

주택임대차보호법이 임대차 공급기간에 미치는 영향 분석 : 서울 임대차 아파트를 중심으로*

An Impact Analysis of the Housing Lease Protection Act on Lease Conversion Duration:
Focus on Rental Apartments in Seoul

이 성 원 (Lee, Seong-Won)**
신 승 우 (Shin, Seung-Woo)***

< Abstract >

This study aims to analyze the impact of the implementation of the Housing Lease Protection Act in July 2020, observing the decreasing market activity of rental housing and increasing dispute between owners and renters.

This study analyzes the data of 14,157 leasing contract transactions out of a total of 137,188 transaction data from the identified 105,122 apartment units in Seoul. This study performs a regression discontinuity in time model (RDIT) by dividing the whole sample into three sub-groups based on lease contracts within 60 days, within 90 days, and within 365 days after the sales closing date. The enforcement of the Housing Lease Protection Act is found to have increased the duration from sale to rental contract closing in all three sub-groups. The durations are noted to increase by 40%, 52%, and 46%, on average, respectively.

The Housing Lease Protection Act may reduce the attractiveness of investment in rental housing and increase the search costs of both rental housing suppliers and demanders at the same time.

Keyword : Housing Lease Protection Act, Lease Conversion Duration, Residential Mobility, Policy Effect Analysis, Regression Discontinuity Design

I. 서론

2020년 7월 31일, 전월세 계약갱신청구권·전월세 상한제·전월세신고제의 세 가지 제도를 골자로 하는 주택임대차보호법 및 부동산거래신고법이 심의·의결

되었다. 이 중, 계약갱신청구권과 전월세상한제는 의결 즉시 시행되었으며, 전월세신고제는 약 1년 후인 2021년 6월 1일에 시행¹⁾되었다.

우리나라의 주택임대차보호법은 1981년 3월 5일 제정된 이후로 현재까지 약 20여 차례 개정되어왔으며 (곽수환, 2020), 이전의 개정 방향과 유사하게, 2020년

* 이 논문은 2020학년도 건국대학교의 연구년교원 지원에 의하여 연구되었으며, 본 논문의 초기 아이디어는 2022년 한국주택학회 상반기 학술대회에서 발표되었음.

** 건국대학교 부동산대학원 박사과정, 한국주택금융공사 유통화증권부 대리, won.cool.lee@gmail.com, 주저자

*** 본 학회 정회원, 건국대학교 부동산대학원 교수, ss244@konkuk.ac.kr, 교신저자

1) 2023년 5월 31일까지 계도기간 진행 중

7월의 개정안 또한 임대인에 대한 규제와 임차인에 대한 임차권 보장 강화가 주요한 내용이다.

계약갱신청구권은 임차인에게 2년간 거주한 후 1회에 한하여 계약갱신청구권을 사용하여 임대차 계약을 2년 연장할 수 있도록 하고 있으며, 전월세상한제는 계약갱신청구권을 사용한 재계약의 경우 임대료의 상승폭을 직전 계약 임대료의 5%로 제한되도록 하고 있다. 특히, 2020년 7월의 개정은 기존에 이미 체결된 임대차 계약에 대하여 소급 적용되는 등 임대인에 대한 규제 정도가 상당하였다(이창무, 2020).

주택임대차보호법은 그 내용에 있어 상대적 열위인 임차인을 보호하고자 하나, 임대인을 과도하게 규제하는 방향으로 전개될 우려가 존재한다. 과거 독일에서도 그러하였듯, 주택임대차보호법을 통한 임차권의 보장, 오히려 가구 이동의 제약으로 작용할 수 있으며(Börsch-Supan, 1994), 임차인을 보호하고자 하는 정책 의도에도 불구하고, 임대인으로 하여금 소유 주택을 임대차 시장에서 퇴출시키는 현상을 야기할 수 있다(최성경, 2019).

본 연구는, 주택임대차보호법의 시행이 매매 이후 임대차의 공급기간에 어떠한 영향을 미쳤는지를 탐구한다. 주택임대차보호법은 주거 이동의 제약으로 작용하며(Börsch-Supan, 1994), 임대차 비용의 다층적 구조를 형성할 수 있다(Eekhoff, 1981). 하지만, 이와 관련된 이전의 연구들은 이론적인 연구가 다수이며 그와 관련된 실증적 분석은 데이터의 한계로 인하여 많이 이루어지지 못했다.

주택임대차보호법은 임대인으로 하여금 향후 4년간 시장 임대료 변화를 예측하여 대응할 것을 요구한다. 따라서 정책 시행 이후 아파트를 신규 매입한 임대인은 임대차 거래를 회피하거나, 임대차 공급기간을 장기화시킬 것으로 예상할 수 있다. 또한, 이러한 임대차 계약기간의 장기화는 임차인에게도 동일한 탐색비용의 증가로 나타날 것이다. 임차인 역시 거주 가능기간이 늘어남에 따라 거주할 주택을 선택할 때 더욱 높은 시간적·경제적 비용을 투입할 것으로 예상할 수 있다.

본 연구는 주택임대차보호법이 임대차 공급기간에 미친 영향을 분석하고자 하였으며, 기존 재고주택을 연구대상으로 하였다. 이를 통하여 기존 연구에서는 관찰하지 못했던 재고주택의 매매 후 임대차 시장의

공급기간을 분석하고 그에 따른 정책적 시사점을 도출하고자 하였다.

본 연구는 5장으로 구성된다. 2장은 선행연구이며, 3장은 실증 분석 모형이다. 4장은 분석결과와 해석 부분이며, 5장이 결론이다.

II. 선행연구의 고찰

1. 주택임대차보호법과 임대주택의 공급

독일은 1971년 강력한 임대차보호법²⁾을 시행하였으며, 이후로 여러 차례 정책강화 및 정책완화를 거쳤다(Börsch-Supan, 1994). 독일의 임대차 보호법은 임차인 퇴거요구 제한 및 임대료 인상 제한을 골자로 하고 있어, 계약갱신청구권 및 전월세상한제를 포함한 우리나라의 2020년 7월 정책과 유사하다. 독일은 임대인이 임차인에게 퇴거를 요구하기 위해서는 임차인이 임료를 지급하지 않는 등의 상황이 발생하거나, 임대인 본인 또는 친척이 거주하거나, 용도변경 등이 발생하여야 한다. 또한, 임대인이 '최초 임대료'를 제시하는 경우, 인근 지역에서 발생한 실거래 3건의 평균 임대료를 제시하여야 한다(Börsch-Supan, 1994).

Eekhoff(1981)는 임대차보호법으로 인한 임대인의 기대이익 하락은 임대차 주택 공급을 감소시키고, 신규 임대 주택의 초기 임대료를 상승시켜 임차인 및 임대인 모두의 후생을 감소시킨다고 하였다. 동 연구는 특히 임대인이 위험회피적일 경우, 새로운 임대차 주택에 보다 높은 '최초 임대료'가 설정되어, 임차인의 효용을 감소시킬 것이라고 지적하였다.

