

## 저금리 하에서 전세의 레버리지 효과에 대한 분석과 검증

손 종 역\*

**논문초록** 2000년대 이후 정착된 저금리 구조는 전세를 레버리지로 활용한 주택 매입 투자, 일명 갭투자에 초과수익률을 발생시켰다. 본고는 전세 레버리지 투자가 주택 시장과 자산 분포에 미치는 영향력을 분석하기 위한 간단한 정태적 모형을 제시한다. 특히 수요자들의 소득 분포를 도입함으로써 외부자금 조달을 위해 필요한 소득의 제약에 따른 수요자들의 선택과 가격 변동, 자산 분화 등을 분석한다. 전세 레버리지 투자는 매매 시장에서 수요를, 전세 시장에서 공급을 동시에 발생시키므로 매매와 전세 가격 간 음(-)의 상관관계를 형성시킨다. 본고에서는 매매와 전세 가격 사이에 형성된 음의 선형 관계를 이론적으로 도출할 뿐 아니라 시계열 자료를 활용해 계량적으로 검증한다. 그리고 전세 레버리지 투자의 규모를 나타내는 파라미터를 도출하고 자료를 활용해 추정한다. 해당 파라미터 값은 이자율이 더 낮은 구간에서 더 크게 추정되는데, 이는 이자율이 하락할수록 전세 레버리지 투자가 활성화된다는 분석 결과를 뒷받침한다.

**핵심 주제어:** 전세 레버리지 투자, 갭(gap)투자, 주택 매매-전세 가격 관계  
**경제학문헌목록 주제분류:** C3, D4, E4

투고 일자: 2021. 6. 14. 심사 및 수정 일자: 2021. 8. 2. 게재 확정 일자: 2021. 10. 22.

\* 서울대학교 경제학부 박사후연구원, e-mail: hundmil@snu.ac.kr

## I. 서 론

2000년대 이후 주택 임대차 시장에서 전세 비중은 줄어든 반면 월세 비중은 늘어나면서 전세의 소멸이 예견되기도 했다. 하지만 전세는 여전히 한국 사회에서 지배적인 임대차 계약 방식으로 자리하고 있다.<sup>1)</sup> 이것은 2000년대 이후 조성된 금융 환경 속에서 전세에 새롭게 부여된 역할 때문인 것으로 보인다. 전세는 임대차 계약 기간 중에도 임대인이 해당 주택을 팔 수 있는데, 이것을 일명 ‘전세를 낀’ 매매라 한다. 이미 임차인이 살고 있는 주택을 구매하는 구매자는 기존 전세 계약을 인계받는 대신 주택 가격에서 전세금을 제한 금액만큼을 지불한다. 즉 전세가 주택 구매 과정에서 매입 비용을 줄여 주는 레버리지(leverage) 역할을 하는 것이다. 이때 주택 구매자는 실제 거주 목적으로 주택을 구매하는 것이 아니기 때문에 시세 차익을 노린 투기적 목적을 주되게 갖는다. 시중 금리에 비해 월등히 높은 전월세전환율도 투기에 쓰이는 전세 레버리지 역할에 대한 전세 공급자들의 특별한 선호를 고려 않고는 설명하기가 힘들다.<sup>2)</sup>

1990년대까지만 해도 10%대를 상회하던 이자율은 2000년대 7%대 밑으로 떨어진 뒤 지속적 하락 추세를 보였다(CD유통수익률(91일) 기준). 많은 문헌들에서 지적되었듯 이자율 하락은 주택 가격 상승에 유의한 영향을 끼쳤다(이영수, 2008; 박현수·안지아, 2009; 금기조·김병량, 2015). 1990년대 저조하던 주택 가격이 2000년대 이후 급격히 상승하면서 전세를 레버리지 수단으로 활용하는 주택 구매는 적은 비용으로 주택 시세 차익을 얻게 해주는 유용한 투자가 되었다. 이를 세간에서는 ‘갭(gap) 투자’라 부른다.

이자율 하락은 주택 구매를 위한 자금 조달 비용도 낮추기 때문에, 상환 능력 부

1) 국토교통부 실거래가를 이용한 「한국도시연구소 보고서」에 따르면 임대차 시장 내 전세 비중은 2011~16년 사이 69.0% → 57.4%로 감소하다가 2019년 다시 63.1%까지 증가했다. 2019년 기준 임대차 시장 내 전세(월세 없음) 비중은 63.1%, 준전세(보증금이 월세의 240배 초과) 비중은 7.7%, 준월세(보증금이 월세의 12~240배) 비중은 24.3%다. 순월세(보증금이 월세의 12배 미만) 비중은 4.9%에 그친다.

2) 한국부동산원 「전국주택가격동향조사」에 따르면 조사 기간(2011.1-2021.4) 내내 전월세전환율(=월세가격/전세가격)이 시중 금리 대비 두 배 또는 세 배 이상을 기록했는데, 이것은 전세 공급자들이 시중 월세와 비교해 월등히 낮은 전세보증금을 기꺼이 받고 있다는 의미다. 이렇게 불리한 전세 계약 조건을 전세 공급자들이 감수하는 이유는 바로 전세 레버리지라는 특별한 혜택 때문인 것으로 보인다.

족으로 전세 레버리지 투자에 참여할 수 없던 기존 저소득 주택 수요자들까지 투자에 대거 참여할 수 있게 되었다.<sup>3)</sup> 본고에서는 간단한 정태적 모형을 통해 전세 레버리지 투자가 이루어지기 위해 충족되어야 하는 조건을 규명하고, 전세 레버리지 투자가 주택 매매 및 전세 가격(또는 전세금) 형성에 미치는 영향력을 분석한다. 특히 주택 시장 참여자들의 소득 분포를 도입함으로써, 외부자금 조달 과정에서 소득에 따른 대출 제약이 변화하여 주택 시장에서 발생하는 수요자들의 선택과 가격 변동 양상을 분석한다. 그리고 나아가 전세 레버리지 투자로 인해 주택 시장에서 발생하는 구매 주택 수에 따른 차등적인 보수 체계가 수요자들의 자산 분포에 미치는 영향을 살핀다.

만약 전세 레버리지 투자의 영향이 일체 없다면, 주택 매매와 전세 가격 사이에는 통상적인 대체재로서의 양(+)의 상관관계가 성립할 확률이 높다. 하지만 전세 레버리지 투자가 활성화되면서 매매와 전세 가격 사이에는 음(-)의 상관관계가 형성될 가능성이 높아진다. 전세 레버리지 투자는 매매 시장에서 수요를, 전세 시장에서 공급을 동시에 창출하므로 양 시장에서의 가격 변동을 항상 반대 방향으로 발생시킨다. 본고에서는 전세 레버리지 투자가 활성화되는 조건 하에서 매매와 전세 가격 사이 형성되는 음의 선형 관계를 이론적으로 도출할 뿐 아니라 현실의 시계열 자료를 활용해 계량적으로 검증한다. 특히 매매와 전세 가격 사이 형성되는 선형 관계의 강도 또는 전세 레버리지 투자의 규모를 나타내는 파라미터를 도출해, 그 값을 시계열 자료를 활용해 이자율이 확인한 차이를 보이는 구간별로 추정한다. 추정 결과 해당 파라미터 값은 이자율이 상대적으로 낮은 구간에서 더 크게 추정되는 데, 이는 이자율이 하락할수록 전세 레버리지 투자가 활성화된다는 분석 결과에 대한 간접적 입증이라고 볼 수 있다.

주택 시세 차익을 얻기 위한 투자 관점에서 전세를 분석한 선구적 시도는 김정호·이명재(1989)이다. 그들은 전세 계약 관계에서 암묵적으로 상쇄되는 임차료와 전세금의 이자 수익을 동일하게 설정하고 매매 가격 대비 전세 가격 비율과 주택가

3) 정부는 2020년 10월부터 투기과열지구·조정대상지역 내 주택 거래 시 자금조달 및 입주계획서를 거래 금액과 무관하게 제출하도록 의무화했다. 자금조달계획서에 보증금 승계 금액이 존재하면서 입주계획서에 임대가 목적인 주택 거래를 ‘갭투자’로 분류할 때, 2021년 4월 서울 지역에서 제출된 자금조달계획서 4,254건 중 갭투자가 2,213건으로 절반이 넘는 52.0%를 차지했다(출처: 국회 국토교통위원회 소속 더불어민주당 박상혁 의원 제출 자료).

격상승률 사이 음의 선형관계를 도출했다. Ambrose and Kim(2003)도 기대임대수익과 무위험이자율을 동일하게 설정하고, 리얼 옵션(real option)으로 전세를 취급해 전세 가격을 분석했다. 하지만 단순히 전세금을 장기 임차료 수준과 동일하게 간주하는 효율적 시장 가설에 바탕을 둔 연구는 전세에 부과된 레버리지 수단으로서의 역할을 간과할 우려가 있다.

주택 매매와 전세 가격 사이에 나타나는 음의 상관관계를 이론적으로 규명하려는 시도도 있었다. Cho(2005)는 실질이자율이 하락하는 국면에서는 전세 가격이 안정적이더라도 매매 가격은 급등할 수 있다고 주장했다. Oh and Yoon(2019)은 외부로부터 매매 가격 하락 충격이 올 때 효율적 시장 조건에 의해 전세 가격이 상승해 주택 공급자들이 매매에서 전세 시장으로 공급을 전환함으로써 매매 시장 가격이 회복된다고 주장했다. 전세 가격이 매매 가격의 하락을 방지하는 일종의 가격 방어자 역할을 한다는 것이다. 두 논문 모두 매매와 전세 가격 사이 음의 상관관계를 설명한다는 점에서 본고와 유사하지만, 효율적 시장 가설에 바탕을 둔 무재정거래 조건을 논문의 핵심 가정으로 삼고 있다는 점에서 일정한 한계를 지닌다.<sup>4)</sup> 대다수 주택 수요자들은 주택 구매를 위한 외부자금 조달 시 LTV(Loan to Value)나 DTI(Debt to Income) 등 까다로운 대출 제약에 직면하므로 주택 시장에서 재정거래가 발생하더라도 즉시 해소되지 않고 상당 기간 지속될 수 있다. 위 두 논문은 주택 시장의 수요 측면에 존재하는 중대한 제약을 무시한 현실적 결함을 갖는다.

김종일 외(1998)가 지적했듯 주택 시장은 주택 시세 차익으로 인해 단기적으로 재정거래가 존재하는 비효율적인 시장에 가깝다. 이창무·정의철·이현석(2002)은 주택을 구매할 때 재정거래를 창출하는 전세 레버리지 효과를 반영해 총투자금액 대비 기대수익률 관점에서 전세 가격 결정 과정을 분석한 거의 최초의 시도다. 비슷한 시기 박병식(2002)도 주택 시장 모의실험 과정에서 전세의 레버리지 효과를 감안해 주택 구매의 투자수익률을 계산했다. 최성호·이창무(2009)는 매매, 전세,

4) 주택 시장 무재정거래 조건에 따르면 전월세전환율(=월세가격/전세가격)은 무위험이자율과 항상 일치해야 한다. 하지만 한국부동산원 「전국주택가격동향조사」에 따르면 조사 기간(2011.1-2021.4) 내내 전월세전환율이 시중 금리 대비 두 배 또는 세 배 이상을 기록했다. 예를 들어 2021년 4월 기준 CD유통수익률(91일)은 0.74%였으나 전월세전환율은 4.1%였다. 현실의 상황은 주택 시장 무재정거래 등식의 현실성에 심각한 의문을 제기한다.

월세 시장 사이 구조적 관계를 규명하면서, 손재영·이준용·유주연(2011)은 주택 시장의 다양한 기대형성 매커니즘을 검증하면서 전세의 레버리지 효과를 반영했다. 이 외에도 다수의 연구가 전세 레버리지 효과를 명시적으로 전제해 논의를 전개했다(이창무·이상영·안건혁, 2003; 정의철·심종원, 2005; 김윤영, 2012).

그러나 전세 레버리지 효과를 다룬 기존 연구는 주택 시장 참여자들을 완전히 동질적으로 파악해 투자 기회 제약에 따른 시장 참여자 간 투자 선택의 차이를 구분해 내지 못했다. 현실에서는 선호와 기대의 차이, 상환 능력의 차이, 당국의 규제 등으로 시장 참여자들의 투자 선택이 저마다 다를 수밖에 없다. 즉 시장 참여자들의 이질성을 반영해야만 현실의 시장 상황을 보다 효과적으로 포착해 낼 수 있다. 본고는 기존 연구와 차별적으로, 소득에 있어서 시장 참여자 간 존재하는 이질성을 모형에 도입함으로써, 금리와 규제 변화에 따른 시장 참여자 간 선택 차이를 분석한다. 이것은 현실의 주택 시장에서 각자의 소득 한계로 인해 직면하는 주택 매입 또는 전세 레버리지 투자의 문턱을 실질적으로 반영한 것이다.

주택 시장의 대표 시계열 변수인 매매와 전세 가격은 직접 관측이 가능하므로, 지금까지 실제 시계열 자료를 활용해 두 변수 간 관계 문제를 풀기 위한 다양한 분석 방법이 동원되었다. 벡터자기회귀(Vector Autoregression, VAR) 모형(황두현, 1990; 임재만, 2004; 조주현·임정호, 2004; 임정호, 2006; 임규채·기석도, 2006; 문규현, 2010; 전해정·박현수, 2012; 홍정효, 2012), 구조적 벡터자기회귀(Structure Vector Autoregression, SVAR) 모형(박동국·천인호, 2006), 패널 벡터자기회귀(Panel Vector Autoregression, panel VAR) 모형(전해정, 2015), 공간적 벡터자기회귀(Spatial Vector Autoregression, spVAR) 모형(진찬우·이건학, 2016), 벡터오차수정(Vector Error Correction, VEC) 모형(이영수, 2010; 노상윤, 2010), 잠재성장모형(성주환·오준석, 2013) 등이 분석을 위해 사용되었다. 하지만 VAR과 VEC 등은 이론에 기반을 둔 구조적 분석 없이도 수행 가능한 계량 분석 방법들이므로 상당수 연구가 이론보다는 계량적 분석에 치우쳐 특정 시기와 지역, 또는 주택 유형에만 적용되는 파편적 결론을 낳는 한계를 보였다.

