

박사학위논문

주택시장과 주택금융에 대한 동태적 분석

2014년

한성대학교 대학원  
경제·부동산학과  
부동산경제학전공  
조 경 준

박사학위논문  
지도교수 김상봉

# 주택시장과 주택금융에 대한 동태적 분석

Dynamic Analyses on the Residential Market and Finance

2013년 12월 일

한성대학교 대학원  
경제·부동산학과  
부동산경제학전공  
조 경 준

박사학위논문  
지도교수 김상봉

# 주택시장과 주택금융에 대한 동태적 분석

Dynamic Analyses on the Residential Market and Finance

위 논문을 부동산경제학 박사학위 논문으로 제출함

2013년 12월 일

한성대학교 대학원  
경제·부동산학과  
부동산경제학전공  
조 경 준

# 국 문 초 록

## 주택시장과 주택금융에 대한 동태적 분석

한성대학교 대학원  
경제부동산학과  
부동산경제학전공  
조 경 준

현재 우리나라 주택시장에서 최우선적으로 해결해야 될 문제점은 주거비용의 상승이다. 글로벌 금융위기 이전까지 가계는 주택을 자산의 하나로서 인식하면서 주택가격이 상승하는 모습을 보였다. 그러나 글로벌 금융위기 이후에는 주택가격 하락에 따라 주택에 대한 투자심리가 점차 사라지고, 주택가격 안정화를 위한 정책과 임차를 위한 금융이 확장되었다. 이러한 정책의 결과로 최근에 전세가격이 급등하여 가계의 주거 안정성 문제가 과도한 차입을 통한 주택 구매자에게서 임차 세입자로까지 전가되고 있다.

주택의 자산적 가치가 하락함과 동시에 가계의 금융 안정성 문제가 대두되었다. 주택을 자산의 하나로 인식하는 가계는 주택가격이 지속적으로 상승할 것이라 믿어 차입을 통해 주택을 구입해 왔다. 그러나 주택가격의 상승이 정체되어 주택시장에서 거래절벽 현상이 나타나자 유동성 위기에 직면한 가계의 채무불이행이 점차 증가되고 있다. 따라서 주택시장의 변화에 따른 가계부실이 금융 불안정성을 확대시키고 있다.

본 논문은 현재 우리나라 주택시장과 관계된 문제점(주거 및 금융 불안정)을 가계의 행동에서 찾고자 한다. 먼저 주거 형태의 선택과 주택금융의 이

용 및 채무불이행에 대한 행동 경제학적 이론을 제시하였다. 또한, 우리나라 주택시장의 구조적 변화에 대한 내용과 시사점을 제시한다.

첫 번째 실증 분석에서 주택금융시장을 통한 주택의 매매가격과 전세가격의 관계를 구조적 벡터자기회귀 모형(Structural Vector Auto Regressive, SVAR)으로 분석하였다. 분석변수로 산업생산지수, 전세가격지수, 매매가격지수, 주택담보대출 잔액, 전세보증대출 잔액, 그리고 신규 주택담보대출 금리 등이 사용되었다. 분석 결과, 전세가격은 매매가격의 하한으로 나타나며, 주택소유자의 금융비용이 전세세입자에게 전가될 수 있는 것으로 나타난다.

두 번째 실증 분석은 GSADF(Generalized sup ADF)검증을 통해 실질 주택가격과 투자심리의 버블의 존재여부를 검증하였다. 검증결과, 매매가격에 과거 13년간 총 두 차례의 버블이 존재하였으나 주택투자심리에는 버블이 존재하지 않는 것으로 나타난다. 따라서 투자심리는 합리적이고 실질 주택가격만 시계열적으로 발산하므로 가격 자체에 관성이 간접적으로 나타난다.

마지막 실증 분석에서 다이내믹 프로빗 모형(Dynamic Random Effects Probit)을 활용하여 주택관련 대출이 가계의 채무불이행의 원인이 되는지의 여부를 분석하였다. 주택담보대출을 보유한 A은행의 10,000 차주를 대상으로 한 최근 32개월의 시계열 자료에서 종속변수로는 채무불이행 상태를 사용하였으며 설명변수로 가계의 특성변수와 거시경제변수를 사용하였다. 가계의 채무를 신용대출과 주택담보대출로 나누어 설명변수에 포함시켰으며 거시경제의 영향을 살펴보기 위하여 실질 주택가격지수, 주택담보대출이자율, 실업률, 산업생산지수 등을 사용하였다. 분석 결과, 자가거주 가구의 채무불이행이 임차가구보다 높고 주택가격의 상승은 가계의 채무상환을 이연시킨다.

정부의 부동산 정책은 금융지원을 통해 주택거래 정상화와 주거 안정화를 목적으로 하고 있다. 그러나 주택투자심리가 정체된 상태에서 전세가격이 매매가격의 하한으로 작용하므로 거래시장과 전세시장에 대한 동일 시점 금융지원은 전세가격의 지속적인 상승을 초래하게 될 것이다. 따라서 주거 안정화를 위한 추가적인 정책이 필요하다.

**【주요어】** 주택가격, 전세가격, 주택금융, 채무불이행, 구조적 벡터자기회귀 모형, GSADF, 다이내믹 프로빗

# 목 차

1. 서론 .....	1
1.1 연구의 배경과 목적 .....	1
1.2 연구의 범위, 방법 및 기여 .....	2
1.2.1 연구의 범위 .....	2
1.2.2 연구의 방법 및 내용 .....	3
1.2.3 연구의 기여 .....	4
2. 주택시장, 주택금융 및 가계행동 .....	6
2.1 주택금융, 주택시장, 가계행동의 관계에 대한 이론적 배경 .....	6
2.1.1 주택시장의 행동경제학적 이론 .....	6
2.1.2 주택담보대출과 채무불이행에 관한 이론 .....	7
2.2 우리나라 주택시장 상황 변화와 잠재위험 .....	9
2.3 주택금융 실태 .....	15
3. 주택금융과 매매가격 및 전세가격에 관한 연구 .....	20
3.1 서론 .....	20
3.2 이론적 배경 .....	23
3.2.1 주택시장에서 전세가격과 매매가격에 관한 연구 .....	23
3.2.2 금융과 주택시장의 관계에 관한 연구 .....	24
3.3 연구설계 .....	27
3.3.1 분석 모형 정의 .....	27
3.3.2 Cholesky 충격 벡터(innovation vector) 설계 .....	30
3.4 실증 분석 .....	33
3.4.1 시계열 데이터 분석 .....	33
3.4.2 충격반응 분석(Impulse Response Analysis) .....	37
3.4.3 분산분해 분석(Variance Decomposition Analysis) .....	42

3.5 결 론 .....	44
<b>4. 주택시장 가격관성과 투자심리 .....</b>	<b>45</b>
4.1 서 론 .....	45
4.2 이론적 배경 .....	46
4.2.1 버블 정의에 대한 연구 .....	46
4.2.2 버블 추정을 위한 실증연구 .....	50
4.3 연구설계 .....	53
4.3.1 주택투자심리 측정 .....	53
4.3.2 GSADF 검정과 버블 판단(Bubble detection) .....	57
4.3.3 데이터 개요 .....	62
4.4 실증 분석 .....	64
4.5 결 론 .....	67
<b>5. 가계의 채무불이행과 주택시장 .....</b>	<b>69</b>
5.1 서 론 .....	69
5.2 이론적 배경 .....	71
5.3 연구설계 .....	73
5.4 실증 분석 .....	81
5.4.1 기초데이터 분석 .....	81
5.4.2 다이나믹 프로빗 분석 .....	84
5.5 결 론 .....	87
<b>6. 정책적 시사점 .....</b>	<b>89</b>
<b>참고문헌 .....</b>	<b>93</b>
<b>ABSTRACT .....</b>	<b>103</b>

# 표 목 차

〈표 2-1〉 전세가격과 주택가격의 평균(2011 ~ 2013) .....	11
〈표 2-2〉 소득계층별 가계의 주거 형태비율 .....	12
〈표 2-3〉 신규 임차보증 가구 수, 임차보증 총액, 평균 임차보증 금액 .....	13
〈표 2-4〉 주택담보대출 금액 조기상환 가구 비중 .....	14
〈표 3-1〉 분석변수 정의 .....	34
〈표 3-2〉 상관관계 분석 .....	36
〈표 3-3〉 단위근 검정 결과 .....	37
〈표 3-4〉 공적분 검정 결과 .....	37
〈표 3-5〉 전세가격 분산분해 결과 .....	42
〈표 3-6〉 매매가격 분산분해 결과 .....	43
〈표 4-1〉 주택투자심리와 실질 주택가격 지수 계산을 위한 변수 .....	63
〈표 4-2〉 주택투자심리와 실질 주택가격 지수의 GSADF 통계값 .....	65
〈표 4-3〉 버블 검증 결과종합 .....	67
〈표 5-1〉 표본 및 분석변수 정의 .....	80
〈표 5-2〉 분석변수 기초통계 .....	81
〈표 5-3〉 다이나믹 프로빗 모형을 이용한 분석 결과 .....	85

# 그림 목 차

<그림 1-1> 논문의 구조 .....	4
<그림 2-1> 전세수급지수와 전세가격지수(2000 ~ 2013.7) .....	10
<그림 2-2> 주택담보대출 금액 총액 및 수도권 비중(2009 ~ 2013. 6) .....	13
<그림 2-3> 주택담보대출 잔액과 예금 이자율 대비 주택담보대출 금리 (2009 ~ 2013. 6) .....	16
<그림 2-4> 주택금융 이용가구 비율(2010 ~ 2012) .....	17
<그림 2-5> 주택담보대출 금액 및 전세자금대출 평균(2006 ~ 2012) .....	18
<그림 2-6> 주택관련 대출 이용의 주요 원인 .....	19
<그림 3-1> 우리나라의 전세가격, 주택가격지수 및 미국의 주택가격지수 (2005 ~ 2013. 7) .....	21
<그림 3-2> 분석변수 시계열(2004 ~ 2013. 7) .....	35
<그림 3-3> 주택 전세가격의 충격반응 결과 .....	39
<그림 3-4> 주택 매매가격의 충격반응 결과 .....	41
<그림 4-1> 버블 판단에 필요한 이론적 고려요소(Lind, 2009) .....	48
<그림 4-2> 주택투자심리와 실질 주택가격 지수(2000 ~ 2013. 7) .....	64
<그림 4-3> 실질 주택가격 지수의 버블 시기 검증(2000 ~ 2013. 7) .....	66
<그림 4-4> 주택투자심리의 버블 시기 검증(2003 ~ 2013. 7) .....	67
<그림 5-1> 가계연체율(2009 ~ 2013. 3) .....	70

# 1. 서론

## 1.1 연구의 배경과 목적

주택은 가계가 생활을 유지하기 위한 최소한의 물질적·공간적인 도구로 이용되고 가계가 일생동안 소비할 수 있는 내구재 중 가장 큰 단위의 재화이다. 과거와 달리 현재에는 주택가격과 전세가격이 급등하면서 금융지원을 배제한 채 주거목적의 주택거래(매매 또는 임차)를 진행하기는 어려운 현실이다. 따라서 주택의 가치에 대한 미래 가격 기대, 소득 수준의 변화, 금융 시장의 변화 등이 가계의 주거 선택에 영향을 미치게 된다. 즉, 주택가격과 전세가격, 그리고 금융현황과 거시경제 전망에 따라 가계의 거주형태와 금융활동 등 전반적인 가계행동이 달라진다.

주거 형태를 임차 또는 매매로 결정하는 가계의 행동은 자신이 처한 상황과 선호, 미래에 대한 개별적인 기대에 따라 다르다. 주거시설(또는 주택)은 자산으로서의 가치와 공간시설로서의 가치를 동시에 포함한다. 특히, 우리나라에서 주거시설은 자산으로서의 가치가 높으며 전체 가계자산의 75%가 비금융 자산에 존재한다.

우리나라에서만 존재하는 전세제도는 주택의 공간시설만을 완전히 소비하는 특이한 형태의 임차거래 형태를 나타낸다. 글로벌 금융위기 이후 주택시장에서 주거시설에 대한 거래가 줄면서 주거시설은 자산으로서의 가치를 잃게 되었다. 그 결과, 전세가격이 폭등하였다. 이러한 가계의 주거비용 상승은 소비침체로 이어지며 경제에 악영향을 미치고 있다.

주거비용 상승으로 인해 우리나라의 가계부채는 2013년 3분기 말 현재, 총가계부채는 980조원으로 1000조원을 나타낸다. 가계부채의 증가는 가계의 건전성 악화로 이어진다. 특히, 주택금융이 가계부채의 많은 부분을 차지하고 그 비중이 점차 증가함에 따라 가계가 채무상환 능력을 상실하는 이유 중의 하나로 주택시장과 주택금융의 연계성을 중요한 요인으로 생각해 볼 수 있다.

따라서 본 논문은 주택의 거래가격(매매가격), 임차가격(전세가격), 그리고 금융시장과의 관계를 선행적으로 연구하여 주택시장과 금융시장의 동태적 관

계를 분석한다. 또한, 주택이 자산으로서의 가치를 유지하는데 있어 가격과 투자심리에 비이성적인 과열의 존재 여부를 개별적으로 검증한다. 마지막으로 가계의 채무불이행에 주택시장을 포함한 거시경제의 변화와 주택담보대출, 주거 형태 등이 미치는 영향을 분석하여 주택시장과 가계부실과의 관계를 정리한다.

## 1.2 연구의 범위, 방법 및 기여

### 1.2.1 연구의 범위

본 연구의 내용적 범위는 주택금융, 주택시장과 가계의 행동이다. 주택금융에 대한 정의는 ‘가계가 주택을 소유 또는 임차를 목적으로 거래하는데 필요한 금융’으로 한정하며 주택시장은 ‘매매시장’, ‘전세시장’, ‘임차시장’으로 세분화 한다. 가계행동에 대한 정의는 ‘가계가 주택을 소유 또는 임차를 함에 따라 발생하는 행동 중 주택거래, 가격 상승에 대한 기대, 주택금융으로 인한 채무불이행(파산, 회생 등 법적제도 포함)’ 등으로 한정하였다.

시간적 범위는 IMF 외환위기 이후인 2000년대 초반부터 현재시점까지이다. 이는 IMF 외환위기가 우리나라 금융시장의 전반적인 구조조정의 계기가 되었기 때문이다. 최근의 글로벌 금융위기는 가계의 주택 구매수요가 임차수요로 전환되는 구조 변화를 야기하였으나 시계열적 데이터의 한계가 존재한다. 따라서 분석기간을 IMF 외환위기 편이가 일정 부분 조정된 2000년 ~ 2013년 8월까지로 한정하였다.

본 연구의 공간적 범위는 우리나라로 한정한다. 글로벌 금융위기 이후의 전 세계적인 주택가격의 하락이 우리나라에는 발생하지 않아 우리나라 주택시장은 다른 나라들과 분명한 특수성이 존재한다. 또한 우리나라에만 존재하는 서민의 대표적 거주 수단인 전세 가격이 증가하는 모습을 보였다. 주택가격의 정체와 임차비용의 증가는 우리나라에서만 관찰된 결과이므로 본 연구의 공간적 범위를 우리나라로 한정하였다.

## 1.2.2 연구의 방법 및 내용

연구를 위한 자료수집은 한국은행, FHFA(Federal Housing Finance Agency), FRB(Federal Reserve Bank)등을 통해 수집하였다. 사용된 변수들은 모두 월별 시계열 자료로 연구내용 중 해당 데이터가 사용된 곳에는 출처를 표기하였다. 또한 주택금융과 가계의 채무불이행 연구를 위한 데이터는 A은행 고객 CB(Credit Bureau; 개인신용평가회사)社의 데이터를 활용하였다. 본 연구에 활용된 데이터의 정합성은 개별데이터를 제공하는 기관(회사)의 신뢰도에 따라 검증된 것으로 같음한다.

본 학위논문은 총 6개의 장(chapter)으로 이루어져 있다. 제 1장은 서론으로 논문을 진행하게 된 계기를 광범위하게 서술하였다. 2장에서는 우리나라 주택시장과 금융지원정책, 그리고 가계의 행동에 관한 이전 연구를 진행하였다. 2장의 목적은 현재의 우리나라 주택시장의 현황을 파악하고 금융지원정책의 적정성과 사회적 보편성, 그리고 주택에 대한 가계의 행동을 문헌과 정부통계 등을 근거로 분석하는 것이다. 제 3,4,5 장은 우리나라 주택시장과 주택금융이 가계행동에 미치는 영향에 대한 실증 분석이다. 제 3장에서는 구조적 벡터자기회귀 모형 (Structural Vector Auto Regressive, SVAR)을 통해 주택가격과 전세가격 그리고 금융시장의 동태적 관계를 분석하였다. 제 4장에서는 주택가격과 투자심리에 시계열적으로 비이성적인 확장행태가 존재하였는지를 검증하여 가계가 주택을 자산으로서 어떻게 바라보는가에 대한 연구를 진행하였다. 제 5장에서는 가계부채와 거시경제, 그리고 가계의 특성요인들에 대한 분석을 통해 가계의 채무불이행과 주택시장과의 관계를 규명하였다. 마지막 6장은 제 3, 4, 5 장의 실증 분석 결과와 현 정부정책과의 연관성을 제시를 통해 새로운 주택금융정책이 주택시장과 가계행동에 미칠 영향을 분석하였다.

〈그림 1-1〉 논문의 구조

<b>제 1 장 서론</b>	
<b>문제 제기</b>	<b>제 2 장 주택시장, 주택금융 및 가계행동</b> - 우리나라 주택시장의 현황과 가계행동의 이론적 배경 제시
<b>실증 분석</b>	<b>제 3 장 주택금융과 매매가격 및 전세가격에 대한 연구</b> - 주택매매가격의 안정화 원인과 금융전이 행태 분석
	<b>제 4 장 주택시장 가격관성과 투자심리</b> - 주택투자심리와 주택가격의 버블 검증
	<b>제 5 장 가계의 채무불이행과 주택시장</b> - 주택관련 대출과 주택가격의 가계 채무불이행에 대한 원인 규명
<b>제 6 장 정책적 시사점</b>	

### 1.2.3 연구의 기여

본 학위논문은 주택금융을 주제로 하여 우리나라 주택시장과 가계행동의 현재와 과거, 그리고 미래에 대한 종합적인 분석을 진행한 연구이다. 세 편의 실증 분석 연구결과를 통해 주택가격의 이론적인 방향성과 우리나라 주거시장의 특수성, 그리고 주택시장과 가계의 채무불이행 행태를 분석한 논문으로 향후 주택시장과 가계의 행동을 예측하는데 도움이 될 것으로 기대한다.

본 연구가 학계에 기여하는 바는 각각의 실증 분석 논문을 통해 상세한 확인이 가능하다. 첫째, 주택금융과 전세시장, 매매시장, 그리고 주택금융간의 관계분석을 통해 가계의 주거선택과 금융비용 전이관계를 밝혀내었다. 둘째, 주택이 자산으로서 가지는 가치에 대해 가격과 투자심리의 시계열적 발산 형태를 검증하여 가격 자체의 관성이 존재함을 간접적으로 밝혀내었다. 마지막으로 주거 형태, 주택관련 부채 등의 개별가계요인과 주택가격에 영향을 미칠 수 있는 거시적 요인들이 가계의 채무불이행에 미치는 영향을 분석하여 주택시장과 가계의 채무불이행에 대한 관계를 밝혀내었다.

주택금융을 통한 가계의 행동과 주택시장과의 관계분석은 학계와 정책수립자들에게 다양한 관점을 제시한다. 먼저, 주택 구입을 위한 비용의 예기치 못

한 충격이 임차가계(전세 세입자)에게 전이된다는 것과 전세가격이 주택가격의 하한으로 작용한다는 분석 결과는 현재의 주택금융정책이 과연 주거 안정성을 위한 것인지 주택가격 자체의 안정성을 위한 것인지에 대한 비판의 근거가 되었다. 두 번째 실증 분석 결과인 가격관성의 간접적 확인은 자산으로서의 투자심리 자체는 합리적이므로 주택투기 제어를 위한 정책보다는 가격 자체의 안정을 위한 정책이 우선시 되어야 한다는 시사점을 내포한다. 또한 가계의 주택관련 부채의 존재가 채무불이행 확률을 오히려 낮추는 효과와 채무불이행 결정을 이연시키는 효과였다. 따라서 한계가구의 채무재조정은 주택을 보유한 가계보다 신용대출을 보유한 가계 또는 자가 거주자보다 임차 거주자에 집중되어야 한다는 결과를 제시하였다.

## 2. 주택시장, 주택금융 및 가계행동

### 2.1 주택금융, 주택시장, 가계행동의 관계에 대한 이론적 배경

#### 2.1.1 주택시장의 행동경제학적 이론

주택가격의 변동을 설명하기 위한 이론적 노력은 꾸준히 제시되어 왔다. 과거에는 주택가격 변동이 주거가치의 상승에 따른 것으로 인식하여 주거가치의 변화에 주목하였다. 그러나 주택가격의 변동이 점차 심화되면서 과거의 이론으로는 더 이상 이상 현상을 설명하는 것이 어려워짐에 따라 행동 경제학 (behavioral economics)적 접근방법이 대두되게 되었다.

주택시장의 행동 경제학적 이론의 접근 방법은 주택가격의 변동에 합리적 (rational)인 부분과 행동적 요인 (behavioral factor)이 존재함을 가정한다. 주택가격의 합리적 요인은 경제적 변화, 자산으로서의 가치하락 위험, 주택 공급의 제한, 금리 및 인플레이션 등과 같은 관찰할 수 있는 정보들로 한정되어 구성된다. 행동적 요인은 사회 전반적인 투기심리 등과 같이 특정 자산에 내재되지 않은 가치로 정의된다.

주택가격의 시계열적 변동을 설명하기 위해 Brunnermeier and Julliard (2008)은 지역적 요소를 고려하지 않은 동태·합리적 기대 모형 (dynamic rational expectation model)을 구성하였다. Glaeser and Gyourko (2007)은 공간 균형 (spatial equilibrium)에서 주택가격의 변동을 설명하는 모형을 제시하여 내재 충격 (local shock)이 유효하게 설명함을 보였다. 그러나 Brunnermeier and Julliard (2007)과 Glaeser and Gyourko (2007)의 연구는 금리나 소득의 변동이 주택가격에 미치는 영향을 고려하지 않은 한계를 갖는다.

Himmelberg, Mayer, and Sinai (2005)는 주택을 구입함에 따라 발생하는 비용을 표준화한 모형 (standard user cost model)을 통해 미국 46개 대도시의 주택가격과 임대료 사이의 관계를 분석하였다. Himmelberg et al. (2005)의 모형은 주택 담보대출 금리가 주택의 임차와 구입의 관계를 결정짓는 주

요 요소임을 주장하였으며 가계의 주거 형태 선택은 장기적인 관점에서 기대 주택 보유기간에 따라 달라짐을 보였다.

가계의 주거선택 요인을 금융시장과의 균형에서 제시하고자 하는 연구들도 존재한다. Stein (1995)와 Ortalo-Magné and Rady (1999, 2004) 등은 소득 충격에 대한 주택가격 변동의 편의를 가계의 유동성 제약(liquidity constraint)으로 설명할 수 있다고 주장하였다. Lamont and Stein (1999), Engelhardt(1994, 1996), Genesove and Mayer (2001) 등이 실증 분석 결과를 통해 유동성 제약이 가계의 주거 선택에 유효한 영향을 주는 사실을 밝혀내었으나 임차시장과 매매시장에서 가격 변동의 차이점을 밝혀내지는 못하였다.

주택시장의 합리성을 주택가격과 임차료의 관계로 설명하고자 한 대표적인 논문은 Case and Shiller (1989)와 Meese and Wallace (1994)의 연구가 있다. Case and Shiller (1989)는 주택가격의 유의한 자기상관성이 존재함을 실증 분석 하였으며 임차료(주택의 공간가치로서 거래되는 시장가격)에 자기상관이 존재할 경우, 주택시장에서 투자관점의 비합리성을 주장하는 것은 어렵다는 사실을 제시하였다. Meese and Wallace (1994)는 샌프란시스코 지역의 주택가격과 임차료를 수집하여 해당 지역의 1980년대 주택가격의 급등은 임차료로 설명이 불가능함을 보였다. 두 논문의 공통된 결론은 주택거래, 임차계약 모두 거래비용(transaction cost)이 높고, 주택시장에서의 높은 거래비용은 합리적 투자자들에게 재정거래(arbitrage) 제한요인으로 작용하여 주택 매매시장과 임차시장 사이의 불균형이 존재한다고 주장하였다.

### 2.1.2 주택담보대출과 채무불이행에 관한 이론

가계의 선택이 합리적임을 가정하면 채무불이행(또는 개인파산, 개인회생)은 전략적 선택이라고 볼 수 있다. 즉, 합리적인 가계는 채무를 상환하는 것과 연체하는 것 중에서 본인에게 보다 큰 효용을 주는 결과를 선택한다. Dudley (2005)에 따르면 부채를 보유한 가계의 비합리적인 채무불이행(irrational delinquency)은 소유효과(endowment effect), 심리적 회계(mental accounting), 과잉확신(overconfidence) 등으로 설명할 수 있다고 주장하였다.

Thaler (1980)는 소유효과를 “가계가 어떤 물건을 보유할 때, 시장에서 객관적으로 합당하다고 생각하는 것 이상으로 가치를 부여하는 현상을 의미한다.”<sup>1)</sup>고 정의하였다. 주택담보대출 실행시의 LTV가 100%임을 가정하면 가계는 자본금 없이 주택을 보유하게 된다. 이 때, 채무를 상환하지 못하게 될 경우, 가계는 높은 연체이자에 대한 상환책임을 지게 된다. 따라서 합리적인 가계라면 주택을 처분하여 연체 채무와 원금을 상환하여야 하나, 비합리적인 가계는 본인 소유에 높은 의미를 두어 연체를 지속한다. 소유효과이론을 통해 차입금(주택보유를 위한)과 전세권 설정 금액의 합이 처분 가능한 주택의 가격보다 높고 연체를 진행하는 가계의 경우를 설명할 수 있다.

심리적 회계는 Thaler (1980)에 의해 처음 만들어졌다. 심리적 회계 이론은 가계가 소비, 저축 등 자산과 관련된 계좌를 독립적으로 관리한다는 이론이다. 금융자산과 관련된 심리적 회계의 대표적인 예는 가계의 현금보유 크기가 채무 크기보다 큰 경우로 합리적인 가계라면 이자를 발생시키는 채무를 현금을 통해 조정해야 함을 의미한다. 심리적 회계 이론을 통해 가계가 소비나 생활수준의 변화 또는 예금계좌 등을 인출하지 않은 채, 주택담보대출에 대한 채무불이행을 진행 중인 가계를 설명할 수 있다.

과잉확신 이론은 가계가 선택한 자산이나 현재 또는 미래의 상태에 대해 사회적인 수준보다 높은 가치를 부여함을 설명하기 위한 이론이다. 과잉확신 이론에 대한 연구는 다양한 학계에서 이루어졌는데 자산시장에서의 대표적인 연구로는 Ahlers and Lakonishok (1983), Elton, Gruber, and Gultekin (1984), De Bondt and Thaler (1985) 등이 있다. 주택을 투자자산으로서 구매한 가계는 주택의 가격이 일정부분 상승할 것이라고 기대한다. 시장상황에 따라 기존의 예상을 달리하는 합리적인 가계와 달리, 비합리적인 가계는 본인의 판단을 과신하여 주택의 가격이 본인 예상 수준에 도달할 때 까지 거래를 진행하지 않는다. 따라서 시장 상황과는 다른 수익률을 예상하는 가계들이 많아질수록 시장에서의 거래가격과 매도 호가 사이의 차이는 점차 커지게 된다.

---

1) Thaler. (1980). Toward a positive theory of consumer choice. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 1(1), p.42.

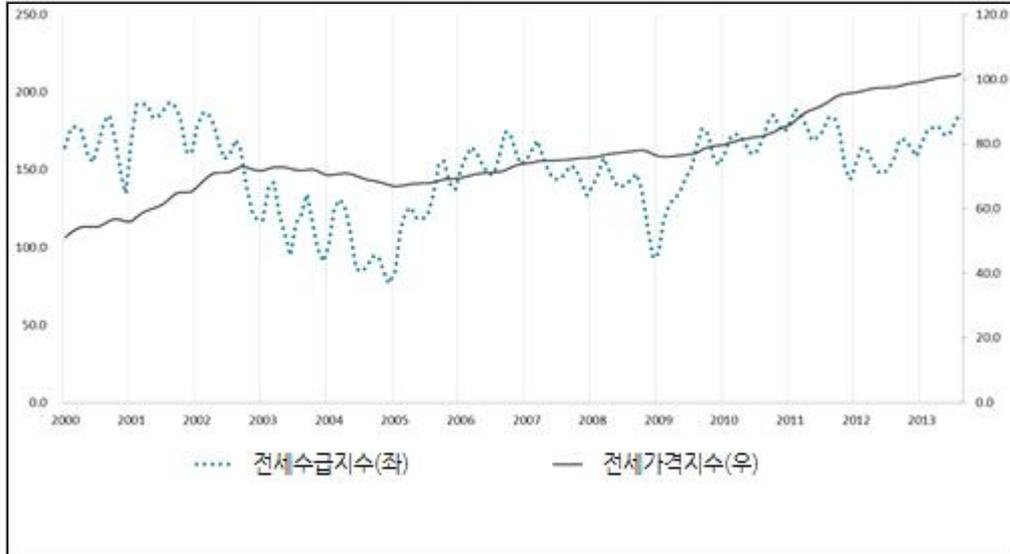
## 2.2 우리나라 주택시장 상황 변화와 잠재위험

현재 우리나라 경제의 불안요인 중 하나는 부동산과 관련된 내용은 주거비용 상승에 따른 소비·저축 위축과 가계부채 중 주거관련 대출의 증가에 따른 금융 불안정이다. 2008년 9월, 글로벌 금융위기를 기점으로, 금융위기 이전까지는 주택가격이, 이후에는 전세가격이 급등하면서 가계가 최소한의 생활을 유지하기 위해 지불해야 하는 주거비용이 매매시장과 임차시장에서 시차를 두고 발생하였다. 이와 동시에 가계부채 중, 주거관련 대출이 차지하는 비중도 크게 증가하면서 금융에 대한 불안정을 야기하였다.

