

점진적 이동 및 변동성 전이를 이용한 KOSPI 지수와 아파트가격지수 사이의 관계 분석

Analysis of Gradual-shift Causality and Volatility Transmission between KOSPI Index and Apartment Price Index

김상배 Kim Sangbae*, 이승아 Lee Seung-A**

Abstract

This paper investigates the price transmission and volatility spillover between the KOSPI index and the apartment price index in Korea. Unlike previous studies, we consider gradual shifts as a smooth process in causality and volatility spillover estimations (Nazlioglu, Gormus and Soytaş 2019). To take the gradual structural shifts into account, we adopted an extended version of Toda and Yamamoto (1995) and the LM volatility transmission test by incorporating a Fourier approximation and the LM volatility transmission test. The estimation results from the extended Toda-Yamamoto model show that the apartment price index does not cause the KOSPI, but the KOSPI does cause the apartment price index. However, the results from the volatility spillover tests with the Fourier approximation show that there was no volatility transmission effect between the apartment price index and the KOSPI index. We believe that knowledge of the transition effect will help policymakers assess the risk to the real estate market. It could also help investors diversify their portfolios and make risk-averse decisions by allowing them to model incremental shifts.

Keywords: Apartment Index, KOSPI Index, Causality, Fourier Approximation, Toda-Yamamoto, Gradual Shift

I. 서론

주택 보유는 투자목적과 거주목적의 두 가지 동기로 (Flavin and Yamashita 2002) 이루어지기 때문에, 다른 투자 자산인 주식과의 관계에 많은 관심을 가지고 있다. 예를 들어, 하나의 자산 가격이 상승하게 되면 전체 포트폴리오에서 해당 자산이 차지하는 비중이 상승하게 되어 투자자는 포트폴리오 재수정(Portfolio

Rebalancing)을 통해 다른 자산을 매입하기도 한다. 포트폴리오 재수정 과정에서 하나의 자산 가격 상승이 다른 자산의 가격에 영향을 미칠 수 있고, 이는 하나의 자산 가격 변화가 다른 자산의 가격 변화를 예측하는 데 도움이 될 수 있다는 것을 의미한다. 이로 인해 주택시장과 주식시장의 관계에 대한 많은 연구가 이루어져 왔다. 두 시장 사이의 관계를 검토하는 데 있어 두 시장 또는 변수 간의 상호 연관성, 인과관계 등

* 경북대학교 경영학부 교수(제1저자) | Prof., School of Business Administration, Kyungpook National Univ. | Primary Author | sbkim@knu.ac.kr

** 대구경북연구원 연구원(교신저자) | Researcher, Economic & Labor Research Lab, Daegu Gyeongbuk Development Institute | Corresponding Author | lsa2139@dgi.re.kr

다양한 연구가 이루어졌다.¹⁾

그러나 선행연구는 일관된 결론을 내리지 않고 있으며, 이는 두 자산 간의 관계가 거시경제 상황의 변화 혹은 새로운 정보의 유입 등 여러 가지 변수에 따라 달라질 수 있기 때문인 것으로 판단된다. 예를 들어, 1997년 IMF 외환위기, 2008년 글로벌 금융위기, 정부정책의 변화, 거시경제지표(예를 들어, 금리, 물가, 환율 등)의 변화 등과 같은 구조적 변화(structural break)가 존재하는 경우, 두 자산 간의 관련성은 다르게 나타날 수 있을 것이다.

한 변수의 구조적 변화는 잠재적으로 다른 변수의 구조적 변화로 전이될 수 있기 때문에 구조적 변화를 통제하거나 최초로 구조적 변화가 발생한 시점을 결정하는 것은 어렵다(Ng and Vogelsang 2002; Enders and Jones 2016). 일반적으로 구조적 변화를 모형화하기 위해서는 더미변수를 이용하는데(e.g., Perron 1989; Zivot and Andrews 1992; Lee and Strazicich 2003), 이는 급격한 구조적 변화의 수와 형태에 대해 미리 가정하여 모형에 반영하는 것과 같다. 또한, 많은 연구에서 구조적 변화를 더미변수로 모형에 포함시킬 때, 구조적 변화는 급진적이어야 한다고 주장한다(Busetti and Harvey 2001; Kurozumi 2002; Presno and Lopez 2003; Harvey and Mills 2003). 그러나 Becker, Enders and Lee(2006)는 거시경제변수에서의 구조적 변화의 빈도수, 지속 기간, 형태 등에 대해서 잘 알려져 있지 않고, 미국의 1929

년 주식시장 폭락, 1970년대의 유가 쇼크와 같은 급격한 구조적 변화의 효과가 즉각적으로 나타나지 않는다고 하였다.

달리 표현하면, 구조적 변화(structural break)를 더미변수를 통해 고려하는 경우, 구조적 변화의 발생 시점, 구조적 변화의 빈도수 등에 대한 정보를 알고 있을 때 구조적 변화를 잘 반영할 수 있다는 단점을 가지고 있다. 또한, Ventosa-Santaulària and Vera-Valdés (2008)는 구조적 변화를 무시하면 Wald 통계량이 귀무가설을 기각하는 오류가 나타난다고 주장하였다. 이는 구조적 변화의 중요성뿐만 아니라 구조적 변화의 시점을 포착하는 데 주의가 필요함을 의미한다.

대부분의 구조적 변화는 자연적으로 발생할 수 있기 때문에 급격하기 보다는 점진적으로 발생할 수 있다(Leybourne, Mills, Newbold 1998; Kapetanios, Shin and Snell 2003). 이러한 문제를 해결하기 위한 방법으로 최근 Fourier 근사치(approximation)를 이용한 방법이 Becker, Enders and Lee(2006), Enders and Lee (2012a; 2012b) 그리고 Rodrigues and Taylor(2012)에 의해 제안되었다. Fourier 근사치는 구조적 변화를 설명하는 함수와 변화가 발생한 빈도수에 대한 사전 정보를 필요로 하지 않으면서 점진적인 구조적 변화를 포착하는 장점을 가지고 있다. 또한, Fourier 근사치는 알려지지 않은 구조적 변화를 포착할 수 있다. 이러한 점을 활용하여 Fourier 근사치는 최근 연구(Enders and Jones 2016; Nazlioglu, Gormus and Soytaş 2016;

