

주택임대시장 균형조건을 이용한 주택매매가격 대비 전세가격 비율 결정요인 분석: 주택매매가격 변동성을 중심으로

Determinants of Chonseil Deposit to Housing Sales Price Ratio Based on Rental Housing Market Equilibrium Condition: Focused on Housing Price Volatility

정 의 철 (Chung, Eui-Chul)*
이 창 무 (Lee, Chang-Moo)**

< Abstract >

Traditional approach to analyze the determinants of Chonseil deposit to housing sales price ratio is based on asset market equilibrium condition. However, this approach does not fully account for complexity involved in Korean rental housing market, where Chonseil, Monthly-rent-with-variable deposit, and pure monthly rental contracts coexist. In this paper, we utilize each rental type's different rate of return structure and examine the determinants of Chonseil deposit to housing sales price ratio based on rental housing market equilibrium condition. We further incorporate housing price volatility into the analysis as a critical variable related to housing investment risks, which has been ignored in previous studies.

Our empirical analysis using a sample of the apartment sales price and rent in Seoul confirm our theoretical predictions: Chonseil deposit to housing sales price ratio is positively linked to the rent-to-price ratio and housing price volatility, and the ratio is negatively affected by the expected housing price appreciation rate. The relationship between the Chonseil deposit to housing sales price ratio and housing price volatility was robust to different measures of housing price volatility.

The long-run elasticity of Chonseil deposit to housing sales price ratio with respect to rent-to-price ratio was estimated to be 1.04~1.22 and the long-run elasticity of the ratio with respect to housing price volatility was estimated to be 0.15~0.53, which is about 50 to 100 percent of the long-run elasticity with respect to expected housing price appreciation rate. These results show that previously ignored housing price volatility is one of important variables to affect Chonseil deposit to housing sales price ratio and risk factors are needed to be considered to better understand Korean housing market.

주 제 어 : 주택매매가격 대비 전세가격 비율, 주택매매가격 상승률 변동성, 주택임대시장 균형, 자기회귀시차분포모형
Keyword : Chonseil Deposit to Housing Sales Price Ratio, Housing Price Volatility, Rental Housing Market Equilibrium, Autoregressive Distributed Lag Model

* 건국대학교 부동산학과 교수, echung@konkuk.ac.kr, 주저자

** 한양대학교 도시공학과 교수, changmoo@hanyang.ac.kr, 교신저자

I. 서론

우리나라에는 외국과 달리 전세라는 독특한 임차유형이 존재하고 있어 주택매매가격 대비 전세가격 비율이 주요 지표로 공표되고 있다. 주택매매가격 대비 전세가격비율은 주택시장의 상황을 설명 또는 예측하거나 경제주체의 주택매매가격에 대한 기대 형성 메커니즘, 나아가 주택시장의 효율성 등을 분석하는데 주로 이용되어 왔다. 예를 들어 주택매매가격 대비 전세가격 비율의 변화가 주택매매가격 또는 전세가격 변화로 이어지는지(심성훈, 2011), 재정거래조건으로 분석된 경제주체의 주택매매가격에 대한 기대형성은 적응적 기대가설 또는 합리적 기대가설 등에 의해 설명될 수 있는지(김정호·이명재, 1989, 김종일 외, 1998; 손재영 외, 2011), 적정 주택매매가격 대비 전세가격 비율은 어떠한지(방송희·이용만, 2011) 등이 주요 연구대상이 되어 왔다.

이러한 연구들은 주택에 대한 투자수익률이 기타 자산에 대한 투자수익률과 같다는 자산시장의 균형조건을 분석의 출발점으로 삼고 있으며, 자가보유와 전세임차 간의 균형조건이 추가적으로 고려되기도 하였다(김종일 외, 1998; 방송희·이용만, 2011). 또한 이러한 연구들은 일관적으로 주택매매가격 기대 상승률이 높을수록 주택매매가격 대비 전세가격 비율이 낮다는 결론을 도출하고 있으며 각각의 연구목적에 따라 우리나라 주택시장 분석에 의미있는 연구 결과를 제공해 주고 있다.

한편 이창무(2012)는 전세, 보증부월세, 월세 등의 임대차유형이 공존하고 있는 우리나라 주택임대시장 상황을 반영하여 주택임대시장의 균형조건에서 주택매매가격 대비 전세가격 비율 결정요인을 분석한 바 있다. 또한 이 연구에서는 주택매매가격 상승률의 변동성을 명시적으로 도입하여 기존 연구에서 간과되었던 주택투자의 위험이 주택매매가격 대비 전세가격 비율에 미치는 영향을 추가적으로 분석하였다.

이창무(2012)의 연구에서는 전세가격이 매매가격에 대한 기대상승률뿐 아니라 가격상승에 대한 불확실성에 의해서도 추가적인 영향을 받는 주택매매시장에 조금 더 예측된 성격을 가지고 있으며, 주택매매가격 대비 전세가격 비율 또한 주택매매가격의 기대상승률과 변동성에 영향을 받는 복잡한 시장지표임을 이론적으로 보여주었다. 그러나 이 연구에서는 분석의 목적을 레버리지 위험이 존재할 때 주택임대시장 균형에서

도출되는 전월세전환율의 성격 규명에 돕으로써 주택매매가격 대비 전세가격 비율 결정 요인에 대한 충분한 논의와 실증분석이 시도되지 않았다.

이러한 배경에서 본 연구는 주택임대시장의 균형조건에서 도출되는 주택매매가격 대비 전세가격 비율 구성요인을 세부적으로 논의하고, 각 구성요인들의 효과를 실증 분석하는 것을 주된 목적으로 하고 있다. 특히 주택매매가격 상승률 변동성에 대한 지표들을 비모수적 방법과 모수적 방법으로 측정하여 실증 분석에 이용함으로써 주택매매가격 상승률 변동성이 주택매매가격 대비 전세가격 비율에 미치는 영향에 대한 강건성을 확인하고자 한다.

실증분석모형은 추정에 이용되는 변수들의 시계열적 안정성에 대한 제약이 상대적으로 약한 자기회귀시차분포(ARDL)모형을 이용하였다. Pesaran 외(2001)에 의해 개발된 ARDL모형은 1차 적분된 $I(1)$ 변수들만을 이용하는 기존의 공적분(장기균형 관계) 분석 방법과 달리 시계열이 $I(0)$ 이든, $I(1)$ 이든 관계없이 변수들 간의 장기균형관계를 분석할 수 있다는 장점이 존재한다. 분석대상은 서울의 아파트 시장으로 하였으며, 2005년 2분기부터 2018년 2분기까지 총 53분기를 분석기간으로 하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 먼저 제Ⅱ장에서는 주택매매가격 대비 전세가격 비율 결정 요인에 대한 선행연구를 검토한다. 제Ⅲ장에서는 주택임대시장의 균형조건을 통해 주택매매가격 대비 전세가격 비율의 구성요인을 도출하고 이에 대한 실증분석 모형을 설정한다. 제Ⅳ장에서는 자료와 변수측정에 대해 설명하고 제Ⅴ장에서는 추정 결과를 해석한다. 마지막으로 제Ⅵ장에서는 본 연구의 결론과 분석의 시사점을 제시한다.

II. 선행연구 검토

논의를 단순화하기 위해 주택투자자(임대인)가 위험중립적이고 시장금리로 자금을 조달하거나 운용할 수 있다고 하자. 주택매매가격을 P , 전세보증금을 C , 시장금리를 i , 주택매매가격 기대 상승률을 a_c 라 하면 자산시장의 균형상태에서 투자자는 주택에 투자를 하던지, 주택이외의 기타 자산에 투자하던지 동일한 기대수익률을 얻어야 한다. 즉,

$$i = \frac{iC}{P} + a_c \quad \text{식 (1-1)}$$

식 (1)의 좌변은 기타 자산에 투자하였을 때의 기대 수익률이며, 우변은 주택을 전세로 임대하였을 때의 기대 수익률이다. 식 (1)을 변형하면

$$\frac{C}{P} = 1 - \frac{a_c}{i} \quad \text{식 (1-2)}$$

식 (1-2)는 전세보증금(C)을 운용하여 이자소득을 얻던지(이자소득 추구 가설), 또는 전세보증금을 주택 구입에 사용하던지(레버리지효과 추구 가설) 동일한 형태를 갖는다. 식 (1-2)는 자산시장의 균형상태에서 주택매매가격 대비 전세가격 비율(C/P)과 주택매매 가격 기대 상승률(a_c)사이에는 음(-)의 관계가 성립되어야 함을 보여주고 있다.

