

방향성 정보전이 지수를 이용한 가계부채와 주택가격 사이의 시간가변 파급효과 분석*

An Analysis on the Time-Varying Spillover Effect between Household
Debt and House Price Using Directional Spillover Index

윤 성 민 (Seong-Min Yoon)** · 강 주 화 (Zhuhua Jiang)***

〈 Abstract 〉

This study investigates the dynamic relationship between household debt and the related variables (house price, liquidity, interest rate, and income) both in terms of change rate and volatility. In order to take into account the fact that the relationship between the house price and the household debt is non-linear and time-varying, both VECM and time-varying directional spillover Index were analyzed.

The main results obtained from the empirical analysis are as follows. First, in the long run, the main causes of household debt are rising house prices, rising liquidity, and low interest rates. Second, the changes in household debt were mainly affected by the shocks that occurred to the debt. Third, household debt changes were the most important factors affecting the other four variables. Fourth, the volatility of household debt is mainly affected by the impact on the household debt itself. This implies that the volatility of the household debt can persist. The effect of household debt volatility on house price volatility shock was not significant. Fifth, the relationship between household debt and house price has turned out to be the opposite according to the time flow, which means that it is very difficult to predict the future relationship between household debt and house price.

키워드 : 가계부채, 주택가격, VECM, 방향성 정보전이 지수

Keyword : Household Debt, House Price, VECM, Directional Spillover Index

* 이 논문은 한국은행의 재정지원을 받아 작성된 것임. 이 논문은 2017년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2016S1A3A2924349). 이 논문은 한국외국어대학교 교내학술연구비의 지원에 의하여 이루어진 것임.

** 부산대학교 경제학부 교수, smyoon@pusan.ac.kr, 주저자

*** 한국외국어대학교 중국외교통상학부 조교수, zhuhua@hufs.ac.kr, 교신저자

I. 서론

우리나라에서 주택은 주거 서비스를 제공하는 것을 훨씬 뛰어넘는 매우 특별한 의미를 가지는 재화이다. 개인자산의 가장 큰 부분이 주택과 관련되어 있고 소비와 투자 등 한 나라 경제활동의 주요 부분이 주택과 직접적 혹은 간접적으로 관련되어 있어, 주택가격의 변화는 국민경제 구성원 모두에게 매우 큰 영향을 미친다. 최근 주택가격의 변동성이 커지고 가계부채가 급증하자 이 두 변수간의 동태적 관계가 중요한 연구주제가 되어 있다. 가계부채의 많은 부분이 주택구입자금 혹은 전세자금 등 주택가격과 직접 혹은 간접적으로 관련되어 있고 또 가계부채를 정책수단을 통해 갑자기 줄였을 때 주택시장과 경제전반에 어떤 결과를 초래할지 알기 어렵기 때문이다.

2016년말 기준 한국의 가계부채(가계신용 총액)는 1,344조원으로 2015년에 비해 141조원(11.7%) 증가하여 가구당 7,000만원 수준으로 급증하였다. 명목 GDP 대비 가계부채의 비율은 91%로 덴마크(133%), 영국(93%)에 이어 3번째로 높은 수준이다(OECD 평균은 70.4%). 가계부채 급증이 이미 가계 소비와 저축을 위축시켜 경기회복과 경제성장에 장애요인으로 작용하고 있다는 주장이 있으며, 향후 금리인상이 본격화되면 가계부채로 인한 금융위기가 유발될 수도 있다는 점에서 경제구성원들을 걱정스럽게 하고 있다.

가계부채가 급증하자 그것이 유발할 수 있는 여러 측면의 문제점들이 지적되어 왔고, 가계부채 문제를 완화할 수 있는 정책적 방안에 대한 논의도 활발하게 진행되고 있다. 가계부채는 부동산경기, 금리, 경기변동, 금융시장의 유동성 등 여러 실물 및 금융 요인과 관련되어 있어, 그것만 따로 분리시켜 예측하거나 대책을 제시하는 것은 적절하지 못할 수 있다. 가계부채 문제를 다룰 때는 특히 주택시장과의 관련성을 중요하게 고려하여야 한다. 가계부채의 많은 부분이 주택담보대출과 관련되기 때문이다.

주택가격의 상승과 가계부채의 증가는 상호 밀접히 연결되어 있는데, 이 문제는 2007년 미국 서브프라임 위기에서 비롯된 글로벌 금융위기 이후 경제정책 논쟁의 핵심적 주제가 되어 왔다. 전국 주택가격이 45개월째 상승을 이어가고 있고 또 서울 강남지역 일부 아파트의 분양가가 4,000만원을 넘어서는 등의 시장 상황을 지적하며 주택시장의 과열과 거품을 우려하는 사람들이 있다.¹⁾ 그렇지만 다른 한편에서는 한국의 주택가격 상승률이 다른

1) 전년 동기대비 전국 주택가격의 변화율은 2013년 11월 이후 45개월 동안 지속적으로 (+)의 값을

나라에 비해 낮은 편이고 당분간은 상승 추세가 이어질 것이므로 아직 거품을 말할 때가 아니라는 사람도 있어,²⁾ 부동산시장에는 거품 형성과 붕괴 가능성과 관련된 논쟁이 진행되고 있다.

가계부채와 주택가격 사이의 관계는 세계 많은 나라에서도 큰 관심의 대상이어서 많은 연구가 진행되어 왔지만, 어떤 합의된 결론에 이르지 못하고 있다. 그 이유는 나라마다의 경제구조가 다를 수 있고 또 분석모형의 차이에 따른 영향도 있겠지만, 분석기간의 차이도 중요한 요인이다. 이는 가계부채와 주택가격 사이의 동태적 관계가 시간 흐름에 따라 달라질 수 있기 때문이다. 이러한 점을 고려할 때 가계부채와 주택가격 사이의 관계가 비선형적이고 시간가변적(time-varying)일 수 있다는 점을 분석에서 중요하게 고려할 필요가 있다고 본다.

가계부채와 주택가격 사이의 동적 관계를 연구할 때는 그것의 크기(수준)와 증가속도(변화율)도 중요하지만, 그것의 변동성(volatility)에도 주목할 필요가 있다. 가계부채의 변화가 통제 가능한 범위를 급격히 넘어 변동할 가능성이 있는지를 알기 위해서는 가계부채 변동성의 움직임을 이해할 필요가 있다. 가계부채 변동성에 군집현상(clustering) 속성이 존재한다면 가계부채 변동은 통제하기가 매우 힘들 것이다. 더 나아가 가계부채 변동성이 다른 경제변수 변동성과 어떤 관련성이 있다면, 다른 경제변수(예를 들면, 주택가격이나 금리)의 변동성 증가로 인해 가계부채의 변동성이 증가하는 문제가 유발될 수도 있다. 따라서 가계부채와 관련되는 경제변수들의 변동성 사이의 상호관계도 연구할 필요가 있다.

본 연구의 목적은 가계부채와 주택가격 관련 변수들(주택매매가격, 유동성, 금리, 소득)의 월별 자료를 이용하여 이 변수들 사이의 동태적 관계를 변화율과 변동성 측면 모두에서 분석하고, 그 결과로부터 정책적 시사점을 얻는 것이다. 본 연구에서는 대부분의 선행연구들과는 달리 주택가격과 가계부채 사이의 관계가 비선형적이고 시간가변적인 관계라는 점

나타내고 있다(2017년 7월 현재 기준). 서울 경우는 2014년 7월 이후 37개월 동안, 5대 광역시(인천 제외) 경우는 2009년 9월 이후 무려 95개월 동안 지속적으로 상승 추세가 이어지고 있다.

2) 주택가격이 2008년 말에 비해 2016년 말에 얼마나 올랐는가를 보면(OECD, nominal house cost 기준)이 한국은 14.3% 상승하여 OECD 국가 평균(19.9%)보다 낮은 수준이다. 이 기간 미국은 21.6%, 독일은 33.1%, 영국은 31.4%, 프랑스는 1.5%, 일본은 5.6% 상승하였다. 브라질(171.4%), 인도(106.0%), 이스라엘(98.2%), 노르웨이(68.1%), 호주(61.8%), 캐나다(53.2%), 남아프리카공화국(53.1%), 인도네시아(49.7%), 멕시코(48.1%) 등과 같이 주택가격이 많이 상승한 국가들도 있으나 한국의 주택가격이 거품이라고 평가할 정도는 아니라고 생각할 수도 있다.

을 중요하게 고려하려고 한다. 이를 위하여 시간가변 방향성 정보전이 지수를 추정하여 두 변수 사이의 상호 파급효과를 분석하려고 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 II절에서는 본 연구와 관련된 주요 연구들을 분석하고 본 연구의 차별성을 설명한다. III절에서는 본 연구에서 사용하는 표본자료와 실증분석방법을 설명한다. IV절에서는 실증분석 결과를 요약하고 그것의 의미를 해석한다. V절에서는 본 연구에서 얻은 주요 결과를 요약하고 그것의 정책적 시사점을 설명한다.

II. 선행연구 분석

가계부채 문제와 관련해서는 차입자의 개인적 특성의 영향을 분석하는 미시적인 관점(예를 들면, Keese(2009), La Cava and Simon(2005), 김우영·김현정(2010), 김주영·장희순(2016), 김경아(2011)), 혹은 가계대출 관련 제도적인 관점(예를 들면, Brown et al.(2013), Coletta et al.(2014), 신동진·이영환(2013), 임대봉(2013)) 등 여러 가지 측면에서 연구될 수도 있다. 그렇지만 본 연구에서는 가계부채와 거시경제요인들의 크기(수준), 변화율, 변동성 사이의 단기적인 상호영향 및 장기적인 균형관계를 분석하고자 한다.

