전세가격상승이 금융산업 생산지수에 미치는 영향에 관한 연구

A Study on the Effect of Chonsei Price Increase on the Index of Financial Industry

조이운, 김보영 서울과학종합대학원 경영학과

I-Un Jo(choiw5@daum.net), Bo-Young Kim(bykim2@assist.ac.kr)

요약

최근 전세가격 상승과 저금리·저성장 시대에도 불구하고 금융 및 보험업의 산업 생산지수는 전 산업생산지수 대비 지속적으로 상승폭을 유지하면서 일반적인 상식에 반하는 현상이 나타나고 있다. 이에 본 연구에서는 금융업 산업생산지수와 전세가격 상승의 동태적 상관관계를 분석함으로써 전세가격 상승이 금융업산업생산지수에 미치는 영향에 대해 분석하고자 했다. 이를 위해 전세가격지수와 거시경제 변수인 전 산업생산지수, 금융 및 보험업 생산지수의 변수를 정의하고, 공적분 관계가 없는 백터자기회귀모형(VAR)을 이용하여 연구를 진행하였다. 2000년 1월부터 2015년 5월말까지 총 183개월의 시계열 데이터 분석결과 전세가격상승이 직접적으로 금융업 생산지수에 인과 관계를 나타내지는 않았으나 금융업 산업생산지수의 상승이 전세가격 상승에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 곧 전세가격의 구조적 변화와 주택금융의 관계 분석을 통해 실질적인 주택 관련 정책이 금융산업에 직접적인 영향을 줄 수 있음을 시사한다.

■ 중심어: | 전세가격 | 산업생산지수 | 금융산업 | 주택금융 | 시계열 데이터 |

Abstract

Despite the recent phenomena of Chonsei price increase, low interest rate and low growth, the indexes of financial and insurance industry production showed the results contrary to the common belief that the financial industry is sensitive to such financial crises. This is because the index of financial industry has continuously maintained a certain level of increase as opposed to the index of all industry production. Thus, this study aimed to analyze the dynamic correlation between the index of financial industry production and Chonsei price increase. A vector autoregression (VAR) model, which doesn't have a cointegrating relationship, was used to define the Chonsei price index and the indexes of all industry production and financial and insurance industry, which are macro economic variables, and describe the data. The results of the analysis on the time series data of 183 months from January 2000 to May 2015 showed that Chonsei price increase was not directly derived from the index of financial industry, but the finance industrial index affected Chonsei price increase.

■ keyword: | Chonsei Price | Index of Industry Production | Financial Industry | Housing Finance | Time Series Data |

접수일자 : 2015년 08월 18일 심사완료일 : 2015년 08월 28일

수정일자: 2015년 08월 28일 교신저자: 김보영, e-mail: bykim2@assist.ac.kr

I. 서론

미국의 경우 1980년대 말 부동산의 증권화로 인해 발생한 문제점이 2008년 후반에 나타나면서 글로벌 금융위기의 시발점이 되었다. 그러나 한국은 1997년 외환위기 이후 부동산 증권화 제도가 도입되면서 투자관점에서도 자본이득 보다는 현금 흐름을 중시하는 경향이 생성되었다.

현금 흐름을 기준으로 하는 수익성 평가 방법이 부동산 평가의 기본 원칙으로 지적되었음에도 불구하고 2000년대 초반부터 경기가 회복되면서 부동산을 통해 자본차익을 얻으려는 투자활동이 활발하게 일어났다. 이에 따라 은행권의 전체 여신 가운데 주택대출 비중은 1990년대 중반부터 2002년까지 평균 30%정도였다. 이후 부동산 가격의 상승과 함께 은행의 총 대출 중 주택 대출의 비중이 점차 높아짐으로 인해 2015년 1월말 현재 전체 가계신용 1,099조 3천억 중 42.7%인 469조 8천억이 주택대출인 상황이다[1].

주택대출은 가계가 단기간의 소득과 저축으로 주택을 구매하는 것이 어렵기 때문에 발생한다. 따라서 가계는 대부분 차입을 통해 주택구매를 결정하게 되는데, 주택은 가계가 소비할 수 있는 재화 중에서 가격이 가장 높은 재화 중의 하나일 뿐만 아니라 사용기간도 반영구적이기 때문이다. 이 때 가계는 주택구매에 대한대가로 이자를 지불하고 은행은 해당 주택을 담보로 설정하여 가계로부터 이자를 받아 수익을 얻게 된다. 그러나 가계가 해당 계약에 대한 원리금 납부를 제대로하지 못할 경우 은행은 손실을 입게 된다. 따라서 가계의 주택구매의도와 능력은 금융산업의 생산성에 직접적으로 영향을 미치게 된다.

그러나 지속적으로 급증하는 주택대출 관련 가계부 채는 국가 경제적 측면에서는 큰 부담이 되고 있으나 금융산업 성장에 있어서 부정적 영향으로 나타나지 않고 있다. 미국에서 2008년 9월 발생한 글로벌 금융위기는 전산업의 생산을 감소시키는 결과를 가져왔으며 발생 6개월 후인 2009년 3월에는 연체율이 가계대출 0.9%, 중소기업 2.8% 수준까지 증가하면서 금융 산업의 생산성도 계속적으로 증가하였다.

2003년 이후 한국의 전산업 생산지수와 금융 및 보험업의 산업생산지수 역시 같은 흐름을 보였다. 글로벌금융위기 발생 3개월 후, 전산업 생산은 8.7%가 감소한반면 금융산업의 생산은 2% 감소하여 금융산업이 금융위기에 민감할 것이라는 일반적인 상식에 반하는 결과를 나타낸 것이다. 또한 금융산업의 생산은 2007년을 기점으로 폭발적으로 성장하였는데 이 시기는 주택가격의 상승시기와 일치한다.

