

박사학위논문

투기과열지구에서의 고가 주택에
대한 대출규제 효과

동태적 이중차분법을 통한 분석

2025년

한 성 대 학 교 대 학 원

경 제 부 동 산 학 과

부 동 산 경 제 학 전 공

임 현 목

박 사 학 위 논 문
지도교수 이용만

투기과열지구에서의 고가 주택에 대한 대출규제 효과

동태적 이중차분법을 통한 분석

The Effects of Loan Regulation for High-Priced
Housing in High-Speculation Areas:
Analysis Using a Dynamic Difference-in
Differences Model

2024년 12월 일

한 성 대 학 교 대 학 원

경 제 부 동 산 학 과

부 동 산 경 제 학 전 공

임 현 목

박 사 학 위 논 문
지도교수 이용만

투기과열지구에서의 고가 주택에 대한 대출규제 효과

동태적 이중차분법을 통한 분석

The Effects of Loan Regulation for High - Priced
Housing in High-Speculation Areas:
Analysis Using a Dynamic Difference - in
Differences Model

위 논문을 부동산경제학 박사학위 논문으로 제출함

2024년 12월 일

한 성 대 학 교 대 학 원

경 제 부 동 산 학 과

부 동 산 경 제 학 전 공

임 현 목

임현묵의 부동산경제학 박사학위 논문을 인준함

2024년 12월 일

심사위원장 백 성 준 (인)

심 사 위 원 임 병 준 (인)

심 사 위 원 서 후 석 (인)

심 사 위 원 이 재 순 (인)

심 사 위 원 이 용 만 (인)

국 문 초 록

투기과열지구에서의 고가 주택에 대한 대출규제 효과 동태적 이중차분법을 통한 분석

한 성 대 학 교 대 학 원
경 제 부 동 산 학 과
부 동 산 경 제 학 전 공
임 현 묵

정부는 주택시장의 안정을 위해 투기과열지구 등 여러 규제지역을 지정하고 각종 규제를 가하는 정책을 반복하였다. 이에 어느 한 지역을 규제지역으로 지정하면 주택가격이 잠시 안정되는 듯하다 다시 올라가는 모습을 보이기도 하였다. 이렇듯 부동산 규제정책이 기대하는 대로 주택시장을 안정시켰는지 여부는 확실하지 않다. 이런 가운데 규제 수준도 지속적으로 강화되어 2019년 12·16 대책에서는 투기과열지구 내 시가 15억 원 초과 주택에 대해 주택담보대출을 전면 금지하였다. 시가 9억 원에서 15억 원 이하 주택은 주택담보대출비율(LTV)을 40%에서 20%로 축소하였다. 이런 극단적인 대출 규제에도 불구하고 12·16 대책 이후 투기과열지구 내 주택가격이 안정되었는지 여부도 확실하지 않다.

이에 본 논문은 12·16 대책 이후 주택가격이 안정되었는지를 동태적 이중차분법을 통해 고가 주택이 몰려 있는 서울의 강남 3구를 대상으로 주택가격의 변화를 실증적으로 분석하였다. 기존에 고전적 두 시점 이중차분법을 활용하여 규제지역 지정이나 대출 규제의 효과를 분석한 연구들은 대부분 평행성

가정이나 정책효과의 장단기 차이를 고려하지 않아 분석 결과의 해석의 신뢰성 측면에서 한계가 있었다.

그러나 본 논문은 선행 연구에서 간과하였던 플래시보 검정과 사전추세 검정을 통해 정책 시행 이전에 고가 주택의 가격에 사전추세가 있음을 확인하였다. 처치집단은 15억 원 초과 초고가 주택과 9억 원 초과 15억 원 이하 주택의 두 집단으로 정하고 통제집단은 6억 원 초과 9억 원 이하 주택으로 정하여 분석하였다. 선행 연구와의 차별성 확보를 위해 먼저 고전적 이중차분법을 활용하여 대출 규제 효과를 분석하고 이어서 플래시보 검정을 통해 평행성 가정을 확인하였다. 고전적 다 시점 이중차분법에 의한 대출규제 효과 분석 결과와 플래시보 검정 결과를 통해 보다 면밀하게 대출규제 효과를 분석할 수 있었다. 그리고 본 논문에서는 선행 연구와는 달리 동태적 이중차분모형을 통해 처치집단의 사전추세를 검정하고 이를 토대로 대출규제 효과를 분석하여 분석 결과의 신뢰성을 높였다. 또한 15억 원 초과 초고가 주택에 대한 대출 금지로 인해 가격이 낮은 주택으로 수요가 이전되었는지 수요전이 효과도 분석하였다.

이에 따라, 시가 15억 원 초과 주택에서 고전적 이중차분 모형을 통한 대출규제 효과를 분석한 결과, 정책 시행 후 주택가격이 통제집단 대비 6.3%p 상승한 것으로 분석되었다. 처치집단 9억 원 초과 15억 원 이하 주택의 경우 통제집단 대비 3.3%p 상승한 것으로 분석되었다. 이러한 분석 결과의 신뢰성을 확보하고자 플래시보 검정을 통해 정책 시행 전 임의의 두 시점인 2018년 4분기와 2019년 1분기에 가까 정책이 있었다고 가정하고 정책효과가 있었는지 검정해보았다. 분석 결과, 15억 원 초과 주택의 경우 2018년 4분기와 2019년 1분기에 각각 정책효과가 있었던 것으로 분석되어 처치집단과 통제집단이 유사한 가격추세가 있었음이 확인되었다. 플래시보 검정 결과에 따라 15억 원 초과 주택에 대한 고전적 이중차분법에 의한 대출규제 효과 해석에 유의할 필요가 있음이 밝혀졌다. 반면, 9억 원 초과 15억 원 이하 주택의 경우 플래시보 검정결과 평행추세 가정이 성립되어 분석 결과의 신뢰성이 확보되어 통제집단 대비 처치집단의 가격이 3.3%p 상승했다고 할 수 있다.

본 논문의 주요 연구방법론인 동태적 이중차분법을 활용하여 사전추세 및

대출규제 효과를 분석한 결과, 15억 원 초과 주택의 경우 2019년 4분기에 처치집단의 가격 증가율이 통제집단의 가격 증가율보다 더 높게 나타나 사전추세가 있는 것으로 나타났다. 이에 동태적 이중차분 모형을 통해 대출 금지 효과를 분석한 결과 2020년 1분기와 2020년 2분기에 각각 3.34%p와 2.89%p 낮아진 것으로 나타나 단기적으로 가격이 하락하는 효과가 있는 것으로 분석되었다. 정책 시행 후 3분기(2020년 3분기)에는 가격증가율이 이전 기준시점의 가격증가율 수준으로 돌아왔고 그 이후 2020년 4분기에는 5.97%p, 2021년 1분기에는 11.85%p, 2021년 2분기에는 5.87%p, 2021년 3분기에는 11.39%p, 2021년 4분기에는 12.4%p 기준시점의 가격증가율보다 더 빠르게 상승한 것으로 분석되었다.

그러나 9억 이상 15억 원 이하 주택의 경우 사전추세를 검정해본 결과 처치집단과 통제집단이 정책 시행 이전까지 같은 가격추세를 가지고 있는 것으로 분석되었다. 이에 이중차분법에 의한 분석의 전제 조건인 평행추세 가정을 충족하여 동태적 이중차분 분석을 활용한 대출규제 효과 검증과 그 분석 결과를 한층 신뢰할 수 있게 되었다. 분석 결과 2020년 1분기와 2분기에는 추정계수가 유의하지 않아 가격증가율의 근사치가 기준시점의 가격증가율과 차이가 없는 것으로 나타났다. 그러나 2020년 3분기와 4분기에는 처치집단의 가격증가율이 통제집단의 가격증가율보다 더 높게 나타나 정책효과는 나타나지 않았고 장기에는 오히려 가격이 더 높게 상승하는 것으로 분석되었다.

또한 15억 원 초과 주택에 대한 대출 금지로 인한 수요전이 효과가 있었는지 분석한 결과, 수요전이 효과에 대한 명확한 증거는 발견하지 못하였다. 이는 초고가 주택시장과 고가 주택시장이 분리되어 있기 때문일 수도 있고, 초고가 주택의 수요자는 규제가 강해지더라도 고가 주택으로 수요를 옮기지 않고 오히려 매수를 미룰 수가 있기 때문이다.

분석 결과를 미루어 볼 때 시가 15억 원 초과 초고가 주택의 경우 대출 금지와 같은 강력한 규제도 정책효과가 장기적으로 유지되는 것이 아니라 단기에 그치는 것으로 밝혀졌다. 또한 9억 원 초과 15억 원 이하 주택의 경우에는 단기에도 정책효과는 나타나지 않았고 장기에는 오히려 가격이 더 상승하는 것으로 나타나 장기적으로 주택가격을 안정시키려면 대출 규제와 같은

수요억제 정책으로는 한계가 있음이 밝혀졌다. 이에 정부는 주택시장을 안정시키기 위해서는 정책의 시행 여부를 신중하게 검토하거나 수요억제 정책 이외에 다른 정책을 고려해야 할 것으로 보인다.

【주요어】 동태적 이중차분법, 투기과열지구, 대출규제, 수요전이 효과, 고가 주택

목 차

제 1 장 서론	1
제 1 절 연구의 배경과 목적	1
제 2 절 연구의 방법과 범위, 구성	5
1. 연구의 방법과 범위	5
2. 연구의 구성	7
제 2 장 이론적 검토와 선행 연구	10
제 1 절 규제지역에서 대출규제와 주택가격에 대한 이론적 검토	10
1. 규제지역 지정과 규제내용	10
1) 투기과열지구	10
2) 조정대상지역	18
3) 투기지역	26
4) 투기과열지구, 투기지역 및 조정대상지역 비교	32
2. 대출규제가 주택가격에 미치는 영향에 대한 이론적 검토	34
제 2 절 이중차분법에 대한 이론적 검토	40
1. 고전적 이중차분법	40
2. 플라시보 검정	44
3. 동태적 이중차분법	46
제 3 절 선행 연구 검토	49
1. 선행 연구 검토	49
2. 선행 연구와의 차별성	58

제 3 장 실증분석 방법	60
제 1 절 분석대상과 연구가설	60
1. 분석대상 및 분석기간	60
2. 연구가설	64
제 2 절 실증분석 모형	67
1. 고전적 이중차분 모형 대출규제 효과 분석	67
2. 동태적 이중차분 모형 대출규제 효과 분석	69
3. 동태적 이중차분 모형 수요전이 효과 분석	72
4. 연구자료와 변수의 기초 통계량	73
제 4 장 실증분석 결과	80
제 1 절 고전적 이중차분 모형에 의한 대출규제 효과	80
1. 대출규제 효과 분석 결과	80
2. 플라시보 검정 결과	85
제 2 절 동태적 이중차분 모형에 의한 대출규제 효과	89
1. 사전추세 검정 결과	89
2. 대출규제 효과 분석 결과	92
제 3 절 동태적 이중차분 모형에 의한 수요전이 효과 분석	98
1. 문턱 근처 주택의 사전추세 검정 결과	98
2. 수요전이 효과 분석 결과	101
제 5 장 연구의 요약과 결론	106

제 1 절 연구의 요약	106
제 2 절 결론과 시사점	112
참 고 문 헌	114
부 록	118
ABSTRACT	148

표 목 차

〈표 1〉 투기과열지구 지정기준 및 지정절차	12
〈표 2〉 투기과열지구 지정효과	13
〈표 3〉 투기과열지구의 지정 및 해제 연혁	16
〈표 4〉 1차 투기과열지구 지정 및 해제 기간	17
〈표 5〉 2차 투기과열지구 지정 및 해제 기간	18
〈표 6〉 조정대상지역 지정기준 및 절차	20
〈표 7〉 조정대상지역 지정효과	21
〈표 8〉 조정대상지역 지정 및 해제 현황	23
〈표 9〉 투기지역 지정기준 및 지정절차	27
〈표 10〉 투기지역 지정효과	28
〈표 11〉 주택 투기지역 지정 및 해제	29
〈표 12〉 주택 외 투기지역 지정 및 해제	31
〈표 13〉 2017년 이후 서울, 세종 투기지역 지정 및 해제	32
〈표 14〉 투기지역, 투기과열지구, 조정대상지역 비교	33
〈표 15〉 규제지역 현황	34
〈표 16〉 담보인정비율(LTV) 연혁	36
〈표 17〉 선행연구 정리	57
〈표 18〉 12·16 대책 전후에 있었던 주택시장 안정화 대책	64
〈표 19〉 12·16 대책과 투기과열지구 내 주택가격대별 LTV 비율	65
〈표 20〉 실증분석 모형의 주요 변수들에 대한 설명	75
〈표 21〉 가격대별 아파트 실거래자료 건수	77
〈표 22〉 주요 변수의 기초 통계량	79
〈표 23〉 고전적 다 시점 이중차분모형 추정 결과	81
〈표 24〉 Group 1 플라시보 검정 결과	87
〈표 25〉 Group 2 플라시보 검정 결과	88

〈표 26〉 처치집단의 사전추세 추정 결과	90
〈표 27〉 동태적 이중차분 모형을 통한 대출규제 효과 추정 결과	93
〈표 28〉 문턱 근처 주택과 그 외 주택간의 사전추세 검정 결과	100
〈표 29〉 그룹별 수요전이 효과 추정 결과	102
〈표 30〉 고전적 다 시점 이중차분법에 의한 대출규제 효과 분석 결과 요약	108
〈표 31〉 고전적 다 시점 이중차분법에 의한 플라시보 검정 결과 요약 ..	108
〈표 32〉 동태적 이중차분법에 의한 대출규제 효과 분석 결과 요약	109
〈표 33〉 동태적 이중차분법에 의한 문턱 근처 주택 수요전이 효과 분석 결 과 요약	110

그림 목차

〈그림 1〉 연구의 구성	9
〈그림 2〉 고전적 두 시점 이중차분 모형	42
〈그림 3〉 고전적 다 시점 이중차분 모형	44
〈그림 4〉 고전적 이중차분 모형 플라시보 검정	46
〈그림 5〉 동태적 이중차분 모형	48
〈그림 6〉 정책시행 이전, 15억원 초과 주택과 9억원~15억원 주택의 가격증가율 근사치 추이	92
〈그림 7〉 정책시행 이후, 15억원 초과 주택과 9억원~15억원 주택의 가격증가율 근사치 추이	96
〈그림 8〉 문턱 근처 주택과 그 외 주택의 가격증가율 근사치 추이	104

제 1 장 서론

제 1 절 연구의 배경과 목적¹⁾

정부는 주택시장의 안정을 위해 특정 지역을 규제지역(투기지역, 투기과열지구, 조정대상지역)으로 지정하여 각종 규제를 부과하는 정책을 자주 사용하고 있다. 특정 지역이 규제지역으로 지정되면 취득세, 종합부동산세, 양도소득세 등과 같은 부동산 관련 세금이 증가되고, 담보인정비율(LTV 비율)이나 총부채상환비율(DTI 비율) 등과 같은 대출규제가 강화된다.

정부는 이러한 각종 세금규제와 대출규제를 통해 주택투기수요를 억제하면 주택가격이 안정되리라는 기대 하에 특정한 지역을 규제지역으로 지정하지만, 기대하는 대로 주택가격이 안정되었는지 여부는 확실하지 않다.

예를 들어 문재인 정부(2017년~2021년) 시기에 정부는 24차례의 부동산 대책을 내놓으며 주택가격을 안정시키기 위해 규제지역을 지속적으로 확대하였다. 그러나 어떤 한 지역을 규제지역으로 지정하면 주택가격이 잠시 안정되는 듯하다가 다시 올라가곤 하였다²⁾. 더 나아가 어떤 한 지역을 규제지역으로 지정하면, 해당 지역의 인근 지역에서도 주택가격이 올라가면서 인근 지역까지 규제지역으로 지정하는 과정이 반복하여 일어났다³⁾.

규제지역에서의 규제 수준도 지속적으로 강화되어 왔는데, 이의 가장 극단적인 예가 2019년의 12·16 대책이다. 정부는 12·16 대책에서 투기과열지구에 있는 15억 원 초과 주택에 대해 주택담보대출을 전면 금지하였다. 그리고 9

1) 본 논문은 임현묵·이용만(2024)의 연구를 수정, 보완하여 발전시킨 것이다.

2) 2017년 8월 3일에 서울 전역이 투기과열지구로 지정되었는데, 지정 직전에 서울지역의 아파트실거래가격지수 전월 대비 증가율은 5월 1.63%, 6월 2.03%, 7월 2.52%이었다. 투기과열지구로 지정된 직후 전월 대비 증가율은 8월 0.31%, 9월 0.31%로 줄어들었지만, 얼마 지나지 않아 다시 1%~2%대로 올라갔다.

3) 2017년 8월 3일에 서울 전역과 과천시가 투기과열지구로 지정되었는데, 얼마 지나지 않아 성남 분당구, 광명시, 하남시가 투기과열지구로 지정되었고, 뒤이어 수원시, 안양시, 구리시, 군포시, 의왕시 등이 투기과열지구로 지정되었다.

억 원 초과~15억 원 이하 주택에 대해서는 LTV 비율을 기존 40%에서 20%로 낮추었다⁴⁾. 그러나 이런 극단적인 대출 규제에도 불구하고 12·16 대책 이후 투기과열지구에 있는 주택의 가격은 안정되지 않았다⁵⁾.

이런 상황은 규제지역 지정이나 대출규제 강화 정책의 효과에 의문을 갖게 한다. 실제로 기존의 여러 선행 연구들은 규제지역 지정이나 대출규제 강화가 주택가격을 안정시키지 못했다는 실증분석 결과를 제시하고 있다.

그러나 이론적으로 볼 때, 규제지역 지정으로 부동산 관련 세금이 증가되거나 대출 규제가 강화되면 주택에 대한 수요가 감소하기 때문에 주택가격은 적어도 단기적으로는 하락하여야 정상이다. 그럼에도 불구하고 규제지역 지정이나 대출규제의 효과를 검증한 대부분의 선행 연구들에서 정책효과가 없는 것으로 나왔다면, 이는 분석 방법의 한계에 따른 결과일 수도 있다.

기존 선행 연구들은 대부분 고전적 이중차분법(Classical DID : Classical difference in differences)을 사용하여 규제지역 지정이나 대출규제의 정책효과를 분석하고 있다. 이들 연구들은 대개 규제지역을 처치집단(treatment group: 정책의 영향을 받는 집단)으로, 그리고 비규제지역을 통제집단(control group: 정책의 영향을 받지 않는 집단)으로 삼아 두 집단의 주택가격 상승률을 비교하는 방법을 사용하고 있다. 그런데 규제지역은 주로 서울과 그 인근 지역에 있고, 비규제지역은 수도권 외곽이나 비수도권 지역에 있다. 이 경우, 이중차분법의 대전제인 ‘평행성 가정(parallel assumption)’이 충족되지 않을 수 있다⁶⁾. 또한 처치집단에는 ‘사전추세(pre-trend)’가 있을 수 있다⁷⁾. 처치집단에 사전추세가 있으면, 평행성 가정이 충족되지 않는다. 평행성

4) 관계부처 합동(2019) 참조

5) 2019년 12·16 대책 이전에 서울지역 아파트가격은 전월 대비로 2% 내외의 상승률(아파트실거래가격지수 기준)을 보이면서 빠르게 상승하였다. 대책 이후 2020년 5월까지의 아파트실거래가격지수 전월 대비 증가율이 평균적으로 0.5%대를 보이면서 아파트가격이 안정되는 듯하였다. 그러나 2020년 6월부터는 아파트실거래가격지수 전월 대비 증가율이 3%~5%대로 뛰어오르면서 아파트가격이 다시 빠르게 상승하였다.

6) 평행성 가정이란 ‘정책시행 이전 시기에는 처치집단과 통제집단의 주택가격이 같은 추세를 갖고 있다’는 전제를 말한다.

7) 사전 추세란 ‘정책시행 이전 시기에 처치집단과 통제집단의 주택가격이 같은 추세를 보이다가, 정책시행 직전에 처치집단의 주택가격이 통제집단의 주택가격과는 다른 추세로 움직이는 것’을 말한다. 특정 지역을 규제지역으로 지정할 때에는 해당 지역의 주택가격이 빠르게 오르고 있었기 때문일 가능성이 높다. 즉, 사전 추세가 있었을 수 있다. 특정 유형의 주택에 대한 대출규제를 강화하는 것도

가정이 충족되지 않으면 이중차분법의 추정 결과는 정책효과가 왜곡되어 나타날 수 있다. 기존 선행 연구들은 처치집단에 있을 수 있는 사전추세의 가능성을 고려하고 있지 않다.

그리고 규제지역 지정이나 대출 규제강화의 효과는 단기에 끝날 수도 있고, 장기에까지 지속될 수도 있다. 그러나 기존 선행 연구들이 주로 사용해진 고전적 이중차분법은 이런 정책효과의 장단기 차이를 정확하게 식별하지 못하는 한계가 있다. 이런 모형의 한계 때문에 정책효과가 사실과 다르게 나타날 수도 있다.

뿐만 아니라 특정 지역을 규제지역으로 지정하거나, 특정 유형의 주택에 대해 대출 규제를 강화할 경우, 주택 수요는 규제가 없거나 약한 쪽으로 이동하게 된다. 이런 수요전이 효과도 정책효과를 정확하게 식별하지 못하게 하는 원인이 될 수 있다.

본 논문은 기존 선행 연구들이 가지고 있는 분석 방법상의 한계를 극복하여 규제지역 지정이나 대출 규제 강화의 정책 효과를 보다 정확하게 식별해보자는 생각에서부터 출발하였다. 이런 생각 하에서 우선 동일지역 내에서 규제집단과 비규제집단의 가격 추세를 비교해 보고자 하였다. 본 논문은 2019년 12·16 대책을 분석대상으로 삼기로 하였다. 12·16 대책으로 투기과열지구에서 9억 원 초과 고가 주택은 대출규제 강화라는 규제를 받은 반면, 9억 원 이하 주택은 이런 규제를 받지 않았다. 투기과열지구에 속하는 어느 한 지역 내에서 규제집단과 비규제집단의 주택가격을 비교한다면 평행성 가정을 충족하면서 정책효과를 식별할 수 있을 것이라고 본 것이다. 그리고 사전추세와 정책효과의 장단기 차이를 식별하기 위해 고전적 이중차분법 대신 동태적 이중차분법을 사용하기로 하였다. 고전적 이중차분법으로는 사전추세와 정책효과의 장단기 차이를 정확하게 구별해 내기가 어려운 반면, 동태적 이중차분법은 이를 구별해 낼 수 있기 때문이다.

이런 연구 배경하에 본 논문은 12·16 대책으로 투기과열지구에서 고가 주택에 대한 대출 규제강화가 해당 주택의 가격을 안정시켰는지 여부를 동태적

사전 추세가 있었기 때문일 수 있다.

이중차분법으로 실증 분석하는 것을 목적으로 한다. 그리고 대출 규제강화로 인해 주택 수요가 규제를 덜 받는 주택 쪽으로 옮겨 갔는지 여부도 동태적 이중차분법으로 실증 분석하고자 한다.

구체적으로 12·16 대책에서 투기과열지구 내 15억 원 초과 주택에 대해 대출을 금지(LTV 0%)하였을 때, 15억 원 초과 주택의 거래가격이 안정되었는지를 여부를 검증하고, 또한 처치집단에 사전추세가 있었는지 여부도 검증하는 것이 목적이다. 또한 주택가격 안정 효과가 있었을 경우 이 효과가 장기적으로 지속되었는지 여부를 실증적으로 분석하고자 한다. 그리고 투기과열지구에서 9억 원 초과 15억 원 이하 주택에 대한 대출한도 축소(LTV 비율 40%→20%)로 해당 주택의 가격이 안정되었는지 여부와 이런 효과의 장단기 차이도 동태적 이중차분법으로 실증 분석하고자 한다.

한편, 15억 원 초과 주택에 대한 대출 금지로 인해 15억 원 초과 주택에 대한 수요가 규제가 약한 15억 원 이하 주택 쪽으로 이전되었는지 여부도 동태적 이중차분법으로 실증 분석하고자 한다. 그러나 본 논문에서는 9억 원 초과~15억 원 이하 주택에 대한 수요가 9억 원 이하 주택 쪽으로 이전되었는지 여부까지는 검증하지 않을 것이다.⁸⁾

8) 12·16 대책으로 9억 원 초과~15억 원 이하 주택에 대한 LTV 비율이 40%에서 20%로 축소되었지만, 9억 원 초과 금액에 대해서만 LTV 비율이 40%에서 20%로 적용되었기 때문에 두 가격대 사이에 LTV 비율의 차이는 크지 않다. 예를 들어 9억 원 주택은 최대 3.6억 원(LTV 비율 40%)까지 대출이 가능하지만, 10억 원 주택은 최대 3.8억 원(LTV 비율 38%)까지 대출이 가능하다. 이처럼 9억 원 전후의 가격대 사이에는 규제 수준의 차이가 크지 않기 때문에 수요전이 현상이 일어나지 않았을 것으로 보인다.

제 2 절 연구의 방법과 범위, 구성

1. 연구의 방법과 범위

본 논문은 12·16대책 이후 투기과열지구에서 15억 원 초과 주택 및 9억 원 초과 15억 원 이하 주택에 대한 대출규제 효과의 분석을 목적으로 한다. 12·16 대책의 주요 내용은 초고가 주택(15억 원 초과 주택)에 대한 대출금지와 고가주택(9억 원 초과~15억 원 이하 주택)에 대한 담보인정비율 축소를 통한 대출 규제 등이다.

분석에 필요한 주택가격자료는 실거래가격 자료를 사용하였다. 이러한 실거래가격 자료를 분석하기 위해서는 헤도닉가격(hedonic price) 모형을 사용하여야 한다. 헤도닉가격 모형이란 어떤 재화(서비스)의 가치(가격)는 해당 재화(서비스)가 내포하고 있는 특성(characteristics : 이 특성들이 인간에게 효용을 제공한다)에 의해 결정된다는 이론이다.⁹⁾ 이러한 특성들의 가격(characteristic price)을 헤도닉가격(hedonic price)이라 부르며 잠재가격(implicit price)이라고도 부른다. 명시적으로 나타나는 가격과 달리 특성 가격은 추정을 통해 알아내기 때문에 잠재가격이라 부른다. 특성 가격은 명시적으로 관찰되는 재화의 가격과 특성들의 양(quantity)에 대해 회귀(regression)함으로써 특성 가격을 추정한다.¹⁰⁾ 헤도닉가격 모형에 의해 추정한 특성가격들의 합인 주택가격의 변화를 이중차분법을 통해 정책 시행 후의 변화를 측정한다.

이중차분법(DID: Difference-In-Differences)이란 처치집단(처치를 받는 집단, treatment group)의 처치(treatment) 전후의 변화가 통제집단(처치를 받지 않는 집단, control group)의 처치 전후의 변화에 비해 얼마나 차이가 나는지를 측정하는 방법이다. 이 방법은 자연 실험(natural experiment)에서 주로 많이 사용하던 방법을¹¹⁾ 사회과학에 응용한 것으로 일정한 가정 하에서

9) Rosen, Sherwin. (1974)

10) 이용만. (2008)

11) 자연 실험에서는 임의적으로 두 집단을 구분한 후, 한집단에는 처치를 하고, 다른 한 집단에는 처치를 하지 않은 상태에서 두 집단을 비교하여 그 차이를 보여준다.

자연 실험과 유사하게 처치 전후로 처치집단과 통제집단을 비교 분석하는 방법이다. 이중차분법은 주로 정책효과, 교육효과 등을 측정할 때 많이 사용한다. 본 논문에서는 대출 금지 및 대출 규제가 해당 규제지역의 주택가격에 어떠한 변화를 일으켰는지 검증하기 위해 규제 대상(처치집단, treatment group)과 비규제대상(통제집단, control group)으로 나누어 대출 규제 전후의 변화를 비교하여 규제 효과를 측정하였다.

이중차분법의 경우, 규제정책의 도입 이전에 통제집단과 처치집단의 가격 추세가 유사하다는 평행성 조건(parallel condition)이 충족되어야만 이중차분법에 의해 도출된 결과를 신뢰할 수 있다. 이러한 평행추세 가정을 확인하기 위해 플라시보 검정(placebo test)을 실시하고 플라시보 검정 결과에 따라 분석 결과의 해석 및 의미 파악에 유의하여야 한다.

플라시보 검정이란, 처치 이전 시기에서 임의의 한 시점을 정한 뒤 해당 시점에 정책이 시행되었다고 가정하고 모형을 추정하여 추정 결과, 처치(정책)효과가 있는 것으로 나오면 이는 평행성 가정(parallel condition)이 성립되지 않는 것으로 본다. 이 경우 이중차분법에 의한 연구결과는 그 신뢰성이 떨어진다. 만일 추정 결과 처치(정책)효과가 없는 것으로 나오면 이는 평행성 가정이 성립한다고 본다. 평행성 가정이 성립한다면 비로써 이중차분법에 의한 연구결과를 신뢰할 수 있다.

본 논문에서는 동태적 이중차분 모형을 분석 방법으로 사용한다. 동태적 이중차분 모형은 사전추세가 있거나 처치효과의 장단기 차이가 있을 때 사용하는 매우 효과적인 분석 방법이다. 기존 선행 연구들은 주로 고전적 두 시점 이중차분 모형을 통해 규제 효과를 분석하였다. 이는 정책 시행 전후 두 시점에 목표 변수를 관찰할 수 있을 때 사용하는 분석 방법이다. 본 논문의 목표 변수인 아파트 가격은 하루에도 여러 차례 거래되어 다 시점에서 거래가격이 관찰되어 두 시점 이중차분 모형으로 분석하기에 부적합하다. 따라서 시간이 흐름에 따라 다 시점에 종속 변수의 값이 관찰되는 아파트 가격을 분석할 때는 동태적 이중차분 모형이 적합하다.

그리고 규제정책이 도입된 것이 처치집단의 가격 상승 때문이라면, 규제정책 도입 이전에 이미 고가 주택의 가격이 통제집단의 가격보다 더 빨리 상승

하였을 수 있다. 특정 집단에 대한 규제는 일반적으로 그 특정 집단에서 가격 상승이 있을 때 이루어지기 때문에 규제를 받는 집단(규제집단)의 가격은 이전에 이미 다른 추세(이를 “사전추세“라 부른다)가 있었을 가능성이 있다.

연구에서 실거래가격 자료를 사용하여 모형을 추정할 때는 ‘주택 특성의 구성 변화(changes in the composition of properties) 문제’를 해결해야 한다. 매기 거래된 주택의 특성이 다르기 때문에 주택들의 특성 차이에 따른 가격 차이를 통제해야 한다. 또한 실거래가격 자료에 포함된 주택 특성변수가 부족하여 별도로 특성변수를 추가하여 이를 통제하였다.

12·16 대책 당시 투기과열지구로 지정된 지역에서 15억 원 초과 주택이 주로 있는 곳은 강남 3구이다¹²⁾. 분석대상 기간은 2018년 1월부터 2021년 12월까지 12·16 대책 전후 2년간이다. 분석 기간을 대책 전후 2년간으로 정한 것은 사전추세 검정과 플라시보 검정을 통해 정책효과의 신뢰성을 확보하기 위해서다. 또한 정책효과의 장단기 효과를 구분하기 위해 분석 기간을 대책 시행 전후 2년간으로 하였다.

2. 연구의 구성

본 논문은 전체 5장으로 구성하여 제1장 서론, 제2장 이론적 검토와 선행 연구, 제3장은 실증분석 방법, 제4장은 실증분석 결과를, 그리고 마지막으로 제5장은 결론으로 이루어져 있으며 각각의 장을 살펴보면 다음과 같다.

제1장 서론에서는 연구의 배경과 목적, 연구의 방법과 범위, 연구의 구성을 제시하였다. 연구의 배경과 목적에서는 2019년 12·16대책에서 15억 원 초과 주택에 대해 대출 금지라는 강력한 규제에도 불구하고 주택가격이 안정되었는지 여부가 명확하지 않아 이에 대한 규제 효과를 분석하고자 하였으며, 연구의 방법과 범위에서는 대출 규제의 효과를 분석하고자 이에 적합한 연구

12) 2019년 말 투기과열지구로 지정되었던 지역은 서울시 전역 25개 구 및 경기도 과천, 분당, 광명, 하남과 대구 수성, 세종시 총 31개 지역이다.(관계부처 합동 2020.a) 서울시의 강남 3구를 비롯하여 강동, 용산, 성동, 노원, 마포, 양천, 영등포, 강서, 종로, 중구, 동대문, 동작구 15개 구와 세종시를 포함 총 16개 지역이 투기지역으로 지정되어 있었다.(기획재정부, 2022) 따라서 강남 3구는 투기과열지구이자 투기지역에 속해있었다. 투기과열지구가 투기지역을 포함하고 있기에 본 연구에서는 투기과열지구를 기준으로 분석대상으로 정하였다.

방법론을 제시하고 규제지역 지정과 규제 수준의 강화에 따른 연구의 시간적 범위와 공간적 대상을 정하고 연구의 흐름을 그림으로 표현하였다.

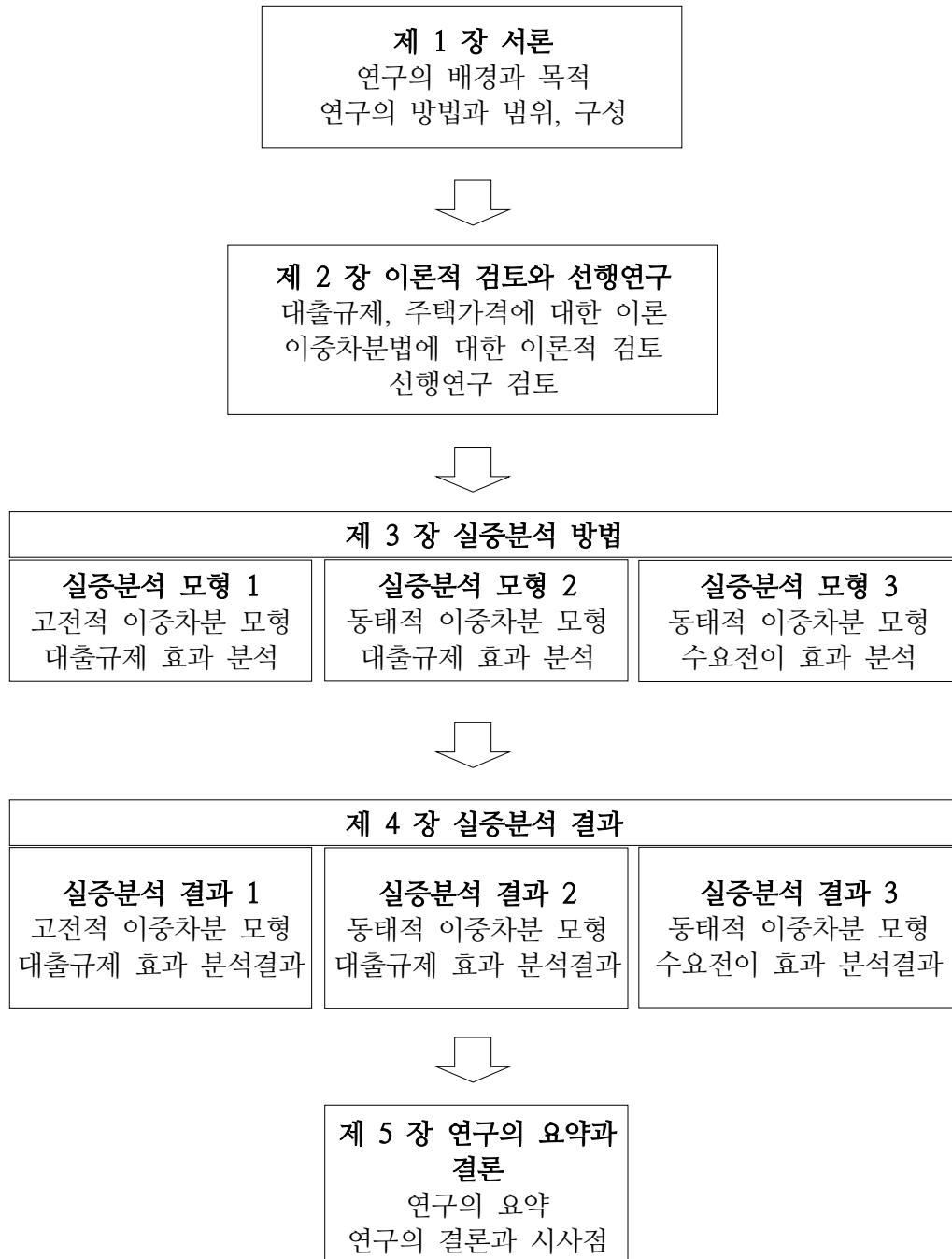
제2장에서는 본 논문의 주제와 관련한 주택가격에 대한 이론적 검토와 대출 규제와 관련한 금융규제정책에 대해 살펴보고 금융규제가 적용되는 규제 지역인 투기지역, 투기과열지구, 조정대상지역의 지정요건, 지정 절차, 지정 효과를 살펴보고, 각각의 규제지역을 비교하였다. 마지막으로 선행 연구들을 검토하여 기존 선행 연구와 본 논문과의 차별성을 제시하였다.

제3장에서는 실증분석을 위한 분석대상 연구가설을 제시하고 실증 분석모형을 3가지로 제시하였다. 분석대상은 규제를 받는 처치집단과 규제를 받지 않는 통제집단을 구분하고 이의 가격변화를 분석하였다.

제4장에서는 실증분석 모형 3가지에 맞게 고전적 이중차분 모형에 의한 대출규제효과, 동태적 이중차분 모형을 통한 대출규제효과, 그리고 동태적 이중차분법에 의한 수요전이 효과를 검증하고 분석 결과를 도출하였다.

마지막으로 제5장에서는 본 논문의 연구 결과를 요약하였으며 본 연구 결과의 시사점과 한계점을 제시하였다.

〈그림 1〉 연구의 구성



제 2 장 이론적 검토와 선행 연구

제 1 절 규제지역에서 대출규제와 주택가격에 대한 이론적 검토

1. 규제지역 지정과 규제내용

우리나라에서 규제지역은 규제의 목적과 규제의 법적 근거에 따라 투기지역, 투기과열지구, 조정대상지역으로 나누어진다. 투기지역은 소득세법상 규제지역으로 부동산 가격이 급등하였거나 급등할 우려가 있는 지역 중에서 기획재정부장관이 지정한다. 투기과열지구와 조정대상지역은 주택법상 규제대상지역으로 투기가 성행하거나 성행할 우려가 있는 지역이나 청약 경쟁이 과열되거나 과열될 우려가 있는 지역 중에서 국토교통부 장관이나 시·도지사가 지정할 수 있다.

본 논문에서는 분석의 대상인 투기과열지구에 대해 먼저 살펴보고 투기지역 및 조정대상지역과의 차이점 등을 비교하겠다.

1) 투기과열지구

정부는 1983년 주택가격 안정을 위해 투기과열지구 제도를 처음으로 도입하였다. 당시 이 제도에서는 기존주택의 실거래가와 분양 예정가격이 현저하게 차이가 날 경우, 해당 지역을 투기과열지구로 지정하였다. 투기과열지구로 지정되면, 정부는 채권매입액이 많은 사람에게 신규주택 매수 우선권을 주었다. IMF 외환위기 이후 주택시장 침체로 1999년 7월에 투기과열지구 제도는 폐지되었다. 이후 2003년 개정된 「주택법」¹³⁾에 근거하여 이 제도를 현재까지 운영하고 있다.

13) 당시 투기과열지구는 주택법 제41조(투기과열지구의 지정 및 전매행위 등의 제한)에 따라 운용되었다.

가) 지정기준

투기과열지구는 해당 지역 주택가격의 상승률이 물가상승률보다 현저히 높은 지역으로 청약경쟁률, 주택가격과 주택보급률 및 주택공급계획 등과 지역 주택시장 여건 등을 고려하였을 때 주택에 대한 투기가 성행하고 있거나 성행할 우려가 있는 지역 중 지정 기준 중 반드시 1개 이상 충족되는 지역으로 투기수요를 차단하고 시장 과열 현상을 완화하기 위해 국토교통부 장관 또는 시·도지사가 지정한 지역이다.

지정기준은¹⁴⁾ 다음과 같다. ① 주택공급이 있었던 직전 2개월간 해당 지역에서 공급되는 주택의 청약경쟁률이 5대 1을 초과하였거나 국민주택규모 이하 주택의 청약경쟁률이 10대 1을 초과한 곳, ② 주택의 분양계획이 지난 달보다 30퍼센트 이상 감소하였거나, 주택건설사업계획의 승인이나 건축허가 실적이 지난해보다 급격하게 감소하여 주택공급이 위축될 우려가 있는 곳, ③ 신도시 개발이나 주택의 전매행위 성행 등으로 투기 및 주거불안의 우려가 있는 곳으로서 다음의 어느 하나에 해당하는 경우이다. ㉠ 시·도별 주택보급률이 전국 평균 이하인 경우, ㉡ 시·도별 자가 주택비율이 전국 평균 이하인 경우, ㉢ 해당 지역의 주택공급물량이 입주자저축 가입자 중 주택청약 제1순위자에 비하여 현저하게 적은 경우 투기과열지구로 지정할 수 있다.

국토교통부 장관 또는 시·도지사는 주거정책심의위원회의 심의를 거쳐 일정 지역을 투기과열지구로 지정하거나 해제할 수 있다. 국토교통부 장관이 투기과열지구를 지정 또는 해제할 때는 미리 시·도지사의 의견을 청취하고 그 의견에 대한 검토의견을 회신하여야 한다. 아울러 시·도지사가 투기과열지구를 지정하거나 해제하고자 할 경우에는 국토교통부 장관과 협의하여야 한다.

이러한 투기과열지구는 주택법 제63조와 주택법 시행규칙 제25조에 따라 운영되었다. 다음의 <표 1>은 투기과열지구 지정 기준 및 지정 절차를 요약한 것이다.

14) 주택법 시행규칙 제25조(투기과열지구의 지정 기준), (2019.12.16. 기준)

〈표 1〉 투기과열지구 지정기준 및 지정절차(2019.12.16, 기준)

구분	투기과열지구
관련법령	주택법 제63조, 주택법 시행규칙 제25조
지정기준	정량적 요건: 공동요건과 선택요건 중 반드시 1개 이상 충족
	공동요건 : 해당 지역의 주택가격 상승률이 물가상승률보다 현저히 높은 지역
	선택요건
	① 주택공급이 있었던 직전 2개월간 해당 지역에서 공급되는 주택의 청약경쟁률이 5대 1을 초과하였거나 국민주택규모 이하 주택의 청약경쟁률이 10대 1을 초과한 곳 ② 주택의 분양계획이 지난달보다 30퍼센트 이상 감소하였거나, 주택건설사업계획의 승인이나 건축허가 실적이 지난해보다 급격하게 감소하여 주택공급이 위축될 우려가 있는 곳 ③ 신도시 개발이나 주택의 전매행위 성행 등으로 투기 및 주거불안의 우려가 있는 곳으로서 다음의 어느 하나에 해당하는 경우 ㉠ 시·도별 주택보급률이 전국 평균 이하인 경우, ㉡ 시·도별 자가주택비율이 전국 평균 이하인 경우, ㉢ 해당 지역의 주택공급물량이 입주자저축 가입자 중 주택청약 제1순위자에 비하여 현저하게 적은 경우
	정성적 요건 : 지역 주택시장의 여건 등을 고려하여 주택투기가 성행하거나 우려되는 지역
지정절차	국토교통부 장관: 투기과열지구를 지정 또는 해제할 경우 미리 시·도지사의 의견을 청취하고 그 의견에 대한 검토의견을 회신하여야 한다. 시·도지사가 투기과열지구를 지정하거나 해제하고자 할 경우에는 국토교통부 장관과 협의하여야 한다

출처 : 주택법 제63조 및 주택법 시행규칙 제25조 재구성

나) 지정효과

투기과열지구로 지정되면 해당 지역은 재건축 관련 규제, 분양권전매제한, 청약 1순위 자격요건 강화 및 대출 규제 등 많은 규제를 받게 된다. 그러나 투기과열지구에서의 규제는 시기에 따라 다르다. 본 논문에서는 분석 대상인 12·16대책 당시 기준으로 지정효과를 살펴보겠다. 구체적으로 살펴보면, 재건축 관련해서는 재건축조합원에 대한 주택 공급수 제한(1주택), 재건축조합원 지위 양도 제한과 정비사업 분양 재당첨 제한을 받는다. 또한 분양권 관련하여 전매제한 규제가 있어 소유권이전등기 시까지 최대 5년간 분양권의 전매가 제한된다. 또한 투기과열지구로 지정되면 청약 1순위 자격요건이 강화된다. 투기과열지구에서는 청약통장 가입 후 2년 경과 및 납입 횟수 24회 이상

이 되어야 청약 1순위 자격이 주어진다. 이 밖에도 민영주택 일반공급 가점제가 확대되어 85㎡ 이하는 100%, 85㎡ 이상은 50%가 가점제 적용을 받는다.

2019년 12·16 대책으로 투기과열지구 내 대출 규제가 강화되었다. 기존 투기과열지구 내 주택담보대출 담보인정비율(LTV)은 40% 적용 중이었으나 2019년 12·16 대책으로 주택가격 대별 LTV 비율이 상이하게 적용되었다. 주택가격 9억 원 이하 주택은 기존과 동일하게 LTV 비율이 40%이다. 주택가격 9억 원 이상 15억 원 미만인 경우 기존 LTV 40%에서 20%로 축소되었다. 또한, 주택가격 15억 원 초과 초고가 주택은 대출이 금지(LTV 0%)되었

〈표 2〉 투기과열지구 지정 효과(2019.12.16. 기준)

구분	투기과열지구
금융	LTV : 9억 미만 40% 9억 이상~15억 미만 20% 15억 초과 0% DTI : 40% LTV, DTI 중 작은 것 적용
정비사업	재건축 조합원 재건축 주택공급 수 제한(1주택) 재건축조합원 지위 양도 제한(조합설립인가 후 소유권 이전 등기 시까지) 재개발조합원 지위 양도 제한(관리처분계획인가 후 소유권 이전 등기 시까지) 정비사업 분양주택 재당첨 제한-조합원/일반분양 포함 5년 재건축사업 후분양 인센티브 배제
전매제한	분양권 전매제한-소유권이전 등기일까지, 최대 5년 오피스텔(100실 이상) 분양권 전매제한-소유권이전등기 일 또는 사용승인일로 부터 1년 중 짧은 기간
청약	청약 1순위 자격요건 강화 -청약통장 가입 후 2년 경과 +납입 횟수 24회 이상 -5년 내 당첨자가 세대에 속하지 않을 것, 세대주 일 것 -2주택 소유자가 아닐 것(민영) 1순위 청약 일정 분리(해당 지역, 기타) 민영주택 일반공급 가점제 적용 확대 -85㎡이하 100%, 85㎡이상 50% 민영주택 재당첨제한 -85㎡이하 : 과밀억제권역 5년, 그 외 3년 -85㎡초과 : 과밀억제권역 3년, 그 외 1년 오피스텔 거주자 우선분양 -분양 100실 이상 : 20% 이하 -분양 100실 미만 : 10% 이하 9억 초과 주택 특별공급 제외
기타	주택취득시 자금조달계획 및 입주계획 신고 의무 + 증빙자료 제출(3억 이상)

출처 : 2019.12.16. 국토부 보도자료 및 주택법, 주택법 시행규칙 재구성

다. 또한 주택가격 15억 원 초과 초고가 주택은 대출이 금지(LTV 0%)되었다. 12·16대책 당시 투기과열지구 지정 효과를 정리하면 <표 2>와 같다.

다) 지정현황

정부는 2002년 서울시 전 지역, 인천 삼산1지구, 고양시 일산2지구 외, 남양주 호평동, 화성시 동탄지구 지정을 시작으로 같은 해 11월 용인 동백지구, 같은 해 12월에 인천 연수구를 투기과열지구로 지정하였다. 이후 2003년 2월 대전시 유성구, 4월에는 대전시 서구, 천안시 봉명동, 6월에는 대전시 그 외 지역, 인천시 그 외 지역, 천안시 그 외 지역, 청주시, 청원군, 아산시를 투기과열지구로 지정하였다. 2003년 10월에는 부산시 해운대구, 수영구와 대구시 수성구와 동구를 투기과열지구로 지정하였다. 같은 해 11월에는 부산시 그 외 지역과 인천시 그 외 지역, 천안시 그 외 지역, 청주시, 충북 청원군과 양산시를 투기과열지구로 지정하였다. 2004년 7월에는 공주시와 계룡시, 연기군을 투기과열지구로 지정하였다.

2007년~2008년 글로벌 금융위기를 기점으로 주택시장의 침체가 계속되자 정부는 2007년 7월부터 투기과열지구를 해제하기 시작했다. 7월에 부산시(해운대구, 수영구 제외), 대구시(수성구, 동구 제외), 광주시(남구 제외), 양산시를 투기과열지구에서 해제하였다. 9월에는 대전시(유성구 제외), 청주시, 천안시, 아산시와 계룡시를 투기과열지구에서 해제하였다. 같은 해 12월에는 부산시 수영구, 대구시 수성구, 동구, 광주시 남구, 대전시 유성구, 울산시 중구, 동구, 북구, 공주시, 연기군과 창원시를 투기과열지구에서 해제하였다. 이후 2008년 11월 강남 3구를 제외한 서울시 전역에서 투기과열지구 지정을 해제하였다. 3년 후인 2011년 12월에는 강남 3구까지 해제하여 전국에서 투기과열지구가 사라지게 되었다.

