



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

박 사 학 위 논 문

전세시장의 구조에 관한 연구

－ 전세가격 상승기를 중심으로 －

A Study on the Structure of the Chonse Market
: Focused on the Period of Chonse Price Increase



한성대학교 대학원

경 제 · 부 동 산 학 과

부 동 산 경 제 학 전 공

조 이 운

박 사 학 위 논 문
지도교수 김상봉

전세시장의 구조에 관한 연구

－ 전세가격 상승기를 중심으로 －

A Study on the Structure of the Chonse Market
: Focused on the Period of Chonse Price Increase



한성대학교 대학원

경 제 · 부 동 산 학 과

부 동 산 경 제 학 전 공

조 이 운

박 사 학 위 논 문
지도교수 김상봉

전세시장의 구조에 관한 연구

－ 전세가격 상승기를 중심으로 －

A Study on the Structure of the Chonse Market
: Focused on the Period of Chonse Price Increase

위 논문을 부동산경제학 박사학위 논문으로 제출함

2 0 1 5 년 12 월 일

한성대학교 대학원
경 제 · 부 동 산 학 과
부 동 산 경 제 학 전 공
조 이 운

국 문 초 록

전세시장의 구조에 관한 연구 - 전세가격 상승기를 중심으로 -

한성대학교 대학원
경제 · 부동산학과
부동산 경제학전공
조 이 윤

최근 전세시장에서 전세가격과 매매가격 간 구조적 변화로 인해 전세가격이 상승하고 있다. 금융위기 이전의 일반적인 현상은 주택가격과 전세가격은 동조화 현상을 보이고 있다. 그러나 주택가격은 하향 안정화되고 있으나 전세가격이 지속적으로 상승하는 등 주택가격과 전세가격의 일반적인 동조화 현상이 어긋나고 있다. 또한, 전세가격 상승으로 서민의 주거부담을 덜어주고자 주택임차금융이 확대되었지만, 저금리 상황에서 정책당국의 금융지원 활성화로 전세보증대출이 증가되었고, 결국 전세가격 상승의 원인으로 이어졌다.

글로벌 금융위기 이후 주택공급이 일부 제한되면서 중소형 아파트 시장에서 전세가격이 급등하게 되었다. 이러한 전세가격 상승으로 서민의 주거비의 상승은 가계경제에 영향을 미치게 되어 가계의 소비와 저축을 동시에 줄이는 효과를 가져 오게 되었다.

본 논문은 주택가격 안정화 속에서 전세가격이 급등한 결과를 분석하여, 우리나라 전세가격 상승기를 정의하고 전세시장의 구조적 변화에 대한 정책방향 제고를 위한 내용과 시사점을 제시하고자 한다.

첫째, 전세가격상승기에 주택임차금융 지원이 전세가격 상승에 직접적인 영

향이 있는지 여부를 분석하는 것이다. 2008년 1월부터 2013년 8월까지 월별 전세가격, 매매가격, 산업생산지수, 임차보증비율, 주택담보대출 이자율을 이용하였다. 실증분석 결과, 임차보증비율은 전세가격에 대해 단기적인 설명력이 큰 것으로 나타난다. 따라서 주택금융은 전세가격 상승의 직접적인 원인이 되는 것으로 분석했다.

둘째, 전세가격 상승세가 지속되면서 가구의 전세부담 정도가 높아지고 있다. 이러한 임차부담 정도를 측정할 수 있는 새로운 주거임차부담지수 도입이 필요하다. 이를 지수화하기 위하여 한국주택금융공사가 공표하는 주택구입부담지수(K-HAI)산출방법 적용가능성을 임차로 바꾸어 적용했다. 그 결과 임차부담비율이 소득의 35%를 넘는 수치로 나타났고 임차부담지수는 지속적으로 상승했다.

마지막 실증 분석에는 전세가격상승기에 전세보증대출 증가가 전세가격 상승의 요인으로 작용하면서 주택담보대출 잔액 변화에 영향이 있는지 여부를 분석하는 것이다. 2005년 6월부터 2015년 6월말까지 121개월의 월별 주택가격, 전세보증잔액 증가율을 이용하였다. 실증분석결과 주택담보대출의 자기자신에 대한 설명력은 시간에 따라 줄어들며, 전세보증잔액에 의해 영향을 많이 받는 것으로 나타난다. 전세보증잔액은 주택담보대출 잔액에 대해 단기적인 설명력이 큰 것으로 나타난다. 따라서 전세보증잔액 증가율은 주택담보대출 증가율에 영향이 있음을 확인 하였다.

결론적으로 전세가격 상승기 서민 주거부담지수 도입을 통해 소득의 35% 이상을 주거부담에 사용하고 있는 것으로 알 수 있었다. 또한 전세보증잔액의 증가로 전세가격이 상승하였으며, 그 결과 주택담보대출 잔액 증가율에 영향이 있음을 확인하였다. 이러한 실증분석 결과를 통해 정책당국의 주택관련 정책 수립시 주택금융 정책이 나아가야 할 방향을 제시하고자 한다.

【주요어】 전세가격상승기, 전세, 주택임차금융, 주거임차부담지수, 전세보증대출

목 차

| | |
|-----------------------------------------|----|
| I. 서 론 | 1 |
| 1.1 연구의 배경 및 목적 | 1 |
| 1.1.1 연구의 배경 | 1 |
| 1.1.2 연구의 목적 | 2 |
| 1.2 연구의 범위와 방법 | 3 |
| 1.2.1 연구의 범위 | 3 |
| 1.2.2 연구의 방법 | 4 |
| 1.2.3 연구의 내용 | 4 |
| II. 이론적 배경 | 6 |
| 2.1 전세가격 상승기 전세시장 구조에 관한 선행연구 | 6 |
| 2.1.1 전세가격 상승기 구조이론 | 11 |
| 2.2 전세가격 상승에 대한 이론연구 | 17 |
| 2.3 주거 전세부담지수 도입에 관한 이론연구 | 23 |
| 2.4 전세보증잔액, 주택담보대출, 주택가격에 관한 이론연구 | 27 |
| 2.5 선행연구와의 차별성 | 32 |
| III. 연구설계 | 35 |
| 3.1 연구모형 | 35 |
| 3.2 자료수집 | 37 |

| | |
|---------------------------------------------|-----|
| IV. 실증분석 | 38 |
| 4.1 전세가격 상승요인과 주택임차금융의 동태적 분석 | 38 |
| 4.1.1 충격반응함수 | 43 |
| 4.1.2 분산분해 | 45 |
| 4.1.3 소결론 | 47 |
| 4.2 주거전세부담지수 도입과 서울 아파트 전세 적용 분석 | 50 |
| 4.2.1 주거 임차부담비용에 대한 정의 | 50 |
| 4.2.2 임차자금대출자료 분석 | 50 |
| 4.2.3 산출방법 도출 | 52 |
| 4.2.4 지수의 산출 | 59 |
| 4.2.5 서울시 아파트 전세보증금 사례를 통한 지수 적용 | 63 |
| 4.2.6 소결론 | 69 |
| 4.3 전세보증대출이 주택담보대출 증가율에 미치는 영향에 관한 연구 | 71 |
| 4.3.1 자료의 분석 | 71 |
| 4.3.2 실증 분석 | 73 |
| 4.3.3 충격반응함수 | 78 |
| 4.3.4 분산분해 | 80 |
| 4.3.5 소결론 | 82 |
| V. 결 론 | 84 |
| 5.1 연구의 요약 | 84 |
| 5.2 연구의 한계 및 정책적 시사점 | 85 |
| 5.2.1 연구의 한계 | 85 |
| 5.2.2 정책적 시사점 | 86 |
| 참고문헌 | 88 |
| ABSTRACT | 102 |

표 목차

| | |
|------------------------------------------|----|
| <표 1> 전세시장 구조에 관한 선행연구 | 6 |
| <표 2> 전세가격 상승기에 대한 정의 | 11 |
| <표 3> 기간별 전세가격 상승 개월 수 및 상승률 | 14 |
| <표 4> Johansen 공적분 검정 결과 | 17 |
| <표 5> 주거 전세부담지수에 관한 선행연구 | 23 |
| <표 6> 전세보증대출, 주택담보대출, 주택가격 선행연구 | 28 |
| <표 7> 전세보증대출, 주택담보대출, 주택가격 선행연구 | 31 |
| <표 8> 선행연구와의 차별성 비교 | 33 |
| <표 9> 변수 정의 및 출처 | 40 |
| <표 10> 모형변수의 안정성 검정 결과 | 40 |
| <표 11> 시차길이 결정을 위한 정보 기준 | 41 |
| <표 12> Johansen 공적분 검정 결과 | 41 |
| <표 13> 공적분 방정식 | 42 |
| <표 14> VECM 추정 결과 | 44 |
| <표 15> 그랜저 인과관계 | 44 |
| <표 16> 전세가격에 대한 충격반응함수 | 46 |
| <표 17> 전세가격 예측오차의 분산분해 | 47 |
| <표 18> 전세자금대출을 80% 받았을 때의 원금과 이자예시 | 53 |
| <표 19> 변수의 조작적 정의 및 자료의 출처 | 59 |
| <표 20> 전국 주거임차부담지수 산출 예시 | 60 |
| <표 21> 서울시 주거임차부담지수 산출 | 65 |
| <표 22> 변수 정의 및 출처 | 73 |
| <표 23> 모형변수의 안정성 검정 결과 | 73 |
| <표 24> 기초 통계량 | 75 |
| <표 25> Johansen 공적분 검정 결과 | 75 |
| <표 26> 그랜저 인과관계 | 76 |
| <표 27> 전세보증잔액에 대한 충격반응함수 | 79 |
| <표 28> 예측오차 분산분해 | 80 |

그림 목차

| | |
|-------------------------------------------|----|
| <그림 1 > 연구의 내용 | 5 |
| <그림 2 > 전국주택 매매가격지수와 전세가격지수 교차(Cross)시점 | 13 |
| <그림 3 > 전국 매매가 대비 전세가격(전세비율) | 14 |
| <그림 4 > 전국/서울 아파트 매매/전세가격 추이 | 15 |
| <그림 5 > 전국주택과 전국 아파트 전세가비율 추이 | 15 |
| <그림 6 > 서울 아파트 매매/전세가격지수 교차(Cross)시점 : 3회 | 16 |
| <그림 7 > 충격반응함수 | 46 |
| <그림 8 > 계절성의 예시 | 47 |
| <그림 9 > 주거임차부담지수 추이(전국) | 55 |
| <그림 10> 주택임차부담지수와 주택구입부담지수 추이 | 56 |
| <그림 11> 주거임차부담지수와 주택구입부담지수 추이 | 61 |
| <그림 12> 주거임차부담지수 추이(전국/서울) | 62 |
| <그림 13> 주거임차부담지수 전월대비 증가율 추이(전국/서울) ... | 63 |
| <그림 14> 주택구입부담지수와 주거임차부담지수의 비교(전국/서울) | 66 |
| <그림 15> 매매가격과 전세가격지수 장기 추이(전국 아파트기준) | 67 |
| <그림 16> 충격반응함수 | 68 |
| <그림 17> 예측오차의 분산분해 | 71 |

I. 서 론

1.1 연구의 배경과 목적

1.1.1 연구의 배경

최근 전세가격의 지속적 상승으로 서민의 주거부담이 가중되고 있다. 2008년 금융위기 이후 아파트 전세가격과 매매가격 간 구조적 변화가 발생하였다¹⁾ 이러한 구조적 변화가 전세가격 상승을 견인하고 있다고 볼 수 있다. 특히 2010년을 지나면서 전세가격과 매매가격의 상황이 그 이전과는 다르게 전개되고 있다²⁾. 2010년 이후, 우리나라 수도권 부동산시장은 과거에 보기 힘들었던 매매시장과 전세시장의 양극화 현상이 뚜렷하게 나타나고 있다³⁾. 이는 매매시장은 회복되지 못하고 전세가격은 지속적으로 상승하고 있기 때문에 나타나는 현상으로 임대인의 불안심리를 부추겨 저성장, 저금리 기조에서 전세위주의 임대에서 보증부 월세 또는 월세로 전환하여 임대료의 현실화를 추구하고자 하기 때문이다. 금융위기 이전에는 주택가격이 상승하면 전세가격도 상승하였다. 그러나 금융위기 이후에는 주택가격이 하락함에도 불구하고 전세가격은 상승하는 기현상이 나타나고 있다. 다양한 연구들이 전세가격 결정모형 및 변동률을 통해 전세가격 상승요인을 분석하고 있지만, 현재의 전세가격 상승요인의 독립변수를 전세의 수요와 공급 측면, 아파트 및 가격 특성, 사회적 특성으로 추정하고 있다⁴⁾. 하지만 전세가격 상승요인을 구체적으로 설명하기는 부족한 상황이다.

또한 전세가격 상승으로 전세보증대출이 증가하고 있는데, 전세대출의 지속적인 증가는 전세가격 상승기에 주택담보대출에도 영향을 미치고 있다. 전세대출이 증가하면 전세가격에 영향을 주고 주택담보대출에도 영향을 주기 때문이다. 이러한 영향으로 정책당국의 금융지원 확대가 요인으

1) 임상수. (2011).

2) 성주한·윤영식. (2013).

3) 윤병우·최경옥. (2011).

4) 성주한·윤영식. (2014).

로 볼 수 있다. 전세가격이 상승하면 주택가격이 상승하거나 하락해야 함에도 불구하고 주택가격이 상승하지 않는 이유이기도 하다.

또한 이러한 아파트 전세가격 상승에 따른 서민전세 주거부담이 상승하고 있는데, 전세가격 상승을 피해 타 지역으로 이전하는 등 이사비, 교통비가 증가하고 있다. 이에 전세가격, 소득, 주택금융 요소의 데이터를 기반한 설정기준 및 산정방법을 통해 현재 정책적으로 활용되고 있는 주택구입부담지수와 같이 서민전세 주거부담지수 도입을 통해 서민전세 주거부담 정도를 파악해 정책적 활용이 필요할 때이다.

이러한 아파트 전세가격 상승요인의 역전 현상을 바라보며 현 기조를 견인하는 것에 대한 근본적인 문제점은 무엇인가에 대한 의문을 제기할 수 있었다. 이에 따라 전세시장에서 전세가격을 결정하는 요인이 금융지원의 활성화에도 영향이 있을 것이라 생각하였다.

1.1.2 연구의 목적

따라서 본 연구는 거시경제 호전에도 불구하고 주택가격에 비해 전세가격이 급등한 이유를 주택금융의 활성화가 직접적인 요인인지 여부를 살펴보고자 한다. 정책당국이 주거 안정을 위한 금융지원정책 중 전세 관련 유동성 증가가 전세가격 상승의 직접적인 요인임을 살펴보고자 한다. 주택가격 상승에 대한 기대심리 하락은 주택의 자산 수요에서 공간수요로 전이되었다고 볼 수 있다.

또한, 전세보증금 상승에 대한 부담은 과도한 주거비 지출이 가계 불안정으로 이어질 수 있는지 여부, 서민전세 주거부담지수 도입을 통해 서울시 아파트 전세에 적용하여 적합한 정책적 의사결정수단으로 활용될 수 있는지 여부를 목적으로 한다. 전세보증잔액 증가는 전세가격 상승기의 주택담보대출 증가율에 영향이 있는지 여부를 밝히고 전세보증잔액은 주택담보대출에 대해 단기적인 설명력이 큰 것인지 여부도 확인하고자 한다. 주택담보대출이 증가하는 이유로 전세보증잔액 증가와 유의미함을 분석하는 것이다. 기존의 선행연구에서 밝힌 매매가격과 전세가격과의 관계

및 전세가격 결정요인 분석을 통하여 전세가격 상승요인에 대한 추가적인 독립변수를 찾아 설명하고, 서민전세 주거부담지수 도입을 통해 전세가격 상승에 따른 도시근로자의 부담정도를 지수화하여 적용해보는 것에 목적이 있다.

1.2 연구의 범위 및 방법

1.2.1 연구의 범위

본 연구의 분석대상은 전세가격으로 전세가격 상승요인을 주택임차금융 확대에 따른 요인으로 가설 설정하였다. 본 연구와 기존 연구와의 차이점은 두 가지로 구분하여 살펴볼 수 있는데, 첫째, 주택전세대출이 전세가격의 상승으로 이어질 수 있다는 추정결과에 대한 연구⁵⁾의 한계점을 보완하여 임차보증비율(임차보증잔액/(주택담보대출잔액)+임차보증잔액))⁶⁾을 독립변수로 추가하여 실증분석을 시도하였다. 이 연구의 시간적 범위는 주택공급이 제한된 금융위기 당시인 2008년 1월부터 본격적인 전세가 상승기인 2013년 8월까지 68개월을 대상으로 하였다. 둘째, 주택가격에 대한 주택구입부담지수와 같은 전세가격에 대한 전세 주거부담지수 도입을 통해 도시근로자의 주거부담 및 서울시 전세가격 상승 사례에 적용하여 분석하고 주택수요 변화에 대한 구조를 밝히고자 한다. 한국주택금융공사의 주택구입부담지수(K-HAI)는 주택매매시장에서 부담정도를 계량화하여 정부의 주택금융관련 정도를 파악할 수 있는 지표로 활용되고 있다. 본 연구도 주거 임차부담지수 도입을 검토하여 주택구입부담지수에 임차부담지수 적용여부와 서울시 아파트 전세가격에 적용여부를 연구대상으로 한다. 셋째, 전세대출의 지속적인 증가는 주택담보대출 증가율 영향여부를 확인하고자 한다. 본 연구의 시간적 범위로는 2005년 6월부터 주택가격이 완만하게 상승하고 전세가격도 상승한 2015년 6월까지 121개월

5) 김정렬. (2013).

6) 임차보증비율은 가계대출 중에서 임차보증금액 비율이며, 변수의 역할은 전세대출금 증가율에 따른 전세가격 영향도 분석을 목적으로 한다.

을 대상으로 하였다.

1.2.2 연구의 방법

본 연구에서는 아파트 전세가격 상승요인을 분석하기 위해 첫째, 전세가격과 주택임차금융에 대해 살펴본다. 동태적 분석을 위해서 벡터자기회귀모형(Vector Auto Regressive Model, VAR) 또는 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model, VECM)을 이용하여 분석한다.

둘째, 현재 한국주택금융공사가 공표하는 주택구입부담지수(K-HAI) 산출방법의 적용가능성 및 적용 시 발생가능한 문제점 등을 포함한 전세주거부담지수의 산출방법을 연구한다.

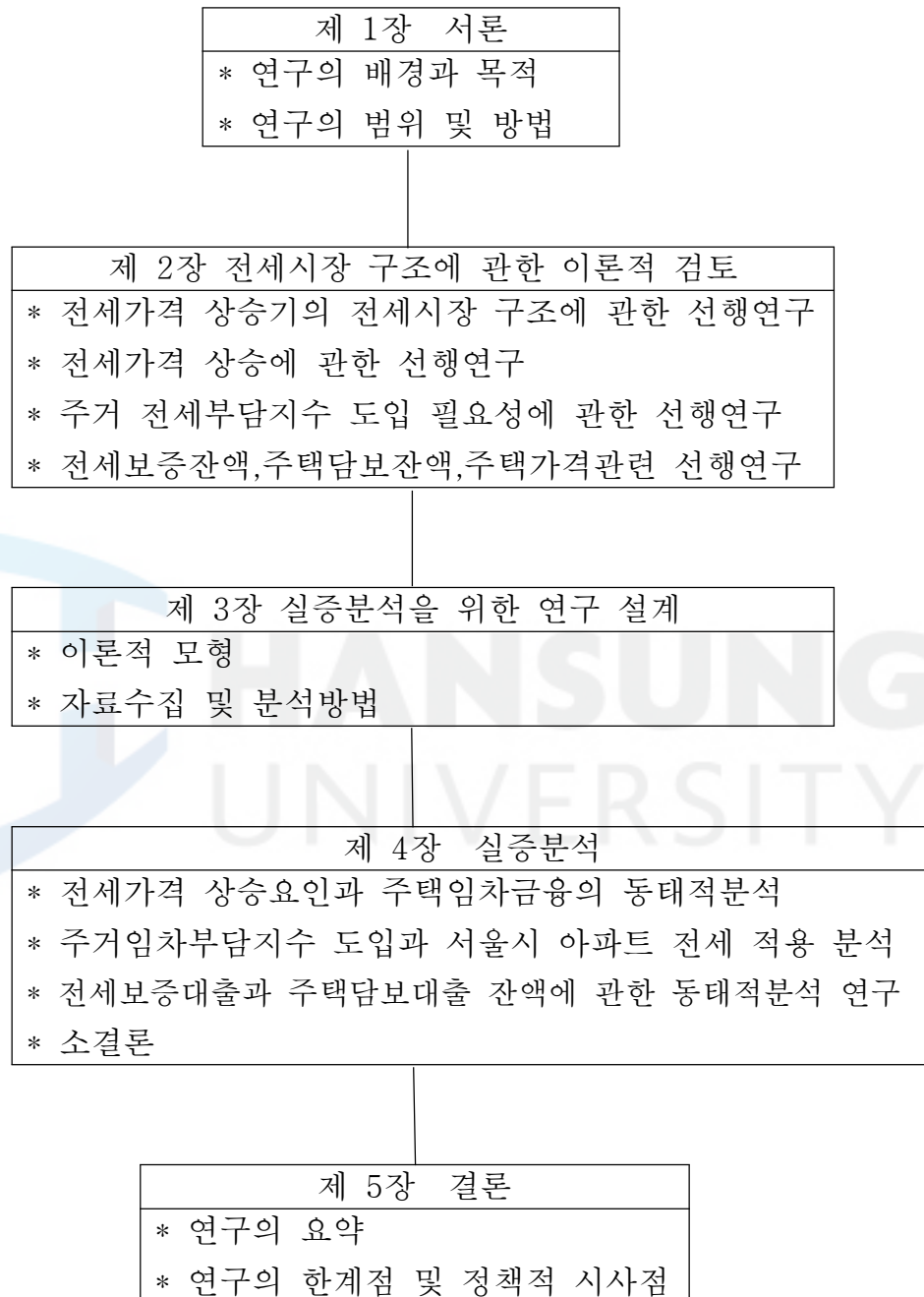
셋째, 전세보증대출과 주택담보대출에 대해 살펴본다. 동태적인 설명을 위해 최근 10년간 주택가격지수 변화와 증감률을 통해 시계열측면으로 관찰하고 전세보증대출, 대출이자율, 전산업생산지수, 전세가격지수, 매매가격지수 분석을 통해 전세보증대출 증가율이 특정기간 중에는 영향이 있다는 가설로 VECM과 VAR을 이용 분석한다.

1.2.3 연구의 내용

본 논문은 전세가격 상승기의 상승요인을 분석하기 위해 주택임차금융과의 관계, 전세 주거부담지수 도입, 전세보증잔액과 주택담보대출의 관련성의 3개 논문이 연결된 구조로 되어 있다. 제 1장에서는 본 연구의 배경 및 목적, 연구의 범위와 방법을 제시하였다. 제 2장에서는 전세가격 상승기의 전세시장 구조에 관한 기존 이론적 검토와 선행연구와의 차별성을 살펴보고 제 3장에서는 실증분석을 위한 연구 설계단계로 이론적 모형과 분석 자료를 연구하였다. 제 4장에서는 실증분석 단계로 전세시장의 구조로 전세가격 상승요인 분석, 전세가격 상승에 따른 주거전세부담지수의 필요성에 대하여 연구, 전세보증잔액 증가에 따른 주택담보대출 관련성 여부를 실증 분석하였다. 마지막으로 제 5장은 결론 부분으로 연구의 요

약 및 연구의 한계점 및 정책적 시사점으로 결론을 제시하였다.

<그림 1> 연구의 내용



II. 이론적 배경

2.1 전세가격 상승기의 전세시장 구조에 관한 선행연구

<표 1> 전세시장 구조에 관한 선행연구

| 연구자 | 논문제목 | 변수 | 분석결과 |
|-----------------------|----------------------------------------|----------------------------------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| 박헌수 (2009) | VAR모형을 이용한 부동산 가격 변동요인에 관한 연구 | 금리, 전세가격, 매매가격 | 금리영향에 따라 전세가격관리는 매매가격에 더 영향이 있다. 그 내용은 매매는 후자 개념으로, 전세는 실거주자 위주여서 금리변동이 자산 증식 수단인 매매시장에 더 민감하게 영향을 미친다. |
| 송준혁 (2012) | 구조변화를 감안한 우리나라 주택시장 분석 | 매매가격, 전세가격, 물가상승률, 실질이자율 | 주택매매시장과는 달리 전세시장 변동은 대부분 전세가격의 변동을 설명하는 비중이 높게 나타났다. 글로벌 금융위기 이후 전세 및 매매가격의 동조성이 되어 이전과는 다른 장기 균형관계가 형성된다. |
| 문규현 (2000) | 우리나라 아파트가격의 비대칭성에 관한 연구-아파트 매매/전세가격 중심 | 매매가격지수, 전세가격지수 | 금융위기 이전에는 아파트전세가격 지수가 매매가격지수에 더 많은 영향을 미쳤으나, 금융위기 이후에는 서로간에 정한 이전효과가 존재함을 보였다. 금융위기 이후 매매시장과 전세시장 간에는 정보의 비효율성이 존재한다. |
| 최성호, 이창무 (2009) | 매매, 전세, 월세 시장 간 관계의 구조적 해석 | 순수월세지수, 매매지수, 전세지수, 주택재고량, 시장이자율 | 전세가격은 매매가격 및 월세와 동일한 방향성을 갖는다. 전세와 매매가격이 동일한 방향성을 갖지 않는다. 전세가격은 매매가격 하락시에도 순수월세 영향으로 상승 혹은 하락이 가능하다. |

| 연구자 | 논문제목 | 변수 | 분석결과 |
|-------------------------------|-------------------------------------------|--------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| 전해영, 박현수 (2012) | 거시경제원인을 고려한 주택매매전세시장의 동 학적 상관관계분석 | 매매가격지수, 전세가격지수, 회사채수익률 | 2008년 이후 전세가격과 매매가격은 장기균형관계가 상실되고, 이자율이 증가하면 매매가격이 전세가격에 영 향을 주며, 이자율이 하락하면 전세가 격이 매매가격에 영향을 준다. |
| 전해영 (2015) | 패널 VAR모형을 이용 한 한국주택매매, 전세 시장에 관한 연구 | 매매가격, 전세가격, 금리, 경제활동인구, 토지거래량 | 금융위기이후에는 주택전세가격이 주 택매매가격이 정(+)의 반응, 주택가 격이 하향 안정화를 유지하는 반면 매 매를 통한 시세차익이 어려워 수요자 들은 매매를 꺼리고 전세를 선호, 임 대인의 월세 선호로 인해 전세 물량 부족으로 전세가격이 상승해 전세시 장이 매매시장에 미치는 영향이 커 졌다. |
| 류현욱, 고성수 (2015) | 전세서비스시장의 변화에 관한 연구 | 전세가격, 기대가격상승률, 초과수익률, 주택공급실적 | 임대주택(전세주택+보증부월세)전 세가격과 매매가격의 탈동조화 현상 분석함 |
| 성주한, 서철수, 윤정득 (2014) | 특성별 서울 아파트 전세가격 결정모형에 관한 연구 | 아파트 특성, 아파트 가격 특성, 수요 공급 특성, 사회적 특성 | 아파트 전세가격 결정모형은 ①아파트특성(물리전, 단지, 인지 브랜드, 지역특성) ②가격특성(지가변동률, 매매가격, 전세가격) ③수요,공급(인구수, 멸실수, 재건축입주량) ④사회적특성(shift유무) 서울시 전세가격 폭등은 수요와 공급의 불균형임. 특히 교육, 쾌적성, 접근성 |
| 박문서 외 (2012) | 시스템다이내믹스 방법론을 활용한 국내 전세 구조분석 | 주택시장 수용모형, 주택시장 공급모형, 전세시장 공급가격모형 | 전세가격의 증가가 곧 주택구입 및 주 택시장 활성화의 전제조건으로 해석 할 수 있는 점을 모형을 통해 설명. 주택가격이 정체되어 있어도 기대가 격 상승의 부재로 주택구매자가 줄어 전세수요가 증가하며 투자자의 감소 로 전세 공급은 줄어들고, 전세가격의 민감한 상승을 가져올 수 있다는 결 론 도출함. |

박헌수, 안지아(2009)는 서울시 구별 주택매매가격 및 전세가격과 거시 경제 변수간의 관계를 규명하고 주택가격변동에 영향을 미치는 요인들의 충격에 대한 주택가격의 변화를 충격반응 분석을 통해 장·단기적 효과를 분석하였다. 분석 결과 금리가 서울시 구별 주택매매시장에 미치는 영향은 단기적인 것으로 나타났으며, 주변지역의 전세가격이 1단위 증가하면 주택매매가격은 단기에 평균 0.305 상승하는 것으로 나타났다. 주택전세가격에 대한 충격반응분석 결과 단기적으로 전세가격은 주택매매가격과 비교할 때, 금리의 영향이 1/4수준으로 나타났다. 주변지역 전세가격의 충격반응은 단기적으로는 매매시장과 차이가 없지만 주변지역 매매가격이 구별 전세가격에 미치는 영향은 매매시장과 큰 차이를 보이고 있다. 이는 재건축으로 인한 공급물량이 늘어 전세가격이 낮아지거나, 주변지역의 주택가격이 상승함에 따라 전세시장의 수요가 매매시장으로 이동한 것으로 해석할 수 있다. 금리가 차지하는 비중은 전세가격에 대한 금리의 영향이 매매가격에 대한 것보다 낮게 나타나 매매가격의 변동이 금리변동에 더 영향을 받는 것으로 나타났다. 이는 전세시장이 실수요자 중심이라면 매매시장은 자산증식의 수단으로 투자를 하기 때문이라 볼 수 있다. 따라서 주택가격의 변화를 구성하는 요인들을 예측하고 지역별로 차별화된 정책을 수립해야 한다. 송준혁(2012)은 자산가격 결정모형에서 도출되는 모든 주택 및 거시 변수를 통합하여 공적분 감정을 수행하고 벡터오차수정모형을 수립하여 주택시장을 분석하고자 한다. 주택매매시장과는 달리 전세시장 변동은 대부분 전세가격의 변동을 설명하는 비중이 높게 나타났다. 글로벌 금융위기 이후 전세 및 매매가격의 동조성이 파괴되어 이전과는 다른 장기 균형관계를 형성한다. 문규현(2010)은 우리나라에서 아파트 매매시장과 전세시장에 정보의 비대칭이 존재하는지 파악했다. 1986년 1월부터 2009년 4월까지 월별자료를 이용하고 전체 표본을 외환금융위기 전후로 나누어 설정하였다. 그랜저 인과관계 검정법 결과 금융위기 이전에는 전세가격지수 변동이 매매가격지수를 선도했으나, 이후에는 전세가격지수 변화량이 매매가격지수 변화량을 5% 통계적 유의 수준에서 선도했다. 그러나 금융위기 전후를 통해 아파트 매매가격지수는 전세가격지수를 변화

