

소비자 심리가 주택시장에 미치는 영향 분석*

- 주택매매가격을 중심으로 -

Consumer Sentiment and Housing Market Activities:
Impact on Sales Price of Housing

정 의 철 (Chung, Eui-Chul)**

< Abstract >

This paper examines the impact of consumer sentiment on sales price of housing. To account for the roles of market fundamental variables and to figure out additional effect of consumer sentiment, an estimating model is developed by carefully examining demand supply factors affecting housing market. To analyze short-run adjustment process as well as long-run movement of sales price of housing, an error-correction model is estimated using quarterly data for relevant variables.

Estimation results show that the long-run movement of sales price of housing is affected by income, interest rate, expected house price appreciation rate, price of land, and degree of housing shortage. Consumer sentiment is also found to significantly and positively affect the long-run movement of sales price of housing. Estimation results also indicates that there exists an error-correction mechanism on sales price of housing. It is found that about 37% of disequilibrium is eliminated in one quarter. Short-run adjustment of sales price of housing is mainly influenced by expected house price appreciation rate and housing shortage as well as consumer sentiment which positively affects the change in sales price of housing.

All these results suggest that consumers' psychological factors are inherent in Korean housing market represented by sales price of housing and that housing demand is determined not only by consumers' ability to buy but also by consumers' willingness to buy as argued by Katona(1968).

주 제 어 : 소비자 심리, 주택매매가격, 오차수정모형

Keywords : consumer sentiment, sales price of housing, error-correction model

* 이 논문은 2008년도 건국대학교의 지원에 의해 연구되었음.

** 건국대학교 부동산학과 교수, echung@konkuk.ac.kr

I. 서론

경제주체의 주택수요, 공급에 대한 의사결정은 다양한 요인을 고려하여 이루어진다. 전통적인 주택수요이론에 따르면 가구는 보유자산, 항상소득, 주택보유비용, 가구특성 등을 고려하여 자신에게 가장 높은 효용을 제공하는 주택서비스량을 결정하고, 동시에 소유와 임차 중 더 높은 효용을 제공하는 점유형태를 선택한다. 신규주택건설업자는 건설임금, 대출금리, 원자재 비용, 토지가격 등 생산요소의 가격과 주택분양가격을 비교하여 이윤을 극대화하는 생산량을 결정한다. 한편 기존 보유자는 생애주기에 따른 주거이동과정에서 주택수요자로서의 역할을 수행함과 동시에 기존주택 공급자로서의 역할을 수행한다. 기존의 전통적인 주택시장 이론은 주택시장이 이러한 시장기본요인들(market fundamentals)에 의해 작동된다고 인식해 왔다.

최근 들어 주택시장 참여자들의 심리가 주택시장에 영향을 줄 수 있다는 여러 가지 연구들이 발표되고 있다. 이러한 연구들은 소비자 심리(consumer sentiment)가 소비지출에 미치는 영향에 대한 Katona(1968)의 선구적 연구에서 그 출발점을 두고 있다. Katona는 가구의 ‘구입능력(ability to buy)’과 ‘구입의사(willingness to buy)’를 구분하면서 전통적 경제이론에서 중시하는

‘능력’뿐 아니라 ‘의사’ 또한 소비자의 의사결정에 중요한 영향 요인임을 주장하였다.¹⁾ 그는 또한 내구재 소비에서는 구입의사가 매우 중요한 결정요인이 될 수 있음을 밝히고 있다. Katona의 이러한 연구는 시장기본요인들 뿐 아니라 경제주체의 심리적 요인을 다양한 경제분석에 고려할 수 있는 틀을 제공해 준 것으로 인식되고 있다.

굳이 예를 들지 않더라도 주택시장은 일반적으로 소비자의 심리에 많은 영향을 받는 것으로 알려져 있다. 이는 주택자산이 가구의 총 자산에서 차지하는 비율이 평균적으로 75%를 넘고 있고 시장에 대한 예상에 따라 소유가구의 경우 막대한 자본이득을 창출할 수도 있으며, 임차가구의 경우 평생 집 한 채로 마련하지 못할 것이라는 절박함 등이 주택매매가격과 같은 시장 결과에 반영되기 때문이다.

소비자 심리가 주택시장에 영향을 준다는 가설은 주로 두 가지 측면에서 검증될 수 있다.²⁾ 첫째, 소비자 심리가 시장기본요인들과 별도로, 또는 시장기본요인들에 추가하여, 주택매매가격이나 주택거래량과 같은 주택시장 결과를 설명하는데 도움을 줄 수 있는가를 검증하는 것이다. 만일 소비자 심리가 시장기본요인들과 별도로 추가적인 설명력을 제공해 줄 수 있다면 주택시장은 소비자 심리가 반영된 형태로 작동되고 있다는 결론을 얻을 수 있을 것이다. 둘째, 첫 번째 방법에서 한걸음 더 나아가 소비자 심리가 주택

1) Katona(1968, p.22)에 따르면 구입능력은 일정기간 동안의 소득, 자산보유 수준, 차입에 대한 접근성에 의해 대변될 수 있으며, 구입의사는 주관적인 요인으로 주로 개인의 재정상태와 경제전반에 대한 소비자 태도(attitudes)와 예상(expectations)에 의존한다고 밝히고 있다.

2) 본 연구에서 소비자 심리는 Katona의 정의와 같이 주택구입에 대한 소비자의 태도, 즉, 주택 구입의사(willingness to buy)를 의미한다. 한편 미래 주택가격 변화에 대한 기대 또는 예상에도 소비자의 가격 변화에 대한 ‘기대심리’가 반영될 수 있으나 본 연구에서는 논외로 한다. 소비자의 미래 주택가격 변화에 대한 기대형성과 관련된 구체적 연구로는 최영걸 외(2004)를 참조할 것.

시장 결과를 예측하는데 도움을 줄 수 있는가를 검증하는 작업으로, 예측이 가능한 계량모형을 설정하여 추정하고, 이를 통하여 소비자 심리 변수가 어느 정도의 추가적인 예측력을 가지는가를 측정하는 것이다.

