

주거서비스 대체수요에 관한 연구

김상곤*, 전영서**

<요약>

글로벌 금융위기 이후 주택가격은 정체인 반면에 전세가격은 지속적인 상승을 나타내고 있으며, 전세가격의 상승은 다시 월세수요의 증가를 초래하고 있다. 이것은 전세위주의 임대시장에 변화가 나타나고 있다는 증거이기도 하다. 그래서 본 연구에서는 패널모형을 이용하여 자가와 임대 간에 대체성을 확인하기 위하여 계량적으로 실증 분석하였다.

자가와 임대 간에 대체관계가 존재하는지 아니면 보완관계가 존재하는지 방정식체계를 이용하여 분석한 결과 자가와 전세 간의 분석에서는 추정계수의 부호가 양(+)으로 0.2084수준의 대체성이 나타났으며, 유의성도 높게 나타났다. 전세의 가격탄력성은 전반적으로 자가에 비해 추정계수가 작고 유의수준도 비교적 낮게 나타났다. 월세시장을 포함한 분석에서는 추정계수가 크고, 긍정적으로 나타났으나 동일성 제약검정결과 월세시장이 독립적인 시장으로 나타났다. 자가와 임대 간에 대체관계가 존재한다는 사실은 향후 민간임대사업이 활성화되면 대체성은 강화될 수 있음을 시사한다.

핵심주제어: 주거서비스, 대체수요, 교차탄력성, 패널모형, 교차방정식검정

* (제1저자) 한양대학교 경제금융학과 박사과정, email : jonil21@naver.com

** (교신저자) 한양대학교 경제금융학과 교수, email : jeonys456852@naver.com

I. 서론

주택이 가지는 고가재화라는 특성에 따라 주택소비자는 소득, 자산 등 경제력의 차이로 인해 주택의 소유와 임대사이에서 선택을 강요받고 있다. 특히 주택보급률이 100%수준을 넘어서고 있는 상황에서는 주택을 주거서비스의 수단으로 보는 현상이 나타날 것이라는 전망이 제기되고 있으며, 이동수단의 발달과 도시환경의 변화는 주택이 이제 소유에서 이용으로의 변화를 가져오게 될 것이라는 주장이 설득력을 갖기 시작하였다. 최근 뉴-스태이 등 정부의 임대주택 공급확대와 함께 소비자들의 요구수준에 부응하는 보다 높은 질적 수준의 임대주택공급은 자가와 임대의 대체를 가속화시키는 요인이 되었다. 아울러 세대분리와 고령화로 인한 1인 가구의 증가와 저성장에 따른 소득감소라는 환경변화는 주택을 더 이상 소유수단이 아닌 이용 수단으로 전환될 요인으로 작용하게 되었다. 이에 본 연구는 주거서비스에 대하여 대체성(Substitution)이 나타나는지 규명하기 위하여 계량경제학적 방법을 이용해 자가와 임대 간 주거서비스 대체성 존재여부와 그 크기를 추정하여 주택정책을 위한 함의를 찾고자 하였다.

매매가격과 임대가격 간의 상대가격변화에 따른 주거서비스의 수요변화를 파악하기 위해 교차탄력성(cross-price elasticities)을 추정하고자 한다. 먼저 주택가격지수와 주거서비스를 나타내는 주택점유량을 파악하고 그 변화추이를 살펴본다. 연구기간은 금융위기 직전 2006년부터 금융위기 이후 2015년까지의 기간으로 하였으며, 공간적 범위로는 우리나라 인구와 산업이 집중화되어 도시화 현상을 잘 설명할 수 있는 서울, 인천, 경기의 수도권을 연구의 공간적 범위로 하였다.

본 연구를 위하여 먼저 전통적인 주택수요함수에 대한 이론과 실증연구를 고찰한다. 그리고 대체수요 연구모형의 설정을 위해서는 기존의 연구문헌을 조사하고, 연구자들의 모형을 고찰한 다음에 기존의 전통적인 주택수요함수를 기본으로 하여 주거서비스의 대체성을 추정하기 위한 모형을 도출하였다. 실증분석의 대상인 수도권 지역은 대체성이 상대적으

로 쉽게 나타날 수 있다. 이는 지방도시나 농촌지역보다는 주거비부담이 높아 자가 점유율이 낮은 반면에 가격탄력성은 높게 나타날 것으로 예상되기 때문이다. 또한 수도권 대도시의 주택유형이 다양하고 더 많은 재고량을 가지고 있어 데이터가 상대적으로 양호할 것으로 예상되기 때문이다.

지금까지 주택수요에 관한 연구에서는 주거서비스 보다는 주택이 내구재임을 바탕으로 가격탄력성과 소득탄력성에 대한 수요분석과 주택가격과 전세가격간의 상관관계에 대해서 집중되어 왔다. 주거소비에 대한 분석에서도 주로 자가와 차가의 선택확률내지 의향조사 방법으로 이루어져 왔다. 이에 반하여 본 연구는 대체성 존재여부에 대해 주거소비의 총량을 나타내는 점유량 자료를 이용하여 주거소비행태를 분석한다. 지금까지는 주택이 수요법칙의 적용이 제한적이고, 강한 개별성으로 인하여 대체성이 존재하지 않는 것으로 알려져 왔다. 그러나 글로벌 금융위기 이후 주택의 유형, 가격, 대체상품의 수, 거래자, 상품의 질, 상품의 이동, 교환과정, 정보의 접근, 시장의 범위의 측면에서 하성규(2006)의 주택시장의 경쟁요인은 대체성 증가요인으로 나타나고 있다. 이는 주택가격의 변화가 주택시장의 수요자들의 태도를 변화시키고, 경제와 금융환경에 따라 주거점유에 영향을 미칠 것으로 예상되기 때문이다.

<표 1> 주택시장의 대체성(Substitution) 요인

구 분	기존 주택시장	주거서비스 시장
Market Category	자가, 임대시장 신규시장, 중고시장	신규와 재고, 지역, 크기, 품질 등, 강한 중고시장 경쟁촉진
Price	고가, 동일시장, 비동일 가격	가격다양, 비동일시장, 교통발달
Trader	지역제한 특정수요자	다수 공급자, 수요자 탈지역화
Quality	이질적, 제한적 동질적	동종, 동질 상품 공급초과
Mobility	사람의 이동	다양한 상품공급 가능
Information	시간제약, 고비용 발생	인터넷 등 정보접근 비용감소
Market size	지역시장	공간제약 완화, 주거 탈지역화

주: 하성규 전게서 p88 재정리

먼저 전통적인 주택수요 연구는 대부분 미시경제학의 소비자행동이론에 이론적 기초를 두고 있다.¹⁾ 소비자행동이론이 분석하는 대부분의 상품들이 비 내구재이고, 동질적(homogeneity)이며, 이동성이 있는 반면에 주택은 내구적(durable)이고, 이질적이며 고정성(spatially fixed)내지 이동성의 제한을 가지고 있다. 주택수요의 연구방법에 있어서 주택이 이질적인 특성이 강한 상품이라는 점에 집중한 특성가격접근 방법에 반하여 동질성 접근은 관찰 불가능하지만 동질적인 개념을 이용하여 주택의 이질성에서 오는 특성을 주거서비스로 단순화 시키는 방법이다. 소비자들은 이 주거서비스를 소비함으로써 효용을 얻는다고 가정하고 주택수요 행태를 분석한다.²⁾

이중희(1997)는 주택수요를 주택스톡(housing stock)에 대한 수요와 주택서비스(housing service)에 대한 수요로 구분하였다. 손재영(2000)은 주택수요에 대하여 매매가격과 전세가격간의 관계에 집중하였다. 매매가격과 전세가격 간의 상대가격비율인 전세가율은 대체성 분석에서도 유용한 수단이 될 수 있다.³⁾ 조주현·임정호(2004)는 매매시장과 임대시장에 대한 인과분석을 통해 주택시장이 주거서비스를 매개로 대체관계에 있으며, 동시에 매매시장은 임대시장에 대해 우등재(superior goods)의 위치에 있다고 하였다.⁴⁾ 서상원(2007)은 주택의 이질성과 주택가격에 관한 연구에서 주거의향조사 결과 1~3억 주택의 가격상승은 1~3억 전세수요를 감소시키나 1억 미만의 전세수요를 증가시키는 것으로 분석하였다. 안지아(2010)는 전세시장이 높은 주택가격을 나타내는 매매시장을 대체할 수 있을 것인지에 대한 분석에서 강남의 대체지역인 분당으로 수요이동 일어난 것으로 파악하여 공간적인 대체현상을 설명하였다. 최명섭의

1) 주택수요에 관한 기본이론은 이중희, 「주택경제론」, 박영사(1997) p13~18을 참조하였다.