1) 주택가격과 주가의 상호 연관성을 살펴본 해외 연구인 Glascock(1991), Quan and Titman(1999), Green(2002), Tsai, Lee and Chiang(2012)은 주택가격과 주가 사이에 양(+)의 상관관계가 있음을 주장한 반면, Ibbotson and Siegel(1984), Worzara and Vandell(1993), Eichholtz and Hartzell(1996), Quan and Titman(1997) 등은 관계가 없거나 음(-)의 상관관계가 있다고 보고하였음. 국내 연구로는 김재경(2013), 급기조, 김병량(2015) 등에서 주가가 주택가격에 영향을 준다고 보고하였음. 인과관계에 대한 연구는 주식시장이 주택시장에 영향을 미친다는 연구(임병진, 한성운 2009)와 반대로 주택시장이 주식시장에 영향을 미친다는 연구(Sim and Chang 2006) 등으로 구분됨. 비선형모형을 이용한 주택가격과 주가의 관계를 살펴본 연구는 Tsai, Lee and Chiang(2012), Chiang, Sing and Wang(2018), 김상배, 정태훈(2016) 등이 있음. Tsai, Lee and Chiang(2012)은 주택가격과 주가사이의 장기균형관계를 발견하였고, Chiang, Sing and Wang(2018)은 주가가 주택가격에 미치는 효과가 높다고 주장하였음. 김상배, 정태훈(2016)은 KOPSI지수 변화율이 아파트실거래가격지수 변화율을 Granger 인과하는 것을 보고하였음.

2019; Gormus, Nazlioglu and Soytaş 2018)²⁾에서 많이 활용되고 있다.

본 연구에서는 KOSPI 지수와 아파트가격지수 사이의 인과관계(causal relationship)를 검토하기 위해 Fourier 근사치를 이용하여 구조적 변화의 점진적 이동(gradual shift)을 반영하고자 한다. 또한, 정보 이전(information transfer)을 살펴보기 위해 두 시장 간의 변동성 전이 역시 살펴보고자 한다. 본 논문의 연구가 가지는 우리나라 주식시장과 주택시장 간의 인과관계를 검토한 선행연구와의 차이점은 다음 세 가지로 정리할 수 있다. 첫째, 우리나라 주식시장과 주택시장을 대상으로 한 연구에서는 처음으로 Toda and Yamamoto(1995)의 인과관계 검정 모형에 Fourier 근사치를 포함한 확장된 모형을 활용함으로써 구조적 변화를 고려하고자 한다. Granger 인과관계 검정방법은 귀무가설을 검정할 때 Wald 통계량이 변수들의 공적분 관계 여부에 따라 비정규분포를 가질 수 있으며, 또한 불필요한 파라미터에 의존(Toda and Yamamoto 1995; Dolado and Lütkepohl 1996)하는 문제를 가지고 있어, 이러한 문제점을 감안하기 위해 Toda and Yamamoto(1995)의 검정방법이 제안되었다.

둘째, 인과관계 검정에서 많은 경우 구조적 변화를 반영하기 위해 구조적 변화의 시점을 추정하거나 2008년 글로벌 금융위기와 같은 변화의 시점을 기준으로 측정하고 있다. 하지만, 대부분의 구조적 변화는 점진적으로 발생하기 때문에 이러한 구조적 변화를 감안하기 위해 본 논문에서는 Nazlioglu, Gormus and Soytaş(2016), Nazlioglu, Gupta and Bouri(2020)에서와

같이 Fourier 근사법을 적용하여 KOSPI 지수와 아파트가격지수 사이의 인과관계를 분석한다.

셋째, Hafner and Herwartz(2006)가 제안한 LM 변동성 전이검정을 활용하여 변동성 전이효과를 살펴봄으로써 시장 간의 정보전달을 고려할 때, 위험의 전이효과를 검토한다. 이때 점진적인 구조적 변화를 고려하기 위해 Fourier 근사치를 모형에 포함시키고자 한다. 가격의 전이효과는 계량학적 특성 때문에 상호작용의 결과가 장기적인 현상으로 해석될 수 있다. 이와는 달리 변동성 전이효과는 두 시장 간의 단기적 관계를 보여주는 것과 관련되어 있다. 이는 투자자들의 위험에 대한 인식은 빠르게 변할 수 있기 때문에, 위험의 전이는 두 시장 사이에 단기적으로 발생하며, 투자자들이 위험회피전략을 추구하는 경우 자산 간의 변동성 전이에 대한 지식은 위험회피전략을 수행하는데 중요하게 작용할 수 있다(Nazlioglu, Gormus and Soytaş 2016).

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제1장인 서론에 이어 제2장에서는 본 연구에서 사용할 실증분석 방법에 대해 설명하고, 제3장에서는 표본자료 및 실증분석 결과를 보고한다. 마지막으로 제4장에서는 결론을 제시한다.

II. 실증분석 방법

본 논문에서는 KOSPI 지수와 아파트가격지수 사이의 관계를 점진적 이동 및 변동성 전이를 이용하여 분석하고자 한다. 이를 위해 먼저, KOSPI 지수와 아파트

2) 이들 연구에서는 다양한 자산시장의 점진적 구조 변화를 고려하기 위해 Fourier 근사치를 포함한 Toda and Yamamoto(1995) 모형을 이용하였음. Enders and Jones(2016)는 옥수수가격과 석유가격의 관계에서 두 시장의 점진적 구조 변화를 검토한 결과, 옥수수가격이 석유가격 상승에 점진적 인과하는 것을 확인하였음. Nazlioglu, Gormus and Soytaş(2016)은 유가 변화와 REITs 사이의 점진적 인과 관계를 검토하였는데, 유가는 모기지 REITs를 제외한 모든 REITs를 인과하는 것으로 나타났음. Gormus, Nazlioglu and Soytaş(2018)는 에너지시장과 고수의 채권시장의 관계에서 에너지 가격이 고수의 채권가격을 인과하며, 변동성 전이효과에서도 에너지 가격이 고수의 채권가격에 대해 단방향 변동성 전이효과를 보고하였음.

가격지수 사이의 점진적 이동을 고려한 인과관계를 검정하고, 다음으로 두 변수의 변동성 전이 관계를 분석한다.³⁾ 먼저 점진적 이동을 반영한 인과관계를 분석하기 위해, 절편이 시간에 따라 일정하다는 가정을 완화한 방법론인 Toda and Yamamoto(1995)의 모형에 Fourier 근사치를 포함한 VAR(p+d)모형을 <식 1>과 같이 설정한다.

$$y_t = \gamma(t) + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_{p+d} y_{t-(p+d)} + u_t \quad \text{<식 1>}$$

여기서 절편 $\gamma(t)$ 는 시간에 따른 함수이고 y_t 에서 나타날 수 있는 구조적 변화(structural shift)를 나타낸다. p 는 시차의 길이, d 는 변수의 최대 단위근을 의미한다. 점진적으로 변화하는 구조적 변화를 포착하기 위해 알려지지 않은 구조적 변화의 시점, 구조적 변화의 빈도수 등을 반영하기 위해 $\gamma(t)$ 는 <식 2>와 같이 정의할 수 있다.