글로벌 금융위기에 따른 전반적인 생산성 감소에도 불구하고 금융산업의 지속적이고 안정적인 성장에 대한 이유를 분석하는 것이 본 연구의 핵심적 내용이다. 글로벌 금융위기가 발생하였던 2008년 9월 이전까지는 주택구매를 위한 주택담보대출이 대부분이어서 은행은 담보설정 등을 이유로 손실을 최소화할 수 있었다. 그러나 글로벌 금융위기 이후 매매시장보다 전세시장이 활성화되면서 전세가격이 폭등하게 되었다. 또한 전·월세와 같은 임차를 선호하는 주택의 공간적 실수요자들은 주택보증제도를 활용하여 임차보증금을 조달하였다 [2]. 즉, 주택 수요자들의 투자심리 변화는 주택금융제도의 활용성에 대한 방향을 변화시켜 금융산업에 영향을 주고 있는 것이다.

그러나 이러한 주택전세시장에서 전세가격 상승 요인이 금융산업 성장에 직접적으로 영향을 미치는지에 대한 연구들은 거의 없는 실정이다. 이에 본 연구에서는 주택대출과 금융생산성과의 정비례하는 영향 관계를 입증하고, 이에 따라 국내 전세가격 상승 현상이 전산업생산지수와 금융산업생산지수에 미치는 영향관계를 실증적으로 입증함으로써 전세대출 및 주택정책에 대한 방향성과 금융산업의 전략적 발전 정책에 구체적인 시사점을 제시하고자 했다.

이를 위해 본 연구는 제 Ⅱ장에서 전세가격상승요인과 금융산업과의 관계를 연구한 선행연구와 전세가격상승과 금융산업 현황에 대해 분석한다. 제 Ⅲ장의 연구 방법과 데이터 분석에 따라 제 Ⅳ장에서는 전세가격상승이 금융산업에 미친 영향에 대하여 그랜저 인과관계검증을 통한 실증 분석 결과를 제시한다. 마지막 제 Ⅴ장에서는 분석결과에 대한 요약과 해석, 그리고 본연구의 한계점을 지적하여 보다 발전된 주택금융과 관

계된 금융산업의 발전방향을 제시하고자 했다.

II. 선행 연구

1. 전세시장과 가격관련 기존 연구

글로벌 금융위기 이후 국내 주택 전세시장의 구조적 변화가 시작되었다[3]. 주택 매매가격은 하향 안정화되고 있는 반면 주택전세가격은 지속적으로 상승하고 있기 때문이다. 이런 구조적 변화는 전세가격 상승요인 중에서 주택임차금융 지원이 전세가격 상승에 직접적인 영향이 있다[4]. 또한 주택 임차금융 활성화가 전세가격 상승의 직접적인 요인임을 밝히고 있다. 정부는 주거안정을 위해 전세대출 확대정책을 폈으며, 전세대출 확대정책은 전세대출증가로 전세가격 상승하였다고 주장하고 있으며[5], 전세가격상승에 대응하기 위해 정책당국이 공공기관의 보증확대를 통해 임차인 금융지원을 확대하였다는 결과가 제시되고 있다[6].

표 1. 전세가격 상승요인에 관한 선행연구

| 연구자 | 논문제목 | 변수 | 결과 |
|--|---|----------------------------|--|
| 조이운 (2015) | 전세가격상승요인 과 주택임차금융의 동태적 분석 | 산업생산지수 주택임차금융 전세가격지수 | 임차보증비율은 전 세가격 상승의 주 요 요인임 |
| 김정렬 (2013) | 전세자금가용성과 전세수급자로가 주 택전세가격에 미치 는 영향분석 | 산업생산지수 주택임차금융 전세가격지수 | 정부는 주거안정을 위해 전세대출 확 대정책을 폈으며, 전세대출 확대정책 은 전세대출의 증 가로 전세가격이 상승함 |
| 조경준 (2013) | 주택시장과 주택금 융과의 동태적분석 | 산업생산지수 주택임치금융 전세가격지수 | 전세시장에 대한 금융지원이 전세가 격 상승을 유도함 |
| 김영식, 장민, 최성호 (2013) | 전세자금대출의 현 황과 부실가능성 | 산업생산지수 주택임처금융 전세가격지수 | 전세가격상승에 대응하여 정책당국이 공공기관의 보증확 대를 통해 임차인 금융자금을 공급확 대하는 요인임 |
| Cho (1988) Ambro se& Kim (2003) | Modeling the Korea Chonsei Lease Contract | 산업생산지수 주택임차금융 전세가격지수 | 주택금융시장은 제 약되어 있기 때문 에 임대차시장에서 전세대출금 비중 확대함 |

[표 1]과 같이 기존 전세가격 상승요인에 대한 선행 연구들은 전세보증비율 확대가 전세가격 상승의 주요 요인이라고 설명하고 있다[7]. 전세보증대출 확대정책이 긍정적인 측면도 있지만 전세가격 상승을 유도하였다고 분석하였다[8]. 이러한 선행연구 결과는 저금리에따른 은행 정기예금 금리인하로 지속적인 임대인의 월세전환에 요구에 따른 수요·공급의 불일치 원인들을 설명하고 있다[9].

[표 2]의 거시적 경제변수와 부동산변수가 전세가격에 미치는 선행연구들에서는 전세가격과 전 산업생산지수는 정(+)의 방향을 주면서 수렴되는 것으로 나타난다[10]. 주택시장 분석과 정책과제 연구에서 주택전세가격은 VECM 결과 전세가격은 정(+)의 방향, 매매가격은 부(-)의 방향으로 움직인다[11]. 거시경제 변화에따른 주택시장의 가격변동 인과분석 결과, 전세와 거시경제변수 외환위기 이후 전세가격변화는 산업생산지수에 영향을 미치는 것으로 나타났다[12]. 즉 전세가격과 거시적 경제변수와의 동태적 상관관계는 영향을 주고받는 것으로 입증되었다[13].

