

## 동태적 현재가치모형을 이용한 한국 주택가격 움직임의 구성요소 분석\*

안 지 희\*\*

### 논문 초록

본 연구는 국내 주택가격을 움직이게 하는 근본요인이 무엇인지를 Campbell and Shiller(1988)의 '동태적 현재가치모형'을 이용하여 살펴본다. 모형을 적용하면 주택의 임대소득-가격비율은 미래의 예상실질이자율과 예상주택프리미엄 그리고 예상임대소득성장과 같은 구성요소의 선형관계로 나타낼 수 있다. 이 관계로부터 '3요소 분산분해(variance decomposition)'를 분석하고, 더 나아가 '4요소 분산분해'를 분석하여 선행연구와 차별된 결과를 도출한다. 결과는 첫째, 시장의 여건에 따라 미래의 주택프리미엄이나 임대소득성장에 대한 기대변화가 주택가격을 움직이는 주요 요인이 될 수 있음을 보여준다. 둘째, 구성요소들의 공분산 관계가 주택가격의 변동을 상쇄시킬 뿐만 아니라 증폭시키는 역할도 할 수 있음을 발견해준다. 셋째, 펀더멘탈의 공분산구조를 고려하지 않고 이자율로 주택가격의 움직임을 설명하는 것은 잘못된 판단을 가져올 수 있음을 확인시켜 준다.

핵심 주제어: 임대소득-매매가격 비율, 주택가격의 변동요인, 분산분해

경제학문헌목록 주제분류: E31, G12, R31

투고 일자: 2018. 10. 2. 심사 및 수정 일자: 2018. 12. 11. 게재 확정 일자: 2018. 12. 19.

\* 본 논문에 대해 유용한 조언과 많은 도움을 주신 고려대학교 경제학과 박철범 교수님과 익명의 심사위원들께 감사의 말씀을 드립니다.

\*\* 고려대학교 경제학과 박사과정, e-mail: annji@korea.ac.kr

## I. 서론

부동산 가격의 급격한 변동은 국가의 경제에 큰 영향을 미친다. 부동산 가격의 가파른 상승이 지속되면 소득·세대 계층 간의 양극화와 지역 간의 불균형이 심해지고, 가계의 소비 또는 기업의 성장산업에 대한 투자가 감소하여 장기적으로 경제 성장을 둔화시키는 결과를 초래한다. 반대로 예상치 못한 부동산 가격의 급락은 한 나라뿐만 아니라 세계의 경제를 위기에 빠뜨린다. 대표적으로 일본 장기침체의 시발점이 된 것은 1990년대 초반 버블붕괴로 인한 자산가격의 급격한 하락이었다. 그리고 2007~2008년 세계금융위기가 발생하게 된 주요인은 미국 주택시장의 버블붕괴였다. 주택가격의 급락으로 미국의 부동산가격과 연계된 증권가치가 하락하였고, 국제금융시장의 신용경색으로 이어져 세계경제가 위기에 빠지게 되었다. 특히, 우리나라의 경우 가계의 자산 포트폴리오에서 부동산이 차지하는 비중은 2017년 기준 70% 정도로 2008년 금융위기 이후 감소추세를 보이지만 여전히 주요 선진국과 비교하면 월등히 높은 수준이다.<sup>1)</sup> 그만큼 우리나라 가계에서 부동산 자산은 매우 중요한 요소이며, 부동산 가격의 작은 변동에도 가계뿐만 아니라 국가 경제는 큰 타격을 받을 수 있다. 그러므로 과거경험으로부터 부동산 시장의 움직임과 주택가격의 변동을 이해하는 것이 중요하다.

부동산 중에서도 주택은 주거서비스를 제공하는 내구소비재이면서, 자본이득과 임대소득으로 자산을 축적시키는 투자재이기도 하다.<sup>2)</sup> 주택의 두 가지 역할에 대한 수요와 공급은 임대시장과 매매시장을 형성하는 배경이 된다. 우리나라는 외환위기 이후 김대중 정부의 부동산 활성화 정책을 발판으로 주택을 투자자산으로 인식하여, 주거서비스를 소비하는 가치보다 투자가치에 중점을 두고 주택을 보유·매매하려는 경향이 강해졌다. 그리고 2001년 이후 저금리 기조가 본격화되면서 주택

1) 우리나라는 가계의 자산 가운데 부동산(등 비금융자산)이 차지하는 비중이 2017년 기준 69.8% (74.4%)이고(통계청, 2017), 미국은 부동산 등 비금융자산 비중이 2014년 기준 29.9%이고 일본은 2013년 기준 38.4%이다(금융투자협회, 2015).

2) Kullmann(2001)은 가격결정모형(asset pricing model)을 이용하여 상업용 부동산뿐만 아니라 주거용 부동산에도 위험프리미엄이 존재하고, 가계의 자산 포트폴리오에 부동산 자산을 함께 구성하면 더 나은 투자전략에 접근할 수 있다고 말한다. 이후에도 주택을 투자자산 측면에서 연구한 논문들이 이어지고 있다(Miles, 2009; Campbell et al., 2009; Kishor and Morley, 2015).

은 투자의 대체상품으로 확고하게 인식되기 시작하였다. 특히 서울·수도권 및 광역시를 중심으로 일반주택보다는 아파트를 투자자산으로 보는 시각이 많고,<sup>3)</sup> 높은 전세가격을 활용한 레버리지 투자, 학군수요에 따른 투자, 그리고 재개발 및 재건축을 이용한 갭 투자가 형성되어 있다. 이러한 주택시장은 투자가 투기로 그리고 버블로 이어질 가능성이 높으며, 주택이 투자자산으로 인식된 이래 국내 주택가격의 버블논란은 현재까지 지속적으로 제기되어 왔다. 이와 같은 국내 주택시장의 여건을 비추어 보았을 때 자산 측면에서 주택가격을 실증분석 하는 연구는 큰 의미를 갖는다.

이에 본 연구는 자산 관점에서 주택가격과 주택수익률의 시계열적 움직임에 주목하여, 주택시장을 움직이는 근본요인이 무엇인지 고찰해 본다. 특히 재무 분야에서 널리 사용하는 Campbell-Shiller (1988)의 현재가치모형을 이용하여 임대소득-매매 가격비율(rent-price ratio)의 움직임을 분석하고,<sup>4)</sup> 이를 통해서 국내의 지역별 주택시장을 관찰한다. 본 모형에 따르면 임대소득-가격비율은 실질이자율과 주택투자에 따른 위험프리미엄 그리고 임대소득성장률과 같은 세 가지 구성요소의 미래 기대가치로 결정되며, 이 비율의 추정치는 벡터자기회귀(VAR) 접근법으로 산출한다.

이후 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 본 연구의 이론모형인 현재가치모형에 관한 선행연구와 더불어, 해당 모형에 의한 주택가격의 동인(driver)인 실질이자율과 주택위험프리미엄 그리고 임대소득성장률 등의 세 가지 요소와 주택시장 간의 관계를 분석한 선행연구를 검토한다. 제III장에서는 Campbell-Shiller의 분산분해 식을 설명하고, 실증분석에 사용한 자료의 구성에 대해 정리한다. 또한 자료부터 산출한 주요 변수들과 함께 VAR모형으로 추정한 임대소득-가격비율의 기초통계 및 추이를 통해서 국내 주택시장의 특성을 살펴본다. 그리고 제IV장에서는 전국과 지역적(7대 특·광역시) 하위시장(sub-market) 마다 분산분해를 실증분석하여 임대소득-가격비율의 움직임을 유발하는 결정요인에 대해 논한다. 마지막으로 제V장에서 주요결과들을 요약하고 향후 연구방향을 서술한다.

3) Xiao and Park (2010)는 서울 아파트 가격이 다른 유형의 주택보다 펀더멘탈과 투기수요의 변화에 즉각적으로 반응하고, 아파트와 일반주택의 가격 행태 간에 불일치가 존재한다고 밝혔다.

4) Gallin (2008)는 임대소득-가격비율이 주택시장에서 가치지표가 될 수 있다는 견해에 실증적 지지를 제공한다.

## II. 선행연구

전통적인 고든성장모형(Gordon growth model)<sup>5)</sup>을 동태적 접근방식으로 발전시킨 연구의 시초는 Campbell and Shiller(1988a, b)이다. 이 모형은 현재가치모형이라 부르며, 주식시장을 이론적으로 이해하는데 도움을 준다. 그리고 그들의 방법론은 배당-가격비율의 변동성을 결정짓는 요소들 간의 상대적 중요성을 판단하는 기준과 분석틀을 제시해준다. 이후 Campbell(1991)는 몬테카를로 시뮬레이션을 통해서 VAR모형으로 도출한 분산분해 분석결과의 강건함을 보여주었다.

이와 같은 현재가치모형은 다양한 자산의 수익률과 변동성을 연구하는데 많이 활용되어 왔고(Campbell and Ammer, 1993; Vuolteenaho, 2002; Plazzi et al., 2010; Lof, 2015; Chen et al., 2016),<sup>6)</sup> 주택자산으로도 이어져 주택가격의 변동을 분석하거나 주택가격의 예측가능성을 진단하는 연구에 활용되고 있다(Hwang et al., 2006; Brunnermeier and Julliard, 2008; Campbell et al., 2009; Fairchild et al., 2015; Kishor and Morley, 2015; Engsted and Pedersen, 2015). 한편, 현재가치모형에 의한 근본요인의 미래기대치를 비관측 요인으로 설정하고 상태공간모형(state-space model)을 칼만필터기법으로 추정하는 연구도 진행되고 있다(Balke and Wohar, 2002; Binsbergen and Koijen, 2010; Kisher and Morley, 2015).

현재가치모형에 의하면 주택가격에 영향을 미치는 요인은 실질이자율과 주택의 위험프리미엄 그리고 임대소득의 성장률이며, 이 세 가지 요인이 주택시장의 주요 동인임을 규명하는 연구가 다양하게 이루어졌다. 그 중에서 이자율은 정부의 정책과 밀접하기 때문에 이자율과 주택시장의 관계를 다룬 연구가 많다. 일반적으로 이자율이 하락하면 주택의 내재가치는 상승하고, 실제가격은 내재가치와의 차이를 조정하는 과정에서 상승하게 된다. 하지만 이러한 이론적 관계와 다르게 기존 연구들

5) 전통적인 고든성장모형( $D/P = r - g$ )은 배당성장( $g$ )이 영원히 일정하고, 할인율( $r$ )이 변하지 않는다는 가정 하에 도출된 것이다. 여기서  $D/P$ 는 배당-가격비율을,  $r$ 과  $g$ 는 각각 한 시점 미래의 예상할인율과 미래의 배당성장률을 말한다.

6) Campbell and Ammer(1993)는 주식수익률과 채권수익률에, Vuolteenaho(2002)는 개별주식의 수익률에 동태적 분석틀을 적용하였다. Plazzi et al. (2010)은 상업용 부동산에 현재가치모형을 적용하였고, Lof(2015)는 다양한 유형의 투자자(heterogeneous agent)를 고려한 현재가치모형을 이용하여 주식시장을 분석하였다. 그리고 Chen et al. (2016)은 기업의 투자 성장률과 주식수익률에 현재가치모형을 응용하였다.

은 이자율이 미치는 영향의 정도나 방향에 대해 일관된 결론을 도출하지 않았다. 많은 연구들은 이자율이 주택가격의 움직임을 설명하는 주요인으로 보았고, 주택가격의 상승을 유도하는 요인을 낮은 이자율로 보는 시각이 대다수였다(Himmelberg et al., 2005; Brunnermeier and Julliard, 2008; Arslan, 2014). 반면 몇몇 연구들은 주택가격의 변동에서 이자율의 역할이 예상보다 크지 않다는 결론을 내렸다(Campbell et al., 2009; Fairchild et al., 2015; 김순용, 2016). 한편 거시경제 상황에 따라 이자율과 주택가격의 관계는 변할 수 있기 때문에 부동산 정책은 신중해야 한다고 제언한 논문들도 있다(김윤영, 2012; 이근영·김남현, 2016).

다음으로 미래의 예상주택프리미엄의 변화는 미래의 주택가격 상승에 대한 기대 변화로 가늠할 수 있다. 만약 미래의 가격상승에 대한 투자자들의 기대가 과해지면 비이상적인 과열(irrational exuberance)로 확산되고, 상승기대가 지속되면 주택가격에 거품이 형성된다. 이와 같은 가격형성 메카니즘으로부터 유발되는 주택가격의 변동을 파악하려는 연구가 진행되어 왔다. 특히, 예상주택프리미엄이 주택가격의 움직임에 중요한 역할을 한다고 주장하는 연구가 많았다(Campbell et al., 2009; Dusansky et al., 2012; Kisher and Morley, 2015). 그 외에 주택소비자 행동은 합리적 기대와 적응적 기대가 혼합되어 있어 그 기대가 불안정한 가격수준을 유도할 수 있고(Hattapoglu and Hoxha, 2014), 가격오류의 시장조정은 임대료가 아닌 주로 가격을 통해서 이루어짐을 밝혀낸 연구도 있다(Ambrose et al., 2013).

마지막으로 미래의 임대소득 흐름은 주택의 내재가치를 뒷받침하는 중요한 요소로써 이론적으로 임대소득이 증가(감소)하면 자산의 가치는 상승(하락)하는 관계를 보인다. 미래의 임대소득성장률은 내재가치를 형성하는 가장 근본적인 펀더멘탈임에도 불구하고 관련 연구는 드문 편이다. 기존 연구 중에서 Sinai and Souleles (2005)는 임대료 위험이 높은 지역은 주택가격-임대소득 비율이 높게 형성되는 경향을 보인다고 밝혔다. Hwang et al. (2006)는 미래의 임대소득 흐름이 현재 주택가격에 잘 반영되는가에 관한 통계적 검증을 실시하여 긍정적인 결과를 얻었다. 김순용(2016)은 Campbell et al. (2009)의 방법론을 활용하여 실질이자율과 주택프리미엄과 같은 금융요인보다 임대소득성장과 같은 실물경제요인의 변동이 임대소득-가격비율의 움직임에 더 중요한 역할을 한다고 평가했다.

한편, 투자자산 측면에서 국내 주택시장을 분석한 연구는 자산가격결정모형(CAPM: capital asset pricing model)과 현재가치모형(PVM: present value model)

에 기초한 것이 대부분이다. 주로 CAPM의 적용가능성을 검정하여 주택가격 또는 주택수익률의 예측가능성을 검토하거나(정동준, 2008; 홍기석, 2009; 민성훈, 2015) 주택프리미엄의 존재와 시차가변성을 검증하였다(노상운, 2014). 그리고 PVM을 바탕으로 주택가격과 임대소득 간의 관계를 이용하여 시장의 효율성을 판단하거나 가격의 거품 가능성을 진단하였다(Hwang et al., 2006; Xiao and Park, 2010). 최근에는 임대소득-가격비율, 주택수익률 그리고 임대소득 간의 관계를 이용하여 주택시장의 변동 요인을 밝혀내는 연구도 이루어지고 있다(김순용, 2016).

