

서울 아파트 매매가의 영구적·일시적 요인 분석*

Permanent and Transitory Components of Seoul Apartment Prices

김진기 (Kim, Jin Gi)**
이현탁 (Lee, Hyun-Tak)***
장봉규 (Jang, Bong-Gyu)****

< Abstract >

This paper proposes a log-linear present-value model in relation to home prices, Chonsei prices, and interest rates (conversion rates from Chonsei prices to rent prices). Given the present-value model, we apply a vector autoregressive approach to the Seoul apartment market and then find three main results. First, the Seoul apartment market seemed to be speculative in the past, but its speculative movements have gradually declined over time. Second, most recent variation in home prices relative to Chonsei income results from the future uncertainty related to the interest-rate forecast. Third, Chonsei prices and interest rates provide natural increasing and decreasing trends for home prices, respectively. In addition, variation in expected returns that represents a shift in real-estate investment opportunity makes the prices mean-revert to the home's intrinsic value. Since the interest-rate forecast not only increases the price volatility but also induces the price decrease, it is important to keep a long-term interest-rate policy stable for the residential stabilization.

주제어 : 벡터자기회귀모형, 현재가치모형, 매매, 전세, 전월세전환율
Keyword : Vector Autoregressive, Present-Value Model, Home Prices, Chonsei Prices, Interest Rates

I. 개요

국민생활의 질을 올리기 위한 주거 안정화 대책의 수립은 우리 정부의 가장 큰 경제적 난제 중에 하나이다. 그러나 2000년대 이후 가계부채 확대를 통한 부동산 경기부양 정책은 부동산 투기 과열을 통한 지속적인 부동산(예: 아파트) 매매가 상승을 유발했다(김미정 외, 2006). 반면 2008년 글로벌 금융위기는 아파트에 대한 매매수요 감소를 불러왔으며, 이는 아파트 매매가 하락과 전세가 상승을 유발시켰다. 비록 2013년을

전환점으로 아파트 매매수요가 점차 회복세를 보이는 듯하나, 높은 전세가는 여전히 서민 및 중산층의 주거에 대한 부담을 가중시키고 있는 상황이다. 정부는 '주택대출관리 및 규제'와 '분양주택 및 임대주택공급'을 통하여 서민 및 중산층의 주거 안정화를 시도하고 있으나 현재로서는 전세난이 해소될 기미가 보이지 않고 있다.

한편, 최근 경기침체 속의 전세계적인 저금리 기조가 심각한 전세난의 원인으로 주목받고 있다. 저금리 기조가 장기화되면서 전세(보증금)이자소득은 줄어들고, 이에 따라 전세를 월세로 전환하는 속도가 빨라지

* 이 논문은 2014년 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2014S1A3A2036037).
** 포항공과대학교 산업경영공학과 박사과정, dgkimjg0203@postech.ac.kr (주저자)
*** 포항공과대학교 산업경영공학과 박사과정, lht1107@postech.ac.kr (교신저자)
**** 포항공과대학교 산업경영공학과 교수, bonggyujang@postech.ac.kr (공동저자)

면서 서민들의 주거비 부담을 심화시키고 있다. 전세와 월세의 수준을 결정하는 전월세전환율은 주택임대차보호법에 따라 상한선을 기준금리의 4배수 또는 1할(10%) 중 낮은 값으로 규정하고 있다. 기준금리 하락에 따라 전월세전환율도 하락하는 추세임에도 불구하고 상한선이 시중금리의 4배 수준보다 상대적으로 높게 유지가 되어 서민들의 월세 부담이 큰 상황이다.

이러한 원인들을 종합적으로 고려한 부동산 대책을 추진하기 위해서는, 매매가, 전세가, 그리고 전월세전환율 사이의 관계를 정확히 파악하는 연구가 필수적이다. 그러나 부동산 매매가와 전세가 사이의 관계를 중심으로 이루어진 기존의 부동산 관련 연구는 전월세전환율에 대한 영향력을 자세하게 분석하지 못한 한계점이 있다(임규채·기석도, 2006; 문규현, 2010; 이영수 2010; 김문성·배형, 2012, 손정식·김관영·김용순, 2003; 이창무·최소의·제민혜, 2010; 김원희·강원철, 2012).¹⁾ 또한, 부동산 매매가, 전세가, 그리고 월세가 사이의 관계를 중심으로 이루어진 연구는 정량적인 분석보다는 정성적인 인과관계에 관한 분석이라는 한계점이 있다(조주현·임정호, 2004; 최성호·이창무·2009).

이러한 한계점을 극복하기 위해서, 본 연구는 매매가, 전세가, 그리고 전월세전환율 사이의 현재가치모형(present-value model)을 제안한다. 이 모형은 '전세-전환율 모형'이라고 명하였으며, 로그 매매가, 로그 전세가, 그리고 (평균대비) 전월세전환율의 선형결합을 '매매-전세-전환율 비율'로 정의한다. 만약 미래 기대전세증가율, 기대전월세전환율 변화 및 기대수익률이 정상과정(stationary process)을 따른다면, 매매가, 전세가, 전월세전환율 사이에는 공적분(cointegration) 관계가 존재한다. 구체적인 실증분석을 위해서 VAR 방법론(cross-equation restriction on a vector autoregressive model)을 서울 아파트 매매시장에 적용했다.

이러한 방법론을 활용하여 본 연구에서는 한국 부동산 시장에서 중요한 세 가지 질문에 대한 해답을 찾기 위해 노력할 것이다.

그 첫째 질문은 "서울 아파트 매매시장에는 투기적 매매수요가 존재하는가?"이다. 이 질문에 대한 구체적

인 해답을 찾기 위해 효율적시장가설(efficient markets hypothesis)에 기반을 둔 상수기대할인율모형(constant-expected-real-return model)을 도입했다. 예를 들어, Campbell and Shiller(1988)는 주가와 배당금 사이의 '배당-비율 모형(dividend-ratio model)'을 제안하고, 상수기대할인율모형을 활용해 주가가 미래 배당금의 현금흐름으로 설명할 수 없을 만큼 초과변동성(excess volatility)을 지니고 있음을 증명했다. 또한 Cochrane(2008, 2011)은 이러한 금융시장의 초과변동성은 시간에 따라 변하는 기대수익률의 변화에 기인하며, 이는 투자수익률의 예측성(return predictability)과도 밀접한 관련이 있다고 말한다. 이와 같은 금융시장의 가격결정이론을 따라서 첫 질문에서 말하는 '투기적 매매수요'란 전세 및 전월세전환율의 현금흐름으로 설명할 수 없는 매매가의 초과변동성으로 해석하기로 한다.

둘째 질문은 "전세이자소득 대비 매매가(매매-전세-전환율 비율)에 영향을 가장 크게 주는 요소는 무엇인가?"이다. 공적분 관계에 있는 매매-전세-전환 비율은 서울 아파트 매매시장의 미래 정보(기대전세증가율, 기대전월세전환율 변화, 기대수익률)를 내포하고 있다. 그래서 어떠한 미래 정보가 매매-전세-전환율 비율의 변화에 가장 큰 영향을 미치는지 정량적으로 평가하는 시도는 향후 부동산 시장의 안정화를 위한 정책을 개발하는데 중요할 수 있다.

셋째 질문은 "매매가에 영향을 주는 요소의 역할은 무엇인가?"이다. 앞선 질문에 대한 해답을 찾는 과정이 '비율'에 대한 분석을 포함한다면, 이번 질문에 대한 해답을 구하는 과정은 '가격'에 대한 분석이 중심이다. 구체적으로, (1) 전세에 대한 모든 기대가치(영구적인 전세 요인으로 정의)가 매매가에 미치는 영향, (2) 전월세전환율에 대한 모든 기대가치(영구적인 전월세전환 요인으로 정의)가 매매가에 미치는 영향, 그리고 (3) 전세 및 전월세전환율로 설명이 안 되는 초과변동성의 기대가치(기대수익률의 현재가치)가 매매가에 미치는 영향을 정량적으로 비교한다. 이러한 정량적인 비교를 통해 세 가지 요인들이 매매가에 미치는 동적(time-series) 영향을 평가하고 이에 대한 정책적

1) 임규채·기석도(2006) 및 문규현(2010)은 벡터자기회귀모형(VAR)을 이용하여 매매가와 전세가 사이의 상호관계와 인과관계를 분석했다. 이영수(2010)는 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 매매가와 전세가 사이의 상호관계를 실증분석 하였다. 이창무·최소의·제민혜(2010)는 임차인의 관점이라는 한정적인 관점에서 전월세전환율을 분석했다는 한계점이 있다. 손정식·김관영·김용순(2003) 및 김원희·강원철(2012)은 현재가치모형을 활용하여 부동산가격 예측 및 부동산 버블에 대한 연구를 진행했지만, 전월세전환율에 대한 영향력을 자세하게 분석하지 못한 한계점이 있다.

인 제언을 하는 것이 주요 목표이다.

이러한 질문과 관련한 실증분석을 통한 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 과거에는 투기적 매매수요가 존재 하였으나, 점점 줄어들고 있는 추세이다. 이러한 결과는 미래 부동산의 투자기회(real-estate investment opportunity)에 대한 기대가 줄어들었음을 시사한다. 그래서 부동산 경기 활성화 측면에서의 투자심리 회복을 위해서는 실물경제 회복이 밑바탕이 되어야한다.

둘째, 최근 전세이자소득 대비 매매가의 변화는 상당부분 미래 전월세전환율 변화에 대한 불확실성에서 기인한다. 셋째, 전세가는 매매가의 상승 추세를 대변하고 전월세전환율은 매매가의 하락 추세를 대변한다. 이러한 전세가 요인과 전월세전환율 요인이 서로 상쇄되어 현재 보합세의 매매가의 흐름을 보여주고 있다. 또한 미래 부동산 시장의 불확실성(투자기대심리)을 대변하는 기대수익률은 매매가격이 내재적 가치(intrinsic value)로 평균회귀(mean reversion)하도록 주도한다.

셋째, 거시경제지표인 시장 금리(기준금리, CD 유통수익률(91일), 국고채(1년) 데이터)와 전월세전환율 사이의 그랜저 인과관계(Granger causality) 분석을 통하여 시장금리가 전월세전환율을 선도하는 것을 확인했다. 이는 미래 이자율 변화에 대한 불확실성이 전월세전환율의 불확실성을 통해 현재 서울 아파트 매매가의 변동성 증가 및 매매가의 하락을 부추기는 주요 원인될 수 있음을 시사한다. 그러므로 서민들의 주거안정화를 위해 장기적으로 이자율의 변동성을 감소시킬 정책이 필요하다.

본 연구는 시간에 따라 변하는 부동산 시장의 투자기회를 정량적으로 평가하고 이에 대한 경제학적인 함의를 도출함에 있어 기존 연구들과 큰 차이가 있다. 예를 들어, 대부분의 연구들은 효율적시장가설에 기반하여 상태변수(예: 전세 또는 월세)가 매매가를 설명하지 못한 초과변동성 부분을 부동산 시장의 버블(bubble)로 해석하는 경향이 있다(김봉환, 2004; 이준희·송준혁, 2007; 김윤영, 2012; 김원희·강원철, 2012).²⁾ 그러나 보다 현실적인 측면에서 버블이 아닌

미래 부동산 시장에 대한 투자기회의 불확실성에 따른 프리미엄(premium)으로 해석하는 것이 마땅하다(Cochrane, 1994).³⁾ 직관적으로, 장기평균으로 수렴하는 매매-전세-전환율 비율(즉, 공적분 관계)은 매매가격이 버블로 인해 '발산하지 않음'을 간접적으로 보여준다.

본 논문은 총 5개의 장으로 이루어져 있다. II장에서는 부동산 매매가 분석을 위한 전세-전환율 모형을 제시한다. III장에서는 본 연구에서 사용한 데이터에 대한 설명을 진행한다. IV장에서는 VAR 방법론을 전세-전환율 모형에 적용하여 서울 아파트 매매시장에 대한 실증분석을 시행한다. V장에서는 분석 결과를 요약하고 본 논문의 한계점 및 향후 연구방향에 대해 논의한다.

