

서울 아파트 시장 모형 분석: 시차 가변 계수 공적분 모형과 내생적 국면전환을 반영한 오차수정모형의 적용

최 한 수* · 한 희 준** · Pinshan Pan***

논문 초록

본 연구에서는 주택가격 변동의 장단기 시계열 모형을 개선하여 한국 주택시장의 동학을 분석했다. 시간 가변 계수 공적분 모형과 내생적 국면전환 오차수정모형을 사용하여 2009년 6월부터 2024년 6월까지의 서울 아파트 시장의 움직임을 조사했다. 분석 결과, 월세-주택가격 비율과 주택 소유 비용 간에 비선형 공적분 관계가 확인되었으며, 내생적 국면전환 모형이 주택시장의 동학을 설명하는데 마코프 모형보다 우수한 설명력을 보였다. 서울 아파트 시장은 강한 모멘텀 국면(전체 기간의 55%)과 약한 모멘텀 국면(전체 기간의 45%)으로 구분되었으며, 강한 모멘텀 국면에서는 주택가격의 지속성이 높고 장기균형가격으로의 회귀가 느린 반면, 약한 모멘텀 국면에서는 반대의 결과가 나타났다.

핵심 주제어: 주택가격, 주택가격 모멘텀, 시차 가변 계수 공적분 모형, 내생적 국면전환 모형, 서울 아파트 시장

경제학문헌목록 주제분류: R30, G10, C50

투고 일자: 2024. 9. 27. 심사 및 수정 일자: 2024. 11. 26. 게재 확정 일자: 2024. 12. 27.

* 제1저자, 경북대학교 경제통상학부 교수, e-mail: choihs91@knu.ac.kr

** 교신저자, 성균관대학교 경제학과 교수, e-mail: heejoonhan@skku.edu

*** 제2저자, 성균관대학교 경제학과 박사과정, e-mail: panpinshan21@skku.edu

I. 서 론

본 연구의 주된 목적은 정교한 시계열 모형을 구축하여 한국 주택시장의 동학을 보다 깊이 이해하는 것이다. 부동산시장의 변화가 국민경제 전반에 미치는 영향은 지대하다. 주택시장에서 형성된 가격거품의 발생과 붕괴는 주택 소유 가구의 자산과 관련 금융시장에 부정적 영향을 미칠 뿐만 아니라, 경제 전반에 치명적인 결과를 초래할 수 있다. 2008년 세계 금융위기는 모기지론 증권화에 대한 규제 실패로 인한 부동산 자산버블 붕괴가 얼마나 심각한 경제적 충격을 줄 수 있는지를 보여주는 대표적인 사례이다. 우리나라도 예외는 아니었다. 2008년 금융위기 이후 미국을 비롯한 세계 주요국들은 제로 금리 정책을 통해 금융시장에 막대한 유동성을 공급하기 시작했다. 그 결과 주택가격을 포함한 모든 부동산 자산 가격이 크게 상승하기 시작했다. COVID-19의 경제충격에 대응하기 위한 확장적 재정정책 또한 이에 기여했다.

문제는 우크라이나 전쟁 이후 시작된 ‘인플레이션과의 전쟁’에서 미 연준(FRB)이 공격적일 정도로 빠른 속도로 금리를 인상하기 시작하면서 부동산 시장이 가라앉기 시작했다는 점이다. 특히 미분양 주택이 증가하면서 그 여파가 금융시장으로 확산되기 시작했다. 금융기관 중에서도 특히 부동산 PF(project financing)에 지급보증을 선 증권사나 캐피탈의 유동성과 건전성에 대한 불안감이 고조되었다. 이러한 불안은 결국 2022년 하반기 한국은행과 금융당국의 시장 개입을 불러오게 되었다.

이 모든 사실은 ① 주택시장의 현 상황을 진단하여 시장의 과열 (혹은 냉각) 여부와 그 진행 정도를 진단하고 ② 그 이행을 결정짓는 거시경제적 요인의 경계값을 포착해내는 모형을 구축하는 작업이 학술적 측면뿐 아니라 정책적 측면에서 얼마나 중요한 과제인가를 상기시켜준다. 이러한 작업을 수행하기 위해 본 연구에서는 주택가격의 변동에 대한 장단기 시계열 모형으로 널리 사용되어온 선형공적분(linear cointegration)과 오차수정모형(error correction model)을 다음과 같이 수정 보완할 것이다.

(1) 주택 시장내의 주요 변수인 월세-주택가격 비율과 주택 소유 비용 사이의 장기 균형관계를 보다 더 잘 추정하는 모형을 구축하기 위해 시간에 따라 상호 관계가 비선형적으로 변화하는 시간 가변 계수 공적분(time varying coefficient cointegration; TVC) 모형을 사용하고 (2) 오차수정(error correction) 모형에 국면전환이 주택의 월세-가격 비율과 같은 기저 시계열에 영향을 받는다는 것을 가정한 내생적 국면전환(endogenous regime switching) 모형을 결합시켜 주택가격의 변동을 주택가격 모델

팀이 강한 국면(‘거품의 초입 단계’)과 약한 국면(‘보합 및 조정 단계’)으로 분류한 뒤 이러한 국면전환에 영향을 주는 잠재변수의 추출과 그 국면전환의 경계값을 찾아볼 것이다. 이를 위해 본 연구에서는 2009년 6월부터 2024년 6월까지 서울의 아파트 매매 시장 데이터를 통해 어떠한 모델이 시장의 동학을 보다 잘 설명할 수 있는지 검토하였다. 본 연구의 주요 결과는 다음과 같다.

첫째 월세-주택가격 비율과 주택 소유 비용 간에 선형 공적분 관계는 존재하지 않으나, 비선형 공적분 관계, 특히 시간 가변 계수 공적분이 존재하는 것으로 나타났다. 시간 가변 계수 공적분의 존재는 두 변수 간의 장기균형 관계가 시간에 따라 변화한다는 것을 의미한다. 이는 주택시장의 구조적 변화나 정책 변화 등이 두 변수 간의 관계에 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 둘째, 오차수정 모형을 추정한 결과 내생적 국면전환 모형이 마코프 국면전환 모형보다 데이터를 더 잘 설명하고 있음이 확인되었다. 내생적 국면전환 모형은 마코프 국면전환 모형보다 더 높은 로그우도 함수값과 더 낮은 AIC, BIC를 보였다. 또한 우도비 검정 결과 내생적 국면전환의 존재가 1% 유의수준에서 확인되었다. 이는 주택시장의 국면 전환이 외생적으로 결정되는 것이 아니라, 시장 내부의 동학에 의해 내생적으로 결정된다는 것으로 해석된다. 셋째, 국면전환이 적용된 오차수정 모형을 추정한 결과 서울 아파트 시장은 강한 모멘텀 국면과 약한 모멘텀 국면으로 구분되는데, 강한 모멘텀 국면에서는 주택가격 수익률의 지속성(persistence)이 높으며 장기균형으로의 오차수정이 느린 반면 약한 모멘텀 국면에서는 이와 반대로 주택가격 수익률의 지속성이 낮고 오차수정이 빠른 특징을 보였다. 넷째, 내생적 국면전환 모형을 통해 주택시장의 국면을 결정짓는 잠재요소를 추출한 뒤 이를 이용하여 분석 기간을 강한 모멘텀 국면과 약한 모멘텀 국면으로 나누어 보았다. 그 결과, 전체 표본의 55%가 강한 모멘텀 국면에, 45%가 약한 모멘텀 국면에 속하는 것으로 나타났다.

본 연구가 갖고 있는 선행 연구에 비해 갖는 의미는 크게 두가지이다. 먼저 방법론 측면에서 본 연구는 주택의 매매가격과 월세 가격 사이에 장기 균형 관계를 보인 몇 안 되는 연구로 의미를 갖는다. 기존 연구는 주로 매매가와 전세가 사이의 관계를 중심¹⁾으로 부동산 시장의 동학을 살펴본 반면, 본 연구는 월세와 매매가와와의 관계를 중심으로 살펴보았다.²⁾ 특히 본 연구처럼, 월세-주택가격 비율과 주택 소유 비용 간

1) 초기 연구로는 임재만(2004), 임규채·기석도(2006) 등이 있다.

2) 이용만(2000)은 서울 아파트 가격과 임대료 사이에 공적분 관계가 있다고 보았고, 이준희·송준혁(2007)은 전국의 아파트 가격과 임대료 사이에는 공적분 관계가 없다고 보았다.

