

분양가상한제가 주택시장에 미친 영향: 지역 이질적 및 시간가변적 정책효과 분석*

안지희** · 정형준***

논문초록

본 연구에서는 서울시와 경기도 과천시·광명시·하남시에 대해 이중차분법을 적용하여 아파트가격에 대한 분양가상한제의 시행 및 완화 효과를 분석하였다. 여타 부동산정책의 영향을 배제하고 지역적 이질성을 고려하기 위해 투기지역 지정 여부에 따라 표본을 세분하여 실증분석하였다. 분석결과, 2020년 분양가상한제는 정책발표 이후 투기지역 내 아파트가격을 하락시켰으나 비투기지역에서는 유의한 영향을 주지 않은 것으로 나타나, 정책효과의 지역적 이질성을 확인할 수 있었다. 이러한 가격하락효과는 정책시행 초기에 강하였으나, 시간이 흐름에 따라 점차 약화되었다. 또한, 분양가상한제 시행 이후 규제 완화는 투기지역 내 아파트를 중심으로 가격상승효과를 보여주었다. 이는 분양가상한제를 시행 후 종료할 경우, 가격수준이 높은 아파트를 위주로 가격 상승을 부추겨 주택가격의 불균형을 심화시킬 수 있음을 시사한다. 즉, 분양가격에 대한 통제는 정책 취지에 맞지 않는 결과를 낳을 수 있으므로 정책당국자의 신중한 판단이 중요하다.

핵심 주제어: 분양가상한제, 이중차분법, 시간가변적 정책효과

경제학문헌목록 주제분류: C1, H0

투고 일자: 2024. 4. 22. 심사 및 수정 일자: 2024. 8. 1. 게재 확정 일자: 2024. 11. 4.

* 본 논문의 초고에 유익한 조언을 해주신 익명의 심사위원들께 감사드립니다.

** 주저자, 한국부동산연구원 부연구위원, e-mail: annji@kreri.re.kr

*** 교신저자, 한국부동산연구원 부연구위원, e-mail: gudwnsgo@kreri.re.kr

I. 서론

우리나라의 부동산정책은 주택시장의 안정을 지향점으로 두고 부동산시장의 상황에 따라 정책 기조와 수단을 달리하여 왔다. 여러 정책 수단 중 ‘분양가상한제’는 주택시장이 과열되었을 때 공동주택 분양가격의 통제를 통해서 주택시장을 안정시키기 위해 도입되었다. 그 간 분양가상한제는 1977년 도입 이후 몇 차례 규제강화와 완화를 거듭해 왔으며, 2018년부터 주택시장이 다시 과열되자 2020년에 민간택지로 대상을 확대하여 다시 시행되었다. 먼저 2019년 12월 ‘주택시장 안정화 방안 대책’을 통해서 서울 13개 자치구 및 5개 자치구의 37개 동(洞), 경기도 과천·하남·광명의 14개 동이 분양가상한제의 적용지역으로 지정·발표되었다. 그리고 분양가상한제는 일정의 유예기간을 거쳐 2020년 7월 말에 본격적으로 시행되었다. 그 후 약 2년간 시행되다가 부동산 하락기로 접어들면서 정권 교체와 함께 2022년 7월 분양가 규제가 완화되었으며, 2023년 1월 초 서울시 4개 구를 남겨두고 나머지 지역은 적용지역에서 해제되었다. 이번 2020년 분양가상한제는 과거와 다르게 서울 중심의 특정 지역에 한정하여 규제를 가했으며, 이러한 핀셋 정책의 실효성에 대해 전문가들은 의문을 표해왔다. 그리고 과거의 정책 경험에 비추어 분양가격의 인위적인 통제는 결국에 부동산시장에 부작용을 가져올 것이라고 우려하였다.

분양가상한제는 신규공급 주택의 가격에 상한선을 설정하고 그보다 낮은 가격에서 거래하도록 통제하는 정책적 수단으로, 경제학에서 말하는 일종의 최고가격제로 분류된다. 이론적으로, 균형가격보다 낮게 책정된 분양가격은 초과수요와 공급 감소를 초래하며, 암시장 발달과 균형가격을 초과하는 실거래가 형성 등 주택시장에서 비합리적인 행태를 발생시킬 수 있다. 먼저, 주택수요측면에서 보면 분양가상한제는 시세보다 낮은 분양가로 인해 가격 프리미엄이 형성되고, 이로 인해 투기수요 증가와 실수요자의 주택 마련이 어려워지는 부작용이 생길 수 있다. 또한, 주택공급측면에서 건설업자는 주택공급을 줄이거나 늦추다가 나중에 분양가 상한선을 맞추는 대신 주택 품질을 낮추는 방식으로 대응하기도 한다. 이는 장기적으로 주택공급 감소와 주택품질 저하를 초래할 수 있다. 이론적 견해를 종합하면 분양가상한제는 단기적으로 주택가격 상승을 억제하는 효과가 있으나 장기적으로 투기수요 증가, 주택공급의 감소, 주택품질의 저하 등의 부작용을 가져오고, 결국 주택가격의 급격한 상승이나 반대로 주택시장의 침체로 이어질 가능성이 있다.¹⁾

이론적 접근에서 분양가상한제는 결국 주택시장에 부정적인 영향을 끼친다고 보고 있으며, 많은 선행연구에서 규제 부작용을 주장해 왔다. 이에 반해 일각에서는 분양가상한제가 주택가격을 안정시키는 긍정적인 작용을 한다고 주장하거나(윤종만·박강우, 2017; 국토연구원, 2019; 고영천, 2021), 주택시장에 뚜렷한 효과를 주지 못했다는 실증적 결과를 제시하기도 한다(박은숙·최막중, 2015; 배종찬·정재호, 2021; 윤규섭 외, 2021). 이처럼 분양가상한제의 정책효과에 대해서 의견이 나뉘는 상황이며, 이에 본 연구에서는 2020년 분양가상한제 정책이 아파트가격에 미친 영향을 실증적으로 추정하여 정책의 효과와 그 실효성에 대해 객관적으로 조명하고자 한다. 이와 더불어 분양가상한제 시행 후 규제가 완화될 때 아파트가격의 반응도 추정함으로써 장기적 관점에서 정책효과를 살펴보았다.

하지만 분양가상한제의 정책효과를 정확히 추정하는 것은 쉽지 않다. <Figure 1>에서 1990년 이후 아파트가격의 추이와 분양가 정책의 흐름을 함께 살펴보면, 분양가상한제 시행 이후 정책의 취지대로 주택가격이 움직인 구간이 있던 반면, 그렇지 않은 구간도 있다. 그리고 정책 효과가 있었다고 판단되는 구간이라도 세계경제위기, 금리변동과 같은 거시적 요인이나 분양가상한제 외 여타 정책의 영향을 받은 결과일 가능성을 배제할 수 없다. 따라서 분양가상한제가 주택시장에 미친 인과적 효과를 추정하기 위해서는 주택가격에 영향을 줄 수 있는 여타 요인들을 통제한 분석이 필요하며, 이를 위해 일반적으로 이중차분법이 활용된다. 본 연구에서도 이중차분법을 활용하며, 분석의 목적과 데이터의 특성에 맞게 이중차분모형을 정교하게 설계하여 기존 선행연구와 차별된 분석을 시도하였다. 특히, 분양가상한제 정책효과에서 여타 부동산정책의 영향을 배제하고 정책효과와 지역적 이질성을 고려하기 위해 투기지역 지정 여부에 따라 표본지역을 구분하여 분석하고 정책효과와 시간가변성을 허용한 이중차분모형을 활용하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 이어지는 제II장에서는 분양가상한제의 정책 흐름을 짚어보고 분양가상한제의 정책효과를 분석한 선행연구를 검토하여 본 연구의

1) 이와 같은 분양가상한제의 정책효과는 신규주택 분양가격이 재고주택 매매가격을 견인하면서 전반적으로 주택시장에 영향을 준다는 전제에 바탕을 두고 있어, 정책효과를 분석하기 전에 신규주택과 재고주택 간의 가격 메커니즘을 밝혀내는 것이 필요하다. 그러나 본 연구에서는 분양가격과 매매가격 간의 상호적 인과관계가 형성되어 있다는 선행연구의 주장(박은숙·최막중, 2015)을 받아들여 신규시장과 재고시장의 관계를 별도로 분석하지 않는다.

차별성 및 의의를 정리한다. 제Ⅲ장에서는 분양가상한제 정책효과의 추정을 위한 연구 방법론과 분석자료를 설명한다. 이어지는 제Ⅳ장에서는 2020년 분양가상한제의 시행효과와 2022년 분양가상한제의 완화효과를 추정하여 분양가상한제가 아파트가격에 미친 정책효과에 대한 결론을 제시한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 연구의 결과를 요약하고 연구의 한계점을 논의한다.

Ⅱ. 분양가상한제도와 선행연구

1. 분양가상한제도와 정책 흐름

분양가 제도는 정부가 아파트 분양가격을 관리하는 공급정책 중 하나로, 신규 아파트의 분양가격을 시장에 맡기는 ‘분양가자율제’와 정부에서 통제하는 ‘분양가상한제’로 구분된다. 주택시장이 과열되어 주택가격에 거품이 있다고 판단되면 주택가격을 안정시키기 위해 분양가상한제를 시행하고, 부동산시장이 하강 국면에 접어들면 주택시장을 활성화하기 위해 분양가를 자율화하는 등 <Figure 1>과 같이 부동산 시장 상황에 맞게 시행과 완화·폐지를 반복해 왔다.

분양가 규제는 1963년 「공영주택법」의 제정에 따른 공공주택 가격의 규제를 시작으로, 본격적으로 1977년부터 「주택건설촉진법」에 의해 민간 분양시장으로 확대하여 시행되었다. 당시 지역이나 주택 규모에 관계없이 일률적인 분양단가를 적용토록 했다. 1981년 국민주택규모를 초과하는 민영아파트의 분양가격을 자율화했으나 다시 투기과열 현상을 보이자 1983년부터 분양가를 규제하였다. 그러나 획일적인 분양가격으로 인해 신규주택과 재고주택 간의 가격 격차가 커지며 부작용이 발생하자, 1989년 1기 신도시 개발과 함께 완화된 규제형태인 원가연동제가 도입되었다. 이후 분양가 규제가 주택시장을 왜곡시킨다는 인식이 확산되면서, 1995년부터 지역별로 규제를 단계적으로 완화하기 시작했다. 1997년 외환위기 이후 경기 부양을 위해 분양가상한제 등 각종 규제를 풀면서 1999년부터 국민주택기금을 지원받는 소형주택을 제외한 모든 아파트에 대한 분양가를 자율화하였다.

그러나 IMF 관리체제 이후 정책금리의 인하로 자금유동성이 풍부해지고 부동산 활성화 대책의 영향을 받아서 부동산가격이 크게 상승하여 부동산시장이 과열된 모습을 보이기 시작했다. 이에 정부는 2005년 공공택지 내 모든 아파트에 원가연동제

를 적용하는 분양가 규제를 재시행했지만, 주택가격 상승세가 지속되자 2007년 9월 민간택지 아파트까지 분양가상한제를 확대 시행하였다. 그러다가 2008년 세계금융 위기 이후 주택시장이 위축되자 새 정부는 부동산 규제를 완화하면서 분양가상한제의 폐지를 추진하였으나, 국회의 반대로 제도 폐지가 어려워지자 공공택지 아파트만 분양가상한제를 적용하고 민간택지 아파트는 지역에 따라 탄력적으로 적용하는 방식을 택하였다. 이에 대한 부동산 3법 개정안이 2015년 4월에 시행되면서 민간택지의 분양가상한제는 사실상 적용된 사례가 없다.

2015년 이후 저금리와 규제 완화로 가계부채가 증가하고 주택시장이 과열되자, 2017년 4월 정권 교체와 함께 부동산 규제강화 정책이 연이어 발표되었다. 정권 초기에는 분양가를 간접적으로 규제하는 방식을 취했으나 규제를 피하여 후분양 방식을 택하는 건설사의 움직임이 나타났고, 2019년 하반기부터 주택가격이 이례적으로 폭등하자 정부는 분양가상한제를 민간택지로 확대 도입하게 된다. 국토교통부는 2019년 8월 12일 민간택지 분양가상한제 지정을 위한 「주택법 시행령」의 개정안 계획을 발표하였고, 10월 1일 개정안의 보완 방향을 제시하였다(2019. 10. 29일 개정안 공포·시행). 개정안에서 밝힌 분양가상한제 적용지역의 지정요건에 따라 11월 6일 서울의 27개 동(洞)을 발표했으나, 12월 16일 ‘주택시장 안정화 방안’ 종합대책을 통해서 서울 13개 자치구의 전(全) 지역 및 5개 자치구의 37개 동, 경기 3개 시(과천·하남·평택)의 14개 동으로 확대하여 지정하였다. 재개발·재건축과 주택조합의 경우 일정 조건 충족 시에 6개월의 유예기간을 주었으나 코로나19에 따른 집단 감염이 우려되어 유예기간을 9개월로 연장해 주었다. 결국, 분양가상한제는 유예기간이 종료된 2020년 7월 29일에 본격적으로 시행된다. 적용지역 지정 이후 8개월 뒤에 시행된 것이며, 민간택지 분양가상한제의 사실상 폐지 이후 약 5년 만에 다시 시행된 것이다.²⁾ 그 후 약 2년간 시행되었고 주택시장의 침체와 정권 교체가 맞물리면서 2022년 7월 15일 규제가 완화되었으며, 2023년 1월 5일 서울시 4개의 구(강남, 서초, 송파, 용산)를 남겨두고 나머지 지역은 적용지역에서 해제되었다.³⁾

2) 2020년 분양가상한제와 관련된 주요 개정사항은 다음과 같다. i) 분양가상한제 적용지역의 지정기준 변경(‘투기과열지구’ 내에서 선정), ii) 지정효력 적용시점 변경(‘입주자모집승인을 신청한 단지’로 일원화), iii) 전매제한기간 확대(3~4년→5~10년), iv) 실거주 의무기간 부과(2~5년), v) 분양가격 산정방식 변경 등이다. 한편, 분양가상한제 아파트의 실거주 의무는 2020년 주택법 개정 및 2021년 시행령 개정에 따라 2021년 2월 19일 이후 입주자모집승인을 신청한 단지부터 적용되었다.

(Figure 1) Movements in the Housing Market and Trends in pre-sale Housing Price Policies



Notes: The real apartment sales price reflects the Apartment Sales Price Index from KB Kookmin Bank adjusted with the Consumer Price Index from Statistics Korea. Housing permit data is from the Ministry of Land, Infrastructure and Transport. The trends in pre-sale housing price policies are summarized from press releases by the Ministry of Land, Infrastructure and Transport.