본고에서는 기존 계량적 분석에 치우친 연구와 다르게, 모형을 통해 이론적으로 도출된 결론을 검증하기 위한 용도로 VEC 모형을 사용한다. 특히 VEC 모형을 통해 전세 레버리지 투자의 규모 또는 영향력을 가리키는 파라미터를 추정한다. 기존 연구에서는 전세 레버리지 투자가 주택 시장에 미치는 효과를 계량적으로 측정하려

는 시도가 전무하였다. 따라서 해당 파라미터의 이론적 도출과 실증적 추정은 전세 레버리지 효과를 측정할 수 있는 지수의 발견이라는 의미를 지닌다. 본고의 검정 및 추정 결과는 기존 연구와 일부 차이를 보였다. 이영수(2010)는 외환위기 이후 매매와 전세 가격 사이에 양의 상관관계가 성립한다고 주장했는데, 이것은 VEC 모형에 매매와 전세 가격뿐 아니라 이자율까지 변수로 포함해 발생한 차이로 보인다. 전해정·박헌수(2012)는 이자율 차이가 나는 두 구간(2005.1-2008.11, 2008.12-2011.11)에 대해 각기 VEC 검정을 수행한 결과 매매와 전세 가격 사이에 장기적인 균형관계가 나타나지 않았다고 주장했는데, 이것은 구간 길이가 3, 4년 정도에 불과한 너무 적은 관측치로부터 비롯된 낮은 검정력 때문인 것으로 보인다.

이후 각 장의 내용은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 전세를 레버리지로 활용한 주택 매입 투자가 주택 시장에 미치는 영향력을 분석하기 위한 모형을 제시한다. 제Ⅲ장에서는 모형으로부터 도출된 조건과 정리를 실제 시계열 자료를 활용해 검정 또는 추정함으로써 모형의 적합성과 유효성을 검증한다. 제Ⅳ장에서는 정책적 시사점 및 모형의 한계에 대해 서술한다.

## Ⅱ. 분석 모형

모형의 기본 가정은 다음과 같다. 무한대의 시간대를 살아가는 주택 거주자들은 항상 매기 초마다 열리는 주택 시장에서 해당 기에 소비할 주거 서비스를 구매한다. 이미 주택을 소유한 거주자들일지라도 매기 초마다 시장에 참여해 자신의 주택을 팔고 다시 주택을 구매하거나 임차한다. 주택을 임차한 거주자들도 매기 초 임대차 계약을 해지한 후 다시 새로운 임대인을 구해 재계약하거나 주택을 구매한다. 주택 시장에는 매매와 전세(임대차), 두 가지 종류의 시장만이 존재한다. 월세, 반(半)전세 등 다른 임대차 시장들은 모형을 단순화하기 위해 사상한다. 주거 서비스를 구매하는 방식은 서로 다를 수 있어도 거래되는 상품은 동질적이다. 다시 말해, 주택을 매매 시장에서 매입하였든, 전세 시장에서 임차하였든 상관없이 해당 기에 그 주택에 살며 누리는 효용은 같다. 그리고 시장에서 거래가 성사되지 않아 아무도 거주하지 않는 비어 있는 주택은 존재하지 않는다고 가정한다. 즉 시장에서 발생하는 초과 수요와 공급은 항상 시장의 가격 기능에 의해 해소된다.

생존을 위해 반드시 주거 서비스를 구매해야 하는 거주자들은 기본적으로 주택

시장의 수요자들이지만, 그 중 일부는 공급자로 참여하기도 한다. 이전 기에 주택을 구매한 거주자들은 현재 기에 매매 시장에 공급자로도 참여한다. 그리고 현재 기에 주택을 구매한 거주자 중 일부는 곧바로, 거의 시차 없이 현재 기에 전세 시장에 공급자로 참여한다. 결국 주택 시장에는 세 가지 유형의 수요자들이 존재한다. 첫 번째 유형(유형 1)은 한 채의 주택을 임차하여 거주하는 수요자들, 두 번째 유형(유형 2)은 한 채의 주택을 구매하여 거주하는 수요자들, 세 번째 유형(유형 3)은 두 채 이상의 주택을 구매하여 한 채는 거주하고 나머지는 임대하는 수요자들이다.

물론 한 채의 주택을 임차하여 거주하고 추가로 한 채 이상의 주택을 구매하여 임대하는 경우도 있을 수 있으나, 이 경우는 유형 2 또는 3과 경제적으로 차이가 없다. 왜냐하면 자신의 거주 목적으로 발생하는 전세 수요 하나가 추가로 구매한 주택을 전세 시장에 공급하여 발생하는 전세 공급을 차감해, 최종적으로 자신이 구매한 주택 수보다 하나 적은 전세 공급을 창출하기 때문이다. 따라서 주택을 한 채만 구매했다면 유형 2와 같고 두 채 이상을 구매했다면 유형 3과 같다. 유형별 주택 시장 수요자들을 정리하면 다음과 같다.

#### 〈유형별 주택 시장 수요자(Types of Demanders in Housing Market)〉

유형 1(Type 1) : 한 채의 주택을 임차하여 거주하는 수요자(Demanders who rent a house and reside in it)

유형 2(Type 2) : 한 채의 주택을 구매하여 거주하는 수요자(Demanders who purchase a house and reside in it)

유형 3(Type 3) : 두 채 이상의 주택을 구매하여 한 채는 거주하고 나머지는 임대하는 수요자(Demanders who purchase multiple houses so that they reside in one and rent the others)

모형 내 거주자들의 총수는 계산의 편의를 위해 1로 정규화한다(normalize). 외부로부터 주택의 추가 공급과 자체 멸실은 없고 비어 있는 주택도 없다고 가정하였기 때문에 전체 주택의 총량도 거주자들의 총수인 1과 같다. 현재 기 유형 2 수요자들의 수는  $\theta \in (0, 1)$ , 유형 3 수요자들의 수는  $\eta \in (0, 1)$ 로 표기한다(지금부터의 논의는 현재 기와 다음 기만의 논의로 좁혀지므로 거주장스러운 기에 대한 표기인 변수

명 아래 첨자  $t$ 는 생략한다.). 자연스럽게 유형 1 수요자들의 수는  $(1 - \theta - \eta) \in (0, 1)$ 가 된다.

주택 시장에서 발생하는 초과 수요와 공급은 시장의 가격 기능에 의해 항상 해소되고 주거 서비스 상품의 질도 동일하므로, 시장 가격의 구체적 수준보다는 변동 방향에 관심을 갖는 모형에서는 시장 청산 조건을 다음과 같이 설정해도 일반성을 상실하지 않는다.

$$\text{시장의 수요량}(\text{market demand}) = \text{시장 가격}(\text{market price}) \times \text{시장의 공급량}(\text{market supply})$$

위 설정에 따르면 시장의 수요량이 공급량과 일치했을 때 성립하는 시장 가격 1을 중심으로 수요가 늘어날(줄어들)수록 가격이 오르고(내리고), 공급이 늘어날(줄어들)수록 가격이 내린다(오른다). 즉 수요량과 공급량의 변화가 가격 변동성에 즉시 반영된다. 시장 내 수요·공급 곡선을 구체적으로 알지 못해도 수요와 공급의 변화에 따라 가격이 변하는 방향을 확인할 수 있다.

이를 바탕으로 매매와 전세 시장의 청산 조건을 다음과 같이 도출할 수 있다.

$$p = \frac{\theta + (\kappa + 1)\eta}{1}, \quad q = \frac{1 - \theta - \eta}{\kappa\eta} \quad (1)$$

여기서  $p$ 와  $q$ 는 각기 매매와 전세 시장에서 결정되는 현재 기의 가격을 나타낸다(전세 시장 가격은 임차인이 임대인에게 지불하는 전세보증금 또는 전세금을 의미한다.).  $\kappa \in [1, \infty)$ 는 유형 3 수요자들이 거주 외 임대 목적으로 추가 구매하는 주택 수의 평균값이다. 가정에 의해 모든 주택들이 매기 초마다 시장에서 전부 거래되므로 매매 시장의 매기 공급량은 전체 주택 총량인 1로 항상 일정하다. 수요량은 유형 2 수요자들이 한 채씩, 유형 3 수요자들이 평균  $(\kappa + 1)$ 채씩 구매하므로  $\theta + (\kappa + 1)\eta$ 이다. 모형에서 전세 시장 공급은 유형 3 수요자들의 임대 공급에 전적으로 의존하므로 매기 전세 시장 공급량은 유형 3 수요자들의 임대 주택 공급량인  $\kappa\eta$ 와 같다. 수요량은 유형 1 수요자들의 수인  $1 - \theta - \eta$ 와 같다. 그리고 일반적인 현실 상황을 반영해  $p$ 와  $q$  사이에 아래와 같은 제약



$$p > q \quad (2)$$

을 부여한다.

수요자들은 매기 초 주택 매입 또는 임차를 위해 필요한 자금을 자기자본  $a$ 와 은행으로부터 이자율  $r(> 0)$ 에 빌리는 대출금을 더해 조달한다.<sup>5)</sup> 그리고 다음 기 초 다시 열리는 시장에서 보유한 주택을 팔거나 임대인으로부터 전세금을 돌려받아 대출 원리금을 상환한다. 수요자들은 모두 자기자본이 충분하지 못해 은행으로부터 대출을 받지 못하면 주택을 구매할 수도, 임차할 수도 없다고 가정한다. 그래서 수요자들은 매기 초 시장에 참여하기 전 자기자본  $a$ 에 대해 각 유형별 기대 보수를 다음과 같이 예측한다.

〈수요자 유형별 기대 보수(Expected Pay-off of Demanders by Type)〉

유형 1 (Type 1) :  $v_1 = -r(q - a)$

유형 2 (Type 2) :  $v_2 = (\tilde{p} - p) - r(p - a)$

유형 3 (Type 3) :  $v_{3,k} = (k+1)(\tilde{p} - p) - r[(k+1)p - kq - a]$

여기서  $\tilde{p}$ 는 다음 기 매매 시장에서 실현되는 기대 가격이다. 유형 3의  $k \in \mathbb{N}$ 는 유형 3 수요자들이 거주 외 임대 목적으로 추가 구매하는 주택의 수다. 따라서  $\kappa$ 는  $k$ 의 평균값이다.

유형 1은 한 기 후 전세금을 임대인으로부터 그대로 돌려받으므로 전세 가격  $q$ 에서 자기자본  $a$ 를 제한 차액에 대한 이자 비용만을 지불한다. 유형 2는 한 기 후 매매 시장에서 주택을 처분하므로 주택 매입 가격  $p$ 에서 자기자본  $a$ 를 제한 차액에 대한 이자를 비용으로 지불하고 주택 매매 가격 차이  $(\tilde{p} - p)$ 를 얻는다. 유형 3은 주택  $(k+1)$ 채를 구매한 후 그 중  $k$ 채를 전세 시장에 내보 계약한 임차인들로부터 전세금을 수령하여 거의 시차 없이 은행에 상환하므로 전세금  $kq$ 만큼의 주택 매입

5) 현실에서는 주택 매매 가격 대비 대출금 비율이 너무 높으면 차후 전세금 반환에 문제가 생길 수 있다는 우려 때문에 임차인이 계약 체결을 거부하는 경우가 종종 발생한다. 모형에서는 주택 매매 가격  $p$  대비 자기자본  $a$ 의 비율이 전세 계약에 지장을 초래할 정도로 너무 낮지 않다고 가정한다.

비용을 아낄 수 있다. 그래서  $(k+1)$ 채의 주택 매입 가격  $(k+1)p$ 에서  $k$ 채의 전세 가격  $kq$ 와 자기자본  $a$ 를 제한 차액에 대한 이자를 비용으로 지불한다. 그리고 한 기 후 주택  $(k+1)$ 채에 대해 매매 가격 차이  $(k+1)(\tilde{p}-p)$ 를 얻는다. 이것이 전세 금만큼 줄어든 비용으로 주택을 매입해 주택 자산의 자본이득을 취하는, 전세를 레버리지로 활용한 주택 매입 투자다.

수요자들은 불확실한 기대 보수 실현에 대해 위험 기피 성향을 가지고 있다고 가정한다. 그래서 수요자들의 효용 함수로 CRRA 성질을 갖는 자연로그 함수를 도입한다. 획득 경로(매매 또는 전세)와 무관하게 주거 서비스가 주는 효용은 동일하므로, 유형별 효용 비교에서 주거 서비스가 주는 효용은 무시한다. 수요자들은 세 가지 유형이 각기 가져다주는 효용을 서로 비교( $\ln v_2 - \ln v_1$ ,  $\ln v_{3,k} - \ln v_2$ ,  $\ln v_{3,k} - \ln v_1$ )해 가장 높은 효용을 가져다주는 유형을 선택한다. 각 효용의 비교 결과는 모두 아래 부등식과 동일하게 도출된다( $\ln v_2 - \ln v_1 > 0$ ,  $\ln v_{3,k} - \ln v_2 > 0$ ,  $\ln v_{3,k} - \ln v_1 > 0$ 가 모두 식 (3)과 동치다.).

$$\Delta p > r(p - q) \quad (3)$$

여기서  $\Delta p = \tilde{p} - p$ 다.

주택 가격의 기대 차이(좌변)이 전세를 레버리지로 활용해 주택을 구매하려 할 때 드는 비용(우변)보다 클 때, 즉 전세 레버리지 투자에 무위험이자율  $r$ 을 상회하는 초과수익률이 발생할 때 수요자들은 유형 1보다 2를, 다시 유형 2보다 3을 선호한다. 결국 식 (3)은 수요자들이 유형 3을 선택하도록 만드는 조건, 즉 전세를 레버리지로 활용해 주택을 매입하기 위해 성립해야 하는 필요조건이다. 자기자본  $a$ 는 기대 보수 비교 시에 상쇄돼 해당 조건에 영향을 미치지 못한다. 다시 말해 수요자들은 식 (3)이 만족할 때 보유한 자기자본 수준과 상관없이 전세 레버리지 투자를 선호하게 된다. 식 (3)은 우변에 포함된 이자율  $r$ 이 특히 낮을 때 성립하기 쉽다. 그래서 전세 레버리지 투자 조건 식 (3)은 저금리 구조 하에서 수요자들이 주로 직면하게 되는 주택 시장 상황이라고 할 수 있다.