2) 동질성접근의 보편화된 소비자선택이론을 이용하여 주택수요를 분석 할수 있다는 장점은 Richardon(1977) 같은 신도시경제학(new urban economics) 연구자들에게 ‘접근-공간’모형을 이용하여 주거입지 및 주거이동연구에 광범위하게 활용되었다.

3) 상대가격이 미치는 효과를 나타내는 미시경제학의 교차탄력성을 의미하지는 못하지만 상대가격 비율 분석은 대체성분석방법의 유용한 수단이다.

4) 이러한 제약선택설 접근법에 의하면, 먼저 시장의 수요공급, 또는 정책적인 환경에서 매매가격이 결정되고 투자기대수익률에 바탕을 둔 자본환원율에 의해서 월세가 결정되는 것이다. 반면 가격 환원설에서는 주택시장의 공급메카니즘은 경제 사회적 요인에 따른 주택수요가 임대료를 결정하고, 임대료에 의한 가치평가에 따라 자산시장에서 주택가격이 결정된다는 이론은 Ricarrdo의 지대론에 기초를 두고, DiPasqual &Wheaton(1996), 이중희 등 대부분의 이론에 사용되고 있다.

(2003)은 서울시 아파트가격이 주변의 주택가격에 영향을 받는 것을 의미하는 공간시차모형을 이용하여 분석한 결과 매매와 전세의 공간회귀계수는 각각 0.28 및 0.26으로서 나타나 주변지역의 매매와 전세가격들이 해당 단지의 매매와 전세가격에 각각 28% 및 26%정도 영향을 미치는 것으로 분석하였다. 이충연(2013)은 월세시장에서 보증액과 월세임대료 간의 대체성은 높아 차익거래 조건이 맞아 효율적인 시장으로 작동하였으나 전세와 월세와의 대체성은 낮게 나타났다고 하였는데 이는 전세가격이 결정원리가 다르기 때문이라고 하였다. 김상진(2015)은 서울시 강남 3구의 아파트 임대차시장에서 재건축아파트보다는 일반아파트가 보증금과 월세 간 대체성이 보다 효율적인 것을 확인하였다.

김용순외(2011)은 2008년 금융위기 이후 주택시장이 과거와 달리 금리, GDP 등 거시요인 보다는 인구 가구구조 변화나 가격상승 기대심리 약화, 월세전환 등 경제 외적 요인에 크게 영향을 받는다고 하였다. 이용래·정의철(2016)은 이산적(discrete)인 프로빗모형을 통해 주택수요를 추정된 결과 가구소득의 변동성은 자가 거주선택(주택소유) 확률과 자가 주택 수요량에 음(-)의 영향을 주며, 소득변동성의 영향력은 대출제약조건에 따라 상이한 것으로 분석하였다. 이재영, 박태원(2016)은 서울지역 장기공공임대주택의 공급은 주변지역의 전세가격을 낮추는 효과가 뚜렷하였으며 매매가격에 대해서는 상승시키는 것으로 분석하였다. 이는 장기공공임대주택이 저렴한 임대료를 통해 직접적으로 입주자의 주거비 부담을 완화할 뿐만 아니라 간접적으로는 전세가격 안정에 기여효과를 확인하였다.

이창무외(2016)는 장기주택수요(2010-2035)를 추정하면서 지금까지 주택과 같은 내구재의 수요는 주로 항상 소득을 추정하여 사용하였는데 소득탄력성은 항상 소득에는 0.46, 1인당 GDP에 0.51, 가구당 GDP에 0.70로 나타나 가구당 GDP의 주거소비에 대한 탄력성이 가장 크게 나타나는 것을 확인하였다.

문헌조사에 따르면 수요대체 연구의 대표적인 분야는 유무선통화서비스의 대체성연구라 할 수 있다. 전영서(2000)는 1980년부터 1994년까지의 시계열 자료를 이용해 무선전화와 유선전화 서비스의 수요함수를 translong

형태로 추정하였다. 성낙일·김창건(2002)은 전국을 8개 지역별로 나누어 1990년부터 1998년까지의 연간 패널 자료를 통한 실증 분석을 수행하면서 유·무선 전화 가입자 수, 지역별 소득수준, 인구 수, 소비자물가지수(cpi)를 주요변수로 사용하였다. 실증분석결과, 가입대체 측면에서 이동전화는 기존의 유선전화 가입자(업무용등)의 보완 서비스로 분석하였다.

이상에서 살펴본 바와 같이 선행연구에서는 소유, 전세 및 월세 등 서로 다른 거주형태 간에도 주택의 수요대체가 발생하는 것으로 어느 정도 인식하였다. 그러나 주거소비가 경제능력이나 공간적 환경에 따라 어느 정도 대체성이 존재함을 인식하면서도 주로 각 변수간의 상호연관성과 결정요인에 대해 분석하여 왔으며, 가구와 주택특성에 따라 자가와 차가의 선택확률방식으로 연구가 이루어져 왔다. 그러나 본 연구에서는 주택 시장에서 자가와 임대시장 간에 수요대체를 일으키는 여러 가지 요인 중에서 상대가격의 변화가 가져오는 주거서비스 즉, 주택 점유량에 대한 교차탄력성 추정에 집중하여 대체·보완관계를 분석하고자 하는데 연구의 목적이 있다.

II. 주거서비스 현황

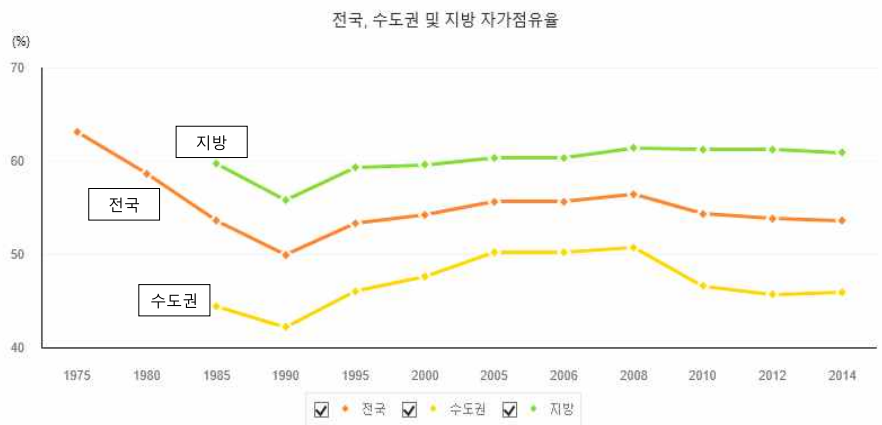
그동안 우리나라 주거정책은 자가 점유율을 일정한 수준까지 높이는 정책이었다. 자가 점유율은 1995년 53.3%에서 2008년 56.4%까지 높아졌으나 2014년에 53.6%를 기록하며 정체상태를 보이고 있다. 자가 점유율은 자가소유율에 비해 5~7% 포인트 정도 낮으며, 수도권과 지방간에 상당한 격차를 나타내고 있다. 2014년 기준 수도권에 거주하는 가구의 자가 점유율은 45.9%이고 지방의 경우는 60.9%인데, 이와 같은 자가 점유율의 지역 간 차이는 과거부터 계속해서 나타나는 현상이다.⁵⁾ 자가에 거주하지 않는 가구의 주거점유형태를 살펴보면, 2014년 기준 전세가 19.6%이고, 월세가 23.2%, 그리고 사글세 또는 연세가 0.7%로 나타난다. 이 중

5) 이러한 현상이 나타나는 이유는 수도권에서는 주택가격이 높아서 주택을 구입하기가 상대적으로 더 어렵기 때문이다. 과거 농경위주의 사회에서는 80% 정도의 자가 점유율을 보였으나 산업화가 진전되면서 도시인구의 급격한 증가로 주택수급의 불균형을 초래하였고, 지속적인 주거비의 상승은 자가점유비율을 낮추고, 차가점유비율 증가라는 주거서비스형태를 나타내고 있다.