본 연구의 목적은 위에서 언급한 첫 번째 가설 검증방법을 활용하여 소비자 심리가 주택시장의 주요 결과 변수인 주택매매가격을 설명하는데 얼마나 기여하는지를 분석하는데 있다. 이를 위해 주택매매가격 결정에 대한 실증분석 모형을 설정하고, 2000년 1분기부터 2008년 3분기까지의 분기별 자료를 이용하여 주택매매가격의 장·단기 변화에 대한 오차수정모형을 추정하였다. 추정결과 소비자 심리는 장기균형 주택매매가격에 영향을 줄 뿐만 아니라 주택매매가격의 단기적 변동에도 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

본 연구의 주된 의의는 물론 소비자 심리가 주택매매가격에 미치는 영향 분석에 있지만 기존 연구에 비해서 비교적 주택시장이론에 충실한 논리전개를 통하여 주택매매가격 결정에 핵심적인 시장기분요인들을 모형에 반영함으로써 소비자 심리가 모형에 생략된 시장기분요인들의 대리변수가 아니라 독립적인 변수로서 작용하여 그 효과를 파악하고자 하는데 있다고 할 수 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 소비자 심리와 주택시장과의 관계에 대한 선행 연구를 고찰하고 제Ⅲ장에서는 주택매매가격 결정에 대한 이론적 논의를 토대로 실증분석 모형을 구축한다. 제Ⅳ장에서는 관련 변수를 측정하는 한편 소비자 심리 변수와 주택매매가격과의 관계를 설명한다. 제Ⅴ장에서는 추정결과를

설명하고 소비자 심리를 비롯한 관련 변수들의 효과를 분석한다. 제Ⅵ장에서는 분석 결과를 요약하고 향후 연구 과제를 제시한다.

Ⅱ. 선행연구 검토

경제주체의 심리적 요인이 의사결정에 미치는 연구들은 Katona(1968)의 연구 이후 많은 분야에서 이루어져 왔다. 그러나 주택자산이 가구가 보유한 자산의 대표적 유형이며 경기변동에 매우 중요한 요인임에도 불구하고 소비자 심리가 주택시장에 미치는 영향을 분석한 연구들은 그리 많지 않다.

Kamakura and Gessener(1986)은 내구재 소비에 대한 소비자 심리의 설명력과 예측력을 분석하기 위해서 미국의 신규 단독주택 거래량에 대한 모형을 설정하고 소득과 대출금리, 소비자 심리지수를 설명변수로 사용하여 1970년 1분기부터 1983년 4분기까지의 분기별 자료를 이용하여 추정한 결과, 신규주택 구입에 대한 소비자 태도 지수가 소득과 대출금리와 별도로 신규 단독주택 거래량 변동에 대해 추가적인 설명력을 가지고 있음을 밝혔다.³⁾

Weber and Devaney(1996)는 신규 주택시장은 부분적으로 소비자의 태도와 인식에 영향을 받는다고 주장하고 소비자 심리가 신규주택건설에 대한 예측력을 높일 수 있는지를 검증하기 위하여 미국의 Survey of Consumers를 통하여 측정되는 소비자 심리 종합지수(index of consumer sentiment)

3) 이들은 다양한 형태의 소비자심리 지수의 영향을 비교하였는데 Conference Board에서 발표하는 향후 6개월내 신규 주택구입 계획에 대한 변수가 가장 설명력이 높음을 제시하고 있다.

와 주택심리지수(index of housing sentiment) 등 두 가지 소비자 심리에 대한 자료를 이용하였다. 추정 결과 소비자 심리 종합지수보다 주택심리지수가 더 좋은 예측력을 보였음을 밝히고 있다.

한편 Dua and Smyth(1995)는 기존 연구와는 상반된 결과를 제시하고 있는데 가구의 주택구입에 대한 태도가 기존주택 거래량을 예측하는데 유용한지를 1971년부터 1988년까지의 분기별 자료를 이용하여 베이시안(Baysian) 백터자기회귀 모형으로 추정한 결과 주택구입에 대한 소비자 태도지수를 모형에서 생략한다 하더라도 예측력에서는 큰 차이를 보이지 않으며, 결과적으로 주택구입 태도지수는 주요 경제변수에 포함된 정보 이외에 추가적인 정보를 제공해 주지 않는다는 결론을 내리고 있다.

또한 Goodman(1994)도 단독주택 신규건설, 신규주택 거래량, 기존주택 거래량과 같은 주택시장 변수들을 예측하는데 소비자 태도지수의 영향력을 비교하기 위해 Survey of Consumers의 주택심리지수, Conference Board의 향후 주택구입계획 지수, 전미주택건설협회의 신규주택매매에 대한 건설업자의 태도지수, 미국저당대출협회의 주택구입지수 등을 활용하여 분석한 결과 소비자 태도지수가 모형에 추가적으로 제공하는 설명력은 거의 없으며, 단지 1990년에서 1993년 기간 동안 건설업자의 신규주택매매에 대한 태도지수만이 예외적으로 예측의 정확성을 제고하였다고 밝히고 있다.

최근 Nanda(2007)는 Goodman(1994)의 모형에 기초하여 전미주택건설협회의 건설업자 태도지수의 예측력을 재추정한 결과 1985년에서 2006년 기간 동안 건설업자의 태도지수를 포함하는 경우 신규주택건설에 대한 월간 변동량을 약 14% 추

가적으로 설명할 수 있으며 건축허가량의 월간변동률을 약 13% 추가적으로 설명할 수 있음을 밝히고 있다.

이러한 선행연구들을 정리해 보면 개별 시장을 분석할 때에는 개별시장에 보다 충실한(market-specific) 소비자 심리지수를 이용하는 것이 적절하다고 할 수 있으나 주택시장에 대한 심리지수가 주택거래량이나 신규주택건설, 건축허가 등 주택시장 결과변수들에 미치는 영향에 대해서는 혼합된 결론을 제시하고 있음을 알 수 있다. 따라서 아직까지 과연 소비자 심리가 주택시장에 영향을 주는지, 그리고 영향을 준다면 어떤 심리지수가 보다 적절한지에 대해서는 합의된 결론이 존재하지 않고 있다고 할 수 있다.

소비자 심리가 주택시장에 미치는 영향에 대한 국내 연구로는 최희갑·임병준(2009)과 박천규·이영(2010)의 연구가 있다. 최희갑·임병준(2009)은 닥터아파트가 전국 부동산 중개업소들을 대상으로 설문조사한 결과로 구축된 주택시장 전망지수가 주택매매가격 변화를 예측할 수 있는지를 분석한 결과 소득과 같은 핵심변수를 모형에 포함시켰음에도 불구하고 주택시장전망지수가 주택가격 변화에 유의한 영향을 미치며, 이러한 결과에 기초해 주택시장에 대한 효율적 시장가설을 검토한 결과 주택시장전망지수가 초과수익률에 유의한 설명력을 보여 효율적 시장가설을 기각할 수 있음을 제시하고 있다.

한편 박천규·이영(2010)은 전국경제인연합회의 건설업 경기실적 BSI와 건설업 경기전망 BSI, 그리고 국민은행 조사 자료에 기초한 매매수요 BSI와 전세수요 BSI와 같은 주택시장 체감지표의 주택매매가격, 주택전세가격, 주택공급량, 주택거래량, 미분양주택 수 등과 같은 주택시장 변

수에 대한 예측력을 분석하였다. 분석 결과 매매 수요 BSI는 주택매매가격과 주택거래량을 예측하는데, 전세수요 BSI는 주택전세가격과 미분양 주택 수를 예측하는데, 그리고 건설업 경기실적 BSI와 건설업 경기전망 BSI는 주택공급량을 예측하는데 유용하다는 결론을 내리고 있다.

