

전월세전환율을 통한 주택시장 동적관계 연구*

A Study on Dynamic House-Rent Relationship through Jeonse-to-Rent Ratios

이현탁 Lee Hyun-Tak**

Abstract

This paper develops a new present-value framework in rental housing markets in Korea. To implement the model precisely, I use Seoul apartment data and devise a log price-rent ratio that is a linear combination of home prices, Jeonse, monthly deposits, and Jeonse-to-rent conversion rates. I show that the ratios strongly predict one-period-ahead conversion rates, not the long-term ones. This finding points out that the conversion rate is so transient that its shock could hardly cumulate over time, thereby little affecting the home prices in the long run. In contrast, I find that the ratios strongly forecast long-term deposit growth, not its short-term growth. The rationale behind this is that its shock is so persistent as to build up over time, which affects the home prices significantly in the end. The implication is that we should monitor an irrational swing of the deposit behavior to attenuate the excess volatility of the apartment lease market.

Keywords: Present-value Models, Variance Decomposition, Apartment Lease Market, Jeonse-to-rent Conversion Ratio, Market Stabilization

I. 서론

주택시장 불안은 서민 주거안정 위협, 근로 의욕 및 의지 저하, 자원배분 왜곡 등 국민 경제 전반으로 활력을 저해한다(관계부처 합동 2018). 특히, 서울과 일부 수도권을 중심으로 시장이 과열되면서, 서울과 인근 지역을 중심으로 주택 가격 상승세가 빠르게 확산되었다. 또한 가격상승 기대감으로 인한 매도물량 감소, 투기 세력에 의한 갭투자 증가, 실수요자의 내 집 마련 불안 심리 등이 복합적으로 작용하여 주택시장

의 불안감을 가중시켰다.

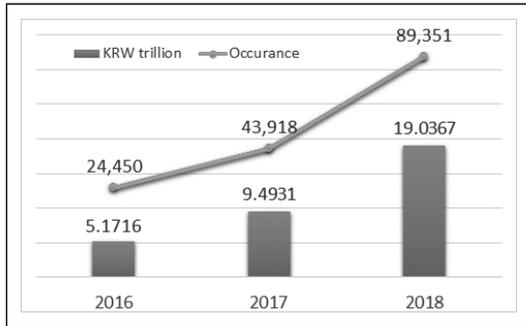
반면, 2019년도 초반에는 투자심리가 급격하게 식으면서 전셋값 하락으로 이어지는 등 역전세난이 일어날 우려가 커지고 있다. 주택도시보증공사(HUG)에 따르면, 전세보증금 미반환에 따른 대위변제가 2018년 285건에서 올해 9월 기준 748가구로 500가구 가까이 늘어났다. 이처럼 주택시장의 불안은 현재 전세보증금 반환 보증보험 가입 증가 추세에서도 확인할 수 있다(<Figure 1> 참조).

본 논문의 배경은 주택시장 불안을 유발하는 원인

* 본 논문은 이현탁의 “임대부동산 평가방법 개발을 통한 캄코보유자산 관리방안 연구” 보고서의 학술적인 내용을 바탕으로 작성되었음. 본 논문에 대하여 유익한 조언과 도움을 주신 서경대학교 조정근 교수님(2019 재무금융 관련 5개 학회 토론자), 한국자산관리공사 김원대 소장님, 박정환 부소장님, 김종수 팀장님, 조인 팀장님, 주현태 과장님께 감사드립니다. 본 논문의 내용 및 주장은 공사의 공식견해와 무관한 저자의 개인적인 견해를 밝히둡니다.

** 한국자산관리공사 수석연구원 | Senior Researcher, Kamco Research Institute | leeht@kamco.or.kr

Figure 1 _ Jeonse-Deposit Insurance Subscription



Source: Chosunbiz 2019.

을 규명할 필요성에서 기인한다. 특히 주택시장이 과열되었던 서울 아파트시장을 대상으로 원인을 규명한 후, 주택시장 및 서민 주거 안정화 방안에 대해 논하고자 한다. 이 목적을 달성하기 위해서는 먼저 주택시장 구조에 대한 이해가 필요하다.

Ⅱ 장은 매매시장을 대변하는 매매가와 임대시장을 대변하는 월세 사이의 가격결정모형을 제시한다. 모형의 주요 특징은 주택에서 발생하는 현금흐름인 월세를 전세, 월세보증금, 전월세전환율로 분해한 점이다.¹⁾

$$\text{월세} = \frac{\text{전월세전환율} \times (\text{전세} - \text{월세보증금})}{12\text{개월}}$$

그 결과, 매매가, 전세, 월세보증금, 전월세전환율 사이에는 공적분(Cointegration) 관계가 있음을 확인할 수 있다.²⁾ 앞으로 네 변수들의 조합으로 만들어진 지표를 편의상 ‘월세 대비 매매 비율’로 부르도록 하겠다.

Ⅲ 장은 한국감정원의 데이터를 활용해 모형의 모수를 추정하고, Ⅳ 장은 월세 대비 매매 비율이 보여주는 장·단기 선행정보를 분석한다. 본 논문에서 ‘단

기’란 ‘다음 달’을 의미하고 ‘장기’란 ‘무한대 시간’을 의미한다.

월세 대비 매매 비율의 예측력 분석을 통한 평균회귀현상의 이해는 시장 안정화 방안을 제안하는 데 매우 중요하다.³⁾ 왜냐하면 부동산 가치의 상승 및 하락으로 대변되는 평균회귀가 클수록 주택시장의 변동성을 심화시켜 서민 주거 안정화에 악영향을 미칠 수 있기 때문이다. 구체적으로, 본 논문의 모형에서 제시하는 평균회귀 요인은 (a) 전세, (b) 월세보증금, (c) 전월세전환율, (d) 수익률이 있다.

V 장은 평균회귀의 주요 원인에 대한 학술적 시사점을 탐구한 후 시장 안정화 방안을 모색하며, VI 장은 본 논문을 정리하고 주요 한계 및 발전 방향에 대해 논한다.

1. 주요 선행연구에 대한 고찰

1) 자산가치평가 문헌

자산가치평가이론에 따르면, 모든 자산은 미래 기대되는 현금흐름을 할인한 현재가치로 표현된다(Cochrane 2011).

현재 자산의 가치에 내재된 미래 수익률과 현금흐름의 변화를 추정하기 위해서는 시장에서 관측할 수 있는 일종의 프록시(Proxy)가 필요하다. 주식시장의 경우, 배당수익률(Dividend Yield 또는 Price-dividend Ratio)이 미래 배당증가율과 수익률에 대한 정보를 보여주는 프록시 역할을 한다(Campbell and Shiller 1988).

주택시장의 경우, 월세 대비 매매 비율이 배당수익률과 대응되는 프록시이다(Leamer 2002). 대표적

1) 자세한 내용은 Ⅱ 장 및 [부록 A]를 참고하길 바람.

2) 공적분이라는 개념은 경제 변수들이 서로 영향을 주면서 장기평균으로 수렴함을 의미함. 세부적인 내용은 I.1.(2)항을 보길 바람.

3) 자세한 내용은 I.1.(2)항을 보길 바람.

으로 미국 시장을 분석한 선행연구는 Gallin(2008)과 Campbell, Davis, Gallin and Martin(2009) 등이 있고, 한국 시장을 분석한 연구는 정동준(2008), 김순용(2016) 등이 있다.⁴⁾

그러나 국내 임대시장은 해외 일반적인 임대시장과 근본적인 차이점이 있다. 예컨대 국내는 '전세'라는 독특한 임차제도가 존재한다. 이러한 특수성 때문에 전세·매매 비율을 활용하여 국내 주택시장을 분석하는 연구가 다수 존재한다(이충언 2014; 조태진 2015 등).⁵⁾

본 논문과 기존 문헌과의 가장 큰 차이점은 전세·보증부월세·월세시장으로 구성된 국내 임대시장을 종합적으로 분석한 점이다. 이에 대한 논거는 세 개의 임대시장을 '하나로' 연결해주는 전월세전환율을 활용했기 때문이다(방송희 2015).

$$\text{전월세전환율} = \frac{\text{월세} \times 12\text{개월}}{\text{전세} - \text{월세보증금}}$$

또 하나 본 논문의 주요 특징은 '시장포트폴리오' 관점에서 서울 아파트시장에 나타나는 가격결정요인을 분석하는 점이다.⁶⁾ 즉, 한국감정원 등에서 제공하는 '지역별' 데이터는 그 지역에서 각기 다른 개인의 임차성향이 종합적으로 반영된 결과물로 이해해야 한다. 이러한 대푯값을 활용하여 시장 전반에 대한 이해도를 제고하는 연구는 매우 중요하다.

반면, 많은 문헌들은 전월세전환율 자체에 영향을 미치는 외생 변수들과의 관계에 집중했다(윤종만, 정의철 2017; 황관석 2018). 이러한 분석은 사용한 외생 변수의 종류에 따라 실증분석 결과가 달라질 수 있다. 그러나 본 논문은 전월세전환율을 구성하는 요인들을 모형을 통해 명시적으로 식별(Identification)함으로써, 외생 변수에 의존하는 기존 연구와 차별화된다.