표 2. 거시적경제변수가 전세가격에 미치는 선행연구

| 연구자 | 논문제목 | 변수 | 결과 |
|----------------------|---|--------------------------|---|
| 연구사 | 는 군 제 국 | 20十 | |
| 정헌용 (2004) | 국내은행산업 수익 성의 결정요인 | ROA BIS 대출금비율 NIM | 외환위기이후 대체로 성공적 인 구조조정의 실행으로 양호 하게 성장함 |
| 박정수 (2004) | 우리나라 은행산업 의 구조적변화가 은 행 생산성에 미치는 영향연구 | 중개기능적 부가가치 운영적접근법 | 은행의 대형화 는 접근법에서 유효함 |
| 조한욱 (2012) | 신용정보산업과 은 행의 여신자산 건전 성 | 건전성비율 신용정보산업 규모 | 은행산업내부가 아닌 외부의 인 프라산업이 은 행산업에 영향 을 줌 |
| 민상기 설원식 (1999) | 외환위기 이후 외국 자본이 유입된 은행 의 특성 및 성과분 석 | 높은 BIS비율 낮은 유동성비 율 | 전업보다는 겸 업화 추구가 높 은 기대성과를 나타냄 |
| 정지만 (2001) | 금융안정을 위한 중 앙은행의 역할 | 무수익여신 예대금리차 자기자본비율 | 무수익여신, 1 인당 경비가 높 고,예대금리차, |
| 김봉한 (2004) | 부동산가격버블의 존재검정 | 주택가격 이자율, 물가 | 자기자본비율,1 인당자산,시장 금리가 낮을수 록 성과가 낮음 |

[표 3]의 금융산업 발전요인 관련 선행연구들을 살펴 보면 국내은행산업의 수익성 결정요인에서 외환위기 이후 대체적으로 성공적인 구조조정의 실행으로 양호 하게 성장한 것으로 나타났다[14]. 금융업이 전 산업생산지수 보다는 겸업화 추구가 높은 기대성과를 나타냈다[15]. 또한 무수익 여신과 1인당 경비가 높고, 예·대금리차, 자기자본비율, 1인당자산시장, 금리가 낮아질수록 기대성과가 낮아진다는 결과를 보여준다[16]. 그러나 이러한 금융 산업에 대한 다양한 발전요인들이 논의되고 있는데 반해 외환위기 이후 중요하게 나타나고 있는 전세가격상승과 대출금융과의 연계성에 대한 구체적인 상관관계에 대한 분석 연구는 부족한 상태이다.

표 3. 금융산업 발전요인 선행연구

| 연구자 | 논문제목 | 변수 | 결과 |
|-----------------------|---|------------------------------|---|
| 리시 | ㄴㄴ세국 | 르 | 2년 |
| 서울시 (2002) | 전·월세 가격변화 예측모델 개발 구축 및 임대주택임대료 산출을 위한 연구 | 산업생산지 수 전세가격 | 전세가격 및 산업생 산지수는 정(+)의 영 향을 주면서 수렴 |
| 차문중 (2002) | 주택시장 분석과 정책과제 연구 | 전세가격, 매매가격, GDP | 주 택 전 세 가 격 은 vecm분석결과 전세 가격은 정(+), 매매가 격은 부(-) |
| 이근영 (2004) | 금융자산가격이 주택가격에 미치 는 영향 | 전세가격, 매매가격, 산업생산지 수 | VAR모형 충격반응 결과, 산업생산지수, 매매가격,전세가격 지수의 정(+) |
| 김리영, 서원석 (2013) | 시기별 거시경제 환경변화에 따른 주택시장의 가격 변동성 연구 | 전세가격, 매매가격, 산업생산지 수 | 거시경제변화에 따른 주택시장의 가격변동 인과분석결과 전세와 거시경제변수 외환위 기 이후 전세가격변 화는 산업생산지수에 그랜저인과하다 |

2. 금융산업과 주택전세시장의 관계

금융산업은 자본의 수요와 공급을 효율적으로 조율하는 산업으로 금융과 관계된 회사들이 제공하는 서비스는 기술혁신과 경제성장에 필수 요소가 된다. 금융의기능은 크게 다섯 가지로 나눌 수 있다. 첫째 금융은 잠재적 투자에 관한 사전적 정보를 생산하며, 둘째 투자를 감시하고, 셋째 리스크의 거래와 분산을 배분하며, 넷째 저축을 동원하여 투자를 배분한다. 또한 마지막으로 재화와 용역의 교환을 용이하게 한다.

우리나라의 경제성장과 함께 금융산업의 중요성이점차 증가하고 있다. 국내 금융산업이 GDP에서 차지하는 비중은 꾸준히 증가하는 추세인데, 2010년 말 기준 7.14%로 집계된바 있다. 반면 부가가치율은 2006년 1분기를 기점으로 점차 감소하는 추세를 보이다가 금융위

기 이후 다시 증가하여 2010년 기준 57.81% 수준을 나 타내고 있다.

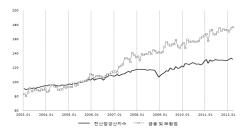


그림 1. 우리나라 전산업 및 금융산업 생산지수[25]

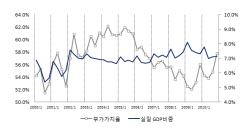


그림 2. 금융산업 실질 GDP 비중 및 부가가치율[26]

금융업의 생산이 꾸준히 증가한 이유는 가계신용의 증가에 기인한다. 특히 주택대출의 지속적인 증가가 금융업의 안정적인 성장을 초래하였다. [그림 3]과 [그림 4]는 금융 및 보험업과 예금취급기관(은행)의 주택담보대출을 월별 시계열로 나타내는 자료로서 글로벌 금융위기에도 불구하고 금융업이 안정적으로 성장한 데에는 주택담보대출(전세보증포함)의 역할이 큰 것으로 나타나고 있다.



그림 3. 금융업 산업생산지수 은행 주택담보대출잔액[26][27]

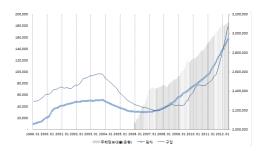


그림 4. 보증종류별 주택금융신용보증 잔액현황[28]

은행이 주택구입 자금을 대출하는 것은 주택에 대한 수요를 창출하여 가격을 상승시킴과 동시에 명목적 담보가치 상승을 바탕으로 추가대출이 가능하다는 문제점이 있다. 은행의 주거용 부동산 담보대출은 LTV(Loan to Value : 주택담보대출비율)가 일정 비율이하일 경우 안전한 것으로 인식되는 경우가 많다. 따라서 감독 당국도 이러한 비율을 감독 기준으로 부과하는 경우도 있다. 즉 주거용 부동산 가격이 상승하여 LTV가 낮아지면 대출한도가 확대되는 효과를 갖는데이를 부동산 담보대출의 자기확장적 특성이라 한다[17].