여러 경제변수들 사이의 동적 관계를 분석하는 연구에는 거시계량모형이 이용되기도 하지만, 변수의 수가 많고 인과관계가 명확하지 않을 경우에는 모형설정의 오류 가능성이 있어 VAR(vector autoregressive) 모형이나 VEC(vector error correction) 모형이 많이 이용되고 있다. 가계부채와 관련된 국내외 선행연구들이 이 모형들을 많이 이용하는 이유도 그 때문이라고 생각된다. VAR 모형을 이용한 연구도 일부 있지만(예를 들어, 김정렬(2015)), 대부분의 연구는 VECM을 이용하여 가계부채와 거시경제변수들 사이의 장기관계와 단기관계를 동태적으로 분석하는 방법으로 연구를 진행하였다. 그 중 일부를 소개하면 다음과 같다.

Oikarinen(2009)은 VECM을 이용하여 핀란드의 가계부채와 주택가격 사이의 관계를 분석하여 두 변수 사이에 양방향의 관계가 강하게 존재하였다는 것을 발견하였다. Meng et al.(2013)은 VECM을 이용하여 호주의 가계부채의 결정요인을 분석하였다. 이들은 주택가격, 국민소득, 경제활동인구의 규모가 가계부채에 장기적으로 양(+)의 영향을 미치며 이자율, 실업률, 물가상승률은 음(-)의 영향을 미치고 있다는 것을 발견하였다. Meniago

et al.(2013)은 VECM을 이용하여 남아프리카공화국 가계부채와 경제변수들간의 인과관계를 분석하였다. 이들은 물가, 국민소득, 가계소비 등이 가계부채를 장기적으로 증가시켰다고 보고하였다. Rahman and Masih(2014)는 VECM을 이용하여 말레이시아 통계를 분석하여 가계부채와 주택가격, 국민소득, 이자율 사이의 장단기 관계를 분석하였다. Zimunya and Raboloko(2015)는 VECM을 이용하여 보츠와나(Botswana)의 가계부채 급증의 원인을 분석하였다. 이들은 1인당 국민소득 규모, 이자율, 통화공급량이 장기적으로 가계부채에 영향을 미치고 있다 보고하였다.

국내의 연구들을 보면, 정영숙(2006)은 VECM 모형을 이용하여 한국의 가계부채와 주택가격, 주가, 국민소득, 금리 등 거시경제변수 사이의 관계를 분석하였다. 김석진·유일진(2013)은 VECM을 이용해 거시경제변수들과 가계부채 사이의 관계를 분석하였다. 주택매매가격, 콜금리, 실업률, 소비자물가, 주가지수는 가계부채와 양(+)의 장기균형 관계에 있으며, 대출금리는 가계부채에 음(-)의 영향을 미치는 것을 발견하였다.

박연우·방두완(2012)은 VECM을 이용하여 실증분석을 수행한 결과 은행대출과 주택가격간에는 양(+)의 상관관계가 있다는 것을 발견하였다. 이러한 분석결과를, 주택가격의 급등(급락)은 은행대출의 급증(급감)을 유발해 금융시스템의 불안정성을 높게 할 수 있고, 또 은행대출 증가는 주택가격을 상승시키는 원인이므로 총부채상환비율(DTI)과 같은 정책수단을 통한 은행대출의 억제가 주택가격 안정화를 위한 효과적인 정책수단이 될 수 있다고 해석하였다.

전수민·이기성(2013)은 월별자료를 이용하여 VECM을 추정하여 주택가격과 가계대출간의 동태적 상관관계를 연구하였는데, 그 분석결과 주택담보대출과 아파트가격 사이에는 양(+)의 상관관계가 있다는 것을 확인하였다. 그리고 단기적으로는 주택대출이 아파트가격에 유의미한 영향을 미치지 않지만, 아파트가격 변동은 주택대출에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것을 발견하였다. 임대봉(2013)은 월별자료를 이용하여 VECM을 추정하여, 가계부채와 주택가격 사이에는 양(+)의 관계가 있으며 주택에 대한 대출규제를 완화하면 주택가격이 상승하고 가계부채가 증가할 수 있다는 것을 발견하였다. 정규일(2006)은 주택가격, 유동성, 주식가격 사이의 관계로 구성된 VECM을 추정하여 주택가격과 유동성간에는 장기와 단기 모두에서 양(+)의 피드백 효과가 있는 것을 발견하였다. 한상섭(2011)은 가계대출, 주택가격, 금리, 실질소득 통계를 VECM으로 분석한 결과, 장기적으로 가계대출

은 주택가격과 정(+)의 상관관계를 가지며 피드백 과정을 거치면서 상호 증폭되는 상승 경로가 존재하는 것을 발견하였다.

이상의 선행연구들은 분석대상 국가가 다르고 분석에 포함시킨 거시경제변수들이 다소 차이나지만, 모두 VECM을 이용하여 장기 및 단기적 영향을 분석하고 있다는 공통점이 있다. 본 연구는 다음과 같은 두 가지 측면에서 선행연구와 차별화된다.

첫째, 선행연구들은 가계부채와 주택가격 등 거시경제변수 사이의 장기적 관계가 일정하다고 가정하지만, 실제로는 그 관계가 비선형적이고 시간가변적일 가능성이 높다. 본 연구에서는 이러한 측면을 명시적으로 고려하기 위해 Diebold and Yilmaz(2012, 2014)가 제안한 방향성 정보전이 지수(directional spillover index)를 측정하고 분석할 것이다. 방향성 정보전이 지수는 가계부채와 주택가격 등 거시경제변수 변동성 사이의 관계가 시간가변적이고 동적변화를 보인다는 것을 시각적으로도 분석할 수 있게 해 준다. 둘째, 가계부채와 주택가격 등 거시경제변수 사이의 관계를 분석한 선행연구들은 모두 변수들의 수준변수 혹은 변화율 사이의 관계만 분석하였다. 본 연구에서는 선행연구들에서 분석하지 않은 가계부채와 거시경제변수 변동성(volatility) 사이의 관계를 명시적으로 분석하려고 한다.

III. 표본과 분석방법

1. 표본자료

본 연구의 주요 실증분석 대상은 주택가격과 가계부채 시계열인데, 주택가격의 대리변수로는 전국 주택매매가격종합지수의 2002년 12월부터 2017년 3월까지의 월별 시계열자료를 이용하기로 한다. 그리고 본 연구의 연구대상인 가계부채에 대한 대리변수로는 한국은행 통화금융통계 중 가계신용을 이용하기로 한다. 가계신용 자료는 가계대출과 판매신용의 합으로 구성되는데, 본 연구에서는 2002년 4/4 분기부터 2017년 1/4 분기까지의 통계(표본의 수는 58개)를 사용하기로 한다.

가계부채와 주택가격 사이의 동태적 관계에 영향을 미칠 수 있는 주요 통제변수의 하나로 유동성을 실증분석 과정에 포함시켰다. 유동성이 풍부한 시기에는 저축액이 부족하더라도 주택담보대출을 받아 주택구입을 시도할 수 있다. 주택은 고가품이므로 소득이나 저축

액만으로는 주택구입대금을 지불하기 힘든 경우가 많으므로, 주택담보대출이 용이한 금융 완화 시기에는 주택수요와 주택매매가격이 함께 상승할 가능성이 높다.³⁾ 그리고 주택대출이 이루어지면 가계부채도 당연히 증가할 것이다.

금리도 주택수요와 주택공급 두 측면 모두를 변화시켜 가계부채와 주택매매가격에 영향을 미치는 중요 변수이다.⁴⁾ 주택수요 측면을 보면, 금리 상승은 주택의 임대료 가치와 자산 가치를 하락시켜 주택보유에서 기대되는 수익률을 낮추므로 주택수요를 줄이고 주택매매 가격을 하락시킬 수 있다. 주택공급 측면을 보면, 금리가 상승하면 주택 생산비용도 상승하여 주택공급을 줄이고 공급가격을 상승시키는 요인 될 수 있다. 이와 같이 금리 변화가 주택매매가격에 미치는 이중적인 영향이 함께 작용하여 최종적으로 주택매매가격을 변화시킬 것이다. 선행연구들을 살펴보면 여러 종류의 금리 변수를 대리변수로 사용하고 있지만, 본 연구의 실증분석에서는 예금은행의 평균 주택담보대출금리를 대리변수로 이용하기로 한다.

주택은 매우 비싼 내구소비재이므로 가계소득도 주택수요 그리고 주택가격에 영향을 미치는 중요한 변수의 하나로 고려할 수 있다.⁵⁾ 한편 DTI(Debt To Income ratio, 총부채 상환비율) 제도에서 볼 수 있듯이 주택대출금액의 한도가 차입자의 소득 수준과 연계되는

- 3) Ortalo-Magné and Rady(2006)는 주택가격 결정과정에 금융제약을 고려할 수 있는 모형을 제안하고, 특히 젊은 가구주의 주택구입자금 조달능력이 주택매매가격에 큰 영향을 미친다고 설명하였다. 이들이 주택대출을 받아 금융제약을 완화할 수 있으면 주택매매가격이 상승할 것이다. Panagiotidis and Printzis(2015)는 장기적 측면에서 보면 모기지 대출의 크기가 주택매매가격의 변화를 설명하는 가장 중요한 변수라는 것을 발견하였다.
- 4) 이자율이 주택매매가격에 미치는 영향에 대해서는 많은 실증연구 결과가 보고되었다. Sutton(2002)은 실질이자율의 상승과 하락이 주택매매가격 변동을 설명할 수 있는 요인이라는 것을 보여주었다. Giuliadori(2005)도 유럽 9개국의 주택시장을 분석하여 이자율이 주택매매가격에 음(-)의 영향을 유의하게 미친다는 것을 확인하였다. Tsatsaronis and Zhu(2004)는 실질이자율보다 명목이자율이 주택매매가격 변화를 더 잘 설명한다고 보고하였다. Englund and Ioannides(1997), Baffoe-Bonnie(1998) 등은 모기지 이자율이 주택가격 변화에 영향을 미치는 중요한 결정요인이라는 실증 분석 결과를 보고하였다. McGibany and Nourzad(2004)는 모기지 이자율이 주택매매가격 변화에 미치는 음(-)의 영향은 단기에서는 나타나지 않고 장기에서만 나타난다는 것을 발견하였다.
- 5) 여러 실증연구들에서 주택시장과 소득 사이에 상호관련성이 있다는 분석결과를 보고하였다. 예를 들면, Case(2000), Sutton(2002), Tsatsaronis and Zhu(2004), Terrones and Otrok(2004), Égert and Mihaljek(2007) 등은 회귀모형을 추정하여 가처분소득 증가가 통계적으로 유의하게 주택매매가격을 상승시킨다는 것을 발견하였다.