량이나 변동성에서 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 이를 통해 양자 간에는 대칭적 정보이전효과가 존재함을 추론할 수 있다. 이분산성을 통한 아파트시장의 분석결과에서도 정보이전효과가 나타났다. 최성호 이창무(2009)는 부분균형과 재정거래 조건하에서 매매와 순수 월세시장의 성격을 지닌 전세시장의 움직임을 분석했다. 분석 결과는 전세가 매매가격 및 월세와 동일한 방향성을 가진다는 이론 모형을 확인하며 전세와 시장이자율 및 기대가격상승률이 반드시 반대방향으로 움직이지 않는다고 나타났다. 전세시장의 이중적 성격은 매매가격 상승 국면에서 상승 가능하며, 하락시점에도 순수 월세의 영향으로 상승 혹은 하락할 가능성이 있다. 또한 임대시장의 외생변수인 시장이자율과 기대가격상승률에 의해서도 변동될 수 있다. 전해영(2015)은 주택매매시장과 전세시장 간의 동태적 관계를 전국적, 지역적 요인을 고려하기 위하여 16개 광역시·도의 자료를 패널 VAR모형을 이용해 실증분석 하였다. 분석 결과 글로벌 금융위기 이전에는 주택매매시장이 상승기이었기 때문에 자본이득의 실현이 가능해 전세시장이 매매시장에 미치는 영향력은 거의 없었다. 반면 이후에는 주택매매시장이 하향안정세를 유지하는 반면 매매를 통한 시세차익이 어렵다 판단한 수요자들은 매매를 꺼리고 전세를 선호하게 된다. 이에 임대인들은 안정적인 월세 선호로 인해 전세가격은 상승하게 되었다. CD금리가 주택매매시장에 정(+)의 영향력이 보이는 것은 정부는 지속적인 금리인하를 시행하지만 매매시장은 하향안정세를 유지하기 때문인 것으로 판단한다. 그러므로 지역별로 차이는 있지만 전세가격의 상승은 매매가격의 상승으로 이어질 수 있고, 금리인하를 통한 주택시장 활성화 정책은 실효성이 크지 않다는 결론을 얻을 수 있다. 류현욱, 고성수(2015)는 경기하락기에 매매가격 하락과 내재가치인 전세가격이 각기 다른 방향을 보이는 현상을 분석했다. 분석 결과 경기하락기의 기대 가격 상승률의 하락과 불확실성을 전달하는 수요충격이 전세가격을 상승시키며, 이는 경기침체에 접어들어 따른 불확실성 증대, 비관적 전망 등으로 주택매매시장의 중심가치가 실수요 중심으로 변화한데 따른 결과로 볼 수 있다. 결국 매매시장으로의 수요충격은 주택거래 위축과 자산가치 하락, 그리고 자본이득에

대한 기대치의 하향 조정으로 이어져 주택보유 비용을 고민하게 한다. 임대인은 임대방식의 전환 혹은 임대료 인상의 방식을 취하게 되는데 이는 주택의 재고가 부족하기에 가능하다. 성주한, 서철수, 윤정득(2014)은 서울 아파트 전세가격 결정모형을 통해 아파트 전세가격에 영향을 주는 변수를 분석했다. 아파트 특성 중에서 물리적 특성, 경과년수, 접근성에 관한 부분이 유의성이 있는 것으로 거주에 대한 효용이 중시됨을 알 수 있었다. 가격특성에서도 지가변동률과 아파트 매매가격변동률, 아파트 전세가격변동률이 서울 아파트 전세가격에 영향을 주는 것으로 분석되었다. 그밖에 수요 인구수와 멸실주택수, 재건축입주량, 재개발입주량, 장기전세주택 Shift,유무가 서울 아파트 전세가격에 영향을 주는 것으로 분석되었다. OLS회귀분석과 PLS회귀분석의 결과는 다른 변수들을 확인할 수 있었다. 교육적 측면에서는 4년제 대학진학률과 교육재정지원, 쾌적성 측면에서는 녹지면적, 인근 공원과의 거리 등이 있고, 접근 측면에서는 여의도, 테헤란로, 인근 공원, 한강과의 거리가 나타났다. 가격 측면에서는 지가변동률, 직전 12개월 아파트 매매가격 변동률, 아파트 전세가격지수, 직전 3,6,12개월, 아파트 전세가격 변동률의 변수가 중요했다. 박문서,문명기,이현수, 황성주, 이정훈(2012)은 국내 전세시장과 주택시장에 상존하는 다양한 이해관계자들의 관계를 시스템 다이내믹스 기법을 활용하여 분석하였다. 이해관계자의 의사결정 과정을 피드백 개념을 중심으로 연속선상에서 분석하고, 2011년의 전월세 안정화 대책과 비교하여 정책의 시장 내 파급효과를 연구하였다. 분석 결과 생애 첫 주택구입자로 대변되는 실주택 거래 수요에 대한 지원을 늘림으로 적체된 전세수요를 실수요로 전환시켜야 한다는 점과 전세가격의 증가가 곧 주택구입 및 주택시장의 활성화의 전제조건으로 해석할 수 있는 점을 설명하였다.

2.1.1 전세가격 상승기에 대한 구조이론

<표 2> 전세가격 상승기에 대한 정의

| 구분 | 일반적인 현상 | 전세가격 상승기 현상 |
|-------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| 정의 | <ul style="list-style-type: none"> * 6개월이상 전세가격 상승세 (상승율≥ 0)가 이어진 시기 | <ul style="list-style-type: none"> * 전세가격지수와 주택매매지수가 서로 교차(Cross)되는 시점으로 정의한다 - 전세가비율(주택가격/전세가격) 및 6개월이상 전세가격 상승세만으로는 미래 지표 예측에 대한 위험 부담이 있다 |
| 선행 연구 | <ul style="list-style-type: none"> * 국토부(2006.3) * 학술적으로 정의된 바는 없음 | <ul style="list-style-type: none"> * 조이운, 김상봉(2015, 본 논문) |
| 시기 | <ul style="list-style-type: none"> * 출처 : 국토부 - 1기 : '87.2 ~ '88.9 (20개월) - 2기 : '94.1 ~ '95.4 (16개월) - 3기 : '96.1 ~ '96.11 (11개월) - 4기 : '98.12 ~ '99.11 (12개월) - 5기 : '01.1 ~ '02.9 (21개월) - 6기 : '05.2 ~ '08.11 (45개월) - 7기 : '09.2 ~ '15.6 (76개월) | <ul style="list-style-type: none"> * 출처 : 전국주택기준(국민은행) - 1기 : 2000. 1. ~ 2003. 1(37개월) - 2기 : 2013. 1 ~ 2015. 11(35개월) * 서울 아파트기준(국민은행) - 1기 : 1996.5 - 2기 : 1999.12 - 3기 : 2014.3 |
| 특징 | <ul style="list-style-type: none"> * 전세가격 상승요인은 물리적 요인(면적, 방향, 층, 단지규모, 수요와 공급 등)과 환경적 요인(교육, 교통 등)에 의해 영향을 받는다 | <ul style="list-style-type: none"> * 1기(2000.1~2003.1월 전세보증잔액 미측정 시기로 본논문에서의 한계점) * 전세가격 상승요인 중에서 전세보증잔액 증가가 직접적인 영향력이 있다 * 전세가격 상승기 서민전세부담지수 도입결과 전세부담지수가 급격히 상승하였다 * 전세보증 잔액 증가에 따른 부담 증가로 주택구입으로 전환하기 위한 주택담보대출이 증가하였다 * 전세가격 상승 2기에는 전세금융 등 제도적인 장치마련이 되어 있었음 |

국토교통부는 2006.3월에 6개월이상 전세가격 상승세(상승율 ≥ 0.0)가 이어진 시기를 전세가격상승기로 정의했다. 이 보고서에 의하면 전세가격지수 측정('86.1) 이후 1기 상승시기는 <표 00>에서 볼 수 있듯이 '87.2 ~ '88.9월까지 20개월이상 상승한 기록을 가지고 있으며 전 기간에 걸쳐 상승하고 있다. 전세가격지수 측정이후 지속적으로 전세가격 상승기라고 해도 과언은 아니다.

아래 <그림 2>에서 전국주택전세가격지수(빨간색) 그래프를 보면 '86.1월 전세가격지수 측정 이후 지속적으로 현시점까지 상승한 것을 볼 수 있다. 단, 1997년 IMF때와 2008년 글로벌 유동성위기 때에 일시적으로 하락했다가 지속적으로 상승한 것을 볼 수 있다. 국토부의 전세가격 상승기 1기에서 7기까지 반복적으로 증가세를 유지하고 있었기 때문에 정확히 어느때가 전세가격 상승기라고 정의하기가 어렵다.

그러나 본 논문에서 제시한 전세가격 상승기의 정의는 다음과 같다.

아래 <그림 2>에서 전국주택 매매가격지수와 전세가격지수가 서로 교차(Cross) 되는 시점이 2번 있었다. 첫 번째는 2000.1월부터 2003.1월까지 37개월간 전세가격지수가 주택매매가격지수를 초과하는 현상이 있었다. 그 시기에는 IMF 위기를 겪고난 후 주택가격보다는 전세가격이 상대적으로 가격 회복세가 빠르게 진행된 것으로 판단된다. 그 이후 주택가격이 정상회복으로 진행되고 있었으나 2008년 이후 글로벌 금융위기를 겪으면서 우리나라 주택경기도 미국이나 일본처럼 주택가격이 하락할 수 있다는 주택심리 변화와 주택매매시장에서 주택 전세시장으로의 패러다임이 변화하고 있었다.⁷⁾

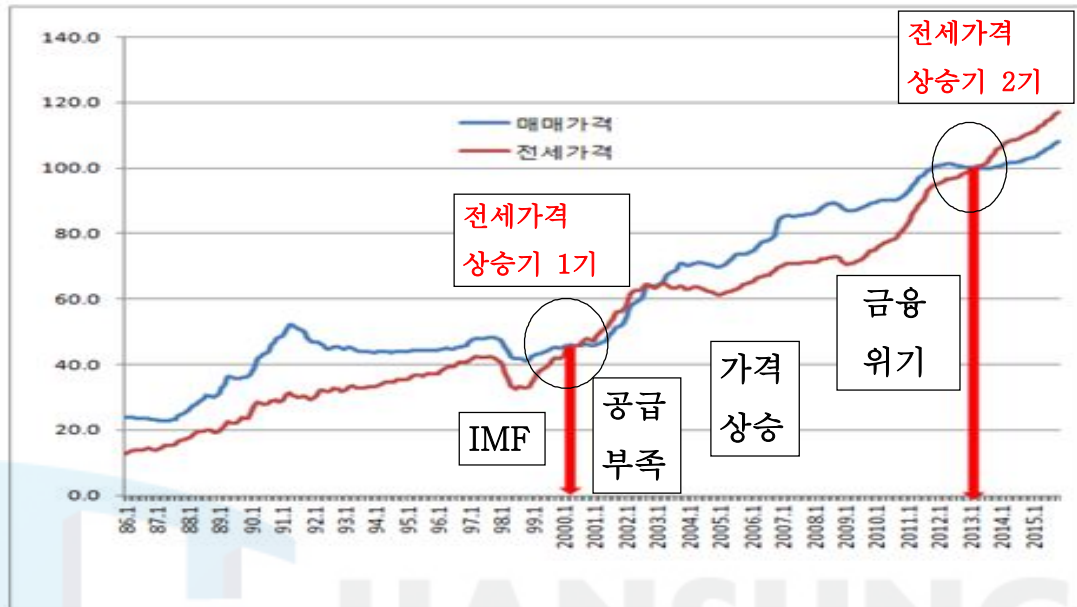
2013.1월 두 번째로 주택가격지수를 전세가격지수가 추월하는 현상이 나타났다. 금융위기 이후 안정화되면서 주택가격지수와 전세가격지수가 서로 선형관계에서 좁혀지는 현상을 그래프로 예측해 볼 수 있다.

그러므로 전세가격 상승기에 대한 정의는 미래에 대한 예측이 가능한지 여부가 관건이 될 것이다. 특히, 전세가격이 주택가격지수를 추월하기 시

7) 양돈선. (2003), 글로벌 금융위기 이후 수도권 지역 매매시장에서 전세시장으로 패러다임이 변화하고 있다.

작하면 일정기간(1기 37개월, 2기 35개월)을 초과하는 것을 볼 때 주택구 매심리의 변화를 주택수요자들이 이해하는 기간이라고 판단된다.

<그림 2> 전국주택 매매가격지수와 전세가격지수 교차(Cross)시점



출처 : 국민은행

전세가격 상승기의 특징은 이렇게 정의하고자 한다. 1기 (2001.1~2003.1)는 전세가격 상승기라고 볼 수 있으나 IMF 이후 금융시장이 확대되면서 주택금융공사의 장기모기지론 등이 출시되었다. 즉, 주택금융이 본격화되기 이전으로 보면 된다. 그래서 1기는 주택금융 미 활성화 시기인만큼 실질적인 전세가격 상승기로 보기는 무리가 있다. 2기 (2013.1월)이후부터 본격적인 전세가격 상승기라고 볼 수 있다. 그런데 본 논문에서 전세보증잔액의 주택금융공사 측정지수가 2008년부터 측정되어 본 논문의 한계점이자 제 2기가 지수 후행하는 특성이 있는 것으로 볼 때, 2013.1월부터를 전세가격 상승기라고 정의하고자 한다.

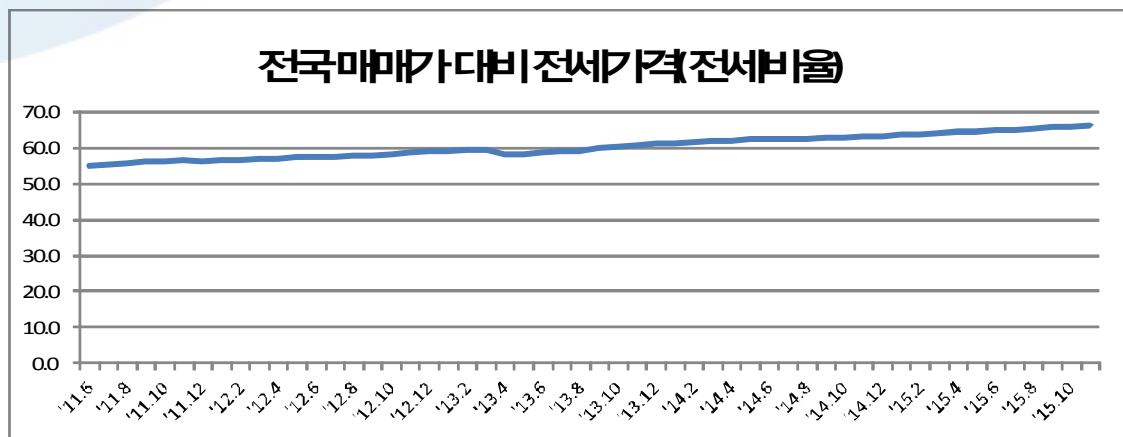
<표 3> 기간별 전세가격 상승 개월수 및 상승률

| 상승기 | 상승기간(개월) | 상승률(%) |
|---------------|----------|--------|
| 87.2 ~ 88.9 | 20 | 40.4% |
| 94.1 ~ 95.4 | 16 | 7.7% |
| 96.1 ~ 96.11 | 11 | 6.8% |
| 98.12 ~ 99.11 | 12 | 17.3% |
| 01.1 ~ 02.9 | 21 | 30.3% |
| 05.2 ~ 08.11 | 45 | 16.02% |
| 09.2 ~ 15.6 | 76 | 50.56% |

출처 : 국토교통부

전세가격에 대하여 일반적으로 전세가격 상승기를 국토부에서 정의하기를 6개월이상 상승세를 유지하고 상승률이 0.0보다 크다면 전세가격 상승기로 정의하였다. 최초 전세가격 상승기는 '87.2월부터 시작하여 '15.6월까지 합산하면 국토부의 정의에 의하면 201개월이다. 그러나 '87.2월부터 현재까지 총 336개월이므로 201개월 연속 상승기를 비율로 환산하면 60%이다. 전체 전세가격 측정기간 중 60%를 전세가격 상승기로 정의하기는 미래 예측을 위한 기준치로는 부족함이 있을 수 있다.

<그림 3> 전국 매매가 대비 전세가격(전세비율)

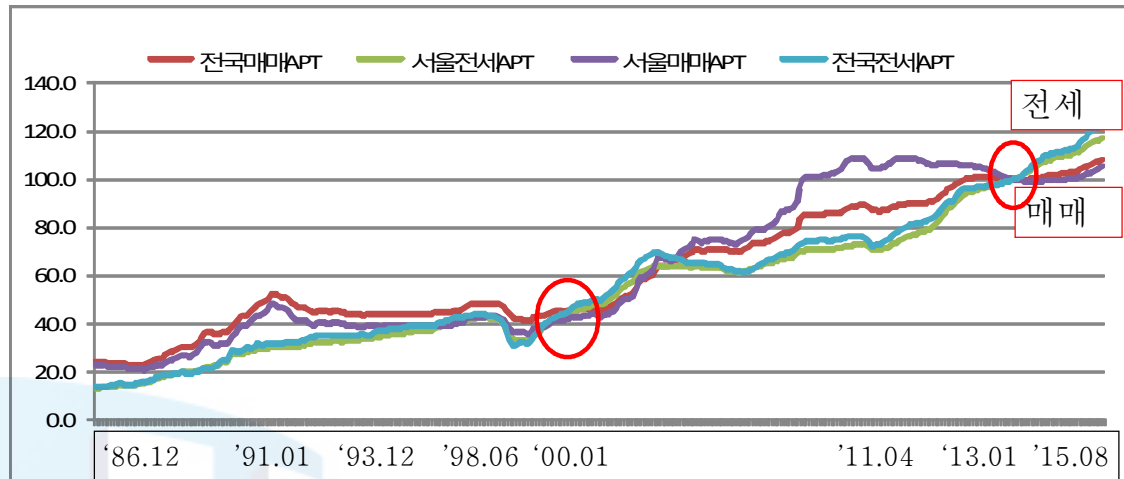


출처 : 국민은행(종합매매전세비)

매매가격대비 전세가격 비율을 전세가비율이라고 한다. 전세가비율은 '86.1월 측정 이후 2015년 11월 현재까지 크게 상승하거나 하락하지 않

고 완만하게 상승세를 유지하고 있다. 2011.4월 최초 측정 이후 전국 전세가비율이 55%에서 2015.10월 67%선으로 4.5년 만에 12%정도 상승한 것을 볼 수 있다. 그러나 전세가비율을 전세가격 상승기라고 정의하기에는 미래 예측에 대한 변별력이 낮아 적용하기가 어렵다.

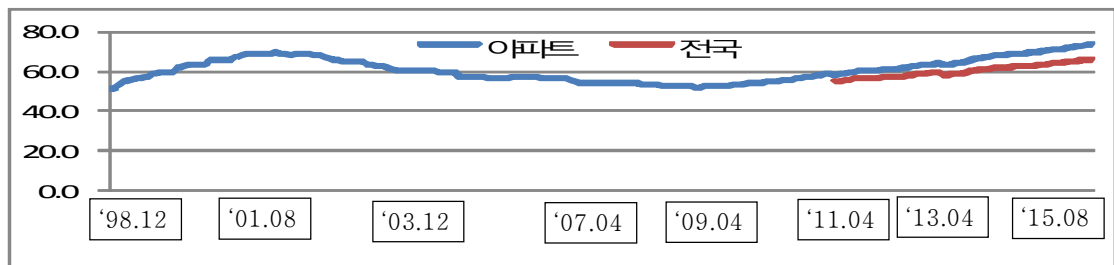
<그림 4> 전국/서울 아파트 매매/전세가격 추이



출처 : 국민은행

위 <그림 4> 은 전국/서울 아파트 매매, 전세가격 추이이다. 2013. 1월 기점으로 전국전세APT와 서울전세APT가 모두 전국/서울 아파트 매매가격지수를 추월한 것으로 나타난다. <그림 4> 에서도 두 번의 교차시점을 발견할 수 있다.

<그림 5> 전국주택과 전국 아파트 전세가비율 추이

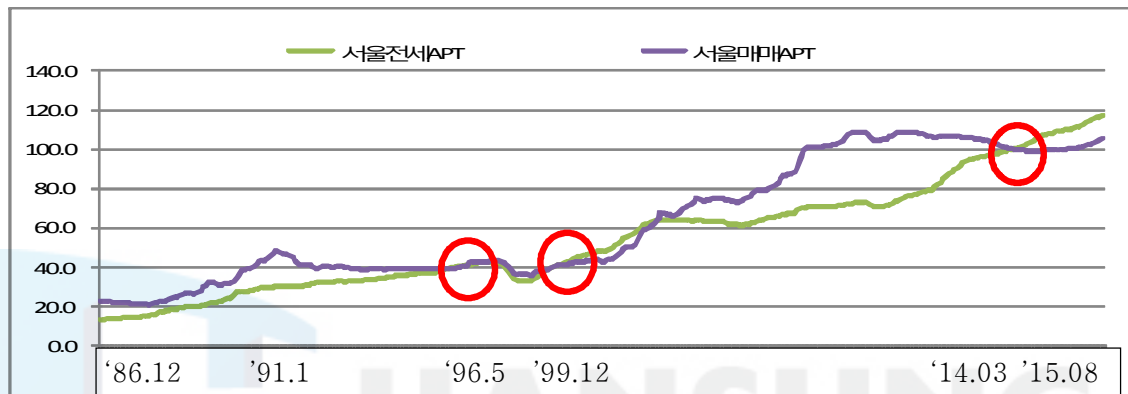


출처 : 국민은행(전국 전세가비율 측정가능 : 2010년이후)

<그림 5>은 전국주택과 전국 아파트 전세가 비율 추이이다. 전국주택의 전세가 비율은 데이터의 한계점으로 2010년 이전에는 측정이 어려워 전국아파트 추이와 2010년 이후 전국주택 전세가 비율 추이로 예측했다.

2010년 이후 전국주택과 전국아파트 전세가 비율은 선형을 이루면서 비슷한 균형관계를 유지하고 있다. 그러나 이것만으로 미래예측을 위한 기초데이터로 활용되기에는 한계점이 있다.

<그림 6> 서울 아파트 매매/전세가격지수 교차(Cross)시점 : 3회



출처 : 국민은행

<그림 6>은 서울 아파트 매매와 전세가격지수의 교차시점을 분석했다. 서울아파트 전세가격지수는 총 3차례에 걸쳐 주택가격지수를 추월하는 현상을 볼 수 있다. 첫 번째는 1996.5월, 두 번째는 1999.12월, 세 번째는 2014.3월이다. 전국 주택의 매매와 전세가격지수의 교차시점은 두 차례 중복되는 현상을 보이고 있다. 서울 아파트 매매가격과 전세가격이 전국 보다는 평균적으로 높다는 현실에서 보면 전국 주택매매 및 전세가격지수로 전세가격 상승기를 기준점으로 정하는 것으로 보다 바람직할 것으로 판단된다.

2.2 전세가격상승에 대한 이론연구

<표 4> 전세가격상승에 대한 선행연구

| 연구자 | 논문제목 | 변수 | 결과 |
|-----------------|-----------------------------------------------------|-----------------------------------------------|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| 한 주 연 (2002) | 도시공간구조의 양극화 현상에 관한 연구: 주택가격 변화의 공간적 분포에 대한 분석을 중심으로 | 주택가격, 전세가격 | 수도권 전 지역내의 전세가격 상승정도가 양극화현상을 보이고 있다. 98년 이후 주택가격이 다시 상승하여 2001년에는 최고수준까지 왔다. 그 이유는 외환위기 이후 경제 침체기를 경험하고 극복하는 과정에서 발생한다고 분석하였다. |
| 조 이 윤 (2015) | 전세가격 상승요인과 주택임차금율의 동태적 분석에 관한 연구 | 전세가격지수, 임차보증비율, 매매가격지수, 산업생산지수, 주택금리, 금융기관유동성 | 전세가격상승의 직접적인 요인분석은 주택임차금율 활성화로 분석된다. 매매가격과 전세가격 변수외에 임차보증비율의 증가가 매우 큰 영향을 준 것으로 분석하였다. |
| 김 주 영 (2014) | 수도권 전세가격의 상승요인에 관한 연구 | 시간 변수, 수요측 변인, 공급측 변인, 주택시장변수 | 주택가격 상승에 영향을 주는 요인들을 주택수요와 공급의 관점에서 분석한 결과 매매가격, 상승률이 낮을수록 전세가격은 상승하는 것으로 나타났다. 가구소득증가는 전세가격 상승과 부(-)의 관계를 나타냈다. 매매시장의 침체가 지속될 경우 전세가격 상승기조는 향후에도 지속될 가능성이 높다. |
| 고 필 송 (2012) | IMF이후 아파트 전세가율에 관한 연구 | 전세가격지수 | 매매가격과 전세가격의 상호작용을 지역별로 분석했다. 최근 부동산 시장은 지방 부동산호황과 수도권 지역의 시장 침체로 분석되어, 전세가율은 계속 상승한다. IMF이후 세 번의 상승과 두 번의 하락기가 존재한다. 2009.3~2012.9월(43개월) - 전국아파트 전세가격 상승, 지방부동산은 주택가격이 상승하면서 전세가격이 편승해서 상승하고, 수도권 지역은 경기침체와 부동산 침체로 매매가하락에 대한 부동산수요감소와 정부의 보금자리주택 구입 대기자 증가로 전세가격이 상승하였다. 주택가격은 하락하는데 주거비용이 상승하는 현상이 나타났다. |

| 연구자 | 논문제목 | 변수 | 결과 |
|-------------------------------|-----------------------------------------------------|-----------------------------------------------------------------------------------------|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| 이태리 (2015) | 통화정책의 주택시장 과급경로 연구 | 이자율, 전세가격, 주택가격, 산업생산지수, 소비자물가지수 | 금리하락은 주택가격과 전세가격을 상 승시키는 방향으로 작용하고, 금리가 상 승하게 되면 비용상승으로 인해 전세가 격은 하락하게 된다. |
| 전해정 (2013) | 서울시 주택가격 변동성 및 이전효과에 관한 실증분석 | 매매가격, 전세가격 | 매매가격 하락과 전세가격 상승이 지속 될것으로 분석했다. 매매가격은 주택가 격 상승충격이 동일한 주택가격 하락 충격보다 변동성이 크다. |
| 성주한, 서철수, 윤정득 (2014) | 특성별 서울아파트 전세가격 결정모형에 관한 연구 | 아파트 특성 | 전세가격 결정모형을 설정하여 전세가 격 변화에 대한 예고 지표 활용. 2008.9월 유동성 금융위기 이후 급격히 상승함으로써 전월세시장도 하나의 중 요한 시장으로 여겨지는 것으로 분석 |
| 우석진, 전병철 (2009) | 종합부동산세가 전세가격에 미치는 효과: 준자연적 실험으로부터의 증거 | 종합부동산세, 전세가격 | 종부세가 전세가격을 낮춘 효과가 있어보이지만, 통제변수를 추가하면 종부세의 효과는 통계적으로나 경제적으로나 유의미하지 않았다. 종부세 증가분은 전세가격 상승을 통해 약 6%저온의 세부담이 전가되는 것으로 추정되었다. |
| 김선주, 권기욱 (2014) | 공공데이터를 활용한 전세가격 결정요인-서울시 강남지역 아파트를 중심으로 | 경과년수, 승강기 대수, 난방방,동 수, m ² 당 공용관리비, m ² 공용전기료, 세대수 | 전세가격 결정요인 중에서 아파트 물리 적 측면은 경과년수와 승강기 대수이다. 아파트 단지특성으로 강남 3구 아파트 전세가격에 영향을 미치는 요인은 동수, 세대수, 복도유형이다. 관리, 비용적 측 면은 m ² 당 공용전기료, 난방방식이다. |

조이운(2015)은 주택시장은 임차인과 은행 간의 대출금액과 금리에 대
한 합의가 도출된 후, 그에 해당하는 금액으로 임차인은 가격에 맞는 주거
시설을 탐색하는 것을 가정하였다. 은행의 주택지원을 위한 자원이 한정
되어 있고, 은행은 수익 극대화와 완전한 리스크 헤지를 위해 전세금은 전
세보증 제도를 이용하기 때문이다. 주택대출은 주택담보대출 상품으로 금
융을 지원한다고 가정할 경우, 총 주택관련 대출 중 전세 보증금 비율은
주거공간 시장과 주택금융시장의 현재 균형이 된다. 그러므로 주택담보대
출 이자율은 주택금융시장의 주요 비용이 된다. 실증분석 결과, 임차보증
비율은 전세가격상승의 주요인이라고 할 수 있다. 김주영(2014)은 수도권

내 전세가격 상승에 가장 유의한 인자는 전기의 주택매매 가격 추이로 나타나 매매가격 상승이 낮을수록 전세가격은 상승하는 것으로 나타났다. 매매시장의 침체가 지속될 경우 전세가격 상승기조는 향후에도 지속될 가능성이 높다. 분석 결과 단순한 주택의 공급 증가가 전세가격 안정을 가져오기 어렵고, 공공임대주택 공급정책이 주요할 것으로 본다.

고필송(2012)은 2012년 국민은행의 <월간전국주택가격동향조사> 자료를 근거로 전세시장을 전망했다. IMF이후 아파트 매매시장과 전세시장은 지역적 양극화가 심화되었다. 수도권 지역의 부동산 시장 침체로 전세 선호 현상과 지방 부동산 시장 호황으로 이어졌다. 이태리(2015)는 통화정책의 충격과 이에 반응하는 주택시장과 경제 전반의 관계를 검토하기 위해 소비자 효용 극대화 모형을 설정하고 그 의미를 해석하였다. 금리는 미래의 기대주택가격에는 일종의 할인율로 연결되고 현재의 주택가격에는 순자산을 결정하는 데에 연결된다. 금리가 낮을수록 기대주택가격을 높이고 현재의 순자산을 증가시켜, 결국에는 주택 수요 상승에 긍정적 영향을 주어 주택 가격을 상승시키는 요인으로 작용한다. 신용제약 소비자의 주택담보대출인정비율은 주택가격 상승 시 주택가격을 더욱 촉진시키고, 이로 인해 부의 효과(Wealth effect)로 작용하여 소비의 증가를 가져온다. 주택가격에 의한 소비의 증가는 경기변동과 연계되어 명목금리를 변동시키게 된다. 금리 하락은 주택가격과 전세가격을 상승시키는 방향으로 작용하고, 금리가 상승하게 되면 비용 상승으로 인하여 전세가격은 하락하게 된다. 주택시장 관련 정부 당국은 이러한 특성을 감안하여 통화정책과 주택정책의 입안이 필요하다. 전해정(2013)은 2003년 1월부터 2013년 3월까지 서울 강남, 강북 아파트 매매가격과 전세가격을 이용해 강남지역으로부터 서울지역, 강북지역으로의 가격변동성 및 이전효과를 실증분석하였다. 서울 전세가격 변동성은 전월 변동성에 영향을 받는 것보다 강남의 전기 변동성에 더 큰 영향을 받았다. 강북 전세가격은 강남의 전기 변동성에 영향을 크게 받지만 자신의 전기 변동성에 대한 영향력은 작았다. 시사점은 주택매매시장은 전세시장과 달리 주택매매가격 하락시보다 상승시에 변동성이 더 큰 것으로 나타났다. 이는 주택매매시장이 실수요 목적

이외에 투자의 대상임을 보여주는 것이며 정부 정책 수립시 주택시장의 가격동향을 면밀히 검토해야 한다고 주장한다. 성주한·서철수·윤정득(2014)은 서울 아파트 전세가격 결정모형에 관하여 분석하였다. 이 모형은 물리적 특성, 단지 특성, 입지 특성, 브랜드 특성, 지역 특성이 포함된 ‘아파트 특성’이 가장 중요하다고 보았다. 물리적 특성과 경과 년수, 접근성에 관한 부분의 유의성은 거주에 대한 효용 측면이 중시되는 것으로 판단된다. 가격 특성에서는 지가변동률과 아파트 매매가격변동률, 아파트 전세가격변동률이 주요 영향을 미친다. 가격특성에서도 지가변동률과 아파트 매매가격변동률, 아파트 전세가격변동률이 서울 아파트 전세가격에 영향을 주는 것으로 분석되었다. 수요공급 특성에서는 수요 측면의 인구 수가 서울 아파트 전세가격에 영향을 주었고, 공급 측면에서는 멸실 주택 수, 재건축 입주량, 재개발 입주량이 서울 아파트 전세가격에 영향을 주었다. 사회적 특성에서는 장기전세주택 Shift 유무가 영향을 주었다. 우석진·전병힐(2009)은 종부세가 아파트 전세가격에 미치는 효과를 분석했다. 종부세가 전세가격을 낮춘 효과가 있어 보이지만, 통제변수를 추가하면 종부세의 효과는 통계적으로나 경제적으로 유의미하지 않다. 종부세 증가분은 전세가격 상승을 통해 약 6%정도의 세 부담이 전가되는 것으로 추정되었다. 김선주·권기욱(2014)은 전세가격 상승을 주도하는 강남구, 서초구, 송파구인 강남 3구의 아파트 전세가격과 해당 아파트의 물리적 특성과 단지의 특성, 관리, 비용적 특성들과의 관계를 분석하였다. 물리적 특성에서 경과년수와 승강기 대수, 동수, 복도유형이 전세가격에 영향 요인이었다. 경과년수가 적고 승강기 대수와 동수가 많으며 계단형이 선호되었다. 그밖에 m²당 공용관리비, 공용전기료, 난방방식 등의 영향 요인이 있었다. 이들 관리 비용적 측면이 높을수록 공동시설과 관리인의 수가 많아 편의시설이 많아져, 전세수요자는 거주 조건에 만족도가 높아 전세가격이 상승하는 것으로 판단하였다.