특히 월세의 비중은 2006년 17.3%에서 2014년 23.2%로 크게 높아졌다.

수도권의 경우 전월세 상대비율 현황을 보면 2006년부터 2014년 동안 월세비율은 37.9%에서 46.1%로 증가하였으며, 전세비율은 62.1%에서 53.9%로 전세시장이 더 큰 폭의 변동비율을 보이고 있음을 알 수 있다.⁶⁾ 이는 주택 가격상승 기대요인이 적어져서 주택구입을 위한 전세공급이 줄어준 반면에 주거수요측면에서는 주택가격상승에 대한 기대가 낮아지면서 주택구입을 미루고 전세수요로 전환되었으며, 기존의 전세형태를 수익을 보전하기 위해 보증부 월세나 월세형태로 전환하였기 때문으로 보인다.

<그림 1> 전국, 수도권 및 지방 자가점유율 추이



주: 국토교통부, 통계누리 「2014 주거실태조사」, 통계청 e-나라통계

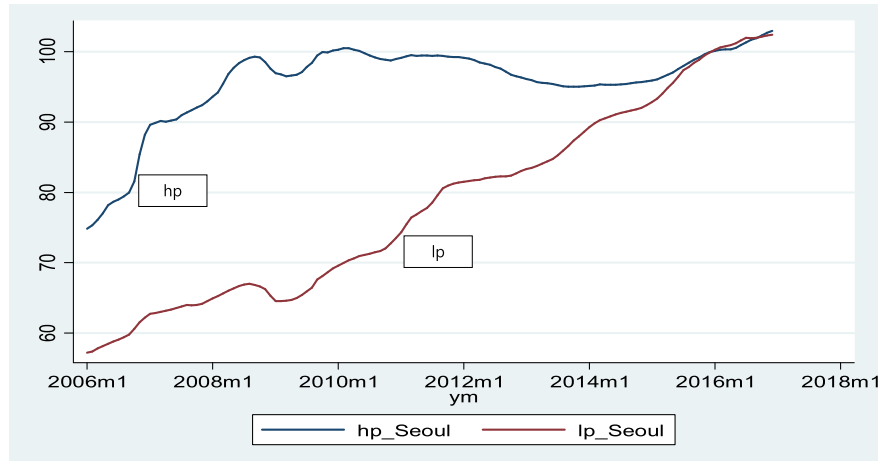
서울의 매매가격(hp)은 2008년 중반부터 2015년 말까지 하향안정세를 보이는 동안 전세가격(lp)은 꾸준히 상승하면서 상대가격의 격차가 점점 줄어들어 매매가격과 전세가격의 상대비율이 1에 가까운 상태로서 상호 양(+)의 관계였음을 알 수 있다.

6) 수도권 전월세 상대비율현황(%)은 다음 표와 같다.

구분	2006	2008	2010	2012	2014
전세	62.1	62.7	57.1	55.9	53.9
월세	37.9	37.3	42.9	44.1	46.1

주: 월세에는 보증금 있는 월세, 보증금 없는 월세, 사글세, 연세, 일세 포함,
주: 국토교통부, 「2014 주거실태조사」

〈그림 2〉 매매가격(hp)과 전세가격(lp) 추이



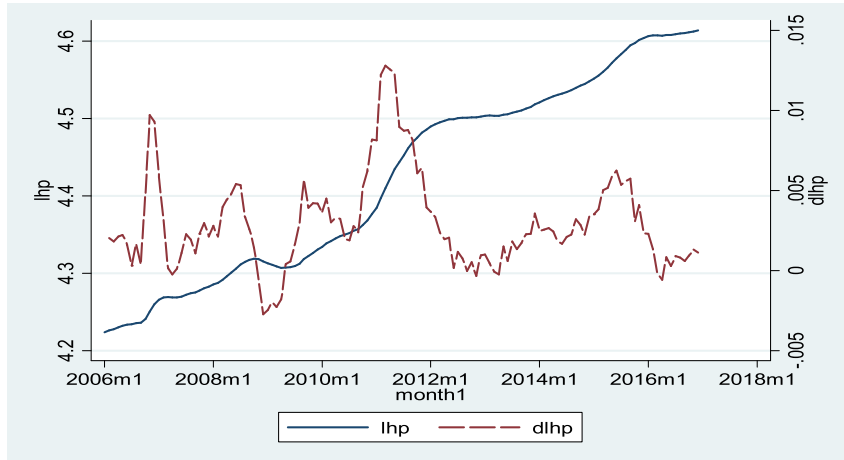
주택시장에서 가격의 변동성은 지역과 소득계층에 따라 일정시점이나 여러 기간을 걸쳐 관찰되기도 한다. 여러 기간에 걸쳐 동일 시점에 여러 다른 관측치가 나타나는 것을 패널자료라고 한다. 〈그림 3〉에서 매매가격(lhp)과 매매가격 변동성(dlhp)추이를 보여주고 있다. 2008년 후반부터 2012년까지 기간 동안 매매가격의 급격한 상승은 가장 큰 폭의 매매가격 변동성으로 나타남을 알 수 있다. 2009년 초부터 나타난 전세가격의 급격한 상승은 향후 주택가격 상승에 대한 기대치가 낮아지면서 결국 전세가격을 상승시키는 요인으로 작용하게 되었다.⁷⁾

패널 자료는 지역시장의 성격이 강한 주택시장의 수요분석에 중요한 수단이 된다. 최근 PIR⁸⁾에 대하여 시계열적인 데이터의 유효성에 대하여 논란이 있음에도 불구하고 동일한 기준으로 적용된 패널분석은 지역특성이 강한 주택시장의 비교분석에 대단히 유용하다. 주거서비스에 대한 교차탄력성을 추정하기 위해서는 변동성(variation)이 있는 주택가격 및 수요량 데이터가 필요하다.

7) 변동성(variation)은 일반적으로 변화율의 표준편차를 의미하며 로그 차분하여 구하였다.

8) PIR(price to income ratio)은 가구소득 대비 주택가격 비율로서 연평균소득을 반영한 특정 지역 또는 국가 평균수준의 주택을 구입하는 데 걸리는 시간을 의미한다.

<그림 3> 매매가격지수(lhp)과 변동성(dlhp) 추이



Ⅲ. 주거서비스 대체수요모형 설정

1. 자료현황

주택점유유형을 자가와 전세, 월세로 나누고, 주거서비스의 변화를 가져오는 원인변수인 주택가격에 대하여 변동성 추이를 살펴보고자 하였다. 주거서비스 소비주체인 가구의 소득변수로는 주택을 점유하고 있는 개별가구의 소득 대신 지역주택시장이 가져오는 거시 경제적 영향을 나타낼 수 있는 지역총생산(GRDP)을 이용하였다.⁹⁾ 이자율은 글로벌 금융위기 이후 금융환경변화를 잘 나타낼 수 있고 임차인의 계약위험을 고려하여 월세가격지수의 대리변수로 한국은행 시장금리인 3년 만기 회사채 금리 AA- 등급을 이용하였다.¹⁰⁾ 도출된 모형의 분석을 위한 기본 자료에 있어 주택가격지수와 전세가격지수는 국민은행의 계절 조정된 시계열 자료를 소비자물가지수(cpi)로 실질변수화 하였으며, 종속변수인 주거서

9) 주택수요의 소득효과에 대한 기존 연구는 주로 개인의 가처분소득이 주요한 설명변수로 이용되었으나, 본 연구에서는 GRDP 자료를 사용하였다.

10) 월세시장에서 임대인 우위시장에서 이므로 시장금리를 반영하면서도 금리하락 안정기에 월세 기준이율이 보다 천천히 낮아 질 것으로 판단하였으며, 임차인 계약위험을 고려하여 통화정책 금리인 기준금리나 주택관련 여신에 이용되는 단기금리 CD금리를 대신 3년 만기 회사채금리를 선정하였다.