국내 부동산정책의 경우 부동산 관련 조세와 금융, 부동산의 수요·공급 정책에 대하여 개별적인 대책을 내놓는가 하면, 관계부처들이 합동하여 종합적인 대책을 마련하기도 한다. 2017년 이후 주택시장 활성화 시기에도 여러 차례 부동산 종합대책이 발표되었으며, 2020년 분양가상한제 역시 이 같은 방식으로 공표되었다. 예컨대, 2019년 11월 분양가상한제 적용지역 지정 시 일부 지역의 조정대상지역 해제 조치가 함께 발표되었고, 12월 ‘12.16 대책’에서는 적용지역 확대와 함께 주택담보 대출 규제, 종합부동산세 강화, 청약제도 개편 등 다양한 정책이 포함되었다.⁴⁾ 또

- 3) 새 정부는 2022년 6월 ‘분양가 제도 운용 합리화 방안’을 발표하였다. 정비사업의 필수 지출 비용을 분양가격에 추가하고, 원자재 가격의 변화 등에 탄력적으로 대응할 수 있도록 건축비를 수시 조정한다는 방침이 담겨있다(2022. 7. 15. 효력). 그 후 2023년 1월 서울 4개 자치구를 제외한 지역에 대해 부동산 규제지역 및 분양가상한제 적용지역을 해제하였다(2023. 1. 5. 효력).
- 4) 투기적 대출수요 규제의 강화(고가주택에 LTV 강화, 15억 초과 아파트의 주택담보대출 금지 등), 주택 보유부담의 강화(종합부동산세 강화, 공시가격 현실화율 제고 등) 및 양도소득세 제도의 보완, 부동산 거래질서 확립(분양가상한제 적용지역 확대 지정, 청약제도 강화, 임대등록제도 강화 등), 그리고 실수요 중심의 공급 확대(수도권 30만 호 공급 계획 등) 등과 관련된 정책적 방안들이 담겨있다.

한, 2020년 7월 분양가상한제 시행 시 ‘주택시장 안정 보완대책’이 발표되고, 임대차 3법도 시행되었다. 이처럼 여러 정책이 동시에 발표되면 해당 시점(월)을 기점으로 분석한 정책효과는 분양가상한제의 효과 이외에 다른 정책들의 영향이 포함되어 있을 가능성이 크다. 따라서 2019년 12월을 기점으로 분양가상한제의 정책효과를 추정하기 위해서는 다른 정책들의 효과를 배제하는 것이 중요하며, 정교한 모형 설계가 필요하다.

부동산정책의 적용대상은 다양한 기준에 따라 지정된다. 주로 부동산의 특성(유형, 규모, 가격수준), 개인 또는 가구, 지역 등을 기준으로 적용대상이 정해지며 적용대상에 차별된 규제가 적용된다. 그동안 분양가 제도는 택지의 성격이 공공인지 민간인지에 따라 구분하여 운영되었다고 볼 수 있다.⁵⁾ 이번 2020년 분양가상한제의 경우 분양가 규제가 강화되면서 그 적용대상이 민간택지로 확대되었을 뿐만 아니라 수도권 지역에 한정하여 동(洞) 단위로 지정되었다는 점이 특징이다. 과거와 다르게 특정 지역만 분양가 규제를 가하고, 이러한 일명 핀셋 규제가 주택시장에 미치는 영향은 과거의 분양가상한제와 다를 수 있다.

이같이 지역을 기반으로 시행되는 분양가상한제의 경우 정책의 적용지역 여부로 처치집단과 통제집단을 구분할 수 있다. 분양가상한제와 비슷한 시기에 시행된 정책 중에서 전국적으로 시행하는 정책은 처치집단과 통제집단에 모두 영향을 주며, 이러한 경우의 정책효과는 이중차분법을 통해 통제될 수 있다. 반면, 특정 지역에만 적용되는 다른 정책의 효과는 분양가상한제의 효과와 중첩될 수 있어, 표본 지역과 기간 선정 시 신중함이 요구된다. 이를 위해 규제지역별(투기지역, 투기과열지구, 조정대상지역) 정책 내용, 정책의 적용 여부 및 강도 등을 검토해야 한다. 제Ⅲ장에서 자세히 다루겠지만 실증분석기간 동안 표본지역에서 3종 규제지역 지정상태의 변동은 없으나, 투기지역으로 지정된 지역과 그렇지 않은 지역으로 구분된다. 하지만 투기지역의 지정상태가 변하지 않았더라도 분석기간 중 투기지역에 다르게 적용되는 정책이 존재한다면, 그 여타 정책효과가 추정된 분양가상한제의 정책효과

5) 공공택지 공동주택은 비교적 짧은 자율제 시기를 제외하고 분양가 규제의 틀 안에 있었고, 민간택지 공동주택은 2007년~2015년과 2020년~2022년에 분양가상한제를 적용받았다. 2005년 중반 이후 분양가상한제는 공공택지 공동주택에 대하여 계속 시행되고, 규제를 강화(완화)할 때 민간택지 공동주택으로 확대(제외)하는 방식으로 운영되었다. 세부적으로 주택의 규모(면적, 유형, 세대수), 분양 방식(후분양, 선분양), 지역 등에 따라 적용대상 여부가 정해졌다.

에 섞여 있을 가능성이 있다. 따라서 본 연구에서는 분양가상한제의 정책효과에서 투기지역 관련 정책효과를 최소화하기 위하여 표본지역을 투기지역 지정 여부로 구분하고 추가 분석을 수행한다.

2. 선행연구 및 차별성

정부는 주택시장의 안정화라는 취지에서 분양가상한제를 시행하나 그 효력을 두고 전문가들의 의견이 분분하다. 과거 선행연구에는 최고가격제라는 경제학적 관점에서 분양가상한제의 부작용을 주장하는 사례가 상대적으로 많았던 것으로 파악된다. 주로 정책의 장기적인 효과에 초점을 맞추어 주택공급의 감소로 인한 주택가격의 상승이 정책의 부작용으로 나타난다고 설명한다. 이론적 접근이나 법적 검토를 통해서 수행되는 경우가 다수였으나, 2010년 중반부터 정책효과를 실증적으로 분석하려는 시도가 많아졌다. 다양한 방식의 실증분석이 시도되면서 주택시장에 뚜렷한 효과를 발견하기 어렵다는 결론을 제시하거나 주택가격 안정화에 단기적인 효과가 있다고 주장하는 연구들이 몇몇 이루어졌다.

먼저, 분양가 규제를 우려하는 시각의 연구사례를 보면, Yun and Kim(2014)은 2002년부터 2014년까지의 주택 인허가실적 등을 이용하여 절단 시계열모형을 통해서 2007년 분양가상한제가 주택공급의 감소로 이어졌다고 주장하였다. 분양가 규제가 건설사의 비용 절감을 초래하며, 특히 면적이 작은 소규모 주택의 공급 감소로 연결된다고 분석하였다. 최근 연구로 홍정의(2020)는 주택의 공급탄력성에 관한 이론을 바탕으로 주택거품과 2020년 분양가상한제의 관계를 설명하였다. 분양가상한제가 건설기업의 기대 수익을 낮추어 주택 공급의 탄력성을 감소시키고, 결과적으로 가격의 불안정성을 증폭시킬 수 있다고 주장하였다.

분양가상한제의 부작용을 논하기보다 실증분석을 통해서 정책의 실효성이 낮음을 주장한 선행연구도 이루어졌다. 김성욱·김지현(2010)은 2004년~2009년의 주택건설 인허가자료를 이용하여 공분산분석을 수행한 결과로부터 분양가상한제가 주택공급을 위축시킨다는 주장에 지지할 수 없다는 결론을 냈다. 이는 분양가상한제에서 분양가격 산정기준은 주택공급에 영향을 미칠 만큼 분양가격을 낮추지 못하기 때문이며, 결과적으로 분양시장에 미치는 효과가 매우 한정적이라고 주장하였다. 박은숙·최막중(2015)은 서울시 자치구 단위의 패널데이터를 활용하여 그래인저

인과관계 검정을 통해서 분양가격과 재고 아파트가격 사이에 유의한 양의 상호관계를 확인하였으나, 재고가격의 영향력이 분양가격의 영향력에 비해 더욱 크게 나타나 분양가 규제를 통해 분양가격이 재고가격에 미치는 영향을 통제하려는 정책은 실효성이 적음을 주장하였다.⁶⁾ 최근에는 배종찬·정재호(2021)가 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 거시경제변수와 부동산 규제정책이 서울의 아파트가격에 미치는 영향을 분석하였고, 윤규섭 외(2021)는 머신러닝기법을 활용하여 성남시 분당구 아파트가격의 예측모형을 추정함으로써, 분양가상한제가 아파트가격에 미친 영향이 미미하다는 결론을 제시하였다.

이와 대조적으로 최근에는 분양가상한제가 주택가격의 안정에 긍정적인 효과를 줄 수 있음을 실증적으로 보여준 연구도 존재하는데, 주로 이중차분법을 활용하였다. 대표적으로 윤종만·박강우(2017)는 서울시를 대상으로 분양가상한제의 2007년 실시 및 2015년 폐지를 전후하여 분양가상한제가 재고 주택가격에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 추정 결과, 분양가상한제는 재고주택가격의 상승률을 낮추는 것으로 나타나, 단기적으로 재고주택가격을 안정시키는 역할을 한다고 주장하였다. 국토연구원(2019) 역시 이중차분법을 이용하여 서울지역에 민간택지 분양가상한제를 시행할 경우 주택매매가격을 연간 1.1%p 하락시킴으로써 주택시장 안정요인으로 작용할 것으로 전망하였다. 최근에 고영천(2021)은 서울시를 대상으로 2020년 분양가상한제 시행일 전후 2개월에 대해 이중차분법으로 정책효과를 분석하였다. 실제 정책효과는 가격을 하락시키는 것으로 나타났는데, 하위시장별로 소형주택에서 그리고 한강 북쪽 지역에서 유의하게 하락시켰음을 확인하였다.

한편, 분양가의 자율화 또는 규제완화가 주택시장에 미친 영향을 분석한 연구에도 관심을 가질 필요가 있다. 다른 정책과 마찬가지로 분양가 규제는 부동산시장 상황에 따라 시행과 완화를 반복하였으므로 규제완화가 시장에 미칠 영향도 고려함이 정책을 이해하는 데에 도움이 되기 때문이다. 분양가자율화의 정책효과를 실증 분석한 연구 중에서 2010년 이전 논문에서는 아파트가격의 결정요인을 고려한 다항시차분포모형(polynomial lag model)과 모의실험을 통해서 정책효과를 분석한 연구가 이루어졌다. 서승환(1994), 정의철·이변송(1996), 권주안·서옥순(2009) 등이

6) 하지만 분양가 자율화 시기(2000년~2005년)를 분석대상으로 하고 있어서 분양가상한제 시행 시기로 일반화하기 어려울 수 있다고 판단된다.

대표적이며, 분양가 자율화가 실시되면 단기적으로 아파트가격은 상승하지만, 장기적으로 가격 상승에 따른 주택공급의 증가로 인해 아파트가격은 안정되거나 하락할 것이라는 공통된 결론을 보여주었다. 비교적 최근에 윤종만·박강우(2017)는 이중차분법을 통해서 2015년 분양가상한제의 폐지가 단기적으로 재고주택가격 상승률을 높인다는 결과를 보여주었다.

한편, 해외에서 신규주택가격을 통제하는 제도를 찾을 수 없었으나 주택시장에서의 가격 상한제라는 관점에서 유사한 월세 통제(rent control) 정책을 분석한 연구를 살펴보았다. 이 중에서 Diamond et al. (2019)는 1979년 샌프란시스코에서 시행한 월세 통제정책에 대하여 시행 이후 5년에서 10년 사이에 월세 통제정책을 받은 처치집단이 통제집단보다 임차인의 지속 거주 확률이 평균적으로 3.5% 이상 높음을 확인하였다. 반면, 정책 시행 이후 점차 임대사업자가 감소하여 월세 공급이 줄어들고 월세는 점점 상승하는 부작용이 있음을 보였다. Sims(2007)는 1995년 매사추세츠 주의 월세 통제정책의 해제가 임대주택시장에 미치는 영향을 분석하였다. 월세 통제의 중단이 단기적으로 신규주택 공급에 별다른 영향을 미치지 못했으나 주택을 임대방식으로 전환시켜 임대주택의 공급을 증가시켰음을 보여주었다. 그리고 거주비용을 증가시키고 유지보수 문제를 감소시키는 효과를 주었다는 결과를 제시하였다. 이를 통해서 월세 통제가 신규 주택공급에는 거의 영향을 미치지 않았으나 월세 공급과 임대료를 낮추고 월세 주택의 품질을 저하시키는 부정적인 영향을 준다고 주장하였다.

이상에서 살펴본 대부분의 선행연구는 실증분석에서 주택가격에 영향을 줄 수 있는 여타 정책적 요인이나 관측 불가능한 요인을 충분히 통제하지 못했을 가능성이 있다. 실증분석에서 다른 정책들의 효과를 통제하지 않으면 추정된 분양가상한제의 정책효과는 왜곡될 수 있다. 여러 연구사례에서 시계열모형을 사용하여 분양가상한제의 정책효과를 추정했으나 여기에는 다른 요인(거시경제, 다른 부동산정책 등)에 따른 효과가 내포되어 있을 수 있다. 이에 대한 대안으로 이중차분법을 적용하여 분양가상한제의 순수효과를 추정해 볼 수 있다. 이 방법론은 처치집단(정책을 적용받는 집단)과 통제집단(정책을 적용받지 않는 집단)의 정책 시행 전과 후의 차이를 차분하는 이중차분 방식을 통해서 여타 요인들의 영향을 제거할 수 있어서 분양가상한제의 정책효과만을 추정할 수 있는 장점이 있다. 국내에서도 이중차분법을 이용한 연구가 일부 진행되었으나(윤종만·박강우, 2017; 국토연구원, 2019; 고영천,

2021), 공통추세 가정을 검증하지 않았고 분석기간에 시행된 다른 정책효과에 대한 통제도 충분히 고려되지 않았으며, 단기적인 분석에 한정되어 있고, 시간에 따른 정책효과의 변화를 고려하지 않았다.

본 연구는 이중차분법을 활용하여 분양가상한제 정책효과를 정확히 추정하기 위해서 다음과 같은 4가지 사항을 고려하여 모형을 설계하였다. 먼저, 이중차분법을 적용할 때 처치집단과 통제집단의 아파트가격이 정책 시행 전에 동일한 추세를 따라야 한다는 ‘공통추세 가정’이 지켜지지 않으면, 정책 시행 이후 두 집단 간 아파트 가격 차이가 분양가상한제 정책으로 인한 것인지 다른 요인으로 인한 것인지 구분할 수 없게 된다. 이에 본 연구에서는 통계적 방법을 통해 공통추세 가정 성립 여부를 검증하였고, 공통추세 성립에 대한 근거가 부족한 경우 특정 가정을 허용한 대안적 모형을 추가 분석하여 추정결과의 강건함을 확인하였다. 두 번째, 2019년 ‘12.16 종합대책’ 속에는 여러 부동산정책이 포함되어 있어서 해당 시점을 기점으로 추정된 정책효과에는 분양가상한제로 인한 효과 이외에 다른 정책의 영향이 포함되어 있을 가능성이 크다. 이에 본 연구에서는 다른 정책효과를 최대한 배제하기 위하여 연계된 부동산정책을 면밀하게 검토하여 분석기간을 결정하였고, 투기지역 지정 여부로 표본지역을 세분하여 추가적인 분석을 수행하였다. 세 번째로, 정책효과는 시간이 흐름에 따라 변할 수 있으므로 정책효과의 가변성을 고려한 모형도 추정하였다. 마지막으로 분양가상한제의 정책종료 후 주택가격의 반응도 중요한 문제이다. 이에 본 연구에서는 분양가상한제의 완화 및 적용지역 해제에 따른 후속적 정책효과도 함께 실증분석하였다.