동일한 선호와 기대 체계를 갖는 거주자들이지만, 한 기 동안 얻는 소득에 대해서는 서로 이질적이라고 가정한다. 거주자들의 한 기 최저 소득  $\underline{w}$ 와 최고 소득  $\bar{w}$

로 설정된 구간  $[\underline{w}, \bar{w}]$ 에서 정의되는 연속함수  $f(w)$ 는 한 기 동안 거주자들이 얻는 소득  $w$ 에 대한 거주자들의 분포를 나타낸다. 그래서 크기 1을 갖는 연속체 (continuum)로 설정된 거주자들의 집단에 대해

$$\int_{\underline{w}}^{\bar{w}} f(w)dw = 1$$

이 성립한다. 일반성을 상실하지 않으면서도 논의를 단순화하기 위해 거주자들의 소득 분포는 균등분포로 가정한다 ( $w \sim U[\underline{w}, \bar{w}]$ ). 따라서

$$f(w) = \frac{1}{w - \underline{w}} \quad (4)$$

가 도출된다.

은행은 거주자들의 한 기 소득과 다음 기 실현될 매매 가격 등에 의해 거주자들의 채무불이행 위험에 처할 수 있다. 따라서 은행은 거주자들의 소득으로 그들의 대출 상환 능력을 심사한다. 다만 유형 1 수요자, 즉 전세 임차인들의 대출은 심사하지 않는다고 가정한다. 이는 기본적인 거주권을 보장해 주기 위한 정부 시책, 또는 상대적으로 액수가 적고 채무불이행 위험이 낮은 전세 대출에 대한 은행 정책으로 해석될 수도 있다(본고의 관심사에 집중하기 위해 굳이 필요하지 않은 전세 임차인들에 대한 대출 제약은 생략한 셈이다.). 그래서 유형 2와 3 수요자들에 대한 은행의 대출 심사 기준은 각기 다음과 같다.

$$\frac{(p-a)(1+r)}{w} \leq \nu, \quad \frac{[(k+1)p - kq - a](1+r)}{w} \leq \nu \quad (5)$$

여기서  $\nu$ 는 은행이 설정한 소득 대비 대출 원리금 비율의 상한값, 즉 은행의 주택 담보대출 심사 기준으로 널리 활용되는 DTI(총부채상환비율) 적용 기준을 가리킨다.

식 (5)에는 모두 자기자본  $a$ 가 포함되어 있다. 거주자들의 자기자본은 현재 기

에 그들이 보유한 순자산으로도 해석된다. 거주자들의 순자산도 소득과 마찬가지로 그들 내에서 이질적으로 분포해 있을 것이라고 가정하는 것이 현실적이다. 하지만 순자산 분포가 소득 분포와 전혀 관련 없이 완전히 다른 차원(dimension)에 존재할 수는 없다. 거주자들의 순자산은 그들의 소득이 축적된 결과물이므로 순자산과 소득 분포는 매우 흡사한 형태를 띠 수밖에 없다.<sup>6)</sup> 따라서 현재 기에 한해 거주자들의 자기자본  $a$ 가 그들의 한 기 소득  $w$ 에 대해

$$a = \beta w + \epsilon, \quad \epsilon \sim N(0, \sigma^2)$$

와 같은 선형 관계를 갖는다고 가정한다(현재 기와 다음 기의 순자산 분포 비교를 위해 편의상 현재 기에 한해 가정한다.). 여기서 상수  $\beta$ 는 거주자들에게 공통으로 적용되는 소득 대비 순자산 비율, 정규분포 확률변수  $\epsilon$ 는 공통으로 적용되는 수익성 충격이다. 일정한 값을 갖는 계수  $\beta$ 에 의해  $a$ 는  $w$ 와 동일한 균등분포를 갖는다( $a \sim U[\beta \underline{w} + \epsilon, \beta \overline{w} + \epsilon]$ ). 다만 외부의 수익성 충격 때문에 분포 범위의 상하한값이 확률적으로 수평 이동한다. 예를 들어 경제에 양의 수익성 충격이 오면( $\epsilon > 0$ ) 거주자들의 주택 외 투자 수단들에서 수익률이 개선되어 자기자본 규모가 소득 대비  $\beta$ 를 웃도는 비율로 상승한다. 반대로 음의 충격이 오면( $\epsilon < 0$ ) 수익률이 악화되어 자기자본 규모가 소득 대비  $\beta$ 를 밑도는 비율로 하락한다.

식 (5)에서 등호가 성립할 때의  $w$  값을 각기  $w_2^*$ 와  $w_{3,k}^*$ 라 하면, 이는 각기 유형 2와 3 수요자들이 은행의 대출을 받기 위해 반드시 벌어야 하는 한 기 소득의 하한값, 즉 외부자금 조달을 위해 필요한 유형별 수요자들의 최저 소득이 된다.

$$w_2^* = \frac{(p - \epsilon)(1 + r)}{\nu + \beta + \beta r}, \quad w_{3,k}^* = \frac{[(k + 1)p - kq - \epsilon](1 + r)}{\nu + \beta + \beta r} \quad (6)$$

특히 유형 3 수요자들은 주어진 대출 제약 하에서 임대 목적으로 추가 구매하는 주택의 수  $k \in \mathbb{N}$ 를 결정하기 위한 문제

6) 실제로 통계청이 전국 2만 표본가구를 대상으로 실시한 2020년 「가계금융복지조사」에서 소득 분위와 순자산분위(2019년 기준)는 서로 강한 양(+)의 상관관계를 보였다.

$$\max_{k \in \mathbb{N}} \ln v_{3,k} \text{ subject to } w_{3,k}^* \leq w$$

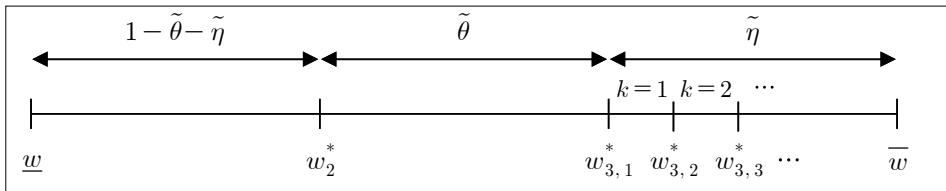
를 추가로 풀어야 한다. 목적식을  $k$ 에 대해 정리하면  $v_{3,k} = k[\Delta p - r(p-q)] + \Delta p - rp + ra$ 이므로 식 (3)이 만족할 때  $k$ 가 클수록 효용도 커진다. 그리고 제약 조건에서  $w_{3,k}^*$ 가 식 (2)와 (6)에 의해  $k$ 에 대한 증가함수이므로 수요자들은  $w \in [w_{3,k}^*, w_{3,k+1}^*)$ 에 대해 추가 구매할 주택 수로  $k$ 를 선택해 효용을 극대화한다. 결국  $k$ 는  $w$ 에 대해 계단식으로 증가하는 단조증가함수가 된다.

식 (2)에 의해  $w_2^* < w_{3,1}^*$ 이 성립하므로 추가적인 가정  $\underline{w} < w_2^*$ 와  $w_{3,1}^* < \bar{w}$ 에 의해

$$\underline{w} < w_2^* < w_{3,1}^* < \bar{w} \quad (7)$$

가 성립한다. 가정  $\underline{w} < w_2^*$ 와  $w_{3,1}^* < \bar{w}$ 는 전체 거주자 집단 내에 소득의 한계 때문에 주택을 구매하지 못하는 거주자들이 항상 존재할 정도로  $\underline{w}$ 이 충분히 작고 언젠가는 전세 레버리지 투자에 참여할 수 있을 정도의 소득을 버는 거주자들이 항상 존재할 정도로  $\bar{w}$ 가 충분히 크다는 것을 의미한다. 따라서 식 (3)이 성립할 때 소득에 따른 대출 제약 식 (5)에 의해 다음 기 주택 시장 가격을 결정할 각 유형별 수요자들의 수  $1 - \tilde{\theta} - \tilde{\eta}$ ,  $\tilde{\theta}$ ,  $\tilde{\eta}$ 가 거주자들의 소득 분포 위에서 <Figure 1>처럼 결정된다.

<Figure 1> Numbers of Demanders on the Distribution of Wage  $w$  when  $\Delta p > r(p-q)$



식 (3)이 성립할 때 모든 거주자들은 유형 3을 선호한다( $\ln v_{3,k} > \ln v_2$ ,  $\ln v_{3,k} > \ln v_1$ ). 하지만 소득에 따른 대출 제약 때문에  $w_{3,1}^*$  미만의 소득을 버는 거

주자들은 유형 3 대신 유형 2를 선택할 수밖에 없다( $\ln v_2 > \ln v_1$ ). 소득이  $w_2^*$ 에도 미치지 못하면 어쩔 수 없이 유형 1을 선택해야 한다. 따라서 식 (4)와 (6), 그리고 (7)에 의해, 식 (3)이 성립할 때

$$\tilde{\eta} = \int_{w_{3,1}^*}^{\bar{w}} f(w)dw = \frac{\bar{w} - w_{3,1}^*}{\bar{w} - \underline{w}} = \frac{1}{\bar{w} - \underline{w}} \left[ \bar{w} - \frac{(2p - q - \epsilon)(1+r)}{\nu + \beta + \beta r} \right], \quad (8)$$

$$\tilde{\theta} = \int_{w_2^*}^{w_{3,1}^*} f(w)dw = \frac{w_{3,1}^* - w_2^*}{\bar{w} - \underline{w}} = \frac{1}{\bar{w} - \underline{w}} \frac{(p - q)(1+r)}{\nu + \beta + \beta r} \quad (9)$$

를 구할 수 있다.

다음 기 유형 3 수요자들의 수를 나타내는  $\tilde{\eta}$ 는 식 내에 포함된 수익성 충격  $\epsilon$  때문에 확률변수가 된다. 경제에 양의 수익성 충격( $\epsilon > 0$ )이 오면 수요자들의 자기자본이 늘어나고 주택 매입 시 은행으로부터 조달해야 하는 외부자금이 줄어들어 더 많은 거주자들이 전세 레버리지 투자에 뛰어들다( $\Delta \tilde{\eta} > 0$ ). 반대로 음의 수익성 충격( $\epsilon < 0$ )이 오면 외부자금 조달 비중이 높아져 투자가 위축된다( $\Delta \tilde{\eta} < 0$ ). 반면 유형 2 수요자들의 수  $\tilde{\theta}$ 는  $\epsilon$ 이 포함된 확률변수  $w_2^*$ 와  $w_{3,1}^*$ 가 항상 같은 방향으로 같은 거리만큼 이동하므로, 결과적으로  $\epsilon$ 과 무관한 일정한 값이 된다(식 (6)과 (9) 참조). 양의 수익성 충격 때문에  $w_3^*$ 가 감소할 때 일부 고소득 유형 2 수요자들이 유형 3을 선택하지만,  $w_2^*$ 도  $w_3^*$ 와 동일한 폭만큼 감소하므로 동일한 수의 고소득 유형 1 수요자들이 유형 2로 이동한다. 음의 수익성 충격이 올 때도 마찬가지로 방향만 다를 뿐 동일한 수요 이동이 이루어진다.

유형 3 수요자들이  $w \in [w_{3,k}^*, w_{3,k+1}^*)$ 에 대해 추가 구매할 주택 수로  $k$ 를 선택하고  $\frac{\partial w_{3,k}^*}{\partial \epsilon} = -\frac{1+r}{\nu + \beta + \beta r}$ 이  $k$ 와 상관없이 모두 동일하므로,  $\Delta w_{3,k}^* \equiv \epsilon \frac{\partial w_{3,k}^*}{\partial \epsilon}$ 라 하면  $k$ 의 평균값은 양의 수익성 충격( $\epsilon > 0$ )에 대해  $w$ 의 구간  $[w_{3,1}^*, \bar{w} - \Delta w_{3,k}^*]$ 에서 구한 값과 충격 없음( $\epsilon = 0$ )에 대해  $[w_{3,1}^*, \bar{w}]$ 에서 구한 값이 동일하다. 그리고  $k$ 는  $w$ 에 대해 단조증가함수이므로  $k$ 의 평균값은  $[w_{3,1}^*, \bar{w} - \Delta w_{3,k}^*]$ 에서 구한 값보다  $[\bar{w} - \Delta w_{3,k}^*, \bar{w}]$ 에서 구한 값이 항상 크거나 같다. 따라서 동일 구간  $[w_{3,1}^*, \bar{w}]$ 에서 양의 수익성 충격에 대해 구한  $k$ 의 평균값은 충격 없음에 대해 구

한 값보다 항상 크거나 같다. 결과적으로 다음 기 유형 3 수요자들의 평균 추가 주택 구매량  $\tilde{\kappa}$ 는 양의 수익성 충격( $\epsilon > 0$ )에 대해 변하지 않거나 증가한다( $\Delta\tilde{\kappa} \geq 0$ ). 반대로 음의 수익성 충격( $\epsilon < 0$ )에 대해서는 변하지 않거나 감소한다( $\Delta\tilde{\kappa} \leq 0$ ).

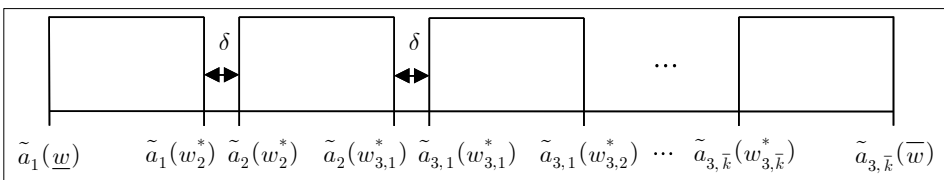
결국 전세 레버리지 투자 조건 식 (3)이 만족할 때 전세 레버리지 투자에 의한 주택 구매량 ( $\tilde{\kappa} \times \tilde{\eta}$ )만이 외부의 수익성 충격에 반응할 뿐 순수 주거 목적의 주택 구매량  $\tilde{\theta}$ 는 변하지 않는다. 즉 유형 3 수요로 대변되는 전세 레버리지 투자가 외부의 충격을 주택 시장에 전달해 최종적으로 주택 시장 가격을 교란시키는 충격 전달 통로가 되는 셈이다. 따라서 전세 레버리지 투자는 외부 충격에 주택 시장을 취약하도록 만드는 시장의 불안 요소가 될 수 있다.

