

임대-매매가격비율의 동적요소에 대한 분석

Analysis of the Dynamic Factors of House Price Using Rent-Price Ratio

김 순 용 (Kim, Soonyong)*

< Abstract >

In this study, research is being conducted to better understand changes of the dynamic factors in rent-price ratio. To implement Campbell and Shiller's dynamic Gordon growth model, the Vector Autoregressive Model(VAR) is used to estimate the expected future rent growth and real interest rate. Applying the dynamic Gordon growth model to the housing market allows the rent-price ratio at each date to be decomposed into the expected present discounted values of rent growth, interest rate and risk premium over real rates, and identify shares of these factors volatility in rent-price ratio total volatility. As a result, real economic factors such as actual rents rather than finance factors such as the risk-free interest rate and risk premium were more important in house price fluctuations. Changing internal and external conditions such as the global financial crisis in the housing market contributes to change the covariances among the three components - expected risk-free interest rate, expected risk premium, expected rent growth.

주 제 어: 주택가격, 임대료-매매가격비율, 동태적 고든성장모형, 위험프리미엄, 동태적 요소

key word: House Price, Rent-price Ratio, Dynamic Gordon Growth Model, Risk Premium, Dynamic Factors

I. 서론

임대료-매매가격비율(rent-price ratio)의 변동을 구체적으로 어떻게 설명할 수 있는가? 임대료는 주택 가격을 결정하는 주요 시장근본요소(market fundamental factors)¹⁾ 중 하나로, 임대료가 변동하면 주택가격도 같은 방향으로 변동하며, 다른 시장근본요인이 불변이라면 임대료-매매가격비율은 균형을 유지해야 한다. 그러나 만약 임대료-매매가격비율이 변동된다면 두 가지 이유 중의 하나일 수 있다. 하나는 주택가격을 결정하는 시장근본가치요소들 중 임대료를 제외한 이자율이나 임대료의 기대상승률 등이 변화한 것이다.

예를 들어 임대료가 불변이더라도 이자율이 하락하면 주택가격이 올라가 임대료-매매가격비율이 하락할 수 있다. 또 다른 요인은 비이성적 거품(irrational bubbles)이나 가격조정 과정의 지연 등으로 인해 매매가격이 일시적으로 시장근본가치(market fundamental value)로부터 괴리되어 임대료-매매가격비율이 변동할 수도 있다.

이렇듯 복잡한 메커니즘 속에서 임대료-매매가격비율은 움직이고 있으며 이러한 변동에 미치는 요소들의 영향은 섞여서 나타나고 있다. 따라서 만약 임대료-매매가격비율의 변화를 나타내는 요소들을 구분하고, 각각의 요소들의 영향을 살펴볼 수 있다면 주택시장의

* 중앙대학교 도시계획부동산학과 박사, priyong@hotmail.com

1) 현재가치모형에 근거한 주택가격에 대해서는 김경환·손재영(2001, pp.285-286 참조).

변화에 대해 좀 더 깊은 이해를 할 수 있을 것으로 보인다. 하지만 국내에서는 이에 대한 연구가 많지 않다.

우리나라의 경우에는 '전세'라고 하는 독특한 임대제도 때문에 임대료-매매가격비율 대신 전세-매매가격비율을 가지고 주택시장의 변동을 분석하고 있다(홍기석, 2009; 이용만, 2000; 문규현, 2010; 이상준·임덕호, 2010; 김대원·조주현, 2012; 전해정, 2013; 이충언, 2014; 조태진, 2015). 전세-매매가격비율²⁾은 임대료-매매가격비율과 다르기 때문에 전세-매매가격비율을 가지고 곧바로 임대료-매매가격비율의 변동요소를 구분해낼 수가 없어 주택시장을 분석하기가 쉽지 않다.³⁾

이러한 배경 하에 임대료-매매가격비율의 변동에 영향을 미치는 요소를 동태적 고든성장모형(Dynamic Gordon Growth Model)을 이용하여 분석한다. 동태적 고든성장모형을 통해 임대료-매매가격비율은 기대 무위험실질이자율, 기대위험프리미엄, 그리고 기대임대료성장률의 현재가치로 분해될 수 있으며 이를 통해 각각 요소의 시간에 따른 변화 및 임대료-매매가격비율의 변동에 이 세요소가 어떻게 기여하는지를 확인할 수 있다. 그리고 시장근본요소들 각각의 영향 뿐 만 아니라 시장근본요소에 영향을 미치는 거시경제변수 및 금융변수의 영향까지 포함할 수 있으며 요소간의 공분산구조의 변화를 통해서도 주택시장을 예측할 수

있다(Campbell et al., 2009).⁴⁾

동태적 고든성장모형은 Campbell and Shiller (1988)가 로그배당-주가비율의 변동을 통해 주식시장의 움직임을 분석한 연구 결과를 제시한 이후로 부동산 시장에서도 많이 적용되어 다양한 연구가 진행되고 있다(정동준, 2008; Brunnermeier and Julliard, 2008; Sichong and Yingnan, 2008; Campbell et al., 2009; Plazzi et al., 2010; Rambaccussing, 2010; Kim and Lim, 2014; Engsted and Pedersen, 2015; Fairchild et al., 2015; Kishor and Morley, 2015).

외국의 경우 주택가격과 화폐착각(money illusion)의 관련성을 분석하거나(Brunnermeier and Julliard, 2008; Fairchild et al., 2015), 위험프리미엄의 영향을 통한 주택시장을 예측하기도 했다(Sichong and Yingnan, 2008; Campbell et al., 2009; Kim and Lim, 2014; Kishor and Morley, 2015). 뿐만 아니라 주택가격이 아닌 상업용부동산 가격의 변화를 예측하거나(Plazzi et al., 2010), 국가 간 비교를 위한 연구를 진행하기도 했다(Engsted and Pedersen, 2015).

몇 개의 주요연구들을 살펴보면, Brunnermeier and Julliard(2008)는 임대료-매매가격비율을 기대수익률과 기대임대료성장률과 가격오류형(mispricing component)⁵⁾으로 분해하여 분석한 결과 인플레이션과 명목이자율

2) 참고로 우리나라의 주택시장을 살펴보면 전세-매매가격 비율은 1999년 이후부터 2001년까지 상승하고 이후 하락하다가 다시 2009년 이후 상승하기 시작하여 최근까지 전세-주택매매가격비율은 지속적으로 크게 높아지고 있다. 이를 구체적으로 살펴보면 국민은행(2014)에 따르면 2009년 전국 52.3%, 서울 38.3%, 수도권 39.9%, 6대광역시 61.7%, 2012년에는 전국 60.3%, 서울 51.2%, 수도권 52.9%, 6대광역시 66%, 2014년은 전국 67.7%, 서울 62.7%, 수도권 64%, 6대광역시 69.9%였다. 그리고 2015년 8월말에는 전국 72.4%, 서울 70.9%, 수도권 72%, 6대광역시 72.2%였다.

3) 왜냐하면 전세는 임대료뿐만 아니라 전월세전환율에 의해서도 영향을 받는데, 이 전월세전환율은 다시 이자율에 의해 영향을 받는 구조로 되어 있기 때문이다.

4) 시장근본요소는 주택근본가치(market fundamental value)에 영향을 미치고 이 주택근본가치는 주택가격에 영향을 미친다. 한편 시장근본요소를 자체는 거시적인 변수나 주택시장의 여러 변수에서 영향을 받을 수 있다. 시장근본요소에 영향을 미치는 연구들로 예를 들어 Black, Fraser and Hoesli (2006)는 소득, 고용인구, 건설비용, 세금, 주택재고, 세금, 인구 등과 같은 수요와 공급에 관련된 요인들은 주택변동에 있어 설명력이 약하다고 밝히고 있고, Quigley(1999)는 주택가격 추정에 있어 경제변수를 고려한 경우에 주택가격변동에 대한 설명력은 10%-40%정도라고 말한다. 하지만 Girouard et al.(2004)의 경우 이자율, 세율 등이 시장근본요소에 영향을 미치는 요인으로 설명력이 있다고 밝혔다.