주택시장과 금융시장의 관계가 점차 복잡해지고 정밀화되면서 두 시장의 불안정성은 강화되었다. 이러한 현상은 최근의 전세시장 불균형의 발생에 따른다. 글로벌 금융위기 이후, 수도권 지역의 주택매매가격이 하락하면서 거주형태별로 주택시장의 수급불균형이 심화되었다. 특히, 전세가격이 급등하면서 반전세(보증 부 월세)가 증가하는 등 주택시장의 상황이 예전과는 다른 모습으로 변화하고 있다.

IMF 외환위기 이후의 우리나라 전세시장의 특성을 살펴보면, 전세가격이 하락한 기간은 두 번 정도로 파악된다. 먼저 2003년부터 2005년까지의 주택가격이 상승하는 동안 전세에 대한 수요가 하락하면서 전세가격의 하락이 있었고 글로벌 금융위기 당시의 전반적인 거시경제 악화로 인한 단기적인 하락이 존재하였다. 두 기간을 제외하면 주택전세에 대한 수요는 등락을 거듭하였으나 전세가격은 지속적으로 증가하는 모습을 보이고 있다. <그림 2-1>은 IMF 외환위기 이후의 우리나라 전세가격과 수급 균형이 시계열적으로 어떻게 변화하였는지를 보여주고 있다.

〈그림 2-1〉 전세수급지수와 전세가격지수(2000 ~ 2013.7)



출처: 국민은행

전세시장의 불균형 현상에 대한 요인은 여러 가지가 있으나 대표적인 원인은 주택매매가격 하락 추세이다. 글로벌 금융위기를 기점으로 과거처럼 부동산가격이 지속적으로 증가하지 않아 자본재로서의 주택에 대한 가치는 점차 사라지고 있다. 따라서 공간적 가치가 자산적 가치를 대체함에 따라 전세가격은 상승하고 주택가격은 지속적으로 하락하는 상황이 계속되고 있다<sup>2)</sup>. 이러한 현상은 우리나라 주택가격을 선도하는 아파트 가격하락이 지속되었고 주택을 매매하려는 수요가 전세수요로 이동하였기 때문으로 해석된다. 주택 수요의 변화는 최근의 주택유형별 가격 변화로 설명할 수 있다. <표 2-1>은 최근 2년간 주택유형별 매매가격과 전세가격의 평균가격과 증가율을 나타내고 있다.

2) 한국은행(2013)은 최근 주택시장 상황에 대한 평가 및 정책적 시사점에서 주택매매가격 하락의 지속요인으로 전세가격 상승이 직·간접적 역할을 한다고 보았다.

〈표 2-1〉 전세가격과 주택가격의 평균(2011 ~ 2013)

단위: 만 원

	주택가격			전세가격		
	총계	아파트	아파트 외	총계	아파트	아파트 외
2011	25,959	26,771	15,160	13,254	14,497	8,315
2012	26,019	26,489	15,222	13,929	15,228	8,695
2013	25,307	26,056	15,425	14,673	16,290	9,331
연평균 증가율	-1.26%	-1.33%	0.87%	5.35%	6.18%	4.11%

출처: 국민은행

최근 우리나라 주택시장 변화에서 전세수요의 증가로 인한 전세가격의 급등은 중요한 이슈가 되었다. 그러나 실제로 고소득층만 자가에서 전세로 이동하였을 뿐, 중·저소득층의 주거 형태는 자가에서 전세가 아닌 자가나 전세에서 월세로 이동하였다. 높아진 전세가격을 감당할 수 없는 가계는 목돈이 필요치 않은 월세로 주거 형태를 점차 변화시켜 가고 있다. 2년 단위로 조사되는 주택금융공사의 주거실태조사 중 ‘지역별·소득계층별 점유형태’의 도표를 살펴보면, 주택시장 호황기의 끝점으로 여겨지는 2008년에 비해 모든 소득계층<sup>3)</sup>에서 자가 거주비율은 감소하는 것으로 나타난다. 임차시장에서는 저소득층과 중소득층의 월세 거주비율이 증가하고 전세 거주비율이 감소한 반면, 고소득층만 전세 거주비율이 증가하여 소득에 따른 거주행태의 변화가 분명히 나타나고 있는 상황이다. 〈표 2-2〉는 주택금융공사의 주거실태조사에 따른 소득별 주거 형태이다.

3) 소득계층은 표본의 소득구간에 따라 저소득층 1 ~ 4분위, 중소득층 5 ~ 8분위, 고소득층 9 ~ 10분위로 구분된다.

〈표 2-2〉 소득계층별 가계의 주거 형태비율

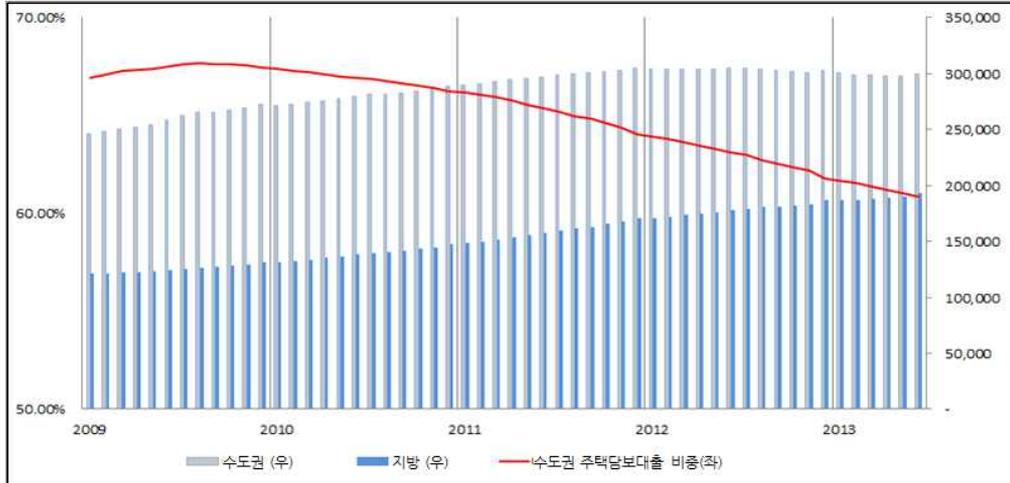
단위: %

구분		2006	2008	2010	2012
주거 형태	소득구분				
자가거주	저소득층	49.66	51.90	46.85	50.45
	중소득층	55.29	54.70	54.02	51.83
	고소득층	66.97	69.36	69.50	64.57
전세거주	저소득층	18.79	16.84	16.78	13.79
	중소득층	26.46	27.75	25.05	26.89
	고소득층	23.19	22.00	22.96	27.69
월세거주	저소득층	31.55	31.26	36.37	35.76
	중소득층	18.25	17.55	20.93	21.28
	고소득층	9.84	8.64	7.54	7.74

출처: 한국주택금융공사

주택시장에서의 가계의 주거 형태 변화는 주택 구입수요가 변화하는 것이 직접적인 요인으로 작용한다. 과거에 급격한 상승을 나타낸 수도권 주택가격은 글로벌 금융위기 이후에 하락하였다. 그러나 지방의 경우 주택가격은 여전히 상승하고 있다. 이와 동시에 주택대출 증가율도 주택가격의 모습과 비슷한 모습을 나타낸다. 전체 주택담보대출 중 수도권의 주택담보대출비율은 글로벌 금융위기 직후인 2009년 1월 66.94%였으나 2013년 6월 말 현재 60.86%로 감소하였으며 이러한 추세는 계속되고 있다. 그러나 주택담보대출 잔액은 2009년 1월 367조원에서 2013년 6월 492조원으로 연평균 7.57%씩 증가하였다. 수도권의 주택담보대출비중 감소는 주택구입을 위한 주택금융 수요가 수도권에서 상대적으로 감소하고 있음을 보여준다. 〈그림 2-2〉는 수도권과 지방의 주택담보대출 잔액의 시계열과 전체 주택담보대출 중에서 수도권 비중이 감소하는 모습을 보여준다.

〈그림 2-2〉 주택담보대출 금액 총액 및 수도권 비중(2009 ~ 2013. 6)



출처: 한국은행

글로벌 금융위기 직후인 2009년의 월평균 임차보증 실행 가구는 1만 6천 가구 정도이나 2013년에는 월평균 2만 9천 가구가 임차보증을 실행한 것으로 나타난다. 가구 수의 증가와 동시에 평균보증 금액도 2,300만 원에서 3,400만 원으로 급격히 증가하였다<sup>4)</sup>.

〈표 2-3〉 신규 임차보증 가구 수, 임차보증 총액, 평균 임차보증 금액

단위: 십억원, 만원

연도	가구 수	임차보증 총액	가구당 평균 임차보증 금액
2009	199,128	4,676	2,348
2010	223,952	4,774	2,575
2011	305,236	4,842	3,052
2012	327,218	4,898	3,321
2013. 6	205,640	4,960	3,422

출처: 통계청

4) 임차보증의 경우, 주택금융공사나 서울보증보험에서 보증서를 발급받아 은행에서 대출을 실행하는 절차를 갖는다. 은행은 대출금액의 90%에 해당하는 주택금융공사의 보증서를 요구하고 10%는 신용대출 형태로 계약하므로 실제적인 임차보증대출 금액은 1.1(10/9)을 곱하여야 한다.

주택담보대출 증가율의 감소와 임차보증 금액대출의 증가는 집주인이 세입자에게 대출을 전가하기 때문이라는 주장도 존재한다. 한국은행(2013) 조사에 따르면 금융권 전체 주택담보대출이 있는 차주 가운데 2천만 원 이상을 조기 상환한 경험이 있는 차주 비중이 2009년 4.3%에서 2013년 26.8%로 급증하였다. 즉, 주택담보대출을 상환하는 조건으로 전세금이 인상되는 거래 관행을 고려하면, 전세 재계약 시에 임대인이 인상된 전세금을 활용, 본인의 주택담보대출 일부를 상환하고 있음을 시사한다.

〈표 2-4〉 주택담보대출 금액 조기상환 가구 비중

단위: %

	2009	2010	2011	2012	2013. 3	2013. 6
주택담보대출 조기상환 경험 가구 비중	4.3	9.3	45.6	22.5	24.7	26.8

출처: 한국은행(2013)

주택관련 대출 중 전세대출의 증가 폭이 커지면서 전세세입자의 대출의존도가 높아지고 전세금 마련 부담도 점차 커지고 있다. 또한 임대인의 주택담보대출 중, 일부가 임차인의 전세자금대출로 상환되는 현상과 매매가격과 전세가격의 엇갈린 추세는 임차인을 전세계약 만료 시 보증금 회수와 관련된 위험에 노출시키고 있다.

현재 우리나라 주택시장과 금융시장에서 동시적으로 나타난 문제점은 전세가격 상승에 따른 실질주거비용 상승과 주택담보대출을 실행한 가구가 전세나 월세로 이동하면서 해당 대출에 대한 비용을 세입자에게 전가하는 현상이다. 또한 주택가격의 하락으로 인해 보증금을 통한 주거를 선택한 가구는 계약 만료 시 회수 가능성이 낮아지는 상태에 있어 주택시장과 금융시장의 불안정성이 점차 증가되고 있다.

## 2.3 주택금융 실태

주거 공간의 확보는 가계가 정상적인 생활을 영위하기 위한 기본적인 요건 중의 하나임과 동시에 지속적인 비용을 요구한다. 또한 주택은 자본재와 소비재의 결합 형태를 가진다. 따라서 가계는 주택을 구입하거나 공간의 소비만을 위한 임차를 통해 해결할 수 있다. 주택의 구입이나 임차도 주거비용을 지불한다는 점에서(최소한의 기회비용을 포함하면) 소비의 한 종류로 이해될 수 있다.

가계가 주택을 소비재로 인식 한다는 이론은 Artle and Varaiya (1978)과 Brueckner (1994)의 생애주기 모형(lifecycle framework)을 통해 설명 가능하다. 해당 모형에서 Brueckner (1994)는 모든 가계를 소비자로 보았으며 주거소비와 다른 재화의 소비를 대체관계로 보아 해석하였다. 분석 결과, 주택금융에 대한 수요는 저축이자율( $r_s$ ) 대비 주택대출이자율( $r_m$ )로 설명가능하다고 판단하였다. 만일 주택대출이자율의 크기가 저축이자율보다 클 경우, 주택구입을 위한 금융비용이 상대적으로 비싸지게 되어 주택대출의 크기를 최소화하게 된다. 반대의 경우, 주택보유 비용이 상대적으로 저렴해지게 되면서 가계가 차입을 늘리는 행태를 보이게 된다는 논리와 실증적인 근거를 제시하였다.

그러나 주택을 소비재로 판단하고 주택금융수요를 소비에 대한 비용으로 가정한 논리는 자본재로서 주택의 가치를 고려하지 못한 단점을 갖는다. 우리나라의 경우, 글로벌 금융위기 이후로 주택시장의 구조적 변화가 나타나<sup>5)</sup> 주택투자에 대한 상대적 비용인 이자비율과 주택대출의 연계성이 점차 사라지고 있다. <그림 2-3>는 글로벌 금융위기 이후 주택담보대출금리(신규)대비 예금저축이자율(2~3년)과 주택담보대출 잔액의 시계열 연관성을 나타낸다.

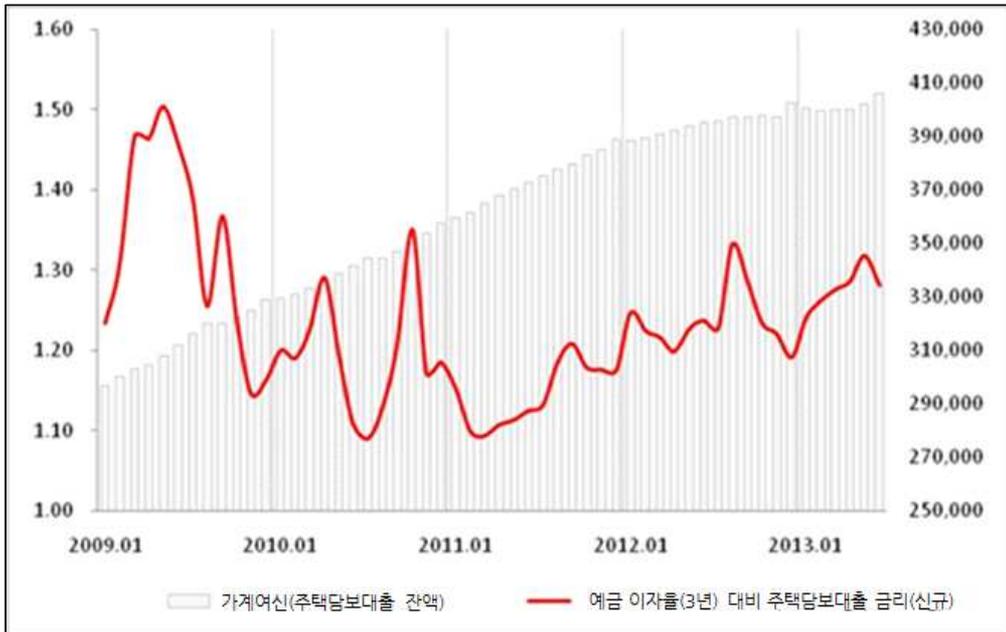
<그림 2-3>에서 저축이자율 대비 주택담보대출 금리가 증가함에도 불구하고, 주택담보대출 잔액은 지속적으로 증가하고 있다. 이자비율은 글로벌 금융

5) 글로벌 금융위기 이후 주택시장의 구조적 변화에는 실물재화적인 측면과 금융적인 측면이 있다. 실물재화적인 측면으로는 (1)소형주택공급확대 (2)커뮤니티 시설의 과도한 설치 제한 (3)유지비용 절약 측면의 주택설계 등이 있고 금융적인 측면에서는 주거 금융 수요가 매매시장에서 전세시장으로 이전되었다.

위기 이후 2년까지인 2010년 말까지 지속적인 감소추세를 보인다. 2012년 이후, 주택담보대출 잔액의 증가 속도는 점차 하락하고 있다<sup>6)</sup>.

〈그림 2-3〉 주택담보대출 잔액과 예금 이자율 대비 주택담보대출 금리  
(2009 ~ 2013. 6)

단위: %, 억원



출처: 한국주택금융공사

주택금융의 증가요인에 금융시장의 발전이 직접적인 영향을 주었다고 보는 견해도 있다. 김경환(2010)은 주택대출 시장의 규모는 한 나라 금융시장의 성숙도와 관련이 있다고 보았다. 그러나 이자비율과 대출 금액규모가 동행한다는 점에서 금융시장의 성숙도나 발전만으로는 주택금융의 확장에 대한 완전한 설명을 주장하기 어렵다고 할 수 있다.

주택금융공사(2012)의 ‘2012년 주택금융 및 보금자리론 수요실태조사’의 자

6) 두 시계열의 상관성 정도를 확인하기 위하여 상관계수를 검증한 결과, -0.31의 상관관계 값을 갖고 t값이 -0.30으로 나타난다. 따라서 글로벌 금융위기 이후, 우리나라에서 이자비율과 주택대출의 상관관계는 음(-)의 값을 가지나 유의하지는 않다는 결론을 내리게 되었다.

료에 따르면, 주택금융을 이용하고 있는 가구는 조사 표본의 40.1%정도인 것으로 나타난다. 주택담보대출 이용률이 30.6%, 전세자금 대출 이용률이 8.8%, 중도금대출 이용률이 1.4%로 나타나 거주 형태나 주거 특징에 따라 가계의 주택금융 이용 형태가 달라지고 있다. 특히 전세의 경우, 2010년 5.7%의 가구만이 주택금융을 이용한 반면, 2012년에는 8.8%로 급증하였다.

〈그림 2-4〉 주택금융 이용가구 비율(2010 ~ 2012)

단위: %



출처: 한국주택금융공사

평균 주택담보대출 금액은 2010년을 제외하면 지속적으로 증가하고 있다. 2012년 말 현재, 주택담보대출을 보유한 가계의 평균대출 금액은 8,998만 원으로 전년대비 8.6%가량 증가하였다. 또한, 상환 금액도 점차 증가하여 월평균 66만 원을 상환하고 있는 것으로 분석되었다. 월평균 상환 금액을 연간으로 환산할 경우, 주택담보대출 잔액 대비 상환 금액은 약 8.74%로 기준금리 수준을 고려하면 연간 약 5%정도의 원금상환이 지속적으로 이루어지고 있는 것으로 판단된다. 또한, 전세보증대출의 평균 금액은 주택담보대출의 약 52.4%정도인 4,720만 원으로 나타난다. 〈그림 2-5〉는 주택금융을 이용하는

가계의 평균대출 금액과 상환 금액을 나타낸다7).

〈그림 2-5〉 주택담보대출 금액 및 전세자금대출 평균(2006 ~ 2012)

단위: 만 원



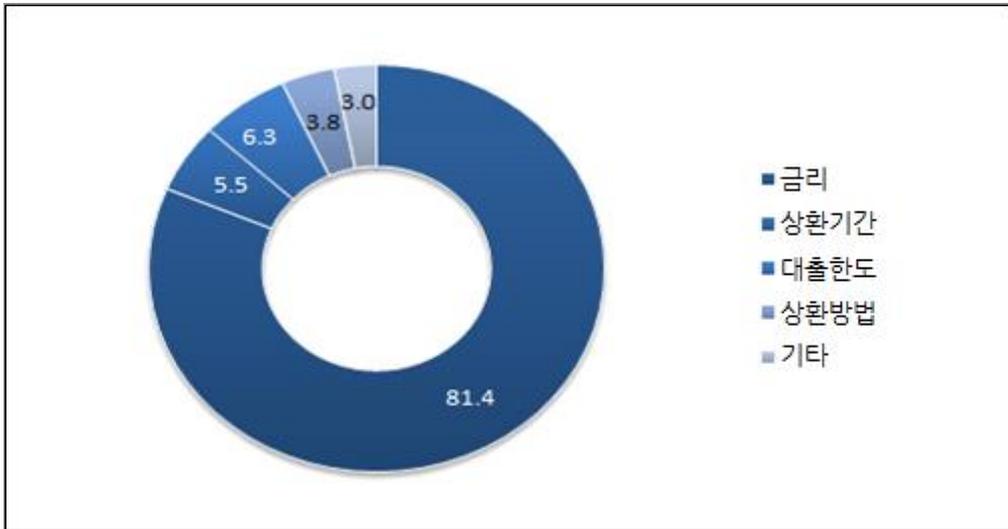
출처: 한국주택금융공사

가계의 주택금융 이용은 가계가 대출상품을 이용하고자 할 때, 구성되는 상품에 따라 선호가 달라진다. 우리나라 가계가 주택대출을 선택 할 때, 금리의 수준과 유형이 가장 중요한 요인으로 작용한다. 대출기간이나 대출 금액의 한도, 상환방식 등은 최우선 순위로 선정되지 않아 주택금융 역시 다른 금융상품과 마찬가지로 금융의 가격인 금리가 주택 대출수요에 가장 큰 영향을 미치고 있다. 〈그림 2-6〉는 주택금융 의향이 있는 가구의 중요 요소별 응답비율을 나타낸다.

7) 전세자금대출 자료의 경우, 2012년의 자료만이 존재하여 시계열적 특성을 볼 수는 없었다.

〈그림 2-6〉 주택관련 대출 이용의 주요 원인

단위: %



출처: 한국주택금융공사

현재 우리나라에서 임차목적과 구입목적의 주택금융 평균금리는 각각 4.1%와 3.6% 정도를 나타낸다. 임차목적의 평균금리가 구입목적의 금리보다 높고 전세/매매가격 비율의 급격한 상승으로 인해 일부 주거지역에서는 전세임차가 자가거주보다 높은 금융비용을 지불하는 경우도 발생한다.

주거목적의 금융비용이 증가하면서 가계의 위험수준도 동시에 증가하고 있다. 필수재인 주택 공간가치의 가격 상승은 가계의 소비·저축 등을 감소시키는 요인으로 작용한다. 가계의 소비가 감소할 경우, 내수시장 악화로 인한 경제 활성화가 저해되고, 저축이 감소할 경우에는 거시적 충격에 대한 가계의 재무건전성이 나빠진다. 금융감독원의 은행 연체율 자료를 보면 가계의 집단 대출이 2011년 말 1.18%, 2012년 말 1.51%, 2013년 7월 말 현재 1.80%로 지속적으로 증가하는 추세를 보이므로 가계의 신규주택대출에 대한 가계의 재무건전성의 악화 우려가 점차 현실화 되고 있다. 또한 2013년 상반기 개인 회생 신청자 수가 4만 4172명으로 작년 동기대비 19.9% 증가하여 주택시장 불황에 따른 가계의 재무 불안정이 점차 확대되고 있다.

### 3. 주택금융과 매매가격 및 전세가격에 관한 연구

#### 3.1 서론

참여정부는 2003년 세계적인 유동성 확대기에 출발하였다. 2003년 초기에 미국의 IT버블이 소멸하면서 주식시장에서 자금의 이탈이 일어났다. 이탈된 투자자금은 세계 각국 자산의 매집의 기초가 되어 당시부터 실물자산의 버블이 시작되었다고 할 수 있다. 우리나라 참여정부는 과잉유동성에 의해 주택가격이 상승하려고 하자 거래의 투명화, 보유세의 강화, 개발이익환수 등 시장 개혁에 중점을 둔 정책을 펼쳤다. 그러나 과도한 국토균형발전과 무분별한 재건축/재개발 사업의 시행으로 인하여 과도한 토지보상금이 풀리면서 주택가격이 급격하게 증가하였다.

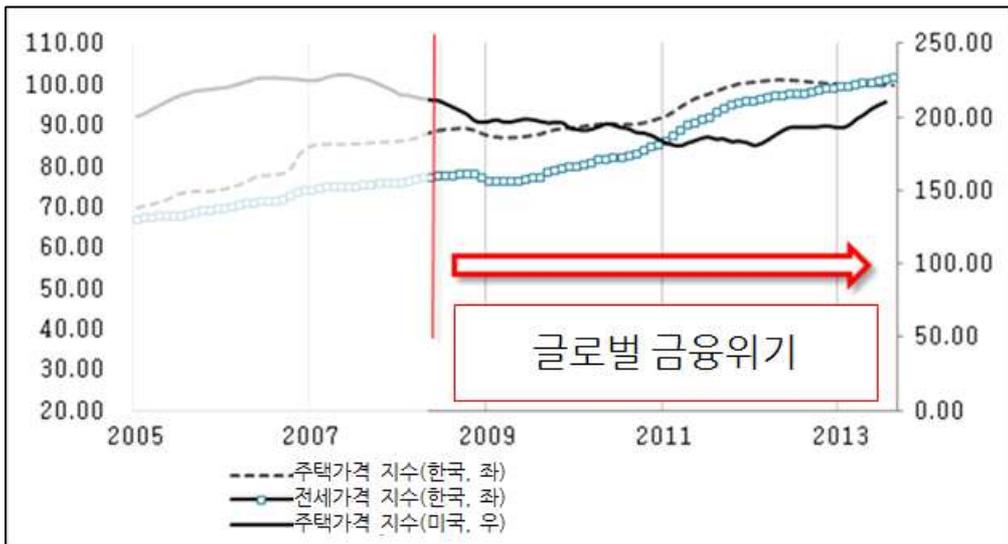
참여정부(2003 ~ 2008)는 부동산가격 안정을 위한 정책으로써 양도소득세 중과, 종합부동산세 신설, 재건축 규제 강화, 주택담보대출 규제 강화(LTV 및 DTI 적용) 및 분양권 전매제한 등의 시행하여 주택가격의 안정화를 도모하였다. 이러한 정부의 노력에도 불구하고, 주택가격의 과도한 증가는 글로벌 금융위기가 시작되기 전까지 지속되었다.

글로벌 금융위기와 함께 시작된 우리나라 주택시장의 침체는 정부의 정책 방향을 변화시켰다. 이명박 정부는 수요와 공급의 관점에 초점을 두는 시장주의 관점에서 부동산관련 문제들을 풀어나가고자 하였다. 공급확대 정책은 수요가 많은 수도권 지역에 주택을 공급하는 정책으로써 주로 재정비(뉴타운)사업 및 건설산업 지원과 주택 구입비용 및 전세자금 대출 지원 등을 통해 주택거래 활성화를 시도하였다. 그러나 주택투자에 대한 심리가 최저 수준을 기록하고 자산시장에서 더 이상 주택을 투자자산으로 간주하지 않게 되어 매매 시장 대신 전세시장이 반응하였다.

글로벌 금융위기의 시발점이 된 미국 서브프라임 모기지의 여파로 미국 주택시장은 장기불황에 직면하였다. 2007년 6월 228.83으로 최고점을 찍었던 HPI(House Price Index)는 2012년 1월 180.36을 기록하였는데 이는 55개월

간 21.18%가 감소한 것으로 가장 최근의 미국 주택시장 장기불황으로 볼 수 있다. 2013년 현재, 주택 가격은 다시 회복되어 글로벌 금융위기 직전 수준으로 회복하였다. 그러나 우리나라 주택시장에서 주택가격의 조정은 존재하지 않았으며, 오히려 전세가격이 꾸준히 증가하는 모습을 보이고 있다. 이러한 현상은 두 가지 측면으로 해석이 가능하다. 첫째, 전세가격이 주택가격의 하한 역할을 한다고 볼 수 있다. 둘째, 다른 논리로, 우리나라 주택시장은 금융위기와 관계없는 특수성을 갖는다고 할 수 있다. <그림 3-1>은 우리나라 주택시장의 가격지표인 전세가격, 매매가격 지수와 미국 주택가격 지수의 시계열 자료를 나타낸다.

<그림 3-1> 우리나라의 전세가격, 주택가격지수 및 미국의 주택가격지수  
(2005 ~ 2013. 7)



출처: 통계청, 미국 주택금융공사(FHFA: Federal Housing Finance Agency)

경제성장은 한 나라의 전체 생산이 늘어나는 것으로서 분명 긍정적인 일이다. 그러나 다른 산업과 전체적인 생산의 성장 속도가 주택시장의 성장 속도를 따라가지 못하면 사회·경제적으로 고통받는 가계가 늘게 된다. 최근 우리나라에서 경제적인 어려움을 겪는 사유에 따라 삼포 세대, 하우스 푸어, 렌트 푸어 등의 신조어가 나타나고 있다<sup>8)</sup>. 우리나라 전체 경제와 생산의 핵심적인

역할을 해야 하는 세대의 경제적 어려움이 증가하는 주요 원인 중 하나는 주택가격과 주거비용이 높다는 것이다.

주택가격이 급등하는 시기에 주택을 구입하는 사람은 자본이득을 기대하고, 임차하는 사람(전세세입자 등)은 상대적으로 저렴한 비용으로 주거시설을 이용할 수 있다. 그러나 현재에 주택을 보유한 사람은 주거를 위한 금융비용 때문에 점차적인 소비여력과 상환능력이 감소하게 된다<sup>9)</sup>. 주택을 거주 목적으로 이용하려는 사람들은 높은 임차비용(주택대출을 통한 이자비용을 포함하여)때문에 경제적 어려움이 발생하게 된다.

일반적인 임차시장은 부동산가격에 대해 일정한 수익률로 임차거래가 발생하여 형성된다. 우리나라에 부동산의 사용·수익 권한만 보유할 수 있는 전세 제도가 존재하는데, 이는 우리나라 부동산시장(주택시장을 포함)이 세계적으로 매우 특수한 환경에 놓여 있음을 시사한다. 전세시장에 대한 금융지원이 전세가격의 상승을 유도하고 전세가격이 매매가격 하락을 저해하는 요소로 작용한다고 가정하면, 글로벌 금융위기 이후에 주택가격이 하락하지 않은 이유가 설명될 수 있다.

제3장은 우리나라에서 주택 구입과 임차를 위한 금융지원이 자산시장과 임차시장에 어떻게 영향을 나타내는 지에 대해 분석한다. 선행연구에서 전세가격과 매매가격과의 관계, 금융과 주택시장과의 동태적 관계에 대한 선행 연구들을 살펴본다. 이를 토대로 계량경제 모형을 설계하고 분석한다. 실증 분석 연구결과를 통해 주택금융과 매매가격, 전세가격의 동태적인 관계를 해석하여 실제 예상했던 결과와 데이터 상의 분석 결과가 일치하는 지를 살펴보고 논리적·이론적 해석을 수행한다. 마지막 결론에서 현재 우리나라의 주택가격과 전세가격, 그리고 주택금융과의 관계를 정리한다.

---

8) 하우스 푸어와 렌트 푸어는 각각 집을 보유하였으나 그렇지 못하느냐만 다를 뿐 과도한 주거비용에 의해 소비와 저축을 제대로 하지 못하는 가계를 의미한다. 또한 삼포세대란 연애, 결혼, 출산 등을 포기한 세대를 일컫는 말로서 대부분 베이비부머 세대의 자녀들(에코세대)이다.