이러한 기존 연구들에서 간과하고 있는 것은 주택시장 작동에 영향을 주는 변수들을 모형에 충분히 포함시키고 있지 않다는 것이다. 즉, 핵심적인 시장기본요인들이 생략된 채 모형을 추정하면 항상 변수누락(omitted variables)의 문제가 발생하게 되고 이로 인해 추정 결과의 신뢰성을 떨어뜨리게 된다. 예를 들어 Kamakura and Gessener (1986)의 연구와 Dua and Smyth(1995)의 연구에서는 대출금리와 소득과 같은 수요측면의 변수들만이 고려되었고, 공급측면 변수들은 전혀 고려되지 않았다. Weber and Devaney(1996)의 연구에서도 시장기본요인들이 모두 생략된 채 신규주택건설과 소비자 심리지수간의 관계만을 분석하고 있다.

이러한 경우 소비자 심리지수의 영향은 다분히 모형에서 누락된 변수들의 효과를 반영할 수밖에 없다. 즉, 소비자 심리의 주택시장 변수들에 대한 예측력이 주된 관심이 아니라 소비자 심리 변수의 주택시장 변수에 대한 추가적인 설명력을 분석하는 것이 주된 목적이라면 주택가격결정 이론에 대한 구체적인 논의를 통하여 모형에 포함되어야 하는 핵심변수들을 파악하고 이에 근거하여 모형을 추정할 필요가 있다. 아래에서는 주택매매가격 결정이론에 기초하여 주택매매가격에 영향을 주는 핵심변수들을 파악하기로 한다.

III. 주택가격 결정이론과 추정모형

1. 주택가격 결정이론

가구의 주택 소유에는 주택이 창출하는 주택 서비스를 소비하는 목적과 주택자산에 투자하여 수익을 얻기 위한 투자목적이 복합적으로 작용한다. 가구는 예산제약조건과 유동성제약조건, 그리고 가구특성에 기초하여 가구의 효용을 극대화하는 주택서비스 수량과 기타 재화의 수량을 결정한다. 이러한 개별 가구의 주택서비스 수요의 합이 경제전체의 주택서비스 수요를 결정하는데 특정시점 t 에서의 경제전체의 주택서비스 수요를 다음과 같이 표현하자.

$$HS_t^d = f(Y_t, R_t, Z_t) \quad (1)$$

여기서 HS_t^d 는 t 시점에서의 주택서비스 량, Y_t 는 가구소득(보다 구체적으로는 세후 항상소득), R_t 는 주택서비스 단위당 임대료, Z_t 는 가구수이다.

한편 주택서비스 수요를 주택스톡에 대한 수요로 변환할 수 있다. 이를 위해 먼저 주택서비스 단위당 임대료를 주택스톡 한 단위당 가격으로 변환할 필요가 있는데 이를 자산시장의 균형조건을 통하여 도출할 수 있다. 자산시장이 균형을 이루기 위해서는 주택스톡에 대한 사전적 투자수익률이 기타 자산에 대한 투자수익률과 동일해야 한다. 주택스톡에 대한 사전적 투자수익률은 임대료, 재산세, 주택투자에 대한 자본이득으로 구성되며 기타 자산에 대한 투자수익률은 금리이다. 이 관계를 통해서 주택을 소유할 경우

주택서비스 한 단위당 임대료(R_t)와 주택스톡 한 단위당 가격(P_t)과의 관계를 아래와 같이 도출할 수 있다.⁴⁾

$$\begin{aligned} R_t &= [(1 - \tau_{yt})i_t + \tau_{pt} - \pi_t]P_t \\ &= (\rho_t - \pi_t)P_t \end{aligned} \quad (2)$$

여기서 τ_{yt} 는 t 시점에서의 한계소득세율, i_t 는 금리, τ_{pt} 는 보유세 실효세율, π_t 는 주택매매가격 상승 예상율이다. 한편 주택스톡 한 단위당 일정한 비율(α)로 주택서비스를 창출한다고 가정하고, 식 (2)를 이용하면 주택스톡 수요함수는 다음과 같이 표현된다.

$$H_t^d = f(Y_t, \rho_t, \pi_t, P_t, Z_t) \quad (3)$$

그리고 본 연구에서 분석하고자 하는 소비자 심리변수(CS_t)가 주택스톡 수요에 영향을 준다고 가정하면 최종적인 주택스톡 수요함수는

$$H_t^d = f(Y_t, \rho_t, \pi_t, P_t, Z_t, CS_t) \quad (4)$$

한편 주택스톡의 공급은 주택의 신규공급과 재고주택에서의 공급으로 구성된다. 신규주택의 공급은 주택건설업체의 이윤극대화과정을 통하여 이루어진다. 주택건설업체는 주택매매가격과 주택생산비용을 비교하여 이윤극대화 공급량을 결정한다. 한편 재고주택에서의 공급은 기존주택 보유자를 통해서 이루어진다. 기존주택 보유자는 보유주택을 구입할 때의 매매가격과 현재의 매매

가격의 차이인 자본이득과 거래비용을 감안하여 보유주택을 시장에 공급할 것이다. 또한 특정시점에서 기존주택 보유자가 시장에 내어놓은 공급량은 그 시점에서 존재하는 경제전체의 주택재고량에 영향을 받을 것이다. 따라서 주택스톡 공급함수는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$H_t^s = g(P_t, \Pi_t, S_t) \quad (5)$$

여기서 Π_t 는 신규주택건설에 이용되는 생산요소 단위당 가격 벡터를 의미하는데 본 연구에서는 신규주택건설 비용 중 가장 큰 비중을 차지하는 택지비용을 고려하였다. S_t 는 주택재고량을 의미한다.

식 (3)과 식 (4)를 이용하여 주택시장의 균형상태($H_t^d = H_t^s$)에서 균형주택매매가격을 구하면

$$P_t^* = h(Y_t, \rho_t, \pi_t, Z_t, CS_t, \Pi_t, S_t) \quad (6)$$

2. 추정모형

본 연구에서는 오차수정모형을 통하여 소비자 심리가 주택매매가격에 미치는 영향을 추정하기로 한다. 오차수정모형은 대부분의 계량모형이 장기적 균형관계를 중시하는 정태적 모형의 성격을 갖고 있는데 반해 경제이론에 입각한 장기적 균형관계에 불균형 상태를 나타내는 항목을 포함시켜 단기적 동태구조를 접목시켰다는데 의의를 가지고 있다. 본 연구에서 종속변수로 이용하는 주택매매가격의 경우 주택과 주택시장의 특성상

4) 전통적으로 사용자비용에 포함되는 주택투자에 대한 위험 프리미엄, 유지관리비용, 감가상각비용 등은 논의에서 제외하기로 한다.