Ⅲ. 연구 방법론

1. 실증모형

1) 이중차분법

분양가상한제 정책이 아파트가격에 미친 영향을 실증분석하기 위해 본 연구에서는 아파트 매매 실거래가자료에 이중차분법(Difference in Differences Approach)을 적용한다. 이중차분법은 특정 정책(분양가상한제)을 적용받는 처치집단과 그렇지

않은 통제집단에 대해 정책 시행 전·후 결과변수(아파트가격)의 변화를 비교함으로써 정책효과를 분석하는 방법이다. 먼저, 각 집단에 대해 정책 시행 전·후 아파트가격을 차분함으로써 아파트가격에 영향을 줄 수 있는 집단 고유의 특성을 제거하여 횡단면 자료를 사용하였을 경우 발생할 수 있는 편향을 줄일 수 있다. 다음으로 처치집단의 아파트가격의 변화분에서 통제집단의 아파트가격의 변화분을 차분함으로써 두 집단의 아파트가격에 영향을 끼칠 수 있는 다른 정책이나 금융위기와 같은 거시경제적 요인의 영향을 제거할 수 있다. 이중차분은 이러한 원리로 순수한 정책효과를 측정할 수 있으므로 본 연구는 이중차분법을 활용하여 분양가상한제의 실증효과를 추정하고자 한다.

이중차분법을 이용하여 분양가상한제의 정책효과를 추정하기 위한 회귀모형은 식 (1)과 같다.

$$\ln P_{ijt} = \alpha + \gamma Q_j + \theta \lambda_t + \beta D_{jt} + X_{ijt}' \eta + \delta Z_{jt} + v_t + \epsilon_{ijt} \quad (1)$$

여기서 종속변수 $\ln P_{ijt}$ 는 시점 t 일 때 읍면동 j 에 있는 아파트 i (개별 호)의 m^2 당 아파트가격에 로그를 취한 값이다. Q_j 는 분양가상한제의 적용대상(지역)에 대한 더미변수를 나타낸다. λ_t 는 분양가상한제의 시행 여부에 대한 더미변수를 의미하여 분양가상한제를 시행한 이후 시점(처치기간)이면 1, 시행 전 시점이면 0의 값을 갖는다. 관심변수인 D_{jt} 는 Q_j 와 λ_t 의 상호교차항으로 분양가상한제의 정책변수를 의미한다. 따라서 D_{jt} 의 계수인 β 는 분양가상한제의 이중차분효과, 즉 정책효과를 나타낸다.⁷⁾ X_{ijt} 는 아파트 i 의 개별특성변수 행렬을 의미하며 아파트 호별 전용면적, 층, 경과연수, 인근 지하철역까지 거리를 포함한다. Z_{jt} 는 읍면동 단위 변수의 벡터를 나타내고, 인구변동률을 사용한다. v_t 는 시점에 따른 공통된 요인을 의미하여 월별 더미변수를 사용하며, ϵ_{ijt} 은 오차항을 나타낸다.

다음의 식 (2)는 공통된 비선형 추세를 고려한 모형으로, 식 (1)에 추세의 제곱항(t^2)을 추가한 식이다. 이는 <Figure 4>에서 볼 수 있듯이 처치집단과 통제집단

7) 본 연구에서는 2020년 분양가상한제의 정책효과와 2022년 분양가상한제 완화의 정책효과를 모두 추정한다. 하지만 설명의 편의를 위해 제III장 제1절의 실증모형 부분에서는 2020년 분양가상한제의 정책으로만 설명하도록 한다.

의 아파트가격이 공통되게 비선형 추세로 움직이는 특징을 반영한 것이다.

$$\ln P_{ijt} = \alpha + \gamma Q_j + \theta \lambda_t + \beta D_{jt} + X_{ijt}' \eta + \delta Z_{jt} + v_t + \psi t^2 + \epsilon_{ijt} \quad (2)$$

본 연구에서는 식 (2)에 추세의 세제곱항(t^3)도 포함하여 고차적 추세를 고려한 모형도 분석하였다. 즉, 식 (1)의 모형, 식 (2)의 모형, 그리고 식 (2)에 t^3 을 추가한 모형을 모두 추정해 보았으며, 결과적으로 분양가상한제 정책효과(β)의 추정값은 민감하게 변하지 않았다. 이에 본 연구에서는 식 (2)의 모형을 기본모형으로 정하여 다음의 모형들을 설명하고, 제IV장의 ‘실증분석’에서도 식 (2)의 추정결과를 중심으로 해석한다.

이중차분법을 적용하기 위해서는 정책 시행 전에 처치집단과 통제집단의 종속변수가 평행한 추세를 보인다는 공통추세(parallel trend) 가정⁸⁾이 성립되어야 한다. 이는 분양가상한제가 시행되지 않았다면 처치집단과 통제집단의 아파트가격 변화분이 평균적으로 같아서 아파트가격이 평행한 추세로 움직일 것임을 의미한다. 이러한 전제하에서 정책 시행 후의 처치집단과 통제집단의 평행하지 않은 아파트가격의 움직임으로부터 분양가상한제의 정책효과를 추정할 수 있다. 반면, 공통추세 가정이 성립되지 않았다는 것은 정책 시행 전부터 두 집단의 아파트가격은 이미 다른 추세로 움직여 왔음을 의미한다. 이 경우 정책 시행 후 두 집단간 아파트가격 변화의 차이에는 정책 전부터 두 집단 간의 차이를 발생시킨 여타 요인의 효과도 포함되어 있을 가능성이 크기 때문에 분양가상한제 정책에 의한 순수효과라고 보기 어렵다.

이에 본 연구에서는 통계적 방법을 통해서 공통추세 가정의 성립 여부를 판단하고(제2항에 후술), 공통추세 성립에 대한 통계적 근거가 충분하지 못하다면 다음 식 (3)의 모형을 추가로 분석한다. 이 모형은 식 (2)의 기본 이중차분모형에 $t \cdot Q_j$ 항을 추가함으로써, 통제집단과 처치집단 간의 주택가격 차이가 시간에 따라 선형적으로 변하는 것을 허용한다(Hwang and Lee, 2020). 즉, 분양가상한제의 시행 전에 통제집단과 처치집단 간의 가격 차이가 시간이 흐름에 따라 커지거나 작아지는 특

8) 공통추세 가정을 수식으로 표현하면 $E[P^0(1) - P^0(0) \mid Q=1] = E[P^0(1) - P^0(0) \mid Q=0]$ 이다. 식의 좌변은 분양가상한제 적용지역 아파트가 정책을 적용받지 않았더라면 예상되는 아파트가격 변화분을 의미하며, 우변은 분양가상한제 비적용지역의 아파트가격 변화분을 의미한다.

성을 고려한 모형이다. 만약 두 집단 간의 가격차이가 시간에 따라 선형적으로 변하여 공통추세가 성립되지 않았다면 $t \cdot Q_j$ 을 통해서 정책효과가 과소 또는 과대 추정되는 것을 줄일 수 있다.

$$\ln P_{ijt} = \alpha + \gamma Q_j + \theta \lambda_t + \beta D_{jt} + \varphi (t \cdot Q_j) + X_{ijt}' \eta + \delta Z_{jt} + v_t + \psi t^2 + \epsilon_{ijt} \quad (3)$$

2) 공통추세 가정의 검정

본 연구에서는 정책 시행 전에 공통추세 가정이 성립하는지를 확인하기 위해 두 가지 통계적 방법을 통해서 가설검정한다. 첫 번째 방법으로, 처치집단과 통제집단 간에 다른 추세를 허용한 식 (4)의 모형을 이용하여 공통추세의 성립에 대한 가설검정을 한다.

$$\ln P_{ijt} = \alpha_1 + \alpha_2 Q_j + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 (t \cdot Q_j) + X_{ijt}' \gamma_1 + \gamma_2 Z_{jt} + \epsilon_{ijt} \quad (4)$$

여기서 t 는 추세이고 Q_j 는 분양가상한제의 적용지역에 대한 더미변수로, 이들의 상호교차항($t \cdot Q_j$)은 두 집단이 다른 추세를 따를 수 있도록 허용한다. 나머지 항들(t^2 , X_{ijt} , Z_{jt} , ϵ_{ijt})은 식 (2)와 같은 의미이다. 정책 이전의 기간(통제기간)에 대해 $t \cdot Q_j$ 의 계수에 대한 귀무가설($H_0 : \beta_3 = 0$)을 기각하지 못하면 두 집단의 아파트가격 추세가 통계적으로 차이를 보이지 않다는 것을 의미하며, 이는 공통추세 가정이 성립함을 의미한다. 본 연구에서는 식 (4)뿐만 아니라 식 (4)에서 추세의 제곱항(t^2)을 제외한 모형, 식 (4)에서 추세의 세제곱항(t^3)를 추가한 모형 등을 추정하여 동일한 가설검정을 수행하였다.

두 번째 방법으로, 플라시보 분석(placebo test)을 활용하여 공통추세 가정을 검정한다. 통제기간의 자료를 대상으로 통제기간 내의 임의의 시점을 가상의 처치시점으로 설정하여 이중차분법을 추정하였을 때, 정책변수의 계수가 통계적으로 유의하다면 공통추세 가정이 성립하지 않다고 해석할 수 있다(Huntington-Klein, 2021). 본 연구에 적용해 보면, 분양가상한제 정책의 이전 기간을 대상으로 식 (2)를 추정하여 정책변수(D_{jt})의 계수에 대한 귀무가설($H_0 : \beta = 0$)을 기각하지 못하

면 공통추세 가정의 성립한다고 해석할 수 있다.⁹⁾ 다시 말해 여기서 β 가 통계적으로 유의하지 않다면 정책 전에 공통추세 가정이 성립한다고 판단할 수 있다.

3) 시간가변적 인과효과를 고려한 이중차분법

본 연구에서는 시간가변적 인과효과를 허용하는 모형을 이용하여 시간 흐름에 따른 분양가상한제 정책효과의 움직임을 추정한다. 이 모형은 정책 시행 이후에 정책의 영향으로 주택가격이 얼마나 빠르게 반응하는지, 그 정책효과의 정도가 커지는지 혹은 작아지는지, 아니면 정책효과의 방향이 변하는지 등과 같은 정책효과의 동태적 움직임을 파악할 수 있다. 본 연구에서는 식 (2)의 이중차분모형에서 상호교차항을 시간가변적 상호교차항으로 대체하여 다음과 같은 회귀모형을 설정하였다.¹⁰⁾

$$\ln P_{ijt} = \alpha + \gamma Q_j + \sum_{k=0}^{T_1} \beta_k Q_j \cdot 1[t = \tau + k] + X_{ijt}' \eta + \delta Z_{jt} + v_t + \psi t^2 + e_{ijt} \quad (5)$$

여기서 Q_j 는 식 (2)와 같이 처치집단에 대한 더미변수로, 아파트 i 가 분양가상한제를 적용받는 지역에 소재하면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 취한다. 나머지 P_{ijt} , α , v_t , t^2 , X_{ijt} , Z_{jt} 등은 식 (2)와 동일한 의미이고, e_{ijt} 는 고유오차항을 말한다. 다음으로 $1[A]$ 는 지시함수(indicator function)로서, A 가 맞으면 $1[A] = 1$ 이고, A 가 아니면 $1[A] = 0$ 의 값을 갖는다. τ 는 분양가상한제의 시행시점을 의미하여 $\tau+1$ 는 정책시행 1개월 후의 시점을, $\tau+2$ 는 정책시행 2개월 후의 시점을, 그리고 $\tau+T_1$ 는 시행이후의 분석기간 종점을 의미한다. 예를 들어, $1[t = \tau]$ 는 분양가상한제 시행일(τ)에 대한 더미변수를 말한다. $1[t = \tau+k]$ 와 Q_j 의 상호교차항(여기서 $k=0, 1, 2, \dots, T_1$)이 핵심변수이며, 정책시행 이후의 월별 시점(k)의 정책효과(β_k)를 추정해 준다. 즉, 식 (5)와 같이 정책시행 이후의 상호교차항

9) 임슬기 외(2021)는 이중차분법을 활용하여 보금자리 주택지구 선정이 주변 아파트가격에 미치는 효과를 분석했으며, 이때 공통추세 성립 여부를 확인하기 위해 정책 전의 통제기간을 대상으로 플라시보 검정을 수행하였다.

10) Autor(2003) 및 Jayachandran et al. (2010)를 참고하여 시간가변적 상호교차항을 포함한 모형을 설정하였다.

$(Q_j \cdot 1[t = \tau], Q_j \cdot 1[t = \tau + 1], Q_j \cdot 1[t = \tau + 2], \dots, Q_j \cdot 1[t = \tau + T_1])$ 만 모형에 포함하면 통제기간(분양가상한제 이전) 대비 정책 이후의 월별 정책효과를 추정할 수 있다.¹¹⁾ 본 연구에서는 이와 같이 정책의 시행 이후($k = 0, 1, 2, \dots, T_1$)의 월별 동태적 정책효과(β_k)를 추정한다.

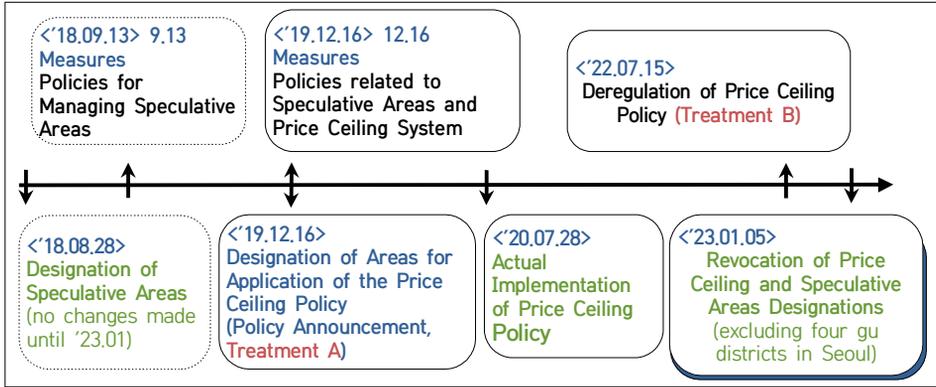
2. 분석자료

본 연구에서는 국토교통부 실거래가 공개시스템에서 제공하는 실거래가자료 중에서 아파트 호별 매매거래 자료를 사용하며, 시간적 범위는 2018년 9월 13일 종합대책이 나온 직후인 2018년 10월부터 2023년 9월까지로 설정하였다.¹²⁾ 공간적 범위는 2020년 분양가상한제의 적용지역을 포함한 서울시의 전 지역과 경기도의 과천시·광명시·하남시(‘경기 3개 시’로 칭하기도 함)의 전 지역이다.¹³⁾

본 연구의 목적은 주택가격에 대한 2020년 분양가상한제의 정책효과와 2022년 완화정책의 효과를 분석하는 것으로 각각 2020년 1월, 2022년 7월 시점 이후를 처치기간으로 설정하였다. 2020년 정책효과와 경우 분양가상한제가 실제 시행되는 2020년 7월보다는 분양가상한제를 적용할 지역을 지정·발표했던 2019년 12월 16일을 기준으로 정책효과를 추정하였다. 이는 적용지역의 지정과 함께 정책을 발표한 이후부터 시장에 대한 기대가 변하기 때문이며, 실제로 정책발표 이후 분양가상한제 규제에 대응하여 건설사, 재개발·재건축 조합, 주택소비자 등 시장 참여자들이 움직였다. 따라서 본 연구는 <Figure 2>와 같이 2개의 처치(처치 A, 처치 B)에 대해 이중차분법을 적용하여 정책효과를 비교한다.