9) 김준형. (2013). 하우스푸어 문제의 진단과 대응방안. 『국토연구』, 77(1), p.171.

## 3.2 이론적 배경

주택시장에서의 가격(매매가격과 전세가격)과 주택금융과의 관계에 대한 이론적 배경을 두 부분으로 나누어 정리한다. 첫째, 전세가격과 매매가격과 관련된 연구를 중심으로 살펴본다. 이는 전세가 우리나라에만 존재하는 매우 특수한 주거계약 형태이기 때문이므로 두 가격의 관계를 선제적으로 살펴본다. 다음으로 주택과 금융과의 관계에 대한 이론적인 내용을 살펴본다.

### 3.2.1 주택시장에서 전세가격과 매매가격에 관한 연구

자산으로서의 주택가격은 공간가치와 미래자본이득에 대한 현재가치의 합으로 정의될 수 있다. 임차를 통한 공간소비와 매입을 통한 공간 소비가 같다고 가정할 경우, 전세가격에 투자가치를 더하면 주택의 매매가격으로 정의할 수 있다<sup>10)</sup>. 따라서 매매가격에 대한 전세가격의 비율은 자산으로서 시장에서 결정되는 주택의 공간적 가치비율을 의미한다.

공간적 가치비율인 매매가격대비 전세가격비율(이하 전세가격비율)에 대해 김정호·이명재 (1989)는 주택시장이 균형일 경우, 주택보유에 따른 수익과 기회비용이 같다면 가격 상승에 영향을 주는 요인과 전세가격비율은 음(-)의 관계에 있음을 실증적으로 보였다. 즉, 전세가격비율이 높을 경우, 해당주택의 가격 상승률은 낮은 모습을 보인다고 주장하였다. 이용만 (2000)은 전세가격비율을 추세 부분과 순환 부분으로 분해한 후 분석을 진행하였다. 추세 부분이 전세비율의 대부분을 설명하고 순환 부분은 주택가격 지수 전기 대비 증가율과 매우 유사한 모습을 보였다. 또한 전세비율이 동일 시점 및 3개월 전 시점의 주택매매가격지수 전기 대비 증가율과 상관관계가 높게 나타난 결과를 제시하였다. 홍기석 (2009)은 주택소비에 관한 최적조건을 적용하여 주택의 임대가격/매매가격 비율은 임대료 위험과 가격 위험의 상대적 크기에 따라 결정되는 것으로 결론지었다.

전세가격과 매매가격의 상대적인 방향성에 대한 연구는 다수 존재하나 그에

10) 조경준. (2013). 주택투자심리 변화가 주택시장 구조 변화에 미치는 영향. 『국토연구』, 76(1), p.118.

대한 결론은 상이하다. 이광택 (1996)은 두 시장 사이에 쌍방향 인과관계가 존재한다고 분석하였다. 그러나 임재만 (2004)과 임정호 (2006) 등은 매매가격이 전세가격에 영향을 미친다고 하였으며, 황두현 (1990), 이용만·이상한 (2004), 박동국·천인호 (2006) 등은 전세가격이 매매가격에 영향을 미친다는 결과를 제시하였다. 반면 김정호·이명재 (1989), 손재영 (2000)은 두 시장 사이에 인과성은 있으나 강한 관련성은 없다고 하였다. 그러나 심성훈 (2011)은 자기회귀 시차분포모형을 이용해 매매가격대비 전세가격 비율은 이자율, 기대 자본이득 상승률과 장기적인 균형 관계에 있음을 밝혔다.

임재만 (2013)은 전세가격비율이 높은 지역과 낮은 지역으로 나누어 매매가격과 전세가격의 장기균형관계 존재 여부와 상호관계, 선·후행성을 검토하였다. 분석 결과, 전세가격비율이 낮은 지역(서울 강남)에서는 매매가격과 전세가격 사이에 장기균형관계가 존재하나 전세비율이 높은 지역(대구)에서는 매매가격과 전세가격 사이에 장기균형관계가 존재하지 않음을 보였다. 즉, 주택가격이 일정부분 자산가치를 포함하고 있지 않은 경우에는 전세가격과 매매가격의 장기적 균형관계가 성립하지 않는 결과는 전세가격과 매매가격의 균형을 설명함에 있어 미래자본이득에 대한 기대가 필수적임을 의미한다.

### 3.2.2 금융과 주택시장의 관계에 관한 연구

주택가격 자체의 변동은 자산으로서 가지는 주택의 가치를 변화시켜 가계대출의 수요와 공급에 영향을 주게 되고 가계대출의 시장조건의 변화에 따라 주택가격과 가계대출은 매우 밀접한 관계를 갖고 있다고 볼 수 있다.

먼저 주택가격이 가계대출에 영향을 주는 전이경로를 생각해보자. 가계소비에 대한 생애주기 모형에 따르면, 주택자산의 가치가 영구적으로 상승한다고 기대될 경우, 주택소유자들은 일생 주기에 걸쳐 소비를 평활화(smoothing)하려는 과정에서 소비와 차입의 규모를 확대하게 된다. 이는 주택자산이 가지는 부의 효과(wealth effect)이고, 금융기관은 주택자산을 담보로 활용하므로 주택가격의 상승은 담보가치의 증대를 통해 가계의 차입능력을 강화시키는 역할을 하게 된다. 따라서 주택가격의 상승은 가계대출의 규모를 늘리게 된다.

반대로 가계대출이 주택가격을 결정짓는 요소로서 작용한다는 가설은 자산 가격결정모형(asset pricing model)과 신용가용성(availability of credit), 그리고 기간 간 효용극대화 모형(inter-temporal utility maximize model)등으로 설명할 수 있다. 금융자유화와 저금리 기조 지속 등은 가계대출의 공급확대를 야기하고 주택가격 상승 요인으로 귀결된다.

자산가격 결정이론은 특정 자산의 현재가격을 미래소득흐름의 현재가치로 정의한다. 즉, 유동성이 증가하면 이자율이 하락하고 이에 따라 미래 기대소득의 현재가치가 높아짐에 따라 자산가격이 간접적으로 상승한다는 논리이다.

그렇다면 주택금융시장에서 금리가 직접적으로 주택가격에 미치는 영향에 대해 생각해보자. Kuttner (2012)에 따르면 주택시장에 대한 금융경로는 크게 세 가지가 있다. 먼저 전통적인 주택보유비용(traditional user cost framework)에 따른 논리와 신용채널(credit channel), 위험취합채널(risk taking channel) 등으로 금리가 주택금융수요에 영향을 미친다고 보았다.

주택금융과 주택가격의 상관관계에 대한 실증 분석 연구는 다양한 결과로 나타난다. Collyns and Senhadji (2002)는 한국을 포함한 동남아 4개국을 대상으로 한 패널분석에서 가계 신용의 팽창은 실질 주택가격에 유의한 영향을 주고 있음을 확인하였다. Gerlach and Peng (2005)은 은행대출·부동산가격·GDP 등이 홍콩주택시장에서 통계적으로 유의한 공적분 관계가 존재함을 보였다. 세 거시경제변수가 공적분이 존재하므로 단일방정식 오차수정모형을 수행하고 추정계수의 안정성을 검정하여 부동산가격이 실질GDP에 대해서는 영향이 없고 가계에 대한 은행 대출의 크기에 대해서만 통계적으로 유의한 영향력을 갖고 있다는 결과를 제시하였다.

Adalid and Detken (2007)은 명목 통화(M3) 증가율 및 가계신용 증가율의 충격을 18개 OECD 회원국을 대상으로 차분 VAR (VAR in differences) 모형을 이용해 분석하였다. 패널분석을 통해 광의의 통화 충격이 자산가격 상승기에는 주택가격에 대해 통계적으로 뚜렷하고도 강한 영향을 미친 반면 민간신용 충격은 주택가격에 유의한 영향력을 갖고 있지 않다고 분석하였다. Oikarinen (2009)은 핀란드의 실질 주택가격·실질GDP·대출비율(주택담보대출

/GDP)을 대상으로 분석한 결과, 이들 변수에 공적분 관계가 존재하며 충격반응함수를 이용하여 주택가격과 주택담보대출이 상호 의존적인 관계를 밝혔다.

Jimeno and Martinez-Carrascal (2010)은 스페인의 실질 주택가격·실질 주택 구입대출·실질노동소득·명목단기금리에 VECM 모형을 적용한 공적분 검정을 실시하여 주택가격과 주택 구입대출에 장기적으로 균형관계가 있음을 보였다. Hofmann (2004)은 16개 선진국의 실질은행대출·실질GDP·실질단기금리·실질부동산가격을 대상으로 VECM 모형에 의거한 공적분 검정을 통하여 은행대출과 부동산가격이 통계적으로 유의한 장기적인 정(+)의 상관관계를 갖고 있음을 보였다. 아울러 충격반응함수를 이용하여 주택가격 상승이 은행대출을 확대시키는 경로로 작동하고 있다고 분석하였다.

Goodhart, Sunirand, Tsomocos (2006)는 18개 선진국의 실질은행대출·실질GDP·실질금리·실질 주택가격을 대상으로 개별VAR 및 패널VAR 모형을 추정한 결과, 은행대출과 주택가격이 대체로 상호 의존적인 정(+)의 상관관계를 갖고 있으며 주택가격의 은행대출에 대한 파급효과가 그 반대의 경우보다 더 크게 나타난다.

Goodhart and Hofmann (2008)은 17개 선진국의 실질GDP·CPI·단기명목금리·명목주택가격·광의통화·민간신용을 대상으로 패널 VAR 모형을 추정하였다. 충격반응함수 결과는 통화 및 주택가격간에 및 민간신용 및 주택가격간에 양방향의 상관관계가 존재하고 있음을 제시하였다. 그러나 추정기간(1973Q1~2006Q4)을 1985년 이후로 국한한 경우 앞의 충격반응 행태가 유지되는 가운데서도 민간신용이 주택가격에 통계적으로 유의한 영향을 주지 못하는 것으로 나타난다.

국내에서 주택가격과 가계대출 간의 동태적 연관성을 분석한 연구는 해외연구와 비교하여 적은 편이다. 정규일(2006)은 실질민간대출·실질 주택가격·실질주식가격에 공적분 검정을 적용하여 민간대출과 주택가격 간에 통계적으로 유의한 정(+)의 상관관계가 존재하고 있다고 분석하였다. 또한 단일방정식 오차수정모형 추정을 통하여 주택가격과 민간대출이 양 방향으로 정(+)의 영향력을 갖고 있음을 보였다. 김세완·김은미(2009)는 월간 통계 기준의 실질아파트가격·산업생산·실질가계대출·실질주식가격을 대상으로 공적분 검정을 실시하

여 외환위기 이후에 주택가격과 가계대출이 장기적으로 정(+)의 상관관계가 있다고 분석하였다. 손종칠 (2010)은 베이지안 VAR 모형을 이용하여 통화정책과 주택가격의 동태적 연관성을 고찰하면서, 충격반응함수를 이용하여 콜금리가 주택가격에는 유의미한 영향을 미치지 못한 반면 가계대출은 단기적(1년 정도)으로 주택가격에 통계적으로 유의한 정(+)의 효과를 갖고 있다고 분석하였다.

### 3.3 연구설계

#### 3.3.1 분석 모형 정의

본 절의 목표는 주택가격, 전세가격, 그리고 실물 거시경제 변수와의 관계를 분석하는 것이다. 분석 방법은 구조적 벡터자기회귀 모형(Vector Auto Regressive, VAR) 모형을 기초로 한 구조적 벡터자기회귀 모형(Structural Vector Auto Regressive, SVAR) 모형을 사용하기로 한다.

VAR 모형은 분석하고자 하는 변수가 외부충격이 존재할 때 어떻게 반응하는가를 나타내는 시계열 분석방법으로 학계에서 자주 사용된다. VAR 모형이 자주 사용되는 이유는 먼저 서로 관련된 변수들의 관계를 선형으로 가정하고 자료에 부합하는 관계를 도출함과 동시에 서로 독립적인 충격에 대해 변수들의 동태적인 움직임을 분석할 수 있다는 점이다.

기존의 VAR 모형이 변수 간 상관관계를 완전히 인정하는 것에 반해, SVAR 모형은 변수 간의 상관관계에 대한 제약식을 설정하여 개별변수가 서로 미치는 영향을 통제한다. 변수 간 관계는 논리적 접근 방식과 그랜저 인과관계검증에 따라 진행하였다.

변수의 관계를 제약하는 SVAR 모형을 정의하기 전에 VAR 모형으로부터 SVAR 모형이 어떻게 적용되는지 살펴보자. SVAR 모형은 분석하고자 하는 변수의 관찰 가능한 벡터의 다항식으로서 선형으로 표현된다. 또한 사회현상을 분석하기 위한 동태적·경제적 모형(dynamic economic model)은 확률 프로세스(stochastic process)에 대해 일정한 제약을 가하면서 이루어진다.

SVAR 모형의 목적은 경제적 충격  $w_t$ 에 대해 식(3-1)이 성립할 때의 경제를 구성하는 변수  $y_t$ 의 관계를 정의하는 것이다.

$$y_t = D(w_t) \quad (3-1)$$

식(3-1)에서  $w_t$ 는 현재시점을 의미하는  $t$ 기까지의 전체적인 충격  $w_t$ 에 대한 정보를 포함한다. 충격  $w_t$ 는 사회를 구성하는 기초(fundamental)에 영향을 주는 것을 의미한다.  $y_t$ 는 분석하고자 하는 경제구조에서 관찰할 수 있는 모든 변수이며 프로세스의 평균을 추정하기 위해 상수값을 포함하기도 한다. 충격과 경제의 관계를 결정짓는 함수  $D(\cdot)$ 은 경제구조 내에서 구성원들의 행동에 대한 균형(equilibrium)으로 개별 구성원의 최적 선택에 따라 정의되는데 이는 시장청산을 가정한 것이다. 또한  $D(\cdot)$ 의 구조는 모든 경제구조가 각각의 충격과 실제값에 연결이 되어있음을 가정할 뿐만 아니라, 각 충격에 대한 반응의 대리값으로 이해될 수 있다. 각 변수와 충격 사이에 일정한 시차 ( $L$ )가 존재할 경우 식(3-2)와 같이 표현할 수 있고 경제적 충격  $w_t$ 는 정규분포를 따른다.

$$y_t = D(L)w_t \quad (3-2)$$

충격에 대한 시차  $k$ 와 개별변수의 시차  $n$ 의 값이 같을 경우, 경제 모형 내에는 변수만큼의 경제적 충격이 존재하게 되고  $|D(L)|$ 의 모든 근은 단위방위 밖에서 존재하게 된다. 따라서 충격 시차와 개별변수 시차에 대한 제약을 통해 식(3-2)를 식(3-3)으로 변환할 수 있다.

$$A(L)y_t = w_t \quad (3-3)$$

식(3-3)에서  $A(L)$ 은  $A(L) = A_0 - \sum_{k=1}^{\infty} A_k L^k$ 이며 단방향 시차 행렬이다. 식

(3-3)은 모형의 교차항에 대한 제약을 통해 나타나는 균형해로서 일반적으로  $A(L)$ 은 무한한 차수를 가지게 된다. 경제적 충격  $w_t$ 는 구조적충격의 잔차벡터  $e_t$ 와 확정적 추세의 변형인  $k$ 의 합으로 구성된다.

SVAR모형의 잔차 공분산행렬은 축약형 VAR의 교란항을 SVAR의 교란항으로 전환시키는 역할을 한다. 따라서 변수들이 가진 각각의 독립적인 충격을 식별하여 경제 모형을 더욱 정교하게 구성할 수 있다. 공분산행렬의 구성에 따라 경제이론이나 사회적 통념 등을 적용하여 분석을 위한 식별 가정 (identifying assumption)을 설정할 수 있다. SVAR 모형은 식(3-3)과 같고, 일반적인 VAR 모형의 축약형 모형(reduced form)은 식(3-4)와 같다.

$$y_t = B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + B_n y_{t-j} + \dots + a_t \quad (3-4)$$

식(3-4)는  $j$ 에 대해  $Ey_{t-j}a_t = 0$ 과  $Ea_t a_t' = \Omega$ 를 가정한다.  $a_t$ 는  $n \times 1$ 의 잔차 벡터를 의미하며,  $\Omega$ 는 잔차 벡터의 공분산 행렬이다. VAR 모형의 가장 큰 단점은 단기 충격  $a_t$ 가 서로 상관관계를 가질 경우, 독립적인 충격에 대한 구분이 불가능하다는 점이다.

SVAR 모형은 VAR 모형이 개별 충격에 대한 제약을 제시할 수 없으면서 소개되었다. 만일 우리가 각각의 충격  $a_t$ 와  $w_t$ 에 대해서  $A_0^{-1}$ 을 알고 있을 경우, VAR모형의 축약형 모형으로부터 SVAR 모형을 도출할 수 있는데 이때  $j$ 에 대해  $A_j = A_0 B_j$ 가 되고  $w_t = A_0 a_t$ 로 정의될 수 있다.

SVAR 모형은 변수 간 균형을 제약함에 있어 단기 제약(short-run restriction)과 장기 제약(long-run restriction)으로 구분한다. 단기 제약식은 Sims (1980)에 의해 제시되었으며  $A_0$ 를 0으로 가정하는 것으로 모형내에서의 경제적 충격이 자연스럽게 존재한다는 의미로 해석된다<sup>11)</sup>. 장기제약은 Blanchard and Quah (1989)에 의해 제시되었는데  $A^{-1}(1) = D(1)$ 을 가정하여 VAR 모형 적용 시 각 변수의 장기충격을 제거하는 목적으로 도입되었다<sup>12)</sup>.

11) 경제적 시차에 의해  $A_0$ 가 충격을 받지 않을 경우 등이 그 예이다.

식(3-4)는 축약된 VAR 모형으로 추정이 매우 간편하다는 장점이 있으나, 분석에 대한 태생적인 한계가 존재한다. 시차를  $p$ 에서 제한한 모형(truncated form)을 생각해보자.

$$y_t = \bar{B}_1 y_{t-1} + \dots + \bar{B}_p y_{t-p} + \bar{a}_t, \text{ where } E\bar{a}_t \bar{a}_t' = \bar{\Omega} \quad (3-5)$$

식(3-5)는 시차를 제약하였을 때 오차항  $\bar{a}_t$ 과 각각의 벡터  $\bar{B}$ 가 식(3-4)와 정확히 일치하지 않음을 의미한다. 일반적으로 모든 데이터는 시계열의 존재가 완전하지 않기 때문에 식(3-4)는 사실상 가상의 식이고, 식(3-5)가 관찰 가능한 데이터 안에서 활용할 수 있는 현실적인 모형이다. Christiano, Eichenbaum & Vigfusson (2005)는 식(3-5)에 대해 베이지안 방법으로 이에 대한 문제를 해결할 수 있다고 주장하였다.

SVAR의 계수를 추정함에 있어서  $B(L)$ 내의 모수는 시차와 변수의 수가 증가할 때 마다 자승으로 증가하게 되고  $i=1, \dots, p$ 까지의  $\hat{B}_i$ 와  $\hat{\Omega}$ 는  $\hat{B}_i = \hat{A}_0^{-1} \hat{A}_i$ 와  $\hat{\Omega} = \hat{A}_0 \hat{\Sigma} \hat{A}_0'$ 에서  $\hat{A}_i$ 와  $\hat{\Sigma}$ 의 해를 추정하기 위해 사용된다. 따라서 축약형 모형(3-4)에 각 변수의 충격 관계를 제약하는 식을 통해 실제적 충격과 오차항의 충격에 반응하는 모형에 대한 설계가 가능하다.

### 3.3.2 Cholesky 충격 벡터(innovation vector) 설계

SVAR 모형이 가지는 장점은 경제 시스템 내의 충격의 제약을 통해 실제적인 경제 시스템과 계량적 모형의 가정을 유사하게 하는데 있다. 변수들 간의 충격경로에 대한 연구자의 제약이 합리적일 경우, 경제모형에 대한 설계가 현실을 잘 반영할 수 있게 된다<sup>13)</sup>. 또한 변수 간 단기 구조 교란항의 계수행렬

12) Blanchard and Quah (1989)은 수요충격이 실업률과 생산에 장기적인 영향력은 없다고 가정하였다. 그러나 공급충격은 실업률에 장기충격이 없고 오직 생산에만 장기적인 충격을 준다고 가정하여 SVAR 모형을 도입하였다.

13) SVAR 모형에도 분명한 단점은 존재한다. SVAR 모형은 경제의 균형 상태를 가정하고 있다. 따라서 미래의 기대 등을 오차항으로 가정하는 것이 불가능하고 충격경로의 가정에 대한 충격반응이 매우 민감하여 모형설계와 가정에 대해서 충분한 고민이 필요하다는 점이다.

에 대한 사전적 제약을 구성해야 하는데 분석하고자 하는 변수의 개수가  $n$ 개일 경우,  $(n(n-1)/2)$ 개의 공분산행렬에 대한 가정이 필요하다<sup>14)</sup>. 이러한 공분산행렬에 대한 가정은 VAR 시스템 내에서 내생성을 가진 변수들 순서에 의한 Cholesky 충격 벡터(Cholesky innovation vector) 분해행렬이 필요하므로 경제이론에 근거한 변수 순서의 배치가 중요하다.

본 장에서 변수 간의 구조충격에 대한 제약을 통해 매매가격과 전세가격의 장기적인 관계를 규명한다. 사용되는 변수로는 주택가격, 전세가격, 주택담보대출 금액, 산업생산지수, 주택담보대출금리, 전세대출 보증 금액 등이다. 주택가격과 전세가격은 국민은행의 시계열자료를 사용하였으며 산업생산지수를 GDP대용 변수로 활용하였다. 금융시장과 주택시장의 균형은 주택담보대출금리와 총 금액, 그리고 전세대출 보증 금액 등에 의해 이루어짐을 가정하여 변수 순서와 교차항의 공분산행렬을 설계한다.

주택시장과 금융시장은 거시경제를 구성하는 하나의 세부시장이다. 따라서 세부시장을 구성하는 변수들을 시스템의 바깥쪽에 위치시켜야 하므로 거시경제의 성장을 대변하는 지표인 산업생산지수를 시스템의 가장 앞쪽에 배치한다. 왜냐하면 거시적인 생산의 변화가 주택 또는 금융시장에 미치는 영향의 크기를 반대의 경우보다 작다고 가정한다면, 개별시장의 변화에 대해 성장의 크기가 변한다고 가정하는 것이므로 이는 경제적 논리상 타당하지 않기 때문이다.

다음으로는 주택시장과 금융시장의 균형을 결정하는 주택담보대출금리와 주택담보대출 금액, 전세보증 금액 등의 순서를 살펴보자. 주택담보대출금리와 주택담보대출 금액은 주택시장과 금융시장의 균형을 설명하는 지표로서 은행과 채무자 사이에 결정된다. 두 변수 간의 관계를 생각해보면 일반적인 경제의 금리와 통화량으로 볼 수 있고 결국 주택담보대출금리에 따라 주택담보대출 금액이 결정된다. 전세보증 금액은 임차인의 무차별한 대출을 가정하였을 때, 주택담보대출과의 대체적인 관계이므로 금리를 대출 금액과 보증 금액보다 안쪽으로 위치시킨다.

본 연구의 가장 중요한 내용인 주택담보대출 금액과 전세보증 금액의 관계

---

14) SVAR 모형에서 사용되는 공분산행렬의 가정을 구조적 충격 정보(structural impact information)이라고 한다.

에 대해서 살펴보자. 두 금액은 주택시장에서 가계의 대출 선택에 따라 결정된다. 주택담보대출 금액이 전세보증 금액의 안쪽에 위치한다고 가정하면 소유자(집주인)가 대출에 대한 금융비용을 전세세입자에게 전가한다고 가정하는 것이다. 반대의 경우는 전세보증대출의 변화가 주택담보대출의 크기에 영향을 준다는 것으로 소유자의 경제적 상태에 따라 결정되는 방향이 다르게 되고 일정한 경제적 논리를 성립하는 것이 어렵다. 따라서 주택담보대출 금액과 전세보증 금액과의 관계는 주택담보대출의 상대적 영향력이 더 크다고 가정하는 것이 보다 합리적일 것으로 판단된다.

마지막으로 전세가격과 주택가격의 관계를 살펴보자<sup>15)</sup>. 주택가격이 전세가격의 변화에 미치는 영향은 두 시장을 바라보는 관점에 따라 다르게 나타난다. 두 시장의 대체관계가 성립하는 경우, 주택가격이 상승하게 되면 대체재로서의 전세가격은 감소한다. 그러나 공간으로서의 가치에 대한 시장의 판단이 동일한 방향으로 움직이게 될 경우에는 매매가격과 전세가격은 모두 상승하는 반응을 보인다. 우리나라에만 존재하는 전세제도는 매매가격의 하한으로 작용할 수 있는데 그 이유는 두 가격이 모두 동일한 주거효용을 갖기 때문이다. 즉, 전세가격은 주거효용만을 함유하나 매매가격은 주거효용에 자산적 가치를 포함하므로 매매가격을 가장 내생적인 변수로 설정하는 것이 바람직하다.

이상을 종합하면 SVAR모형의 Cholesky 분해(decomposition)의 기본적인 순서는 생산( $Y$ )→주택담보대출금리( $r^i$ )→주택담보대출 금액( $LP$ )→전세보증 금액( $LL$ )→전세가격( $L$ )→주택가격( $P$ ) 순으로 결정된다. 시스템의 분해 순서는 이론적으로 뒷받침되는 합리적인 배열이 되므로 6차원의 VAR 시스템에 대하여  $X_t = [Y_t, r_t^i, LP_t, LL_t, L_t, P_t]'$  로 정의할 수 있을 것이다.  $X_t$ 는 개별 변수의 관계로 정의되는 벡터로 결정되고 Cholesky 분해에 대응한 축약형 교란항과 구조 오차항의 관계는 식(3-6)과 같다.

15) 전세가격과 주택가격은 금리와 통화량에 따라 결정되는 재화의 가격으로 생각해 볼 수 있을 것이다. 따라서 거시경제 변수와 금융시장에서 제외된 주택시장을 설명하는 변수인 두 가격은 모형의 가장 바깥에 배치하게 된다.

$$\begin{bmatrix} u_t^Y \\ u_t^{r^i} \\ u_t^{LP} \\ u_t^{LL} \\ u_t^L \\ u_t^P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} S_{11} & & & & & \\ S_{21} & S_{22} & & & & \\ S_{31} & S_{32} & S_{33} & & & \\ S_{41} & S_{42} & S_{43} & S_{44} & & \\ S_{51} & S_{52} & S_{53} & S_{54} & S_{55} & \\ S_{61} & S_{62} & S_{63} & S_{64} & S_{65} & S_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^Y \\ e_t^{r^i} \\ e_t^{LP} \\ e_t^{LL} \\ e_t^L \\ e_t^P \end{bmatrix} \quad (3-6)$$

식(3-6)에서 의미하는 바는 다음과 같다. 생산은 자체의 오차항( $e_t^Y$ )에 의해 서만 관측되지 않는 변동성( $u_t^Y$ )이 구성되고 주택대출금리는 생산 수준에 따라 가계의 금융선택이 달라지므로 자체적인 오차항( $e_t^{r^i}$ )과 생산에 의해 파생된 충격으로 결정됨을 의미한다. 식(3-6)과 앞서 문단에서 제시한 내용 중 가장 중요한 가정은 전세가격과 매매가격이 서로 영향을 미칠 수 있다는 것이다. 따라서 주택가격의 관측되지 않는 충격은 선제적으로 제시된 변수의 오차항에 각 변수의 오차항을 고려한 모형으로 정의된다. 마찬가지로 주택담보대출 금액(LP), 전세보증 금액(LL) 등의 AR(L)시차에 대한 충격반응은 식(3-6)을 통해 해석된다.

### 3.4 실증 분석

#### 3.4.1 시계열 데이터 분석

본 연구에 사용된 변수는 2004년 1월부터 2013년 7월까지의 총 115개월의 관측기간을 갖는 월별 데이터이다. 거시경제의 전체적인 생산을 설명하기 위해서는 GDP를 사용하는 것이 가장 올바른 분석방법이나, 분기데이터인 점을 감안하여 학계에서 널리 이용되는 산업생산지수를 사용하였다. 주택담보대출 금리는 신규 여신실행금리로 통계청에서 월별로 제공되는 명목이자율로 사용되었다. 주택담보대출 잔액은 통계청의 가계여신 중에서 매월 산출되는 잔액을 이용하였으며 전세보증 금액은 보증종류별 주택금융신용보증 공급 현황에서 임차보증으로 정의된 자료를 사용하였다. 주택가격과 전세가격은 국민은행

부동산시세 자료에 존재하는 매매가격종합 및 전세가격종합 지표를 사용하였다.

〈표 3-1〉 분석변수 정의

단위: %, 십억원

	산업생산 지수	주택담보 대출금리( 신규)	주택담보 대출 잔액	전세보증 금액	매매가격 종합지수	전세가격 종합지수
표기	$Y_t$	$r^i$	$LP$	$LL$	$P$	$L$
평균	90.99	5.55	238,164	5,845	94.40	77.25
표준편차	11.29	0.87	52,191	5,377	14.30	12.23
시계열 기간	2004.01 ~ 2013.07(115 개월)					

출처: 통계청, 국민은행

SVAR 모형으로 시계열 간 상관관계와 충격반응을 분석하기에 앞서, 먼저 각 시계열 변수의 동태적 행태를 살펴보았다. 먼저 거시경제 변수인 산업생산 지수와 주택담보대출금리를 살펴보자. 국내총생산(GDP)의 대용치로 사용된 산업생산지수는 뚜렷한 계절성을 보이면서 지속적으로 상승하는 추세를 보이고 있다<sup>16)</sup>. 주택담보대출금리는 2009년까지 지속적으로 증가하다가 2008년 하반기부터 지속적으로 하락하는 추세를 보이고 있으며 2013년 7월 말 현재 3.77%의 명목이자율을 보이고 있다.

다음으로 공간시장과 자산시장에서의 금융공급을 나타내는 주택담보대출 잔액과 전세임차보증 잔액을 살펴보자. 주택담보대출에 대한 총 잔액 역시 꾸준한 상승세를 보이고 있으나, 2011년 이후 증가속도가 점차 줄어들고 있다. 반면, 전세대출에 대한 임차보증은 글로벌 금융위기가 발발하였던 2008년 말을 기점으로 꾸준히 증가하기 시작하여 급격히 증가하는 모습을 보이고 있다.

