

APC(Age-Period-Cohort) 모형을 이용한 가구단위 주거소비 특성 분석

이 창 무¹⁾ 한 제 선²⁾

일정 시점의 주택소비는 해당 시점의 소득이나 가구원수와 같은 가구의 특성에 따라 단기적인 조정이 발생한다기보다는 해당 가구의 과거의 경험과 소비패턴의 연장선상에서 이루어지게 된다. 따라서 주택 소비를 분석할 때 연령효과에 국한시키는 것이 아니라 각 가구가 경험한 과거(세대 효과)를 내재화할 수 있는 분석방법이 요구된다. 이에 본 연구에서는 APC(Age-Period-Cohort)구조를 적용한 주택수요 추정모형 및 점유형태 선택모형을 실험적으로 제시하였다.

분석 결과, 주거소비의 정점은 55~59세로 나타났으며, 정점 이후 연령에서는 소비면적이 감소하는 패턴을 보였다. 다만 정점인 55~59세에서 80~84세의 25년 정도의 기간 동안 주거소비의 감소는 약 16.3%로서 완만한 속도로 나타났다. 세대효과를 살펴보면, 베이비붐 세대(1955-1963년생)를 포함한 최근 세대가 그 이전 세대에 비해 주거소비면적이 작게 추정되어 베이비붐 세대가 세대효과의 변곡점으로 나타났다. 이러한 결과는 회자되는 것처럼 베이비붐 세대를 포함한 최근 세대가 이전 세대에 비해 자산축적의 정도가 낮고, 가구원수의 감소가 발생했다는 이해와 일치한다. 점유형태 선택모형의 경우 60~64세가 자가선택의 정점으로 나타나며, 주택수요와 마찬가지로 베이비붐 세대를 포함한 이후 세대의 자가 선택확률이 베이비붐 이전세대보다 확연하게 낮아지는 것으로 나타났다.

1. 서론

국내에서 급속히 진행되고 있는 저출산 및 고령화 현상은 다른 국가들과 비교하여 매우 빠른 속도와 강도로 진행되고 있다. 우리나라는 2000년에 고령화사회에 접어들었으나 2026년에 초고령사회로의 진입이 예상되고 있으며 2005년에 최초로 초고령사회에 진입한 일본보다도 그 속도가 빨라 OECD 국가 중에서 가장 빠른 속도로 고령화가 진행되고 있다(허문구 외, 2014). 이러한 저출산·고령화 추세에 따라 우리나라의 인구는 2030년을 정점으로 감소하는 반면 65세 이상 고령인구 비율은 지속적으로 증가하여 2060년에는 인구의 40.1%에 달하여 노년부양비는 2010년 기준 15.2명에서 2060년 80.6명으로 증가할 것으로 전망되고 있다(통계청, 2011).

1) 한양대학교 도시공학과 교수(주저자)

2) 한양대학교 도시공학과 박사과정(공동저자)

저출산·고령화 사회의 주택시장은 과거 고성장기의 주택시장과는 분명 다른 구조적 변화를 동반할 것으로 예상된다. 뿐만 아니라 한 가지 고민이 더 필요하게 되는데, 일정 시점의 주택소비는 해당 시점의 소득이나 가구원수와 같은 가구의 특성 뿐 아니라 해당 가구의 과거의 경험과 소비패턴의 연장선상에서 이루어진다는 점이다. 따라서 주택 소비를 분석할 때는 그 분석을 연령효과에 국한시킬 것이 아니라 각 가구가 경험한 과거를 내재화할 수 있는 분석방법이 요구된다. 이를 포괄적으로 설명할 수 있는 현상을 세대(탄생코호트) 효과라고 볼 수 있다. 본 연구는 그 동안 충분한 고려가 이루어지지 못했던 탄생코호트효과를 연령효과 및 시간효과와 함께 내재화하여 가구단위의 주거소비 특성을 분석하고자 하였으며, 이를 주택의 소비면적 및 점유형태의 측면에서 살펴보고자 한다.

II. 선행연구 고찰

1. 인구고령화와 주택수요

주거면적이나 점유형태 등 다양한 주택소비행태에 있어서 인구통계학적 변수의 중요성은 오래전부터 연구자들에 의해 인지되어왔다. 특히 가구주의 연령증가로 대변되는 일정 가구의 생애주기에 따른 주택소비패턴 변화에 대한 논의는 생애주기가설로써 정착될 만큼 주택소비행태를 해석하는데 중요한 요소이다. 가구주가 청장년기를 거쳐 중년에 이를 때까지는 주거소비가 증가하다가 노년기에 이르면 소비가 감소하는 경향이 나타난다는 생애주기가설에 의하면 고령화가 급속도로 진행되고 있는 국내 상황에서 장래 주택총수요의 급격한 감소가 발생할 것이라는 우려가 대두되고 있다. 관련되어 박천규 외(2009)의 연구에서는 가구생애주기별 가구의 주거면적이 50대까지 점차 증가하다가 60대 이상에서 감소하는 경향을 보고하고 있으며, 정호성 외(2010)의 연구에서도 가구원 수의 감소가 본격화되는 가구주 연령 60세 이상의 가구에서 중소형주택에 대한 선호도가 50대에 비해 크게 상승하는 경향을 보이고 있다. 박현수·김민정(2014)의 연구에서는 서울특별시와 6대 광역시를 대상으로 고령인구 급증과 베이비붐 세대의 은퇴 등의 인구구조 변화가 주택시장에 미치는 영향을 분석하기 위해 패널분석을 실시한 결과 고령인구의 증가가 주택가격의 하락에 유의한 변수로 분석되었다. 특히 국내의 인구구조 변화가 일본에 비해 20년 정도의 시차를 두고 쫓아가고 있으며, 향후 국내 주택시장의 변화 양상이 인구고령화에 따른 버블의 붕괴기를 겪은 일본의 기초를 따를 것이라는 부정적인 예측이 강하게 대두되어왔다(김태일 1994).

그러나 다른 시각으로 김준형·김경환(2011)의 연구에서는 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. 이창무·박지영(2009)의 연구결과에서도 3인 이상 가구에 속해있는 노년층의 경우 주거소비가 50대 이후 감소하지만, 노년 1·2인 가구의 경

우는 가구원수의 감소에도 불구하고 주거소비를 줄이지 않는 경향을 보이고 있다. 이와 같은 연구 결과를 고려한다면 고령화의 진전으로 인해 장래 주택시장의 총수요가 감소할 것인지에 대하여는 보다 면밀한 검토가 필요할 것이다. 황현정·심보람 임업(2009)의 연구에서도 2007년 경기도민 생활 수준 및 의식 구조 조사에서 수집된 표본자료를 이용하여 M-W수정모형을 통해 주택수요를 추정하고자 하였으며, 50세 이상의 연령구간에서 높고 고른 추정계수가 나타나면서 80세 이상의 주택 수요가 상당 수준에서 유지되고 있음을 밝혔다.

또한 생애주기에 있어서 주거소비의 정점을 지난 노년가구는 가구규모의 축소로 주거소비량의 조정과 함께 주택의 점유형태를 임차로 전환하는 경향성이 강하다는 논의도 존재한다. 이로 인하여 인구 고령화가 급속히 진행되는 국내에서 노년가구의 임차가구로의 전환은 기존 보유주택의 매각을 동반하게 됨으로 주택매매시장에 충격을 발생시켜 주택가격의 급락을 초래할 수 있다는 우려가 상존한다. 관련하여 김대환 외(2013)의 연구에서는 베이비부머 세대가 은퇴하면서 주택을 현금화하기 위해 자가에서 차가로 전환하는 행태가 유의함을 보고하였다. 반면에 생애주기가설에 따른 주거소비와는 달리 노년가구에서도 차가에서 자가로의 전환이 지속적으로 이루어져 중년 이후의 높은 자가율이 유지된다는 연구결과도 있다. Viola 외(2014)는 유럽을 대상으로 주택소유 변화를 분석한 결과, 50세 이상 생애주기 후기의 가구에 있어서도 임차에서 자가로 전환하는 비율이 높음을 보고하고 있다. 또한 김리영(2013)의 연구에서는 고령자의 차가에서 자가로의 전환 확률이 주택 가격 상승기에 상대적으로 높게 나타남을 보고하면서 이를 주택가격 상승에 따른 자본이득 기대로서 풀이하고 있다.

인구연령구조에 따른 장래 주택수요 변화를 살펴본 의미 있는 작업으로 Mankiw and Weil(1989)의 연구를 꼽을 수 있다. 이들은 기존의 가구단위로 분석되던 주택수요를 가구원별(연령대별) 주택수요의 합으로 해석하여 분석하였다. 결과적으로 장래 연령대별 인구구조라는 상대적으로 추정이 용이한 미래정보를 이용하여 장기주택수요를 추정할 수 있는 방법론이 제시되었다. 주택가격을 주거소비액으로 이용한 이들의 추정 결과는 미국의 실질주택가격이 20년 후인 2007년에 47%까지 하락할 것으로 예측함으로써 많은 논란을 불러일으켰다.

이후 Mankiw-Weil 모형에 기초한 많은 후속 연구들이 진행되었으며, 다양한 반론들도 제기되었다(Engelhardt and Poterba, 1991; Hamilton, 1991; Hendershott, 1991; Holland, 1991; Woodward, 1991; Swan, 1995). 대표적으로 Swan(1995)의 연구는 Mankiw-Weil모형의 방법론적 한계를 지적하고, 주택수요 추정에는 인구통계학적 변수 외에도 실질소득과 상대가격, 이자율 등이 중요한 요인으로 고려되어야 함을 주장하였다.