-
- 11) 식 (5)의 모형도 통제기간 대비 정책효과를 추정하는 것이기 때문에 식 (2)의 이중차분모형과 마찬가지로 통제기간에 대한 공통추세 가정이 성립되어야 하며, 본 연구에서는 앞의 제2항에 전술한 공통추세의 가설검정을 수행하였다.
- 12) 제II장에서 살펴보았듯이 2018년 8월 27일에 투기지역(서울로 확대)과 투기과열지구(광명시, 하남시)가 지정되었고, 이후 중요한 9.13대책이 발표되었기 때문에 여타 정책적 요인을 배제하기 위해 2018년 10월을 분석기간의 시작점으로 정하였다.
- 13) 더 많은 자료수를 확보하기 위해 더 넓은 지역적 범위를 실증분석에서 활용할 수도 있겠으나 이중차분법의 전제조건인 공통추세 가정을 만족하기 위해서 처치집단(분양가상한제 적용지역)과 유사한 지역으로 통제집단을 구성하였다.

〈Figure 2〉 Key Policy Trends Related to the Price Ceiling System During the Sample Period



분양가상한제 적용지역의 지정일뿐만 아니라 규제지역 3종의 지정 시기도 고려하여 분석기간을 설정하였다. 서울시의 전지역 및 경기 3개 시 등의 분석지역은 분양가상한제 적용지역으로 지정되기 약 1년 4개월 전인 2018년 8월 28일부터 조정대상지역과 투기과열지구로 모두 지정된 상태였다.¹⁴⁾ 그리고 투기지역은 2017년 8월 3일과 2018년 8월 28일에 각각 서울시의 11개 자치구와 4개 자치구에 지정되었고, 이후 변동 없이 이어지다가 2023년 1월에 규제지역 3종과 분양가상한제 적용지역이 모두 지정 해제(강남 3구 및 용산구 제외)되었다. 따라서 2018년 9월 ~ 2022년 12월 동안 서울시 및 경기 3개 시는 조정대상지역이면서 투기과열지구이며, 이 중에서 서울 15개 자치구는 투기지역인 상태를 유지한다. 즉, 〈Table 1〉과 같이 본 연구의 공간적 범위 중에는 분양가상한제 적용지역과 투기지역이 모두 지정된 지역(예: 강남구)이 있는가 하면, 하나만 지정되거나(종로구-투기지역만 지정, 서대문구-분양가상한제만 적용), 어느 것에도 지정되지 않은 지역(예: 중랑구) 등이 공존한다. 제Ⅱ장에서 설명하였듯이, 규제지역의 여부에 따라 부동산 규제의 정도가 다르게 적용받으므로 규제지역의 지정이 변동하지 않는 기간 내에서 분석기간을 정하였다. 그리고 2023년 1월 서울 4개 구를 제외한 지역들이 3종의 규제지역과 분양가상한제

14) 조정대상지역의 경우 2016년 11월 3일 도입 시 서울시 전역, 과천시, 하남시, 그 외 경기 일부 지역, 부산 5개 구, 세종시 등이 지정되었다. 그리고 2017년 6월 19일 광명시와 부산의 일부 지역 등이 지정되었다. 투기과열지구의 경우 2017년 8월 3일 서울시 전역, 과천시, 세종시 등이 지정되고, 2018년 8월 28일에 광명시, 하남시 등이 지정되었다.

의 적용지역에서 해제되었는데, 완화정책의 연장선에서 적용지역 해제의 정책효과도 살펴보기 위해서 2023년 9월까지로 분석기간으로 확장하였다. 따라서 본 연구의 전체 분석기간은 2018년 10월~2023년 9월이며, 2개의 처치(정책)에 따라 세부 분석기간을 구분하였다.

분석기간 동안 투기지역의 지정상태가 변하지 않았더라도 투기지역을 기준으로 규제에 차이를 둔 어떠한 정책이 시행된다면 그 정책의 효과가 분양가상한제의 추정 정책효과에 포함될 가능성을 배제하기 어렵다.¹⁵⁾ 따라서 본 연구에서는 분양가상한제 정책효과의 추정시 투기지역과 연계된 정책효과를 최소화하기 위하여 규제지역의 여부도 함께 고려하여 처치·통제집단을 구분하였다. 즉, <Table 1>과 같이 표본지역 전체(그룹1), 표본지역 중에서 투기지역으로 지정된 지역(그룹2), 투기지역으로 지정되지 않은 지역(그룹3) 등의 3가지 그룹을 각각 분석한다. 각 지역 그룹 내에서 분양가상한제를 적용받는 지역을 처치집단(T), 그렇지 않은 지역을 통제집단(C)으로 정의하고 그룹별로 이중차분법을 적용한다. 각 그룹의 처치집단과 통제집단의 지리적 분포를 지도에 표시하면 <Figure 3>과 같다. 그룹2 또는 그룹3을 대상으로 한 이중차분모형은 투기지역과 연계된 규제정책을 어느 정도 통제할 수 있다.

본 연구에서 사용한 아파트 매매 실거래가자료는 거래된 아파트에 대해 호 단위의 소재지(일부 주소 제외), 거래가격, 전용면적, 층, 건축년도 등과 같은 아파트의 개별특성 정보를 제공하고 있다. 하지만 제공되는 정보는 매매가격에 영향을 줄 수 있는 요인 중 일부이며, 실증모형의 통제변수로 사용하기에 부족하다. 이에 읍면동 단위의 인구 변수와 아파트 단지별 인근 지하철역까지의 거리변수를 실거래가자료에 병합하여 실증분석에 활용하였다.¹⁶⁾

실거래가자료는 거래당사자의 행정신고에 의한 거래사레 정보들로 구축되는 방식이기 때문에 적정하지 않은 사례자료가 포함되어 있을 수 있다. 이에 적정자료

15) 예를 들어 12.대책에는 분양가상한제 정책(처치 A)과 대출억제(고가주택 LTV 강화)와 같이 투기지역·투기과열지구에만 적용하는 정책들이 포함되어 있다. 이런 경우 이중차분한 주택가격의 변화분에는 분양가상한제의 효과뿐만 아니라 대출억제 정책의 효과도 포함되어 있을 가능성이 있다.

16) 읍면동 단위의 월별 인구변수는 행정안전부에서 작성하는 '주민등록인구현황' 자료를 사용하였다. 아파트 단지별 인근 지하철역까지의 거리는 국토교통부 관할 '전국도시철도역사정보표준데이터'(공공데이터포털에서 수집)의 지하철역 주소를 사용하여 최단 거리를 계산하였다.

확보를 위해 먼저 아파트 거래금액 및 개별특성들이 오류이거나 결측인 사례를 제거하고, 해제사유발생일 항목을 이용하여 중복 등록된 사례로 간주되는 자료를 제거하였다. 여전히 존재할 수 있는 중복거래를 배제하기 위해 소재지, 계약날짜, 전용면적, 층, 거래금액 등이 모두 같으면 동일한 사례로 판단하여 처리하였다. 이러한 과정을 거쳐 오류 및 중복 자료를 제외하였고, 사분위 범위(IQR)를 이용하여 잠재적 이상치로 간주되는 사례들을 일괄적으로 제거하였다.¹⁷⁾ 최종적으로 2018년 10월~2023년 9월의 서울시 및 경기 3개 시에 대해 264,140개의 적정 거래사례를 분석자료로 사용한다.

모형추정에 앞서, 정책시기별로 처치집단과 통제집단으로 구분하여 자료의 특성을 살펴본다. <Table 2>는 통제집단과 처치집단에 대한 거래건수의 분포를 나타내며, 두 집단간 자료수는 균형적이지 않음을 알 수 있다. 예컨대 서울시 및 경기 3개 시(그룹1)에 거래된 아파트의 70% 가량이 분양가상한제의 적용지역(처치집단)이다. 특히, 투기지역 중에서(그룹2) 분양가상한제 적용지역 내에서 거래된 아파트는 142,060호로 90% 이상을 차지하고 있어서 자료수의 불균형이 존재함을 확인할 수 있다. 비투기지역의 경우(그룹3) 분양가상한제 적용지역이 약 40%이고 통제집단이 60%로, 투기지역보다 자료수의 불균형 정도가 낮았다. 분양가상한제를 적용받는 읍면동의 분포를 보여주는 <Figure 3>을 보더라도 분양가상한제 적용지역이 비적용지역보다 넓게 분포하고, 특히 투기지역의 경우 처치집단에 편중되어 있음을 알 수 있다.

분양가상한제를 발표한 후에 분양가상한제의 비적용지역의 거래비중이 높아졌으며, 분양가상한제 규제를 완화한 이후부터 분양가상한제 적용지역의 거래비중이 높아졌다. 전체 표본지역에서 거래된 아파트 중 통제집단 비중은 정책발표 전 기간에 28.0%에서 정책발표 후 31.6%까지 높아졌다가 규제를 완화한 이후 26.8%로 내려갔다. 투기지역과 비투기지역으로 구분하여 보더라도 같은 특징을 확인할 수 있다. 즉, 분양가 규제정책을 시행한 이후 규제적용대상 지역의 거래 비중이 감소한

17) 잠재적 이상치를 판단하는 방법으로 사분위 범위(Inter Quartile Range: IQR)를 이용한 이상치 판단 방식을 채택하였다. 각 시군구의 월별 IQR의 1.5배를 기준으로 크거나 작은 값을 잠재적 이상치로 정의하여 제거하였다. IQR에 의한 잠재적 이상치는 2,294건으로 나타나, 오류 및 중복자료를 제거한 266,434건에서 2,294건을 제거하여 최종 264,140건을 분석에 사용하였다.

반면, 규제를 피해간 지역의 거래비중은 증가하였다. 그러다가 규제를 완화하자 규제 적용 지역의 거래비중이 다시 늘어났으며 그 비중은 규제정책 시행 전보다 높았다.

〈Table 2〉 Data Distribution for Treated and Control Group by Year-Speculative Area Status

(Unit: Number of Transactions, (%))

Policy	Periods	Group 1: All Areas		Group 2: Speculative		Group 3: non-Speculative	
		Control	Treated	Control	Treated	Control	Treated
pre-announcement	2018. 10~2018. 12	2, 531	4, 460	447	3, 427	2, 084	1, 033
	2019	21, 984	58, 501	3, 754	45, 937	18, 230	12, 564
	Subtotal (proportion)	24, 515 (28. 0)	62, 961 (72. 0)	4, 201 (7. 8)	49, 364 (92. 2)	20, 314 (59. 9)	13, 597 (40. 1)
post-announcement	2020	27, 905	60, 178	4, 594	45, 816	23, 311	14, 362
	2021	14, 589	31, 564	2, 425	23, 572	12, 164	7, 992
	2022. 1~2022. 6	2, 527	5, 689	386	4, 424	2, 141	1, 265
	Subtotal (proportion)	45, 021 (31. 6)	97, 431 (68. 4)	7, 405 (9. 1)	73, 812 (90. 9)	37, 616 (61. 4)	23, 619 (38. 6)
post-deregulation	2022. 7~2023. 9 (proportion)	9, 177 (26. 8)	25, 035 (73. 2)	1, 312 (6. 5)	18, 884 (93. 5)	7, 865 (56. 1)	6, 151 (43. 9)
Whole Sample Periods (proportion)		78, 713 (29. 8)	185, 427 (70. 2)	12, 918 (8. 3)	142, 060 (91. 7)	65, 795 (60. 3)	43, 367 (39. 7)

Source: Real Transaction Data from the Ministry of Land, Infrastructure, and Transport.

다음으로 아파트의 거래가격, 층, 경과연수, 인구변동률, 인근 지하철역까지의 거리 등의 주요 변수에 대한 기초통계량을 〈Table 3〉에 정리하였다. m²당 평균 아파트가격은 전반적으로 통제집단보다 처치집단에서 높으며, 두 집단 간의 가격차이가 확연하다. 전체 표본지역을 보면, 처치집단의 거래단가는 정책시기에 따라 통제집단 대비 44%~58%가량 높고, 투기지역만 보면 37%~50%, 비투기지역만 보면 13%~20%가량 높다. 지역그룹에 관계없이 처치집단과 통제집단의 거래단가 모두 평균적으로 2019년 12월 정책발표 이후 상승하였고, 2022년 6월 분양가상한제 규제를 완화한 이후에도 상승한 것으로 나타났다. 하지만 분양가상한제 적용지역 여부에 따라 정책시기별 상승폭이 다르다. 분양가상한제 발표 후에 통제집단의 거래

단가가 처치집단보다 크게 상승하였으나(A대비 B의 상승률: 처치 18.2%, 통제 28.5%), 반대로 규제 완화 이후 처치집단의 거래단가가 통제집단보다 크게 상승하였다(B대비 C의 상승률: 처치집단 12.8%, 통제집단 7.5%). 이러한 집단 간의 상승률 차이는 투기지역에서 더욱 두드러지고, 비투기지역에서 약하게 나타난다.

한편, 실증모형에서 사용한 통제변수의 분포는 처치집단과 통제집단 간에 대체로 유사한 것으로 나타났다. 평균적으로 처치집단은 통제집단에 비해 거래된 아파트의 연식이 오래되었고, 인근 지하철역까지 가깝지만, 호별 층은 거의 같았다. 두 집단 간 인구변동에 차이가 있지만 아파트 개별특성의 차이가 크지 않으므로 집단 간의 균형성을 만족한다고 볼 수 있다.

