국토연구 제78권(2013. 9): pp53~69

주택투자심리와 주택가격과의 관계에 대한 실증분석

The Study on the Relationship between Investor Sentiment and Home Prices

이상준
Lee, Sangjun
한국국제협력단 ODA연구팀 상임연구원(제1저자)
Researcher, ODA Research Team,
Korea International Cooperation Agency
(Primary Author)
(lspraises@koica.go.kr)

진창하
Jin, Changha
한양대학교 경제학부 조교수(교신저자)
Assistant Prof., Dept. of Economics,
Hanyang Univ.(Corresponding Author)
(cjin@hanyang.ac.kr)

목 차

Ⅰ. 서론

Ⅱ. 기존 문헌의 연구

Ⅲ. 자료 및 실증분석모형
1. 자료 분석
2. 실증분석모형

Ⅳ. 실증분석 결과
1. 합리적 투자심리와 비합리적 투자심리의 구분
2. 다중회귀분석모형 추정 결과
3. VAR모형 추정 결과

Ⅴ. 결론 및 시사점

www.kci.go.kr

※ 본 논문은 2012년도 한양대학교 신임교원 연구비 지원사업에 의하여 연구되었음.

I. 서론

지난 10년 이상 국내 주택시장에서는 주택시장의 가격 변동이 소비자의 합리성만으로는 설명될 수 없는 비합리적 현상들이 발생하였고, 이에 대한 다양한 국내외 연구들 역시 상당히 진행됐다.[1] 이러한 연구들은 주택시장에 참여하는 경제주체들의 투자심리(investor sentiment), 기대(expectation) 등이 주택가격에 영향을 미칠 수 있다는 가정하에 이루어진 것이 대부분이나 주택투자심리와 기대 등이 거시경제변수들과 어떠한 상관성이 있는지에 대한 국내 연구는 전무한 실정이다. 주택투자심리에 영향을 미치는 거시경제변수들을 분석하고 주택투자심리가 주택시장에 영향을 미치는 과정에 대한 이해는 우리나라와 같이 주택시장이 가계자산 구성에서 특히 높은 상황에서 매우 필수적인 요소가 된다. 따라서 본 논문에서는 주택투자와 관련된 의사결정에 영향을 미치는 주택투자심리에 주목하며 아래와 같은 목적으로 연구를 진행하였다. 첫째, 주택투자심리가 어떤 거시경제변수에 영향을 받는지 밝히고자 한다. 주택투자심리에 영향을 미치는 거시경제변수들을 분석함으로써 경제주체들의 심리적 변화에 대한 동인(motivation)을 파악할 수 있기 때문이다. 둘째, 거시경제변수에 영향을 받는 주택투자심리가 주택가격에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 특히 주택투자심리를 합리적 투자심리(rational sentiment)와 비합리적 투자심리(irrational sentiment)로 구분함으로써 전통적인 기대가설(expectation hypothesis)[2]의 주요한 주장과 거시경제변수에 의해서 설명되지 않는 비이성적 판단이 주택가격 변동에 어느 정도 영향을 미치는지 분석하고자 한다. 셋째, 주택투자심리지수를 부동산중개업자(agent) 측면과 소비자(buyer) 측면으로 구분, 분석함으로써 주택시장의 정보를 이용하고 이해하는 능력의 차이를 모형에 반영하고, 국내에서 발표되는 다양한 주택투자심리에 영향을 미치는 거시경제변수의 차이를 살펴보고자 한다.[3]

본 논문은 다음과 같이 구성되었다. 제II장에서는 기존 문헌의 연구를 고찰하고 제III장에서는 추정에 필요한 자료의 기초분석을 실시하며, 분석에 필요한 방법론을 소개한다. 제IV장에서는 실증분석을 바탕으로 그 결과를 기술하고 관련 변수들의 효과를 분석한다. 마지막으로 제V장에서는 분석 결과를 요약하고 시사점 및 연구의 한계점을 도출한다.

II. 기존 문헌의 연구

Baker and Wurgler(2006)는 주식투자심리를 합리적 투자심리와 비합리적 투자심리로 분해하는 방법을 활용하여 미국 주식시장의 수익률 및 변동성에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과 주식투자심리에 영향을 주는 변수로는 국가부도위험, 환율, 소비자물가지수, 배당금이었고, 이를 바탕으로 미국 주식시장의 수익률을 검토한 결과, 합리적 투자심리는 주가에 긍정적인 영향을 주고 비합리적 투자심리는 주가에 부

1) Clayton(1998), 최영걸 외(2004), Clayton et al.(2009), 손재영 외(2011) 등의 다양한 연구가 존재.

2) 경제학에서 사용되는 전통적인 기대가설(expectation hypothesis)에는 외삽적 기대(extrapolative expectation), 정태적 기대(static expectation), 자기회귀적 기대(autoregressive expectation), 적응적 기대(adaptive expectation), 합리적 기대(rational expectation) 등이 있음. 다양한 기대가설이 주택시장에 미치는 영향에 대해서는 최영걸 외(2004), 손재영 외(2011)를 참고.

3) 중개업자 측면을 나타내는 투자심리지수로는 국민은행에서 매수우위지수를 사용하였고, 소비자 측면을 반영하는 투자심리지수로는 한국은행에서 발표되는 소비자동향조사 중 자산가치전망 CSI(주택 및 상가 부분)를 사용하였음. 두 지수가 동일한 주택시장에 대한 반응을 조사하는 것은 아니므로 상호 비교하는 데 한계가 존재하지만, 주택시장의 전반적 평가 및 전망이라는 측면에서 비교·분석하는 것에 의의를 찾을 수 있을 것임.

www.kci.go.kr

정적인 영향을 미치는 것을 밝혔다. Dua(2008)는 Housing Buying Attitudes Index를 활용하여 인덱스에 영향을 미치는 변수들을 분석하였다. 연구 결과 현재 및 예상금리, 예상가처분소득 및 현재 주택매매지수와 공적분(cointegration)관계가 존재하고 그랜저 인과관계가 있음을 밝혔다. 이처럼 투자심리와 가격과의 관계에 대한 국외 연구는 주식시장 및 주택시장에서 활발하게 진행되고 있으며, 투자심리에 미치는 요인 분석을 통해 보다 현실 설명을 가능케 하고 있다. 최영걸 외(2004)는 적응적 기대가설과 합리적 기대가설을 이론적 근거로 하여 서울시 주택시장에서 작동되는 가격기대심리가 주택가격을 설명할 수 있음을 밝혔다. 최희갑 · 임병준(2009)은 주택전망지수는 소득과 더불어 주택가격에 유의한 영향을 미치고 주택전망지수는 초과수익률에 대한 유의한 설명력을 가지며 효율적인 시장가설을 기각한다는 결론을 내렸다. 또한, 주택전망지수에 나타난 투자자 태도의 변화 역시 소비와 경기에 상당한 영향력이 있음을 제시하였다. 박천규 · 이영(2010)은 다양한 주택투자심리지수를 활용하여 주택가격, 전세가격, 주택거래, 주택공급, 미분양주택 등에 대한 예측력을 분석하였다. 분석 결과, 매매수요 BSI는 주택가격과 주택거래를 예측하는 데 유용하고, 전세수요 BSI는 주택가격, 전세가격 그리고 미분양주택을 예측하는 데 유용하며, 건설업경기실적 BSI 및 건설업경기전망 BSI는 주택공급을 예측하는 데 설명력이 있음을 주장하였다. 정의철(2010)은 국내의 기존 연구들은 소비자의 심리변수가 주택시장에서 중요하게 다뤄지는 변수가 아니었음을 지적하며 소비자심리지수가 주택시장에서 설명변수로서의 추가적인 영향력을 검증하였다. DOLS 및 오차수정모형(VECM)을 사용한 분석 결과, 소비자심리지수는 시장기본요인(market fundamentals)과 함께 주택가격의 장 · 단기적인 움직임에 영향을 주는 것으로 파악하였다. 손재영 외(2011)는 한국의 아파트시장이 효율적이라는 가정하에 다양한 기대가설을 검증하였는데, 서울의 아파트시장이 부분적으로는 합리적 기대가설에 부합하나 통계적 방법론에 따라 그 결과가 일관되게 도출되지 않는 것으로 보고하고 있었으며 아파트시장이 효율적이라는 결론을 내리는 것 역시 쉽지 않음을 주장하였다.

기존 문헌에서 알 수 있듯이, 주택투자심리는 주택시장에 중요한 변수임에도 불구하고 우리나라에서 이러한 주택투자심리에 영향을 주는 다양한 경제적 요소에 대한 연구가 부족한 실정이다. 따라서 본 논문에서는 이러한 우리나라의 한계를 극복하고자 제III장에서 다양한 실증분석모형을 설정하였다.