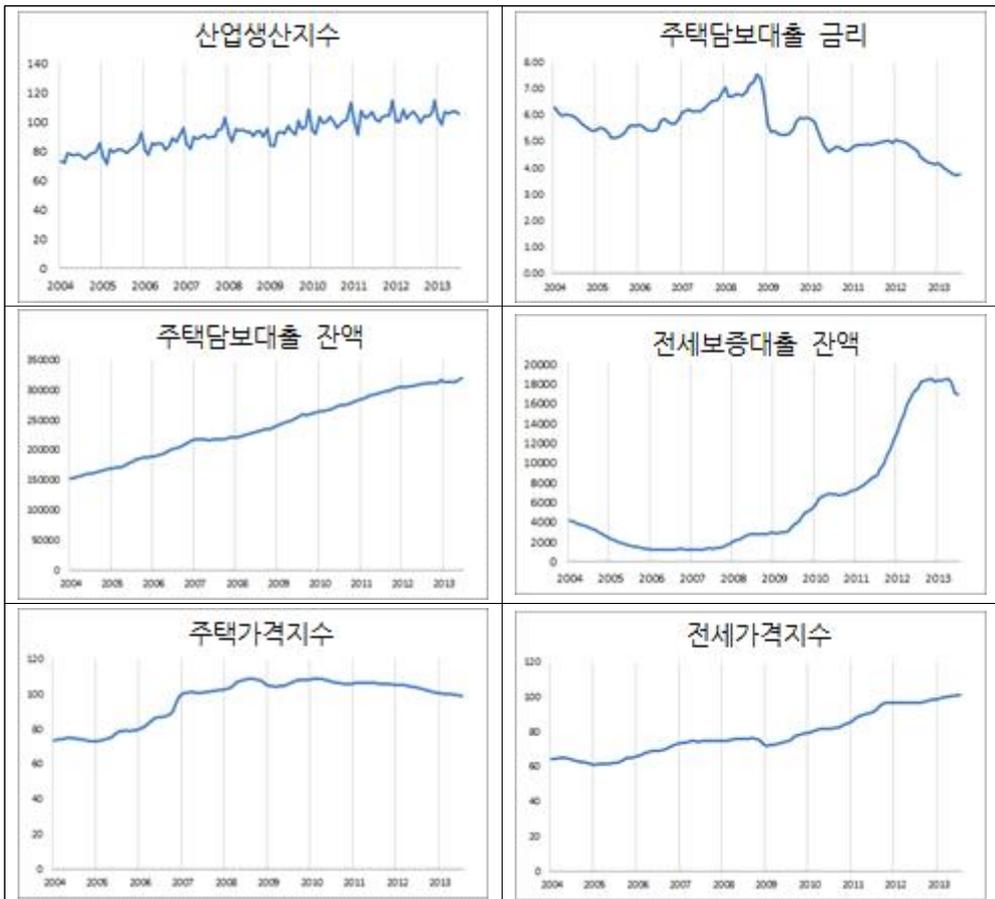
주택가격과 전세가격은 실증적으로 상이한 모습을 보이고 있다. 2000년대

16) 계량 분석에 적용될 데이터는 계절성을 제거한 후, 로그차분 하였다.

중반 급격히 증가하던 주택가격지수는 글로벌 금융위기 이후 증가는 거의 없는 것으로 확인된다. 반면, 전세가격지수는 오히려 최근 들어 급격히 증가하는 모습을 보이고 있다. 전세가격이 주택의 공간가치에 대한 가격으로서 역할 하는 점을 감안하면 주거시장에서 개인의 전세임차에 대한 금융수요와 해당 상품에 대한 금융공급의 증가로 인해 전세가격의 급격한 상승이 나타난 것으로 이해할 수 있다. <그림 3-2>는 분석에 이용될 변수의 시계열을 나타낸다.

<그림 3-2> 분석변수 시계열(2004 ~ 2013. 7)

단위: %, 십억원



<표 3-1>에서 정의한 변수를 바탕으로 변수의 시계열적 상관성을 분석한다. 상관분석에서 모든 시계열 변수는 주택담보대출금리와 주택담보대출 잔액

을 제외하면 계수의 크기와 방향성은 다르지만 모두 1% 수준에서 유의한 관계를 가지고 있는 것으로 나타난다.

산업생산지수와 다른 변수와의 관계를 살펴보면, 주택담보대출금리를 제외한 모든 변수에서 양(+)의 계수를 보이는 것으로 나타난다. 이러한 분석 결과는 주택시장의 실물경기에 대한 반응을 설명하는 것으로 생산의 증가는 주택금융과 가격에 모두 양(+)의 상관관계가 존재함을 의미한다. 반면, 주택담보대출금리는 모든 변수가 음(-)의 상관계수를 가지는 것으로 나타난다. 주택담보대출금리는 직접적으로는 주택대출의 총량과 가격에, 간접적으로는 전세시장의 대출총량의 가격과 상관관계를 가진다. 주택담보대출의 크기는 전세대출총량과 주택가격, 전세가격 모두와 유의한 상관관계를 갖는 것으로 나타나고, 전세대출총량 역시 전세가격과 매매가격 모두에 유의한 상관관계를 갖는 것으로 나타난다. 또한 예측한 바와 같이, 매매가격과 전세가격 역시 유의한 상관관계를 갖는 것으로 나타난다.

〈표 3-2〉 상관관계 분석

	$Y_t$	$r^i$	$LP$	$LL$	$L$	$P$
$Y_t$	1.000					
$r^i$	-0.465***	1.000				
$LP$	0.913***	-0.583***	1.000			
$LL$	0.703***	-0.730***	0.815***	1.000		
$L$	0.774***	-0.049***	0.795***	0.361***	1.000	
$P$	0.880***	-0.586	0.961***	0.895***	0.686***	1.000

주: \*, \*\*, \*\*\* 등은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미한다.

주택담보대출금리를 제외한 모든 변수들은 시계열적인 증가추세가 존재하므로 자연대수를 취한 값을 활용하고 계절성을 가지는 변수들은 모두 계절조정을 사용하여 분석하였다. 단위근 검증방법으로는 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 방법론과 PP(Phillips-Perron) 검증방법을 동시에 사용하였으며 검증결과, 1차 차분 후 모든 시계열 변수는 안정성을 확보하였다<sup>17)</sup>.

17) 차분을 하지 않은 상태에서는 모든 변수가 5% 수준에서 단위근이 존재하는 것으로 나타났다.

〈표 3-3〉 단위근 검정 결과

검증 방법	변수					
	$Y_t$	$r^i$	$LP$	$LL$	$L$	$P$
ADF 통계값 (1차 차분)	-2.814**	-6.938***	-7.807***	-13.629***	-4.873***	-5.387***
PP 통계값 (1차 차분)	-33.898***	-5.712***	-7.780***	-13.574***	-3.690***	-3.935***

주: \*, \*\*, \*\*\* 등은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미한다.

충격반응 분석과 분산분해 분석을 진행하기에 앞서, 모형의 변수들의 공적분 관계를 살펴보자. 단위근 검정이 개별변수의 시계열적 안정성을 확인하는 과정이라면, 공적분 검정은 변수 간 장기적 균형관계를 설명한다. SVAR 모형 설계에서 이용되는 변수들의 공적분관계가 존재할 경우, 가성회귀(spurious regression) 현상이 나타나게 된다. 〈표 3-4〉는 Max Eigenvalue 방법론을 이용한 변수 간 공적분 검정결과를 나타낸다. 검정결과, 5% 유의수준에서 변수 간 공적분 관계는 존재하지 않아 SVAR 모형을 활용하는 것이 적절하다.

〈표 3-4〉 공적분 검정 결과

공적분 존재	Eigen value	Max-Eigen statistic	0.05 임계값
존재하지 않음	0.250	32.335	36.630
공적분 관계 최대 1	0.2218	28.037	30.439*
공적분 관계 최대 2	0.174	21.508	24.159
공적분 관계 최대 3	0.092	10.886	17.797
공적분 관계 최대 4	0.036	4.205	11.224
공적분 관계 최대 5	0.017	1.982	4.129

주: \*, \*\*, \*\*\* 등은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미한다.

### 3.4.2 충격반응 분석(Impulse Response Analysis)

SVAR 모형의 설계와 단위근 검증결과를 토대로 충격반응 분석과 분산분해 분석을 수행하여 1단위의 개별 데이터에 대한 충격이 전세가격과 매매가격에

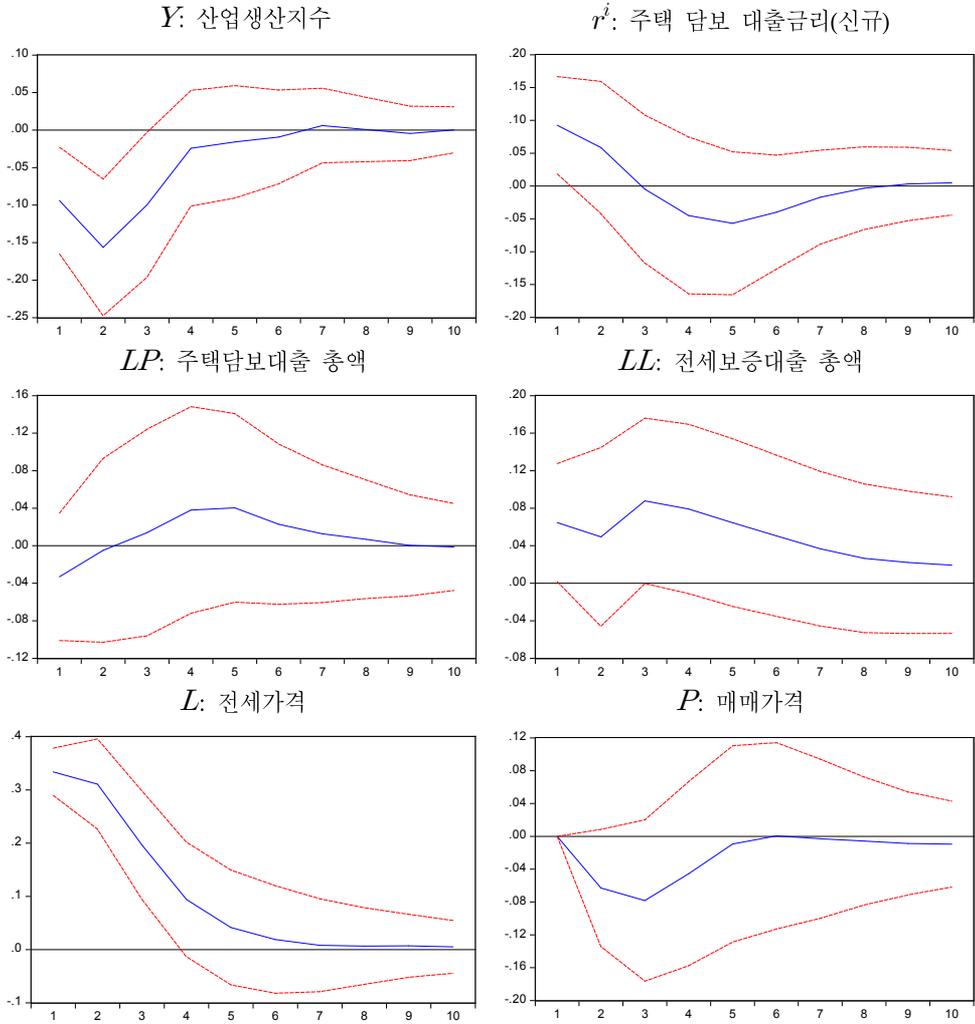
미치는 영향을 식별할 수 있다. 모형의 설계를 통해 구조충격을 1로 정규화 하였으므로 분석 결과는 변수의 충격에 대한 변화를 의미하고 동시에 탄력성에 해당한다. 분석을 위해 수행한 시차검증은 HQ(Hannan-Quinn) 기준의 값을 활용하여 시차를 2로 결정하여 분석하였으며<sup>18)</sup> 충격반응은 10개월까지를 기준으로 제시하였다.

〈그림 3-3〉는 개별변수의 충격에 대한 전세가격의 변화를 보여준다. 경제의 변화에 대한 전세가격의 충격반응은 음(-)의 영향력을 받았다가 그 크기가 점차 감소하는 것으로 나타난다. 전세거주와 자가거주는 공간수요에 대한 상호대체적인 관계를 가정(동일한 주거효용)하므로 전반적인 충격의 방향은 음(-)에서 출발한다. 주택대출총량의 충격은 그 크기가 2기까지는 음(-)의 효과를 나타내지만, 그 후에는 양의 충격을 전가하며 점차 사라지는 모습을 보이는 것으로 나타난다. 전세보증의 증가는 전세가격 상승의 직접적인 원인이 되어 양(+)의 충격만 존재하는 것으로 나타난다. 또한 주택가격의 충격에 대해서는 음(-)의 효과를 보이는 것으로 나타 최근 전세가격과 매매가격과의 이원화된 행태에 대한 결과로 해석할 수 있다.

---

18) LR(Likelyhood Ratio)검증의 경우, 시차 5를 최적으로 선정하였으나 FPE(Final Prediction Error), AIC(Akaike Information Criteria), HQ(Hannan-Quinn) 검증결과 모두에서 시차 2가 최적시차로 선정되었다.

〈그림 3-3〉 주택 전세가격의 충격반응 결과



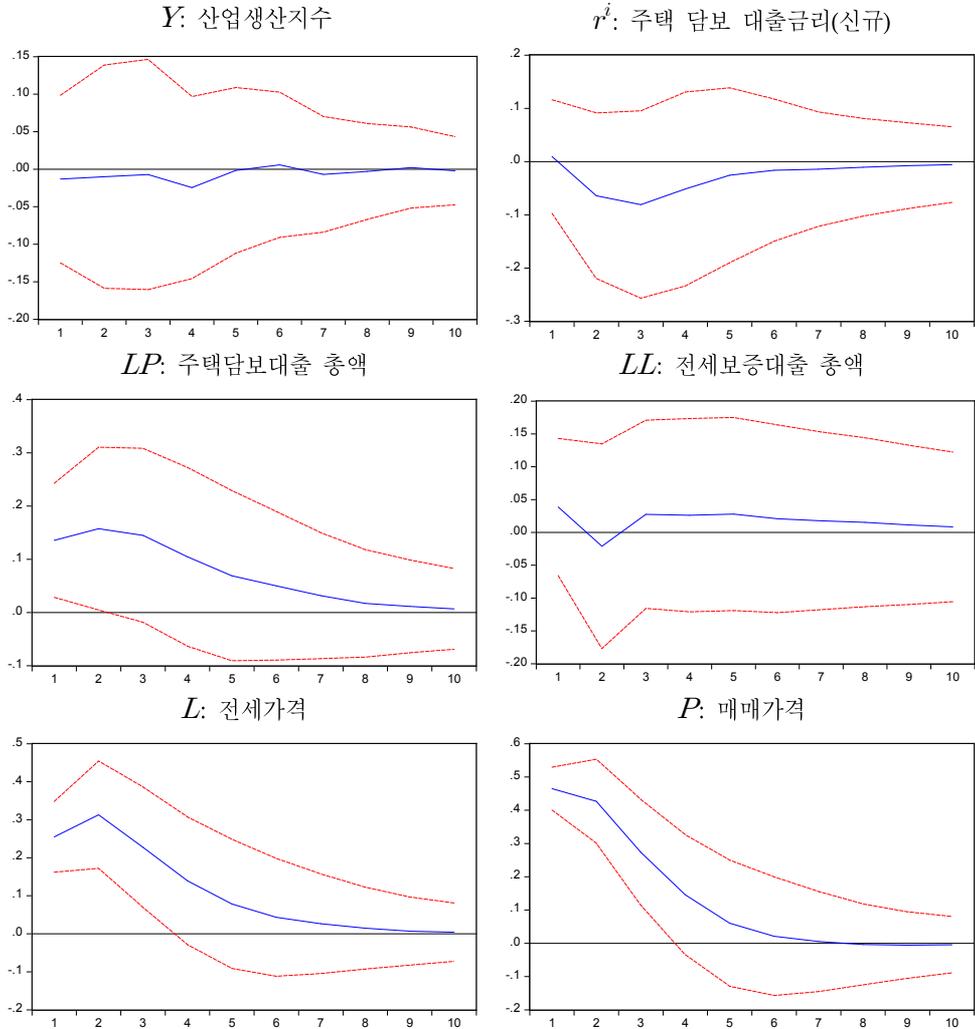
분석을 위해 설계한 경제모형 내에서 주택가격과 전세가격은 서로 상호 작용하나 분석 결과는 다른 모습을 보이고 있다. 전세가격이 경제생산에 대해 음(-)의 충격을 받는 것과 달리, 주택가격은 경제생산의 충격에 대한 반응이 거의 존재하지 않는 것으로 나타난다. 즉, 주택가격은 거시경제 전반의 생산과는 무차별하게 일정한 수준의 가격을 유지하는 것으로 볼 수 있다.

주택금융시장의 충격을 살펴보면, 주택담보대출금리의 변화는 주택가격에 음(-)의 영향을 관측기간 동안 미치는 것으로 나타난다. 3개월째에서 음(-)의 충격이 가장 커지는 것으로 나타났으며 7개월 이후에는 주택담보대출금리가

주택가격에 미치는 충격은 거의 존재하지 않는 것으로 분석되었다. 이와 같은 결과는 주거시설로서의 주택이 가계의 가장 큰 내구재로서 대부분 차입이 필수적이라는 점에서 수긍 가능한 결과이다. 또한, 주택담보대출총량의 변화 역시 주택가격에 양(+)<sup>1)</sup>의 충격을 주고 점차적으로 감소하는 것으로 나타나 일반적인 상식에 부합하는 결과로 나타난다. 전세보증대출이 전세가격에 지속적으로 양(+)<sup>2)</sup>의 영향을 미치는 것으로 나타나 금융의 양적 충격이 전세가격 상승의 요인이 됨이 확인되었다.

전세가격이 매매가격에 대해 음(-)<sup>3)</sup>의 충격반응을 보이는 것과 달리, 매매가격은 전세가격에 대해 양(+)<sup>4)</sup>의 충격반응을 보였으며 10기까지 충격의 효과가 지속되는 것으로 분석되었다. <그림 3-4>은 매매가격이 분석에 사용된 시계열 자료 변동의 대하여 어떻게 반응하는가를 나타낸다.

〈그림 3-4〉 주택 매매가격의 충격반응 결과



충격반응 분석의 결과를 종합해보면, 매매가격은 전세가격과 매매가격의 자체적인 충격에 양(+의 반응을 보인다. 또한 전세보증 대출의 충격은 전세가격에 양(+의 충격을 주고, 이는 다시 매매가격에 양(+의 충격을 주는 것으로 나타난다. 특히 주택가격은 주택담보대출금리의 충격에 대해 직접적인 음(-)의 반응을 나타낸다는 점에서 주택관련 금융시장이 주택가격에 미치는 영향은 매우 크다고 할 수 있다.

### 3.4.3 분산분해 분석(Variance Decomposition Analysis)

분산분해 분석 결과는 해당 변수의 변동을 다른 변수들이 어느 정도의 역할로 설명하는 가를 분석함을 목적으로 한다. 본 연구에서는 주택매매가격과 전세가격 각각의 변화에 대한 생산, 주택담보대출금리, 주택담보대출 잔액, 전세보증 잔액과 대체가격의 중요도를 분석하였다.

전세가격의 경우, 예측치 못한 변화에 대해서는 자체적인 충격이 가장 큰 것으로 나타난다. 두 번째 순위로는 경제생산의 충격이 지속되면서 전세가격의 변화를 설명하는 것으로 나타나고, 전세보증대출의 효과는 시간이 지남에 따라 점차 증가하는 것으로 나타난다. 주택담보대출금리와 대출 잔액, 주택가격 등은 전세가격의 변동을 설명하는데 주요 요인이 아닌 것으로 나타난다. <표 3-5>는 전세가격에 대한 다른 경제 변수들의 예측오차 설명력을 보여준다.

<표 3-5> 전세가격 분산분해 결과

단위: %

예측 시차	개별 변수 설명력					
	$Y_t$	$r^i$	$LP$	$LL$	$L$	$P$
1	6.58	6.38	0.82	3.12	83.09	0.00
2	12.56	4.52	0.42	2.50	78.50	1.50
3	13.19	3.67	0.40	4.38	75.29	3.08
4	12.55	4.02	0.79	5.91	73.24	3.48
5	12.24	4.79	1.22	6.88	71.47	3.40
6	12.09	5.16	1.35	7.49	70.56	3.35
7	12.04	5.21	1.38	7.82	70.21	3.34
8	12.01	5.21	1.39	7.99	70.07	3.34
9	11.99	5.20	1.39	8.11	69.96	3.35
10	11.98	5.20	1.39	8.20	69.87	3.37

주택가격의 예측치 못한 변화에 대해서는 자체적인 충격 변화가 가장 큰 설명력을 갖는 것으로 나타났으며 전세가격의 변화는 주택가격에 두 번째로

높은 변화를 설명하는 것으로 나타난다. 주택담보대출 잔액과 전세보증 잔액의 경우에는 설명력의 크기가 전세가격과 정반대로 나타나면서 각각의 상품에 대한 금융공급의 변화가 개별 상품의 가격 변화에 영향을 주는 것으로 분석되었다. <표 3-6>는 주택매매가격에 대한 다른 경제 변수들의 예측오차 설명력을 보여주고 있다.

<표 3-6> 매매가격 분산분해 결과

단위: %

예측 시차	개별 변수 설명력					
	$Y_t$	$r^i$	$LP$	$LL$	$L$	$P$
1	0.06	0.03	6.09	0.50	21.59	71.74
2	0.05	0.69	7.06	0.32	26.69	65.20
3	0.04	1.40	8.37	0.35	28.05	61.78
4	0.11	1.63	9.14	0.41	28.52	60.19
5	0.11	1.68	9.53	0.50	28.71	59.47
6	0.11	1.70	9.76	0.55	28.74	59.14
7	0.12	1.72	9.85	0.58	28.75	58.98
8	0.12	1.73	9.88	0.61	28.74	58.92
9	0.12	1.74	9.89	0.62	28.73	58.90
10	0.12	1.74	9.89	0.63	28.73	58.90

<표 3-5>와 <표 3-6>를 종합해 보면 우리나라의 전세가격과 매매가격의 예측치 못한 충격의 변화를 설명하는 요인의 중요도의 차이점이 존재하는 것을 알 수 있다. 먼저 전세가격과 매매가격을 설명하는 요소로서 작용하는 주택담보대출 크기는 전세가격의 경우가 매매가격보다 더 높았다. 즉, 예측치 못한 개별가격의 변화에 대해 주택담보대출금리가 갖는 영향력이 전세가격에 대해 더 크므로 주택 소유자와 세입자 간의 금융비용 전가에 대한 일정부분의 논리는 성립하는 것으로 나타난다. 또한 주택가격의 예측치 못한 변화에 대해서는 상대적으로 전세가격 변화로 매매가격의 변화를 설명하는 것이 더욱 크고, 매매가격이 전세가격의 충격에 양(+)의 효과를 보임에 따라 전세가격이 매매가격의 하한으로 작용한다.

### 3.5 결 론

주택매매가격과 전세가격은 주거시설을 이용하면서 가격이 누릴 수 있는 효용을 수치적으로 표현하는 것으로 두 가격은 매우 밀접한 관계를 가지고 있다. 본 연구는 분석변수로 거시경제의 생산과 주택시장에 관련된 금융변수들을 사용하여 매매가격과 전세가격의 관계를 SVAR 모형을 통해 해석하였다.

충격반응 분석과 분산분해 분석은 우리나라 주택가격과 전세가격의 변화가 가격의 행동에 어떠한 영향을 주는 지에 대해 나타낸다. 충격반응 분석에서 매매가격과 전세가격이 각각의 금융시장의 균형에 대해 일정하게 반응하고 개별시장으로서의 관점은 다르게 나타난다. 전세시장에서 바라보는 매매시장은 대체재이나 거래시장에서 바라보는 전세시장은 대체재가 아닌 하위시장 성격을 갖는다는 결과를 제시하였다. 분산분해 분석 결과에서 주목할 점은 전세가격과 매매가격의 변화에 대해 주택담보대출금리가 설명하는 크기가 전세가격에 대해 보다 높다는 점이다. 특히, 국내 주택담보대출이 대부분 변동금리인 점을 감안하면 주택의 소유자가 세입자에게 금융비용을 전가하여 전세가격을 결정한다는 주장을 뒷받침할 수 있다.

현재 시행되고 있는 주택금융정책은 주택 구입을 위한 금융비용의 절감에 중점을 맞추고 있다. 신용 확장을 통해 가격의 주택금융비용이 낮아질 경우, 주택가격은 증가하고 임차가구의 주거비용이 증가할 것으로 예상된다. 주택가격의 증가는 임차비용의 증가를 지속적으로 야기함에 따라 주택 구입이 불가능한 계층의 사회적 비용은 점차 증가할 것이다.

또한, 전세가격이 매매가격의 하한으로서 역할을 할 수 있다. 예측치 못한 매매가격의 변동을 전세가격의 변화가 매우 높은 수준으로 설명하고 그에 대한 충격의 정도가 (+)의 효과로 지속되는 것으로 나타나 현재 우리나라의 주택시장의 구조를 반영하는 결과로 볼 수 있다<sup>19)</sup>.

---

19) 이론적으로 공간가치(전세가격)와 미래기대자본이득의 현재가치를 더한 것이 매매가격이므로 미래기대자본이득의 현재가치가 음(-)의 값만 아니라면, 전세가격은 매매가격의 하한으로 작용한다고 주장할 수 있다.

## 4. 주택시장 가격관성과 투자심리

### 4.1 서론

사람들이 이성적이냐 아니냐와 관계없이, 자산가격의 버블은 보통 일정한 패턴을 가진다. 버블이 일어나기 전에는 항상 신용팽창(credit expansion)이 선행된다. 확대된 신용을 바탕으로 주식, 부동산 등 가계 자산에 대한 버블이 팽배해지고 결국 버블이 꺼지거나 자산 가격이 급락하는 패턴을 보이게 된다. 버블로 일컬어지는 과거의 특정 사건들(일본: 1980년대 후반 ~ 1990년대 초반, 남미: 1980년대, 동남아: 1990년대 중후반 등)과 2008년 발생한 글로벌 금융위기는 버블의 행태가 일정한 패턴을 가지는 것을 보여준다.

버블은 정의하고자 하는 학자와 논리에 따라 다르지만, 일반적으로 자산이 가지는 기본가치와 가격과의 차이로 정의된다<sup>20</sup>. 정상적인 상황에서 합리적 경제주체만 존재하는 경우인 효율적 시장에서는 자산의 가격이 그 자산으로부터 미래에 예상할 수 있는 현금흐름의 현재가치와 가격이 동일하여야 한다. 그러나 주식시장이나 부동산시장 등의 자산시장에서 그것이 자체적으로 가지는 효용가치의 변화가 존재할 수 있다. 예를 들어, 투자자가 좋아하는 특정 회사의 주식이나 주거 형태의 선호가 시장에서 변할 경우이다. 버블을 급격한 가격증가로 정의할 경우, 버블은 기본가치의 변화가 가격변동을 설명하는 합리적인 버블과 가격변동에 대해 합리적인 설명이 불가능한 비합리적 버블<sup>21</sup>로 나누어지게 된다.

우리나라에서 버블세븐이라는 단어의 등장과 함께 부동산 시장에서의 버블에 관한 활발한 논의가 이루어지고 있다. 학계에서는 이러한 현상을 이해하고 설명하기 위해 버블에 대한 다양한 정의를 내렸으며 검증방법론도 점차 발전하고 있다<sup>22</sup>.

---

20) 이승준, 남주하, 김상봉. (2010). 한국 주식시장의 거품의 추정과 검증. 『국제경제연구』, 16(3), p.103.

21) 합리적 버블이란 경제주체의 기대가 합리적이어서 자산의 시장가격이 기본가치를 상회하는 현상을 말한다. 즉, 자산가격의 과대계상이 무조건적인 버블은 아니며 시장상황이나 경제주체의 기대에 따라 버블에도 합리성이 존재한다는 것이다.

버블을 측정하는 시계열적 방법론은 해당 시계열이 발산(explosive)하느냐 평균으로 수렴하느냐(mean reversion)를 검증하는 것이다. 따라서 현재 주택 시장과 금융시장에서 균형을 이루는 주택 투자에 대한 심리도 버블로 판단 가능할 수 있다. 만일, 자산 가격에 버블이 존재하나, 해당 자산에 대한 투자 심리에는 버블이 존재하지 않을 경우, 가격 자체의 관성(price inertia)을 생각해 볼 수 있다. 이는 자산 가격에 버블이 존재한다는 사실은 가격 구성요소에 가격 상승에 대한 기대가 포함되어 있음으로 대체하여 생각할 수 있기 때문이다.

본 장은 다음과 같이 구성되어 있다. 이론적 배경에서 실증 검증의 바탕이 되는 주택투자심리에 관한 이론적 배경을 설명한다. 다음으로 최신의 버블 검증 모형인 GSADF(Generalized sup Augmented Dickey-Fuller) 검증방법을 활용한 연구를 소개하여 주택투자심리의 버블 측정에 관한 내용을 제시한다. 모형설계에 대해서는 주택투자심리에 대한 계산방법, 그리고 시계열 안정성 검증모형(GSADF)에 대한 상세한 설명을 제시한다. 주택투자심리를 GSADF 모형으로 검정하여 우리나라 주택투자심리가 버블로 정의되는 기간을 분석하고 그에 대한 원인과 모형의 적합성을 검증한다. 마지막 에서 분석의 한계점과 향후 연구방향을 제시하여 주택투자심리의 회복에 필요한 요소들에 대한 시사점을 논의한다.

## 4.2 이론적 배경

### 4.2.1 버블 정의에 대한 연구

2008년 9월, 미국 최대의 투자은행 중 하나였던 리먼 브러더스가 파산을 신청하면서 글로벌 금융위기가 시작되었다. 그러나 이미 일부 학계에서는 주택가격의 급등을 우려하며 버블의 정의와 추정에 대한 연구를 진행하고 있었다. 대표적인 연구로 Case and Shiller (2003)와 Shiller (2007)가 존재하며,

---

22) 부동산 또는 주택시장의 버블 검증 방법론은 대부분 자산시장(특히 주식)에서의 방법론을 차용하는 것이 일반적이다.

당시의 미국의 주택가격에는 분명한 버블이 있음을 주장하였으나 다른 학자들(Himmelberg et al. (2005), Smith and Smith (2006)은 버블의 정의와 추정 방법론에 대해 의문을 제기하면서 버블 존재 여부에 대한 결과를 보여주지 못하였다.

