

투기과열지구에서 대출규제가 주택가격을 안정시켰는가? : 서울 강남 3구에서 동태적 이중차분법에 의한 증거*

Have Mortgage Lending Regulations in High-Speculation Areas Stabilized Housing Prices?
: Evidence from Seoul's Gangnam 3 Districts Using the Dynamic
Difference-in-Differences Approach

임 현 목 (Lim, Hyun-Mook)**

이 용 만 (Lee, Young-Man)***

< Abstract >

This paper aims to examine whether strengthening mortgage lending regulations in high-speculation areas stabilized housing prices using the difference-in-differences approach. The study focuses on analyzing the effects of the 12.16 real estate stabilization policy implemented in December 2019, which has entailed reducing the LTV limit from 40% to 20% for houses priced KRW 0.9~1.5 billion and from 40% to 0% for houses priced over KRW 1.5 billion. The study selects Seoul's Gangnam 3 districts, where high-priced houses are concentrated, as the target area for analysis.

Most existing studies analyzing the effects of regulation area designation or loan regulations using the difference-in-differences method have not considered the possibility of pre-trends or different policy effects depending on the short term and long term. The study finds the existence of pre-trends in houses priced over KRW 1.5 billion through placebo tests and pre-trend estimation, and confirms that policy effects differ between short and long terms using the dynamic difference-in-differences approach. While there was a stabilizing effect on prices for homes priced over KRW 1.5 billion, this policy effect was short-lived. These results indicate that even extreme regulations like loan prohibition only have short-term effects. On the other hand, there was no policy effect, even in the short term, for houses priced KRW 0.9~1.5 billion, suggesting that the tightening of mortgage lending regulations was not sufficient to change the rate of price appreciation. And we found no clear evidence of a demand spillover effect due to threshold regulations.

Keyword : Dynamic Difference-in-difference, High-speculation Area, Mortgage Lending Regulation, Demand Spillover Effect, House Prices

I. 서론

우리나라는 주택시장의 안정을 위해 특정 지역을 규제지역(투기지역, 투기과열지구, 조정대상지역)으로

지정하는 정책을 자주 사용하고 있다. 특정 지역이 규제지역으로 지정되면, 부동산 관련 세금이 증가되고 대출규제가 강화되는 등의 규제가 뒤따른다.

정부는 이런 규제를 통해 주택가격이 안정될 것이라고 기대하겠지만, 기대했던 대로 주택가격이 안정되었

* 이 논문은 2024년도 한성대학교 연구지원금을 받아 연구되었다.

** 본 학회 정회원, 한성대학교 대학원 부동산학과 박사과정생, acornjel@naver.com, 주저자

*** 본 학회 정회원, 한성대학교 부동산학과 교수, ymlee@hansung.ac.kr, 교신저자

는지 여부는 명확하지 않다. 특히 문재인 정부(2017년~2021년)에서는 규제지역의 확대뿐만 아니라 규제지역에서의 규제수준도 강화하였는데, 이 또한 기대한 만큼의 효과를 냈는지 명확하지 않다.

물론 이와 관련된 연구가 없었던 것은 아니다. 김대원·유정석(2014) 이래 여러 연구들이 이중차분법(DID : difference-in-difference)으로 규제지역 지정 효과나 대출규제 효과를 분석해 왔다. 이 연구들의 대부분은 비규제지역을 통제집단(control group)으로, 규제지역을 처치집단(treatment group)으로 삼아 규제 효과를 분석하고 있다.

그러나 비규제지역은 대부분 비수도권 또는 수도권 외곽지역에 있고, 규제지역은 대개 수도권의 대도시나 대도시 인근지역에 있다. 규제지역과 비규제지역이 지역적으로 서로 다르면, 이중차분법의 핵심 전제인 평행추세 가정(parallel trends assumption)이 충족되지 않을 수 있다. 일반적으로 주택가격 상승률이 높은 지역이 규제지역으로 지정됨을 고려한다면, 규제지역과 비규제지역 간에 평행추세 가정이 충족되지 않을 가능성은 더욱 높아진다.

이런 이유에서 우리는 규제지역 내에서 ‘규제를 받는 집단(규제집단)’과 ‘규제를 받지 않는 집단(비규제 집단)’의 가격추세를 비교하는 방법을 생각하게 되었다. 두 집단이 동일한 지역에 있다면 평행추세 가정이 충족될 가능성이 높으리라고 본 것이다.

2019년에 있었던 12.16 대책은 이런 접근법의 적용을 가능하게 해준다. 12.16 대책은 투기과열지구와 투기지역에서 시가 9억원 초과 15억원 이하 주택(이하 ‘9억원~15억원 주택’으로 표기)의 주택담보인정비율(LTV 비율)을 40%에서 20%로 축소하고, 시가 15억원 초과 주택의 대출을 금지하는 것을 내용으로 한다.¹⁾ 따라서 투기과열지구나 투기지역에서 대출규제에 변화가 없는 주택(비규제집단)과 대출규제가 강화된 주

택(규제집단)의 가격 변화를 비교한다면, 규제효과를 보다 정확하게 파악할 수 있을 것이다.

본 연구는 위와 같은 생각에서부터 시작하였다.²⁾ 본 연구의 목적은 12.16 대책에 의한 투기과열지구에서의 대출규제 강화가 규제집단의 가격을 안정시켰는지를 이중차분법으로 분석하는데 있다.

이를 위해 본 연구에서는 12.16 대책 당시 투기과열지구 중의 하나였던 서울의 강남 3구(강남구, 서초구, 송파구)를 분석대상 지역으로 삼아,³⁾ 해당 지역의 아파트 실거래가격자료를 가지고 실증 분석을 하려고 한다. 분석대상 지역을 서울 강남 3구로 정한 이유는 당시 투기과열지구에서 거래된 15억원 초과 아파트의 대부분이 서울 강남 3구에 있었기 때문이다.⁴⁾

물론 규제집단과 비규제집단이 동일한 지역에 있다고 하여 평행추세 가정이 충족되는 것은 아니다. 나아가 규제집단의 가격에 사전추세(pre-trends)가 존재할 수도 있고,⁵⁾ 규제효과가 장단기에 다르게 나타날 수도 있다. 이런 요인들은 기존 연구들이 주로 사용해 왔던 고전적 이중차분 모형(classical DID)의 추정결과를 왜곡시킬 수 있다.

그래서 본 연구에서는 플라시보 검정(placebo test)을 통해 평행추세 가정의 성립 여부를 검정하고, 사전추세 추정을 통해 규제집단의 가격에 사전추세가 있었는지 여부를 확인해 보고자 한다. 그리고 사전추세가 있거나 규제효과가 장단기에 따라 다르게 나타날 때 사용하기 적합한 동태적 이중차분 모형(dynamic DID)으로 대출규제 효과를 분석하고, 이를 고전적 이중차분 모형의 결과와 비교해 보고자 한다.

한편 15억원 초과 주택에 대한 대출금지와 같은 문턱(threshold) 규제는 수요전이(demand spillover)를 유발할 수 있다. 이런 수요전이 또한 이중차분법에 의한 규제효과를 과대평가 또는 과소평가하는 원인이 될 수 있다. 그래서 본 연구에서는 문턱 규제에 의한

1) 12.16 대책은 ‘시가’ 기준으로 가격대별 대출규제 수준을 달리하였다. 이하에서는 ‘시가’라는 말을 사용하지 않더라도 가격 기준은 ‘시가’ 기준이다. 그리고 대출규제 강화는 투기과열지구와 투기지역에 동일하게 적용되었다. 관계부처 합동(2019) 참조.

2) 이런 접근 방법은 본 연구가 처음은 아니다. 이주희·유선중(2021)도 이런 접근 방법을 사용하였다.

3) 2019년 말에 투기과열지구로 지정되어 있었던 지역은 서울시의 강남 3구를 포함한 25개구, 과천시, 성남시 분당구, 광명시, 하남시, 세종시, 대구시 수성구이었다(관계부처 합동, 2020a). 서울시의 강남 3구를 포함한 15개구와 세종시는 투기지역으로도 지정되어 있었다(기획재정부, 2022). 따라서 당시 강남 3구는 투기과열지구이자 투기지역에 속해 있었다. 투기과열지구가 투기지역을 포함하고 있기 때문에 본 연구에서는 투기과열지구를 기준으로 분석대상을 정하였다.

4) 2019년에 투기과열지구에서 거래된 아파트 중에서 15억원 초과 주택의 거래량은 8,289건이었는데, 이 중 서울 강남3구의 거래량이 6,287건(75.8%)으로 15억원 초과 주택 거래량의 대부분을 차지하였다.

5) 특정 집단에 대한 규제는 보통 해당 집단에서 강한 가격상승이 있을 때 이루어지므로 규제집단의 가격은 규제 이전에 다른 추세(이를 ‘사전추세’라고 부른다)를 갖고 있었을 가능성이 있다.

수요전이 효과가 있는지도 분석하고자 한다.

이하에서 본 연구는 다음과 같이 진행한다. 먼저 2장에서는 이중차분법의 논리 구조를 이론적으로 살펴보고, 규제지역 정책과 이의 효과에 대해 이론적으로 검토한다. 그리고 선행연구 검토를 통해 본 연구의 차별성을 제시한다. 3장에서는 가설과 실증분석 모형, 그리고 분석에 사용하는 자료에 대해 설명한다. 4장에서는 실제 자료를 가지고 실증 분석한 결과를 설명한다. 마지막으로 5장에서는 실증분석 결과를 정리하고 본 연구의 학술적, 정책적 함의와 한계점을 제시하는 것으로 한다.

II. 이론적 검토

1. 이중차분법에 대한 이론적 검토

정책효과를 측정할 때 자주 사용하는 이중차분법은 그 논리 구조가 매우 간단하다. 정책의 영향을 받는 집단(처치집단)과 정책의 영향을 받지 않는 집단(통제 집단)에서 정책시행(treatment) 전후의 목표 변수(본 연구에서는 주택가격)의 차이를 구한 뒤, 이 차이의 집단 간 차이로 정책효과를 측정하는 것이다. 이런 간단한 논리에 의한 이중차분법을 고전적 이중차분 모형 또는 이원고정효과 이중차분 모형(two-way fixed effect DID)이라고 부른다(Huntington-Klein, 2022, p.446).

고전적 이중차분 모형 중에서도 가장 고전적인 모형은 두 시점(two-time periods) 모형이다.⁶⁾ 두 시점 모형은 표본이 임의 추출되고, 표본의 가격이 두 시점에 모두 관찰될 때 사용할 수 있는데, 이의 회귀모형은 다음과 같은 식으로 표현된다.

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 T_i + \beta_2 H_i + \beta_3 (H_i \times T_i) + e_i \quad (1)$$

여기서 y 는 목표 변수로 주택가격이다. T 는 시간

더미변수이자, 정책시행 더미변수(정책시행 이후이면 1, 아니면 0)이고, H 는 처치집단 더미변수(처치집단이면 1, 아니면 0)이다. i 는 관찰치를 나타낸다. β_0 는 두 집단에 공통된 가격 수준을, β_1 는 두 집단의 공통된 가격추세를, β_2 는 처치집단만의 가격 수준을 나타낸다. β_3 는 정책시행 이후 처치집단에서만 나타나는 가격추세로, 정책효과를 나타낸다.

그러나 관찰치가 여러 시점에 걸쳐 나타나는 경우에는 시간에 따른 가격 차이를 통제해야 하므로 다음과 같은 다 시점(multiple-time periods) 모형을 사용해야 한다.⁷⁾

$$y_i = \beta_0 + \sum_{t=1}^n \beta_{1t} D_{it} + \beta_2 H_i + \beta_3 (H_i \times T_i) + e_i \quad (2)$$

여기서 D_t 는 시간 더미변수(t 시점에 거래되었으면 1, 아니면 0)이다. 완전 다중공선성을 피하기 위해, 보통은 첫 시점(0시점)을 기준시점으로 삼는다. 이의 계수인 $\beta_{1t}(t=1, 2, \dots, n)$ 은 시간 고정효과(time fixed effect)로, 두 집단에 공통된 가격추세를 나타낸다. 그리고 다 시점 모형에서 T 는 앞의 두 시점 모형과는 다르게 정책시행 더미변수(정책시행 이후이면 1, 아니면 0)로서의 역할만 한다. β_3 는 처치 이후 처치집단에서만 나타나는 가격추세로, 정책효과를 나타낸다.

고전적 이중차분법은 정책시행의 유일성 가정과 평행추세 가정을 필요로 한다(Atanasov and Black, 2016). 정책시행의 유일성 가정은 정책시행 전후로 통제집단이나 처치집단의 가격에 영향을 미치는 다른 사건이 없어야 한다는 가정이다. 가격에 영향을 미치는 다른 사건이 있을 경우, 정책효과를 식별하기 어렵게 된다. 그리고 평행추세 가정이란 정책시행 이전에 두 집단의 가격추세가 동일해야 한다는 가정이다.⁸⁾ 평행추세 가정이 성립하지 않으면, 정책효과가 과대평가되거나 과소평가 된다. 경우에 따라서는 정책효과가 사실과 다르게 반대로 나타날 수도 있다.

처치집단이 정책시행 이전부터 사전추세를 갖고 있

6) Roth et al.(2023)은 이를 표준적 DID(canonical DID)이라고 불렀다.

7) 이를 정태적 이원고정효과(static TWFE) 모형이라고 부르기도 한다. 다 시점 모형에 대해서는 Sun and Abraham(2021), Callaway and Sant'Anna(2021), de Chaisemartin and D'Haultfoeuille(2022), Huntington-Klein(2022) Roth et al.(2023) 등을 참고하라.

8) 평행추세 가정은 두 가지 가정을 내포하고 있다. 첫 번째 가정은 정책시행 이전에 처치집단과 통제집단의 가격추세가 동일하다는 가정이고, 두 번째 가정은 정책시행이 없었더라면 두 집단의 가격추세가 동일했을 것이라는 가정이다. 전자는 검정이 가능하지만, 후자는 검정이 불가능하다. 본 연구에서 평행추세 가정이란 전자의 가정을 말한다.

으면, 평행추세 가정이 충족되지 않는다. 또 정책효과는 장단기에 따라 다르게 나타날 수 있다. 이런 문제에 대응하여 나온 모형이 동태적 이중차분 모형이다. 동태적 이중차분 모형은 처치집단만의 시간추세를 통해 사전추세와 정책효과와의 장단기를 구별해 낸다.⁹⁾ 처치 집단만의 시간추세는 보통 정책시행 시점을 기준시점으로 잡는다(Huntington-Klein, 2022, p.454). 정책시행 시점을 m 이라고 하면, 일반적인 동태적 이중차분 모형은 다음과 같다.

$$y_i = \beta_0 + \sum_{t=1}^n \beta_{1t} D_{it} + \beta_2 H_i + \sum_{t=0}^{m-1} \beta_{3t} (H_i \times D_{it}) \quad (3) \\ + \sum_{t=m+1}^n \beta_{3t} (H_i \times D_{it}) + e_i$$

여기서 우측 네 번째 항의 β_{3t} ($t=0, 1, \dots, m-1$)는 정책시행 전 처치집단만의 사전추세를 나타낸다. 그리고 우측 다섯 번째 항의 β_{3t} ($t=m+1, m+2, \dots, n$)는 정책시행 후 처치집단만의 가격추세로, 정책효과를 나타낸다. 정책시행의 단기효과는 정책시행 직후의 β_{3t} 로 측정하고, 장기효과는 정책시행으로부터 어느 정도 시간이 지난 시점의 β_{3t} 로 측정한다.