2) 공적분, 평균회귀, 예측력

본 절은 공적분, 평균회귀, 예측력의 개념에 대해 설명한다. 이 개념들은 실증분석 결과를 이해하는 데 매우 중요하며, 서로 독립적이지 않고 상호 관련성이 있다.

먼저 공적분이란 자산과 현금흐름이 공통된 장기 트렌드를 두고 상호영향을 미치며 평균회귀하는 현상을 말한다. 주식시장은 주가와 배당금의 관계이며, 주택시장의 경우 매매가와 월세(임대료)의 관계라고 할 수 있다.

Campbell, Davis, Gallin and Martin(2009)은 미국 주택시장을 대상으로 매매가와 월세의 공적분 관계를 분석했다. 그 결과, 월세 대비 매매 비율은 대부분 미래 기대수익률을 설명하는 것으로 나타났다. 이 결론은 월세 대비 매매 비율이 월세변화율보다 수익률을 더욱 유의하게 예측함으로써 기인한다.

국내 시장의 경우, 2008년 금융위기 전후로 상이한

4) 정동준(2008) 및 김순용(2016)을 비롯한 자산가치평가 이론을 활용한 국내 대부분 논문들은 Campbell and Shiller(1988)의 모형을 차용하여 매매가와 월세(임대료)의 관계를 주로 분석했음. 본 논문과 유사한 연구로 김진기, 이현택, 장봉규(2017)가 존재함. 이 연구는 전세 및 전월세전환율을 활용한 모형을 제시하긴 했지만, 월세보증금을 고려하지 못한 한계를 지님.

5) 이충언(2014)은 전세에 이자율을 곱하여 이자수의 형태로 바꾼 후 현재가치모형을 활용한 결과, 기대매매가격상승률이 전세 대비 매매 비율에 의해 설명됨을 밝혔음. 조태진(2015)은 다중회귀분석을 이용하여 아파트매매지수와 전세 대비 매매 비율의 관계를 분석한 결과, 서울·수도권·울산에서 주택시장에 구조적 변화가 있음을 증명했음.

6) Campbell, Davis, Gallin and Martin(2009)도 미국 주택시장을 분석할 때 개인의 임차성향을 고려한 개별 가격결정모형이 아닌 시장포트폴리오 관점의 가격결정모형을 다뤘음. 예를 들어 보증부월세시장의 임차인은 월세보증금을 은행에 예금함으로써 추가적인 운영수익을 얻을 수 있고, 완전전세시장의 임차인도 전세자금을 통해 추가적인 운영수익을 고려할 수 있음. 다시 한번 강조하자면, 본 논문은 개별 임대시장의 평가가 아닌 '하나의 전월세전환율을 통해 대표되는' 시장포트폴리오 분석이 주요 목적임.

결과를 보인다. 글로벌 금융위기 전 샘플에서는 수익률이 유의하게 예측되었지만(정동준 2008), 금융위기를 포함한 샘플은 월세증가율이 더욱 유의하게 예측되었다(김순용 2016). 김진기, 이현탁, 장봉규(2017)도 금융위기 전후로 수익률 예측결과가 달라진 것으로 분석하였다. 이와 같이 샘플 기간에 따라 상이한 결과가 나오는 이유는 주택시장이 부동산정책에 영향을 많이 받을 뿐만 아니라, 금융위기 이후 완전전세에서 보증부월세 또는 월세시장으로 선호 임차성향이 변했기 때문인 것으로 추정한다.

위의 선행연구들은 자산가치평가모형을 활용해 주택시장을 분석한 데 의의가 있다. 그러나 본 논문과 비교하여 몇 가지 한계가 존재한다.

첫째, 선행연구들은 국내 임대시장(보증부월세·전세·월세시장)을 종합적으로 고려하지 못했다. 비록 본 논문도 선행연구와 같이 완전월세시장을 가정하긴 했지만, 전월세전환율을 통해 주택시장의 동적(Dynamic)관계를 시장포트폴리오 관점에서 간접적으로나마 탐구할 수 있는 장점이 있다.

둘째, 선행연구들은 평균회귀현상에 대한 경제학적 함의가 부족하다. 공적분 관계에 있는 매매가와 월세는 공통 트렌드를 두고 평균회귀한다. 월세 대비 매매 비율의 평균회귀는 미래 전세, 월세보증금, 전월세 전환율, 수익률 변화에 의해 발생한다(II장 참조). 실증적으로 각 평균회귀 요인의 크기를 추정하기 위해서는 회귀분석 등을 통한 예측력 분석이 필요하다. 즉, 예측력이 클수록 해당 선행정보에 의한 평균회귀 정도가 크다고 해석할 수 있다. 결론적으로 평균회귀 정도가 큰 부동산 변수가 시장의 변동성을 심화시

킬 수 있으므로 유심히 관찰할 필요가 있다.

II. 모형

본 장은 매매가, 전세가, 월세보증금(이하 보증금), 전월세전환율로 구성된 현재가치모형을 제안한다. 본 논문에서 다루는 주택시장은 거래비용 및 세금 등이 존재하지 않는 완전시장(Frictionless Market)을 가정한다. 완전시장 가정 아래, 구체적인 모형의 개요는 다음과 같다.

첫째, 투자자(임대인)는 매월 임대부동산 가격상승(또는 하락)에 의한 자본이익과 월세로 인한 운영수익을 얻는다.

$$H_{t+1} = \frac{P_{t+1} - P_t + R_{t+1}}{P_t} \quad \text{<식 1>}$$

여기에서 H_t 는 t 시점의 총수익률(Gross Return), P_t 는 매매가, R_t 는 월세로 정의한다. 월세, 보증금, 전세가는 전월세전환율의 정의에 따라 다음의 등식을 만족한다.

$$I_t = \frac{R_t \times 12}{J_t - D_t} = \frac{\text{월세가} \times 12\text{개월}}{\text{전세가} - \text{월세보증금}} \quad \text{<식 2>}$$

여기에서 I_t 는 t 시점의 전월세전환율, J_t 는 전세가, D_t 는 보증금을 의미한다. <식 2>를 월세에 대한 식으로 변환한 후 <식 1>에 대입하면, 투자자의 수익

7) 예를 들어 월세 대비 매매 비율(x_t)과 다음 달 월세증가율(y_{t+1})의 단기회귀분석방정식을 살펴보면,

$$y_{t+1} = a_y + b_y \cdot x_t + e_{t+1}^y$$

여기에서 a_y 는 상수, $b_y = cov(x, y) / var(x)$ 는 회귀상수, e_{t+1}^y 는 예측오차임. 그래서 b_y 가 통계적으로 유의하다는 결과는 x_t 의 평균회귀현상이 y_{t+1} 의 움직임과 밀접한 관련($cov(x, y)$)이 있음을 의미함.

률은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$1 + H_{t+1} = \frac{P_{t+1} + (J_{t+1} - D_{t+1}) \times L_{t+1}}{P_t} \quad \text{<식 3>}$$

여기에서 $L_t \equiv I_t/12$ 는 연간-전월세전환율을 월간-전월세전환율로 변환한 변수로서, 앞으로 표기의 편의성을 위해 사용할 것이다.

본 논문은 1장에서 소개한 선행연구와 같이 완전월세시장을 가정한다. 즉, 임차인은 매달 R_t 만큼의 월세 수익을 얻지만, 전월세전환율을 통해 $(J_t - D_t) \times L_t$ 만큼 동일한 수익을 얻는다. 즉, <식 3>에 나오는 전세, 월세보증금은 월세를 산술적으로 분해하는 과정에서 나오는 가상의 산물이므로, 임대인이 매달 전세와 보증금을 받는 구조가 아님을 강조하고 싶다.

예컨대 주식시장의 경우 시장포트폴리오의 배당금은 자사주매입(Share Repurchase) 등을 포함한 모든 배당의 집합을 의미한다(Cochrane 2008). 그래서 Larrain and Yogo(2008)은 Miller and Modigliani 이론을 이용하여 배당금을 구성하는 실제 배당, 자사주매입·발행으로 산술적으로 분해하고, 이를 통해 시장포트폴리오의 가격결정요인을 분석했다. 이와 같이 본 논문도 월세를 구성하는 전세, 월세보증금, 전월세전환율로 분해하여 '시장포트폴리오'를 분석하고자 한다.

둘째, <식 3>에 1차 로그선형화 방법론을 적용한다.⁸⁾

$$h_{t+1} \approx k + \rho_2 \cdot \eta_{t+1} + \beta_1 \Delta j_{t+1} - \beta_2 \Delta d_{t+1} + \Delta l_{t+1} - \eta_t \quad \text{<식 4>}$$

여기에서 Δ 는 1차 차분(예: $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$), 소문자는 로그변수를 의미한다. 예를 들어, $h_t \equiv \ln(1 + H_t)$ 은 t 시점의 (로그)수익률, k 는 로그선형화 상수, $\rho_2 < 1$ 은 할인계수, $\eta_t \equiv p_t - \beta_1 j_t + \beta_2 d_t - l_t$ 는 (로그)월세 대비 매매 비율(Log Price-rent Ratio), Δj_t 는 (로그)전세증가율, Δd_t 는 (로그)보증금증가율, Δl_t 는 (로그)전월세전환율증가율이다.