강력한 주택임대차보호법이 민간 임대주택의 공급을 저해하고 주거이동을 제약한다는 실증적 연구가 있다. 임대차보호법이 강력했던 독일의 경우, 주거이동률(mobility rate)은 미국의 1/3 수준에 불과했다(Börsch-Supan, 1994).

일본의 경우에도 강력한 주택임대차보호법으로 인하여 민간 임대차주택의 공급 부족이 심화되었다. Kanemoto(1997)에 따르면 일본의 경우에도 주택임대차보호법은 임대차 시장에 상당한 왜곡을 불러왔다. 일본 또한 주택임대차보호법³⁾에 따라서 정당한 사유

2) Wohnraumkündigungsschutzgesetz(Law for the Protection of Tenants from Arbitrary Eviction).

가 없으면 임차인 퇴거 조치가 불가능하다. 다만, 독일은 이 정당한 사유를 판단함에 있어서 임대인의 상황을 기준하나, 일본은 임차인과 임대인의 상황을 법원이 비교하여 판단한다. 일본은 주택임대차보호법 이후 임대차 주택이 소형주택에 편중되어, 자녀를 양육하는 가정 등을 위한 임대차주택의 공급 부족이 발생하였다.

주택임대차보호법을 통한 거주기간의 보호는 임대인뿐만 아니라, 임차인의 탐색 비용 또한 증가시킬 수 있다. Raess and von Ungem-Stemberg(2002)는 주택임대차보호법을 통한 거주기간의 보장은 임차인의 입장에서 거래까지 소요되는 탐색 정도를 증가시킨다고 하였다. 임차인은 추가적인 거주기간을 고려하여 임차주택을 선택해야 하므로 경제적 비용뿐만 아니라 시간적 비용까지도 추가적으로 투입하여 임대차주택을 선택한다.

정확미·이용만(2021)은 시장상황에 따라 이러한 탐색비용이 달라질 것으로 보았다. 수요우위시장이거나 거래가 많지 않은 시장일 경우 증가하고, 공급우위시장이거나 거래가 많은 경우에는 감소한다고 하였다.

2. 주거 이동성과 주택의 매매소요기간

본 연구는 임대차 시장에 있어서 매매 거래가 발생한 이후, 임대차 거래로 전환되는 기간을 분석하고자 한다. 주택 시장의 공급 상황이 물량으로서 관찰될 수 있는데, 이는 공실률(vacancy rate), 회전율(turnover rate), 또는 주거이동률(mobility rate)이 대표적이다. Schmitt(1957)는 공실률이 한 시점에서 관찰된 저장 개념의 수치라면, 회전율(또는 주거이동률⁴⁾)은 유량 개념의 수치로서 주택 수급 상황(housing availability)의 척도로서 사용될 수 있다고 보았다. Dieleman et al.(1999)은 회전율, 인구증가율, 인구구조, 임대주택비율, 주택신규건설을 주요 변수로 하여 주거 이동을 관찰하였는데, 동 연구에 따르면, 회전율 또한 가격만큼 주택 점유형태와 주거 이동에 영향을 준다고 하였다.

매도자의 매물 등록 후, 거래계약까지 걸리는 시간(TOM: Time on Market)에 대한 선행연구들은 소요

기간(duration)을 주요한 관찰대상으로 삼았다는 점에서 본 연구에 좋은 참고가 된다⁵⁾. 매매소요기간은 매도자가 주택을 중개업소에 등록하는 시점으로부터 거래계약이 종결되기까지의 시간이다(Belkin et al., 1974).

Belkin et al.(1974)은 1970년부터 1973년까지 부동산 중개를 통하여 거래된 1,000개 이상의 거래 내역을 통하여 매매소요기간을 분석하였다. 연구 결과, 매매소요기간이 중개사 등 시장 참여자들에게 성과측정 등의 지표로서 사용될 수 있으며, 매도호가가 적절할 경우, 매매소요기간은 지수 분포의 형태를 가진다고 주장하였다.

한편, 이러한 매매소요기간은 시장상황이나 매도호가 등의 특성에 따라 달라질 수 있다. 매도호와 관련하여 Miller(1978)는 91건의 미국 단독주택 매매사례를 통하여 매도호와 매매소요기간과의 관계를 연구하여, 이들이 서로 상충되는 관계에 있음을 밝혔으며, Genesove and Mayer(1997)는 주택담보대출 잔액(current LTV) 비율이 낮아, 매도자의 자금 제약 정도가 낮은 경우, 높은 매도호가를 형성하여 매매소요기간이 길어짐을 밝혔다.

Claurette and Wolverton(2006)은 2001년부터 2004년까지의 데이터를 사용하여 유사한 연구를 진행하였다. 동 연구의 주요 연구변수는, 매물 등록시, 주택 점유 상태이다. 물건을 공실인 상태에서 매물로 등록하는 경우와, 임차된 상태에서 등록하는 경우를 비교하였다. 연구 결과, 임차 상태의 주택은 상대적으로 매매가가 낮아지고 매매소요기간이 약 66일 길어지는 것으로 나타났다.

Chang et al.(2017)은 높은 임대료 변동 위험(Rent volatility)하에서는, 무주택자인 주택 수요자들이 시간을 들여 천천히 주택을 탐색하기보다는, 매매 소요기간이 짧아지는 것을 밝혔다. 이는 최근 우리나라의 “패닉 바잉” 현상과 유사하다.

최막중·고진수(2006)은 매매소요기간을 콕스비레 위험모형을 통해 분석하였다. 동 연구는, 아파트의 매각 해저드가 단독주택보다 2.3배 높아 환금성(유동성)이 높다고 주장하였다. 또한, 매도호가 높을수록, 이사철이

3) 차지차가법(借地借家法), 평성3<1991>년 법률 제90호.

4) 동 연구에 따르면 회전율 혹은 주거이동률은 지난 1년간 이사한 가구의 전체 가구수 대비 비율이다.

5) 최막중·고진수(2006)는 이를 시장잔류기간이라고 한 반면, 고진수 외(2019)는 매매소요기간으로 명명하였다. 본 연구는 선행연구에 따라 매매소요기간으로 칭한다.

아닐수록, 매각확률이 떨어지는 것으로 분석하였다.

김태경(2009)은 등기부등본과 폐쇄등기부등본의 정보를 통해서 소유자와 거주자가 같은 경우(자가점유)와 다른 경우의 주택소유기간을 콕스비례위험모형을 통해 분석하였다. 동 연구에 사용된 변수는 LTV, 건축물 경과 연수, 매입가격 등이었으며, 자가점유 주택일수록 매각확률이 낮은 것으로 분석하였다. 김태경(2010)은 이어, 성남시와 안양시의 아파트 표본을 이용하여 추가적인 분석을 진행하였는데, 소유자가 타 지역에 거주할수록, 구시가지일수록, 규제가 완화되었던 시기일수록, 회전율이 높아 매각확률이 높은 것으로 분석하였다.