5) Brunnermeier and Julliard(2008)에 따르면 매매가격-임대료 비율의 로그값은 다음과 같이 분해하였다.

$$p_t - l_t = \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} E_t [\Delta l_{t+j}^e] - \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} \tilde{E}_t [h_{t+j}^e] + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} (\tilde{E}_t - E_t) [\Delta l_{t+j}^e]$$

위 식의 좌변의 $p_t - l_t$ 는 매매가격-임대료비율이고 우변은 각각 기대초과임대료성장률, 위험프리미엄 그리고 가격오류항을 나타낸다. E_t 는 t시점의 정보에 기초한 기댓값(객관적)이고 \tilde{E}_t 는 주관적으로 인식된(잠재적으로는 왜곡된) 기댓값을 나타낸다. 이러한 기댓값의 차이 즉, 합리적 투자자와 비합리적 투자자의 위험인식의 차이를 만들어 내며 기대초과임대료성장률의 차이를 만들어 내므로

우변의 가격오류항은 $\sum_{\tau=1}^{\infty} \rho^{\tau-1} (\tilde{E}_t - E_t) [\Delta l_{t+\tau}^e]$ 로 나타낼 수 있다. 화폐착각을 갖고 있는 시장참여자들은 명목무위험수익률을 실질 무위험수익률처럼 생각하게 되면서 인플레이션에 대한 편의(biased)를 일으키게 된다. 이러한 현상을 포착하기 위해 가격오류항을 추가하였는데, 이때 시장참여자는 명목수익률과 실질수익률을 구별하지 못하기 때문에 인플레이션의 감소 또는 증가가 실질수익률의 감소 또는 증가 때문에 나타난 것으로 착각한다고 가정한다. 이에 따라 가격오류와 매매가격-임대료비율은 기대인플레이션이 감소함에 따라 증가한다고 보고 있다.

이 가격요류향의 변동에 크게 영향을 미쳐 주택시장의 급격한 변동의 원인이 될 수 있다고 밝혔고, Fairchild et al.(2015)는 위험프리미엄을 합리적 기대(rational expectation)와 비이성적 기대(irrational expectation)로 구분하여 분석하였는데,⁶⁾ 위험프리미엄은 주택가격 변동에 주요요소로 나타났다. 하지만 실질이자율의 경우 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났지만 이자율의 급격한 하락이 나타날 경우 화폐착각(money illusion)⁷⁾의 효과로 인해 주택시장을 과열(overheating)시킬 수 있다고 밝혔다. 이들은 인플레이션과 명목이자율, 위험프리미엄은 화폐착각(money illusion)의 효과를 발생시켜 주택시장을 과열(overheating)시킬 수 있다고 밝혔다.

Sichong and Yingnan(2008)는 임대수익률을 기대임대료성장률, 임대대비 소유에 따른 자본비용(cost of capital, 대출이자율과 저축이자율을 결합시킴), 위험프리미엄으로 분해하여 분석한 결과 위험프리미엄이 가장 중요한 요소로 나타났고 이것은 향후 몇 년 동안 빠르게 상승할 것이라 주장하였다. 또한 기대임대료 성장률보다는 자본비용이 주택시장을 움직이는 중요한 요소로 분석됨에 따라 통화정책(monetary policy)이 주택시장에 큰 영향을 미칠 것이라 주장하였다.

Campbell et al.(2009)의 경우에는 요소개별의 변동뿐만 아니라 요소 간 공분산을 통해 변동성을 분석하였는데, 위험프리미엄의 변동은 주택시장 활황기에는 임대료-매매가격비율의 감소에 65%정도로 영향을 미쳤고, 요소들 간의 상관관계는 활황기와 침체기에 다르게 나타난다고 밝혔다.⁸⁾

Rambaccussing(2010), Kim and Lim(2014) 그리고 Kishor and Morley(2015)는 비관측요소 모형(unobserved component model)을 사용하여 기대수익률과 기대임대료 성장률을 추정하였는데, Rambaccussing(2010)는 기대수익률과 기대임대료성장률은 실질수익률과 실질임대성장률보다 낮은 변동성을 보였는데 이러한 이유로 시장참여자들의 수익률 및 임대성장률에 대한 완만한 기대(smooth expectation) 때문인 것으로 밝혔고, Kim and Lim(2014)은 아일랜드 주택시장은 위험프리미엄의 영향이 큰 것으로 나타났다.

한편, Kishor and Morley(2015)의 경우에는 위험프리미엄의 변동에 대해 보다 상세한 분석을 시도하였는데, GDP증가율, 고용증가율과는 음의 상관관계를 보였고, VIX지수⁹⁾, 정크본드스프레드(Junk Bond Spread)와는 양의 상관관계를 가진다고 밝혔다.

Plazzi et al.(2010)의 경우에는 주거용 부동산뿐만 아니라 상업용 및 산업용 부동산에 적용하였는데, 미래임대료성장률 및 기대수익률의 예측여부를 통해 자산의 특성을 밝혔다. 아파트, 상업용 및 산업용 자산의 기대수익률의 변동은 예측할 수 있었지만 미래임대료성장률의 변동은 예측할 수 없었고, 사무용 부동산의 경우는 두 요인 모두 예측할 수 없었다.¹⁰⁾ 이러한 연구결과를 통해 사무용 부동산을 제외한 나머지 부동산 가격의 변동은 현금흐름에 의한 것이 아니라 할인율의 움직임에 의해 좌우된다고 밝혔다.¹¹⁾ 이는 상업용 및 산업용 부동산 시장은 현금흐름의 증가율에 민감하게 반응한다는 통상적인 가설이 맞지 않는 것으로 주장했다.

그리고 Engsted and Pedersen(2015)의 경우에는 국가 간 비교를 위해 18개 OECD국가의 기대수익률과

6) 만약 시장참여자가 미래임대성장률과 이자율에 대해 합리적 기대를 갖고 있지 않다면 발생할 수 있다고 보았다. Fairchild et al.(2015)는 임대료-매매가격비율은 미래 기대실질임대료성장률에서 미래 기대 이자율을 뺀 것의 합인데, 이때 잔차(residual)를 위험프리미엄으로 보았다. 이 위험프리미엄을 가격오차항(price error)과 구별하기 위해 위험프리미엄을 OLS를 하고, 모형에 적합(fitted value)한 부분을 위험프리미엄, 그리고 OLS의 잔차(residual)를 가격오차항(price error term)으로 설정했다. 그리고 이 가격오차항(price error term)을 화폐착각(money illusion)을 일으킬 수 있는 원인으로 보았다. 2008년 금융위기의 주택시장버블은 위험프리미엄의 큰 감소 및 가격오차항의 큰 증가에서 비롯되었다고 주장했다.

7) 명목이자율을 인플레이션과 실질이자율의 합으로 보고, 시장에서 실질이자율의 변동은 그대로인데 인플레이션의 변동으로 인해 발생한 명목이자율의 변동을 관찰하고 시장참여자들이 의사결정을 할 수 있다. 따라서 예를 들어, 실질이자율은 그대로인데 만약 인플레이션이 하락할 경우 임대료-매매가격비율이 상승할 수 있다고 밝힌다.

8) 분석기간에서 1997년 이전은 주택시장이 활황이었고 이후에는 침체기로 밝히고 있다. 기대무위험이자율과 위험프리미엄의 변동은 1997년 이전에는 음의 상관관계를 보였고, 997년 이후에는 양의 상관관계를 보였다.

9) 시장의 불확실성을 나타내는 지수로 블랙숄즈옵션가격모형을 이용하여 내재변동성을 추정한 것으로 시장기대치의 30일간의 변동성을 보여준다.

10) 이러한 원인은 사무용자산이 기대수익률과 기대임대료성장률의 상관관계 및 임대료성장률의 변동성이 다른 자산에 비해 높기 때문인 것으로 밝혔다.

11) 임대료-매매가격 비율이 1% 상승하면 기대수익률의 변동으로 인해 이들 자산가격은 4%가 상승하는 것으로 나타났다. 이에 따라 상업용 부동산 시장은 현금흐름의 증가율에 민감하게 반응한다는 통상적인 가설은 맞지 않는다고 주장했다.

임대성장률을 추정하였는데, 분석결과 대부분의 국가에서 수익률과 임대료성장률은 예측 가능한 것으로 나타났다. 그리고 모든 국가에서 임대료-매매가격비율이 증가하면 미래기대수익률이 증가함을 보였지만, 임대료성장률의 경우 나라마다 다르게 나타났다. 그리고 기대수익률과 기대임대료성장률의 패턴은 명목과 실질에 따라 다르게 나타났는데, 그 차이는 임대료성장률의 경우는 더 크게 나타났다고 밝혔다.

국내의 경우에는 정동준(2008)의 연구정도가 있다. 정동준(2008)은 동태적고든모형에서의 위험프리미엄이 일정하다는 가정은 국내 주택시장에 적용 결과 각각되며 임대료-매매가격비율에 과대변동성이 존재함을 밝혔다.