국내에서도 김경환(1999)은 국내에서 M-W 모형을 이용한 초기연구로서 인구의 연령구조가 변함에 따라 주택수요 증가가 지속적으로 둔화될 것이며 이는 주택의 상대가격의 하락 요인으로 작용할 것이라고 분석하였다.

이후 기본 모형이 가진 한계를 보완하기 위하여 인구통계학적 변수뿐만 아니라 가구의 주거비용과 향상소득을 추가변수로 고려한 모형(정의철·조성진, 2005)과 가구유형의 변화를 고려한 모형(이창무·박지영, 2009) 등의 연구가 진행되었다. 정의철·조성진(2005)의 연구에서는 장래주택수요가 향

후 인구의 고령화가 진행되더라도 장기적으로 급격한 감소추세를 나타내지는 않을 것으로 예측하였다. 이창무·박지영(2009) 또한 인구고령화에도 불구하고 분가가구의 추가적인 주거수요의 발생으로 총수요는 지속적으로 증가할 것으로 예측하였다. 이 외에도 주거비용 및 소득의 영향을 포함한 수정된 M-W 모형에 기초한 다양한 주택수요분석들이 진행되었다(김원년 외, 2008; 황현정 외, 2009; 신미림 외, 2011; 최성호·이창무 2010).

이러한 연구들은 기본적으로 생애주기가설에서 설명하듯 연령의 증가에 따라 주거소비수준의 연속적인 조정이 발생하는 일반적인 현상을 내재화하였다. 그러나 탄생연도가 다를 경우 그들이 경험한 거시적인 경제상황과 주택시장은 다른 탄생코호트들이 동일연령대에 도달했을 때 유지되는 주택수요를 다르게 만들 수 있다. 즉, 주거소비는 생애주기 동안 형성된 경험에 따른 선호체계와 축적된 자산을 통해 연속적인 선택이 이루어지므로, 출생시점이 각각 다른 코호트들 간 동일 연령대의 주거소비를 차별화된 양상을 보일 수 있다는 것이다.

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 제시하고 있다. 1984년과 1989년의 두 시점 자료를 통합하여 추정한 결과 연령별 주거소비는 1984년 횡단면 자료를 사용하여 추정한 M-W 모형의 계수값과는 달리 65세 이상에서도 수요가 감소하지 않는 양상을 보여 탄생시점별 집단의 특성에 따라 연령별 주택수요가 다르게 나타날 수 있음을 시사하고 있다. Pitkin and Myers(1994)의 연구 또한 탄생코호트에 따른 연령대별 주택수요의 차이를 인식하고 30년 기간의 4개 시점 자료를 통합하여 분석함으로써 Mankiw and Weil(1989) 방식의 횡단면 자료를 통한 주택수요 추정의 오류를 지적하였다. 분석 결과는 연령대별 주택 수요의 정점이 횡단면 추정결과 보다는 30~40년 늦은 시기에 발생하며 시간이 흐름에 따라 연령대별 주택수요가 증가하는 것을 보여주었다.

국내에서 주거소비에 있어서 탄생코호트효과를 직접적으로 측정하려는 연구로서 김미경·이창무·송기범(2014)은 가구원단위의 연령효과를 추정하는 모형인 M-W 모형에 기초하여 각 관측시점 주거소비의 연령상 정점이 늦어지는 등 연령대별 주거소비 분포패턴이 시계열적으로 변화하고 있음을 보이고, 그 변화의 주요한 요인이 코호트효과임을 밝히고 있다. 또한 이 연구는 모형 추정결과를 바탕으로 통계청(2011)의 장래인구추계 자료를 이용하여 장기주택수요를 추정하였고, 추정결과 코호트효과를 고려하지 않은 기존 장래수요추정결과에 비해 총수요가 다소 작게 추정되나 향후 20년간 여전히 상당한 총수요의 증가가 발생할 것으로 예측하였다. 다만 이 연구는 주거소비 수준이 가구원보다는 가구주의 능력과 선택의 문제라는 점을 고려할 때 관측된 가구주가 아닌 가구원의 코호트효과에 대한 분석이라는 한계가 존재한다. 이러한 문제점을 확인하기 위해 이창무·김미경(2013)은 가구원의 연령대에 기초한 M-W모형에 가구주의 탄생연도그룹(탄생코호트) 변수를 결합한 비선형 모형을 추정하여 같은 연령대에서 베이비붐세대가 베이비붐직전세대에 비해 주거소비 수준이 낮다는 분석결과를 제시하였다. 다만 이 연구에서 활용한 모형은 가구원의 연령 조합과 가구주의 코호트가 결합된 형태의 가구수 추계가 필요한 관계로 장래 주택수요 추정에는 활용될 수 없다는 한계가 있다.

주택점유형태를 인구연령구조 측면에서 분석한 연구들은 매우 적은 편이며, 대부분의 연구들은 연속변수인 나이를 부수적인 가구특성변수의 하나로서 점유형태 선택에 미치는 영향을 기술하고 있다. 관련하여 여윤경·윤지영(2003)은 다양한 인구사회학 요인이 주택점유형태에 미치는 영향을 분석하였으며 연령증가에 따른 자가확률의 상대적인 증가를 보고하였다. 정희수·권혁일(2004)의 연구에서는 연령, 소득 증가에 따라 주택구매 확률이 증가함을 보고하고 있으며, 구체적으로 주택규모 및 주택가격은 생애주기(가구주 연령) 및 소득에 따라 증가하고, 그 증가율은 둔화되는 경향이 있는 것으로 나타났다. 또한 강은택·마강래(2009)의 연구에서는 전체 가구뿐만 아니라 이미 주택을 보유한 가구에 대해서도 거주주택의 자차가 선택확률을 분석하여 연령 증가에 따라 자가 선택확률이 증가하고 있음을 보였다. 살펴본 연구들은 공통적으로 연령 증가에 따른 자가 선택확률의 증가를 보고하고 있으나, 인구연령구조 측면의 점유형태선택 연구가 많이 축적되어 있지 못한 관계로 확정적인 결론에 이르기에는 다소 무리가 있으며 새로운 연구주제로서 실익이 크다고 판단된다.

2. APC(Age-Period-Cohort) 모형

Ryder, Norman B(1965)의 연구에서 개별 사회구성원은 축적된 경험(교육방식, 사회화 과정, 역사적 경험 등)에 따라 차별화되는 성향이 나타나며 새로운 코호트의 유입으로 인해 사회 전체는 구조적으로 변해갈 수 있다고 코호트 분석의 필요성과 의의를 설명하고 있다. 코호트를 포함한 APC 분석구조는 패널데이터와 연계하여 정교하게 통제된 효과를 추출할 수 있다는 장점으로 인해 준실험적인 성과 및 효과 측정 목적으로 의학분야, 교육분야, 심리학분야 등 다방면에서 활용되고 있다(Fu 2000; Glenn 1994; Yang 2007).

그러나 APC 구조를 통한 분석이 사회과학에 있어 매우 유용한 도구임에도 불구하고 이를 분석해내는 과정은 쉽지 않다. 이는 연령(Age, A)효과, 시간(Period, P)효과, 코호트(Cohort, C)효과 간에는 완전한 선형적인 관계($P = A + C$)가 존재하기 때문이다. 또한 주택수요에 있어 연령효과에는 소득, 교육 등의 효과가 일부 포함되어 있기 때문에, APC 이외의 추가적인 변수를 도입하고자 할 때는 그 해석에 특별한 주의가 요구된다(Green and Hendershott 1996).

적지 않은 일련의 연구에서 APC 추정문제를 구체화하는 시도가 이루어졌으며, 2000년대 이후에는 새로운 추정방식(Intrinsic Estimator 등)을 적용하여 APC 추정문제를 해결하고자 하는 실용적인 기법이 등장하기도 하였다(Glenn 1976; Yang, Fu, and Land 2004). 그러나 현재까지도 APC 개별요소의 선형결합으로 인한 문제를 해결하는 일반화된 절차는 존재하지 않으며 여러 가지 분석결과를 해석하여 모형설정 상의 오류를 줄이는 접근이 최선으로 여겨지고 있다.

국내에서도 주택수요분석에 연령이외의 코호트효과에 대한 인식은 있어왔다(배정인 2000). 그러나 대부분의 국내 연구들은 APC(Age-Period-Cohort) 모형에 기초한 종합적인 구도에서 개별효과를 분리하고자 하는 시도는 이루어지지 못하였다. 또한 그 분석에 있어 연령변수와 연령의 함수로써의 성격을 지닌 소득, 자산, 가구원수 등의 변수를 동시에 도입할 때 연령효과에서 발생하는 편의 문제(이창무·김미경 2013)를 인지하지 못하였다.

따라서 본 연구는 주거면적과 같은 정량적 주택수요에 영향을 미치는 연령효과, 코호트효과, 시간효과를 합리적으로 구분하여 파악하기 위해 선형이 아닌 비선형구조에 입각한 APC (Age-Period-Cohort) 모형을 이용하여 분석할 수 있는 실험적인 방법론을 제시하고 적용해보고자 한다. 보완적인 분석으로 비선형모형은 아니지만 주택점유형태의 선택에 있어서 APC효과를 분리하여 분석함으로써 향후 고령화가 주택시장에 미치는 영향에 대한 함의를 도출하고자 한다.

