

박 사 학 위 논 문

주택매도 의사결정에 대한
손실회피현상과 상대위험회피계수
추정에 관한 연구

2017년

한성대학교 대학원
경 제 · 부 동 산 학 과
부 동 산 경 제 학 전 공
조 은 서

박 사 학 위 논 문
지도교수 김상봉

주택매도 의사결정에 대한
손실회피현상과 상대위험회피계수
추정에 관한 연구

A Study of the Loss Aversion in Making Decisions on the
Sale of Houses and Estimating the Relative Risk Aversion
Coefficients

2016년 12월 일

한성대학교 대학원
경 제 · 부 동 산 학 과
부 동 산 경 제 학 전 공
조 은 서

박 사 학 위 논 문
지도교수 김상봉

주택매도 의사결정에 대한
손실회피현상과 상대위험회피계수
추정에 관한 연구

A Study of the Loss Aversion in Making Decisions on the
Sale of Houses and Estimating the Relative Risk Aversion
Coefficients

위 논문을 경제부동산학 박사학위 논문으로 제출함

2016년 12월 일

한성대학교 대학원
경 제 · 부 동 산 학 과
부 동 산 경 제 학 전 공
조 은 서

국 문 초 록

주택매도 의사결정에 대한 손실회피현상과 상대위험회피계수 추정에 관한 연구

한성대학교 대학원

경제·부동산학과

부동산경제학전공

조 은 서

우리나라 대부분의 가계자산은 비금융자산의 비율이 높고, 가장 선호하는 자산 중 하나가 부동산이다. 따라서 부동산시장의 안정성 유지는 가계자산의 안정을 의미한다고 할 수 있다. 그러나 부동산시장의 안정성을 위한 부동산 정책이 시장기능의 활성화에 영향을 미치지 못한다면, 부동산시장의 혼란만 가중시키게 된다. 많은 정책들은 사람들의 행동을 조절하고 희망하는 방향으로 움직이게 한다. 따라서 효과적이고 효율적인 정책방안을 위해 사람들이 부동산시장에서 갖는 심리적인 행태에 대한 연구가 필요하다.

사람들은 이성적이고 합리적인 판단에 의해 의사결정을 내리는 것이 아니라, 휴리스틱(heuristic)방식에 의존하여 편향된(bias)된 판단을 하기도 한다. 행동경제학자인 Kahneman and Tversky는 기대효용이론이 보여주는 이론과 실제에서 일어나는 상황에서의 모순을 위험상황하에서의 의사결정이론인 전망이론(Prospect Theory)으로 설명하였다. 전망이론에서 제시하는 손실회피(loss aversion)는 이익보다 손실에 따른 고통이 더 크기 때문에 기준점(reference point)을 중심으로 비대칭적인 의사결정이 이루어지는 것을 말한다.

본 논문은 주택 소유자들이 주택가격의 손실 및 이익인 상황에서 주택 매도의사결정 여부를 분석하여 손실회피성향을 알아보고, 주택 매도의사결정에 영향을 미치는 요인들을 살펴본다. 또한, 부동산시장에서의 상황변화에 따른 위험에 대한 성향의 변화도 함께 분석한다. 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 위험회피성향에 대하여 가구주 연령과 소득에 따라 추정한 결과는 다음과 같다. 위험프리미엄과 상대위험회피계수는 대부분의 연령층과 소득계층에서 금융위기 이전 보다 이후에 높아진 것으로 나타난다.

연령별 분석에서 50대의 연령층은 금융위기 이전에는 위험회피적이다가 금융위기 이후 오히려 위험선호적인 성향으로 바뀐 것으로 나타나고, 부동산자산을 소유한 50대가 금융위기 이후 가장 많이 늘어난 것으로 조사되었다. 또한, 다른 연령층보다 상대적으로 30대에서 위험선호적인 성향을 나타내고 있다. 그 외 연령층에서는 부동산 자산 소유자들의 위험회피 성향이 금융위기 이후에 더 커진 것으로 추정되었다.

소득별 분석결과는 200만 원 미만의 계층에서 금융위기 이후 부동산 자산소유자가 크게 감소하였으며, 위험회피적인 성향이 두드러지게 나타난다. 금융위기 이후 상대위험회피계수가 낮아진 소득계층은 400~599만 원 미만과 600~799만 원 미만의 계층인 것으로 분석된다.

둘째, 주택소유자들의 손실회피 기준점을 자신이 소유한 주택의 최고가격과 비교하여 손실회피현상을 연구하였다. 분석결과, 이익이 있을 때는 매도를 하고, 손실이 있을 때는 매도를 하지 않는 유의한 변수들이 많았다. 이 결과는 주택가격의 손실이 있을 때 매도하지 않는 손실회피 성향을 나타낸다. 이러한 부동산 자산 소유자들의 손실회피로 인해 부동산시장 하락기(불경기)에 거래량이 줄어드는 현상을 설명할 수 있다.

부동산 정책에 대한 효과적인 입안을 위해 각 연령별, 소득별 계층의 위험회피 성향과 주택매도 의사결정의 손실회피성향에 따라 일률적인 정책보다는 차별화된 부동산 정책을 제시할 필요가 있다.

【주요어】 상대위험회피계수, 위험프리미엄, 손실회피, 주택매도의사결정

목 차

I. 서 론	1
1.1 연구의 배경 및 목적	1
1.2 연구의 범위 및 방법	4
II. 이론적 고찰	7
2.1 선행연구 및 연구 차별성	7
2.1.1 주택가격과 거래량 관련 연구와 손실회피	7
2.1.2 투자성향효과 및 손실회피에 관한 연구	13
2.1.3 상대위험회피계수 관련 연구	20
2.1.4 연구의 차별성	26
III. 상대위험회피계수 추정	28
3.1 자료 및 분석모형	28
3.1.1 자료수집	28
3.1.2 분석모형	29
3.2 연령별 상대위험회피계수 분석	33
3.2.1 투자수익률	33
3.2.2 소비와 자산증가율	35
3.2.3 상관계수	37
3.2.4 위험프리미엄	38
3.2.5 상대위험회피계수	41
3.2.6 소결	44

3.3 소득별 상대위험회피계수 분석	46
3.3.1 투자수익률	46
3.3.2 소비와 자산증가율	48
3.3.3 상관계수	50
3.3.4 위험프리미엄	51
3.3.5 상대위험회피계수	53
3.3.6 소결	56
3.4 전체가구 상대위험회피계수 분석	57
3.4.1 투자수익률	57
3.4.2 소비와 자산증가율	58
3.4.3 상관계수	59
3.4.4 위험프리미엄	60
3.4.5 상대위험회피계수	61
3.4.6 소결	62
IV. 주택매도 의사결정 분석	63
4.1 자료 및 분석모형	63
4.1.1 자료 및 변수	63
4.1.2 분석모형	65
4.2 주택가격변화에 따른 주택매도 의사결정 분석	67
4.2.1 기초통계량	67
4.2.2 손실집단과 이익집단의 분석결과	72
4.2.3 소결	79
V. 결론 및 시사점	81

5.1 연구 요약	81
5.2 정책적 시사점	84
5.3 연구의 한계	85
참고문헌	87
부 록	92
ABSTRACT	100

표 목 차

<표 2-1> 주택가격과 거래량 관련 연구와 손실회피	11
<표 2-2> 투자성향효과 및 손실회피에 관한 연구	18
<표 2-3> 상대위험회피계수 관련 연구	24
<표 3-1> 2008년 연령별 부동산 투자수익률	33
<표 3-2> 2012년 연령별 부동산 투자수익률	34
<표 3-3> 2008년 연령별 소비와 자산증가율	35
<표 3-4> 2012년 연령별 소비와 자산증가율	36
<표 3-5> 연령별 상관계수 추정결과	37
<표 3-6> 2008년 연령별 부동산 위험프리미엄 추정결과	38
<표 3-7> 2012년 연령별 부동산 위험프리미엄 추정결과	39
<표 3-8> 2008년 습관형성 효용함수와 연령별 상대위험회피계수 추정결과	41
<표 3-9> 2012년 습관형성 효용함수와 연령별 상대위험회피계수 추정결과	42
<표 3-10> 2008년 소득별 투자수익률	46
<표 3-11> 2012년 소득별 투자수익률	47
<표 3-12> 2008년 소득별 소비와 자산증가율	48
<표 3-13> 2012년 소득별 소비와 자산증가율	49
<표 3-14> 소득별 상관계수 추정결과	50
<표 3-15> 2008년 소득별 부동산 위험프리미엄 추정결과	51
<표 3-16> 2012년 소득별 부동산 위험프리미엄 추정결과	52
<표 3-17> 2008년 습관형성 효용함수와 소득별 상대위험회피계수 추정결과	53
<표 3-18> 2012년 습관형성 효용함수와 소득별 상대위험회피계수 추정결과	55
<표 3-19> 2008년 전체가구 투자수익률	57
<표 3-20> 2012년 전체가구 투자수익률	57
<표 3-21> 2008년 전체가구 소비와 자산증가율	58
<표 3-22> 2012년 전체가구 소비와 자산증가율	58
<표 3-23> 전체가구 상관계수 추정결과	59
<표 3-24> 2008년 전체가구 위험프리미엄 추정결과	60

<표 3-25> 2012년 전체가구 위험프리미엄 추정결과	60
<표 3-26> 2008년과 2012년 전체가구의 상대위험회피계수	61
<표 4-1 > 변수설명	64
<표 4-2 > 손실집단 기초통계량	68
<표 4-3 > 이익집단 기초통계량	69
<표 4-4 > 기초통계량에 대한 t-검정	70
<표 4-5 > 카이제곱검정 결과	70
<표 4-6 > 손실집단의 로지스틱 회귀분석 결과	72
<표 4-7 > 손실집단의 승산비(odds ratio)	73
<표 4-8 > 승비와 승산의 퍼센트변화	73
<표 4-9 > 이익집단의 로지스틱 회귀분석 결과	75
<표 4-10> 이익집단의 승산비(odds ratio)	76
<표 4-11> 승비와 승산의 퍼센트변화	76
<표 4-12> 손실집단과 이익집단의 비교	78

그림 목 차

<그림 1> 연구의 내용	6
<그림 2> 부동산시장 소비심리지수	44

I. 서론

1.1 연구의 배경 및 목적

우리나라 가계자산 중 금융자산의 비중은 24.9%, 부동산 등 비금융자산은 75.1%로 구성되어 있다.¹⁾ 비금융자산의 비율은 2005년 이후 감소하고 있으나, 여전히 자산에서 차지하는 비금융자산의 비율은 높다.²⁾ 2016년 서울연구원의 보고서에 따르면 서울시민이 가장 선호하는 자산은 “부동산”인 것으로 조사되었다.³⁾ 따라서 비금융자산인 부동산의 안정성 유지는 가계자산의 안정성을 의미한다고도 볼 수 있다. 부동산의 가격변동을 살펴보면 부동산 가격은 글로벌 금융위기 이전까지 상승하다 이후에 하락하였다. 이에 따라 부동산 정책도 2003년~2007년까지는 규제강화, 2008년 이후에는 규제를 완화하는 부동산 경기 활성화정책으로 변하였다.⁴⁾ 일반적으로 부동산정책은 주택시장의 안정과 국민 주거복지 향상이라는 목표 하에 부동산 가격 안정 혹은 투기 억제, 경기 활성화 등을 달성하기 위해 시장에 개입하는 목적으로 수행된다.⁵⁾ 우리나라 부동산 정책은 크게 두 가지 유형으로 구분된다.⁶⁾ 첫째, 시장의 과열을 막기 위한 가격 안정대책인 투기억제 정책이다. 둘째, 침체된 시장을 회복시키기 위한 적극적인 경기 활성화 대책이다.

정책이란 인간의 행동을 조절하고 희망하는 방향으로 움직이게 하는 것이기 때문에 효과적인 정책 입안을 위해서 사람에 대한 이해가 필수 불가결하다.⁷⁾

인간의 합리적인 선택은 주어진 정보처리능력을 바탕으로, 선택에 따른 결과

1) 2012년 기준, 한국은행

2) 1999년 81%, 2001년 83%, 2003년 85%, 2005년 86%, 2006년 79.6%, 2010년 78.6%, 2011년 76.8%

3) 서울연구원(2016). 2015년 서울시민 중 47.1%가 토지, 주택 등과 같은 부동산 자산을 선호. 서울연구원, “서울시민이 선호하는 자산유형은.” 『서울인포그래픽스』. 제177호.

4) 이종원. (2010). 한국 부동산정책 변천사. 『한국행정사학회』, 27(27):135~161.

5) 김대용. (2013). “우리나라 부동산정책 변화에 대한 정책 및 시사점.” 『한국주택금융공사』. pp. 4-19.

6) 김현아·이승수. (2005). “부동산 대책이 건설산업에 미치는 영향.” 『한국건설산업연구원』. p.11.

7) 도모노 노리오. (2007). 『행동경제학』. 서울: 지형출판사, p.337.

와 그 결과가 나타날 확률을 고려하여 의사결정을 내리는 것을 말한다. 그러나 사람들은 이성적이고 합리적인 판단에 의해 의사결정을 내리는 것이 아니라, 행동경제학에서 말하는 휴리스틱(heuristic) 방식에 의존하여 편향(bias)된 판단을 하기도 한다.⁸⁾

Kahneman and Tversky(1979)는 전통적인 경제학에서의 기대효용이론(expected utility theory)에 따라 사람들의 선택과 판단이 이루어지지 않는다는 것을 전망이론(Prospect Theory)⁹⁾을 통해 보여주었다.¹⁰⁾

기대효용이론에서 의사결정은 효용(utility)이 극대화되는 곳에서 일어난다. 그러나 행동경제학의 손실회피의 개념에서 보면, 기대손익의 크기가 같아도 이익보다는 손실에 따른 고통이 더 강하게 느껴져 기준점(reference point)을 중심으로 비대칭적인 의사결정이 이루어진다고 한다. 이러한 비대칭적인 의사결정은 인간이 합리적인 면보다 비합리적인 면에 초점을 맞춰 주식시장이나 주택시장 분석에 이용된다.

Salzman et al.(2013)은 부동산 금융 및 투자의 의사결정 행동방식은 심리학이나 사회학적으로 이해하는 것이 필요하다고 보고 주거용부동산을 거래할 때 일어나는 현상들은 행동경제학적으로 접근하여 설명될 수 있다고 보았다.¹¹⁾

국내 부동산 시장에서 행동경제학적 해석에 관한 연구를 살펴보면, 우선 주택과 거래량간의 동조화현상에 관해 실증분석 하였고, 더 나아가 이러한 동조화 현상은 부동산시장에서 손실회피현상 여부에 관한 연구로 이어졌으며, 주식시장에서는 투자성향효과의 연구로 이어졌다.

8) 김상봉. (2013). 『행동경제학』. 서울: 지필미디어. p.42.

휴리스틱(heuristic)은 그리스어 heutickein가 어원이며 to discover라는 의미를 가진다. 즉, 이미 정립된 공식에 의해서가 아니라. 정보가 완전하지 않은 상황에서 노력을 통해서 시행착오(trial and error)를 거치거나 경험을 통한 경험법칙(rule of thumb)을 통해 지식을 알게 되는 과정을 의미한다.

9) 전망이론(Prospect Theory)은 기존의 기대효용이론으로 설명되지 않는 현상들을 실험을 통해 보여주고 있다. 첫째, 기대되는 확률을 통해 선호가 결정되는 것이 아니며,(확실성효과) 둘째, 이익을 있을 때 위험회피(risk aversion)성향을 나타내고, 손실이 있을 때는 위험선호(risk seeking)성향을 나타낸다.(반사효과)셋째, 기준점(reference)과의 거리에 따른 가치의 변화를 설명하고 있다.

10) Kahneman, D. and Tversky, A. (1979). "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk." *Econometrica*. 47(2): 171-185.

11) Salzman, D. A. and Zwinkels, R. C. J. (2013). "Behavioural Real Estate." *SSRN*. Working paper, 1-40.

국외 연구로 Shiller and Case(1998)는 주택시장에서 가구주가 손실보다 이익을 보았을 때 매도하려는 성향을 나타낸다고 하였다.¹²⁾ 또한, 주식시장에서 Odean(1998)은 이익을 보았을 때 주식보유기간의 중앙값이 104일이었으나, 손실이 있을 때 보유기간의 중앙값은 124일로 분석하였다.¹³⁾ 이러한 현상은 주택시장에서는 손실회피로, 주식시장에서는 투자성향효과 또는 처분효과(disposition effect)로 해석된다.¹⁴⁾

이와 같이 부동산시장이나 주식시장에서 사람들은 손실을 줄이고자 하는 성향을 보인다. 이익과 손실이 같은 크기라 하더라도 손실에서 느껴지는 고통이 더 크다고 느끼기 때문에 손실을 회피하려는 것이다. 주택시장에서 가격 상승기에 매도하여 얻는 이익보다 경기불황기의 가격하락에 따른 손실을 효용측면에서 보다 크게 느끼게 된다. 따라서 경기호황기보다 주택가격이 하락하는 경기불황기에 매도의사가 적어질 수 있다. 이러한 매도의사는 주택시장에서 거래량이 줄어드는 것과 관련이 있는데, 기존 연구들은 주택가격과 거래량과의 관계를 손실회피현상에 의한 것이라고 해석하였다.¹⁵⁾

그러나, 주택가격과 거래량의 관계에 대한 해석으로써 손실회피현상을 말하는 것뿐만 아니라, 주택가격이 손실일 때와 이익일 때 매도여부를 확인하여 손실회피현상을 연구할 필요가 있다. 이러한 손실회피성향을 기반으로 하여 주택가격변화에 따른 주택매도 의사를 결정짓는 요인에 대한 실증분석에 대한 연구는 미비한 실정이다. 따라서 본 연구는 부동산시장에서의 손실회피현상과 손실회피에 미치는 요인, 그리고, 사람들이 갖는

12) Shiller, J. and Case, E. (1998). "The Behavior of Home Buyers in Boom and Post Boom Markets." *National Bureau of Economic Research*, Working paper. p.2748.

13) Odean, T. (1998). "Are Investors Reluctant to Realize Their Losses?." *Journal of Finance*. 35(5): 1775-1798.

14) Shefrin and Statman. (1985)은 주식시장에서 손실이 발생한 주식을 오래 보유하려는 성향의 결과를 비합리적인 행동의 하나로 보고 '투자성향효과(disposition effect)'라는 명칭을 최초로 사용하였다. 조상기 외(2010)는 disposition을 '비대칭적 매도성향'이라는 용어로 이용하였다. 투자성향효과는 실현이익의 비율이 실현손실의 비율보다 훨씬 크다는 것을 나타낸다. 즉, 투자자가 실현손실인 주식의 처분보다 실현이익인 주식의 처분을 더 선호한다는 것을 알 수 있다.

15) 이용만(2012)은 거래량과 가격간의 정의 상관관계가 나타나는 이유에 대해 주택 구입자금(down payment)효과, 옵션가치, 손실회피행위(loss aversion), 주요측면과 외부 충격에 따른 반응으로 기존연구를 정리하였다.

위험회피성향에 관해 연구한다. 또한, 대부분의 주택과 관련된 국내연구는 거시경제 변수를 기반으로 거시적 관점에서 주택매도에 대한 요인을 밝히는 것에 초점을 두고 있다면, 본 연구는 미시적 자료를 이용하여 행동경제학적 관점에서 살펴본다. 미시자료를 이용한 연구는 경제적 요인뿐 아니라 인구 구조의 변화에 따라 추정이 가능하고 개별 가구소비와 자산을 총량화(aggregation)하여 측정할 수 있다는 장점을 지니고 있다.

부동산 자산 소유자들이 갖는 위험회피성향과 손실회피에 따른 주택매도의사결정에 관한 연구는 합리적이고 이성적인 판단을 하지 않는 일반적인 사람들의 행동을 이해하게 되고, 나아가 부동산시장에서 일어나는 현상을 해석하고 부동산 정책에 응용될 수 있다. 그리고, 가격변화에 따른 손실과 이익집단의 차이를 이용하여 거래량을 예측할 수도 있다. 또한, 가격결정 측면에서 이익과 손실이라는 심리적 변수를 더한 부분을 기반으로 주택공급량과 주택수요량을 예측하는 것에 도움이 될 수 있으며, 부동산 가격과 거래량의 안정화를 위한 정책방안에 고려될 수 있다. 이와 같이 정책대상에 따라 정책을 다양화해야 한다는 연구의 일환으로 투자자의 위험태도와 주택매도 의사결정의 손실회피성향을 실증적으로 분석하였고, 결과에 따른 정책적 활용방안을 제시한다.

1.2 연구의 범위 및 방법

본 연구의 주택매도의사결정에 관한 분석은 한국조세재정연구원 재정패널 1~7차 자료를 이용하여 주택소유자가 주택가격변화에 따라 주택의 매도의사 여부를 분석하였다. 공간적 범위는 패널자료의 조사대상인 제주도와 도서지역을 제외한 전국 15개 시·도로 원표본 가구의 지역은 서울지역 22.7%, 경기지역 17.8%, 나머지 지역은 2~7%의 수준으로 분포되어 있으며, 대상 가구는 5,634가구가 된다.¹⁶⁾ 본 연구를 위한 대상 가구는 5,634

16) 재정패널조사, (2016). 1~7차 년도 조사자료 사용자 안내서, 『한국조세재정연구원』, p.3. (재정패널조사는 전국조사이지만 조사의 편의를 위해 제주도 및 도서지역과 특수시절 거주자는 조사모집단에서 제외되었다.)

가구 중 주택을 소유하고 있는 가구로 한정하여 연구한다. 시간적 범위는 조사시작 시점인 2007년부터 2013년까지의 자료를 대상으로 한다.¹⁷⁾

자료의 제한을 극복하기 위하여 소수계급 반복추출법을 이용하고, 실증 분석 방법론으로 이항로지스틱(Binary logistic) 회귀분석을 이용하여 주택매도여부를 분석한다.

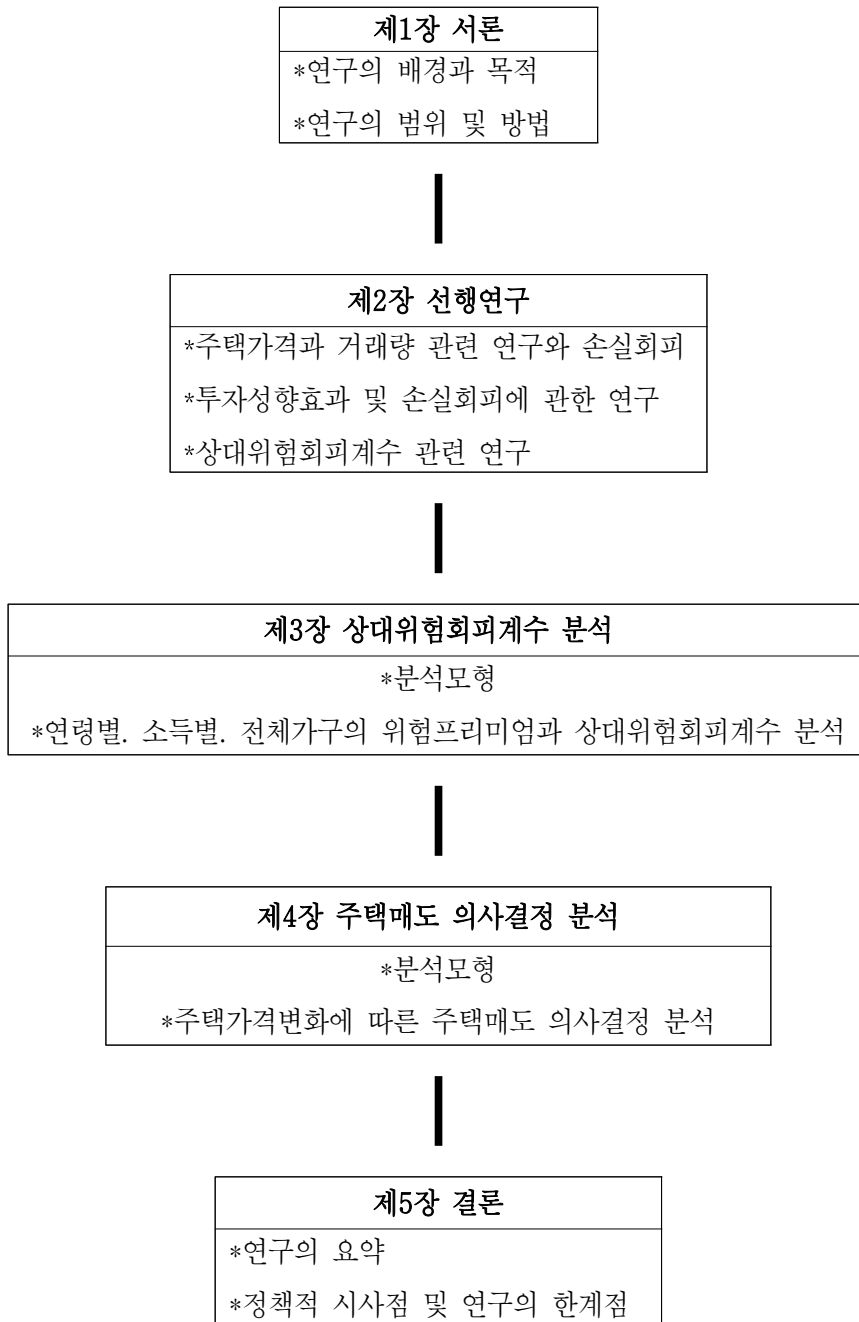
부동산 자산 소유자의 투자수익률, 위험프리미엄, 상대위험회피계수 역시 재정패널조사데이터를 이용하여 추정한다. 공간적 범위는 패널자료의 조사대상인 제주도와 도서지역을 제외한 전국의 일반가구로 2008년 구축된 5,014가구와 2009년에 구축된 620가구를 포함하는 원표본 가구와 2009년 이후 분가하여 1차 연도 이후부터 분가로 인해 신규 발생한 가구이다.¹⁸⁾ 시간적 범위는 글로벌 금융위기 이전의 분석을 위해 2007년과 2008년, 금융위기 이후의 분석은 2011년과 2012년의 자료로 투자수익률, 자산수익률과 소비증가율을 기초로 추정한다.