대부분의 외국 선행연구는 임대료-매매가격 비율에 대한 동학적 특성을 분석하고 있다. 본 연구에서는 외국의 임대시장과 다른 전세제도에 기초하여 수집된 자료를 사용하여 분석함으로써 임대차제도의 차이를 비교분석하는 측면에서 연구의 차별성을 둘 수 있다. 국내의 선행연구로서 정동준(2008)의 연구는 이러한 측면에서 유사한 접근을 시도하였다고 볼 수 있다. 하지만 정동준(2008)의 연구는 임대료-매매가격 비율에 대한 각 구성요소들에 대해 VAR모형을 이용하여 아파트의 초과수익률을 회귀 분석한 것에 그치고 있다. 본 연구는 임대료-매매가격 비율의 변동성을 각 구성요소별로 분해하였다는 점에서 차별성이 있다.

II. 실증 분석

1. 연구의 범위 및 자료

본 연구의 시간적 범위는 1999년 1월부터 2014년 12월이다. 시간적 범위를 1999년 1월부터로 설정한 이유는 국민은행에서 발표하는 전세-매매가격비율에 대한 자료의 구득가능한 시점이 1999년 1월부터이기 때문이다. 또한 시간적 주기는 월별로 설정하였는데 연도별로 할 경우 표본수가 14개정도에 불과해 시계열 분석으로 하기에 너무 짧기 때문이다.¹²⁾ 그리고 우리

나라의 시장을 대표하여 분석할 수 있고 정부정책이나 주택의 경기변동 등을 보다 종합적으로 살펴볼 수 있을 것으로 판단되어 공간적 범위는 전국으로 하였다. 그리고 본 연구의 목적은 지역별시장의 차이를 보고자 하는 것이 아니므로 전국만을 분석대상으로 하였다.

동태적 고든모형을 이용하여 주택가격의 변동 및 분해를 위해 필요한 것은 임대료와 수익률에 대한 정보이다. 그리고 이러한 시장근본요소에 영향을 미치는 거시경제변수 및 금융변수이다.

본 연구에서 사용된 변수는 실질변수이다. 명목변수를 사용할지 실질변수를 사용할지에 대한 선택은 매우 중요한 문제이다. 명목변수에는 물가의 영향이 반영되어 있다. Engsted and Pedersen(2015)는 시장근본가치의 변화가 인플레이션의 영향으로 인해 명목과 실질에 따라 다르게 나타났다고 말하고, Valckx(2003)은 인플레이션을 인플레이션위험(inflation risk)으로 표현하면서, 이 인플레이션 위험은 일시적 유행(fads)을 반영하고 있기 때문에 인플레이션의 위험을 갖고 있는 명목은 실질과 구분되어야 한다고 밝힌다. 우리나라의 선행연구에서도 역시 물가상승과 주택가격의 상승은 역 또는 정의 관계로 영향을 미치고 있다고 밝히고 있다(이영수, 2012).

t 시점의 실질임대료(R_t)는 실질주택가격×전세-매매가격비율×국고채수익률(3년만기)로 구하였다. 실질주택가격(P_t)은 아파트매매가격지수를 소비자물가지수(CPI)로 나눈 후 100을 곱하여 구하였다. 동태적고든모형을 추정하기 위해서는 주택의 실질수익률자료도 필요하다. 주택의 t 시점의 실질수익률은

$$\zeta_t = \frac{R_t + P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

을 이용하여 구하였다. 위험프리미엄은 주택의 실질수익률에서 무위험실질이자율을 뺀 값이다. 여기서 무위험실질이자율은 3년 만기 국고채수익률에서 소비자물가지수(CPI)의 상승률을 뺀 값이다.

시장근본요소에 영향을 미치는 거시경제 변수로는 경제활동인구, 인구(15세 이상),¹³⁾ 가계대출을 사용하였다. 그리고 금융변수¹⁴⁾로는 코스피지수, 가계대출금리스프레드이다. 본 연구는 월별자료를 이용했기 때

12) 임재만(2006)은 주택은 거래비용이 크고 거주자나 투자자 모두 장기 보유하는 경향이 있으므로 월별자료를 이용하는 것에 대해경제적 의미가 없을 수 있다는 우려에 대해 주택가격에 영향을 미치는 금리, 인구, 소득 등 경제 및 금융변수들은 연속적으로 변화하기 때문에 주택가격 역시 이론적으로는 연속적으로 변동한다고 밝히고 있다.

13) Capozza et al.(2004)은 인구가 1% 증가하면 주택가격은 0.15% 상승한다고 밝힘에 따라 인구에 관련된 변수를 사용하였다.

문에 자료구득의 한계가 발생한다. 대부분의 거시경제 및 금융변수들은 연도별로 발표되고 있거나 시계열이 길지 않았다. 따라서 자료구득 범위 내에서 변수를 사용하였다. 거시경제변수는 통계청의 경제활동인구, 인구(15세 이상)을 로그차분하여 증가율을 구하였다. 그리고 한국은행의 가계대출금을 로그차분하여 가계대출증가율을 구하였다. 가계예금을 로그차분하여 가계예금증가율을 구하였다. 금융변수는 한국거래소의 코스피지수를 로그차분하여 증가율을 구하였다. 그리고 가계대출금리스프레드는 통계청의 주택대출금리에서 국고채수익률을 빼서 구하였다.

<표 1>은 분석에 사용된 변수와 기초통계를 나타낸다.

<표 1> 변수설명 및 자료출처

변수	변수설명	자료출처
실질주택가격(P_t)	(아파트매매가격지수/소비자물가지수)*100	국민은행
실질임대료(R_t)	실질아파트매매가격지수 × 전세-매매가격비율 × 국고채수익률/100	추정
실질국고채수익률	국고채수익률-로그차분된 소비자물가지수	한국은행
경제활동인구 증가율	경제활동인구 로그차분	통계청
인구증가율 (15세 이상)	15세 이상 인구 로그차분	통계청
가계대출증가율	가계대출액 로그차분	한국은행
가계예금증가율	가계예금액 로그차분	한국은행
주가수익률	KOSPI지수 로그차분	한국거래소
가계대출금리 스프레드	가계대출금리 - 국고채수익률	통계청

<표 2>는 분석에 사용된 변수들의 기초통계량을 보여준다.

임대료성장률은 평균 연 약 -2.5%, 실질주택수익률은 6%, 위험프리미엄은 2%이다. 경제활동인구증가율은 1%, 15세 이상 인구증가율은 1%, 가계대출증가율은 11%, KOSPI 수익률은 8%, 가계대출금리스프레드

는 1%를 나타내고 있다. 자기상관계수값은 임대료성장률이 약 0.24, 총수익률이 0.66, 주택프리미엄이 0.63, 경제활동인구증가율은 0.90, 15세 이상 인구증가율은 0.77, 가계대출증가율은 0.63, 주가수익률은 0.88, 가계대출금리스프레드는 0.92를 나타내고 있다. 변수들의 기초통계에서 눈에 띄는 것은 실질임대료성장률의 경우 표준편차가 크게 나타났다는 것이다. 표준편차가 평균으로부터의 거리를 나타낸다는 것을 상기한다면 임대료증가율은 평균과 그 차이가 크다는 것을 알 수 있다. 그리고 위험프리미엄을 보면 평균 1.8%를 보이고 있는데 표준편차는 0.09로 매우 낮은 값을 보이고 있다. 따라서 위험프리미엄의 변화는 그다지 크지 않다는 것을 보여준다.

<표 2> 변수의 기초통계량

	실질 임대료 성장률	임대료-매매 가격 비율	실질 주택 수익률	위험 프리미엄	경제 활동 인구 증가율	인구 증가율 (15세 이상)	가계 대출 증가율	가계 예금 증가율	주가 수익률	가계 대출 금리 스프레드
평균	-2.503	0.253	5.984	1.841	1.443	1.153	11.481	0.775	8.332	1.376
표준 편차	19.851	0.098	2.959	0.092	5.987	0.112	3.315	1.455	14.278	0.693
자기 상관 계수	0.241	0.832	0.661	0.635	0.903	0.776	0.633	0.548	0.883	0.929

III. 분석모형

주택의 한 기간(one period)의 총수익률(total return)은 다음과 같다.

$$H_{t+1} \equiv \frac{P_{t+1} + R_{t+1}}{P_t} \quad (1)$$

여기서 P_{t+1} 는 $t+1$ 기의 주택가격이며 R_{t+1} 은 $t+1$ 기의 임대료이다.