에 비선형 공적분 관계가 존재함을 확인하고 이에 근거하여 장기 균형을 살펴본 연구는 존재하지 않는다.³⁾ 본 연구의 두 번째 중요한 의의는 주택시장의 동학에 대한 심층적 이해를 제공했다는 점이다. 내생적 국면전환모형을 활용하여 주택시장에서의 모멘텀 변화를 정교하게 분석함으로써, 시장의 복잡한 움직임을 보다 정확하게 포착할 수 있었다. 이는 단순 선형 모델로는 설명하기 어려운 주택시장의 비선형적 특성을 효과적으로 모델링했다는 점에서 큰 의미를 가진다. 특히 본 연구는 주택시장에 영향을 미치지만 직접적으로 관측하기 어려운 경제의 기초 요소들을 ‘잠재변수’라는 개념으로 포착하였다. 이를 통해 주택시장의 국면을 정교하게 진단하고, 각 국면에서의 주택가격 조정 속도와 매매/월세 시장의 고유한 특성을 체계적으로 분석하였다. 이처럼 본 연구는 주택시장의 복잡한 동태를 더욱 정확히 이해하고 예측하는 데 도움이 되는 하나의 분석틀을 제시하였다는 의미가 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 주택가격의 기본 모형과 분석에 사용한 관련 데이터를 설명한다. 제Ⅲ장에서는 시차 가변 계수 공적분 모형과 내생적 국면전환 모형 등 계량경제모형을 설명한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석결과를 그리고 제Ⅴ장에서는 연구의 결론을 제시한다.

Ⅱ. 기본 모형과 데이터

주택 가격 P_t , 월세(rent) R_t , 주택 소유 비용(user cost of housing) C_t 에 대한 기본 모형은 Himmelberg et al. (2005) Gallin (2008), Chen et al. (2022), Gilbukh et al. (2023) and Lee et al. (2023) 등이 고려한 것과 같이 아래 식 (1)로 표현된다.

$$R_t = P_t \times C_t \quad (1)$$

이는 균형상태에서 월세가 주택 보유로 인해 발생하는 비용과 동일해야 함을 의미한다. 이로부터 월세-주택가격 비율은 주택 소유 비용으로 표현된다.

$$R_t/P_t = C_t \quad (2)$$

3) 마승렬 (2019)의 경우 사용자 비용과 임차비용의 격차를 통해 주택가격의 장기관계를 살펴보았다.

위 식에서 주택 소유 비용 C_t 는 주택과 관련된 리스크 프리미엄(risk premium)과 주택 소유에 의한 기대 자본 이득(expected capital gains)을 포함하고 있는데, Gallin(2008)은 이를 아래와 같이 제시하고 있다.

$$C_t = \overline{C}_t + \Delta_t - E_t G_{t+1}$$

$$\overline{C}_t = (i_t + \tau_t^p)(1 - \tau_t^y) + \delta_t$$

Δ_t 는 주택과 관련된 리스크 프리미엄, $E_t G_{t+1}$ 은 주택 소유에 의한 기대 자본 이득, i_t 는 명목 금리, τ_t^p 은 재산세율, τ_t^y 은 소득세율, δ_t 은 주택의 감가상각률을 나타낸다. 리스크 프리미엄과 기대 자본 이득은 경제 상황에 영향을 받으며 시간에 따라 변하는 변수인데, 실제 관측하기 어려운 데이터이기 때문에 보통 이를 제외한 채 주택 소유 비용을 계산한 뒤 이를 실증분석에 사용하여 왔다. 예를 들어, Gallin(2008)은 기대 인플레이션 π_t^e 을 이용하여 관측 가능한 데이터만으로 이루어진 실질 주택 소유 비용 \overline{C}_t 를 다음과 같이 정의했다.

$$\overline{C}_t = (i_t + \tau_t^p)(1 - \tau_t^y) + \delta_t - \pi_t^e$$

Gallin(2008)이 정의한 실질 주택 소유 비용을 한국 주택 시장의 연구에 사용하기 위해서는 일부 수정이 필요하다. 제도상의 차이가 있기 때문이다. 한국의 경우 미국과 달리 주택 모기지론의 사용이 제한적이며 동시에 모기지론의 이자에 대한 소득공제(deductible)도 없다. 따라서 $\tau_t^y = 0$ 이라고 놓는 것이 타당하다. 또 다른 수정은 주택 소유에 대한 기대 자본 이득 부분에서 발생한다. 이에 대한 설명은 다시 뒤에서 설명할 것이다. 최종적으로 우리 연구에서 사용될 실질 주택 소유 비용(\widetilde{C}_t)는 다음과 같다.

$$\widetilde{C}_t = (i_t + \tau_t^p) + \delta_t - \pi_t^e - E_t G_{t+1}$$

1. 데이터 설명

본 연구에서는 2009년 6월부터 2024년 6월까지의 서울지역 아파트 가격과 거래와 관련된 시계열 데이터를 사용했다. 주요 변수들의 구성 및 산출 방식은 다음과 같다. 주택가격 변수(P_t)는 KB 부동산이 제공하는 서울지역 아파트 평균 매매가격을, 명목금리(i_t)는 주택담보대출 금리(신규취급액 기준)를 사용했다. 주택에 대한 감가상각률(δ_t)은 도경탁 외(2012)의 연구에서 제시한 연 3.17%를 사용했다. 기대 인플레이션(π_t^e)은 한국은행 데이터를 이용했다. 명목변수를 실질변수로 전환하기 위해 소비자물가지수(CPI)를 사용하였다.

재산세율(π_t^p), 월세(R_t), 그리고 주택 소유에 의한 기대 자본 이득($E_t G_{t+1}$)은 기존 자료를 이용하여 연구자들이 본 연구를 위해 새로이 만들었다. 그 구축 방법은 다음과 같다.

월세 데이터는 서울지역 아파트 평균 전세가와 전월세 전환율을 이용해 계산했다. 전월세 전환율은 KB부동산의 자료를 이용했다. KB 부동산은 전월세전환율을 2016년 1월 부터 제공한다. 따라서 2009년부터 2015년까지의 데이터는 다음과 같은 방식으로 계산하였다. 먼저 2011년 1월부터 2015년 12월까지 자료는 한국부동산원 자료를 그대로 이용하여 계산하였다. 한국부동산원 자료는 2011년 1월부터 존재하는데 한국부동산원과 KB부동산의 전월세전환율 간에는 매우 높은 상관관계(0.924)가 있다. 이를 이용하여 2011년 1월부터의 KB 부동산의 전월세 전환율을 추정했다. 2009년의 전월세 전환율은 한국부동산원도 존재하지 않는다. 따라서 2009년 한국부동산원 전월세 전환율은 다른 방식으로 추정해야 한다. 이 작업을 위해 한국부동산원의 전월세 전환율과 3년 만기 적금 이자율 간의 상관관계가 0.920으로 매우 높다는 점을 활용했다. 이 관계를 바탕으로 한국부동산원의 2009년의 전월세 전환율을 추정한 뒤 앞에서 사용한 방식을 사용하고 다시 앞에서 구축한 방식과 동일하게 이로부터 KB부동산의 2009년의 전월세 전환율을 만들었다. KB의 전세가 데이터는 2011년 6월부터 제공되기 때문에, 2009년 6월부터 2011년 5월까지의 자료는 KB전세지수를 이용해 가격 데이터를 계산했다.

다음으로는 재산세율이다. 기존 연구는 평균 매매가격에 적용되는 명목세율을 적용하는 것이 일반적인데 이는 다음과 같은 문제가 있다. 한국의 재산세는 주택의 가격에 따라 세율이 달라지는 누진세의 형태를 갖고 있다. 문제는 그 가격이 시장의 실거래가가 아니라 ‘과표’라는 세법상의 평가가격이라는 점이다. 과표 또한 실거래가 아

나라 주택 공시가격의 60%로 정의되는데 문제는 이 공시가격 또한 시장가격을 완벽하게 반영한 것이 아닌 행정가격이며 이 또한 주택 유형과 연도에 따라 다르다는 것이다(송경호, 2022a). 따라서 본 연구에서는 서울지역 아파트 보유에 따른 실질 재산세율을 다음과 같이 계산하였다.

$$\text{실질재산세율} = \text{평균 재산세부담액} / \text{평균 아파트 매매가}$$

$$\text{평균 재산세부담액} = \text{명목재산세율} * \text{과표} * 0.6$$

$$\text{과표} = \text{평균 아파트 매매가} * \text{연도별 공시가격 현실화율}$$

주택의 명목재산세율은 0.1%이며 연도별 공시가격 실화율은 두 개의 연구를 참조했다. 2010-2019년 기간에 대해서는 조무상·박명호(2020)를, 2020-2022년 기간에 대해서는 송경호(2022b)의 연구를 사용했다.^{4) 5)} 마지막으로 본 연구에서 주택의 기대수익률을 어떻게 계산하였는지를 살펴보자. 국내 부동산 시장에 대한 연구(이준희·송준혁, 2007)에서는 자산시장의 균형 조건을 이용하여 주택의 기대수익률과 관련된 다음과 같은 식을 제시한다.

$$\alpha_t = \frac{R_t}{P_t} + E_t G_{t+1}$$

이 식의 우변은 개인들의 주택이란 자본의 투자수익률을 의미한다. R_t 는 주택의 임대수익(연세)율, $E_t G_{t+1}$ 는 주택투자의 기대수익률이다. α_t 는 투자자가 주택 대신 투자한 자산의 수익율이다. 본 연구에서는 주택자산의 장기투자 성격을 고려하여 5년 이상 장기 예금의 수익률을 사용하였다. $E_t G_{t+1} = \alpha_t - \frac{R_t}{P_t}$ 를 이용하여 우리는 본 연구에서 사용할 주택의 기대자본수익률을 구할 수 있다.