항상 장기균형관계가 성립된다는 보장이 없다. 주택매매가격은 주요 영향 변수들과 장기균형관계를 가질 수 있으나 단기적으로 장기균형관계에서 이탈할 가능성이 상존하며 이 경우 장기균형상태로의 점진적인 조정과정이 발생하게 될 것이다. 오차수정모형은 이러한 장기균형관계와 단기 조정과정을 동시에 분석할 수 있는 장점을 가지고 있다.

주택매매가격과 관련 변수들간의 선형관계를 가정하여 장기균형관계에 대한 실증분석모형을 설정하면 다음과 같다.

$$P_t^* = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 \rho_t + \beta_3 \pi_t + \beta_4 \Pi_t + \beta_5 (S_t/Z_t) + \beta_6 CS_{t-1} + \epsilon_t \quad (7)$$

이론적으로 소득(Y_t)은 주택매매가격에 양(+)의 영향을 주며($\beta_1 > 0$), 보유비용(ρ_t)은 음(-)의 영향을 줄 것($\beta_2 < 0$)으로 예상된다. 주택매매가격 상승 예상율(π_t)이 높을수록 향후 자본이득이 높아질 것이므로 주택수요가 증가하여 주택매매가격을 상승($\beta_3 > 0$)시킬 것으로 예상된다. 택지비용(Π_t)의 상승은 신규주택건설을 감소시켜 주택공급을 줄이므로 주택매매가격을 상승($\beta_4 > 0$)시킬 것으로 예상할 수 있다. 또한 가구 수 대비 주택재고 비율, 즉, 주택보급률(S_t/Z_t)이 높을수록 주택매매가격은 감소($\beta_5 < 0$)할 것으로 예상할 수 있다. 마지막으로 향후 주택구입 의사를 반영하는 소비자 심리지수(CS_{t-1})가 높을수록 주택수요가 증가하여 주택매매가격은 상승($\beta_6 > 0$)할 것으로 예상할 수 있다.⁵⁾

주택매매가격의 단기적 변동과 장기균형상태로의 조정과정을 나타내는 오차수정모형은 식 (7)에 나타나는 변수들을 1차 차분하여 구성된다.

$$\begin{aligned} \Delta P_t^* = & \gamma_0 + \sum_{i=0}^{k_1} \delta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k_2} \delta_{2i} \Delta \rho_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{k_3} \delta_{3i} \Delta \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^{k_4} \delta_{4i} \Delta \Pi_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{k_5} \delta_{5i} \Delta (S/Z)_{t-i} + \sum_{i=1}^{k_6} \delta_{6i} \Delta CS_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^{k_7} \theta_i \Delta P_{t-i}^* + \lambda \widehat{\epsilon}_{t-1} + \omega_t \end{aligned} \quad (8)$$

식 (8)에서 $\widehat{\epsilon}_{t-1}$ 은 장기균형관계를 나타내는 식 (7)의 추정결과로 얻어지는 잔차의 이전 시점($t-1$) 값으로 주택매매가격이 관련 변수들과의 장기균형상태에서 이탈한 정도를 의미한다. 이론적으로 $\widehat{\epsilon}_{t-1}$ 의 추정계수인 λ 는 음(-)의 부호를 가져야 하는데 이는 주택매매가격이 장기균형관계에서 이탈하여 관련 변수들이 설명하는 수준보다 높을 경우 ($\widehat{\epsilon}_{t-1} > 0$) 그 다음 기간에서 다시 장기균형관계로 수렴하기 위해서는 주택매매가격의 단기적 변동(ΔP_t^*)에 음(-)의 영향을 미쳐야 하기 때문이다. λ 에 대한 추정계수 값은 주택매매가격의 불균형정도가 얼마나 빠르게 다시 장기균형상태로 회복되는지에 대한 조정속도를 나타낸다.

식 (8)의 추정결과가 허구적 회귀문제를 피하기 위해서는 추정에 이용되는 모든 변수가 단위

5) 소비자 심리지수는 모형에 포함된 다른 변수들에 영향을 받을 가능성이 높아 이 문제를 제거하기 위해 이전 시점($t-1$)의 값을 사용한다. 소비자 심리지수가 금리, 소득 등의 경제변수에 의해 영향을 받는다는 연구에 대해서는 Dua(2008)를 참조할 것.

근이 존재하지 않는 안정적 시계열이어야 한다. 따라서 식 (8)의 각 변수들의 1차 차분값뿐 아니라 식 (7)의 추정결과로 얻어지는 잔차($\widehat{\epsilon_{t-1}}$)에도 단위근이 존재하지 않아야 하는데 개별변수들의 시계열이 불안정한 시계열이라도 그 시계열들의 선형결합은 안정적일 수 있다(Engle and Granger, 1987). 불안정한 시계열들의 선형결합이 안정적 시계열을 확보할 수 있는지는 공적분 검정을 통해서 이루어진다.

공적분관계를 검정하는 방법으로 여러 가지가 있는데 Engle and Granger(1987)는 종속변수와 관련 변수들을 OLS로 추정하고 그 결과로 얻어지는 잔차항에 대한 단위근 존재 여부를 검정하는 방법을 제시하였다. 그러나 이 경우 OLS 추정량은 일관된(consistent) 추정량이지만 설명변수가 안정적 시계열이 아니므로, 즉 I(1) 이므로, 추정계수의 유의성에 대한 일반적인 t-검정법은 유효하지 않다(Wooldridge, 2006). 또한 보편적으로 이용되는 Johansen(1991) 검정법은 공적분 검정에 사용되는 모든 변수들을 내생변수로 취급하므로 이론에서 제시하는 것 보다 많은 숫자의 공적분 개수를 발생시킬 가능성이 높으며, 변수들과의 인과관계에 대한 해석을 어렵게 하는 문제가 있다.

본 연구에서는 식 (7)과 같이 변수들간의 인과관계가 설정되어 있으므로 Stock and Watson (1993)에서 제시된 DOLS (Dynamic Ordinary Least Squares)방법을 이용하기로 한다. DOLS는 OLS 추정시 설명변수들의 수준값 이외에 1차 차분값의 미래시차(lead)와 과거시차(lag)를 설명변수에 추가함으로써 설명변수들의 수준값에 대한 엄격

한 외생성(strict exogeneity)을 보장한다. 따라서 이분산과 자기상관을 교정하면 일반적인 t-검정을 통하여 추정계수의 통계적 유의성을 검정할 수 있는 효과적인 방법으로 알려져 있다.⁶⁾

예를 들어 주택매매가격에 영향을 주는 변수 벡터를 W_t 라 할 때 DOLS를 통한 공적분 검정법은 설명변수의 수준값뿐 아니라 1차 차분값의 선, 후행 시차가 설명변수에 포함되는 모형을 추정한다.

$$P_t^* = a + \phi_1' W_t + \phi_2' \Delta W_{t+1} + \phi_3' \Delta W_t + \phi_4' \Delta W_{t-1} + e_t \quad (9)$$

이를 통해 W_t 와 e_t 사이의 독립성을 확보할 수 있으며 W_t 의 추정계수인 ϕ_1 에 대한 정상적인 t-검정통계량을 구할 수 있다.