이후 부동산 시장이 과열되자 정부는 2017년 8월 8·2대책에서 다시 서울시 전역 25개 구, 과천시, 세종시를 투기과열지구로 지정하였다. 2017년 9·6대책에서 정부는 성남시 분당구, 대구시 수성구를 투기과열지구로 지정하였다. 2018년 8월에는 광명시와 하남시가 투기과열지구로 지정되었다. 이후

2020년 6월 경기도 수원, 성남수정, 안양, 안산 단원, 구리, 군포, 의왕, 용인 수지·기흥, 동탄2, 인천 연수·남동·서구, 대전 동·중·서·유성구가 투기과열지구로 지정되었다. 2020년 12월 마지막으로 경남 창원 의창구가 투기과열지구로 지정되었다. 그러나, 이후 코로나 위기를 겪으며 주택시장이 침체에 빠지자 정부는 주택시장 안정을 위해 2022년 7월 대구시 수성구, 대전 동구·중구·서구·유성구, 경남 창원 의창구를 투기과열지구에서 해제하였다. 2022년 9월에는 인천시 연수구·남동구·서구, 세종시가 투기과열지구에서 해제되었다. 이후 11월에는 서울 및 경기 4곳(과천, 성남(분당구·수정구), 하남, 광명)을 제외한 전국의 투기과열지구가 해제되었다. 2023년 1월에는 서울 강남·서초·송파·용산을 제외한 서울시 전역에서 투기과열지구가 해제되었다. 투기과열지구 지정 및 해제 연혁은 <표 3>과 같다.

〈표 3〉 투기과열지구의 지정 및 해제 연혁(2023.01.05. 기준)

구분	날짜	지정/ 해제	지역
1 차 지 정 기 간	2002-09-08	지정	서울 전지역, 인천(삼산1지구) 고양시(일산2지구 외), 남양주(호평동) 화성시(동탄지구 외)
	2002-11-08	지정	용인시(동백지구)
	2002-12-06	지정	인천시(연수구)
	2003-02-05	지정	대전시(유성구)
	2003-04-28	지정	대전시(서구), 천안시(봉명동 외)
	2003-06-07	지정	대전시(그외 지역), 인천시(그외 지역), 천안시(그외 지역), 청주시, 청원군, 아산시
	2003-10-02	지정	부산시(해운대구, 수영구), 대구시(수성구, 동구)
	2003-11-18	지정	부산시(그외지역), 대구시(그외지역), 광주시, 울산시, 창원시, 양산시
	2004-07-30	지정	공주시, 계룡시, 연기군
1 차 해 제 기 간	2007-07-02	해제	부산시(해운대구, 수영구 제외) 대구시(수성구, 동구 제외) 광주시(남구 제외), 양산시
	2007-09-13	해제	대전시(유성구 제외), 청주시, 천안시, 아산시, 계룡시
	2007-12-03	해제	부산시(수영구), 대구시(수성구, 동구), 광주시(남구), 대전시(유성구), 울산시(중구, 동구, 북구), 공주시, 연기군, 창원시
	2008-01-30	해제	부산시(해운대구), 울산시(그 외 지역)
	2008-11-07	해제	서울시(강남 3구 제외), 부산시(그 외 지역), 인천시, 경기도
	2011-12-22	해제	서울시(강남 3구)
2 차 지 정 기 간	2017-08-02	지정	서울시 25개 구 전역, 과천시, 세종시
	2017-09-06	지정	성남시(분당구), 대구시(수성구)
	2018-08-28	지정	광명시, 하남시
	2020-06-19	지정	수원시, 성남시(수정구), 안산시(단원구), 구리시, 군포시, 의왕시, 용인시(수지구, 기흥구), 동탄2, 인천시(연수, 남동, 서구), 대전시(동구, 중구, 서구, 유성구)
	2020-12-17	지정	경남 창원시의창
2 차 해 제 기 간	2022-07-05	해제	대구시(수성구), 대전시(동구, 중구, 서구, 유성구), 경남 창원시의창
	2022-09-26	해제	인천시(연수구, 남동구, 서구), 세종시
	2022-11-14	해제	전국 해제, 제외(서울 및 경기 4곳(과천, 성남(분당구, 수정구), 하남, 광명)
	2023-01-05	해제	서울, 전국 해제, 제외(서울 강남, 서초, 송파, 용산구)

출처: 양완진·김현정 (2020), 국토교통부 주택업무편람(2023) 참고 재구성

투기과열지구 지정 및 해제 현황을 살펴보면 지정 및 해제가 반복되고 있음을 알 수 있다. 2002년 9월 7일 서울 전지역과 인천시(삼산지구), 고양시(일산2지구 외), 남양주시(호평동) 및 화성시(동탄지구 외)가 투기과열지구로 지정되었고 2004년 7월 30일 공주시, 계룡시 및 연기군이 2002년 이래 마지막으로 투기과열지구로 지정되었다. 투기과열지구 지정이 유지된 기간은 4년 10개월간이다.

투기과열지구 지정이 계속 유지되다가 2007년 7월 2일 부산시(해운대구, 수영구 제외), 광주시, 울산시, 창원시 및 양산시가 먼저 투기과열지구에서 해제되었다. 이후 2011년 12월 22일 강남 3구마저 투기과열지구에서 해제되며 전국에서 투기과열 지구는 사라졌다. 이렇듯 투기과열지구 지정지역이 없던 기간은 10년 1개월이다.

이 기간을 구분해보면 4년 10개월은 투기과열지구 지정 및 유지 기간이고 10년 1개월은 투기과열지구가 해제되어 규제가 없던 기간이다. 이를 달리 말하면 규제 기간은 총기간 중 1/3 수준이고 해제 기간은 총기간의 2/3 수준이다. 이를 1차 지정 및 해제 기간이라 부르기로 한다. <표 4>에서 1차 지정 및 해제 기간을 시작과 종료, 유지로 구분하여 분류하였다.

〈표 4〉 1차 투기과열지구 지정 및 해제 기간

구분	1차 지정기간			1차 해제기간			일수	기간	상승/ 하락
	시작	종료	유지	시작	종료	유지			
지정	'02.9.8	'04.7.30	'07.7.1				1,757	4년 10개월	상승
해제				'07.7. 2	'11.12. 22	'17.8. 1	3,683	10년 1개월	안정/ 하락
도시	서울,인 천,고양	공주,계 룡,연기		부산, 대구, 광주	강남3 구				

출처: 국토교통부 보도자료 재구성

1차 투기과열지구 지정기간은 4년 10개월이고 이 시기는 규제가 있었으며 주택가격이 상승하던 시기로 보인다. 한편 1차 투기과열지구 해제 기간은 10년 1개월이고 이 시기는 안정기 또는 하락기로 보인다.

〈표 5〉 2차 투기과열지구 지정 및 해제 기간

구분	2차 지정기간			2차 해제기간		일수	기간	상승/ 하락
	시작	종료	유지	시작	해제			
지정	‘17.8.2	‘20.12.17	22.7.4			1,797	4년 11개월	상승
해제				‘22.7.5	‘23.1.5			하락
도시	서울,과 천,세종	창원의창		대구,대 전,창원 의창	강남3구, 용산제외			

출처: 국토교통부 보도자료 재구성

〈표 5〉는 2차 투기과열지구 지정 및 해제 기간을 구분한 것으로 2차 투기과열지구 지정기간은 4년 11개월이고 이 시기는 규제가 있었으며 주택가격이 상승하던 시기이다. 한편 2022년 7월 투기과열지구 해제가 시작된 이래 2023년 1월 5일 강남 3구와 용산구를 제외한 전국의 투기과열지구가 해제되었다. 현재 1차와 달리 전국적으로 투기과열지구가 모두 해제되지는 않았다.

2) 조정대상지역

조정대상지역은 2016년 주택법에 근거를 두고 제도가 도입되었다. 국토교통부 장관은 “주거정책 심의위원회”의 심의를 거쳐 주택 분양 등이 과열되었거나 과열될 우려가 있는 지역이나 주택 분양·매매 등 거래가 위축되었거나 위축될 우려가 있는 지역을 조정대상지역으로 지정 및 해제할 수 있다.

국토교통부 장관이 조정대상지역을 지정하는 경우에는 미리 시·도지사의 의견을 들어야 하고, 조정대상지역을 지정한 경우에는 지체없이 이를 공고하고, 그 조정대상지역을 관할하는 시장·군수·구청장에게 공고내용을 통보하여야 한다. 조정대상지역 지정은 주택법 63조의2¹⁵⁾ 및 주택법 시행규칙 제25조의 3에 따라 운영되었다.

가) 지정기준

15) 주택법 제 63조의 2(조정대상지역의 운영) 및 주택법 시행규칙 제25조의 3(조정대상지역의 지정기준)에 따라 운영되었다.(2019.12.16. 기준)

조정대상지역은 투기과열지구 지정요건 중 정량요건의 일부를 준용하여 과열이 발생하였거나, 발생할 우려가 있는 지역을 선정하여 조정대상지역을 지정한다. 구체적인 지정 기준은 정량적 요건으로 공통요건과 선택요건 중 반드시 하나 이상 충족되어야만 지정이 가능하다.

공통요건은 직전 월부터 소급하여 3개월간 해당 지역 주택가격상승률이 그 지역이 속하는 시도 소비자물가 상승률의 1.3배를 초과한 지역을 가리킨다.

선택요건은 ① 직전 월부터 소급하여 주택공급이 있었던 2개월간 해당 지역에서 공급되는 주택의 월평균 청약경쟁률이 모두 5대 1을 초과한 지역(국민주택규모는 10대 1을 초과한 지역) ② 직전 월부터 소급하여 3개월간의 분양권 전매거래량이 전년 동기 대비 30% 이상 증가한 지역 ③ 시도지역별 주택보급률 또는 자가주택 비율이 전국 평균 이하인 지역으로 주택가격과 청약경쟁률, 주택보급률 및 분양권 전매거래량 등을 고려하였을 때 주택 분양 등 부동산 시장이 과열되어 있거나 과열될 가능성이 있는 지역이다.

정성적 요건으로는 주택가격과 청약경쟁률, 주택보급률 및 분양권 전매거래량 등을 고려하였을 때 주택 분양 등 부동산 시장이 과열되어 있거나 과열될 가능성이 있는 경우에 조정대상지역으로 지정할 수 있다. 국토교통부 장관은 시·도지사의 의견을 청취한 다음 주거정책심의위원회의 심의를 거쳐 조정대상지역을 지정 또는 해제할 수 있다. 조정대상지역 지정기준 및 절차는 <표 6>와 같다.

〈표 6〉 조정대상지역 지정기준 및 절차(2019.12.16. 기준)

구분	조정대상지역
관련법령	주택법 제63조의 2, 주택법 시행규칙 제25조의 3
지정기준	정량적 요건: 공통요건과 선택요건 중 반드시 1개 이상 충족
	공통요건 : 직전월부터 소급하여 3개월간 해당 지역 주택가격상승률이 그 지역이 속하는 시도 소비자물가 상승률의 1.3배를 초과한 지역
	선택요건
	① 직전 월부터 소급하여 주택공급이 있었던 2개월간 해당 지역에서 공급되는 주택의 월평균 청약경쟁률이 모두 5대 1을 초과한 지역(국민주택규모는 10대 1을 초과한 지역) ② 직전 월부터 소급하여 3개월간의 분양권 전매거래량이 전년 동기 대비 30% 이상 증가한 지역 ③ 시도지역별 주택보급률 또는 자가주택 비율이 전국 평균 이하인 지역
	정성적 요건 : 주택가격과 청약경쟁률, 주택보급률 및 분양권 전매거래량 등을 고려하였을 때 주택 분양 등 부동산 시장이 과열되어 있거나 과열될 가능성이 있는 지역
지정절차	국토교통부 장관이 시·도지사의 의견을 청취한 다음 주거정책심의위원회의 심의를 거쳐 지정 또는 해제

출처 : 주택법 및 주택법 시행규칙 참고 재구성

나) 지정효과

조정대상지역으로 지정되면 금융부문 규제외의 경우 주택 가격이 9억 이하 주택은 LTV 50%가 적용되고, 9억 초과 주택은 LTV 30%가 적용된다. DTI는 모든 주택에 50%가 적용된다. 재건축 조합원은 재건축 주택공급 수가 1주택으로 제한을 받으며, 분양권 전매제한, 청약 1순위 자격요건 강화, 다주택자는 양도세 중과 및 장기보유특별공제 배제, 1세대 1주택 양도세 비과세 요건 강화 등 많은 규제를 받는다. 또한 다주택자가 조정대상지역 내 주택 양도시 양도소득세 중과를 위한 주택 수 계산에 분양권을 포함하였다. 이와 같은 조정대상지역 지정 효과는 〈표 7〉과 같이 정리하였다.

〈표 7〉 조정대상지역 지정효과(2019.12.16. 기준)

구분	조정대상지역
금융	LTV : 9억 이하 50% 9억 초과 30% DTI : 50% LTV, DTI 중 작은 것 적용
정비사업	재건축 조합원 재건축 주택공급 수 제한(1주택)
전매제한	분양권 전매제한-소유권이전 등기일까지, 최대 5년 오피스텔(100실 이상) 분양권 전매제한-소유권이전등기일 또는 사용승인일로 부터 1년 중 짧은 기간
청약	청약 1순위 자격요건 강화 -청약통장 가입 후 2년 경과 +납입횟수 24회 이상 -5년 내 당첨자가 세대에 속하지 않을 것, 세대주 일 것 -2주택 소유자가 아닐 것(민영) 1순위 청약일정 분리(해당 지역, 기타) 민영주택 일반공급 가점제 적용 확대 -85㎡이하 75%, 85㎡이상 30% 민영주택 재당첨제한 -85㎡이하 : 과밀억제권역 5년, 그 외 3년 -85㎡초과 : 과밀억제권역 3년, 그 외 1년 오피스텔 거주자 우선분양 -분양 100실 이상 : 20% 이하 -분양 100실 미만 : 10% 이하
세제	다주택자 양도세 중과·장기보유특별공제 적용 배제 -2주택+10%, 3주택+20% 1세대 1주택 양도세 비과세 요건 강화 -2년 이상 보유+거주, 9억 이하 분양권 전매시 양도세율 50%

출처 : 주택법 및 주택법 시행규칙, 소득세법 및 소득세법시행령 재구성

다) 지정현황

2016년 11월 서울 25개 구 전 지역이 조정대상지역으로 지정되었다. 경기도에서는 성남시, 하남시, 과천시, 동탄2택지개발지구가 조정대상지역으로 지정되었다. 이후 2017년 6월 광명시가 조정대상지역으로 추가 지정되었고, 2018년 8월 안양시 동안구, 구리시, 광교지구가 조정대상지역으로 지정되었다. 같은 해 12월에는 용인특례시 기흥구·수지구, 수원특례시 팔달구가 지정되었다. 2020년 2월에는 안양시 만안구, 의왕시, 수원특례시 권선구·영통구·장안구가 지정되었으며 6월에는 광주시, 안성시, 양주시, 평택시, 의정부시가 지정되었다. 11월에 김포시, 12월에는 파주시가 추가로 지정되었다. 2021년 8월

에는 동두천시가 경기도에서 마지막으로 지정되었다.

인천광역시에서는 2020년 6월 동구, 서구, 중구, 계양구, 부평구, 남동구, 미추홀구, 연수구가 조정대상지역으로 지정되었다. 부산광역시에서는 2020년 11월 동래구, 남구, 수영구, 연제구, 해운대구가 조정대상지역으로 지정되었고 다음 달인 12월에는 서구, 동구, 북구, 강서구, 금정구, 부산진구, 사상구, 사하구, 영도구가 조정대상지역으로 지정되어 부산에서는 중구와 기장군을 제외한 모든 지역이 조정대상지역으로 지정되었다.

대구광역시에서는 2020년 11월 수성구가 조정대상지역으로 지정되었고 12월에는 동구, 서구, 중구, 남구, 북구, 달서구, 달성군이 조정대상지역으로 지정되었다. 광주광역시에서는 2020년 12월 광산구, 동구, 서구, 북구, 남구가 조정대상지역으로 지정되었다. 대전광역시에서는 2020년 6월 서구, 중구, 동구, 유성구, 대덕구가 조정대상지역으로 지정되었다. 울산광역시에서는 2020년 12월 남구, 중구가 조정대상지역으로 지정되었다.

세종특별자치시는 2016년 11월 조정대상지역으로 지정되었다. 충청남도는 2020년 12월 공주시, 논산시, 천안시 서북구·동남구가 조정대상지역으로 지정되었고, 전라북도는 2020년 12월에 전주시 덕진구·완산구가 조정대상지역으로 지정되었다. 전라남도에서는 2020년 12월 광양시, 순천시, 여수시가 조정대상지역으로 지정되었다. 경상북도의 경우에도 2020년 12월에 포항시 남구, 경산시가 조정대상지역으로 지정되었다. 경상남도는 창원특례시 성산구가 2020년 12월에 조정대상지역으로 지정되었다.

이 와중에 2020년 12월 인천광역시 중구 을왕동, 남북동, 덕교동, 무의동은 조정대상지역에서 해제되었다. 또한 경기도 양주시 백석읍, 광적면, 남면, 은현면, 안성시 고삼면, 금광면, 보개면, 미양면, 대덕면, 양성면, 서운면, 죽산면, 삼죽면은 조정대상지역에서 해제되었다.

2021년 8월 경기도 동두천시(광암동, 결산동, 안흥동, 상봉암동, 하봉암동, 탑동동 제외)가 마지막으로 조정대상지역으로 지정되었다.

이후 2022년 7월 경기도 안산시 일부, 화성시 일부, 대구광역시 달서구·중구·동구·서구·남구·북구·달성군, 경상북도 경산시, 전라남도 여수시·순천시·광양시가 조정대상지역에서 해제되었다. 2022년 9월 경기도 동두천시·양주시·파주시·

평택시·안성시, 부산광역시 강서구·금정구·동래구·수영구·연제구·동구·서구·남구·북구·사상구·사하구·영도구·부산진구·해운대구, 대구광역시 수성구, 광주광역시 동구·서구·남구·북구·광산구, 대전광역시 동구·중구·서구·유성구·대덕구, 울산광역시 중구·남구, 충청북도 청주시, 충청남도 천안시 동남구·서북구, 논산시, 공주시, 전라북도 전주시 완산구·덕진구, 경상북도 포항시 남구, 경상남도 창원시 성산구가 조정대상지역에서 해제되었다. 2022년 11월 경기도 성남시 중원구, 동탄2택지개발지구, 구리시, 안양시 동안구·만안구, 광교택지개발지구, 수원시 팔달구·영통구·권선구·장안구·용인시 기흥구·수지구·처인구, 의왕시, 고양시, 남양주시, 화성시, 군포시, 부천시, 안산시, 시흥시, 오산시, 광주시, 의정부시, 김포시가 조정대상지역에서 해제되었다.

2023년 1월 강남구·서초구·송파구·용산구를 제외한 21개 구에서 조정대상지역이 해제되었다. 경기도 과천시, 광명시, 성남시 수정구·분당구, 하남시에서 조정대상지역이 해제되었다. 이로써 강남 3구와 용산구를 제외한 전국에서 조정대상지역이 전부 해제되었다. <표 8>은 조정대상지역의 지정 및 해제 현황을 날짜순으로 정리한 것이다.

〈표 8〉 조정대상지역 지정 및 해제 현황(2023.01.05. 기준)

일자	지정/해제	지역
2016.11.03	지정	·서울시 25개구 전 지역
2016.11.03	지정	·경기도 과천시, 성남시, 하남시, 동탄2택지개발지구
2017.06.19	지정	·경기도 광명시
2018.08.28	지정	·경기도 구리시, 안양시 동안구, 광교택지개발지구(수원시 영통구 이의동·원천동·하동·매탄동, 팔달구 우만동, 장안구 연무동, 용인시 수지구 상현동, 기흥구 영덕동 일원)
2018.08.28	해제	·부산광역시 기장군(일광면 제외)
2018.12.31	지정	·경기도 용인시 수지구·기흥구, 수원시 팔달구
2018.12.31	해제	·부산광역시 부산진구, 남구, 연제구, 기장군(일광면)
2019.11.08	해제	·경기도 고양시(삼송택지개발지구, 원흥·지축·향동 공공주택지구, 덕은·킨텍스(고양국제전시장)1단계·고양관광문화단지(한류월드) 도시개발구역 제외), 남양주시(다산동·별내동 제외) ·부산광역시 동래구, 수영구, 해운대구
2020.02.21	지정	·경기도 안양시 만안구, 의왕시, 수원시 영통구·권선구·장안구
2020.06.19	지정	·경기도 고양시, 남양주시(화도읍, 수동면 및 조안면 제외), 화성시, 군포시, 안성시(일죽면, 죽산면 죽산리·용설리·장계리·매산리·

		장릉리·장원리·두현리 및 삼죽면 용월리·덕산리·울곡리·내장리·배태리 제외), 부천시, 안산시, 시흥시, 용인시 처인구(포곡읍, 모현면, 백암면, 양지면 및 원삼면 가재월리·사암리·미평리·좌향리·맹리·두창리 제외), 오산시, 평택시, 광주시(초월읍, 곤지암읍, 도척면, 퇴촌면, 남종면 및 남한산성면 제외), 양주시, 의정부시 ·인천광역시 중구, 동구, 미추홀구, 연수구, 남동구, 부평구, 계양구, 서구 ·대전광역시 동구, 중구, 서구, 유성구, 대덕구 ·충청북도 청주시(낭성면, 미원면, 가덕면, 남일면, 문의면, 남이면, 현도면, 강내면, 옥산면, 내수읍 및 복이면 제외)
2020.11.20	지정	·경기도 김포시(통진읍, 대곶면, 월곶면, 하성면 제외) ·부산광역시 해운대구, 동래구, 수영구, 연제구, 남구 ·대구광역시 수성구
2020.12.18	지정	·부산광역시 동구, 서구, 북구, 부산진구, 강서구, 금정구, 사상구, 사하구, 영도구 ·대구광역시 서구, 중구, 동구, 남구, 북구, 달서구, 달성군(구지면, 가창면, 하빈면, 옥포읍, 논공읍, 유가읍 및 현풍읍 제외) ·광주광역시 동구, 서구, 남구, 북구, 광산구 ·울산광역시 중구, 남구 ·경기도 파주시(문산읍, 파주읍, 법원읍, 조리읍, 월롱면, 탄현면, 광탄면, 파평면, 적성면, 군내면, 장단면, 진동면 및 진서면 제외) ·충청남도 천안시 동남구(목천읍, 풍세면, 광덕면, 북면, 성남면, 수신면, 병천면 및 동면 제외), 서북구(성거읍, 성환읍, 직산읍 및 입장면 제외), 논산시(강경읍, 연무읍, 성동면, 광석면, 노성면, 상월면, 부적면, 연산면, 별곡면, 양촌면, 가야곡면, 은진면 및 채운면 제외), 공주시(유구읍, 이인면, 탄천면, 계룡면, 반포면, 의당면, 정안면, 우성면, 사곡면 및 신평면 제외) ·전라북도 전주시 완산구, 덕진구 ·전라남도 광양시(봉강면, 옥곡면, 옥룡면, 진상면, 진월면 및 다압면 제외), 순천시(송주읍, 낙안면, 별량면, 송광면, 월등면, 외서면, 주암면, 황전면 및 상사면 제외), 여수시(남면, 삼산면, 울촌면, 화양면, 화정면 및 돌산읍 제외), ·경상북도 포항시 남구(구룡포읍, 연일읍, 오천읍, 대송면, 동해면, 장기면 및 호미곶면 제외), 경산시(하양읍, 진량읍, 압량읍, 와촌면, 자인면, 용성면, 남산면 및 남천면 제외) ·경상남도 창원시 성산구
2020.12.18	해제	·인천광역시 중구 을왕동, 남북동, 덕교동, 무의동 ·경기도 양주시 백석읍, 광적면, 남면, 은현면, 안성시 고삼면, 금광면, 보개면, 미양면·대덕면, 양성면, 서운면, 죽산면, 삼죽면
2021.08.30	지정	·경기도 동두천시(광암동, 결산동, 안흥동, 상봉암동, 하봉암동, 탑동동 제외)
2022.07.05	해제	·경기도 안산시 일부(단원구 선감동·풍도동·대부동동·대부남동·대부북동), 화성시 일부(서신면) ·대구광역시 달서구, 중구, 동구, 서구, 남구, 북구, 달성군 ·경상북도 경산시

		·전라남도 여수시, 순천시, 광양시
2022.09.26	해제	·경기도 동두천시·양주시·파주시·평택시·안성시 ·부산광역시 강서구·금정구·동래구·수영구·연제구·동구·서구·남구·북구·사상구·사하구·영도구·부산진구·해운대구 ·대구광역시 수성구 ·광주광역시 동구·서구·남구·북구·광산구 ·대전광역시 동구·중구·서구·유성구·대덕구 ·울산광역시 중구·남구, 충청북도 청주시 ·충청남도 천안시 동남구·서북구, 논산시, 공주시 ·전라북도 전주시 완산구·덕진구 ·경상북도 포항시 남구 ·경상남도 창원시 성산구
2022.11.14	해제	·경기도 성남시 일부(중원구), 동탄2택지개발지구, 구리시, 안양시 동안구·만안구, 광교택지개발지구, 수원시 팔달구·영통구·권선구·장안구, 용인시 수지구·기흥구·처인구, 의왕시, 고양시, 남양주시, 화성시, 군포시, 부천시, 안산시, 시흥시, 오산시, 광주시, 의정부시, 김포시 ·인천광역시 중구·동구·미추홀구·연수구·남동구·부평구·계양구·서구·세종특별자치시
2023.01.05	해제	·서울시 종로구·중구·성동구·광진구·동대문구·중랑구·성북구·강북구·도봉구·노원구·은평구·서대문구·마포구·양천구·강서구·구로구·금천구·영등포구·동작구·관악구·강동구 ·경기도 과천시, 광명시, 성남시 수정구·분당구, 하남시 ·서울 강남 3구와 용산구를 제외한 전국 조정대상지역 해제

출처 : 유충열 (2024)

서울시 등 시도지역별 조정대상지역 지정 및 해제 현황을 지역별로 살펴보면, 서울, 경기, 인천 및 부산에서 집중적으로 지정 및 해제된 것을 알 수 있다. 서울특별시의 경우 강남 3구 외 25개구 전체가 2017년 8월 3일 조정대상지역으로 지정되었다. 그러다 강남 3구와 용산구를 제외하고 나머지 21개 구는 2023년 1월 5일을 기준으로 모두 조정대상지역에서 해제되었다. 현재 서울지역은 강남 3구와 용산구만이 조정대상지역으로 남아있다.

경기도의 경우 2016년 11월 3일 과천시, 성남시, 하남시, 고양시, 화성동탄2지구, 남양주시가 조정대상지역으로 지정되었다. 그 밖에 안양시, 구리시, 수원 팔달구, 수원 광교지구, 용인시 수지구·기흥구가 2018년 8월 및 12월에 조정대상지역으로 지정되었다. 이후 2020년 6월 군포시, 오산시, 안산시, 평택시, 광주시, 양주시 등이 조정대상지역으로 지정되었다.

인천광역시의 경우 2020년 6월 중구, 동구, 미추홀구, 연수구, 남동구, 부평구, 계양구, 서구가 조정대상지역으로 지정되었다. 부산광역시의 경우 2016

년 6월에 해운대구, 연제구, 수영구 등이 조정대상지역으로 지정되었으며 2020년 12월에 대부분 지역이 조정대상지역으로 지정되었다. 그 밖에 대구, 광주, 울산, 충남, 전남, 경북, 경남 등은 2020년 12월에 조정대상지역으로 지정되었다. 현재는 2023년 1월 5일을 기준으로 모든 지역에서 해제되었다.

3) 투기지역¹⁶⁾

투기지역은 토지나 주택 등 부동산 가격이 급등하거나 급등할 우려가 있는 경우 기획재정부장관이 “부동산 가격 안정심의 위원회”의 심의를 거쳐 지정하는 지역이다. 동 제도는 소득세법상¹⁷⁾ 규제지역으로 2003년 도입되었다.

투기지역은 주택투기지역과 토지투기지역으로 나누어 지정되며 행정구역 단위로 지정된다. 투기지역 지정 후 6개월이 지나 누적 주택 또는 토지가격 상승률이 전국 평균 이하이거나 최근 3개월간 누적 가격 상승률이 전국 평균 이하로 떨어지면 해제된다.

투기지역으로 지정되면 양도세 관련 주택수 산정 시 농어촌주택 포함, 취득등록세 중과대상 특례 배제, 대출 규제(LTV, DTI), 중도금대출 발급요건 강화(세대 당 보증건수 1건 제한) 및 주택담보대출 만기 연장/건수 제한, 기업자금대출 제한 등 많은 규제를 받게 된다.

가) 지정 기준

투기지역은 정량적인 요건으로 공통요건과 선택요건 중 1 이상 충족되어야 지정할 수 있다. 구체적으로 살펴보면, 직전 월의 당해 주택 가격상승률이 전국소비자물가상승률의 130%보다 크고 직전 2개월 평균 가격상승률이 직전 2개월 평균 전국가격상승률의 130%보다 큰 경우 투기지역으로 지정할 수 있다. 또한 직전 월의 당해 주택 가격상승률이 전국소비자물가상승률의 130%

16) 투기지역 제도는 소득세법 제104조의 2 (지정지역의 운영)에 근거를 두고 있다. 따라서 소득세법상 명칭은 지정지역이나 일반적으로 지정지역보다는 투기지역이라 불러 본 논문에서는 실제의 명칭과 달리 투기지역으로 부른다.

17) 소득세법 제 104조의 2 지정지역의 운영 및 소득세법 시행령 제168조의 3 지정지역 지정의 기준 등에 따라 지정 및 해제 운영되고 있다.

보다 크고 직전 1년간 가격상승률이 직전 3년간 연평균 전국가격상승률보다 큰 지역도 투기지역으로 지정할 수 있다. 자세한 지정 기준 및 지정 절차는 <표 9>와 같다.

<표 9> 투기지역 지정 기준 및 절차(2019.12.16. 기준)

구분	투기지역
관련법령	소득세법 제104조의2, 소득세법시행령 제168조의3
지정기준	정량적 요건: 공통요건과 선택요건 중 반드시 1개 이상 충족
	공통요건 : 직전월 당해 주택가격상승률 > 전국소비자물가상승률 * 130%
	선택요건
	① 직전 2개월 당해 주택 평균가격상승률 > 전국 주택가격상승률 *130%
	② 직전 1년간 당해 주택가격상승률 > 직전 3년간 연평균 전국주택가격상승률 *단, 물가상승률*130%, 소비자물가상승률*130%가 0.5% 미만인 경우 0.5%로 합
지정절차	정성적 요건 : 정량적 요건을 갖추고 당해 지역의 부동산 가격상승이 지속될 가능성이 있거나 다른 지역으로 확산 우려가 있다고 판단되는 경우
	국토교통부 장관의 지정 요청에 따라 기획재정부 부동산가격안정심의위원회 심의를 거쳐 기획재정부 장관이 지정
출처 : 소득세법 및 소득세법시행령 재구성	

나) 지정효과

투기지역으로 지정되면 양도세 관련 주택수 산정 시 농어촌주택 포함, 취득등록세 중과대상 특례 배제, 대출 규제(LTV, DTI), 중도금대출 발급요건 강화(세대 당 보증건수 1건 제한) 및 주택담보대출 만기 연장/건수 제한, 기업자금대출 제한 등 많은 규제를 받게 된다. 투기지역 지정 효과는 <표 10>과 같다. 2019년 12월 16일 기준 LTV 비율은 시가 9억 미만 주택은 40%이고 시가 9억 이상 15억 미만 주택의 경우 LTV 비율은 20%이다. 시가 15억 원 초과 주택의 경우에는 LTV 비율 0%로 대출이 금지되었다. 또한 양도소득세 산정을 위한 주택 수 산정 시 농어촌주택을 포함하고(3년 보유 및 이전주택 매각 시 1세대 1주택 간주 배제) 중과 대상인 별장에서 일정 규모 이하 농어촌주택을 배제하는 것을 제외하였다.

〈표 10〉 투기지역 지정 효과(20019.12.16. 기준)

구분	투기지역 지정 효과
금융	LTV : 9억 미만 40% 9억 이상~15억 미만 : 20% 15억 초과 : 0% DTI : 40% LTV, DTI 중 작은 것 적용
세제	양도세 주택수 산정시 농어촌주택 포함 -3년 보유 및 이전주택 매각 시 1세대 1주택 간주 배제 취등록세 중과대상 특례 배제 -중과 대상인 별장에서 일정 규모·가액 이하 농어촌주택 배제 제외

출처 : 국토교통부 보도자료, 소득세법 및 소득세법 시행령 재구성

다) 지정현황

투기지역은 주택 등 부동산 가격이 급등하거나 급등할 우려가 있는 경우 기획재정부 장관이 부동산가격안정심의위원회의 심의를 거쳐 지정하며 2003년 2월 27일 대전시 유성구·서구, 충청남도 천안시가 주택투기지역으로 처음으로 지정되었다. 이후 4월 30일 서울시 강남구와 경기도 광명시가 주택투기지역으로 지정되었다. 5월 29일에는 서울시 강동구·마포구, 경기도 수원시 장안구·팔달구·영통구·권선구, 경기도 안양시 만안구·동안구, 과천시, 안산시 상록구·단원구, 화성시가 주택투기지역으로 지정되었다. 같은 날 천안시는 주택외 투기지역으로 지정되었다. 이후 6월 14일 서울시 송파구 외 인천 서구·남동구, 충북 청주시, 경남 창원시 등 16개 지역이 주택투기지역으로 지정되었다. 이후 2003년 7월 19일, 8월 18일, 10월 20일 경기도 오산시, 충남 공주시, 강원도 춘천시 등 23개 지역이 추가로 주택투기지역으로 지정되었다.

이후 2004년부터 2008년 1월까지 서울을 포함한 수도권, 인천, 경기지역과 충남, 충북, 경북, 대구지역 등 63개 지역이 주택투기지역으로 지정되었다. 그러다 글로벌 금융위기 발생으로 2008년 11월 7일 전국의 주택투기지역은 모두 해제되었다. 또한 주택외 투기지역 지정 및 해제도 주택투기지역과 유사한 행태를 보이다 이 역시 2008년 11월 7일 전국의 주택외 투기지역도 모두 해제되었다. 이후 2017년 8월 3일 서울시 강남구, 서초구, 송파구, 용산구, 강동구, 성동구, 양천구, 강서구, 영등포구, 노원구, 마포구, 세종시를 포함 총

12개 지역이 주택 및 주택 외 투기지역으로 지정되었다. 2017년 8월 28일 서울시 종로구, 중구, 동대문구, 동작구가 주택 및 주택 외 투기지역으로 지정되었다. 이후 2023년 1월 5일 서울시 강남구, 서초구, 송파구, 용산구를 제외한 전국 모든 지역에서 주택 및 주택 외 투기지역에서 해제되었다. 현재는 강남 3구와 용산구만이 투기지역으로 남아있다. 자세한 날짜순 주택투기지역 지정 및 해제연혁은 <표 11>과 같이 정리하였다.

<표 11> 주택 투기지역 지정 및 해제(2023.01.05. 기준)

지정일	주택투기 지역(해제일)
2003.02.27	대전 유성구·서구(04.12.29), 충남 천안(08.01.30)
2003.04.30	서울 강남구(12.05.15), 광명시(05.01.31)
2003.05.29	서울 강동구·마포구, 수원 장안·팔달·영통·권선, 안양 만안·동안, 과천시, 안산 상록·단원, 화성시(08.11.07)
2003.06.14	서울 서초·송파(12.05.15), 용산·영등포(08.11.07), 광진구(05.01.31), 인천 남동(04.12.29) 서구(05.01.31), 군포(04.12.29), 김포(08.11.07), 성남 중원구(05.01.31) 수정구(08.11.07), 부천시(05.01.31), 구리시, 파주시(08.11.07), 청주시(05.01.31), 경남 창원시(07.12.03)
2003.07.19	서울 양천·금천·은평·동작(08.11.07), 중랑구(04.12.29), 용인시, 고양시 일산구(08.11.07), 인천 부평구(04.12.29), 부산 해운대·북구(04.08.25), 강원 춘천시(04.08.25)
2003.08.18	경기 오산시(08.11.07), 충남 아산시(08.01.30)
2003.10.20	성남 분당구, 평택시, 안성시(08.11.07), 고양시 덕양구, 하남시(04.12.29), 대구 수성·서·중(04.08.25), 대전 대덕구(04.12.29), 동구(05.01.31), 충남 공주시(07.12.03), 경남 양산시(04.08.25)
2004.02.26	충북 청원군(07.09.28)
2004.03.19	서울 서대문구(04.12.29)
2004.05.29	경기 의왕시(04.12.29)
2004.06.21	대전 중구(05.01.31)
2005.04.29	경기 광명시(08.11.07) 재지정
2005.05.30	의왕시, 광명시(08.11.07), 대전 서·대덕·중(07.09.28), 유성구(07.12.03) 재지정
2005.06.30	서울 성동구(08.11.07), 부산 수영구, 대구 수성구(06.09.29), 대구 동·북·달서구, 포항시 북구, 광주 광산구(07.9.28)
2005.07.20	경기 군포 재지정(08.11.07), 청주 흥덕구 재지정, 구미시(07.09.28), 울산시 남구(08.01.30)
2005.08.19	서울 구로구, 경기 광주시, 이천시(08.11.07), 대구 중구 재지정(06.09.29)
2005.09.15	서울 종로구, 부천 소사구 재지정(08.11.07), 대구 달성군(06.09.29)
2006.01.20	충남 연기군, 경남 진주시(07.12.03)

2006.02.21	울산시 중구(08.01.30)
2006.03.22	성남시 중원구 재지정(05.01.31)
2006.04.25	서울 중구·강서구(08.11.07), 원주시(07.12.03), 청주시 상당구 재지정(07.09.28)
2006.05.26	인천 서구, 하남시 재지정(08.11.07)
2006.06.23	서울 광진구, 부천시 원미구, 고양시 덕양구 재지정(08.11.07)
2006.10.27	서울 강북구, 관악구, 성북구(08.11.07), 경기 남양주시(08.11.07), 부천시 오정구 재지정(08.11.07)
2006.11.24	서울 노원구, 도봉구, 동대문구(08.11.07), 서울 중랑구, 서대문구 재지정(08.11.07), 인천 연수구(08.11.07), 인천 부평구 재지정(08.11.07), 경기 시흥시(08.11.07), 울산시 동구, 북구(08.11.07)
2006.12.27	인천 남구, 계양구(08.11.07), 경기 양주시(08.11.07)
2007.01.26	경기 의정부시(08.11.07)
2007.06.29	인천 남동구 재지정(08.11.07)
2007.12.03	인천 중구, 경기 동두천시(08.11.07)
2008.01.30	인천 동구(08.11.07)
2008.11.07	전국 모든 투기지역 해제
2017.08.03	서울 강남·서초·송파·용산(17.08.03~), 강동·성동·양천·강서·영등포·노원·마포(23.01.05), 세종시(22.09.26)
2018.08.28	서울 종로·중·동대문·동작구(23.01.05)
2023.01.05	서울 강남·서초·송파·용산구를 제외한 전국 투기지역 모두 해제
출처 : 기획재정부 및 이택스코리아(www.etaxkorea.net) 투기지역 지정·해제 현황 재구성	

투기지역 지정 초기에는 주택투기지역과 주택 외 투기지역으로 나누어 지정하였다. 이에 대한 주택 외 투기지역 지정 및 해제 현황은 <표 12>와 같다. 주택 외 투기지역은 2003년 5월 29일 충남 천안시가 최초로 지정되었다 2008년 11월 7일 해제되었다. 이후 2003년 8월 18일 김포시, 대전 서구, 대전 유성구가 주택 외 투기지역으로 지정되었다. 2004년 2월 서울 강남, 서초, 송파, 용산, 강동, 양천 등과 경기 성남 분당, 수정구, 중원구가 주택 외 투기지역으로 지정되었다. 2005년도에 서울 은평구, 동작구, 중랑구 등 지역과 인천 부평구, 연수구, 계양구 등 지역과 경기 안성시, 양주시, 충북 진천군, 부산 강서구, 대전 대덕구, 충남 금산군, 충북 충주시, 용인시, 대전 동구, 전북 무주군, 부산 기장군, 전북 무안군, 충남 보령시, 제주 남제주군, 부산 소사구, 경남 진주시가 주택 외 투기지역으로 지정되었다. 이후 2006년과 2007년도에도 경남 거제시, 경기 구리시 등이 주택 외 투기지역으로 지정되었다.

〈표 12〉 주택 외 투기지역 지정 및 해제

지정일	주택 외 투기지역(해제일)
2003.05.29	충남 천안시(08.11.07)
2003.08.18	경기 김포시(08.11.07), 대전 서구(07.12.03), 대전 유성구(08.11.07)
2004.02.26	서울 강남·서초·송파·용산·강동·양천·강서·구로구, 경기 성남 분당·수정·중원구 평택시, 남양주시, 화성시, 충남 아산시, 공주시, 계룡시, 연기군, 충북 청 원군(08.11.07)
2004.05.29	경기 광명시, 오산시, 광주시, 이천시, 의왕시, 여주군(08.11.07)
2004.08.25	고양시 일산구, 파주시, 충남 당진군, 예산군, 홍성군, 청양군, 태안군, 서 산시, 논산시(08.11.07)
2005.03.29	강원 원주시(07.12.03)
2005.06.30	서울 은평·동작·중랑·중성동·관악·마포·동대문, 인천 부평·강화·옹진·중구·서구· 연수·계양구, 경기 안성시, 양주시, 충북 진천군, 부산 강서구(08.11.07), 대 전 대덕구, 충남 금산군, 충북 충주시(07.12.03)
2005.07.20	서울 광진·금천구, 경기 과천·수원 영통·안양 동안·용인시, 대전 동구, 충북 음성군, 전북 무주군(08.11.07)
2005.08.19	서울 강북구, 부산 기장군, 전북 무안군(08.11.07), 충남 보령시, 제주 남제 주군(07.12.03)
2005.09.15	부천 소사구(08.11.07)
2005.12.23	서울 성북·서대문구(08.11.07), 경남 진주시(08.01.30)
2006.01.20	서울 영등포·종로·노원구, 수원시 권선구, 전남 나주시(08.11.07), 전북 완주 군(07.12.03)
2006.02.21	대구 동구, 경북 김천시(08.11.07), 청주시 흥덕구(07.12.03)
2006.07.26	서울 도봉구(08.11.07)
2006.09.29	경남 거제시(08.11.07)
2006.12.27	인천 남동·동·남(08.11.07)
2007.01.26	경기 구리시(08.11.07)
2007.09.28	경기 안산시 단원구(08.11.07)
2023.01.05	서울 강남·서초·송파·용산구를 제외한 주택 및 주택 외 투기지역 모두 해제

출처 : 기획재정부 및 이택스코리아(www.etaxkorea.net) 투기지역 지정·해제 현황 재구성

주택 외 투기지역으로 지정된 지역들은 대부분 2008년 11월 7일 기준으로 투기지역에서 해제되었다. 그러나 서울 강남구, 서초구, 송파구 및 용산구를 제외한 모든 지역이 주택 및 주택 외 투기지역에서 해제되었다.

〈표 13〉은 2017년 이후 서울 및 세종의 투기지역 지정 및 해제 현황이다. 주로 서울과 세종에서만 투기지역 지정이 집중된 것을 알 수 있다. 서울 지역은 강남, 서초, 송파, 용산, 강동, 성동, 양천, 강서, 영등포 등 15개 지역이 2017년 8월 3일 투기지역으로 지정되었다. 세종특별자치시 역시 2017년 8월

3일 투기지역으로 지정되었다 2023년 1월 5일 기준으로 해제되었다. 서울시의 경우 강남구, 서초구, 송파구와 용산구를 제외한 나머지 11개구의 투기지역 지정은 2023년 1월 5일 기준으로 해제되었다.

〈표 13〉 2017년 이후 서울, 세종 투기지역 지정 및 해제

지정지역		주택(이에 딸린 토지를 포함한다)	
		지정일	해제일
서울(15)	강남구	2017.08.03	
	서초구	2017.08.03	
	송파구	2017.08.03	
	용산구	2017.08.03	
	강동구	2017.08.03	2023.01.05
	성동구	2017.08.03	2023.01.05
	양천구	2017.08.03	2023.01.05
	강서구	2017.08.03	2023.01.05
	영등포구	2017.08.03	2023.01.05
	노원구	2017.08.03	2023.01.05
	마포구	2017.08.03	2023.01.05
	종로구	2018.08.28	2023.01.05
	중구	2018.08.28	2023.01.05
	동대문구	2018.08.28	2023.01.05
	동작구	2018.08.28	2023.01.05
세종특별자치시		2017.08.03	2022.09.26

출처 : 기획재정부 및 이택스코리아(www.etaxkorea.net) 투기지역 지정·해제 현황 재구성

4) 투기과열지구, 투기지역 및 조정대상지역 비교

상기와 같이 각 규제 지역 별 규제내용은 그 양도 많고 복잡하다. 이에 본 연구에서는 주로 다루고 있는 금융규제와 주요 규제내용을 요약하여 〈표 14〉로 정리하였다. 당초 소득세법은 투기지역(지정지역)을 지정하여 양도소득세를 중과하여 주택가격의 안정을 목적으로 한다. 반면 주택법에서는 투기과열지구를 지정하여 입주자 자격 제한, 청약 재당첨 제한, 주택 공급수 제한, 전매제한 등을 통해 주택가격안정을 목표로 한다. 주택법에 2017년 8월 제63조(조정대상지역의 지정 및 해제)를 신설하여 투기과열지구보다 낮은 수준의

규제지역을 신설하고 소득세법에서는 제104조(양도소득세의 세율) 제4항에 있던 투기지역(지정지역)에 소재한 주택에 대한 중과세율을 삭제하는 대신 제7항에 주택법의 조정대상지역을 인용하여 조정대상지역에 소재한 주택에 대한 중과세율을 신설하여 토지와 주택을 포함한 규제지역에 대한 과세체계를 개선하였다.

〈표 14〉 투기지역, 투기과열지구, 조정대상지역 비교(2019.12.16. 기준)

구분	투기지역(지정지역)	투기과열지구	조정대상지역
근거법령	소득세법 제 104조 2 시행령 제168조 3	주택법 제63조 시행령 제72조 2	주택법 제63조 2 시행령 제73조 3
주요 규제 목적	양도소득세 중과	주택가격 안정	주택가격 안정
도입시기	2003년	1983년	2017년
규제내용	LTV 9억 이하 : 40% 9억 ~15억 : 20% 15억 초과 : 0% DTI : 40% 세금 : 토지의 중과세 적용 정비사업 : 해당사항없음	LTV 9억 이하 : 40% 9억 ~15억 : 20% 15억 초과 : 0% DTI : 40% 세금 : 해당사항없음 정비사업 : 조합원 주택공급수제한	LTV 9억 이하 : 50% 9억 초과 : 30% DTI : 50% 세금 : 주택 중과세 다주택자 양도세 중과 배제, 장기보유특별공제 적용, 1세대 1주택 양도세비과세요건 강화(분양권 포함) 정비사업 : 주택공급수 제한

출처 : 기획재정부 및 국토교통부 공고 내용 재구성

2019년 12·16 대책 당시 규제지역 현황은 다음 〈표 15〉와 같다. 2019년 12월 16일 기준 투기지역은 서울 강남, 소초, 송파, 용산 등 15개 구이며 투기과열지구는 서울 25개 구 전체와 경기지역 과천, 분당, 광명, 하남, 수유권, 성남 수정, 안양, 안산 단원, 구리, 군포, 의왕, 용인 수지, 용인 기흥, 동탄2 14개 지역과 대구 수성, 세종시를 포함 총 41개 지역이 투기과열지구이다. 조정대상지역은 서울 25개 구 전체와 과천, 분당, 광명, 하남 등 14개 지역과 세종시가 포함되어 있다.

〈표 15〉 규제지역 현황(2019.12.16.)

구분	투기지역	투기과열지구	조정대상지역
서울	강남,서초,송파,강동 용산,성동,노원,마포, 양천,영등포,강서,종 로,중구,동대문,동작 15개구	서울 전 지역 25개구 전체	서울 전 지역 25개구 전체
경기	-	과천,분당,광명,하남, 수원,성남수정,안양, 안산단원,구리,군포, 의왕,용인수지,용인기 흥,동탄2	과천,분당,광명,하남, 고양7개지구,남양주 별내,남양주다산,동탄 2,안양동안,광교지구, 수원팔달,용인수지,용 인기흥
지방	세종시	대구 수성, 세종시	세종시
계	16개 지역	41개 지역	40개 지역

출처 : 국토교통부 자료를 활용 재구성

2. 대출 규제가 주택가격에 미치는 영향에 대한 이론적 검토

우리나라의 주택시장은 급격한 가격변동에 따른 시장 불안이 발생하는 경우가 많다. 이러한 주택가격의 급격한 변동에 정부는 시장의 과열을 방지하고 주택시장의 안정을 통한 안정적인 주거환경을 조성하기 위해 다양한 대출 규제정책을 시행해왔다. 대출 규제는 주택 구매자와 투자자에게 직접적인 영향을 미치며, 결과적으로 주택가격에도 중요한 변화를 초래한다. 대출 규제는 주택 구매자의 대출한도를 제한하고, 높은 비율의 자본금을 요구함으로써 주택 구매를 어렵게 만드는 요인이 된다. 이러한 정책은 단기적으로는 주택 가격 상승을 억제하는 효과를 가져올 수 있지만, 장기적으로는 주택 시장의 수요와 공급의 균형에 영향을 미칠 수 있다.