$$\gamma(t) \cong \gamma_0 + \sum_{k=1}^n \gamma_{1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n \gamma_{2k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad \text{<식 2>}$$

여기서, n 은 빈도수(number of frequency)이고 γ_{1k} 와 γ_{2k} 는 각각 빈도수의 진폭(amplitude)과 변위(displacement)를 측정한다. <식 2>를 <식 1>에 대입하면, 다음 <식 3>을 얻을 수 있다.

$$y_t = \gamma_0 + \sum_{k=1}^n \gamma_{1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n \gamma_{2k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_{p+d} y_{t-(p+d)} + u_t \quad \text{<식 3>}$$

Nazlioglu, Gupta and Bouri(2020)에 의하면, 빈도수가 큰 경우, n 은 확률적 파라미터의 변동과 연관될 가능성이 높고 자유도가 감소하는 반면에, 단일 빈도수는 결정적 요소(deterministic components)에서의 다양한 구조적 변화(breaks) 시점, 수, 구조적 변화의 형태와 관계없이 다양한 구조적 변화를 반영할 수 있다고 한다. 따라서, 본 연구에서도 단일 빈도수를 이용하고자 하며, 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\gamma(t) \cong \gamma_0 + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad \text{<식 4>}$$

<식 4>를 <식 1>에 대입하면, 다음과 같이 단일 빈도수를 이용한 Fourier 근사치를 추가한 확장형 Toda-Yamamoto모형을 얻을 수 있다.

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_{p+d} y_{t-(p+d)} + u_t \quad \text{<식 5>}$$

<식 5>를 통해 인과관계를 검정할 때, 귀무가설은 그랜저 인과관계가 존재하지 않는다는 것이며, 이에 대한 검정은 전통적인 그랜저 인과관계 검정과 마

3) 본 논문에서는 Nazlioglu, Gormus and Soytaş(2016) 및 Nazlioglu, Gupta and Bouri(2020)에서 활용된 방법론을 이용하여 KOSPI 지수와 아파트가격지수 사이의 관계를 분석하고자 함. 위 연구들은 이 방법론을 이용하여 유가와 REIT사이의 관계를 분석하였다는 점에서 본 연구와 차이가 존재함. 실증분석모형에 대한 자세한 설명은 Nazlioglu, Gormus and Soytaş(2016) 및 Nazlioglu, Gupta and Bouri(2020)에 제시되어 있어 본 논문에서는 간략하게 소개하고자 함.

찬가지로 $\beta_1 = \dots = \beta_p = 0$ 의 관계가 성립하는지를 검토하는 것이다.

다음으로 KOSPI 지수와 아파트가격지수 사이의 변동성 전이 관계를 검토하기 위해 Hafner and Herwartz(2006)가 개발한 LM(Lagrange multiplier) 변동성 전이 검정을 이용하고자 한다. LM검정을 위해 먼저 KOSPI 지수와 아파트가격지수에 대해 <식 6>과 <식 7>에 제시된 GARCH(1,1)모형⁴⁾을 추정한다.

$$r_{i,t} = a_0 + a_1 r_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad \text{<식 6>}$$

$$\sigma_{i,t}^2 = \omega_i + \alpha_1 \epsilon_{i,t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{i,t-1}^2 \quad \text{<식 7>}$$

여기서 $\epsilon_{i,t}$ 는 오차항, σ^2 는 조건부 분산이다. $r_{i,t}$ 는 KOSPI 지수 변화율(혹은 아파트가격지수 변화율)을 나타낸다. KOSPI 지수 변화율과 아파트가격지수 변화율에 대한 GARCH(1,1)모형을 통해 추정된 표준화된 잔차($\xi_{i,t}$)를 이용하여 다음과 같이 $\epsilon_{i,t}$ 와 $z_{j,t}$ 를 정의할 수 있다.

$$\epsilon_{i,t} = \xi_{i,t} \sqrt{\sigma_{i,t}^2 (1 + z'_{j,t} \pi)} \quad \text{<식 8>}$$

$$z_{j,t} = (\epsilon_{j,t-1}^2, \sigma_{j,t-1}^2)'$$

여기서, ϵ^2 과 σ^2 는 각각 시계열 i 의 오차항과 변동성을 나타낸다. 변동성 전이 관계를 검증하기 위한 귀무가설은 변동성 전이효과가 존재하지 않는다는 것이며, 이는 $\pi=0$ 인지를 검토하는 것이다. LM 통계량은 <식 9>와 같이 정의한다.

$$\lambda_{LM} = \frac{1}{4T} \left(\sum_{t=1}^T (\xi_{i,t}^2 - 1) Z'_{j,t} \right) \nu(\theta_i)^{-1} \quad \text{<식 9>} \\ \times \left(\sum_{t=1}^T (\xi_{i,t}^2 - 1) Z_{j,t} \right)$$

단,

$$\nu(\theta_i) = \frac{K}{4T} \left(\sum_{t=1}^T Z_{j,t} Z'_{j,t} - \sum_{t=1}^T Z_{j,t} X'_{i,t} \left(\sum_{t=1}^T X_{i,t} X'_{i,t} \right)^{-1} \sum_{t=1}^T X_{i,t} Z'_{j,t} \right), \\ K = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\xi_{i,t}^2 - 1)^2$$

<식 7>에 제시된 GARCH(1,1)모형에서의 조건부 분산은 구조적 변화를 고려하지 않고 있다. 하지만, Stărică and Granger(2005)에 의하면, 장기 변동성(long-run volatility)은 구조적 변화에 영향을 받는다고 주장하고 있으며, 이를 반영하기 위해 Li and Enders(2018)와 Nazlioglu, Gupta and Bouri(2020)은 조건부 변동성에 Fourier 근사치를 포함하여 조건부 변동성을 추정하고 있다. 본 논문에서도 <식 7>의 조건부 변동성에 Fourier 근사치를 포함한 조건부 변동성을 추정하고자 하며, 조건부 변동성은 다음 <식 10>에 제시되어 있다.

$$\sigma_{i,t}^2 = \omega_{01} + \sum_{k=1}^n \omega_{1i,k} \sin\left(\frac{2\pi k i t}{T}\right) \quad \text{<식 10>} \\ + \sum_{k=1}^n \omega_{2i,k} \cos\left(\frac{2\pi k i t}{T}\right) \\ + \alpha_1 \epsilon_{i,t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{i,t-1}^2$$

위의 <식 10>과 같은 조건부 분산을 이용하여 변동성 전이에 대한 검정통계량 역시 <식 9>를 통해 추정할 수 있으며, 이 통계량을 Fourier λ_{LM} 으로 표시

4) 변동성은 고빈도 자료를 활용한 실현변동성과 특정 거래일의 고가, 저가, 시가, 종가 등을 활용한 범위 변동성, 그리고 GARCH모형 등을 활용한 조건부 변동성 등으로 추정할 수 있음. 하지만, 아파트가격지수의 경우 월별로 발표되고 있어 이러한 실현변동성 그리고 범위 변동성을 활용하는 데 한계가 있음. 이에 본 논문에서는 선행연구(한용석, 이주형, 한용호 2010; 임재만 2011; 이진숙, 김한수, 한중연 2017)와 같이 변동성 추정을 위해 GARCH모형을 사용함.

