

정책연구
2025-05

주택가격 변동이 혼인 및 출산에 미친 영향

구 자 현

목 차

요 약	i
제1장 서 론	1
제2장 부동산 규제지역 정책 소개	8
제1절 제도 소개	8
제2절 관련 연구 : 주택가격에 미친 영향	13
제3장 이론적 배경 및 관련 연구	15
제1절 이론적 배경	15
제2절 관련 연구 : 주택가격 변동이 혼인 및 출산에 미친 영향	17
제4장 분석 방법 및 데이터 소개	21
제1절 연구 표본 및 분석 방법	21
제2절 데이터 소개	24
1. 거시 수준(Macro-level) 데이터	24
2. 미시 수준(Micro-level) 데이터	25
3. 주택가격 데이터	25
4. 기술통계	26
제5장 추정 결과	32
제1절 주택가격에 미친 영향	32
제2절 혼인 및 출산에 미친 영향 : 인구동향조사를 중심으로	36

1. 주요 결과	36
2. 이질성 분석	39
제3절 출산에 미친 영향 : 인구주택총조사를 중심으로	40
1. 주요 결과	40
2. 이질성 분석	43
제4절 강건성 검증	46
제5절 출산율 예상 효과	51
제6절 연구 결과 의의	54
제6장 신혼부부 주거지원정책의 평가와 개선방향	56
제1절 신혼부부 주거지원 정책	56
제2절 현행 정책 개선방향	61
제3절 정책적 시사점	64
제7장 결 론	65
제1절 연구 요약	65
제2절 정책적 시사점	67
제3절 연구 한계	68
참고문헌	70
[부록] 부표	73

표 목 차

〈표 2- 1〉 규제지역 법정 근거 및 지정 기준	8
〈표 2- 2〉 규제지역 범위 및 규제 강도	11
〈표 4- 1〉 지역별 주요 변수 기술통계	27
〈표 4- 2〉 개인별 주요 변수 기술통계	28
〈표 4- 3〉 집단별 지역 특성 평균(2016년)과 처치집단과 각 집단의 평균 차이의 통계적 유의성	29
〈표 5- 1〉 규제지역 지정이 매매지수에 미친 영향	32
〈표 5- 2〉 규제지역 지정이 매매가격에 미친 영향	33
〈표 5- 3〉 규제지역 지정이 전세지수에 미친 영향	34
〈표 5- 4〉 규제지역 지정이 전세가격에 미친 영향	35
〈표 5- 5〉 규제지역 지정이 조혼인율 및 조출산율에 미친 영향	36
〈표 5- 6〉 매매지수가 조혼인율 및 조출산율에 미친 영향	38
〈표 5- 7〉 규제지역 지정이 출산확률에 미친 영향	41
〈표 5- 8〉 매매가격이 출산확률에 미친 영향	43
〈표 5- 9〉 규제지역이 자가 보유 가구 출산확률에 미친 영향: 거주 기간별	45
〈표 5-10〉 규제지역 지정이 출산확률에 미친 영향: 5년간 동일 시군구 거주 여성 표본	47
〈표 5-11〉 규제지역 지정이 출산확률에 미친 영향: 5년간 동일 주택 거주 여성 표본	48
〈표 5-12〉 매매가격이 출산확률에 미친 영향: Wildbootstrap 결과	50
〈표 5-13〉 예상 효과 계산을 위한 구성 요소	52
〈표 5-14〉 예상 효과 계산: 출산에 미친 영향	53

〈표 6- 1〉 임대주택정책 개요	57
〈표 6- 2〉 주택 분양정책 개요	58
〈표 6- 3〉 금융지원정책 개요	60
〈표 6- 4〉 청약제도 개선 개요	61
〈표 6- 5〉 2023년 및 2024년 일반형 법정비율 및 실적비율	62
〈표 6- 6〉 행복주택 지역별 미임대 현황(2024년 말 기준)	63
〈표 7- 1〉 연구 결과 요약	66

그림목차

[그림 1-1] 주택가격지수(좌축) 및 일반혼인율(우축) : 2003~2024년	1
[그림 1-2] 주택가격지수(좌축) 및 합계출산율(우축) : 2003~2024년	2
[그림 1-3] 연령별 혼인율 : 2003~2024년	3
[그림 1-4] 연령별 출산율 : 2003~2024년	3
[그림 2-1] 2017년 8·2 부동산 대책으로 인한 규제지역 대상	10
[그림 4-1] 처치/통제집단 및 인접 지역 분포	22
[그림 4-2] 집단별 지역 매매지수 및 전세지수	30
[그림 5-1] 규제지역 지정이 조혼인율 및 조출산율에 미친 영향: 동적 효과	37
[그림 5-2] 규제지역 지정이 조혼인율에 미친 영향: 연령별 효과	39
[그림 5-3] 규제지역 지정이 조출산율에 미친 영향: 연령별 효과	40
[그림 5-4] 규제지역 지정이 출산확률에 미친 영향: 동적 효과	42
[그림 5-5] 규제지역 지정이 출산확률에 미친 영향: 자식 수별 이질적 효과	44
[그림 5-6] 규제지역 지정이 출산확률에 미친 영향: 연령별 이질적 효과	44
[그림 5-7] 규제지역 지정이 출산확률에 미친 영향: 이질적 효과 강건성 검증	49