고진수 외(2019)는 서울시의 아파트 매매소요기간에 영향을 미치는 요인에 대하여 부동산 114의 매물자료와 실거래 데이터를, 아파트 층수를 기준으로 결합한 데이터를 사용하여 분석하였다. 연구결과, 매수·매도 호가 차이(+), 주택담보대출금리(+), 매매가격지수(+) 모두 매매소요기간에 양의 영향을 미쳤으며, 아파트 자체의 속성보다는 주택시장상황이 보다 큰 영향을 미친다고 주장하였다.

본 연구는 매매에서 임대차까지 걸린 서울시 재고 아파트의 임대차 공급기간에 대한 연구로서, 기존 매매소요기간 선행연구와는 차별성이 존재한다.

III. 분석모형

1. 데이터의 구축

본 연구의 자료는 공동주택공시가격 데이터와 함께 국토교통부에서 공개하는 주택 실거래가 데이터를 통합하여 사용하였다. 주택 실거래가 데이터 중 아파트의 매매와 전월세 거래 데이터는 거래 대상 주택의 주소(법정동, 지번 및 도로명주소)와 단지명, 건축년도, 층, 전용면적, 그리고 계약시점 및 계약금액 등을 포함하고 있다. 하지만, 아파트 실거래가 데이터는 해당 주택의 동·호수를 공개하고 있지는 않기 때문에, 어떤 아파트가 어떻게 거래되어왔는지 특정하여 파악하기는 어렵다.

본 연구는, 공동주택공시가격 데이터를 통해 층과 전용면적 정보만을 통해 해당 아파트의 동·호수를 특

정할 수 있는 주택을 추출하여 연구대상으로 하였다. 이때, 특정할 수 있는 주택의 조건은 해당 아파트 단지의 해당 층에 해당 전용면적을 가진 주택이 하나밖에 없는 경우이다. <그림 1>의 특정 가능한 40세대와 같은 경우에는 층·전용면적을 통해 동·호수 또한 특정될 수 있으며, 이를 통해 특정 주택의 역사적 매매 및 임대차 거래를 추적할 수 있다. 연구는 그렇게 특정된 주택을 기반으로 거래내역을 통합하여 주택ID와 거래연월일로 구성된 주택 매매·임대차 거래 패널데이터를 구성하였다.

	901동							902동	
	1호	2호	3호	4호	5호	6호	7호	1호	2호
18층			93.67						
17층		110.3	111.96	119.27					
16층		110.3	111.96	125.84	110.3				
15층		110.3	111.96	125.84	110.3				
14층	110.3	110.3	111.96	125.84	110.3				
13층	110.3	110.3	111.96	125.84	110.3				
12층	110.3	110.3	111.96	125.84	110.3				
11층	110.3	110.3	111.96	125.84	110.3	110.3		132.35	
10층	110.3	110.3	111.96	125.84	110.3	110.3		132.35	121.38
9층	110.3	110.3	111.96	125.84	110.3	110.3		132.35	132.35
8층	110.3	110.3	111.96	125.84	110.3	110.3		132.35	132.35
7층	110.3	110.3	111.96	125.84	110.3	110.3		132.35	132.35
6층	110.3	110.3	111.96	125.84	110.3	110.3	110.3	132.35	132.35
5층	110.3	110.3	111.96	125.84	110.3	110.3	110.3	132.35	132.35
4층	110.3	110.3	111.96	125.84	110.3	110.3	110.3	132.35	132.35
3층	110.3	110.3	111.96	125.84	110.3	110.3	110.3	132.35	132.35
2층	110.3	110.3	111.96	125.84			110.3	110.3	132.35
1층	110.3	110.3	111.96	125.84			110.3	110.3	132.35

자양동 H 9차 아파트
 특정가능 40세대
 특정가능기 79세대

<그림 1> 특정할 수 있는 주택의 예시

공동주택공시가격 데이터는 2021년 데이터를 사용하였으며, 따라서 공시기준일인 2021년 1월 1일을 기준으로 존재하는 주택만이 그 연구대상이 되었다. 또한, 아파트 매매 실거래가 데이터는 2007년 1월부터, 아파트 전월세 실거래가 데이터는 2011년 1월부터 수집 및 공개되고 있으므로 관찰 기간은 두 데이터가 함께 공개된 2011년 1월부터 2022년 5월까지로 설정하였다. 이렇게 만들어진 데이터는 달력일 기준으로 작성하였으며 또한 관찰기간 중에 신축되어 신규 투입되는 주택이 존재하므로, Unbalanced Panel의 형태를 가진다.

한편, 본 연구에서 관찰하고자 하는 것은 결국 매매 이후 임대차가 발생하기까지의 시간(Time to Event)이다. 따라서 본 연구는 이러한 전환기간을 재고주택의 매매→임대차 주택 공급기간으로 보고, 달력일 기준의 연월일을 직전 매매거래시점으로부터 임대차 거래까지의 경과일 기준으로 재구성하였다.

국토교통부 전월세 실거래가 정보(임대차 거래내역 정보)는 확정일자를 부여받은 경우에 대해 수집되어 온 정보로서, 확정일자란 증서의 작성에 대하여 완전한 증거력이 있다고 법률상 인정되는 일자를 뜻한다.

그러나 소액의 전월세 임대차 계약의 경우에는 우선변제권과 관련이 없어 신고하지 않는 경우도 존재할 수 있으며, 계약갱신의 경우에도 확정일자 갱신이 없는 묵시적 갱신 등의 경우 집계되지 않을 수 있는 한계가 있다. 본 연구에서는 통상·정상적인 서울시 아파트의 전·월세 거래의 경우 그 규모가 상당하므로 거래가 신고되지 않은 사례는 고려하지 않았다.

매매거래와 임대차거래를 통합함에 있어 당일에 매매와 전월세 거래가 동시에 발생한 경우에 데이터를 처리하는 방법은 다음과 같다. 먼저 매매를 코딩하고, 임대차 거래는 매매거래일의 익일(D+1)에 발생한 것으로 보고 데이터를 구성하였다.

구성된 특정가능주택의 매매→임대차까지 걸린 시간에 추가하여, 이에 영향을 미칠 수 있는 주요 변수를 설정하고 지역적·시간적 구간을 통하여 데이터를 통합하였다. 이는 후설 할 연구방법론의 통제변수로 사용하기 위함이다.

주택의 개별적 특성은 그 공급의 희소성과 주택을 필요로 하는 수요자의 요구 정도에 따라서 탐색 마찰을 발생시키므로, 매매소요기간에 영향을 줄 수 있다(Chang et al., 2017). 주거면적은 앞서 매매소요기간에 대한 국내 선행연구에서 영향을 주는 변수로서 설정되어온 바 있으므로(김태경, 2009; 고진수 외, 2019), 구축된 데이터를 통해 거래 별 구득이 가능하여 기본 데이터에 통합하였다.

