



전세보증금반환보증이 임차보증금 비율에 미친 영향: 채무불이행 사례를 중심으로*

The impact of deposit insurance on rental deposit ratios: Evidence from default events

이송희(Songhee Lee)^{1,†}

Abstract

This study investigates the practical effects of Korea's rental deposit insurance, which has attracted increasing public attention since 2022 due to growing concerns over tenant deposit defaults and insurance claims. Specifically, it examines how deposit insurance coverage and institutional reforms have influenced the rental deposit-to-value ratio. Using real estate auction data, a two-way fixed-effects model that controls for regional and time-specific heterogeneity is employed. The analysis period is divided into three phases based on key institutional changes: the pre-popularization period, the period between popularization and the policy change, and the post-policy change period. The results indicate that deposit insurance significantly increased the deposit-to-value ratio. However, following the 2023 policy reform, its effect became negative—particularly among tenants in properties without senior lien claims. Notably, the highest deposit-to-value ratios were observed during the insurance popularization period. These findings suggest that both the expansion and restructuring of deposit insurance have had a substantial impact on tenant contract behavior, particularly in shaping the acceptance of high deposit-to-value rental agreements. The study concludes that the current policy of capping insurance coverage at a fixed percentage of the property's appraised value may function as an effective mechanism to curb excessively high deposit-to-value arrangements and reduce the incidence of high-risk lease contracts in the housing market.

Keywords: deposit insurance, rental deposit, default, policy change, two-way fixed effects

1. 서론

한국은 전세제도가 발달하여 임대차 계약에서 보증금의 비중이 다른 국가에 비해 상대적으로 크며, 이에 따라 보증금의 안정적인 반환은 주택임대차 시장의 기본적 안정성을 유지하는 핵심 요소로 작용한다(윤성진·이슬, 2024). 특히 전세는 임대인과 임차인의 사적인 대출 거래로서 대출이자와 보증금에 대한 예금 이자가 상계되고, 임대차 기간동안 임차인은 주택을 점유하며 계약기간이 종료됨과 동시에 임

대인으로부터 보증금을 일시에 반환받는다. 이러한 특징들로 인해 전세의 수요와 공급, 매매가격과 전세가격의 변동 등의 상황으로 인한 보증금 반환채무불이행의 위험이 임차인에게 존재한다(최우규 외, 2024). 그 중에서도 임차인의 보증금 비율이 높은 부동산에서 임차보증금이 반환되지 않는 채무불이행이 발생할 확률이 증가한다는 연구 결과도 보고되었다(김진유, 2022).

임차인의 보증금이 원활히 반환되지 않는 문제는 임차인의 주거안정성과 생계에 중대한 위협을 초래할 뿐만 아

* 본 논문은 저자의 석사학위논문(박사)을 바탕으로 작성되었으며, 주택도시보증공사에서 개최한 2025년 HUG 논문 공모전 수상 논문을 수정·보완한 것임.
1 한국과학기술원 정보경영프로그램 석사과정(Korea Advanced Institute of Science and Technology, supermoon@kaist.ac.kr)

나라, 보증금이 주택의 매입자금으로도 활용되는 한국 부동산 시장의 특성상, 보증금 반환 불안은 주택시장 전체의 신뢰를 약화시키고 광범위한 부정적 파급효과를 야기할 수도 있다(윤성진·이슬, 2024).

통상 임차인은 임대인이 보증금을 반환하지 않을 경우 부동산 경매 절차를 통해 보증금 채권에 대한 배당을 청구할 수 있다. 그러나 실제 경매가 개시된 이후 배당이 완료되기까지는 상당한 시간이 소요되며, 복잡한 소송·집행 절차로 인해 임차인에게 심리적 부담이 가중되는 경우가 많다. 특히 경매 과정을 거치더라도 보증금을 전액 회수하지 못하는 사례가 빈번히 발생한다는 점이 가장 큰 문제로 지적된다.

이러한 임차인 보호 제도의 한계를 보완하기 위하여 1995년 서울보증보험(Seoul Guarantee Insurance, SGI)에서 전세금보장 신용보험 상품을 최초로 출시하였으며, 2013년에는 주택도시보증공사(Housing and Urban Guarantee Corporation, HUG)에서도 전세보증금 반환보증 상품을 도입하였다. 이 보증보험 상품은 주택이 경매에 넘어가거나, 임대차 계약이 끝난 후에도 임차인이 전세보증금을 돌려받지 못한 경우 보험사가 대신 보상해 준다(주택저널, 2013).

주거안정을 목적으로 제공된 전세보증금반환보증(이하 반환보증)의 확산과 맞물려, 2020년대 초반부터 전세사기 및 대규모 보증사고가 사회적 문제로 부각되었다. 한국부동산원의 자료에 따르면, 2024년 1월 기준 최근 3개월 전국 보증사고액은 1조 709억 원으로, 2023년 1월 동일 기간의 2,232억 원에 비해 크게 증가하였다. 이러한 증가 과정에서 반환보증의 확대가 오히려 ‘갭투자’를 조장하고(전세개혁연구회, 2024), 주택 시세에 근접한 고액 전세보증금까지 보증하는 제도적 구조가 도덕적 해이와 전세보증금 미반환 위험을 심화시켰다는 비판도 제기되었다. 한편, 반환보증 가입 기준을 강화하여 보증금 한도를 주택 가격의 일정 비율 이내로 제한할 경우, 깡통전세 발생을 예방하고 경매 절차에서 임차인의 보증금 회수 가능성이 제고할 수 있다는 주장도 제시되고 있다(임재만,

2024). 이러한 문제의식 속에서, 2023년 5월 HUG는 보증한도를 축소하는 제도 개편을 시행하였다.

이에 본 연구는 주택 시세에 근접한 고액 전세보증금 설정이 가능한 선순위 채권이 부재한 물건을 중심으로, 부동산 감정이 대비 임차보증금 비율에 반환보증과 정책 변화 등이 어떠한 영향을 미쳤는지를 실증적으로 분석하고자 한다.

이러한 목적을 바탕으로 본 연구는 다음과 같은 세 가지 연구질문을 제시한다.

첫째, 선순위 채권 부재 집단과 존재 집단 간 반환보증 가입 비율에 차이가 존재하는가?

둘째, 반환보증 가입 여부는 임차보증금 비율과 어떠한 관련성을 가지는가?

셋째, 반환보증의 대중화 및 정책 변화는 임차인의 보증금 비율에 영향을 미쳤는가?

각 연구질문과 대응하는 연구 모형은 <표 1>에 정리하였다.

이러한 연구질문에 따라 본 연구는 프롭테크 기업으로부터 제공받은 전국 부동산 경매 데이터를 활용하여 분석을 수행하였다. 해당 데이터에는 2011년 1월부터 2024년 12월 사이에 주택에 전입한 임차인의 정보가 포함되어 있다. 분석에는 지역 및 시간 고정효과 모형을 적용하여 지역별 특성과 시계열적 외생요인의 영향을 통제하고, 반환보증 가입 여부와 임차보증금 비율 간의 관계를 실증적으로 검토하였다. 나아가 반환보증 제도의 정책 변화 시점을 기준으로 분석 시기를 구분하여 시기별 효과의 이질성을 추가적으로 분석하였다.

기존 연구들은 주로 HUG의 반환보증 대위변제 데이터를 활용하여 보증사고에 영향을 미치는 요인을 분석하는데 초점을 두어 왔다. 반면, 실제 보증금 채무불이행이 발

<표 1> 연구질문과 모형 매핑표

연구질문	분석 방법	분석표
RQ 1	카이제곱 검정	<표 2>
RQ 2	이원고정효과 OLS	<표 8>, <표 11>, <표 12>
RQ 3	이원고정효과 OLS	<표 13>

생한 사례 전반을 대상으로 반환보증과 임차보증금 간의 관계를 실증적으로 분석한 연구는 상대적으로 제한적이다. 이에 본 연구는 경매 데이터를 활용하여 임차보증금 채무불이행이 발생한 사례 전반을 대상으로 반환보증 제도의 확산과 정책 변화가 임차보증금 비율에 미친 영향을 분석함으로써 기존 연구와 차별성을 가진다.

II. 제도적 배경과 시장 구조

1. 전세제도와 임차보증금 구조

본 연구는 임대인의 채무불이행에 따른 보증금 미반환 문제를 분석함에 있어 전통적인 전세 계약뿐만 아니라 일정 보증금이 설정된 월세 및 반전세 계약을 모두 포함한다. 이는 법적 계약 유형과 관계없이 보증금 손실이라는 실질적 피해에 초점을 맞추고자 한 분석 설계라는 점에서 타당한 접근이라 볼 수 있다.

일부 연구에서는 전세제도가 금융자산이 희소하던 시기에 형성된 제도로, 인구구조 변화와 임대인의 전세 선호 감소 등 환경 변화에 따라 점차 소멸할 것으로 전망하기도 하였다(이선화, 2023). 실제 2024년 국회입법조사처의 현안 분석 자료에 수록된 국토교통부 실거래가 통계자료에 따르면, 수도권 전세 계약 비중은 2019년 기준 63.6%로 월세 계약 비중보다 높은 수준을 보였다. 그러나 2023년에는 전세 계약 비중이 49.3%로 감소하여 월세 계약 비중(50.7%)에 역전된 것으로 나타났다. 특히 비(非)아파트 유형 주택에서 전세 비중의 감소 추세가 더욱 뚜렷하게 관찰되었다(장경석, 2024). 그럼에도 불구하고, 현재까지도 전체 임차 계약의 절반가량이 전세 형태로 이루어지고 있다는 점에서 전세제도는 여전히 주택시장 내 주요 계약 방식 중 하나로 유지되고 있음을 확인할 수 있다.

전세보증금은 표면적으로는 주택이라는 재화의 사용수익에 대한 대가를 지급하는 임차 계약의 형태를 취하지만, 그 이면에는 경제적 기회비용, 자기자본 수익률, 무이

자 담보대출, 소비대차와의 상계 관계 등이 내포된 복합적 금융 개념으로 작용한다. 궁극적으로 전세보증금은 임대인에게는 이자 부담이 없는 일종의 부채이며, 임차인에게는 이자수익이 발생하지 않는 무이자 금융자산으로 기능한다(하현주·서성수, 2025). 이러한 구조는 전세제도가 단순한 주거 비용 거래를 넘어 비공식적인 금융거래의 성격을 지니며, 주택 구매 자금의 창구 역할을 해 왔다고 볼 수 있다(이선화, 2023).

2. 경매절차와 임차인 보호 제도

임차인의 임대차 계약이 종료되었음에도 임대인이 임차인에게 보증금을 반환하지 않거나, 압류 등 임대인의 사정으로 인해 임차권 행사가 제한된 상황에서 임대인이 계약상 의무를 이행하지 않는 경우는 모두 보증금 채무불이행의 범주에 포함된다.

임차보증금 채무불이행이 발생한 경우 임차인은 통상 부동산 경매를 통해 보증금을 회수하게 된다. 부동산 경매란 채권자가 채무자의 부동산에 대한 강제처분을 통해 자신의 권리를 실현하기 위한 절차(최춘식, 2022)를 말한다. 부동산 경매가 진행된 주택의 임차인은 「주택임대차보호법」에 따라 경매 낙찰자와 같은 제3자에 대하여 권리를 보장받기 위해서 주거용 건물(주택)에 실제 거주하고 주민등록을 마쳐야 한다(법제처, 2025).

「주택임대차보호법」에 따르면 임차주택에 경매가 진행된 경우에도 임차인은 대항력과 우선변제권을 통해 주거권과 임차보증금 반환에 대한 법적 보호를 받을 수 있다. 대항력이란 임차인이 주택의 인도와 주민등록을 마친 다음 날부터 제3자에 대하여 임차권의 존속을 주장할 수 있는 효력을 의미한다. 우선변제권은 임대차 계약서에 확정일자를 갖춘 경우, 임차인이 후순위 권리자나 기타 채권자보다 우선하여 보증금을 변제받을 수 있는 권리를 말한다.

임차인의 대항력은 대항력 및 우선변제권의 취득 시점과 상황에 따라 절대적 대항력, 상대적 대항력, 제한적 대항력으로 구분된다. 절대적 대항력은 대항력 취득 이전에

임차권을 침해하는 선순위 권리가 존재하지 않고, 우선변제권의 순위가 최선순위가 되는 경우에 인정된다. 상대적 대항력은 대항력 취득 이전에 이미 선순위 채권이 성립하여 경락인에게 대항할 수 없는 경우를 말한다. 제한적 대항력은 대항력 취득 당시에는 선순위 권리가 존재하지 않았으나, 확정일자 취득 시점 등에 따라 우선변제권의 순위가 제한되는 경우를 의미한다(오시영, 2015).

본 연구는 절대적 대항력과 제한적 대항력에 해당하는 임대차 계약을 주요 분석 대상으로 설정한다. 다만, 분석의 명확성을 위해 선행연구에서 정의한 용어 대신 두 집단을 포괄하는 요건인 “선순위 채권 부재”라는 개념을 사용한다. 여기서 선순위 채권 부재란 임차인이 전입신고를 완료한 시점 이전에 근저당권 등 선순위 담보권이 성립하지 않은 상태를 의미한다.

본 연구가 “선순위 채권 부재”를 주요 분석 대상으로 설정한 이유는 다음과 같다.