금융규제정책은 주택시장의 과열을 방지하고 수요를 억제하여 주택시장의 안정을 위해 사용되는 주요한 정책수단이다. 담보인정비율(LTV, Loan-To-Value ratio)이란 금융기관에서 주택담보대출을 취급할 경우 담보 가치 대비 대출 취급 가능금액의 비율을 말한다. 이는 주로 주택의 담보 가치와 관련된 규제정책으로 차주의 상환능력과 관련된 총부채상환비율(DTI, Debt To Income ratio), 총부채원리금상환비율(DSR, Debt Service ratio)과

는 다른 개념이다.

담보인정비율(LTV)은 2002년 처음으로 도입되었다. 처음 도입 당시 LTV 비율은 60%로 전국적으로 동일하였다. 그러나 주택가격과 부동산 시장의 변화에 따라 그 비율을 완화하거나 강화하여 규제 비율을 조정하였다.

이후 2003년 5월 주택시장이 과열되며 투기과열지구 내 3년 이하 신규대출에 대해 LTV를 10%p 하향하였다. 같은 해 10월에는 투기지역 내 주택담보대출에 대한 LTV를 10%p 추가 하향한 40%가 되었다.

2005년에는 은행뿐만 아니라 보험사에 대한 LTV도 40%로 하향하였고 저축은행은 70%에서 60%로 하향시켰다. 2006년 11월에는 은행, 보험사의 투기지역 LTV 예외 적용대상을 폐지하여 기존 60%이던 LTV 비율을 40%로 통일시켰다. 비은행 금융기관의 LTV비율도 50%로 하향시켰다.

2007년~2008년 글로벌 금융위기로 부동산 시장이 침체되고 가격이 하락하자 담보인정비율을 상향하였다. 2008년 11월 수도권 투기지역이 해제되며 LTV 비율이 40%에서 60%로 완화되었다. 이후 LTV비율은 시장상황에 따라 상승과 하락을 반복하다가 2014년 7월 지역별, 금융기관별 규제비율을 단일화하여 수도권, 비수도권, 전 금융기관 동일하게 LTV 70%가 되었다.

2017년 6월 조정대상지역에 대해 LTV비율 10% 강화하여 60%가 되었고 8월에는 투기과열지구 및 투기지역은 LTV 40%로 강화하였다. 여기에 더해 주택담보대출 1건 이상 보유한 세대에 속한 사람은 LTV 비율을 10%p 강화하여 30%를 적용하였다. 2018년 9월 2주택 이상 보유세대는 LTV 0%로 대출을 금지하였고 규제지역 내 1주택 보유 세대의 신규 주택구입 담보대출을 금지하였다.

2019년 10월 투기과열지구 및 투기지역의 법인 및 개인에 대해 LTV 40% 적용, 규제지역 소재 주택 신탁 관련하여 수익권증서 담보대출에 LTV 제도를 도입하였다. 같은 해 12월 투기지역 및 투기과열지구 내 9억 초과 주택은 LTV 20%, 15억 원 초과 주택은 LTV 0%로 초고가 주택에 대해서는 주택담보대출을 금지하였다.

2021년 5월 투기과열지구 내 6억 원~9억 원 주택은 LTV 40%에서 50%로 상향, 조정대상지역 내 5억 원~8억 원 주택은 LTV 50%에서 60%로 상

향되었다.

2022년 11월 투기지역 및 투기과열지구 내 15억 원 초과 주택에 대한 LTV를 50%로 상향하여 주택담보대출 금지를 해제하였다. 서민, 실수요자에 대한 대출한도를 확대하여 규제지역 내 주택구입목적 LTV를 20% 상향하여 최고 LTV 70%가 되었다.

2023년 3월에는 다주택자에 대한 규제지역 내 주택담보대출 LTV를 0%에서 30%로 상향하여 주택담보대출을 허용하였다. 주택 임대·매매사업자에 대한 주택담보대출을 허용하여 규제지역은 LTV 30%, 비규제지역은 LTV 60%가 되었다. 2002년 담보인정비율(LTV)제도 도입 이후 담보인정비율에 관한 규제 변화 내용은 <표 16>과 같이 날짜순으로 정리하였다.

<표 16> 담보인정비율(LTV) 연혁

날짜	내용
2002.09.04	- 주택담보대출비율(LTV) 제도 도입 - 투기과열지구 내 LTV 60% 적용
2002.10.11	- LTV 한도 60% 전국 확대
2003.05.23	- 투기과열지구 내 3년 이하의 신규 대출 LTV 60%→ 50%로 10%p 하향
2003.10.29	- 투기지역 내 아파트 담보 대출 LTV 50→40%로 하향
2005.06.30	- 투기지역 아파트에 대하여 은행·보험사 LTV 60%→40%, 저축은행 LTV 70%→60%로 하향
2006.11.15	- 은행·보험사 투기지역 LTV 규제 예외 적용 대상 폐지(60%→40%) - 비은행 금융기관 LTV 규제 강화(60%~70%→50%)
2007.07.18	- 보험사 은행과 동일한 기준(기본 45%~최대 60% 이내) 적용 - 비은행 금융기관 시가 3억 원이 초과 아파트에 은행과 동일한 기준 적용(기본 45%~55%, 최대 70% 이내)
2008.06.11	- 담보인정비율 10%p 상향조정(은행·보험 현행 60%→70%) - 전국 비투기지역 소재 모든 주택 (LTV 최대 85%까지)
2008.11.03	- LTV : 수도권 투기지역 해제(40%→60% 완화)
2009.07.06	- 투기지역 제외한 수도권(서울, 인천, 경기) 지역 강화 LTV (60%→50%)
2009.10.08	- 투기지역 제외한 수도권(서울, 인천, 경기) 지역 강화 LTV (60%→50%)
2012.05.10	- 강남 3구 포함 투기지역 해제로 LTV, DTI 규제 완화 (40%→50%)
2013.04.01	- 생애 최초 주택구입자금 및 집주인 담보대출 연말까지 LTV 70%로 완화
2014.07.24	- 지역별, 금융기관별 규제비율 단일화(LTV수도권·비수도권·전 금융권 70%)
2017.06.19	- 조정대상지역 LTV 비율을 10% 강화 (LTV : 70%→60%) - 서민실수요자 : LTV 70%

2017.08.02	- 투기과열지구 및 투기지역 LTV 40% 적용 - 주택담보대출 1건 이상 보유한 세대에 속한 자 LTV 비율을 10%p 강화 - 서민·실수요자 10%p 완화
2018.09.13	- 2주택 이상 보유세대 (LTV : 0) 대출금지 - 규제지역 내 1주택 세대 신규 구입 주택담보대출 금지 - 규제지역 내 고가주택 구입시 실거주를 제외하고 주택담보대출 금지 - 생활안정자금 목적 : 1주택 세대 현행과 동일 - 생활안정자금 목적 : 2주택 세대 10%씩 강화 - 임대사업자에 대해 LTV 40% 도입
2019.10.01	- 투기과열지구 및 투기지역의 법인 및 개인사업자 LTV 40% 적용 - 규제지역 소재 주택 신탁 관련 수익권 증서 담보대출에 LTV 도입
2019.12.16	- 투기지역, 투기과열지구 9억 초과 LTV 20%, 9억 이하 LTV 40% 적용 - 시가 15억 원 이상 초고가 아파트 주택담보대출 금지
2020.02.20	- 조정대상지역 LTV 60% → 9억 이하 LTV 50%, 9억 원 초과 LTV 30% - 서민·실수요자 70% 유지
2020.07.10	- 서민·실수요자의 규제지역 LTV 10% 우대
2021.05.31	- 투기과열지구 LTV 6억~9억 구간 40%→50% - 조정대상지역 LTV 5억~8억 구간 50%→60%
2022.07.20	- 생애 최초 주택구매자 LTV 상한 80% 적용(대출한도 최대 6억)
2022.11.10	- 규제지역 내 무주택자·1주택자 LTV 50%로 단일화(다주택자는 현행 유지) - 투기·투기과열지구 내 무주택자·1주택자 시가 15억 원 초과 아파트 담보대출 허용(LTV 50% 적용) - 서민·실수요자 대출한도 확대, 규제지역 내 주택구입목적 LTV 우대 폭 20%로 단일화(LTV 최대 70%)
2023.03.02	- 다주택자 규제지역 내 주택담보대출 허용(LTV 0%→30%) - 주택 임대·매매사업자 주택담보대출 허용 (규제지역 LTV 0%→30%, 비규제지역 LTV 0%→60%) - 생활안정목적 주택담보대출 한도 폐지 (현 2억 원→LTV·DSR 내 허용) - 서민·실수요자의 주택담보대출 한도 폐지(현 6억원→LTV·DSR 내 허용)

출처 : 유충열 (2024)

주택의 시장근본 가치(market fundamental value)는 해당 주택으로부터 나오는 현금흐름, 즉 현재와 미래의 임대료를 현재가치로 환원한 것이다.¹⁸⁾ 현재의 임대료를 1년 뒤에 받고, 1년 뒤 해당 주택을 매각한다고 가정하면, 주택의 시장근본 가치는 1년 뒤에 받는 임대료와 1년 뒤 주택의 매각 가격을 더한 값을 현재가치로 환원한 것과 같다. 만약 시장이 효율적이라면, 주택가격은 재정거래에 의해 주택의 시장근본 가치로 수렴하게 된다. 다만, 시장의

18) 박수현·김순용(2022)은 주택의 시장근본가격을 첫째 시장참여자들의 임대소득이 확률 임의 보행을 따르는 것으로 가정하고 둘째 기대 임대소득증가율과 임대소득/주택매매가격 비율을 통해 추정하고 셋째 이자율에서 임대소득증가율을 뺀 것과 임대소득/주택매매가격 비율을 통해 추정하였다.

효율성 정도에 따라 주택가격의 조정속도는 다를 수 있다. 이를 식으로 표현하면 (식 1)과 같다.

〈주택의 시장 근본가치〉

$$\begin{aligned}
 P_t &= \frac{R_t}{(1+r)} + \frac{P_{t+1}^e}{(1+r)} & (\text{식 1}) \\
 &= \frac{R_t}{(1+r)} + \frac{P_t(1+s)}{(1+r)} \\
 P_t &= \frac{R_t}{(r-s)}
 \end{aligned}$$

(식 1)에서 P_t 는 현재 시점의 주택가격이고, R_t 는 1년 뒤에 받는 임대료이다. P_{t+1}^e 는 1년 뒤 예상되는 기대가격으로, 현재의 가격(P_t)에서 기대 상승률(s) 만큼 상승한 가격과 같다. 즉 $P_{t+1}^e = P_t(1+s)$ 이다. 그리고 r 은 할인율로, 시장이자율과 위험 보상률에 의해 결정된다.

가격의 기대 상승률은 미래에 대한 기대방식에 따라 달라진다. 가구가 미래를 합리적으로 기대한다면(rational expectation), 임대료나 할인율 등에 영향을 미치는 요인들에 대한 기대에 따라 미래의 가격 상승률을 예측한다. 예를 들어 주거공간에 대한 공급이나 수요, 이런 공급이나 수요에 영향을 미치는 요인들, 그리고 시장이자율 등에 대한 예상에 따라 가격 상승률을 예측하게 된다. 그러나 가구가 미래를 근시안적으로 기대하면(myopic expectation), 과거의 상승률로 미래를 예측하게 된다. 이 밖에 시장에 대한 과신(overconfidence)에 의해 미래를 낙관적으로 예측할 수도 있다.

주택가격은 (식 1)에 나타나는 시장 근본가치 요소들(임대료, 할인율, 기대 상승률)중 일부가 변동되면서 상호작용을 하며 형성된다. 따라서 주택가격이 특정 추세를 가지고 지속적으로 변화한다면, 이는 시장 근본가치 요소들 중에 일부가 특정 방향으로 지속적으로 변화하기 때문이다. 물론 주택가격이 시장 근본가치의 변화에 맞추어 서서히 조정될 경우에는 시장 근본가치요소들의 변화가 없더라도 가격이 추세를 가지고 움직일 수 있다. 그러나 이러한 추세

는 단기에 그치기 마련이다.

대출 규제가 있게 되면, 대출한도가 줄어들어 주택 수요자 중에서 신용도가 낮거나 자기 자금이 부족한 사람은 신용도를 키우거나 줄어든 대출한도 때문에 제2금융권이나 대부업체 등을 통해 부족한 자금을 조달해야 한다. 이는 시장의 할인을 상승으로 귀결된다. 시장 할인율이 상승하면, 주택의 시장 근본 가치가 하락하고 주택의 가격도 하락한다.

미래의 가격 상승률에 대한 기대를 합리적으로 한다면, 대출 규제에 따른 가격하락 효과는 단기에 그치게 된다. 대출 규제로 가격이 조정되는 동안에는 가격하락 효과는 단기에 그치게 된다. 대출 규제로 가격이 조정되는 동안에는 주택가격이 하락추세를 보이겠지만, 이것이 기대 상승률에는 영향을 미치지 않기 때문에 가격조정이 끝나고 나면, 가격 수준은 낮아졌지만 가격 추세는 규제 이전 수준을 회복하게 된다.

그러나 주택가격의 기대상승률이 근시안적이거나 과신 등에 의해 결정될 경우에는 대출 규제 효과가 좀 더 오랫동안 지속될 수도 있다. 대출 규제로 가격이 하락하면, 부정적 피드백(negative feedback)에 의해 기대 상승률이 하락하면서 추가로 가격이 하락할 수 있다.¹⁹⁾

19) DiPasquale and Wheaton(1996)은 기대형성 방법에 따른 가격조정 과정을 구조모형으로 설명하고 있다. 근시안적 기대 하에서는 외부 충격이 들어오면 일단 가격이 조정되고, 가격이 조정되면 기대상승률이 바뀌면서 또 다시 가격이 조정된다. 이 때문에 가격조정은 장기에 걸쳐 일어난다. 반면에 합리적 기대 하에서는 외부 충격이 들어오면 가격이 조정되지만, 이것이 기대상승률을 바꾸지 않기 때문에 가격조정은 비교적 단기에 그치게 된다. DiPasquale and Wheaton(1996), pp.242-256

제 2 절 이중차분법에 대한 이론적 검토

이중차분법은 주로 정책효과, 교육효과 등을 측정할 때 사용되는데, 경제학에서는 직업훈련 효과를 분석한 Ashenfelter and Card(1985)의 연구가²⁰⁾ 이중차분법을 활용한 초기의 연구로 알려져 있다. 부동산학에서는 1990년대 후반 혐오시설의 입지나 쇼핑몰의 입지 등의 영향을 분석할 때 이중차분법을 많이 사용하였다. 국내에서는 2010년 전후로 각종 정책효과를 측정할 때 자주 사용되었다. 이중차분법은 그 논리구조가 간단하다. ‘정책의 영향을 받는 집단’(처치집단: treatment group)과 ‘정책의 영향을 받지 않는 집단’(통제집단: control group)에서 각각 집단 내 정책 시행(treatment) 전후의 목표변수(예를 들면, 가격)의 차이를 구한 뒤, 각 집단 간의 차이(difference in difference)로 정책효과를 측정하는 방법이다.

1. 고전적 이중차분법

이러한 간단한 논리에 의한 이중차분법을 고전적 이중차분 모형(classical DID) 또는 이원 고정 이중차분 모형이라고 부른다.²¹⁾

이중차분 모형 중에서 가장 고전적인 모형은 두 시점(two-time periods) 모형이다. 이 모형은 정책시행 전후 두 시점에서 목표 변수를 관찰할 수 있을 때 사용할 수 있는 방법으로 다음과 같은 식으로 표현된다.

〈고전적 두 시점 이중차분 모형〉

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 T_i + \beta_2 H_i + \beta_3 (H_i \times T_i) + e_i \quad (\text{식 2})$$

여기서 y 는 목표 변수로, 본 논문에서는 주택가격이 된다. T 는 시간 더미 변수이자, 정책 시행 더미변수(정책 시행 이후이면 1, 아니면 0)이다. H 는 처

20) 미국에서 취업교육훈련 프로그램의 참가자의 임금 변화를 비참가자의 임금변화와 비교하여 취업교육훈련 프로그램의 효과를 평가한 논문이다.

21) 고전적 이중차분법은 두 집단의 정책 전후 두 기간(2×2)의 가격 차이로 정책효과를 측정하기 때문에 이원 고정효과 모형이라 부르기로 한다. Huntington-Klein(2022), p.446

치집단 더미변수(처치집단이면 1, 아니면 0)이다. i 는 관찰치를 나타낸다.

β_0 는 두 집단에서 공통된 가격수준을 나타내고, β_1 는 두 집단의 공통된 시간 추세이며 통제집단의 가격변화를 나타낸다. β_2 는 처치집단만의 가격수준(통제집단과의 가격 차이)을 나타낸다. β_3 는 정책 시행 이후 처치집단에서만 나타나는 가격추세로, 정책효과를 나타낸다. β_3 는 처치집단의 가격변화에서 통제집단의 가격변화를 차감하여 도출한다.

이중차분법에 의한 정책시행에 따른 가격변화를 <그림 2>를 통해 구체적으로 설명하면 다음과 같다.

y_{00} 는 통제집단의 정책 시행 이전 $t=0$ 기의 가격이다. y_{00} 는 β_0 ($y_{00}=\beta_0$)이다. y_{01} 는 통제집단의 정책 시행 이후 $t=1$ 기의 가격이다. y_{01} 는 β_0 에 β_1 을 더한 값($y_{01}=\beta_0+\beta_1$)이다. β_1 은 두 집단의 공통된 시간추세이자 통제집단의 가격변화이다. y_{10} 는 처치집단의 정책 시행 이전 $t=0$ 기의 가격이다. y_{10} 는 β_0 에 β_2 를 더한 ($y_{10}=\beta_0+\beta_2$) 값이다. y_{11} 는 정책 시행 이후 $t=1$ 기의 가격으로 β_0 에 β_2 와 β_1 과 β_3 을 더한 값($y_{11}=\beta_0+\beta_2+\beta_1+\beta_3$)이다.

통제집단의 가격변화($=\beta_1$)를 구하자면, 정책 시행 후 가격($y_{01}=\beta_0+\beta_1$)에서 정책 시행 전 가격($y_{00}=\beta_0$)을 빼는 것이다($y_{01} - y_{00}=\beta_0+\beta_1-\beta_0=\beta_1$). 이를 통제집단의 1차 차분이라 하며 통제집단의 가격변화분이다.

처치집단의 가격변화($=\beta_1+\beta_3$)를 구하면, 정책 시행 후 가격($y_{11}=\beta_0+\beta_2+\beta_1+\beta_3$)에서 정책 시행 전 가격($y_{10}=\beta_0+\beta_2$)을 빼는 값이다($y_{11} - y_{10}=\beta_0+\beta_1+\beta_2+\beta_3-\beta_0-\beta_2=\beta_1+\beta_3$). 이를 처치집단의 1차 차분이라 하며, 처치집단의 정책 시행 후 가격변화분이다.

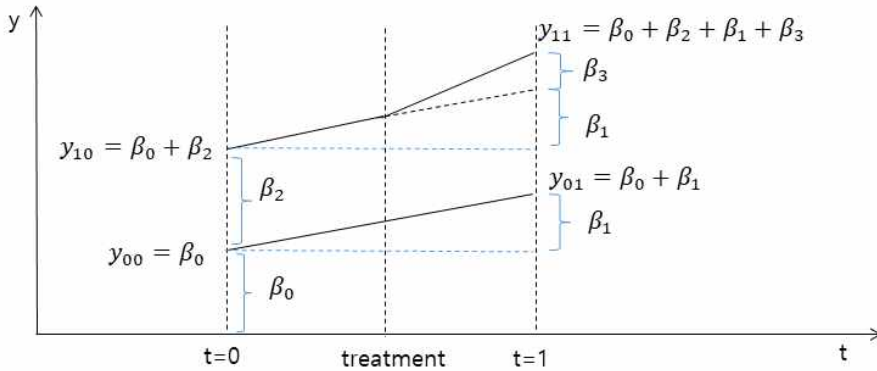
처치집단의 가격변화분(처치집단 1차 차분)에서 통제집단의 가격변화분(통제집단 1차 차분)을 빼주면 정책 시행에 따른 가격변화분을 구할 수 있다. 각 집단의 차분에서 차분을 빼 준다면 이를 이중차분법이라 한다. 즉, 통제집단의 1차 차분 값은 $y_{01} - y_{00}=\beta_0+\beta_1-\beta_0=\beta_1$ 으로 나타내며, 처치집단의 1차 차분 값은 $y_{11} - y_{10}=\beta_0+\beta_1+\beta_2+\beta_3-\beta_0-\beta_2=\beta_1+\beta_3$ 으로 나타낸다. 각 집단의 차분에서 차분을 빼준 것은 $[y_{11} - y_{10}] - [y_{01} - y_{00}] = \beta_1+\beta_3-\beta_1=\beta_3$ 같이 나타내며, β_3 가 정책시행에 따른 가격변화분이다. 이를 정리하면 다음과 같다.

$$y_{01} - y_{00} = \beta_0 + \beta_1 - \beta_0 = \beta_1 \quad (\text{통제집단 1차 차분})$$

$$y_{11} - y_{10} = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 - \beta_0 - \beta_2 = \beta_1 + \beta_3 \quad (\text{처치집단 1차 차분})$$

$$[y_{11} - y_{10}] - [y_{01} - y_{00}] = \beta_1 + \beta_3 - \beta_1 = \beta_3 \quad (2\text{차 차분, 정책 시행 후 가격변화})$$

〈그림 2〉 고전적 두 시점 이중차분 모형



y_{00} : 통제집단의 t=0시점 가격, y_{10} : 처치집단의 t=0시점 가격

y_{01} : 통제집단의 t=1시점 가격, y_{11} : 처치집단의 t=1시점 가격

이와 같이 고전적 두 시점 이중차분법은 정책 시행 전후 두 시점에서 통제집단과 처치집단의 가격이 모두 관찰되는 경우 두 집단별로 두 시점의 가격 차이를 구한 뒤 두 집단의 가격 차이를 차분하여 정책효과를 분석한다.

그러나 동일한 주택의 가격이 정책 시행 전후로 모두 관찰되지 않을 뿐만 아니라, 정책 시행 전후로 관찰되는 가격의 시점이 서로 다를 경우 고전적 두 시점 이중차분모형을 사용하는 것은 적합하지 않다. 이런 경우 시점 차이에 따른 가격 차이를 통제하면서 모형을 추정해야 하므로 고전적 다 시점 (multiple-time periods) 이중차분 모형을 사용해야 한다.²²⁾ 고전적 다 시점 이중차분 모형은 다음과 같이 표현된다.

22) 고전적 다 시점 이중차분 모형을 정태적 이원고정효과(static TWFE)모형이라 부르기도 한다. 다 시점 모형에 대해서는 Sun and Abraham(2021), Callaway and Sant'Anna(2021), de Chaisematin and D'Haultfoeuille(2022), Huntington-Klein(2022) Roth et al.(2023) 등의 논문을 참고하라.

〈고전적 다 시점 이중차분 모형〉

$$y_i = \beta_0 + \sum_{t=1}^n \beta_{1t} D_{it} + \beta_2 H_i + \beta_3 (H_i \times T_i) + e_i \quad (\text{식 3})$$

여기서 D_t 는 시간 더미변수(t 시점에 거래되었다면 1, 아니면 0)이다. 모두 n 개의 시간 더미변수가 존재한다. 따라서 n 개의 시간에 따른 가격 차이를 통제하여 처치집단의 가격변화와 통제집단의 가격변화의 차이를 확인할 수 있다. 이때 완전 다중공선성을 피하기 위해, 보통 첫 번째 시점(0 시점)을 기준 시점으로 한다.

예를 들어 모두 5개의 시점($t=0, 1, 2, 3, 4$)이 있다면, 기준 시점(0 시점)을 제외한 4개의 시간 더미변수가 존재(D_1, D_2, D_3, D_4)한다.

D_1 : $t=1$ 시점에 거래된 주택이면 1, 아니면 0

D_2 : $t=2$ 시점에 거래된 주택이면 1, 아니면 0

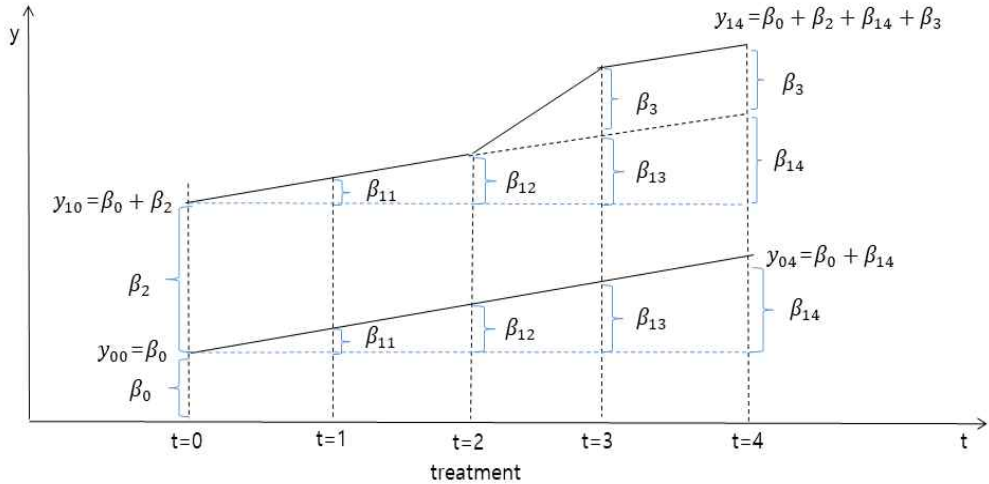
D_3 : $t=3$ 시점에 거래된 주택이면 1, 아니면 0

D_4 : $t=4$ 시점에 거래된 주택이면 1, 아니면 0

시간 더미변수의 계수인 β_{1t} ($t=1, 2, \dots, n$)은 두 집단에 공통된 가격 추세를 나타낸다. 이를 시간 고정효과(time fixed effect)라고 부르기도 한다.

H 는 처치집단 더미변수(처치집단이면 1, 아니면 0)이다. 그러나 다 시점 모형에서 T 는 앞의 두 시점 모형과는 달리 정책 시행 더미변수(정책 시행 이후면 1, 아니면 0)로서 역할만 한다. 예를 들어 $t=2$ 시점에 정책이 시행된 경우 T 는 정책 시행 이후($t > 2$)이면 1, 아니면 0의 값을 갖는다. β_0 는 두 집단에 공통으로 나타나는 가격수준(공통 가격수준)이고, β_2 는 처치집단과 통제집단의 가격 차이이다. 위의 두 시점 모형과 마찬가지로 β_3 는 처치 이후 처치집단에서만 나타나는 가격추세로 정책효과를 나타낸다. i 는 관찰치를 나타낸다.

〈그림 3〉 고전적 다 시점 이중차분 모형



y_{00} : 통제집단의 $t=0$ 시점 가격, y_{10} : 처치집단의 $t=0$ 시점 가격

y_{04} : 통제집단의 $t=4$ 시점 가격, y_{14} : 처치집단의 $t=4$ 시점 가격

2. 플래시보 검정(Placebo Test)

이중차분 모형은 개념상 단순하지만, 이 방법의 결과를 신뢰하기 위해서는 평행추세 가정이 성립되어야 한다. 평행추세 가정이란 정책 시행 이전에 처치 집단과 통제집단이 유사한 가격추세를 갖고 있어야 한다는 가정이다.²³⁾ 평행추세 가정이 성립하지 않으면, 고전적인 이중차분 모형에 의한 정책효과는 과대평가 내지는 과소평가 될 수 있다. 경우에 따라서는 정책효과가 없음에도 불구하고 정책의 효과가 있는 것처럼 보일 수 있고, 그 반대로 정책의 효과가 있음에도 불구하고 정책효과가 없는 것처럼 보일 수 있다.

이중차분 모형의 전제는 공통된 추세를 가지는 두 집단이 정책 시행에 의해 처치집단의 가격추세에 변화가 발생하고 변화가 없는 통제집단의 가격추세와 비교하여 두 집단의 차이를 통해 정책효과를 파악할 수 있다는 논리이

23) 평행추세 가정은 두 가지 가정을 내포하고 있다. 하나는 정책시행 이전에 처치집단과 통제집단의 가격추세가 같다는 가정이고, 두 번째 가정은 정책 시행이 없었더라면 정책 시행 이후에도 두 집단의 가격추세가 같을 것이라는 가정이다. 전자는 플래시보 검정(placebo test) 등으로 확인해 볼 수가 있지만, 후자는 역사를 되돌릴 수가 없기 때문에 검정이 불가능하다. 본 논문에서 평행추세 가정이란 전자의 가정을 말한다.

다. 이러한 평행추세 가정을 검증하는 방법으로 플라시보 검정을 사용한다.

플라시보 검정이란 처치 이전 시기에 임의의 한 시점에 마치 정책이 시행됐던 것처럼 정책 시행을 가정하고 모형을 추정하여 가정의 타당성을 검증하는 방법이다. 추정 결과 정책효과가 있는 것으로 나타나면 이는 거짓 정책이 있는 것이므로 처치집단과 통제집단이 유사한 추세를 가지고 있다는 가정이 맞지 않는 것이다. 반대로 추정 결과 정책효과가 없는 것으로 나타나면 이는 처치집단과 통제집단이 유사한 추세를 가지고 있다는 증거로 평행추세 가정이 맞다 할 수 있다. 플라시보 검정결과에 따라 정책효과에 대한 해석을 적절하게 하여야 한다. 플라시보 검정 방법을 식으로 표현하면 다음과 같다.

〈고전적 이중차분 모형 플라시보 검정〉

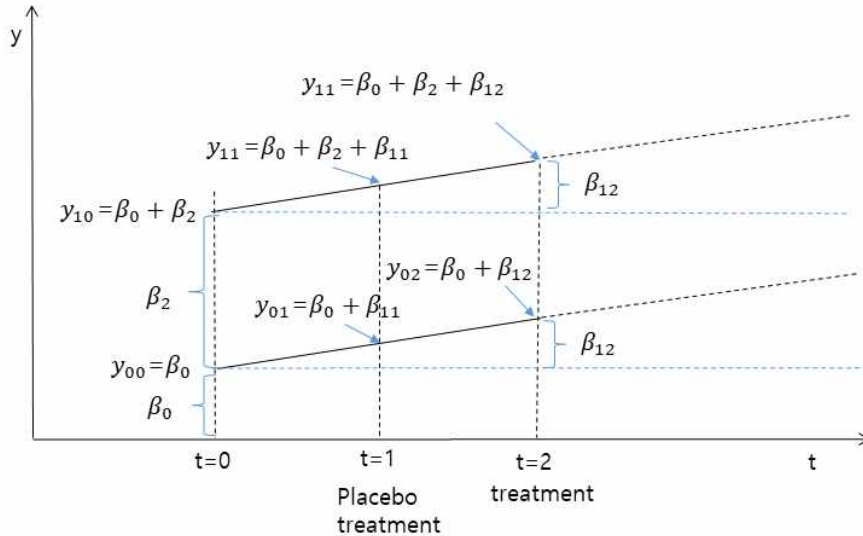
$$y = \beta_0 + \beta_2 H + \sum \beta_{1t} D_t + \beta_3 (H \times T_p) + \sum \alpha_i X_i + e \quad (\text{식 4})$$

H 는 처치집단 더미변수(처치집단이면 1, 아니면 0)이다. T_p 는 가짜 정책 시간 더미변수(가짜 정책이 $t=1$ 이후에 이루어졌다고 가정할 경우, 가짜 정책 이후($1 < t \leq 2$)이면 1, 아니면 0)이다. D_t 는 시간더미 변수이다. 분석 기간은 정책시행 이전까지로 하고, 정책시행 이전까지($t \leq 2$)의 시간 더미변수만 사용한다. β_0 는 두 집단에 공통된 가격 수준(공통 가격수준)을 나타낸다. β_{1t} 는 두 집단의 공통된 가격 추세(공통 가격추세)를 나타낸다. β_0 는 두 집단에 공통으로 나타나는 가격수준이고, β_2 는 처치집단과 통제집단의 가격 차이이다. β_3 는 가짜 정책효과를 나타낸다. i 는 관찰치를 나타낸다.

$\beta_3 = 0$ 이면, 가짜 정책 효과가 없기 때문에 동일 추세라고 볼 수 있음.

$\beta_3 \neq 0$ 이면, 가짜 정책 효과가 있기 때문에 동일 추세라고 볼 수 없음.

〈그림 4〉 고전적 이중차분 모형 플라시보 검증



분석 결과, $\beta_3 = 0$ 이면, 가짜 정책이 효과가 없기 때문에 동일 추세(평행 추세 가정 충족)라 볼 수 있다. 만일 $\beta_3 \neq 0$ 이면, 가짜 정책 효과가 있기 때문에 동일 추세라(평행추세 가정 미충족)라 볼 수 없다. 이러한 플라시보 검증 결과와 연동하여 정책효과에 대한 해석은 달라져야 한다.

3. 동태적 이중차분법

처치집단이 정책 시행 이전에 사전추세가 있다면, 평행추세 가정을 충족하기 어렵다. 또한 정책효과는 장단기에 따라 다르게 나타날 수 있다. 이런 문제를 고려하여 분석하는 방법이 동태적 이중차분 모형이다. 동태적 이중차분 모형은 처치집단만의 시간 추세를 고려하고 정책효과의 장단기를 식별하여 정책 효과를 분석한다. 동태적 이중차분 모형은 사전추세나 처치효과의 장단기 차이가 있을 때 사용하며 처치가 단계적으로 이루어질 때도 사용한다. 그런 만큼 동태적 이중차분 모형에는 다양한 모형이 존재한다. 동태적 이중차분 모형을 이벤트 연구 이중차분 모형(event study DID)이라고 부르기도 하는데 (Schmidheiny and Siegloch, 2022; Sun and Abraham, 2021), 이런 명칭은

자산의 수익률을 시장 수익률과 비교하는 이벤트 연구와 혼동될 수가 있다 (Huntington-Klein, 2022, p.413). 실제로 이벤트 연구 방법으로 가격증가율과 시장의 가격증가율의 차이를 이중차분법으로 분석한 연구로 강만봉 외 (2021)가 있다. 처치가 여러 지역에서 서로 다른 시점에 단계적으로 이루어질 때 사용하는 단계적 이중차분 모형(staggered DID)도 있다. 단계적 이중차분 모형에 대해서는 Athey and Imbens(2022), Goodman-Bacon(2021) 등이 다루고 있다. 처치는 일시에 이루어질 수도 있지만, 축차적으로 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. 본 논문에서 사용하는 일반적인 동태적 이중차분 모형은 처치 시점이 고정되어 있고, 처치가 일시에 이루어졌을 때 사용하는 방법이다.²⁴⁾

보통 처치집단만의 시간 추세는 정책 시행 시점을 기준시점으로 삼는다 (Huntington-Klein, 2022, p.45). 정책 시행 시점을 m 이라고 하면, 일반적인 동태적 이중차분법 모형은 다음과 같다.

〈동태적 이중차분 모형〉

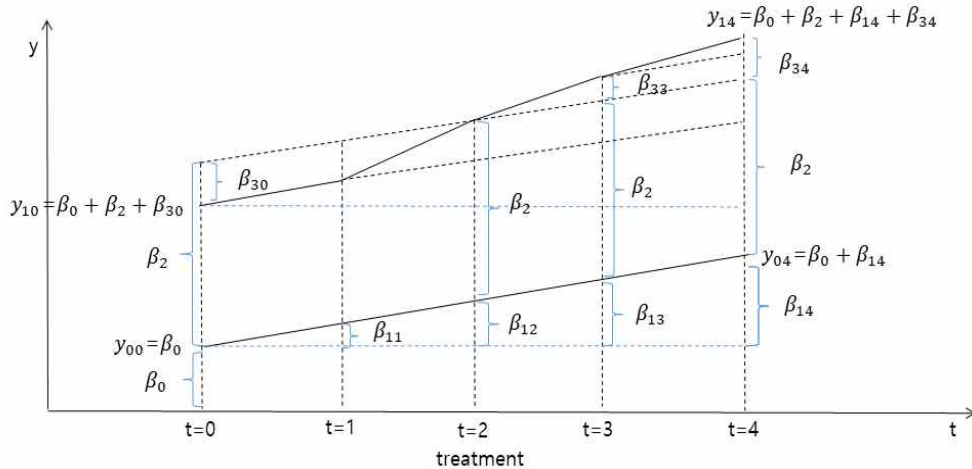
$$y_i = \beta_0 + \sum_{t=1}^n \beta_{1t} D_{it} + \beta_2 H_i + \sum_{t=0}^{m-1} \beta_{3t} (H_i \times D_{it}) + \sum_{t=m+1}^n \beta_{3t} (H_i \times D_{it}) + e_i \quad (\text{식 5})$$

여기서 H 는 처치집단 더미변수 (처치집단이면 1, 아니면 0)이다. D_{it} 는 시간 더미변수($t=0, 1, \dots, m-1$ 정책 시행 전, $t=m+1, m+2, \dots, n-1, n$ 정책 시행 후)를 나타낸다. β_0 는 두 집단에 공통된 가격 수준(공통 가격수준)이며 β_{1t} 는 두 집단의 공통된 가격 추세(공통 가격추세)이다. β_2 는 고전적 이중차분 모형과는 다르게 기준시점(정책 시행점인 m 기)에서 처치집단 고유의 가격수준을 나타낸다.²⁵⁾ $t=0, 1, \dots, m-1$ 일 때 β_{3t} 는 정책 시행 전 처치집

24) 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).

단의 사전추세를 나타낸다. 그리고 $t = m + 1, m + 2, \dots, n$ 일 때 β_{3t} 는 정책 시행 후 처치집단만의 가격추세로, 정책효과를 나타낸다. 정책 시행의 단기효과는 정책 시행 직후 $m+1$ 기나 $m+2$ 기의 β_{3t} 로 측정하고, 장기효과는 정책 시행 후 어느 정도 일정 시간이 지난 시점인 $n-1$ 기나 n 기의 β_{3t} 로 측정한다.

〈그림 5〉 동태적 이중차분 모형



y_{00} : 통제집단의 $t=0$ 시점 가격, y_{10} : 처치집단의 $t=0$ 시점 가격
 y_{04} : 통제집단의 $t=4$ 시점 가격, y_{14} : 처치집단의 $t=4$ 시점 가격

보통 정책시행 이전(규제지역 지정 이전)에 주택가격이 급등하는 지역을 규제지역으로 지정하기 때문에 통제지역과의 가격 평행성이 이미 이루어지지 않는 것이 일반적이다. 규제지역 지정은 주거정책심의위원회의 심의를 거쳐 지정되는 데, 주거정책심의위원회는 보통 6개월마다 열린다. 이와 같이 사전 추세를 확인할 수 있는 방법이 동태적 이중차분 모형이다.

25) 처치시점(m)에서 처치집단가격은 $y_{1m} = \beta_0 + \beta_{1m} + \beta_2$ 이고, 통제집단 가격은 $y_{0m} = \beta_0 + \beta_{1m}$ 이다. 따라서 $\beta_2 = y_{1m} - y_{0m}$ 으로, m 시점에서 처치집단만의 가격수준을 나타낸다.

제 3 절 선행연구 검토

1. 선행연구 검토

본 논문의 목적은 규제지역에서 대출 규제가 해당 규제지역의 주택가격을 안정시켰는지 검토해보는 것이다. 주택가격 안정을 위한 규제지역 지정이 주택가격에 미치는 영향에 관한 연구는 10여 년 전부터 꾸준히 있어 왔다. 이들 연구의 대부분은 이중차분법을 이용하여 정책효과를 분석하고 있다. 이와 관련된 선행 연구는 다음과 같다.

김대원·유정석(2014)은 고전적 두 시점 이중차분법을 통해 ‘투기지역 지정은 규모 별, 가격대 별 모두 주택가격을 상승시킨다’라고 주장하였다. 또한, ‘투기지역 해제 시에도 주택가격을 상승시킨다’라고 주장하였다.

서울, 경기, 인천, 중에서 투기지역으로 지정된 20개 시·군·구를 처치집단으로 정하고 경기도 중 투기지역으로 지정되지 않은 지역, 광주, 대구, 대전, 부산, 충북 중에서 20개 시·군·구를 통제집단으로 선정하여 분석하였다. 분석 자료는 부동산 114의 2005년, 2007년, 2009년 말 시세 평균자료를 사용하였다. 이는 2006년에 처치집단이 주택투기지역으로 지정되었다가 2008년 주택투기지역에서 해제되어 이중차분법 분석 방법에 적합한 형태로 자료를 수집하였다.

투기지역 지정기간(2006년에 투기지역 지정)인 2005년에서 2007년까지 기간을 비교 분석하고, 투기지역 해제 기간(2008년 투기지역 해제)인 2007년에서 2009년까지 기간을 분석하였다. 분석 결과, 투기지역 지정기간(2005년~2007년)에는 모든 규모에서 주택투기지역 지정에도 불구하고 주택가격이 상승하여 기대했던 주택가격 하락 효과가 나타나지 않았다. 이것은 양도소득세 강화로 인한 공급 동결 효과가 단기적으로 주택가격을 상승시킨 것으로 해석하였다.

한편, 투기지역 해제 기간(2007년~2009년)에도 전체적으로 양(+)의 부호를 나타내며 규모 별, 가격대별 모두 주택가격을 상승시킨 것으로 나타났다. 그러나 나머지 규모(중형과 대형)에서는 통계적으로 유의한 추정 결과를 얻지

못하였다. 분석 결과 주택가격의 상승을 유도하기 위해 실시된 투기지역 해제는 소규모 주택에서는 일부 효과가 있으나, 규모가 큰 주택에서는 효과를 나타내지 못했다고 분석하였다. 한편, 투기지역 지정으로 인해 수요가 투기지역 지정이 안된 지역으로 수요전이 효과가 있었는지에 대한 분석은 없었다.

김대원·유정석(2014)의 연구는 처치집단과 통제집단을 선정할 때 서울과 지방간의 특성 차이, 가격 차이에 따른 평행성 가정에 문제가 있을 것으로 추정된다. 아울러 투기지역으로 지정된 지역에서 사전추세가 있기 때문에 애초에 평행성 가정이 충족되지 못 할 가능성이 있다. 분석자료를 각 연도의 기말 시점 평균 시세자료를 사용하였기 때문에 결과도 우연일 수 있어 추정 결과의 강건성 확보를 위해 여러 시점에서 비교해 보아야 한다.

황관석·박철성(2015)은 서울과 인천·경기지역의 DTI 규제 차이의 주택 가격에 미치는 효과를 고전적 두 시점 이중차분법을 활용하여 분석하였다. 강남 3구를 제외한 서울지역(강남 3구는 투기지역으로 규제 수준이 달라서 제외함)을 처치집단으로 정하고 경기도 지역(일부 지역 제외)을 통제집단으로 정하였다. 2009년 8월(서울지역 DTI 규제강화)과 2010년 8월(서울지역 DTI 규제 완화) 기간, 2011년 3월(서울지역 DTI 규제완화)과 2012년 3월(서울지역 DTI 규제 강화) 기간, 2011년 3월(서울지역 DTI 규제 완화)과 2012년 12월 (서울지역 DTI 규제강화) 기간 동안 처치집단과 통제집단 간의 아파트 실거래 가격자료(단위 면적당 가격)를 분석하였다. 분석 결과, 두 시점 간에 통계적으로 유의한 차이가 없어 정책효과가 없었던 것으로 나타났다. 그러나 규모별 분석에서는 소형주택의 경우 2011년 3월(서울지역 DTI 규제 완화)과 2012년 12월 (서울지역 DTI 규제강화) 기간 동안 음(-)의 부호를 보이며 통계적으로 유의한 결과를 보였다. 이는 DTI 규제강화가 주택가격 상승률을 낮추는 효과가 있음을 의미한다. 한편, 중형주택 및 대형주택에서는 통계적으로 유의한 결과가 나오지 않았다. 중대형주택에는 DTI 규제강화가 주택가격 상승률을 낮추는 데 효과가 없음을 의미한다.

황관석·박철성(2015)의 연구에서는 분석대상인 서울지역의 주택가격과 경기도 지역의 주택가격 추세가 다를 수 있음에도 불구하고 이를 검정하는 절차를 거치지 않았다. 어떤 지역을 규제지역으로 지정하고 DTI 규제를 강화하

는 것은 이미 동 지역에서는 주택가격이 급격히 상승하고 있기 때문이므로
평행성 가정을 충족시키지 못할 가능성이 높다.

박유현(2018)은 고전적 두 시점 이중차분 모형을 이용하여 투기과열지구,
조정대상지역 지정에 따른 대출 규제가 아파트 가격을 안정시켰는지 실증 분
석하였다. 규제지역으로 지정된 전국 시·군·구 지역을 처치그룹으로 정하고 규
제지역으로 지정되지 않은 전국 시·군·구 지역을 통제그룹으로 정했다. 전국
시·군·구의 아파트가격지수를 자료로 사용하였고 전국 시·군·구를 대상으로 하
였다. 고전적 두 시점 이중차분 모형을 사용하여 규제 전월의 주택가격 상승
률과 규제 후 1개월, 2개월, 3개월, 4개월째의 주택가격 상승률을 사용하여
분석하였다. 분석대상 기간은 2007년 2월 전후, 2009년 10월 전후, 2011년
3월 전후, 2017년 8월 전후 규제지역 확대, 규제 직전과 규제 후 1개월, 2개
월, 3개월, 4개월을 비교하였다. 다만, 대출 규제에 따른 수요전이 효과에 대
한 분석은 하지 않았다.

분석 결과, 2007년 2월 이후 음(-)의 효과(유의함)로 가격 상승률을 낮추
는 효과가 있었던 것으로 나타났고, 2009년 10월 이후 음(-)의 효과(유의함)
로 가격 상승률을 낮추는 효과가 있었던 것으로 분석되었다. 2011년 3월 이
후 1개월, 2개월째는 음(-)의 효과(유의함)가 나타났으나 3개월, 4개월째는
유의하지 않은 것으로 나타났다. 2017년 8월 이후 1개월째는 음(-)의 효과
(유의함)가 있었으나 2개월, 3개월째는 유의하지 않았다.

박유현(2018)의 연구에 사용된 고전적 두 시점 이중차분 모형은 평행성
가정이 추정되어야 하나 검토되지 않았고 특히 수도권(규제지역)과 지방은 가
격변동률의 차이가 커 더욱이 평행성 가정의 검토가 필요해 보인다. 또한 규
제 직전 사전추세(pre-trend) 가능성이 있음을 고려하지 못하였다.

송태호 외 (2018)은 2006년부터 2011년까지 한국부동산원 월간 아파트매
매가격지수를 이용하여 투기과열지구 해제 지역과 투기과열지구 유지 지역
간의 주택가격 상승률의 차이를 분석하였다. 2007년 1월~2008년 10월(처치
이전 기간)과 2008년 11월~2011년 1월(처치 기간) 동안 강남 3구(처치집단)
과 수도권 33개 시·구(통제집단)를 분석한 결과 처치 이후 처치집단에서 음
(-)의 부호를 보이며 안정화 효과를 보인 것으로 나타났다. 2006년 1

월~2017년 1월(처치 이전 기간)과 2008년 1월~2010년 10월(처치기간)동안 강남 3구(처치집단)과 지방 광역시 35개 시·구(통제집단)를 분석하였다.

분석 결과, 강남 3구와 지방 광역시 35개 시·구 간에는 유의한 상관관계를 보이지 않은 것으로 나타났다. 이는 강남 3구와 지방 광역시 간에는 지역성의 차이로 유의하지 않은 것으로 나타난 것이다. 2007년 1월~2017년 12월(처치 이전기간)과 2008년 1월~2008년 11월(처치기간)동안 강남 3구(처치집단)과 지방 광역시 35개 시·구(통제집단)를 분석한 결과, 양(+)의 부호를 보이며 통계적으로 유의한 결과를 나타냈다.

이는 투기과열지구 지정정책이 오히려 정책목표와 반대로 아파트 매매가격지수를 상대적으로 상승시킨 것으로 해석된다. 송태호 외 (2018)은 분석 결과를 통해 시장 특성이 유사한 지역에서는 정책효과를 기대할 수 있으나 수도권과 지방 등 시장 특성이 다른 지역에서는 정책부작용이 발생할 수 있다고 주장했다. 투기과열지구 지정에 따른 수요전이 효과에 대한 분석은 하지 않았다.

송태호 외 (2018)의 연구는 강남 3구와 경기도, 강남 3구와 지방 광역시, 수도권과 지방 광역시의 매매가격상승률을 비교하면서 비교 지역간의 평행성 가정에 문제가 발생할 가능성을 간과하였다. 그리고 규제지역 지정 및 해제 경우 처치 이전에 이미 가격의 상승 또는 하락 등 가격의 변화가 있었을 가능성이 있으나 이를 포함한 연구를 진행하지 않았다. 또한 다 시점 가격자료를 가지고 두 시점 이중차분 모형을 사용함으로써 시간에 따른 가격변화를 통제하지 못하였다. 아울러 지수는 시간에 따른 상대가격 비율이므로 지수를 이용하여 프리미엄을 만들면 기준시점에 따라 프리미엄의 크기나 부호가 달라지는 문제가 있다.