김정호·이명재(1989)는 1987년 12월과 1988년 12월 서울지역 아파트의 단지별, 평형별 매매가격과 전세 가격 자료를 이용하여 주택가격 상승에 대한 기대를 미래지향적 기대와 과거지향적 기대로 나누어 a_c 와 C/P 사이의 관계를 실증 분석하였다. 분석 결과 미래지향적 기대를 가정한 경우 a_c 와 C/P 사이엔 양(+)의 관계가 존재하였던 반면, 과거지향적 기대를 가정한 경우 음(-)의 관계가 존재하는 것으로 나타나 미래지향적 기대보다는 과거지향적 기대가 이론과 부합됨을 밝혔다.¹⁾

이용만(2000)은 1998년 하반기 이후 빠르게 증가하는 주택매매가격 대비 전세가격 비율에는 주택매매가격에 대한 기대상승률이 줄어들면서 발생하는 추세적, 구조적 변화와 주택의 실제가격이 내재가치를 반영하지 못함으로써 발생하는 일시적, 순환적 변화가 같이 존재할 수 있음을 밝히고 있다. 그는 전국 평균 주택매매가격지수와 전세가격지수 자료를 활용하여 상태공간모형을 이용한 비관측요소모형으로 주택매매가격 대비 전세가격 비율을 추세부분과 순환부분으로 분해하였다. 그 결과 주택매매가격 대비 전세가격 비율의 상승은 대부분 추세적, 구조적 변화로 설명이 가능하지만, 한편으로 가격조정이 즉각적으로 이루어지지 않아 나타나는 일시적, 순환적 변화 또한 뚜렷한 것으로 분석하였다.

심성훈(2011)은 본 연구에서 이용한 ARDL모형을 이용하여 아파트 매매가격 대비 전세가격 비율과 금리 및 아파트 매매가격 기대 상승률과의 관계를 분석하였다. 서울시와 광역시를 대상으로 한 실증분석 결과, 서울시의 경우 주택매매가격 대비 전세가격 비율과 금리, 주택매매가격 기대상승률은 식 (1-2)에서 예측하는 방향과 같은 장기균형관계가 성립되나, 광역시의 경우 금리의 추정계수가 통계적으로 유의하지 않았으며 장기균형관계가 존재한다는 결론을 얻지 못하였다.

또한 그는 과거의 아파트 매매가격 대비 전세가격 비율의 변화율이 미래의 아파트 매매가격 또는 전세가격의 변화율을 설명할 수 있는지 분석하였다. 분석결과 아파트 전세가격 변화율은 과거 2분기전의 아파트 매매가격 대비 전세가격 비율의 변화율과 음(-)의 관계를, 아파트 매매가격은 과거 1분기전의 아파트 매매 가격 대비 전세가격 비율의 변화율과 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다.

김상진·정준호(2016)는 서울시의 강남구, 서초구, 송파구의 아파트 자료를 이용하여 심성훈(2011)과 유사한 ARDL모형을 추정하였다. 이 연구에서는 아파트 매매가격에 대한 기대를 완전예견(t 기의 가격), 실제 값($t-1$ 기의 가격), 적응적 기대(과거 가격에 대한 자기회귀(AR)모형 추정 결과)로 구분하였다. 추정 결과 모든 자치구에서 아파트 매매가격에 대한 기대는 아파트 매매가격 대비 전세가격 비율에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으나 기타 자산에 대한 수익률(i)의 추정계수는 통계적으로 유의하지 않았다.

이충언(2014)은 분석모형을 패널모형으로 확장하였다. 그는 서울의 강북지역 및 강남지역, 인천 및 지방 5개 광역시의 아파트에 대한 패널자료를 구축하여 식 (1-2)의 C/P 와 a_c/i 의 관계에 대한 패널모형을 추정하였다. 추정 결과 아파트 매매가격에 대한 기대상승률을 과거 이동평균으로 가정한 모형에서는 식 (1-2)과 같이 C/P 와 a_c/i 는 음(-)의 관계를 가지고 있는 것으로 나타났으며, 아파트 매매가격에 대한 기대상승률을 자기회귀모형으로 추정할 값을 이용하고 기타 거시경제변수를 설명변수로 추가한 경우에는 모형에 따라 일관된 결과를 보이지 않았으나 대체적으로 C/P 와 a_c/i 사이에 음(-)의 관계가 있음을 보여주었다.

한편 식 (1-2)는 아파트 매매가격에 대한 기대상승

1) 그러나 그들은 이러한 결과가 미래지향적 기대형성 메커니즘이 옳지 않다는 것이 아니라 추정에 이용된 미래지향적 기대에 따른 가격 상승률의 측정이 미래에 형성된 가격상승에 대한 예상을 대표하지 못할 수 있다고 설명하고 있다.

를 추정에도 이용되었다. 이용만(2002)은 식 (1-2)를 변환하여 $(1 - C/P)$ 와 i 의 관계를 설정한 후 i 의 역수에 대한 추정계수를 아파트 매매가격에 대한 기대상승률로 해석하고 시간변동계수모형을 이용하여 주택가격에 대한 기대상승률을 추정하였다. 그는 i 의 역수에 대한 추정계수가 임의보행한다는 가정과 일차자기회귀(AR(1)) 구조를 가진다는 가정에 기초하여 1986년 1월부터 2002년 11월까지의 전국 기준의 아파트 자료를 이용하여 모형을 추정하였다. 추정 결과 아파트가격에 대한 기대상승률은 임의보행하는 것으로 나타났으며, 2002년 11월 현재 아파트 매매가격에 대한 기대상승률을 2.5%~2.8%정도로 추정하였다. 또한 방송희·이용만(2011)은 주택시장 균형에서 자가보유와 전세임차의 보유비용이 동일하다는 조건을 이용하여 주택매매가격 대비 전세가격 비율(C/P)과 주택대출이자율(i), 그리고 실효 기대상승률 사이의 관계식을 도출하고 시간변동계수모형을 추정하여 현재의 주택매매가격 대비 전세가격 비율이 적정 수준인지를 분석한 바 있다.²⁾

손재영 외(2011)는 식 (1-2)를 변형하여 아파트 매매가격에 대한 기대상승률(a_e)이 어떠한 메커니즘(기대가설)에 의해 설명될 수 있는지 분석하였다. 기대가설로는 합리적 기대, 외삽적 기대, 정태적 기대, 자기회귀적 기대, 적응적 기대 등을 고려하였다. 이 연구는 개별 아파트 자료를 이용하여 모든 개별 아파트에 대한 요구수익률의 기대치를 측정하였다는 점에서 다른 연구와의 차별성이 존재한다. 기대가설에 대한 검증 결과 예측오차가 백색오차인가에 초점을 둔 합리적 기대가설이 가장 높은 설명력을 보였고, 적응적 기대가설이 그 다음이었으며, 기타 기대가설은 완전하게 기각되는 것으로 나타났다. 그러나 그들은 이 분석 결과에 대해 유보적인 견해를 보였다. 분석 결과의 타당성을 위해서는 식 (1-2)가 성립되어야 하는데, 이는 자산시장의 효율성을 전제하는 것이지만 과연 우리나라 자산시장이 효율적인지에 대해 의문이 제기될 수 있기 때문이다.

위에서 살펴본 바와 같이 기존 연구들은 자산시장의

균형조건을 이용하여 우리나라 주택시장에 대해 다양한 의미있는 결과를 제시하고 있다. 그러나 주택임대시장의 균형조건을 가정한 주택매매가격 대비 전세가격 결정요인에 대한 실증분석, 특히 주택매매가격 상승률에 대한 위험(변동성)의 효과를 검증한 연구는 아직 존재하지 않는다. 아래에서는 주택임대시장의 균형에서 주택매매가격 대비 전세가격 비율에 영향을 주는 요인이 무엇이며, 그 관계는 어떠한지에 대해 주택매매가격 상승률의 변동성의 영향을 포함하여 구체적으로 분석하기로 한다.

III. 이론적 모형과 실증분석모형

1. 이론적 모형

먼저 이창무(2012)의 모형을 토대로 주택임대시장의 균형조건을 개략적으로 살펴보기로 하자.³⁾ 보증금(D)이 매매가격이 P 인 주택을 구입하는데 이용된다고 가정하면 보증금이 D 인 보증부월세에 대한 자기자본 투자수익률($r(D)$)은 다음과 같이 표현된다.

$$r(D) = \frac{R(D) + aP}{P - D} \quad \text{식 (2)}$$

여기서 $R(D)$ 는 보증금 D 에 대응하는 연세이며 a 는 주택매매가격의 연간 상승률을 의미한다.