추정방법은 소비 자산 가격결정 모형(CCAPM)이론에 근거하고, 투자자의 소비 효용수준을 나타내는 효용함수(utility function)로써 CRRA(Constant Relative Risk Aversion, CRRA)효용함수와 습관형성(Habit Formation) 효용함수를 이용하여 상대위험회피계수를 측정하였다.

17) 재정패널조사의 1차 년도는 2007년, 7차 년도인 2013년 현재(2016.08) 까지 한국조세재정 연구원에서 제공되고 있다.

18) 한국조세재정연구원. (2016). 『1~6차년도 조사자료 사용자 안내서』, p.2.

<그림 1> 연구의 내용



II. 이론적 고찰

2.1 선행연구 및 연구 차별성

2.1.1 주택가격과 거래량 관련 연구와 손실회피

선행연구는 크게 세 분야로 나눌 수 있다. 먼저 주택가격과 거래량의 관계에 대해 인과관계 및 동조화현상에 대한 연구들을 살펴보자.

임재만(2011)은 기존 선행연구에서 그랜저 인과성 검증만을 사용하여 두 시계열 사이의 시간적 선후 관계만 고려한 한계에서 벗어나고자 했다. 또한 주택과 거래량은 거시경제변수의 영향을 받는다고 보고 외생변수를 고려하였으며 국토교통부의 실거래가 지수로 분석하여 가격지수에 따라 주택가격과 거래량의 관계가 달라지는지도 검토하였다. 분석자료는 2006년 1월부터 2010년 12월까지 60개월간의 전국의 시도별 아파트 시장을 대상으로 하였다. 분석방법은 GARCH모형과 지역의 고정효과를 고려한 패널 벡터자기회귀(Panel Vector Autoregressive, PVAR)모형으로 하였다. 분석결과는 첫째, 가격 변동과 거래량은 상호 인과관계에 있는 것으로 나타났으며 실거래가지수와 호가지수의 결과가 동일하게 나타났다. 또한 거래량 증가는 가격 상승으로, 가격의 상승은 항상 거래량의 증가로 이어졌다. 둘째, 당기와 전기의 거래량 변동이 가격 변동에 유의적인 영향을 미치지만, 레버리지 효과와 비대칭성의 존재 여부는 확인되지 않았다. 셋째, 주택시장은 대출시장보다는 물가, 채권시장, 주식시장의 영향을 받는 것으로 나타났다.

정주희·유정석(2011)은 주택거래량과 주택가격 사이에는 지역 간 시·공간적 대체효과와 과급효과가 존재하여 연관성이 있다고 보았다. 따라서 부동산 시장의 주택거래 활성화를 위해 먼저 진원지를 파악하고, 그 진원지에 대해 적절한 부동산 정책이 마련되어야 한다고 하였다. 분석은 수도권 아파트 시장을 대상으로 하였으며, VAR 모형을 이용하였다. 분석결과, 분석대상의 다른 지역에서 주택가격의 영향을 받는 지역이 강북과 인천으

로 나타났으며, 주택가격을 선도하는 지역은 강남과 버블세븐 경기도인 것으로 나타났다. 다음으로 주택가격 보다 지역 간 인과관계가 높은 것은 주택거래량인 것으로 분석되었으며, 주택거래량의 충격이 5개월의 시차를 두고 강남에서 수도권으로 제한적인 파급효과가 나타났다. 결과적으로 수도권의 부동산 정책 활성화를 위해 강남지역에 우선적으로 정책효과가 미쳐야 한다고 분석하였다.

류현욱·고성수(2012)의 연구는 서울특별시 아파트시장에서 가격과 거래량간의 상관관계를 분석하여 동조화현상의 원인을 찾고자 하였다. 기존연구의 차이점으로 첫째, 가격과 거래량이 갖는 관계를 상품유동성 관점에서 해석함에 중점을 두고 적절한 외생변수를 투입함으로 설명력을 높여 근본적인 시장구조에 대해 이해를 증진시키고자 하였다. 또한 벡터오차수정모형(VECM)을 적용하여 단기적 변동성 외 장기적 추세까지 살펴보았으며, 세제라는 정책변수를 도입하여 그에 따른 정책실효성을 분석하였다. 분석결과, 주택가격과 거래량은 상호영향을 주며, 가격변화는 전기의 거래량 변화로부터 영향을 받고 있었다. 시장에서 가격과 거래량에 영향을 미치는 수요충격결과는 금리는 가격에, 가계대출 및 부동산 세제변수는 거래량에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

허윤경·장경석·김성진·김형민(2008)은 주택가격과 거래량의 관계를 그랜저 인과관계 분석(Granger Causality test)을 통해 서울특별시의 17개 구에서 가격변동률이 거래량 변동률에 영향을 미치고, 가격변동률이 거래량변동률 간에 쌍방으로 인과관계를 보인 지역은 강남구, 서초구, 송파구, 노원구로 나타났다. 쌍방인과관계가 없는 지역은 마포구, 종로구, 성북구, 동대문구, 중랑구, 양천구, 영등포구, 금천구였다.

임대봉(2014)의 연구는 아파트거래량과 아파트가격간의 관련성, 그리고 취득세 감면정책이 아파트거래량과 아파트가격에 미치는 영향을 인과관계검정과 충격반응분석 등을 통해 분석하였다. 분석결과 아파트가격은 아파트거래량에 대해 유의미한 영향을 미치고 있으나, 아파트 거래량은 아파트가격에 대해 미미한 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 아파트가격의 상승(하락)은 아파트거래량의 증가(감소)를 초래하는 요인으로 작용한다고 보았다. 하지만 아파트거

래량의 증가는 아파트가격 상승에 미치는 영향이 제한적인 것으로 파악되었다.

김대원·유정석(2013)은 주택가격과 거래량의 동조화 현상 원인이 사람들의 심리적 태도에 있다고 보고 연구를 진행하였다. 첫 번째 분석은 주택가격과 거래량 사이의 연관성을 확인하기 위해 대용변수(proxy variable)를 이용하였다. 주택가격은 아파트 실거래가지수를 이용하였고, 거래량은 아파트 거래신고 건수의 시계열자료를 활용하였다. 분석대상은 서울과 전국 광역시·도를 대상으로 VAR모형과 VECM모형을 이용하였다. 분석결과, 주택가격과 거래량의 관계는 시차가 존재하지만, 정(+)의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 두 번째 분석에서는 매도자와 매수자가 주택가격이 상승할 때와 하락할 때 중 어느 시점에서 매도와 매수를 하려고 하는지 설문문을 통해 분석하였다. 이 분석은 시장 참여자들의 심리적 특성이나 편의(bias)가 매도와 매수를 결정하는데 있어 영향을 미치는지를 확인하고자 한 것이다. 분석결과, 주택가격이 상승할 때 매도자는 매도를 원했고, 하락할 때는 매도하지 않으려는 손실회피 성향을 나타냈다. 또한 매수자는 주택가격이 상승할 때 매수하려고 하였다. 따라서 매도자와 매수자간의 원하는 주택매매 시점이 주택가격이 상승할 때로 일치하게 됨으로써 주택가격과 거래량간의 동조화 현상을 설명할 수 있다고 하였다.

정홍일·이현석·이상선(2012)은 2006년 1월부터 2011년 6월까지 66개월동안의 자료를 이용하여 서울시 주택시장의 거래량과 가격을 시계열 회귀분석 모형을 사용하여 관계를 분석하고, 손실회피현상 여부를 검증하였다. 분석결과, 가격 하락시에 주택보유자가 주택을 매도하여 감수해야 하는 손실을 회피하기 위해 주택매도를 보류 또는 감소시키는 손실회피현상이 나타나는 것을 발견하였다. 또한 거시경제 변수의 영향을 제거하였을 경우 동조화현상이 나타나지 않는 것으로 나타났다.

Clayton et al.(2010)은 미국의 국제조사국(Bureau of Census)에서 1990년 2분기~2000년 2분기 자료를 이용하여 미국주택시장에서 주택의 가격과 거래량이 서로 동조현상을 나타내고 있다고 분석하였다. 분석방법은 VAR모형을 이용하였으며, 분석결과는 주택가격과 주택 거래량에 영향을 미치는 거시경제변수로 인하여 이러한 동조화 현상을 설명하였으며,

손실회피효과가 주택시장에서 나타나고 있음을 함께 검증하였다.

Genesove and Mayer(2001), Engelhardt(2003), Selsen(2003)은 주택 가격과 거래량간의 동조화 현상을 손실회피로 인한 결과라고 말하고 있다. 다시 말해, 주택 소유자들은 주택가격이 구입당시의 가격보다 하락하는 때에는 손실회피현상에 의해 매물로 내놓지 않는다. 따라서 부동산 시장에서 매물부족으로 인해 거래발생 빈도가 낮아지는 것이라고 말하고 있다.

<표 2-1> 주택가격과 거래량 관련 연구와 손실회피

저자(년도)	논문제목	분석방법	분석결과
임재만(2011)	주택거래량은 주택가격 변동을 설명할 수 있는가?	GARCH, 패널 벡터자기회귀 (Panel Vector Auto Regressive, PVAR)	가격변동과 거래량은 상호 인과관계에 있으며 거래량 증가는 가격 상승으로, 가격의 상승은 거래량 증가로 이어졌다. 또한 주택시장은 대출시장보다는 물가, 채권시장, 주식시장의 영향을 받는 것으로 나타났다.
정주희·유정석 (2011)	주택가격과 거래량의 지역 간 인과관계 및 시·공간적 파급효과 분석	벡터자기회귀 (Vector Auto Regressive, VAR)	수도권의 주택가격은 한 방향으로 움직이며, 강남3구의 주택가격 충격이 수도권시장에 영향을 주었다. 그 영향은 주택거래량의 충격을 주었을 때보다 더 강하게 나타났다.
류현욱·고성수 (2012)	가격과 거래량의 관계에 대한 실증연구	벡터오차수정 모형(VECM)	전기의 거래량 변화가 다음기의 가격변화에 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 금리는 가격에 가계대출 및 취·등록세, 양도소득세, 부동산세 등 세제 변수는 거래량에 영향을 미치는 것으로 나타났다.
허운경·장경석·김성진·김형민 (2008)	주택 거래량과 가격 간의 그랜저 인과관계 분석	그랜저 인과관계검정	서울특별시의 17개 구에서 가격변동률이 거래량 변동률에 영향을 미치고, 나머지 서울특별시 강남3구와 노원구는 서로 영향을 미치는 것으로 나타났다.
임대봉(2013)	주택거래량과 주택가격에 관한 연구	그랜저 인과관계검정 충격반응분석	아파트가격은 아파트거래량에 대해 유의미한 영향을 미치고 있으나, 아파트 거래량은 아파트가격에 대해 미미한 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

김대원·유정석 (2015)	주택가격과 거래량 간 관계 형성에 매도-매수 선회시점이 미치는 영향 연구	VAR/VECM	주택가격이 상승할 때 매도자는 매도를 원했고, 하락할 때는 매도하지 않으려는 손실회피 성향을 나타냈다. 또한 매수자는 주택가격이 상승할 때 매수하려고 하였다. 따라서 매도자와 매수자간의 원하는 주택매매 시점이 주택가격이 상승할 때로 일치하게 됨으로써 주택가격과 거래량간의 동조화 현상을 설명할 수 있다고 하였다.
정홍일·이현석· 이상선(2012)	주택 거래량과 가격의 동조화 및 손실회피현상	VAR	거시경제 변수의 영향이 제거되었을 경우 동조화현상이 나타나지 않았으며, 시장참가자들의 손실회피 성향으로 인해 주택가격이 하락할 때 거래를 하지 않는 것으로 나타났다.
Clayton, Jim and Norman Miller and Liang Peng (2010)	Price-volume Correlation in the Housing Market	VAR	미국주택시장에서 주택의 가격과 거래량이 서로 동조현상을 보이고 있다고 하였으며, 거시경제변수의 영향 때문에 동조현상이 일어난다고 설명하고 있다. 이러한 현상은 손실회피효과가 주택시장에서 나타나고 있다고 분석하였다.

2.1.2 투자성향효과 및 손실회피에 관한 연구

현대 경제학, 그리고 이에 기반을 둔 현대 투자 및 금융이론들은 인간행동의 합리성을 전제로 하여 이론을 전개해 왔었다. 평생소득에 맞추어 기간별로 소비를 적절하게 배분한다는 평생소득가설이나, 위험이 높으면 수익률도 높아야 한다는 위험기피가설 등이 대표적인 예라고 할 수 있다.¹⁹⁾ 이와 같은 인간행동의 합리성을 전제로 한 경제이론이나 투자 및 금융이론들은 현실에서 일어나는 여러 경제적 현상들을 비교적 잘 설명하고 있다. 그러나 시장에는 인간행동의 합리성으로는 이해하기 어려운 이례적인 현상(anomalies)들도 존재한다. 1980년대 들어 행동경제학자들(behavior economists)은 이런 이례적 현상을 과도한 자신감(overconfidence)이나 손실회피(loss aversion) 등과 같은 인간의 심리적인 편의(psychological biases)로 해석하기 시작하였다.²⁰⁾

손실회피성이 사람의 행동에 미치는 영향은 보유효과(endowment effects)와 현상유지 바이어스이다. 사람들은 자신이 소유하고 있는 것들에 대해 높은 가치를 부여하는 경향이 있다. 집이나 중고차 등을 사려는 사람보다 팔려는 사람이 시장가격보다 항상 높은 가격에 내놓으려고 한다. 일반적으로 파는 사람은 높은 가격에 팔고 싶어 하고, 사려는 사람은 가능하면 싸게 사려고 하지만 그럼에도 불구하고 이렇게 큰 차이는 어디서 발생할까? 첫째, 보유효과다. 손실회피성으로 인해 이익보다는 손실을 더 크게 평가하게 되어 이미 보유하고 있는 것에 대한 깊은 애착이 있을 수 있다. 따라서 손실을 피하기 위해 보유하고 있는 것을 매도하려 하지 않고, 실제 소유하고 있는 물건에 대해 집착이 생기게 된다. 둘째, 현상유지 편향이다. 사람들은 대개 현재의 상황에서 변화를 시도하지 않고 현재 그대로를 고수하려는 경향을 보인다. 현재 상황에서 어떠한 변화가 생기게 되면 좋아질 가능성과 나빠질 가능성 중에 이익보다 손실이 크다고 느끼는 손실회피성향이 작용하면 차라리 그대로 있는, 즉 아무것도 하지 않는 상태가 이익으로 느껴질 수 있다는 것이다.²¹⁾

19) 이용만(2012). “부동산시장의 이례현상들.” 『한국주택학회』, 20(3), p.6.

20) 이용만, 상계논문, p.74.

주택시장과 주식시장에서 주택이나 주식을 매도하지 않고 보유하여 손실실현을 회피하는 현상인 손실회피나 투자성향효과 또는 처분효과에 대해 언급한 연구들이 존재한다. Odean(1998)은 주식시세와 거래량의 상관관계를 분석하기 위해 이익 실현을 한 종목수와 손실 실현을 한 종목 수를 단순히 비교하였다. 비대칭적 매도성향에 관한 개인투자자의 연구로는 최초이다. 6년 동안 거래된 10,000계좌자료를 이익실현율(Proportion of Gains Realized, PGR) 대비 손실실현율(Proportion of Losses Realized, PLR)의 비율차이로 분석하였다. 분석결과, 이익이 있는 주의 24%를 이익 실현 하였지만, 손실을 본 주식은 약 15% 정도만 매도하였다. 주식시장에서 투자성향효과(disposition effect)가 나타나고 있었다.

Karlsson et al.(2005)은 주식시장에서 투자자 자신의 투자를 얼마나 자주 확인하는지를 살펴보았는데, 주식시장이 나쁠 때 보다 좋을 때 더 많이 확인하는 것으로 나타난다. 즉, 타조효과(ostrich effect)를 확인하였다. 또한 투자자는 투자를 확인하면서 이익이나 손실을 느끼는 심리적 영향의 충격효과(impact effect)와 주식시장이 상승기 때 이익을 보려고 기준점을 높게 변경하는 기준점 업데이트 효과(reference point updating effect)가 있다고 보았다.

변영훈(2005)은 개인 투자자의 거래내역을 Odean(1998)의 방법을 사용하여 손실주식의 실현에 비해 2.2배나 강한 이익주식 실현을 선호하는 성향을 보였고, 이러한 성향은 손실주의 매도를 회피하기 때문에 나타난 현상이라고 하였다. 또한, 개인에 따라 투자성향효과에 차이가 있는 지에 대해 검증한 결과 투자규모가 클수록, 투자능력이 높을수록 약하게 나타나는 것을 보였다.

조상기(2010)는 기관투자자들 중 자산운용회사가 운용하는 국내 주식형 펀드에서도 투자성향효과가 존재하는 지에 대해 Odean(1998)의 비율차이와 3-factor 모델인 Fama and MacBeth(1973)의 선형회귀분석을 이용하여 분석하였다. 분석자료에는 2004년부터 2007년까지의 3년간 국내 주식에만 투자 가능한 펀드들의 거래 자료를 활용하였다. 분석결과, 이익

21) 김상봉, 전계서, p.75.

실현율은 0.14이고, 손실실현율은 0.07로 개인투자자에게 존재하는 비대칭적 매도성향이 펀드에도 존재하였으며 비대칭적 매도성향이 1% 증가할 때 마다 펀드성과에는 연 0.093%정도의 부정적인 영향을 끼친 것으로 조사되었다. 이러한 결과는 투자성향효과가 존재하는 것이며, 펀드 성과에 부정적인 영향을 주는 것으로 확인되었다.

주택시장에서 이러한 손실회피 성향이 나타나는 부분에 대해 그 기준점을 어디로 두느냐에 따라 결과는 달라질 수 있다. 일반적으로 주택의 보유기간을 중장기로 본다면 주택을 처음 매수했을 때의 가격보다 이익을 보지 않은 사람을 없을 것이다. 왜냐하면 보유기간이 길었던 만큼 매수가격보다 떨어지진 않았을 테니까 말이다. 그러나 보유기간이 길었음에도 일반적인 사람들은 손실회피 성향이 나타날 수 있다. 그것은 손실회피의 기준점이 바뀐다는데서 설명이 가능하다. 즉 처음구입가격이 아닌 이후 최근가격이나 혹은 최근의 최고가격과 비교하여 손실회피성향을 보인다는 것이다. 이러한 연구는 다음연구에서 알 수 있으며, Karlsson et al.(2005)에서 주식시장에서 손실과 이익의 기준점은 기준점 업데이트를 통해 그 결과에 따라 영향을 받는다고 하였다. 그러나 높아진 기준점에서 상대적인 손실을 경험할 가능성이 있다고 하였다.

김준형·알렉산더(2011)는 손실회피에서 손실을 측정할 때, 과거 구입가격 외에 다른 기준점이 존재할 가능성을 고려하였다. 즉 선행연구들은 손실을 현재 가격과 과거 구입가격 간의 차이로만 해석하고 있다. 그러나 주택은 보유기간이 길고 가격상승에 대한 기대가 작용할 가능성이 높다고 보고 최근 가격이 손실의 기준점으로 작동할 가능성을 두고 분석하였다. 연구의 자료는 KLIPS를 활용하였으며, 분석결과, 손실회피현상은 최근 가격을 기준으로 산정된 손실에서만 존재하는 것으로 나타났다. 구체적으로 최근 가격을 기준으로 할 때 손실을 경험한 가구가 다른 주택으로 이동할 오르는 손실을 경험하지 않은 가구의 0.02 수준으로 나타났다. 이는 손실을 경험한 가구가 기존 주택에 머무를 가능성이 통계적으로 유의하게 높다는 것을 의미하다. 아울러 손실회피의 성향은 아파트에 거주할수록, 부채가 있을수록, 그리고 다른 주택을 보유하고 있을수록 커지는 것

으로 나타났다. 국내 주택시장에서 손실회피 현상이 관찰되었고, 기준점으로는 구입가격이 아닌 최근 가격을 기준점으로 산정된 손실에서만 손실회피 현상이 나타나고 있었다.

김준형·알렉산더(2013)는 기존연구의 한계점이라고 밝히고 있는 KLIPS 자료의 한계에서 벗어나 서울의 주택시장 내에서 실제 주택을 보유하고 있으면서 또 이를 매각하려는 표본을 확보, 이들의 손실회피 성향에 있어서 어떠한 기준점이 사용되고 있는지 직접 파악함으로써 손실회피의 기준점에 관한 기존 연구의 한계를 극복하고자 하였다. 이를 위해 조사전문기관인 한국리서치에 의해 2011년 5월 한 달 동안 설문조사를 실시하였다. 분석결과 45%가 넘는 응답자들이 주택보유에 따른 손실이 최근 거래된 다른 주택들의 가격보다 낮게 판매될 때 발생한다고 응답하였다. 그리고 보유기간 동안의 최고가격보다 낮게 판매될 때 손실이 발생한다고 응답한 사람들의 비중은 28.1%를 차지하였다. 나머지 26.6%의 응답자만이 최초 구입가격을 기준으로 주택보유의 손실 여부를 판단하고 있었다. 따라서 손실 산정의 기준점은 최고가격 또는 최근가격으로 대체될 필요가 있다고 말하고 있다.

김대원·유정석(2013)은 많은 선행연구들이 주택가격과 거래량의 정(+)의 관계를 시장 참여자들의 심리적 특성인 손실회피현상이라고 결론내고 있었다. 따라서 부동산 시장에서 시장 참여자들의 심리적인 행태가 주택 시장에서도 반영된다고 보았다. 이러한 연구의 일환으로 부동산 시장에서 주택소비심리지수를 활용하여 시장 참여자들의 심리적 태도가 주택 매매 거래량에 미치는 영향을 분석하고자 하였다. 분석을 위해 패널제한분포시차모형(Panel Finite Distributed Lag Model, PFDL)을 이용하였는데, 사람들의 주택소비심리지수가 실제 거래시장에 반영되기까지 시차가 존재한다고 보고 시차를 반영하기 위한 모형이다. 분석결과, 주택소비심리지수가 주택거래량에 영향을 미치고 있었다. 다만, 시차가 커질수록 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 연구 결과는 시장 참여자들의 심리적 태도가 부동산 주택시장에서 고려되어야 한다고 주장하고 있다.