2. 규제지역의 대출규제와 주택가격에 대한 검토

1) 규제지역의 지정과 대출규제

우리나라에는 부동산관련 규제지역으로 투기지역과 투기과열지구, 조정대상지역이 있다. 투기지역은 소득세법상의 규제지역이고, 투기과열지구와 조정대상지역은 주택법상의 규제지역이다. 투기과열지구나

조정대상지역에서는 대출규제, 주택 청약 및 전매 제한, 도시정비사업 제한, 부동산 관련 조세 중과 등의 규제가 이루어진다(국토교통부, 2024, pp. 67~78). 그러나 투기지역에서는 투기과열지구와 동일한 대출규제만 이루어진다(기획재정부, 2022).¹⁰⁾

규제지역의 지정 요건을 보면, 세 지역은 모두 주택 가격 상승률이 주변에 비해 현저히 높은 지역 중에서 지정된다. 지정 요건이 해소되면, 규제지역 지정을 해제할 수 있다. 투기과열지구의 규제수준이 조정대상지역보다 높기 때문에 일반적으로는 조정대상지역으로 지정된 지역 중에서도 주택가격 상승률이 특별히 더 높은 지역이 투기과열지구로 지정된다. 그리고 투기과열지구의 일부가 투기지역으로 지정되고 있다.

이런 지정 요건에 따르면, 투기과열지구로 지정된 지역은 지정 이전에 이미 주택가격 상승률이 주변지역에 비해 상당히 높았을 가능성이 있다. 즉, 규제지역 지정 이전에 사전추세가 존재하였을 수 있다.

투기과열지구 지정 제도가 도입된 2002년 4월 이래 2011년 12월까지 서울을 비롯한 여러 지역이 투기과열지구로 지정되었다가 해제되었다. 그러다가 2017년 8월에 다시 서울 전역이 투기과열지구로 지정되었으며, 이후 여러 차례에 걸쳐 수도권과 지방의 대도시가 투기과열지구로 추가 지정되었다. 그러다가 2022년 7월부터 투기과열지구의 일부가 해제되기 시작하였으며, 2023년 1월에는 강남 3구와 용산구를 제외한 서울 전역이 투기과열지구에서 해제되었다(국토교통부, 2024, pp. 69~71)

투기과열지구에서 대출규제의 수준은 시기에 따라 다르다. 2017년 7월부터 투기과열지구의 LTV 비율은 40%이었다. 12.16 대책 이후 15억원 초과 주택의 LTV 비율은 40%에서 0%로 줄었다. 그리고 9억원~15

9) 동태적 이중차분 모형은 처치효과에 장단기 차이가 있거나 사전추세가 있을 때 사용할 뿐만 아니라 처치가 단계적으로 이루어질 때도 사용한다. 그런 만큼 동태적 이중차분 모형에는 다양한 모형이 존재한다. 처치가 여러 지역에서 서로 다른 시점에 이루어질 때 사용하는 동태적 이중차분 모형을 단계적 이중차분 모형(staggered DID)이라고 부르기도 한다(Goodman-Bacon, 2021; Athey and Imbens, 2022). 처치는 일시에 이루어질 수도 있지만, 점진적으로 이루어질 수도 있다. 일시에 이루어진 처치를 Sun and Abraham(2021)은 몰입 처치(absorbing treatment)라고 불렀다. 동태적 이중차분법은 대개 몰입 처치를 전제로 하는데, de Chaisemartin and D'Haultfoeuille(2022)는 비몰입 처치(non-absorbing treatment)에 사용할 수 있는 방안을 제시하기도 하였다. 동태적 이중차분 모형을 이벤트 연구 이중차분 모형(event study DID)이라고 부르기도 한다(Schmidheiny and Siegloch, 2022; Sun and Abraham, 2021). 그러나 이런 명칭은 자산 수익률을 시장 수익률과 비교하는 이벤트 연구와 혼동될 수가 있다(Huntington-Klein, 2022, p.413). 실제 이벤트 연구 방법으로 처치집단 가격증가율과 시장 가격증가율의 차이를 이중차분법으로 분석한 연구로 강만봉 외(2021)가 있다. 본 연구에서 사용하는 일반적인 동태적 이중차분 모형은 처치 시점이 고정되어 있고, 처치가 일시에 이루어졌을 때 사용하는 방법이다. 문운상(2019)은 우리나라의 재건축 규제정책의 장단기 효과를 이 방법으로 분석한 바 있다. 이 방법을 동태적 이원고정효과(dynamic TWFE) 모형이라고 부르기도 한다(Roth et al. 2023; Callaway and Sant'Anna, 2021).

10) 원래 투기지역에서는 다주택 소유자에 대해 양도소득세가 중과 되었다. 그러던 것이 2017년 말 소득세법 개정으로 투기지역에서 다주택 소유자에 대한 양도소득세 중과 규정이 없어지고, 그 대신 조정대상지역에서 다주택 소유자에 대한 양도소득세 중과 규정이 신설되었다. 이로 인해 2018년부터는 투기지역에서는 투기과열지구와 동일한 대출규제만 이루어지고 있다.

억원 주택의 LTV 비율은 40%에서 20%로 줄었는데, 9억원 초과 부분에 대해서만 20%를 적용하기 때문에 실제 LTV 비율은 40%~32% 수준이다. 이 비율은 2022년 11월까지 유지되었다(금융위원회, 2022).

<표 1> 투기과열지구에서 주택가격대별 LTV 비율

	9억원 이하 주택	9억원 초과 ~ 15억원 이하 주택	15억원 초과 주택
2017.7 ~ 2019.12	40%	40%	40%
2020.1 ~ 2022.11	40%	40%~32%	0%

이중차분법이 정책효과를 정확히 식별하기 위해서는 분석기간 동안 투기과열지구에 있는 9억원 초과 주택의 가격에 영향을 미치는 다른 정책이 없어야 한다. 그러나 실제로는 12.16 대책 전후로 투기과열지구의 주택 가격에 영향을 미치는 정책이 몇 차례 있었다.

그런 정책 중 하나가 2018년에 있었던 9.13 대책이다(정부부처 합동, 2018). 이 대책으로 종합부동산세 세율이 인상되었고, 규제지역 내 다주택자에게는 세율이 추가되었다. 종합부동산세 세율 인상은 주로 고가주택의 가격에 영향을 미치는데, 종합부동산세는 매년

<표 2> 12.16 대책 전후의 주택시장 안정화 대책들

대책	주요 내용
2018.9.13. 주택시장 안정대책	- 종합부동산세 세율 인상(0.2%p ~ 0.7%p 인상) - 규제지역에서 다주택자들에 대한 종합부동산세 세율 인상
2019.12.16. 주택시장 안정화 방안	- 투기과열지구 시가 9억원 초과 주택 : LTV 40%→20% - 투기과열지구 시가 15억원 초과 주택 : 대출금지
2020.6.17. 주택시장 안정 관리방안	- 재건축 안전진단 강화, 재건축 조합원 지위 양도 제한 등 - 투기과열지구와 조정대상지역 확대
2020.7.10. 주택시장 안정 보완대책	- 다주택자 종합부동산세 세율 인상 - 등록임대주택 규제
2020.11.3. 부동산 공시가격 현실화 계획	- 시가 15억원 이상 공동주택 현실화율 목표 : 5년 동안 90% - 시가 9억원 이상 공동주택 현실화율 목표 : 7년 동안 90% - 시가 9억원 미만 공동주택 현실화율 목표 : 10년 동안 90%

6월 말 기준으로 부과되므로 세율 인상 효과는 다음 해 상반기에 나타나게 된다.

2020년 6월에 있었던 6.17 대책은 재건축 안전진단 강화 등을 통해 재건축을 대폭 억제하는 것을 주된 내용으로 한다(관계부처 합동, 2020a). 이런 대책은 신규 주택이 주로 도시정비사업을 통해 공급되었던 강남 3구에 공급부족 우려를 주었다.

2020년 7월에 있었던 7.10 대책도 투기과열지구에 있는 고가주택의 가격에 영향을 미쳤다. 이 대책은 다주택자들의 종합부동산세 세율을 2배로 올리는 것을 내용으로 한다(관계부처 합동, 2020b). 그리고 같은 해 11월 3일에는 공시가격 현실화 계획이 발표되었는데, 고가주택일수록 현실화를 앞당기는 것으로 되어 있다(국토교통부·행정안전부 합동, 2020). 이 두 대책의 영향 역시 이듬해 상반기에 나타나게 된다.

2) 대출규제에 따른 주택가격의 변화

대출규제는 주택구입자의 자금조달 비용을 늘리기 때문에 주택가격을 낮추는 방향으로 영향을 미친다. 그런데 대출규제에 따른 주택가격의 조정은 시장 상황에 따라, 가격에 대한 기대 방식에 따라 단기에 끝날 수도 있고, 장기에 걸쳐 이루어질 수도 있다.

이론적으로 이를 설명하기 위해 주택의 시장근본가치(market fundamental value)가 식 (4)와 같다고 해보자.

$$V_t = \frac{R_t}{(1+r)} + \frac{V_{t+1}^e}{(1+r)} \quad (4)$$

$$= \frac{R_t}{(1+r)} + \frac{V_t(1+s)}{(1+r)} = \frac{R_t}{(r-s)}$$

식 (4)에서 V_t 는 현재의 시장근본가치이고, R_t 는 1년 뒤에 받는 임대료이다. V_{t+1}^e 는 1년 뒤 예상되는 기대가치로, V_t 에서 기대상승률(s)만큼 상승한 값인 $V_t(1+s)$ 와 같다고 가정한다. r 은 시장이자율과 위험보상율로 구성된 할인율이다.

대출규제가 이루어지면, 주택을 구입하고자 하는 사람들 중에서 자기자금이 부족한 사람은 제2금융권이나 사채 등을 통해 부족한 자금을 조달해야 한다. 이는 할인율 상승으로 귀결된다. 할인율이 상승하면, 주택의 시장근본가치가 하락하게 된다.

만약 시장이 효율적이라면, 주택가격은 재정거래에 의해 시장근본가치로 수렴하게 된다. 다만, 시장의 효율성 정도에 따라 가격의 조정속도는 다소 다를 수 있다. 가격 조정이 빨리 일어난다면, 대출규제에 따른 가격 하락은 단기에 끝나겠지만, 조정속도가 느리다면, 가격 조정은 좀 더 장기에 걸쳐 이루어지게 된다.

대출규제에 따른 가격의 장단기 조정은 기대상승률에 대한 기대 방식에 따라서도 달라질 수 있다. 가계가 합리적으로 기대한다면(rational expectation), 대출규제로 주택가격이 하락하더라도, 기대상승률은 변하지 않기 때문에 가격조정은 단기에 끝나게 된다. 그러나 근시안적으로 기대한다면(myopic expectation), 대출규제로 가격이 하락하면서 기대상승률도 하락하기 때문에 주택가격이 장기에 걸쳐 하락할 수 있다.¹¹⁾

3. 선행연구 검토

규제지역 지정이나 대출규제의 효과를 분석한 연구들은 10여 년 전부터 꾸준히 있어 왔는데, 이들 연구들은 대부분 이중차분법으로 규제효과를 분석하였다.

이중차분법을 이용한 연구들 중 대출규제 효과를 분석한 연구로는 황관석·박철성(2015), 박유현(2018), 노동권 외(2021), 이주희·유선종(2021) 등의 연구가 있다. 이 중에서 황관석·박철성(2015), 노동권 외(2021)는 총부채상환비율(DTI 비율)의 규제 효과를 분석한 반면, 이주희·유선종(2021)은 본 연구와 동일하게 12.16 대책의 LTV 비율 규제 효과를 분석하였다. 김대원·유정석(2014), 송태호 외(2018), 양완진·김현정(2020), 송경호·권성오(2020) 등은 규제지역의 지정 효과를 분석하였다.

이중차분법을 사용한 연구들은 대체로 규제 이후 규제집단의 주택가격이 기대와는 다르게 비규제집단보

다 더 높아졌다는 점을 보이고 있다(김대원·유정석, 2014; 양완진·김현정, 2020; 송경호·권성오, 2020). 그러나 일부 연구에서는 영향이 없거나(황관석·박철성, 2015; 노동권 외, 2021)¹²⁾ 반대로 주택가격 상승률이 감소하는 효과가 나타나는 경우(이주희·유선종, 2021)도 있고, 상반된 결과가 혼재되어 나타나는 경우(송태호 외, 2018)도 있어 일관된 결과를 보여주는 것은 아니었다.

일부 연구는 정책시행 이후 6개월 이내의 단기 효과를 분석하기도 하였다. 이들 중 몇몇 연구(박유현, 2018; 송경호·권성오, 2020)에서는 규제 이후 규제집단의 주택가격이 비규제집단에 비해 단기적으로 하락한 것으로 나타났다. 그러나 단기에 영향이 없거나(이주희·유선종, 2021)¹³⁾, 상반된 결과가 혼재되어 나타난 연구(양완진·김현정, 2021)도 있어, 이 역시 일관된 연구결과를 보여주는 것은 아니었다.

이와 같이 이중차분법을 사용한 연구들의 결과가 일관되지 않는 것은 분석대상이 다르기 때문이기도 하지만, 분석에 사용된 자료나 처치집단 및 통제집단의 선정 등에서 차이가 있기 때문이기도 하다. 그러나 보다 근본적으로는 정책효과를 식별해 내고자 하는 분석방법이 다르기 때문인 것으로 보인다.

이중차분법으로 규제효과를 분석한 연구들은 송경호·권성오(2020)를 제외하고 모두 고전적 두 시점 모형을 사용하고 있다. 이중에서 김대원·유정석(2014), 황관석·박철성(2015), 박유현(2018)은 실제로 두 시점 자료를 가지고 정책효과를 측정하였지만, 나머지 연구들은 다 시점 자료를 두 시점 모형에 적용하였다.¹⁴⁾

그리고 고전적인 이중차분법을 사용한 선행연구들은 대부분 평행추세 가정의 충족 여부를 통계적으로 검증하지 않았다¹⁵⁾. 특히 규제지역 지정이나 대출규제

11) DiPasquale and Wheaton(1996: pp.242-256)은 기대형성 방법에 따른 가격조정 과정을 간단한 구조모형으로 잘 설명하고 있다.

12) 황관석·박철성(2015)과 노동권 외(2021)는 DTI 비율 규제의 강화 효과와 완화 효과를 보았는데, 규제 강화에서는 정책효과가 없는 것으로 나왔다.