경우가 많으므로, 가계소득 증가는 가계부채 규모를 증가시킬 수 있다. 그렇지만 가계소득이 증가하면 가계부채를 상환하는 속도를 높일 수도 있어, 소득 변화가 가계부채에 미치는 최종적인 영향은 두 요인의 상대적인 크기에 따라 달라질 수 있을 것 같다.

분석대상 변수들 중 가계부채, 주택매매가격, 유동성, 소득 변수는 명목변수이므로 인플레이션이 미치는 영향을 제거시키기 위하여 소비자물가지수를 이용하여 실질변수로 변환하였다. 금리의 경우는 명목금리를 이용하였다.⁶⁾ 가계부채와 국민소득 변수는 월별자료가 집계되지 않고 분기자료가 이용 가능하다. 이 때문에 이 두 분기별 자료는 가계부채의 변동성을 분석하기에는 표본 관측치의 수가 다소 부족하고, 월별 시간주기의 단기적 관계를 분석하지 못하는 문제가 있다. 이러한 부분을 고려하여 본 연구에서는 선형보간법을 이용하여 이 두 변수의 분기별 통계를 월별자료로 빈도주기를 변환하였다. 이러한 과정을 거친 후, 본 연구에서는 월별 빈도주기 수준에서 실증분석을 수행하였다.⁷⁾ 월별자료를 추정에 이용하면 분기별 자료에 비해 표본의 수가 많아져 자유도 부족으로 인한 문제가 완화되지

〈표 1〉 실증분석에 사용된 변수들에 대한 요약

변수명	변수에 대한 정의와 설명	통계의 출처
가계부채	가계신용, 즉 가계대출과 판매신용의 합계 (월별자료로 환산, 10억원)	한국은행, 경제통계시스템
주택매매가격	전국 주택매매가격종합지수 (2015년 12월 = 100 기준)	한국감정원
유동성	총유동성(L, 광의 유동성) (말잔 기준, 10억원)	한국은행, 경제통계시스템
금리	예금은행들의 주택담보대출금리 평균 (신규취급액 기준) (연율, %)	한국은행, 경제통계시스템
소득	국내총생산(GDP) (월별자료로 환산, 10억원)	통계청, KOSIS

- 6) 본 연구에서는 소비자물가지수 변화율을 고려한 실질금리보다 명목금리의 변동이 가계부채 변동과 더 유의하게 관련되는 것으로 나타났다. 이 점을 고려하여 이 논문에서는 명목금리와 그것의 1차 차분변수를 이용한 실증분석 결과만 보고하기로 한다. Ellis(2005), Gimeno and Martínez-Carrascal (2010), Iacoviello(2005), Martínez-Carrascal and del Río(2004) 등도 이론적 논의와 실증연구를 통해 LTV, 담보제약 등으로 시장에 신용제약(credit restriction)이 존재하는 경우에는 금융기관의 신용 제공이 실질금리보다는 명목금리에 의해 결정될 가능성이 높다고 설명하였다.
- 7) 가계부채와 소득 변수는 분기별 데이터만 발표되므로, 표본의 수가 충분하지 못하다. 분기별 자료 사용으로 인한 자유도부족 문제를 극복하기 위하여, 본 연구에서는 해당 분기동안 이 변수들이 균등하게 증가 혹은 감소하였다고 가정하는 선형보간법을 이용하여 월별자료로 추출하기로 한다.

만, 월별자료 시계열에는 소음(noise)이 포함되어 있을 가능성이 높다. 이 문제를 완화시키기 위하여, 본 연구에서는 월별 변화율 자료를 X-11 방법으로 계절조정 후 사용하였다. 실증분석에 사용된 변수들에 대한 설명과 자료 출처는 <표 1>에 요약하였다. 이 변수들의 기초통계는 <표 2>에 정리하였다.

<표 2> 실증분석에 사용된 변수의 기초통계값 요약

	평균	표준편차	왜도	첨도	J-B
가계부채	13.7097	0.2494	0.0559	1.9429	8.10**
주택매매가격	4.5580	0.0319	-0.6858	2.6945	14.15***
유동성	10.2155	0.2521	0.0045	1.8119	10.12***
금리	4.9678	1.2578	-0.2145	2.0046	8.42**
소득	7.0489	0.0432	0.1123	2.3328	3.55

- 주: 1) 금리를 제외한 다른 변수 경우는 X-11 이용하여 계절조정 후 다음, 소비자물가지수로 나누어 변환시킨 실질변수의 로그 값에 대한 기초통계값들임.
 2) J-B는 해당 자료가 정규분포를 따른다는 귀무가설을 검정하기 위한 Jarque-Bera 통계량임.
 3) **(***)의 표시는 귀무가설이 유의수준 5%(1%)에서 기각된다는 것을 나타냄.

2. 공적분 검정

가계부채 통계와 주택가격 관련 경제변수들의 통계는 대부분 불안정한 시계열일 가능성이 높지만, 이 시계열들 사이에 공적분 관계가 있을 수 있다. 위의 <표 3>에 요약하였지만, 단위근 검정을 수행해 본 결과 (로그)수준변수들은 불안정한 시계열이지만 (로그)수준변수들 사이에 공적분 관계가 존재하는지를 점검해 볼 필요가 있다. 만약 공적분 관계가 존재한다면 오차수정모형(error correction model: ECM)을 이용하여 가계부채와 주택매매가격간의 동적 관계를 분석하기로 한다. 이 모형을 이용하면 주택매매가격 관련 변수들이 가계부채에 미치는 장기적 영향과 단기적 영향을 동시에 분석할 수 있다.

만약 불안정한 $I(1)$ 변수들인 y_t 와 $x_{k,t}$ 들 사이에 장기균형 관계가 존재한다면, 그 관계는 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{k,t} + u_t, \quad (1)$$

여기서 y_t 는 실질가계부채 변수의 로그값이고, $x_{k,t}$ 는 <표 1>에 요약한 주택시장 관련 설명 변수들의 로그값(금리는 명목금리의 수준변수)을 나타낸다. 이 변수들 사이에 공적분 관계가 있으면 허구적 회귀(spurious regression)의 문제가 나타나지 않을 것이다. 따라서 종속변수와 설명변수가 모두 불안정한 시계열인 경우에도 공적분 관계가 존재하면 수준변수들로 회귀식을 구성하여 추정해도 되므로, 그 변수들을 1차 차분하여 안정화시키는 과정에서 유발되는 정보의 손실을 피할 수 있다.

공적분 검정은 다변량 실증분석에서 많이 이용되는 Johansen(1991)의 검정방법을 이용하려고 한다. 이 방법은 트레이스(trace) 통계량과 최대 고유근(max eigen-value) 통계치를 추정하고, 그 결과를 임계치와 비교하는 검정이다.

3. 벡터오차수정모형

분석대상 경제변수들의 장기 및 단기에서의 동태적 관계를 함께 분석하는 연구에는 벡터 오차수정모형(VECM)이 유용하다. 개별 경제변수들이 비록 불안정한 시계열이더라도, 그 경제변수들간에 안정적인 균형관계를 형성하는 어떤 선형결합(즉, 장기균형 관계)이 존재한다면 VECM을 이용하여 경제변수들 사이의 동태적인 관계를 분석할 수 있다. VECM을 추정하면 VAR 모형 추정을 통하여 분석할 수 있는 변수들간의 단기적 관계뿐만 아니라 장기적 관계도 분석할 수 있으며, 또 일시적 불균형이 발생했을 경우 장기균형으로 회복되어가는 조정과정도 함께 분석할 수 있다.

본 연구에서는 아래와 같은 이변량 VECM을 추정할 것이다.

$$\Delta y_{1,t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{2,t-i} + \delta \hat{u}_{1,t-1} + \varepsilon_{1,t}, \quad (2)$$

$$\Delta y_{2,t} = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \Delta y_{2,t-i} + \sum_{i=1}^p b_i \Delta y_{1,t-i} + d \hat{u}_{2,t-1} + \varepsilon_{2,t}. \quad (3)$$

위 모형에서 $\Delta y_{1,t}$ 는 가계부채의 변화율이고, $\Delta y_{2,t}$ 는 주택매매가격 관련 설명변수의 변화율이다. $\hat{u}_{i,t-1}$ 는 식 (1)의 장기균형식의 추정식 잔차의 전기간 값이다. δ 와 d 는 오차 수정계수로서 가계부채와 주택매매가격 관련 변수가 장기균형상태에서 일시적으로 이탈했을 경우 장기균형을 다시 회복하는 조정(오차수정) 속도를 의미한다. VECM의 안정성을 위해서는 오차수정계수의 절대값은 1보다 작아야 한다. 그리고 $\varepsilon_{i,t}$ 는 무작위 오차이다.

4. 방향성 정보전이 지수

금융시장에 위기가 발생하는 경우, 변동성이 크게 증가하고 또 한 금융시장의 변동성이 다른 금융시장들에 전이되는 현상(즉, 정보전이, spillovers)이 빈번히 관찰되어 왔다.⁸⁾ 따라서 금융시장에서의 정보전이를 측정하고 관찰하는 일은 금융위기에 대한 조기경보시스템(early warning system)으로서의 역할도 할 수 있어, 많은 학자들이 이 분야의 연구성과를 발표해 왔다.

