



점진적 이동을 고려한 지역별 아파트 매매가격과  
전세가격 사이의 전이 효과에 대한 연구

Examination of the Spillover Effects between  
Apartment Sale Prices and Jeonse Prices: Gradual-Shift Causality

김상배\*  
Sangbae Kim

Abstract

The purpose of this study was to investigate the spillover effect between sale and Jeonse prices of apartments for Korea's seven metropolitan cities (Seoul, Busan, Daegu, Incheon, Gwangju, Daejeon and Ulsan). For the purpose, this study used the Toda and Yamamoto and the Hafner and Herwartz's LM models in order to consider structural change and gradual shift and examine spillover effects of both prices and volatility. Samples were chosen in the period from Jan 1999 to Oct 2022. As a result, the sale price preceded the Jeonse price in Busan, Daegu, Daejeon and Ulsan, while the sale price interacted with the Jeonse price in Incheon and Gwangju, which means that substitute theory was identified in the former four cities, whereas both substitute and asset market theories were simultaneously verified in the latter two. In addition, the result showed that volatility did not transfer from the sale price to the Jeonse but from the Jeonse to the sale in Seoul, Daegu, Incheon and Gwangju, which means that the asset market theory could be applied to the four cities in the short term. The overall result of this study explained the fact that relations between the sale and the Jeonse prices are different from the cities and disparity in them should be considered in order to come up with real estate measures.

**Keywords:** Spillover effect, Volatility transition, Gradual shift, Sale price, Jeonse price

\* 경북대학교 경영학부 교수 | Professor, School of Business Administration, Kyungpook National University | sbkim@knu.ac.kr |

## 1. 서론

우리나라에서의 주택시장은 전체 경제에서 중요한 역할을 담당하고 있으며, 그 가운데에서도 매매시장과 전세시장은 각 시장에서의 수요와 공급에 의해 가격이 결정되는 구조이지만, 매매가격의 변화는 비용 전가로 인해 전세가격에 영향을 미칠 수 있다. 이충연(2014)의 이론모형에 의하면 주택가격은 주택임대수입의 현재가치와 미래 기대가격의 현재가치의 합으로 표현된다. 즉, 다른 조건이 변하지 않는 상황에서 전세가격의 상승은 주택가격의 상승을 유발할 수 있다. 이와는 반대로 전세가격의 변화로 인해 매매시장에서의 수요가 변화할 수도 있다(최종일·장병기, 2022). 두 시장 사이의 관계는 주로 자산시장이론과 대체재 이론의 관점에서 설명하고 있다.

자산시장이론은 전세시장이 매매시장에 영향을 준다(전해정·박현수, 2012)는 것으로, 자산증가를 위해 투자자는 주택매매 차익을 원하게 되고 매매시점에서 전세가격이 투자의 중요한 예측수단이 되기 때문에 이 이론에 따르면 전세가격이 매매가격을 선행한다. 특히, 성주한·박필(2014)에 의하면 전세의 경우 자본이득의 가능성이 없기 때문에 전세가격은 현재의 수급상황을 잘 반영하는 지표이고, 이로 인해 전세가격이 매매가격을 선행한다. 이에 비해 대체재이론에서는 주택 매매와 전세는 서로 대체재 관계에 있지만, 주택 매매가 전세에 비해 우등재이기 때문에 매매가격이 전세가격을 선행하게 된다(전해정·박현수, 2012).

이러한 이론적 관점을 중심으로 많은 연구에서는 주택 매매시장과 전세시장 사이의 관계를 VAR(vector autoregressive) 모형 혹은 VECM(vector error correction model), GARCH 모형, 비선형 모형, 그리고 VAR 모형에 기반한 Diebold and Yilmaz(2012)의 전이지수 등 다양한 방법론을 활용하여 검토하고 있다. 하지만, 이들 연구의 대부분은 주로 우리나라 전체를 대상으로 하거나 서울 혹은 수도권권을 중심으로 매매지수와 전세지수를 이용하여 분석하고 있다. 대표적인 연구에는 김광수·문규현(2011), 김상배·이승아(2021a, 2022), 김우석(2019), 김진우·김승희(2021), 윤재형(2022), 이근영·김남현(2016), 전해정(2013), 정대성(2022), 진찬우·이건학(2016) 등을 들 수 있다.

서울과 수도권 이외의 지역을 고려한 연구로는 대표적으로 김상배·이승아(2021b), 방두완·권혁신(2020), 이상경(2003), 전형철·형남원(2016) 등을 들 수 있다. 이상경(2003)은 서울 강남지역, 수도권의 수원, 그리고 부산지역을 선택하고, 이들 사이의 매매가격에서의 가격 및 변동성 전이효과를 분석하였으며, 전형철·형남원(2016)의 연구에서는 서울의 강남과 강북지역, 그리고 우리나라 6대 광역시<sup>1)</sup>의 월별 아파트 매매가격지수와 전세가격지수를 이용하여 매매가격 사이 혹은 전세가격 사이 그리고 매매가격과 전세가격 사이의 전이효과를 분석하기 위해 Diebold and Yilmaz(2009)의 방법론을 이용하였다. 최근 연구인 김상배·이승아(2021b)와 방두완·권혁신

1) 이들 연구에서 6대 광역시의 개별 매매 및 전세가격지수를 활용하지 않고, 6대 광역시를 통합한 매매 및 전세가격지수를 이용하였다.

(2020)에서도 Diebold and Yilmaz(2009, 2012)의 방법론과 지역별 아파트 월별 매매가격지수를 이용하여 각각 가격 및 변동성에서의 전이효과를 분석하였다.

이들 선행연구에서 볼 수 있듯이, 최종일·장병기(2022)를 제외한 매매가격과 전세가격 사이의 가격 전이 혹은 변동성 전이를 검토한 대부분의 연구는 서울과 수도권을 대상으로 하거나, 매매가격에서의 전이 효과를 검토하고 있는 실정이며, 개별 지역별로 매매가격과 전세가격 사이의 전이 관계를 검토한 연구는 거의 없는 실정이다. 최종일·장병기(2022)는 비선형 ARDL(nonlinear autoregressive distributed lag) 한계검정을 이용하여 서울과 수도권, 광역시를 포함한 14개 지자체에서의 매매가격과 전세가격 사이의 인과 관계를 분석하였다. 매매가격과 전세가격 사이의 장단기 관계가 지역별로 차이가 존재하고 있음을 보여주고 있다.

이희광 외(2018)에 의하면, 매매가격은 수요 공급과 자산선택 등에 영향을 받지만, 전세가격은 세 가지 요인(특정 부동산에 대한 효용, 상대적 희소성, 유효 수요)에 영향을 받는데 이들 요인은 지역과 시기에 따라 다르게 작용한다. 김찬우 외(2022)에 의하면 거시적 요인과 국지적(지역적) 요인이 각각 주택가격 변화의 절반 정도를 차지하는 것을 보고하고 있다. 또한, 심성훈(2011)은 전세/매매가격의 관계가 지역별로 상이하게 나타난다고 주장하고 있다. 이는 매매가격과 전세가격 사이의 관계는 지역적 차이가 있음을 의미한다. 이러한 상황에서 지역별로 매매가격과 전세가격 사이의 가격 및 변동성 전이관계를 검토하는

것은 지역별 아파트 매매가격과 전세가격의 가격 전이효과 및 변동성 전이효과에 대한 정보를 제공함으로써 정책입안자에게는 지역별 부동산시장의 안정화를 위한 정책수립과 지역별 부동산 시장 참여자에게는 아파트 매매시기 등과 같은 의사결정에 기여할 수 있을 것으로 판단된다.

본 연구에서는 서울을 포함한 7대 광역시에서의 매매가격과 전세가격 사이의 가격 전이 및 변동성 전이를 검토하고자 한다. 이를 위해 Fourier 근사치(Fourier approximation)를 포함한 Toda and Yamamoto(1995) 인과성 검정방법(이하 TY 검정방법)을 이용하고, 변동성 전이는 Fourier 근사치를 포함한 Hafner and Herwartz(2006)의 LM(Lagrange multiplier) 검정방법을 활용하고자 한다.