한다. Nazlioglu, Gupta and Bouri(2020)에 의하면, <식 10>과 같이 조건부 분산에 Fourier 근사치를 포함한 경우에도 $z_{j,t}$ 에서 모형설정 오류 지표(misspecification indicator)의 수는 변하지 않으며, Fourier λ_{LM} 은 자유도가 2인 점근적 카이제곱 분포를 따른다.

III. 표본자료 및 실증분석 결과

1. 표본자료

본 논문의 목적은 점진적인 구조적 변화를 고려하여 주식시장과 주택시장 사이의 관계를 분석하는 데 있다. 이를 위해 본 논문에서는 월별 KOSPI 지수와 아파트실거래가격지수를 활용한다. 표본기간은 2006년 1월부터 2020년 4월까지이고, 총 관측치 수는 172개이다. KOSPI 지수는 Fn-Guide 데이터베이스(<http://www.dataguide.co.kr>)에서 입수하였고, 아파트실거래가격지수는 전국 월별 아파트실거래가격지수로 한국감정원(<https://www.r-one.co.kr>)에서 조사한 자료를 활용하였다.

Table 1_ Results of Unit Root Test

		Apartment Index	KOSPI Index
Level	ADF	-1.233	-2.209
	PP	-1.249	-2.211
	Zivot and Andrew	-5.203*	-3.427
	Perron	-5.151	-2.126
First Difference	ADF	-6.146**	-13.507**
	PP	-6.003**	-13.507**
	Zivot and Andrew	-7.376**	-13.951**
	Perron	-7.239**	-6.817**

Note: 1) ** and * indicate significance at 1%, 5%, respectively.
 2) The threshold values for ADF and PP tests are -3.46 (1%) and -2.87 (5%). The Zivot and Andrew (1992) thresholds are -5.57 (1%) and -5.08 (5%) respectively, and the Perron (1997) thresholds are -5.86 (1%) and -5.19 (5%) respectively.

<Table 1>은 월별 KOSPI 지수와 아파트실거래가격지수의 단위근 검정 결과이다. 수준변수는 KOSPI 지수와 아파트가격지수의 로그값을 나타내며 차분변수는 로그변수를 1차 차분한 것이다. 구조적 변화를 고려하지 않는 ADF와 PP검정, 그리고 구조적 변화를 고려할 수 있는 단위근 검정방법인 Zivot and Andrew(1992) 방법과 Perron(1997) 방법을 활용하여 검토한 결과, 아파트실거래가격지수는 Zivot and Andrew 방법을 제외한 모든 단위근 검정통계량에서 수준변수는 단위근이 존재하지만, 차분변수에서는 단위근이 존재하지 않는다는 것을 보여주고 있으며, KOSPI 지수는 4가지 검정통계량에서 모두에서 수준변수는 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하고, 차분변수는 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하였다. 이러한 결과는 KOSPI 지수와 아파트실거래가격지수는 단위근이 존재하지만, 1차 차분했을 때 두 자료 모두 안정적(stationary)이라는 것을 나타낸다.

<Table 2>는 KOSPI 지수 변화율과 아파트실거래가격지수 변화율에 대한 기초통계량이다. <Table 2>에서 볼 수 있듯이 KOSPI 지수 변화율과 아파트실거래가격지수 변화율 모두 첨도(kurtosis)가 3보다 큰 값을 가지고 있으며, 이는 아파트실거래가격지수 변화율과 KOSPI 지수 변화율 모두 꼬리부분이 두껍다는

Table 2_ Descriptive Statistics

Statistics	Change in Apartment Index	Change in KOSPI Index
Mean	0.003	0.002
Median	0.004	0.006
Maximum	0.038	0.127
Minimum	-0.037	-0.263
Standard deviation	0.009	0.051
Skewness	-0.408	-1.104
Kurtosis	9.410	7.076
Jarque-Bera Statistics	297.474 (0.000)	147.102 (0.000)

것을 나타낸다. Jarque-Bera 통계량을 살펴보면 두 변수 모두 정규분포를 따르지 않음을 확인할 수 있다.

단위근 추정결과, KOSPI 지수와 아파트실거래가격지수는 모두 단위근을 가지고 있는 것으로 나타났기 때문에, 두 변수 사이에 공적분 관계가 존재하는지를 검토할 필요가 있다. 이를 위해 본 논문에서는 Johansen 검정방법을 이용하여 두 변수 사이의 공적분 관계를 검정하였으며, 그 결과는 <Table 3>에 나타나 있다. <Table 3>에 제시된 추정결과를 살펴보면, Trace 통계량과 Max eigenvalue는 5% 유의수준에서 모두 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이는 두 변수 사이에는 장기적 관계가 존재하지 않는다는 것을 의미하기 때문에, 인과관계를 검정하는 데 있어 장기적 관계를 고려할 필요는 없는 것으로 판단된다.

2. 실증분석 결과

KOSPI 지수와 아파트실거래가격지수 간의 관계를 살펴보기 위해 본 연구에서는 먼저 전통적인 Granger 인과관계를 검정하였으며, 그 결과는 <Table 4>에 나

타나 있다. 추정결과, KOSPI 지수 변화율은 아파트실거래가격지수 변화율을 Granger 인과하지 않는다는 귀무가설은 기각되지만, 아파트실거래가격지수 변화율이 KOSPI 지수 변화율을 Granger 인과하지 않는다는 귀무가설은 기각되지 않았다. 이는 KOSPI 지수의 변화는 아파트가격의 변화에 영향을 미친다는 것을 의미하며, 주가가 주택가격에 영향을 준다고 보고한 임병진, 한성윤(2009), 김재경(2013), 금기조, 김병량(2015)의 연구와 유사한 결과이다.