본 모형은 전세와 보증금 사이에 중요한 제약조건을 제시한다.

$$\beta_1 - \beta_2 = 1$$

참고로, 각 β 계수는 로그월세 $r_t = \ln(R_t)$ 를 전세와 보증금으로 분해하는 비율을 의미한다.

$$\begin{aligned} \ln(J_t - D_t) &\approx \beta_1 j_t - \beta_2 d_t \\ &= \frac{1}{1 - \overline{D/J}} \cdot j_t - \frac{\overline{D/J}}{1 - \overline{D/J}} \cdot d_t \end{aligned}$$

셋째, <식 4>에 월세 대비 매매 비율을 연속적으로 대입·전개하면, <식 5>와 같이 (상수항을 제외한) 사전(Ex-ante) 현재가치모형을 유도할 수 있다.

$$\begin{aligned} \eta_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j \{ &\beta_1 \Delta j_{t+1+j} - \beta_2 \Delta d_{t+1+j} \\ &+ \Delta l_{t+1+j} - h_{t+1+j} \} \quad \text{<식 5>} \end{aligned}$$

여기에서 $E_t[\cdot]$ 은 t 시점 말 정보집합에서 예측된 조건부(Conditional)기댓값이다.

현재가치모형(<식 5>)은 <식 6>에 보인 선행연구의 모형(김순용 2016 등)과 차별점이 있다.

8) <식 4>와 <식 5>를 포함한 자세한 로그선형화 전개는 [부록 A]를 참고하길 바람.

$$\begin{aligned}\eta_t &= p_t - r_t \\ &= E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j \{ \Delta r_{t+1+j} - h_{t+1+j} \}\end{aligned}$$

<식 6>

간단한 분산분해 예제를 통해 차별성을 살펴보자.⁹⁾ 먼저 <식 6>에 η_t 를 곱한 다음 비조건부기댓값을 취하면 다음의 식을 유도할 수 있다.

$$\begin{aligned}var(\eta_t) &= cov\left(\eta_t, \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j \Delta r_{t+1+j}\right) \\ &\quad - cov\left(\eta_t, \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j h_{t+1+j}\right)\end{aligned}$$

<식 7>

여기에서 $var(\cdot)$ 은 비조건부분산(Variance), $cov(\cdot, \cdot)$ 은 비조건부공분산(Covariance)을 의미한다. 마찬가지로, 현재가치모형(<식 5>)에 대한 분산분해 결과는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}var(\eta_t) &= cov\left(\eta_t, \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j \beta_1 \Delta j_{t+1+j}\right) \\ &\quad - cov\left(\eta_t, \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j \beta_2 \Delta d_{t+1+j}\right) \\ &\quad + cov\left(\eta_t, \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j \Delta l_{t+1+j}\right) \\ &\quad - cov\left(\eta_t, \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j h_{t+1+j}\right)\end{aligned}$$

<식 8>

즉, (로그)월세 r_t 를 전세 j_t , 보증금 d_t , 전월세전환율 l_t 로 분해함으로써, η_t 가 보여주는 선행 정보

(<식 5>의 우변)를 세분화하여 분석할 수 있는 장점이 있다. 다음 장에서는 실제 데이터를 현재가치모형 <식 5>에 적용하도록 한다.

III. 분석 자료

본 논문은 한국감정원의 R-ONE 부동산통계시스템을 이용했다. 구체적으로 2015년 7월부터 2019년 2월까지 서울 아파트의 월별 중위매매가격, 중위전세가격, 중위월세보증금, 지역전월세전환율을 이용했다.

자료 구성의 이유는 다음과 같다. 첫째, 한국감정원은 2015년 7월부터 보증금 데이터를 제공하고 있다.¹⁰⁾ 둘째, 매매가가 지역, 교통, 상권 등에 따라 이상점(Outlier)이 많이 분포될 수 있으므로, 시장의 대푯값으로서 평균보다 중위값을 이용했다.¹¹⁾ 이러한 구성을 바탕으로 샘플 기간의 주요 특징을 살펴보면, 2017년 말에 주요 변수들이 급격한 변화를 보인 것을 확인할 수 있다(<Figure 2> 참조).

Figure 2_ Seoul-Apartment-Market Variables



Note: All variables above are subtracted from their sample means.
Source: Korea Appraisal Board.

9) 분산분해에 대한 자세한 설명은 [부록 B]를 참고하길 바람.

10) 2019년 4월 중순 기준으로 2019년 2월 전월세전환율까지 공시되어 있음.

11) 일반적으로 평균은 분포에 민감함. 예를 들어 분포가 단봉형(Unimodal)인 경우 평균이 대푯값으로 적당할 수 있으나, 지역·상권·교통별로 이상점이 많아서 복합분형(Multimodal)일 가능성이 큰 경우 중위값이 대푯값으로 적당할 수 있음.

샘플 기간 동안 추정된 β 계수는 각각 $\beta_1 = 1.45$, $\beta_2 = 0.45$ 이다.¹²⁾ β 계수에 대한 경제학적 함의는 서울 아파트시장에서 월세보증금이 전세의 평균적으로 약 31%를 차지함을 보여준다($31\% = \beta_2/\beta_1 = \overline{D}/\overline{J}$). 다음 β 계수를 바탕으로 다음과 같이 로그 월세 대비 매매 비율 η_t 을 계산한다.

$$\eta_t = p_t - 1.45 \cdot j_t + 0.45 \cdot d_t - l_t \quad \text{<식 9>}$$

<Table 1>은 모형에서 사용된 변수들의 기술통계량이다. 인플레이션으로 인한 가치 변화를 상쇄하기 위해, 전월세전환율을 제외한 모든 변수를 소비자물가지수로 조정했다.

다음, ADF(Augmented-Dicky-Fuller) 검정을 실시했다. 정상성(Stationarity) 검정 결과, “전세증가율 Δj_t , 보증금증가율 Δd_t , 전월세전환율증가율 Δl_t , 수익률 h_t 는 1% 수준에서 단위근(Unit Root Test)을 가진다”는 귀무가설을 기각했다. 귀무가설 기각은 다음 세 가지 사실을 암시한다.

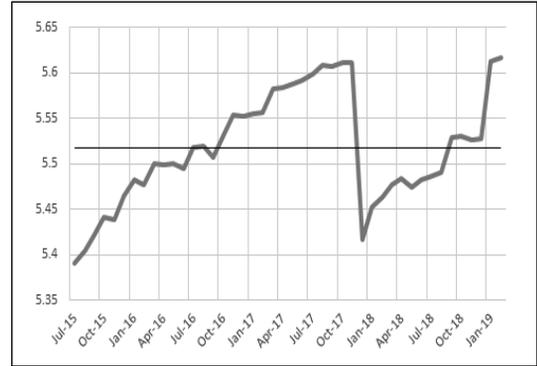
첫째, 월세 대비 매매 비율 η_t 은 정상성을 따른다 (<Figure 3> 참조).

Table 1_Simple Descriptive Statistics

Variable	η_t	Δj_t	Δd_t	Δl_t	h_t
Mean	5.517	0.004	-0.009	-0.006	0.011
Standard deviation	0.062	0.019	0.052	0.011	0.027

Source: Korea Appraisal Board from 2015. 9. to 2019. 2.

Figure 3_Log Price-Rent Ratio



Note: Black horizontal line above stands for the sample mean of log price-rent ratios.

$$\eta_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j \{ \beta_1 \Delta j_{t+1+j} - \beta_2 \Delta d_{t+1+j} + \Delta l_{t+1+j} - h_{t+1+j} \}$$

왜냐하면 우변 네 개의 변수가 단위근을 갖지 않으므로, 좌변의 η_t 또한 단위근을 갖지 않아야 한다.¹³⁾

둘째, 매매가, 전세, 보증금, 전월세전환율은 공적분 관계를 갖는다. 다시 말해서, 네 변수는 상호작용을 하며 장기평균으로 수렴한다(Campbell and Shiller 1987). 실제로 <Figure 3>을 살펴보면, η_t 가 장기평균(검정실선)을 두고 평균회귀하는 모습을 확인할 수 있다.

마지막으로, 월세 대비 매매 비율 η_t 의 움직임은 서울 아파트시장의 방향성을 보여주는 선행 지표이다. 즉, η_t 의 움직임은 미래 기대되는 (a) 전세증가율, (b) 보증금증가율, (c) 전월세전환율증가율, (d) 수익률의 변화를 암시한다.

12) $\rho_1 = 0.9976$, $\rho_2 = 0.9984$ 을 먼저 계산하고, $\beta_1 = \frac{\rho_2(1-\rho_1)}{\rho_1(1-\rho_2)} = \frac{1}{1-D/J}$ 과 $\beta_2 = \frac{\rho_2 - \rho_1}{\rho_1 \rho_2 (1-\rho_2)} = \frac{\overline{D}/\overline{J}}{1-D/J}$ 를 계산함. 자세한 설명은 [부록 A]를 참고하길 바람.