이와 같은 기존 연구들의 분석방법론은 전반적으로 무위험이자율, 주택위험프리미엄 그리고 임대소득성장 등의 요소들이 주택가격에 미치는 영향 정도를 상대적으로 비교하는데 한계가 있었다. 하지만 Campbell and shiller의 현재가치모형을 이용한 분산분해 방법론은 가격결정요인들의 상대적 기여도를 파악할 수 있는 이점을 갖고 있다. 본 연구에서는 해당모형을 주택시장에 확장한 Campbell et al. (2009)의 방법론을 채택하여 국내 주택가치를 결정하는 요인을 금융적 관점에서 분석함으로써, 다른 금융자산이나 미국 주택시장과의 유사점 및 차이점을 도출해 보고자 한다. 방법론 측면에서 Campbell et al. (2009)보다 더 나아가 VAR모형의 예측불일치(discrepancy)와 예상임대소득성장 요소를 분리한 분산분해 분석을 추가로 수행하여(관련 내용은 뒤에서 자세히 다룸) 선행연구와 차별된 결과를 도출한다. 또한 국내 선행연구와 차별적으로 전국 수준의 주택시장뿐만 아니라 지역적 하위시장도 함께 분석하고, 경제구조에 불안정성을 제공한 2008년 세계금융위기를 기점으로 기간을 구분하여 분석을 시도함으로써 더 다양한 정보를 이끌어 낸다. 한편, 국내 아파트시장은 효율적<sup>7)</sup>이라는 점과 다른 유형의 주택에 비해 투자성향이 높다는 점을 감안하여, 최근 약 18년(1999년 6월~2017년 4월)의 아파트 시장을 분석대상으로 정한다.

7) 일반적으로 자산시장에서 말하는 효율성은 Eugene Fama의 효율적 시장 가설(EMH)에 기반을 두고 있다. 이 가설을 검증하는 여러 가지 방법 중에서 Hwang et al. (2006)은 현재가치모형을 이용하여 미래의 임대소득 흐름이 아파트의 현재가격에 잘 반영되어 있는가에 대한 통계적 검증을 수행하였고, 가설에 대한 긍정적인 결과로부터 한국 아파트시장은 충분히 효율적이라는 제안을 하였다. 또한 아파트 시장은 일반 주택시장(또는 해외 시장)에 비해 효율적인 요소들(동질성이 강한 주택형태, 주택가격에 대한 다양한 정보 등)을 갖추고 있다.

### III. 방법론

#### 1. Campbell-Shiller의 분산분해

##### 1) 현재가치모형

본 연구는 주택가격과 주택수익률의 시계열적 변동을 연구하기 위해 Campbell et al. (2009)의 방법론을 채택하여 주택시장의 특성을 살펴본다. 이 방법론은 주식수익률의 특성을 잘 설명한다고 알려져 있는 Campbell and Shiller (1998a, b)의 모형을 주택자산에 적용하는 아이디어에서 시작된다.

주식시장에서 자산가격결정의 주요인은 주식수익률과 배당성장 그리고 배당수익이며, 이 세 가지 요인간의 관계를 통해서 주식가치의 변동요인을 밝혀내는 연구들이 많이 진행되어 왔다. 그 중에서 Campbell and Shiller (1998a, b)는 한 기간 동안 발생한 주식의 실질 총수익률 식을 로그-선형근사(log-linear approximation)하여, 주식수익, 배당성장, 그리고 배당수익 간의 관계를 다음과 같은 선형관계로 도출하였다. 이 식을 동태적 고든성장모형(dynamic Gordon growth model), 배당-가격비율 모형(dividend-price ratio model) 또는 Campbell and Shiller의 현재가치모형이라 부른다.

$$d_t - p_t = -\frac{k}{1-\rho} + E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \cdot \eta_{t+1+j} - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \cdot \Delta d_{t+1+j} \right] \quad (1)$$

여기서,  $d_t - p_t$ 는 로그 배당-주식가격비율을 의미하고,  $\eta_t$ 는 주식의 실질수익률,  $\Delta d_t$ 는 배당성장률을 말한다.  $\rho (= (1 + \exp(\overline{d-p}))^{-1})$ 는 할인계수이고  $k$ 는 근사에 의한 상수로써 현재가치모형의 상수( $-k/(1-\rho)$ )를 형성한다.  $E_t[\ ]$ 는 현재시점( $t$ ) 기준 미래가치에 대한 예상 또는 기댓값을 표현한다. 이 모형에 따르면 로그 배당수익률( $d_t - p_t$ )은 미래(시점  $t+1+j, j=0, 1, \dots, \infty$ )에 예상(기대)하는 주식수익률과 배당성장률의 현재가치들로 표현된다.

현재가치모형을 주택시장에 적용하기에 앞서, 주택을 보유하여 얻을 수 있는 실질 총수익률(gross real return to housing:  $\phi_t$ )을 정의해 보자.

$$\Phi_{t+1} = \frac{P_{t+1} + R_{t+1}}{P_t}$$

여기서  $P_t$ 는 주택의 실질가격이고,  $R_t$ 은 실질임대소득을 말한다. 한 기간 동안 발생한 주택자산의 투자수익(net return to housing,  $\phi_t$ )은 주택자산의 가치상승분( $\Delta P$ )인 자본이득과 임대차에 따른 소득수익인 임대소득( $R$ )으로 구성된다.

$$\phi_{t+1} = \ln \Phi_{t+1} \approx \frac{P_{t+1} - P_t + R_{t+1}}{P_t} = \frac{\Delta P_{t+1} + R_{t+1}}{P_t}$$

Campbell and Shiller(1988a, b)의 방법에 따라 총수익률( $\phi_t$ )을 로그-선형근사하면 다음과 같이 로그 임대소득-매매가격비율( $r_t - p_t$ )은 미래에 예상하는 주택수익률( $\phi_{t+1+j}$ )과 임대소득성장률( $\Delta r_{t+1+j}$ )의 현재가치들로 결정된다.

$$r_t - p_t = K + E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \cdot \phi_{t+1+j} - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \cdot \Delta r_{t+1+j} \right] \quad (2)$$

$$\rho = (1 + \exp(\overline{r-p}))^{-1}, \quad K = (1 - \rho)^{-1} [\ln \rho + (1 - \rho) \ln(1/\rho - 1)]$$

여기서  $\phi_t$ 는 주택의 실질수익률을 의미하고  $r_t$ 는 로그 임대소득( $\ln R_t$ )을,  $\Delta r_t$ 는 임대소득의 성장률을 말한다. 그리고  $\rho$ 는 로그 임대소득-가격비율의 평균( $\overline{r-p}$ )과 연관된 할인계수이고,  $K$ 는 근사에 의한 상수이다.

주택자산의 실질수익률( $\phi_t$ )을 무위험 실질이자율( $i_t$ , 이하 ‘실질이자율’이라 칭함)과 위험프리미엄( $\pi_t$ , 이하 ‘주택프리미엄’이라 칭함)의 합으로 정의하면, 식 (3)과 같이 로그 임대소득-가격비율은 세 가지 구성요소로 표현된다. 즉, 비율( $r_t - p_t$ )은 현재가치로 할인된 미래의 예상 실질이자율의 합과 할인된 예상 주택프리미엄의 합 그리고 할인된 예상 임대소득성장률의 합으로 구성된다. 식에 의하면 임대소득-가격비율( $r_t - p_t$ )은 예상 임대소득성장률과 부(-)의 관계이고 예상 실질이자율 및 예상 주택프리미엄과는 정(+)의 관계이다. 직관적으로 “주택투자자가 미래에 기대하는 수익률(주택프리미엄+실질이자율)이 높거나(높고) 미래에 기대하는 임대소득의 성장이 낮다면 현재의 임대소득수익( $r_t - p_t$ )은 높은 수준을 보인다”를 의미한다.

$$r_t - p_t = K + E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \cdot i_{t+1+j} + E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \cdot \pi_{t+1+j} - E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \cdot \Delta r_{t+1+j} \quad (3)$$

한편, 세 가지 구성요소는 식 (4)의 표기( $I_t, \Pi_t, \Gamma_t$ )로 대체하여 식 (5)와 같이 간략하게 재 표현할 수 있다. 여기서  $I_t, \Pi_t, \Gamma_t$ 는 각각 현재시점( $t$ )으로 할인된 미래의 모든 예상실질이자율들의 합, 할인된 미래의 예상주택프리미엄들의 합 그리고 할인된 예상임대소득성장률들의 합을 말한다.

$$I_t \equiv E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \cdot i_{t+1+j}, \quad \Pi_t \equiv E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \cdot \pi_{t+1+j},$$

$$\Gamma_t \equiv E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \cdot \Delta r_{t+1+j} \quad (4)$$

$$r_t - p_t = K + I_t + \Pi_t - \Gamma_t \quad (5)$$

식 (3)의 모형은 주택의 실질 총수익률의 정의에서 도출된 식으로 CAPM처럼 투자자의 효용함수에 대한 가정이나 프리미엄 퍼즐을 고려할 필요가 없다는 이점이 있다. 그리고 Campbell et al. (2009)에 따르면, 이 동태적 모형은 부동산금융 분야에 잘 알려진 임대소득-가격비율의 기존모형( $R_t/P_t = i_t + \pi - g_{t+1}$ )<sup>8)</sup>과 차별된 세 가지 중요한 특징을 갖고 있다. 첫 번째, 식 (3)의 모형은 주택프리미엄에 시간 가변성을 허용한다. 두 번째, 두 모형 모두 미래지향적인 가격형성을 내포하지만 기존모형은 미래적 요소를 오직 예상자본이득을 통해서만 표현하는 반면 식 (3)은 임대소득-가격비율의 세 가지 구성요소에 각각 동태적 움직임을 허용한다는 차이점이 있다. 마지막으로 식 (3)의 모형은 실질이자율과 주택프리미엄이 안정적이면 장기적으로 주택가격의 상승이 임대소득의 성장과 결부한다는 의미를 담고 있지만 기존 모형은 그렇지 않다.

8)  $R_t/P_t = i_t + \pi - g_{t+1}$ 에서  $i_t$ 는 실질이자율이고,  $\pi$ 는 주택프리미엄으로 상수(constant)이다. 그리고  $g_{t+1}$ 는 미래의 예상 주택 자본이득(손실)을 의미한다. Himmelberg et al. (2005)과 Gallin (2008)는 기존모형을 가정한다.

## 2) 현재가치모형의 구현

임대소득-가격비율의 세 가지 구성요소( $I_t$ ,  $\Pi_t$ ,  $\Gamma_t$ )를 추정하기 위하여 Campbell(1991) and Campbell and Ammer(1993)의 접근법에 따라 VAR(vector autoregressive) 모형을 이용한다.

$$Z_t = (i_t, \pi_t, \Delta r_t, x_t')' \quad (6)$$

데이터 집합  $Z_t$ 에서  $x_t$ 는 거시경제변수들에 대한 열벡터(column vector)이며, 이 변수들은 미래의 실질이자율( $i_t$ ), 주택프리미엄( $\pi_t$ ), 그리고 임대소득의 성장( $\Delta r_t$ )에 대한 기댓값을 예측하는데 도움을 준다. 주어진 경제시스템  $Z_t$ 은 1차 VAR(first-order VAR: VAR(1))을 따른다고 가정한다(가정에 대한 자세한 내용은 3절에서 다룸).

$$Z_t = AZ_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

행렬  $A$ 는  $Z_t$ 에 대한 VAR의 계수이고,  $\varepsilon_t$ 는 오차항이다. 추정된 계수  $\hat{A}$ 을 이용하여 다음의  $C_t$ 을 산정한다.<sup>9)</sup> 여기서  $I$ 는 단위행렬이다.

$$C_t = \hat{A}(I - \rho\hat{A})^{-1} Z_t \quad (8)$$

$C_t$ 의 첫 번째~세 번째 원소(element)는 세 가지 구성요소( $I_t$ ,  $\Pi_t$ ,  $\Gamma_t$ )의 추정치이다. 즉,  $C_t$ 의 첫 번째 원소는 할인된 예상실질이자율의 합에 대한 추정치( $\hat{I}_t$ )이고, 두 번째 원소는 할인된 예상주택프리미엄의 합에 대한 추정치( $\hat{\Pi}_t$ )이며, 세 번째 원소는 할인된 예상임대소득성장률의 합에 대한 추정치( $\hat{\Gamma}_t$ )를 말한다.

식 (5)에 의하여 임대소득-가격비율의 추정치( $\widehat{r_t - p_t}$ )는 세 가지 구성요소에 대한 추정치의 합으로 산정된다.

9) 식 (8)의  $C_t$  도출과정은 Campbell(1991)의 pp. 163-164 을 참고하길 바란다.

$$r_t - p_t = K + \hat{I}_t + \hat{\Pi}_t - \hat{\Gamma}_t \quad (9)$$

이때 VAR(1) 모형이 세 가지 구성요소의 기댓값을 완벽하게 예측하지 못하면  $r_t - p_t$ 의 실제 움직임과 VAR모형으로 추정된  $\widehat{r_t - p_t}$ 의 움직임 사이에 불일치( $e_t$ )가 발생하게 된다. 식 (5)의 이론적 정의에 의하면  $I_t$ ,  $\Pi_t$ , 그리고  $\Gamma_t$ 는 임대소득-가격비율( $r_t - p_t$ )과 상수( $K$ )를 완전하게 설명해야 한다. 하지만 가구들(households)이 VAR(1) 프로세스와 다르게 미래를 예상한다면, 구성요소들의 추정치( $C_t$ )는 가구들의 실제 기댓값과 일치하지 않을 것이다. 이 경우 실제 임대소득-가격비율과 추정비율( $\widehat{r_t - p_t}$ ) 사이에 차이가 발생하게 되며, 그 차이를 ‘예측불일치(forecast discrepancy)’로 정의하고  $e_t$ 로 표기하기로 한다. 이와 같은 상황을 반영하여 식 (10)과 같이 추정된 임대소득-가격비율( $\widehat{r_t - p_t}$ )은 실제비율( $r_t - p_t$ )과 예측불일치( $e_t$ )의 합으로 나타낸다.

$$\widehat{r_t - p_t} = r_t - p_t + e_t \quad (10)$$

그리고 식 (9)를 이용하여 실제 임대소득-가격비율( $r_t - p_t$ )을 정리하면 다음과 같다.

$$r_t - p_t = \widehat{r_t - p_t} - e_t = K + \hat{I}_t + \hat{\Pi}_t - \hat{\Gamma}_t - e_t \quad (11)$$

선행연구의 방식에 따라 예상임대소득성장의 추정치( $\hat{\Gamma}_t$ )를 잔차로 취급하여, 두 요소의 합( $\hat{\Gamma}_t + e_t$ )을  $\epsilon_t$ 로 대체하여 표기한다. 이와 같은 방식으로 예측불일치를 재정립하면 아래와 같은 관계식을 도출할 수 있다.

$$r_t - p_t = K + \hat{I}_t + \hat{\Pi}_t - \epsilon_t \quad (12)$$

이 관계식은 분산과 공분산의 성질에 의해 식 (13)와 같이 임대소득-가격비율에 관한 분산분해(variance decomposition) 식으로 나타낼 수 있다(이하 식 (13)은 ‘3요

소 분산분해'라 호칭함).

$$\begin{aligned} var(r_t - p_t) = & var(\hat{I}_t) + var(\hat{\Pi}_t) + var(\epsilon_t) + 2cov(\hat{I}_t, \hat{\Pi}_t) \\ & - 2cov(\hat{I}_t, \epsilon_t) - 2cov(\hat{\Pi}_t, \epsilon_t) \end{aligned} \quad (13)$$

한편, 예측불일치( $e_t$ )를 고유의 요소로 취급하여 식 (11)에 대한 분산분해 식을 도출하면 식 (14)와 같다(이하 식 (14)는 '4요소 분산분해'라 호칭함). 본 연구에서 4요소 분산분해 방법을 이용하여 실증분석을 수행한 점은 선행연구와 차별된 시도이다.

$$\begin{aligned} var(r_t - p_t) = & var(\hat{I}_t) + var(\hat{\Pi}_t) + var(\hat{\Gamma}_t) + var(e_t) \\ & + 2cov(\hat{I}_t, \hat{\Pi}_t) - 2cov(\hat{I}_t, \hat{\Gamma}_t) - 2cov(\hat{I}_t, e_t) - 2cov(\hat{\Pi}_t, \hat{\Gamma}_t) \\ & - 2cov(\hat{\Pi}_t, e_t) + 2cov(\hat{\Gamma}_t, e_t) \end{aligned} \quad (14)$$

## 2. 자료와 기초통계

### 1) 자료의 구성과 변수

일반적으로 부동산 시장은 세분화(market segmentation)되어 있고, 국내 주택시장도 마찬가지로 지역 또는 주택의 유형·규모 등에 의해 세분화된 하위시장이 형성되어 있다. 이에 본 연구는 하위시장의 이질성을 고려하여,<sup>10)</sup> 아파트 시장을 대상으로<sup>11)</sup> 전국 시장뿐만 아니라 7대 특·광역시(서울, 인천, 부산, 대구, 광주, 대

10) 특히 지역적 하위시장 간에 이질성이 크게 나타난다. 실제로 국내에서 부동산정책이 시행되는 과정에서 주택시장의 수급 불균형은 지역별로 다른 양상을 보였다. 지역별로 주택시장 환경이 동일하지 않기 때문에 정부의 정책은 주택 공급과잉 지역과 부족 지역으로 나뉘어 작용하게 된다. 이와 같은 공급의 차이는 주택의 매매·임대시장에서 가격변동의 양극화를 유발할 수 있다.