14) 주식과 부동산은 대부분의 투자자에게 있어 중요한 자산으로써 유동성 및 정보의 투명성 등의 여부에서 서로 다른 특징을 갖고 있지만, 공통적으로 경제성장, 인플레이션, 이자율, 고용률 등의 경제 상황에 영향을 받는다. 따라서 두 시장의 관계에 대한 연구가 많이 진행되었는데, 두 시장의 상관관계를 규명하고자하는 기존의 연구들을 살펴보면 상반된 의견을 보이고는 있으나 전혀 관련이 없다고는 볼 수 없기 때문에 주택의 총수익률에 영향을 미치는 변수로 주식의 수익률 및 가계대출금리스프레드를 변수로 포함시켰다. 부동산시장과 주식시장이 상관관계에 대한 연구로 Kim(2010)과 창명기(2007)등을 참고할 수 있다.

식 (1)의 양변을 로그를 취할 경우 $\log(P_{t+1} + R_{t+1})$ 는 비선형이기 때문에 다음과 같이 테일러급수전개를 이용하여 선형으로 근사화시킬 수 있다.

$$\log(P_{t+1} + R_{t+1}) \cong \kappa + \rho \log P_{t+1} + (1 - \rho) \log R_{t+1} \quad (2)$$

여기서 $\kappa = \frac{\log(\rho) + (1 - \rho) \log(1/\rho - 1)}{1 - \rho}$ 이

다. t 기의 임대료 R_t 와 주택가격 P_t 에 로그를 취한 것을 각각 r_t 와 p_t 로 나타내고 임대료-매매가격비율에 로그를 취한 것을 δ_t 라 하면 이는 $r_t - p_t$ 가 된다. 분석기간 동안의 δ_t 의 평균을 $\overline{r - p}$ 라고 하면 할인인자(discount factor) ρ 는 $\frac{1}{1 + \exp(\overline{r - p})}$ 이다.

식 (2)를 이용하여 주택의 로그 총수익률(the log-linearized return) h_{t+1} 은 다음 식으로 선형으로 근사적으로 구할 수 있다.

$$h_{t+1} = \kappa + \rho p_{t+1} + (1 - \rho)r_{t+1} - p_t \quad (3)$$

식(3)에 조건부기대치(E_t)를 붙여 축차적(recursive) 방법으로 전방(forward)으로 전개하고, 말기조건인 $\lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j \delta_{t+j+1} = 0$ 이 만족되면 t 시점에서의 로그 임대료-매매가격비율은 다음 식 (4)와 같이 쓸 수 있다.

$$r_t - p_t = k + E_t \left[\sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} h_{t+j} - \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} \Delta r_{t+j} \right] \quad (4)$$

여기서 $k = \frac{\kappa}{1 - \rho}$ 이다.

식 (4)가 의미하는 것은 로그 임대료-매매가격비율은 미래의 모든 기간들의 기대 주택의 로그 총수익률 $E_t(h_{t+j})$ 에서 미래 기대임대료성장률 $E_t(\Delta r_{t+j})$ 을 뺀 것을 ρ 로 할인하여 구한 현재가치의 총합이다.

주택에 대한 기대수익률은 기대무위험수익률(expected future real risk-free interest rates) $E_t(i_{t+j})$ 과 기대위험프리미엄(expected future risk premium) $E_t(\pi_{t+j})$ 으로 구분하게 되면 식 (4)는 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$r_t - p_t = \kappa + E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} i_{t+j} + E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} \pi_{t+j} - E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} \Delta r_{t+j} \quad (5)$$

또는

$$r_t - p_t = k + I_t + \Pi_t - G_t \quad (6)$$

여기서 I_t , Π_t 와 G_t 는 각각 기대무위험이자율, 기대위험프리미엄, 기대임대료성장률의 현재가치를 합한 것으로 정의된다.

$$I_t \equiv E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} i_{t+j}$$

$$\Pi_t = E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} \pi_{t+j}$$

$$G_t = E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} \Delta r_{t+j}$$

로그 임대료-매매가격비율을 식 (5)와 같이 각 구성요소들로 분해하는 것을 동태적 고든성장모형(dynamic Gordon growth model)이라 한다. 이것을 통해 각 구성요소들의 시간에 따른 변화 모습을 동학적으로 살펴볼 수 있다.

이렇게 분해된 로그 임대료-매매가격비율을 구성하고 있는 각 요소 즉, 기대무위험이자율($E_t(i_{t+j})$), 기대위험프리미엄($E_t(\pi_{t+j})$), 기대임대료성장률($E_t(\Delta r_{t+j})$)에 대한 추정을 위해 Campbell and Shiller (1989)의 방법을 사용한다.

t 기에서의 무위험이자율(i_t), 위험프리미엄(π_t),

임대료성장률(Δr_t), 그리고 이 세 변수에 영향을 미칠 것으로 기대하는 변수들을 사용하여 n개의 벡터로 구성된 다변량시계열(multivariate time series) X_t 가 p차의 벡터자기회귀(vector autoregressive: VAR)¹⁵⁾ 확률과정을 따른다고 가정한다. 즉,

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + e_t \quad (7)$$

(여기서 x_t 는 $i_t, \Delta r_t, \pi_t$ 에 영향을 미칠 수 있는 거시경제변수들로 고용자증가율(ΔE_t), 15세이상인 구증가율(ΔN_t), 대출액증가율(ΔM_t), 코스피지수 수익률(s_t), 가계대출금리스프레드(rs_t)을 포함하였다.^{16)****} 실증분석 자료에서 설명)

식 (7)은 다음과 같이 1차의 p차의 벡터자기회귀모형은 1차의 벡터자기회귀모형인 컴패니언 형태(companion form)로 전환할 수 있다.

$$\begin{bmatrix} X_t \\ X_{t-1} \\ \vdots \\ X_{t-p+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \dots & A_{p-1} & A_p \\ I & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & I & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{t-1} \\ X_{t-2} \\ \vdots \\ X_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \quad (8)$$

또는

$$Z_t = \Gamma Z_{t-1} + U_t \quad (9)$$

여기서

$$Z_t \equiv \begin{bmatrix} X_t \\ X_{t-1} \\ \vdots \\ X_{t-p+1} \end{bmatrix}, \Gamma \equiv \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \dots & A_{p-1} & A_p \\ I & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & I & 0 \end{bmatrix}, U_t \equiv \begin{bmatrix} u_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$$

p-차의 벡터자기회귀모형을 따르는 X_t 를 식 (9)와 같이 1-차의 벡터자기회귀모형을 따르는 Z_t 로 표현한 것을 컴패니언 형태(companion form)라 한다. 이와 같은 컴패니언 형태로 표현할 경우 t-시점의 정보를 이용하여 미래 특정시점의 기대값을 다음과 같이 구할 수 있다.

$$E_t(Z_{t+k}) = \Gamma^k Z_t \quad (10)$$

식 (10)을 이용하면 식 (5)의 우변의 각 요소들을 구할 수 있다. 예를 들어 식(5)에서 기대무위험이자율을 추정하려면 $\hat{I}_t = \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} e_1' \Gamma^j Z_t$ 을 사용한다. 여기서 e_i 은 i 번째 원소는 1이고 나머지는 0인 n차원 벡터이다. 같은 방법으로 기대위험프리미엄과 기대임대료성장률을 추정할 수 있다. 따라서 로그 임대료-매매가격비율은 다음식으로 추정이 가능하다.

$$\widehat{r_t - p_t} = k + \hat{I}_t + \hat{\Pi}_t - \hat{G}_t \quad (11)$$

여기서

$$\begin{aligned} \hat{I}_t &= \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} e_1' \Gamma^j Z_t \\ \hat{\Pi}_t &= \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} e_2' \Gamma^j Z_t \\ \hat{G}_t &= \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} e_3' \Gamma^j Z_t \end{aligned}$$

한편, 주택시장 참여자의 시장에 대한 기대(expectation)는 시장이 완전하게 효율적이지 않을 경우 식 (5)와 식 (11)은 차이가 있으며, 이러한 차이를 μ_t 라 하자. 즉, 다음 식이 성립한다.