13) η_t 의 자체 ADF 검정 결과를 볼 때, p값이 10% 넘음. 하지만, Campbell(2003)은 ADF 같은 검정방법이 단위근 검정력이 떨어진다고 주장했음. 예를 들어, 주식시장의 배당수익률(Price-dividend Ratio) 또한 ADF 검증 등에서 단위근이 존재함. 즉, 1차 자기상관계수가 단위근인 1에 근접하지만, 많은 문헌에서 배당증가율과 주식수익률이 정상성을 따르므로, 배당수익률 또한 정상성을 따른다고 가정함.

$$\eta_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j \{ \beta_1 \Delta j_{t+1+j} - \beta_2 \Delta d_{t+1+j} + \Delta l_{t+1+j} - h_{t+1+j} \}$$

예를 들어, η_t 가 증가한다면(<Figure 3> 참조), 미래 (a) 전세증가율 증가, (b) 보증금증가율 감소, (c) 전월세전환율증가율 증가, (d) 수익률 감소 등을 예상할 수 있다.

위의 세 가지 시사점을 바탕으로 향후 서울 아파트 시장의 방향성에 대해 예상해보자. 2019년 2월(마지막 샘플)의 η_t 는 장기평균에서 상당히 벗어난 상태이다(<Figure 3> 참조). 그래서 공적분 관계에 따르면, 추후 η_t 가 장기평균으로 하락할 가능성이 있다. 구체적으로, η_t 의 하락은 미래 (a) 전세증가율 감소, (b) 보증금증가율 증가, (c) 전월세전환율 감소, (d) 수익률 증가 등을 예측한다.

다음 장에서는 (a), (b), (c), (d) 중 어떠한 시그널이 η_t 의 평균회귀 변화를 가장 유의하게 설명하는지 분석하도록 한다.

IV. 실증분석

1. 단기(Short-term) 분석방법

본 절은 Cochrane(2008)의 회귀분석 방법을 II장의 현재가치모형에 적용한다. 먼저, 월세 대비 매매 비율 η_t 을 독립변수로 하여 다음 달 다섯 가지 종속변수 움직임을 예측한다.

$$\begin{aligned} \eta_{t+1} &= a_\phi + \phi \cdot \eta_t + \epsilon_{t+1}^\phi \\ \Delta j_{t+1} &= a_j + b_j \cdot \eta_t + \epsilon_{t+1}^j \\ \Delta d_{t+1} &= a_d + b_d \cdot \eta_t + \epsilon_{t+1}^d \\ \Delta l_{t+1} &= a_l + b_l \cdot \eta_t + \epsilon_{t+1}^l \\ h_{t+1} &= a_h + b_h \cdot \eta_t + \epsilon_{t+1}^h \end{aligned} \quad <식 10>$$

여기에서 약 4년간의 기간을 바탕으로 추정된 단기회귀계수 $[\phi, b_j, b_d, b_l, b_h]'$ 는 주택시장의 동적 메커니즘을 반영하며, 투자자는 이러한 메커니즘을 통해 미래 시장의 변화를 예측한다고 가정한다.¹⁴⁾

이제, 회귀분석 결과를 (상수항을 제외한) 다음 식에 적용한다(<식 4> 참조).¹⁵⁾

$$\begin{aligned} h_{t+1} &= \rho_2 \cdot \eta_{t+1} + \beta_1 \Delta j_{t+1} - \beta_2 \Delta d_{t+1} \\ &\quad + \Delta l_{t+1} - \eta_t \end{aligned}$$

위 식 우변에 단기회귀방정식(<식 10>)을 대입하면 회귀분석 계수(b 또는 ϕ)와 오차(ϵ)들의 회계항등식(Accounting Identity)을 유도할 수 있다.

$$b_h = \rho_2 \phi + \beta_1 b_j - \beta_2 b_d + b_l - 1 \quad <식 11>$$

$$\epsilon^h = \rho_2 \epsilon^\phi + \beta_1 \epsilon^j - \beta_2 \epsilon^d + \epsilon^l \quad <식 12>$$

위 두 개의 회계항등식은 월세 대비 매매 비율 η_t , 전세증가율 Δj_t , 보증금증가율 Δd_t , 전월세전환율증가율 Δl_t , 수익률 h_t 같은 시장 변수들이 서로 연결되어 있음을 보여준다. 즉, 본 논문에서 고려하는 변수들은 어느 하나라도 독립적으로 움직일 수 없다.

14) 혹자는 단기회귀방정식(<식 10>)과 같이 η_t 에 의한 '1차' 형태가 주택임대시장의 동적 메커니즘을 모두 반영한다는 가정이 무리라고 생각할 수 있음. 예컨대, 추가적인 η_t 에 대한 래그(Lag)를 설정한다거나 김진기, 이현탁, 장봉규(2017)와 같이 VAR(Vector Autoregressive) 형태로 분석할 수도 있음. 하지만, 본 논문에서는 실증분석을 쉽고 간단하게 수행하기 위해 래그나 VAR 형태를 사용하지 않았음.

15) 상수 계수의 경우는 변수의 추계적(Stochastic) 움직임과 관계가 없으므로 제외함.

다음 장에서는 위의 분석방법을 바탕으로 η_t 의 예측력(즉, 평균회귀의 크기)을 살펴볼 것이다.

2. 단기 분석결과

<식 10>의 단기 회귀분석 결과는 다음 세 가지 사실을 암시한다(<Table 2> 참조).

첫째, 서울 아파트시장은 전 달의 가치변화에 크게 의존하는 경향이 있다. 이 경향성은 월세 대비 매매 비율 η_t 의 1차 자기상관계수가 (1에 가까운) 0.813인 사실에서 유추할 수 있다.¹⁶⁾

둘째, 현재 η_t 의 움직임은 다음 달의 전월세전환율의 변화와 밀접한 관련이 있다. 왜냐하면 전월세전환율 증가율 Δl_{t+1} 의 회귀계수 ($b_l = 0.074$)가 다른 계수 [b_j, b_d, b_h]'보다 통계적으로 유의하기 때문이다. 그래서 η_t 가 상승(하락)한다면, 다음 달 전월세전환율 또한 상승(하락)할 가능성이 크다.

셋째, 모형의 오류가 크지 않다. 이유는 회계항등식 <식 11>을 통해 추정한 $b_h = 0.065051$ 와 실제 <Table 2>의 회귀계수 $b_h = 0.0651013$ 가 거의 차이가 없기 때문이다. 참고로 두 값의 차이는 모형을 전개하는 과정에서 2차 이후 테일러전개(Taylor Expansion) 때문에 발생한다.¹⁷⁾ 두 값의 차이가 크지 않음은 기술적으로 모형의 오류가 크지 않음을 보여 줌과 동시에, 직관적으로 주택시장 변수들의 상호관계가 명백함을 입증한다. 그래서 앞으로 (로그)수익률 h_{t+1} 에 대한 회귀계수 b_h 와 오차 ϵ^h 는 상호관계를 반영한 회계항등식<식 11>-<식 12>를 통해 추정하도록 하겠다.

Table 2_ Short-term Regression Results

Variable	$b(\phi)$	s.e.	$t(b)$	R^2 (%)
η_{t+1}	0.813	0.117	6.969***	68.91
Δj_{t+1}	0.057	0.070	0.806	3.45
Δd_{t+1}	-0.217	0.194	-1.123	6.51
Δl_{t+1}	0.074	0.018	4.095***	16.49
h_{t+1}	0.065	0.072	0.907	2.10

Note: 1st column reports estimated regression coefficients; 2nd column presents standard errors; 3rd column reports t-values; and 4th column reports R-squares. In the 3rd column, superscript “*” indicates economic significance. For example, “***”, “**”, “*” indicates 1%, 5%, and 10% significance, respectively.

3. 장기(Long-term) 분석방법

본 절은 IV장 2절의 단기 회귀분석 결과를 바탕으로 서울 아파트시장의 장기적인 움직임을 유추하고자 한다. 이유는 2015년 7월부터 2019년 2월까지 약 4년간의 데이터만 가지고 현재가치모형(<식 5>)의 무한대 시간을 고려하기 어렵기 때문이다.

먼저, 단기회계항등식 <식 11>을 재표현한다.

$$1 - \rho_2\phi = \beta_1 b_j - \beta_2 b_d + b_l - b_h \quad \text{<식 13>}$$

다음, <식 13>의 양변을 $1 - \rho_2\phi$ 로 나누면, 다음의 장기회계항등식을 유도할 수 있다.

$$1 = \beta_1 b_j^{lr} - \beta_2 b_d^{lr} + b_l^{lr} - b_h^{lr} \quad \text{<식 14>}$$

여기에서 위첨자 lr 은 장기(Long-run)를 의미하며, b_j^{lr} , b_d^{lr} , b_l^{lr} , b_h^{lr} 의 계수는 다음과 같은 관계식을 만족한다.¹⁸⁾

16) 자기상관계수가 0에 가깝다면, 서울 아파트시장은 전 달의 변화와 크게 관련성이 없다고 해석할 수 있음.

17) 테일러 전개에 대한 자세한 사항은 [부록 A]를 참고하길 바람.