정보전이는 금융시장들 사이에서 혹은 한 금융시장 내에서 변수들 사이에서도 발생하지만, 주요 거시경제변수들 사이에서도 정보전이가 일어날 수 있다.⁹⁾ 정보전이를 측정하기 위하여 여러 가지 방법이 이용될 수 있지만, Diebold and Yilmaz(2012, 2014)의 제안을 따라 본 연구에서는 정보전이를 VAR 모형 추정 이후 수행하는 예측오차 분산분해 개념을 이용하여 정의하기로 한다. 보다 구체적으로, 정보전이는 변수 x_j 에 충격이 발생했을 때 변수 x_i 예측의 오차분산 비율로 정의된다($i \neq j$).

계산식을 도출하기 위하여, N 개의 변수로 구성된 공분산 안정적인(covariance stationary) VAR(p) 모형이다. $x_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i x_{t-i} + \varepsilon_t$, $\varepsilon \sim (0, \Sigma)$ 는 iid 오차 벡터이다.

8) Reinhart and Rogoff(2008)는 과거 경험한 여러 금융위기들을 비교 검토하여, 각 위기 시기에서 일어나는 일들이 매우 유사하고 규칙성이 있다는 것을 보여 주었다.

9) 예를 들면, 경제성장(Samake and Yang, 2014), 노동시장 생산성(Heggedal et al., 2017), 기술(Kokko, 1994; Liang, 2017), 경제정책의 불확실성(Balli et al., 2017; Liow et al., 2018), 인플레이션(Kabukcuoğlu and Martínez-García, 2018), 주택가격(Montagnoli and Nagayasu, 2015; Tsai, 2018) 등에서도 정보전이가 나타날 수 있다.

이 식을 이동평균 형식으로 표시하면 다음과 같다. $x_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i}$. 여기서 $N \times N$ 계수 행렬 A_i 는 $A_i = \Phi_1 A_{i-1} + \Phi_2 A_{i-2} + \dots + \Phi_p A_{i-p}$ 을 따르며, A_0 는 $N \times N$ 항등행렬이고, $i < 0$ 인 경우는 $A_i = 0$ 이다.

분산분해 결과는 VAR 모형 구성에서의 변수의 순서에 의존하지만, Diebold and Yilmaz(2012, 2014)은 일반화 VAR(generalized VAR) 모형(Koop et al., 1996; Pesaran and Shin, 1998)을 이용하여 이 문제를 회피하고 있다. 이 모형을 이용하면, H 기간 후 예측오차 분산분해는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\theta_{ij}(H) = \frac{\sigma_{jj}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (e_i' A_h \Sigma e_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (e_i' A_h \Sigma A_h' e_i)} \quad , \quad (4)$$

위 식에서 Σ 는 오차항 벡터 ε 의 분산행렬이고, σ_{jj} 는 j 번째 식의 오차항의 표준편차이다. e_i 는 선택 벡터(selection vector)인데, i 번째 요소는 1이고 다른 요소는 0으로 구성된다. 분산분해표의 행의 합이 1이 되도록 다음과 같이 정규화를 시키는 것이 편리하다.

$$\tilde{\theta}_{ij}(H) = \frac{\theta_{ij}(H)}{\sum_{j=1}^N \theta_{ij}(H)} \quad . \quad (5)$$

위의 관계들을 이용하면, 총정보전이 지수(total volatility spillover index: TS)는 아래와 같이 나타낼 수 있다.¹⁰⁾ 이 지수는 측정대상 시장에 충격이 주어졌을 때 시장(혹은 변수들) 전반의 정보전이(즉, 충격의 확산) 정도를 나타낸다.

10) 수식 전개와 관련된 보다 자세한 설명은 Diebold and Yilmaz(2012, 2014)를 참고하기 바란다.

$$TS(H) = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{\theta}_{ij}(H)}{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}(H)} \times 100 = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{\theta}_{ij}(H)}{N} \times 100. \quad (6)$$

그리고 한 시장(혹은 변수)의 충격이 다른 시장(혹은 변수)에 미치는 영향을 측정할 수 있는 방향성 정보전이 지수(directional spillover index: DS)를 생각해 볼 수 있다. 다른 모든 시장들(j)로부터의 충격에 대한 특정 시장(i)의 반응을 측정하기 위한 방향성 정보전이 지수는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$DS_{i \leftarrow \cdot}(H) = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \tilde{\theta}_{ij}(H)}{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}(H)} \times 100 = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \tilde{\theta}_{ij}(H)}{N} \times 100. \quad (7)$$

그리고 특정 시장(i)에서 발생한 충격이 다른 모든 시장들(j)에게 전달된 정도를 측정하기 위한 방향성 정보전이 지수는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$DS_{\cdot \leftarrow i}(H) = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \tilde{\theta}_{ji}(H)}{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ji}(H)} \times 100 = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \tilde{\theta}_{ji}(H)}{N} \times 100. \quad (8)$$

이 두 가지 방향성 정보전이 지수는 총정보전이 지수를 특정 시장(혹은 변수)으로부터의 혹은 특정 시장(혹은 변수)에로의 정보전리로 분해한 것이라고 볼 수 있다. 또 이들을 이용하여 아래와 같이 순정보전이 지수(net spillover index: NS)를 정의할 수 있는데, 이는 특정 i 시장(혹은 변수)으로부터 다른 모든 j 시장들(변수들)에게 전달된 순정보전이의 정도를 측정하기 위한 것이다.

$$NS_i(H) = DS_{i \leftarrow \cdot}(H) - DS_{\cdot \leftarrow i}(H). \quad (9)$$

그리고 특정 i 시장(혹은 변수)으로부터 특정 j 시장(변수)에게 전달된 순정보전이의 정도를 측정하기 위한 순쌍정보전이 지수(net pairwise spillover index: NPS)도 아래와 같이 정의될 수 있다.

$$NPS_{ij}(H) = \left(\frac{\tilde{\theta}_{ji}(H) - \tilde{\theta}_{ij}(H)}{N} \right) \times 100. \quad (10)$$

IV. 실증분석 결과

1. 단위근 검정의 결과

분석모형 선택에 앞서 허구적 회귀의 문제가 나타날 가능성이 있는지를 점검하기 위하여 분석대상 변수 시계열의 안정성(stationarity)을 검정해 볼 필요가 있다. 시계열 변수의 안정성을 검정하는데는 여러 가지 단위근 검정이 이용되고 있다. 그 중에서 본 연구에서는 ADF, PP, KPSS 세 가지 검정을 수행하기로 한다. ADF 검정과 PP 검정에서의 귀무가설은 검정대상 시계열이 불안정한 변수라는 것이지만, KPSS 검정에서의 귀무가설은 시계열이 안정적인 변수라는 것이다.

〈표 3〉에는 수준변수들의 로그값 변수들과 그것의 1차 차분변수(변화율)들에 대하여 수

〈표 3〉 단위근 검정 결과

	ADF 검정		PP 검정		KPSS 검정	
	수준	차분	수준	차분	수준	차분
가계부채	-2.379	-9.154***	-2.421	-9.095***	0.646**	0.238
주택매매가격	-2.142	-6.329***	-1.809	-6.232***	0.780***	0.054
유동성	-2.690	-14.045***	-2.752	-14.034***	0.144*	0.064
금리	-2.189	-8.388***	-1.941	-6.673***	0.268***	0.102
소득	-1.491	-5.430***	-0.494	-7.672***	1.406***	0.055

주: 1) “수준”은 수준변수의 로그값 변수(금리의 경우 명목금리 그 자체)이고, “차분”은 로그수준변수의 1차 차분(즉, 변화율) 변수를 의미함.

2) (**, ***) 표시는 10%(5%, 1%) 유의수준에서 귀무가설이 기각된다는 것을 나타냄.

행한 세 가지 단위근 검정의 결과들이 요약되어 있다. 이 표에 요약된 검정결과를 보면 (로그)수준변수들은 대체로 불안정한 시계열이지만, 변화율 변수들은 모두 유의하게 안정적인 시계열이라는 것을 확인할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 분석대상 변수들의 안정성 검정 결과를 고려하여 실증분석 모형을 선택할 것이다.

2. 공적분 검정의 결과

위의 단위근 검정 결과에서 알 수 있듯이, 본 연구의 대상인 수준변수들은 모두 불안정한 변수들이다. 그렇지만 공적분 관계가 있어 변수들 사이의 장기균형 관계를 분석하는 연구도 가능하므로, 이를 점검하기 위하여 공적분 검정을 먼저 수행해 볼 필요가 있다. 본 연구에서는 Johansen 공적분 검정을 실시하기로 한다.

〈표 4〉에는 2개 변수 조합과 5개 변수 조합으로 공적분 검정을 수행한 결과를 요약하였다. 먼저, 가계부채와 다른 한 관련 변수 조합으로 수행한 이변량 공적분 검정의 결과를 보면, 모든 경우에서 이변량 공적분 관계가 유의수준 5%에서 존재하는 것으로 나타났다.

가계부채, 주택매매가격, 유동성, 금리, 소득의 5개 변수 조합의 공적분 관계도 검정해 보았다. 〈표 4〉의 아래 부분에 요약된 검정결과를 보면, 이 경우에도 유의수준 5%에서 공

〈표 4〉 Johansen 공적분 검정결과

	귀무가설	Trace 검정통계량	(<i>p</i> -값)	Max-eigen 검정통계량	(<i>p</i> -값)
가계부채-주택매매가격	$r = 0$	31.935	(0.001)	24.632	(0.002)
	$r \leq 1$	7.302	(0.111)	7.302	(0.111)
가계부채-유동성	$r = 0$	31.590	(0.001)	24.726	(0.002)
	$r \leq 1$	6.864	(0.134)	6.864	(0.134)
가계부채-금리	$r = 0$	32.599	(0.001)	27.667	(0.001)
	$r \leq 1$	4.933	(0.291)	4.933	(0.291)
가계부채-소득	$r = 0$	39.567	(0.000)	32.043	(0.000)
	$r \leq 1$	7.524	(0.101)	7.524	(0.101)
가계부채, 주택매매가격, 유동성, 금리, 소득	$r = 0$	93.778	(0.000)	37.592	(0.017)
	$r \leq 1$	56.181	(0.007)	33.822	(0.007)
	$r \leq 2$	22.359	(0.279)	12.558	(0.494)

주: Johansen 검정에서의 귀무가설은 공적분 벡터가 최대 r 개 존재한다는 것임. 이 검정의 p -값은 () 속에 표시되어 있으며, MacKinnon et al.(1999)의 방법을 이용하여 계산되었음.

