부동산학연구 제21집 제1호, 2015. 3, pp. 5～29

Journal of the Korea Real Estate Analysts Association
Vol.21, No.1, 2015. 3, pp. 5～29

주택시장의 과신과 가격거품

Overconfidence and Price Bubbles in the Housing Markets

신 진 호 (Shin, Jinho)*

황 수 성 (Hwang, Soosung)**

< Abstract >

In this study we propose a new measure for overconfidence, a well-documented psychological bias, to investigate the effects of overconfidence on the Korean housing market. We find that a considerable level of overconfidence in Incheon, Ulsan, and in particular, Gangnam, before the financial crisis, increases house prices. After the financial crisis, on the contrary, the accuracy of information on future house prices is underestimated. These empirical results support the view that confidence in information affects house prices, creating house price bubble or deprivation over time depending on the level of confidence. Finally, we show that our overconfidence measure is not explained by macroeconomic variables, sentiment, population growth, and the number of employees, which have been widely utilized to explain house prices. The overconfidence measure contains a unique psychological bias in the housing market.

주 제 어 : 과신, 거품, 주택가격, 사용자비용모형
key word : Overconfidence, Bubble, House price, User cost model

* 성균관대학교 경제학과 박사수료, jinho.shinn@gmail.com (주저자)
** 성균관대학교 경제학과 교수, shwang@skku.edu (교신저자)

I. 서론

주택가격의 상승은 가계가 소유한 부를 증가시키고 높아진 담보가치로 차입제약을 완화시켜 가계 소비를 활성화시키는 반면, 주택가격의 하락은 반대의 과정을 통하여 소비를 감소시켜서 실물경제를 위축시킨다 (Kiyotaki and Moore, 1997; Case, Quigley, and Shiller, 2005; Helbling and Terrones, 2003; Iacoviello, 2005; Campbell and Cocco, 2007). 만약, 주택가격에 거품이 존재한다면, 이로 인한 과도한 수익률은 해당 자산에 대한 효율적 자원배분을 왜곡시킬 수 있으며 (Shiratsuka, 2005; Shiller, 2005), 거품이 붕괴되는 시점에서 발생하는 큰 폭의 가격하락은 가계 소비의 감소와 이로 인한 실물경제의 급격한 위축을 초래할 수 있다 (Helbling and Terrones, 2003). 그러므로, 주택가격에 거품이 존재하는지 여부와 거품 형성의 이유 및 과정을 파악하고, 거품 붕괴로 인한 경제 충격에 대비하는 것이 필요하다.

주택가격에 거품이 존재하는 지 여부가 실물경제의 중요한 화두이므로, 이에 관한 실증연구도 활발히 이루어지고 있다.[1] 이용만 · 김선웅 (2006)은 1999년 1월부터 2003년 8월까지의 강남 지역 아파트 가격을 분석한 결과, 가격거품이 존재하지 않는다는 결론을 내린 반면, 대부분의 기존 연구들은 국내주택가격에 6.6% 에서 60% 정도의 가격거품이 존재한다는 결과를 얻었다 (김봉한, 2005; 이준희, 2006; 이준희 · 송준혁, 2007; 박헌수 · 이창원 2012; 김원희 · 강원철, 2012). 이러한 연구들은 대부분 합리적 기대를 하는 투자자들이 향후 본질적 가치보다 높은 가격으로 자산을 처분할 수 있다고 믿음으로써 가격거품이 형성된다고 설명하는 합리적 거품 모형을 이용하고 있다.

본 연구에서는 의사결정자들이 비합리적이라는 가정 하에 주택가격의 왜곡을 분석하고자 한다. DeBondt and Thaler (1995)에 따르면 자신의 능력을 과대평가하거나 자신이 타인보다 우월하다고 생각하는 '과신'은 거의 대부분의 의사결정자에게서 발견되는 두드러진 특징 중 하나이다. 이러한 투자자의 과신이 자산 가격 결정에 미치는 영향은 이론적인 모형 (Daniel, Hirshleifer, and Subrahmanyam, 1998; Daniel, Hirshleifer, and Subrahmanyam, 2001; Hong and Stein, 1999; Gervais and Odean, 2001; Scheinkman and Xiong, 2003)과 실증분석 (Gervais and Odean, 2001; Chuang and Lee, 2006; Glaser and Weber, 2007; Bucchianeri, 2011; Hwang and Rubesam, 2013) 등을 통해 다양하게 연구되어 왔으며, 주택시장의 가격거품을 형성하는 요인으로 작용하는 것으로 나타났다 (Bucchianeri, 2011). 이러한 모형은 투자자들의 과신이 거래량과 가격변동성의 증가를 동반한다는 특징을 잘 설명해주고 있다.

그럼에도 불구하고, 과신이라는 투자자의 심리적 편의를 계량적으로 측정하기가 어렵기 때문에, 이에 대한 실증적인 연구는 여전히 부족하다.

1) 최근의 예로, 국제통화기금(IMF, www.imf.org)의 주민 부총재는 2014년 6월에 열린 컨퍼런스에서 과거 약 50번의 은행위기 중 3분의 2는 주택가격의 거품붕괴로 촉발되었으며, 오스트레일리아, 벨기에, 캐나다, 노르웨이, 스웨덴 등 많은 OECD가입국의 주택가격이 '소득대비 주택가격비율(PIR, Price to Income Ratio)'과 '임대료대비 주택가격비율(PRR, Price to Rent Ratio)'의 장기평균 대비 고평가 되었다고 경고했다 (http://www.imf.org/external/np/speeches/2014/060514.htm).

특히, 과신에 대한 대부분의 실증연구는 과신을 측정하기 위해서 거래량을 사용하고 있으나 (Gervais and Odean, 2001; Chuang and Lee, 2006; Glaser and Weber, 2007; Bucchianeri, 2011), 과신 이외에도 처분효과 등의 투자자 성향이 거래량에 영향을 미치는 것으로 밝혀졌기 때문에, 이러한 연구들은 모형 설정의 오류 등 근본적 한계를 가지게 된다. 이에 대한 대안으로서 본 연구는 과신을 측정하는 새로운 지표를 제시하고 있으며, 이를 이용하여 주택시장의 과신과 이에 영향을 미치는 요인들을 규명하고 과신이 주택가격에 미치는 영향을 분석하는 최초의 연구라는 의의를 가지고 있다.

본 연구에서는 과신으로 인한 편의가 내포된 수익률 예측치를 편의가 없는 본질적 수익률 예측치와 비교함으로써 수익률 예측의 왜곡을 유발하는 과신을 측정한다. 이를 위해, 먼저, 주택수익률에 영향을 미치는 평활화의 효과를 추정한 후, 이를 주택수익률에서 제거하였다. 이렇게 계산된 주택수익률은 비록 평활화 효과는 제거되었지만 과신으로 인한 가격 편의는 여전히 포함하고 있다. 한편, 과신으로 인한 편의가 없는 본질적 수익률을 구하는 것은 용이하지 않다. 왜냐하면, 본질적 수익률을 구하기 위해 사용되는 변수들은 과신을 비롯한 다양한 편의를 포함하고 있을 가능성이 있기 때문이다. 이러한 문제를 해결하기 위해, 본 연구에서는 주택의 본질적 가치 평가에 흔히 활용되는 사용자비용모형(User cost model)과 함께 대표적인 정량적 분석방법인 회귀분석을 사용함으로써 편의가 없는 본질적 수익률의 예측치를 구한다.[2] 구체적으로, 사용자비용모형에 의한 주택투자의 할인율을 종속변수로 사용하고, 설명변수로는 주택가격에 영향을 미치는 것으로 알려진 거시경제변수를 사용하는 회귀분석을 한 후, 추정된 계수를 이용하여 차기의 본질적 수익률을 예측한다.

이러한 방법을 사용하여 서울 강남과 강북 및 광역시 등 8개 지역의 주택시장에서 과신을 측정한 결과, 금융위기 이전에는 강남지역에서 과신이 강하게 형성된 것으로 나타났으며, 인천과 울산에서도 과신이 존재하는 것으로 나타났다. 급격한 주택가격의 상승이 나타났던 이 기간에는 과신으로 인하여 향후 가격에 대한 긍정적인 정보의 정확성이 과대평가되기 때문에 이들 지역의 주택가격은 본질적 가치를 초과하는 거품을 내포하게 된다. 반면, 금융위기 이후에는 모든 지역에서 투자자가 가격에 대한 정보의 정확성을 실제보다 경시하는 과신의 반대현상이 나타났으며, 이는 주택시장의 투자심리가 위축되었음을 의미한다. 이로 인하여 가격 정보에 대한 정확성은 과소평가되기 때문에, 실제 주택가격은 본질적 가격보다 적게 변동한다.

이러한 과신의 동태적 변화에 영향을 주는 요인을 파악하기 위해 거시경제변수, 심리지수, 인구 및 취업자 수, 미분양주택 수 등을 설명변수로 사용하는 통합회귀분석을 수행한 결과, 주택시장의 과신은 미분양주택의 수와 유의한 음의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 하지만 조정결

2) Hendershott and Slemrod (1983)와 Poterba (1984)에 의해 소개된 사용자비용모형은 주택 구입 및 유지와 관련된 기회비용이 임대수익과 같다는 전제를 이용하여 주택의 본질적 가치를 산출하며, 주택가격이 본질적 가치를 상회하는 수준으로 고평가됐는지 여부를 판단하는 연구에서 흔히 사용되고 있다 (Himmelberg, Mayer, and Sinai, 2005; Mayer and Sinai, 2009).

정계수는 12.7%로 낮은 수준을 보였기 때문에, 주택시장의 과신은 거시경제변수를 포함한 경제의 본질적인 요인이나 시장심리지수 만으로는 충분히 설명이 되지 않는 고유한 심리적 요인을 담아내고 있다고 볼 수 있다.

한편, 과신이 주택가격에 미치는 영향을 파악하기 위해 주택수익률을 종속변수로 하고 과신과 거시경제변수 등을 설명변수로 하는 회귀분석을 수행한 결과, 강북 및 강남지역의 주택수익률이 과신과 유의한 양의 관계를 가지는 것으로 나타났으며, 통합회귀분석에서도 지역별 과신이 커질수록 주택수익률이 높아지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 주택가격에 대한 분석 시 과신을 비롯한 심리적 요인을 고려할 필요가 있음을 의미한다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 2장에서는 과신과 가격 거품에 관한 기존문헌을 정리하고, 3장에서는 주택시장의 과신을 측정하는 모형을 설명한다. 4장에서는 과신을 측정한 후 과신에 영향을 미치는 거시경제변수와 과신이 주택가격에 미치는 영향을 규명하기 위한 실증분석을 하고, 5장에서 연구내용을 정리한다.

II. 문헌 연구

과신은 가격 거품을 형성하는 중요한 심리적 요인 중 하나로 알려져 있다. 이 장에서는 가격 거품과 과신에 대한 기존 연구를 정리해 보고자 한다. 먼저, 가격거품이란 본질적인 요소들(Fundamental factors)로는 설명할 수 없는 과도하게 높은 가격을 의미한다 (Stiglitz, 1990; Case and Shiller, 2003). 본질적인 가치(Fundamental value)는 흔히 미래의 기대 현금흐름에 대한 현재가치로 간주되며,[3] 장기적인 전망을 반영하고 있어 안정적으로 지속되는 경향을 가지지만, 실제 관측된 주택가격은 급등락을 반복하는 높은 변동성을 보이고 있으므로,[4] 실제 주택가격의 움직임이 본질적 요소들의 변화를 적절하게 반영하고 있다고 보기는 어렵다 (Case and Shiller, 2003; Hott, 2012). 이러한 현상은 선행연구에서 밝혀진 바와 같이 본질적 요소를 벗어난 가격 거품 등이 주택가격에 포함되어 있음을 의미한다고 볼 수 있다 (김봉한, 2005; 이준희, 2006; 이준희 · 송준혁, 2007; 박헌수 · 이창원 2012; 김원희 · 강원철, 2012).