선행연구를 살펴보면, 주택 매매가격 혹은 전세가격 사이에서의 전이 관계는 주로 VAR 혹은 VECM을 이용한 분석이 많이 이루어지고 있다. 하지만, 이들 분석방법의 경우, 두 변수 사이에 공적분 관계가 존재하는 상황에서 인과관계를 검정할 때 활용하는 Wald 통계량이 접근적으로 정규분포를 따르지 않는다는 문제점과, 경우에 따라 많은 수의 시차항이 필요하여 모형의 간결성이 떨어지는 문제점이 있다(조하현·김재혁, 2015). 하지만, 본 연구에서 활용하고자 하는 TY 검정방법은 두 변수의 정상성과 공적분 관계를 고려할 필요 없이 수준변수를 이용하여 추정하기 때문에 절차상 간략하다는 장점을 가지고 있다(조하현·김재혁, 2015).<sup>2)</sup>

Nazlioglu et al.(2016)에 의하면, 가격에서의 전이는 계량경제학적 특성으로 인해 서로 간의 영

향이 장기적인 현상으로 해석될 가능성이 있는 반면에, 투자자들의 위험에 대한 인식은 빠르게 변화할 수 있기 때문에 변동성 전이는 두 가격 사이의 단기적인 관계를 보여준다. 즉, 주택의 매매가격과 전세가격 사이의 변동성 전이는 두 시장 사이에 단기적으로 발생할 수 있다. 또한, 변동성 전이에 대한 이해는 위험회피적 성향을 가진 시장참여자가 위험회피전략을 추구하는 데 도움을 줄 수 있다.

많은 선행연구에서 변동성 전이를 검토하기 위해 다변량(multivariate) GARCH 모형을 이용하며, 이 모형에서는 변동성 전이와 관련된 특정 변수의 계수에 대한 제약을 부과하여 검정하는 방법이다. 하지만, Hafner and Herwartz(2006)에 의하면, 이 방법을 적용하기 위해서는 표본의 수가 풍부해야 한다. 다변량 GARCH 모형에 비해 상대적으로 적은 표본 수를 요구하는 단일변량 GARCH 모형을 이용하는 방법은 Cheung and Ng(1996)에 의해 제안하였으며, 이 방법에서는 개별 시계열 자료의 조건부 변동성 사이의 상호상관함수(cross-correlation function)를 사용하고 있으나, 이 방법의 경우 시차(leads and lags)에 아주 민감하게 영향을 받는 단점을 가지고 있다(Erdoğan et al., 2020). 이러한 단점을 개선한 방법인 Hafner and Herwartz(2006)의 LM 검정(Erdoğan et al., 2020)을 본 연구에서도 Erdoğan et al.(2020)에서와 같이 활용하고자 한다.

지역별 주택시장에서 매매가격과 전세가격 사이의 관계를 검토한 선행연구인 최종일·장병기

(2022)와 비교할 때, 본 연구가 가지는 차이점은 두 가지로 정리할 수 있다. 첫째, 지역별로 매매가격과 전세가격 사이의 가격 전이를 검토한 최종일·장병기(2022)와 달리 본 연구에서는 변동성 전이를 추가하여 검토한다.

두 번째 차이점은 최종일·장병기(2022)의 경우 시계열 자료에서 존재할 수 있는 구조적 변화를 고려하지 않고 있다. 이에 비해 본 연구에서는 구조적 변화를 고려할 수 있는 방법을 활용하고자 한다. 구체적으로, 매매가격과 전세가격에서의 구조적 변화가 존재할 경우 기존의 연구에서와 같이 더미변수를 활용하거나 하위 표본기간을 구분하여 분석하여야 하는 반면, 본 연구에서는 점진적인 구조변화를 반영하기 위해 Nazlioglu et al.(2016)에서와 같이 Fourier 근사치를 포함한 TY 검정방법과 Hafner and Herwartz(2006)의 LM 검정을 활용하고자 한다. 한 시장에서 구조적 변화(structural break)가 발생하면, 이는 다른 시장에서의 구조적 변화로 전이될 가능성이 존재하기 때문에 이를 통제할 필요가 있다. 또한, 이용만(2000)에 의하면, 주택 전세가격의 변화는 매매가격의 변동을 유발하지만, 그 효과는 즉각적으로 발생하지 않는다고 주장하고 있다. 즉, 전세가격의 구조적 변화가 발생하였을 경우, 매매가격에서는 그 효과가 점진적으로 나타날 수 있으며, 이는 점진적 구조적 변화를 고려한 분석이 필요하다라는 것을 의미한다.

하지만, Enders and Jones(2016)에 의하면 구조적 변화를 통제하기 어려우며, 또한 처음으

2) 그랜저 인과관계와 비교한 TY 검정방법의 장점과 단점은 조하현·김재혁(2015)을 참조할 수 있다.

로 구조적 변화가 발생한 시점을 판단하는 것은 쉽지 않다. 일반적으로 구조적 변화를 추정모형에 반영하는 방법은 더미변수를 활용하는데, 이를 위해서는 구조적 변화의 빈도수, 지속기간 등에 대한 정보가 필요하다(Becker et al., 2006). 또한, 이러한 구조적 변화는 일반적으로 급격하게 발생하기보다는 점진적으로 발생한다(Kapetanios et al., 2003). 이렇게 점진적인 구조적 변화를 반영하기 위해 최근의 연구(Becker et al., 2006; Enders and Lee, 2012; Rodrigues and Taylor, 2012)에서는 구조적 변화의 빈도수 등에 대한 사전 정보를 필요하지 않고, 알려지지 않은 구조적 변화를 반영할 수 있는 장점을 가진 Fourier 근사치를 활용하고 있다. 이러한 점을 반영하여 본 연구에서는 Nazlioglu et al.(2016) 그리고 김상배·이승아(2020)에서와 같이 Fourier 근사치를 포함한 TY 검정방법과 Hafner and Herwartz (2006)의 LM 검정방법을 활용하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제1장인 서론에 이어, 우리나라 주택 매매가격과 전세가격의 상호관계를 연구한 선행연구에 대한 검토는 2장에서 정리한다. 제3장과 제4장에서는 각각 실증분석모형 그리고 표본자료와 실증분석결과에 대해 살펴본다. 마지막 제5장에서는 실증분석결과를 요약·정리하고, 결론을 제시한다.

## II. 선행연구

주택의 매매가격과 전세가격 사이의 상호 관계는 부동산시장과 정책입안자에게 중요한 부분이

며, 이러한 중요성으로 인해 많은 연구가 지속적으로 이루어지고 있다. 먼저, 전국 자료 혹은 서울과 수도권을 중심으로 이루어진 연구를 살펴본다.

김광수·문규현(2011)은 VAR 모형을 이용하여 지역별 지수가 아닌 전국 매매지수와 전세지수 그리고 서울 강남과 강북의 매매지수와 전세지수 사이의 관계를 분석하였으며, 그 결과 전국과 서울지역 사이의 매매가격과 전세가격은 서로 영향을 미치고 있는 것으로 분석하였다.

전해정(2013)은 표본기간(2003년 1월부터 2013년 3월) 동안의 서울, 강남, 강북 아파트 매매가격과 전세가격 사이의 변동성 전이를 검토하기 위해 GARCH 모형과 EGARCH 모형을 이용하여 분석한 결과, 강남지역에서 강북과 서울지역으로 매매가격과 전세가격의 변동성 전이 효과가 어느 정도 존재하는 것으로 나타났다.

이근영·김남현(2016)의 연구에서는 구조형 VAR 모형을 활용하여 금리, 주택 매매가격 그리고 전세가격 사이의 관계를 검토하였으며, 금리 상승기에서의 금리 인상 충격에 대해 전세가격이 매매가격보다 더 민감하게 반응하는 것으로 조사되었다.

진찬우·이건학(2016)의 경우, 공간적 벡터자기회귀모형(SpVAR) 모형을 활용하여 수도권 주택의 유형별 매매가격과 전세가격 사이의 시공간적 상호작용 형태를 분석하였으며, 전세가격의 경우 인접 시군구의 전세가격의 변화가 양(+)의 영향을 미치지만, 매매가격의 경우 그 영향은 크지 않은 것으로 나타났다.