한편, 아파트의 경과 연수 또한 주요한 주택의 특성으로서, 신·구축 수요와 공급의 차이로 인하여 탐색 마찰을 발생시킬 수 있으므로(김태경, 2009; 고진수 외, 2019), 공동주택공시가격 데이터에 포함된 아파트의 경과 연수를 포함하였다.

또한 Miller(1978)와 Genesove and Mayer(1997)가 매매소요기간 연구에서 제시하였듯, 시장가격이 거래 소요기간에 영향을 미칠 수 있으며, 주택시장상황에 따라서 거래 소요기간이 달라질 수 있다(Chang et al., 2017; 고진수 외, 2019). 따라서 본 연구는 시장의 임대가격을 대변하는 전세가격지수를 국민은행 시군구별·월별 자료를 통합하여 사용하였다.

DiPasquale and Wheaton(1992)는 주택시장 내 주택임대차 시장과 매매시장간의 관계를 나타내는 4분면 모형을 구성하여(이하 DW모형) 임대차 시장을 1사분면에, 매매시장을 2사분면에 표시하였다. 지역의 인구 이동은 어떠한 경제적 원인의 결과로서 나타나는

것으로, DW 4분면 모형의 1분면의 경제 변수이다. 인구 이동 변수로, 서울 시군구 기준 인구 순이동을 대응 변수(proxy variable)로서 활용하였다. 인구 순이동 데이터는 통계청 국내인구이동통계에 포함된 것으로, 전입·전출·출생·사망 등 시군구 기준 지역 인구 이동을 집계하여 순증 또는 순감한 값을 기록한 자료이다.

<표 1> 주요 변수의 정의 및 지역적·시간적 범위

변수	지역적 범위	시간적 범위	정의
매매→임대차 까지 걸린 시간	개별 사례	개별 거래시점	이전 매매 거래 이후 임대차 거래의 발생까지 소요된 기간(일)
인구 순이동	시군구	월별 데이터	전입·전출·출생·사망 등 지역 인구 이동을 집계하여 순증 또는 순감한 값(명)
국민은행 전세가격지수	시군구	월별 데이터	국민은행 월간주택가격동향을 통해서 발표되는 전세가격지수
아파트 전용면적	개별 사례	개별 거래시점	공동주택공시가격에 포함된 데이터로서 공동주택에서 한 세대만 독점적으로 사용하는 공간(m ²)
아파트 경과연수	개별 사례	개별 거래시점	준공 시점으로부터 경과한 기간(년)

2. 연구 방법론

앞서 서술한 매매소요기간 등의 선행연구에도 불구하고, 임대차 거래에 대한 소요기간 연구는 다양하게 진행되지 못했다. 또한, 본 연구의 관찰 시작 시점(좌측 절단점)은 이전 매매거래 시점을 기준으로 하므로 기존 선행연구의 방법과 변수를 적용하기는 어렵다.

따라서 본 연구는, 준실험방법 중 하나인, 시간 기준 회귀불연속방법론(RDiT: Regression Discontinuity in Time)을 채용하여 주택임대차보호법이 임대차 공급 기간에 미치는 영향을 분석한다.

회귀불연속방법론은 Thistlethwaite and Campbell(1960)이 처음으로 제시한 이후, 사회과학 분야에서 최근까지 많이 이용되고 있다. 회귀불연속방법론을 적용하기 위해서는 처리집단과 비교집단을 구분하는 배경변수가 명

확히 존재하여야 한다(Angrist and Pischke, 2008). 본 연구는 시간 기준 회귀불연속방법론을 사용하는데, 이와 같은 방법은 정책 시행 시점을 특정할 수 있는 경우 시행한다.(Hausman and Rapson, 2018). 즉, 본 연구의 배정점(cut-off) 기준은 임대차보호법 시행일(2020년 7월 31일)이 되고, 이후에 발생한 사례는 정책의 영향을 받고(Lease Protection 가변수; LP=1), 이전에 발생한 사례는 정책의 영향을 받지 않는다(LP=0). 배정점(시행일자)을 기준으로 통제집단과 처리집단이 명확히 구분되므로 SRDD(Sharp Regression Discontinuity Design)을 사용하여 국지적 평균 처리효과(LATE: Local Average Treatment Effect)를 추정한다. 시간 기준 회귀불연속 모형의 수식 (1)과 같다. 식 (2)에서 LP는 임대차보호법 시행 전후를 나타내는 더미 변수로서 작용하며, 식 (3)에서 시간 함수 $f(t)$ 는 차수에 따라 다른 형태를 갖는다.

$$D_{\text{매매} \rightarrow \text{임대차}, t} = \beta \times LP + f(t) + X_i \delta + \epsilon_t \quad (1)$$

$$LP = \begin{cases} 1 & \text{if } t \geq 1st \text{ August } 2020 \\ 0 & \text{if } t < 1st \text{ August } 2020 \end{cases} \quad (2)$$

$$f(t) = \gamma_1 t + \gamma_2 t^2 + \dots + \gamma_p t^p \quad (3)$$

일반적인 회귀불연속방법론에서는 통제변수 도입의 중요성이 높지 않지만, 상대적으로 긴 관측 범위를 필요로 하는 시간 기준 회귀불연속방법론의 경우, 정책 집행 외의 다른 변수가 결과에 영향을 미칠 수 있으므로 통제변수의 도입이 필요하다.

본 연구의 종속변수는 매매 거래 이후 임대차 거래로 공급되기까지 소요된 기간 일수이다. 회귀불연속방법론을 통해 주택임대차법 시행일을 배정점으로 하여, 이전 매매 거래 이후 임대차 거래의 발생까지 소요된 기간을 분석한다. 매매 후 임대차 전환까지 걸리는 기간은 2개월(60일) 이내, 3개월(90일) 이내 및 1년(365일) 이내로 세 가지 집단으로 나누어 분석하였다. 이는 후설의 기초통계량에서 제시되듯, 매매 후 임대차거래 중 과반 이상이 1년 이내에 발생·30% 이상이 60일 이내에 거래 발생하여, 매매거래와 임대차거래 사이의 기간이 단기간인 경우를 면밀히 관찰하기 위함이다. 매매거래 이후 임대차거래에 이르는 기간은 주택임대차

법 시행 후 길어졌을 것이며, 이를 연구의 기본 가설로 설정하였다(Raess and von Ungem-Stemberg, 2002; Kanemoto, 1997).

IV. 실증분석

1. 자료 및 기초 통계량

본 연구는 특정 가능한 주택을 기준으로 매매·임대차 거래내역을 통합하였다. 2021년도 공동주택공시가격 데이터(2021년 1월)를 기준으로 서울의 공동주택 공시가격 데이터의 2,573,838호 중 105,122호가 단지 내에서 층과 전용면적이 유일한 주택으로서 특정 가능한 주택으로 구분되었다.