송경호·권성오(2020)는 2017년 8·2 대책(투기지역, 투기과열지구, 조정대상지역 지정) 및 2018년 9·13대책(종합부동산세 인상)과 관련하여 부동산정책이 주택시장에 미치는 영향을 패널데이터를 이용한 분석 방법론에 boundary discontinuity design(BDD)를 중복 적용하여 분석하였다. 분석 결과, 서울의 경우 규제지역 지정 이후 처치집단의 주택가격상승률 속도가 통제집단보다 더 빨라졌고 기존 주택가격 상승추세를 완화 시키지 못한 것으로 나타났다.

더 강한 규제가 적용된 투기지역의 주택가격 상승률이 나머지 지역에 비해 규제 강화 이전 더 높았던 추세는 그대로 유지되었다. 오히려 규제 강화 이후 주택가격 상승 속도가 가속화되어 지역 간 주택가격 격차가 확대되었으나 그 정도는 미약한 것으로 나타났다.

특히, 9억 원 이상, 강남 3구, 투기지역 중심부의 주택가격 상승률이 9억 원 이하, 강남 3구 이외 지역, 투기지역 주변부와 투기과열지구로 지정된 지역의 주택가격에 비해 가격 상승률이 더 높았다. 분석 결과, 규제지역 지정은 주택가격 상승추세를 완화 시키지 못한 것으로 나타났다. 송경호·권성오(2020)의 연구는 내생성 문제, 추정의 편의 문제를 해결하기 위해 패널데이터를 구축하고, 규제지역의 경계선에 있는 주택을 분석대상으로 삼았다. 그리고 시간 추세를 반영하고, 사전추세를 반영하여 분석하였다. 그러나, 패널데이터를 구축하는 과정에 표본추출에 문제가 발생할 가능성을 내포하고 있다.

양완진·김현정(2020)은 회귀분석 및 고전적 두 시점 이중차분법을 이용하여 수도권, 부산, 세종시, 대전시 및 광명시를 중심으로 투기과열지구와 조정대상지역으로 지정되었을 때 주택가격이 어떠한 영향을 받는지 분석하였다. 아파트 실거래 가격자료를 활용하여 주택가격의 변화를 측정하였다. 종속변수는 매매가격을, 독립변수는 아파트 면적, 건축 연령, 층, 세대수, 미분양주택 수, 소비자물가지수 및 소비자물가동행지수 등을 사용하였다.

2017년 9월 전후 6개월과 1년 동안 서울과 경기도의 조정대상지역을 처치집단으로 수도권 비조정대상지역을 통제집단으로 선정하여 이중차분법을 활용하여 분석하였다. 분석 결과, 처치 전후 6개월 이내에서는 오히려 가격이 상승(+)하는 효과가 있었으며 처치 전후 1년 이내에도 가격이 상승(+)하는 결과가 나왔다.

같은 기간인 2017년 9월 전후 6개월과 1년 동안 부산의 조정대상지역(처치집단)과 부산의 비조정대상지역(통제집단)을 분석하였다. 분석 결과, 처치 전후 6개월 이내에서는 유의하지 않았으나 처치 전후 1년 이내에는 가격이 상승(+)하는 효과가 있는 것으로 나타났다. 2018년 8월 전후 1년간 광명시(처치집단)와 고양시, 남양주시(통제집단)를 분석한 결과 처치 전후 1년 비교에서 가격이 상승(+)하는 것으로 나타났다.

양완진·김현정(2020)의 연구는 처치 전후 6개월 또는 1년간 시간 변화에 따른 가격변화가 있음에도 불구하고 두 시점 이중차분법 모형을 사용하여 시간 추세를 통제하지 못하였다. 또한 조정대상지역이나 투기과열지구로 지정된 지역은 주택가격 상승률이 상대적으로 높은 지역으로 이는 처치집단과 통제 집단간 동일한 조건을 가정하는 평행성가정이 충족되지 못한 아쉬움이 있다. 이는 투기지역 등 규제지역으로 지정되기 이전에 이미 수개월 전부터 동 지역은 주택가격이 상승하였고 그러기 때문에 규제지역으로 지정되었을 것이기 때문이다.

노동권 외(2021)는 2010년 1월부터 2011년 11월 말까지 서울시의 아파트 평균 매매가격의 시계열 데이터 및 구별 패널데이터를 고전적 두 시점 이중차분법을 활용하여 DTI 규제 자율화가 아파트매매가격 변화에 미치는 영향을 분석하였다. 2010년 1월~2010년 7월(처치이전기간: 서울 전 지역이 규제지역)과 2010년 8월~2011년 3월(처치기간 : 강남 3구를 제외하고 규제지역 해제), 2010년 8월~2011년 2월(처치이전기간 : 강남 3구를 제외하고 규제지역 해제)과 2011년 3월~2011년 11월(처치기간 : 서울 전 지역이 규제지역) 동안 강남3구를 제외한 서울시 전체 구(처치그룹)와 강남 3구(통제그룹)간의 아파트 실거래가격 자료를 이용하여 DTI 규제 효과를 분석하였다.

분석 결과, 2010년 1월~2010년 7월(처치 이전 기간: 서울 전 지역이 규제지역)과 2010년 8월~2011년 3월(처치 기간 : 강남 3구를 제외하고 규제지역 해제)기간 동안 규제 완화의 결과 처치 이후 처치그룹(강남 3구를 제외한 서울시 전체 구)의 가격 상승률이 통제그룹(강남 3구)보다 더 높게 나타났다. 2010년 8월~2011년 2월(처치 이전 기간 : 강남 3구를 제외하고 규제지역 해제)과 2011년 3월~2011년 11월(처치 기간 : 서울 전 지역이 규제지역) 기간 동안 규제강화의 결과 처치 이후 처치그룹(강남 3구를 제외한 서울시 전체 구)의 가격 상승률이 통제그룹(강남 3구)보다 더 높게 나왔으나 통계적으로 유의하지 않아 처치 효과가 없는 것으로 나타났다.

노동권 외(2021)의 연구는 다 시점 자료를 가지고 두 시점 이중차분 모형으로 분석함으로써 시간 추세를 반영하지 못하였다. 비록 시간에 따라 변화하는 통제변수를 사용하여 시간 추세를 일부 반영하였지만 이를 통해 시간 추

세를 모두 통제하였다고 보기는 어렵다. 또한, 구별로 각 시점의 거래가격을 평균한 가격을 사용하여 각 시점별로, 구별로 거래된 주택의 특성 차이에 따라 평균 가격이 달라질 수 있어, 즉 거래된 주택의 개별 특성 차이에 따른 가격 차이를 통제하지 못한 단점이 있다.

이주희·유선중(2021)은 2019년 12·16 대책에서 투기지역 및 투기과열지구에서 LTV 규제 강화가 공동주택가격에 미치는 효과를 고전적 두 시점 이중차분법을 이용하여 분석하였다. 2019년 12월을 기준으로 2020년 상반기(1월~6월), 2020년 하반기(7월~12월)를 처치 기간으로 정하고 2019년 상반기와 2019년 하반기, 2018년 상반기와 2018년 하반기를 처치 이전 기간으로 정하였다. 강남 3구의 15억 원 초과 주택단지 37개를 처치집단으로 정하고 강남 3구 외 서울지역의 9억 원 이하 주택단지 37개를 통제집단으로 선정하였다. 이와 같은 가설을 설정한 후 아파트 실거래가격을 이중차분법 모형을 통해 LTV 규제 효과를 분석하였다. 그러나 이주희·유선중(2021)은 LTV 규제 강화로 인한 수요전이 효과를 분석하지는 않았다.

분석 결과, 2020년 상반기에는 이중차분의 추정치가 $-0.49\%p$ 로 정책에 따른 가격 상승률의 변화가 거의 없는 것으로 분석하였다. 2020년 하반기의 경우 추정치가 $-19.15\%p$ 로 처치집단이 통제집단의 가격변화 대비 약 $19.15\%p$ 하락한 것으로 나타나 상반기보다 하반기에 정책효과가 더 크게 나타난 것으로 분석하였다.

이주희·유선중(2021)의 연구에서 두 시점 이중차분 모형을 사용함으로써 시간변화에 따른 가격변화를 통제하지 못하였다. 또한 사전추세(pre-trend)가능성을 모형에 반영하지 못하고 있다. 정부는 15억 원 초과 주택의 가격 상승률이 높았기 때문에 15억 원 초과 주택에 대한 대출 금지정책을 내놓았을 것이다. 2020년 상반기에는 정책효과가 없었고 하반기에는 정책효과가 있는 것으로 나타난 것은 사전추세(pre-trend)의 문제일 수 있다.

유승완(2023)은 투기과열지구 지정에 따른 주택가격의 변화를 고전적 두 시점 이중차분법을 통해 분석하였다. 강남 3구와 용산구를 처치집단으로, 수원시, 안양시, 안산시 등 수도권 조정대상지역을 통제집단으로 선정하였다. 아파트 실거래가격 자료를 2016년 8월부터 2017년 7월까지 기간(처치이전기간)

과 2017년 9월부터 2018년 3월까지(처치기간)로 나누어 투기과열지구 지정 효과를 분석하였다. 분석 결과, 투기과열지구 지정 효과가 있었던 것으로 나타났다. 규모별로도 소형, 중형, 대형 평형 모두 규제 효과가 있는 것으로 분석되었다. 본 연구 역시 처치 전후 1년 내외의 시간 변화에 따른 가격의 변화가 있음에도 불구하고 두 시점 이중차분법 모형을 사용하여 시간추세를 통제하지 못하였다. 아울러 사전추세의 문제로 인해 평행성 가정을 검증하지 못하였다.

그밖에 외국의 선행연구로, Zhang et al(2021)은 주택구매제한 정책이 인근지역 투자자들의 주의를 끌어 인근 지역의 주택가격을 상승시키는지에 대해 분석하였다. 그리고 주택구매제한 정책을 실시하는 도시가 증가할수록 인근 도시의 투자자들의 관심증가로 인근지역 주택가격을 상승시키는지를 중국 58개 도시의 월별 패널데이터를 기반으로 이중차분 모형을 통해 실증적으로 분석하였다. 분석결과 주택구매제한 정책이 인근 도시의 주택가격을 상승시킨다는 물결효과(ripple effect)를 밝혀냈으며 주택구매제한 정책을 시행하는 도시가 많아질수록 인근 도시 주택투자자들의 관심을 끌어 지역 주택의 가격이 상승함을 밝혀냈다. 본 연구는 미시데이터의 한계로 인해 서로 다른 도시 간 자본흐름을 직접적으로 확인하지는 못 하였다. 또한 고전적 이중차분 모형을 사용하였으나 평행추세 가정을 검증하였는지 알 수 없다.

지금까지 살펴본 선행연구를 연구의 방법 및 연구내용과 더불어 정책효과, 평행추세 고려 여부, 사전추세 고려 여부 및 시간추세 고려 여부를 구분하여 <표 17>과 같이 정리하였다. 선행연구들이 정책효과를 구별하기 위해 고전적 두 시점 이중차분법을 많이 사용하였다. 그러나 대부분의 연구가 연구결과의 강건성 확보에 필요한 평행추세 가정을 검증하지 못하였으며 사전추세를 고려한 연구는 송경호·권성오(2020)의 연구가 유일하다. 또한 정책효과와 장단기 구분을 하여 분석한 연구는 박유현(2018)의 연구와 송경호·권성오(2020), 양완진·김현정(2020), 이주희·유선종(2021)의 연구 정도이다. 또한 사전추세와 시간추세를 고려한 연구는 송경호·권성오(2020)의 2017년 8월 대책에 따른 서울의 규제지역과 비규제지역을 비교 분석한 연구뿐이다. 아울러 수요전이 효과를 분석한 논문은 송경호·권성오(2020)와 Zhang et al (2021)이 유일하

다.

〈표 17〉 선행연구 정리

연구	연구방법 및 연구내용	정책효과		평행 추세 고려	사전 추세 고려	시간 추세 고려	수요 전이 효과
		단기	장기				
김대원· 유정석 (2014)	- DID(두 시점 모형)으로 투기지역 지정 효과 분석 - 수도권 규제지역과 전국 비규제지역 비교 - 2006년 말 전후 비교		+	×	×		×
황관식· 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, 2017.8전후	-		△	×		×
송태호 외 (2018)	- DID(두 시점 모형)으로 투기와열지구의 규제유지 효과 분석 - 강남3구, 수도권, 지방광역시 등 비교 - 2008년 전후 비교		+ - ×	×	×	×	×
송경호· 권성오 (2020)	- 패널DID(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 강남3구와 서울 나머지 지역 비교 - 2011.3 전후 비교		×	×	×	×	×
이주화· 유선종 (2021)	- DID(두 시점 모형)으로 투기와열지구에서 LTV 규제 강화 효과 분석 - 서울 강남 3구의 15억원 초과 9억원 이하 주택 비교 - 2019.12 전후 비교	×	-	△	×	×	×
유승완 (2023)	-DID(두 시점 모형)으로 투기와열지구 지정 효과 분석 -서울(강남 3구, 용산 제외)와 수도권 비교 -2017.8 전후 비교	+	-	×	×	×	×
Zhang et al (2021)	-DID(두 시점 모형)으로 주택구매제한 정책의 효과분석 -중국 58개 도시와 인근 도시를 비교 -2015년~2017년		+	×	×	○	○

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 효과가 없음을 의미한다. 표시가 없는 부분은 해당 사항과 관련 없음을 의미한다.
 3) 평행추세 고려, 사전추세 고려, 시간추세 고려에서 ×는 해당 사항을 고려하지 않았음을, ○는 해당 사항을 고려하였음을 의미한다. △는 해당 사항을 고려하였으나 통계적 유의성을 검정하지는 않았음을 의미한다. 표시가 없는 부분은 해당 사항과 관련 없음을 의미한다.

2. 선행연구와의 차별성

앞에서 규제지역 지정이나 대출규제 효과에 관한 선행연구들을 살펴보았다. 이들 연구들은 고전적 두 시점 이중차분법을 활용하여 정책 효과를 분석하고 있다. 본 논문은 다음과 같은 차별성을 갖고 있다.

첫째 이중차분법을 통한 연구를 하는 경우, 처치집단과 통제집단 간에 유사한 가격추세(평행추세)를 가지고 있어야 하고 이와 같은 조건이 충족되어야만 이중차분법으로 분석한 결과를 신뢰할 수 있다. 이러한 평행추세 가정을 확인하는 방법으로 플라시보 검정이 있다. 정책 시행 이전 기간의 일정 시점에 마치 정책이 시행된 것처럼 모형을 추정하여 가정의 타당성을 검증하는 것이다. 그러나 대부분의 연구에서 평행추세 가정을 검증하지 않았다. 이에 따라 연구 결과의 신뢰성이 확보되었다 하기 어렵다. 그러나 본 논문은 이러한 선행연구의 한계점을 고려하여 연구 방법론 측면에서 플라시보 검정을 통해 처치집단과 통제집단 간에 정책 시행 이전에 유사한 가격추세를 보이고 있는지 검증하였다. 이를 통해 연구결과의 신뢰성을 확보하고 보다 더 정확한 결과를 도출할 수 있었다.

둘째, 선행 연구들은 규제지역 지정 및 해제의 경우 처치 이전에 이미 가격의 상승 또는 하락 등의 가격변화가 있을 가능성이 있음에도 불구하고 사전추세를 고려하지 못하였다. 물론 송경호·권성오(2020)는 서울의 규제지역과 비규제지역을 다 시점 이중차분 모형을 통해 규제지역 지정 효과를 분석하여 사전추세를 고려한 연구 결과를 보고한 바 있다. 이에 본 연구는 동태적 이중차분 모형을 사용하여 사전추세 효과를 통제하여 정확한 대출 규제 효과를 분석하고자 하였다.

셋째, 기존의 선행연구는 규제지역과 비규제지역을 구분함에 있어 서울과 지방 또는 수도권과 지방으로 등으로 구분하여 매매가격상승률을 비교하였다. 비교 지역간 차이로 인해 지역별 특성이나 절대적 가격차이에 기인하여 자연스럽게 발생하는 평행성 가정 미충족 문제를 간과한 부분이 있다. 이에 본 연구는 처치집단과 통제집단을 강남 3구라는 동일지역 내에서 선정하여 지역적 편차에서 오는 평행성 가정 미충족 문제를 해결하였다. 물론 이주희·유선종

(2020) 역시 본 연구와 같이 동일지역 (강남 3구) 내 규제지역과 통제지역을 비교 분석한 점은 본 논문과 유사하다. 송경호·권성오 (2020)은 경계선상의 주택가격을 비교하여 동일지역 내 분석이라 할 수 있다.²⁶⁾

넷째, 박유현(2018), 송경호·권성오(2020)를 제외한 선행연구들은 대부분 정책효과를 장단기로 나누어 분석하지 못했다. 그러나 본 연구는 정책의 효과를 단기와 장기효과로 구분하여 분석하였다. 연구 결과를 단기와 장기로 구분하여 분석하지 못한 것은 고전적 두 시점 이중차분법을 사용하였기 때문이다. 두 시점 이중차분 모형은 정책 시행 전후의 두 시점에 발생한 가격 차이를 분석하는 데 유용하지만 여러 시점에 가격이 관찰되는 경우에 가격 추세를 반영하지 못해 적합한 연구 방법은 아니다. 이런 단점을 보완하기 위해 동태적 다 시점 이중차분 모형을 활용하여 시간 변화에 따른 가격 추세를 통제하고, 정책효과를 장단기로 나누어 분석하였다.

마지막으로 Zhang et al (2021)을 제외한 대부분의 선행연구가 대출 규제 이후 가격 상승효과만을 분석하였다면 본 연구에서는 대출 규제에 따른 수요전이 효과(spillover effect) 여부를 분석하였다. 대출 규제에 따른 부대 효과로 나타나는 수요전이 여부를 문턱 위 주택과 문턱 아래 주택으로 나누어 분석하였다. 이를 통해 수요전이 효과가 여부를 알 수 있었다. 이와 같은 것들이 기존 연구와는 다른 본 연구의 차별성이다.

26) 이주화·유선종(2021)은 본 연구와 같이 동일지역(강남 3구)내 규제지역과 통제지역으로 분류하여 분석하였고 송경호·권성오(2020)는 규제지역 경계선상의 주택가격을 비교하여 동일지역 분석이라 볼 수 있다.

제 3 장 실증분석 방법

제 1 절 분석대상과 연구가설

1. 분석대상 및 분석기간

본 연구의 목적은 2019년 12·16대책으로 대출규제가 강화되고 난 뒤에 주택가격이 안정되었는지 여부를 이중차분법으로 검증하는 것이다. 이중차분법을 사용하기 위해서는 모집단을 규제를 받는 처치집단과 규제를 받지 않는 통제집단으로 나누어야 한다. 12·16 대책으로 대출 규제가 강화된 9억 원 초과 주택을 처치집단으로 하되, 가격대에 따라 규제의 정도가 다르므로 처치집단을 15억 원 초과 주택과 9억 원 초과~ 15억 원 이하 주택으로 나누었다. 그리고 대출 규제에 변화가 없는 9억 원 이하 주택 중에서 6억 원 초과 주택을 통제집단으로 정했다. 통제집단을 6억 원 초과~ 9억 원 이하 주택으로 정한 이유는 6억 원 이하 주택과 6억 원 초과 주택 간에는 규제의 차이가 존재하고,²⁷⁾ 또한 통제집단에 속하는 주택의 가격 범위가 지나치게 큰 경우 통제집단 내부에서 가격추세가 달리 나타날 수 있기 때문이다.

그리고 15억 원 초과 주택에 대한 대출 금지로 인해 15억 원을 조금 넘는 주택(이하 ‘문턱 위 주택’으로 표기)에 대한 수요가 15억 원을 다소 밑도는 주택(이하 ‘문턱 아래 주택’으로 표기)으로 옮겨갔는지 확인해 보는 것도 본 연구의 목적 중 하나이다. 이와 같은 문턱 규제²⁸⁾에 따른 수요전이 효과를 확인하기 위해 15억 원을 중심으로 15억 원 초과 17억 원 이하 주택(이하

27) 통제집단을 6억 원~9억 원 주택으로 설정한 이유는 6억 원 이하 주택과 6억 원 초과 주택에 규제의 차이가 존재하고 또한 통제집단에 속하는 주택들의 가격 범위가 지나치게 큰 경우 통제집단 내부에서 주택가격의 추세가 다르게 나타날 수 있기 때문이다. 2018년 9·13 대책에서 등록임대주택에 대한 세제지원을 6억 원 이하 주택으로 제한하였다(정부부처 합동, 2018). 이런 조치는 2020년 7·10 대책에서 아파트에 대한 등록임대주택이 금지되면서 중단되었다(관계부처 합동, 2020b). 그리고 2019년 당시 한국주택금융공사의 보금자리론 대출도 6억 원 이하 주택으로 제한되어 있었다.

28) 문턱 규제란 특정 산업이나 시장에 진입을 위해 충족해야 하는 최소요건이나 규제를 의미하며 정부의 대출규제(LTV 규제) 역시 문턱규제에 해당한다.

15억 원~17억 원 주택)을 ‘문턱 위 주택’으로 정하였다. 또한 13억 원 초과 15억 원 이하 주택(이하 13억 원~15억 원 주택)을 ‘문턱 아래 주택’으로 정하였다.²⁹⁾ 다만, 9억 원을 조금 넘는 주택이 9억 원을 조금 밑도는 주택으로의 수요전이 효과는 검증하지 않기로 한다. 이는 15억 원 초과 초고가 주택과는 대출 규제의 차이가 커 문턱규제 효과가 크지 않기 때문이다.

2019년 12월 당시 투기과열지구로 지정된 지역 중에서 15억 원 이상 주택 거래 건이 많은 강남 3구를 분석대상으로 삼았다.³⁰⁾ 다른 지역의 경우, 15억 원 이상 거래 건이 많지 않아 분석대상으로 삼기가 어려웠다. 또한 당시 12·16대책이 나온 배경이 강남권 재건축발 상승세의 확산으로 강남(6/2주)·송파(6/3주)부터 상승을 시작하여 7월 1주부터 24주 연속 주택가격이 상승하였기 때문이다. 이에 정부는 재건축 주택과 고가 주택이 몰려 있는 강남4구를 중심으로 한 투기지역·투기과열지구에 대출 규제를 강화하였다.

12·16 대책 이후 투기과열지구에서 9억 원 이상 주택에 대한 대출규제가 강화되었기 때문에 본 논문에서는 2019년 12월까지를 정책 시행 이전으로, 2020년 1월부터는 정책 시행 이후로 정하였다. 정책 시행에 따른 단기 및 장기에 걸친 정책효과를 확인해보기 위해 처치 이후 기간은 2020년 1월부터 2021년 12월까지로 정했다. 그리고 처치 이전 기간은 플라시보 검증과 사전 추세추정을 위해 분석 기간을 가급적 길게 잡을 필요가 있어 2018년 1월부터 2019년 12월까지로 정했다.

본 연구에서는 2018년 1월부터 2021년 12월까지 서울의 강남 3구에서 거

29) 문턱 위 주택을 15억 원 초과 16억 원 주택으로 정하고, 문턱 아래 주택을 14억 원 초과 15억 원 이하 주택으로 정할 경우, 해당 범주에 속하는 주택의 거래량이 너무 적어 문제가 있다. 반대로 문턱 위 주택을 15억 원 초과 18억 원 이하 주택으로 하고, 문턱 아래 주택을 12억 원 초과 15억 원 이하 주택으로 할 경우, 해당 범주에 속하는 주택의 거래량은 충분히 많지만 수요전이 효과가 희석되어 나타날 가능성이 있다. 따라서 그 중간수준인 15억 원~17억 원 주택을 문턱 위 주택, 13억 원~15억 원 주택을 문턱 아래 주택으로 정하였다.

30) 국토교통부의 아파트실거래자료를 분석해 본 결과, 2019년에 투기과열지구로 지정된 서울시 25개 구, 과천시, 성남시 분당구, 광명시, 하남시, 세종시, 대구시 수성구에서 거래된 아파트 중 15억 원 초과 주택의 거래량은 8,289건이었다. 이 중 서울 강남 3구에서 거래된 아파트가 6,287건으로 전체 거래량의 75.8%에 해당하였다.

구분	서울시	강남 3구	과천, 분당	대구 수성구	세종시	계
건수	7,925	6,287	314	50	0	8,289
비율	95.6%	75.8%	3.8%	0.6%	0.0%	100.0%

래 신고된 아파트 실거래가격 자료를 사용하였다. 해당 자료는 국토교통부의 실거래가격 공개시스템에서 제공된 부동산 거래가격 및 관련 정보를 기반으로 한다.

본 논문에서 사용하는 실거래가격 자료에는 주택의 특성 정보가 제한적으로 제공되고 있다. 현재 실거래가격 자료에는 주택의 사용승인연도, 면적, 거래된 층 정보 정도만 제공되고 있다.

그래서 부족한 주택의 특성 정보를 보완하기 위해 네이버 부동산에서 주택의 전철역과의 거리와 해당 아파트의 최고층수 자료를 보완하였다. 본 연구에서는 층별 가격 차이를 통제하기 위해 1층 더미변수(D_Floor1)와 2층 더미변수(D_Floor2)를 사용하였다. 아울러 전철역 인접 여부(인접 1, 아니면 0) 더미변수와 전철역과의 거리가 500미터 이내 여부(500미터 이내 1, 아니면 0) 더미변수, 주택의 높이가 5층 이상인지 여부(5층 이상 1, 아니면 0) 더미변수를 분석에 사용하였다.³¹⁾ 그리고 서울의 강남 3구라 하더라도 지역에 따라 가격수준이 다를 수 있기 때문에 강남 3구의 동(법정동)별 더미변수도 통제변수에 포함하였다.

이론적 모형식에 나오는 시간에 따른 공통 추세를 반영하기 위해, 본 논문에서는 분기별 시간 더미변수를 사용하였다. 기준시점은 2018년 1분기이다. 동태적 이중차분법에서 처치집단의 시간 추세를 반영하기 위한 시간 더미변수는 기준시점이 정책 시행 시점인 2019년 4분기이다.

이중차분법의 정책효과를 정확하게 식별하기 위해서는 분석기간 동안 대출규제 외에 가격변화를 가져오는 외부충격이 없어야 한다.³²⁾ 그러나 실제로는 분석기간중에 고가 주택의 가격에 영향을 미칠만한 정책이 몇 차례 시행되었다. 그중 하나가 2018년 있었던 9·13 대책이다. 이 대책으로 종합부동산 세율이 과표에 따라 0.2%p에서 0.7%p 인상되었고, 다주택자에게는 추가로 세율이 인상되었다. 새로운 세율에 의한 종합부동산세는 주로 시가 13억 원 이상 주택에 부과되는 것으로 나타났으며³³⁾, 2019년부터 공정시장가격 비율

31) 전철역까지의 거리가 미치는 영향은 500m 이내인 경우 차이가 크지 않고 1km를 넘어서면 영향이 거의 없어져 전철역까지의 거리 변수는 더미변수를 사용하였다.

32) Atanasov and Black(2016)에 따르면, 이중차분법이 성공적으로 처치효과를 식별해 내기 위해서는 평행추세 가정과 함께 유일충격 가정이 필요하다. 유일충격 가정은 해당 처치 이외에는 다른 처치가 없어야 한다는 가정이다.

이 5%p 씩 인상되기 때문에 시가 13억 원 미만 주택들도 부분적으로 종합부동산세 부과 대상이 되었을 것으로 보인다. 종합부동산세는 매년 6월 말 기준으로 부과되기 때문에 2018년 9·13대책의 영향은 주로 2019년 6월 전후로 나타났을 것으로 보인다.

그리고 또 다른 대책으로 2020년 7·10 대책이 있다. 이 대책은 다주택자들의 종합부동산세율을 2배로 올리는 것을 주요 내용으로 한다. 그리고 2020년 11월 3일에는 공시가격 현실화 계획이 발표되었다. 시가 9억 원~15억 원 주택은 현실화율을 7년에 걸쳐 90%까지 올리고, 시가 15억 원 이상 주택은 현실화율을 5년에 걸쳐 90%까지 올리는 것을 주요 내용으로 한다. 이러한 두 대책의 영향 역시 2021년 6월 전후에 나타났을 것으로 보인다.

따라서 동태적 이중차분법 모형을 이용하여 대출규제 강화의 효과를 분석하더라도, 규제지역에 있는 고가주택의 가격에 충격을 줄 수 있는 대책들이 정책시행 이전과 이후에 있음을 고려할 필요가 있다. <표 18>은 2019년 12·16 대책 전후에 있었던 부동산 대책을 정리한 것이다.

2018년 9·13 대책은 종합부동산세율을 인상하고 조정대상지역의 2주택자 이상에게 종합부동산 세율을 추가 인상하였다. 또한 2019년부터 주택의 공정시장가격비율을 80%에서 매년 5%p씩 상향함으로써 13억 원 이상의 주택가격을 안정시키려 하였다.

2019년 12·16 대책은 본 연구의 대상이며, 2020년 7·10 대책은 다주택자의 종합부동산세율을 인상하여 고가 주택의 가격을 안정시키려 하였다.

2020년 11·3 대책은 시가 15억 원 이상 공동주택의 공시가격 현실화 목표를 5년 동안 90%로 정하고 9억 원 이상 공동주택의 공시가격 현실화 목표는 7년 동안 90%로 정하였다. 시가 9억 원 미만 공동주택의 경우에는 10년 동안 90%로 정하였다. 이로써 모든 주택가격을 안정시키려 하였다.

33) 정부부처합동 보도자료, “주택시장 안정 대책”, 2018.9.13. 참조

〈표 18〉 12·16 대책 전후에 있었던 주택시장 안정화 대책

대책	주요 내용	고가 주택가격에 미치는 영향
2018.9.13. 주택시장 안정 대책	- 종합부동산세율 인상(0.2%p~0.7%p인상) - 조정대상지역 2주택자 이상 종합부동산세율 추가 인상(0.1%p~1.2%p) - 2019년부터 공정시장가격비율 80%에서 매년 5%p씩 상향	13억 원 이상 주택에 “-” 영향 기대
2019.12.16. 주택시장 안정화 방안	- 투기과열지구 시가 9억 원 초과 주택 : LTV 40% →20% - 투기과열지구 시가 15억 원 초과 주택 : 대출금지 - 종합부동산세율 인상	9억 원~15억 원 주택에 “-”영향 기대 15억 원 초과 주택에 “-” 영향 기대
2020.7.10. 주택시장 안정 보완대책	- 다주택자 종합부동산세 세율 인상	9억 원~15억 원 주택에 “-”영향 기대 15억 원 초과 주택에 “-”영향 기대
2020.11.3. 부동산 공시가격 현실화 계획	- 시가 15억 원 이상 공동주택 현실화를 목표 : 5년 동안 90% - 시가 9억 원 이상 공동주택 현실화를 목표 : 7년 동안 90% - 시가 9억 원 미만 공동주택 현실화를 목표 : 10년 동안 90%	9억 원~15억 원 주택에 “-”영향 기대 15억 원 초과 주택에 “-”영향 기대

2. 연구가설

본 논문은 2019년 12·16 대책에 따른 대출규제 강화가 규제대상 주택의 가격을 안정시켰는지 여부를 검증하는 것이다. 12·16 대책으로 시가 15억 원 초과 주택에 대한 LTV 비율이 40%에서 0%로 축소되고, 그리고 9억 원 이상 15억 원 이하 주택에 대한 LTV 비율이 40%에서 20%로 축소되었다. 그러나 9억 원 이하 주택에 대한 LTV비율은 40%로 변동이 없었다. 이러한 대출규제는 이론적으로 규제대상 주택의 가격을 단기적으로 하락시킨다(박유현(2018), 송경호·권성오(2020)).³⁴⁾ 기대형성 과정에 따라 가격하락은 장기간 지속될 수 있다. 이와 같은 가격하락 효과는 아마도 대출규제의 강도가 큰 15억 원 초과 주택에서 더 크게 나타날 것으로 보인다.

한편 15억 원 초과 주택에 대한 대출 금지와 같은 문턱 규제는 문턱 근처

34) 박유현(2018), 송경호·권성오(2020)는 규제 이후 규제집단의 주택가격이 비규제집단의 주택가격에 비해 6개월 이내 단기적으로 하락했다는 연구 결과를 보고 하였다.

에 있는 주택의 수요에 영향을 줄 수가 있다. 예를 들면 15억 원대 주택을 매입하려던 사람들은 대출 금지 때문에 14억 원대의 주택을 매수할 수가 있다. 만약 이러한 수요전이가 있다면, 문턱 바로 위에 있는 주택들(예를 들면 15억 원대나 16억 원대의 주택)에서는 가격하락 효과가 더 크게 나타나는 반면, 문턱 바로 아래에 있는 주택들(예를 들면 13억 원대나 14억 원대의 주택)에서는 가격하락 효과가 나타나지 않을 수 있다.

한편 9억 원에서 15억 원 사이의 주택에 대해서는 담보인정비율(LTV)이 20%로 감소했지만, 9억 원 초과 금액에 대해서만 LTV 비율이 20%가 적용된다. 그러기 때문에 9억 원을 넘느냐 넘지 않느냐에 따라 LTV 비율에 20%p의 차이가 생기는 것은 아니다. 매매금액의 구간별 LTV 비율이 9억 원 이하는 40% 9억 원 이상은 LTV 비율이 20%이므로 가격이 높아질수록 LTV 비율이 낮아지면서 주택가격 하락 효과도 커질 수 있다. 그러나 15억 원 초과 주택으로부터 수요전이 효과가 발생하여 가격하락 효과가 없을 수도 있다. 경우에 따라서는 가격대가 높은 주택에 오히려 가격상승 효과가 나타날 수도 있다.

〈표 19〉 12·16 대책과 투기과열지구 내 주택가격대별 LTV 비율

구 분	9억 원 이하 주택	10억 원 주택	12억 원 주택	15억 원 주택	15억 원 초과 주택
12·16대책 이전 LTV 비율	40%	40%	40%	40%	40%
12·16대책 이후 LTV 비율	40%	38%	35%	32%	0%

이러한 논리적, 이론적 사고에 따라 본 연구에서는 다음과 같은 세가지 가설을 세우고 이를 실증적으로 검정하고자 한다.

첫째, 투기과열지구에서 대출 규제강화로 규제대상 주택의 가격은 단기적으로 하락하고, 특히 LTV 비율이 40%에서 0%로 줄어든 15억 원 초과 주택의 가격하락 효과가 더 크게 나타날 것이다. 시장 효율성이 떨어지거나 근시안적 기대가 존재한다면 이러한 가격하락 효과는 장기에도 지속될 것이다.

둘째, 15억 원 초과 주택에 대한 대출 금지로 수요전이가 있을 경우 문턱 위 주택(15억 원 초과~17억 원 이하 주택)에서 가격하락 효과가 더 크게 나

타날 것이다. 시장의 효율성이 떨어지거나 근시안적 기대가 있다면, 수요전이로 인한 가격하락 효과가 장기에도 지속될 것이다.

셋째, 9억 원 이상~ 15억 원 이하 주택의 경우 구간별 대출 규제(슬라이딩 방식) 강화로 인해 높은 가격대에서 주택가격 하락 효과가 더 크게 나타날 것이다. 그러나 15억 원 초과 주택에 대한 대출 금지로 수요전이가 있다면 문턱 아래 주택에서 가격하락 효과가 나타나지 않을 수도 있다.

이상과 같은 연구가설을 이중차분 모형을 통해 검증해 보기로 한다.

제 2 절 실증분석 모형

1. 고전적 이중차분 모형 대출규제 효과 분석

1) 고전적 다 시점 이중차분 모형 대출규제 효과 분석

고전적 두 시점 이중차분 모형은 정책 시행 전후 두 시점에 목표 변수를 관측할 수 있을 때 사용하는 방법이다. 대부분의 선행 연구에서 많이 사용하였다. 그러나 본 논문의 경우 아파트가격이 연구기간 동안 매일 또는 매월 등 다양한 시점에 관찰되어 두 시점 이중차분 모형을 사용하기에 적합하지 못하다. 이와 같이 이중차분 모형 중 관찰 치가 여러 시점에 걸쳐 나타날 때에는 시간에 따른 가격 차이를 통제해야 하므로 두 시점 이중차분 모형을 사용할 수가 없다. 또한 특성 차이에 따른 가격 차이를 통제하고자 다음과 같은 특성 변수가 포함된 고전적 다 시점(classical multiple-time periods) 이중차분 모형을 사용하는 것이 분석에 적합하다. 본 논문에서는 특성 변수가 포함된 고전적 다 시점 이중차분 모형을 통한 정책 효과 분석 결과와 동태적 이중차분법에 의한 정책효과 분석 결과를 비교하여 그 차이를 보이고자 한다.

〈특성 변수가 포함된 고전적 다 시점 이중차분 모형〉

$$y_i = \beta_0 + \sum_{t=1}^n \beta_{1t} D_{ti} + \beta_2 H_i + \beta_3 (H_i \times T_i) + \sum_{j=1}^k \alpha_j X_{ji} + e_i \quad (\text{식 6})$$

여기서 D_t 는 시간 더미변수(t 시점에 거래되었다면 1, 아니면 0)이다. t 시점에 따라 다양한 시점에 관측되는 목표변수를 나타내고 있다. 그리고 완전 다중공선성을 피하기 위해, 보통 첫 번째 시점(0 시점)을 기준시점으로 하며 매 시점 별 더미변수를 모형에 넣게 된다. 여기서 β_0 는 두집단의 공통된 가격 수준이다. $\beta_{1t}(t = 1, 2, \dots, n)$ 은 각 시점 별 관측되는 두 집단에 공통적으로 나타나는 시간추세이다. 그리고 다 시점 모형에서 T 는 앞의 두 시점 모형과는 다르게 정책 시행 더미변수(정책 시행 이후이면 1, 아니면 0)로서의 역할

만 한다. 앞장에서 살펴본 두 시점 이중차분 모형과 동일하게 β_2 는 처치집단과 통제집단의 가격 차이이다. β_3 는 처치 이후 처치집단에서만 나타나는 가격 추세로 정책효과를 나타낸다.³⁵⁾ X_j 는 관찰 치의 특성이 서로 다를 경우, 특성 차이에 따른 가격 차이를 통제하기 위한 특성 변수들이다. i 는 관찰치를 나타낸다. β_3 는 정책 시행 이전 대비 정책 시행 이후 처치집단의 가격변화율의 근사치를 나타낸다. 따라서 본 논문에서 정책시행 이후 처치집단의 t 시점 가격변화율 근사치는 공통 추세인 β_{1t} 와 처치집단만의 추세인 β_3 을 더한 $\beta_{1t} + \beta_3$ 이 정책 시행 이후 t 시점에서 처치집단의 가격변화율의 근사치를 나타낸다. 이에 따라 본 논문에서는 β_3 나 β_{3t} 의 의미를 해석할 때, ‘가격변화율 근사치의 %p 증가 또는 %p 하락’으로 해석한다.

2) 고전적 다시점 이중차분 모형 플라시보 검정

고전적 이중차분 모형에서 분석결과의 강건성을 지지하기 위해서는 평행추세 가정이 필요하다. 평행추세 가정이란 정책 시행 이전에 두 집단의 가격 추세가 동일하다는 가정이다. 평행추세 가정이 성립하지 않으면, 고전적인 이중차분 모형에 의한 정책효과는 과대평가 내지는 과소평가 될 수 있다. 경우에 따라서는 정책효과가 없음에도 불구하고 정책의 효과가 있는 것처럼 보일 수 있고, 그 반대로 정책의 효과가 있음에도 불구하고 정책효과가 없는 것처럼 나타날 수 있다. 이러한 평행추세 가정을 검증하는 방법이 플라시보 검정을 해보는 것이다. (식 7)은 고전적 다시점 이중차분 모형 플라시보 검정 모형이다. 정책시행 이전 기간($0 \leq t \leq m$)에서 마치 정책이 시행된 것과 같이 플라시보 검정을 한다.

35) 다 시점의 고전적 이원고정효과 모형은 Sun and Abraham(2021), Goodman-Bacon(2021), Chaisemartin and D’Haultfoeuille(2022), Huntington-Klein(2022) 등에서 확인할 수 있다. 표기 방법은 서로 다르지만, 기본적으로 집단별 가격 차이를 나타내는 집단 고정효과와 시간별 가격 차이를 나타내는 시간 고정효과를 통제하여 정책효과를 식별하는 방식으로 모형화 되어 있다.

〈고전적 다 시점 이중차분 모형 플래시보 검정〉

$$y_i = \beta_0 + \sum_{t=1}^m \beta_{1t} D_{ti} + \beta_2 H_i + \beta_3 (H_i \times PT_i) + \sum_{j=1}^k \alpha_j X_{ji} + e_i \quad (\text{식 } 7)$$

(식 7)에서 PT 는 임의의 가짜 정책이 시행된 시점 이후이면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수이다. (식 8)에서 β_3 가 유의한 값을 갖는다면, 이는 가짜 정책의 효과가 있다는 말이므로 평행추세 가정이 충족되지 않는다는 것을 의미한다. 플래시보 검정을 통해 평행추세 가정을 확인함으로써 고전적 이중차분 모형을 통한 분석결과의 강건성을 확보할 수 있다.

2. 동태적 이중차분 모형 대출규제 효과 분석

1) 동태적 이중차분 모형 사전추세 검정

앞서 살펴본 바와 같이 특정지역을 규제지역으로 지정할 때는 해당 지역의 주택가격 상승률이 물가상승률이나 청약경쟁률 등의 기준 보다 높거나 시장이 과열될 가능성이 높은 경우 규제지역으로 지정하곤 한다. 따라서 처치집단이 정책시행 이전부터 사전추세를 가지고 있을 가능성이 있으며 이런 경우 평행추세 가정이 충족되지 않을 수 있다. 또한 정책효과가 단기 또는 장기에 다르게 나타날 수 있다. 고전적인 이중차분 모형은 사전추세나 정책의 장단기 차이를 식별하지 못하는 단점을 가지고 있다.

반면 동태적 이중차분 모형은 이를 고려하여 사전추세를 식별하거나 장단기 차이를 구분할 수 있다. 일반적인 동태적 이중차분 모형 사전추세 검정 모형은 (식 8)과 같다.

〈동태적 이중차분 모형 사전추세 검정〉

$$y_i = \beta_0 + \sum_{t=1}^m \beta_{1t} D_{ti} + \beta_2 H_i + \sum_{t=1}^m \beta_{3t} (H_i \times D_{ti}) + \sum_j \alpha_j X_{ji} + e_i \quad (\text{식 } 8)$$

(식 8)은 동태적 이중차분모형의 일종으로 사전추세가 있는지 여부를 검증

하는 모형이다. 여기서 정책시행 직전의 β_{3t} 가 유의한 값을 가지면 사전추세가 있다는 말이다. 그리고 사전추세가 있기 전에는 β_{3t} 가 유의하지 않아야 평행추세 가정이 성립한다. 본 연구에서는 사전추세가 있기 이전 기간을 대상으로 모든 t 에서 $\beta_{3t} = 0$ 인지를 모수제약 검정(Wald test)으로 검정한다. 만약 귀무가설이 채택되면, 사전추세가 있기 이전 기간에는 평행추세 가정이 성립하고 있다는 말이 된다.

2) 동태적 이중차분 모형 대출규제 효과 분석

고전적인 이중차분 모형은 이러한 사전추세나 정책효과의 장단기 차이를 고려하지 못하는 단점을 가지고 있다. 반면 동태적 이중차분 모형은 사전추세나 정책효과의 장단기 차이를 구분할 수 있다. 즉, 동태적 이중차분 모형은 처치집단만의 시간추세를 고려하여 정책효과를 측정할 수 있다.³⁶⁾ 처치집단만의 시간추세는 기준시점을 보통 정책시행 시점으로 하여 추정한다.(Huntington - Klein, 2022) 정책시행 시점을 m 이라 하면, 일반적인 동태적 이중차분 모형은 다음과 같다.

<동태적 이중차분 모형 대출규제 효과 분석>

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

(식 9)

본 논문에서는 헤도닉가격모형에서 많이 사용하는 반로그 함수(semi - log function)를 사용하도록 한다.³⁷⁾ (식 10)에서 주택가격을 나타내는 y 는 단위

36) 동태적 이중차분 모형은 사전추세나 처치효과의 장단기 차이가 있을 때 사용할 뿐만 아니라 처치가 단계적으로 이루어질 때도 사용한다. 동태적 이중차분 모형에는 다양한 모형이 존재한다. 동태적 이중차분 모형은 이벤트 연구 이중차분 모형(event study DID) 또는 단계적(점진적) 이중차분 모형(staggered DID) 등으로 불린다. 이벤트 연구는 이벤트에 따른 자산의 초과 수익률을 분석할 때 주로 사용하는 방법인데, 동태적 이중차분 모형을 이벤트 연구 이중차분 모형으로 부르면 이벤트 연구와 혼동될 수가 있다(Huntington-Klein, 2022). 단계적 이중차분 모형은 처치집단별로 처치 시점이 다를 때 주로 사용한다. 본 논문에서 사용하는 일반적인 동태적 이중차분 모형은 처치 시점이 고정되어 있는 상태에서 사용하는 방법이다.

면적당 주택가격에 자연로그를 취한 값이다. 이 경우 더미변수의 추정치는 가격 변화율의 근사치이다.³⁸⁾ 여기서 β_0 는 두 집단의 공통된 가격수준이다. β_{1t} ($t = 1, 2, \dots, n$)은 각 시점 별 관찰되는 두 집단에 공통적으로 나타나는 시간추세이다. 한편 동태적 이중차분 모형에서 β_2 는 고전적인 이중차분 모형과는 다르게 기준시점(정책시행 시점인 m 기)에서 처치집단 고유의 가격수준을 나타낸다.³⁹⁾ 따라서 정책시행 시점에 사전추세가 있었다라면 β_2 는 이런 사전 추세를 반영한 가격수준이 된다. 그리고 β_{3t} ($t = 0, 1, \dots, m-1$)는 정책 시행 전 처치집단만의 가격추세(사전추세)를 나타낸다. 모든 $t = 0, 1, \dots, m-1$ 에 대하여 $\beta_{3t} = 0$ 이라면, 정책시행 이전 기간에 처치집단에 정책효과가 나타나지 않아 사전추세가 없다는 의미이다. 또한 β_{3t} ($t = m+1, m+2, \dots, n$)는 정책 시행 후 처치집단만의 가격추세를 나타낸다.⁴⁰⁾ 정책 시행의 단기효과는 정책 시행 직후인 $m+1$ 기나 $m+2$ 기의 β_{3t} 로 측정하고, 장기효과는 정책 시행으로부터 일정 시간이 지난 시점인 $n-1$ 기나 n 기의 β_{3t} 로 측정하여 표현한다. β_{3t} 가 (-)마이너스 이면 가격하락 효과를 나타내고 β_{3t} 가 (+)플러스 이면 가격상승 효과를 나타낸다. 가격하락 및 상승의 평가는 통제집단과 비교하여 나타낸다. 동태적 이중차분 모형의 경우에도 β_3 나 β_{3t} 의 의미를 해석할 때, ‘가격변화율 근사치의 %p 증가 또는 하락’으로 해석하여야 한다.

37) 반로그함수(semi-log function)란 종속변수에는 자연로그를 취하고, 독립변수에는 자연로그를 취하지 않는 함수형태를 말한다. 함수형태의 선택에 대해서는 정해진 이론은 없다.

38) 어떤 더미변수의 추정치가 $\hat{\beta}$ 라면, $[\exp(\hat{\beta}) - 1]$ 이 기준변수 대비 가격변화율이다. Halvorsen and Palmquist(1980) 참조

39) 처치시점(m)에서 처치집단 가격은 $y_{1m} = \beta_0 + \beta_{1m} + \beta_2$ 이고, 통제집단 가격은 $y_{0m} = \beta_0 + \beta_{1m}$ 이다. 따라서 $\beta_2 = y_{1m} - y_{0m}$ 으로, m 시점에서 처치집단만의 가격수준을 나타낸다.

40) β_{3t} 는 정책시행 이후 두 집단의 가격 차이에서 정책시행 시점 두 집단의 가격 차이를 뺀 값으로 나타난다. 예를 들어 m 시점에 정책이 시행되었다면, 처치집단의 가격은 $y_{1m} = \beta_0 + \beta_{1m} + \beta_2$ 이며, 통제집단의 가격은 $y_{0m} = \beta_0 + \beta_{1m}$ 이다. 따라서 두 집단의 가격 차이는 β_2 이다. 그리고 정책시행 이후인 n 시점의 처치집단 가격은 $y_{1n} = \beta_0 + \beta_{1n} + \beta_2 + \beta_{3n}$ 이고, 통제집단의 가격은 $y_{0n} = \beta_0 + \beta_{1n}$ 이다. 따라서 두 집단의 가격 차이는 $\beta_2 + \beta_{3n}$ 이다. 결과적으로 정책시행 이후의 가격 차이와 정책시행 시점의 가격 차이의 차이는 $\beta_2 + \beta_{3n} - \beta_2 = \beta_{3n}$ 이다.