11) 아파트는 「건축법」에서 규정하는 '주택으로 쓰는 층수가 5개 층 이상인 주택'을 말하며, 분석 범위를 아파트로 선택한 이유는 다음과 같은 특성 때문이다. 아파트는 i) 주택의 미시적 특성(건축구조 등)으로 인한 격차가 크지 않기 때문에(동질성이 높은 편임) 주택가치 형성요인으로 거시적 변수와 공간적 변수(지역)에 집중할 수 있고, ii) 다른 유형의 주택에 비해 투자자산적 성격을 갖고 있는 편이며(Xiao and Park, 2010), iii) 효율적 시장 환경을 갖추고 있

전, 울산; 이하 ‘광역시’라 칭함) 별 하위시장도 함께 분석한다. 시간적 범위는 거시경제변수인 경제활동인구 자료를 구득할 수 있는 1999년 6월부터 2017년 4월까지를 대상으로 한다. 이 때 거시경제변수는 성장률 자료를 사용하므로 실질적인 분석기간은 1999년 7월~2017년 4월이다.

현재가치모형을 구현하기 위해 필요한 변수는 크게 여섯 가지이며, 각 변수에 사용한 자료를 정리하면 다음과 같다. 우선 주택가격은 KB국민은행에서 조사·공표하는 지역별 아파트 매매가격지수를 사용한다. 가격지수는 한국은행의 소비자물가지수(CPI)로 나누어 명목가치를 실질가치로 전환한다. 이때 소비자물가지수는 주택임차료와 같은 특정 주거비 항목을 제거한 소비자물가지수를 사용한다.<sup>12)</sup>

주택의 임대소득은 KB국민은행의 지역별 아파트 매매가격 대비 전세가격 비율과 한국은행의 예금은행 가중평균금리<sup>13)</sup>를 이용하여 추정된 암묵적 임대료를 사용한다.<sup>14)</sup> 즉, 실질임대소득( $R_t$ )은  $t$ 시점의 전세-매매가격비율( $(J/P)_t$ )에 실질매매가격( $P_t$ )과 예금금리( $i_t^b$ )를 곱하여 구하며( $R_t = (J/P)_t \times P_t \times i_t^b$ ), 이 변수는 아파트 실질매매가격지수를 기준으로 산정한 상대적 월세 수준을 의미한다.

임대소득-매매가격 비율(rent-price ratio:  $RPR$ )은 앞에서 산정한 실질월세( $R_t$ )를 실질주택가격( $P_t$ )으로 나누어 산정한다.  $RPR$  또는 역환산 비율인  $PRR$ (price-rent ratio)은 투자수익 측면에서 주택을 평가하는 지표로 활용된다.

무위험이자율은 5년 만기 국고채를 사용한다.<sup>15)</sup> 무위험 실질이자율( $i_t$ )은 국고

고(Hwang et al., 2006), iv) 관련 데이터(매매 및 전세 가격지수)의 시간·공간적 연속성 측면에서 우월하다.

12) 소비자물가지수의 조상품목에서 주택임차료의 소비비중은 지역마다 다르며, 2015년 기준 (=1000.0) 주택임차료의 가중치는 서울 154.0로 전국 수준(93.2)을 상회하고, 나머지 6대 광역시의 해당 가중치는 58.9(울산)와 78.8(대전) 사이에 있다.

13) 전세가를 월세가로 전환하는 비율인 전월세전환율은 시계열 길이가 짧기 때문에(한국감정원의 시도별 전환율은 2011년 1월부터 공표), ‘조정 전월세전환율(전환율이 공표되지 않은 과거 기간에 수준(level)을 조정할 예금금리를 사용)’을 이용하여 분석을 시도했었다. 하지만 전월세전환율의 변동은 예금금리의 변동과 차이가 컸고, 두 자료를 통합한 조정 전월세전환율을 사용할 경우 오히려 왜곡된 월세를 추정할 가능성이 높다고 판단하였다. 이에 2~3년 만기 예금금리를 모든 지역에 동일하게 적용하였다.

14) Case and Shiller(1989)의 가정과 같이 본 연구는 임차인이 지불한 임차료의 성장률과 자가 거주자의 귀속임대료(imputed rent) 또는 암묵적 임대료(implicit rental price)의 성장률이 동일하다고 가정한다.

15) 국토교통부의 ‘2016년 일반가구 주거실태조사’에서 따르면 한 집에 거주하는 기간은 평균 7.7

채 수익률에서 물가상승률을 제거하여 산정한다. 실질이자율은 월이율이며, 전국 수준의 변수이다.

아파트의 실질수익률은 다음과 같이 산정한다. 여기서  $P_t$ 는 지역별 아파트의 실질매매가격이고,  $R_t$ 은 지역별 아파트의 월간 실질임대소득을 말한다.

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

그리고 아파트를 보유함으로써 얻을 수 있는 초과수익률 또는 주택프리미엄은 다음과 같이 계산한다. 여기서  $i_t$ 는 무위험 실질이자율이다.

$$\pi_t = \phi_t - i_t$$

마지막으로 식 (6)의 거시경제변수( $x_t$ )로는 Campbell et al. (2009)을 따라 1인당 소득, 고용 그리고 인구를 선택한다. 소득은 한국은행의 1인당 국민총생산(GDP)과 통계청의 1인당 지역내 총생산(GRDP)을 지역별 CPI로 나누어 산출한 1인당 실질총생산을 사용한다. 고용은 통계청의 경제활동인구자료를, 인구는 통계청의 주민등록인구현황자료<sup>16)</sup>을 활용한다. 인구 자료의 앞부분(2010년 12월 이전 자료)과 소득 자료는 연간자료이므로 스플라인 보간법(spline interpolation)을 이용하여 월간자료로 가공하고, 거시변수는 모두 월(monthly) 성장률(또는 증감률)로 전환하여 VAR모형에 적용한다.

이상으로 각 변수에 사용한 자료와 그 출처, 그리고 변수의 산정방법은 부록의 <Table A1>에 정리하였다.

년(자가가구 10.6년, 임차가구 3.6년)으로, 이를 감안하여 5년 만기 국고채와 10년 만기 국고채를 무위험이자율 변수로 고려하였다. 결과적으로 시계열 길이가 긴 5년 만기 국고채를 채택하였으나 10년 만기 국고채를 사용하여도 분석목적과 결과해석에 차이는 없었다.

16) '거주불명등록' 제도('09. 10)의 시행으로 거주불명자 약 52만 명이 2010년 주민등록인구에 포함되면서 자료상으로 인구변동률이 급격하게 상승하는 모습을 보인다(전국 기준 2009년 0.47%, 2010년 1.49%, 2011년 0.43%). 따라서 통계청의 '장래인구추계'와 '인구총조사' 자료를 참고하여 광역시별 인구성장률 수준(level)을 조정하였다.

## 2) 변수의 기초통계와 추이

주택시장의 거시적 흐름과 움직임을 살펴보기 위해 앞에서 언급한 주요 변수들에 관한 기초통계량을 분석하여 <Table 1>에 제시한다. 이때 전체기간(T)에 대한 분석과 더불어 2008년 세계금융위기의 이전기간(I)과 이후기간(II)에 대한 기초통계분석 결과도 함께 제시한다.

아파트의 실질매매가격, 실질전세가격, 그리고 실질임대소득의 전년동월 대비 변동률을 살펴보면, 전국 기준 2000년 6월부터 2017년 4월 사이의 연평균 변동률은 각각 3.1%, 4.0%, -3.5% 이었다. 매매가격의 상승률은 금융위기 전에 연평균 5.7%를 보이다가 금융위기 이후 그보다 1/8 낮은 수준의 상승률(0.7%)을 보였다. 그리고 매매가격상승률의 변동폭(표준편차 기준)은 금융위기 이후 전기간(I)의 1/3로 줄었다. 전세가격은 모든 기간(T·I·II)에서 연평균 4% 수준으로 상승하지만 금융위기 이후에 변동폭은 1/2수준으로 낮아졌다. 임대소득은 금융위기 전에 V자형 추세(하락세에서 2005년 6월 이후 상승세로 전환)를 보이면서 평균적으로 연 2.0% 상승하였고, 금융위기로 급락한 이후 2009년 6월에 반등하였지만 2009년 12월 이후 다시 하락세(연평균 -6.0%)로 이어졌다. 아파트의 실질매매가격과 실질전세가격의 상승률은 광역시별로 차이를 보였다. 서울·인천·대전·울산의 경우 금융위기 이후 매매가격상승률과 전세가격상승률 모두 낮아진 반면, 부산·대구·광주의 경우 금융위기 이후 매매가격상승률과 전세가격상승률 모두 높아졌다.<sup>17)</sup>

다음으로 아파트의 실질수익률과 주택프리미엄(또는 초과수익률), 그리고 거시경제변수(소득, 고용, 인구)의 전년동월 대비 증감률을 살펴본다. 분석기간 동안 전국 아파트의 실질수익률은 연평균 5.8%이고 주택프리미엄은 연평균 4.1%를 보인다. 금융위기 전에는 평균적으로 연 9%의 높은 수익을 실현하다가 금융위기 이후 수익

17) 서울과 인천의 실질매매가격은 금융위기 전에 큰 폭으로 상승(연평균 9.5%, 6.9%)했지만 금융위기 이후 소폭 하락(연평균 -1.5%, -1.1%)하는 양상을 보였고, 대전(3.4%→2.1%)과 울산(4.3%→2.8%)의 경우 상대적으로 변화폭이 좁지만 같은 패턴을 보였다. 반면, 부산과 대구 그리고 광주는 금융위기 이후 매매가격상승률이 높아졌다(연평균 2.1%→4.3%, 2.8%→3.4%, 0.01%→3.4%). 전세가격은 서울·인천·대전·울산의 경우 연평균 4.1%~4.8% 상승하다가 금융위기 이후 약 0.6~0.9배 축소되었고, 부산·대구·광주의 경우 1.9%~2.8% 상승하다가 금융위기 이후 상승률이 약 1.5~2.0배 확대되었다.

률은 1/3 수준(2.8%)이 되었고, 주택프리미엄도 마찬가지로 6.7%에서 1.7%로 낮아졌다. 광역시별 연평균 실질수익률은 5.0%(광주)~6.7%(울산) 범위 내에 있고, 주택프리미엄은 3.2%(광주)~5.0%(울산) 범위 내에 있다. 금융위기 이후 부산과 대구 그리고 광주의 아파트 실질수익률과 프리미엄은 높아진 반면 나머지 광역시는 모두 낮아졌다.

소득지표인 1인당 실질GDP는 분석기간 동안 연평균 3.1% 성장했으며, 광역시별 1인당 실질GRDP의 연성장률은 2.3%(울산)~3.1%(부산, 광주) 사이를 보였다. 고용지표인 경제활동인구는 연평균 1.3% 증가하였으며, 6개 광역시는 연평균 0.6%(서울)~2.0%(인천) 범위에서 고용이 증가하였다. 예외적으로 부산은 연평균 0.06% 감소하였는데, 2003년~2004년 1분기에 경제활동인구가 급락(연평균 -4.6%)한 것이 주원인이다. 인구지표인 주민등록인구는 전국적으로 연평균 0.5% 증가하였는데, 기간별로 2000년 초반에 연평균 0.7% 이상의 증가율을, 2000년대 중반에 0.5% 이상의 증가율을 보이다가 2014년 이후 0.4% 이하로 낮아졌다. 지역적으로 살펴보면 서울, 부산, 대구에서 인구 유출이 일어나 평균적으로 인구가 감소하는 모습을 보이고, 나머지 지역은 인구 유입으로 인구가 증가하는 모습을 보인다.

임대소득-가격비율은 임대소득의 수익(rent yield)을 의미하며 주택매매시장과 주택임대시장의 상황이 모두 반영된 지표이다. <Table 1>의 *Ratio*는 아파트매매가격 대비 연간 임대소득 비율의 평균을 의미하며, <Figure 1>은 전국과 7대 광역시의 아파트매매가격 대비 월간 임대소득 비율의 추이를 보여준다. 분석기간 동안 전국 아파트의 연간 임대소득수익은 평균 2.6%로 산출되었고, 금융위기 이전 연평균 3.1%에서 금융위기 이후 2.1%로 낮아졌다.<sup>18)</sup> 7대 광역시는 금융위기 이후 연간 임대소득수익이 1%p 이상 하락하였다.

18) Campbell et al. (2009)에 의하면 미국 주택시장에서 1996년 하반기와 2007년 하반기의 연간 임대소득-가격비율(*Ratio*)은 각각 5.0%, 3.8%로, <Table 1>의 국내 *Ratio*의 수준은 미국보다 대체로 낮다. 하지만 본 연구에서 *Ratio*를 산출할 때 사용한 자료(임대소득, 주택가격)는 절대가격(원)이 아니므로 실제 *Ratio*의 수준과 차이가 있다(산출된 비율은 실제 비율보다 수준이 낮다). 따라서 본 연구의 *Ratio*와 선행연구의 미국 *Ratio*의 크기를 단순 비교하는 것은 적절하지 않다.

