

[2016 경제학 공동학술대회 한국금융학회]

가계부채와 주택가격의 관계에 관한 연구

임대봉

(5632a@hanmail.net, 010-3857-5632)

가계부채와 주택가격의 관계에 관한 연구*

임대봉**

I. 서론

글로벌 금융위기는 과중한 가계부채가 한 요인 되어 발생한 이후 세계적으로 경제위기를 겪게 되었다. 우리나라의 가계부채(가계신용)의 가계부채도 2000년대부터 빠른 속도로 증가하기 시작하여 2015년 9월말 현재 1,166조원을 기록하고 있어 경제에 부정적인 영향을 미칠 수 있어 오늘날 가계부채 문제가 현안이 되고 있다. 우리나라의 가계부채 가운데 주택담보대출이 상당한 부분을 차지하고 있으므로 주택가격의 상승과 함께 가계부채가 증가한 것으로 보인다. 이에 따라 본 연구에서는 지역별 가계부채와 주택가격의 관련성에 대해 분석하여 그 결과를 지역별로 상호 비교분석하고자 한다.

그리고 가계부채와 주택가격에 영향을 미치는 변수는 금리와 물가를 들 수 있다. 왜냐하면 오늘날과 같이 저금리현상은 낮은 금융비용으로 자금을 조달하여 주택을 구입할 수 있기 때문에 레버리지 효과에 의해 주택수요가 증가할 수 있다. 그런데 글로벌 금융위기 이후 저금리에 의해 주택가격과 가계부채가 증가한 것이라면 출구전략에 의해 금리가 정상화되었을 경우에 과중한 가계부채는 문제의 심각성이 크다고 할 수 있다. 또한 물가의 경우에 있어서도 인플레이로 인한 자산가치 하락을 헷지하기 위한 수단으로 실물자산인 주택수요가 증가할 수 있다. 이에 따라 본 연구는 금리와 물가를 포함한 주요 경제변수가 지역별 가계부채와 주택가격에 미치는 효과에 대해 분석을 하고자 한다.

따라서 본 연구의 목적은 가계부채의 증가와 주택가격의 상승이 지역적으로 달리 이루어져 온 것에 주목하여 각 지역별 가계부채와 주택가격은 서로 어떤 영향을 미치고 있는지를 분석하여 각 지역 실정에 맞는 주택관련 정책의 방향성을 제시하는데 있다. 기존의 가계부채에 대한 연구는 대부분 전국을 대상으로 연구가 이루어져 온 까닭에 각 지역별 가계부채에 대한 연구는 활발히 진행되지 못했다. 따라서 본 연구는 최근의 주택가격 추이가 각 지역 간에 탈동조화 현상을 보이고 있으므로 지역별 가계부채와 주택가격간의 관계를 분석하여 그 결과를 제시하고자 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. II장에서는 시계열 자료를 이용한 기초 통계분석을 통해 자료의 특징을 분석할 것이다. III장에서는 가계부채와 주택가격의 연구와 관련하여 기존 논의와는 차별화되게 지역별 자료를 이용하여 분석하기로 한다. 이를 토대로 가계부채가 주택가격에 미치는 효과를 살펴보고자 한다. 마지막 IV에서는 이와 같은 분석결과를 요약·정리한 후에 가계부채 및 지역별 주택가격에 대한 시사점을 정리한다.

* 이 논문은 2015년도 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원으로 수행된 연구임.

** 영남대학교 경제금융학부(5632a@hanmail.net, 010-3857-5632)

II. 선행연구와 연구의 방법

1. 선행연구 고찰

우리나라의 주택가격과 전세가격에 대한 연구는 두 변수 간의 회귀분석과 인과관계분석, 벡터자기회귀(VAR), 그리고 오차수정모형(VECM)을 이용한 분석이 주로 이루어져 왔다. 주요 선행 연구결과들을 살펴보면 다음과 같이 정리할 수 있다.

전해정·박 헌(2012)¹⁾은 M2의 경우에 주택가격에 대해 글로벌 금융위기 이전 기간이 이후 기간보다 영향력이 크게 나타났으며, 한편 주택담보대출은 총통화량(M2)보다 두 기간 모두에서 영향력이 크게 나타난 가운데 글로벌 금융위기 이후의 기간이 이전 기간보다 크게 나타났다고 밝혔다.

김우영 외 1인(2014)²⁾은 우리나라의 가계부채는 부동산가격 상승 등 거시 환경의 영향과 높은 자영업자 비중과 사교육비의 증가가 가계부채 증가요인으로 작용하였다고 밝혔다. 김정렬(2015)³⁾은 산업생산의 증가와 소득의 증가는 가계부채 문제를 완화시키지만, 가계부채를 줄이기 위한 금리 인상은 가계의 원리금상환 부담 증가, 연체율 상승, 가계부채 문제 악화 등의 악순환을 초래할 수 있으므로 가계부채 문제를 완화시키기 위해서는 금리 인상과 가계대출 규제 등의 수단보다는 고용 창출이나 소득증대, 주택시장 안정 등의 정책이 필요하다고 주장하였다.

김현정 외 4인(2013)⁴⁾은 가계부채 증가의 원인에 대한 분석결과에서 2000년대에 우리나라의 가계부채는 주택가격에 대한 상승 기대와 은행의 완화적인 대출형태 및 금융기관의 수신 여건 호조 등과 상호작용을 하면서 크게 증가한 것으로 밝혔으며, 또한 가계부채 증가의 대부분은 고소득계층과 신규 부채발생에 기인하였고 가계부채비율 증가에는 가계의 자산보유 증가뿐만 아니라 가처분소득 증가율 둔화 및 저축률 하락도 적지 않게 기여해 온 것으로 분석하였다. 홍기석(2013)⁵⁾은 한국노동패널 자료를 이용한 연구에서 가계부채의 용도는 주로 주택 및 기타 부동산의 구입을 위한 것으로 주장하면서 가구별 자료의 분석에서 주택가격의 상승은 자가를 보유한 가구는 부채 증가에 기여하지 않지만, 신규로 자가를 구입하는 가구의 경우에는 차입을 확대하게 된다고 추정하였다. 따라서 주택가격의 상승으로 인하여 주택구입에 필요한 자금의 차입규모도 비례적으로 커진 것이 가계부채 증가의 중요한 원인이라고 주장하였다. 조광조(2013)⁶⁾는 실질 가계대출과 실질 산업생산은 실질 주택가격에 정

1) 전해정·박 헌(2012), “유동성과 주택가격간의 동학적 상관관계분석-글로벌 금융위기 전후를 중심으로-” 「부동산연구」, 제22집 제2호, pp.103-121.

2) 김우영 외 1인(2014), 가계부채의 결정요인 분석, 국제경제연구, 제16권 제1호, 한국국제경제학회, pp.39-78.