거주자들의 다음 기 소득이 현재 기와 동일하게 유지된다고 가정하였을 때(다음 기 소득  $\tilde{w} = w$ ) 다음 기 주택 시장 가격이 실현된 후 유형  $i \in \{1, 2, 3\}$ 를 선택했던 수요자들의 자기자본을  $\tilde{a}_i$ 라 하고 유형 3의 경우  $\tilde{a}_{3,k}$ 라 하면(논의를 단순화하기 위해 소비는 고려하지 않는다.)

$$\begin{aligned}\tilde{a}_1 &= a + w + v_1 + \tilde{\epsilon} = \tilde{\beta}\tilde{w} + \epsilon(1+r) - rq + \tilde{\epsilon}, \\ \tilde{a}_2 &= a + w + v_2 + \tilde{\epsilon} = \tilde{\beta}\tilde{w} + \epsilon(1+r) - rq + \delta + \tilde{\epsilon}, \\ \tilde{a}_{3,k} &= a + w + v_{3,k} + \tilde{\epsilon} = \tilde{\beta}\tilde{w} + \epsilon(1+r) - rq + (k+1)\delta + \tilde{\epsilon}\end{aligned}$$

이다. 여기서  $\tilde{\beta} \equiv \beta(1+r)+1$ ,  $\delta \equiv \Delta p - r(p-q)$ ,  $\tilde{\epsilon}$ 는 다음 기 수익성 충격( $\tilde{\epsilon} \sim N(0, \sigma^2)$ )을 나타낸다.  $\tilde{a}_i$ 를 연결해 다음 기 거주자들의 자기자본  $\tilde{a}$ 의 분포를 구하면  $\delta > 0$ 은 식 (3)과 동치이므로 식 (3)이 성립할 때, 주어진 대출 제약 하에서  $k$ 의 최댓값을  $\bar{k}$ 라 하면  $\tilde{a}$ 는 균등분포에서 벗어나 구간  $[\tilde{a}_1(\underline{w}), \tilde{a}_{3,\bar{k}}(\bar{w})]$ 에서 <Figure 2>처럼 구매한 주택 수에 따라 분절되는 분포를 갖는다.

<Figure 2> Distribution of Net Worth at Next Period  $\tilde{a}$  when  $\Delta p > r(p-q)$



〈Figure 2〉에서 확인되듯이 구매하려는 주택의 수(유형 1은 0, 유형 2는 1, 유형 3은  $k+1$ )에 대해 주어진 각 소득 제약 문턱( $w_2^*$ ,  $w_{3,k}^*$ ) 근방에 위치한 거주자들은 단지 그들이 구매한 주택의 수 때문에  $\delta$  만큼의 격차가 벌어진 다음 기 자기자본 분포를 얻는다. 그래서 만약  $\delta=0$ 이면, 즉 전세 레버리지 투자에서 무위험이자율을 상회하는 초과수익률이 발생하지 않는다면  $\tilde{a}$ 는  $a$ 와 마찬가지로 균등분포를 갖지만, 초과수익률이 발생하면( $\delta > 0$ ) 구매 주택 수에 따라 주택 시장에서 발생하는 차등적인 보수 때문에 거주자들의 자기자본 축적량이 달라지고 그 차이가 식 (3)이 심화될수록, 즉  $\delta$ 가 클수록 더 크게 벌어진다. 그리고 주택을 많이 구매한 거주자들일수록 다음 기 투자에서 상대적으로 높아진 자기자본 비중을 이용해, 소득에 따른 대출 제약 하에서 더 쉽게 전세 레버리지 투자에 다시 참여할 수 있게 된다. 결국 전세 레버리지 투자 조건 식 (3)의 성립 기간이 길어질수록 자기자본 축적을 매개로 한 자산 분포의 분화가 심화된다. 다시 말해, 주택이 자산 축적의 주된 기반이 되는 경제에서 전세 레버리지 투자는 부의 불균등 배분에 중요 촉진 요인으로 작용하는 것이다.

식 (8)과 (9)의  $\tilde{\eta}$ 와  $\tilde{\theta}$  식 안에는 외생적으로 주어지는 정책 변수 이자율  $r$ 과 소득 대비 대출 원리금 비율 상한값  $\nu$ 가 포함되어 있다. 따라서  $r$ 과  $\nu$ 를 조절해  $\tilde{\eta}$ 와  $\tilde{\theta}$ 를 변화시키고 나아가 다음 기 전세 레버리지 평균 주택 구매량  $\tilde{\kappa}$ 와 주택 매매 가격  $\tilde{p}$ , 전세 가격  $\tilde{q}$ 까지 조정할 수 있다. 우리는  $r$ 과  $\nu$ 의 조절이 주택 시장에 미치는 영향과 관련해 다음과 같은 정리를 도출할 수 있다(증명은 부록에 서술).

〈Proposition 1〉

$\Delta p > r(p-q)$ 이고  $\epsilon < p$ 일 때, 이자율  $r$ 이 내려가면( $\Delta r < 0$ ) 다음 기 유형 1 수요자 수  $1-\tilde{\theta}-\tilde{\eta}$ 는 감소하고 유형 2 수요자 수  $\tilde{\theta}$ 도 감소하지만, 유형 3 수요자 수  $\tilde{\eta}$ 는 증가하고 그들의 평균 주택 구매 수 ( $1+\tilde{\kappa}$ )는 변하지 않거나 증가한다. 다음 기 주택 매매 가격  $\tilde{p}$ 는 상승하고 전세 가격  $\tilde{q}$ 는 하락한다. 반대로  $r$ 이 올라가면( $\Delta r > 0$ ) 변수들의 증감도 반대 방향으로 나타난다.

〈Proposition 1〉은 이자율이 하락하였을 때 주택 시장에서 일어나는 변화를 설명해 준다. 전세 레버리지 투자 조건 식  $\Delta p > r(p-q)$ 가 성립하고 수익성 충격  $\epsilon$ 이



주택 가격  $p$ 를 웃돌 정도로 너무 크지 않을 때, 이자율  $r$ 의 하락은 유형 3 수요자들의 자금 조달 필요 소득  $w_{3,1}^*$ 의 하락을 가져와, 더 많은 저소득 거주자들로 하여금 유형 3 전세 레버리지 투자를 선택하도록 만든다( $\Delta\tilde{\eta} > 0$ ). 더불어 유형 3 수요자들의 평균 주택 구매 수도 변하지 않거나 증가한다( $\Delta\tilde{\kappa} \geq 0$ ). 이자율 하락은 유형 2 수요자들의 필요 소득  $w_2^*$ 의 하락도 가져오지만,  $w_{3,1}^*$  하락폭이  $w_2^*$  하락폭보다 더 크기 때문에( $|\Delta w_2^*| < |\Delta w_{3,1}^*|$ ) 유형 2 순수 주거 목적의 단일 주택 구매 수요량은 오히려 줄어든다( $\Delta\tilde{\theta} < 0$ ). 다시 말해, 유형 2에서 3으로 갈아타는 거주자들이 유형 1에서 2로 갈아타는 거주자들보다 더 많다. 유형 1 전세 수요자 중 고소득 수요자들도  $w_2^*$  하락으로 주택 소유 문턱이 낮아져 매매 기대 차익을 노리고 유형 2로 갈아탄다( $\Delta(1 - \tilde{\theta} - \tilde{\eta}) < 0$ ). 전체적으로 주택 구매 수요의 증가는 다음 기 주택 매매 가격  $\tilde{p}$ 를 상승시키고, 전세 레버리지 투자자들의 주택 구매 증가는 전세 공급을 늘려 전세 가격  $\tilde{q}$ 를 하락시킨다.

〈Proposition 2〉

$\Delta p > r(p - q)$ 이고  $\epsilon < p$ 일 때, 소득 대비 대출 원리금 비율 상한값  $\nu$ 가 내려가면( $\Delta\nu < 0$ ) 유형 1 수요자 수  $1 - \tilde{\theta} - \tilde{\eta}$ 는 증가하고 유형 2 수요자 수  $\tilde{\theta}$ 도 증가하지만, 유형 3 수요자 수  $\tilde{\eta}$ 는 감소하고 그들의 평균 주택 구매 수( $1 + \tilde{\kappa}$ )는 변하지 않거나 감소한다. 다음 기 주택 매매 가격  $\tilde{p}$ 는 하락한다. 전세 가격  $\tilde{q}$ 는  $\frac{\bar{w} - w}{w} > \frac{p - q}{p - \epsilon}$ 이 성립할 때 상승한다. 반대로  $\nu$ 가 올라가면( $\Delta\nu > 0$ ) 변수들의 증감도 반대 방향으로 나타난다. 단,  $\tilde{q}$ 는  $\frac{\bar{w} - w}{w} > \frac{p - q}{p - \epsilon}$ 이 성립해야 한다.

〈Proposition 2〉는 은행 또는 정부의 DTI 규제 강화가 주택 시장에 미치는 효과를 설명해 준다. 〈Proposition 1〉과 비교하면 DTI 규제 강화는 이자율 하락과 정확히 반대되는 효과를 불러온다. 소득 대비 대출 원리금 비율 상한값  $\nu$ 의 하락은 주택 소유 문턱  $w_2^*$ 와 전세 레버리지 투자 문턱  $w_{3,1}^*$ 의 상승을 가져와 전세 레버리지 투자를 위축시키고( $\Delta\tilde{\eta} < 0$ ), 주택 구매 수요를 감소시킨다( $\Delta(1 - \tilde{\theta} - \tilde{\eta}) > 0$ ). 더불어 유형 3 수요자들의 평균 주택 구매 수도 변하지 않거나 감소한다( $\Delta\tilde{\kappa} \leq 0$ ).

하지만  $w_{3,1}^*$  상승폭이  $w_2^*$  상승폭보다 더 크기 때문에 ( $|\Delta w_2^*| < |\Delta w_{3,1}^*|$ ) 유형 2 순수 주거 목적의 단일 주택 구매 수요는 늘어난다 ( $\Delta \tilde{\theta} > 0$ ). 전체적인 주택 구매 수요자 수의 감소는 다음 기 주택 매매 가격  $\tilde{p}$ 를 하락시키고, 전세 레버리지 투자의 위축은 전세 공급을 줄여 전세 가격  $\tilde{q}$ 를 상승시킨다.  $\tilde{q}$ 의 추가 조건  $\frac{\bar{w}-w}{w} > \frac{p-q}{p-\epsilon}$ 는 거주자들의 최고 소득과 최저 소득 사이 간격이 충분히 클 때 일반적으로 성립하는 조건이다.

〈Proposition 3〉

$\Delta p > r(p-q)$ 일 때, 주택 매매 가격  $p$ 와 전세 가격  $q$  사이에는 음(-)의 선형 관계

$$p = -\kappa\eta q + \kappa\eta + 1 \text{ for } \kappa\eta \in (0, \bar{k})$$

이 성립한다. 여기서  $\bar{k}$ 는 주어진 대출 제약 하에서 유형 3 수요자들의 임대 목적 추가 구매 주택 수  $k$ 의 최댓값이다.

〈Proposition 3〉에서 전세 가격  $q$ 의 계수  $-\kappa\eta (< 0)$ 에 주목해 보자.  $\eta$ 는 전세를 레버리지로 활용해 주택을 두 채 이상 구매한 다주택자이면서 동시에 임차인에게 전세를 공급해 주는 유형 3 수요자들의 수다.  $\kappa$ 는 유형 3 수요자들이 평균적으로 거주 외에 임대 목적으로 추가 구매하는 주택의 수다. 따라서 파라미터  $(\kappa \times \eta)$ 는 전세 레버리지 투자를 통해 구매되는 주택의 총량, 즉 전세 레버리지 투자의 규모 내지는 활성화 정도를 나타내는 지표이다. 이자율이 하락해 전세 레버리지 투자가 활성화되면  $\kappa\eta$ 가 커져  $p$ 와  $q$ 사이에 음의 선형 관계는 더욱 확연해진다(〈Proposition 1〉 참조). 반대로 이자율이 상승해 전세 레버리지 투자가 위축되면  $\kappa\eta$ 가 0에 가까워지면서  $p$ ,  $q$ 사이 음의 선형 관계도 희미해진다. 결국 〈Proposition 3〉은 저금리 구조 하에서 전세 레버리지 투자가 주택 시장에 미치는 효과를 축약된 형태(reduced form)로 나타낸 관계인 셈이다.

### Ⅲ. 실증 분석

현실의 부동산 시계열 자료를 활용해 모형 자체의 적합성과 모형으로부터 도출된 〈Proposition 1〉과 〈Proposition 3〉을 검증하고 〈Proposition 3〉에서 제시된 파라미터 ( $\kappa \times \eta$ ) 값을 추정해 볼 것이다. 부동산 시계열 자료는 「월간 KB주택가격동향」 자료(주택 매매 및 전세 가격 지수 2019.01=100)를 사용했다. 시간적 범주는 시계열 자료가 존재하는 1986년 1월부터 2021년 5월(425개월)까지 월별 자료이다.  $\kappa\eta$ 의 정확한 추정을 위해 시계열 자료의 공간적 범주와 주택 유형을 제한했다. 주택을 구매해 그대로 전세 매물로 내놓는 유형 3 수요자들은 동일 지역과 유형의 매매 시장 수요와 전세 시장 공급을 동시에 발생시키기 때문에, 공간적 범주가 너무 넓거나 또는 주택 유형이 다양할 경우 해당 지역과 유형의  $\kappa\eta$  변동과 무관한 타 지역과 유형 시장 상황이 추정의 교란 요소로 작용할 수 있다. 따라서 공간적 범주와 주택 유형을, 각기 대표성을 띠는 서울 지역과 상품 간 동질성이 높은 아파트로 한정했다. 이자율은 CD유통수익률(91일)을 기본으로 사용했다. 다만 자료가 존재하지 않는 1991년 2월 이전 이자율은 자료의 결실을 대체해 회사채(장외3년, AA-등급) 금리를 사용했다.

#### 1. 전세 레버리지 투자 조건의 유효성 검증

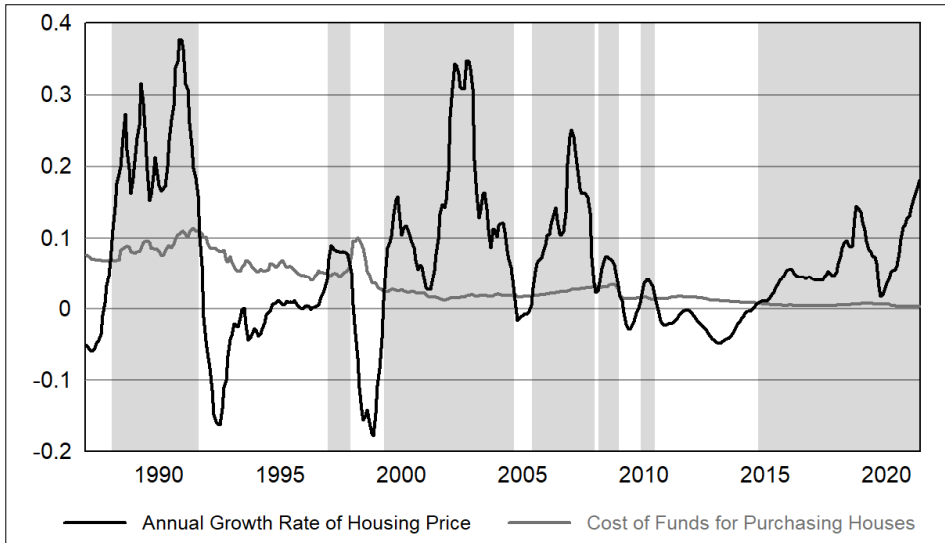
모형이 원활하게 작동하기 위해서는 식 (3) 전세 레버리지를 활용한 주택 매입 투자 조건이 성립해야 한다. 현실의 시계열 자료를 활용해 식 (3)의 유효성을 확인하고 이를 통해 모형의 적합성을 검증하려 한다.