〈Table 3〉 Summary Statistics

(Unit: 10,000 won/m², floor, years, %, km)

Region		Avg. transaction unit price				Avg. floor	Avg. years	Avg. Population Growth Rate	Avg. Distance
Group	T/C	Whole Periods	(A) pre-announcement	(B) implementation ~ deregulation	(C) post-deregulation				
Group 1	T	1,274	1,119	1,322	1,491	9.2 (6.3)	20.0 (10.2)	-7.5 (72.4)	0.55 (0.33)
	C	856	707	909	977	9.2 (6.0)	18.3 (8.8)	-2.0 (130.0)	0.69 (0.45)
Group 2	T	1,364	1,198	1,415	1,608	9.2 (6.3)	20.2 (10.4)	-6.2 (67.6)	0.52 (0.33)
	C	960	797	1,021	1,095	8.4 (5.1)	18.2 (7.6)	-5.1 (69.9)	0.59 (0.41)
Group 3	T	981	825	1,031	1,131	9.4 (6.1)	19.0 (9.4)	-12.1 (87.0)	0.63 (0.32)
	C	836	689	886	957	9.4 (6.1)	18.3 (9.0)	-1.4 (139.3)	0.71 (0.46)

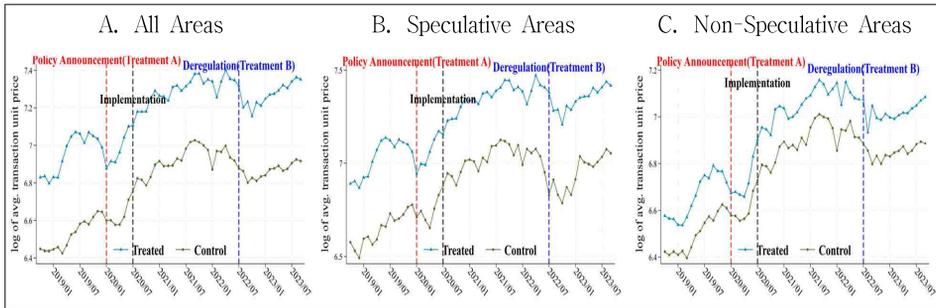
Notes: The numbers in parentheses indicates standard deviation. ‘Avg. floor’ indicates the average floor of apartment units, ‘Avg. years’ means the average elapsed years after construction and ‘Avg. Distance’ denotes the distance to the nearest subway station in kilometers.

Source: Real Transaction Data from the Ministry of Land, Infrastructure, and Transport.

〈Figure 4〉는 처치집단과 통제집단의 평균 아파트 실거래단가(로그값)의 월별 추이를 보여주는데 이로부터 공통추세 가정 성립 여부를 판단할 수 있다. 3개의 세로선(점선)은 각각 분양가상한제의 정책 및 적용지역이 발표된 시점(2020년 1월), 정책이 실제 시행된 시점(2020년 7월), 분양가상한제의 규제가 완화된 시점(2022년 7월)을 가리킨다. 분양가상한제 발표(처치 A)의 이전 기간은 2018년 10월~2019년 12월이고 완화정책(처치 B)의 이전 기간은 2020년 8월~2022년 6월이다. 각 전 기

간에서 처치집단의 거래단가와 통제집단의 거래단가가 평균적으로 평행을 유지하면서 움직이는지 확인함으로써 공통추세의 성립 여부를 가늠해 볼 수 있다. 예를 들어, 전체지역에서 처치 A의 이전기간을 보면, 두 집단 간의 아파트단가는 큰 흐름에서 유사한 추세를 보여 공통추세를 만족한다고 볼 수 있지만, 일부 구간에서 두 집단의 단가 차이가 벌어지는 모습도 볼 수 있다. 그리고 두 집단의 가격은 비선형적 추세를 따라 움직이는 특징도 보여진다. 이렇듯 공통추세의 성립 여부를 육안으로만 판단하기는 쉽지 않아 보이며, 다음에서 회귀모형을 이용하여 통계적으로 검정해 보았다.

〈Figure 4〉 Trends in the Log Apartment Prices of the Treated and Control Groups



먼저, 식 (4)를 이용하여 처치집단과 통제집단 간에 공통추세 가정이 성립하는지를 검정하였다. 분양가상한제 정책발표(처치 A)의 이전 기간을 검정한 결과, 투기지역과 비투기지역에서 공통추세 가정이 성립하고 전체지역에서는 성립하지 않는다는 통계적 근거를 얻었다.¹⁸⁾ 완화정책(처치 B)의 이전 기간을 검정한 결과, 투기지역은 공통추세 가정이 성립하고 전체지역과 비투기지역은 각각 공통추세 가정을 성립하지 않은 것으로 나타났다.¹⁹⁾ 두 번째 방법으로, 식 (2)에 플라시보 분석

18) 처치 A의 이전 기간을 대상으로 식 (4)를 이용한 공통추세의 가설을 검정한 결과, 전체지역을 대상으로 한 경우 β_3 의 t-값은 -2.77로 유의수준 1%하에 통계적으로 유의하게 나타났고, 투기지역과 비투기지역의 β_3 의 t-값이 각각 -1.64, -1.11로 나타나 통계적으로 유의하지 않았다.

19) 처치 B의 이전 기간을 대상으로 식 (4)를 이용한 공통추세의 가설을 검정한 결과, 전체지역과 비투기지역을 대상으로 한 경우 β_3 의 t-값은 각각 -3.66, -1.92로 유의수준 1%, 10%하에 통계적으로 유의하게 나타났고, 투기지역의 경우 β_3 의 t-값이 -0.20로 나타나 통계적으로 유

(placebo test) 을 활용하여 공통추세 가정을 검정하였으며, 첫 번째 방법과 다른 검정 결과를 보여주었다. 정책발표(처치 A)의 이전 기간을 검정한 결과, 전체지역, 투기지역, 비투기지역 모두 공통추세 가정이 성립하는 것으로 나타났고,²⁰⁾ 완화정책(처치 B)의 이전 기간에서도 모두 공통추세 가정이 만족하는 것으로 나타났다.²¹⁾ 통제기간을 변경하거나 분석단위를 다르게 하여 추가분석을 한 경우에도 새롭게 공통추세의 가설검정을 수행하였다.²²⁾

이렇듯 공통추세 성립에 대한 검정결과와는 검정 방법에 따라 차이를 보였으며, 두 방법의 결과가 일치하지 않는 경우(처치 A의 전체지역, 처치 B의 전체지역 및 비투기지역) 공통추세 가정을 완화한 식 (3)의 모형을 추가로 분석하여 추정된 정책효과를 보완적으로 해석하였다.

IV. 실증분석

1. 분양가상한제의 정책효과 분석

일반적인 이중차분모형과 시간가변적 정책효과를 고려한 이중차분모형을 이용하여 2020년 분양가상한제의 정책효과를 추정하였다. 전술했듯이 2020년 분양가상한제의 처치시점은 분양가상한제의 적용지역을 발표했던 2020년 1월이다. 분석기간은 기본적으로 2018년 10월부터 2022년 6월이며, 다른 부동산정책의 영향을 배제하기 위해 분석기간을 변경하여 추가로 분석하였다. 분석지역은 분양가상한제의 적용지역으로 지정되었던 지역과 그 주변 지역으로서, 서울시 전역과 경기도 과천시·광명시·하남시 등이다. 그리고 분양가상한제의 정책효과에서 투기지역과 연계된 정책효과를 최소화하기 위하여 분석지역을 투기지역과 비투기지역으로 구분하

의하지 않았다.

20) 처치 A의 이전 기간을 대상으로 식 (2)에 플라시보 분석을 적용하여 $H_0(\beta=0)$ 를 검정한 결과, 전체지역, 투기지역, 비투기지역에 대해 β 의 t-값은 각각 1.37, 0.71, 0.88로 나타나 통계적으로 유의하지 않았다.

21) 처치 B의 이전 기간을 대상으로 식 (2)에 플라시보 분석을 적용하여 $H_0(\beta=0)$ 를 검정한 결과, 전체지역, 투기지역, 비투기지역에 대해 β 의 t-값은 각각 -1.43, 0.08, -1.09로 나타나 통계적으로 유의하지 않았다.

22) <Table 7>, <Table 9>, <Table 10>에 해당하며, 표의 주석에 검정결과를 명시하였다.

여 분석하였다.

분양가상한제의 적용지역을 발표한 이후를 처치시기로 보았을 때, 분양가상한제의 정책효과는 <Table 4>와 같이 추정된다. 이때 동 기간 같은 지역에 있는 개별 아파트의 오차항이 서로 연관되어 있을 가능성이 있다. 이에 같은 월에 같은 읍면동에서 거래된 아파트를 하나의 군집으로 보고 군집 내 연관성을 허용한 강건한 표준오차(cluster-robust standard errors)를 사용하였다. 마찬가지로 다음의 모든 표에 제시된 표준오차는 월-읍면동 군집에 강건한 표준오차이다.²³⁾ 표에서 D_{jt} 는 분양가상한제의 정책변수, Q_j 는 분양가상한제 적용지역의 더미변수, λ_t 는 처치기간의 더미변수, t^2 은 추세의 제곱항, $t \times Q_j$ 는 추세와 적용지역의 더미변수 간의 상호교차항 등을 의미한다. 통제변수로는 전용면적(로그값), 호별 층수, 경과연수, 읍면동별 인구변동률, 단지별 인근 지하철역까지의 거리(로그값)를 포함하였다. 한편, 분석지역이 전체지역인 경우 공통추세 가정의 성립에 대한 통계적 근거가 충분치 않다고 보아 통제집단과 처치집단 간의 주택가격 차이가 시간에 따라 선형적으로 변함을 허용한 식 (3)의 모형을 추가로 분석하였다.

전체지역을 대상으로 식 (1), 식 (2), 식 (3)을 추정한 결과는 각각 <Table 4>의 열(1), 열(2), 열(3)에 제시하였다.²⁴⁾ 이중차분모형 식 (1)의 추정결과에 따르면, 분양가상한제 적용지역의 m^2 당 아파트가격은 비적용지역보다 평균적으로 35.9% 정도(구체적으로 $43.2\% \approx (e^{0.359} - 1) \times 100$) 높은 것으로 나타났다. 분양가상한제 발표 이후의 아파트 가격은 이전에 비해 전반적으로 51%가량 높아졌으나 분양가상한제라는 규제가 아파트가격을 평균적으로 4.9% 정도(구체적으로 -4.8%) 하락시켰음을 알 수 있다. t^2 을 추가한 식 (2)의 추정결과에서도 분양가상한제의 정책효과 추정치는 -4.9%로 식 (1)의 결과와 거의 같았다. $t \cdot Q_j$ 를 추가한 식 (3)에서도 분양가상한제의 정책효과는 -5.8% (구체적으로 -5.6%)로 통계적으로 유의하게 추정되어 식 (1)의 결과와 유사하다. 여기서 $t \cdot Q_j$ 의 계수는 통계적으로 유의하지 않았으나 양의 값으로 추정되었다.²⁵⁾ 한편, 전용면적과 경과연수는

23) 오차의 자기상관 문제와 관련하여 아파트의 단지-연도 군집에 강건한 표준오차, 읍면동 군집에 강건한 표준오차, 부트스트랩을 이용한 표준오차 등을 고려해 보았으며, 이러한 표준오차 방식이 모형의 추정 결과에 큰 차이를 주지 않았다.

24) 전체지역, 투기지역, 비투기지역 모두에서 실증모형의 통제변수 개수를 변경하여도 모형추정 결과는 민감하게 변하지 않았으며, 이러한 특징은 이하의 모든 표에 제시된 추정결과에도 해당된다.

대부분 통계적으로 유의하지 않았고, 층, 인구변동률, 지하철역까지의 거리 등은 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 높은 층에 위치하고 인근 지하철역에서 가까울수록 아파트가격이 높게 형성되어 있음을 확인할 수 있다. 그리고 아파트의 소재 지역의 인구증가율이 높을수록 아파트가격에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

〈Table 4〉의 열(4), 열(5)는 식(2) 모형에 대해 투기지역과 비투기지역으로 나누어 추정한 결과로, 분양가 규제정책이 투기지역 지정 여부에 따라 주택가격에 다른 영향을 주었음을 알 수 있다. 투기지역 내에서 분양가상한제를 적용받는 지역의 아파트가격은 적용받지 않은 지역의 가격보다 대략 30% 정도 높았던 반면 비투기지역의 경우 분양가상한제의 처치집단과 통제집단 간의 아파트가격 차이가 상대적으로 작았다(처치집단의 가격이 통제집단보다 15.4% 높다). 분양가상한제 적용지역이 발표된 이후 투기지역과 비투기지역 모두 크게 상승하였다. 주택가격은 2017년부터 이미 상승하는 추세였으나 〈Figure 1〉에서도 알 수 있듯이 분양가상한제 발표 이후 평균적으로 더 크게 상승했음을 확인할 수 있다. 그리고 비투기지역보다 투기지역이 정책발표 이후 가격 상승 폭이 더 컸다. 이렇게 정책발표 이후 투기지역과 비투기지역 모두 주택가격이 상승하였지만, 분양가상한제의 규제는 투기지역과 비투기지역에 다른 영향을 미쳤다. 정책효과의 추정결과에 따르면, 분양가상한제는 투기지역 내 아파트가격을 4.3%(구체적으로 -4.2%) 정도 낮추는 작용을 했던 반면 비투기지역 내 아파트가격에는 통계적으로 유의한 효과를 주지 않은 것으로 나타났다. 이는 분양가상한제의 정책효과가 투기지역의 여부에 따라 이질적일 수 있음을 말해준다.

〈Table 5〉는 분양가상한제의 발표와 시행 이슈가 주택가격에 미치는 정책효과를 살펴보기 위해 처치기간을 변경하여 식(2)를 추정한 결과이다.²⁵⁾ Panel A는 처치의 전 기간이 〈Table 4〉와 같고 처치기간을 2020년 1월부터 7월까지로 축소한 모형의 추정결과이다. 이는 정책의 발표 이후부터 정책의 시행 전까지의 정책효과를 추

25) 만약 $t \cdot Q_j$ 의 계수가 통계적으로 유의한 양의 값이 추정되었다면 통제집단과 처치집단 간의 가격차이가 시간에 따라 벌어진다고 해석되고, 이 경우 $t \cdot Q_j$ 를 고려하지 않으면 분양가상한제의 가격하락효과는 실제 정책효과보다 작게 추정될 수 있다.

26) 전체지역의 경우 공통추세 가정이 성립되지 않아 $t \cdot Q_j$ 를 추가한 식(3)도 추정하였으며, 그 결과는 식(2)의 결과와 유사하다.