아파트 전세가격에 대한 선행연구는 주택가격과 전세가격의 상관관계에 대한 연구와 주택임차금융 수요와 전세가격 상승요인의 관계에 대한 연구로 나누어볼 수 있다. 먼저, 주택가격과 전세가격에 미친 영향에 대한

선행연구를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 시간의 흐름에 따라 매매가격의 변화에 미치는 영향이 뚜렷하다. 윤주현(2000)은 전세수요는 증대되고 있는 반면, 전세효율성의 저하로 전세공급유인은 약화되고 있다고 주장하였다. 이에 따라 구조적 수급 불균형이 나타나며 이에 적절한 정책의 수립이 필요하다고 보았다. 정책 수립을 위해 전세가격 급등을 억제하는 단기적인 수요관리 및 공급확대 정책이 병행되어야 하며, 이로써 임대시장의 구조를 전환하고 임대산업을 육성할 수 있게 된다고 보았다. 임승직(1995)은 주택가격이 전세가격과 건축허가면적에 영향을 미치는 것으로 보았다. 이용만·이상한(2004)은 주택가격 결정요인에 금리와 전세가격을 주택가격 결정요인으로 보았다. 둘째, 일반적인 주택가격과 달리, 아파트 전세가격 결정에는 매매가격이라는 가격특성이 전세가격 결정에 가장 큰 영향력을 미치는 것으로 확인되었다. 조용경·이상엽(2010)은 내재가치산출식을 이용하여 분석모형을 도출하였다. 또한, 벡터자기회귀모형(VAR)을 활용하여 거시경제변수와 주택시장과의 관계를 분석하였다. 분석 결과, 전세가격은 부동산 자산가치 상승 기대와 역의 관계에 있으며 주택가격이 상승하지 못할 것이라는 심리가 금융위기 이후의 전세가격 폭등의 원인이라 주장하였다.

주택임차금융 수요와 전세가격 상승요인과의 관계를 살펴보면 다음과 같다. 국민 주거복지 확대를 위한 정부의 주택 관련 정책은 주거 시설 공급을 통한 시장 안정화 정책과 주택금융지원을 통한 시장 수요 확장 정책으로 나누어진다.

김정렬(2013)은 전세공급 부족 현상과 전세가격 상승이 지속되고 있으며, 전세대출도 큰 폭으로 증가하여 가계부채규모가 빠르게 증가하고 있다고 보았다. 정부는 주거안정을 위해 전세대출을 확대하는 정책을 펴고 주택금융공사의 전세대출 보증한도도 확대 정책을 폈다. 금융회사들도 전세대출을 확대하여 전세대출의 증가로 전세가격이 상승하였다는 것이다.

김영식·장민·최성호(2013)는 한국금융연구원과 서울대 금융경제연구원 공동 정책컨퍼런스에서 최근 전세자금대출은 은행권을 중심으로 대부

분 보증서담보 전세자금대출의 형태로 이루어지는 것으로 파악했다.

이는 전세가격 급등에 대응하여 정책당국이 공공기관의 보증 확대를 통해 임차인에게 금융자금 공급을 확대하는 정책을 추진하였기 때문이다. 즉, 수요 측면에서 주택 가격 하락 및 저금리 영향으로 전세수요가 급증함과 동시에 단기 변동금리 비중 확대⁸⁾로 은행의 가계에 대한 주택금융 지원이 확대되어 전세가 상승요인으로 작용하게 되었다.

Cho(1988)와 Ambrose & Kim(2003)은 제도권 주택금융시장의 주택금융시장 제약성 때문에 임대차시장에서 전세대출금의 비중 확대를 불러오는 결과를 가져왔다고 보았다.

조경준(2013)은 전세시장에 대한 금융지원이 전세가격의 상승을 유도한다고 보았다. 또한, 전세가격이 매매가격 하락을 저해하는 요소로 작용한다고 가정하면, 글로벌 금융위기 이후에 주택가격이 하락하지 않은 이유가 설명될 수 있다고 보았다. 즉, 현재의 전세시장은 주택가격이 향후 상승할 것이라는 시장의 기대와 주택임차보증에 대한 금융 활성화에 따라 비정상적인 가격 상승이 이루어진 것이라 볼 수 있다.

선행연구들을 살펴본 결과, 금융위기 이후 급격한 전세가격의 상승요인을 분석한 연구가 거의 없고, 대부분의 연구가 환경적 요인(외부적)측면 연구이다. 본 연구는 자원적 요인(내부적)인 주택임차금융을 설명변수로 주택전세가격을 종속변수로 하여 분석하였다.⁹⁾ 또한, 김정렬(2013)의 연구 한계점을 보완한 임차보증비율(임차보증 잔액/(주택담보대출 잔액+임차보증 잔액))을 추가하여 시도한 것이 다른 기존 연구와의 차이라고 할 수 있다.

8) 금융감독원의 고정금리 및 비거치식 지도비율에 의거 장기대출은 고정금리로, 전세자금대출 등 단기대출은 6개월 변동금리로 운용 중에 있다.

9) 환경적 요인은 외부 시장환경에 따라 주택가격과 전세가격이 달라질 수 있는 요인이며, 자원적 요인은 부동산의 자원(종류, 규모, 지역 등)에 따라 금융지원이 달라질 수 있다. 기존 선행연구에서 전세가격 상승요인 종속변수로 주택가격, 전세가격, 금리, 유동성 등이 유효함을 주장하였다.

2.3 주거 전세부담지수 도입에 관한 이론연구

<표 5> 주거 전세부담지수에 관한 선행연구

| 연구자 | 논문제목 | 변수 | 결과 |
|------------------|--------------------------------------|----------------------------------------------------------------------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| 박 윤 영 (2004) | 김대중 정부 주거정책의 성격-대폭적인 시장강화, 제한적인 주거복지 | PIR, RIR | 연소득대비 주택가격 비율(PIR) 및 월소득대비 임대료 비율(RIR) 등의 전세가격 급등으로 저소득층의 주거부담이 가중되었다. 2002.8월 수도권지역 21.3%(RIR) |
| 조 이 운 (2015) | 주거임차부담지수 산출과 서울시 아파트 전세가격 적용사례 분석 | 중위전세가격, 전세대출금, 월소득20%로 원금을 갚을 때 필요개월수 원금, 이자 | 주택금융공사의 주택구입부담지수 산출 방법 적용가능성을 임차로 바꾸어 적용한다. 주택임차 부담지수는 114정도이며, 임차부담비용이 소득의 35% 넘는 수치. 서울시 아파트 전세 적용결과 서울시가 전국보다 지수가 높게 산출되었다. RIR-월소득대비 임대료비용 임차부담지수-대출금상환액+월관리비/소득차지비용=임차부담비용 차이점 비교(원금상환+보증금인상대비 월소득20%저축) |
| 배병우·남진 (2013) | 서울시 거주 대학생의 주거비 부담능력 분석 | RIR(Rent Income Ratio소득대비 임대료 비율) 비율대비 접근법 잔여소득 접근법, ①소득②주거비③보증금④생계비 | 서울시립대와 경희대 대학생 설문조사결과 RIR 지수 0.398로 측정되어, 주거부담수준이 일반가구에 비해 높다. 전세형태로 거주할수록 기숙사 대비 부담능력이 향상된다. |
| 남 원 석 (2011) | 일본 임차가구의 주거비 부담능력 변화와 정책적 함의 | 소득중위값, 가구원수별 월임대료, 거주면적, 주택점유 형태별 | 임차가구의 주거비부담능력이 점차 향상되고 있어 주택시장에 대한 접근성이 개선되고 있다. |
| 이 현 정 (2012) | 미국20-30대 1-2인 가구의 주거비 부담 실태 | 주거비부담정의 주거비/가구소득*100 비율 30% 넘으면 주거비 부담 있다. 50%넘으면 큰 부담. | 20-30대 1-2인 가구중 37%가 가구소득의 30%이상을 주거비로 지출. 특히 임차가구의 40%가 주거비 부담이 있는 것으로 나타남. |

| | | | |
|----------------------------|-----------------------------------------------------|-------------------------------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| 이 현 정 (2012) | 2012년 주거실태조사에 나타난 청년 임차가구의 지역별 주거 실태 비교 | 가족가구,1인가구, 5인 이하 | 소득의 30% 이상은 주거비 (주택의 구매나 임차 비용과 관리비, 연료비 등 유지관리 비용)로 지출하는 가구를 주 거비부담이 있는 가구로 정의한다. (Cooketal, 2006),월평균소득 220만원 이하의 저소득가구로 좁힐 경우, 주거 빈곤과 주거비 부담실태가 더 열악한 것을 볼 수 있다. |
| 배 순 석 (2013) | 주거비부담능력 평 가방식 및 부담기 준의 도입 및 정책 적 활용방안 | 대출원리금 상환비용, 광열비, 유지관리비, 조세공과금, (미국:일 자리, 출퇴근비용), PIR RIR | 주거비의 정의-주거비부담능력 Caffordability이란 개념 및 용어는 단 순히 주택가격이나 임대료를 얘기하는 것이 아니라, 주택에서 거주하면서 지 속적으로 지불해야 하는 비용을 말한 다. 대출원리금상환액, 관리비, 조세공 과금, 광열비, 전세금 (자기자금) |
| 신 상 영 · 이 성 원 (2008) | 주택구입능력지수 의 도입과 서울시 아파트에 대한 적 용사례 분석 | HAI 지표, HOI 지표 | 주택구입및전, 주거비지출액, 대출금리 등에 대한 기준 및 기초자료를 여건에 맞게 조정하고, 중위소득가구와 하위 25%가구를 대상으로 일반가구와 최초 주택구입가구로 구분하여 구입능력을 분석하였다. |

박윤영(2004)은 김대중 정부의 주거정책 성격을 파악하기 위해 주택시
장 정책, 주거문제, 주거복지 정책을 분석했다. 분양가 자율화를 도입하는
친시장적 정책으로 주거문제는 악화되었고, 매매 및 전세가격이 급등하고,
연소득 대비 주택가격 비율 (PIR)및 월소득대비(RIR) 등의 상승이 나타
났다. 또한 주거급여와 최저주거기준의 설정, 국민임대주택 제도가 시행되
었다. 그러나 주거급여는 최저주거비에 훨씬 못미쳐 명목적 성격이었고,
국민임대주택은 과거 영구임대주택에 비해 재정지원이 낮고 입주 대상은
상대적으로 여유 있는 계층으로 한정되어 정책의 효과는 낮았다. 조이운
(2015)은 가구의 주거임차부담지수 도입을 통해 최근 전세금 상승 시 임
차부담 정도를 파악하여 전세가격, 소득, 주택금융 요소의 데이터 기반,
기준 및 산정방법을 살펴보고, 서울시를 사례로 대표주택유형이라 할 수
있는 아파트를 분석했다. 2012년 1/4분기부터 현재까지 분석한 결과 전국
주거임차부담지수보다는 서울시 주거임차부담이 지속적으로 상승했음을

알 수 있다. 2013년 1/4분기와 2/4분기 사이에는 주거관리비 증가에 따라 전국 지수와 서울시 지수가 전월대비 증가율이 같은 추이를 보이고 있다. 2012년 3분기와 2013년 3분기, 2014년 3분기에 각각 하락하여 부담이 낮아진 것을 볼 수 있는데 이는 전국지수와 동일한 패턴을 보인다. 또한 2012년 1분기와 2013년 1분기, 2014년 1분기에도 당해 연도 임차부담지수가 정점을 기록한 것을 알 수 있다. 이를 통해 중위 소득과 중위 전세가격을 기준으로 전국과 서울의 근로자는 동일한 패턴의 주거부담을 갖는다고 분석했다. 이 논문의 시사점은 전세가격 상승에 따른 주거비용부담정도를 지수화하여 전국과 서울의 주거 부담정도를 파악할 수 있는 지표를 도입하였다는 점과 지역별 주거임차부담 정도를 구별하고 정책 입안자들에게 정책 활용 방안을 제시하였다는 점이다. 배병우·남진(2013)은 서울시립대와 경희대 재학생을 대상으로 연구 결과 RIR지수는 0.398로 측정돼 주거부담 수준이 일반 가구에 비해 높은 것으로 나타났다. 연구 결과 기숙사에 거주, 전세 형태 거주, 생계비가 높을수록, 연령이 높고, 동거인수가 많을수록, 주거 면적이 적을수록 주거비 부담능력이 향상되는 것을 알 수 있었다. 남원석(2011)은 일본 임차가구의 주거비 부담능력 변화를 토대로 1990년대 이후 일본 임대주택정책 변화의 타당성을 분석하였다. 그동안 정권변화에 따라 공공임대주택 정책의 부침이 있었으나, 신규 공급량의 급격한 변동을 지양하고 지속적으로 공급할 필요가 있다. 또한 저소득가구 전체를 포괄할 수 있도록 민간임대주택을 활용하는 정책도 필요하다. 일본은 임대료 규제정책과 민간에 의한 저렴한 목조임대주택 공급이 주택시장에 대한 저소득가구의 접근성을 높인 효과를 경험했다. 임대주택정책의 지방화는 신중한 접근이 필요하다. 국가주도의 사회, 경제발전 전략을 추진해 온 일본, 한국을 비롯한 아시아 국가들의 경우 지자체 재원이 적고, 저소득 임차가구에 대한 관심도 적다. 이 연구의 시사점은 한국의 정책도 전체 가구에 대한 가구원 수, 가구소득, 주택점유형태 등을 종합적으로 반영하여 시행할 필요가 있다는 점이다. 이현정(2012)은 미국 20-30대 1-2인 가구의 주거비 부담 실태를 분석하였다. 분석 대상 가구 중 37%가 가구소득의 30% 이상을 주거비로 지출, 특히 임차가구의 40%

가 주거비 부담이 있는 것으로 나타났다. 1인 가구는 가구주의 연령이 낮고 학력이 높으며 소득수준은 낮았고, 임차가구 비율과 공동주택 거주 비율이 높았다. 2인가구는 1인 가구에 비해 소득이 높고 주거비 부담이 낮았다. 주거비 부담에 영향을 주는 인구사회학적 특성과 주거 특성을 볼 때 2인보다는 1인가구일수록, 가구주가 20대이거나 여성, 또는 흑인이거나 교육수준이 낮을수록 주거비 부담이 크며 가구소득이 낮고 임차가구일수록 주거비 부담이 컸다. 미국의 주거비 지원정책은 가구원의 나이나 가구 규모보다는 최저소득층과 노인, 장애인 계층에 집중되어 있다. 이들은 장기적인 관점의 저소득층으로 분류되지 않아 생애 첫 주택구매자 지원이나 주택구매자에 대한 세금 감면 혜택과 같은 미미한 지원을 받고 있다. 하지만 침체된 경기로 인해 취업할 수 없는 상황 등에서 불안정한 주거문제는 시급한 정책 도입이 필요한 실정이다. 이현정(2012)은 2012년 주거실태조사 마이크로데이터를 이용하여 가구주 연령이 20-34세인 청년 임차가구의 주거실태를 지역(수도권, 5대 광역시, 그 외 지역)별로 비교하였다. 청년 임차가구 중 수도권 거주 청년가구의 주거 빈곤과 주거비 부담 실태가 심각함을 나타냈다. 월평균 소득 220만 원 이하의 저소득가구는 더욱 열악했고, 소득 수준에 비하여 높은 주거비 부담을 부모와 가족에게 전가되어 부모 세대의 노후 대비를 방해하고 삶의 질에도 영향을 미쳤다. 청년가구의 주거 문제는 사회 생산성 뿐만 아니라 만혼, 저출산 등 사회적 문제의 원인과 연관된다. 이들의 주거문제를 해결하기 위해 임차료 지원이나 저렴한 공공 및 민간임대주택의 공급등이 절실하다. 최근 공유형 주택인 셰어하우스나 협동조합형 주택과 같은 주택의 개발과 보급을 위한 노력이 있지만 대부분의 공공정책이 대학생을 대상으로 하고 청년가구에 대한 정책적 지원은 미미하다.

2.4 전세보증대출과 주택담보대출, 주택가격에 관한 이론연구

<표 6> 전세보증대출, 주택담보대출, 주택가격 선행연구

| 연구자 | 논문제목 | 변수 | 결과 |
|-----------------------|--------------------------------|--------------------------------------------|-------------------------------------------------------------------------------------------|
| 박연우·방두완 (2012) | 주택가격과 은행대출의 상관관계 연구 | 아파트가격, 은행대출(한국은행 예금은행 총 대출금, 주택담보+전세+신용대출) | 아파트가격과 은행대출간의 상관관계는 장기적으로 정(+)의 관계가 존재한다. 주택담보대출이 주택가격에 영향이 컸음 |
| 전수민·이기성 (2013) | 주택가격과 가계대출의 동태적 상관성 분석 | 아파트가격, 주택담보대출 | 아파트가격 상승이 담보물의 가치상승으로 인해 주택담보대출의 증가를 유도하였다. 증가된 대출금은 시중의 유동성 증가 증가를 통해 주택가격이 다시 상승하는 효과분석 |
| 김세완·김은미 (2009) | 주택시장과 가계대출간의 동태적분석 | 아파트가격, 주식가격, 산업생산지수, 가계대출(담보+전세+신용) | 유동성 확대가 부동산가격상승의 원인이다. 외환위기 이전보다는 이후의 가계대출 증가가 부동산가격상승이 확대됨 |
| 이용만·이상한 (2004) | 강남지역의 주택가격이 주변지역의 주택가격을 결정하는가? | 금리, 주택가격 | 금리는 주택가격을 결정하고, 금리가 하락하면 전세가격과 주택가격은 상승한다. |
| 한 상 섭 (2011) | 가계대출과 주택가격의 동태적 연관성 | 실질가계대출, 실질주택가격, 금리 | 주택가격의 상승이 가계의 담보가치증대효과 또는 신용경로효과를 반영하여 가계대출을 증가시켰다. |
| 최기의·박세훈·방두완 (2010) | 한국의 아파트 가격과 은행대출의 상호관계에 관한 연구 | 아파트가격, 은행대출잔액, 주택담보대출금액 | 아파트가격, 은행대출간에 장기적인 공적분관계가 존재한다 |

박연우·방두완(2012)은 가계대출증가가 주택가격을 상승시키는 것으로 분석했다. 한국은행에서 제공된 가계대출금액, 주택매매가격지수 및 관련 거시 변수들에 대한 월별 시계열 자료를 토대로 2003년10월부터 2013년 6월까지 117개의 표본을 사용하였다. 가계대출증가는 미래소비를 위해 현재 소득을 저축하는 것과 같이 미래와 현재 시점 사이에 적절히 소득을 배분할 수 있는 소비평활화를 저지한다. 이는 실물수요 증가와 주택수요

증가로 이어져 주택가격 상승을 유발하게 된다. 가계대출의 변동성은 장기적으로는 자체 충격에(57%)에 의한 설명력이 줄고, 유동성 충격(18%) 및 소득 충격(16%)등에 의해 설명된다. 가계대출이 다른 변수의 변동에 대하여 가지는 설명력은 소득에 28%, 금리에 34%, 유동성에 30%로 나타난다. 이러한 결과로 보면 주택 매매수요가 전월세로 전환되면서 주택 가격 하락에도 불구하고 주택대출이 증가하는 현상이 반영된 것을 알 수 있다. 적정한 수준의 가계대출이 경제성장의 촉진 효과를 가져온다면 채무상환 부담 증대에 따른 내수 위축의 부정적 결과도 가능하다고 보았다. 그러므로 가계대출을 소득 증가율 범위 내에서 총량을 조절하여 부채 디플레이션과 같은 유동성 위기의 부작용을 최소화할 것을 주장하고 있다. 전수민·이기성(2013)은 아파트가격과 주택담보대출간 정의 상관관계를 주장한다. 이는 아파트가격의 상승이 향후 가격 상승에 대한 기대를 자극하여 아파트에 대한 수요를 증가시키게 되는 것으로 파악했다. 이는 담보물의 가치상승을 일으키고 주택담보대출의 비중도 증가시키는 의미로 해석했다. 또한 단기적인 분석결과는 주택담보대출의 변동이 아파트가격의 변동에 아무런 영향을 미치지 않지만, 아파트 가격의 변동은 주택담보대출의 상당한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 2005년6월 LTV시행에서 강남지역은 대출규제를 강화할수록 오히려 가격이 상승하고 강북지역은 대출규제를 강화할수록 대출이 증가하는 현상이 나타났다. 이 시기는 아파트 가격상승률이 가장 높은 시기로 대출규제정책을 시행하더라도 저금리 상황에서 주택담보대출의 비중이 높아 아파트가격 안정화를 위한 정책의 실효성이 없음을 보여준다고 주장한다. 김세완·김은미(2009)는 가계대출이 주택가격에 미치는 효과가 외환위기 이후 강화되었음을 실증적으로 밝혀냈다. 외환위기 전에는 부동산 가격의 안정화로 부동산 투자로 인한 이득을 기대하지 않았다. 그러나 2000년대에 들어서면서 중대형 평수의 아파트에 대한 수요가 증가되었고, 정부의 지속적인 유동성 공급과 시중은행의 경쟁에 의한 주택담보대출이 급증한 것으로 보았다. 이용만 이상한(2004)은 자산가격이론에 기초한 5가지 가설을 실증적으로 증명했다. 자산가격이론에 의하면 주택가격은 임대료와 할인율, 그리고 임대료와 주택

가격의 기대상승률에 의해 결정된다. 가설 중에서 금리와 임대료가 주택 가격을 결정하고 인근의 일반 아파트 임대료는 재건축 대상 아파트의 가격을 결정한다는 결론을 얻었다. 그러나 재건축 대상 아파트가격은 일반 아파트 가격에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한상섭(2011)은 주택가격 상승이 가계대출을 늘리는 요인으로 보았다. 주택가격이 담보가치 증대효과와 신용 경로 효과를 유발하기 때문이다. 또한 가계 대출 증가는 지속적으로 주택가격을 상승시켰다. 금융기관의 가계대출 공급 확대로 인해 신용 규모가 증가하고, 미래 자본이득에 대한 기대심리를 부추겨 주택 가격 인플레이션의 지속성을 강화한다고 보았다. 금리는 주택가격 상승에 반응하여 4분기 이후 상승 경향을 보이는데, 이는 주택가격 상승이 직접적으로 자체 지속성을 유발하고 간접적으로는 가계대출 확대로 이어진다고 보았다. 정책당국은 이러한 흐름을 반영하여 금리 결정시 주요 정보변수로 활용하고 있다고 해석했다. 2000년대 들어 발생 가능한 구조적 변화를 점검하여 가계대출의 금리 민감도가 1990년대에 비해 높아졌고 주택가격은 금융기관이 공급하는 가계대출의 가용규모 변동에 더 크게 영향을 받는 것으로 보았다. 가계대출이 지속적으로 과도하게 늘어나면 가계부문의 정상적인 소비활동을 제약하고, 대외여건이 악화될 경우 내수 활성화를 통한 경제의 자생적인 회복력도 제한하게 된다. 가계대출과 주택가격에 존재하는 상승 경로는 어느 한 변수의 안정이 여타 변수의 안정과 연계되어 있다는 것을 의미한다. 그러므로 주택시장의 급격한 변동은 금융 불안정을 촉발하는 요인이 될 수 있다. 가계대출 및 주택가격의 안정성을 유지하기 위해서는 금융기관의 대출기준, DTI 및 LTV등의 직접적인 수단을 시장 상황에 맞추어 적절히 운용해야 한다고 주장한다. 최근 지속적인 저금리를 배경으로 가계부문의 부채규모가 빠른 속도로 늘면서 변동금리가 대부분인 가계 금리는 더욱 민감해졌다. 주택가격이 안정세를 유지하는 가운데 가계대출이 크게 늘어나고 있는데, 미시적인 측면에서 가계 대출의 변동 형태를 분석할 필요를 주장한다. 최기의·박세운(2010)은 서울 강남 지역과 같이 아파트가격이 급등하는 지역은 은행대출을 통한 가격안정화 정책의 실효성이 제한적이라고 주장한다. 그러나 강남지역을 제외한 다

른 지역은 은행대출이 아파트 가격에 영향을 미쳤는데 대출 억제가 비투
기지역에만 가격 안정화 효과를 미치는 것으로 보았다.

<표 7> 전세보증대출, 주택담보대출, 주택가격 선행연구

| 연구자 | 논문제목 | 변수 | 결과 |
|-------------------------------|----------------------------------------|-----------------------------------------------------|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| 김홍년· 이상준· 박선구 (2012) | 주택가격과 가계대출이 은행건전성에 미치는 영향 | 부동산가격, 주택담보대출 | 유동성위기 이후 주택담보는 지속증가, 주택가격은 하락 |
| 박형근· 이상진 (2006) | 부동산가격변동과 은행경영성과간 관계분석 | 거시적, 미시적 요인 | 부동산가격 변동률이 확대될 경우 은행 의 대출금이 증가하고 자산건전성과 수 익성에 유의함을 분석하였다 |
| 남명수· 여운현 (2007) | 부동산가격변동과 은행대출과의 상호관계 분석 | 주택가격지수증가율, 실질총자산,자기자본 평균 | 주택가격지수 증가율이 주택담보대출 증가율에 유의한 양(+)의 관계가 있다 |
| 양돈선 (2013) | 가계대출과 주택가격의 동태적 분석 | 가계대출(담보+전 세+신용), 주택가격, 금리 유동성, 소득, 경제심리 | 가계대출 중 주택담보가 60%이상 차지하고 있음 또한 우리나라 가구당 부채 보유현황이 담보 대출 54.4%, 임대보증금 32%를 보유하고 있음 가계대출이 주택가격에 정(+)의 관계에 있음 |
| 임병준· 양영준 (2014) | 주택가격을 고려한 통화 및 대출수요함수의 안정성 비교 | | 주택가격은 통화함수중에서 매우 중요 한 함수이다 |

김홍년·이상준·박선구(2012)는 주택가격과 가계대출이 은행건전성에 미
치는 영향을 연구했다. 우리나라 가계대출의 상당부분은 은행권으로부터
차입한 주택담보대출인데 주택시장 침체와 더불어 서브프라임 모기지 사
태를 우려한다. 은행경영성과를 대표하는 총자산이익률과 부실대출액비율
을 기준변수로 하여 은행의 경영성과가 부동산 경기가 하락할 경우 타격
을 받을 수 있다는 결론을 얻었다. 주택가격상승률이 총자산이익률에 유
의한 영향을 보인 바, 2006년에서 2011년 사이 지속적인 주택담보대출의
증가가 있었다. 남명수·여운현(2007)은 부동산가격변동과 은행대출과의

상호관계를 분석하였는데, 주택가격지수 증가율이 주택담보대출 증가율에 유의한 양(+)의 관계를 갖는 것으로 분석했다. 주택가격 상승은 주택의 수요를 증가시키고 주택의 수요 증가는 주택담보대출을 증가시킨다. 또한 주택담보대출의 증가는 주택가격을 상승구조가 지속될 것으로 분석하였다. 부동산가격 이 은행대출규모를 결정하는 것으로 나타났다. Borio 등 (1994)는 선진국을 대상으로 1970년부터 22년간 은행대출과 부동산가격과의 관계를 연구하였는데 그 결과 부동산 가격의 변동이 은행의 대출금과 유의적인 관계를 입증하였다. 양돈선(2013)은 글로벌 금융위기 이후 수도권 지역 매매시장에서 전세시장으로 패러다임이 변화하고 있다.

본 연구는 최근 10년간 주택가격지수 변화와 월별 증감률을 통해 시계열적측면으로 관찰하고 전세가격과 전세보증대출을 분석을 통해 전세보증대출 증가율이 원래는 영향이 없는데 그 특정기간에는 영향이 있다라는 주택가격 변화를 선행연구에서 분석한 연구가 거의 없고, 대부분의 연구가 주택가격과 전세가격과의 상관관계만을 연구해왔다. 또한, 우경(1992)의 연구 한계점을 보완한 시계열분석자료 및 독립변수인 전세보증잔액 추가를 통해 연구한 것이 다른 기존 연구와의 차이라고 할 수 있다.