매매·전월세 등 거래 데이터는 위 두 데이터를 먼저 통합한 뒤, 이어서 공동주택공시가격 데이터와 통합하였다. 특정 가능한 주택의 거래 전수는 137,188건이며, 이는 총 거래 3,034,037건 대비 4.52%를 차지하였다.

<표 2> 특정 가능 아파트 및 거래의 비중
(전체기간 : 2011.1.1~2022.5.31.)

구분	아파트	매매거래	임대차거래	총 거래
연구대상	105,122	51,427	85,761	137,188
전체	2,573,838	1,110,696	1,923,341	3,034,037
비중	4.08%	4.63%	4.46%	4.52%

<표 3>은 거래 유형 및 관측 기간에 따라 137,188건의 거래를 분류한 것이다. 연구의 대상인 매매→임대차거래가 일어난 건수는 14,157건이며, 전체 관측 기간(이하 전체 기간) 동안 10.32%의 비중을, 주택임대차보호법 전후로는 각각 15.23%(이하 좌측절단기간), 13.92%(이하 우측절단기간)의 비중을 나타내었다. 두 집단 간의 차이가 존재하는지 확인하기 위하여 t검정을 수행한 결과, t값은 30.301로 99% 신뢰수준에서 통계적으로 유의하게 감소한 것으로 나타났다.

연구대상인 매매→임대차거래는 <표4>에 다시 나타냈으며, 거래까지 걸린 시간은 평균적으로 545.67일이다. 중위값은 196일로, 해당 거래의 절반은 매매 이후 약 6개월 정도 내에 임대차 거래가 이루어져 임대차주택으로 전환되었다. 60% 분위값은 407일로 나타

나 과반 이상의 거래가 1년 이내에 발생하였으며, 30% 및 40% 분위값은 각각 55일, 90일로 나타났다.

<표 3> 거래의 분류 및 비중

	2011.1.1.~ 2022.5.31. (전체 기간)		2018.10.1.~ 2020.7.31 (좌측절단기간)		2020.8.1.~ 2022.5.31. (우측절단기간)	
	건수	비중(%)	건수	비중(%)	건수	비중(%)
거래없음→ 매매	26,604	19.39	3,296	13.09	1,834	8.50
거래없음→ 임대차	31,577	23.02	4,065	16.14	2,295	10.64
매매→ 매매	8,480	6.18	2,404	9.54	1,832	8.49
매매→ 임대차	14,157	10.32	3,836	15.23	3,002	13.92
임대차→ 매매	16,343	11.91	3,034	12.05	2,167	10.05
임대차→ 임대차	40,027	29.18	8,552	33.95	10,442	48.41
합계	137,188	100	25,187	100	21,572	100

<표 4> 매매→임대차거래(14,157건)의 공급기간 변수의 기초 통계량
(전체 기간 : 2011.1.1.~2022.5.31., 단위: 일)

전체 평균	표준편차	25% 분위값	50%분위값	75%분위값
545.67	716.32	41	196	791

<표 5> 집단별 매매→임대차거래 공급기간 변수의 기초 통계량
(좌·우측 절단기간 : 2018.10.1.~2022.5.31., 단위: 일)

집단	관측건수	평균	표준편차
60일 이내 전환	1,775	22.458	17.940
90일 이내 전환	2,226	32.968	26.593
365일 이내 전환	3,388	89.469	94.600

한편, 본 연구는 강건성 테스트를 위하여, 전환소요 기간에 따라 60일, 90일, 그리고 365일로 모형을 구성하여 분석하였기에, 집단별 공급기간 변수의 기초통계량을 <표 5>에 제시하였다.

<표 6>은 연구에 활용된 통제변수의 기초 통계량을 제시하였다.

<표 6> 통제변수의 기초 통계량

통제변수(단위)	평균	표준편차	최소값	최대값
인구 순이동(명)	-326.62	605.47	-2,800.00	6,026.00
국민은행 전세가격지수	74.71	12.59	46.01	103.14
아파트 전용면적(m ²)	77.09	35.94	10.78	257.85
아파트 경과연수(년)	16.31	8.50	0.00	59.00

2. 시간 기준 회귀불연속모형(RDiT)

본 연구는 매매거래 이후 임대차거래까지 걸린 시간을 60일(2개월) 이내, 90일(3개월) 이내, 및 365일(1년) 이내의 세 가지 집단으로 나누어 분석하였다. 분석에 포함된 시간함수f(t)의 차수(polynominal time trend)는 4차를 기준모형으로 하였다.

주택임대차보호법 시행 이후부터 2022년 5월까지 관측 가능한 일수(우측 절단점)는 669일이다. 따라서 본 연구는 대역폭을 동법 시행 전후 669일, 양측으로 총 1,338일로 설정하여 분석하였다.

<표 7> 시간 기준 회귀불연속모형 계수추정 결과

	60일 이내 모형 추정계수	90일 이내 모형 추정계수	365일 이내 모형 추정계수
동법 시행 이후 더미	8.992***	17.377***	41.026***
(표준편차)	(3.3779)	(4.0281)	(14.3210)
관측건수	1,775	2,226	3,388

관측기간은 2018년 10월 1일부터 2022년 5월 31일까지이며, 인구순이동·전세지수·전용면적·경과연수가 통제변수로 포함되었음.

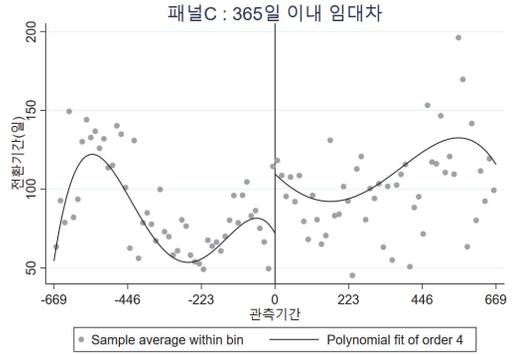
*** 1%유의수준 ** 5%유의수준 * 10%유의수준 괄호 안은 표준편차.

<표 7>은 시간 기준 회귀불연속 모형 결과, 각 모형별로 동법 시행 이후 더미의 계수 값과 표준편차, 그리고 통계적 유의성을 적시하였다. 분석 결과, 60일 이내, 90일 이내, 그리고 365일 이내 전환된 모든 모형에 대해서 주택임대차보호법의 시행이 임대차 공급기간에, 99% 신뢰수준에서 유의한 영향을 미쳤다.