차경욱·정다운(2013)은 개인의 투자의사결정은 위험(risk)에 대해 얼마

나 감수하는지에 따라 달라진다고 보았다. 개인 투자자들이 갖는 위험에 대한 태도는 잠재이익과 잠재손실인 상황에서 각각 다르게 느낀다고 보았다. 잠재이익일 때는 위험을 회피하려는 성향을 나타내며, 잠재손실일 때는 위험을 추구하려는 성향을 나타내 손실을 피하려고 한다는 것이다. 이러한 손실을 회피하려는 성향을 설문을 통해 분석하였고, 위험에 대한 태도에 따라 개인 투자자들이 금융자산을 보유하는데 있어 어떠한 특징을 나타내는지도 함께 분석하였다. 분석결과, 위험회피적인 개인투자자들의 집단에서 잠재손실에 대해 손실회피 성향을 보이는 것으로 조사되었으며, 위험회피적인 집단에서 손실회피 성향을 보이는 집단은 투자자의 금융자산이 상대적으로 열악한 것으로 분석되었다.

<표 2-2>투자성향효과 및 손실회피에 관한 연구

저자(년도)	논문제목	분석방법	분석결과
김준형·알렉산더 (2011)	주택시장의 손실회피 행태와 기준점 설정에 관한 연구	이항로짓모형	손실회피의 성향은 아파트에 거주할수록, 부채가 있을수록, 그리고 다른 주택을 보유하고 있을수록 커지는 것으로 나타났다. 국내 주택시장에서 손실회피 현상이 관찰되었고, 기준점으로는 구입가격이 아닌 최근 가격을 기준점으로 산정된 손실에서만 손실회피 현상이 나타나고 있었다.
김준형·알렉산더 (2013)	주택보유자의 손실회피 성향과 매도가격의 설정	다중회귀모형	최초구입가격이 주택보유자의 손실회피의 기준점으로 사용되어진다고 보기어려우므로 손실 산정의 기준점으로서 최초구입가격의 역할은 최고가격이나 최근가격으로 대체될 필요가 있다고 하였다.
김대원·유정석 (2013)	주택가격에 대한 심리적 태도가 주택 매매 거래량에 미치는 영향 분석	패널 PFDL(Panel Finite Distributed Lag Model, 패널제한분포 시차모형)	모든 시차에서 주택소비심리지수는 거래량의 양(+)의 영향을 미치고 있으며, 시차가 증가할수록 계수 값은 감소하고 있는 것으로 나타났다.
차경욱·정다운 (2013)	개인투자자의 손실회피성향, 위험태도와 가계금융자산 보유 특성	ANOVA	잠재이익보다 잠재손실에 대한 위험선호도 평균점수가 높아 손실회피성향을 나타내었고, 위험회피 집단에서 손실회피성향이 나타난 조사대상자의 비율이 높게 나타났다.

조상기(2010)	프로스펙트 이론의 손실회피현상이 펀드성과에 미치는 영향에 관한 실증적 연구	이동평균법, 선형회귀분석	이익실현율은 0.14이고, 손실 실현율은 0.07로 개인투자자에 게 존재하는 비대칭적 매도성 향이 펀드에도 존재하였으며 비대칭적 매도성향이 1% 증가 할 때 마다 펀드성과에는 연 0.093%정도의 부정적인 영향 을 끼친 것으로 조사되었다.
Odean(1998)	Are Investors Reluctant to Realize Their Losses?	이익실현율(PGR)과 손실실현율(PLR)의 상대적 차이	이익이 있는 주의 24%를 이익 실현 하였지만, 손실을 본 주 식은 약 15% 정도만 매도하였 다. 주식시장에서 투자성향효 과(disposition effect)가 나타 나고 있었다.

2.1.3 상대위험회피계수 관련 연구

소비 자산 가격결정 모형(CCAPM)을 이용한 상대위험회피계수의 추정을 위한 연구는 주로 주식시장에서 많은 연구가 이루어졌으며, 최근 부동산시장에서도 연구가 이루어지고 있다.

주식시장과 부동산시장에서의 자본자산 가격결정 모형(CAPM) 연구에서 소비와 투자를 동시에 고려하고, 자산누락 문제를 감안할 수 있는 소비 자산 가격결정 모형(CCAPM)으로 연구되어지고 있다. 또한 이 모형에 대한 적용 타당성 분석에 대한 연구도 함께 이루어지고 있다.

이와 관련한 국내연구로 CAPM을 적용하여 부동산시장에서 적용가능성을 연구한 신종웅(1993)을 시작으로, 부동산 토지시장에서는 토지가격변동과 위험간의 관계를 연구한 김형순·김호철(2006)이 존재하고, 미시자료를 활용한 서울아파트시장의 적용가능성을 연구한 유주연·이준용·손재영(2010)등이 있다.

서병덕·김종범(2006)은 1990년 1월부터 2005년 12월까지의 전국주택가격지수를 활용하여 CAPM이 한국의 주택시장에 적용가능한지를 분석하고자 하였다. 그러나 체계적 위험과 비체계적위험 모두 주택 매매가격 변동률에 영향을 주고 있으며, 선형 및 비선형형태로 설명되어 질 수 없어 CAPM이 한국의 주택시장에 적용되어 지지 않는다고 보았다.

김형순·김호철(2006)은 지가변동률 시계열자료와 재무관리분야의 CAPM을 응용한 분석 틀을 통하여 도출된 토지 시장선을 근거로 국내 토지시장의 가격변동과 위험간의 관계를 조명하고자 하였다. 즉 토지시장선을 도출하여 지가변동률과 위험도의 추세를 파악하였다. 자료는 1980년부터 2005년까지 발표된 지가변동률 자료를 이용한 연구에서 세분화된 지역들 중 높은 지가변동률에도 불구하고 낮은 위험도를 보이는 지역을 선별하였다. 따라서 국내 토지시장 분석에서 지가변동분을 보는 것과 더불어 위험도도 같이 고찰하는 것이 필요하다고 주장하였다.

홍기석(2009)은 표준적인 소비 자산 가격결정 모형(CCAPM)에 기초하여 우리나라 주택가격의 결정요인을 실증적으로 분석하고자 하였다. 2003

년부터 2008년까지의 기간에 대한 국민은행의 지역별 주택가격자료를 이용하여 분석하였을때, 대체로 자산가격모형의 예측을 지지하는 것으로 나타났다. 즉 우리나라의 지역 간 주택수익률의 격차는 위험프리미엄의 차이에 의해 체계적으로 설명되어지고, 미래에 높은 자본이득이 예상되면 현재의 임대수익률은 낮게 실현되는 경향이 존재하였다. 이러한 결과는 외환위기 이전에도 마찬가지였으나 추정된 계수의 구체적 크기는 모형이 예측치와는 일치하지 않았다. 이후 홍기석(2012)은 서울의 주택가격 변동요인을 분석하기 위해 비내구재와 내구재 소비를 고려한 CAPM 모형을 이용하였다. 분석은 서울 지역의 아파트 단지를 평형별 매매와 전세가격의 분기별 자료를 활용하여 수익률을 구하고, CAPM 모형의 추정과 부합하는지를 분석하였다. 분석결과, 주택가격은 위험과 체계적인 관계를 가지는 것으로 나타났다.

유주연·이준용·손재영(2010)은 서울시 강남구와 노원구의 30~35평 아파트 시장에 CAPM을 적용하여 CAPM이 의미하는 이론적 균형과 현실의 시장 사이에 어느 정도의 괴리가 있는지 알아보려고 하였다. CAPM이 서울의 아파트시장에 적용이 되는가, 적용이 된다면 그 결과가 시장 참여자 행동의 합리성이나 시장의 효율성에 대해 어떤 정보를 주는가를 검토하려는데 목적이 있다. 아파트시장은 거래단위가 커서 분산투자가 어려우므로, 분산투자 및 비체계적 위험이 수익률에 큰 영향을 주지 못한다고 보았기 때문에 2단계 횡단면 검증방법으로 베타계수 추정과 관련된 통계적 문제점을 해소하기 위해 BJS(Black, Jensen, and Scholes)을 채택하였다. 분석결과 BJS의 방법에 의한 엄밀한 의미에서 CAPM모형이 대체로 주택시장에 적용되지 않는다는 것을 확인하였다.

김세완·박기정(2012)은 기존 선행연구에서 합리적인 투자자의 효용함수를 CRRA함수로 가정하고 투자자의 위험회피계수를 이론상 적정 범위내의 양의 상수(constant)로 분석하고 있으나, 투자자의 위험한 태도는 자산별·소득별로 투자 목적에 따라 서로 다르게 나타날 수 있으며 특히 우리나라의 경우 외환위기 이전의 투기적 목적이 강한 투자자의 위험선호적 경향과 주식시장에서 관측되는 역프리미엄 현상 등을 설명하기엔 이러한 가정

의 기존 CRRA모형 분석으로는 한계가 있다고 보았다. 이에 주식프리미엄 퍼즐현상이 우리나라 자본시장에서는 어떻게 나타나고 있는지를 분석하기 위하여 소비 자산 가격결정 모형(CCAPM)이론에 기초하여 CRRA효용함수와 습관형성(Habit formation)효용함수를 비교하고 외환위기 이전과 이후의 위험프리미엄을 실증분석하였다. 추정결과 위험프리미엄은 외환위기 이전 보다 이후에 주식의 위험프리미엄이 더 크게 나타났고, 구간별로 역(-)프리미엄도 존재하는 것으로 나타났다. 상대위험회피계수도 외환위기 이전 보다 이후에 더 크게 나타났다.

장동훈·유주연(2013)은 서울 아파트의 속성변수 중 CAPM 모형의 베타 계수에 영향을 미치는 요인들에 대해 살펴보았다. 부동산 시장에서 CAPM 모형의 적용가능성을 의심하면서도 아파트는 어느 정도 합리적인 시장으로 인식하여 연구를 진행하였다. 분석은 베타값이 0과 1에 가까운 특성들의 차이를 살펴보고, 아파트를 투자대상으로 구분 지을 수 있는지 알아보았다. 분석을 위해 기간별 전체 데이터를 다중회귀분석을 활용하였고, 분석결과 다른 구에 비해 강남구의 영향력이 감소하는 경향을 보였으며, 베타값은 시간에 따라 지역적으로 변공성의 변화가 나타났다.

박기정(2013)은 우리나라 임대주택의 지역별 기대수익률과 위험프리미엄(risk premium)을 추정하고 국내 자본시장에서 금융자산, 상업용부동산, 주거용부동산의 수익률과 그 결과를 각각 비교하였다. 또한 투자자의 위험에 대한 태도와 위험프리미엄 관계 분석을 위해 소비 자산 가격결정 모형(CCAPM)이론에 근거해서 위험회피계수(risk aversion coefficient)를 추정하고, 그 결과를 자산별로 비교하였다. 투자자의 소비 효용수준을 나타내는 효용함수(utility function)로서 CRRA 효용함수와 습관형성(Habit Formation)효용함수를 이용하여 임대주택과 상업용부동산의 투자자산별 위험회피계수를 각각 비교하였다. 임대주택의 투자수익률을 추정하기 위해 2008년 금융위기 이후부터 2012년 3/4분기까지 한국감정원 주택가격동향조사의 지역별 KHPI(Korea Housing Price Index)지수와 주택가격자료를 이용하였고, 임대주택의 임대수익인 월세자료는 한국감정원의 월세가격동향조사의 월세가격지수와 월세이율 정보를 이용하였다. 상업용부

동산의 투자수익률은 국토교통부의 상업용부동산 임대사례조사에서 오피스/매장용 빌딩의 수익률 자료를 이용하였다. 분석결과 위험프리미엄은 수도권 아파트 임대주택 투자자들은 임대소득의 안정성 보다는 시세차익을 위해 자산가격 변동성이 큰 위험자산을 선호하는 투기적 목적의 위험 선호적 성향이 큰 것으로 분석되었다. 상대위험회피계수는 외환위기와 글로벌 금융위기를 겪으면서 점차 우리나라 투자자들이 위험회피적 성향이 커진 것으로 나타났다.

문제헌·김갑열(2014)은 제1기 신도시를 대상으로 CAPM 이론에 기초하여 어떠한 위험과 수익구조를 갖는지 분석하였다. Black·Jensen·Scholes의 연구방법론에 따라 증권시장선(Securities Markets Line, SML)과 증권특성선(Securities Characteristic Line, SCL)을 각각 구한 후 양자가 통계적으로 일치하는지를 살펴본다.²²⁾ 분석결과, 일치하지 않는 것으로 나타나 CAPM 이론에 부합하지 않으므로 조합원 몫을 제외한 일반분양하는 아파트의 분양가를 낮추어 미분양에 대비해야 한다고 시사하고 있다.

민성훈(2015)은 소비 자산 가격결정 모형(CCAPM)을 우리나라 주택의 대부분을 차지하는 아파트에 적용하여 분석하였다. 또한 CAPM 모형도 함께 이용하여 비교함으로써 모형의 적합성도 판단하였다. 분석은 아파트수익률과 전세가격수익률, 소비지출액 증가율을 권역별로 회귀분석하여 베타를 산출하고, 산출한 베타와 평균수익률의 관계를 분석하였다. 분석결과, 첫째, 기존 연구에서 CAPM 모형은 주택시장에서 적용하는 것은 부정적인 견해를 보였던 것과 달리 CCAPM 모형은 적용 가능성이 높다고 분석하였다. 둘째, CCAPM 모형에서 아파트수익률은 운용소득가설을 적용하여 추정하는 것이 더 적합한 것으로 나타났다. 셋째, 베타추정은 좀 더 나은 유의한 결과값을 위해 OLS 보다 자기 상관을 고려한 모형을 적용해야 한다고하였다.

22) 문제헌, 김갑열. (2014). “CAPM을 이용한 제1기 신도시 아파트 수익증축 리모델링의 위험-수익 분석.” 『한국도시행정학회』, 27(1): 127-144.

<표 2-3> 상대위험회피계수 관련 연구

저자(년도)	논문제목	분석방법	분석결과
서병덕·김종범 (2006)	CAPM을 이용한 한국주택시장의 가격균형에 관한 연구	CAPM	체계적 위험과 비체계적위험 모두 주택 매매가격 변동률에 영향을 주고 있으며, 선형 및 비선형형태로 설명되어 질 수 없어 CAPM이 한국의 주택시 장에 적용되어 지지 않는다고 보았다.
김형순·김호철 (2006)	CAPM을 이용한 국내 토지시장의 지역별 지가변동특성에 관한 연구	CAPM (Capital Asset Pricing Model)	높은 지가변동률에도 불구하고 낮은 위험도를 보이는 지역이 있었다. 따라서 국내 토지시장 분석에서 지가변동분을 보는 것과 더불어 위험도도 같이 고 찰하는 것이 필요하다고 주장 하였다.
홍기석(2009)	우리나라 주택가격과 자산가격결정모형 (CAPM)	CCAPM	추정된 계수의 크기는 모형에 측치와 일치하지는 않았지만 대체로 자산가격모형의 예측을 지지하는 것으로 나타났다.
유주연·이준용· 손재영(2010)	CAPM의 서울 아파트 시장 적용 및 활용에 관한 기초 연구	CAPM, BJS(Black, Jensen, and Scholes)	BJS의 방법에 의한 엄밀한 의 미에서 CAPM모형이 주택시장 에 적용되지 않는다는 것을 확 인하였다.
김세완·박기정 (2012)	우리나라 주식시장의 위험회피계수 추정에 대한 연구	CCAPM, CRRA, Habit Formation	위험프리미엄과 상대위험회피 계수 모두 외환위기 이전 보다 이후에 더 크게 추정되었다.

장동훈·유주연 (2013)	서울시 아파트 베타값에 영향을 주는 요인에 관한 연구	BJS(Black, Jensen, and Scholes) 군집분석 회귀분석	아파트 물리적 특성변수 외에 지역변수가 베타값을 설명하는 중요요인으로 파악되었고, 베타 의 변동성이 강남-강동·송 파·서초 -광진으로 흐름이 이어진다고 해석하였다. 또한 강남구의 영 향력이 다른 구에 비해 점점 떨어져가는 경향성이 나타났 다.
박기정(2013)	우리나라 주택 임대시장의 투자수익률과 위험회피계수 추정에 대한 연구	CCAPM, CRRA, Habit Formation	임대소득의 안정성 보다는 시 세차익을 위해 자산가격 변동 성이 큰 위험자산을 선호하는 투기적 목적의 위험선호적 성 향이 큰 것으로 분석되었으며, 상대위험회피계수는 외환위기 와 글로벌 금융위기를 겪으면 서 점차 우리나라 투자자들이 위험회피적 성향이 커진 것으 로 나타났다.
문제현·김갑열 (2014)	CAPM을 이용한 제1기 신도시 아파트 수직증축 리모델링의 위험-수익분석	CAPM, BJS(Black, Jensen, and Scholes)	SML과 SCL은 통계적으로 일 치하지 않은 것으로 나타나 제 1기 신도시 아파트 시장에는 CAPM 이론이 적용되지 않음 을 확인할 수 있었다.
민성훈(2015)	주택시장에 대한 소비기반 자본자산 가격결정모형의 적용	CCAPM	소비기반 CAPM의 유의성이 Prais-Winston 모형에 한정되 어 확인되기는 했지만, 기존 CAPM에 비해 국내 아파트시 장에 대한적용 가능성이 높다 는 것을 알 수 있었다.

2.1.4 연구의 차별성

주택가격과 거래량과의 관계는 많은 선행연구에서 정(+)의 관계가 있음을 밝히고 있다. 이러한 관계를 행동경제학의 전망이론(prospect theory)으로 해석하고 있는 연구들이 많이 있다. 즉, 전망이론에서의 손실회피(loss aversion)현상은 부동산 투자자가 이익은 조기실현하고, 손실은 회피하려는 성향을 보여 부동산 자산이 손실인 상황에서는 매도하려 하지 않는다는 것을 설명해준다. 기존 경제학에서 합리적인 사람이라면 부동산가격이 하락할 때에는 매수하고, 부동산 가격이 상승하면 매수할 이유가 없는 것이다. 그러므로 주택가격과 거래량은 음(-)의 관계에 있어야 한다. 그러나 주택가격과 거래량의 관계는 정(+)의 관계에 있다. 이러한 주택가격이 하락(상승)할 때 거래량이 감소(증가)하는 관계를 기존연구에서 투자자들의 손실회피성향을 나타내는 것으로 해석하고 있다. 또한 손실회피의 기준점이 최초의 구입가격이 아니라 이후 주택가격의 최고가격이나 최근가격에 영향을 받아 달라질 수 있다는 점을 분석하기도 하였다. 그러나 주택과 거래량의 정(+)의 관계는 손실회피성향에 의한 것으로 설명하는데 그치고 있고, 주택의 가격이 이익일 때 매도하고, 손실일 때 매도하지 않으려 하는 손실회피현상을 실증분석한 연구는 존재하지 않는 것으로 보인다. 더불어 손실회피의 기준점을 업데이트하여 손실회피성향을 나타내는지에 관한 연구도 미흡한 실정이다. 사람들이 자신의 주택가격의 손실회피 기준점(reference point)을 어디에 두느냐에 따라 이익과 손실이 결정되므로 기준점에 따라 선택에 분명한 차이가 나타난다.

본 논문은 첫째, 손실회피의 기준점 업데이트를 반영하여 최초 구입가격이 아닌 자신이 소유한 주택가격의 최근 최고가격과 비교하여 손실과 이익으로 나누어 분석한다.

둘째, 주택가격이 손실인 상태와 이익인 상태에서 주택소유자들의 매도의사 여부를 분석하여 손실회피성향을 실증분석 한다.

마지막으로 본 연구는 미시자료를 활용하였다. 기존의 상대위험회피계수에 대한 연구에서 총량자료를 활용한 연구는 지표로써 활용도가 높다고 할

수 있다. 그러나 부동산 자산 소유자별로 시장여건의 변화에 따라 다르게 나타날 수도 있다. 즉 총량자료가 아닌 부동산 자산 소유자를 대상으로 분석한 위험프리미엄과 상대위험회피계수에 대한 추정은 없었다.

이에 본 연구에서는 부동산을 대상으로 한 분석이 아닌 부동산 자산 소유자들을 대상으로 분석하였다는 점과 글로벌 금융위기 전과 후에 위험프리미엄과 상대위험회피계수가 어떻게 변하는지를 분석하고자 하는데 차이점과 그 의의가 있다.

본 연구의 주택 매도의사결정에 관한 손실회피 연구와 상대위험회피계수의 연구는 부동산시장에서 호황기(주택가격 상승시기)와 불황기(주택가격 하락시기)때, 혹은 시장의 위기로 인해 부동산 자산 소유자들에게 영향을 미치는 손실회피성향과 연령별, 소득별 위험회피에 대한 성향을 파악함으로써 부동산 시장에서의 사람들의 심리적인 태도를 분석한다.

Ⅲ. 상대위험회피계수의 추정

3.1 자료 및 분석모형

3.1.1 자료수집

본 연구는 부동산 자산의 위험프리미엄과 위험회피계수 추정을 위해 한국조세연구원 재정패널자료의 1~2차 연도와 5~6차 연도 조사자료²³⁾를 이용하였다. 2008년 글로벌 금융위기 이전과 이후로 나누어 분석하였으며, 분석대상을 연령별, 소득별로 계층을 나누었으며, 전체가구를 대상으로 분석하였다. 분석은 재정패널 조사에 참여한 가구 중 주택을 소유한 가구주만을 대상으로 2차 연도(2008) 2,409가구, 6차 연도(2012)는 2,436명의 가구주를 대상으로 이루어졌다. 재정패널자료의 조사기간이 길진 않지만 주어진 자료를 최대한 활용하여 글로벌 금융위기 전과 후로 나누어 추정하고자 하였다. 이에 따라 부동산 자산 소유자들의 금융위기 변화에 따른 위험회피성향을 분석한다.

상대위험회피계수와 소비-자산간 공분산을 추정하기 위한 소비에 대한 자료는 재정패널조사의 지출 문항 가운데 비내구재 소비와 서비스 항목²⁴⁾만을 합산하였다. 부동산 자산 수익률의 경우 자본이득과 임대소득을 이용해 평가한 수익률로 계산하였다.

위험프리미엄을 추정하기 위한 무위험수익률의 대용변수로는 한국은행 국고채 1년 만기 금리²⁵⁾를 이용하였으며, 소비증가율과 투자수익률은 통

23) 한국조세재정연구원 재정패널조사 자료의 1차(2007년)와 2차(2008), 5차(2011)와 6차(2012년)의 자료를 활용하였다. 투자수익률과 소비증가율을 금융위기 전에는 전년도 2007년과 비교하였고, 금융위기 후에는 전년도 2011년을 비교하여 분석하였다.

24) 재정패널자료의 지출문항 중 주거비, 식료품비, 외식비, 주류비, 담배구입비, 공공교통비 및 차량유지비, 유흥비, 통신비, 문화·체육비, 여행관련 지출비, 교육·교육비, 보건 의료비, 혼인·장례·이사비, 가사 도우미서비스의 지출을 사용하였다.

25) 2008년 무위험이자율 5.120, 2012년 무위험이자율 3.120(부동산 투자기간은 일반적으로 장기이므로 무위험수익률에 대해 국고채 1년 이상의 이자율로 분석하는 것이 타당할 것이다. 그러나 금융위기 전과 후를 분석하기 위해 직전년도와 비교하여 분석하였으므로 해당조사년도의 이자율을 적용하였다. 또한 일반적인 사람들의 부동산 투자는 장기이지만 투자에 대한 심리는 시장의 이슈에 대해 민감하게 반응한다고 보아 국고채 1년 만기 금리로 분석하였다.)

계정 소비자물가지수²⁶⁾를 활용하여 실질로 반영하였다.

3.1.2 분석모형

소비 자산 가격결정 모형(CCAPM)에서 자산의 균형수익률은 자산수익률과 소비증가율 간의 공분산에 의해 결정된다.