〈Table 1〉 Summary Data (the Annualized Values, %): Sample Average and Standard Deviation

Region	Period	Ratio	$\Delta P$	$\Delta J$	$\Delta R$	$\phi$	$\pi$	$\Delta Y$	$\Delta L$	$\Delta N$
The Whole country	T	2.60(0.9)	3.14(6.1)	4.04(6.1)	-3.46(18.6)	5.83(6.5)	4.14(6.1)	3.07(1.7)	1.31(0.7)	0.47(0.1)
	I	3.14(0.9)	5.68(7.6)	4.03(7.7)	1.96(18.2)	9.00(7.8)	6.70(7.4)	3.81(1.7)	1.24(0.7)	0.50(0.2)
Seoul	II	2.09(0.6)	0.72(2.5)	4.06(4.0)	-8.62(17.4)	2.82(2.4)	1.71(2.9)	2.36(1.4)	1.38(0.8)	0.43(0.1)
	T	2.20(0.8)	3.84(9.1)	4.27(7.4)	-2.73(19.4)	6.17(9.7)	4.60(9.1)	2.82(2.2)	0.57(1.2)	-0.25(0.4)
Incheon	I	2.72(0.9)	9.45(9.9)	4.36(9.6)	2.85(19.6)	12.41(10.2)	10.21(9.8)	3.72(2.7)	0.66(1.0)	-0.08(0.3)
	II	1.77(0.4)	-1.49(3.4)	4.18(4.4)	-8.04(17.7)	0.24(3.2)	-0.74(3.4)	1.95(1.1)	0.48(1.4)	-0.41(0.3)
Busan	T	2.43(0.9)	2.82(8.7)	3.92(8.8)	-4.14(17.0)	5.35(9.4)	3.62(8.9)	2.98(4.0)	1.98(1.4)	0.89(0.5)
	I	3.07(0.9)	6.92(10.3)	4.82(12.3)	0.93(17.2)	10.22(10.8)	7.93(10.3)	4.04(3.3)	1.68(1.3)	0.77(0.5)
Daegu	II	1.82(0.4)	-1.09(4.3)	3.07(2.8)	-8.97(15.5)	0.70(4.2)	-0.48(4.5)	1.96(4.3)	2.27(1.5)	1.01(0.3)
	T	2.92(1.0)	3.21(6.8)	3.58(7.0)	-4.12(19.0)	6.22(7.1)	4.57(7.3)	3.09(2.2)	-0.06(2.2)	-0.57(0.3)
Gwangju	I	3.56(0.8)	2.11(6.9)	2.71(7.8)	0.24(17.0)	5.76(7.3)	3.34(6.9)	4.18(2.0)	-0.58(2.3)	-0.77(0.2)
	II	2.31(0.8)	4.25(6.7)	4.40(6.1)	-8.28(19.8)	6.67(7.0)	5.74(7.5)	2.06(1.9)	0.43(1.9)	-0.38(0.2)
Daejeon	T	2.99(1.0)	3.11(7.1)	4.06(7.7)	-3.75(18.7)	6.18(7.1)	4.42(6.9)	2.92(1.7)	0.77(1.8)	-0.10(0.3)
	I	3.58(0.8)	2.81(7.7)	3.76(8.7)	1.52(18.6)	6.48(7.9)	3.98(7.4)	3.53(1.5)	0.53(1.9)	-0.06(0.4)
Ulsan	II	2.43(0.8)	3.40(6.4)	4.34(6.7)	-8.76(17.4)	5.89(6.2)	4.84(6.3)	2.33(1.7)	0.99(1.7)	-0.14(0.1)
	T	3.17(1.0)	1.76(5.5)	2.83(5.0)	-5.01(18.5)	4.96(5.3)	3.23(5.7)	3.09(2.4)	1.63(1.9)	0.44(0.4)
Ulsan	I	3.78(0.8)	0.01(4.1)	1.93(3.5)	-0.53(17.8)	3.77(3.7)	1.47(4.0)	3.87(2.6)	1.57(1.7)	0.52(0.4)
	II	2.60(0.9)	3.42(6.1)	3.69(6.0)	-9.28(18.2)	6.10(6.3)	4.91(6.6)	2.35(1.9)	1.70(2.0)	0.37(0.4)
Ulsan	T	2.82(1.0)	2.70(8.2)	4.44(8.2)	-3.86(19.3)	5.60(8.6)	3.79(8.7)	2.89(1.9)	1.80(2.1)	0.59(0.6)
	I	3.36(0.9)	3.37(10.5)	4.59(10.1)	0.89(16.8)	6.83(10.8)	4.50(10.8)	3.06(2.3)	2.36(2.2)	0.98(0.3)
Ulsan	II	2.30(0.7)	2.07(5.1)	4.29(5.9)	-8.38(20.5)	4.43(5.5)	3.12(6.1)	2.72(1.2)	1.27(1.9)	0.21(0.5)
	T	3.04(1.0)	3.52(5.8)	3.64(5.9)	-3.63(18.2)	6.66(6.0)	5.01(5.8)	2.26(5.1)	1.75(2.0)	0.78(0.4)
Ulsan	I	3.67(0.8)	4.29(6.3)	4.13(6.5)	2.97(16.3)	8.10(6.4)	5.92(6.0)	3.35(4.1)	2.30(1.8)	0.90(0.4)
	II	2.44(0.9)	2.79(5.1)	3.17(5.3)	-9.91(17.8)	5.28(5.3)	4.15(5.5)	1.22(5.7)	1.22(2.0)	0.66(0.4)

Notes: (1) Period T: 1999.06~2017.04, I: 1999.06~2008.08 (Before the global financial crisis), II: 2008.09~2017.04 (After the global financial crisis).

(2) I summarize the sample average and standard deviation (in parenthesis) of the annualized value of variables below, reported as a percentage.

Ratio: Rent-price ratios,  $\Delta P$ : Growth rate (YoY) of real housing prices,  $\Delta J$ : Growth rate (YoY) of real jeonse prices,  $\Delta R$ : Growth rate (YoY) of implicit real rents,  $\phi$ : Real return to housing,  $\pi$ : Premium (excess return) to housing,  $\Delta Y$ : Growth rate (YoY) of real incomes,  $\Delta L$ : Employment growth (YoY),  $\Delta N$ : Population growth (YoY).

〈Figure 1〉의 임대소득-가격비율(*Ratio*) 추이는 아파트의 매매시장, 임대(전세) 시장 그리고 금융시장의 변화들이 종합으로 반영된 아파트 주택시장의 흐름을 보여준다. 1999년 7월~2017년 4월 동안 *Ratio*의 추이에는 크게 5개의 변환점이 있으며, 전국을 기준으로 첫 번째 변환점(A)은 2000년 10월, 두 번째(B)는 2005년 6월, 세 번째(C)는 2008년 9월, 네 번째(D)는 2009년 5월, 다섯 번째(E)는 2009년 11월이다. 5개의 변환점을 바탕으로 2000년 4분기 이후 국내 주택시장은 세 번의 체제변화(regime change)를 경험하였다.

제1구간(A~B)은 *Ratio*가 가파르게 하락하는 모습을 보이는데, IMF체제 이후 부동산활성화 대책으로 주택매매가격과 전세가격이 동반 상승하고 그 속에서 금리가 연속적으로 인하되어 *Ratio*는 급락하게 된다. 이 시기에 2001년 이후 정책금리를 수차례 인하하는 과정에서 자금유동성이 풍부해져 시장과열 현상이 지속되었다. 이에 정부에서는 2002년 1월부터 금융규제 등을 통한 시장규제를 시작하였고 2002년 5월 한차례 금리를 인상한 이후 전세가격은 하락세로 전환하였지만 매매가격은 상승세를 유지하였다. 그러다가 2003년 ‘10.29대책’ 이후 실질매매가격도 함께 하락하지만 전세가격과 금리의 하락으로 *Ratio*의 하락은 계속 이어졌다.

제2구간(B~C)은 *Ratio*가 상승하는 추세를 보인다. 정부는 시장과열에 대응하고자 2005년 2월 ‘수도권 주택시장 안정대책’과 2005년 ‘8.31대책(DTI도입 등)’을 시행<sup>19)</sup> 하였으나 전국의 주택가격과 전세가격은 오히려 상승세로 전환하였다. 이때 2005년 이후 부동산 규제정책에 따른 효과는 지역별로 차이가 있었다.<sup>20)</sup> 이와 같은 시장여건 속에서 2005년 1월 예금금리 인상을 시작으로 2005년 10월부터 2006년 8월까지 정책금리를 다섯 차례 인상하여 *Ratio*는 장기적으로 상승추세를 보였다.

제3구간(C~E)은 2008년 세계금융위기 이후 *Ratio*가 7개월 동안 급락한 후에

19) 노무현 정부는 금융규제 등을 통한 시장규제를 시행하였다. 그 중 하나로 투기지역·투기과열지역에 LTV를 상한 60%로 설정하였고 이를 시작으로 총 11차례 LTV·DTI규제를 이용하여 주택담보대출을 통제하였다.

20) 2005년 이후 부동산 안정화·규제 정책은 지역별로 다른 영향을 주었다. 서울의 주택 실질매매가격은 계속 상승하고, 인천은 매매가격이 하락하다가 2006년 하반기부터(8월) 가파르게 상승하였고, 대구는 2005년 상반기(2월)부터 매매와 전세가격이 상승하다가 2006년 3분기(7월)부터 매매와 전세가격이 동반 하락세로 돌아섰다. 광주·울산은 대구의 추세흐름과 유사하나 가격의 변동폭과 추세전환 시점에 차이를 보였다. 부산·대전의 경우 2003년 10.29대책 이후 매매와 전세가격이 지속적으로 하락하였다.

상승·회복하는 조정 시기이다. 금융위기 이후 예금금리가 급락하다가 2009년 6월부터 금리가 상승하였고, *Ratio*는 금리의 변화에 영향을 받아 유사한 추이를 보였다. 한편, 지역별 아파트 실질매매가격과 실질전세가격의 움직임을 비추어 보았을 때, 세계금융위기가 국내 주택시장에 미치는 영향은 1998년 외환위기와 비교했을 때 크지 않았던 것으로 판단된다.

제4구간(E~G)에서는 *Ratio*가 장기적으로 하락하다가 안정세를 보인다. 구체적으로 *Ratio*는 초반에 W형태의 움직임을 보이다가 2011년 3월 이후 꾸준히 하락한 후 2015년 7월쯤부터 하향안정적 추세를 보였다. 이 시기에는 지속적으로 금리를 인하하여 저금리 기조에 따른 재투자위험이 증대되는 상황에서 매매시장은 위축되고 전세시장이 급등하는 이상현상이 관찰되었다.<sup>21)</sup> 그러다가 박근혜 정부(2013. 3~2017. 4)는 정권초기에 주거비 부담완화와 시장활성화 기조로 정책을 펼쳤고, 저금리에 따른 가계부채 문제와 주택시장의 과열 움직임을 보이자 2015년 3월 ‘분할상환·고정금리 주택담보대출로 전환’계획 및 2015년 7월 ‘가계부채종합관리방안’을 발표하였다. 이후 주택가격과 전세가격의 상승 움직임을 주춤하면서 *Ratio*도 하향안정세를 보였다.

〈Figure 1〉 Monthly Rent-Price Ratio



21) 이러한 현상은 대체로 수도권 3개 지역(서울, 인천, 경기)에서 나타났고, 그 외 광역시(부산·대구·광주·대전·울산)에서는 매매가격과 전세가격이 동시에 상승하였다.

## 3. VAR 추정

지역적 하위시장별 임대소득-가격비율의 구성요소( $I_t, \Pi_t, \Gamma_t$ )를 추정하기 위하여 전국 및 7대 광역시마다 식 (7)의 VAR(1) 모형<sup>22)</sup>을 설정한다.<sup>23)</sup> 이 때 데이터 집합  $Z_t$ 를 구성하는 여섯 가지 변수들은 평균을 제거한 값(demeaned value)을 사용하며, 실질이자율( $i_t$ )를 제외한 모든 변수들은 지역수준(local level)의 자료이다. 다음 식은 실질이자율( $i_t$ ), 주택프리미엄( $\pi_t$ ) 그리고 임대소득성장( $\Delta r_t$ )에 대한 예측방정식이다. 여기서 열벡터  $x_t = (\Delta Y_t, \Delta L_t, \Delta N_t)'$ 는 거시경제변수들의 집합이고,  $\Delta Y_t$ 는 1인당 실질소득성장률을,  $\Delta L_t$ 는 고용성장률을,  $\Delta N_t$ 는 인구 성장률을 말한다.

$$\begin{bmatrix} i_t \\ \pi_t \\ \Delta r_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & a_2 & a_3 & a_4 \\ b_1 & b_2 & b_3 & b_4 \\ c_1 & c_2 & c_3 & c_4 \\ d_1 & d_2 & d_3 & d_4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} i_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ \Delta r_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^i \\ \varepsilon_t^\pi \\ \varepsilon_t^{\Delta r} \\ \varepsilon_t^x \end{bmatrix} \quad (15)$$

주택시장에서 변수들 간의 균형관계를 분석하는데 있어서 외부충격으로 인한 구조적 변화를 고려하지 않을 수 없다.<sup>24)</sup> 2000년대 이후 국내는 세 번의 충격 즉, 2004년 카드버블 붕괴, 2008년 세계금융위기, 그리고 2013년 유럽재정위기를 경험하였고, 이와 같은 외부충격은 부동산 시장에 영향을 미쳤다. 그 중에서 세계금융

22) 오차(error)와 변수  $Z_t$  사이에 상관관계가 없다고 가정하면 시차가  $p(>1)$ 인 VAR(p) 모형은 시차가 1인 Companion form VAR(1)으로 나타낼 수 있다. 이에 절약의 법칙(law of parsimony)에 따라 VAR(1)모형을 선택한다.

23) 다기간(multiperiod)의 기댓값을 계산하기 위해 VAR체계를 이용하며, VAR은 장기적 변수(long-horizon variable)들을 이용한 직접적 회귀방법보다 유한 표본의 특성측면에서 월등하다(Campbell and Ammer, 1993).

24) 구조적 변화(structural change)가 존재한다는 것은 일반적으로 외생적 충격으로 인하여 표본 기간 동안 변수들 간의 균형관계가 변하는 것을 의미한다. 본 연구에서 구조변화는 'VAR 모형의 회귀계수가 변하였다'는 가설로 표현할 수 있다. 현재가치모형과 연관 지어 생각해보면, VAR 모형의 계수가 변했다는 것은 투자자가 예상하는 실질이자율( $I_t$ )과 주택프리미엄( $\Pi_t$ ) 그리고 임대소득성장( $\Gamma_t$ )의 미래기대에 변화가 생겼다는 것을 의미하며, 이러한 변화는 구성요소들( $I_t, \Pi_t, \Gamma_t$ )의 변동성과 상호작용에도 영향을 미친다.

위기의 충격이 가장 컸다고 평가되며, 주택시장 및 거시경제 변수의 추이를 살펴보다도 같은 결론을 내릴 수 있다. 만약 표본기간 중에 구조적 변화가 발생하여 변수들의 균형관계에 영향을 미치는 경우에는 통계적 검정력이 약해진다. 따라서 세계금융위기가 국내경제에 미치는 영향을 고려하여 금융위기 이전기간과 이후기간으로 나누어 모형을 추가로 설정한다. 국제금융시장의 신용경색을 악화시킨 리먼브라더스(Lehman Brothers) 파산신청 사건을 기준으로 구조변환점은 2008년 9월로 결정한다. 구조변환점을 기준으로 기간을 구분하여 VAR 모형을 각각 설정하고, 각 지역·기간별<sup>25)</sup> 임대소득-가격비율의 구성요소( $I_t$ ,  $\Pi_t$ ,  $\Gamma_t$ )를 추정하여 식 (13) 및 식 (14)의 분산분해를 산출한다.

분산분해 분석의 결과를 논하기에 앞서, VAR모형으로 추정한 임대소득-가격비율( $\widehat{r_t - p_t}$ )과 실제 비율( $r_t - p_t$ )의 추이를 비교해 보자. <Figure 2>는 금융위기 전과 후로 분석기간을 나누고 기간별로 모형을 추정한 임대소득-가격비율( $\widehat{r_t - p_t}$ )과 실제비율( $r_t - p_t$ )의 추이를 보여준다. 그리고 <Figure A1>는 분석기간 전체를 대상으로 추정한 비율( $\widehat{r_t - p_t}$ )의 움직임을 나타낸다. 여기서 점선은 추정 임대소득-가격비율( $\widehat{r_t - p_t}$ )을, 실선은 실제비율( $r_t - p_t$ )을 의미한다. 우선 시각적 판단으로 <Figure A1>보다 <Figure 2>의 추정결과가 추정 비율( $\widehat{r_t - p_t}$ )이 실제비율( $r_t - p_t$ )의 움직임을 포착하는 능력 면에서 상대적으로 낫다. 그리고 <Table 2>을 보더라도 전체기간을 대상으로 추정한 임대소득-가격비율(패널A)의 분산은 실제비율( $r_t - p_t$ )의 분산 크기에 한참 못 미치지만 금융위기 전·후로 나누어 추정한 임대소득-가격비율(패널B)의 분산은 실제비율의 분산과 수준이 비슷하다. 또한 대부분의 광역시에서 구성요소들의 공분산구조가 금융위기 이후 변했기 때문에 금융위기 기간이 포함된 전체기간을 대상으로 모형을 추정하면 예측불일치( $e_t$ )가 커질 가능성이 높다. 이 같은 점들을 비추어 보아도 분석기간을 금융위기 전·후로 구분·추정한 모형이 실제 임대소득-가격비율( $r_t - p_t$ )의 움직임을 보다 잘 포착했다고 말할 수 있다.