김우석(2019)은 서울시의 단독주택, 연립주택, 아파트를 대상으로 매매가격과 전세가격 사이의

동태적 상호관계를 VECM을 활용하여 검토하였다. 그 결과, 단독주택과 연립주택에서는 매매가격이 전세가격을 선도하여 대체재이론이 성립하지만, 아파트의 경우 전세가격이 매매가격을 선도하는 것으로 나타나 자산시장이론이 성립하는 것으로 나타났다.

김진우·김승희(2021)는 주택가격의 대표적인 척도인 매매가격과 전세가격 사이의 상호 영향을 검토하기 위해 전국 주택과 아파트 매매가격과 전세가격, 그리고 서울의 아파트와 주택의 매매가격과 전세가격을 이용하고, 분석 방법으로는 VECM을 활용하였다. 전반적으로 주택 매매가격이 전세가격에 많은 영향을 미치고 있으며, 그 가운데 상대적으로 아파트 가격에 대한 영향이 크다는 것을 보여주고 있다. 즉, 대체재이론이 성립하는 것으로 분석되었다. 또한, 지역적으로는 서울이 전국보다 영향이 큰 것으로 나타났다.

김상배·이승아(2021a)는 전국 자료를 이용하여 아파트 매매가격과 전세가격 사이의 비선형 인과관계를 검토하였다. 이를 검토한 결과에서는 아파트 매매가격과 전세가격 사이에는 양방향 인과관계가 존재하는 것으로 보고하고 있다.

정대성(2022)은 아파트 매매시장, 전세시장 그리고 월세시장 사이의 전이관계를 분석하기 위해 Diebold and Yilmaz(2012)의 방법론을 활용하였으며, 세 가지 시장 사이에는 수익률 전이관계가 존재하며, 이 가운데 매매시장과 전세시장이 시장을 주도하는 것으로 보고하고 있다.

김상배·이승아(2022)는 비선형 모형인 LSTAR(logistic smooth transition autoregressive) 모형을 활용하여 아파트 가격의 변동성으로 측정

된 아파트 가격 불확실성이 전세가격에 미치는 영향을 분석하였으며, 아파트 가격 불확실성이 높을 때 전세가격이 상승하는 것으로 보고하고 있다.

윤재형(2022)은 GVAR(global VAR) 모형을 활용하여 서울 강남구 아파트 가격의 변화가 서울 다른 구의 매매가격과 전세가격에 미치는 영향을 분석하였다.

두 번째로, 서울과 수도권 이외의 지역을 고려한 연구를 살펴보고자 한다. 이상경(2003)은 서울 강남지역, 수도권의 수원, 그리고 부산지역을 선택하고, 이들 지역의 매매가격에서의 가격 및 변동성 전이효과를 EGARCH 모형을 이용하여 분석하였다. 분석결과, 강남지역으로부터 수원과 부산지역으로 가격 및 변동성 전이 효과가 존재하는 것으로 나타났으며, 외환위기 이후 변동성 측면에서 수원과 부산지역이 강남보다 낮은 것으로 조사되었다.

최근 연구인 김상배·이승아(2021b), 방두완·권혁신(2020)과 전형철·형남원(2016)에서는 VAR 모형을 활용하여 수익률 및 변동성 전이지수를 추정할 수 있는 Diebold and Yilmaz(2009, 2012)의 방법론을 활용하였다. 전형철·형남원(2016)의 경우는 서울의 강남과 강북지역, 그리고 우리나라 6대 광역시의 월별 아파트매매가격지수와 전세가격지수를 이용하여 각 가격 사이의 관계를 분석하였으며, 방두완·권혁신(2020)은 우리나라 16개 지역에서의 주택가격을 이용하여 수익률 전이를 추정하였으며, 김상배·이승아(2021b)는 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전 등 우리나라 6대 광역시 아파트 매매가격의 변동성에서의 전이를 변동성 상승기와 하락기로 구분하

여 검토하였다.

본 연구와 가장 유사한 연구인 최종일·장병기(2022)는 우리나라의 14개 지자체를 대상으로 비선형 ARDL 한계검정을 이용하여 매매가격과 전세가격 사이의 인과관계를 분석하였다. 14개 지자체의 결과를 종합적으로 요약하면, 단기적으로는 매매가격이 상승할 때보다는 하락할 때 전세가격이 영향이 큰 것으로 나타났고, 장기적으로는 주로 매매가격이 전세가격을 선도하는 것으로 나타났다. 하지만, 이러한 매매가격과 전세가격 사이의 장단기 관계는 지역별로 차이가 존재하고 있음을 보여주고 있다. 최종일·장병기(2022)의 연구가 매매가격과 전세가격 사이의 가격 전이를 검토하는 것을 목적으로 하는 반면에, 본 연구는 우리나라 서울을 포함한 7대 광역시를 대상으로 매매가격과 전세가격 사이에 존재할 수 있는 가격 전이와 변동성 전이를 모두 검토하고자 한다. 또한, 이들과는 달리 매매가격 혹은 전세가격에 존재할 수 있는 구조적 변화의 점진적 영향을 고려하기 위해 Fourier 근사치를 활용하고자 한다.

### III. 실증분석모형

본 연구에서는 구조적 변화의 점진적 이동을 고려하기 위한 Fourier 근사치를 포함한 TY 검정과 한 Hafner and Herwartz의 LM 검정을 이용하여 7대 광역시에서의 아파트 매매가격지수와 전세가격지수 사이의 가격과 변동성 전이효과를 검토하고자 한다.

수준변수를 활용하고 분석대상 자료들의 정상

성과 공적분을 고려할 필요가 없는 TY 검정은 다음(식 1)과 같은 VAR(p+d) 모형을 기반을 한다.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \beta_{p+1} y_{t-p-1} + \beta_{p+d} y_{t-p-d} + e_t \quad (\text{식 1})$$

여기서,  $y_t$ 는  $(2 \times 1)$  변수 벡터이고,  $p$ 는 시차를 나타내며,  $d$ 는 변수들의 최대적분 차수를 나타낸다. 또한,  $e_t$ 는 오차항을 의미한다.

Nazlioglu et al.(2020)에 의하면, TY 모형에 점진적 이동을 반영한 확장된 TY 모형을 다음(식 2)와 같이 표현할 수 있다.

$$y_t = \gamma_0(t) + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \beta_{p+1} y_{t-p-1} + \beta_{p+d} y_{t-p-d} + e_t \quad (\text{식 2})$$

여기서,  $\gamma_0(t)$ 는 표본자료에서 나타날 수 있는 구조적 변화를 반영하기 위한 시간에 따른 함수를 의미하며, 다음과 같은 형태로 정의된다.

$$\gamma_0(t) \cong \beta_0 + \sum_{k=1}^n \gamma_{1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n \gamma_{2k} \left(\frac{2\pi kt}{T}\right)$$

여기서,  $n$ 은 빈도수(number of frequency)를 나타내고,  $\gamma_{1k}$ 는 진폭을 측정하며,  $\gamma_{2k}$ 는 변위(displacement)를 측정한다. Nazlioglu et al.(2020)에 의하면, 단일 빈도수( $n=1$ )의 경우 다양한 구조적 변화를 설명할 수 있다. 이에 본 연구에서도 단일 빈도수를 적용하여 분석하고자 한다. 단일 빈도수를 적용한 TY 모형을 다음(식 3)과 같이 표현할 수 있다.

$$y_t = \beta_0 + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi t}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi t}{T}\right) + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_{p+d} y_{t-p-d} + \epsilon_t \quad (\text{식 3})$$

(식 3)을 이용한 그랜저 인과관계를 검정하는 것은  $\beta_1 = \dots = \beta_{p+d} = 0$ 이 성립하는지를 검토하는 것이다.