<Table 4> Regression Results: the Effect of the Price Ceiling Policy on Apartment Price

	Group 1			Group 2	Group 3
	(1) Basic model $-t^2$	(2) Basic model	(3) Basic model $+ t \times Q_j$	(4) Basic model	(5) Basic model
D_{jt}	-0.049** (0.019)	-0.049** (0.019)	-0.058*** (0.021)	-0.043*** (0.015)	-0.004 (0.018)
Q_j	0.359*** (0.046)	0.359*** (0.046)	0.354*** (0.050)	0.295*** (0.076)	0.154*** (0.050)
λ_t	0.509*** (0.014)	0.730*** (0.012)	0.729*** (0.012)	0.900*** (0.013)	0.535*** (0.009)
t^2		-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)
$t \times Q_j$			0.001 (0.002)		
Area (log)	0.020 (0.027)	0.020 (0.027)	0.020 (0.027)	0.055 (0.035)	-0.087*** (0.031)
Floor	0.010*** (0.001)	0.010*** (0.002)	0.010*** (0.001)	0.011*** (0.002)	0.010*** (0.002)
Years after construction	-0.004 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.004* (0.002)	-0.002 (0.003)	-0.010*** (0.002)
Pop. growth rate ($\% \Delta Pop$)	0.030** (0.012)	0.030** (0.012)	0.030** (0.012)	0.018 (0.019)	0.033** (0.013)
Distance to subway station (log)	-0.102*** (0.025)	-0.102*** (0.025)	-0.102*** (0.025)	-0.098*** (0.033)	-0.045 (0.028)
Constants	16.133*** (0.184)	16.133*** (0.183)	16.137*** (0.184)	16.010*** (0.221)	16.347*** (0.265)
Month dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	229,928	229,928	229,928	134,782	95,146
R^2	0.276	0.288	0.288	0.182	0.372

- Notes: 1) Cluster robust standard errors are in parentheses, which account for clustering at the level of eup-myeon-dong by month. ***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.1$.
- 2) The estimated coefficients and standard errors for monthly dummy variables are omitted.
- 3) Group 1 includes all areas, Group 2 and 3 represent speculative and non-speculative areas, respectively.

정하기 위함이다. 추가로, Panel A의 모형에서 처치기간을 1개월씩 늘려가면서 모형을 추정하였고, <Table 5>의 Panel B에는 처치기간이 2020년 1월~10월인 추정결과만 수록하였다. Panel A와 Panel B에서 분양가상한제의 정책효과는 <Table 4>보다 크게 나타났고, 비투기지역에서도 유의한 음(-)의 정책효과가 있었음을 알 수 있다. 또한, 지역그룹에 상관없이 Panel B의 정책효과는 Panel A보다 작게 나타났다.

종합해 보면 정책발표 이후 분양가상한제는 주택가격을 하락시키는 방향으로 영향을 주었고, 그 영향은 시간이 흐름에 따라 약해지는 모습을 보인다고 유추할 수 있다. 또한, 정책의 실제 시행보다는 앞서 발표된 정책시행의 예고가 주택가격에 더 큰 영향을 미쳤다고 해석할 수 있다.

<Table 5> Regression Results: the Effect of the Price Ceiling Policy on Apartment Price (Change in the treated period)

	<Panel A> Treated Period: 2020. 1~2020. 7			<Panel B> Treated Period: 2020. 1~2020. 10		
	Group 1	Group 2	Group 3	Group 1	Group 2	Group 3
D_{jt}	-0.063*** (0.014)	-0.058*** (0.004)	-0.027** (0.011)	-0.058*** (0.015)	-0.055*** (0.003)	-0.019* (0.011)
Q_j	0.360*** (0.046)	0.302*** (0.076)	0.153*** (0.050)	0.361*** (0.045)	0.302*** (0.076)	0.154*** (0.050)
λ_t	0.129*** (0.007)	0.334*** (0.006)	-0.095*** (0.007)	0.581*** (0.007)	0.485*** (0.003)	0.673*** (0.009)
N	146,547	86,369	60,178	160,680	94,942	65,738
R^2	0.242	0.122	0.306	0.247	0.128	0.312

Notes: 1) The results show the estimation of equation (2), which includes five control variables (floor, area, years after construction, population growth rate, distance to subway station), t^2 , monthly dummy variables, and a constant term. Only the estimates of the key variables are shown in the current table.

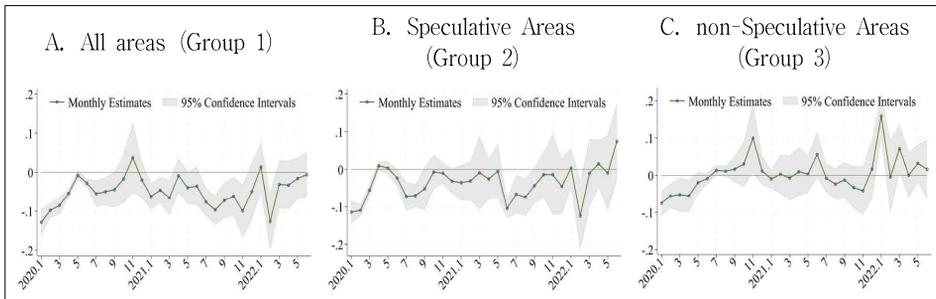
2) Cluster robust standard errors are in parentheses, which account for clustering at the level of eup-myeon-dong by month. ***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.1$.

<Table 5>의 결과로부터 분양가상한제의 정책효과는 시간가변적인 특징을 갖고 있음을 알 수 있었다. 이에 시간가변적 인과효과를 허용하는 식 (5)의 모형을 이용하여 분양가상한제가 주택가격에 미치는 정책효과를 추정하고, <Figure 5>에 제시하였다. 그림은 식 (5)의 월별 정책효과의 추정값($\hat{\beta}_k$)을 시점에 따라 그린 것이다.

단일 정책변수에서 월별 정책변수로 대체했다는 점을 제외하면 <Table 4>의 열 (2), 열 (4), 열 (5)의 모형과 같다. 월별 정책효과와 추정결과로부터 분양가상한제 정책 효과는 시간에 따라 변하는 것을 확인할 수 있으며, 투기지역 여부에 따른 정책효과와의 이질성도 재확인할 수 있다.

흥미롭게도 비투기지역 내 주택가격에 대해 분양가상한제는 정책발표 이후 6개월 정도만 음의 정책효과를 발휘하고, 정책이 실질적으로 시행되던 때부터는 유의한 영향력을 보여주지 못했다는 점이다. 정책 시행 이후 정책효과는 대부분 0에 가깝게 추정되었고, 일부 기간에서 오히려 주택가격을 상승시키는 작용을 한 것으로 추정되었다. 반면, 투기지역은 전체지역의 추정결과와 유사하게 대체로 음의 정책효과를 보이는 것으로 분석되었다. 투기지역 내의 주택가격에 대한 정책효과는 3개월 정도 강한 음의 영향을 보였으며, 시간이 지나면서 통계적 유의성은 낮아졌으나 전반적으로 주택가격을 낮추는 것으로 추정되었다.

<Figure 5> Time-varying Effects of the Price Ceiling Policy



Notes: The shaded areas represent the 95% confidence intervals of the estimated coefficients with robust standard errors clustered by month and eup-myeon-dong.

2. 분양가상한제의 완화효과 분석

부동산정책은 시장 상황에 따라 바뀌며, 일정 기간 시행되던 정책의 방향이 갑자기 전환되면 시장에 부작용을 가져올 수 있다. 마찬가지로 분양가 규제가 완화되거나 종료되었을 때 주택시장이 받을 영향도 중요한 문제이다. 이에 본 연구에서는 분양가상한제의 규제완화 및 적용지역 해제에 따른 후속적 정책효과도 함께 살펴보았다. 두 단계에 걸친 분양가상한제 완화 정책²⁷⁾이 주택가격에 미치는 영향을 추정

하기 위해 앞 절과 같이 이중차분모형과 시간가변적 인과효과를 고려한 이중차분모형을 이용하여 분석하였다. 전체 분석기간은 분양가상한제가 실제 시행되던 2020년 8월부터 2023년 9월까지이며, 정책완화 처치기간은 2022년 7월 이후이다. 분양가상한제 완화효과를 추정할 때 유의할 점은 분석기간 중 2021년 2월 분양가상한제 적용 아파트에 대한 실거주 의무기간이 부과되었고 2023년 1월에는 분양가상한제 적용지역이 대부분 해제되었다는 것이다. 두 정책 이슈는 분양가상한제와 관련된 것으로, 두 정책 시점을 고려하여 추가분석을 수행하였다.

〈Table 6〉은 분양가상한제의 완화라는 처치에 대해 두 가지 처치기간을 대상으로 식 (2) 및 식 (3)을 추정한 결과이다.²⁷⁾ 통제기간(분양가상한제 시행기간)은 공통적으로 2020년 8월~2022년 6월이다. 처치기간(정책 완화기간)은 패널a의 경우 처치 이후부터 적용지역이 해제되기 전까지로 설정하였고, Panel B의 경우 처치 이후부터 2023년 9월까지로 정하였다. 분석지역이 전체지역과 비투기지역인 경우 공통주택 가정의 성립에 대한 통계적 근거가 충분치 않다고 보아 통제집단과 처치집단의 주택가격 차이가 시간에 따라 선형적으로 변함을 허용한 식 (3)의 모형도 추가로 분석하였다.

〈Table 6〉의 Panel A와 Panel B의 비교를 통해 정책효과의 시간적 변화를 살펴보면, 투기지역에 미쳤던 완화정책의 양의 효과는 분양가상한제의 적용지역 지정해제 이후 축소되었음을 알 수 있다. 즉, 정책효과는 정책완화 이후부터 적용지역의 해제 전까지 주택가격을 5.1% (구체적으로 5.2%) 정도 상승시켰고, 상승효과는 이후 소폭 감소하여 2023년 9월까지 평균적으로 4.0% 상승시킨 것으로 나타났다. 반면, 비투기지역의 경우 완화정책의 효과는 통계적으로 유의하지 않았다. 투기지역과 비투기지역을 포괄한 전체지역을 대상으로 추정한 완화효과는 적용지역의 지정해제 이후 오히려 양의 효과가 확대된 것으로 나타났다(〈Table 6〉 열(2) → 열(6) 또는 열(7)). 이로부터 분양가상한제의 정책효과와 마찬가지로 규제완화의 정책효과도 시간가변적임을 유추할 수 있다.

27) 분양가상한제가 시행되다가 부동산시장이 침체되는 조짐을 보이자 2022년 7월부터 완화된 분양가 규제를 시행하였다. 그리고 2023년 1월 초 서울의 4개 구를 제외하면 모든 분양가상한제 적용지역 및 규제지역이 해제되어 분양가 규제의 적용지역도 크게 줄었다.

28) 식(1)의 모형도 추정하였으며, 그 결과는 식(2) 및 식(3)의 추정결과와 유사하다.

〈Table 6〉 Regression Results: the Effect of the Deregulation of the Price Ceiling Policy on Apartment Price

	Panel A (Sample period: 2020.8~2022.12)					Panel B (Sample period: 2020.8~2023.9)				
	Group 1		Group 2	Group 3		Group 1		Group 2	Group 3	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	Basic	$+t \times Q_j$	Basic	Basic	$+t \times Q_j$	Basic	$+t \times Q_j$	Basic	Basic	$+t \times Q_j$
D_{jt}	-0.013 (0.018)	0.015 (0.012)	0.051*** (0.014)	0.001 (0.027)	0.020 (0.031)	0.036** (0.017)	0.056*** (0.020)	0.040*** (0.013)	-0.007 (0.019)	0.015 (0.029)
Q_j	0.317*** (0.042)	0.398*** (0.075)	0.252*** (0.063)	0.164*** (0.046)	0.221*** (0.065)	0.315*** (0.041)	0.358*** (0.066)	0.252*** (0.062)	0.164*** (0.046)	0.212*** (0.056)
λ_t	0.047 (0.030)	0.029 (0.025)	0.372*** (0.031)	-0.175*** (0.037)	-0.187*** (0.036)	0.422*** (0.027)	0.412*** (0.023)	0.618*** (0.025)	-0.175*** (0.037)	0.307*** (0.039)
t^2	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000* (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
$t \times Q_j$		-0.002 (0.001)			-0.001 (0.001)		-0.001 (0.001)			-0.001 (0.001)
Area (log)	0.076*** (0.027)	0.076*** (0.027)	0.103*** (0.035)	-0.007 (0.033)	-0.007 (0.034)	0.081*** (0.026)	0.081*** (0.027)	0.114*** (0.034)	-0.007 (0.033)	-0.010 (0.032)
Floor	0.012*** (0.001)	0.012*** (0.001)	0.012*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.011*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.012*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.010*** (0.002)
Years after construction	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.008*** (0.002)	-0.008*** (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.008*** (0.002)	-0.009*** (0.002)
Pop. growth rate (% ΔPop)	0.026 (0.016)	0.026 (0.016)	-0.002 (0.034)	0.039** (0.017)	0.039** (0.017)	0.039** (0.017)	0.039** (0.017)	0.033 (0.039)	0.039** (0.017)	0.039** (0.015)
Distance to subway station (log)	-0.074** (0.028)	-0.074** (0.028)	-0.084** (0.036)	-0.006 (0.034)	-0.006 (0.034)	-0.085*** (0.027)	-0.085*** (0.027)	-0.090** (0.035)	-0.006 (0.034)	-0.019 (0.031)
Constants	13.598*** (0.213)	16.034*** (0.205)	13.522*** (0.005)	13.136*** (0.540)	15.931*** (0.300)	16.251*** (0.185)	16.239*** (0.193)	16.265*** (0.216)	16.249*** (0.270)	16.242*** (0.273)
Month dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	87,648	87,648	50,785	36,863	36,863	117,593	117,593	68,609	48,984	48,984
R^2	0.205	0.205	0.119	0.220	0.220	0.213	0.213	0.123	0.223	0.223

Notes: 1) Cluster robust standard errors are in parentheses, which account for clustering at the level of eup-myeon-dong by month. ***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.1$.

2) The estimated coefficients and standard errors for monthly dummy variables are omitted.

3) Group 1 includes all areas, Group 2 and 3 represent speculative and non-speculative areas, respectively.

추정결과를 종합해서 보면, 전체지역에서는 전반적으로 분양가상한제의 규제완화는 아파트가격에 별다른 영향을 주지 못하다가 적용지역이 대폭 지정해제된 후에 양의 영향을 미쳤다고 해석할 수 있다. 이 규제완화는 투기지역 내 아파트가격을 상대적으로 크게 상승시키는 효과를 주었던 반면, 비투기지역 내 아파트가격에 대해서는 통계적으로 유의한 영향을 주지 않았던 것으로 분석된다. 이는 분양가상한제의 규제정책처럼 규제 완화정책 역시 주택시장의 지역적 특성(투기지역 지정 여부)에 따라 아파트가격에 이질적인 영향을 주고 있음을 시사한다.

보통 주택구매 수요가 높고 투자 목적의 거래가 빈번하여 아파트 가격이 높게 형성되었을 가능성이 큰 지역을 투기지역으로 지정한다. 따라서 추정결과는 분양가 규제를 완화하게 되면 다른 지역에 비해 이미 가격수준이 높은 투기지역의 아파트 가격을 더욱 상승시킬 수 있음을 말해준다. 이는 분양가상한제라는 규제로 억눌려 왔던 주택가격이 해당 규제를 완화함으로써 고가주택의 가격을 더욱 상승시켜 정책적 의도에 맞지 않은 결과를 낳을 수 있음을 시사한다.