13) 이주희·유선종(2021)은 정책시행 후 6개월(상반기)을 1년 전 같은 기간과 비교하였다. 비교 기간은 1년이지만, 정책시행 후 6개월까지의 효과이기 때문에 본 연구에서는 이를 단기효과로 보았다. 비슷하게 정책시행 후 7개월~12개월(하반기)을 1년 전 같은 기간과 비교하였는데, 정책시행 후 6개월 이후의 효과이기 때문에 본 연구에서는 이를 장기효과로 보았다.

14) 두 시점 자료로 정책효과를 분석하는 경우, 두 시점을 어떻게 선정하느냐에 따라 결과가 달라질 수 있어서 분석결과의 강건성을 장담하기 어렵다. 한편 다 시점 자료를 두 시점 모형에 적용하는 경우, 시간추세를 통제하지 못하여 분석결과가 왜곡되게 나타날 수 있다.

15) 일부 연구는 여러 가지 방법을 통해 평행추세 가정 이수를 피하고자 하였다. 예를 들어 박유현(2018)은 성향점수매칭법(propensity score matching)을 사용하여 통제집단을 선정함으로써 평행추세 가정 이수를 피하고자 하였다. 송경호·권성오(2020)는 규제지역과 비규제지역의 경계선상에 있는 주택들의 가격을 비교함으로써 평행추세 가정 이수를 피해갔다. 이주희·유선종(2021)은 동일 지역에서 처치집단과 통제집단을 선정하고, 처치집단과 통제집단의 과거 가격추세를 비교함으로써 평행추세가 유지되고 있음을 보이려고 하였다. 그러나 통계적 유의성을 검정한 것은 아니었다. 황관석·박철성(2015)은 서울과 경기도의 가격 추세가 유사함을 보여주면서 평

강화의 경우, 규제집단에 사전추세가 존재할 가능성이 높는데, 이 경우 평행추세 가정 자체가 성립되지 않는다. 더 나아가 앞의 이론적 검토에서 보았듯이 규제 효과가 단기에 끝날 수도 있고, 장기에까지 이어질 수도 있다.¹⁶⁾ 송경호·권성오(2020)를 제외한 나머지 연구들은 명시적으로 사전추세의 가능성과 정책효과와 장단기 차이를 고려하지 않았다.

한편 12.16 대책과 같이 문턱 규제가 있는 경우, 규제가 강한 쪽에서 약한 쪽으로 수요가 옮겨감으로써 정책효과가 기대와는 다르게 나타날 수가 있다. 대부

분의 연구는 이런 수요전이 효과를 분석하지 않았다.

이 밖에 단순 시계열모형이나 단순 회귀모형을 통해 규제효과를 분석한 연구들이 일부 있다. 그러나 이런 접근 방법은 규제효과와 식별 문제를 안고 있기 때문에 여기서는 검토의 대상으로 삼지 않았다.

본 연구는 기존 연구들이 갖고 있는 한계점을 고려하여 정책시행 이전기간을 대상으로 플라시보 검정을 통해 평행추세 가정의 충족 여부를 확인하고, 정책시행 이전에 처치집단에서 사전추세가 존재하였는지 여부를 확인해 보았다. 그리고 동태적 이중차분 모형을

<표 3> 선행연구 정리

연구	연구방법 및 연구 내용	정책효과		평행 추세 고려	사전 추세 고려	시간 추세 고려
		단기	장기			
김대원·유정석 (2014)	- DID(두 시점 모형)으로 투기지역 지정 효과 분석 - 수도권 규제지역과 전국 비규제지역 비교 - 2006년 말 전후 비교		+	×	×	
황관석·박철성 (2015)	- DID(두 시점 모형)으로 규제지역 DTI 규제효과 분석 - 서울(강남3구 제외)과 경기도 비교 - 2010.8 전후, 2011.4 전후 비교		×	△	×	
박유현 (2018)	- DID(두 시점 모형)으로 규제지역 대출규제(DTI/LTV) 효과 분석 - 전국의 규제지역과 비규제지역 비교 - 2007.2 전후, 2009.10 전후, 2011.3 전후, 2017.8 전후	-		△	×	
송태호 외 (2018)	- DID(두 시점 모형)으로 투기과열지구의 규제유지 효과 분석 - 강남3구, 수도권, 지방광역시 등 비교 - 2008년 전후 비교		+ - ×	×	×	×
송경호·권성오 (2020)	- 패널 DID(다 시점 모형)으로 규제지역 지정 효과 분석 - 서울의 규제지역과 비규제지역 비교 - 2017.8 전후 비교	-	+	△	○	○
양완진·김현정 (2020)	- DID(두 시점 모형)으로 규제지역 지정 효과 분석 - 규제지역과 인근의 비규제지역 비교 - 2017.9 전후, 2018.8 전후 비교	+ -	+	×	×	×
노동권 외 (2021)	- DID(두 시점 모형)으로 규제지역 DTI 규제 효과 분석 - 서울 강남3구과 서울 나머지 지역 비교 - 2011.3 전후 비교		×	×	×	×
이주희·유선종 (2021)	- DID(두 시점 모형)으로 투기과열지구에서 LTV 규제강화 효과 분석 - 서울 강남 3구의 15억원 초과 주택과 9억원 이하 주택 비교 - 2019.12 전후 비교	×	-	△	×	×

주: 1) 정책효과에서 단기와 장기의 구별은 정책시행 후 6개월을 기준으로 삼았다. 단기는 정책시행 후 6개월까지의 효과를, 장기는 6개월 초과 효과를 의미한다.
 2) 정책효과에서 '+'는 주택가격 상승효과를, '-'는 주택가격 하락효과를, ×는 통계적으로 유의한 효과가 없음을 의미한다. 표시가 없는 부분은 해당 사항과 관련 없음 의미한다.
 3) 평행추세 고려, 사전추세 고려, 시간추세 고려에서 ×는 해당 사항을 고려하지 않았음을, ○는 해당 사항을 고려하였음을 의미한다. △는 해당 사항을 고려하였으나 통계적 유의성을 검증하지는 않았음을 의미한다. 표시가 없는 부분은 해당 사항과 관련 없음 의미한다.

행추세 가정 이슈를 피하고자 하였다. 그러나 이 역시 통계적 검정을 한 것은 아니었다.

16) 평행추세 가정의 미충족, 사전추세의 존재, 정책효과와 장단기 차이 등은 고전적 이중차분법에 의한 추정결과를 왜곡시키는 원인이 될 수 있다.

사용하여 사전추세 효과를 통제하고, 정책효과를 장단기로 나누어 추정하였다. 또 문턱 규제에 따른 수요전이 효과가 있는지 여부를 분석하였다. 이런 점이 기존 연구와는 다른, 본 연구만의 차별점이라고 할 수 있다.

III. 실증분석 방법

1. 분석대상과 분석기간, 그리고 가설

본 연구의 목적은 이미 앞에서 이야기했다시피 12.16대책으로 대출규제가 강화된 주택의 가격이 대책 시행 이후 안정되었는지 여부를 이중차분법으로 검증하는데 있다.

이중차분법을 사용하기 위해 본 연구에서는 대출규제가 강화된 9억원 초과 주택을 처치집단으로 삼되, 가격대별로 대출규제의 수준이 다르므로 처치집단을 15억원 초과 주택과 9억원~15억원 주택으로 나누었다. 그리고 대출규제에 변화가 없는 9억원 이하 주택 중에서 6억원 초과 주택(이하 '6억원~9억원 주택'으로 표기)을 통제집단으로 삼았다.¹⁷⁾

그리고 문턱 규제에 의한 수요전이 효과를 보기 위해 15억원 초과 17억원 이하 주택(이하 '15억원~17억원 주택'으로 표기)을 문턱 위 주택으로 정하였고, 13억원 초과 15억원 이하 주택(이하 '13억원~15억원 주택'으로 표기)을 문턱 아래 주택으로 정하였다.¹⁸⁾

이중차분법을 사용하기 위해서는 처치(정책시행) 이전 기간과 처치 이후 기간을 정해야 한다. 12.16 대책 직후에 대출규제 강화가 곧바로 시행되었기 때문에 본 연구에서는 2019년 12월까지를 처치 이전 기간으로, 2020년 1월부터를 처치 이후 기간으로 잡았다.

플라시보 검증과 사전추세 추정을 위해서는 처치 이전 기간을 길게 잡을 필요가 있어서 2018년 1월부터 2019년 12월까지를 처치 이전 기간으로 하였다. 그리고 정책시행에 따른 장단기 정책효과를 보기 위해서는

처치 이후 기간도 길게 잡을 필요가 있어서 처치 이후 기간은 2020년 1월부터 2021년 12월까지로 하였다. 따라서 분석기간은 처치 전후로 각각 2년간이다.

앞의 이론적 논의에서 보았다시피 대출규제는 주택의 시장근본가치를 하락시켜 주택가격을 낮출 수 있다. 시장의 효율성 정도나 기대 방식에 따라 가격 인하 효과는 단기에 끝날 수 있고 장기에까지 유지될 수도 있다. 이런 이론적 검토에 따라 본 연구에서는 다음과 같은 세 가지 가설을 세우고, 이를 실증적으로 검증하고자 한다.

첫째, 투기과열지구에서 대출규제 강화로 규제대상 주택의 가격은 단기적으로 하락할 것인데, 특히 LTV 비율이 40%에서 0%로 줄어든 15억원 초과 주택에서 가격하락 효과가 더 크게 나타날 것이다. 시장의 효율성이 떨어지거나 근시안적 기대가 있다면, 이런 가격 하락 효과는 장기에까지 지속될 것이다.

둘째, 15억원 초과 주택에 대한 대출금지로 수요전이 있을 경우 문턱 위 주택에서 가격하락 효과가 더 크게 나타날 것이다. 시장의 효율성이 떨어지거나 근시안적 기대가 있다면, 수요전이에 의한 가격하락 효과 역시 장기에까지 지속될 것이다.

셋째, 9억원~15억원 주택의 경우 가격대가 높을수록 LTV 비율이 낮아지기 때문에 가격하락 효과도 더 크게 나타날 것이다. 그러나 15억원 초과 주택에 대한 대출금지로 수요전이가 있다면 문턱 아래 주택에서 가격하락 효과가 나타나지 않을 수도 있다.

2. 실증분석모형과 자료

1) 실증분석모형

본 연구에서는 앞에서 이야기했듯이 사전추세와 규제효과의 장단기 차이를 고려하여 동태적 이중차분 모형으로 규제효과를 분석하고자 한다. 그리고 비교를 위해 고전적 다 시점 모형도 추정해 보고자 한다.

본 연구에서 실증분석에 사용하는 자료는 아파트 실

17) 통제집단을 6억원~9억원 주택으로 삼은 이유는 6억원 이하 주택과 6억원 초과 주택 간에는 규제의 차이가 존재하고 통제집단에 속하는 주택들의 가격 범위가 지나치게 클 경우 통제집단 내부에서 가격 추세가 다르게 나타날 수 있기 때문이다. 예를 들어 2018년 9.13 대책에서 등록임대주택에 대해 세제 지원을 6억원 이하 주택으로 한정하였다(정부부처 합동, 2018). 그리고 2019년 당시에 한국주택금융공사의 보급자리론 대출도 6억원 이하 주택으로 한정되어 있었다.

18) 15억원 초과 주택에 대한 대출금지로 인해 15억원 초과 주택에 대한 수요가 15억원 이하 주택으로 옮겨갔는지를 보기 위해서는 수요가 옮겨가는 문턱 위 주택과 문턱 아래 주택을 정의하여야 한다. 문턱 위 주택을 15억원~16억원 주택으로 하고, 문턱 아래 주택을 14억원~15억원 주택으로 할 경우, 해당 범주에 속하는 주택의 관찰치가 지나치게 적어지는 문제가 있었다. 반대로 문턱 위 주택을 15억원~18억원 주택으로 하고, 문턱 아래 주택을 12억원~15억원 주택으로 할 경우, 해당 범주에 속하는 주택의 관찰치는 충분히 많아지지만 수요전이 효과가 희석되어 나타날 가능성이 있었다.

거래자료이기 때문에 앞의 이론적 모형을 그대로 사용할 수가 없다. 실거래자료를 사용하여 모형을 추정할 때에는 매기 거래된 주택들의 특성이 다르기 때문에 주택들의 특성 차이에 따른 가격 차이를 통제해야 한다. 그래서 본 연구에서는 앞의 이론적 모형에서 아파트의 특성변수들을 설명변수에 포함시킨, 다음과 같은 모형으로 실증분석을 하고자 한다.

$$y_i = \beta_0 + \sum_{t=1}^n \beta_{1t} D_{it} + \beta_2 H_i + \beta_3 (H_i \times T_i) + \sum_{j=1}^k \alpha_j X_{ji} + e_i \quad (5)$$

$$y_i = \beta_0 + \sum_{t=1}^n \beta_{1t} D_{it} + \beta_2 H_i + \sum_{t=0}^{m-1} \beta_{3t} (H_i \times D_{it}) + \sum_{t=m+1}^n \beta_{3t} (H_i \times D_{it}) + \sum_{j=1}^k \alpha_j X_{ji} + e_i \quad (6)$$

식 (5)은 아파트의 특성변수가 포함된 고전적 다 점 모형이고, 식 (6)은 아파트의 특성변수가 포함된 동태적 이중차분 모형이다. X_j 는 j 라는 특성변수이고, α_j 는 이의 특성가격이다. 나머지 변수들이나 기호는 앞의 이론적 검토에서 언급한 것과 같다.

위의 식들은 헤도닉가격모형의 일종이다. 본 연구에서는 헤도닉가격모형에서 많이 사용하는 준로그 함수(semi-log function)를 사용하였다. 이런 함수형태에 따라 단위면적당 가격(price)에 자연로그를 취한 가격변수를 종속변수 y 로 삼았다. 준로그 함수에서 더미변수의 추정치는 가격변화율의 근사치이다.

아파트 특성변수로는 건축연령(b_age), 면적(size),

1~2층 더미변수(1층은 d_floor1, 2층은 d_floor2), 단지 세대수(units), 단지의 최고 층수(stories), 단지 최고 층수가 5층 이하인 단지 더미변수(d_stories5), 지하철역까지의 거리 더미변수(1km 이내 더미변수 d_subway1, 500m 이내 더미변수 d_subway2), 그리고 지역별 가격 차이를 반영하기 위한 행정동별 지역 더미변수를 사용하였다. 건축연령과 면적은 주택가격에 비선형으로 영향을 미칠 수 있기 때문에 이의 제곱 변수도 설명변수에 포함시켰다.

한편 2020년 6월과 2021년 1월 및 4월에 강남 3구의 일부 지역이 토지거래허가구역으로 지정되었다.¹⁹⁾ 이런 지역 요인이 모형 추정치에 영향을 미칠 수 있기 때문에 추정 결과의 강건성을 위해 토지거래허가구역 더미변수(d_land1, d_land2)를 포함한 모형을 별도로 추정해 보려고 한다.²⁰⁾

식 (5)과 식 (6)에서 D_t 는 시간에 따른 가격추세를 반영하기 위한 시간 더미변수이다.²¹⁾ 본 연구에서는 분기 단위로 시간에 따른 가격추세를 추정하려고 한다. 따라서 D_t 는 분기 더미변수이다.