2.5 선행연구와의 차별성

<표 8> 선행연구와의 차별성 비교

| 구분 | 전세가격 상승요인 | 전세부담지수 도입 | 전세보증잔액 vs 주택담보대출의 관련성 |
|-----------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| 선행연구의 한계점 | <ul style="list-style-type: none"> * 김정렬(2013) * 조경준(2014) | *신상영·이성원(2008) | <ul style="list-style-type: none"> *양돈선(2013) *박연우·방두완(2012) *우경(1992) |
| 기존 선행연구 | <ul style="list-style-type: none"> * 금융위기 이후 전세가격 상승에 대한 연구가 부족함 * 기존연구는 환경적(외부적) 측면 연구인 반면 본 연구는 자원적(내부적) 요인 연구임 | <ul style="list-style-type: none"> * 주택구입부담지수는 도입되어 있으나 전세가격상승기에 주거전세부담지수에 도입이 필요했으며 선행연구가 전무하였음 * 선행연구에서는 거시적인 측면을 강조했으나 본 논문에서는 주거전세부담지수도입을 통해 미시적측면을 강조하였음 | <ul style="list-style-type: none"> * 기존 선행연구에서는 주택가격과 전세가격과의 상관관계분석이였음 * 매매시장에서 전세시장으로 패러다임이 변화하고 있는 선행연구가 부족함 * 전세보증대출과 주택담보대출의 관련연구도 부족함 |
| 본 논문 차별화 | <ul style="list-style-type: none"> * 독립변수 추가하여 유효성을 입증함 (임차보증비율=임차보증잔/주담대잔액) * 최근 전세가격 상승에 대한 시사점이 있음 | <ul style="list-style-type: none"> * 주거전세부담지수 도입을 통해 서민의 전세부담을 수치화함 * 지수도입후 서울시 아파트에 적용시 동일하게 결과가 도출되었음 | <ul style="list-style-type: none"> * 전세보증대출과 주택담보대출이 특정기간에도 관련성 있음을 밝힘 * 독립변수 추가함 - 전세보증잔액 |
| 공통 | “전세가격 상승기”에 대한 학술적으로 정의를 한 것이 가장 큰 차별성임 | | |

본 논문에서는 “전세가격 상승기에 대한 정의”를 학술적으로 이끌어 낸 것이 가장 큰 차별성이라고 할 수 있다. 정의내용은 전세가격지수와 주택가격지수가 서로 교차되는 시점으로 정의한다. 여러 가지 전세가격 상승기에 대한 현상들은 정의하여 논쟁할 수 있으나 미래에 대한 추가 예측가능성 여부가 정의할 수 있는 판단의 근거가 되었다. 국토부에서 2006년에 정의한 내용은 6개월이상 전세가격 상승세(상승률 ≥ 0)가 이어진 시기

로 정의하고 있으나 학술적으로 정의된 바 없어 본 연구가 의미가 있다고 본다.

첫째, 전세가격 상승요인과 주택임차금융의 동태적 분석에 관한 연구에서는 김정렬(2013)의 “유동성 및 소득 변수가 주택가격에 미치는 영향에 관한 연구”의 한계점에서 유동성 관련 변수들이 거시경제변수로서 가계부문의 미시적인 자금 가용성 측면을 정확히 나타내지 못할 수 있다는 한계가 있다. 또한 월별 자료의 획득이 가능한 유동성인 은행의 가계대출 잔액을 기준으로 하였지만 가계부채 총액을 이용하는 분기별 분석은 추후 과제로 남겼다. 이에 연구의 한계점을 극복하기 위해 독립변수인 임차보증비율 (임차보증잔액/주택담보대출잔액)을 추가하여 분석하였다. 독립변수인 임차보증비율의 의미는 전세가격의 상승요인이 여러 독립변수가 있지만 최근 주택금융의 활성화로 전세보증잔액이 지속적으로 증가하고 있어 전세보증잔액이 전세가격 상승의 한 요인임을 밝히는 변수로 활용하고자 한다. 기존 선행연구에서는 전세가격 상승의 요인을 외부적, 환경적 원인(교육, 교통, 인구 밀집도 등)으로 분석했으나, 본 연구에서는 내부적, 자원적 원인(전세보증비율 증가)으로 분석하였다. 분석 결과 전세가격 상승요인 중 전세보증대출의 증가가 한 요인으로 분석하였다.

둘째, 주거전세부담지수 산출과 서울시 아파트 전세가격 적용사례 분석 연구에서는 신상영·이성원(2008)의 연구의 한계점인 주택구입부담지수(HAI)는 개발되어 주택구입에 따른 부담 정도를 측정할 수 있으나 전세가격 상승기에 전세주택을 비롯한 임대주택의 부담능력, 사용자비용(user cost)을 고려한 주택부담 능력문제등에 대한 연구가 필요하다는 한계점을 남겼다. 이에 전세부담지수를 측정할 수 있는 지수도입이 시급함을 인식하였으며 지수도입을 통해 서울시 아파트 전세부담 정도를 측정하였다.

분석결과 주택금융공사가 공표하는 주택구입부담지수(HAI) 산출방법 적용가능성을 주택구입에 대한 부분을 임차로 바꾸어 분석하였다. 그러나 주택구입부담지수는 첫 주택 구매에 대한 서민의 부담만을 나타내기 때문에 거주시 발생하는 무담과는 괴리가 존재한다. 주거부담지수는 월 관리비 등 주거비를 포함하여 살면서 부담해야 하는 부분들을 고려하여 분석

하였고, 지수도입 결과 전세부담은 소득의 35%를 넘는 것으로 분석되었다. 또한 서울시를 사례로 2012년 1/4분기부터 현재까지 주거전세부담지수 변화추이를 분석한 결과 주로 중위소득에 따라 주거부담정도가 결정되는 것으로 연구결과 분석되었다. 기존 선행연구에서는 거시적 측면을 강조했으나 본 연구에서는 전세부담정도 지수 도입 등 미시적 측면을 강조하였다.

셋째, 전세보증잔액과 주택담보대출 잔액의 동태적 분석에 관한 연구에서는 양돈선(2013)의 연구의 한계점인 매매시장에서 전세시장으로의 패러다임이 변화하고 있는데 가계대출과 주택가격의 상관관계에서 전세대출과 주택담보대출의 상호관계로의 분석이 필요하다. 기존의 선행연구는 주택가격과 전세가격과의 상호관련성을 연구하였으나 본 연구에서는 전세보증대출과 주택담보대출의 상호관련성에 대하여 전세가격 상승기라는 특정기간 중에 관련성이 높게 나타난다는 논리를 주장하고자 한다.

분석결과 전세가격 상승기에 전세보증대출의 지속적인 증가는 전세가격에 영향을 미치고 전세가격이 상승하여 주택구입으로의 심리 변화로 주택담보대출이 증가하는 현상을 확인할 수 있었다.

III. 연구 설계

3.1 연구 모형

이번 장에서는 전세가격과 주택임차금율에 대해 살펴본다. 동태적인 설명을 위하여 시계열 분석 모형인 벡터자기회귀모형(Vector Auto Regressive Model, VAR) 또는 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model, VECM)을 이용하여 분석한다. 먼저, 변수의 불안정성 분석을 위하여 단위근 검정(unit root test)을 시행한다. 단위근을 가지는 불안정한 시계열이라면 평균이나 분산이 시간 가변적이므로 변수들의 과거 자료는 예측에 아무런 도움이 되지 못한다.¹⁰⁾

일반적인 계량분석을 사용시 시계열이 불안정할 경우 변수 사이에 상관관계가 없는데도 불구하고 유의성이 높게 나타날 수 있다. 이에 가성적 회귀 현상(spurious regression)이 발생하게 된다. 공적분 관계(cointegration relationship)는 불안정 시계열의 경우에도 이들 사이에 안정적인 시계열을 생성하는 선형결합이 존재하면 회귀분석을 비롯한 전통적 분석이론을 적용할 수 있는 특별한 경우 나타나게 된다. 즉, 적분계열의 특징이 공통적인 추세를 공유하는 경우, 일련의 경제변수들이 단기적으로는 상호괴리를 보이지만 장기적으로는 일정한 관계로 유지하게 된다. 본 연구는 Johansen(1988, 1991, 1995)의 최우도 검정을 사용한 공적분 관계를 살펴본다. 만일, 불안정한 시계열을 결합했을 경우, 안정적인 선형결합이 존재한다면 하나의 변수로 다른 하나의 변수를 예측할 수 있다. 또한, 변수들 사이에 공적분 관계가 존재한다면 이후의 VAR이 아니라 VECM으로 추정해야 한다.

VAR이나 VECM을 이용하기 위해서는 변수의 순서를 정해야 한다. 계수에 대한 간단한 가설 검정을 통해 인과관계를 통하여 변수의 순서를 정한다. 즉, VAR모형의 계수에 대한 제약을 고려하여, VAR모형에 포함된 변수들 사이의 인과관계 분석이 가능하다.

10) 일반적인 방법론은 김상봉. (2012)를 따른다.

VECM은 공적분이 있을 때 사용되는 VAR의 제한된 형태로 VAR 모형에서 개별 시계열이 안정적이지 못하여 차분변수로 모형이 설정될 경우 수준변수가 지니고 있는 정보가 상실될 수 있다는 것이 단점이다

VECM의 식은 다음과 같다.

$$\Delta Y_{1t} = \alpha_0 + \beta_1(Y_{1t-1} - \alpha Y_{2t-1}) + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta Y_{1t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \Delta Y_{2t-1} + \epsilon_{1t} \quad (\text{식 1})$$

$$\Delta Y_{2t} = b_0 + \beta_2(Y_{1t-1} - \alpha Y_{2t-1}) + \sum_{i=1}^k b_{1i} \Delta Y_{1t-1} + \sum_{i=1}^k b_{2i} \Delta Y_{2t-1} + \epsilon_{2t} \quad (\text{식 2})$$

여기서 Y_{1t} 와 Y_{2t} 가 각각 전세보증잔액과 주택담보잔액이라고 가정한 후 $\beta_1 = 0$ 과 $\alpha_{21} = \dots = \alpha_{2K} = 0$ 이라는 귀무가설이 기각된다면 전세보증잔액이 주택담보대출의 원인변수가 될 수 있음을 의미하고, 반대의 상황이라면 주택담보잔액이 전세보증잔액의 원인변수가 될 수 있음을 의미한다. 만일 공적분 검정에서 공적분이 존재하지 않는다면 오차수정항이 식에서 빠져 VAR 모형이 된다.(이홍재외, 2005)

두 내생변수 Y_{1t} 와 Y_{2t} 가 어떤 선형추세를 갖지 않고 공적분 방정식이 상수함의 편류를 갖게 된다면 VECM은 다음의 식과 같다.

$$\Delta Y_{1t} = \gamma_1 + \gamma_1(Y_{2t-1} - \mu - \beta Y_{1t-1}) + \epsilon_{1t} \quad (\text{식 3})$$

$$\Delta Y_{2t} = \gamma_2 + \gamma_2(Y_{2t-1} - \mu - \beta Y_{1t-1}) + \epsilon_{2t} \quad (\text{식 4})$$

만일 선형추세가 있고 공적분 방정식에 상수가 있다는 것을 가정하면 VECM은 다음의 식과 같다

$$\Delta Y_{1t} = \delta_1 + \gamma_1(Y_{2t-1} - \mu - \beta Y_{1t-1}) + \epsilon_{1t} \quad (\text{식 5})$$

$$\Delta Y_{2t} = \delta_2 + \gamma_2(Y_{2t-1} - \mu - \beta Y_{1t-1}) + \epsilon_{2t} \quad (\text{식 6})$$

VECM 방정식 괄호밖에 개별적인 선형추세가 있다면 계열에 암묵적 2차 방정식 추세(implicit quadratic trend)가 있다는 것을 의미한다.

충격반응분석(impulse response analysis)을 이용하면 VAR모형이나 VECM의 계수에 대한 정보를 이용하여 모형에 포함된 여러 변수 중, 하나의 변수에 충격이 나타났을 때 시간이 경과함에 따라 다른 구성 변수들에 어떤 영향을 미치는 지 파악할 수 있다. 또한, 한 변수의 움직임에 대한 예측오차를 각 변수에 의해서 발생하는 비율로 분할하여 VECM내의 각 변수들의 상대적 중요성의 정도를 파악 가능한 분산분해분석(variance decomposition analysis)을 이용한다.

3.2 자료수집

첫 번째 논문에서는 2008년 1월부터 2013년 8월까지 월별 자료 이용한다. 두 번째 논문에서는 2012년 1분기부터 2014년 3분기까지 분기별 자료를 이용한다. 세 번째 논문에서는 2005년 6월부터 2015년 6월까지 121개월의 월별 자료를 이용한다.

IV. 실증분석

4.1 전세가격 상승요인과 주택임차금융의 동태적 분석

본 연구는 2008년 1월부터 2013년 8월까지의 월별 자료를 이용한다.¹¹⁾ 이 기간 중 발생한 금융위기는 우리 경제구조에 영향을 미친 것으로 파악되며, 전세가격과 임차금융과의 관계에도 큰 변화를 초래하였을 가능성이 높다. 본 연구에서 사용되는 주요 변수는 전세가격지수와 임차보증비율, 매매가격지수, 산업생산지수, 주택금리, 금융기관 유동성이다.¹²⁾ 전세가격과 매매가격은 단독주택, 아파트, 연립 등이 있으나, 어느 하나 주택전세특성이 전체전세시장을 더 잘 반영한다는 점이 뚜렷하지 않아 평균적인 지표인 전국주택전세가격지수를 선택한다.¹³⁾ 산업생산지수는 계절조정 전산업생산지수(농림어업 제외)를 사용하였으며, 금융기관 유동성은 계절조정, 말잔을 사용한다. 전세시장의 수요에 영향을 줄 것으로 보이는 전세대출금액은 주택금융공사 임차보증 잔액을 한국은행의 주택담보대출 잔액과 주택금융공사의 임차보증 잔액으로 나눈 임차보증비율로 하였다. 주택담보대출이자율은 6개월 변동금리이며 전세자금대출에 이용되는 한국은행의 신규취급액(COFIX) 금리를 이용하였다.

11) 김상봉·김우철·유종만. (2009)은 시계열 68개월 적정여부는 평균 경기변동이 30개월로 보고 있으므로, 시계열은 2주기에 가까워 장기분석에 적합하다고 판단된다.

12) 여기서 광의의 통화량인 M2보다 금융기관 유동성(Lf)을 이용한다. Lf는 은행뿐 아니라 비은행 금융기관까지도 포함하는 전 금융기관의 유동성 수준을 파악할 목적으로 개발된 지표이다. Lf에는 광의의 통화인 M2에 예금 취급기관의 만기 2년 이상 정기예금, 적금 및 금융채, 유가증권 청약증거금, 만기 2년 이상 금전신탁 등과 생명보험회사, 증권금융회사 등 기타 금융기관의 보험계약 준비금, 환매조건부채권매도, 장단기 금융채, 고객 예탁금 등이 포함된다.

13) 김정렬. (2013).

<표 9> 변수 정의 및 출처

| 변수명 | 변수의 설명 | 자료원 |
|--------------|------------------------------------|----------------|
| 전세가격 | 전국 전세가격지수의 자연로그 값 | KB국민은행 |
| 매매가격 | 전국 매매가격지수의 자연로그 값 | KB국민은행 |
| 산업생산지수 | 계절조정 전산업생산지수의 자연로그 값 (농림어업제외) | 한국은행 |
| 금융기관 유동성(Lf) | 금융기관 유동성(계절조정, 말잔)의 자연로그 값 | 한국은행 |
| 임차보증비율 | 임차보증 잔액 / (주택담보대출 잔액 + 임차보증 잔액) | 주택금융공사 한국은행 |
| 주택담보대출이자율 | 신규취급액 금리 | 한국은행 |

먼저, 시계열의 안정성을 검증하기 위해 단위근 검정을 시행한다. 단위근의 검증방법으로 ADF(Augmented Dickey Fuller) 검정법을 시행한다.¹⁴⁾

<표 10> 모형변수의 안정성 검정결과

| | ADF 검정 | |
|------------|---------|-------------|
| | t통계량 | |
| | 수준변수 | 1차 차분 |
| 매매가격 | -1.4350 | -2.8917* |
| 전세가격 | 0.1713 | -2.7923* |
| 산업생산지수 | -0.8071 | -10.5918*** |
| 금융기관 유동성 | -1.3347 | -10.7474*** |
| 임차보증비율 | 0.4646 | -3.4887** |
| 주택담보대출 이자율 | -1.4515 | --5.0415*** |

주) ADF 검정의 귀무가설은 ‘단위근이 존재한다’이며 ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의 수준에서 유의함을 나타냄

단위근 검증 결과, 모든 변수가 1차 적분 과정 I(1)을 따르는 것으로 나타나 불안정한 시계열로 판단된다. 최적시차는 무제약 VAR을 이용해

14) ADF 검증방법 이외의 필립스-페론(Phillips-Perron) 검증방법을 이용하여도, 결과는 비슷하지만 가장 기본적인 방법을 보고하였다.

최대차수부터 차수를 줄여가며, 정보 기준을 구하여 다음과 같이 결정하였다. LR와 AIC는 8개월 시차를, SC는 1개월 시차를, HQ는 8개월 시차를 각각 최적시차로 제시하고 있다. 그러나 AIC는 소표본에서 일치성을 띠지 않을 수 있고, 시차 p를 불필요하게 큰 값으로 판정하는 경우가 있으므로, 본 연구에서는 SC 정보 기준을 이용하여 1차로 정한다.

<표 11> 시차길이 결정을 위한 정보 기준

| Lag | LogL | LR | AIC | SC | HQ |
|-----|---------|--------|---------|---------|---------|
| 0 | 1226.94 | NA | -42.10 | -41.89 | -42.02 |
| 1 | 1351.36 | 218.80 | -45.15 | -43.66* | -44.57 |
| 2 | 1387.18 | 55.58 | -45.14 | -42.37 | -44.06 |
| 3 | 1436.36 | 66.14* | -45.60 | -41.55 | -44.02 |
| 4 | 1463.49 | 30.88 | -45.29 | -39.96 | -43.22 |
| 5 | 1513.16 | 46.24 | -45.76 | -39.16 | -43.19 |
| 6 | 1577.36 | 46.49 | -46.74 | -38.85 | -43.66 |
| 7 | 1631.03 | 27.76 | -47.35 | -38.18 | -43.78 |
| 8 | 1725.56 | 29.34 | -49.36* | -38.92 | -45.30* |

주1) LR: sequential modified LR test statistic, AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion, HQ: Hannan-Quinn information criterion

주2) *는 5% 유의수준에서 각 정보기준에 의해 선택된 시차를 나타낸다.

<표 12> Johansen 공적분 검정결과

| 데이터 추세 | 없음 | 없음 | 선형 | 선형 | 2차 |
|--------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 검증 형태 | 상수항 없음 | 상수항 존재 | 상수항 존재 | 상수항 존재 | 상수항 존재 |
| | 추세 없음 | 추세 없음 | 추세 없음 | 추세 존재 | 추세 존재 |
| 트레이스 검증 | 4 | 5 | 4 | 4 | 6 |
| 최대고유 치 검증 | 4 | 5 | 3 | 2 | 4 |

주) 5% 유의수준에서 유의함을 나타냄

<표 12>는 공적분 검정결과를 나타낸다. VAR모형이나 VECM을 이용

해 분석하는 경우 불안정한 시계열 변수들 사이에 공적분 관계가 존재할 때, 단순 차분하면 변수들 간에 장기적인 관계를 잃어버릴 수 있다. 따라서 불안정한 변수들 간에 공적분관계가 존재할 경우, 모형 속에 오차수정항을 포함시켜 변수들 간의 장기적인 균형관계를 반영하는 VECM으로 추정하는 것이 바람직하다.

데이터 추세가 선형이고, 공적분 방정식에는 상수만 존재하는 공적분 모형을 가정했을 때, 4개의 공적분 방정식을 구할 수 있었다. <표 5>의 오차수정항은 각각, 산업생산지수, 금융기관유동성, 주택담보대출이자율, 임차보증비율로 제약해 정규화 된 결과를 나타낸다. 공적분 방정식은 각 변수들 간에 장기균형 관계를 보여주고 있다. 예를 들어, 오차수정항1이 0이라면 $\text{산업생산지수} = 0.028 * \text{전세가격} + 0.826 * \text{매매가격} + 0.712$ 의 값을 가지고, 0.028과 +0.826은 산업생산지수와 각 전세가격, 매매가격의 장기탄력성을 나타낸다. 부호는 전세가격과 금융기관유동성은 양(+)의 관계, 임차보증비율과는 양(+)의 관계, 주택담보대출이자율과는 음(-)의 관계를 갖고, 산업생산지수는 유의성이 낮아 해석하지 않는다. 효과에 대해 말하자면, 전세가격이 1% 오르면, 금융기관유동성은 0.837%, 임차보증비율은 1.458% 증가하며, 주택담보대출이자율은 2.389% 감소한다.

<표 13> 공적분 방정식

| | |
|---------|---------------------------------------------------------------|
| 오차수정항 1 | 산업생산지수-0.028*전세가격-0.826*매매가격 -0.712 (-0.1204) (-1.550) |
| 오차수정항 2 | 금융기관유동성-0.837*전세가격-0.055*매매가격 -10.58 (-4.4377) (-0.1287) |
| 오차수정항 3 | 주택담보대출이자율+2.389*전세가격-3.208*매매가격 +2.316 (3.3417) (-1.9708) |
| 오차수정항 4 | 임차보증비율-1.458*전세가격-3.3*매매가격+25.28 (-2.1733) (-2.1604) |

<표 14>에 제시된 VECM 추정결과를 보면, 오차수정항 1은 전세가격과 매매가격의 유의성이 없기 때문에 균형에서 괴리가 발생하는 경우 산업생산지수의 단기적 변화로 조정되어가는 것을 의미하고, 오차수정항 2

는 금융기관유동성과 주택담보대출이자율, 매매가격의 단기적 변화로 조정되어간다. 오차수정항 3은 주택담보대출이자율의 단기적 변화로 조정되어간다. 오차수정항 4는 금융기관유동성의 단기적 변화로 조정되는 것을 의미한다.

<표 14> VECM 추정 결과

| | 산업생산 지수 | 금융기관 유동성 | 주택담보 대출이자 율 | 임차보증 비율 | 전세가 격 | 매매가 격 |
|---------|------------------|------------------|-------------------|------------------|----------------------|----------------------|
| 오차수정항 1 | -0.52 (-3.97) | 0.10 (1.92) | 0.03 (0.11) | -0.06 (-1.09) | 0.02 (0.63) | 0.02 (1.61) |
| 오차수정항 2 | 0.12 (0.57) | -0.21 (-2.50) | -0.73 (-2.08) | -0.02 (-0.17) | -0.04 (-0.97) | -0.10 (-4.46) |
| 오차수정항 3 | -0.09 (-2.41) | 0.02 (1.52) | -0.30 (-4.80) | -0.03 (-1.74) | -0.02 (-2.84) | -0.01 (-2.51) |
| 오차수정항 4 | -0.04 (-0.60) | 0.08 (2.96) | -0.12 (-1.00) | -0.08 (-2.55) | 0.00 (-0.33) | 0.02 (2.65) |

주) 괄호 안의 값은 t통계량을 나타냄

<표 15> 그랜저 인과관계

| 결과변수 | 원인 변수 | | | | | |
|-----------------|----------|----------|----------------|-----------------|----------------|-------------------|
| | 전세가 격 | 매매가 격 | 산업생 산 지수 | 금융기 관 유동성 | 임차보 증 비율 | 주택담보 대출이자 율 |
| 전세가격 | | 1.07 | 2.37 | 2.84* | 3.68* | 2.77* |
| 매매가격 | 3.80* | | 1.26 | 3.83* | 2.82* | 2.61* |
| 산업생산지수 | 1.21 | 2.00 | | 1.87 | 2.92* | 4.12* |
| 금융기관 유동성(Lf) | 0.88 | 1.23 | 1.51 | | 3.22* | 0.72 |
| 임차보증비율 | 5.13* | 7.92* | 0.63 | 3.50* | | 1.30 |
| 주택담보대출 이자율 | 1.87 | 3.61* | 2.69* | 2.37 | 1.87 | |

주) *는 5% 유의수준에서 유의함을 나타냄

<표 15>은 변수 순서를 정하기 위한 인과관계 결과를 나타낸다. 전세가격은 매매가격을 인과하고, 매매가격은 전세가격을 인과하지 못함으로 전세가격이 매매가격에 외생적이다. 금융기관 유동성은 전세가격, 매매가격을 인과하고, 전세가격과 매매가격은 금융기관 유동성을 인과하지 못함으로, 금융기관 유동성은 전세가격과 매매가격에 대해 외생적이다. 주택담보대출이자율은 전세가격을 인과하고, 전세가격은 주택담보대출이자율을 인과하지 못하므로 주택담보대출이자율이 전세가격보다 더 외생적이다. 따라서 산업생산지수, 금융기관유동성, 주택담보대출이자율, 임차보증비율, 전세가격, 매매가격 순으로 외생적이다.

4.1.1 충격반응함수

전세가격에 대한 충격반응함수는 <표 16>과 <그림 7>과 같다. 산업생산지수가 1단위의 표준편차만큼 상승하면, 전세가격의 반응은 양(+)으로 반응하고, 12개월 후에도 지속된다. 금융기관 유동성¹⁵⁾이 1단위의 표

15) 금융기관 유동성 및 이자율이 전세에 미치는 영향은 유동성이 풍부해지면 한국은행 기준

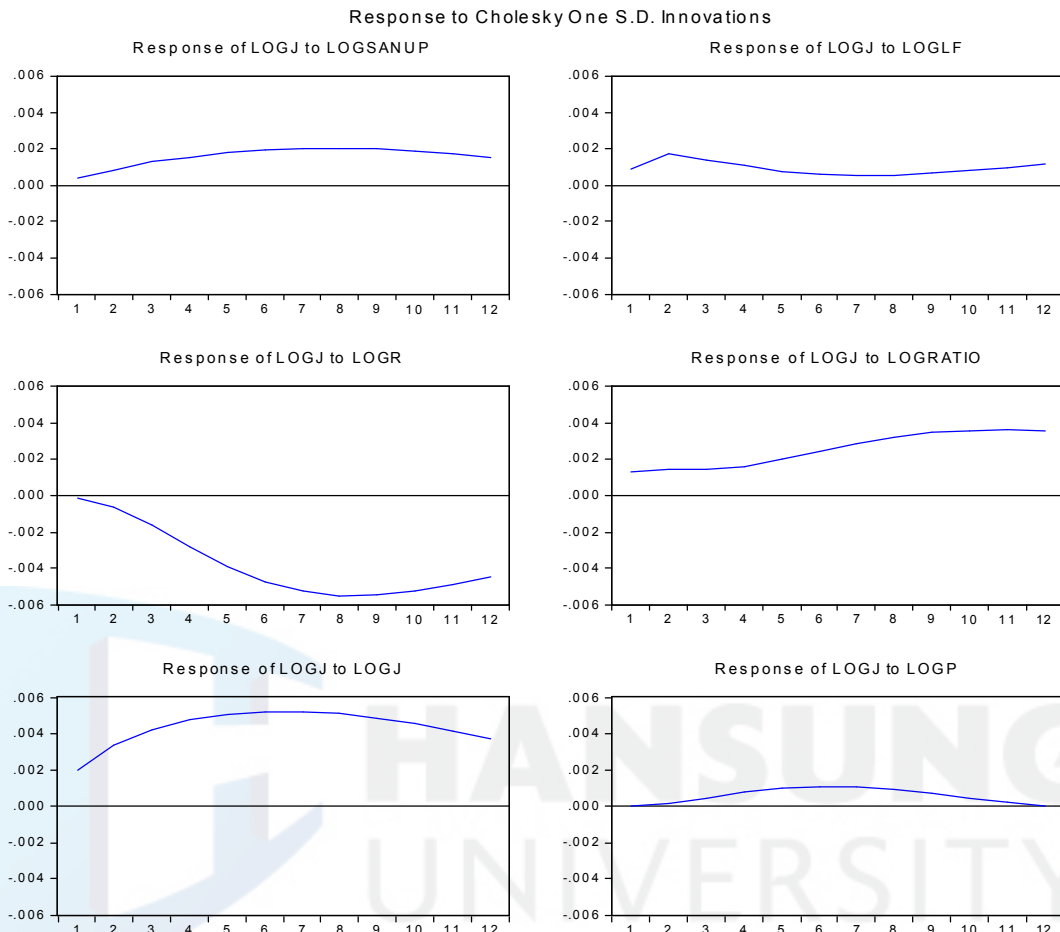
준편차만큼 상승하면, 전세가격은 양(+)으로 지속적으로 반응한다. 이자율이 1단위의 표준편차만큼 증가하면, 전세가격은 음(-)으로 반응한다. 매매가격이 1단위 표준편차만큼 상승하면, 지속적으로 양(+)의 반응을 보이나 6개월 후에 영향력이 줄어들어 12개월 후에는 처음과 비슷한 수준의 양(+)의 반응을 보임을 알 수 있다. 임차보증비율이 1단위 표준편차만큼 상승하면, 전세가격 증가율의 반응은 양(+)으로 반응하고, 12개월 이후에도 지속된다.

<표 16> 전세가격에 대한 충격반응함수

| 기간 | 산업생산지수 | 금융기관 유동성 | 이자율 | 임차보증 비율 | 전세가격 | 매매가격 |
|----|--------|-------------|---------|------------|--------|--------|
| 1 | 0.0004 | 0.0009 | -0.0001 | 0.0013 | 0.0020 | 0.0000 |
| 2 | 0.0009 | 0.0017 | -0.0006 | 0.0015 | 0.0034 | 0.0002 |
| 3 | 0.0013 | 0.0014 | -0.0016 | 0.0015 | 0.0042 | 0.0005 |
| 4 | 0.0015 | 0.0011 | -0.0028 | 0.0016 | 0.0048 | 0.0008 |
| 5 | 0.0018 | 0.0008 | -0.0039 | 0.0020 | 0.0051 | 0.0010 |
| 6 | 0.0020 | 0.0006 | -0.0048 | 0.0024 | 0.0052 | 0.0011 |
| 7 | 0.0020 | 0.0005 | -0.0053 | 0.0029 | 0.0052 | 0.0010 |
| 8 | 0.0021 | 0.0006 | -0.0055 | 0.0032 | 0.0051 | 0.0009 |
| 9 | 0.0020 | 0.0007 | -0.0055 | 0.0035 | 0.0049 | 0.0007 |
| 10 | 0.0019 | 0.0008 | -0.0053 | 0.0036 | 0.0046 | 0.0005 |
| 11 | 0.0017 | 0.0010 | -0.0049 | 0.0036 | 0.0042 | 0.0002 |
| 12 | 0.0015 | 0.0012 | -0.0045 | 0.0036 | 0.0037 | 0.0000 |

금리(현 2.25%)에 영향을 주어 물가는 올라가고 한국은행 기준금리는 낮아질 수 있다. 그래서 기준금리가 낮아지면 전세대출금리(COFIX, 6개월 변동)에 영향을 줘서 금리인하로 전세대출이 증가하게 된다.