18) 장기회귀방정식(<식 14>)계항에 대한 기술적 설명은 [부록 C]에 수록했음.

$$b_j^{lr} = \frac{b_j}{1 - \rho_2\phi} = \frac{cov\left(\eta_t, \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j \Delta j_{t+1+j}\right)}{var(\eta_t)}$$

$$b_d^{lr} = \frac{b_d}{1 - \rho_2\phi} = \frac{cov\left(\eta_t, \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j \Delta d_{t+1+j}\right)}{var(\eta_t)}$$

$$b_l^{lr} = \frac{b_l}{1 - \rho_2\phi} = \frac{cov\left(\eta_t, \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j \Delta l_{t+1+j}\right)}{var(\eta_t)}$$

$$b_h^{lr} = \frac{b_h}{1 - \rho_2\phi} = \frac{cov\left(\eta_t, \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j h_{t+1+j}\right)}{var(\eta_t)}$$

직관적으로, 각 b^{lr} 계수는 현재 t 시점에 관찰 가능한 월세 대비 매매 비율 η_t 을 $\sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j x_{t+1+j}$ 라는 종속변수를 대상으로 t 시점으로 투영(Projection)한 장기회귀계수이다. 이제, 다음 절에서는 장기회귀계수를 추정하고 해석해보자.

4. 장기 분석결과

<식 14>의 장기 회귀분석 결과는 다음 세 가지 사실을 알려준다(<Table 3> 참조).

Table 3 _ Long-term Regression Results

Variable	b^{lr}	s.e.	$t(b^{lr})$
$\beta_1 b_j^{lr}$	0.435	0.165	1.828*
$\beta_2 b_d^{lr}$	-0.516	0.397	-2.911***
b_l^{lr}	0.395	0.195	2.026*

Note: 1st column reports long-term regression estimates inferred from short-term ones in <Table 2>; 2nd column presents standard errors calculated by the standard Delta method; and 3rd column reports t-values.

첫째, 서울 아파트시장에 장기적으로 가장 큰 영향을 미치는 요인은 월세보증금 변화이다. 왜냐하면 <Table 3>에서 보증금변화율에 대한 장기회귀계수 $\beta_2 b_d^{lr} (= -0.516)$ 가 서울 아파트시장의 변화(η_t)의 절반 이상을 1% 수준에서 유의하게 설명하기 때문이다.

이해를 돕기 위해, 장기회계항등식(<식 14>)의 양변에 $var(\eta_t)$ 를 곱하면 <Table 3>의 결과를 보다 쉽게 이해할 수 있을 것이다.

$$\begin{aligned} \frac{var(\eta_t)}{=100\%} &= \beta_1 \cdot \underbrace{cov\left(\eta_t, \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j \Delta j_{t+1+j}\right)}_{=43.5\%} \\ &- \beta_2 \cdot \underbrace{cov\left(\eta_t, \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j \Delta d_{t+1+j}\right)}_{=-51.6\%} \\ &+ \underbrace{cov\left(\eta_t, \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j \Delta l_{t+1+j}\right)}_{=39.5\%} \\ &- cov\left(\eta_t, \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j h_{t+1+j}\right) \end{aligned}$$

<식 15>

둘째, 기대수익률은 장기회계방정식(<식 14>)항과 분산분해(<식 15>)에 의해 시장의 변동성($var(\eta_t)$)을 약 1/3정도 설명한다.

$$b_h^{lr} = \beta_1 b_j^{lr} - \beta_2 b_d^{lr} - b_l^{lr} - 1 = 0.346$$

기대수익률이 설명하는 약 1/3의 변동성이 서울 아파트시장의 안정성을 저해할 정도로 유의한 영향을 미치는지 알아보기 위해서는 추가적인 분석이 필요하다.

이를 위해 '장기적인 기대수익률의 변화가 서울 아파

트시장에 영향을 미치지 않는다는 가설을 제시한다.

$$H_0 : b_h^{lr} = 0 \quad <식 16>$$

검정 통계량은 Campbell and Shiller(1988)에서 제시한 비선형 왈드검정통계량을 수치적으로(Numerically) 구한다.¹⁹⁾

$$\lambda'(\partial\lambda/\partial\gamma' V\partial\lambda/\partial\gamma)^{-1}\lambda \sim \chi^2(n) \quad <식 17>$$

여기에서 $\lambda = \beta_1 b_j^{lr} - \beta_2 b_d^{lr} + b_l^{lr} - 1$ 는 오차벡터, n 은 자유도(Degrees of Freedom)이다. 본 논문의 자유도는 추정계수의 개수 4와 같다(ϕ, b_j, b_d, b_l)'.²⁰⁾

검정결과, b_h^{lr} 값이 0과 크게 다르지 않으며, 기대 수익률에 의한 평균회귀가 서울 아파트시장에 큰 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 왜냐하면 χ^2 값은 0.971, p값은 0.914로써 10% 수준에서 귀무가설을 기각하지 못했기 때문이다.

셋째, 장기 전월세전환율증가율은 매매가 변화에 큰 영향을 미치지 않는다. 비록 장기 전월세전환율증가율이 서울 아파트시장의 변동성의 약 39.5%를 설명하지만($b_l^{lr} = 0.395$), 5% 수준에서 통계적으로 유의하지 않기 때문이다(10% 수준에서 유의).²¹⁾

다음 장에서는 분석 결과를 바탕으로 학술적 시사점 및 시장 안정화 방안에 대해 살펴보자.

V. 시사점

평균회귀현상은 다음 두 가지 측면에서 우리 경제에 악영향을 미칠 수 있다.

첫째, 급격한 자산가치 하락은 실물경제 부의 감소를 유발하는 등 경제 전반에 악영향을 미친다(예: 서브프라임 모기지 사태).

둘째, 급격한 자산가치 상승은 투기를 유발하는 등 서민들의 주거 안정화에 악영향을 미친다(예: 겹투자 증가).

그래서 네 가지 평균회귀요인(전세, 보증금, 전월세 전환율, 수익률) 중 서민 주거 안정화에 악영향을 미치는 주요 원인을 찾고, 원인에 대응하는 정책 방안을 모색할 필요가 있다.

<Figure 4>는 서울 아파트 매매가와 (기대수익률에 의한 가격변화를 뺀) 내재가치를 보여준다. 실제로 매매가(실선)가 내재가치(점선)를 두고 평균회귀하는 모습을 확인할 수 있다.²²⁾

구체적으로, ① 2016년 6월경, ② 2017년 말, ③ 2018년 7월경, 약 3번에 걸쳐 기대수익률에 의한 평균회귀현상이 있었다. 그러나 분석 결과에 따르면, 기대수익률에 의한 평균회귀는 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타났다(IV장 4절 참조).

다음 절에서는 수익률을 제외한 세 가지 평균회귀요인에 대해 집중적으로 탐구해보도록 한다.

19) 참고로 장기회귀계수가 비선형 구조예: $b_j^{lr} = b_j/(1 - \rho_2\phi)$ 를 가지고 있기 때문에, 단기 회귀분석처럼 일반적인 선형왈드검정이 불가능함. 좀 더 기술적인 설명은 Campbell and Shiller(1987; 1988)을 참고하길 바람.

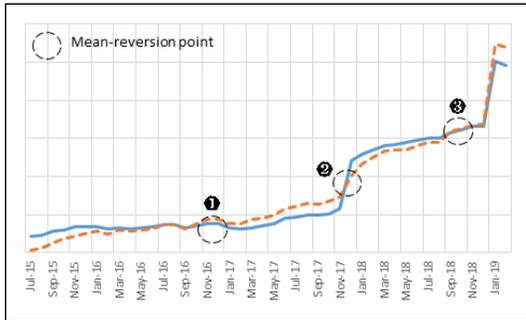
20) b_h 는 단기회귀항등식(<식 11>)에 따라 네 개의 추정계수로부터 유추 가능하므로 자유도에 포함되지 않음.

21) 장기회귀계수 b_l^{lr} 의 정확한 값은 0.0495임. 하지만 소수점 둘째자리에서 반올림했을 때, 값이 0.05가 됨. 본문에서는 보수적인 관점에서 10%의 유의성을 가진다고 설명했음.

22) 내재가치는 기대수익률의 현재가치를 제외한 미래현금흐름의 현재가치를 의미함.

$$\text{내재가치} = \beta_1 j_t + \beta_2 d_t - l_t + E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j \{ \beta_1 \Delta j_{t+1+j} - \beta_2 \Delta d_{t+1+j} + \Delta l_{t+1+j} \} = \beta_1 j_t + \beta_2 d_t - l_t + (b_j^{lr} - b_d^{lr} + b_l^{lr}) \eta_t$$

Figure 4 _ Intrinsic Value and Mean Reversion



Note: The blue and orange dotted lines indicate real home prices and the intrinsic values, respectively.

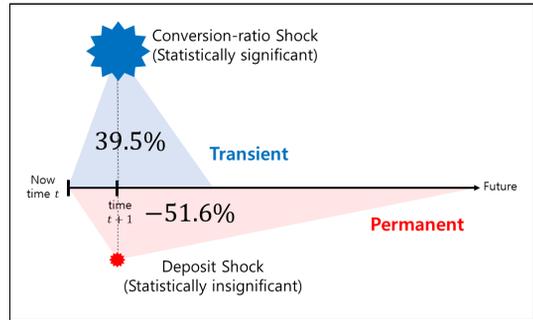
1. 학술적 시사점

본 절은 <Table 2>(단기)와 <Table 3>(장기)의 회귀 분석 결과를 비교하여 전세, 보증금, 전월세전환율의 변화가 시장에 미치는 동적 성질을 탐구한다.