식 (5)에서 β_{1t} 는 통제집단과 처치집단에 공통된 시간추세를 나타내는데, 여기에는 두 집단에 공통된 계절변동도 포함되어 있다. 그러나 처치집단의 계절변동이 통제집단과 다르게 나타날 수도 있다. 이런 가능성을 고려하여 식 (5)에서 처치집단만의 계절더미변수($H \times DS_s$)가 포함된 모형을 별도로 추정해 봄으로써 추정 결과가 강건한지 살펴보고자 한다. 여기서 DS_s 는 특정 분기이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 계절더미변수로, 모두 3개의 계절더미변수를 사용하였다.²²⁾

식 (5)과 식 (6)에서 처치집단의 가격변화율 근사치는 공통 추세인 $\hat{\beta}_{1t}$ 와 처치집단만의 추세인 $\hat{\beta}_3$ 나 $\hat{\beta}_{3t}$

19) 2020년 6월에 국제교류복합지구 인근지역으로 강남구의 청담동, 삼성동, 대치동과 송파구의 잠실동이 토지거래허가구역으로 지정되었다. 그리고 2021년 1월과 4월에는 공공재개발과 재건축단지 지역으로 송파구의 송파동, 신천동, 거여동, 그리고 강남구의 압구정동이 토지거래허가구역으로 지정되었다. 서울시 부동산광장 홈페이지(<https://land.seoul.go.kr/land/other/contractGuide.do>) 참조

20) 익명의 심사위원이 이 문제를 지적하였다. 토지거래허가구역 더미변수는 2개의 변수로 구성되어 있다. d_land1은 2020년 3분기에 토지거래허가구역으로 지정된 지역이면 해당 분기부터 1의 값을 갖고, 나머지는 0의 값을 갖는 더미변수이다. d_land2는 2021년 1분기와 2분기에 토지거래허가구역으로 지정된 지역이면 해당 분기부터 1의 값을 갖고, 나머지는 0의 값을 갖는 더미변수이다.

21) 주택가격은 금리의 변화나 거시경제의 변화, 주택수급의 변화 등에 의해 시간추세를 갖게 된다. 그러나 본 연구의 목적은 시간추세의 원인을 찾는 것이 아니기 때문에 가격의 시간추세에 영향을 미치는 거시변수는 모형에 반영하지 않았다. 이중차분법은 기본적으로 '시간에 따라 변하는 거시변수들은 처치집단과 통제집단에 동일하게 영향을 미친다'는 전제를 갖고 있기 때문에 시간에 따라 달라지는 거시변수는 모형에 반영하지 않는 것이 일반적이다. 만약에 식 (5)나 식 (6)에 금리와 같은 거시변수를 포함시킬 경우 완전 다중공선성 문제가 발생하게 된다. 예를 들어 r 이라는 금리변수가 있는데, 이 변수의 값이 1분기에 2.5%, 2분기에 2.0%, 3분기에 1.5%, 4분기에 1.0%라면, 시간더미변수의 선형결합인 ($D_1 \times 2.5 + D_2 \times 2.0 + D_3 \times 1.5 + D_4 \times 1.0$)이 금리변수와 일치하게 된다.

22) 주택가격은 계절적 요인에 의해 변동할 수도 있지만, 이런 요인은 처치집단과 통제집단에 동일하게 영향을 미치기 때문에 이분차분법에서는 이를 반영하지 않는 것이 일반적이다. 그러나 처치집단과 통제집단의 계절적 변동이 서로 다를 수 있다. 이런 점을 익명의 심사위원이 지적하였다. 그래서 추정 결과의 강건성을 위해 식 (5)에 처치집단만의 계절더미변수가 포함된 모형을 별도로 추정해 보았

을 더한 것이다. 따라서 $\widehat{\beta}_3$ 나 $\widehat{\beta}_{3t}$ 는 통제집단의 가격추세에 비해 더 높거나 낮은 가격추세를 나타낸다. 이런 이유에서 $\widehat{\beta}_3$ 나 $\widehat{\beta}_{3t}$ 의 의미를 해석할 때, ‘가격변화를 근사치의 %p 증가 또는 하락’으로 해석하도록 한다.

한편 문턱 규제로 인한 수요전이 효과를 보기 위한 동태적 이중차분 모형으로는, 식 (6)에서 문턱 근처 주택(문턱 위 주택이나 문턱 아래 주택) 더미변수(H_1)와 시간더미변수와의 교호항($H_1 \times D_t$)을 추가한 식 (7)을 사용하도록 한다.

$$y_i = \beta_0 + \sum_{t=1}^n \beta_{1t} D_{it} + \beta_2 H_i + \gamma_2 H_{1i} \quad (7)$$

$$+ \sum_{t=0}^{m-1} \beta_{3t} (H_i \times D_{it}) + \sum_{t=m+1}^n \beta_{3t} (H_i \times D_{it})$$

$$+ \sum_{t=m+1}^n \gamma_{3t} (H_{1i} \times D_{it}) + \sum_{j=1}^k \alpha_j X_{ji} + e_i$$

식 (7)은 정책시행 이전에는 문턱 근처 주택과 그 외 주택의 가격추세가 동일하다는 가정이 깔려 있다. 이런 가정 하에 γ_3 는 수요전이 효과를 나타낸다.

본 연구에서 실증분석은 다음과 같은 과정으로 진행 한다. 먼저 고전적 다 시점 모형인 식 (5)을 가지고 정책효과를 추정해 본다. 그 다음 정책시행 이전 기간 ($t \leq m$)을 대상으로 식 (8)로 플라시보 검정을 해본다.

$$y_i = \beta_0 + \sum_{t=1}^m \beta_{1t} D_{it} + \beta_2 H_i \quad (8)$$

$$+ \beta_3 (H_i \times PT_i) + \sum_{j=1}^k \alpha_j X_{ji} + e_i$$

식 (8)에서 PT 는 임의적인 가짜 정책이 시행된 시점 이후이면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수이다. 식 (8)에서 $\widehat{\beta}_3$ 이 유의한 값을 갖는다면, 가짜정책이 효과 있었다는 이야기가 되고, 이는 평행추세 가정이 충족되지 않음을 의미한다.

그 다음에는 사전추세 여부를 확인하기 위해 정책시행 이전 기간을 대상으로 다음의 식 (9)을 추정한다.

$$y_i = \beta_0 + \sum_{t=1}^m \beta_{1t} D_{it} + \beta_2 H_i \quad (9)$$

$$+ \sum_{t=1}^m \beta_{3t} (H_i \times D_{it}) + \sum_j^k \alpha_j X_{ji} + e_i$$

식 (9)은 동태적 이중차분 모형의 일종이다. 여기서 정책시행 직전의 $\widehat{\beta}_{3t}$ 가 유의한 값을 가지면 사전추세가 있다는 것을 의미한다. 사전추세가 있기 전에는 $\widehat{\beta}_{3t}$ 가 유의하지 않아야 평행추세 가정이 성립한다.

그 다음 동태적 이중차분 모형인 식 (6)을 추정하도록 한다. 그리고 마지막으로 수요전이 효과를 보기 위해 식 (7)을 추정하도록 한다.

다만, 식 (7)은 ‘정책시행 이전에 문턱 근처 주택과 그 외 주택의 시간추세가 같다’는 전제를 갖고 있으므로, 이 전제의 충족 여부를 확인하기 위해 정책시행 이전 기간($t \leq m$)을 대상으로 다음의 식 (10)을 먼저 추정하도록 한다. 식 (10)은 식 (9)에서 H_1 변수와 ($H_1 \times D_t$) 변수를 추가한 식이다.

$$y_i = \beta_0 + \sum_{t=1}^m \beta_{1t} D_{it} + \beta_2 H_i + \gamma_2 H_{1i} \quad (10)$$

$$+ \sum_{t=1}^m \beta_{3t} (H_i \times D_{it}) + \sum_{t=1}^m \gamma_{3t} (H_{1i} \times D_{it})$$

$$+ \sum_j^k \alpha_j X_{ji} + e_i$$

식 (10)에서 γ_{3t} 는 처치집단에서 문턱 근처 주택만의 시간추세를 나타낸다. 만약 모든 t 에 대해 $\gamma_{3t} = 0$ 이라면, 문턱 근처 주택은 그 이외의 주택과 동일한 가격추세를 갖고 있다는 말이 된다.

본 연구에서 사용하는 실증분석모형에 다양한 변수들이 들어가 있기 때문에 다음의 <표 4>에서 이를 간략하게 정리하였다.

한편 Bertrand et al.(2004)나 Roth et al.(2023)에 따르면, 장기 시계열 자료로 이중차분법을 분석할 경우 자기상관과 같은 이분산 문제가 있을 수 있다. 이 경우 단순 OLS 추정치는 표준오차를 과소평가하는 문제가 있다. Bertrand et al.(2004)은 오차항에 AR(자기상관)항을 추가함으로써 이런 이슈에 대응을 하였고, Roth et al.(2023)은 이분산일치추정량 등을 사용

다. 1분기를 기준점으로 하여 2분기 계절더미변수, 3분기 계절더미변수, 4분기 계절더미변수를 사용하였다. 그러나 식 (6)에서는 처치 집단만의 가격추세를 포착하는 $H \times D_t$ 변수가 있기 때문에 계절더미변수를 포함한 별도의 모형은 고려하지 않았다. 만약 식 (6)에 계절더미변수를 포함할 경우, $H \times D_t$ 변수의 선형결합에 의해 $H \times DS_{it}$ 를 만들 수 있어 완전 다중공선성 문제가 발생하게 된다.

할 것은 권고하였다. 본 연구에서는 Newey-West의 자기회귀-이분산일치추정량(HAC)을 사용하여 추정치의 유의성을 검정하였다.

<표 4> 실증분석모형의 주요 변수들에 대한 설명

변수	설명
y	- 단위면적당 주택가격에 자연로그를 취한 값
H	- 처치집단 더미변수로, 처치집단이면 1, 아니면 0 - 처치집단은 15억원 초과 주택과 9억원~15억원 주택으로 구성
H_1	- 문턱 근처 주택 더미변수로, 문턱 근처 주택이면 1, 아니면 0
D_t	- 시간 더미변수로, t 분기에 거래된 주택이면 1, 아니면 0
DS_s	- 계절 더미변수로, 매년 s 분기이면 1, 아니면 0
T	- 정책시행 기간 더미변수로, 정책시행 이후이면 1, 아니면 0
PT	- 가짜정책시행 기간 더미변수로, 가짜정책시행 이후이면 1, 아니면 0
$H \times D_t$	- 처치집단만의 가격추세를 나타내는 교호항
$H \times DS_s$	- 처치집단만의 계절변동을 나타내는 교호항
$H_1 \times D_t$	- 처치집단에서 문턱 근처 주택만의 가격추세를 나타내는 교호항
$H \times T$	- 고전적 이중차분 모형에서 정책효과를 나타내는 교호항
$H \times PT$	- 고전적 이중차분 모형에서 가짜 정책효과를 나타내는 교호항
X_j	- 아파트 특성변수로, 주택면적, 건축연령, 단지 세대수, 단지의 최고층수, 1층 및 2층 더미변수, 지하철역까지의 거리별 더미변수, 행정동별 더미변수 등으로 구성

2) 자료와 변수의 기초 통계량

본 연구에서는 실증분석모형을 추정하기 위해 2018년 1월부터 2021년 12월까지 서울 강남 3구에서 거래 신고된 아파트 실거래자료를 사용하였다. 해당 자료는 국토교통부의 실거래가 공개시스템에서 다운받았다.

아파트의 특성 정보 중 단위면적당 가격, 건축연령, 면적, 층, 행정동에 대한 정보는 국토교통부의 실거래가 공개시스템 자료를 사용하였고, 나머지 특성 정보는 네이버의 부동산 정보와 한국부동산원의 공동주택 관리정보시스템으로부터 수집하였다.

해당 자료를 연도별, 구별, 가격대별로 나누어 보면, 다음의 <표 5>와 같다. 서울의 강남 3구는 고가주택이 많아 실거래 자료에서도 15억원 초과 주택의 거래량이 가장 많았고, 9억원~15억원 주택, 6억원~9억원 주택의 순으로 거래량이 많았다. 주택가격의 상승으로 인

해 시간이 지나면서 상대적으로 가격이 낮은 주택의 거래량이 점차 줄어드는 경향을 보였다. 2021년에는 거래량이 큰 폭으로 줄었다. 구별로 보면, 상대적으로 가격이 낮은 주택의 거래량은 송파구가 많았으며, 반대로 상대적으로 가격이 비싼 주택의 거래량은 강남구가 많았다.

<표 5> 가격대별 아파트 실거래자료 건수

	구분	6억원~9억원	9억원~15억원	15억원 초과	계
연도별	2018	2,433	3,591	3,650	9,674
	2019	2,084	4,153	6,287	12,524
	2020	1,388	3,442	5,752	10,582
	2021	480	1,339	4,007	5,826
구별	서초구	927	3,316	6,391	10,634
	강남구	1,166	3,554	8,251	12,971
	송파구	4,292	5,655	5,054	15,001
계	계	6,385	12,525	19,696	38,606

단위면적(m²)당 가격과 주요 특성 정보의 기초통계량은 다음의 <표 6>과 같다. 여기서 Group 1은 15억원 초과 주택(처치집단)과 6억원~9억원 주택(통제집단)으로 구성된 자료를 말하며, Group 2는 9억원~15억원 주택(처치집단)과 6억원~9억원 주택(통제집단)

<표 6> 주요 변수의 기초 통계량

구분	변수	Mean	Max.	Min.	S.D.	Obs.
Group 1	price(만원)	1965.1	6969.6	354.4	784.5	26,081
	size(m ²)	100.4	395.1	23.7	41.7	26,081
	b_age(연)	21.2	48	0	12.3	26,081
	units(호)	1643.4	9510	5	1916.1	26,080
	stories(층)	20.9	69	5	11.0	26,080
	d_subway1	0.925	1	0	0.264	26,081
	d_subway2	0.454	1	0	0.498	26,081
	d_stories5	0.022	1	0	0.147	26,080
	d_floor1	0.051	1	0	0.219	26,081
	d_floor2	0.063	1	0	0.242	26,081
Group 2	price(만원)	1469.5	4606.2	354.4	564.8	18,910
	size(m ²)	81.1	261.5	23.7	30.0	18,910
	b_age(연)	18.8	47	0	9.6	18,910
	units(호)	967.3	9510	5	1414.8	18,907
	stories(층)	17.6	66	5	7.3	18,907
	d_subway1	0.813	1	0	0.390	18,910
	d_subway2	0.374	1	0	0.484	18,910
	d_stories5	0.016	1	0	0.126	18,907
	d_floor1	0.057	1	0	0.233	18,910
	d_floor2	0.069	1	0	0.254	18,910

주 : Group 1은 15억원 초과 주택(처치집단)과 6억원~9억원 주택(통제집단)으로 구성된 분석자료를 말한다. Group 2는 9억원~15억원 주택(처치집단)과 6억원~9억원 주택(통제집단)으로 구성된 분석자료를 말한다.