한편 식 (8)을 추정하기 위해서는 설명변수들의 시차의 길이(k_i)를 결정해야 하는데 시차의 길이는 SC(Schwartz Criterion)에 기초하여 판별하고 AIC(Akaike Information Criterion)와 HQ(Hannan and Quinn Criterion)를 보완적으로 이용하였다.

IV. 추정 자료 및 안정성 검정

1. 추정 자료

본 연구에서 이용되는 모든 자료는 분기별 자료이며 분석기간은 2000년 1분기부터 2008년 3분기이다. 종속변수로 이용되는 주택매매가격(P_t^*)

6) DOLS 추정 결과로 얻어지는 추정량을 leads and lags추정량이라고 함. 이에 대한 자세한 내용은 Wooldridge(2006), pp.651~652를 참조할 것.

은 국민은행에서 매월 발표하는 전국 주택매매가격 종합지수의 분기말에 해당되는 월의 주택매매가격 종합지수를 각 분기에 해당되는 주택매매가격 종합지수로 가정하고 이를 통계청에서 발표하는 해당 분기의 전도시 소비자물가지수로 나누어 실질주택매매가격지수로 환산하여 이용하였다. 가구소득(Y_t)은 통계청에서 발표하는 도시근로자 가구 월평균소득에 대한 분기별 자료를 해당 분기의 전도시 소비자물가지수로 나누어 실질소득으로 환산하여 이용하였다. 주택보유비용(ρ_t)는 한계소득세율(τ_{yt}), 금리(i_t), 보유세 실효세율(τ_{pt})로 구성되는데 한계소득세율과 보유세 실효세율에 대한 시계열자료가 존재하지 않으므로 금리만을 모형에 포함시킬 수 밖에 없었다. 금리는 한국은행에서 발표하는 분기별 3년만기 회사채 수익률(장외, AA- 등급)을 이용하였다. 한편 주택매매가격 상승 예상률(π_t)는 위에서 구한 실질주택매매가격지수의 과거 2년 동안의 연평균 변화율을 이용하였다.

택지비용(Π_t)은 국토해양부가 제공하는 분기별 지가지수 중 토지이용상황이 주거용 대지인

지가지수를 해당 분기의 소비자물가지수로 나누어 실질지가지수로 환산하여 이용하였다. 총 가구 수 대비 총 주택 수 비율(S_t/Z_t)은 국토해양부에서 제공하는 주택업무편람 부록 자료를 이용하였는데, 이 자료는 연도별로 제공되고 있어서 이를 분기별로 환산할 필요가 있다. 분기별 환산방법으로는 가구 수나 주택 수 모두 1년 동안의 변화율을 분기별 변화율로 환산하여 그 비율을 곱하는 방법을 사용하였다.⁷⁾

본 연구의 핵심변수인 소비자 심리지수로는 한국은행에서 조사하는 분기별 소비자동향조사 자료 중 “향후 6개월 동안 주택, 아파트, 상가, 토지 등 부동산을 구입할 계획이 있습니까?”에 대한 설문에 응답한 자료를 이용하였다. 이 설문은 “있음”과 “없음”으로 응답되는데 한국은행은 이를 통하여 향후 부동산구입 계획에 대한 소비자 심리지수를 산정하여 발표하고 있다.⁸⁾ 한국은행은 1995년 3분기부터 부동산구입계획 심리지수를 발표하였으나 불행하게도 2008년 7월 이후 소비자동향조사를 월별로 실시하게 되면서 동 문항은 더 이상 설문되지 않아 2008년 2분기가 마지막 자료이다.⁹⁾

7) 이 자료는 기존 주택보급률을 산정하기 위해서 사용되는 자료로서 가구 수는 일반가구에서 1인 가구와 비혈연가구를 제외한 수치이며 주택 수는 통계청에서 기준으로 하고 있는 것과 같은 전통적인 주택 수 산정방식(예를 들어 다가구 단독주택도 1호로 산정)을 적용한 수치이다. 연도별 값을 분기별 값으로 환산하는 방법은 다음과 같다. 해당 변수의 특정 년도 값을 x_t 라 하고 다음 년도 값을 x_{t+1} 라 할 때 $t+1$

분기의 x 값(x_{t+1})은 $x_t \left(\frac{x_{t+1}}{x_t} \right)^{1/4}$ 로 계산된다.

8) 부동산구입계획에 대한 소비자심리 지수(CS)는 부동산구입계획이 있다고 응답한 가구 수를 n_1 , 계획이 없다고 응답한 가구 수를 n_2 라 하면 $CS = [(n_1 - n_2) / (n_1 + n_2)] \times 100 + 100$ 으로 계산된다. 따라서 이 값이 100이 넘으면 부동산구입계획이 있는 가구가 없는 가구보다 많은 상황이며, 100보다 작은 값을 가지면 부동산구입계획이 없는 가구가 있는 가구보다 많은 상황을 나타낸다. 또한 이 값이 높을수록 부동산구입계획이 있는 가구의 수가 상대적으로 더 많음을 의미한다. 이 지수는 성격상 미국의 Conference Board의 향후 주택구입계획 지수와 유사하다.

9) 한국은행은 월별 소비자동향조사로 바꾸면서 “귀택의 자산가치는 현재에 비해 향후 6개월 후 어떠한 것

<표 1>은 추정에 이용된 변수들의 기초통계량을 보여준다. 실질 주택매매가격(P_t^*)은 평균 83.43이며 2001년 1분기에 70.63으로 가장 낮았고 2007년 1분기에 92.17로 가장 높았다. 실질소득(Y_t)은 2000년 2분기에 약 277만원로 가장 낮았으며 2008년 1분기에 약 371만원으로 가장 높았다. 금리(i_t)는 2000년 1분기(10.07%) 이후 지속적으로 하락하여 2004년 4분기에 3.87%까지 하락하였으나 이후 증가 추세를 보이고 있다.

<표 1> 변수의 기초통계량

변수명	평균	최소값	최대값	표준편차
P_t^*	83.43	70.63	92.17	6.78
Y_t	319.99	277.09	371.48	24.81
i_t	6.13	3.87	10.09	1.49
π_t	2.67	-3.17	10.57	3.95
Π_t	88.54	82.12	94.34	3.80
S_t/Z_t	1.02	0.94	1.09	0.05
CS_{t-1}	12.26	7.00	16.00	2.19

실질지가지수(Π_t)는 2001년 3분기 82.12로 가장 낮았으나 이후 지속적으로 상승하여 2007년 4분기 93.34로 가장 높았고 이후 완만한 하락세를 보이는 것으로 나타났다. 총 가수 대비 총 주택 수 비율(S_t/Z_t)은 2000년 1분기(0.94) 이후 지속적으로 상승하여 2008년 3분기에 1.07을 보이고 있다. 한편 실질 주택가격 상승 예상율(π_t)은 평균 2.67%로 나타나고 있는데 외환위기의 영향을 받고 있었던 시점인 2000년 1분기에 -3.17%로 가장 낮았으며 2003년 2분기에 10.57%로 가장 높았다.