첫째, 분석 대상 데이터에서 선순위 채권이 부재한 집단의 반환보증 가입 비율이 상대적으로 높게 나타났기 때문이다. 카이제곱 검정 결과, “선순위 채권 부재” 그룹의 반환보증 가입 비율은 46.5%로 나타난 반면, 선순위 채권이 존재하는 경우의 가입 비율은 9.1%에 그쳐 37.4%p의 유의한 차이를 보였다(〈표 2〉 참조).

둘째, “선순위 채권 부재” 그룹의 임차주택은 경매가 진행되더라도 임차인이 보증금을 전액 회수할 가능성이 상대적으로 높은 구조에 해당한다. 그럼에도 불구하고 임차인이 반환보증에 가입한 사례에 주목함으로써, 보증 가입 행태의 구조적 특성을 보다 명확하게 분석하고자 하였다.

〈표 2〉 선순위 채권에 따른 반환보증 가입 여부

구분	반환보증 가입	반환보증 미가입
선순위 채권 있음	2,116(9.1)	21,098(90.9)
선순위 채권 없음	11,966(46.5)	13,788(53.5)

주: 1) ()는 비율(%)

2) $\chi^2(1)=8,310.35, p<0.001$.

3. 전세금반환보증 제도의 도입과 현황

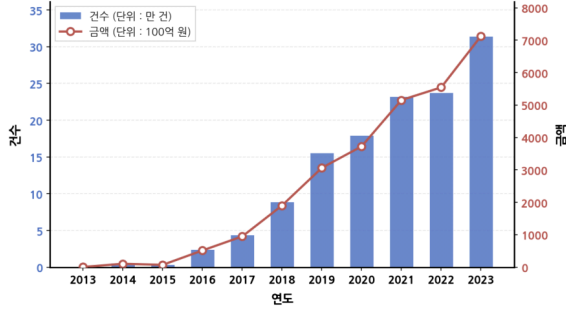
반환보증은 임대인이 임차인에게 전세보증금을 반환하지 않을 경우 공적 보증기관이 임대인을 대신하여 임차인에게 보증금을 지급하고, 이후 임대인에게 구상권을 행사하는 구조를 갖는다(문윤상, 2023). 이러한 방식으로 제3자가 채무자를 대신하여 채무를 변제하고 채권자의 권리를 승계하는 것을 대위변제라고 한다.

반환보증의 가입은 임차인이 보증금을 안전하게 반환받을 수 있도록 하며, 일반적인 경매 배당을 통한 보증금 회수와 비교할 때 보증금을 회수하기까지 소요되는 기간도 상대적으로 짧다(윤성진·이슬, 2024).

반환보증보험은 SGI에서 1995년 처음 출시되었으며, 그 후 2013년 9월에는 HUG, 2020년에는 한국주택금융공사(Korea Housing Finance Corporation, HF)에서 잇따라 출시되었다. 각 보증기관별로 보증료율과 보증한도 등에서는 다소 차이가 있다. 반환보증 공급기관 중에서도 HUG의 반환보증 점유율이 가장 높으며, 2021년 기준 반환보증 가입자 중 약 94%가 HUG의 반환보증을 이용한 것으로 나타났다(노주희, 2023).

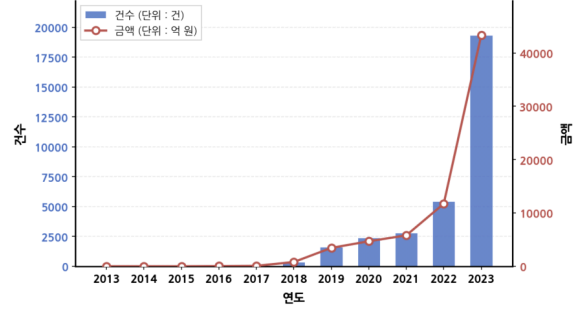
〈그림 1〉은 HUG의 연도별 반환보증 가입건수와 금액 변화를 나타낸 그래프이다. 2013년 HUG가 전세금 반환보증을 처음 출시했을 당시 가입 건수는 451건에 불과하였다. 2015년까지도 가입 건수는 3,941건에 머무르며 증가 속도는 완만하였으나, 2016년에는 24,460건으로 약 6.2배 급증하였다. 이후 가입 규모는 지속적으로 확대되어 2023년에는 가입 건수가 약 31만 4천 건, 보증 가입 금액은 약 71조 원 규모에 이르렀다. 이러한 반환보증 가입의 급격한 확대는 보증한도의 지속적인 완화, 임대인 동의 의무 폐지 등 제도 개선과 전세시장 불안 확대 등이 주요 요인으로 작용한 것으로 보인다.

HUG는 ‘주택가격×담보인정비율-선순위 채권액’의 산식에 따라 반환보증을 제공한다. 이를 보증한도라고 하며, 보증한도는 임차인이 반환보증을 통해 보장받을 수 있는 최대 보증금 수준이자 반환보증 가입 여부를 판단하는 기



자료: HUG(2025a). 2024년 통계연보.

〈그림 1〉 연도별 반환보증 가입건수와 금액변화



자료: HUG(2025a). 2024년 통계연보.

〈그림 2〉 보증사고 건수 및 사고금액 추이

준으로 활용된다. 보증한도를 산출하는 산식의 주택가격은 반환보증 심사 과정에서 적용되는 주택의 기준가격을 의미하며, 담보인정비율은 주택가격 대비 보증기관이 담보가치로 인정하는 최대 비율을 의미한다.

HUG의 반환보증 출시 초기 담보인정비율은 아파트 90%, 연립 및 다세대 주택 70%였으나 2015년 5월에 아파트 100%, 연립 및 다세대 80%로 비율 한도가 상승하였고, 2017년 2월에는 아파트와 연립 및 다세대 주택 모두 100%로 변경된 것을 확인할 수 있다(〈표 3〉 참조).

이렇게 반환보증 가입의 증가 및 담보인정비율의 변경과 함께 2018년을 기점으로 보증사고도 꾸준히 증가하였는데 〈그림 2〉는 HUG의 연도별 보증사고 건수와 금액변화를 나타낸 그래프이다.

2018년 기준 보증사고는 총 372건, 사고금액은 약 792억 원 수준이었으나, 2023년에는 사고 건수가 19,350건, 사고 금액은 4조 3천억 원으로 급증하였다. 이에 대응하여 정부는 HUG의 정부가 출자할 수 있는 납입자본금 법정 한도를 기존 5조 원에서 10조 원으로 늘리고, 보증배수는 2027

년 3월까지 기존 70배에서 90배로 늘리는 내용을 담은 「주택도시보증법」 개정안을 통과시켰다(국토교통부, 2023c). 그러나 법정 자본금의 절반 이상을 최대주주인 정부가 출자해야 한다는 점에서, 그 재정적 부담이 결국 국민에게 전가될 수 있다는 우려도 제기되었다(이태경, 2024).

이러한 사회적 문제의 심화에 따라 관계부처는 반환보증이 무자본 갭투자 및 전세사기의 수단으로 남용되는 현상을 지적하며, 보증한도 축소를 통해 무자본 갭투자자와 악성임대인의 시장 퇴출을 유도하는 정책 개선안을 발표하였다(국토교통부, 2023b). 이러한 정책 기조의 전환은 제도 운영 기준의 실질적인 조정으로 이어졌는데, 특히 HUG의 반환보증 담보인정비율을 기존 100%에서 90%로 하향 조정하였고, 아울러 보증한도 산정 시 적용되는 주택가격의 인정 기준도 강화하였다. 기존에는 시세 산정이 곤란한 비아파트의 경우 공시가격의 150%까지를 주택가격으로 인정하였으나, 2023년 5월 이후 공시가격의 140%로 조정되었다.

〈표 3〉 HUG의 반환보증 담보인정비율 변화

(단위: %)

구분	'13.9	'14.2	'15.5	'17.2	'23.5
아파트	90	90	100	100	90
연립	70	80	80	100	90

자료: 국토교통부(2023b).

III. 선행연구

1. 전세사고의 개념 정의

최근 전세사기와 보증사고가 사회적 문제로 부각되면서 임차보증금 미반환의 발생 원인과 위험 구조를 분석하려는 연구가 활발히 이루어지고 있다. 선행연구들은 임차보증

금 미반환의 원인을 고위험 전세, 전세사기, 역전세, 전세 보증사고 등 몇 가지 유형으로 구분하여 분석하고 있으며, 정부의 부동산 정책, 금융 리스크, 제도적 허점 등이 복합적으로 작용하여 이러한 현상이 발생한다고 지적한다(강응환·김재환, 2024). 또한 임대인 정보에 대한 접근 제한, 임대인의 변경 가능성, 자기자본 없이 주택을 매입하는 이른바 무자본 깎투자 등 구조적 요인 역시 임차보증금 미반환의 중요한 발생 배경으로 제시된다(윤형석, 2023; 하현주·서성수, 2025).

여러 연구에서는 임차보증금 반환 지연 또는 미반환 현상을 계약상 채무불이행의 일종으로 파악하고, 이를 포괄적으로 전세사고로 개념화하는 접근이 사용되고 있다(김진유, 2022; 하현주·서성수, 2025). 본 연구에서도 이러한 선행연구의 정의를 따르며, 임대인이 임대차 계약에 따라 부담하는 보증금 반환 의무를 이행하지 않는 상황을 전세사고로 규정한다.

전세사고의 한 유형인 보증사고는 임차인이 전세보증금 반환보증 등에 가입한 상태에서 임대차 계약이 종료되거나 해지된 이후 1개월 이내에 정당한 사유 없이 보증금을 반환받지 못한 경우, 또는 계약기간 중 해당 부동산에 대해 경매 또는 공매가 진행된 이후 보증금을 배당받지 못한 경우로 정의된다(HUG, 2025b).

한편, 전세사기는 임차인과 임대인의 공모 사례를 제외할 경우 ① 임차인이 대항력을 확보하기 이전에 임대인 변경이나 근저당권을 설정하는 경우, ② 가장 임대인과의 계약 체결, ③ 이중계약, ④ 시세를 조작하여 이른바 ‘깡통전세’ 계약을 체결하는 경우, ⑤ 임대인의 세금 체납 사실을 숨긴 채 계약을 체결하는 경우 등을 포함한다(황세은·장희순, 2023). 이에 따라 본 연구에서도 전세사기를 임대인이 임대차 계약 체결 시점에서 임차인의 보증금을 반환하기 어려운 상황임을 인식하고 있음에도 불구하고 계약을 체결하거나, 처음부터 보증금을 반환할 의사가 없이 임대차 계약을 체결하는 행위로 정의한다. 다만 본 연구에서는 임대인의 채무불이행에 대한 고의성을 실증적으로 식별하기 어렵다는 점을 고려하여 전세사기 여부를 별도로 구분하지 않

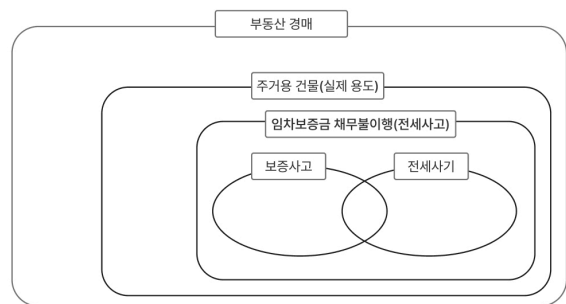
고, 임차보증금 반환채무불이행 사례 전반을 포괄하는 전세사고를 중심으로 분석을 진행한다.

〈그림 3〉은 부동산 경매 절차 내에서 보증사고 및 전세사기를 포함한 전세사고의 구조를 개념적으로 정리한 것이다. 한편, 이러한 전세사고의 발생은 임차보증금 규모와 주택가격 간의 관계, 즉 전세가율과 밀접하게 관련되어 있으며, 높은 임차보증금 비율은 임차보증금 반환 위험을 증가시키는 주요 요인으로 논의되어 왔다. 따라서 다음 절에서는 임차보증금 비율과 채무불이행 위험 간의 관계에 관한 선행연구를 검토한다.

2. 임차보증금 채무불이행 위험

임차보증금 채무불이행의 주요 원인 중 하나로 지목되는 고위험 전세의 정의는 연구에 따라 다소 차이를 보인다. 주택도시금융연구의 보고서는 전세가율이 80% 이상인 주택을 고위험 전세로 규정하는 반면(김기중 외, 2023), 일부 연구는 전세가율이 90%를 초과하는 주택을 보다 엄격한 의미의 고위험 전세로 분류한다(김진유, 2022).

특히 실거래 자료와 전세보증금 반환보증 대위변제 자료를 결합한 실증연구에서는 전세가율이 상승할수록 전세보증금 미반환 사고율이 통계적으로 유의하게 증가하는 것으로 나타났다(김진유, 2022). 이러한 결과는 전세가율이 높은 주택일수록 주택시장 조정기에 역전세나 깡통전세로 전환될 가능성이 높기 때문으로 해석된다.



자료: 김진유(2022) 재구성.