부동산 자산 소유자는 물가 상승과 위험회피 성향을 고려한 투자 전략으로 기대 효용 극대화를 가정하면 상대적 위험회피도(measure of relative risk aversion)가 상수로 정의된 CRRA 효용 함수를 고려할 수 있다.²⁷⁾ CRRA 함수는 개인의 자산 수준에 따라 최적의 소비수준이 달라지게 된다. β (time discount factor, β)는 미래소비를 통해 가계가 얻게 될 기대효용에 대한 가중치로 β 값이 커질수록 가계는 현재소비를 줄이는 대신 미래소비를 늘리려고 한다. θ 는 가계의 현재와 미래의 소비수준의 차이에 대한 기피 정도를 나타내는데 θ 값이 커질수록 미래소비가 감소할 것을 예상하여 현재소비를 줄여 소비변동성을 감소시키고자 한다.

$$U(c_t, c_{t+1}) = u(c_t) + \beta E_t[u(c_{t+1})] \quad (1)$$

$$u(c_t) = \begin{cases} \frac{1}{1-\theta} c_t^{1-\theta} & \text{if } \theta > 0, \theta \neq 1 \\ \ln c_t & \text{if } \theta = 1 \end{cases}$$

단. c_t : 현재의 가계소비,

c_{t+1} : 미래의 가계소비,

β : 시간할인인자,

θ : 상대적위험회피계수.

Lucas(1978)는 다음과 같이 시점 간 소비의 효용극대화를 위한 목적함

26) 2007년 90.302, 2008년 94.523, 2011년 104, 2012년 106.28

27) 김상봉, 행동경제학, 지필미디어, 2013, p.133.

수와 제약조건을 설정해 소비 자산 가격결정 모형(CCAPM)을 유도하였다.²⁸⁾ 부동산 자산소유자는 다음과 같은 기대효용함수를 극대화하려 한다.²⁹⁾

$$\max(\xi) \quad u(c_t) + E_t[\beta u(c_{t+1})] \quad (2)$$

$$s.t. \quad c_t = I_t - p_t \xi$$

$$c_{t+1} = I_{t+1} + r_{t+1} \xi$$

여기서, I_t : t 기의 총 예산액,

r_{t+1} : $t+1$ 기의 수익,

p_t : t 기의 주택가격,

ξ : 부동산 자산의 수량.

식(2)의 목적함수를 최적화계획에 의해 풀고 수익률로 표시된 오일러방정식(Euler Equation)으로 나타내면 식(3)과 식(4)와 같다.

여기서 m_{t+1} 은 확률적 할인요소(Stochastic Discount Factor, SDF)로써 미래소비와 현재소비에 따른 효용의 상대적 비율을 나타내는 한계대체율(Marginal Rate of Substitution, MRS)임을 알 수 있다.

$$p_t = E_t \left[\beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} x_t + 1 \right] = E(m_{t+1} r_{t+1}) \quad (3)$$

$$m_{t+1} = \beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}$$

28) Lucas, R. E.,(1978). pp. 1429-1444.

29) 이질적인 대표자모형(heterogeneous agent model)은 이질적인 개인에 대해 분석하지만, 본 연구에서는 총량을 나타내므로 일반적인 대표자 모형(representative agent model)을 이용한다.

식(3)을 공분산 $cov(m, x) = E(m, x) - E(m)E(x)$ 을 이용하여 정리하고 자산가격 p_t 로 나누어 수익률 형태로 전환하면 다음과 같다.

$$p_t = E(m_{t+1})E(x_{t+1}) + cov(m_{t+1}, x_{t+1}) \quad (4)$$

$$1 = E(m_{t+1})E(R^{i+1}) + cov(m_{t+1}, R^{i+1})$$

이때 무위험 이자율 $R^f = 1/E(m)$ 을 대입하면 위험프리미엄은 다음 식(5)과 같다.

$$E(R^i) - R^f \quad (5)$$

$$\begin{aligned} &= -R^{f_{t+1}} cov(m, R^i) \\ &= -\frac{cov[u'(c_{t+1}), R^{i_{t+1}}]}{E[u'(c_{t+1})]} \end{aligned}$$

위험회피 투자자들은 소비의 변동성을 일정하게 유지하기 위해 부동산 자산투자와 무위험자산 투자의 최적 조합을 추구하게 된다. 그러데 소비수준이 높을수록 소비의 한계효용은 낮아지기 때문에 소비변동성을 최소화하려고 높은 위험프리미엄을 요구하게 된다.

식(6)의 위험프리미엄에서 상대위험회피계수(θ)의 도출과정은 다음과 같다.

$$E(R^i) - R^f \quad (6)$$

$$\begin{aligned} &= -\frac{cov_t(m_{t+1}, R_{t+1})}{E_t(m_{t+1})} \\ &= -\frac{\sigma_t(m_{t+1})}{E_t(m_{t+1})} \sigma_t(R_{t+1}) \rho_t(m_{t+1}, R_{t+1}) \\ &\approx \theta_t \sigma_t(\Delta c_{t+1}) \sigma_t(R_{t+1}) \rho_t(m_{t+1}, R_{t+1}) \end{aligned}$$

σ_t : 표준편차,
 p_t : 소비와 자산수익률 간의 상관관계 ,
 θ_t : 상대위험회피계수,
 cov_t : 소비와 자산간 공분산.

시간분리(time separable)효용함수를 기반으로 한 모형에서는 소비성장률의 변동성이 크지 않기 때문에 과거의 소비도 현재의 효용함수에 함께 반영하여 소비변동성을 높이하고자 한다. Constantinides(1990)³⁰⁾, Ferson and Harvey(1992)³¹⁾등은 습관형성(Habit Formation)모형에서 개인의 효용이 기간별로 서로 독립적이지 않을 가능성을 고려하고 있다. 즉 개인의 만족과 행복이 현재의 소비뿐만 아니라 과거의 소비에 의해서도 영향을 받는다는 것이다. 그러므로 기존의 효용함수에 습관수준 변수(X_t)를 고려하면 식(7)과 같다.

$$U_t = E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \frac{(c_{t+j} - X_{t+j})^{1-\theta}}{1-\theta} \right] \quad (7)$$

$$S_t \equiv \frac{C_t - X_t}{C_t}$$

이때 X_t 는 δC_{t-1} 로 정의되며, δ 는 과거 소비습관이 반영되는 비중을 나타내는 모수이다.

S_t 는 잉여수요비율(Surplus Consumption Ratio, SCR)로 이를 식(6)에 대입하여 정리하면 다음과 같은 시간비분리하에서 상대위험회피계수가 도출된다.

30) Constantinides, G. M. (1990). "Habit Formation; A Resolution of the Equity Premium Puzzle." *The Journal of Political Economy*. 98(3): 519-543.

31) Ferson, W. and Harvey, C. (1992). "Seasonality and Consumption-Based Asset Pricing." *The Journal of Finance*. 47(2): 511-522.

$$\frac{\theta}{S_t} \approx \frac{E(R^i) - R^f}{\sigma_t(\Delta c_{t+1})\sigma_t(R_{t+1})\rho_t(m_{t+1}, R_{t+1})} \quad (8)$$

3.2 연령별 상대위험회피계수 분석

3.2.1 투자수익률

다음의 <표 3-1>와 <표 3-2>는 2008년과 2012년의 연령별 자본수익률과 임대수익률을 나타낸다.

<표 3-1> 2008년 연령별 부동산 투자수익률³²⁾

연령	관측치 수	연평균수익률 (명목)	평균(%)	표준편차	최솟값	최댓값
30대	314	자본수익률	6.64	38.08	-77.78	950.00
		임대수익률	0.32	2.34	0.00	75.00
40대	616	자본수익률	21.97	65.38	-98.75	1,366.67
		임대수익률	0.28	1.58	0.00	66.67
50대	572	자본수익률	37.08	149.92	-88.89	3,700.00
		임대수익률	0.26	0.86	0.00	24.00
60대	493	자본수익률	16.26	55.09	-90.86	1,975.00
		임대수익률	2.17	7.99	0.00	200.00
70대 이상	396	자본수익률	28.47	78.29	-97.33	3,800.00
		임대수익률	0.42	2.20	0.00	72.00

2008년 연령별 자본과 임대수익률은 30대 6.64%와 0.32%, 40대 21.97%와

32) 본 연구는 부동산 자산 소유자를 대상으로 하여 2008년 20대의 관측치가 18개, 2012년 12개로써 다른 연령층에 비해 표본 수가 적었다. 또한 연령의 특성상 부모로써 증여받거나 상속받은 경우가 많을 것으로 보여 분석에서 제외하였다. 20대의 자본수익률은 12.98%, 임대수익률은 0.00%로 조사되었다.

0.28%, 50대 37.08%와 0.26%, 60대 16.26%와 2.17%, 70대 이상의 연령층에서는 자본과 임대수익률 각각 28.47%와 0.42%를 나타냈다. 2008년 연령별 투자수익률에서 자본수익률은 50대 이상에서 37.08%로 가장 높았고, 임대수익률은 60대에서 2.17%로 가장 높게 나타났다.

<표 3-2> 2012년 연령별 부동산 투자수익률³³⁾

연령	관측치 수	연평균수익률 (명목)	평균(%)	표준편차	최솟값	최댓값
30대	224	자본수익률	9.20	29.86	-60.00	387.50
		임대수익률	0.07	0.34	0.00	4.62
40대	597	자본수익률	16.36	51.25	-91.00	900.00
		임대수익률	0.29	1.39	0.00	53.33
50대	666	자본수익률	17.45	38.96	-80.39	1,263.64
		임대수익률	0.64	2.14	0.00	72.00
60대	474	자본수익률	46.96	150.73	-91.43	3,650.00
		임대수익률	0.79	3.72	0.00	100.00
70대 이상	463	자본수익률	40.65	89.07	-99.29	2,366.67
		임대수익률	0.54	2.24	0.00	63.00

2012년의 자본과 임대수익률은 30대 9.2%와 0.07%, 40대 16.36%와 0.29%, 50대 17.45%와 0.64%, 60대 46.96%와 0.79%, 70대 이상에서는 40.65%와 0.54%를 나타냈다.

2012년 연령별 투자수익률에서 자본수익률(46.96%)과 임대수익률(0.79%) 모두 60대의 연령층에서 가장 높게 나타났으며, 30대의 연령층이 자본수익률(9.30%)과 임대수익률(0.07%)이 가장 낮게 나타났다.

2008년과 비교해 보면 2012년의 40대, 50대에서 자본수익률은 감소하였으며, 60대와 70대 이상의 자본수익률은 증가하였다.

33) 20대 자본수익률 49.36%. 임대수익률 0.30%.

3.2.2 소비와 자산증가율

2008년과 2012년의 자산과 소비간의 실질 증가율은 다음의 <표 3-3>과 <표 3-4>와 같다.

먼저 다음의 <표 3-3>의 2008년 연령별 소비와 자산증가율은 30대 8.58%와 2.29%, 40대 23.59%와 17.57%, 50대 14.45%와 32.67%, 60대 7.86%와 13.76%, 70대 이상의 연령에서는 소비증가율이 13.99%와 자산증가율이 24.22%로 각각 나타났다.

소비증가율은 40대(23.59%)가 가장 높게 나타났고, 자산증가율은 50대(32.67%)가 가장 높게 나타났다.

<표 3-3> 2008년 연령별 소비와 자산증가율³⁴⁾

연령	관측치 수	실질증가율	평균(%)	표준편차	최솟값	최대값
30대	314	소비증가율	8.58	31.2	-72.71	263.38
		자산증가율	2.29	38.1	-82.45	945.33
40대	616	소비증가율	23.59	43.3	-103.59	795.04
		자산증가율	17.57	65.4	-103.42	1,361.99
50대	572	소비증가율	14.45	48.2	-102.43	619.04
		자산증가율	32.67	149.9	-93.56	3,695.33
60대	493	소비증가율	7.86	36.3	-76.34	1,080.33
		자산증가율	13.76	55.3	-89.26	1,970.33
70대 이상	396	소비증가율	13.99	47.1	-78.63	1,202.55
		자산증가율	24.22	78.3	-102.01	3,795.33

34) 20대 소비증가율 32.70%, 자산증가율 8.31%.

<표 3-4> 2012년 연령별 소비와 자산증가율³⁵⁾

연령	관측치 수	실질증가율	평균(%)	표준편차	최솟값	최대값
30대	224	소비증가율	14.28	44.52	-351.31	554.75
		자산증가율	7.96	29.85	-61.31	386.19
40대	597	소비증가율	14.44	37.35	-93.37	565.12
		자산증가율	15.34	51.38	-92.31	898.69
50대	666	소비증가율	16.07	46.78	-183.40	1,787.81
		자산증가율	16.78	39.02	-81.70	1,262.33
60대	474	소비증가율	9.55	35.07	-361.31	301.58
		자산증가율	46.44	150.74	-92.74	3,648.69
70대 이상	463	소비증가율	21.30	61.06	-78.55	1,544.53
		자산증가율	39.88	89.10	-100.59	2,365.36

<표 3-4>의 2012년 연령별 소비증가율과 자산증가율은 다음과 같다. 30대 14.28%와 7.96%, 40대 14.44%와 15.34%, 50대 16.07%와 16.78%, 60대 9.55%와 46.44%, 70대 이상에서 소비증가율은 21.30%, 자산증가율은 39.88%로 나타났다.

소비증가율이 가장 높은 연령층으로는 70대 이상(21.30%)으로 나타났고, 자산증가율은 60대(46.44%)로 조사되었다.

<표3-1>~<표3-4>까지의 투자수익률(자본수익률, 임대수익률)과 소비증가율, 자산증가율 모두 직전년도와 비교하였고, 물가상승률을 고려하여 실질투자수익률과 실질소비증가율, 실질자산증가율을 이용하였다.

35) 20대 소비증가율 9.18%, 자산증가율 48.35%.

3.2.3 상관계수

상대위험회피계수를 추정하기 위하여 소비와 자산간의 공분산을 이용하고 CCAPM 이론에 기초하였다. 투자수익률과 소비증가율의 공분산 추정은 변수의 측정 단위에 따라 값이 달라지는 이유로 측정단위량과 무관한 상관계수(correlation)로 추정하였다.

다음의 <표 3-5>은 연령별 연간 투자수익률과 소비증가율의 상관계수이다.

연령별 상관계수에서 2008년 40대, 70대 이상의 연령층과 2012년에는 30대에서 음(-)의 상관계수로 추정되었다. 상관계수 값이 크지 않아 2008년과 2012년 모두 소비와 자산 사이에 상관관계가 크게 있다고는 볼 수 없지만, 양(+)의 값은 소비와 자산이 같은 방향으로 움직이고, 음(-)의 값은 소비와 자산이 다른 방향으로 움직인다는 것을 말해준다.

<표 3-5> 연령별 상관계수 추정결과³⁶⁾

	30대	40대	50대	60대	70대 이상
2008년	0.02	-0.01	0.03	0.04	-0.01
2012년	-0.06	0.05	0.15	0.08	0.06

36) 20대 2008년 -0.08, 2012년 -0.03.

3.2.4 위험프리미엄

부동산 자산소유자의 위험프리미엄은 투자수익률에서 무위험수익률의 차이로 추정한다. 여기서 투자수익률은 부동산 자산의 직전년도와 비교하였으며, 자본수익률과 임대수익률의 합이고, 물가상승률을 고려한 실질투자수익률이다.

우리나라 부동산 실질투자수익률에 대해 위험프리미엄을 2008년과 이후 자료인 2012년으로 나누어 추정하였다. 2008년과 2012년으로 나누어 추정한 것은 위험프리미엄과 상대위험회피계수의 추정을 글로벌 금융위기 이전과 이후로 나누어 분석하고자 한 것이다.³⁷⁾ 그 결과는 다음 <표 3-6>과 같다.

<표 3-6>의 2008년 연령별 위험프리미엄은 30대 -2.83%, 40대 12.45%, 50대 27.55%, 60대 8.64%, 70대 이상에서는 19.10%로 나타났다. 가장 높은 위험프리미엄은 50대에서 27.55%로 가장 높았고, 낮은 위험프리미엄은 30대에서 -2.83%로 나타났다.

<표 3-6> 2008년 연령별 부동산 위험프리미엄 추정결과³⁸⁾

연령	관측치 수	연간(%)	표준편차	최솟값	최댓값
30대	314	-2.83	38.08	-87.57	940.21
40대	616	12.45	65.42	-108.54	1,356.87
50대	572	27.55	149.91	-98.68	3,690.21
60대	493	8.64	55.34	-94.38	1,965.21
70대 이상	396	19.10	78.29	-107.13	3,790.21

위험프리미엄의 차이는 부동산 투자수익률의 차이에서 다르게 나타나는

37) 2008년의 분석을 글로벌 금융위기 전으로 본 연구에서는 진행하고 있다. 투자수익률, 자산 증가율, 소비증가율 모두 2007년과 비교하여 분석하였으며, 부동산시장은 주식시장과는 달리 외부적 충격에 대해 즉각 반응하지 않는다는 점을 고려하여 2008년의 분석을 금융위기 전으로 정의하였다.

38) 20대 위험프리미엄 3.19%.

데, 2008년 30대의 투자수익률이 낮아 위험프리미엄이 -2.83으로 나타난 것이며, 50대의 연령대에서 가장 높은 투자수익률을 보이고 있다.

김세완·박기정(2012)은 외환위기 전·후 주식 위험프리미엄에 대해 분석하였는데, 외환위기 이전의 무위험이자율을 CD유통수익률과 통안증권으로 추정하였을 때 위험선호적인 역(-)프리미엄(inverse premium)현상이 나타났었다.³⁹⁾ 본 연구는 금융위기 전의 2008년 30대에서는 -2.83%의 역프리미엄 현상이 나타났는데, 이러한 결과는 위험선호적 성향이 나타난 것으로 해석할 수 있다.

다음의 <표 3-7>에서는 2012년 연령별 위험프리미엄을 나타낸다. 30대 5.30%, 40대 12.68%, 50대 14.12%, 60대 43.78%, 70대 이상의 연령층에서 37.22%로 분석되었다.

2012년 위험프리미엄은 다른 연령층에 비해 상대적으로 60대, 70이상의 연령층에서 높게 나타나고 있다.

<표 3-7> 2012년 연령별 부동산 위험프리미엄 추정결과⁴⁰⁾

연령	관측치 수	연간(%)	표준편차	최솟값	최댓값
30대	224	5.30	29.85	-63.97	383.53
40대	597	12.68	51.38	-94.97	896.03
50대	666	14.12	39.02	-84.36	1,259.67
60대	474	43.78	150.74	-95.40	3,646.03
70대 이상	463	37.22	89.10	-103.25	2,362.70

2012년의 위험프리미엄은 60대가 43.78%로 가장 높았고, 30대가 5.30%로 가장 낮게 분석되었다.

2008년과 2012년을 비교해 보면 50대 연령층에서만 27.55%에서 14.12%로 낮아졌을 뿐 그 외 모든 연령층에서 위험프리미엄이 높아진 것을 알 수 있다. 또한 2008년과 2012년 모두 30대의 연령층이 다른 연령층보다 위험

39) 김세완,박기정. (2012). 우리나라 주식시장의 위험회피계수 추정에 대한 연구. 『한국산업경제학회』, 25(5):3197-3215.

40) 20대 위험프리미엄 45.69%.

프리미엄이 낮은 것으로 나타났다.

금융위기 이후 부동산경기침체로 부동산가격이 하락하였고, 거래량도 줄어들었다.⁴¹⁾ 2008년보다 2012년의 위험프리미엄이 높아진 것은 부동산에 대한 사람들의 기대수익률이 높아졌다는 것을 의미한다. 또한 부동산 자산 소유자들의 위험회피성향이 커진 것으로도 볼 수 있다. 이러한 분석결과는 주식시장에서 외환위기와 금융위기 전·후의 선행연구와 같은 결과를 보여주고 있다. 물론 무위험자산이자율이 2008년에 5.12% 비해 2012년 3.12%로 이자율이 줄어들어 그 요인이 될 수도 있으나, 늘어난 부동산 기대수익률에 비해 미비하다.

주택 임대시장의 연간 위험프리미엄을 분석한 박기정(2013)의 연구와 비교해보면 오피스 2.72%, 매장용 2.69%, 주거종합 6.23%, 아파트 0.62%로 나타났다.⁴²⁾ 대상부동산마다 다르게 나타난 위험프리미엄보다 연령별로 분석한 결과의 격차가 크게 추정되었고, 전체적으로 높은 위험프리미엄의 추정값을 보였다.⁴³⁾

41) 한국감정원, 주택거래량 2008년 893,790건, 2012년 735,414건, 주택가격동향 2008년 2.5%, 2012년 -1.45%

42) 임대주택의 연간 투자수익률 오피스 1.46, 매장용부동산 1.46, 주택종합 2.32, 아파트 0.91, 연령별 자산소유자들의 연간 투자수익률 2008년 30대 10.32, 40대 17.43, 50대 29.81, 60대 21.45, 70대 이상 39.01, 2012년 30대 13.08, 40대 16.08, 50대 17.13, 60대 45.66, 70대 이상 44.26. 단위: %, : 박기정, (2013). 우리나라 주택 임대시장의 투자수익률과 위험회피계수 추정에 대한 연구. 『한국부동산분석학회』, pp. 263-287.

43) 이와 같은 결과는 위험프리미엄의 분석을 위한 투자수익률에서 임대주택의 수익률보다 본 연구에서 이용된 부동산 자산 소유자들의 부동산 투자수익률이 훨씬 높았기 때문이다.

3.2.5 상대위험회피계수

CCAPM이론에 기초한 CRRA효용함수는 위험프리미엄(%)을 상관계수로 나누어 분석한다. 그러므로 위험프리미엄이 음(-)의 값으로 분석되면 상대위험회피계수는 음(-)의 값으로 추정된다. 또한 부동산 자산 소유자들은 소비와 자산의 상관관계가 적은 자산을 선호하므로 <표 3-5>의 상관관계 분석결과의 음(-)의 값을 나타낸 연령층에서 상대위험회피계수가 낮게 추정되며, 상대적으로 상관관계가 높은 연령층에서 상대위험회피계수가 높게 추정된다.

다음 <표 3-8>과 <표 3-9>는 2008년과 2012년 CRRA 효용함수와 습관형성(Habit Formation) 효용함수를 이용한 상대위험회피계수의 분석결과를 나타낸다.

먼저 CRRA 효용함수에서 추정된 다음 <표 3-8>의 2008년 연령별 상대위험회피계수는 30대 -1.15, 40대 -10.72, 50대 7.93, 60대 2.32, 70대 이상에서 -16.19로 추정되었다. 연령별로 비교해보면 50대에서 상대위험회피계수가 상대적으로 가장 높게 나타났으며, 50대 보다 낮으나 60대 역시 다른 연령대에 비해 높게 추정되었다.

<표 3-8> 2008년 습관형성 효용함수와 연령별 상대위험회피계수 추정결과⁴⁴⁾

연령	CRRA효용함수	Habit Formation 효용함수		
		$\delta=0.6$	$\delta=0.65$	$\delta=0.70$
30대	-1.15	-3.15	-3.68	-4.42
40대	-10.72	-31.85	-38.1	-47.41
50대	7.93	28.22	35.86	49.17
60대	2.32	6.96	8.35	10.44
70대 이상	-16.19	-46.64	-55.32	-67.96

44) 20대 CRRA 효용함수 -0.4, Habit Formation 효용함수 $\delta=0.6$: -0.9, $\delta=0.65$: -1.00, $\delta=0.70$: -1.14.

다음 <표 3-9>의 2012년에는 30대, -0.72, 40대 2.06, 50대 0.86, 60대 5.14, 70대 이상에서 6.33으로 추정되었다. 상대위험회피계수는 다른 연령층에 비해 60대, 70대 이상의 연령계층에서 좀 더 높게 나타났다.

2008년과 비교하면 2012년 30대, 40대, 60대, 70대 이상에서 CRRA 효용함수로 추정한 상대위험회피계수가 높아졌음을 알 수 있다.

<표 3-9> 2012년 습관형성 효용함수와 연령별 상대위험회피계수 추정결과⁴⁵⁾

연령	CRRA효용 함수	Habit Formation 효용함수		
		$\delta=0.6$	$\delta=0.65$	$\delta=0.70$
30대	-0.72	-1.86	-2.15	-2.54
40대	2.06	6.44	7.82	9.95
50대	0.86	1.99	2.23	2.54
60대	5.14	17.31	21.57	28.62
70대 이상	6.33	16.47	19.01	22.47

습관형성 효용함수에서 소비자는 현재소비가 미래 소비자의 한계소비효용에 영향을 미친다는 점을 가정한다. CRRA 효용함수에서 보다 습관형성 (Habit Formation) 효용함수가 소비습관이 반영되어 s_t 의 역수만큼 커지게 된다. 소비습관의 반영은 습관형성 효용함수가 낮은 위험회피계수라 하더라도 위험프리미엄이 더 크게 나타나는 현상을 말해줄 수 있게 된다.