III. APC모형을 이용한 주거소비행태 분석의 개념

1. 주택소비의 Age-Period-Cohort (APC) 분석의 개념

한 시점에서 관측되는 가구주의 연령별 주거소비 패턴은 크게 대별하여 가구주 연령효과(Age, A), 가구주 (탄생)코호트효과(Cohort, C), 시간효과(Period, P)로 분리하여 해석할 수 있다. 여기서 가장 기본적인 주거소비를 특정 시점의 가구특성에 따라 급변하는 것이 아니라 가구주 연령 변화에 따라 이어지는 연속적인 주거소비 함수로 설정할 수 있다. 예를 들어 시간에 따른 가구주의 선호체계(주거소비 뿐 아니라 출생율과 같은 가구특성의 변화도 포함)의 변화나 경제성장이 발생하지 않은 정체된 안정적인 사회에서 가구주 i 의 연령(j)변화에 따라 발생하는 생애주기에 따른 기본적인 주거소비의 변화패턴 $H(i|j)$ 가 존재한다고 가정하자. 이러한 가구주의 연령에 따른 주거소비패턴의 변화를 연속함수 $f(j)$ 의 형태로 설정할 수 있다. 그러나 좀 더 자유로운 패턴을 수용하기 위해 연령대별 더미변수 $D_j(i)$ 를 도입하여 설정할 수도 있다. 아래 식에서 더미변수의 추정계수 a_j 가 연령효과를 표현한다.

$$H(i|j) = f(j) = \sum_j a_j D_j(i) \quad (1)$$

그러나 정체되지 않은 사회에서는 각 세대별로 생애주기 동안 경험한 경제상황과 선호체계의 변화에 따라 연령 변화에 따른 주거소비 패턴이 차별화된다. 어떤 세대는 왕성한 경제활동 연령대에 경제성장기를 경험하여 이전 세대에 비해 많은 부를 축적할 수 있는데 반해 어떤 세대는 해당 연령대에 경제침체를 경험하여 상대적으로 부의 축적이 이전 세대에 못 미칠 수도 있다. 어떤 세대는 많은 수의 자녀를 선호하나 어떤 세대는 적은 수의 자녀를 선호할 수 있다. 이와 같은 자산의 축적 정도와 주거소비의 양적인 차이를 발생시키는 선호체계의 차이로 세대(k)별로 연령 증가에 따른 주거소비 패턴 $H(i|j,k)$ 에 차이가 발생한다. 이 차이는 일정 세대의 모든 연령대에 영향을 미치게 됨으로 비선형적인 비율의 관계로 설정하여 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$H(i|j,k) = f_{k=0}(j)[1 + \sum_k c_k D_k(i)] \quad (2)$$

여기서 $f_{k=0}(j)$ 는 기준 세대($k=0$)의 연령대별 주거소비 패턴, $D_k(i)$ 는 코호트더미, c_k 는 기준 코호트대비 코호트 k 의 주거소비 조정비율(코호트효과)을 의미한다.

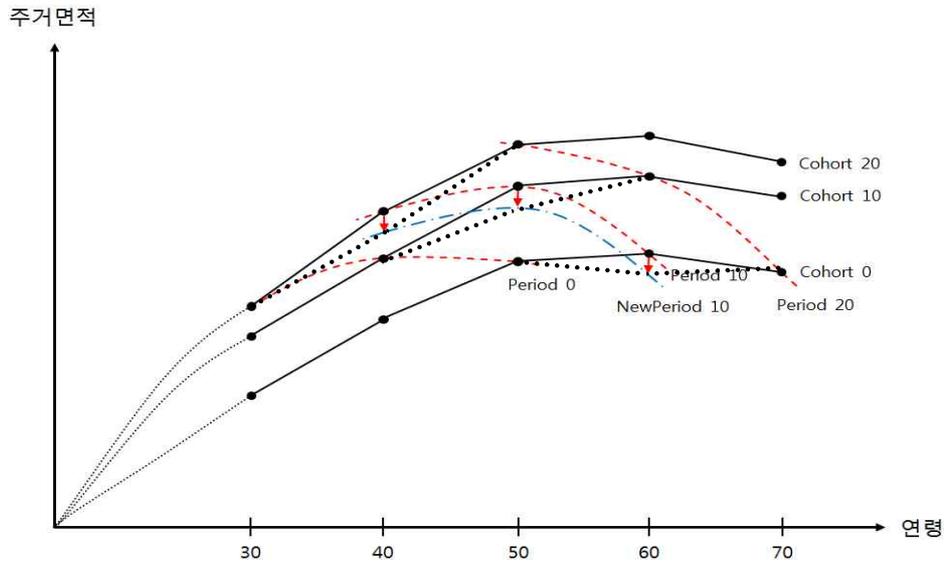
여기에 더하여 한 시점에서 관측되는 연령대별 주거소비는 해당 시점의 단기적인 사회경제적 상황에 영향을 받게 된다. 국제금융위기와 같이 경제적인 충격이 발생하면 해당 시점의 모든 세대 혹은 모든 연령대에 영향을 미쳐 단기적으로 주거소비를 조정하는 선택을 하게 된다. 그와 같은 시점(t)별 단기적인 영향력을 포함하면 주택소비함수 $H(i|j,k,t)$ 는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$H(i|j,k,t) = f_{k=0,t=0}(j)[1 + \sum_k c_k D_k(i)][1 + \sum_t p_t D_t(i)] \quad (3)$$

여기서 $f_{k=0,t=0}(j)$ 는 기준 세대($k=0$)의 기준 시점($t=0$) 연령대별 주거소비 패턴(실제로는 시점이 고정되면 연령과 코호트는 연동되어 결정됨), $D_t(i)$ 는 시점더미, p_t 는 기준 시점대비 시점 t 의 주거소비 조정비율(시간효과)을 의미한다.

이와 같은 관계를 그림으로 표현하기 위해 10년 간격의 3개의 세대($Cohort_0$, $Cohort_{10}$, $Cohort_{20}$)가 존재한다고 가정하자. 기본이 되는 세대 $Cohort_0$ 의 경우 가구주의 연령 증가에 따라 60세를 정점으로 감소하는 내재된 생애주기 동안의 주거소비 패턴이 내재되어 있다고 가정하자. 다음 세대인 $Cohort_{10}$ 은 왕성한 경제활동기 상대적으로 급속한 경제성장을 경험하여 실질소득 증가와 자산의 축적인 더 크게 발생하여 모든 연령대에서의 주거소비가 $Cohort_0$ 를 추월한다고 가정하자. 반면 그 다음 세대인 $Cohort_{20}$ 는 상대적으로 해당 연령대 동안 저성장시기를 경험하여 주거소비의 향상이 이전 세대만 못하였다고 가정하자. 아래 그림에서 실선(흑색)은 앞의 논의를 수용하는 각 세대별 연령변화에 따른 주거소비 패턴을 보여준다.

[그림 1] 주거소비의 연령·코호트·시간효과 분해

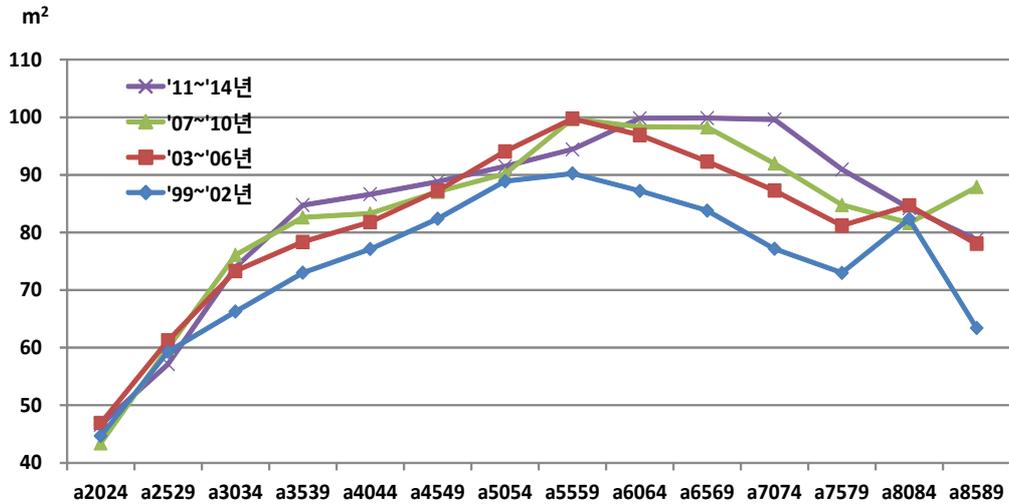


이러한 구도 속에서 일정 관측시점, 예를 들어 $Period_0$ 에는 해당 파선(적색)으로 연결된 연령대별 주거소비를 관측하게 된다. 그리고 10년이 지난 $Period_{10}$, 20년이 지난 $Period_{20}$ 에는 해당 점선으로 연결된 연령대별 주거소비를 관측하게 된다. 이렇게 시점별로 관측되는 연령대별 주거소비는 동일 코호트의 내재된 연령변화에 따른 주거소비 패턴과는 적지 않은 차이를 보일 수 있다. 위의 그림에서 시점별로 주거소비의 정점이 $Period_0$ 에는 40대였으나 $Period_{10}$ 에는 50대로 변화함을 볼 수 있다.

여기서 추가적으로 해당 시점 단기적으로 모든 연령층에 영향을 미치는 추가적인 시간효과를 고려할 수 있다. 예를 들어 국제금융위기와 같은 경제적인 충격이 $Period_{10}$ 에 주어졌다면, 해당 시점 각 연령대의 주거소비는 조정을 받게 된다. 그 조정이 모든 연령대에 일정한 비율로 영향을 미친다면 위의 그림에서 일점쇄선(청색)으로 연결된 $Period_{10}^n$ 에 해당되는 연령대별 주거소비가 관측된다. 따라서 시간효과가 도입된 관측되는 각 코호트별 연령변화에 따른 주거소비 패턴은 실선에서 벗어나 굵은 점선(흑색)으로 관측된다.