III. 자료 및 실증분석모형

1. 자료 분석

본 논문의 연구 자료는 월별이고, 분석 대상기간은 2000년 1월~2012년 12월까지다(156개 관측치). 주택투자심리지수(*senti*)는 두 가지 자료를 활용하였는데 첫째, 중개업자(agent) 측면을 볼 수 있는 자료로 국민은행 매수우위지수를 사용하였고,[4] 둘째, 소비자(buyer) 측면을 나타낼 수 있는 한국은행 자산가치 전망 CSI를 활용하였다. 주택매매가격(*house*) 및 주택전세가격(*chonsei*)은 국민은행 가격지수, 주택건

4) 주택투자심리지수는 국민은행에서 부동산중개업소를 대상으로 매달 조사 · 발표하고 있는 매수우위지수로 구분되는 자료를 의미함. 주택투자심리지수는 100을 기준으로 100보다 높은 경우에는 매수세 우위, 100보다 낮을 때에는 매도세 우위로 판단함(매수우위지수 = 100 − 매도세 우위 + 매수세 우위). 국민은행에서 발표되는 매수우위지수가 통계적으로 신뢰할 만한 수준인 것에 대한 논란이 있는 것이 사실임. 하지만 우리나라 부동산 시장 참여자들의 심리를 반영하고, 시계열분석이 가능할 만큼 누적된 심리지수가 없는 것 역시 사실임. 자료의 확보가 용이하지 않았기 때문에 국민은행 매수우위지수를 사용할 수밖에 없었으며, 국민은행 매수우위지수의 적정성과 관련한 연구는 향후 연구에서 지속적으로 보강돼야 할 것으로 보임.

www.kci.go.kr

설실적(*cons*)은 국토교통부의 전국주택건설실적 총계치를 활용하였다. 소비자물가지수(*cpi*)는 통계청의 총지수를 이용하였고, 실업률(*unemp*)은 전국도시기준, 종합주가지수(*kospi*)는 월평균기준을 활용하였으며, 환율(*exchange*)은 원 – 달러종가평균액을 사용하였다.

〈그림 1〉은 국민은행의 매수우위지수를 중개업자 측면의 주택투자심리지수(sentiment index, 좌측)로 가정한 것과 주택가격 변동률(house price, 우측)과의 관계를 나타낸다. 주택투자심리지수(중개업자)와 주택가격 변동률은 유사한 움직임을 보이며 상관계수 역시 0.88로 나타났다. 이는 기존의 연구에서 주택가격 변동의 설명변수로 주택투자심리지수(중개업자)가 가능함을 뒷받침한다. 또한, 두 변수의 시차관계는 주택투자심리지수가 주택가격 변동률보다 약 2~3개월 정도 앞서는 것으로 분석되었다. 2000년 이후 우리나라 주택시장은 지속적인 가격상승으로 주택가격 변동률 역시 대부분 양(+)의 값을 보였다. 2003년 카드대란과 2008년 금융위기 때 잠시 음(–)의 값을 보였지만 전반적으로 주택가격이 상승했던 시기가 많음을 알 수 있다. 이와 같은 주택상황은 시장 참여자들의 주택가격 상승에 대한 기대심리를 높이고 더 나아가 주택가격에도 영향을 주었을 것으로 보인다.

〈그림 2〉는 주택투자심리를 중개업자(agent, 좌측) 측면에서 작성된 지수와 소비자(buyer, 우측) 측면에서 작성된 지수로 구분하여 나타낸 것이다.[5] 본 논문에서 주택투자심리지수를 두 가지 측면으로 나눈 이유는 지수가 작성되는 방법 및 조사대상이 서로 상이하기 때문이다. 먼저 중개업자 측면은 국민은행 매수우위지수를 의미하는데, 매수우위지수는 전국 부동산중개업자를 상대로 현재의 지역주택시장 중심으로 조사한다. 따라서 매수우위지수는 지역주택시장에서 중개업자들이 매도 또는 매수에 대한 전반적인 상황을 대표한다고 볼 수 있다. 반면, 소비자 측면은 한국은행 자산가치전망 CSI를 활용하였는데, 일반 가구를 대상으로 현재에 비해서 6개월 후 자산가치가 어떠할지에 대한 설문으로 구성된다. 〈그림 2〉는 두 가지 서로 다른 주택투자심리지수이지만 그 시계열적 특징은 유사하게 나타나고 있다. 두 지수의 상관계수는 0.86을 보였으며 두 지수의 시차는 존

그림 1 _ 주택투자심리(매수우위지수)와 주택가격과의 관계

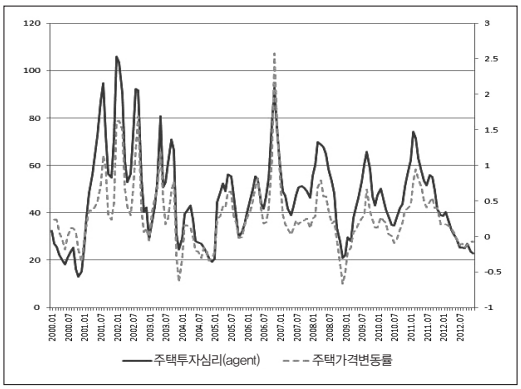
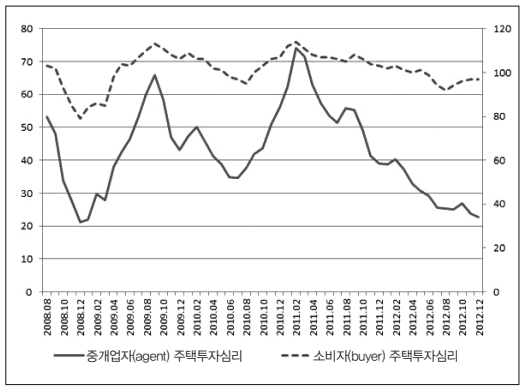


그림 2 _ 중개업자 및 소비자의 주택투자심리



5) 소비자 측면에서 해석한 주택투자심리지수는 한국은행에서 2008년 7월부터 조사 · 발표함에 따라 시계열의 기간이 본 논문의 분석기간과 일치하지 않음.

www.kci.go.kr

표 1 _ 기초통계량

변수	평균값	중앙값	최댓값	최솟값	표준편차
주택투자심리지수	46.86	46.41	105.90	13.04	18.79
주택매매지수	82.08	81.23	103.08	56.64	14.28
주택전세지수	81.67	79.76	108.56	55.91	12.18
소비자물가지수	89.12	88.08	107.00	72.23	10.37
주택건설실적(호)	42,477.64	38,528.92	136,900.70	20,559.47	16,738.88
실업률(%)	3.57	3.50	5.10	3.00	0.41
종합주가지수	1,257.77	1,265.65	2,153.13	504.00	508.53
대미환율	1,129.85	1,136.38	1,453.35	914.81	122.43

재하지 않는 것으로 나타났다.

〈표 1〉은 변수들의 기초통계량을 나타낸 것이다. 분석기간 중 주택매매지수 및 주택전세지수는 지속적으로 상승하는 추이를 보였다. 특히, 주택매매가격 변동률은 2004~2006년까지 지속적으로 양(+)의 관계를 보였고, 이 당시 수도권을 중심으로 한 주택가격 상승이 있었다. 2008년 3분기 금융위기 이후부터 2009년 2분기까지 주택가격의 하락이 일시적으로 있었으나, 수도권을 제외한 지방 주택시장은 상대적으로 그 하락 폭이 작았다. 주택건설실적은 장기적인 주택공급 측면에서 고려된 변수다.

본 논문에서 사용한 자료는 시계열자료다. 대부분의 변수가 불안정시계열(non-stationary time series)의 형태를 보이기 때문에 시계열의 안정성 확보를 위해 변수의 성격에 따라 차분 또는 로그차분 형태로 변수를 전환하였다. 단위근 검정을 실시한 결과는 〈표 2〉와 같다.

2. 실증분석모형

본 논문에서는 주택투자심리의 분해를 위해서 투자심리 분해방법을 활용하고자 한다. Brown et al.(2005)은 주식수익률(Stock Returns)의 투자심리가 기본적(fundamental) 요소와 예외적(noise) 요소에 의해 영향을 받는다고 주장하였고, 이와 같은 투자심리와 주식시장과의 관계를 바탕으로 접근한 방법론은 국외 문헌에서 많이 사용되었다.[6] 본 논문에서는 주식시장에서 작동되는 투자심리가 주택에도 동일하게 적용될 것이라는 가정하에 이론모형을 〈식 1〉과 같이 구성하였다.

