

# 한국 부동산 시장의 동태적 관계 분석\*

## Analysis of the Dynamic Relationship in the Korean Real Estate Market

김광용 Kim Gwangyong\*\*, 이현탁 Lee Hyun-Tak\*\*\*, 장봉규 Jang Bong-gyu\*\*\*\*

### Abstract

This study investigates the internal mechanisms of the Korean housing market, which exhibits complex dynamics due to its unique jeonse system. While prior research has largely focused on partial relationships such as sales-jeonse linkages, this study extends the Campbell-Shiller present value framework to decompose the price-to-rent ratio into four fundamental components: expected returns, the rent-jeonse conversion rate, jeonse prices, and monthly rent deposits. Moving beyond the conventional statistical assumptions of SVAR, the study introduces a novel methodology that imposes theoretical identities directly on the VAR system, thereby isolating the “pure” shocks to each component and tracing their dynamic propagation paths through the market. Empirical results show that shocks to expected returns generate a “decoupling” between sales and jeonse markets; shocks to the conversion rate reflect landlords’ “strategic pricing”; shocks to jeonse prices capture system-wide “deleveraging”; and shocks to monthly rent deposits serve as an ‘early warning indicator’ of fractures in the jeonse system. Each type of shock thus triggers qualitatively distinct transmission channels. By providing a new analytical framework that visualizes these dynamic interrelationships, the study highlights the importance for policymakers to monitor changes in relationships rather than in isolated prices.

**Keywords:** Present-Value Model, Price-to-Rent Ratio, Seoul Apartment Market, Jeonse, Vector Autoregressive, Impulse Response Function

## I. 서론

한국 부동산 시장의 변동성은 세계적으로 유례없는 ‘전세’ 제도로 인해 매우 독특한 동학을 보인다. 단순한 주거 형태를 넘어, 전세는 거대한 자본의 이동을 수반하며 매매시장과 임대차 시장을 연결하는 핵심 금융 메커니즘으로 작동한다. 이로 인해 주택

자산의 가치를 평가하는 핵심 지표인 가격-임대료 비율 (Price-to-Rent Ratio, 이하 P/R ratio) 역시 매매, 전세, 월세 시장 간의 복잡한 상호작용을 반영한다. 기존 연구들은 개별 시장 간의 관계나 가격 변동의 정태적 원인 규명에 기여했으나, 이들 시장을 하나의 통합된 시스템으로 보고 특정 충격에 대한 동태적 조정 과정을 분석한 연구는 부족하였다. 특히 가격-

\* 본 논문은 2025년도 가천대학교 교내연구비 지원에 의한 결과임(GCU-202502740001).

\*\* 포항공과대학교 산업경영공학과 박사후연구원(제1저자) | Postdoctoral Researcher, Dept. of Industrial and Management Engineering, POSTECH | Primary Author | apple7506@postech.ac.kr

\*\*\* 가천대학교 금융-빅데이터학부 조교수(교신저자) | Assistant Prof., Dept. of Finance and Big Data, Gachon Univ. | Corresponding Author | hyuntaklee@gachon.ac.kr

\*\*\*\* 포항공과대학교 산업경영공학과 교수 | Prof., Dept. of Industrial and Management Engineering, POSTECH | bonggyujang@postech.ac.kr

임대료 비율의 동일한 1% 변화가 전세가격 하락에 의해 발생했을 때와 월세 수익률 상승에 의해 발생했을 때 시장에 미치는 연쇄 반응이 어떻게 다른지를 명확히 구분하여 설명하지 못하였다.

본 연구는 가격-임대료 비율의 변동을 야기하는 근원적 요소를 네 가지(기대수익률, 전세가격, 월세보증금, 전월세전환율)로 분해하고, 각 요소에 발생한 '순수한(pure)' 충격이 시장 변수들에 미치는 동태적 파급경로를 규명하고자 한다. 본 연구의 핵심 기여는 Campbell-Shiller 현재가치모형을 한국의 전세 제도에 맞게 확장하여 매매, 전세, 월세 시장의 핵심 변수들을 하나의 이론적 틀 안에서 통합하고, 특정 충격이 발생했을 때 이 변수들이 어떻게 유기적으로 상호작용하며 조정되는지의 동태적 경로 전체를 종합적으로 시뮬레이션하는 방법론을 제시하고 적용한 것이다.

본 연구는 시장의 동태적 반응을 분석하기 위해, 전통적인 계량 모형과는 다른 접근법을 적용한다. 먼저 VAR(Vector Autoregression) 모형을 통해 시장의 평균적인 동학을 포착하고, 그로부터 벗어나는 예상치 못한 충격(unexpected shock), 즉 시스템의 예측 오차(innovation)에 집중한다. 이러한 충격의 파급 효과를 추적하기 위해, 본 연구는 SVAR 모형처럼 특정 변수가 외생적이라는 통계적 식별 가정을 부과하는 대신, 현재가치모형에서 파생된 회계적 항등식을 직접적인 이론적 제약으로 사용한다. 이 회계 항등식은 가격-임대료 비율의 변화가 반드시 미래 기대수익률과 현금흐름(전세, 월세)의 변화로 설명되어야 함을 의미하므로, 예상치 못한 충격이 발생했을 때 모든 시장 변수들이 이 제약하에서 서로 연계되어 함께 움직이도록 강제한다. 결론적으로, 이 방법론은 통계적 가정의 자의성에서 벗어나, 이론적으로 일관된 시스템 내에서 각 충격의 '순수한' 파급 효과를 분리해내고 그 전이 과정을 명확히 추적하는 것을 가능하게 한다.

본 연구의 실증분석 결과는 네 가지 충격이 시장을

어떻게 다르게 움직이는지를 보여준다. 첫째, 기대수익률 충격은 매매시장과 전세시장의 '분리(decoupling)'를 야기한다. 둘째, 전월세전환율 충격은 임대인의 전략적 가격 설정이 전세 수요를 자극하는 경로를 드러낸다. 셋째, 전세가격 충격은 금융시스템의 디레버리징(deleveraging) 과정과 유사한 동학을 형성한다. 마지막으로, 월세보증금 충격은 전세 시스템의 위험을 경고하는 선행지표 역할을 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 선행 연구를 검토하여 본 연구의 학문적 위치를 명시하고, 3장에서는 이론적 배경과 독창적 방법론을, 4장에서는 데이터를 설명한다. 5장에서는 VAR 시스템의 동태적 특성을 분석하고, 네 가지 특정 충격에 대한 실증분석의 결과를 제시한다. 6장에서는 결과의 종합적 의미와 정책적 시사점을 논의하고 연구의 한계와 후속 연구의 방향을 제안한다.

## II. 선행연구 고찰

### 1. 자산가치평가와 주택시장

모든 자산(asset)의 가치는 미래 기대 현금흐름을 적절한 할인율로 할인한 현재가치로 평가된다는 것이 자산가치평가이론의 핵심이다(Campbell and Shiller 1987; Cochrane 2011). 이와 같은 이론적 틀 안에서 자산 가격에 내재된 미래 수익률과 현금흐름의 변화를 추정하기 위해서는 시장에서 관측 가능한 대용치(proxy)가 필요하다. 주식시장에서 배당수익률(dividend-price ratio)이 그 역할을 수행하는 것처럼, 주택시장에서는 가격-임대료 비율이 그에 상응하는 핵심 지표로 활용된다(Leamer 2002).

Leamer(2002) 이후 P/R ratio는 주택시장의 과열 또는 저평가 여부를 판단하는 주요 가치평가지표로 자리 잡았으며, 이를 활용한 실증 연구가 활발히 진행

되었다(Davis, Lehnert and Martin 2008; Gallin 2008; Campbell, Davis, Gallin and Martin 2009).

## 2. 현재가치모형의 국내 적용 및 발전

한국 주택시장은 '전세'라는 독특한 제도로 인해 P/R ratio의 동학이 더욱 복잡하다. 이에 따라 국내 연구들은 Campbell and Shiller(1987)의 현재가치모형을 한국 실정에 맞게 변형하여 적용해왔다. 정동준(2008)과 김순용(2016)은 월세 기반의 임대수익률이 미래 주택수익률에 유의한 예측력을 가짐을 보였고, 김은영, 이현탁, 장봉규(2016)는 금융위기 이후 월세 충격의 영향력이 더욱 중요해졌음을 밝혔다. 나아가 김진기, 이현탁, 장봉규(2017)는 현재가치모형을 확장하여 매매가격, 전세가격, 그리고 두 시장을 연결하는 전월세전환율 간의 동태적 관계를 분석하였다.

이러한 연구 흐름의 정점에는 본 연구의 핵심 벤치마크가 되는 이현탁(2019)이 있다. 그는 기존 연구에서 하나의 변수로 취급되던 월세(rent)를 전세가격, 월세보증금, 전월세전환율이라는 세부 구성요소로 분해하여 현재가치모형을 재구성하였다. 그의 가장 큰 기여는 가격-임대료 비율의 분산이 미래 현금흐름(전세, 보증금, 전환율)과 수익률 중 어떤 요소의 예상치 못한 변화(news)에 대한 정보를 가장 많이 내포하고 있는지를 분해하여, 장기적으로 매매가격 변동에 가장 큰 영향을 미치는 요소가 월세보증금임을 밝혀낸 것이다. 즉, 그는 각 요소가 전체 가격 변동성에 '얼마나' 기여하는지를 규명하였다. 안지희(2018) 역시 유사한 방법론을 적용하여 주택가격 변동을 임대료 뉴스, 기대수익률 뉴스, 그리고 버블(bubble) 요소로 분해하는 연구를 수행하였다. 한편, 박현수, 김순용(2021)은 VECM(Vector Error Correction Model)을 이용하여 주택매매가격과 임대료 비율이 장기적으로 소득,

금리 등 거시경제 변수와 안정적인 균형 관계를 형성함을 밝히고 있다.

## 3. 선행연구의 한계와 본 연구의 위치

그러나 이들 선행연구는 중요한 정책적 및 학술적 함의에도 불구하고 명확한 한계를 갖는다. 안지희(2018)와 이현탁(2019)의 연구는 가격 변동성의 '원인'을 각 요소의 정태적 기여도로 분해하는 데 집중하여, 특정 충격이 발생했을 때 각 변수가 시간에 따라 '어떻게(how)' 상호작용하며 조정되는지의 동태적 과정을 보여주지 못한다. 또한, 박현수, 김순용(2021)의 연구는 변수 간의 데이터 기반 장기 균형 관계를 확인하는 데 초점을 맞추었을 뿐, 특정 충격에 대한 변수들의 동태적 반응 경로를 분석하지는 않았다. 기존의 다른 많은 연구 역시 변수 간의 동태적 관계를 분석하기 위해 통계적 식별가정에 기반한 SVAR 방법론을 주로 사용하였다(Lastrapes 2002; 전해정 2023). 박진백(2023)은 매매-전세 시장의 시간가변적 관계를 분석하여, 두 시장 간 인과성과 충격반응이 시기에 따라 달라진다는 점을 확인하였다. 그러나 이러한 관계 변화가 어떤 충격 유형에 의해 유발되는지, 그리고 각 충격 유형에 따라 시장 간 관계가 어떻게 질적으로 달라지는지에 대한 설명은 제공하지 못했다.