주택투자의 위험을 모형에 반영하기 위해 미래의 주택매매가격이 불확실하다고 가정하자.⁴⁾ 만일 임대인이 위험중립적(risk neutral)이면 임대인은 이러한 투자구조에서 발생하는 위험을 고려하지 않고 기대수익률에 의해 의사결정을 할 것이다. P , D , $R(D)$ 는 이미 현재에 결정된 값이므로 기대수익률을 $r_e(D)$ 라 한다면

2) 실효기대상승률은 $a_e - (p_j - p_o) - \delta$ 로 표현되며 a_e 는 주택매매가격 기대 상승률, $p_j - p_o$ 는 전세임차와 자가보유의 위험프리미엄의 차이, δ 는 유지관리비용을 의미함.
 3) 논의를 단순화하기 위해 주택투자(임대)시 발생하는 보유세, 양도세 등 제반 조세 및 유지·관리 및 감가상각비용 등은 고려하지 않기로 한다.
 4) 사실 주택투자자(임대인)는 다양한 형태의 위험에 직면한다. 공실, 임차인의 월세 지불 지연 또는 체납, 임차인의 해당 주택에 대한 비정상적 사용 등이 그 예가 될 수 있는데 본 연구에서는 주택가격 변동성 위험만을 가정하여 분석하기로 한다. 월세관련 위험에 대해서는 류강민 외(2013), 이창무(2015) 등을 참고할 것.

$$r_e(D) = \frac{R(D) + a_e P}{P - D} \quad \text{식 (3)}$$

그러나 임대인이 위험기피적(risk averse)이면 발생하는 위험의 크기에 따라 더 높은 기대수익률을 요구하게 될 것이다. 이 가정 하에서 식 (2)의 a 는 확률변수가 되며 $r(D)$ 의 표준편차는

$$\sigma(r(D)) = \sigma_a \frac{P}{P - D} \quad \text{식 (4)}$$

식 (4)에서 σ_a 는 주택매매가격 상승률의 표준편차이며 주택매매가격 상승률의 변동성으로 발생하는 위험으로 해석할 수 있다. 순수월세($D=0$)의 경우 투자 수익률의 위험은 σ_a 와 같다. 그런데 보증부월세나 전세($D>0$)의 경우, $\frac{P}{P-D} > 1$ 이므로 주택매매가격 상승률 변동성 위험은 주택매매가격 대비 보증금 비율(D/P)이 높을수록 증폭되어 투자수익률의 위험에 영향을 미친다. 보증부월세와 순수월세간의 투자수익률 위험의 차이는

$$\sigma(r(D)) - \sigma(r(0)) = \sigma_a \frac{D}{P - D} \quad \text{식 (5)}$$

식 (5)는 임대계약구조에 따라 주택매매가격 상승률 변동성 위험이 투자수익률에 미치는 영향이 서로 다르며, 주어진 주택매매가격에서 보증금이 많을수록(또는 보증금 비율이 높을수록) 주택매매가격 상승률 변동성이 투자수익률 위험에 미치는 영향이 더 높다는 것을 보여준다. 즉, 주택매매가격 상승률 변동성이 투자수익률 위험에 미치는 영향은 순수월세에서 가장 적으며, 전세에서 가장 크다.

순수월세, 보증부월세, 전세 간의 임대시장 균형이 달성되기 위해서는 각 임대유형마다 발생하는 위험이 반영된 기대수익률이 동일해야 하므로, 주택매매가격 상승률 변동성 위험 1단위당 위험프리미엄을 α 라 하면 다음 조건이 성립되어야 한다.

$$r_e(D) - r_e(0) = \alpha \sigma_a \frac{D}{P - D} \quad \text{식 (6)}$$

식 (6)을 식 (3)과 연결하고, $R(0)/P$ 를 r_0 로 표현하

여 주택매매가격 대비 전세가격 비율(C/P)을 구하면

$$\frac{C}{P} = \frac{r_0}{r_0 + a_e - \alpha \sigma_a} \quad \text{식 (7)}$$

식 (7)은 주택임대시장의 균형조건에서 도출된 주택매매가격 대비 전세가격 비율의 구성 요소를 보여준다. 즉, 주택매매가격 대비 전세가격 비율은 순수월세 계약 시의 주택매매가격 대비 연세의 비율(r_0), 주택매매가격 기대 상승률(a_e), 그리고 주택매매가격 상승률 변동성(σ_a)에 영향을 받는다. 식 (7)을 이용하여 주택매매가격 대비 전세가격 비율을 각각의 구성요인으로 편미분하면, $\Phi = r_0 + a_e - \alpha \sigma_a$ 라 할 때

$$\frac{\partial(C/P)}{\partial r_0} = \frac{a_e - \alpha \sigma_a}{\Phi^2} \quad \text{식 (8-1)}$$

$$\frac{\partial(C/P)}{\partial a_e} = -\frac{1}{\Phi^2} < 0 \quad \text{식 (8-2)}$$

$$\frac{\partial(C/P)}{\partial \sigma_a} = \frac{\alpha}{\Phi^2} > 0 \quad \text{식 (8-3)}$$

식 (8-1)에서 r_0 가 주택매매가격 대비 전세가격 비율에 미치는 영향은 $a_e - \alpha \sigma_a$ 의 부호에 의해서 결정되는데 식 (7)에서 일반적으로 주택매매가격이 전세가격보다 높기 때문에($\frac{C}{P} < 1$), $a_e - \alpha \sigma_a > 0$ 이므로 $\frac{\partial(C/P)}{\partial r_0} > 0$ 이 될 것이다. 즉, 순수월세 계약 시의 주택매매가격 대비 연세 비율은 주택매매가격 대비 전세가격 비율에 양(+)의 영향을 줄 것이다. 순수월세시의 연세가 증가하면 순수월세의 기대수익률이 증가하므로 임대인은 다른 형태의 임대계약에 비해 순수월세를 더 선호하게 될 것이다. 따라서 전세의 공급이 감소하여 전세가격이 높아지게 된다.

식 (8-2)는 기존의 많은 연구에서 밝혀진 바와 같이 주택매매가격 기대 상승률이 높을수록 주택매매가격 대비 전세가격 비율이 낮다는 것을 의미한다. 전세의 투자수익률은 자본이득에 의해 결정되고 자본이득은 a_e 의 크기에 의해 결정된다. 따라서 a_e 가 클수록 임대인은 전세로 임대할 의사가 높아 전세 공급이 증가할

것이므로 여타 조건이 일정할 때 전세가격은 감소하게 된다.

이제 주택매매가격 상승률 변동성이 주택매매가격 대비 전세가격 비율에 미치는 영향을 살펴보기로 하자. 식 (8-3)은 주택매매가격 상승률 변동성이 클수록 주택매매가격 대비 전세가격 비율이 높다는 것을 보여 준다. 주택매매가격 상승률 변동성 위험은 임대계약이 순수월세, 보증부월세 또는 전세인지와 무관하게 모든 임대계약형태의 투자수익률의 위험에 영향을 준다. 그런데 식 (5)을 통해 설명한 바와 같이 임대계약형태가 전세일 때 주택매매가격 상승률 변동성 위험이 투자수익률 위험에 미치는 영향이 가장 크다. 따라서 전세 임대인은 이러한 위험을 보상받기 위해 더 높은 기대 수익률을 원할 것이다.

식 (3)을 전세의 기대수익률($r_e(C)$)로 다시 표현하면

$$r_e(C) = \frac{a_e P}{P - C} \quad \text{식 (9)}$$

여타 조건(P, a_e)이 일정할 때 전세의 기대수익률은 전세보증금(C)이 높아짐에 따라 증가하므로 주택매매 가격 상승률 변동성이 높아질수록 전세임대인은 전세 보증금을 증가시켜 더 높은 기대수익률을 원하게 될 것이다. 따라서 주택매매가격 상승률 변동성은 주택매매 가격 대비 전세가격 비율에 양(+)의 영향을 주게 된다.

2. 실증분석모형

주택매매가격 대비 전세가격 비율과 관련 변수들간의 이론적 관계인 식 (7)은 주택임대시장의 균형상태에서 도출된 것으로 장기균형 관계식이 된다. 주택임대시장이 매 시점에서 균형상태로 존재하기는 불가능하므로 단기적인 조정과정을 거쳐 장기균형에 수렴한다고 보는 것이 타당할 것이다. 따라서 실증분석모형도 단기적인 조정과 장기균형관계를 동시에 파악할 수 있는 형태로 구축하는 것이 바람직하다.

전통적으로 변수간의 장기균형관계와 단기조정 메커니즘을 분석하는 계량적 방법은 변수간의 공적분 관계(장기균형관계)를 검정하고, 장기균형관계에서의 이탈수준(오차)을 단기조정식에 포함시키는 오차수정모

형이 이용되어 왔다 (예들 들면, Engle and Granger, 1987; Phillips and Ouliaris, 1990; Johansen, 1991, 1995). 이러한 접근방법은 관련 변수들이 1차 적분(I(1))된 경우에 집중되어 왔기 때문에 변수간의 공적분 관계 파악을 위해서는 변수들의 적분 차수(안정성)에 대한 검정이 불가피하게 선행되어야 했다.

한편 Pesaran 외(2001)는 변수들이 I(0)인지, I(1)인지와 무관하게 변수간의 공적분 관계식을 파악할 수 있는 자기회귀시차분포(Autoregressive Distributed Lag: ARDL) 모형을 개발하였다. 이 모형에서는 전통적 공적분 관계식 도출에서 요구되는 바와 같이 모든 시계열이 I(1)일 필요가 없으며, I(0)의 특성을 갖는 변수들도 추정에 포함시킬 수 있는 장점이 존재한다. 따라서 본 연구에서는 추정에 이용되는 변수들의 적분차수에 대한 제약이 상대적으로 약한 ARDL모형을 이용하기로 한다.