즉 부동산 담보대출의 자기확장적 특성에 의해 해당 부동산의 가격이 상승하면 LTV가 낮아지고 이에 따라 해당 부동산에 대한 대출한도가 확대되어 금융회사 차 입을 통해 부동산 투자를 증가시키려 하는 경제 주체들 의 투자 수요까지 확대된다는 점이 부동산 담보대출이 직면한 문제라 할 수 있다.

이렇듯 주택대출은 부동산의 가격과 밀접한 관계를 갖지만 실제 주택시장의 변화를 만들어내지는 못한다. 부동산의 가격변동은 매매시장에서의 결과로 나타나는 산물이기 때문에 실제 주택을 수요하고자 하는 사람들의 주택구매에 관한 실증적인 수요를 분석하기 위해서는 매매시장과 임차시장을 따로 분석할 필요가 있다[18]. [표 4]와 같이 주택금융신용보증은 매매시장과 임차시장의 수요를 간접적으로 확인해주는 지표로 개인보증과 사업자보증으로 나뉜다. 개인보증은 주택수요자가 주택을 구입, 중도금 및 잔금납부, 전세, 개량하기위해 금융기관으로부터 주택자금을 받고자 하는 개인에 대한 보증을 말하며 사업자보증은 분양 또는 임대의

목적으로 주택을 건설하기 위해 금융기관으로부터 주택자금대출을 받고자 하는 사업자에 대한 보증을 의미한다[19].

표 4. 보증종류별 주택금융신용보증

| 대상 | 보증종류 | 설명 | | |
|---------|---|--|--|--|
| | 취득자금 | 주택수요자가 주택을 신축하거나 구입하는 데 소요되는 자금에 대한 보증 | | |
| | 임차 | 세입자가 임대차계약을 체결하고 잔금 등을 지급하는 데 소요되는 자금에 대한 보증 | | |
| 개인 중도금 | 주택수요자가 주택을 분양받아 계약을 체결 한 경우중도금 등 분양대금 납부에 소요되 는 자금엘 대한 보증 | | | |
| | 개량자금 | 주택수요자가 건축허가 등을 얻어 주택을 수선 및 증·개축하는데 소요되는 자금에 대한 보증 | | |
| | 주택 사업자 | 주택사업자가 주택수요자에게 분양 또는 임 대의 목적으로주택을 건설 또는 구입하기 위한 자금에 대한 보증 | | |
| 사업 자 | 사업주 | 사업주가 근로자에게 분양 또는 임대(무상 임대 포함)의목적으로 주택을 건설 또는 구 입하기 위한 자금에 대한보증 | | |
| | 매입임대 사업자 | 매입임대사업자가 주택임대사업의 목적으로 주택을 구입하기 위한 자금에 대한 보증 | | |

주택담보대출의 꾸준한 증가와 함께 주택 구입 및 임차를 위한 보증 관련 현황도 크게 변화하였다. 주택 구입과 임차에 대한 보증 모두 2003년 말까지는 꾸준히 증가하였으나, 2004년 이후 꾸준히 감소하기 시작하였다. 1999년 이후로 구입에 대한 보증이 약 4조원 가량 많았으나 2004년 이후로 감소폭이 점차 줄어들기 시작하여 구입에 대한 보증이 최저 수준으로 기록된 2007년 중반에는 그 차이가 거의 없어지면서 점차 전세에 대한 보증이 증가하게 되었다[20].

특히 구입과 관련된 보증이 글로벌 금융위기를 기점으로 폭발적으로 증가한 점은 주택담보대출의 안정적인 증가와 비교된다. 이러한 현상을 통해 우리나라 주택시장에서는 분명 어떠한 변화가 일어났고, 그러한 원인은 주택 구매 수요와 전세 수요의 구조적 변화에 따른 것으로 판단된다. 또한 우리나라 주택금융신용보증제도는 고소득자와 다주택자에게는 다분히 제한되어있다는 점을 감안하면 2004년 이후의 구입에 따른 구입보증잔액 감소는 주택매매사장에서 다분히 투기적 요소가 있었음을 간접적으로 암시한다.

Ⅲ. 연구 모형 및 방법

1. 데이터 수집 및 검증 방법

KB 국민은행 자료에 의하면 전세가격지수는 지속적으로 상승하고 있으나 전국 지역별로 보면 상승률은 다소 차이를 보이고 있다. 특히 수도권지역의 상승률이 전국을 주도하고 있다. 전국의 규모별 전세가격은 대형은 0.09%, 중대형은 0.14%, 중형은 0.14%, 중소형은 0.13%, 소형은 0.08% 상승하며 26주 연속 전규모에서 상승하였다. 지역별로는 서울은 소형이 상승으로 전환되며 전규모 상승하였다. 수도권과 5개 광역시 역시 전규모에서 상승하며 각각 26주, 8주 연속 전규모 상승함. 기타지방은 대형이 보합을 기록하고 그 외 규모는 상승한 것으로 조사되었다. 한 것을 [그림 5]에서 알 수 있다.

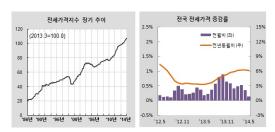


그림 5. 전세가격지수 장기추이 및 증감률[29]

이에 본 연구에서는 전세가격 상승 요인과 금융산업 지수와의 동태적 상관관계를 가정한다. 즉 전세가격지수 상승과 전산업 생산지수 중 금융산업지수의 상관관계를 입증하는 것이다. 이를 위해 시계열분석모형인 벡터자기회귀(VAR)모형을 이용하여 분석하였다. 모든 자료는 금융위기 전후인 2000년부터 2015년 5월말까지 KB 국민은행과 통계청의 183개월간 자료를 기반하여 전세자격지수와 전산업 생산지수와 금융업 생산지수의 산업별가중 평균값과 금융 및 보험업 생산지수를 활용하여 분석하였다.