선행연구와의 근본적인 차별점은 바로 이 지점에서 드러난다. 본 연구는 각 요소의 변동성 기여도를 분석하거나 데이터 기반의 인과관계를 추정하는 것을 넘어, 특정 요소에 발생한 '순수한' 단위 충격(unit shock)이 시스템 전체에 미치는 동태적 반응을 이론적 제약(회계항등식)하에서 시뮬레이션한다. 이는 '어떤 변수가 더 중요한가?'라는 질문에서 '특정 변수의 충격은 어떤 고유한 파급 효과를 낳는가?'라는 질문으로의 전환을 의미하며, 이를 통해 시장의 내부 작동

메커니즘을 보다 깊이 있게 이해하는 것을 목표로 한다.

### III. 이론적 배경 및 연구 방법

#### 1. 현재가치모형(The Present-Value Model)

본 논문의 이론적 기반은 Campbell and Shiller (1987)의 현재가치모형을 한국의 독특한 임대차 시장에 맞게 확장한 이현탁(2019)의 연구를 따른다. 현재가치모형의 기본 아이디어는 주택의 가격-임대료 비율( $\eta_t$ )이 미래 임대료 증가율과 미래 수익률의 현재가치 합으로 표현된다는 것이다:

$$\eta_t \equiv p_t - r_t \approx E_t \left[ \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i (\Delta r_{t+1+i} - h_{t+1+i}) \right]$$

여기서  $p_t$ 는 로그 매매가격,  $r_t$ 는 로그 임대료,  $\Delta$ 는 차분 연산자,  $\rho$ 는 선형화 상수이다.  $h_t$ 는 로그 주택 총수익률( $h_t = \log(1 + H_t)$ )을 의미하며, 주택 총수익률( $H_{t+1}$ )의 정의는 다음과 같다:

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

Campbell and Shiller(1987)에 따르면, 이 현재가치모형이 성립하기 위한 핵심 조건은 가격-임대료 비율( $\eta_t$ )이 정상성(stationary)을 만족하는 것이다. <식 1>의 우변을 구성하는 모든 변수  $\Delta j$ ,  $\Delta d$ ,  $\Delta l$ ,  $h$ 가 정의상 I(0)이므로, 좌변의  $\eta_t$  역시 반드시 I(0)이어야 한다. 이는 수준(level) 변수인 로그 매매가격( $p_t$ )과 로그 임대료( $r_t$ ) 사이에 장기적으로 안정적인 균형 관계, 즉 공적분(cointegration) 관계가 통계적 검정이 아닌 이론적 필연성으로 존재해야 함을 의미한다. 본 연구는 4장에서 ADF 검정을 통해  $\eta_t$ 가 실제로 안정적임을 보여 이 이론적 관계가 데이터에서도 지지됨을 확인한다.

본 논문은 여기서 한 단계 더 나아가, 이현탁(2019)이 제시한 독창적인 로그선형화 접근법을 채택한다. 그는 임대료( $r_t$ )를 다시 전세가격( $j_t$ ), 월세보증금( $d_t$ ), 전월세전환율( $l_t$ )로 분해하여 다음과 같은 최종 항등식을 도출하였다. 이는 본 연구의 모든 분석이 출발하는 대전제가 된다:

$$\eta_t \approx E_t \left[ \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i (\beta_1 \Delta j_{t+1+i} - \beta_2 \Delta d_{t+1+i} + \Delta l_{t+1+i} - h_{t+1+i}) \right] \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

여기에서  $\eta_t = p_t - \beta_1 \cdot j_t + \beta_2 \cdot d_t - l_t$ 이고,  $\beta_1 - \beta_2 = 1$ 인 제약조건이 존재한다.

<식 1>은 가격-임대료 비율이 미래 현금흐름을 구성하는 각 세부 요소의 기대증가율과 기대수익률에 의해 결정됨을 보여준다. 여기서 계수  $\beta_1$ 과  $\beta_2$ 는 이현탁(2019)의 로그선형화 과정에 따라 다음과 같이 정의된다:

$$\beta_1 = \frac{1}{1 - \overline{D/J}}, \quad \beta_2 = \frac{\overline{D/J}}{1 - \overline{D/J}}$$

$\overline{D/J}$ 는 월세보증금-전세가격 비율의 샘플 평균을 의미한다. 직관적으로, 이 계수들은 전체 임대료(rent)에서 월세보증금의 기회비용이 차지하는 상대적 중요성을 반영하는 가중치로 해석할 수 있다. 자세한 유도과정은 이현탁(2019)의 연구 부록을 참조할 수 있다. 본 논문에서 사용된 변수 중 소문자 변수(e.g.,  $p_t, r_t$ )는 각 대문자 변수에 자연로그를 취한 값( $p_t = \log P_t$ )을 의미한다. 특히, 전월세전환율( $l_t$ )은 연이율( $L_t$ )을 12로 나눈 월이율( $L_t = l_t/12$ )에 로그를 취한 값이며, 전월세전환율의 정의는 다음과 같다:

$$l_t = \frac{R_t \times 12}{J_t - D_t}$$

## 2. VAR 모형과 두 가지 항등식

위 항등식을 분석하기 위해, 본 논문은 5개의 내생 변수로 구성된 제한된 VAR 시스템을 설정한다. 이 시스템은 5개의 개별 예측 회귀식으로 구성되지만, 각 회귀식의 설명변수가 오직 가격-임대료 비율( $\eta_t$ ) 하나로 동일하다는 점에서 일반적인 VAR와 차이가 있다. Cochrane(2008) 역시 유사한 구조(하나의 상태변수가 미래 변수들을 예측하는 회귀식들의 묶음)를 VAR로 지칭한 바 있다. 구체적인 모형은 다음과 같다(상수항 제외):

$$\begin{aligned} \eta_{t+1} &= \phi \cdot \eta_t + \epsilon_{t+1}^\phi, \\ \Delta j_{t+1} &= b_j \cdot \eta_t + \epsilon_{t+1}^j, \\ \Delta d_{t+1} &= b_d \cdot \eta_t + \epsilon_{t+1}^d, \\ \Delta l_{t+1} &= b_l \cdot \eta_t + \epsilon_{t+1}^l, \\ h_{t+1} &= b_h \cdot \eta_t + \epsilon_{t+1}^h \end{aligned}$$

이 VAR 시스템에서 오차항 벡터( $\epsilon_{t+1}$ )는 과거의 가격-임대료 비율( $\eta_t$ )만으로 예측되지 않는 모든 변동(innovations)을 포착한다. 본 논문의 분석은 이 예측 오차( $\epsilon_{t+1}$ )가 발생했을 때, <식 2>의 회계적 항등식 제약하에서 그 효과가 어떻게 시스템 전체로 전이되는지를 추적하는 데 초점을 맞춘다.

본 논문은 예측력 극대화가 아닌 이론 기반의 동학 분석을 목표로 하므로, 모형의 간결성과 해석의 명료성을 위해 VAR(1) 구조를 채택하였다. <부록 A>에서 상세히 논의한 바와 같이, 이 구조는 이론적으로 VAR(p)로 확장할 수 있으나 (1) Cochrane(2008) 등 주요 문헌의 선례, (2) 표본 수의 제약 그리고 (3) 무엇보다 5개 방정식 모두에서 AIC 및 BIC 정보 기준이 시차 1일 때 가장 우월하다는 실증적 근거에 의해 지지된다.

VAR 모형을 추정하면 계수  $[\phi, b_j, b_d, b_l, b_h]$ 와 오차항 벡터  $[\epsilon^\phi, \epsilon^j, \epsilon^d, \epsilon^l, \epsilon^h]$ 를 얻을 수 있으며, <식 1>의 현재가치 관계는 이 추정치들이 만족해야 하는

두 가지 항등식을 암시한다.

첫째는 계수 항등식(Coefficient Identity)이다. 이는 VAR 계수  $[\phi, b_j, b_d, b_l, b_h]$ 가 만족해야 하는 조건으로, 이 항등식을 이용하면 이현탁(2019)의 연구와 같이 각 변수의 충격이 미래 가격-임대료 비율의 변동성을 얼마나 설명하는지에 대한 분산분해 분석이 가능하다:

$$\beta_1 b_j - \beta_2 b_d + b_l - b_h = 1 - \rho \phi$$

둘째는 오차항 항등식(Innovation Accounting Identity)이다. 이는 예상치 못한 충격인 오차항 벡터의 각 요소가 만족해야 하는 선형 제약이다. 본 연구는 선행연구와 달리 바로 이 오차항 항등식에 초점을 맞춘다:

$$\rho \cdot \epsilon_t^\phi + \beta_1 \epsilon_t^j - \beta_2 \epsilon_t^d + \epsilon_t^l - \epsilon_t^h = 0 \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

결론적으로, 계수 및 오차항등식들은 각 시장 변수들이 독립적으로 움직일 수 없으며, 회계적으로 매우 긴밀하게 얽혀 있음을 보여준다. 본 연구의 접근법은 이러한 이론적 제약을 분석의 핵심으로 가져와 시장의 내부 동학(internal dynamics)을 탐구한다. 이는 특정 변수에 통계적 가정을 부과하여 인과관계를 추론하는 전통적 SVAR 접근법과 차별화되며, 이론에 기반을 두어 변수 간의 상호작용 메커니즘 자체를 규명하는 데 강점을 가진다.

## 3. 연구 방법: 이론 기반 시나리오 분석

<식 2>는 예상치 못한 가격-임대료 비율의 변화( $\epsilon^\phi$ )는 반드시 미래 현금흐름(전세가격, 월세보증금, 전월세 전환율)의 예상치 못한 변화와 미래 기대수익률의 예상치 못한 변화의 합으로 표현되어야 한다는 중요한 제약조건이다.

한편, 본 논문의 VAR 모형은 매매가격 변화율 ( $\Delta p_t$ )을 직접 포함하지 않는다. 하지만 가격-임대료 비율의 정의( $\eta_t = p_t - r_t$ )를 이용하여 매매가격의 충격반응을 복원할 수 있다. 위 정의에 따라 매매가격 충격( $\epsilon_t^p$ )은 가격-임대료 비율 충격( $\epsilon_t^p$ )과 월세 충격( $\epsilon_t^r$ )의 합( $\epsilon_t^p = \epsilon_t^p + \epsilon_t^r$ )으로 표현된다. 이때 월세( $r_t$ )는 각 구성요소 충격의 가중합( $\beta_1 \cdot j_t - \beta_2 \cdot d_t + l_t$ )이므로, 최종적으로 매매가격 충격은 VAR 시스템 내 변수들의 충격 조합으로 계산된다:

$$\epsilon_t^p = \epsilon_t^p + \beta_1 \cdot \epsilon_t^j - \beta_2 \cdot \epsilon_t^d + \epsilon_t^l$$

충격반응에 대한 본 논문의 핵심 방법론은 <식 2>의 오차항 항등식을 이용하여, 특정 형태의 불균형을 나타내는 가상적 시나리오를 구성하고 그 파급 효과를 추적하는 것이다. 이러한 접근법은 Cholesky 분해나 장기 제약과 같은 통계적 식별가정에 의존하는 전통적 SVAR이나, 데이터로부터 공적분 관계를 추정하는 SVEC 방법론과는 근본적으로 구별된다. 본 연구는 통계적 인과관계 식별이 아닌, 회계 항등식이라는 이론적 제약하에서 각 충격의 순수한 동태적 경로를 분해하는 ‘이론 기반 시나리오 분석’을 수행한다.

구체적으로, 본 논문은 가격-임대료 비율의 불균형 ( $\epsilon_t^p$ )이 오직 하나의 근원적 요소(기대수익률, 전세가격, 월세보증금, 전월세전환율)의 변화에 의해서만 발생하고 나머지 요인들은 변하지 않는 네 가지 ‘순수한’ 충격 시나리오를 구성한다. 각 시나리오를 구성하는 구체적인 충격 벡터의 수학적 정의는 분석의 명료성을 위해 충격반응분석 결과를 그래프와 함께 5장에서 제시할 것이다.