〈그림 3〉 부동산 경매와 보증사고 구조

본 연구에서 역전세는 전세가격이 하락하여 현재의 전세 시세가 기존 전세계약 당시의 전세가격보다 낮아진 상태를 의미한다(박진백, 2023). 역전세 상황에서는 임대인이 후속 임차인의 전세보증금으로 기존 보증금을 반환하지 못하거나, 후속 임차인을 찾지 못해 보증금을 적기에 반환하기 어려워질 수 있다(박진백, 2023; 윤성진·이슬, 2024). 이에 비해 깡통전세는 전세보증금이 주택 매매가격에 근접하거나 이를 상회하여 주택을 처분하더라도 보증금을 전액 회수하기 어려운 상태를 의미한다(김지혜 외, 2019).

특히 연립·다세대주택의 전세가격은 아파트에 비해 상대적으로 높은 수준을 보이며(KB부동산, 2022), 공시가격이 낮은 저가 주택일수록 그 격차가 더욱 크게 나타난다는 실증 결과가 보고되었다(문윤상, 2023). 또한 연립·다세대주택 비중이 높은 서울 외곽 지역에서는 중심부 대비 전세가격이 높게 나타나는 경향도 확인된 바 있다(김진유, 2022). 나아가 연립·다세대주택 비중이 높은 지역에서 전세사고가 집중되는 경향 역시 확인되었으며(김진유, 2022), 아파트의 경우 다른 주택 유형에 비해 채무불이행 위험이 상대적으로 낮은 것으로 나타났다(박명화·유선중, 2025). 이러한 선행연구들은 임차보증금 비율과 주택유형이 채무불이행 위험과 밀접한 관련이 있음을 시사한다.

지금까지의 선행연구들은 주로 전세보증금 반환보증 대위변제 사례를 중심으로 보증사고 발생 요인을 분석해 왔다(김진유, 2022; 박명화·유선중, 2025; 안선영·이상엽, 2025). 그러나 본 연구와 같이 보증사고를 포함한 전세사고 전체 사례 데이터를 활용하여 반환보증과 임차보증금 비율의 관계를 실증적으로 분석한 연구는 매우 제한적이다. 따라서 본 연구는 반환보증 대위변제 사례뿐 아니라 전세사고 사례 전반을 비교 분석할 수 있는 경매 데이터를 활용하여, 반환보증과 임차보증금 비율 간의 관계 및 정책 변화의 영향을 분석한다는 점에서 기존 연구와 차별성을 가진다.

3. 보험의 행태적 효과와 이론적 함의

보험제도는 전통적으로 불확실성 하에서 경제주체의 위험을 분산·완화하는 장치로 이해되어 왔다(Arrow, 1963). 그러나 최근의 연구들은 보험이 단순히 사후적 손실을 보전하는 기능에 그치지 않고, 경우에 따라 사전적인 선택 행태에도 영향을 미칠 수 있음을 보여준다. 예컨대 예금보험 한도 확대가 예금자의 위험을 감소시켰을 뿐 아니라 예금 규모와 자산 구성에 변화를 동반하였다는 실증적 증거가 보고된 바 있다(de Roux and Limodio, 2023). 해당 연구는 보험 한도 인건에서 예금이 집중되는 현상(bunching)을 확인하고, 보험 확대 이후 완전 보장 구간에 속한 개인들의 예금 수준과 증가율이 상대적으로 상승했음을 제시한다. 이는 보험이 위험을 완화하는 동시에 일정한 조건 하에서 자산 선택 구조에도 영향을 미칠 가능성을 시사한다.

이러한 선행연구의 논리는 전세반환보증 제도에도 일정 부분 적용 가능하다. 전세반환보증은 임차인의 보증금 손실 위험을 감소시켜주는 제도이지만, 동시에 전세 계약 체결 여부, 보증금 규모, 그리고 보증금과 월세의 구성 비율에 영향을 미칠 잠재적 경로를 갖는다. 물론 두 제도는 제도적 환경과 시장 구조에서 차이를 가지지만, 보험이 위험 인식을 변화시킴으로써 계약 선택에 영향을 미칠 수 있다는 일반적 메커니즘은 공통적으로 존재할 수 있다.

특히 보증금 비율은 임차인의 위험 인식, 유동성 제약, 그리고 자산 배분 결정이 복합적으로 반영된 결과라는 점에서, 반환보증의 도입 또는 확대 이후 보증금 비율의 변화 여부를 분석하는 것은 정책의 행태적 효과를 파악하는 데 중요한 단서를 제공한다. 반환보증이 임차인의 기대 손실을 감소시킨다면, 위험 회피적 제약이 완화되어 상대적으로 높은 보증금을 선택할 유인이 발생할 수 있다. 반대로 제도의 설계 방식에 따라 보증한도나 요건 인건에서 계약이 집중되는 현상이 나타날 가능성도 배제할 수 없다. 이는 예금보험 연구에서 관찰된 행동 반응과 유사한 구조적 메커니즘과 맥을 같이한다.

따라서 본 연구는 반환보증이 임차인의 보증금 비율과 어

떠한 관계를 갖는지를 실증적으로 분석함으로써, 제도의 위험 완화 기능을 넘어 계약 선택과 자산 배분에 대한 잠재적 영향을 탐색하고자 한다. 이는 보험 제도의 행태적 효과를 보다 정교하게 이해하고, 주택 임대차 시장에서의 제도적 개입이 구조에 미치는 영향을 분석하는 데 기여할 것이다.

IV. 연구 방법

1. 분석 데이터

본 연구는 임차인 보증금 채무불이행 사례를 실증적으로 분석하기 위해 부동산 경매 정보를 활용하였다. 관련 데이터는 부동산 경매 정보 제공 플랫폼인 「경매마당」을 통해 2025년 2월에 수집되었으며, 주요 데이터인 임차인의 전입시기는 2011년 1월부터 2024년 12월까지의 기간을 포괄한다. 분석 대상 데이터는 2016년 이후 진행 또는 종료된 대법원 경매 사건으로, 일반적인 임대차 계약기간이 2년임을 고려할 때, 2014년 이전 전입자와 2023년 이후 전입자의 정보는 비교적 적은 비율을 차지하고 있음을 감안하였다. 특히, 2023년 5월부터 2024년 12월 사이 전입자의 데이터량이 매우 적게 나타났으나, 본 연구의 주요 관심사인 2023년 반환보증 상품의 정책 변화 전후의 효과를 분석하기에는 충분한 관측치를 확보한 것으로 판단된다.

제공된 데이터베이스에는 경매가 진행된 부동산의 감정가, 주소, 임차인의 전입일자 및 확정일자, 보증금 정보, 그리고 보증공사의 대위변제 여부 등이 포함되어 있다. 임차인의 반환보증 가입여부에 대한 직접적인 자료는 제공되지 않았으나, 보증공사가 임차인의 보증금 채권을 대위변제하고, 그 승계 사실이 명시된 경우에 한하여 반환보증이 가입한 것으로 간주하였다.

본 연구는 전국을 대상으로 아파트 및 다세대주택 등 공동주택에 해당하는 부동산 중 부동산의 일부 지분만을 매각하는 사례가 아닌 전체를 매각하는 사례에 한정하여 분석을 수행하였다. 이는 다가구주택의 경우 다수의 임차인

이 존재하여 개별 임차인의 보증금 비율이 왜곡될 수 있으며, 지분경매의 경우 감정가가 실거래가를 충분히 반영하지 못할 가능성이 있다는 점을 고려한 것이다.

이러한 기준에 따라 구성된 초기 표본은 총 52,878건이다. 이 중 보증금 정보가 누락되었거나 전입일자가 확인되지 않은 2,790건과 감정가 또는 감정시점 정보가 누락된 6건을 제외하였다. 이후 보증금과 조정 주택가치의 비율을 산출한 뒤, 해당 비율의 상·하위 1%(1,114건)를 이상치로 제거하였다. 그 결과 최종 분석에 활용된 표본은 48,968건이다.

한편, 월세와 전세는 계약 유형과 관계없이 보증금 정보를 동일한 방식으로 정의하여 분석에 활용하였다. 또한 거시적 환경 요인을 통제하기 위하여 통계청의 인구가동통계와 가계금융복지조사 자료를 통제변수로 사용하였다.

2. 변수 설명

본 연구는 각 연구질문에 따른 실증분석을 위해 반환보증의 대중화 시점과 정책 변화 시점을 포함하여 경매가 진행된 부동산의 가격과 용도, 선순위 채권의 존재 여부, 임차인의 임대차 계약 정보 등을 고려하였다.

각 연구 모형에서 핵심적으로 다루는 변수는 부동산 가치 대비 임차인이 부담한 보증금의 수준을 나타내는 임차보증금 비율이다. 해당 비율을 산출하기 위해 부동산의 가치는 법원 경매절차에서 산정된 감정가를 활용하였다. 본 연구에서 사용한 감정가는 「민사집행법」에 따라 경매 개시 결정 이후 법원이 선임한 감정평가사가 개별 물건 단위로 수행한 공식 감정평가액이다. 이는 경매 대상 부동산의 현황, 입지, 면적, 건물 상태 및 시세 등을 종합적으로 고려하여 산정된 개별 자산 단위의 평가액이라는 점에서 단순 공시가격이나 단지 평균 시세와 구별된다.

다만 원자료에 포함된 감정가는 경매 개시 시점을 기준으로 산정된 것으로, 임차인의 전입 시점과 일정한 시차가 존재할 수 있다. 이에 따라 본 연구에서는 임차인의 전입 시점을 기준으로 한 주택 가치를 추정하기 위해 감정가를 기

준 시점의 가격으로 설정하고, 한국부동산원에서 제공하는 실거래가격지수를 활용하여 시점 보정(time adjustment)을 수행하였다.

시점 보정 시 실거래가격지수 대신 개별 공시가격이나 공동주택 시세 평균 등을 활용하는 방법도 고려될 수 있으나, 이러한 접근에는 다음과 같은 한계가 존재한다.

첫째, 공시가격은 매년 1월 1일을 기준으로 연 1회 공시되는 자료이므로 임차인의 전입 시점을 월 단위로 반영하는 데 제약이 존재한다.

둘째, KB시세 등의 공동주택 시세 평균은 민간 금융기관이 제공하는 자료로서 공공기관의 공식 통계가 아니라는 점에서 공신력 측면의 한계가 존재할 수 있다.

한편 감정가는 해당 부동산의 개별적 특성이 이미 반영된 가격이며, 감정평가 실무기준에서도 사례물건의 가격 변동률을 이용한 시점수정이 적절하지 않은 경우에는 주택 가격동향지수 등을 활용하여 가격 변동률을 산정할 수 있다(국토교통부, 2023a). 실제 감정평가 실무에서도 비교 사례로 선택된 공동주택과의 시점수정 시 한국부동산원이 발표하는 매매가격지수나 실거래가격지수를 활용하는 것이 일반적이다. 이에 따라 본 연구에서도 지역과 월 단위의 주택가격 변동을 반영하는 한국부동산원의 실거래가격지수와 매매가격지수를 활용하여 시점 보정을 수행하였다. 이러한 접근은 감정평가 실무에서도 널리 활용되는 방식으로 방법론적 일관성을 확보할 수 있으나, 사례물건의 가격 변동률과는 다소 차이가 발생할 수 있다는 점에서 한계를 가진다.

지수 매칭은 주택의 용도를 구분한 뒤, 시·도 단위로 나누어 감정 시점과 임차인의 전입 시점에 대응되는 가격지수를 연결하는 방식으로 수행하였다. 이를 통해 산출된 가격지수의 상대적 변동률을 감정가에 적용하여 전입 시점 기준의 주택 가치를 추정하였다. 이렇게 산출된 임차보증금 비율은 임차인이 실제 전입한 시점에서 해당 주택의 시장가치 대비 어느 정도 수준의 보증금을 부담하였는지를 나타낸다.

선순위 채권의 존재 여부는 등기부등본상 매각 대상 부

동산에 선순위 담보채권이 존재하지 않는 경우를 1, 존재하는 경우를 0으로 정의한 '선순위 채권 부재' 더미 변수로 측정하였다. 본 변수는 핵심 독립변수 중 하나로, 임차인이 전입한 부동산에 선순위 채권이 부재한 경우 해당 임대차 계약이 전세 계약일 가능성이 높고, 선순위 담보대출이 존재하는 경우에는 보증금부 월세 형태일 가능성이 높다는 가정에 근거한다. 이러한 전제하에 선순위 채권의 존재 여부에 따라 임차보증금 비율에 통계적으로 유의미한 차이가 발생할 것으로 예상하였다.

본 연구에서는 반환보증의 확산과 보증한도 축소에 따른 정책 변화의 효과를 식별하기 위해 반환보증 이용 규모가 증가하기 시작한 시점과 정책 변화가 적용된 시점을 구분하여 분석하였다. HUG의 반환보증 가입 건수는 2015년까지 4천 건 미만이었으나, 2016년에는 가입 건수가 약 6.2배(약 521%) 증가하고 가입 금액도 약 616% 증가하였다. 이는 출시 연도인 2013년을 제외하면 가장 높은 변동률을 보인 시점이었으며, 2016년을 기점으로 매년 가입 건수가 2%에서 103%까지 증가하는 추세를 보였다. 이에 본 연구는 2016년 1월을 반환보증 확산의 시작 시점으로 설정하고, 해당 시점 이전에 전입한 임차인을 '반환보증 대중화 이전'으로 정의하고, 해당 더미 변수는 1로, 그 이후 전입한 경우는 0으로 설정하였다. 또한 HUG의 보증한도가 축소된 2023년 5월을 기준으로 그 이후 전입한 임차인에 대해 1, 그 이전 전입자는 0으로 코딩한 '정책 변화' 변수도 주요 독립변수로 포함하였다. 각 시점의 구분 기준이 되는 기간과 주요 정책 변경 내용은 <표 4>에서 정리하였다.