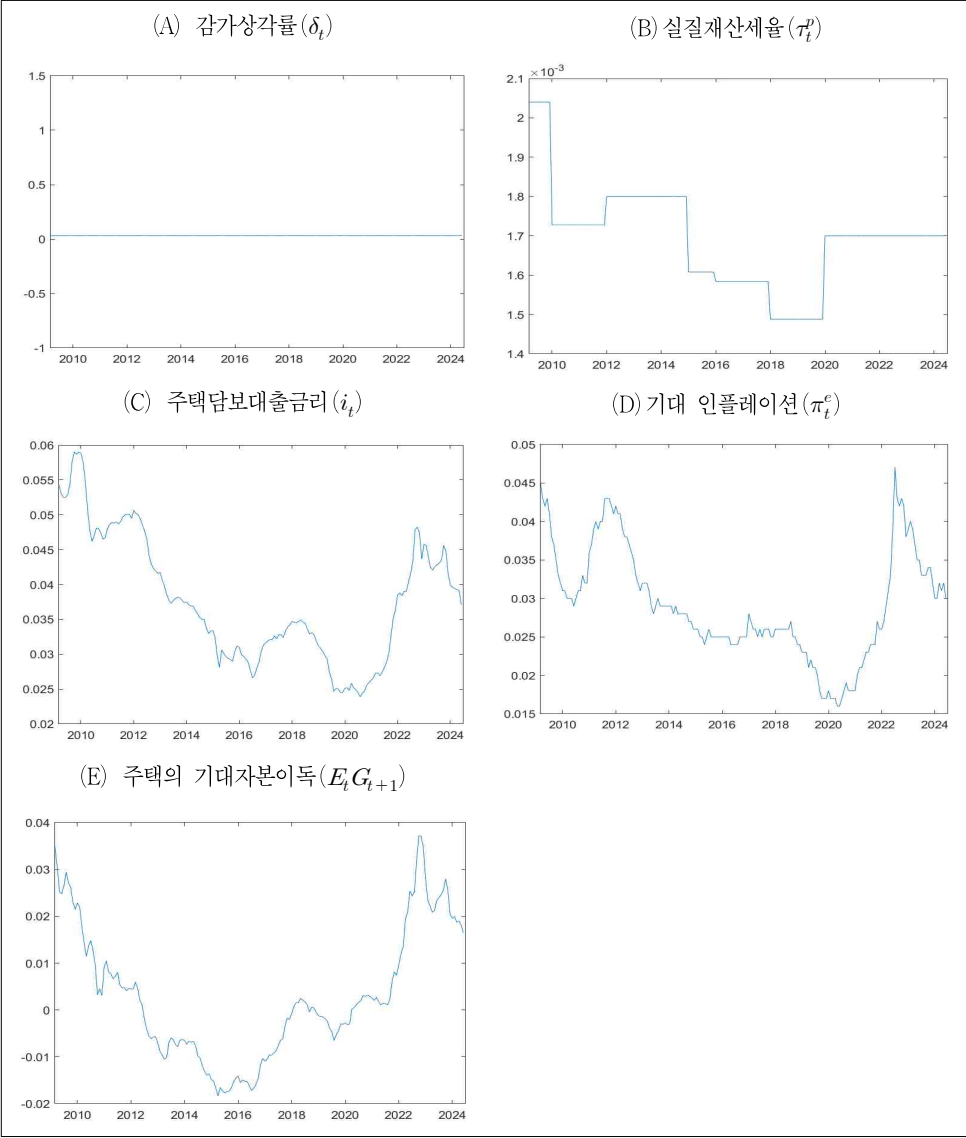
<그림 1>은 감가상각률, 실질재산세율, 주택담보대출금리, 기대 인플레이션, 주택

4) 2009년은 2010년 수치를 그대로 사용하였고, 마찬가지로 2023년 이후 자료는 2022년 수치를 그대로 사용하였다.

5) 다만, 이 두 연구의 분석 대상이 다르다는 점은 유의해야 한다. 조무상 & 박명호(2020)의 연구는 서울 아파트만을 대상으로 한 반면, 송경호(2022b)의 연구는 전국 공동주택을 대상으로 했다.

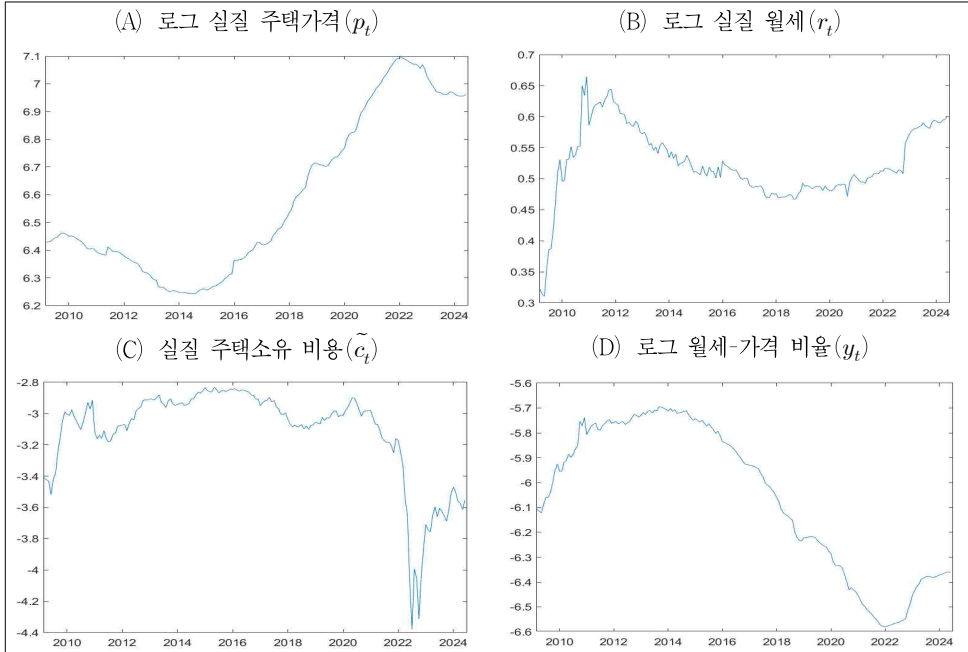
의 기대자본이득 등 주택 소유 비용 관련 데이터의 추세를 보여주고 있다. 〈그림 2〉는 로그를 취한 실질 주택가격, 실질 월세, 실질 주택 소유 비용, 월세/주택가격 비율을 제시하고 있으며, 〈그림 3〉은 로그 차분을 취한 이 변수들의 추세를 제시하고 있다.

〈그림 1〉 주택 소유 비용 관련 데이터



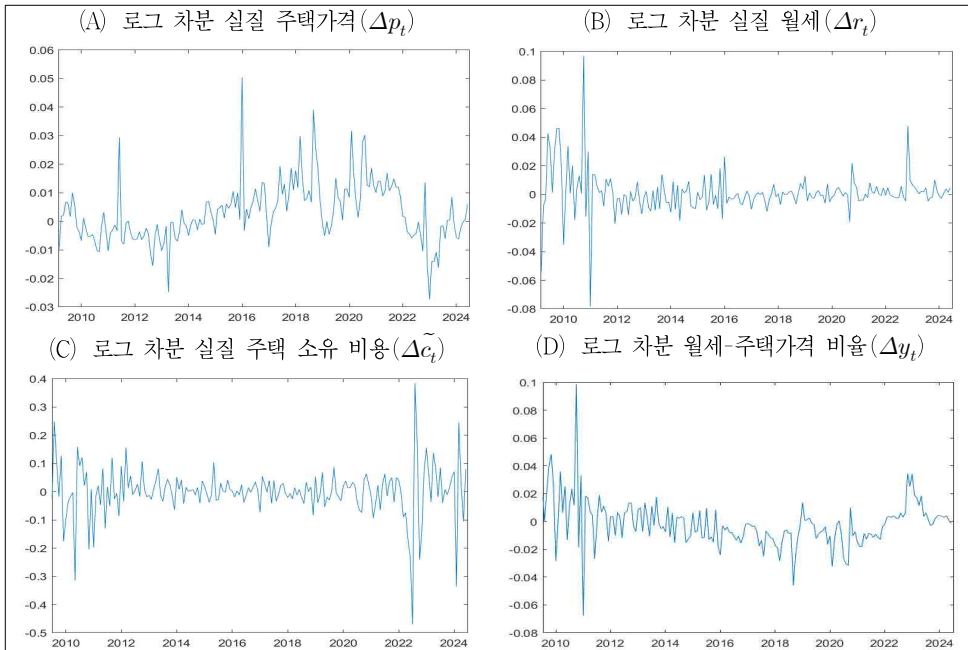
주: δ_t 은 주택의 감가상각비율, τ_t^p 은 실질재산세율, i_t 은 주택담보대출금리, π_t^e 은 기대 인플레이션을, $E_t G_{t+1}$ 는 주택의 기대자본이득을 나타낸다.