II. 모형

본 장에서는 매매가, 전세가, 그리고 전월세전환율 사이의 현재가치모형을 제안한다. 먼저 개인이 부동산으로부터 얻는 총 수익률은 다음과 같다:

$$1 + R_{t+1} = \frac{H_{t+1} + J_{t+1} \cdot f_{t+1}}{H_t} = \frac{H_{t+1}}{H_t} + \frac{J_{t+1} \cdot f_{t+1}}{H_t}. \quad \text{식 (1)}$$

여기에서 H_t 는 t 시점의 매매 가격, J_t 는 t 시점의 전세 가격, 그리고 f_t 는 전월세전환율로 정의한다.⁴⁾ 균형상태(equilibrium)에서 전세의 이자수익은 월세 $J_t \cdot f_t$ 로 벌어들이는 수익과 동일해야한다. 즉, 전세의 이자수익, 월세의 이자수익, 그리고 반전세의 이자소득의 모든 균형은 전월세전환율에 의해 반영되게 된다. 구체적으로, 균형상태에서 부동산의 투자수익률은 부동산 가격변화에 의한 수익 또는 손실 H_{t+1}/H_t 과 이자수익 $J_{t+1} \cdot f_{t+1}/H_t$ 으로 구성된다.

2) 김봉환(2004)는 상태전환회귀식(regime-switching regression)을 사용하여 주택시장에 버블이 존재하는지 실증분석 하였고, 이준희·송준혁(2007)은 자산가격결정모형을 이용하여 주택가격을 분석하였다. 두 연구 모두 2001년 이후 실제매매가격이 이론가격 보다 높게 나타난다는 결과를 얻었다. 김윤영(2012)은 거시변수들이 주택가격과 전세가격 변동에 미치는 영향을 실증분석 하였으며, 이자율이 매매가에 음의 영향을 미친다는 본 연구와 유사한 결과를 도출했다.

3) 배형(2014)는 개인의 부동산 매매가 기대상승률이 동일하다면, 전세시장이 존재할 수 없음을 보였다.

4) 실증분석에서 월별 데이터를 사용하므로, f_t 에 12(개월)로 나누었는데, 수식에는 제외했다.

식 (1)의 양변에 자연로그를 취하면 부동산의 로그 수익률(continuously compounded return)은 다음의 식을 만족한다:

$$r_{t+1} = \ln(1 + R_{t+1}) \\ = \ln(1 + f_{t+1} \cdot \exp(jh_{t+1})) + h_{t+1} - h_t. \quad \text{식 (2)}$$

여기에서 $h_t \equiv \ln(H_t)$, $j_t \equiv \ln(J_t)$, 그리고 $j_{t+1} - h_{t+1} \equiv j_{t+1} - h_{t+1}$ 은 전세-매매 비율을 의미한다.

식 (2)를 로그 선형화 방법(first-order Taylor expansion)을 이용하여 투자수익률을 다음과 같이 전개한다(Campbell and Shiller, 1988):

$$r_{t+1} \approx k + (1 - \rho) \cdot f_{t+1} / \bar{f} \\ + (1 - \rho)(j_{t+1} - h_{t+1}) + h_{t+1} - h_t \\ = k + \rho \cdot (h_{t+1} - j_{t+1} - g_{t+1}) \\ + \Delta j_{t+1} + \Delta g_{t+1} - (h_t - j_t - g_t). \quad \text{식 (3)}$$

여기에서 $g_t \equiv f_t / \bar{f}$ 는 평균 전월세전환율 \bar{f} 대비 t 시점의 전월세전환율, $\rho \equiv \frac{1}{1 + \bar{f} \cdot \exp(\bar{j}h)} = \frac{\bar{H}}{\bar{H} + \bar{f} \cdot \bar{J}}$ 은 상수할인율, 그리고 k 는 로그 선형화 상수이다.⁵⁾ 상수할인율 ρ 은 표본기간 동안의 전체 매매가 평균 \bar{H} 과 이자소득 $\bar{f} \cdot \bar{J}$ 의 총합에서 평균 매매가가 차지하는 비율을 의미한다. 지금부터 g_t 를 편의상 '전월세전환율'로 명하도록 한다.

식 (3)에서 로그 매매가 h_t 에 연속적으로 대입을 하여 전개하면, 다음의 식을 만족한다:

$$\delta_t \equiv h_t - j_t - g_t \\ \approx \frac{k}{1 - \rho} + \sum_{i=0}^T \rho^i (\Delta j_{t+1+i} + \Delta g_{t+1+i} - r_{t+1+i}) + \rho^T \delta_{t+1+T}. \quad \text{식 (4)}$$

5) 비선형식 $f(x, y) = \ln(1 + x \cdot \exp(y))$ 의 함수는 아래와 같이 선형 근사 할 수 있다:

$$f(x, y) \approx \ln(1 + \bar{x} \cdot \exp(\bar{y})) + \frac{\exp(\bar{y})}{1 + \bar{x} \cdot \exp(\bar{y})} \cdot (x - \bar{x}) + \frac{\bar{x} \cdot \exp(\bar{y})}{1 + \bar{x} \cdot \exp(\bar{y})} \cdot (y - \bar{y}).$$

여기에서 장기평균 \bar{x} , \bar{y} 는 각각 $x(=f_t)$, $y(=jh_t)$ 의 평균을 의미한다. 본문에서 상수 k 는 \bar{x} , \bar{y} 에 의해 계산된다:

$$k = \ln(1 + \bar{x} \cdot \exp(\bar{y})) - \frac{\bar{x} \cdot \exp(\bar{y})}{1 + \bar{x} \cdot \exp(\bar{y})} - \frac{\bar{x} \cdot \bar{y} \cdot \exp(\bar{y})}{1 + \bar{x} \cdot \exp(\bar{y})}.$$

6) 실제로 Campbell and Shiller(1988)는 로그 선형화를 통해 배당-비율 모형의 근사오류가 심각하지 않음을 증명하였다. 구체적으로, IV장에서 근사오류가 결과에 큰 영향을 주지 않음을 밝히도록 한다.

여기에서 δ_t 를 '매매-전세-전환율 비율', 그리고 Δ 는 일차차분으로 정의한다(예: $\Delta j_t = j_t - j_{t-1}$).⁶⁾

말기조건(transversality condition)을 만족한다고 가정하면(즉, $\lim_{T \rightarrow \infty} \rho^T \delta_{t+1+T} = 0$), 식 (4)는 t 시점의 조건부기댓값(conditional expectation)으로 표현할 수 있다:

$$\delta_t \approx \frac{k}{1 - \rho} + E \left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i (\Delta j_{t+1+i} + \Delta g_{t+1+i} - r_{t+1+i}) \middle| \Omega_t \right]. \quad \text{식 (5)}$$

여기에서 조건부기댓값은 과거 전세증가율, 과거 전월세전환율 변화, 그리고 과거 수익률의 정보집합 Ω_t 에 기반을 둔다.

추가적으로 미래 전세증가율, 미래 전월세전환율 변화, 그리고 미래 투자수익률이 관측가능(ex post)하고 정상과정을 따른다고 가정한다. 식 (5)의 우변의 변수들이 정상과정을 따른다면, 로그 매매가 h_t , 로그 전세가 j_t , 전월세전환율 g_t 사이에는 공적분 관계가 있다고 말할 수 있다. 구체적으로, 만약 매매-전세-전환율 비율 δ_t 이 장기평균보다 높다면(낮다면), 이는 (a) 미래 기대전세증가율이 높고(낮고), (b) 미래 기대전월세전환율변화가 높고(낮고), 또는 (c) 미래 기대수익률은 낮아짐(높아짐)의 조합(linear combination)의 현상으로 이해할 수 있다.

앞으로 편의상 식 (5)를 '전세-전환율 모형'이라 부르도록 한다. 최종적으로 로그 매매가 h_t 는 전세-전환율 모형을 기반으로 다음과 같이 표현할 수 있다:

$$h_t \approx j_t + g_t + E \left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i (\Delta j_{t+1+i} + \Delta g_{t+1+i} - r_{t+1+i}) \middle| \Omega_t \right]$$

$$= E \left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i ((1-\rho)j_{t+1+i} + (1-\rho)g_{t+1+i} - r_{t+1+i}) | \Omega_t \right].$$

여기에서 상수 $k/(1-\rho)$ 는 로그 매매가의 추계적(stochastic) 움직임에 영향을 미치지 않으므로 제외한다. 궁극적으로 월세를 전세와 전월세전환율로 분리함으로써 각각의 미래 기대변화가 현재 매매가에 미치는 영향을 살펴보는 것이 주요 목적 중 하나이다.

III. 데이터

본 장에서 사용한 서울 아파트 매매가격 H_t , 전세가격 J_t , 전월세전환율 f_t 데이터(재건축 포함)는 부동산 114(REPS)로부터 얻었으며, 2002년 4월부터 2015년 7월 사이의 월간 데이터를 이용했다.⁷⁾ 인플레이션으로 인한 가격변화를 상쇄하기 위해서, KOSIS 국가통계포털에서 제공하는 소비자물가지수를 이용하여 부동산 명목(nominal) 매매 및 전세가격을 실질(real) 가격으로 변환하여 연구를 진행했다. <표 1>은 전세-전환율 모형에서 사용된 변수(δ_t , Δj_t , Δg_t , r_t)들의 2002년 4월부터 2015년 7월 사이 기술통계량(descriptive statistics)을 보여준다.

<표 1>로부터 다음의 두 가지 주요한 결과를 확인할 수 있다. 첫째, 전세증가율 Δj_t 과 전월세전환율 변화 Δg_t 는 상당히 큰 음의 상관관계(-0.616)를 가진다 <Panel B, 표 1>. 이러한 음의 상관관계는 전월세전환율이 감소함에 따라 전세 가격이 상승함을 의미하는데,⁸⁾ 현재 부동산 시장의 흐름과도 일치하는 결과이다.

둘째, 매매-전세-전환율 비율 $\delta_t \equiv h_t - j_t - g_t$ 을 구성하는 세 가지 변수(h_t , j_t , g_t)들 사이에 공적분 관계가 존재한다 <Panel C, 표 1>. 즉, h_t 와 j_t 는 시간에 따라 상승하며, g_t 는 시간에 흐름에 따라 감소하고 있는데, 이들의 움직임이 장기 평균으로 회귀하는 모습을 보이고 있다. 이러한 공적분 결과는 PP(Phillips-

Perron) 검정을 통해 확인이 가능하다.

<표 1> 기초 통계량

Panel A: 기초통계량

	δ_t	Δj_t	Δg_t	r_t
평균	-0.186	0.006	-0.004	0.008
표준편차	0.159	0.008	0.010	0.012

Panel B: 상관계수

	δ_t	Δj_t	Δg_t	r_t
δ_t	1.000			
Δj_t	0.099	1.000		
Δg_t	0.014	-0.616	1.000	
r_t	-0.243	0.478	-0.201	1.000

Panel C: 단위근 검정

	δ_t	Δj_t	Δg_t	r_t
Lag 1	-3.728	-5.798	-7.264	-5.263
Lag 2	-3.484	-5.788	-7.326	-5.315
Lag 4	-3.324	-5.831	-7.287	-5.074
Lag 8	-3.194	-6.024	-7.367	-4.858

주) $\delta_t \equiv h_t - j_t - g_t$ 는 로그 매매-전세-전환율 비율, Δj_t 는 로그 전세증가율, Δg_t 는 전월세전환율 변화, 그리고 r_t 는 식 (1)에 기반한 로그 투자수익률을 의미한다. Panel A는 해당 변수들의 평균과 표준편차를 기록하고, Panel B는 해당 변수들 사이의 상관계수(correlation)를 나타내었다. Panel C는 해당 변수들의 단위근 검정결과를 기술하였으며, 단위근 검정시 사용한 방법은 PP(Phillips-Perron) 검정이다. 구체적으로 Lag 1, Lag 2, Lag 4, 그리고 Lag 8에 대해서 해당 변수가 단위근을 가지는지 평가했다. Panel C에서 굵은 글씨체로 쓰여진 부분은 해당 가설을 5% 유의수준에서 기각한다(즉, 단위근 없음)는 의미이다.

구체적으로, δ_t 는 5% 수준에서 단위근(unit root)이 존재하지 않았다.⁹⁾ 또한 식 (5)의 우변에 있는 비율변수 Δj_t , Δg_t , 그리고 r_t 는 외생적으로 래그(lag)를 1, 2, 4, 8을 두었을 때, 5% 수준에서 단위근이 존재하지

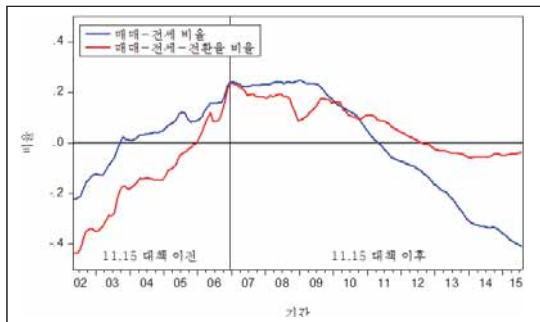
7) 매매가 H_t 와 전세가 J_t 는 백만원 단위이다. 본 연구에서는 로그변수 h_t 와 j_t 를 사용하기 때문에, 지수에 곱해지는 승수(multiplier)는 변수들의 추계적 과정에 영향을 미치지 않는다(예: $\ln(\text{지수} \cdot \text{승수}) = \ln(\text{지수}) + \ln(\text{승수})$).