표 2 _ 단위근 검정 결과

변수	Level		Difference	
	상수항 (t-statistic)	추세항포함 (t-statistic)	상수항 (t-statistic)	추세항포함 (t-statistic)
주택투자심리지수	-5.105391***	-5.138628***	-	-
주택매매지수	-1.251266	-1.704497	-6.217387***	-6.284734***
주택전세지수	-0.485402	-2.814727	-2.720863*	-2.736200
소비자물가지수	0.316662	-2.689763	-10.72625***	-10.71259***
주택건설실적(계절조정)	-7.489697***	-7.483289***	-	-
실업률(%)	-4.418514***	-4.355802***	-	-
종합주가지수	-0.796946	-3.390211	-9.409342***	-9.402657***
대미환율	-2.216625	-2.328541	-5.813396***	-5.798760***

주: ***, **, *은 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의한 값을 의미함. 단위근 검정은 ADF검정법 중 SIC 기준으로 하였고 주택전세지수의 경우에는 유의수준이 높지 않아서 추가적 검정으로 Phillips-Person 방법을 사용하여 안정성을 검정하였음.

www.kci.go.kr

$$senti_t = \underbrace{\beta_0 + \beta_1 senti_{t-1} + \sum_{n=2}^{N-1} \beta_n X_t +}_{\text{합리적 투자심리}} \quad \underbrace{\varepsilon_t}_{\text{비합리적 투자심리}}$$

〈식 1〉

여기서, *senti*는 주택투자심리지수를 나타내며, 주택투자심리지수는 모멘텀(momentum)이 존재한다는 가정하에 자기회귀모형의 형태로 분석하였다.[7] X_t는 t시점에서 국내주택시장 및 거시경제변수를 나타내는 벡터(vector)다. 주택투자심리지수를 자기회귀모형으로 가정한 이유는 경제주체들의 심리적 요인이 거시경제변수들과 마찬가지로 경로의존성(path dependency)이 존재하고, 경제주체들에게 현상유지편향(status quo bias)이 관찰될 수 있기 때문이다.[8] 〈식 1〉의 추정치($\widehat{senti_t}$)를 경제주체들의 합리적 투자심리로 간주하고 ε_t는 비합리적 투자심리로 가정한다. 특히, 비합리적 투자심리는 회귀분석모형의 가정인 $E(\varepsilon_t) = 0$을 만족해야 한다. 즉, 비합리적 투자심리는 주택시장과 관련된 거시경제변수들과는 상관성이 없어야 하며 이는 시장에서 관측될 수 없음을 의미한다. 〈식 1〉을 추정한 후의 ε_t(비합리적 투자심리)이 통계적으로 *i.i.d*(independent and identically distributed) 조건을 만족하고 추가로 단위근(unit root)을 갖지 않는 안정시계열의 형태를 나타내고 있다면, 〈식 1〉 모형설정의 적정성은 확보된 것으로 볼 수 있다. 이와 같은 이유로 ε_t에 대한 검증이 필요하다.

〈식 1〉에서 추정한 합리적 투자심리($\widehat{senti_t}$)와 비합리적 투자심리(ε_t)가 주택가격에 각각 어떤 영향을 미치는지 분석하기 위해서 〈식 2〉와 같은 모형을 설정할 수 있다.

$$house_t = \alpha_0 + \alpha_1 \widehat{senti_t} + \alpha_2 \varepsilon_t + \upsilon_t \qquad \text{〈식 2〉}$$

〈식 2〉에서 $house_t$는 주택가격을 의미하고 설명변수는 합리적 투자심리($\widehat{senti_t}$)와 비합리적 투자심리(ε_t)다. 본 논문의 연구 목적인 주택투자심리를 구분하여 각 요소가 주택가격에 미치는 영향의 동태적 분석을 위해 벡터자기회귀(Vector Auto Regressive: VAR)모형을 분석도구로 활용한다. VAR모형은 시계열 벡터(vector)들을 서로에 대해 연관시켜 개별 변수의 과거치 정보를 이용하여 AR모형을 다변량으로 확장시킨 모형이다. 하나의 변량을 가지고 있는 ARMA모형을 추정하는 것이 아니라 본 논문에서는 2개 이상의 변량에 대해 추정하게 되므로 자기회귀(AR) 부분만을 고려하는 형태로 모형을 설정하였다(이성원 · 김동중. 2012).

IV. 실증분석 결과

1. 합리적 투자심리와 비합리적 투자심리의 구분

주택투자심리를 합리적 투자심리와 비합리적 투자심리로 구분하기 위해서 우선, 〈식 1〉의 종속변수인 주택투자심리를 그 시차변수와 주택관련 거시경제변수로 설명해야 하며 이는 〈식 3〉과 같은 실증분석 모형으로 설정할 수 있다. 〈식 3〉을 OLS로 추정하여 합리적 투자심리와 비합리적 투자심리를 구분하고,

6) Baker and Wurgler(2006), Lemmon and Portniaguina(2006), Jin et al.(2013).

7) 최영걸 외(2004), 손재영 외(2011)의 연구에서도 경제주체의 기대심리를 AR모형으로 검증하였음.

8) 현상유지편향(status quo bias)은 소비자들이 의사결정에 있어 다른 조건이 동일하다면 별도의 새로운 적응을 위한 노력을 하여야 하는 대안이 아닌 현상유지적인 대안을 선택한다는 것을 의미함(최승재. 2008). 즉, 동일한 거시경제상황하에서 주택시장에 참여하는 경제주체들은 t시점에서의 의사결정을 바꿀 만한 유인이 존재하지 않는 한, 현재의 의사결정 상태를 지속할 가능성이 매우 높을 수 있다는 것임. 이에 대한 선구적 연구는 Kahneman and Tversky(1979)를 참고.

www.kci.go.kr

추정 결과를 토대로 VAR모형을 추정하였다.

$$senti_t = \beta_0 + \beta_1 senti_{t-1} + \beta_2 chonsei_t + \beta_3 cpi_t + \beta_4 cons_t + \beta_5 unemp_t + \beta_6 kospi_t + \beta_7 exchange_t + \varepsilon_t \quad \langle 식\ 3 \rangle$$

여기서, *senti*과 $senti_{t-1}$는 로그주택투자심리지수 및 전기값,[9] *chonsei*는 로그차분주택전세지수, *cpi*는 로그차분소비자물가지수, *cons*는 로그계절조정 주택건설실적 총계,[10] *unemp*는 로그실업률, *kospi*는 로그차분종합주가지수 그리고 *exchange*는 로그차분환율을 각각 의미한다. 〈식 3〉은 Dua(2008) 및 Lemmon et al.(2006)의 연구 결과를 바탕으로 국내 주택상황에 적합하도록 변수들을 추가하여 설정한 것이다.[11] 주택투자심리지수(*senti*)의 t−1기 값을 시차변수로 사용하였고, 주택전세지수(*chonsei*)는 경제주체들이 주택구입의사결정을 하는 과정에서 고려되는 중요한 변수로 판단하여 모형에 추가시켰다. 즉, 주택전세지수가 급격히 상승할 경우 기존에 전세로 입주했던 잠재적인 주택구입자들이 주택매입(주택소비)으로 의사결정을 변경할 수 있는 상황을 가정한 것이다. 소비자물가지수(*cpi*)의 상승은 명목주택가격 상승효과로 이어져서 주택을 매입하고자 하는 주택투자심리를 증가시킬 수 있을 것으로 예상된다. 반면에 실질소득의 증가가 없는 상황에서는 실질구매력 감소에 따른 주택투자심리를 위축시킬 수도 있기 때문에 소비자물가지수의 변동은 두 가지 효과가 혼재돼서 나타날 가능성을 배제할 수 없다. 주택거래실적(*cons*)의 변동과 주택가격과의 상관관계는 장기적으로 동태적 균형(dynamic equilibrium)[12]을 이루고 있기 때문에 주택투자심리와 주택 거래량 그리고 주택가격 사이에도 동일하게 적용될 것으로 보인다.[13] 주가(*kospi*)는 경기선행지표로 국내 거시경제의 상황을 대변해준다고 볼 수 있다. 환율(*exchange*)은 김윤영(2012)의 연구에서 알 수 있듯이, 주택가격에 양(+)의 영향을 미치고 이는 수출진작 효과를 통해 산업생산 증가를 가져오며 결과적으로는 주택가격을 상승시킬 수 있는 요인으로 작용할 수 있기 때문에 실증모형에 포함했다.

2. 다중회귀분석모형 추정 결과

〈식 3〉을 2008년 금융위기를 기준으로 부동산 시장의 구조적 변화를 알아보기 위해 분석기간을 나눠서 분석하였다. 또한, 종속변수인 주택투자심리지수를 부동산 중개업자 측면과 소비자 측면을 대표할 수 있는 지수로 구성하여 분석하는 등 총 4개의 실증분석 모형을 〈표 3〉과 같이 구성하였다.

모형 1은 전체 분석기간을 기준으로 주택투자심리지수에 영향을 미치는 거시경제변수와의 관계를 의미한다. 모형 1을 기준으로 Chow Breakpoint Test를 실시하여 금융위기 전후의 기간을 구분하였고

9) Carroll(2003)은 현재 시점의 예상 인플레이션율은 과거 인플레이션율에 일정 부분 영향을 받을 수 있다고 분석하였음.

10) 우리나라의 주택건설실적이 매달 발표되고 있으나 특히, 12월에 집중적으로 큰 값을 보이고 있음. 이는 연말에 집중적으로 실적통계를 포착하는 데 따른 현상으로 보임. 따라서 이와 같은 영향을 분석에서 통제하기 위해서 X−11을 활용하여 계절조정을 한 값을 사용하였으며, 나머지 변수들은 대부분 지수화하는 과정에서 일정부분 시점 간 평활화가 이루어진 것으로 판단하여서 최대한 raw−data의 속성을 유지하고자 계절조정을 실시하지 않았음.