아울러 반환보증 가입 여부는 보증기관이 임차인에게 보증금을 대위변제하고 채권을 승계한 경우를 1, 그렇지 않은 경우를 0으로 정의한 '반환보증' 더미 변수로 구성하였다.

이외에도 선행연구에 따르면 부동산의 용도에 따라 임차보증금 비율에 차이가 발생할 수 있다. 특히 다른 주택 유형과 비교하여 전세사고의 위험이 상대적으로 낮은 것으로 알려진 아파트와 그 외의 공동주택의 차이를 확인하기 위해 아파트에 해당하는 경우 1, 그렇지 않은 경우 0으로 정

〈표 4〉 분석 시기 시점 구분

구분	기간	주요 내용
대중화 이전	~2015년 12월	- (2013년 9월) 반환보증 출시 - (2015년 5월) 아파트 담보인정비율 100%로 변경
기준시점 (대중화 이후~정책변화 이전)	2016년 1월~2023년 4월	- (2016년) 2015년 대비 반환보증 가입 건수 약 6.2배 급증 - (2017년 2월) 연립·다세대 담보인정비율 100%로 변경 - (2018년 2월) 가입 시 임대인 사전동의 필요없음
정책변화 이후	2023년 5월~	- (2023년 5월) 담보인정비율 100% → 90% 하향, 주택가격 인정기준 공시가격 150% → 140% 강화

의한 ‘아파트’ 더미 변수를 통제변수로 포함하였다.

한편 지역의 인구 유입은 지역 인구 규모와 가구 수를 증가시켜 주택 수요를 확대하며, 이는 주택가격 및 임대시장 변화로 이어질 수 있다(Lin et al., 2018). 이에 따라 지역 인구 이동이 주택 임대차 시장에 미치는 영향을 통제하기 위해 통계청 「국내인구이동통계」를 활용하여 지역별 전입 및 전출 규모를 바탕으로 산출한 순이동인구 변수를 추가하였다. 세종특별자치시는 2012년 7월 신설되었기 때문에 2011년도의 순이동인구 값은 결측치로 간주하고 0으로 대체하였다. 해당 통계의 단위는 ‘명’이었으나 해석의 편의성과 수치 안정성을 고려하여 ‘천 명’ 단위로 변환하여 분석에 활용하였다.

또한 지역의 가구소득 역시 주택가격 형성과 주택 수요에 영향을 미치는 중요한 경제적 변수로 알려져 있다. 고소

득 인구 비중이 높은 지역일수록 주택가격이 상승하는 경향이 나타나며(양건필·전해정, 2022), 주택가격은 장기적으로 지역 소득과 같은 경제적 기초요인과 밀접한 관계를 가지는 것으로 보고된다(Holly et al., 2010). 이에 따라 통계청 「가계금융복지조사」를 활용하여 도출한 지역별 가구경상소득 변수를 통제변수로 구성하였다.

해당 통계는 조사 시점 기준 전년도 가구소득을 반영한 자료이므로 신규 임대차 계약에 영향을 미치는 것은 직전 연도의 가구소득일 가능성이 높다고 판단하여 조사 시점의 값을 그대로 활용하였다. 세종특별자치시의 경우 순이동인구 변수와 동일한 이유로 2011년도 소득값이 결측되어 2012년도 값을 대체 입력하였다. 변수에 대한 보다 구체적인 정의 및 측정 방식은 〈표 5〉에 제시하였다.

〈표 5〉 변수 정의 및 측정방식

변수	설명
보증금 비율	부동산 감정가 대비 t연도에 전입한 임차인 i의 임차보증금 비율
선순위 채권 부재	임차인 i가 전입한 시점이전에 당해 부동산에 설정된 근저당 및기타 다른 권리가 없는 경우 1; 그렇지 않은 경우 0
반환보증	임차인 i의 임차보증금에 대한보증보험회사의 채권승계 신고가 있는 경우 1; 그렇지 않은 경우 0
반환보증 대중화 전	임차인 i의 전입 연·월이 2016년 1월 이전이면 1; 그렇지 않은 경우 0
정책변화	임차인 i의 전입 연·월이 2023년 5월 이후면 1; 그렇지 않은 경우 0
아파트	임차인 i가 전입한 주택의 용도가 아파트인 경우 1; 그렇지 않은 경우 0
가구소득	임차인 i가 전입한 지역(시·도 단위)의 t-1 연도의 경상적(정기적, 규칙적, 예측 가능한) 연 가구소득 (단위:만 원)
순이동인구	임차인 i가 전입한 t연도의 해당 지역(시·도 단위)의 전입 인구와 전출 인구의 차이(단위: 천 명)
지역(시·도 단위)	임차인 i가 전입한 주택이 속한 지역(7개 특별시, 광역시 및 9개 도와 세종특별자치시)

3. 기초 통계량

본 분석에서는 극단값에 의한 왜곡을 방지하기 위해 임차보증금 비율 변수에 대해 전체 분포의 상위 1% 및 하위 1%에 해당하는 관측치를 이상치로 간주하고 제거하였다.

〈표 6〉은 본 연구의 분석에 사용된 변수들의 기술통계 요약을 제시한 것이다. 분석에 활용된 최종 표본은 총 48,968 건으로, 아파트·오피스텔·다세대 및 연립주택을 포함한 공동주택 용도의 경매 사건 중 부동산의 일부 지분이 아닌 전체 부동산을 매각하는 사건만을 대상으로 필터링하였다. 또한 2011년 1월부터 2024년 12월까지 해당 부동산에 전입한 임차인의 임대차 계약 정보를 포함한다.

부동산 경매 데이터를 통해 확인한 부동산 감정가 대비 임차보증금 비율의 평균은 68.01%(표준편차 36.41%)로 나타났다. 또한, 75% 분위수 기준으로는 임차보증금 비율이 98.78%에 이르러 일부 사례에서는 감정가에 근접하거나 이를 초과하는 보증금이 설정된 경우도 확인된다.

반환보증의 대위변제로 인한 채권승계 신고 여부를 기준으로 추정한 반환보증 가입 사례는 전체 표본의 약 29%(14,082건)로 나타났다. 또한 등기부등본상 해당 부동산에 선순위 채권이 설정되지 않은, 즉 선순위 채권 부재 사례는 약 53%(25,754건)로 전체 표본의 과반수를 차지하였다.

한편 반환보증 제도의 대중화 시점을 2016년 1월로 설정하고, 이보다 이전에 전입한 임차인을 '반환보증 대중화

이전' 사례로 분류한 결과 해당 사례는 전체의 약 10%(5,043건)로 나타났다. 정책변화 변수와 관련하여 반환보증 보증한도가 축소된 2023년 5월 이후 전입한 임차인은 전체의 약 2%(909건)에 불과하여 상대적으로 낮은 비중을 보였다. 이는 본 연구의 분석 데이터가 반환보증 제도의 대중화 이후부터 보증한도 축소 이전 시기에 주로 집중되어 있음을 보여준다.

특히 정책변화 이후 전입한 반환보증 가입 사례는 약 0.19%(93건)로 매우 희소하지만, 변수의 효과 추정을 위한 분석에는 유효한 수준으로 판단된다.

주택 유형별로 보면 아파트에 해당하는 사례는 약 33%(16,041건)로, 다세대·연립주택 및 오피스텔에 비해 상대적으로 낮은 비중을 차지하였다. 지역별 가구소득은 연간 평균 약 5,777만 원(표준편차 880.74만 원)으로, 2023년 기준 전국 평균 가구소득인 약 5,945만 원보다 다소 낮은 수준으로 나타났다. 순이동인구는 평균 0.72천 명(표준편차 6.98천 명)으로 지역 간 인구 유입 및 유출의 차이가 상당히 큰 것으로 확인되었다.

4. 연구 방법

본 연구에서 사용된 자료는 경매 사건에 포함된 개인 단위 미시자료로, 동일 개인에 대한 시간적 반복 관측이 존재하지 않는 반복 횡단면 자료(repeated cross-section)의

〈표 6〉 변수의 기초 통계량

변수	관측치수	평균값	표준편차	25%	50%	75%
보증금 비율(%)	48,968	68.01	36.41	35.98	73.97	98.78
반환보증(0/1)	48,968	0.29	0.45	0.00	0.00	1.00
선순위 채권 부재(0/1)	48,968	0.53	0.50	0.00	1.00	1.00
반환보증 대중화 전(0/1)	48,968	0.10	0.30	0.00	0.00	0.00
정책변화(0/1)	48,968	0.02	0.14	0.00	0.00	0.00
아파트(0/1)	48,968	0.33	0.47	0.00	0.00	1.00
가구소득(단위:만 원)	48,968	5,777.03	880.74	5,132.00	5,745.00	6,548.00
순이동인구(단위:천 명)	48,968	0.72	6.98	-2.03	-0.24	2.19

형태를 가진다. 반복 횡단면 자료는 패널자료와 달리 동일 개인을 시간에 걸쳐 추적하지 않으므로, 개인 수준의 비관측 이질성을 제거하는 것이 불가능하다는 한계를 지닌다. 그러나 본 연구의 핵심 식별 전략은 개인 간 변이가 아닌 지역 및 시점 수준의 정책 변화에 의존하므로, 개인 패널의 부재가 본 연구의 인과적 식별을 근본적으로 저해하지는 않는다.

이에 따라 본 연구는 동일 지역이 여러 시점에 걸쳐 반복적으로 관측되는 자료 구조를 활용하여, 지역 및 시간 차원의 관찰되지 않는 이질성을 통제함으로써 반복 횡단면 자료의 한계를 상당 부분 완화할 수 있는 이원고정효과 OLS 회귀모형(two-way fixed effects OLS regression)을 기본 추정 전략으로 채택하였다.

기본 추정 모형은 다음과 같다.

$$Y_{irt} = \beta_0 + \beta_1 X_{irt} + \beta_2 Z_{rt} + \gamma_r + \delta_t + \epsilon_{irt} \quad (\text{식 1})$$

여기서 Y_{irt} 는 지역 r , 시점 t 에 속한 임차인 i 의 임차보증금 비율을 의미하며, X_{irt} 는 반환보증 가입 여부, 정책 변화 변수, 선순위 채권 존재 여부 등 주요 설명 변수를 포함한다. Z_{rt} 는 지역 r 의 시점 t 에서의 거시 통제변수로, 지역 가구소득 및 순이동인구 등 지역별로 상이하게 변동하는 요인을 포함한다. γ_r 는 지역 고정효과(region fixed effects), δ_t 는 시간 고정효과(time fixed effects)를 나타내며, ϵ_{irt} 는 오차항이다.

지역 고정효과는 지역별 선호, 지리적 특성, 제도적 환경 등 시간에 따라 변하지 않는 지역 고유의 특성을 통제한다. 시간 고정효과는 금리 변동, 주택 정책 변화, 경기 변동과 같이 모든 지역에 공통적으로 영향을 미치는 거시적 충격을 통제하는 역할을 한다. 이 두 고정효과를 동시에 포함함으로써 지역과 시간 차원의 관찰되지 않는 이질성을 제거하고, 주요 설명 변수의 효과를 보다 엄밀하게 식별할 수 있다. 다만 지역 고정효과와 시간 고정효과의 조합은 지역별로 상이하게 전개되는 시간 추세(region-specific trend)

를 완전히 통제하지 못할 수 있다는 점에서 결과 해석 시 이 가능성을 유의해야 한다.

본 연구에 포함된 설명변수는 개인 수준 변수와 지역 수준 변수로 구분된다. 선순위 채권 존재 여부와 주택유형(아파트 여부)은 동일 지역 내에서도 물건마다 상이하게 관측되는 개인(물건) 수준의 변수로, 물건 특성에서 비롯되는 개인 간 이질성을 직접 통제한다. 반면 지역 가구소득과 순이동인구는 지역 수준에서 측정된 변수이다. 이 변수들은 개인의 의사결정의 직접적 결정요인으로 해석되는 것이 아니라, 시·도 단위 지역 고정효과만으로는 포착되지 않는 시간가변적(time-varying) 지역 환경을 추가적으로 통제하기 위한 목적으로 포함되었다. 개인의 의사결정은 개인 특성뿐 아니라 해당 지역의 경제 환경 및 주택시장 여건에 의해서도 영향을 받을 수 있으며, 이러한 micro-macro 결합 구조는 노동경제학, 지역경제학 및 부동산경제학 분야의 실증연구에서 널리 활용되는 접근이다(Moulton, 1990).

다만 개인 단위 자료에 지역 수준 변수를 결합하는 분석 구조에서는 동일 지역에 속한 관측치들이 지역 공통 요인을 공유함으로써 오차항 간 공간적 상관성이 구조적으로 발생한다. 또한 동일 시점의 관측치들은 공통 거시 충격을 공유함으로써 시간적 오차 상관도 존재할 수 있다. 이러한 구조에서는 집단 수준 변수의 표준오차가 체계적으로 과소추정될 가능성이 있다는 점이 지적되어 왔다(Moulton, 1990). 이러한 문제를 완화하기 위하여 본 연구에서는 표준오차를 지역과 시점 차원에서 이중 클러스터링(two-way clustered standard errors) 방식으로 추정하였다.