LM 검정에서의 귀무가설은 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$H_0 : \text{Var}(\epsilon_{i,t} | I_{t-1}^{(j)}) = \text{Var}(\epsilon_{i,t} | I_{t-1}) \quad (\text{식 4})$$

여기서,  $i, j = 1, 2, \dots, N$ ,  $i \neq j$ , 그리고  $I_t^{(j)} = I_t \sigma(\epsilon_{j,\tau}, \tau < t)$ 이다. 또한,  $\epsilon_{i,t}$ 는 매매가격 혹은 전세가격지수 변화율의 잔차(innovation)를 의미한다. (식 4)의 관계가 성립한다는 것은 두 변수 사이에 변동성 전이가 없다는 것을 의미한다. (식 4)의 귀무가설을 검정하기 위해 Hafner and Herwartz의 LM 검정에서는 다음과 같은 식을 이용한다.

$$\begin{aligned} \epsilon_{i,t} &= \xi_{i,t} \sqrt{\sigma_{i,t}^2}, \quad q_t = 1 + m_{j,t}' \pi, \\ m_{j,t} &= (\epsilon_{j,t-1}^2, \sigma_{j,t-1}^2)' \end{aligned} \quad (\text{식 5})$$

(식 5)에서  $\sigma_{i,t}^2 = a_0 + a_1 \epsilon_{i,t}^2 + a_2 \sigma_{i,t-1}^2$ 으로, GARCH(1,1) 모형의 형태를 가진다. 또한,  $\xi_{i,t}$ 는 GARCH 모형을 이용하여 추정된 표준화된 잔차(standardized innovation)를 나타낸다. (식 5)에서  $\pi \neq 0$ 의 관계를 가지는 경우 변동성 전이가 존재한다는 것을 의미한다.

Hafner and Herwartz(2006)의 LM 통계량은 단일변량 GARCH 모형을 이용하여 추정할 수

있으며, 다음 (식 6)과 같이 정의할 수 있는 LM 통계량은 근사적으로  $\chi^2(2)$ 의 분포를 따른다.

$$\begin{aligned} \lambda_{LM} &= \frac{1}{4T} \left( \sum_{t=1}^T (\epsilon_{i,t}^2 - 1) N_{j,t}' \right) V(\theta_i)^{-1} \\ &\quad \times \left( \sum_{t=1}^T (\epsilon_{i,t}^2 - 1) N_{j,t} \right) \end{aligned} \quad (\text{식 6})$$

$$\begin{aligned} \text{단, } \theta_i &= (a_0, a_1, a_2)', \quad X_{i,t} = \sigma_{i,t}^{-2} (\partial \sigma_{i,t}^2 / \partial \theta_i) \\ V(\theta_i) &= \frac{K}{4T} \left( \sum_{t=1}^T N_{j,t} N_{j,t}' - \sum_{t=1}^T N_{j,t} X_{i,t}' \left( \sum_{t=1}^T X_{i,t} X_{i,t}' \right)^{-1} \sum_{t=1}^T X_{i,t} N_{j,t}' \right) \\ K &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\epsilon_{i,t}^2 - 1)^2 \end{aligned}$$

일반적으로 GARCH(1,1) 모형의 조건부 변동성은 구조적 변화를 반영하지 못하고 있다. 하지만, 장기변동성(long-run volatility)은 구조적 변화에 영향을 받을 수 있으며(Stáricá and Granger, 2005), 조건부 변동성에 구조적 변화를 고려하기 위해 Li and Enders(2018)은 조건부 변동성에 Fourier 근사치를 반영하였다. 이를 반영하여 본 연구에서도 (식 7)과 같이 Fourier 근사치를 반영한 조건부 변동성을 추정하고자 한다.

$$\begin{aligned} \sigma_{i,t}^2 &= a_0 + \sum_{k=1}^n \omega_{1i,k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \\ &\quad + \sum_{k=1}^n \omega_{2i,k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \\ &\quad + a_1 \epsilon_{i,t-1}^2 + a_2 \sigma_{i,t-1}^2 \end{aligned} \quad (\text{식 7})$$

(식 7)과 같은 Fourier 근사치를 반영한 조건부 분산을 이용하여 변동성 전이에 대한 검정통계량 역시 (식 6)을 통해 추정할 수 있으며, 이 통계량을 Fourier  $\lambda_{LM}$ 으로 표시한다.

## IV. 표본자료 및 분석 결과

### 1. 표본자료 및 기초통계량

본 연구의 목적인 아파트 매매가격과 전세가격 사이의 가격과 변동성 전이효과를 검토하기 위해, KB부동산 Liiv On<sup>3)</sup>에서 제공하는 전국과 7대 광역시(서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산)의 월별 아파트 매매가격지수와 전세가격지수를 이용하고, 표본기간은 1999년 1월부터 2022년 10월까지<sup>4)</sup>이다.

〈표 1〉은 매매가격과 전세가격의 변화율<sup>5)</sup>에 대한 기초통계량을 제시하고 있다. 〈표 1〉에서 볼 수 있듯이 매매가격지수와 전세가격지수의 변화율은 서울이 모두 평균적으로 가장 높은 것으로 나타났다. 표본 기간 동안의 표준편차를 살펴보았을 때, 매매가격에서는 서울이 1.033으로 가장 높게 나타났으며, 광주는 0.562로 가장 낮은 것으로 나타났다. 이는 서울이 매매가격의 변동성이 가장 높으며, 광주가 가장 낮다는 것을 의미한다.

전세가격의 표준편차를 살펴보면, 인천이 1.120으로 표본기간 동안 가장 높고, 광주가 0.587로 가장 낮은 것으로 나타났다. 전반적으로 7개 광역

시 가운데 광주의 아파트 매매가격과 전세가격이 상대적으로 가장 변화가 적은 것으로 나타났다.

모든 지역에서의 매매가격과 전세가격 변화를 모두 3보다 높은 첨도(kurtosis)를 가지고 있는 것으로 나타났으며, 이는 아파트 매매가격과 전세가격 모두 분포의 꼬리부분이 정규분포에 비해 두껍다는 것을 나타낸다. 〈표 1〉에서 J-B로 표시된 Jarque-Bera 통계량을 살펴보면 모든 표본자료들이 정규분포를 따르지 않는 것으로 나타났다.<sup>6)</sup> 또한, 1차 자기상관계수( $\rho$ )의 값을 살펴보면, 최소 0.538(대전 전세가격)에서 최고 0.799(인천 매매가격)의 범위에 존재하며, 이는 매매가격과 전세가격의 변화율이 상당히 지속적이라는 것을 의미한다.

〈표 1〉의 마지막 열에는 전국을 포함한 7대 광역시에서의 매매가격과 전세가격의 상관계수를 제시하고 있다. 추정결과를 살펴보면, 부산, 대구, 광주의 경우 상관계수가 0.7 이상으로 상대적으로 높고, 서울과 대전의 경우 상대적으로 낮은 상관계수를 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 심성훈(2011)과 이희광 외(2018)에서와 같이 아파트 매매가격과 전세가격 사이의 관계가 지역에 따라 달라질 수 있는 것을 의미한다.

3) KB부동산 Liiv On에서 제공하는 아파트 가격지수는 부동산 중개인의 평가를 바탕으로 계산되는 평가기반가격지수이기 때문에, 한국 부동산원에서 발표하는 실거래가격지수와 차이가 있으며, 실거래가격지수와 오차를 가질 수 있다. 하지만, 본 연구에서는 통계적 편의, KB부동산 가격지수와 한국 부동산원의 실거래가격지수를 비교한 심성훈(2015)의 연구 등을 고려하여 상대적으로 관측치 수가 많은 KB부동산 자료를 활용하고자 한다.

4) 표본기간을 1999년 1월부터 2022년 10월까지로 설정한 이유는 울산의 경우 1999년 이전에는 매매가격 혹은 전세가격의 변화율을 계산하였을 때, 변화율이 0인 경우가 다수 발생하였으며, KB부동산 Liiv On에 의하면 2022년 11월부터는 표본 수가 확대되어 2022년 11월을 기준으로 전후 가격에서 조정이 존재할 수 있기 때문이다.

5) 전국과 지역별 매매가격과 전세가격의 변화율은  $r_{i,t} = 100 \times \log(P_t/P_{t-1})$ 로 계산되었으며,  $P_t$ 는 t기의 매매가격 혹은 전세가격을 의미한다.

6) 지역별 매매가격지수와 전세가격지수의 단위근(unit root)의 존재 여부를 판단하기 위해, ADF 검정, PP 검정 그리고 DF-GLS 검정을 실시하였다. 추정결과, 모든 매매가격지수와 전세가격지수가 차분하기 이전에는 단위근이 존재하였으나, 1차 차분한 변수에서는 단위근이 존재하지 않는 것을 나타났다. 논문의 간결성을 위해 추정결과를 제시하지 않으나, 저자에게 요청할 수 있다.