대부분의 연구들이 버블에 대한 정의를 시작하려고 할 때, Stiglitz (1990)의 정의로 시작한다<sup>23)</sup>. 버블에 대해 Stiglitz (1990)는 “오늘 어떤 자산의 가격이 올랐을 때, 투자자들이 내일도 해당 자산의 가격이 오를 것이라고 생각할 경우에만 오늘 증가한 가격에 버블이 존재한다<sup>24)</sup>”고 정의하였다. 일반적으로 버블이 가져오는 문제는 자산의 가격이 증가할 때가 아니라, 하락할 때이다. 따라서 Stiglitz (1990)의 정의는 버블의 정의를 가격 상승에만 국한하므로 한정적인 정의로 이해된다. 또한 버블의 원인으로 시장에서의 기대만을 설명하고자 하였는데 실제적으로 자산으로서 가치를 갖는 재화의 가격은 거시경제의 전반적인 성장이나 기술의 발전 등에 의해서도 상승하는 것이 가능하다.

Stiglitz (1990)의 정의는 버블에 대한 가장 일반적인 제시로서 자리 매김하였다. 그러나 자산가격의 하락 시점을 고려하지 않은 것과 가격 상승의 요인을 투자자들의 기대에 한정함으로써 현실경제를 반영하지 못한다는 지적이 Lind (2009)에 의해 제기되었다. Stiglitz (1990)의 단점을 지적하기 위해 Lind (2009)는 버블을 “가격이 급격히 증가하고 곧바로 급격히 하락하는 경우<sup>25)</sup>”를 버블이 존재하는 경우로 정의함과 동시에 버블을 제시하기 위해 필요한 프레임웍(framework)을 제시하였다.

Lind (2009)는 연구자가 버블을 제시하려면 5개 차원에서 접근해야 한다고 주장하였다. Lind (2009)의 5개 구성요소는 (1)거시경제 전반에 대한 현상 파악(macroeconomic factors), (2)경제의 구조적 변화(structural changes in

---

23) 버블에 대한 정의가 Stiglitz(1990)이 처음도 아니고 유일한 것도 아니다. Kindleberger (1978)은 버블에 대한 정의로 “현금흐름이나 가격의 안정적이지 못한 패턴”으로 정의하였다. 또한 Smith and Smith (2006)는 가격과 순현재가치의 관계정의를 통해 버블을 정의할 수 있다고 주장하였다.

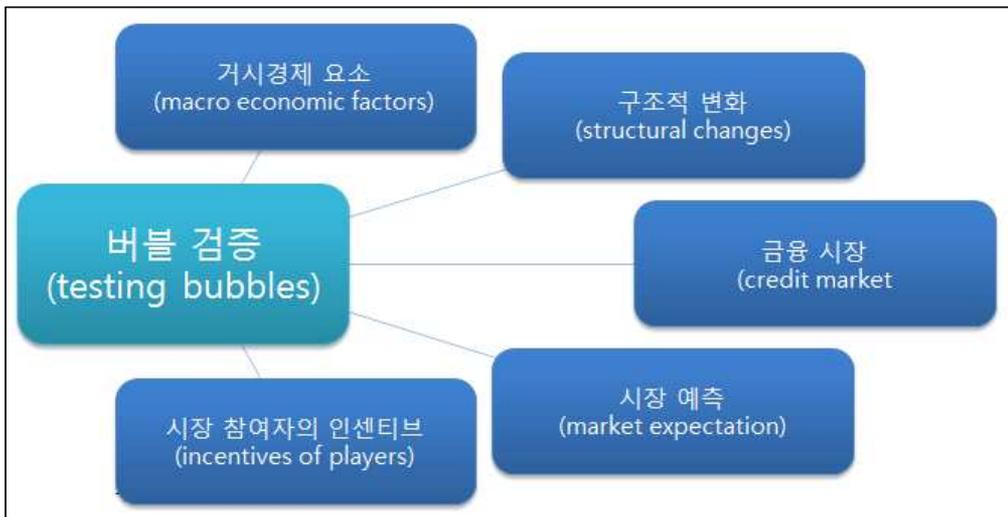
24) Stiglitz, J. E. (1990). Symposium on bubbles. *The Journal of Economic Perspectives*, 4(2), p.14.

25) Lind, H. (2009). Price bubbles in housing markets: concept, theory and indicators. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 2(1), p.32.

economy), (3)신용시장에 대한 변화(credit market expansion), (4)해당시장 경제주체의 미래에 대한 믿음(belief or expectations in the market), (5)개별 시장참여자(incentives of players)의 인센티브 등이다.

자산가격의 버블 검증에 Lind (2009)가 제시한 5가지 요소가 필수적인 이유는 버블이 합리적인 부분과 그렇지 않은 부분으로 나뉘기 때문이다. 예를 들면 통화량이 증가하면서 인플레이션에 의해 자산가격 변동이 역사적인 모습과 다르게 나타나거나 대체시장의 붕괴가 상대적인 가격 상승에 대한 설명을 제시하지 못할 경우 버블에 대한 논리를 제대로 제시하기는 불가능하다. 따라서 Lind (2009)는 5가지 차원을 고려하지 않고 버블을 추정하게 되면 버블의 합리성여부를 제대로 결정할 수 없게 된다고 주장하였다.

<그림 4-1> 버블 판단에 필요한 이론적 고려요소(Lind, 2009)



버블의 정의에 대한 연구가 실증적인 부분에서만 연구된 것은 아니다. Barberis (2012)는 자산시장의 과대계상(overvaluation)이 행동경제학 (behavioral economics)분야의 지속적인 관심대상이고 행동경제학에서는 버블의 원인을 투자자의 믿음(belief)과 선호(preference)에 종속된다고 보고 있다. 특히 믿음에 대한 연구는 크게 (1)시장과의 차이, (2)직관적 판단 오류, (3)과도한 자신감 등을 중점으로 연구하였다.

Miller (1997), Harrison and Kreps (1978), Scheinkman and Xiong (2003), Hong and Stein (2007) 등은 버블이 존재하려면 투자자는 투매가 가능해야하고 일부 투자자들이 시장과의 예상과 반대로 행동할 때 버블이 발생한다고 주장하였다. 왜냐하면 한쪽의 투자자는 매우 강력한 시장상황을 예견하고, 반대의 경우의 투자자가 존재할 때 투매가 가능하다면 비관적인 투자자는 지속적으로 시장에서 빠져나가고 결국 향후 전망에 대해 긍정적인 투자자만 남게 될 것이기 때문이다.

사람들의 경험에 의한 휴리스틱(heuristic)에 주목하는 학자들도 존재한다. 과거 자신이 시장에서 성공한 경험이나 부도 경험 등이 투자자들의 행동을 결정한다는 것이다<sup>26)</sup>. 이러한 가정은 Kahneman and Tversky (1974)에 의해 제기되었다. 직관적 판단 오류 이론에 따르면, 사람들은 비교적 적은 수의 표본의 결과를 전체 모수에 적용하려는 의도가 존재한다는 것이다. Kahneman and Tversky (1974)의 논리에 따라 사람들의 투자결정 행동을 주장한 학자들은 Lakonishok, Shleifer, Vishny (1994)와 Barberis Shleifer, Vishny (1998), Barberis, Huang, Thaler (2003) 등이 있다.

Daniel, Hirshleifer, Subrahmanyam (1998)은 시장 상황과 다른 믿음과 본인 자신의 경험에 대한 믿음과 다른 과도한 자신감(overconfidence)에 따른 믿음은 본인의 결정에 대한 맹신으로 인해 발생한다고 보았다. 투자자들의 의사결정은 분명하게도 많은 분석을 요구하며 기초가치에 대한 연구를 통해 내재적인 최소가격을 결정하게 된다. 시장에 이런 투자자가 많아질수록 자산의 가격은 결국 올라갈 수밖에 없다는 이론이다.

대부분의 버블에 대한 이론은 사람들의 믿음에 관한 것이나, 선호 변화에 의한 것이라는 이론도 존재한다. Thaler and Johnson (1990)에 따르면 자산을 보유한 사람이 그것을 처분하지 않고 가만히 가지고만 있다가 가격 상승이 이루어져 부가 증가할 경우, 이러한 사람들은 다른 사람들에 비해 리스크에 보다 관대해지는 경향이 있다고 주장하였다. 이는 리스크 회피 성향의 감소로 인하여 해당 자산을 보다 더 많이 보유하려는 경향이 존재하게 되고 그에 따라 가격이 상승되어 버블이 발생한다는 논리이다.

---

26) 김상봉. (2012). 『중급행동경제학』. 서울: 지필미디어, p.121.

#### 4.2.2 버블 추정을 위한 실증연구

버블 추정에 관한 실증연구 대부분은 자산의 현재가치와 합리적 버블 가정을 이용하여 모형을 구성한다. 현재가치를 이용한 연구는 버블이 존재하지 않을 경우 해당 자산을 보유함으로써 발생할 현금흐름의 현재가치와 가격이 같다는 것을 증명하는 것이다. Blanchard and Watson (1982)은 투자자의 최적 선택을 통해 합리적 버블과 차익거래(arbitrage)가 존재하지 않는 상황에서 가격과 현재가치는 같아짐을 보였다. 특히 합리적 버블이 존재하는 경우, 자산의 가격은 기본가치와 버블의 합으로 구성된다고 주장하였다.

Shiller (1981)는 합리적 버블의 검증을 위해 과대분산 검정(variance bounds test)를 제시하였다. 과대분산 검정의 논리는 만일 해당 자산에 합리적 버블이 존재한다면 자산가격의 분산(variance of asset price)은 기본가치의 분산(variance of fundamental value) 임계치를 넘어설 것이라는 점이다<sup>27)</sup>. West (1987)는 2단계 검정을 실시하여 자산가격을 검증할 수 있음을 보였다. 2단계 검정은 기초자산에 대한 균형의 상세한 정의를 요구하여 실제 가격과 추정된 가격의 차이로 버블을 검증할 수 있다고 보았다.

과거의 버블 검증 모형인 Shiller (1981)와 West (1987)의 모형은 이론적 방법론과 실증적 관점에서 많은 단점이 지적되었다. Montrucchio and Privileggi (2001)와 Leung (2004)은 해당모형으로 주택에 대해 버블의 구성 요소 설명과 기초가치 산정을 위한 계산이 쉽지 않은 것을 이론 적용의 어려움으로 주장하였다. 또한 Chang, Chen, Leung (2012, 2013)과 Driffill and Sola (1998) 등은 버블에 대한 동태적인 움직임을 포착하는 것이 실증적 관점에서 매우 어렵다고 지적하였다.

두 모형이 가진 단점을 극복하기 위하여 Campbell and Shiller (1987)는 버블로 정의될 수 있는 기간에 자산가격과 기본가격의 차이가 확장하는 행태(explosive bahavior)를 보임을 증명하였는데 단위근 검정을 통해 버블을 추정하는 최초의 방법론을 제시하였다<sup>28)</sup>.

---

27) Shiller(1981)의 연구는 버블 자체에 대한 가정이 비현실적이라는 점과 추정을 위해 가정 한 버블의 크기가 너무 작다는 점에 많은 비판을 받아 수정한 형태의 논문을 제시하였다.

Diba and Grossman (1988)은 버블의 추정을 위한 방법으로 공적분 검정(cointegrated test)를 제시하였다. 버블이 존재할 경우, 기본가치와 가격사이에는 공적분이 존재할 수 없다는 가정에서 출발한다. 공적분의 존재는 기본가치와 가격에 장기적 균형관계가 성립함을 의미한다. 따라서 Diba and Grossman (1988)의 공적분 검정은 자산 기본가치에 대한 가격의 상대적 방향성을 검증하는 방법이다.

자본시장에서의 버블과 달리 주택시장에서의 버블은 실물이 존재한다는 점에서 가장 큰 차이를 가진다. 주식이나 채권 등과 같은 금융상품 등은 해당 자산을 실물로 보유하는 것과 임차하는 것에 있어서 효용의 차이가 거의 없다고 볼 수 있다. 그러나 주택은 실물로 보유하게 되면 공간에 대한 이용권한과 가격 변화에 대한 투자효과를 동시에 누릴 수 있는 특징이 있다<sup>29)</sup>.

버블 검증을 위한 대표적인 두 시계열 모형은 지난 몇 년 간 주택시장의 버블 검증을 위해 이용되어 왔다. Drake (1993)는 1980년대 중반의 영국의 주택가격 상승의 버블여부를 검증하였고 Arshanapalli and Nelson (2008)은 2000년대 중반의 미국 주택가격의 상승에 대하여 공적분 검정을 통해 버블을 추정하였다. Peng (2002)은 1997년 홍콩의 주택가격 상승에 대하여 해당 방법론을 활용하여 분석하였다.

위에 열거된 대표적인 논문 외에도 단위근 검정과 공적분 검정에 의한 버블 추정은 다수의 논문에서 활용되어 왔으나 두 검정방법은 일정부분 한계가 존재한다. Evans (1991)는 단위근 검정이나 공적분 검정을 통해 버블을 검증할 때 분석하고자 하는 시계열이 몰락하는 행태(collapsing behavior)를 보이게 되면 확장적 버블에 대한 관찰은 불가능하다고 주장하였다. 해당 주장에 대한 근거로 가격이 무너지는 행태는 동태적 구조의 비선형성을 단절시키게 되고 그에 따라 검정의 효과는 약해진다는 사실을 시뮬레이션을 통해 증명하였다. Phillips and Yu (2009)는 시계열 데이터의 확장적 행태가 모든 표본 시계열에 존재한다면 DF(Dickey-Fuller) 검정 값이 음(-)의 무한대로 발산한

---

28) 만일, 어떤 자산이 버블로 정의될 경우 해당 자산은 가격이 불안정한 반면 기본가치는 안정적인 경우와 가격과 기본가치 모두 안정적이지 않은 경우로 나뉜다.

29) 따라서 자본시장에서의 버블 검증이 가격에만 주시하는 것에 반하여 주택시장은 매매가격과 임차가격을 동시에 고려하여 생각해 볼 필요가 있다.

다는 사실을 증명하였다.

Evans (1991)가 제시한 단위근 검정의 단점을 해결하기 위해 Phillips, Wu, Yu (2011)는 sup DF 검정을 제시하였다. sup DF 검정은 특정시점에서 우편향 DF 검정을 시계열의 전방 방향으로 반복수행하여 버블을 추정하는 방법이다. 또한, sup DF 검정이 전통적인 단위근 검정 방법이나 공적분 검정과 비교하여 제시할 수 있는 가장 큰 장점으로 버블의 시작점과 끝점을 제시할 수 있음을 보였다. 나아가 Phillips, Shi, Yu (2012)는 버블의 확장적(expanding) 행태만을 검정하는 것이 아닌 몰락(collapsing)하는 행태까지 관측할 수 있는 방법론으로 BSADF(Backward sup ADF) 검정 값을 이용한 GSADF 검정을 제시하였다.

우리나라에서 수행된 주택시장의 버블 검증은 회귀분석이나 공적분 검정, 과대분산 검정 등의 모형을 사용하여 분석하였다. 버블의 검증 방법론이 다양한 만큼 주택시장에서의 버블도 다양하게 나타난다.

버블의 존재를 부정하는 기존의 대표적인 논문들을 살펴보면 김경환·서승환 (1990), 김경환·이한식 (2000), 이용만 (2000), 이용만·김선용 (2006) 등이 존재한다. 김경환·서승환 (1990)은 토지시장에서의 수요와 공급을 회귀식을 통해 설정하고 거품향을 추정하는 방법론을 이용하였다. 분석 결과 지가에는 합리적 거품이 존재하나 주택가격에는 거품이 존재하지 않는다는 을 제시하였다. 김경환·이한식 (2000)은 토지가격지수, 경상 및 실질GDP, 소비자물가지수, 주가지수 등에 대한 시계열 변수 간의 공적분 관계를 추정하였는데 지가지수와 GDP, 주가지수 사이에 공적분이 존재하여 버블의 존재를 부정하였다. 이용만 (2000)은 서울시 아파트의 경우, 자산재로서의 내재가치와 실제가격 사이의 차이를 부정할 수 없어 거품이 존재하지 않는다고 지었다. 이용만·김선용 (2006)은 West (1987)의 모형설정 오류를 통해 강남지역의 버블 여부를 검증하였으나 버블이 존재하지 않는다고 지었다.

반면, 우리나라 주택시장에 버블이 존재한다는 대표적인 연구로는 윤성훈 (2002), 김봉환 (2004), 이준희 (2006), 최차순 (2010) 등이 존재한다. 윤성훈 (2002)는 Shiller (1981)의 과대분산 검정을, 김봉환 (2004)은 상태전환회귀식을 이용하여 우리나라 주택시장에 비합리적 거품이 존재함을 보였다. 이준희

(2006)는 주택가격 회귀식의 추정을 통해 장기균형가격을 계산한 후 실제가격과 비교하여 그 차이가 양(+)의 값을 갖고 유의하므로 주택가격에 거품이 존재한다고 주장하였다. 최차순 (2010)은 우리나라 주택시장의 과대분산을 부인할 수 없고 공적분 관계가 존재하지 않아 버블이 존재한다는 을 제시였다.

본 연구에 이용할 Phillips et al. (2012)의 GSADF 검정은 국내에는 아직 소개되지 않았다. 해외에서는 Gomez-Gonzalez(2013)에 의해 콜롬비아 주택시장의 버블을 검증하기 위해서 활용되었다. Gomez-Gonzalez(2013)는 1990년대부터 2012년 초까지의 콜롬비아 주택가격 시계열 데이터에서 총 2번의 몰락기간과 8번의 확장기간이 나타난 결과를 제시한다.

### 4.3 연구설계

#### 4.3.1 주택투자심리 측정<sup>30)</sup>

우리나라 가계의 대표적 주거형태인 전세제도는 주택임대의 특수한 형태로 매월 지출하는 비용 없이 목돈을 집주인에게 유치하는 것으로 주택의 사용에 대한 전적인 권한과 책임을 취득하는 제도이다. 전세제도가 없는 나라들은 주택의 임차 효용과 매입 효용의 비교를 위해 월세/주택가격 비율(rent price ratio)을 공간이용에 대한 지출 비율로 정의하여 사용하고 있다. 그러나 우리나라의 전세/주택가격 비율은 주택이 시장에서 거래되는 가격 중 공간가치가 차지하는 비율을 의미하여 사용되고 있으며, 해당 값의 역수가 시장에서 바라보는 주택의 자본적 가치임을 의미한다.

조경준(2013)의 주택투자심리의 측정은 주거공간에 대한 전세시장과 매매시장에서의 가격을 수용한다는 것에서 출발한다. 가계가 주택을 자본재로서 수용할 경우, 주택을 구매하는 사람들은 투자자일 것이며 공간이용을 위한 소비재로서 수용할 경우에는 전세를 통한 임차를 선택한다는 가정을 내포하고 있다. 이를 통해 전세가격과 매매가격의 차이를 주거용 자산으로서 가지는 기대 수익에 대한 현재가치로 정의하였다.

---

30) 조경준 (2013)의 논문 일부를 축약하여 인용하였다.

주택투자심리는 주택시장에서 투자자가 최소로 요구하는 수익률로 정의된다. 가계의 주택보유기간은  $n$ 이고, 기간 내 처분이 자유로움을 가정한다.  $t$ 시점에서 가계는  $P_t$ 의 가격을 가진 주택을  $r^i$ 의 이자율로 차입을 통해 구입하고 곧바로  $L_t$ 의 가격으로 임대하며 해당 임대료는 은행에  $r^s$ 의 금리로 예금하여 이자비용을 상계한다. 시장에서는 주택의 가격이  $g$ 의 비율로 일정하게 상승할 것이라고 기대하고 세금과 감가상각 등은 존재하지 않는다. 따라서 주택가격( $P$ )은 임대료( $L$ ), 기대가격 상승률( $\hat{g}$ ), 주택담보이자율( $r^i$ ), 예금이자율( $r^s$ )을 통해 결정됨을 알 수 있다.

조경준(2013)에서는 주택가격이 교환가치( $V_H$ )에서 실질보유비용( $V_L$ )을 제외한 것으로 구성됨을 가정하며 수식의 전개를 시작한다. (식 4-1)은 가정한 내용에 따른 주택가격 일반적 구성요소를 나타낸다.

$$P = f(L, \hat{g}, r^i, r^s) \quad (4-1)$$

$$= V_H - V_L$$

주택의 구입을 통한 실질보유비용( $V_L$ )은 주택담보대출금리( $r^i$ ), 예금이자율( $r^s$ )과 임대료( $L$ )를 통해 계산된다. 주택담보대출금리는 보유비용으로, 예금이자율과 전세임대료는 보유비용을 상쇄하기 위한 수입으로 간주한다. 이 때 경제학적 이론과 경험적인 관점에서 주택담보이자율은 대출이자율이므로 저축이자율보다 크고 매매가격도 전세가격보다 큼을 가정한다.

$$V_L = \sum_{t=1}^n \frac{L_t r_t^s - P_t r_t^i}{(1+r_t^i)^n} \quad (4-2)$$

$$\text{where } r_t^i > r_t^s, P_t > L_t$$

주택가격의 구성요소 중 교환가치( $V_H$ )는 현재가격( $P$ )과 투자가치( $V_G$ )의 합으로 표현된다. 교환가치는 주택을 보유함에 따라 구입자에게 발생하는 모

든 권리를 의미하므로 구매한 주택에 대한 매도권리를 모두 가지게 된다. 주택의 구입자는 주택을 소유하면서 주택가격 상승 시 처분을 통해 투자수익을 얻을 수 있는데 이를 투자가치( $V_C$ )라 한다. 투자가치는 주택가격( $P$ )이 일정 보유기간( $n$ )동안  $g$ 만큼 매년 증가할 것이라는 기대를 의미한다.  $\hat{g}$ 는 시장에서 기대하는 가격 상승률의 평균을 의미하므로 교환가치는 주택의 현재가격( $P_t$ )과 주택가격 상승 금액( $P_t \hat{g}_t$ )의 현재가치의 합과 같다. 식(4-3)은  $n$ 년 후의 주택의 예상가격을, 식(4-4)는 주택의 교환가치 계산을 위한 식이며 재정 조건을 만족하는 가정( $r_t^i > \hat{g}_t$ )이 내포되어 있다.

$$P_{t+n}^* = P_t + n(P_t \hat{g}_t), \quad (4-3)$$

$$\begin{aligned} V_H &= P_t + \frac{P_{t+n}^* - P_t}{(1+r_t^i)^n} \\ &= P_t + \sum_{t=1}^n \frac{P_t \hat{g}_t}{(1+r_t^i)^n} \quad \text{where } r_t^i > \hat{g}_t \end{aligned} \quad (4-4)$$

실질보유비용( $V_L$ )과 주택의 교환가치( $V_H$ )를 결합하면 식(4-5)와 같다. 식(4-5)는 투자자가 주택을 영구히 보유할 수 있는 능력이 있다고 가정하고 재정거래가 존재하지 않음을 가정한다. 식(4-6)을 통해 전세가격, 매매가격, 주택기대상승률, 주택담보이자율의 관계를 통해 현재의 주택가격을 계산한다.

$$\begin{aligned}
P_t &= V_L + V_H \\
&= \sum_{t=1}^n \frac{L_t r_t^s - P_t r_t^i}{(1+r_t^i)^n} + P_t + \sum_{t=1}^n \frac{P_t \hat{g}_t}{(1+r_t^i)^n} \\
&= P_t + \frac{L_t r_t^s - P_t r_t^i + P_t \hat{g}_t}{(1+r_t^i)} + \frac{L_t r_t^s - P_t r_t^i + P_t \hat{g}_t}{(1+r_t^i)^2} \\
&\quad + \dots + \frac{L_t r_t^s - P_t r_t^i + P_t \hat{g}_t}{(1+r_t^i)^n} \\
&= P_t + \frac{L_t r_t^s - P_t r_t^i + P_t \hat{g}_t}{r_t^i}
\end{aligned} \tag{4-5}$$

$$P_t = \frac{L_t r_t^s + P_t \hat{g}_t}{r_t^i} \tag{4-6}$$

식(4-6)는 주택의 현재가격이 주택 보유를 통해 발생할 수 있는 위험중립 투자자의 실질수익(수익-비용)을 현재가치로 할인한 것과 같음을 의미한다. 식(4-6)을 기대가격 상승률인  $\hat{g}_t$ 에 대해서 풀면 식(4-7)과 같다.

$$\hat{g}_t = r_t^i - \frac{L_t}{P_t} r_t^s \tag{4-7}$$

where  $r_t^i > r_t^s > 0$ ,  $r_t^i > \hat{g}_t$ ,  $P_t > L_t$

식(4-7)을 자세히 살펴보면 시장에서 바라보는 주택의 기대가격 상승률( $\hat{g}_t$ )은 주택담보대출금리( $r_t^i$ )에서 전세·매매가격비율과 예금이자율의 곱( $(L_t/P_t) \times r_t^s$ )을 뺀 것과 같다.

본 모형에서는 주택담보대출금리를 요구수익률로 가정하였다. 해당 금리는 주택 구입자의 최저 수준의 요구수익률이므로 기대가격 상승률( $\hat{g}_t$ )은 시장의 최저 기대자본 수익률이 된다. 식(4-7)은 임대료와 금리가 각각 매매가격 사이에 장기적인 안정적 균형관계가 존재함을 가정한다. 또한 전세매매비율을 레버리지(leverage)를 활용한 주택투자 개념으로 생각해보면, 전세매매비율이

주택투자를 결정하기 위한 지표로서 역할을 할 수 있는 점<sup>31)</sup>은 기대가격 상승률이 투자심리에 대한 지표로 활용될 수 있다는 근거가 된다.

식(4-7)에서 제시한 가정에 의해 주택의 기대가격 상승률은 항상 0보다 크게 되고 결국 기대가격 상승률은 금리에 의해 정의된다. 따라서 식(4-7)에서 사회적 수준의 기대인플레이션( $\hat{i}_t$ )을 제하면 실질 기대가격 상승률이 계산되고 식(4-8)을 통해 실질 주택투자심리를 계산할 수 있다<sup>32)</sup>. 식(4-8)은 시장의 기회비용을 제하므로 실증적으로 주택시장에 요구하는 최소한의 투자수익률이 된다.

$$\hat{g}_t^* = \hat{g}_t - \hat{i}_t \quad (4-8)$$

#### 4.3.2 GSADF 검정과 버블 판단(Bubble detection)

기본 DF 검정(Simple Dickey-Fuller Test)은 시계열 데이터의 단위근(unit root) 여부를 판별하는 가장 기본적인 분석방법이다. 먼저 다음과 같은 AR(1) 모형을 생각해보자.

$$y_t = \rho y_{t-1} + x_t' \delta + e_t \quad (4-9)$$

식(4-9)에서  $x_t$ 가 외생적인 회귀계수이고 상수거나 추세를 포함한 상수일 경우,  $\rho$ 와  $\delta$ 는 추정계수가 되고  $e_t$ 는 백색소음(white noise)으로 정의될 수 있다. 그러나 만일,  $|\rho| > 1$ 일 경우에 시계열  $y$ 는 불안정 시계열(nonstationary time series)이 되고, 시간이 지남에 따라 시계열  $y$ 는 점차 증폭되어 시간의 흐름에 따라 결국 무한대의 크기가 된다. 반대로  $|\rho| < 1$ 일 경우,  $y$ 는 안정적인 시계열이 된다. 따라서 식(4-9)는  $|\rho| < 1$ 을 대립가설로 하

31) 백성준, 박태원, 이상한. (2008). 주택투자 결정지표에 관한 연구. 『부동산학연구』, 14(2), p26.

32) 식(4-8)에서 계산된 실질 주택기대가격 상승률을 투자심리로 한정하는 것은 우변의 두 변수가 모두 시장에서의 기대를 바탕으로 계산된 것이기 때문이다.

여 시계열의 안정성을 분석하는 가장 기본적인 모형이 된다.

ADF 검정(Augmented Dickey-Fuller Test)은 기본 DF 검정이 AR(1) 모형만을 가정한 한계점을 극복한 모형이다. 식(4-9)에서 양변에  $y_{t-1}$ 을 제하면 다음과 같은 식이 도출된다.

$$\Delta y_t = a y_{t-1} + x_t' \delta + e_t \quad (4-10)$$

식(4-10)은 시계열의 증감을 종속변수로 하여  $a$ 를 검증하게 된다. 기본 DF 검정의 문제점은 해당 시계열이 AR(1)의 관계에 있을 때에만 적합하다. 만일 시계열 지표가 1시차가 아닌 보다 고차의 시차와 관계가 존재할 경우,  $e_t$ 가 백색소음이라는 가정은 성립하지 않게 된다. ADF 검정(Augmented Dickey-Fuller Test)은 기본 DF 검정의 단점을 보완하여 AR(P) 모형에 대한 검정을 시도함으로써 우측으로 치우친(right-hand side) 검정 결과를 보여준다. 식(4-11)은 ADF 검정의 기초가 되는 식이다.

$$\Delta y_t = a y_{t-1} + x_t' \delta + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p} + v_t \quad (4-11)$$

ADF 검정은 각 기의 변화에 대한 추정을 감안하여  $a$ 값을 검증하는 방법이다. 식(4-11)에서  $a=0$ 이 되면  $\Delta y_t$ 는 각 기의 차이에 의해 정의되므로 불안정한 시계열로 정의된다. 시계열의 안정성 검정을 위해 단위근 검정을 실행하고자 할 경우, 추정하고자 하는 목적 시계열이 무엇이나에 따라 분석방법은 달라져야 한다. 버블 측정을 위해 ADF 검정과 같이 우측으로 치우친 검정방법을 사용하고자 할 경우, 특히 더 조심하여야 한다. 이러한 단점을 보완하고자 Phillips et al. (2011)은 다음과 같이 점근적으로 작아지는 모습을 보이는 모형을 제시하였다.

$$y_t = dT^{-\eta} + \theta y_{t-1} + e_t \quad (4-12)$$

식(4-12)에서  $d$ 는 상수를,  $T$ 는 전체 표본의 크기를,  $\eta > 1/2$ ,  $e_t \sim iidN(0, \sigma^2)$ ,  $\theta = 1$  임을 가정하여 절편은 포함하나 시간추세는 갖지 않는 회귀모형이 된다. 식(4-12)의 추정시작점을  $r_1^{th}$ 로, 추정의 마지막 점을  $r_2^{th}$ 로 정의하면  $r_2 = r_1 + r_w$ 가 되며  $r_w$ 를 전체 표본에 대한 일정 비율로 정의함으로써 다음의 식을 얻을 수 있다.

$$\Delta y_t = a_{r_1, r_2} + \beta_{r_1, r_2} y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \psi_{r_1, r_2}^i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (4-13)$$

식(4-13)에서  $k$ 는 모형에 적용되는 시차이고 잔차항  $e_t$ 는  $e_t \sim iidN(0, \sigma_{r_1, r_2}^2)$ 의 분포를 가진다. 회귀식에 사용되는 관측치 수는  $T_w = [Tr_w]$ 가 된다. 식(4-13)은 SADF(sup ADF) 검정의 실증 분석 모형으로 ADF 통계치(t값)은  $ADF_{r_1}^{r_2}$ 로 계산되며, SADF 통계치는  $\sup_{r_2 \in [r_1, 1]} ADF_0^{r_2}$ 로 계산되고, SADF( $r_0$ )로 표기한다. 전체 표본  $T$ 에 대한 회귀표본 비율인  $r_w$ 는 최초시점인  $r_0$ 부터 1까지 확장된다.