#### IV. 연구자료

본 논문은 한국부동산원 부동산통계시스템(R-ONE)과 통계청의 국가통계포털(KOSIS)에서 제공하는 월별 데이터를 사용하였으며, 분석 기간은 2015년 7월부터 2025년 6월까지 총 120개월이다.<sup>1)</sup> 구체적으로, R-ONE으로부터 서울 아파트의 중위 매매가격, 중위 전세가격, 중위 월세가격, 중위 월세보증금을 수집하였으며, KOSIS로부터 소비자물가지수(CPI)를 수집하여 모든 가격 변수를 실질 가격으로 변환하였다. 전월세전환율은 중위 변수를 바탕으로 변환율 공식에 따라 유도하였다(3장 1절 참조). VAR 모형에 투입된 최종 변수는 3장에서 정의한 바와 같이 가격-임대료 비율( $\eta_t$ ), 실질 전세가격 증가율( $\Delta j_t$ ), 실질 월세보증금 증가율( $\Delta d_t$ ), 전월세전환율 증가율( $\Delta l_t$ ) 그리고 주택수익률( $h_t$ )이다.

<표 1>은 모형에서 사용된 변수들의 기술통계량이다.

표 1 주요 변수의 기초 통계량

변수	$\eta_t$	$\Delta j_t$	$\Delta d_t$	$\Delta l_t$	$h_t$
평균	5.849	0.002	-0.002	-0.002	0.005
표준편차	0.142	0.021	0.035	0.026	0.019

주:  $\eta_t$ 를 제외한 변수들은 전월 대비 증가율을 나타냄.

3장에서 언급된 로그선형화 계수  $\beta_1$ 과  $\beta_2$ 는 본 연구의 샘플 기간 데이터에 포함된 월세보증금-전세 가격 비율(D/J)의 평균값을 이용하여 계산하였으며, 그 값은 각각 1.34와 0.34이다(3장 2절 참조). 그리고 선형화 상수  $\rho$ 는 0.9987로 연환산 시 약 0.9840에 해당한다.

3장에서 이론적으로 논의했듯이, 본 연구의 기반이

1) 본 연구의 핵심 변수인 ‘중위 월세가격’과 ‘중위 월세보증금’에 대한 시계열 데이터가 2015년 7월부터 공식적으로 공표되어 분석 시작 시점을 해당 시점으로 설정함.

되는 현재가치모형이 성립하기 위해서는 가격-임대료 비율( $\eta_t$ )이 정상성을 가져야 하며, 이는 곧 수준(level) 변수들이 공적분 관계에 있음을 의미한다. 이를 실증적으로 확인하기 위해 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정을 실시하였다.

검정 결과 VAR 모형에 투입되는 모든 변수는 1% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하여 모두 안정적인 시계열임을 확인하였다(〈표 2〉 참조).

이는 본 연구의 VAR 모형 설정이 통계적으로 타당함을 뒷받침한다. 특히, 가격-임대료 비율( $\eta_t$ )이 장기 평균을 중심으로 회귀하는 정상적 시계열의 특성을 보이는 것은 〈그림 1〉을 통해 직관적으로 확인할 수 있다.

표 2 ADF 단위근 검정 결과

변수	t-통계량	1% 유의수준	판정
가격-임대료 비율	-2.794	-3.486	안정
실질 전세증가율	-8.250	-3.486	안정
실질 보증금증가율	-10.727	-3.486	안정
전월세전환율 증가율	-9.100	-3.486	안정
주택수익률	-9.017	-3.486	안정

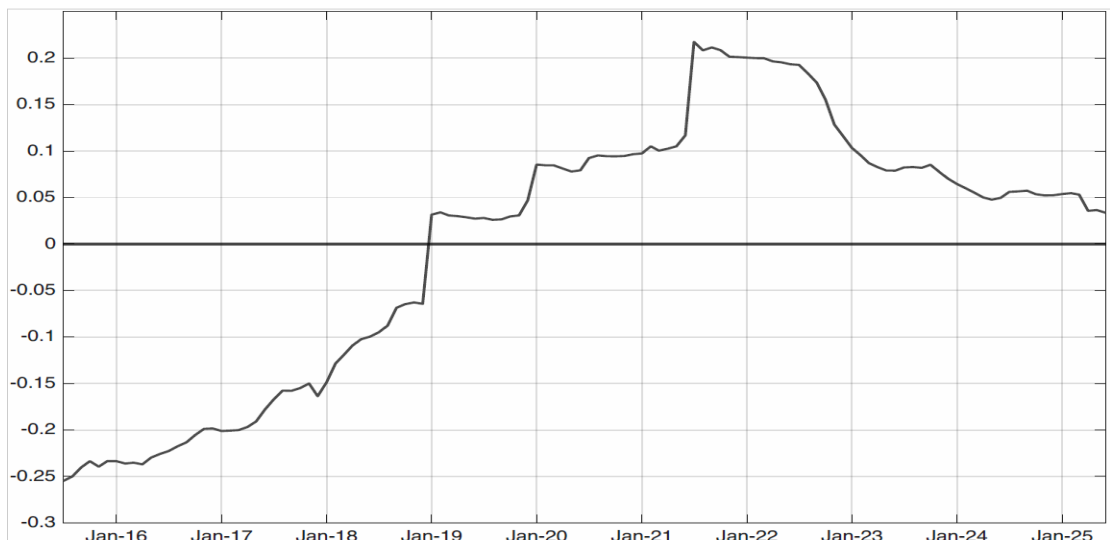
구체적으로, 샘플 기간 초반부터 가격-임대료 비율이 계속 상승하다가 21년 말 기준으로 점차 하락하는 모습을 보여주고 있다. 이 움직임은 〈식 1〉에 따라 미래 전세가격 증가율, 월세보증금 증가율, 전월세 전환율 증가율, 수익률에 대한 정보를 포함하고 있다.

### V. 실증분석 결과

본격적인 충격반응분석에 앞서, 이하에서 제시될 네 가지 '순수 충격' 시나리오에 대한 공통적인 사항을 먼저 설명한다.

첫째, 각 시나리오에서 변수들의 초기 충격 크기가 다르게 설정된 것을 볼 수 있다. 이는 임의적인 것이 아니라, 3장에서 설명한 오차항 항등식(〈식 2〉 참조)을 만족시키기 위한 필연적인 이론적 결과이다. 즉, 핵심 외생 충격( $\epsilon^{\phi}$ )을 1 또는 -1로 설정했을 때, 다른 변수들의 초기 충격 값은 회계 항등식에 의해 자동적으로 결정되며, 이 충격의 크기 자체가 분석의 중요한 일부이다.

그림 1 '가격-임대료 비율(log price-rent ratio)' 시계열 추이



주: 〈표 1〉에서  $\eta_t$ 의 평균값을 제외하고 그림을 그린 것임.

둘째, 충격반응의 통계적 유의성 판단은 높은 지속성을 가진 변수가 포함된 VAR 모형의 특수성을 고려해야 한다. 표준적인 신뢰구간 추정 방법의 한계와 이를 극복하기 위한 본 연구의 Sieve Bootstrap 접근법, 그리고 대표적인 신뢰구간 분석 결과는 <부록 B>에 상세히 기술하였다. 본문에서는 분석의 핵심 논리에 집중한다.

셋째, VAR 모형에서 레벨 변수들의 동태적 반응을 해석하는 데 있어, 증가율 형태의 변수를 사용하는 경우 레벨 변수의 움직임은 다음의 누적합 형태로 나타낼 수 있다. 특정 변수  $X_t$ 의 변화율이  $\Delta X_t$ 로 주어졌을 때, 레벨 변수  $X_t$ 는 다음과 같이 변화율의 누적합으로 계산된다:

$$X_t = X_0 + \sum_{i=1}^t \Delta X_i$$

본 연구의 충격반응함수 하단 패널에 제시된 레벨 변수들은 이러한 누적 효과를 나타내며, 이는 초기 충격 이후 변수들의 장기적인 경로를 이해하는 데 중요한 정보를 제공한다.

### 1. VAR 시스템의 동태적 특성

충격반응분석이라는 ‘모의실험’에 앞서, 본 논문을 위해 구축한 VAR 모형 자체가 현실 데이터를 얼마나 잘 설명하는지, 그리고 시스템의 평균적인 동학은 어떠한지를 먼저 점검한다. <표 3>은 3장에서 제시한 VAR(1) 모형의 추정 계수를 보여준다.

분석 결과, 세 가지 중요한 특징이 확인되었다. 첫째, 가격-임대료 비율( $\eta_t$ )의 자기회귀계수가 0.981로 1에 가까워, 높은 지속성(persistence)을 보였다. 둘째, 수익률( $h_{t+1}$ ) 방정식에서  $\eta_t$ 의 계수가 통계적으로 유의한 음수(-0.029, t=-2.474)로 나타나, 가격-임대료 비율이 높을수록 미래 수익률이 낮아지는 ‘수익률

표 3 VAR(1) 모형 추정 결과

종속변수	독립변수 계수	s.e.	t(b)	R <sup>2</sup> (%)
$\eta_{t+1}$	0.981	0.008	130.382	98.93
$\Delta j_{t+1}$	-0.018	0.014	-1.319	1.50
$\Delta d_{t+1}$	0.020	0.023	0.884	0.66
$\Delta l_{t+1}$	0.022	0.016	1.399	1.45
$h_{t+1}$	-0.029	0.012	-2.474	4.50

주: 이분산성 보정 표준오차(Heteroskedasticity-correlated Standard Error) 활용.

예측력(return predictability)이 존재함을 확인하였다. 셋째, 임대료의 각 구성요소( $\Delta j_{t+1}, \Delta d_{t+1}, \Delta l_{t+1}$ ) 방정식에서  $\eta_t$ 의 계수는 모두 통계적으로 유의하지 않았다(t-통계량이 각각 -1.319, 0.884, 1.399로 5% 유의수준 미만). 본 논문은 이러한 시장의 평균적인 동학을 바탕으로 충격반응함수 분석을 수행한다 (<표 3> 참조).

### 2. 기대수익률 충격: 투기적 과열과 시장 분리

본 절에서는 ‘기대수익률 충격’의 파급 효과를 분석한다. 이 충격은 오직 미래 수익률에 대한 기대의 예기치 못한 상승( $\epsilon^h = \rho$ )만으로 가격-임대료 비율의 불균형( $\epsilon^\phi = 1$ )이 발생하는, 다른 모든 현금흐름의 변화가 없는( $\epsilon^j = \epsilon^d = \epsilon^l = 0$ ) 순수한 시나리오를 가정한다. <식 2>의 항등식 하에서, 1단위의 가격-임대료 비율 충격이 다른 현금흐름의 변화 없이 오직 수익률 충격만으로 상쇄되려면, 해당 수익률 충격은 반드시  $\rho$ 의 값을 가져야 한다:

$$[\epsilon^\phi, \epsilon^j, \epsilon^d, \epsilon^l, \epsilon^h]' = [1, 0, 0, 0, \rho]'$$

이후 각 변수는 VAR(1) 시스템의 동태적 특성에 따라 새로운 균형을 찾아가게 되며, 본 논문은 그 경로를 추적한다. 구체적으로,  $t$ 시점의 변수 벡터가  $X_t$ 이고, 추정된 VAR 계수 행렬이  $\Phi$ 일 때,  $k$  시점

이후의 충격반응은  $X_{t+k} = \rho^k X_t$ 로 계산된다. 본 연구의 충격반응함수는 이 경로를 시각화한 것이다.