8) 전월세전환율의 정의는 완전연세인 경우 '월세/전세금', 보증부 월세의 경우 '월세/(전세+보증금)'이다. 월세(또는 보증금 포함)가 시간에 따라 변하기 때문에, 전월세전환율과 전세의 역의 관계는 데이터를 통해 살펴봐야한다.

9) ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정에서도 5% 수준에서 δ_t 의 단위근이 존재하지 않음을 확인했다. δ_t 는 다소 불안정한 모습을 보이는 듯하지만, 본 연구의 분석결과 (IV장) 단위근이 존재하지 않음을 확인할 수 있다. 자세한 설명은 IV장에서 보완하기로 한다.

않았다. 이러한 결과들은 매매-전세-전환율 비율 δ_t 이 미래의 전세, 전월세전환율, 그리고 투자수익률 정보를 내포하고 있음을 시사한다(식 (5) 참고). <그림 1>은 로그 '매매-전세 비율' $h_t - j_t$ 과 로그 매매-전세-전환율 비율 δ_t 의 2002년 4월부터 2015년 7월 사이의 평균을 차감한 시계열 흐름을 보여준다.

<그림 1> 매매-전세 비율 및 매매-전세-전환율 비율



주) 로그 매매-전세-전환율 비율 $\delta_t = h_t - j_t - g_t$ 의 경향성이 바뀌는 11.15대책 시점을 검정색 세로선으로 표현했다. 11.15 대책의 주요 골자는 (1) 신도시 주택공급 확대, (2) 공공택지분양가 인하, (3) 투기지역 및 비은행권 대출규제 강화로 요약된다.

매매-전세-전환율 비율의 경향성은 2007년 금융위기 또는 2006년 11월 15일 부동산 대책과 밀접한 관련이 있어 보인다. 왜냐하면 매매-전세-전환율 비율은 2007년 까지 가파르게 상승하다가 그 이후로는 감소하는 경향을 보이기 때문이다. 이러한 경향의 변화는 경제위기 후 저금리 기조가 영향을 주었을 가능성이 크다. 특히, 저금리 기조는 전월세전환율 하락을 유도하여, 전세이자수익을 높이기 위한 전세가 상승으로 이어졌을 것으로 예상된다.

전월세전환율에 대한 영향력은 매매-전세-전환율 비율과 매매-전세 비율의 비교를 통해 간접적으로 확인할 수 있다. 전세-전환율 모형에 기반한 매매-전세 비율은 다음의 미래 정보를 내포하게 된다(상수항 제외):

$$h_t - j_t \approx g_t + E \left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i (\Delta j_{t+1+i} + \Delta g_{t+1+i} - r_{t+1+i}) \middle| \Omega_t \right].$$

최근 매매가 대비 높은 전세가는 장기평균(가로축) 대비 낮은 매매-전세 비율로 확인 할 수 있는데, 이는 저금리 기조를 대변하는 관측 가능한 g_t 의 영향으로

해석할 수 있다.

IV. 실증분석

본 장에서는 VAR 방법론을 전세-전환율 모형에 적용하여 서울 아파트 매매시장에 대한 실증분석을 진행하도록 한다. 여기에서 모든 변수들은 평균을 차감하여 사용했다:

$$\delta_t \approx E \left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i (\Delta j_{t+1+i} + \Delta g_{t+1+i} - r_{t+1+i}) \middle| \Omega_t \right].$$

평균을 차감하는 이유는 상수가 변수의 추계적 움직임과 관련이 없기 때문이다. 그래서 표본기간동안 모든 현재가치 $E \left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \cdot \Omega_t \right]$ 의 평균은 0이다. 그리고 모든 변수들의 추계적 과정은 상수 계수(constant parameter)를 가지고 있다고 가정한다. 이러한 가정을 통해 미래의 정보를 현재시점으로 투영(projection)하여 현재 관측 가능한 매매-전세-전환율 비율과 비교하는 것이 주요 목표이다.

1. 실증분석 방법론

본 절에서는 “서울 아파트 시장에는 투기적 수요가 존재하는가?”에 대한 근본적인 논의를 진행한다. 구체적인 논의를 위해서, ‘효율적시장가설’에 기반을 둔 ‘상수기대할인율모형’을 전세-전환율 모형에 적용하도록 한다.

Cochrane(1994)는 미래 배당금의 현재가치(주가의 펀더멘탈 또는 내재적 가치)로 설명할 수 없는 주가의 오차를 ‘주가의 일시적인 요인(transitory component of stock prices)’으로 정의했다. 마찬가지로, 본 연구는 전세 및 전월세전환율로 설명하지 못하는 매매가의 오차 $E \left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \cdot r_{t+1+i} \middle| \Omega_t \right]$ 를 ‘일시적인 매매가 요인(transitory component of home prices)’으로 정의한다(앞으로 ‘일시적인 매매가 요인’은 ‘기대수익률의 현재가치’ 또는 ‘기대수익률의 장기변동성’과 같은 의미로 사용된다).

일시적인 매매가 요인으로 대변되는 ‘매매가의 초과변동성’은 ‘투자수익률의 예측성’과도 밀접한 관련을 가지는데(Cochrane, 2011), 이러한 예측성은 ‘매매의 수요’와도 밀접한 관련이 있다. 예를 들어, 매매의 수요가 시간에 관계없이 일정하다면, 기대수익률의 현재가치 또한 큰 변동성을 보이지 말아야한다. 그래서 앞으로 통계적으로 유의한 초과변동성이 관찰될 경우 이를 ‘투기적 매매수요’라 판단한다.

이제 서울 아파트 매매시장의 특성을 장·단기적인 관점으로 나누어서 분석할 것이다. 첫째, “기대수익률의 장기변동성은 매매가에 영향을 미치는가?”에 대한 경제학적 가설을 소개한다. 이러한 가설은 “서울 아파트 매매시장에 투기적 수요가 장기적으로 존재했는가?”와 일치하는 질문이다.

[가설 1]: $H_0: \delta'_t = \delta_t$

서울 아파트시장에 투기적인 움직임이 없다면, 로그 전세 및 전월세전환율 대비 로그 매매가는 미래 기대전세증가율과 기대전월세전환율 변화의 현재가치와 동일해야 한다. 이때, δ_t 와 δ'_t 은 다음과 같다:

$$\begin{aligned} \delta_t &\approx E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i (\Delta j_{t+1+i} + \Delta g_{t+1+i} - r_{t+1+i}) \mid \Omega_t\right] \\ \delta'_t &\equiv E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i (\Delta j_{t+1+i} + \Delta g_{t+1+i}) \mid \Omega_t\right]. \end{aligned} \quad \text{식 (6)}$$

여기에서 δ'_t 는 상수기대할인율모형을 통해 투영된 ‘VAR 예측 비율(VAR forecast)’을 의미하고, 기대수익률의 현재가치는 상수기대할인율모형을 따라 0이 되는 제약조건을 둔다(즉, $E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \cdot r_{t+1+i} \mid \Omega_t\right] \approx 0$).

[가설 1]을 검증하기 위해서, 상수기대할인율모형에 기반여 p 래그를 둔 내생벡터(endogenous vector) $z_t \equiv [\delta_t, \dots, \delta_{t-p+1}, \Delta j_t, \dots, \Delta j_{t-p+1}, \Delta g_t, \dots, \Delta g_{t-p+1}]'$ 를 정의하고, VAR을 따른다고 가정한다. VAR(p) 모형을 추정한 후 이를 동반행렬(companion matrix)를 이용하여 VAR(1) 형태로 나타내어 분석하였다. 예를 들어, p=2일 경우, 다음의 VAR(1)형태로 일반화할 수 있다:

$$\begin{bmatrix} \delta_{t+1} \\ \delta_t \\ \Delta j_{t+1} \\ \Delta j_t \\ \Delta g_{t+1} \\ \Delta g_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & a_2 & b_1 & b_2 & c_1 & c_2 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ d_1 & d_2 & e_1 & e_2 & f_1 & f_2 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ g_1 & g_2 & h_1 & h_2 & i_1 & i_2 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \delta_t \\ \delta_{t-1} \\ \Delta j_t \\ \Delta j_{t-1} \\ \Delta g_t \\ \Delta g_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{\delta,t+1} \\ 0 \\ \epsilon_{\Delta j,t+1} \\ 0 \\ \epsilon_{\Delta g,t+1} \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$z_{t+1} = A \cdot z_t + \epsilon_{t+1}.$$

여기에서 A는 동반행렬이며, ϵ_{t+1} 는 오차벡터(residual vector)이다. 표본기간 동안 고정된 계수를 갖는 동반행렬 A는 추계적 과정을 따르는 z_t 가 상수 계수를 가지고 있음을 의미한다. 본 연구에서는 p = 1인 내생 벡터를 사용하였는데, 이는 실제로 SC(Schwarz criterion)과 AIC(Akaike information criterion)의 해 결정된 래그 p의 결과와 큰 차이를 보이지 않았다. 또한 p = 1의 경우 동반행렬 A를 가장 간략하게 기록할 수 있는 장점이 있다 (<표 3> 참고).

본 연구는 상수기대할인율모형에 기반한 벡터 $z_t = [\delta_t, \Delta j_t, \Delta g_t]'$ 가 서울 아파트 매매시장에 대한 정보 집합 Ω_t 을 대변한다고 가정한다. 이 가정은 Campbell and Shiller(1988)의 상수기대할인율모형에서 배당금이 주식시장의 정보 집합을 대변한다는 가정과 유사하다. 이를 통해 z_{t+k} 의 기댓값은 $A^k z_t$ 와 같으며(즉, $E[z_{t+k} \mid \Omega_t] = A^k z_t$), 식 (6)을 다음과 같은 벡터식으로 표현할 수 있다:

$$\begin{aligned} e1'z_t &= \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i (e2' + e3') A^{i+1} z_t \\ &= (e2' + e3') A (I - \rho A)^{-1} z_t. \end{aligned} \quad \text{식 (7)}$$

여기에서 I는 3차 단위행렬(identity matrix)이며, $e1' = [1, 0, 0]$, $e2' = [0, 1, 0]$, 그리고 $e3' = [0, 0, 1]$ 는 z_t 의 각 요소들을 선택하는데 사용된다(예: $e1'z_t = \delta_t$, $e2'z_t = \Delta j_t$, $e3'z_t = \Delta g_t$). 간단하게, 식 (7)은 벡터 시계열의 $z_t = [\delta_t, \Delta j_t, \Delta g_t]'$ 의 무한등비급수를 의미한다(공비: ρA , 초항: $(e2' + e3') A z_t$). 즉, 상수계수를 갖는 추계적 변수들(동반행렬 A)이 [가설 1]을 만족한다면, 미래의 정보를 현재 시점으로 투영한(할인된 ρA) 식 (7)의 우변은 현재 관측가능한 좌변은 같아야 한다:

$$\delta'_t = 1 \cdot \delta_t + 0 \cdot \Delta j_t + 0 \cdot \Delta g_t. \quad (10)$$

[가설 1]에 대한 정량적인 결과를 도출하기 위해서, [가설 1]의 $H_0 : \delta'_t = \delta_t$ 에 대한 ‘비선형 왈드 검정 (non-linear Wald test)’을 시행했다(Campbell and Shiller, 1988):

$$\text{Wald Statistic} = \lambda' \left[\left(\frac{\partial \lambda}{\partial \gamma} \right)' \theta \left(\frac{\partial \lambda}{\partial \gamma} \right) \right] \lambda \sim \chi^2_{\dim(\lambda)}.$$

여기에서 $\lambda \equiv e1' - (e2' + e3')A(I - \rho A)^{-1}$ 는 δ_t 와 δ'_t 간의 편차벡터(deviation vector), γ 는 VAR의 추정계수, $\partial \lambda / \partial \gamma$ 는 동반행렬 A 에 대한 λ 의 자코비안행렬(Jacobian matrix), 그리고 θ 는 VAR에 사용된 변수에 대하여 추정된 분산-공분산행렬(variance-covariance matrix)을 의미한다. 비선형 왈드 통계량은 카이제곱(chi-square) 분포를 따르며, 자유도(degree of freedom)는 z_t 벡터의 구성요소의 수와 같다(즉, 본 연구에서의 자유도는 3이다).