3) 김정렬(2015), 가계부채 규모와 연체율 결정요인에 관한 연구, 한일경상논집 제66권, 한일경상학회, 2015, pp. 25-46.

4) 김현정 외 4인(2013), 우리나라 가계부채의 증가 원인 및 지속가능성 분석, 한국은행 BOK 경제리뷰, Discussion Paper Series No. 2013-5, 2013.3, pp.1-42.

5) 홍기석(2013), 가계부채와 부동산, 한국경제의 분석, 한국금융연구원, 19권 3호, pp.99-165.

(+)의 영향을 CD금리는 부(-)의 영향을 미친다고 주장하면서 실질 가계대출과 실질 산업생산이 늘어나거나 CD금리가 하락하면 실질 주택가격이 상승한다고 밝혔다.

그리고 Goodhart and Hofmann(2004)⁷⁾은 VAR 모형을 이용하여 신용과 주택가격은 매우 밀접한 양방향의 인과관계가 존재하지만 신용과 주가는 유의한 인과관계가 존재하지 않는다고 주장하였다.

이와 같이 기존의 선행연구들에서는 가계부채나 주택가격에 관한 연구는 대부분 전국을 대상으로 연구가 이루어져 왔지만, 각 지역별 가계부채에 대한 연구는 활발히 진행돼 오고 있지 않다. 이러한 논의를 바탕으로 본 연구의 목적은 각 지역별 시계열자료를 이용하여 지역별 가계부채와 주택가격간의 관련성을 분석하는데 있다.

2. 연구방법 및 내용

(1). 연구의 자료와 배경

본 연구의 분석 자료는 가계부채의 경우에 한국은행 경제통계(ECOS)에서 각 지역별로 발표하고 있는 예금취급기관의 가계대출(주택담보대출), 주택가격과 관련한 자료는 국토해양부 아파트 실거래가격지수의 지역별 시계열자료를 이용한다. 경제변수 가운데에는 소비자물가지수와 주택담보대출금리(신규대출 기준) 자료를 이용한다. 연구의 공간적 범위는 서울 및 5대 광역시(부산, 대구, 대전, 인천, 광주)를 대상으로 하며, 시간적 범위는 지역별 주택담보대출과 아파트 실거래 가격지수 통계자료가 2007년 12월부터 발표되고 있으므로 2008년 1월부터 2015년 10월까지를 분석대상으로 한다. 그리고 분석자료에 대해서는 자연로그(log)를 취해 사용하였다.

본 연구의 이론적 배경으로 미시킨(Mishkin)⁸⁾은 금리의 파급경로를 금리경로, 자산가격 경로, 신용경로로 분류하여 실물경제에 시차를 두고 영향을 미친다고 설명하였다.

- 금리 경로 : 금리인하는 차입비용을 감소함으로써 기업의 투자와 가계소비지출을 늘리게 되고, 이는 생산의 증가와 물가 상승의 선순환으로 작용한다.
- 자산가격 경로 : 금리인하는 시중의 유동성 증가를 초래함으로써 주가와 부동산 등의 자산가격의 상승에 따라 부(wealth)의 효과로 이어져 투자와 소비가 증가한다.
- 신용 경로 : 금리인하는 금융기관의 대출이 확대되면서 투자가 확대된다.

가계부채와 주택가격의 관계를 보면 주택담보대출은 기존의 주택의 소유자와 신규 주택수요자가 주택을 매입할 경우에 주택을 담보로 하여 대출을 받는데, 주택가격이 상승하면 대출규모가 더욱 증가함으로써 가계부채는 증가하게 된다. 이에 따라 주택가격이 상승하면 가계부채 증가로 이어지는지, 아니면 가계부채 증가에 따라 주택가격이 상승하는지의 여부를

6) 조광조(2013), 가계대출과 주택가격의 상관관계: 글로벌 금융위기 전후를 중심으로, 경제연구 제31권 제1호, 한국경제통상학회, pp. 133-162.

7) Goodhart, Charles and Boris Hofmann, Deflation, Credit, and Asset Prices. in Deflation ed. Burdekin, Richard C. and Pierre L. Siklo, Cambridge U.K.: Cambridge University Press, 2004.

8) Frederic S. Mishkin The Channels of Monetary Transmission: Lesson for Monetary Policy, NBER Working Paper Series, 1996, pp.1-27.

밝히고자 한다.

그리고 가계부채는 저금리 현상에 의해서도 증가할 수 있는데, 왜냐하면 금리인하는 저금리 대출로 가계부채가 증가될 수 있기 때문이다. 따라서 금리의 하락이 가계부채의 증가를 가져오는가? 아니면 주택가격의 상승이 가계부채의 증가를 가져오는가를 분석한다. 이를 통해 주택가격의 상승이 가계부채 증가로 이어지는지, 가계부채의 증가를 통해 주택가격이 상승하는지의 여부를 밝힐 수 있다고 판단한다. 이렇게 금리의 변화는 주택과 같은 자산가격에 대해서도 영향을 미칠 수 있다. 자산가격 경로에 의하면 금리 인하는 부동산가격 상승을 초래하고 이는 부(wealth)의 효과에 의해 투자와 소비가 증가하게 되어 경제성장에 영향을 미치게 된다. 한편 가계부채의 증가는 소비확대보다는 부채상환 부담이 가중됨으로 자산가치의 효과가 나타나지 않고 오히려 소비가 줄어들 수 있다.

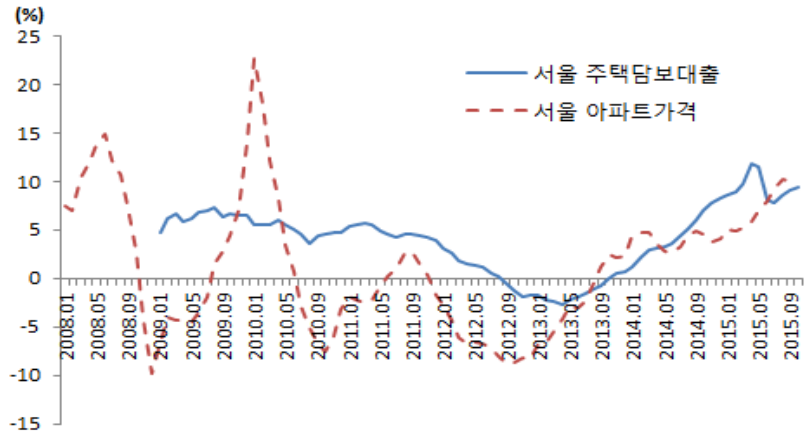
따라서 글로벌 금융위기 이후 단행된 일련의 금리인하 배경은 세계의 경제가 침체되면서 실물경제의 위축에 대응하기 위해 금리인하를 실시하였다. 그러면 우리 사회경제에는 어떤 영향을 미칠 것인가? 이 같은 금리인하가 지역별 가계부채와 주택가격에 대한 파급효과를 분석한다.