〈그림 2〉 주요 변수



주: 분석대상 주택은 서울지역 아파트이다.

〈그림 3〉 주요 변수의 로그 차분 값



주: 분석대상 주택은 서울지역 아파트이다.

Ⅲ. 계량경제모형

이 장에서는 Pan and Han (2024)의 방법론을 바탕으로 월세-주택가격 비율과 주택 소유 비용 간의 장단기 관계를 다양한 모형을 통해 추정하고 비교할 것이다. 이를 통해 데이터를 가장 잘 설명하는 모형을 선택할 것이다. 선택된 모형을 사용하여 이들 변수 간의 장단기 관계를 심도 있게 분석하는 것이 본 장의 목적이다. Gallin (2008)이 사용한 선형 공적분모형과 선형 오차수정모형 같은 표준적 계량경제모형에 더해, 본 연구는 비선형 공적분모형과 국면전환을 반영한 비선형 오차수정모형도 추정하여 비교함으로써 어떠한 모형이 보다 더 데이터를 잘 설명할 수 있는지 살펴볼 것이다. 구체적으로, 다음 두 가지 접근법을 사용할 것이다:

장기 균형 관계 분석: 월세-주택가격 비율과 주택 소유 비용 간의 장기적 균형관계를 분석할 것이다. 이를 위해 선형 공적분모형과 비선형 공적분모형(시차 가변 계수 공적분모형)을 비교하여 어느 모형이 더 적합한지 평가할 것이다.

오차수정모형 분석: 표준적인 선형 오차수정모형과 국면전환을 반영한 오차수정모형을 추정하고 비교할 것이다. 국면전환 모형으로는 통상적인 마코프(Markov) 국면전환 모형과 Chang et al. (2017)의 내생적 국면전환 모형을 각각 적용할 것이다.

이어서 시간 가변 계수 공적분모형과 내생적 국면전환을 반영한 오차수정모형에 대해 자세히 살펴보자.

1. 시간 가변 계수 공적분모형

로그를 취한 실질 주택가격을 p_t , 로그를 취한 실질 월세를 r_t , 로그를 취한 실질 주택 소유 비용을 c_t 라 하자. 식 (2)의 양변에 로그를 취한다면 이는 다음과 같은 선형 모형이 만들어진다.

$$y_t = \mu + \alpha c_t + \varepsilon_t$$

이 식에서 $y_t = r_t - p_t$ 는 로그를 취한 월세-주택가격 비율이다. 그러나 실증분석에

서는 관측 불가능한 리스크 프리미엄을 제외한 주택 소유 비용을 이용하여 아래 식을 추정하게 된다.

$$y_t = \mu + \alpha \tilde{c}_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

\tilde{c}_t 은 실질 주택 소유 비용 \tilde{C}_t 에 로그를 취한 것이다. 식 (3)은 표준적인 선형 공적분 모형으로 계수가 고정되어 있다는 점에서 고정계수 공적분모형이라 부를 수 있다. Park and Hahn (1999)은 시간 가변 계수 공적분모형을 제안하고, 모형의 추정 방법 및 관련 검정 방법들에 대한 이론을 제시하였다. Pan and Han (2024)의 모형을 주택 가격 모형에 적용하면 아래와 같다.

$$y_t = \mu + \alpha_t \tilde{c}_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

식 (4)는 계수 α_t 가 시간에 따라 변화하는 특징을 갖고 있는데 $\alpha_t = \alpha(t/T)$, $t = 1, 2, \dots, T$ 이며 푸리에 신축 함수(Fourier flexible form, FFF)를 따른다고 가정하며 아래 $\alpha_{pq}(r)$ 에 의해 근사치가 구해진다.

$$\alpha_{pq}(r) = \lambda_0 + \sum_{j=1}^p \lambda_j r^j + \sum_{j=1}^q (\lambda_{p+2j-1}, \lambda_{p+2j}) \phi_j(r)$$

$$\phi_j(r) = (\cos 2\pi j r, \sin 2\pi j r)', \quad r \in [0, 1]$$

$\lambda_{pq} = (\lambda_0, \dots, \lambda_{p+2q})'$ 와 $\phi_{pq}(r) = (1, r, \dots, r^p, \phi'_1(r), \dots, \phi'_q(r))'$ 을 이용하여, $\alpha_{pq}(t/T) \tilde{c}_t$ 를 $\lambda'_{pq} \phi_{pq}(t/T) \tilde{c}_t$ 로 표현할 수 있고 이를 이용하여 시간 가변 계수 공적분모형을 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$y_t = \mu + \lambda'_{pq} \tilde{c}_{pqt} + \varepsilon_{pqt}$$

이 식에서 $\tilde{c}_{pqt} = \phi_{pq}(t/T) \tilde{c}_t$ 이며 $\varepsilon_{pqt} = \varepsilon_t + (\alpha(t/T) - \alpha_{pq}(t/T)) \tilde{c}_t$ 이다. 모형의 추정은 Park and Hahn (1999)의 제안에 따라 정준 공적분 회귀(canonical cointegration regression, CCR) 추정을 이용한다.

2. 내생적 국면전환을 반영한 오차수정모형

국면전환을 반영한 오차수정모형은 아래와 같다.

$$\Delta y_t = \beta_0(s_t) + \beta_1(s_t)\widehat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^l \beta_{i+1}(s_t)\Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i(s_t)\Delta \widehat{c}_{t+1-i} + u_t$$

$$u_t \sim N(0, \sigma^2(s_t))$$

이 식에서 $\widehat{\varepsilon}_{t-1}$ 는 공적분모형의 잔차로 지난 기의 불균형오차를 나타낸다. 모형의 계수들이 각각 상태변수 s_t 가 0 혹은 1의 값을 가짐에 따라 두 국면(two-state)에서 다른 값들을 가지는 형태라는 점에서 국면전환이 반영된 오차수정모형이라는 할 수 있다. 이 모형의 상태변수 s_t 는 아래 식과 같이 1차 자기회귀 과정을 따르는 잠재변수(latent variable) ω_t 와 역치 수준(threshold) τ 에 의해 결정되는 지시 함수(indicator function)의 값에 따라 결정된다.

$$s_t = 1_{\omega_t \geq \tau}$$

$$\omega_t = \eta\omega_{t-1} + v_t$$

특히 $t+1$ 시점의 잠재변수의 오차항 v_{t+1} 과 t 시점의 관측 시계열의 오차항 u_t 가 상관관계(correlation)를 갖는 것이 내생적 국면전환 모형의 특징이다. 이는 다음 기 국면을 현재 기의 기저 시계열(underlying time series)의 함수로 정의하여 내생적으로 결정되도록 한 것이다. 아래 식의 상관관계 ρ 이 0이 아니면 내생적 국면전환이 존재함을 의미한다.

$$\begin{pmatrix} u_t \\ v_{t+1} \end{pmatrix} = {}_dN\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}\right) \quad (5)$$

우리 모형에서 잠재변수는 주택시장의 국면전환에 영향을 미치되 직접적으로 관측할 수 없는 경제의 기초여건 외의 복합적 요인들을 포괄하는 개념이다. 현실에서 서울의 아파트 시장의 국면 전환에 미치는 여러 요인들, 예컨대 금융규제와 같은 정부의 정책 변수, 그리고 시장참여자들의 주택시장에 대한 기대 등은 직접적으로 관찰하

고 측정하기 어렵다. 본 모형에서는 이러한 요인들을 모두 잠재변수로 놓고 분석을 진행한다. 내생적 국면전환 모형의 보다 자세한 특징 및 마코프 국면전환 모형과의 관계 등에 대해서는 Chang et al. (2017)의 2.2장을 참고하기 바란다. 모형의 추정은 최우추정법(maximum likelihood estimation)을 사용하는데, Chang et al. (2017)의 3장을 참고하였다.

IV. 실증분석결과

1. 단위근 검정 결과

〈표 1〉은 월세-주택가격 비율($y_t = r_t - p_t$)과 주택 소유 비용(\tilde{c}_t)의 단위근 검정 결과를 보여준다. 검정 결과 월세-주택가격 비율에서 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. ADF 검정과 DF-GLS 검정 모두 단위근 존재의 귀무가설을 기각하지 못했다. 또한, KPSS 검정은 1% 유의수준에서 정상성의 귀무가설을 기각했다. 주택 소유 비용에 대한 검정 결과는 다소 혼재되어 있다. ADF 검정 중 절편만 존재하는 경우는 단위근 존재의 귀무가설을 기각했으나, 절편과 선형 시간 추세를 넣은 ADF 검정과 DF-GLS 검정은 이를 기각하지 못했다. KPSS 검정은 1% 유의수준에서 정상성의 귀무가설을 기각했다. 비록 검정 결과가 완벽하게 일관되지 않지만, DF-GLS 검정과 KPSS 검정 결과를 중심으로 판단할 때, 두 변수 모두 단위근이 존재하는 것으로 볼 수 있다.