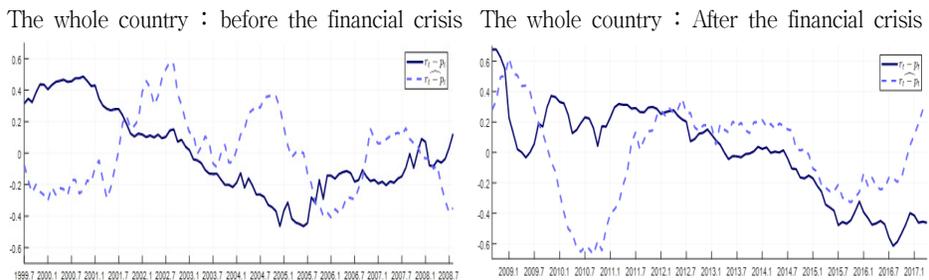
다음으로 예측불일치( $e_t$ )가 크게 나오는 원인, 즉 실제 임대소득-가격비율

25) 지역적 이질성이 존재한다는 전제하에 주택시장을 광역시로 세분하여 VAR모형을 설정함으로써 모형의 오차에 관한 이분산성(heteroskedasticity) 또는 이질성을 제어한다.

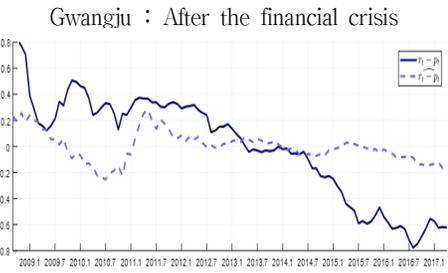
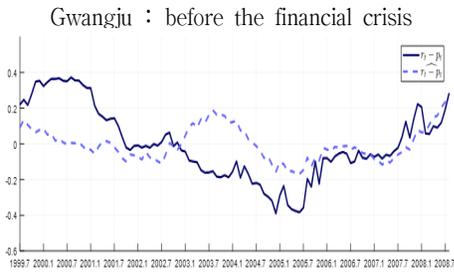
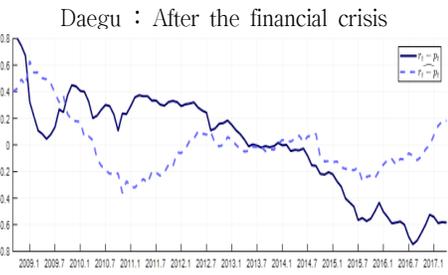
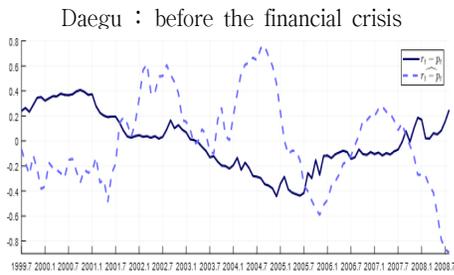
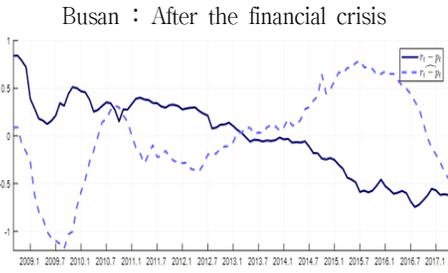
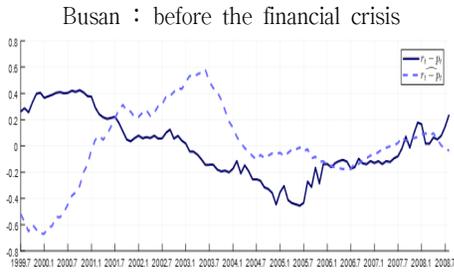
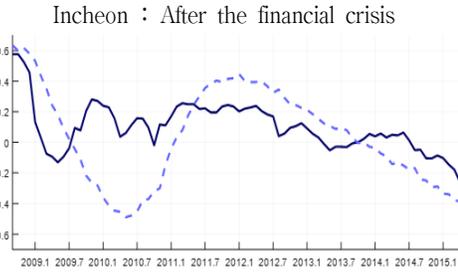
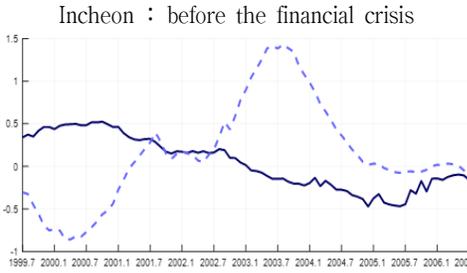
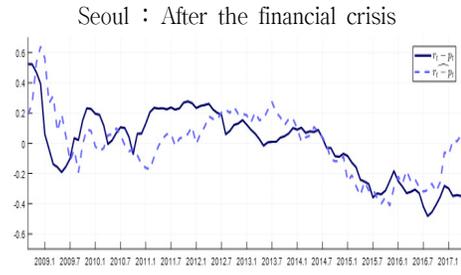
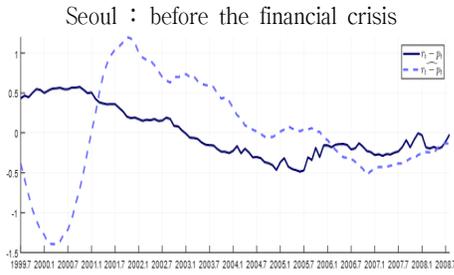
$(r_t - p_t)$ 과 VAR모형에 의해 추정된 비율( $\widehat{r_t - p_t}$ ) 간에 차이가 발생하는 이유에 대해 생각해 보자. 우리나라의 주택시장은 그 동안 수많은 부동산 정책의 변화에 반응해 왔으며, 시장의 움직임은 주택의 매매가격이나 전세가격 또는 임대료에 반영된다. <Table 1>의 아파트 실질매매가격과 실질임대소득은 금융위기 전에 연평균 5.68%, 1.96% 상승하였고, 금융위기 후에 매매가격은 연평균 0.72% 상승한 반면 임대소득은 대폭 하락(-8.62%)하였다. 따라서 금융위기 전에는 주로 매매가격의 상승에 의해, 금융위기 후에는 주로 임대소득의 하락에 의해 임대소득-가격비율( $r_t - p_t$ )이 빠르게 하락하는 구간이 발생한다. 이때 경제기초 상황이 종합적으로 반영된 VAR모형은  $r_t - p_t$ 의 급격한 움직임을 따라가기 어려웠을 것으로 추론한다. 즉,  $r_t - p_t$ 와  $\widehat{r_t - p_t}$  사이에 격차( $e_t$ )가 발생하는 원인 중 하나로 실제 임대소득-가격비율의 급격한 변화를 생각해 볼 수 있다.

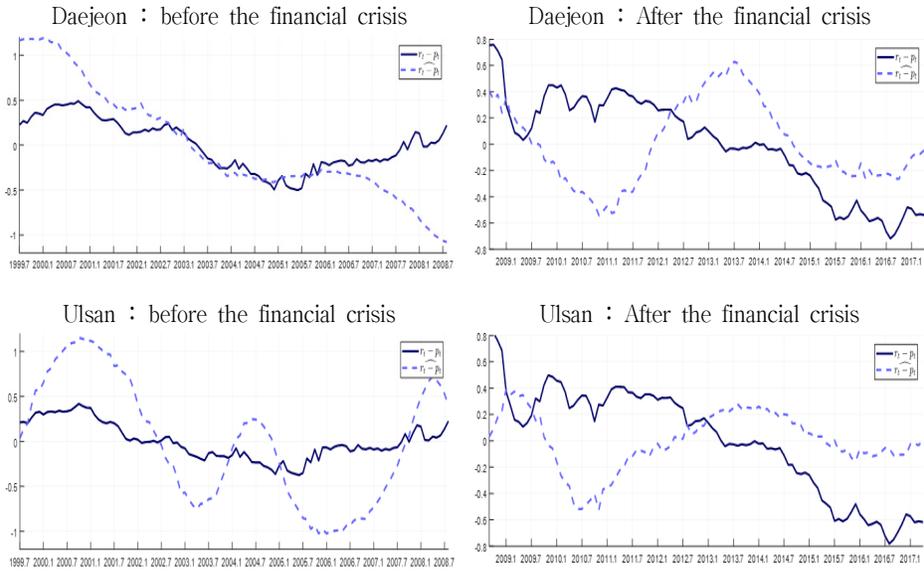
한편, 본 연구의 결과 중에서 VAR모형의 추정능력을 논할 때 임대소득-가격비율의 적합도(goodness of fit)에 관한 문제에는 큰 의미를 부여할 필요가 없다. 이는 동태적 현재가치모형에 VAR모형을 적용하여 얻고자하는 성과는 과거의 임대소득-가격비율에 잘 적합(fitting)시키는 것이기 보다는 과거의 실질이자율과 주택프리미엄 그리고 임대소득성장률에 잘 적합시키는 것이기 때문이다<sup>26)</sup>.

<Figure 2> The Actual( $r_t - p_t$ ) and Forecasted Rent-Price Ratio( $\widehat{r_t - p_t}$ ) for Each Period\*



26) Campbell et al. (2009) 도 VAR모형 설정의 명시적 목표는 실질이자율, 주택프리미엄 그리고 임대소득성장률의 과거패턴에 잘 적합하도록 하는 것이며, 오히려 VAR모형으로 추정된 임대소득-가격비율( $\widehat{r_t - p_t}$ )이 실제비율( $r_t - p_t$ )의 잦은 움직임(low-frequency)까지 잘 포착하는 결과는 우연일 것이라고 말한다.





Note: (\*) The VAR models are estimated separately by period I (1999.7~2008.8, before the global financial crisis) and II (2008.9~2017.4, after the global financial crisis).

#### IV. 실증분석

이번 장에서는 분산분해 분석을 이용하여 미래의 실질이자율과 주택프리미엄 그리고 임대소득성장률에 대한 추정기대값의 변화가 임대소득-가격비율( $r_t - p_t$ )의 변동에 어떤 영향을 미치는지 조명해 본다. 전국과 7대 광역시의 아파트 시장을 대상으로 분석한 3요소 분산분해의 결과는 <Table 2>에, 4요소 분산분해의 결과는 <Table 3>에 제시한다. 여기서 전체기간(T)에 대한 분석결과뿐만 아니라 리먼브라더스 파산시점(2008년 9월)으로 구분한 금융위기 이전기간(기간 I)과 금융위기 이후기간(기간 II)에 대한 분석결과도 제시한다.

<Table 2>과 <Table 3>의 (1)열과 (2)열은 각각 실제 임대소득-가격비율( $r_t - p_t$ )의 분산과 VAR모형으로 추정한 비율( $\widehat{r_t - p_t}$ )의 분산을 말한다. 그리고 <Table 3>의 (3)~(12)열은 예상실질이자율( $\widehat{I}_t$ ), 예상주택프리미엄( $\widehat{\Pi}_t$ ), 예상임대소득성장( $\widehat{I}_t$ ) 그리고 예측불일치( $e_t$ )의 분산과 공분산이  $r_t - p_t$ 의 분산에 미치는 영향을 나타낸다. 즉, 식 (14)의 우변 요소들(구성요소의 공분산구조)이  $r_t - p_t$

의 변동에 기여하는 정도(share)를 의미하며, 기여도의 총합은 1이다.<sup>27)</sup> 같은 맥락에서 <Table 2>의 (a) ~ (f) 열은 식 (13)의 우변요소들이  $r_t - p_t$ 의 변동 발생에 기여하는 정도를 나타낸다. 다음으로 Table의 ‘패널A’와 ‘패널B’의 차이점은 VAR모형의 추정기간에 있다. 패널A는 전체기간을 대상으로 VAR모형을 추정하고 금융위기 전(I)과 후(II)로 기간을 나누어 각각 분산분해 분석을 수행한 결과이고, 패널B는 금융위기 전·후 기간별로 VAR모형 추정과 분산분해 분석을 수행한 결과이다. 따라서 패널B의 결과는 금융위기를 기점으로 주택시장에 구조적 변화가 발생했다는 전제가 내포되어 있다.

먼저 <Table 2>을 통해서 임대소득-가격비율( $r_t - p_t$ )과 추정비율( $\widehat{r_t - p_t}$ )의 분산을 지역별로 비교한다. 패널 A를 보면 광역시 대부분의 경우  $r_t - p_t$ 의 변동성은 금융위기 이후 확대되지만 서울과 인천의 경우 축소된다. 그리고 지역·기간별  $\widehat{r_t - p_t}$ 의 변동은 평균적으로  $r_t - p_t$  변동의 18% 수준으로 작다. 반면 패널 B를 보면 전국 단위에서  $\widehat{r_t - p_t}$ 의 분산은  $r_t - p_t$ 의 분산과 유사하게 나타나, 기간별로 추정한 모형이 전체기간을 대상으로 추정한 모형보다  $r_t - p_t$ 의 움직임을 잘 반영하고 있음을 짐작할 수 있다. 그리고 광역시별로 차이는 있지만 대체로 금융위기 전에는  $\widehat{r_t - p_t}$ 의 변동성이  $r_t - p_t$ 의 변동성보다 크고<sup>28)</sup> 금융위기 후에는  $\widehat{r_t - p_t}$ 의 변동성이  $r_t - p_t$ 의 변동성 보다 작거나 비슷하다.

<Table 2>의 3요소 분산분해 결과는 선행연구와 직접적인 비교를 할 수 있어 국내뿐만 아니라 해외의 주택시장이나 금융시장과 비교분석하는데 도움을 준다. 전국과 광역시 주택시장의 공통된 특징은 임대소득-가격비율 변동의 주요인이 미래의 예상임대소득성장( $\epsilon_t$ )의 변동이라는 점과 예상실질이자율( $\hat{I}_t$ )의 변동이 미치는 영향이 미미하다는 점이다. 패널A와 패널B를 비교해 보면, 세 가지 구성요소( $\hat{I}_t$ ,

27) (7) ~ (12) 열은 각각  $2cov(\hat{I}_t, \hat{\Pi}_t)$ ,  $-2cov(\hat{I}_t, \hat{I}_t)$ ,  $-2cov(\hat{I}_t, e_t)$ ,  $-2cov(\hat{\Pi}_t, \hat{I}_t)$ ,  $-2cov(\hat{\Pi}_t, e_t)$ , 그리고  $2cov(\hat{I}_t, e_t)$ 이 기여하는 정도를 의미하기 때문에, (8) ~ (11) 열의 부호(sign)는 해당 변수들의 상관관계와 반대방향이다.