비스의 점유량 자료는 주거실태통계자료를 이용하였다.

<표 2> 변수 및 자료출처

변수(기호)	자료출처
주택가격지수(hp)	국민은행(2006~2015) 월 단위, 계절조정
전세가격지수(lp)	국민은행(2006~2015) 월 단위, 계절조정
월세가격지수(mp)	한국은행(2006~2015) 월 단위, 3년 만기 회사채수익률(AA- 등급)
자가점유량(hs)	주거실태조사자료,(2006~2014) 연 단위
전세점유량(ls)	주거실태조사자료,(2006~2014) 연 단위
월세점유량(ms)	주거실태조사자료,(2006~2014) 연 단위
지역총소득(grdp)	통계청(2006~2015) 월 단위

2014년 주거실태현황 조사에서는 전국 약 18백만 가구 중 2만 가구를 표본으로 하고 있다. 본 연구에서는 주택 및 주거환경 통계에 나오는 2년 단위의 주택점유량 자료와 월단위의 주택가격 자료를 1년 단위의 평균 연율로 하였으며, 추가로 통계청의 점유변화 자료를 통하여 추세적인 수준에서 서로 비교 활용하였다. 분석을 위한 계량모형에서는 점유유형별 가격지수와 주거서비스 수요량을 나타내는 주택점유 통계량자료에 대한 표본의 상대표준오차(RSE)을 제어하고, 주거소비 총량자료와 상대가격변화를 이용한 대체효과분석에 집중하기 위하여 주택유형, 규모, 시설 등 특성변수는 제외하였다.¹¹⁾

11) 표본크기의 결정은 층화 내 최소 분산과 층화 간 최대분산으로 하여 상대표준오차(RSE)를 고려하여 결정하며, 참고로 2014년 자가주택비율에 대한 RSE는 서울 3.5, 인천 5.2, 경기 3.2이다. 특성변수는 주택유형, 크기 등 특성요인과 건설허가면적, 주택관련 조세 등 기타 거시적 요인이 있다.

<표 3> 기초통계량

Variable	Mean	Std. Dev	Min	Max
hp	96.24	11.53	66.75	107.63
lp	78.67	17.53	51.94	106.85
mp(ir)	4.49	1.44	2.10	7.00
hs	1,299,666	584,639	498,592	2,016,018
ls	787,309	425,826	170,013	1,177,686
ms	563,989	322,820	100,736	963,565
lgrdp	18.92	0.85	17.66	19.67
cpi	100.68	7.62	88.07	109.81

본 연구의 내용적 범위는 자가와 전세, 월세의 점유율, 주택가격, 소득 등 주거소비수준의 변동이다. 주거서비스량을 나타내는 주택점유량은 수 준변수가 가구 수 단위로 표현되어 있다. 시계열의 안정과 탄력성분석의 편리성을 위해 종속변수인 점유량 변수와 설명변수인 각각의 가격지수에 대하여 더블로그(double log)를 취하였으며 기초통계량은 <표 3>와 같다.

본 연구에서는 글로벌 금융위기가전과 이후의 변화에 대한 전후비교를 하고자 하였으나 분석하고자 하는 점유데이터가 2006년부터 나오는 관계로 글로벌 금융위기 이후 변화에 집중하였다. 추가로 5년 마다 나오는 통계청의 주거실태자료와 주거복지통계를 참고하여 추세적인 수준에서 서로 비교 활용하였다. 주거서비스(dwelling service)¹²⁾는 주거를 이용하는 주거소비자가 일정한 정주공간으로부터 창출되는 재화로 표현할 수 있으며, 여기서 정주공간은 주택이외에도 슬럼, 여인숙, 하숙과 같은 비 주택을 포함하는 개념으로 정의할 수 있다. 거주(dwelling)는 주거서비스가 이루어지는 물리체적 공간에서 주거행위가 이루어지는 것을 말한다. 주택은 스톡(housing stock)으로 나타내지만, 주거서비스는 주택의 입지, 주변 환경에 의해 종합적으로 제공되어 진다. 이러한 주거서비스가 이루어지는 형태는 크게 자가(own)와 임대(rental)의 두 가지 형태이다. 한편 임대에서는 우리나라에만 존재하는 독특한 전세(jeonsei)라는 제도가 있다.

자가와 임대로 이루어지는 주택시장에서 나타날 것으로 예상되는 주거

12) 주거서비스에 대한 개념정의는 윤주현·김근용·박천규(2005), 지역 간 계층 간 주거서비스 격차 완화방안연구, 국토연구 2005-40의 내용을 참고하였다.

서비스대체는 단순히 주택의 전환이 아니라 현재의 주택점유자가 기존의 점유형태에서 다른 점유형태로 전환하는 것을 말하며, 점유형태의 전환의 방법에는 최초에 가구가 분리하여 자가나 임대로 진입하는 경우와 기존의 점유형태에서 주택소유자가 자가에서 임대로 또는 임대에서 자가로 점유형태를 전환하는 경우도 있는데 이를 전자를 진입대체라고 하면, 이와 구분하여 후자는 사용대체라 할 수 있다.

주거이동의 수단인 이사가 자가와 임대의 구분 없이 공간적 이동이라면 점유형태의 전환은 일반적으로 주거이동과 함께 주거서비스의 전환이 동시에 일어난다. 그러나 이사라는 주거이동이 없이도 자가와 임대의 주거서비스의 전환이 나타날 수 있는데 이는 소유권이 없는 거주주택에서 소유권을 획득하는 경우와 소유권을 넘기고 임대로 거주하는 경우이다. 즉, 주거서비스의 이용의 형태가 소유형태로 이용하는 자가나 또는 소유권 없이 주거서비스를 이용하느냐의 문제로 단순화 할 수가 있다. 따라서 소유권을 가지는 자가와 달리 소유권을 가지지 않는 임대는 주거서비스에 대한 사용대가로서 지불하는 임료가 발생하게 된다.¹³⁾

2. 주거서비스 대체수요 모형설정

주택소비가 주로 가구(household)단위로 이루어지고 있으나, 1인 가구의 증가로 인하여 여러 세대를 이루던 기존의 전통적인 가구에는 많은 변화가 나타나고 있다. 주거서비스에 대한 대체수요의 그 효과의 크기에 대해서는 일반적으로 진입대체가 사용대체보다 총 대체효과에 큰 영향을 미치게 될 것으로 예상할 수 있는데 이는 최초로 자가에 진입하는 자의 평균거주기간이 전세의 거주기간 보다 길기 때문에 대체효과는 크게 될 것이기 때문이다. 만일 임대주택도 거주기간이 충분히 길어지고 질적 수준의 향상이 이루어진다면 대체성은 촉진될 것이다.

13) 주택스톡 거래에서는 건설업자가 공급자가 되고, 자가 거주자나 임대사업자가 수요자가 된다. 임대시장에서는 임대사업자는 공급자가 되고 임차자는 수요자가 된다. 그러나 자가에서는 거주자가 일단 주택을 구입하면 주거서비스의 공급자인 동시에 수요자가 된다. 이러한 점에서 주택수요를 주택스톡수요와 주거서비스 수요로 구분하고 주택공급도 주택스톡공급과 주거서비스 공급으로 구분할 필요가 있다.(이중희 1997, 주택경제론)