주택가격 거품은 투자자의 합리적 기대 또는 심리적 원인에 의한 이질적인 기대로 인해서 형성될 수 있다. 먼저, 합리적 기대를 하는 투자자들이 보유 중인 주택을 본질적 가치보다 높은 가격으로 매도할 수 있다고 기대함으로써 거품이 발생할 수 있다 (Escobari, Damianov, and Bello, 2012; Kivedal, 2013). 또한, 주택시장처럼 공매도에 제약이 존재하는 경우에는 비관적인 투자자들이 낙관적인 투자자들에 의한 지나친 가격 상승에 적절하게 대응할 수가 없으므로 가격거품이 형성될 수 있다 (Miller, 1977; Ofek and Richardson,

3) 주택의 본질적 가치를 측정하기 위해 본 연구에서 사용하는 사용자비용모형은 주택에 대한 수익과 기회비용이 일치해야 한다는 무차익거래조건(No Arbitrage Condition)을 이용하여 주택으로부터 창출되는 미래의 기대현금흐름의 현재가치가 주택의 본질가치와 같음을 제시한다.

4) LeRoy and Porter (1981)와 Shiller (1981)는 본질적 요소인 배당의 변동성으로는 설명되지 않은 과도한 가격변동성이 주식시장에서 관찰되므로, 주식가격에는 거품이 존재한다고 주장한다.

2003; Scheinkman and Xiong, 2003). 이러한 투자자의 이질적인 기대는 상이한 사전 기대(Prior belief)나 과신 등의 심리적 요인 또는 정보전달 과정의 왜곡 등으로 인해 형성될 수 있다 (Morris, 1995; Scheinkman and Xiong, 2003; Malmendier and Shantkiumar, 2007). 특히, 과신으로 인해 형성된 이질적 기대는 거래량 증가와 가격변동성 확대를 수반하는 가격거품의 특성을 잘 설명하며 (Kyle and Wang, 1997; Odean, 1998; Scheinkman and Xiong, 2003),[5] 주택시장의 가격 거품을 형성하는 요인으로 작용한다 (Bucchianeri, 2011).[6]

이상에서 살펴본 바와 같이 가격거품을 형성시키는 다양한 원인들이 제기되어 왔지만, 이에 대한 실증분석은 본질적 가치 측정의 어려움으로 인해 충분히 이루어지지 못하고 있으며,[7] 대부분의 연구는 가격의 변동성에 초점을 맞추고 있다 (Messe and Wallace, 1994; Abraham and Hendershott, 1996; Himmelberg, Mayer, and Sinnai, 2005). 더욱이, 가격거품의 주요 요인 중 한가지로 제기되고 있는 투자자의 심리를 실증적으로 측정하는 것은 매우 어려운 문제이다. 예컨대, 과신에 대한 실증분석 연구들은 과신이 빈번한 거래를 유발시키므로 (Odean, 1998) 주식시장 또는 주택시장에서 생성된 과신을 측정하는 지표로서 흔히 거래량을 사용하고 있으나 (Gervais and Odean, 2001; Glaser and Weber, 2007; Bucchianeri, 2011), 과신 이외에도 처분효과 (Shefrin and Statman, 1985), 거래를 통하여 실현되는 이익에 대한 투자자의 선호 (Dorn and Sengmueller, 2009) 또는 위험을 추구하는 성향 (Dorn and Huberman, 2002) 등이 과도한 거래량을 유발하는 요인으로 밝혀졌기 때문에, 거래량을 이용하여 과신을 측정한 연구들은 결과적으로 모형 설정의 오류 등 근본적 한계를 내포하게 된다. 이러한 한계에도 불구하고, 실증연구결과 주택가격에는 과신으로 인한 거품이 존재하는 것으로 나타났다. 예를 들어, Bucchianeri (2011)는 홍콩 주택시장에 과신에 의한 투기적 거품이 존재하며, 언론 보도와 정치적 불확실성이 과신의 형성에 영향을 준다는 사실을 확인하였다.

5) 과신은 자신의 절대적 능력에 대한 과신 (Overestimation), 자신의 능력이 투자자의 평균보다는 상대적으로 더 뛰어나다는 믿음 (Overplacement), 자신이 보유한 정보의 정확성에 대한 과신 (Overprecision) 등의 세 가지 유형으로 구분 된다 (Moore and Healy, 2008).

6) 이 외에도 주택가격거품의 형성요인으로서 언론 보도 및 구전효과 (Case and Shiller, 2003; Shiller, 2005; Hirshleifer, Subrahmanyam, and Titman, 2006; Bucchianeri, 2011), 비탄력적인 주택공급 (Glaeser, Gyourko, and Saiz, 2008), 금융기관의 주택담보대출 공급 확대 (Pavlov and Wachter, 2011), 물가상승률을 제거한 임대료의 실질가치를 고려하지 못하는 화폐환상 (Brunnermeier and Julliard, 2008), 군집행동 (Shiller, 2005; Hott, 2012) 등이 제시되고 있다.

7) Flood and Hodrick (1990)은 부동산의 본질적 가치를 정확하게 측정하는 것이 불가능하기 때문에, 부동산 가격 거품의 존재여부나 크기를 추정할 수 있는 방법은 없다고 주장한다. 주택시장의 경우, 주택가격상승률, 소득 대비 주택가격 비율, 주택가격 대비 임대료 비율 등이 주택시장에서 본질적 가치를 나타내는 전통적인 지표로 여겨진다 (Himmelberg, Mayer, and Sinai, 2005).

III. 과신의 측정 모형

선행연구로부터 주택가격은 과신으로 인한 가격거품을 내포하고 있음을 확인하였다. 이 장에서는 과신으로 인한 편의를 내포한 수익률과 편의가 제거된 수익률을 각각 산출한 후 이들을 비교함으로써 과신을 측정하는 모형을 제시한다.

1. 과신으로 인한 편의를 내포한 수익률

일반적으로 주택가격지수는 매월 동일한 시점에서 표본주택의 가격에 대한 평가자들의 감정평가결과를 평균하여 산출된다. 평가자는 과거 주택가격과 현재 가격에 대한 정보를 결합하여 새로운 평가가격을 결정하는 경향을 가지기 때문에, 감정평가지수는 평활화 현상을 보이게 된다 (Geltner, 1991; Bond and Hwang, 2007; 이용만·이상한, 2008). 그 결과, 감정평가지수는 실제가격변화에 비하여 시차를 두고 움직이게 되고, 가격변동성은 더 작아지게 된다.

이러한 평활화 현상으로 인하여 주택의 수익률은 아래와 같은 과정을 따르게 된다고 가정해 보자 (Geltner, 1991; Bond and Hwang, 2007).

$$E(r_{t+1}) = \phi r_t + (1-\phi)E(r^F_{t+1}) \quad (1)$$

단, $E(r_{t+1})$는 t시점의 정보를 이용하여 예측한 차기의 수익률, r_t는 t시점의 실제 수익률, $E(r^F_{t+1})$는 t시점의 정보를 이용하여 예측한 차기의 본질적인 수익률 (Fundamental return), $E(\bullet)$는 기대연산자를 각각 의미하며, ϕ $(0 \le \phi \le 1)$는 현재의 수익률이 차기의 수익률의 예측에 영향을 미치는 평활화의 정도를 나타낸다.

만약, 투자자들이 매기마다 새롭게 얻은 정보를 활용하여 미래의 주택수익률을 예측한다면, 식 (1)의 본질적 수익률은 베이지안 방법을 이용하여 나타낼 수 있다. 먼저, t+1기의 본질적 수익률에 대한 t시점의 정보(S_t)는 본질적 수익률 (r^F_{t+1})과 오차(ϵ_t)가 합하여진 형태로 볼 수 있으므로 $S_t = r^F_{t+1} + \epsilon_t$로 표현할 수 있다 (Daniel, Hirshleifer, and Subrahmanyam, 1998; Epstein and Schneider, 2008). t시점에서 차기의 본질적 수익률과 오차에 대한 사전분포(Prior belief)가 각각 $r^F_{t+1} \sim N(\overline{\theta}, \sigma^2_\theta)$, $\epsilon_t \sim N(0, \sigma^2_\epsilon)$ 이고, $Cov(r^F_{t+1}, \epsilon_t) = 0$임을 가정하자. 단, 주택가격은 일반적으로 물가상승률에 대응하여 상승하므로 본질적 수익률의 평균은 0보다 클 것으로 예상된다. 이러한 가정에 의하면, t시점에서 투자자가 본질적 수익률에 대한 정보(S_t)를 이용하여 예측한 사후(Posterior) 본질적 수익률은 아래와 같이 결정된다 (Daniel, Hirshleifer, and Subrahmanyam, 1998).[8]

$$E(r^F_{t+1}|S_t) = \overline{\theta} + \lambda(S_t - \overline{\theta}) \quad (2)$$

8) 확률변수 X와 Y가 결합정규분포를 따르고, 각 변수의 표준편차와 두 변수 간 상관계수를 각각 σ_X, σ_Y, ρ라고 하면, 주어진 Y에 대한 X의 조건부 기대값은 아래와 같다.

$$E(X|Y) = E(X) + \rho\frac{\sigma_X}{\sigma_Y}\{Y - E(Y)\}$$

단, $\lambda = \sigma_\theta^2/\left(\sigma_\theta^2 + \sigma_\epsilon^2\right)$이다. 만약, 사전분포를 업데이트하는 데 사용될 수익률에 대한 정보가 어떠한 오차도 없이 완벽하여 $\sigma_\epsilon^2 = 0$인 경우에는 $S_t = r_{t+1}^F$, $\lambda = 1$이 되므로, 사후 본질적 수익률인 $E\left(r_{t+1}^F | S_t\right)$는 본질적 수익률$\left(r_{t+1}^F\right)$과 같아진다. 반대로, 수익률 정보가 차기 본질적 수익률에 대한 어떠한 정보도 포함하지 못한 경우에는 $\sigma_\theta^2 = 0$이 되므로, 사후 본질적 수익률은 사전분포의 평균인 $\bar{\theta}$가 된다.

그런데, 투자자는 흔히 자신이 보유한 정보가 실제보다 더 정확하다고 생각하는 경향을 보인다 (Alpert and Raiffa, 1982; Griffin and Tversky, 1992). 정보의 정확성을 과신한다는 것은 정보에 내포된 오차의 분산을 실제 분산인 σ_ϵ^2보다 과소평가한다는 것을 의미하므로, 자신의 정보를 과신하는 투자자가 예측한 수익률은 아래와 같이 나타낼 수 있다 (Daniel, Hirshleifer, and Subrahmanyam, 1998).

$$E_C\left(r_{t+1}^F | S_t\right) = \bar{\theta} + \lambda_t^C\left(S_t - \bar{\theta}\right) \quad (3)$$

단, $\lambda_t^C = \sigma_\theta^2/\left(\sigma_\theta^2 + \sigma_{c_t}^2\right)$이고, $\sigma_{c_t}^2$는 과신으로 인하여 과소평가된 정보 오차의 분산을 의미하며, $E_C(\bullet)$는 과신하는 투자자의 기대연산자를 의미한다. 따라서, 투자자들이 베이지안 방법을 이용하되 자신이 얻은 정보를 과신한다면, 주택수익률은 식 (1)과 (3)을 결합함으로써 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$E\left(r_{t+1}\right) = \phi r_t + (1-\phi) E_C\left(r_{t+1}^F | S_t\right) \quad (4)$$

그러므로, 과신으로 인한 편의를 내포한 수익률은 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$E_C\left(r_{t+1}^F | S_t\right) = \frac{E\left(r_{t+1}\right) - \phi r_t}{1-\phi} \quad (5)$$

2. 과신으로 인한 편의가 없는 수익률

본 연구에서는 본질적 가치에 대한 정보를 내포한 변수들을 회귀분석의 종속변수와 설명변수로 사용하는 회귀추정결과를 이용하여 과신으로 인한 편의가 없는 수익률을 추정한다. 이를 위하여 먼저, 사용자비용모형을 이용하여 회귀분석의 종속변수로 사용할 본질적 수익률을 구하고자 한다. Hendershott and Slemrod (1983)와 Poterba (1984)에 의해 소개된 사용자비용모형은 주택가격이 본질적 가치를 제대로 반영하는지 여부를 판단하는 연구에서 흔히 사용되고 있다 (Himmelberg, Mayer, and Sinai, 2005; Mayer and Sinai, 2009; Hott, 2012).[9] 이 모형에 의하면, 주택 구입 및 유지와 관련된 기회비용이 임대수익과 일치해야 하므로, 아래의 관계식이 성립하게 된다.