(2). 주택가격과 가계부채의 추이

각 지역별 주택가격과 가계부채의 변동률 추이를 <그림 1> <그림 2> <그림 3>에서 살펴보면 서울, 부산, 대구 등 각 지역별 가계부채와 주택가격의 변동률이 상이한 것으로 나타났다. 먼저 서울의 경우를 보면 부산과 대구지역의 아파트가격보다 안정된 형태를 하고 있으며, 2012년 9월부터는 아파트가격과 주택담보대출은 뚜렷한 동조화 현상을 나타내고 있다. 부산지역의 경우에서도 아파트가격과 주택담보대출은 비교적 동조화 현상을 보이고는 있지만, 2012년부터 주택담보대출의 증가율이 아파트가격 상승률보다 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 또한 대구의 아파트가격과 주택담보대출에 있어서도 비슷한 추이를 나타내고는 있지만, 아파트가격과 주택담보대출이 서울과 부산보다 더욱 가파르게 증가한 것으로 나타났다. 이렇게 가계부채와 주택가격이 각 지역별로 상이한 형태를 보이고 있는 점을 고려하여 지역별 가계부채와 주택가격을 분석하여 지역 간의 결과를 비교 분석하고자 한다.

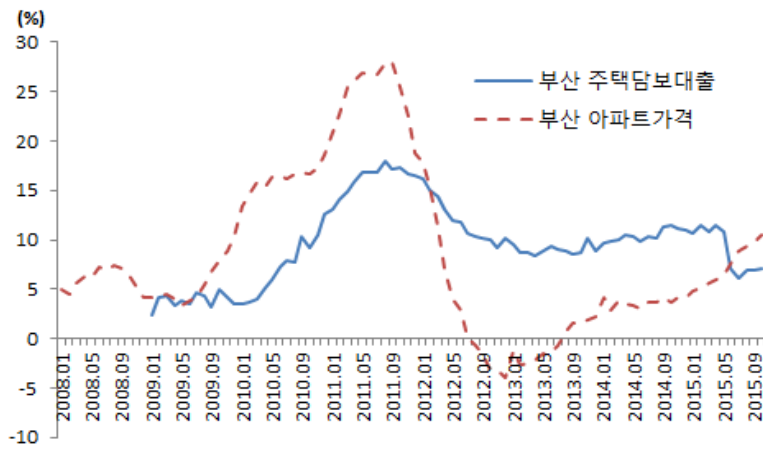
우리나라는 글로벌 금융위기의 영향으로 경제상황이 악화되기 시작하면서 2008년 8월에 5.25% 수준이었던 기준금리를 급격히 인하하기 시작하면서 2016년 2월 현재 사상 최저 수준인 1.5%를 기록하고 있다. 이러한 일련의 기준금리 인하는 대출금리에도 영향을 미치게 됨으로 주택을 담보로 한 대출금리도 더욱 낮아지게 됨에 따라 주택담보대출을 통한 주택의 수요가 더욱 증가하고, 이는 주택가격의 상승으로 이어질 뿐만 아니라 가계부채도 증가할 수 있다.

<그림 1> 서울 주택가격과 가계부채의 변동률 추이



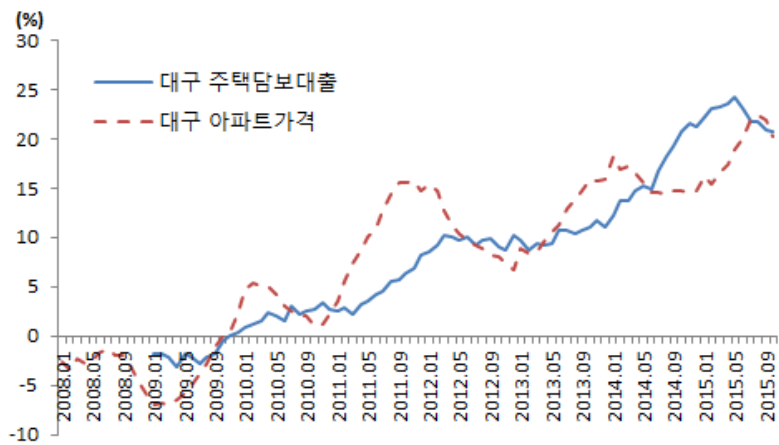
자료: 국토해양부, 한국은행

<그림 2> 부산 주택가격과 가계부채의 변동률 추이



자료: 국토해양부, 한국은행

<그림 3> 대구 주택가격과 가계부채의 변동률 추이



자료: 국토해양부, 한국은행

Ⅲ. 실증분석

1. 기초통계량 분석

<표 1>은 분석자료에 대한 기초통계량을 보여주고 있다. 기초통계량의 분석결과에서 분석기간 동안 전국 아파트가격은 평균(산술평균)적으로 3.60% 상승한 것으로 나타난 가운데 부산이 8.42%로 가장 높게 상승하였으며 광주 7.91%, 대구 7.90%, 대전 5.00% 상승하여 수도권 이외의 지역들은 전국 평균 상승률을 상회하는 수준으로 상승한 것으로 나타났다. 한편 서울은 1.41%, 인천 2.26% 상승하여 수도권과 비수도권의 차이가 뚜렷한 것으로 나타났다.

표준편차의 값은 인천 아파트가격이 9.46, 부산 아파트가격 8.34, 대구 아파트가격이 8.18로 나타나 이들 지역의 아파트가격은 타 지역보다 불안정한 것으로 분석되었다. 또한 분포의 밀집도를 나타내는 첨도(Kurtosis)는 0보다 큰 값으로 나타나 정규분포보다 뾰족한 분포를 하였다. 그리고 J-B(Jarque-Bera) 통계량으로⁹⁾ 정규분포의 여부를 검정한 결과에서는 정규성(normality)을 따른다는 귀무가설을 모두 기각하여 정규분포를 하지 않는 것으로 나타났다.