현실적으로 이는 임대료 등 현재의 현금흐름 변화 없이, 미래 가격 상승에 대한 기대감(예: 재건축 기대, 규제 완화 등)이 높아져 매매가격이 상승하는 상황과 가장 유사하다. 이러한 기대감은 재건축 가능성 증대나 규제 완화와 같은 합리적 요인, 혹은 시장의 과열 심리와 같은 비합리적 요인 모두에 의해 촉발될 수 있으며, 본 고에서는 이러한 현상을 포괄하여 '투기적 수요'의 형태와 유사한 것으로 간주한다.

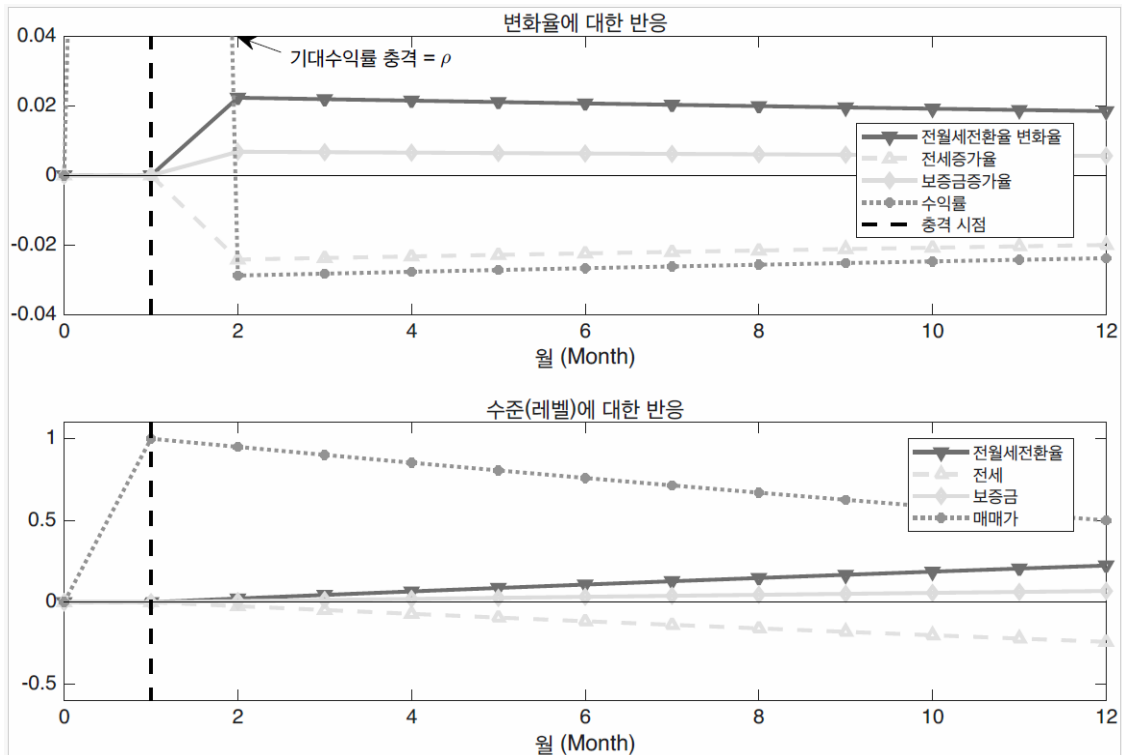
이에 대해 시장에서는 두 가지 상충하는 가설이 존재할 수 있다. 첫째, '동조화 가설'은 매매가 상승 기대감이 전세 수요까지 자극하여 가격이 동반 상승하는 것이다. 둘째, '분리 가설'은 매매시장의 버블이 임대인의 위험회피 심리와 임대인의 매각 기회비용을 자극하여

전세 수요와 공급을 모두 위축시키고, 결국 가격 하락을 유발하는 것이다.

〈그림 2〉는 두 상충하는 가설에 대한 실증적 분석 결과를 보여준다. 상단 패널은 변수들의 증가율 반응을 나타내는데,  $t = 1$ 시점에 기대수익률 충격( $\epsilon^b = \rho$ )이 발생하면 매매가격 증가율(수익률)은 양(+의) 반응을 보이는 반면, 전세가격 증가율은 음(-)의 반응을 즉각적으로 보인다. 이러한 상반된 증가율의 반응이 누적된 결과는 하단 패널의 레벨 변수 그래프에 나타난다. 매매가격은 혹(hump-shaped) 모양으로 상승 후 하락하는 전형적인 반응을 보이는 반면, 전세가격은 분석 기간 내내 뚜렷한 반등 없이 지속적으로 하락하는 경로를 보인다. 이는 두 시장의 가격 경로가 명백히 분리됨을 의미한다.

이러한 가격 경로의 분리는 '분리 가설'을 지지하며,

그림 2 기대수익률 충격에 대한 충격반응함수(전세, 보증금, 전월세전환율 고정)



이는 각기 다른 재무 포지션에 있는 시장 참여자들의 합리적이지만 상충하는 반응의 총합으로 해석할 수 있다. 첫째, '투자자(investor)'로서의 매수자는 기대 수익률 상승을 자본 이득 획득의 기회로 인식하여 매매 수요를 증가시킨다. 둘째, 전세보증금이라는 부채를 안고 있는 '채무자(debtor)'로서의 임대인은, 가격 변동성 확대를 보증금 반환 리스크 증가로 인식하여 전세 공급을 축소하려는 유인을 갖는다. 셋째, 자산 가격 하락 위협에 노출된 '위험회피자(risk-avertter)'로서의 임차인은, 자본 이득의 기회는 없는 반면 보증금 손실 위험은 커진 전세 계약의 매력도가 하락했다고 판단하여 전세 수요를 줄이게 된다. 따라서 관찰된 디커플링 현상은 비합리성의 증거가 아니라, 서로 다른 재무적 이해관계에 따른 합리적 선택의 결과이다.

표 4 기대수익률 충격 결과

변수	반응 방향	반응 형태	해석
매매가격	+	혹 모양	투기적 수요 유입 후 조정
전세가격	-	즉각적, 지속적 하락	위험 회피 및 매물 잠김

결론적으로, 매매가격 상승기에 관측되는 전세가의 안정 혹은 하락은 결코 '시장 안정'의 신호가 아니다. 이는 동일한 기대수익률 충격에 대해 매매시장은 자산 가치 상승 기회로, 전세시장은 잠재적 위험 증가로 인식하는 '재무 포지션의 충돌'이 발생하여 두 시장이 분리되는 현상으로 해석할 수 있다. 따라서 정책 입안자들은 매매가격과 전세가격의 동향을 개별적으로 해석하기보다, 두 시장 간의 상호작용과 그 이면에 있는 재무적 동기를 종합적으로 고려해야 한다(〈표 4〉 참조).

### 3. 전월세전환을 충격: 거시경제 신호인가? 임대인의 전략인가?

본 절에서는 '전월세전환을 충격'의 파급 효과를 분석한다. 이 충격은 오직 전월세전환율의 예상치 못한 상승( $\epsilon^l = \rho$ )만으로 가격-임대료 비율의 불균형( $\epsilon^\phi = -1$ )이 발생하는 순수한 시나리오를 가정한다:

$$[\epsilon^\phi, \epsilon^j, \epsilon^d, \epsilon^l, \epsilon^b]' = [-1, 0, 0, \rho, 0]'$$

현실적으로 이는 시장금리 상승과 같은 거시적 요인, 혹은 임대인의 월세 선호 증가와 같은 미시적 요인으로 인해 전월세전환율이 상승하는 상황에 해당할 수 있다. 이는 다음과 같은 딜레마를 야기한다: 전월세 전환율 상승은 시장금리 상승을 반영하는 거시경제적 요인일까, 아니면 임대인들의 행동 변화가 만들어내는 독립적인 요인일까?

〈그림 3〉은 전월세전환을 충격에 대한 두 가지 상충하는 가설에 대한 실증적 증거를 제시한다. 상위 패널에서,  $t = 1$  시점에 전월세전환율 충격( $\epsilon^l = \rho$ ) 발생 시, 전세가격 증가율은 즉각적으로 양(+)의 값으로 상승하는 반면, 월세보증금 증가율은 음(-)으로 하락한다. 이는 월세 시장의 임차 부담이 전세 시장으로 이전되는 현상을 보여준다. 하위 패널의 레벨 그래프는 이러한 변화가 누적되어, 전세가격과 매매가격이 동반 상승하고 월세보증금은 하락하는 결과를 명확히 보여준다.

이러한 실증 결과는 '거시경제 신호설'보다는 '임대 전략 변화설'을 지지한다. 만약 전월세전환율 상승이 시장금리 상승과 같은 거시경제적 요인을 반영했다면, 자금 조달 비용 증가로 인해 매매 및 전세 가격 전반에 하방 압력이 나타났어야 한다. 그러나 관찰된 결과는 정반대이다. 이는 임대차 시장 내부의 미시적 동학, 즉 임대인의 월세 선호 전략으로 인해 월세 임차인의 부담이 가중되고, 이 수요가 대체재인 전세 시장으로

이동하면서 전세 및 매매 가격의 동반 상승을 유발 했음을 시사한다. 따라서 전월세전환율은 단순한 금리 변동의 대리 지표가 아니라, 임대차 시장의 구조적 변화와 수급 불균형을 반영하는 중요한 지표로 해석 될 수 있다.

표 5 전월세전환율 충격 결과

변수	반응 방향	반응 형태	해석
매매가격	+	점진적 상승	전세 수요 증가의 파급 효과
전세가격	+	즉각적 상승	월세 수요의 전세 전환
월세보증금	-	즉각적 하락	보증부 월세에서 전세로 이동

결론적으로, 전월세전환율의 상승은 단순한 시장 금리의 변동을 반영하기보다, 임대차 시장 내부의 구조적

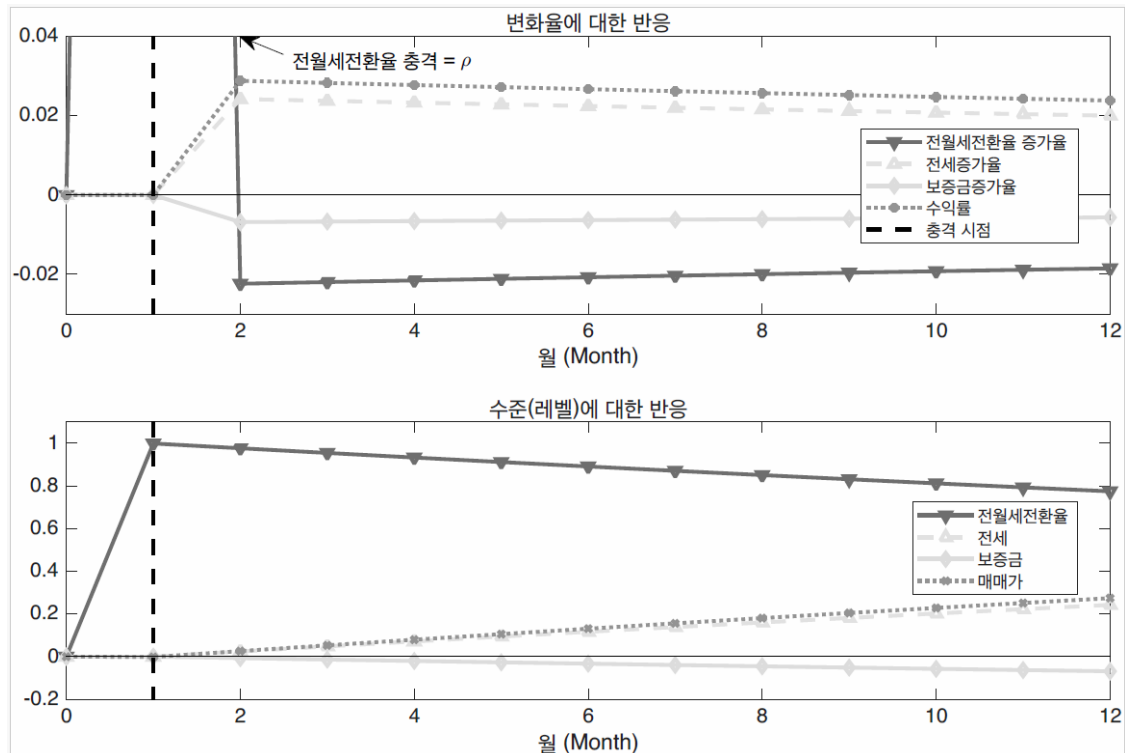
변화, 즉 임대인의 월세 선호 강화와 그에 따른 임차인의 전세시장으로의 이동을 더 강하게 시사한다. 이는 전세와 월세의 대체 관계가 시장 동학을 이해 하는 중요한 요인임을 의미하며, 전월세전환율이 임대차 시장의 수급 상황을 판단하는 유용한 선행 지표로 활용될 수 있음을 보여준다(표 5) 참조.