11) 국내 주택심리지수에 영향을 미치는 요인에 관한 연구는 시도된 바가 없는 실정임. 그 이유에는 여러 가지가 있으나, 신뢰할 수 있고 대표성이 있는 주택 및 부동산심리지수가 있지 않은 데에 가장 큰 이유가 있는 것으로 보임. 국토연구원에서는 부동산소비심리지수를 2011년 7월부터 작성하여 매월 발표하고 있으나, 시계열자료가 짧아서 본 논문에서는 사용하지 않았음.

12) 주택의 공급, 토지 및 주택가격에 대한 동태적 균형에 대한 연구는 Huang(2008)을 참고.

13) 주택 거래량과 주택가격 간의 연관성에 대한 연구는 임재만(2011)을 참고.

www.kci.go.kr

표 3 _ 주택투자심리 결정요인 실증분석모형의 구분

구분	모형 설명	분석 기간
모형 1	주택투자심리(agent)와 거시경제변수와의 관계(1): 전 기간	2000.1~2012.12
모형 2	주택투자심리(agent)와 거시경제변수와의 관계(2): 금융위기 이전	2000.1~2008.7
모형 3	주택투자심리(agent)와 거시경제변수와의 관계(3): 금융위기 이후	2008.8~2012.12
모형 4	주택투자심리(buyer)와 거시경제변수와의 관계(4): 금융위기 이후	2008.8~2012.12

표 4 _ Chow Breakpoint Test

기간	F-statistic (Prob.)	Log likelihood ratio (Prob.)	Wald-*statistic* (Prob.)
2008년 7월	2.089125** (0.0407)	17.5988** (0.0244)	16.713** (0.0332)
2008년 8월	2.123771** (0.0374)	17.87445** (0.0222)	16.99017** (0.0302)
2008년 9월	2.194924** (0.0313)	18.43903** (0.0182)	17.55939** (0.0248)
2008년 10월	2.159012** (0.0342)	18.15433** (0.0201)	17.27209** (0.0274)

주: ***, **, *은 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의한 값을 의미함.

2008년 8월을 기준으로 모형 2와 3을 구분하였다.[14] 마지막으로 모형 4는 국내에서 소비자 측면에서 주택투자심리에 영향을 미치는 거시경제변수를 살펴보고자 한 것이다. 즉 모형 3과 4를 비교함으로써 중개업자 측면과 소비자 측면에서 주택투자심리에 영향을 미치는 변수의 차이를 파악할 수 있다. 〈표 4〉는 Chow Breakpoint Test 결과를 나타낸다. 본 논문에서는 가장 빠른 시기인 2008년 7월을 기준으로 금융위기 전후로 구분하여 모형을 추정하였다.[15] 〈식 3〉을 4개의 실증분석모형으로 구분하여 다중회귀분석을 실시한 결과는 〈표 5〉와 같다.

모형 1에서 주택투자심리지수에 영향을 미치는 변수로는 전기 주택투자심리지수, 주택전세지수, 소비자물가지수, 주택건설실적, 실업률 및 종합주가지수가 통계적으로 유의했다. 특히, 주택투자심리지수는 AR(1)모형을 가정하여 분석한 결과, 계수값이 0.83으로 과거의 경험치 또는 현상유지편향이 일정 부분 나타난 것을 알 수 있었다. 이는 단기적 관점에서 경제주체들의 기대심리는 최근의 정보에 영향을 받을 수밖에 없고, 시차변수인 전기 주택투자심리지수에는 주택투자심리의 형성과정에서 이미 거시경제변수들의 영향이 반영돼 있기 때문에, 상대적으로 주택시장을 대표할 수 있는 다른 거시경제변수의 통계적 유의성이 낮게 나타날 수 있다(Hui and Lui. 2002). 또한, 주택전세지수가 양(+)의 관계를 보인 것은 전세가격 상승이 주택투자심리를 자극할 수 있음을 의미한다.[16] 자산결정모형(Asset Pricing Model)에서 알 수 있듯이 전세가격은 주택가격 형성에 밀접한 연관성이 있기 때문에, 주택투자심리지수와도 통계적 유의성이 나타나는 것은 당연한 결과로 해석된다. 소비자물가지수와 주택투자심리지수 역시 양(+)의 관계를

14) 일반적으로 국내의 많은 선행연구에서 금융위기 전후를 구분할 때 사용하는 방법으로 더미변수(Dummy Variable)를 활용하는데, 이와 같은 방법의 단점은 연구자가 자의적으로 기간을 구분한다는 데 있음. 따라서 본 논문에서는 연구의 객관성을 확보하고 구조적 변화가 일어난 시점을 찾고자 Chow Breakpoint Test를 실시하였음. 물론 금융위기 전후를 구분하기 위해서 2008년 8월을 기준으로 더미변수를 이용하여 기간을 구분, 분석하였으나 통계적으로 유의한 결과를 얻을 수는 없었음.

15) Chow Breakpoint Test 외에도 구조적 변화를 파악할 수 있는 방법인 Quandt-Andrews Breakpoint Test를 실시한 결과, 최적의 구조변화 시기는 2003년 11월로 나타났음. 예상과는 달리 2003년 11월이 구조적 변화를 보였던 이유는 2001~2003년까지 약 3년간 주택가격 변동률이 최고치를 보였던 시기이고, 2004년 이후 그 변동률이 상당히 감소하였기 때문에 그 변화시점인 2003년 11월을 구조적 변화의 시기로 분석한 것임. 하지만, 본 논문의 연구 목적은 금융위기 전후로 구분하는 데 있으므로 Quandt-Andrews Breakpoint Test의 결과는 사용하지 않았음.

www.kci.go.kr

표 5 _ 주택투자심리 결정요인 분석모형 추정 결과

변수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
$senti_{t-1}$	0.827*** (0.041)	0.696*** (0.065)	0.712*** (0.069)	0.705*** (0.085)
chonsei	9.868*** (2.250)	14.128*** (3.030)	17.083*** (4.071)	4.407*** (1.179)
cpi	10.459*** (3.609)	5.130 (5.053)	9.714** (4.193)	1.180 (1.261)
cons	−0.081*** (0.042)	−0.097 (0.060)	−0.047 (0.046)	−0.009 (0.015)
unemp	−0.264* (0.155)	−0.911*** (0.269)	0.381** (0.189)	0.030 (0.057)
kospi	0.912*** (0.254)	1.101*** (0.311)	0.590 (0.384)	0.212* (0.115)
exchange	−0.365 (0.595)	−0.094 (1.117)	0.130 (0.595)	−0.191 (0.175)
constnat	1.768*** (0.560)	3.278*** (0.836)	0.978 (0.624)	1.393 (0.352)
F−statistic	115.4494***	73.10129***	81.32918***	54.9231***
Adj.R^2	0.8387	0.8332	0.9168	0.8810

주: ***, **, *은 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의한 값을, 괄호는 표준편차를 의미함. 종속변수는 주택투자심리인데 모형 1~3은 중개업자(agent) 측면을 가정한 모형으로 국민은행에서 발표하는 매수우위지수를 사용하였고, 모형 4는 소비자(buyer) 측면을 가정한 모형으로 한국은행에서 발표하는 소지자동향조사 중 자산가치전망 CSI(주택 및 상가 부분)를 사용하였음. 모든 변수에는 자연로그를 취한 값임.

보였다. 이는 전체 분석기간 중 전국적으로는 주택가격 상승이 지속적으로 이루어짐에 따른 주택가격 상승에 대한 기대가 반영된 결과로 볼 수 있다. 주택건설실적은 음(−)의 통계적으로 유의한 값을 보였다. 이는 장기적인 관점에서 주택공급은 주택소비심리를 낮추고 주택가격 안정에도 도움이 될 수 있음을 의미한다. 실업률은 음(−)의 값을 종합주가지수와는 양(+)의 값을 보이므로 주택투자심리에 영향을 미치는 거시경제변수로 포함할 수 있다. 모형 1의 Adj.R^2 약 84%와 F−statistic을 참고할 때 전반적인 설명력 및 적정성이 확보된 것으로 판단된다. 하지만 D−W(Durbin−Watson) 값이 1.3 정도로 시계열상관(serial correlation)이 존재할 가능성을 배제할 수 없다. 그러나 설명변수가 종속변수의 시차변수로 모형에 포함된 경우 일반적으로 나타나는 통계적 문제라는 것을 고려할 때, 시계열상관은 중요한 문제가 아니다(Hui and Lui, 2002).

모형 2는 금융위기 이전(2000년 1월~2008년 7월)을 기준으로 주택투자심리지수에 영향을 미치는 변수들을 추정한 결과다. Adj.R^2 약 83%로 설명력을 보였고, 대부분의 변수가 모형 1과 유사한 유의성을 보였다.