또한 모든 거시 변수는 임차인의 전입 시점을 기준으로 결합하였다. 구체적으로 지역 가구소득 및 순이동인구를 포함하는 지역 거시 변수는 임차인의 전입 시점이 속한 연·월을 기준으로 해당 지역(시·도)의 통계 자료와 매칭하였다. 이는 임차인의 보증금 수준과 임대차 계약 조건이 형성되는 시점이 임차인의 실제 주거 이전 시점과 가장 밀접하게 관련되어 있다고 판단하였기 때문이다.

특히 본 연구는 반환보증의 정책 변화가 임차보증금 비율에 미친 영향을 분석하기 위하여 반환보증 가입 변수와

정책 변화 변수 간의 교호작용항(interaction term)을 포함한 회귀모형을 추정하였다. 아울러 선순위 채권 존재 여부에 따라 표본을 분리한 하위집단 분석을 추가적으로 수행하여 집단 내에서의 처치효과를 독립적으로 확인하였다.

모형 진단 측면에서 교호작용항의 도입은 일반적으로 분산팽창계수(variance inflation factor, VIF)를 증가시킬 수 있다. 그러나 본 연구에서 사용된 변수들의 VIF 값은 1.13에서 1.29 범위로 나타나 다중공선성 문제는 크지 않은 것으로 판단된다.

한편, 회귀분석에 앞서 선순위 채권의 존재 여부에 따른 보증금 비율과 반환보증 가입 여부 간의 차이를 기초적으로 확인하기 위해 독립표본 *t*-검정과 카이제곱 검정을 수행하였다. 이는 선행연구 및 연구질문에서 제기된 집단 간 차이를 사전적으로 검증하고, 이후 회귀분석 결과 해석을 위한 기초적 근거를 마련하기 위함이다.

V. 연구 결과

1. 선순위 채권 존재 여부에 따른 차이

〈표 7〉은 임차인이 전입한 부동산에 설정된 선순위 채권의 존재 여부에 따른 임차보증금 비율의 차이를 검정한 결과를 제시한다.

두 집단 간 분산의 동질성을 검정하기 위하여 등분산성 검정(Levene's test)을 실시한 결과, 집단 간 분산이 유의하게 이질적인 것으로 나타났다($F=35,661.07, p<0.001$). 이에 따라 등분산을 가정하지 않는 Welch의 *t*-검정(Welch's *t*-test)을 이용하여 두 집단 간 평균 차이를 검정

〈표 7〉 선순위 채권 존재 여부와 보증금 비율 차이

변수	선순위 채권 부재 (n=25,754)	선순위 채권 존재 (n=23,214)	<i>t</i> -값
보증금 비율	92.51 (24.03)	40.83 (27.41)	220.76***

주: 1) ()는 표준편차.
2) *** $p<0.001$.

하였다.

분석 결과, 선순위 채권이 부재한 그룹의 임차보증금 비율은 평균 92.51%(표준편차 24.03)로 나타났으며, 선순위 채권이 존재하는 그룹의 평균 40.83%(표준편차 27.41)에 비해 통계적으로 유의하게 높은 수준을 보였다($t=220.76, p<0.001$). 두 집단 간 평균 차이는 51.68%p로 나타났다.

이러한 결과는 선순위 채권이 부재한 경우 임차인의 보증금이 주택 매입 자금의 상당 부분을 대체하는 전세 계약 구조가 형성될 가능성이 높은 반면, 선순위 채권이 존재하는 경우에는 보증금 규모가 상대적으로 작은 월세 형태의 계약이 체결될 가능성이 높기 때문으로 해석된다.

〈표 2〉는 선순위 채권의 존재 여부에 따라 반환보증 가입 비율에 차이가 존재하는지를 확인하기 위해 교차표 분석과 카이제곱 검정(Chi-square test)을 실시한 결과이다.

분석 결과, 선순위 채권이 부재한 경우 반환보증 가입 비율은 46.5%로 나타났으며, 선순위 채권이 존재하는 경우의 9.1%보다 37.4%p 높은 수준을 보였다. 카이제곱 검정 결과 두 집단 간 비율 차이는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다($\chi^2(1)=8,310.35, p<0.001$).

이러한 결과는 선순위 채권이 존재하는 경우 반환보증 가입 시 선순위 채권 비율 제한 등 가입 요건이 상대적으로 엄격하게 적용되며(최종훈, 2021), 보증금 규모가 작은 월세 계약의 경우 반환보증 가입 유인이 상대적으로 낮기 때문으로 해석된다.

2. 반환보증과 보증금 비율

〈표 8〉은 채무불이행이 발생한 사례를 대상으로 부동산 감정이 대비 임차인의 보증금 비율에 영향을 미치는 요인을 이원 고정효과 모형을 통해 추정된 결과를 제시한다. 모든 모형은 시·도 단위 지역 고정효과와 연·월 단위 시간 고정효과를 포함한다.

먼저 모형(1)의 결과를 보면 '선순위 채권 부재' 변수의 추정 계수는 44.82($t=17.00$)로 나타나 선순위 채권이 존재하는 경우에 비해 임차보증금 비율이 평균적으로 약 44.82%p 높은 수준과 관련되어 있음을 보여준다. 이는 표

〈표 8〉 임차보증금 비율에 영향을 미치는 요인 분석

임차보증금 비율(%)			
	모형(1)	모형(2)	모형(3)
선순위 채권 부재	44.82*** (17.00)	40.42*** (18.48)	39.88*** (19.76)
반환보증		15.76*** (11.75)	15.68*** (10.41)
아파트	-5.05* (-1.78)		-5.44** (-2.03)
가구소득			0.01*** (2.82)
순이동인구			-0.11** (-1.98)
관측치 수	48,968	48,968	48,968
지역 수	17	17	17
시점 수	167	167	167
Within R ²	0.43	0.46	0.43
지역(시·도) 고정효과	YES	YES	YES
시간(연·월) 고정효과	YES	YES	YES

주: 1) ()는 t -값. 표준오차는 지역 및 시점 두 차원에서 이중 클러스터링.

2) * $\rho < 0.10$, ** $\rho < 0.05$, *** $\rho < 0.01$.

본 평균 보증금 비율(68.01%)을 고려할 때 상당히 큰 규모의 차이에 해당한다.

‘아파트’ 변수의 계수는 -5.05($t=-1.78$)로 나타나 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 아파트 유형 주택의 임차보증금 비율이 기타 공동주택에 비해 평균적으로 약 5%p 낮은 수준과 관련되어 있음을 의미한다.

본 연구의 핵심 관심 변수인 ‘반환보증’ 변수는 모형(2)와 모형(3)에서 모두 양(+)의 유의한 계수를 보였다. 모형(2)에서 반환보증의 계수는 15.76($t=11.75$)으로 나타나 반환보증을 가입한 임차인의 보증금 비율이 평균적으로 약 15.76%p 높은 수준과 관련되어 있음을 보여준다.

모형(3)에서는 아파트, 가구소득, 순이동인구 변수를 추가로 통제하였으며, 반환보증의 계수는 15.68($t=10.41$)로 소폭 감소하였으나 통계적 유의성은 유지되었다. 이는 반환보증과 보증금 비율 간의 양(+)의 관계가 추가 통제변수

를 포함한 이후에도 비교적 안정적으로 나타남을 시사한다.

통제변수의 경우 가구소득은 보증금 비율과 유의한 양(+)의 관련성을 보였으며, 순이동인구는 음(-)의 관련성을 나타냈다. 특히 순이동인구의 계수는 -0.11로, 순이동인구가 1천 명 증가할 때 보증금 비율이 평균적으로 약 0.11%p 낮아지는 경향이 확인되었다.

한편 금리, GDP 등 거시경제 변수는 시간 고정효과를 통해 간접적으로 통제하였다. 모형의 설명력은 Within R² 기준 0.43~0.46 수준으로 나타나 반환보증 가입 여부와 선순위 채권 부재가 보증금 비율 결정에 중요한 설명요인임을 시사한다.

3. 반환보증 대중화와 가입 정책의 변화

본 연구는 실증분석(〈표 8〉 참조)을 통해 반환보증 가입과 임차보증금 비율 간에 유의한 양(+)의 관련성이 존재함을 확인하였다. 그러나 반환보증 가입 여부가 보증금 비율에 영향을 미칠 뿐 아니라, 보증금 비율이 높은 임차인이 반환보증 가입을 선택할 가능성도 존재한다는 점에서 역인과(reverse causality)의 문제가 제기될 수 있다.

이에 따라 잠재적 역인과 문제를 완화하고 분석 결과의 해석을 보완하기 위해 본 연구는 반환보증 제도가 본격적으로 확산된 시점을 기준으로 사전·사후 비교 분석을 수행하였다. 또한 반환보증 보증한도가 축소된 정책 변화 시점(2023년 5월)을 기준으로 정책 변화 이전(정책변화=0)과 이후(정책변화=1)를 구분하여 추가적인 비교 분석을 실시하였다.

이러한 시계열적 구분은 반환보증에 대한 시장 인식이 낮아 자발적 가입이 제한적이었던 초기 단계에서는 반환보증과 보증금 비율 간의 관련성이 상대적으로 약하게 나타났을 가능성이 있다는 가정에 기반한다.

따라서 반환보증 제도 대중화 이전과 이후의 임차보증금 비율 변화를 비교함으로써 반환보증 가입의 확산과 보증금 구조 변화 간의 관계를 보다 구체적으로 검토하였다. 특히 반환보증 보증한도가 정책적으로 축소된 외생적 제도

변화를 활용하여 반환보증과 보증금 비율 간 관계에 대한 인과적 해석의 신뢰성을 보완적으로 점검하고자 하였다.

〈표 9〉는 반환보증 상품의 대중화 이전과 이후 전입한 임차인의 보증금 비율 차이를 Welch의 *t*-검정을 통해 분석한 결과를 제시한다. 분석 대상은 정책 변화 이전에 전입한 임차인으로 한정하였다.

분석 결과, 반환보증 대중화 이전에 전입한 임차인의 평균 보증금 비율은 64.53%(표준편차 29.69)로 나타났으며, 대중화 이후 전입자의 평균은 69.32%(표준편차 36.74)로 나타났다. 두 집단 간 평균 차이는 약 4.79%p로 확인되었으며, 이러한 차이는 통계적으로 유의하였다($t=10.54, p<0.001$). 이는 반환보증의 대중화 이후 임차보증금 비율이 이전 시기에 비해 상대적으로 높은 수준으로 형성되었음을 시사한다.

〈표 10〉은 동일한 방법으로 반환보증 보증한도 축소 정책 전후 임차인의 보증금 비율 차이를 Welch의 *t*-검정을 통해 분석한 결과를 제시한다.

분석 결과, 정책 변화 이전에 전입한 임차인의 평균 보증금 비율은 69.32%(표준편차 36.74)로 나타났으며, 정책 변화 이후 전입자의 평균은 25.31%(표준편차 26.25)로 나타났다. 두 집단 간 평균 차이는 -44.01%p로 확인되었으며, 이

〈표 9〉 반환보증 대중화 전후 비교

변수	대중화 전 (n=5,043)	대중화 후 (n=43,016)	<i>t</i> -값
보증금 비율	64.53 (29.69)	69.32 (36.74)	10.54***

주: 1) ()는 표준편차. Welch의 *t*-검정 사용.
2) *** $p<0.001$.

〈표 10〉 정책변화 임차보증금 비율 차이

변수	정책변화 전 (n=43,016)	정책변화 후 (n=909)	<i>t</i> -값
보증금 비율	69.32 (36.74)	25.31 (26.25)	-49.53***

주: 1) ()는 표준편차.
2) Welch의 *t*-검정 사용.
3) *** $p<0.001$.

러한 차이는 통계적으로 유의하였다($t=-49.53, p<0.001$).

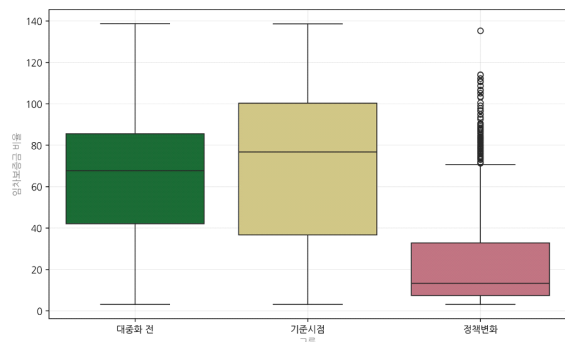
이는 반환보증 보증한도 축소 정책 이후 임차보증금 비율이 이전 시기에 비해 크게 낮아졌음을 보여주며, 정책 변화 이후 임차보증금 비율 구조의 변화를 보여준다.

〈그림 4〉는 반환보증 상품의 대중화 시점과 보증한도 변화 전후에 따른 임차보증금 비율 분포의 변화를 박스플롯(box plot)으로 시각화한 것이다.