주거서비스의 대체여부는 ①상대가격차이 ②주거품질 차이 ③진입비용의 차이 ④주거이용 편의성 등이 주거 진입수요 및 주거전환을 결정하는 핵심요인이 될 것이다.¹⁴⁾ 첫째, 주거서비스의 상대가격의 차이는 진입대체 뿐만 아니라 사용대체에도 영향을 미치며 특히 상대가격의 차이가 적은 장거리 주거 이동의 경우에 일어날 것이다.¹⁵⁾ 반대로 전세가격과 매매가격의 차이가 충분히 작아지는 경우에는 소유함으로써 얻는 효용의 가치가 커진다면 자가 점유율 수준을 높아지게 하는 정의 대체효과를 발생시킬 것이다. 이 상대가격의 차이는 주거소비자 각 개인이 주거에 지출하고자하는 지출의향정도(willingness to pay)에 따라 그 크기가 결정된다. 둘째, 초기 주택의 기술수준이 낮은 당시에 비하여 신규주택의 질적 수준이 높아짐에 따라 신규주택과 재고주택사이에서 진입수요나 전환수요가 발생할 수 있다. 신규주택의 질적인 차이와 더불어 공급의 제한으로 인한 수급불균형은 대체효과를 증폭시키게 될 것이다. 이러한 대체효과는 재건축과 재개발에 대한 규제제도와도 밀접한 관계를 가지게 된다. 셋째, 진입대체에 있어서 중요한 요소인 진입비용의 차이는 직접효과와 간접효과로 나눌 수 있는데, 직접효과인 구입비용(access fee)과 간접효과인 보유비용은 대체효과에 차이를 발생시킨다. 주택의 경우 위치의 고정성으로 인하여 위치에 따른 지역적 차이는 직접효과와 간접효과를 더욱 크게 할 것이다. 넷째, 주택이 갖는 위치의 고정성으로 인하여 동일한 품질수준과 이용의 편의성이 보장되는 조건이라면 동일한 지역 내에서 다양한 주거면적의 크기와 주택종류에 따라 대체의 정도가 커질 것이다.¹⁶⁾

본 연구에서는 자가와 임대 간에 상대가격의 변화를 중심으로 교차탄력성을 구하여 대체성을 분석하고자 한다. 예를 들어 민간임대주택시장

14) 주거서비스 결정요인은 안형택(2007)의 연구를 참고하였으며, 주거서비스를 제공하는 주택의 종류를 아파트와 단독, 연립주택 등으로 나누어 분석 할 수 있으나 본 연구에서는 주택전체에 대한 총량자료를 이용하여 전체시장의 대체수요를 살펴볼 수 있기 때문에 구분하지 않았다

15) 주거이동 동기조사에 의하면 주택문제, 직장문제 등으로 시 도내 이동과 시 도간 이동에서 지역 내 이동이 지역 밖 이동보다 더 크게 나타나고 있다.(2014, 주거실태조사료 자료)

16) 서울 강남의 경우 아파트, 단독주택, 빌라, 연립 등 다양한 주택형태가 제공되고, 중대형, 소형과 같이 주거규모가 다른 선택이 가능하고, 소형 고급 레지던스 등의 공급은 대체성을 강화시키게 될 것이기 때문이다.

이 현재의 개인사업자위주에서 전문사업자 위주로 바뀌게 된다면 현재 보증부월세의 문제는 가격전략이 핵심요소가 될 것이기 때문이다. 전세금과 월세의 문제를 주거소비자에게 유리한 가격전략이 되도록 시장경쟁을 유도하여 부담 가능한(affordable) 주거비용이 된다면 주거서비스의 대체는 강화될 것이기 때문이다.¹⁷⁾ 이 경우 자가와 임대 간의 수요대체가 고려대상이 됨으로 교차탄력성(cross price elasticity)분석이 중요하게 된다.¹⁸⁾

지금까지 살펴본 선행연구와 주거서비스 대체성 결정요인을 바탕으로 주거서비스 수요는 해당 재화의 가격과 상대재화의 가격, 그리고 소득과 가구 수에 의해 결정된다고 가정하여 주거서비스수요함수를 나타내면 다음과 같다.

$$Q_i = f(p_i, p_j, m, N_i) \quad \text{<식 1>}$$

여기서 Q_i 는 주거서비스 수요, p_i 은 해당 주거서비스의 가격, p_j 은 상대 주거서비스의 가격, m 은 소득, N_i 은 해당 주거서비스 가구 수이다.

여기서 자가와 임대의 각각의 주거서비스 수요함수를 로그함수 형태로 변환시키면 다음과 같다.

$$\ln Q_i = \alpha_0 + \sum_{j=1}^3 \beta_{1,j} \ln p_j + \beta_{14} \ln m + \beta_{15} \ln N_i \quad \text{<식 2>}$$

여기서 i, j 는 자가 또는 전세 또는 월세이며, N_i 는 가구 수이다.

전영서(2000)의 초대월함수(Translog) 모형을 일반화한 <식 2>에 대

17) 미국의 공정시장임대료(Fair Market Rent)는 1937년 주택법(Housing Act)의 Section 8(임대료 보조 관련 규정)에서 규정한 공정시장 임대료를 말한다.

18) 여기서 자가 거주자가 직접 건설한 주택이라고 한다면 자기주택에서 주택서비스를 소비하는 상태가 되어 주택서비스의 공급자와 소비자가 일치하게 되고, 임대인(landlords)이 된 경우는 새로운 임차인(tenants)에게 주택서비스를 유상으로 제공하는 경우가 되어 사용자비용(user cost of housing)과 소유에 대한 자본이 동일한 경우 주택스톡 수요함수와 주택서비스 수요함수는 비례함수가 될 것이다. 이중희 주택경제론(1997) p117

하여 추정하고자 하는 회귀식의 자가수요($\ln Q_h$), 전세수요($\ln Q_l$), 월세수요($\ln Q_m$)의 주거서비스 수요를 종속변수로 하고, 주택가격지수(P_h)와 전세가격지수(P_l), 월세가격지수(P_m), 소득변수로는 지역총생산(GRDP)으로 하여 도출된 모형의 추정을 위해서는 패널SUR모형을 이용하였다.¹⁹⁾ Zellner의 SUR모형은 분석하고자 하는 방정식체계에서 방정식의 교란항들이 상호간에 상관관계가 있거나, 상관관계가 있다고 의심이 될 때에 널리 사용되는 방법이다. 본 연구에서도 각각의 방정식내의 각 독립변수인 가격지수들이 공통적으로 사용되어 각 방정식들의 오차항간에 상관관계가 있음이 의심되므로 패널SUR모형을 이용하였다. 패널SUR모형은 회귀모형 간에 상관관계를 가정함으로써 효율적인 추정량을 얻는 장점 외에도 교차방정식제약(cross-equation restrictions)에 대해 가설검정 할 수 있다.²⁰⁾ 위의 주택수요 함수 <식 2>를 이용하여 자가와 전세 그리고 월세의 점유량과 가격에 대하여 로그(ln)을 취한 패널SUR모형의 추정식 <식 3>은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \ln Q_h &= \beta_{10} + \beta_{11}\ln P_h + \beta_{12}\ln P_l + \beta_{13}\ln P_m + \beta_{14}\ln GRDP + \beta_{15}\ln N_h + \epsilon \\ \ln Q_l &= \beta_{20} + \beta_{21}\ln P_h + \beta_{22}\ln P_l + \beta_{23}\ln P_m + \beta_{24}\ln GRDP + \beta_{25}\ln N_l + \epsilon <식 3> \\ \ln Q_m &= \beta_{30} + \beta_{31}\ln P_h + \beta_{32}\ln P_l + \beta_{33}\ln P_m + \beta_{34}\ln GRDP + \beta_{35}\ln N_m + \epsilon \end{aligned}$$

여기서

$\ln Q_h, \ln Q_l, \ln Q_m$ 은 자가수요, 전세수요, 월세수요,
 $\ln P_h, \ln P_l, \ln P_m$ 은 주택가격, 전세가격, 월세가격,
 $\ln N_h, \ln N_l, \ln N_m$ 은 자가, 전세, 월세 각 가구 수,
 $\ln GRDP$ 는 지역총생산이다.

