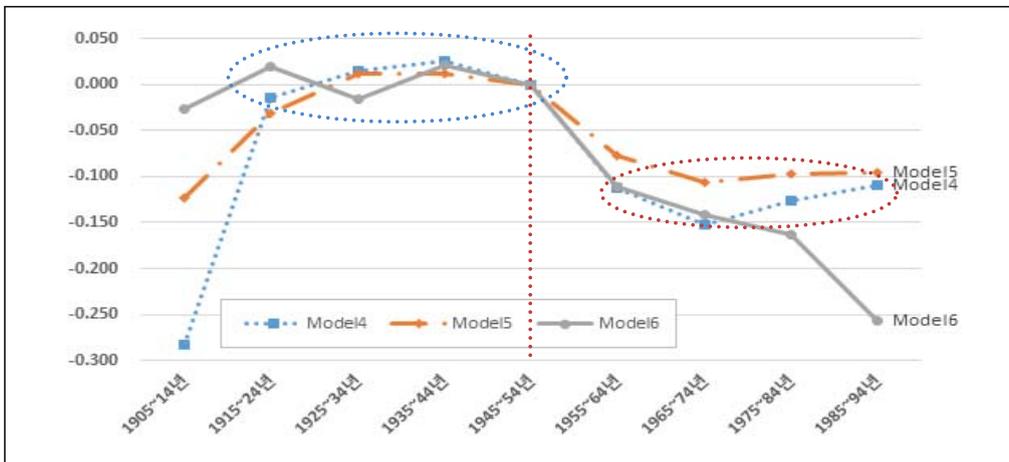


자료: 한국노동패널

〈그림 5〉 가구특성변수 및 거시변수 도입에 따른 연령효과(한계확률, %p)

모형 4의 경우 소득변수의 도입으로 연령증가에 따른 한계확률이 계속 증가하고 있음을 보여준다. 모형 5의 경우 다소 발산하는 강도가 약해졌으나 여전히 연령증가에 따라 증가하는 양상을 보여준다. 개별 가구의 소득이나 자산이 아닌 각 시점의 거시경제 및 시장 변수를 도입한 모형 6의 경우 앞의 모형 3과 유사한 패턴을 보여준다. 앞의 세 모형에 대한 코호트효과를 비교하는 <그림 6>의 경우는 각 모형별로 다소 차이가 있으나 1955년생을 전후로 발생하는 자가선택확률의 극명한 격차는 동일하게 보여주고 있다.

종합하면 생애주기에 따른 내재된 연령효과와 코호트효과를 분해하는 것이 목적인 경우 개별 가구의 소득과 자산과 같은 특성변수의 도입은 내재된 생애주기 패턴을 왜곡시킬 수 있음을 다시 한 번 확인 할 수 있었다. 이는 연령변수와 가구특성변수를 동시에 도입한 모형에 기초하여 장래 자가율 추정할 경우 장래 노년가구 비율의 증가에 따른 자가율의 상승이 지나치게 과대평가될 수 있음을 의미한다. 이는 이창무·주현태·한계선(2017)에 의해 지적된 소득변수와 연령변수를 동시에 도입한 모형에 기초하여 장래주택수요를 추정하는 경우 발생하는 주택수요 과대추정의 문제와 동일한 현상이다.



자료: 한국노동패널

<그림 6> 가구특성변수 및 거시변수 도입에 따른 탄생코호트효과(한계확률, %p)

## V. 결론

주택점유형태 선택에 가장 큰 영향을 미치는 연령효과를 명확히 알아보는 것은 주택수요자의 특성을 이해한다는 점에서 중요하다. 생애주기는 연령대를 중심으로 특정행위나 목적이 일어나는 현상을 설명하는 대표적인 개념이다. 주택시장에서도 생애주기는 직업 활동, 소득과 자산 축적, 독립이나 결혼을 통한 가구분가 등에 따른 주택수요나 소비패턴을 설명하는데 활용되어 왔다. 그러나 대부분의 선행연구에서는 횡단면적인 분석구도에서 연령변수만 고려하면서 각 시점에 다른 연령대를 구성하는 인구들이 서로 다른 세대임을 간과하고 있다. 단순한 연령중심의 분석구도에서는 연령효과에 코호트효과와 기간효과가 혼재되어 생애주기 관점에서의 순수한 연령효과조차 적절히 측정할 수 없게 된다.