〈표 1〉 단위근 검정 결과

	With intercept			With intercept and linear time trend		
	ADF	DF-GLS	KPSS	ADF	DF-GLS	KPSS
y_t	-0.288	-0.065	15.273***	-2.903	-0.612	2.816***
\tilde{c}_t	-3.054**	-2.205	2.742***	-3.019	-2.654	2.305***

주: y_t : 로그 월세-주택가격비율

\tilde{c}_t : 로그 주택 실질 소유비용

ADF 검정과 DF-GLS 검정은 단위근이 있다는 것을 귀무가설로 하는 반면, KPSS 검정은 정상성을 귀무가설로 한다. ADF 검정의 10%, 5%, 1% 임계값은 절편만 있을 경우 각각 -2.57, -2.87, -3.44이며, 절편과 추세가 모두 있는 경우 -3.13, -3.42, -3.98이다. KPSS 검정의 1% 임계값은 절편만 있을 경우 0.739이고, 절편과 추세가 모두 있는 경우 0.216이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서의 통계적 유의성을 나타낸다.

2. 공적분모형 추정 결과

〈표 2〉는 식 (3)의 선형 공적분모형의 추정 결과를 제시한다. 주택 소유 비용의 계수 α 는 -0.054로 추정되었으나 통계적으로 유의하지 않았다. 〈표 3〉은 선형공적분모형에 대한 Phillips-Ouliaris 공적분 검정 결과를 보여주는데, 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못했다. 이는 월세-주택가격 비율과 주택 소유 비용 간에 선형 공적분 관계가 존재하지 않는다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 선형공적분과 오차수정모형 등 전통적인 시계열 모형들을 적용하여서는 주택가격, 월세, 주택 비용 사이의 장기균형 관계를 적절히 설명할 수 없다는 미국 주택시장에 대한 Gallin (2008)의 연구와도 일맥상통한다(Mikhed et al., 2009; Clark and Coggin, 2011의 연구결과도 이와 유사하다).

〈표 2〉 고정계수 공적분 모형 추정치

	Est.	S. E.
μ	-6.260***	0.603
α	-0.054	0.170
Long-run variance of CCR errors		
σ^2	4.236	

주: 선형 공적분 모형의 추정결과. 표준오차는 각각의 추정계수 뒤에 제시되어 있다. TVC 모형에서 $p=q=0$ 로 설정할 경우 고정 계수 모형(선형 공적분 모형)이 된다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서의 통계적 유의성을 나타낸다.

〈표 3〉 고정계수 공적분 모형에 대한 검정

	value	p-value
Phillips - Ouliaris statistic	-0.068	0.986
Phillips - Ouliaris statistic	-0.074	0.987

주: 귀무가설은 두 시계열이 (선형) 공적분되어 있지 않다는 것이다.

〈표 4〉는 식 (4)의 시간 가변 계수 공적분모형의 추정 결과를 제시한다. 다항식과 삼각함수의 차수는 BIC를 기준으로 각각 $p=2$ 과 $q=2$ 로 선택하였다. 〈Table 5〉는 이러한 시간 가변 계수 공적분 모형의 적합성 검정 결과를 보여준다.⁶⁾ 첫번째 검정

6) 〈표 5〉의 두 검정의 결과는 함께 고려하여야 한다. 첫 번째 검정의 귀무가설 및 대립가설은 각

(comparison)에서는 선형 공적분 모형과 시간 가변 계수 공적분 모형을 비교한다. 5% 유의수준에서 선형 모형이 적절하다는 귀무가설이 기각되어, 시간 가변 계수 공적분 모형이 더 적합함을 나타낸다. 두 번째 검정은 시간 가변 계수 공적분의 존재 여부를 확인한다. 귀무가설(시간 가변 계수 공적분 존재한다)이 5% 유의수준에서 기각되지 않아, 시간 가변 계수 공적분이 존재함을 지지한다. <표 3>과 <표 5>의 결과는 월세-주택가격과 주택사용자 비용의 장기 균형 관계 분석에 있어 선형 공적분모형보다 시간 가변 계수 공적분모형이 더 적합함을 보여준다.

<표 4> 시간 가변 계수 모형 추정치

	Est.	S. E.
μ	-6.21***	0.135
Time-varying parameter α		
α_0	-0.093*	0.054
$\alpha_1 : \left(\frac{t}{T}\right)$	0.137	0.132
$\alpha_2 : \left(\frac{t}{T}\right)^2$	-0.056	0.13
$\alpha_3 : \cos\left(2\pi\frac{t}{T}\right)$	0.045***	0.014
$\alpha_4 : \sin\left(2\pi\frac{t}{T}\right)$	-0.081***	0.004
$\alpha_5 : \cos\left(4\pi\frac{t}{T}\right)$	-0.005	0.004
$\alpha_6 : \sin\left(4\pi\frac{t}{T}\right)$	-0.008***	0.002
Long-run variance of CCR errors		
σ^2	0.0030	

주: 시간 가변 계수 모형의 추정 결과를 나타낸다. 표준 오차는 해당 추정치 뒤에 표기되어 있다. BIC를 통해 FFF 근사의 차수 $p=2$ 와 $q=2$ 가 선택되었다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서의 통계적 유의성을 나타낸다.

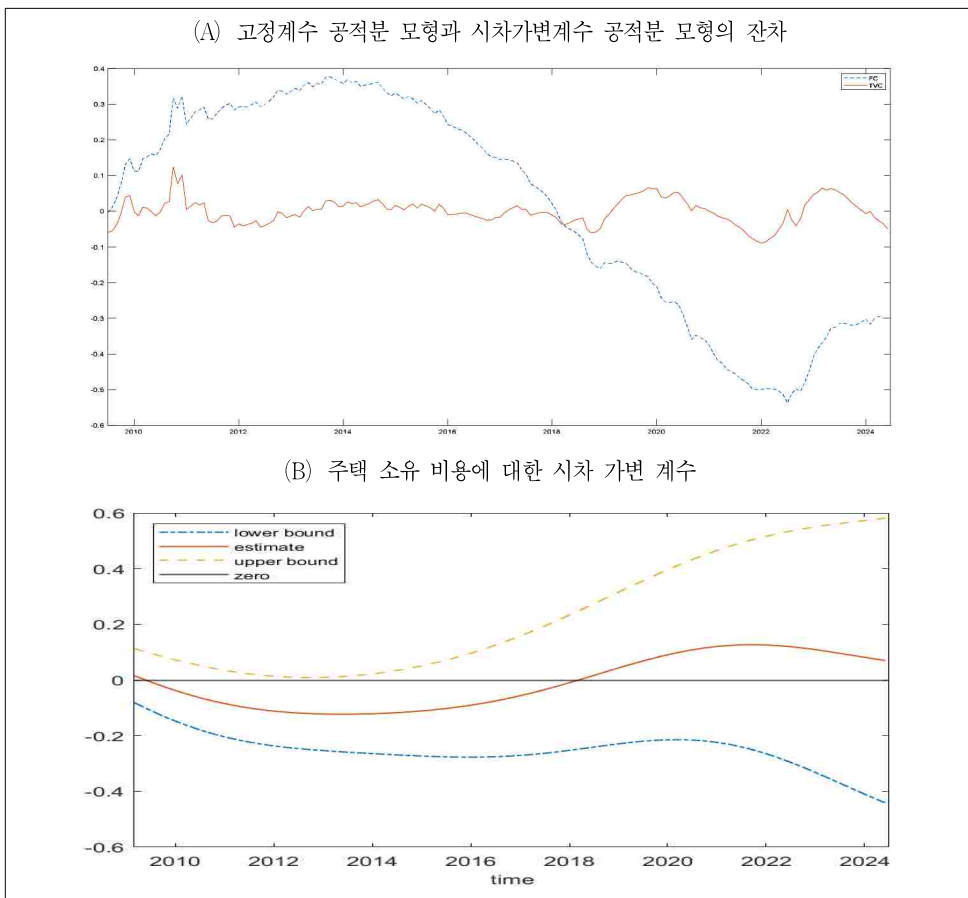
각 ‘고정 계수 공적분이 존재한다’ 및 ‘시간 가변 계수 공적분이 존재한다’이다. 이 검정은 두 모형 모두에서 공적분이 존재한다는 것을 가정하고, 계수가 고정되어 있는지 아니면 시간 가변하는지 여부를 검정한다. 두 번째 검정의 귀무가설 및 대립가설은 각각 ‘시간 가변 계수 공적분이 존재한다’ 및 ‘시간 가변 계수 가성회귀(spurious regression)가 존재한다’이다

〈표 5〉 고정 계수 공적분 모형과 시간 가변 계수 공적분 모형 간의 비교 및 공적분 검정 결과

Comparison		Variable Added Test (VAT) : 시간 가변계수 모형	
Test Stat.	5% C. V.	Test Stat.	5% C. V.
5150.50	11.07	8.16	9.49

주: Park and Hahn (1999) 을 따라, 모델들에 4차 다항식 추세를 추가했다. BIC를 통해 FFF 근사의 차수 p 와 q 가 선택되었다($p=2, q=2$). 첫번째 열은 고정계수 공적분 모형이 적합하다는 귀무가설에 대해 시간 가변 계수 공적분 모형이 적합하다는 대립가설을 검정한 결과를 보여준다. 두 번째 열은 시간 가변 계수 모형이 공적분되어 있다는 귀무가설에 대해 가성 회귀(spurious regression)라는 대립가설을 검정한 결과를 나타낸다.