습관형성 효용함수에서 추정된 2008년과 2012년의 연령별 상대위험회피계수는 CRRA 효용함수와 비교하여 반영된 s_t 만큼 커진 것을 제외하고 결과는 같다.

위 <표 3-8>의 2008년 습관형성 효용함수로 추정된 상대위험회피계수는

45) 20대 CRRA 효용함수 -13.93, Habit Formation 효용함수 $\delta=0.6$: 162.67, $\delta=0.65$: 9.1, $\delta=0.70$: 52.25.

30대 $-3.15(\delta = 0.60)$, $-3.68(\delta = 0.65)$, $-4.42(\delta = 0.70)$, 40대 $-31.85(\delta = 0.60)$, $-38.10(\delta = 0.65)$, $-47.41(\delta = 0.70)$ 50대 $28.22(\delta = 0.60)$, $35.86(\delta = 0.65)$, $49.17(\delta = 0.70)$, 60대 $6.96(\delta = 0.60)$, $8.35(\delta = 0.65)$, $10.44(\delta = 0.70)$, 70대 $-46.64(\delta = 0.60)$, $-55.32(\delta = 0.65)$, $-67.96(\delta = 0.70)$ 으로 분석되었다.

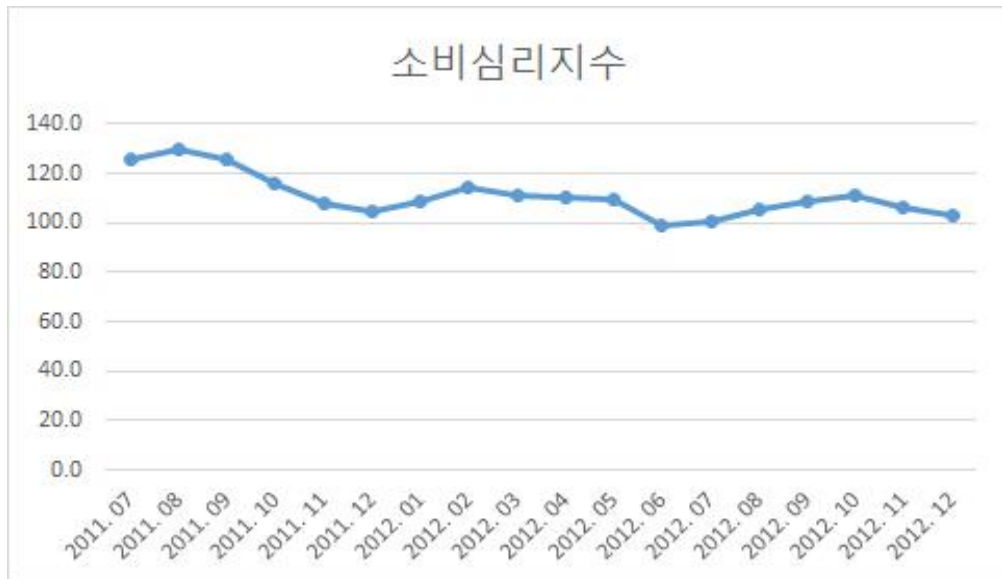
습관형성 효용함수로 추정한 <표 3-9>의 2012년 상대위험회피계수는 30대 $-1.86(\delta = 0.60)$, $-2.15(\delta = 0.65)$, $-2.54(\delta = 0.70)$ 40대 $6.44(\delta = 0.60)$, $7.82(\delta = 0.65)$, $9.95(\delta = 0.70)$ 50대 $1.99(\delta = 0.60)$, $2.23(\delta = 0.65)$, $2.54(\delta = 0.70)$ 60대 $17.31(\delta = 0.60)$, $21.57(\delta = 0.65)$, $28.62(\delta = 0.70)$ 70대 이상에서 $16.47(\delta = 0.60)$, $19.01(\delta = 0.65)$, $22.47(\delta = 0.70)$ 로 나타났다.

2008년과 2012년의 습관형성(Habit Formation) 효용함수로 추정한 상대위험회피계수를 연령별로 비교해보면 2008년 보다 높아진 연령층은 30대, 40대, 60대, 70대 이상으로써 CRRA 효용함수로 추정한 것과 같이 50대의 연령층을 제외한 대부분의 연령층에서 높아졌다는 것을 알 수 있다.

상대위험회피계수는 미래 변동성에 대한 혐오감으로 표현될 수 있다. 미국의 서브프라임 모기지(Mortgage)로부터 시작된 2008년 금융위기 전·후로 보면 대부분의 연령층에서 2008년보다 2012년에 상대위험회피계수값이 높아졌다. 금융위기 이후 부동산 소유자들의 위험 회피적 성향이 더 높아진 것으로 분석된다.

다음 <그림 2>는 부동산시장의 소비심리지수를 나타낸다. 소비심리지수는 2011년 7월부터 시작하여 매월 조사되고 있다. 2011년 7월 125.5, 12월 104.7, 2012년 7월 100.9, 12월 103.2로 2011년 보다 2012년의 소비심리지수가 낮아진 것을 확인할 수 있다. 2011년 이전의 조사가 이루어지 않아 금융위기 전과 비교할 순 없지만, 금융위기 이후 부동산 시장의 소비심리지수도 하락하는 것으로 보이며, 상대적위험회피계수의 추정이 금융위기 전보다 높아진 것과 같은 결과를 보인다고 할 수 있다.

<그림 2> 부동산시장 소비심리지수⁴⁶⁾



출처: 통계청

3.2.6 소결

연령별 위험프리미엄에 대한 실증분석 결과 대부분의 연령층에서 2008년보다 2012년에 부동산 자산 소유자들의 위험회피 성향이 더 커진 것으로 분석되었다. 그 중에서도 60대는 연간 8.64%에서 연간 43.78%로 다른 연령층에 비해 높은 위험프리미엄을 보였다. 50대에서만 연간 27.55%에서 14.12%로 위험프리미엄이 낮아진 것으로 나타났다. 2008년과 2012년 모두 30대 연령층의 위험프리미엄이 가장 낮게 분석되었다.

부동산 자산 소유자를 대상으로 한 CRRA 효용함수 상대위험회피계수의 분석결과 2008년 30대(-1.15), 40대(-10.72), 70대 이상(-16.19)의 계층은 음(-)의 값을 보였고, 50대(7.93), 60대(2.32)의 연령층은 양의 값을 나타냈다. 2012년에는 30대(-0.72)를 제외한 모든 계층에서 양(+)의

46) 2011년 7월 125.5, 8월 129.9, 9월 125.7, 10월 116.4, 11월 108.3, 12월 104.7, 2012년 1월 109.1, 2월 114.6, 3월 111.4, 4월 110.5, 5월 109.5, 6월 99.0, 7월 100.9, 8월 105.4, 9월 109.0, 10월 111.3, 11월 106.1, 12월 103.2

값을 보였다. 2008년과 비교해 보면 2012년에 50대의 연령층을 제외하고 높아진 것으로 추정되었다.

습관형성 효용함수 역시 50대 연령층에서만 2008년 보다 2012년에 더 낮아진 것으로 나타났고, 30대, 40대, 60대, 70대 이상의 연령층에서 상대 위험회피계수가 높아진 것으로 나타났다.

전체적인 분석결과 30대의 위험프리미엄과 상대위험회피계수가 다른 연령층에 비하여 낮게 나타난다. 2008년 보다 2012년에 다소 높아졌지만, 여전히 다른 계층에 비하여 낮은 추정값을 보이고 있다. 또한 50대의 연령층은 글로벌 금융위기 이전보다 이후가 낮은 위험프리미엄과 상대위험회피계수의 결과를 나타낸다. 이러한 결과는 다른 계층에 비해 30대와 50대의 연령층은 위험선호적인 성향을 보이고 있다고 분석할 수 있다. 그러나, 위험프리미엄과 상대위험회피계수에 대한 추정은 글로벌 금융위기 전·후로 나누어 분석하였을 때 금융위기를 겪고 난 이후 부동산 자산 소유자들의 위험회피성향은 대부분의 연령층에서 높아진 것으로 나타났다. 부동산 자산 소유자들의 높아진 위험회피성향은 부동산 투자에 대해 보수적인 태도로 나타나게 될 것이다. 부동산 정책에 대한 효과적인 입안을 위해 연령층의 위험회피 성향에 따라 차별화된 부동산 정책을 제시할 필요가 있을 것으로 본다.

3.3 소득별 상대위험회피계수 분석

3.3.1 투자수익률

<표 3-10> 2008년 소득별 투자수익률

월소득	관측치 수	수익률	평균(%)	표준편차	최솟값	최댓값
200만 원 미만	964	자본수익률	23.61	79.35	-97.33	3,800.00
		임대수익률	0.58	4.44	0.00	200.00
200~399만 원	766	자본수익률	17.21	99.08	-98.75	3,700.00
		임대수익률	0.25	0.85	0.00	24.00
400~599만 원	354	자본수익률	34.50	114.92	-94.00	2,333.33
		임대수익률	1.01	5.97	0.00	182.00
600~799만 원	197	자본수익률	20.91	42.59	-90.86	540.00
		임대수익률	1.41	4.21	0.00	75.00
800만 원 이상	128	자본수익률	40.14	100.85	-78.95	1,366.67
		임대수익률	1.53	3.65	0.00	68.37

<표 3-10>은 2008년 소득별 투자수익률로 자본수익률과 임대수익률로 나누어진다. 200만 원 미만의 자본수익률은 23.61%, 임대수익률은 0.58%, 200~399만 원 17.21%와 0.25%, 400~599만 원 34.50%와 1.01%, 600~799만 원 20.91%와 1.41%, 800만 원 이상 소득계층의 자본수익률은 40.14%와 임대수익률 1.53% 나타냈다.

2008년 소득별 투자수익률에서 자본수익률과 임대수익률은 800만 원 이상의 소득계층에서 가장 높게 나타났다.

다음 <표 3-11>는 2012년 소득별 투자수익률을 나타낸다. 200만 원 미만의 자본수익률은 41.51%, 임대수익률은 0.39%, 200~399만 원 17.78%와 0.46%, 400~599만 원 20.12%와 0.40%, 600~799만 원 28.90%와 0.65%, 800만 원 이상의 자본수익률은 26.21%와 임대수익률 1.11% 나타냈다.

<표 3-11> 2012년 소득별 투자수익률

월소득	관측치 수	수익률	평균(%)	표준편차	최솟값	최댓값
200만 원 미만	642	자본수익률	41.51	135.22	-99.29	3,650.00
		임대수익률	0.39	1.89	0.00	63.00
200~399만 원	767	자본수익률	17.78	47.46	-91.00	1,050.00
		임대수익률	0.46	2.93	0.00	100.00
400~599만 원	547	자본수익률	20.12	54.98	-73.33	900.00
		임대수익률	0.40	1.15	0.00	34.80
600~799만 원	269	자본수익률	28.90	72.31	-68.89	1,900.00
		임대수익률	0.65	2.06	0.00	53.33
800만 원 이상	211	자본수익률	26.21	64.46	-61.54	1,263.64
		임대수익률	1.11	3.37	0.00	18.00

2012년 소득별 투자수익률에서 자본수익률은 200만 원 미만의 소득계층에서 41.51%로 가장 높게 나타났고, 임대수익률은 800만 원 이상의 소득계층이 1.11%가장 높았다.

2008년과 비교하여 2012년에 자본수익률의 변화가 큰 소득계층은 200만 원 미만에서 17.9%p 상승했으며, 600~799만 원의 소득계층도 상승했다. 그러나 그 외 소득계층은 하락한 것으로 나타났다.

임대수익률의 변화를 살펴보면 대부분의 소득계층에서 낮아졌으며, 그 중에서도 가장 큰 폭으로 하락한 계층은 600~799만 원의 계층에서 -0.76%p가 낮게 나타났다.

3.3.2 소비와 자산증가율

다음의 <표 3-12>는 2008년 소득별 소비증가율과 자산증가율을 나타낸다. 200만 원 미만의 소비증가율은 평균 7.61%, 자산증가율은 19.52%를 보였다. 200~399만 원은 13.03%와 12.78%, 400~599만 원 28.06%와 30.83%, 600~799만 원 30.66%와 17.64%, 800만 원 이상의 소득계층에서 소비증가율은 20.85%, 자산증가율은 37.00%를 나타냈다.

2008년의 소비증가율이 가장 높았던 소득계층은 600~799만 원으로 30.66%이고, 가장 낮았던 소득계층은 200만 원 미만의 계층에서 7.61%를 보였다. 자산증가율이 가장 높았던 소득계층은 800만 원 이상의 계층으로 37.00%로 나타났고, 가장 낮았던 소득계층은 200~399만 원의 계층으로 12.78%를 나타냈다.

<표 3-12> 2008년 소득별 소비와 자산증가율

월소득	관측치 수	실질증가율	평균(%)	표준편차	최솟값	최대값
200만 원 미만	964	소비증가율	7.61	35.63	-103.59	584.91
		자산증가율	19.52	79.42	-102.01	3,795.33
200~399만 원	766	소비증가율	13.03	41.57	-84.67	1,202.55
		자산증가율	12.78	99.09	-103.42	3,695.33
400~599만 원	354	소비증가율	28.06	47.36	-78.99	593.96
		자산증가율	30.83	114.96	-98.67	2,328.66
600~799만 원	197	소비증가율	30.66	63.56	-92.17	1,080.33
		자산증가율	17.64	42.49	-85.13	535.33
800만 원 이상	128	소비증가율	20.85	39.53	-75.73	373.16
		자산증가율	37.00	32.93	-54.67	349.23

다음의 <표 3-13>은 2012년의 소득별 소비증가율과 자산증가율을 나타낸다. 200만 원 미만의 소비증가율은 평균 8.53%, 자산증가율은 40.59%를 보였다. 200~399만 원은 11.32%와 16.93%, 400~599만 원 21.21%와

19.21%, 600~799만 원 27.45%와 28.24%, 800만 원 이상에서 소비증가율은 26.50%, 자산증가율은 26.02%를 나타냈다.

<표 3-13> 2012년 소득별 소비와 자산증가율

월소득	관측치 수	실질증가율	평균(%)	표준편차	최솟값	최대값
200만 원 미만	642	소비증가율	8.53	34.76	-95.97	542.17
		자산증가율	40.59	135.23	-100.59	3,648.69
200~399만 원	767	소비증가율	11.32	38.05	-361.31	396.92
		자산증가율	16.93	47.55	-92.31	1,048.69
400~599만 원	547	소비증가율	21.21	57.48	-92.20	1,544.53
		자산증가율	19.21	55.00	-74.64	898.69
600~799만 원	269	소비증가율	27.45	59.26	-132.16	1,376.47
		자산증가율	28.24	72.42	-69.36	1,898.69
800만 원 이상	211	소비증가율	26.50	43.85	-183.40	1,787.81
		자산증가율	26.02	64.61	-81.31	1,262.33

2012년의 소비증가율이 가장 높았던 소득계층은 600~799만 원으로 27.45%이고, 가장 낮았던 소득계층은 200만 원 미만의 계층에서 8.53%를 보였다. 자산증가율이 가장 높았던 200만 원 미만의 계층은 40.59%로 나타났고, 가장 낮았던 소득계층은 200~399만 원의 계층으로 16.93%를 나타냈다.

2008년과 비교하여 2012년에 소비와 자산 모두 감소한 소득계층은 400~599만 원의 계층으로, 소비 -6.85%p와 자산 -11.62%p로 모두 다른 계층에 비하여 가장 큰 폭으로 감소하였다. 소비와 자산 모두 증가한 계층은 200만 원 미만의 계층으로 나타났으며, 자산은 21.07%로 가장 큰 폭으로 증가하였다. 소비는 800만 원 이상의 계층에서 5.65%p로 가장 큰 폭으로 증가하였다. 소비증가율은 200만 원 미만, 400~599만 원, 600~799만 원 이하의 계층에서 감소한 것으로 나타났으며, 자산증가율은 400~599만 원, 800만 원 이상의 계층에서 감소한 것으로 나타났다.

2008년 800만 원 이상의 계층이 가장 높은 자산증가율(37.00%)을 보였으

며, 2012년에는 200만 원 미만의 계층의 자산증가율(40.59%)이 높았다. 소비 증가율은 600~799만 원 계층에서 2008년과 2012년 모두 가장 높은 것으로 분석되었다.

3.3.3 상관계수

다음의 <표 3-14>는 2008년과 2012년의 소득별 소비와 자산의 상관계수를 추정한 것이다. 2008년과 2012년의 상관관계는 전 연령층에서 크지 않은 것으로 나타났다. 다만, 2008년도에 음(-)의 값의 상관계수가 5개의 소득계층에서 3개의 계층에서 나타났고, 2012년에는 800만 원 이상의 소득계층에서만 음(-)의 값을 보이고, 나머지 대부분의 연령층에서 양(+)의 값을 보여주고 있다. 다시 말해 음의 값이 많은 2008년에는 자산이 증가해도 소비는 감소하는 소득계층이 많았다. 그러나 2012년에는 대부분의 소득계층에서 자산이 늘었을 때 소비도 증가하는 것으로 나타났다.

<표 3-14> 소득별 상관계수 추정결과⁴⁷⁾

	200만 원 미만	200~399 만 원	400~599 만 원	600~799 만 원	800만 원 이 상
2008년	-0.01	-0.01	0.07	0.07	-0.01
2012년	0.07	0.08	0.05	0.14	-0.01

47) 2008년 200만 원 미만 -0.00538, 200~399만 원 -0.00550, 400~599만 원 0.07327, 600~799만 원 0.067, 800만 원 이상 -0.00665, 2012년 200만 원 미만 0.074, 200~399만 원 0.08333, 400~599만 원 0.05296, 600~799만 원 0.14467, 800만 원 이상 -0.01028.

3.3.4 위험프리미엄

다음의 <표 3-15>는 2008년 연간 소득별 부동산 자산 소유자들의 위험프리미엄 분석결과이다. 위험프리미엄은 투자수익률에서 무위험수익률의 차이로 나타낸다. 2008년 소득별 위험프리미엄을 살펴보면 200만 원 미만의 계층이 연평균 14.40%, 200~399만 원 7.66%, 400~599만 원 25.71%, 600~799만 원 12.52%, 800만 원 이상의 계층에서는 31.88%를 나타냈다.

2008년 소득별 위험프리미엄은 투자수익률이 가장 높았던 월소득 800만 원 이상의 계층에서 31.88%로 가장 높았고, 투자수익률이 가장 낮았던 200~399만 원의 계층에서 7.66%로 가장 낮게 나타났다.

<표 3-15> 2008년 소득별 부동산 위험프리미엄 추정결과

월소득	관측치 수	평균(%)	표준편차	최솟값	최댓값
200만 원 미만	964	14.40	79.42	-107.13	3,790.21
200~399만 원	766	7.66	99.09	-108.54	3,690.21
400~599만 원	354	25.71	114.96	-103.79	2,323.54
600~799만 원	197	12.52	42.49	-90.25	530.21
800만 원 이상	128	31.88	1.01	-88.74	1,356.87

다음의 <표 3-16>은 2012년 연간 소득별 부동산 자산 소유자들의 위험프리미엄 추정결과이다. 2012년 소득별 위험프리미엄을 살펴보면 200만 원 미만의 계층이 연평균 37.93%, 200~399만 원 14.27%, 400~599만 원 16.55%, 600~799만 원 25.58%, 800만 원 이상의 계층에서는 23.36%로 추정되었다.

<표 3-16> 2012년 소득별 부동산 위험프리미엄 추정결과

월소득	관측치 수	평균(%)	표준편차	최솟값	최댓값
200만 원 미만	642	37.93	135.23	-103.25	3,646.03
200~399만 원	767	14.27	47.55	-94.97	1,046.03
400~599만 원	547	16.55	55.00	-77.30	896.03
600~799만 원	269	25.58	72.42	-72.02	1,896.03
800만 원 이상	211	23.36	64.61	-83.97	1,259.67

2008년과 같이 2012년 소득별 위험프리미엄은 투자수익률이 가장 높았던 월소득 200만 원 미만의 계층에서 37.93%로 가장 높았고, 투자수익률이 가장 낮았던 200~399만 원의 계층에서 14.27%로 가장 낮게 나타났다.

2008년과 2012년에 위험프리미엄이 가장 낮았던 계층은 200~399만 원의 계층이다. 그러나 2008년에 위험프리미엄이 800만 원 이상의 계층에서 31.88%로 가장 높았지만, 2012년에는 200만 원 미만의 계층에서 37.93%가 가장 높게 나타났다.

2008년에 비해 2012년에 위험프리미엄이 200만 원 미만, 200~399만 원, 600~799만 원의 소득계층에서 높아졌으며, 400~599만 원, 800만 원 이상의 계층에서는 낮게 추정되었다. 23.53%p로 위험프리미엄이 가장 높아진 계층은 200만 원 미만의 계층이었다. 400~599만 원 미만의 계층에서는 -9.16%p로 가장 낮아진 계층으로 나타났다.

관측치 수를 2008년과 2012년을 비교해 보면 월소득 200만 원 미만의 계층이 964명에서 642명으로 감소하였고, 그 외 소득계층은 증가한 것으로 나타났다. 그 중에서도 400~599만 원, 600~799만 원, 800만 원 이상의 계층에서 관측치 수가 크게 증가하였으며, 위험프리미엄이 이들 계층 중 400~599만 원, 800만 원 이상의 계층에서 낮아진 것과 무관하지 않은 것으로 보인다. 다시 말해 200만 원 미만의 계층은 글로벌 금융이후 부동산 자산 소유자들이 감소한 반면 많은 부동산 자산 소유자들이 증가한 400~599 만 원, 800만 원 이상

의 계층에서는 낮아진 것으로 확인되었다.

3.3.5 상대위험회피계수

부동산 자산소유자들의 소득별 CRRA 효용함수와 습관형성(Habit Formation) 효용함수로 추정된 2008년 상대위험회피계수는 다음 <표 3-17>과 같다.

<표 3-17> 2008년 습관형성 효용함수와 소득별 상대위험회피계수 추정결과

월소득	CRRA효용 함수	Habit Formation 효용함수		
		$\delta=0.6$	$\delta=0.65$	$\delta=0.70$
200만 원 미만	-26.77	-101.49	-132.27	-189.82
200~399만 원	-13.93	-37.92	-44.28	-53.20
400~599만 원	3.51	8.81	10.08	11.78
600~799만 원	1.87	5.44	6.47	7.99
800만 원 이상	-47.93	-137.74	-163.22	-200.27

먼저 2008년 CRRA 효용함수에서 추정된 소득별 상대위험회피계수는 200만 원 미만의 계층에서 -26.77, 200~399만 원 이하의 계층에서 -13.93, 400~599만 원 3.51, 600~799만 원 1.87, 800만 원 이상의 계층에서는 -47.93으로 추정되었다. 시간분리(time separable)효용함수를 기반으로 한 CRRA 효용함수로 추정된 상대위험회피계수는 400~599만 원의 소득계층에서 3.51로 가장 높게 추정되었으며, 800만 원 이상의 계층에서 -47.93으로 가장 낮게 추정되었다.

CRRA 효용함수는 소비증가율과 자산증가율 간의 상관관계가 적을 경우 상대위험회피계수가 크게 나올 수 있다. 그러나 습관형성(Habit Formation) 효용함수는 소비가 시간에 대해 분리되지 않는 시간비분리(time non-separable)를

가정하므로 상대위험회피계수가 낮더라도 부동산 자산 소유자들의 위험프리미엄이 크게 나타나는 현상에 대해 설명이 가능하다.

습관형성(Habit Formation) 효용함수에서 $\delta=0.6$, $\delta=0.65$, $\delta=0.70$ 는 부동산 자산소유자들의 과거 소비습관을 반영한 비율이다.

먼저 소비습관의 반영비율이 $\delta=0.6$ 일 때 상대위험회피계수는 400~599만 원의 소득층에서 8.81로 가장 높게 추정되었으며, 800만 원 이상의 소득 계층에서 가장 낮은 -137.74로 추정되었다. 소비습관 반영비율이 $\delta=0.65$ 와 $\delta=0.70$ 역시 가장 높은 상대위험회피계수와 가장 낮은 상대위험회피계수의 소득계층은 $\delta=0.6$ 일 때와 같다.