[가설 2]: $H_0 : \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3 = 0$

서울 아파트시장에 투기적 수요가 존재하지 않는다면, 단기(short-term) 투자수익률의 변화는 미미하다(즉, $E[r_{t+1}|\Omega_t] \approx 0$).¹¹⁾ 따라서 단기수익률의 변화에 대한 검정은 다음과 같은 회귀방정식(regression equation)을 통해 가능하다:

$$r_{t+1} = \beta_1 \cdot \delta_t + \beta_2 \cdot \Delta j_t + \beta_3 \cdot \Delta g_t + \epsilon_{t+1}.$$

$$E[r_{t+1}|\Omega_t] = \beta' \cdot z_t.$$

여기에서 $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3$ 는 ‘추정된’ 회귀계수이며, ϵ_{t+1} 은 오차항 이다. 즉, 벡터 $z_t = [\delta_t, \Delta j_t, \Delta g_t]'$ 의 기울기 벡터 $\hat{\beta} = [\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3]'$ 가 종합적으로(jointly) 0이 되는지를 테스트한다.

- 10) 식 (5)의 전세-전환을 모형은 매매-전세-전환을 비율 δ_t 이 미래의 $\Delta j_t, \Delta g_t$, 그리고 r_t 의 정보를 내포하고 있음을 보여준다. 그래서 [가설 1]이 사실이라면, ‘미래 정보’만을 현재로 투명한 δ'_t 는 δ_t 와 같아야하고, ‘현재 관측가능한’ Δj_t 그리고 Δg_t 의 정보는 δ'_t 와 직교(orthogonal)해야한다(Campbell and Shiller, 1988).
- 11) $E[r_{t+1}|\Omega_t]$ 는 t 시점의 정보 집합 Ω_t 에 기반한 조건부 기댓값을 의미한다. 정보 집합 Ω_t 을 대변하는 벡터 $z_t = [\delta_t, \Delta j_t, \Delta g_t]'$ 에 투영시킨 것을 의미하는데, 이는 [가설 2]를 통해 실증적으로 검증할 수 있다 (Fama, 2014; Campbell and Shiller, 1987; Campbell and Shiller, 1988).
- 12) 상수항을 제외한 투자수익률의 로그 선형화 방정식은 다음과 같다:

$$r_{t+1} \approx \rho \cdot \delta_{t+1} + \Delta j_{t+1} + \Delta g_{t+1} - \delta_t.$$

위의 로그 선형화 방정식을 식 (8)에 적용하면 식 (8)의 좌변은 $e1'(I - \rho A)z_t = \delta_t - E[\rho \delta_{t+1}|\Omega_t]$ 이 되며, 우변은 $(e2' + e3')Az_t = E[\Delta j_{t+1} + \Delta g_{t+1}|\Omega_t]$ 이 된다. 이를 정리하면 $E[r_{t+1}|\Omega_t] = 0$ 이다.

둘째, “일시적인 매매요인의 단기적 변동성이 큰가?”에 대한 경제학적 가설을 소개한다. 이러한 가설은 “서울 아파트 매매시장은 단기변동성이 큰 시장인가?”와 일치하는 질문이다.

[가설 2]를 검정하기 위해서, 식 (7)의 양변에 $(I - \rho A)$ 를 곱하면 상수기대할인율모형을 다음과 같은 벡터 식으로 표현할 수 있다:

$$e1'(I - \rho A)z_t = (e2' + e3')Az_t. \tag{8}$$

식 (8)은 식 (3)의 로그 선형화 방정식을 적용하여 풀이하면 다음의 ‘단기 회귀 테스트(one-period regression test)’로 나타낼 수 있으며 다음과 같다 (Campbell and Shiller, 1988):

$$E[r_{t+1}|\Omega_t] = 0. \tag{9}$$

전세-전환을 모형의 강건성 검증을 위해서 [가설 2]를 로그 선형화를 통한 근사 수익률 \hat{r}_{t+1} 에도 적용한다:

$$E[\hat{r}_{t+1}|\Omega_t] = 0.$$

여기에서 $\hat{r}_{t+1} = \rho \cdot \delta_{t+1} + \Delta j_{t+1} + \Delta g_{t+1} - \delta_t \approx r_{t+1}$ 이다 (식 (3) 참고). 만약 로그 선형화를 통한 근사오류가 결과에 큰 영향을 미치지 않는다면, 두 회귀 테스트는 비슷한 결과를 도출해야 할 것이다.

2. 실증분석 결과

실증분석 구성은 다음과 같다. 먼저, 두 가지 표본구

간을 설정한다: (1) 2002년 4월부터 2015년 7월('전체 기간'), 그리고 (2) 2006년 12월부터 2015년 7월('부표본기간').¹³⁾ 부표본기간을 설정한 이유는 2007년 이후 매매-전세-전환율 비율의 경향성 변화에 근거한다 (<그림 1> 참고).

1) [가설 1] 결과

할인율 ρ 은 로그 선형화 전개식으로부터 직접 계산하여 얻은 값 $\rho \approx 0.997$ 을 사용한다.¹⁴⁾ 할인율은 전체기간 또는 부표본기간에 상관없이 거의 일정한 값을 보인다.¹⁵⁾ $\rho \approx \frac{H_t}{H_t + \bar{f} \cdot \bar{J}_t} \approx 1$ 에 근접한 높은 할인율은 표본기간 동안 매매가 의 평균비중 \bar{H}_t 이 전세이자소득 $\bar{f} \cdot \bar{J}_t$ 보다 컸음을 의미한다. 또한 $\rho < 1$ 의 사실은 서울 아파트 매매가가 발산하지 않음을 의미한다(즉, 버블이 존재하지 않음). 예를 들어, ρ 가 1보다 크다면, 매매-전세-전환율 비율은 발산하여 공적분 관계를 만족하지 못하므로(식 (4) 참고), <그림 1>과 같이 장기평균으로 회귀하지 못 할 것이다.

<표 3> 상수기대할인율모형에 기반한 1차 VAR 추정 결과

Panel A: 전체기간에 대한 1차 VAR 추정치 (2002.04 - 2015.07)

종속변수	독립변수			Adj. R ²
	δ_{t+1} (S.E.)	Δj_{t+1} (S.E.)	Δg_{t+1} (S.E.)	
δ_{t+1}	0.971 (0.006)	0.287 (0.167)	-0.253 (0.120)	0.994
Δj_{t+1}	0.002 (0.003)	0.470 (0.075)	-0.198 (0.054)	0.467
Δg_{t+1}	0.004 (0.004)	-0.339 (0.119)	0.345 (0.086)	0.287

13) 매매-전세-이자율 비율에 구조변화(structural change)가 있는지 확인하기 위하여 Bai-Perron(1998) 테스트를 시행하였으며, 2006년 3월에 구조 변화가 있음을 확인했다. 또한, 부표본기간 시작점을 2006년 3월로 하더라도 본 연구의 결과와 같은 경제적 함의를 도출할 수 있다.

14) 상수할인율 $\rho = 1/(1 + \bar{f} \cdot \bar{J}/\bar{H}) \approx 0.997$ 은 연간 월세/매매가 비율 $\bar{f} \cdot \bar{J}/\bar{H}$ 이 3.6%를 의미하는데, 이는 상당히 현실적인 수준이다. 다른 상수할인율은 비현실적인 수준을 보이므로 사용하지 않기로 한다. 예를 들어, 다른 상수할인율 $\rho \approx 0.987$ 인 경우는 연간 월세가 매매가의 15.8%임을 의미하는데 이는 상당히 현실과 거리가 있다.

15) 소수 넷째자리에서 반올림했을 때 공통적으로 $\rho \approx 0.997$ 의 값을 도출한다.

16) 예를 들어, 1차 VAR을 다음과 같이 표현해보자:

$$\begin{bmatrix} \delta_{t+1} \\ \Delta j_{t+1} \\ \Delta g_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \delta_t \\ \Delta j_t \\ \Delta g_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{t+1}^1 \\ \epsilon_{t+1}^2 \\ \epsilon_{t+1}^3 \end{bmatrix}$$

Panel B: 부표본기간에 대한 1차 VAR 추정치 (2006.12 - 2015.07)

종속변수	독립변수			Adj. R ²
	δ_{t+1} (S.E.)	Δj_{t+1} (S.E.)	Δg_{t+1} (S.E.)	
δ_{t+1}	0.991 (0.010)	0.154 (0.194)	-0.252 (0.127)	0.989
Δj_{t+1}	-0.009 (0.006)	0.443 (0.113)	-0.188 (0.074)	0.521
Δg_{t+1}	0.024 (0.010)	-0.315 (0.185)	0.443 (0.121)	0.461

주) $\delta_t \equiv h_t - j_t - g_t$ 는 로그 매매-전세-전환율 비율, Δj_t 는 로그전세증가율, 그리고 Δg_t 는 전월세전환율 변화를 의미한다. Panel A는 전체기간 동안의 1차 VAR 추정치이며, Panel B는 부표본기간 동안의 1차 VAR 추정치이다. VAR 추정은 최소제곱법(ordinary least square, OLS)을 이용했다. 각 Panel은 차례대로 추정 계수, 괄호로 표준오차(standard error), 그리고 각 추정 방정식에 대한 조정결정계수(adjusted R²)를 표시했다.

이제 실증분석 결과에 대해 논의하도록 한다. 먼저, 전체기간의 동반행렬은 <Panel A, 표 3>에 수록하고, 부표본기간의 동반행렬은 <Panel B, 표 3>에 나타내었다. <표 3>에서 눈여겨볼 결과는 매매-전세-전환율 비율 δ_{t+1} 을 종속변수로 갖는 회귀방정식의 조정결정계수(adjusted R²)가 다소 높다는 사실이다(Panel A: 0.994, Panel B: 0.989).¹⁶⁾ 이러한 높은 조정결정계수는 δ_t 의 큰 자기상관성(autocorrelation)에 기인하는 것으로 보인다.¹⁷⁾ 다소 불안정해 보이는 δ_t 의 시계열 흐름(<그림 1>)과 높은 자기상관성은 δ_t 에 단위근이 존재한다고 의심해 볼 수 있다. 하지만, VAR 투영 비율 $\delta'_t \equiv (e_2' + e_3')A(I - \rho A)^{-1}z_t$ 이 수렴함은 결과적으로 δ_t 에 단위근이 존재하지 않음을 입증한다(<표 4> 참고). 다시 말해서, 만약 벡터 $z_t = [\delta_t, \Delta j_t, \Delta g_t]'$ 에 단위근이 존재한다면 식 (7)에서 미래 정보를 현재로 투영한 δ'_t 는 발산하게 된다(Campbell and Shiller, 1987).

VAR 분석을 위해 필요한 기본할인을 ρ 와 동반행렬 A 를 설정하였으므로, [가설 1]과 [가설 2]에 대한 해석을 진행하였으며, 그 결과는 <표 4>에 수록되어 있다.

<표 4> 매매-전세-전환율 비율 추정 결과

Panel A: 각 기간에 대한 VAR 예측 비율 δ'_t

분석 기간	δ'_t 추정치		
전체기간	$\delta'_t = 0.242 \cdot \delta_t + 0.365 \cdot \Delta j_t + 0.021 \cdot \Delta g_t$ (0.132) (0.251) (0.148)		
부표본기간	$\delta'_t = 0.800 \cdot \delta_t + 0.488 \cdot \Delta j_t - 0.066 \cdot \Delta g_t$ (0.259) (0.291) (0.211)		

Panel B: 각 기간에 대한 진단통계량

분석기간	$H_0 : \delta'_t = \delta_t$ (p-value)	$\sigma(\delta'_t)/\sigma(\delta_t)$ (S.E.)
전체기간	63.633 (0.000)	0.245 (0.365)
부표본기간	7.508 (0.057)	0.793 (0.504)

주) $\delta_t \equiv h_t - j_t - g_t$ 는 로그 매매-전세-전환율 비율, Δj_t 는 로그 전세증가를, 그리고 Δg_t 는 전월세전환율 변화를 의미한다. Panel A는 전체기간 동안 추정된 매매-전세-전환율 비율 추정치 $\delta'_t \equiv (e2' + e3')A(I - \rho A)^{-1}z_t$ 와 진단통계량(diagnostic statistics)을 나타내고, Panel B는 상수할인율 $\rho \approx 0.997$ 에 해당하는 δ'_t , $H_0 : \delta'_t = \delta_t$ 에 대한 비선형 Wald 통계량, 표준편차의 비율 $\sigma(\delta'_t)/\sigma(\delta_t)$ 을 나타냈다. $H_0 : \delta'_t = \delta_t$ 의 결과에서 굵은 글씨체로 쓰여진 부분은 [가설 1]을 5% 유의수준에서 기각한다는 의미이고, $\sigma(\delta'_t)/\sigma(\delta_t)$ 의 괄호에 수치분석을 통해 구한 표준오차(S.E.)를 수록했다.