15) VAR 모형은 서로 인과관계가 있는 변수들의 현재 관측치를 종속변수로 하고, 이들 변수들의 과거 관측치들을 설명변수로 구성한 n개의 선형회귀방정식을 통하여 시계열의 확률과정(stochastic process)을 추정하는 방법으로 주요 경제활동 예측에 많이 사용되고 있다.
16) 가계대출금리스프레드는 주택담보대출금리에서 3년만기 국고채수익률의 차이로 정의하였다.

$$\widehat{r_t - p_t} = r_t - p_t + \mu_t \quad (12)$$

장래 기대임대료 증가율에 대한 현재가치를 잔차라 보고 $\widehat{G_t} + \mu_t$ 를 ϵ_t 라 두면 식 (11)과 식 (12)을 이용하면 다음 식이 성립한다.

$$r_t - p_t = k + \widehat{I_t} + \widehat{\Pi_t} - \epsilon_t \quad (13)$$

식 (13)를 이용하여 로그 임대료-매매가격비율의 분산은 다음과 같이 분해할 수 있다.

$$\begin{aligned} var(r_t - p_t) &= var(\widehat{I_t}) + var(\widehat{\Pi_t}) + var(\epsilon_t) \\ &\quad + 2cov(\widehat{I_t}, \widehat{\Pi_t}) - 2cov(\widehat{I_t}, \epsilon_t) \\ &\quad - 2cov(\widehat{\Pi_t}, \epsilon_t) \end{aligned} \quad (14)$$

1. 분석결과

(1) VAR 모형 추정

실질임대료성장률, 실질무위험이자율, 위험프리미엄, 그리고 이들 세 변수에 영향을 미칠 수 있는 거시경제변수들로 고용자증가율, 15세이상인구증가율, 대출액증가율, 주가수익률, 가계대출금리스프레드 변수를 사용하여 식 (8)과 같이 VAR모형을 설정하였다.

VAR 모형을 추정하기에 앞서 시계열의 안정성(stationary)을 판단해야 하는데 이를 위해 단위근검정을 실시하였다. 단위근 검정결과 임대료, 경제활동인구, 15세이상인구, 가계대출액, 주가수익률은 수준 변수에서는 단위근이 존재하였으나 1차 차분한 변수에는 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 반면에 실질이자율, 위험프리미엄, 가계대출금리스프레드는 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그리고 적정시차(time lag)를 선택해야 하는데, VAR 모형에 사용된 변수는 단위근이 존재하는 변수는 로그차분을 취하고, 단위근이 존재하지 않는 것은 [표1]의 변수를 그대로 사용하여 8개 변수로 구성하였다.

적정시차는 AIC(Akaike's Information Criterion)와 SC(Schwarz Criterion)의 값을 가지고 결정하였다. Campell et al.(2009)와 Kishor and Morely(2015)의 분석은 분기별 자료를 사용하였기 때문에 적정시차를 1로 가정하여 분석하였으나 본 연구에서는 분석기간이 월별 자료를 사용하였기 때문에 적정시차를 최대시차를 4로 한 후에 AIC 기준을 적용한 결과 <표 3>에서 보는바와 같이 적정시차는 1내지 3으로 결정되었다. 월별자료임을 감안할 때 과거 1분기까지의 자기상관을 고려하는 것은 타당한 것으로 보여, 적정시차는 3으로 결정했다.

<표 3> VAR 모형 적정 시차 결정

	0	1	2	3	4
AIC	-80.82	-88.039	-88.429	-88.522*	-88.519
SC	-80.82	-87.591*	-87.533	-87.178	-86.726

주: *는 최소값임

VAR 모형에 사용된 변수가 8개 이므로 적정시차를 3으로 할 경우 전체 추정해야 할 자기회귀계수는 24개이다. 본 연구에서는 top-down 방식으로 변수들을 하나씩 제거하여 모형을 추정한 후 제거 전과 후의 AIC 기준을 비교하여 설명력이 있는 변수들을 선택하였다. 이러한 방식에 의해 유의한 변수를 찾으면 변수를 하나씩 빼면서 결과 확인 후 유의하지 않은 변수를 제거하기 때문에 보다 타당한 분석결과를 얻을 수 있다. 분석결과 가계예금액은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 분석에서 제외하였다.¹⁷⁾

(2) 임대료-매매가격비율의 개별요소 분산비율(shares)

<그림 1>은 추정된 로그임대료-매매가격비율(estimated rent-price ratio)과 실제 로그임대료-매매가격비율(actual rent-price ratio)의 움직임 즉, 주택의 내재가치와 실제가격의 움직임을 보여주고 있다. 하단은 추정된 임대료-매매가격비율과 실제 임대료-매매가격비율의 불일치(discrepancy)를 보여준다. 그림을 통해 알 수 있는 것은 실제 임대료-매매가격비율의 변동성에 비해 추정된 임대료-매매가격비율의 변동성이 과소 추정된 것과 2009년 이후 불일치가 점점 더 커지고 있음을 알 수 있다.

17) 단위근검정 및 VAR 모형 추정 결과값은 부록참조

<그림 1> 임대료-매매가격비율의 실제값과 추정값 및 불일치 정도



추정된 임대료-매매가격비율의 변동성이 낮게 나타난 이유는 첫째는 이유로는 임대료성장률이 급격하게 변동하면서 기대수익률의 변동이 이를 따라가지 못했기 때문이다(Plazzi et al., 2010). 두 번째 이유로는 기대 수익률의 변동과 기대임대성장률의 공분산구조의 변동으로 인해 이 두요소가 서로 상쇄되면서 추정된 임대료-매매가격비율의 변동성을 낮췄기 때문으로 해석할 수 있다(Campbell et al., 2006).

최근 급격한 임대료의 변동이 나타나고 있다. 이는 임대료-매매가격비율의 하락이 전례가 없는 것이기 때문에 과거 25년 동안의 자료를 가지고 추정한 결과는 실제 임대료-매매가격비율의 지속적인 하락을 제대로 반영하지 못하는 것은 당연한 결과이다. 그리고 특히 2009년 글로벌 금융위기 이후 임대료-매매가격비율의 주요 구성요소인 실질이자율, 위험프리미엄, 실질임대료상승률 간의 공분산 구조에 대한 변화가 존재하는 경우 이러한 불일치는 심화될 수 있다.

(3) 임대료-매매가격비율 분산분해 (Variance decomposition)

<표 4>는 임대료-매매가격비율의 각 구성요소들간의 분산공분산 구조를 보여주고 있다. 실제 임대료-매매가격비율과 추정된 임대료-매매가격비율을 비교해 보면, 실제 임대료-매매가격비율의 분산은 약 0.33, 추정된 임대료-매매가격비율의 분산은 0.15로 앞서 기술한 바와 같이 실제 임대료-매매가격비율의 분산이 추정된 임대료-매매가격비율보다 변동이 약 46% 크게 나타나고 있다.

<표 4> 임대료-매매가격비율의 분산분해

분산		분산비율 (variance shares)			공분산 비율 (covariance shares)		
실제 임대료-매매가격비율	추정 임대료-매매가격비율	기대 무위험 이자율	기대 위험프리미엄	기대 임대료성장률	기대 무위험이자율과 기대 임대료성장률	기대 위험프리미엄과 기대 임대료성장률	기대 임대료성장률과 기대 위험프리미엄
0.33	0.15	0.0163	0.0012	0.7864	-0.0007	0.2036	-0.0067

임대료-매매가격비율의 변동의 79%가 기대임대료 성장률에 의해 발생하는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 Kim and Lim(2014)과 Campbell, et al(2009)의 분석결과와는 차이가 있다. 이들 연구의 경우에는 할인율인 기대무위험이자율과 기대위험프리미엄이 기대임대료보다 임대료-매매가격비율의 변동에 큰 요인으로 작용했으며, 이 중 위험프리미엄의 영향이 크게 나타났다. 이는 여타 금융자산시장(financial asset)과 비슷한 결과를 보이고 있다고 밝히고 있다. 그리고 또 다른 원인으로는 임대료성장률 속에는 오차항이 포함되어 있는데 이로 인해 기대임대료성장률이 다른 요소들에 비해 큰 영향을 미칠 수 있다.