9) 사용자비용모형에서는 주택의 수익률이 현재의 주택가격 대비 임대료비율과 예상 주택가격 상승률의 합과 같다. 이 모형은 주택가격에 대한 반복적인 연산을 통하여 주택가격 대비 임대료의 비율에 관한 식으로 변환할 수 있으며 (식 (7), (8) 참조), 주택가격 대비 임대료비율은 주택의 본질적 가치를 측정하는 지표로서 흔히 사용되고 있다 (정동준, 2008; Hott and Monnin, 2008, Campbell, Davis, Gallin, and Martin, 2009). 이 모형은 배당의 성장률과 가격 대비 배당의 비율을 이용하여 주식의 가치를 평가하는 Gordon의 배당성장모형과 맥을 같이 한다. 이러한 유형의 가치평가모형은 주식시장 (Campbell and Shiller, 1989) 뿐

$$R_t = P_t\left\{(1-\tau_t)r_t + m - \frac{E(P_{t+1})-P_t}{P_t}\right\} \quad (6)$$

여기서, R_t는 t시점의 임대수익, P_t는 주택구입가격, $(1-\tau_t)r_t$는 주택의 위험이 반영된 자본비용, τ_t는 주택소유자의 한계세율, m은 주택의 유지보수비용률을 각각 의미한다. 위 식을 가격에 대하여 정리하면, 아래와 같다.

$$P_t = \frac{R_t + E(P_{t+1})}{1+r_t^*} \quad (7)$$

단, $r_t^* = (1-\tau_t)r_t + m$이며, 주택투자의 할인율(요구수익률)을 의미한다. 본질적 가격은 장기적인 전망을 반영하고 있기 때문에 안정적으로 움직일 것이므로 (LeRoy and Porter, 1981; Shiller, 1981), 이를 구성하는 자본비용이나 유지보수비용률 및 임대수익의 증가율 등이 향후에도 일정하게 유지된다고 가정한다면, 주택가격은 위 식 (7)의 반복적 연산을 통하여 아래와 같이 임대수익에 대한 현재가치의 합으로 표현될 수 있다.

$$P_t = \sum_{k=0}^{\infty}\frac{R_t}{1+r_t^*}\left(\frac{1+E(g)}{1+r_t^*}\right)^k = \frac{R_t}{r_t^* - E(g)} \quad (8)$$

단, $E(g)$는 임대수익의 증가율의 예측치를 의미한다. 만약, 현재의 임대수익(R_t)이 증가하거나 향후 임대수익이 증가할 것으로 예상되어 $E(g)$가 높아지게 되면 주택가격이 상승하게 된다. 반면, 주택투자의 할인율이 높아지면 주택가격은 하락하게 된다. 위 식은 아래와 같이 주택투자의 할인율에 관한 식으로 바꿀 수 있다.

$$r_t^* = \frac{R_t}{P_t} + E(g) \quad (9)$$

따라서 기존 연구들이 사용자비용모형에 임대료 등의 실제자료를 대입하여 계산한 값은 본질적 수익률로 볼 수 있다 (Himmelberg, Mayer, and Sinai, 2005; Hott and Monnin, 2008; Mayer and Sinai, 2009).[10] 하지만 사용자비용모형에서 사용하고 있는 가격이나 임대수익 또는 예상 임대수익 증가율 데이터는 오차를 내포하고 있으므로, 차기의 주택투자에 대한 할인율은 아래와 같이 본질적 수익률에 오차가 가산된 형태로 표현할 수 있다.

$$r_{t+1}^* = \frac{R_{t+1}}{P_{t+1}} + E(g) = r_{t+1}^F + \omega_{t+1} \quad (10)$$

단, $\omega_t \sim N(0,\sigma_\omega^2)$, $Cov(r_{t+1}^F, \omega_{t+1}) = 0$임을 가정한다.

한편, 본 연구에서는 위와 같이 정의된 주택투자의 할인율을 종속변수로 사용하는 회귀분석을 이용하여 편의가 없는 수익률을 구한다. 이 방법을 설명하기 위해, 주택투자의 할인율을 종속변수로 사용하고, 1기간 전의 정보와 평균값의 차

만 아니라 채권시장 (Shiller and Beltratti, 1992) 및 상업용부동산시장 (Plazzi, Torous, and Valkanov, 2006) 등 제반 자산의 가치평가에 널리 활용되고 있다.

10) 사용자비용모형에 대한 기존의 연구에서는 주택담보대출이자율에 리스크 프리미엄을 가산한 값을 세후 수익률로 사용하고, 유지보수비용은 주택가격의 일정비율임을 가정하거나 (Hott and Monnin, 2008), 평균 주택가격 증가율을 예상 가격 상승률로 사용하고 있다 (Himmelberg, Mayer, and Sinai, 2005).

이$\left(S_t-\overline{S}_t\right)$를 설명변수로 하는 아래의 모형을 회귀분석 하는 경우를 생각해 보자.

$$r_{t+1}^{*}=\alpha+\beta\left(S_t-\overline{S}_t\right) \qquad (11)$$

회귀분석 결과, $\hat{\alpha}=E\left(r_{t+1}^{*}\right)-\hat{\beta}E\left(S_t-\overline{S}_t\right)$, $\hat{\beta}=Cov\left(r_{t+1}^{*},S_t-\overline{S}_t\right)/Var\left(S_t-\overline{S}_t\right)$가 된다. 여기서, $E\left(r_{t+1}^{*}\right)=E\left(r_{t+1}^{F}+\omega_{t+1}\right)=\overline{\theta}$이므로 $\hat{\alpha}$은 $\overline{\theta}$가 된다. 그리고, 종속변수와 설명변수(S_t)에 내포된 오차들 간의 공분산이 0임을 가정하면, $Cov\left(\omega_{t+1},\epsilon_t\right)=0$이 되므로 $\hat{\beta}$은 $\sigma_\theta^2/\left(\sigma_\theta^2+\sigma_\epsilon^2\right)$가 되어 식 (2)에서 정의한 λ와 같아진다. 따라서, 회귀분석의 추정계수인 $\hat{\alpha}$과 $\hat{\beta}$을 이용하여 차기의 주택투자의 할인율을 예측한다면, 그 예측 결과는 과신의 편의가 없이 예측된 본질적 수익률과 동일하게 된다.

3. 과신 측정 지표

과신은 정보에 포함된 오차의 분산을 실제 분산인 σ_ϵ^2 보다 더 작은 $\sigma_{c_t}^2$로 평가하도록 만들기 때문에 실제분산과 과소평가된 분산과의 차이를 유발하지만, 이를 직접 관측할 수는 없다. 따라서, 우리는 σ_ϵ^2와 $\sigma_{c_t}^2$를 포함하고 있는 λ_t^C와 λ의 상대적 비율인 $\ln\left(\lambda_t^C/\lambda\right)^2$로 과신의 지표$(C_t)$를 정의한 후, 식 (2)와 (3)을 이용하여 아래와 같이 본질적 수익률에 대한 예측치인 $E\left(r_{t+1}^{F}|S_t\right)$와 $E_C\left(r_{t+1}^{F}|S_t\right)$의 비율로 과신을 측정하고자 한다.

$$C_t=\ln\left(\frac{\lambda_t^C}{\lambda}\right)^2=\ln\left(\frac{E_C\left(r_{t+1}^{F}|S_t\right)-\overline{\theta}}{E\left(r_{t+1}^{F}|S_t\right)-\overline{\theta}}\right)^2 \qquad (12)$$

과신이 없다면 σ_ϵ^2와 $\sigma_{c_t}^2$는 같으므로 위 식의 값은 0이 된다. 과신이 존재하여 $\sigma_{c_t}^2$가 σ_ϵ^2보다 작아지면 위 식의 값은 양수가 되고, 과신이 커질수록 $\sigma_{c_t}^2$가 더 작아지므로 위 식의 값도 커지게 된다. 반면, 과신과는 반대로, 자신이 보유한 정보의 정확성을 경시하게 되면 $\sigma_{c_t}^2$를 σ_ϵ^2보다 더 크게 평가하므로, 위 식의 값은 음수가 된다.

만약, 과신이 존재할 경우, 투자자가 평균값$(\overline{\theta})$보다 큰 긍정적인 정보(S_t)를 얻었다면, 식 (3)에 의하여 과신으로 인한 편의를 내포한 사후 수익률이 편의가 없는 수익률보다 더 커져서 가격 거품을 유발하게 된다. 반면, 실제 정보가 그 평균값보다 작은 경우라면 사후 수익률은 편의가 없는 수익률보다 작아지게 되므로, 부정적인 정보에 의한 주택가격의 하락 폭은 과신으로 인하여 본질적 가치의 하락 보다 더 커지게 된다. 과신은 이러한 과정을 통해서 가격의 변동성을 확대시킨다.

Ⅳ. 실증분석

이 장에서는 국민은행 주택가격지수 등의 데이터를 이용하여 주택시장의 과신을 측정하고, 과신의 형성에 영향을 미치는 요인을 파악한 후, 과신이 주택수익률에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

1. 데이터

주택시장의 과신을 측정하기 위해서는 주택매매가격지수, 임대수익 및 주택가격 대비 임대수익의 비율 등에 대한 시계열 데이터가 필요하다. 그리고, 과신에 대한 회귀분석 시 통제변수 등으로 사용할 거시경제변수와 심리지수 등이 필요하다. 본 연구의 분석기간은 2001년 8월부터 2014년 7월이며, 월별데이터를 사용하였다.

1) 주택수익률

본 연구에서는 주택의 매매가격지수를 이용하여 주택수익률을 계산하였다. 구체적으로, 국민은행(www.kbstar.com)이 발표하는 주택 유형별 지수 중 에서 계절 조정된 아파트 매매 및 전세가격지수를 이용함으로써 유동성이나 크기 등과 같은 주택의 특성에 의한 편의를 줄였다. 또한, 지역별 특성을 파악하기 위하여, 서울강북, 서울강남, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산 등 8개 지역별 아파트 가격지수를 사용한다.

<표 1>의 패널 A는 지역별 아파트의 월간 가격지수 변화율에 대한 기초통계량을 보여주고 있다. 강남지역의 평균주택수익률은 울산과 더불어 가장 높은 수준인 반면, 강북지역의 주택수익률은 인천과 더불어 가장 낮은 것으로 나타났다. 그러나, 강남지역 주택수익률의 표준편차는 부산이나 대구 지역의 약 2배 수준이며, 이는 8개 지역 중 가장 높은 것이다. 그 결과, 강남지역 주택의 샤프비율은 강북 및 인천지역과 함께 가장 낮은 것으로 나타난 반면, 광주와 울산은 가장 높은 샤프비율을 보이고 있으므로, 투자대상으로서는 수도권지역의 주택보다는 중소형 지방 도시의 주택이 더 매력적임을 알 수 있다.

2) 주택가격 대비 임대수익 비율 ($RP_{i,t}$)

사용자비용모형에 의한 주택투자의 할인율을 산출하기 위해서는 주택가격 대비 임대수익의 비율과 임대수익 증가율 데이터가 필요하다. 먼저, 주택가격 대비 임대수익의 비율 데이터는 전월세전환율 데이터와 주택가격 대비 전세가격비율을 이용하여 생성하였다.[11] 2001년 8월부터 2011년 5월까지의 전월세전환율 데이터는 국민은행이 제공하고 있으며, 2011년 6월 이후에는 한국감정원(www.kab.co.kr)이 제공하고 있다. 전월세전환율은 월세보증금을 차감한 전세금 대비 연간 월세수익 비율로 정의되며, 흔히 월세이율이라고 불린다. 일반적인 월세계약에서 월세보증금은 전세금에 비하여 낮은 수준이므로, 우리는 월세보증금을 0이라고 가정한 후 아래 식을 적용하여 주택가격 대비 임대수익의 비율을 산출하였다.

$$RP_{i,t} = \frac{R_{i,t}}{J_{i,t}} \times \frac{J_{i,t}}{P_{i,t}} = \frac{CV_{i,t}}{12} \times j_{i,t} \quad (13)$$

단, $R_{i,t}$는 t시점에서 i지역 주택의 월세수익, $P_{i,t}$는 주택가격, $J_{i,t}$는 전세가격, $j_{i,t}$는 주택가격 대비 전세가격 비율, $CV_{i,t}$는 전월세전환율

11) 주택가격 대비 임대수익 비율과 임대수익 증가율 데이터는 모두 임대수익을 이용하여 계산할 수 있다. 임대수익 증가율은 전세보증금을 운용하여 얻는 소득을 의미하므로, 전세가격지수의 변화율과 금리의 변화율 만으로 쉽게 계산할 수 있다. 반면, 주택가격 대비 임대수익 비율을 구하기 위해서는 특정 주택에 대한 동일 시점의 매매가격과 임대수익 자료가 필요하지만, 이러한 데이터가 없기 때문에 주택가격 대비 전세가격 비율과 전월세전환율을 이용하여 이를 추정하였다.