식 (3)의 양변을  $p$ 로 나누면

$$\frac{\Delta p}{p} > r(1 - \frac{q}{p}) \quad (10)$$

를 얻는다. 자료에는 월별 매매 가격 대비 전세 가격 비율( $\frac{q}{p}$ )도 포함되어 있기 때문에 식 (3)에 대한 직접적인 검증이 가능하다.<sup>7)</sup>

7) 매매와 전세 가격 지수의 기준(2019.01=100)이 되는 2019년 1월 서울 지역 아파트 매매 가격

〈Figure 3〉 Validity of Condition of *Chonse* Leveraged Investment (Apartments in Seoul)

〈Figure 3〉은 시기별로 전세 레버리지 투자 조건의 성립 여부를 보여주는 그래프다. 검은색 실선은 식 (10)의 좌변, 전년동월대비 주택매매가격증가율을 나타낸다. 회색 실선은 식 (10)의 우변, 레버리지로서 전세 가격이 반영된 주택 매입을 위한 자금조달비용을 나타낸다. 따라서 매매가격증가율(검은색 실선)이 자금조달비용(회색 실선)보다 더 높은 시기를 표시한 회색 음영 처리 영역이 전세 레버리지 투자 조건 식 (3)이 성립하는 구간이다.

〈Figure 3〉에서 확인되듯이 1990년대 말(1999. 5) 이후 전세 레버리지 투자 조건 식 (3)은 2010년대 전반(2010. 7~2014. 9) 매매 가격이 일시적으로 하락하던 구간(매매가격증가율 0 미만)과 일부 불연속적인 짧은 구간들을 제외하고는 지속적으로 성립하였다. 특히 최근 시점(2021. 5) 기준 주택 시장은 심각한 전세 레버리지 초과수익 상태에 놓여 있다. 위 그래프에서 음영 처리 영역 내 매매가격증가율과 자금조달비용 사이 면적은 무위험이자율을 상회하는 전세 레버리지 투자의 초과수익액을 가리킨다. 만약 두 실선의 상하 위치가 뒤바뀐다면 그것은 역으로 해당 투자로 인한 손실액을 가리킨다. 2010년대 전반에 나타난 매매 가격 하락 구간의 해당 면적은 매매 가격 상승 구간(매매가격증가율이 0을 초과하는 2000년대와 2010년대

대비 전세 가격 비율(=0.598304)을 활용했다.

후반 구간)의 그것과 비교할 때 상대적으로 현저히 작다. 다시 말해 2000년대 이후 주택 시장 수요자들은 손실을 압도하는 월등히 큰 전세 레버리지 투자의 초과수익을 경험했다는 의미다. 따라서 식 (3)이 성립하지 않던 2010년대 전반 일부 구간이 2000년대 이후 전체 구간에서 차지하는 비중은 상대적으로 크지 않다고 할 수 있다.

반대로 2000년대 이전 구간에서는 식 (3)이 성립하는 시기가 1990년을 전후한 일부 구간(1988. 2-1991. 8)을 제외하고는 거의 없었다. 2000년대 이전 두 실선 사이 면적을 수익과 손실 구간 사이에서 비교하였을 때도 전세 레버리지 투자의 초과수익액이 손실액에 비해 오히려 작았던 것을 어렵지 않게 파악할 수 있다. 결국 식 (3)의 성립을 전제로 한 모형은 식 (3)이 성립한 구간이 길고 전세 레버리지 투자의 초과수익이 손실을 압도한 2000년대 이후 구간에서는 일정 정도의 적합성을 획득한다고 판단할 수 있겠다. 하지만 2000년대 이전 구간에서는 식 (3)이 성립하는 구간이 짧았을 뿐더러 전세 레버리지 투자의 초과수익도 손실에 비해 작았기 때문에 모형이 충분한 적합성을 획득한다고 판단하기가 어렵다.

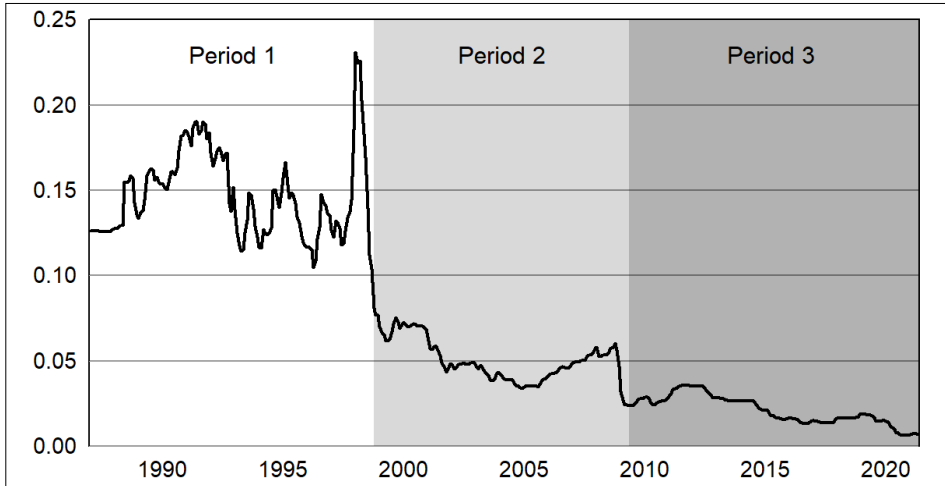
위 그래프에서 확인된 2000년을 전후로 한 모형의 적합성 차이는 2000년대 이후 정착된 확인한 저금리 구조로부터 비롯된 결과일 것이다. 2000년대 이후 저금리 구조가 지속되면서 주택 가격이 상승하였고 주택 매입을 위한 자금조달 비용은 감소해 전세 레버리지 투자의 수익성이 확보되었다. 차이의 또 다른 원인은 외환위기 이후 1998년 도입된 자산유동화제도 때문인 것으로 보인다. 자산유동화제도 도입으로 금융 기관을 매개로 한 주택담보대출이 한결 용이해지면서 대출 건수와 액수가 급증하였다(강미나 외, 2011). 금융 시장 내 주택담보대출 제도의 정착은 주택 시장 수요자들로 하여금 전세 레버리지 투자에 쉽게 접근할 수 있도록 한 중요한 금융 환경이 되었다.

## 2. 전세 레버리지 투자 지수 ( $\kappa \times \eta$ )의 추정

모형 내 파라미터( $\kappa \times \eta$ )는 전세 레버리지 투자를 통해 구매되는 주택의 총량을 나타내므로 전세 레버리지 투자의 규모 또는 활성화 정도를 나타내는 지수이기도 하다. 우리는  $\kappa \eta$ 를 <Proposition 3>을 이용해 현실의 자료로부터 추정해 볼 것이다. <Proposition 1>에 의하면  $\kappa$ 와  $\eta$  모두 이자율  $r$ 의 직접적 영향을 받는다. 그래

서 이자율 차이가 확연히 나타나는 시기별로 구간을 나누어  $\kappa\eta$ 를 추정하려고 한다. 덧붙여 시계열 변수의 안정화를 위해 이자율을 제외하고 주택 매매 및 전세 가격 지수 모두에 자연로그를 취해 값을 변환했다.

〈Figure 4〉 Trend of Interest Rate



〈Figure 4〉는 시기별 이자율 추이를 나타낸 그래프다. 2000년대 이후 일시적 상승 구간을 제외하고는 일관된 하락 추세를 보이고 있다. 전체 기간(1987.1-2021.5)을 1990년대 말 이자율이 구조적으로 하락한 후 처음 8% 대에 진입하는 1998년 10월(8.08%)과 2000년대 이자율이 최저치를 기록하는 2009년 5월(2.41%)을 각 구간 경계점으로 하여 구간 1(1987.1-1998.9, 141개월), 구간 2(1998.10-2009.4, 127개월), 구간 3(2009.5-2021.5, 145개월), 이렇게 총 세 구간으로 분할했다.

〈Proposition 3〉에서 규명된 두 시계열 자료 간 선형 관계를 추정해 줄 수 있는 계량 분석 모형이 벡터자기회귀(VAR) 모형을 기반으로 한 벡터오차수정(VEC) 모형이다. VEC를 통해 서로 공적분(cointegration) 관계에 놓여 있는 시계열 변수 간 장기균형 관계를 검정 및 추정해 낼 수 있다. 시계열 변수 간 공적분 관계의 존재는 Johansen 공적분 검정 방법을 통해 확인할 수 있다. 하지만 검정식 내 확정적 추세(deterministic trend)의 위치에 따라 검정 통계량의 분포가 달라지므로 관련 설정이 검정에 유의한 영향을 끼친다. Johansen(1995)은 확정적 추세와 관련해 다섯 가지

유형의 식 설정을 제시했는데, 그 중 공적분 식(cointegrating equation, CE) 내부에 절편과 추세가 포함되어 있고 외부에는 추세 없이 절편만 포함된 네 번째 유형(Intercept and trend in CE - no trend in VAR)을 선택했다. 그 이유는 주택 매매 가격  $p_t$ 와 전세 가격  $q_t$ 의 선형 결합이 시간  $t$ 에 대해 일정한 추세를 가질 것으로 예측되기 때문이다.

위 설정에 따라 시차 길이  $n$ 의 차분값들을 갖는 두 시계열 변수  $p_t$ 와  $q_t$  사이의 VEC 모형을 연립방정식으로 나타내면

$$\begin{aligned}\Delta p_t &= \alpha_1(\beta_1 p_{t-1} + \beta_2 q_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \sum_{i=1}^n \gamma_{11,i} \Delta p_{t-i} \\ &\quad + \sum_{i=1}^n \gamma_{12,i} \Delta q_{t-i} + \delta_1 + \epsilon_{1,t}, \\ \Delta q_t &= \alpha_2(\beta_1 p_{t-1} + \beta_2 q_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \sum_{i=1}^n \gamma_{21,i} \Delta p_{t-i} \\ &\quad + \sum_{i=1}^n \gamma_{22,i} \Delta q_{t-i} + \delta_2 + \epsilon_{2,t}\end{aligned}$$

와 같다. 여기서 각 식의 소괄호 안에 들어가는 공통항  $\beta_1 p_{t-1} + \beta_2 q_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t$ 가 0이 되는 등식, 즉  $p_{t-1} + \frac{\beta_2}{\beta_1} q_{t-1} + \frac{\rho_0}{\beta_1} + \frac{\rho_1}{\beta_1} t = 0$ 이 두 시계열 변수  $p_{t-1}$ 와  $q_{t-1}$  사이의 공적분 관계 또는 공적분 식이다. 이 균형 관계로부터 두 변수의 값이 벗어날 때 단기 조정 과정을 통해 점진적으로 다시 원래의 장기균형 상태로 되돌아온다. 다시 여기서  $\frac{\beta_2}{\beta_1}$ 가 우리가 최종적으로 추정하려는  $\kappa\eta$  값이 된다(〈Proposition 3〉 참조).

VEC 모형의 시계열 변수는 모두 수준값은 불안정(non-stationary)하지만 1차 차분값은 안정적(stationary)인 1차 적분 변수, 즉  $I(1)$  변수이어야 한다. Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정 방법을 이용한 단위근 검정 결과 로그 변환 매매 가격 지수  $p_t$ 와 전세 가격 지수  $q_t$  모두  $I(1)$  변수로 판명되었다.<sup>8)</sup> 따라서 각 이자율 구

8) 두 시계열 변수  $p_t$ 와  $q_t$  모두 검정 식에 추세와 절편을 포함시켰고 시차 길이 결정에 AIC(Akaike Information Criterion)를 사용했다.

간별로  $p_t$ 와  $q_t$  변수에 대해 Johansen 공적분 검정과 VEC 모형 추정을 수행할 수 있었고, 결과는 〈Table 1〉과 같다.

〈Table 1〉 Result of Johansen Cointegration Test and VEC Model Estimation

	Period 1		Period 2		Period 3	
Period	1987. 1 - 1998. 9 (141 months)		1998. 10 - 2009. 4 (127 months)		2009. 5 - 2021. 5 (145 months)	
Average Interest Rate	14. 72%		5. 08%		2. 12%	
Johansen Cointegration Test						
Lag Length $n$ (in first differences) (AIC)	5		5		2	
Hypothesized No. of CE(s)	Trace Statistic	P-Value	Trace Statistic	P-Value	Trace Statistic	P-Value
None	17. 1876	0. 4011	38. 9717	0. 0007*	31. 5941	0. 0087*
At most 1	7. 5291	0. 2926	4. 4224	0. 6804	8. 7482	0. 1964
Identified No. of CE(s)	0		1		1	
VEC Model Estimation						
Normalized CE $p_{t-1} + \frac{\beta_2}{\beta_1} q_{t-1} + \frac{\rho_0}{\beta_1} + \frac{\rho_1}{\beta_1} t$	None		$p_{t-1} + 1.5438q_{t-1} - 0.0139t - 6.8205$		$p_{t-1} + 2.4340q_{t-1} - 0.0459t + 0.9268$	
Adjustment Coefficient $\alpha_1\beta_1, \alpha_2\beta_1$	None		0. 0073, -0. 0199		-0. 0012, 0. 0002	
$\kappa \times \eta \frac{\beta_2}{\beta_1}$ (standard error)	None		1. 5438 (0. 3088)		2. 4340 (4. 3529)	

Notes: \* denotes the rejection of the null hypothesis at the 0.01 level.