다음의 <표 3-18>은 2012년도 상대위험회피계수를 추정한 결과이다. 2012년 CRRA 효용함수에서 추정된 소득별 상대위험회피계수는 200만 원 미만의 계층에서는 5.13, 200~399만 원 계층에서는 1.71, 400~599만 원 3.13, 600~799만 원 1.77, 800만 원 이상의 계층에서는 -22.72로 추정되었다.

CRRA 효용함수로 추정한 상대위험회피계수는 200만 원 미만의 소득계층에서 5.13으로 가장 높게 추정되었으며, 800만 원 이상의 계층에서 -22.72로 가장 낮게 추정되었다.

습관형성(Habit Formation) 효용함수로 추정한 상대위험회피계수는 $\delta=0.6$ 일 때 200만 원 미만의 계층에서 16.75로 가장 높았고, 800만 원 이상의 소득계층에서 -58.95로 가장 낮게 추정되었다. 그 외 소비습관 반영비율이 $\delta=0.65$ 와 $\delta=0.70$ 역시 2008년과 마찬가지로 가장 높은 상대위험회피계수와 가장 낮은 상대위험회피계수의 소득계층은 $\delta=0.6$ 일 때와 같다.

<표 3-18> 2012년 습관형성 효용함수와 소득별 상대위험회피계수 추정결과

월소득	CRRA효용함수	Habit Formation 효용함수		
		$\delta=0.6$	$\delta=0.65$	$\delta=0.70$
200만 원 미만	5.13	16.75	20.65	26.93
200~399만 원	1.71	4.28	4.90	5.71
400~599만 원	3.13	8.90	10.53	12.87
600~799만 원	1.77	4.59	5.29	6.25
800만 원 이상	-22.72	-58.95	-67.98	-80.28

2008년과 2012년의 소득별 상대위험회피계수 추정결과를 비교해보면 CRRA효용함수에서 200만 원 미만의 계층은 $-26.77 \rightarrow -5.13$, 200~399만 원 $-13.93 \rightarrow 1.71$, 400~599만 원 $3.51 \rightarrow 3.13$, 600~799만 원 $1.87 \rightarrow 1.77$, 800만 원 이상의 계층에서는 $-47.93 \rightarrow -22.72$ 의 변화를 보였다.

월소득 400~599만 원, 600~799만 원의 소득계층에서 2008년보다 2012년에 상대위험회피계수가 낮아졌고, 그 외의 소득계층은 높아진 것으로 추정되었다. 습관형성(Habit Formation) 효용함수 역시 같다. 월소득 400~599만 원, 600~799만 원의 계층은 글로벌 금융위기 이후 부동산 자산 소유자들이 증가한 계층이기도 하다.

3.3.6 소결

부동산 자산 소유자들의 위험프리미엄과 상대위험회피계수를 CRRA 효용함수와 습관형성(Habit Formation) 효용함수를 이용하여 소득별로 나누어 추정하였다.

먼저 2008년과 2012년의 소득별 위험프리미엄을 비교해보면 월소득 400~599만 원, 800만 원 이상의 소득계층에서 낮아진 것으로 나타났고, 그 외 소득계층에서는 위험프리미엄이 높아진 것으로 분석되었다. 위험프리미엄이 가장 높게 증가한 계층은 200만 원 미만의 계층으로 23.53%p 증가하였으며, 400~599만 원 미만의 계층이 가장 낮은 -9.16%p 낮아진 것으로 나타났다. 위험프리미엄이 가장 크게 증가한 200만 원 미만의 소득계층만 2008년 보다 2012년의 관측치 수가 964명에서 642명으로 감소하였다. 이는 크게 낮아진 위험프리미엄과 무관하지 않을 것으로 본다.

2008년과 2012년의 상대위험회피계수를 비교해보면 400~599만 원, 600~799만 원의 소득계층에서 낮아진 것으로 나타났고, 그 외 소득계층에서는 상대위험회피계수가 높아진 것으로 분석되었다. 상대위험회피계수가 가장 높게 증가한 계층은 200만 원 미만의 계층으로 31.9%p 증가하였고, 400~599만 원 미만의 계층이 가장 낮은 -0.38%p 낮아진 것으로 나타났다. 상대위험회피계수가 낮아진 계층은 추정 값이 미비하였지만, 높아진 연령층의 상대위험회피계수는 큰 폭으로 상승했음을 알 수 있다. 800만 원 이상의 계층은 소비와 자산의 상관계수 값이 2008년과 2012년 모두 음(-)의 값이고, 그 값이 낮아 상대위험회피계수의 절대값이 높게 추정되었다. 그 외의 계층을 분석해보면 400만 원 미만의 소득계층은 상대위험회피계수가 2008년 보다 높아졌으며, 400~800만 원 미만의 계층은 낮아진 것으로 나타났다. 다시 말해 800만 원 이상의 계층을 제외하고 소득이 낮은 층은 상대위험회피계수가 높아졌으며, 400만 원 이상의 소득이 높은 계층은 상대위험회피계수가 낮아진 것으로 분석되었다.

3.4 전체가구 상대위험회피계수 분석

3.4.1 투자수익률

다음 <표 3-19>는 2008년 전체가구의 투자수익률을 나타낸다. 2008년의 부동산 자산 소유자들은 2409명이며 투자한 자본의 수익률은 평균 23.58%이며, 자산의 임대수익률은 평균 0.64%로 나타났다.

<표 3-19> 2008년 전체가구 투자수익률

구분	관측치 수	수익률	평균(%)	표준편차	최솟값	최댓값
전체	2,409	자본수익률	23.58	90.94	-98.75	3,800.00
		임대수익률	0.64	3.94	0.00	200.00

2012년의 전체가구의 투자수익률은 다음 <표 23>과 같다. 부동산 자산 소유자는 2436명이고, 투자한 자본의 수익률은 평균 26.86%이며, 임대수익률은 0.49%로 나타났다.

<표 3-20> 2012년 전체가구 투자수익률

구분	관측치 수	수익률	평균(%)	표준편차	최솟값	최댓값
전체가구	2,436	자본수익률	26.86	84.66	-99.29	3,650.00
		임대수익률	0.49	2.32	0.00	100.00

2008년과 2012년의 전체가구의 자본수익률은 3.28%p 증가하였지만, 임대수익률은 0.15%p 감소한 것으로 나타났다.

3.4.2 소비와 자산증가율

2008년 전체가구의 소비와 자산 증가율은 다음 <표 3-21>과 같다. 2008년 소비의 증가율은 14.75%이며, 자산의 증가율은 19.54%의 증가수익률을 나타냈다.

다음 <표 3-22>는 2012년 전체가구의 소비와 자산의 증가율을 나타낸다. 2012년 전체가구 2436명의 소비증가율은 15.27%이며, 자산의 증가율은 26.04%를 나타낸다. 전체가구의 소비와 자산증가율은 2008년과 비교하여 소비는 0.52%p 증가했고, 자산은 6.5%p 높아진 증가율을 보였다.

<표 3-21> 2008년 전체가구 소비와 자산증가율

(단위 : %)

연령	관측치 수	실질증가율	평균(%)	표준편차	최솟값	최대값
전체가구	2,409	소비증가율	14.75	42.67	-103.59	1,203.00
		자산증가율	19.54	90.97	-103.42	3,795.00

<표 3-22> 2012년 전체가구 소비와 자산증가율

(단위 : %)

구분	관측치 수	실질증가율	평균(%)	표준편차	최솟값	최대값
전체가구	2,436	소비증가율	15.27	45.64	-361.31	1,788.00
		자산증가율	26.04	84.70	-100.59	3,649.00

3.4.3 상관계수

다음의 <표 3-23>은 전체가구의 연간 소비와 자산의 상관계수를 나타낸다. 2008년에는 0.02, 2012년에는 0.06으로 모두 자산이 증가하면 소비가 증가하는 것으로 나타났다.

<표 3-23> 전체가구 상관계수 추정결과⁴⁸⁾

	전체가구
2008년	0.02
2012년	0.06

48) 2008년 0.1729, 2012년 0.06071

3.4.4 위험프리미엄

전체가구의 부동산 실질투자수익률에 대한 위험프리미엄은 다음 <표 3-24>과 <표 3-25>과 같다. 부동산 금융위기 이전을 분석하기 위한 2008년의 전체가구의 위험프리미엄은 연간 14.42%로 추정되었다.

다음 <표 3-25>의 2012년의 추정결과는 금융위기 이후 위험프리미엄을 나타낸다. 연간 23.38%로써 위험프리미엄이 2008년 보다 높아진 것으로 나타났다.

<표 3-24> 2008년 전체가구 위험프리미엄 추정결과

구분	관측치 수	평균	표준편차	최솟값	최댓값
전체	2,409	14.42	90.97	-108.54	3,790.21

<표 3-25> 2012년 전체가구 위험프리미엄 추정결과

구분	관측치 수	연간	표준편차	최솟값	최댓값
전체	2,436	23.38	84.70	-103.25	3,644.03

3.4.5 상대위험회피계수

다음의 <표 3-26>은 전체가구의 상대위험회피계수 추정결과이다. CRRA 효용함수에서 추정된 전체가구의 2008년 상대위험회피계수는 연간 10.73으로 추정되었고, 2012년에는 연간 3.85로 나타났다. 전체가구의 CRRA 효용함수로 추정한 상대위험회피계수가 낮아졌다는 것을 알 수 있다.

소비자의 현재소비가 미래 소비자의 한계소비효용에 영향을 미친다는 가정 하에 습관형성 효용함수의 상대위험회피계수는 다음과 같다. 2008년에는 $32.70(\delta=0.60)$, $9.42(\delta=0.65)$, $49.63(\delta=0.70)$ 이고, 2012년에는 $10.69(\delta=0.60)$, $12.55(\delta=0.65)$, $15.18(\delta=0.70)$ 로 추정되었다.

전체가구의 상대위험회피계수 측정값은 2008년보다 2012년이 낮게 나타났다. 이러한 분석결과는 2008년 14.42%, 2012년 위험프리미엄이 23.38%로 2008년보다 더 높게 나왔지만, 상관계수는 2008년보다 2012년에 좀 더 높게 분석되었기 때문이다. 다시 말해 2008년에는 자산이 증가해도 소비를 늘리지 않고 자산이 감소해도 소비를 줄이지 않았다. 그러나, 2012년에는 자산이 증가하면 소비를 늘리고, 자산이 감소하면 소비를 줄여 상관관계가 2008년 0.02에서 2012년 0.06으로 높아진 것이다. 그래서 전체가구를 대상으로 한 상대위험회피계수는 2008년보다 2012년에 더 낮게 추정되었다.

<표 3-26> 2008년과 2012년 전체가구의 상대위험회피계수

		2008년	2012년
CRRA효용함수		10.73	3.85
Habit Formation 효용함수	$\delta=0.6$	32.70	10.69
	$\delta=0.65$	39.42	12.55
	$\delta=0.70$	49.63	15.18

3.4.6 소결

부동산 자산 소유자들의 위험프리미엄과 상대위험회피계수를 CRRA 효용함수와 습관형성(Habit Formation) 효용함수를 이용하여 소득별로 나누어 추정하였다.

먼저 2008년과 2012년의 소득별 위험프리미엄을 비교해보면 월소득 400~599만 원 미만과 800만 원 이상의 소득계층에서 낮아진 것으로 나타났고, 그 외 소득계층에서는 위험프리미엄이 높아진 것으로 분석되었다. 위험프리미엄이 가장 높게 증가한 계층은 200만 원 미만의 계층으로 23.53%p 증가하였다. 400~599만 원 미만의 계층이 가장 낮은 -9.16%p 위험프리미엄이 낮아진 것으로 나타났다. 위험프리미엄이 가장 크게 증가한 200만 원 미만의 소득계층만 2008년 보다 2012년의 관측치 수가 964명에서 642명으로 감소하였다. 이는 크게 낮아진 위험프리미엄과 무관하지 않을 것으로 본다.

2008년과 2012년의 상대위험회피계수를 비교해보면 월소득 400~599만 원 미만과 600~799만 원 미만의 소득계층에서 낮아진 것으로 나타났고, 그 외 소득계층에서는 상대위험회피계수가 높아진 것으로 분석되었다. 상대위험회피계수가 가장 높게 증가한 계층은 200만 원 미만의 계층으로 31.9%p 증가하였고, 400~599만 원 미만의 계층이 가장 낮은 -0.38%p 낮아진 것으로 나타났다. 상대위험회피계수가 낮아진 계층은 추정값이 미비하였지만, 높아진 연령층의 상대위험회피계수는 큰 폭으로 상승했음을 알 수 있다. 800만 원 이상의 계층은 소비와 자산의 상관관계 값이 2008년과 2012년 모두 음(-)의 값이고, 그 값이 낮아 상대위험회피계수의 절대값이 높게 추정되었다. 그 외의 계층을 분석해보면 400만 원 미만의 소득계층은 상대위험회피계수가 2008년 보다 높아졌으며, 400~800만 원 미만의 계층은 낮아진 것으로 나타났다. 다시 말해 800만 원 이상의 계층을 제외하고 소득이 낮은 층은 상대위험회피계수가 높아졌으며, 400만 원 이상의 소득이 높은 계층은 상대위험회피계수가 낮아진 것으로 분석되었다.

IV. 주택매도 의사결정요인 분석

4.1 자료 및 분석모형

4.1.1 자료 및 변수

본 연구의 자료는 한국조세재정연구원에서 조사하는 재정패널데이터를 이용하였다. 재정패널조사의 목적상 가구주는 경제적으로 가계를 책임지는 사람으로, 현재 가구소득의 상당부분을 차지하거나 가구를 경제적으로 대표하는 사람을 가구주로 정의한다. 대상자는 제주도·도서지역을 제외한 전국 15개 시·도에 거주하고 있는 일반 가구와 가구원을 대상으로 하지만 여기서는 주택을 소유한 가구주만을 대상으로 연구하였다.

본 연구는 1차~7차(2007년~2013년)년도까지의 자료를 활용한다. 손실과 이익집단을 나누는 기준점은 최근 자신이 보유한 주택의 최고가격과 비교한다. 예를 들어 주택을 보유한 가구주 한 사람의 2차년도 시세는 1차년도 시세와 비교하고, 3차년도 시세는 2차년도와 1차년도 중 최댓값과 비교하고, 4차년도 시세는 3차년도, 2차년도와 1차년도 중 최댓값과 비교하고, 5차년도 시세는 4차년도, 3차년도, 2차년도, 1차년도 중 최댓값과 비교하여 손실인지 이익인지를 나누게 된다.

<표 4-1> 변수설명

구 분	변 수	변수 설명
종속 변수	주택매도여부	해당연도의 주택매도 여부(매도하지 않는다.=1)
독립 변수	자산대비 부채율	총부채를 총자산으로 나누어 계산함
		총 자산 은행 등 금융기관 예·적금, 펀드가입금액, 채권보유금액, 주식보유금액, 저축성보험, 연금성보험, 빌려준 돈, 기타금융자산, 작년 한 해 주택 마련 저축 또는 주택 마련 펀드 불입한 금액, 현재 거주주택 외 보유주택 금액, 주택 이외 보유 부동산 토지, 전답, 임야, 상가금액(5차 년도는 생성변수), 보유회원권(골프, 콘도등), 농기계, 가축, 선박, 건설중장비, 그 외 기타자산, 기타자산(귀금속), 소유부동산 현재 시세의 합
		총 부채 정부 지원 주택자금 대출금액, 학자금 대출금액, 금융기관 주택담보 대출금액(1,2차 년도 없음), 금융기관 총 대출금액, 신용카드 관련 대출금액(5차 년도만 해당), 세입자에게 돌려주어야 할 전세금, 임대보증금, 기타부채대출 금액의 합
	주택의 규모	단독주택의 경우 주택의 건축면적, 공동주택이 경우 공용면적 m ² 단위를 평당으로 바꾸기 위해 3.3058로 나누어 계산
	거주주택의 현재시세	해당연도의 주택의 시세를 나타냄
	주택의 평당가격	주택의 현재시세를 주택의 규모로 나누어 계산
	가구주 연소득	작년 한해 근로소득, 사업소득, 부동산임대소득, 이자소득, 기타소득의 합
	가구자산	은행등 금융기관예·적금, 펀드가입금액, 채권보유금액, 주식보유금액, 저축성보험, 연금보험, 빌려준 돈, 기타금융자산, 작년 한 해 주택마련저축 또는 주택마련펀드 불입한 금액, 현재거주주택 외 보유주택금액, 주택이외의 보유부동산 토지, 전답, 임야, 상가금액, 보유회원권(골프, 콘도 등), 농기계 가축, 선박 건설중장비, 그 외 기타자산, 기타자산(귀금속), 소유부동산현재시세의 합
	가구원수	6개월 이상 함께 산 가족이나 친척의 수
	거주주택 외 보유주택 소유여부	소유=1, 무소유=0
	거주주택 외 보유부동산 소유여부	소유=1, 무소유=0
	가구의 월평균지출액	직접 소비하여 지출한 비용 (부모나 자녀에 대한 용돈, 경조사비, 대출 이자, 정부에 납부하는 사회보험료 및 세금, 저축, 투자 등을 제외하고 직접 소비한 비용)
	가구주연령	가구주의 나이

자료: 한국조세재정연구원(<http://www.panel.kipf.re.kr/>)

종속변수는 손실이 있을 때 혹은 이익이 있을 때 해당 연도에 주택 매도여부가 된다. 매도하지 않으면 더미변수 1, 매도하면 0으로 한다. 한편 매도여부에 영향을 미칠 수 있는 변수들로 가구원수, 가구의 월평균지출 금액, 가구주 연령, 거주주택 외 보유주택과 보유부동산 소유여부, 총부채를 총자산으로 나눈 자산대비 부채율, 주택의 규모, 주택의 현재시세와 평당 가격, 가구주 소득과 가구 자산을 독립변수로 한다.

4.1.2 분석모형

4.1.2.1 이항로짓 모형(Binary Logistic Model)

주택가격변화에 따라 주택매도결정에 영향을 미치는 요인을 분석하기 위해 이항 로지스틱 회귀분석을 실시하였다.

종속변수가 이항변수일 때 선형회귀모형을 설정하면 OLS의 주요가정을 심각하게 위반하게 된다. 따라서 종속변수가 이항 변수일 때는 함수의 모형을 독립변수의 수준이 변화할 때 종속변수의 기댓값인 확률로 수렴하도록 비선형 함수형태를 취해야한다.

선형회귀에서 종속변수가 1이 될 확률은 1보다 크거나 0보다 작게 나타날 수 있으므로 이런 문제를 해결하기 위해 $P(Y_i=1|X_i)$ 의 범위가 $-\infty$ 부터 ∞ 의 값을 가지도록 변환하여야 한다. 따라서 확률 $P(Y_i=1|X_i)$ 를 다음과 같은 승산(odds)의 형태로 변환한다.

$$\begin{aligned} odds(X_i) &= \frac{P(Y_i=1|X_i)}{P(Y_i=0|X_i)} \\ &= \frac{P(Y_i=1|X_i)}{1-P(Y_i=1|X_i)} \end{aligned} \quad (1)$$

식(1)에서 는 사건이 발생되지 않은 확률에 대해 사건이 발생

될 확률의 비율이다. 승산의 범위는 $P(Y_i=1|X_i)=0$ 일 때, 0에서 $P(Y_i=1|X_i)=1$ 일 때 ∞ 로 변하게 되므로 승산의 범위는 $0 \leq odds(X_i) \leq \infty$ 가 되고, 자연대수를 취하면 범위는 $-\infty$ 부터 ∞ 이 된다. 이러한 로짓변환(logit transformation)은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} & \log \left[\frac{P(Y_i=1|X_i)}{1-P(Y_i=1|X_i)} \right] \\ &= \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} \\ &= X_i' \beta \end{aligned} \quad (2)$$

식(2)를 $P(Y_i=1|X_i)$ 에 대해 정리하여 로지스틱 반응함수를 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned} P(Y_i=1|X_i) &= \frac{\exp(X_i' \beta)}{1 + \exp(X_i' \beta)} \\ &= \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_k X_{ki})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_k X_{ki})} \end{aligned} \quad (3)$$

로지스틱 반응함수는 기울기 계수 β 의 부호에 따라 확률 0과 1 사이에서 단조증가 혹은 단조감소하게 된다. 로지스틱 반응함수는 최대우도법(MLE)에 의해 추정되며, 로지스틱 회귀모형에 대한 해석은 로지스틱 분석의 기울기 계수 β_j 값이 다른 모든 독립변수들의 수준이 일정할 경우, j -번째 독립변수 X_j 가 한 단위 증가함에 따라 대응되는 로짓의 변화를 의미하기 때문에 해석상 어려우므로, 개별 독립변수의 효과를 승산비(odds ratio)로 해석한다.

4.2 주택가격변화에 따른 주택매도 의사결정 분석

4.2.1 기초통계량

분석에 이용된 손실집단과 이익집단의 기초통계량은 <표 4-2>과 <표 4-3>에 나타나 있다. 손실집단과 이익집단 모두 가구원 수가 1인 가구부터 8인 가구까지 있으며, 평균적으로 2.67인 가구로 나타난다.

손실집단의 가구월평균지출액은 약 175만 원, 자산대비 부채율은 평균 15%로 나타난다. 이익집단은 가구월평균지출액이 약 169만 원, 자산대비 부채율은 평균 12%로 나타난다. 가구의 월평균지출액과 자산대비 부채율 모두 손실집단이 좀 더 높은 것으로 나타난다.

두 집단 모두 가구주연령은 약 59세, 손실집단의 평당 주택가격은 평균 약 596만 원, 이익집단의 평당 주택가격은 575만 원이다. 두 집단의 가구주 연령, 주택의 규모와 평당 주택가격의 관측치 수가 다른 것은 결측치를 표본에서 제외하였기 때문이다.

<표 4-2> 손실집단 기초통계량

변수	N	평균	표준편차	최소값	최댓값
가구원 수	3,300	2.67	1.23	1.00	8.00
가구의 월평균지출액 (만 원)	3,300	175.65	141.89	-9.00	3,000.00
자산대비 부채율	3,300	15.16	35.32	0.00	833.33
가구주 연령	3,285	59.65	13.75	25.00	92.00
가구주 연소득 (백만 원)	3,300	20.68	30.38	0.00	620.00
가구 자산 (천만 원)	3,300	30.50	48.37	1.20	805.00
주택의 규모 (평당)	3,219	28.43	11.41	3.29	199.65
거주주택의 현재시세 (천만 원)	3,300	18.28	24.23	1.05	350.00
평당주택가격 (백만 원)	3,219	5.96	6.30	0.08	61.98

<표 4-3>이익집단 기초통계량

변수	N	평균	표준편차	최소값	최댓값
가구원 수	3,144	2.67	1.29	1.00	8.00
가구의 월평균지출액 (만 원)	3,144	169.78	146.97	10.00	3,000.00
자산대비 부채율(%)	3,144	11.66	24.95	0.00	36.36
가구주 연령	3,140	59.66	13.31	26.00	92.00
가구주 연소득 (백만 원)	3,144	19.61	27.74	0.00	753.00
가구 자산 (천만 원)	3,144	28.95	42.81	1.50	545.00
주택의 규모 (평당)	3,033	28.11	12.75	2.42	179.68
거주주택의 현재시세 (천만 원)	3,144	17.32	23.98	1.20	300.00
평당주택가격 (백만 원)	3,033	5.75	6.50	0.20	100.18

다음의 <표 4-4>는 연속형 변수에 대해 집단 간 차이 여부를 분석하기 위해 t-검정을 실시하였다. t-검정 결과, 가구주 연령, 거주주택의 현재시세, 평당 주택가격은 손실집단과 이익집단에서 차이가 나지 않는다. 자산대비 부채율은 손실집단과 이익집단에 차이가 나타난다. 가구원수, 가구의 월평균지출액, 가구주 연소득, 가구 자산과 주택의 규모는 분산에는 차이가 있으나, 손실집단과 이익집단에서 차이가 나타나지 않는다.