19) 전영서의 초대월함수(Translog) 모형은 시간에 따라 탄력성이 변화한다는 것을 나타내기 위함이며, 시간이 탄력성에 영향을 주는 요인은 아니다. 안병택외(2007) p148

20) 각각의 기울기 모수에 대해 $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3$ 에 대하여 $cov(\beta_1, \beta_2), cov(\beta_1, \beta_3), cov(\beta_2, \beta_3)$ 가 동시에 검정이 가능하다는 장점이 있다. $t = (\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2) / \sqrt{var(\hat{\beta}_1) + var(\hat{\beta}_2) - 2cov(var(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2))}$

IV. 변수의 검정과 실증분석

1. 변수의 검정

주택시장은 <그림 3>에서 나타난 바와 같이 지역별 가격지수와 점유량의 변동성이 크게 나타날 수 있으므로 다른 재화에 비하여 분석이 용이하다는 장점이 있다.²¹⁾ 자가점유량(hs_t), 전세점유량(ls_t) 매매가격(hp_t)과 전세가격(lp_t)의 자료는 국민은행에서 발표하는 계절 조정된 시계열자료를 이용하였다. 단위근검정은 주택가격지수에 대하여 동학적(dynamic) 변화를 파악하는 중요한 수단이 된다. 시계열자료의 안정성(stationarity) 여부를 판정하기 위한 방법으로 해당 시계열에 단위근이 존재한다는 것을 귀무가설(null hypothesis)로 하는 ADF검정방법을 이용하였다.²²⁾

<표 4> ADF 단위근검정 결과

Variable	ADF	Variable	ADF
Δhs	-7.2624***	Δhp	-3.7565*
Δls	-2.6593***	Δlp	-2.3459**
Δms	-2.8279***	Δmp	-2.3169**

ADF방법을 이용한 단위근검정에서는 원시계열에서 단위근이 존재하여 불안정한(unstationary) 시계열로 나타났다. 모든 변수에 대하여 로그차분(log difference)을 취한 경우에는 점유량 변수는 대부분 1% 유의수준에서, 가격지수는 5% 수준에서 안정적인 시계열로 나타났다. 본 연구에서는 모든 변수가 내생적 관계에 있다고 가정하였고, 종속변수를 선택할 필요가 없다는 점에서 주택가격과 점유량 간에 예상되는 장기균형에 대하여 요한슨의 공적분검정을 실시하였다. 이와 함께 시계열자료에 대

21) 일시적 수급의 불일치와 단기간의 가격상승과 하락 현상을 말한다.

22) Dickey - Fuller test(Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," Journal of the American Statistical Association, 74, p. 427 - 431.)

해서 각 자기회귀 시차(lag order)를 결정함에 있어 효율적인 실증분석을 위한 적정시차는 AIC기준에 따라 시차를 2로 하였다.²³⁾ 교차탄력성을 나타내는 상대가격과 주거서비스량 변수들의 공적분검정에서는 매매가격과 전세가격간의 장기균형관계가 수도권 전 지역에서 나타났다. 그러나 대체성을 나타내는 상대가격과 주거서비스 간에는 자가 보다는 전세에서 상대적으로 장기균형을 더 잘 보여주었다. 이것은 자가지장이 가격요인 외에 신규공급과 재고량의 지역별 차이 등의 결과일 수 있다.

<표 5> 패널공적분 검정결과

구분	$[\hat{\alpha}_i](H_0: \alpha_i = 0, H_1: \alpha_i < 0)$			
	$\Delta hp : \Delta lp$	$\Delta ls : \Delta hp$	$\Delta hs : \Delta lp$	$\Delta ls : \Delta hs$
서울	-1.86	-1.65	3.89	-6.67
인천	-5.08	-2.86	4.70	-2.63
경기	-2.52	5.63	6.57	1.28

2. 실증분석

수요의 가격탄력성(price elasticity of demand)²⁴⁾은 가격의 변화에 대응하여 수요량이 얼마나 민감하게 반응하는지를 퍼센트 변화의 비율로 측정한다.²⁵⁾ 가격탄력성은 어떤 재화 i 의 가격의 변화에 대한 수요량의 변화를 말하며 $\epsilon_i = \partial \ln Q_i / \partial \ln P_i$ 으로 나타낼 수 있다. 일반적으로 가격과 수량은 양의 값을 갖는다고 볼 때, 가격탄력성은 주거서비스별 자기가격의 변화에 대한 수요량의 변화를 의미하므로 음(-)의 부호가 나와야 바람직한 결과라 할 수 있다.

한편 i 재화와 소득(m)에 대한 수요의 소득탄력성(income elasticity of demand)은 $\epsilon_m = \partial \ln Q_i / \partial \ln m_i$ 으로 나타낼 수 있다.²⁶⁾ 마지막으로 본 연구

23) ADF단위근검정법은 자기상관이 존재한다는, 즉 단위근이 존재한다는 상황을 귀무가설로 한다.

24) 수요의 탄력성에 관해서는 전영서, 미시경제학 p25~35를 참고하여 요약 정리하였다.

25) 미국의 주택수요 가격탄력성은 -0.75에서 -1.2, Arthur o'Sullivan Urban Economics 5th edition, 2003 p450

에서 집중분석하는 수요의 교차탄력성(cross-price elasticity of demand)은 한 재화 가격의 변화가 다른 재화의 수요량의 변화에 미치는 영향의 정도를 측정하는 방법으로 j 재화의 수요량(결과변수)의 % 변화를 i 재화의 가격(원인변수)의 % 변화로 나누어 계산되므로 $\epsilon_{ij} = \partial \ln Q_j / \partial \ln P_i$ 으로 표현된다.²⁷⁾ 자가와 임대 간에 대체가 존재한다면 대체효과는 양(+)의 부호를 나타내야 한다. 실증분석결과 자가와 전세에 대한 방정식의 전 기간에 걸친 추정에서 가격탄력성은 자가에서 -0.3047로 1% 수준에서 유의하게 나타났으나 전세는 -0.2008으로 유의미하게 나타나지 못하였다.

<표 6> 수도권 $\ln(Q_h)$ 와 $\ln(Q_l)$ 추정결과

구분	Unconstrained coef		Constrained coef	
	$d\ln(Q_h)$	$d\ln(Q_l)$	$d\ln(Q_h)$	$\ln(Q_l)$
상수항	0.4100* (1.25)	3.0262*** (2.40)	0.3669* (1.15)	3.2599*** (2.72)
$\ln(P_h)$	-0.3047*** (-3.16)	0.3514 (1.36)	-0.2980*** (-3.12)	0.2084*** (2.65)
$\ln(P_l)$	0.2065*** (2.62)	-0.2008 (-0.92)	0.2084*** (2.65)	-0.1156 (-0.72)
$\ln(GRDP)$	-0.0535*** (-2.88)	-0.5009*** (-2.87)	-0.0539*** (-2.90)	-0.5031*** (-2.88)
$\ln(N_h)$	0.0747*** (3.03)		0.0753*** (3.06)	
$\ln(N_l)$		0.1636*** (2.73)		0.4513*** (2.76)
/R2	0.4063	0.2665		

주: ()안은 t값을 나타냄

*유의수준 10%, **유의수준 5%, ***유의수준 1%에서 통계적으로 유의

추정계수는 음(-)으로 나타나 윤주현외(2000)의 선행연구와도 어느 정

26) $\epsilon_m > 0$ 이면 정상재, $\epsilon_m > 1$ 이면 사치재, $\epsilon_m < 0$ 이면 열등재로 평가할 수 있다.

27) 여기서 $\epsilon_{ij} > 0$ 이면 교차탄력성은 양(+)이고 제품 j 는 제품 i 의 대체재라고 할 수 있다. $\epsilon_{ij} < 0$ 이면 보완관계, $\epsilon_{ij} = 0$ 이면 독립적인 관계가 된다.

도 일치하였다. 자가와 전세 간의 교차탄력성을 살펴보면 대부분 1% 수준에서 유의미하게 $\partial \ln Q_h / \partial \ln P_l$ 의 값이 0.2065로 양(+)인 것은 전세가격이 올라가면 주거서비스가 전세에서 매매를 거쳐 자가 형태로 변하는 대체성이 나타났다. 즉 자가가 증가한다는 것으로 대체재로서 해석되어졌다. 전세시장은 매매가격에 대한 대체탄력성($\partial \ln Q_l / \partial \ln P_h$) 추정계수가 0.3514로 나타났으나 유의미한 결과가 되지 못하였다.