#### 4. 전세가격 충격: 유동성 위기인가? 수요의 전환인가?

본 절에서는 '전세가격 충격'의 파급 효과를 분석한다. 이 충격은 오직 전세가격의 예상치 못한 하락 ( $\epsilon^j = -\rho/\beta_1$ )만으로 가격-임대료 비율의 불균형 ( $\epsilon^\phi = 1$ )이 발생하는 순수한 시나리오를 가정한다:

$$[\epsilon^\phi, \epsilon^j, \epsilon^d, \epsilon^l, \epsilon^h]' = [1, -\rho/\beta_1, 0, 0, 0]'$$

그림 3 전월세전환율 충격에 대한 충격반응함수(전세, 보증금, 수익률 고정)



현실적으로 이는 역전세난과 같이 전세 시장 자체의 리스크가 부각되는 상황에 해당한다. 이러한 상황은 다음과 같은 질문을 던진다. 전세가격 하락이 매매시장에 부정적 영향을 미칠 것인가, 아니면 긍정적 영향을 미칠 것인가?

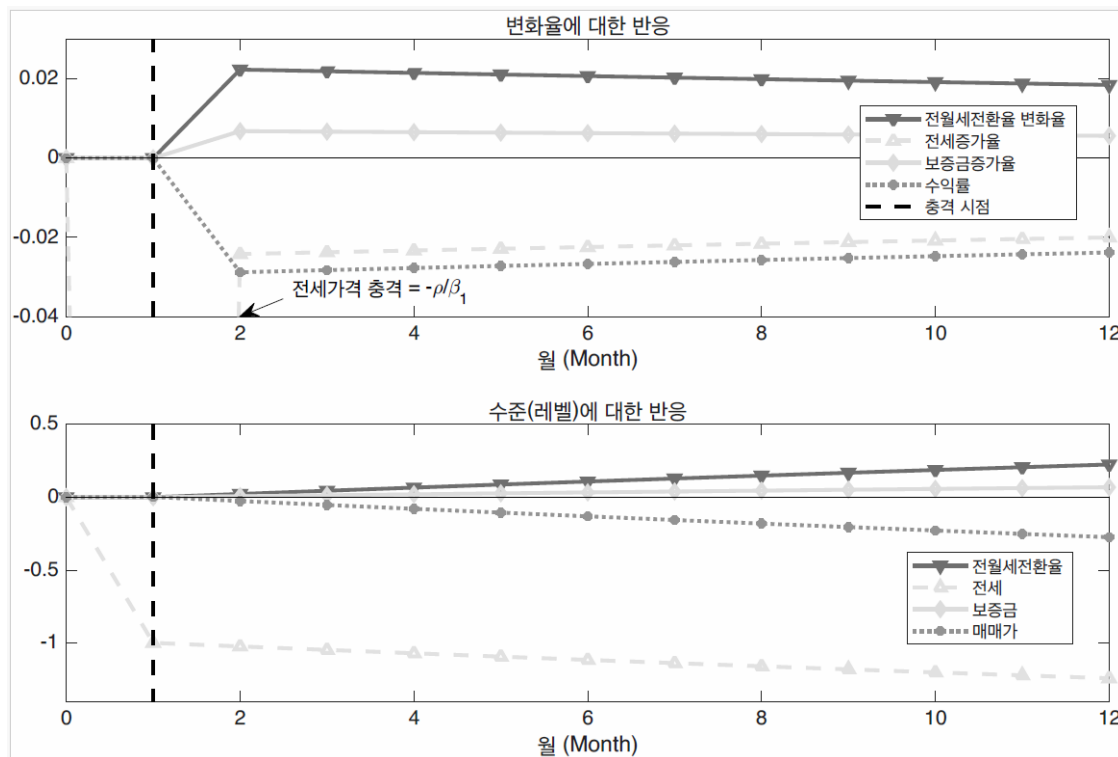
첫째, 전세가 하락이 갭투자자의 자금 조달에 압박을 가하며, 보증금 반환 압박으로 인한 자산 매각이 매매 가격에 하방 압력을 가할 수 있다. 둘째, 전세 제도의 위험성이 증가하면서, 전세 수요가 매매 수요로 전환되어 매매가격을 지지하거나 상승시킬 가능성이 있다.

〈그림 4〉는 전세가격 충격에 대한 두 가지 상충하는 가설에 대한 실증적 증거를 제시한다. 상단 패널의 증가율 그래프를 보면,  $t = 1$ 시점의 전세가격 충격 ( $\epsilon^j = -\rho/\beta_1$ ) 발생과 동시에 수익률 증가율 또한 즉각적으로 음(-)의 값으로 급락하며, 매매가격 증가율

역시 음(-)으로 전환되는 것을 확인할 수 있다. 이러한 증가율 변화가 누적된 결과는 하단 패널의 레벨 변수 그래프에 나타난다. 전세가격은 충격 이후 급격하고 지속적으로 하락하며, 매매가격 역시 전세가격과 거의 동시에 급락하는 뚜렷한 동조화 현상을 보인다.

이러한 실증 결과는 ‘소유 전환 효과’보다는 ‘유동성 경색 효과’를 강력하게 지지한다. 전세가격의 급락은 갭투자자에게 핵심 자금 조달원인 전세보증금 레버리지가 막히는 ‘신용경색’을 의미한다. 보증금 반환 압박에 직면한 임대인들은 자산을 강제로 매각할 유인이 커지며, 이는 매매 시장에 막대한 하방 압력으로 작용한다. 일부 임차인들이 전세 시스템의 리스크를 인지하고 매매 수요로 전환하려는 ‘소유 전환 효과’는 존재할 수 있으나, 유동성 위기에 처한 임대인들의 강제 매각 압력을 상쇄하기에는 역부족임을

그림 4 전세가격 충격에 대한 충격반응함수(전월세전환율, 보증금, 수익률 고정)



시사한다. 따라서, 역전세난은 단순한 임대차 시장의 문제를 넘어, 자산시장 전체의 디레버리징을 촉발하는 금융 리스크의 성격을 띠고 있다고 해석하는 것이 타당하다.

표 6 전세가격 충격 결과

변수	반응 방향	반응 형태	해석
매매가격	-	동반 급락	갭투자자 디레버리징, 강제 매각
전세가격	-	(충격)	유동성 위기의 시작

결론적으로, 전세가격의 급락은 일부 수요를 매매 시장으로 전환시키는 효과보다, 전세보증금을 레버리지로 활용한 갭투자자의 유동성을 경색시켜 매매 시장까지 동반 하락시키는 효과가 훨씬 크다는 것을 의미한다. 이는 역전세난이 단순한 임대차 시장의 문

제를 넘어, 자산시장 전체의 디레버리징을 촉발하는 금융 리스크의 성격을 띠고 있음을 시사한다(표 6) 참조).

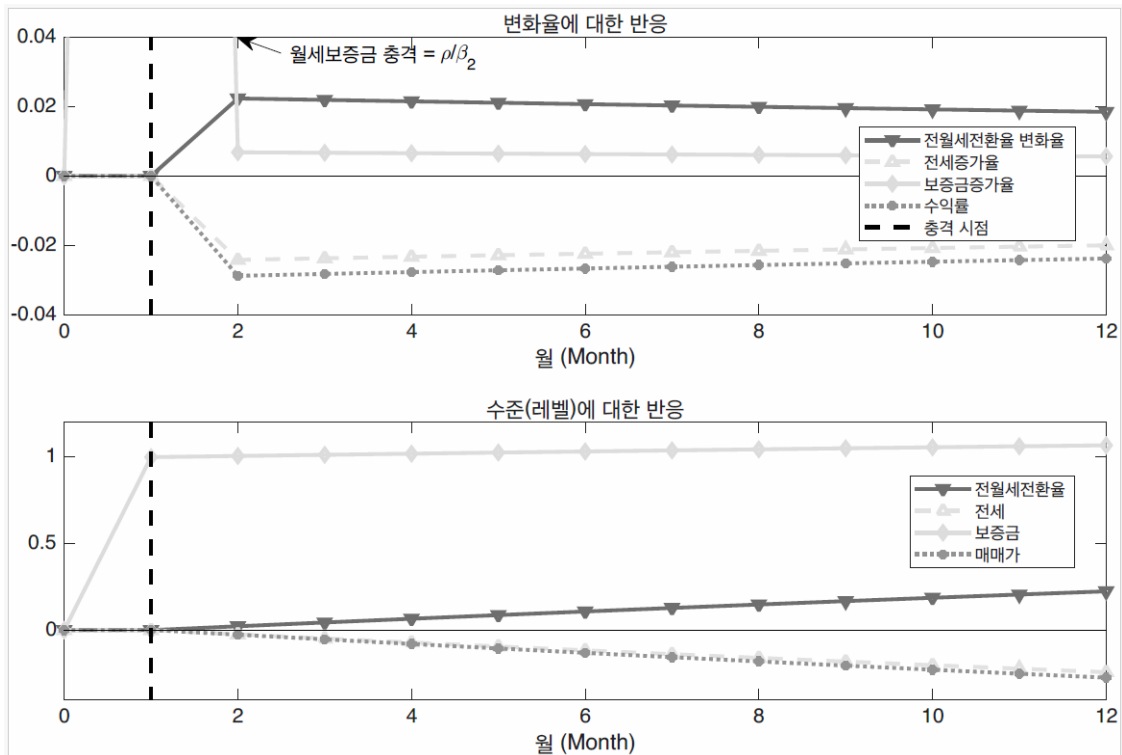
### 5. 월세보증금 충격: 건조한 수요인가? 시스템 균열의 신호인가?

마지막으로 '월세보증금 충격'의 파급 효과를 분석한다. 이 충격은 오직 월세보증금의 예상치 못한 상승( $\epsilon^d = \rho/\beta_2$ )으로만 가격-임대료 비율의 불균형( $\epsilon^\phi = 1$ )이 발생하는 순수한 시나리오를 가정한다:

$$[\epsilon^\phi, \epsilon^j, \epsilon^d, \epsilon^l, \epsilon^h]' = [1, 0, \rho/\beta_2, 0, 0]'$$

현실에서 이는 전세의 월세화 현상이 가속화되는 상황에 해당한다. 이는 다음과 같은 딜레마를 제기

그림 5 월세보증금 충격에 대한 충격반응함수(전세, 전월세전환율, 수익률 고정)



한다. 월세보증금의 상승이 시장에 어떤 영향을 미칠까?