<표 1> 기초통계량

비 고	전국	서울	부산	대구	인천	광주	대전
산술평균	3.60	1.41	8.42	7.90	2.26	7.91	5.00
중간값	4.38	1.41	5.59	8.89	0.46	6.27	2.76
최대값	11.82	22.68	28.04	22.33	28.37	25.14	22.59
최소값	-3.96	-9.73	-4.01	-6.98	-8.08	-2.04	-6.16
표준편차	4.34	6.80	8.34	8.18	9.46	7.28	6.99
왜 도	-0.07	0.52	0.85	-0.23	1.24	0.85	0.85
첨 도	1.86	2.90	2.82	1.86	3.96	2.74	2.92
J-B값	5.13	4.43	11.60	5.96	27.87	11.74	11.53
P-값	0.07	0.10	0.00	0.05	0.00	0.00	0.00

<표 2> 지역별 아파트가격 변동률

구분	전국	서울	부산	대구	인천	광주	대전
2008년. 1월	124.9	131.9	102.8	94.7	146.4	101.1	95.8
2015년.10월	162.1	145.3	186.1	176.1	158.6	182.6	134.2
변동률	29.78	10.16	81.03	85.96	8.33	80.61	40.08

자료: 국토해양부 아파트실거래가격지수

지역별 가계부채와 주택가격간의 상관성을 파악하기 위해 Pearson 상관관계분석을 실시하였다. 상관관계분석(Correlation Analysis)은 변수들 간의 관련성을 파악하기 위해 사용하는 분석방법 가운데 한 방법인데 이는 한 변수가 다른 변수와의 관련성이 있는지 어떤지,

9) J-B(Zarque-Bera) 통계량은 다음과 같다. $J-B = \frac{N-K}{6} (S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2)$, 여기서 N: 관측치의 수, k: 설 명변수의 수, S: 왜도, K: 첨도를 의미함. 이 통계량은 한 시계열의 왜도와 첨도를 정규분포의 왜도와 첨도 를 비교하여 측정한다.

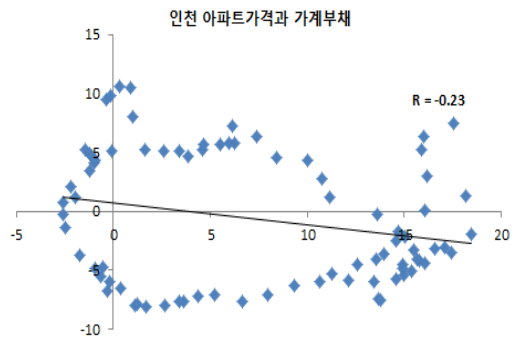
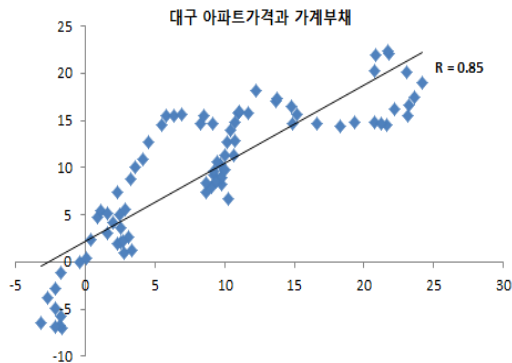
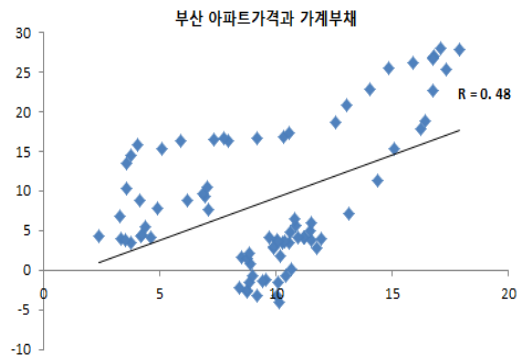
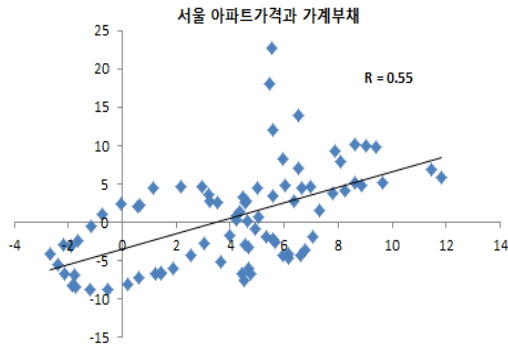
그리고 관련성이 있으면 어느 정도 있는지를 알 수 있는 분석방법이다.

상관관계분석 결과는 아래의 그림에 제시하였다.¹⁰⁾ 상관관계분석 결과에서 대구의 가계부채와 아파트가격이 0.85로 나타나 가장 높았으며, 그리고 대전 0.63, 서울 0.55, 부산 0.48, 광주 0.45, 인천 -0.23 순으로 나타났다. 따라서 각 지역별 가계부채와 아파트가격간의 상관관계 분석결과에 의하면, 대구의 경우는 가계부채(주택담보대출)와 아파트가격 사이에 가장 밀접한 관련이 있는 것으로 파악되었으며, 인천지역을 제외한 다른 지역들에서도 가계부채와 아파트가격간의 상관관계수는 양(+)의 상관관계가 존재함에 따라 관련성이 있는 것으로 분석되었다.

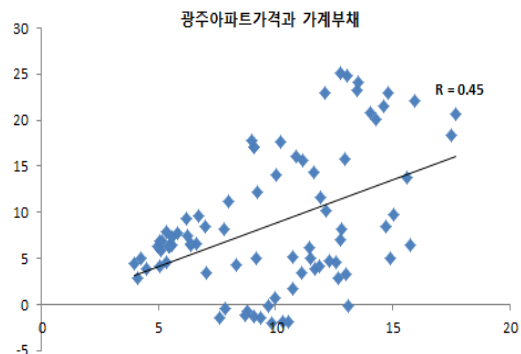
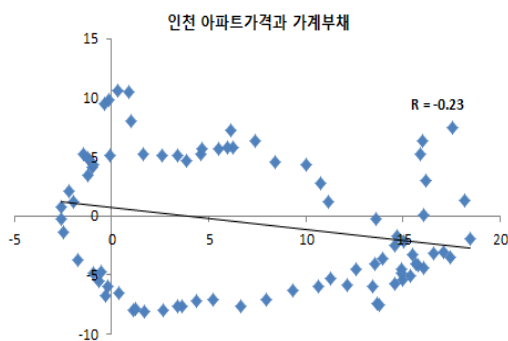
또한 <표 3>의 금리와 지역별 주택담보대출 및 아파트가격 사이의 상관관계 분석결과에서는 대구지역에서만 유의미한 상관관계가 있는 것으로 나타났으며, 타 지역에서는 유의미한 상관관계가 존재하지 않았다.

<표 3> 금리의 상관관계

금리		금리	
서울 주택담보대출	-0.03	서울 아파트가격	-0.15
부산 주택담보대출	-0.16	부산 아파트가격	0.41
대구 주택담보대출	-0.91	대구 아파트가격	-0.75
인천 주택담보대출	0.78	인천 아파트가격	-0.44
광주 주택담보대출	0.49	광주 아파트가격	-0.24
대전 주택담보대출	0.31	대전 아파트가격	0.49



10) 상관관계분석 자료는 2009년 1월부터 2015년 10월까지의 지역별 아파트실거래가격지수와 주택담보대출의 변동률 자료를 이용하였다.