분양가상한제의 시행 이후 「주택법」 개정으로 2021년 2월 중순부터 분양가상한제 적용 아파트에 실거주 의무 규정이 부과되었다. 이 규정은 아파트의 투지수요를 막겠다는 취지로 도입되었으나 주택구매 자금마련에 제약을 줄 수 있어서 일반 주택수요에도 영향을 줄 수 있다. 이렇듯 분양가상한제에서 중요한 이슈인 실거주 의무 규제가 시행된 이후를 통제기간으로 정하고 규제완화의 정책효과를 추가로 분석하였다. <Table 7>은 2022년 7월 완화정책에 대해 두 가지 처치기간을 대상으로 식 (2)를 추정한 결과를 보여준다. 여기서 통제기간은 2021년 3월부터~2022년 6월이고 패널별 처치기간은 앞의 <Table 6>과 같다. 즉, 분양가격 통제와 실거주 규제를 모두 시행한 기간을 통제기간으로 보았을 때 두 차례의 규제 완화가 주택가격에 미친 영향을 분석하였다.

추정결과로부터 분석기간에 상관없이 분양가상한제의 규제완화는 투기지역 내 아파트가격을 상승시키는 효과를 주었던 반면 비투기지역 내 아파트가격에 대해서는 통계적으로 유의한 영향을 주지 않음을 <Table 6>에 이어서 재확인하였다. Panel A를 통해서 규제의 강도가 높았던 시기(분양가 통제 + 거주무기간)와 규제완화 이후의 6개월과 비교하면, 규제완화는 투기지역 내 아파트가격을 상대적으로 크게 높이는 효과(+6.9%)를 주었다고 분석된다. Panel B를 통해서 분양가상한제 적용지역에 규제가 강했던 시기와 규제완화 이후의 장기기간(15개월)을 비교하면, 규

제한화가 아파트가격을 상승(+4.4%)시키는 작용을 했다고 분석된다. 단, 비투기 지역 내 아파트 간에 비교했을 때 완화정책은 아파트가격에 별다른 영향을 주지 못했다.

〈Table 7〉 Regression Results: the Effect of the Deregulation of the Price Ceiling Policy on Apartment Price (Change in the control period)

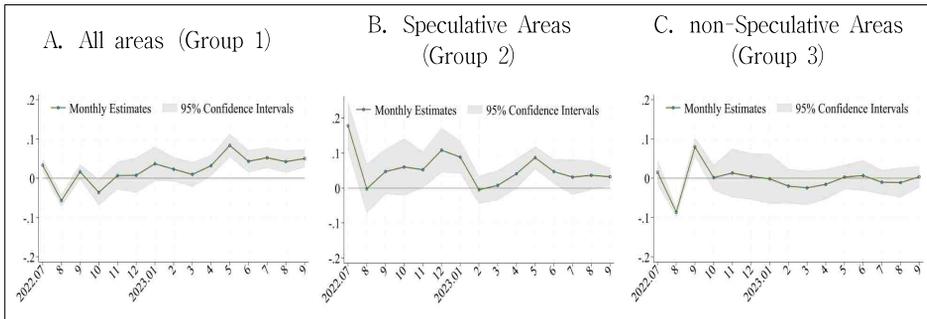
	Panel A (Sample period:2021. 3~2022. 12)			Panel B (Sample period: 2021. 3~2023. 9)		
	Group 1	Group 2	Group 3	Group 1	Group 2	Group 3
D_{jt}	0.006 (0.012)	0.069*** (0.017)	0.012 (0.025)	0.049*** (0.014)	0.044** (0.016)	0.003 (0.021)
Q_j	0.300*** (0.037)	0.243*** (0.060)	0.152*** (0.044)	0.300*** (0.037)	0.245*** (0.060)	0.153*** (0.044)
λ_t	-0.060 (0.047)	0.188*** (0.066)	-0.327*** (0.054)	0.289*** (0.034)	0.433*** (0.042)	0.176*** (0.043)
N	47,967	27,187	20,780	77912	45,011	32,901
R^2	0.200	0.131	0.186	0.213	0.130	0.205

- Notes: 1) The results show the estimation of equation (2), which includes five control variables (floor, area, years after construction, population growth rate, distance to subway station), t^2 , monthly dummy variables, and a constant term. Only the estimates of the key variables are shown in the current table.
- 2) Cluster robust standard errors are in parentheses, which account for clustering at the level of eup-myeon-dong by month. ***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.1$.
- 3) The hypothesis test results of a parallel trend assumption show statistical evidence that the assumption holds for all three groups.

다음으로 정책효과의 시간에 따른 변화를 분석하기 위해 시간가변적 인과효과를 허용하는 모형을 사용하여 월별 정책효과를 〈Figure 6〉과 같이 추정하였다. 그림은 〈Table 6〉의 Panel B 모형을 식 (5)에 적용하여 완화정책효과의 월별 추정값($\hat{\beta}_k$)을 시간에 따라 나타낸 것이다. 시점에 따라 추정된 규제완화의 효과는 투기지역과 비투기지역에 따라 큰 차이를 보여준다. 분양가상한제의 완화는 투기지역 내 주택가격을 상승시키는 효과를 주었던 반면 비투기지역 내 주택가격에는 별다른 영향을 주지 못한 것으로 분석되었다. 구체적으로, 완화 직후 투기지역 내 아파트가격에 대해 강한 양의 영향을 주었고 이러한 가격상승효과는 시간이 지나면서 강도에 변화가 있긴 했지만 지속되는 모습을 보여주었다. 이에 반해 비투기지역에서는 완화

정책 시행 초기에 오히려 상대적으로 강한 가격하락효과를 보여주었다가 다음 달에 가격상승효과로 전환하는 모습을 보여준다. 이는 완화정책이 아파트가격에 불안정한 요소로 작용했다고 해석될 수 있다. 또한, 완화정책은 시행 4개월 이후부터 비투기지역 내 아파트가격에 유의한 영향을 미치지 못한 것으로 분석된다. 전체지역을 대상으로 분석한 결과는 비투기지역의 추정결과와 비슷하나 2023년 1월(적용지역의 대폭 지정해제 시점)부터 가격상승효과를 보여주었다는 점에서 다르다. 이러한 결과로부터 분양가상한제의 규제정책이 시행되었다가 완화되었을 때 아파트시장이 받는 영향은 하부시장에 따라 다를 수 있음을 유추해 볼 수 있다.

〈Figure 6〉 Time-varying Effects of the Deregulation of the Price Ceiling Policy



Notes: The shaded areas represent the 95% confidence intervals of the estimated coefficients with robust standard errors clustered by month and eup-myeon-dong.

3. 모형의 강건성 검증

1) 읍면동별 고유추세 허용을 통한 모형의 강건성

앞 절에서 확인하였듯이 아파트가격에 영향을 줄 수 있는 통제변수를 바꾸거나 분석기간을 변경하여도 이중차분 추정값에는 큰 변화가 없었는데, 이를 통해서 이중차분모형 식별의 적절성을 어느 정도 확인했다고 볼 수 있다. 추가적인 강건성을 확인하기 위해 이중차분모형에 읍면동별 고유의 추세를 통제변수로 추가하여 관심 정책효과의 추정값이 민감하게 반응하는지를 관찰하였다. 다음의 식 (6)은 식 (1)에 분양가상한제 적용지역의 지정 단위인 읍면동별로 상이한 추세를 추가한 모형이다.

$$\ln P_{ijt} = \alpha + \gamma Q_j + \theta \lambda_t + \beta D_{jt} + X_{ijt}' \eta + \delta Z_{jt} + v_t + \psi_j t + \epsilon_{ijt} \quad (6)$$

여기서 $\psi_j t$ 를 통해서 읍면동(j) 별 고유의 추세를 통제하며, 나머지 변수들의 정의는 식 (1)과 같다. <Table 8>은 식 (6)의 추정결과이며, 읍면동별 상이한 추세를 허용하여도 3개의 지역그룹별 추정결과는 <Table 4>의 결과와 질적으로 다르지 않았다. 그러나 읍면동별 고유의 추세를 통제하면 정책효과가 상대적으로 작게 추정되는데, 이는 분양가상한제의 정책효과 중 일부가 읍면동 고유의 추세로 반영되어 나타난 결과로 보여진다. 이로부터 본 연구의 이중차분모형이 적절하게 식별되었다는 근거를 확인할 수 있다.

<Table 8> Regression Results: The Effect of the Price Ceiling Policy Allowing for Eup/Myeon/Dong-specific Trends

	Group 1		Group 2		Group 3
	(1) Basic	(2) $+t \times Q_j$	(3) Basic	(4) $+t \times Q_j$	(5) Basic
D_{jt}	-0.027 (0.016)	-0.027 (0.016)	-0.024*** (0.009)	-0.024*** (0.009)	-0.010 (0.011)
Q_j	0.373*** (0.055)	0.373*** (0.056)	0.319*** (0.092)	0.319*** (0.097)	0.131** (0.054)
λ_t	1.416*** (0.066)	1.416*** (0.066)	-0.213*** (0.064)	0.607*** (0.086)	1.274*** (0.079)
$t \times Q_j$		-0.025*** (0.002)		-0.019*** (0.003)	
Eup/Myeon/Dong-specific trends	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Month dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	229,928	229,928	134,782	134,782	95,146
R^2	0.601	0.601	0.542	0.542	0.590

- Notes: 1) Cluster robust standard errors are in parentheses, which account for clustering at the level of eup-myeon-dong by month. ***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.1$.
- 2) The results show the estimation of equation (6), which includes five control variables (floor, area, years after construction, population growth rate, distance to subway station), monthly dummy variables, eup/myeon/dong-specific trends and a constant term. Only the estimates of the key variables are shown in the table.
- 3) The hypothesis test for the parallel trends assumption provided statistical evidence supporting the validity of the assumption only for Group 3 (non-speculative areas).

2) 분석기간 변경을 통한 모형의 강건성

다음으로 분석기간을 변경하여도 모형의 추정결과가 민감하게 변화하는지를 검토하였다. 앞에서는 분양가상한제와 관련된 정책이슈를 기준으로 분석기간을 변경하여 정책이슈에 따른 정책효과의 변화를 살펴보았다. 반면 다음의 <Table 9>에서는 정책이슈와 상관없이 임의로 기존 분석기간의 앞뒤를 3개월 또는 6개월씩 단축하여 식 (2)를 추정하였고, 추정결과의 민감성을 통해서 모형의 강건성을 확인함에 중점을 두었다. Panel A의 경우 2019년 1월~2022년 3월, Panel B의 경우 2019년 4월~2021년 12월을 대상으로 식 (2)의 모형을 추정한 결과이다. 추정결과는 <Table 4>의 결과와 거의 유사하게 나타났으며, 분석기간을 축소함에 따라 자료수가 줄어들어도 분양가상한제 정책효과의 추정치는 민감하게 반응하지 않음을 확인할 수 있다. 이를 통해서 본 연구에서 설정한 이중차분모형은 표본 크기의 변화에도 어느 정도 강건성이 유지됨을 확인할 수 있다.

<Table 9> Robustness Check: Changes in the Sample Period

	Panel A (Sample period: 2019. 01~2022. 03)			Panel B (Sample period: 2019. 04~2021. 12)		
	Group 1	Group 2	Group 3	Group 1	Group 2	Group 3
D_{jt}	-0.056*** (0.020)	-0.051*** (0.014)	-0.007 (0.018)	-0.059*** (0.020)	-0.053*** (0.010)	-0.011 (0.019)
Q_j	0.365*** (0.046)	0.302*** (0.078)	0.156*** (0.050)	0.368*** (0.047)	0.304*** (0.077)	0.159*** (0.052)
λ_t	-0.791*** (0.013)	-1.091*** (0.013)	-0.438*** (0.011)	0.495*** (0.013)	0.220*** (0.010)	1.191*** (0.007)
N	218,264	128,157	90,107	208,846	122,930	85,916
R^2	0.279	0.170	0.361	0.272	0.165	0.349

- Notes: 1) The results show the estimation of equation (2), which includes five control variables (floor, area, years after construction, population growth rate, distance to subway station), t^2 , monthly dummy variables, and a constant term. Only the estimates of the key variables are shown in the current table.
- 2) Cluster robust standard errors are in parentheses, which account for clustering at the level of eup-myeon-dong by month. ***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.1$.
- 3) The hypothesis test results of a parallel trend assumption show that no statistical evidence was found to support the assumption of a common trend in all three groups. Therefore, equation (3), which includes $t \cdot Q_j$ for all regions, was also estimated, and the results were similar to those presented in Table 9.

3) 동 단위 집계자료를 이용한 모형의 강건성

다음으로 자료의 단위를 읍면동 단위로 집계 (aggregate) 하여도 본 연구의 이중차분모형이 강건성을 유지하는지를 확인해 보았다. 서울시 및 경기 3개 시에 속한 읍면동 단위의 월별 자료와 분기별 자료를 각각 생성하여²⁹⁾ 식 (2)의 모형을 추정하였으며 분석결과는 <Table 10>과 같다. 여기서 아파트의 호별 자료 대신 읍면동 집계자료를 사용했다는 점을 제외하면 처치시점, 분석기간 그리고 설명변수의 포함 조건 등이 각각 <Table 4>의 열 (2)과 <Table 6>의 열 (6)과 같다.

<Table 10> Estimating the Effect of the Implementation and the Deregulation of the Price Ceiling Policy using Dong-level Data

A. The Effect of the Implementation of the Price Ceiling Policy

	D_{jt}	Q_j	λ_t	t^2	Area	Floor	Years	$\% \Delta Pop$	Distance	Constants	N (R^2)
Monthly	-0.035*** (0.009)	0.336*** (0.032)	0.619*** (0.006)	-0.000*** (0.000)	0.182*** (0.036)	0.015*** (0.003)	-0.008*** (0.002)	0.010 (0.007)	-0.068** (0.029)	15.350*** (0.221)	11,793 (0.387)
Quarterly	-0.046*** (0.004)	0.352*** (0.036)	0.593*** (0.007)	-0.000*** (0.000)	0.439*** (0.073)	0.015* (0.007)	-0.003 (0.003)	0.022** (0.010)	-0.148*** (0.046)	14.658*** (0.355)	2,760 (0.496)

B. The Effect of the Deregulation of the Price Ceiling Policy

	D_{jt}	Q_j	λ_t	t^2	Area	Floor	Years	$\% \Delta Pop$	Distance	Constants	N (R^2)
Monthly	0.033** (0.014)	0.290*** (0.031)	0.003 (0.015)	-0.000* (0.000)	0.230*** (0.030)	0.014*** (0.003)	-0.007*** (0.002)	-0.066*** (0.027)	0.016 (0.009)	15.434*** (0.193)	9,229 (0.292)
Quarterly	0.016* (0.009)	0.298*** (0.034)	-0.991*** (0.253)	0.001** (0.000)	0.423*** (0.064)	0.016** (0.006)	-0.003 (0.003)	0.036* (0.019)	-0.136*** (0.041)	14.937*** (0.288)	2,392 (0.404)

- Notes: 1) Cluster robust standard errors are in parentheses, which account for clustering at the level of eup-myeon-dong by month or by quarter, depending on the data aggregation period. ***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.1$.
- 2) For monthly analyses, estimation results for monthly dummy variables are omitted; similarly, for quarterly analyses, results for quarterly dummy variables are omitted.
- 3) The hypothesis test for the parallel trends assumption, as described in the main text, provided statistical evidence supporting the validity of the assumption across all four models.