첫째, 보증금의 예상하지 못한 변화(이하, 보증금 충격)는 영구적인 성질을 가진다(<Figure 5> 참조). 먼저 단기보증금증가율 Δd_{t+1} 에 대한 회귀계수 $b_d = -0.217$ 가 통계적으로 유의하지 않았음을 기억하자(<Table 2> 참조). 이 결과는 보증금의 단기 변화가 시장에 미치는 영향(즉, $var(\eta_t)$)이 크지 않음을 의미한다. 그러나 보증금 변화가 장기적으로 시장에 유의한 영향을 미치게 된다($\beta_2 b_d^{lr} = -51.6\%$; <Table 3> 참조). 이러한 동적 영향의 변화(유의→미미)는 전월세전환율 변화가 중요하다고 밝힌 김진기, 이현탁, 장봉규(2017)의 결과와 상반된다.

둘째, 전세가 충격은 상대적으로 보증금 충격에 비해 덜 영구적이다. 이유는 기대전세증가율의 장기 변동성($\beta_1 b_t^{lr} = -0.435$)이 10% 수준에서 유의하기 때문이다. 그래서 전세 변화가 시장에 미치는 영향은

Figure 5 _ Permanent and Transitory Shocks



Note: Each economic significance is represented by the size of shocks at time $t+1$.

보증금에 비해 크지 않음을 유추할 수 있다.

셋째, 전월세전환율 충격은 일시적이다(<Figure 5> 참조). 단기적으로 전월세전환율 변화가 시장에 큰 영향을 미치지만(<Table 2> 참조), 장기적으로는 영향이 유의하지 않기 때문이다(<Table 3> 참조). 이러한 동적인 영향의 변화(유의→미미)는 전월세전환율 변화가 중요하다고 밝힌 김진기, 이현탁, 장봉규(2017)의 결과와 상반된다.

결과가 상반되는 주요 이유는 선행 연구가 고려하지 않은 보증금의 영향일 것으로 추정한다. 여기에서 주목해야 할 점은 가격결정요인을 고려할 때 상대적인 관점에서 이해해야 한다는 것이다. 예컨대 분산분해(<식 15>)에서 보는 바와 같이, 좌변의 변동성 100%는 우변의 설명변수의 구성에 따라 설명 비중과 상대적인 중요도가 변할 수 있다. 그래서 김진기, 이현탁, 장봉규(2017)가 고려하지 않았던 보증금의 영향이 나머지 변수의 설명 비중과 중요도에 영향을 미칠 수 있다.²³⁾

참고로 위의 모든 해석은 어디까지나 모형에 기반을 둔 해석인 점을 유념해야 한다. 단기적으로 전월세

23) 또 다른 이유는 서로 다른 부동산 사이클을 다뤘기 때문임. 김진기, 이현탁, 장봉규(2017)은 2002년 4월부터 2015년 7월 동안 부동산 114(REPS) 데이터를 사용한 반면, 본 논문은 2015년 7월 이후의 데이터를 한국감정원에서 이용했음.

전환율은 동일 금리 상황에서 전세 및 월세보증금 등 영향을 직접적으로 받을 수 있다. 그러나 장기적으로는 모형에서 고려하지 못한 금리변화, 공급정책, 조세정책, 재건축정책 등 외부 요인에 의해 전체적으로 큰 영향을 받을 수 있다. 그러므로 추후 연구를 통해 외부요인에 의한 전월세전환율의 동적 추이를 심층 분석할 필요가 있다.²⁴⁾

2. 정책적 시사점

시장 안정화를 위해서는 기대 월세의 안정화가 필수이다. 이를 위해서는 월세를 구성하는 세 가지 요인인 (a) 전세, (b) 보증금, (c) 전월세전환율을 살펴봐야 한다. 참고로 전월세전환율은 주택임대차보호법시행령에 따라 상한 10%와 한국은행 기준금리+3.5% 중 낮은 비율을 곱한 월차임의 범위를 초과할 수 없다.

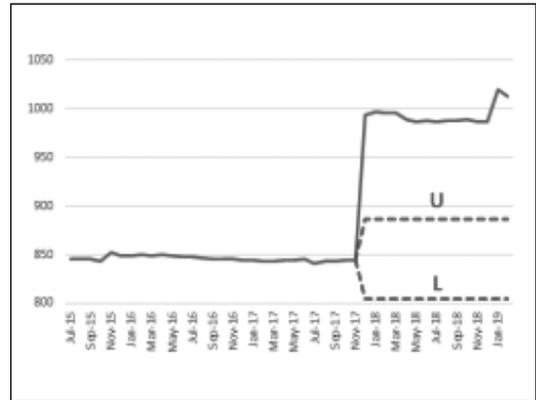
반면, 전세 및 보증금은 시장에서 수요-공급의 원리에 결정되기 때문에 정책적으로 통제하기 어렵다. 그래서 본 논문에서는 대안으로 「주택임대차보호법」 수정을 통한 기대 월세의 안정화 방안을 제안한다.

예를 들어 실질보증금(전세-보증금)의 변화가 크더라도 전월세전환율 조절을 통해 2017년 말에 발생했던 월세의 지나친 변동을 방지하는 것이다(<Figure 6> 참조).

$$L \leq \text{월세} = \frac{\text{전월세전환율} \times \text{실질보증금}}{12\text{개월}} \leq U$$

이 경우 정책당국자 및 부동산시장 전문가 협의체를 구성해서 시장에 주는 충격을 최소화하도록 전월세전환율의 범위를 정하는 노력이 필요하다. 왜냐하

Figure 6_Rent Stabilization Example



Note: Solid line indicates Seoul median monthly rent price (thousand won).

면 전월세전환율의 과도한 조정이 임대시장의 수요-공급 원리를 저해하여 전세·보증부월세시장의 불균형을 야기할 수 있기 때문이다.

회계항등식 <식 11>-<식 12>에서 보는 바와 같이, 모든 부동산 변수는 연결되어 있기 때문에, 한 변수의 통제는 반대급부로 다른 변수의 변화를 야기할 수 있다. 예컨대 전월세전환율의 변동성이 커지면서 시장에 악영향을 미치는 등 서민 주거 안정화에 악영향을 미칠 수도 있다. 그러나 전월세전환율 충격에 대한 본성(Nature)이 일시적이라면(V장 1절 참조), 주택 시장에 미치는 여파가 크지 않을 것으로 예상된다.

VI. 결론

본 논문은 주택시장의 가격결정모형을 제시하고, 시장 변수들의 동적 메커니즘을 규명하여 시장 안정화 방안에 대해 탐구했다.

이를 위해 본 논문에서는 월세를 전세, 보증금, 전월

24) 앞에서 언급한 바와 같이, 자산가격결정모형의 결과는 정보집합(η , Δj , Δd , Δl , h)에 의존함. 관련 의견을 주신 익명의 심사위원님께 감사의 말씀을 드림.

세전환율로 분해한 후, 공적분 관계에 있는 월세 대비 매매 비율을 활용하여 평균회귀의 크기를 비교·분석했다.

분석 결과, 월세보증금의 장기적인 변화가 시장의 변동성에 가장 큰 영향을 미쳤다.²⁵⁾ 일반적으로 임대·임차인은 주택임대차 거래를 할 때, 보증금에 대해 자유롭게 협의를 하는 편이다. 이런 협의에 따른 작은 조정이 '나비효과'라는 말처럼 궁극적으로 시장의 변동성을 심화시켜 서민 주거 안정화에 악영향을 미칠 수 있는 것으로 추정된다.

시장 안정화를 위해서는 월세를 구성하는 전세, 월세보증금, 전월세전환율의 추이를 유심히 관찰해야 한다. 그중에서 본 논문은 전월세전환율을 통해 월세의 지나친 변동을 방지하는 방안을 대안으로 제안한다.

본 논문의 해석은 다음 사항을 유의해야 한다. 특히, 실증분석은 2015년 7월부터 2019년 2월까지 샘플과 모형을 바탕으로 추정한 결과라는 점이다. 그래서 거시적인 측면에서 결과의 신뢰성을 얻고 일반화하기 위해서는, 상승기와 하락기를 포함한 장기 사이클(약 10년 이상)을 고려해야 할 필요가 있다.

비록 샘플 기간의 한계가 있지만, 향후 데이터가 좀 더 축적된다면, 위에서 언급한 장기 분석은 물론 지역별·자산별(예: 주택, 아파트, 상업용 상가 등)로 세분화하여 심층 분석을 할 수 있을 것으로 기대한다.

참고문헌 •••••

1. 관계부처 합동. 2018. 주택시장 안정대책. 9월 13일, 경제현안간담회.
Ministries' Cooperation. 2018. Rent-market stabilization. September 13, Economic-issue Conference.

2. 김순용. 2016. 임대·매매가격비율의 동적요소에 대한 분석. *부동산학연구* 22권, 2호: 41-56.
Kim Soonyong. 2016. Analysis of the dynamic factors of house price using rent-price ratio. *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association* 22, no.2: 41-56.