이라고 생각하십니까?”라는 문항을 포함시키고 있으나 이는 부동산구입계획 심리지수와는 성격이 다른 문항이어서 2008년 7월 이후 관련 자료 구축은 불가능하다.

<그림 1> 실질주택매매가격지수와 부동산구입계획 심리지수

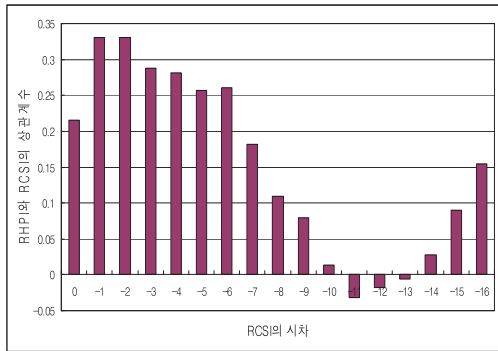


주: RHPI는 실질주택매매가격지수로 오른쪽 종축으로 측정하고, RCSI는 부동산구입계획 심리지수로 왼쪽 종축으로 측정

<그림 1>은 실질주택가격지수와 부동산구입계획 심리지수의 추이를 보여주고 있다. 두 지수의 움직임은 유사하게 나타나고 있는데, 2005까지는 매우 밀접한 관계를 보여주고 있는 반면 2005년에서 2007년까지는 밀접정도가 다소 감소하는 것으로 보인다. 그러나 2007년 후반부터는 다시 동일한 방향의 움직임을 보이고 있다.

<그림 2>는 부동산구입계획 심리지수의 시차에 따른 실질주택매매가격지수와 상관계수를 보여주고 있다. 두 시계열간의 상관계수는 1분기 시차와 2분기 시차에서 0.33으로 다른 시차에서의 상관계수보다 높은 값을 보여주어 바로 전 분기나 2분기 전의 부동산구입계획 심리지수가 현재의 주택매매가격에 상대적으로 더 높은 영향을 주고 있음을 알 수 있다.

<그림 2> 부동산구입계획 심리지수와
실질주택매매가격 지수간의 시차상관도표



2. 안정성 검증

<표 2>는 관련 변수들에 대한 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정결과를 보여준다. 실질 주택매매가격, 실질소득, 금리, 주택매매가격 상승 예상율, 부동산구입계획 심리지수의 수준값은

<표 2> ADF 단위근 검정 결과

변수명	수준값		1차 차분값		
	상수항	상수항+추세항	상수항	상수항+추세항	
P_t^*	-1.05	-2.57	-4.68	-4.62	
Y_t	-1.07	-1.91	-10.81	-10.77	
i_t	-2.10	-0.32	-4.61	-5.62	
π_t	-3.10	-2.87	-3.43	-3.59	
Π_t	-0.08	-2.85	-4.29	-4.30	
(S_t/Z_t)	-0.63	-3.24	-2.70	-2.66	
CS_{t-1}	-2.93	-2.88	-6.11	-5.99	
임계치	1%	-3.63	-4.24	-3.63	-4.24
	5%	-2.94	-3.54	-2.94	-3.54
	10%	-2.61	-3.20	-2.61	-3.20

모두 유의수준 1%에서 단위근이 있다는 귀무가설을 기각하지 못하여 불안정한 시계열로 나타났다. 그러나 이들 변수의 1차 차분값은 주택매매 가격 상승 예상율(유의수준 5%)을 제외하면 유의수준 1%에서 단위근이 있다는 귀무가설이 기각되어 안정적인 시계열로 판단할 수 있다.

단위근 검정시 발생한 문제는 총 가구 수 대비 총 주택 수 비율(S_t/Z_t)의 단위근 유무에 관한 것인데 이 변수의 수준값은 상수항만을 포함하면 단위근이 존재하나 추세항까지 포함하면 유의수준 10%에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각된다. 한편 이 변수의 1차 차분값은 상수항만을 포함하면 유의수준 10%에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되나 추세항을 포함하면 귀무가설을 기각할 수 없다. 이 시계열이 안정성에 대해 일관성있는 결과를 보이지 않는 이유는 연도별 자료를 보간법을 이용하여 분기별 자료로 환산하였기 때문이라고 짐작된다.

총 가구 수 대비 총 주택 수 비율의 단위근 존재 여부를 추가적으로 확인하기 위해 Phillips-Perron 단위근 검정을 수행하였다. 검정 결과 수준값은 상수항만을 가정한 경우나 상수항과 추세항을 동시에 가정한 경우에 모두 단위근이 존재하는 것으로 나타났으며, 1차 차분값에서는 상수항만을 포함한 경우 유의수준 10%에서 단위근이 있다는 귀무가설이 기각되었다. 총 가구 수 대비 총 주택 수 비율의 1차 차분값은 추세가 존재하지 않는 형태로 나타나고 있으므로 종합적으로 총 가구 수 대비 총 주택 수 비율은 수준값에서는 단위근이 존재하는 것으로, 1차 차분값에서는 단위근이 존재하지 않은 것으로 판단하였다.¹⁰⁾ 결

10) 총 가구 수 대비 총 주택 수 비율에 대한 Phillips-Perron 검정통계량 값은 상수항만을 포함한 경우 -1.00, 상수항과 추세항을 포함한 경우 -2.22로 나타나며, 1차 차분에 대한 검정통계량 값은 상수항만을 포함

과적으로 추정에 이용된 변수들의 수준값은 모두 불안정한 시계열이며 1차 차분값은 안정적인 시계열이므로 오차수정모형을 이용한 추정이 가능하다.

V. 추정 결과 및 해석

1. 공적분 검정 결과

불안정한 시계열의 선형관계가 안정적일 수 있다는 공적분 관계에 대한 검정은 위에서 언급한 바와 같이 DOLS 방법을 이용하여 추정하였으며, 추정 결과는 다음과 같다. 괄호안은 이분산과 자기상관을 교정한 t-값을 의미한다. DOLS 추정 결과 소득, 금리, 주택매매가격 상승 예상율, 소비자 심리지수 변수는 유의수준 1%에서 통계적으로 유의적이었으며, 택지비용과 총 가구 수 대비 총 주택 수 비율은 유의수준 5%에서 통계적으로 유의적이었다.

$$\begin{aligned}
 P_t^* = & 39.495 + 0.314 Y_t - 1.357 i_t + \\
 & (2.91) \quad (7.51) \quad (-3.76) \\
 & 0.416 \pi_t + 1.469 \Pi_t - 155.88 (S_t/Z_t) + \\
 & (6.06) \quad (2.52) \quad (-2.55) \\
 & 0.846 CS_{t-1} \\
 & (4.22)
 \end{aligned}$$

(10)

변수들간의 공적분관계는 장기균형관계를 의미하는데 추정결과는 이론에서 설명하는 바와 일치한다. 주택매매가격은 소득과 주택매매가격 상승 예상율, 택지비용에 양(+)의 영향을 받으며 금리, 총 가구 수 대비 총 주택 수 비율에 음(-)의 영향을 받는다.