지금까지 분석한 추정계수에 대하여 교차방정식 추정계수의 동일성 제약검정을 실시하였다. 추정계수에 대한 동일성검정을 위한 카이제곱검정은 각 방정식간의 변수에 대한 독립성과 연관성을 검정하는 좋은 방법이다.²⁸⁾ 먼저 교차탄력성 추정계수의 동일성($\beta_{12} = \beta_{21}$) 여부에 대한 검정이다. 만일 $\beta_{12} = \beta_{21}$ 이 되면 자가 수요에 대한 전세가격의 교차탄력성이 전세에 대한 주택가격의 교차탄력성과 같게 되어 두 시장은 완전대체 관계가 될 수 있으며, 최소한 수도권의 자가와 전세 간의 양 시장은 독립적이지 않고 상호 관련성이 있는 대칭적인 시장임을 확인 할 수 있다. 각각의 두 방정식간에 완전대체가 이루어진다. 라는 귀무가설에 대하여 기각이 이루어진다면 불완전 대체가 이루어진다고 해석할 수 있다. 자가와 전세시장에 대한 검정결과는 <표 7>에서 chi2(1) 값이 0.34로 귀무가설($\beta_{12} = \beta_{21}$)을 채택하였다. 수도권의 자가와 전세시장이 상대가격의 변화에 민감하게 반응할 뿐만 아니라 상호 밀접한 대체내지 경쟁관계를 가지면서도 동일성에 대해 높은 가능성을 나타내는 주택시장이라고 말할 수 있다.

<표 7> 교차방정식 가설검정결과

귀무가설	chi2(1)	Prob> chi2
$\beta_{12} = \beta_{21}$	0.34	0.5600

<표 8>은 월세시장을 추가한 추정결과를 나타내고 있다. 예상과 같이

28) 동일성($\beta_{12} = \beta_{21}$) 검정은 교차탄력성 추정계수의 대칭성(symmetry condition) 검정을 통하여 모형의 식별가능성을 높여 줄 수 있다.

월세시장에서는 가격탄력성은 추정계수가 -0.4670로 비탄력적으로 나타났으며, 매매가격에 대해서는 1% 유의수준에서 교차탄력성을 나타내는 계수부호가 1.8527로 매우 크게 나타나 월세시장이 매매가격에 더 민감함을 보여 주었다. 이는 점유량 추이변화에서 예상한바와 같이 상대적으로 약간의 매매가격의 변동에도 월세점유량이 민감하게 반응한 것으로 보인다. 이는 자가와 전세가격간의 교차탄력성보다 9배나 크고 유의미한 양(+)의 값이 나타내는 결과이다. 이는 월세시장이 매매시장과 전세시장에 비해 가격수준도 월등히 낮고, 차지하는 비중 또한 상대적으로 낮기 때문인 것으로 보인다. 추정계수($\beta_{12} = \beta_{21}$)($\beta_{13} = \beta_{31}$)($\beta_{23} = \beta_{32}$)가 동시에 같다는 귀무가설에 대한 추정계수의 동일성 제약검정을 실시하였다.

<표 8> 수도권 $\ln(Q_h)$, $\ln(Q_l)$, $\ln(Q_m)$ 추정결과

구분	Unconstrained coef			Constrained coef		
	$d\ln(Q_h)$	$d\ln(Q_l)$	$d\ln(Q_m)$	$d\ln(Q_h)$	$d\ln(Q_l)$	$d\ln(Q_m)$
상수항	0.4135* (2.71)	3.5544 (1.34)	5.6770*** (3.03)	0.4649* (1.57)	2.9614*** (3.14)	4.6709*** (4.34)
$\ln(P_h)$	-0.3046*** (-3.16)	0.3450 (-0.78)	1.8527*** (-3.28)	-0.1553* (-1.80)	0.0707 (1.02)	0.0002 (-0.01)
$\ln(P_l)$	0.2057*** (2.61)	-0.1670* (-1.72)	-1.6516** (-2.24)	0.0707 (1.02)	-0.1670* (-1.72)	-0.0434 (-0.67)
$\ln(P_m)$	0.0466 (1.42)	-0.1514*** (-4.41)	-0.4670*** (-6.02)	0.0001 (-0.01)	-0.0434 (-0.67)	-0.0707*** (-5.17)
$\ln(GRDP)$	-0.0521*** (-2.90)	-0.6009*** (4.24)	-0.9097*** (-5.97)	-0.0538*** (-2.99)	-0.5350*** (-3.96)	-0.9097*** (-5.97)
$\ln(N_h)$	0.0728*** (3.06)			0.0694*** (2.92)		
$\ln(N_l)$		0.5408*** (3.16)			0.4870*** (3.85)	
$\ln(N_m)$			0.8450*** (2.46)			0.7239*** (5.28)
/R2	0.4067	0.2501	0.5597			

주: ()안은 t값을 나타냄

*유의수준 10%, **유의수준 5%, ***유의수준 1%에서 통계적으로 유의

먼저 월세시장에 대한 제약검정결과 <표 9>에서 추정계수 값 $\chi^2(3)$ 이 14.37로 크게 나타나 교차탄력성의 동일가능성을 기각하였고, 유의성도 크게 나타나 비제약 검정에서 나타났던 높은 대체수요에 대한 동일성은 부인되었다. 따라서 수도권 외의 월세시장은 최소한도 상대가격에 대하여 독립적인 시장임이 확인되었다. 추가적으로 실시한 전세와 월세간의 동일성검정에서도 마찬가지로 강한 대체성에 대하여 동일성이 부인됨으로서 예상과 달리 월세시장이 독립적인 시장으로 나타났다.

<표 9> 교차방정식 가설검정결과

귀무가설	$\chi^2(3)$	Prob> χ^2
$(\beta_{12} = \beta_{21}) \& (\beta_{13} = \beta_{31}) \& (\beta_{23} = \beta_{32})$	14.37	0.0024

교차방정식 동일성 제약검정결과에 대하여 $\chi^2(1)$ 의 크기를 직접비교하여 해석하는 것보다는 동일성제약을 한 경우 다른 상대가격의 계수의 크기와 표준편차, 유의성 정도의 변화가 어떻게 나타나는지가 더 중요하다. 만일 동일성검정에서 나타난 결과의 통계치에 큰 변화가 나타난다면 지금까지 산출한 자가와 전세, 월세시장에 대한 교차탄력성 추정계수에 신뢰도 문제가 발생할 수 있기 때문이다.²⁹⁾ 안형택외(2007)은 추정계수의 동일성에 관한 제약검정을 실시하지 못하여 추정계수의 신뢰도에 의문을 가지질 수 있다는 점에 비추어 본 연구에서는 추정계수의 신뢰도를 확보하고, 양 시장 간의 대칭구조를 파악하기 위하여 동일성 검정을 실시하였다.

지금까지의 분석결과를 정리하여 보면 자가와 전세시장에서 교차탄력성 추정치가 양(+)의 값 0.2084를 나타냈으며, 이는 상대가격의 10%의 상승은 2%수준의 대체수요를 나타내고 있음을 의미하는 것이다.

그러나 월세시장에 대한 비제약검정에서는 추정계수가 크고, 유의미하였음에도 제약검정에서는 동일성이 기각되고 계수 값이 거의 0수준으로 나타나 독립적인 시장임을 확인되었다. 전세와 월세 간에 강한 대체성을

29) 동일성검정(Constrained coefficients)의 방법은 Stata 13 release manual, test linear hypotheses after estimation p2349을 참고하였다.

보여주기 보다는 자가와 전세시장 간에 대체성이 나타나기 시작하였다는 사실로부터 상대가격의 상승은 상대주거서비스 수요를 증가시키는 방향으로 주거서비스 소비행태에 변화가 이루어지고 있는 것을 확인하였다. 월세시장은 0에 가까운 추정치를 나타냄으로서 거의 독립재적 성격을 나타낸다고 할 수 있다. 이러한 결과는 최근 전세의 월세화가 전월세간 상호 상대가격에 의해서만 결정되는 것이 아니라고 할 수 있다.³⁰⁾

V. 결론

실증결과를 보면 수도권 지역의 자가와 임대의 가격탄력성은 대체로 음(-)의 값을 나타내며 윤주현(2000)과 Chen&Jin(2013)의 선행연구와 일치하였으나, 지역총소득에 대한 주거서비스(housing service)의 소득탄력성은 미미하게 음(-)의 값이 나타나 주택스톡(housing stock)장기수요에 대한 이창무외(2016)의 소득탄력성 결과와는 다른 의미 있는 결과를 보여 주었다. 이는 금융위기 이후 자가점유율이 정체내지 감소되었음을 의미한다.