3. 김진기, 이현탁, 장봉규. 2017. 서울 아파트 매매가의 영구적·일시적 요인 분석. *부동산학연구* 23권, 1호: 19-37.
Kim Jingi, Lee Hyun-Tak and Jang Bong-Gyu. 2017. Permanent and transitory components of Seoul apartment prices. *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association* 23, no.1: 19-37.

4. 방송희. 2015. 주택 임대차시장 판단지표, 전월세전환율의 해석. *HF이슈리포트* 15-18호. 부산: 한국주택금융공사.
Bang Songhee. 2015. Rent market determinant, interpretation of the monthly rent conversion ratio. *HF Issue Report* 15-18. Busan: Korea Housing Finance.

5. 윤종만, 정의철. 2017. 전월세전환율 결정 요인과 주택금융정책이 미치는 영향. *한국주택학회 학술대회 발표논문집*: 125-140.
Yoon Jongman and Chung Eui-Chul. 2017. Determinants of Chonse-to-monthly-rent conversion rate and effects of housing financial policy. In *Proceedings of Korea Association for Housing Policy Studies*: 125-140.

6. 이충언. 2014. 매매가격 기대로 형성된 전세가격모형의 패널분석. *경제학연구* 62집, 1호: 29-53.
Lee Chung-eun. 2014. A panel analysis on the Chonse price model. *The Korean Journal of Economic Studies* 62, no.1: 29-53.

7. 정동준. 2008. Campbell-Shiller의 동태적 고든 모형이 한국의 아파트시장을 설명할 수 있는가? *주택연구* 16권, 4호: 71-105.
Jeong Dongjoon. 2008. Can Campbell-Shiller's Dynamic Gordon Model explain Korean apartment market? *Housing Studies* 16, no.4: 71-105.

8. 조선경제. 2019. 전세 보증금 분쟁 1년새 10배 급증, 2월 26일. *ChosunBiz*. 2019. Jeonse-Deposit conflict surges 10 times over the past year. February 26.

9. 조태진. 2015. 매매가대비전세가비율이 주택가격에 미치는 영향에 관한 연구. *부동산학연구* 21권, 2호: 57-69.
Cho Taejin. 2015. A study on the effect of Jeonse to purchase price ratio on the housing prices. *Journal of the Korea*

25) 참고로 2019년도 상반기 데이터를 추가해도 분석 결과 및 시사점은 유사하며, 수도권 및 지방 아파트의 결과도 유사한 경향성을 보임.

- Real Estate Analysts Association* 21, no.2: 57-69.
10. 한국감정원. <http://www.kab.co.kr/> (2019년 4월 15일 검색). Korea Appraisal Board. <http://www.kab.co.kr/> (accessed April 15, 2019).
 11. 황관석. 2018. 구조적 VAR 모형을 이용한 전월세전환율의 영향요인 분석. 국토연구 96권: 3-19.
Hwang Gwanseok. 2018. An analysis on the determinants of conversion rate to the monthly rent of Jeonse Price: A structural VAR approach. *The Korea Spatial Planning Review* 96: 3-19.
 12. Campbell, J. Y. 2003. Chapter 13 Consumption-based asset pricing. In *Handbook of the Economics of Finance 1, Part B*. eds. Constantinides, G. M., Harris, M. and Stulz, R. M., 803-887. Elsevier.
 13. Campbell, J. Y. and Shiller, R. J. 1987. Cointegration and tests of present value models. *Journal of Political Economy* 95, no.5: 1062-1088.
 14. _____. 1988. The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. *Review of Financial Studies* 1, no.3: 195-228.
 15. Campbell, S. D., Davis, M. A., Gallin, J., and Martin, R. F. 2009. What moves housing markets: A variance decomposition of the rent-price ratio. *Journal of Urban Economics* 66, no.2: 90-102.
 16. Cochrane, J. H. 2008. The dog that did not bark: A defense of return predictability. *The Review of Financial Studies* 21, no.4: 1533-1575.
 17. _____. 2011. Presidential address: Discount rates. *Journal of Finance* 66, no.4: 1047-1108.
 18. Leamer, E. E. 2002. *Bubble Trouble? Your Home has a P/E Ratio Too*. Los Angeles: UCLA Anderson Forecast.
 19. Larrain, B. and Yogo, M. 2008. Does firm value move too much to be justified by subsequent changes in cash flow? *Journal of Financial Economics* 87, no.1: 200-226.
 20. Gallin, J. 2008. The long-run relationship between house prices and rents. *Real Estate Economics* 36, no.4: 635-658.

-
- 논문 접수일: 2019. 9. 18.
 - 심사 시작일: 2019. 9. 26.
 - 심사 완료일: 2019. 12. 2.

요약

주제어: 현재가치모형, 분산분해, 아파트임대시장, 전월세전환율, 시장 안정화

본 논문은 한국 주택·임대시장의 현재가치모형을 개발했다. 모형을 실증적으로 분석하기 위해, 서울 아파트시장 데이터를 이용하여 매매가, 전세, 월세보증금, 전월세전환율로 구성된 로그 월세 대비 매매 비율 고안했다. 이 비율은 다음 달(단기) 전월세전환율 변화를 유의하게 예측한 반면, 장기적인 전월세전환율 변화는 유의하게 예측하지 못했다. 이 결과는 전월세전환율 변화(충격)가 일시적인 성질을 지니고 있어서 시간이 흐르며 그 충격이 누적되기 어렵기 때문

에 결국(장기) 자산의 가치에 큰 영향을 미치지 못함을 의미한다. 또한 월세 대비 매매 비율은 단기 월세보증금 변화를 유의하게 예측하지 못한 반면, 장기적인 변화는 유의하게 예측했다. 이 결과는 월세보증금 충격이 영구적 성질을 가지고 있어서 시간이 흐르며 그 충격이 누적되기 때문에, 결국 자산의 가치에 큰 영향을 미침을 의미한다. 그래서 주택·임대시장의 안정화를 위해서는 월세보증금의 움직임을 주의 깊게 관찰해야 할 필요가 있다.

A. 로그선형화 전개

먼저 <식 3>을 재정리하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 1 + H_{t+1} &= \frac{P_{t+1} + (J_{t+1} - D_{t+1}) \times L_{t+1}}{P_t} \\
 &= \left[1 + \frac{(J_{t+1} - D_{t+1}) \times L_{t+1}}{P_{t+1}} \right] \cdot \frac{P_{t+1}}{P_t} \\
 &= \left[1 + \frac{J_{t+1} \cdot L_{t+1}}{P_{t+1}} - \frac{D_{t+1} \cdot L_{t+1}}{P_{t+1}} \right] \cdot \frac{P_{t+1}}{P_t} \\
 &= [1 + \exp(jlp_{t+1}) - \exp(dlp_{t+1})] \cdot \frac{P_{t+1}}{P_t}
 \end{aligned}
 \tag{식 A-1}$$

여기에서 $jlp_t \equiv \ln(J_t \cdot L_t) - \ln(P_t)$ 는 매매 대비 전세현금흐름 로그비율, $dlp_t \equiv \ln(D_t \cdot L_t) - \ln(P_t)$ 은 매매 대비 보증금현금흐름 비율로 정의한다.

재정리한 <식 A-1>에 자연로그를 붙여서 다음과 같이 표현한다.

$$h_{t+1} = \ln(1 + \exp(jlp_{t+1}) - \exp(dlp_{t+1})) + p_{t+1} - p_t \tag{식 A-2}$$

여기에서 소문자는 로그변수를 의미한다(예: $p_t \equiv \ln(P_t)$, $j_t \equiv \ln(J_t)$, $d_t \equiv \ln(D_t)$). <식 A-2> 좌변의 로그수익률 $h_t \equiv \ln(1 + H_t)$ 은 두 개의 매매 대비 현금흐름 비율($J_t \cdot L_t / P_t$, $D_t \cdot L_t / P_t$)로 구성된 비선형함수이다. 로그선형화의 목적은 실증분석에 용이하게 비선형함수를 선형함수로 바꾸는 데 있다.

<식 A-2>와 같은 형태의 비선형함수 $\ln(1 + \exp(x) - \exp(y))$ 의 1차 테일러 전개(Taylor Expansion)는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 \ln(1 + \exp(x) - \exp(y)) &\approx \ln(1 + \exp(\bar{x}) - \exp(\bar{y})) + \frac{\exp(\bar{x})}{1 + \exp(\bar{x}) - \exp(\bar{y})} (x - \bar{x}) \\
 &\quad - \frac{\exp(\bar{y})}{1 + \exp(\bar{x}) - \exp(\bar{y})} (y - \bar{y})
 \end{aligned}
 \tag{식 A-3}$$

여기에서 \bar{x} 는 샘플기간 동안 x 변수의 산술평균이다. <식 A-3>을 이용하여 <식 A-2>를 전개하면 <식 A-4>와 같은 로그선형화 방정식이 나온다.

$$h_{t+1} \approx k + \rho_2(1/\rho_1 - 1) \cdot jlp_{t+1} - \rho_2(1/\rho_1 - 1/\rho_2) \cdot dlp_{t+1} + p_{t+1} - p_t \quad \text{<식 A-4>}$$

여기에서

$$\rho_1 = 1/(1 + \exp(\overline{jlp})) = \frac{\overline{P}}{\overline{P} + \overline{J} \cdot \overline{L}},$$

$$\rho_2 = 1/(1 + \exp(\overline{jlp}) - \exp(\overline{dlp})) = \frac{\overline{P}}{\overline{P} + \overline{J} \cdot \overline{L} - \overline{D} \cdot \overline{L}} > \rho_1$$

그리고 k 는 \overline{jlp} 와 \overline{dlp} 로 구성된 로그선형화 상수이다.