요 약

1. 연구 배경 및 결과

우리나라는 주거비의 구조적 상승과 함께 혼인 및 출산율의 지속적 하락을 경험하고 있다. 2003년 대비 2024년 주택 매매지수는 약 58% 상승한 반면, 혼인율과 합계출산율은 각각 37%, 36% 감소하였다. 특히 20대 후반의 혼인·출산이 급감하고 30대 이후로 시기가 지연되는 현상이 두드러졌다. 이는 높은 주거비가 청년층의 혼인 진입을 어렵게 만들고, 출산 시기 또한 늦추는 주요 경로로 작용할 수 있음을 시사하고 있다. 이러한 현상을 계량적으로 규명하기 위해 본 연구는 규제지역 제도의 시행을 이용해 정책충격이 주택가격, 혼인율, 출산율에 미친 영향을 추정하였다. 이를 위해 인구동향조사와 인구주택총조사, 한국부동산원 주택가격 자료를 활용하여, 2017년 8·2대책 이후에 규제지역으로 지정된 지역을 처치집단으로 설정하고, 2차 인접 지역(인접 지역의 인접 지역)을 통제집단으로 설정하여 이중차분(Difference-in-Differences)과 이벤트 스터디(Event Study) 모형을 통해 인과효과(Causal effect)를 추정하고자 하였다.

이 시기 우리나라 부동산 규제지역 제도는 투기지역·투기과열지구·조정대상지역 세 유형으로 구성되어 있으며, 세금·금융·청약·거래 규제를 포괄하고 있다. 본 연구는 이러한 제도의 신용제약, 거래비용, 공간적 대체효과, 기대효과 등을 통해 주택가격에 미친 영향을 먼저 살펴보았다. 그 결과, 규제지역 지정은 주택매매지수를 약 3~4%p, 매매가격을 약 7~11%p 상승시키는 것으로 나타났다. 흥미로운 점은 인접 지역을 통제집단으로 사용하였을 때보다, 2차 인접 지역을 통제집단으로 사용하였을 때의 가격 상승이 훨씬 크다는 점을 발견하였다. 이는 규제지

역 지정이 해당 지역뿐만 아니라, 인접한 비규제지역까지 주택가격을 상승시키는 가격 파급효과가 존재하는 것을 의미한다. 따라서 이는 규제지역의 인접 지역보다 본 연구의 통제집단인 2차 인접 지역이 통제집단으로 사용하기에 적절하다는 것을 의미하고 있다.

우선 인구동향조사를 토대로 규제지역 지정이 가입기 여성(20~44세)의 조혼인율과 조출산율에 미치는 영향을 조사한 결과, 규제지역 지정은 혼인율을 평균 2.7% 감소시키는 것으로 나타났으며, 이는 통계적으로 유의하였다. 반면 출산율의 평균 효과는 통계적으로 유의하지 않았다. 연령별로 살펴보았을 때, 조혼인율의 경우 20대 후반에서 하락 폭이 가장 컸고 30대 중후반에서는 일부 회복세가 나타났다. 이는 혼인 시기의 지연이 어느 정도 존재한다는 것을 의미하나, 이러한 회복세가 전체 감소 크기보다는 작으므로 혼인율은 유의미하게 감소하는 것으로 나타났다. 출산율 또한 20대의 여성 출산율은 감소하는 것으로 나타났으나 30대 중/후반 여성의 출산은 증가하는 것으로 나타났다. 이는 출산의 경우, 출산의 전반적 감소보다는 출산 시기의 지연으로 작용하고 있음을 의미한다. 마지막으로 규제지역 지정을 주택가격의 도구변수로 사용하여 탄력성을 추정된 결과, 주택가격 1% 상승 시, 조혼인율은 0.64% 감소하였고, 조출산율은 0.19% 증가하는 것을 알 수 있었다.

인구주택총조사의 마이크로데이터를 활용하여 출산율을 분석한 결과, 규제지역 지정이 출산확률에는 유의미한 영향을 미치지 않아 인구동향조사의 결과와 유사한 것을 알 수 있었다. 그러나 주택 소유 여부별로는 차이가 있었는데, 규제지역 지정이 자가 보유 가구의 출산확률이 0.6%p 상승하여 주택가격 상승이 자산가치를 통해 출산을 유인하는 효과가 있음을 확인하였다. 또한 자가 보유 가구 중 규제지역 지정 이전부터 자가를 보유한 장기 거주(5년 이상) 자가 가구의 출산확률 증가 폭은 1.15%p로 단기 거주 가구보다 크게 나타나 자산가치의 효과가 실증하는 것임을 확인할 수 있었다. 반면 세입자는 통계적으로 유의한 변화를 보이지 않았다. 또한 이질성 분석 결과, 자가 보유 가구 중 자녀 1명 이상인 여성에서 출산확률이 뚜렷하게 증가(Intensive margin)하였으며, 연령

별로는 35세 이상에서 긍정적인 영향이 강하게 나타났다.