을 각각 의미한다.

<표 1>의 패널 B는 지역별 주택가격 대비 월 임대수익 비율의 통계적 특성을 보여주고 있다. 주택가격 대비 임대수익 비율은 가격상승률이 가장 높은 강남지역에서 가장 낮은 것으로 나타난 반면, 가격상승률이 낮은 지방 광역시에서 높게 나타났다. 패널 A의 주택수익률과 패널 B의 가격대비 월임대수익비율을 더한 값은 주택투자에 대한 자본이득과 임대수익을 합한 총수익을 의미하는데, 광주, 대전, 울산의 월간 총수익률이 각각 1.23%, 1.17%, 1.31%로서 가장 높은 것으로 나타났다.

3) 임대수익 증가율 ($g_{i,t}$)

임대수익 증가율은 전세가격과 무위험이자율의 변화율을 이용하여 산출하였다. 우리나라 주택시장의 주된 임대계약형태인 전세계약에서는 통상적으로 2년인 임대차계약기간의 만료 시점에서 임대인이 임차인에게 전세금을 반환해야 하므로, 거액의 전세금을 위험자산에 투자하기 보다는 은행예금 등 안전자산에 투자하는 경우가 일반적이다. 따라서, 우리는 아래와 같이 전세가격과 무위험이자율을 곱하여 월간 임대수익의 증가율을 산출하였다.

$$g_{i,t} = \frac{J_{i,t} \times CD_t}{J_{i,t-1} \times CD_{t-1}} - 1 \qquad (14)$$

단, CD_t는 t시점의 양도성예금증서 3개월물의 금리를 월복리로 환산한 것을 의미하며, 이를 무위험이자율로 사용한다.

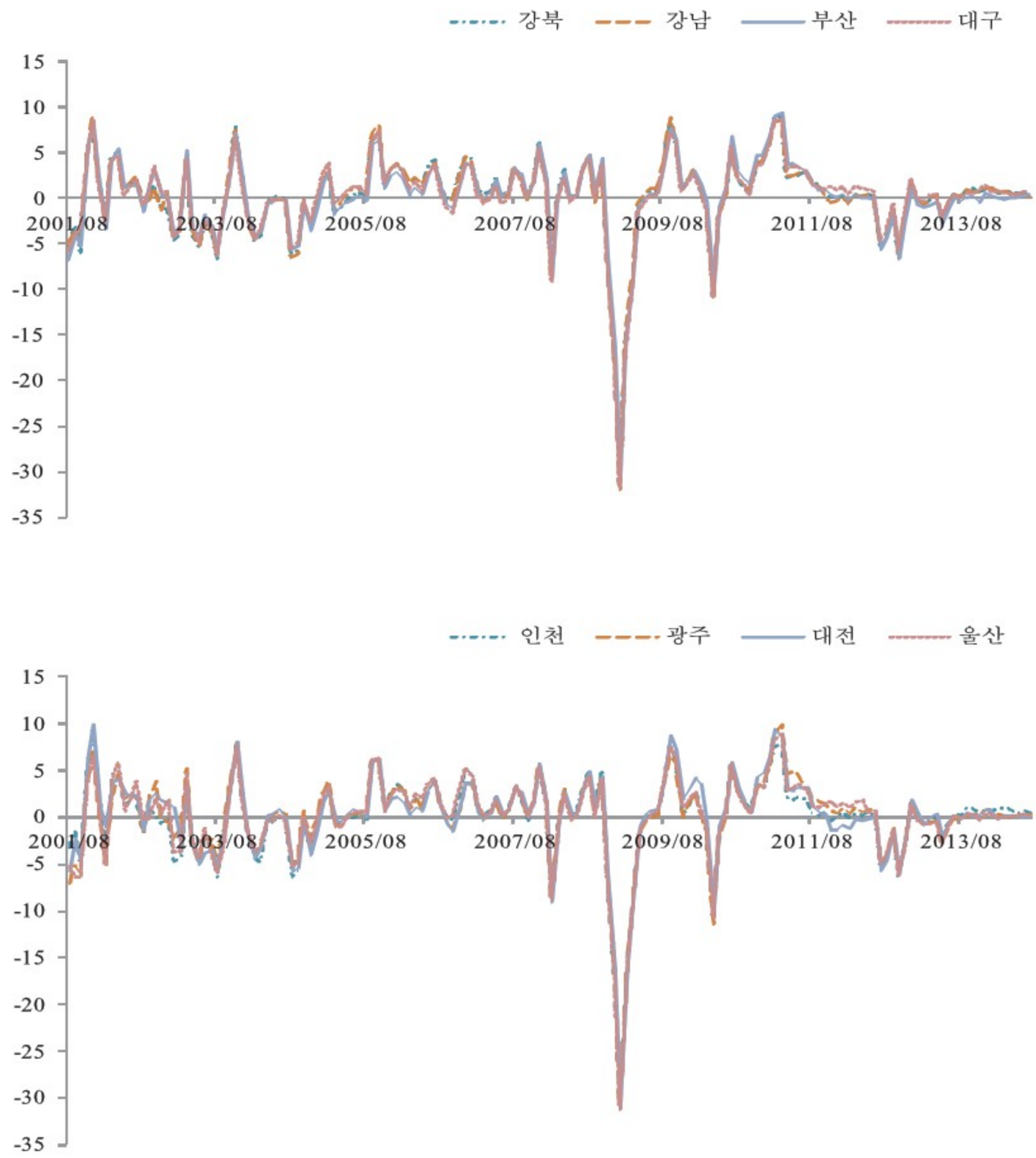
<그림 1>은 지역별 임대수익 증가율의 추이를 보여주고 있다. 임대수익 증가율은 지역별로 매우 유사한 추이를 보이고 있으며, 2005년부터 2007년 말까지는 지속적인 금리인상으로 인하여 임대수익 역시 대체로 0보다 큰 증가율을 보였으

〈표 1〉 주택수익률과 주택가격대비 월임대수익 비율

	A. 주택수익률					B.가격대비월임대수익비율			
	평균 (A)	표준 편차(B)	왜도	첨도	샤프비율 =(A)/(B)	평균	표준 편차	왜도	첨도
강북	0.38%	1.02%	2.76	9.94	0.37	0.49%	0.10%	1.51	2.02
강남	0.53%	1.40%	2.21	6.55	0.38	0.40%	0.08%	1.62	2.61
부산	0.47%	0.76%	1.41	1.38	0.61	0.66%	0.10%	1.23	0.90
대구	0.44%	0.71%	1.36	3.44	0.62	0.65%	0.08%	1.65	1.39
인천	0.36%	0.97%	2.20	5.63	0.37	0.59%	0.14%	1.14	0.58
광주	0.40%	0.59%	2.29	6.17	0.68	0.83%	0.12%	0.99	0.10
대전	0.52%	1.01%	2.37	9.86	0.51	0.65%	0.14%	1.82	1.85
울산	0.54%	0.71%	1.57	2.48	0.76	0.78%	0.12%	0.93	0.00
평균	0.45%	0.90%	2.02	5.68	0.54	0.63%	0.11%	1.36	1.18

주: 이 표는 지역별 아파트가격의 변화율과 가격대비 월임대수익의 비율에 대한 기초통계량을 보여준다. 패널 A는 국민은행에서 제공하는 아파트의 월간가격지수 변화율에 대한 통계량을 정리한 것이고, 패널 B는 국민은행의 아파트 가격 대비 전세가격비율과 한국감정원의 전월세전환율을 곱하여 산출한 주택가격대비 임대수익 비율의 통계량을 정리한 것이다. 데이터의 기간은 2001년 8월부터 2014년 7월이다.

〈그림 1〉 지역별 임대수익 증가율(%)의 추이



나, 금융위기 이후의 급격한 금리인하로 인하여 2008년부터 2010년 중반까지는 급격한 하락이 반복적으로 나타나고 있다. 2012년 이후에는 지속적인 저금리 기조로 인하여 임대수익증가율이 미미한 수준으로 유지되고 있다.

4) 거시경제변수

우리는 주택수익률 또는 과신에 영향을 미치는 거시경제변수를 파악하기 위하여, 기존 문헌에서 주택가격에 영향을 미치는 것으로 밝혀진 거시경제변수들을 고려하였다. 이러한 거시경제변수로는 통화량, 물가지수, 금리, 주가지수 등이 있으며(손재영, 1991; 박종철, 2007; 김중규·정동준, 2012; 김윤영, 2012), 본 연구에서는 금리(CD 3개월물), 통화량(M1, 평잔, 계절조정), 물가(소비자물가지수), 주가지수(KOSPI, 월말종가), 산업생산지수(전산업, 계절조정), 환율(대미달러, 종가평균)을 고려한다. 또한, 시장의 심리적인 요인을 고려하기 위하여 경제심리지수, 경기실사지수(전산업), 소비자심리지수를 고려하였으며, 행정구역별 15세 이상 인구수와 취업자수 및 미분양 주택수를 고려하였다.[12] 미분양 주택수를 제

외한 변수들은 실증분석 시 변화율을 사용하였다.

2. 과신의 측정

식 (5)와 (11)을 식 (12)에 대입함으로써 아래와 같이 지역별 과신($C_{i,t}$)을 측정하는 지표를 정의할 수 있다.

$$C_{i,t} = \ln\left(\frac{\frac{r_{i,t+1} - \hat{\phi}_i r_{i,t}}{1-\hat{\phi}_i} - \overline{r_i}}{\hat{\beta}\left(S_t - \overline{S}\right)} \right)^2 \qquad (15)$$

먼저, 위 식의 분자는 과신에 의한 편의를 내포한 수익률 예측치를 의미한다. 이를 구하기 위해서는 지역별 주택수익률의 평활화 계수인 ϕ_i의 추정치가 필요하기 때문에, 아래와 같은 주택수익률에 대한 1차 자기회귀모형을 추정한다.[13]

$$r_{i,t} = \hat{\phi}_i r_{i,t-1} + e_{i,t} \qquad (16)$$

단, $r_{i,t}$는 t시점에서 i지역의 주택수익률을 의미하며, $e_{i,t}$는 지역 특유의 요인에 의한 오차를 의미한다. 위 회귀식에 대한 추정 결과는 <표 2>의 패널 A에서 확인할 수 있다. 추정계수는 0.71~0.88 수준으로 상당히 높기 때문에, 주택수익률의 평활화 현상은 미국이나 영국과 비슷한 수준을 보이고 있음을 확인할 수 있다 (Bond and Hwang, 2007). 추정치의 t 통계량이 상당히 높고, 조정결정계수 또한 0.44~0.71 수준으로 양호하기 때문에, 추정계수의 유의성과 모형의 설명력은 무난하다고 판단된다.[14]

한편, 위 식 (15)의 분모는 편의가 없는 수익률 예측치를 의미한다. 이를 구하기 위해서는 앞서 설명한 바와 같이, 본질적 수익률에 대한 정보를 내포한 주택투자의 할인율을 종속변수로 사용하고, 주택가격에 영향을 미치는 것으로 밝혀진 거시경제변수들의 1기간 전의 값을 설명변수로 사용하는 아래와 같은 회귀모형을 추정하여 과신으로 인한 편의가 제거된 추정치 $\widehat{\pi_{i,k}}$를 구해야 하며, 이는 곧 식 (15)의 $\hat{\beta}$에 해당된다.[15]

---

12) 경제심리지수와 경기실사지수는 2003년 1월부터 월간자료가 존재하므로, 이 데이터를 이용한 회귀분석 시에는 2003년 2월 이후의 데이터를 사용하였다. 소비자심리지수는 2008년 7월부터 월간자료가 존재하며, 그 이전에는 분기자료만 제공되기 때문에, 분기자료에 대해서는 선형내삽법(Linear interpolation)을 이용하여 월간자료로 변형하였다. 15세 이상 인구 수 에는 군인, 전투경찰, 공익근무요원, 형이 확정된 교도소 수감자 등은 제외되었다. 거시경제변수와 심리지수는 한국은행의 경제통계시스템 (http://ecos.bok.or.kr)에서 제공하고 있으며, 통계청(http://kosis.kr)에서 제공하는 경제활동인구조사와 국토 교통부 미분양주택현황보고 데이터를 이용하였다.