〈표 1〉 기초통계량

		평균	중앙값	표준편차	왜도	첨도	J-B		$\rho$	상관계수
전국	매매	0.444	0.231	0.697	2.037	9.020	627.461*	(0.000)	0.762	0.614
	전세	0.498	0.345	0.793	1.500	7.349	331.363*	(0.000)	0.720	
서울	매매	0.544	0.295	1.033	2.121	10.203	829.883*	(0.000)	0.701	0.508
	전세	0.553	0.355	1.035	1.174	7.812	340.408*	(0.000)	0.677	
부산	매매	0.425	0.186	0.709	1.666	5.902	231.887*	(0.000)	0.795	0.758
	전세	0.448	0.252	0.749	1.413	5.165	150.505*	(0.000)	0.735	
대구	매매	0.397	0.231	0.737	1.384	6.307	220.831*	(0.000)	0.741	0.747
	전세	0.459	0.299	0.881	1.214	6.844	245.481*	(0.000)	0.653	
인천	매매	0.436	0.152	0.937	2.059	8.035	502.356*	(0.000)	0.799	0.607
	전세	0.521	0.280	1.120	2.589	14.606	1,918.063*	(0.000)	0.680	
광주	매매	0.326	0.180	0.562	2.187	10.102	826.091*	(0.000)	0.769	0.710
	전세	0.394	0.235	0.587	2.260	9.952	816.550*	(0.000)	0.688	
대전	매매	0.413	0.106	0.910	2.330	13.849	1,655.537*	(0.000)	0.684	0.566
	전세	0.517	0.234	1.107	2.274	12.858	1,399.490*	(0.000)	0.538	
울산	매매	0.382	0.232	0.695	1.658	6.672	290.754*	(0.000)	0.690	0.628
	전세	0.423	0.236	0.782	1.694	7.621	389.917*	(0.000)	0.553	

주 : 1) \*  $p < 0.01$ .

2)  $\rho$ 는 1차 자기상관계수를 나타낸다.

3) 상관계수는 매매가격과 전세가격 사이의 상관계수를 의미한다.

## 2. 가격에서의 전이 효과 검정 결과

TY 검정방법을 활용하여 지역별 매매가격과 전세가격 변화율의 전이효과를 추정한 결과는 〈표 2〉에 제시되어 있다.<sup>7)</sup>

〈표 2〉의 추정결과에 의하면, 전국 자료를 활용하였을 경우, 매매가격과 전세가격 사이에는 그랜저 인과관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 하지만, 부산, 대구, 울산의 경우는 매매가격이 전

세가격을 선행하는 것으로 나타났으며, 이는 주택 매매가격이 전세가격을 선행한다고 주장한 정대성(2022), 최종일·장병기(2022)의 연구 결과와 일치한다. 두 시장 사이의 가격 전이가 장기적으로 발생한다(Nazlioglu et al., 2016)는 점을 고려하면, 이러한 결과는 부산, 대구, 울산의 경우 대체 이론이 성립한다는 것을 의미한다. 이들 지역과는 달리, 인천과 광주의 경우는 매매가격과 전세가격은 서로 영향을 미치는 것으로 나타났다.

7) 본 연구에서 VAR(p+d) 모형에서 적정 p는 SIC(Schwartz Information Criterion)에 의해 결정하였으며, d는 단위근 추정결과를 바탕으로 1을 적용하였다.

〈표 2〉 TY 검정 결과

	전세 → 매매	p- value	수정 R <sup>2</sup>	매매 → 전세	p- value	수정 R <sup>2</sup>
전국	6.90	0.23	0.99	5.53	0.35	0.99
서울	8.75	0.19	0.99	6.72	0.35	0.99
부산	1.18	0.55	0.99	5.65 <sup>*</sup>	0.06	0.99
대구	2.73	0.26	0.99	12.27 <sup>***</sup>	0.00	0.99
인천	22.97 <sup>***</sup>	0.00	0.99	18.99 <sup>***</sup>	0.00	0.99
광주	11.97 <sup>***</sup>	0.01	0.99	52.22 <sup>***</sup>	0.00	0.99
대전	1.60	0.45	0.99	2.51	0.29	0.99
울산	2.66	0.27	0.99	11.73 <sup>***</sup>	0.00	0.99

주 : <sup>\*</sup> p<0.1, <sup>\*\*</sup> p<0.05, <sup>\*\*\*</sup> p<0.01.

이러한 결과는 최종일·장병기(2022)의 결과와 유사하게 매매가격과 전세가격의 인과관계는 지역에 따라 차이가 있음을 의미하며, 지역별로 부동산 정책에서 차이가 있어야 함을 의미한다.

앞에서 논의한 것과 같이 TY 검정의 경우 시계열 자료가 내포할 수 있는 구조적 변화의 점진적 이동을 고려하지 못할 가능성이 있다. 따라서, Fourier 근사치를 포함한 TY 모형인 (식 3)을 추정된 결과인 Fourier TY 검정 결과는 〈표 3〉에 나타나 있다.

〈표 3〉의 추정결과는 전반적으로 〈표 2〉의 추정결과와 유사하게 나타났으며, 이는 매매가격과 전세가격 사이의 인과관계는 지역별로 차이가 있음을 의미한다.

김상배·이승아(2021a), 이근영·김남현(2016), 전해정(2015) 등의 선행연구에 의하면, CD금리, 주가, 환율 등이 주택의 매매가격과 전세가격에 영향을 미치는 것으로 보고하고 있다. 선행연구

〈표 3〉 Fourier TY 검정 결과

	전세 → 매매	p- value	수정 R <sup>2</sup>	매매 → 전세	p- value	수정 R <sup>2</sup>
전국	6.49	0.26	0.99	5.16	0.40	0.99
서울	8.40	0.21	0.99	6.22	0.40	0.99
부산	0.95	0.62	0.99	5.99 <sup>**</sup>	0.05	0.99
대구	2.18	0.34	0.99	11.49 <sup>***</sup>	0.00	0.99
인천	21.88 <sup>***</sup>	0.00	0.99	18.78 <sup>***</sup>	0.00	0.99
광주	11.72 <sup>***</sup>	0.01	0.99	52.18 <sup>***</sup>	0.00	0.99
대전	1.30	0.52	0.99	2.60	0.27	0.99
울산	2.55	0.28	0.99	13.08 <sup>***</sup>	0.00	0.99

주 : <sup>\*</sup> p<0.1, <sup>\*\*</sup> p<0.05, <sup>\*\*\*</sup> p<0.01.

〈표 4〉 거시경제변수를 포함한 Fourier TY 검정 결과

	전세 → 매매	p- value	수정 R <sup>2</sup>	매매 → 전세	p- value	수정 R <sup>2</sup>
전국	7.01	0.22	0.99	5.07	0.41	0.99
서울	8.66	0.19	0.99	6.59	0.36	0.99
부산	0.89	0.64	0.99	6.39 <sup>**</sup>	0.04	0.99
대구	2.54	0.28	0.99	11.31 <sup>***</sup>	0.00	0.99
인천	21.44 <sup>***</sup>	0.00	0.99	17.02 <sup>***</sup>	0.01	0.99
광주	11.98 <sup>***</sup>	0.01	0.99	47.44 <sup>***</sup>	0.00	0.99
대전	1.14	0.56	0.99	5.19 <sup>*</sup>	0.07	0.99
울산	2.51	0.28	0.99	14.18 <sup>***</sup>	0.00	0.99

주 : <sup>\*</sup> p<0.1, <sup>\*\*</sup> p<0.05, <sup>\*\*\*</sup> p<0.01.

의 결과를 고려하여 (식 3)에 거시경제변수인 KOSPI 지수의 수익률, CD금리의 변화율, 그리고 원/달러 환율의 변화율을 추가한 모형을 추정하였으며,<sup>8)</sup> 그 추정결과는 〈표 4〉에 나타나 있다.

거시경제변수를 추가한 〈표 4〉의 추정결과를 살펴보면, 전반적으로 〈표 2〉와 〈표 3〉의 결과와

8) 월별 CD91일물 수익률, KOSPI 지수, 그리고 원/달러 환율은 한국은행의 경제통계시스템(ECOS)을 통해 입수하였다.