<그림 7> 충격반응함수



4.1.2 분산분해

<표 17>와 <그림 8>는 분산분해 결과를 나타낸다. 전세가격의 예측 오차는 자기 자신인 전세가격에 의해 1개월 후 58%에서 이후 감소하여 12개월 후 40%에 의해 설명된다. 산업생산지수는 1개월 후 2%에서 12개월 후 5%까지 증가한다. 금융기관 유동성은 1개월 후 12%에서 12개월 후 2%로 감소한다. 이자율은 1개월 후 0%에서 12개월 후 35%까지 증가한다. 임차보증비율은 1개월 후 26%에서 감소하여 12개월 후 15%가 된다. 매매가격은 1개월 후 0%에서 영향이 증가하다 12개월 후 0%로 별 영향이 없다. 따라서 1개월 후 전세가격의 예측오차에 대한 설명력은 전

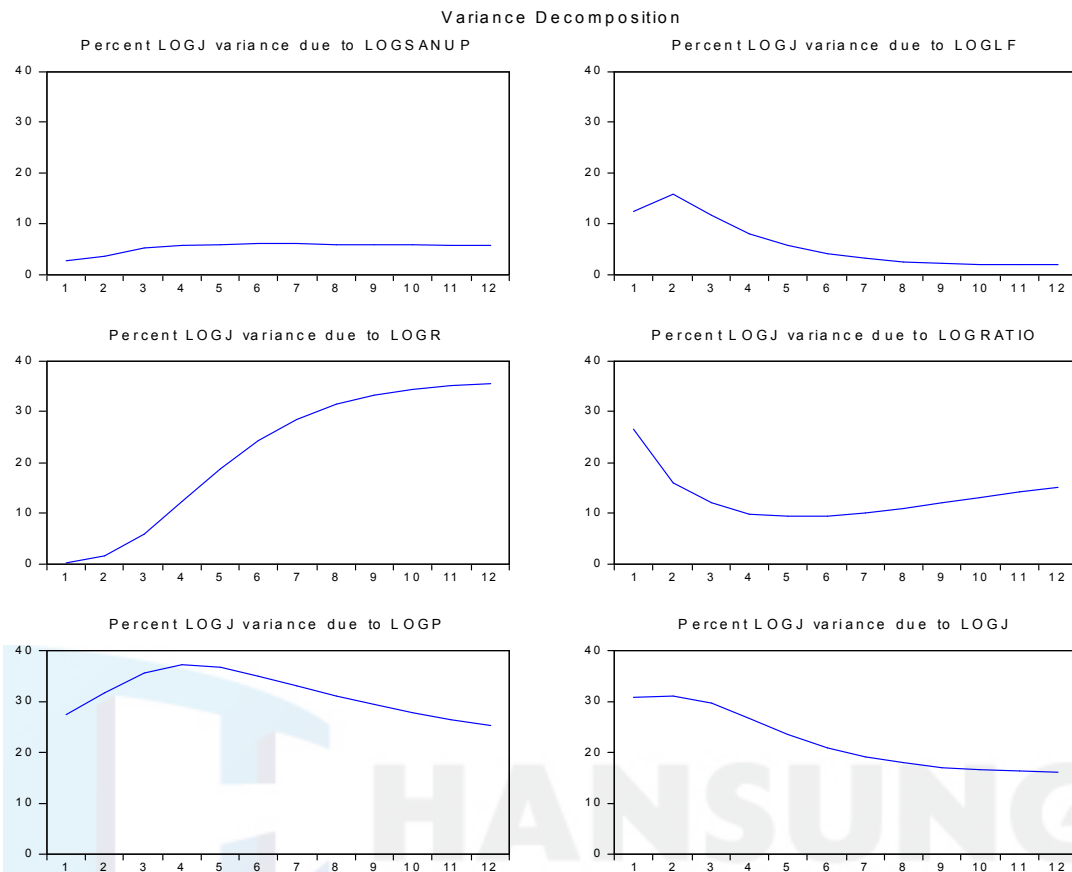
세가격 자신, 임차보증비율, 금융기관 유동성, 산업생산지수, 이자율, 매매가격 순서로 높게 나타나며, 12개월 후 전세가격의 예측오차에 대한 설명력은 전세가격 자신, 이자율, 임차보증비율, 산업생산지수, 금융기관 유동성, 매매가격 순으로 높게 나타난다.

전세가격이 자기 자신에 대한 설명력은 시간에 따라 줄어들며, 다른 것들에 의해 영향을 많이 받는 것으로 나타난다. 주요 분석 변수인 임차보증비율은 전세가격에 단기적인 설명력이 더 큰 것으로 나타난다.

<표 17> 전세가격 예측오차의 분산분해

| 기간 | 산업생산 지수 | 금융기관 유동성 | 이자율 | 임차보증 비율 | 전세가격 | 매매가격 |
|----|------------|-------------|---------|------------|---------|--------|
| 1 | 2.6209 | 12.2612 | 0.1702 | 26.7357 | 58.2119 | 0.0000 |
| 2 | 3.6729 | 15.7981 | 1.5960 | 16.0404 | 62.7970 | 0.0956 |
| 3 | 5.1177 | 11.5567 | 5.8896 | 12.0526 | 64.9230 | 0.4604 |
| 4 | 5.6362 | 8.0877 | 12.3175 | 9.9811 | 63.0057 | 0.9719 |
| 5 | 5.9602 | 5.6269 | 18.9225 | 9.2987 | 58.8283 | 1.3634 |
| 6 | 6.0482 | 4.0925 | 24.4480 | 9.4577 | 54.4080 | 1.5456 |
| 7 | 6.0529 | 3.1519 | 28.5429 | 10.1294 | 50.5690 | 1.5539 |
| 8 | 6.0060 | 2.5840 | 31.3833 | 11.0575 | 47.5080 | 1.4613 |
| 9 | 5.9375 | 2.2517 | 33.2727 | 12.0904 | 45.1204 | 1.3272 |
| 10 | 5.8562 | 2.0822 | 34.4818 | 13.1398 | 43.2504 | 1.1896 |
| 11 | 5.7699 | 2.0368 | 35.2060 | 14.1604 | 41.7572 | 1.0697 |
| 12 | 5.6836 | 2.0984 | 35.5755 | 15.1274 | 40.5374 | 0.9777 |

<그림 8> 전세가격 예측오차의 분산분해



4.1.3 소결론

본 연구에서는 2008년 1월부터 2013년 8월까지의 KB국민은행 등의 데이터를 이용하여 전세가격지수와 임차보증비율 등에 대해 실증적으로 살펴보았다. 분석모형은 임차보증비율과 전세가격지수 등의 변수로 이루어진 벡터오차수정모형이며, 모형을 통한 분석결과, 두 변수간의 관계에 장기임차금융 공급 역할을 하는 은행과 주택금융 수요 주체인 가계에서 결정된 균형 임차보증비율이 주택시장에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히, 급격한 전세가 상승요인으로 작용하였음이 나타났으며, 이와 관련하여 균형관계, 충격함수 등의 분석을 실시하였다. 첫째, 단위근 검정을 통해 개별 변수의 시계열적 안정성을 확인하였으며, 둘째, 공적분 검정을 통해 분석변수 간 장기적 균형관계가 존재하는지 확인하였다. 셋째, 분석변

수 간 선·후행 관계를 확인하고 최종 모형을 결정한 후, VECM을 실행하였다.

분석결과, 주택임차금융 활성화가 전세가 상승의 직접적인 요인이었는가에 대한 해결주제는 주택시장은 임차인과 임대인의 계약 관계에 의해 형성되고, 주택주거를 위한 금융은 임차인과 은행의 계약관계에 의해 형성된다. 임차인은 시장에서 결정된 주택가격과 전세가격에 대하여 주택담보대출을 통한 주거공간 임차의 선택을 할 수 있음을 가정하였다. 주택시장은 임차인과 은행 간의 대출금액과 금리에 대한 합의가 도출된 후, 그에 해당하는 금액으로 임차인은 가격에 맞는 주거시설을 탐색하는 것을 가정하였다. 은행의 주택지원을 위한 자원은 한정되어 있고, 이에 따라 은행은 수익 극대화와 완전한 리스크 헷징을 위해 전세금은 전세보증 제도를 이용하고 주택대출은 주택담보대출 상품으로 금융을 지원한다고 가정할 경우, 총 주택관련 대출 중 전세 보증금 비율은 주거공간 시장과 주택금융시장의 현재 균형이 된다. 위와 같은 주거공간시장과 주택금융시장의 균형은 주택 구입을 위해 가계가 부담해야 하는 비용인 주택담보대출 이자율에 의해 결정된다. 주택가격과 전세가격은 서로 유기적인 관계를 맺고 있고, 이를 포함하는 개념인 주거시설은 실물자산으로서 실물경제에 영향을 받으므로 금융기관 유동성과 산업생산지수에 의한 영향을 고려한다. 따라서 주택전세가격, 주택매매가격, 주택관련자금 중 임차보증금 비율, 금융기관 유동성(Lf), 산업생산지수, 주택담보대출 이자율 등을 분석 변수로 활용하여 주택임차금융의 영향이 전세가격의 변동에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하였다.

실증분석 결과, 전세가격에 대한 충격반응함수에서 임차보증비율이 1단위 표준편차만큼 상승하면, 전세가격 증가율의 반응은 양(+)으로 반응하고, 이러한 영향이 12개월 이후에도 지속됨을 알 수 있다. 이것으로 볼 때, 임차보증비율은 전세가격상승의 주요인이라 말할 수 있다.

둘째, 주택임차금융 확대가 전세가격 상승에 직접적인 영향이 있었는가에 대한 분석이다. 분석 결과 전세가격 상승에 가장 큰 영향을 미치는 것은 매매가격과 전세가격 자기 자신이지만, 그 외의 변수들 중에서는 임

차보증비율의 증가가 매우 큰 역할을 하는 것을 알 수 있었다. 전세가격의 예측 오차의 분산분해를 보면, 시간이 갈수록 전세가격 자기 자신의 영향보다는 다른 변수들의 영향이 커지는 것을 알 수 있다. 이것으로 볼 때, 주요 독립변수와 전세가격은 상관이 있음을 알 수 있다. 이 연구는 주택임차금융 활성화가 전세가 상승의 직접적인 원인이 되는가에 대한 실증분석으로서 향후 정부의 주택 관련 정책 수립 시, 주택금융 정책이 나아가야 할 방향을 제시하였다는 의의가 있다.

이 분석의 한계는 다음과 같다. 전세가격지수는 1986년 측정 이후 지속적으로 상승하였기에 금융위기 이전을 포함하여 전세가격을 비교하거나, 과거 전세가격 상승기간에는 어떠한지에 대한 연구가 부족하고, 주택금융의 전세 수요자 측면에서의 변화만을 다루어 주택 공급자 측면에서 나타낼 수 있는 변화를 파악하지 못하였다.



4.2 주거임차부담지수 도입과 서울시 아파트 전세적용 분석

4.2.1 주거 임차부담비용에 대한 정의

주거부담이란 실제 개별가구의 생활에 있어 주거 서비스를 위해 지불하는 주거비용으로 인해 야기되는 부담을 의미한다. 임차부담비용이란 주택의 표준 임대료와 주거에 수반되는 다른 비용(광열비, 관리비, 전세자금대출금의 원리금 상환액)을 제한 주거 이외의 생계를 위한 가처분소득을 도출한 금액을 의미한다(권치홍·조주현·이종은, 2010). 또한 한 가구가 자기 소득에 비해 지나치게 많은 부분을 주거비에 지출하지 않는 상태로 정의된다(배병우·남진, 2013). 따라서 임차부담비용은 임차보증금에 대한 월 대출 상환액, 월 관리비 등 임차 거주 시 발생하는 비용과 차후 임차보증금 상승에 대한 보증금 마련을 위한 저축을 포함한다. 기회비용의 개념은 전세보증금 또는 월세보증금을 2년 만기 국채에 투자할 경우 벌어들일 수 있는 소득으로 한다. 주거임차부담지수란 중간정도의 소득을 가진 가구가 금융기관의 대출을 받아 중간가격의 주택을 임차하고자 할 때, 현재의 소득으로 대출 원리금 상환에 필요한 금액과 거주 시 발생하는 월 관리비 등에 관한 비용에 대해 부담을 나타내는 지수¹⁶⁾를 의미한다(배순석, 2013).

4.2.2 임차자금대출자료 분석

본 연구에서는 지수 산출에 필요한 적용 LTV·DTI·대출금리 등 표준 대출조건 가정 시, 결정을 위한 시중 임차자금대출 자료를 분석한다. 주택 구입부담지수에서는 대출상환가능소득을 구하기 위한 표준대출 조건을 다음과 같이 가정하기로 한다. 첫째, LTV는 50%로 가정한다. 이는 금융감독원이 발표한 2007년 말 현재 은행권의 평균 LTV가 47.9%라는 점을

16) RIR (Rent Income Ratio) : 소득대비 임대료 비율을 말하며 미국 20-30대 1~2인가구의 주거비 부담은 37%가 가구소득의 30%를 주거비로 사용하고 있음. 우리나라 서울시 거주 대학생의 주거비 부담능력은 39.8%로 측정되고 있다. 배병우·남진, (2013).

감안한 것이다. 둘째, DTI는 25%로 가정한다. 이는 국민은행이 조사한 2007년 주택금융수요실태조사에서 월 소득 대비 상환액 비율의 평균값이 24.1%라는 점을 참고한 것이다. 셋째, 대출기간은 20년으로 가정한다. 이는 금융감독원이 발표한 2007년 말 은행권의 분할상환방식 주택담보대출의 평균 약정만기가 19.1년에 달하였고, 2007년 중에 취급된 주택담보대출의 71.3%가 약정만기 10년을 초과하는 등 주택담보대출의 장기화가 지속되고 있는 점 등을 감안한 것이다. 넷째, 상환방식은 원리금균등분할상환을 가정한다. 금융감독원이 발표한 2007년 말 은행권 주택담보대출 상환방식의 59.2%가 분할상환방식으로 가장 큰 비중을 차지하고 있기 때문이다.

주거임차부담지수를 위해서는 다음과 같은 조건을 가정한다. 첫째, 대출가능비율은 80%로 가정한다, 이는 전세보증금대비 전세자금대출이 최대 80%까지 대출 가능하다는 점을 감안한 것이다. 둘째, 대출만기는 2년으로 가정한다. 이는 『주택임대차보호법』 제4조 1항(권치홍·조주현·이종은, 2013)에 따라 전세 계약자가 2년 간 산다는 것을 가정한 것이다. 셋째, 전세보증금의 연평균 상승률은 6.3%로 가정한다. 이는 KB부동산의 월별 주택 전세가격 증감률을 1986년부터 2013년까지 평균한 값이다. 넷째, 원금 상환 개월 수는 근로자가 소득의 20%를 원금상환액으로 저축할 경우, 전세대출금 상환에 걸리는 개월 수를 의미한다. 근로자가 소득 20%를 매월 저축하고 1년마다 4%씩 저축액을 늘리는 경우를 가정하여, 매년 한국은행 정기예금(5년 이상) 이자율로 할인하여 현재가치로 환산한 후 합산하여 전세대출금과 같은 금액이 나오는 기간을 계산한다. 예를 들어, 전세 대출금 1억을 갚기 위해 월 소득 400만원의 근로자가 3%의 예금이자율로 갚는데 걸리는 기간은 8년 3개월이다. 다섯째, 상환방식은 원금균등분할상환을 가정하는데, 이는 전세자금대출을 받는 근로자는 매월 원금을 균등하게 내고 이자만 내는 것을 가정한다. 여섯째, 소득차지비중은 원금과 이자를 갚는 상환액에 소득의 30%¹⁷⁾를 쓰고, 나머지 관리비와 필요

17) (U.S. Department of Housing and Urban Development, 2011), 소득의 30%이상을 주거비(주택의 구매나 임차비용과 관리비, 연료비 등 유지관리 비용)으로 지출하는 가구를 주거비부담이 있는 가구로 정의한다.

저축액에 5%를 사용할 때를 가정하여 35%¹⁸⁾로 정한다.

<표 18> 전세자금대출을 80% 받았을 때의 원금과 이자예시

(단위 : 만원)

| 분기 | 중위 전세가격 | 전세 대출금 | 월소득 20%로 원금을 갚을 때 필요 개월 수 | 원금 | 이자 |
|----------|------------|-----------|---------------------------------|----|----|
| 2012 1/4 | 14,410 | 11,528 | 141 | 82 | 48 |
| 2012 2/4 | 14,348 | 11,479 | 149 | 77 | 46 |
| 2012 3/4 | 14,334 | 11,467 | 140 | 82 | 43 |
| 2012 4/4 | 14,518 | 11,614 | 144 | 81 | 41 |
| 2013 1/4 | 14,722 | 11,778 | 141 | 84 | 40 |
| 2013 2/4 | 14,931 | 11,945 | 143 | 84 | 38 |
| 2013 3/4 | 15,242 | 12,194 | 138 | 88 | 39 |
| 2013 4/4 | 15,637 | 12,509 | 143 | 87 | 39 |
| 2014 1/4 | 16,130 | 12,904 | 141 | 92 | 40 |
| 2014 2/4 | 16,186 | 12,949 | 147 | 88 | 39 |
| 2014 3/4 | 16,379 | 13,103 | 141 | 93 | 38 |

4.2.3 산출방법 도출

또한 본 연구에서는 현재 한국주택금융공사가 공표하는 주택구입부담지수(K-HAI) 산출방법의 임차부담지수에 대한 적용가능성 및 적용 시 문제점 등을 포함한 산출방법을 연구한다. 한국에서는 한국주택금융공사가 2008년에 처음으로 K-HAI(Korea Housing Affordability Index)를 작성하기 시작하여 현재 분기마다 공표하고 있다. K-HAI 지수는 국내 도시 근로자 가구를 대상으로 지역, 주택규모별로 산출하고 있으며, 중간가구 소득 대비 대출상환가능소득으로 정의된다.

$$K-HAI = \frac{\text{대출상환가능소득}}{\text{중간가구소득(월)}} \times 100 \quad (1)$$

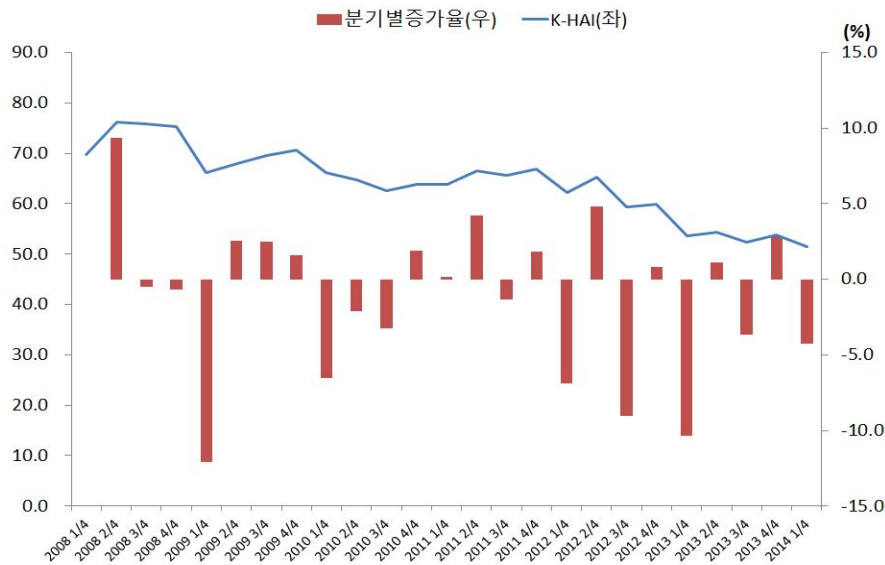
18) 임차부담비용이 소득의 35%를 100지수로 한다. 지수가 100보다 크면 주거부담이 가중된다

$$\text{대출상환가능소득} = \frac{\text{원리금상환액}}{DTI} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \text{원리금상환액} = & \quad (3) \\ & \text{중간주택가격} \times \frac{(IR/12)}{1 - (1/(1 + IR/12))^n} \\ & IR: \text{대출금리}, n: \text{대출기간(월)} \end{aligned}$$

대출상환가능소득이란 중간소득가구가 중간가격의 주택을 구입하기 위해 받은 대출을 상환하기 위하여 벌어야 하는 소득금액이다(배병우, 남진, 2013). 산출시 중간가구소득은 통계청‘가계조사’의 2인 이상 도시근로자 가계소득의 5·6분위 소득과 노동부‘매월 노동통계조사’의 5인 이상 사업체 상용근로자 월 급여 총액의 지역별 환산지수를 이용한다. 주택가격은 국민은행의 KB아파트 시세를 이용하여 중위(median) 주택가격을 산출한다. 주택구입부담지수 산출을 위한 표준대출조건은 주택구입 및 대출이용 형태를 반영하여 설정하는데, LTV 50%, DTI 25%, 대출만기 20년, 원리금균등분할상환으로 가정하고 대출 금리는 한국은행의 신규취급 예금은행 주택담보대출금리를 이용한다. K-HAI 지수는 수치가 낮을수록 도시근로자의 주택구입 부담이 줄어드는 것으로, 100보다 높으면 대출상환이 어렵다는 것을 의미하며, 지수 100은 중위소득의 도시근로자가 중위가격의 주택을 구입할 경우 소득의 25%가 주택담보대출 원리금상환에 필요하다는 것을 의미한다.

<그림 9> 주택구입부담지수 추이



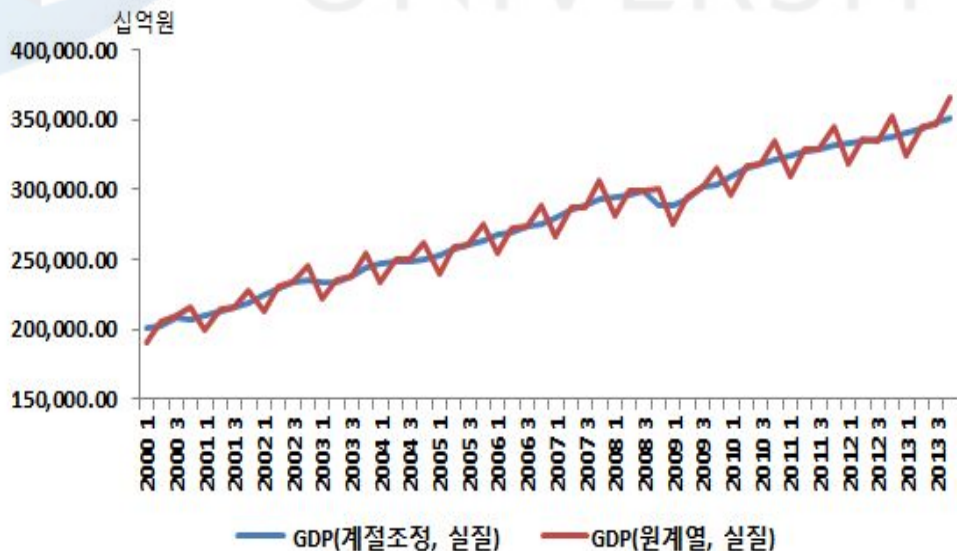
공사에서 공표하는 주택구입부담지수(K-HAI)의 산출방법을 기본으로 하여 주거임차부담지수를 산출할 수 있다. 즉, 주택구입부담지수의 주택구입에 대한 부분을 임차로 바꾸어 적용 가능하다. 그러나 주택구입부담지수(K-HAI)는 첫 주택 구매에 대한 근로자의 부담만을 나타내기 때문에, 거주 시 발생하는 부담과는 괴리가 존재한다. 주거임차부담지수는 월 관리비 등 주거비를 포함하여 살면서 부담해야 하는 부분들을 고려해야 한다. 또한, 식 2와 식 3에서 나타난 변수들의 변화를 고려하지 않고 있다.

많은 시계열 변수들은 소비자물가지수 등을 이용하여 매 분기의 가격을 명목가격으로 측정된 변수로 변화시킨다. 예를 들어, 국민소득을 매 분기의 가격 대신 연쇄물량지수를 이용하여 측정하는 것은 생산물의 가격이 변동하는 당해년의 가격으로 평가한 국민소득계열만으로는 진정한 국민생활수준의 변동을 파악할 수 없다. 예를 들어, 2008년에 생산된 재화의 수량과 같은 양의 재화가 2009년에도 생산되었다고 하면 2009년의 물가가 25% 상승하였다고 한다면 당해 연도의 가격으로 평가한 국민소득은 2009년에 25% 증가한 것으로 나타날 것이다. 그러나 이러한 25%의 국민소득 증가는 생산량이 25% 늘어나고 물가는 변동이 없는 경우와 그 의미

가 전혀 다르다. 생산량이 25% 증가한 경우에는 그 결과로서 국민경제에서 사용될 수 있는 재화의 양이 실질적으로 늘어났기 때문에 국민의 생활수준이 그만큼 향상되었다고 볼 수 있겠으나 단순히 가격만 25% 증가한 경우에는 국민의 생활수준이 그 만큼 향상되었다고 보기는 어렵다. 이와 같이 국민소득을 명목과 실질로 구분하여 추계하는 것은 두 가지의 국민소득이 각각 그 용도가 다르기 때문이다. 그러므로 주택구입부담지수의 전체적인 규모나 구조변동 등을 분석하고자 할 때에는 명목계열을 사용하며 각 변수에 대해 실질계열을 이용할 필요가 있다.

사용하고자 하는 자료는 각 변수에 대한 평활화를 하지 않고 있으며, 시계열들은 특정기간(월, 분기, 년)에 따라 규칙적으로 변화하는 계절성(seasonality)을 가질 수 있어 이를 제거할 필요가 있다. 각 지수의 계절성(seasonality)을 제거하기 위하여 분기자료는 4분기 이동평균을 사용하여 평활화하고 월별자료는 12개월 이동평균을 이용할 수 있다. 아래와 같이 계절성이 존재하면 계절성이 존재하는 분기에는 상당히 영향이 큰 것으로 나타난다.

<그림 10> 계절성의 예시



각 지수의 계절성(seasonality)을 제거하기 위하여 미국 Census Bureau의 X-12-ARIMA를 이용할 수 있으나 시계열이 짧은 경우, 이동평균을 이용한다. 분기별 자료의 경우, 여러 단계의 이동평균을 적용한하며 추세를 추정하고 경기변동 부분을 제거한다. 계절변동 요인의 추정은 같은 분기의 관측치 만을 이용하여 필터를 적용하여 계절변동을 도출한다. 추세-경기변동 재추정은 Henderson 이동평균 필터를 적용하여 추세-경기변동 부분을 재추정한다.

지수 산출에 필요한 활용가능한 통계자료들은 주거임차부담지수 산출을 위해 활용가능한 통계다. 중간가구소득은 통계청 ‘가계조사’의 2인 이상 도시근로자 가계소득의 5·6분위 소득을 이용한다. 또한, 노동부의 ‘매월 노동통계조사’의 5인 이상 사업체 상용근로자 월 급여 총액의 지역별 환산지수를 이용한다. 전세가격은 국민은행의 KB아파트 시세에서 중위(median) 전세가격을 이용한다. 대출 금리는 한국은행의 신규취급액 기준 가계대출 중에서 주택담보대출 금리를 이용한다. 예금금리는 한국은행의 신규취급액 기준 정기예금(5년 이상) 금리를 이용한다. 월 관리비는 통계청 ‘가계조사’의 2인 이상 도시근로자 가계소득의 5·6분위 주거 수도 광열비 중에서 주거비를 뺀 금액을 이용한다. 임차보증금상승에 대비한 필요저축액을 계산하기 위하여, 적금금리는 한국은행의 금리 중 신규취급액 기준 정기적금을 이용한다.

임차부담지수 산출을 위한 제반가정의 수립 및 산출방법을 살펴보면, 근로자는 소득 중에서 임차보증금 및 주거비로 나가는 부분을 임차부담으로 느끼고 있다. 임차부담비용은 월 상환 이자, 월 관리비와 미래 대비 저축액¹⁹⁾의 합으로 구성된다. 월 관리비는 주거비를 제외한 수도 광열비를 포함한 관리비를 적용한다. 임차인은 전세계약서를 담보로 전세자금대출을 받고, 2년간 이자만을 내며 2년 계약 만료 시 전세보증금을 받아 전세자금대출을 상환하는 것으로 가정한다. 이 기간의 이자는 비용으로 나가지만, 원금에 대해서는 실제로 나가는 비용이 아닌 심리적인 비용이다. 원

19) 미래 대비 저축액은 은행 대출원리금 상환을 위한 소득의 20%를 저축하는 것을 말하며, 주거비란 주택에서 거주하면서 지속적으로 지불해야하는 비용을 말한다. 비용 명세는 대출 원리금 상환액, 관리비, 조세공과금, 광열비, 전세금(자금자금)이다. 배순석. (2013).

금은 2년간은 심리적인 비용이지만, 실제로 원금은 빚이고, 이것은 근로자에게 부담으로 작용한다. 원금은 소득 20%를 따로 저축하여 상환하는 것으로 가정한다. 즉, 전세자금대출을 받는 근로자는 2년 원금균등상환 약정으로 대출을 받고, 2년 거치로 이자만 내며 원금에 대해서는 따로 저축하여 갚는 것을 가정한다. 대출가능비율은 전세자금의 80%까지 대출받는 것으로 가정한다. 또한 근로자는 2년 후에 전세보증금이 상승할 것을 대비해, 계약 만료 후 원금을 상환하고 다시 임차 계약을 맺을 때 전세 보증금의 80%를 대출받지만 20%에 대해서는 자기 부담비용이 발생하고 이에 대해서는 2년간 월 복리 정기적금을 한다고 가정한다. 이에 따른 산출방법은 아래와 같다.

$$\text{주거임차부담지수} = \frac{\text{임차부담비용}}{\text{중간가구소득(월)}} \times 100 \quad (4)$$

$$\text{임차부담비용} = \frac{(A+B+C)}{D} \quad (5)$$

A = 대출상환액
B = 월관리비
C = 임차보증금상승에대비한필요월저축액
D = 소득차지비중

소득차지비중은 원금과 이자를 갚는 상환액에 소득의 30%를 쓰고, 나머지 관리비와 필요 저축액에 5%를 사용할 때를 가정하여 35%로 정한다.

$$\text{대출상환액} = \frac{\text{원금균등상환이자(월)} + \text{원금}}{\text{원금상환필요개월수}} \quad (6)$$

원금 상환 개월 수는 근로자가 소득의 20%를 원금상환액으로 저축할 경우, 전세대출금 상환에 걸리는 개월 수를 의미한다.

$$\text{원금균등상환이자} = \frac{\text{중간주택전세가격} \times \text{대출가능비율} \times \frac{IR}{12}}{\quad} \quad (7)$$

임차보증금 상승에 대비한 필요 월 저축액은 임차보증금을 연 6.3% 복리로 적용하여 전세만기 도래 시 증가하는 분에 대한 대출가능비율을 제외한 보증금의 월 저축액을 의미한다.

$$\begin{aligned} & \text{임차보증금상승에} \\ & \text{대비한필요저축액(월)} = \frac{\text{임차보증금상승분} \times (1 - \text{대출가능비율})}{(1 + mr) \times \frac{((1 + mr)^k - 1)}{mr}} \quad (8) \\ & n = \text{전세만기(년)}, k = \text{전세만기(월)} \\ & r = \text{적금금리(년)}, mr = \frac{r}{12} \text{ 적금금리(월)} \end{aligned}$$

주거임차부담지수는 수치가 낮을수록 도시근로자의 임차 부담이 줄어드는 것으로, 100보다 높으면 소득에서 주거비가 차지하는 비중이 35%보다 큰 것을 의미한다. 지수 100은 중위소득의 도시근로자가 중위가격의 주택을 임차 할 경우 소득의 35%가 전세자금대출 이자와 원금, 관리비, 미래대비저축액에 필요하다는 것을 의미한다.