전체기간 동안 [가설 1]에 대한 결과는 다음과 같다: 기대수익률의 장기변동성은 전체기간 동안 매매가에 큰 영향을 미친다 <1행, Panel A, 표 4>. VAR 예측 비율 δ'_t 이 실제 매매-전세-전환율 비율 δ_t 에 투영한

여기에서 δ_{t+1} 를 종속변수로 갖는 회귀방정식은 다음과 같다:

$$\delta_{t+1} = a_{11} \cdot \delta_t + a_{12} \cdot \Delta j_t + a_{13} \cdot \Delta g_t + \epsilon_{t+1}^1.$$

- 17) 비록 매매-전세-전환율 비율 δ_t 이 정상과정이지만(<Panel C, 표 1> 참고), δ_{t+1} 의 1차 자기상관성이 약 0.98이다.
- 18) 매매가에 일시적인 매매가 요인이 존재하지 않는다면(즉, 전세와 전월세전환율로 완벽히 설명된다면), δ'_t 이 δ_t 에 투영한 비율은 이론적으로 1에 근접 해야하며, Δj_t 와 Δg_t 에 투영된 계수의 합 또한 0과 큰 차이가 없어야 한다([가설 1] 참고).
- 19) 구체적으로, δ'_t 이 δ_t 에 투영한 비율은 1과 같다는 가설을 1% 유의수준에서 기각했고, Δj_t 와 Δg_t 에 투영된 계수의 합이 0과 같다는 가설은 10% 유의수준에서 기각했다. [가설 1]은 이들의 괴리가 종합적으로(jointly) 차이가 있는지를 판단하는 것이다.
- 20) $\sigma(\delta'_t)/\sigma(\delta_t) \equiv f(\gamma)$ 의 근사표준오차(asymptotic standard error)는 $\sqrt{(\partial f/\partial \gamma)' \Theta (\partial f/\partial \gamma)}$ 으로 계산할 수 있다(Campbell and Shiller, 1988; Campbell, 1991).

비율(0.242)이 1과 상당한 거리가 있으며, 전세증가를 Δj_t 과 전월세전환율변화 Δg_t 에 투영된 계수의 합(0.386)이 0과 다르다는 것을 확인할 수 있다.¹⁸⁾ 이러한 비율의 괴리는 결합유의도(joint significance)를 검증하는 $H_0 : \delta'_t = \delta_t$ 결과에서도 입증된다.¹⁹⁾ 결론적으로, 이는 전세 및 전월세전환율의 변화로 설명할 수 없는 매매가의 초과변동성을 보여주는 결과이다.

부표본기간 동안의 [가설 1]에 대한 결과는 다음과 같다: 기대수익률의 장기변동성은 시간이 흐름에 따라 감소하고 있다 <2행, Panel A, 표 4>. 이러한 감소 경향은 부표본기간에 대한 표준편차 비율 $\sigma(\delta'_t)/\sigma(\delta_t) = 0.793$ 이 전체기간에 대한 표준편차 비율 0.245보다 큰 사실에서 유추할 수 있다 <Panel B, 표4>.²⁰⁾ 결과를 좀 더 쉽게 풀이하자면, 전체기간에서는 δ_t 가 일시적인 매매가 요인을 제외한 δ'_t 보다 약 300% $\left(\frac{1-0.245}{0.245}\right)$ 더 많이 움직였으며, 부표본기간에서는 δ_t 가 δ'_t 보다 약 26% $\left(\frac{1-0.793}{0.793}\right)$ 더 많이 움직였다. 이러

한 초과 변동성 26%는 비선형 Wald 검정 $H_0 : \delta'_t = \delta_t$ 결과에서 5% 수준에서 통계적으로 유의하지 않음을 확인할 수 있다. 이러한 사실은 전세 및 전월세전환율로 설명되는 내재적 가치가 부표본기간에서 실제매매가에 좀 더 수렴하였음을 보여준다(즉, $j_t + g_t \rightarrow h_t$).

일시적인 매매가 요인에 대한 동적 흐름을 보기 위해, 전체기간 동안의 매매-전세-전환율 비율 δ_t 과 일시적인 매매가 요인을 제외한 VAR 예측 비율 δ'_t 를 <Graph A, 그림 2>에 수록하고, 부표본기간 동안의 δ_t 와 δ'_t 를 <Graph B, 그림 2>에 수록했다.

전체기간 동안 일시적인 매매가 요인 $E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i r_{t+i+1} \Omega_t\right] = \delta'_t - \delta_t$ 이 매매가에 큰 영향을 미치고 있음을 확인할

수 있는데, 이는 <1행, Panel A, 표 4>의 결과와도 일치한다. 그러나 부표본기간동안 일시적인 매매가 요인 $\delta'_t - \delta_t$ 이 상당히 줄어든 모습을 확인할 수 있으며, 이는 <2행, Panel A, 표 4>의 결과와도 일치한다.²¹⁾ 즉, 2007년 이후 전세와 전월세전환율의 미래 흐름에 대한 기대가 서울 아파트 매매시장을 비교적 잘 설명하고 있음을 보여준다.

위의 결과들은 서울 아파트 매매시장에 대한 중요한 시사점을 제공한다. 과거 서울 아파트 매매시장은 전반적으로 전세와 전월세전환율의 현금흐름과 무관할 정도로 변동성(일시적인 매매가 요인)이 큰 시장이었다 <Graph A, 그림 2>. 이러한 결과를 유추해보면, 아파트를 소유하고 있는 개인은 전세를 통한 이자수익의 기대보다 부동산의 가격 변화에 대한 기대(매매의 수요)가 컸던 것으로 보인다(식 (1) 참고).

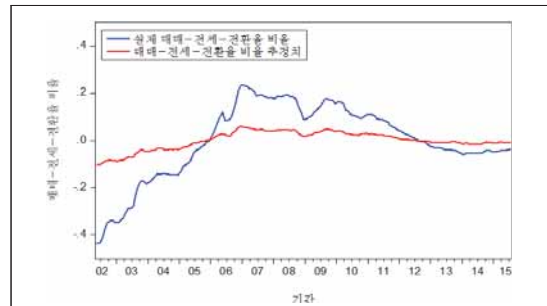
그러나 최근 들어 서울 아파트 매매시장의 투기적 매매수요가 크게 감소했다(예: $\sigma(\delta'_t)/\sigma(\delta_t)=300\% \rightarrow \sigma(\delta'_t)/\sigma(\delta_t)=26\%$ <Panel B, 표 4>). 이러한 매매수요의 감소는 금융위기 이후에 매매가격 하락을 부추기고, 안정적인 이자소득을 선호하는 흐름으로 바꾸게 만들었다. 안정적이고 높은 이자소득을 위해서는 높은 전세가 또는 높은 전월세전환율이 기반이 되어야한다. 그래서 최근 저금리 기조에서 유추해보았을 때, 최근 부동산 시장의 경향은 절대적으로 높은 전세가가 뒷받침 되어야한다.²²⁾

일시적인 매매가 요인의 유무는 ‘동전의 양면’을 가지고 있다. 한 면으로는 일시적인 매매가 요인의 존재가 부동산 시장의 활성화에 도움을 주지만, 다른 한면으로는 변동성을 증폭시켜 시장의 안정화에 악영향을 끼칠 수 있기 때문이다. 활성화 및 안정화라는 두 가지 목표를 균형적으로 이루기 위해서는 안정적인 이자소득을 얻을 수 있도록 실물경제의 회복이 필수적이라 생각된다(예: 최근 미국 부동산 시장의 활성화). 예를 들어, 최근 서울 아파트 매매시장은 효율적시장가설에 부합한 안정적 시장이기는 하지만 <Graph B, 그림 2>, 높은 전세가와 낮은 이자율의 조합으로 인해 서민들의 주거부담을 가중시키고 있다. 실물경제 회복은 (1) 이

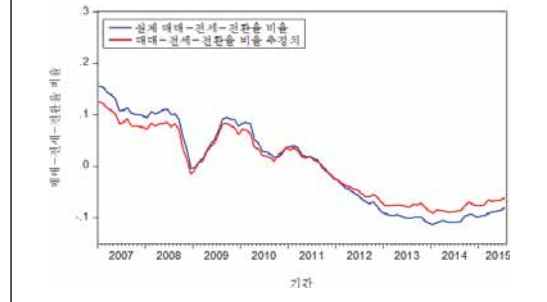
서울의 상승에 따른 전세의 공급을 증가시켜 서민들의 주거 안정화에 보탬이 될 수 있을 뿐만이 아니라, (2) 매매수요의 회복을 이끌 수 있을 것으로 기대된다. 이제 서울 아파트 매매시장의 단기적 변동성에 대한 분석을 진행한다.

<그림 2> 매매-전세-전환율 비율 및 예측 추정치

Graph A: 전체기간 동안 매매-전세-전환율 비율과 상수기대할인율모형을 통해 투영된 VAR 예측 비율 (2002.04 - 2015.07)



Graph B: 부표본기간 동안 매매-전세-전환율 비율과 상수기대할인율모형을 통해 투영된 VAR 예측 비율 (2006.12 - 2015.07)



주) Graph A는 전체기간 동안의 실제 매매-전세-전환율 비율 δ_t 와 상수기대할인율모형에 기반한 매매-전세-전환율 비율 δ'_t 을 보여주고, Graph B는 부표본기간 동안의 δ 와 δ'_t 을 보여준다. 여기에서 사용한 기본 상수할인율 ρ 은 0.997이며, 동반행렬 A는 <표 3>의 각 Panel의 VAR 추정치를 이용했다. 여기에서 δ'_t 와 δ_t 의 차이는 기대수익률의 현재가치를 나타낸다.

21) [그림 2]에서 전체기간과 부표본기간 별로 VAR 예측비율 δ'_t 가 다른 이유는 각 표본기간별 정보집합 Ω_t 에 기반한 동반행렬 A가 다르기 때문이다(<표 3> 참고). 그래서 식 (7)에서 δ'_t 을 계산하는 과정에서 결과값이 다르게 나타날 수 있다. 하지만 $\delta_t - \delta'_t$ 로 표현될 수 있는 일시적인 매매가 요인의 경향성은 같으며, 그 규모의 차이를 통해 일시적인 매매가 요인의 변동성이 줄어들었음을 확인할 수 있다.

22) 실제 데이터에서도 전세와 이자율은 역의 관계를 가지고 있음을 확인할 수 있다. 다시 말해서, 전세가가 높은 최근에는 이자율이 굉장히 낮은 경향이 있으며, 반대로 전세가가 낮은 과거에는 보통 이자율이 높았던 경향이 보인다.

2) [가설 2] 결과

전체기간 동안의 [가설 2]의 결과는 다음과 같다: 기대수익률의 단기변동성은 크지 않다 <Panel A, 표 5>. 위의 결론은 [가설 2]의 단기 회귀 테스트 $E[r_{t+1}|\Omega_t]=0$ 에서 확인할 수 있다. 예를 들어, 실제수익률 r_{t+1} 을 종속변수로 갖는 회귀방정식을 살펴보도록 하자([가설 2] 참고). 매매-전세-전환을 비율 δ_t 은 r_{t+1} 에 음의 효과(-0.025), 전세증가를 Δj_t 은 양의 효과(0.418), 그리고 전월세전환율변화 Δg_t 는 음의 효과(-0.105)를 미친다. 비록 조정결정계수가 17.7%로 높은 경향이 있으나, 세 가지 독립변수의 계수의 합이 0이 되는 결합유의도는 0.221로 10% 수준에서도 [가설 2]를 기각하지 못함을 알 수 있다(즉, 단기변동성이 크지 않다).

전체기간에 대해서 [가설 2]의 단기변동성 결과는 [가설 1]의 장기변동성의 결과와 상충되어 보인다(예: [가설 1]의 유의도 0.0000, 그리고 [가설 2]의 유의도 0.221). 이러한 결과는 단기적으로 기대수익률의 변동성이 크지 않지만, 장기적으로 매매가의 움직임에 강한 경향성(강한 매매수요)을 보이고 있음을 의미한다. 이러한 경향성은 주식 시장에서도 관찰되는 현상이다 (Campbell, 2003).