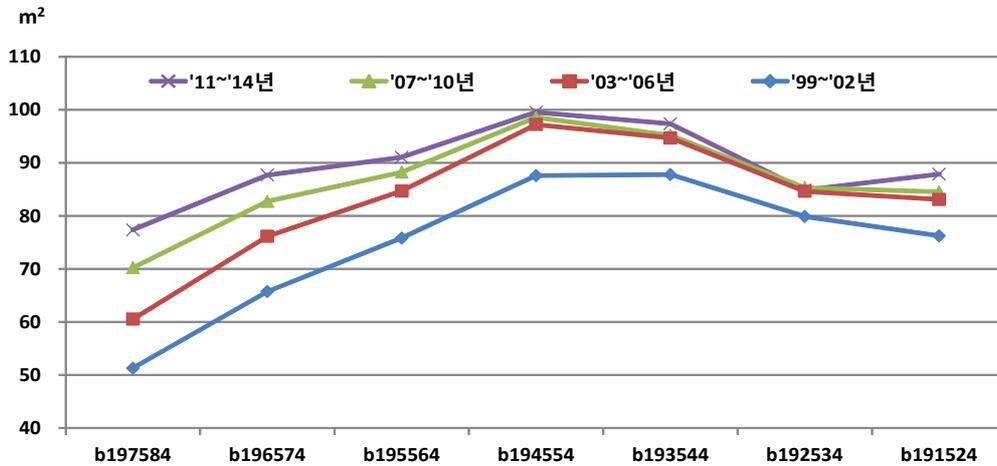
2. 노동패널 자료에 기초한 APC 효과의 분리

앞에서 논의한 가구별 주거소비에 있어서의 연령효과, 세대효과, 시간효과를 현실적인 자료로 분리해내기 위해 1998년부터 2014년까지 16개 연도의 자료가 축적된 노동패널 자료를 이용하여 분석해보도록 하자. 가구주 연령대별 주거소비량을 분석하기 위해서는 일반적으로 한 시점의 자료로 분석하는 경우가 많다. 그와 같은 가구주 연령대별 주거소비량의 시계열적인 변화를 보기 위해 4년 간격의 연령대별 주거소비량의 평균값의 분포를 중첩하여 그려보았다.



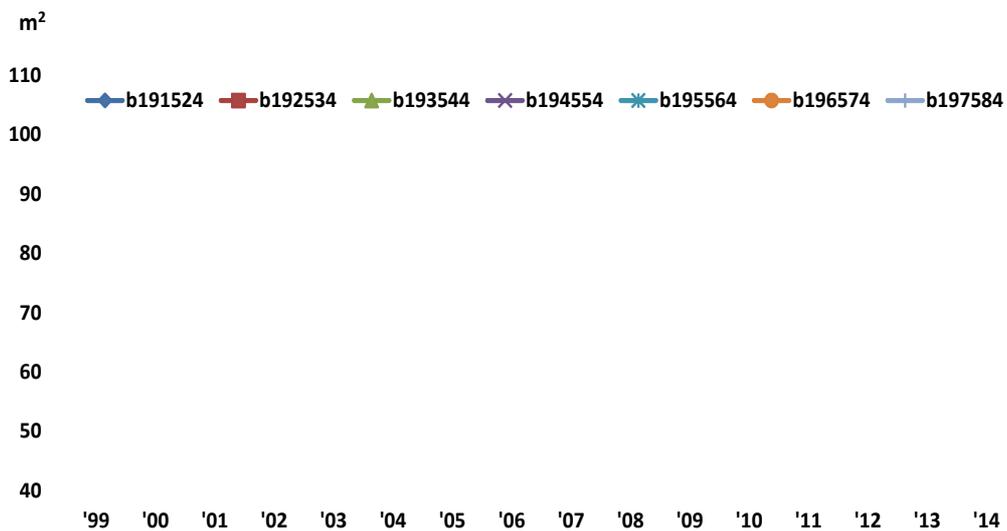
전반적으로는 연령대별 주거소비량이 증가한다고 볼 수 있지만 그 증가의 폭이나 연령대별 상대적인 분포는 상이함을 알 수 있다. 한 예로 1999~2002년과 2003~2006년 사이에는 큰 폭의 주거소비의 증가가 명확히 관측되나 이후 시점에서는 상대적으로 작은 폭의 증가가 이루어진 양상을 보인다. 또한 1999~2002년의 평균치는 55~59세가 정점이었으나 2011~2014년 평균치는 65~69세가 정점으로 변화했음을 알 수 있다. 그리고 정점 이후 주거소비가 감소하는 연령대도 70~74세 이후로 늦어지는 것을 관측할 수 있다. 이러한 관측결과는 가구단위의 평균적인 주거소비 패턴을 단순히 연령의 함수로써만 이해하는데 한계가 있음을 보여준다.

다음으로 앞의 구분된 4개의 시점에서 연령대가 아닌 탄생코호트별로 주거소비면적을 그려보면 앞의 그림과 같이 뒤엎킨 형태가 아니라 좀 더 정리된 양상을 보여준다. 전반적으로 시간에 따라 각 세대별 주거면적이 연속적으로 증가하는 양상이 쉽게 관측된다. 특히 1999~2002년과 2003~2006년 사이의 주거소비면적의 증가는 모든 세대에서 명확하게 관측된다. 그러나 세대별로 보면 1975~1984년생의 경우는 해당 기간 동안 큰 폭의 주거소비면적의 증가가 발생한 반면 1945년 이후 세대의 경우는 큰 변화가 없음을 알 수 있다. 이는 기본적으로는 1975~1984년생은 해당 관측기간 동안 가족이 확대되는 30대 전후의 시기인 반면 1935~1944년생의 경우는 은퇴와 노령화가 시작되는 60대 전후의 시기이기 때문이다. 다만 여기서 지적하고 넘어갈 사항은 한 가구의 주거소비가 세대별로는 시간의 경과나 연령의 증가에 따라 상당히 연속적인 변화를 겪게 된다는 점이다. 또한 앞의 한 시점에서 관측된 연령대별 주거소비 차이와는 달리 동일한 세대의 경우 노년기에도 연령 증가에 따라 주거소비가 감소하는 것이 아니라 약간씩 증가하는 양상이 관측된다.

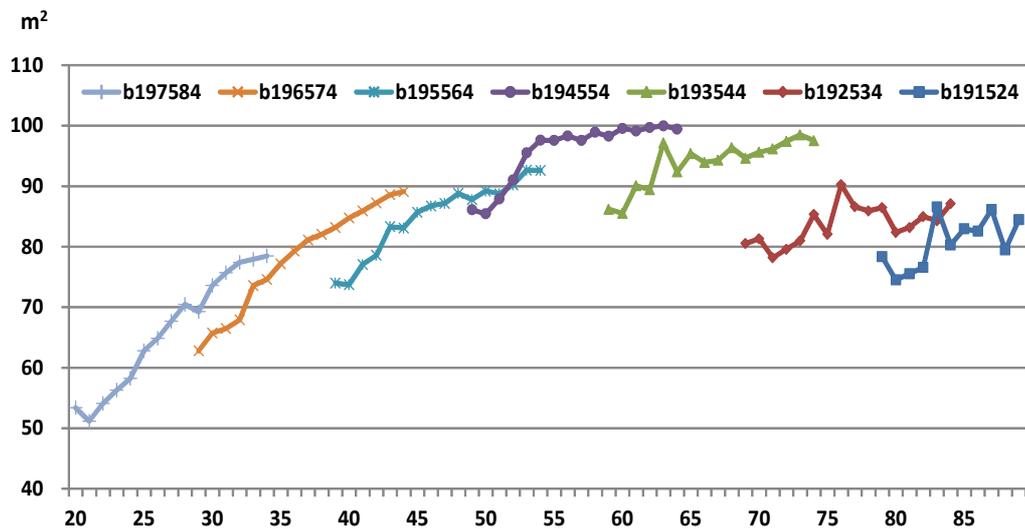


주 : 4개년도 단위로 주거면적을 평균('11~'14년 등)

이를 좀 더 명확히 관측하기 위해 각 세대별 주거소비량의 변화를 연도별로 살펴보면 다음 그림과 같이 나타난다. 1975~1984년생의 경우는 1999년과 2014년 사이 약 50m²에서 약 80m²급격한 소비량의 증가가 발생했다. 그러나 출생연도가 오래된 세대로 갈수록 시간의 흐름(연령증가)에 따른 주거소비의 증가폭(수준이 아닌)이 뚜렷히 감소하는 양상을 보여준다. 다만 흥미로운 점은 관측기간 동안 이미 노년에 진입한 탄생연도 1934년 이전 세대의 경우에도 주거소비가 줄어들기보다는 주거소비 수준을 꾸준히 유지하고 있음을 알 수 있다. 이러한 현상을 단순히 내제된 연령(생애주기)효과로 이해하는데는 한계가 있다. 왜냐하면 추가적으로 시집 변화에 따른 평균적인 소득증가의 효과가 담겨지기 때문이다.



연령효과와 세대효과를 좀 더 포괄적으로 살펴보기 위해 앞의 각 코호트의 시점별 주거소비량을 시점이 아닌 해당 시점의 중위 연령으로 치환하여 작도하면 다음과 같은 그래프가 얻어진다. 현재 노동패널 자료가 16년간의 누적된 자료로 각 세대별로 같은 연령대로 유지되는 기간이 6년 정도 확보된다. 즉 같은 연령대에서 관측되는 주거소비 수준의 차이를 코호트효과로서 이해할 수 있다. 다만 여기서도 각 코호트의 연령대별 주거소비 패턴에는 부분적으로는 시간효과도 포함된다는 점을 인식하여야 한다.