본 논문에서는 주거소비선택의 중요한 부문인 자차가의 점유선택이 향후 발생할 인구구조 변화, 즉 노령화의 관점에서 어떻게 변화할 수 있는지 함의를 얻기 위해 장기 시계열자료를 기반으로 자가선택확률에 있어서의 영향요인을 연령효과, 코호트효과, 기간효과로 분해하여 분석해보았다. 연령효과, 코호트효과, 기간효과가 상호통제된 상황에서 측정된 각 개별효과는 흥미로운 결과를 보여준다. 상호통제된 상황에서 자가 선택확률에 대한 연령효과가 60~64세에서 가장 높게 나타나면서, 연령만을 고려했을 때 2011~14년 기간에 나타났던 자가율 정점의 이동은 코호트 효과에 의한 것으로 추정되었다. 연령효과로 정점 대비 80~85세 가구의 자가율이 약 10%p 낮게 추정되는데 반해 코호트효과로 베이비붐 이전 세대와 베이비붐 세대를 포함한 그 이후세대간에 자가율의 격차가 약 10%p 존재한다. 이는 향후 베이비붐 이전 세대들이 주택시장에서 퇴진하고 베이비붐 세대들이 노년층을 채워나갈 때 사회전체적인 자가율은 감소할 경향성이 크다는 것을 의미한다.

이러한 내재된 시장변화에 대한 정책적 반응은 두 가지가 있을 수 있다. 점진적으로 낮아질 가능성이 있는 자가율을 끌어올리기 위한 정책적 선택이 한 방향이고, 또 다른 방향은 자차가의 중립성에 기반하여 차가 거주가구의 주거안정성을 높이는 것에 주력하는 선택이 또 다른 방향일 수 있다. 소득이 감소하는 노령 가구의 자가율을 높인다는 것은 그리 쉬운 일이 아니므로 지나친 자가율 향상에 대한 집착은 지불해야 하는 사회적 비용에 비해 큰 효과를 거두기 어려울 수 있다. 따라서 차가가구 특히 노령 차가가구의 주거안정성을 보장하기 위한 정책적 선택이 더 유효한 선택일 수 있다고 판단된다.

APC모형을 통한 분석이 매우 유용한 구조임에도 불구하고 보편화되지 않은 이유는 연령(Age, A)효과, 기간(Period, P)효과, 코호트(Cohort, C)효과 간에 완전한 선형적인 관계( $P = A + C$ )가 존재하며 이를 분석하거나 해소하는 일반화된 절차가 존재하지 않기 때문이다. 본 연구에서는 이러한 선형효과 문제를 최소화하기 위해 5세 단위 연령 더미변수, 10년 단위 코호트 더미 및 10년 단위 기간 더미를 사용하였고, 장기간 축적된 패널자료를 활용하여 분석했다. 이 과정에서 생애주기 안에 내재되어있는 주택점유형태에 영향을 미치는 가구의 특성요인에 대한 추가적인 검증과 연령효과가 설명할 수 있는 영향력의 크기, 주택시장에서 세대별로 겪었던 차별적인 경험의 사건들과 국내 부동산시장의 거시적인 시대적 양상 등에 대한 실증적인 논거의 주장과 검증 제공하고 있다. 그럼에도 근원적으로 각 효과들이 독립적이지 않은 문제를 해결하여 연령, 코호트, 기간에 내재되어있는 합성효과를 엄밀하게 통제하는 단계까지 발전시키지 못한 한계를 가지고 있다.

따라서 연령별, 코호트별, 기간별 차이의 존재자체를 확인하는 것에서 나아가 차이의 존재원인에 대한 심도 있는 연구가 추가적으로 진행되어야 할 것이다. 또한 APC모형의 현실적인 설명력을 개선하기 위해 추가적인 연구진행도 향후 해결해나갈 문제로 남겨둔다.

## 참고문헌

1. 김정수·이주형, “가구특성에 따른 주택선택행태에 관한 연구,” 『국토계획』, 제39권 제1호, 대한국토·도시계획학회, 2004, pp. 191-204.
2. 김주영·유승동, “가구특성이 주택점유형태와 주택유형 선택에 미치는 영향 분석: 생애주기상 가구원수 변화와 가구의 경제적 특성을 중심으로,” 『주택연구』, 제21권 제4호, 한국주택학회, 2013, pp. 61-85.
3. 박천규·이수옥·손경환, “가구생애주기를 감안한 주택수요특성 분석 연구,” 『국토연구』, 제60권, 국토연구원, 2009, pp. 171-187.
4. 박태원·이두용·김태환, “매매가 대비 전세가 비율이 가구의 점유형태 선택에 미치는 영향에 관한 연구-서울지역 이주계획 가구를 중심으로,” 『한국주택학회 학술대회 발표논문집』, No. 2, 한국주택학회, 2014, pp. 107-120.
5. 안준기·류한얼·유지호·민영일, “한국의 주택 소유 결정요인에 대한 분석,” 『공공정책연구』, 제14권 제2호, 한국공공정책학회, 2007, pp. 61-73.