부표본기간 동안의 [가설 2]의 결과는 다음과 같다: 기대수익률의 단기변동성은 부표본기간에서 더욱 줄어든 모습을 보인다 <Panel B, 표 5>. 구체적으로, 실제수익률 r_{t+1} 을 종속변수로 갖는 회귀방정식을 살펴보자. 세 가지 독립변수들의 결합유의도(0.162)가 10% 수준에서도 기각하지 못하지만, <Panel A, 표 5>의 조정결정계수가 17.7%에서 <Panel B, 표 5>의 8.3%로 거의 절반가량 줄어든 것을 확인할 수 있다. 이는 단기변동성(예측성)이 줄어들었음을 간접적으로 보여주는 결과이다. 이러한 단기변동성 $E[r_{t+1}|\Omega_t]$ 이 누적되어 장기변동성 $E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i r_{t+1+i}|\Omega_t\right]$ 으로 나타나며, <Graph B, 그림 2>와 같이 δ_t 와 일시적인 매매가 요인이 없는 δ_t' 의 차이를 미미하게 만들게 된다.

전세-전환을 모형의 강건성 검증을 위해 근사수익률 \hat{r}_{t+1} 에 대한 회귀 테스트 $E[\hat{r}_{t+1}|\Omega_t]=0$ 도 진행했다. 결과적으로 표본기간에 상관없이 $E[r_{t+1}|\Omega_t]=0$ 에 대한 독립변수들의 계수들이 $E[\hat{r}_{t+1}|\Omega_t]=0$ 에 대한 독립변수들의 계수들과 큰 차이가 나지 않을 뿐만 아니라 결합유의도 또한 10% 수준에서도 기각하지 못했다. 조

정결정계수 또한 $E[r_{t+1}|\Omega_t]=0$ 와 $E[\hat{r}_{t+1}|\Omega_t]=0$ 에서 비슷한 값을 도출하고 있다. 이러한 결과들은 로그 선형화 방법론을 통한 근사오류가 크지 않음을 입증한다.

<표 5> 단기 회귀 테스트 결과

Panel A: 전체기간에 대한 단기 회귀 테스트 결과 (2002.04-2015.07)

종속 변수	δ_t (S.E)	Δj_t (S.E)	Δg_t (S.E)	Adj. R ²	월드 통계량 (p-value)
r_{t+1}	-0.025 (0.006)	0.418 (0.152)	-0.105 (0.110)	0.177	1.498 (0.221)
\hat{r}_{t+1}	-0.025 (0.006)	0.419 (0.152)	-0.106 (0.110)	0.178	1.501 (0.221)

Panel B: 부표본기간에 대한 단기 회귀 테스트 결과 (2006.12-2015.07)

종속 변수	δ_t (S.E)	Δj_t (S.E)	Δg_t (S.E)	Adj. R ²	월드 통계량 (p-value)
r_{t+1}	0.004 (0.007)	0.279 (0.132)	0.004 (0.086)	0.083	1.959 (0.162)
\hat{r}_{t+1}	0.004 (0.007)	0.281 (0.132)	0.005 (0.086)	0.082	1.984 (0.159)

주) Panel A는 전체기간 동안의 단기 회귀 테스트 결과를 나타내며, Panel B는 부표본기간 동안의 단기 회귀 테스트 결과를 나타낸다. 각 Panel의 첫 번째 열은 종속변수 실제수익률 r_{t+1} 과 근사수익률 \hat{r}_{t+1} 이며, 두 번째 열부터 네 번째 열까지는 세가지 독립변수 δ_t , Δj_t , Δg_t 에 대한 추정된 계수를 나타냈다([가설 2] 참고). 계수들은 최소제곱법으로 추정하고, 각 계수에 대한 표준오차(standard error)를 괄호에 표시했다. 다섯 번째 열에는 회귀 방정식에 대한 조정결정계수 (adjusted R²)를 표시하였고, 마지막 열에는 [가설 2]에 대한 월드 통계량과 유의도 p-value를 괄호로 나타냈다.

지금까지 전세 및 전월세전환율로 설명할 수 없는 일시적인 매매가 요인에 대한 분석을 진행했다. 최근 기간으로 다가갈수록 투기적 매매수요가 줄고 있음을 확인할 수 있으나 <Panel B, 표 4; Graph B, 그림 2>, 이러한 낮은 전월세전환율이 주된 원인인지 높은 전세가가 주된 원인인지 판단하기는 힘들다. 이러한 상대적인 중요도를 분석하기 위해 다음 장에서 자세히 탐구하도록 하겠다.

3. 토론

1) 비조건부 분산분해

본 절에서는 “어떠한 요인이 전세이자수의 대비 매매가 변화(즉, $\delta_t = h_t - j_t - g_t$)에 가장 크게 영향을 미치는가?”에 대해 탐구한다.²³⁾ 영향력에 대한 정량적 분석을 통해 어떠한 부동산 안정화 대책이 필요한지 논의하고자 한다. 명확한 분석을 위해서 비조건부 분산분해(unconditional variance decomposition)를 전세-전환을 모형에 적용했다(Cochrane, 2008, 2011):

$$\begin{aligned} \text{Var}(\delta_t) &\approx \text{Cov}\left(E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \Delta j_{t+1+i} | \Omega_t\right], \delta_t\right) \\ &+ \text{Cov}\left(E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \Delta g_{t+1+i} | \Omega_t\right], \delta_t\right) - \text{Cov}\left(E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i r_{t+1+i} | \Omega_t\right], \delta_t\right). \end{aligned} \tag{10}$$

식 (10)은 식 (5)에 $\delta_t - E[\delta_t]$ 를 양변에 곱하고 비조건부기댓값을 취함으로써 얻을 수 있다 (예: $\text{Var}(x) = E[x^2] - E[x]^2$).

식 (10) 우변의 미래 기대전세증가율에 대한 현재가치 $E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \Delta j_{t+1+i} | \Omega_t\right]$ 와 전월세전환을 변화의 현재가치 $E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \Delta g_{t+1+i} | \Omega_t\right]$ 는 상수기대할인율모형에서 직접 유도할 수 있다:

$$E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \Delta j_{t+1+i} | \Omega_t\right] = e2'A(I - \rho A)^{-1}z_t,$$

$$E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \Delta g_{t+1+i} | \Omega_t\right] = e3'A(I - \rho A)^{-1}z_t.$$

미래 기대수익률의 현재가치 $E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i r_{t+1+i} | \Omega_t\right]$ (일

시적인 매매가 요인)는 상수기대할인율모형과 매매-전세-전환을 비율 δ_t 의 오차로 정의한다:

$$\begin{aligned} E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i r_{t+1+i} | \Omega_t\right] &= E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \{\Delta j_{t+1+i} + \Delta g_{t+1+i}\} | \Omega_t\right] - \delta_t \\ &= e2'A(I - \rho A)^{-1}z_t + e3'A(I - \rho A)^{-1}z_t - e1'z_t = \delta_t' - \delta_t. \end{aligned}$$

위 정의의 신빙성은 $E[r_{t+1} | \Omega_t] = 0$ 와 $E[\hat{r}_{t+1} | \Omega_t] = 0$ 의 추정계수의 차이가 크지 않음과 관련이 있다(<표 5> 참고). 또한 일시적인 매매가 요인의 현재가치를 $\delta_t' - \delta_t$ 로 정의함으로써 등호가 만족하는 비조건부 분산분해가 가능하다(식 (11) 참고).²⁴⁾

식 (10)의 양변을 $\text{Var}(\delta_t)$ 으로 나눠주게 되면, 매매-전세-전환을 비율 δ_t 의 변동성에 대한 설명력을 백분율(%)로 해석이 가능하다:

$$\begin{aligned} 1 &= \frac{\text{Cov}\left(E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \Delta j_{t+1+i} | \Omega_t\right], \delta_t\right)}{\text{Var}(\delta_t)} + \frac{\text{Cov}\left(E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \Delta g_{t+1+i} | \Omega_t\right], \delta_t\right)}{\text{Var}(\delta_t)} \\ &\quad - \frac{\text{Cov}\left(E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i r_{t+1+i} | \Omega_t\right], \delta_t\right)}{\text{Var}(\delta_t)}. \end{aligned} \tag{11}$$

식 (11)에 대해서 <Panel A, 표 6>는 전체기간 동안의 분산분해 결과를 수록하고, <Panel B, 표 6>는 부표본기간 동안의 분산분해 결과를 수록했다. 분산분해의 유의성을 판단하기 위해 다음 세가지 가설에 대한 비선형 왈드 검정도 같이 실시한다:²⁵⁾

$$(a) H_0 : \frac{\text{Cov}\left(E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \Delta j_{t+1+i} | \Omega_t\right], \delta_t\right)}{\text{Var}(\delta_t)} = 0.$$

$$(b) H_0 : \frac{\text{Cov}\left(E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \Delta g_{t+1+i} | \Omega_t\right], \delta_t\right)}{\text{Var}(\delta_t)} = 0.$$

23) 정상과정이 아닌 변수는 분산(variance) 측정이 불가능하므로, 레벨 변수 h_t 가 아닌 비율 변수 δ_t 를 통해 간접적으로 분산을 측정한다. 예를 들어, 대부분의 문헌들이 주식 가격이 아닌 주식의 수익률을 대상으로 분석을 진행하고 있다.

24) 전세-전환을 모형에서도 미래 기대투자수익률의 현재가치를 구할 수 있다. 예를 들어, 내생벡터 z_t 를 $[\delta_t, \Delta j_t, \Delta g_t, r_t]'$ 로 정의하면, 전세-전환을 모형은 다음의 벡터 식으로 표현 가능하다:

$$e1'z_t = \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i (e2' + e3' - e4') A^{i+1} z_t = (e2' + e3' - e4') A (I - \rho A)^{-1} z_t.$$

여기에서 미래 기대투자수익률의 현재가치($E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i r_{t+1+i} | \Omega_t\right] = e4'A(I - \rho A)^{-1}z_t$)는 $\delta_t' - \delta_t$ 와 큰 차이가 없다.

25) 위에 대한 비선형 왈드 통계량은 [가설 1]과 비슷한 방법으로 도출할 수 있다.

$$(c) H_0 : \frac{Cov\left(E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i r_{t+1+i} | \Omega_t\right], \delta_t\right)}{Var(\delta_t)} = 0.$$

<표 6> 비조건부 분산분해

분석기간	(a) (p-value)	(b) (p-value)	(c) (p-value)
전체기간	0.096 (0.732)	0.148 (0.602)	0.756 (0.000)
부표본기간	-1.104 (0.001)	1.895 (0.000)	0.209 (0.410)

주) 해당 표는 각 기간 동안 매매-전세-전환율 비율에 대한 비조건부 분산분해 결과를 나타낸다. 그리고 분산분해 결과 아래에는 각각 $Var(\delta_t)$ 을 설명하는 정도(백분율%)가 유의한 지에 대한 비선형 왈드 통계량의 유의도 p-value를 나타낸다(a), (b), (c) 참고).

분산분해의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 전체기간 동안 매매-전세-전환율 비율 δ_t 의 변동성은 주로 일시적인 매매가 요인에서 기인한다 <1행, 표 6>. 구체적으로, 일시적인 매매가 요인 $E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i r_{t+1+i} | \Omega_t\right]$ 의 변동성이 $Var(\delta_t)$ 의 75.6%를 설명을 하였을 뿐만 아니라, 비선형 왈드 검정(c) 참고)에서도 0.1% 수준에서 도 기각하지 못했다.

둘째, 전체기간 동안 미래 기대전세증가율과 미래 기대전월세전환율변화에 대한 변동성은 δ_t 의 변동성을 거의 설명하지 못한다 <1행, 표 6>. 구체적으로, 미래 기대전세증가율 $E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \Delta j_{t+1+i} | \Omega_t\right]$ 에 대한 설명력이 14.8%, 미래 기대전월세전환율 변화 $E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \Delta g_{t+1+i} | \Omega_t\right]$ 에 대한 설명력이 9.6%를 차지한다. 하지만 두 요인의 설명력에 대한 비선형 왈드 검정 ((a) and (b) 참고)은 10% 유의수준에서도 기각하지 못했다. 그래서 전체기간 동안 일시적인 매매가 요인이 서울 아파트 매매가에 가장 큰 영향을 미쳤음을 다시 한 번 확인할 수 있다(<Panel A, 표 4> 참고).

셋째, 부표본기간 동안 δ_t 의 변동성은 순서대로 미래 기대전월세전환율 변화, 미래 기대전세증가율, 그리고 일시적인 매매가 요인에서 기인한다 <2행, 표 6>. 예를 들어, 상수할인율에 대한 $Var(\delta_t)$ 분산분해에서 $E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \Delta g_{t+1+i} | \Omega_t\right]$ 에 대한 설명력이 189.5%

$E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \Delta j_{t+1+i} | \Omega_t\right]$ 에 대한 설명력이 -110.4%, 그리고 $E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i r_{t+1+i} | \Omega_t\right]$ 에 대한 설명력이 20.9%를 차지했다. 그러나 (a), (b)의 비선형 왈드 검정은 약 0.1% 수준에서 유의한 결과를 보이고 있는 반면, (c)의 비선형 왈드 검정은 10% 수준에서도 기각 하지 못했다. 하지만 절대적인 수치를 통한 상대적인 중요도를 보았을 때 일시적인 매매가 요인이 줄어들었음을 다시 한 번 확인할 수 있다(<표 4> 참고).