3. 동태적 이중차분 모형 수요전이 효과 분석

1) 동태적 이중차분 모형 문턱 근처 주택 사전추세 검정

수요전이 효과를 확인하기 위해 앞서 정책시행 이전 기간($0 \leq t \leq m$)을 대상으로 시간에 따라 정책효과가 추가적으로 나타나는 정도를 파악하기 위해 (식 10) 문턱근처 주택 사전추세 추정 이중차분 모형을 추정하도록 한다. (식 10)은 (식 8) 동태적 이중차분 모형 사전추세 검정에 H_1 변수와 $(H_1 \times D_t)$ 변수를 추가한 식이다.

〈동태적 이중차분 모형 문턱 근처 주택 사전추세 검정〉

$$y_i = \beta_0 + \sum_{t=1}^m \beta_{1t} D_{ti} + \beta_2 H_i + \gamma_2 H_{1i} + \sum_{t=1}^m \beta_{3t} (H_i \times D_{ti}) + \sum_{t=1}^m \gamma_{3t} (H_{1i} \times D_{ti}) + \sum_j^k \alpha_j X_{ji} + e_i \quad (\text{식 10})$$

(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 외 주택과 동일한 가격추세를 갖고 있다는 말이 된다. 그래서 본 논문에서는 (식 10)을 가지고, 모든 t 에 대해 $\gamma_{3t} = 0$ 이라는 귀무가설을 모수제약 검정으로 검정하였다. 만약 귀무가설이 채택된다면, 문턱 근처 주택과 그 외 주택은 정책 시행 이전에 같은 가격 추세를 갖고 있다는 전제가 성립되며 이에 따라 수요전이 효과를 추정할 수 있다.

2) 동태적 이중차분 모형 수요전이 효과 검정

문턱 규제에 의한 수요전이 효과를 확인하기 위해 동태적 이중차분 모형 사전추세 검정을 나타내는 (식 10)에 더미변수 (H_1)와 정책시행 이후 시점별 더미변수와의 교호항($H_1 \times D_t$)을 추가한 (식 11)을 사용한다. 수요전이 효과란 15억 원 초과 주택에 대한 대출 금지와 같은 문턱 규제는 문턱 근처에 있는 주택의 수요에 영향을 줄 수가 있다. 예를 들면 15억 원대 주택을 매입하려

던 사람들은 대출 금지 때문에 14억 원대의 주택을 매수할 수가 있다. 만약 이러한 수요 전이가 있다면, 문턱 바로 위에 있는 주택들(예를 들면 15억 원대나 16억 원대의 주택)에서는 가격하락 효과가 더 크게 나타나는 반면, 문턱 바로 아래에 있는 주택들(예를 들면 13억 원대나 14억 원대의 주택)에서는 가격하락 효과가 나타나지 않을 수 있다. 이러한 수요의 전이가 있었는지 (식 11)을 통해 수요전이 여부를 검정하였다.

〈동태적 이중차분 모형 수요전이 효과 검정 모형〉

$$y_i = \beta_0 + \sum_{t=1}^n \beta_{1t} D_{ti} + \beta_2 H_i + \gamma_2 H_{1i} + \sum_{t=0}^{m-1} \beta_{3t} (H_i \times D_{ti}) + \sum_{t=m+1}^n \beta_{3t} (H_i \times D_{ti}) \quad (\text{식 11})$$

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

(식 11)에서 $\hat{\gamma}_{3t}=0$ ($t=m+1, m+2, \dots, n$)이라면, 수요전이 효과가 없다고 말할 수 있다. γ_3 는 수요전이 효과를 나타낸다. 정책시행 이전에 문턱 근처 주택과 그 외 주택의 가격추세가 동일하다는 가정이 깔려 있다. 만약 정책 시행 이전에 문턱 근처 주택과 그 외 주택의 가격추세가 서로 다르다면, 사전추세 항인 $\sum_{t=0}^{m-1} \beta_{3t} (H_i \times D_{ti})$ 을 문턱 근처 주택의 사전추세항과 그 외 주택의 사전추세항으로 나누어야 한다.

4. 연구자료와 변수의 기초 통계량

본 논문에서 실증분석 모형을 추정하기 위해 2018년 1월부터 2021년 12월까지 서울의 강남 3구에서 거래 신고된 아파트 실거래 가격자료를 사용하였다. 실거래 가격자료는 모두 43,121건으로 해당 자료는 국토교통부 실거래가 공개시스템에서 취합하였다. 실증분석 모형에 여러 변수들이 사용되고 있다. 이러한 변수들을 <표 20>에서 정리하여 설명하였다. Price_m2(만원)은 m²당 아파트 가격(만원)을 나타낸다. y는 종속 변수로 Price_m2(만원)에 자연로그를 취한 값이다. Size(m²)는 아파트 면적(m²)을 의미한다. B_Age(연)은 아파

트의 연식을 나타내며 아파트 연식은 거래연도에서 건축 연도를 차감하여 구하였다. Household(호)는 아파트의 총 세대수를 나타낸다. Floor_T(층)는 아파트의 총 층수(최고 층수)를 의미한다. D_SW는 아파트에서 전철역까지의 거리가 1km 이내이면 1, 아니면 0을 나타내는 더미변수이다. D_SW_500은 아파트에서 전철역까지의 거리가 500m 이내이면 1, 아니면 0을 나타내는 더미변수이다. D_Floor_T_5는 아파트 층수가 5층이하이면 1, 아니면 0을 나타내는 더미변수이다. D_Floor1은 아파트 세대의 층수가 1층이면 1, 아니면 0인 더미변수를 의미한다. D_Floor2은 아파트 세대의 층수가 2층이면 1, 아니면 0인 더미변수를 말한다. y 는 종속변수로 단위면적당 주택가격에 자연로그를 취한 값이다.

그리고 서울의 강남 3구라 하더라도 지역에 따라 가격 수준이 다를 수 있기 때문에 강남 3구의 동(법정동)별 더미변수(sidong_code, 강남구 00동 11680+00000, 서초구 00동 11650+00000, 송파구 00동 11710+00000)도 통제변수에 포함하였다.⁴¹⁾ 또한 2018년 1월부터 2021년 12월까지의 기간에 대한 시간 더미변수는 Q_Period_1에서 Q_Period_16으로 3개월 단위 분기별 시간 더미변수로 구분하여 연구에 사용하였다.⁴²⁾

H 는 처치집단을 나타내는 더미변수로, 처치집단이면 1, 아니면 0인 더미변수이다. 처치집단은 15억 원 초과주택과 9억 원~15억 원 주택으로 구성되어 있다. H_1 은 문턱 근처 주택을 나타내는 더미변수로, 문턱 근처 주택이면 1, 아니면 0인 더미변수이다. 처치집단이 15억원 초과 주택일 경우, 문턱 근처 주택은 15억원~17억원 주택을 말한다. 처치집단이 9억원~15억원 주택일 경우, 문턱 근처 주택은 13억원~15억원 주택을 말한다. D_t 는 t 시점에 거래된 주택이면 1, 아니면 0인 시간더미변수이다. T 는 정책시행 이후이면 1, 아니면 0인 정책 시행 기간 더미변수이다. PT 는 가짜 정책시행 이후이면 1, 아니면 0인 가짜 정책시행 기간 더미변수이다. $H \times D_t$ 는 처치집단만의 가격추세를 나타내는 교호항으로, t 가 정책시행 이후이면 정책효과를 나타낸다. $H \times T$ 는

41) 강남 3구의 동별 지역 더미변수(sidong_code)는 예를 들어 강남구 역삼동의 경우 1168010100으로 표기되며 그 밖의 동별 지역 더미변수는 부록에 실었다.

42) 시간 더미변수는 예를 들어 Q_Period_1은 2018년 1분기이면 1, 아니면 0인 더미변수이다. 그 밖의 시간 더미변수는 부록에 실었다.

고전적 이중차분 모형에서 정책효과를 나타내는 교호항이다. $H \times PT$ 는 고전적 이중차분 모형에서 가짜 정책효과를 나타내는 교호항이다. X_j 는 매기 거

〈표 20〉 실증분석 모형의 주요 변수들에 대한 설명

변수	설명
종속변수	y - 단위면적당 주택가격(Price_m2)에 자연로그를 취한 값
특성변수 (X_j)	Price_m2(만원) - m ² 당 아파트 가격(만원)
	Size(m ²) - 아파트 면적(m ²)
	Size(m ²) ² - 아파트 면적(m ²)에 제곱을 한 값이다.
	B_Age(연) - 아파트 연식(거래연도-건축연도)
	B_Age(연) ² - 아파트 연식(거래연도-건축연도)에 제곱을 한 값이다.
	Household(호) - 총 세대수
	Floor_T(층) - 총 층수
	D_SW - 아파트의 전철역까지 거리가 1km 이내면 1, 아니면 0인 더미변수
	D_SW_500 - 아파트의 전철역까지 거리가 500m 이내면 1, 아니면 0인 더미변수
	D_Floor_T_5 - 아파트 층수가 5층 이하면 1, 아니면 0인 더미변수
	D_Floor1 - 아파트 층수가 1층이면 1, 아니면 0인 더미변수
	D_Floor2 - 아파트 층수가 2층이면 1, 아니면 0인 더미변수
	sidong_code - 법정 동 별 더미변수, 예) 강남구 역삼동 1168010100
	Q_Period - 시간 더미변수, 3개월 단위 분기별 시간 더미변수로 구분하여 사용
H	- 처지집단을 나타내는 더미변수로, 처지집단이면 1, 아니면 0 - 처지집단은 15억원 초과 주택과 9억원~15억원 주택으로 구성
H_1	- 문턱 근처 주택을 나타내는 더미변수로, 문턱 근처 주택이면 1, 아니면 0인 더미변수 - 처지집단이 15억원 초과 주택일 경우, 문턱 근처 주택은 15억원~17억원 주택 - 처지집단이 9억원~15억원 주택일 경우, 문턱 근처 주택은 13억원~15억원 주택
D_t	- 시간 더미변수로, t 시점에 거래된 주택이면 1, 아니면 0
T	- 정책시행 기간 더미변수로, 정책시행 이후이면 1, 아니면 0
PT	- 가짜 정책시행 기간 더미변수로, 가짜 정책시행 이후면 1, 아니면 0
$H \times D_t$	- 처지집단만의 가격추세를 나타내는 교호항으로, t 가 정책시행 이후이면 정책효과를 나타냄
$H_1 \times D_t$	- 처지집단에서 문턱 근처 주택만의 가격추세를 나타내는 교호항으로, t 가 정책시행 이후면 수요전이 효과를 나타냄
$H \times T$	- 고전적 이중차분 모형에서 정책효과를 나타내는 교호항
$H \times PT$	- 고전적 이중차분 모형에서 가짜 정책효과를 나타내는 교호항

래된 주택의 특성 차이에 따른 가격 차이를 통제하기 위한 특성변수로,

주택면적, 건축 연령, 단지 세대수, 단지의 최고층수, 1층 및 2층 더미변수, 지하철역까지의 거리별 더미변수, 행정동별 더미변수 등으로 구성되어 있다.

한편 Bertrand et al. (2004)나 Roth et al.(2023)에 따르면, 장기 시계열 자료로 이중차분 분석을 할 경우 자기상관과 같은 이분산 문제가 있을 수 있고, 이 경우 단순 OLS 추정치는 표준오차를 과소평가하는 문제가 있다. Bertrand et al. (2004)는 오차항에 AR(자기상관)항을 추가함으로써 이런 이슈에 대응하였고, Roth et al. (2023)은 이분산일치추정량 등을 사용할 것을 권고하였다. 본 연구에서는 Newey-West의 자기회귀-이분산일치추정량(HAC)을 사용하여 추정치의 유의성을 검정하였다.

서울의 강남 3구의 연도별, 가격대별 실거래 건수는 <표 21>과 같이 정리하여 분석하였다. 서울의 강남 3구는 고가 주택이 많아 실거래 자료에서도 15억 원 초과 주택의 거래량이 19,696건으로 가장 많았다. 9억 원~15억 원 주택이 다음으로 많아 12,525건이었다. 6억 원~9억 원대 주택거래량은 6,385건으로 상대적으로 적었다. 연구 기간 중 강남 3구의 주택거래 건수가 가장 많은 해는 2019년도로 12,524건이었으며 2020년에는 약간 줄어든 10,582건에 달했다. 그러나 2021년에는 거래량이 전년 대비 절반 정도로 줄어든 5,826건이었다. 한편, 시간이 지나면서 상대적으로 가격이 낮은 주택의 거래량이 점차 줄어드는 경향을 보였다. 예를 들면 6억 원에서 9억 원 사이 주택의 경우 2018년에 2,433건에서 2019년 2,084건으로 소폭 감소했으나 2020년의 경우 1,388건으로 전년 대비 696건이 감소하였다. 이런 현상은 2021년도에도 지속되어 전년 대비 908건이 줄어 거래 건수가 480건으로 축소되었다. 반면에 15억 초과 주택의 경우 2018년의 거래 건수는 3,650건에서 2019년 6,287건으로 1.7배가량 증가했으며 2020년에는 소폭 감소한 5,752건이 거래되었다. 2021년에는 전년 대비 1,745건 감소한 4,007건의 거래가 있었다. 구별로 보면, 상대적으로 가격이 낮은 주택의 거래량은 송파구가 많았으며, 반대로 상대적으로 가격이 비싼 주택의 거래량은 강남구가 많았다.

〈표 21〉 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	강남구	1,166	3,554	8,251	12,971
	서초구	927	3,316	6,391	10,634
	송파구	4,292	5,655	5,054	15,001
계	계	6,385	12,525	19,696	38,606

주 : 2018년 1월부터 2021년 12월까지 서울 강남 3구 아파트 실거래 건수는 43,121건이나 6억 이상 15억 원 초과 아파트 거래건수는 38,606건 이다.

단위면적(m²)당 거래가격(price_m², 단위는 만원)과 주요 특성 정보의 기초 통계량은 다음의 〈표 22〉와 같다. Group 1은 15억 원 초과 주택(처치집단)과 6억 원 ~9억 원 주택(통제집단)으로 구성된 자료집단을 말하며, Group 2는 9억 원~15억 원 이상 주택(처치집단)과 6억 원~9억 원 주택(통제집단)으로 구성된 자료집단을 말한다. 본 연구에서는 매기 거래된 주택의 특성 차이에 따른 가격 차이를 통제하기 위해 위와 같은 특성 변수를 연구에 사용하였다.

Group 1의 경우, Price_m2(만원)은 m²당 아파트 가격으로 평균값(가격)은 1,965.1만 원이며, 최고 가격은 6,969.6만 원이며, 최저 가격은 354.4만 원이다. 표준편차는 784.5만 원이다. Size(m²)는 아파트 면적으로 평균 면적은 100.4m²이며, 최대 면적은 395.4m²이다. 최소 면적은 23.7m²이다. 표준편차는 41.7m²이다. B_Age(연)은 아파트 연식으로 평균 연식은 21.2년이며, 최고령 아파트는 48년식이다. 최저 연식은 0년이다. 표준편차는 12.3년이다. Household(호)는 아파트 총 세대수이며 평균 1,643.4세대이며 최고 세대수는 9,510세대이다. 최소 세대수는 5세대이다. 표준편차는 1,916.1세대이다. Floor_T(층)은 아파트 총 층수이며 평균 층(높이)는 20.9층이며 최대 층은 69층이다. 최저 층은 5층이다. 표준편차는 11.0층이다. D_SW는 아파트에서 전철역까지의 거리가 1km 이내인 아파트이다. 평균은 0.925로 평균 거리는

925m이다. 더미변수로 최대 값은 1, 최소 값은 0이다. D_SW_500은 아파트에서 전철까지 거리가 500m 이내인 아파트를 말한다. 평균은 0.454로 평균 거리는 454m이다. 더미변수로 최대값은 1, 최소 값은 0이다. D_Floor_T는 아파트 층수가 5층 이하인 아파트이다. 평균값은 0.022로 5층 이하 아파트는 22개이다. 더미변수로 최대 값은 1, 최소 값은 0이다. D_Floor_1은 아파트 층수가 1층인 세대이다. 1층인 세대의 평균은 0.051로 51세대이다. 더미변수로 최대 값은 1, 최소 값은 0이다. D_Floor_2는 아파트 층수가 2층인 세대이다. 2층인 세대의 평균은 0.063으로 63세대이다. 더미변수로 최대 값은 1, 최소 값은 0이다.

Group 2의 경우, Price_m2(만원)은 m²당 아파트 가격으로 평균값(가격)은 1,469.5만 원이며, 최고 가격은 4,606.2만 원이며, 최저 가격은 354.4만 원이다. 표준편차는 564.8만 원이다. Size(m²)는 아파트 면적으로 평균 면적은 81.1m²이며, 최대 면적은 261.5m²이다. 최소 면적은 23.7m²이다. 표준편차는 30.0m²이다. B_Age(연)은 아파트 연식으로 평균 연식은 18.8년이며, 최고령 아파트는 47년식이다. 최저 연식은 0년이다. 표준편차는 9.6년이다. Household(호)는 아파트 총 세대수이며 평균 967.3세대이며 최고 세대수는 9,510세대이다. 최소 세대수는 5세대이다. 표준편차는 1,414.8세대이다. Floor_T(층)은 아파트 총 층수이며 평균 층(높이)는 17.6층이며 최대 층은 66층이다. 최저 층은 5층이다. 표준편차는 7.3층이다. D_SW는 아파트에서 전철 역까지의 거리가 1km 이내인 아파트이다. 평균은 0.813으로 평균 거리는 813m이다. 더미변수로 최대 값은 1, 최소 값은 0이다. D_SW_500은 아파트에서 전철까지 거리가 500m 이내인 아파트를 말한다. 평균은 0.374로 평균 거리는 374m이다. 더미변수로 최대 값은 1, 최소 값은 0이다. D_Floor_T는 아파트 층수가 5층 이하인 아파트이다. 평균값은 0.016으로 5층 이하 아파트는 16개이다. 더미변수로 최대 값은 1, 최소 값은 0이다. D_Floor_1은 아파트 층수가 1층인 세대이다. 1층인 세대의 평균은 0.057로 57세대이다. 더미변수로 최대 값은 1, 최소 값은 0이다. D_Floor_2는 아파트 층수가 2층인 세대이다. 2층인 세대의 평균은 0.069로 69세대이다. 더미변수로 최대 값은 1, 최소 값은 0이다.

〈표 22〉 주요 변수의 기초 통계량

구분	변수	Mean	Max.	Min.	S.D.	Obs.
Group 1	Price_m2(만원)	1965.1	6969.6	354.4	784.5	26,081
	Size(㎡)	100.4	395.1	23.7	41.7	26,081
	B_Age(연)	21.2	48	0	12.3	26,081
	Household(호)	1643.4	9510	5	1916.1	26,080
	Floor_T(층)	20.9	69	5	11.0	26,080
	D_SW	0.925	1	0	0.264	26,081
	D_SW_500	0.454	1	0	0.498	26,081
	D_Floor_T_5	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_m2(만원)	1469.5	4606.2	354.4	564.8	18,910
	Size(㎡)	81.1	261.5	23.7	30.0	18,910
	B_Age(연)	18.8	47	0	9.6	18,910
	Household(호)	967.3	9510	5	1414.8	18,907
	Floor_T(층)	17.6	66	5	7.3	18,907
	D_SW	0.813	1	0	0.390	18,910
	D_SW_500	0.374	1	0	0.484	18,910
	D_Floor_T_5	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 15억 원 초과 주택(처치집단)과 6억 원~9억 원 주택(통제집단)으로 구성된 분석 자료를 말한다. Group 2는 9억 원~15억 원 주택(처치집단)과 6억 원~9억 원 주택(통제집단)으로 구성된 분석자료를 말한다.

제 4 장 실증분석 결과

제 1 절 고전적 이중차분 모형에 의한 대출 규제 효과

1. 대출규제 효과 분석 결과

대출 규제의 장단기 효과 분석에는 고전적 두 시점 이중차분 모형은 적합하지 않다. 두 시점 이중차분 모형은 관찰치가 정책 시행 전후 두 시점에만 관찰된다는 전제하에 정책효과를 측정하는 모형이다. 관찰치가 여러 시점에 나타나는 경우 시간에 따른 시점별 가격 차이를 통제해야 하므로 두 시점 이중차분 모형을 사용할 수가 없다. 이런 경우에는 다 시점 이중차분 모형을 사용하는 것이 좋다. (식 5) 고전적 다 시점 이중차분 모형을 사용하여 추정한 대출 규제 효과 분석 결과는 다음의 <표 23>과 같다. 실증분석 모형에는 시간 더미변수들과 지역 더미변수들이 포함되어 있지만, 각 각의 변수에 대한 추정 결과들이 너무 많아 <표 23>에는 주택 특성변수와 관심변수의 추정결과만 표기하였다.⁴³⁾

종속변수는 단위면적당 가격(price_m²)에 자연로그를 취한 변수 log(price_m²)이다. Size(아파트 평수), B_Age(아파트 연식), D_Floor1(아파트 층수가 1층이면 1, 아니면 0인 더미변수), D_Floor2(아파트 층수가 2층이면 1, 아니면 0인 더미변수), Household(총 세대수), Floor-T(총 층수), D_Floor_T_5(아파트 층수가 5층 이하이면 1, 아니면 0인 더미변수), D_SW(아파트의 전철역과의 거리가 1km 이내이면 1, 아니면 0인 더미변수), D_SW_500(아파트의 전철역과의 거리가 500m 이내이면 1, 아니면 0인 더미변수)는 아파트 특성을 나타내는 독립변수들이다. <표 23>에서 H는 처치집단인 15억 원 초과 주택

43) 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. 주택 특성 변수 외 시간더미변수, 지역더미변수를 포함한 전체 변수에 대한 추정결과는 부록에 실었다.

또는 9억 원 초과 15억 원 이하 주택을 나타내며, $T_{2020.1q}$ 는 거래 시점이 2020년 1분기 이후이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 기간 더미변수이다. 이하 기간 더미변수의 표기 방법은 이와 동일하다. $H \times T_{2020.1q}$ 는 정책효과를 나타낸다. 시간 더미변수와 지역 더미변수의 추정결과는 내용이 많아 본문에 표기하지 않았다.⁴⁴⁾

〈표 23〉 고전적 다 시점 이중차분 모형 추정 결과

Variables	Group 1 (처치집단: 15억원 초과 주택)			Group 2 (처치집단: 9억원~15억원 주택)		
	Coeff.	S.E.	t-value	Coeff.	S.E.	t-value
C	7.75477 ***	0.01609	481.87	7.91518 ***	0.01286	615.39
Size(m ²)	-0.01286 ***	0.00027	-48.03	-0.01526 ***	0.00020	-76.75
Size(m ²) ²	0.00003 ***	0.00000	28.74	0.00003 ***	0.00000	34.50
B_Age(연)	-0.01999 ***	0.00053	-38.10	-0.01086 ***	0.00000	-19.02
B_Age(연) ²	0.00049 ***	0.00001	42.91	0.00033 ***	0.00001	22.91
D_Floor1	-0.03002 ***	0.00449	-6.69	-0.01493 ***	0.00374	-4.00
D_Floor2	-0.02854 ***	0.00419	-6.81	-0.01041 ***	0.00338	-3.07
Household	0.00003 ***	0.00000	22.48	0.00003 ***	0.00000	32.32
Floor_T	0.00590 ***	0.00023	25.80	0.00604 ***	0.00025	24.63
D_Floor_T_5	0.07131 ***	0.01315	5.42	0.0239 **	0.0103	2.32
D_SW	0.04338 ***	0.00585	7.42	0.0209 ***	0.0036	5.84
D_SW_500	0.03147 ***	0.00257	12.27	0.0031	0.0022	1.39
H	0.4589 ***	0.0064	71.62	0.2830 ***	0.0033	85.14
$H \times T_{2020.1q}$	0.0611 ***	0.0075	8.14	0.0350 ***	0.0052	6.76
시간 더미변수	Yes			Yes		
지역 더미변수	Yes			Yes		
Obs. / adj R ²	26,080 / 87.7%			18,907 / 90.7%		

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 있으나 표기하지 않는다는 의미이다.

3) ***는 유의수준 1%에서 유의함을 나타낸다.

4) S.E.는 Newey-West의 HAC 이분산일치추정량이다.

분석 결과 Group 1의 경우, Size(m²)의 추정계수는 ‘-’부호를 보였고 유의수준 1%에서 유의하였다. 15억 초과 주택의 경우 면적이 증가할 때마다 단위면적당 가격이 -0.01286%p 더 낮아진다는 의미이다. 이는 아파트의 면적

44) 시간 더미변수와 지역 더미변수에 대한 분석결과는 부록에 실었다.

이 증가하면 규모의 경제에 의해 건설 및 운영비용이 분산되어 단위면적당 비용이 줄어들어 단위면적당 가격이 하락하여 아파트 가격하락의 원인이 된다. B_Age(아파트 연식)의 추정계수는 -0.01999 이며 ‘-’부호를 보이고 있으며 유의수준 1%에서 유의하였다. 이는 아파트 연식이 1년 증가할 때, 주택가격이 평균적으로 약 $0.019999\%p$ 감소한다는 것을 의미한다. B_Age(아파트연식)²의 계수는 0.00049 로 일반적으로 아파트의 연식이 증가할수록 주택가격이 감소하는 부정적인 관계를 나타내는 것과는 다른 결과를 보여준다. 이는 강남 3구의 재건축아파트 가격이 연식이 증가할수록 가격이 비쌀 것이라는 기대를 반영한 결과를 보여준다. 재건축 대상 아파트인 경우 신축 기대감으로 가격이 높을 수 있으나 인근 신축아파트와 비교하면 상대적으로 낮은 가격을 형성한다.

D_Floor1(아파트 1층) 및 D_Floor2(아파트 2층)의 부호는 ‘-’부호이고 유의수준 1%에서 유의하다. 추정계수는 각각 -0.03002 와 -0.02854 이다. D_Floor1(아파트 1층)은 그 외 다른 층보다 $-0.03002\%p$ 가격이 낮으며 D_Floor2(아파트 2층)은 그 외 다른 층보다 $-0.02854\%p$ 가격이 낮게 나타났다. 아파트의 층수가 1층 또는 2층인 경우 주택가격이 감소하는 부정적인 관계에 있음을 의미한다. Household(총 세대수)는 1% 유의수준에서 유의하며 추정계수의 부호는 ‘+’부호이며 추정계수 값은 0.00003 이다. 아파트의 가격은 총 세대수가 많을수록 증가하는 긍정적인 관계를 나타낸다. 그 밖에 Floor_T(아파트 총 층수), D_Floor_T_5(아파트 층수가 5층 이하인 아파트)의 경우 1% 유의수준에서 유의하며 추정계수의 부호가 ‘+’이고 추정계수 값은 각각 0.00590 및 0.07131 이다. 이는 아파트 층이 높을수록 주택가격에 긍정적이며 또한 5층 이하 아파트도 1층 또는 2층이 아니면 가격이 증가한다는 의미이다.

D_SW(전철역과의 거리가 1km 이내) 및 D_SW_500(전철역과의 거리가 500m 이내)인 주택의 경우 1% 유의수준에서 유의하며 부호가 ‘+’부호로 추정계수는 0.04338 과 0.03147 로 오히려 전철역과의 거리가 더 먼 경우 더 높은 연관성을 보이는 것처럼 보인다. 이는 아마도 강남 3구의 특성으로 추정된다. 전철역과의 거리가 가까울수록 주택가격 상승에 영향을 미치나 반드시 가

가이 있는 주택가격이 더 높은 가격을 형성한다고 볼 수는 없기 때문이다. 다만, 연구 결과는 전철역과 가까운 거리에 있는 주택의 가격이 더 비싸다는 일반적인 생각과 일치하는 결과를 보여주고 있다.

본 논문의 주요 연구 사항인 정책 시행 후 정책효과를 나타내는 $H \times T_{2020.1q}$ (2020년 1분기 정책효과)의 경우, 처치집단이 15억 원 초과 주택일 때 또는 9억 원~15억 원 주택일 때의 추정계수가 각각 0.061, 0.0350이었으며, 둘 다 1% 유의수준 하에서 유의하였다. 이는 12·16 대책 이후 15억 원 초과 주택과 9억 원~15억 원 주택의 가격상승률이 통제집단(6억 원~9억 원 주택)보다 6.3%p와 3.56%p 더 높아졌다는 것을 의미한다.⁴⁵⁾

이런 결과는 규제지역 지정이 처치집단의 가격에 “+”의 효과를 주었다는 일부 선행연구들의 결과와 같으나, 본 연구의 가설인 대출 규제 강화로 주택의 가격은 단기적으로 하락하고, 특히 LTV 비율이 40%에서 0%로 줄어 대출이 금지된 15억 원 초과 주택의 가격하락 효과가 더 크게 나타날 것이라는 예상과 반대의 결과를 보여주고 있다.

또한 Group 2의 경우, 구간별 대출 규제(슬라이딩 방식) 강화로 높은 가격대에서 주택가격 하락 효과가 더 크게 나타날 것이라는 예상과도 크게 다른 결과를 보여주고 있다. 이것은 평행추세 가정이 충족되지 않았거나 사전추세의 존재하기 때문일 수도 있다. 그리고 정책효과가 장단기에 걸쳐 동일한 효과를 보였기 때문에 나타난 결과인지 알 수가 없다.

Size(m²)의 추정계수는 ‘-’부호를 보였고 유의수준 1%에서 유의하였다. 9억 초과 15억 원 이하 주택의 경우 면적이 증가할 때마다 단위면적당 가격이 -0.01526%p 더 낮아진다는 의미이다. 이는 아파트의 면적이 증가하면 규모의 경제에 의해 건설 및 운영비용이 분산되어 단위면적당 비용이 줄어들어 단위면적당 가격이 하락하여 아파트 가격하락의 원인이 된다. B_Age(아파트연식)의 추정계수는 -0.01086이며 ‘-’부호를 보이고 있으며 유의수준 1%에서 유의하였다. 이는 아파트 연식이 1년 증가할 때, 주택가격이 평균적으로 약 0.01086%p 감소한다는 것을 의미한다. B_Age(아파트연식)²의 계수는 0.00033로 일반적으로 아파트의 연식이 증가할수록 주택가격이 감소하는 부

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

정적인 관계를 나타내는 것과는 다른 결과를 보여준다. 이는 강남 3구의 재건축아파트 가격이 연식이 증가할수록 가격이 비쌀 것이라는 기대를 반영한 결과를 보여준다. 재건축 대상 아파트인 경우 신축 기대감으로 가격이 높을 수 있으나 인근 신축아파트와 비교하면 상대적으로 낮은 가격을 형성한다.

D_Floor1(아파트 1층) 및 D_Floor2(아파트 2층)의 부호는 '-'부호이고 유의수준 1%에서 유의하다. 추정계수는 각각 -0.01493과 -0.01041이다. D_Floor1(아파트 1층)은 그 외 다른 층보다 -0.01493%p 가격이 낮으며 D_Floor2(아파트 2층)은 그 외 다른 층보다 -0.01041%p 가격이 낮게 나타났다. 아파트의 층수가 1층 또는 2층인 경우 주택가격이 감소하는 부정적인 관계에 있음을 의미한다. Household(총 세대수)는 1% 유의수준에서 유의하며 추정계수의 부호는 '+'부호이며 추정계수 값은 0.00003이다. 아파트의 가격은 총 세대수가 많을수록 증가하는 긍정적인 관계를 나타낸다. 그 밖에 Floor_T(아파트 총 층수), D_Floor_T_5(아파트 층수가 5층 이하인 아파트)의 경우 1% 유의수준에서 유의하며 추정계수의 부호가 '+'이고 추정계수 값은 각각 0.00604 및 0.0239이다. 이는 아파트 층이 높을수록 주택가격에 긍정적이며 또한 5층 이하 아파트도 1층 또는 2층이 아니면 가격이 증가한다는 의미이다.

D_SW(전철역과의 거리가 1km 이내)인 주택의 경우 1% 유의수준에서 유의하며 부호가 '+'부호로 추정계수는 0.0209로 '+'의 연관성을 보인다. D_SW_500은 계수가 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 아마도 강남 3구의 특성으로 추정된다. 전철역과의 거리가 가까울수록 주택가격 상승에 영향을 미치나 반드시 가까이 있는 주택가격이 더 높은 가격을 형성한다고 볼 수는 없기 때문이다. 다만, 연구 결과는 전철역과 가까운 거리에 있는 주택의 가격이 더 비싸다는 일반적인 생각과 일치하는 결과를 보여주고 있다.

본 논문의 주요 연구 사항인 정책 시행 후 정책효과를 나타내는 $H \times T_{2020.1q}$ (2020년 1분기 정책효과)의 경우, 처치집단이 15억 원 초과 주택일 때 또는 9억 원~15억 원 주택일 때의 추정계수가 각각 0.06113과 0.0350이었으며, 둘 다 1% 유의수준 하에서 유의하였다. 이는 12·16 대책 이후 15억 원 초과 주택과 9억 원~15억 원 주택의 가격 상승률이 통제집단(6억

원~9억 원 주택)보다 6.3%p와 3.56%p 더 높아졌다는 것을 의미한다.⁴⁶⁾

이런 결과는 규제지역 지정이 처치집단의 가격에 “+”의 효과를 주었다는 일부 선행연구들의 결과와 같으나, 본 연구의 가설인 대출 규제 강화로 주택의 가격은 단기적으로 하락하고, 특히 LTV 비율이 40%에서 0%로 줄어 대출이 금지된 15억 원 초과 주택의 가격하락 효과가 더 크게 나타날 것이라는 예상과 반대의 결과를 보여주고 있다.

이러한 고전적 다 시점 이중차분 모형에 의한 연구 결과의 강건성 확보를 위해 플라시보 검정과 사전추세의 존재 여부를 추정해 보았다.

2. 플라시보 검정 결과

고전적 다 시점 이중차분 모형으로 대출규제 효과를 분석한 결과 규제지역 지정이 처치집단(15억 원 초과 주택 및 9억 원 ~15억 원 주택)의 가격에 ‘+’의 효과가 있는 것으로 확인되었다. 이는 15억 원 초과 주택의 가격이 9억 원~15억 원 주택의 가격보다 더 크게 하락했을 것이라는 예상과 달리 오히려 더 상승한 것으로 나타났다.

이에 연구 결과의 강건성을 확보하기 위해 처치집단이 통제집단과의 공통된 가격추세가 있는지, 아니면 별도의 사전추세가 있는지 여부를 확인할 필요가 있다. 만일 사전추세가 존재한다면 연구 결과의 해석에 유의할 필요가 있다.

이를 위해 먼저 2018년 1분기부터 2019년 4분기까지 기간을 대상으로 플라시보 검정을 해보았다. 임의의 가짜 정책이 2018년 4분기에 있었다고 가정하고 정책효과가 있었는지 검정해보았다. 또한 2019년 1분기에도 임의의 가짜 정책이 있었다고 가정하고 정책효과가 있었는지 검정해 보았다.

(식 7) 고전적 다 시점 이중차분 모형 플라시보 검정에 의한 두 그룹에 대한 플라시보 검정 결과는 <표 24>와 같다. 보통 가짜 정책의 시행 시점은 분석 기간의 중간으로 잡는 것이 일반적이다. 본 논문에서는 검정의 강건성을 위해 분석기간(2018년 1분기~2019년 4분기)의 중간 전후 시점인 2018년 4

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

분기(2018.4q)와 2019년 1분기(2019.1q)에 가짜 정책이 있었다고 가정하고 정책효과가 있었는지 검정해 보았다.

먼저 Group 1(처치집단: 15억 원 초과 주택)에 대한 플라시보 검정결과를 보면, 정책효과를 나타내는 $H \times PT_t$ 의 추정계수가 처치집단 15억 초과 주택의 경우 가짜 정책 시행 시점인 2018년 4분기에는 추정계수가 +0.0113으로 5% 유의수준에서 유의하였고 2019년 1분기에는 추정계수가 +0.0107로 1% 유의수준에서 유의하였다.

이런 결과는 평행추세 가정이 충족되지 않거나 15억 원 초과 주택의 가격에 사전추세가 있었음을 의미한다. 즉 처치집단과 통제집단은 처치 시점(12·16대책) 이전에 유사한 가격추세를 가지고 있다는 이중차분 모형에 의한 분석의 전제 조건에 부합하지 않으므로 고전적 이중차분 모형에 의한 연구결과의 신뢰성이 떨어질 수 있으니 분석결과의 해석에 유의하여야한다.

〈표 24〉 Group 1 플래시보 검정 결과

Variables	Group 1 (처치집단: 15억원 초과 주택)						
	처치시점 2018년 4q ($PT_t = PT_{2018.4q}$)				처치시점 2019년 1q ($PT_t = PT_{2019.1q}$)		
	Coeff.	S.E.	t-value		Coeff.	S.E.	t-value
C	7.7748 ***	0.0211	367.44		7.7745 ***	0.0212	366.21
Size	-0.0131 ***	0.0004	-32.40		-0.0131 ***	0.0004	-32.35
Size ²	0.0000 ***	0.0000	19.54		0.0000 ***	0.0000	19.51
B_Age	-0.0218 ***	0.0007	-32.33		-0.0218 ***	0.0007	-32.32
B_Age ²	0.0005 ***	0.0000	36.81		0.0005 ***	0.0000	36.79
D_Floor1	-0.0298 ***	0.0055	-5.40		-0.0298 ***	0.0055	-5.41
D_Floor2	-0.0250 ***	0.0052	-4.76		-0.0250 ***	0.0052	-4.78
Household	0.0000 ***	0.0000	18.10		0.0000 ***	0.0000	18.10
Floor_T	0.0054 ***	0.0003	21.53		0.0054 ***	0.0003	21.52
D_Floor_T_5	0.0927 ***	0.0143	6.48		0.0926 ***	0.0143	6.47
D_SW	0.0434 **	0.0064	6.79		0.0434 ***	0.0064	6.79
D_SW_500	0.0324 ***	0.0029	11.24		0.0324 ***	0.0029	11.24
H	0.4734 ***	0.0086	55.53		0.4741 ***	0.0085	55.53
$H \times PT_t$	0.0113 **	0.0053	2.04		0.0107 ***	0.0052	2.04
시간 더미변수	Yes				Yes		
지역 더미변수	Yes				Yes		
Obs. / R2	14,453 / 89.3%				14,453 / 89.3%		

- 주 1) Group 1은 15억 원 초과 주택(처치집단)과 6억 원~9억 원 주택(통제집단)으로 구성된 분석 자료를 말한다. 분석기간은 2018년 1분기부터 2019년 4분기까지이다.
 2) 'Yes'는 해당 변수가 모형에 포함되어 있으나 표기하지 않는다는 의미이다.
 3) ***, **는 유의수준 1%, 5%에서 유의함을 나타낸다.
 4) S.E.는 Newey-West의 HAC 이분산일치추정량이다.

한편 Group 2(처치집단: 9억 원~15억 원 이하 주택)에 대한 플래시보 검정 결과를 보면, 정책효과를 나타내는 $H \times PT_t$ 의 추정계수가 가짜 정책의 시행 시점인 2018년 4분기 및 2019년 1분기에 관계없이 모두 유의하지 않았다. 즉, 가짜 정책에 따른 정책효과가 없는 것으로 나왔다. 이런 결과는 평행 추세 가정이 성립함을 의미한다. 이에 9억 원 ~15억 원 주택의 경우 사전추세가 존재하지 않고 평행추세 가정이 성립하므로 고전적 다 시점 이중차분 모형을 통한 대출규제 효과 분석결과에 따라 대출규제 효과가 없었던 것으로

해석할 수 있다. 오히려 앞에서 살펴본 바와 같이 추정계수는 +0.0350로 1% 유의수준에서 유의하고 통제집단(9억 원~15억 원 주택)보다 3.56%p 더 상승한 것으로 해석하여야 한다.

〈표 25〉 Group 2 플라시보 검정 결과

Variables	Group 2 (처치집단: 9억원~15억원 주택)						
	처치시점 2018년 4q ($PT_t = PT_{2018.4q}$)			처치시점 2019년 1q ($PT_t = PT_{2019.1q}$)			
	Coeff.	S.E.	t-value	Coeff.	S.E.	t-value	
C	7.90841 ***	0.0140	564.76	7.9079 ***	0.0140	565.20	
Size	-0.0148 ***	0.0002	-75.08	-0.0148 ***	0.0002	-75.12	
Size ²	0.0000 ***	0.0000	34.95	0.0000 ***	0.0000	34.96	
B_Age	-0.0121 ***	0.0007	-18.00	-0.0121 ***	0.0007	-17.99	
B_Age ²	0.0004 ***	0.0000	22.08	0.0004 ***	0.0000	22.07	
D_Floor1	-0.0199 ***	0.0042	-4.72	-0.0198 ***	0.0042	-4.71	
D_Floor2	-0.0087 **	0.0039	-2.24	-0.0087 **	0.0039	-2.24	
Household	0.0000 ***	0.0000	34.98	0.0000 ***	0.0000	34.99	
Floor_T	0.0057 ***	0.0003	20.43	0.0057 ***	0.0003	20.43	
D_Floor_T_5	0.0511 ***	0.0115	4.43	0.0511 ***	0.0115	4.43	
D_SW	0.0136 ***	0.0041	3.35	0.0137 ***	0.0041	3.37	
D_SW_500	0.0098 ***	0.0026	3.82	0.0098 ***	0.0026	3.82	
H	0.2672 ***	0.0043	62.85	0.2678 ***	0.0042	63.83	
$H \times PT_t$	-0.0031	0.0042	-0.72	-0.0045	0.0042	-1.07	
시간 더미변수	Yes			Yes			
지역 더미변수	Yes			Yes			
Obs. / R2	12,259 / 91.6%			12,259 / 91.6%			

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

2) 'Yes'는 해당 변수가 모형에 포함되어 있으나 표기하지 않는다는 의미이다.

3) ***, **는 유의수준 1%, 5%에서 유의함을 나타낸다.

4) S.E.는 Newey-West의 HAC 이분산일치추정량이다.

제 2 절 동태적 이중차분 모형에 의한 대출규제 효과

1. 사전추세 검정 결과

고전적 이중차분 모형을 통한 대출 규제 효과 분석과 플라시보 검정 결과 15억 원 초과 주택에서 사전추세의 가능성이 있으므로, 처치집단만의 가격추세를 확인할 필요가 있다. 사전추세가 존재한다면 이를 반영, 통제하여 정책효과를 분석하여야 한다. 이를 위해 (식 8) 동태적 이중차분 모형 사전추세 검정 모형으로 15억 초과 주택의 사전추세 여부를 추정하였다.

추정 결과는 <표 26>과 같다. 주택 특성 변수의 추정 결과는 앞 절에서 설명하였고 그 추정 결과가 유사하여 본 절에서는 설명을 생략한다. $D_{2018.2q}$ 는 거래 시점이 2018년 2분기이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 시간 더미변수이다. 마찬가지로 $D_{2018.3q} \sim D_{2019.4q}$ 는 거래 시점이 2018년 3분기에서 2019년 4분기이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 시간 더미변수이다. 이하 시간 더미변수의 표기방법은 이와 동일하다.

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

그러나 2019년 1분기에는 처치집단의 가격증가율이 통제집단의 가격증가율보다 6.71%p 정도 낮아졌다. 그러다가 2019년 2분기에는 -1.78%p와 3분기 +1.61%p로 통제집단과 비슷한 수준으로 회복되었고(해당 분기의 추정계수가 5% 유의수준에서 유의하지 않았다), 2019년 4분기에는 통제집단보다 3.33%p 더 높아졌다. 즉, 정책 시행 1분기(2019년 4분기) 전부터 처치집단의 가격증가율이 통제집단보다 더 높은 사전추세가 존재한 것을 알 수 있었다.

이는 고전적 이중차분 모형으로는 단지 추측에 그쳤던 사전추세 여부를 동태적 이중차분 모형으로 명백하게 사전추세가 있었음을 검증할 수 있었다.

〈표 26〉 처치집단의 사전추세 추정 결과

Variables	Group 1			Group 2		
	Coeff.	S.E.	t-value	Coeff.	S.E.	t-value
C	7.77648 ***	0.021576	360.4235	7.90566 ***	0.014128	559.5736
Size	-0.0131 ***	0.0004	-32.23	-0.0148 ***	0.0002	-74.96
Size ²	0.0000 ***	0.0000	19.43	0.0000 ***	0.0000	34.85
B_Age	-0.0219 ***	0.0007	-32.47	-0.0122 ***	0.0007	-18.01
B_Age ²	0.0005 ***	0.0000	36.91	0.0004 ***	0.0000	22.08
D_Floor1	-0.0295 ***	0.0055	-5.35	-0.0196 ***	0.0042	-4.66
D_Floor2	-0.0246 ***	0.0052	-4.71	-0.0086 **	0.0039	-2.22
Household	0.0000 ***	0.0000	18.06	0.0000 ***	0.0000	34.99
Floor_T	0.0054 ***	0.0003	21.46	0.0057 ***	0.0003	20.38
D_Floor_T_5	0.0937 ***	0.0143	6.54	0.0512 ***	0.0115	4.44
D_SW	0.0419 ***	0.0064	6.56	0.0135 ***	0.0041	3.34
D_SW_500	0.0322 ***	0.0029	11.19	0.0098 ***	0.0026	3.82
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
시간 터미변수	Yes			Yes		
지역 터미변수	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 15억 원 초과 주택(처치집단)과 6억 원~9억 원 주택(통제집단)으로 구성된 분석자료를 말한다. Group 2는 9억 원~15억 원 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.
- 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.

따라서 사전추세가 존재하므로 검증방법론 측면에서 고전적 이중차분 모

형보다는 동태적 이중차분 모형이 적합하다.

Group 2(처치집단: 9억 원~15억 원 주택)의 경우, $H \times D_t$ 의 추정계수가 5% 유의수준 하에 모두 유의하지 않았다. 2018년 2분기~2019년 4분기($H \times D_{2018.2q} \sim H \times D_{2019.4q}$)의 계수가 모두 0이라는 귀무가설을 검정해본 결과(Wald test 1), 귀무가설을 기각할 수 없었다. 이는 처치집단과 통제집단이 정책 시행 이전까지는 같은 가격추세를 갖고 있었다는 것을 의미한다. 즉, 이중차분 분석의 전제조건인 평행추세 가정을 충족하여 이중차분 분석을 활용한 대출규제 효과 검증과 그 분석 결과를 한층 신뢰할 수 있다는 의미이다.

또한 9억 원~15억 원 주택의 경우 사전추세가 없음이 밝혀졌으니 고전적 이중차분 모형에 의한 분석결과와 동태적 이중차분 모형에 의한 분석결과가 유사한 의미를 가질 수 있을 것이다.

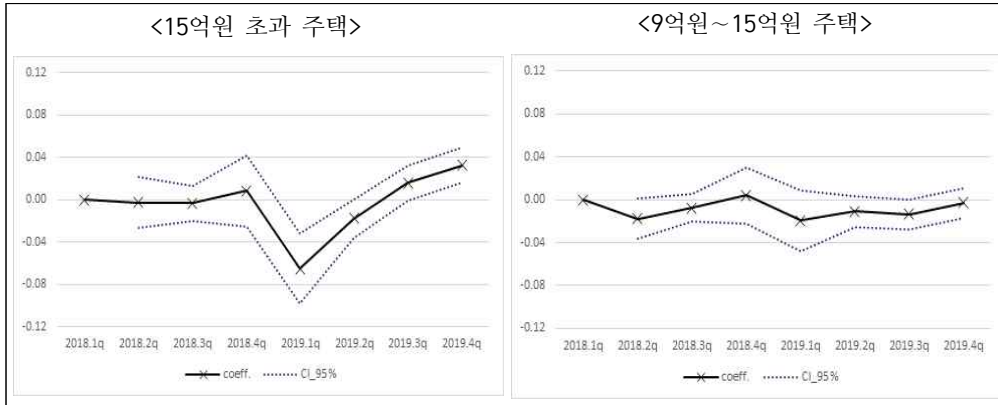
이런 상황을 직관적으로 보여주는 것이 다음의 <그림 6>이다. <그림 6>은 정책 시행 이전에 처치집단의 가격증가율의 근사치($H \times D_t$ 의 추정계수)와 이의 95% 신뢰구간을 보여주고 있다.

<그림 6>의 좌측 편에 있는 15억 원 초과 주택의 가격증가율 근사치 추이를 보면, 2018년 4분기(2018.4q)까지는 가격증가율 근사치가 0 주변에 있었는데, 2019년 1분기에 통제집단보다 훨씬 낮은 수준으로 떨어졌다. 그러다가 2019년 2분기부터 통제집단과 유사한 수준으로 회복되었고, 뒤이어 2019년 2분기(2019.2q)부터는 통제집단보다 더 빨리 상승하는 추세를 보여주고 있다.

2019년 1분기(2019.1q)에 15억 원 초과 주택의 가격증가율 근사치가 통제집단보다 낮아진 것은 이 시기에 부정적 충격이 15억 원 초과 주택에 있었음을 의미한다. 그 원인 중 하나로 고려해 볼 수 있는 것은 2018년 9월에 나온 9.13대책이다⁴⁷⁾. 9.13대책으로 초고가 주택에 대한 종합부동산세가 증가되었다. 이 영향으로 이듬해 15억 원 초과 주택의 가격증가율 근사치가 통제집단보다 낮아진 것으로 보인다. 그러나 15억 원 초과 주택의 가격증가율 근사치가 바로 회복된 것으로 볼 때, 이런 충격은 일시적이었던 것으로 보인다.