으로 구성된 자료를 말한다.

Group 1에 속하는 실거래사례는 26,081건인데, 최고층수와 세대수 정보가 없는 거래가 1건 있어서 실제 모형 추정에 사용한 실거래 사례는 26,080건이다. Group 2에 속하는 실거래사례는 18,910건인데, 최고층수와 세대수 정보가 없는 거래가 3건 있어서 실제 모형 추정에 사용한 실거래 사례는 18,907건이다.

Group 1은 상대적으로 고가주택들이 많다보니 Group 2보다 평균적으로 단위면적당 가격이 비싸고, 주택규모가 컸다. 세대수도 Group 1이 Group 2보다 평균적으로 많았다. 그러나 나머지 변수들은 두 그룹 사이에 큰 차이가 없었다.

IV. 실증분석 결과

1. 대출규제의 장단기 효과

1) 고전적 이중차분 모형의 추정 결과

고전적 다 시점 모형인 식 (5)의 추정결과는 다음의 <표 7>과 같다. 실증분석 모형에는 상수항과 주택 특성변수들, 시간 더미변수들과 지역 더미변수들이 포함 되어 있지만, 지면상의 제약 때문에 <표 7>에는 관심 변수의 추정결과만 표기하였다.²³⁾ 이하 동일하다.

<표 7>에서 $T_{2020.1q}$ 는 거래시점이 2020년 1분기 이 후이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 기간 더미변수이다. 이하 기간 더미변수의 표기 방법은 이와 동일하다.

정책효과를 나타내는 $H \times T_{2020.1q}$ 의 경우, 처치집단

<표 7> 그룹별 고전적 다 시점 이중차분 모형의 추정 결과

Variable	Group 1 (처치집단: 15억원 초과 주택)			Group 2 (처치집단: 9억원~15억원 주택)		
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 1	모형 2	모형 3
	Coeff. (S.E.) [t value]	Coeff. (S.E.) [t value]	Coeff. (S.E.) [t value]	Coeff. (S.E.) [t value]	Coeff. (S.E.) [t value]	Coeff. (S.E.) [t value]
H	0.4589 *** (0.0064) [71.62]	0.4598 *** (0.0065) [71.26]	0.4475 *** (0.0085) [52.97]	0.2830 *** (0.0033) [85.14]	0.2816 *** (0.0034) [83.82]	0.2841 *** (0.0053) [54.06]
$H \times T_{2020.1q}$	0.0611 *** (0.0075) [8.14]	0.0607 *** (0.0075) [8.09]	0.0670 *** (0.0075) [9.09]	0.0350 *** (0.0052) [6.76]	0.0355 *** (0.0052) [6.86]	0.0383 *** (0.0052) [7.32]
주택 특성변수	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
시간 더미변수	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
지역 더미변수	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
d_land1, d_land2	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
$H \times DS_s$	No	No	Yes	No	No	Yes
Obs. / adj R ²	26,080 / 87.7%	26,080 / 87.7%	26,080 / 87.7%	18,907 / 90.7%	18,907 / 90.9%	18,907 / 91.0%

주: 1) Group 1은 15억원 초과 주택(처치집단)과 6억원~9억원 주택(통제집단)으로 구성된 분석자료를 말한다. Group 2는 9억원~15억원 주택(처치집단)과 6억원~9억원 주택(통제집단)으로 구성된 분석자료를 말한다. 분석기간은 2018년 1분기부터 2021년 4분기까지이다.

2) 'Yes'는 해당 변수가 모형에 포함되어 있다는 의미이고 'No'는 해당 변수가 모형에 포함되어 있지 않다는 의미이다. 상수항은 모두 포함되어 있다.

3) ***는 유의수준 1%에서 유의함을 나타낸다.

4) S.E.는 Newey-West의 HAC 이분산일치추정량이다.

23) 특성변수의 추정치는 일반적으로 예상되는 방향의 부호를 보였고, 모두 통계적으로 유의하였다. 시간 더미변수의 추정치는 기준시점 대비 증가비율을 나타내기 때문에 모두 '+'를 보였지만 일부 유의하지 않은 추정치도 있었다. 지역 더미변수의 추정치는 기준지역 대비 가격비율을 나타내기 때문에 '+' 부호나 '-' 부호를 보이기도 하고, 추정치의 유의성도 일정하지 않았다. 이런 추정결과는 모형을 달리하더라도 일관되게 유지되었다.

이 15억원 초과 주택일 때와 9억원~15억원 주택일 때의 추정계수가 각각 0.0611, 0.0350이었으며, 둘 다 1% 유의수준 하에서 유의하였다. 이는 12.16 대책 이후 15억원 초과 주택과 9억원~15억원 주택의 가격상승률이 통제집단(6억원~9억원 주택)보다 6.30%p와 3.56%p 더 높아졌다는 것을 의미한다.²⁴⁾

추정결과의 강건성을 위해 토지거래허가구역 더미변수를 추가하거나(모형 2) 처치집단만의 계절더미변수를 추가한 모형(모형 3)을 추정한 결과도 원래 모형(모형 1)의 추정 결과와 큰 차이가 없었다.

이런 실증분석 결과는 가설과는 완전히 다른 모습이다. 대출규제 강화 이후 오히려 처치집단이 주택가격이 더 많이 올랐고, 특히 대출규제의 강도가 큰 주택에서 더 많이 올랐다. 이런 결과는 일부 선행연구의 결과와 유사한 것이기는 하지만, 평행추세 가정의 미충족이나 사전추세의 존재, 또는 정책효과의 장단기 차이 때문에 나타난 결과일 수도 있다. 이를 확인하기 위해 먼저 플라시보 검정과 사전추세의 존재 여부를 추정해 보았다.

2) 플라시보 검정과 사전추세 추정

앞의 식 (8)에 의해 두 그룹에 대한 플라시보 검정 결과는 다음의 <표 8>과 같다. 일반적으로 가짜 정책

의 시행 시점은 분석기간의 중간을 잡는다. 여기서는 사전추세가 있었을 것으로 예상되는 시점인 2019년 2분기에 가짜 정책이 있었다고 가정하고 정책효과가 있었는지를 검정해 보았다.²⁵⁾

먼저 Group 1(처치집단: 15억원 이상 주택)에 대한 플라시보 검정 결과를 보면, 가짜 정책효과를 나타내는 $H \times PT_t$ 의 추정계수가 유의하였다. 이런 결과는 Group 1에서는 평행추세 가정이 충족되지 않으며, 사전추세가 존재할 수도 있음을 보여준다.

한편 <표 8>에서 Group 2(처치집단: 9억원~15억원 주택)에 대한 플라시보 검정 결과를 보면, 가짜 정책효과를 나타내는 $H \times PT_t$ 의 추정계수가 유의하지 않았다. 이런 결과는 Group 2에서는 평행추세 가정이 성립함을 의미한다.

검정의 강건성을 위해 처치집단만의 계절더미변수를 포함한 모형(모형 3)을 추정해 보았는데, 결과는 동일하였다. 플라시보 검정 분석기간 중에는 토지거래허가구역으로 지정된 지역이 없었기 때문에 토지거래허가구역 더미변수를 추가한 모형은 추정하지 않았다.

플라시보 검정 결과 15억원 초과 주택에서 사전추세의 가능성이 있으므로, 처치집단만의 가격추세를 앞의 식 (9)로 추정해 보았다. 추정결과를 보여주는 <표 9>에서 $D_{2018.2q}$ 는 거래시점이 2018년 2분기이면 1, 아

<표 8> 그룹별 플라시보 검정 결과

Variable	Group 1 (처치집단: 15억원 초과 주택) 처치시점 2019년 2q ($PT_t = PT_{2019.3q}$)						Group 2 (처치집단: 9억원~15억원 주택) 처치시점 2019년 2q ($PT_t = PT_{2019.3q}$)					
	모형 1			모형 3			모형 1			모형 3		
	Coeff.	S.E.	t	Coeff.	S.E.	t	Coeff.	S.E.	t	Coeff.	S.E.	t
H	0.4685 ***	0.0084	55.98	0.4775 ***	0.0093	50.18	0.2661 ***	0.0039	67.94	0.2705 ***	0.0054	50.02
$H \times PT_t$	0.0322 ***	0.0054	5.98	0.0205 ***	0.0074	2.76	-0.0014	0.0045	-0.31	-0.0064	0.0061	-1.04
주택 특성변수	Yes			Yes			Yes			Yes		
시간 더미변수	Yes			Yes			Yes			Yes		
지역 더미변수	Yes			Yes			Yes			Yes		
$H \times DS_s$	No			Yes			No			Yes		
Obs. / R2	14,453 / 89.3%			14,453 / 89.3%			12,259 / 91.5%			12,259 / 91.5%		

주: 1) Group 1은 15억원 초과 주택(처치집단)과 6억원~9억원 주택(통제집단)으로 구성된 분석자료를 말한다. Group 2는 9억원~15억원 주택(처치집단)과 6억원~9억원 주택(통제집단)으로 구성된 분석자료를 말한다. 분석기간은 2018년 1분기부터 2019년 4분기까지이다.

2) 'Yes'는 해당 변수가 모형에 포함되어 있다는 의미이고 'No'는 해당 변수가 모형에 포함되어 있지 않다는 의미이다. 상수항은 모두 포함되어 있다.

3) ***, **는 유의수준 1%, 5%에서 유의함을 나타낸다.

4) S.E.는 Newey-West의 HAC 이분산일치추정량이다.

24) $\exp(0.0611)-1=0.0630$ 과 $\exp(0.0350)-1=0.0356$ 로 계산된다. 이하 가격상승률 계산은 이와 동일한 방식으로 이루어졌다.

25) 가짜정책 시행 시점을 2019년 1분기, 2018년 4분기 등으로 옮겨 보았는데 결과는 동일하였다.

다면 0의 값을 갖는 시간 더미변수이다. 마찬가지로 $D_{2018.3q} \sim D_{2019.4q}$ 는 거래시점이 해당 기간이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 시간 더미변수이다. 이하 시간 더미변수의 표기방법은 이와 동일하다.

추정 결과, Group 1(처치집단: 15억원 초과 주택)에서 처치집단만의 가격추세를 나타내는 $H \times D_t$ 의 추정계수가 2018년 4분기까지는 통계적으로 유의하지 않았다. $H \times D_{2018.2q} \sim H \times D_{2018.4q}$ 의 계수가 모두 0이라는 귀무가설을 검정해 본 결과(Wald test 2), 귀무가설을 기각할 수 없었다. 이는 처치집단과 통제집단이 2018년 4분기까지는 같은 가격추세를 갖고 있었다는 것을 의미한다.

그러나 2019년 1분기에는 처치집단의 가격증가율이 통제집단의 가격증가율보다 6.29%p 정도 낮아졌다. 그러다가 2019년 2분기와 3분기에 통제집단과 비슷한 수준으로 회복되었고(해당 분기의 추정계수가 5% 유의수준에서 유의하지 않았다), 4분기에는 통제집단보다 3.33%p 더 높아졌다. 즉, 정책시행 1분기

전부터 처치집단의 가격증가율이 통제집단보다 더 높은 사전추세가 존재하였다.

Group 2(처치집단: 9억원~15억원 주택)의 경우, $H \times D_t$ 의 추정계수가 5% 유의 수준 하에 모두 유의하지 않았다. $H \times D_{2018.2q} \sim H \times D_{2019.4q}$ 의 계수가 모두 0이라는 귀무가설을 검정해 본 결과(Wald test 1), 귀무가설을 기각할 수 없었다. 이는 처치집단과 통제집단이 정책 시행 이전까지는 같은 가격추세를 갖고 있었다는 것을 의미한다.

사전추세 모형의 경우, 분석기간 중에 토지거래허가구역으로 지정된 지역이 없었고, 모형 중에 처치집단만의 시간추세를 반영하는 $H \times D_t$ 변수가 있기 때문에 토지거래허가구역 더미변수나 처치집단의 계절더미변수를 추가한 모형은 추정하지 않았다.

다음의 <그림 1>은 정책시행 이전에 처치집단만의 가격증가율 근사치($H \times D_t$ 의 추정계수)와 이의 95% 신뢰구간을 그린 그림으로, 처치집단의 사전추세를 직

<표 9> 그룹별 처치집단의 사전추세 추정 결과

Variable	Group 1 (처치집단: 15억원 초과 주택)			Group 2 (처치집단: 9억원~15억원 주택)		
	Coeff.	S.E.	t	Coeff.	S.E.	t
H	0.4750 ***	0.0095	49.95	0.2726 ***	0.0056	48.58
$H \times D_{2018.2q}$	-0.0029	0.0123	-0.24	-0.0178 *	0.0095	-1.88
$H \times D_{2018.3q}$	-0.0033	0.0085	-0.38	-0.0075	0.0067	-1.12
$H \times D_{2018.4q}$	0.0085	0.0173	0.50	0.0038	0.0133	0.29
$H \times D_{2019.1q}$	-0.0650 ***	0.0167	-3.90	-0.0196	0.0144	-1.36
$H \times D_{2019.2q}$	-0.0177 *	0.0092	-1.93	-0.0110	0.0072	-1.52
$H \times D_{2019.3q}$	0.0160 *	0.0086	1.87	-0.0137 *	0.0070	-1.94
$H \times D_{2019.4q}$	0.0328 ***	0.0087	3.77	-0.0032	0.0070	-0.45
주택 특성변수	Yes			Yes		
시간 더미변수	Yes			Yes		
지역 더미변수	Yes			Yes		
Obs. / adj R ²	14,453 / 89.3%			12,259 / 91.5%		
Wald Test 1	$\chi^2 = 59.0937$ (prob. 0.000)			$\chi^2 = 8.3461$ (prob. 0.303)		
Wald Test 2	$\chi^2 = 0.5471$ (prob. 0.908)			$\chi^2 = 4.3578$ (prob. 0.225)		

주: 1) Group 1은 15억원 초과 주택(처치집단)과 6억원~9억원 주택(통제집단)으로 구성된 분석자료를 말한다. Group 2는 9억원~15억원 주택(처치집단)과 6억원~9억원 주택(통제집단)으로 구성된 분석자료를 말한다. 분석기간은 2018년 1분기부터 2019년 4분기까지이다.
 2) 'Yes'는 해당 변수가 모형에 포함되어 있으나 표기하지 않는다는 의미이다. 상수항은 모두 포함되어 있다.
 3) ***, **, *는 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타낸다.
 4) S.E.는 Newey-West의 HAC 이분산일치추정량이다.
 5) Wald Test 1은 $H \times D_{2018.2q} \sim H \times D_{2019.4q}$ 의 계수가 모두 0이라는 귀무가설에 대한 검정통계량이고, Wald Test 2는 $H \times D_{2018.2q} \sim H \times D_{2018.4q}$ 의 계수가 모두 0이라는 귀무가설에 대한 검정통계량이다.