모형 3은 금융위기 이후(2008년 8월~2012년 12월)를 기준으로 주택투자심리지수에 영향을 미치는 변수들을 추정한 결과다. Adj.R^2이 약 92%의 설명력을 보였다. 주목할 점은 주택전세지수의 계수값이 모형 1, 2보다 증가한 것을 볼 수 있다. 이는 금융위기 이후에 주택시장이 침체기(또는 안정기)에 들어서면서 주택매매수요 및 공급이 감소하고 상대적으로 주택전세수요 증가에 따른 전세가격 상승 및 민감도(sensitivity)가 증가한 것으로 해석된다.

모형 4는 소비자 측면에서 주택투자심리지수를 해석하여 분석한 모형이다. 주택전세지수 계수값이 1% 유의수준에서 유의하나 모형 3과 비교해 볼 때, 계수값에서 상당한 차이를 보인다. 이와 같은 차이가 발생한 이유는 무엇보다도 부동산중개업자와 소비자 간 주택시장에 반응하는 인식의 차이가 상당히 다르기 때문으로 보인다.[17] 부동산중개업자는 주택

16) 최근 2년간 전세가격의 대표적인 상승 원인으로 주택공급 부족과 과도한 규제가 언급되었음. 이를 해결할 방안은 매매수요를 일으킬 수 있는 장기적인 주택공급정책 실시와 DTI 등 규제 완화라는 데 전문가 다수의 의견이 일치함. 따라서 매매수요 창출이라는 관점에서 본다면 전세가격과 주택투자심리지수가 양(+)의 관계를 나타낸 것은 자명한 사실임.

www.kci.go.kr

시장 상황을 조사할 때 현 시점의 매수 혹은 매도세를 기준으로 설문에 응답한다. 결국, 부동산중개업자는 현재 시점의 주택가격, 소비자물가지수 등의 정보를 바탕으로 주택시장에 민감하게 반응한 것이다. 반면, 주택 소비자는 현재 시점에서 6개월 후의 자산가치전망에 대한 설문에 응답하기 때문에 중개업자에 비해 자산가치 전망을 하는 데 있어서 거시경제변수와 더불어 본 연구모형에 포함되지 못한 예상가계소득, 예상금리 및 예상인플레이션 그리고 부동산 정책의 향후 변화 방향 등도 투자심리지수 형성에 종합적으로 영향을 미쳤을 것으로 예상할 수 있다.[18] 그 결과, 모형 4에서의 가격정보와 관련된 계수값(주택전세지수, 물가지수)이 모형 3보다는 낮게 나타났을 것으로 보인다.[19]

3. VAR모형 추정 결과

〈식 3〉의 다중회귀모형의 추정 결과를 바탕으로 합리적 투자심리와 비합리적 투자심리를 구분하였다. 주택투자심리에 영향을 미치는 변수들은 다양하고 이 모두를 모형에 반영하는 것은 현실적으로 불가능하며 변수 누락(variables omitted)에 따른 문제를 피할 수 없다. 따라서 〈식 3〉이 현실을 보다 잘 설명하기 위해서는 더욱 엄격한 통계적 검정이 필요하다. 〈식 3〉의 error term을 비합리적 투자심리로 간주하기 위해서는 기본적인 OLS의 가정들을 충족할 필요가 있다. 따라서 본 논문에서는 비합리적 투자심리(error term)가 통계적으로 *i.i.d*(independent and identically distribution)를 만족하는지와 더불어 단위근 검정을 통해서 변수누락에 대한 문제를 파악하고자 한다. 〈표 6〉은 BDS-test와 단위근 검정을 실시한 결과를 나타내고 있다. 〈표 6〉에서 알 수 있듯이 〈식 3〉에서의 합리적 투자심리와 비합리적 투자심리로의 구분은 통계적으로 유의한 값을 나타내고 있는 것을 알 수 있다. 즉, 〈식 3〉에서 반영한 error term은 OLS의 성립요건을 만족하고 있으므로 동일하게 〈식 3〉의 설명변수들이 현실을 적정하게 반영한다고 볼

표 6 _ 비합리적 투자심리 적정성 검정

구분	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
BDS-test z-statistic	3.6649***	3.8396***	1.9093*	2.7115***
unitroot-test t-statistic	-8.7662***	-6.6260***	-5.9993***	-6.2086***

주: ***, **, *은 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의한 값을 의미함. BDS-test에서 dimension은 총 6개로 실시하였으며, 그 각각의 값은 모두 통계적으로 유의한 값을 나타내고 있음. 따라서 본 논문에서는 2-dimension의 값만을 기술하였음. 단위근 검정은 ADF 방법을 따랐음.

17) 모형 3과 4의 차이는 중개업자와 소비자의 단순한 인식의 차이뿐만 아니라, 과거 및 현재에 대한 평가와 미래에 대한 인식의 차이로도 볼 수 있을 것임. 두 모형의 차이를 해석하는 데 있어서 이러한 부분도 선행적으로 검증해야 하나, 본 논문에서는 이러한 부분에 실증분석을 하지 못하였음. 이러한 모형 차이의 해석과 관련해서 의견을 주신 익명의 심사위원께 감사를 드림.

18) Dua(2008)의 연구에서는 이러한 상황을 반영해서 다양한 예측변수들이 모형에서 상당한 유의성을 보였음. 하지만 국내에서는 이와 같은 자료의 기간이 짧아서 활용하는 데 어려움이 있었음. 다양한 소비심리변수는 경제주체들의 상태를 예측하고 향후 경기변동에 다양한 참고자료로 사용되고 있기 때문에, 더욱 다양한 예측변수들을 활용해서 주택투자심리를 분석하는 노력이 필요할 것임.

19) 모형 4에서 활용한 한국은행 자산가치전망 CSI(주택 및 상가 부분)는 엄밀한 의미에서 투자심리보다는 가치전망에 가까움. 따라서 모형 3에서와 같이 중개업자 측면을 나타낸 국민은행 매수우위지수와의 비교에 있어서 단순 계수값의 비교에는 해석의 무리가 따를 수 있음. 그럼에도 불구하고, 중개업자 측면과 소비자 측면에서 주택투자심리에 미치는 요인을 각각 분석한 것과 다양한 주택시장의 참여자가 있다는 측면에서 분석하였다는 데 그 의의를 찾을 수 있을 것임.

www.kci.go.kr

수 있다. 특히, 비합리적 투자심리는 모두 *i.i.d*조건 및 단위근 검정에서 귀무가설을 기각하는 것으로 나타나 현실에서 관찰될 수 없는 경제주체들의 비합리성을 포함하고 있을 것으로 판단된다. 즉, 비합리적 투자심리가 random walk를 보임에도 불구하고 주택가격에 통계적으로 유의한 영향을 미친다면, 주택가격은 경제주체들의 비합리적 투자심리에도 영향을 받고 있다고 볼 수 있다.

본 논문에서는 VAR모형을 설정하여 합리적 투자심리와 비합리적 투자심리가 주택가격 변동에 어떠한 영향을 미치는지 동태적으로 분석하였다. VAR모형 분석에 앞서 적정 시차를 AIC 기준으로 선정하였다. 모형 1~3까지의 적정시차는 2, 모형 4의 적정시차는 4로 결정하였다. 또한, VAR모형 추정 후 이를 충격반응함수(Impulse Response Function)와 예측오차의 분산분해(Variance Decomposition)를 통하여 그 효과를 동태적으로 검정하였다.[20]

〈표 7〉은 VAR모형의 분석 결과를 나타내고 있다. 모형 1은 전 기간을 기준으로 주택가격 변동에 주택투자심리가 어떻게 영향을 미치는지를 분석하였다. 예상한 대로 t−1, t−2의 주택가격 변동(*house*), 합리적 투자심리(*rational*) 및 비합리적 투자심리(*irrational*)가 주택가격에 유의한 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 이는 주택가격 변동에서 주택투자심리가 영향을 미치고 있다는 기존 연구들(최희갑 · 임병준. 2009; 정의철. 2010)을 뒷받침한다. 즉, 주택가격 변동에서 투자심리가 상당한 영향이 있을 뿐더러 주택투자심리를 다시 합리적 투자심리와 비합리적 투자심리로 구분하여 분석하는 것이 통계적으로 유의하다. 또한, 거시경제변수의 장기적 변동으로 경제주체들이 예상할 수 있는 변화(합리적 투자심리 형성에 영향을 줌)뿐만 아니라 예상하지 못한 변화(비합리적 투자심리 형성에 영향을 줌)는 주택가격 변동에 영향을 줄 수 있음을 의미한다.