<표 19> 변수의 조작적 정의 및 자료의 출처

| 구 분 | 조작적정의 | 자료출처 |
|--------|-----------------------------|----------------------------------|
| 소 득 | 중간가구소득 | 통계청 가계조사 2인이상 5·6분위 소득 |
| 전세가격 | 중위 전세가격 | KB 국민은행 |
| 월 관리비 | 주거비제외 관리비 | 통계청 가계조사 2인이상 5·6분위 소득(광열비 중) |
| 원금/이자 | 정기예금 5년이상 | 한국은행 신규취급액 금리 |
| 월 저축액 | 정기적금 | 한국은행 신규취급액 금리 |
| 임차부담비용 | 월 상환이자 + 월 관리비 + 미래대비 저축액 합 | |

4.2.4 지수의 산출

<표 20> 전국 주거임차부담지수 산출 예시

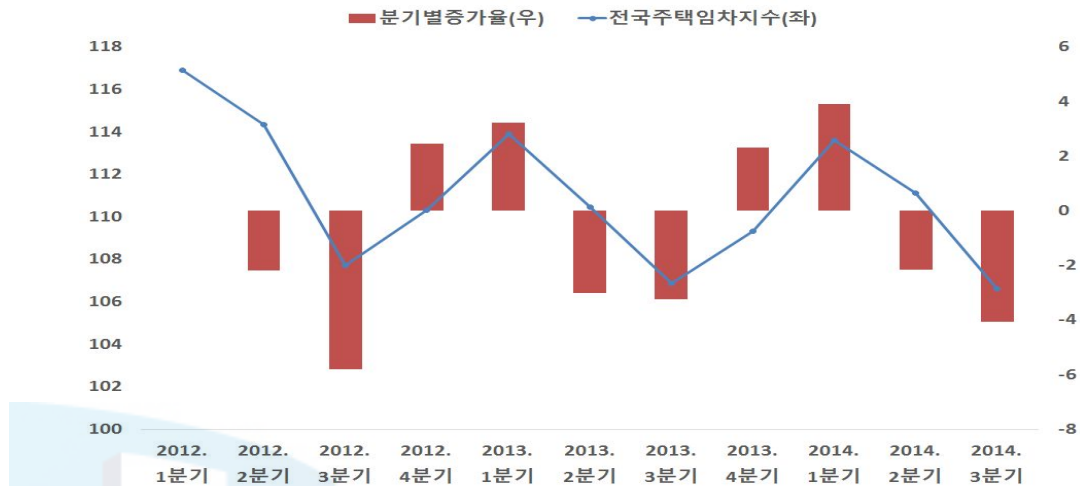
(단위 : 만원)

| 분기 | 소득 | 주거비 제외 관리비 | 원금 | 이자 | 월 저축액 | 임차부담 비용 | 주택임차 부담지수 |
|-------------|-----|------------------|----|----|----------|------------|--------------|
| 2012 1/4 | 415 | 25 | 82 | 48 | 15 | 170 | 117 |
| 2012 2/4 | 391 | 18 | 77 | 46 | 15 | 157 | 114 |
| 2012 3/4 | 409 | 15 | 82 | 43 | 15 | 154 | 108 |
| 2012 4/4 | 402 | 19 | 81 | 41 | 15 | 155 | 110 |
| 2013 1/4 | 414 | 26 | 84 | 40 | 15 | 165 | 114 |
| 2013 2/4 | 407 | 21 | 84 | 38 | 15 | 157 | 110 |
| 2013 3/4 | 425 | 16 | 88 | 39 | 16 | 159 | 107 |
| 2013 4/4 | 421 | 18 | 87 | 39 | 16 | 161 | 109 |
| 2014 1/4 | 438 | 26 | 92 | 40 | 17 | 174 | 114 |
| 2014 2/4 | 418 | 19 | 88 | 39 | 17 | 163 | 111 |
| 2014 3/4 | 439 | 15 | 93 | 38 | 17 | 164 | 107 |

위의 산출방식에 의한 지수산출 결과 2014년도 1분기 주택임차 부담지수는 117 정도로 추정된다. 이것은 임차부담비용이 소득의 35%를 넘는다는 의미이다. 주택임차 부담지수는 산출기간 중 2012년 1분기에 117로 가장 높게 나타났으며, 2013년 3분기와 2013년 4분기에 107로 가장 낮게 나타났다. 각 년도 3분기의 낮은 지수는 산출변수인 관리비와 근로소

특자의 특별 급여(추석 보너스) 추가 지급 등과 같은 계절적 요인에 영향을 받은 것으로 보인다.

<그림 11> 주거임차부담지수 추이(전국)

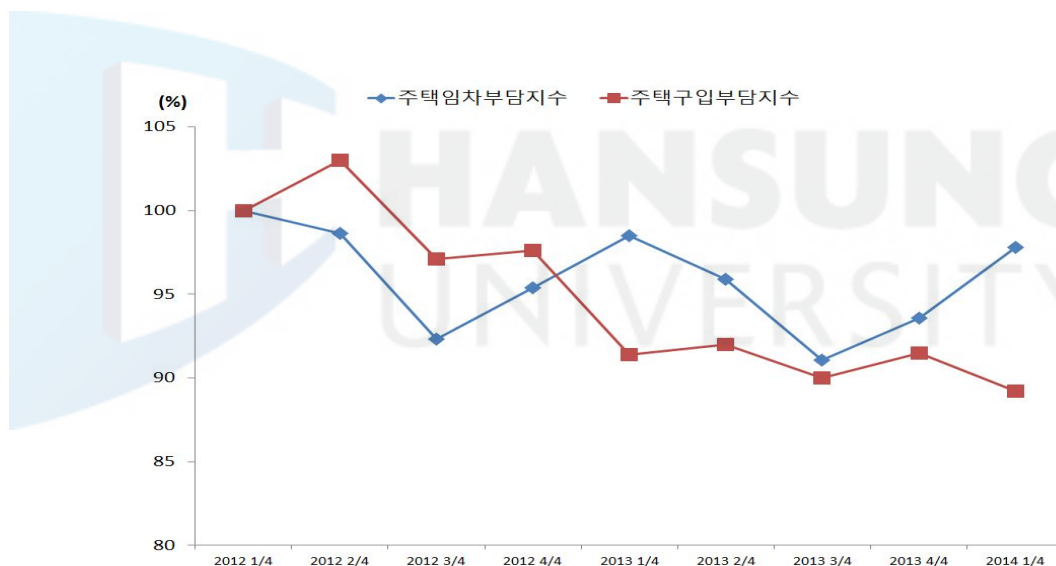


지수 산출결과와 모니터링을 통한 지수 안정화 방안을 제시해보면, 현재 가정에서는 대출가능비율을 80%로 가정하고 있는데, 이 비율로 인해 지수가 높게 나타날 수 있으므로 전세보증금 내 전세자금대출 비율이 낮게 설정되어 있을 경우 이를 대체 가능하다. 또, 중위전세가격 자료가 2012년도부터 적용하여 산출기간이 짧아 단기적 분석만을 하였지만, 중위전세가격에 대한 장기 자료를 확보할 경우, 장기추이에 대한 분석이 가능하다. 규모별, 지역별로 산출하여 지역 간 차이를 볼 수 있다. 주택임차부담지수에 변수를 추가하는 것의 결과를 지수 변화에 대해 적용할 수 있으나, 제도 시행기간이 짧은 것을 감안할 필요가 있다.

기타 용어 정의로 소득공제는 대출금이자 또는 월세에 대한 소득공제 할인혜택을 말하며, 기회비용은 전세보증금 또는 월세보증금을 2년 만기 국채에 투자할 경우 벌어들일 수 있는 소득으로 측정할 수 있다. 임차의 또 다른 형태인 보증부월세의 경우 월세는 월세 비율에 따라 변환하여 보증금과의 합산으로 지수 산출가능하다.

주택임차 부담지수 산출결과와 주택구입 부담지수의 비교·분석을 통한 지수의 합리성을 검토한다. 주택구입 부담지수는 원리금상환액이 소득 중 차지하는 비중을 나타낸다. 주택임차 부담지수는 임차부담비용이 소득 중 차지하는 비중을 나타낸다. 아래의 그림은 주택임차 부담지수와 주택구입 부담지수를 비교하기 위해, 각각을 2012년 1분기를 100으로 두고 변화를 본 것이다. 예를 들면, 2012년 1분기에 주택임차 부담지수가 117이고, 2012년 2분기에 주택임차 부담지수가 114 라면, 아래의 그래프는 1분기의 값이 100이고 2분기의 값이 99가 된다. 주택구입 부담지수도 마찬가지로, 2012년 1분기에 62이고, 2012년 2분기에 65라면 1분기의 값은 100 이 되고, 2분기의 값은 103이 된다.

<그림 12> 주택임차부담지수와 주택구입부담지수 추이

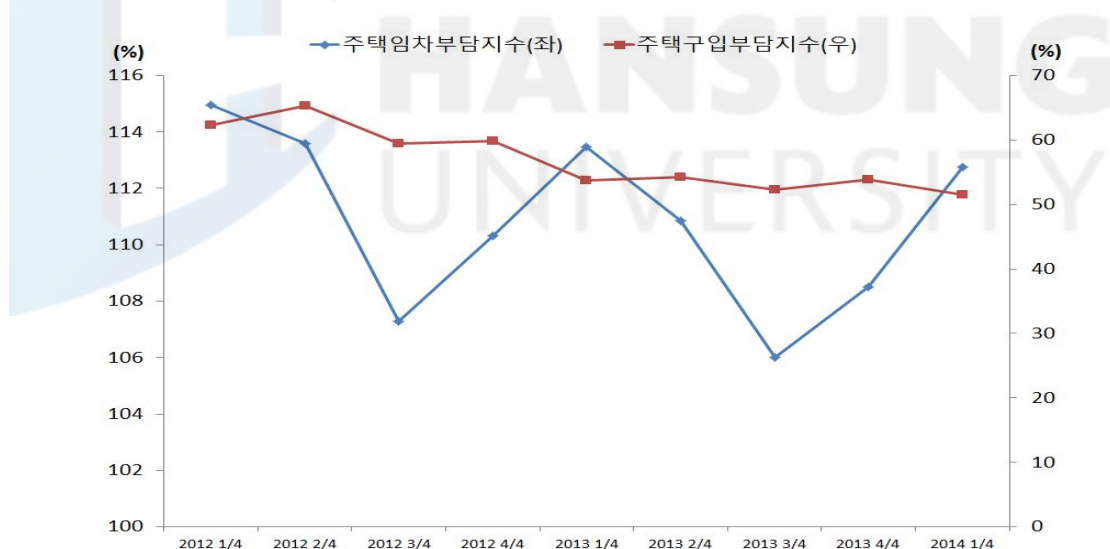


분석 결과, 전국 주택 매매가격은 2012년 6월부터 2013 12월까지 지속적으로 하락하여 주택구입 부담지수 또한 낮아진다. 그러나 전세가격은 2009년 3월부터 현재까지 지속적인 상승률을 보이고 있으나 분기에 따른 관리비 변화와 이자율 하락 등으로 인해 산출기간 동안은 소폭 하락한 것으로 나타난다. 장기추이 변화로 볼 때 주택임차 부담지수 상승을 불러일으키는 예상요인은 주택가격의 하락이다. 전세가격의 상승은 주택임차 부

담지수보다 주택구입 부담지수의 더 큰 하락폭에 영향을 미친다. 최근 부동산 경기침체로 인한 주택가격의 하락으로 주택 보유에 대한 낮은 기대 수익과 손실의 우려로 주택 거래가 거의 없고 임대시장으로 쏠림현상 또한 심화된다. 이로 인해 임대차시장의 과열로 전·월세보증금이 지속 상승하고 있다. 임대보증금의 상승에 대한 부담은 과도한 주거비지출로 가계 불안정으로 이어진다.

주택임차부담지수는 주택구입부담지수와 더불어 주택임차금융 또는 임대시장 안정화를 위한 정책 수립 시 필요한 기초자료로 활용가능하다. 이를 통해 중간소득가구의 합리적인 주택임차비용을 통한 주택임차시장의 안정화가 기대된다. 아래의 그림은 주택임차 부담지수와 주택구입 부담지수의 원래의 값을 나타낸다. 주택임차 부담지수는 최저 106부터 최고 115를 나타내고, 주택구입부담지수는 최저 52부터 최고 65의 값을 나타낸다.

<그림 13> 주거임차부담지수와 주택구입부담지수 추이



주택임차부담지수 역시 앞의 주택구입부담지수의 경우와 마찬가지로 각 변수에 대한 변화를 고려하지 않는 측면이 있다. 소득, 주거수도광열비(연료비, 기타 주거관련서비스, 상하수도 및 폐기물처리, 주택유지 및 수선)에서 주거비 제외, 중위 전세가격, 전세 대출금(중위 전세가격의

80%), 전세 대출금의 상환원금, 전세 대출금의 상환이자, 월 대출금리, 월 적금금리를 적용한다. 그 적용 결과 주거임차부담지수 산출을 위한 제반 가정의 수립 및 산출방법을 주택구입부담지수를 기본으로 하여 적용가능하다는 분석결과를 얻었다.

4.2.5 서울시 아파트 전세보증금 사례를 통한 지수 적용

앞에서 도출된 산출방법에 따라 지수를 산출하고 서울시 전세 아파트 적용 사례분석을 통해 주택임차 부담여부를 분석한다. 주택임차 부담지수를 서울시에 적용하기 위해서는 기존의 산정기준을 실정에 맞게 수정할 필요가 있다. 본 연구에서는 거래가 가장 활발하고 대표주택이라고 할 수 있는 서울시 아파트를 대상으로 하되, 부동산거래는 한국감정원 월간동향의 중위전세가격을 적용한다.



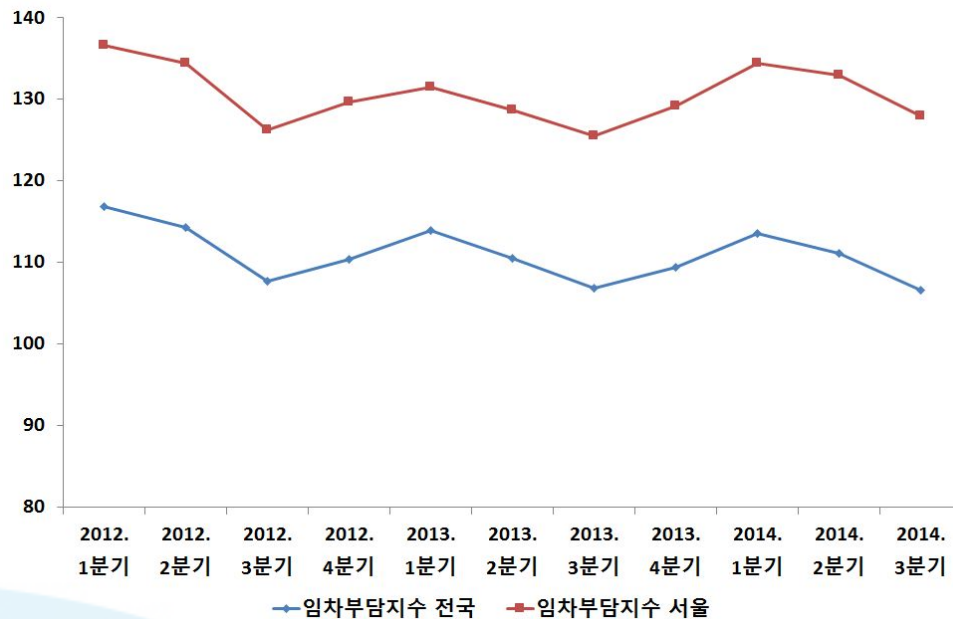
<표 21> 서울시 주거임차부담지수 산출

(단위 :만원)

| 분기 | 소득 | 주거비 제외 관리비 | 원금 | 이자 | 월 저축액 | 임차부담 비용 | 주택임차 부담지수 |
|-------------|-----|---------------|-----|----|----------|------------|--------------|
| 2012 1/4 | 476 | 25 | 95 | 83 | 25 | 228 | 137 |
| 2012 2/4 | 449 | 18 | 89 | 79 | 25 | 211 | 134 |
| 2012 3/4 | 470 | 15 | 95 | 72 | 25 | 207 | 126 |
| 2012 4/4 | 461 | 19 | 94 | 70 | 26 | 209 | 130 |
| 2013 1/4 | 479 | 26 | 98 | 70 | 26 | 221 | 131 |
| 2013 2/4 | 471 | 21 | 99 | 65 | 27 | 212 | 129 |
| 2013 3/4 | 492 | 16 | 105 | 67 | 27 | 216 | 125 |
| 2013 4/4 | 487 | 18 | 105 | 69 | 28 | 220 | 129 |
| 2014 1/4 | 493 | 26 | 107 | 70 | 29 | 232 | 134 |
| 2014 2/4 | 472 | 19 | 103 | 69 | 29 | 219 | 133 |
| 2014 3/4 | 495 | 15 | 109 | 67 | 30 | 222 | 128 |

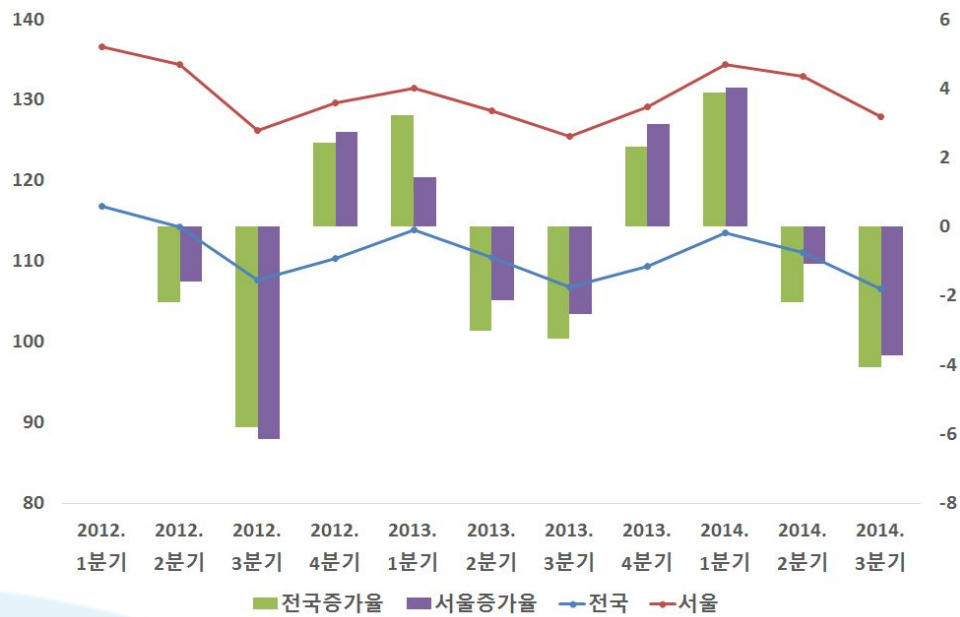
지수산출 결과 2012년도 1분기부터 2014년 3분기까지 주택임차 부담지수가 100을 넘었다. 이는 임차부담비용이 소득의 35%를 초과했다는 의미이다. 주택임차 부담지수는 산출기간 중 2012년 1분기에 137로 가장 높게 나타났으며, 2012년, 2013년, 2014년 각각 3분기에 126, 125, 128로 가장 낮게 나타난다. 임차부담지수가 지속적으로 상승하지 않은 이유는 서울시 시민의 소득이 상승하였기 때문이며, 각 연도 3분기의 계절적 요인에 영향을 받은 것으로 보인다.

<그림 14> 주거임차부담지수 추이(전국/서울)



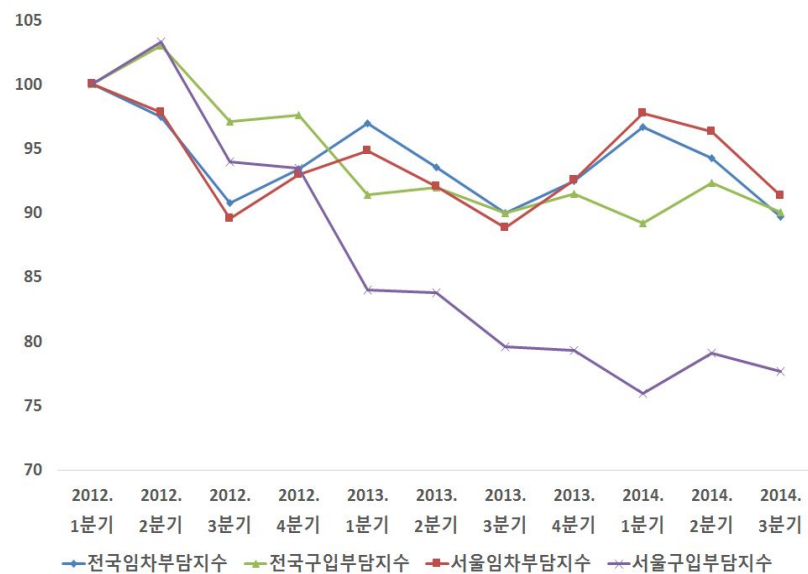
서울 주거임차부담지수는 2012년 3분기와 2013년 3분기, 2014년 3분기에 각각 하락하여 부담이 낮아진 것으로 나타난다. 이런 계절적 패턴은 전국 주거임차부담지수와 동일한 유형으로 움직이는 것을 알 수 있다. 또한 2012년 1분기와 2013년 1분기, 2014년 1분기에도 당해 연도 임차부담지수가 정점을 기록한 것을 볼 수 있다. 이를 통해 중위 소득과 중위 전세가격을 기준으로 할 때, 전국과 서울의 근로자는 동일한 패턴의 주거부담을 갖는다고 볼 수 있다.

<그림 15> 주거임차부담지수 전월대비 증가율 추이(전국/서울)



주거임차부담지수 전국과 서울의 전월대비 증가율을 분석한 결과, 증감 패턴은 대체적으로 전국보다는 서울 주거임차부담지수가 상승 시에 부담이 더 증가하고, 부담지수 하락 시에는 전국보다는 서울 주거임차부담지수가 덜 하락하는 것을 알 수 있다. 이런 현상은 서울 근로자의 중위소득이 전국 근로자의 중위소득보다 더 높이 상승한 결과라고 추정된다.

<그림 16> 주택구입부담지수와 주거임차부담지수의 비교(전국/서울)



주택임차 부담지수와 주택구입 부담지수를 비교하기 위해 각각을 2012년 1분기를 100으로 두고 변화를 보았다. 2012년 1분기에 주택임차 부담지수가 137이고, 2012년 2분기에 주택임차 부담지수가 134라면, 위의 그래프는 1분기의 값이 100이고 2분기의 값이 98이 된다. 주택구입 부담지수도 마찬가지로, 2012년 1분기에 62이고, 2012년 2분기에 65라면 1분기의 값은 100이 되고, 2분기의 값은 103이 된다. 주택임차 부담지수 산출결과와 주택구입 부담지수의 비교·분석을 통한 지수의 합리성 분석 결과를 통해 서울 주택구입 부담지수의 하락은 주택가격 하락으로 인해 발생한 것임을 알 수 있다.

4.2.6 소결론

본 연구에서는 가구의 주거임차부담지수 도입을 통해 최근 전세금 상승 시 임차부담 정도를 파악하여 전세가격, 소득, 주택금융 요소의 데이터 기반, 기준 및 산정방법을 살펴보고, 서울시를 사례로 한국의 대표주택유형이라 할 수 있는 아파트를 대상으로 적용 분석해 보았다.

이를 위해 먼저 한국주택금융공사가 공표하는 주택구입부담지수(K-HAI)산출방법 적용가능성을 주택구입에 대한 부분을 임차로 바꾸어 분석하였다. 그러나 주택구입부담지수(K-HAI)는 첫 주택 구매에 대한 근로자의 부담만을 나타내기 때문에, 거주 시 발생하는 부담과는 괴리가 존재한다. 주거임차부담지수는 월 관리비 등 주거비를 포함하여 살면서 부담해야 하는 부분들을 고려해야 한다. 또한, 도출된 식에서 변수의 변화를 고려하지 않는 문제가 존재하고 있다.

지수산출 결과 2014년도 1분기 주택임차 부담지수는 117 정도로 추정한다. 이것은 임차부담비용이 소득의 35%를 넘는다는 의미이다. 주택임차 부담지수는 산출기간 중 2012년 1분기에 117로 가장 높게 나타났으며, 2013년 3분기와 2014년 3분기에 107로 가장 낮게 나타났다. 따라서 주거부담비용은 추석이 있는 가을보다는 설이 있는 봄에 더 부담이 크다는 의미이다. 이 지수는 각 변수에 대한 평활화를 하지 않고 있으며, 시계열들은 특정기간(월, 분기, 년)에 따라 규칙적으로 변화하는 계절성(seasonality)을 가질 수 있어 제거할 필요가 있다.

주택임차부담지수 역시 주택구입부담지수와 동일하게 각 변수에 대한 변화를 고려하지 않는 측면이 있다. 주택임차부담지수는 소득, 주거수도광열비(연료비, 기타 주거관련서비스, 상하수도 및 폐기물처리, 주택유지 및 수선)에서 주거비 제외, 중위 전세가격, 전세 대출금(중위 전세가격의 80%), 전세 대출금의 원금, 전세 대출금의 이자, 월 대출금리, 월 적금금리를 적용한다. 적용 결과 주거임차부담지수 산출을 위한 제반가정 및 산출방법을 주택구입부담지수를 기본으로 하여 적용 가능하다는 분석결과를 얻었다.

서울시를 사례로 2012년 1/4분기부터 현재까지 주거임차부담지수 변화추이를 분석한 결과 전국 주거임차부담지수보다 서울시 주거임차부담이 지속적으로 상승했음을 알 수 있다. 2013년 1/4분기와 2/4분기 사이에는 주거관리비 증가에 따라 전국 지수와 서울시 지수가 전월대비 증가율이 같은 추이를 보이고 있으며, 그 이후 동일한 유형을 보이고 있다. 서울 주거임차부담지수는 2012년 3/4분기와 2013년 3/4분기, 2014년 3/4분기에 각각 하락하여 부담이 낮아진 것으로 나타난다. 이런 계절적 유형은 전국 주거임차부담지수와 동일한 패턴으로 움직이는 것을 알 수 있다. 또한 2012년 1/4분기와 2013년 1/4분기, 2014년 1/4분기에도 당해 연도 임차부담지수가 정점을 기록한 것을 볼 수 있다. 이를 통해 중위 소득과 중위 전세가격을 기준으로 전국과 서울의 근로자는 동일한 패턴의 주거부담을 갖는다고 볼 수 있다.

이 분석은 서울시 단일 주택시장을 대상으로 이루어졌으므로 차후 아파트 이외의 전체로 분석대상을 확대하여 수행할 필요가 있다, 따라서 차후 연구에서는 6대 광역시로 세분화하여 분석할 필요가 있다. 둘째, 전국과 서울시의 주거임차부담지수의 차이 분석 등에 대한 연구가 필요하다. 그래서 다음 연구에서는 전국과 서울의 적절한 변수들의 제시에 의한 연구분석이 이루어져야 할 것이다. 셋째, 전세가격 상승에 따른 공급부족으로 월세 전환비율 증가에 따른 월세부담지수 도입도 시급한 실정이다. 따라서 해외 월세부담지수에 대한 선행연구 분석을 통해 추가적인 연구가 필요하다.

본 연구의 학문적 기여점과 시사점으로는 첫째, 우리나라에서는 주거비부담능력(affordability)이란 개념 및 용어는 많이 사용되지 않았기 때문에 관련 연구도 많지 않다. 그렇기 때문에 전세가격 상승에 따른 주거비용 부담정도를 지수화하여 전국과 서울의 주거 부담정도를 파악할 수 있는 지표를 도입하였다는 점에서 학문적 기여점을 찾을 수 있다. 둘째, 주거임차부담지수를 통해 주거임차부담정도를 지역별로 구분하여 주택정책을 수립할 수 있다. 따라서 지역별 중·저소득층 및 중산층이상의 개별가구의 주거비로 인한 경제적 부담정도를 파악하여 정책에 반영할 수 있을 것이

다. 셋째, 본 연구는 정책 입안자들에게 적절한 시기에 중위 소득자의 전 세가격 상승에 대한 부담을 완화하는 정책적 활용방안을 제시하였다는 점에서 의미를 둔다.



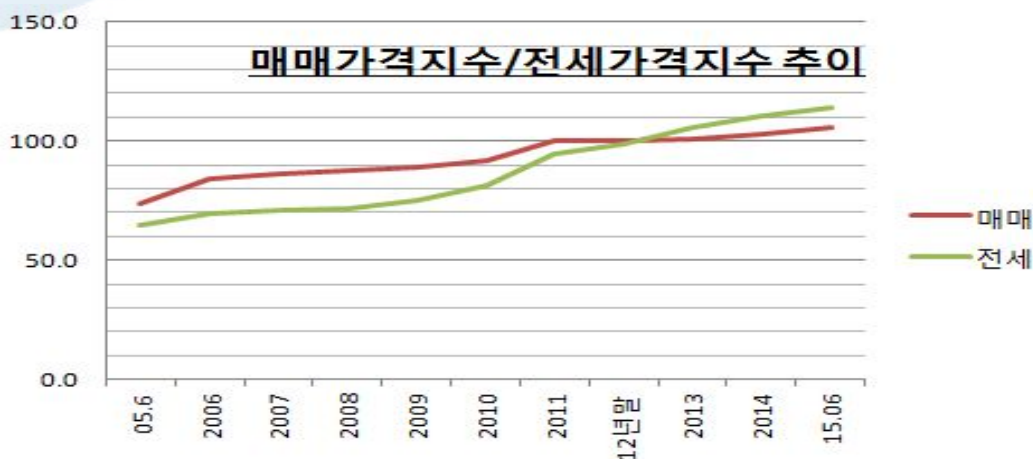
4.3 전세보증대출과 주택담보대출 잔액의 동태적 분석에 관한 연구

4.3.1 자료의 분석

최근 전세가격 급등으로 인해 전세보증잔액이 증가하고 있다. 주택금융공사 자료에 의하면 2015년 6월말 현재 28조 4천억원이며 연구조사 시작일인 2005년 6월 3.5조원 대비하여 약 7배이상 증가하였다. 가계대출 중에서 주택담보대출이 400조이므로 전세대출이 약 7%에 해당한다. 이러한 전세대출의 지속적인 증가는 전세가격에 영향을 미치고, 전세가격은 주택가격에 영향을 주므로 전세대출이 전세가격 상승기²⁰⁾에는 주택담보대출에 영향을 미치게 된다.

<그림 17>은 전국의 주택유형별 주택가격 증감률 추이를 나타낸다. 전국 아파트 매매가격지수도 2005년 6월 74지수에서 출발하여 2015년 6월에는 105.5지수로 지속적으로 상승하였고, 전국 아파트 전세가격지수도 64.9에서 출발하여 113.9지수로 상승하였다. 2012년말기준으로는 매매가격지수를 전세가격지수가 앞지르는 현상을 볼 수 있다.