관적으로 보여준다.

<그림 1>의 좌측에 있는 15억원 초과 주택의 가격 증가율 근사치 추이를 보면, 2018년 4분기까지는 가격 증가율 근사치가 0 근처에 있었는데, 2019년 1분기에 통제집단보다 훨씬 낮은 수준으로 떨어졌다. 그러다가 2019년 2분기부터 통제집단과 유사한 수준으로 회복되었고, 뒤이어 통제집단보다 더 빨리 상승하는 추세를 보이고 있다.

2019년 1분기에 15억원 초과 주택의 가격증가율 근사치가 통제집단보다 낮아진 것은 이 시기에 부정적 충격이 15억원 초과 주택에 있었음을 의미한다. 그 원인 중 하나로 고려해 볼 수 있는 것은 2018년 9월에 나온 9.13 대책이다. 9.13 대책으로 초고가주택에 대한 종합부동산세가 증가되었는데, 이 영향으로 이듬해에 15억원 초과 주택의 가격증가율 근사치가 통제집단보다 낮아진 것으로 보인다. 그러나 가격증가율 근사치가 곧바로 회복된 것으로 볼 때, 이런 충격은 일시적이었던 것으로 보인다.

한편 <그림 1>의 우측에 있는 9억원~15억원 주택의 가격증가율 근사치를 보면, 2019년 4분기까지 가격증가율 근사치가 0 근처에서 움직이는 것을 알 수 있다. 이는 9억원~15억원 주택의 가격증가율에 정책 시행 이전까지는 사전추세가 없었음을 보여준다.

3) 동태적 이종차분 모형의 추정결과

15억원 초과 주택에서 사전추세가 있었고, 앞의 이론적 검토에서 보았다시피 대출규제 강화의 효과가 단

기와 장기에 따라 다를 수 있으므로 동태적 이종차분 모형인 앞의 식 (6)으로 정책효과를 추정해 보았다.

추정 결과는 다음의 <표 10>에 나와 있다. 지면의 제약으로 정책시행 이후의 정책효과를 나타내는 $H \times D_{2020.1q} \sim H \times D_{2021.4q}$ 의 추정계수만 표기하였다.

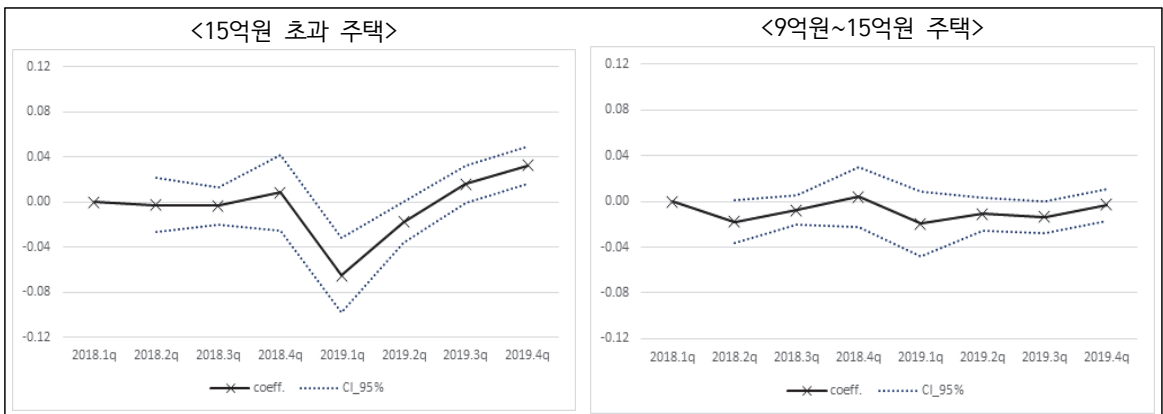
<표 10>을 보면, Group 1(처치집단: 15억원 초과 주택)에서 처치집단의 가격증가율은 정책시행 후 2분기까지(2020년 1분기~2분기) 3.2%p 내지 2.8%p 낮아진 것으로 나타났다. 그러나 정책시행 후 3분기(2020년 3분기)에는 가격증가율이 정책시행 이전 수준으로 돌아왔고, 그 이후에는 정책시행 이전보다 더 높아진 것으로 나타났다.

그러나 Group 2(처치집단: 9억원~15억원 주택)에서는 처치집단의 가격증가율이 정책시행 후 2분기까지는 유의적인 변화가 없었다. 그러다가 정책시행 후 3분기부터 처치집단의 가격증가율이 4.4%p~7.7%p 더 높아졌다. 그 뒤 처치집단의 가격증가율은 정책시행 이전 수준으로 내려왔다가 올라가는 등의 변동을 보이고 있다.

추정결과와 강건성을 위해 토지거래허가구역 더미 변수를 포함한 모형(모형 2)을 추정해 보았는데, 원래 모형(모형 1)의 추정결과와 거의 차이가 없었다. 동태적 이종차분 모형에는 처치집단의 가격추세를 나타내는 $H \times D_t$ 변수가 들어가 있기 때문에 처치집단의 계절더미변수를 추가한 모형은 추정하지 않았다.

다음의 <그림 2>은 처치집단별로 정책시행 이후 분기별 가격증가율 근사치($H \times D_t$ 의 추정계수)의 추이

<그림 1> 정책시행 이전, 15억원 초과 주택과 9억원~15억원 주택의 가격증가율 근사치 추이



주: 1) CI_95%는 95% 신뢰구간의 상한과 하한을 의미한다.

2) 여기서 가격증가율 근사치란 통제집단(6억원~9억원 주택)의 가격증가율 근사치에 추가되는 처치집단의 가격증가율 근사치를 의미한다.

<표 10> 그룹별 동태적 이중차분 모형 추정 결과

Variable	Group 1 (처치집단: 15억원 초과 주택)						Group 2 (처치집단: 9억원~15억원 주택)					
	모형 1			모형 2			모형 1			모형 2		
	Coeff.	S.E.	t	Coeff.	S.E.	t	Coeff.	S.E.	t	Coeff.	S.E.	t
<i>H</i>	0.4931 ***	0.0094	52.38	0.4933 ***	0.0094	52.30	0.2850 ***	0.0058	49.43	0.2838 ***	0.0058	49.20
<i>H</i> × <i>D</i> _{2020.1q}	-0.0329 **	0.0162	-2.03	-0.0329 **	0.0162	-2.04	0.0042	0.0113	0.37	0.0040	0.0113	0.36
<i>H</i> × <i>D</i> _{2020.2q}	-0.0285 **	0.0143	-1.99	-0.0286 **	0.0142	-2.01	0.0044	0.0092	0.47	0.0050	0.0093	0.54
<i>H</i> × <i>D</i> _{2020.3q}	0.0140	0.0141	0.99	0.0131	0.0141	0.93	0.0431 ***	0.0109	3.95	0.0434 ***	0.0109	3.98
<i>H</i> × <i>D</i> _{2020.4q}	0.0580 ***	0.0175	3.32	0.0577 ***	0.0176	3.28	0.0617 ***	0.0131	4.71	0.0617 ***	0.0131	4.71
<i>H</i> × <i>D</i> _{2021.1q}	0.1120 ***	0.0241	4.65	0.1112 ***	0.0242	4.59	0.0742 ***	0.0185	4.00	0.0738 ***	0.0185	3.99
<i>H</i> × <i>D</i> _{2021.2q}	0.0571 **	0.0234	2.44	0.0633 ***	0.0224	2.82	0.0171	0.0179	0.96	0.0183	0.0171	1.07
<i>H</i> × <i>D</i> _{2021.3q}	0.1079 ***	0.0265	4.07	0.1062 ***	0.0265	4.01	0.0577 ***	0.0206	2.79	0.0594 ***	0.0205	2.89
<i>H</i> × <i>D</i> _{2021.4q}	0.1169 ***	0.0428	2.73	0.1195 ***	0.0418	2.86	0.0164	0.0290	0.57	0.0158	0.0283	0.56
<i>H</i> × <i>D</i> _{2018.1q} ~ <i>H</i> × <i>D</i> _{2019.3q}	Yes			Yes			Yes			Yes		
주택 특성변수	Yes			Yes			Yes			Yes		
시간 더미변수	Yes			Yes			Yes			Yes		
지역 더미변수	Yes			Yes			Yes			Yes		
d_land1, d_land2	No			Yes			No			Yes		
Obs. / adj R ²	26,080 / 87.7%			26,080 / 87.7%			18,907 / 91.0%			18,907 / 91.0%		

주: 1) Group 1은 15억원 초과 주택(처치집단)과 6억원~9억원 주택(통제집단)으로 구성된 분석자료를 말한다. Group 2는 9억원~15억원 주택(처치집단)과 6억원~9억원 주택(통제집단)으로 구성된 분석자료를 말한다. 분석기간은 2018년 1분기부터 2021년 4분기까지이다.

2) 'Yes'는 해당 변수가 모형에 포함되어 있다는 의미이고 'No'는 해당 변수가 모형에 포함되어 있지 않다는 의미이다. 상수항은 모두 포함되어 있다.

3) ***, **는 유의수준 1%, 5%에서 유의함을 나타낸다.

4) S.E.는 Newey-West의 HAC 이분산일치추정량이다.

를 95% 신뢰구간과 함께 그린 것이다.

이 그림을 보면, 15억원 초과 주택은 정책시행 이후 2분기 동안 가격증가를 근사치가 약 3%p 내외로 낮아졌다가, 이후 빠르게 상승하는 모습을 보이고 있다. 반면, 9억원~15억원 주택은 정책시행 이후 2분기까지는 가격증가를 근사치에 별다른 변화가 없다가, 이후 5%p 내외로 상승하는 모습을 보이고 있다.

이런 분석결과는 본 연구의 가설을 부분적으로 지지해 준다. 대출이 금지된 15억 초과 주택에서 단기적으로 가격이 안정되었으며, LTV 비율이 한계적으로 줄

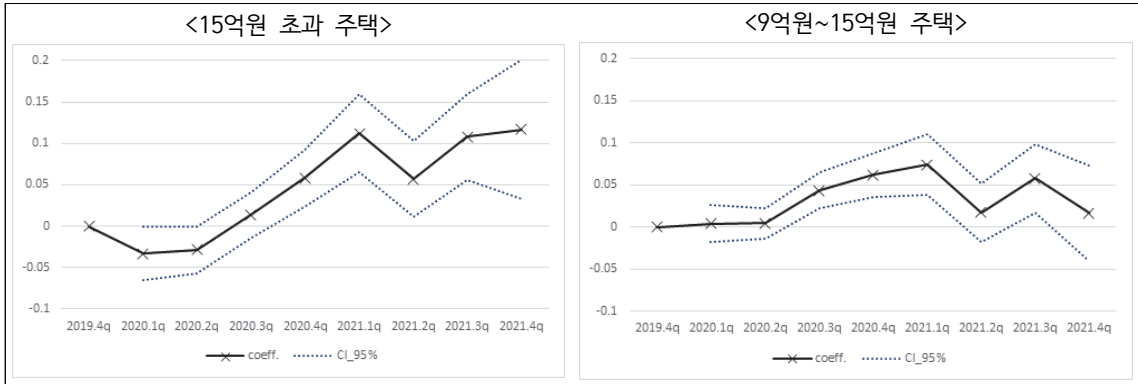
어든 9억~15억 주택에서는 가격안정 효과가 없었다.²⁶⁾ 15억원 초과 주택에서 대출금지와 같은 극단적인 대출규제에도 불구하고 2분기 정도만 가격이 안정되었다는 것은 시장이 외부충격에 대해 비교적 빠르게 가격을 조정하거나, 근시안적 기대를 하지 않는다는 것으로 해석할 수도 있다.²⁷⁾

<그림 2>를 보면 두 처치집단의 가격증가를 근사치가 2021년 2분기에 갑자기 떨어졌다가 이후 회복되는 현상을 확인할 수 있다. 이는 아마도 2020년 7월에 있었던 7.10 대책과 11월 3일에 공표된 부동산 공시가

26) 이런 결과와 유사한 연구로, DTI 비율 규제와 작은 변화는 주택가격 안정에 별다른 영향을 미치지 못한다는 황관석·박철성(2015)의 연구가 있다.

27) 이런 결과는 규제지역 지정이 단기적으로만 가격을 안정시키고 장기적으로는 안정시키지 못한다는 송경호·권성호(2020)의 연구결과와 유사하다. 이주희·유선중(2021)은 2020년 상반기와 2019년 상반기를 비교하면서 정책효과가 없었다고 보았는데, '-'의 LTV 비율 강화 효과가 있었던 2020년 상반기와 '-'의 종합부동산세 강화 효과가 있었던 2019년 상반기를 비교하다보니 정책효과가 없는 것처럼 보인 것일 수 있다.

<그림 2> 정책시행 이후, 15억원 초과 주택과 9억원~15억원 주택의 가격증가를 근사치 추이



주: 1) CI_95%는 95% 신뢰구간의 상한과 하한을 의미한다.
 2) 여기서 가격증가를 근사치란 통제집단(6억원~9억원 주택)의 가격증가를 근사치에 추가되는 처치집단의 가격증가를 근사치를 의미한다.

격 현실화 계획의 영향이었을 것으로 보인다. 두 대책에 의해 고가주택의 종합부동산세 부담이 크게 늘어났는데, 이것이 다음해 상반기에 고가주택의 가격증가율을 낮춘 것으로 보인다.

정책시행 이후 3분기부터 처치집단, 그 중에서도 특히 15억원 초과주택의 가격증가를 근사치가 빠르게 증가하는 것에 대해서는 두 가지 가설적인 이유를 생각해 볼 수 있다.

그 하나는 정부정책의 공시 효과(announcement effect)이다. 정부가 15억원 초과 주택에 대해 대출금지와 같은 강력한 규제를 한다는 사실 자체가 고가주택의 가격상승률이 빠르다는 것을 공시한 것으로 받아들일 수 있다. 이로 인해 고가주택에 대한 수요가 증가하면서 처치집단의 가격이 통제집단보다 더 빠르게 올랐을 수 있다.²⁸⁾ 또 다른 가설적 이유는 재건축 규제 효과이다. 2020년에 있었던 6.17 대책에서 정부는 재건축 투기를 막겠다는 명분으로 재건축 안전진단 강화, 조합원지위 규정 강화 등의 조치를 취하였다. 재건축에 의존하여 신규주택이 공급되는 서울의 강남 3구에서는 6.17 대책으로 인해 신규주택의 공급이 부족해질 것이라는 기대가 형성되어 고가주택의 가격이 올라갔었을 수 있다.²⁹⁾

2. 수요전이 효과 추정 결과

1) 문턱 근처 주택의 사전추세 추정

문턱 규제로 인한 수요전이 효과를 확인해 보기 위해 앞서, 문턱 근처 주택과 그 외 주택간 가격추세가 정책시행 이전에 동일한지 여부를 식 (10)을 통해 확인해 보았다.