2) 매매가 분석

본 절에서는 ‘비율’이 아닌 아파트 ‘가격’ 자체에 대한 안정화에 대해 논의하고자 한다. 구체적으로, “서울 아파트 매매가에 영향을 주는 요인의 역할은 무엇인가?”에 대한 논의를 진행한다. 각 요인에 대한 동적 역할을 파악함으로써 서울 아파트 매매시장의 안정화에 대한 방안을 모색하는 것이 최종 목표이다. 이러한 분석을 위해서 매매가에 영향을 주는 요인을 다음과 같이 분류했다.

- 영구적인(permanent) 전세 요인 j_t^P :

$$j_t^P \equiv j_t + E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \Delta j_{t+1+i} | \Omega_t\right] = e2' [I + A(I - \rho A)^{-1}] z_t.$$

여기에서 j_t^P 는 현재 시점에서 아파트를 소유한 개인이 예상하는 전세가의 모든 기댓값을 의미한다. 영구적인 전세 요인을 제외한 매매가 $H_{1,t}'$ 는 다음과 같이 정의한다:

$$H_{1,t}' = \exp(h_t - j_t^P) = \exp\{e1' z_t - e2' [I + A(I - \rho A)^{-1}] z_t\}.$$

- 영구적인(permanent) 전월세전환율 요인 g_t^P :

$$g_t^P \equiv g_t + E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \Delta g_{t+1+i} | \Omega_t\right] = e3' [I + A(I - \rho A)^{-1}] z_t.$$

마찬가지로 g_t^P 는 현재 시점에서 개인이 예상하는 전월세전환율의 기댓값을 의미한다. 영구적인 전월세전환율 요인을 제외한 매매가 $H_{2,t}'$ 는 다음과 같이 정의한다:

$$H_{2,t}' = \exp(h_t - g_t^p) = \exp\{e1'z_t - e3'[I + A(I - \rho A)^{-1}]z_t\}.$$

- 일시적인 매매가 요인 $h_t^T \equiv E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i r_{t+1+i} | \Omega_t\right]$:

$$h_t^T \equiv E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i r_{t+1+i} | \Omega_t\right] = j_t^p + g_t^p - h_t = h_t' - h_t.$$

일시적인 매매가 요인을 제외한 매매가 $H_t' \equiv \exp(h_t')$ 는 상수기대할인율모형에 기반한 매매가의 내재적 가치와 동일하다:

$$\begin{aligned} H_t' &= \exp(j_t^p + g_t^p) = \exp(h_t - h_t^T) \\ &= \exp\{(e2' + e3')[I + A(I - \rho A)^{-1}]z_t\}. \end{aligned}$$

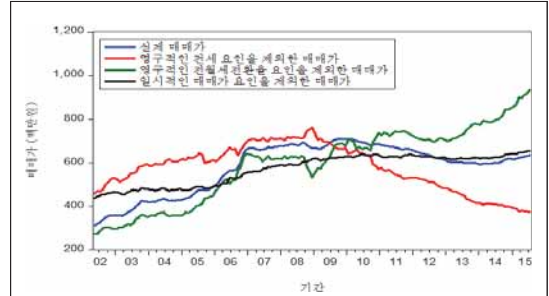
전체기간 동안 세 가지 시뮬레이션 매매가($H_{1,t}'$, $H_{2,t}'$, H_t')와 실제매매가 H_t 를 <Graph A, 그림 3>에 수록하고, 부표본기간 동안의 매매가들을 <Graph B, 그림 3>에 수록했다. VAR 방법론을 적용하면서 평균을 차감한 변수를 사용했으므로, 변수들의 평균을 다시 보정하여 본래의 총액(백만원)으로 매매가들을 보정했다. 이제 매매가를 구성하는 세 가지 요인들의 동적 역할에 대해 구체적으로 살펴보도록 하자.

첫째, 전세는 서울 아파트 매매가의 '상승 추세'와 밀접한 관련이 있다 <Graph A, 그림 3>. 이에 대한 증거는 영구적인 전세 요인 j_t^p 을 제외한 매매가 $H_{1,t}'$ 에 증가 추세가 없어 보이지만, 실제매매가 H_t 는 증가 추세가 보이기 때문이다. 그래서 아파트를 소유한 개인이 예상하는 미래 기대전세가의 동적 추이는 상승하는 매매가의 상승 추세와 밀접한 관련이 있다. 이러한 상승 효과는 부표본기간의 <Graph B, 그림 3>에서 더욱 확연하게 나타난다.

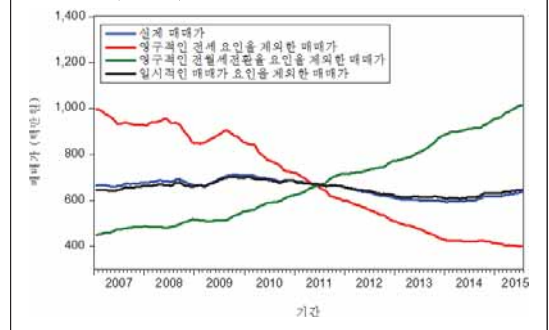
둘째, 전월세전환율은 서울 아파트 매매가의 '하락 추세'와 밀접한 관련이 있다 <Graph A, 그림 3>. 약 2011년 이전에는 하락 추세가 미미하지만, 2011년 이후 영구적인 전월세전환율 요인을 제외한 매매가 $H_{2,t}'$ 가 실제매매가 H_t 보다 매우 큰 사실에서 유추할 수 있다. 다시 말해서, 아파트를 소유한 개인이 예상하는 미래 기대전월세전환율의 동적 추이는 특히 2011년 이후 매매가의 하락 추세와 밀접한 관련이 있다. 이러한 하락 효과는 부표본기간(<Graph B, 그림 3> 참고)에서 더욱 뚜렷하게 나타난다.

<그림 3> 매매가 비교

Graph A: 전체기간에 대한 네 가지 매매가 H_t , $H_{1,t}'$, $H_{2,t}'$, 그리고 H_t' (2002.04 - 2015.07)



Graph B: 부표본기간에 대한 네 가지 매매가 H_t , $H_{1,t}'$, $H_{2,t}'$, 그리고 H_t' (2006.12 - 2015.07)



주) Graph A는 전체기간 동안의 실제매매가 H_t , 영구적인 전세 요인을 제외한 매매가 $H_{1,t}'$, 영구적인 전월세전환율 요인을 제외한 $H_{2,t}'$, 그리고 일시적인 매매가 요인을 제외한 H_t' 을 보여주고, Graph B는 부표본기간 동안의 H_t , $H_{1,t}'$, $H_{2,t}'$, 그리고 H_t' 을 보여준다. 여기에서 사용한 기본 상수할인율 ρ 은 0.997이며, 동반행렬 A 는 <표 3>의 각 Panel의 VAR 추정치를 이용했다.

셋째, 전세 요인의 상승 효과와 전월세전환율 요인의 하락 효과는 서로를 상쇄하여 서울 아파트 매매시장의 '평균 추세'를 보여준다 <Graphs A 그리고 B, 그림 3>. 영구적인 전세 및 전월세전환율 요인의 동적인 상쇄효과는 일시적인 효과를 제외한 내재적 가치 $H_t' \equiv \exp(j_t^p + g_t^p)$ 에서 확인할 수 있다. 예를 들어, 전세 요인의 상승 효과가 전월세전환율 요인의 하락 효과보다 큰 2012년 이전에는, 내재적 가치 H_t' 의 상승 추세가 두드러진다 <Graph A, 그림 3>. 반대로, 2012년 이후 뚜렷한 전월세전환율 요인의 하락 효과는 전세 요인의 상승 효과를 상쇄하여, 매매가가 보합세를 보이고 있다. 이러한 보합세는 부표본기간의 <Graph B,

그림 3>에서 더욱 뚜렷하다.

효율적시장가설에 기반한 부동산의 매매가는 부동산의 미래현금흐름에 기반한 내재적 가치에 근접해야 한다($H_t \rightarrow H_t'$). 실제로 매매가 H_t 가 내재적 가치 H_t' 을 중심으로 일시적인 매매가 요인으로 인해 평균회귀하고 있음을 확인할 수 있으며, 이는 매매, 전세, 전월세 전환을 사이에 공적분 관계가 있다는 사실을 다시 한 번 각인 시켜준다.

평균회귀현상은 일시적인 매매가 요인이 미래 부동산 시장의 불확실성을 대변하기 때문에 발생한다 <Graph A, 그림 3>. 구체적으로, 약 2006년 이전에는 실제매매가가 내재적 가치보다 낮았다($H_t < H_t'$). 이러한 사실은 일시적인 매매가 요인이 음의 효과를 매매가에 미쳤음을 의미한다:

$$h_t = h_t' - E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i r_{t+1+i} | \Omega_t\right].$$

여기에서 다시 한 번 강조해야하는 사실은 평균을 차감한 변수들을 사용했다는 점이다. 그래서 평균 대비 높은 일시적인 매매가 요인($E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i r_{t+1+i} | \Omega_t\right] > 0$)은 아파트를 소유한 개인이 미래 매매가격이 떨어질 것이라는 부정적 기대심리를 가지고 있음을 의미하며, 이는 매매가를 떨어뜨리는 역할을 한다. 이러한 저평가된 매매가는 약 2006년을 기점으로 평균회귀한 모습을 보인다($H_t \approx H_t'$).²⁶⁾

반대로 약 2006년 이후부터 2012년 이전까지는 매매가가 고평가 되었다($H_t > H_t'$). 다시 말해서, 평균 대비 낮은 일시적인 매매가 요인이 실제매매가에 양의 효과를 미쳤음을 의미하며($E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i r_{t+1+i} | \Omega_t\right] < 0$), 이는 미래 부동산 시장에 대한 긍정적인 기대를 반영한 결과로 프리미엄을 더욱 요구한 결과이다. 이러한 고평가된 매매가는 약 2012년을 기점으로 평균회귀 했다.

약 2012년 이후부터 최근까지는 실제매매가가 저평가 되었음을 알 수 있다($H_t < H_t'$). 이러한 현상은 미래 부동산 시장에 대한 부정적인 기대심리가 반영된 결과라고 해석할 수 있다($E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i r_{t+1+i} | \Omega_t\right] > 0$). 그러나 평균회귀 정도가 2006년 이전의 저평가된 정도보다 높

에 띄게 줄어든 점을 확인할 수 있다. 이러한 현상은 부표본기간 동안에 실제매매가와 내재적 가치가 거의 수렴한 결과에서도 유추가 가능하다 <Graph B, 그림 3>.

매매시장의 지나친 활성화에 따른 투기적 매매수요 증대는 최근 중국 부동산 시장 붕괴같이 급격한 평균회귀현상으로 나타날 가능성이 크며, 장기적인 투자수요의 하락국면은 부의 감소에 따른 실물경제에 악영향을 미치게 될 가능성이 크다. 이러한 평균회귀현상을 종합적으로 고려해봤을 때, 현재 서울 아파트 매매시장의 흐름은 저금리 기조 속에 높은 전세가를 유지됨으로써 내재적 가치의 하락을 막고 있는 상황으로 판단된다.

3) 부동산 시장 안정화 방안

위의 결과들은 향후 부동산 안정화 대책에 대한 정책 제언을 하는데 큰 도움을 줄 수 있다. 구체적으로 살펴볼 문제는 다음과 같다:

- ‘전세이자소득 대비 매매가의 안정’을 위해서는 미래 기대전월세전환율 변화와 전세증가율의 변동성을 줄일 대책이 필요하다(3.1.절).
- 최근 미국발 금리인상, 유럽·일본의 마이너스 금리단행(경제 외생적인 요인), 또는 실물경제 회복(경제 내생적인 요인)에 따라 향후 국내 기준 금리를 조정할 가능성이 크다(3.2.절)

여기에서 수요와 공급의 원리에 따라 결정되는 전세는 정책적으로 통제하는데 어려움이 있다. 반면, 정책적으로 통제할 수 있는 거시경제 변수 중 하나인 이자율이 전월세전환율의 변화에 큰 영향을 미친다면, 이를 통하여 미래 기대전월세전환율 변동성을 줄일 수 있을 뿐만 아니라(3.1.절), 매매가의 하락 또한 예방할 수 있을 것이다(3.2.절). 이러한 정책적 함의를 이끌어내기 위해서, 시장의 여러 금리와 전월세전환율 사이의 상관관계를 살펴봤다.