2. 단위근 및 공적분 검정

본 연구는 먼저 시계열자료에 대한 안정성 여부를 파악하기 위해 식 (1)의 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근(unit root) 검정을 실시하였으며, 검정결과는 <표 4>에 제시하였다. <표 4>의 단위근 검정 결과에서 수준변수들은 5%와 1% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 모두 기각하지 못해 불안정한 시계열로 나타난 반면, 1차 차분 변수들은 1%와 5% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하여 1차 차분 안정적인 시계열 I(1)로 나타났다. 따라서 수준변수는 불안정하지만 1차 차분을 한 변수들은 안정적인 것으로 밝혀졌다.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \delta_i \Delta y_{t-i+1} + \epsilon_t \quad (1)$$

그리고 실증분석을 실시하기에 앞서 Akaike정보기준(AIC)과 Schwarz기준(SC)의 값이 최소가 되는 최적시차를 선정해야 하므로 시차 1기부터 8기까지 순차적으로 검정하였다. 최적시차를 선정하는데 있어 AIC는 SC보다 과대 식별하는 경향이 있기 때문에 시차를 너무 길게 잡으면 오차항의 계열 상관은 줄일 수 있지만, 효율성이 떨어진다는 점을 감안하여 SC 정보기준에 따라 최적시차를 2기로 선정하였다.

벡터오차수정모형(VECM)을 통해 충격반응분석을 실시하기 위해서는 먼저 분석 대상의 시계열 자료들 간에 공적분 관계가 존재하는 것을 전제로 하기 때문에 공적분 검정을 실시하였으며, 그 결과는 <표 5>에 제시하였다. 공적분 검정결과에서 분석대상의 시계열 자료들 간에 서울과 광주는 5% 유의수준에서 공적분관계가 1개, 부산 대구 인천은 2개, 대전은 3개가 존재하는 것으로 나타났다. 이에 따라 각 지역별 아파트가격, 주택담보대출, 금리, 물가 등의 변수들 간에는 공적분관계가 성립하여 장기균형관계가 존재하는 것으로 밝혀짐에 따라 벡터오차수정모형을 적용하여 분석한다.

<표 4> ADF 단위근 검정

변수	수준변수	차분변수
서울 주택담보대출	-1.2232	-6.2780**
부산 주택담보대출	-2.9804	-8.6517**
대구 주택담보대출	0.4929	-10.5835**
인천 주택담보대출	-0.8179	-5.9667**
광주 주택담보대출	-1.6256	-7.2280**
대전 주택담보대출	-0.4534	-8.1368**
서울 아파트가격	-3.0778	-4.5974**
부산 아파트가격	-0.9788	-3.0400*
대구 아파트가격	-2.1361	-5.3950**
인천 아파트가격	-2.1721	-4.1392**
광주 아파트가격	-2.1717	-5.4330**
대전 아파트가격	-1.1429	-4.3952**
금리	-0.6222	-5.9440**
물가	-0.9802	-8.8506**

주) 검정식에는 절편과 추세항을 포함하였으며(단, 부산 아파트의 경우에는 상수항만 포함한 결과임).
* **는 각각 5% 1% 임계치를 나타냄.

<표 5> Johansen 공적분 검정

서울				부산				대구			
특성근	Tae	통계치	Hypothesized No. of CE(S)	특성근	Tae	통계치	Hypothesized No. of CE(S)	특성근	Tae	통계치	Hypothesized No. of CE(S)
0.30	57.45	47.85	None*	0.28	68.99	47.85	None**	0.30	69.81	47.85	None*
0.15	23.72	29.79	At most 1	0.23	37.91	29.79	At most 1*	0.22	36.73	29.79	At most 1*
0.09	8.69	15.49	At most 2	0.13	13.90	15.49	At most 2	0.14	13.93	15.49	At most 2
0.00	0.05	3.84	At most 3	0.00	0.38	3.84	At most 3	0.00	0.06	3.84	At most 3

인천				광주				대전			
특성근	Tae	통계치	Hypothesized No. of CE(S)	특성근	Tae	통계치	Hypothesized No. of CE(S)	특성근	Tae	통계치	Hypothesized No. of CE(S)
0.29	67.93	47.85	None*	0.34	63.81	47.85	None**	0.33	78.39	47.85	None*
0.22	35.83	29.79	At most 1*	0.18	25.69	29.79	At most 1	0.19	41.28	29.79	At most 1*
0.12	12.97	15.49	At most 2	0.07	7.59	15.49	At most 2	0.18	21.15	15.49	At most 2*
0.01	1.06	3.84	At most 3	0.00	0.06	3.84	At most 3	0.03	3.09	3.84	At most 3

3. 오차수정모형(VECM) 분석

본 연구는 첫째 각 지역별 아파트가격을 종속변수로 설정하여 분석하고, 둘째 가계부채인 지역별 주택담보대출을 종속변수로 설정하여 오차수정모형(VECM)을 통해 분석하였다. 왜냐하면 본 연구에서 분석하고자 하는 것은 각 지역별 아파트가격, 그리고 주택담보대출에 대해 독립변수가 미치는 영향을 분석한 결과를 제시하고자 하기 때문이다.

지역별 아파트가격을 종속변수로 설정한 VECM의 결과는 <표 6>에 제시하였다. 먼저 서울의 VECM 결과를 보면 아파트가격의 영향은 t-1기와 t-2기의 아파트가격이 t기의 아파트가격에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 금리는 t-2기에 부호가 반대로 나타나 아파트가격에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 분석되어 금리는 서울 아파트가격의 변화에 영향을 미치지 않는 것으로 해석된다. 그러나 물가는 아파트가격에 유의한 영향을

미치는 것으로 나타났다.

부산의 경우를 보면 t기의 아파트가격은 t-1기와 t-2기의 아파트가격으로부터 통계적으로 유의한 영향을 받는 것으로 나타났으며, 또한 t-1기의 주택담보대출과 물가도 t기의 아파트가격에 영향을 미치는 변수인 것으로 나타났다. 대구의 결과를 보면 t기의 아파트가격은 t-1기와 t-2기의 아파트가격에 의해서 영향을 받고, 주택담보대출과 물가는 t-1기에서 아파트가격에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 금리는 통계적으로 유의한 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다.

인천의 경우에는 t기의 아파트가격은 t-1기의 아파트가격에 의해서만 통계적으로 유의한 영향을 받는 것으로 나타났다. 그리고 광주와 대전의 결과를 보면 앞에서의 지역들에서와 마찬가지로 t-1기의 아파트가격은 t기의 아파트가격에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미칠 뿐만 아니라 물가도 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다.