47) 종합부동산세율을 0.2%p~0.7%p 인상하였고 조정대상지역 2주택자 이상의 경우 종합부동산세율을 0.1%p~1.2%p 추가 인상하였다. 또한 2019년부터 공정시장가격비율을 80%에서 매년 5%p씩 상향하도록 했다.

〈그림 6〉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.

한편 〈그림 8〉의 우측 편에 있는 9억 원~15억 원 주택의 가격증가율 근사치를 보면, 2019년 4분기(2019.4q)까지 가격증가율 근사치가 0 주변에서 움직이는 것을 알 수 있다. 이는 9억 원~15억 원 주택의 가격증가율이 정책 시행 이전까지 통제집단의 가격증가율과 유사하게 움직였고, 사전추세가 없음을 보여주는 것이다.

2. 대출규제 효과 분석 결과

15억 원 초과 주택에서 사전추세가 있었고, 앞의 이론적 검토에서 보았던 것처럼 대출규제 강화의 효과가 단기와 장기에 따라 다를 수 있으므로 동태적 이중차분 모형 대출규제 효과 분석 (식 9)로 정책효과를 추정해 보았다. 추정 결과는 다음의 〈표 27〉로 정리하였다.

〈표 27〉을 보면, Group 1(처치집단: 15억 원 초과 주택)에서 처치집단의 가격증가율은 정책 시행 후 2분기까지(2020년 1분기~2분기) 기준 시점(2019년 4분기)대비 3.34%p 내지 2.89%p 낮아진 것으로 나타났다. 그러나 정책 시행 후 3분기(2020년 3분기)에는 가격증가율이 이전 기준시점의 가격증가율 수준으로 돌아왔고, 그 이후 2020년 4분기에는 5.97%p 2021년 1분기에는

〈표 27〉 동태적 이중차분 모형을 통한 대출규제 효과 추정 결과

Variables	Group 1			Group 2		
	Coeff.	S.E.	t-value	Coeff.	S.E.	t-value
C	7.7660 ***	0.0166	467.38	7.910779 ***	0.01311	603.419
Size	-0.0129 ***	0.0003	-47.94	-0.0152 ***	0.0002	-76.40
Size ²	0.0000 ***	0.0000	28.73	0.0000 ***	0.0000	34.29
B_Age	-0.0200 ***	0.0005	-38.32	-0.0110 ***	0.0006	-19.23
B_Age ²	0.0005 ***	0.0000	43.15	0.0003 ***	0.0000	23.13
D_Floor1	-0.0299 ***	0.0045	-6.68	-0.0149 ***	0.0037	-3.99
D_Floor2	-0.0285 ***	0.0042	-6.87	-0.0106 ***	0.0034	-3.12
Household	0.0000 ***	0.0000	22.43	0.0000 ***	0.0000	32.18
Floor_T	0.0059 ***	0.0002	25.94	0.0061 ***	0.0002	24.84
D_Floor_T_5	0.0748 ***	0.0130	5.73	0.0254 **	0.0102	2.49
D_SW	0.0420 ***	0.0059	7.13	0.0212 ***	0.0036	5.92
D_SW_500	0.0310 ***	0.0026	12.14	0.0032	0.0022	1.47
H	0.4931 ***	0.0094	52.38	0.2850 ***	0.0058	49.43
$H \times D_{2020.1q}$	-0.0329 **	0.0162	-2.03	0.0042	0.0113	0.37
$H \times D_{2020.2q}$	-0.0285 **	0.0143	-1.99	0.0044	0.0092	0.47
$H \times D_{2020.3q}$	0.0140	0.0141	0.99	0.0431 ***	0.0109	3.95
$H \times D_{2020.4q}$	0.0580 ***	0.0175	3.32	0.0617 ***	0.0131	4.71
$H \times D_{2021.1q}$	0.1120 ***	0.0241	4.65	0.0742 ***	0.0185	4.00
$H \times D_{2021.2q}$	0.0571 **	0.0234	2.44	0.0171	0.0179	0.96
$H \times D_{2021.3q}$	0.1079 ***	0.0265	4.07	0.0577 ***	0.0206	2.79
$H \times D_{2021.4q}$	0.1169 ***	0.0428	2.73	0.0164	0.0290	0.57
$H \times D_{2018.1q} \sim$ $H \times D_{2019.3q}$	Yes			Yes		
상수항	Yes			Yes		
주택 특성변수	Yes			Yes		
시간 터미변수	Yes			Yes		
지역 터미변수	Yes			Yes		
Obs. / adj R ²	26,080 / 87.7%			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 있으나 표기하지 않는다는 의미이다.

3) ***, **는 유의수준 1%, 5%에서 유의함을 나타낸다.

4) S.E.는 Newey-West의 HAC 이분산일치추정량이다.

11.85%p, 2021년 2분기에는 5.87%p, 2021년 3분기에는 11.39%p, 2021년

4분기에는 12.40%p로 기준시점의 가격증가율보다 더 빠르게 상승한 것으로 나타났다. 이런 결과를 볼 때, 15억 원 초과 주택에 대한 대출 금지정책은 단기적으로 2020년 1분기에서 2분기까지 가격증가율을 낮추는 효과가 있었던 것으로 보인다.

그러나 Group 2(처치집단: 9억 원~15억 원 주택)에서는 처치집단의 가격증가율이 정책 시행 후 2분기까지(2020년 1분기~2020년 2분기)는 추정계수가 유의하지 않아 가격증가율이 기준시점의 가격증가율과 차이가 없는 것으로 나타났다. 그러나 정책 시행 후 2020년 3분기부터 기준시점의 가격증가율보다 처치집단의 가격증가율이 4.40%p에서 2020년 4분기 6.36%p로 더 높게 나타났다. 그 뒤 2021년 1분기에는 7.70%p 까지 높아졌다가 2분기에 처치집단의 가격증가율은 정책 시행 이전 수준인 1.72%p로 내려왔다. 그러나 2021년 3분기에는 5.94%p 올라가는 등의 변동성을 보이고 있다. 이런 상황을 직관적으로 보여주는 것이 다음의 <그림 7>이다.

<그림 7>은 처치집단별로 정책 시행 이후 분기별 가격증가율 근사치($H \times D_t$ 의 추정계수)의 추이를 95% 신뢰수준에서 보여주고 있다.

그림에서 보면, 15억 원 초과 주택은 정책 시행 이후 2020년 1분기와 2분기 동안 가격증가율의 근사치가 3.34%p에서 2.86%p 낮아졌다가, 이후 2020년 3분기(2020.3q)에는 가격증가율이 통제집단 대비 1.40%p 상승한 것으로 보이나 유의하지 않는다. 2020년 4분기부터 2021년 4분기까지 5분기 동안 각각 5.97%p, 11.85%p, 5.87%p, 11.39%p, 12.40%p 상승하는 모습을 보이고 있다. 반면, 9억 원~15억 원 주택은 정책 시행 이후 2020년 2분기까지 가격증가율의 근사치에 별다른 변화가 없다가 2020년 3분기에 4.40%p, 2020년 4분기에는 6.36%p, 2021년 1분기에는 7.70%p 상승하는 모습을 보이고 있다.

이런 결과는 대출 금지와 같은 극단적인 대출 규제도 15억 초과 주택의 경우 2분기 정도만 가격을 안정시키고, 장기적으로는 가격을 안정시키지 못한다는 것을 보여준다.⁴⁸⁾ 오히려 2020년 4분기 이후 5분기 동안 낮게는

48) 이런 결과는 규제지역 지정이 단기적으로만 가격을 안정시키고 장기적으로는 안정시키지 못한다는 송경호·권성호(2020)의 연구결과와 유사하다. 이주희·유선종(2021)은 2020년 상반기와 2019년 상반기를 비교하면서 정책효과가 없었다고 보았는데, 본 연구의 분석결과에 따르면 ‘-’의 LTV비율 강화 효

5.87%p, 높게는 12.40%p 통제집단 대비 처치집단의 가격증가율이 더 높게 나타났다. 또한 9억 원 이상~15억 원 주택의 경우 단기에도 주택가격 하락은 없었고 정책 시행후 2분기 이후 2020년 3분기부터 통제집단 대비 처치집단의 주택가격 상승률이 낮게는 4.40%p, 높게는 7.70%p까지 높게 나타나 대출규제의 효과가 없을 뿐 아니라 오히려 더 상승하는 모습을 보이고 있다. 본 논문의 기본 가설인 15억 초과 주택의 경우 단기적으로 하락할 것이라는 가설을 충족하나 9억 원 이상 15억 원 이하 주택의 경우 구간별 대출규제 강화로 높은 가격대에서 주택가격 하락효과가 더 크게 나타날 것이라는 가설을 충족하지 못하고 오히려 주택가격이 상승하는 결과를 보이고 있다.

결과적으로 이것은 시장이 외부충격에 대해 비교적 빠르게 가격을 조정하고 근시안적 기대를 하지 않는다는 의미도 된다. 그리고 LTV 비율이 한계적으로 감소하는 경우에는 단기적으로도 정책효과가 나타나지 않는다는 것을 의미한다.⁴⁹⁾

두 처치집단에 공통적으로 나타나는 현상은 2021년 2분기에 가격증가율이 갑자기 떨어졌다가 이후 회복되었다는 것이다. 이는 아마도 2020년 7월에 있었던 7·10 대책과 같은 해 11월 3일에 공표된 부동산 공시가격 현실화 계획의 영향이었던 것으로 보인다.⁵⁰⁾ 두 대책에 의해 고가 주택의 종합부동산세 부담이 크게 늘어났는데, 이것이 다음 해 종합부동산세 부과기준일인 6월 전후로 고가주택의 가격증가율을 낮추는데 영향을 미친 것으로 보인다.

그리고 정책 시행 이후 2020년 3분기부터 15억 원 초과 주택은 가격증가율의 근사치가 빠르게 상승하는 추세를 보이는 것에 대해 두 가지 이유를 생각해 볼 수 있다.

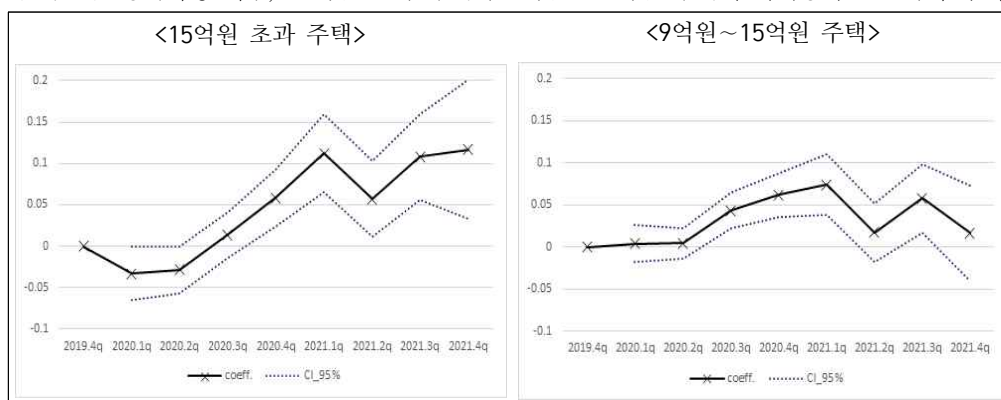
과가 있었던 2020년 상반기와 ‘-’의 종합부동산세 강화 효과가 있었던 2019년 상반기를 비교하면 정책효과가 없는 것처럼 보일 수 있다.

49) 이런 결과와 유사한 연구로, DTI비율 규제의 작은 변화는 주택가격 안정에 별다른 영향을 미치지 못한다는 황관석·박철성(2015)의 연구가 있다.

50) 7·10 대책은 다주택자들에 대한 종합부동산세 세율을 대폭 인상하는 것을 내용으로 한다(관계부처 합동 보도자료, “주택시장 안정 보완 대책”, 2020.7.10.). 11월 3일의 부동산 공시가격 현실화 계획은 시가 15억원 이상 공동주택과 시가 9억원 이상 공동주택의 공시가격 현실화 목표를 빠르게 끌어올리는 것을 내용으로 한다(국토교통부·행정안전부 합동 보도자료, “「부동산 공시가격 현실화 계획」 및 「재산세 부담 완화 방안」 발표”, 2020.11.3.).

이유 중 하나는 정부 정책의 공시효과(announcement effect)이다. 정부가 15억 원 초과 주택에 대해 대출 금지와 같은 강력한 규제를 한다는 사실 자

〈그림 7〉 정책시행 이후, 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.

체가 고가 주택의 가격상승률이 다른 주택 대비 더 빠르다는 것을 공시한 것으로 받아들일 수 있다. 이로 인해 시장참여자들은 고가 주택이 더 욱 가격이 상승할 것이라는 예상을 하고 고가주택에 대한 수요가 증가하면서 처치집단의 가격이 통제집단보다 더 빠르게 올랐을 수 있다.⁵¹⁾

또 다른 이유로 재건축규제가 있다. 2020년 6·17 대책에서 정부는 재건축 투기를 막겠다는 명분으로 재건축 안전진단 강화, 조합원 지위 규정 강화 등의 조치를 취했다. 재건축에 의존하여 신규주택이 공급되는 서울의 강남 3구에서는 6·17 대책으로 인해 신규주택의 공급부족 문제가 심각하게 제기되었고, 앞으로 공급부족이 예상되어 고가주택에 대한 수요가 감소하지 않아 가격을 끌어올리는 원인이 되었을 수 있다.⁵²⁾

51) Zhang et al.(2021)은 중국에서 주택구매제한정책이 투자자들의 관심을 끌어 인근 지역의 주택가격을 오히려 더 끌어올린다는 점을 실증적으로 밝혔다. 정부정책이 정보를 확산시키는 역할을 한다는 것이다.

52) 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 주택임을 고려한다면, 재건축규제가 고가주택의 가격을 더 빠르게 끌어올리는 원인이 되었을 수 있다.

결론적으로 15억 원 초과 주택의 경우 정책 시행 후 2분기 동안(2020년 1분기~2020년 2분기)만 가격하락 효과가 있었다. 장기에는 대출 규제의 효과가 없었다. 9억 원~15억 원 주택의 경우 정책 시행 후 단기에도 가격하락 효과는 없었고 오히려 2021년 4분기까지 가격증가율이 통제집단보다 더 높게 나왔다. 9억 원 ~15억 원 주택의 경우에는 단기에도, 장기에도 대출 규제의 효과는 없었다.

제 3 절 동태적 이중차분 모형에 의한 수요전이 효과 분석

1. 문턱 근처 주택의 사전추세 검정 결과

앞에서 살펴본 바와 같이 15억 초과 주택의 경우 단기에는 대출 규제 효과에 있는 것으로 나타났다. 반면 9억 원~15억 원 주택의 경우에는 단기뿐만 아니라 장기에도 대출 규제의 효과가 없었던 것으로 나타났다. 그렇다면 15억 초과 주택에 대한 대출금지로 그 수요가 15억 이하 주택으로 이동하였는지 수요전이 효과가 있는지도 확인하였다. 이와 같이 문턱 규제에 의한 수요전이 효과를 확인해 보기에 앞서, 문턱 근처 주택과 그 외 주택간 가격추세가 정책 시행 이전에 동일한지, 아니면 문턱 근처 주택이 사전추세가 있는지 여부를 확인하였다. 문턱 근처 주택과 그 외 주택간 가격추세가 정책시행 이전에 동일한지 여부를 (식 10) 동태적 이중차분 모형 문턱 근처 주택 사전추세 검정모형을 통해 사전추세 여부를 검증하였다.

(식 10)의 추정 결과는 다음의 <표 28>과 같다. 주택의 특성변수에 대한 추정결과는 앞서 분석한 추정결과와 크게 다르지 않아 설명을 생략한다. <표 28>에서 H_1 은 문턱 근처 주택(15억 원~17억 원 주택 또는 13억 원~15억 원 주택)을 나타내는 더미변수이다.⁵³⁾

Group 1(처치집단: 15억 원 초과 주택)에서는 15억 원~17억 원 주택이 '문턱 근처 주택'이고 이를 '문턱 위 주택'이라 부른다. Group 2(처치집단: 9억 원~15억 원 주택)에서는 13억 원~15억 원 주택이 '문턱 근처 주택'이고 이를 '문턱 아래 주택'이라 부른다.

<표 28>을 보면, Group 1에서 2018년 2분기에서 2019년 4분기까지 ($H_1 \times D_{2018.2q} \sim H_1 \times D_{2019.4q}$) 문턱 위 주택에 대한 사전추세를 검정한 결과, 추정계수는 모두 유의하지 않았다. 2018년 2분기 추정계수는 -0.0138이었으나 유의하지 않았다. 2018년 3분기, 4분기, 2019년 1분기~2019년 4분기까지 각각의 추정계수는 0.0024, -0.0177, -0.0069, -0.0026, 0.0018, -0.0060이었

53) Group 1(처치집단 15억 원 초과 주택)의 경우 문턱 근처 주택은 15억 원~17억 원 주택을 의미하고 이를 '문턱 위 주택'이라 부르고, Group 2(처치집단 9억 원~15억 원 주택)의 경우 문턱 근처 주택은 13억 원~15억 원 주택을 의미하며 '문턱 아래 주택'이라 부른다.

으며 $H_1 \times D_{2018.2q} \sim H_1 \times D_{2019.4q}$ 의 계수가 모두 0이라는 귀무가설을 검정해본 결과(Wald test 1), 귀무가설을 기각할 수 없었다. 이는 정책 시행 이전에 문턱 위 주택(15억 원~17억 원)의 가격추세가 그 외 주택(17억 원 초과 주택)의 가격추세와 다르지 않다는 것을 의미한다. 즉 문턱 위 주택과 그 외 주택은 유사한 가격추세를 보이고 있었던 것으로 나타났다. 따라서 평행추세 가정을 충족하며 시간 추세에 따른 다양한 주택가격의 변화를 보여주므로 동태적 이중차분 모형으로 분석함에 무리가 없다.

한편 Group 2에서는 2018년 2분기에서 2018년 4분기까지($H_1 \times D_{2018.2q} \sim H_1 \times D_{2018.4q}$) 추정계수가 5% 유의수준에서 유의하지 않았다. 또한 2019년 3분기 및 4분기에도($H_1 \times D_{2019.3q} \sim H_1 \times D_{2019.4q}$) 추정계수가 모두 5% 유의수준에서 유의하지 않았다. 그러나 2019년 1분기 및 2분기($H_1 \times D_{2019.1q} \sim H_1 \times D_{2019.2q}$)의 추정계수는 5% 및 10% 유의수준에서 유의하였다. 즉 2019년 1분기에는 추정계수가 -0.0391로 5% 유의수준에서 유의하였고 2분기에는 추정계수가 -0.0150로 10% 유의수준에서 유의하였다. 이는 2019년 1~2분기에는 별도의 가격추세가 있던 것으로 추정된다. 그러나 이와 같이 2019년 1분기~2분기를 제외하고는 문턱 아래 주택(13억 원~15억 원 주택)의 가격추세가 그 외 주택(9억 원~13억 원 주택)의 가격추세와 다르지 않다는 것을 의미한다. 2019년 1분기에 문턱 아래 주택의 가격증가율이 그 외 주택의 가격증가율보다 내려간 것은 13억 원 이상의 고가 주택에 대한 종합부동산세 강화의 영향인 것으로 보인다(국토교통부, 2019). 2018년 2분기에서 2018년 4분기까지($H_1 \times D_{2018.2q} \sim H_1 \times D_{2018.4q}$)의 추정계수가 모두 0이라는 귀무가설의 검정 결과(Wald test 2), 귀무가설이 기각되지 않았는데, 이는 문턱 근처 주택과 그 외 주택의 가격추세가 2018년까지는 같았다는 것을 보여준다. 이 또한 Group 2 문턱 아래 주택(13억 원~15억 원)도 2019년 1분기와 2분기를 제외하고 평행추세 가정이 충족하며 시간 추세에 따른 다양한 주택가격의 변화를 보여주므로 동태적 이중차분 모형으로 수요전이 효과를 분석함에 무리가 없어 보인다.

〈표 28〉 문턱 근처 주택과 그 외 주택 간의 사전추세 검정 결과

Variables	Group 1 (문턱 근처 주택: 15억원~17억원 주택)			Group 2 (문턱 근처 주택: 13억원~15억원 주택)		
	Coeff.	S.E.	t-value	Coeff.	S.E.	t-value
C	7.8261 ***	0.0217	361.15	7.9620 ***	0.0153	521.28
Size	-0.0142 ***	0.0004	-33.44	-0.0169 ***	0.0002	-68.31
Size ²	0.0000 ***	0.0000	19.84	0.0000 ***	0.0000	33.70
B_Age	-0.0167 ***	0.0007	-25.56	0.0019 ***	0.0002	10.87
B_Age ²	0.0004 ***	0.0000	28.73	0.0005 ***	0.0002	2.48
D_Floor1	-0.0237 ***	0.0050	-4.69	-0.0091 ***	0.0035	-2.61
D_Floor2	-0.0193 ***	0.0048	-4.05	-0.0093 ***	0.0031	-3.02
Household	0.0000 ***	0.0000	16.92	0.0000 ***	0.0000	17.98
Floor_T	0.0045 ***	0.0002	19.49	0.0032 ***	0.0002	13.83
D_Floor_T_5	0.0849 ***	0.0123	6.92	0.0208 **	0.0094	2.20
D_SW	0.0346 ***	0.0058	5.94	-0.0073 *	0.0040	-1.83
D_SW_500	0.0328 ***	0.0026	12.76	0.0098 ***	0.0024	4.14
H ₁	-0.1645 ***	0.0071	-23.01	0.1838 ***	0.0051	35.78
H ₁ × D _{2018.2q}	-0.0138	0.0151	-0.92	0.0133	0.0109	1.23
H ₁ × D _{2018.3q}	0.0024	0.0099	0.24	-0.0093	0.0073	-1.28
H ₁ × D _{2018.4q}	-0.0177	0.0183	-0.96	-0.0061	0.0117	-0.52
H ₁ × D _{2019.1q}	-0.0069	0.0163	-0.42	-0.0391 **	0.0154	-2.54
H ₁ × D _{2019.2q}	-0.0026	0.0096	-0.27	-0.0150 *	0.0082	-1.83
H ₁ × D _{2019.3q}	0.0018	0.0088	0.21	0.0054	0.0076	0.72
H ₁ × D _{2019.4q}	-0.0060	0.0090	-0.67	0.0062	0.0070	0.89
H	0.6190 ***	0.0103	60.06	0.2857 ***	0.0066	43.00
H × D _{2018.2q} ~ H × D _{2021.4q}	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	χ ² = 3.247 (prob. 0.861)			χ ² = 20.413 (prob. 0.005)		
Wald Test 2	χ ² = 2.080 (prob. 0.556)			χ ² = 4.796 (prob. 0.187)		

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

2) 'Yes'는 해당 변수가 모형에 포함되어 있으나 표기하지 않는다는 의미이다.

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.

2. 수요전이 효과 분석 결과

처치집단 15억 초과 주택의 경우 통제집단 대비 단기에 가격이 하락하였고 처치집단 9억 원~15억 원의 경우 분석기간 동안 통제집단보다 가격이 상승한 것으로 나타났다. 15억 원 초과 주택은 단기에 가격상승률이 하락하고 9억 원~15억 원 주택은 주택가격 상승률이 증가했다면, 아마도 이는 15억 원 초과 주택 수요자의 수요가 이전되었을 수도 있다. 이에 문턱 근처 주택과 그 외 주택의 가격추세가 정책 시행 이전에 같았다는 분석 결과에 따라 문턱 근처 주택에 대한 수요전이 효과를 (식 11) 동태적 이중차분 모형 수요전이 효과 검정 모형을 통해 추정해 보았다. 추정 결과는 <표 29>와 같다. <표 29>의 Group 1(처치집단: 15억 원 초과 주택)을 보면, H_1 은 문턱 위 주택(15억 원~17억 원 주택)을 나타낸다. 문턱 근처 주택에 수요전이 효과가 있었는지 분석하기 위해 2020년 1분기부터 2021년 4분기까지 기간에 각 시점별 정책효과가 있었는지 수요전이 효과 모형을 통해 검증하였다. 검증결과 2020년 1분기에는 추정계수 0.0146로 통계적으로 유의하지 않았으며 2020년 2분기 추정계수 0.0244로 1% 유의수준에서 유의한 결과가 나왔다. 2020년 1분기와 2분기에는 추정계수는 '+'부호를 보였고, 2020년 3분기 추정계수는 -0.0042, 4분기 추정계수 -0.0093로 '-'부호를 보이며 통계적으로 유의하지 않았다. 이후 2021년 1분기부터 4분기까지 추정계수는 각각 -0.0412, -0.0500, -0.0520, -0.0874로 '-'의 부호를 보이고 모두 1% 유의수준에서 유의하였다. 이는 정책 시행 이후 2분기까지는 문턱 위 주택(15억 원~17억 원 주택)의 가격증가율이 그 외 주택(17억 원 초과 주택)의 가격증가율보다 높았고, 2020년 3분기부터는 문턱 위 주택의 가격증가율이 그 외 주택의 가격증가율보다 낮았다는 것을 알 수 있다. 이것만으로는 문턱 위 주택에 대한 수요전이 효과가 있었는지 알 수 없다.

〈표 29〉 그룹별 수요전이 효과 추정 결과

Variables	Group 1 (문턱 근처 주택: 15억원~17억원 주택)			Group 2 (문턱 근처 주택: 13억원~15억원 주택)		
	Coeff.	S.E.	t-value	Coeff.	S.E.	t-value
C	7.8094 ***	0.0166	470.22	8.0508 ***	0.0119	674.60
Size	-0.0140 ***	0.0003	-49.30	-0.0177 ***	0.0002	-86.59
Size ²						
B_Age	-0.0168 ***	0.0005	-32.71	-0.0072 ***	0.0004	-18.24
B_Age ²						
D_Floor1	-0.0253 ***	0.0042	-6.06	-0.0082 ***	0.0029	-2.80
D_Floor2	-0.0238 ***	0.0038	-6.21	-0.0090 ***	0.0027	-3.39
Household	0.0000 ***	0.0000	18.89	0.0000 ***	0.0000	29.71
Floor_T	0.0051 ***	0.0002	23.90	0.0039 ***	0.0002	22.00
D_Floor_T_5	0.0726 ***	0.0115	6.29	0.0008	0.0072	0.11
D_SW	0.0370 ***	0.0056	6.61	0.0111 ***	0.0029	3.79
D_SW_500	0.0315 ***	0.0024	13.33	0.0086 ***	0.0018	4.92
H	0.6068 ***	0.0095	63.73	0.2744 ***	0.0052	53.00
H ₁	-0.1584 ***	0.0033	-48.62	0.1804 ***	0.0021	84.48
H ₁ × D _{2020.1q}	0.0146	0.0135	1.08	0.0251 ***	0.0064	3.89
H ₁ × D _{2020.2q}	0.0244 ***	0.0078	3.12	0.0147 ***	0.0053	2.80
H ₁ × D _{2020.3q}	-0.0042	0.0086	-0.48	0.0089 *	0.0054	1.66
H ₁ × D _{2020.4q}	-0.0093	0.0099	-0.94	0.0048	0.0060	0.80
H ₁ × D _{2021.1q}	-0.0412 ***	0.0122	-3.37	0.0059	0.0079	0.75
H ₁ × D _{2021.2q}	-0.0500 ***	0.0134	-3.72	0.0090	0.0084	1.07
H ₁ × D _{2021.3q}	-0.0520 ***	0.0130	-3.99	-0.0038	0.0107	-0.35
H ₁ × D _{2021.4q}	-0.0874 ***	0.0186	-4.70	0.0017	0.0135	0.13
H × D _{2018.2q} ~ H × D _{2021.4q}	Yes			Yes		
시간 더미변수	Yes			Yes		
지역 더미변수	Yes			Yes		
Obs. / adj R ²	26,080 / 89.3%			18,907 / 94.0%		

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 있으나 표기하지 않는다는 의미이다.

3) ***, *는 유의수준 1%, 10%에서 유의함을 나타낸다.

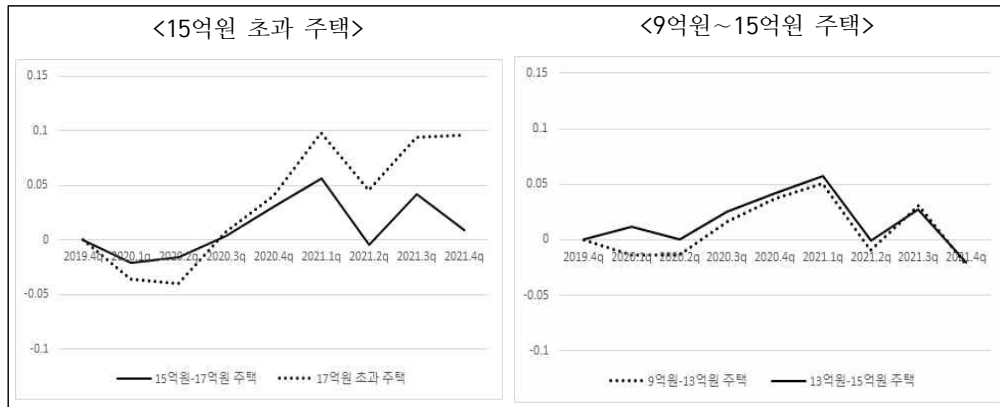
4) S.E.는 Newey-West의 HAC 이분산일치추정량이다.

한편 Group 2(처치집단: 9억 원~15억 원 주택)를 보면, 2020년 1분기부터 추정계수가 대체로 '+'의 부호를 보였다. 2020년 1분기(2020.1q)에는 1% 유의수준에서 유의하며 추정계수는 0.0251이었다. 2020년 2분기(2020.2q)에는 추정계수는 0.0147이며 1% 유의수준에서 유의하였다. 2020년 3분기(2020.3q)에는 추정계수가 0.0089로 10% 유의수준에서 유의하였다. 그리고 2020년 4분기부터는 추정계수가 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 정책 시행 이후 2020년 3분기까지는 문턱 아래 주택(13억 원~15억 원 주택)의 가격증가율이 그 외 주택(9억 원~13억 원 주택)의 가격증가율보다 높았지만, 2020년 4분기부터는 문턱 아래 주택(13억 원~15억 원 주택)과 그 외 주택(9억 원~13억 원 주택)의 가격추세가 추정계수 측면에서 유사하여 다르지 않다는 것을 말해준다. 결과적으로 15억 원 초과 주택에서는 단기적으로 수요전이 효과가 없었다고 말할 수 있다. 9억 원~15억 원 주택의 경우 문턱 아래 주택의 가격 증가율이 그 외 주택의 가격증가율보다 높았지만, 15억 초과 주택의 수요전이가 없었음을 고려한다면 수요전이 효과로 보기 어렵다. 다음의 <그림 8>은 이런 상황을 좀 더 직관적으로 보여준다. <그림 8>은 두 처치집단 내에서 문턱 근처 주택과 그 외 주택의 가격증가율 근사치 추이를 보여주고 있다.⁵⁴⁾

<그림 8>의 좌측을 보면 15억 원 초과 주택의 경우, 정책 시행 이후 2분기까지는 문턱 위 주택(15억 원~17억 원 주택)의 가격증가율 근사치가 그 외 주택(17억 원 초과 주택)의 가격증가율 근사치보다 높다는 것을 확인할 수 있다. 이것은 만일 15억 원 초과 주택의 수요가 15억 원 이하 주택으로 이동하였다면 15억 원~17억 원 주택의 가격증가율 근사치가 17억 원 초과 주택의 가격증가율 근사치보다 낮아야 했다. 그러나 적어도 2020년 2분기까지는 15억 원~17억 원 주택의 가격증가율 근사치가 17억 원 초과 주택의 가격증가율 근사치보다 더 높게 나왔다. 이것은 주택가격의 수요전이 효과가 없었다는 의미이다. 그러다가 2020년 3분기 이후에는 반대로 문턱 위 주택의 가격

54) 15억 원 초과 주택에서 15억 원~17억 원 주택의 가격증가율의 근사치는 각 분기별로 $H \times D$ 와 $H_1 \times D$ 의 추정계수값을 합친 것이다. 17억 원 초과 주택의 가격증가율 근사치는 각 분기별 $H \times D$ 의 추정계수값이다. 마찬가지로 9억 원~15억 원 주택에서 13억 원~15억 원 주택의 가격증가율 근사치는 각 분기별로 $H \times D$ 와 $H_1 \times D$ 의 추정계수값을 합친 것이다. 9억 원~13억 원 주택의 가격증가율 근사치는 각 분기별 $H \times D$ 의 추정계수값이다.

〈그림 8〉 문턱 근처 주택과 그 외 주택의 가격증가율 근사치 추이



증가율 근사치가 그 외 주택의 가격증가율 근사치보다 낮아진 것으로 보아, 장기적으로 수요전이 효과가 있는 것처럼 보인다. 그러나 이런 현상이 수요전이 효과 때문이라면 9억 원~15억 원 주택에서 문턱 아래 주택(13억 원~15억 원)의 주택가격 증가율이 그 외 주택의 주택가격 증가율보다 더 높아야 하는데 〈그림 8〉 우측에서 보면 둘 간의 차이가 없다. 따라서 이를 수요전이 효과라 하기 어렵다.

한편 9억 원~15억 원 주택의 경우, 정책 시행 이후 2분기까지는 문턱 아래 주택(13억 원~15억 원 주택)의 가격증가율 근사치가 그 외 주택(9억 원~13억 원 주택)의 가격증가율 근사치보다 높다가, 이후에는 둘 간의 차이가 없는 것을 알 수 있다. 9억 원~15억 원 주택에서는 단기에 문턱 아래 주택의 가격증가율이 더 높아 수요전이 효과가 있는 것처럼 보인다. 그렇지만 15억 초과 주택의 경우 같은 기간 동안 문턱 위 주택(15억 원~17억 원)의 가격증가율 근사치가 그 외 주택의 가격증가율 근사치보다 높아 수요전이 효과가 없는 것으로 나타났다. 수요전이 효과란 15억 초과 주택의 수요(문턱 위 주택 : 15억 원~17억 원)가 문턱 아래 주택(13억 원~15억 원)으로 이전한 것을 전제로 한 것이다. 그런데 분석 결과 문턱 위 주택의 가격증가율이 높게 나타나고 문턱 아래 주택의 가격상승률도 높게 나타나 수요전이 효과가 있었는지 여부는 명확하지 않다.

결론적으로 본 논문에서는 문턱 규제에 의한 수요전이 효과를 발견하지

못했다.⁵⁵⁾ 이는 초고가 주택시장과 고가 주택시장이 분리되어 있기 때문일 수 있다. 초고가 주택의 수요자는 규제가 강해지더라도 고가 주택으로 수요를 옮기지 않을 수 있다. 또한 가격이 급등하는 지역의 경우, 수요자들은 가격이 더 오를 것을 우려하여 매수를 미룰 수가 있다. 12·16 대책 당시 서울시 25개 구 전체와 과천, 분당 등도 투기과열지구로 묶여 있어 동일한 규제를 받고 있었다. 이 경우, 수요가 다른 지역으로 전이되지 않고, 오히려 시장 전체의 수요가 감소하는 현상이 발생할 수 있다. 이런 경우 수요전이 효과는 나타나지 않을 수 있다.

55) 본 연구에서는 수요전이 효과를 연구 대상인 강남 3구에 한정하여 분석하였다. 2019년 12·16 대책 당시 서울시 25개 구 전체 및 과천, 분당 등도 투기과열지구로 지정되어 있어 동일한 규제를 받고 있었다.

제 5 장 연구의 요약과 결론

제 1 절 연구의 요약

본 논문은 2019년 12·16대책에서 투기과열지구 내 고가 주택에 대한 대출규제가 주택매매가격에 어떠한 영향을 미쳤는지에 대해 동태적 이중차분법으로 분석하였다.

12·16 대책에 의한 대출규제 효과 분석을 위해 LTV 비율에 변화가 없었던 6억 원~9억 원 주택을 통제집단으로 하고 LTV 비율이 40%에서 20%로 줄었던 9억 원~15억 원 주택과 LTV 비율이 40%에서 0%로 줄었던 15억 원 초과 주택을 처치집단으로 삼았다. 분석대상 지역은 15억 원 초과 주택이 많은 서울의 강남 3구를 중심으로 하였다. 분석 대상기간은 정책 시행 전후 2년간이며 아파트 실거래 가격자료를 대상으로 대출규제 효과를 실증분석하였다.

본 논문은 선행 연구와의 비교를 위해 우선 선행 연구에서 주로 사용한 고전적 다 시점 이중차분 모형을 통해 대출규제 효과를 분석하였다. 아울러 본 논문은 선행 연구와 달리 검증 결과의 강건성 확보를 위해 플라시보 검증을 통해 평행추세 가정도 검증하였다. 방법론 측면에서는 동태적 이중차분 모형을 활용해 주택가격 변화를 분석하였다. 또한 처치집단의 사전추세 가능성과 규제효과의 장단기 차이를 구분하여 규제효과를 추정하였고 문턱 규제로 인한 수요전이 효과가 존재하는 지도 검정해 보았다.

분석 결과, 고전적 다 시점 이중차분 모형에서는 15억 원 초과 주택과 9억 원~15억 원 주택의 가격상승률이 정책 시행 이후 2020년 1분기 추정계수가 각각 0.061과 0.0350으로 1% 유의수준에서 유의하였다. 이는 규제 이후 15억 원 초과 주택과 9억 원~15억 원 주택이 통제집단인 6억 원 초과 9억 원 이하 주택보다 가격 상승률이 6.3%p와 3.56%p 더 높게 나타난 것이다.

이런 결과는 규제지역 지정 효과를 분석한 선행 연구들과 큰 차이가 없었다. 그러나 이는 평행추세 가정이 충족되지 않고, 사전추세가 존재하고, 정책

효과의 장단기 차이 등 때문에 나타난 것일 수 있다. 더구나 15억 원 초과 주택의 가격이 9억 원~15억 원 이하 주택보다 더 크게 하락했을 것을 예상한 것과는 반대의 결과를 보여주고 있다.

이에 따라 분석 결과의 강건성을 확인하기 위해 플라시보 검정과 사전추세를 추정하였다. 먼저 15억 원 초과 주택의 경우 2018년 4분기와 2019년 1분기에 임의의 가짜 정책이 있었다고 가정하고 정책효과가 있었는지 플라시보 검정을 하였다. 분석결과 추정계수가 두 시점 모두에서 유의하게 나타났다. 이는 평행추세 가정이 충족되지 않거나 15억 원 초과 주택의 가격에 사전추세가 있었음을 나타낸다. 이는 15억 원 초과 주택에 대한 대출 규제 효과로 나타난 추정계수 0.061의 해석에 유의하여야 함을 의미한다. 결과적으로 15억 원 초과 주택의 경우 통제집단보다 6.3%p 가격상승이 있었다라고 해석하기에 무리가 있을 수 있다. 이중차분 모형의 전제 조건인 평행추세 가정이 유효하지 못하기 때문에 정책 시행 후 가격 상승폭이 어느 정도인지 또는 실제로 가격이 상승하였는지 정확히 파악하기 어렵다.

한편 9억 원~15억 원 이하 주택의 경우에도 2018년 4분기와 2019년 1분기에 임의의 가짜 정책이 있었다고 가정하고 플라시보 검정을 해보니 추정계수가 두 시점 모두에서 유의하지 않았다. 이는 가짜 정책에 따른 정책효과가 없었음을 나타내고 평행추세 가정이 성립함을 의미한다. 9억 원~15억 원 주택은 평행추세 가정도 충족되었고 사전추세도 없었다. 이로써 9억 원~15억 원 주택에 대한 대출 규제 효과로 나타난 추정계수 0.0350은 통계적으로 유의하며, 결과적으로 9억 원~15억 원 주택의 경우 통제집단보다 3.56%p 가격상승이 있었다라고 해석할 수 있다. 고전적 이중차분 모형을 통한 분석 결과 15억 원 초과 주택에 대한 대출규제 효과는 정확히 파악하기 어렵다. 그러나 9억 원~15억 원 주택의 경우 3.56%p 상승한 것으로 파악되었다. 이를 처치 집단별로 구분하여 <표 30>과 <표 31>로 정리하였다.

〈표 30〉 고전적 다 시점 이중차분법에 의한 대출규제 효과 분석 결과 요약

구분	2020.1분기 coeff.		의미
Group 1	0.061	***	정책시행 이후 오히려 가격상승
Group 2	0.035	***	정책시행 이후 오히려 가격 상승

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

2) ***, *는 유의수준 1%, 10%에서 유의함을 나타낸다.

〈표 31〉 고전적 다 시점 이중차분법에 의한 플래시보 검정 결과 요약

구분	2018.4q coeff.		2019.1q coeff.		의미
Group 1	0.0113	***	0.0107	***	2018.4q 평행성가정 미충족. 사전추세 가능성 있음, 장단기 차이 가능성 있음.
					2019.1q 평행성가정 미충족. 사전추세 가능성 있음, 장단기 차이 가능성 있음.
Group 2	-0.0031		-0.0045		2018.4q 평행성가정 충족.
					2019.1q 평행성가정 충족.

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

2) ***, *는 유의수준 1%, 10%에서 유의함을 나타낸다.

15억 원 초과 주택과 9억 원~15억 원 주택에 대한 대출규제 효과를 동태적 이중차분 모형을 통해 정책효과를 분석하였다. 대출 규제 효과 분석 이전에 먼저 분석결과의 강건성 확보를 위해 사전추세가 있었는지 여부를 검정하였다.

처치집단 15억 원 초과 주택의 경우 2018년 2분기부터 2018년 4분기까지 사전추세가 없었고 처치집단과 통제집단 간에 같은 가격추세를 보였다는 것이 확인되었다. 그러나 2019년 1분기부터 2019년 4분기까지 플래시보 검증 결과 사전추세가 있었으며 처치집단과 통제집단이 같은 가격추세를 보이지 않았다는 것이 확인되었다. 한편 처치집단 9억 원~15억 원 주택의 경우 2018년 2분기부터 2019년 4분기까지 사전추세가 없었고 처치집단과 통제집

단 간에 같은 가격 추세를 보였다는 것이 확인되었다.

15억 원 초과 주택의 경우 사전추세가 있었고 대출 규제의 효과가 단기와 장기에 다를 수 있으므로 동태적 이중차분 모형을 통해 대출규제 효과 분석하였다. 대출이 금지된 15억 원 초과 주택의 경우 정책 시행 이후 2분기까지만(2020년 2분기) 가격안정 효과가 있었고 장기에는 가격안정 효과가 없는 것으로 분석되었다. 이는 시장이 외부충격에 대해 비교적 빨리 가격을 조정하고 근시안적 기대를 하지 않는 것으로 볼 수 있다.

9억 원 ~15억 원 주택의 경우 정책 시행 후 2020년 2분기까지 정책효과가 나타나지 않았다. 오히려 2020년 3분기부터는 통제집단보다 가격증가율이 더 높게 나타나 정책의 효과가 없는 것으로 나타났다. 그리고 정책 시행 이후 장기적으로는 9억 원~15억 원 주택과 15억 원 초과 주택의 가격이 6억 원~9억 원 주택의 가격보다 더 빨리 상승하는 것으로 나타났다. 이는 정부정책의 공시효과 때문일 수도 있다. 또한 2020년 6월에 있었던 재건축규제 강화의 영향일 수도 있다. 처치집단별 분석결과를 <표 32>로 정리하였다.

<표 32> 동태적 이중차분법에 의한 대출규제 효과 분석 결과 요약

구분	연구내용	연구결과 및 의미
Group 1	사전추세 검정	2019년 4분기 사전추세 있음
	대출규제 효과 분석	2020년 1분기~2분기(-3.34%p~-2.89%p), 단기간 하락함. 단기 정책효과 있음. 장기 이후(2020.3분기~) 정책효과 없음
Group 2	사전추세 검정	2018년 2분기~2019년 4분기까지 사전추세 없음
	대출규제 효과 분석	정책효과 없음, 단기와 장기에 오히려 가격 상승함.

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

15억 원 초과 주택에 대한 대출금지로 15억 원 초과 주택에 대한 수요가 15억 이하 주택으로 이전되었는지 분석해 보았다. 분석 결과 문턱 위 주택(15억 원~17억 원)의 가격 상승률이 17억 초과 주택의 가격 상승률보다

높아 단기에는 수요전이 효과가 없는 것으로 나타났다. 그러나 2020년 3분기 이후 문턱 위 주택의 가격 상승률이 17억 초과 주택의 가격 상승률보다 낮아 장기적으로 수요전이 효과가 있는 것처럼 보인다. 그러나 이런 현상이 수요전이 효과 때문이라면 9억 원~15억 원 주택에서 문턱 아래 주택(13억 원~15억 원)의 주택가격 증가율이 그 외 주택의 주택가격 증가율보다 더 높아야 하는데 둘 간의 차이가 없다. 따라서 이를 수요전이 효과라 하기 어렵다.

한편 9억 원~15억 원 주택의 경우 단기에는 문턱 아래 주택(13억 원~15억 원)의 가격 상승률이 그 외 주택(9억 원~13억 원)의 가격 상승률보다 높아 수요전이 효과가 있는 것처럼 나타났다. 그러나 이는 수요전이 효과의 기본 가정인 15억 원 초과 주택에 대한 대출금지로 15억 원 초과 주택의 수요가 15억 원 이하 주택으로 이동한다는 가정과 일치하는 결과가 아니다. 수요전이 효과가 성립하려면 문턱 위 주택 15억 원 ~17억 원 주택의 가격 상승률이 낮고(반대의 결과를 보임) 문턱 아래 주택 13억 원~15억 원 주택의 가격 상승률이 높아야 한다(실제로 높게 나타남). 이러한 두 가지 조건이 맞아야 수요전이 효과가 있다고 말할 수 있다. 수요전이 효과 분석 결과를 <표 33>으로 정리하였다.

<표 33> 동태적 이중차분법에 의한 문턱 근처 주택 수요전이 효과 분석 결과 요약

구분	연구내용	연구결과 및 의미
Group 1	문턱근처주택 사전추세검정	문턱 위 주택과 그 외 주택의 가격추세가 같음
	문턱근처 주택 수요전이효과 검정	수요전이 효과 확인 안됨
Group 2	문턱근처주택 사전추세검정	문턱 아래 주택과 그 외 주택의 가격추세 같음. 단 2019년 1분기~2분기는 다른 추세를 나타냄.
	문턱근처 주택 수요전이효과 검정	수요전이 효과 확인 안됨

주 1) Group 1은 15억 원 초과 주택(처치집단)과 6억 원~9억 원 주택(통제집단)으로 구성된 분석자료를 말한다. Group 1의 문턱 근처 주택은 15억 원~17억 원 주택을 말한다. Group 2는 9억 원~15억 원 주택(처치집단)과 6억 원~9억 원 주택(통제집단)으로 구성된 분석자료를 말한다. Group 2의 문턱 근처 주택은 13억 원~15억 원 주택을 말한다. 분석기간은 2018년 1분기부터 2021년 4분기까지이다.

예상과는 다르게 수요 전이효과를 확인하지 못하였다. 이것은 초고가 주택

시장과 고가 주택 시장이 분리되어 있기 때문일 수 있다. 초고가 주택의 수요자는 규제가 강해지더라도 고가 주택으로 수요를 옮기지 않을 수 있다. 이 경우 수요전이 효과가 나타나지 않을 수 있다.

제 2 절 결론과 시사점

이중차분법을 이용하여 규제지역 지정이나 대출 규제의 효과를 분석한 기존 연구들은 대부분 사전추세나 정책효과의 장단기 차이 가능성을 고려하지 않고 고전적인 두 시점 이중차분 모형을 통해 정책효과를 분석하였다.

본 논문은 사전추세와 정책효과의 장단기 차이를 고려하여 동태적 이중차분 모형으로 정책효과를 분석하였다. 이를 위해 사전적으로 정책 시행 이전 기간에 대하여 플라시보 검정을 통해 평행성 가정을 추정하고 또한 사전추세의 존재 유무를 검정하였다. 또 대출 금지와 같은 문턱 규제에 의한 수요전이 효과의 존재여부를 검정하였다.

12·16 대책에서 15억 원 초과 주택에 대한 대출 금지와 같은 강력한 규제도 단기적으로 주택가격 하락 효과가 있었다. 그러나 이런 정책 효과는 장기간 유지되지는 못했다. 대출 규제가 상대적으로 약한 9억 원 초과 15억 원 이하 주택의 경우에는 단기에도 정책 효과는 나타나지 않았고, 장기에는 오히려 가격이 더 상승하는 것으로 분석되었다.

기존 선행 연구에서는 연구 결과, 대출 규제의 효과가 없거나 오히려 상승하는 것으로 나타났다. 이는 분석 방법의 한계에 기인한 것으로 보인다. 본 논문에서도 선행 연구와 유사한 고전적 다 시점 이중차분 모형으로 대출 규제 효과를 분석한 결과, 정책 시행 이후에도 가격이 하락하지 않고 오히려 상승하는 것으로 분석되어 유사한 결과가 나왔다. 이는 평행성 가정의 미충족과 사전추세가 있음을 간과한 결과로 보인다. 아울러 정책효과의 장단기 차이를 구분하지 못했기 때문으로 보인다.

대출 금지에 의한 수요전이 효과는 확인하지 못하였다. 이는 강남 3구와 같은 초고가 주택 지역의 경우 시장이 분리되어 있기 때문으로 보인다.