SADF(sup ADF) 검정의 가장 큰 특징은 ADF 검정을 지속적인 선행 확장(forward expanding) 회귀식을 통해 수행한다는 점이다. 또한 가설 검정의 최대상계값(sup value)을 제공하여 해당 시계열에 대해 시점별 관측치에 대한 ADF를 계산하는 것이 가능하다. SADF 검정은 시계열 추정시작점( $r_1^{th}$ )부터 해당시계열 시점인  $r_2$ 까지 연속적인 ADF 검정을 수행하여 전체 시계열의 버블 특징을 검증한다. 따라서 전체 시계열을 활용할 경우 버블의 존재를 확정하기 위해 실패할 가능성이 존재한다. 이러한 단점을 극복하기 위해 최초 시계열 시작점인  $r_1^{th}$ 을 지속적으로 변경해주는 GSADF(Generalized sup ADF) 검정이 제시되었다.

GSADF 검정의 가장 큰 장점은 SADF 검정을 위해 추정해야 할 표본의 추정시작점을 계산하지 않아도 된다는 것이다. 즉, SADF 검정과 달리 GSADF 검정은 최초 시작점만 제시하여 주면 그 후부터 SADF 검정을 지속

수행함으로써 해당 시계열의 다중 버블을 검증할 수 있는 특징을 가진다. GSADF 검정의 통계값은  $r_1$ 과  $r_2$ 사이에서 계산된 ADF 값의 가장 큰 값으로  $GSADF(r_0)$ 로 표기한다.

$$GSADF(r_0) = \sup_{\substack{r_2 \in [r_0, 1] \\ r_1 \in [0, r_2 - r_0]}} (ADF_{r_1}^{r_2}) \quad (4-14)$$

버블 추정을 위한 GSADF 검정은 시계열 데이터( $J$ )의 기간이 전체 표본( $T$ )에 가까워짐에 따라 ADF 검정 결과의 변화를 통해 버블의 유무를 검정하는 방법이다. 그러나 Phillips et al.(2012)는 현재에 가까운 곳에서 점차 과거로 회귀하는 방법을 통해 자산가격의 확장기뿐 아니라 급격한 축소기도 예측할 수 있는 BSADF(Backward sup ADF) 검정을 활용한 GSADF 검정을 제시하였다.

BSADF 검정은 sup ADF 검정을 후방확장반복(backward expanding sample sequence)하는 방법을 통해 일반적인 GSADF 검정에 의해 발생 가능한 가성안정행태(presudeo stationary behavior)를 최소화 하였다<sup>33)</sup>. 시계열 데이터( $J$ )에 대해 표본의 끝점을  $r_2$ 로 고정하고, 시작점은 0에서 시작하여  $r_2 - r_0$ 까지 변화시키면서 sup ADF 검정을 수행한다. 각 점에서의 회귀식에 대한 결과값을  $BADF_{r_1}^{r_2}$ 로, ADF 검정을 위한 임계치는  $BADF_{r_1 \in [0, r_2 - r_0]}^{r_2}$ 로 표기한다. BSADF 결과값은 sup BADF 값으로 정의한다.

$$BSADF_{r_2(r_0)} : BSADF_{r_2(r_0)} = \sup_{r_1 \in [0, r_2 - r_0]} [BADF_{r_1}^{r_2}] \quad (4-15)$$

BADF 검정은 개별점에서의 ADF 검정의 시작점  $r_1$ 을 0으로 설정하였을 경

33) 시계열 데이터( $J$ )가 여러 방향으로 버블 가능성을 보유한 경우에는 가성안정행태(presudeo stationary behavior)를 보이게 되어 버블 판단 유무를 정확히 할 수 없게 된다.

우 계산되는 결과로  $BADF_{r_2}$ 로 표기한다. Phillips et al. (2012)은  $BADF_{r_2}$ 와 일반 ADF 검정으로 표본  $[Tr_2]$ 의 버블 존재여부를 검정하였다. 버블 $[Tr_e]$ 이 존재 기간은  $BADF$  검정의 결과값이 임계치를 넘어가는 경우로 정의하고 버블  $[Tr_e]$ 의 시작점은  $[T\hat{r}_e]$ 로 정의한다. 버블 $[Tr_e]$ 의 마지막점은  $[T\hat{r}_f]$ 로 정의하며  $[T\hat{r}_e] + \log(T)$ 이후 연대적으로 BADF결과가 임계치보다 낮아지는 시점이 되고 버블로 정의되는 최소기간은 전체 표본기간의 로그값( $\log(T)$ )보다 길다고 가정된다.

$$\hat{r}_e = \inf_{r_2 \in [r_0, 1]} [r_2 : BADF_{r_2} > cv_{r_2}^{\beta_T}] \quad (4-16)$$

$$\hat{r}_f = \inf_{r_2 \in [\hat{r}_e + \log(T)/T, 1]} [r_2 : BADF_{r_2} < cv_{r_2}^{\beta_T}] \quad (4-17)$$

식(4-16)과 식(4-17)에서  $\beta_T$ 는 표본기간  $[Tr_2]$ 에 대한 유의수준이 되며 BADF 검정에서는  $\beta_T \rightarrow 0$ ,  $T \rightarrow \infty$ 의 내재된 가정이 존재한다.  $cv_{r_2}^{\beta_T}$ 는 시점  $[Tr_2]$ 에서의 임계치(%)이다.  $\hat{r}_e$ 는 버블의 시작점을,  $\hat{r}_f$ 는 버블의 종료점을 의미한다.

ADF 검정에서 시점을 전방으로 추가해감에 따라 SADF 검정이 가능하였다. 이러한 논리와 마찬가지로 BADF 검정도 BSADF 검정으로 확장될 수 있다. BSADF 검정에서는 빈도종속(frequency dependent:  $\delta$ )의 가정이 매우 중요한데, 이는 연구자가 버블의 최소 지속기간에 대한 가정을 세울 때 유효하며 버블의 시작점( $\hat{r}_e$ )와 끝점( $\hat{r}_f$ )는 각각 식(4-18)과 식(4-19)와 같으며  $scv_{r_2}^{\beta_2}$ 는 특정시점 $[Tr_2]$ 의 sup 검정값이며  $\beta_T$ 는  $scv_{r_2}^{\beta_2}$  임계치이다.

$$\hat{r}_e = \inf_{r_2 \in [r_0, 1]} [r_2 : BSADF_{r_2} > scv_{r_2}^{\beta_T}] \quad (4-18)$$

$$\hat{r}_f = \inf_{r_2 \in [\hat{r}_c + \delta \log(T)/T, 1]} [r_2 : BSADF_{r_2} < scv_{r_2}^{\beta T}] \quad (4-19)$$

SADF 검정은 BADF 검정의 표본구간  $r_2 \in [r_0, 1]$ 에서 반복 수행되는 결과로 정의할 수 있다. 또한 GSADF 검정은 BSADF 검정을  $r_2 \in [r_0, 1]$ 에서 수행하였을 경우에 관측되는 값으로 표현할 수 있다.

BSADF 검정 값은 시계열의 후방반복 패턴의 분석을 통해 버블 확장기 뿐 아니라, 감퇴기까지 추정하는 것이 가능하다. 버블의 시작점과 종료점을 시계열의 확장적 행태(expand behavior)와 급격히 감소하는 행태(extreme collapsing behavior)를 복합적으로 관찰하는 시계열 검증방법론이다. 따라서 BSADF 검정 값은 기존의 전방확장 행태만을 검증하였던 SADF 검정의 결과값을 확장하여 분석할 수 있다.

#### 4.3.3 데이터 개요

주택투자심리를 계산하기 위해 금융시장과 주택시장의 변수들을 활용한다. 이 때, 실질 주택가격지수는 주택가격지수를 사용하고 실질변수로 만들기 위한 물가지수는 소비자물가지수(주거비용포함)을 사용한다. 식(4-20)은 실질 주택가격지수 계산식이며 <표 4-1>은 주택투자심리와 실질 주택가격지수 계산을 위한 데이터의 출처와 기초통계량을 나타낸다.

$$RHPI = \frac{HPI}{\pi^r} \quad (4-20)$$

〈표 4-1〉 주택투자심리와 실질 주택가격 지수 계산을 위한 변수

구분	주택담보 대출금리 (신규)	예금 이자율 (3년)	기대 인플레이션	소비자 물가지수 (주택금융 비용포함)	주택 가격지수	전세/매매 가격비율
표기	$r^i$	$r^s$	$\hat{i}$	$\pi^r$	$HPI$	$L/P$
평균	5.55%	4.45%	3.52%	68.77	84.75	57.76%
표준편차	0.83%	0.85%	0.55%	20.72	13.61	3.95%

출처: 한국은행, 통계청, 국민은행

〈그림 4-2〉<sup>34)</sup>을 살펴보면 우리나라 실질 주택가격지수는 2001년부터 2003년 말까지 급등하였다. 그 후, 2005년까지 보합세를 유지하다가 2006년부터 다시 1년간 급등하였고 그 후로는 장기적인 등락을 거듭하여 2013년 7월 현재, 2007년 최고점과 비슷한 수준을 유지하고 있다.

주택투자심리는 실질 주택가격지수에 비해 등락이 큰 모습을 보인다. 2005년 말부터 2006년 중반까지 다소 감소된 수준에서 증가하는 모습을 보였으며 해당 기간을 제외하면 2004년부터 2007년 말까지 꾸준히 증가하는 모습을 보인다. 급등하던 주택투자심리는 2008년 초를 기점으로 급락하였으며<sup>35)</sup> 2009년 중순까지 회복세가 보장되지 않았으나 글로벌 금융위기의 해소감에 대한 기대로 반년 동안 상승하는 모습을 보였다. 그러나 글로벌 금융위기를 겪었음에도 불구하고 주택가격이 하락하지 않자, 전세가격이 급등하는 모습을 보였다. 2010년부터 전세가격이 급등하기 시작하면서 투자심리가 다시금 급락하는 모습을 보였으며 이러한 추세는 2011년 말까지 지속되었다. 2011년 말부터 투자심리는 완만하게 회복하는 추세를 보이고는 있는데 이러한 현상의 원인으로 주택시장과 금융시장의 균형을 이루게 하는 요소 중의 하나인 예금금리가 하락하였기 때문으로 이해된다.

34) 〈그림 4-2〉는 각각 계산된 주택투자심리와 실질 주택가격지수이다. 주택투자심리는 데이터의 한계에 의해 2013년 1월부터 표기하고 실질 주택가격지수는 IMF 외환위기의 영향이 일부분을 제거하여 2000년부터 제시하였다.

35) 2007년 말부터 미국 서브프라임모기지에 대한 위기감이 고조된 점을 상기해보면 실질 주택가격지수보다 주택투자심리가 시장 변화에 보다 먼저 반응하였던 점을 알 수 있다.

〈그림 4-2〉 주택투자심리와 실질 주택가격 지수(2000 ~ 2013. 7)



#### 4.4 실증 분석

제 4장인 실증 분석 파트에서는 2장에 설명한 Phillips et al. (2012)의 GSADF 검증 방법을 통해 실질 주택가격지수와 주택투자심리에 대한 버블여부를 검증한다. 실질 주택가격지수의 최소 표본비율은 전체 시계열 데이터 188개 중 약 20%인 36개월을 사용하였으며 주택투자심리에 대해서는 시계열 127개에 대하여 약 30%의 비율인 36개월을 사용하였다<sup>36)</sup>. 각 시계열 데이터의 버블 검증을 위한 값은 5,000번의 몬테카를로(Monte Carlo) 시뮬레이션을 통해 계산되었다. 〈표 4-2〉는 실질 주택가격지수와 주택투자심리에 대한 GSADF 검증값을 나타낸다.

36) 최소관측표본 시계열이 길지 않을 경우에는 정보를 잃을 수 있는 위험이 존재하고 반대의 경우에는 너무 오래된 정보가 현시점에 영향을 주어 데이터의 적합성이 위협받을 수 있다. Phillips et al. (2012)은 1680개의 표본에 대해 10%의 비율로 최소관측표본을 설정하여 본 논문에서는 시계열의 길이에 따라 최소 분석표본비율을 달리 적용하였다. 주택투자심리의 경우, 10% ~ 50%까지 최소분석표본비율에 따른 결과의 차이는 나타나지 않았다. 이는 시계열의 길이가 너무 짧기 때문이다.

〈표 4-2〉 주택투자심리와 실질 주택가격 지수의 GSADF 통계값

구분		주택투자심리	실질 주택가격 지수
최소 분석 시계열 사이즈		36	36
GSADF 통계값		2.450	3.383
한정표본 임계치 (finite sample critical value)	90%	0.899	1.160
	95%	1.238	1.450
	99%	1.816	2.055

버블의 기간을 결정하기 위해서, GSADF값을 5% 유의수준에서 BSADF와 비교하였다. 개별시점의 BSADF값은 GSADF 검정값을 계산할 때 발생하는 부산물이다. 실질 주택가격지수에 대해 GSADF 검정을 통해 과거 13년 간의 주택가격 버블을 추정하였다. 추정결과, 13년 간 5% 유의수준에서 약 두 번의 연속된 버블 확장기가 존재하였는데 이 시기는 2001년 12월부터 2004년 5월까지와 2006년 10월부터 2007년 11월까지로 관측된다.

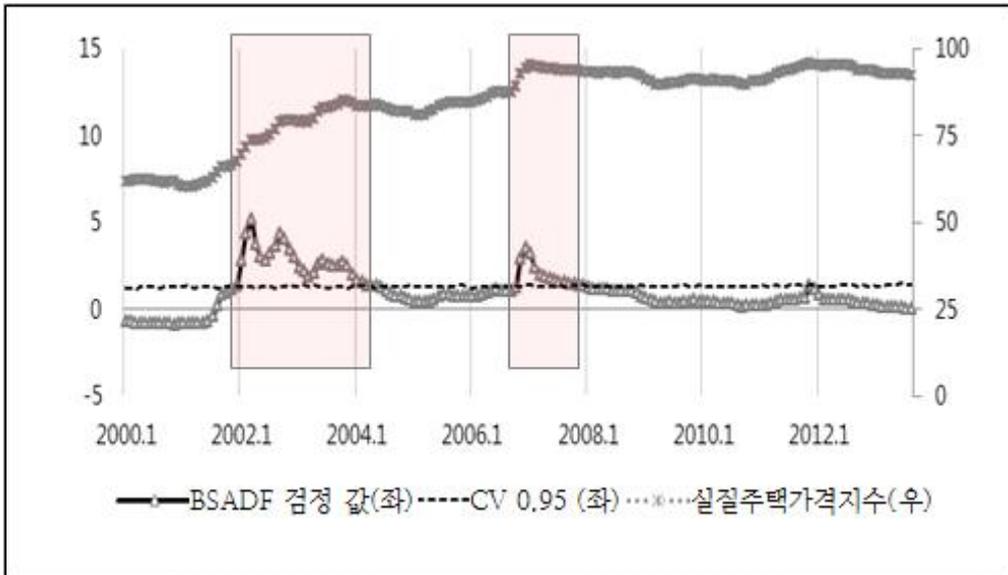
〈그림 4-3〉에서 버블로 관찰된 시점은 모두 급격한 상승을 겪고 있다. 실질 주택가격지수는 2000년 1월부터 2013년 7월까지 전체 표본기간 동안 연평균 12.29% 증가한 모습을 보인다. 그러나 1차 버블로 정의된 2001년 12월부터 2004년 5월까지 2년 5개월 동안 67.1에서 83.5로 52.54% 증가하였다. 2차 버블인 2006년 10월부터 2007년 11월은 15개월 동안 87.2에서 93.5로 7.18% 증가하였다<sup>37)</sup>. 첫 번째 버블 시기는 1997년 말, IMF 외환위기가 시작되면서 급락한 주택가격 하락에 대한 조정과 함께 정부의 주택경기 부양정책이 맞아 떨어지면서 시작되었다. 또한, 2005년부터의 주택가격 상승은 기존의 가격 상승 추세에 더불어 재개발 기대감에 대한 호조에 의해 주택가격의 급격한 상승이 미국 서브프라임 모기지 사태에 대한 심각성이 대두될 때까지 진행되었다.

1차시기의 버블은 IMF 외환위기 이후의 부동산 공급 부족에 기인한 부동

37) 2004년 중순부터 2006년 중순까지의 기간은 5% 유의수준에서 버블로 정의되지 않았으나 10%수준에서는 일부 거품에 포함되는 것으로 나타났다.

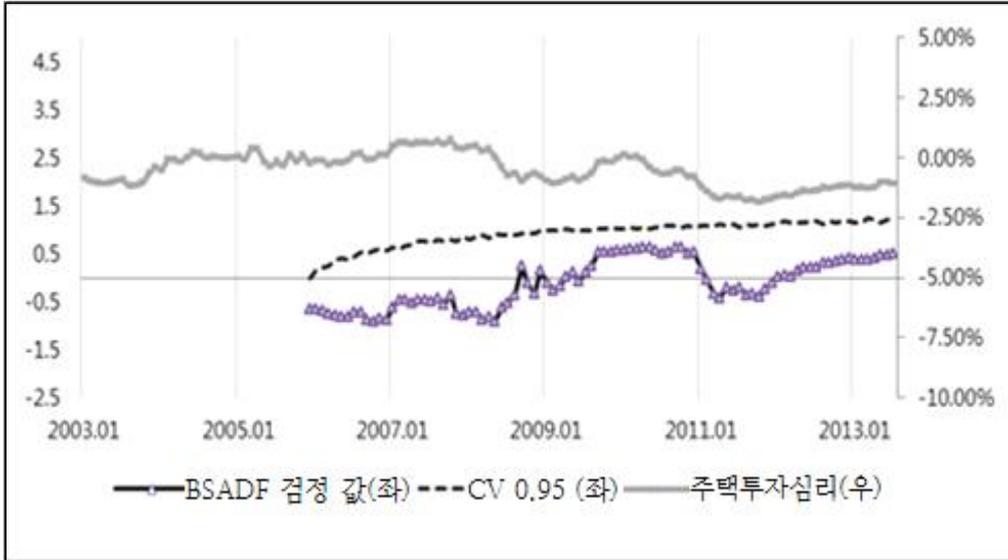
산 시장의 불균형 때문으로 볼 수 있다. 김봉한 (2003)은 경기침체 이후의 건설업계의 불황으로 인해 건설업체 수가 감소하여 부동산공급(특히 주거와 관련된)이 크게 감소하였다고 주장하였다.

〈그림 4-3〉 실질 주택가격 지수의 버블 시기 검증(2000 ~ 2013. 7)



2000년 이후, 우리나라 실질 주택가격에는 두 차례 정도의 버블이 있었던 것으로 관측되었으나 주택투자심리에서는 버블이 관측되지 않는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 주택투자심리에는 정보의 비이성적 확장 행태가 존재하지 않는다는 의미로, 주택시장과 금융시장의 균형을 통해 투자심리에 대해서는 버블이 존재하지 않았다고 주장할 수 있다. 즉, 주택가격이 비이성적 행태를 보이면서 확장될지라도 주택투자심리는 금융시장에 의해 과도한 확장적 행태는 나타나지 않는다고 볼 수 있다. 〈그림 4-4〉는 주택투자심리의 버블을 검증한 결과이며, 〈표 4-3〉은 투자심리와 주택가격지수의 버블기간을 정리한 표이다.

〈그림 4-4〉 주택투자심리의 버블 시기 검증(2003 ~ 2013. 7)



〈표 4-3〉 버블 검증 결과종합

	실질 주택가격지수	주택투자심리
1차 버블 시기	2001. 12 ~ 2004. 05	검증 결과 없음
2차 버블 시기	2006. 10 ~ 2007. 11	

## 4.5 결론

본 장에서 주거용 자산시장에서의 다중 거품을 측정하기 위해 최신의 시계열적 방법론인 GSADF 검정을 활용하였다. GSADF 검정은 ADF를 개별 시계열 시점에서 반복수행하여 후방반복 수행인 BSADF와의 비교를 통해 버블을 측정하는 모형이다. 실증 분석은 실질 주택가격과 주택투자심리(최저 기대 자본수익률)이 동일한 방향성을 갖는가를 중심으로 분석하였다.

분석 결과, 2000년 이후 우리나라의 주택시장에서는 5% 유의수준에서 두 차례 정도의 버블이 존재하는 것으로 나타났으며 주택투자심리는 발산하지 않고 안정적인 모습을 보이는 시계열로 나타난다. 시장에서 주택투자에 대한 최저 기대가격 상승률은 등락을 통해 조정되기 때문에 과도하게 지속적으로

발산하는 형태를 취하지는 않는 것으로 판단된다. 따라서 우리나라 주택시장에서의 과잉가격이라 일컬어지는 버블은 특정시점에서 가격에 관성이 존재하여 증가하는 형태를 보이는 것으로 이해된다.

주택투자심리가 안정적인 시계열을 보인다는 점은 주택투자수익률에 대한 가계의 기대가 합리적임을 시사한다. 과거의 주택가격 안정화 정책은 기본적으로 투자심리 자체를 억제하는 것에 초점이 맞추어져 있어 투자심리를 안정화시켰으나 주택가격의 안정화에는 크게 기여하기 어려웠다는 점을 확인할 수 있었다. 현재에는 주택이 가지는 투자자산으로서의 가치가 점차 소멸해가는 과정에 있고 실질적 주거비용이 급격히 상승하고 있으므로 임차비용의 안정화를 위한 정책이 절실한 상황이다. 그러나 현재의 주택금융정책은 임차와 주택 구입의 양적 팽창을 목적으로 함에 따라 가계의 주거 안정성 확보는 어려울 것으로 판단된다.

본 연구가 가지는 한계로는 주택투자심리와 주택가격의 버블 존재 여부는 서로 독립적인 것으로 나타났으나 그에 대한 이론적인 연구는 제시하지 못한 점을 지적할 수 있다. 주택가격의 버블이 단순히 통계적인 모형인지 아니면 물리학에서 얘기하는 관성에 의한 것인지 확인해 볼 필요가 존재한다. 왜냐하면 자산으로서 주택가격에 기대하는 상승률은 일정 수준을 기점으로 안정적인 모습을 보이거나, 가격의 경우 그렇지 못하기 때문이다. 따라서 가격이 관성을 가지고 움직이는(증가세와 하락세의 급격한 전환의 불가 여부)가에 대한 이론연구와 자산 가격과 투자심리와의 연구의 관계에 대한 규명을 다음의 연구과제로 남겨둔다.

## 5. 가계의 채무불이행과 주택시장

### 5.1 서론

우리나라 전체 경제에 가계의 총부채가 1,000조원에 육박하면서 학계 및 언론에서는 제2의 카드대란 사태를 우려하며 가계 부실화의 적신호로 해석하고 있다. 특히, 가계 부채 대부분이 주택관련 대출에 몰려 있어 가계가 전체적인 채무불이행 위험에 빠질 경우가 우려된다. 주택금융으로 인해 사회적·경제적인 금융부실화 및 주택시장의 침체가 도래하여 장기적인 침체 국면에 빠질 가능성이 높은 점은 우리나라 경제의 가장 큰 취약점으로 대두되고 있다<sup>38)</sup>.

IMF 외환위기 이후 급증한 가계부채의 주요한 증가요인은 다양한 원인이 있으나 저금리 기조 하에서의 실물자산 가격 증가에 따른 가계부채의 증가가 가장 중요한 원인으로 여겨지고 있다. 특히 2000년대에는 우리나라뿐만 아니라 세계적으로 GDP대비 가계부채 비율이 대폭 높아지는 현상이 공통적으로 나타나면서 학계의 주요한 관심을 끌고 있다.

이규복 (2010), 이소영 (2011) 등은 우리나라 가계부채의 심각성에 대한 연구결과를 부채증가의 속도에 중점을 두고 있으며 그 위험성은 상대적으로 낮다고 보았다. 해당 연구는 고소득층의 주택담보대출의 대규모 확대가 우리나라 가계부채 급증의 주요 원인으로 해석하면서 해당 채무자들은 자산을 충분히 보유하고 있으므로 이들의 자산이 동시에 처분되지만 않는다면 부동산시장이 장기적인 침체에 돌입하거나 거시경제가 전반적으로 후퇴하는 양상은 나타나지 않을 것이라는 견해를 보이고 있다<sup>39)</sup>.

비교적 낙관론이 우세함에도 불구하고, 은행의 가계대출 연체율과 주택담보 연체율은 2010년 초를 기점으로 지속적인 증가 추세에 있다. 글로벌

---

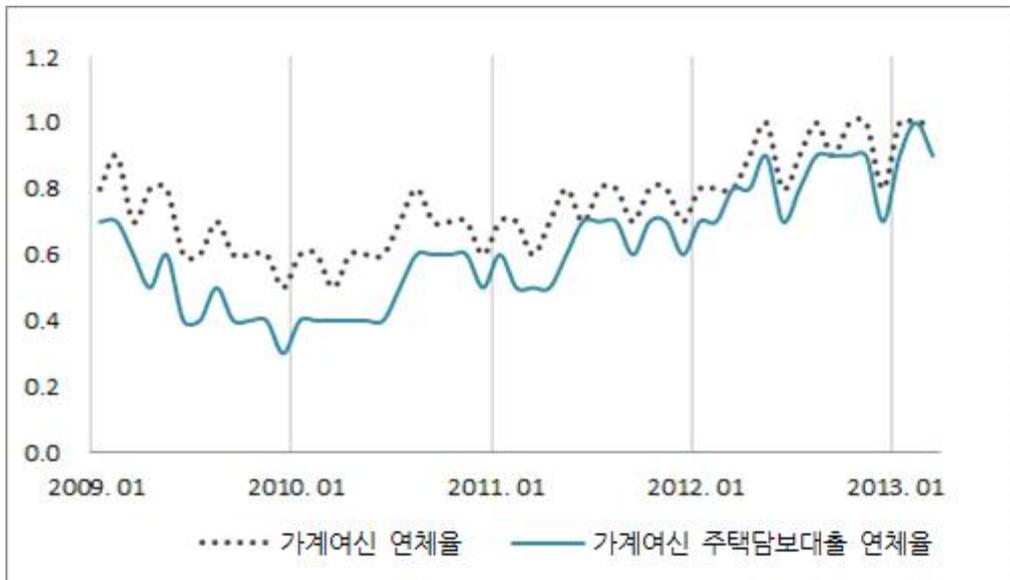
38) 2003년 카드대란 이후, 우리나라의 가계부채는 GDP증가율의 두 배에 근접하는 속도로 증가해 왔다. 한국은행(2013)의 「금융안정보고서」 4월호에 따르면 자영업자 부채 350조를 포함할 경우, 가계부채는 사실상 1,300조원을 넘어선다고 추측하고 있다.

39) 백은영(2012)에 따르면 하위 20%는 평균 부채의 14.5%가, 상위 20%는 30.05%가 주택 구입용으로 부채를 유지하고 있는 것으로 나타난다

금융위기 직후인 2009년 1월의 주택담보대출 연체율은 0.7%정도였으나 2013년 3월 말 현재 0.9%정도로 약 0.2% 증가하였다. 이와 동시에 전체적인 가계의 연체율도 0.8%에서 1.0%로 증가하여 전체적인 가계여신의 불안한 모습을 보이고 있다.

〈그림 5-1〉 가계연체율(2009 ~ 2013. 3)

단위: %



출처: 금융감독원

가계대출의 증가에도 불구하고, 낙관론이 대두되는 이유는 연체의 크기가 크지 않기 때문이다. 또한 과거 참여정부에서 시행하였던 LTV(Loan to Value)와 DTI(Debt to Income) 등의 규제를 통해 주택관련 대출의 위험성은 상당부분 통제되고 있는 것으로 시장에서는 여겨지고 있다. 또한 가계부채는 수도권 주택시장의 부진과 금융기관의 리스크 관리 강화 등의 영향으로 증가세 자체는 둔화되고 있는 모습을 보이고 있다.

그러나 우리나라에 존재하는 전세자금 규모를 추정하게 되면, 실제적인 주택 소유자의 부담은 훨씬 높아지게 된다. 한국은행 (2013)의 금융안정보고서 10월호에 따르면 2013년 6월 말 현재 주택소유자가 세입자에게 돌려주어야

할 전세 보증금 규모는 약 400 ~ 500조원으로 추산되는데 이는 전체 주택담보대출 금액과 비슷한 수준이다. 또한 평균 LTV는 48.4%인 반면, 전세금까지 포함할 경우 75.7%까지 주택의 LTV 비율은 높아지게 된다. 즉, 우리나라의 주택가격은 약 25% 정도의 본인 자본으로 주택을 구매하고 있음을 의미한다. 이러한 상황에서 주택가격 하락의 크기가 본인 자본의 크기보다 더욱 크게 되면 집주인 등은 해당 주택을 경매로 처분하거나 채무조정제도 등을 활용하여 곤란한 상황을 회피하게 되면 세입자 입장에서는 자산인 보증금에 대한 위협을 감당해야 하는 상황에 이르게 된다<sup>40)</sup>.

본 장의 주된 내용은 가계의 채무불이행에 주택담보대출이 직접적인 원인으로 작용하였는 지에 대해 실증적으로 분석하는 것이다. 선행연구에서는 주택금융과 가계의 채무불이행(개인파산 및 회생 등을 포함한)에 대한 이론적 배경을 살펴본다. 또한, 실증 분석 모형인 다이나믹 프로빗(Dynamic Random Effects Probit, DREP) 모형을 소개하고 모형에 따른 연구결과의 해석을 통해 가계의 채무불이행과 주택시장 및 주택담보대출의 직접적인 관계를 분석한다.