〈Table 1〉에서 확인되듯이 Johansen 공적분 검정 결과 구간 1에서는 공적분 관계가 확인되지 않았지만 구간 2와 3에서는 각기 유의수준 1%로 공적분 관계가 하나씩 확인되었다. 이미 〈Figure 3〉에서 확인했듯이 구간 1에 대응되는 2000년대 이전 고금리 구간에서는 전세 레버리지 투자 조건 식 (3)이 성립하는 시기가 길지 않았고 전세 레버리지 투자의 초과수익도 손실에 비해 작았다. 따라서 모형 자체의 적합성이 충분히 충족되기 어려웠으므로 〈Proposition 3〉에서 규명된 선형 관계도 확인되기 힘들었을 것이다. 하지만 식 (3)이 성립하는 시기가 상대적으로 길고 전



세 레버리지 투자의 초과수익도 손실에 비해 월등히 컸던 2000년대 이후 저금리 구간과 겹치는 구간 2와 3에서는 모두 공적분 식의 존재가 확인되었다. 확인된 공적분 식 내에 포함된  $\kappa\eta$  값도 모두 양의 값으로 추정되었다. 이것은 매매와 전세 가격 사이 음의 선형 관계를 규명한 〈Proposition 3〉의 유효성을 입증해준다.

덧붙여 주목할 사항은 VEC 모형 추정 과정에서 구간 2와 3 두 구간 중 이자율이 상대적으로 높았던 구간 2(평균 이자율 5.08%) 보다 낮았던 구간 3(2.12%)에서  $\kappa\eta$  값이 더 크게 추정되었다는 점이다( $1.5438 < 2.4340$ ). 이것은 이자율과  $\kappa\eta$  값 사이에 존재하는 상반된 증감 관계를 규명한 〈Proposition 1〉의 성립을 간접적으로 입증해준다. 2000년대 이후 이자율이 지속적으로 하락하면서 주택 매입을 위한 외부자금 조달 비용도 지속적으로 감소하였고, 이것이 주택 시장 수요자들의 전세 레버리지 투자 참여 문턱( $w_{3,1}^*$ )을 낮추는 요인으로 작용했다(〈Proposition 1〉 참조). 결과적으로 시간이 지남에 따라 소득에 따른 대출 제약 완화 효과를 누린 더 많은 수요자들이 초과수익을 내는 전세 레버리지 투자에 쏠리게 되었고, 이것이 전세 레버리지 투자 규모  $\kappa\eta$  값의 증가로 현시되었다.

〈Table 2〉 Result of Robustness Test on Setting Periods

Border A (betw. Per. 1, 2)	Period 1		Period 2		Border B (betw. Per. 2, 3)	Period 2		Period 3	
	P-Value	$\kappa \times \eta$	P-Value	$\kappa \times \eta$		P-Value	$\kappa \times \eta$	P-Value	$\kappa \times \eta$
1996.10	0.0291	-1.5286	0.0056	1.6266	2007.5	0.0027	1.2029	0.0973	2.4028
1997.4	0.0274	-1.5019	0.0069	1.4478	2007.11	0.0028	1.2972	0.1179	None
1997.10	0.0382	-1.4779	0.0003	0.5195	2008.5	0.0014	1.2819	0.0068	3.8854
1998.4	0.1881	None	0.0094	0.8524	2008.11	0.0008	1.2978	0.0145	3.2586
1998.10	0.4011	None	0.0007	1.5438	2009.5	0.0007	1.5438	0.0087	2.4340
1999.4	0.4584	None	0.0010	2.4598	2009.11	0.0003	1.2142	0.0027	2.7686
1999.10	0.3833	None	0.0097	0.7559	2010.5	0.0002	1.1357	0.0018	-14.3511
2000.4	0.3347	None	0.0157	4.0929	2010.11	0.0001	1.0970	0.0044	-8.3058
2000.10	0.3128	None	0.0665	2.0609	2011.5	0.0001	0.9788	0.0105	5.6291

Notes: 'P-Value' is the p-value by trace statistic on the hypothesis that no cointegration exists. 'None' in the  $\kappa \times \eta$  column indicates that the hypothesis is not rejected even at the 0.10 level.

각 구간을 나누는 경계점 설정에 대한 검정과 추정 결과의 강건성(robustness)을

검증하기 위해 각 구간 사이 경계점들을 6개월 단위로 옮겨가면서 검정과 추정 과정을 반복했다. <Table 2>는 구간 1과 2 사이의 경계점 A와 구간 2와 3 사이의 경계점 B를 <Table 1>에서 설정한 경계점을 기준으로 6개월 단위로 최대 4년까지 각 기 수평 이동시키면서 얻은 구간별 검정과 추정 결과다. 예를 들어, 자료 첫 행에 서처럼 경계점 A가 1996.10으로 설정된 경우 구간 1은 1987.1-1996.9, 구간 2는 1996.10-2009.4로 재설정된다. 마찬가지로 경계점 B가 2007.5로 설정될 때 구간 2는 1998.10-2007.4, 구간 3은 2007.5-2021.5로 재설정된다.

각 구간을 나누는 경계점이 이동하면 구간마다 포함되는 시기가 달라지므로 추정되는  $\kappa\eta$  값도 달라진다. <Table 2> 중간에 음영 처리된 행은 <Table 1>과 동일하게 경계점이 설정된 경우다. <Table 2>에서 확인되듯이 구간의 경계점들이 6개월 단위로 이동하더라도 구간 2와 3에서 추정된  $\kappa\eta$  값들은 <Table 1>과 마찬가지로 대체로 양의 값을 유지했다.

다만 경계점 B가 2010.5와 2010.11일 때 구간 3에서 음의  $\kappa\eta$  값들이 추정되었는데, 이것은 2010년대 전반 전세 레버리지 투자 조건 식 (3)이 성립하지 않았던 시기(2010.7-2014.9)가 경계점 이동으로 짧아진 구간 3 내에서 비중이 커지며 교란 요소로 작용했기 때문인 것으로 보인다(<Figure 3> 참조). 경계점 B가 2011.5까지 이동하자 교란 시기의 비중이 다시 줄어들면서  $\kappa\eta$  값이 양의 값으로 복귀했다. 경계점 B가 2007.11일 때 구간 3에서 'None'으로 추정된  $\kappa\eta$  값은 실제 2.4009의 양의 값이었으나 p-value가 0.1000을 근소한 차로 초과해 'None'으로 표기되었다. 구간 3에 비해 식 (3)이 성립하는 시기의 비중이 높은 구간 2에서는  $\kappa\eta$  값이 모두 안정적으로 양의 값으로 추정되었다. 식 (3)이 성립하는 시기가 길지 않고 전세 레버리지 초과수익이 손실에 비해 작은 구간 1에서는 대부분 공적분 식이 확인되지 않았고 확인되더라도  $\kappa\eta$  값이 음의 값들이었다. 이것은 매매와 전세 가격 사이 통상적인 대체재로서의 양의 상관관계가 전세 레버리지로 인한 음의 상관관계보다 더 지배적인 영향을 미친 결과로 보인다(<Proposition 3>에서 확인되듯이  $\kappa\eta$  값이 음이면 매매와 전세 가격 사이에는 양의 상관관계가 성립한다.).

$\kappa\eta$ 의 추정값을 구간 2와 3 사이에서 비교했을 때도 <Table 1>과 마찬가지로 구간 3에서 2보다 대체로 더 큰 값이 나타났다. 일부 이상점(異常點) (예를 들어 경계점 A가 2000.4인 경우)을 제외하고는 구간 2의  $\kappa\eta$  값들은 대체로 2 미만의 값으로 추정되었고 구간 3의  $\kappa\eta$  값들은 2 초과 값으로 추정되었다. 이자율이 하락할수

록 더 큰  $\kappa\eta$  값이 추정된다는 <Proposition 1>이 구간 경계점들을 다양하게 이동시키며 수행한 강건성 검증에서도 대체로 성립하였다.

모형을 통한 이론적 결과, 그리고 <Table 1>과 <Table 2>에 담긴 실증적 결과를 현실의 상황과 접목해 보다 직관적으로 설명해 보면 다음과 같다. 2000년대 이전까지 15% 대에 이를 정도로 높은 수준을 유지하던 이자율이 2000년대 이후 5% 대 수준으로까지 하락하면서, 주택 시장 참여자들은 전세를 레버리지로 활용하였을 때 주택 매입을 위한 자금조달 비용보다 더 높은 주택 매매 가격 차익을 실현할 수 있게 되었다. 다시 말해, 전세 레버리지 투자를 통해 무위험이자율을 초과하는 수익률을 실현할 경제적 조건이 마련되었다. 이 때문에 전세 레버리지 투자가 주택 시장에서 확산되었고 전세 레버리지 투자자들이 주택 매매 시장에서 수요를, 전세 시장에서 공급을 동시에 발생시키며 매매와 전세 가격 사이에 음의 상관관계가 형성되었다.

하지만 시장 참여자들이 전세 레버리지 투자에 뛰어들고 싶더라도 은행의 DTI 규제 때문에 실제 투자에 참여할 수 있는 수요자들의 수에는 제약이 있었다. 그러나 2010년대 이후 이자율이 또 다시 2% 대 수준으로까지 하락하면서 전세 레버리지 투자에 걸려 있던 대출 제약도 큰 폭으로 완화되었다. 이전까지는 소득에 따른 대출 제약 때문에 투자에 참여할 수 없던 저소득 참여자들까지 광범위하게 투자에 참여할 수 있게 되었고, 이것이 더 큰  $\kappa\eta$ 의 추정값으로 현시되었다. 결국 2000년대 이후 정착된 저금리 구조 하에서 발생한 주택 시장의 변화 양상이 공적분 식의 검정과  $\kappa\eta$ 의 추정 결과를 통해 계량적으로 드러난 것이다.

덧붙여 <Table 1>에서 구한  $\kappa\eta$  값에 대해 살펴보겠다. <Table 1>에서 확인되듯이  $\kappa\eta$  값은 구간 2와 3 사이에서 57.7% 증가했다(1.5438→2.4340).  $\kappa\eta$ 는 모형에서 전세 레버리지 투자의 규모를 나타낸다. 따라서 동 기간 겹투자 규모의 실제 증가율과 비교함으로써 모형의 적합성과 현실성을 직접 확인해 볼 수 있다. 하지만 현재 겹투자 규모와 관련해 제공되는 통계는 없다. 주택법시행령 개정으로 2006년 11월부터 주택거래신고지역에서 6억 원 이상 주택 거래 시 자금조달계획서 제출과 입주 여부 신고를 의무화하여 이를 통해 겹투자 여부를 가릴 수 있게 됐지만, 의무화 대상 지역과 주택 가격 범위가 한정적이고 집계 통계마저 제공되지 않고 있다. 따라서 실제 겹투자 규모를 가늠할 수 있는 대용물(proxy)을 찾을 필요가 있다.

2012년부터 매년 통계청에서 작성하는 「주택소유통계」는 전국의 주택소유자들을

모집단으로 해 개인별 주택소유 현황을 집계한 자료다. 이 자료에 따르면 2012년부터 2019년까지  $\kappa\eta$ 의 대용물이라 할 수 있는 (다주택자들의 평균주택소유물건수 - 1)  $\times$  (다주택자들의 비중)이 0.1719에서 0.2094로 21.8% 증가했다.<sup>9)</sup> 구간 2와 3의 각 중간점(2004. 1, 2015. 5) 사이 거리(124개월)가 「주택소유통계」 집계 구간 거리(2012년부터 2019년까지 84개월)에 비해 길고 구간 설정도 일치하지 않아 비교에 커다란 제약은 있지만, 일단 각 값( $\kappa\eta$ 와 「주택소유통계」 계산 수치)이 일정한 속도로 증가했다고 가정해 각 수치(57.7%와 21.8%)를 각 구간 거리(124개월과 84개월)로 나눈 월별 증가율을 계산하면 각기 0.4650%와 0.2598%였다. 이를 통해 우리는  $\kappa\eta$  자체 값뿐 아니라 증가 속도도 현실에 비해 과다 추정되었음을 짐작할 수 있다. 이는 주택 매매와 전세 가격 사이 음의 선형 관계를 형성하는 전세 레버리지 외의 추가적 요인이 모형에서 배제됨으로써  $\kappa\eta$ 에 다양한 추가적 요인의 효과가 포함돼 발생한 문제인 것으로 보인다.

#### IV. 시사점 및 한계

2000년대 이후 정착된 저금리 구조는 전세를 레버리지로 활용한 주택 매입 투자에 무위험이자율을 상회하는 초과수익률을 가져다주었다. 이 때문에 2000년대 이후 전세 레버리지 투자가 성행하였고 이것이 주택 시장의 가격 변동에 유의한 영향을 끼쳤다. 이후 이자율의 지속적인 하락으로 자금 조달 문턱이 낮아지면서 투자는 더욱 대중화되었다. 일명 갭투자라 불리는 전세 레버리지 투자가 보편화되면서 최근 들어 확인해진 주택 시장 변화, 가령 주택 가격 급등, 매매와 전세 가격 사이 상반된 동향, 다주택소유자 비중 증대 등을 설명하기 위한 중요한 열쇠가 되었다. 하지만 전세 레버리지 투자에 집중해 그것을 심층적으로 분석하려는 학술적 시도는 거의 전무하였다. 그리고 전세 레버리지 투자의 규모 또는 그것이 주택 시장에 미치는 영향력을 계량적으로 확인하려는 시도도 없었다. 본고는 이론적 분석을 토대로 전세 레버리지 투자가 주택 시장에 미치는 효과를 측정할 수 있는 파라미터를 도출하였고, 그것을 현실의 시계열 자료를 활용해 검증 혹은 추정하였다. 정책담당자

9) 자료에서 다주택자들의 비중은 총주택 수 대비 다주택자들의 수로 계산했다. 그리고 주택소유물건수가 범위로 주어진 구간에서는 중간값(예를 들어 11~20건은 15.5건)을 선택했고 마지막 51건 이상인 경우는 51건으로 선택했다.

들이 주택 시장 내 전세 레버리지 투자의 규모를 파악하기 위해 해당 파라미터를 활용할 수도 있을 것이다.