이러한 시간효과를 무시하고 해석하면 일단 1925~1934년생은 1915~1924년생에 비해 주거소비 수준이 약간 증가한데 반해 1935~1944년생은 1925~1934년생에 비해 큰 폭의 주거소비의 증가가 이루어졌음을 알 수 있다. 그러나 1955~1964년생의 경우는 1945~1954년생에 비해 주거소비의 증가가 이루어졌다고 판단할 수 없는 결과를 보여준다. 이러한 현상은 두 세대간 10년의 격차가 있고, 해당 기간 동안 상당한 실질소득의 증가가 이루어졌다는 점을 감안하면 내제된 코호트효과는 베이비붐 세대인 1955~1965년생이 직전세대에 비해 주거소비 수준이 낮다고 판단할 수 있다. 이와 같이 각 세대는 자신이 경험한 과거의 주택시장과 누적적인 경제상황에 따라 주거소비에 대한 선호체계가 상이하게 형성되어 있음을 알 수 있다. 또한 우리가 관측되는 연령대별 주거소비패턴을 엄밀하게 해석하기 위해서는 복합적인 영향을 미치는 코호트효과와 시간효과를 적절히 분리해낼 수 있어야 한다는 점을 인식할 필요가 있다.

IV. 자료 및 추정모형

1. 자료

본 연구에 사용된 자료는 한국노동연구원에서 1999년부터 2014년까지 실시한 「한국노동패널」의 2~17차 자료이다. 본 자료는 조사기간 중간시점(2009년, 12차)부터 추가된 제주도 가구 표본을 제외한 전국 15개 시·도를 대상으로 하였으며, 분석모형에 사용되는 변수를 고려하여 결측치(주택 점유형태, 연령, 탄생년도) 및 이상치(주거면적 200평 초과)를 제외하였다. 이외 ‘가구당 실질GDP’는 2005년 기준년 가격 GDP(한국은행)를 연도별 가구수(통계청)로 나누어 산출하였다.

<표 1> 변수의 기초 통계량

		점유형태		
		전체	자가	차가
표본수		86313	50796	35517
주거면적 (제곱미터)	평균	85.72	100.74	64.41
	표준편차	51.54	56.03	34.59
	최대값	655.54	655.54	604.96
	최소값	3.31	3.31	3.31
가구주연령	1=20~24세	590	53	537
	1=25~29세	3324	586	2738
	1=30~34세	8482	2831	5651
	1=35~39세	10037	4594	5443
	1=40~44세	10345	5447	4898
	1=45~49세	10019	5977	4042
	1=50~54세	9505	6254	3251
	1=55~59세	8333	5966	2367
	1=60~64세	7378	5586	1792
	1=65~69세	6536	4932	1604
	1=70~74세	5421	4046	1375
	1=75~79세	3696	2675	1021
	1=80~84세	1948	1345	603
	1=85~89세	699	504	195
가구주 탄생코호트	1=1905~1914년	25	16	9
	1=1915~1924년	1139	810	329
	1=1925~1934년	6371	4619	1752
	1=1935~1944년	13309	10018	3291
	1=1945~1954년	16619	12104	4515
	1=1955~1964년	20729	12052	8677
	1=1965~1974년	18566	8287	10279
	1=1975~1984년	8722	2791	5931
1=1985~1994년	833	99	734	

<표 1> 변수의 기초 통계량 (표 계속)

		점유형태		
		전체	자가	차가
조사년도	1=1999년	4495	2571	1924
	1=2000년	4250	2415	1835
	1=2001년	4231	2477	1754
	1=2002년	4250	2510	1740
	1=2003년	4577	2748	1829
	1=2004년	4744	2842	1902
	1=2005년	4832	2894	1938
	1=2006년	4980	2953	2027
	1=2007년	5053	2993	2060
	1=2008년	5092	2981	2111
	1=2009년	6605	3785	2820
	1=2010년	6577	3859	2718
	1=2011년	6581	3873	2708
	1=2012년	6643	3927	2716
	1=2013년	6677	3959	2718
1=2014년	6726	4009	2717	
가구당실질GDP (백만원)	평균	67.99	68.03	67.93
	표준편차	7.07	7.04	7.10
	최대값	77.29	77.29	77.29
	최소값	53.27	53.27	53.27
지역	1=서울	18558	8823	9735
	1=부산	7302	4360	2942
	1=대구	4593	2800	1793
	1=대전	2548	1498	1050
	1=인천	5101	3437	1664
	1=광주	2509	1563	946
	1=울산	2192	1351	841
	1=경기	18146	10054	8092
	1=강원	2311	1581	730
	1=충북	2455	1699	756
	1=충남	3310	2063	1247
	1=전북	3473	2401	1072
	1=전남	3100	2039	1061
	1=경북	4841	3250	1591
	1=경남	5874	3877	1997

* 주거면적이 200평을 초과하는 가구는 이상치로서 분석에서 제외

2. 추정모형

가. 주택수요면적 추정모형(비선형 추정)

16년간의 자료를 통합(pooling)하여 연령효과, 세대효과, 시간효과를 효과적으로 분리해내고, 이를 바탕으로 장기 총주택수요를 장래가구추계 자료를 이용하여 추정하기 위해 다음과 같은 기본적인 추정모형을 구성하였다.

$$H(i) = \left[\sum_j a_j D_j(i) \right] \left[1 + \sum_k c_k D_k(i) \right] \left[1 + \sum_t p_t D_t(i) \right] + \epsilon_i \quad (4)$$

이와 같은 기본모형을 통해 연령효과(a_j), 세대효과(c_k), 시간효과(p_t)를 포괄적으로 분리해내어 해석한다. 또한 시간효과를 평균적인 실질소득의 증가효과($I(t)$)로 대체하여 반영할 수 있다. 여기서 평균적인 소득효과는 개별 가구가 아닌 사회전체적인 소득증가효과를 담기 위해 가구당 실질 GDP를 이용하여 측정한다. 또한 지역별 주거비용의 차이로 발생하는 주거소비량(주거면적)의 차이를 통제하기 위해 가장 종합적인 모형은 다음과 같이 선택하였다.

$$H(i) = \left[\sum_j a_j D_j(i) \right] \left[1 + \sum_k c_k D_k(i) \right] \left[1 + \sum_l r_l D_l(i) \right] \left[1 + \sum_m s_m D_m(i) \right] [I(t)]^\beta + \epsilon_i \quad (5)$$

여기서 $D_r(i)$ 는 지역더미, r_l 는 기준 지역대비 지역 r 의 주거소비 조정비율(지역효과)을 의미한다. 또한, $D_s(i)$ 는 가구원수 더미, s_l 는 기준 가구원수대비 가구원수 m 의 주거소비 조정비율(가구규모효과)을 의미하며, β 는 주거소비에 대한 소득탄력성으로 해석할 수 있다. 주택수요 추정모형의 구조가 선형화될 수 없는 관계로 NLS(Non-linear Least Squared) 추정모형을 이용하여 추정한다.

나. 주택점유형태 선택모형(로지스틱 추정)

점유형태는 자가와 차가로 분류하여 대표적인 이항선택모형인 로지스틱 모형을 사용하였다. 점유형태 선택모형의 경우 연령효과, 세대효과 및 시간효과를 비선형의 관계로 추정할 수 있는 방법론의 한계로 주택수요와 같은 비선형구조가 아닌 다음과 선형구조를 선택하였다.

$$\ln \frac{P_i}{1 - P_i} = \sum_j a_j D_j(i) + \sum_k c_k D_k(i) + \sum_t p_t D_t(i) + \epsilon_i \quad (6)$$

여기서 P_i 는 자가 선택확률이다. 점유형태 선택모형의 경우 주거소비와는 달리 시간에 따른 가

구당 실질 GDP 증가의 영향력에 대한 판단이 어려운 관계로 시점더미만을 도입한 모형을 추정하였다. 1(자가) 혹은 0(차가)의 값을 갖는 개별 선택 자료를 이용한 로지스틱 모형은 MLE (Maximum Likelihood Estimation)을 이용하여 추정된다.

V. 분석결과

1. 주택수요면적 추정모형

가구주의 연령만 도입한 (Model 1)에서는 주거소비의 정점이 60~64세로 도출되며 이후 주거소비의 감소가 명확히 관측된다. 이후 완만한 속도로 주거소비가 감소하는 양상을 보여준다. 다만 이러한 관측은 앞에서 논의한 탄생코호트효과와 시간효과가 복합적으로 작용한 결과일 수 있다. 여기에 가구주의 탄생코호트를 도입한 (Model 2)에서는 주거소비가 정점인 연령대가 70~74세로 변화한다. 그러나 정점 이후 노년기 주거소비의 감소패턴이 명확하지 않다. 코호트 변수의 경우 주거소비 수준이 가장 높은 코호트가 1975~1984년생으로 도출되며, 1965~1974년생을 제외하면 모든 코호트에서 1945~1954년생에 비해 주거소비수준이 낮은 것으로 추정결과가 도출된다. 여기서 관측되는 연령대별 패턴이나 코호트별 패턴은 앞에서 논의한 바와 같이 시간효과가 분리되지 않은 양상을 보여줄 뿐이다.