기대무위험이자율은 위험프리미엄과 음의 상관관계를 보이고 있다. 또한 기대임대료성장률과도 음의 상관관계를 보이고 있다. 그리고 기대임대료성장률은 위험프리미엄과는 양의 상관관계를 보이고 있다.¹⁸⁾

기대무위험이자율과 기대임대료성장률의 음의 상

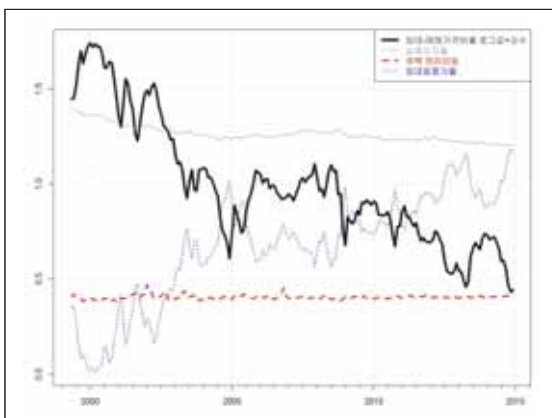
18) 요소 간 공분산이 차지하는 부분은 각각 $2cov(\hat{\delta}_t, \hat{\Pi}_t)$, $-2cov(\hat{\delta}_t, \varphi_t)$, $-2cov(\hat{\Pi}_t, \varphi_t)$ 이다. 따라서 만약 분석 결과가 실제 임대료-매매가격비율 또는 추정된 임대료-매매가격비율의 변동에서 $2cov(\hat{\delta}_t, \hat{\Pi}_t)$ 가 음수라면 두 요인은 음의 상관관계를 보인다는 것을 나타내며 $-2cov(\hat{\delta}_t, \varphi_t)$, $-2cov(\hat{\Pi}_t, \varphi_t)$ 가 음수라면 두 요인 간 상관관계는 양의 상관관계를 보인다는 것을 의미한다.

관관계는 임대료-매매가격비율의 총변동을 약 52%까지 낮추고 있는 것으로 분석되었다. 기대무위험이자율과 기대임대료성장률은 임대료-매매가격비율의 변동에서 대부분을 차지하고 있으나 음의 상관관계를 가지므로써 한 요인이 변할 때 다른 한 요인이 이러한 변동을 상쇄시켜 결과적으로 임대료-매매가격비율의 변동을 낮추게 된다. 기대무위험이자율과 기대임대료성장률이 이러한 음의 상관관계를 보이는 것은 시장참여자들이 이자율이 상승할 것이라고 예측하게 된다면 주택구매를 주저하게 되며 이는 주택매매보다는 임차를 선호하게 되면서 기대임대료가 상승하게 되기 때문이다.

선행연구와 마찬가지로 기대무위험이자율과 위험프리미엄이 음의 상관관계를 가지는 것으로 나타났지만 총변동에서 차지하는 비율은 크지 않아 임대료-매매가격비율의 변동을 낮추는데 영향은 크지 않은 것으로 나타났다. 이 두요소의 상관관계가 음의 부호가 나타나는 원인 중 하나로 Kim and Lim(2014)는 이자율이 하락했을 때 주택가격이 충분히 상승하지 못했기 때문에 시장참여자들은 이에 대한 위험프리미엄이 증가하기를 기대하기 때문이고 반대로 임대료성장률과 위험프리미엄이 양의 상관관계 보이는 이유는 임대료가 증가하는 동안 주택가격이 충분히 상승하지 못했을 경우 동시에 위험프리미엄이 상승하기 때문이라고 밝히고 있다.

<그림 2>는 임대료-매매가격비율과 임대료-매매가격비율을 구성하는 요인들에 대한 개별 시계열을 보여주고 있다. 이 세 요인의 최근 모습을 보면 기대무위험이자율 및 위험프리미엄의 변동은 크지 않은 반면 기대임대료 증가율의 변동은 매우 큰 변동폭을 보이며

<그림 2> 임대료-매매가격비율과 임대료-매매가격비율의 요소들(factors)



크게 상승한 모습을 보이고 있다. 앞서 기술한 대로 임대료-매매가격비율의 총변동에서 가장 큰 부분을 차지하는 기대임대료성장률과 기대이자율을 보면 기대이자율은 하락추세를 보이고 있으나 기대임대료성장률은 상승추세를 보임으로써 음의 상관관계가 나타나고 있음을 확인할 수 있다.

IV. 결론

본 연구는 임대료-매매가격비율의 동태적 변동에 미치는 요소들을 분석하였다. 시장상황을 반영하기 위해 요소들의 시간에 따른 변동을 고려하였다. 이를 위해 동태적 고든 모형을 바탕으로 기대무위험이자율, 위험프리미엄, 기대임대료증가율을 추정하였다.

이러한 요소들을 추정하기 위해 1999년 1월부터 2014년 12월까지 전국의 월별 자료(총 관측치수 192개)를 사용하여 벡터자기회귀모형(Vector Autoregressive Model: VAR)모형을 추정하였다.

주요 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 벡터자기회귀모형 등을 통해 시장에서 관측할 수 없는 무위험이자율, 위험프리미엄, 임대료성장률에 대한 현재가치를 추정할 수 방법을 제시하였다.

둘째, 동태적 고든모형을 적용하여 우리나라 실제 임대료-매매가격비율을 통해 실질무위험이자율, 위험프리미엄, 실질임대료상승률에 대한 현재가치로 분해가 가능함을 보였다. 뿐만 아니라 이러한 요소들의 변동들이 차지하는 부분을 각각 분해 할 수 있었다. 분석 결과 임대료-매매가격비율에 의한 주택가치를 평가할 경우에 외국의 선행연구와 달리 무위험이자율과 위험프리미엄과 같은 금융요인보다 실질임대료상승률과 같은 실물경제요인의 변동이 더 중요한 것으로 나타났다.

셋째, 글로벌 금융위기와 같은 주택시장의 대내외적인 여건변화는 시장에서 관측되는 임대료-매매가격비율에 반영된 기대무위험이자율, 위험프리미엄, 기대임대료성장률에 대한 각 요인들의 분산공분산 구조에 영향을 미치며, 이들의 동학적 구조에 대한 이해는 매우 중요함을 알 수 있었다.

실증분석결과를 중심으로 정책적 시사점을 도출하면 다음과 같다.

첫째, 주택가격의 변동에서 실질무위험이자율은 주

택가격의 변동에서 예상보다 큰 부분을 차지하지 않는 것으로 나타났고 위험프리미엄과는 음의 상관관계를 보이고 있다. Himmelberg et al.(2005)와 Hubbard and Mayer(2008)은 주택시장 활황기에 주택가격의 상승은 낮은 이자율과 대출기준의 완화에서 기인했다고 밝히고 있고 Dell'Arriccia et al.(2008)가 말한 것처럼 이자율 및 대출기준은 이 두 요소의 공분산을 변화시킬 수 있다. 최근 주택시장의 거래활성화를 위해 금융 및 주택정책이 많이 완화되었는데 이로 인해 실질무위험이자율과 주택프리미엄의 공분산 구조가 변화되어 음의 상관관계가 나타났을 수도 있다. 그리고 이러한 음의 상관관계가 주택가격에 크게 영향을 미치지 못한다는 주장이 맞다면 낮은 이자율에도 주택가격은 상승하지 못하게 된다는 것이다. 이러한 결과는 주택시장의 시장참여자는 과거의 주택시장행태에 따라 행동하는 것은 아니라는 의미를 내포하기도 한다. 이에 따른 분석결과에 의하면 특히 대출이자율 또는 주택담보이자율을 낮추어 주택시장을 활성화시키고자 하는 정책은 그 효과가 명확하지 않을 수 있다. 요소 간 상관관계는 금융정책 및 시장상황에 따라 변한다. 따라서 주택정책입안에 있어 추세적 변화를 만드는 개별 요소뿐만 아니라 이들 간 상관관계의 변화를 지속적인 시장모니터링을 통해 주택시장을 관찰하고 이에 따른 결과를 바탕으로 향후 움직임을 예측하는 것도 필요할 것으로 보인다.

둘째, 기대임대료증가율이 기대무위험이자율과는 음의 상관관계, 그리고 위험프리미엄의 상관관계가 양의 상관관계를 보이고 있는데, 기존 연구에서 밝힌 것처럼 주택가격이 충분히 상승하지 못했기 때문에 나타난 현상이라면 여기서 주택가격이 빠르게 상승하지 못하는 이유 중 하나로 가계대출이 원인일 것으로 보인다. 요인분해 분석에서 가계대출이 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있는 것으로 나타나는데 이것이 위험프리미엄 상승시켜 이러한 상관관계를 만든 것으로 판단된다.