대출 규제와 같은 수요억제 정책은 단기에만 효과가 있고 장기적으로는 효과가 지속되지 않았다. 이렇듯 대출 규제와 같은 수요억제 정책에 한계가 있음이 밝혀졌다. 이에 정부는 대출 규제 정책 외에 다른 대안도 검토할 필요가 있어 보인다.

또한 초고가 주택에 대한 수요억제 정책은 수요전이에 의한 정책효과도

나타나지 않았다. 이에 따라 다시 한번 초고가 주택에 대한 수요억제 정책은 제한적인 효과만 있음이 밝혀졌다.

본 논문은 몇 가지 한계점을 내포하고 있다. 첫째, 복합 처치의 가능성에도 불구하고 이를 모형에 반영하지 못하였다. 12·16대책 전후로 고가 주택의 가격에 영향을 미치는 여러 가지 정책들이 나왔는데 이를 모형에 전부 반영하지 못하였다. 이런 추가정책들을 모형에 반영하였다면 좀 더 정책효과를 정확하게 구별할 수 있었을 것이다. 둘째, 장기에 걸친 처치집단의 가격상승에 관한 실증분석 문제이다. 본 논문에서는 15억 원 초과 주택이나 9억 원~15억 원 주택의 가격 상승률이 정책 시행 이후 3분기 이후부터 통제집단보다 더 빨리 상승하는 것에 대한 원인으로 공시효과나 재건축규제의 효과를 제시하였다. 그러나 이에 대한 실증적인 근거는 밝히지는 못하였다. 이런 점들이 본 연구의 한계이며 앞으로 해결해야 할 과제이다.

참 고 문 헌

1. 국내문헌

- 강만봉, 김현영, 이용만. (2021). 공공임대리츠가 인근지역 주택임대료에 미친 영향: 이중차분법과 이벤트 연구의 적용, 「주택연구」, 제29권 제3호, pp. 1-34
- 관계부처 합동. (2019.12.16.). 주택시장 안정화 방안, 보도자료
- 관계부처 합동. (2020.6.17.(2020a)). 주택시장 안정을 위한 관리 방안, 보도자료
- 관계부처 합동. (2020.7.10.(2020b)). 주택시장 안정 보완 대책, 보도자료
- 국토교통부. (2024) 2023년 주택업무편람
- 국토교통부 행정안전부 합동. (2020.11.3.). 부동산 공시가격 현실화 계획 및 재산세 부담 완화 방안, 보도자료
- 김대원, 유정석. (2014). 주택투기지역 지정 및 해제 효과 분석, 「도시행정학보」, 27권 3호, pp. 191-212
- 노동권, 심교언, 김성희. (2021). DTI 규제 완화가 아파트매매가격 변동에 미치는 영향에 관한 연구, 「부동산학연구」, 27권 4호, pp. 41-56
- 문운상. (2019). 주택시장의 가격전이효과: 공동주택의 재건축정책을 중심으로, 한국개발연구원
- 박헌수, 김순용. (2022) 지역별 주택의 시장근본가격(market fundamental price)추정에 관한 실증연구, 「주거환경」, 20권 3호, pp. 47-60
- 박유현. (2018). 주택담보대출규제는 아파트가격 안정화에 효과적인가?, 「주택연구」, 26권 4호, pp. 105-124
- 송경호, 권성오. (2020). 정부의 부동산정책이 주택시장에 미친 영향 분석, 한국조세재정연구원
- 송태호, 조원진, 노승한. (2018). 투기과열지구 정책이 아파트 시장에 미치는 영향에 관한 연구, 「부동산도시연구」, 11권 1호, pp. 25-42

- 양완진, 김현정. (2020). 투기과열지구 및 조정대상지역 지정의 정책적 효과에 관한 연구, 「부동산학연구」, 26권 1호, pp. 95-107
- 유충열. (2024). “규제지역에 따른 주택금융정책이 주택가격에 미치는 영향에 관한 연구”, 창신대학교 대학원 박사학위논문
- 이용만. (2008) “헤도닉 가격 모형에 대한 소고” 「부동산학 연구」, 14권 1호, pp. 81-87
- 이주희, 유선종. (2021). 주택담보대출규제가 공동주택가격에 미치는 영향에 관한 연구, 「부동산도시연구」, 14권 1호, pp. 47-68
- 임현묵, 이용만. (2024) 투기과열지구에서 대출규제가 주택가격을 안정시켰는가?-서울 강남 3구에서 동태적 이중차분법에 의한 증거-, 「부동산학연구」, 30권 3호, pp. 89-111
- 정부부처 합동. (2018.9.13.). 주택시장 안정 대책, 보도자료
- 정우형. (2011) “새로운 패러다임에 따른 토지거래규제제도의 발전방향”, 「토지법학」, 27권 1호, pp. 49-51
- 황관석, 박철성. (2015). 이중차분법을 이용한 수도권 DTI 규제효과분석, 「주택연구」, 23권 4호, pp. 157-180

2. 국외문헌

- Atanasov, Vladimir and Bernard Black. (2016). Shock-Based Casual Inference in Corporate Finance and Accounting Research, *Critical Finance Review*, Vol. 5. pp. 207–304.
- Athey, Susan and Guido W. Imbens. (2022). Desing-based Analysis in Difference - In - Difference Settings with Staggered Adoption, *Journal of Econometrics*, Vol. 226, pp. 62–79.
- Bertrand, M, E. Duflo, and S. Mullainathan. (2004). How Much Should We Trust Difference - In - Difference Estimates?, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119 No. 1. pp. 249–275.
- Callaway, Brantly and Pedro H. C. Sant’Anna. (2021). Difference - In - Differences with Multiple Time Periods, *Journal of Econometrics*, Vol. 225. 200–230.
- de Chaisemartin, Clement and Xavier D’Haultfoeuille. (2022). Two - Way - Fixed Effects and Difference - In - Differences with Heterogeneous Treatment Effects: A Survey, arXiv:2112.04565v6 [econ.EM] .
- DiPasquale Denise and William C. Wheaton. (1996). *Urban Economics and Real Estate Markets*, Prentice - Hall.
- Goodman-Bacon, Andrew. (2021). Difference - In - Differences with Variation in Treatment Timing, *Journal of Econometrics*, Vol. 225, pp. 254–277.
- Huntington - Klein, Nick. (2022). *The Effect: An Introduction to Research Design and Causality*, CRC Press.
- Roth, Jonathan, Pedro H. C. Sant’Annab, Alyssa Bilinskia, and John Poe. (2023). What’s Trending in Difference - In - Differences? Asynthesis of the Recent Econometrics Literature, *Journal of Econometrics*, Vol. 235, pp. 2218–2244.

- Rosen, Sherwin. (1974). Hedonic Prices and Implicit Markets : Product Differentiation in Pure Competition, *Journal of Political Economy*, Vol. 82, pp. 34–55
- Schmidheiny, Kurt and Sebastian Seigloch. (2022). On Event Studies and Distributed - Lags in Two - Way Fixed Effects Models: Identification, Equivalence, and Generalization, *ECONtribute Discussion Paper No. 201*.
- Sun, Liyang and Sarah Abraham. (2021). Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects, *Journal of Econometrics*, Vol. 225, pp. 175–199.
- Zhang, Weiwen, Chenwei Yu, Zhaoyingzi Dong and Hejia Zhuo. (2021). Ripple Effect of the Housing Purchase Restriction Policy and the Role of Investors' Attention, *Habitat International*, Vol. 114, pp. 1–8.

부 록

〈부록 표 1〉 시간 더미 변수

변수	설명
Q_Period_1	2018년 1분기 이면 1, 아니면 0 인 더미변수
Q_Period_2	2018년 2분기 이면 1, 아니면 0 인 더미변수
Q_Period_3	2018년 3분기 이면 1, 아니면 0 인 더미변수
Q_Period_4	2018년 4분기 이면 1, 아니면 0 인 더미변수
Q_Period_5	2019년 1분기 이면 1, 아니면 0 인 더미변수
Q_Period_6	2019년 2분기 이면 1, 아니면 0 인 더미변수
Q_Period_7	2019년 3분기 이면 1, 아니면 0 인 더미변수
Q_Period_8	2019년 4분기 이면 1, 아니면 0 인 더미변수
Q_Period_9	2020년 1분기 이면 1, 아니면 0 인 더미변수
Q_Period_10	2020년 2분기 이면 1, 아니면 0 인 더미변수
Q_Period_11	2020년 3분기 이면 1, 아니면 0 인 더미변수
Q_Period_12	2020년 4분기 이면 1, 아니면 0 인 더미변수
Q_Period_13	2021년 1분기 이면 1, 아니면 0 인 더미변수
Q_Period_14	2021년 2분기 이면 1, 아니면 0 인 더미변수
Q_Period_15	2021년 3분기 이면 1, 아니면 0 인 더미변수
Q_Period_16	2021년 4분기 이면 1, 아니면 0 인 더미변수

〈부록 표 2〉 지역 더미 변수

sidong_code	구/동	sidong_code	구/동	sidong_code	구/동
1168000000	강남구	1165000000	서초구	1171000000	송파구
1168010100	강남구 역삼동	1165010100	서초구 방배동	1171010100	송파구 잠실동
1168010300	강남구 개포동	1165010200	서초구 양재동	1171010200	송파구 신천동
1168010400	강남구 청담동	1165010300	서초구 우면동	1171010300	송파구 풍납동
1168010500	강남구 삼성동	1165010400	서초구 원지동	1171010400	송파구 송파동
1168010600	강남구 대치동	1165010600	서초구 잠원동	1171010500	송파구 석촌동
1168010700	강남구 신사동	1165010700	서초구 반포동	1171010600	송파구 삼전동
1168010800	강남구 논현동	1165010800	서초구 서초동	1171010700	송파구 가락동
1168011000	강남구 압구정동	1165010900	서초구 내곡동	1171010800	송파구 문정동
1168011100	강남구 세곡동	1165011000	서초구 염곡동	1171010900	송파구 장지동
1168011200	강남구 자곡동	1165011100	서초구 신원동	1171011100	송파구 방이동
1168011300	강남구 율현동			1171011200	송파구 오금동
1168011400	강남구 일원동			1171011300	송파구 거여동
1168011500	강남구 수서동			1171011400	송파구 마천동
1168011800	강남구 도곡동				

〈부록 표 3〉 고전적 다 시점 이중차분 모형 추정 결과(Group 1)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	P-Value
C	7.75477	0.01609	481.87	0.0000
SIZE	-0.01286	0.00027	-48.03	0.0000
SIZE^2	0.00003	0.00000	28.74	0.0000
B_AGE	-0.01999	0.00053	-38.10	0.0000
B_AGE^2	0.00049	0.00001	42.91	0.0000
D_FLOOR1	-0.03002	0.00449	-6.69	0.0000
D_FLOOR2	-0.02854	0.00419	-6.81	0.0000
HOUSEHOLD	0.00003	0.00000	22.48	0.0000
FLOOR_T	0.00590	0.00023	25.80	0.0000
D_FLOOR_T_5	0.07131	0.01315	5.42	0.0000
D_SW	0.04338	0.00585	7.42	0.0000
D_SW_500	0.03147	0.00257	12.27	0.0000
D_15_OVER	0.45888	0.00641	71.62	0.0000
D_15_OVER*CQ_9	0.06113	0.00751	8.14	0.0000
SIDONG_CODE=1165010200	-0.12846	0.01364	-9.42	0.0000
SIDONG_CODE=1165010300	-0.03225	0.01999	-1.61	0.1067
SIDONG_CODE=1165010600	0.20395	0.00688	29.66	0.0000
SIDONG_CODE=1165010700	0.28846	0.00782	36.87	0.0000
SIDONG_CODE=1165010800	0.02984	0.00731	4.08	0.0000
SIDONG_CODE=1165010900	-0.09581	0.01807	-5.30	0.0000
SIDONG_CODE=1165011100	-0.01037	0.01479	-0.70	0.4830
SIDONG_CODE=1168010100	0.15725	0.00914	17.21	0.0000
SIDONG_CODE=1168010300	0.21692	0.00818	26.52	0.0000
SIDONG_CODE=1168010400	0.24241	0.01098	22.07	0.0000
SIDONG_CODE=1168010500	0.22239	0.00941	23.64	0.0000
SIDONG_CODE=1168010600	0.23070	0.00900	25.65	0.0000
SIDONG_CODE=1168010700	0.04219	0.02832	1.49	0.1363
SIDONG_CODE=1168010800	0.07132	0.01243	5.74	0.0000
SIDONG_CODE=1168011000	0.36414	0.00897	40.58	0.0000
SIDONG_CODE=1168011100	0.02271	0.01664	1.36	0.1723
SIDONG_CODE=1168011200	-0.03567	0.01315	-2.71	0.0067
SIDONG_CODE=1168011300	0.03703	0.01594	2.32	0.0202
SIDONG_CODE=1168011400	0.13789	0.00804	17.16	0.0000
SIDONG_CODE=1168011500	0.18955	0.01046	18.12	0.0000
SIDONG_CODE=1168011800	0.11549	0.00878	13.15	0.0000
SIDONG_CODE=1171010100	0.02873	0.00827	3.47	0.0005
SIDONG_CODE=1171010200	-0.10660	0.00892	-11.96	0.0000
SIDONG_CODE=1171010300	-0.10907	0.00891	-12.24	0.0000
SIDONG_CODE=1171010400	-0.09746	0.00890	-10.96	0.0000
SIDONG_CODE=1171010500	-0.08192	0.03154	-2.60	0.0094
SIDONG_CODE=1171010600	-0.18739	0.02016	-9.30	0.0000
SIDONG_CODE=1171010700	-0.13274	0.00923	-14.38	0.0000
SIDONG_CODE=1171010800	-0.09139	0.00837	-10.92	0.0000
SIDONG_CODE=1171010900	-0.02459	0.00894	-2.75	0.0060

SIDONG_CODE=1171011100	-0.07504	0.00892	-8.41	0.0000
SIDONG_CODE=1171011200	-0.13998	0.00886	-15.80	0.0000
SIDONG_CODE=1171011300	-0.11749	0.01186	-9.90	0.0000
SIDONG_CODE=1171011400	-0.20281	0.01321	-15.35	0.0000
Q_PERIOD=2	0.01766	0.00732	2.41	0.0158
Q_PERIOD=3	0.06543	0.00513	12.75	0.0000
Q_PERIOD=4	0.05567	0.00962	5.79	0.0000
Q_PERIOD=5	0.00795	0.01004	0.79	0.4285
Q_PERIOD=6	0.06351	0.00520	12.21	0.0000
Q_PERIOD=7	0.11371	0.00483	23.55	0.0000
Q_PERIOD=8	0.14155	0.00482	29.38	0.0000
Q_PERIOD=9	0.09543	0.00919	10.39	0.0000
Q_PERIOD=10	0.10055	0.00836	12.03	0.0000
Q_PERIOD=11	0.14495	0.00838	17.30	0.0000
Q_PERIOD=12	0.16700	0.00861	19.41	0.0000
Q_PERIOD=13	0.20676	0.00970	21.32	0.0000
Q_PERIOD=14	0.23006	0.01007	22.85	0.0000
Q_PERIOD=15	0.27875	0.01003	27.80	0.0000
Q_PERIOD=16	0.33	0.01341	24.66	0.0000

R-squared	0.88	Mean dependent var	7.4990
Adjusted R-squared	0.87680	S.D. dependent var	0.4226
S.E. of regression	0.14833	Akaike info criterion	-0.9764
Sum squared resid	572.38500	Schwarz criterion	-0.9567
Log likelihood	12795.3000	Hannan-Quinn criter.	-0.9700
F-statistic	2994.60200	Durbin-Watson stat	1.8033
Prob(F-statistic)	0.00000	Wald F-statistic	2289.7380
Prob(Wald F-statistic)	0.00000		

〈부록 표 4〉 고전적 다 시점 이중차분 모형 추정 결과(Group 2)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	P-Value
C	7.91518	0.01286	615.39	0.0000
SIZE	-0.01526	0.00020	-76.75	0.0000
SIZE^2	0.00003	0.00000	34.50	0.0000
B_AGE	-0.01086	0.00057	-19.02	0.0000
B_AGE^2	0.00033	0.00001	22.91	0.0000
D_FLOOR1	-0.01493	0.00374	-4.00	0.0001
D_FLOOR2	-0.01041	0.00338	-3.07	0.0021
HOUSEHOLD	0.00003	0.00000	32.32	0.0000
FLOOR_T	0.00604	0.00025	24.63	0.0000
D_FLOOR_T_5	0.0239	0.0103	2.32	0.0202
D_SW	0.0209	0.0036	5.84	0.0000
D_SW_500	0.0031	0.0022	1.39	0.1646
D_15_9	0.2830	0.0033	85.14	0.0000
D_15_9*CQ_9	0.0350	0.0052	6.76	0.0000
SIDONG_CODE=1165010200	-0.1023	0.0082	-12.46	0.0000
SIDONG_CODE=1165010300	-0.0665	0.0079	-8.46	0.0000
SIDONG_CODE=1165010600	0.1094	0.0081	13.50	0.0000
SIDONG_CODE=1165010700	0.0333	0.0086	3.89	0.0001
SIDONG_CODE=1165010800	-0.0099	0.0057	-1.73	0.0830
SIDONG_CODE=1165010900	-0.0652	0.0112	-5.80	0.0000
SIDONG_CODE=1165011100	0.0440	0.0094	4.67	0.0000
SIDONG_CODE=1168010100	0.0359	0.0085	4.20	0.0000
SIDONG_CODE=1168010300	0.1058	0.0074	14.38	0.0000
SIDONG_CODE=1168010400	0.1064	0.0090	11.80	0.0000
SIDONG_CODE=1168010500	0.0742	0.0123	6.03	0.0000
SIDONG_CODE=1168010600	0.0345	0.0113	3.05	0.0023
SIDONG_CODE=1168010700	-0.0459	0.0150	-3.05	0.0023
SIDONG_CODE=1168010800	0.0094	0.0082	1.16	0.2474
SIDONG_CODE=1168011000	0.1522	0.0486	3.13	0.0017
SIDONG_CODE=1168011100	-0.0338	0.0090	-3.75	0.0002
SIDONG_CODE=1168011200	0.0217	0.0144	1.51	0.1315
SIDONG_CODE=1168011300	0.0072	0.0148	0.49	0.6256
SIDONG_CODE=1168011400	0.0893	0.0076	11.76	0.0000
SIDONG_CODE=1168011500	0.0561	0.0061	9.26	0.0000
SIDONG_CODE=1168011800	0.0303	0.0072	4.21	0.0000
SIDONG_CODE=1171010100	-0.0186	0.0068	-2.74	0.0062
SIDONG_CODE=1171010200	-0.1262	0.0078	-16.19	0.0000
SIDONG_CODE=1171010300	-0.1665	0.0060	-27.98	0.0000
SIDONG_CODE=1171010400	-0.1056	0.0062	-16.91	0.0000
SIDONG_CODE=1171010500	-0.0978	0.0126	-7.75	0.0000
SIDONG_CODE=1171010600	-0.1896	0.0186	-10.19	0.0000
SIDONG_CODE=1171010700	-0.1504	0.0053	-28.20	0.0000
SIDONG_CODE=1171010800	-0.1041	0.0054	-19.14	0.0000
SIDONG_CODE=1171010900	-0.0874	0.0059	-14.73	0.0000
SIDONG_CODE=1171011100	-0.1193	0.0066	-18.16	0.0000
SIDONG_CODE=1171011200	-0.1605	0.0061	-26.16	0.0000

SIDONG_CODE=1171011300	-0.1711	0.0070	-24.46	0.0000
SIDONG_CODE=1171011400	-0.2053	0.0081	-25.35	0.0000
Q_PERIOD=2	0.0072	0.0051	1.42	0.1561
Q_PERIOD=3	0.0419	0.0035	11.96	0.0000
Q_PERIOD=4	0.0370	0.0066	5.64	0.0000
Q_PERIOD=5	0.0213	0.0060	3.53	0.0004
Q_PERIOD=6	0.0388	0.0037	10.42	0.0000
Q_PERIOD=7	0.0597	0.0037	16.03	0.0000
Q_PERIOD=8	0.0780	0.0037	20.89	0.0000
Q_PERIOD=9	0.0721	0.0062	11.65	0.0000
Q_PERIOD=10	0.0781	0.0060	12.93	0.0000
Q_PERIOD=11	0.11008	0.00592	18.59	0.0000
Q_PERIOD=12	0.11310	0.00697	16.23	0.0000
Q_PERIOD=13	0.1139	0.0083	13.72	0.0000
Q_PERIOD=14	0.1404	0.0083	16.82	0.0000
Q_PERIOD=15	0.1574	0.0100	15.75	0.0000
Q_PERIOD=16	0.1713	0.0105	16.39	0.0000

R-squared	0.91	Mean dependent var	7.2240
Adjusted R-squared	0.9093	S.D. dependent var	0.3693
S.E. of regression	0.1112	Akaike info criterion	-1.5511
Sum squared resid	233.1458	Schwarz criterion	-1.5249
Log likelihood	14726.1600	Hannan-Quinn criter.	-1.5425
F-statistic	3057.3530	Durbin-Watson stat	1.5763
Prob(F-statistic)	0.0000	Wald F-statistic	2658.3170
Prob(Wald F-statistic)	0.0000		

〈부록 표 5〉 플래시보 검정 결과(Group 1, 2018년 4q)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	P-Value
C	7.774876	0.02116	367.44	0.0000
SIZE	-0.0131	0.0004	-32.40	0.0000
SIZE^2	0.0000	0.0000	19.54	0.0000
B_AGE	-0.0218	0.0007	-32.33	0.0000
B_AGE^2	0.0005	0.0000	36.81	0.0000
D_FLOOR1	-0.0298	0.0055	-5.40	0.0000
D_FLOOR2	-0.0250	0.0052	-4.76	0.0000
HOUSEHOLD	0.0000	0.0000	18.10	0.0000
FLOOR_T	0.0054	0.0003	21.53	0.0000
D_FLOOR_T_5	0.0927	0.0143	6.48	0.0000
D_SW	0.0434	0.0064	6.79	0.0000
D_SW_500	0.0324	0.0029	11.24	0.0000
D_15_OVER	0.4734	0.0086	55.03	0.0000
D_15_OVER*CQ_4	0.0113	0.0053	2.15	0.0312
SIDONG_CODE=1165010200	-0.1156	0.0230	-5.03	0.0000
SIDONG_CODE=1165010300	0.1191	0.0144	8.25	0.0000
SIDONG_CODE=1165010600	0.1920	0.0089	21.53	0.0000
SIDONG_CODE=1165010700	0.2827	0.0101	27.99	0.0000
SIDONG_CODE=1165010800	0.0249	0.0092	2.72	0.0066
SIDONG_CODE=1165010900	0.0119	0.0186	0.64	0.5217
SIDONG_CODE=1165011100	0.0613	0.0243	2.52	0.0118
SIDONG_CODE=1168010100	0.1345	0.0106	12.72	0.0000
SIDONG_CODE=1168010300	0.2308	0.0103	22.47	0.0000
SIDONG_CODE=1168010400	0.2414	0.0133	18.10	0.0000
SIDONG_CODE=1168010500	0.2524	0.0105	24.14	0.0000
SIDONG_CODE=1168010600	0.2227	0.0105	21.27	0.0000
SIDONG_CODE=1168010700	0.0597	0.0315	1.90	0.0576
SIDONG_CODE=1168010800	0.0798	0.0149	5.35	0.0000
SIDONG_CODE=1168011000	0.3592	0.0102	35.09	0.0000
SIDONG_CODE=1168011100	0.0918	0.0142	6.48	0.0000
SIDONG_CODE=1168011200	-0.0491	0.0195	-2.52	0.0117
SIDONG_CODE=1168011300	0.0500	0.0156	3.21	0.0013
SIDONG_CODE=1168011400	0.1232	0.0096	12.82	0.0000
SIDONG_CODE=1168011500	0.2252	0.0124	18.20	0.0000
SIDONG_CODE=1168011800	0.1004	0.0112	8.98	0.0000
SIDONG_CODE=1171010100	0.0202	0.0105	1.93	0.0533
SIDONG_CODE=1171010200	-0.1156	0.0111	-10.44	0.0000
SIDONG_CODE=1171010300	-0.1004	0.0111	-9.09	0.0000
SIDONG_CODE=1171010400	-0.0669	0.0117	-5.71	0.0000
SIDONG_CODE=1171010500	-0.0077	0.0318	-0.24	0.8089
SIDONG_CODE=1171010600	-0.1443	0.0250	-5.77	0.0000
SIDONG_CODE=1171010700	-0.0873	0.0106	-8.24	0.0000
SIDONG_CODE=1171010800	-0.1107	0.0109	-10.16	0.0000
SIDONG_CODE=1171010900	-0.0048	0.0100	-0.48	0.6326

SIDONG_CODE=1171011100	-0.0698	0.0115	-6.05	0.0000
SIDONG_CODE=1171011200	-0.1456	0.0112	-12.97	0.0000
SIDONG_CODE=1171011300	-0.1842	0.0114	-16.14	0.0000
SIDONG_CODE=1171011400	-0.2354	0.0115	-20.42	0.0000
Q_PERIOD=2	0.0191	0.0063	3.05	0.0023
Q_PERIOD=3	0.0673	0.0044	15.46	0.0000
Q_PERIOD=4	0.0521	0.0091	5.71	0.0000
Q_PERIOD=5	0.0005	0.0091	0.06	0.9522
Q_PERIOD=6	0.0584	0.0054	10.84	0.0000
Q_PERIOD=7	0.1090	0.0052	21.02	0.0000
Q_PERIOD=8	0.1395	0.0053	26.19	0.0000

R-squared	0.893	Mean dependent var	7.3935
Adjusted R-squared	0.893	S.D. dependent var	0.4202
S.E. of regression	0.1	Akaike info criterion	-1.1241
Sum squared resid	272.8821	Schwarz criterion	-1.0953
Log likelihood	8178.5210	Hannan-Quinn criter.	-1.1145
F-statistic	2226.8990	Durbin-Watson stat	1.9116
Prob(F-statistic)	0.0000	Wald F-statistic	2597.2390
Prob(Wald F-statistic)	0.0000		

〈부록 표 6〉 플래시보 검정 결과(Group 1, 2019년 1q)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	P-Value
C	7.7745	0.0212	366.21	0.0000
SIZE	-0.0131	0.0004	-32.35	0.0000
SIZE^2	0.0000	0.0000	19.51	0.0000
B_AGE	-0.0218	0.0007	-32.32	0.0000
B_AGE^2	0.0005	0.0000	36.79	0.0000
D_FLOOR1	-0.0298	0.0055	-5.41	0.0000
D_FLOOR2	-0.0250	0.0052	-4.78	0.0000
HOUSEHOLD	0.0000	0.0000	18.10	0.0000
FLOOR_T	0.0054	0.0003	21.52	0.0000
D_FLOOR_T_5	0.0926	0.0143	6.47	0.0000
D_SW	0.0434	0.0064	6.79	0.0000
D_SW_500	0.0324	0.0029	11.24	0.0000
D_15_OVER	0.4741	0.0085	55.53	0.0000
D_15_OVER*CQ_5	0.0107	0.0052	2.04	0.0418
SIDONG_CODE=1165010200	-0.1155	0.0230	-5.02	0.0000
SIDONG_CODE=1165010300	0.1191	0.0144	8.26	0.0000
SIDONG_CODE=1165010600	0.1920	0.0089	21.52	0.0000
SIDONG_CODE=1165010700	0.2827	0.0101	27.98	0.0000
SIDONG_CODE=1165010800	0.0249	0.0092	2.72	0.0066
SIDONG_CODE=1165010900	0.0125	0.0185	0.67	0.5008
SIDONG_CODE=1165011100	0.0617	0.0244	2.53	0.0114
SIDONG_CODE=1168010100	0.1344	0.0106	12.71	0.0000
SIDONG_CODE=1168010300	0.2308	0.0103	22.47	0.0000
SIDONG_CODE=1168010400	0.2414	0.0133	18.10	0.0000
SIDONG_CODE=1168010500	0.2524	0.0105	24.12	0.0000
SIDONG_CODE=1168010600	0.2227	0.0105	21.26	0.0000
SIDONG_CODE=1168010700	0.0597	0.0315	1.90	0.0578
SIDONG_CODE=1168010800	0.0796	0.0149	5.34	0.0000
SIDONG_CODE=1168011000	0.3592	0.0102	35.09	0.0000
SIDONG_CODE=1168011100	0.0921	0.0142	6.49	0.0000
SIDONG_CODE=1168011200	-0.0492	0.0195	-2.52	0.0116
SIDONG_CODE=1168011300	0.0500	0.0155	3.22	0.0013
SIDONG_CODE=1168011400	0.1232	0.0096	12.83	0.0000
SIDONG_CODE=1168011500	0.2253	0.0124	18.20	0.0000
SIDONG_CODE=1168011800	0.1004	0.0112	8.98	0.0000
SIDONG_CODE=1171010100	0.0202	0.0105	1.93	0.0538
SIDONG_CODE=1171010200	-0.1157	0.0111	-10.45	0.0000
SIDONG_CODE=1171010300	-0.1005	0.0110	-9.10	0.0000
SIDONG_CODE=1171010400	-0.0670	0.0117	-5.71	0.0000
SIDONG_CODE=1171010500	-0.0078	0.0318	-0.24	0.8071
SIDONG_CODE=1171010600	-0.1440	0.0250	-5.77	0.0000
SIDONG_CODE=1171010700	-0.0872	0.0106	-8.24	0.0000
SIDONG_CODE=1171010800	-0.1107	0.0109	-10.16	0.0000
SIDONG_CODE=1171010900	-0.0047	0.0100	-0.47	0.6396
SIDONG_CODE=1171011100	-0.0698	0.0115	-6.05	0.0000
SIDONG_CODE=1171011200	-0.1458	0.0112	-12.97	0.0000

SIDONG_CODE=1171011300	-0.1844	0.0114	-16.17	0.0000
SIDONG_CODE=1171011400	-0.2353	0.0115	-20.41	0.0000
Q_PERIOD=2	0.0191	0.0063	3.05	0.0023
Q_PERIOD=3	0.0672	0.0044	15.44	0.0000
Q_PERIOD=4	0.0592	0.0087	6.84	0.0000
Q_PERIOD=5	0.0009	0.0091	0.10	0.9218
Q_PERIOD=6	0.0588	0.0054	10.85	0.0000
Q_PERIOD=7	0.1094	0.0052	20.94	0.0000
Q_PERIOD=8	0.1398	0.0054	26.06	0.0000

R-squared	0.893	Mean dependent var	7.3935
Adjusted R-squared	0.893	S.D. dependent var	0.4202
S.E. of regression	0.14	Akaike info criterion	-1.1241
Sum squared resid	272.8917	Schwarz criterion	-1.0953
Log likelihood	8178.2680	Hannan-Quinn criter.	-1.1145
F-statistic	2226.8120	Durbin-Watson stat	1.9116
Prob(F-statistic)	0.0000	Wald F-statistic	2600.9700
Prob(Wald F-statistic)	0.0000		

〈부록 표 7〉 플래시보 검정 결과(Group 2, 2018년 4q)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	P-Value
C	7.908419	0.014003	564.7695	0.0000
SIZE	-0.0148	0.0002	-75.08	0.0000
SIZE^2	0.0000	0.0000	34.95	0.0000
B_AGE	-0.0121	0.0007	-18.00	0.0000
B_AGE^2	0.0004	0.0000	22.08	0.0000
D_FLOOR1	-0.0199	0.0042	-4.72	0.0000
D_FLOOR2	-0.0087	0.0039	-2.24	0.0253
HOUSEHOLD	0.0000	0.0000	34.98	0.0000
FLOOR_T	0.0057	0.0003	20.43	0.0000
D_FLOOR_T_5	0.0511	0.0115	4.43	0.0000
D_SW	0.0136	0.0041	3.35	0.0008
D_SW_500	0.0098	0.0026	3.82	0.0001
D_15_9	0.2672	0.0043	62.85	0.0000
D_15_9*CQ_4	-0.0031	0.0042	-0.72	0.4707
SIDONG_CODE=1165010200	-0.1170	0.0099	-11.85	0.0000
SIDONG_CODE=1165010300	-0.0545	0.0085	-6.43	0.0000
SIDONG_CODE=1165010600	0.1235	0.0096	12.91	0.0000
SIDONG_CODE=1165010700	0.0490	0.0104	4.70	0.0000
SIDONG_CODE=1165010800	0.0062	0.0066	0.94	0.3478
SIDONG_CODE=1165010900	-0.0913	0.0120	-7.63	0.0000
SIDONG_CODE=1165011100	0.0322	0.0114	2.83	0.0046
SIDONG_CODE=1168010100	0.0658	0.0100	6.61	0.0000
SIDONG_CODE=1168010300	0.1223	0.0081	15.13	0.0000
SIDONG_CODE=1168010400	0.1217	0.0098	12.45	0.0000
SIDONG_CODE=1168010500	0.1242	0.0094	13.14	0.0000
SIDONG_CODE=1168010600	0.0532	0.0122	4.37	0.0000
SIDONG_CODE=1168010700	-0.0301	0.0148	-2.04	0.0413
SIDONG_CODE=1168010800	0.0195	0.0086	2.26	0.0237
SIDONG_CODE=1168011000	0.1442	0.0526	2.74	0.0061
SIDONG_CODE=1168011100	-0.0677	0.0088	-7.71	0.0000
SIDONG_CODE=1168011200	0.0480	0.0126	3.82	0.0001
SIDONG_CODE=1168011300	-0.0119	0.0149	-0.79	0.4270
SIDONG_CODE=1168011400	0.0858	0.0090	9.53	0.0000
SIDONG_CODE=1168011500	0.0660	0.0070	9.39	0.0000
SIDONG_CODE=1168011800	0.0370	0.0081	4.59	0.0000
SIDONG_CODE=1171010100	-0.0150	0.0076	-1.98	0.0478
SIDONG_CODE=1171010200	-0.1268	0.0088	-14.49	0.0000
SIDONG_CODE=1171010300	-0.1799	0.0072	-25.13	0.0000
SIDONG_CODE=1171010400	-0.1216	0.0068	-18.00	0.0000
SIDONG_CODE=1171010500	-0.1038	0.0156	-6.66	0.0000
SIDONG_CODE=1171010600	-0.1913	0.0217	-8.79	0.0000
SIDONG_CODE=1171010700	-0.1620	0.0062	-25.97	0.0000
SIDONG_CODE=1171010800	-0.1241	0.0064	-19.47	0.0000
SIDONG_CODE=1171010900	-0.0986	0.0069	-14.22	0.0000
SIDONG_CODE=1171011100	-0.1270	0.0075	-16.95	0.0000
SIDONG_CODE=1171011200	-0.1703	0.0075	-22.67	0.0000

SIDONG_CODE=1171011300	-0.2306	0.0081	-28.40	0.0000
SIDONG_CODE=1171011400	-0.2472	0.0085	-29.17	0.0000
Q_PERIOD=2	0.0082	0.0050	1.64	0.1005
Q_PERIOD=3	0.0464	0.0033	14.06	0.0000
Q_PERIOD=4	0.0419	0.0071	5.89	0.0000
Q_PERIOD=5	0.0241	0.0064	3.75	0.0002
Q_PERIOD=6	0.0441	0.0042	10.46	0.0000
Q_PERIOD=7	0.0693	0.0042	16.43	0.0000
Q_PERIOD=8	0.0896	0.0043	20.69	0.0000

R-squared	0.916	Mean dependent var	7.1589
Adjusted R-squared	0.915	S.D. dependent var	0.3566
S.E. of regression	0.1	Akaike info criterion	-1.6873
Sum squared resid	131.6133	Schwarz criterion	-1.6540
Log likelihood	10397.2900	Hannan-Quinn criter.	-1.6762
F-statistic	2450.7450	Durbin-Watson stat	1.6715
Prob(F-statistic)	0.0000	Wald F-statistic	2369.4300
Prob(Wald F-statistic)	0.0000		

〈부록 표 8〉 플래시보 검정 결과(Group 2, 2019년 1q)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	P-Value
C	7.9079	0.0140	565.20	0.0000
SIZE	-0.0148	0.0002	-75.12	0.0000
SIZE^2	0.0000	0.0000	34.96	0.0000
B_AGE	-0.0121	0.0007	-17.99	0.0000
B_AGE^2	0.0004	0.0000	22.07	0.0000
D_FLOOR1	-0.0198	0.0042	-4.71	0.0000
D_FLOOR2	-0.0087	0.0039	-2.24	0.0252
HOUSEHOLD	0.0000	0.0000	34.99	0.0000
FLOOR_T	0.0057	0.0003	20.43	0.0000
D_FLOOR_T_5	0.0511	0.0115	4.43	0.0000
D_SW	0.0137	0.0041	3.37	0.0007
D_SW_500	0.0098	0.0026	3.82	0.0001
D_15_9	0.2678	0.0042	63.83	0.0000
D_15_9*CQ_5	-0.0045	0.0042	-1.07	0.2838
SIDONG_CODE=1165010200	-0.1170	0.0099	-11.85	0.0000
SIDONG_CODE=1165010300	-0.0543	0.0085	-6.41	0.0000
SIDONG_CODE=1165010600	0.1234	0.0096	12.90	0.0000
SIDONG_CODE=1165010700	0.0490	0.0104	4.70	0.0000
SIDONG_CODE=1165010800	0.0061	0.0066	0.93	0.3509
SIDONG_CODE=1165010900	-0.0913	0.0120	-7.62	0.0000
SIDONG_CODE=1165011100	0.0321	0.0113	2.83	0.0046
SIDONG_CODE=1168010100	0.0658	0.0099	6.61	0.0000
SIDONG_CODE=1168010300	0.1222	0.0081	15.13	0.0000
SIDONG_CODE=1168010400	0.1216	0.0098	12.44	0.0000
SIDONG_CODE=1168010500	0.1242	0.0094	13.14	0.0000
SIDONG_CODE=1168010600	0.0532	0.0122	4.37	0.0000
SIDONG_CODE=1168010700	-0.0301	0.0148	-2.04	0.0410
SIDONG_CODE=1168010800	0.0196	0.0086	2.27	0.0235
SIDONG_CODE=1168011000	0.1438	0.0526	2.74	0.0062
SIDONG_CODE=1168011100	-0.0676	0.0088	-7.69	0.0000
SIDONG_CODE=1168011200	0.0480	0.0126	3.82	0.0001
SIDONG_CODE=1168011300	-0.0115	0.0149	-0.77	0.4414
SIDONG_CODE=1168011400	0.0857	0.0090	9.52	0.0000
SIDONG_CODE=1168011500	0.0660	0.0070	9.39	0.0000
SIDONG_CODE=1168011800	0.0369	0.0081	4.58	0.0000
SIDONG_CODE=1171010100	-0.0150	0.0076	-1.98	0.0478
SIDONG_CODE=1171010200	-0.1268	0.0087	-14.50	0.0000
SIDONG_CODE=1171010300	-0.1799	0.0072	-25.11	0.0000
SIDONG_CODE=1171010400	-0.1216	0.0068	-17.99	0.0000
SIDONG_CODE=1171010500	-0.1037	0.0156	-6.65	0.0000
SIDONG_CODE=1171010600	-0.1912	0.0216	-8.84	0.0000
SIDONG_CODE=1171010700	-0.1620	0.0062	-25.96	0.0000
SIDONG_CODE=1171010800	-0.1241	0.0064	-19.46	0.0000
SIDONG_CODE=1171010900	-0.0986	0.0069	-14.21	0.0000
SIDONG_CODE=1171011100	-0.1270	0.0075	-16.94	0.0000
SIDONG_CODE=1171011200	-0.1703	0.0075	-22.67	0.0000

SIDONG_CODE=1171011300	-0.2307	0.0081	-28.48	0.0000
SIDONG_CODE=1171011400	-0.2473	0.0085	-29.19	0.0000
Q_PERIOD=2	0.0082	0.0050	1.64	0.1003
Q_PERIOD=3	0.0464	0.0033	14.05	0.0000
Q_PERIOD=4	0.0401	0.0067	6.01	0.0000
Q_PERIOD=5	0.0250	0.0064	3.90	0.0001
Q_PERIOD=6	0.0451	0.0042	10.69	0.0000
Q_PERIOD=7	0.0702	0.0042	16.69	0.0000
Q_PERIOD=8	0.0906	0.0043	20.94	0.0000

R-squared	0.916	Mean dependent var	7.1589
Adjusted R-squared	0.916	S.D. dependent var	0.3566
S.E. of regression	0.10	Akaike info criterion	-1.6874
Sum squared resid	131.6057	Schwarz criterion	-1.6541
Log likelihood	10397.6400	Hannan-Quinn criter.	-1.6762
F-statistic	2450.9000	Durbin-Watson stat	1.6715
Prob(F-statistic)	0.0000	Wald F-statistic	2369.5980
Prob(Wald F-statistic)	0.0000		

〈부록 표 9〉 처치집단 사전추세 추정 결과(Group 1)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	P-Value
C	7.776489	0.021576	360.4235	0.0000
SIZE	-0.0131	0.0004	-32.23	0.0000
SIZE^2	0.0000	0.0000	19.43	0.0000
B_AGE	-0.0219	0.0007	-32.47	0.0000
B_AGE^2	0.0005	0.0000	36.91	0.0000
D_FLOOR1	-0.0295	0.0055	-5.35	0.0000
D_FLOOR2	-0.0246	0.0052	-4.71	0.0000
HOUSEHOLD	0.0000	0.0000	18.06	0.0000
FLOOR_T	0.0054	0.0003	21.46	0.0000
D_FLOOR_T_5	0.0937	0.0143	6.54	0.0000
D_SW	0.0419	0.0064	6.56	0.0000
D_SW_500	0.0322	0.0029	11.19	0.0000
D_15_OVER	0.4750	0.0095	49.95	0.0000
(Q_PERIOD=2)*D_15_OVER	-0.0029	0.0123	-0.24	0.8115
(Q_PERIOD=3)*D_15_OVER	-0.0033	0.0085	-0.38	0.7020
(Q_PERIOD=4)*D_15_OVER	0.0085	0.0173	0.50	0.6204
(Q_PERIOD=5)*D_15_OVER	-0.0650	0.0167	-3.90	0.0001
(Q_PERIOD=6)*D_15_OVER	-0.0177	0.0092	-1.93	0.0534
(Q_PERIOD=7)*D_15_OVER	0.0160	0.0086	1.87	0.0616
(Q_PERIOD=8)*D_15_OVER	0.0328	0.0087	3.77	0.0002
SIDONG_CODE=1165010200	-0.1135	0.0219	-5.19	0.0000
SIDONG_CODE=1165010300	0.1157	0.0144	8.05	0.0000
SIDONG_CODE=1165010600	0.1926	0.0089	21.56	0.0000
SIDONG_CODE=1165010700	0.2837	0.0101	28.02	0.0000
SIDONG_CODE=1165010800	0.0251	0.0092	2.74	0.0061
SIDONG_CODE=1165010900	0.0107	0.0185	0.58	0.5640
SIDONG_CODE=1165011100	0.0596	0.0250	2.38	0.0171
SIDONG_CODE=1168010100	0.1346	0.0106	12.71	0.0000
SIDONG_CODE=1168010300	0.2299	0.0103	22.40	0.0000
SIDONG_CODE=1168010400	0.2417	0.0134	17.97	0.0000
SIDONG_CODE=1168010500	0.2531	0.0105	24.07	0.0000
SIDONG_CODE=1168010600	0.2242	0.0105	21.40	0.0000
SIDONG_CODE=1168010700	0.0596	0.0315	1.89	0.0587
SIDONG_CODE=1168010800	0.0789	0.0150	5.26	0.0000
SIDONG_CODE=1168011000	0.3602	0.0103	35.07	0.0000
SIDONG_CODE=1168011100	0.0923	0.0146	6.34	0.0000
SIDONG_CODE=1168011200	-0.0543	0.0198	-2.74	0.0062
SIDONG_CODE=1168011300	0.0480	0.0154	3.12	0.0018
SIDONG_CODE=1168011400	0.1214	0.0095	12.71	0.0000
SIDONG_CODE=1168011500	0.2248	0.0124	18.13	0.0000
SIDONG_CODE=1168011800	0.1010	0.0112	9.01	0.0000
SIDONG_CODE=1171010100	0.0214	0.0105	2.04	0.0416
SIDONG_CODE=1171010200	-0.1159	0.0111	-10.44	0.0000
SIDONG_CODE=1171010300	-0.0992	0.0109	-9.10	0.0000
SIDONG_CODE=1171010400	-0.0672	0.0116	-5.78	0.0000
SIDONG_CODE=1171010500	-0.0078	0.0338	-0.23	0.8180

SIDONG_CODE=1171010600	-0.1444	0.0262	-5.51	0.0000
SIDONG_CODE=1171010700	-0.0877	0.0106	-8.25	0.0000
SIDONG_CODE=1171010800	-0.1102	0.0108	-10.16	0.0000
SIDONG_CODE=1171010900	-0.0047	0.0101	-0.47	0.6391
SIDONG_CODE=1171011100	-0.0701	0.0115	-6.08	0.0000
SIDONG_CODE=1171011200	-0.1444	0.0112	-12.93	0.0000
SIDONG_CODE=1171011300	-0.1805	0.0117	-15.47	0.0000
SIDONG_CODE=1171011400	-0.2338	0.0114	-20.55	0.0000
Q_PERIOD=2	0.0206	0.0082	2.51	0.0121
Q_PERIOD=3	0.0692	0.0059	11.75	0.0000
Q_PERIOD=4	0.0535	0.0131	4.07	0.0000
Q_PERIOD=5	0.0572	0.0135	4.24	0.0000
Q_PERIOD=6	0.0797	0.0068	11.80	0.0000
Q_PERIOD=7	0.1051	0.0065	16.14	0.0000
Q_PERIOD=8	0.1231	0.0068	18.22	0.0000

R-squared	0.8935	Mean dependent var	7.3935
Adjusted R-squared	0.8930	S.D. dependent var	0.4202
S.E. of regression	0.1	Akaike info criterion	-1.1272
Sum squared resid	271.8227	Schwarz criterion	-1.0952
Log likelihood	8206.6310	Hannan-Quinn criter.	-1.1166
F-statistic	2012.1170	Durbin-Watson stat	1.9165
Prob(F-statistic)	0.0000	Wald F-statistic	2430.4470
Prob(Wald F-statistic)	0.0000		

〈부록 표 10〉 처치집단의 사전추세 추정 결과(Group 2)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	P-Value
C	7.905666	0.014128	559.5736	0.0000
SIZE	-0.0148	0.0002	-74.96	0.0000
SIZE^2	0.0000	0.0000	34.88	0.0000
B_AGE	-0.0122	0.0007	-18.01	0.0000
B_AGE^2	0.0004	0.0000	22.08	0.0000
D_FLOOR1	-0.0196	0.0042	-4.66	0.0000
D_FLOOR2	-0.0086	0.0039	-2.22	0.0264
HOUSEHOLD	0.0000	0.0000	34.99	0.0000
FLOOR_T	0.0057	0.0003	20.38	0.0000
D_FLOOR_T_5	0.0512	0.0115	4.44	0.0000
D_SW	0.0135	0.0041	3.34	0.0008
D_SW_500	0.0098	0.0026	3.82	0.0001
D_15_9	0.2726	0.0056	48.58	0.0000
(Q_PERIOD=2)*D_15_9	-0.0178	0.0095	-1.88	0.0599
(Q_PERIOD=3)*D_15_9	-0.0075	0.0067	-1.12	0.2610
(Q_PERIOD=4)*D_15_9	0.0038	0.0133	0.29	0.7744
(Q_PERIOD=5)*D_15_9	-0.0196	0.0144	-1.36	0.1730
(Q_PERIOD=6)*D_15_9	-0.0110	0.0072	-1.52	0.1289
(Q_PERIOD=7)*D_15_9	-0.0137	0.0070	-1.94	0.0523
(Q_PERIOD=8)*D_15_9	-0.0032	0.0070	-0.45	0.6510
SIDONG_CODE=1165010200	-0.1167	0.0098	-11.90	0.0000
SIDONG_CODE=1165010300	-0.0548	0.0085	-6.47	0.0000
SIDONG_CODE=1165010600	0.1232	0.0096	12.88	0.0000
SIDONG_CODE=1165010700	0.0490	0.0104	4.70	0.0000
SIDONG_CODE=1165010800	0.0061	0.0066	0.92	0.3571
SIDONG_CODE=1165010900	-0.0920	0.0120	-7.67	0.0000
SIDONG_CODE=1165011100	0.0318	0.0113	2.80	0.0051
SIDONG_CODE=1168010100	0.0661	0.0100	6.64	0.0000
SIDONG_CODE=1168010300	0.1218	0.0081	15.10	0.0000
SIDONG_CODE=1168010400	0.1216	0.0097	12.50	0.0000
SIDONG_CODE=1168010500	0.1241	0.0094	13.15	0.0000
SIDONG_CODE=1168010600	0.0538	0.0121	4.43	0.0000
SIDONG_CODE=1168010700	-0.0297	0.0148	-2.01	0.0448
SIDONG_CODE=1168010800	0.0195	0.0086	2.26	0.0236
SIDONG_CODE=1168011000	0.1429	0.0526	2.72	0.0066
SIDONG_CODE=1168011100	-0.0681	0.0088	-7.75	0.0000
SIDONG_CODE=1168011200	0.0472	0.0127	3.73	0.0002
SIDONG_CODE=1168011300	-0.0123	0.0150	-0.82	0.4127
SIDONG_CODE=1168011400	0.0858	0.0090	9.51	0.0000
SIDONG_CODE=1168011500	0.0659	0.0070	9.36	0.0000
SIDONG_CODE=1168011800	0.0369	0.0081	4.58	0.0000
SIDONG_CODE=1171010100	-0.0149	0.0076	-1.97	0.0491
SIDONG_CODE=1171010200	-0.1268	0.0088	-14.47	0.0000
SIDONG_CODE=1171010300	-0.1800	0.0071	-25.26	0.0000
SIDONG_CODE=1171010400	-0.1216	0.0068	-17.98	0.0000
SIDONG_CODE=1171010500	-0.1038	0.0156	-6.66	0.0000