Toda-Yamamoto의 인과관계 결과는 <Table 5>에 나타나 있다. <Table 5>에서 “Toda-Yamamoto test”는 Fourier 근사치를 포함하지 않은 것이며, “Fourier Toda-Yamamoto test”는 Fourier 근사치를 포함하여 추정된 결과이다. 분석결과, 아파트실거래가격지수는 KOSPI 지수를 인과하지 않지만, KOSPI 지수는 아파트실거래가격지수를 인과하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 KOSPI 지수와 아파트실거래가격지수 변화율 사이의 비선형 인과관계를 검정한 김상배, 정태훈(2016)의 결과와 일치하며, Chiang, Sing and Wang

Table 3_ Results from Johansen Cointegration Tests

H_0	Trace Statistics	Value of Threshold(5%)	Max eigenvalue	Value of Threshold(5%)
$r = 0$	9.304	15.495	8.342	14.265
$r \leq 1$	0.962	3.841	0.962	3.841

Table 4_ Results from Causality Tests

Null hypothesis	χ^2 Statistics	p-value
KOSPI index does not Granger causes Apartment price index	13.687**	0.000
Apartment price index does not Granger causes KOSPI index	0.404	0.526

Note: 1) ** indicate significance at 1%.

Table 5_ Results of Toda-Yamamoto Causality Tests and Fourier Toda-Yamamoto Causality Tests

	Apartment Index → KOSPI Index			KOSPI Index → Apartment Index		
	p	F-stat	Asymptotic p-value	F-stat	Asymptotic p-value	
Toda-Yamamoto test	1	0.581	0.466	13.832**	0.000	
Fourier Toda-Yamamoto test	p	k	F-stat	Bootstrap p-value	F-stat	Bootstrap p-value
	1	2	0.704	0.401	14.903**	0.000

Note: 1) ** indicate significance at 1%.

2) As in the study of Nazlioglu, Gormus and Soytas(2016), p and k are determined to be optimized by the Akaike information Criterion (AIC) by setting a maximum of 12 and 5, respectively.

(2018)이 주장한 주가가 주택가격에 미치는 효과가 높다는 것을 의미한다.

Toda-Yamamoto 인과관계 결과에서는 구조적 변화를 고려하지 않았다. 점진적 구조적 변화를 고려한 Fourier Toda-Yamamoto의 검정결과를 살펴보면, Toda-Yamamoto의 검정 결과와 유사하다는 것을 알 수 있다. 이는 변화율을 이용한 KOSPI 지수와 아파트 가격지수 사이의 인과관계 검정은 구조적 변화에 영향을 받지 않는다는 것을 의미한다.

우리나라 주식시장과 주택시장 사이의 정보전달을 고려할 때, 가격에서의 전이효과를 분석하는 것 외에 위험에서의 전이효과를 검토할 필요가 있다. 왜냐하면 가격의 전이효과는 계량경제학적 특성으로 인해 상호작용의 결과가 장기간의 현상으로 해석될 수 있지만, 변동성의 전이효과는 투자자의 위험에 대한 인식은 빠르게 변화할 수 있고, 이로 인해 위험의 상호작용은 단기적으로 발생할 수 있다. 따라서, 위험회피 전략을 추구하는 투자자의 경우 자산 사이의 변동성 전이에 대한 정보가 중요하게 작용한다(Nazlioglu, Gormus and Soytaş 2016).

Hafner and Herwartz(2006)의 변동성 전이에 대한 LM 검정결과는 <Table 6>에 제시되어 있다. λ_{LM} 은 구조적 변화를 고려하지 않은 <식 9>에 기초한 변동성 전이의 인과관계를 나타내며, Fourier λ_{LM} 은

KOSPI 지수 변화율과 아파트가격 지수 변화율의 조 건부 변동성에 Fourier 근사치를 포함하여 변동성 전이 관계를 검토한 것이다. <Table 6>에 제시된 추정 결과를 살펴보면, 두 변수 사이의 변동성 전이현상이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이는 김미행(2008)의 연구에서 주식시장의 변동성이 부동산시장의 변동성에 영향을 미친다는 결과와는 차이가 있다. 이는 분석 기간 동안 구조적 변화의 점진적 이동을 고려하였기 때문에 단기적 관계를 보여주는 변동성 전이 효과가 포착되지 않았음을 의미한다.5)

선행연구에 의하면, 주택시장과 주식시장은 거시 경제적 상황에 영향을 받는다고 보고하고 있다. 본 논문에서는 이러한 변수들의 영향을 고려하기 위하여 금리와 물가를 모형에 포함하여 거시경제의 상황을 통제하고자 한다. 금리는 주식시장의 투자자와 아파트 수요자의 두 가지 측면을 고려하기 위해 회사채(AA-등급)와 CD금리를 각각 활용한다. 먼저, 주식시장의 투자자 측면에서 회사채는 기업이 자금을 조달하기 위하여 비교적 장기의 채권이라는 유가증권을 발행할 때 사용되는 금리이다. 김정희, 장병기(2010)는 회사채수익률이 외환위기 이전에는 주가에 대해 미미하거나 음(-)의 영향력을 보였으나, 외환위기 이후에는 양(+)의 영향력을 보이는 것을 확인하였다.

다음으로 아파트 수요자의 대부분이 가계이므로

Table 6_ Results from Volatility Spillover Tests

Apartment Index → KOSPI Index					KOSPI Index → Apartment Index				
λ_{LM}	p=value	n	Fourier λ_{LM}	p= value	λ_{LM}	p=value	n	Fourier λ_{LM}	p=value
0.237	0.888	3	0.281	0.869	2.010	0.366	1	1.186	0.553

Note: 1) n determines that is optimized by the Akaike information Criterion (AIC) by setting 3 as the maximum value as studied by Nazlioglu, Gupta and Bouri(2020).

5) 본 연구의 강건성 검정을 위해 국민은행의 전국 월별 아파트매매가격지수와 KOSPI 지수를 이용한 추가 분석을 실시하였음. 분석결과를 간략하게 요약하면, 한국감정원의 아파트실거래가격지수를 활용한 결과와 유사하게 KOSPI 지수는 아파트매매가격지수를 10% 유의수준에서 인과하는 것으로 나타났다. 추정결과는 논문의 간결성을 위해 제시하지 않으나 저자에게 요청할 수 있음.

수요자 측면에서 금리가 아파트가격에 미치는 영향을 고려하고자 한다. 문규현(2019)은 CD금리 상승은 주택가격을 하락시키고 주택거래를 위축시킨다고 하였다. 이근영, 김남현(2016)은 CD금리 상승기와 주택가격 하락기가 겹치는 경우 1%p 금리인상 충격이 주택가격 변화율 하락에 미치는 영향이 크다고 하였다. 최차순(2012)은 인플레이션이 높은 경우에 주택가격은 더 우수한 헷지 능력을 가진다고 보고하였다. 김승욱(2017)은 2008년부터 2017년까지 수도권 아파트가격을 분석한 결과 물가상승률이 아파트가격에 정(+)

의 영향을 준다고 주장하였다.