<표 4-4> 기초통계량에 대한 t-검정

변수	F 통계량	동분산여부	t 통계량
가구원 수	1.10***		-0.10
가구의월평균지출액 (만 원)	1.07**		-1.63
자산대비부채율(%)	2.00***		-4.61***
가구주 연령	1.07*	O	0.04
가구주연소득(백만 원)	1.20***		-1.48
가구자산(천만 원)	1.28***		-1.37
주택의규모(평당)	1.25***		-1.05
거주주택의현재시세(천만 원)	1.02	O	-1.60
평당주택가격(백만 원)	1.06*	O	-1.29

주: ***1%. **5%. *10% 수준에서 유의함.

<표 4-5> 카이제곱검정 결과

손실 여부		거주주택 외 보유주택 소유여부		
χ^2	P-value	없다	있다	합계
1.8770	0.1707			
이익		2,900	400	3,300
손실		2,738	406	3,144
합계		5,638	806	6,444

손실 여부		거주주택 외 보유부동산 소유여부		
χ^2	P-value	없다	있다	합계
11.403	0.0007			
이익		2,453	847	3,300
손실		2,236	908	3,144
합계		4,689	1,755	6,444

손실 여부		해당연도 주택매도여부		
χ^2	P-value	있다	없다	합계
0.0200	0.8877			
이익		70	3,230	3,300
손실		72	3,072	3,144
합계		142	6,302	6,444

명목형 변수에 있어서 이익집단과 손실집단의 차이가 있는지 분석하기 위해 카이제곱 검정을 실시한다. 분석 결과, 거주주택 외 보유주택 여부와 해당연도 주택매각여부는 손실집단과 이익집단 간의 분포에 있어서 차이가 없으나, 거주주택 외 보유부동산 소유여부는 두 집단 간에 차이가 존재하므로 이항로짓 모형을 통해 그 차이를 분석한다.

4.2.2 손실집단과 이익집단의 분석결과

4.2.2.1 손실집단

<표 4-6> 손실집단의 로지스틱 회귀분석 결과

변수	추정치	표준오차
상수	-1.3069	0.24
가구원 수	0.0603*	0.03
거주주택의 주택 소유여부	-0.3193***	0.10
거주주택의 부동산 소유여부	0.1397*	0.08
가구의 월평균지출액	-0.3241***	0.03
자산대비 부채율	-0.017	0.09
가구주 연령	0.0408***	0.00
가구 소득	0.00506***	0.00
가구 자산	0.00072	0.00
주택의 규모	0.00112	0.00
거주주택의 현재시세	-0.00399	0.00
주택 평당가격	-0.0121	0.01

주: ***는 1%. **5%. *10% 수준에서 유의함을 나타냄.

손실집단에서 가구원수, 거주주택 외 주택 소유여부, 거주주택 외 부동산 소유여부, 가구의 월평균지출액, 가구주 연령, 가구 소득이 유의한 것으로 나타난다. 즉, 다른 독립변수들의 수준이 일정할 때, 가구원 수가 한 명 증가함에 따라 주택을 매도하지 않을 승산비는 1.062배 증가하여, 가구원 수가 증가할수록 주택을 매도하지 않는다.

<표 4-7> 손실집단의 승산비(odds ratio)

승산비			
	추정치	95% 신뢰구간	
가구원 수	1.062	0.997	1.132
거주주택외 주택 소유여부	0.727	0.599	0.882
거주주택외 부동산 소유여부	1.15	0.975	1.356
가구의 월평균지출액	0.723	0.677	0.772
가구주 연령	1.042	1.036	1.048
가구 소득	1.005	1.002	1.008

<표 4-8> 승비와 승산의 퍼센트 변화

	승산비	승산의 퍼센트 변화
가구원 수	1.062	$100 \times (1.062 - 1) = 6.2$
거주주택외 주택 소유여부	0.727	$100 \times (0.727 - 1) = -27.3$
거주주택외 부동산 소유여부	$1.15 \times e(0.139 \times 10)$	$100 \times (1.15 - 1) = 4.62$
가구의 월평균지출액	0.723	$100 \times (0.723 - 1) = -27.7$
가구주 연령	$1.042 \times e(0.041 \times 10)$	$100 \times (1.042 - 1) = 1.57$
가구 소득	$1.005 \times e(0.001 \times 10)$	$100 \times (1.005 - 1) = 1.02$

가구원 수가 1명 증가하면 주택을 매도하지 않을 승산비는 1.062 증가하여, 주택을 매도하지 않을 확률이 높다. 거주주택 외 주택을 소유했을 경우, 주택을 매도하지 않을 승산비는 0.727배 감소하여 주택가격의 손해를 보면 매도할 확률이 더 높다. 거주주택 외 부동산을 소유했을 때는 부동산을 보유하지 않을 때보다 주택을 매도하지 않을 승산비는 1.15배 증가하여 주택 외 부동산을 소유한 경우 주택을 매도하지 않는다. 가구의 월평균지출액은 1만 원 증가하

면 주택을 매도하지 않을 승산비는 0.723배 감소하여, 월 평균지출액이 증가할수록 주택을 매도한다. 가구주 연령은 10세 증가할수록 주택을 매도하지 않을 승산비는 1.042배 증가하여, 가구주 연령이 증가할수록 주택을 매도하지 않는다. 가구주 소득이 천만 원 늘어나면 주택을 매도하지 않을 승산비는 1.005배 증가하여 가구주 소득이 늘어날수록 주택을 매도하지 않게 된다.

요약하면, 주택가격에 손실이 있을 때 가구원 수와 가구소득이 증가하고, 보유주택 외 부동산을 소유할수록, 가구주연령이 높아질수록 주택을 매도하지 않을 확률이 높아진다. 정홍일·이현석·이상선(2012)은 주택가격이 음의 값일 때 거래량이 음의 값을 보이는 것은 손실회피현상으로 인하여 손실이 있어도 매도하지 않는 경향을 나타낸다고 하였다. 그러나 주택가격의 손실이 있더라도 거주주택 외 주택을 소유하고 있거나, 가구의 월평균지출액이 높아지면, 주택을 매도할 확률은 높게 나타난다. 거주주택 외 주택을 소유하고 있다는 것은 그렇지 못한 거주자 보다 주택의 거래경험이 많다고 볼 수 있을 것이다. 그렇다면 거래의 경험이 많을수록 소유효과가 줄어든다는 List(2004), Smith, Suchanek and Williams(1998)의 실험결과와 같이 경험이 많을수록 손실회피 성향은 줄어드는 것으로 나타난다.

4.2.2.2 이익집단

다음의 <표 4-9>은 이익집단의 회귀분석 결과를 나타낸다. 이익집단에서 거주주택 외 주택소유여부, 가구의 월평균지출액, 자산대비 부채율, 가구주 연령, 가구 소득, 가구 자산, 주택의 규모, 거주주택의 현재시세가 통계적으로 유의하게 나타난다.

<표 4-9> 이익집단의 로지스틱 회귀분석 결과

변수	추정치	표준오차
상수	-0.4964	0.23
가구원 수	-0.0394	0.03
거주주택 외 주택 소유여부	0.7064***	0.11
거주주택 외 부동산소유여부	-0.1341	0.09
가구의 월평균지출액	-0.3043***	0.03
자산대비 부채율	-0.2987**	0.13
가구주 연령	0.0348***	0.00
가구 소득	-0.00527***	0.00
가구 자산	0.0143***	0.00
주택의 규모	-0.0105***	0.00
거주주택의 현재시세	-0.0133**	0.01
주택 평당가격	-0.00731	0.01

주)***는 1%. **5%. *10% 수준에서 유의함을 나타냄.

<표 4-10> 이익집단의 승산비(odds ratio)

승산비			
	추정치	95% 신뢰구간	
거주주택 외 보유주택 소유여부	2.027	1.627	2.524
가구의 월평균지출액	0.738	0.69	0.788
자산대비 부채율	0.742	0.573	0.961
가구주 연령	1.035	1.03	1.041
가구 소득	0.995	0.992	0.997
가구 자산	1.014	1.01	1.019
주택의 규모	0.99	0.982	0.997
거주주택의 현재시세	0.987	0.976	0.997

다른 독립변수들의 수준이 일정할 때, 거주주택 외 주택을 소유하고 있는 경우 보유하지 않을 때보다 주택을 매도하지 않을 승산비는 약 2.027배 증가한다.

<표 4-11> 승비와 승산의 퍼센트변화

Effect	승산비	승산의 퍼센트 변화
거주주택 외 주택 소유여부	2.027	$100 \times (2.027 - 1) = 102.7$
가구의 월평균지출액	0.738	$100 \times (0.738 - 1) = -26.2$
자산대비 부채율	$0.742 \times e(0.298 \times 10)$	$100 \times (0.742 - 1) = 14.61$
가구주 연령	$1.035 \times e(0.035 \times 10)$	$100 \times (1.035 - 1) = 1.47$
가구 소득	$0.965 \times e(-0.005 \times 10)$	$100 \times (0.965 - 1) = 0.92$
가구 자산	1.014	$100 \times (1.014 - 1) = 1.4$
주택의 규모	$0.99 \times e(-0.01 \times 10)$	$100 \times (0.99 - 1) = 0.90$

가구의 월평균지출액이 만 원 증가하면 주택을 매도하지 않을 승산비는 0.738배 감소하여 월평균지출액이 증가할수록 주택을 매도하게 된다. 다른 독립변수들의 수준이 일정할 때, 자산대비 부채율이 10% 증가하게 되면, 주택을 매도하지 않을 승산비는 약 0.742배 감소하여, 자산대비 부채율이 증가할수록 주택을 매도하게 된다. 가구주 연령이 10세 증가할수록 주택을 매도하지 않을 승산비는 1.035배 증가하여, 가구주 연령이 증가할수록 주택을 매도하지 않게 된다. 가구 소득이 천만 원 늘어나면 주택을 매도하지 않을 승산비는 0.995배 감소하여, 가구 소득이 늘어날수록 주택을 매도한다. 가구 자산이 천만 원 늘어나면 주택을 매도하지 않을 승산비는 1.014배 증가하여, 가구 자산이 늘어날수록 주택을 매도하지 않는다. 주택의 규모가 10평 늘어날 때마다 주택을 매도하지 않을 승산비는 약 0.99배 감소하여, 주택 규모가 늘어날수록 주택을 매도한다. 거주주택의 현재시세가 천만 원 상승하면, 주택을 매도하지 않을 승산비는 0.987배 감소하여 거주주택의 현재시세가 상승할수록 주택을 매도하게 된다. 따라서, 주택가격의 이익이 있을 경우에는 월평균지출액과 자산대비 부채율, 가구의 소득, 주택의 규모가 증가할 때, 거주주택의 현재시세가 높아질수록 주택을 매도하는 것으로 나타난다. 그러나 거주주택 외 주택을 소유한 때나 가구주의 연령과 가구 자산이 증가할수록 이익집단에서는 매도하지 않을 확률이 높게 나타난다.

4.2.2.3 집단간 비교

다음의 <표 4-12>는 손실집단과 이익집단의 유의한 변수 중 매도여부를 비교하여 나타낸 것이다.

<표 4-12> 손실집단과 이익집단의 비교

	손실집단	이익집단
가구원 수	유의 (매도하지 않음)	
거주주택 외 주택 소유여부	유의(매도)	유의 (매도하지 않음)
거주주택 외 부동산 소유여부	유의 (매도하지 않음)	
가구의 월평균지출액	유의(매도)	유의(매도)
자산대비 부채율		유의(매도)
가구주 연령	유의 (매도하지 않음)	유의 (매도하지 않음)
가구 소득	유의 (매도하지 않음)	유의(매도)
가구 자산		유의 (매도하지 않음)
주택의 규모		유의(매도)
거주주택의 현재시세		유의(매도)

주택가격에 손실과 이익이 있을 때 의사결정이 다르게 나타난 변수는 거주주택 외 주택소유여부와 가구주 소득이 증가했을 때이다. 손실집단에서 가구 소득이 증가할수록 주택을 매도하지 않지만, 이익집단은 주택을 매도하는 것으로 나타났다. 또한 손실집단은 거주주택 외 주택을 소유하고 있다면 주택을 매도하지만, 이익집단에서는 주택을 매도하지 않는 것

으로 나타난다. 손실회피는 경험이 많은 사람들에게선 그 성향이 줄어들었는데, 거주주택 외에 다른 주택을 소유했다는 것은 그만큼 주택거래의 경험이 많은 것이라 할 수 있고, 결과적으로 주택가격의 손실을 보더라도 매도하는 것으로 나타난다.

4.2.3 소결

본 연구는 2007년부터 2013년까지의 재정패널조사데이터를 로짓모형을 이용하여 주택소유자들이 주택가격의 손실 및 이익이 있을 때 주택매도 의사결정에 영향을 미치는 요인이 무엇인지에 대해 살펴보았다. 이를 위하여 최근 주택가격과 비교하여 주택가격에 대한 손실과 이익여부로 분류하고 살펴보았다.

손실집단의 분석결과는 다음과 같다. 주택가격에 손실이 있을 때 매도결정에 유의한 영향을 미치는 변수로 가구의 월평균지출액과 거주주택 외에 주택을 소유했을 경우가 주택가격의 손실이 있어도 매도할 확률이 더 높은 것으로 나타난다. 그러나 그 외 유의한 변수인 가구원 수, 가구주의 연령, 가구소득의 증가, 거주주택 외 부동산을 소유했을 때는 주택가격의 손실이 있어도 주택을 매도하지 않을 확률이 높은 것으로 나타난다. 즉, 손실이 있어도 매도하지 않는 유의한 변수가 많은 것으로 나타나 손실회피 성향을 보여주고 있다.

이익집단의 분석결과를 보면, 주택가격이 이익일 때 매도결정에 유의한 영향을 미치는 변수로는 가구의 월평균지출액, 자산대비 부채율, 가구주의 소득, 주택의 규모, 거주주택의 현재시세의 변수가 유의하게 나타난다. 주택가격의 이익을 보더라도 매도하지 않을 확률이 높은 변수는 가구주 연령, 가구 자산, 거주주택 외에 주택을 소유했을 때이다.

주택매도결정에 관하여 손실과 이익집단에서 다르게 영향을 미친 변수는 거주주택 외 주택을 소유했을 때와 가구 소득이 증가할 때이다. 다시 말하면 주택매도 의사결정에 미치는 영향은 손실이 있을 때 거주주택 외 부동산을 소유했을 때 주택을 매도할 확률이 높고, 이익을 보았을 때는 주택을

매도하지 않을 확률이 높은 것으로 나타났다. 그러나 손실집단에서 가구주 소득이 증가하면 주택을 매도하지 않지만, 이익집단에서는 주택을 매도하는 것으로 나타났다. 또한 손실 및 이익인 상태에서 가구의 월평균 지출액이 증가한다면 두 집단 모두 매도하는 것으로 나타났다.

분석결과를 보면 이익집단 보다 손실집단에서 매도하지 않는 유의한 변수들이 많이 나타난다. 손실집단의 의사결정에서 매도하지 않는 것으로 나타나는 것은 손실회피성향에 기인한 것으로 해석할 수 있다. 주식시장에서 투자자들이 이익이 있을 때는 위험회피(risk-averse)성향을 보이고, 손실이 있을 때는 손실회피성향에 의해 위험감수(risk-seeking)로 나타나는 투자성향효과(disposition effect)처럼 부동산시장에서는 주택가격이 손실인 때는 매도하지 않고 계속 보유하려는 경향을 보인다고 할 수 있다.

V. 결론 및 시사점

5.1 연구 요약

불확실한 부동산시장에서 부동산경기 안정화를 위해 우선적으로 연구되어야 할 부동산 자산 소유자들의 위험에 대한 태도와 주택매도 의사결정에 대한 손실회피현상에 대해 분석하였다.

연구의 자료는 한국조세재정연구원 재정패널자료를 이용하여 상대위험회피계수 추정에는 2008년 글로벌 금융위기 전·후로 나누고, 연령별, 소득별, 전체가구를 대상으로 분석하였다. 주택매도의사결정에 있어 손실회피성향 역시 재정패널자료 1차부터 7차까지 자료를 이용하여 자신이 보유한 기간동안의 주택 최고가격과 비교하여 이익과 손실집단으로 나누고, 매도여부를 확인하였다.

부동산 자산 소유자를 대상으로 소비 자산 가격결정 모형(CCAPM)이론에 기초하여 상대위험회피계수를 추정하였고, 개인의 효용이 기간별로 서로 독립적이지 않을 가능성을 고려하여 효용함수에 습관적인 소비행태를 반영한 상대위험회피계수도 함께 추정하였다. 주택매도의사결정에 대한 손실회피성향은 이항로짓모형을 이용하여 분석하였다.

기존 연구들에서 많이 사용되지 않았던 미시자료를 활용하였는데, 미시자료는 총체적인 자료와는 다르게 표준화된 투자지표로써 보다는 개인투자자들의 투자성향을 파악하는데 유리할 수 있다.

먼저 연령별, 소득별 계층에 따라 부동산 자산 소유자들이 갖는 위험프리미엄과 상대위험회피계수에 대해 추정결과를 다음과 같다.

첫째, 연령별 분석결과 50대의 연령층은 2008년 위험프리미엄과 상대위험회피계수가 가장 높게 나타났다. 그러나, 글로벌 금융위기 이후인 2012년 위험프리미엄과 상대위험회피계수가 낮아졌으며, 관측치 수도 가장 많이 늘어난 것으로 조사되었다. 일반적으로 50대의 연령층은 위험회피적인 성향을 보이다가 부동산 시장의 이슈로 인해 불안정해지면, 위험선호적인 성향으로 바뀌는 것으로 분석되었다. 또한 다른 연령층 보다 상대적으로 30대가 위험선호적인 성향을 나타내고 있었다.

부동산 자산 소유자들의 관측치 수 변화를 살펴보면 50대와 70대 이상의 연령층이 2008년 보다 많아졌으며, 그 외 계층은 부동산 자산 소유자들이 감소한 것으로 나타났다

둘째, 소득별 분석결과 2008년(964명)과 비교하여 2012년(642명) 200만 원 미만의 관측치 수만 크게 감소했다. 또한 상대위험회피계수 역시 2008년(-26.77) 보다 2012년(5.13)에 크게 높아진 것으로 추정되었다. 글로벌 금융위기 이전보다 이후에 상대위험회피계수가 낮아진 소득층은 400~599만 원 미만과 600~700만 원 미만의 계층인 것으로 나타났다.

셋째, 전체가구의 분석결과 2008년 전체가구의 위험프리미엄은 14.42%, 2012년에는 23.38%로 높아진 것으로 나타났다. 그러나 2012년의 소비와 자산 간 상관계수가 2008년 보다 높게 나타나 CRRA 효용함수로 추정한 상대위험회피계수는 2008년(10.73)보다 2012(3.85)년에 낮아진 것으로 추정되었다.

마지막으로 부동산 자산 소유자들의 주택매도성향에 대하여 자신이 소유한 주택의 최근의 최고가격과 비교하였다. 손실집단과 이익집단으로 나누어 매도하는지 여부로 손실회피현상을 분석하였고, 주택매도 의사결정에 영향을 미치는 요인도 함께 분석하였다. 재정패널데이터를 이용하여 첫 번째 조사년도인 2007년부터 최근 발표한 2013년도까지를 대상으로 분석하였다.

손실집단에서 유의한 변수 중 거주주택 외 주택을 소유했을 때와 가구의 월평균지출액이 증가할수록 매도할 확률이 높게 나타났다. 매도하지 않을 확률이 높은 변수로는 가구원 수의 증가, 거주주택 외 부동산을 소유했을 때, 가구주 연령이 높을수록, 가구소득이 증가할수록 손실이 있는 상태에서도 매도하지 않을 확률이 높게 나타났다.

이익집단에서 유의한 변수 중 매도하지 않는 변수는 거주주택 외 주택을 소유했을 때, 가구주 연령이 높을수록, 가구자산이 많을수록 매도하지 않을 확률이 높았다. 그러나 가구의 월평균지출액, 자산대비 부채율, 가구 소득, 주택의 규모, 거주주택의 현재시세가 높을수록 매도할 확률이 높게 나타났다. 자신의 주택가격이 이익인 상태에서는 매도하지 않는 변수보다 매도할 확률이 높은 변수가 많게 분석되었다.

손실집단과 이익집단의 매도여부가 같은 결과를 나타낸 변수는 가구의 월평

균 지출액과 가구주의 연령인 것으로 나타났다. 가구의 월평균지출액이 증가하면 두 집단 모두 매도할 확률이 높았고, 가구주 연령이 높을수록 두 집단에서 매도하지 않을 확률이 높은 것으로 나타났다.

결과적으로 주택가격이 손실인 상태에서는 매도하지 않는 변수가, 이익 중에 있을 때는 매도하는 변수가 더 많다. 손해를 볼 때 매도를 하지 않는 손실 회피현상이 나타나는 것이다. 이러한 결과는 부동산가격이 하락할 때 거래량이 줄어드는 현상을 말해줄 수 있다. 즉, 주택가격이 손실일 때 매도하지 않는 손실 회피성향으로 인해 거래가 줄어드는 것이라고 해석할 수 있다.

5.2 정책적 시사점

우리나라의 부동산 정책을 살펴보면 그동안 경기활성화 대책으로 투기 억제 대책으로 각종 규제 등의 완화, 자금 및 세제지원, 공급 규모 확대 등이 있다.⁴⁹⁾ 가격 안정 대책으로는 수요 측면에서 거래규제, 조세강화, 금융규제 등을 통한 수요 억제와 공급 측면에서 분양을 통한 신규공급, 임대주택 공급의 확대 등이 있었다. 그러나 이러한 부동산 대책은 가격안정 대책과 경기부양을 위한 활성화 대책이 지속적으로 반복되고 있고, 반복된 정책은 시장을 왜곡하고 있다. 또한 과거 30년간 부동산 정책의 특징으로 가격안정화 대책이 발표된 후 6개월 혹은 1년 사이 가격안정화 대책에서 바로 경기활성화 대책이 발표되는 등 부동산 정책의 일관성이 없다는 비난이 있어왔다. 이와 같이 반복된 부동산정책, 일관성 없는 부동산정책이 혼란을 가중시켰다는 것이다.

이에 본 연구를 토대로 부동산침체기에 부동산 활성화를 위한 정책 또는 부동산의 투기, 가격의 버블(bubble) 등으로 인한 안정화를 위한 정책에 다음과 같이 차별화된 정책을 반영함으로써 부동산 정책의 효율성을 높일 수 있을 것으로 본다.

첫째, 연령별 분석에서 금융위기 이후 50대의 연령층에서 부동산 자산소유자들이 증가하였으며, 상대위험회피계수가 낮아진 것을 확인할 수 있다. 소득별 분석에서는 200만 원 미만의 계층이 관측치 수 감소와 함께 상대위험회피계수가 높게 나타났으며, 월소득 400~799만 원 미만의 소득이 높은 계층에서는 상대위험회피계수가 낮게 나타났다. 금융위기 이후 오히려 상대위험회피계수가 낮아진 50대의 연령층과 400~799만 원 미만의 소득계층은 위험선호적인 성향을 지니고 있다. 그러므로 부동산 경기가 침체기 일 때 경기 활성화를 위해 상대위험회피계수가 낮아진 연령층과 소득층에게 부동산 세제감면, 거래규제 완화, 공급관련 정책, 부동산 금융지원 등 저소득계층과 연령이 낮은 계층의 지원을 확대하는 방안을 제시할 수 있다.

둘째, 부동산 침체기에는 부동산 거래가 줄어들고, 활성화된 시기에는 부동산

49) 김대용. (2013). 우리나라 부동산정책 변화에 대한 검토 및 시사점. 『한국주택금융공사』.

거래량이 증가하는 동조화 현상이 있다. 주택가격의 손실이 있을 때를 부동산 경기 침체기로 보고 거래량을 늘리기 위한 정책이 필요하고, 주택가격이 이익 일 때 거래량을 줄이는 안정화 정책이 필요하다. 먼저 가구원 수가 증가하거나, 거주주택 외 부동산을 소유했을 때, 가구주 연령과 가구소득이 높을수록 손실이 있어도 매도하지 않으므로 이들을 위한 규제완화 부동산정책 반영으로 거래량을 늘릴 수 있다. 또한 이익이 있을 때 가구의 월평균 지출액, 자산대비 부채율, 가구주 소득, 거주주택의 현재시세가 높아지거나 주택의 규모가 클수록 매도할 확률이 높아지므로, 거래량 감소를 위해 규제를 위한 정책방안 제시가 필요하다.