ARDL모형은 종속변수의 현재 수준값을 종속변수의 과거 시차값과 설명변수의 현재 수준값 및 과거 시차값의 함수로 설정한다.⁵⁾ 본 연구에서 분석하는 주택매매가격 대비 전세가격 비율에 대한 ARDL모형의 일반적인 형태는 다음과 같다.

$$\left(\frac{C}{P}\right)_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \gamma_i \left(\frac{C}{P}\right)_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j} X_{j,t-i} \beta_{j,i} + \epsilon_t \quad \text{식 (10)}$$

여기서 p 는 종속변수의 시차(lag) 수이며, k 는 설명변수의 개수, X_j 는 j 번째 설명변수, q_j 는 j 번째 설명변수(X_j)의 시차 수, $\beta_{j,i}$ 는 X_j 의 i 시차에 대한 추정계수, ϵ_t 는 오차항이다. 식 (10)을 추정하기 위해서는 종속변수의 시차(p)와 각 설명변수별 시차(q_1, \dots, q_k)를 결정해야 하는데 Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn 정보기준이 이용된다. 본 연구에서는 Schwarz 정보기준을 이용하여 변수들의 시차를 결정하였다.

식 (10)을 변환하면 변수간의 장기관계식을 도출할 수 있다. 설명변수 X_j 가 $\frac{C}{P}$ 에 미치는 영향을 설명하는 장기 추정계수는 다음과 같이 계산된다.

5) 아래에 대한 구체적인 내용은 EViews9 User's Guide II (2015), pp. 283-285를 참조할 것.

$$\theta_j = \frac{\sum_{i=1}^{q_j} \widehat{\beta}_{j,i}}{1 - \sum_{i=1}^p \widehat{\gamma}_i} \quad \text{식 (11)}$$

따라서 변수간의 공적분 관계는

$$\left(\frac{C}{P}\right)_t = \alpha + \sum_{j=1}^k X_{j,t}' \widehat{\theta}_j \quad \text{식 (12)}$$

마지막으로 식 (10)을 차분모형으로 전환하고 오차 수정항을 고려하면 종속변수의 단기조정과정 추정식을 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta\left(\frac{C}{P}\right)_t &= -\sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta\left(\frac{C}{P}\right)_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j-1} \Delta X_{j,t-i}' \beta_{j,i}^* \\ &\quad - \widehat{\phi} EC_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned} \quad \text{식 (13)}$$

여기서

$$EC_t = \left(\frac{C}{P}\right)_t - \alpha - \sum_{j=1}^k X_{j,t}' \widehat{\theta}_j,$$

$$\phi = 1 - \sum_{i=1}^p \widehat{\gamma}_i,$$

$$\gamma_i^* = \sum_{m=i+1}^p \widehat{\gamma}_m,$$

$$\beta_{j,i}^* = \sum_{m=i+1}^{q_j} \widehat{\beta}_{j,m}$$

Pesaran 외(2001)는 이 모형을 통해 변수들간의 공적분 관계를 검정하는 방법을 제시하였는데 그 방법은 식 (13)을 다음과 같이 변환하고

$$\begin{aligned} \Delta\left(\frac{C}{P}\right)_t &= -\sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta\left(\frac{C}{P}\right)_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j-1} \Delta X_{j,t-i}' \beta_{j,i}^* \\ &\quad - \rho \left(\frac{C}{P}\right)_{t-1} - \alpha - \sum_{j=1}^k X_{j,t-1}' \delta_j + \epsilon_t \end{aligned} \quad \text{식 (14)}$$

식 (14)를 추정하여 귀무가설 $\rho=0, \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_k = 0$ 을 검정하는 것이다. 만일 귀무가설을 기각할 수 있다면 변수간의 공적분 관계(장기균형관계)가 존재한다고 할 수 있다. 그런데 변수들이 I(0) 또는 I(1)일 수 있으므로 검정통계량은 변수들의 적분 차수에 따라 다른 분포를 갖게 되며, 두 경우 모두 비정규분포를 갖는다. Pesaran et al.(2001)는 모든 변수가 I(0) 또는 I(1)인 경우의 임계치를 제시하였으며 이를 이용하여 귀무가설을 검정하게 되는데 이를 한계(Bounds) 검정이라 한다.

IV. 자료 및 변수측정

1. 자료 및 변수측정

본 연구의 기초자료는 부동산114에서 제공하는 서울특별시 아파트를 대상으로 한 자료이다. 부동산114 자료에는 서울특별시 아파트 매매가격 대비 전세가격 비율 $\left(\frac{C}{P}\right)$ 과 아파트 매매가격지수가 2000년 1월부터 제공되고 있으며, 순수월세 계약 시의 아파트 매매가격 대비 연세비율(r_0)에 대한 자료는 2002년 4월부터 제공되고 있다. 본 연구에서는 부동산114의 월별 자료를 분기별 자료로 전환하여 추정에 이용하였다.⁶⁾

추정에 이용하기 위해 가공 또는 측정해야 할 변수는 주택매매가격 기대 상승률(a_e)과 주택매매가격 상승률 변동성(σ_a) 변수이다. 본 연구에서는 임대인의 주택매매가격 상승률에 대한 기대가 과거의 주택매매가격 상승률에 기초한다고(backward-looking) 가정하였다. 선행 연구 결과들은 주택매매가격 대비 전세가격 비율을 설명함에 있어 과거의 주택매매가격 상승률에 근거한 주택가격 상승률 기대가 이론과 부합된다는 결과를 보여주었다.⁷⁾

주택매매가격 기대 상승률을 과거 주택매매가격 상승률에 기초하여 측정한다면 과거 얼마 동안의 기간을 이용하여 주택매매가격 기대 상승률을 계산하는 것이

6) 분기 자료는 해당 년도의 3월, 6월, 9월, 12월 자료를 이용하여 구축하였음.

7) 김정호·이명재(1989)는 과거의 주택매매가격 상승률과 미래의 주택매매가격 상승률을 기대 상승률로 가정하여 분석한 결과 과거의 주택매매가격 상승률을 이용하는 경우가 논리적 추론에 근거한 가설과 일치함으로 보였으며, 김종일 외(1998)와 홍기석(2009)의 연구에서도 합리적 기대보다는 적응적 기대에 기초한 결과가 이론과 부합됨으로 보였다. 한편 심성훈(2011)은 주택 수요, 공급 요인에 근거한

적절한지 결정할 필요가 있다. 또한 주택매매가격 기대 상승률뿐만 아니라 주택매매가격 상승률의 변동성이 또 다른 핵심 변수이므로 이 두 가지 변수는 동일한 기간에 대한 가정 하에 측정되는 것이 바람직하다.

임대인이 주택매매가격 상승률의 변동성이 어느 정도인가를 판단할 때 짧은 기간 동안의 변동성보다는 주택매매가격의 움직임이 최소한 하나의 순환주기(cycle)를 거친 후 그 기간 동안의 주택매매가격 상승률에 기초하여 변동성을 파악하는 것이 합리적일 것으로 판단된다. <그림 1>은 부동산114 자료를 이용하여 2000년 1분기부터 2018년 2분기까지의 서울시 아파트 매매가격지수와 HP(Hodrick-Prescott) 필터를 적용하여 도출한 표준화된 순환변동 추세를 보여준다.

<그림 1>을 보면 2000년 1분기부터 2018년 2분기까지 아파트 매매가격은 대략 3년의 순환주기를 가졌으며, 2014년부터는 지속적인 상승 추세에 있음을 알 수 있다. HP필터를 적용한 순환변동 결과를 살펴보면 2001년 3분기, 2005년 1분기, 2009년 1분기, 2013년 3분기에 저점에 도달한 것으로 나타나 순환주기가 3.5년, 4년, 4.5년으로 조금씩 길어지고 있음을 알 수 있다.

한편 서울시 아파트매매가격지수는 2013년 3분기 이후 2018년 2분기까지 약 5년간 지속적으로 상승하는 추세를 보이고 있다. 이러한 주택매매가격의 움직임을 고려하여 본 연구에서는 과거 5년간의 주택매매가격 변화율 자료를 이용하여 주택매매가격 기대 상승률과 주택매매가격 상승률의 변동성을 측정하였다.⁸⁾

주택매매가격 기대 상승률(a_e)은 과거 5년간의 아파트매매가격지수를 이용하여 기하평균으로 연간 매매가격 상승률로 측정하였다.⁹⁾ 주택매매가격 상승률 변동성은 두 가지 방법으로 측정하였다. 첫 번째 방법은 비모수적 방법으로 주가 수익률의 연간화(annualized) 변동성을 측정하는 방법을 이용하여 측정하였다. 먼저 두 인접한 분기의 아파트 매매가격지수를 로그차분하여 분기별 변화율을 구하고 과거 5년간의 분기별 변화율의 표본 표준편차를 구하였다. 그리고 본 연구는 분기별 자료를 이용하므로, 계산된 표준편차에 $(2 = \sqrt{4})$ 를 곱하여 연간화 변동성을 구하였다. 이를 σ_a^1 이라 하자.