28) 금융위기 전의 VAR모형 추정결과(패널B의 기간 I)를 보면 광주를 제외한 광역시에서  $\widehat{r_t - p_t}$ 의 분산이  $r_t - p_t$ 의 분산보다 평균적으로 4.8배 이상 크게 나타났기 때문에  $\widehat{r_t - p_t}$ 의 과대추정 가능성을 배제하기 어렵다.

$\hat{\Pi}_t$ ,  $\epsilon_t$ )에 대한 분산·공분산의 기여도는 대체로 기간별 VAR모형을 추정한 패널B의 결과에서 높게 나타났다. 특히 금융위기 전(I)의 경제상황만 VAR모형에 반영한 경우(패널B) 예상주택프리미엄( $\hat{\Pi}_t$ )과 예상실질이자율( $\hat{I}_t$ )의 역할이 상대적으로 컸다. 그 중에서 대전의 금융위기 전 시기(I)에 예상주택프리미엄 변동의 역할이 두드러진다.

구체적으로 미래의 주택프리미엄( $\hat{\Pi}_t$ )과 실질이자율( $\hat{I}_t$ )에 관한 기대변화가 주택시장에 미치는 영향에 대해 살펴보자. 우선 전국 아파트시장보다 광역시 단위의 하위시장에서 주택프리미엄의 역할이 상대적으로 높은 편이다. 패널B의 결과를 보면, 서울, 인천, 대전, 그리고 울산의 경우 예상주택프리미엄의 상대기여도(=b/c)가 타지역보다 높게 나타나 예상주택프리미엄이 주택가격의 움직임에 적지 않은 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 그리고  $\hat{I}_t$ 와  $\hat{\Pi}_t$ 의 분산·공분산이 임대소득-가격비율의 분산에서 차지하는 비중은 금융위기 이후에 대폭 축소한다.<sup>29)</sup> 대부분 금융위기 이후 예상실질이자율 변동이 주택가격 변동에 미치는 영향력은 축소되지만 서울의 경우 오히려 확대된다.

여기서 주목할 점은 임대소득성장( $\epsilon_t$ )의 변동이 임대소득-가격비율의 변동에 기여하는 정도가 다른 요소에 비해 월등히 높다는 것이다. 그러나 그 기여도( $\epsilon_t$ )는 예측불일치( $e_t$ )의 행동이 함께 결합된 만큼 임대소득성장의 실질적인 역할보다는 과대평가되거나 주택프리미엄의 역할이 저평가될 수 있는 여지가 있다. 이에 본 연구에서는 식 (14)와 같이 두 요소( $\hat{I}_t$ ,  $e_t$ )를 분리한 '4요소 분산분해'를 분석하여 <Table 3>에 제시한다.<sup>30)</sup> 이 결과로부터 3요소 분산분해 보다 구성요소들 간의 구체적인 관계를 살펴보고, 지역적 하위시장들의 특성을 파악해 볼 수 있었다.

우선, 대부분 지역에서 임대소득-가격비율의 움직임을 유발하는 구성요소들 가운데 VAR모형으로 추정되지 않은 부분( $e_t$ , 이하 '기타요소'로 칭함)의 역할이 가장 큰 것으로 나타났다. 따라서 3요소 분산분해에서 예상임대소득성장( $\epsilon_t$ )의 기여도

29) 패널B의 광역시 아파트시장을 보면 예상임대소득성장 대비 예상주택프리미엄의 상대기여도(=b/c)가 금융위기 전에 평균 44%에서 금융위기 이후 평균 7% 수준으로 낮아진다.

30) 임대소득-가격비율의 분산분해를 통해서 주택시장을 분석한 선행연구들은 3요소 분산분해 결과만 제시하였지만, 본 연구에서는 구성요소의 기여도를 면밀하게 분석하기 위하여 4요소 분산분해 분석을 수행하였고, 이 부분이 실증분석 측면에서 선행연구와 차별된 점이다.

가 높았던 것은 실제로 임대소득성장 보다는 기타요소의 변동에 의한 것임을 알 수 있다.

두 번째, 일부 광역시에서 예상주택프리미엄의 분산 기여도가 예상임대소득성장 보다 높거나 비슷한 수준을 보여 예상주택프리미엄의 변동은 주택가격의 변동을 결정하는 중요한 요인임을 확인하였다.<sup>31)</sup> 특히 서울의 경우 전체기간을 대상으로 모형을 설정하거나 금융위기 전·후 기간별로 모형을 설정하여도 예상주택프리미엄의 변동이 주택가격의 움직임에 중요한 역할을 해왔음을 확인할 수 있다. 인천은 주택프리미엄의 기여도가 상대적으로 낮지만 서울과 같은 양상을 보인다.

마지막으로 세 가지 구성요소와 기타요소의 기여도 비중은 분석기간에 따라 차이를 보이고, 3요소 분산분해 결과보다 지역적 차이도 선명하다.<sup>32)</sup> 특히 패널B의 결과를 보면 대부분의 광역시에서 금융위기 전에는 주택프리미엄의 역할이 비교적 중요했고, 금융위기 이후엔 임대소득성장의 역할이 두드러졌던 특징을 확인할 수 있다. 이러한 특징으로부터 거시환경이나 주택시장에 금융위기 이후 구조적 변화가 발생했을 것이라는 짐작을 해 볼 수 있다. 주목할 부분은 금융위기 이전 서울(I)에서 예상주택프리미엄의 영향력이 타지역보다 월등했고, 대구는 오히려 금융위기 이후(II) 예상주택프리미엄 변동의 영향력이 커졌다는 것이다. 또한 서울II와 인천II 그리고 울산 I에서 임대소득성장의 변동이 주택가격에 압도적인 영향을 미쳤다는 점도 특징적이다.

다음으로 임대소득-가격비율의 구성요소들 간의 공분산이 주택가격의 움직임에 미치는 영향을 살펴보자. 3요소 분산분해의 결과는 지역 및 기간과 무관하게 일관된 패턴을 보인다. 즉, 거의 대부분 지역에서 예상실질이자율은 예상주택프리미엄( $\hat{L}_t, \hat{\Pi}_t$ )과 음의 상관관계를, 예상임대소득성장( $\hat{I}_t, \epsilon_t$ )과도 음의 상관관계를 보이

31) 패널 A에서 기타요소( $e_t$ )의 역할을 제외하고 구성요소들의 기여도를 살펴보면, 분석기간에 상관없이 서울, 대구 그리고 대전에서 예상주택프리미엄 분산의 기여도가 가장 높았고, 인천과 울산에서는 예상주택프리미엄과 예상임대소득성장의 분산 기여도가 비슷하였다.

32) 전체기간을 대상으로 VAR모형을 추정한 결과(패널A)와 기간별 VAR모형을 추정한 결과(패널B)는 차이를 보인다. 패널A에서는 지역과 기간에 상관없이 기타요소의 분산 기여도가 가장 높게 나타났다. 반면 패널B에서는 금융위기 후의 서울(II)와 인천(II) 그리고 금융위기 전의 울산(I)에서 예상임대소득성장의 기여도가 가장 높게 나타났다. 패널B의 결과는 패널A보다 예상주택프리미엄이나 예상임대소득성장의 역할이 상대적으로 크게 나타났고, 지역과 기간별 차이도 뚜렷하다.

고, 예상주택프리미엄과 예상임대소득성장( $\widehat{\Pi}_t, \epsilon_t$ ) 간에는 양의 상관관계를 보인다. 그리고 이들의 상관관계는 서로 상쇄되어 공분산의 총합이 0(zero)에 가깝거나 음수를 보여, 임대소득-가격비율의 변동폭을 줄이는 역할을 한다.<sup>33)</sup>

4요소 분산분해 결과에서는 3요소 분산분해의 일관된 모습과 다르게 지역에 따라 다른 패턴이 관찰된다. 먼저, 지역과 기간에 상관없이 일관된 공분산 패턴(부호)을 보이는 관계를 살펴보면, 예상실질이자율( $\widehat{I}_t$ )과 예상주택프리미엄( $\widehat{\Pi}_t$ )은 거의 대부분 음의 상관관계를 보이고,  $\widehat{I}_t$ 와  $\widehat{\Pi}_t$  간의 공분산 기여도는 금융위기 이후 약해진다. 예상임대소득성장( $\widehat{G}_t$ )과 기타요소( $e_t$ )는 광주를 제외하고 음의 상관관계를 보인다. 때문에 미래에 예상하는 임대소득성장률이 높으면 모형으로 설명할 수 없는 기타요소( $e_t$ )는 대체로 작게 나온다. 이와 같은 음의 상관관계는 주택가격의 움직임, 구체적으로 임대소득-가격비율의 변동을 줄이는 역할을 한다. 그 밖의 구성요소들 간의 상관관계는 지역과 분석기간에 따라 다르고, 기간에 따라 상관관계가 반대 방향인 경우도 나타난다. 예상실질이자율( $\widehat{I}_t$ )과 예상임대소득성장( $\widehat{G}_t$ )은 대체로 음의 상관관계를 보이지만 3요소 분산분해와 다르게 양의 관계를 보이기도 한다. 마찬가지로 예상주택프리미엄( $\widehat{\Pi}_t$ )과 예상임대소득성장( $\widehat{G}_t$ )은 대체로 양의 상관관계를 보이지만 음의 관계를 보이는 지역도 있다. 한편 공분산의 성질<sup>34)</sup>에 의하여 일반적으로  $cov(\widehat{I}_t, e_t)$ 는  $cov(\widehat{I}_t, \widehat{G}_t)$ 가 유발하는 주택가격의 변동을 낮추고,  $cov(\widehat{\Pi}_t, e_t)$ 는  $cov(\widehat{\Pi}_t, \widehat{G}_t)$ 로 인한 주택가격 변동을 낮추는 역할을 한다.

이상의 분석결과는 해외 주택시장과의 유사점과 차이점을 발견해 주고, 국내 주택시장의 특성과 지역적 하위시장 간의 이질성을 설명해준다. 대표 선행연구인 Campbell et al. (2009)는 1975~2007년 미국 주택시장을 대상으로 3요소 분산분해 분석을 수행하였고, 결론적으로 주택시장은 주식 및 채권시장과 유사한 특징을 보인다고 제안하였다. 이와 관련하여 본 연구결과는 국내 주택자산도 마찬가지로 주

33) 이와 같은 공분산 패턴은 Campbell et al. (2009)의 미국 주택시장을 대상으로 분석한 결과와 유사하며, 국내 주택시장이 상관관계 방향성 측면에서 보다 일관된 모습을 보여준다.

34) 공분산 성질은 다음과 같다.  $X$ ,  $Y$  그리고  $Z$  간의 독립성 여부에 상관없이,  $cov(X, Y+Z) = cov(X, Y) + cov(X, Z)$ 를 만족한다. 따라서  $cov(\widehat{I}_t, \widehat{G}_t)$ 와  $cov(\widehat{I}_t, e_t)$ 의 기여도 총합은 3요소 분산분해의  $cov(\widehat{I}_t, \epsilon_t)$ 의 기여도와 일치하고  $cov(\widehat{\Pi}_t, \widehat{G}_t)$ 와  $cov(\widehat{\Pi}_t, e_t)$ 의 기여도 총합은  $cov(\widehat{\Pi}_t, \epsilon_t)$ 의 기여도와 같다.

식이나 채권과 유사한 성격을 갖고 있다는 주장을 뒷받침 해준다.

판단 근거는 첫째, 임대소득-가격비율 변동의 주요 요인은 예상주택프리미엄의 변동이라는 점이다. 주식시장은 예상주식프리미엄의 변동성이 예상배당성장보다 2~3배 높고(Bernanke and Kuttner, 2005), 비슷한 시기 미국 주택시장에서도 예상주택프리미엄의 분산 기여도가 높았다(Campbell et al., 2009). 물론 선행연구의 결과에서 모든 시기에 예상주택프리미엄의 역할이 가장 컸던 것은 아니다. 주택시장 호황기에는 예상임대소득성장의 기여도가 가장 높았고, 이는 이례적인 주택가격 상승으로 VAR 모형이 설명할 수 없는 부분( $e_t$ )이 급증하여 예상임대소득성장의 기여도가 높게 나왔을 가능성을 배제할 수 없다고 설명한다. 그리고 이와 같은 불리한 상황에서도 예상주택프리미엄의 변동은 임대소득-가격비율 변동의 20% 수준을 차지한다고 덧붙였다. 이러한 맥락에서 살펴보면, 국내 아파트시장의 경우 미국 주택시장보다 가격 변동이 더 컸던 것으로 보여지므로<sup>35)</sup> 예상임대소득성장의 기여도가 표면적으로 더 높게 산출될 가능성이 있다. 그럼에도 서울을 비롯한 다수의 광역시에서 예상주택프리미엄의 변동이 전체변동의 20% 이상을 기여한다. 이상의 근거로부터 지역적 하위시장의 환경에 따라 주택가격은 주택투자자가 예상하는 미래의 주택프리미엄의 변화에 크게 반응할 수 있음을 확인하였다.

둘째, 예상주택프리미엄과 예상임대소득성장은 양의 상관관계를 보이고, 이 관계는 임대소득-가격비율의 변동을 완화시키는 역할을 한다는 점이다. 선행연구에 따르면 주식시장에서 기업의 예상주식프리미엄은 미래의 펀더멘탈에 대한 기대와 양의 상관관계를 보이고(Vuolteenaho, 2002), 주택시장에서도 예상주택프리미엄은 예상임대소득성장과 양의 상관관계를 보인다(Campbell et al., 2009). 이들의 상관관계는 예상임대소득이 빠르게 증가하여도 주택가격이 충분히 상승하지 못하게 한다. 마찬가지로 예상실질이자율과 예상주택프리미엄 간의 음의 관계는 이자율이 낮아질 때 주택가격의 상승을 방해하는 작용을 한다. 본 연구의 3요소 분산분해 결과는 선행연구와 유사한 공분산 패턴을 보였고, 이러한 공분산구조는 임대소득-가격

35) 연방주택기업감독청(Federal Housing Finance Agency)에서 발표하는 주택가격지수에 따르면 미국은 주택시장 호황기(1997년~2006년)에 주택실질매매가격이 연평균 4.3% 상승하였다. 우리나라의 경우(〈Table 1〉) 금융위기 전(호황기)에 아파트의 실질매매가격과 실질임대소득이 연평균 5.6%, 2.0% 상승하였고, 금융위기 이후 매매가격은 연평균 0.7% 상승했고 임대소득은 대폭 하락(-8.6%)하였다. 두 나라의 주택시장 호황기를 단순히 비교하였을 때, 우리나라의 주택시장이 더 높은 가격상승을 경험하였다 말할 수 있다.