13) 식 (1)에서 정의한 주택수익률 프로세스는 차기의 수익률 예측 시 직전 기간의 수익률을 이용하는 평활화 현상을 내포하고 있다. 이러한 평활화 현상을 추정하기 위해서 식 (16)에서는 전기와 당기의 수익률 간의 선형관계를 1차 자기회귀모형으로 추정하고 있다.

14) 추정모형의 더빈-왓슨 통계량은 각각 1.55(강남), 1.89(강북), 2.39(부산), 2.01(대구), 1.90(인천), 2.31(광주), 2.24(대전) 및 2.03(울산) 인 것으로 나타났다.

15) 선행연구에서 주택가격에 영향을 미치는 것으로 밝혀진 거시경제변수들을 선별하여 사용함으로써 설명변수의 선택에 따라 편의가 없는 수익률 추정 결과가 달라질 수 있는 가능성을 줄였다.

〈표 2〉 주택수익률과 주택투자 할인율에 대한 회귀분석

A. 주택수익률의 평활화 계수 추정

	강북	강남	부산	대구	대전	광주	인천	울산
$r_{i,t-1}$	0.764	0.708	0.884	0.847	0.725	0.839	0.742	0.804
	(10.86)	(10.04)	(15.01)	(11.91)	(9.14)	(9.67)	(8.07)	(14.09)
Adj. R^2	0.557	0.446	0.710	0.654	0.566	0.563	0.441	0.446

B. 주택투자의 할인율에 대한 회귀분석

	강북	강남	부산	대구	대전	광주	인천	울산
C	0.006	0.005	0.008	0.008	0.009	0.010	0.006	0.009
	(1.56)	(1.46)	(2.12)	(2.19)	(2.42)	(2.87)	(1.68)	(2.59)
R_CDt-1	0.290	0.268	0.285	0.289	0.287	0.284	0.281	0.291
	(3.04)	(2.93)	(2.97)	(2.69)	(2.93)	(2.8)	(2.74)	(2.96)
R_M1t-1	0.141	0.196	0.170	0.185	0.260	0.094	0.163	0.132
	(0.83)	(1.1)	(1)	(1.06)	(1.41)	(0.63)	(0.91)	(0.88)
R_IPt-1	0.742	0.758	0.715	0.730	0.740	0.705	0.717	0.739
	(2.4)	(2.46)	(2.39)	(2.21)	(2.48)	(2.3)	(2.3)	(2.42)
R_CPIt-1	0.815	0.758	0.966	0.753	1.011	1.173	0.779	0.967
	(0.92)	(0.89)	(1.13)	(0.91)	(1.23)	(1.4)	(0.91)	(1.16)
R_FXt-1	-0.548	-0.570	-0.502	-0.571	-0.528	-0.541	-0.512	-0.545
	(-2.22)	(-2.26)	(-2.13)	(-2.26)	(-2.32)	(-2.36)	(-2.08)	(-2.27)
R_KOSPIt-1	0.049	0.049	0.036	0.027	0.039	0.015	0.044	0.016
	(0.9)	(0.85)	(0.65)	(0.5)	(0.75)	(0.28)	(0.83)	(0.29)
Adj. R^2	0.301	0.303	0.285	0.302	0.304	0.296	0.286	0.300

주: 이 표의 패널 A는 주택수익률의 평활화 계수를 추정하기 위한 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 회귀분 석 모형은 t시점의 주택수익률과 t-1시점의 주택수익률을 각각 설명변수와 종속변수로 사용한 1차 자기 회귀모형이다. 주택수익률은 국민은행 아파트가격지수의 변화율이다. 패널 B는 편의 없는 예측방법을 도출하기 위한 회귀분석 결과를 보여준다. 회귀분석 모형은 식 (17)에서 정의된 바와 같이 주택투자의 할인율을 종속변수로 사용하고, 설명변수로는 기존 연구에서 주택가격에 영향을 미치는 것으로 알려진 거시경제변수인 금리 변화율(R_CD), 통화량변화율(R_M1), 산업생산지수변화율(R_IP), 물가지수변화율 (R_CPI), 환율 변화율(R_FX), 주가변화율 (R_KOSPI) 등으로서 평균이 차감된 값을 사용하였다. 2001년 8월부터 2014년 7월까지의 월별데이터를 사용했으며, 괄호 안의 값은 뉴웨이-웨스트의 이분산과 자기상 관이 통제된 표준오차 (Newey-West Heteroskedasticity- and Autocorrelation-Corrected Standard Errors)에 의한 t통계량을 의미한다.

$$r^*_{i,t} = \hat{\alpha}_i + \sum_{k=1}^{N} \widehat{\pi_{i,k}}\left(f_{k,t-1} - \overline{f_k}\right) + e^*_{i,t} \quad (17)$$

단, $r^*_{i,t}$는 식 (9)에서 정의한 바와 같이 주택가격 대비 임대수익 비율 ($RP_{i,t}$)과 임대수익 증가율 ($g_{i,t}$)을 합산한 것으로서 t시점에서 i지역의 주택투자 할인율을 의미하고, f_k와 $\overline{f_k}$는 주택가격의 예측에 활용되는 정보인 거시경제변수의 변화율과 그 평균을 각각 의미하며, $e^*_{i,t}$는 지역 특유의 요인에 의한 오차를 의미한다. 모든 거시경제변수의 변화율 데이터는 1% 유의수준에서 단위근이 없는 것으로 나타났다.

이 회귀분석의 결과를 정리한 <표 2> 패널 B에서는 1기전 금리변화율, 산업생산지수의 변화율 및 환율의 변화율이 주택투자의 할인율에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 먼저, 1기전 금리의 변화율이 주택투자의 할인율과 양의 관계를 가지는 것으로 나타났는데, 그 이유는 주택투자의 할인율이 개념적으로 무위험 금리에 주택투자의 위험에 대한 프리미엄이 가산된 형태의 요구수익률이므로 무위험 금리와 같은 방향으로 움직이기 때문이다.[16]

그리고, 1기전 산업생산지수의 변화율이 주택투자의 할인율과 양의 관계를 가지는 것으로 나타난 결과는 산업생산 또는 GDP의 증가가 미래 주택가격의 상승을 견인한다는 김윤영 (2012) 및 Aizenman and Jinjarak (2009)과 일치한다고 볼 수 있다. 또한, 경상수지 적자가 자본유입의 증가를 통해서 미래의 주택가격을 높인다는 Aizenman and Jinjarak (2009)의 연구는 1기전 환율의 변화율이 주택투자의 할인율과 음의 관계를 갖는 것으로 나타난 분석 결과를 뒷받침한다.

이렇게 추정된 지역별 평활화 계수 $\hat{\phi}_i$와 주택투자 할인율에 대한 1기간 전 거시경제변수의 회귀추정계수 $\widehat{\pi_{i,k}}$를 식 (15)의 $\hat{\beta}$에 대입하여 지역별 과신의 크기($C_{i,t}$)를 산출할 수 있으며, <표 3>은 이에 대한 통계적 특성을 보여준다. 금융위기 이전에는 강남지역에서 과신이 강하게 형성된 것으로 나타났으며,[17] 인천과 울산 에서도 과신이 유의하게 나타났다. 이 기간에는 주택가격이 평균가격상승률보다 더 가파르게 상승하였기 때문에, 가격에 대한 정보는 평균 이상의 긍정적인 정보로 볼 수 있으며, 긍정적 정보의 정확성에 대한 과신으로 인해 주택가격은 본질적 가격을 초과하는 거품을 내포하게 된다.

그러나, 금융위기 이후에는 모든 지역에서 과신의 측정지표가 음수인 것으로 나타났는데, 이것은 과신과는 반대로 투자자가 가격에 대한 정보의 정확성을 실제보다 경시한다는 것을 의미하므로, 주택시장의 투자 심리가 위축된 상태임을 알 수 있다. 이로 인하여 가격 정보에 대한 정확성은 과소평가 되기 때문에, 실제 주택가격은 본질적 가격보다 적게 변동한다.

<그림 2>는 지역별 과신의 추이를 보여준다. 2000년대 초반에는 주로 0보다 큰 값을 보였으나, 이후 지속적으로 하락하여 금융위기 이후에는 주로 0보다 작은 값을 나타내고 있다. 이것은 2000년대 초반에는 주택시장에 과신이 형성되었으나, 금융위기 이후에는 과신이 사라지고 오히

16) 기존 연구들은 동일한 시점의 주택가격과 금리 간에는 음의 관계가 있음을 보고하였다 (박종철, 2007; 김중규 · 정동준, 2012; 김윤영, 2012; 전해정 · 박헌수, 2012).

17) 실제로 금융위기 이전의 주택시장 호황기에는 강남지역의 아파트를 매입하면 절대로 손해를 보지 않는다는 뜻의 "강남불패"라는 신조어가 탄생할 정도로 투자자의 믿음이 강하게 형성되었다.

〈표 3〉 과신의 통계적 특성

		강북	강남	부산	대구	대전	광주	인천	울산
전체기간	평균	-0.9*	0.3	-1.5*	-1.1*	-0.9*	-1.4*	-0.5*	-0.7*
	표준오차	0.2	0.3	0.3	0.2	0.2	0.2	0.3	0.2
금융위기 이전	평균	0.1	2.0*	-0.7*	-0.5*	0.1	-0.5*	0.9*	0.2*
(2001.08~2007.07)	표준오차	0.1	0.0	0.1	0.2	0.1	0.2	0.1	0.1
금융위기 이후	평균	-1.7*	-1.1*	-2.3*	-1.7*	-1.7*	-2.2*	-1.7*	-1.6*
(2007.08~2014.07)	표준오차	0.4	0.3	0.3	0.3	0.4	0.3	0.3	0.3

주: 이 표는 식 (15)에 의해 측정된 지역별 과신의 평균과 표준오차를 나타내고 있다. 전체 데이터 기간은 2001년 8월부터 2014년 7월이며, 유복근·최경욱 (2010)과 김윤영 (2012)를 따라서 2007년 7월을 기준으로 금융위기 전후의 기간을 구분하였다. * 표시는 평균이 표준오차의 2배를 넘어선 경우로서 5% 유의수준에서 평균값이 유의함을 의미한다.

려 투자심리가 위축된 상태가 지속되고 있음을 의미한다. 이러한 주택시장 심리의 추세적 변화는 지역별 과신을 누적한 <그림 3>에서 더욱 명확하게 나타난다. 과신을 누적한 값이 0보다 클수록 과신의 정도가 강하다는 것을 의미하므로, 금융위기 이전에는 강남지역에 상당히 강한 과신이 형성되었음을 확인할 수 있다. 그러나, 금융위기 이후에는 누적된 과신이 강남을 제외한 모든 지역에서 지속적으로 감소하여 음수가 되었으므로, 과신과는 반대로 정보의 정확성을 경시하는 심리적 위축이 지속되고 있음을 알 수 있다.