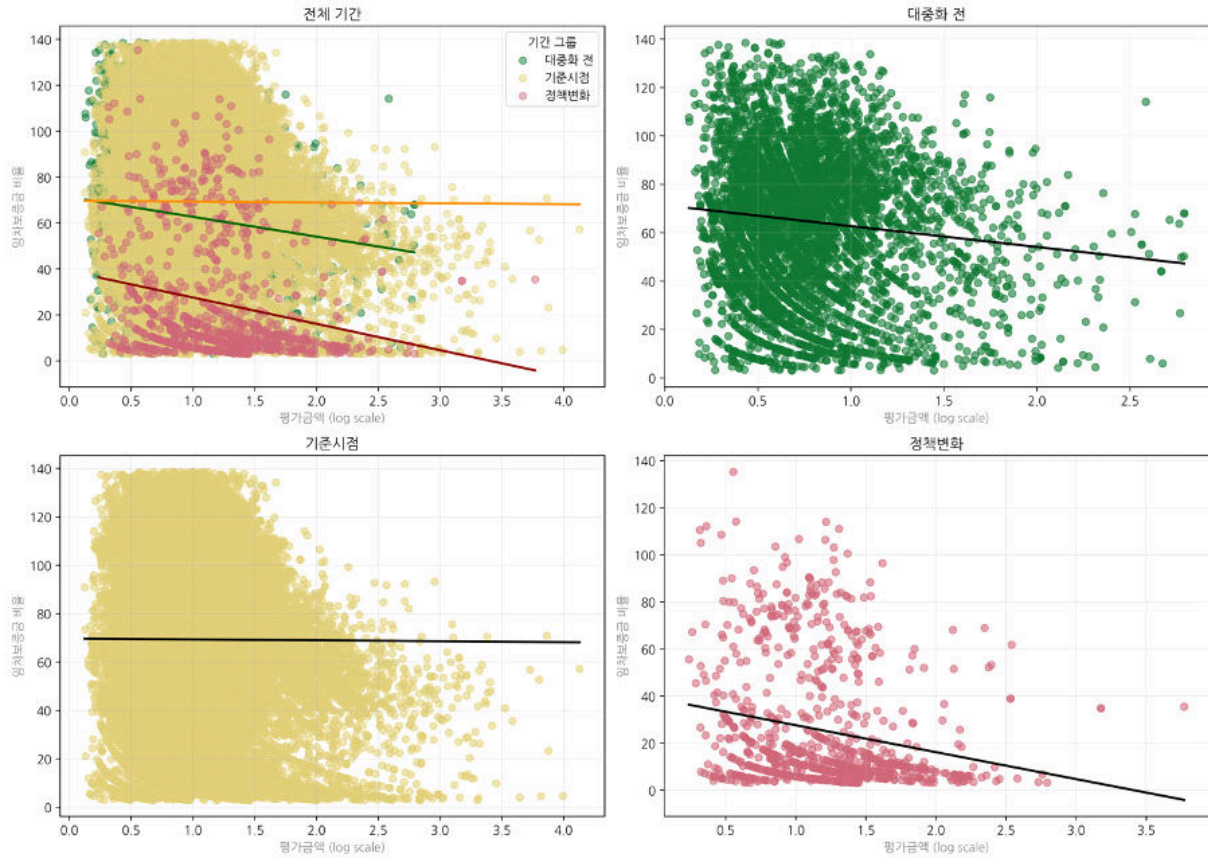
분석 결과, 반환보증 대중화 이전 시점의 임차보증금 비율은 중앙값이 67.60, 제1사분위수는 42.07, 제3사분위수는 85.55로 나타났다. 반환보증이 대중화된 이후에는 중앙값이 76.66, 제1사분위수 36.59, 제3사분위수 100.24로 변화하여 중앙값과 상위 분위수에서 보증금 비율이 상승한 것으로 확인된다. 한편 반환보증 보증한도가 축소된 정책 변화 이후 시점에서는 중앙값이 13.32, 제1사분위수 7.38, 제3사분위수 32.79로 나타나 이전 시기에 비해 임차보증금 비율이 크게 감소한 것으로 나타났다.

이러한 변화는 정책 변화 이후 임대차 시장에서 상대적으로 보증금 규모가 낮은 계약의 비중이 증가한 것과 관련 될 가능성을 시사한다(박초롱, 2025).

〈그림 5〉는 시점별로 임차인의 보증금 비율과 부동산 평가금액 간의 관계를 산점도로 시각화한 결과이다. 부동산 평가금액은 감정가의 금액 규모 차이와 일부 극단값에 의한 시각적 왜곡을 완화하고, 전체 분포의 특성을 보다 명확하게 나타내기 위해 $\log(1+\text{억 원})$ 변환을 적용하였다. 반면 임차보증금 비율은 원자료 값을 그대로 사용하였다.



〈그림 4〉 시점별 임차보증금 비율 분포



〈그림 5〉 평가금액에 따른 시점별 임차보증금 비율 분포

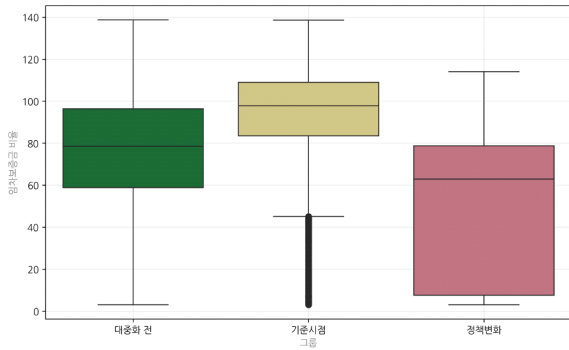
시각화 결과, 반환보증 대중화 이전과 정책 변화 이후 시점에서는 공통적으로 저가 부동산에 상대적으로 높은 임차보증금 비율이 집중되는 반면, 고가 부동산일수록 임차보증금 비율이 낮아지는 경향이 관찰된다. 이러한 패턴은 고가 주택의 경우 임차인의 자금 조달 방식에서 대출 또는 자가자본 활용 비중이 상대적으로 높거나, 월세 중심 계약이 더 많이 선택되는 시장 구조와 관련될 가능성을 시사한다. 반면 반환보증이 대중화되었으나 정책 변화 이전에 해당하는 기준 시점에서는 부동산 평가금액의 크기와 관계없이 비교적 일정한 수준의 보증금 비율이 유지되는 분포가 나타난다.

그러나 이러한 분포에는 선순위 채권의 존재 여부에 따른 계약 구조의 차이가 함께 반영되어 있을 가능성이 있다. 따라서 보다 명확한 해석을 위해 선순위 채권 부재 집단을

대상으로 동일한 시각화 분석을 추가적으로 수행하였다.

〈그림 6〉은 선순위 채권 부재 집단의 시점별 임차보증금 비율 분포를 박스플롯으로 나타낸 것이다. 분석 결과, 반환보증 대중화 이전 시점의 중앙값은 78.50, 제1사분위수는 58.78, 제3사분위수는 96.38로 나타났다. 반환보증 가입이 확대된 기준 시점에서는 중앙값이 97.73으로 상승하였으며, 제1사분위수와 제3사분위수 역시 각각 83.43과 108.99로 증가하였다. 이는 〈그림 4〉에서 확인된 결과와 유사하게 보증금 비율 분포 전반이 상향 이동한 패턴을 보여준다. 한편 정책 변화 이후 시점에서는 중앙값이 62.86, 제1사분위수 7.53, 제3사분위수 78.75로 나타나 이전 시기에 비해 보증금 비율 분포가 전반적으로 낮아진 것으로 확인된다.

〈그림 7〉은 선순위 채권 부재 집단의 시점별 임차보증금



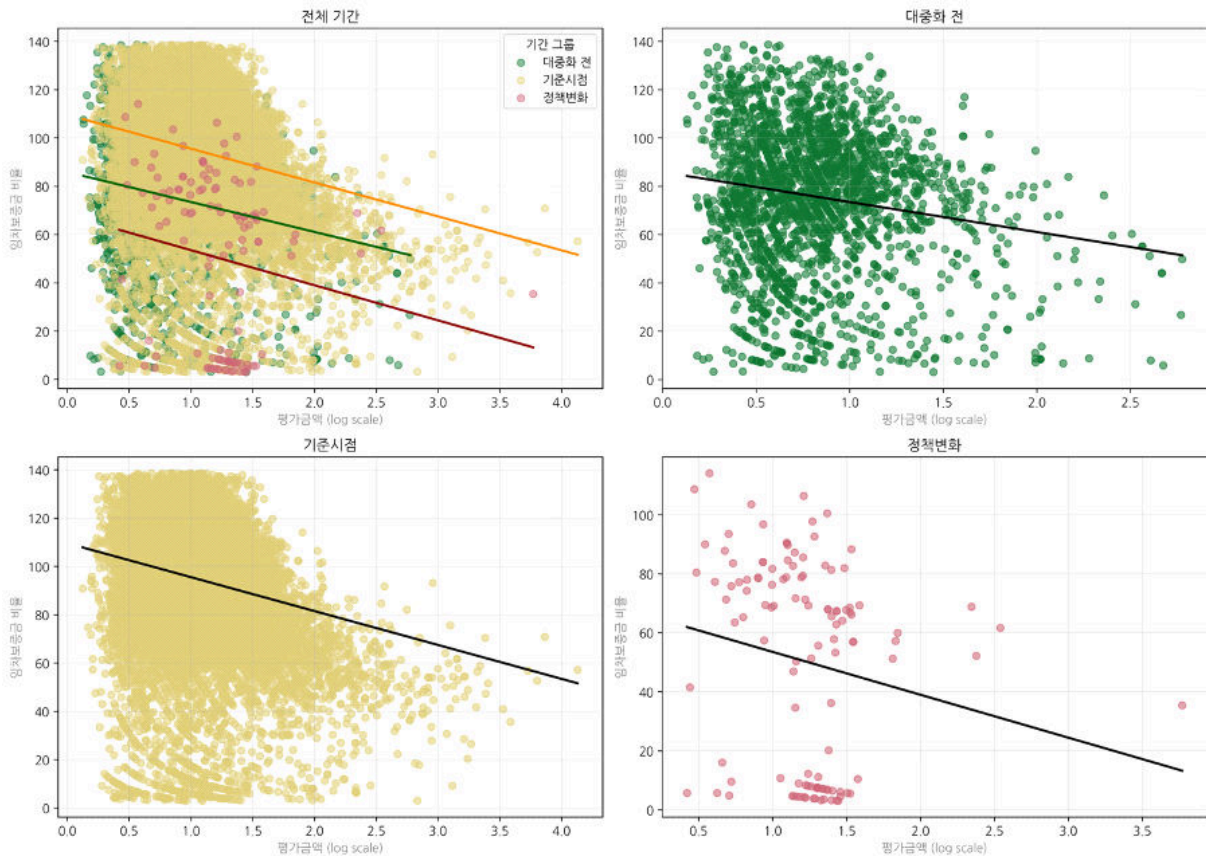
〈그림 6〉 선순위 채권 부재 그룹의 시점별 임차보증금 비율 분포

비율과 부동산 평가금액 간의 관계를 산점도와 추세선을 통해 나타낸 결과이다. 분석 결과 모든 시점에서 부동산 평가금액이 증가할수록 보증금 비율이 감소하는 음(-)의 관계가

관찰된다. 이는 상대적으로 저가 주택에서 높은 보증금 비율이 형성된다는 선행연구 결과와도 일치하는 패턴이다.

다만 시점별 추세선의 절편과 기울기에서는 차이가 나타난다. 반환보증이 대중화된 기준 시점에서는 추세선의 절편이 약 109.60으로 상승하여 대중화 이전 시점(절편 약 85.86)에 비해 전반적으로 높은 보증금 비율이 형성된 것으로 나타났다. 특히 저가 주택 구간에서 보증금 비율이 높게 나타나는 경향이 확인된다.

반면 정책 변화 이후 시점에서는 추세선의 절편이 약 68.05 수준으로 낮아지면서 보증금 비율이 전반적으로 감소하는 패턴이 나타난다. 또한 평가금액이 증가할수록 보증금 비율이 감소하는 경향이 보다 가파르게 나타나 정책 변화 이후 전세 계약 구조가 이전 시기에 비해 조정되었을 가능성을 시사한다.



〈그림 7〉 선순위 채권 부재 그룹의 시점별 임차보증금 비율 분포: 산점도 분석

〈표 11〉은 반환보증 가입과 정책 변화가 임차보증금 비율에 미친 영향을 고정효과 모형을 통해 추정된 결과를 제시한다.

모형(1)은 반환보증 가입과 정책 변화 간 상호작용 효과를 우선적으로 검증한 결과이다. 분석 결과, 선순위 채권이 부재한 경우 임차인의 보증금 비율은 평균적으로 약 40.61%p 높은 것으로 나타났으며($t=17.98$), 이는 임차보증금이 주택 매입자금으로 활용되는 전세 계약 구조의 특성을 반영하는 결과로 해석된다. 또한 반환보증 가입 변수는 보증금 비율과 통계적으로 유의한 양(+)의 관련성을 보였으며, 반환보증에 가입한 경우 보증금 비율이 평균적으로 약 15.78%p 높은 것으로 나타났($t=11.97$).