〈그림 4〉 고정계수 모형과 시차 가변계수 모형의 잔차 및 시차 가변 계수 추정치



주: 왼쪽 패널에서 파란색 점선은 고정 계수 모형의 잔차를 나타내고, 빨간색 실선은 시차 가변 계수 모형의 잔차를 나타낸다. 오른쪽 패널에서 실선은 시차 가변 계수의 추정치를 나타내며, 파란색 점선은 95% 신뢰구간의 하한을, 붉은색 점선은 95% 신뢰구간의 상한을 나타낸다.

일반적으로 장기에 있어 경제변수들이 매우 서서히 변화한다는 점 (Park and Hahn 1999) 에서 비선형 시간 가변 계수 공적분 모형을 사용하여 분석하는 것이 장기적인 월세-주택가격 비율과 주택의 소유비용 사이의 균형관계를 잡아내는데 더 적절할 것으로 판단된다. <그림 4(A)>는 두 모형의 잔차를 비교한다. 시간 가변 계수 공적분 모형의 잔차는 정상 시계열로 보이나, 선형 공적분모형의 잔차는 뚜렷한 확률적 추세를 보인다. 이는 앞선 검정 결과와 일치한다. <그림 4(B)>는 시간 가변 계수 공적분 모형에서 α_t 의 추정치 변화를 보여준다. 2009년에서 시작하여 2012년 2월까지 하락하다 이후 상승하는 추세를 나타내다가 다시 2022년 3월부터 하락하는 추세를 나타냈다.

3. 오차수정모형 추정 결과

공적분 모형들의 추정 결과를 보면 시간 가변 계수 공적분 모형이 더 적합한 것으로 나타나기 때문에 이 모형의 잔차를 장기균형에서 벗어난 불균형 오차로 이용하여 세가지 오차수정모형을 추정하였다. 첫번째는 통상적인 선형 오차수정모형, 두번째는 마코프 국면전환을 반영한 오차수정모형, 세번째는 내생적 국면전환을 반영한 오차수정모형이다. BIC 기준에 따라 선형 오차수정모형을 설정한 결과는 아래와 같다.

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \widehat{\varepsilon}_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-1} + \beta_3 \Delta y_{t-2} + \gamma \Delta \widetilde{c}_t + u_t \quad (6)$$

$\widehat{\varepsilon}_{t-1}$ 는 식 (4)의 시간 가변 계수 공적분 모형의 잔차이다. 이 모형의 추정 결과는 <표 6>에 제시되어 있다. 장기균형으로의 조정 속도를 의미하는 오차수정계수 β_1 는 -0.126로 추정되고 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. Δy_{t-1} 과 Δy_{t-2} 의 계수 β_2 와 β_3 은 각각 0.244와 0.376로 추정되었고, 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. $\Delta y_t = \Delta \gamma_t - \Delta p_t$ 이므로 식 (6)를 아래와 같이 다시 풀어 쓰면 β_2 와 β_3 은 주택가격 모멘텀을 의미하는 계수임을 알 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & -\beta_0 - \beta_1 \widehat{\varepsilon}_{t-1} + \beta_2 \Delta p_{t-1} + \beta_3 \Delta p_{t-2} - \gamma \Delta \widetilde{c}_t + \Delta r_t \\ & - \beta_2 \Delta r_{t-1} - \beta_3 \Delta r_{t-2} - u_t \end{aligned}$$

추정결과가 보여주는 것처럼 β_2 와 β_3 가 양(+)의 값을 갖는다는 것은 주택가격 모멘텀이 존재한다는 것을 의미한다. 즉, 이전 기 주택가격 상승이 당기 주택가격 상승으로 이어지는 현상이 존재함을 보여준다.

〈표 6〉 선형 오차수정모형 추정치

$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \widehat{\varepsilon_{t-1}} + \beta_2 \Delta y_{t-1} + \beta_3 \Delta y_{t-2} + \gamma \Delta \widetilde{c}_t + u_t$		
	Est.	S. E.
β_0	-0.0006	0.0013
β_1	-0.1264***	0.0357
β_2	0.2435***	0.0593
β_3	0.3762***	0.0437
γ	0.0330***	0.0125
σ	0.0002***	1.1805e-05
Log-likelihood	501.72	
AIC	-991.45	
BIC	-972.36	

주: 선형 오차수정모형의 추정 결과가 보고되어 있다. 표준 오차는 해당 추정치 뒤에 표기되어 있다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서의 통계적 유의성을 나타낸다.

〈표 7〉은 국면전환을 반영한 아래 오차수정모형의 추정 결과를 보여준다.

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1(s_t)\widehat{\varepsilon_{t-1}} + \beta_2(s_t)\Delta y_{t-1} + \beta_3\Delta y_{t-2} + \gamma\Delta \widetilde{c}_t + \sigma u_t, \quad u_t \sim N(0,1)$$

다른 계수들도 국면별로 다른 값을 갖도록 다양하게 모형을 설정하고 추정을 해 본 결과, $\widehat{\varepsilon_{t-1}}$ 와 Δy_{t-1} 의 계수가 국면에 따라 각각 다른 값을 가지는 모형이 데이터에 가장 적합한 것으로 나타났다. 선형 오차수정모형에 비해 국면전환을 반영할 때 로그 우도함수의 값이 높아지고 AIC와 BIC의 값이 낮아진 것으로 나타났으며, $\beta_1(s_t)$ 와 $\beta_2(s_t)$ 의 추정치가 국면마다 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 내생적 국면전환 모형과 마코프 국면전환 모형을 각각 추정한 결과, 두 모형의 계수는 대체로 유사했다. 내생적 국면전환 오차수정모형의 추정 결과, Δy_{t-1} 의 계수 $\beta_2(s_t)$ 의 추정치가 국면별로 큰 차이를 보였다. $\beta_2(s_t)$ 는 주택가격 모멘텀의 정도를 나타내는데, 각 국면별로 0.707($s_t = 1$)과 0.032($s_t = 0$)로 추정되었다. 이는 한 국면($s_t = 1$)에서는

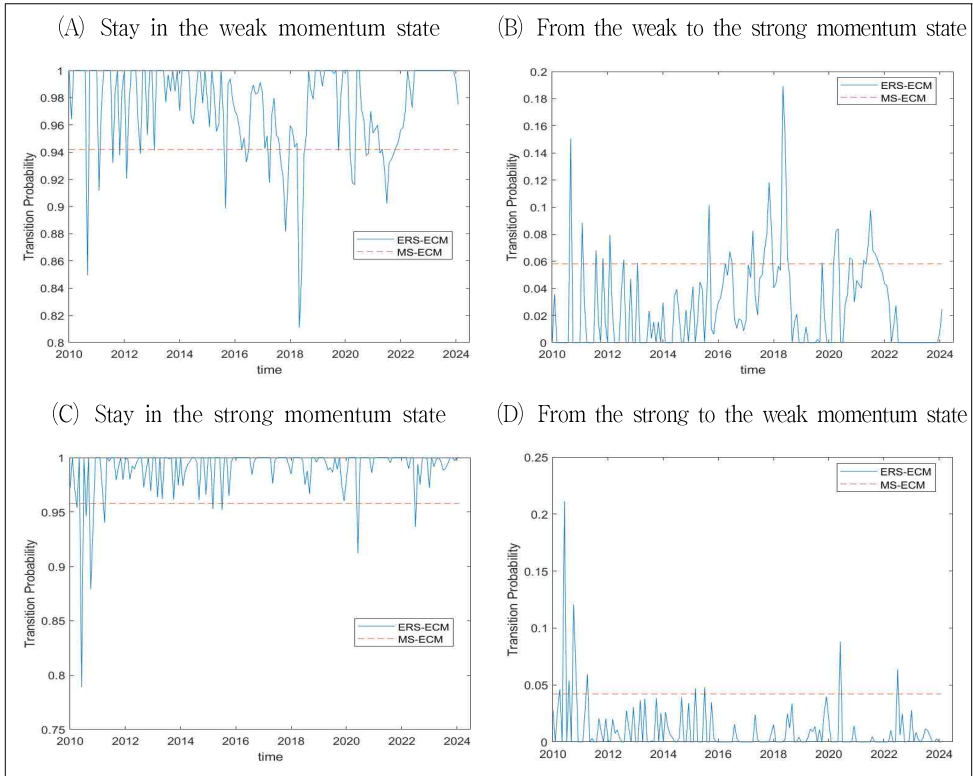
주택가격 모멘텀이 강하고 다른 국면($s_t = 0$)에서는 약함을 의미한다. 이에 따라 $s_t = 1$ 국면을 강한 모멘텀 국면으로 그리고 $s_t = 0$ 국면을 약한 모멘텀 국면으로 부를 수 있다. 오차수정계수는 두 국면 모두에서 음(-)의 값으로 추정되고 통계적으로 유의했다. 강한 모멘텀 국면에서는 -0.060, 약한 모멘텀 국면에서는 -0.241로 추정되어, 약한 모멘텀 국면에서 오차수정 속도가 더 빠른 것으로 나타났다. 이는 가격이 빠르게 상승하는 시기에 ‘균형가격’으로 되돌아오는 추세가, 상승세가 둔화되거나 하락세로 전환할 가능성이 존재하는 시기의 추세보다 느리다는 것을 의미한다. 이는 가격의 가파른 상승단계에서 왜 가격 안정화 정책의 효과가 제한적일 수밖에 없는가에 대한 시사점을 제공해준다.