본 논문에서는 주식시장과 주택시장 사이의 관계에 영향을 미칠 수 있는 거시경제적 상황을 통제하기 위해 금리와 인플레이션율을 통제변수로 활용하고자 한다. 금리변수로는 CD유통수익률(91일)과 회사채(AA-등급)를 활용하고, 물가수준은 소비자물가지수(CPI)를 활용하고자 한다. 이들 자료는 한국은행 경제통계시스템(ECOS)에서 입수하였다. 금리와 인플레이션율을 추가하여 추정한 결과는 <Table 7>과 <Table 8>, <Table 9>와 <Table 10>에 제시되어

Table 7 _ Results of Toda-Yamamoto Causality Tests and Fourier Toda-Yamamoto Causality Tests including the CD Rate and Inflation Rate

Toda-Yamamoto test	Apartment Index → KOSPI Index			KOSPI Index → Apartment Index		
	p	F-stat	Asymptotic p-value	F-stat	Asymptotic p-value	
	2	0.398	0.819	14.403**	0.000	
Fourier Toda-Yamamoto test	p	k	F-stat	Bootstrap p-value	F-stat	Bootstrap p-value
	2	2	0.252	0.841	16.944**	0.000

Note: 1) ** indicate significance at 1%.

2) As in the study of Nazlioglu, Gormus and Soytaş(2016), p and k are determined to be optimized by the Akaike information Criterion (AIC) by setting a maximum of 12 and 5, respectively.

Table 8 _ Results from Volatility Spillover Tests including the CD Rate and Inflation Rate

Apartment Index → KOSPI Index					KOSPI Index → Apartment Index				
λ_{LM}	p=value	n	Fourier λ_{LM}	p=value	λ_{LM}	p=value	n	Fourier λ_{LM}	p=value
0.124	0.940	2	1.021	0.600	1.256	0.534	1	2.730	0.255

Note: 1) n determines that is optimized by the Akaike information Criterion (AIC) by setting 3 as the maximum value as studied by Nazlioglu, Gupta and Bouri(2020).

Table 9 _ Results of Toda-Yamamoto Causality Tests and Fourier Toda-Yamamoto Causality Tests including the Coporate Bond Rate and Inflation Rate

Toda-Yamamoto test	Apartment Index → KOSPI Index			KOSPI Index → Apartment Index		
	p	F-stat	Asymptotic p-value	F-stat	Asymptotic p-value	
	1	0.300	0.584	10.307**	0.001	
Fourier Toda-Yamamoto test	p	k	F-stat	Bootstrap p-value	F-stat	Bootstrap p-value
	1	5	0.354	0.552	13.855**	0.000

Note: 1) ** indicate significance at 1%.

2) As in the study of Nazlioglu, Gormus and Soytaş(2016), p and k are determined to be optimized by the Akaike information Criterion (AIC) by setting a maximum of 12 and 5, respectively.

Table 10 _ Results from Volatility Spillover Tests including the Coporate Bond Rate and Inflation Rate

Apartment Index → KOSPI Index					KOSPI Index → Apartment Index				
λ_{LM}	p=value	n	Fourier λ_{LM}	p=value	λ_{LM}	p=value	n	Fourier λ_{LM}	p=value
0.086	0.958	2	0.882	0.643	1.242	0.537	1	2.922	0.232

Note: 1) n determines that is optimized by the Akaike information Criterion (AIC) by setting 3 as the maximum value as studied by Nazlioglu, Gupta and Bouri(2020).

있다. 추정결과를 살펴보면, <Table 5>와 <Table 6>의 결과와 유사하게 지수 변화율 측면에서는 KOSPI 지수가 아파트가격지수를 인과하지만, 두 시장 사이의 변동성 전이 효과는 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 거시경제적 상황을 고려한 경우에도 분석결과는 강건하다는 것을 의미한다.

IV. 결론

본 논문의 목적은 Fourier 근사치를 포함한 확장형 Toda-Yamamoto 방법과 변동성 전이 검정을 이용하여 우리나라 KOSPI 지수와 아파트실거래가격지수 사이의 관계를 분석하는 데 있다. 이를 위해 본 논문에서는 표본기간(2006년 1월~2020년 4월) 동안 KOSPI 지수와 전국 아파트 실거래가격지수를 활용하였으며, 각 지수는 Fn-Guide 데이터베이스와 한국감정원에서 조사한 자료를 활용하였다.

본 논문이 가지는 선행연구와의 차이점은 다음과 같다. 첫째, 점진적 구조적 변화를 고려하기 위해 Fourier 근사치를 포함하는 Toda and Yamamoto(1995) 모형을 활용한다는 점과 Hafner and Herwartz(2006)이 제안한 LM 변동성 전이 검정을 활용하여 변동성 전이효과를 검토함으로써 우리나라 주식시장과 주택 시장 간의 정보전달을 고려한다는 점이다. 특히, 가격의 전이효과는 계량학적 특성 때문에 상호작용의 결과가 장기간의 현상으로 해석될 수 있지만, 투자자의 위험에 대한 인식은 빠르게 변할 수 있기 때문에 위험

의 상호작용에 대한 식별은 단기적으로는 더욱 필요하며, 투자자들에게는 위험회피 전략 시 자산 간의 변동성 전이에 대한 지식이 필요하기 때문에 중요하다 (Nazlioglu, Gormus and Soytaş 2016).

본 논문의 주요 연구결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 아파트가격지수는 KOSPI 지수를 인과하지 않지만, KOSPI 지수는 아파트가격지수를 인과하는 것으로 나타났다. 이는 비선형 인과관계 검정에서 KOSPI 지수 변화율이 아파트실거래가격지수 변화율을 Granger 인과하는 것을 보고한 김상배, 정태훈(2016)의 결과와 일치하며, Chiang, Sing and Wang(2018)이 MS-VAR모형을 이용하여 주가가 주택 가격에 미치는 효과가 높다는 주장과도 일치한다. 이러한 결과는 주식시장이 부동산시장을 선행한다는 것을 나타내는 것으로, 부동산정책에 대한 정책을 수립할 경우 주식시장과 부동산시장 사이의 관계를 고려할 필요가 있다는 것을 의미한다.

둘째, 변동성 전이에서의 구조적 변화의 점진적 전이를 반영하여 아파트가격지수와 KOSPI 지수의 변동성 사이에는 인과관계를 검토한 결과, 선행연구와는 달리 두 시장 사이에는 표본기간 동안 변동성 전이 효과가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

본 논문의 한계는 우리나라 전체의 부동산시장 자료를 이용하여 분석하고 있기 때문에 부동산시장에서 나타나는 지역적 특성을 고려하지 못하고 있다는 점이다. 특히, 아파트가격은 지역적 특성을 반영하여 그 변화의 양상이 다양하게 나타날 가능성이 있기 때문

에 향후 지역별로 세분화하여 분석할 필요성이 있을 것으로 판단되며, 이는 추후 연구과제로 남겨둔다.