한편 반환보증과 정책 변화 간 상호작용항의 추정계수는 -21.47로 나타나 통계적으로 유의하였다($t=-2.55$). 이

〈표 11〉 반환보증과 정책변화가 임차보증금 비율에 미친 영향

	임차보증금 비율(%)	
	모형(1)	모형(2)
선순위 채권 부재	40.61*** (17.98)	40.06*** (19.21)
반환보증	15.78*** (11.97)	15.70*** (10.59)
아파트		-5.41** (-2.02)
가구소득		0.01*** (2.88)
순이동인구		-0.10** (-2.03)
반환보증 × 정책변화	-21.47** (-2.55)	-20.32*** (-2.60)
관측치 수	48,968	48,968
지역 수	17	17
시점 수	167	167
Within R ²	0.47	0.44
지역(시·도) 고정효과	YES	YES
시간(연·월) 고정효과	YES	YES

주: 1) ()는 t -값. 표준오차는 지역 및 시점 두 차원에서 이중 클러스터링.

2) ** $\alpha < 0.05$, *** $\alpha < 0.01$.

는 정책 변화 이후 반환보증 가입이 임차보증금 비율에 미치는 효과가 감소했음을 의미한다. 구체적으로 정책 변화 이후 반환보증의 순효과는 $15.78-21.47=-5.69\%$ p로 나타나, 정책 변화 이전에는 반환보증 가입이 보증금 비율을 높이는 방향으로 작용하였으나 정책 변화 이후에는 그 효과가 약화되거나 반전되었을 가능성을 시사한다.

모형(2)는 추가적인 통제변수를 포함하여 모형(1)을 확장한 결과이다. 분석 결과 아파트 변수는 임차보증금 비율과 통계적으로 유의한 음(-)의 관련성을 보였으며(-5.41%p, $t=-2.02$), 순이동인구 변수는 보증금 비율과 통계적으로 유의한 음(-)의 관련성을 보였다(-0.10%p, $t=-2.03$). 이는 순이동인구가 1천 명 증가할 때 임차보증금 비율이 평균적으로 약 0.10%p 감소하는 경향이 있음을 의미한다.

반면 가구소득 변수는 임차보증금 비율과 유의한 양(+)의 관련성을 나타냈다(0.01%p, $t=2.88$). 이는 지역의 평균 가구소득이 1만 원 증가할 때 임차보증금 비율이 약 0.01%p 상승하는 수준의 관련성을 의미한다.

통제변수를 포함한 모형(2)의 Within R²는 0.44로 나타났으며, 이는 모형(1)의 설명력(0.47)과 비교할 때 큰 차이는 없는 수준이다. 전반적으로 이러한 결과는 반환보증 제도의 효과가 정책 변화 이후 실질적으로 나타났음을 시사한다.

〈표 12〉는 임차보증금 비율에 중요한 영향을 미치는 선순위 채권 존재 여부를 기준으로 표본을 이분화하여 반환보증 가입 여부와 정책 변화의 효과가 집단별로 어떻게 달라지는지를 분석한 결과를 제시한다.

모형(1)은 선순위 채권이 존재하는 집단을 대상으로 분석한 결과이다. 반환보증 변수의 추정계수는 23.39($t=16.44$)로 나타나, 선순위 채권이 존재하는 경우에도 반환보증 가입은 임차인의 보증금 비율 증가와 통계적으로 유의한 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 확인되었다. 한편 반환보증과 정책변화 간 상호작용항의 계수는 -18.61($t=-2.86$)로 나타나 정책 변화 이후 반환보증의 임차보증금 증가 효과가 일부 약화되는 것으로 확인되었다. 이에 따라 정책 변화 이후 반환보증의 순효과는 약 4.78%p 수준의 증가로 축소

〈표 12〉 선순위 채권 존재 여부에 따른 정책변화 효과

임차보증금 비율(%)		
	모형(1) [선순위 채권 존재]	모형(2) [선순위 채권 부재]
반환보증	23.39*** (16.44)	9.72*** (18.27)
아파트	-2.74 (-1.01)	-9.92*** (-3.15)
가구소득	0.01** (2.30)	0.01*** (2.97)
순이동인구	-0.32*** (-3.79)	0.03 (0.45)
반환보증 × 정책변화	-18.61*** (-2.86)	-46.93*** (-14.35)
관측치 수	23,214	25,754
지역 수	17	17
시점 수	167	162
Within R ²	-0.04	0.10
지역(시·도) 고정효과	YES	YES
시간(연·월) 고정효과	YES	YES

주: 1) ()는 *t*-값. 표준오차는 지역 및 시점 두 차원에서 이중 클러스터링.
2) ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

되는 것으로 해석된다.

통계변수를 포함한 결과를 보면, 아파트 변수는 통계적으로 유의하지 않았으며, 순이동인구 변수는 보증금 비율과 유의한 음(-)의 관련성을 보였다(-0.32, $p < 0.01$). 이는 순이동인구가 증가할수록 보증금 비율이 다소 낮아지는 경향이 있음을 의미한다. 반면 가구소득 변수는 보증금 비율과 유의한 양(+)의 관련성을 보여(0.01, $p < 0.05$) 지역의 평균 소득 수준이 높을수록 보증금 비율이 상승하는 경향이 확인되었다.

모형(2)는 선순위 채권이 부재한 그룹을 대상으로 동일한 분석을 수행한 결과이다. 반환보증의 추정계수는 9.72 ($t=18.27$)로 나타나 반환보증 가입이 임차보증금 비율 증가와 유의한 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 확인되었다. 그러나 반환보증 × 정책변화 상호작용항의 계수는 -46.93 ($t=-14.35$)으로 크게 나타나 정책 변화 이후 반환보증 가

입 임차인의 보증금 비율이 크게 감소하는 것으로 확인되었다.

이를 종합하면 정책 변화 이후 반환보증의 순효과는 약 -37.21%로 나타나 반환보증이 오히려 보증금 비율 감소와 관련되는 결과가 나타났다.

통계변수 결과를 보면 아파트 변수는 보증금 비율을 유의하게 낮추는 것으로 나타났으며(-9.92, $p < 0.01$), 이는 모형(1)과 대비되는 결과이다. 가구소득 변수는 두 모형 모두에서 보증금 비율을 유의하게 증가시키는 요인으로 나타났으며, 순이동인구 변수는 선순위 채권 부재 집단에서는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

한편 본 분석은 표본을 분할함에 따라 모형의 설명력은 전체 표본을 사용한 모형에 비해 다소 낮게 나타났다. 이는 선순위 채권 변수가 모형에서 제거되고 동시에 표본 규모가 감소한 데 따른 자연스러운 결과로 해석할 수 있다. 그럼에도 불구하고 선순위 채권 존재 여부에 따라 반환보증 정책 효과가 서로 다르게 나타난다는 점을 직접적으로 확인할 수 있다는 점에서 중요한 의미를 가진다.

마지막으로 〈표 13〉은 반환보증의 대중화 이후부터 정책 변화 이전까지의 기간을 기준시점으로 설정하여, 반환보증 대중화와 정책 변화가 임차보증금 비율에 미친 영향을 분석한 결과를 제시한다.

분석 결과, 이전의 전체 모형과 유사하게 반환보증 가입 변수와 선순위 채권 부재 변수는 모두 임차보증금 비율과 통계적으로 유의한 양(+)의 관련성을 보였다. 특히 선순위 채권이 부재한 경우 임차인의 보증금 비율은 평균적으로 약 43.87%p 높은 것으로 나타났다(모형(1) 기준).

한편 교호작용항을 통해 시점별 차이를 살펴본 결과, 선순위 채권 부재 × 대중화 이전항의 추정계수는 -23.63 ($t=-7.28$), 선순위 채권 부재 × 정책변화 이후 항의 계수는 -23.90 ($t=-2.85$)으로 나타났다. 이는 기준시점과 비교할 때 대중화 이전 및 정책 변화 이후 시점에서 선순위 채권 부재 집단의 임차보증금 비율이 각각 약 24%p 낮은 수준으로 나타났음을 의미한다. 다시 말해, 반환보증이 대중화된 기준 시점에서 선순위 채권 부재 집단의 임차보증금 비율이 상대적으

〈표 13〉 반환보증 대중화 및 정책 변화가 임차보증금 비율에 미친 영향

임차보증금 비율(%)		
	모형(1)	모형(2)
선순위 채권 부재	43.87*** (18.46)	43.29*** (19.67)
반환보증	14.63*** (12.35)	14.57*** (10.43)
아파트		-5.22* (-1.93)
가구소득		0.01*** (3.11)
순이동인구		-0.13** (-2.35)
선순위 채권 부재 × 대중화 이전	-23.63*** (-7.28)	-23.29*** (-7.75)
선순위 채권 부재 × 정책변화	-23.90*** (-2.85)	-22.71*** (-2.93)
관측치 수	48,968	48,968
지역 수	17	17
시점 수	167	167
집단내 결정계수(Within R ²)	0.46	0.41
지역(시·도) 고정효과	YES	YES
시간(연·월) 고정효과	YES	YES

주: 1) ()는 t -값. 표준오차는 지역 및 시점 두 차원에서 이중 클러스터링.

2) * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

로 높은 수준으로 형성된 것으로 해석할 수 있다.

모형(2)에서는 아파트, 가구소득, 순이동인구 등의 통제 변수를 추가하였음에도 두 교호작용항의 계수는 모형(1)과 유사한 수준을 유지하였으며, t -값은 오히려 증가하여 변수의 통계적 유의성이 더욱 뚜렷하게 나타났다.

이러한 결과는 단순히 보증금 비율이 높은 임대차 계약을 체결한 임차인이 반환보증을 가입했을 가능성, 즉 선택 편향(selection bias)에 의해 관찰된 결과라기보다는, 반환보증 제도의 존재와 가입 가능성에 대한 시장 인식 자체가 임차인의 임대차 계약 구조에 영향을 미쳤을 가능성을 시사한다.

VI. 요약 및 시사점

본 연구는 임차보증금 채무불이행이 발생한 사례를 대상으로, 다음과 같은 연구질문을 중심으로 실증분석을 수행하였다.

첫째, 선순위 채권 부재 집단과 존재 집단 간 반환보증 가입 비율에 차이가 존재하는가?

둘째, 반환보증 가입 여부는 임차보증금 비율과 어떠한 관련성을 가지는가?

셋째, 반환보증의 대중화 및 정책 변화는 임차인의 보증금 비율에 영향을 미쳤는가?

이를 통해 반환보증과 임차보증금 비율 간의 관계를 실증적으로 분석하고, 정책 변화에 따른 잠재적 효과를 탐색하였다.

주요 분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 선순위 채권이 부재한 임차인 집단에서 반환보증 가입 비율이 통계적으로 유의하게 높게 나타났다. 이는 선순위 채권이 존재하는 경우, 임차보증금 규모가 상대적으로 작은 보증부 월세 형태로서 최우선변제권을 가지는 소액임차인에 해당할 가능성이 높고, 이에 따라 반환보증의 필요성이 낮거나 보증한도 및 가입 요건 측면에서 제약이 작용했을 가능성을 시사한다.

둘째, 반환보증 가입은 임차인의 보증금 비율과 통계적으로 유의한 양(+)의 관련성을 보였다. 이원고정효과모형 분석 결과, 이러한 양(+)의 연관성은 선순위 채권의 존재 여부와 무관하게 일관되게 나타났다.

셋째, 정책 변화 이후 반환보증과 임차보증금 비율 간의 관계는 이전과는 다른 방향으로 나타났다. 구체적으로, 정책 변화 이후에는 반환보증이 보증금 비율과 음(-)의 관련성을 보이는 양상이 관찰되었다.

선순위 채권 존재 여부에 따라 집단을 구분하여 분석한 결과에서도 동일하게 선순위 채권이 부재한 집단에서는 정책 변화 이후에 반환보증과 보증금 비율 간의 음(-)의 관련성이 관찰되었다. 반면 선순위 채권이 존재하는 집단에서는 양(+)의 관련성이 나타나 정책변화 이후 반환보증과 보

증금 비율 간의 관계가 집단별로 상이하게 나타날 가능성을 시사한다.

넷째, 반환보증의 대중화 시기에는 선순위 채권이 부재한 집단에서 보증금 비율과의 양(+)의 관련성이 보다 뚜렷하게 나타났다. 대중화 이전 시점과 비교할 때, 기준시점(대중화 이후부터 정책변화 이전까지)에는 임차보증금 비율이 통계적으로 유의하게 높은 수준으로 관찰되었으며, 정책변화 이후에는 다시 대중화 이전과 유사한 수준으로 나타나는 경향이 확인되었다.

다섯째, 통제변수를 포함한 분석 결과, ‘아파트’와 ‘순이동인구’는 임차보증금 비율과 통계적으로 유의한 음(-)의 관련성을 보인 반면, ‘가구소득’은 양(+)의 관련성을 나타내는 것으로 확인되었다.

이상의 분석 결과는 반환보증 가입이 임차보증금 비율과 유의한 양(+)의 관련성을 보이며, 특히 선순위 채권이 부재한 집단에서 이러한 관계가 보다 뚜렷하게 나타남을 보여준다. 또한 반환보증과 임차보증금 비율 간의 관계는 반환보증의 확산 시기와 정책 변화 시점에 따라 그 양상이 상이하게 나타날 가능성을 시사한다. 이러한 결과는 정책 환경의 변화에 따라 임차인의 임대차 계약 구조 선택과 관련된 행태적 반응이 달라질 수 있음을 보여주는 하나의 단서로 해석될 수 있다.