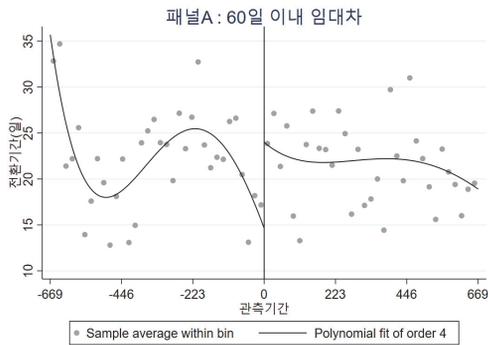
60일 이내 전환된 경우, 동법 시행 이후 더미의 계수를 해석하면 약 9일이 증가하였다. 90일 이내의 경우는 약 17일, 365일 이내의 경우는 약 41일이 매매→임

대차 거래에 추가적으로 소요되어 그 공급기간이 증가하였다. 각 집단의 평균 공급기간에 대비하여 표현하면, 60일 이내 모형의 경우 약 40%, 90일 이내의 경우 약 52%, 365일 이내일 경우 약 46%의 매매→임대차 공급기간의 증가를 가져온 것으로 분석되었다.

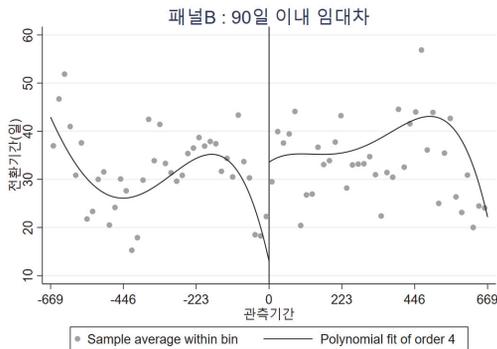
회귀불연속모형의 큰 장점 중 하나는 그 결과를 시각적으로 명확하게 볼 수 있다는 것이다. <그림 2~그림 4>는 각 모형별로 회귀불연속 모형을 시각화 한 것이다. 본 연구의 배경점인 주택임대차보호법 시행(0)을 전후로 매매→임대차 공급기간에 명확한 차이가 존재하며, 그 방향성은 모두 공급기간의 증가로 나타남을 확인할 수 있다.



<그림 4> 매매 후 365일 이내 임대차



<그림 2> 매매 후 60일 이내 임대차



<그림 3> 매매 후 90일 이내 임대차

3. 불연속모형의 강건성 검증

Angrist and Pischke(2009)는 회귀불연속모형의 강건성 검증을 위하여 시간 차수(polynomial trends)를 달리하여 분석해 볼 것을 권하였다. <표 8>은 0차부터 5차까지 시간차수에 따른 회귀불연속모형 결과를 나타낸 것이다. 차수별 회귀불연속모형의 결과는 모든 모형에서, 90% 신뢰수준 내에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

<표 8> 시간 차수에 따른 회귀불연속모형 결과

시간 차수	60일	90일	365일
0차	2.2372** (0.9751)	6.8862*** (1.2012)	23.0610*** (3.5339)
1차	3.4383** (1.6776)	8.4473*** (2.0478)	25.8750*** (6.4671)
2차	6.6997*** (2.2752)	13.1580*** (2.7668)	17.5600* (9.2790)
3차	10.3400*** (2.8271)	20.9750*** (3.3979)	22.8910** (11.826)
4차	8.9919*** (3.3779)	17.3770*** (4.0281)	41.0260*** (14.321)
5차	10.1680** (4.0042)	17.139*** (4.7613)	45.7790*** (16.749)
관측건수	1,775	2,226	3,338

관측기간은 2018년 10월 1일부터 2022년 5월 31일까지이며, 인구순이동·전세지수·전용면적·경과년수가 통제변수로 포함되었음.
*** 1%유의수준, ** 5%유의수준, * 10%유의수준, 괄호 안은 표준편차.

본 연구에 사용된 통제 변수는 임대차보호법 시행을 기준으로 임대차 공급기간에 영향을 줄 수 있을 변수를 포함하여 사용한 것이다. 다만, 본 연구에서는 해당 변수들을 통제변수로 사용하였을 뿐, 이론적으로 이러한 변수들이 임대차 공급기간에 어떠한 영향을 미치는지는 해석하기 어렵다. 시간 기준 회귀불연속분석 방법론 하에서 이렇게 통제를 위하여 투입되는 독립변수는 연속성을 만족하여야 한다. 따라서 본 연구는 투입된 통제변수에 대하여 배정점을 기준으로 불연속성이 존재하는지 확인하였다.

매매→임대차 공급기간의 최대 대역폭(669일)과 차수(4차)를 기준으로 분석하였을 때, 인구 순이동, 국민은행 전세가격지수, 아파트 전용면적, 아파트 경과년수의 모든 변수에서, 주택임대차보호법의 시행은, 통계적인 영향을 미치지 못했다.

<그림 5>는 이러한 연속성을 시각화 한 것이며, <표 9>는 각 변수에 대한 분석 결과를 제시하였다. 검증 결과, 어떠한 변수도 배정점을 기준으로 불연속성을 나타내지 않았다. 그래프에서 불연속 상태를 보이는 아파트 전용면적 변수조차도, 그 불연속성은 통계적으로 유의하지 않았다.

<표 9> 공변량 투입변수의 연속성 검증 수치

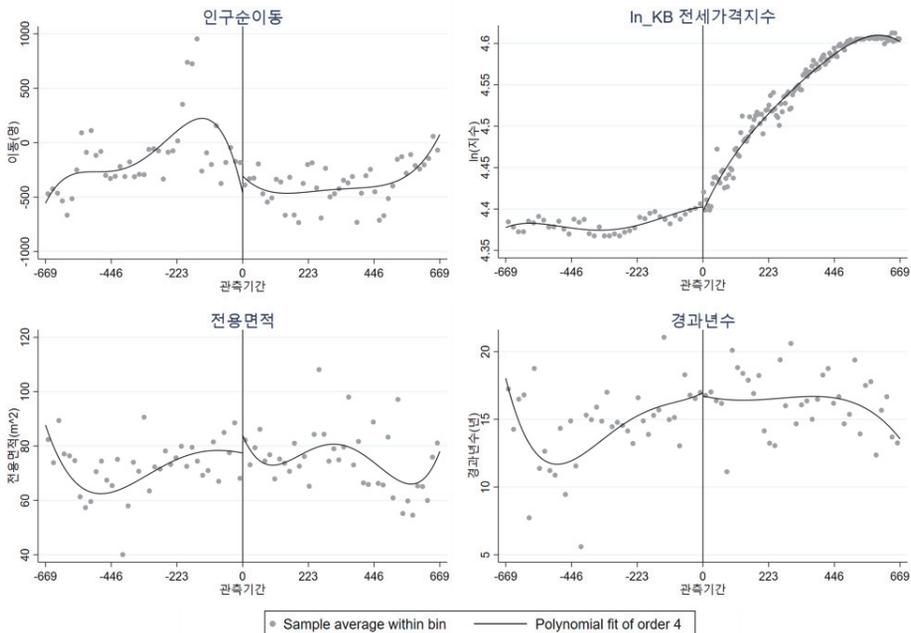
투입변수	Coef.	z	P> z
인구 순이동	116.330 (126.54)	0.9193	0.358
국민은행 전세가격지수	-0.0042 (0.0049)	-0.8583	0.391
아파트 전용면적	3.9022 (5.7772)	0.6755	0.499
아파트 경과년수	-0.6295 (1.5311)	-0.4112	0.681

시간 차수는 4차를 기준으로 산출함

*** 1%유의수준, ** 5%유의수준, * 10%유의수준, 괄호 안은 표준편차

Imbens and Lemieux(2008)에 따르면 회귀불연속모형은 전체 데이터가 아닌, 배정점(cut-off) 전후의 데이터만을 관찰함으로써 정책의 효과를 살펴보는 것이다. 따라서 시간 기준 회귀불연속모형의 경우, 대역폭을 변화시켜 줄여나가면서 회귀불연속모형을 추정하면, 시간 기준 회귀불연속모형의 강건성을 검증할 수 있다.