적분 관계가 있는 것으로 나타났다. 따라서 VAR 모형보다는 VECM을 이용하여 분석하는 것이 더 적절할 것이다.

3. 벡터오차수정모형 추정 결과

가계부채(*Credit*), 주택매매가격(*HP*), 유동성(*Liquidity*), 금리(*HLrate*), 소득(*Income*)의 5개 변수를 모두 포함시켜 구성한 VECM의 추정 결과를 <표 5>에 요약하였다. AIC 및 SC¹¹⁾ 정보기준을 이용하여 이 모형에서의 적정시차는 1로 선택하였다.

<표 5> Johansen 방식의 다변량 VECM 추정결과

종속변수	<i>Credit</i>	<i>HP</i>	<i>Liquidity</i>	<i>HLrate</i>	<i>Income</i>
공적분 방정식	1.0000	-1.5551 (0.3246)**	-0.7424 (0.0713)***	0.0520 (0.0108)***	0.6106 (0.3869)
차분종속변수	$D(Credit)$	$D(HP)$	$D(Liquidity)$	$D(HLrate)$	$D(Income)$
오차수정계수 (ECT_{t-1})	-0.0245 (0.0147)*	0.0118 (1.3084)	0.0041 (0.0116)	-0.9924 (0.3313)***	-0.0590 (0.0190)***
$D(Credit)_{t-1}$	0.3509 (0.0792)***	0.0352 (0.0483)	0.1131 (0.0625)*	2.9217 (1.7821)	0.1113 -0.08589
$D(HP)_{t-1}$	-0.0230 (0.1080)	0.6952 (0.0659)***	0.0395 (0.0852)	3.6767 (2.4294)	0.1009 (0.1171)
$D(Liquidity)_{t-1}$	-0.0917 (0.1096)	-0.2093 (0.0669)***	-0.0940 (0.0865)	-4.7291 (2.4665)*	-0.2251 (0.1189)*
$D(HLrate)_{t-1}$	0.0039 (0.0030)	-0.0021 (0.0018)	-0.0036 (0.0024)	0.4875 (0.0675)***	-0.0007 (0.0033)
$D(Income)_{t-1}$	-0.0454 (0.0722)	-0.0183 (0.0441)	0.0349 (0.0570)	-0.2194 (1.6250)	-0.2350 (0.0783)***
상수항	0.0037 (0.0007)***	0.0009 (0.0005)**	0.0046 (0.0006)***	-0.0028 (0.0164)	0.0016 (0.0008)**
Log-likelihood	2807.543				
AIC	-32.5593				
SC	-31.8215				

주: 금리를 제외한 변수들은 모두 자연로그를 이용하여 변환한 변수임. () 속의 수치는 표준오차임.

***(**, *)는 추정치가 1%(5%, 10%) 수준에서 유의하다는 것을 표시함.

11) AIC 및 SC 통계량은 다음과 같다. $AIC = T \ln(SSR) + 2n$, $SC = T \ln(SSR) + n \ln(T)$.

〈표 5〉의 제일 위쪽에는 공적분 관계식이 정리되어 있다. 각 VECM 모형에 포함된 공적분 관계식을 식별하기 위하여 Johansen이 제시한 방법에 의거하여 가계부채 변수에 정규화 제약(normalization restriction)을 부과하였다.

〈표 5〉의 공적분 관계식 추정결과는 가계부채, 주택매매가격, 유동성, 금리, 소득간의 장기균형 관계를 나타낸다. 이 추정 결과를 살펴보면, 먼저 주택매매가격이 상승하면 가계부채 규모가 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 추정결과는 장기적으로 볼 때 가계부채 증가의 주요 원인이 주택매매가격 상승 때문이라는 통념을 지지하는 것이라고 볼 수 있다.

그리고 장기적으로는 유동성이 증가하면 가계부채가 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 신용 확장시기에는 금융기관으로부터의 주택담보대출도 증가한다는 것을 의미한다. 한편 금리가 인상되면 가계부채가 감소하는 것으로 나타났다. 이는 금리 인상을 통하여 가계부채를 장기적으로 줄이는 효과를 얻을 수 있다는 것을 의미한다. 소득이 가계부채에 미치는 영향은 장기적으로는 유의하지 않은 것으로 나타났다.

이 표에서의 추정치의 수치를 해석하면, 장기적으로 주택매매가격이 1% 상승하면 가계대출(가계신용)이 1.56% 증가하는 것으로 나타났다. 또 유동성(총유동성)이 1% 증가하면 가계부채가 0.7424% 증가하고, 금리(주택담보대출금리)가 1%p 상승하면 가계부채(가계신용)가 5.20% 감소하는 것으로 나타났다.

다음으로 이 표에서 오차수정계수의 크기를 살펴보기로 하자. 이 표에서 가계부채의 오차수정계수는 -0.0245 이고 10% 유의수준에서는 유의한 값으로 나타났다. 이는 가계부채가 증가하여 장기균형 상태에서 일시적으로 이탈하게 되면 매월 조금씩 가계부채가 감소하여 장기균형 상태가 회복된다는 것을 의미한다.¹²⁾ 금리가 인상되어 장기균형 상태에서 일시적으로 이탈하면, 1개월 정도 이후에 금리가 빠르게 하락하여 장기균형 상태로 회복하는 것으로 나타났다. 그렇지만 주택매매가격과 유동성이 갑자기 변화하여 장기균형 상태에서 이탈한 경우에는 불균형이 해소되는데 상당히 긴 시간이 소요되는 것으로 나타났다.

이 표의 아래 부분에는 5개 변수간의 단기적 영향이 요약되어 있다. 이 표의 추정결과를 보면 5개 변수들 사이의 단기적 영향이 유의하게 확인되는 경우는 많지 않은 것을 알 수 있다. 이 표에서 유동성의 증가가 주택매매가격을 인상시키고, 금리를 인하시키는 단기적

12) 추정치의 크기를 해석해 본다면, 다른 변수들이 일정하다면, 이탈한 크기의 2.45%(4.98%)씩 매월 가계부채가 감소하여 장기균형 상태가 41개월(20개월) 후 회복된다는 것을 의미한다.

효과가 있는 것을 볼 수 있다. 그렇지만 가계부채나 금리의 변화가 주택매매가격에 단기적으로 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 반대로 주택매매가격의 변화도 단기적으로 가계부채의 크기나 금리 수준에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 따라서 주택가격-가계부채-금리와 관련하여 정책의 목표가 무엇이든 단기적으로는 정책효과를 기대하기는 어렵고 장기적으로 효과가 나타나기를 기다릴 필요가 있는 것을 알 수 있다.

4. 방향성 정보전이 지수 측정결과

이 소절에서는 주택관련 경제변수들 사이의 파급효과가 시간흐름에 따라 변화하는 모습을 측정해보기로 한다.

〈표 6〉은 가계부채, 주택매매가격, 유동성, 금리, 소득이 포함된 5개 변수 VAR 모형을 이용하여 각 변수 변화율들 사이의 변화율 정보전이를 요약한 것이다. 이 행렬의 (i, j) 원소는 j 변수 변화율에 발생한 충격이 i 변수 변화율 예측오차 분산에 미치는 영향을 나타낸다. 대각 원소를 제외한 열 원소의 합(“Contributions To others”)은 “To” 방향성 정보전이 지수(DS)의 계산값이고, 행 원소의 합(Contributions “From others”)은 “From” 방향성 정보전이 지수(DS)의 계산값이다. 그리고 “From”지수에서 “To”지수를 뺀 값인 순정보전이 지수(NS)는 표의 가장 아래 부분(“Net spillover”)에 계산되어 있다. 총정보전이 지수(TS)는 표의 우측 하단에 계산되어 있다. 3개월 후 예측 경우보다 6개월 후 예측 경우에 총정보전이 지수(TS)가 다소 증가하는 것으로 나타났다.

가계부채 변화는 그 자신에게 발생한 충격으로부터 주로 영향을 받는다는 것을 알 수 있다. 가계부채 변화가 주택매매가격 변화 및 주택담보대출금리 변화 충격으로부터 받는 영향은 크지 않으며, 특히 유동성 변화 및 소득 변화 충격으로부터 받는 영향은 매우 적은 것으로 나타났다.

5개 변수 변화율 중에서 가계부채 변화가 다른 변수들 변화에 미치는 영향이 비교적 크게 나타났다. 가계부채 변화에 충격이 발생하면 주택담보대출금리 변화와 주택매매가격 변화에 비교적 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 주택매매가격 변화는 소득 변화에 비교적 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 주택매매가격 변화가 건축투자에 영향을 미치고 그로 인해 국민소득이 변화하기 때문이라고 생각된다.

〈표 6〉 변화를 정보전이

(a) 3개월 후 변화를 예측 기준						
	r_Credit	r_HP	r_Liquid	d_HLrate	r_Income	From Others
r_Credit	95.7	2.2	1.1	0.3	0.8	4
r_HP	5.7	87.1	1.2	1.6	4.5	13
r_Liquid	2.3	0.5	91.4	1.1	4.7	9
d_HLrate	9.9	1.7	0.3	86.4	1.8	14
r_Income	1.0	6.4	6.0	0.7	85.8	14
Contribution to Others	19	11	9	4	12	54
Net spillover	15	-2	0	-10	-2	10.70%
(b) 6개월 후 변화를 예측 기준						
	r_Credit	r_HP	r_Liquid	d_HLrate	r_Income	From others
r_Credit	92.6	2.2	1.1	2.2	1.9	7
r_HP	8.1	81.9	1.3	2.5	6.2	18
r_Liquid	3.0	1.0	88.1	2.4	5.5	12
d_HLrate	13.9	2.0	0.7	77.8	5.5	22
r_Income	1.5	6.7	6.3	0.8	84.8	15
Contributions to others	27	12	9	8	19	75
Net spillover	20	-6	-3	-14	4	14.90%

가계부채 변화의 순정보전이 지수(NS)가 양(+)의 큰 값으로 나타나므로, 다른 4개 변수 변화에 영향을 미치는 가장 중요한 요인이라는 것을 알 수 있다. 주택매매가격 변화는 다른 변수 변화에 영향을 미치는 하지만 다른 변수들의 변화로부터 영향을 받는 정도가 더 큰 것으로 나타났다.