일치하며, 추가적으로 대전의 경우 매매가격이 전세가격을 선행하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 <표 3>의 추정결과가 거시경제변수를 추가한 상황에서도 강건하다는 것을 의미한다.

### 3. 변동성 전이 효과 검정 결과

지역별 매매가격과 전세가격 사이의 변동성 전이 효과를 검토하기 위해, 본 연구에서는 먼저 Fourier 근사치를 고려하지 않은 Hafner and Herwartz의 LM 검정을 수행하였고, 그 추정결과는 <표 5>에 제시되어 있다. LM 검정을 위해 매매가격과 전세가격의 변동성은 GARCH(1,1) 모형을 활용하였으며, 이 때 평균방정식은 다음(식 8)과 같다.

$$r_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 r_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (\text{식 8})$$

(식 8)은 매매가격과 전세가격의 변화율은 모두 AR(1)형태를 가정하고 있으며, 이는 <표 1>의 기초통계량에 나타나 있듯이, 매매가격과 전세가격은 모두 1차 자기상관계수가 높아 매매가격과 전세가격 변화율에서 지속성이 존재하는 점을 고려하기 위함이다.

<표 5>의 결과를 살펴보면, Hafner and Herwartz(2006)의 LM 검정 통계량 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났으며, 이는 전국과 7대 광역시 모두 매매가격과 전세가격 사이의 변동성 전이가 존재하지 않는다는 것을 의미한다.

<표 5>의 추정결과는 매매가격과 전세가격과 같은 시계열 자료에서 존재할 수 있는 구조적 변

<표 5> LM 검정을 이용한 변동성 전이 추정 결과

	전세 → 매매	p-value	매매 → 전세	p-value
전국	1.663	0.435	1.446	0.485
서울	2.766	0.251	0.991	0.609
부산	0.519	0.772	1.240	0.538
대구	2.329	0.312	0.770	0.680
인천	1.287	0.525	1.727	0.422
광주	1.994	0.369	0.161	0.923
대전	0.861	0.650	1.139	0.566
울산	0.503	0.778	0.422	0.810

주 : \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

화를 고려하지 않은 추정결과이다. 하지만 구조적 변화는 점진적으로 이동할 수 있기 때문에, 이를 반영하기 위해 Fourier 근사치를 대입하여 추정된 LM 통계량은 <표 6>에 제시되어 있다.

<표 6>에 제시된 Fourier  $\lambda_{LM}$ 의 추정결과에 의하면, 전국을 대상으로 한 결과에서는 전세가격의 변동성이 매매가격의 변동성에 통계적으로 유의한 영향을 미치지만, 매매가격 변동성은 전세가격 변동성에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 아파트 전세시장에서 매매시장으로 변동성 전이가 존재한다는 것을 의미한다. 지역별로는 서울, 대구, 인천, 광주에서도 전국과 유사하게, 전세시장에서 매매시장으로의 변동성 전이 효과가 존재하는 것으로 나타났다.

두 시장 사이의 가격 전이와는 달리 변동성 전이가 단기적으로 발생한다(Nazlioglu et al., 2016)는 점을 고려하면, 이러한 결과는 단기적으로 매매시장의 안정화를 위해서는 전세시장이 변동성에 유의해야 한다는 것을 의미한다. 또한, 이

〈표 6〉 Fourier 근사치를 이용한 LM 검정 추정 결과

	n	전세 → 매매	p- value	n	매매 → 전세	p- value
전국	3	13.443***	0.001	1	0.503	0.777
서울	1	7.223**	0.027	1	1.162	0.559
부산	2	2.072	0.355	3	3.412	0.182
대구	2	5.915*	0.052	1	0.482	0.786
인천	3	9.137**	0.010	1	4.289	0.117
광주	2	4.828*	0.089	2	1.012	0.603
대전	3	3.236	0.198	1	2.431	0.297
울산	3	2.113	0.348	3	1.591	0.451

주 : 1) \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

2) n은 Nazlioglu et al.(2016)에서와 같이 최대 3으로 설정한 후, 최적 n은 SIC(Schwartz Information Criterion)에 의해 결정되었음.

〈표 7〉 거시경제변수를 고려한 변동성 전이 추정결과

	n	전세 → 매매	p- value	n	매매 → 전세	p- value
전국	3	13.443***	0.001	1	0.503	0.777
서울	1	7.223**	0.027	1	1.162	0.559
부산	2	2.072	0.355	3	3.412	0.182
대구	2	5.915*	0.052	1	0.482	0.786
인천	3	9.137**	0.010	1	4.289	0.117
광주	2	4.828*	0.089	2	1.012	0.603
대전	3	3.236	0.198	1	2.431	0.297
울산	3	2.113	0.348	3	1.591	0.451

주 : 1) \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

2) n은 Nazlioglu et al.(2016)에서와 같이 최대 3으로 설정한 후, 최적 n은 SIC(Schwartz Information Criterion)에 의해 결정되었음.

결과는 서울지역에서의 매매가격과 전세가격의 관계를 검토한 김우석(2019) 그리고 정인호·서충원(2011)의 결과와 유사한 결과이며, 서울, 대구, 인천, 광주의 경우 대체재이론이 성립한다는 것을 의미한다.

〈표 6〉의 추정 결과는 매매가격과 전세가격 사이에 변동성 전이효과가 존재하지 않는다는 〈표 5〉의 결과와 차이가 있다. 이러한 차이는 변동성 전이 효과를 검정할 때, 매매가격과 전세가격에 존재할 수 있는 점진적으로 발생하는 구조적 변화를 반영하지 못하였기 때문인 것으로 판단된다.

Fourier 근사치를 이용한 LM 검정의 경우에도 CD금리, 추가, 그리고 환율 등과 같은 거시경제변수를 추가한 (식 9)와 같은 평균방정식을 이용하여 GARCH(1,1) 모형을 추정하고, 이를 이용하여 LM 검정 통계량을 재추정하였으며, 그 결과는 〈표 7〉에 제시되어 있다.

$$r_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 r_{i,t-1} + \beta_2 \Delta CD_t + \beta_3 \Delta KOSPI_t + \beta_4 \Delta Exchange_t + \epsilon_{i,t} \quad (\text{식 9})$$

〈표 7〉의 추정결과는 〈표 6〉의 추정결과와 일치하는 결과를 보여주고 있다. 이러한 결과는 일부 광역시에서는 전세가격에서 매매가격으로 변동성 전이가 존재한다는 〈표 6〉의 결과가 거시경제변수를 포함한 경우에도 강건하다는 것을 의미한다.

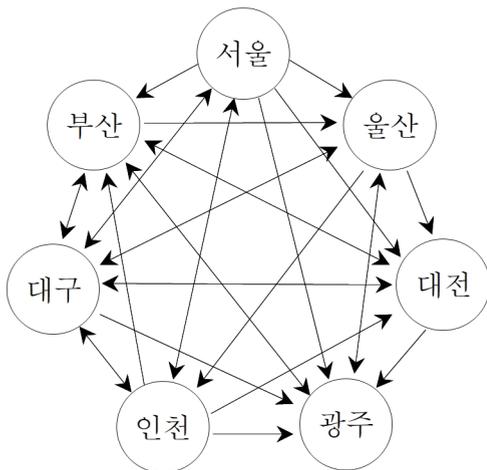
#### 4. 지역 간 가격전이 및 변동성 전이 효과 검정 결과

주택시장에서의 전이 효과(가격 및 변동성)를 검정할 때, 매매가격과 전세가격 사이의 전이효과에 대한 검토도 필요하며, 지역 간 전이 역시도 중요한 의미를 가진다고 할 수 있다. 이러한 중요성으로 인해 김상배·이승아(2021b) 그리고 방두완·권혁신(2020) 등과 같은 선행연구에서 지