첫째, 보증부 월세 시장 활성화는 임대 수요가 증가했다는 증거이며, 이는 장기적으로 주택 자산 가치를 지지할 수 있다. 둘째, 보증금 상승이 전세 시스템의 변화를 반영하며, 전세가 흔들리므로 매매 가격에 영향을 미칠 수 있다.

〈그림 5〉는 월세보증금 충격이 야기하는 딜레마에 대한 실증적 단서를 제공한다. 상단 패널의 증가율 그래프를 보면,  $t = 1$ 시점에 충격( $\epsilon^d = \rho/\beta_2$ ) 발생 시 전세가격 증가율이 즉각적으로 음(-)의 값으로 하락하며, 수익률 또한 음(-)으로 전환된다. 이러한 증가율 변화가 누적된 결과는 하단 패널의 레벨 변수 그래프에 나타난다. 월세보증금의 상승에도 불구하고, 전세가격과 매매가격은 뚜렷한 동반 하락 경로를 보인다. 이는 두 시장이 월세보증금 상승을 긍정적 신호로 받아들이지 않음을 보여준다.

이 결과는 시스템 변화 메커니즘이 시장에 더 큰 영향을 미침을 나타낸다. 시장 참여자들은 월세보증금 상승을 ‘견조한 수요’가 아닌 ‘전세 시스템의 변화’라는 신호로 해석하는 것이다. 이는 전세 시장의 리스크 회피 심리가 자산시장 전반으로 확산되는 과정으로 해석할 수 있다. 따라서 월세보증금의 증가는 전세 시스템의 변화를 나타내는 지표로 볼 수 있다. 이는 전세의 월세화라는 대체 관계의 변화가 향후 시장의 방향성을 예고하는 선행지표로 작용함을 보여준다.

표 7 월세보증금 충격 결과

변수	반응 방향	반응 형태	해석
매매가격	-	동반 급락	전세 시스템 균열 신호 확산
전세가격	-	동반 급락	전세 수요 이탈

결론적으로, 월세보증금의 상승은 견조한 임대 수요의 신호가 아니라, 전세의 월세화라는 구조적

전환 속에서 전세 시스템의 매력도가 감소하고 있음을 시사하는 중요한 지표로 해석되어야 한다. 이는 향후 시장의 방향성을 예고하는 선행지표로서의 가능성을 가지며, 정책 입안자들이 임대차 시장의 구조적 변화를 면밀히 관찰해야 할 필요성을 제기한다(〈표 7〉 참조).

## 6. 종합 분석

앞서 분석한 네 가지 충격의 동태적 반응을 종합하면, 전세가 충격의 성격에 따라 시장 간의 관계를 어떻게 변화시키는지에 대한 패턴을 확인할 수 있다.

먼저 기대수익률 충격(5장 2절)의 경우, 미래 기대 감만으로 매매가격이 상승했음에도 불구하고, 분석 결과 전세가격은 하락하는 비동조화 현상이 관찰되었다. 이는 매매시장의 과열이 임대차 시장과 분리되어 움직일 수 있음을 보여주는 증거이다.

반면, 임대차 시장 내부에서 발생한 충격들은 다른 결과를 보였다. 전월세전환율 충격(5장 3절)은 월세 부담을 전세 수요로 이전시켜 전세가격과 매매가격의 동반 상승을 유발하였으며, 전세가격 충격(5장 4절)은 역전세난이라는 사건이 매매시장까지 영향을 미치는 동조화를 보여주었다. 월세보증금 충격(5장 5절)도 시장이 이를 전세 시스템의 변화 신호로 해석하여 전세 및 매매가격의 동반 하락으로 이어졌다.

이상의 관찰된 사실들을 종합하면, 전세는 한국 부동산 시장에서 이중적인 역할을 수행한다. 투기적 수요와 같이 시장의 펀더멘털과 무관한 충격에 대해서는 그 전파를 차단하는 분리 현상을 유도하는 반면, 임대료 구조나 유동성과 관련된 충격에 대해서는 시장 전체에 그 영향을 전파하는 동조화 현상을 이끌어 낸다. 따라서 현재 시장을 주도하는 충격의 근원을 파악하고 그에 따른 전세 시장의 반응을 살펴보는 것은, 시장 동학을 이해하는 데 있어 중요한 과정이며, 이는 본 연구의 주요한 정책적 함의가 된다.

## VI. 결론

본 논문은 Campbell-Shiller의 현재가치모형을 한국의 독특한 전세 제도에 맞게 확장하여, 가격-임대료 비율을 구성하는 네 가지 요소(기대수익률, 전세가격, 월세보증금, 전월세전환율)의 개별 충격이 시장에 미치는 동태적 파급경로를 정량적으로 규명하였다. 기존 연구들이 변수 간의 정태적 관계나 특정 변동의 원인 규명에 집중하였다면, 본 연구는 이론적 제약하에서 여러 시장 변수들이 특정 충격에 대해 어떻게 동태적으로 상호 작용하며 조정되는지의 '경로' 자체를 최초로 규명하였다는 점에서 학술적 독창성을 갖는다. 분석 결과, 서울 아파트의 매매·전세·월세 시장은 독립적으로 움직이는 것이 아니라 연결된 구조인 것을 확인하였으며, 특히 전세 시장은 이 시스템의 안정성을 좌우하는 연결고리 역할을 하는 것으로 나타났다. 전세는 매매시장의 신용 기반으로 작용하며, 전세와 월세의 대체 관계는 시장의 방향성을 예고하는 선행 지표가 된다. 또한, 투기적 수요로 인한 매매시장의 과열은 전세 시장의 위축과 함께 발생하는 현상임을 확인하였다.

본 논문의 분석 결과는 정책 당국이 시장을 진단하고 정책을 수립하는 데 있어 새로운 해석적 틀을 제공한다. 예를 들어, 본문의 분석 결과는 동일하게 '매매가격 상승'이 관찰되더라도, 그 동인이 무엇이나에 따라 정책적 대응이 달라져야 함을 명확히 보여준다. 5장 2절에서 언급한 바와 같이, 만약 매매가격 상승이 전세가격 하락과 동반되는 '시장 분리' 현상으로 나타난다면, 이는 '기대수익률 충격'에 기반한 투기적 수요가 시장을 주도하고 있을 가능성이 높다는 신호이다. 반면, 5장 3절에서처럼 매매가격 상승이 전세가격 동반 상승과 함께 나타난다면, 이는 '전월세전환율 충격' 등 임대차 시장 내부의 구조적 요인에 기인했을 가능성을 시사한다.

물론 본 논문의 모의실험이 현실의 특정 현상과 특정 충격 간의 인과관계를 직접 증명하는 것은 아니다. 하지만, 이론적으로 일관된 본 논문의 모형하에서 특정 충격만이 특정 시장 반응을 유발한다는 점은, 역으로 실제 시장에서 특정 반응이 관찰되었을 때 그 이면에 어떤 충격이 작용했을 가능성이 높은지를 추론할 수 있는 근거를 제공한다. 이처럼 본 논문의 분석 틀은 관찰되는 시장 현상에 따라 충격의 근원을 진단하고, 그에 맞는 차별화된 정책(예: 투기 억제책 vs. 임대차 시장 안정책)의 우선순위를 설정하는 데 구체적인 가이드를 제공한다는 점에서 중요한 정책적 함의를 가진다.

본 논문은 명확한 학문적 기여에도 불구하고 한계를 갖는다. 본 논문에서 식별한 충격은 금리, 유동성 등 근원적인 거시경제 충격이 아니라, 회계 항등식을 만족시키는 특정 형태의 불균형 시나리오에 기반을 둔다. 따라서 본 논문은 "왜(Why) 불균형이 발생했는가?"라는 질문에 답하지 못하며, "만약 특정 형태의 불균형이 발생한다면, 시장은 무엇을(What), 어떻게(How) 경험하는가?"라는 질문에 답하는 조건부 시뮬레이션에 가깝다. 또한, 분석 기간 후반에 포함된 2021~2022년의 이례적인 가격 급등 현상은 본 연구에서 사용된 선형 VAR 모형의 안정성에 영향을 줄 수 있는 요인이다. 이 기간의 특수성을 고려한 비선형적 접근은 본 연구의 범위를 벗어나지만, 향후 중요한 연구 과제가 될 수 있다. 본 논문은 충격의 질적 경로 차이에 집중하였으며, 각 충격의 현실적 발생 빈도나 상대적 크기에 대한 분석은 향후 연구 과제로 남겨둔다.

이러한 한계에도 불구하고, 본 논문은 중요한 학술적 의의를 지닌다. 현실에서 직접 관찰하기 어려운 변수 간 순수한 동태적 파급경로와 내부 작동 메커니즘을 명확히 시각화함으로써, 시장의 막연한 통념을 정량적인 관계로 제시한다. 이는 향후 거시변수를 포함하는 더 복잡한 구조적 인과관계 모델을 구축하는 데 있어,

해당 모델이 반드시 설명하거나 재현해야 할 강력한 기준점 역할을 할 수 있다. 즉, 본 논문은 더 정교한 분석으로 나아가기 위한 필수적인 첫 단계를 제공한다는 점에서 중요한 학술적 가치를 지닌다.

• 참고문헌

References

1. 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 Korea Real Estate Analysis Association* 22, no.2: 41-56.
2. 김은영, 이현탁, 장봉규. 2016. 서울아파트시장에서 영구적·일시적 가격 충격의 시간에 따른 변화 분석. 금융공학연구 15권, 2호: 1-27.  
Kim Eunyoung, Lee Hyun-Tak and Jang Bong-Gyu. 2016. Time variation of the permanent and transitory shocks in Seoul's apartment markets. *The Korean Journal of Financial Engineering* 15, no.2: 1-27.
3. 김진기, 이현탁, 장봉규. 2017. 서울 아파트 매매가의 영구적·일시적 요인 분석. 부동산학연구 23권, 1호: 19-37.  
Kim Jin Gi, Lee Hyun-Tak and Jang Bong-Gyu. 2017. Permanent and transitory components of Seoul apartment prices. *Journal of Korea Real Estate Analysis Association* 23, no.1: 19-37.
4. 박진백. 2023. 주택 매매시장과 전세시장의 시간가변적인 관계에 관한 연구. 국토연구 118권: 3-20.  
Park, Jinbaek. 2023. An empirical study on the time-varying relationship between the housing sales market and the Jeonse market in the Korea. *The Korea Spatial Planning Review* 118: 3-20.
5. 박현수, 김순용. 2021. 주택매매가격-임대료 비율(Price-Rent Ratio)의 동태적 특성에 관한 연구. 감정평가논집 20권, 3호: 135-161.  
Park Heon-soo and Kim Soon-Yong. 2021. A study on the dynamics of the price-rent ratio for housing markets in Korea. *Appraisal Studies* 20, no.3:

- 135-161.
6. 안지희. 2018. 동태적 현재가치모형을 이용한 한국 주택가격 움직임의 구성요소 분석. 경제학연구 66권, 4호: 205-243.  
Ann Ji Hee. 2018. Sources of housing price movements in Korea: Analysis based on the dynamic present value model. *The Korean Economic Review* 66, no.4: 205-243.
7. 이현탁. 2019. 전월세전환율을 통한 주택시장 동적관계 연구. 국토연구 103권: 41-60.  
Lee Hyun-Tak. 2019. A study on dynamic house-rent relationship through Jeonse-to-rent ratios. *The Korea Spatial Planning Review* 103: 41-60.
8. 전해정. 2023. 서울시 주택유형별 매매, 전세가격 간의 상호관계: SVAR를 이용하여. 감정평가학논집 22권, 2호: 115-132.  
Chun, Hae-Jung. 2023. Interrelation between housing sales price and Jeonse price by housing type in Seoul: Using SVAR. *Appraisal Studies* 22, no.2: 115-132.
9. 정동준. 2008. Campbell-Shiller의 동태적 고든 모형이 한국의 아파트시장을 설명할 수 있는가?. 주택연구 16권, 4호: 71-105.  
Jeong, Dong-Joon. 2008. Can Campbell-Shiller's dynamic Gordon model explain Korean apartment market?. *Housing Studies* 16, no.4: 71-105.
10. Campbell, J. Y. and Shiller, R. J. 1987. Cointegration and tests of present value models. *Journal of Political Economy* 95, no.5: 1062-1088.
11. 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.
12. Cochrane, J. H. 2011. Presidential address: Discount rates. *The Journal of Finance* 66, no.4: 1047-1108.
13. Davis, M. A., Lehnert, A. and Martin, R. F. 2008. The rent-price ratio for the aggregate stock of owner-occupied housing. *The Review of Income and Wealth* 54, no.2: 279-284.
14. Gallin, J. 2008. The long-run relationship between house prices and rents. *Real Estate Economics* 36, no.4: 635-658.
15. Lastrapes, W. D. 2002. The real price of housing

- and money supply shocks: Time series evidence and theoretical simulations. *Journal of Housing Economics* 11, no.1: 40-74.
16. Leamer, E. E. 2002. Bubble Trouble? Your Home has a P/E Ratio too. Los Angeles: UCLA Anderson Forecaster.
17. Phillips, P. C. 1986. Understanding spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics* 33, no.3: 311-340.
18. Stambaugh, R. F. 1999. Predictive regressions. *Journal of Financial Economics* 54, no.3: 375-421.

- 논문 접수일: 2025. 10. 1.
- 심사 시작일: 2025. 10. 15.
- 심사 완료일: 2025. 10. 29.

## 요약

본 연구는 독특한 전세 제도로 인해 복잡한 동학을 보이는 한국 부동산 시장의 내부 작동 메커니즘을 규명한다. 기존 연구가 매매-전세 등 개별관계 분석에 국한되었던 한계를 넘어, 본 연구는 Campbell-Shiller의 현재가치모형을 확장하여 가격-임대료 비율을 구성하는 네 가지 근원적 요소(기대수익률, 전세가격, 월세보증금, 전월세전환율)을 식별하였다. 나아가 전통적·구조적 VAR의 통계적 가정에서 벗어나, 이론적 항등식을 VAR 시스템에 직접 제약하는 새로운 방법론을 제시함으로써 각 요소의 '순수한' 충격이 시장에 미치는 동태적 파급경로를 분석하였다. 실증분석 결과, 기대수익률 충격은 매매와 전세 시장의 '분리'를, 전월세전환율 충격은 임대인의 '전략적 가격 설정'을, 전세가격 충격은 시스템의 '디레버리징'을, 그리고 월세보증금 충격은 전세 시스템 균열을 알리는 '선행지표' 역할을 하는 등, 각 충격이 질적으로 상이한 연쇄 반응을 유발하는 것으로 나타났다. 본 연구는 시장의 동태적 관계를 다각적으로 시각화하는 새로운 분석 틀을 제시하며, 이를 통해 정책 당국이 개별 가격 수준이 아닌 '관계'의 변화를 중심으로 시장을 모니터링할 필요가 있음을 시사한다.

- **주제어:** 현재가치모형, 가격-임대료 비율, 서울아파트시장, 전세, VAR, 충격반응함수

## 부 록 (Appendix)

### A. VAR( $p$ )확장과 companion-form IRF, 그리고 VAR(1) reduced form 채택의 논리

본 부록은 본문에서 사용한 Cochrane(2008)의 VAR(1) 방식 설정이 수학적으로는 VAR( $p$ )로 확장 가능함을 보이고, 이 경우에도 상태를 적절히 재표현하면 항상 동반행렬(companion matrix) 형식을 통해 VAR(1)로 회귀됨을 명확히 한다. 그러나 이러한 일반화가 모수·표본의 부담과 해석 난해성을 크게 키우므로, 본문은 의도적으로 간결한 VAR(1) 축약형으로 제시한다는 점을 논증한다.

우선 상태변수(가격-임대료 비율)를  $\eta_t$ 로 두고, 이를 AR( $p$ )로 가정하면 다음과 같다:

$$\eta_t = \phi_1 \eta_{t-1} + \phi_2 \eta_{t-2} + \dots + \phi_p \eta_{t-p} + \epsilon_t^\eta$$

각 결과변수  $y_t \in (\Delta j_t, \Delta d_t, \Delta l_t, h_t)$ 는 동일한  $p$ 개의 상태 시차로 예측된다:

$$y_t = a_y + \sum_{k=1}^p b_{y,k} \eta_{t-k} + \epsilon_t^y$$

수익률 방정식의 계수  $b_h$ 는 본문의 회계적 항등식을 시차별로 일반화하여 다음을 만족한다. 예를 들어,  $p=2$ 의 명시형을 쓰면

$$\begin{aligned} b_{h,1} &= \rho \phi_1 + \beta_1 b_{j,1} - \beta_2 b_{d,1} + b_{l,1} - 1, \\ b_{h,2} &= \rho \phi_2 + \beta_1 b_{j,2} - \beta_2 b_{d,2} + b_{l,2} \end{aligned}$$

이며, 일반  $p$ 에 대해서는 지시함수(indicator function:  $1\{k=1\}$ )를 사용할 경우

$$\begin{aligned} b_{h,k} &= \rho \phi_k + \beta_1 b_{j,k} - \beta_2 b_{d,k} + b_{l,k} - 1 \\ &\quad (k = 1, \dots, p) \end{aligned}$$

로 요약된다. 여기서,  $\rho, \beta_1, \beta_2$ 는 본문의 정의를 따른다.

VAR( $p$ )을 동반행렬 형식으로 표현하면 언제나 VAR(1)로 '회귀'된다. 예를 들어,  $p=2$ 이면 상태벡터를  $s_t = [\eta_t, \eta_{t-1}, \Delta j_t, \Delta d_t, \Delta l_t, h_t]'$ 로 정의하면 다음과 같이 표현할 수 있다:

$$s_{t+1} = A s_t + u_{t+1}, \quad A = \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{j,1} & b_{j,2} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{d,1} & b_{d,2} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{l,1} & b_{l,2} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{h,1} & b_{h,2} & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$p > 2$ 일 때도 상단 첫 행에  $[\phi_1, \dots, \phi_p]$ 를, 그 아래  $\eta_t$ 의 시계열 이동 블록(lag-shift block)을 추가하고, 각 결과식의  $[b_{y,1}, \dots, b_{y,p}]$ 를 해당 열에 배치하면 위와 같은 패턴으로 확장된다. 충격반응은 초기 충격 벡터  $x_1$ 를 정의한 뒤  $x_{h+1} = A' x_h$ 로 전개한다.

본문은 VAR( $p$ ) 대신 VAR(1) 축약형을 활용한다. 첫째, Campbell-Shiller의 현재가치 논리와 본문의 항등식은 상태가 평균회귀(AR(1))라는 가정만으로도 핵심 동학과 장단기의 제약(예:  $b_{h,k}$ )을 충분히 전달한다고 생각한다. 3장 2절에서 언급한 바와 같이, 본 논문은 예측력 극대화가 아닌, 모형의 간결성(parsimony)과

해석의 명료성을 위해 VAR(1)를 채택하였다.

둘째, Cochrane(2008) 역시 이론적 표현은 VAR(1)이지만 실증 구현은 '상태 AR(1) + 결과의 선형예측'이라는 축약형으로 수행되며, 이는 본 연구의 개별 예측 회귀 방정식과 동일한 정신이다.

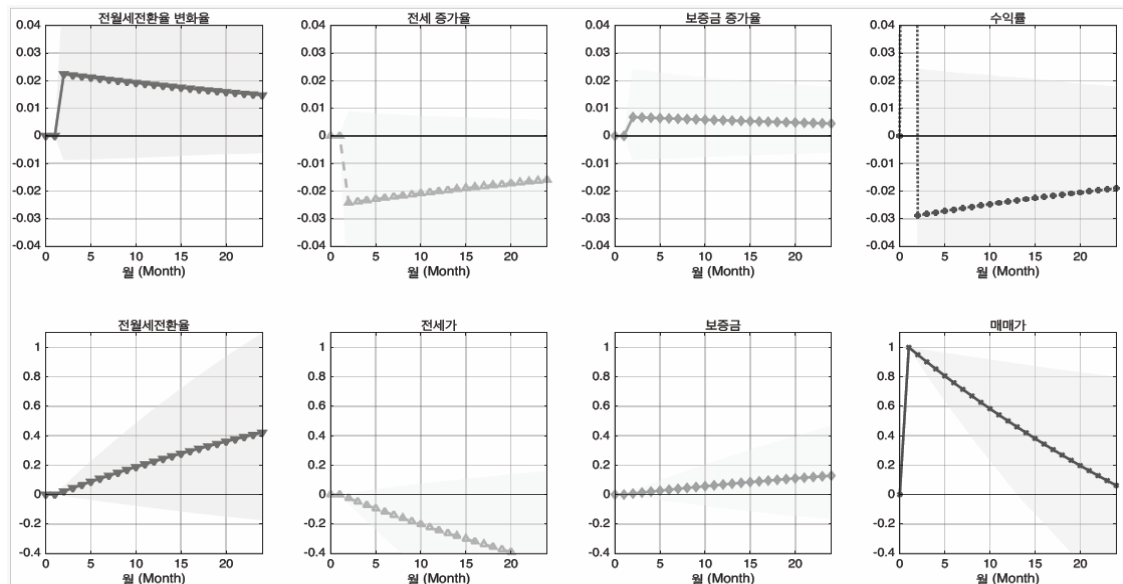
셋째, 월별 표본에서  $p$ 를 키우면 모수의 수가 증가하여 추정 불안정과 밴드 확대가 심해질 수 있다(120개 데이터).

넷째, 개별 회귀 방정식의 AIC 및 BIC로  $p \in (1, 2, 4, 8)$ 를 비교한 결과,  $p=1$ 에서 AIC 및

부표 1 AIC 및 BIC 비교 결과

종속변수 \ 시차	1	2	4	8
Panel A. AIC				
$\eta_{t+1}$	-1,003.98	-994.02	-971.53	-927.81
$h_{t+1}$	-941.68	-932.05	-911.16	-870.84
$\Delta j_{t+1}$	-918.09	-909.76	-890.10	-848.87
$\Delta d_{t+1}$	-793.78	-784.22	-765.44	-728.85
$\Delta l_{t+1}$	-863.16	-855.38	-835.71	-796.15
Panel B. BIC				
$\eta_{t+1}$	-998.42	-985.71	-957.77	-903.34
$h_{t+1}$	-936.12	-923.74	-897.40	-846.38
$\Delta j_{t+1}$	-912.53	-901.45	-876.33	-824.41
$\Delta d_{t+1}$	-788.22	-775.91	-751.67	-704.38
$\Delta l_{t+1}$	-857.60	-847.06	-821.94	-771.68

부도 1 기대수익률 충격에 대한 충격반응함수



BIC가 가장 낮은 수치를 기록하였다(부표 1) 참조). 이는 VAR(1) 구조가 복잡한 고차 모형보다 정보 기준으로 우월함을 의미한다.