〈표 7〉은 가계부채, 주택매매가격, 유동성, 금리, 소득이 포함된 5개 변수 VAR 모형을 이용하여 각 변수 변화율의 변동성 사이의 정보전이를 요약한 것이다. 변수들 사이의 변동성 총정보전이 지수는 3개월 후보다 6개월 후를 예측하는 경우에 더 크게 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 주택담보대출금리 변동성이 다른 변수들의 변동성으로부터 영향을 받는 정도, 그리고 소득 변동성이 다른 변수들의 변동성에 영향을 미치는 정도가 시간이

흐름에 따라 크게 증가하였기 때문에 나타났다.

가계부채 변동성은 그 자신에게 발생한 충격으로부터 주로 영향을 받는다는 것을 알 수 있다. 이는 가계부채 규모의 변동성이 큰 시기와 작은 시기가 각각 한동안 이어질 수 있다는 것을 의미한다.¹³⁾ 가계부채 변동성이 주택매매가격 변동성 충격으로부터 받는 영향은 크지 않은 것으로 나타났다. 그렇지만 가계부채 변동성이 주택매매가격 변동성 충격에 미치는 영향은 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 가계부채 변동성에 충격이 발생하더라도 주택담보대출금리 변동성에 미치는 영향은 약한 것으로 나타났다.

〈표 7〉 변동성 정보전이

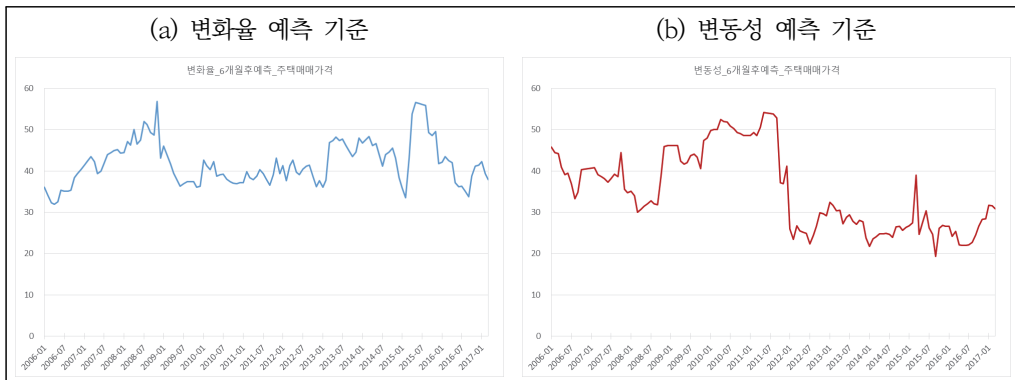
(a) 3개월 후 변동성 예측 기준						
	v_Credit	v_HP	v_Liquid	v_HLrate	v_Income	From Others
v_Credit	89.0	4.6	3.2	2.0	1.2	11
v_HP	9.4	90.1	0.1	0.3	0.1	10
v_Liquid	2.1	0.3	94.6	2.4	0.5	5
v_HLrate	1.1	0.6	0.7	97.0	0.5	3
v_Income	1.3	0.0	0.5	0.0	98.2	2
Contribution to Others	14	6	5	5	2	31
Net spillover	3	-4	0	2	0	6.20%
(b) 6개월 후 변동성 예측 기준						
	v_Credit	v_HP	v_Liquid	v_HLrate	v_Income	From Others
v_Credit	78.1	6.2	2.9	2.5	10.4	22
v_HP	10.5	88.1	0.2	0.4	0.9	12
v_Liquid	2.1	0.6	91.2	2.4	3.7	9
v_HLrate	1.4	0.4	0.5	42.1	55.7	58
v_Income	1.3	0.2	0.5	0.1	97.8	2
Contribution to Others	15	7	4	5	71	103
Net spillover	-7	-5	-5	-53	69	20.60%

13) 이러한 현상을 변동성 군집성(volatility clustering)이라고 하며, 관성효과가 존재한다는 것을 의미한다.

주택매매가격 변동성의 순정보전이가 음(-)의 값으로 나타나므로, 다른 4개 변수 변화에 영향을 받는 요인이라는 것을 알 수 있지만, 다른 변수들로부터 영향을 받는 정도가 크지는 않은 것으로 나타났다.

앞에서는 총정보전이 지수(TS)가 분석기간 중 일정하다고 가정하였지만 이는 다소 현실에서 동떨어진 가정일 수 있다. 그러한 측면에서, 앞의 표에서의 수치들은 모두 정보전이 지수의 평균값을 요약한 것이라고 이해할 수 있다. 이 총정보전이 지수의 시간 흐름에 따른 변화를 파악하기 위하여 본 연구에서는 이동표본기법을 이용하여 시간흐름에 따른 TS를 측정하였는데, 측정시 사용한 이동표본의 크기는 36(개월)이다.

〈그림 1〉은 가계부채, 주택매매가격, 유동성, 금리, 소득이 포함된 5개 변수 VAR 모형을 이용하여 각 변수 변화율들(그림 (a))과 변동성들(그림 (b)) 사이의 총정보전이의 움직임 측정하여 나타난 것이다. 먼저 그림 (a)에 표시된 변화율 사이의 총정보전이는 2006년 중반부터 글로벌 금융위기 시기까지 계속 증가했던 것을 볼 수 있다. 이는 이 시기에 5개 변수 변화율 사이에 동조화가 강화된 것을 의미한다.

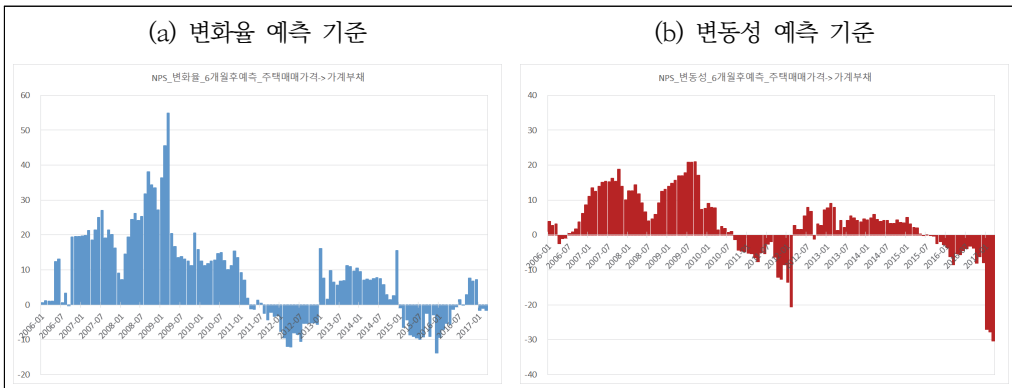


주: 6개월 후 예측 기준.

〈그림 1〉 총정보전이(TS)의 움직임

2009~2012년 기간에는 총변동성지수가 대체로 낮게 안정되어 있는 것을 볼 수 있다. 그렇지만 2013년 중반이후 다시 총변동성지수 수준이 전반적으로 증가하고 매우 불규칙한 모습을 보이고 있는 것을 알 수 있다. 2016년 중반 이후에는 다시 안정적인 모습을 보이고 있는데, 이는 5개 변수 변화율 사이의 동조화 정도가 약화되고 있는 것을 의미한다.

그림 (b)에는 5개 변수 변동성 사이의 총정보전이 지수의 시간 흐름에 따른 움직임을 측정하여 나타낸 것이다. 2009년 초부터 2011년 중반까지 변동성 사이의 총정보전이 지수가 높은 값을 보였는데, 이는 이 시기에 변수들의 불확실성 사이의 동조화 정도가 높음을 의미한다. 그렇지만 2012년 이후에는 5개 변수 변동성 사이의 총정보전이 지수가 대체로 낮은 값을 보이고 있다. 그런데 2016년 중반 이후에 이 지수는 다시 상승하고 있어, 5개 변수들의 불확실성이 함께 증가하고 있는 것을 알 수 있다. 그림 (a)와 (b)를 함께 보면, 2015년 이후에는 가계부채와 주택가격 관련 변수들의 변화율의 동조화는 약해지는 대신 불확실성이 함께 증가하는 모습으로 움직여 왔다는 것을 알 수 있다.



주: 6개월 후 예측 기준. 순쌍정보전이(NPS)는 i 변수로부터 j 변수에게 전달된 순정보전이의 정도를 측정함.

<그림 2> 주택매매가격-가계부채 사이의 순쌍정보전이(NPS)의 움직임

<그림 2>에는 시간의 흐름에 따라 주택매매가격-가계부채 사이의 정보전이의 크기와 방향이 어떻게 움직여 왔는지를 보기 위해 이동표본방법(rolling window method)을 이용하여 순쌍정보전이(NPS)를 측정된 결과를 표시한 것이다.¹⁴⁾ 이 그림에서 순쌍정보전이(NPS)의 계산 값이 양수이면, i 변수로부터 j 변수에게 전달된 순정보전이의 정도를 나타낸다. 그렇지만 그 값이 음수이면, j 변수로부터 i 변수에게 전달된 순정보전이의 정도를 나타낸다.

이 두 그림에서 볼 수 있듯이 주택매매가격-가계부채 사이의 순쌍정보전이(NPS)는 시간

14) 측정시 사용한 이동표본의 크기는 36(개월)이다.