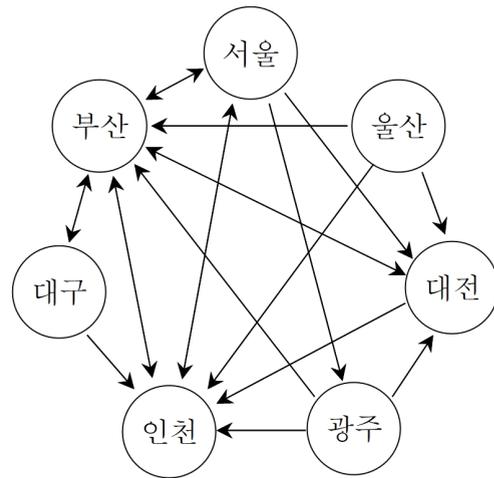
역 간의 가격 및 변동성 전이에 대해서 검토하고 있다. 이에 본 연구에서는 Fourier TY 검정 방법과 Hafner and Herwats의 LM 검정 방법을 활용하여 지역 간 매매가격 사이의 전이관계를 검토하고자 한다. Fourier TY 검정방법을 이용한 지역 간 매매가격 전이효과를 검토한 결과는 <그림 1>에 제시되어 있다.<sup>9)</sup>

추정결과를 요약하면, 방두완·권혁신(2020)의 연구와 유사하게, 지역 간에 서로 많은 영향을 미치고 있는 것으로 나타났으며, 특히 서울이 타 지역에 가장 많은 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 부산, 대구, 인천은 다른 지역과 상호 영향을 주고 받는 것으로 추정되었다.

아파트 매매가격의 변동성에 대한 지역 간 전이효과를 검토한 결과는 <그림 2>에 제시되어 있다.



<그림 1> 매매가격 전이효과 검정결과



<그림 2> 매매가격 변동성 전이효과 검정결과

추정결과를 살펴보면, 전반적으로 서울 아파트 가격의 변동성이 다른 광역시에 미치는 영향이 가장 큰 것으로 나타났고, 부산 역시 다른 광역시와 상호 영향을 주고 받는 것으로 조사되었다. 이러한 결과는 방두완·권혁신(2020)의 연구와 유사한 것으로 판단된다. 하지만, 이들의 연구와는 달리 본 연구에서는 대구의 경우 부산과 인천에서만 매매가격 변동성이 서로 영향을 미치지만, 타 지역과는 인과관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이러한 차이가 발생하는 이유에 대해서는 세 가지 측면으로 해석이 가능할 것이다. 첫째는 변동성을 측정하는 방법의 차이에 의해 발생할 수 있다. 두 번째 이유는 매매가격 변동성의 관계를 검토할 때, 방법론의 차이로 인해 분석에 포함되는 지역의 수가 다르기 때문인 것으로 판단된다.<sup>10)</sup> 마지막으로

9) 전세가격을 이용하여 동일한 분석을 실시한 결과는 매매가격을 이용한 결과와 유사한 형태를 보이고 있어 제시하지 않으나, 저자에게 요청할 수 있다. 또한, 인과관계의 유의성은 유의수준 10%를 기준으로 판단하였다.

10) 본 연구에서는 GARCH 모형을 이용한 조건부 변동성을 활용하였으나, 방두완·권혁신(2020)의 경우 | 전체기간로그차분수익률 - 월별로그차분수익률 | 을 이용하였다. 방법론의 측면에서 본 연구에서는 두 지역만의 매매가격 변동성을 고려한 반면, 방두

로, 이용만(2000)에 의하면, 전세시장에서의 변화의 효과는 매매시장에 즉각적으로 반영되기보다는 점진적으로 나타날 가능성이 있다. 하지만, 방두완 · 권혁신(2020)에서의 이러한 점진적 구조적 변화를 고려하지 않은 반면에서 본 연구에서는 Fourier 근사치를 활용한 점진적 구조적 변화를 고려하였기 때문인 것으로 판단된다.

## V. 요약 및 결론

본 연구의 목적은 Toda-Yamamoto의 검정 방법과 Hafner and Herwartz의 LM 검정방법을 이용하여 우리나라 광역시별 아파트 매매가격과 전세가격 사이의 관계를 분석하는 것이다. 또한, 추정과정에서 시계열 자료에서 발생할 수 있는 구조적 변화의 점진적 이동을 반영하기 위해 Fourier 근사치를 두 검정방법에 추가하여 검토하였다. 본 연구에서의 표본 지역은 전국과 7대 광역시(서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산)이며, 표본기간은 1999년 1월부터 2022년 10월 까지이다.

본 연구의 추정결과는 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, 매매가격과 전세가격 사이의 전이관계를 살펴보았을 때, 부산, 대구, 대전, 울산에서는 매매가격이 전세가격을 선행하는 것으로 나타났으며, 이는 이들 지역에서는 대체재이론이 성립한다는 것을 의미한다. 또한, 인천과 광주에서는 매

매가격과 전세가격이 서로 영향을 미치는 것으로 나타났다.

둘째, 지역별로 변동성 전이를 검토한 결과, 서울, 대구, 인천, 광주에서 전세가격의 변동성이 매매가격의 변동성을 선행하는 것으로 나타났으며, 이는 이들 지역에서는 단기적으로 자산시장이론이 성립한다는 것을 의미한다.

셋째, 추가적으로 아파트 매매가격의 지역 간 가격전이 효과와 변동성 전이효과에 대해 검토한 결과, 선행연구와 같이 우리나라의 경우 지역별로 서로 가격전이 효과와 변동성 전이효과가 존재하는 것으로 나타났으며, 그 가운데 서울의 아파트 가격 변화가 가장 큰 영향을 미치는 것을 나타냈다.

이상의 결과는 아파트 매매가격과 전세가격 사이의 관계는 지역별로 상이하다는 것을 보여주고 있기 때문에, 부동산정책을 개발할 때 혹은 투자 의사를 결정할 때 지역별 차이점을 고려해야 한다는 점을 보여주고 있다. 예를 들어, 선행연구(e.g., 이상경, 2003; 전해정, 2013)에서 다른 지역으로의 파급효과가 큰 것으로 나타난 서울의 경우 단기적으로 전세가격이 매매가격에 영향을 미치고 있기 때문에, 매매가격의 안정을 위해서는 전세가격의 안정이 선행되어야 한다는 것을 확인하였다.

이 연구는 지역별로 아파트 매매가격과 전세가격 사이의 전이효과를 분석한 것으로 거시경제변수의 영향을 통제하고 있지만, 지역별로 영향을 미칠 수 있는 다양한 변수들을 모두 통제하지 못하고 있다는 점을 한계점으로 꼽을 수 있다. 또한, 선

완 · 권혁신(2020)의 연구에서는 VAR 모형을 활용하여 7개 광역시 매매가격의 변동성을 동시에 고려하여 수익률 전이지수를 계산하였다.

행연구에서 볼 수 있듯이, 서울을 포함한 수도권 지역이 다른 광역시의 매매가격과 전세가격에 영향을 미칠 수 있지만, 이러한 점을 통제하지 못한 점도 한계점이라 할 수 있다. 향후 이러한 요소들을 반영한 연구는 추후 과제로 남겨 두고자 한다.