모형 2는 금융위기 이전 기간을 기준으로 분석한 것이다. 모형 1과 마찬가지로 모형 2에서도 합리적

표 7 _ VAR모형 추정 결과

구분	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
$house_{t-1}$	0.518*** (0.114)	0.479*** (0.146)	0.455*** (0.209)	0.687*** (0.210)
$house_{t-2}$	−0.055 (0.114)	−0.104 (0.146)	0.212 (0.222)	−0.010 (0.237)
$rational_{t-1}$	0.012*** (0.004)	0.013*** (0.005)	0.012*** (0.003)	0.029*** (0.015)
$rational_{t-2}$	−0.008*** (0.003)	−0.008** (0.004)	−0.010*** (0.003)	−0.011 (0.020)
$irrational_{t-1}$	0.013*** (0.002)	0.014*** (0.003)	0.007*** (0.002)	0.013* (0.009)
$irrational_{t-2}$	−0.007** (0.004)	−0.007** (0.005)	−0.007*** (0.003)	−0.015 (0.012)
constant	−0.012*** (0.005)	−0.015*** (0.006)	−0.007 (0.006)	−0.011 (0.035)
Adj.R^2	0.6931	0.6618	0.8656	0.8148
AIC	−12.171	−11.134	−15.529	−20.32997

주: ***, **, *은 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의한 값을, 괄호는 표준편차를 의미함. VAR모형의 종속변수는 로그차분주택매매지수(*house*)이고 설명변수는 〈식 3〉에서 추정한 합리적 투자심리(*rational*)와 비합리적 투자심리(*irrational*)임. AIC 기준으로 적정시차를 결정하였음. 모형 4는 4시차까지를 포함하는 모형이나, 실증분석 결과 3, 4시차의 모든 변수는 통계적으로 유의하지 않으므로 2시차까지만 보고함.

20) VAR모형은 투입되는 변수의 순서에 따라 그 결과값이 다른 양상을 보여줌. 따라서 VAR모형에 투입될 변수들의 그랜저 인과관계 검증을 통하여 먼저 변수 투입순서를 결정하였음. 4개의 VAR모형에 투입된 변수의 순서는 모두 주택가격−합리적 투자심리−비합리적 투자심리의 순서로 입력하였으며, 그 크기를 결정하는 기준으로는 F값을 사용하였음.

www.kci.go.kr

투자심리(*rational*) 및 비합리적 투자심리(*irrational*)가 주택가격 변동에 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 특히, 2000~2007년까지 우리나라의 주택가격은 상당히 상승하였는데, 이 과정에서 경제주체들의 거시경제상황에 대한 합리적인 판단이 주택가격 변동에 영향을 주었지만 아울러, 비합리적 투자심리(*irrational*)가 주택가격 변동에 유의한 영향을 미친 것으로 보아 이 시기에 주택가격 거품 발생 가능성이 높았음을 알 수 있다.

모형 3은 금융위기 이후 기간을 기준으로 VAR모형을 분석한 것이다. 금융위기 이후부터 2012년까지 우리나라 주택시장은 수도권을 중심으로 침체기를 겪고 있다. 국내외적으로 거시경제적인 불확실성의 증가는 주택투자심리에도 영향을 미쳐 모형 2, 3 t−1의 비합리적 투자심리(*irrational*) 계수값을 비교하면, 각각 0.014와 0.007로 그 값의 차이가 금융위기 이전보다 이후에 절반으로 줄어든 것을 알 수 있다. 또한 모형 2, 3의 주택가격 변동과 비합리적 투자심리 사이의 상관관계를 분석하면 각각 0.2747, 0.1109로 상관관계 역시 약화되고 있음을 알 수 있다. 이는 주택시장이 침체기로 접어들면서 주택투자심리 중에서도 비합리적인 투자심리가 상대적으로 약화됐음을 의미한다. 즉, 주택가격의 거시경제적인 불확실성이 커지면서 경제주체들은 주택 거래량을 감소시키고 이는 주택시장에서 예상치 못한 변동에 대비하고자 하는 비합리적 투자심리를 낮추고 있는 것으로 해석할 수 있다.

모형 4는 주택투자심리를 국민은행의 매수우위지수를 활용한 것이 아니라 한국은행 자산가치전망 CSI 지수를 바탕으로 분석한 모형이다. 모형 3과 마찬가지로 금융위기 기간(2008년 8월~2012년 12월)을 대상으로 분석하였다. 모형 4의 주택투자심리는 t−1시차에서만 주택가격 변동에 유의한 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 이는 주택투자심리가 만들어지는 과정의 차이에서 나타난 결과라고 할 수 있다. 전술한 바와 같이 국민은행 매수우위지수는 중개업자를 대상으로 조사된 자료에 비해 한국은행 자산가치전망 CSI는 일반 소비자(단위 가구 기준)를 대상으로 조사된 자료다. 즉, 주택투자심리는 중개업자 측면과 소비자 측면에서 서로 반응하는 것이 다를 수 있다는 것이다. 중개업자는 시장에 나온 매물, 호가 및 거래량 등 다양한 주택시장 여건 등을 바탕으로 현재의 상황에 대해서 민감하게 반응하지만, 소비자들은 향후(약 6개월 후) 가계자산의 변동 가능성을 기준으로 설문에 답하기 때문에 중개업자 측면보다 그 민감도가 다소 줄어드는 경향이 존재한 것으로 보인다.[21] 따라서 이러한 설문대상자의 차이가 VAR모형 결과의 차이로 나타난 것이다.

〈표 8〉은 주택가격 변동 예측오차의 분산분해(Variance Decomposition)를 보여주고 있다. 분산분해는 각 충격의 상대적 중요도를 측정하는 지표로서 어떤 특정 변수에 충격이 있을 경우, 변수의 분산변화를 어느 정도 설명하고 있는가를 비율로 나타낸다. 모형 1과 2는 그 추세가 매우 유사한 형태를 보이고 있다. 모형 1의 주택가격 변동의 분산에 가장 큰 영향을 주는 것은 6개월을 기준으로 주택가격 변동이 약 67.4%, 합리적 주택소비가 약 2.3% 그리고 비합리적 투자심리가 약 30.2%를 나타내고 있는 것을 알 수 있다. 모형 3은 금융위기 이후 기간을 기준으로 분산분해 분석한 결과, 주택가격 변동이 약 54.5%, 합리적 투자심리가 약 10.5% 그리고 비합리적 소비심리가 약 35%를 보이고 있다. 모형 1~3의 분석에서 합리적 투자심리의 충격은 주택가격 변동의 분산에 큰 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났는데, 첫째, 주택가격 변동과 주택

21) 각 주택투자심리의 표준편차를 비교해보면 국민은행 매수우위지수 13.352, 한국은행 자산가치전망 CSI 7.789임.

www.kci.go.kr

표 8_ 주택가격 변동 예측오차의 분산분해(Variance Decomposition) 분석 결과

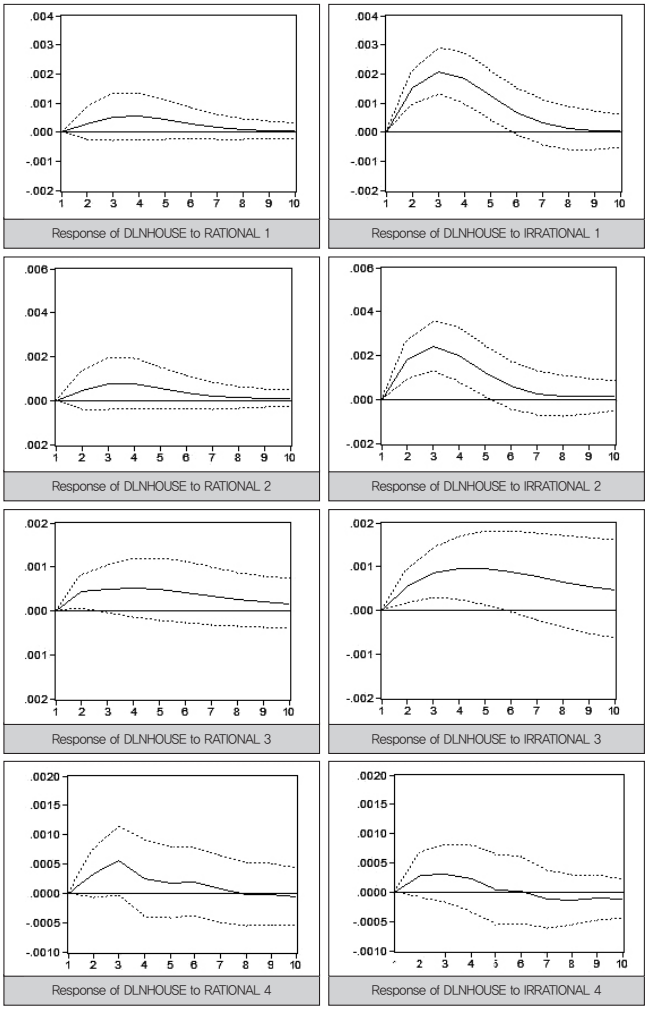
구분		기간(월)				
		2	3	4	5	6
모형 1	*house*	90.329	78.808	71.536	68.407	67.472
	rational	0.354	1.051	1.695	2.097	2.283
	irrational	9.317	20.141	26.769	29.496	30.245
모형 2	*house*	90.086	77.826	70.591	68.073	67.530
	rational	0.604	1.805	2.795	3.310	3.509
	irrational	9.310	20.369	26.614	28.617	28.961
모형 3	*house*	86.294	75.445	66.610	59.603	54.476
	rational	5.207	7.090	8.840	9.912	10.569
	irrational	8.499	17.465	24.551	30.485	34.955
모형 4	*house*	94.488	89.048	88.869	89.196	89.250
	rational	3.138	7.604	7.476	7.401	7.520
	irrational	2.374	3.348	3.655	3.403	3.231

투자심리는 그 상관관계가 0.8 이상으로 상당히 동일한 움직임을 보이고 있고, 둘째, 전기의 주택가격 변동에는 이미 합리적 투자심리가 포함돼 있기 때문에 상대적으로 합리적 투자심리 충격에 따른 주택가격 변동의 분산은 적게 나타난 것으로 보인다. 〈표 7〉에서 알 수 있듯이 모형 3과 4는 서로 다른 주택투자심리를 이용하여 주택가격 변동에 미치는 영향을 보여주는데 소비자는 중개업자보다는 비합리적 투자심리가 적게 나타난다는 것을 알 수 있다. 〈표 8〉의 분산분해 분석에서도 이와 유사한 경향을 볼 수 있는데 중개업자보다는 소비자 측면에서 주택가격 변동의 분산에 미치는 주택소비심리가 비합리적 투자심리보다는 합리적 투자심리가 크다는 것을 알 수 있다.