다음으로 APC효과가 모두 상호통제되도록 시간더미를 추가한 (Model 3)에서는 주거소비가 정점이 55~59세로 변화하였으며 정점 이후 감소 패턴을 보여준다. 다만 정점인 55~59세에서 80~84세의 25년 정도의 기간 동안 약 16.3%의 완만한 주거소비 감소가 발생하는 것으로 추정된다. 특히 코호트효과에 많은 변화가 발생하여 주거소비가 가장 많은 코호트는 1915~1924년생, 1935~1944년생, 1945~1954년생의 순으로 나타나고, 최근 세대로 올수록 주거소비수준이 낮아지는 현상을 보여준다. 추정된 계수를 해석하면 1955~1964년생의 경우 직전 세대인 1945~1954년생에 비해 10.1%의 낮은 주거소비 수준을 보여준다. 베이비붐 이전 세대의 경우 통계적인 유의도가 낮은 1905~1914년생을 제외하면 -1.9~+3.1%로 1955~1964년생과 큰 차이를 보이지는 않는다. 베이비붐 이후 세대의 경우는 통계적 신뢰도가 낮은 1985~1994년생을 제외하면 1945~1954년생에 비해 11.5~14.3%의 낮은 주거소비 수준으로 베이비붐 세대와 유사한 주거소비 수준의 차이를 보여준다. 그 결과는 회자되는 것처럼 베이비붐 세대를 포함한 최근 세대가 이전 세대에 비해 자산축적의 정도가 낮고, 가구원수의 감소가 발생했다는 이해와 일치한다. 결국 베이비붐 세대가 변곡점이 되고 있음을 알 수 있다. 통제된 시간효과는 점진적으로 주거소비수준이 향상되는 추세를 보여준다.

<표 2> 주거수요 추정모형(자차가 통합)

Variable		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
		Estimate (Std Error)				
가구주 연령 (기준터미: 모형설정상 없음)	20-24세	44.9004 (2.1080)	44.4057 (2.3686)	59.8449 (3.4492)	58.7451 (3.3807)	7.1751 (0.9450)
	25-29세	59.4439 (0.8847)	56.3792 (1.1518)	73.4593 (2.0565)	71.8205 (2.0254)	8.7547 (1.0882)
	30-34세	72.6826 (0.5522)	68.4094 (0.9713)	86.5751 (1.9252)	84.3440 (1.8997)	10.2668 (1.2875)
	35-39세	80.1619 (0.5069)	77.2850 (0.9305)	94.1320 (1.7885)	91.6660 (1.7736)	11.1427 (1.4223)
	40-44세	82.4713 (0.5004)	81.8072 (0.8711)	95.9193 (1.5716)	93.4613 (1.5705)	11.3501 (1.4748)
	45-49세	86.4719 (0.5091)	87.3629 (0.7713)	98.4005 (1.3385)	96.0363 (1.3550)	11.6623 (1.5431)
	50-54세	91.1552 (0.5230)	92.7151 (0.6933)	100.1000 (1.1132)	97.8529 (1.1493)	11.8844 (1.6031)
	55-59세	96.1044 (0.5583)	97.6250 (0.6074)	101.3000 (0.9555)	99.1431 (1.0066)	12.0365 (1.6532)
	60-64세	96.2382 (0.5942)	98.5866 (0.6836)	98.3145 (0.9425)	95.9073 (0.9909)	11.6354 (1.6279)
	65-69세	95.0557 (0.6325)	100.7000 (0.9034)	96.3777 (1.1207)	94.0308 (1.1505)	11.4144 (1.6273)
	70-74세	92.3407 (0.6931)	101.5000 (1.1708)	93.1820 (1.3514)	91.2634 (1.3648)	11.0727 (1.6103)
	75-79세	85.8062 (0.8400)	98.1401 (1.4013)	86.9809 (1.5531)	85.1649 (1.5503)	10.3221 (1.5270)
	80-84세	83.5153 (1.1550)	100.3000 (1.9946)	84.8320 (2.0235)	82.9335 (1.9931)	10.0556 (1.5221)
85-89세	80.5226 (1.8277)	98.3056 (2.9363)	80.5586 (2.7049)	78.6269 (2.6431)	9.5294 (1.4780)	
가구주 코호트 터미 (기준터미: 1945-1954년생)	05-14년생		-0.3889 (0.1088)	-0.1383 (0.1542)	-0.1626 (1.1496)	-0.1702 (1.1480)
	15-24년생		-0.1841 (0.0209)	0.0312 (0.0311)	0.0286 (0.0309)	0.0299 (0.0305)
	25-34년생		-0.1623 (0.0115)	-0.0190 (0.0169)	-0.0170 (0.0169)	-0.0162 (0.0166)
	35-44년생		-0.0583 (0.0080)	0.0221 (0.0103)	0.0236 (0.0102)	0.0238 (0.0101)
	55-64년생		-0.0285 (0.0075)	-0.1012 (0.0084)	-0.1075 (0.0083)	-0.1080 (0.0082)
	65-74년생		0.0402 (0.0114)	-0.1152 (0.0136)	-0.1243 (0.0134)	-0.1249 (0.0131)
	75-84년생		0.0835 (0.0159)	-0.1432 (0.0185)	-0.1521 (0.0182)	-0.1551 (0.0177)
85-94년생		-0.0466 (0.0410)	-0.2887 (0.0340)	-0.2932 (0.0337)	-0.2984 (0.0330)	
가구당 실질 GDP						0.4932 (0.0326)
관측 연도 터미 (기준: 2010년)	1999년			-0.1391 (0.0120)	-0.1342 (0.0120)	
	2000년			-0.1412 (0.0119)	-0.1357 (0.0119)	
	2001년			-0.1173 (0.0119)	-0.1124 (0.0119)	
	2002년			-0.1041 (0.0118)	-0.0998 (0.0118)	

< 표 2 > 주거수요 추정모형(자차가 통합) (표 계속)

Variable		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
		Estimate (Std Error)				
관측 연도 더미 (기준: 2010년)	2003년			-0.0488 (0.0116)	-0.0464 (0.0116)	
	2004년			-0.0520 (0.0113)	-0.0509 (0.0112)	
	2005년			-0.0363 (0.0111)	-0.0351 (0.0110)	
	2006년			-0.0231 (0.0109)	-0.0226 (0.0109)	
	2007년			-0.0203 (0.0107)	-0.0204 (0.0107)	
	2008년			-0.0069 (0.0107)	-0.0074 (0.0106)	
	2009년			-0.0135 (0.0099)	-0.0140 (0.0099)	
	2011년			0.0047 (0.0100)	0.0046 (0.0100)	
	2012년			0.0185 (0.0101)	0.0178 (0.0101)	
	2013년			0.0304 (0.0103)	0.0300 (0.0103)	
	2014년			0.0315 (0.0105)	0.0310 (0.0104)	
지역 더미 (기준더미: 서울)	부산				-0.0743 (0.0081)	-0.0743 (0.0081)
	대구				0.0079 (0.0100)	0.0084 (0.0100)
	대전				0.0545 (0.0130)	0.0548 (0.0130)
	인천				0.0695 (0.0097)	0.0698 (0.0097)
	광주				0.0902 (0.0129)	0.0904 (0.0129)
	울산				0.0597 (0.0138)	0.0594 (0.0138)
	경기				0.1039 (0.0067)	0.1042 (0.0067)
	강원				0.0001 (0.0133)	-0.0005 (0.0133)
	충북				0.0656 (0.0130)	0.0651 (0.0130)
	충남				-0.0549 (0.0113)	-0.0553 (0.0113)
	전북				0.0431 (0.0111)	0.0434 (0.0111)
	전남				0.0241 (0.0117)	0.0233 (0.0117)
	경북				-0.0301 (0.0097)	-0.0303 (0.0096)
	경남				0.0184 (0.0090)	0.0183 (0.0090)
RMSE		50.6360	50.5529	50.4708	50.2623	50.2693
이용 자료 수		85,224	85,224	85,224	85,224	85,224

주: GDP는 한국은행 및 통계청 자료를 이용하여 Model 5에서도 소득변수인 GDP로 인한 추가적인 결측치는 발생하지 않음

이러한 일련의 추정결과는 연령효과를 측정하거나 혹은 코호트효과를 측정할 때 연령효과, 코호트효과, 시간효과를 통합적이고 합리적인 방법을 통해 통제하지 않으면, 추정결과에 편의가 발생할 수 있음을 보여준다. (Model 4)는 기본 APC 모형(Model 3)에 지역별 주택가격(주거비용) 수준의 차이 및 선호체계의 차이로 발생할 수 있는 주거소비수준의 차이를 통제하기 위해 지역더미를 추가한 모형이다. 연령효과, 코호트효과, 시간효과에는 큰 변화는 없으나 RMSE가 다소 향상되는 결과가 도출되었다.

(Model 5)는 (Model 4)에서 시간효과 대신 ‘가구당 실질GDP’를 추가한 모형이다. 이는 사회의 평균적인 실질 가구소득의 증가에 따른 효과를 직접적으로 통제하기 위한 선택이다. 가구당 실질 GDP의 탄력성은 0.4932로서 일반적으로 알려진 주택수요에 대한 소득 탄력성 범위에 들어가고 있으나, RMSE가 (Model 4)에 비해 미소하게 증가하여 모형의 설명력은 개선되지는 않았다. 연령효과와 추정계수값은 전반적으로 크게 하락하였으나, 이는 모형의 구조가 비선형으로 소득효과에 일정비율이 배분이 되는 구조임으로 당연한 추정결과이며, 추정계수의 상대적인 관계는 이전 모형과 동일하게 유지되고 있다. 예를 들어 연령효과와 정점이 55~59세로 나타나면 이후 80~84세까지 16.5%의 완만한 주거소비의 감소가 나타나는 것으로 나타나 가구소득 변수가 아닌 시간더미를 유지했을 때와 유사한 상대적인 관계를 보여준다. 코호트 효과 또한 (Model 4)와 유사한 패턴을 보여준다.