## 5.2 이론적 배경

가계(또는 개인)의 자산선택과 지출행태는 대차대조표와 현금흐름을 통해 나타낼 수 있다. 유경원 (2013)은 가계의 채무부담 행위가 대차대조표와 현금흐름 상에 변화를 가져온다고 보아 가계가 실물자산을 선호하고 이에 따른 주택자산 축적이 일정 부분 기존 금융자산의 소진과 부채 증대를 통해 이루어지고, 이로 인한 원리금 상환의 부담이 점점 커지게 된다고 주장하였다. 따라서 가계의 채무 부담이 커지게 될 경우, 가계는 저축과 소비를 줄이게 되고 더 이상 저축과 소비를 줄이는 것이 불가능한 상황에서는 채무를 이행하지 않는 채무불이행 상태에 이르게 된다.

가계의 자산과 소비에 대한 구성의 이유가 다양한 것처럼 가계의 채무불이행 행태에 대한 이유도 다양하다. 자산에 부채가 없을 경우 가계의 모든 자산

---

40) 국민행복기금에 따르면, 2013년 6월말 현재 전체 채무불이행(10만 원 이상 90일 이상 연체)으로 정의된 채무자는 약 345만명(금융회사 및 대부업: 345만명 / 공적AMC 211만명) 수준이다.

은 순자산으로서 수익(또는 효용)을 일으키는 목적으로 이용된다. 그러나 부채를 포함한 자산은 이자비용의 부담에 따라 가계의 현금흐름을 축소시키고 특정 시점에 가서는 가계가 연체(또는 파산)를 선택하게 한다.

가계의 연체에 관한 이유를 분석한 연구는 다양하다. 먼저 Lea, Webley, Levine (1993)은 가계 부채에 영향을 주는 변수들이 부채 보유의 정도에 따라 경제적·사회적·심리적으로 다르다는 점에 주목하였다. 해당 연구에서 부채 보유 정도의 크기는 전혀 없는 집단과 소득만큼의 부채를 지닌 집단, 그리고 부채의 크기가 소득보다 큰 집단을 대상으로 분석하여 부채규모에 따라 연체에 대한 민감성이 다르다는 점을 증명하였다. 특히 부채규모가 경기상황이 나빠질 경우에 크게 영향을 받는다는 점에 주목하였다.

또 다른 연체행동 연구인 Lea, Webley, Walker (1995)에서는 부채의 원인으로 지적된 심리적 변수가 가계부채에 어떻게 관련되는가를 규명하였다. Lea et al. (1995)은 가계의 분류를 부채를 보유하지 않은 집단, 연체하는 집단, 상환 시 채권자와의 법적 소송에 연루되어 있는 집단을 구분하여 분석하였다. 분석 결과에서 경제적 및 인구통계학적 변수는 부채 정도에 따른 구분을 설명하는데 유의한 것으로 나타났으며, 금전관리 기술이나 능력, 신용카드 등과 관련된 소비지출도 연체행동에 유의한 영향을 주었다.

Thaler (1990)은 가계의 채무불이행에 영향을 주는 심리적인 특성으로 내적, 외적 제약의 영향을 설명하였다. 내적 제약은 상환 실패를 방지하기 위한 대출제한 의지가, 외적제약으로는 자동이체 여부를 포함한 행동제약 요건 등이 유의한 변수로 정의되었다.

Godwin (1999)은 가계의 신용에 대한 태도가 부채상환 행동에 미치는 영향에 주목하였다. Godwin (1999)은 1983년부터 1989년 사이의 소비자금융 조사 자료를 활용한 연구에서 부채상환에 어려움을 겪는 가계를 분석하였는데 분석 결과, 가계의 인구통계학적 특성, 부채의 구성 및 가계가 겪은 주요 사건들의 영향력을 통제하더라도 부채이용에 대한 긍정적 태도를 가진 가계일수록 연체 확률이 증가하는 것으로 나타난다

Lin and DeVaney (1996)는 가계의 부채부담을 신용카드 부채 부담과 일반 여신 부채 부담으로 측정하였다. 가계의 채무불이행에는 가계소득, 자녀 수,

가족형태 및 상환 등이 유의한 변수로 나타난다. 가구주의 연령이 젊을수록, 교육수준이 낮을수록 더 연체할 확률이 높았으며 가족 형태와 직업구분에 있어서는 부부가 모두 전문적인 직업을 갖고 있을 경우 연체할 확률이 낮아지는 것으로 나타난다.

이기춘·박근주 (1997)의 연구는 가계신용을 서비스신용과 신용카드, 할부구매로 구분하고 가계의 사회·인구학적, 경제적, 심리적, 신용 이용 특성의 영향력을 파악하였다. 설문 조사를 통해 표본을 수집한 후, Logit 분석을 수행하였는데 직업과 가계소득, 자동이체 여부 등이 유의한 변수로 나타났다. 또한 할부구매 연체에 영향을 미치는 가계 개별적 변수로는 성별, 교육 수준, 결혼 유무 등이 유의한 것으로 나타난다.

### 5.3 연구설계

가계와 주택시장, 그리고 금융의 관계를 결정짓는 본 논문의 방법론으로는 다이나믹 확률효과 프로빗 모형(Dynamic Random Effects Probit, DREP, 다이나믹 프로빗) 모형으로 설정하였다. 다이나믹 프로빗 모형은 패널 데이터에 대하여 특정시점( $t$ )의 특정주체( $i$ )에 대하여 사건이 일어날 확률을 먼저 계산한 뒤, 시계열을 이용한 회귀분석을 통해 개별 변수의 효과를 검증하는 방법이다.

제 5장은 가계의 채무불이행 상태를 추정하기 위한 목적으로 작성된다. 이를 위해 가계의 특수적인 요소와 거시경제, 그리고 전기의 가계의 상태를 고려하고 가계의 채무불이행 상태를 설명하는 변수로써 주택대출의 영향력을 검증하였다. 만일 모형설계에서 가계의 전기 채무불이행 상태를 고려하지 않을 경우, 채무불이행에 대한 고정적인 요인이 이분산성을 띄게 되어 독립변수의 효과가 제대로 검증되지 않는다. 따라서 본 연구는 가계의 과거 상태와 거시경제, 그리고 개별 상황을 설명할 수 있는 모형으로서 다이나믹 프로빗 모형을 활용한다.

확률효과를 고려한 다이나믹 프로빗 모형<sup>41)</sup>은 다음과 같은 식(5-1)로부터

---

41) 일반적인 패널데이터 분석방법에는 고정효과 모형과 확률효과모형이 있다. 두 모형의 가장

출발한다. 본 장에서 확률효과를 가정한 이유는 시간의 흐름에 따라 오차항의 변동이 발생하는 것을 인정하기 위함이다. 활용될 변수가 각 개인에 대한 채무상황과 거시경제를 대변하는 변수이므로 개별 변수의 변화에 따른 오차항의 크기가 시간이 지남에 따라(또는 개인에 따라) 같다고 가정하는 것은 비합리적으로 판단된다.

$$y_{i,t}^* = \gamma y_{i,t-1} + \beta x_{i,t}' + a_i + u_{i,t} \quad (5-1)$$

식(5-1)에서  $i$ 는 특정시점의 개별 관찰대상을 의미하고  $t$ 는 개별시점이다. 즉,  $i = 1, \dots, N$ 를,  $t = 2, \dots, T$ 까지의 범위를 갖는 시계열이다.  $y_{i,t}^*$ 은 종속변수이고  $x_{i,t}$ 는 종속변수를 설명하기 위한 외생변수이다.  $a_i$ 는 관측되지 않은 개별 표본 $i$ 에 특정된 확률효과이다.  $u_{i,t}$ 는 정규분포의 형태를 따르며 독립변수에 종속되지 않고,  $\sigma_u^2$ 의 분산을 가진다.

$y_{i,t}^*$ 가 종속변수로서 독립변수에 의해 추정된 것이라면 기본 관측치인  $y_{i,t}$ 는 0과 1로 구성된 이산(binary) 변수이고 종속변수  $y_{i,t}^*$ 는 개별 독립변수  $x_{i,t}$ 와 과거의 상태  $y_{i,t-1}$ 에 의해 정의된다.

$$y_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{i,t}^* \geq 0 \\ 0 & \text{else} \end{cases} \quad (5-2)$$

식(5-2)에서  $i$ 와  $t$ 는 각각 개별 관측치와 시계열을 의미한다. 대부분의 패널데이터에서  $N$ 의 수는 충분히 많이 가져갈 수 있으나 시계열 변수인  $T$ 는 매우 작은 수를 가지고 있으며, 고정되어 있는 상태이다. 오차항  $u_{i,t}$ 가 시계열적으로 완전독립임을 가정할 경우,  $v_{i,t} = a_i + u_{i,t}$ 와는 시간에 대해 상관관계를 가지게 된다. 왜냐하면  $a_i$ 는 시간 흐름에 대한 고정적 변수이고, 개별 관

---

큰 차이점은 교차항(intercept term)과 오차항(error term)에 대한 가정이다. 고정효과 모형은 오차항이 시간 또는 개별변수에 상관없이 일정하다고 가정하는 반면, 확률효과 모형은 교차항(상수)의 변동이 존재하지 않음을 가정한다. 각 모형은 다른 서로 다른 항에 대해 반대되는 효과를 가정하나 개별 독립변수에 대한 계수는 일정하다는 점은 동일하다.

측치에 대한 확률효과는 개별 시간변수  $v_{i,t}$ 에 의해 정의되기 때문이다. 식 (5-3)으로 시간에 따른 상관관계인  $\lambda$ 를 정의한다.

$$\lambda = \text{Corr}(v_{i,t}, v_{i,s}) = \frac{\sigma_a^2}{\sigma_a^2 + \sigma_u^2}, \text{ where } t, s = 2, \dots, T, t \neq s \quad (5-3)$$

표준적인 확률효과 모형은  $a_i$ 가  $x_{i,t}$ 에 완전 독립임을 가정한다. 단, 독립변수  $x_{i,t}$ 에 대하여  $a_i$ 는 평균에 따라 이용될 수 있다. 따라서 시간에 따른 평균과 시차의 조정은 독립변수의 역할에 영향을 미치게 된다. 또한 추정하고자 하는 변수  $y$ 가 이항선택변수이므로 표준화에 대한 절차가 요구된다. 가장 편리한 방법은  $\sigma_u^2 = 1$ 로 가정하는 것이다.  $u_{i,t}$ 가 정규분포를 따르고,  $a_i$ 가 주어진 상황에서 시간  $t$ 에 대한 개별변수  $i$ 에 대한 전이확률(transition probability)은 식(5-4)와 같이 정의된다.

$$P[y_{i,t}|x_{i,t}, y_{t-1}, a_i] = \Phi[(\gamma y_{i,t-1} + \beta x'_{i,t} + a_i)(2y_{i,t} - 1)] \quad (5-4)$$

식(5-4)에서  $\Phi$ 는 표준정규분포의 누적분포함수를 의미한다. 즉, 독립변수와 확률효과, 그리고 전기 상태에 따라 발생하는 당기 상태에 대한 확률은 추정 모형의 표준정규분포에 의해 결정됨을 알 수 있다.

다이나믹 프로빗 모형은 최초시점의 관측치  $y_{i,1}$ 에 대한 가정과 확률효과  $a_i$ 에 대한 가정을 필요로 한다. 먼저  $y_{i,1}$ 을 외생변수로 정의하지 않을 경우  $a_i$ 와  $y_i$ 가 서로 상관관계를 갖게 되면 전기상태  $y_{i,t-1}$ 에 대한 이진확률인  $\gamma$ 를 과대추정하게 되는 문제점이 존재한다. 이러한 문제점을 해결하기 위해 Heckman (1981)은 선형적합(linearized approximation)을 제시하여 최초시점  $y_{i,1}$ 을 식(5-5)을 통해 추정하였다.

$$y_{i,1}^* = z'_{i,1}\pi + \eta_i \quad (5-5)$$

식(5-5)에서  $z_{i,1}$ 은 외생 도구변수(exogenous instruments)의 벡터이고 독립 변수  $x_{i,1}$ 을 포함한다. 또한  $\eta_i$ 는  $a_i$ 와 상관관계를 가지나 2기 이상의  $u_{i,t}$ 와는 독립적인 오차항으로 직교형태를 취할 경우 식(5-6)과 같이 정의할 수 있다.

$$\eta_i = \theta a_i + u_{i,1} \quad (5-6)$$

식(5-6)에서  $\theta$ 가 0보다 클 경우  $a_i$ 와  $u_{i,1}$ 은 서로 독립이고  $\eta_i$ 는 기본식의 두 오차항에 대해 영향을 받게 된다. 따라서 식(5-5)와 식(5-6)을 결합할 경우  $y_{i,1}^*$ 은 식(5-7)과 같이 정의된다.

$$y_{i,1}^* = z'_{i,1}\pi + \theta a_i + u_{i,1} \quad \text{for } i = [1, \dots, N] \quad (5-7)$$

식(5-7)은  $y_{i,1}^*$ 을 추정하기 위한 식이고, 식(5-5)은  $y_{i,t}^*$  for  $t = [2, \dots, T]$ 을 추정하기 위한 식이므로 개별주체  $i$ 에 대한 확률효과  $a_i$ 가 주어졌을 경우의 결합확률은 식(5-8)과 같다.

$$\Phi[(z'_{i,1}\pi + \theta a_i)(2y_{i,1} - 1)] \prod_{t=2}^T \Phi[(\gamma y_{t-1} + \beta x'_{i,t} + a_i)(2y_{i,t} - 1)] \quad (5-8)$$

다이나믹 프로빗 모형의 장점은 과거의 개인( $i$ )의 상태확률( $y_{i,t-1}$ )이 현재의 상태확률( $y_{i,t}$ )에 영향을 미침을 가정하여 상태의 의존성(genuine state dependence)을 검증할 수 있다는 점이다<sup>42)</sup>. 즉, 어떠한 개인이 가지고 있는 성향(또는 상태, 경험)이 지속적으로 그러한 상태를 유지시킨다는 가정을 전제로 한다. 그러나 관찰되지 않는 이질성(heterogeneity)이 통제되지 않는다면 과거의 상태에 대한 계수값은 허구적인 관계로 역할하게 되므로 개인의 관찰되지 않는 특성을 확률적으로 취급하여야 한다.

42) Hsiao, C. (2003). *Analysis of panel data (Vol. 34)*. Cambridge, Mass: Cambridge university press. p. 122.

제 5장은 개인  $i$ 의 현재 채무불이행 상태에 영향을 미치는 요인을 거시경제, 개인특성, 그리고 채무로 한정하여 분석하였다. 연구를 위해 수집한 항목은 A은행의 내부 자료로 개별 관측치 개인에 대한 성별, 연령, 소득(확인된 연소득), 그리고 주거 형태 등과 대출 잔액을 포함한다. 수집된 개인의 총대출 잔액은 일반 신용대출과 주택담보대출 등으로 구분 가능하므로 여신의 크기를 직접적으로 비교하기 위해 상품의 특징에 따라 나누어 분석한다. 각각의 대출 크기는 개인  $i$ 가 보유한 모든 대출로 은행연합회에 등록된 계좌단위 계정으로 구분한다.

총 모집단은 2011년 1월 현재 채무불이행이나 개인회생, 파산면책 등의 금융구제제도를 적용받지 않고 있는 정상적인 상태에 있는 A은행의 고객 1만명이다<sup>43)</sup>. 채무불이행은 각 월말 시점에 개인이 보유한 여신의 원금 또는 이자를 상환하지 못한 상태를 의미한다. 따라서 실제적인 조건에서 90일 이상 연체를 보유한 개인을 중점적인 모집단으로 선정하였다. 그러나 90일 이상 연체만을 가계의 채무불이행으로 정의하게 되면 과거 이력에 대한 현재의 상환능력 상실 여부를 제대로 판단할 수 없게 된다. 따라서 개인회생과 파산면책 등에 등재된 고객까지 채무불이행 모집단으로 정의하여 포괄적인 수준으로 종속변수를 선정하였다.

거시경제 변수로는 CD 유통수익률(91일)과 주택가격지수와 산업생산지수 및 실업률 등을 활용하였다. CD 유통수익률(91일)은 비교적 짧은 단위의 거시경제 금리로 우리나라 가계의 주택금융대출이 대부분 변동금리임을 감안하면 금리에 대한 충격이 보다 직접적으로 가계의 채무불이행에 영향을 줄 수 있을 것으로 기대되기 때문에 사용되었다. 또한 주택가격지수를 거시경제 변수로 활용한 이유는 주택가격 변화에 따라 가계의 채무불이행이 달라질 수 있을 것으로 기대되기 때문이다. 산업생산지수는 생산에 따른 가계의 부를 측정하기 위한 데이터로써 활용되었다<sup>44)</sup>. 또한 고용이 가계의 채무불이행의 선택에 미치는 영향을 고려하기 위하여 실업률 데이터를 활용하였다. 따라서 거

43) 총 모수는 3,245,990명이었으나 분석의 편의를 제거하기 위하여 연령(만 19세 미만과 만 60세 이상 제거)과 고객상태(당사 휴면고객 및 직전 1년간 금융거래활동 없는 고객 제거) 등을 통제한 후 1만명을 무작위로 추출하였다.

44) 월간 데이터이므로 분기 데이터인 GDP의 대응치(proxy)로서 활용되었다.

시경제 변수는 가계의 채무불이행 원인이 거시적 측면에서의 주택가격, 금리, 고용, 생산 등을 고려하여 정의되었다.

숫자형 변수(numerical variables)가 갖는 편의를 제거하기 위해서 연령은 비슷한 특징을 보일 것으로 기대되는 구간으로 범주화(categorizing)하였다<sup>45)</sup>. 주거 형태 변수는 기초에 자가, 전세, 월세 등으로 구분 되어 있었으나 분석의 편의를 위하여 자가와 임차(전세 및 월세)로 구분하였고 대출 잔액은 신용대출 잔액과 주택대출 잔액으로 나누어 사용하였다. 그 외 시계열적인 거시경제 변수들은 개별 시점의 월별데이터를 그대로 사용하였다. 단, 채무불이행과 파산면책, 개인회생 등의 결정 시차를 파악하기 위한 목적으로 3개월 전 시차를 적용하였다.

가장 중요한 종속변수(dependent variable)는 가계의 채무불이행 여부이다. 채무불이행은 모든 금융기관에 존재하는 연체 건수의 최장 연체일이 90일 이상인 경우에 한하여 채무불이행 여부를 판단하였다. 그러나 채무불이행은 실제적인 연체의 등록만을 반영할 뿐 가계의 채무불이행에 대한 면책조건을 반영하지는 않는다. 따라서 개인파산 및 신용회복 등재정보 등도 가계의 채무불이행 조건에 포함하여 종속변수로 활용하였다. <표 5-1>은 본 논문에 사용된 변수의 정의를 설명하기 위해 작성되었다.

<표 5-1>의 가장 윗 단은 모집단을 추출하기 위한 정의를 의미한다. 종속 변수는  $DQ_{i,t}$ 로 개인  $i$ 의  $t$ 시점의 채무불이행 여부를 더미 변수로 변환하였다. 이 때,  $DQ_{i,t}$ 가 1이면 전 금융기관에 1건 이상의 90일 이상 연체가 존재하거나 개인회생 확정 또는 개인파산 면책을 의미한다.

설명변수 중 개인의 특성을 의미하는 변수인 연령 더미는  $AGE_{i,t}$ 로 표기하였으며 만 19세부터 만 69세까지 10년씩 더미변수로 만들어 사용하였다.  $SEX_i$ 는 성별 변수로 여성의 경우 1, 남성의 경우 0의 값을 갖는 더미변수이다. 개인의 주거상태는  $RS_{i,t}$ 로 0의 값을 갖는 경우 임차거주(전세 또는 월세), 1의 값을 갖는 경우 자가거주를 의미한다.  $INCOME_{i,t}$ 는 대출시점의 확인된 소득으로 대출시점과 현재의 차이가 1년 이상일 경우, 평균GDP 상승률

---

45) 시계열에 따라 나이가 달라지는 점을 반영하기 위하여 관측시점별로 나이의 변동을 고려하였다.

로 조정하였으며 단위는 원 단위이다. 전 금융기관에 존재하는 개인의 채무 규모는 신용대출과 주택담보대출로 나누어 정의하였다.  $LC_{i,t}$ 는 신용대출의 잔액을 의미하고,  $LM_{i,t}$ 는 주택담보대출 잔액을 의미하며 각 변수는 원 단위 데이터이다.

분석에 사용된 거시경제 변수 중  $RHPI_{t-3}$ 은 국민은행 주택시계열 자료에서 추출하고 소비자물가로 조정한 실질 주택가격지수이다.  $IR_{t-3}$ 은 담보콜금리 중 CD유통수익률(91)일 자료를 이용하였다.  $UR_{t-3}$ 은 실업률,  $INDEX_{t-3}$ 은 산업생산지수로 가계행동에 전반적인 영향을 미치는 대표적인 시계열 지수이다.

〈표 5-1〉 표본 및 분석변수 정의

<p>□ 표본: 10,000명 (2011년 1월 초 현재 연체가 존재하지 않는 A 은행 고객)</p> <p>1) 연령제한: 만 20세 ~ 만 69세</p> <p>2) 최근 1년간 금융활동 경험</p> <p>3) 확인된 소득 정보 존재</p> <p>4) 3,245,990명으로부터 임의추출</p> <p>□ 시계열 관측기간: 2011. 01 ~ 2013. 08(32개월)</p>			
구분	변수명	표기	설명
종속변수	부도 여부	$DQ_{i,t}$	0: 정상 1: 개인파산/ 개인회생/ 또는 90일 이상 연체
설명변수: 개인적 요소	연령더비	$AGE_{i,t}$	연령별 더비 $AGE_{20,t}$ : 만 19세 ~ 만 29세) $AGE_{30,t}$ : 만 30세 ~ 만 39세) - - - $AGE_{60,t}$ : 만 60세 ~ 만 69세)
	성별	$SEX_i$	0: 남성 1: 여성
	주거 형태	$RS_{i,t}$	0: 임차거주 1: 자가거주
	소득	$INCOME_{i,t}$	연소득
	신용대출 잔액	$LC_{i,t}$	전국은행연합회 신용대출 총 잔액
	주택담보대출 잔액	$LM_{i,t}$	전국은행연합회 주택 담보대출 총 잔액
설명변수: 거시적 요소	실질 주택가격 지수	$RHPI_{t-3}$	주택가격지수/ 소비자 물가지수
	CD 91일 금리	$IR_{t-3}$	CD 91일 금리
	실업률	$UR_{t-3}$	%
	산업생산지수	$INDEX_{t-3}$	산업생산지수

## 5.4 실증 분석

### 5.4.1 기초데이터 분석

가계의 채무불이행에 대한 상태의존 효과와 주택대출의 영향을 다이나믹 프로빗 모형으로 분석하기에 앞서 기초 분석을 실시하였다. 분석을 위한 데이터는 종속변수인 채무불이행 여부와 개인의 특성변수인 연령, 성별, 주거 형태, 소득 등으로 나타나고 이에 본 논문에서 가장 중요하다고 할 수 있는 신용대출과 주택담보대출까지 포함한다. 거시경제 변수에 대한 기초분석은 실질 주택가격지수, CD유통수익률(91일), 실업률, 산업생산지수 등으로 구성된다. <표 5-2>는 활용된 변수들의 기초통계량을 보여준다.

<표 5-2> 분석변수 기초통계

단위: %, 만 원

변수	평균	표준편차	최소값	최대값
$DQ_{i,t}$	0.05	0.22	0	1
$AGE_{i,t}$	42.65	9.57	20	70
$SEX_i$	0.53	0.49	0	1
$RS_{i,t}$	0.35	0.21	0	1
$INCOME_{i,t}$	3,568.11	139	1,583.87	24,832
$LC_{i,t}$	28,257.81	109,769	0	3,237,730
$LM_{i,t}$	25,488.10	108,151	0	6,850,000
$RHPI_{t-3}$	142.74	0.0091	121.15	144.26
$IR_{t-3}$	3.04	0.0012	2.91	3.19
$UR_{t-3}$	3.21	0.0013	2.87	4.50
$INDEX_{t-3}$	105.3	0.0002	94.21	114.60

기초데이터 분석 결과, 2011년 1월에는 연체나 채무조정 등의 사건을 겪지 않은 대상들이 32개월 내에 해당 사건을 겪는 경우가 약 5.16%인 것으로 나타난다. 그러나 표준편차가 22%이므로 0과 1의 값만을 갖는 변수임을 고려

하면 채무불이행에 대한 지속성이 존재하는 것을 간접적으로 확인 가능하다.

표본 추출 대상의 인적 특성은 평균연령, 성별과 주거 형태와 소득 등으로 나타날 수 있다. 만 19세 ~ 69세까지의 연령 범위를 갖는 표본의 평균연령은 42.65세로 나타난다. 또한 여성의 비율이 남성보다는 다소 높은 특징을 보인다. 또한 약 35%의 표본만이 자가에 거주하고 있는 것으로 나타나 전체 표본 2/3의 주거 형태는 대부분 임차임이 확인된다. 평균소득은 약 3,568만 원으로 나타났으며 최저 소득은 1,583만 원, 최대 소득은 2.5억 원 정도인 것으로 분석된다.

개별 대상이 가진 부채 규모를 신용대출과 주택담보대출을 포함할 경우 5,000만 원을 조금 넘는 수준으로 나타난다. 그러나 표준편차의 크기를 고려할 경우, 부채 규모는 상품의 특성과 관계없이 오른쪽으로 치우쳐 있음을 알 수 있다. 각 부채의 최대값은 신용대출의 경우 약 32억원, 주택담보대출의 경우 약 68억 원 정도로 확인된다.

다이나믹 프로빗 모형을 적용하여 분석하기에 앞서 먼저 각 변수의 영향력을 예상해 보았다. 연령변수의 경우, 나이가 증가함에 따라 계수의 크기가 U자 형태를 취할 것으로 기대된다. 먼저 연령관련 변수는 U자형 커브를 보일 것으로 판단된다. 20대나 30대 초반의 사회초년생의 경우, 채무불이행을 사전에 선택함으로써 파생되는 금융거래 제한 등과 같은 사회적 문제에 직면했을 때 그 효용이 30대 후반 ~ 50대까지의 중년층의 효용보다는 작을 것으로 판단되기 때문이다. 같은 이유로 50대 이후의 장년층의 채무불이행에 대한 민감도도 작을 것으로 기대된다.

개인을 구성하는 요소 중 성별은 여성의 경우가 채무불이행에 보다 더 민감할 것으로 기대된다. 가계의 채무불이행의 선택은 금융거래의 제한과 사회적 활동의 제한을 가져온다. 우리나라 가계의 대부분의 경제활동이 남성으로부터 발생한다는 통념을 가정하면, 가계의 채무불이행 선택은 동일한 상황에서 여성에게 전가될 가능성이 보다 높기 때문이다. 변수 설계에서 여성을 1로 정의하였기 때문에 따라서 양(-)의 부호를 예상할 수 있다.

소득의 경우는 고소득층이 저소득층보다 동일한 채무상태나 경제적 여건상 채무불이행에 더욱 민감할 것으로 기대된다. 소득이 높은 사람일수록 동일한

채무에 대해 상환능력이 보다 높기 때문에 소득의 채무불이행에 대한 영향력은 음(-)의 영향력을 보일 것으로 예상할 수 있다.

주거행태에 따른 채무불이행 선택은 임차거주의 경우에 보다 채무불이행을 보다 쉽게 선택할 것으로 가정하면 음(-)의 계수가 예상된다. 우리나라에서 가지는 주택보유('내 집')의 의미와 주거이동의 불편성을 감안하면 자가거주 가구의 채무불이행 회피 성향이 임차거주 가구보다 클 것으로 예상되기 때문이다.

본 연구의 주된 관심사인 개인대출의 영향력을 예상해보자. 신용대출은 가계의 채무불이행에 양(+)의 영향력을, 주택담보대출은 음(-)의 영향력을 보일 것으로 기대한다. 가계의 신용대출과 주택담보대출의 크기가 같을 때, 신용대출과 주택담보대출 모두 채무조정제도를 통해서 구제가 가능하나 주택담보대출은 담보를 설정한 채권자가 경매 신청 등을 통해 채무자의 주거 안정성을 해할 수 있으므로 가계의 주택담보대출은 음(-)의 계수를 가질 것으로 기대한다. 더욱이 주택담보대출은 채무자의 재산을 대상으로 실행한 여신이기 때문에 채무불이행확률에 영향을 미치지 않는 것이기 때문이다. 가계의 채무불이행에 대한 민감도가 클 경우, 합리적인 가계는 신용대출에 대한 채무불이행을 사전 방어하기 위해서 자산인 주택을 통한 담보대출을 통해 상환하는 방법을 선택할 수도 있기 때문이다.

주택가격지수의 경우에는 양(+)의 계수를 보일 것으로 기대한다. 주택가격이 상승하는 상황에서 가계는 채무 상환 이연에 따른 원리금 상환과 주택가격의 상승을 비교하여 주택가격의 상승 폭이 클 경우, 채무 상환을 이연하더라도 주택가격이 오른 후에 주택을 처분하여 이연된 금액을 상환할 것이기 때문이다. 또한 주택가격이 하락하는 상황에서는 주택의 신속한 처분을 통해 주택으로 인해 발생하는 금융비용을 줄이려고 할 것이기 때문이다.

다른 거시경제 변수인 금리와 실업률, 산업생산지수 등은 정상적인 상황에서 일반적인 상식을 동원하면 금리와 실업률은 양(+)의 계수를, 산업생산지수는 음(-)의 계수를 보일 것으로 기대된다. 금리의 상승은 장·단기적인 채무 상환 금액의 증가를 가져오고 실업률은 장기적인 소득의 감소를 가져온다. 따라서 두 지표 모두 증가하는 경우 가계의 채무불이행 확률에 양(+)의 영향력

을 보일 것으로 기대한다. 반면, 산업생산지수는 가계의 소득이 증가되는 상황이므로 음(-)의 계수가 예상된다.

마지막으로 상태의존성을 판단하는 지표인 직전 시점 개인의 상태 ( $DQ_{i,t-1}$ )는 유의한 양(+)의 영향력을 미칠 것으로 기대한다. 왜냐하면 종속 변수인 채무불이행, 개인파산, 회생 등의 상태는 단기간에 일어나는 것이 아니고 최소 90일 간의 연속적인 채무불이행이나 법원의 판단, 그리고 채무조정기구의 역할이 반드시 필요하기 때문이다. 따라서 개인의 채무불이행 상태에 대한 과거 의존성은 존재할 것으로 가정된다.

#### 5.4.2 다이나믹 프로빗 분석

2011년 1월을 기준으로 A은행의 정상적인 고객 1만명에 대한 30개월의 패널 데이터를 활용하여 다이나믹 프로빗 모형으로 개인의 채무불이행 확률을 추정하였다. <표 5-3>은 다이나믹 프로빗 모형을 통해 추정한 결과와 모형의 적합성을 나타낸다<sup>46</sup>.