해당 분석을 위하여 사용한 기준금리, CD 유통수익률(91일), 국고채(1년) 데이터는 한국은행 경제통계시스템으로부터 얻었으며, 2002년 4월부터 2015년 7월 사이의 월간 데이터를 이용했다. <표 7>는 전월세전환

26) 자본자산가격결정모형(Capital Asset Pricing Model)에 따르면, 높은 위험을 지닌 자산은 그 만큼 높은 기대수익률을 보장해야 한다.

을, 기준금리, CD 유통수익률(91일), 국고채(1년) 데이터 사이의 상관계수, 그랜저 인과관계(Granger causality)를 보여준다.

<표 7>로부터 다음의 두 가지 결과를 확인할 수 있다. 첫째, 전월세전환율은 다른 시장 금리와 양의 상관관계를 가진다 <Panel A, 표 7>. 이러한 양의 상관관계는 시장 금리가 증가(감소)함에 따라 전월세전환율이 상승(감소)함을 의미하며, 최근 저금리 기조가 전월세전환율의 하락을 유도했다는 주장의 근거가 될 수 있다.

<표 7> 시장 금리와 전월세전환율 사이의 관계

Panel A: 상관계수

	전월세 전환율	기준금리	CD유통수익률(91일)	국고채(1년)
전월세 전환율	1.000			
기준금리	0.549	1.000		
CD유통수익률(91일)	0.606	0.968	1.000	
국고채(1년)	0.685	0.938	0.968	1.000

Panel B: 그랜저 인과관계 (1 lag)

귀무가설	기준금리 ⇒ 전월세 전환율	CD유통수익률(91일) ⇒ 전월세 전환율	국고채(1년) ⇒ 전월세 전환율
F-statistic	26.644	39.074	23.568
귀무가설	전월세 전환율 ⇒ 기준금리	전월세 전환율 ⇒ CD유통수익률(91일)	전월세 전환율 ⇒ 국고채(1년)
F-statistic	0.032	0.058	0.085

주) Panel A는 해당 변수들의 상관계수를 나타냈다. Panel B는 그랜저 인과관계 분석 결과를 나타내었으며, 'A⇒B'는 'A가 B를 Granger-cause하지 않는다.'를 의미한다. Panel B에서 굵은 글씨체로 쓰여진 부분은 해당 가설을 5% 유의수준에서 기각한다는 의미이다.

둘째, 기준금리, CD 유통수익률(91일), 국고채(1년)이 전월세전환율의 선행변수이다 <Panel B, 표 7>.²⁷⁾ 이러한 결과는 래그를 1로 둔 그랜저 인과관계 분석을

통해 유추할 수 있다. 구체적으로, 기준금리, CD 유통수익률(91일), 국고채(1년)이 전월세전환율을 5% 수준에서 Granger-cause 하며, 그 역은 성립하지 않았다. 위의 결과들을 종합해 보면, 거시변수인 시장 금리의 움직임이 향후 전월세전환율의 변화에 영향을 주는 것을 알 수 있다. 따라서 금리 정책을 통하여 전월세전환율을 컨트롤 할 수 본 연구의 정책적 함의를 뒷받침할 수 있다. 앞서 진행한 분석을 모두 종합 해보았을 때 부동산 시장 안정화 방안은 다음과 같다.

먼저, 전세이자소득 대비 아파트 매매가격의 안정화를 위해서는 심사숙고한 이자율 결정이 필요하다. 근시안적으로 이자율을 높게 또는 낮게 결정해야하는가의 문제가 아니라, 기대전월세전환율변화를 안정적으로 유지시키는 장기적인 금리정책의 일관성이 중요

하다(즉, $E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \Delta g_{t+1+i} | \Omega_t\right] = 189.5\% \rightarrow 0\%$; <2행, 표 6>). 그래서 향후 경제활성화 기대에 따른 이자율 상승이 필요하다면(예: 최근 미국발 금리인상), 부동산 시장에 미치는 이자율에 대한 파급효과를 최소화할 방안이 필요하다.

구체적으로 전월세전환율의 경우, 주택임대차보호법을 통해 기준금리 이자율의 4배수 또는 10% 수준에서 낮은 값을 유지하도록 법적으로 규제하고 있다. 현재 전월세전환율은 빠른 추세로 기준금리 1.5%의 4배수인 6%수준으로 하락하고 있는데, 이러한 하락에 대한 염려($E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \Delta g_{t+1+i} | \Omega_t\right]$)가 부동산 시장의 안정화에 악영향을 미치므로, 전월세전환율의 안정화에 대한 추가적인 보완책이 시급하다.

또한 최근 미국발 금리인상, 유럽·일본의 마이너스 금리단행(경제 외생적인 요인), 또는 실물경제 회복(경제 내생적인 요인)에 따라 향후 국내 기준금리를 조정할 가능성이 크다. 예를 들어, 단기적인 금리 인상은 전월세전환율 g_t 의 상승시켜 매매가에 양의 효과를 미칠 가능성이 크다:

$$h_t \approx j_t + g_t + E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i (\Delta j_{t+1+i} + \Delta g_{t+1+i} - r_{t+1+i}) | \Omega_t\right].$$

예상컨대 전월세전환율 g_t 의 상승은 음의 상관관계를

27) 평균대비 전월세전환율 g_t 는 전월세전환율 f_t 를 특정 상수로 나누어 산출한 변수이다. 따라서 f_t 와 이자율 사이의 상관관계 및 그랜저 인과관계 분석과 동일한 결과를 얻는다.

가지는 전세가 j_t 가 매매가에 음의 효과를 미치게 할 것이다(즉, 전세가의 하락). 여기에서 다시 한 번 강조하고 싶은 사실은 경제 외생적 또는 내생적인 요인에 상관없이 단기적인 금리인상 정책이 이자율의 변동성을 최소화하는 장기적인 정책과 일관성을 보여야 한다는 점이다($E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \Delta g_{t+1+i} | \Omega_t\right] \rightarrow 0$). 일관적인 장기 금리 정책은 음의 상관관계를 가지는 미래 기대전세증가율의 변동성을 줄이는데도 영향을 줄 것으로 예상된다($E\left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \Delta j_{t+1+i} | \Omega_t\right] \rightarrow 0$). 궁극적으로, 금리정책의 파급 효과에 따른 전세의 수요 및 공급의 안정화는 서민들의 주거 안정화뿐만 아니라 매매가의 안정화에 기여할 수 있을 것으로 기대한다.

V. 결론

본 연구는 금융 시장의 자산가격결정이론을 부동산 시장에 적용하여 구체적이고 실증적인 분석을 했다. 또한 서울 아파트 매매시장에 투기적 수요가 존재하는지 여부에 대해 명확한 근거를 제시하였을 뿐만 아니라, 부동산 시장의 활성화 및 안정화를 위한 정책적 제언을 했다. 부동산 시장의 활성화 측면에서는 실물경제 회복이 우선시 되어야 하며, 부동산 시장의 안정화 측면에서 향후 장기적인 이자율의 변동성을 효율적으로 통제하는 것이 서민들의 주거 안정화를 위해 중요하다라는 결론을 도출했다.

본 연구는 재건축을 포함한 전반적인 서울 아파트 매매시장 데이터를 활용하여 실증분석을 수행했다. 하지만 본 연구는 이러한 실증분석에서 나온 결과를 다각적(예: 재건축 아파트만 또는 지역별)으로 분석해보고 이를 비교해 봄으로써 자산별 특징 및 지역별 영향력을 판단하는 연구는 수행하지 않았다는 한계점이 존재한다. 만일 이러한 연구가 수행된다면 전세 및 전월세 전환율의 구조를 파악하는데 기여할 수도 있을 것이다. 예를 들어, 현재 전세의 상승을 주도하고 있는 주요 원인은 무엇이며, 주요 원인을 통제했을 때 어떤 효과를 미칠 수 있는지 분석이 가능하리라 생각한다.

마지막으로 현재 부동산 시장의 침체와 저금리 기조로 인해 '반전세' 형태로 주거형태가 많이 바뀌고 있는데, 이러한 주거형태에 맞는 자산가격결정 구조를 알

아보는 연구도 향후 국내 부동산 시장의 발전을 위해 중요할 것으로 판단된다. 이러한 다각적인 분석은 서민들의 주거 안정화를 이룩하여 국민 모두의 삶의 질을 높이는데 큰 기여를 할 것으로 기대한다.

논문접수일 : 2016년 8월 26일

논문심사일 : 2016년 9월 6일

게재확정일 : 2016년 12월 17일

참고문헌

1. 김문성·배 형, “서울 아파트 월세, 전세, 매매시장의 무차익 조건과 규제 및 규제완화 효과에 대한 시사점”, 한국경제연구원, 제21권 제2호, 2012, pp. 127-146
2. 김미정·이승훈·조성재·최종민, “복잡성 하의 부동산투기 및 부동산 정책-행위자기반모형을 중심으로”, 제 1 회 복잡계 컨퍼런스 (복잡계이론과 현실, 생산적 적용의 모색) 발표논문, 삼성경제연구소 복잡계센터, 2006
3. 김원희·강원철, “부동산 버블 측정에 관한 연구-아파트를 중심으로”, 『지역연구』 28. 2, 한국지역학회, 2012, pp. 129-142
4. 김윤영, “우리나라 주택시장의 매매·전세 가격변동 거시 결정요인의 동태분석”, 『경제학연구』 제60집 제3호, 한국경제학회, 2012, pp. 127-153
5. 김봉환, “부동산가격 버블의 존재 검증: 상태전환회귀식 활용”, 『주택연구』 제12권 1호, 한국주택학회, 2004, pp. 71-96
6. 문규현, “국내 주택시장의 가격발견-매매가격 / 전세가격을 중심으로”, 『산업경제연구』 제23권 제2호, 한국산업경제학회, 2010, pp. 797-811.
7. 배 형, “상이한 주택 가격 기대상승률과 자본비용 하에서의 주택 매매, 전세, 월세 시장의 균형분석”, 『산업조직연구』, 22. 4, 한국산업조직학회, 2014, pp. 1-19
8. 손정식·김관영·김용순, “부동산가격 예측모형에 관한 연구”, 『주택연구』 11, 한국주택학회, 2003, pp. 49-76
9. 이영수, “주택가격과 전세가격: VECM 분석”, 『부동산학연구』 제16집 제4호, 한국부동산분석학회, 2010, pp. 21-32
10. 이준희·송준혁, “자산가격 결정모형을 이용한 우리나라 주택가격 분석”, 『한국개발연구』 29권 제1호, 한국개발연구원, 2007, pp. 113-136
11. 이창무·최소희·제민혜, “매매, 전세, 월세 시장간 관계의 구조적 해석”, 『주택연구』 제18권 2호, 한국주택학회, 2010, pp. 163-182
12. 임규채·기석도, “주택시장의 전세가격과 매매가격간의 상호관계에 관한 연구”, 『산업경제연구』 제19권 제3호, 한국

산업경제학회, 2006, pp. 1203-1223

13. 조주현·임정호, “전세가격과 매매가격 및 월세가격간의 관계에 관한 연구”, 「부동산학연구」 제10집 제2호, 한국부동산분석학회, 2004, pp. 1-20
14. 최성호·이창무, “매매, 전세, 월세 시장간 관계의 구조적 해석”, 「주택연구」 제17권 4호, 한국주택학회, 2009, pp.183-206
15. Campbell, John Y., “A variance decomposition for stock returns”, *The Economic Journal*, 101, 1991, pp. 157-179
16. Campbell, John Y., “Chapter 13 consumption-based asset pricing”, in *G.M. Constantinides, et al., eds.: Handbook of the economics of finance*, 2003
17. Campbell, John Y., and Robert J. Shiller, “Cointegration and tests of present value models.” *Journal of political Economy*, Vol. 95, No. 5, 1987, pp. 1062-1088
18. Campbell, John Y., and Robert J. Shiller, “The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors” *Review of financial studies*, Vol. 1, No. 3, 1988, pp. 195-228
19. Cochrane, John H. “Permanent and transitory components of GNP and stock prices.” *The Quarterly Journal of Economics*, 1994, pp. 241-265
20. Cochrane, John H. “The dog that did not bark: A defense of return predictability”, *Review of Financial Studies*, Vol. 21 No. 4, 2008, pp. 1533-1575
21. Cochrane, John H. “Presidential address: Discount rates”, *The Journal of Finance*, Vol. 66, No. 4, 2011, pp. 1047-1108
22. Fama, Eugene F. “Two pillars of asset pricing.” *The American Economic Review*, Vol. 104 No. 6, 2014, pp 1467-1485