## ORCID

김상배 <https://orcid.org/0000-0001-6969-458X>

## 참고문헌

1. 김광수 · 문규현, 2011, 「전국과 서울주택시장간의 매매와 전세가격의 정보이전 메커니즘을 통한 전략적 접근에 관한 연구」, 『대한경영학회지』, 24(6):3137-3155.
2. 김상배 · 이승아, 2020, 「점진적 이동 및 변동성 전이를 이용한 KOSPI지수와 아파트가격지수 사이의 관계 분석」, 『국토연구』, 107:93-106.
3. \_\_\_\_\_, 2021a, 「아파트매매가격지수와 아파트전세가격지수 사이의 선형 및 비선형 인과관계 분석」, 『부동산분석』, 7(3):1-20.
4. \_\_\_\_\_, 2021b, 「대도시 아파트 매매가격 변동성의 전이효과: 상승기와 하락기를 중심으로」, 『주택연구』, 29(2):107-133.
5. \_\_\_\_\_, 2022, 「비선형모형을 이용한 아파트 매매가격 불확실성이 아파트전세가격에 미치는 영향 분석」, 『주택연구』, 30(4):93-111.
6. 김우석, 2019, 「서울시 주택시장에서 주택유형별 매매가격과 전세가격의 동태적 상호관계」, 『주택도시연구』, 9(3):17-34.
7. 김진우 · 김승희, 2021, 「주택매매가격과 전세가격의 상호 영향력에 관한 연구」, 『대한부동산학회지』, 39(2):29-55.
8. 김찬우 · 황나운 · 이정혁, 2022, 「주택가격 전이효과 분석」, BOK 이슈노트 2022-25, 서울: 한국은행.
9. 방두완 · 권혁신, 2020, 「아파트가격 지역간 전이효과 분석」, 『주택금융연구』, 4:5-32.
10. 성주한 · 박필, 2014, 「서울 아파트 전세가격과 매매가격의 차이에 관한 연구」, 『부동산학보』, 57: 108-122.
11. 심성훈, 2011, 「아파트 전세/매매가격 비율의 장·단기 분석」, 『부동산학보』, 47:156-171.
12. \_\_\_\_\_, 2015, 「아파트 실거래가격과 평가가격의 상호관계 연구」, 『한국자료분석학회지』, 17(5): 2579-2593.
13. 윤재형, 2022, 「아파트 매매가격 및 전세가격의 지역별 파급효과: GVAR모형 접근법」, 『아태비즈니스 연구』, 13(3):343-359.
14. 이근영 · 김남현, 2016, 「금리와 주택가격」, 『경제학 연구』, 64(3):45-82.
15. 이상경, 2003, 「서울 주택시장으로부터 지방주택 시장으로의 가격 및 변동성 이전효과 연구」, 『국토 계획』, 38(7):81-90.
16. 이용만, 2000, 「구조적 변화인가 가격상승의 징조인가?: 전세/주택가격 비율의 상승에 대한 해석」, 『부동산학 연구』, 6(1):9-22.
17. 이충언, 2014, 「매매가격 기대로 형성된 전세가격 모형의 패널분석」, 『경제학연구』, 62(1):29-53.
18. 이희광 · 김찬호 · 이창수, 2018, 「도시특성이 아파트 전세가율에 미치는 영향분석: 수도권을 중심으로」, 『한국지역개발학회지』, 30(5):141-156.
19. 전해정, 2013, 「서울시 주택 가격 변동성 및 이전 효과에 관한 실증분석」, 『지역연구』, 29(4):83-98.
20. \_\_\_\_\_, 2015, 「패널 VAR모형을 이용한 한국 주택 매매, 전세시장에 관한 연구」, 『주거환경』, 13(2):

- 1-12.
21. 전해정 · 박현수, 2012, 「거시경제 요인을 고려한 주택 매매 · 전세시장의 동학적 상관관계 분석」, 『서울도시연구』, 13(3):99-114.
  22. 전형철 · 형남원, 2016, 「아파트 매매가격과 전세 가격의 상호확산효과: 서울시와 6대 광역시 중심으로」, 『한국주택학회 학술대회 발표논문집』, 3-20.
  23. 정대성, 2022, 「아파트 매매가격, 전세가격 및 월세 가격 간의 수익률 전이효과」, 『주택금융연구』, 6(2): 123-142.
  24. 정인호 · 서충원, 2011, 「8학군 주택매매가격과 전세 가격의 인과성 연구: 서울시를 중심으로」, 『부동산 학보』, 45:5-17.
  25. 조하현 · 김재혁, 2015, 「유가충격이 한국의 주식 시장에 미치는 영향: Granger 및 Toda-Yamamoto 인과성 검정을 중심으로」, 『한국경제학보』, 22(1): 159-170.
  26. 진찬우 · 이건학, 2016, 「SpVAR모형을 활용한 주택 매매-전세가격의 시공간적 상호작용 패턴 분석: 수도권 주택 시장을 중심으로」, 『부동산분석』, 2(2): 239-242.
  27. 최종일 · 장병기, 2022, 「주택 매매가격과 전세가격 간의 비대칭적 연관관계」, 『Journal of Korean Data Analysis Society』, 24(5):1811-1822.
  28. Becker, R., W. Enders, and J. Lee, 2006, "A stationarity test in the presence of an unknown number of smooth breaks," *Journal of Time Series Analysis*, 27(3):381-409.
  29. Cheung, Y. W. and L. K. Ng, 1996, "A causality-in-variance test and its application to financial market prices," *Journal of Econometrics*, 72(1-2): 33-48.
  30. Diebold, F. X. and K. Yilmaz, 2009, "Measuring financial asset return and volatility spillover with application to global equity markets," *The Economic Journal*, 119(534):158-171.
  31. Diebold, F. X., F. X. Diebold, and K. Yilmaz, 2012, "Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillover," *International Journal of Forecasting*, 28(1): 57-66.
  32. Enders, W. and J. Lee, 2012, "A unit root test using a Fourier series to approximate smooth breaks," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(4):574-599.
  33. Enders, W. and P. Jones, 2016, "Grain prices, oil prices and multiple smooth breaks in a VAR," *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 20(4):399-419.
  34. Erdoğan, S., A. Gedikli, and E. İ. Çevik, 2020, "Volatility spillover effects between Islamic stock markets and exchange rates: Evidence from three emerging countries," *Borsa Istanbul Review*, 20(4):322-333.
  35. Hafner, C. M. and H. Herwartz, 2006, "A Lagrange multiplier test for causality in variance," *Economics Letters*, 93(1):137-141.
  36. Kapetanios, G., Y. Shin, and A. Snell, 2003, "Testing for a unit root in nonlinear STAR framework," *Journal of Econometrics*, 112(2): 279-359.
  37. Li, J. and W. Enders, 2018, "Flexible Fourier form for volatility breaks," *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 22(1):20160039.
  38. Nazlioglu, S., N. A. Gormus, and U. Soytas, 2016, "Oil prices and real estate investment trusts (REITs): Gradual shift causality and volatility transmission analysis," *Energy Economics*, 60: 168-175.
  39. Nazlioglu, S., R. Gupta, and E. Bouri, 2020, "Movements in international bond markets: The role of oil prices," *International Review of Economics and Finance*, 68:47-58.

40. Rodrigues, P. M. M. and A. M. Taylor, 2012, "The flexible fourier form and local GLS de-trending unit root tests," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(5):736-759.
41. Stărică, C. and C. Granger, 2005, "Nonstationarities in stock returns," *The Review of Economics and Statistics*, 87(3): 503-522.
42. Toda, H. Y. and T. Yamamoto, 1995, "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes," *Journal of Econometrics*, 66(1-2):225-250.

---

논문접수일: 2023년 2월 23일

심사(수정)일: 2023년 4월 4일

게재확정일: 2023년 4월 13일

## 국문초록

본 연구의 목적은 우리나라의 7대 광역시(서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산)를 대상으로 아파트 매매가격과 전세가격 사이의 전이효과를 검토하는 것이다. 이를 위해 구조적 변화의 점진적 이동을 고려한 Toda-Yamamoto 검정방법과 Hafner and Herwartz의 LM 검정방법을 활용하여 각각 가격에서의 전이효과와 변동성에서의 전이효과를 검토하였으며, 표본기간은 1999년 1월부터 2022년 10월까지이다. 분석결과, 부산, 대구, 대전, 울산지역에서는 매매가격이 전세가격을 선행하는 것으로 나타났으며, 인천과 광주지역에서는 매매가격과 전세가격이 서로 영향을 미치고 있다는 것을 보여주고 있다. 이는 부산, 대구, 대전, 울산지역에서는 대체재이론이 성립하고, 인천과 광주지역에서는 자산시장이론과 대체재 이론이 동시에 성립한다는 것을 의미한다. 또한, 지역별로 변동성 전이를 검토한 결과에서는 서울, 대구, 인천, 광주에서 전세가격에서 매매가격으로 변동성 전이가 존재하는 것으로 나타났으며, 매매가격에서 전세가격으로의 변동성 전이는 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이는 단기적으로 이들 지역에서 자산시장이론이 성립한다는 것을 보여준다. 전반적인 연구 결과는 아파트 매매가격과 전세가격 사이의 관계는 지역별로 차이가 있으며, 이는 부동산 정책을 개발할 때 지역별 차이를 고려할 필요가 있다는 것을 의미한다.

주제어 : 전이효과, 변동성 전이, 점진적 이동, 매매가격, 전세가격