표 5. 변수정의 및 데이터 출처

| 변수 | 변수의 설명 | 출 처 |
|----------|----------------|---------|
| 전세가격지수 | 전세가격지수의 자연로그 값 | KB 국민은행 |
| 전산업 생산지수 | 산업별가중 평균 값 | 통계청 |
| 금융업 생산지수 | 금융및보험업 지수 | 통계청 |

표 6. 기초통계량

| 변수명 | 개월 | 최소값 | 최대값 | 평균 | 표준 편차 |
|-----------------------|-----|--------|---------|--------|----------|
| 전세가격지수 (Chonsei) | 185 | 42.579 | 113.201 | 74.897 | 18.410 |
| 전산업생산지수 (Jsanup) | 185 | 65.000 | 111.500 | 90.025 | 13.607 |
| 금융업 생산지수 (Finance) | 185 | 46.200 | 126.000 | 82.310 | 23.912 |

기간: 2000년 1월 - 2015년 5월

본 연구는 금융업 생산지수가 전세시장의 구조적 변화를 감지할 수 있는 지표가 있는가를 검증하고 나아가 금융산업과의 관계 규명을 목적으로 한다. 금융위기를 전후로 전세가격상승이 금융산업의 생산에 미친 영향을 분석하여 금융위기 이후의 전세가격의 구조적 변화가 있었는가와 전세가격상승이 금융산업 생산성의 선행지표로 유효한가를 살펴보고자 했다. 이를 위해 주택전세가격지수와 금융업 산업지수와의 관계, 그리고 전산업 생산지수와 금융업 산업지수와의 관계는 각각의 그랜저 인과관계검증 (Granger Casuality Test)을 통해분석한다.

2. 추정모형 및 그랜저 인관관계 검증

백터자기회귀이론(Vector Autoregression Theory) 은 경제시계열 분석 및 예측을 위해 사용되고 변수들의 계(System)에 대한 확률교란(Random disturbances)의 역동적 충격을 분석한다. 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model, VECM)의 기본개념은 금기(t)의 불균형은 차기(t+1)에 그 일부가 조정된다는 데 있다. 예를 들면 전세가격상승은 금기의 전 산업생산지수 및 금융업 생산지수 초과수요의 정도에 의존하게 되는데 이와 같이 조정시차가 존재하는 것은 조정비용이나 불완전정보에 기인된다[21]. VECM의 특징은 공적분 변수들의 중요한 특성을 나타낼 수 있다는데 있으며,한 변수의 변화분에 지난기의 균형오차와 두 변수 변화분의 시차값에 연결되는 형태로 이루어져 있다는 것이다[22].

전세가격지수와 금융업생산지수의 상호인과관계는 그랜저 인과관계검정을 이용하였다. 공적분관계가 존 재하지 않기 때문에, 그랜저 인과검정은 벡터자기회귀 모형(VAR)에서 이루어져야 한다.

본 연구에서는 위의 식 1),2),3),4)의 벡터오차수정 모형을 통해 그랜저 인과관계를 정하였다. VECM은 공적분이 있을 때 사용되는 VAR의 제한된 형태로 VAR 모형에서 개별 시계열이 안정적이지 못하여 차분변수로모형이 설정될 경우 수준변수가 지니고 있는 정보가 상실될 수 있다는 것이 단점이다[23].

VAR의 식은 다음과 같다.

$$\begin{split} \textit{Chonse} i_t &= a_1 \textit{Chonse} i_{t-1} + a_2 \textit{Jsanup}_{t-1} \quad (\c d) \quad 1) \\ &+ a_3 \textit{Finance} + \beta \chi_t + \epsilon_t \end{split}$$

(식 1)의 Chonsei는 내생변수 K벡터이고, χ_t 는 외생변수의 d벡터이며 $\alpha_1, ..., \alpha_p$ 와 β 는 모형추정을 위한 계수행렬이다. 오차항 ϵ_t 는 서로 일시적인 상관관계가 존재할 수 있지만 그들 자신의 후행값과는 무상관계인 오차벡터이고 우측 항의 모든 변수들과 무관한 관계를 가진다.

여기서는 VAR를 분석하기 위해 대상 변수로 전세가 격지수(Chonsei), 전 산업생산지수(Jsanup), 금융업 생산지수(Finance)를 사용하여 세 가지 변수의 VAR에 의해 결합적으로 결정된다는 것을 가정한다. 이 때 하나의 상수를 유일한 외생변수로 두며 내생변수의 세후행 값들을 갖는 3차후행 VAR는 (식 2),(식 3),(식 4)와 같은 식으로 나타낸다.

$$\begin{split} Chonsei_t &= a_{11}Chonsei_{t-1} + a_{12}Jsanup_{t-1} \ \ (식 2) \\ &+ a_{13}Finance_{t-1} \\ &+ b_{11}Chonsei_{t-2} + b_{12}Jsanup_{t-2} \\ &+ b_{13}Finance_{t-2} \\ &+ c_{11}Chonsei_{t-3} + c_{12}Jsanup_{t-3} \\ &+ c_{13}Finance_{t-3} + d_t + \epsilon_t \end{split}$$

$$\begin{split} Jsanup_t &= a_{21}Chonsei_{t-1} + a_{22}Jsanup_{t-1} & (\stackrel{\triangle}{\hookrightarrow} 3) \\ &+ a_{23}Finance_{t-1} \\ &+ b_{21}Chonsei_{t-2} + b_{22}Jsanup_{t-2} \\ &+ b_{23}Finance_{t-2} \\ &+ c_{21}Chonsei_{t-3} + c_{22}Jsanup_{t-3} \\ &+ c_{23}Finance_{t-3} + d_t + \epsilon_t \end{split}$$

$$\begin{split} Finance_t &= a_{31}Chonsei_{t-1} + a_{32}Jsanup_{t-1} \quad (\begin{subarray}{l} 4) \\ &+ a_{33}Finance_{t-1} \\ &+ b_{31}Chonsei_{t-2} + b_{32}Jsanup_{t-2} \\ &+ b_{33}Finance_{t-2} \\ &+ c_{31}Chonsei_{t-3} + c_{32}Jsanup_{t-3} \\ &+ c_{33}Finance_{t-3} + d_t + \epsilon_t \end{split}$$

위 식에서 a, b, c, d는 VAR모형을 추정하기 위한 모수들(parameters)이다.