29) 읍면동 집계자료는 아파트 매매 실거래가격과 통제변수(전용면적, 층, 경과연수, 인근 지하철역까지의 거리) 등의 개별 호 단위 변수를 읍면동 단위별로 산술평균하여 계산하였다.

〈Table 10〉의 추정결과는 〈Table 4〉 또는 〈Table 6〉의 결과와 질적으로 큰 차이를 보이지 않았다. 단, 분양가상한제의 정책효과(-0.035)가 〈Table 4〉의 결과(-0.049)보다 상대적으로 작게 추정되는데, 이는 아파트 거래단위인 개별 정보를 동 단위로 평균화하면서 정책효과가 축소 추정된 것으로 판단된다. 이를 통해서 자료의 형태가 다르더라도 정책효과의 추정결과는 크게 변하지 않았으며 본 연구의 이중차분모형이 적절하게 식별되었음을 확인할 수 있다.

이상의 세 가지 방식을 통해서 본 연구의 이중차분법 전략은 대체로 강건한 정책효과를 추정할 수 있음을 확인하였다. 즉, 본 연구의 이중차분모형은 읍면동 고유의 추세를 추가로 통제하거나, 분석기간을 축소하거나, 동 지역 집계자료를 사용하여도 추정결과가 민감하게 반응하지 않았으며, 이에 모형이 적절히 식별되었다고 볼 수 있다. 결국, 본 연구의 분석결과는 분양가상한제가 전반적으로 아파트가격을 낮추고 분양가상한제의 규제완화는 아파트가격을 높이는 작용을 하였고, 투기지역과 비투기지역에 따라 이질적인 효과를 주었다는 실증적 증거를 제공해 준다.

V. 결 론

본 연구는 2020년부터 시행된 민간택지 분양가상한제가 아파트가격에 미친 영향을 실증적으로 분석하였다. 이번 분양가상한제는 과거와 다르게 서울 중심의 특정 지역에 한정하여 규제를 가했으며, 이러한 핀셋 정책의 실효성과 부작용에 대한 전문가의 의견도 엇갈렸다. 이에 분양가상한제가 시행되다가 2022년 규제를 완화했을 때 아파트 시장이 받은 영향도 함께 분석하였다. 분양가상한제의 시행과 완화의 정책효과를 추정하기 위해 일반 이중차분법과 정책효과의 시간 가변성을 고려한 이중차분법을 활용하였다. 이때 분양가상한제 정책효과에서 여타 부동산정책의 영향을 배제하고 정책효과의 지역적 이질성을 고려하기 위해 표본을 투기지역 지정 여부에 따라 세분하여 추가 분석하였다.

2018년 10월~2023년 9월의 아파트 매매 실거래가자료를 활용하여 서울 및 경기도 과천시·광명시·하남시를 대상으로 분양가상한제의 시행과 완화에 대한 정책효과를 추정하였다. 먼저, 정책 시행에 대한 분석결과에 따르면, 분양가상한제 발표 이후 아파트가격은 전반적으로 상승하였으나 분양가상한제는 아파트가격을 평균적으로 4.8% 정도 하락시키는 작용을 하였다. 분양가상한제의 정책효과는 투기지

역의 지정 여부에 따라 다르게 추정되었는데, 투기지역 내 아파트가격을 4.2% 정도 낮췄던 반면 비투기지역 내 아파트가격에는 통계적으로 유의한 효과를 주지 않았다. 이러한 가격하락효과는 정책시행 초기에 강한 영향력을 보였으며, 시간의 흐름에 따라 변하면서 대체로 효과가 약해졌다. 한편, 정책의 실질 시행보다는 앞서 발표된 정책의 예고(적용지역 지정·발표)가 주택가격에 더 큰 영향을 미친 것으로 나타났다. 전반적으로 정책효과가 유의하지 않았던 비투기지역에서도 정책발표 이후 4개월 정도 유의미한 가격하락효과를 보여주었다.

다음으로 규제완화에 대한 분석결과, 분양가상한제의 완화는 전반적으로 아파트가격을 상승시키는 역할을 하였다. 그러나 분양가상한제 시행에서처럼 규제완화 역시 주택시장의 지역적 특성(투기지역 지정 여부)에 따라 아파트가격에 이질적인 영향을 미쳤음을 확인하였다. 규제완화 이후 단기적(6개월)으로 규제완화정책이 투기지역의 아파트를 중심으로 5.2% 정도의 가격상승효과를 주었다. 장기적(15개월)으로 완화정책은 투기지역을 중심으로 아파트가격을 4.0% 정도 상승시키는 작용을 하였다. 반면, 비투기지역의 경우 정책완화효과가 유의하지 않았으며, 완화정책이 아파트시장에 단기적으로 불안정한 요소로 작용하였음을 알 수 있다. 이를 통해 볼 때, 분양가상한제 시행 후에 규제를 완화하게 되면 다른 지역보다 이미 가격수준이 높았던 지역(투기지역)의 아파트가격만 더욱 상승시켜 주택가격의 불균형을 키울 수 있음을 유추할 수 있다. 즉, 분양가상한제라는 규제로 억눌러왔던 주택가격이 해당 규제를 완화함으로써 고가주택의 가격을 더욱 상승시켜 정책의 취지에 맞지 않은 결과를 낼 수 있음을 시사한다.

본 연구는 다음의 한계점이 존재한다. 분양가상한제의 순수정책효과를 추정하기 위해 이중차분법을 정교하게 설계하도록 노력했음에도 불구하고 정책효과 추정값에 다른 정책의 영향이 포함되어 있을 가능성을 배제하기 어렵다. 한편, 신규아파트의 분양가격이 재고아파트가격에 미치는 영향을 실증적으로 분석하지 못하여 분양가상한제의 정책효과와 가격 메카니즘을 밝혀내지 못한 한계가 있다. 또한 분양가상한제는 신규아파트의 분양가격을 통제하는 제도로서 아파트공급에 영향을 미치는데, 본 연구의 모형에서는 신규공급과 아파트가격 간의 인과관계를 충분히 고려하지 못했다는 아쉬움이 존재한다. 이러한 한계점에도 불구하고, 본 연구는 분양가상한제의 정책효과뿐만 아니라 시행 후 규제완화에 따른 부작용도 실증적으로 분석했다는 점에서 향후 분양가 규제에 관한 정책 방향을 설정할 때 도움이 될 것

으로 기대한다.

■ 참고 문헌

1. 고영천, “민간주택분양가 상한제 정책효과분석,” 『도시행정학보』, 제34권 제2호, 2021, pp. 57-76.
(Translated in English) Koh, Young-Chon, “Effects of Price Ceiling Policy for Private Houses,” *Journal of the Korean Urban Management Association*, Vol. 34, No. 2, 2021, pp. 57-76.
2. 국토연구원, “2019년 하반기 주택시장 전망과 향후 과제 : 분양가상한제 확대 도입 영향 점검,” 2019, pp. 1-12.
(Translated in English) Korea Research Institute for Human Settlements, “Housing Market Outlook and Challenges in the Second Half of 2019: Review on the Implications of Reinforced Price Ceiling System,” 2019, pp. 1-12.
3. 권주안 · 서옥순, “분양가상한제 폐지에 따른 주택가격 변동 모의실험,” 『부동산정책연구』, 제 10집 제2호, 2009, pp. 1-22.
(Translated in English) Kwon, Joo-Ahn, and Ok-Soon Seo, “The Simulation on Housing Prices by Abolition of Seeling Price Cap,” *Journal of Real Estate Policy Research*, Vol. 10, No. 2, 2009, pp. 1-22.
4. 김성욱 · 김지현, “주택분양시장 추이를 통해서 본 분양가상한제의 의의와 한계: 공분산분석을 이용하여,” 『한국지역개발학회지』, 제22권 제3호, 2010, pp. 97-121.
(Translated in English) Kim, Sung-Wook, and Ji-Hyun Kim, “The Significance and Limitations of Price Control on New Apartments by Applying ANCOVA,” *Journal of the Korean Regional Development Association*, Vol. 22, No. 3, 2010, pp. 97-121.
5. 박은숙 · 최막중, “분양과 재고아파트 가격의 상호영향에 관한 실증분석,” 『국토계획』, 제50권 제5호, 2015, pp. 139-151.
(Translated in English) Park, Eun Sook, and Mack Joong Choi, “Empirical Analyses of Cross Price Effects between Newly Supplied and Existing Multi-family Housing,” *Journal of Korea Planning Association*, Vol. 50, No. 5, 2015, pp. 139-151.
6. 배중찬 · 정재호, “거시경제와 부동산정책이 서울 아파트가격에 미치는 영향 연구,” 『LHI 저널』, 제12권 제4호, 2021, pp. 41-59.
(Translated in English) Bae Jong-Chan, and Jae-Ho Chung, “The Effect of Macroeconomic and Real Estate Policies on Seoul’s Apartment Prices,” *LHI Journal of Land, Housing and Urban Affairs*, Vol. 12, No. 4, 2021, pp. 41-59.

7. 서승환, “분양가 자율화와 주택가격,” 『주택연구』, 제2권 제2호, 1994, pp. 5-26.
(Translated in English) Seo, Seung-hwan, “The Deregulation of New Apartment Sale Prices,” *Housing Studies Review*, Vol. 2, No. 2, 1994, pp. 5-26.
8. 윤규섭 · 이주미 · 고선주 · 김희정 · 김주형, “머신러닝 분석을 통한 분양가 상한제의 주택시장 영향 연구,” 『대한건축학회논문집』, 제37권 제8호, 2021, pp. 221-228.
(Translated in English) Yoon, Kyu-Seup, Ju-Mi Lee, Seon-Ju Ko, Hee-Jeong Kim, and Ju-Hyung Kim, “Analysing Impact of Price Ceiling System on Housing Market using Machine Learning,” *Journal of the Architectural Institute of Korea*, Vol. 37, No. 8, 2021, pp. 221-228.
9. 윤종만 · 박강우, “분양가 상한제의 재고주택가격에 대한 영향: 서울시 동별 패널자료를 이용한 이중차분법의 적용,” 『주택연구』, 제25권 제2호, 2017, pp. 45-69.
(Translated in English) Yoon, Jongman, and Kangwoo Park, “The Effect of Price Ceiling System on Existing Housing Prices: An Application of Difference-in-Differences Methods on the Dong-Level Panel Data of Seoul,” *Housing Studies Review*, Vol. 25, No. 2, 2017, pp. 45-69.
10. 임슬기 · 이현지 · 이수형, “공공주택 공급지구 선정이 아파트 매매가에 미치는 영향 및 주요 메커니즘 고찰: 보금자리주택지구 사례 분석,” 『경제학연구』, 제69집 제4호, 2021, pp. 151-184.
(Translated in English) Lim, Seulgi, Hyunji Lee, and Soohyung Lee, “The Impact of the Announcement of Public Housing Supply District on Apartment Prices and Major Mechanisms: A Case Analysis of Bogeumjari Housings,” *The Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 69, No. 4, 2021, pp. 151-184.
11. 정의철 · 이변송, “아파트 분양가 자율화가 서울시 중고아파트 가격에 미치는 효과 분석,” 『주택연구』, 제4권 제2호, 1996, pp. 79-102.
(Translated in English) Chung, Eui Chul, and BunSong Lee, “The Effect of the Deregulation of New Apartment Sales Prices on Existing Apartment Sales Prices in Seoul,” *Housing Studies Review*, Vol. 4, No. 2, 1996, pp. 79-102.
12. 홍정의, “주택거품과 분양가 상한제의 관계에 관한 연구,” 『부동산학보』, 제80권, 2020, pp. 35-51.
(Translated in English) Hong, Jengei, “A non-technical Analysis of the Relationship between Housing Bubbles and the Price Ceiling Policy on New Residential Construction,” *Korea Real Estate Academy Review*, Vol. 80, 2020, pp. 35-51.
13. Autor, D. H., “Outsourcing at Will: The Contribution of Unjust Dismissal Doctrine to the Growth of Employment Outsourcing,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 21, No. 1, 2003, pp. 1-42.
14. Diamond, R., T. McQuade, and F. Qian, “The Effects of Rent Control Expansion on Tenants, Landlords, and Inequality: Evidence from San Francisco,” *American Economic Review*, Vol. 109, No. 9, 2019, pp. 3365-3394.
15. Huntington-Klein, N., *The Effect: An Introduction to Research Design and Causality*, Chapman and Hall/CRC, 2021.
16. Hwang, H., and M. J. Lee, “A Simple Makeover can Increase Bus Ridership: The Story

- of Tayo Bus,” *Transport Policy*, Vol. 97, 2020, pp.103-112.
17. Jayachandran, S., A. Lleras-Muney, and K. V. Smith, “Modern Medicine and the Twentieth Century Decline in Mortality: Evidence on the Impact of Sulfa Drugs,” *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 2, No. 2, 2010, pp.118-146.
 18. Sims, D. P., “Out of Control: What Can We Learn from the End of Massachusetts Rent Control?” *Journal of Urban Economics*, Vol. 61, No. 1, 2007, pp.129-151.
 19. Yun, S., and K. Kim, “The Effects of the Price Ceiling Regulation on the New Apartment Price on Characteristics of Housing in Korea,” International Conference on Economics, Education and Humanities, 2014, pp.40-43.

The Impact of Price Ceiling Policies on the Housing Market: An Analysis of the Regionally Heterogeneous and Time-Varying Policy Effects*

Jihee Ann** · Hyung Joon Chung***

Abstract

This study analyzed the impact of a price ceiling system on apartment prices in Seoul and three Gyeonggi-do cities using the difference-in-differences method. The sample is divided into speculative and non-speculative areas to account for other policies and regional variations in the policy effect. Results showed that the policy reduced prices in speculative areas post-announcement, with no significant effect in non-speculative areas, confirming heterogeneous policy effects across areas. A dynamic analysis showed the policy's diminishing negative impact on housing prices over time. Additionally, deregulation of the policy increased prices, particularly in speculative areas, exacerbating price imbalances. These findings suggest that the price ceiling system may have unintended consequences, requiring careful implementation to meet policy goals.

Key Words: price ceiling control, difference-in-differences, time-varying policy effect
JEL Classification: C1, H0

Received: April 22, 2024. Revised: Aug. 1, 2024. Accepted: Nov. 4, 2024.

* We extend our sincere gratitude to the anonymous reviewers for their valuable feedback on this paper.

** Primary Author, Associate Research Fellow, Korea Real Estate Research Institute, 52 Bangbaero, Seochogu, Seoul, 06705, Korea, Phone: +82-2-520-5026, e-mail: annji@kreri.re.kr

*** Corresponding Author, Associate Research Fellow, Korea Real Estate Research Institute, 52 Bangbaero, Seochogu, Seoul, 06705, Korea, Phone: +82-2-520-5043, e-mail: gudwnsgo@kreri.re.kr