<식 A-4>을 재정리하여 <식 A-5>와 같이 표현한다.

$$h_{t+1} \approx k + \rho_2 \cdot \eta_{t+1} + \beta_1 \Delta j_{t+1} - \beta_2 \Delta d_{t+1} + \Delta l_{t+1} - \eta_t \quad \text{<식 A-5>}$$

여기에서 Δ 는 1차 차분(예: $\Delta j_t = j_t - j_{t-1}$),

$$\beta_1 = \frac{\rho_2(1 - \rho_1)}{\rho_1(1 - \rho_2)} = \frac{1}{1 - \overline{D}/\overline{J}} > 1,$$

$$\beta_2 = \frac{\rho_2 - \rho_1}{\rho_1 \rho_2 (1 - \rho_2)} = \frac{\overline{D}/\overline{J}}{1 - \overline{D}/\overline{J}} < 1$$

그리고 $\eta_t \equiv p_t - \beta_1 j_t + \beta_2 d_t - l_t$ 는 “(로그) 월세 대비 매매 비율(Log Price-rent Ratio)”로 정의한다. 월세 대비 매매 비율로 부르는 이유는 로그선형화를 통해 월세 $R_t = (J_t - D_t) \times L_t$ 를 세 개의 요소로 분해했기 때문이다.

$$r_t (\equiv \log(R_t)) = \beta_1 j_t - \beta_2 d_t + l_t$$

여기에서 분해비율은 다음과 관계식을 만족한다.

$$\beta_1 - \beta_2 = 1$$

다음, 로그선형화 오차가 크지 않다고 가정하고, <식 A-5>에 연속적으로 월세 대비 매매 비율을 대입한다.

$$\begin{aligned}
 \eta_t &= k + \rho_2 \cdot \eta_{t+1} + \beta_1 \Delta j_{t+1} - \beta_2 \Delta d_{t+1} + \Delta l_{t+1} - h_{t+1} \\
 &= k + \rho_2 (k + \rho_2 \cdot \eta_{t+2} + \beta_1 \Delta j_{t+2} - \beta_2 \Delta d_{t+2} + \Delta l_{t+2} - h_{t+2}) \\
 &\quad + \beta_1 \Delta j_{t+1} - \beta_2 \Delta d_{t+1} + \Delta l_{t+1} - h_{t+1} \\
 &= \dots \\
 &= \frac{k}{1 - \rho_2} + \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j \{ \beta_1 \Delta j_{t+1+j} - \beta_2 \Delta d_{t+1+j} + \Delta l_{t+1+j} - h_{t+1+j} \} + \lim_{j \rightarrow \infty} (\rho_2)^j \eta_{t+1+j}
 \end{aligned}$$

<식 A-6>

만약 합리적버블(Rational Bubble)이 없다면,

$$\lim_{j \rightarrow \infty} (\rho_2)^j \eta_{t+1+j} = 0 \quad \text{for } \rho_2 < 1$$

상수항($k/(1 - \rho_2)$)을 제외한 <식 A-6>의 사후(Ex-post) 현재가치모형은 다음과 같다.

$$\eta_t = \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j \{ \beta_1 \Delta j_{t+1+j} - \beta_2 \Delta d_{t+1+j} + \Delta l_{t+1+j} - h_{t+1+j} \}$$

이러한 사후 현재가치모형은 t 시점의 정보집합(Information Set)에서도 동일하므로, 사전 현재가치 모형으로 표현할 수 있다.

$$\eta_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j \{ \beta_1 \Delta j_{t+1+j} - \beta_2 \Delta d_{t+1+j} + \Delta l_{t+1+j} - h_{t+1+j} \}$$

<식 A-7>

여기에서 $E_t[\cdot]$ 은 t 시점 말 정보집합에서 예측된 조건부기댓값이다.

t 시점 말 정보집합은 $\eta_t, \Delta j_t, \Delta d_t, \Delta l_t, h_t$ 로 구성되어있다. 본 논문의 실증분석은 각 시점의 다섯 개의 정보들이 주택시장의 현황을 보여준다고 가정한다.

B. 분산분해

<식 6>의 분산분해는 사후 현재가치모형에서 시작한다.

$$\eta_t = \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j \Delta r_{t+1+j} - \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j h_{t+1+j}$$

<식 B-1>

<식 B-1>의 양변 η_t 의 샘플 평균을 빼서 양변의 평균을 0으로 맞춰준다. 참고로 평균값은 단순 절편(Intercept)로서 변수의 추계적(Stochastic) 움직임과 관련이 없다.

다음, 양변에 η_t 를 곱하고 비조건부기댓값을 취한다.

$$E[\eta_t^2] = E\left[\eta_t \times \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j \Delta r_{t+1+j}\right] - E\left[\eta_t \times \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j h_{t+1+j}\right] \quad \text{<식 B-2>}$$

<식 B-1>에서 샘플 평균을 빼줬기 때문에(즉, $E[\eta_t] = 0$), (공)분산공식은 다음을 만족하게 된다.

$$\begin{aligned} \text{var}(\eta_t) &= E[\eta_t^2] - E[\eta_t]^2 = E[\eta_t^2], \\ \text{cov}(\eta_t, X_t) &= E[\eta_t \cdot X_t] - E[\eta_t] \cdot E[X_t] \end{aligned}$$

(공)분산공식을 이용하여 <식 B-2>를 재전개하면, 최종적으로 <식 7>이 유도된다.

$$\text{var}(\eta_t) = \text{cov}\left(\eta_t, \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j \Delta r_{t+1+j}\right) - \text{cov}\left(\eta_t, \sum_{j=0}^{\infty} (\rho_2)^j h_{t+1+j}\right)$$

마찬가지 방법으로 <식 5>의 사전 현재가치모형에 분산분해를 적용하면 <식 8>을 구할 수 있다.

C. 장기회계항등식(<식 14>)의 이해

장기회계항등식 <식 14>에 대한 이해를 돕기 위해 (로그)전세증가율에 대한 k 시차 현재가치를 예로 제시한다.

$$\begin{aligned} \sum_{j=0}^k (\rho_2)^j \Delta j_{t+1+j} \\ = (a_j + b_j \cdot \eta_t + \epsilon_{t+1}^j) + \rho_2 (a_j + b_j \cdot \eta_{t+1} + \epsilon_{t+2}^j) + \dots \\ \dots + (\rho_2)^k (a_j + b_j \cdot \eta_{t+k} + \epsilon_{t+1+k}^j) \end{aligned} \quad \text{<식 C-1>}$$

<식 C-1>에 <식 C-2>에 나와있는 월세 대비 매매 비율에 대한 1차 자기회귀식(First-order Autoregressive)을 대입한다.

$$\eta_{t+1+k} = a_\phi + \phi \cdot \eta_{t+k} + \epsilon_{t+1+k}^\phi \quad \text{for } k = 0, 1, 2, \dots \quad \text{<식 C-2>}$$

상수와 오차를 제외한 장기 회귀계수에 대한 식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
& \sum_{j=0}^k (\rho_2)^j \Delta j_{t+1+j} \\
&= (a_j + b_j \cdot \eta_t + \epsilon_{t+1}^j) + \rho_2 \{ a_j + b_j \cdot (a_\phi + \phi \cdot \eta_t + \epsilon_{t+1}^\phi) + \epsilon_{t+2}^j \} + \dots \\
&\quad + (\rho_2)^k \{ a_j + b_j \cdot (a_\phi + \phi \cdot \eta_{t+k-1} + \epsilon_{t+k}^\phi) + \epsilon_{t+1+k}^j \}, \\
&= \text{상수부분} + b_j \times \{ 1 + \rho_2 \phi + (\rho_2 \phi)^2 + \dots + (\rho_2 \phi)^k \} \times \eta_t + \text{에러 부분}
\end{aligned}
\tag{식 C-3}$$

공비 $\rho_2 \phi$ 가 1보다 작으므로, <식 C-4>와 같이 정리가 가능하다.

$$\sum_{j=0}^k (\rho_2)^j \Delta j_{t+1+j} \equiv \text{상수 부분} + b_j \times \frac{\{ 1 - (\rho_2 \phi)^k \}}{1 - \rho_2 \phi} \times \eta_t + \text{에러 부분}
\tag{식 C-4}$$

극한을 통해 무한등비 급수로 표현하면 <식 14> 밑에 나와있는 장기 회귀계수가 유도된다.

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \sum_{j=0}^k (\rho_2)^j \Delta j_{t+1+j} = \text{상수 부분} + \frac{b_j}{1 - \rho_2 \phi} \times \eta_t + \text{오차 부분}$$

상수 부분은 전세의 추계적인 움직임과 관계없고, 오차 부분은 정의상 조건부기댓값을 취하면 0이 된다.