〈표 7〉 국면전환모형추정치

	$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1(s_t)\widehat{\varepsilon}_{t-1} + \beta_2(s_t)\Delta y_{t-1} + \beta_3\Delta y_{t-2} + \gamma\tilde{\Delta c}_t + \sigma u_t$	
	ERS-ECM (내생적 국면전환 오차수정모형)	MS-ECM (마코프 국면전환 오차수정모형)
β_0	0.000	0.000
$\beta_1(s_t = 0)$	-0.241***	-0.222***
$\beta_1(s_t = 1)$	-0.060***	-0.069***
$\beta_2(s_t = 0)$	0.032***	-0.037***
$\beta_2(s_t = 1)$	0.707***	0.718***
β_3	0.251***	0.218***
γ	0.013**	0.017***
σ	0.013***	0.013***
η	0.992***	
τ	0.832***	
ρ	0.830***	
$P(s_t = 1 s_{t-1} = 1)$	Time-varying	0.951
$P(s_t = 0 s_{t-1} = 0)$	Time-varying	0.930
Log-likelihood	509.11	506.45
AIC	-1002.23	-988.90
BIC	-976.68	-976.54
LR test	5.331**	

주: 국면전환을 포함한 오차수정모형의 추정 결과가 보고되어 있다. 처음 열은 내생적 국면전환 오차수정모형의 추정 결과를 보여주며, 마지막 열은 마코프 국면전환 오차수정모형의 추정 결과를 나타낸다. LR 테스트는 내생성의 존재에 대한 우도비 검정이다. 귀무가설은 내생성이 존재하지 않는다는 것(즉 $\rho = 0$)이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서의 통계적 유의성을 나타낸다.

〈그림 5〉 모형에서 추정된 전이 확률



주: (a) 그래프는 약한 모멘텀 상태를 유지할 확률을 보여준다. 마찬가지로, (b) 그래프는 약한 모멘텀 상태에서 강한 모멘텀 상태로의 전이 확률을, (c) 그래프는 강한 모멘텀 상태를 유지할 전이 확률을, (d) 그래프는 강한 모멘텀 상태에서 약한 모멘텀 상태로의 전이 확률을 나타낸다. 모든 그래프에서 파란색 실선은 내생적 국면전환 모델에서, 빨간색 점선은 전통적인 마코프 전환 모델에서 계산된 확률이다.

모형 비교 결과, 내생적 국면전환 모형이 마코프 국면전환 모형보다 데이터를 더 잘 설명하는 것으로 나타났다(선형 오차수정모형보다도 더 잘 설명한다). 우도비율 검정(likelihood ratio test, LR test)⁷⁾ 결과 내생적 국면전환의 존재가 1% 유의수준

7) 우도비검정은 내생적 국면전환 모형에서 다음과 같은 귀무가설 및 대립가설을 검정한다.

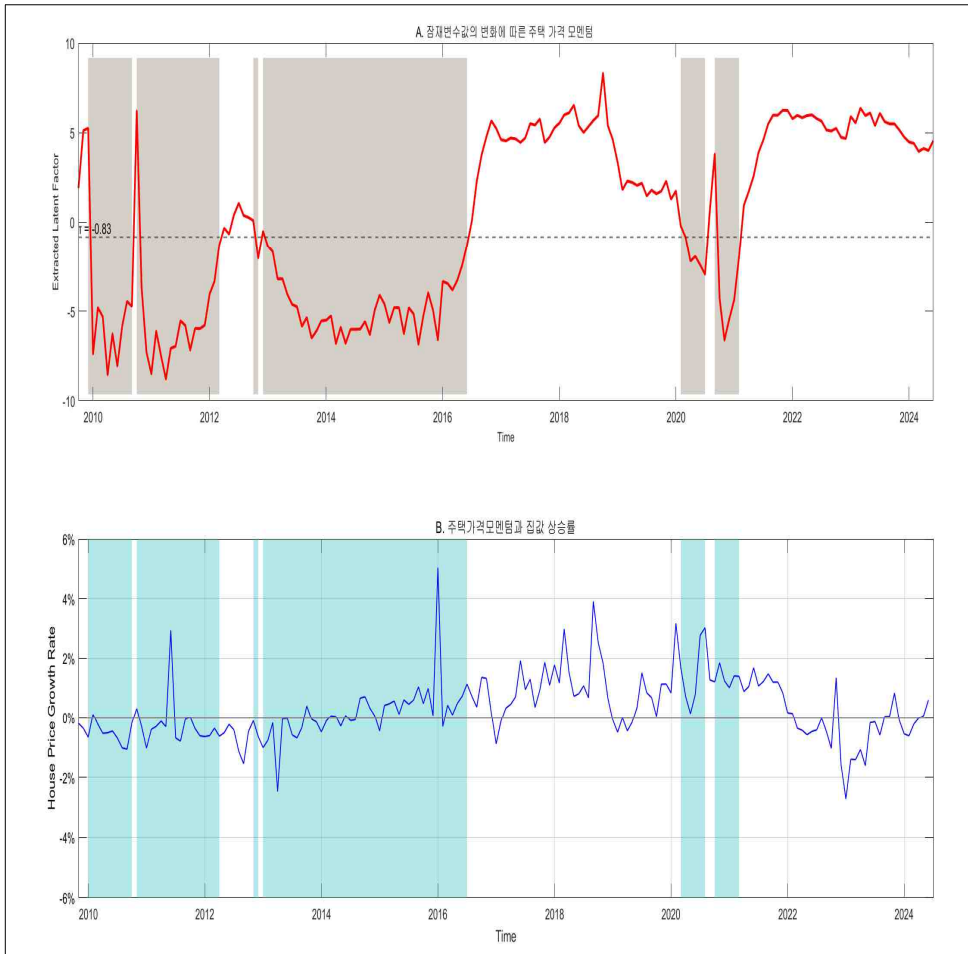
$$H_0 : \rho = 0, H_1 : \rho \neq 0.$$

ρ 는 식 (5)의 상관관계이며 귀무가설이 성립하면 내생적 국면전환이 존재하지 않는다는 것을 의미한다. Chang et al. (2017)은 $\rho=0$ 인 경우 내생적 국면전환 모형이 마코프 국면전환 모형과 동일해진다는 것을 보였다.

에서 확인되었다. 또한 내생적 국면전환 모형이 마코프 국면전환 모형보다 더 높은 로그우도함수값과 더 낮은 AIC, BIC를 보였다. <그림 5>는 두 국면전환 모형들의 국면 전이확률(transition probability)을 제시한다. 마코프 국면전환 모형(빨간 점선)은 고정된 전이확률을 가지는 반면, 내생적 국면전환 모형(파란 실선)은 시간에 따라 변하는 전이확률을 나타낸다. 마코프 국면전환 모형에서는 다음 기로의 국면전환이 추정 모형안의 기저 시계열의 실현치에 영향을 받지 않는다는 제약이 있는 반면 내생적 국면전환 모형에서 기저 시계열의 실현값이 다음 기 국면전환에 미친다고 가정한다. 이자율 뿐만 아니라 주택공급 등 다양한 경제 정책변수에 의해 영향을 받는 실제 주택시장의 동학을 고려해보면 이는 매우 비현실적인 가정이다. 따라서 내생적 국면전환 모형이 마코프 국면전환 모형보다 데이터를 더 잘 설명한다는 본 연구의 결론은 타당해 보인다.