<그림 17> 매매가격과 전세가격지수 장기 추이(전국 아파트기준)



자료 : KB 국민은행 DB

20) 전세가격상승기에 대한 정의는 전세가격지수와 주택가격지수가 서로 교차(Cross)되는 시점을 포함한다. 전세가격지수가 최근 10년 상승한 기간임

본 연구는 조사연구 시작년도인 2005.6월부터 2015.6월말까지 주택가격의 지수 추이 도표에서 최근 10년간 완만한 상승세를 이어오고 있다. 2008년 9월 유동성위기 이후 거래량은 급감하였지만 주택매매가격지수는 하락하지 않은 것을 볼 수 있다. 이 시기에 정부의 보금자리주택 정책 및 저금리 영향으로 전세자금대출 수요가 확대되었고, 주택금융공사 및 시중은행 등은 전세자금대출에 대한 금융상품 개발로 지속적 금리 인하를 유도하게 되었다. 또한, 정부의 전세자금 저리 대출의 확대, 금융기관의 전세자금대출 원활화, 단기 집중적인 재건축/재개발 시행 등이 수도권 지역 전세 부족 현상 및 전세가격 상승의 요인이 되었다고 볼 수 있다.²¹⁾

본 연구는 주택담보대출과 전세가격의 긴밀한 관계가 있는 전세보증대출이 주택담보대출에 주요한 영향을 미치는 점을 살펴 본다. 주택가격의 주택담보대출 잔액이 정부의 주거 안정을 위한 금융지원 정책 중, 전세 관련 보증대출 증가가 직접적인 원인임을 밝히는데 그 목적이 있다. 주택가격 상승에 대한 기대 심리의 하락은 주택의 자산 수요에서 공간 수요로 전이되어 전세가격 증가에 대한 요인으로 작용되었다. 본 연구의 범위는 독립변수로는 선행연구에서 유의미성을 확인한 주택가격지수, 전세가격지수, 전 산업생산지수, 주택이자율, 주택담보잔액, 전세보증잔액을, 종속변수로는 주택가격의 변화중에서 주택담보대출 잔액을 대상으로 실증 분석하였다. 본 연구의 시간적 범위는 주택공급이 제한된 금융위기 당시인 2005년 6월부터 주택가격이 완만하게 상승하고 전세가격도 유동성 위기 이후 급격히 상승한 2015년 6월까지 121개월을 대상으로 하였다. 분석방법으로는 시계열 분석모형인 벡터오차수정모형, 그랜저 인과관계 분석을 이용하였다.

21) 김정렬. (2013).

4.3.2 실증분석

본 연구는 전세보증대출과 주택담보대출 잔액에 대해 살펴본다. 동태적인 설명을 위하여 시계열 분석 모형인 벡터자기회귀모형(Vector Auto Regressive Model, VAR) 또는 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model, VECM)을 이용하여 분석한다. VECM의 기본개념은 금리(t)의 불균형은 차기($t-1$)에 그 일부가 조정된다는 데 있다. 예를들면 차기의 물가상승률은 금기의 초과수요의 정도에 의존하게 되는데 이와같이 조정시차가 존재하는 것은 조정비용이나 불완전정보에 기인한다.²²⁾ 먼저, 변수의 불안정성 분석을 위하여 단위근 검정(unit root test)을 시행한다. 단위근을 가지는 불안정한 시계열이라면 평균이나 분산이 시간 가변적이므로 변수들의 과거 자료는 예측에 아무런 도움이 되지 못한다.

본 연구는 2005년 6월부터 2015년 6월까지의 121개월의 월별 자료를 이용한다. 이 기간 중 발생한 금융위기는 우리 경제구조에 영향을 미친 것으로 파악되며, 주택가격과 전세보증대출의 관계에도 큰 변화를 초래하였을 가능성이 높다. 본 연구에서 사용되는 주요 변수는 전세가격지수, 주택가격지수, 전 산업생산지수, 대출이자율, 주택담보잔액, 전세보증잔액이다. 전세가격은 2008년 유동성위기 이후 주택가격 하락에 대한 우려로 전세가격이 상승하기 시작했다. KB 국민은행의 전국 전세가격, 주택가격으로 선정한다. 매매가격은 단독주택, 아파트, 연립 등이 있으나, 어느 하나 주택전세특성이 전체전세시장을 더 잘 반영한다는 점이 뚜렷하지 않아 평균적인 지표인 전국주택가격지수를 선택한다. 전 산업생산지수는 한국은행 계정조정 전 산업생산지수의 자연 로그값(농업어업제외)을 사용한다. 대출이자율은 한국은행 CD 3개월을 이용한다. 주택담보잔액은 한국은행 주택담보대출 잔액을 사용한다. 전세시장의 수요에 영향을 줄 것으로 보이는 전세대출금액은 주택금융공사 전세보증 잔액을 사용하였다.

22) 이흥재외. (2005).

<표 22> 변수 정의 및 출처

| 변수명 | 변수의 설명 | 자료원 |
|---------|-------------------------------|--------|
| 전세가격지수 | 전국 전세가격지수의 자연로그 값 | KB국민은행 |
| 매매가격지수 | 전국 매매가격지수의 자연로그 값 | KB국민은행 |
| 전산업생산지수 | 계절조정 전 산업생산지수의 자연로그 값(농림어업제외) | 한국은행 |
| 대출이자율 | CD 금리(90일) | 한국은행 |
| 주택담보잔액 | 시중은행 주택담보대출 잔액 | 한국은행 |
| 전세보증잔액 | 임차보증잔액 | 주택금융공사 |

먼저, 시계열의 안정성을 검증하기 위해 단위근 검정을 시행한다. 단위근의 검증방법으로 ADF(Augmented Dickey Fuller) 검정법을 시행한다.

<표 23> 모형변수의 안정성 검정결과

| | ADF 검정 | |
|---------|-----------------------|--------------------------|
| | t통계량 | |
| | 수준변수 | 1차 차분 |
| 전세가격지수 | 0.634233 (0.9902) | -10.80809 (0.0000)*** |
| 매매가격지수 | -1.896611 (0.3330) | -8.936647 (0.0000)*** |
| 전산업생산지수 | -1.693635 (0.4319) | -9.743777 (0.0000)*** |
| 대출이자율 | -1.233851 (0.6581) | -8.764445 (0.0000)*** |
| 주택담보잔액 | -0.397800 (0.9048) | -8.063984 (0.0000)*** |
| 전세보증잔액 | 2.596345 (1.0000) | -11.16990 (0.0000)*** |

주) ADF 검정의 귀무가설은 ‘단위근이 존재한다’이며 ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄

단위근 검증 결과, 모든 변수가 1차 적분 과정 $I(1)$ 을 따르는 것으로 나타나 불안정한 시계열로 판단된다. 전세보증잔액에 대한 ADF 검정통계량(-11.16990)은 임계값 “tau”(1%, 5%, 10% 유의수준에서 각기 -3.488063, -2.886732, -2.580281)보다 더 크다. 단위근이 있다는 귀

무가설 H_0 를 기각할 수 없다. 이는 전세보증잔액이 단위근이 있다는 것을 의미하므로 비정상적인 시계열임을 알 수 있다.

이에 본 논문에서는 ADF 검정법을 통해 분석변수들의 단위근 존재유무를 확인하였다. ADF 검정 결과 전세가격지수, 매매가격지수, 전산업생산지수, 대출이자율, 주택담보잔액, 전세보증잔액 모두 단위근이 존재한다고 나타났다. 하지만 1차 차분후에는 모두 단위근이 미 존재하는 것으로 나타나 시계열이 안정적임을 확인하였다.

<표 24> 기초 통계량

| 변수 | 평균 | 중앙값 | 최대값 | 최소값 | 표준편차 |
|---------|-----------|----------|----------|-----------|----------|
| 전세가격지수 | 0.004194 | 0.00372 | 0.015569 | -0.007913 | 0.003439 |
| 매매가격지수 | 0.002778 | 0.002042 | 0.029684 | 0.005364 | 0.00424 |
| 전산업생산지수 | 0.00249 | 0.002577 | 0.046576 | -0.04432 | 0.015047 |
| 대출이자율 | -0.006042 | 0.0000 | 0.067927 | -0.373917 | 0.052556 |
| 주택담보잔액 | 0.004833 | 0.0000 | 0.052589 | -0.008128 | 0.01035 |
| 전세보증잔액 | 0.017943 | 0.019242 | 0.251797 | -0.218716 | 0.032979 |

<표 25> Johansen 공적분 검정결과

| 가설 | 고유치 | 트레이스 | 최대 | 유의수준 |
|-------------|----------|----------|----------|--------|
| | | 검증 | 고유치 검증 | |
| None * | 0.281261 | 133.4497 | 95.75366 | 0.0000 |
| At most 1 * | 0.242883 | 95.47016 | 69.81889 | 0.0001 |
| At most 2 * | 0.213566 | 63.47279 | 47.85613 | 0.0009 |
| At most 3 * | 0.147941 | 35.8446 | 29.79707 | 0.0089 |
| At most 4 * | 0.108914 | 17.43305 | 15.49471 | 0.0252 |
| At most 5 * | 0.035627 | 4.171903 | 3.841466 | 0.0411 |

주) 5% 유의수준에서 유의함을 나타냄

거시경제 시계열자료들은 대부분 불안정한 것으로 단위근을 갖는 것으로 알려줘 있다. 그러나 그 단위근을 갖는 거시경제변수들은 차분(differencing) 함으로써 안정화시킨 후 회귀분석 하는 것이 일반적이다. 그런데 거시경제변

수들은 차분하여 사용하면 거시경제 변수들에 내재된 장기적인 정보를 상실한다는 문제점이 있다. 이런 문제점을 극복할 수 있는 경우가 거시경제변수들이 서로 공적분 관계에 있는 경우가 있다²³⁾

<표 25>는 공적분 검정결과를 나타낸다. VAR모형이나 VECM을 이용해 분석하는 경우 불안정한 시계열 변수들 사이에 공적분 관계가 존재할 때, 단순 차분하면 변수들 간에 장기적인 관계를 잃어버릴 수 있다. 따라서 불안정한 변수들 간에 공적분관계가 존재할 경우, 모형 속에 오차수정항을 포함시켜 변수들 간의 장기적인 균형관계를 반영하는 VECM으로 추정하는 것이 바람직하다.

<표 26> 그랜저 인과관계

| 구분 | 개월수 | F-값 | 유의수준 | 채택여부 |
|------------------|-----|---------|--------|------|
| 대출이자율 ⇄ 전세보증잔액 | 117 | 0.26716 | 0.8489 | 채택 |
| 전세보증잔액 ⇄ 대출이자율 | 117 | 0.37696 | 0.7698 | 채택 |
| 전산업생산지수 ⇄ 전세보증잔액 | 117 | 0.31819 | 0.8122 | 채택 |
| 전세보증잔액 ⇄ 전산업생산지수 | 117 | 0.15651 | 0.9253 | 채택 |
| 주택담보잔액 ⇄ 전세보증잔액 | 117 | 1.15573 | 0.3301 | 채택 |
| 전세보증잔액 ⇄ 주택담보잔액 | 117 | 2.32471 | 0.0788 | 기각 |
| 전세가격지수 ⇄ 전세보증잔액 | 117 | 0.0442 | 0.9876 | 채택 |
| 전세보증잔액 ⇄ 전세가격지수 | 117 | 0.20261 | 0.8944 | 채택 |
| 주택가격지수 ⇄ 전세보증잔액 | 117 | 0.29747 | 0.8272 | 채택 |
| 전세보증잔액 ⇄ 주택가격지수 | 117 | 0.54878 | 0.650 | 채택 |
| 전산업생산지수 ⇄ 대출이자율 | 117 | 7.4813 | 0.0001 | 기각 |
| 대출이자율 ⇄ 전산업생산지수 | 117 | 1.46154 | 0.229 | 채택 |
| 주택담보잔액 ⇄ 대출이자율 | 117 | 0.31135 | 0.8171 | 채택 |
| 주택이자율 ⇄ 주택담보잔액 | 117 | 0.85649 | 0.4661 | 채택 |
| 전세가격지수 ⇄ 대출이자율 | 117 | 6.66174 | 0.0004 | 기각 |
| 대출이자율 ⇄ 전세가격지수 | 117 | 0.85326 | 0.4678 | 채택 |
| 주택가격지수 ⇄ 대출이자율 | 117 | 2.69773 | 0.0493 | 기각 |
| 대출이자율 ⇄ 주택가격지수 | 117 | 0.77355 | 0.5112 | 채택 |
| 주택담보잔액 ⇄ 전산업생산지수 | 117 | 0.55187 | 0.6479 | 채택 |

23) 심재동. (2009).

| | | | | |
|------------------------------|-----|---------|--------|----|
| 전산업생산지수 \Rightarrow 주택담보잔액 | 117 | 0.20765 | 0.8909 | 채택 |
| 전세가격지수 \Rightarrow 전산업생산지수 | 117 | 2.86154 | 0.0401 | 기각 |
| 전산업생산지수 \Rightarrow 전세가격지수 | 117 | 3.31692 | 0.0226 | 기각 |
| 주택가격지수 \Rightarrow 전산업생산지수 | 117 | 1.68664 | 0.1741 | 채택 |
| 전산업생산지수 \Rightarrow 주택가격지수 | 117 | 3.69533 | 0.014 | 기각 |
| 전세가격지수 \Rightarrow 주택담보잔액 | 117 | 0.38061 | 0.7672 | 채택 |
| 주택담보잔액 \Rightarrow 전세가격지수 | 117 | 0.63004 | 0.5971 | 채택 |
| 주택가격지수 \Rightarrow 주택담보잔액 | 117 | 3.43352 | 0.0195 | 기각 |
| 주택담보잔액 \Rightarrow 주택가격지수 | 117 | 5.26058 | 0.002 | 기각 |
| 주택가격지수 \Rightarrow 전세가격지수 | 117 | 2.94418 | 0.0362 | 기각 |
| 전세가격지수 \Rightarrow 주택가격지수 | 117 | 1.07066 | 0.3647 | 채택 |

그랜저 인과관계 모형의 원리는 어떤 변수 Y를 다른 변수 X를 제외한 모든 정보로써 하는 경우보다 추가적으로 변수 X에 관한 정보를 이용한 때 예측력이 향상되는 경우, X가 Y의 원인이라고 정의하는 것이다. 그랜저 인과관계 검정으로 안정된 예측을 시계열을 전제로 하여야 한다. 본 논문에서는 변수들간에 인과관계 확인을 위해 단위근 검정(unit root)을 토대로 1차 차분 변수를 활용하여 그랜저 인과관계 검정을 수행하였다.

<표 26>은 변수 순서를 정하기 위한 인과관계 결과를 나타낸다. 주택가격은 전세보증잔액에 인과하지 못하고, 전세보증잔액은 주택가격을 인과하지 못함으로 모두 외생적이다.

4.3.3 충격반응함수

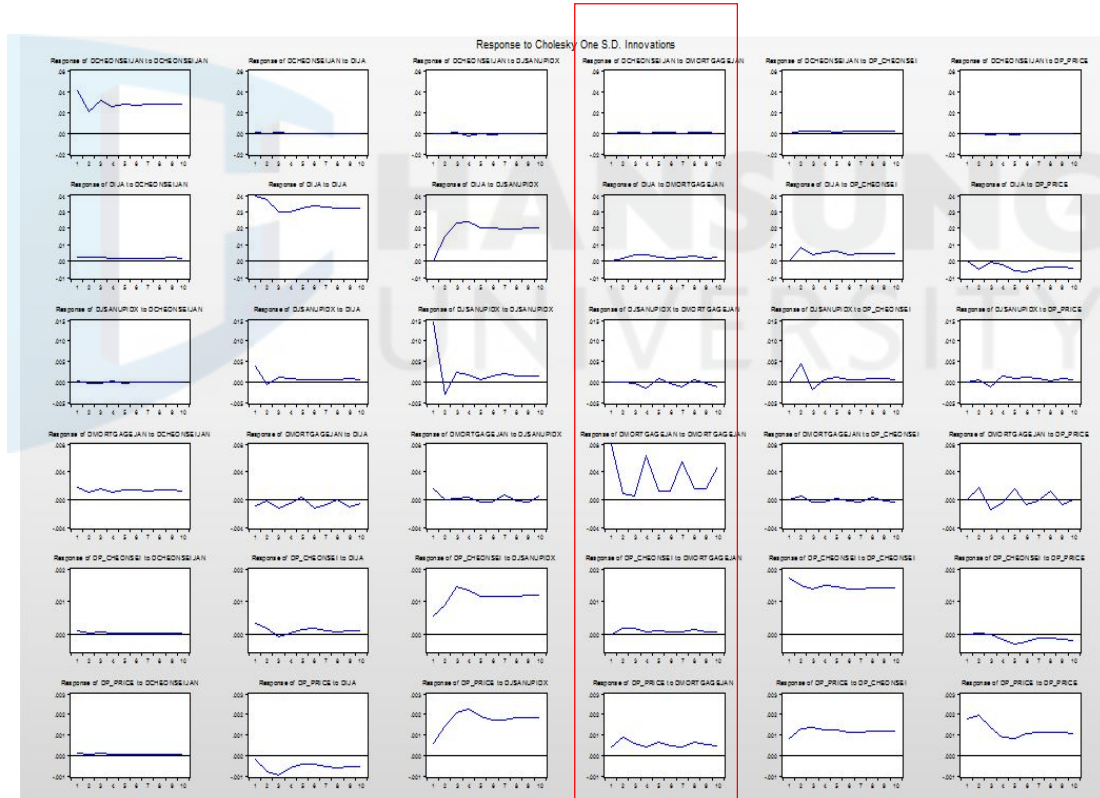
전세보증잔액에 대한 충격반응함수는 <표 27>과 <그림 17>와 같다. 전세보증잔액이 1단위의 표준편차만큼 상승하면, 주택담보잔액의 반응은 양(+)으로 반응하고, 지속되었다.

충격반응함수는 특정 변수에 충격이 가해질 경우에 타 변수들이 시간이 지남에 따라 어떻게 반응하는지를 나타내는 분석이다. 즉 특정변수의 단위당 충격의 크기에 해당하는 충격이 자기 변수 또는 타 변수에 미치는 영향을 분석하는 것이다(박종철, 2008). <표 27>은 <그림 17>과 같이 충격반응분석을 통해 전세보증잔액에 대하여 충격을 가한 경우 다른 변수들에 대한 움직임을 관찰하는 것이다. 먼저 전세보증잔액이 자체 충격에 대하여 5월까지 양(+)의 방향으로 변동폭이 증가하였지만 최종 10월에는 0.027407%의 변동폭이 감소하여 안정화되었다. 주택담보잔액은 충격에 대하여 5월까지 안정된 그래프를 보이고 있으나 6월과 9월에는 상대적으로 큰 폭으로 상승하여 9월에는 7.00%까지 변동폭이 상승하였다. 대출이자율은 1월에서 8월까지 충격이후 크게 변동성이 없으나, 9~10월에는 9.00023%로 변동성이 매우 크게 나타나고 있다. 충격반응결과 대출이자율과 주택담보대출에는 충격이 가해질 경우 전세보증잔액에는 직접적인 영향이 나타나는 것으로 판단된다.

<표 27> 주택담보대출 잔액에 대한 충격반응함수

| 기 간 | 전세 보증잔액 | 대출 이자율 | 전산업 생산지수 | 주택담보 잔액 | 전세가격 지수 | 매매가격 지수 |
|--------|------------|-----------|-------------|------------|------------|------------|
| 1 | 0.040919 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 2 | 0.020846 | -0.000117 | -0.00108 | 0.000209 | 0.001263 | -0.0011 |
| 3 | 0.030651 | 0.000296 | 0.001032 | 0.000241 | 0.002304 | -0.00184 |
| 4 | 0.025789 | -0.000188 | -0.00238 | 0.00083 | 0.001216 | -0.00075 |
| 5 | 0.028167 | -0.00029 | -1.87E-05 | 0.000479 | 0.001065 | -0.00131 |
| 6 | 0.027033 | -0.00017 | -0.0014 | 5.01E-05 | 0.001708 | -0.00046 |
| 7 | 0.027585 | -0.000205 | -0.00079 | -0.00043 | 0.001414 | -0.0011 |
| 8 | 0.027341 | -0.000328 | -0.00081 | 0.000222 | 0.001407 | -0.00108 |
| 9 | 0.027419 | -8.94E-05 | -0.00078 | 7.00E-05 | 0.001468 | -0.00084 |
| 10 | 0.027407 | -9.00023 | -0.001001 | -0.00034 | 0.001502 | -0.00098 |

<그림 17> 충격반응함수



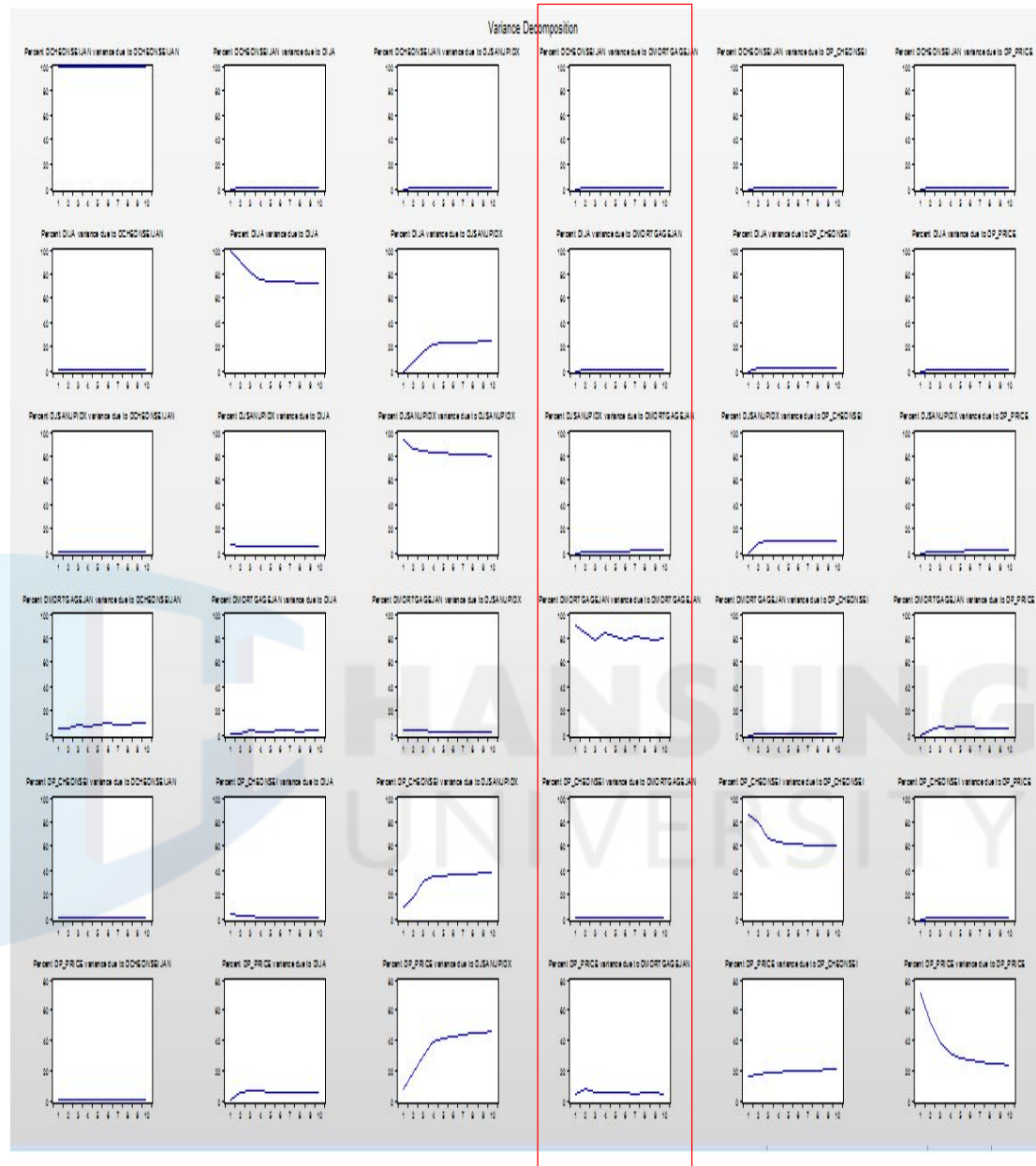
4.3.4 분산분해

<표 28>과 <그림 18>은 분산분해 결과를 나타낸다. 전세보증잔액의 예측오차는 자기 자신인 전세보증잔액에 의해 1개월 후 99%에서 이후 지속적으로 12개월 후에도 99%로 변동성이 없는 것으로 설명하고 있다. 주택담보잔액은 1개월 후 0%에서 5개월까지 영향이 증가하다가 이후 12개월 까지 지속적으로 하락하였다. 따라서 1개월 후 전세보증잔액의 예측오차에 대한 설명력은 전세보증잔액 자신, 전세가격지수, 매매가격지수, 전산업생산지수, 주택담보잔액, 대출이자율 순으로 높게 나타나며, 12개월 후 전세보증잔액의 예측오차에 대한 설명력도 동일하게 나타났다. 전세보증잔액은 자기 자신에 대한 설명력은 시간에 따라 변동성이 없는 것으로 나타났으며, 주택담보잔액에 영향을 많이 주는 것으로 나타난다. 주요 분석 변수인 전세보증잔액은 주택담보대출에 단기적인 설명력이 더 큰 것으로 나타난다.

<표 28> 주택담보대출 잔액에 대한 예측오차 분산분해

| 기간 | 전세 보증잔액 | 대출 이자율 | 전산업 생산지수 | 주택담보 잔액 | 전세가격지 수 | 매매가격지 수 |
|----|------------|-----------|-------------|------------|------------|------------|
| 1 | 100 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 2 | 99.80921 | 0.000642 | 0.055561 | 0.002077 | 0.075502 | 0.057007 |
| 3 | 99.54469 | 0.003299 | 0.073125 | 0.003335 | 0.22544 | 0.150109 |
| 4 | 99.40086 | 0.003648 | 0.211873 | 0.021065 | 0.224389 | 0.138169 |
| 5 | 99.43607 | 0.004861 | 0.174645 | 0.022419 | 0.209999 | 0.152009 |
| 6 | 99.41759 | 0.004729 | 0.187505 | 0.019335 | 0.2636025 | 0.134815 |
| 7 | 99.42413 | 0.004827 | 0.174044 | 0.019929 | 0.239257 | 0.137818 |
| 8 | 99.42951 | 0.00588 | 0.16435 | 0.1845 | 0.241923 | 0.139888 |
| 9 | 99.44048 | 0.005397 | 0.155996 | 0.016667 | 0.246281 | 0.135175 |
| 10 | 99.43848 | 0.005544 | 0.15401 | 0.016535 | 0.251042 | 0.134387 |

<그림 18> 예측오차의 분산분해



4.3.5 소결론

본 연구에서는 2005년 6월부터 2015년 6월까지의 KB국민은행 등 데이터를 이용하여 거시경제변수인 전세가격지수, 주택가격지수, 대출이자율, 전산업생산지수, 주택담보잔액, 전세보증잔액의 독립변수와 주택담보잔액의 종속변수의 관계를 실증적으로 살펴보았다. 분석모형은 특히 전세보증잔액과 주택담보잔액의 변수로 이루어진 벡터오차수정모형이며, 모형을 통해 두 변수간의 장기임차금융 공급에 대한 역할을 하는 은행과 주택금융 수요 주체인 가계에서 결정된 균형 전세보증잔액은 전세가격 상승기에 주택담보잔액 변화에 영향을 미치는 것으로 나타난다. 특히, 전세가격의 급등은 전세보증잔액 상승으로 작용하였으며 균형관계, 충격함수 등의 분석을 하였다. 첫째, 단위근 검정을 통해 개별 변수의 시계열적 안정성을 확인하였으며, 둘째, 공적분 검정을 통해 분석변수 간 장기적 균형관계가 존재하는지 확인하였다. 셋째, 분석변수 간 선·후행 관계 확인하고 최종 모형 결정 후, VECM을 실행하였다.

분석결과, 전세보증잔액 증가로 인해 주택담보잔액 변화에 직접적인 요인이었는가에 대한 해결주제는 주택시장은 임차인과 임대인의 계약 관계에 의해 형성되고, 주택주거를 위한 금융은 임차인과 은행의 계약관계에 의해 형성된다. 따라서 주택담보잔액과 전세보증잔액을 분석 변수로 활용하여 전세보증잔액의 영향이 주택담보대출잔액의 변동에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하였다.

실증분석 결과, 전세보증잔액에 대한 충격반응함수에서 전세보증잔액이 1단위 표준편차만큼 상승하면, 주택담보대출잔액의 반응은 양(+)으로 반응하고, 지속적으로 증가함을 알 수 있었다. 즉, 전세보증잔액은 주택담보잔액에 영향이 있는 것이라고 분석할 수 있다.

이것으로 볼 때, 전세보증잔액이 증가하면 주택수요가 부족하게 되고, 주택공급에 따른 주택매입의사 증가로 주택담보대출이 증가하였다는 것을 확인할 수 있었다. 전세보증잔액인 독립변수와 주택담보잔액은 상관성이 있는 것으로 판단된다. 전세보증잔액의 증가가 최근 급등한 전세가격 상승

과 주택담보잔액 증가에 직접적인 원인이 되는가에 대한 실증분석으로 향후 정부의 주택 관련 정책 수립 시, 주택금융 정책이 나아가야 할 방향을 제시하였다는 점에서 의의를 갖는다.

본 연구의 한계는 다음과 같다. 전세보증잔액이 주택담보대출의 약 7% 수준으로 주택가격 하락방지에 전세보증대출이 영향이 있었다고 주장할 수 있으나, 1986년 측정이후 지속적으로 상승하였기에 금융위기 이전을 포함하여 비교하거나, 과거 주택가격 상승기간에는 어떠한지에 대한 연구가 부족하다. 따라서 이를 다음의 연구과제로 남겨둔다.



V. 결 론

5.1 연구의 요약

본 연구에서는 첫 번째 주제로 2008년 1월부터 2013년 8월 KB국민은행 등 데이터를 이용하여 전세가격지수와 임차보증비율 등을 실증적으로 살펴보았다. 분석모형은 임차보증비율과 전세가격지수 등의 변수로 이루어진 벡터오차수정모형이며, 모형을 통해 두 변수 간의 장기임차금융 공급에 대한 역할이 주택시장에 영향을 미치는 것으로 나타난다. 특히, 이 변수들은 급격한 전세가격 상승요인으로 작용하였으며, 이와 관련하여 균형관계, 충격함수 등의 분석을 하였다. 첫째, 단위근 검정을 통해 개별 변수의 시계열적 안정성을 확인하였다. 둘째, 공적분 검정을 통해 분석변수 간 장기적 균형관계가 존재하는지를 확인하였다. 셋째, 분석 변수 간 선·후행 관계를 확인하고 최종 모형을 결정한 후, VECM을 실행하였다.

두 번째 주제로 도시가구의 주거전세부담지수 도입을 통해 최근 전세가격 상승시 임차부담 정도를 파악하여 전세가격, 소득, 주택금융 요소의 데이터 기반, 기준 및 산정방법을 살펴보고, 서울시를 사례로 대표주택유형이라 할 수 있는 아파트를 대상으로 적용하여 분석해 보았다.

주택구입부담지수(K-HAI)는 첫 주택 구매에 대한 근로자의 부담만을 나타내기 때문에, 실제 거주 시 발생하는 부담과는 괴리가 존재한다. 그러므로 주거임차부담지수는 월 관리비 등 주거비를 포함하여 살면서 부담해야 하는 부분들을 고려해야 한다. 또한, 주택구입부담지수는 도출된 식에서 변수의 변화를 고려하지 않는 문제가 존재하고 있다. 지수산출 결과 2014년도 1분기 주택임차 부담지수는 114 정도로 추정된다. 이것은 임차부담비용이 소득의 35%를 넘는다는 의미이다.

서울시를 사례로 2012년 1/4분기부터 현재까지 주거임차부담지수 변화 추이를 분석한 결과 전국 주거임차부담지수와 동일한 패턴으로 움직이는 것을 알 수 있었다. 또한 2012년 1/4분기와 2013년 1/4분기, 2014년 1/4분기에도 당해년도 임차부담지수가 정점을 기록한 것도 패턴인 것을 알 수 있다. 또한, 분석을 통해 중위 소득과 중위 전세가격을 기준으로 전국

과 서울의 근로자는 동일한 패턴의 주거부담을 갖는 것을 알 수 있다.