<그림 1> 서울시 아파트매매가격지수 및 순환변동 추세



두 번째 방법은 모수적 방법으로 GARCH모형 중 추정계수에 대한 제약이 상대적으로 적은 EGARCH(1,1)모형을 추정하여 얻어진 조건부 분산 추정치의 제곱근(표준편차)을 주택매매가격 상승률의 변동성으로 선택하였다. AR(1) 구조를 가정한 EGARCH(1,1) 모형의 평균방정식과 분산방정식은 다음과 같다.

$$ghp_t = a_0 + a_1ghp_{t-1} + \epsilon_t$$

$$\log(\sigma_t^2) = b_0 + b_1|\epsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}| + b_2\log(\sigma_{t-1}^2) + b_2(\epsilon_{t-1}/\sigma_{t-1})$$

식 (15)

식 (15)에서 ghp_t 는 t 기의 과거 1분기 동안의 주택매매가격 변화율이며, ϵ_t 는 평균방정식의 오차항, σ_t^2 는 분기별 조건부분산을 의미한다. 식 (15)를 추정하여 σ_{t-1}^2 의 추정치인 $\widehat{\sigma_{t-1}^2}$ 을 구하고 이를 연간화하기 위해 4를 곱하여 제곱근을 취한 값이 두 번째 방법으로 측정된 주택매매가격 상승률의 변동성이다. 이를 σ_a^2 라 하자. σ_a^2 는 비모수적 방법의 변동성 측정 기간과 마찬가지로 과거 5년간의 자료를 이용하여 식 (15)를 반복적으로 추정하며 구하였다. 실증분석에서는 이상의 방법

주택가격 결정모형을 추정하고 추정결과로 나타나는 주택가격 추정치를 이용하여 과거 1년간의 주택가격 상승률을 주택매매가격 기대 상승률로 이용하였으며, 이 변수와 주택매매가격 대비 전세가격 비율의 관계에 대한 실증분석 결과가 이론과 부합됨을 보여주었다.

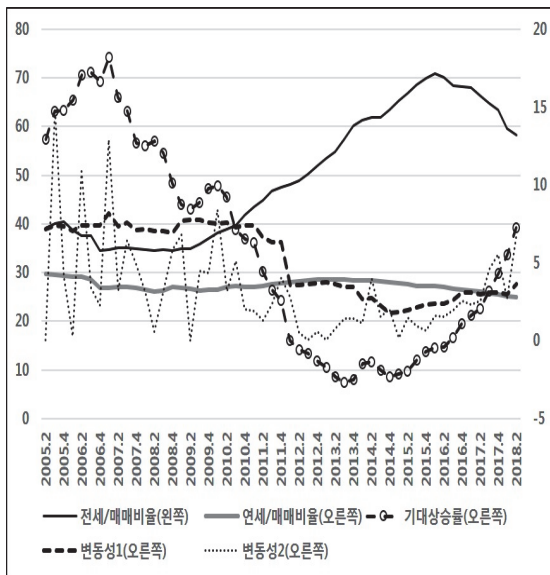
8) 추정결과의 강건성을 확인하기 위해 과거 4년간의 자료를 이용하여 주택매매가격 예상 상승률과 변동성을 측정하여 추정된 결과도 함께 검토하기로 한다.

9) 과거 5년간이란 해당 분기(t)의 직전 분기($t-1$)부터 20분기 이전($t-20$)까지를 의미한다.

을 이용하여 측정된 아파트 매매가격 기대 상승률과 아파트 매매가격 상승률의 변동성 변수를 이용하여 2005년 2분기부터 2018년 2분기까지의 분기별 자료(총 53분기)를 이용하였다.¹⁰⁾

<그림 2>는 추정에 이용되는 변수들의 추세를 보여 준다. 아파트 매매가격 대비 전세가격 비율은 2008년 4분기까지 완만하게 감소하다 이후 급격히 증가하여 2016년 1분기에 71.5%로 피크에 도달하고 이후 다시 감소하는 추세를 보이고 있다. 아파트 매매가격 대비 연세 비율은 매매가격 대비 전세가격 비율과 유사한 움직임을 보이고 있으나 그 변화폭이 그리 크지 않다. 2013년 2분기에 상승 추세가 멈추고 이후 감소추세로 돌아선 것으로 나타난다. 따라서 2013년 3분기부터 2016년 1분기까지는 아파트 매매가격 대비 전세가격 비율과 반대 방향으로 움직여 왔으나 다른 기간에는 동일한 방향의 움직임을 보이고 있다.

<그림 2> 추정에 이용된 변수들의 추세



한편 아파트 매매가격 기대 상승률은 2006년까지 상승한 이후 2008년까지 완만한 하향 추세를 보였으며 2009년 이후 하향 추세가 심해졌고, 2013년 4분기

부터 다시 상승하는 추세를 보이고 있다. 대략적으로 아파트 매매가격 대비 전세가격 비율과는 반대 방향의 움직임이 관찰된다.

아파트 매매가격 상승률 변동성은 기타 변수들과는 다른 모습의 변화를 보이고 있다. 변동성 1(σ_a^1)의 값은 2011년 4분기까지 평균 7.3%였으나 2012년 1분기에 3.6%로 급락하였다. 이러한 이유는 2006년 3분기부터 4분기 사이에 아파트 매매가격이 단기적으로 급등(11.7% 상승)한 것에 기인한다.¹¹⁾ 그림에서 보여주는 변동성 1(σ_a^1)은 과거 5년간의 아파트 매매가격 분기별 변화율의 표본 표준편차로 계산된다. 따라서 2011년 4분기까지는 2006년 3분기부터 4분기 사이의 아파트 매매가격 변화율이 변동성 산정에 반영되는 반면 2012년 1분기부터는 2006년 4분기 이후의 아파트 매매가격 변화율이 변동성 산정에 반영된다. 변동성 1(σ_a^1)은 2010년 4분기부터 2014년 4분기까지 아파트 매매가격 대비 전세가격 비율과 반대의 움직임으로 보이고 있으나 다른 기간에는 비교적 양(+)의 관계를 보이고 있는 것으로 나타난다. 한편 변동성 2(σ_a^2)는 변동성 1(σ_a^1)과 다르게 2011년 초반까지 상대적으로 큰 진폭을 보이고 있으며 이후 완만하게 변화한 것으로 나타난다.

2. 단위근 검정

<표 1>은 추정에 이용되는 변수들에 대한 단위근 검정 결과이다. 단위근 검정을 위해 아파트 매매가격 대비 전세가격 비율인 $\left(\frac{C}{P}\right)_t$, 순수월세에서의 아파트 매매가격 대비 연세 비율인 $(r_0)_t$, 아파트 매매가격 기대 상승률인 $(a_e)_t$, 아파트 매매가격 상승률 변동성 중 $(\sigma_a^2)_t$ 에 대해서는 ADF 검정법과 Phillips-Perron (PP)검정법을 이용하였으며, $(\sigma_a^1)_t$ 에 대해서는 <그림 2>에서 보여준 바와 같이 절단(break)이 존재하므로 breakpoint를 고려한 단위근 검정을 수행하였다.¹²⁾

10) 부동산114의 월간 서울시 아파트 매매가격지수를 이용하면 분기별 지수는 2000년 1분기부터 계산할 수 있다. a_e 와 σ_a 측정시 해당 분기(t)의 직전 분기(t-1)까지의 자료를 이용하므로 과거 5년간의 자료를 이용하여 측정할 경우 a_e 와 σ_a 는 2005년 2분기부터 측정이 가능하다.

11) 이 기간에 정부가 수도권(검단 등)에 대규모 신도시 개발을 계획하고 있다고 발표함으로써 시장에서는 서울 및 수도권지역에 주택공급이 부족한 것으로 인식하고 주택수요가 급증하여 주택매매가격이 단기적으로 급등하였다.

단위근 검정 결과 $\left(\frac{C}{P}\right)_t$ 의 수준값에서는 단위근이 존재하였으나 1차 차분값에는 상수항만을 고려한 경우 유의수준 5%에서 단위근이 존재하지 않은 것으로 나타났다. $\Delta\left(\frac{C}{P}\right)_t$ 변수는 추세가 뚜렷하게 존재하지 않으므로 상수항만을 고려한 단위근 검정이 이 변수의 안정성 검정에 적절한 것으로 판단된다. $(r_0)_t$ 변수에 대해서는 ADF 검정 결과와 PP 검정 결과가 서로 다르게 나타났다. ADF 검정 결과에서는 수준값에서 단위근이 존재하지 않고(유의수준 5%), PP 검정 결과에서는 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 1차 차분값에 대해서는 ADF 검정이나 PP 검정 모두에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다(유의수준 1%). $(a_e)_t$ 변수는 수준값에서는 단위근이 존재하였으나 1차 차분값에서는 유의수준 1%에서 단위근이 존재하지 않은 것으로 나타났다.