따라서 반환보증의 보증한도를 주택 가격 대비 일정 비율로 제한하는 현행 정책은 고위험 전세의 위험 관리 및 채무불이행 발생 시 보증금 회수 구조와 관련하여 일정한 역할을 수행할 가능성이 있다. 다만 본 연구는 채무불이행이 발생한 일부 관측자료에 기반한 분석이므로, 해당 정책의 인과적 효과를 확정적으로 판단하기에는 한계가 있으며, 이에 대해서는 추가적인 연구가 필요하다.

1. 정책적 제언

본 연구는 연구 결과를 바탕으로, 보증금 채무불이행으로부터 임차인을 보호하고, 전세제도 및 반환보증 제도의 지속가능한 운영을 도모하기 위해 다음과 같은 정책적 제

언을 제시한다.

첫째, 임대차 계약 체결 이전 단계에서 임차인이 해당 부동산의 반환보증 가입 가능 여부를 필수로 확인할 수 있는 제도적 장치의 구축이 필요하다. 이는 실제 보증 가입 여부와는 무관하게, 임차인이 계약 체결 전 반환보증 가입 가능성을 충분히 인지하고 판단할 수 있도록 하는 최소한의 보호 장치로 기능할 수 있다. 실무적으로는 공인중개사가 반환보증 가입 가능성에 대한 확인 및 설명 의무를 부담하도록 제도화하는 방안도 고려해볼 수 있다.

둘째, 반환보증의 담보인정비율에 따른 보증료율 차등 적용에 따라 반환보증 가입 과정에서 임차인이 LTV(loan to value) 80 초과 구간에 분류되어 높은 수준의 보증료가 부과되는 경우, 해당 비용을 임대인이 일부 또는 전액 부담하도록 하는 제도적 개선이 요구된다. 이는 보증료에 대한 비용 부담이 임차인에게 일방적으로 전가되는 구조를 완화하고, 고위험 전세계약에 대한 책임을 임대인에게도 적절히 분담시키는 효과를 기대할 수 있다.

셋째, 계약 갱신 시점을 기준으로 일정 기간(예: 6개월) 이전에 시장 상황의 변동, 특히 역전세와 같은 위험 요인이 예측될 경우, 임차인이 조기에 위험을 인지하고 월세와 같은 대안적 계약 형태를 고려할 수 있도록 관련 정보 제공과 사전 대응 체계를 마련할 필요가 있다.

2. 연구의 한계점

본 연구는 보증금 채무불이행이 발생하여 경매 절차로 이행된 주택을 대상으로 분석을 수행하였다. 이러한 표본은 반환보증이 실제로 작동하는 손실 발생 구간을 직접적으로 관찰할 수 있다는 점에서 정책적 함의를 도출하는 데 강점을 지닌다. 그러나 무사고 계약을 포함한 전체 임대차 계약 시장을 완전히 대표한다고 보기는 어렵다는 점에서 연구 결과를 모든 전세보증금 반환보증 가입자에게 일반화하는 데에는 일정한 한계가 존재한다.

다만 기존 연구가 주로 보증기관의 대위변제 사례 데이터를 활용하여 보증사고 발생 요인을 분석하는 데 초점을

두어온 것과 달리, 본 연구는 보증사고를 포함한 전세사고 사례 전반을 포괄하는 경매 데이터를 활용하여 임차보증금 비율과 반환보증 간의 관계를 실증적으로 확인하였다는 점에서 의의를 가진다.

또한, 본 연구는 2023년 5월 정책 변화를 중심으로 정책 변화 전후의 단기적 효과 분석에 초점을 맞추었기 때문에 반환보증 정책 변화의 장기적인 효과나 임대차 시장의 동태적 조정 과정을 충분히 반영하지 못하였다는 한계를 가진다. 반환보증 정책 개편 이후 임차인의 계약 행태 변화, 임대차 시장의 구조적 변화, 위험 관리 체계의 적응 과정 등은 시간이 경과함에 따라 점진적으로 나타날 가능성이 있으므로, 향후 연구에서는 보다 장기적인 관점에서 정책 변화의 효과를 분석할 필요가 있다.

이러한 한계를 보완하기 위해 향후 연구에서는 전세사고 여부와 무관하게 전세 임대차 계약을 포괄하는 표본을 구축하여 무사고 계약을 포함한 시장 전반의 특성을 함께 분석할 필요가 있다. 이를 통해 보증금 채무불이행 발생 집단에 대한 반환보증을 차별적 효과뿐만 아니라, 제도의 보편적 영향과 위험 완화 기능을 보다 정교하게 평가할 수 있을 것이다. 아울러 정책 변화 이후 일정 기간 이상의 장기 데이터를 활용하여 시간의 경과에 따른 임대차 시장의 구조적 조정 과정을 추적하는 후속 연구가 요구된다.

참고문헌

- 강응환, 김재환. (2024). 부동산 거래질서 확립을 위한 전세시장 안정화 대책 방안. *아시아태평양융합연구 교류논문지*, 10(3), 259-275.
- 국토교통부. (2023a). *감정평가 실무기준* (국토교통부 고시 제2023-522호). 국토교통부.
- 국토교통부. (2023b.2.2.). *전세사기 예방 및 피해지원 방안*. <https://www.korea.kr/briefing/pressReleaseView.do?newsId=156550481>
- 국토교통부. (2023c.12.20.). *주택법 및 주택도시금융법 개정안, 국회 본회의 통과*. https://www.molit.go.kr/USR/NEWS/m_72/dtl.jsp?lcmspage=1&id=95089183
- 김기중, 강현도, 고승욱. (2023). 주택의 물리적 특성과 근린환경 특성이 고위험 전세가율에 영향을 미치는가?: 깡통전세 여부를 중심으로. *주택도시금융연구*, 8(2), 55-75.
- 김지혜, 이길제, 하서진. (2019). 주택 역전세 현황과 임차인 보호를 위한 정책 개선방안: 전세보증보험제도 개선방안을 중심으로. *국토정책 Brief*, 745.
- 김진유. (2022). 고위험 전세와 전세보증금 미반환 위험의 상관관계 분석: 서울시 전세보증사고를 중심으로. *부동산학연구*, 28(4), 55-69.
- 노주희. (2023). *전세보증금반환보증 사고 결정요인에 관한 연구* 석사학위논문. 서울대학교.
- 문윤상. (2023). 전세보증금 반환보증제도 개선방안. *KDI Focus*, 125.
- 박명화, 유선중. (2025). 전세금반환보증 채무불이행에 미치는 요인에 대한 연구: 인천광역시를 중심으로. *국토연구*, 125, 3-17.
- 박진백. (2023). *역전세 발생 추이와 보증금 미반환 위험 연구*(WP 23-06). 국토연구원.
- 박초롱. (2025.4.1.). *전국 월세 비중 처음 60% 넘었다...지방 빌라는 83% 수준*. 연합뉴스. <https://www.yna.co.kr/view/AKR20250331117800003>
- 법제처. (2025.8.15.). *주택임대차보호법의 적용*. 찾기쉬운 생활법령정보. <https://easylaw.go.kr/CSP/CnpClsMain.laf?popMenu=ov&csmSeq=629&ccfNo=1&cciNo=2&cnpClsNo=1>
- 안선영, 이상엽. (2025). 전세보증금 미반환에 영향을 미치는 주요요인 연구: 수도권지역 전세보증사고를 중심으로. *주택금융연구*, 9(2), 47-68.
- 양건필, 전해정. (2022). 기계학습과 XAI를 활용한 아파트 가격과 지역특성과의 관계 분석. *부동산연구*, 32(3), 7-24.
- 오시영. (2015). 주택임대차의 대항력과 경락인의 인수 범위에 대한 연구. *동북아법연구*, 9(2), 257-292.
- 윤성진, 이슬. (2024). 주택임차보증금 반환 지연 및 미반환 발생 구조 이해: 보증금 반환 재원과 우선순위를

- 고려하여. *국토연구*, 122, 99-117.
- 윤형석. (2023). 전세보증금 반환보증제도 개선방안 연구: 전세자금 미반환(지연) 구조와 대안점. *주택금융리서치*, 32, 26-35.
- 이선화. (2023). 지속 가능 주거체제를 위한 주택 부문 정책 의제. *국가미래전략 Insight*, 80, 5-20.
- 이태경. (2024.2.6.). 보증사고 폭증...유동성 확보에 올인 중인 HUG. 민들레. <https://www.mindlenews.com/news/articleView.html?idxno=7102>
- 임재만. (2024.9.6.). 전세대출과 전세금 보증제도의 문제점과 개혁방안. https://ampos.nanet.go.kr:7443/materialSeminarDetail.do?control_no=PAMP10000000076295
- 장경석. (2024). 2023년 전세금반환보증제도 개편의 효과와 향후 임차인 보호방안, *NARS 현안분석*, 323.
- 전세계혁연구회. (2024.10.8.). 전세계혁연구회 워킹페이퍼. https://docs.google.com/document/d/1ZR8q5m2pLiePa_NkF_4wEMpbvb7N4LFpty56nbEo9eY
- 주택도시보증공사(HUG). (2025a.5.28.). 2024년 통계연보. <https://www.khug.or.kr/houstar/web/p01/04/p010401.jsp?mode=S¤tPage=1&articleId=35954>
- 주택도시보증공사(HUG). (2025b). 전세보증금반환보증 보증이행안내. <https://www.khug.or.kr/hug/web/ge/er/geer001100.jsp>
- 주택저널. (2013.5.). 전세금보장 신용보험 제대로 알기. 주택저널. http://www.jutek.kr/user/selectBbsColumn.do?BBS_NUM=222&COD03_COD E=c0312&MEN02_NUM=39
- 최우규, 박재라, 최창규. (2024). 전세보증금 반환 채무불이행에 영향을 미치는 요인에 대한 연구: 부산광역시를 대상으로. *주택연구*, 32(3), 155-174.
- 최중훈. (2021.6.4.). 전세보증금 반환보증 가입저절...10건 중 4건은 '보증한도 초과'. 한겨레. <https://www.hani.co.kr/arti/economy/property/998031.html>
- 최춘식. (2022). 부동산 경매의 무효에 관한 연구. *법학논고*, 76, 101-125.
- 하현주, 서성수. (2025). 전세가율이 전세반환보증보험 사고율에 미치는 영향에 관한 연구. *아시아태평양융합연구교류논문지*, 11(1), 193-208.
- 황세은, 장희순. (2023). 전세사기 유형별 분석 및 해결방안. *주거환경*, 21(1), 21-36.
- KB부동산. (2022.7.8.). 전세가율, 지역별로 이렇게 보시면 아주 편리합니다. <https://v.daum.net/v/30maoG7AY7>
- Arrow, K. J. (1963). Uncertainty and the welfare economics of medical care. *The American Economic Review*, 53(5), 941-973.
- de Roux, N., & Limodio, N. (2023). Deposit insurance and depositor behavior: Evidence from Colombia. *The Review of Financial Studies*, 36(7), 2721-2755.
- Holly, S., Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2010). A spatio-temporal model of house prices in the USA. *Journal of Econometrics*, 158(1), 160-173.
- Lin, Y., Ma, Z., Zhao, K., Hu, W., & Wei, J. (2018). The impact of population migration on urban housing prices: Evidence from China's major cities. *Sustainability*, 10(9), 3169.
- Moulton, B. R. (1990). An illustration of a pitfall in estimating the effects of aggregate variables on micro units. *The Review of Economics and Statistics*, 72(2), 334-338.

논문접수일: 2026.01.03
 논문심사일: 2026.03.17
 게재확정일: 2026.04.19

국문 요약

본 연구는 2022년 이후 사회적 문제로 부각된 임차보증금 반환채무불이행 및 보증사고 문제를 배경으로, 전세보증금반환보증 상품의 실질적 효과를 분석하고자 하였다. 반환보증 가입 여부와 정책변화가 임차인의 부동산 가치 대비 보증금 비율에 미친 영향을 실증적으로 분석하기 위해 부동산 경매 데이터를 활용하였다. 분석은 관측되지 않는 지역 및 시점별 이질성을 통제하기 위해 지역 및 시점 고정효과를 포함한 이원 고정효과 모형을 적용하였다. 분석 시기는 반환보증 상품의 확산 및 정책변화 시점을 기준으로 세 시기로 구분하였다(대중화 이전, 대중화 이후부터 정책변화 이전, 정책변화 이후). 분석 결과, 반환보증은 임차보증금 비율을 유의하게 증가시키는 요인으로 나타났으나, 정책변화 이후 그 효과는 음(-)의 방향으로 전환되었고, 이 경향은 선순위 채권 부채 집단에서 두드러졌다. 특히, 반환보증이 대중화된 시기의 임차보증금 비율이 가장 높게 나타났으며, 이는 반환보증 상품의 확산과 정책변화가 임차인의 계약 구조 및 부동산 가치 대비 고보증금 수용 여부에 실질적인 영향을 미쳤을 가능성을 시사한다. 이에 따라 현행 제도가 고위험 임대차 계약을 방지하는 효과적인 정책 수단으로 작용할 수 있음을 제언한다.

주제어: 전세보증금반환보증, 임차보증금, 채무불이행, 정책변화, 이원고정효과분석

© Copyright 2026 Korea Housing & Urban Guarantee Corporation. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.