이 흐름에 따라 매우 큰 변화를 보여 온 것을 알 수 있다.¹⁵⁾ 2010년 이전에는 변화율과 변동성 모두에서 주택매매가격-가계부채 순쌍정보전이(NPS)가 양수로 나타나 주택매매가격이 가계부채에 더 큰 영향을 미친 것으로 나타났다. 그렇지만 그 이후에는 2011~2012년에는 음수로 측정되어 가계부채가 주택매매가격에 더 큰 영향을 미친 것으로 나타났다. 그 이후에도 두 변수 NPS는 양수와 음수 측정치가 번갈아 나타나 두 변수 사이의 정보전이 방향은 몇 차례 시기별로 정반대 방향으로 변해왔다는 것을 알 수 있다.

가장 최근(2017년 이후 이동표본)에는 변화율의 NPS는 음수여서 가계부채 변화율이 주택매매가격 변화율에 영향을 미치는 것으로 나타났지만, 그 크기가 작아서 두 변수 사이의 변화율 정보전이가 크지 않은 것을 알 수 있다. 그렇지만 2016년 이후 음수로 전환된 변동성 NPS가 2017년 이후 급격히 큰 음수로 나타난 부분은 주목할 만하다. 즉 최근에는 가계부채의 변동성이 주택매매가격 변동성에 매우 큰 영향을 미치고 있는 것을 알 수 있다.

가계부채와 주택가격 사이의 인과관계가 시간 흐름에 따라 정반대로 바뀔 수 있다는 것은 가계부채와 주택가격 사이의 향후 관계를 예측하는 것이 매우 힘들다는 것을 의미한다. 이러한 사실은 가계부채와 주택가격 문제를 다루는 정책이 올바르게 수립되기가 매우 힘들고 또 정책 시행 이후의 효과에 불확실성이 매우 클 수 있다는 것을 시사한다. 따라서 정책 입안자는 과거의 정책 경험이 미래에는 유효하지 않을 수도 있다는 점에 유의할 필요가 있으며, 매우 세심하게 정책효과를 관찰하며 유연하게 정책을 수행해 나갈 필요가 있다.

15) 이러한 결과는 가계부채와 주택가격(혹은 부동산가격) 사이에서 어느 한 방향의 인과관계가 지속된다고 설명하는 대부분의 선행연구 결과가 타당하지 않다는 것을 의미한다. 예를 들어 홍기석(2013)은 1998~2010년 기간의 한국노동패널 자료를 이용하여 가계부채와 부동산가격 사이의 관계를 분석하여, 주택가격이 상승하여 주택구입에 필요한 차입금의 규모가 비례적으로 증가한 것이 가계부채가 확대된 주요 원인이었다고 설명하였다. 그렇지만, 본 연구의 <그림 10>에서도 볼 수 있듯이 글로벌 금융위기 이후에는 주택매매가격의 변화가 가계부채 변화의 원인이라고 단순하게 말하기는 어려워 보인다. 특히 실질주택매매가격은 글로벌 금융위기 이후 최근까지도 거의 변화가 없는 반면 실질가계부채는 계속 증가 추세가 이어지고 있어, 주택가격이 가계부채 증가를 유발한다는 식의 일방향의 인과관계가 계속 유지되는 것은 아니라는 것을 알 수 있다.

V. 결론

본 연구는 가계부채와 주택가격 관련 변수들(주택매매가격, 유동성, 금리, 소득)의 월별 자료를 이용하여 이 변수들 사이의 동태적 관계를 변화율과 변동성 측면 모두에서 분석하였다. 대부분의 선행연구들과는 달리 본 연구에서는 주택가격과 가계부채 사이의 관계가 비선형적이고 시간가변적인 관계라는 점을 중요하게 고려하려고 하였다. 이를 위하여 VECM과 시간가변 방향성 정보전이 지수를 추정하여 두 변수 사이의 상호 파급효과를 분석하였다.

본 연구의 실증분석을 통해 얻은 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 가계부채와 주택매매가격, 유동성, 금리, 소득 5개 변수들 사이의 공적분 검정 결과, 이 변수들 사이에는 공적분 및 장기균형 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 가계부채와 다른 4개 변수 사이의 2변량 분석에서도 장기균형 관계가 존재하였다. 둘째, 공적분 관계식 추정결과를 보면, 장기적으로 볼 때 주택매매가격의 상승이 가계부채 증가의 주요 원인이라는 통념을 지지하는 것을 확인할 수 있었다. 그리고 유동성이 증가하면 장기적으로 가계부채가 증가하는 것으로 나타났다. 이는 신용 확장시기에는 금융기관으로부터 주택담보대출을 받기가 용이하기 때문이라고 생각된다. 한편 금리가 인상되면 가계부채가 줄어들었다. 이러한 결과는 금리 인상을 통하여 가계부채를 억제하는 효과를 얻을 가능성이 있다는 것을 시사한다. 소득이 가계부채에 미치는 영향은 장기적으로는 유의하지 않았다. 셋째, 가계부채나 금리의 변화가 주택매매가격에 단기적으로 영향을 미치지 않는다는 것을 알 수 있다. 반대로 주택매매가격의 변화도 단기적으로 가계부채의 크기나 금리 수준에 영향을 미치지 않는다는 것을 알 수 있다. 따라서 주택가격-가계부채-금리와 관련하여 정책의 목표가 무엇이든 단기적으로는 정책효과를 기대하기는 어렵고 장기적으로 효과가 나타나기를 기다릴 필요가 있는 것을 알 수 있다. 넷째, 방향성 정보전이 지수(DS)의 계산결과를 보면, 가계부채 변화는 그 자신에게 발생한 충격으로부터 주로 영향을 받는다는 것으로 나타났다. 가계부채 변화가 주택매매가격 변화 및 주택담보대출금리 변화 충격으로부터 받는 영향은 크지 않으며, 특히 유동성 변화 및 소득 변화 충격으로부터 받는 영향은 매우 적었다. 다섯째, 순정보전이 지수(NS) 계산결과를 보면, 가계부채 변화가 다른 4개 변수 변화에 영향을 미치는 가장 중요한 요인이라는 것을 알 수 있다. 주택매매가격 변화는 다른 변수 변화에 영향을 미치지는 않지만 다른 변수들의 변화로부터 영향을 받

는 정도가 더 큰 것으로 나타났다. 여섯째, 변동성 사이의 방향성 정보전이 지수 결과를 보면, 가계부채 변동성은 그 자신에게 발생한 충격으로부터 주로 영향을 받았다. 이는 가계부채 규모의 변동성이 큰 시기와 작은 시기가 각각 한동안 이어질 수 있다는 것을 의미한다. 가계부채 변동성이 주택매매가격 변동성 충격으로부터 받는 영향은 크지 않았다. 그렇지만 가계부채 변동성이 주택매매가격 변동성 충격에 미치는 영향은 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 일곱째, 순쌍정보전이 지수(NPS) 계산결과를 보면, 가계부채와 주택가격 사이의 인과관계가 시간 흐름에 따라 정반대로 바뀌기도 하는 것으로 나타났는데, 이는 가계부채와 주택가격 사이의 향후 관계를 예측하는 것이 매우 힘들다는 것을 의미한다. 이러한 사실은 가계부채와 주택가격 문제를 다루는 정책이 올바르게 수립되기가 매우 힘들고 또 정책 시행 이후의 효과에 불확실성이 매우 클 수 있다는 것을 시사한다. 따라서 정책입안자는 과거의 정책 경험이 미래에는 유효하지 않을 수도 있다는 점에 유의할 필요가 있으며, 매우 세심하게 정책효과를 관찰하며 유연하게 정책을 수행해 나갈 필요가 있다고 본다.

본 연구는 주택시장과 관련한 최근의 관심사를 다루었다. 본 연구는 대부분의 선행연구들과 다르게 시간가변 방향성 정보전이 지수를 추정하여 분석한 데 의의가 있다. 하지만 본 연구는 가계신용자료가 분기별 자료여서 표본수가 상대적으로 작은 문제를 완화하기 위하여 선형보간법을 이용하여 분기별 자료를 월별자료로 변환하여 사용하였다. 이로 인하여 단기적 변동이 정확하게 반영되지 못하는 문제가 나타날 수 있지만, 다른 월별 자료도 계절 조정 후 분석에 사용하였으므로 이 문제가 분석결과에 큰 영향을 주었을 것이라고는 생각되지 않는다.

참고문헌

1. 김경아, “국내가계의 부채증가 추세 및 요인에 관한 연구: 미시자료에 대한 분석을 중심으로,” 『응용경제』, 제13권 제1호, 2011, pp.209-237.
2. 김석진·유일진, “거시경제변수가 국내 가계부채에 미치는 영향,” 한국금융공학회 학술 발표논문집, 2013(2), 2013, pp.269-290.
3. 김우영·김현정, “가계부채의 결정요인 분석,” 『국제경제연구』, 제16권 제1호, 2010, pp.39-78.