2. 주택점유형태 선택모형

가구주의 연령효과만 도입한 (Model 1)은 자가 선택확률은 60~64세에서 정점을 이루고, 50~55세와의 격차가 추정계수로는 0.48, 0.6의 평균확률에서 추정된 한계확률³⁾로는 약 12%의 큰 격차를 보인다. 가구주의 연령효과와 탄생코호트 효과를 고려한 (Model 2)는 자가 선택확률의 정점이 여전히 60~64세로 유지되나 50~55세와의 격차가 추정계수로는 0.22, 0.6의 평균확률에서 추정된 한계확률로는 약 5%p에 불과한 것으로 나타난다. 다만 이후 노년기 자가 선택확률의 변화는 (Model 1)과 유사하다. 코호트효과와 경우는 1935~1944년생이 정점으로 나타나고, 이후 세대의 경우 자가 선택확률이 점차 낮아지는 양상을 보여준다.

시간효과를 추가로 도입한 (Model 3)의 경우는 (Model 2)와 비교하여 연령효과와 코호트효과에 큰 변화를 발생시키지는 않는 것으로 판단된다. 시간효과 자체의 경우는 2000년대 초반에는 2010년에 비해 낮은 자가율이, 2000년대 중반에는 높은 자가율이, 2000년대말에는 다시 낮은 자가율, 2010년대 초반에는 높은 자가율을 보이고 있어 일정한 추세보다는 사이클을 이루는 양상을 관측할 수 있다. 다만 시간효과와 강도는 추정계수로는 $-0.11 \sim +0.07$ 로 한계효과로는 $-2.6 \sim +1.7\%$ 로 큰 차이가 발생하지는 않는다. 연령효과, 코호트효과, 시간효과가 모두 통제된 상태에서의 코호트효과를 살펴보면 자가점유형태의 경우도 주택수요의 경우와 마찬가지로 베이비붐 세대를 변곡점으로 자가

3) 한계확률 $\partial P/\partial x$ 은 $\beta \bar{P}(1 - \bar{P})$ 로 계산된다.

율이 낮아지는 양상을 입을 수 있다. 베이비붐 이전세대의 경우는 1905~1914년생을 제외하면 추정 계수로 0.00~0.07로 큰 차이를 보이지 않으나 베이비붐 세대를 포함한 이후 세대의 경우는 -0.41~-0.51로 한계효과로 12%p 내외의 자가용 감소가 관측된다.

< 표 3 > 주거점유형태 추정모형

Variable		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
		Estimate (Std Error)	Estimate (Std Error)	Estimate (Std Error)	Estimate (Std Error)
상수항		0.9245 *** (0.0243)	1.0204 *** (0.0263)	1.0185 *** (0.0378)	0.5310 *** (0.0403)
가구주 연령 (기준: 55-59세)	20-24세	-3.2401 *** (0.1460)	-2.7273 *** (0.1655)	-2.6785 *** (0.1782)	-2.8276 *** (0.1791)
	25-29세	-2.4661 *** (0.0516)	-2.0622 *** (0.0673)	-2.0166 *** (0.0883)	-2.1340 *** (0.0894)
	30-34세	-1.6157 *** (0.0335)	-1.2465 *** (0.0496)	-1.2038 *** (0.0697)	-1.2697 *** (0.0706)
	35-39세	-1.0940 *** (0.0315)	-0.7358 *** (0.0439)	-0.6967 *** (0.0587)	-0.7387 *** (0.0594)
	40-44세	-0.8182 *** (0.0313)	-0.4818 *** (0.0401)	-0.4497 *** (0.0498)	-0.4737 *** (0.0504)
	45-49세	-0.5333 *** (0.0317)	-0.2841 *** (0.0364)	-0.2654 *** (0.0414)	-0.2788 *** (0.0419)
	50-54세	-0.2702 *** (0.0325)	-0.1310 *** (0.0343)	-0.1202 *** (0.0356)	-0.1293 *** (0.0361)
	60-64세	0.2125 *** (0.0364)	0.0868 ** (0.0386)	0.0784 ** (0.0399)	0.0654 (0.0403)
	65-69세	0.1988 *** (0.0376)	0.0506 (0.0445)	0.0306 (0.0486)	0.0095 (0.0492)
	70-74세	0.1548 *** (0.0396)	-0.0091 (0.0526)	-0.0369 (0.0605)	-0.0541 (0.0612)
	75-79세	0.0387 (0.0441)	-0.1209 ** (0.0609)	-0.1554 ** (0.0725)	-0.1837 ** (0.0734)
	80-84세	-0.1222 ** (0.0547)	-0.2779 *** (0.0778)	-0.3224 *** (0.0925)	-0.3389 *** (0.0936)
	85-89세	0.0251 (0.0878)	-0.1185 (0.1114)	-0.1696 (0.1257)	-0.1887 (0.1274)
가구주 코호트 더미 (기준: 45-54년생)	05-14년생		-0.3266 (0.4309)	-0.2016 (0.4380)	-0.3353 (0.4417)
	15-24년생		0.0670 (0.0934)	0.1174 (0.1097)	0.0633 (0.1112)
	25-34년생		0.0574 (0.0555)	0.0929 (0.0674)	0.0361 (0.0683)
	35-44년생		0.0728 ** (0.0367)	0.0924 ** (0.0416)	0.0701 * (0.0421)
	55-64년생		-0.3911 *** (0.0296)	-0.4110 *** (0.0352)	-0.4189 *** (0.0356)
	65-74년생		-0.4692 *** (0.0390)	-0.5114 *** (0.0555)	-0.5133 *** (0.0562)
	75-84년생		-0.4613 *** (0.0494)	-0.5098 *** (0.0766)	-0.4825 *** (0.0775)
	85-94년생		-0.7290 *** (0.1317)	-0.7814 *** (0.1520)	-0.7161 *** (0.1530)
관측 연도 더미 (기준: 2010년)	1999년			-0.0774 (0.0492)	-0.0216 (0.0491)
	2000년			-0.1129 ** (0.0485)	-0.0652 (0.0491)
	2001년			-0.0255 (0.0476)	0.0133 (0.0482)
	2002년			-0.0049 (0.0466)	0.0295 (0.0472)

< 표 3 > 주거점유형태 추정모형 (표 계속)

Variable		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
		Estimate (Std Error)	Estimate (Std Error)	Estimate (Std Error)	Estimate (Std Error)
관측 연도 더미 (기준: 2010년)	2003년			0.0731 (0.0450)	0.1118 ** (0.0455)
	2004년			0.0697 (0.0437)	0.1029 ** (0.0442)
	2005년			0.0711 * (0.0427)	0.1039 ** (0.0432)
	2006년			0.0410 (0.0417)	0.0676 (0.0422)
	2007년			0.0350 (0.0410)	0.0588 (0.0414)
	2008년			-0.0019 (0.0405)	0.0247 (0.0409)
	2009년			-0.0591 (0.0375)	-0.0598 (0.0380)
	2011년			0.0065 (0.0376)	0.0073 (0.0380)
	2012년			0.0090 (0.0377)	0.0048 (0.0381)
	2013년			0.0126 (0.0380)	0.0034 (0.0384)
	2014년			0.0175 (0.0384)	0.0070 (0.0389)
지역 더미 (base: 서울)	부산				0.4051 *** (0.0296)
	대구				0.5605 *** (0.0356)
	대전				0.6001 *** (0.0458)
	인천				0.9683 *** (0.0354)
	광주				0.6659 *** (0.0468)
	울산				0.7342 *** (0.0496)
	경기				0.4491 *** (0.0223)
	강원				0.9003 *** (0.0503)
	충북				1.0090 *** (0.0495)
	충남				0.6614 *** (0.0417)
	전북				0.8472 *** (0.0423)
	전남				0.7727 *** (0.0434)
	경북				0.8077 *** (0.0362)
경남				0.8417 *** (0.0332)	
-2LL		107279.29	107076.05	107035.92	105143.44
이용 자료 수		86,313	86,313	86,313	86,313

주: *은 유의수준 10%, **은 유의수준 5%, ***은 유의수준 1% 하에서 유의함을 의미

지역더미를 도입한 (Model 4)의 경우 연령효과나 코호트효과에는 큰 변화가 없으나 시간효과에 있어서 2002년과 2008년 음의 부호가 양의 부호로 바뀌는 변화가 발생했으나 추정계수의 절대적인 차이는 크지 않은 것으로 나타난다. 지역효과 자체의 경우는 도지역으로 갈수록 자가율이 급격히 향상되는 결과가 도출되었다. 모형의 설명력 측면에서는 코호트 변수나 시점 더미 도입에 비해 로그우도가 상당히 개선된 것으로 나타난다.

점유형태 모형의 경우 선형모형의 형태를 선택한 관계로 연령효과, 코호트효과, 시간효과와 완벽 한 분해가 이루어졌다고 판단할 수는 없으나 자가율의 특성 상 시간에 따른 큰 변화가 없는 관계 로 연령효과와 코호트효과를 분리하는데 있어서 큰 무리는 없다고 판단이 된다.

VI. 결론

고령화·저출산 등으로 인구구조가 급격하게 변화하는 시점에서 주거소비특성 분석에 인구통계학 적 변수를 고려하는 것은 필수적이다. 그러나 대부분의 선행연구와 같이 연령변수만 고려한 모형 에서는 연령효과에 코호트효과와 시간효과가 혼재되어 생애주기 관점에서의 순수한 연령효과가 적 절히 측정될 수 없으며, 이는 코호트효과만을 고려할 시에도 마찬가지이다. 따라서 연령효과, 코호 트효과, 시간효과를 합리적인 방법으로 상호통제한 상태에서 각 개별효과를 판단하는 것이 요구된 다. 본 연구는 그러한 APC구조의 분석을 위해 비선형모형에 기초한 실험적인 방법론을 제시하였 다.