〈Table 2〉 3-Component Variance Decomposition of the Rent-Price Ratio

Unit of analysis			Variance		Variance Shares			Covariance Shares		
Region	Panel	Period	$r-p$ (1)	$\widehat{r-p}$ (2)	$\widehat{I}_t$ (a)	$\widehat{\Pi}_t$ (b)	$\epsilon_t$ (c)	$(\widehat{I}_t, \widehat{\Pi}_t)$ (d)	$(\widehat{I}_t, \epsilon_t)$ (e)	$(\widehat{\Pi}_t, \epsilon_t)$ (f)
The Whole country	A	T	0.15	0.01	0.01	0.01	0.91	-0.01	0.07	0.02
		I	0.07	0.01	0.01	0.01	0.88	-0.01	0.10	0.01
	B	II	0.09	0.01	0.01	0.01	0.94	-0.01	0.09	-0.04
		I	0.07	0.06	0.04	0.15	1.31	-0.15	0.37	-0.72
		II	0.09	0.09	0.00	0.03	1.05	-0.01	0.03	-0.10
		T	0.14	0.00	0.00	0.06	0.94	0.00	0.02	-0.01
Seoul	A	I	0.10	0.00	0.00	0.10	0.88	0.00	0.01	0.01
		II	0.05	0.00	0.00	0.09	1.40	-0.01	0.03	-0.51
	B	I	0.10	0.42	0.01	1.95	3.12	-0.24	0.29	-4.13
		II	0.05	0.04	0.01	0.11	1.34	-0.06	0.13	-0.53
Incheon	A	T	0.16	0.01	0.00	0.08	1.10	-0.01	0.02	-0.19
		I	0.08	0.01	0.00	0.17	1.17	-0.02	0.04	-0.36
	B	II	0.06	0.01	0.00	0.23	1.68	-0.04	0.08	-0.95
		I	0.08	0.39	0.02	1.22	3.06	0.33	-0.42	-3.21
Busan	A	II	0.06	0.09	0.00	0.13	1.49	-0.02	0.05	-0.65
		T	0.18	0.09	0.01	0.05	1.08	-0.03	0.06	-0.17
	B	I	0.06	0.11	0.02	0.21	1.23	-0.12	0.18	-0.51
		II	0.16	0.07	0.00	0.04	1.14	-0.03	0.10	-0.26
Daegu	A	I	0.06	0.09	0.02	0.23	1.31	-0.13	0.21	-0.63
		II	0.16	0.22	0.00	0.04	0.95	-0.01	0.06	-0.04
	B	T	0.16	0.00	0.01	0.02	1.02	-0.02	0.07	-0.10
		I	0.05	0.00	0.01	0.03	1.06	-0.03	0.13	-0.21
Gwangju	A	II	0.14	0.00	0.01	0.02	1.00	-0.03	0.08	-0.09
		I	0.05	0.13	0.03	0.15	0.63	-0.03	0.18	0.04
	B	II	0.14	0.05	0.00	0.07	1.13	-0.03	0.07	-0.24
		T	0.16	0.01	0.00	0.03	1.12	-0.01	0.03	-0.18
Daejeon	A	I	0.04	0.01	0.00	0.12	1.33	-0.04	0.08	-0.50
		II	0.16	0.01	0.00	0.03	1.13	-0.01	0.04	-0.20
	B	I	0.04	0.01	0.02	0.18	0.90	-0.07	0.21	-0.24
		II	0.16	0.01	0.00	0.02	1.07	0.00	0.02	-0.10
Ulsan	A	T	0.17	0.02	0.00	0.06	1.02	-0.02	0.06	-0.12
		I	0.08	0.02	0.00	0.17	0.95	-0.04	0.04	-0.13
	B	II	0.14	0.02	0.00	0.06	1.01	-0.02	0.05	-0.11
		I	0.08	0.38	0.04	0.54	0.51	0.26	-0.08	-0.27
Ulsan	A	II	0.14	0.10	0.01	0.16	1.15	-0.06	0.09	-0.34
		T	0.18	0.00	0.00	0.01	0.99	-0.01	0.01	0.00
	B	I	0.04	0.00	0.01	0.03	1.03	-0.03	0.06	-0.09
		II	0.17	0.00	0.00	0.01	0.98	-0.01	0.01	0.00
B	I	0.04	0.47	0.21	0.70	1.74	-0.74	1.08	-1.99	
	II	0.17	0.05	0.01	0.06	0.99	-0.03	0.03	-0.04	

Notes: (1) Period T: 1999.06~2017.04, I: 1999.06~2008.08 (Before the global financial crisis), II: 2008.09~2017.04 (After the global financial crisis).

(2) The 'Panel' has different estimation period of VAR model. While panel A estimates the VAR model using the entire sample period, panel B estimates the model separately by period I and II. After estimation, both panels conduct the variance decomposition exercise for each period.

(Table 3) 4-Component Variance Decomposition of the Rent-Price Ratio

Unit of analysis			Variance		Variance Shares					Covariance Shares				
Region	Panel	Period	$r-p$ (1)	$\widehat{r-p}$ (2)	$\hat{I}_t$ (3)	$\hat{\Pi}_t$ (4)	$\hat{\Gamma}_t$ (5)	$e_t$ (6)	$(\hat{I}_t, \hat{\Pi}_t)$ (7)	$(\hat{I}_t, \hat{\Gamma}_t)$ (8)	$(\hat{I}_t, e_t)$ (9)	$(\hat{\Pi}_t, \hat{\Gamma}_t)$ (10)	$(\hat{\Pi}_t, e_t)$ (11)	$(\hat{\Gamma}_t, e_t)$ (12)
The Whole country	T		0.15	0.01	0.01	0.01	0.05	1.21	-0.01	-0.03	0.10	0.01	0.00	-0.35
		A	I	0.07	0.01	0.01	0.01	0.12	1.34	-0.01	-0.07	0.17	0.02	-0.01
	II		0.09	0.01	0.01	0.01	0.07	1.32	-0.01	-0.05	0.14	0.04	-0.07	-0.45
	B	I	0.07	0.06	0.04	0.15	0.82	2.28	-0.15	-0.21	0.58	0.20	-0.93	-1.79
		II	0.09	0.09	0.00	0.03	1.23	1.54	-0.01	0.08	-0.05	-0.36	0.26	-1.72
	Seoul	T		0.14	0.00	0.00	0.06	0.03	1.02	-0.002	0.00	0.02	-0.08	0.07
A			I	0.10	0.00	0.00	0.10	0.06	0.96	-0.004	0.00	0.00	-0.14	0.16
		II	0.05	0.00	0.00	0.09	0.04	1.14	-0.01	0.00	0.03	-0.11	-0.40	0.22
B		I	0.10	0.42	0.01	1.95	0.57	5.98	-0.24	-0.14	0.43	2.02	-6.15	-3.43
		II	0.05	0.04	0.01	0.11	1.30	0.63	-0.06	0.17	-0.04	-0.69	0.16	-0.59
Incheon		T		0.16	0.01	0.00	0.08	0.09	1.06	-0.01	0.00	0.02	-0.11	-0.08
	A		I	0.08	0.01	0.00	0.17	0.19	1.33	-0.02	0.00	0.04	-0.21	-0.16
		II	0.06	0.01	0.00	0.23	0.24	1.32	-0.04	0.02	0.06	-0.36	-0.59	0.11
	B	I	0.08	0.39	0.02	1.22	2.16	7.04	0.33	0.01	-0.43	0.99	-4.20	-6.15
		II	0.06	0.09	0.00	0.13	2.67	1.49	-0.02	0.10	-0.05	-1.18	0.53	-2.67
	Busan	T		0.18	0.09	0.01	0.05	0.32	1.87	-0.03	-0.08	0.14	0.24	-0.40
A			I	0.06	0.11	0.02	0.21	1.16	3.74	-0.12	-0.31	0.48	0.93	-1.45
		II	0.16	0.07	0.00	0.04	0.31	2.25	-0.03	-0.08	0.18	0.21	-0.47	-1.42
B		I	0.06	0.09	0.02	0.23	0.86	3.45	-0.13	-0.26	0.47	0.86	-1.49	-3.00
		II	0.16	0.22	0.00	0.04	1.46	3.82	-0.01	-0.12	0.18	0.06	-0.10	-4.32
Daegu		T		0.16	0.00	0.01	0.02	0.01	1.12	-0.02	-0.01	0.09	0.01	-0.11
	A		I	0.05	0.00	0.01	0.03	0.03	1.25	-0.03	-0.04	0.17	0.02	-0.22
		II	0.14	0.00	0.01	0.02	0.01	1.11	-0.03	-0.02	0.10	0.02	-0.11	-0.12
	B	I	0.05	0.13	0.03	0.15	3.79	4.76	-0.03	0.12	0.06	-1.49	1.52	-7.92
		II	0.14	0.05	0.00	0.07	0.61	0.97	-0.03	0.09	-0.02	-0.41	0.17	-0.46
	Gwangju	T		0.16	0.01	0.00	0.03	0.15	0.92	-0.01	0.02	0.01	-0.13	-0.04
A			I	0.04	0.01	0.00	0.12	0.55	0.97	-0.04	0.08	0.01	-0.50	0.01
		II	0.16	0.01	0.00	0.03	0.16	0.84	-0.01	0.02	0.02	-0.14	-0.05	0.13
B		I	0.04	0.01	0.02	0.18	0.57	0.88	-0.07	0.15	0.06	-0.63	0.39	-0.55
		II	0.16	0.01	0.00	0.02	0.14	0.83	-0.003	0.01	0.01	-0.08	-0.02	0.10
Daejeon		T		0.17	0.02	0.00	0.06	0.04	1.37	-0.02	-0.02	0.07	0.06	-0.18
	A		I	0.08	0.02	0.00	0.17	0.04	1.20	-0.04	-0.02	0.06	0.12	-0.24
		II	0.14	0.02	0.00	0.06	0.04	1.34	-0.02	-0.02	0.07	0.05	-0.15	-0.37
	B	I	0.08	0.38	0.04	0.54	1.71	2.71	0.26	0.50	-0.58	1.89	-2.16	-3.91
		II	0.14	0.10	0.01	0.16	1.36	1.50	-0.06	0.16	-0.07	-0.92	0.58	-1.71
	Ulsan	T		0.18	0.00	0.00	0.01	0.01	1.01	-0.01	0.01	-0.002	-0.02	0.02
A			I	0.04	0.00	0.01	0.03	0.04	1.00	-0.03	0.03	0.02	-0.06	-0.03
		II	0.17	0.00	0.00	0.01	0.02	1.01	-0.01	0.02	-0.01	-0.03	0.04	-0.04
B		I	0.04	0.47	0.21	0.70	14.18	7.27	-0.74	3.08	-2.00	-6.15	4.16	-19.71
		II	0.17	0.05	0.01	0.06	0.48	1.34	-0.03	0.10	-0.08	-0.33	0.29	-0.83

Notes: (1) Period T: 1999.06~2017.04, I: 1999.06~2008.08 (Before the global financial crisis), II: 2008.09~2017.04 (After the global financial crisis).

(2) The 'Panel' has different estimation period of VAR model. While panel A estimates the VAR model using the entire sample period, panel B estimates the model separately by period I and II. After estimation, both panels conduct the variance decomposition exercise for each period.

비율의 변동을 상쇄시키는 역할을 한다. 하지만 4요소 분산분해 결과는 공분산구조에 대한 다른 해석을 내놓는다. 주택시장의 여건에 따라 예상주택프리미엄과 예상 임대소득성장의 상관관계는 양의 관계뿐만 아니라 음의 관계도 형성될 수 있고, 이러한 음의 상관관계는 미래의 임대소득성장에 대한 기대가 변할 때 주택가격의 변동을 증폭시키는 역할을 할 수 있다. 이와 더불어 세 가지 구성요소( $\hat{I}_t, \hat{\Pi}_t, \hat{\Gamma}_t$ )와 기타요소( $e_t$ )의 공분산 구조는 시장의 경제상황에 따라 변할 수 있음을 확인하였다.

## V. 결론

본 연구는 국내 주택시장의 임대소득-매매가격 비율을 움직이게 하는 근본요인이 무엇인지를 Campbell and Shiller (1988)의 “동태적 현재가치모형”을 이용하여 살펴 보았다. 모형을 주택자산에 적용하면 주택 임대소득-가격비율은 미래의 예상실질 이자율( $I_t$ )과 예상주택프리미엄( $\Pi_t$ ) 그리고 예상임대소득성장률( $\Gamma_t$ )과 같은 세 가지 구성요소의 선형관계로 나타낼 수 있으며, 이 선형관계를 분산분해하여 임대 소득-가격비율의 분산이 세 가지 구성요소의 분산과 공분산으로 결정되는 관계에 대해 설명하였다. 그리고 VAR 접근법을 이용하여 구성요소들과 임대소득-가격비율을 추정하고 분산분해의 분석결과를 도출하였다. 이 때 본 연구는 일반적인 ‘3요소 분산분해’ 뿐만 아니라 예상임대소득성장률과 예측불일치( $e_t$ )를 분리한 ‘4요소 분산분해’를 분석함으로써 세 가지 구성요소의 실질적인 역할에 대해 조명해 보았다.

주택시장은 지역이나 주택유형에 의해 세분화된 하위시장을 형성하는 것이 일반적이기 때문에 본 연구에서는 전국과 7대 특·광역시 아파트 시장을 대상으로 한정하여 실증분석을 수행하였다. 또한 2008년 세계금융위기의 외생적 충격으로 인한 주택시장의 구조변화 가능성을 고려하여 분석기간(1999년 7월~2017년 4월)을 금융위기 전과 후로 구분하여 관찰하였다. 이와 같은 분석을 통해서 국내 주택시장의 특성과 해외 주택시장과의 유사점 및 차이점을 발견하고, 지역적 하위시장 간의 이질성을 확인하였다. 또한 국내 주택자산이 주식이나 채권과 유사한 성격을 갖고 있음을 발견하였다.

본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 우선 3요소 분산분해 분석결과, 임대소득-

가격비율의 변동은 미래의 예상실질이자율이나 예상주택프리미엄보다 예상임대소득 성장에 의해 많은 부분이 설명되었다. Campbell et al. (2009)의 미국 주택시장에서 예상주택프리미엄의 역할이 대체로 높았던 결과와는 차이를 보인다. 그리고 예상실질이자율의 역할은 예상보다 높지 않은 것으로 나타나 예상실질이자율이 주택가격의 움직임을 이끈다는 주장은 신중을 기할 필요가 있겠다. 또한 세 가지 구성요소 간의 공분산은 임대소득-가격비율의 변동을 낮추는 역할을 하고 있었다. 따라서 펀더멘탈의 공분산구조를 고려하지 않은 채 오직 이자율의 움직임만으로 주택가격의 동태적 움직임을 설명하는 것은 잘못된 판단을 가져올 수 있다.

4요소 분산분해 분석결과, VAR 모형으로 설명되지 않는 기타요소( $e_t$ )의 움직임이 전체 변동에서 차지하는 비중이 가장 높았고, 기타요소( $e_t$ )의 역할을 논외로 하여 구성요소들의 실질적 역할을 들여다보면 세계금융위기 전·후 기간별 지역적 하위시장들의 특성을 파악해 볼 수 있었다. 전국 단위 주택시장에서 예상임대소득성장 변동의 역할이 가장 컸고, 일부 특·광역시에서는 예상주택프리미엄 변동의 역할이 가장 크거나 임대소득성장의 역할과 비슷한 수준인 경우도 있었다. 대체로 서울, 인천, 대전은 다른 광역시에 비해 예상주택프리미엄의 역할이 컸으며, 특히 금융위기 이전에 그 영향력이 더욱 높았다. 즉, 주택시장의 여건에 따라 미래의 주택프리미엄이나 임대소득 성장에 대한 기대변화가 주택가격을 움직이게 하는 주요 요인이 될 수 있음을 시사한다. 다음으로 구성요소들 간의 공분산구조는 3요소 분산분해의 일관된 결과와 다르게 지역과 분석기간에 따라 다른 패턴을 보였다. 즉, 3요소 분산분해에서 보여준 상호관계뿐만 아니라 반대방향의 관계도 함께 존재하며, 특히 예상실질이자율과 예상임대소득성장 간의 관계와 예상주택프리미엄과 예상임대소득성장 간의 관계에서 주로 나타났다. 이와 같은 구성요소들 간의 상관관계는 임대소득-가격비율의 변동을 완화시키는 역할 뿐만 아니라 변동을 증폭시키는 촉매제 역할도 가능하다는 해석을 할 수 있다. 또한 공분산구조는 시장의 경제상황에 따라 변할 수 있으며, 이 변화는 여러 가지 요인들이 복합적으로 작용한 결과겠지만 그 중에서 부동산 정책의 방향성 변화나 대출기준의 변화 등을 원인으로 생각해 볼 수 있다.