<표 1> 단위근 검정 결과

	ADF 검정통계량		PP 검정통계량	
	상수항	상수항 추세	상수항	상수항 추세
$\left(\frac{C}{P}\right)_t$	-2.00	-1.84	-0.70	-1.69
$(r_0)_t$	-3.07**	-4.01**	-1.69	-1.72
$(a_e)_t$	-1.51	0.38	-1.16	0.42
$(\sigma_a^2)_t$	-6.75***	-7.61***	-7.09***	-7.66***
$\Delta\left(\frac{C}{P}\right)_t$	-3.16**	-0.86	-3.12**	-3.01
$\Delta(r_0)_t$	-5.03***	-4.97***	-4.94***	-4.89***
$\Delta(a_e)_t$	-4.48***	-5.04***	-4.47***	-5.04***
Breakpoint 단위근 ADF검정 통계량				
$(\sigma_a^1)_t$	상수항	-5.98***	상수항 추세	-5.65***

주: 변수관측기간은 수준값은 2005년 2분기부터 2018년 2분기, 1차 차분값은 2005년 3분기부터 2018년 2분기까지임. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

한편 주택매매가격 상승률 변동성 변수 중 $(\sigma_a^2)_t$ 는 수준값에서 상수항만을 고려한 경우나 상수항과 추세를 모두 고려한 경우 ADF 검정이나 PP 검정 모두에서

유의수준 1%에서 단위근이 존재하지 않은 것으로 나타났다으며, $(\sigma_a^1)_t$ 은 breakpoint를 고려한 단위근 검정 결과 수준값에서 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열로 나타났다. Breakpoint는 2011년 4분기로 나타나 <그림 2>와 일치하는 것으로 파악되었다. 결과적으로 $\left(\frac{C}{P}\right)_t$, $(a_e)_t$ 변수들은 I(1)이고, $(\sigma_a)_t$ 변수는 I(0)로 나타났으며, $(r_0)_t$ 변수는 I(0) 또는 I(1)으로 나타나 변수들의 적분 차수와 무관하게 변수들간의 장·단기 관계를 파악할 수 있는 ARDL모형을 통한 추정이 바람직한 것으로 판단된다.

V. 추정결과

<표 2>는 아파트 매매가격 대비 전세가격 비율 결정 요인에 대한 식 (10)의 추정 결과이다. 모형 (1)은 주택 매매가격 상승률 변동성에 대한 변수로 $(\sigma_a^1)_t$ 을 이용한 추정 결과이며, 모형 (2)는 $(\sigma_a^2)_t$ 를 이용한 추정 결과이다. 추정 모형의 가장 적절한 시차구조는 ARDL(2,2,0,0)으로 판별되었다. 모형 (1)과 모형 (2) 추정 결과, $(r_0)_t$ 와 $(\sigma_a)_t$ 변수(추정계수가 유의수준 5%에서 유의)를 제외한 나머지 변수들의 추정계수는 두 모형에서 모두 유의수준 1% 이내에서 통계적으로 유의하였다. 조정된 결정계수(Adj- R^2) 값은 0.997로 모형의 적합도는 우수한 것으로 판단된다.

<표 2>의 아래 부분에는 추정결과에 대한 사후 검정 통계량을 보여주고 있다. 먼저 불필요한 변수(redundant variables)에 대한 검정 결과 두 모형에서 상수항 및 추세항에 대한 추정계수가 통계적으로 유의적이지 않아 불필요한 변수로 판별되었으며, 따라서 두 모형은 상수항과 추세항이 없는 형태로 추정하였다. 또한 D.W. 검정통계량과 Breusch-Godfrey 검정 결과에서 볼 수 있듯이 추정 모형에 자기상관은 존재하지 않았으며 Breusch-Pagan-Godfrey 검정과 Harvey 검정 결과 이분산이 존재한다는 귀무가설을 기각하였다. <표 2>에서 제시한 t-값은 Newey-West의 이분산과 자기상관에 강건한 표준오차에 기초하여 계산된 것이므로 추정계수의 통계적 유의성 검정은 이분산 및 자기상관과

12) ADF 검정법을 이용한 단위근 검정시 최대 시차를 10으로 하고 Schwartz 정보기준에 기초하여 시차가 자동적으로 결정되도록 하였다.

<표 2> 추정 결과

		모형 (1): $(\sigma_a)_t = (\sigma_a^1)_t$ ARDL(2,2,0,0)		모형 (2): $(\sigma_a)_t = (\sigma_a^2)_t$ ARDL(2,2,0,0)	
		추정계수	t-값	추정계수	t-값
$(C/P)_{t-1}$		1.283 ***	9.94	1.445 ***	12.38
$(C/P)_{t-2}$		-0.328 ***	-2.69	-0.495 ***	-4.43
$(r_0)_t$		3.642 **	2.25	3.385 **	2.28
$(r_0)_{t-1}$		-7.005 ***	-3.57	-5.679 ***	-3.11
$(r_0)_{t-2}$		4.015 ***	3.71	3.149 ***	3.35
$(a_e)_t$		-0.194 ***	-3.76	-0.142 ***	-5.29
$\sigma(a)_t$		0.229 **	2.04	0.113 **	2.65
Adj- R^2		0.997		0.997	
D.W. 검정통계량		2.02		1.88	
Redundant varb. test	상수항	F=0.001, p=0.97		F=2.41, p=0.13	
	상수항+추세	F=0.001, p=0.99		F=1.18, p=0.32	
자기상관 검정	Breusch-Godfrey	F=0.71, p=0.40		F=0.13, p=0.72	
이분산 검정	Breusch-Pagan- Godfrey	F=1.85, p=0.10		F=1.26, p=0.29	
	Harvey	F=0.97, p=0.46		F=1.34, p=0.25	
정규성 검정		$\chi^2_{(2)}=0.87, p=0.65$		$\chi^2_{(2)}=0.43, p=0.80$	
한계(Bounds) 검정		F=5.99 F[I(0)] =3.42, F[I(1)]=4.84)		F=5.59(F[I(0)] =3.42, F[I(1)]=4.84)	
표본 수		53		53	

주: 추정기간은 2005년 2분기부터 2018년 2분기임. t-값은 HAC(Heteroskedasticity-Autocorrelation Consistent) 표준오차로 산출한 값임. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

무관하게 이루어질 수 있다. 또한 오차의 정규성 검정에 대한 Jarque-Bera 검정 통계량은 오차가 정규분포한다는 귀무가설을 기각하지 못하였다.

추정 결과에 대한 사후 검증에서 가장 중요한 것이 한계(Bounds) 검정인데, Pesaran 외(2001)는 변수들이 I(0) 또는 I(1)인지에 따라 서로 다른 임계치를 제시하고 있다. 검정통계량의 값이 I(1)의 임계치(상한)인 F[I(1)]보다 크면 변수간의 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 있으며, I(0)의 임계치(하한)인 F[I(0)]보다 작으면 귀무가설을 기각할 수 없다. 추정 결과로 나타나는 F 검정통계량은 모형 (1)에서는 5.99, 모형 (2)에서는 5.59로 모두 유의수준 1%에서의 상한의 임계치(4.84)보다 크므로 변수간의 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났다.

<표 3>은 <표 2>의 추정 결과에 따라 식 (12)와 식 (13)으로 변환한 결과를 보여준다. 본 연구에서의 관심

은 아파트 매매가격 대비 전세가격 비율인 $\left(\frac{C}{P}\right)_t$ 와 순수월세시의 아파트 매매가격 대비 연세 비율 $(r_0)_t$, 주택매매가격 기대 상승률 $(a_e)_t$ 및 주택매매가격 상승률 변동성 $(\sigma_a)_t$ 간의 장기균형관계이므로 <표 3>에서 단기 계수보다는 장기 계수의 부호와 통계적 유의성이 더 큰 의미를 갖고 있다.

식 (8-1)에서 식 (8-3)을 통한 이론적 논의에서 설명한 바와 같이 모형 (1)과 모형 (2) 모두에서 $\left(\frac{C}{P}\right)_t$ 는 $(r_0)_t$ 및 $(\sigma_a)_t$ 와는 양(+)의 관계를, $(a_e)_t$ 와는 음(-)의 관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. $(r_0)_t$ 와 $(a_e)_t$ 의 추정계수는 유의수준 5%내에서 유의하였으며, $(\sigma_a)_t$ 는 모형 (1)에서는 유의수준 10%에서, 모형 (2)에서는 유의수준 5%에서 유의하였다.