최대 단측 관측기간인 669일(총 1,338일)보다 대역폭을 줄여 517일(1년 5개월) 및 365일(1년)을 대역폭으로 설정하여 Imbens and Lemieux(2008)과 동일한 방법으로 회귀불연속모형의 강건성을 검증하였다.



<그림 5> 각 공변량 투입변수의 연속성 검증

검증 결과, 대역폭을 365일로 설정하였을 경우 95%, 517일의 경우에는 99%의 신뢰수준에서 통계적으로 유의하였다.

<표 10> 대역폭에 따른 회귀불연속모형 결과

대역폭	관측기간	60일 이내	90일 이내	365일 이내
365일	2019.8.1.~ 2021.7.31.	8.9476** (4.5367)	11.140** (5.4203)	37.958** (18.427)
517일	2019.3.2.~ 2021.12.30.	10.5690*** (3.8175)	18.6670*** (4.5320)	44.934*** (15.949)
669일	2018.10.1.~ 2022.5.31.	8.9919*** (3.3779)	17.3770*** (4.0281)	41.0260*** (14.321)

시간 차수는 4차별 기준으로 산출함.
 인구순이동·전세지수·전용면적·경과년수가 통제변수로 포함되었음.
 *** 1%유의수준 ** 5%유의수준 * 10%유의수준 괄호 안은 표준편차

V. 결론

본 연구는 새로운 주택임대차보호법의 시행 이후, 전월세 매물이 크게 감소하여 임대차 가격이 급등하고, 임대차와 관련한 분쟁이 발생하는 등의 문제가 발생함에 따라 (이창무, 2020), 매매→임대차 공급기간을 분석하여 주택임대차보호법이 임대차 시장에 미친 영향 정도 및 시장 상황을 더욱 다양하게 파악하고자 하였다(Belkin et al., 1974).

본 연구는 분석을 위해 공시가격데이터 및 매매·임대차 실거래 자료를 통합하며, 층과 전용면적을 통해 특정 가능한 주택을 추출하였다. 이렇게 특정 가능한 주택의 매매·임대차 거래 내역을 추적하여 임대차로 전환되는 기간에 대하여 연구하였다. 본 연구는 정책 효과 분석의 관점에서, 시간 기준 회귀불연속모형을 통하여 주택임대차보호법이 매매→임대차 전환 기간에 미친 영향에 대하여 분석하였다.

연구 결과, 주택임대차보호법의 시행은 60일, 90일, 365일 이내 임대차 된 모든 경우에 대하여 매매→임대차의 공급기간을 통계적으로 유의하게 증가시켰다. 주택임대차보호법은 60일 이전에 전환된 경우 평균적으로 40%, 90일 이전에 전환된 경우 52%, 365일 이내에

전환된 경우 46% 정도 임대차 전환 기간을 늦춘 것으로 분석되었다.

주택임대차보호법은 공급과 수요의 두 가지 측면에서 매매→임대차 공급기간을 증가시켰을 가능성이 있다. 먼저 공급 측면에서, 주택임대차보호법의 시행은 임대차 주택의 투자 매력도를 감소시켜, 잠재적인 임대 공급자의 주택 매수 후 임대차 공급을 저해할 수 있다(Eekoff, 1981). 또한, 임대차 된 주택은 그렇지 않은 주택보다 환금성이 떨어지므로, 향후 더 높은 임대차·매매가격 형성을 위하여 임대차 선택을 유보하였을 수 있다(Clauretje and Wolverton, 2006).

수요 측면에서, 주택임대차보호법을 통한 거주기간의 보장은 임차인의 입장에서 거래까지 소요되는 탐색 정도를 증가시킬 수 있다. 주택임대차보호법의 시행으로 인하여, 임차인은 추가적인 거주가능 기간을 고려하여 임차주택의 선택을 하게 하므로 경제적 비용뿐만 아니라 시간적 비용까지도 추가적으로 투입하여 임대차 주택을 선택하게 될 수 있다(Raess and von Ungem-Stemberg, 2002).

주택임대차보호법의 부작용 중 하나는 임대차 주택 공급의 감소이며, 이러한 공급의 감소는 절대적인 공급량 감소와 공급기간의 증가로 측정될 수 있다. 본 연구는 공급기간의 증가를 통계적으로 검증하였다. 주택임대차보호법이 임차인을 보호하는 부분이 분명히 존재하지만, 공급기간의 증가라는 부작용이 있다는 사실이 본 연구를 통하여 실증되었다. 강력한 주택임대차보호법은 즉각적인 시장의 변화를 불러왔으며, 이는 주거 이동의 제약으로 작용할 수 있다.

이러한 문제점을 해결하기 위해서, 정책 당국은 임차인과 임대인 사이에 안정적이고 효율적인 거래가 이루어질 수 있도록 시장 체계를 구축하고 보다 많은 정보를 제공하여야 할 것이다. 최근 국토교통부가 발표한 “자가진단 안심전세 애플리케이션”이나, 주택도시보증공사의 “전세피해지원센터” 등이는 이러한 점에서 시의적절하다. 다만, 보다 근본적으로, 완비된 실거래가 정보(자가거주 여부, 동·호수, 면적관련 복층 여부 등)의 공개를 촉구한다.

한편, 본 연구는 매매 이후 임대차 계약으로 이루어지지 않은 주택에 대하여는 연구대상으로 포함하지 못하였다는, 선택 편이 문제를 가지고 있다. 또한, 주택소유자의 주택 보유현황과 같은 개별적 상황을 파악할

6) 국토교통부 보도자료, 「전세사기 피해 방지방안」, 2022.9.1.

수 없으므로, 임대차 의도가 존재하는지 또는 임대차 가능성이 거의 없는 것인지 파악하기도 어렵다.

또한, 본 연구에서 사용한 연구데이터는 연구대상 아파트의 층과 전용면적 정보를 통하여 그 동과 호수를 특정할 수 있는 주택을 대상으로 하고 있으므로, 일반화의 문제점이 존재한다. 본 연구의 연구대상인 특정 가능한 주택은 특정 층에 특정 전용면적만이 존재하는 경우로서, 소위 ‘나홀로 단지’ 아파트 등의 비중이 높을 수 있으므로, 거래 빈도가 상대적으로 높은 전체 모집단을 대상으로 한 경우에 비해 공급기간이 과대 추정될 가능성이 있다.