3. 과신의 형성 요인

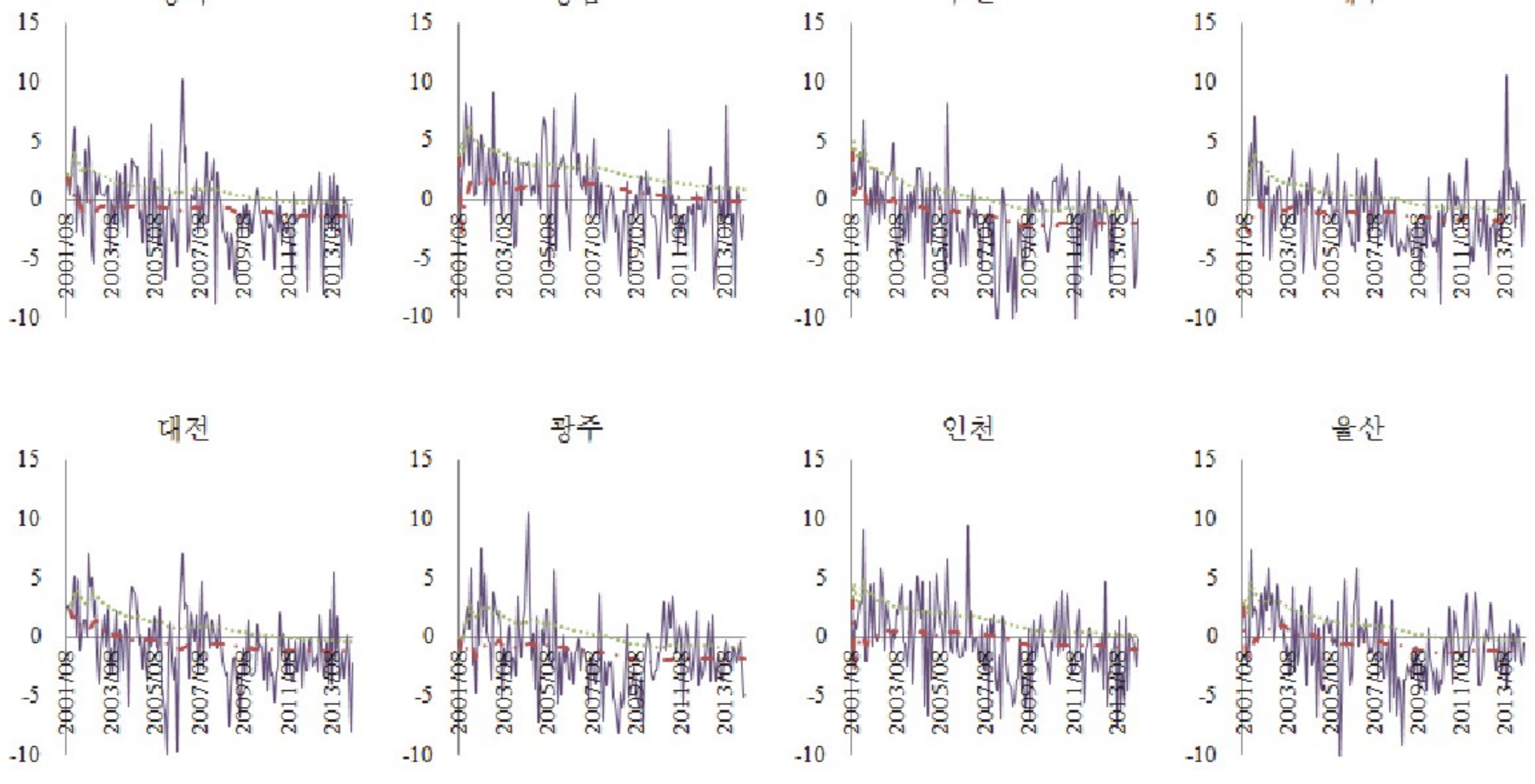
여기서는 어떤 거시경제요인이 차기의 수익률 예측의 왜곡을 유발하는 과신의 형성에 영향을 미치는지를 파악하기 위하여 아래의 회귀식을 추정하고자 한다.

$$C_{i,t} = \hat{a}_i + \sum_{k=1}^{N} \widehat{\nu_{i,k}} f_{k,t} + \hat{b}_i C_{i,t-1} + \eta_{i,t} \quad (18)$$

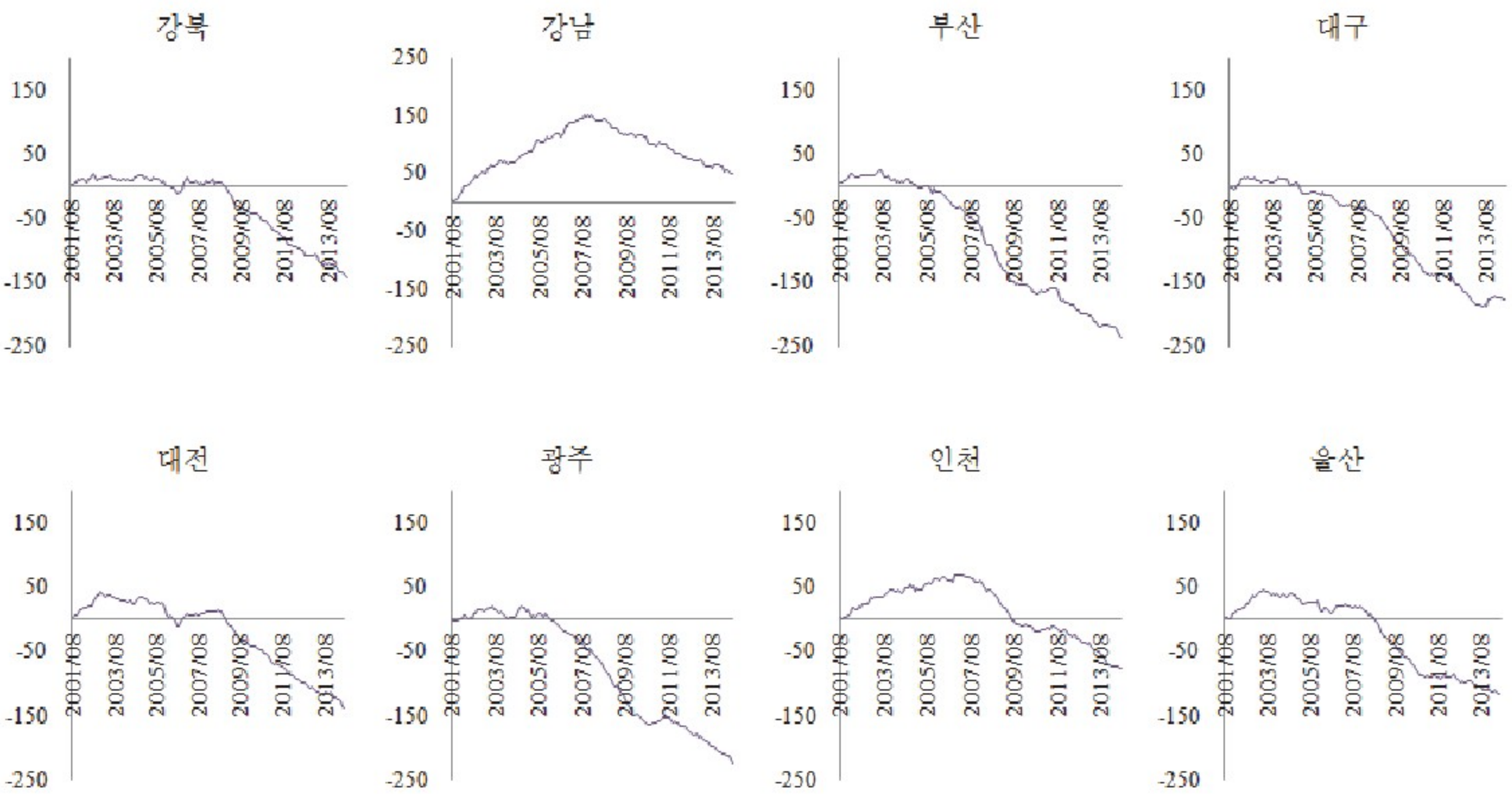
단, $C_{i,t}$는 지역별 과신의 크기를 의미하고, f_k는 거시경제변수를 포함한 과신에 영향을 미치는 요인을 나타내며, $\eta_{i,t}$는 지역 특유의 요인에 의한 오차항을 의미한다. 심리의 지속성을 통제하기 위하여 1기간 전의 과신을 설명변수로 추가한다. <표 4>는 위 회귀식을 추정한 결과를 보여준다. 분석 결과, 투자심리가 위축될수록 신규주택판매가 감소하기 때문에 주택시장의 과신은 미분양주택의 수와 유의한 음의 관계를 가지는 것으로 나타났으며, 그 이외의 요인들은 일부 지역에서만 과신에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한편, 통합회귀분석의 조정결정계수는 12.7%의 낮은 수준을 보여준다. 이러한 결과들은 주택시장의 과신이 거시경제변수를 포함한 경제의 본질적인 요인이나 시장심리 지표 등으로는 충분히 설명이 되지 않는 고유한 심리적 요인을 담아내고 있음을 의미한다.

금융위기 이전에 과신이 강하게 형성된 것으로 나타난 강남지역의 경우, 상수항이 유의한 것으로 나타났으므로, 회귀식의 설명변수로 사용된 거시경제변수 등의 본질적 요소들 만으로는 주택시장의 과신의 변화를 충분히 설명하지 못한다고

〈그림 2〉 지역별 과신의 추이



〈그림 3〉 지역별 누적 과신의 추이



주 : 〈그림 2〉의 실선은 식 (15)에 의해서 산출된 지역별 과신이며, 점선은 과신의 평균에 표준오차의 2배를 가감한 값이다. 〈그림 3〉은 지역별 과신을 누적한 값이다. 데이터기간은 2001년 8월부터 2014년 7월이다.

〈표 4〉 과신의 형성에 영향을 미치는 요인

독립변수	통합 회귀 분석	지역별 회귀분석							
		강북	강남	부산	대구	대전	광주	인천	울산
C		0.170	1.577	-0.158	-0.212	-0.644	-0.788	-0.012	0.098
		(0.22)	(2.67)	(-0.21)	(-0.47)	(-0.85)	(-2.35)	(-0.02)	(0.26)
R_CD	6.100	5.899	0.732	13.631	4.642	1.225	0.883	12.569	6.587
	(1.62)	(1.33)	(0.15)	(2.66)	(1.17)	(0.22)	(0.15)	(2.39)	(1.4)
R_M1	-3.193	19.500	10.641	13.731	-21.352	-27.475	3.752	-4.778	-6.725
	(-0.35)	(1.17)	(0.73)	(0.8)	(-1.9)	(-1.97)	(0.39)	(-0.35)	(-0.52)
R_IP	-3.826	-5.248	0.697	-7.878	-22.895	-8.352	-6.574	-10.274	6.067
	(-0.36)	(-0.34)	(0.04)	(-0.53)	(-2.21)	(-0.5)	(-0.48)	(-0.59)	(0.43)
R_CPI	-42.420	-89.560	-102.33	37.275	86.593	-51.769	4.679	-40.372	-94.896
	(-0.74)	(-0.84)	(-1.3)	(0.51)	(1.53)	(-0.58)	(0.08)	(-0.44)	(-1.27)
R_FX	-4.741	-16.377	-6.663	-12.214	10.312	0.425	-9.050	-13.996	9.229
	(-0.58)	(-1.34)	(-0.63)	(-0.95)	(1.01)	(0.04)	(-0.79)	(-1.09)	(0.7)
R_KOSPI	3.769	2.861	-2.164	5.664	5.616	8.786	6.513	3.995	5.655
	(0.92)	(0.43)	(-0.44)	(0.87)	(0.93)	(1.47)	(1)	(0.49)	(0.99)
R_BSI	-1.880	-4.021	-1.575	-5.501	1.231	6.451	1.370	-1.632	-3.810
	(-0.52)	(-0.67)	(-0.27)	(-1.27)	(0.28)	(1.03)	(0.31)	(-0.27)	(-0.78)
R_CSI	-4.150	-5.898	-10.207	-4.757	1.453	-11.821	-10.633	-10.054	6.182
	(-0.74)	(-0.85)	(-1.02)	(-0.66)	(0.19)	(-1.93)	(-1.67)	(-1.38)	(0.96)
R_ESI	4.483	-6.099	26.560	29.322	12.369	-2.713	-5.546	15.265	-8.175
	(0.38)	(-0.41)	(1.61)	(1.62)	(0.93)	(-0.15)	(-0.26)	(0.63)	(-0.58)
P_R	-25.787	-57.470	-63.283	33.409	-71.916	-41.438	-15.157	-8.349	-32.138
	(-1.05)	(-0.88)	(-0.77)	(0.62)	(-1.59)	(-0.9)	(-0.41)	(-0.18)	(-0.75)
EMP_R	31.212	66.653	98.515	-61.409	67.356	28.836	16.961	-13.081	78.887
	(1.37)	(1.23)	(1.56)	(-1.14)	(1.72)	(0.68)	(0.44)	(-0.33)	(2.07)
UNSLD	-0.174	-0.765	-0.942	-0.244	-0.121	-0.129	-0.160	-0.256	-0.292
	(-4.81)	(-2.45)	(-2.87)	(-2.27)	(-3.14)	(-0.35)	(-2.24)	(-1.98)	(-3.78)
Cit-1	0.135	0.015	0.102	0.096	0.086	0.146	0.229	-0.011	0.025
	(2.7)	(0.14)	(1.39)	(0.81)	(1.03)	(1.4)	(2.1)	(-0.11)	(0.28)
Adj. R^2	0.127	0.047	0.111	0.169	0.102	0.012	0.089	0.016	0.119

주: 이 표는 과신에 영향을 미치는 요인을 파악하기 위한 회귀분석의 결과를 보여준다. 종속변수는 지역별 B과신의 측정치이며, 설명변수로는 금리 변화율(R_CD), 통화량변화율(R_M1), 산업생산지수변화율 (R_IP), 물가지수변화율(R_CPI), 환율 변화율(R_FX), 주가변화율 (R_KOSPI) 등의 거시경제변수와 경기실 사지수(산업전체) 변화율(R_BSI), 소비자심리지수 변화율 (R_CSI), 경제심리지수 변화율 (R_ESI) 등의 심리지수, 지역별 인구수와 취업자수의 변화율 (P_R, EMP_R) 및 지역별 미분양주택건수 (UNSLD) 등을 사용하였다. 통합회귀분석 시 화이트의 횡단면 표준오차방법 (White cross-section standard errors)을 사용 하였고, 지역별 회귀분석 시에는 뉴웨이-웨스트의 이분산과 자기상관이 통제된 표준오차방법을 사용하였다. 통합회귀분석 시 지역별 특성을 반영하기 위하여 8개 개별 지역별로 상수항을 추정하였으나, 추정결과를 간단히 정리하고자 상수항에 대한 보고는 생략하였다. 괄호 안의 값은 t 통계량을 의미한다. 인구수, 취업자수, 미분양주택건수의 단위는 1,000이다. 데이터 기간은 2003년 3월부터 2014년 7월이다.