다음으로 <표 7>에는 주택담보대출을 종속변수로 하여 모형을 설정한 VECM 결과를 제시하였다. 먼저 서울의 VECM 분석결과를 살펴보면 아파트가격은 t-2기에 주택담보대출에 유의한 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 주택담보대출은 t-1기에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 받는 것으로 나타났으며, 또한 금리의 경우에도 t-1기에 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났는데 이는 전기에 금리가 하락하면 주택담보대출이 증가한 것으로 파악된다. 이러한 결과는 금리가 하락하거나 아파트가격이 상승하면 주택담보대출도 증가하는 것으로 해석된다.

부산의 VECM 결과를 보면 t-1기의 아파트가격이 주택담보대출에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 아파트가격의 상승은 주택담보대출의 증가를 초래하는 요인으로 작용하는 것으로 분석된다. 금리도 주택담보대출에 대해 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

대구 VECM 결과를 보면 t-2기의 아파트가격이 주택담보대출에 대해 통계적으로 유의하게 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 대구의 경우는 다른 지역들에서 보다 추정계수 값이 높게 나타나 아파트가격의 상승에 따른 주택담보대출의 증가가 큰 것으로 파악되었다. 그리고 t-2기의 주택담보대출에 의해서도 유의한 영향을 받는 것으로 나타났다.

인천 VECM 결과에서는 t-1기의 금리에 대해서만 유의하게 영향을 받는 것으로 나타났지만 t-2기에서는 부호가 양(+)으로 나타나 금리의 효과가 상쇄되는 것으로 파악되었다. 광주의 VECM 결과에서는 아파트가격과 주택담보대출이 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났는데 이는 서울, 부산, 대구와 유사한 결과인 것으로 밝혀졌다.

<표 6> 아파트가격을 종속변수로 한 VECM 결과

변수명	서울아파트가격	부산아파트가격	대구아파트가격	인천아파트가격	광주아파트가격	대전아파트가격
아파트가격(t-1)	0.6266 (6.2416)***	0.1825 (1.7691)*	0.3104 (2.9248)***	0.5341 (4.6802)***	0.3181 (3.003)***	0.4960 (4.5516)***
아파트가격(t-2)	-0.0660 (-0.6060)	0.1767 (1.8649)*	0.1796 (1.6674)*	0.0010 (0.0084)	0.0926 (0.9302)	0.2265 (2.0351)**
주택담보대출(t-1)	0.3331 (1.4778)	0.3887 (3.9580)***	0.2088 (2.3743)**	0.0867 (0.6613)	0.1881 (1.9555)*	0.1359 (1.7074)*
주택담보대출(t-2)	0.0706 (0.3356)	0.0618 (0.6645)	0.0220 (0.2555)	0.0975 (0.7981)	-0.0146 (-0.1492)	0.1044 (1.3496)

금리(t-1)	-0.0510 (-1.0721)	-0.0140 (-0.6811)	-0.0189 (-0.9968)	-0.0367 (-0.9867)	-0.0358 (-1.3375)	-0.0320 (-1.4284)
금리(t-2)	0.1048** (2.4271)	0.0668 (2.9128)***	0.0174 (0.9546)	-0.0028 (-0.0809)	0.0004 (0.0159)	0.0170 (0.7205)
물가(t-1)	1.2562 (3.2712)***	1.1056 (5.4135)***	0.6936 (3.7164)***	0.6839 (2.0541)	0.9598 (3.6212)***	0.5355 (2.4553)**
물가(t-2)	-0.0004 (-0.0010)	-0.1223 (-0.5382)	-0.0416 (-0.2208)	0.2303 (0.7064)	0.5180 (1.7593)	-0.3369 (-1.5391)
상수항	-0.0031 (-1.8369)*	-0.0005 (-0.4528)	0.0006 (0.5701)	-0.0030 (-2.1207)**	-0.0008 (-0.5962)	-0.0012 (-1.0550)
Adjusted R-squared	0.5828	0.6377	0.6722	0.5202	0.4461	0.5027

* 유의수준 10% 수준에서 유의, ** 유의수준 5% 수준에서 유의, *** 유의수준 1% 수준에서 유의함을 나타냄.

<표 7> 주택담보대출을 종속변수로 한 VECM 결과

변수명	서울주택담보대출	부산주택담보대출	대구주택담보대출	인천주택담보대출	광주주택담보대출	대전주택담보대출
아파트가격(t-1)	0.0072 (0.1575)	0.3516 (3.0213)***	0.1708 (1.2960)	0.1205 (1.3055)	0.2126 (1.8375)*	0.2269 (1.4924)
아파트가격(t-2)	0.1278 (2.5573)**	0.1688 (1.5792)	0.4062 (3.0356)***	-0.0001 (-0.0007)	0.0333 (0.3066)	0.2517 (1.6211)
주택담보대출(t-1)	0.3936 (3.8034)***	-0.0256 (-0.2313)	0.0331 (0.3032)	0.5743 (5.4086)	0.2520 (2.3978)**	-0.0189 (-0.1701)
주택담보대출(t-2)	-0.0515 (-0.5337)	0.0124 (0.1183)	0.3097 (2.8911)***	-0.0729 (-0.7375)	-0.0569 (-0.5299)	-0.0002 (-0.0025)
금리(t-1)	-0.0983 (-4.4984)***	-0.0682 (-2.9247)***	-0.0621 (-2.6326)	-0.1453 (-4.8303)***	0.0327 (1.1175)	-0.1111 (-3.5489)***
금리(t-2)	0.0723 (3.6476)***	-0.0052 (-0.2037)	0.0021 (0.0952)	0.1042 (3.6950)***	-0.0160 (-0.5586)	0.0473 (1.4359)
물가(t-1)	-0.0813 (-0.4612)	-0.4439 (-1.9274)*	-0.3212 (-1.3860)	-0.0966 (-0.3586)	-0.2260 (-0.7806)	-0.4374 (-1.4374)
물가(t-2)	-0.0088 (-0.0480)	-0.3976 (-1.5508)	-0.0760 (-0.3243)	0.1978 (0.7500)	-0.1851 (-0.5755)	-0.0667 (-0.2186)
상수항	0.0023 (2.9575)**	0.0051 (3.8510)***	0.0011 (0.8387)	0.0020 (1.8102)*	0.0059 (3.7225)***	0.0059 (3.7514)***
Adjusted R-squared	0.3477	0.1897	0.4867	0.4696	0.1581	0.2132

* 유의수준 10% 수준에서 유의, ** 유의수준 5% 수준에서 유의, *** 유의수준 1% 수준에서 유의함을 나타냄.