마지막으로, 본 연구는 방법론의 특성상 임대차 전환 기간 증가에 영향을 미치는 요인들에 대한 구조적 분석이 결여되었다. 이는 추후 보다 좋은 데이터가 공개된다면, 패널 모형을 구축하여 분석 가능할 것으로 기대한다.

논문접수일 : 2022년 8월 30일

논문심사일 : 2022년 9월 1일

게재확정일 : 2022년 9월 27일

참고문헌

1. 광수환, “주택 임대차 규제가 이해관계자에 미치는 파급효과”, 「경영컨설팅연구」, 제20권 제3호, 한국경영컨설팅학회, 2020, pp. 285-295
2. 고진수·최성호·노승철, “아파트 매매 소요기간에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 서울시를 중심으로”, 「주택연구」, 제27권 제1호, 한국주택학회, 2019, pp. 5-30
3. 김태경, “주택의 소유유형에 따른 소유회전을 결정요인에 관한 연구”, 「국토계획」, 제44권 제3호, 2009, pp. 125-135
4. 김태경, “주택의 소유기간에 영향을 미치는 정책변수에 관한 연구: 성남시와 안양시를 대상으로”, 「국토계획」, 제45권 제5호, 2010, pp. 105-116
5. 이창무, “문재인 정부 부동산정책의 비판적 평가”, 「한국행정연구」, 제29권 제4호, 2020, pp. 37-75
6. 정화미·이용만, “주택임대차 시장에서 재계약 임대료는 할인되는가?: 교체비용과 비대칭 정보, 그리고 협상”, 「주택연구」, 제29권 2호, 2021, pp. 5-35
7. 최막중·고진수, “주택유형간 이동성 차이에 관한 연구”, 「국토계획」, 제41권, 제3호, 대한국토도시계획학회, 2006, pp. 83-93
8. 최성경, “주택임대차에 대한 소고-임차권의 존속보호와 차임인상률 규제를 중심으로”, 「법학논총」, 제43권 제4호, 단국대학교 법학연구소, 2019, pp. 3-30
9. Angrist, J.D. and Pischke, J.S., “Mostly harmless econometrics: An empiricist’s companion,” 2009
10. Belkin, J.D. J. Hempel, and D. W. McLeavey, “An Empirical Study of Time on Market Using Multidimensional Segmentation of Housing Markets,” Real Estate Economics, Vol.4, No.2, 1976, pp. 57-75
11. Börsch-Supan, A., “Housing Market Regulations and Housing Market Performance in the United States, Germany, and Japan,” Social Protection versus Economy Flexibility: Is There a Trade-off?, 1994, pp. 119-156
12. Chang, B., Choi, H.S., Hong, H., and Kubik, J.D., “Hedging and Pricing Rent Risk with Search Frictions,” SSRN, 2017
13. Claretie, T. and Wolverton, M., “Leave Vacant or Rent: The Optimal Decision for Absentee Home Sellers,” Journal of Real Estate Research, Vol. 28, 2006, pp. 25-38
14. Dieleman, F.M., Clark, A.V., and Deurloo, M.C., “The Geography of Residential Turnover in Twent-seven Large US Metropolitan Housing Markets, 1985-95,” Urban Studies, Vol.37, No.2, 1999, pp. 223-245
15. DiPasquale, D. and Wheaton, W. C., “The Markets for Real Estate Assets and Space: A Conceptual Framework,” Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association, Vol. 20, 1992, pp. 181-197
16. Eekhoff, J., “Zur Kontroverse um die ökonomischen Auswirkungen des Zweiten Wohnraumbündigungsschutzgesetzes,” Journal of Institutional and Theoretical Economics, 137, 1981, pp. 62-77
17. Genesove, D. and C. Mayer, “Equity and Time to sale in the Real Estate Market,” The American Economic Review, Vol. 87, No.3, 1997, pp. 255-269
18. Hausman, C. and Rapson, D., “Regression Discontinuity in Time: Considerations for empirical applications,” Annual Review of Resource Economics, Vol. 10, 2018, pp. 533-552
19. Imbens, G. and Lemieux, T., “Regression discontinuity designs: A guide to practice,” Journal of Econometrics, Vol. 142, Issue 2, 2008, pp. 615-635
20. Kanemoto, Y., “The Housing Question in Japan,” Regional Science and Urban Economics, Vol. 27, No. 6, 1997, pp. 613-641
21. Miller, N. G., “Time on the Market and Selling Price,” Real Estate Economics, Vol. 6, No. 2, 1978, pp. 164-174
22. Raess, P. and von Ungern-Sternberg, T., “A model of regulation in the rental housing market,” Regional Science and Urban Economics, Vol. 32, Issue 4, 2002, pp. 475-500
23. Schmitt, R., “Mobility, Turnover, and Vacancy Rates,” Land Economics, Vol.33, No.3, 1957, pp. 261-264
24. Thistlethwaite, D.L., and Campbell, D.T., “Regression-discontinuity analysis: An alternative to the ex post facto experiment,” Journal of Educational Psychology, Vol. 56, No. 6, 1960, pp. 309-317

<국문요약>

주택임대차보호법이 임대차 공급기간에 미치는 영향 분석 : 서울 임대차 아파트를 대상으로

이 성 원 (Lee, Seong-Won)
신 승 우 (Shin, Seung-Woo)

본 연구는 2020년 7월 주택임대차보호법의 시행 이후, 전월세 매물이 크게 감소하고 임대차와 관련한 분쟁이 발생하는 등의 상황이 발생함에 따라, 정책의 시행이 임대차 시장에 미친 영향을 분석한다.

본 연구는 특정 가능한 서울특별시 아파트 105,122호에서 발생한, 총 137,188건의 거래 중, 거래유형이 매매 후 임대차인 14,157건을 대상으로, 시간 기준 회귀불연속모형(RDiT)를 수행하였다. 매매거래후, 각각 60일 이내, 90일 이내, 365일 이내 임대차 된 경우를 세 그룹으로 나눈 후, 회귀불연속모형 분석을 시행한 결과, 주택임대차 보호법의 시행은 3 그룹 모두에서 매매에서 임대차까지 걸린 기간을 증가시켰으며, 평균적으로 각각 40%, 52%, 46% 정도 그 기간이 증가되었다.

동 법 시행으로 인한 임대차 주택의 투자 매력도 감소는 주택 매매 이후 임대차를 유보시키고 주택 공급자·수요자의 탐색 시간의 증가를 가져왔을 가능성이 있다.

주 제 어 : 주택임대차보호법, 임대차공급기간, 주거이동, 정책효과분석, 회귀불연속모형