〈표 5〉 과신이 주택수익률에 미치는 영향

독립 변수	통합 회귀분석	지역별 회귀분석							
		강북	강남	부산	대구	대전	광주	인천	울산
C		0.251	0.472	0.011	0.154	-0.051	0.166	0.156	0.097
		(1.78)	(2.37)	(0.17)	(2.2)	(-0.84)	(2.28)	(1.65)	(1.58)
Cit	0.035	0.074	0.082	0.025	0.014	-0.011	0.019	0.015	0.031
	(2.46)	(1.96)	(2.54)	(1.71)	(1.65)	(-0.83)	(1.73)	(0.71)	(1.81)
R_CD	-0.076	0.069	-0.207	0.213	0.049	-0.293	0.460	-0.182	0.731
	(-0.17)	(0.1)	(-0.19)	(0.37)	(0.07)	(-0.26)	(0.89)	(-0.3)	(0.97)
R_M1	2.758	3.225	8.641	1.141	2.312	1.029	1.228	1.269	4.853
	(1.85)	(1.35)	(2.08)	(0.81)	(1.21)	(0.36)	(1.09)	(0.68)	(3.97)
R_IP	1.738	2.183	2.676	2.918	0.628	1.255	-0.041	2.101	2.928
	(2.13)	(1.06)	(1.11)	(1.29)	(0.69)	(0.74)	(-0.04)	(1.45)	(2.61)
R_CPI	-13.092	-16.964	-38.346	-16.286	-3.192	4.471	-7.888	-30.152	-9.290
	(-1.26)	(-0.68)	(-1.2)	(-1.61)	(-0.4)	(0.32)	(-1.07)	(-1.56)	(-0.65)
R_FX	-2.353	-1.440	-2.454	-2.169	-3.007	-2.485	-2.155	-4.609	-1.329
	(-2.4)	(-0.89)	(-0.77)	(-2.1)	(-2.6)	(-1.27)	(-1.51)	(-3.62)	(-0.88)
R_KOSPI	0.140	0.155	2.377	0.244	-1.291	-0.409	-0.807	0.699	0.041
	(0.23)	(0.17)	(1.52)	(0.45)	(-2.07)	(-0.47)	(-1.29)	(0.91)	(0.06)
R_BSI	1.456	0.972	3.625	1.042	0.800	2.605	1.391	2.350	-1.006
	(2.38)	(0.74)	(2.02)	(1.21)	(1.34)	(2.68)	(1.16)	(2.21)	(-0.76)
R_CSI	-1.178	-0.490	-2.278	-1.900	0.022	-1.706	-0.298	-2.233	-0.200
	(-2.23)	(-0.51)	(-1.86)	(-2.15)	(0.04)	(-1.74)	(-0.46)	(-2.24)	(-0.21)
R_ESI	-1.919	-0.125	-0.318	-3.252	-0.397	-1.285	-3.925	-4.831	-0.074
	(-1.26)	(-0.05)	(-0.07)	(-1.08)	(-0.3)	(-0.47)	(-1.55)	(-1.98)	(-0.03)
P_R	-0.562	-1.309	0.646	-2.870	1.996	0.234	6.242	-4.475	-0.308
	(-0.13)	(-0.16)	(0.04)	(-0.46)	(0.47)	(0.03)	(1.17)	(-0.95)	(-0.05)
EMP_R	-1.011	3.485	-14.807	-2.267	1.386	-2.037	-9.668	-0.663	3.817
	(-0.26)	(0.33)	(-1)	(-0.35)	(0.28)	(-0.27)	(-1.51)	(-0.14)	(0.49)
UNSLD	-0.004	-0.057	-0.179	0.014	-0.006	0.045	-0.007	-0.025	0.008
	(-0.66)	(-1.6)	(-2.58)	(2.09)	(-1.21)	(1.15)	(-0.93)	(-1.55)	(0.81)
rt-1	0.745	0.711	0.463	0.864	0.775	0.809	0.788	0.818	0.736
	(12.3)	(7.21)	(5.08)	(9.65)	(10.66)	(10.38)	(7.9)	(9.96)	(9.86)
Adj. R^2	0.630	0.652	0.533	0.763	0.713	0.675	0.713	0.707	0.607

주: 이 표는 과신이 주택수익률에 미치는 영향을 분석하기 위한 회귀분석의 결과를 보여준다. 종속변수는 지역별 아파트가격지수의 변화율이며, 설명변수는 지역별 과신과 함께 거시경제변수, 심리지수, 인구 및 취업자수, 미분양주택수 등을 사용하였다. 통합회귀분석 시 지역별로 상수항을 추정하였으나 이에 대한 보고는 생략하였으며, 화이트의 횡단면 표준오차방법 (White cross-section standard errors)을 사용하였다. 지역별 회귀분석 시에는 뉴웨이-웨스트의 이분산과 자기상관이 통제된 표준오차방법을 사용하였다. 괄호 안의 값은 t 통계량을 의미한다. 인구수, 취업자수, 미분양주택건수의 단위는 1,000이다. 데이터기간은 2003년 3월부터 2014년 7월이다.

볼 수 있다. 즉, 이러한 결과는 과신에 영향을 미치는 비본질적인 요소들이 존재한다는 것을 의미하는 것이다.[18] 이에 대한 분석은 향후의 연구과제로 두기로 한다.

4. 과신이 주택가격에 미치는 영향

마지막으로 우리는 차기의 수익률 예측의 왜곡을 유발하는 투자자의 과신이 동일 시점의 주택가격에는 어떠한 영향을 미치는지를 파악하기 위하여 아래의 회귀식을 추정하고자 한다.

$$r_{i,t} = \hat{c_i} + \hat{\delta_i} C_{i,t} + \sum_{k=1}^{N} \widehat{\kappa_{i,k}} f_{k,t} + \hat{d_i} r_{i,t-1} + v_{i,t} \quad (19)$$

단, $r_{i,t}$는 i지역의 주택수익률, $C_{i,t}$는 i지역의 과신의 크기를 각각 의미하고, f_k는 거시경제변수를 포함한 통제변수를 나타내며, $v_{i,t}$는 지역 특유의 요인에 의한 오차항을 의미한다. 평활화로 인한 주택수익률의 지속성을 통제하기 위하여 1기간 전의 주택수익률을 설명변수로 추가한다. 위 회귀식을 추정한 결과를 정리한 <표 5>에서는 거시경제변수, 심리지수, 인구 및 취업자수, 미분양주택의 수 등으로 통제하였음에도 불구하고 강북 및 강남지역의 주택수익률이 과신과 유의한 양의 관계를 가지는 것으로 나타났으며, 통합회귀분석에서도 지역별 과신이 커질수록 주택수익률이 높아지는 것으로 나타났다. 과신을 포함한 회귀모형의 조정결정계수는 60.7%~76.3% 수준으로 매우 양호한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 주택가격에 영향을 미치는 요인을 분석할 때 과신을 고려해야 할 필요가 있음을 의미한다. 덧붙여, 통합회귀분석 결과, 산업생산지수는 주택수익률과 양의 관계를 가지는 것으로 나타났고, 환율은 음의 관계를 갖는 것으로 나타났다.[19]

V. 결론

본 연구에서는 자산가격의 거품을 형성하는 심리적 요인으로 알려진 과신을 측정하는 지표를 제시하고, 주택시장의 과신에 영향을 미치는 요인 및 과신이 주택가격에 미치는 영향을 분석하였다. 이를 위해서 과신으로 인한 편의가 내포된 본질적 수익률 예측치와 편의가 없는 본질적 수익률의 예측치를 비교하여 과신을 측정하였다. 이 때, 과신으로 인한 편의가 내포된 수익률은 실제 주택수익률에서 평활화 효과를 제거하여 구했고, 편의가 없는 수익률은 주택의 본질적 가치 평가에 흔히 활용되는 사용자비용 모형으로부터 얻은 주택투자의 할인율에 회귀분석을 적용하여 구한 추정계수를 이용하여 산출하였다.

8개 주요 지역의 과신을 측정한 결과, 금융위기 이전에는 인천, 울산과 함께 특히 강남지역에서 상당한 수준의 과신이 형성됐던 것으로 나타났다. 따라서, 금융위기 이전의 긍정적인 가격 정보에 대한 과신으로 인하여 이들 지역의 주택가격은 본질적 가치를 초과하는 거품을 내포하게 된다. 반면, 금융위기 이후에는 모든 지역에서 투자자가 가격에 대한 정보의 정확성을 실제보다

18) 홍콩 주택시장의 과신을 분석한 Bucchianeri (2011)는 언론보도와 정치적 불확실성 등과 같은 요인이 홍콩 주택시장의 과신에 영향을 미친다는 것을 발견하였다.

19) 이러한 결과는 환율이 주택가격과 음의 관계를 가진다는 한동근 (2007)과 최영희 (2014)와 일치한다 .

경시하는 과신의 반대현상이 나타났으며, 이는 주택시장의 투자심리가 위축되었음을 의미한다. 이로 인하여 가격 정보에 대한 정확성은 과소평가 되므로, 실제 주택가격은 본질적 가격보다 적게 변동하게 된다.

측정된 과신에 영향을 미치는 요인을 파악해 본 결과, 미분양주택의 수 만이 주택시장의 과신과 유의한 음의 관계를 가지는 것으로 나타났으며, 그 이외의 거시경제변수, 심리지수, 인구 및 취업자 수 등은 과신에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이것은 과신의 지표가 주택시장과 관련된 경제 요인으로는 충분히 설명되지 않는 고유한 심리적 요인을 내포하고 있음을 의미한다.

또한, 과신이 주택가격에 미치는 영향을 분석한 결과, 강북 및 강남 지역에서는 과신이 주택가격을 높이는 것으로 나타났으며, 통합회귀분석 결과에서도 과신이 커질수록 주택가격이 높아지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 주택가격에 대한 분석 시 과신을 비롯한 심리적 요인을 고려할 필요가 있음을 시사한다.