기존 연구들에서는 $\left(\frac{C}{P}\right)_t$ 와 $(a_e)_t$ 사이의 장기적으로

<표 3> 장기균형과 단기조정 결과 1

	모형 (1): $(\sigma_a)_t = (\sigma_a^1)_t$ ARDL(2,2,0,0)		모형 (2): $(\sigma_a)_t = (\sigma_a^2)_t$ ARDL(2,2,0,0)	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값
장기 계수				
$(r_0)_t$	14.528 ***	5.65	17.084 ***	16.34
$(a_e)_t$	-4.326 **	-4.26	-2.849 ***	-6.37
$(\sigma_a)_t$	5.109 *	1.98	2.269 **	2.27
단기 계수				
$\Delta\left(\frac{C}{P}\right)_{t-1}$	0.314 ***	2.69	0.436 ***	4.04
$\Delta(r_0)_t$	3.266 ***	3.03	3.256 ***	2.93
$\Delta(r_0)_{t-1}$	-4.207 ***	-3.44	-3.508 ***	-2.81
$\Delta(a_e)_t$	-0.239 *	-1.68	-0.141	-1.08
$\Delta(\sigma_a)_t$	0.612 **	2.41	0.100 ***	3.49
EC_{t-1}	-0.050 **	-5.30	-0.058 ***	-4.74

음(-)의 관계가 존재한다는 것을 밝히고 있으나 임대 시장의 균형조건이 아니라 자산시장의 균형조건을 통해 변수간의 관계를 살펴보고, 주택매매가격 상승률 변동성을 명시적으로 고려하지 않았기 때문에 $\left(\frac{C}{P}\right)_t$ 와 $(r_0)_t$ 및 $(\sigma_a)_t$ 의 관계에 대해서는 구체적인 분석이 이루어지지 않았다. 본 연구의 추정 결과는 주택매매가격 상승률에 대한 위험이 보증금에 따라 다르게 나타나고 이러한 위험을 고려한 주택임대시장 균형에서는 주택매매가격 상승률에 대한 위험이 클수록 주택매매가격 대비 전세가격 비율이 더 높다는 것을 실증적으로 보여주고 있다.

주택매매가격 대비 전세가격 비율의 단기 조정과정 에 대한 추정 결과는 주택매매가격 대비 전세가격 비율이 과거 시차(t-1)값에 영향을 받는 경로의존적(path dependent) 경향을 가지고 있으며, 순수월세에서의 매매가격 대비 연세 비율, 그리고 주택매매가격 기대 상승률 및 그 변동성에 의해 영향을 받는 것으로 나타났다. 그러나 주택매매가격 기대 상승률 자체가 주택매매가격 대비 전세가격 비율의 단기 조정에 미치는 효과에 대한 통계적 유의성은 장기균형 관계에 비해 감소하였다. 마지막으로 오차수정항의 추정계수는 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하였으며 주택매매

가격 대비 전세가격 비율은 1분기에 약 5~6% 정도의 속도로 장기균형 수준으로 수렴되는 것으로 나타나 장기균형 상태로의 조정 속도는 매우 완만한 것으로 파악되었다.

한편 변수들의 영향력을 파악하기 위해서 각 변수들의 평균에서 계산한 장기 탄력성이 <표 4>에 제시되어 있다. $(r_0)_t$ 의 탄력성은 1.04~1.22 수준이며, $(a_e)_t$ 는 -0.50~-0.33, 그리고 $(\sigma_a)_t$ 는 0.15~0.53 수준으로 분석되었다.

변수들의 평균에서 계산할 때 $(r_0)_t$ 가 1% 증가하면 $\left(\frac{C}{P}\right)_t$ 는 1.04~1.22% 증가하며, $(a_e)_t$ 가 1% 증가하면 $\left(\frac{C}{P}\right)_t$ 는 0.32~0.5% 감소한다. 그리고 $(\sigma_a)_t$ 가 1% 증가하면 $\left(\frac{C}{P}\right)_t$ 는 변동성 지표에 따라 0.15% 또는 0.53% 증가하는 것으로 예측할 수 있다. 이렇게 볼 때 아파트 매매가격 상승률 변동성이 아파트 매매가격 대비 전세가격 비율에 미치는 효과는 $(\sigma_a^1)_t$ 의 경우 아파트 매매가격 기대 상승률의 효과의 약 1.1배, $(\sigma_a^2)_t$ 의 경우 0.4배 정도로 볼 수 있다.

<표 4> 변수들의 장기탄력성

	평균	탄력성	
		모형 (1)	모형 (2)
$\left(\frac{C}{P}\right)_t$	49.68		
$(r_0)_t$	3.56	1.041	1.224
$(a_e)_t$	5.70	-0.496	-0.327
$(\sigma_a^1)_t$	5.15	0.530	-
$(\sigma_a^2)_t$	3.24	-	0.148

추정결과의 강건성을 확인하기 위해 과거 4년간의 자료를 이용하여 주택매매가격 예상 상승률과 변동성을 측정하여 모형을 재추정하였다. 아래 <표 5>는 <표 4>와 비교 가능한 장기균형과 단기조정에 대한 추정 결과를 보여준다.¹³⁾ 주택매매가격 상승률의 변동성 지표로 $(\sigma_a^1)_t$ 을 이용한 경우 추정 모형의 가장 적절한 시차구조는 ARDL(1,3,0,0)으로 판별되었으며, $(\sigma_a^2)_t$ 를 이용한 경우에는 ARDL(3,0,0,0)으로 판별되었다.

한계(Bounds) 검정 결과(부록에 제시), 모형 (3)에서는 검정통계량 값이 21.05로 유의수준 1%에서의 I(1)에서의 상한 임계치(4.84)보다 커서 변수간의 공적분 관계(장기균형관계)가 존재하는 것으로 분석되었으며, 모형 (4)에는 검정통계량 값이 3.91로 유의수준 1%에서의 상한 임계치보다는 작으나 유의수준 5%에서 I(1)에서의 상한 임계치(3.63)보다 커서 역시 변수간의 장기균형관계가 존재하는 것으로 나타났다.

<표 3>과 마찬가지로 관련 변수들의 장기 계수는 이론과 부합되는 것으로 추정되었다. 주택매매가격 대비 전세가격 비율에 대해 완전월세시의 주택매매가격 대비 연세비율은 양(+)의 영향을, 주택매매가격 기대 상승률은 음(-)의 영향을 미치며, 주택매매가격 상승률 변동성은 양(+)의 영향을 미쳤다. 또한 단기 조정에 대한 추정계수도 모두 유의수준 5%이내에서 유의하게 나타났으며 <표 3>과 동일한 부호를 보였다.

<표 5> 장기균형과 단기조정 결과 2

	모형 (3) $(\sigma_a)_t = (\sigma_a^1)_t$ ARDL(1,3,0,0)		모형 (4) $(\sigma_a)_t = (\sigma_a^2)_t$ ARDL(3,0,0,0)	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값
장기 계수				
$(r_0)_t$	13.640 ***	5.80	19.032 ***	14.49
$(a_e)_t$	-7.090 ***	-3.77	-4.229 ***	-4.18
$(\sigma_a)_t$	8.973 **	2.53	2.972 **	2.31
단기 계수				
$\Delta\left(\frac{C}{P}\right)_{t-1}$			0.492 ***	3.31
$\Delta\left(\frac{C}{P}\right)_{t-2}$			-0.332 **	-2.20
$\Delta(r_0)_t$	2.334 **	2.01	2.189 **	2.12
$\Delta(r_0)_{t-1}$	-2.608 **	-2.00		
$\Delta(r_0)_{t-2}$	-3.229 ***	-2.71		
$\Delta(a_e)_t$	-0.297 **	-2.05	-0.014	-0.12
$\Delta(\sigma_a)_t$	0.492 **	2.01	0.123 ***	4.14
EC_{t-1}	-0.044 ***	-9.34	-0.042 ***	-4.84

13) 과거 4년간의 자료를 이용하여 주택매매가격 예상 상승률과 변동성에 대한 단위근 검정과 기본 모형 추정 결과는 부록에 제시되어 있다.

VI. 결론

본 연구에서는 자산시장의 균형조건을 이용하여 주택매매가격 대비 전세가격 비율 결정요인을 분석하였던 선행연구들과는 달리 주택임대시장의 균형조건을 통해 주택매매가격 대비 전세가격 비율 결정요인을 분석하였다. 또한 주택투자자(임대인)의 위험기피적 행태를 가정하여 주택가격 상승률 변동성 위험을 명시적으로 고려하였다. 주택임대시장은 각 임대유형별로 위험조정 기대 수익률이 같아질 때 균형이 달성되며, 임대유형이 전세인 경우 주택매매가격 상승률 변동성 위험이 기대수익률에 미치는 영향이 가장 높게 나타난다. 따라서 전세로 임대하는 임대인의 경우 이러한 위험을 보상받기 위해 더 높은 전세보증금을 요구하게 되며 이에 따라 주택매매가격 대비 전세가격 비율은 증가하게 된다.

이러한 주택매매가격 대비 전세가격 비율과 주택매매가격 상승률 변동성을 포함한 관련 변수들과의 관계를 실증 분석하기 위해 2005년 2분기부터 2018년 2분기까지의 서울시 아파트 매매가격, 전세가격 및 순수월세시의 연세 자료를 이용하여 관련 변수간의 장기균형관계와 단기조정과정을 파악할 수 있는 ARDL모형을 추정하였다. 추정 결과는 이론과 부합하였다. 주택매매가격 대비 전세가격 비율은 순수월세시의 주택매매가격 대비 연세 비율과 양(+)의 관계를, 주택매매가격 기대 상승률과는 음(-)의 관계를, 주택매매가격 상승률 변동성과는 양(+)의 관계를 가지고 장기균형관계가 성립되는 것으로 추정되었다. 장기균형 상태에서 관련 변수들의 효과를 탄력성을 이용하여 분석한 결과 순수월세시의 주택매매가격 대비 연세 비율이 주택매매가격 대비 전세가격 비율에 미치는 영향이 가장 큰 것으로 나타났으며, 주택매매가격 상승 변동성의 영향은 이용된 변동성 지표에 따라 주택매매가격 기대 상승률 영향의 0.4배에서 1.1배로 분석되었다. 또한 주택매매가격 대비 전세가격 비율의 장기균형상태로의 조정속도는 1분기에 약 5~6%로 매우 완만한 것으로 분석되었다.