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \alpha_i \chi_{t-1} + \sum_{j=1}^q \beta_j Y_{t-J} + e_{1t} \qquad (4) 5$$

$$X_{t} = \mu + \sum_{i=1}^{m} \lambda_{j} \chi_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \delta_{j} Y_{t-j} + e_{2t}$$
 (4) 6)

그랜저 인과관계검증을 실행하기 위해서는 최소자승법 (OLS)에 의한 제약모형인 (식 5), (식 6)을 먼저 추정하고 해당 모형의 결정계수를 계산하여야 한다. 각각의 변수 Y와 X의 예측에 적합한 정보가 단지 변수들의 시계열 자료 속에만 포함되어 있다는 것을 가정하고 있다. 전세가격 상승으로 전 산업생산지수에 그랜저 인과하고 양(+)으로 반응했고, 전세가격 상승은 금융업 산업지수에 그랜저 인과하고 음(-)으로 반응하였다. 전산업생산지수는 전세가격성과에 그랜저 인과하고 음(-)의 반응하였고, 전 산업생산지수는 금융업 생산지수에 그랜저 인과하고 양(+)으로 반응하였다. 금융업 산업지수는 전세가격 상승에 그랜저 인과하고 양(+)으로 반응했고, 전 산업생산지수는 그랜저 인과하고 양(+)으로 반응했고, 전 산업생산지수는 그랜저 인과하고 음(-)으로 반응하였다.

Ⅳ. 실증분석 결과

실증분석은 전세가격상승과 금융산업의 생산성을 비교하여 주택가격이 오를 것이라 기대하는 시장의 집단심리가 실제 위험없는 대출로 이어져 금융산업의 생산성을 예측하기 위한 지표로서 영향력이 있는가를 분석한다.

주택매매시장의 구조적 변화를 검정하는 첫 번째 분

| | _ | 30 1 | | 71717171 |
|---|----|------|------|----------|
| # | 1. | 그댄서 | 인과관계 | 김성결과 |

| | Lag 1 | Lag 2 | Lag 3 | Lag 4 | Lag 5 | Lag 6 | Lag 7 | 귀무 |
|-----------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|----|
| Null Hypothesis | F통계량 | 가설 |
| | Prob. | Prob | Prob | Prob | Prob | Prob | Prob. | 채택 |
| Finance | 3.80685 | 1.99946 | 1.68028 | 1.18798 | 1.05193 | 1.31233 | 2.42430 | 기각 |
| ≠> Chonsei | 0.0526 | 0.1384 | 0.1730 | 0.3179 | 0.3890 | 0.2543 | 0.0218 | |
| Chonsei | 1.33767 | 0.55072 | 0.2168 | 0.21480 | 0.21459 | 0.44980 | 0.71763 | 채택 |
| ≠> Finance | 0.2490 | 0.5775 | 0.8875 | 0.9299 | 0.9559 | 0.8444 | 0.6572 | |
| ≠> JSanup | 0.30173 | 0.92743 | 0.90806 | 1.21613 | 1.16352 | 1.30696 | 2.41127 | 채택 |
| Chonsei | 0.5835 | 0.3975 | 0.4384 | 0.3058 | 0.3292 | 0.2567 | 10.0225 | |
| Chonsei | 0.23225 | 2.30471 | 2.60160 | 2.20210 | 2.15003 | 2.17024 | 1.81646 | 기각 |
| ≠> JSanup | 0.6304 | 0.1028 | 0.0536 | 0.0708 | 0.0619 | 0.0483 | 0.0873 | |
| JSanup | 5.96221 | 3.65436 | 2.28069 | 2.68880 | 2.91468 | 2.86445 | 2.44264 | 기각 |
| ≠〉Finance | 0.0156 | 0.0278 | 0.0810 | 0.0329 | 0.0150 | 0.0111 | 0.0209 | |
| Finance | 0.37296 | 1.39749 | 1.03955 | 1.90592 | 2.70917 | 2.05270 | 2.12812 | 기각 |
| ≠> JSanup | 0.5422 | 0.2499 | 0.3765 | 0.1116 | 0.0221 | 0.0615 | 0.0434 | |

석에서 주택의 전세가격상승과 거시적 경제변수와의 그랜저 인과하는 것을 기각하지 못한다는 결과로 분석이 도출될 경우, 시장에서 가격이 상승할 것이라는 기대가 실제 매매로 이루어져 매매 가격이 올라가는 것으로 생각해 볼 수 있다. 반대의 경우(매매가격이 주택의기대상승률을 그랜저 인과하는 것을 기각하지 못할 경우)에는 매매가격이 증가하였기 때문에 시장에서 지속적으로 주택의 기대가격상승률이 증가할 것이라 여겨투기적 요소가 존재하는 것으로 해석할 수 있다.

표 8. ADF 단위근 검정결과

| 구분 | 전세가격지수 | 전산업지수 | 금융업생산지수 |
|---------------------------|-------------------|--------------|-----------|
| | (Chonsei) | (JSanup) | (Finance) |
| 수준 | 1.528849 | -1.030394 | -1.030394 |
| 변수 | (0.9994) | (0.7421) | (0.7421) |
| 차분 | -3.024644 | -19.9949 | -13.8086 |
| 변수 | (0.0029) | (0.0000) | (0.0000) |
| Test Critical Value | 1 | % 유의수준; 0.00 |)29 |
| 주:(); p | robability value. | 변수 3개 모두 2 | 차 차분값 |

시계열의 안정성여부를 검정하기 위하여 ADF 검정을 도입하였다. 분석결과 전세가격지수, 전산업지수, 금융업생산지수에서 '단위근'이 미 존재하여 1차 차분을통해 시계열을 안정화시켰다. 회귀분석을 실행하기 위해 OLS를 사용할 때 시계열이 안정 시계열인지 또는불안정 시계열인지를 검정한다.