4. 충격반응분석

상관관계분석과 벡터오차수정모형(VECM)에서 가계부채인 주택담보대출과 각 지역별 아파트가격 사이에는 관련성이 있는 것으로 나타나 충격반응분석을 실시하였다. 충격반응분석은 모형 내의 한 변수가 시차를 두고 내생변수들에 미치는 영향을 동태적으로 파악할 수 있는 분석방법이다. 본 연구에서 변수의 배열순서는 외생성(exogeneity)이 큰 것으로 판단되는

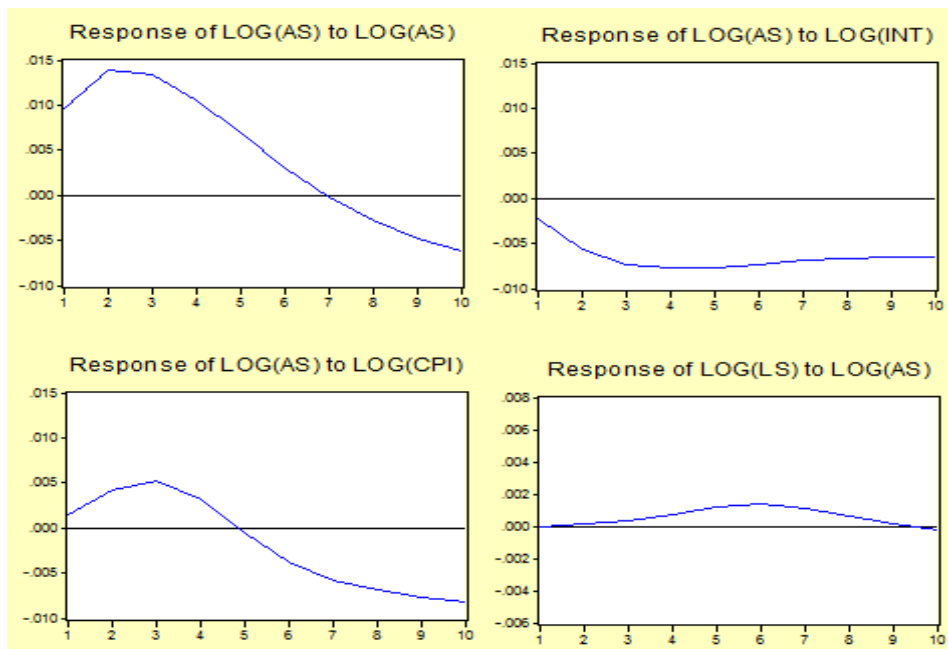
물가, 금리, 주택담보대출, 아파트가격을 순서로 배열하여 분석하였다.¹¹⁾ 충격반응의 시차 수는 2기로 하였으며, 추정 기간은 당기부터 10기까지 설정하였다.

<그림 4>는 서울지역의 벡터오차수정모형(VECM)을 통한 충격반응분석 결과이다. 먼저 서울의 경우를 살펴보면 아파트가격은 자체 충격에 의해 가장 크게 반응하는 것으로 나타났다. 금리의 충격으로 인한 아파트가격의 반응에서도 음(-)의 반응을 보임에 따라 금리의 하락은 아파트가격의 상승요인으로 작용하는 것으로 파악된다. 물가에 대해서도 아파트가격의 반응은 1기부터 5기까지 양(+)¹¹⁾의 반응을 나타내고 있어 물가의 상승은 아파트가격의 상승에 긍정적인 요인이 되는 것으로 파악된다.

<그림 5>에는 부산의 충격반응분석 결과를 제시하였다. 부산 아파트가격의 경우에서도 자체 충격에 의해 가장 큰 반응을 보이고 있는 것으로 나타났다. 아파트가격의 충격에 따른 주택담보대출의 반응은 1기부터 나타내기 시작하여 장기적으로 양(+)¹¹⁾의 반응을 보이는 것으로 나타났다. 아파트가격은 금리에 대해 1기부터 음(-)의 반응을 나타내고 있어 금리의 하락은 아파트가격의 상승작용을 하는 것으로 파악되었다.

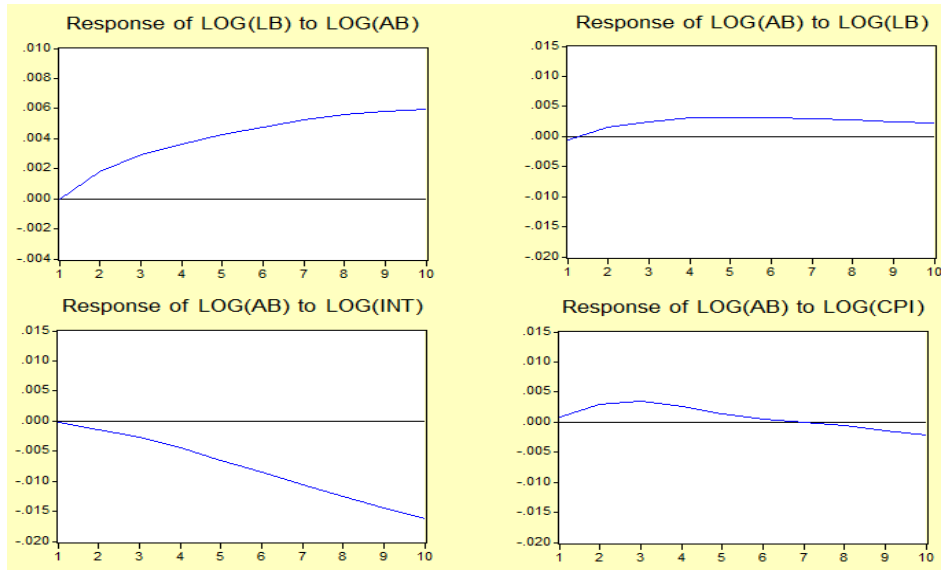
<그림 6>에 대구의 충격반응분석 결과를 제시하였다. 대구에서는 주택담보대출에 의한 아파트가격의 반응이 1기부터 비교적 크게 나타나기 시작하여 장기적으로 지속되는 것으로 나타나 주택담보대출이 아파트가격에 크게 영향을 미치는 것으로 파악되었다. 그리고 소비자물가도 아파트가격에 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 아파트가격은 주택담보대출에 대해 1기부터 양(+)¹¹⁾의 반응을 보임에 따라 아파트가격의 상승은 주택담보대출의 증가를 초래하는 것으로 파악된다.