〈그림 3〉은 VAR모형 1~4의 합리적 투자심리(*rational*)와 비합리적 투자심리(*irrational*)의 충격에 따른 주택가격 변동을 나타낸 것이다. 모형 1에서는 *rational*과 *irrational* 1 모두가 주택가격 변동에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 상대적으로 *rational*보다 *irrational* 1의 영향과 그 크기가 큰 것을 알 수 있는데, 이는 우리나라 주택정책이 대부분 단기적 처방이고, 2000~2008년까지 지속해서 주택가격이 상승하면서 주택버블이 형성되는 등의 영향인 것으로 보인다. 모형 3의 *rational* 3과 *irrational* 3에서 알 수 있듯이, 모형 1, 2보다는 상대적으로 *rational*에 대한 비중이 증가한 것을 알 수 있다. 이는 주택침체기에 따른 주택투자심리에서 합리적 투자심리(*rational* 3)가 상대적으로 증가했다는 것을 의미한다. 분산분해 및 충격반응함수에서 분석된 바와 같이 비합리적 투자심리의 충격에 대한 주택가격 변동의 반응이 합리적 투자심리 충격에 대한 주택가격 변동의 반응보다 더욱 지속적이라는 것은 시사하는 바가 크다. 첫째, 우리나라 주택시장에서 주택매수(혹은 매입) 의사결정과 주택가격이 결정되는 메커니즘은 주택시장의 합리적 기대가설이 기각될 수 있다는 것을 의미한다. 즉, 주택가격 변동과 예측에서 주택시장의 모든 정보가 즉각적으로 반영되지 않다는 것을 나타낸다(최영걸 외. 2004). 둘째, 주택시장 가격 거품이 발생하는 이유와 그 과정에서 경제주체들의 비합리적 투자심리가 영향을 미치고 있음을 간접적으로 확인할 수 있다. 만약 주택시장에서 비합리적 투자심리에 의한 거품이 존재하지 않는다면, 합리적 투자심리 충격에 의한 주택가격 변동만으로도 주택시장가격 변동을 설명할 수 있어야 한다. 하지만 충격반응함수 분석에서도 알 수 있듯이 비합리적 투자심리가 주택가격에 충격을 주었을 때, 주택가격의 변동이 있다는 것은 비합리적 투자심리가 일정 부분 기여하고 있음을 의미한다. 〈그림 3〉에서 모형 4의 분석기간인 금융위기 이후(2008년 8월~2012년 12월)는 우리나라

www.kci.go.kr

그림 3 _ 충격반응함수(Impulse Response Function) 결과



주택가격이 장기적으로 하향안정세 또는 침체기에 해당되는 기간으로 구분할 수 있다. 이러한 주택시장 상황에서 주택소비자들의 주택투자심리는 감소하고 주택매매를 통한 자본이득 역시 감소하게 된다. 따라서 모형 4에서와 같이 비합리적 투자심리가 다른 모형에 비해서 큰 움직임이 나타나지 않는 이유는 정상적인 자본이득에 대한 기대가 사라졌기 때문이고, 결국 이러한 비합리적 투자심리가 형성될 수 있는 경제여건이 만들어지지 않았기 때문으로 판단된다.

Ⅴ. 결론 및 시사점

본 논문은 주택투자심리에 영향을 미치는 주택 및 거시경제변수들을 추정하고 이를 바탕으로 합리적 투자심리와 비합리적 투자심리가 주택가격에 미치는 영향을 분석하였다. 우선, 다중회귀모형(OLS)을 바탕으로 주택투자심리를 합리적 투자심리와 비합리적 투자심리로 구분하고 각각의 설명변수가 주택가격에 어떠한 영향을 주는지 VAR모형을 통하여 동태적으로 분석하여 다음과 같은 세 가지의 결과를 얻을 수 있었다.

첫째, 주택투자심리가 어떠한 거시경제변수에 영향을 받는지 확인하였다. OLS 추정 결과, 주택투자심리에 영향을 미치는 변수로는 전기주택투자심리지수, 주택전세지수, 소비자물가지수, 실업률, 종합주가지수 및 주택건설실적 등인 것으로 나타났다. 이와 같은 결론은 Dua(2008)의 연구와 일정 부분 일치한다. 따라서 주택투자심리에 영향을 미치는 주택 및 거시경제변수의 변동은 경제주체들의 심리적 변화에 영향을 준다는 것을 실증적으로 입증하였다.

둘째, 주택투자심리를 합리적 투자심리와 비합리적 투자심리로 구분한 분석에서는 비합리적 투자심리가 전반적인 주택가격 변동에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이와 같은 연구의 결론은 주택가격 변동에서 투자심리의 장 · 단기적 영향력을 분석한 정의철(2010)의 연구 결과와도 상당부분 일치한다. 즉, 합리적 투자심리의 충격보다 비합리적 투자심리의 충격이 주택가격 변동에서 상당히 큰 영향을 미치고 있음을 보임으로써 주택시장의 거품형성에 비합

www.kci.go.kr

리적 투자심리가 기여할 가능성을 보였다.[22]

셋째, 중개업자(agent) 측면의 주택투자심리와 소비자(buyer) 측면의 주택투자심리를 분석한 결과, 중개업자와 소비자는 서로 다른 변수에 의해 영향을 받는다는 사실을 알 수 있었다. 모형 4의 VAR모형 분석기간은 2008년 8월~2012년 12월인데, 이 시기는 금융위기 이후 주택가격의 지속적인 하락을 보였다. 모형 4를 모형 1, 2와 비교했을 때, 주택가격이 상승기일 때보다는 주택가격에 미치는 영향이 크지 않음을 알 수 있었다. 이러한 결과가 나타난 이유로 소비자의 주택투자심리 위축을 들 수 있는데, 경제주체들이 장기적인 주택시장의 침체를 예상함에 따른 주택수요 감소를 예상하고 이러한 예상들이 비합리적 투자심리를 크게 자극하지 못한다고 볼 수 있다. 중개업자의 주택투자심리가 주택가격에 더욱 민감하게 반응하는 것으로 나타났다.

본 논문을 통한 시사점은 다음과 같다. 첫째, 비합리적 투자심리는 시장의 급격한 변화에서 비롯되는 경향이 강한데, 이는 정부의 부동산정책에 대한 일관성을 유지하는 것이 중요함을 의미한다. 특히, 우리나라 주택시장은 대부분이 적응적 기대가설을 따르는 시장으로 알려졌기 때문에, 무엇보다도 시장참여자의 기대형성에서 정부의 신뢰할 수 있을 만한 중장기적 정책이 필요할 것이다(최영걸 외. 2004). 둘째, 주택시장에 참여하는 경제주체의 기대형성에 미치는 분석적 연구가 보다 요구된다. 주택시장이 원활하게 작동하기 위해서는 미래에 대한 기대 특히, 주택가격이 안정적 상승 곡선을 그릴 것이라는 기대가 중요한 역할을 담당하고 이러한 기대를 바탕으로 경제주체들은 투자의사결정을 하기 때문이다. 셋째, 주택투자심리와 관련한 보다 체계적인 연구가 필요하다. 주택투자심리에 영향을 미치는 변수들에 대한 더욱 다양한 연구는 우리나라 주택정책을 결정 및 실행하는 데에도 장 · 단기적 정책목표가 될 수 있을 것이다. 넷째, 우리나라의 독특한 주택시장의 구조는 경제주체의 투자심리 형성에도 영향을 미치기 때문에 이에 대한 보완적 연구가 필요하다. 전세, 보증부월세 등 국외에서는 찾아보기 힘든 우리나라만의 독특한 시장구조는 경제주체들의 주택투자심리 형성에서 선택대안의 추가적 증가를 의미한다. 이는 각 가계의 효용 극대화라는 측면에서 다양한 주택투자심리 형성 가능성을 의미한다.