높은 가계대출은 가계의 소득이 증가했다하더라도 일정이상 상승하지 못하면 가처분소득을 낮추게 된다. 소득은 주택소유와 밀접한 관련이 있다. 따라서 낮은 가처분소득으로 인해 가계는 투자할 여력이 낮아지

게 되면서 주택소비가 감소한다. 향후 주택시장의 변화는 급속한 고령화, 베이비붐 세대의 은퇴 그리고 저출산으로 인해 가속화될 것으로 판단되며 특히 고령화 및 베이비붐 세대의 은퇴는 가계소득의 감소로 이어져 대출의존도가 높은 가계일 경우 주거불안정 및 경제전반으로 영향을 미칠 수 있는 주택시장의 불안요인이 될 수 있다¹⁹⁾²⁰⁾. 따라서 가계대출을 더 이상 늘리지 못하도록 대출기준의 강화 등과 같은 금융정책 고려하거나 소득을 늘릴 수 있는 정책수립이 필요하다.

셋째, 주택가격의 변동에 국가적 요인보다는 지역적 요인이 더 크게 작용하는 것으로 나타났다. 이자율은 국가전체에 미치는 변수이다. 반면에 임대료는 지역별로 다르게 나타날 수 있는 지역적 변수이다. 동태적고든모형의 분석결과에서 주택가격의 변동에 향후 실질이자율의 변동보다 임대료증가율의 변동이 주택가격에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만 지역 및 국가적 요인의 영향이 시장 상황 및 시간에 따라 바뀔 수 있다는 것을 감안해볼 수 있다. 기존 연구에서 Campbell et al.(2009)와 Del Negro and Otrok(2007)은 국가적 요인에 의해 더 많은 영향을 받고 있다고 밝히기도 했다. 이에 따라 정부의 정책은 지역의 사정과 특징을 반영한 지역화 된 정책(local level)이어야 할지 통화정책과 같은 국가적 차원(national level)의 정책이어야 할 것인가를 탄력적으로 조정할 수 있도록 감독정책을 강화할 수 있는 방안을 고려해야 한다.

본 연구는 결과에 있어 모형의 한계가 존재할 것으로 추정되며 향후 변동모수(time varying)방법 등을 이용하여 비교해보는 것도 필요할 것으로 보인다.

논문접수일 : 2016년 2월 12일
 논문심사일 : 2016년 2월 28일
 게재확정일 : 2016년 6월 27일

19) 통계청(2012)에 의하면, 65세 이상 인구의 비중은 2000년 8% 수준에서 2010년 11%로 증가하였고, 2030년에는 26%로 고령화가 더욱 빠르게 진행될 전망이다.
 20) 714만 명의 베이비붐 세대 중 약 75.8%에 해당하는 549만 명이 2010년을 기점으로 정년퇴직 연령에 진입했으며 10년에 걸쳐 산업현장을 떠날 것으로 추산 된다(삼성경제연구소, 2010).

참고문헌

1. 국민은행 부동산 통계, 2014
2. 김경환·손재영, 「부동산경제학」, 건국대학교 출판부, 2011
3. 김대원·조주현, “서울시 아파트 전세가격 및 전세금비율 변동의 결정요인 분석”, 「주택연구」 제20권 제3호, 한국주택학회, 2012, pp. 183-204
4. 문규현, “국내 주택시장의 가격발견- 매매가격/전세가격을 중심으로”, 「산업경제연구」 제23권 제2호, 한국산업경제학회, 2010, pp. 797-811
5. 이상준·임덕호, “자산시장 관련 변수가 주택가격에 미치는 영향-전세-매매가격비율을 중심으로-”, 「주택연구」 제18권 3호, 한국주택학회, 2010, pp. 5-27
6. 이용만, “구조적 변화인가 가격상승의 징조인가?- 전세/주택 가격 비율의 상승에 대한 해석”, 「부동산학연구」 제6집 제1호, 한국부동산분석학회, 2000, pp. 9-22
7. 이영수, “주택가격과 물가의 동향: 한국의 경험”, 「부동산학연구」 제18집 제4호, 한국부동산분석학회, 2012, pp. 55-72
8. 이충언, “매매가격 기대로 형성된 전세가격모형의 패널분석”, 「경제학연구」 제62집 제1호, 한국경제학회, 2014, pp. 29-53
9. 임재만, “주택매매가격의 변동성에 관한 연구”, 「주택연구」 제14권 2호, 한국주택학회, 2006, pp. 65-84
10. 전해정, “주택 전세/매매가격비율 변동분석에 관한 연구”, 「부동산학보」 제53집, 한국부동산학회, 2013, pp. 189-200
11. 정동준, “Campbell-Shiller의 동태적 고든 모형이 한국의 아파트시장을 설명할 수 있는가?”, 「주택연구」 제16권 제4호, 한국주택학회, 2008, pp. 71-105
12. 조태진, “매매가격대비전세가격비율이 주택가격에 미치는 영향에 관한 연구”, 「부동산학연구」 제21집 제2호, 한국부동산분석학회, 2015, pp. 57-69
13. 삼성경제연구소, 「베이비붐 세대 은퇴의 파급효과와 대응방안-주요국(미·일)비교 포함-」, 2010.
14. 창명기, “한국 부동산시장과 주식시장의 인과관계”, 「동북아경제연구」 제19집 제3호, 한국동북아경제연구, 2007, pp. 117-140
15. 홍기석, “주택 임대가격/매매가격 비율에 관한 실증분석”, 응용경제 제11권 제3호, 한국응용경제학회, 2009, pp. 115-145
16. 통계청, 2012
17. Black, A., P. Fraser, and M. Hoesli, “House Prices, Fundamentals and Bubbles,” *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 33 No. 9, 2006, pp. 1535-1555
18. Brunnermeier, M. K., and C. Julliard, “Money Illusion and Housing Frenzies,” *The Review of Financial Studies*, Vol. 21 No. 1, 2008, pp. 135-180
19. Campbell, J., and R. Shiller, “The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors,” *Review of Financial Studies*, Vol. 3 No. 3, 1989, pp. 95-228
20. Campbell, S. D., M. A. Davis, J. Gallin, and R. F. Martin, A Trend and Variance Decomposition of the Rent-Price Ratio in Housing Markets, Working paper, 2006, Federal Reserve Board
21. Campbell, S. D., M. A. Davis, J. Gallin, and R. F. Martin, “What Moves Housing Markets: A Variance Decomposition of the Rent-Price Ratio,” *The Journal of Urban Economics*, Vol. 66 No. 2, 2009, pp. 90-102
22. Capozza, D. R., P. H. Hendershott, and C. Mack, “An Anatomy of Price Dynamics Illiquid Markets: Analysis and Evidence from Local Housing Markets,” *Real Estate Economics*, Vol. 32 No. 1, 2004, pp. 1-32
23. Del Negro, M., C. Otrok, Monetary Policy and the House Price Boom Across U.S. States, European Central Bank, 2007
24. Dell’Ariccia, G., Igan, D., and Lavean, L., Credit booms and lending standards: Evidence from the subprime mortgage market, IMF working paper, 2008
25. Dickey, D. A. and W. A. Fuller, Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49, 1057-1072
26. Engsted, T., T. Q. Pedersen, “Predicting Returns and Rent Growth in the Housing Market Using the Rent-to-Price Ratio: Evidence from the OECD Countries,” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 53, 2015, pp. 257-275
27. Fairchild, J., J. Ma, and S. Wu, “Understanding Housing Market Volatility,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 47 No. 7, 2015, pp. 1309-1337
28. Girouard, N., M. Kennedy, P. J. Van den Noord, and C. Andre, Recent House Price Developments: The Role of Fundamentals, OECD Economics Department, Working paper, 2004
29. Himmelberg C., C. Mayer and T. Sinai, “Assessing high House Prices: Bubbles, Fundamentals, an Misperception,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 19 No. 4, 2005, pp. 67-92
30. Hubbard, G. and C. Mayer, First, let’s Stabilize Home Prices, *Wall Street Journal: opinion section*, October 2, 2008
31. Kim, Hiang Liow, “Integration between Securitized Real Estate and Stock Markets: a Global Perspective,” *Journal of Real Estate Portfolio Management*, Vol 3, 2010, pp. 224-257
32. Kim, Jangryoul and Gieyoung, Lim, “Understanding the Irish Price-Rent Ratio: An Unobserved Component Approach,” *Applied Economics Letters*, Vol, 21 No. 12, 2014, pp. 836-841
33. Kishor, N. K., and J. Morely, “What Factors Drive the Price-Rent Ratio for Housing? A Modified Present-Value Analysis,” *Journal of Economic Dynamics and*