6. 유완·김인하·김영국, “가구특성에 의한 주택선택방법,” 『국토계획』, 제27권 제4호, 대한국토·도시계획학회, 1992, pp. 27-36.
7. 유창형, “주거실태조사자료를 이용한 점유형태 결정요인 분석,” 『부동산학연구』, 제21권 제1호, 한국부동산분석학회, 2015, pp. 57-74.
8. 이용래·정의철, “소득변동성이 가구의 주택점유형태 선택에 미치는 영향 분석,” 『주택연구』, 제23권 제1호, 한국주택학회, 2015, pp. 55-78.
9. 이창무·김미경, “가구주의 탄생 코호트 효과를 고려한 주택수요 분석모형,” 『부동산학연구』, 제19권 제3호, 한국부동산분석학회, 2013, pp. 149-161.
10. 이채성, “가구주 특성에 따른 주택점유형태차이,” 『대한건축학회논문집: 계획계』, 제23권 제2호, 대한건축학회, 2007, pp. 119-127.
11. 임지영, “연령코호트 종단분석을 통한 주택소유 및 공간분포 특성 연구,” 『이화여자대학교 대학원 박사학위논문』, 2015.
12. 정의철, “도시가구의 주택점유형태 및 주택유형선택에 관한 연구,” 『주택연구』, 제10권 제1호, 한국주택학회, 2002, pp. 5-31.
13. 최막중·지규현·조정래, “주택금융 제약이 주택소비규모와 점유형태 선택에 미치는 영향에 관한 실증분석,” 『주택연구』, 제10권 제1호, 한국주택학회, 2002, pp. 38-48.
14. 통계청, “장래인구추계: 2015~2065년(보도자료),” 2016.
15. Glenn, Norval D., “Television Watching, Newspaper Reading, and Cohort Differences in Verbal Ability,” *Sociology of Education*, Vol. 67(3), 1994, pp. 216-230.
16. Norman B. Ryder, “The cohort as a Concept in the Study of Social Change,” *American Sociological Review*, Vol. 30(6), 1965, pp. 843-861.
17. Wenjiang J. Fu, “Ridge Estimator in Singular Design with Application to Age-Period-Cohort Analysis of Disease Rates,” *Communications in Statistics*, Vol. 29(2), 2000, pp. 263-278.
18. Yang Y., “Is Old Age Depressing? Growth Trajectories and Cohort Variations in Late Life Depression,” *Journal of Health and Social Behavior*, Vol. 48(1), 2007, pp. 16-32.

- 접수일 2017. 04. 27.
- 심사일 2017. 05. 15.
- 심사완료일 2018. 01. 16.

## 국문요약

### 주택점유형태 선택요인에 관한 연구: APC효과를 중심으로

주택시장의 수요나 소비패턴은 일반적으로 생애주기에 영향을 받는다. 하지만, 국제외환 위기와 국제금융위기를 겪으면서 동일한 연령이더라도 세대간 주택소비에 다른 선호체계가 존재한다는 논의가 지속되어 왔다. 내재된 연령대별 자가율 패턴과 세대별 자가거주에 대한 선호체계를 이해하는 것은 인구구조의 변곡점에 있는 한국주택시장의 정책수립에 있어 중요하다.

이에 본 연구는 향후 발생할 인구구조 변화, 즉 노령화의 관점에서 주택시장이 어떻게 변화할 수 있는지 함의를 얻기 위해 장기 시계열자료를 기반으로 자가선택확률 영향요인을 연령효과, 코호트효과, 기간효과로 분해하여 분석을 시도하였다.

실증분석결과, 연령효과뿐만 아니라 베이비붐 이전 세대가 베이비붐 세대를 포함한 그 이후세대보다 자가율이 높게 나타나면서 코호트효과가 관측 되었다. 또한 연령효과만을 고려한 모형은 APC효과 고려 모형에 비해 노령가구의 자가율을 과대평가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 향후 베이비붐 이전 세대들이 주택시장에서 퇴진하고 베이비붐 세대들이 노년층을 채워나감에 따라 시장 전체적으로 자가율의 감소함을 의미하며, 이들 계층에 대한 정책적 고려가 요구된다.