표 9. Johansen 공적분 검정결과

| Hypoth | esized | Trace | 0.05 | Probability |
|---|---------------|------------|----------------|-------------|
| NO of CE(s) | Eigenvalue | Stastic | Critical Value | Value |
| None | 0.071782 | 3.03291 | 29.79707 | 0.2444 |
| At most 1 | 0.050304 | 9.624964 | 15.49471 | 0.3107 |
| At most 2 | 0.001857 | 0.334620 | 3.841466 | 0.5629 |
| Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level | | | | |
| denotes reje | ection of the | hypothesis | at the 0.05 | level |

공적분이란 비록 개별적인 변수들이 불안정하더라도 변수들의 선형결합이 안정적인 특징을 가질 때 이들 회 귀모형은 공적분 관계에 있다고 한다[13]. 분석결과, 1%,5%,10% 유의수준에서 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났으며 VAR 모형을 이용하여 전세가격상승 모형을 구축한다. 장기적으로 시계열간에 선형관계가 있는지를 파악하기 위하여 Johansen 검정법에 의한 공적분(cointegration)검정을 실시하여 그 결과를 다음과 같다. [표 9]에서 알 수 있듯이 '변수간에 공적분관계가 없다'라는 귀무가설은 기각하지 못했으나 금융업생산지수는 전세가격지수에 귀무가설을 기각했으므로 VAR 모형을 통해 분석하고자 한다. 그랜저 인과관계검정은 한 변수가 다른 변수를 예측하는데 도움이 되지않는다는 귀무가설에 대한 검정이라고 할 수 있다.

표 10. 적정시차모형 분석결과

| 정보량비교 | 3차 VAR | 5차 VAR | 7차 VAR | |
|-------|-----------|----------|-----------|--|
| AIC | 6.393564 | 6.124954 | 6.097819* | |
| SC | 6.931894* | 6.986283 | 7.282146 | |

주: *는 각 정보량의 최소 값을 나타냄.

단위근 검정결과 모든 변수가 1차 적분과정 I(1)을 따르는 것으로 나타나 불완전한 시계열로 판단된다. 최적시차는 무제약 VAR을 이용해 최대차수부터 줄여가며, 정보기준을 구하여 다음과 같이 결정하였다. AIC, SC모두 7개월 시차를 두고 기각 최적시차로 제시하고 있다. 전세가격상승이 거시적경제변수와 그랜저 인과하지 못한다는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다.

표 11. 충격반응함수 결과표

| 기간 | 전세가격지수 | 전 산업생산지수 | 금융업생산지수 |
|----|-----------|-----------|-----------|
| 1 | 1.958238 | 0.846350 | 0.068372 |
| 2 | -1.282914 | -1.951250 | -0.295088 |
| 3 | 0.255767 | 1.871942 | 0.804788 |
| 4 | 0.235380 | -0.879222 | -1.087214 |
| 5 | -0.049123 | -0.109591 | 0.290225 |
| 6 | -0.105202 | 0.384674 | 1.154417 |
| 7 | 0.005085 | -0.346479 | -1.704465 |
| 8 | -0.173995 | 0.517279 | 1.634120 |
| 9 | 0.064846 | -0.424519 | -1.717799 |
| 10 | 0.112322 | -0.127695 | 0.822367 |
| 11 | 0.078618 | 0.372410 | 0.272469 |
| 12 | -0.103404 | -0.154214 | -0.246550 |

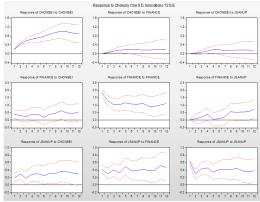


그림 7. 충격반응 분석결과

충격반응 분석은 특정 변수에 충격이 가해질 경우 타변수가 시간이 경과함에 따라 어떻게 반응하는지를 나타내는 것으로, 금융업 생산지수에 대한 충격반응함수결과는 [표 11], [그림 7]과 같이 나타났다. 즉 금융업 생산지수는 전세가격지수와 전 산업생산지수가 증가시지속적으로 증가할 수 있음을 시사한다.

표 12. 분산분해 분석표

| 기간 | 전세가격지수 | 전 산업생산지수 | 금융업 생산지수 |
|----|---------|----------|----------|
| 1 | 0 | 100 | 0 |
| 2 | 0.88289 | 98.29333 | 0.823778 |
| 3 | 1.59574 | 97.82846 | 0.575795 |
| 4 | 2.60293 | 96.85226 | 0.544811 |
| 5 | 3.45523 | 96.09098 | 0.453784 |
| 6 | 4.26854 | 95.33483 | 0.396619 |
| 7 | 4.95442 | 94.70087 | 0.34471 |
| 8 | 5.54724 | 94.14877 | 0.30399 |
| 9 | 6.04055 | 93.68918 | 0.270262 |
| 10 | 6.45150 | 93.30572 | 0.242777 |

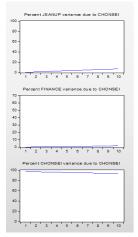


그림 8. 분산분해 분석결과

분산분해분석에 대한 해석은 [표 12][그림 8]과 같이 각종 변수들이 전기값과 현재값의 차이구성이 얼마인 가를 보여주고 있으며, 각 변수의 상대적 중요성을 나타낸다. 결국, 금융업 생산지수는 전세가격지수가 시간이 경과할 수록 상대적 영향력이 높다는 의미이다.

V. 결론

금융위기 이후 한국의 전세시장은 구조적 변화를 보이고 있다. 주택가격의 하향 안정화는 지속되고 있으나 전세시장의 반전세 등 저금리 시대의 임대인의 전략적움직임으로 전세품귀 현상이 나타나고 있는 것이다. 그러나 저금리·저성장 기조에서도 금융산업의 생산성은 안정적이고 지속적으로 증가하여 금융업 생산지수가

상승하는 현상을 나타내고 있으며, 이에 본 연구에서는 전세가격 상승이 금융업 생산지수에 어떤 영향을 미치 고 있는지 VAR 모형을 통해 분석하였다.

모든 변수는 수준변수에서 단위근이 존재하는 것으로 나타났으며, 1차 차분하여 추정 사용하였다. 또한 변수들 간에 내생변수와 외생변수를 판단하기 위해 그랜저 인과검정을 실시한 결과 전세가격상승으로 전 산업생산지수에 영향을 주었으나, 금융업 생산지수는 전세가격상승에 그랜저 인과하였고 전 산업생산지수도 금융업 생산지수에 그랜저 인과하여 영향을 있는 것으로나타났다. 또한 충격반응 분석에 의하면 금융업에 대한충격반응결과는 1년까지 하락과 상승을 반복하면서 안정화되고 있다. 마지막으로 전 산업생산지수에 대한충격반응은 1년까지 상승안정화를 나타냈다.