식 (10)의 추정 결과는 다음의 <표 11>에 나와 있다. <표 11>에서 H_1 은 문턱 근처 주택을 나타내는 더미변수이다. Group 1(처치집단: 15억원 초과 주택)에서는 15억원~17억원 주택이 문턱 근처 주택이고, Group 2(처치집단: 9억원~15억원 주택)에서는 13억원~15억원 주택이 문턱 근처 주택이다.

<표 11>를 보면, Group 1에서 $H_1 \times D_{2018.2q} \sim H_1 \times D_{2019.4q}$ 의 추정계수는 모두 유의하지 않았다. $H_1 \times D_{2018.2q} \sim H_1 \times D_{2019.4q}$ 의 계수가 모두 0이라는 귀무가설을 검정해 본 결과(Wald test 1), 5% 유의수준 하에서 귀무가설을 기각할 수 없었다. 이는 정책시행 이전에 문턱 주택의 가격추세가 그 외 주택의 가격추세와 다르지 않다는 것을 의미한다.

Group 2에서는 $H_1 \times D_{2019.1q}$ 의 추정계수를 제외하고는 $H_1 \times D_{2018.2q} \sim H_1 \times D_{2019.4q}$ 의 추정계수가 모두

28) Zhang et al.(2021)은 중국에서 주택매매규제지역 지정이 투자자들의 관심을 끌어 인근지역의 주택가격을 오히려 더 끌어올린다는 점을 실증적으로 밝혔다. 정부정책이 정보를 확산시키는 역할을 한다는 것이다.

29) 문운상(2019)은 재건축규제 정책이 재건축 대상 주택뿐만 아니라 주변지역에 있는 주택의 가격을 장기적으로 끌어올린다는 점을 동태적 이중차분법으로 분석한 바 있다. 서울지역은 주로 재건축에 의해 신규주택이 공급되는데, 재건축규제는 신규주택이 공급되지 않을 것이라는 기대를 심어주어 주택가격을 끌어올린다는 것이다. 서울 강남 3구에서 고가주택은 주로 재건축 대상 주택이나 신축된 주택 임을 고려한다면, 재건축규제가 고가주택의 가격을 더 빠르게 끌어올리는 원인이 되었을 수 있다.

<표 11> 그룹별 문턱 근처 주택과 그 외 주택 간의 사전추세 동일 검정 결과

Variable	Group 1 (처치집단: 15억원 초과 주택) (문턱 근처 주택: 15억원~17억원 주택)			Group 2 (처치집단: 9억원~15억원 주택) (문턱 근처 주택: 13억원~15억원 주택)		
	Coeff.	S.E.	t-value	Coeff.	S.E.	t-value
H_1	-0.1645 ***	0.0071	-23.01	0.1838 ***	0.0051	35.78
$H_1 \times D_{2018.2q}$	-0.0138	0.0151	-0.92	0.0132	0.0109	1.23
$H_1 \times D_{2018.3q}$	0.0024	0.0099	0.24	-0.0098	0.0073	-1.28
$H_1 \times D_{2018.4q}$	-0.0177	0.0183	-0.96	-0.0059	0.0117	-0.52
$H_1 \times D_{2019.1q}$	-0.0069	0.0163	-0.42	-0.0391 **	0.0154	-2.54
$H_1 \times D_{2019.2q}$	-0.0026	0.0096	-0.27	-0.0158 *	0.0082	-1.83
$H_1 \times D_{2019.3q}$	0.0018	0.0088	0.21	0.0049	0.0076	0.72
$H_1 \times D_{2019.4q}$	-0.0060	0.0090	-0.67	0.0057	0.0070	0.89
H	Yes			Yes		
$H \times D_{2018.2q} \sim H \times D_{2019.4q}$	Yes			Yes		
상수항	Yes			Yes		
주택 특성변수	Yes			Yes		
시간 더미변수	Yes			Yes		
지역 더미변수	Yes			Yes		
Obs. / adj R ²	14,453 / 91.0%			12,259 / 93.9%		
Wald Test 1	$\chi^2 = 3.247$ (prob. 0.861)			$\chi^2 = 20.413$ (prob. 0.005)		
Wald Test 2	$\chi^2 = 2.080$ (prob. 0.556)			$\chi^2 = 4.796$ (prob. 0.187)		

주: 1) Group 1은 15억원 초과 주택(처치집단)과 6억원~9억원 주택(통제집단)으로 구성된 분석자료를 말한다. Group 2는 9억원~15억원 주택(처치집단)과 6억원~9억원 주택(통제집단)으로 구성된 분석자료를 말한다. 분석기간은 2018년 1분기부터 2019년 4분기까지이다.
 2) 'Yes'는 해당 변수가 모형에 포함되어 있으나 표기하지 않는다는 의미이다. 상수항은 모두 포함되어 있다.
 3) ***, **, *는 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타낸다.
 4) S.E.는 Newey-West의 HAC 이분산일치추정량이다.
 5) Wald Test 1은 $H_1 \times D_{2018.2q} \sim H_1 \times D_{2019.4q}$ 의 계수가 모두 0이라는 귀무가설에 대한 검정통계량이고, Wald Test 2는 $H_1 \times D_{2018.2q} \sim H_1 \times D_{2018.4q}$ 의 계수가 모두 0이라는 귀무가설에 대한 검정통계량이다.

5% 유의수준 하에서 유의하지 않았다. 이는 2019년 1분기를 제외하고는 문턱 주택의 가격추세가 그 외 주택의 가격추세와 다르지 않다는 것을 의미한다. 2019년 1분기에 문턱 주택의 가격증가율이 그 외 주택의 가격증가율보다 내려간 것은 13억원 이상의 고가주택에 대한 종합부동산세 강화의 영향인 것으로 보인다(국토교통부, 2019). $H_1 \times D_{2018.2q} \sim H_1 \times D_{2018.4q}$ 의 계수가 모두 0이라는 귀무가설의 검정 결과(Wald test 2), 5% 유의수준 하에서 귀무가설이 기각되지 않았는데, 이는 문턱 주택과 그 외 주택의 가격추세가 2018년까지는 같았다는 것을 의미한다.

분석기간 중에 토지거래허가구역으로 지정된 지역이 없었고, 모형 중에 처치집단만의 시간추세를 반영하는 $H \times D_t$ 변수가 있기 때문에 토지거래허가구역 더

미변수나 처치집단의 계절더미변수를 추가한 모형은 추정하지 않았다.

2) 수요전이 효과 추정

문턱 근처 주택과 그 외 주택의 가격추세가 정책시행 이전에 같았다는 분석결과에 따라 앞의 식 (7)을 추정해 보았다. 추정결과는 <표 12>과 같다. 지면상의 제약으로 인해 H 와 $H \times D_{2018.2q} \sim H \times D_{2021.4q}$ 의 추정계수는 표기하지 않았다.

<표 12>의 Group 1(처치집단: 15억원 초과 주택)을 보면, 2020년 1분기와 2분기의 추정계수가 '+' 부호를 보였고, 2020년 3분기 이후의 추정계수는 '-'의 부호를 보였다. 이는 정책시행 이후 2분기까지는 문턱

<표 12> 그룹별 수요전이 효과 추정 결과

Variable	Group 1 (처치집단: 15억원 초과 주택) (문턱 근처 주택: 15억원~17억원 주택)						Group 2 (처치집단: 9억원~15억원 주택) (문턱 근처 주택: 13억원~15억원 주택)					
	모형 1			모형 2			모형 1			모형 2		
	Coeff.	S.E.	t	Coeff.	S.E.	t	Coeff.	S.E.	t	Coeff.	S.E.	t
H_1	-0.1584 ***	0.0033	-48.62	-0.1584 ***	0.0033	-48.64	0.1804 ***	0.0021	84.48	0.1803 ***	0.0021	84.05
$H_1 \times D_{2020.1q}$	0.0146	0.0135	1.08	0.0146	0.0135	1.08	0.0251 ***	0.0064	3.89	0.0251 ***	0.0064	3.89
$H_1 \times D_{2020.2q}$	0.0244 ***	0.0078	3.12	0.0243 ***	0.0078	3.12	0.0147 ***	0.0053	2.80	0.0147 ***	0.0053	2.80
$H_1 \times D_{2020.3q}$	-0.0042	0.0086	-0.48	-0.0038	0.0087	-0.44	0.0089 *	0.0054	1.66	0.0089 *	0.0054	1.65
$H_1 \times D_{2020.4q}$	-0.0093	0.0099	-0.94	-0.0095	0.0099	-0.96	0.0048	0.0060	0.80	0.0048	0.0060	0.80
$H_1 \times D_{2021.1q}$	-0.0412 ***	0.0122	-3.37	-0.0405 ***	0.0123	-3.29	0.0059	0.0079	0.75	0.0058	0.0079	0.73
$H_1 \times D_{2021.2q}$	-0.0500 ***	0.0134	-3.72	-0.0487 ***	0.0132	-3.68	0.0090	0.0084	1.07	0.0106	0.0085	1.24
$H_1 \times D_{2021.3q}$	-0.0520 ***	0.0130	-3.99	-0.0517 ***	0.0126	-4.12	-0.0038	0.0107	-0.35	-0.0028	0.0108	-0.26
$H_1 \times D_{2021.4q}$	-0.0874 ***	0.0186	-4.70	-0.0842 ***	0.0184	-4.56	0.0017	0.0135	0.13	0.0023	0.0136	0.17
H	Yes			Yes			Yes			Yes		
$H \times D_{2018.2q} \sim H \times D_{2021.4q}$	Yes			Yes			Yes			Yes		
주택특성변수	Yes			Yes			Yes			Yes		
시간더미변수	Yes			Yes			Yes			Yes		
지역더미변수	Yes			Yes			Yes			Yes		
d_land1, d_land2	No			Yes			No			Yes		
Obs./adj R ²	26,080 / 89.3%			26,080 / 89.3%			18,907 / 94.0%			18,907 / 94.1%		

주: 1) Group 1은 15억원 초과 주택(처치집단)과 6억원~9억원 주택(통제집단)으로 구성된 분석자료를 말한다. Group 2는 9억원~15억원 주택(처치 집단)과 6억원~9억원 주택(통제집단)으로 구성된 분석자료를 말한다. 분석기간은 2018년 1분기부터 2021년 4분기까지이다.

2) 'Yes'는 해당 변수가 모형에 포함되어 있다는 의미이고 'No'는 해당 변수가 모형에 포함되어 있지 않다는 의미이다. 상수항은 모두 포함되어 있다.

3) ***, **는 유의수준 1%, 5%에서 유의함을 나타낸다.

4) S.E.는 Newey-West의 HAC 이분산일치추정량이다.

위 주택(15억원~17억원 주택)의 가격증가율이 그 외 주택(17억원 초과 주택)의 가격증가율보다 높았고, 2020년 3분기부터는 문턱 위 주택의 가격증가율이 그 외 주택의 가격증가율보다 낮았다는 것을 말해준다.

반면에 Group 2(처치집단: 9억원~15억원 주택)를 보면, 2020년 1분기부터 추정계수가 대체로 '+'의 부호를 보였다. 그리고 2020년 3분기부터는 추정계수가 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 정책시행 이후 2분기까지는 문턱 아래 주택(13억원~15억원 주택)의 가격증가율이 그 외 주택(9억원~13억원 주택)의 가격증

가율보다 높았지만, 2020년 3분기부터는 둘의 가격추세가 다르지 않았다는 것을 말해준다.

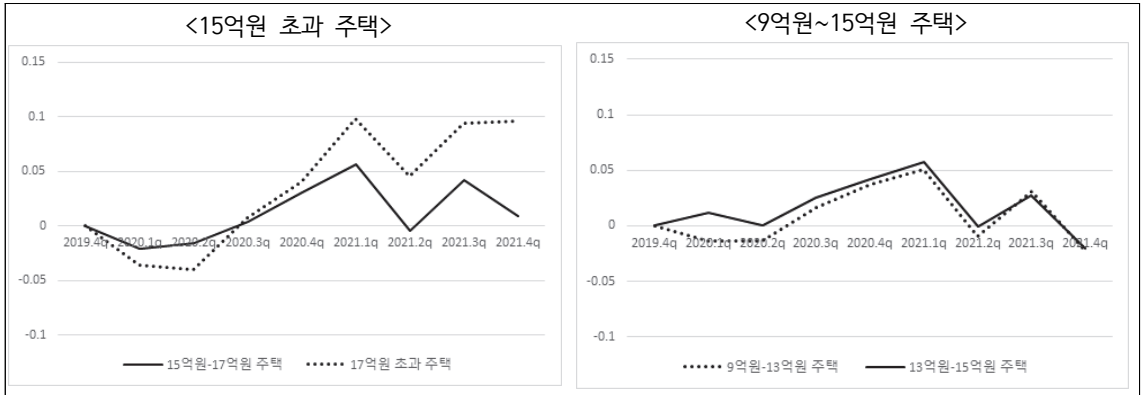
추정결과의 강건성을 위해 토지거래허가구역 더미 변수를 포함한 모형(모형 2)을 추정해 보았는데, 원 모형(모형 1)의 추정결과와 거의 차이가 없었다. 수요전이 효과 추정을 위한 모형에는 처치집단의 가격추세를 나타내는 $H \times D_i$ 변수가 들어가 있기 때문에 처치집단의 계절더미변수를 추가한 모형은 추정하지 않았다.

다음의 <그림 3>은 두 처치집단의 문턱 근처 주택과 그 외 주택의 가격증가율 근사치 추이를 보여준다.³⁰⁾

30) 15억원 초과 주택에서 15억원~17억원 주택의 가격증가율의 근사치는 각 분기별로 $H \times D$ 와 $H_1 \times D$ 의 추정계수값을 합친 것이다.

17억원 초과 주택의 가격증가율 근사치는 각 분기별 $H \times D$ 의 추정계수값이다. 마찬가지로 9억원~15억원 주택에서 13억원~15억원 주택의 가격증가율 근사치는 각 분기별로 $H \times D$ 와 $H_1 \times D$ 의 추정계수값을 합친 것이다. 9억원~13억원 주택의 가격증가율 근사치

<그림 3> 문턱 근처 주택과 그 외 주택의 가격증가를 근사치 추이



<그림 3>를 보면 15억원 초과 주택의 경우, 정책시행 이후 2분기까지는 문턱 위 주택(15억원~17억원 주택)의 가격증가를 근사치가 그 외 주택(17억원 초과 주택)의 가격증가를 근사치보다 높다는 것을 확인할 수 있다. 그러다가 2020년 3분기 이후에는 반대로 문턱 위 주택의 가격증가를 근사치가 그 외 주택의 가격증가를 근사치보다 낮은 것을 알 수 있다.