SIDONG_CODE=1171010600	-0.1939	0.0226	-8.58	0.0000
SIDONG_CODE=1171010700	-0.1626	0.0063	-26.01	0.0000
SIDONG_CODE=1171010800	-0.1243	0.0064	-19.54	0.0000
SIDONG_CODE=1171010900	-0.0990	0.0069	-14.24	0.0000
SIDONG_CODE=1171011100	-0.1271	0.0075	-16.97	0.0000
SIDONG_CODE=1171011200	-0.1704	0.0075	-22.71	0.0000
SIDONG_CODE=1171011300	-0.2305	0.0082	-28.21	0.0000
SIDONG_CODE=1171011400	-0.2476	0.0084	-29.48	0.0000
Q_PERIOD=2	0.0185	0.0067	2.75	0.0059
Q_PERIOD=3	0.0509	0.0049	10.44	0.0000
Q_PERIOD=4	0.0378	0.0110	3.43	0.0006
Q_PERIOD=5	0.0349	0.0115	3.04	0.0024
Q_PERIOD=6	0.0489	0.0053	9.16	0.0000
Q_PERIOD=7	0.0758	0.0052	14.56	0.0000
Q_PERIOD=8	0.0894	0.0054	16.43	0.0000

R-squared	0.9156	Mean dependent var	7.1589
Adjusted R-squared	0.9152	S.D. dependent var	0.3566
S.E. of regression	0.10	Akaike info criterion	-1.6871
Sum squared resid	131.5143	Schwarz criterion	-1.6502
Log likelihood	10401.9000	Hannan-Quinn criter.	-1.6747
F-statistic	2206.4000	Durbin-Watson stat	1.6726
Prob(F-statistic)	0.0000	Wald F-statistic	2142.9260
Prob(Wald F-statistic)	0.0000		

〈부록 표 11〉 동태적 이중차분 모형 추정 결과(Group 1)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	P-Value
C	7.7660	0.0166	467.38	0.0000
SIZE	-0.0129	0.0003	-47.94	0.0000
SIZE^2	0.0000	0.0000	28.73	0.0000
B_AGE	-0.0200	0.0005	-38.32	0.0000
B_AGE^2	0.0005	0.0000	43.15	0.0000
D_FLOOR1	-0.0299	0.0045	-6.68	0.0000
D_FLOOR2	-0.0285	0.0042	-6.87	0.0000
HOUSEHOLD	0.0000	0.0000	22.43	0.0000
FLOOR_T	0.0059	0.0002	25.94	0.0000
D_FLOOR_T_5	0.0748	0.0130	5.73	0.0000
D_SW	0.0420	0.0059	7.13	0.0000
D_SW_500	0.0310	0.0026	12.14	0.0000
D_15_OVER	0.4931	0.0094	52.38	0.0000
(Q_PERIOD=1)*D_15_OVER	-0.0468	0.0104	-4.50	0.0000
(Q_PERIOD=2)*D_15_OVER	-0.0427	0.0144	-2.96	0.0030
(Q_PERIOD=3)*D_15_OVER	-0.0473	0.0102	-4.65	0.0000
(Q_PERIOD=4)*D_15_OVER	-0.0260	0.0212	-1.23	0.2198
(Q_PERIOD=5)*D_15_OVER	-0.1058	0.0205	-5.15	0.0000
(Q_PERIOD=6)*D_15_OVER	-0.0561	0.0108	-5.19	0.0000
(Q_PERIOD=7)*D_15_OVER	-0.0247	0.0103	-2.40	0.0165
(Q_PERIOD=9)*D_15_OVER	-0.0329	0.0162	-2.03	0.0426
(Q_PERIOD=10)*D_15_OVER	-0.0285	0.0143	-1.99	0.0466
(Q_PERIOD=11)*D_15_OVER	0.0140	0.0141	0.99	0.3201
(Q_PERIOD=12)*D_15_OVER	0.0580	0.0175	3.32	0.0009
(Q_PERIOD=13)*D_15_OVER	0.1120	0.0241	4.65	0.0000
(Q_PERIOD=14)*D_15_OVER	0.0571	0.0234	2.44	0.0148
(Q_PERIOD=15)*D_15_OVER	0.1079	0.0265	4.07	0.0000
(Q_PERIOD=16)*D_15_OVER	0.1169	0.0428	2.73	0.0063
SIDONG_CODE=1165010200	-0.1304	0.0131	-9.97	0.0000
SIDONG_CODE=1165010300	-0.0256	0.0181	-1.41	0.1578
SIDONG_CODE=1165010600	0.2058	0.0069	30.01	0.0000
SIDONG_CODE=1165010700	0.2908	0.0078	37.21	0.0000
SIDONG_CODE=1165010800	0.0312	0.0073	4.26	0.0000
SIDONG_CODE=1165010900	-0.1003	0.0176	-5.69	0.0000
SIDONG_CODE=1165011100	-0.0145	0.0146	-1.00	0.3189
SIDONG_CODE=1168010100	0.1596	0.0092	17.36	0.0000
SIDONG_CODE=1168010300	0.2167	0.0082	26.41	0.0000
SIDONG_CODE=1168010400	0.2450	0.0110	22.28	0.0000
SIDONG_CODE=1168010500	0.2249	0.0097	23.24	0.0000
SIDONG_CODE=1168010600	0.2351	0.0090	26.20	0.0000
SIDONG_CODE=1168010700	0.0432	0.0281	1.54	0.1235
SIDONG_CODE=1168010800	0.0714	0.0119	5.99	0.0000
SIDONG_CODE=1168011000	0.3665	0.0089	40.96	0.0000
SIDONG_CODE=1168011100	0.0195	0.0168	1.16	0.2468
SIDONG_CODE=1168011200	-0.0292	0.0117	-2.48	0.0130
SIDONG_CODE=1168011300	0.0308	0.0158	1.95	0.0511

SIDONG_CODE=1168011400	0.1372	0.0079	17.29	0.0000
SIDONG_CODE=1168011500	0.1854	0.0102	18.11	0.0000
SIDONG_CODE=1168011800	0.1179	0.0088	13.42	0.0000
SIDONG_CODE=1171010100	0.0323	0.0083	3.92	0.0001
SIDONG_CODE=1171010200	-0.1052	0.0089	-11.82	0.0000
SIDONG_CODE=1171010300	-0.1067	0.0086	-12.43	0.0000
SIDONG_CODE=1171010400	-0.0989	0.0087	-11.32	0.0000
SIDONG_CODE=1171010500	-0.0864	0.0328	-2.63	0.0084
SIDONG_CODE=1171010600	-0.1632	0.0241	-6.78	0.0000
SIDONG_CODE=1171010700	-0.1352	0.0092	-14.74	0.0000
SIDONG_CODE=1171010800	-0.0892	0.0084	-10.60	0.0000
SIDONG_CODE=1171010900	-0.0280	0.0089	-3.14	0.0017
SIDONG_CODE=1171011100	-0.0738	0.0089	-8.26	0.0000
SIDONG_CODE=1171011200	-0.1417	0.0085	-16.59	0.0000
SIDONG_CODE=1171011300	-0.1148	0.0121	-9.47	0.0000
SIDONG_CODE=1171011400	-0.1973	0.0129	-15.35	0.0000
Q_PERIOD=2	0.0153	0.0105	1.46	0.1452
Q_PERIOD=3	0.0667	0.0071	9.45	0.0000
Q_PERIOD=4	0.0430	0.0163	2.65	0.0082
Q_PERIOD=5	0.0539	0.0168	3.22	0.0013
Q_PERIOD=6	0.0724	0.0081	8.97	0.0000
Q_PERIOD=7	0.0991	0.0076	12.99	0.0000
Q_PERIOD=8	0.1086	0.0082	13.28	0.0000
Q_PERIOD=9	0.1299	0.0130	10.01	0.0000
Q_PERIOD=10	0.1376	0.0124	11.12	0.0000
Q_PERIOD=12	0.1328	0.0156	8.50	0.0000
Q_PERIOD=13	0.1248	0.0226	5.51	0.0000
Q_PERIOD=14	0.1959	0.0220	8.89	0.0000
Q_PERIOD=15	0.20	0.0255	7.79	0.0000
Q_PERIOD=16	0.24	0.0399	6.02	0.0000

R-squared	0.8783	Mean dependent var	7.4990
Adjusted R-squared	0.8780	S.D. dependent var	0.4226
S.E. of regression	0.1476	Akaike info criterion	-0.9855
Sum squared resid	566.5784	Schwarz criterion	-0.9614
Log likelihood	12928.2700	Hannan-Quinn criter.	-0.9777
F-statistic	2470.1800	Durbin-Watson stat	1.8137
Prob(F-statistic)	0.0000	Wald F-statistic	2012.0440
Prob(Wald F-statistic)	0.0000		

〈부록 표 12〉 동태적 이중차분 모형 추정 결과(Group 2)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	P-Value
C	7.910779	0.01311	603.4191	0.0000
SIZE	-0.0152	0.0002	-76.40	0.0000
SIZE^2	0.0000	0.0000	34.29	0.0000
B_AGE	-0.0110	0.0006	-19.23	0.0000
B_AGE^2	0.0003	0.0000	23.13	0.0000
D_FLOOR1	-0.0149	0.0037	-3.99	0.0001
D_FLOOR2	-0.0106	0.0034	-3.12	0.0018
HOUSEHOLD	0.0000	0.0000	32.18	0.0000
FLOOR_T	0.0061	0.0002	24.84	0.0000
D_FLOOR_T_5	0.0254	0.0102	2.49	0.0128
D_SW	0.0212	0.0036	5.92	0.0000
D_SW_500	0.0032	0.0022	1.47	0.1412
D_15_9	0.2850	0.0058	49.43	0.0000
(Q_PERIOD=1)*D_15_9	0.0039	0.0074	0.52	0.6004
(Q_PERIOD=2)*D_15_9	-0.0116	0.0099	-1.17	0.2419
(Q_PERIOD=3)*D_15_9	-0.0029	0.0073	-0.40	0.6922
(Q_PERIOD=4)*D_15_9	0.0081	0.0135	0.60	0.5488
(Q_PERIOD=5)*D_15_9	-0.0127	0.0151	-0.84	0.3993
(Q_PERIOD=6)*D_15_9	-0.0056	0.0078	-0.72	0.4710
(Q_PERIOD=7)*D_15_9	-0.0106	0.0076	-1.40	0.1610
(Q_PERIOD=9)*D_15_9	0.0042	0.0113	0.37	0.7117
(Q_PERIOD=10)*D_15_9	0.0044	0.0092	0.47	0.6350
(Q_PERIOD=11)*D_15_9	0.0431	0.0109	3.95	0.0001
(Q_PERIOD=12)*D_15_9	0.0617	0.0131	4.71	0.0000
(Q_PERIOD=13)*D_15_9	0.0742	0.0185	4.00	0.0001
(Q_PERIOD=14)*D_15_9	0.0171	0.0179	0.96	0.3390
(Q_PERIOD=15)*D_15_9	0.0577	0.0206	2.79	0.0052
(Q_PERIOD=16)*D_15_9	0.0164	0.0290	0.57	0.5703
SIDONG_CODE=1165010200	-0.1036	0.0082	-12.64	0.0000
SIDONG_CODE=1165010300	-0.0647	0.0077	-8.41	0.0000
SIDONG_CODE=1165010600	0.1101	0.0082	13.46	0.0000
SIDONG_CODE=1165010700	0.0332	0.0086	3.87	0.0001
SIDONG_CODE=1165010800	-0.0102	0.0057	-1.79	0.0743
SIDONG_CODE=1165010900	-0.0653	0.0113	-5.80	0.0000
SIDONG_CODE=1165011100	0.0444	0.0093	4.75	0.0000
SIDONG_CODE=1168010100	0.0361	0.0085	4.23	0.0000
SIDONG_CODE=1168010300	0.1051	0.0073	14.36	0.0000
SIDONG_CODE=1168010400	0.1072	0.0089	11.99	0.0000
SIDONG_CODE=1168010500	0.0746	0.0124	6.02	0.0000
SIDONG_CODE=1168010600	0.0353	0.0113	3.12	0.0018
SIDONG_CODE=1168010700	-0.0459	0.0149	-3.08	0.0020
SIDONG_CODE=1168010800	0.0087	0.0082	1.06	0.2898
SIDONG_CODE=1168011000	0.1506	0.0488	3.09	0.0020
SIDONG_CODE=1168011100	-0.0334	0.0089	-3.76	0.0002
SIDONG_CODE=1168011200	0.0234	0.0141	1.67	0.0959
SIDONG_CODE=1168011300	0.0076	0.0148	0.51	0.6104

SIDONG_CODE=1168011400	0.0895	0.0076	11.81	0.0000
SIDONG_CODE=1168011500	0.0550	0.0060	9.10	0.0000
SIDONG_CODE=1168011800	0.0303	0.0072	4.20	0.0000
SIDONG_CODE=1171010100	-0.0191	0.0068	-2.82	0.0048
SIDONG_CODE=1171010200	-0.1269	0.0078	-16.28	0.0000
SIDONG_CODE=1171010300	-0.1671	0.0059	-28.17	0.0000
SIDONG_CODE=1171010400	-0.1056	0.0062	-16.93	0.0000
SIDONG_CODE=1171010500	-0.0979	0.0124	-7.87	0.0000
SIDONG_CODE=1171010600	-0.1854	0.0198	-9.38	0.0000
SIDONG_CODE=1171010700	-0.1515	0.0053	-28.60	0.0000
SIDONG_CODE=1171010800	-0.1034	0.0055	-18.91	0.0000
SIDONG_CODE=1171010900	-0.0886	0.0059	-15.06	0.0000
SIDONG_CODE=1171011100	-0.1191	0.0065	-18.22	0.0000
SIDONG_CODE=1171011200	-0.1615	0.0061	-26.33	0.0000
SIDONG_CODE=1171011300	-0.1726	0.0071	-24.39	0.0000
SIDONG_CODE=1171011400	-0.2063	0.0079	-26.03	0.0000
Q PERIOD=2	0.0162	0.0068	2.39	0.0170
Q PERIOD=3	0.0462	0.0051	8.98	0.0000
Q PERIOD=4	0.0346	0.0110	3.13	0.0017
Q PERIOD=5	0.0323	0.0117	2.75	0.0060
Q PERIOD=6	0.0449	0.0055	8.24	0.0000
Q PERIOD=7	0.0691	0.0053	13.03	0.0000
Q PERIOD=8	0.0804	0.0056	14.42	0.0000
Q PERIOD=9	0.0952	0.0090	10.55	0.0000
Q PERIOD=10	0.1020	0.0081	12.59	0.0000
Q PERIOD=11	0.1064	0.0089	11.94	0.0000
Q PERIOD=12	0.0961	0.0114	8.45	0.0000
Q PERIOD=13	0.0882	0.0161	5.48	0.0000
Q PERIOD=14	0.1563	0.0152	10.31	0.0000
Q PERIOD=15	0.1433	0.0191	7.51	0.0000
Q PERIOD=16	0.19	0.0252	7.48	0.0000

R-squared	0.91	Mean dependent var	7.2240
Adjusted R-squared	0.9096	S.D. dependent var	0.3693
S.E. of regression	0.1110	Akaike info criterion	-1.5540
Sum squared resid	232.1309	Schwarz criterion	-1.5220
Log likelihood	14767.4000	Hannan-Quinn criter.	-1.5435
F-statistic	2504.2830	Durbin-Watson stat	1.5764
Prob(F-statistic)	0.0000	Wald F-statistic	2194.7690

〈부록 표13〉문턱근처 주택과 그 외 주택간의 사전추세 검정 결과(Group 1)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	P-Value
C	7.8261	0.0217	361.15	0.0000
SIZE	-0.0142	0.0004	-33.44	0.0000
SIZE^2	0.0000	0.0000	19.84	0.0000
B_AGE	-0.0167	0.0007	-25.56	0.0000
B_AGE^2	0.0004	0.0000	28.73	0.0000
D_FLOOR1	-0.0237	0.0050	-4.69	0.0000
D_FLOOR2	-0.0193	0.0048	-4.05	0.0001
HOUSEHOLD	0.0000	0.0000	16.92	0.0000
FLOOR_T	0.0045	0.0002	19.49	0.0000
D_FLOOR_T_5	0.0849	0.0123	6.92	0.0000
D_SW	0.0346	0.0058	5.94	0.0000
D_SW_500	0.0328	0.0026	12.76	0.0000
D_15_OVER	0.6190	0.0103	60.06	0.0000
D_17_15	-0.1645	0.0071	-23.01	0.0000
(Q_PERIOD=2)*D_15_OVER	-0.0028	0.0134	-0.21	0.8367
(Q_PERIOD=3)*D_15_OVER	-0.0106	0.0093	-1.14	0.2564
(Q_PERIOD=4)*D_15_OVER	0.0115	0.0187	0.61	0.5395
(Q_PERIOD=5)*D_15_OVER	-0.0439	0.0172	-2.55	0.0107
(Q_PERIOD=6)*D_15_OVER	-0.0258	0.0097	-2.66	0.0079
(Q_PERIOD=7)*D_15_OVER	-0.0058	0.0090	-0.65	0.5180
(Q_PERIOD=8)*D_15_OVER	0.0100	0.0091	1.09	0.2737
(Q_PERIOD=2)*D_17_15	-0.0138	0.0151	-0.92	0.3602
(Q_PERIOD=3)*D_17_15	0.0024	0.0099	0.24	0.8096
(Q_PERIOD=4)*D_17_15	-0.0177	0.0183	-0.96	0.3351
(Q_PERIOD=5)*D_17_15	-0.0069	0.0163	-0.42	0.6722
(Q_PERIOD=6)*D_17_15	-0.0026	0.0096	-0.27	0.7893
(Q_PERIOD=7)*D_17_15	0.0018	0.0088	0.21	0.8373
(Q_PERIOD=8)*D_17_15	-0.0060	0.0090	-0.67	0.5059
SIDONG_CODE=1165010200	-0.0992	0.0203	-4.89	0.0000
SIDONG_CODE=1165010300	0.1142	0.0121	9.40	0.0000
SIDONG_CODE=1165010600	0.1543	0.0081	19.08	0.0000
SIDONG_CODE=1165010700	0.2357	0.0092	25.74	0.0000
SIDONG_CODE=1165010800	0.0223	0.0081	2.77	0.0057
SIDONG_CODE=1165010900	0.0401	0.0161	2.50	0.0126
SIDONG_CODE=1165011100	0.0892	0.0161	5.55	0.0000
SIDONG_CODE=1168010100	0.1092	0.0092	11.92	0.0000
SIDONG_CODE=1168010300	0.1920	0.0091	21.21	0.0000
SIDONG_CODE=1168010400	0.2017	0.0121	16.66	0.0000
SIDONG_CODE=1168010500	0.1967	0.0097	20.30	0.0000
SIDONG_CODE=1168010600	0.1753	0.0094	18.67	0.0000
SIDONG_CODE=1168010700	0.0517	0.0294	1.76	0.0786
SIDONG_CODE=1168010800	0.0712	0.0123	5.79	0.0000
SIDONG_CODE=1168011000	0.3062	0.0093	32.91	0.0000
SIDONG_CODE=1168011100	0.1025	0.0131	7.80	0.0000
SIDONG_CODE=1168011200	0.0349	0.0173	2.01	0.0439
SIDONG_CODE=1168011300	0.0607	0.0146	4.17	0.0000

SIDONG_CODE=1168011400	0,1151	0,0086	13,40	0,0000
SIDONG_CODE=1168011500	0,2111	0,0097	21,68	0,0000
SIDONG_CODE=1168011800	0,0705	0,0098	7,20	0,0000
SIDONG_CODE=1171010100	0,0156	0,0092	1,70	0,0892
SIDONG_CODE=1171010200	-0,0807	0,0098	-8,21	0,0000
SIDONG_CODE=1171010300	-0,0877	0,0101	-8,69	0,0000
SIDONG_CODE=1171010400	-0,0517	0,0105	-4,94	0,0000
SIDONG_CODE=1171010500	0,0013	0,0310	0,04	0,9656
SIDONG_CODE=1171010600	-0,1267	0,0248	-5,10	0,0000
SIDONG_CODE=1171010700	-0,0738	0,0096	-7,68	0,0000
SIDONG_CODE=1171010800	-0,0776	0,0101	-7,71	0,0000
SIDONG_CODE=1171010900	0,0119	0,0091	1,31	0,1887
SIDONG_CODE=1171011100	-0,0534	0,0105	-5,07	0,0000
SIDONG_CODE=1171011200	-0,1178	0,0103	-11,48	0,0000
SIDONG_CODE=1171011300	-0,1708	0,0109	-15,66	0,0000
SIDONG_CODE=1171011400	-0,2112	0,0110	-19,24	0,0000
Q PERIOD=2	0,0195	0,0073	2,67	0,0076
Q PERIOD=3	0,0622	0,0054	11,43	0,0000
Q PERIOD=4	0,0462	0,0120	3,85	0,0001
Q PERIOD=5	0,0497	0,0126	3,95	0,0001
Q PERIOD=6	0,072507	0,006279	11,54777	0,0000
Q PERIOD=7	0,093128	0,006051	15,38975	0,0000
Q PERIOD=8	0,108859	0,006279	17,33625	0,0000

R-squared	0,910072	Mean dependent var	7,393508
Adjusted R-squared	0,909647	S.D. dependent var	0,42022
S.E. of regression	0,126313	Akaike info criterion	-1,29535
Sum squared resid	229,4959	Schwarz criterion	-1,25917
Log likelihood	9429,825	Hannan-Quinn criter.	-1,28332
F-statistic	2140,685	Durbin-Watson stat	1,971559
Prob(F-statistic)	0,000	Wald F-statistic	2482,218

〈부록 표14〉문턱근처 주택과 그 외 주택간의 사전추세 검정 결과(Group 2)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	P-Value
C	7.9620	0.0153	521.28	0.0000
SIZE	-0.0169	0.0002	-68.31	0.0000
SIZE^2	0.0000	0.0000	33.70	0.0000
B_AGE	0.0019	0.0002	10.87	0.0000
B_AGE^2	0.0005	0.0002	2.48	0.0130
D_FLOOR1	-0.0091	0.0035	-2.61	0.0092
D_FLOOR2	-0.0093	0.0031	-3.02	0.0025
HOUSEHOLD	0.0000	0.0000	17.98	0.0000
FLOOR_T	0.0032	0.0002	13.83	0.0000
D_FLOOR_T_5	0.0208	0.0094	2.20	0.0278
D_SW	-0.0073	0.0040	-1.83	0.0666
D_SW_500	0.0098	0.0024	4.14	0.0000
D_15_9	0.2857	0.0066	43.00	0.0000
D_15_13	0.1838	0.0051	35.78	0.0000
(Q_PERIOD=2)*D_15_9	-0.0203	0.0100	-2.03	0.0424
(Q_PERIOD=3)*D_15_9	-0.0177	0.0089	-1.98	0.0474
(Q_PERIOD=4)*D_15_9	-0.0023	0.0153	-0.15	0.8779
(Q_PERIOD=5)*D_15_9	-0.0051	0.0149	-0.34	0.7319
(Q_PERIOD=6)*D_15_9	-0.0230	0.0093	-2.49	0.0129
(Q_PERIOD=7)*D_15_9	-0.0324	0.0090	-3.58	0.0003
(Q_PERIOD=8)*D_15_9	-0.0255	0.0096	-2.67	0.0077
(Q_PERIOD=2)*D_15_13	0.0133	0.0109	1.23	0.2202
(Q_PERIOD=3)*D_15_13	-0.0093	0.0073	-1.28	0.2020
(Q_PERIOD=4)*D_15_13	-0.0061	0.0117	-0.52	0.6057
(Q_PERIOD=5)*D_15_13	-0.0391	0.0154	-2.54	0.0111
(Q_PERIOD=6)*D_15_13	-0.0150	0.0082	-1.83	0.0672
(Q_PERIOD=7)*D_15_13	0.0054	0.0076	0.72	0.4731
(Q_PERIOD=8)*D_15_13	0.0062	0.0070	0.89	0.3746
SIDONG_CODE=1165010200	-0.1021	0.0083	-12.35	0.0000
SIDONG_CODE=1165010300	-0.0207	0.0069	-3.00	0.0027
SIDONG_CODE=1165010600	0.0618	0.0071	8.76	0.0000
SIDONG_CODE=1165010700	0.0276	0.0072	3.82	0.0001
SIDONG_CODE=1165010800	-0.0047	0.0051	-0.91	0.3617
SIDONG_CODE=1165010900	-0.0090	0.0108	-0.83	0.4060
SIDONG_CODE=1165011100	0.0567	0.0088	6.47	0.0000
SIDONG_CODE=1168010100	0.0332	0.0084	3.94	0.0001
SIDONG_CODE=1168010300	0.0945	0.0072	13.08	0.0000
SIDONG_CODE=1168010400	0.0599	0.0063	9.46	0.0000
SIDONG_CODE=1168010500	0.0912	0.0068	13.33	0.0000
SIDONG_CODE=1168010600	0.0154	0.0090	1.72	0.0860
SIDONG_CODE=1168010700	-0.0170	0.0110	-1.55	0.1221
SIDONG_CODE=1168010800	0.0071	0.0067	1.06	0.2882
SIDONG_CODE=1168011000	0.1154	0.0224	5.16	0.0000
SIDONG_CODE=1168011100	-0.0155	0.0078	-1.98	0.0480
SIDONG_CODE=1168011200	0.0444	0.0082	5.42	0.0000
SIDONG_CODE=1168011300	0.0398	0.0176	2.26	0.0238

SIDONG_CODE=1168011400	0.0334	0.0068	4.94	0.0000
SIDONG_CODE=1168011500	0.0447	0.0069	6.45	0.0000
SIDONG_CODE=1168011800	0.0092	0.0055	1.68	0.0924
SIDONG_CODE=1171010100	-0.0023	0.0064	-0.36	0.7153
SIDONG_CODE=1171010200	-0.0722	0.0081	-8.89	0.0000
SIDONG_CODE=1171010300	-0.1434	0.0071	-20.17	0.0000
SIDONG_CODE=1171010400	-0.0628	0.0064	-9.78	0.0000
SIDONG_CODE=1171010500	-0.0707	0.0160	-4.42	0.0000
SIDONG_CODE=1171010600	-0.1391	0.0250	-5.56	0.0000
SIDONG_CODE=1171010700	-0.1091	0.0055	-19.91	0.0000
SIDONG_CODE=1171010800	-0.0719	0.0061	-11.74	0.0000
SIDONG_CODE=1171010900	-0.0355	0.0060	-5.87	0.0000
SIDONG_CODE=1171011100	-0.0921	0.0075	-12.27	0.0000
SIDONG_CODE=1171011200	-0.1072	0.0067	-16.04	0.0000
SIDONG_CODE=1171011300	-0.2023	0.0081	-25.02	0.0000
SIDONG_CODE=1171011400	-0.1948	0.0089	-21.89	0.0000
Q PERIOD=2	0.0156	0.0064	2.43	0.0152
Q PERIOD=3	0.0404	0.0063	6.42	0.0000
Q PERIOD=4	0.0231	0.0117	1.97	0.0485
Q PERIOD=5	0.0254	0.0101	2.52	0.0117
Q PERIOD=6	0.042863	0.005856	7.318919	0.0000
Q PERIOD=7	0.056842	0.006189	9.18479	0.0000
Q PERIOD=8	0.067813	0.006875	9.864262	0.0000

R-squared	0.938945	Mean dependent var	7.158932
Adjusted R-squared	0.938604	S.D. dependent var	0.356607
S.E. of regression	0.088361	Akaike info criterion	-2.00917
Sum squared resid	95.17441	Schwarz criterion	-1.96744
Log likelihood	12384.21	Hannan-Quinn criter.	-1.99519
F-statistic	2756.85	Durbin-Watson stat	1.804022
Prob(F-statistic)	0.0000	Wald F-statistic	2038.653

〈부록 표 15〉 그룹별 수요전이 효과 추정 결과(Group 1)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	P-Value
C	7.8094	0.0166	470.22	0.0000
SIZE	-0.0140	0.0003	-49.30	0.0000
SIZE^2	0.0000	0.0000	29.41	0.0000
B_AGE	-0.0168	0.0005	-32.71	0.0000
B_AGE^2	0.0004	0.0000	36.40	0.0000
D_FLOOR1	-0.0253	0.0042	-6.06	0.0000
D_FLOOR2	-0.0238	0.0038	-6.21	0.0000
HOUSEHOLD	0.0000	0.0000	18.89	0.0000
FLOOR_T	0.0051	0.0002	23.90	0.0000
D_FLOOR_T_5	0.0726	0.0115	6.29	0.0000
D_SW	0.0370	0.0056	6.61	0.0000
D_SW_500	0.0315	0.0024	13.33	0.0000
D_15_OVER	0.6068	0.0095	63.73	0.0000
D_17_15	-0.1584	0.0033	-48.62	0.0000
(Q_PERIOD=9)*D_17_15	0.0146	0.0135	1.08	0.2817
(Q_PERIOD=10)*D_17_15	0.0244	0.0078	3.12	0.0018
(Q_PERIOD=11)*D_17_15	-0.0042	0.0086	-0.48	0.6304
(Q_PERIOD=12)*D_17_15	-0.0093	0.0099	-0.94	0.3473
(Q_PERIOD=13)*D_17_15	-0.0412	0.0122	-3.37	0.0008
(Q_PERIOD=14)*D_17_15	-0.0500	0.0134	-3.72	0.0002
(Q_PERIOD=15)*D_17_15	-0.0520	0.0130	-3.99	0.0001
(Q_PERIOD=16)*D_17_15	-0.0874	0.0186	-4.70	0.0000
(Q_PERIOD=1)*D_15_OVER	-0.0242	0.0093	-2.60	0.0092
(Q_PERIOD=2)*D_15_OVER	-0.0266	0.0129	-2.06	0.0397
(Q_PERIOD=3)*D_15_OVER	-0.0311	0.0093	-3.36	0.0008
(Q_PERIOD=4)*D_15_OVER	-0.0090	0.0196	-0.46	0.6471
(Q_PERIOD=5)*D_15_OVER	-0.0674	0.0183	-3.68	0.0002
(Q_PERIOD=6)*D_15_OVER	-0.0437	0.0099	-4.42	0.0000
(Q_PERIOD=7)*D_15_OVER	-0.0226	0.0095	-2.39	0.0171
(Q_PERIOD=9)*D_15_OVER	-0.0355	0.0158	-2.25	0.0243
(Q_PERIOD=10)*D_15_OVER	-0.0399	0.0136	-2.94	0.0033
(Q_PERIOD=11)*D_15_OVER	0.0078	0.0133	0.59	0.5547
(Q_PERIOD=12)*D_15_OVER	0.0402	0.0164	2.45	0.0143
(Q_PERIOD=13)*D_15_OVER	0.0978	0.0229	4.27	0.0000
(Q_PERIOD=14)*D_15_OVER	0.0457	0.0218	2.09	0.0364
(Q_PERIOD=15)*D_15_OVER	0.0937	0.0244	3.85	0.0001
(Q_PERIOD=16)*D_15_OVER	0.0966	0.0403	2.40	0.0165
SIDONG_CODE=1165010200	-0.1056	0.0130	-8.11	0.0000
SIDONG_CODE=1165010300	0.0015	0.0165	0.09	0.9278
SIDONG_CODE=1165010600	0.1755	0.0064	27.51	0.0000
SIDONG_CODE=1165010700	0.2602	0.0073	35.57	0.0000
SIDONG_CODE=1165010800	0.0290	0.0067	4.33	0.0000
SIDONG_CODE=1165010900	-0.0246	0.0146	-1.69	0.0912
SIDONG_CODE=1165011100	0.0304	0.0132	2.31	0.0207
SIDONG_CODE=1168010100	0.1394	0.0081	17.18	0.0000
SIDONG_CODE=1168010300	0.1899	0.0076	24.97	0.0000

SIDONG_CODE=1168010400	0,2159	0,0102	21,27	0.0000
SIDONG_CODE=1168010500	0,1911	0.0085	22,38	0.0000
SIDONG_CODE=1168010600	0,2007	0.0084	23,99	0.0000
SIDONG_CODE=1168010700	0,0470	0.0257	1,83	0.0675
SIDONG_CODE=1168010800	0,0725	0.0108	6,73	0.0000
SIDONG_CODE=1168011000	0,3315	0.0085	39,03	0.0000
SIDONG_CODE=1168011100	0,0737	0.0126	5,84	0.0000
SIDONG_CODE=1168011200	0,0012	0.0122	0,09	0.9247
SIDONG_CODE=1168011300	0,0513	0.0151	3,39	0.0007
SIDONG_CODE=1168011400	0,1252	0.0071	17,52	0.0000
SIDONG_CODE=1168011500	0,1879	0.0096	19,63	0.0000
SIDONG_CODE=1168011800	0,0984	0.0080	12,29	0.0000
SIDONG_CODE=1171010100	0,0312	0.0075	4,18	0.0000
SIDONG_CODE=1171010200	-0,0769	0.0080	-9,67	0.0000
SIDONG_CODE=1171010300	-0,0822	0.0081	-10,11	0.0000
SIDONG_CODE=1171010400	-0,0604	0.0083	-7,27	0.0000
SIDONG_CODE=1171010500	-0,0577	0.0306	-1,88	0.0595
SIDONG_CODE=1171010600	-0,1418	0.0236	-6,02	0.0000
SIDONG_CODE=1171010700	-0,1052	0.0085	-12,34	0.0000
SIDONG_CODE=1171010800	-0,0560	0.0077	-7,30	0.0000
SIDONG_CODE=1171010900	-0,0001	0.0084	-0,02	0.9871
SIDONG_CODE=1171011100	-0,0513	0.0084	-6,11	0.0000
SIDONG_CODE=1171011200	-0,1065	0.0080	-13,24	0.0000
SIDONG_CODE=1171011300	-0,0995	0.0114	-8,74	0.0000
SIDONG_CODE=1171011400	-0,1706	0.0122	-13,96	0.0000
Q_PERIOD=2	0,0151	0.0092	1,63	0.1027
Q_PERIOD=3	0,0615	0.0065	9,43	0.0000
Q_PERIOD=4	0,0386	0.0148	2,60	0.0093
Q_PERIOD=5	0,0487	0.0154	3,17	0.0015
Q_PERIOD=6	0,0687	0.0075	9,15	0.0000
Q_PERIOD=7	0,0901	0.0071	12,73	0.0000
Q_PERIOD=8	0,0984	0.0076	12,96	0.0000
Q_PERIOD=9	0,1190	0.0118	10,07	0.0000
Q_PERIOD=10	0,128896	0.011335	11,37107	0.0000
Q_PERIOD=11	0,133187	0.011301	11,78511	0.0000
Q_PERIOD=12	0,120089	0.014588	8,232341	0.0000
Q_PERIOD=13	0,11403	0.021099	5,404655	0.0000
Q_PERIOD=14	0,181691	0.020184	9,001905	0.0000
Q_PERIOD=15	0,181859	0.023232	7,828023	0.0000
Q_PERIOD=16	0,227018	0.036743	6,178525	0.0000

R-squared	0.938945	Mean dependent var	7.158932
Adjusted R-squared	0.938604	S.D. dependent var	0.356607
S.E. of regression	0.088361	Akaike info criterion	-2.00917
Sum squared resid	95.17441	Schwarz criterion	-1.96744
Log likelihood	12384.21	Hannan-Quinn criter.	-1.99519
F-statistic	2756.85	Durbin-Watson stat	1.804022
Prob(F-statistic)	0.0000	Wald F-statistic	2038.653

〈부록 표 16〉 그룹별 수요전이 효과 추정 결과(Group 2)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	P-Value
C	8.0508	0.0119	674.60	0.0000
SIZE	-0.0177	0.0002	-86.59	0.0000
SIZE^2	0.0000	0.0000	39.95	0.0000
B_AGE	-0.0072	0.0004	-18.24	0.0000
B_AGE^2	0.0002	0.0000	22.12	0.0000
D_FLOOR1	-0.0082	0.0029	-2.80	0.0052
D_FLOOR2	-0.0090	0.0027	-3.39	0.0007
HOUSEHOLD	0.0000	0.0000	29.71	0.0000
FLOOR_T	0.0039	0.0002	22.00	0.0000
D_FLOOR_T_5	0.0008	0.0072	0.11	0.9154
D_SW	0.0111	0.0029	3.79	0.0002
D_SW_500	0.0086	0.0018	4.92	0.0000
D_15_9	0.2744	0.0052	53.00	0.0000
D_15_13	0.1804	0.0021	84.48	0.0000
(Q_PERIOD=9)*D_15_13	0.0251	0.0064	3.89	0.0001
(Q_PERIOD=10)*D_15_13	0.0147	0.0053	2.80	0.0051
(Q_PERIOD=11)*D_15_13	0.0089	0.0054	1.66	0.0973
(Q_PERIOD=12)*D_15_13	0.0048	0.0060	0.80	0.4237
(Q_PERIOD=13)*D_15_13	0.0059	0.0079	0.75	0.4562
(Q_PERIOD=14)*D_15_13	0.0090	0.0084	1.07	0.2855
(Q_PERIOD=15)*D_15_13	-0.0038	0.0107	-0.35	0.7233
(Q_PERIOD=16)*D_15_13	0.0017	0.0135	0.13	0.8999
(Q_PERIOD=1)*D_15_9	0.0156	0.0065	2.41	0.0162
(Q_PERIOD=2)*D_15_9	-0.0010	0.0086	-0.11	0.9102
(Q_PERIOD=3)*D_15_9	-0.0017	0.0065	-0.25	0.7993
(Q_PERIOD=4)*D_15_9	0.0117	0.0123	0.95	0.3403
(Q_PERIOD=5)*D_15_9	-0.0084	0.0132	-0.64	0.5225
(Q_PERIOD=6)*D_15_9	-0.0106	0.0071	-1.50	0.1343
(Q_PERIOD=7)*D_15_9	-0.0120	0.0068	-1.76	0.0779
(Q_PERIOD=9)*D_15_9	-0.0131	0.0104	-1.26	0.2070
(Q_PERIOD=10)*D_15_9	-0.0140	0.0086	-1.63	0.1036
(Q_PERIOD=11)*D_15_9	0.0165	0.0100	1.65	0.0980
(Q_PERIOD=12)*D_15_9	0.0376	0.0110	3.41	0.0006
(Q_PERIOD=13)*D_15_9	0.0513	0.0157	3.26	0.0011
(Q_PERIOD=14)*D_15_9	-0.0097	0.0152	-0.64	0.5244
(Q_PERIOD=15)*D_15_9	0.0309	0.0176	1.75	0.0797
(Q_PERIOD=16)*D_15_9	-0.0215	0.0254	-0.85	0.3973
SIDONG_CODE=1165010200	-0.0693	0.0070	-9.89	0.0000
SIDONG_CODE=1165010300	-0.0362	0.0059	-6.13	0.0000
SIDONG_CODE=1165010600	0.0620	0.0060	10.29	0.0000
SIDONG_CODE=1165010700	0.0296	0.0062	4.77	0.0000
SIDONG_CODE=1165010800	-0.0059	0.0043	-1.37	0.1717
SIDONG_CODE=1165010900	-0.0291	0.0079	-3.70	0.0002
SIDONG_CODE=1165011100	0.0280	0.0067	4.20	0.0000
SIDONG_CODE=1168010100	0.0257	0.0064	4.04	0.0001
SIDONG_CODE=1168010300	0.0809	0.0058	13.86	0.0000

SIDONG_CODE=1168010400	0.0613	0.0066	9.33	0.0000
SIDONG_CODE=1168010500	0.0629	0.0087	7.24	0.0000
SIDONG_CODE=1168010600	0.0077	0.0083	0.94	0.3487
SIDONG_CODE=1168010700	-0.0212	0.0106	-2.00	0.0453
SIDONG_CODE=1168010800	0.0172	0.0062	2.79	0.0053
SIDONG_CODE=1168011000	0.0619	0.0210	2.95	0.0032
SIDONG_CODE=1168011100	-0.0124	0.0058	-2.12	0.0339
SIDONG_CODE=1168011200	0.0032	0.0086	0.37	0.7138
SIDONG_CODE=1168011300	0.0140	0.0144	0.97	0.3309
SIDONG_CODE=1168011400	0.0546	0.0054	10.05	0.0000
SIDONG_CODE=1168011500	0.0537	0.0048	11.17	0.0000
SIDONG_CODE=1168011800	0.0101	0.0050	2.02	0.0433
SIDONG_CODE=1171010100	-0.0090	0.0052	-1.74	0.0817
SIDONG_CODE=1171010200	-0.0934	0.0056	-16.76	0.0000
SIDONG_CODE=1171010300	-0.1107	0.0049	-22.60	0.0000
SIDONG_CODE=1171010400	-0.0562	0.0047	-11.93	0.0000
SIDONG_CODE=1171010500	-0.0557	0.0101	-5.52	0.0000
SIDONG_CODE=1171010600	-0.1430	0.0168	-8.52	0.0000
SIDONG_CODE=1171010700	-0.0924	0.0042	-22.16	0.0000
SIDONG_CODE=1171010800	-0.0633	0.0043	-14.70	0.0000
SIDONG_CODE=1171010900	-0.0481	0.0043	-11.11	0.0000
SIDONG_CODE=1171011100	-0.0794	0.0055	-14.34	0.0000
SIDONG_CODE=1171011200	-0.1013	0.0050	-20.18	0.0000
SIDONG_CODE=1171011300	-0.1303	0.0062	-20.87	0.0000
SIDONG_CODE=1171011400	-0.1506	0.0074	-20.37	0.0000
Q_PERIOD=2	0.0131	0.0066	1.98	0.0483
Q_PERIOD=3	0.0365	0.0049	7.39	0.0000
Q_PERIOD=4	0.0237	0.0106	2.24	0.0251
Q_PERIOD=5	0.0240	0.0112	2.14	0.0322
Q_PERIOD=6	0.0381	0.0054	7.08	0.0000
Q_PERIOD=7	0.0536	0.0052	10.34	0.0000
Q_PERIOD=8	0.0609	0.0053	11.42	0.0000
Q_PERIOD=9	0.0730	0.0084	8.70	0.0000
Q_PERIOD=10	0.0807	0.0074	10.88	0.0000
Q_PERIOD=11	0.077899	0.008098	9.619992	0.0000
Q_PERIOD=12	0.069587	0.009558	7.280365	0.0000
Q_PERIOD=13	0.06384	0.013487	4.733579	0.0000
Q_PERIOD=14	0.121857	0.013176	9.248497	0.0000
Q_PERIOD=15	0.110905	0.01556	7.127353	0.0000
Q_PERIOD=16	0.155928	0.021896	7.121444	0.0000

R-squared	0.94064	Mean dependent var	7.224024
Adjusted R-squared	0.940372	S.D. dependent var	0.369297
S.E. of regression	0.090178	Akaike info criterion	-1.96951
Sum squared resid	153.0553	Schwarz criterion	-1.93382
Log likelihood	18704.8	Hannan-Quinn criter.	-1.9578
F-statistic	3508.736	Durbin-Watson stat	1.670089
Prob(F-statistic)	0.0000	Wald F-statistic	3147.222

ABSTRACT

The Effects of Loan Regulation for High – Priced Housing in High–Speculation Areas: Analysis Using a Dynamic Difference – in Differences Model

Lim, Hyun–Mook

Major in Real Estate Economics

Dept. of Economics & Real Estate

The Graduate School

Hansung University

The government has repeatedly implemented various regulatory measures, such as designating high – speculation areas, to stabilize the housing market. When a specific area is designated as a regulated zone, housing prices seem to stabilize temporarily, only to rise again later. Thus, it remains uncertain whether real estate regulatory policies have effectively stabilized the housing market as intended. Amidst this, the level of regulation has continuously intensified, and in December 2019, the 12·16 measures prohibited mortgage loans for homes priced over 1.5 billion won in high – speculation areas. For homes priced between 900 million and 1.5 billion won, the loan-to-value ratio (LTV) was reduced from 40% to 20%. Despite these extreme lending restrictions, it is also unclear whether housing prices in high – speculation areas stabilized after

the 12·16 measures.

This paper empirically analyzes the changes in housing prices in the three districts of Gangnam 3Gu, Seoul, where high-priced homes are concentrated, using a dynamic difference-in-differences (DID) method to determine whether housing prices stabilized after the 12·16 measures. Previous studies that utilized the classical difference-in-differences method to analyze the effects of regulatory zone designations or lending restrictions often lacked reliability in interpreting results due to not considering the parallel trend assumption or the short- and long-term differences in policy effects.

However, this paper confirms the existence of pre-trends in high-priced housing prices before the policy implementation through placebo tests and pre-trend tests, which were overlooked in previous studies. The treatment group is defined as two groups: ultra-high-priced homes exceeding 1.5 billion won and homes priced between 900 million and 1.5 billion won, while the control group consists of homes priced between 600 million and 900 million won. To ensure differentiation from previous studies, the analysis first employs classical difference-in-differences to analyze the effects of lending restrictions, followed by placebo tests to verify the parallel trend assumption. The results of the analysis using classical multi-period difference-in-differences and the placebo tests allow for a more detailed examination of the effects of lending restrictions. Furthermore, unlike previous studies, this paper analyzes the pre-trends of the treatment group using a dynamic difference-in-differences model and assesses the effects of lending restrictions based on this, enhancing the reliability of the analysis results. The paper also examines whether demand shifted to lower-priced homes due to the prohibition of loans for homes priced over 1.5 billion won.

Accordingly, the analysis of the effects of lending restrictions on homes

priced over 1.5 billion won using the classical difference-in-differences model indicates that housing prices increased by 6.3 percentage points compared to the control group after the policy implementation. For the treatment group of homes priced between 900 million and 1.5 billion won, the increase was 3.3 percentage points compared to the control group. To verify the reliability of these analysis results, a placebo test was conducted, assuming that there were similar policies in the fourth quarter of 2018 and the first quarter of 2019. The analysis revealed that there were indeed policy effects in the fourth quarter of 2018 and the first quarter of 2019 for homes priced over 1.5 billion won, confirming that the treatment and control groups had similar price trends. Based on the results of the placebo test, it was revealed that caution is needed in interpreting the effects of lending restrictions on homes priced over 1.5 billion won using the classical difference-in-differences method. In contrast, for homes priced between 900 million and 1.5 billion won, the placebo test results confirmed the validity of the parallel trend assumption, ensuring the reliability of the analysis results, which indicated a 3.3 percentage point increase in prices compared to the control group.

Using the dynamic difference-in-differences method, the analysis of pre-trends and the effects of lending restrictions revealed that for homes priced over 1.5 billion won, the price increase rate of the treatment group in the fourth quarter of 2019 was higher than that of the control group, indicating the presence of pre-trends. The analysis of the effects of the lending prohibition using the dynamic difference-in-differences model showed that prices decreased by 3.34% and 2.89% in the first and second quarters of 2020, respectively, indicating a short-term price decline effect. After the policy implementation, in the third quarter of 2020, the price increase rate returned to the level of the previous reference period, and subsequently, in the fourth quarter of 2020, it rose

by 5.97%, in the first quarter of 2021 by 11.85%, in the second quarter by 5.87%, in the third quarter by 11.39%, and in the fourth quarter by 12.4%, all exceeding the price increase rate of the reference period.

However, for homes priced between 900 million and 1.5 billion won, the pre-trend test indicated that the treatment and control groups had the same price trend prior to the policy implementation. This fulfilled the parallel trend assumption, making the verification of the effects of lending restrictions using the dynamic difference-in-differences analysis and its results more reliable. The analysis results showed that in the first and second quarters of 2020, the estimated coefficients were not significant, indicating that the price increase rates were not different from those of the reference period. However, in the third and fourth quarters of 2020, the price increase rate of the treatment group was higher than that of the control group, indicating that there was no policy effect, and in the long term, prices were analyzed to have risen even more.

Additionally, the analysis of whether there was a demand shift effect due to the prohibition of loans for homes priced over 1.5 billion won found no clear evidence of such an effect. This may be because the ultra-high-priced housing market and the high-priced housing market are separate, or because buyers of ultra-high-priced homes may choose to delay purchases rather than shift demand to high-priced homes, even as regulations tighten.

Based on the analysis results, it was revealed that for ultra-high-priced homes exceeding 1.5 billion won, even strong regulations like loan prohibitions do not maintain policy effects in the long term, but rather are limited to the short term. Furthermore, for homes priced between 900 million and 1.5 billion won, there was no policy effect in the short term, and prices were found to rise even more in the long term, indicating that demand-suppressing policies like lending restrictions have limitations in

stabilizing housing prices in the long term. Therefore, the government should carefully consider the implementation of policies to stabilize the housing market or consider alternative measures beyond demand-suppressing policies.

【Key words】 Dynamic difference-in-difference, High-speculation area, Mortgage lending regulation, Demand spillover effect, High-priced home