본 논문의 결과는 정책입안자들로 하여금 주식시장과 주택시장 사이의 가격과 위험에 대한 전이효과에 대한 정보를 제공함으로써 두 시장의 위험을 평가하는 데 도움을 줄 수 있으며, 투자자들에게는 점진적 이동을 모형에 반영함으로써 포트폴리오의 재수정 및 위험 회피 결정에 도움을 줄 수 있을 것으로 기대한다. 또한, 주식시장이 부동산시장을 선행한다는 본 연구의 결과는 부동산시장의 안정화를 위해서는 주식시장의 안정화가 우선될 필요성이 있음을 시사한다.

참고문헌 ●●●●●

1. 금기조, 김병량. 2015. KOSPI지수와 금융변수가 주택매매 가격과 전세가격에 미치는 영향 분석. *부동산학보* 60권: 182-195.
Keum Gijo and Kim Byung-ryang. 2015. The effects of financial market variables and kospi on the housing price and the rental price. *Korea Real Estate Academy Review* 60: 182-195.
2. 김미형. 2008. 주식, 채권, 부동산시장이 변동성 전이에 관한 연구. *경영교육연구* 53권: 328-346.
Kang Junghee. 2008. Volatility spillover effects in Stock, bond, real estate markets. *Korean Business Education Review* 53: 328-346.
3. 김상배, 정태훈. 2016. 주가지수와 아파트가격지수 사이의 선형 및 비선형 인과관계분석. *무역연구* 12권, 5호: 517-534.
Kim Sangbae and Jung Taehun. 2016. Linear and nonlinear causal relationship between kospi index and apartment price index. *The Journal of International Trade & Commerce* 12, no.5: 517-534.
4. 김승욱. 2017. 주택시장의 기대가격상승률과 물가상승률에 관한 연구: 수도권 아파트 시장을 중심으로. *대한부동산학회지* 35권, 3호: 107-123.
Kim Seunwook. 2017. A study on the expectation and inflation rate of housing market: Focused on the seoul metropolitan apartment market. *Korea Real Estate Society Journal* 35, no.3: 107-123.
5. 김정희, 장병기. 2010. 금융시장 환경변화에 따른 거시경제 및 해외변수들의 주가에 대한 영향력 변화. *산업경제연구* 23권, 4호: 2105-2134.
Kim Jung-Hee and Chang Byoung-Ky. 2010. The relationship changes of stock prices and macroeconomic variables with financial market liberalization. *Review of Business & Economics* 23, no.4: 2105-2134.
6. 김재경. 2013. VAR모형을 이용한 추가, 금리, 물가, 주택가격의 관계에 대한 실증연구. *유통과학연구* 11권, 10호: 63-72.
Kim Jae-gyeong. 2013. An empirical analysis on the relationship between stock price, interest rate, price index and housing price using VAR model. *Journal of Distribution Science* 11, no.10: 63-72.
7. 문규현. 2019. 금리변화가 국내주택시장에 미치는 영향에 관한 연구. *금융공학연구* 18권, 1호: 1-20.
Moon Gyu-hyeon. 2019. The effects from interest rates to Korean house markets. *The Korean Journal of Financial Engineering* 18, no.1: 1-20.
8. 이근영, 김남현. 2016. 금리와 주택가격. *경제학연구* 64권, 4호: 45-82.
Lee Keun-yeong and Kim Nam-hyun. 2016. Interest rates and housing prices. *The Korean Journal of Economic Studies* 64, no.4: 45-82.
9. 이진숙, 김한수, 한종연. 2017. 국내주택매매시장의 가격발견에 관한 연구. *지역산업연구* 40권, 4호: 303-322.
Lee Jinsook, Kim Hansoo and Han Jongyeon. 2017. A study on the price discovery among Korean housing prices. *Regional industry review* 40, no.4: 303-322.
10. 임병진, 한성윤. 2009. 주식시장 지수와 부동산시장 지수의 시계열 특성비교와 관계에 관한 실증적 연구. *산업경제연구* 22권, 4호: 2065-2083.
Yim Byung-jin and Han Sungyun. 2009. A study on the relationship between return on real estate and korea composite stock price index. *Journal of Industrial Economics and Business* 22, no.4: 2065-2083.
11. 임재만. 2011. 주택거래량은 주택가격 변동을 설명할 수 있는가. *국토연구* 69권: 3-18.
Lim Jae-man. 2011. Do housing trading volume explain

- housing prices or the converse? *The Korea Spatial Planning Review* 69: 3-18.
12. 최차순. 2012. 주택의 기대인플레이션 헷징에 관한 연구. *대한부동산학회지* 30권, 1호: 255-278.
Choi Cha-soon. 2012. A study on the hedging effect of housing against expected inflation. *Korea Real Estate Society* 30, no.1: 255-278.
 13. 한국감정원 <https://www.r-one.co.kr>
Korea Real Estate Board. <https://www.r-one.co.kr>
 14. 한용석, 이주형, 한용호. 2010. 지역별 주택가격의 변동성에 관한 연구. *대한부동산학회지* 28권, 2호: 9-27.
Han Yongsuk and Lee Joohyung and Han Yongho. 2010. A study on the volatility of housing price. *Korea Real Estate Society* 28, no.2: 9-27.
 15. Becker, R., Enders, W. and Lee, J. 2006. A stationarity test in the presence of an unknown number of smooth breaks. *Journal of Time Series Analysis* 27, no.3: 381-409.
 16. Busetti, F. and Harvey, A. 2001. Testing for the presence of a random walk in series with structural breaks. *Journal of Time Series Analysis* 22, no.2: 127-150.
 17. Chiang, M. C., Sing, T. F. and Wang, L. 2018. *Interactions of housing market and stock market in the US - A Markov Switching Approach*. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3072091>
 18. Dolado, J. J. and Lütkepohl, H. 1996. Making wald tests work for cointegrated VAR systems. *Economic Review* 15, no.4: 369-386.
 19. Eichholtz, P. and Hartzell, D. 1996. Property shares, appraisals and the stock market: An international perspective. *The Journal of Real Estate Finance and Economics* 12, no.2: 163-178.
 20. Enders, W. and Lee, J. 2012a. A unit root test using a fourier series to approximate smooth breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 74, no.4: 574-599.
 21. _____. 2012b. The flexible fourier form and Dickey-Fuller type unit root tests. *Economics Letters* 117, no.1: 196-199.
 22. Enders, W. and Jones, P. 2016. Grain prices, oil prices, and multiple smooth breaks in a VAR. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics* 20, no.4: 399-419.
 23. FnGuide. <https://www.dataguide.co.kr>
 24. Flavin, M. and Yamashita, T. 2002. Owner-occupied housing and the composition of the household portfolio. *American Economic Review* 92, no.1: 345-362.
 25. Glascock, J. L. 1991. Market conditions, risk, and real estate portfolio returns: Some empirical evidence. *The Journal of Real Estate Finance and Economics* 4, no.4: 367-373.
 26. Gormus, N. A., Nazlioglu, S. and Soytas, U. 2018. High-yield bond and energy markets. *Energy Economics* 69: 101-110.
 27. Green, R. K. 2002. Stock prices and house prices in California: New evidence of a wealth effect? *Regional Science and Urban Economics* 32, no.6: 775-783.
 28. Hafner C. M. and Herwartz H. 2006. Volatility impulse responses for multivariate GARCH models: An exchange rate illustration. *Journal of International Money and Finance* 25, no.5: 719-740.
 29. Harvey, D. and Mills, T. 2003. A note on Busetti-Harvey tests for stationarity in series with structural breaks. *Journal of Time Series Analysis* 24, no.2: 159-164.
 30. Ibbotson, R. G. and Siegel, L. B. 1984. Real estate returns: A comparison with other investments. *Real Estate Economics* 12, no.3: 219-242.
 31. Kapetanios, G., Shin, Y. and Snell, A. 2003. Testing for a unit root in nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics* 112, no.2: 279-359.
 32. Kurozumi, E. 2002. Testing for stationarity with a break. *Journal of Econometrics* 108, no.1: 63-99.
 33. Lee, J. and Strazicich, M. 2003. Minimum LM unit root tests with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics* 85, no.4: 1082-1089.
 34. Leybourne, S., Mills, T. and Newbold, P. 1998. Spurious rejections by dickey-fuller test in the presence of a break under the null. *Journal of Econometrics* 87, no.1: 191-203.
 35. Li, J. and Enders, W. 2018. Flexible fourier form for volatility breaks. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics* 22, no.1: 1-19.
 36. Nazlioglu, S., Gormus, N. A. and Soytas, U. 2016. Oil prices and real estate investment trusts (REITs): Gradual-shift causality and volatility transmission analysis. *Energy Economics* 60: 168-175.
 37. _____. 2019. Oil prices and monetary policy in emerging markets: Structural shifts in causal linkages *Emerging Market*