결론적으로 본 연구에서는 전세가격상승이 금융산업에 미친 영향에 관한 연구로 주택전세시장에서 전세가격상승이 직접적으로 금융업 생산지수에 인과하지 않았지만, 금융업 생산지수가 전세가격 상승에 영향을 주어 유의미한 결과를 찾을 수 있었다.

이에 본 연구를 기반으로 향후 전세가격의 구조적 변화와 주택금융의 관계 분석을 통해 실질적인 주택 관련 정책이 금융산업에 미치는 영향을 분석해 볼 수 있을 것이다. 이를 통해 전세가격의 구조적 변화와 주택금융의 관계 분석을 통해 실질적인 주택 관련 정책이 금융산업에 직접적인 영향을 줄 수 있음을 살펴보고 있었으며, 주택전세시장 분석의 기본 틀을 제공한 것으로 주택 관련 연구 분야에 전세가격 상승이 전 산업생산지수와 금융업 생산지수 등 사회 각 분야에 영향을 미칠 수있다는 정책적 시사점을 제시할 수 있었다.

물론 본 연구는 전세가격의 구조적 변화와 금융산업의 생산성의 관계를 단편적으로 분석했다는 한계가 있으나 전세 가격상승과 금융산업 생산지수에 동태적 분석 결과를 간접적으로 영향을 주었다는 점에서 서민의주거부담을 가중시키는 전세가격 상승이 지속되고 있는 현재 시점에서 전세가격 대응과 현황에 대해 구체적인 실증 결과를 제시했다는 의의를 가진다.

참고문헌

- [1] 백성준, 박태원, 이상한, "주택투자 결정지표에 관한 연구", 부동산학연구, 제14집, 제2호, pp.39-55, 2008.
- [2] 조이운, "시계열분석을 이용한 전세시장 변동에 따른 전세보증대출 영향요인에 관한 연구", 한국 콘텐츠학회논문지, 제15권, 제6호, pp.411-420, 2015.
- [3] 김정렬, "전세자금가용성과 전세수급자료가 주택 전세가격에 미치는 영향분석", 부동산학보, pp.318-331, 2013.
- [4] 조이운, "전세가격상승과 주택임차금융의 동태적 분석에 관한 연구", 금융지식연구, 제132권, 제1 호, pp.3-23, 2015.
- [5] 조경준, 주택시장과 주택금융과의 동태적분석, 한 성대, 박사학위논문, 2013.
- [6] 김영식, 장민, 최성호, "전세자금대출의 현황과 부실가능성", 서울대, 한국은행 포럼, 2013.
- [7] 윤주현, 김혜승, "주택수요구조분석 및 전망에 관한 연구", 국토연구, 제29집, pp.51-65, 2000.
- [8] 이상영, "금융위기 이후 부동산시장의 구조변화 와 전망", 동향과 전망, 제82집, pp.113-146, 2011.
- [9] 이수욱 외, "부동산시장 선진화 시스템 구축연구 (Ⅲ)", 국토연구원, p.27, 2010.
- [10] 서울시, "전·월세 가격변화 예측모델 개발구축 및 임대주택 임대료 산출을 위한 연구", 2002.
- [11] 차문중, "주택시장 분석과 정책과제 연구", 2002.
- [12] 이근영, "금융자산가격이 주택가격에 미치는 영 향", 2004.
- [13] 김리영, 서원석, "시기별 거시경제환경변화에 따른 주택시장의 가격변동성 연구", 2013.
- [14] 정헌용, "국내은행산업 수익성의 결정요인", 한 국경영교육학회, 제43집, pp.281-300, 2006.
- [15] 박정수, "우리나라 은행산업의 구조적변화가 은 행 생산성에 미치는 영향연구", 한국응용 경제학회, 제13권, 제1호, pp.55-82, 2011.
- [16] 김봉한, "부동산가격버블의 존재검정", 주택연

구, 제12권 제1호, pp.71-96, 2004.

- [17] 이홍재, 백재석, *Eviews을 이용한 금융경제 시계* 열분석, 경문사, 2005.
- [18] 서병덕, 홍동현, 이명동, "부동산가격변동과 은행 성과", 지식연구, 제9권, 제3호, pp.89-106, 2011.
- [19] 한국주택금융공사(http://www.hf.go.kr)
- [20] 조이운, "주거임차부담지수 산출과 서울시 아파 트 전세가격 적용사례 분석", 한국콘텐츠학회논 문지, 제15권, 제6호, pp.411-420, 2015.
- [21] 이홍재, 백재석, *Eviews을 이용한 금융경제 시계* 열분석, 2005.
- [22] 이홍재, 백재석, *Eviews을 이용한 금융경제 시계* 열분석, 2005.
- [23] 이홍재, 백재석, Eviews을 이용한 금융경제 시계 열분석, 2005.
- [24] 노은직, "금융기업의 시장지향성이 소셜미디어 마케팅 성과에 미치는 영향", 한국콘텐츠학회논 문지, 제14권, 제5호, pp.332-346, 2014.
- [25] http://www.kostat.go.kr
- [26] http://www.istans.co.kr
- [27] http://www.bok.or.kr
- [28] http://www.hf.go.kr
- [29] http://www.kbstar.com

저 자 소 개

조 이 운(I-Un Jo)

정회원



- 1993년 2월 : 중앙대학교 영어영 문학과(문학사)
- 2008년 2월 : 성균관대학교 경영 대학원(경영학석사)
- 2011년 7월 : 연세대학교 법무대 학원(법학석사)
- 2014년 2월 : 한성대학교 일반대학원 경제부동산학과 (박사수료)
- 2013년 3월 ~ 현재 : 서울과학종합대학원대학교 경 영학과 박사과정

<관심분야>: 부동산금융, 전세가격, 주거부담

김 보 영(Bo-Young Kim)

정회원



- 2002년 2월: 이화여자대학교 정보디자인학과(석사)
- 2008년 8월 : Brunel University 디자인경영(박사)
- 2008년 11월 ~ 현재 : 서울과학
 종합대학원대학교 교수

<관심분야> : 마케팅전략, 브랜드경영, 디자인마케팅