이와 같이 부동산시장의 안정화를 위한 정책적 방안을 부동산 자산 소유자들의 연령층, 소득계층으로 나누어 혹은 손실회피성향에 따라 차별화된 부동산정책이 제시된다면 정책의 효율성을 높일 수 있을 것이다.

5.3 연구의 한계

본 연구의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 손실회피의 기준점이 최초 구입가격만이 아니라는 점에서 장기보유기간이 분석에 중요한 영향을 미치지 않는다는 점이다. 그러나 조사한 자료의 기간이 짧아 최근 주택의 최고가격이 손실회피 기준점이 아닐 수 있다는 한계점을 지니고 있다. 따라서 좀 더 자료가 축적되고, 기준점(reference point)을 다르게 설정하여 분석한다면 결과는 달라질 수 있다.

둘째, 부동산 자산소유자들의 자산은 부동산의 유형(주택, 상가, 토지 등)에 관계없이 부동산 자산을 모두 합한 것이다. 유형별로 나누어 분석할 수 없는 자료의 한계로 임대수익률을 구할 때 임대수익이 발생하지 않는 부동산 자산도 포함되어 있어 임대수익률이 낮게 나타나는 한계가 있다.

셋째, 재정패널데이터의 조사기간이 길지 않아 금융위기 전·후로 한해의 기간만을 대상으로 분석한 것이 한계점이라고 할 수 있다.

넷째, 본 연구는 부동산 자산 소유자들을 대상으로 하였다. 정책적 시사점의 정책대안에 대해 일반적인 사람들을 대상으로 적용할 수 없으며, 마지막으로

선행연구에서도 CRRA효용함수와 CCAPM의 대한 적용가능성에 대한 연구가 있었듯이 본 연구의 연구결과가 일반적이라고 할 수 없는 한계점을 지니고 있다.

마지막으로 행동경제학에서 손실을 회피하려는 경향은 현재 자신이 가지고 있는 자산을 과대평가(over-evaluate)하는 보유효과(endowment effects)에서 비롯되며, 보유효과에 의해 현재 상황을 유지하려는 집착이 강해진다. 따라서 손실인 상태에 직면하면 그 손실을 피하고 현상유지하기 위해 위험성을 수반하는 선택을 할 수 있는데, 그 수반되는 선택이 부동산 시장에서 어떻게 나타나는지에 대한 연구는 향후 과제로 남겨둔다.

참 고 문 헌

1. 국내문헌

- 김대용. (2013). 『우리나라 부동산정책 변화에 대한 검토 및 시사점』. 서울: 한국주택금융공사.
- 김대원, 유정석. (2013). 주택가격과 거래량 간 관계 형성에 매도-매수 선호시점이 미치는 영향 연구. 『한국부동산학회』, 54, 229-243.
- 김대원, 유정석. (2013). 주택가격에 대한 심리적 태도가 주택 매매 거래량에 미치는 영향 분석. 『한국주택학회』, 21(2), 73-92.
- 김상봉. (2013). 『행동경제학』. 서울: 지필미디어.
- 김세완, 박기정. (2012). 우리나라 주식시장의 위험회피계수 추정에 대한 연구. 『한국산업경제학회』, 25(5), 3197-3215.
- 김준형, 루이스 알렉산더. (2013). 주택보유자의 손실회피 성향과 매도가격의 설정. 『한국부동산분석학회』, 19(1), 25-44.
- 김준형, 루이스 알렉산더. (2011). 주택시장의 손실회피 행태와 기준점 설정에 관한 연구. 『국토연구원』, 69, 141-155.
- 김현아, 이승수. (2005). 부동산 대책이 건설산업에 미치는 영향. 『한국건설산업연구원』, 1-113.
- 김형순, 김호철. (2006). CAPM을 이용한 국내 토지시장의 지역별 지가변동특성에 관한 연구. 『대한국토시계획학회』, 41(2), 121-137.
- 남윤명, 구본열, 김병기. (2014). 한국증권시장에서 CCAPM의 유효성에 대한 검증. 『한국금융공학학회』, 13(1), 1-33.
- 노영학. (2013). 『인구구조변화와 부동산 정책대응』. 서울: 한국공인중개사협회.
- 도모노 노리오. (2007). 『행동경제학』. 서울: 지형출판사.
- 류현욱, 고성수. (2012). 가격과 거래량의 관계에 대한 실증연구. 『한국부동산분석학회』, 18(3), 23-36.
- 문제현, 김갑열. (2014). CAPM을 이용한 제1기 신도시 아파트 수직증축

- 리모델링의 위험-수익분석. 『한국도시행정학회』, 27(1), 127-144.
- 민성훈. (2015). 주택시장에 대한 소비기반 자본자산 가격결정모형의 적용. 『서울연구원』, 16(1), 75-88.
- 박기정. (2013). 우리나라 주택 임대시장의 투자수익률과 위험회피계수 추정에 대한 연구. 『한국부동산분석학회』, 263-287.
- 박주완. (2010). 로지스틱회귀모형 구축 시 오버샘플링 효과에 관한 연구. 『동국대학교 대학원 박사학위논문』, 7-19.
- 변영훈. (2006). 개인투자자의 투자성향효과의 검증. 경영연구. 『한국산업경영학회』, 21(1), 257-281.
- 서병덕, 김종범. (2006). CAPM을 이용한 한국주택시장의 가격균형에 관한 연구. 『한국회계정보학회』, 6(2).
- 서울연구원. (2016). 서울시민이 선호하는 자산유형은. 『서울연구원 도시정보센터』, 177.
- 성웅현. (2001). 『응용 로지스틱 회귀분석』 (73-74). 서울: 탐진.
- 신종웅. (1993). 부동산시장에 대한 CAPM의 응용에 관한 연구. 『인천대학교 박사학위논문』.
- 유주연, 이준용, 손재영. (2010). CAPM의 서울 아파트 시장 적용 및 활용에 관한 기초 연구. 부동산학 연구. 『한국부동산분석학회』, 16(2), 39-57.
- 이용만. (2012). 부동산시장의 이례현상들. 『한국주택학회』, 20(3), 5-40.
- 이종원. (2010). 한국 부동산정책 변천사. 『한국행정사학회』, 27.
- 이진성, 이창현. (2014). 주택가격 변동률을 중심으로 한 불안정 주택시장 주택가격지수 결정요인 분석. 『한국부동산학회』, 59, 203-216.
- 임대봉. (2014). 주택거래량과 주택가격에 관한 연구. 『한국부동산학회』, 58, 195-208.
- 임재만. (2011). 주택거래량은 주택가격 변동을 설명할 수 있는가?. 『국토연구원』, 69, 3-18.
- 장동훈, 유주연. (2013). 서울시 아파트 베타값에 영향을 주는 요인에 관한 연구. 『한국주택학회』, 21(1).

- 정주희, 유정석. (2011). 주택가격과 거래량의 지역 간 인과관계 및 시·공간적 파급효과 분석. 『한국주택학회』, 19(4), 177-203.
- 정홍일, 이현석, 이상선. (2012). 주택 거래량과 가격의 동조화 및 손실회피현상. 『한국주택학회』, 20(2), 77-101.
- 조상기. (2010). 프로스펙트 이론의 손실회피현상이 펀드성장에 미치는 영향에 관한 실증적 연구. 금융지식연구. 『명지대학교 금융지식연구소』, 8(1), 149-174.
- 조은서, 김상봉. (2015). 주택가격변화에 따른 주택매도 의사결정에 관한 연구. 『한국부동산학회』, 61, 180-194.
- 차경욱, 정다운. (2013). 개인투자자의 손실회피성향. 위험태도와 가계금융자산 보유특성. 『한국FP학회』, 6(3), 119-141.
- 한국조세재정연구원(<http://www.panel.kipf.re.kr/>)
- 허윤경, 장경석, 김성진, 김형민. (2008). 주택 거래량과 가격 간의 그랜저 인과관계 분석. 『한국주택학회』, 16(4), 47-70.
- 홍기석. (2009). 우리나라 주택가격과 자산가격결정모형(CAPM). 『한국경제연구학회』, 27, 157-187.
- 홍기석. (2012). 주택가격의 변동과 자산 가격 결정 모형. 『사회과학 연구논총』, 28, 5-41.
- 황규완, 손재영. (2014). 가계 재무구조와 주택자산 손실회피. 『한국부동산학회』, 58, 5-18.

2. 국외문헌

- Camerer, F. C. (1998). Prospect Theory in the Wild: Evidence from the Field. *California Institute of Technology, Working Paper*, 1037.
- Chawla, N. V. Lazarevic, A. Hall, L. O. and Kegelmeyer, K. W. (2003). SMOTEBoost: Improving Prediction of the Minority Class in Boosting. *Proceedings of Principles of Knowledge Discovery in Databases*, 107–119.
- Clayton, J. Miller, N. and Peng, L. (2010). Price–volume Correlation in the Housing Market : Causality and Co–movements. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 40, 14–40.
- Constantinides, G. M. (1990). Habit Formation; A Resolution of the Equity Premium Puzzle. *The Journal of Political Economy*, 98 (3).
- Engelhardt, G. V. (2003). Nominal Loss Aversion. housing equity constraints and household mobility: evidence from the United States. *Journal of Urban Economics*, 116(4), 171–195.
- Fama, E. (1998). Market efficiency. Long–term Returns. and Behavioral Finance. *Journal of Financial Economics*, 53, 283–306.
- Ferson, W. and Harvey, C. (1992). Seasonality and Consumption–Based Asset Pricing. *The Journal of Finance*, 47(2).
- Genesove, D. and Mayer, C. (2001). Loss Aversion And Seller Behavior: Evidence From The Housing Market. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(4), 1233–1260.
- Kahneman, D. and Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, 47(2), 171–185.
- Karlsson, N. Loewenstein, G. and Seppi, D. (2005). The Ostrich Effect : Selective Attention to Information about Investments.

- Journal of Risk and Uncertainty*. 38, 95–115.
- Lucas, R. E. (1978). Asset Prices in an Exchange Economy. *Econometrica*, 46(6).
- Odean, T. (1998) Are Investors Reluctant to Realize Their Losses?. *Journal of Finance*, 35(5). 1775–1798.
- Selsen, T. N. (2003). Housing Price Dynamics and Household Mobility Decisions. *The Centre for Real Estate*. M.I.T. Working Paper.
- Shiller, J. and Case, E. (1998). The Behavior of Home Buyers in Boom and Post Boom Markets. *National Bureau of Economic Research*. Working paper, 2748.
- Salzman, D. A. and Zwinkels, R. C. J. (2013). Behavioural Real Estate. *SSRN*, Working paper, 1–40.

부 록

<부록 표 1> 2008년 소득별 투자수익률

연령	관측치 수	수익률	평균(%)	표준편차	최솟값	최댓값
100만 원 미만	504	자본수익률	18.24	54.31	-97.33	3800.00
		임대수익률	0.15	1.58	0.00	72.00
100~199만 원	460	자본수익률	29.05	99.80	-97.09	1975.00
		임대수익률	1.02	6.21	0.00	200.00
200~299만 원	436	자본수익률	11.14	37.33	-98.75	580.59
		임대수익률	0.23	0.90	0.00	24.00
300~399만 원	330	자본수익률	25.70	144.72	-88.18	3700.00
		임대수익률	0.28	0.79	0.00	16.67
400~499만 원	184	자본수익률	47.76	151.26	-71.71	2333.33
		임대수익률	1.51	8.09	0.00	182.00
500~599만 원	170	자본수익률	18.15	51.71	-94.00	769.57
		임대수익률	0.38	1.82	0.00	60.00
600~699만 원	121	자본수익률	16.09	32.39	-70.79	356.25
		임대수익률	0.68	2.88	0.00	75.00
700~799만 원	76	자본수익률	29.80	55.02	-90.86	540.00
		임대수익률	2.75	5.67	0.00	66.67
800~899만 원	35	자본수익률	21.24	43.23	-50.00	352.63
		임대수익률	0.07	0.14	0.00	1.28
900~999만 원	29	자본수익률	-1.58	9.56	-42.86	66.67
		임대수익률	3.37	4.39	0.00	43.20
1000만 원 이상	64	자본수익률	65.45	138.12	-78.95	1366.67
		임대수익률	1.80	4.21	0.00	68.37

<부록 표 2> 2012년 소득별 투자수익률

연령	관측치 수	수익률	평균(%)	표준편차	최솟값	최댓값
100만 원 미만	303	자본수익률	53.47	182.74	-99.29	3650.00
		임대수익률	0.06	0.30	0.00	9.60
100~199만 원	339	자본수익률	30.59	68.89	-92.73	963.83
		임대수익률	0.68	2.57	0.00	63.00
200~299만 원	375	자본수익률	24.59	57.47	-91.00	1050.00
		임대수익률	0.77	4.13	0.00	100.00
300~399만 원	392	자본수익률	11.09	34.96	-73.17	866.67
		임대수익률	0.16	0.67	0.00	18.00
400~499만 원	294	자본수익률	26.26	61.49	-73.33	900.00
		임대수익률	0.29	0.81	0.00	16.80
500~599만 원	253	자본수익률	12.74	46.05	-69.80	900.00
		임대수익률	0.53	1.45	0.00	34.80
600~699만 원	172	자본수익률	25.24	45.91	-68.89	743.75
		임대수익률	0.81	2.50	0.00	53.33
700~799만 원	97	자본수익률	35.35	104.03	-62.50	1900.00
		임대수익률	0.38	0.83	0.00	10.50
800~899만 원	78	자본수익률	17.73	57.30	-55.56	900.00
		임대수익률	0.34	0.71	0.00	7.20
900~999만 원	39	자본수익률	34.74	91.25	-61.54	1263.64
		임대수익률	0.59	1.23	0.00	18.00
1000만 원 이상	94	자본수익률	29.78	56.86	-80.00	733.33
		임대수익률	1.93	4.92	0.00	72.00

<부록 표 3> 2008년 소득별 소비증가율과 자산증가율

연령	관측치 수	실질증가율	평균(%)	표준편차	최솟값	최댓값
100만 원 미만	504	소비증가율	8.60	37.44	-102.43	478.66
		자산증가율	13.72	54.32	-102.01	3795.33
100~199만 원	460	소비증가율	6.62	33.57	-103.59	584.91
		자산증가율	25.40	99.88	-101.76	1970.33
200~299만 원	436	소비증가율	11.86	43.37	-78.63	1202.55
		자산증가율	6.69	37.37	-103.42	576.59
300~399만 원	330	소비증가율	14.66	39.12	-84.67	498.38
		자산증가율	21.30	144.72	-92.73	3695.33
400~499만 원	184	소비증가율	21.77	46.22	-78.99	481.99
		자산증가율	44.60	151.30	-76.39	2328.66
500~599만 원	170	소비증가율	35.81	48.37	-74.17	593.96
		자산증가율	13.86	51.66	-98.67	764.89
600~699만 원	121	소비증가율	23.50	56.94	-92.17	1080.33
		자산증가율	12.10	32.39	-75.46	351.58
700~799만 원	76	소비증가율	43.90	72.78	-73.77	795.04
		자산증가율	27.87	54.73	-85.13	535.33
800~899만 원	35	소비증가율	16.47	32.46	-74.42	152.90
		자산증가율	16.64	43.34	-54.67	349.23
900~999만 원	29	소비증가율	25.65	47.19	-75.73	373.16
		자산증가율	-2.89	10.51	-45.78	61.99
1000만 원 이상	64	소비증가율	21.90	41.24	-70.33	355.74
		자산증가율	62.57	137.93	-83.62	1361.99

<부록 표 4> 2012년 소득별 소비증가율과 자산증가율

연령	관측치 수	실질증가율	평균(%)	표준편차	최솟값	최댓값
100만 원 미만	303	소비증가율	6.54	31.18	-78.55	542.17
		자산증가율	52.23	182.74	-100.59	3648.69
100~199만 원	339	소비증가율	10.35	37.69	-95.97	335.06
		자산증가율	29.96	68.97	-94.04	962.52
200~299만 원	375	소비증가율	16.15	38.57	-361.31	396.92
		자산증가율	24.05	57.61	-92.31	1048.69
300~399만 원	392	소비증가율	6.57	37.39	-351.31	389.43
		자산증가율	9.93	34.93	-74.48	865.36
400~499만 원	294	소비증가율	14.92	29.53	-92.20	301.58
		자산증가율	25.24	61.56	-74.64	898.69
500~599만 원	253	소비증가율	28.78	78.18	-90.05	1544.53
		자산증가율	11.96	46.00	-66.31	898.69
600~699만 원	172	소비증가율	32.27	70.42	-132.16	1376.47
		자산증가율	24.74	46.13	-69.36	742.44
700~799만 원	97	소비증가율	18.94	30.61	-75.80	263.10
		자산증가율	34.42	104.09	-63.81	1898.69
800~899만 원	78	소비증가율	31.33	43.84	-79.92	554.75
		자산증가율	16.77	57.29	-56.86	898.69
900~999만 원	39	소비증가율	14.48	30.19	-90.67	185.58
		자산증가율	34.02	91.21	-62.85	1262.33
1000만 원 이상	94	소비증가율	27.23	48.54	-183.40	1787.81
		자산증가율	30.41	57.26	-81.31	732.03

<부록 표 5> 소득별 상관계수 추정결과

	100 만 원 미만	100 ~199 만 원	200 ~299 만 원	300 ~399 만 원	400 ~499 만 원	500 ~599 만 원	600 ~699 만 원	700 ~799 만 원	800 ~899 만 원	900 ~999 만 원	1000 만 원 이상
2008년	-0.01	0.00	-0.01	-0.01	0.04	0.23	0.21	-0.05	-0.08	0.40	-0.02
2012년	-0.01	0.28	0.09	0.06	0.01	0.1	0.29	0.03	0.01	0.01	-0.02

<부록 표 6> 2008년 소득별 부동산 위험프리미엄 추정결과

월소득	관측치 수	평균(%)	표준편차	최솟값	최댓값
100만 원 미만	504	8.60	54.32	-107.13	3790.21
100~199만 원	460	20.28	99.88	-106.88	1965.21
200~299만 원	436	1.57	37.37	-108.54	571.47
300~399만 원	330	16.18	144.72	-97.85	3690.21
400~499만 원	184	39.48	151.30	-81.51	2323.54
500~599만 원	170	8.74	51.66	-103.79	759.77
600~699만 원	121	6.98	32.39	-80.58	346.46
700~799만 원	76	22.75	54.73	-90.25	530.21
800~899만 원	35	11.52	43.34	-59.79	344.11
900~999만 원	29	-8.01	10.51	-50.90	56.87
1000만 원 이상	64	57.45	137.93	-88.74	1356.87

<부록 표 7> 2012년 소득별 부동산 위험프리미엄 추정결과

월소득	관측치 수	평균(%)	표준편차	최솟값	최댓값
100만 원 미만	303	49.57	182.74	-103.25	3646.03
100~199만 원	339	27.30	68.97	-96.70	959.86
200~299만 원	375	21.39	57.61	-94.97	1046.03
300~399만 원	392	7.27	34.93	-77.14	862.70
400~499만 원	294	22.58	61.56	-77.30	896.03
500~599만 원	253	9.30	46.00	-68.97	896.03
600~699만 원	172	22.08	46.13	-72.02	739.78
700~799만 원	97	31.76	104.09	-66.47	1896.03
800~899만 원	78	14.11	57.29	-59.52	896.03
900~999만 원	39	31.36	91.21	-65.51	1259.67
1000만 원 이상	94	27.75	57.26	-83.97	729.37

<부록 표 8> 2008년 습관형성 효용함수와 소득별 상대위험회피계수 추정결과

월소득	CRRA효용 함수	Habit Formation 효용함수		
		$\delta=0.6$	$\delta=0.65$	$\delta=0.70$
100만 원 미만	-6.72	23.11	-29.01	-38.96
100~199만 원	2028	8579.4	11739.82	18586.68
200~299만 원	-2.8	-7.9	-9.31	-11.33
300~399만 원	-19.04	-49.5	-57.13	-67.52
400~499만 원	9.39	25.8	30.19	36.39
500~599만 원	0.37	0.85	0.95	1.08
600~699만 원	0.34	1.02	1.23	1.55
700~799만 원	-4.67	-12.68	-14.8	-17.77
800~899만 원	-1.44	-4.06	-4.78	-5.82
900~999만 원	-0.2	-0.59	-0.71	-0.89
1000만 원 이상	-37.57	-98.47	-113.84	-134.91

<부록 표 9> 2012년 습관형성 효용함수와 소득별 상대위험회피계수 추정결과

월소득	CRRA효용 함수	Habit Formation 효용함수		
		$\delta=0.6$	$\delta=0.65$	$\delta=0.70$
100만 원 미만	-60.23	-181.74	-218.47	-273.81
100~199만 원	0.99	3.49	4.43	6.05
200~299만 원	2.28	4.36	4.71	5.14
300~399만 원	1.31	4.69	5.99	8.26
400~499만 원	19.47	52.9	61.74	74.11
500~599만 원	0.9	2.73	3.28	4.12
600~699만 원	0.77	2	2.31	2.73
700~799만 원	9.71	25.22	29.09	34.37
800~899만 원	20.35	48.27	54.5	62.58
900~999만 원	42.16	136.2	167.3	216.81
1000만 원 이상	-11.26	-27.34	-31.03	-35.88

ABSTRACT

A Study of the Loss Aversion in Making Decisions on the Sale of Houses and Estimating the Relative Risk Aversion Coefficients

Cho, Eun-Seo

Major in Real Estate Economics

Dept. of Economics & Real Estate

The Graduate School

Hansung University

Among the most of Korea's household assets, the non-financial asset takes the highest proportion, and the most preferred asset is real estate. Hence, maintaining the stability of the real estate market can be considered as the stability of household assets. However, if real estate policy for the stability of real estate market falls short of market vitalization, it would intensify the confusion in the real estate market. A policy controls the behaviors of people and leads them to move to its desired direction. Therefore, it is necessary to study the psychological behaviors of people in the real estate market to provide an effective and efficient policy option.

People sometimes make a biased judgment based on a heuristic way rather than making a decision through a rational and reasonable judgment. Two behavioral economists Kahneman and Tversky criticized the inconsistency between expected utility theory and reality, and they proposed a new alternative, prospect theory which is

a decision-making theory under risky situations. Loss aversion proposed by the prospect theory explains that people suffer from losses more than from profits, leading them to make an asymmetric decision around a reference point.

This study examines homeowners' loss aversion and the factors that affect house selling decisions by analyzing their decision to sell or hold in the profit/loss situation. Moreover, the study analyzes the changes in risk profile that arise from developments in the real estate market.

First, the estimated results of risk aversion according to household age and income are as follows. Risk premium and relative risk aversion coefficients have increased for most of the age groups and income groups after the financial crisis.

The analysis result by age shows that the 50s age group illustrated risk-averse behaviors before the financial crisis but showed risk-loving behaviors after the crisis. Also, the analysis demonstrates that the number of real estate owners in the 50s age group increased the most after the financial crisis. Furthermore, the 30s age group illustrated more risk-loving behaviors compared to other age groups. For other age groups, the risk aversion of real estate owners was estimated to be increased after the financial crisis.

The analysis result by income shows that the income group of lower than KRW 2 million experienced a considerable decrease in the number of real estate owners after the financial crisis, and the risk aversion was noticeably shown. The income group of which the relative risk aversion coefficient decreased after the financial crisis is the income groups of KRW 4–5.99 million and of KRW 6–7.99 million.

Second, the study investigated the phenomenon of loss aversion by comparing the reference points of homeowners' loss aversion with

each house's highest price. The results illustrate that among the significant variables, there are many significant variables that sell when there is a profit and that does not sell when there is a loss. In other words, the owners illustrated their loss aversion by not selling when the housing price declined below the original purchase price. Such loss aversion by the real estate owners can explain the decrease in the trading volume during the slump(recession) of the real estate market.

In order to formulate an effective real estate policy, it is necessary to propose differentiated real estate policies—rather than a one-size-fits-all policy—according to each age and income group's level of risk aversion and the level of loss aversion with respect to homeowners' decision-making on whether to sell or not.

KEYWORD: Relative Risk Aversion Coefficient, Risk Premium, Loss Aversion, House Selling Decisions.