Control, Vol. 58, 2015, pp. 235-249

34. Plazzi, A., W. Torous, and R. Valkanov, "Expected Returns and the Expected Growth in Rents of Commercial Real Estate," *The Review of Financial Studies*, Vol. 23 No. 1, 2010, pp. 3469-3519
35. Quigley, J. M., Real Estate Prices and Economic Cycles, *International Real Estate Review*, Vol. 2 No. 1, 1999, pp. 1-20
36. Rambaccussing, D., Predictive Regressions of Dividend Growth and Returns, Working paper, University of Dundee, 2010
35. Said S. E., Dickey D. A. Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order, *Biometrika* 71, 599-607, 1984
36. SCHWERT, G. W., Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation, *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, 147-160, 1989
37. Sichong. C. and C. Yingnan, What Drives the Housing Markets in China: Rent, Cost of Capital, or Risk Premium of Owning Relative to Renting?, Working Paper, Xiamen University, 2008
38. Valcx, N., Price Dividend Models, Expectations Formation, and Monetary Policy, HWWA discussion paper 217, 2003

[부 록]

1. 단위근 검정 결과

VAR 모형을 추정하기에 앞서 시계열분석에 있어 1차적인 문제로 시계열자료의 안정성(stationary)을 판단해야 하는데 이를 위한 것이 단위근 검정이다. <표 1>은 ADF(the Augmented Dickey-Fuller)검정 결과를 보여주고 있다. 단위근 검정결과 임대료, 경제활

동인구, 15세이상인구, 가계대출액, 주가수익률은 수 준변수에서는 단위근이 존재하였으나 1차 차분한 변수에는 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 반면에 실질이자율, 위험프리미엄, 가계대출금리스프레드는 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

<부록 표 1> 단위근 검정 결과

변수	수준변수		차분변수	
	상수항	추세항	상수항	추세항
임대료	-1.75	-2.56	-4.40**	-4.39**
실질이자율	-2.91**	-2.56*	-	-
위험프리미엄	-3.12**	-3.42**	-	-
경제활동인구	0.43	-1.21	-3.45**	-3.48**
15세이상인구	0.02	-3.74	-3.72**	-3.73**
가계대출액	-2.11	-2.29	-2.28*	-2.88*
주가수익률	-0.53	-2.90	-4.63**	-4.62**
가계대출금리스프레드	-0.53**	-2.90**	-	-

주: 1) 적정시차는 $k=6$ 정도로 나오나 월별자료임을 고려하여 12로 설정하였음. 적정시차에 대한 것은 Said and Dickey(1984),Schwert(1989)는 샘플크기(T)와 비례하여 k 가 점근적으로 증가할 경우 ADF검정이 타당함을 보였는데, $T^{1/3}$ 에 적용하면 샘플크기=192이면 $k=6$ 정도임.

2) *, **, ***는 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 귀무가설(단위근이 존재)이 기각됨을 의미함.

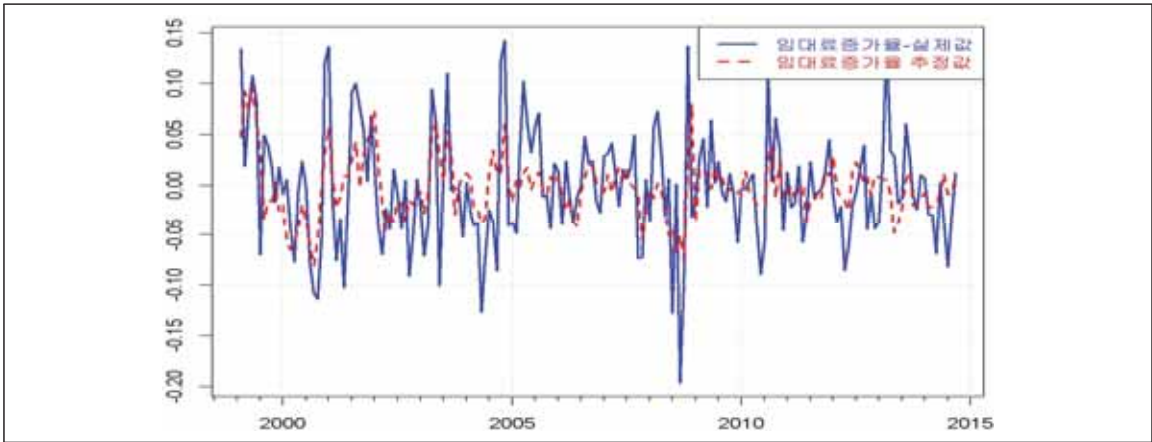
3) 10%,5%의 임계값은 -2.38, -2.88임(Dickey and Fuller,1981)

2. VAR 모형 추정결과

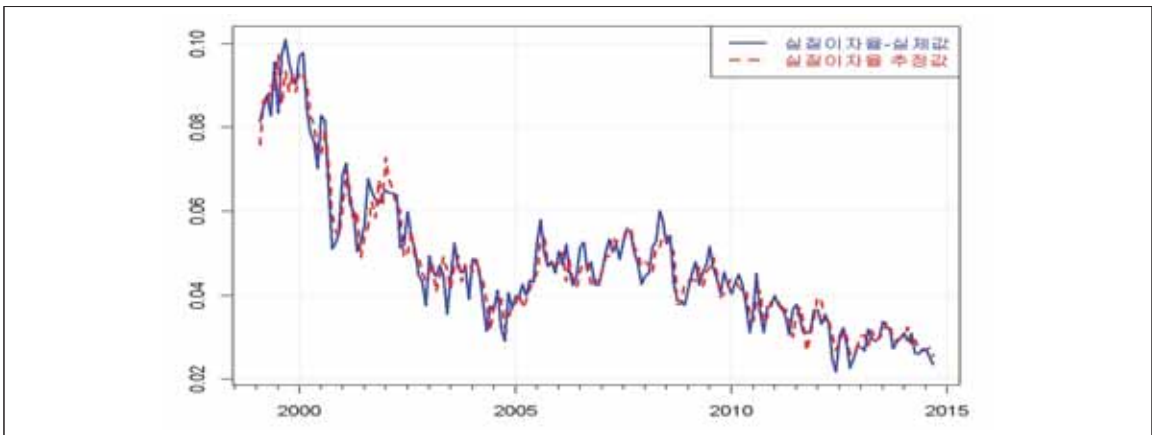
<부록 표 2> VAR 모형 추정 결과

변수	임대료 상승률		실질무위험이자율		위험프리미엄	
임대료상승률(-1)	0.13163	(0.0672)	0.00092	(0.0005)		
실질무위험이자율(-1)			0.64594	(0.0457)	-3.53186	(0.9942)
위험프리미엄(-1)			-0.00933	(0.0033)	0.80593	(0.0773)
경제활동인구증가율(-1)			0.01041	(0.0021)		
15세이상인구증가율(-1)			-0.14897	(0.0641)		
가계대출증가율(-1)			0.01024	(0.0033)	0.13582	(0.0592)
코스피수익률(-1)	0.39608	(0.0991)	0.00126	(0.0007)	0.02567	(0.0102)
가계대출금리스프레드(-1)						
임대료상승률(-2)	-0.37900	(0.0826)				
실질무위험이자율(-2)					3.08177	(0.9531)
위험프리미엄(-2)	0.83126	(0.4052)			-0.28869	(0.0688)
경제활동인구증가율(-2)						
15세이상인구증가율(-2)						
가계대출증가율(-2)						
코스피수익률(-2)						
가계대출금리스프레드(-2)	-2.99304	(1.3121)				
임대료상승률(-3)						
실질무위험이자율(-3)			0.25225	(0.0441)		
위험프리미엄(-3)			-0.00530	(0.0031)		
경제활동인구증가율(-3)	-0.60935	(0.3211)	-0.00600	(0.0023)		
15세이상인구증가율(-3)			0.09837	(0.0640)		
가계대출증가율(-3)			0.00946	(0.0029)		
코스피수익률(-3)	0.21071	(0.1011)	0.00244	(0.0007)		
가계대출금리스프레드(-3)	4.21097	(1.2648)	0.01175	(0.0036)		
Wald	72.66074		2798.82406		186.36520	
수정결정계수	0.24008		0.93275		0.48234	

<부록 그림 1> 실제 임대료증가율과 추정된 임대료증가율



<부록 그림 2> 실제 실질이자율과 추정된 실질이자율



<부록 그림 3> 실제 위험프리미엄과 추정된 위험프리미엄