또한 주택매매가격은 이전 분기의 부동산구입 계획 심리 지수에 의해 양(+)의 영향을 받는 것으로 나타나고 있다. 즉, 이전 분기의 부동산구입 계획 심리 지수가 증가하면 시장기본요인과 별도로 주택수요를 증가시켜 주택매매가격이 상승하는 것으로 해석할 수 있다. 또한 이 결과는 주택매매가격에 영향을 미치는 수요, 공급측면의 핵심 변수들을 모두 포함시킨 상태에서 얻어진 것이므로 소비자 심리 지수만 설명변수로 이용하거나 또는 시장기본요인들의 일부만을 설명변수로 이용한 과거 연구에 대해 변수누락의 문제로 인한 비판을 피할 수 있을 것으로 생각된다.¹¹⁾

2. 오차수정모형 추정 결과

오차수정모형을 추정하기 위하여 우선 설명변수들의 과거 시차의 길이(차수, k_i)를 선택해야 하는데 본 연구의 분석기간이 2000년 1분기부터 2008년 3분기로 관측시의 수가 35개밖에 되지 않는다. 반면 설명변수는 6개여서 차수를 증가시키는데 한계가 존재하므로 $k_i = 0, 1, 2$ 와 같이 세 가지 경우를 고려하였다.¹²⁾

한 경우 -2.74이다. 단위근 검정에 대한 유의수준별 임계치는 <표 2>와 같다.

11) 주택매매가격 상승 예상율과 부동산구입계획 심리지수의 상관계수는 수준값의 경우 0.22, 1차 차분값의 경우 0.14로 계산되며 두 상관계수 모두 통계적으로 유의하지 않았다.

12) $k_i = 0$ 은 과거시차를 고려하지 않은 경우이며, $k_i = 2$ 는 2분기 이전의 시차까지 고려한 경우이다. 관측치 수의 한계로 인해 k_i 가 3이상인 경우에는 추정이 불가능하다.

아래 <표 3>은 각 경우별 AIC, SC, HQ에 대한 값을 보여준다. 최적 차수는 AIC, SC, HQ 등의 정보기준을 이용하여 계산된 값 중 가장 낮은 값을 갖는 차수로 결정하는데 AIC값을 기준으로 보면 $k_i = 1$ 과 $k_i = 2$ 가 동일한 값을 갖는 것으로 나타나고 있으나 SC나 HQ값을 기준으로 하면 $k_i = 1$ 일 때 가장 낮은 값을 갖는다. 따라서 현재 시점의 변수와 과거 1분기 이전의 변수까지 포함한 모형을 최종 모형으로 결정하였다.

<표 3> 차수별 AIC, SC, HQ

차수	AIC	SC	HQ
0	3.09	3.45	3.21
1	2.53	3.21	2.76
2	2.53	3.53	2.86

주택매매가격의 단기적 변동에 대한 오차수정 모형에 대한 추정 결과는 <표 4>와 같다. 먼저 오차수정항($\widehat{\epsilon}_{t-1}$)의 추정계수는 -0.372로 유의수준 1%에서 통계적으로 유의적인 것으로 나타났다. 이 결과는 주택매매가격은 장기균형상태에서 이탈되었을 때 다시 장기균형상태로 회복되는 조정메카니즘을 가지고 있으며, 평균적으로 1분기에 약 37%의 불균형상태가 제거된다는 것을 의미한다. 또한 계량경제학적 측면에서 오차수정항을 고려하지 않은 주택매매가격 변동에 대한 단기모형은 모형의 설정오류에 직면할 수 있음을 의미하기도 한다.

주택매매가격의 단기적 변동에 영향을 주는 변수는 소득, 주택가격 상승 예상율, 택지비용, 총 가구 수 대비 총 주택 수 비율, 그리고 부동산 구입계획 심리지수로 나타나고 있다. 현재시점

에서의 소득증가는 주택매매가격 변동에 양(+)의 영향을 주나 1분기 이전의 소득증가는 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타나는데 추정계수의 절대값이 유사하게 나타나고 있다는 점을 고려하면 종합적으로 소득 변화가 주택매매가격의 단기적 변화에 미치는 영향은 거의 없다고 할 수 있다.¹³⁾ 또한 금리변화도 주택매매가격 변화에 영향을 주지 않는 것으로 나타난다.

그러나 주택매매가격 상승 예상율은 현재 시점이나 1분기 이전 시점 모두 주택매매가격 변동

<표 4> 오차수정모형 추정 결과

설명변수	추정계수	t값
상수항	0.523	2.07
ΔP_{t-1}^*	-0.171	-0.84
ΔY_t	0.050 ***	3.73
ΔY_{t-1}	-0.037 **	-2.56
Δi_t	0.288	1.23
Δi_{t-1}	-0.111	-0.42
$\Delta \pi_t$	0.595 ***	5.37
$\Delta \pi_{t-1}$	0.297 **	2.66
$\Delta \Pi_t$	0.869 ***	3.74
$\Delta \Pi_{t-1}$	-0.888 ***	-5.27
$\Delta(S_t/Z_t)$	-260.578 ***	-3.42
$\Delta(S_{t-1}/Z_{t-1})$	113.863	1.27
ΔCS_{t-1}	0.252 ***	4.16
ΔCS_{t-2}	0.123	1.42
$\widehat{\epsilon}_{t-1}$	-0.372 ***	-3.26
$\overline{R^2}$	0.819	
F값	11.32 (p = 0.00)	
DW값	2.33	

** 유의수준 5%에서 통계적으로 유의적

*** 유의수준 1%에서 통계적으로 유의적

13) ΔY_t 의 추정계수와 ΔY_{t-1} 의 추정계수의 합이 0이라는 귀무가설은 기각되지 않았다.

에 양(+)¹⁴⁾의 영향을 주는 것으로 추정되었다. 이 결과는 주택매매가격 상승 예상율이 주택매매가격 변화에 누적적으로 영향을 준다는 것을 의미한다.

주택공급 측면에서 택지비용의 경우현재시점에서의 변화가 주택매매가격 변화에 양(+)¹⁴⁾의 영향을 주며, 1분기 이전 시점의 변화는 음(-)의 영향을 주는 것으로 추정되었는데 소득과 마찬가지로 추정계수의 절대값은 매우 유사하게 나타났다. 따라서 현재시점과 1분기 이전 시점을 동시에 고려하면 택지비용도 주택매매가격의 단기적 변동에 영향을 주지 않는 것으로 판단할 수 있다.¹⁴⁾ 총 가구 수 대비 총 주택 수 비율의 변화는 주택매매가격의 변화에 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉, 가구 수에 비해 주택 수가 많을수록 주택매매가격은 감소한다고 할 수 있다.