흥미로운 점은 추정모형의 선택에 있어 APC효과를 모두 통제한 수요모형에서의 연령효과와 연 령과 코호트만을 통제한 모형에서 나타나는 연령효과가 차이를 보이고 있다는 점이다. 이러한 일 련의 추정결과는 연령효과를 측정하거나 혹은 코호트효과를 측정할 때 연령효과, 코호트효과, 시간 효과를 종합적으로 통제하지 않으면, 추정결과에 편의가 발생할 수 있음을 보여준다.

APC효과를 모두 통제한 수요모형에서, 주거소비 정점이 55~59세로 나타났으며 정점 이전 및 이 후에는 소비규모의 안정적인 증가 및 감소 패턴을 보여준다. 코호트효과는 1945~1954년생인 베이비 붐 세대를 기점으로 이전 세대와 이후 세대의 주거소비에 급격한 변화가 발생함을 보여준다. 이는 베이비붐 세대를 포함한 최근 세대가 이전 세대에 비해 가구원수도 적고, 자산축적의 정도가 낮다 는 통념과 일치하는 결과이다.

점유형태 선택 모형에 있어서는 시점별 자가율의 격차가 크지 않은 관계로 개별 APC 변수 도입 에 따른 변화가 크지 않았다. 다만 코호트효과를 도입하는 경우 연령효과에 있어 중년과 노년의 경계점인 50대와 60대의 자가율 격차가 크게 감소하는 결과를 보여준다. 이는 기본적으로 관측기 간 해당 연령대에 베이비붐 세대와 베이비붐 직전세대가 포함되어 있는 영향으로 판단된다. 자가 점유형태에 있어서도 베이비붐 이전세대와 베이비붐 세대를 포함한 이후세대의 통제된 자가율 격 차가 크게 발생하는 것으로 나타난다.

본 연구가 향후 주택수요에 대한 추정과정까지 발전되지는 못하였으나 이와 같이 분석된 베이비

분 이전 세대와 이후 세대의 주거소비 특성을 합리적으로 반영할 수 있는 장래수요추정 작업이 요구될 것으로 판단된다. 다만 향후 20여년 간은 주거소비 수준이 높은 베이비붐 이전세대들이 주요한 노년가구로 잔존하고 있을 것이라는 점을 감안하면 베이비붐 이후 세대의 영향력이 발휘되는 시점은 그 이후일 것으로 판단된다.

참 고 문 헌

1. 강은택·마강래, “주택점유 및 보유형태선택의 요인분석에 관한 연구”, 「주택연구」 제17권 제1호, 2009, pp.05-22.
2. 김정환, “인구의 연령구조 변화와 주택수요 및 주택가격”, 「대한부동산학회지」 제17권, 1999, pp.69-84.
3. 김대환·이성근·박화균, “은퇴 및 은퇴기간 증가에 따른 주택점유 형태 변화”, 「부동산연구」 제23권 제3호, 2013, pp.123-134.
4. 김리영, “시기별 자가로 이동한 임차가구의 생애주기 특성 연구”, 「국토계획」 제49권 제2호, 2013, pp.341-356.
5. 김미경·이창무·송기범, “세대(탄생코호트)효과를 고려한 장기주택수요 추정”, 「국토계획」 제49권 제8호, 2014, pp.35-48.
6. 김원년·조무상·양현석, “가계조사자료를 활용한 입주유형별 주택 수요추정에 관한 연구”, 「Journal of the Korean Data Analysis Society」 제10권 제5호, 2008, pp.2741-2753.
7. 김준형·김정환, “고령화와 주택시장: 은퇴 전후 주택소비 변화를 중심으로”, 「부동산학연구」 제17권 제4호, 2011, pp.59-71.
8. 김태일, “인구구조의 변화로 본 고령화 동향과 연령별 주택수요의 예측에 관한 연구 - 한국과 일본의 비교분석”, 「대한건축학회논문집」 제10권 제11호, 1994, pp.37-45.
9. 박천규·이수옥·손경환, “가구생애주기를 감안한 주택수요특성 분석 연구”, 「국토연구」 제60권, 2009, pp.171-187.
10. 박현수·김민정, “인구구조 변화가 주택가격에 미치는 영향 분석 : 서울 및 6대 광역시를 중심으로”, 「부동산연구」 제24권 제2호, 2014, pp 23~32.
11. 배정인, “인구구조 상이점에 의해 본 지역별 주택수요예측에 관한 연구”, 「한국주거학회논문집」 제6권 제2호, 1995, pp.33-42.
12. 배정인, “노인주택공급을 위한 고령자가구구성의 변화에 관한 통계적 연구”, 「한국주거학회논문집」 제11권 제1호, 2000, pp.89-102.
13. 신미림·남진, “서울시 1인가구의 주택수요 예측”, 「국토계획」 제46권 제4호, 2011, pp. 131-145.
14. 여윤경·윤지영, “소비자의 주택 점유형태 선택의 결정요인”, 「대한가정학회지」 제41권 제5호, 2003, pp. 205-220.
15. 이창무·김미경, “가구주의 탄생 코호트 효과를 고려한 주택수요 분석모형”, 「부동산학연구」 제19권 제3호, 2013, pp.149-161.
16. 이창무·박지영, “가구특성 고려한 장기주택수요 예측모형”, 「국토계획」 제44권 제5호, 2009, pp.149-161.
17. 정의철·조성진, “인구구조 변화에 따른 장기주택수요 전망에 관한 연구”, 「국토계획」 제40권

- 제3호, 2005, pp.37-46.
18. 정호성 외 8인, “베이비붐 세대 은퇴의 파급효과와 대응방안-주요국(미·일) 비교 포함”, 「삼성경제연구소」, 2010.
 19. 정희수·권혁일, “생애주기가 주택소비에 미치는 영향에 관한 연구”, 「주택연구」 제12권 제1호, 2004, pp.5-25.
 20. 최성호·이창무, “비선형 Mankiw-Weil 주택수요 모형-수도권 지역을 대상으로”, 「부동산학연구」 제16권 제1호, 2010, pp.117-130.
 21. 최유미·남진, “서울시 가구특성별 주거선택 요인에 관한 연구”, 「국토계획」 제43권 제3호, 2008, pp.195-210.
 22. 허문구·Dai Erbiao·김동수·박형진, “인구구조 변화에 따른 지역경제 성장패턴 분석”, 「산업연구원」, 2014
 23. 황현정·심보람·임업, “경기도 인구구조에 따른 주택수요 추정”, 「지역연구」 제25권 제4호, 2009, pp.107-121.
 24. Engelhardt, Gary V. and James M. Poterba, "House prices and demographic change: Canadian evidence", *Regional Science and Urban Economics*, Vol.21 No.4, 1991, pp.539-546.
 25. Fu, Wenjiang J., "Ridge Estimator in Singular Design with Application to Age-Period-Cohort Analysis of Disease Rates.", *Communications in Statistics*, Vol.29 No.2, 2000, pp.263-278.
 26. Glenn, N. D., "Cohort Analysts' Futile Quest: Statistical Attempts to Separate Age, Period, and Cohort Effects", *American Sociological Review*, Vol.41, 1976, pp.900-904.
 27. Glenn, N. D., "Television Watching, Newspaper Reading, and Cohort Differences in Verbal Ability.", *Sociology of Education*, Vol.67 No.3, 1994, pp.216-230.
 28. Green, Richard and Patric H. Hendershott, "Age, Housing Demand, and Real House Prices", *Reginal Science and Urban Rconomics*, Vol.26, 1996, pp.465-480.
 29. Hamilton, Bruce W., "The baby boom, the baby bust, and the housing market A second look", *Regional Science and Urban Economics*, Vol.21 No.4, 1991, pp.547-552.
 30. Hendershott, Patric H., "Are real house prices likely to decline by 47 percent?", *Regional Science and Urban Economics*, Vol.21 No.4, 1991, pp.553-563.
 31. Holland, A. Steven, "The baby boom and the housing market: another look at the evidence", *Regional Science and Urban Economics*, Vol.21 No.4, 1991, pp.565-571.
 32. Mankiw, N. Gregory and David 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.
 33. Ohtake, Fumio and Mototsugu Shintani, "The effect of demographics on the Japanese housing market", *Regional Science and Urban Economics*, Vol.26 No.2, 1996, pp.189-201.
 34. Pitkin, John R. and Dowell Myers, "The specification of demographic effects on housing

- demand : Avoiding the age-cohort fallacy", *Journal of Housing Economics*, Vol.3 No.3, 1994, pp.240-250.
35. Ryder, Norman B., "The cohort as a Concept in the Study of Social Change", *American Sociological Review*, Vol.30 No.6, 1965, pp.843-861.
 36. Swan, Craig, "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.
 37. Viola Angelini, Agar Brugiavini and Guglielmo Weber, "The Dynamics of Homeownership Among the 50+ in Europe", *Journal of Population Economics*, Vol.27 No.3, 2014, pp.797-823
 38. Woodward, Susan E., "Economists' prejudices: why the Mankiw-Weil story is not credible", *Regional Science and Urban Economics*, Vol.21 No.4, 1991, pp.531-537.
 39. Yang, Y., "Is Old Age Depressing? Growth Trajectories and Cohort Variations in Late Life Depression", *Journal of Health and Social Behavior*, Vol.48 No.1, 2007, pp.16-32.
 40. Yang, Y., Wenjiang J. Fu and Kenneth 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.

[부록 1]: 노동패널 자료 가구분포