논문접수일 : 2014년 12월 26일
논문심사일 : 2015년 2월 5일
게재확정일 : 2015년 2월 26일

참고문헌

1. 김봉한, “부동산 버블에 대한 연구 - 추정 및 경제정책에 대한 시사점”, 「사회연구」, 2005년 제1호, 대구대학교 사회조사연구소, 2005, pp. 147-180
2. 김원희 · 강원철, “부동산 버블 측정에 관한 연구 -아파트를 중심으로-”, 「지역연구」 제28권 제2호, 한국지역학회, 2012, pp. 129-143.
3. 김윤영, “우리나라 주택시장의 매매 · 전세 가격변동 거시결정요인의 동태분석”, 「경제학연구」 제60권, 한국경제학회, 2012, pp. 127~153
4. 김중규 · 정동준, “유동성과 금리가 부동산가격 변동에 미치는 영향 분석”, 「주택연구」 제20권 제 1호, 한국주택학회, 2012, pp. 105-125
5. 박종철, “벡터오차수정모형(VECM)을 이용한 금리, 아파트가격, 주가의 상관관계”, 동아대학교 박사학위논문, 2007
6. 박헌수 · 이창원, “상태공간모형을 활용한 우리나라 지역별 아파트가격 버블 추정에 관한 연구”, 「지역연구」 제28권 제4호, 한국지역학회, 2012, pp. 115-132
7. 손재영, “지가와 거시경제변수간의 인과관계에 관한 실증분석”, 「한국개발연구」 제3권 제3호, KDI, 1991, pp. 55-74
8. 유복근 · 최경욱, “국내외 금융시장의 연계성 변화 분석: 외환위기와 글로벌 금융위기 기간을 중심으로”, 「국제경제연구」 제16권 제1호, 한국국제경제학회, 2010, pp. 161-190
9. 이용만 · 김선웅, “서울 강남지역의 주택가격에 거품이 존재하는가”, 「주택연구」 제14권 제1호, 한국주택학회, 2006, pp. 27~55.

10. 이용만 · 이상한, “국민은행 주택가격지수의 평활화 현상에 관한 연구”, 「주택연구」 제16권 제4호, 한국주택학회, 2008, pp. 27-47
11. 이준희, “주택가격의 거품여부에 대한 평가”, 「금융경제연구」, 제248호, 한국은행, 2006
12. 이준희 · 송준혁, “자산가격 결정모형을 이용한 우리나라 주택가격 분석”, 「한국개발연구」 제29권 제1호, KDI, 2007, pp. 115-135
13. 전해정 · 박헌수, “주택시장과 거시경제변수 요 인들간의 동태적 상관관계 분석”, 「주택연구」 제20권 제2호, 한국주택학회, 2012,pp. 125-147
14. 정동준, “Campbell-Shiller의 동태적 고든 모형이 한국의 아파트시장을 설명할 수 있는가?”, 「주택연구」 제16권 제4호, 한국주택학회, 2008, pp. 71-105
15. 최영희, “주요 경제변수가 주택가격에 미치는 영향에 관한 연구”, 목포대학교 박사학위 논문, 2014
16. 한동근, “환율과 주택시장: 한국의 경험”, 「국토연구」 제54권, 국토연구원, 2007, pp. 157-174
17. Abraham, J.M., and P.H. Hendershott, “Bubbles in Metropolitan Housing Markets”, *Journal of Housing Research*, Vol. 7 No. 2, 1996, pp. 191-207
18. Aizenman, J., and Y. Jinjarak, “Current Account Patterns and National Real Estate Markets”, *Journal of Urban Economics*, Vol 66 No. 2, 2009, pp. 75-89
19. Alpert, M., and H. Raiffa, “A Progress Report on the Training of Probability Assessors”, Kahneman, D., P. Slovic, and A. Tversky ed., *Judgment Under Uncertainty: Heuristics and Biases*, Cambridge University Press, 1982, pp. 294-3050
20. Bond, S.A., and S. Hwang, “Smoothing, Nonsynchronous Appraisal and Cross-Sectional Aggregation in Real Estate Price Indices”, *Real Estate Economics*, Vol. 35 No. 3, 2007, pp. 349-382
21. Brunnermeier, M.K., and C. Julliard, “Money Illusion and Housing Frenzies”, *The Review of Financial Studies*, Vol. 21, 2008, pp. 135-180
22. Bucchianeri, G.W., “The Anatomy of a Housing Bubble: Overconfidence, Media and Politics”, Working Paper. 2011,
23. Campbell, J.Y., and J.F. Cocco, “How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54 No. 3, 2007, pp. 591-621
24. Campbell, J.Y., and R.J. Shiller, “The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors”, *Review of Financial Studies*, Vol. 1 No. 3, 1989, pp. 195-22.
25. Campbell, S.D., M.A. Davis, J. Gallin, and R.F. Martin, “What Moves Housing Markets: A Variance Decomposition of the Rent-Price Ratio”, *Journal of Urban Economics*, Vol. 66 No. 2, pp. 90-102
26. Case, K. E., J. M. Quigley, and R. J. Shiller, “Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus The Housing Market”, *Advances in Macroeconomics*, Vol. 5 No. 1, 2005, pp. 1-32

27. Case, K. E., and R. J. Shiller, "Is There a Bubble in the Housing Market?", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 34 No. 2, 2003, pp. 299-362
28. Chuang, W. I, and B. S. Lee, "An Empirical Evaluation of the Overconfidence Hypothesis", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 30 No. 9, 2006, pp. 2489-2515
29. Daniel, K D., D. Hirshleifer, and A. Subrahmanyam, "Investor Psychology and Security Market Under- and Overreactions", *Journal of Finance*, Vol. 53 No. 6, 1998, pp. 1839-1885
30. Daniel, K D., D. Hirshleifer, and A. Subrahmanyam, "Overconfidence, Arbitrage, and Equilibrium Asset Pricing", *Journal of Finance*, Vol. 56 No. 3, 2001, pp. 921-965
31. DeBondt, W F., and R. Thaler, "Financial Decision-Making in Markets and Firms: a Behavioral Perspective", *Handbooks in Operation Research and Management Science*, Vol. 9, 1995, pp. 385–410
32. Dorn, D., and G. Huberman, "Who Trades?", *EFA 2003 Annual Conference Paper* No. 645, 2002
33. Dorn, D. and P. Sengmueller, "Trading as Entertainment?", *Management Science*, Vol. 55 No. 4, 2009, pp. 591-603
34. Epstein, L. G. and M. Schneider, "Ambiguity, Information Quality, and Asset Pricing", *Journal of Finance*, Vol. 63 No. 1, 2008, pp. 197-228
35. Escobari, D., D. Damianov, and A. Bello, "A Time Series Test to Identify Housing Bubbles", *Journal of Economics and Finance*, Vol. 39 No. 1, 2012, pp. 136-152
36. Flood, R. P., and R. J. Hodrick, "On Testing for Speculative Bubbles", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4 No. 2, 1990, pp. 85-101
37. Geltner, D., "Smoothing in Appraisal-Based Returns", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 4 No. 3, 1991, pp. 327-345
38. Gervais, S., and T. Odean, "Learning to Be Overconfident", *Review of Financial Studies*, Vol. 14 No. 1, 2001, pp. 1-27
39. Glaser, M., and M. Weber, "Overconfidence and trading volume", *Geneva Risk and Insurance Review*, Vol. 32 No. 1, 2007, pp. 1-36
40. Glaeser, E. L., J. Gyourko, and A. Saiz, "Housing Supply and Housing Bubbles", *Journal of Urban Economics*, Vol. 64 No. 2, 2008, pp. 198-217
41. Griffin, D., and A. Tversky, "The Weighing of Evidence and the Determinants of Overconfidence", *Cognitive Psychology*, Vol. 24 1992, pp. 411–435
42. Helbling, T., and M. E. Terrones, "Real and Financial Effects of Bursting Asset Price Bubbles", *IMF World Economic Outlook*, April 2003, pp. 61-94
43. Hendershott, P., and J. Slemrod, "Taxes and the User Cost of Capital for Owner-Occupied Housing", *Real Estate Economics*, Vol. 10 No. 4, 1983, pp. 375-393
44. Himmelberg, C., C. Mayer, and T. Sinai,

"Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 19 No. 4, 2005, pp.67-92.

45. Hirshleifer, D., A. Subrahmanyam, and S. Titman, "Feedback and the Success of Irrational Investors", *Journal of Financial Economics*, Vol. 81 No. 2, 2006, pp. 311-338
46. Hong, H., and J. C. Stein, "A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading, and Overreaction in Asset Markets", *Journal of Finance*, Vol. 54 No. 6, 1999, pp. 2143–2184
47. Hott, C., "The Influence of Herding Behavior on House Prices", *Journal of European Real Estate Research*, Vol. 5 No. 3, 2012, pp. 177-198
48. Hott, C., and P. Monnin, "Fundamental Real Estate Prices: An Empirical Estimation with International Data", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 36 No. 4, 2008, pp. 427-450
49. Hwang, S., and A. Rubesam, "A Behavioral Explanation of the Value Anomaly Based on Time-varying Return Reversals", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 37 No. 7, 2013, pp. 2367-2377
50. Iacoviello, M., "House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle", *American Economic Review*, Vol. 95 No. 3, 2005, pp. 739-764
51. Kivedal, B. K., "Testing for Rational Bubbles in the US Housing Market", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 38 No. B, 2013, pp. 369-381
52. Kiyotaki, N., and J. Moore, "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, Vol. 105 No. 2, 1997, pp. 211-248
53. Kyle, A., and A. Wang, "Speculation Duopoly with Agreement to Disagree: Can Overconfidence Survive the Market Test?", *Journal of Finance*, Vol. 52, No. 5 1997, pp. 2073-2090
54. LeRoy, S. F., and R. D. Porter, "The Present-Value Relation: Tests Based on Implied Variance Bounds", *Econometrica*, Vol. 49 No. 3, 1981, pp. 555-574
55. Malmendier, U., and D. Shantkiumar, "Are Investors Naive about Incentives?", *Journal of Financial Economics*, Vol. 85 No. 2, 2007, pp. 457-489
56. Mayer, C., and T. Sinai, "US House Price Dynamics and Behavioral Finance", Foote, C. L., L. Goette, and S. Meier ed., *Policy Making Insights from Behavioral Economics*, FRB of Boston, 2009, pp. 261-295
57. Messe, R. A. and N. E. Wallace, "Testing the Present Value Relation for Housing Prices: Should I Leave My House in San Francisco?", *Journal of Urban Economics*, Vol. 35 No. 3, 1994, pp. 245-266
58. Miller, E., "Risk Uncertainty and Divergence of Opinion", *Journal of Finance*, Vol. 32 No. 4, 1977, pp. 1151-1168
59. Moore, D. A., and P. J. Healy, "The trouble

with overconfidence", *Psychological Review*, Vol. 115 No. 2, 2008, pp.502-517

60. Morris, S., "The common prior assumption in economic theory", *Economics and Philosophy*, Vol. 11, 1995, pp. 227-253
61. Odean, T., "Volume, volatility, price, and profit when all traders are above average", *Journal of Finance*, Vol. 53 No. 6, 1998, pp. 1887-1934
62. Ofek, E., and M. Richardson, "DotCom Mania: The Rise and fall of internet stock prices", *Journal of Finance*, Vol. 58 No. 3, 2003, pp. 1113-1137
63. Pavlov, P., and S. Wachter, "Subprime Lending and Real Estate Prices", *Real Estate Economics*, Vol. 39, 2011, pp. 1-17
64. Plazzi, A., W. Torous, and R. Valkanov, "Expected Returns and the Expected Growth in Rents of Commercial Real Estate", Working Paper, 2010.
65. Poterba, J., "Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset Market Approach", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 99 No. 4, 1984, pp. 729-752
66. Scheinkman, J., and W. Xiong, "Overconfidence and Speculative Bubbles", *Journal of Political Economy*, Vol. 111 No. 6, 2003, pp. 1183-1219
67. Shefrin, H., and M. Statman, "The Disposition to Sell Winners too Early and Ride Losers too Long: Theory and Evidence", *Journal of Finance*, Vol. 40 No. 3, 1985, pp. 777-791
68. Shiller, R. J., "Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?", *American Economic Review*, Vol. 71 No. 3, 1981, pp. 421-436
69. Shiller, R. J., *Irrational Exuberance*, Princeton University Press, 2005.
70. Shiller, R. J., and A. Beltratti, "Stock Prices and Bond Yields: Can Their Comovements Be Explained in Terms of Present Value Models?", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 30 No. 1, 1992, pp. 25-46
71. Shiratsuka, S., "The Asset Price Bubble in Japan in the 1980s: Lessons for Financial and Macroeconomic Stability", *Real estate indicators and financial stability*, Bank for International Settlements, No.21, 2005, pp. 42-62
72. Stiglitz, J. E., "Symposium on Bubbles", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4 No. 2, 1990, pp. 13-18