<그림 4> 서울 충격반응 결과

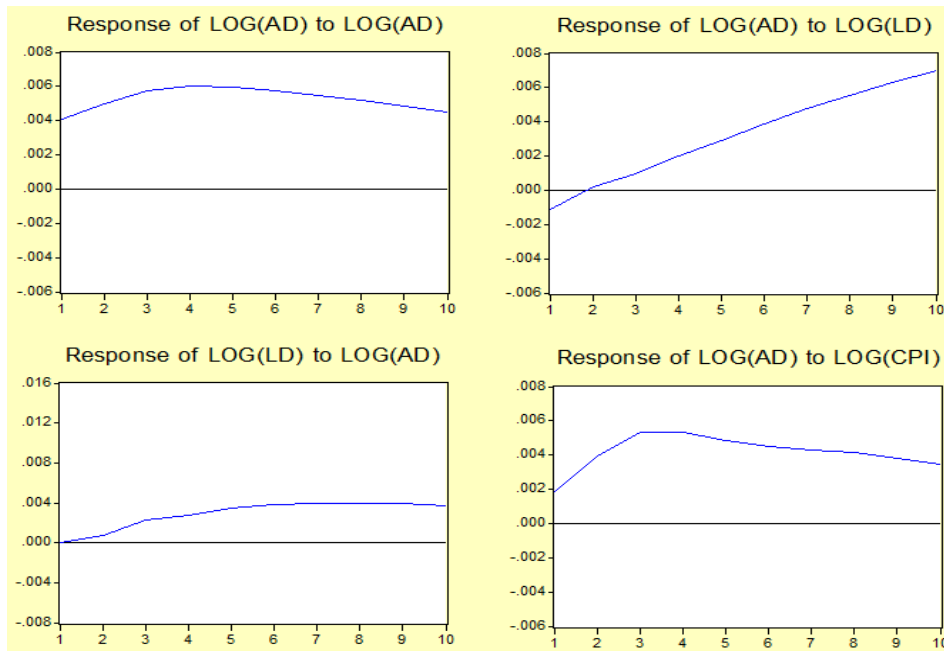


11) 변수명은 AS(서울 아파트가격), INT(주택담보대출 금리), CPI(소비자물가지수), LS(서울 주택담보대출), AB(부산 아파트가격), LB(부산 주택담보대출), AD(대구 아파트가격), LD(대구 주택담보대출)

<그림 5> 부산 충격반응 결과



<그림 6> 대구 충격반응 결과



IV. 결론

본 연구는 지역적으로 가계부채 증가와 주택가격 상승이 달리 이루어져 온 것에 주목하여 각 지역별 가계부채와 주택가격은 서로 어떤 영향을 미치고 있는지를 분석하여 각 지역 실정에 맞는 주택관련 정책의 방향성을 제시하기 위해 분석하였다. 본 연구에서는 2008년부터

1월부터 2005년 10월까지 월간자료를 이용하여 가계부채와 아파트가격간의 상관관계분석을 한 후 벡터오차수정모형(VECM)으로 분석하였다. 지역별로 가계부채와 아파트가격이 다르다고 판단되는 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전으로 구분하여 지역별로 분석하였다.

상관관계의 분석결과에서 인천 외의 다른 지역들에서는 가계부채(주택담보대출)와 아파트가격이 양(+)의 상관관계가 존재하여 이 두 변수들은 서로 관련성이 있는 것으로 나타났다. 특히 대구의 경우에는 주택담보대출과 아파트가격의 상관관계의 추정계수가 높게 나타나 주택담보대출과 아파트가격은 밀접한 관련이 있는 것으로 분석되었다.

다음으로 아파트가격을 종속변수로 한 VECM의 추정결과는 분석대상의 모든 지역에서 전기의 아파트가격으로부터 통계적으로 유의한 영향을 받게 되는 것으로 나타났다. 그리고 부산과 대구의 주택담보대출은 아파트가격에 상대적으로 유의적인 영향이 큰 것으로 나타났다. 따라서 이 지역 아파트가격이 상승하게 된 것은 주택담보대출에 기인한 요인이 크다고 판단된다.

그리고 가계부채인 주택담보대출을 종속변수로 하여 분석한 VECM의 결과를 살펴보면, 인천과 대전을 제외한 모든 지역의 아파트가격은 주택담보대출에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 서울, 부산, 대구, 광주지역의 아파트가격이 상승하면 주택담보대출도 증가하는 것으로 파악되었다. 그런데 분석대상의 기간 동안 금리도 주택가격이 상대적으로 높게 상승하였던 대구와 광주지역의 주택담보대출에 유의한 영향을 미치지 않았던 것으로 분석되었다.

그러므로 본 연구의 시사점은 분석기간 동안 특정 지역의 주택가격이 높게 상승한 것은 주택가격 상승에 대한 기대심리가 상승요인이 된 것으로 파악되었다. 따라서 지역의 가계부채 부실을 방지할 수 있는 주택담보대출에 대한 모니터링의 강화와 지역 실정에 맞는 주택 관련 금융정책의 방향성이 필요성하다고 판단한다.

<참고문헌>

- 김우영 외 1인(2014), 가계부채의 결정요인 분석, 국제경제연구, 제16권 제1호, 한국국제경제학회, pp.39-78.
- 김정렬(2015), 가계부채 규모와 연체율 결정요인에 관한 연구, 한일경상논집 제66권, 한일경상학회, 2015, pp. 25-46.
- 김현정 외 4인(2013), 우리나라 가계부채의 증가 원인 및 지속가능성 분석, 한국은행 BOK 경제리뷰, Discussion Paper Series No. 2013-5, 2013.3, pp.1-42.
- 임대봉(2013), 주택시장의 대출규제(LTV·DTI)와 주택가격, 그리고 가계부채에 관한 연구, 국토계획, 제48권 제3호, pp.361-381.
- 조광조(2013), 가계대출과 주택가격의 상관관계: 글로벌 금융위기 전후를 중심으로, 경제연구 제31권 제1호, 한국경제통상학회, pp. 133-162.
- 전해정·박 현(2012), “유동성과 주택가격간의 동학적 상관관계분석-글로벌 금융위기 전후를 중심으로-” 「부동산연구」, 제22집 제2호, pp.103-121.

- 홍기석(2013), 가계부채와 부동산, 한국경제의 분석, 한국금융연구원, 19권 3호, pp.99-165.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller., "Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root," Journal of the American Statistical Association 74, 1979, pp.427-431.
- Engle, Robert F. and C. W. J. Granger. "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," Econometrica, Vol. 55, No. 2, 1987, pp. 251-276.
- Goodhart, Charles and Boris Hofmann, Deflation, Credit, and Asset Prices. in Deflation ed. Burdekin, Richard C. and Pierre L. Siklo, Cambridge U.K.: Cambridge University Press, 2004.
- Gilchrist, Simon and Leahy John V., "Monetary Policy and Asset Prices," Journal of Monetary Economics, 49, 2002, pp.75-97.
- Johansen, S. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," Journal of Economic Dynamics and Control, 1988, 12, pp. 1-54.
- Frederic S. Mishkin The Channels of Monetary Transmission: Lesson for Monetary Policy, NBER Working Paper Series, 1996, pp.1-27.