- Finance Trade* 55, no.1: 105-117.
38. Nazlioglu, S. Gupta, R. and Bouri, E. 2020. Movements in international bond markets: The role of oil prices. *International Review Economic & Finance* 68: 47-58.
39. Ng, S. and Vogelsang, T. J. 2002. Analysis of vector autoregressions in the presence of shifts in mean. *Economic Reviews* 21, no.3: 353-381.
40. Perron, P. 1989. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica* 57, no.6: 1361-1401.
41. _____. 1997. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics* 80, no.2: 355-385.
42. Presno, M. and Lopez, A. 2003. Response surface estimates of stationarity tests with a structural break. *Economic Letters* 78, no.3: 395-399.
43. Quan, D. C. and Titman, S. 1997. Commercial real estate prices and stock market returns: An international analysis. *Financial Analysts Journal* 53, no.3: 21-34.
44. _____. 1999. Do real estate prices and stock prices move together? an international analysis. *Real Estate Economics* 27, no.2: 183-207.
45. Rodrigues, P. and Taylor, A. M. 2012. The flexible fourier form and local GLS de-trending unit root tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 74, no.5: 736-759.
46. Sim, S. H. and Chang, B. K. 2006. Stock and real estate markets in korea: Wealth or credit-price effect. *Journal of Economic Research* 11: 99-122.
47. Stărică, C. and Granger, C. 2005. Nonstationarities in stock returns. *The Review of Economics and Statistics* 87, no.3: 503-522.
48. Toda, H. Y. and Yamamoto, T. 1995. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics* 66, no.1-2: 225-250.
49. Tsai, I., Lee, C. and Chiang, M. 2012. The asymmetric wealth effect in the US housing and stock markets: Evidence from the threshold cointegration model. *The Journal of Real Estate Financial Economics* 45, no.4: 1005-1020.
50. Ventosa-Santaulària, D. and Vera-Valdés, J. E. 2008. Granger-causality in the presence of structural breaks. *Economics Bulletin* 3, no.61: 1-14.
51. Worzara, E. and Vandell, K. D. 1993. *International direct real estate investments as alternative portfolio assets for institutional investors: An evaluation*. Anaheim, CA: European Real Estate Society.
52. Zivot, E. and Andrews, D. W. K. 1992. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics* 10, no.3: 251-270.

-
- 논문 접수일: 2020. 9. 15.
 - 심사 시작일: 2020. 10. 7.
 - 심사 완료일: 2020. 12. 2.

요약

주제어: 아파트가격지수, KOSPI 지수, 인과관계, Fourier Toda-Yamamoto, 점진적 이동

본 논문의 목적은 점진적 구조적 변화를 고려하여 KOSPI 지수와 아파트가격지수 사이의 인과관계와 변동성 전이를 검토하는 데 있다. 이를 위해 한국감정원에서 제공하는 전국 아파트실거래가격지수와 Fn-Guide 데이터베이스에서 제공하는 KOSPI 지수를 활용하였으며 표본기간은 2006년 1월부터 2020년 4월까지이다. 본 논문에서는 점진적 구조적 변화를 고려하기 위해 Fourier 근사치를 기존의 Toda and Yamamoto(1995) 모형과 Hafner and Herwartz(2006)의 변동성 전이효과 검정에 추가하여 분석하고자 한다. Fourier 근사치를 포함한 확장형 Toda and Yamamoto(1995) 모형에서는 가격측면에서의 인과관계를 분석하고, 또한 Fourier 근사치를 포함한 Hafner and Herwartz(2006) 모형을 통해 두 시장 사이의 변동성 전이 효과를 살펴봄으로써 시장 간의 정보전달을

고려할 때, 위험의 전이효과를 검토한다. 확장형 Toda-Yamamoto 모형을 추정한 결과, KOSPI 지수는 아파트가격지수를 인과하는 것으로 나타났다. 하지만 두 시장 사이의 변동성 전이 검정에서는 아파트실거래가격지수와 KOSPI 지수 사이의 변동성 전이 효과가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 거시경제적 상황을 반영하기 위해 금리와 물가를 포함하여 추정하였을 때도 변화가 없었다. 이 논문은 우리나라 주식시장과 주택시장의 관계를 분석한 연구 가운데 최초로 점진적 구조적 변화를 인과관계 검정에 반영한 연구로 정책입안자에게는 전이효과에 대한 정보를 제공함으로써 두 시장의 위험을 평가하는 데 도움이 될 것으로 사료된다. 또한, 투자자들에게는 점진적 이동을 모형화함으로써 최적 포트폴리오 수정과 위험 회피 결정에 도움을 줄 수 있을 것이다.