한편 내생적 국면전환 모형의 주요 특징 중 하나는 잠재요소를 추출할 수 있다는 점이다. <그림 6>은 모형 추정을 통해 추출한 잠재요소를 나타내는데, 잠재요소의 값이 실선(τ 추정치)보다 높으면 강한 모멘텀 국면에 속하고 이보다 낮으면 약한 모멘텀 국면임을 나타낸다. 전체 표본의 45%가 약한 모멘텀 국면에 그리고 55%가 강한 모멘텀 국면에 속하는 것으로 나타났다. 가장 최근에 발생한 약한 모멘텀 국면에서 강한 모멘텀 국면으로의 전환은 대략 2021년 3월에 발생했다. 흥미로운 것은 윤석열 정부가 들어선 2022년 5월부터 현재까지 외견상 시장 침체를 나타내는 여러 정황에도 불구하고 실제 모멘텀 전환은 없었던 것으로 보인다. <표 8>은 내생적 국면전환 모형에 포착된 서울 아파트 시장의 특성들을 간략하게 서술한다. 강한 모멘텀 국면에서는 아파트가격 수익률의 지속성이 높고 오차수정이 느리게 진행되었는데, 월평균 아파트가격 변화율은 0.404%이고 월평균 월세 변화율은 0.137%로 나타났다. 반면 약한 모멘텀 국면에서는 아파트가격 수익률의 지속성이 낮고 오차수정이 빠르게 이루어졌는데, 월평균 아파트가격 변화율은 0.194%이고 월평균 월세 변화율은 -0.065%인 것으로 나타났다. 강한 모멘텀 국면과 약한 모멘텀 국면 모두에서 아파트 가격 상승세가 유지된 것은 서울 아파트가격이 모멘텀 강도와 관계없이 비교적 안정적인 상승세를 보인다는 것을 의미한다.

〈그림 6〉



주: 위쪽 패널에 있는 붉은 색 선은 내생적 국면전환을 포함한 오차수정모형에서 추출된 잠재 요인의 값을 나타낸다. 음영안에 있는 구간은 약한 모멘텀 구간을 나타낸다. 아래쪽 패널에 있는 파란 색 선은 전기 대비 서울지역 아파트 가격의 변화율을 의미한다.

〈표 8〉 각 국면의 특징

	Weak Momentum Regime	Strong Momentum Regime
전체 기간에서의 비중	45%	55%
주택가격 모멘텀의 강도	0.032	0.707
오차수정속도	-0.241	-0.060
월평균주택가격변화율	0.194%	0.404%
월평균월세변화율	-0.065%	0.137%

V. 결론 및 시사점

본 연구의 주요 결과를 다음과 같이 요약할 수 있다. 먼저, 일반적인 주택 가격 결정 모형 이론이 예측한 대로 서울 아파트 시장에서도 월세-주택가격 비율과 주택 소유 비용 사이에 장기적인 공적분 관계가 존재함을 확인하였다. 다만 그 관계는 선형이 아닌 비선형으로 나타났다. 또한, 내생적 국면전환모형 기반 오차수정모형이 서울 아파트 시장의 가격변동 추이를 설명하는 데 더 적절함을 검증하였다. 서울 아파트 시장은 강한 모멘텀 국면과 약한 모멘텀 국면 모두에서 매매 및 월세 가격의 상승세가 유지되는 특징을 보인다. 이는 서울 아파트 시장이 모멘텀 강도와 관계없이 비교적 안정적인 상승세를 나타내며, 따라서 가격 조정이 쉽게 발생하지 않음을 시사한다.

이어서 본 논문의 후속 연구 과제에 대해 언급하고자 한다. 우리 모형에서는 주택 가격의 사이클이 강한 가격 상승단계로 진입했을 때, 이를 나타내는 잠재요인의 경계값을 계산하였다. 자연스럽게 다음 과제는 이러한 국면전환을 결정하는 잠재요인에 영향을 미치는 거시경제 및 금융 변수들을 선별하는 것이다. 이에 대한 답은 매우 중요한데, 만약 관측 가능한 방대한 거시경제 및 금융 변수들 중 잠재요인의 정도를 결정하는 변수를 추출할 수 있다면, 이를 통해 현재 주택 시장이 강한 모멘텀 국면으로 전환되고 있는지를 판단할 수 있는 가능성이 열리기 때문이다. 이러한 작업에는 Adaptive LASSO와 같은 머신러닝 기법이 적용될 수 있을 것이다. 이를 통해 한국의 주택가격 변화를 예측에 어떤 거시경제 및 금융 변수가 주요한 역할을 하는지 분석하는 작업은 의미 있는 후속 연구가 될 것이다.

■ 참 고 문 헌

1. 마승렬, “사용자비용과 임차비용의 격차와 주택가격간의 장기적 관계에 관한 연구,” 『주택연구』, 제27권 제2호, 2019, pp. 63-90.
2. 송경호, “공시가격 현실화 계획 수정 보완,” 공청회 발표자료, 2022a.
3. ———, “공시가격 현실화가 주택시장에 미친 영향: 보유세, 매매가격 및 임대가격, 주택 보유에 미친 영향을 중심으로,” 한국 조세재정연구원, 2022b.
4. 이준희·송준혁, 2007, “자산가격 결정모형을 이용한 우리나라 주택가격 분석” *KDI Journal of Economic Policy*, 제29권 제1호, pp. 113-136.
5. 임규채·기석도, “주택시장의 전세가격과 매매가격 간의 상호관계에 관한 연구,” 『주택연구』, 제14권 제1호, 2006, pp. 165-193.

6. 임재만, “서울지역 아파트매매시장과 전세시장의 관계에 관한 연구,” 『감정평가연구』, 제14권 제2호, 2004, pp. 163-177.
7. 조무상 · 박명호, “주택공시가격의 실거래가반영률 현황 및 균등성 분석: 서울지역 아파트를 중심으로,” 한국재정학회, 2020.
8. 조태형 · 이병창 · 도경탁, “자산별 내용연수의 추정에 관한 연구,” 한국은행, 국민계정리뷰, (1), 2012.
9. Chang, Y., Y. Choi, and J. Y. Park, “A New Approach to Model Regime Switching,” *Journal of Econometrics*, Vol. 196, No. 1, 2017, pp. 127-143.
10. Chen, J., Y. Chen, R. A. Hill, and P. Hu, “The User Cost of Housing and the Price-rent Ratio in Shanghai,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 92, 2022, 103738.
11. Gallin, J. H., “The Long-Run Relationship Between House Prices and Rents,” *Real Estate Economics*, Vol. 36, No. 4, 2008, pp. 635-658.
12. Gilbukh, S., A. Haughwout, R. J. Landau, and J. Tracy, “The Price to Rent Ratio: A Macroprudential Application,” *Real Estate Economics*, Vol. 51, No. 2, 2023, pp. 503-532.
13. Himmelberg, C. P., C. J. Mayer, and T. Sinai, “Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 19, No. 4, 2005, pp. 67-92.
14. Lee, H. W., C. C. Lin, and I. C. Tsai, “Another Application of Call Options: Explaining the Divergence between the Housing Market and the Rental Market,” *Finance Research Letters*, 103660, 2023.
15. Park, J. Y., and S. J. Hahn, “Cointegrating Regressions with Time Varying Coefficients,” *Econometric Theory*, Vol. 15, No. 5, 1999, pp. 664-703.
16. Pan, P., and H. Han, “Exploring House Price Momentum in the U.S. after the Subprime Mortgage Crisis,” *Journal of Economic Theory and Econometrics*, Vol. 35, No. 1, 2024, pp. 1-28.

Modeling the Seoul Apartment Market: Application of the Time-Varying Coefficient Cointegration Model and the Error Correction Model with Endogenous Regime Switching

Hansoo Choi* · Heejoon Han** · Pinshan Pan***

Abstract

This study enhances long-term and short-term time series models of housing price fluctuations to analyze the dynamics of the Korean housing market. Utilizing a time-varying coefficient cointegration model and an error correction model with endogenous regime switching, it examines the movements in the Seoul apartment market from June 2009 to June 2024. The analysis identifies a nonlinear cointegration relationship between the rent-to-price ratio and the user cost of housing. Furthermore, the endogenous regime-switching model demonstrates superior explanatory power compared to the Markov regime-switching model in describing housing market dynamics. The Seoul apartment market is characterized by two distinct regimes: a strong momentum regime (55% of the total period) and a weak momentum regime (45% of the total period). In the strong momentum regime, housing prices exhibit high persistence and slow reversion to the long-run equilibrium price, whereas the opposite is observed in the weak momentum regime.

Key Words: house price, house price momentum, time-varying coefficient cointegration, endogenous regime switching, Seoul apartment market

JEL Classification: R30, G10, C50

Received: Sept. 27, 2024. Revised: Nov. 26, 2024. Accepted: Dec. 27, 2024.

* First Author, Associate Professor, School of Economics and Trade, Kyungpook National University, 80, Daehak-ro, Buk-gu, Daegu, 41566, Korea, Phone: +82-53-950-5434, e-mail: choihs91@knu.ac.kr

** Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Sungkyunkwan University, 25-2 Sungkyunkwan-ro, Seoul, 03063, Korea, Phone: +82-2-760-0428, e-mail: heejoonhan@skku.edu

*** Second Author, Graduate Student, Department of Economics, Sungkyunkwan University, 25-2 Sungkyunkwan-ro, Seoul, 03063, Korea, Phone: +82-2-760-1236, e-mail: panpinshan21@skku.edu