최근(2021년 5월 기준) 주택 시장은 0%대의 낮은 이자율(한국은행 기준금리 0.5%)로 심각한 전세 레버리지 초과 수익 상태에 놓여 있다(〈Figure 3〉 참조). 동시에 주택 시장 안정을 위해 정부의 DTI 규제도 강도 높게 시행되고 있다. 2021년 5월 기준 무주택 세대에 대한 조정대상지역·투기과열지구 내 DTI 적용 기준은 각기 50%와 40%다(서울은 조정대상지역과 투기과열지구에 모두 해당된다.).<sup>10)</sup> 일정한 요건(부부합산 연소득 8천만 원 이하, 주택가격 조정대상지역 5억·투기과열지구 6억 원 이하)을 갖추면 각기 60%와 50%로까지 상향된다. 〈Proposition 1〉과 〈Proposition 2〉에 따르면 이자율 하락과 DTI 규제 강화는 주택 매매와 전세 가격에 완전히 상반되는 방향으로 영향을 미친다. 따라서 이자율 하락과 DTI 규제 강화가 동시에 발생할 때 시장 상황은 두 요인 중 더 지배적인 영향력을 발휘하는 요인에 의해 결정된다.

DTI 규제가 처음 도입된 시기는 2005년 8월, 당시 적용된 DTI 기준은 40%였다. 이후 정부의 부동산 정책 기조에 따라 적용 범위(지역과 주택 가격) 면에서 완화와 강화가 반복되었지만, 지금까지 적용 기준 면에서 40% 하한선 아래로 내려간 적은 없었다(Igan and Kang, 2011). 이것은 2000년대 이후 확연한 하락 추세를 보이는 이자율 추이와는 대조되는 양상이다. 따라서 최근 사회 문제가 되는 급격한 주택 가격 상승 추세는 DTI 규제 강화보다는 이자율 하락이 더 지배적 영향을 미친 결과로 보이며, DTI 적용 기준에 있어 유의한 변화, 가령 40% 하한선 붕괴와 같은 사건이 발생하지 않는 한 주택 시장은 당분간 이자율 추이의 영향을 지배적으로 받을 것으로 보인다. 그래서 정책담당자 입장에서는 주택 시장 안정을 위해 DTI 적용 기준을 40% 아래로까지 낮추는 보다 강력한 정책도 고려해 볼 만 하다.

마지막으로 본고의 모형이 안고 있는 이론적 한계에 대해 언급하고자 한다. 첫째는 모형의 비대칭성이다. 이미 상술했듯이 모형의 주요 결론은 주택 시장에서 식 (3)으로 대변되는 전세 레버리지 투자 조건식이 성립하였을 때 얻어진다. 식 (3)은 내생 변수인 주택 매매와 전세 가격을 제외하면 외생 변수인 이자율이 상대적으로 낮게 형성되었을 때 성립한다. 다시 말해 이자율이 상대적으로 높은 고금리 상황에

10) 해당 내용은 정부 관계 부처 합동으로 2020년 6월 17일 「주택시장 안정을 위한 관리방안」으로 발표되었다.

서는 모형의 현실 설명력이 제약을 받을 수밖에 없다. 따라서 저금리 상황에서만 모형이 상대적으로 유효한 비대칭성은 본고 모형의 약점이라고 할 수 있다. 하지만 2000년대 이후 20년 넘게 지속되어온, 그리고 앞으로 당분간 지속될 것으로 보이는 사상 초유의 저금리 상황은 모형의 현실 설명력에 충분한 가치를 부여한다. 지금까지의 저금리 상황이 전세 제도를 통해 주택 시장에 미친 왜곡을 분석하고 당분간 지속될 저금리 상황에서 왜곡의 부작용에 대비하기 위해서라도 본고의 모형이 제시하는 통찰은 정책 담당자에게 필요하다고 보인다.

둘째는 모형의 정태성이다. 본고 모형에서는 자본 축적의 동학을 통해 행위자들의 의사 결정 균형을 찾는 동태성이 생략되어 있다. 동태적 의사 결정 과정의 부재는 전세 레버리지 효과 외에 주택 매매와 전세 가격 사이에 음의 상관관계를 발생시키는 추가적 요인을 내재화하지 못해 분석에 있어서 일정한 편의를 발생시킬 가능성이 있다. 하지만 필자는 전세 레버리지 효과가 주택 시장에 미치는 영향을 집중적으로 드러내기 위해, 단순한 정태적 가정 위에 주택 시장 수요자들의 선택을 다루는 모형을 세우는 것이 효과적이라고 판단했다. 따라서 기존 주택 시장을 다룬 다수의 동태적 모형의 연구가 간과한 전세의 레버리지 효과, 즉 갭투자의 영향력을 새로운 이론적 틀 내에서 심도 있게 분석하고자 했다. 그리고 행위자들의 소득과 자기자본 분포를 도입해 주택 시장 수요자들의 선택이 다음 기 자기자본 분포에 미치는 영향을 분석함으로써, 정태적 모형 하에서 자본 축적의 동학 또는 동태성을 최대한 확보하려고 노력했다. 이상 언급한 본고 모형의 한계는 추후 연구 과정에서 추가 또는 보완되어야 할 이론적 과제가 될 것이다.

## ■ 참 고 문 헌

1. 강미나 · 허수정 · 이현지 · 조진철, “한국 주택금융제도의 역사적 개관,” 국토연구원 연구보고서, 2011.

(Translated in English) Kang, Mina, Soojeong Hur, Hyeon-Ji Lee, and Jin-Cheol Jo, “A Historical Overview on Korea Housing Finance Policy,” Korea Research Institute for

Human Settlements Research Paper, 2011.

2. 금기조 · 김병량, “KOSPI지수와 금융변수가 주택매매가격과 전세가격에 미치는 영향 분석,” 『부동산학보』, 제60집, 2015, pp.182-195.  
(Translated in English) Keum, Gi Jo and Byung Ryang Kim, “The Effects of Financial Market Variables and KOSPI on the Housing Price and the Rental Price,” *Korea Real Estate Academy Review*, Vol. 60, 2015, pp.182-195.
3. 김운영, “우리나라 주택시장의 매매 · 전세 가격변동 거시결정요인의 동태분석,” 『경제학연구』, 제60집 제3호, 2012, pp.127-153.  
(Translated in English) Kim, Yun-Yeong, “Macroeconomic Determinants of Housing and Housing Lease Prices’ Dynamics in Korea,” *The Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 60, No. 3, 2012, pp.127-153.
4. 김정호 · 이명재, “자산시장개념을 이용한 서울지역 아파트 전세 및 매매가격간의 관계분석,” 『지역연구』, 제5권 제1호, 1989, pp.13-26.  
(Translated in English) Kim, Jung Ho and Myong Jae Lee, “An Empirical Analysis of Jonsei Deposit Ratio in Seoul Housing Market,” *Journal of the Korean Regional Science Association*, Vol. 5, No. 1, 1989, pp.13-26.
5. 김종일 · 송의영 · 이우현 · 정지만 · 최 인, “서울아파트 시장에서의 전세-매매가격 비율과 시장의 효율성,” 『한국경제의 분석』, 제4권 제1호, 1998, pp.50-107.  
(Translated in English) Kim, Jong Il, E. Young Song, Woo Heon Rhee, Jeeman Jung, and In Choi, “Rent Deposits and Expected Appreciation of Apartment Units in Seoul,” *Journal of Korean Economic Analysis*, Vol. 4, No. 1, 1998, pp.50-107.
6. 노상윤, “주택 매매가격과 전세가격 간의 장기균형관계와 단기조정과정에 관한 실증연구,” *Journal of The Korean Data Analysis Society*, 제12권 제5호, 2010, pp.2771-2783.  
(Translated in English) Roh, Sang Youn, “An Empirical Study on the Long-run Equilibrium Relationship and the Short-run Adjustment Process between Housing Sale Prices and Jeonse Prices,” *Journal of The Korean Data Analysis Society*, Vol. 12, No. 5, 2010, pp.2771-2783.
7. 문규현, “국내 주택시장의 가격발견 - 매매가격 / 전세가격을 중심으로,” 『산업경제연구』, 제23권 제2호(통권 제88호), 2010, pp.797-811.  
(Translated in English) Moon, Gyu Hyen, “The Price Discovery of the Housing Market in Korea,” *Journal of Industrial Economics and Business*, Vol. 23, No. 2, 2010, pp.797-811.
8. 박동국 · 천인호, “구조적 벡터자기회귀(SVAR)를 이용한 서울지역 아파트 매매, 전세가격의 상관관계,” 『한일경상논집』, 제35권, 2006, pp.149-174.  
(Translated in English) Park, Dong Kuk and In Ho Cheon, “Analysis of the Relationship between Apartment Sales Price and Rental Price in Seoul,” *The Korean-Japanese Journal of Economics & Management Studies*, Vol. 35, 2006, pp.149-174.
9. 박병식, “전 · 월세 제도의 이론적 고찰 - 모의실험을 통한 투자수익률 계산을 중심으로 -,” 『부동산학연구』, 제8권 제1호, 2002, pp.57-69.  
(Translated in English) Park, Byung Sik, “Theoretical Review on “Chonse” and Monthly Rent System,” *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, Vol. 8, No. 1,

2002, pp. 57-69.

10. 박현수 · 안지아, “VAR 모형을 이용한 부동산가격 변동요인에 관한 연구,” 『부동산연구』, 제19권 제1호, 2009, pp. 27-49.

(Translated in English) Park, Heonsoo and Ji A An, “The Sources of Regional Real Estate Price Fluctuations,” *Korea Real Estate Review*, Vol. 19, No. 1, 2009, pp. 27-49.

11. 성주한 · 오준석, “잠재성장모형을 이용한 금융위기 이전과 이후 서울 아파트 전세가격과 매매가격의 관계에 대한 연구,” 『부동산학보』, 제54집, 2013, pp. 189-203.

(Translated in English) Sung, Joo Han and Joon Seok Oh, “A Study on the Relationship of the Chonsei Price and Sale Price of Apartment in Seoul before and after the Global Financial Crisis in 2008 in the Frame of Latent Growth Model (LGM),” *Korea Real Estate Academy Review*, Vol. 54, 2013, pp. 189-203.

12. 손재영 · 이준용 · 유주연, “주택 전세-매매가격 비율에 반영된 미래자본이득 기대형성 메커니즘,” 『부동산학연구』, 제17권 제3호, 2011, pp. 5-24.

(Translated in English) Son, Jae-young, Junyong Lee, and Joo Yeon Yoo, “Capital Gains Expectation Embedded in Rent to House Price Ratios,” *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, 2011, Vol. 17, No. 3, pp. 5-24.

13. 이영수, “한국의 주택가격과 거시경제: SVAR 분석,” 『부동산학연구』, 제14권 제3호, 2008, pp. 129-147.

(Translated in English) Lee, Young Soo, “Housing Price and Macroeconomy in Korea: SVAR Analysis,” *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, Vol. 14, No. 3, 2008, pp. 129-147.

14. ———, “주택가격과 전세가격: VECM 분석,” 『부동산학연구』, 제16권 제4호, 2010, pp. 21-32.

(Translated in English) Lee, Young Soo, “Housing Price and Chonsei Price: VECM Analysis,” *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, Vol. 16, No. 4, 2010, pp. 21-32.

15. 이창무 · 이상영 · 안건혁, “아파트 보증부월세 특성에 대한 실증분석,” 『국토계획』, 제38권 제1호, 2003, pp. 109-124.

(Translated in English) Lee, Chang Moo, Sang Young Lee, and Kun Hyuck Ahn, “An Empirical Analysis on Monthly Rent with Variable Deposit,” *Journal of Korea Planning Association*, Vol. 38, No. 1, 2003, pp. 109-124.

16. 이창무 · 정의철 · 이현석, “보증부월세시장의 구조적 해석,” 『국토계획』, 제37권 제6호, 2002, pp. 87-97.

(Translated in English) Lee, Chang Moo, Eui Chul Chung, and Hyun Seok Lee, “An Analysis of Structure of the Monthly rent with Security Deposit Market,” *Journal of Korea Planning Association*, Vol. 37, No. 6, 2002, pp. 87-97.

17. 임규채 · 기석도, “주택시장의 전세가격과 매매가격간의 상호관계에 관한 연구,” 『산업경제연구』, 제19권 제3호, 2006, pp. 1, 203-1, 223.

(Translated in English) Lim, Kyu-Chae and Seuk-Do Kie, “A Study on Interrelationship of Buying and Selling and a Contract to Rent a House in the Housing Market,” *Journal of Industrial Economics and Business*, Vol. 19, No. 3, 2006, pp. 1, 203-1, 223.

18. 임재만, “서울지역 아파트 매매시장과 전세시장의 관계에 관한 연구,” 『부동산연구』, 제14권 제



- 2호, 2004, pp.163-177.  
(Translated in English) Lim, Jae-Man, "The Relationship between Housing Sales Market and Housing Rental Market in Seoul, Korea," *Korea Real Estate Review*, Vol. 14, No. 2, 2004, pp.163-177.
19. 임정호, "주택매매시장, 전세시장 및 월세시장 간의 상호연관성에 관한 연구," 『주택연구』, 제14권 제1호, 2006, pp.165-194.  
(Translated in English) Lim, Jeong Ho, "A Study on the Time-series Analysis of the Relationship among Housing Price, Chonse Price, and Rental Price," *Housing Studies*, Vol. 14, No. 1, 2006, pp.165-194.
20. 전해정, "패널 VAR모형을 이용한 한국 주택 매매, 전세시장에 관한 연구," 『주거환경』, 제13권 제2호(통권 제28호), 2015, pp.1-12.  
(Translated in English) Chun, Haejung, "A Study on the Korean Housing Sales and Chonse Market Using Panel VAR Model," *Journal of The Residential Environment Institute of Korea*, Vol. 13, No. 2, 2015, pp.1-12.
21. 전해정 · 박현수, "거시경제 요인을 고려한 주택 매매 · 전세시장의 동학적 상관관계 분석," 『서울도시연구』, 제13권 제3호, 2012, pp.99-114.  
(Translated in English) Chun, Haejung and Heonsoo Park, "An Analysis on the Dynamic Correlation between Chonse Prices and Housing Prices Considering the Macroeconomic Variables," *Seoul Studies*, Vol. 13, No. 3, 2012, pp.99-114.
22. 정의철 · 심종원, "아파트 전 · 월세 구성 비율 결정요인 분석," 『국토연구』, 통권 제44권, 2005, pp.87-99.  
(Translated in English) Chung, Eui-Chul and Jong Won Shim, "Determinants of Ratio of Chonse to Monthly-Rent-with-Variable-Deposit Contracts in Apartment Rental Housing Markets," *The Korea Spatial Planning Review*, Vol. 44, 2005, pp.87-99.
23. 조주현 · 임정호, "전세가격과 매매가격 및 월세가격간의 관계에 관한 연구," 『부동산학연구』, 제10권 제2호, 2004, pp.17-30.  
(Translated in English) Cho, Joo Hyun and Jeong Ho Lim, "An Empirical Study of the Relationship among Housing Price, Chonse Price, and Rental Price," *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, Vol. 10, No. 2, 2004, pp.17-30.
24. 진찬우 · 이진학, "SpVAR모형을 활용한 주택 매매-전세가격의 시공간적 상호작용 패턴 분석 - 수도권 주택 시장을 대상으로 -, " 『부동산분석』, 제2권 제2호, 2016, pp.23-42.  
(Translated in English) Jin, Chan Woo and Gun Hak Lee, "Analysis of the Spatio-temporal Interaction Patterns of the House Sales and Rent Price Using SpVAR Model: Focus on the Seoul Metropolitan Area," *Journal of Real Estate Analysis*, Vol. 2, No. 2, 2016, pp.23-42.
25. 최성호 · 이창무, "매매, 전세, 월세 시장간 관계의 구조적 해석," 『주택연구』, 제17권 제4호, 2009, pp.183-206.  
(Translated in English) Choi, Seong-Ho and Chang-Moo Lee, "Interpretations of Structural Relationships among Sales, Chonse, and Monthly Rent Markets," *Housing Studies*, Vol. 17, No. 4, 2009, pp.183-206.
26. 홍정효, "전국 아파트 매매와 전세시장사이의 동적연관성에 대한 실증적 연구," 『유라시아연구』,

제9권 제4호(통권 제27호), 2012, pp.167-182.