그러나 본 연구가 예상한 대로 자가와 임대간의 상대가격변화에 대한 수요의 변화를 나타내는 교차탄력성은 양(+)의 값을 나타내어 대체관계가 존재함을 확인하였다. 대체수요를 일으키는 요인이 단지 상대가격만이 아니라 할지라도 본 연구에서는 상대가격의 변화가 중요한 요인임을 확인하였다. 그러나 월세시장은 독립적인 시장이 확인되었으므로 자가와 임대시장에 대한 정책에 있어서 전세대책 뿐만 아니라 월세시장이 경쟁 시장이 될 수 있도록 별도의 지원정책이 필요하다는 점을 확인하였다. 2015년 ‘민간임대주택에 관한 특별법’에 의해 법적근거가 마련된 민간임대사업의 경쟁이 더욱 심화될 것으로 전망되는 가운데 공공임대주택과 뉴-스태이 등 향후 민간임대주택의 시장확장을 위한 기초적인 분석들을 제공할 수 있다. 나아가 임대사업자가 가격인하를 통해서나 주거서비스의 품질 향상이나 세입자 외부성을 제거함으로써 자가와 경쟁을 제고 할

30) 월세시장이 전세시장에 독립적이라는 제약검정의 결과로 부터 보증부월세 전환이 나타나는 월세시장을 저금리에 의한 가격환원설로만 설명하기에는 한계가 있다. 따라서 본 연구기간 동안 우리나라 주택시장은 아직까지 제약선택설에 가까운 것으로 해석할 수 있다.

수도 있다.³¹⁾ 주택소비자가 자가와 임대를 대체재로 생각하고 있다는 사실은 자가와 임대시장이 상호 경쟁적인 시장이 될 수 있다는 것을 의미한다. 아울러 전세라는 제도가 소유와 임대의 의사를 동시에 복합적인 성격을 가지고 있으므로 현재 2주택소유자와 3주택이상 다주택 소유자의 주택소유결정요인을 고려하는 분석도 필요하다 하겠다. 중장기적으로 민간임대사업자의 진입이 활성화되면 자가와 임대, 임대 상호간에도 대체성이 커질 수 있다. 즉 우리나라에만 있는 전세시장이 감소하고 자가와 월세시장으로 수요대체가 이루어 질 것으로 예상해 볼 수 있기 때문이다. 향후 주택시장의 정책방향은 첫째 임대시장에서 규제를 완화하여 자가와 임대, 전세와 월세 간에 경쟁을 강화하는 것이다. 둘째는 공공임대주택제도에 대한 의존에서 벗어나 민간부분의 활성화를 위해 세입자 외부성을 제거하고 주거수준의 질적 향상을 위한 성장 동력을 만드는 것이다. 셋째는 주거서비스 시장에서 경쟁을 촉진함으로써 소비자의 편익을 증대하는 것이다. 구체적으로 자가의 사용자비용, 민간임대사업자의 진입 규제와 세제완화, 전세금보증제도와 월세소비자에 세제지원 등에 대한 검토가 필요하다. 이를 통하여 주거소비자가 자가와 임대의 상호접근성을 크게 제고할 수 있기 때문이다.

본 연구가 대체성을 분석하기 위해 패널시계열자료를 이용하였으나 공간적 범위의 설정이 적정하지 못하였을 경우에는 주택가격과 주거서비스의 변동성(variation)이 없어지거나 다른 추세를 나타낼 수 있다. 향후 지방 광역시 등 공간범위를 확대하고 신규공급과 재고량에 대한 제약조건을 고려하는 추가적인 연구가 필요하다.

논문접수일	2017.04.19.
논문심사일	2017.04.27.
게재확정일	2017.06.05.

31) Arthur o'Sullivan Urban Economics 5th edition, 2003 p440~441 민간임대시장에서의 세입자가 건물의 미세한 파손에 대하여 조기에 조치하지 않고 해태함으로써 사후에 발생하는 더 큰 손실을 말하며, 이러한 민간의 자발적 거래에 의해 외부성을 제거되지 못하면, 정부가 개입하여 개선할 수 있다.

참고문헌

- 김상진·정진호·서상채, 2015, “임대차 시장의 월세화와 주요 특성에 관한 연구”, 한국경제지리학회 18권 3호, pp348-365
- 김용순·권치홍·이경애·이현림, 2011, “2008년 금융위기 이후 부동산가격 결정요인 변화 분석”, LHI journal of land, housing, and urban affairs 2권 4호 pp.367-377
- 김주영·신우진, 2014, “수도권 전세가격의 상승요인에 관한 연구”, 부동산학연구 20권 2호 pp.5-16
- 서상원, 2007, “가계 및 주택가격의 이질성과 주택가격”, 경제학연구 55권 2호, pp.123-146
- 성낙일·김창건, 2002, “시외통화 수요함수의 추정을 통한 시 도간 유무선통화간의 대체관계 연구”, 국제경제연구, 8권 3호, pp.227-247
- 손재영, 2000, “주택매매가격과 전세가격의 상관관계”, 사회과학연구논집, 24권
- 안형택·박민수·이종관·임동민, 2007, 유무선통화서비스 대체성에 대한 실증분석과 정책적 시사점, 정보통신정책연구원
- 이용래·정의철, 2016, “가구소득의 변동성이 주택점유형태 및 자가 주택수요에 미치는 영향 연구”, 부동산학연구 22권 1호, pp. 41~55
- 이창무·임미화·주현태, 2016, “장기주택수요추정의 소득변수 효과분석 연구”, 부동산학연구 22권 3호, pp6-16
- 윤주현·김근용·박천규, 2005, 지역간 계층간 주거서비스 격차 완화방안 연구(I), 국토연구원
- 임규채·기석도, 2006, “주택시장의 전세가격과 매매가격의 상호연관성 연구”, 산업경제연구 19권 3호, pp 1203-1223
- 전영서, 2000, “유무선통화서비스간의 수요대체에 관한 연구”, 국제경제연구 6권 2호 pp175-193
- 조주현·임정호 2004 “전세가격 매매가격 및 월세가격간의 관계에 관한 연구”, 부동산학연구 10권 2호, pp.17-29

-
- 최명섭·김의준·방정욱, 2003, “공간중속성을 고려한 서울시 아파트 가격의 공간 영향력”, 지역연구 19권 3호 pp.61-80
 - Albouy, D., 2014, Housing Demand and Expenditure how rising rent levels affect behavior and cost-of-living over space and time, University of illinois
 - Gallin, J., 2008, "The Long-run Relationship between House Price and Rent," *Real Estate Economics* Vol.36 No.4, pp635-658
 - Moon, H.R. and P. Perron, 2004, "Efficient Estimation of SUR Cointegration Regression Model and Testing for Purchasing Power Parity", *Econometric Reviews* Vol23, pp.293-323
 - O'Sullivan, A., 2012, Urban Economics 4th ed. Mcgraw-Hill Education
 - Min I. S., and P. S. Choi., 2012, Advanced Panel Data Analysis, The Korean Association of STATA, Jiphil Press
 - Selsen, T.N., 2003, "Housing Price Dynamics and Household Mobility Decisions", Working Paper, The Centre for Real Estate, M.I.T.
 - Zellner A., 1962, "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias", *Journal of the American Statistical Association*, Vol.57 No.298, pp348-368

A Study on the Substitution Effect of Housing Service

Sang Gon Kim*, Young Seo Jeon**

<Abstract>

After the financial crisis, the housing market has shown signs of rising Chonseil prices and increasing monthly rental. This is reason that there is a structural change. Until a few years ago, 'Chonseil' has been a dominant tenure type in the Rental Housing Market. In our study, substitution between own and Chonseil is estimated using Panel model. We analyze whether Substitute or complementary relationship exists between own and Chonseil. Cross-price elasticity between own and Chonseil was positive value of 0.2084 . So that, we confirmed the substitution in the housing market. But, as a result of the cross-equation constraint test, the monthly rent market appears to be independent. The fact that a competition exists between own and rental suggests that the potential for greater substitutability.

Keywords: Housing service, Subtitusion Effects, Panel SUR model, Coefficients test

* (First author) PhD student. in Economics and Finance, Hanyang University, email: jonil21@naver.com

** (Correspondent author) Professor of economics at Hanyang University, email: jeonys456852@naver.com