---

46) 다이나믹 프로빗 모형을 적용하면서 교차항(interceptor)은 존재하지 않는 것으로 가정하였으며 분산의 형태를 실제 값으로 이용하는 Wansbeek and Kapteyn의 분산 구성법을 적용하였다.

〈표 5-3〉 다이나믹 프로빗 모형을 이용한 분석 결과

변수	예측값	표본오차	t-value	p-value	예상결과 / 분석 결과
$DQ_{i,t-1}$	0.762***	0.0012	594.78	0.000	+ / +
$AGE_{20,t}$	0.013	0.0027	0.52	0.348	U curve / U curve
$AGE_{30,t}$	-0.014***	0.0018	-2.99	0.004	
$AGE_{40,t}$	-0.015	0.0015	-1.62	0.108	
$AGE_{50,t}$	-0.011	0.0014	-1.05	0.229	
$AGE_{60,t}$	0.012	0.0013	0.57	0.338	
$SEX_i$	-0.157***	0.0170	-9.07	0.000	+ / -
$RS_{i,t}$	0.032	0.0027	1.16	0.203	- / +
$INCOME_{i,t}$	-0.329***	0.0184	-17.39	0.000	- / -
$LC_{i,t}$	0.097***	0.0111	7.78	0.000	+ / +
$LM_{i,t}$	-0.012	0.0015	-1.35	0.161	- / -
$RHPI_{t-3}$	0.019***	0.0001	3.57	0.000	+ / +
$IR_{t-3}$	0.023***	0.0015	12.56	0.000	+ / +
$UR_{t-3}$	0.011***	0.0001	152.75	0.000	+ / +
$INDEX_{t-3}$	-0.013***	0.0001	-4.67	0.000	- / -
SSE: 1193.681    MSE: 0.006    Root MSE: 0.079    DFE: 320,000 Adj. R-Square: 0.652 Wald Test: 1,352					

주: \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미한다.

〈표 5-3〉의 모형에 대한 설명을 보여준다. 개별변수가 미치는 효과를 설명 하기에 앞서 모형의 적합성을 살펴보자. 먼저 본 모형을 통해 종속변수인 개인의 채무불이행을 예측하는 데에는 모든 설명변수의 영향력의 합은 65.28%(Adj. R-Square)로 나타났으며, 또한 Wald( $x^2$ ) 검정값이 1,352로 나타나 모든 독립변수의 값이 0이 아님이 증명되었다.

〈표 5-4〉는 분석을 수행하기 전에 앞서 정리한 내용과 같이 채무불이행에 대한 상태의존성이 유의하게 존재하는 것으로 나타난다. 만일, 어떤 한 개인이 채무불이행의 사건을 경험하게 될 경우, 이러한 현상은 일정기간 지속되는 상태를 보인다는 것을 알 수 있다.

인구통계학적 변수인 연령 변수와 성별 변수는 예상과 동일한 결과를 나타

내지는 않았다. 연령 변수는 만 10세를 기준으로 더미 변수로 활용하였다. 예상한 바와 같이 계수의 크기는 저연령과 고연령에 높고, 중간 연령대가 낮은 U자형 커브를 갖는 것으로 나타난다. 그러나 30대를 제외하면, 결과 값이 유의하지는 않았다. 또한 모든 조건이 같을 때, 여성보다는 남성이 채무를 이행하지 않을 확률이 다소 높은 것으로 나타난다. 여성이 남성보다 채무 불이행 확률이 높은 이유는 채무불이행에 대한 저항성이 상대적으로 낮기 때문으로 해석된다.

주거 형태는 자가거주자의 채무불이행 확률이 높은 것으로 나타난다. 주택을 보유한 사람들은 기본적으로 자산상태는 임차거주자구에 비해 유리할 수 있으나 채무에 대한 이행확률은 그렇지 않음이 계량적으로 확인되었다. 이러한 현상에 대해서는 두 가지 측면에서 바라볼 수 있을 것이다. 먼저 자가를 보유한 채무자들은 언제든지 자산을 처분할 수 있다는 자신감에 빠져 있어 채무를 이연시켜 상황을 늦춘다는 것이다. 자가거주자들이 본인들의 주거하는 주택가격이 오를 때까지 기다렸다가 일시에 기존의 채무를 상환하는 행태를 보일 수도 있다는 점을 지적하고 있다. 이러한 현상은 주택이라는 자산이 채무자에게 심리적 안정효과를 미치기 때문으로 이해된다. 다른 한편으로는 자가거주자들이 임차거주자들에 비하여 채무상환능력이 떨어진다는 것으로도 해석할 수 있다<sup>47)</sup>.

소득의 경우는 예상한 바와 같이 크기가 커질수록 채무불이행의 확률을 감소시키는 결과로 나타난다. 소득 변수의 경우 고소득자일수록 사회적인 평판과 채무불이행 시의 기회비용이 더 크기 때문에 채무불이행 사건에 민감할 것이라는 일반적인 상식과 일치하는 결과를 보였다.

다음으로는 가계의 채무구조에 대한 효과를 해석해보자. 신용대출과 주택담보대출은 각각 0.097와 -0.012의 효과를 갖는 것으로 나타난다. 신용대출의 경우에는 1% 수준에서 유의하나, 주택담보대출의 크기는 유의하지 않은 것으로 나타난다. 즉, 채무구조와 관계해서는 신용대출의 경우가 채무불이행에 직접적인 원인으로 작용하고 주택담보대출은 유의하지 않은 원인으로 나타난다.

---

47) 일반적으로 임차거주보다는 자가거주가 주거비용이 높다는 점을 상기하면 자가거주자들이 채무상환의 한계에 직면할 가능성이 높다고 할 수 있다. 그러나 계수의 값이 유의하지 않아 실제적인 효과에 대한 확신은 단정하기 어렵다.

주택담보대출을 보유한 가계의 경우 해당 자산만큼은 실제적인 채무이연효과를 나타냄과 동시에 자산으로서의 주택을 보유한 상태이므로 채무건전성이 담보대출을 보유하지 않은 가계보다는 높게 나타난다. 그러나 주거 형태 변수와 마찬가지로 유의한 결과값을 나타내지는 못하였다.

거시경제 변수 중에서는 실질 주택가격지수를 제외한 이자율, 실업률, 산업생산지수 등이 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났으며 산업생산지수를 제외하면 모두 가계의 채무불이행에 양(+)<sup>48)</sup>의 영향력을 갖는 것으로 나타난다. 거시경제 변수의 경우 예상부호를 설계하면서 진행한 가정과 일치하는 결과를 나타내었다. 특히 실질 주택가격지수가 증가할수록 가계의 채무불이행이 증가한다는 결론이 본 실증 분석의 핵심이다.

주택가격의 증가는 가계의 선택과 행동에 다양한 영향을 미친다. 주택가격 지수가 채무불이행에 양(+)<sup>48)</sup>의 영향을 미치는 결과는 두 가지 방면에서 해석 가능하다. 먼저 가격이 상승하는 경우에 채무불이행이 증가하거나, 가격이 하락할 경우에 채무불이행이 감소한다는 것이다. 주택가격 상승이 가계의 채무불이행을 증가시키는 원인은 가계가 채무상환 한계에 부딪혔을 때, 기대되었던 자산 가격 증가를 통한 수익의 크기가 채무이연을 통한 금융비용의 크기를 넘는다고 판단하기 때문이다<sup>48)</sup>. 반대로 가격 하락 시 채무불이행이 감소하는 현상은 투자자산의 손절매를 통해 손실을 최소화 하려는 투자자의 행태로 해석할 수 있다.

## 5.5 결론

우리나라에서 주택이 자산으로서 가지는 가치는 매우 특별하다. 예전부터 자신의 명의로 된 주택을 마련한다는 것은 서민층의 일차적인 삶의 목표로 여겨져 왔으며 이러한 가치는 현재에도 유효하다. 가계의 채무건전성 악화에 대한 염려가 날로 심각해지는 상황에서 본 논문은 주택가격과 가계의 채무, 그리고 이러한 채무를 이행할 수 없는 상황에 대한 관계를 분석하기 위한 목

---

48) 본 연구는 가계의 주택거래가 시장에서 결정된 가격에 따라 즉각적으로 반영될 수 있음을 가정한다. 따라서 주택가격의 상승과 거래절벽 현상과의 연계는 고려하지 않은 결론이다.

적으로 작성되었다.

10,000명의 32개월에 대한 패널 데이터를 통해 다이나믹 프로빗 모형을 적용한 결과는 매우 흥미롭게 나타난다. 인적 요소가 가계의 채무불이행에 미치는 영향은 연령의 양극단(20대와 60대)에 있는 저소득 남성이 가장 높은 것으로 나타났으며 중년의 고소득 여성이 가장 낮은 것으로 분석되었다. 또한 가계의 주거 형태가 자가일 경우에 보다 높은 채무불이행 확률을 보이는 것으로 분석되었으며 주택가격이 상승할수록 가계의 채무불이행 확률이 높아지는 것으로 나타난다. 그러나 주택담보대출자체는 가계의 채무불이행에 직접적인 원인으로서는 지목되지 않는 것으로 나타난다.

가계의 채무불이행에는 거시경제 변수인 이자율과 실업률, 그리고 산업생산지수 등이 모두 유의한 결과를 보였다. 이자율이 증가할수록 가계의 채무부담이 증가하고, 실업률의 증가는 가계의 미래소득을 감소시켜 모두 양(+의) 유의한 계수로 결과가 나타난다. 또한 경제 전체의 생산을 의미하는 산업생산지수에도 가계는 음(-)의 채무불이행 확률을 보이는 것으로 나타나 경기가 좋아질 경우, 가계의 채무 상환 능력이 증가한다는 사실을 확인할 수 있다.

우리나라 정부는 다양한 정책을 통해 과도한 채무에 시달리는 가계를 구조해 주고 있다. 현재의 채무재조정정책 등은 가계의 주거상태를 고려하지 않은 것으로 주택을 구입한 가계의 채무 크기가 그렇지 않은 가계보다 크다는 점을 고려하면 해당 정책의 임차가구에 대한 상대적 차별을 시사한다. 일반적으로 하우스 푸어인 자가로 보유한 한계가구의 채무가 임차목적의 대출 상환에 부담을 느끼는 렌트 푸어보다 크다는 점에서 채무재조정 정책 수립시 가계의 주택보유여부가 판단 기준으로서 활용되어야 할 것이다.

## 6. 정책적 시사점

2013년 새롭게 들어선 박근혜 정부는 주택시장의 침체와 전세가격의 증가로 인해 가계의 주거 안정성 문제가 심화되자 주택 정책을 두 차례 시행하였다. 4.1, 8.28 정책은 주택시장 정상화와 서민 주거복지 강화를 목적으로 한다. 신정부의 주택 정책은 세제·금융·공급을 종합한 정책으로 정부부처 간 합의를 이루어 내어 기존 정부 정책과 차별점을 가진다. 새로운 정책의 시행으로 주택 매매시장에서 주택거래가 소폭 활성화 되는 등 일부 회복되는 모습을 보였다. 그러나 전세가격의 지속적인 상승으로 서민 주거복지 안정의 정책적 목표는 달성하기 어려운 상황에 있다.

신정부의 주택 정책은 대체적으로 주택 구입비용을 낮추기 위한 전략을 취하고 있다. 기존의 정책 모기지는 ‘근로자·서민 주택 구입자금’, ‘생애최초 구입자금’, ‘우대형 보금자리론’ 등이 있었다. 각각의 정책은 지원대상과 대출조건이 상이하여 주거 복지 형평성 및 재정운용의 효율성 관점에서 개선 필요성이 제기되어 왔다. 2014년부터는 정책 모기지를 통합하고 수익·손익 공유형 모기지의 지원대상 확대와 주택 구입에 필요한 금리를 인하하여 주택 구입의 금융지원이 과거보다 확장될 것으로 기대된다.

정책모기지 통합과 공유형 모기지의 본사업 시행은 주택 구입자들을 겨냥한다. 반면 ‘전세금 안심대출’은 전세 세입자들의 주거안정을 목적으로 한다. 전세금 안심대출은 세입자의 전세보증금 회수 염려와 전세대출 고민을 한 번에 해결할 수 있는 상품으로 대한주택보증의 전세금 반환보증과 은행의 전세대출을 연계한 상품이다. 해당 상품의 시행으로 평균 4.1%의 전세대출 금리가 3.7% 수준으로 내려가게 되고, 세입자의 전세 보증금 반환에 대한 위험이 사라지게 되어 전세자금 수요를 높일 것으로 기대되고 있다.

주택 구입자와 세입자를 위한 각각의 정책은 가계가 선호하는 주거 형태에 대해 개별적인 금융비용을 지원한다. 그러나 전세가격이 매매가격의 하한으로 작용하고 주택대출 차입비용이 세입자에게 전가된다는 3장의 분석 결과는 새로운 정책에 기존과는 다른 시사점을 제공한다. 전세시장과 매매시장의 관계를 살펴볼 때, 두 시장에 모두 금융지원이 확장되면 전세가격이 상승하여 주

거 안정성의 달성이 어렵게 된다. 특히 새로이 출시될 전세금 안심대출은 전세보증금의 안정성까지 담보하여 전세 금융수요를 더욱 높일 것으로 예상된다. 높아진 전세금으로 인해 전세 세입자는 대출을 이용하고, 주택 보유자는 증가된 전세금의 일부를 자신의 채무에 상환하게 된다. 결국, 주택가격 하락에 대한 금융비용 부담이 세입자에게 전가되는 현상의 지속적인 반복과 주택가격의 하방경직성으로 인해 가계의 주거 안정성이 점차 악화될 여지가 존재한다.

2013년 12월 9일부터 생애최초 가계에 대해 1.5% 저리의 공유형 모기지 사업이 본격적으로 시행된다. 해당 사업은 주택 구매수요를 가진 1만여 가구에 대해 저리의 모기지 상품을 지원하여 전세수요를 구매수요로 전환할 목적으로 시행되었다. 그러나 4장의 실증 분석 결과는 주택투자심리가 현재 충분히 안정화 되어 있음을 암시하고 있고 글로벌 금융위기 이후로 주택가격에도 발산행태가 존재하지 않고 있다. 따라서 현재의 주택금융지원 정책에 반응하는 가계는 공간수요만을 목표로 하고 있음을 의미한다. 3장의 결과와 가계의 공간수요 집중 현상을 연계하면 공간수요 쏠림현상이 전세시장에서 매매시장으로 전환되지 않는 한 전세가격 안정화는 달성하기 어렵다. 즉, 해당 정책은 주거 공간 실수요자들에게 주택구입의 동기를 제공할 수는 있으나 전세공간의 창출에는 영향력이 거의 없다. 결국, 공유형 모기지는 상대적 여유계층인 주택구입 가능 계층의 주거 안정성만을 목표로 한 정책일 뿐이다.

정부는 주택시장의 금융정책 확장을 통해 신규 주택수요(구입 또는 임차)를 지원하는 한편, 기존 주택금융의 과도한 채무크기로 인해 고통 받는 하우스푸어를 구제하기 위한 방안도 시행되었다. 한국토지주택공사의 '희망 임대주택리츠'는 주택담보대출의 원리금상환이 부담스러운 가계의 주택을 공사가 임시적으로 매입하여 해당 가계의 주거비 상환을 낮추기 위해 도입되었다. 희망 임대주택리츠는 2013년 중, 2차례에 걸쳐 주택 1천 호를 매입하여 추진하였다. 추진 결과, 해당 정책을 이용한 가계의 평균 주거비용은 114만 원(원리금상환)에서 55만 원(월세)으로 줄어들었다. 또한 내년에도 추가 확대할 계획에 있으며 매입대상의 제한(면적 85m<sup>2</sup> 이하 및 매매가격 9억원 이하)을 폐지할 전망이다. 희망 임대주택리츠 사업은 주택시장의 거래단절을 일정부분 해결하

기 위한 임시적인 정책으로 자가거주 가구에 집중한다. 5장의 실증 분석 결과에서 가계는 주택가격이 상승할 때 채무를 이연시키는 것으로 나타났다. 따라서 주택금융 지원이 지속되는 현재 상황에서 가계는 주택가격이 증가할 것으로 기대하여 가계의 채무불이행 확률도 증가할 것으로 예상된다. 따라서 하우스 푸어를 세입자로 전환하고 일정 기간 종료 후 재매입권을 제시하는 해당 사업은 시기적절한 조치로 생각된다. 그러나 기존의 임차 거주자에게는 주택을 구입할 수 있는 여건이 조성되지 않아 해당 제도 이용자에게 대한 상대적 박탈감이 우려된다. 즉, 주택과 관련된 채무조정 정책도 형평성을 고려하여 시행되어야 한다.

2013년부터 확장되는 신정부의 주택 금융지원 정책과 본 연구의 분석 결과를 종합하면 가계의 주거 안정을 위해 최우선적으로 요구되는 사항은 시장의 공간 공급이다. 공간 공급의 확대를 위해 추가적으로 필요한 주택관련 정책은 공유형 모기지 대상 확대와 다가구 보유시의 세재확대, 그리고 공간시장의 자체의 확장이다. 서민 주거의 안정은 시장에서의 전세공급 물량이 확대될 경우에만 가능하다.

전세가격이 급등하고 있는 수도권에 전세 공급이 확대되지 않는 이유는 두 가지 방면에서 생각할 수 있다. 먼저 주택을 보유한 가구들이 점차 실거주 목적 외에는 주택을 보유하지 않고 있기 때문이다. 주택의 신규 공급이 제한된 상태에서 주거 공간이 늘어나려면 다주택 보유자들이 투자자산으로 주택을 다량 보유하고 있어야 한다. 과거의 다주택 보유자들은 보유비용을 상쇄한 주택가격의 상승으로 자본이득을 취하였다. 그러나 현재는 주택으로 인한 자본이득의 포기를 월세 수익으로 보전하거나 즉각적인 처분을 통해 손실을 최소화 한다. 따라서 물리적인 공간 확대나 주택투자심리의 회복 없이는 전세가격이 안정화되기는 어렵다.

현재 시행되는 정책은 주택거래 정상화에 집중하고 있어 서민 주거수단인 전세가격 안정화 보다는 주택가격 하락을 막기 위한 정책으로 평가된다. 따라서 형평성 있는 금융지원 정책과 채무조정 제도가 필요하다. 그렇지 않을 경우, 주택을 구입할 여력이 없는 가계의 주거와 금융의 안정성은 점차 악화되고 결국 계층 간 갈등을 심화시킬 수 있기 때문이다.

주거 비용의 증가가 사회적 문제로 대두됨에 따라 재계약식의 임차가격을 법적으로 제한하는 장치인 ‘전·월세 상한제’가 고려되고 있다. 전·월세 상한제는 시행을 고려하고 있는 수준으로 시장가격을 왜곡하고 주택보유자의 재산권을 침해할 수 있다는 우려가 존재한다. 주택은 유사한 대체재는 존재하나 동일한 상품은 없으므로 거래 가격(매매, 전세, 또는 월세)은 호가로 시작한다. 주택의 보유자(집주인)가 먼저 높은 가격을 제시하고 점차적으로 가격을 낮추는 행태를 취하여 주택가격의 실제적 결정권은 집주인에게 있다. 따라서 전·월세 상한제가 시행될 경우, 집주인의 가격결정권이 침해되고 집주인은 최초가격 결정시에 해당 내용만큼의 기회비용을 세입자에게 전가시키게 되므로 정책 시행에 대해 심도 있는 논의가 필요하다.

전세대출 보증이 소득 수준이나 전세가격과 관계없이 시행되면서 자금지원의 적정성이 문제가 되었다. 금융위원회 발표에 따라 일부 고가 전세에 대한 대출 제한은 상반기 중 시행될 것으로 예상되고 중고가 수준의 전세 보증금 대한 보증 한도를 90%에서 80%로 낮추는 방안을 검토 중이다. 따라서 서민 주거에 대한 형평성 문제도 일부 해소될 것으로 전망된다<sup>49)</sup>.

새롭게 시행될 주택정책들이 시장 상황과 가계의 형평성을 고려하게 되면서 주택시장의 점차적인 안정화를 예상할 수 있다. 그러나 과도한 주택 보증 대출과 신규 구입자에 대한 금융지원은 금리 상승이나 경기침체 등 거시경제 충격이 왔을 때 가계의 재무 안정성을 해할 여지가 존재한다. 따라서 주택금융 지원과 함께 시장의 충격을 완화할 수 있는 장치를 마련해야 할 것이다.

---

49) 전세 대출 제한에 포함되는 고가 전세 주택의 기준은 5억원으로, 보증한도 제한을 받는 중고가 전세 주택 기준은 3~4억원으로 잠정 제시되었다. 그러나 정부는 제한 대상과 보증한도 차별화는 아직 확정되지 않았으며 세부 시행기준을 마련 중에 있다.

# 참 고 문 헌

## 1. 국내문헌

- 김경환. (2010). 주택담보대출과 주택 시장, 주택정책. 『한국경제포럼』, 3(3), 59-64.
- \_\_\_\_\_, 서승환. (1990). 『부동산투기와 자산가격 거품』. 서울: 한국경제연구원.
- \_\_\_\_\_, 이한식. (2000). 부동산 가격 거품과 가격전망. 『대한부동산학회지』, 18(1), 59-81.
- 김봉한. (2003). 부동산 버블에 대한 연구: 추정 및 경제정책에 대한 시사점. 『사회연구』, 1, 147-180.
- \_\_\_\_\_. (2004). 부동산가격 버블의 존재 검증: 상태전환회귀식의 활용. 『주택연구』, 12(1), 71-96.
- 김상봉. (2013). 『중급 행동경제학』, 서울: 지필미디어.
- 김세완, 김은미. (2009). 주택 시장과 가계대출간의 동태적 관계분석-외환위기 전후를 중심으로. 『지역연구』, 25(4), 123-147.
- 김정호, 이명재. (1989). 자산시장개념을 이용한 서울지역 아파트 전세 및 매매가격간의 관계분석. 『지역연구』, 5(1), 13-26.
- 김준형. (2013). 하우스푸어 문제의 진단과 대응방안. 『국토연구』, 77(1), 155-174.
- 박동국, 천인호 (2007). 구조적 벡터자기회귀 (SVAR) 를 이용한 서울지역 아파트 매매, 전세가격의 상관관계. 『한일경상논집』, 35(1), 149-174.
- 백성준, 박태원, 이상한. (2008). 주택투자 결정지표에 관한 연구. 『부동산학연구』, 14(2), 39-55.
- 백은영. (2012). 가계의 부채부담 및 부채문제: 고소득층과 저소득층 비교분

- 석. 『소비문화연구』, 15(3), 119-138.
- 손재영. (2000). 주택매매가격과 전세가격의 상관관계. 『사회과학논총』, 24(1), 139-163.
- \_\_\_\_\_, 이준용, 유주연. (2011). 주택 전세-매매가격 비율에 반영된 미래자본이득 기대형성 메카니즘. 『부동산학연구』, 17(3), 5-24.
- 손종철. (2010). 통화정책 및 실물, 금융변수와 주택가격간 동태적 상관관계 분석. 『경제학연구』, 58(2), 179-219.
- 심성훈. (2011). 국내 주택가격의 수렴성에 관한 연구. 『지역사회연구』, 20(3), 119-137.
- 유경원. (2013). 『가계부채의 확대에 따른 리스크 요인 점검』. 서울: 금융연구원.
- 윤성훈. (2002). 『자산가격 급변동이 소비에 미친 영향』. 서울: 한국은행.
- 이광택. (1996). 주택가격과 변동요인간의 인과성에 관한 실증 분석. 『부동산학연구』, 2(1), 79-104.
- 이규복. (2010). 『2010 년 중 비은행권 가계대출 증가세 확대 및 시사점』 (8-9). 서울: 한국금융연구원
- 이기춘, 박근주. (1997). 소비자신용 연체행동에 대한 관련요인. 『한국가정관리학회지』, 15(3), 139-151.
- 이소영. (2011). 『가계부채 현황 및 추이와 시사점』. 서울: 한국경제연구원.
- 이승준, 남주하, 김상봉. (2010). 한국 주식시장의 거품의 추정과 검증. 『국제경제연구』, 16(3), 101-130.
- 이용만. (2000). 한국의 부동산시장은 비합리적인가: 주택 시장을 중심으로 한 합리성 검증. 『부동산연구』, 10(1), 49-64.
- \_\_\_\_\_, 김선용. (2006). 서울 강남지역의 주택가격에 거품이 존재하는가. 주택연구, 14(1), 27-55.
- \_\_\_\_\_, 이상한. (2004). 강남지역의 주택가격이 주변지역의 주택가격을 결정

- 하는가?. 국토계획, 39(1), 73-91.
- 이준희. (2006). 『주택가격의 거품여부에 대한 평가』. 서울: 한국은행 금융경제연구원.
- 임재만. (2004). 서울지역 아파트 매매자산시장과 전세시장의 관계에 관한 연구. 『부동산연구』, 14(2), 163-177.
- \_\_\_\_\_. (2013). 주거이력구조를 고려한 매매가격과 전세가격의 관계. 『서울도시연구』, 14(2), 35-50.
- 임정호. (2006). 주택매매시장, 전세시장 및 월세시장 간의 상호연관성에 관한 연구. 『주택연구』, 14(1), 165-193.
- 주택금융공사. (2013). 『주택금융 및 보금자리론 수요실태조사』. 서울: 주택금융공사.
- 정규일. (2006). 자산가격과 유동성 간의 관계분석. 『한국경제연구학회』, 17, 257-287.
- 조경준. (2013). 주택투자심리 변화가 주택 시장 구조 변화에 미치는 영향. 『국토연구』, 76(1), 113-127.
- 최차순. (2010). 주택가격 거품유무에 관한 연구. 『대한부동산학회지』, 28(1), 195-217.
- 한국은행. (2013). 금융안정보고서 2013년 10월호. 서울: 한국은행.
- 홍기석. (2009). 주택 임대 가격/매매 가격 비율에 관한 실증 분석. 『응용경제』, 11(3), 115-145.
- 황두현. (1990). 주택매매가격과 전세가격과의 관계분석. 『주택금융』, 121(1), 6-25.

## 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. *Management Science*, 29(10), 1113–1125.
- 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), 38–58.
- Barberis, N. (2012). Psychology and the financial crisis of 2007–2008. *Financial Innovation*, 15. New haven, Yale University.
- \_\_\_\_\_, Shleifer, 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*.
- 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). Money illusion and housing frenzies. *Review of Financial Studies*, 21(1), 135–180.

- Campbell, J. Y., & Shiller, 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 the European Economic Association*, 4(2-3), 475–483.
- Collins, 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.
- 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.*

- Diba, B. T., & Grossman, H. I. (1988). Explosive rational bubbles in stock prices?. *The American Economic Review*, 78(3), 520–530.
- 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., Ojeda-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.

- Jimeno, 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 markets*. 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. M., & Kreps, D. M. (1978). Speculative investor behavior in a stock market with heterogeneous expectations. *The Quarterly Journal of Economics*, 92(2), 323–336.
- Heckman, J. J. (1981). *Heterogeneity and state dependence*. In *Studies in labor markets*. Chicago, MASS: University of Chicago Press.
- Himmelberg, C., Mayer, C., & Sinai, T. (2005). Assessing high house prices: bubbles, fundamentals and misperceptions. *Journal of Economic Perspectives*, 19(4), 67–92.
- 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: Williams College.
- Lakonishok, J., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1994). Contrarian investment, extrapolation, and 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 markets: concept, theory and indicators. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 2(1), 78–90.
- 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 there 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 pricing models of Lucas-type. *Journal of 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-Magné, 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.
- 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.
- Scheinkman, J., & Xiong, W. (2003), Overconfidence and speculative bubbles, *Journal of Political Economy*, (111), 1183–1219.
- 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 market: 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.
- West, K. D. (1987). A specification test for speculative bubbles. *The Quarterly Journal of Economics*, 102(3), 553–580.

# ABSTRACT

## Dynamic Analyses on the Residential Market and Finance

Jo, Kyung June

Major in Real Estate Economics

Dept. of Economics & Real Estate

The Graduate School

Hansung University

Residence is one of the primary fundamental for households. Because of the radical increase in the house price for residence, extra social problems appear. In Korea, residential property market, house price had expanded extremely from 2000 to the global financial crisis(2008). in the periods, social problems were only for the radical increase of house price. However, the problems have extended to social residence stability and households financial difficulties. Thus, it is timely to pay attention to the market changes.

Households have two options for residence. The options are being an owner for occupied residence and being a tenant for renting. When households make a choice, the reasons depend on individual preference and distinct expectation on the property value. The value of house contains asset and spatial value concurrently.

Due to more expensive expenses for residence than past, finance

market about house grow up. In particular, finance for residence has been extended much more than finance for purchasing house after the global financial crisis As the anchor. This phenomenon insists that households preference on asset value of house altered by the market.

The primary purpose of this dissertation is for discovering the present changes in the residential property market and households behavior. Three empirical researches focused on residential finance have been adopted to reveal the market changes.

In the first empirical research, SVAR(Structural Vector Auto Regressive) model is employed for analyzing relationship between house price and deposit for renting price. In the model, existing mortgage loan amount, loan for renting, interest rate for mortgage open and industry production index are added. Deposit for renting price rolls the floor of house price empirically. Further, transporting financial expenses from owners to tenants is not the hypothesis of the social belief.

Second empirical research conducts GSADF(Generalized sup ADF) test for detecting bubbles in real house price and investment psychology. Main result of the test is that there were no bubble in the psychology while two bubble periods occur in the real house price. Conclusion of the second research insists that house price has the indirect inertia since the investment psychology is rational only.

The last empirical research performed utilizing the DREP(dynamic random effect probit) model to disclose why households default on payment of whole debt. For the research, 10,000 borrowers individual and macroeconomic variables have used 32 months panel data. The dependent variable of the model is a dummy variable of delinquency. Individual explanatory variables include age, sex, residential status, income, loan amounts of credit and mortgage loans. Macroeconomic variables comprise house price index, interest rate for mortgage open, unemployment rate and industrial

production index. The outcome of the research is that when borrowers living their own house, the delinquency probability is upward. Moreover households postpone delayed duty until the price of house encountering their satisfaction.

South Korea government plans stabilizing residence and normalizing transaction of houses by financial expansion to the residential market. However, investment psychology on houses as assets has been frigid and deposit for renting price has rolled the floor of the house price. Conclusively, financial support for renting and for purchasing simultaneously would continue residence instability. Thus, additional plans for residential market stability are required.

**【Keywords】** House Price, Deposit for Renting Price, Residential Finance, Households Delinquency, Structural VAR, GSADF, Dynamic Random Effects Probit