아울러, 본 논문은 다음과 같은 한계점도 존재한다. 첫째, 전술한 바와 같이 주택투자심리, 주택 거래량 및 주택가격 간의 상관성에 대한 사전적 연구가 여전히 부족했다. 또한, 우리나라의 심리와 관련한 제한적인 자료의 속성[23]상 주택시장 참여자들의 기대(expectations)를 모형에 반영하는 데 한계가 존재했다. 특히, 주택투자심리가 주택시장에 미치는 영향력에 대한 연구가 부족하여 주택투자심리를 합리적 요소와 비합리적 요소로 구분하여 해석하는 데 한계가 존재했다. 둘째, 주택투자심리에 영향을 미치는 주택 및 경제변수들 외에도 더욱 다양한 사회 · 문화적 변수들이 존재하지만, 그와 관련된 변수들을 모형에 반영하지 못하였다. 셋째, 주택시장은 주식시장보다 시장정보가 즉각적으로 가격에 반영되지 못하는 특성을 보인다. 이러한 주택시장 고유의 특성을 반영한

22) 비합리적 투자심리는 본 논문에서 분석한 바와 같이 일반적으로 관측하기 상당히 어려운 것이 대부분일 것임. 그리고 이러한 비합리적 투자심리 중에서도 일부분이 주택시장의 거품 형성 및 금융위기 이후의 주택시장 변화에 영향을 줬을 것임. 본 논문의 연구목적은 비합리적 투자심리가 있음을 밝히는 데 있으므로, 이러한 비합리적 투자심리 중 특히 어떠한 부분이 주택시장의 거품 형성에 영향을 미치는지는 추후 연구가 이루어져야 할 것임.

23) 매수우위지수는 시장참여자들의 체감을 나타내는 심리지수에 가까우며, 기대심리라고 해석하기에는 한계가 존재함. 본 논문에서는 기대심리로 이를 해석하였으나, 이를 위해서는 매수우위지수 산정에서 보다 면밀한 검증과정이 필요할 것임. 이를 지적해 주신 익명의 심사위원께 감사드림.

www.kci.go.kr

계량모형을 바탕으로 실증분석하고, 거시경제변수의 선정에서 변수 간 시차문제가 대두될 수 있으므로 이에 대한 보완이 필요하다. 특히, 투자심리를 분해하는 과정에서 다양한 계량경제학적 문제가 발생한 것이 사실이다. 예를 들어 주택투자심리의 설명변수에서 주택가격이 아닌 전세가격을 사용한 문제, 비합리적 투자심리와 관련한 정의 문제 등은 추후 연구를 통하여 지속해서 보완되어야 할 것이다. 넷째, 우리나라 주택시장은 전세 및 보증부월세라는 독특한 제도적 특징을 보이고 있다. 이러한 이런 주택시장의 특징은 주택투자심리에 영향을 미칠 것이라는 예상은 가능하나, 본 논문에서는 독특한 주택시장 구조를 반영하지 못하였다. 이와 같은 주택시장 구조를 반영한다면, 주택투자심리와 주택가격과의 연관성을 보다 명확하게 분석할 수 있을 것으로 기대되며, 이러한 연구한계는 향후의 연구 주제로 남겨 둔다.

참고문헌

김윤영. 2012. "우리나라 주택시장의 매매 · 전세가격 변동 거시결정요인의 동태분석". 경제학연구 제60권 제3호. pp127-153.

박천규 · 이영. 2010. "주택시장 체감지표의 주택시장지표 예측력 분석". 부동산학연구 제16권 제1호. pp131-146.

손재영 · 이준용 · 유주연. 2011. "주택 전세-매매가격 비율에 반영된 미래자본이득 기대형성 메커니즘". 부동산학연구 제17권 제3호. pp5-24.

이성원 · 김동중. 2012. 예측모형 개발에 관한 연구. 서울 : 한국부동산연구원.

임재만. 2011. "주택거래량은 주택가격 변동을 설명할 수 있는가?". 국토연구 제69권. pp3-18.

정의철. 2010. "소비자 심리가 주택시장에 미치는 영향 분석". 부동산학연구 제16권 제3호. pp5-20.

최승재. 2008. "금융시장에서의 금융소비자의 행동양태를 고려한 투자자보호규범의 설계에 대한 연구 - 소위 '행동경제학'적 관점을 반영하여". 증권법연구 제9권 제2호. pp227-270.

최영걸 · 이창무 · 최막중. 2004. "서울시 주택시장에서 작동되는 가격기대심리에 관한 실증연구". 국토계획 제39권 제2호. pp131-141.

최희갑 · 임병준. 2009. "주택가격 전망이 주택가격 및 경기에 미치는 영향". 국토연구 제63권. pp141-158.

Baker, Malcolm. and Wurgler, Jeffrey. 2006. "Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns". *Journal of Finance* vol.61. pp1645-1680.

Brown, G. and Cliff, M. 2005. "Investor Sentiment and Asset Valuation". *Journal of Business* vol.78. pp405-440.

Carroll, Christopher D. 2003. "Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters". *The Quarterly Journal of Economics* vol.118. pp269-298.

Clayton, Jim. 1998. "Further Evidence on Real Estate Market Efficiency". *Journal of Real Estate Research* vol.15. pp41-57.

Clayton, Jim., David, C. Ling. and Andy, Naranjo. 2009. "Commercial Real Estate Valuation: Fundamentals Versus Investor Sentiment". *Journal of Real Estate Finance and Economics* vol.38. pp5-37.

Dua, Pami. 2008. "Analysis of Consumers' Perceptions of Buying Condition for House". *Journal of Real Estate Finance and Economics* vol.37. pp335-350.

Huang, Haifang. 2008. "*Essays in Housing and Macroeconomy*". Ph.D. University of Texas Pan American.

Hui, Eddie. and Lui, Tsz-Ying. 2002. "Rational Expectations and Market Fundamentals". *Journal of Property Investment & Finance* vol.20. pp9-22.

Jin, C., Soydemir, G. and Tidwell, A. 2013. "The U.S Housing Market and the Pricing of Risk: Fundamental Analysis and Market Sentiment". *Journal of Real Estate Research* (Forthcoming).

Kahneman, Daniel. and Tversky, Amos. 1979. "Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk". *Econometrica* vol.47. pp263-292.

Lemmon, Michael. and Portniaguina, Evgenia. 2006. "Consumer Confidence and Asset Prices: Smoe Empiracal Evidence". *The Review of Financial Studies* vol.19, no.4. pp1499-1529.

- 논문 접수일: 2013. 7. 4
- 심사 시작일: 2013. 7. 22
- 심사 완료일: 2013. 8. 12

www.kci.go.kr

Abstract

The Study on the Relationship between Investor Sentiment and Home Prices

Keywords: Investment Sentiment, Rational Expectations, VAR Model

We examine the relationship between consumer sentiment and residential housing price. Using Vector Autoregressive (VAR) model, we derive a determinant model on sentiment index with macro economics variables. Results indicate that the sentiment index is affected by price of Cheonsei, consumer price index, housing construction and exchange rate. After decomposing sentiment index into rational (explained by macro economic variables) and irrational (unexplained residual) component, we find that both rational and irrational component has influenced housing price index. We adopt the BDS test to reduce a possible bias from omitted variables in which we strengthen the robustness on decomposing rational and irrational component. Additionally, impulse response test suggests that change in rational and irrational sentiment has asymmetric effect on residential housing market.

주택투자심리와 주택가격과의 관계에 대한 실증분석

주제어: 주택투자심리, 합리적 기대, VAR모형

본 논문은 주택가격과 주택투자심리와의 관계를 분석하였다. 우선, 주택투자심리에 미치는 거시경제변수를 선정하고 금융위기 전후를 기준으로 OLS모형의 실증분석을 실시하였다. OLS모형 추정결과, 주택투자심리에 영향을 미치는 거시경제변수들은 주택전세지수, 소비자물가지수, 실업률, 주택건설실적 및 종합주가지수 등으로 분석되었다. OLS모형의 추정 결과를 바탕으로 추정치를 합리적 투자심리(rational)로 구분하고, 그 잔차를 비합리적 투자심리(irrational)로 구분하였다. 또한, OLS모형 추정 시 변수누락(variables omitted)에 따른 편의(bias)를 줄이고자 BDS-test를 통하여 합리적 투자심리 및 비합리적 투자심리로 구분한 모형의 적정성을 확보할 수 있었다. OLS모형을 통하여 추정한 각각의 변수와 주택가격과의 동태적인 관계를 분석하기 위해서 VAR모형을 이용하였다. 분석 결과, 주택가격에 합리적 투자심리와 비합리적 투자심리 모두가 유의한 영향을 미치고 있으며, 금융위기 전후의 기간을 분석한 결과에서는 비합리적 투자심리가 지속해서 주택가격에 동태적으로 영향을 미치고 있음을 확인하였다. 또한, OLS모형 추정 시 변수누락(variables omitted)에 따른 bias를 줄이고자 BDS-test를 통하여 합리적 투자심리 및 비합리적 투자심리 구분에 대한 구분한 모형의 적정성을 확보할 수 있었다. 아울러 분산분해 및 충격반응함수를 통해서도 우리나라 주택시장에서의 비합리적 투자심리가 작용하고 있음을 추가로 확인할 수 있었다.

www.kci.go.kr