(Translated in English) Hong, Chung-Hyo, "An empirical study on the information transmission among national APT trading and rental markets," *The Journal of Eurasian Studies*, Vol. 9, No. 4, 2012, pp.167-182.

27. 황두현, "주택매매가격과 전세가격의 시차분석," 『경제연구』, 제6집, 1990, pp.23-38.

(Translated in English) Hwang, Doo Hyeon, "The Lagged Adjustment Process of Sales and Rental Prices in Korean Housing Markets," *Economic Studies*, Vol. 6, 1990, pp. 23-38.

28. Ambrose, B. W. and S. Kim, "Modeling the Korean Chonse Lease Contract," *Real Estate Economics*, Vol. 31, No. 1, 2003, pp.53-74.

29. Cho, D., "Interest Rate, Inflation, and Housing Price: With an Emphasis on Chonse Price in Korea," NBER Working Paper No. 11054, 2005.

30. Igan, D. and H. Kang, "Do Loan-to-Value and Debt-to-Income Limits Work? Evidence from Korea," IMF Working Paper, 2011.

31. Johansen, S., *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, 1995.

32. Oh, F. D. and H. Yoon, "The Role of Chonse as a Price Protector in the Korean Housing Market," *International Economic Journal*, Vol. 33, No. 1, 2019, pp.27-41.

〈 부 록 〉

Proof of Proposition 1:

$\Delta p > r(p - q)$  일 때, 식 (2)와 (8), (9)에 의해

$$\frac{\partial \tilde{\eta}}{\partial r} = - \frac{(2p - q - \epsilon)\nu}{(\bar{w} - \underline{w})(\nu + \beta + \beta r)^2} < 0 \text{ for } \forall \epsilon < p,$$

$$\frac{\partial \tilde{\theta}}{\partial r} = \frac{(p - q)\nu}{(\bar{w} - \underline{w})(\nu + \beta + \beta r)^2} > 0 \text{ for } \forall \epsilon$$

이다. 따라서 이자율 하락  $\Delta r (< 0)$ 에 대해  $\epsilon < p$ 일 때  $\tilde{\eta}$ 는 증가하고  $\tilde{\theta}$ 는 감소한다. 다시 식 (8)과 (9)로부터

$$1 - \tilde{\theta} - \tilde{\eta} = \frac{1}{\bar{w} - \underline{w}} \left[ \frac{(p - \epsilon)(1 + r)}{\nu + \beta + \beta r} - \underline{w} \right] \quad (\text{A1})$$

를 구할 수 있다. 식 (A1)에 의해

$$\frac{\partial(1 - \tilde{\theta} - \tilde{\eta})}{\partial r} = \frac{(p - \epsilon)\nu}{(\bar{w} - \underline{w})(\nu + \beta + \beta r)^2} > 0 \text{ for } \forall \epsilon < p$$

이다. 따라서  $\Delta r (< 0)$ 에 대해  $\epsilon < p$ 일 때  $1 - \tilde{\theta} - \tilde{\eta}$ 은 감소한다.

식 (2)와 (6)에 의해  $\epsilon < p$ 일 때  $\frac{\partial w_{3,1}^*}{\partial r} = \frac{[(p - q) + (p - \epsilon)]\nu}{(\nu + \beta + \beta r)^2} > 0$ 이므로  $\Delta r (< 0)$ 에 대해  $w_{3,1}^*$ 는 감소한다. 그리고 유형 3 수요자들이 추가 구매 주택 수로  $k$ 를 선택하는  $w \in [w_{3,k}^*, w_{3,k+1}^*)$ 의 구간 길이에 대해  $\frac{\partial(w_{3,k+1}^* - w_{3,k}^*)}{\partial r} = \frac{(p - q)\nu}{(\nu + \beta + \beta r)^2} > 0$ 이 성립하므로  $\Delta r (< 0)$ 에 대해  $k$ 와 상관없이  $[w_{3,k}^*, w_{3,k+1}^*)$ 의 구간 길이가 모두 동일한 비율로 감소한다. 대신 줄어든 구간들 우측에  $\bar{w}$ 와 연결된 새로운 구간들이 생겨난다.  $k$ 는  $w$ 에 대해 단조증가함수이므로 새롭게 생겨난

구간들에서 선택되는  $k$ 는  $r$ 의 변화 이전  $[w_{3,1}^*, \bar{w}]$ 에서 구한  $k$ 의 평균값보다 항상 크거나 같다. 따라서  $\Delta r(< 0)$ 에 대해  $[w_{3,1}^*, \bar{w}]$ 에서 구한  $k$ 의 평균값, 즉  $\tilde{\kappa}$ 는 변하지 않거나 증가한다.

식 (1)과 (8), (9), (A1)로부터

$$\tilde{p} = \frac{1}{\bar{w} - \underline{w}} \left[ (\tilde{\kappa} + 1)\bar{w} - \frac{[(2\tilde{\kappa} + 1)p - \tilde{\kappa}q - (\tilde{\kappa} + 1)\epsilon](1+r)}{\nu + \beta + \beta r} \right], \quad (A2)$$

$$\tilde{q} = \frac{(p - \epsilon)(1+r) - \underline{w}(\nu + \beta + \beta r)}{\tilde{\kappa}[\bar{w}(\nu + \beta + \beta r) - (2p - q - \epsilon)(1+r)]} \quad (A3)$$

를 구한다. 다시 식 (2)와 (A2), (A3)에 의해

$$\begin{aligned} \frac{\partial \tilde{p}}{\partial r} &= - \frac{[(2\tilde{\kappa} + 1)p - \tilde{\kappa}q - (\tilde{\kappa} + 1)\epsilon]\nu}{(\bar{w} - \underline{w})(\nu + \beta + \beta r)^2} < 0 \text{ for } \forall \epsilon < p, \\ \frac{\partial \tilde{q}}{\partial r} &= \frac{\underline{w}(2p - q - \epsilon)(\nu + 2\beta + 2\beta r) + \bar{w}(p - \epsilon)\nu}{\tilde{\kappa}[\bar{w}(\nu + \beta + \beta r) - (2p - q - \epsilon)(1+r)]^2} > 0 \text{ for } \forall \epsilon < p \end{aligned}$$

이다. 따라서  $\Delta r(< 0)$ 에 대해  $\epsilon < p$ 일 때  $\tilde{p}$ 는 증가하고  $\tilde{q}$ 는 감소한다.

반대로 이자율 상승  $\Delta r(> 0)$ 에 대해  $\epsilon < p$ 일 때  $1 - \tilde{\theta} - \tilde{\eta}$ ,  $\tilde{\theta}$ ,  $\tilde{\eta}$ ,  $\tilde{\kappa}$ ,  $\tilde{p}$ ,  $\tilde{q}$  모두  $\Delta r < 0$ 일 때와 반대 방향으로 변화한다. ■

Proof of Proposition 2:

$\Delta p > r(p - q)$ 일 때, 식 (2)와 (8), (9), (A1)에 의해

$$\begin{aligned} \frac{\partial \tilde{\eta}}{\partial \nu} &= \frac{(2p - q - \epsilon)(1+r)}{(\bar{w} - \underline{w})(\nu + \beta + \beta r)^2} > 0 \text{ for } \forall \epsilon < p, \\ \frac{\partial \tilde{\theta}}{\partial \nu} &= - \frac{(p - q)(1+r)}{(\bar{w} - \underline{w})(\nu + \beta + \beta r)^2} < 0 \text{ for } \forall \epsilon, \\ \frac{\partial (1 - \tilde{\theta} - \tilde{\eta})}{\partial \nu} &= - \frac{(p - \epsilon)(1+r)}{(\bar{w} - \underline{w})(\nu + \beta + \beta r)^2} < 0 \text{ for } \forall \epsilon < p \end{aligned}$$

이다. 따라서 소득 대비 대출 원리금 비율 상한값 하락  $\Delta\nu(<0)$ 에 대해  $\epsilon < p$ 일 때  $1 - \tilde{\theta} - \tilde{\eta}$ 와  $\tilde{\theta}$ 는 증가하고  $\tilde{\eta}$ 는 감소한다.

식 (2)와 (6)에 의해  $\epsilon < p$ 일 때  $\frac{\partial w_{3,1}^*}{\partial \nu} = -\frac{(2p-q-\epsilon)(1+r)}{(\nu+\beta+\beta r)^2} < 0$ 이므로  $\Delta\nu(<0)$ 에 대해  $w_{3,1}^*$ 는 증가한다. 그리고 유형 3 수요자들이 추가 구매 주택 수로  $k$ 를 선택하는  $w \in [w_{3,k}^*, w_{3,k+1}^*)$ 의 구간 길이에 대해  $\frac{\partial(w_{3,k+1}^* - w_{3,k}^*)}{\partial \nu} = -\frac{(p-q)(1+r)}{(\nu+\beta+\beta r)^2} < 0$ 이 성립하므로  $\Delta\nu(<0)$ 에 대해  $k$ 와 상관없이  $[w_{3,k}^*, w_{3,k+1}^*)$ 의 구간 길이가 모두 동일한 비율로 증가한다. 그래서  $\bar{w}$ 와 연결되어 있던  $w$  분포 우측에 존재하던 기존 구간들이  $\bar{w}$  너머로 사라진다.  $k$ 는  $w$ 에 대해 단조증가함수이므로 사라진 구간들로 인해  $\Delta\nu(<0)$ 에 대해  $[w_{3,1}^*, \bar{w}]$ 에서 구한  $k$ 의 평균값, 즉  $\tilde{\kappa}$ 는 변하지 않거나 감소한다.

식 (2)와 (A2), (A3)에 의해

$$\begin{aligned}\frac{\partial \tilde{p}}{\partial \nu} &= \frac{[(2\tilde{\kappa}+1)p - \tilde{\kappa}q - (\tilde{\kappa}+1)\epsilon](1+r)}{(\bar{w} - \underline{w})(\nu + \beta + \beta r)^2} > 0 \text{ for } \forall \epsilon < p, \\ \frac{\partial \tilde{q}}{\partial \nu} &= -\frac{[(\bar{w} - \underline{w})(p - \epsilon) - \underline{w}(p - q)](1+r)}{\tilde{\kappa}[\bar{w}(\nu + \beta + \beta r) - (2p - q - \epsilon)(1+r)]^2} < 0 \text{ for } \forall \epsilon < p \text{ if} \\ \frac{\bar{w} - \underline{w}}{\underline{w}} &> \frac{p - q}{p - \epsilon}\end{aligned}$$

이다. 따라서  $\Delta\nu(<0)$ 에 대해  $\epsilon < p$ 일 때  $\tilde{p}$ 는 감소하고  $\tilde{q}$ 는  $\frac{\bar{w} - \underline{w}}{\underline{w}} > \frac{p - q}{p - \epsilon}$ 라는 조건이 만족할 때 증가한다.

반대로 소득 대비 대출 원리금 비율 상한값 상승  $\Delta\nu(>0)$ 에 대해  $\epsilon < p$ 일 때  $1 - \tilde{\theta} - \tilde{\eta}$ ,  $\tilde{\theta}$ ,  $\tilde{\eta}$ ,  $\tilde{\kappa}$ ,  $\tilde{p}$ ,  $\tilde{q}$  모두  $\Delta\nu < 0$ 일 때와 반대 방향으로 변화한다. 다만  $\tilde{q}$ 는  $\frac{\bar{w} - \underline{w}}{\underline{w}} > \frac{p - q}{p - \epsilon}$ 라는 조건까지 만족해야 한다. ■

Proof of Proposition 3:

$\Delta p > r(p - q)$ 일 때, 식 (1)의  $p$ 에 대한 식을  $\theta$ 에 대해 정리하면

$$\theta = p - (\kappa + 1)\eta$$

가 된다. 위 식을 다시 식 (1)의  $q$ 에 대한 식에 대입하면

$$q = \frac{1 - p + \kappa\eta}{\kappa\eta}$$

가 되고 다시 정리하면 〈Proposition 3〉의 관계식이 도출된다. ■

## Analysis and Verification of the Leverage Effect of *Chonse* under Low Interest Rates

Jongeok Son\*

### Abstract

The housing purchase utilizing *Chonse* as leverage yields an excess return under low interest rates since the 2000s. I present a simple static model to analyze the impact of *Chonse* leveraged investment on housing market. Especially, I analyze the choices of demanders and changes in prices subject to income constraint by introducing the income distribution of demanders. Since the *Chonse* leveraged investment creates demand in housing market and supply in *Chonse* market simultaneously, it forms a negative correlation between purchase and *Chonse* prices. I tested the negative correlation and estimated the parameter that measures the size of *Chonse* leveraged investment.

**Key Words:** *Chonse* leveraged investment, housing purchase-*Chonse* prices, gap investment

**JEL Classification:** C3, D4, E4

---

*Received:* June 14, 2021. *Revised:* Aug. 2, 2021. *Accepted:* Oct. 22, 2021.

\* Post-Doc., Department of Economics, Seoul National University, 1 Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 08826, Korea, Phone: +82-2-880-6360, e-mail: hundmil@snu.ac.kr