다만, 월별 데이터는 단기 잡음 및 계절적 변동이 크기 때문에, 시차를 짧게 설정할 경우 오차항의 이분산성(heteroskedasticity) 가능성이 존재한다. 따라서 본 논문에서는 각 회귀식 추정 시 Newey-West 방식의 HAC 표준오차를 사용하여 잔차의 조건부 분산 변화를 보정하였다. 이는 고빈도 데이터에서 발생할 수 있는 오차 구조 왜곡을 완화하고, 계수의 통계적 유의성을 보다 신뢰성 있게 평가하기 위한 조치이다. 요컨대, VAR( $p$ ) 확장은 가능하나, 모형의 간결성과 해석의 명료성, 표본 제약, 그리고 문헌 관행을 고려할 때 VAR(1) 축약형이 더 현실적이고 합리적인 선택으로 판단된다.

## B. 충격반응함수 신뢰구간 추정의 쟁점

본 논문에서 제시된 충격반응함수의 통계적 유의성을 검증하기 위해 신뢰구간을 추정한 결과,<sup>2)</sup> 아래 <부도 1>과 같이 일부 구간이 넓게 나타나는 현상이 관찰되었다. 넓은 신뢰구간은 통계적 유의성이 낮은 것으로 해석될 수 있으나, 이는 데이터의 구조적 특성(높은 지속성, 선형 결합, 불완전한 정보 집합)에서 비롯된 내재된 통계적 특성을 반영하는 자연스러운 결과이다. 본 부록에서는 그 원인을 계량경제학적 관점에서 논의한다.

본 부록은 특히 <부도 1>에 나타난 기대수익률 충격반응함수의 넓은 신뢰구간이 통계적 유의성의 부재를 의미하는 것이 아니라, 모형에 내재된 통계적 특성, 특히 불확실성의 누적 때문에 발생하는 현상임을 보이고자 한다. 다른 변수들에 비교해 기대수익률

신뢰구간이 유독 넓게 나타나는 이유를 집중적으로 논의하고, 이것이 분석의 한계가 아닌, 데이터의 특성을 강건하게(robust) 반영한 결과임을 보인다.

문제의 핵심은 본 논문의 VAR 시스템이 미래 수익률( $h_{t+1}$ )을 현재의 가격-임대료 비율( $\eta_t$ )로 예측하는 예측 회귀(predictive regression) 구조를 내포하고 있다는 점이다:

$$h_{t+1} = \alpha + \beta \cdot \eta_t + u_{h,t+1}$$

이때 예측변수  $\eta_t$ 는 <표 3>에서와 같이 자기회귀계수( $\phi$ )가 0.981로 1에 매우 가까운 높은 지속성을 갖는다. 이러한 특성은 주식시장의 배당-가격 비율 예측에서도 동일하게 발견되는 현상이며(Stambaugh 1999; Cochrane 2008), 일반적으로 통계적 추론의 유효성을 저해하는 핵심 요인이다.

가장 잘 알려진 문제는 Stambaugh 편의(Bias)이다. 예측변수  $\eta_t$ 의 자기회귀과정( $\eta_t = c + \phi \cdot \eta_{t-1} + v_t$ )에서 발생하는 혁신  $v_t$ 와 수익률 오차 예측  $u_{h,t+1}$ 이 상관관계를 가질 때(즉,  $Cov(v_t, u_{h,t+1}) \neq 0$ ), OLS 계수  $\hat{\beta}$ 는 편의를 갖는다(Stambaugh 1999). 본 연구와 같이 적은 표본(120개월)의 월별 데이터는 신호가 약해 이러한 편의 문제에 더욱 취약하다.

$\hat{\beta}$ 의 불안정성은 분산 공식에서도 확인할 수 있다. 단순 선형회귀에서  $\hat{\beta}$ 의 분산은  $Var(\hat{\beta}) = \frac{\sigma^2}{\sum (x_i - \bar{x})^2}$  형태로 계산된다. 이를 본 연구의 모형에 적용하면,  $\hat{\beta}$ 의 분산은 예측변수  $\eta_t$ 의 분산에 반비례한다. 정상 시계열을 가정할 때,  $\eta_t$ 의 분산은 다음과 같다:

$$Var(\eta_t) = \frac{Var(v_t)}{1 - \phi^2}$$

여기서 자기회귀계수  $\phi$ 가 1에 가까워질수록 분모인

2) 신뢰구간은 1,000회 반복 Sieve Bootstrap으로 추정됨.

$(1 - \phi^2)$ 는 0에 수렴하고,  $\eta_t$ 의 분산은 폭발적으로 증가한다. 이는  $\hat{\beta}$ 의 표준오차 추정을 매우 불안정하게 만들며, 적은 표본에서는 이런 문제가 더욱 심화된다.

더 근본적인 문제는  $\phi$ 가 1에 가까워짐에 따라 시스템 전체가 통계적으로 불안정해진다는 점이다. 본 연구의 VAR(1) 모형은 다음과 같이 표현할 수 있다:

$$Y_t = \Phi Y_{t-1} + \epsilon_t$$

여기서  $Y_t$ 는 모형에 포함된 내생변수들의 벡터이다. 시스템의 동학은 동반 행렬  $\Phi$ 의 고유값(eigenvalue)에 의해 결정된다.  $\eta_t$ 의 높은 지속성은  $\Phi$ 가 1에 매우 가까운 고유값을 갖는다는 것을 의미하며, 이는 행렬  $(I - \Phi)$ 이 거의 특이 행렬(near-singular matrix), 즉 역행렬이 존재하지 않는 행렬에 가까워짐을 뜻한다. 충격반응함수는 이  $\Phi$ 행렬의 거듭제곱( $\Phi^k$ )을 포함하는 VAR 계수의 비선형 함수이다.

이러한 비선형성으로 인해 VAR 계수 자체의 유의성을 검정하는 표준적인 Wald test를 IRF의 신뢰구간 추정에 직접 적용할 수 없다. 따라서 IRF와 같은 비선형 함수의 점근적 분산(asymptotic variance)을 추정하기 위해 일반적으로 Delta Method가 사용된다.

하지만 시스템의 내재적 불안정성은 표준적인 Delta Method의 적용을 어렵게 한다. Delta Method는 VAR 계수 추정치( $\hat{\beta}$ )가 다음과 같은 점근적 정규성을 따른다고 가정한다:

$$\sqrt{T}(\hat{\beta} - \beta_0) \xrightarrow{d} N(0, \Sigma)$$

이 가정을 바탕으로, 추정치의 분산-공분산 행렬( $\hat{\Sigma}$ )을 이용하여 IRF의 분산을 1차 테일러 근사(first-order Taylor approximation)로 추정한다:

$$Var(IRF(\hat{\beta})) \approx \left[ \frac{\partial IRF(\beta)}{\partial \beta'} \right] \hat{\Sigma} \left[ \frac{\partial IRF(\beta)}{\partial \beta'} \right]'$$

그러나 이러한 점근적 정규성은 표준적인 OLS 환경에서는 성립하지만, 본 연구처럼 자기회귀계수  $\phi$ 가 1에 매우 가까운 근접 단위근 환경에서는 더 이상 유효하지 않다. 이 경우, 계수 추정치의 형태인 비표준 점근 분포(non-standard asymptotic distribution)를 따르게 되므로(Phillips 1986), Delta Method의 기본 전제가 위배되어 신뢰할 수 없는 결과를 초래할 수 있다.

특히 본 연구의 수익률( $h_t$ )은 다른 변수들과의 회계 항등식에 의해 간접적으로 계산된 변수라는 점이 결정적이다. 구체적으로 기대수익률( $h_{t+1}$ )은 다음과 같은 동적 관계를 갖는다(상수항 제외):

$$h_{t+1} = \rho \eta_{t+1} + \beta_1 \Delta j_{t+1} - \beta_2 \Delta d_{t+1} + \Delta l_{t+1} - \eta_t$$

이처럼 기대수익률의 동학이 다른 변수들의 선형 결합으로 표현되기 때문에, 기대수익률의 불확실성은 각 구성요소에서 비롯된 불확실성이 누적된 결과이다. 따라서 직접 추정되는 다른 변수들과 달리 여러 불확실성의 원천이 더해지므로, 기대수익률의 신뢰구간이 유독 넓게 나타나는 것은 통계적으로 당연한 결과라 할 수 있다.

결론적으로, 본 논문에서 신뢰구간이 넓게 나타나는 것은 (1) 적은 표본의 월별 데이터, (2) 예측변수의 높은 지속성, (3) 변수 구성 자체의 특수성이라는 데이터의 본질적 한계와 불확실성을 정직하게 반영한 결과이다. 본 연구는 이러한 문제를 인지하고, 표준적인 방법 대신 Sieve Bootstrap이라는 강건한 방법론을 채택하였다.

Delta Method가 추정된 계수들의 점근적 정규 분포를 가정하고 신뢰구간을 계산하는 반면, Sieve

Bootstrap은 데이터의 분포를 가정하는 대신 데이터 자체의 구조를 이용하여 IRF의 경험적 분포를 직접 구성하는 방식이다. 구체적으로 먼저 데이터의 동적 구조를 다음과 같은 고차원의 자기회귀 모형으로 근사한다:

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \epsilon_t$$

다음, 이 모형의 추정된 잔차( $\hat{\epsilon}_t$ )에 남아있을 수 있는 자기상관을 명시적으로 모형화하며, 그 구조는 다음과 같은 AR( $p$ ) 프로세스로 나타낼 수 있다:

$$\hat{\epsilon}_t = \sum_{j=1}^p \psi_j \hat{\epsilon}_{t-j} + e_t$$

Sieve Bootstrap은 잔차( $\hat{\epsilon}_t$ )의 자기상관을 AR( $p$ ) 과정으로 명시적으로 모형화하고, 그 결과로 얻어지는 백색잡음( $e_t$ )을 재추출하여 가상의 데이터셋( $Y_t^*$ )을 생성한다. 이 데이터셋을 바탕으로 IRF의 경험적 분포를 구성함으로써, 데이터의 높은 지속성과 그로 인한 비대칭 분포를 그대로 반영하여 보다 현실적인 신뢰구간을 도출한다.

넓은 신뢰구간은 그 자체로 중요한 정보를 제공한다. 이는 지속성이 높은 변수의 장기 동학을 예측하는 데 내재된 진정한 불확실성을 정직하게 보여주는 지표이다. 만약 신뢰구간이 비현실적으로 좁다면, 이는 오히려 추정 방법론이 데이터의 특성을 제대로 포착하지 못했음을 시사할 수 있다. 따라서 본 연구의 넓은 신뢰구간은 방법론의 한계가 아니라, 점 추정치(point estimate)에 대한 과도한 확신을 경계하고 제1종 오류(Type I error)의 가능성을 낮추는, 통계적으로 보수적인 추론의 결과로 해석해야 한다.

나아가, 예측 회귀에서 계수 추정의 불안정성은  $t$ 시점에서 이용 가능한 정보 집합( $I_t$ )이 불완전하다는 근본적인 문제에서 비롯되기도 한다. 즉,  $t + 1$ 시점의

수익률에 영향을 미치는 미래 정책 공지나 시장 참여자의 기대 재조정 등은  $I_t$ 에 포함되지 않으며, 이러한 정보 집합의 한계는 단기 회귀계수의 불안정성을 더욱 심화시킨다(Stambaugh 1999; Cochrane 2008). 비슷한 맥락에서 Cochrane(2011)의 연구에서도 충격반응함수 분석 시, 통계적 불확실성을 명시적으로 표현하는 신뢰구간을 생략한 것으로 추정된다.