본 연구는 다음과 같은 측면에서 그 의의를 찾아볼 수 있다. 첫째, 선행연구들에서 가정한 자산시장의 균형조건은 그 하부시장에서의 균형을 전제로 한다. 주택시장의 경우 자가와 임차간의 균형뿐만 아니라 특히 전세, 보증부월세, 월세 등 다양한 임대차유형이 존재

하는 주택임대시장의 균형을 전제로 하고 있다. 이러한 관점에서 주택임대시장의 균형조건을 고려한 주택매매가격 대비 전세가격 비율 결정요인에 대한 분석의 필요성이 존재한다고 볼 수 있다. 둘째, 주택투자에는 다양한 위험이 존재한다. 특히 전세는 임대유형 중 가장 높은 레버리지를 활용하는 투자방식으로 기대수익률은 주택매매가격 기대 상승률에 의해 결정된다. 그러나 투자자가 위험기피적이라고 한다면 주택매매가격에 대한 기대 상승률뿐만 아니라 주택매매가격 상승률의 변동성 위험도 동시에 고려하게 될 것이다. 따라서 주택매매가격 대비 전세가격 비율 결정요인에 대한 분석에서는 이러한 위험이 같이 고려될 필요가 있을 것이다.

셋째, 주택임대시장은 항상 균형상태로 존재하는 것이 아니며 또한 제반 여건의 변화로 인해 발생한 균형에서의 이탈이 즉각적으로 회복되는 것도 아니다. 부동산은 일반 상품 또는 자산과 다른 특성들이 존재하므로 부동산가격은 일정한 기간의 조정을 거쳐 장기균형 수준에 수렴한다고 보는 것이 합리적인 것이다. 따라서 주택매매가격 대비 전세가격 비율과 관련 변수들과의 관계도 이러한 단기조정과정과 장기균형관계를 같이 살펴볼 수 있는 실증분석 방법이 요구된다. 이러한 점에서 본 연구에서 시도한 ARDL모형을 활용한 실증분석은 유용한 분석방법으로 생각된다.

본 연구에서는 서울시 아파트 가격 자료를 이용하여 실증분석을 수행하였다. 그러나 주택유형별 특성과 주택시장의 지역성을 고려할 때 주택매매가격 대비 전세가격 비율에 영향을 미치는 변수들의 효과는 주택유형과 분석 지역에 따라 다르게 나타날 가능성이 높다. 따라서 주택유형별, 지역별 분석은 또 다른 의미있는 결과를 제공해 줄 수 있을 것으로 생각된다. 또한 주택유형간, 지역간 상호관련성을 고려한 패널분석도 분석 결과의 깊이를 더해 줄 것으로 생각된다.

논문접수일 : 2018년 9월 3일

논문심사일 : 2018년 9월 10일

게재확정일 : 2018년 12월 4일

참고문헌

1. 김상진·정준호, “자산시장 균형조건에 따른 강남 3구의 아파트 전세-매매가격비율 결정요인 분석”, 『민주사회와 정책연구』, 통권 30호, 2016, pp.74-102.
2. 김정호·이명재, “자산시장개념을 이용한 서울지역 아파트 전세 및 매매가격간의 관계분석”, 『지역연구』, 제5권 제1호, 1989, pp.13-26.
3. 김종일·송의영·이우현, “서울 아파트시장에서의 전세-매매가격 비율과 시장의 효율성”, 『한국경제의 분석』, 제4권 제1호, 1998, pp.50-94.
4. 류강민·지규현·이창무, “월세관련 위험과 보증금-월세 전환을 결정구조”, 『부동산학연구』, 제19집 제2호, pp.21-35.
5. 방송희·이용만, “주택매매가격 대비 전세가격 비율의 변화가 주택시장에 미치는 영향”, 한국주택학회 발표논문집, 2011.
6. 손재영·이준용·유주연, “주택 전세-매매가격 비율에 반영된 미래자본이득 기대형성 메카니즘”, 『부동산학연구』, 제17집 제3호, pp.5-24.
7. 심성훈, “아파트 전세가격/매매가격 비율의 장·단기 분석: 서울시와 광역시를 중심으로”, 『부동산학보』, 제47집, 2011, pp.156-171.
8. 이용만, “구조적 변화인가 가격상승의 징조인가? 전세/주택 가격 비율의 상승에 대한 해석”, 『부동산학연구』, 제6집 제1호, 2000, pp.9-22.
9. 이용만, “시간변동계수모형을 이용한 주택가격의 기대상승률 추정”, 『부동산학연구』, 제8집 제2호, 2002, pp.21-28.
10. 이창무, “레버리지 위험을 고려한 전월세시장 균형모형”, 『주택연구』, 제20권 제2호, 2012, pp.5-31.
11. 이창무, 한국 주택시장의 새로운 이해, 2015, 다산출판사.
12. 이충연, “매매가격 기대로 형성된 전세가격 모형의 패널분석”, 『경제학연구』, 제62집 제1호, 2014, pp.29-53.
13. 홍기석, “주택 임대 가격/매매 가격 비율에 관한 실증 분석”, 『응용경제』, 제11권 제3호, 2009, pp.116-145.
14. Engle, R. F. and C. W. J. Granger, “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica* 55, 1987, pp.251-276.
15. *EViews9 User's Guide II*, 2015, IHS Global Inc.
16. Johansen, Søren, “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica* 59, 1991, pp.1551-1580.
17. Johansen, Søren, *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, 1995, Oxford University Press.
18. Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. J. Smith, “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics* 16, 2001, pp.289~326.
19. Phillips, P. and S. Ouliaris, “Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration”, *Econometrica*, 58(1), 1990, pp.165-193.

부록

1. 단위근 검정 결과

<표 A-1> 단위근 검정 결과

	ADF 검정통계량		PP 검정통계량	
	상수항	상수항 추세	상수항	상수항 추세
$(a_e)_t$	-1.37	1.66	-1.40	1.47
$(\sigma_a^2)_t$	-6.20***	-7.48***	-6.62***	-7.49***
$\Delta(a_e)_t$	-4.81***	-5.63***	-4.81***	-5.61***
Breakpoint 단위근 ADF검정 통계량				
$(\sigma_a^1)_t$	상수항	-5.81***	상수항 추세	-5.11**

주: 변수관측기간은 수준값은 2005년 2분기부터 2018년 2분기, 1차 차분값은 2005년 3분기부터 2018년 2분기까지임.
* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

2. ARDL모형 추정 결과

<표 A-2 > ARDL 모형 추정 결과

	모형 (1): $(\sigma_a)_t = (\sigma_a^1)_t$ ARDL(1,3,0,0)		모형 (2): $(\sigma_a)_t = (\sigma_a^2)_t$ ARDL(3,0,0,0)	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값
$(C/P)_{t-1}$	0.957 ***	88.58	1.381 ***	9.46
$(C/P)_{t-2}$			-0.758 ***	-3.26
$(C/P)_{t-3}$			0.333 **	2.10
$(r_0)_t$	2.440	1.43	0.847 ***	3.49
$(r_0)_{t-1}$	-4.518 ***	-2.75		
$(r_0)_{t-2}$	-0.558	-0.59		
$(r_0)_{t-3}$	3.219 ***	3.16		
$(a_e)_t$	-0.303 ***	-7.02	-0.188 ***	-4.68
$\sigma(a)_t$	0.384 ***	4.34	0.132 ***	3.45
Adj- R^2	0.996		0.996	
D.W. 검정통계량	1.67		1.87	
Redundant varb. test	상수항	F=1.38, p=0.17	상수항	F=1.08, p=0.28
	상수항+추세	F=0.85, p=0.43	상수항+추세	F=0.93, p=0.40
자기상관 검정	Breusch-Godfrey	F=1.25, p=0.27	Breusch-Godfrey	F=0.25, p=0.62
이분산 검정	Breusch-Pagan- Godfrey	F=2.20, p=0.05	Breusch-Pagan- Godfrey	F=1.65, p=0.15
	Harvey	F=1.96, p=0.08	Harvey	F=1.00, p=0.44
정규성 검정	$\chi^2_{(2)}=0.93, p=0.63$		$\chi^2_{(2)}=3.42, p=0.18$	
한계(Bounds) 검정	F=21.05 (F[I(0)] =3.42, F[I(1)]=4.84)		F=3.91(F[I(0)] =3.42, F[I(1)]=4.84)	
표본 수	53		53	

주: 추정기간은 2005년 2분기부터 2018년 2분기임. t-값은 HAC(Heteroskedasticity-Autocorrelation Consistent) 표준 오차로 산출한 값임. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.