4. 김정렬, “가계부채 규모와 연체율 결정요인에 관한 연구,” 『한일경상논집』, 제66권, 2015, pp.25-46.
5. 김주영·장희순, “가계부채의 결정요인과 변화특성 분석,” 『주거환경』, 제14권 제1호, 2016, pp.221-230.
6. 박연우·방두완, “주택가격과 은행대출의 상관관계에 관한 연구,” 『금융연구』, 제26권 제1호, 2012, pp.110-144.
7. 신동진·이영환, “대출규제가 가계대출에 미치는 영향 분석,” 『산업경제연구』, 제26권 제5호, 2013, pp.1995-2016.
8. 임대봉, “주택시장의 대출규제(LTV·DTI)와 주택가격, 그리고 가계부채에 관한 연구,” 『대한국토계획학회지』, 제48권 제3호, 2013, pp.361-381.
9. 전수민·이기성, “주택가격과 가계대출간의 동태적 상관성 분석: 유럽 및 국내 선행연구와의 비교,” 『유라시아연구』, 제10권 제3호, 2013, pp.1-27.
10. 정규일, “자산가격과 유동성 간의 관계분석,” 『한국경제연구』, 제17권, 2006, pp. 257-287.
11. 정영숙, “가계부채 결정요인에 관한 실증분석: 거시경제 요인을 중심으로,” 『산업경제연구』, 제19권 제6호, 2006, pp.2483-2504.
12. 한상섭, “가계대출과 주택가격의 동태적 연관성,” 『KIF working paper』, 한국금융연구원, 2011(16), 2011, pp.1-42.
13. 홍기석, “가계부채와 부동산,” 『한국경제의 분석』, 제19권 제3호, 2013, pp.99-165.
14. Baffoe-Bonnie, J., “The Dynamic Impact of Macroeconomic Aggregates on Housing Prices and Stock of Houses: A National and Regional Analysis,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 17 No. 2, 1998, pp. 179-197.
15. Balli, F., G. S. Uddin, H. Mudassar and S.-M. Yoon, “Cross-Country Determinants of Economic Policy Uncertainty Spillovers,” *Economics Letters*, Vol. 156, 2017, pp.179-183.
16. Brown, M., A. Haughwout, D. Lee and W. van der Klaauw, “The Financial Crisis at the Kitchen Table: Trends in Household Debt and Credit,” Federal Reserve Bank of New York, *Current Issues in Economics and Finance*, Vol. 19 No. 2, 2013, pp.1-9.

17. Case, K. E., "Real Estate and the Macroeconomy," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2000 No. 2, 2000, pp.119-162.
18. Coletta, M., R. De Bonis and S. Piermattei, "The Determinants of Household Debt: A Cross-Country Analysis," Bank of Italy, Temi di discussione (Economic working papers) No. 989, 2014.
19. Diebold, F. X. and K. Yilmaz, "Better to Give Than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers," *International Journal of Forecasting*, Vol. 28 No. 1, 2012, pp.57-66.
20. Diebold, F. X. and K. Yilmaz, "On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms," *Journal of Econometrics*, Vol. 182 No. 1, 2014, pp.119-134.
21. Égert, B. and D. Mihaljek, "Determinants of House Prices in Central and Eastern Europe," *Comparative Economic Studies*, Vol. 49 No. 3, 2007, pp. 367-388.
22. Ellis, L., "Disinflation and the Dynamics of Mortgage Debt," BIS Papers chapters, in: Bank for International Settlements (ed.), *Investigating the Relationship Between the Financial and Real Economy*, Vol. 22, 2005, pp. 5-20.
23. Englund, P. and Y. M. Ioannides, "House Price Dynamics: An International Empirical Perspective," *Journal of Housing Economics*, Vol. 6 No. 2, 1997, pp.119-136.
24. Gimeno, R. and C. Martínez-Carrascal, "The Relationship Between House Prices and House Purchase Loans: The Spanish Case," *Journal of Banking & Finance*, Vol. 34 No. 8, 2010, pp.1849-1855.
25. Giuliadori, M., "The Role of House Prices in the Monetary Transmission Mechanism across European Countries," *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 52 No. 4, 2005, pp.519-543.
26. Heggedal, T.-R., E. Moen and E. Preugschat, "Productivity Spillovers Through Labor Mobility in Search Equilibrium," *Journal of Economic Theory*, Vol. 169, 2017, pp.551-602.

27. Iacoviello, M., "House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle," *American Economic Review*, Vol. 95 No. 3, 2005, pp. 739-764.
28. Johansen, S., "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, Vol. 59 No. 6, 1991, pp.1551-1580.
29. Kabukçuoğlu, A. and E. Martínez-García, "Inflation as a Global Phenomenon —Some Implications for Inflation Modeling and Forecasting," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 87, 2018, pp.46-73.
30. Kokko, A., "Technology, Market Characteristics, and Spillovers," *Journal of Development Economics*, Vol. 43 No. 2, 1994, pp.279-293.
31. Keese, M., "Triggers and Determinants of Severe Household Indebtedness in Germany," Ruhr Economic Paper, No. 150, 2009.
32. Koop, G., M. H. Pesaran and S. M. Potter, "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models," *Journal of Econometrics*, Vol. 74 No. 1, 1996, pp.119-147.
33. La Cava, G. and J. Simon, "Household Debt and Financial Constraints in Australia," *Australian Economic Review*, Vol. 38 No. 1, 2005, pp.40-60.
34. Liang, F. H., "Does Foreign Direct Investment Improve the Productivity of Domestic Firms? Technology Spillovers, Industry Linkages, and Firm Capabilities," *Research Policy*, Vol. 46 No. 1, 2017, pp.138-159.
35. Liow, K. H., W.-C. Liao and Y. Huang, "Dynamics of International Spillovers and Interaction: Evidence from Financial Market Stress and Economic Policy Uncertainty," *Economic Modelling*, Vol. 68, 2018, pp.96-116.
36. MacKinnon, J. G., A. A. Haug and L. Michelis, "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 14 No. 5, 1999, pp.563-577.
37. Martínez-Carrascal, C. and A. del Río, "Household Borrowing and Consumption in Spain: A VECM Approach," Banco de España, Working Papers No. 0421, 2004.

38. McGibany, J. M. and F. Nourzad, "Do Lower Mortgage Rates Mean Higher Housing Prices?" *Applied Economics*, Vol. 36 No. 4, 2004, pp.305-313.
39. Meng, X., N. T. Hoang and M. Siriwardana, "The Determinants of Australian Household Debt: A Macro Level Study," *Journal of Asian Economics*, Vol. 29, 2013, pp.80-90.
40. Meniago, C., J. Mukuddem-Petersen, M. A. Petersen and I. P. Mongale, "What Causes Household Debt to Increase in South Africa?" *Economic Modelling*, Vol. 33, 2013, pp.482-492.
41. Montagnoli, A. and J. Nagayasu, "UK House Price Convergence Clubs and Spillovers," *Journal of Housing Economics*, Vol. 30, 2015, pp.50-58.
42. Oikarinen, E., "Household Borrowing and Metropolitan Housing Price Dynamics - Empirical Evidence from Helsinki," *Journal of Housing Economics*, Vol. 18 No. 2, 2009, pp.126-139.
43. Ortalo-Magné, F. and S. Rady, "Housing Market Dynamics: On the Contribution of Income Shocks and Credit Constraints," *Review of Economic Studies*, Vol. 73 No. 2, 2006, pp.459-485.
44. Panagiotidis, T. and P. Printzis, "On the Macroeconomic Determinants of the Housing Market in Greece: A VECM Approach," LSE, Hellenic Observatory Papers on Greece and Southeast Europe, GreeSE Paper No. 88, 2015.
45. Pesaran, H. H. and Y. Shin, "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models," *Economics Letters*, Vol. 58 No. 1, 1998, pp.17-29.
46. Rahman, S. and M. Masih, "Increasing Household Debts and Its Relation to GDP, Interest Rate and House Price: Malaysia's Perspective," MPRA Paper No. 62365, 2014.
47. Reinhart, C. M. and K. S. Rogoff, "Is the 2007 US Sub-Prime Financial Crisis so Different? An International Historical Comparison," *American Economic Review*, Vol. 98 No. 2, 2008, pp.339-344.
48. Samake, I. and Y. Yang, "Low-Income Countries' Linkages to BRICS: Are There Growth Spillovers?" *Journal of Asian Economics*, Vol. 30, 2014, pp. 1-14.

49. Sutton, G. D., "Explaining Changes in Housing Price," Bank for International Settlements (BIS), *Quarterly Review*, September, 2002, pp.46-55.
50. Terrones, M. E. and C. Otrok, "The Global House Price Boom," *IMF World Economic Outlook*, September, 2004, pp.71-89.
51. Tsai, I., "House Price Convergence in Euro Zone and Non-Euro Zone Countries," *Economic Systems*, Vol. 42 No. 2, 2018, pp.269-281.
52. Tsatsaronis, K. and H. Zhu, "What Drives Housing Price Dynamics: Cross-Country Evidence," Bank for International Settlements (BIS), *Quarterly Review*, March, 2004, pp.65-78.
53. Zimunya, F. M. and M. Raboloko, "Determinants of Household Debt in Botswana: 1994-2012," *Journal of Economics and Public Finance*, Vol. 1 No. 1, 2015, pp.14-36.

-
- 접수일 2018. 09. 15.
 - 심사일 2018. 09. 18.
 - 심사완료일 2018. 10. 15.

국문요약

방향성 정보전이 지수를 이용한 가계부채와 주택가격 사이의 시간가변 파급효과 분석

본 연구는 가계부채와 주택가격 관련 변수들(주택매매가격, 유동성, 금리, 소득) 사이의 동태적 관계를 변화율과 변동성 측면 모두에서 분석하였다. 주택가격과 가계부채 사이의 관계가 비선형적이고 시간가변적인 관계라는 점을 중요하게 고려하기 위하여 VECM 뿐만 아니라 시간가변 방향성 정보전이 지수들을 추정하여 두 변수 사이의 상호 파급효과를 분석하였다.

주요 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 장기적으로 볼 때 가계부채의 중요한 원인은 주택매매가격의 상승, 유동성 증가, 저금리이다. 둘째, 가계부채 변화는 그 자신에게 발생한 충격으로부터 주로 영향을 받았다. 셋째, 가계부채 변화가 다른 4개 변수 변화에 영향을 미치는 가장 중요한 요인으로 나타났다. 넷째, 가계부채 변동성은 그 자신에게 발생한 충격으로부터 주로 영향을 받았다. 이는 가계부채 규모의 변동성이 큰 시기와 작은 시기가 각각 한동안 이어질 수 있다는 것을 의미한다. 다섯째, 가계부채와 주택가격 사이의 인과관계가 시간 흐름에 따라 정반대로 바뀌기도 하는 것으로 나타났는데, 이는 가계부채와 주택가격 사이의 향후 관계를 예측하는 것이 매우 힘들다는 것을 의미한다.