세 번째 주제로 전세보증잔액과 주택담보잔액의 동태적 분석에서 서로 상관관계가 존재하는 것으로 분석되었다. 주택담보대출은 서로 상관관계가 있는 것으로 확인되었다. 전세가격 상승으로 인한 전세보증잔액 증가는 주택가격의 하락방지에 직접적인 원인으로 확인되었으며, 향후 정책당국의 정확한 정책방향을 제시하는데 시사점이 있다. 실증분석 결과 전세보증잔액에 대한 충격반응함수에서 전세보증잔액이 1단위 표준편차 만큼 상승하면, 주택담보대출 증가율의 반응은 양(+)으로 반응하고, 지속적으로 증가함을 알 수 있다. 이것으로 볼 때 전세보증잔액은 주택담보잔액에 영향이 있다고 말할 수 있다.

종합적으로 분석해보면 과거 전세시장과 주택시장에서 일어나는 일반화 현상이 현재 전세가격 상승기에는 다른 형태로 나타나고 있다는 점이다. 즉, 전세가격 상승요인을 확정적으로 이것으로 결론짓기는 어렵지만, 은행의 임차보증비율 증가가 전세가격 상승의 주요요인임을 입증했으며, 전세가격 상승에 따른 도시 근로자의 주거부담을 측정한 결과 주거임차부담지수 산출을 위한 제반가정 및 산출방법을 주택구입부담지수를 기본으로 하여 적용가능하다는 분석결과를 얻었으며, 서울시 적용사례에서도 동일한 패턴의 결과를 확인했다. 마지막으로 전세가격 상승에 따른 전세보증잔액의 증가는 전세가격 상승에 대한 부담을 주택구입으로 전환하면서 주택담보대출 잔액도 증가하고 있다는 점을 확인하였다.

5.2 연구의 한계 및 정책적 시사점

5.2.1 연구의 한계

첫째, 전세가격지수는 1986년 측정이후 지속적으로 상승하였기에 금융위기 이전을 포함하여 비교하거나, 과거 전세가격 상승기에는 어떠한지에 대한 연구가 부족하다. 또한 전세가격 상승요인 중에서 주택임차금융의 공급자측면에서 다뤄야 했는데 전세수요자 측면에서 다루어서 다면적

인 측면의 연구가 부족하였다.

둘째, 주거전세부담지수 도입은 시의적절하다고 보여지지만 서울시 단일 주택시장을 대상으로 이루어져서 향후 아파트 이외의 전체주택으로 분석대상을 확대하여 수행할 필요가 있다. 전국과 서울시의 주거임차부담지수의 차이 분석 등에 대한 연구가 필요하다. 추가로 전세가격 상승에 따른 공급부족으로 월세 전환비율 증가에 따른 월세부담지수 도입도 시급한 실정이다.

마지막으로 전세보증잔액이 증가하면서 주택구입으로의 심리변화로 주택담보대출이 증가하는 결과를 얻었다. 그 결과 주택담보대출 증가는 향후 주택가격 하락방지에 영향이 있다는 가설을 입증하는 것에 대해서는 향후 연구과제로 둔다. 또한 1986년 측정이후 지속적으로 주택가격과 주택가격지수가 상승하였기에 금융위기 이전 비교하거나 과거 주택가격 상승기간에는 어떠한지에 대한 연구가 부족하다. 향후 추가적인 후속 연구가 필요하다.

5.2.2 정책적 시사점

첫째, 최근 전세가격이 지속적으로 상승하여 전세가격 상승요인에 대한 분석이 많이 이루어지고 있으나 기존 선행연구들은 인구, 교육, 주택공급, 임대주택 등 환경적 요인을 전세가격 상승요인으로 연구하였다. 그러나 본 연구는 자원적 요인인 주택임차금융 활성화가 전세가격 상승요인으로 작용하였음을 분석하였다. 그 결과 주택임차금융에 대한 정책수립시 서민전세와 부자전세를 구분하는 정책도 필요할 것으로 보인다.

둘째, 전세가격 상승으로 서민의 전세부담비용은 지속적으로 증가하고 있는데 주택금융공사의 주택구입부담지수(K-HAI)와 같이 주택구입시 부담지수를 활용하여 정책수립 반영했듯이, 서민전세 주거부담지수 도입을 통해 소득의 35% 이상을 주거비용으로 사용하고 있는 만큼 정책수립시 주거비용을 낮출 수 있는 정책수립이 필요하다.

마지막으로 전세가격이 상승함에도 불구하고 주택가격이 하락하지 않는

이유를 전세보증대출 잔액 증가가 주택담보대출에 영향을 주고 있기 때문이다. 그런 요인으로 가계부채를 포함한 전세보증대출 증가율 추이 분석을 통해서 지속적으로 정책수립이 필요하다.

결론적으로 전세가격상승기에는 일반시기보다 다른 양상을 보이고 있어 전세가격, 전세보증잔액, 주거전세부담, 주택담보대출 잔액, 주택가격의 변화에 민감해 질 수 있다. 또한 주택가격 안정화시기에 대한 장기적 정책 대안 제시가 필요하며 정책당국의 주택정책들이 주택매매 활성화와 소비 촉진 및 유동성 공급에는 주요했지만 전세가격 상승률을 낮추지 않고는 서민의 주거부담 및 경제활성화에 걸림돌이 될 것으로 판단되어 본 논문이 정책적으로 활용되는 계기가 되었으면 한다.



참 고 문 헌

1. 국내문헌

- 강명구. (2007). 주거비용에 영향을 미치는 요소 분석: 시스템다이나믹스 계수추정을 위한 다층모형과 회귀모형의 비교. 『한국 시스템다이나믹스 연구』, 8(2), 253-273.
- 강미나·윤주현. (2005). 『주택시장 안정을 위한 주택금융 역할강화 방안』, 국토연 2005-47, 국토연구원.
- 경국현. (2014). 시장이해관계에 기초한 상가권리금의 재해석과 실증분석. 한성대학교 박사학위논문.
- 권치홍·조주현·이종은. (2010). 주택구입횟수별 가구특성에 따른 주택 점유형태 분석에 관한 연구. 『부동산연구』, 20(1), 223-246.
- 김관영. (1993). 『주택금융에 관한 서민금융기관의 역할강화방안』, 정책연구시리즈 94-11, 한국개발연구원.
- 김다스라. (2011). “주택구입능력지수(Housing Affordability Index)의 해외사례 분석”, 주택금융월보, 한국주택금융공사, 2011년 1월호.
- 김대원·조주현. (2012). 서울시 아파트 전세가격 및 전세금 결정요인분석. 『주택연구』, 20(3), 183-204.
- 김문면. (2015). 주택담보대출의 연계와 채무불이행확률에 관한 연구. 한성대학교 박사학위논문.
- 김명직·장국현. (2002). 『금융시계열분석』. 서울. 경문사.
- 김상봉. (2010). 실질 주가에 대한 장기 인플레이션 중립성 분석. 『금융지식연구』, 8(2), 61-81.
- _____. (2012). 대손충당금이 신용카드산업에 미치는 동태적 영향 분석. 『신용카드리뷰』, 6(2), 93-109.
- _____. 김정렬. (2012). 금리결정모형에 관한 연구. 『산업경제연구』, 25(1), 727-744.
- _____. 김우철·유종만. (2009). 한국의 산업별 경기변동 추이에 관한

- 연구. 『경제연구』, 27(4), 17-41.
- 김선철. (2014). 은행점포의 입지선정과 시장점유율 추정에 관한 연구. 한성대학교 박사학위논문.
- 김정렬. (2013). 전세자금가용성과 전세수급지표가 주택전세가격에 미치는 영향 분석. 『부동산학보』, 55, 318-331.
- 김영식·장민·최성호. (2013). 『전세자금대출의 현황과 부실 가능성』, 한국금융연구원-서울대 금융경제연구원 공동 정책컨퍼런스.
- 김윤영. (2012). 우리나라 주택시장의 매매 전세가격변동 거시결정 요인의 동태분석. 『경제학연구』, 60(3), 127-153.
- 김진성. (2011). “가계부채와 주거비용”, 이슈포커스, KB금융지주 경영연구소.
- 노상윤. (2010). 『주택 매매가격과 전세가격 간의 장기균형관계와 단기 조정과정에 관한 실증연구』, 한국데이터분석학회.
- 박승호. (2015). 국내주식시장의 날씨효과연구 : 주식수익률, 주가변동성, 거래형태를 중심으로. 성균관대학교 박사학위 논문.
- 박연우·방두완. (2011). 평가기반 아파트가격지수에서의 비대칭 평활화 현상에 관한 연구. 『주택연구』, 19(2), 23-46.
- 박형근·이상진. (2013). 부동산가격 변동과 은행 경영성과 간의 관계분석. 『조사통계월보』, 2006-02호, 23-52.
- 배병우·남진. (2013). 서울시 거주 대학생의 주거비 부담능력 분석. 『서울도시연구』, 14(1), 23-38.
- 배순석. (2013). 『주거비부담능력 평가방식 및 부담기준의 도입과 정책적 활용방안』. 국토연구원.
- 서정진. (2014). 시장베타분석들을 통한 부동산투자회사 특성에 관한 연구. 한국콘텐츠학회. 14(12). 444-454.
- 성주한·윤영식. (2013). 『GARCH(1,1) 모형을 이용한 전국 아파트 전세가격의 거시적 동태모형에 관한 연구』. 국토연구원.
- 손경환. (1994). 주택금융의 신용할당이 주택시장에 미치는 영향. 『주택연구』. 2(1), 39-62.

- 신상영·이성원. (2008). 주택구입능력지수의 도입과 서울시 아파트에 대한 적용사례 분석. 『한국주택학회 학술대회 발표논문집』.
- 신수임·남진. (2007). 『서울시 임차가구의 주택지불능력 계층 세분화에 관한 연구』. 대한국토 도시계획학회.
- 심종원·정의철. (2010). 시계열 분석 기법을 활용한 아파트 전세 보증부 월세 계약 비율 변화요인 분석. 『주택연구』, 18(4), 5-30.
- 심재동. (2009). 한국제조산업 마크업 결정요인에 관한 분석 : 오차수정 모형(1975-2005). 관동대학교 박사학위논문.
- 엄근용. (2014). “합리적 주택 점유 형태 결정을 위한 주택 매수와 임차의 거주비용 분석”, 건설이슈포커스, 한국건설산업연구원, 2014-07.
- 양돈선. (2013). 가계대출과 주택가격의 동태적 관계에 대한 분석. 경기대학교 박사학위논문.
- 양영준. (2013). 오피스 시장의 구조와 관리비용에 관한 연구. 한성대학교 박사학위논문. 63-91.
- 오동훈. (2001). 지역간 비교가능한 거시적 주택구입능력지수 개발에 관한 연구, 『한국지역개발학회지』, 13(2), 13-32.
- 우 경. (1992). 서울시의 상가매력도가 상가임대료에 미치는 영향. 『한국부동산학회』, 부동산학보 제52권. 327-341.
- 윤병우·최경욱. (2011). 교육환경과 아파트전세가격간의 관계분석. 부동산학보. 47(1). 23-38.
- 윤주현. (2000). 『금융위기 이후 주택정책의 시장파급효과 분석연구』 . 국토연구원.
- 윤주현. (2000). 『전세시장 여건 변화에 따른 대응방안』, 국토연구원. 2000-50.
- 이용만·이상한. (2004). 강남지역의 주택가격이 주변지역의 주택가격을 결정하는가?. 『국토계획』, 39(1), 27-55.
- 이상한·백성준·박태원. (2008). 주택투자 결정지표에 관한 연구, 『부동산학연구』, 08(2), 39-55.
- 이용만·정희수. (2003). 주택금융제도의 개편방향 : 수요강화정책으로의

- 전환. 『주택연구』, 11(1), 113-138.
- 이중희·오택균. (2008). “주택구입능력의 측정과 분석 - 주택구입능력지수(Housing Affordability Index)를 중심으로”, 주택금융월보, 한국주택금융공사, 2008년 7월호.
- 이홍재·윤기호. (2005). 한국경제 제도약을 위한 선택, 정보통신정책학회. 47-65.
- 임상수. (2011). 매매가격과 전세가격간 관계 : 아파트 시장을 중심으로. 부산대학교 경영·경제연구소.
- 임승직. (1995). 주택건설과 주택매매가격 및 여타 주택관련 변수들의 인과관계분석. 『국토계획』, 30(4), 111-125.
- 조경준. (2014). 주택시장과 주택금융에 대한 동태적 분석. 한성대학교 박사학위논문. 33-44.
- 조영일. (2015). 조직몰입이 이직의도에 미치는 영향 : 연령과 결혼의 조직효과. 『예술인문사회융합멀티미디어』, 5(4), 465-481.
- 조용경·이상엽. (2011). VAR 모형을 이용한 주택자산에 대한 소비자평가가 전세가격에 미치는 영향에 관한 연구. 『Working Paper Series』, 11(6), 1-12.
- 조이운·김상봉. (2015). 전세가격 상승요인과 주택임차금융의 동태적 분석에 관한 연구. 명지금융지식연구, 13(1). pp.1-24.
- _____. (2015). 주거임차부담지수 산출과 서울시 아파트 전세가격 적용사례 분석. 한국콘텐츠학회, 15(5). pp.488-497.
- 주 원. (2012). 『주거비부담이(슈바베 계수)이 급증하고 있다』. 현대경제연구원.
- 지규현. (2001). 주택금융의 활성화가 주택점유 형태와 주택수요에 미치는 영향. 한양대학교 박사학위논문.
- 최막중·지규현·조정래. (2002). 주택금융 제약이 주택소비규모와 점유형태 선택에 미치는 영향에 관한 실증분석. 『주택연구』, 10(1), 33-48.
- 최성호·이창무. (2009). 매매, 전세, 월세 시장 간 관계의 구조적 해석. 『주택연구』, 17(4), 33-48.

- 최영미. (2011). 다문화 동화의 비판적 읽기 교육 제안. 경기대학교 학위논문.
- 한정희. (2010). 금융위기 전후 주택가격 결정요인으로서의 유동성에 관한 연구. 『한국지역경제연구』, 8(1), 105-127.
- 홍성화·박창수. (2013). 주택시장의 내생변수가 아파트 전세가격비율에 미치는 영향분석. 『한국지역경제연구』, 11(1), 259-272.
- 황상연. (2009). 『위기와 정부의 역할: 대공황 이후 미국 주택금융정책과 서브프라임사태』. 정책연구 2009-24, 경기개발연구원.

2. 국외문헌

- Adalid, R., Detken, C. (2007). *Liquidity shocks and asset price boom/bust cycles no. 732*, London, European Central Bank.
- Ahlers, D., & Lakonishok, J. (1983). A study of economists' consensus forecasts. *Manatement Science*, 29(10), 1113-1125.
- Ambrose, B., W. and Kim, S. (2003). Modeling the Korean Chonse Lease Contract, *Real Estate Economics*, 31(1), 53-74
- Arshanapalli, B., & Nelson, W. (2008). A cointegration test to verify the housing bubble. *The international Journal of Business and Finance Research*, 2(2), 35-43.
- Artle, R., & Varaiya, p. (1978). Life cycle consumption and home ownership. *Journal of Economic Theory*, 18(1)m 38-58.
- Barberis, N. (2012). Psychology and the financial crisis of 2007-2008, *Financial Innovation*, 15. New haven, Yale University.
- _____, Sheifer, A., & Vishny. R. (1998). A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 49 (3), 307-343.
- _____, Huang, M. & Thaler, R. (2003). *Individual*

- preferences, monetary gambles and the equity premium, working paper series no. 9997, Cambridge, MASS; NBER.*
- Belsky, Eric S, Jack Goodman, and Rachel Drew. (2005). “Measuring the nation’s rental housing affordability problems”, Joint Center For Housing Studies Harvard University.
- Blanchard, O. J., & Quah, D. (1989). The Dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *The American Economic Review*, 79(4), 655–673.
- Brueckner, J.K. (1986). The downpayment constraint and housing tenure choice: a simplified exposition. *Regional Science and Urban Economics*, 16(4), 519–525.
- Brunnermeier, M. K., & Julliard, C. (2008). Monet illusion and housing frenzies. *Review of Financial Studies*, 21(1), 135–180.
- Cambel, J. Y., & Shiler, R. J. (1987). Cointegration and Tests of Present Value Models, *The Journal of Political Economy*, 95(5), 1062–1088.
- Case, K. E. & Shiller, R. J. (2003). Is there a bubble in the housing market?. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2003(2), 299–362.
- _____. & Shiller, R. J. (1989). The Efficiency of the Market for single-Family Homes. *The American Economic Review*, 79(1), 125–137.
- Chang, K. L., Chen, N. K., & Leung, C. K. Y. (2012). The dynamics of housing returns in Singapore: How important are the international transmission mechanisms?. *Regional Science and Urban Economics*, 42(3), 516–530.
- _____. (2013). In the shadow of the United States: the international transmission effect of asset returns. *Pacific Economic Review*, 18(1), 1–40.

- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Vigfusson, R. (2006). Alternative procedures for estimation Vector AutoRegressions identified with long-run restrictions. *Journal of Economic Association*, 4(2-3), 475-483.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59, 1551-1581.
- Johansen, S. (1995) *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press.
- Journal of the European Economic Association, 4(2-3), 475-483.
- Collyns, C. and A. Senhadji (2002). Lending booms, real estate bubbles and the asian crisis. Working Paper Series No. 02/20. Washington D.C. International Monetary Fund.
- Daniel, K., Hirshleifer, D., & Subrahmanyam, A. (1998). Investor psychology and security market under- and overreactions. *the Journal of Finance*, 53(6), 1839-1885.
- Davis, E. and Zhu, H. (2004). Bank Lending and Commercial Property Prices: Some Cross Country Evidence. *BIS Working Paper*, 150, 1-45.
- DiPasquale, E. and William C. Wheaton. (1996). "Urban economics and real estate markets", Prentice Hall, NJ. (2002). Millennial Housing Commission. Meet Our Nation's Housing Challenges. Report of the Bipartisan Millennial Housing Commission Appointed by the Congress of the United States.
- De Bondt, W. F., & Thaler, R. (1985). Does the stock market overreact?. *The journal of Finance*, 40(3), 793-805.
- _____, & Watson, M. W. (1983). *Bubbles, rational*

- expectations and financial markets. working paper series no. 945, Cambridge, MASS; NBER.*
- Gerlach, S. and Peng, W. (2005). Bank Lending and Property Price in Hong Kong. *Journal of Banking and Finance*, 29, 461–481.
- Gimeno, R. and Martinez–Carrascal, C. (2010). The Relationship between House Prices and House Purchase Loans: The Spanish Case. *Journal of Banking and Finance*, 34. 1849–1855.
- Diba, B. T., & Grossman, H. I. (1988). Explosive rational bubbles in stock prices?. *The American Economic Review*. 78(3), 520–530.
- Greef, I. J. M. and Haas, R. T. A. (2001). Housing Prices, Bank Lending, and Monetary Policy. *De Nederlandsche Bank Research Series Supervision Paper*, 31, 1–23.
- Drake, L., (1993). Modelling UK house prices using cointegration: an application of the Johansen technique. *Applied Economics*, 25(9), 1225–1228.
- Driffill, J., & Sola, M. (1998). Intrinsic bubbles and regime–switching. *Journal of Monetary Economics*, 42(2), 357–373.
- Dudley, K., (2005). *Behavioral economics in the mortgage lending and mortgage foreclosure contexts. John marshall law school fair & affordable housing commentary. Chicago, Chicago Law School.*
- Elton, E. J., Gruber, M. J., & Gultekin, M. N. (1984). Professional Expectations: Accuracy and Diagnosis of Errors. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 19(04), 351–363.
- Engelhardt, G. V. (1994). House prices and the decision to save for down payments. *Journal of Urban Economics*, 36(2), 209–237.
- _____. (1996). House prices and home owner saving behavior. *Regional Science and Urban Economics*, 26(3),

313–336.

- Evans, G. W. (1991). Pitfalls in testing for explosive bubbles in asset prices. *The American Economic Review*, 81(4), 922–930.
- Genesove, D., & Mayer, C. (2001). Loss aversion and seller behavior: Evidence from the housing market. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(4), 1233–1260.
- Gerlach, S., & Peng, W. (2005). Bank lending and property prices in Hong Kong. *Journal of Banking & Finance*, 29(2), 461–481.
- Gomez–Gonzalez, J. E., Ojea–Joya, J., Guerra, C. R., & Sicard, N. (2013). Testing for bubbles in Housing markets: New Results Using a New Method. *Banco de la Republica*, 753, 1–11.
- Gimeno, R., & Martinez–Carrascal, C. (2010). The relationship between house prices and house purchase loans: The Spanish case. *Journal of Banking & Finance*, 34(8), 1849–1855.
- Glaeser, E. L., & Gyourko, J. (2007). Arbitrage in housing market. Cambridge. working paper series no. 13704, Cambridge, MASS: NBER.
- Godwin, D. D. (1998). Household debt quintiles: Explaining changes 1983–1989. *Journal of Consumer Affairs*, 32(2), 369–393.
- Goodhart, C., & Hofmann, B. (2008). House prices, money, credit, and the macroeconomy. *Oxford Review of Economic Policy*, 24(1), 180.–205.
- Goodhart, C. A., Sunirand, p., & Tsomocos, D. p. (2006). A model to analyse financial fragility. *Economic Theory*, 27(1), 107–142.
- Harrison, J. J. (1981). Heterogeneity and state dependence. In *Studies in labor market*. Chicago, MASS: University of Chicago Press.
- Hill, M. (2003). “Who Has Severe Housing Cost Burdens and How Persistent Over Time Are They? Using Panel Study of Income

- Dynamics Data to Assess American Housing Survey Income Data” project report, Survey Research Center, Institute for Social Research, University of Michigan.
- Hofmann, B. (2001). The Determinants of Private Sector Credit in Industrialized Countries : Do Property Prices Matter?. *BIS Working Papers*, 108.
- Hofmann, B. (2003). Bank Lending and Property Prices : Some International Evidence. *The Hong Kong Institute for Monetary Research Working Paper*, 22.
- Hofmann, B. (2004). The determinants of bank credit in industrialized countries: Do property prices matter". *International Finance*, 7(2), 203–234.
- Hong, H., & Stein, J. C. (2007). Disagreement and the stock market. *The Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 109–128.
- Hsiao, C. (2003). Analysis of panel data (Vol. 34). Cambridge, Mass: Cambridge university press.
- Tversky, A., & Kahneman, D. (1974). Judgment under uncertainty: Heuristics and biases. *Science*, 185(4157), 1124–1131.
- Kuttner, K. N. (2012). *Low interest rates and housing bubbles: Still no smoking gun*. Williamstown, Mass: Willams College.
- Lakonishok, J., Shleifer, A. & Vishny, R. W. (1994). Contrarian investment,extrapolation, risk. *The Journal of Finance*, 49(5), 1541–1578.
- Lamont, O., & Stein, J. C. (1997). *Leverage and house price dynamics in US cities, working paper series no. 5961*. Cambridge, MASS; NBER.
- Lea, S. E., Webley, p., & levine, R. M. (1993). The economic psychology of consumer debt. *Journal of Economic Psychology*, 14(1), 85–119.

-
- _____ & Walker, C. M. (1995). Psychological factors in consumer debt: Money management, economic socialization, and credit use. *Journal of Economic Psychology*, 16(4), 681–701.
- Lin, F. L., & DeVaney, S.A. (1996). *Factors affecting families' consumer debt burden*. Tarpon Springs, Mass: American Council on Consumer Interest Proceedings.
- Lind, H. (2009). Price bubbles in housing makets: concept, theory and indicators. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 2(1), 78–90.
- Liang, Q. and Cao, H. (2007). Property Prices and Bank Lending in China. *Journal of Asian Economics*, 18, 63–75.
- Kindleberger Charles, p. (1978). *Manias, panics and crashes. A History of Financial Crises*, London, Mass: The Macmillan Press.
- Mayer, C. J., & Quigley, J. M. (2003). Is thee a bubble in the housing market?. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2003(2), 343–362.
- Meese, R., & Wallace, N. (1994). Testing the present value relation for housing prices: Should I leave my house in San Francisco?. *Journal of Urban Economics*, 35(3), 245–266.
- Miller, R. A. (1997). Estimating models of dynamic optimization with microeconomic data. *Applied Econometrics*, 2, 246–299.
- Montrucchio, L., & Privileggi, F. (2001). On fragility of bubbles in equilibrium asset pricig models of Lucas–type. *Journal of Economic Theory*, 101(1), 158–188.
- Newey, W. and West, K. (1987). A Simple Positive Semi–definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55, 703–708. Economic Theory.

101(1), 158–188.

Oikarinen, E. (2009). Interaction between housing prices and household borrowing: The Finnish case. *Journal of Banking & Finance*, 33(4), 747–756.

Ortalo–Magne, F., & Rady, S. (1999). Boom in, bust out: Young households and the housing price cycle. *European Economic Review*, 43(4), 755–766.

_____. (2004). Housing transactions and macroeconomic fluctuations; a case study of England and Wales, *Journal of Housing Economics*, 13(4), 287–303.

Park, S. W., Bahng, D. W. and Park, Y. W. (2010). Price Run–up in Housing Markets, Access to Bank Lending and House Prices in Korea. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 40, 332–367.

Perron, P. (1988). Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 297–332.

Peng, W. (2002). What drives property prices in Hong Kong?. *HKMA Quarterly Bulletin*, 8, 19–33.

Phillips, p. C. Shi, S. p., & Yu, J. (2012). Testing for Multiple Bubbles. *Cowles Foundation for Research in Economics. New haven, Mass: Yale University.*

_____. & Yu, J. (2009). *Limit theory for dating the origination and collapse of mildly explosive periods in time series data. Unpublished manuscript, Singapore, Mass: Sim Kee Boon Institute for Financial Economics.*

_____. , Wu, Y., & Yu, J. (2011). Explosive behavior in the 1990s NASDAQ: when did exuberance escalate asset value?. *International Economic Review*, 52(1), 201–226.

- Quigley, J., and Raphael, S. (2004). "Is Housing Unaffordable? Why Isn't It More Affordable?" *Journal of Economic Perspectives*, vol. 18:1, p. 191–214.
- Scheinkman, J., & Xiong, W. (2003), Overconfidence and speculative bubbles, *Journal of Political Economy*, (111), 1183–1219.
- Semlali, A. and Collyns, C. (2001). Lending Booms, Real Estate Bubbles and The Asian Crisis. *IMF Working Paper*, 02/20, 1–45.
- Shiller, R. J. (2007). *Understanding recent trends in house prices and home ownership. working paper series no. 13553*. Cambridge, MASS: NBER.
- _____. (1981). Alternative tests of rational expectations models : The case of the term structure, *Journal of Econometrics*, 16(1), 71–87.
- Sims., C. (1980). Macroeconomics and reality, *Econometrica*, 48(1), 1–48.
- Smith, M. H. & Smith, G. (2006). Bubble, bubble, where's the housing bubble?. *Brookings Papers on Economic Activity*, (1), 1–67.
- Stein, J. C. (1995). Prices and trading volume in the housing maket: A model with down-payment effects. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 379–406.
- Stiglitz, J. E. (1990). Symposium on bubbles. *The Journal of Economic Perspectives*, 4(2), 13–18.
- Thaler, R. H. (1980). Toward a positive theory of consumer choice. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 1(1), 39–60.
- _____. (1990). Anomalies: Saving, fungibility, and mental accounts. *The Journal of Economic Perspectives*, 4(1), 193–205.

_____., & Johnson, E. J. (1990). Gambling with the house money and trying to break even: The effects of prior outcomes on risky choice. *Management Science*, 36(6), 643–660.

U.S. Department of Housing and Urban Development. (2011). *codebook for the American Housing Survey*, public use file: 1977 and later. Retrieved from.

<http://www.huduser.org/datasets/AHS/Codebook.pdf>.

West, K. D. (1987). A specification test for speculative bubbles. *The Quarterly Journal of Economics*, 102(3), 553–580.



ABSTRACT

A Study on the Structure of the Chonseil Market – Focused on the Period of Chonseil Price Increase –

Jo, I-Un

Major in Real Estate·Economics

Dept. of Economic & Real Estate

The Graduate School

Hansung University

In recent years, chonseil price has been on the rise due to the structural change between sale price and chonseil price in the chonseil market. The general phenomenon before the financial crisis was a synchronization between housing price and chonseil price. However, while housing price has been downward stabilized, chonseil price has continued to increase, resulting in the break-up of the synchronization between housing price and chonseil price. In addition, although house lease financing has been expanded to reduce the burden of low-income households due to chonseil price increase, chonseil guarantee loan has increased because the government increased its financial support under the circumstance of low interest rate, resulting in the increase of chonseil price.

With the limited supply of houses since the global financial crisis, chonseil price has rapidly increased in the small and medium-sized apartment market. Increased housing costs for low income households due to chonseil price increase have affected household economy, resulting in the simultaneous reduction of consumption and saving of households.

By analyzing the rapid increase of chonseil price with the stabilization of housing price, this paper aims to define the period of chonseil price increase in Korea and present the direction of policies for the structural change in the chonseil market and its implications.

First, this study analyzes whether the support for house lease financing has a direct effect on chonseil price increase in the period of chonseil price increase. Data used for this analysis include monthly chonseil price, sale price, industrial production index, lease guarantee ratio and mortgage rate from January 2008 to August 2013. An empirical analysis showed that lease guarantee ratio had a higher short-term explanatory power for chonseil price. It was therefore found that house financing was a direct cause of chonseil price increase.

Second, the level of burden from chonseil for households has risen with the continued increase of chonseil price. A new residential lease price index needs to be introduced to measure the level of burden from chonseil. In order to quantify such level, the calculation method of the Korea Housing Affordability Index (K-HAI) announced by the Korea Housing Finance Corporation was applied by replacing housing purchase with lease. The result showed that the residential lease price index has continued to increase, exceeding 35% of income.

In the final empirical analysis, an analysis was made as to whether there was a change in the balance of mortgage loan as the increase of chonsei guarantee loan acted as a factor for increasing chonsei price in the period of chonsei price increase. For the analysis, monthly housing prices and the increase in the balance of chonsei guarantee for 121 months from June 2005 to June 2015 were used. The empirical analysis showed that the explanatory power of mortgage loan for itself has decreased over time, and was considerably affected by the balance of chonsei guarantee loan. It was found that the balance of chonsei guarantee loan had a higher short-term explanatory power for the balance in mortgage loan. It was therefore shown that the increase in the balance of chonsei guarantee loan had a certain effect on the increase in mortgage loan.

In conclusion, it was found from the introduction of residential lease price index of low-income households that more than 35% of income is used as housing burden in the period of chonsei price increase. It was also shown that the increase in the balance of chonsei guarantee loan resulted in the increase of chonsei price, and thus affecting the increase in the balance of mortgage loan. With the results of this empirical analysis, this study attempts to present the direction of policies for house financing of the government when establishing housing policies.

KEYWORDS: Chonsei price increase, Chonsei, House lease financing,
Residential lease price index, Chonsei guarantee loan