한편 9억원~15억원 주택의 경우, 정책시행 이후 2분기까지는 문턱 아래 주택(13억원~15억원 주택)의 가격증가를 근사치가 그 외 주택(9억원~13억원 주택)의 가격증가를 근사치보다 높다가, 이후에는 둘 간의 차이가 없는 것을 알 수 있다.

이런 결과를 볼 때, 15억원 초과 주택에서는 적어도 단기적으로는 수요전이 효과가 없었다고 말할 수 있다. 9억원~15억원 주택에서는 문턱 아래 주택의 가격증가가 더 높았지만, 15억원 초과 주택에서 수요전이 없었음을 고려한다면 이를 수요전이의 효과라고 보기 어렵다.

15억원 초과 주택에서 정책시행 3분기 이후부터 문턱 위 주택의 가격상승률이 그 외의 주택의 가격상승률보다 낮아진 것으로 보아, 장기적으로는 수요전이 효과가 있었다고 말할 수도 있다. 그러나 이런 현상이 수요전이 효과 때문이라면, 9억원~15억원 주택에서 문턱 아래 주택의 가격상승률이 그 이외 주택의 가격상승률보다 높아야 하는데, 둘 간에는 차이가 없었다. 이런 점에서 15억원 초과 주택에서 장기에 문턱 위 주택의 가격증가가 그 외 주택의 가격증가보다 낮은 것은 수요전이 효과 때문이라고 보기는 어렵다. 앞

에서 가설적으로 설명한 것처럼 가격대가 높은 주택에서 정부정책의 공시효과나 재건축규제 효과가 크게 나타나서 그런 것일 수 있다.

결론적으로 본 연구에서는 가설과는 다르게 명확한 수요전이 효과를 발견하지 못했는데, 이는 초고가주택 시장과 고가주택 시장이 분리되어 있기 때문일 수 있다. 초고가주택의 수요자는 규제가 강해지더라도 고가주택으로 수요를 옮기지 않을 수 있는데, 이런 경우 수요전이 효과가 나타나지 않을 수 있다.

V. 결론

본 연구는 투기과열지구에서 대출규제가 아파트 매매가격을 안정시켰는지를 이중차분법으로 검정해 보는 것이 목적이었다. 이를 위해 본 연구에서는 2019년 12월에 있었던 12.16 대책을 분석대상으로 삼았다.

본 연구에서는 12.16 대책에서 LTV 비율에 변화가 없었던 6억원~9억원 주택을 통제집단으로 삼고, LTV 비율이 40%에서 20%와 0%로 줄었던 9억원~15억원 주택과 15억원 초과 주택을 각각 별도의 처치집단으로 삼았다. 15억원 초과 주택이 주로 몰려 있는 서울의 강남 3구를 대상으로 정책시행 전후 2년간의 아파트 실거래자료를 가지고 실증분석을 하였다.

본 연구에서는 처치집단의 사전추세 가능성과 규제 효과의 장단기 차이 가능성을 고려하여 동태적 이중차분 모형을 사용하여 규제효과를 추정하였다. 그리고 비교를 위해 고전적 다 시점 모형으로도 정책효과를

는 각 분기별 $H \times D$ 의 추정계수값이다.

측정해 보고, 플라시보 검정과 사전추세 추정으로 처치집단에 사전추세가 존재하는지 여부를 분석해 보았다. 또한 문턱 규제로 인한 수요전이 효과가 존재하는지도 검정해 보았다.

분석결과, 고전적 다 시점 모형으로는 15억원 초과 주택과 9억원~15억원 주택의 가격상승률이 정책시행 이후 통제집단보다 오히려 더 높아진 것으로 나타났다. 이런 결과는 대출규제 강화가 가격안정에 어떠한 효과도 없었음을 보여준다.

그러나 사전추세와 정책효과의 장단기 차이를 고려한 동태적 이중차분 모형의 분석결과는 고전적 다 시점 모형의 분석결과와 다르다. 동태적 이중차분 모형으로 분석한 결과를 정리하자면 다음과 같다.

첫째, 대출이 금지된 15억원 초과 주택의 경우 정책시행 이후 2분기까지는 가격안정 효과가 있었다. 그러나 장기에는 가격안정 효과가 없었다. 이런 결과는 규제지역 지정 효과를 분석한 송경호·권성오(2020)의 연구결과와 유사하다. 그러나 단기에는 가격안정 효과가 없었고 장기에는 가격안정 효과가 있었다는 이주희·유선종(2021)과는 다른 결과이다.

둘째, LTV 비율이 한계적으로 감소한 9억원~15억원 주택의 경우에는 가격안정 효과가 나타나지 않았다. 이는 LTV 비율 규제가 강하지 않았기 때문인 것으로 보인다. 이런 결과는 DTI 비율의 한계적 감소효과를 다룬 황관석·박철성(2015)의 연구결과와 유사하다.

셋째, 대출규제 강화 이후 장기적으로는 9억원~15억원 주택과 15억원 초과 주택의 가격이 통제집단의 가격보다 더 빨리 상승하는 것으로 나타났다. 이는 정부정책의 공시효과 때문일 수도 있고, 2020년 6월에 있었던 재건축규제 강화의 영향일 수도 있다.

넷째, 15억원 초과 주택에 대한 대출금지로 인한 수요전이 효과는 확인할 수 없었다. 예상과는 다르게 수요전이 효과를 발견하지 못한 것은 초고가주택 시장과 고가주택 시장이 분리되어 있기 때문일 수 있다.

본 연구의 분석결과는 규제정책의 실효성을 재검토해 보도록 한다. 정부는 규제정책을 통해 주택가격을 장기간 안정시킬 수 있다고 생각하겠지만, 규제의 주택가격 안정 효과는 단기에 그치는 것으로 보인다. 규제정책이 갖는 정책의 한계를 인식할 필요가 있다.

이중차분법을 이용하여 규제지역 지정이나 대출규제의 효과를 분석한 기존 연구들의 대부분은 고전적인 두 시점 모형으로 정책효과를 분석하였다. 그러나 본

연구는 사전추세와 정책효과의 장단기 차이를 고려하여 동태적 이중차분 모형으로 정책효과를 분석하였다. 또 대출금지와 같은 문턱 규제로 인한 수요전이 효과가 존재하는지도 검정해 보았다. 이런 점이 기존 연구와 다른 본 연구의 차별점이라고 할 수 있다. 그리고 동일한 현상이라도 모형에 따라 정책효과가 완전히 다르게 나타날 수 있음을 보여주었다는 점도 본 연구의 성과라고 할 수 있다.

그럼에도 불구하고 본 연구에는 몇 가지 한계가 있다. 첫째는 복합 처치의 가능성에도 불구하고 이를 모형에 반영하지 못하였다. 12.16 대책 전후로 고가주택의 가격에 영향을 미치는 여러 정책들이 있었는데, 이를 모형에 반영한다면 정책효과를 좀 더 정확하게 식별할 수 있을 것이다. 둘째는 특성 차이에 따른 가격 차이의 통제 문제이다. 본 연구는 이용 가능한 최대한의 특성 정보를 이용하여 특성 차이에 따른 가격 차이를 통제하였고, 특성변수의 추가 여부에 따른 추정결과의 강건성도 확인하였지만, 그럼에도 불구하고 변수 누락(omitted variables)의 문제가 있을 수 있다. 셋째는 장기에 걸친 처치집단의 가격상승 원인에 대한 실증이 필요하다. 본 연구에서는 15억원 초과 주택이나 9억원~15억원 주택의 가격상승률이 장기적으로 통제집단보다 더 빨리 올라가는 것에 대한 원인으로 공시효과나 재건축규제 효과를 제시하였다. 그러나 이는 하나의 가설로, 실증적 근거는 아직 없다. 이런 점이 본 연구의 한계이면서 앞으로 해결해 나가야 하는 과제이다.

논문접수일 : 2024년 5월 20일
 논문심사일 : 2024년 6월 21일
 게재확정일 : 2024년 8월 16일

참고문헌

- 강만봉 · 김현영 · 이용만, “공공임대리츠가 인근지역 주택임대료에 미친 영향: 이중차분법과 이벤트 연구의 적용”, 「주택연구」 제29권 제3호, 한국주택학회, 2021, pp. 1-34
- 김대원 · 유정석, “주택투기지역 지정 및 해제 효과 분석”, 「도시행정학보」 27권 3호, 2014, pp. 191-212
- 노동권 · 심교언 · 김성희, “DTI 규제 완화가 아파트매매가격 변동에 미치는 영향에 관한 연구: 서울시 구별 패널자료를 이용한 이중차분법의 적용”, 「부동산학연구」 27권 4호, 2021, pp. 41-56
- 문운상, 「주택시장의 가격전이효과: 공동주택의 재건축정책을 중심으로」, 한국개발연구원, 2019
- 박유현, “주택담보대출규제는 아파트가격 안정화에 효과적인가?”, 「주택연구」 26권 4호, 2018, pp. 105-124
- 송경호 · 권성오, 「정부의 부동산정책이 주택시장에 미친 영향 분석」, 한국조세재정연구원, 2020
- 송태호 · 조원진 · 노승한, “투기과열지구 정책이 아파트 시장에 미치는 영향에 관한 연구”, 「부동산 · 도시연구」 11권 1호, 2018, pp. 25-42
- 양완진 · 김현정, “투기과열지구 및 조정대상지역 지정의 정책적 효과에 관한 연구”, 「부동산학연구」 26권 1호, 2020, pp. 95-107
- 이주희 · 유선중, “주택담보대출규제가 공동주택가격에 미치는 영향에 관한 연구”, 「부동산 · 도시연구」 14권 1호, 2021, pp. 47-68
- 황관석 · 박철성, “이중차분법을 이용한 수도권 DTI 규제효과 분석”, 「주택연구」 23권 4호, 2015, pp. 157-180
- 관계부처 합동, “주택시장 안정화 방안”, 보도자료, 2019.12.16.
- 관계부처 합동, “주택시장 안정을 위한 관리 방안”, 보도자료, 2020.6.17.(2020a)
- 관계부처 합동, “주택시장 안정 보완 대책”, 보도자료, 2020.7.10.(2020b)
- 국토교통부, “공동주택 공시가격은 작년과 비슷하게 평균 5.32% 상승”, 보도자료, 2019.3.14.
- 국토교통부, 「2023년 주택업무편람」, 2024
- 국토교통부 · 행정안전부 합동, “「부동산 공시가격 현실화 계획」 및 「재산세 부담 완화 방안」 발표”, 보도자료, 2020.11.3.
- 금융위원회, “「은행업 감독규정」 등 5개 규정 개정안 규정변경 예고”, 보도자료, 2022.11.10.
- 기획재정부, “지방 광역시·도 조정대상지역 전면 해제”, 보도자료, 2022.9.21.
- 정부부처 합동, “주택시장 안정 대책”, 보도자료, 2018.9.13.
- Atanasov, Vladimir and Bernard Black, “Shock-Based Causal Inference in Corporate Finance and Accounting Research,” *Critical Finance Review*, Vol. 5, 2016, pp. 207-304
- Athey, Susan and Guido W. Imbens, “Design-based Analysis in Difference-in-Differences Settings with Staggered Adoption,” *Journal of Econometrics*, Vol. 226, 2022, pp. 62-79
- Bertrand, M., E. Duflo, and S. Mullainathan, “How Much Should We Trust Difference-In-Difference Estimates?,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119 No. 1, 2004, pp. 249-275
- Callaway, Brantly and Pedro H. C. Sant’Anna, “Difference-in-Differences with Multiple Time Periods,” *Journal of Econometrics*, Vol. 225, 2021, pp. 200-230
- de Chaisemartin, Clement and Xavier D’Haultfoeuille, “Two-Way Fixed Effects and Differences-in-Differences with Heterogeneous Treatment Effects: A Survey,” arXiv:2112.04565v6 [econ.EM], 2022
- DiPasquale Denise and William C. Wheaton, *Urban Economics and Real Estate Markets*, Prentice-Hall, 1996
- Goodman-Bacon, Andrew, “Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing,” *Journal of Econometrics*, Vol. 225, 2021, pp. 254-277
- Huntington-Klein, Nick, *The Effect: An Introduction to Research Design and Causality*, CRC Press, 2022
- Roth, Jonathan, Pedro H. C. Sant’Annab, Alyssa Bilinskia, and John Poe, “What’s Trending in Difference-in-Differences? A Synthesis of the Recent Econometrics Literature,” *Journal of Econometrics*, Vol. 235, 2023, pp. 2218-2244
- Schmidheiny, Kurt and Sebastian Siegloch, “On Event Studies and Distributed-Lags in Two-Way Fixed Effects Models: Identification, Equivalence, and Generalization,” *ECONtribute Discussion Paper No. 201*, 2022
- Sun, Liyang and Sarah Abraham, “Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects,” *Journal of Econometrics*, Vol. 225, 2021, pp. 175-199
- Zhang, Weiwen, Chenwei Yu, Zhaoyingzi Dong and Hejia Zhuo, “Ripple Effect of the Housing Purchase Restriction Policy and the Role of Investors’ Attention,” *Habitat International*, Vol. 114, 2021, pp. 1-8

<국문요약>

투기과열지구에서 대출규제가 주택가격을 안정시켰는가? : 서울 강남 3구에서 동태적 이중차분법에 의한 증거

임 현 목 (Lim, Hyun-Mook)

이 용 만 (Lee, Young-Man)

본 연구는 투기과열지구에서 대출규제의 강화가 아파트 매매가격을 안정시켰는지 여부를 이중차분법으로 검정해 보는 것을 목적으로 한다. 본 연구는 2019년 12월에 있었던 12.16 대책을 분석대상으로 삼았다. 12.16 대책은 시가 9억원~15억원 주택의 경우 LTV 비율을 40%에서 20%로 줄이고, 시가 15억원 초과 주택에 대해서는 아예 대출을 금지하는 것을 내용으로 한다. 본 연구에서는 고가주택이 몰려 있는 서울의 강남3구를 분석대상 지역으로 삼았다.

이중차분법을 이용하여 규제지역 지정이나 대출규제 강화의 효과를 분석한 기존 연구들은 대부분 사전추세나 정책효과의 장단기 차이 가능성을 고려하지 않았다. 본 연구는 플라시보 검정과 사전추세 추정을 통해 12.16 대책 이전에 15억원 초과 주택에서 사전추세가 있었음을 확인하였고, 동태적 이중차분 모형을 통해 정책효과가 단기와 장기에 다른 것을 확인할 수 있었다. 15억원 초과 주택에서는 가격을 안정시키는 효과가 있었으나 이런 정책효과는 단기에 그쳤다. 이런 분석결과는 대출금지와 같은 극단적 규제를 하더라도 그 효과가 단기에 그친다는 것을 보여준다. 한편 9억원~15억원 주택에서는 아예 정책효과가 단기에조차 없었다. 이런 결과가 나온 것은 대출규제의 수준이 낮아서 그런 것으로 보였다. 문턱 규제에 의한 수요전이 효과에 대한 명확한 증거는 발견되지 않았다.

주 제 어 : 동태적 이중차분법, 투기과열지구, 대출규제, 수요전이 효과, 주택가격