마지막으로 본 연구의 관심 변수인 향후 부동산구입계획 심리지수는 1분기 이전 시점의 변수만이 통계적으로 유의적인 것으로 나타났다. 이 결과는 앞의 공적분 검정에서 설명한 바와 같이 소비자 심리지수가 주택매매가격의 장기적 결정요인임과 동시에 주택매매가격 변동의 단기적 결정요인임을 의미한다. 즉, 우리나라 주택매매가격의 장·단기 변동에는 소비자 심리의 영향이 반영되고 있다는 결론을 내릴 수 있다. 이 결과 또한 주택매매가격에 영향을 주는 시장기본요인을 통제한 상태에서 나타난 것이므로 주택매매가격 변동에 소비자 심리의 독립적 효과가 존재한다고 할 수 있을 것이다.

이상의 추정 결과는 우리나라 주택매매시장에서도 Katona(1968)가 제시한 바와 같이 주택구입

능력뿐 아니라 주택구입에 대한 의사 또한 주택 수요의 중요한 결정요인임과 동시에 장·단기적으로 주택매매가격에 영향을 미치고 있음을 제시하고 있다.

VI. 결론

본 연구에서는 소비자 심리가 주택시장에 미치는 영향을 주택매매가격을 중심으로 분석하였다. 이를 위해 주택수요, 공급이론에 기초하여 주택매매가격에 영향을 주는 시장기본요인들을 파악하고 소비자 심리지수를 추가적으로 고려한 추정방정식을 설정하여 변수누락의 문제를 해결하고자 노력하였다. 실증분석은 2000년 1분기부터 2008년 3분기까지의 관련 변수들에 대한 자료를 이용하여 이루어졌으며, 소비자 심리지수로만 한국은행의 향후 부동산구입계획에 대한 심리지수를 이용하였다.

모형의 추정 결과, 소비자 심리지수는 시장기본요인들과 함께 주택매매가격의 장기적 움직임에 영향을 주는 것으로 파악되었다. 또한 주택매매가격의 단기적 변동에 대한 오차수정모형을 추정한 결과 주택매매가격의 단기적 변동은 주로 주택매매가격 상승 예상율과 총 가구 수 대비 총 주택 수의 비율로 표현되는 주택부족도에 의해 영향을 받으며, 소비자 심리지수는 주택매매가격의 단기적 변동에도 영향을 주는 것으로 나타났다. 이러한 결과에 기초해 볼 때 우리나라 주택매매시장에서도 가구의 주택구입능력뿐 아니라 주택구입에 대한 의사 또한 중요한 영향 요인으

14) 이 경우에도 $\Delta \Pi_t$ 의 추정계수와 $\Delta \Pi_{t-1}$ 의 추정계수의 합이 0이라는 귀무가설은 기각되지 않았다.

로 작용하고 있음을 알 수 있다.

소비자 심리가 주택시장에 미치는 영향에 대한 연구는 다양한 범위로 확장되어 수행될 수 있을 것이다. 외국의 연구에서와 같이 주택거래량이나 신규주택건설, 건축허가 등의 주택시장 변수들이 소비자 심리에 의해 어떻게 영향을 받는지 분석하는 것은 의미있는 작업으로 생각된다. 또한 Dua(2008)의 연구처럼 우리나라 주택시장에 대한 소비자 심리가 어떠한 메커니즘을 통해서 형성되는지를 분석하는 것도 가치있는 작업으로 판단된다. 특히 <그림 1>에서 볼 수 있는 바와 같이 2002년 이후 실질주택매매가격지수와 부동산구입계획 심리지수 사이의 괴리가 점차 증가하고 있다는 점은 부동산구입계획 심리지수가 실질주택매매가격지수에 의해 영향을 받을 수 있는 개연성을 보여주고 있으므로 이에 대한 추가적인 분석이 필요할 것으로 보인다. 마지막으로 통계청의 소비자 기대지수, 한국은행의 소비자 심리지수, 그리고 닥터아파트와 같은 민간기업의 주택가격전망지수 등 현실적으로 존재하고 있는 다양한 소비자 심리지수 중 어떤 변수들이 보다 많은 설명력을 제공하는지를 분석하는 것으로 유용한 작업이 될 수 있을 것으로 판단된다.

논문접수일 : 2010년 4월 7일
 심사완료일 : 2010년 8월 23일

참고문헌

1. 박천규 · 이영, “주택시장 체감지표의 주택시장지표 예측력 분석”, 부동산학연구, 제16집 제1호, 2010, pp. 131-146
2. 최영걸 · 이창무 · 최막중, “서울시 주택시장에서 작동되는 가격기대심리에 관한 실증연구 - 적응적 기대와 합리적 기대를 중심으로”, 국토계획, 제39집 제2호, 2004, pp. 131-141
3. 최희갑 · 임병준, “주택가격 전망이 주택가격 및 경기에 미치는 영향”, 국토연구, 제63권, 2009, pp. 141-158
4. Dua, Pami, “Analysis of Consumers’ Perceptions of Buying Conditions for Houses,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 37, 2008, pp. 335-350
5. Dua, Pami, and David Smyth, “Forecasting US Home Sales Using BVAR Models and Survey Data on Households’ Buying Attitudes for Homes” *Journal of Forecasting*, Vol. 14, 1995, pp. 217-227
6. Engle, R. F. and C. W. J. Granger, “Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing,” *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 251-276
7. Goodman, John L., “Using Attitude Data to Forecast Housing Activity,” *Journal of Real Estate Research*, Vol. 9 No. 4, 1994, pp. 445-453
8. Johansen, Soren, “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica*, Vol. 59, pp. 1551-1580

9. Kamakura, Wagner, and Guy Gessener, "Consumer sentiment and buying intentions revisited: A comparison of predictive usefulness," *Journal of Economic Psychology*, Vol. 7, 1986, pp. 197-220
10. Katona, "Consumer Behavior: Theory and Findings on Expectations and Aspirations," *The American Economic Review*, Vol. 58 No. 2, Papers and Proceedings of the Eightieth Annual Meeting of the American Economic Association, May, 1968, pp. 19-30
11. Nanda, Anupam, "Examining the NAHB/Wells Fargo Housing Market Index(HMI)," HousingEconomics.com, 2007
12. Stock, J. H. and M. W. Watson, "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Ordered Integrated Systems," *Econometrica*, Vol. 61, pp. 783-820
13. Weber, William. and Mike Devaney, "Can consumer sentiment surveys forecast housing starts?" *The Appraisal Journal*, Vol. 4, 1996, pp. 343-350
14. Wooldridge, Jeffrey, *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, Thomson South-Western Publishing, 2006