본 연구의 한계는 임대소득을 대변하는 변수로 실제 임대료가 아닌 전세가격과 이자율로 추정된 암묵적 임대료를 사용함으로써 완전한 월세시장을 대변하지 못했다는 점이다. 특히 최근 이자율과 전월세전환율 사이의 갭이 커지는 현상이 보이는

상황에서 추정월세 자료는 전·월세시장의 특유성을 반영하지 못할 가능성이 높다. 다음으로 세계금융위기를 기준으로 기간을 나누어 모형을 추정한 결과는 그렇지 않은 모형의 결과와 유효한 차이를 보였다. 그리고 그 차이는 광역시별로 큰 차이를 보였다. 본 연구에서는 외생적으로 구조변환점을 금융위기로 지정하였지만, 임대소득-가격비율과 추정비용의 시각적 추이를 살펴보면 VAR모형의 구조변환점은 시기적으로 차이가 있을 가능성이 있다. 따라서 구조변환점을 모형에서 내생적으로 찾고, 그 구조변환점을 고려한 모형을 추정하는 시도는 필요할 것이며 이 연구는 미래에 남겨 놓는다.

#### ■ 참고 문헌

1. 금융투자협회, 『최근 5년간 국내 가계 금융자산 지속적 증가』, 보도자료(2015.9.2.), 2015.  
(Translated in English) Korea Financial Investment Association, *Domestic Household Financial Assets Continue to Increase for the Past Five Years*, Press Releases (2015.9.2.), 2015.
2. 김순용, “임대-매매가격비율의 동학적 특성에 관한 연구,” 중앙대학교 대학원 박사학위 논문, 2016.  
(Translated in English) Kim, Soon-Yong, “A Study on the Dynamic Patterns of Rent-Price Ratio,” Graduate School of Chung-Ang University (Doctoral Dissertation), 2016.
3. 김윤영, “우리나라 주택시장의 매매·전세 가격변동 거시결정요인의 동태분석,” 『경제학연구』, 제60집, 제3호, 2012, pp.127-153.  
(Translated in English) Kim, Yun-Yeong, “Macroeconomic Determinants of Housing and Housing Lease Prices’ Dynamics in Korea,” *Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 60, No. 3, 2012, pp.127-153.
4. 노상윤, “국내 주택시장의 시차가변적 위험 프리미엄 존재에 관한 연구,” 『경제연구』, 제32집, 제2호, 2014, pp.29-52.  
(Translated in English) Roh, Sang-Youn, “Whether or not Time-variant Risk Premia exist in Korea Housing Market,” *Journal of Korean National Economy*, Vol. 32, No. 2, 2014, pp.29-52.
5. 민성훈, “주택시장에 대한 소비기반 자본자산 가격결정모형의 적용,” 『서울도시연구』, 제16집, 제1호, 2015, pp.75-88.  
(Translated in English) Min, Seong-Hun, “An Application of Consumption-based Capital

- Asset Pricing Model on Korean Housing Market,” *Seoul Studies*, Vol. 16, No. 1, 2015, pp. 75-88.
6. 이근영 · 김남현, “금리와 주택가격,” 『경제학연구』, 제64집, 제4호, 2016, pp. 45-82.  
(Translated in English) Lee, Keun-Yeong and Nam-Hyun Kim, “Interest Rates and Housing Prices,” *Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 64, No. 4, 2016, pp. 45-82.
  7. 정동준, “Campbell-Shiller의 동태적 고든 모형이 한국의 아파트시장을 설명할 수 있는가?” 『주택연구』, 제16집, 제4호, 2008, pp. 71-105.  
(Translated in English) Jeong, Dong-Joon, “Can Campbell-Shiller’s Dynamic Gordon Model Explain Korean Apartment Market?,” *Housing Studies Review*, Vol. 16, No. 4, 2008, pp. 71-105.
  8. 통계청, 『가계금융 · 복지조사 보고서』, 2017.  
(Translated in English) Statistics Korea, *Survey of Household Finances and Living Conditions*, 2017.
  9. 홍기석, “우리나라 주택가격과 자산가격모형(CAPM),” 『한국경제연구』, 제27집, 제4호, 2009, pp. 157-187.  
(Translated in English) Hong, Ki-Seok, “Korea’s Regional Housing Price and the CAPM,” *Journal of Korean Economics Studies*, Vol. 27, No. 4, 2009, pp. 157-187.
  10. Ambrose, B. W., P. Eichholtz and T. Lindenthal, “House Prices and Fundamentals: 355 Years of Evidence,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 45, No. 2, 2013, pp. 477-491.
  11. Arslan, Y., “Interest Rate Fluctuations and Equilibrium in the Housing Market,” *B. E. Journal of Macroeconomics*, Vol. 14, No. 1, 2014, pp. 173-204.
  12. Balke, N. S. and M. Wohar, “Low-Frequency Movements in Stock Prices: A State Space Decomposition,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, No. 4, 2002, pp. 649-667.
  13. Bernanke, B. S. and K. N. Kuttner, “What Explains the Stock Market’s Reaction to Federal Reserve Policy?” *Journal of Finance*, Vol. 60, No. 3, 2005, pp. 1221-1257.
  14. Binsbergen, J. H. V. and R. S. J. Koijen, “Predictive Regressions: A Present-Value Approach,” *Journal of Finance*, Vol. 65, No. 4, 2010, pp. 1439-1471.
  15. Brunnermerier, M. K. and C. Julliard, “Money Illusion and Housing Frenzies,” *Review of Financial Studies*, Vol. 21, No. 1, 2008, pp. 135-180.
  16. Campbell, J. Y. and J. Ammer, “What Moves the Stock and Bond Markets? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns,” *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 1, 1993, pp. 3-37.
  17. 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, 1988a, pp. 195-228.
  18. \_\_\_\_\_, “Stock Prices, Earnings and Expected Dividends,” *Journal of Finance*, Vol. 43, No. 3, 1988b, pp. 661-676.
  19. Campbell, J. Y., “A Variance Decomposition for Stock Returns,” *Economic Journal*, Vol. 101, No. 405, 1991, pp. 157-179.
  20. Campbell, S. D., M. A. Davis, J. Gallin, R. F. Martin, “What Moves Housing Markets: A Variance Decomposition of the Rent-Price Ratio,” *Journal of Urban Economics*, Vol.

- 66, No. 2, 2009, pp.90-102.
21. Case, K. E. and R. J. Shiller, "The Efficiency of the Market for Single-Family Homes," *American Economic Review*, Vol. 79, No. 1, 1989, pp.125-137.
  22. Chen, L., Z. Da and B. Larrain, "What Moves Investment Growth?" *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 48, No. 8, 2016, pp.1613-1653.
  23. Dusansky, R., Ç. Koç and I. Onur, "Household Housing Demand: Empirical Analysis and Theoretical Reconciliation," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 44, No. 4, 2012, pp.429-445.
  24. Engsted, T. and T. Q. Pedersen, "Predicting Returns and Rent Growth in the Housing Market Using the Rent-Price Ratio: Evidence from the OECD Countries," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 53, 2015, pp.257-275.
  25. 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.
  26. Gallin, J., "The Long-Run Relationship between House Price and Rents," *Real Estate Economics*, Vol. 36, No. 4, 2008, pp.635-658.
  27. Hattapoglu, M. and I. Hoxha, "The Dependency of Rent-to-Price Ratio on Appreciation Expectations: An Empirical Approach," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 49, No. 2, 2014, pp.185-204.
  28. Himmelberg, C., C. Mayer and T. Sinai, "Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals, and Misperception," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 19, No. 4, 2005, pp.67-92.
  29. Hwang, M. and J. M. Quigley and J-Y. Son. "The Dividend Pricing Model: New Evidence from the Korean Housing Market," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 32, No. 3, 2006, pp.205-228.
  30. Kishor, N. K. and J. Morley, "What Factors Drive the Price - Rent Ratio for the Housing Market? A Modified Present-Value Analysis," *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 58, 2015, pp.235-249.
  31. Kullmann, C., "Real Estate and its Role in Asset Pricing," *Sauder School of Business Working Paper*, 2001, pp.1-60.
  32. Lof, M., "Rational Speculators, Contrarians, and Excess Volatility," *Management Science*, Vol. 61, No. 8, 2015, pp.1889-1901.
  33. Miles, W., "Housing Investment and the US Economy: How Have the Relationships Changed?" *Journal of Real Estate Research*, Vol. 31, No. 3, 2009, pp.329-349.
  34. Plazzi, A., W. Torous and R. Valkanov, "Expected Returns and the Expected Growth in Rents of Commercial Real Estate," *Review of Financial Studies*, Vol. 23, No. 9, 2010, pp.3469-3519.
  35. Sinai, T. and N. S. Souleles, "Owner-Occupied Housing as a Hedge against Rent Risk," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 120, No. 2, 2005, pp.763-789.
  36. Vuolteenaho, T., "What Drives Firm-Level Stock Returns?," *Journal of Finance*, Vol. 57, No. 1, 2002, pp.233-264.
  37. Xiao, Q. and D-H. Park, "Seoul Housing Prices and the Role of Speculation," *Empirical Economics*, Vol. 38, No. 3, 2010, pp.619-644.

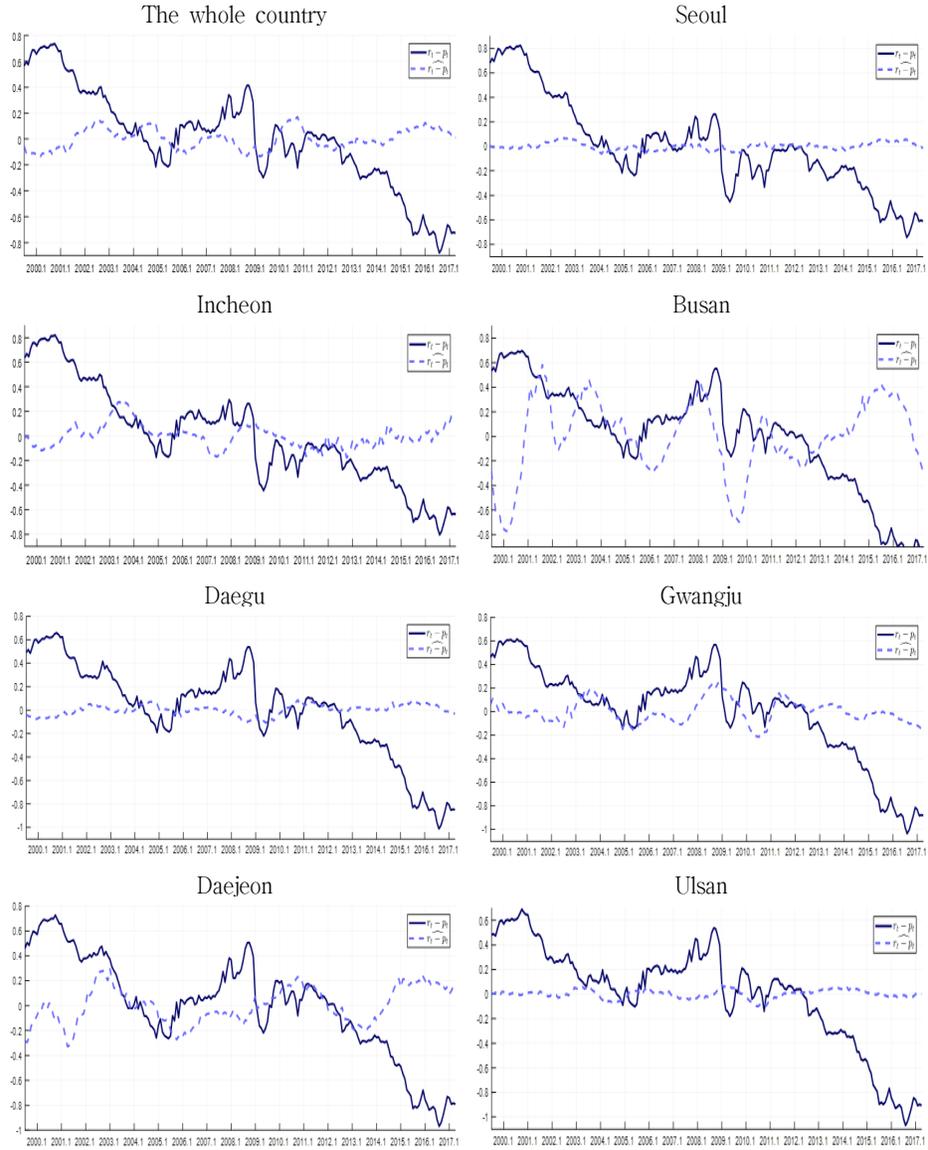
< Appendix >

<Table A1> Variables

Variable		Data	Source	Variable	Data	Source	
Real Housing Price ( $P$ )		Housing Purchase Price Index (Apartments)	KB	Rent-Price Ratio ( $Ratio$ )	$Ratio = R_t \div P_t$	-	
Real Rent	Real Jeonse Price ( $J$ )	Jeonse Price Index (Apartment)	KB	Inflation ( $inf$ )	<ul style="list-style-type: none"> <li>• CPI</li> <li>• CPI excluding Shelter</li> </ul>	BOK	
	Interest Rates ( $i^{\phi}$ )	Interest Rates on Time Deposits (2~less than 3 years)	BOK	Real Interest Rates ( $i$ ) (risk-free asset)	Treasury Bonds (5-year)	BOK	
	Jeonse-Price Ratio ( $J/P$ )	Ratio of Jeonse to Purchase Price (Apartment)	KB	Macro economic Variables	Real Income ( $Y$ )	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Per Capita GDP,</li> <li>• Per Capita GRDP</li> </ul>	BOK, SK
	Real Rent ( $R$ )	$(J/P)_t \times P_t \times i_t^{\phi}$	-		Employment ( $L$ )	Economically Active Population	SK
					Population ( $N$ )	Resident Population	SK

Note: BOK(The Bank of Korea, ecos.bok.or.kr), KB(KB Kookmin Bank, www.kbstar.com), SK(Statistics Korea, kostat.go.kr).

(Figure A1) The Actual( $r_t - p_t$ ) and Forecasted Rent-Price Ratio( $\widehat{r_t - p_t}$ ),  
1999.07~2017.04



# Sources of Housing Price Movements in Korea: Analysis Based on the Dynamic Present Value Model\*

Ji Hee Ann\*\*

## Abstract

This study examines the fundamental factors that drive Korean housing prices using Campbell and Shiller (1988)'s 'Dynamic Present Value Model'. The model allows the rent-price ratio to be expressed as a linear relationship of the three components, such as the expected future real interest rates, housing premium, and rent growth rate. Using the relationship, we can conduct '4-component variance decomposition' exercise as well as the general '3-component variance decomposition' exercise. We show that changes in expectations for the housing premium or the rent growth are the main factors driving house prices depending on market conditions. Second, the correlations among the components play a role in not only dampening house price fluctuations but also amplifying house price fluctuations. Finally, explaining the housing price movements by only interest rates, ignoring these covariance, could be misleading.

**Key Words:** rent-price ratio, sources of housing price movements, variance decomposition

**JEL Classification:** E31, G12, R31

---

*Received:* Oct. 2, 2018. *Revised:* Dec. 11, 2018. *Accepted:* Dec. 19, 2018.

\* I wish to thank Professor Cheolbeom Park (Korea Univ.) and anonymous referees for very helpful comments and suggestions.

\*\* Ph. D. Student, Department of Economics, Korea University, 145 Anamro, Seongbuk-gu, Seoul 02841, Korea, Phone: +82-2-3290-2200, e-mail: annji@korea.ac.kr