이러한 결과는 5년간 동일 시군구 거주 여성 표본에서도 확인되었고, 5년간 동일 주택 거주 여성 표본에서도 확인되어 본 연구에서 식별된 효과가 이주로 인한 효과가 아닌 것으로 나타났다. 또한 Sun and Abraham (2021)의 추정량과 Wildbootstrap을 사용한 결과에서도 해당 결과가 유지되어 이질적 효과와 표본 오차의 과소 추정으로 인한 오류가 아닌 것으로 나타났다. 이는 본 연구 결과의 강건성을 입증하고 있다.

위의 결과를 토대로 본 연구에서는 2015년부터 2024년까지의 주택가격 상승이 우리나라 출산율에 어떠한 영향을 주었는지를 계산해 보았다. 매매지수가 1% 상승 시, 결혼의 감소로 인한 출산율 감소(구성효과)가 -0.128% , 자산 크기의 증가로 인한 출산율 증가는 0.091% 로 나타나 총효과는 -0.037% 인 것으로 나타났다. 이는 2015년 출산확률을 기준으로 환산할 경우, 구성효과로 인한 출산율 감소는 약 5.96%, 행태효과로 인한 증가는 약 4.24%로, 10년간의 주택가격 상승은 전체 출산율을 약 1.7% 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 2015년부터 2024년까지의 출산율 감소의 약 4.3%가 주택가격 상승으로 인한 감소인 것을 의미한다. 이러한 결과는 주택시장 변동이 단순한 자산 가격의 변화를 넘어 사회적 행태에 직접적인 영향을 미친다는 점을 보여준다. 특히, 정책→혼인→출산의 연쇄적 경로 속에서 부동산 규제 정책은 주택가격을 변화시켜 혼인을 지연시키는 한편, 자가 가구에는 자산효과를 통해 출산율 유도하는 상반된 메커니즘을 작동시킨다는 의미로 해석할 수 있다.

2. 정책적 시사점

주택가격 상승기에 자가 가구의 자산효과보다 혼인 지연으로 인한 출산 감소 효과가 훨씬 크게 나타난다는 점에서, 향후 주거정책의 초점은 혼인·출산 초기 단계의 주거비 부담을 완화하고 실질적 주거 접근성을 높이는 데 두어야 한다. 중앙정부는 공공임대, 공공분양, 금융지원, 청약제도, 지방정부 사업 개선을 통해 결혼과 출산이 가능한 생활 기반을 조

성해야 한다. 공공임대정책은 2013년 행복주택 도입 이후 신혼부부와 청년층의 핵심 주거 안정 수단으로 자리 잡았으나, 앞으로는 통합 공공 임대주택 제도의 실효성을 높이기 위해 지역별 면적 기준과 소득연동 임대료 체계를 현실화할 필요가 있다. 공공분양정책은 낮은 집행률을 높여 출산기 가구의 주거 안정을 강화하는 방향으로 나아가야 한다. 금융 지원정책 역시 신혼부부 디딤돌·버팀목 대출과 신생아 특례대출 등을 통해 초기 자금 부담을 경감시켰으나, 수혜자의 상당 부분이 고소득층에 집중되어 실수요층 접근성이 낮은 문제가 있다. 따라서 소득·자산 구간별 차등 금리와 상환 유예제 도입을 통해 정책의 형평성과 실효성을 높여야 한다. 청약제도는 여전히 무주택기간 중심의 가점 구조로 출산기 신혼가구의 당첨 확률이 낮으므로, 자녀 수와 혼인 기간을 반영한 가점 체계 개편과 출산 가구 우선공급제 도입을 검토해야 한다. 또한 수도권과 지방 간 주거수요-공급의 불균형이 심화되는 상황에서 지방 정부는 지역별 주거수요 특성을 반영한 맞춤형 공급 전략을 마련해야 한다. 수도권은 직주근접형 소형, 지방은 가족형 중대형 주택 중심의 차등적 공급이 필요하며, 돌봄 시설을 결합한 복합형 공공임대를 확대함으로써 지방 소멸 대응과 균형발전을 동시에 달성할 수 있을 것이다. 특히 과거 신혼희망타운이 제시한 ‘주거와 돌봄의 통합형 모델’은 신규사업이 중단되었더라도 여전히 정책적 가치가 높다. 향후 공공임대 및 분양단지에 국공립 어린이집, 공동육아공간, 커뮤니티시설을 포함하여 돌봄 친화적 정주 환경을 구축하는 것은 혼인·출산 초기 가구의 주거 안정과 생활 만족도 제고를 동시에 달성할 수 있는 핵심 과제라 할 수 있다.

3. 연구 한계

본 연구는 규제지역 지정이라는 외생적 정책충격을 활용하여 주택가격 변동이 혼인과 출산에 미치는 인과적 효과를 추정하였으나, 몇 가지 한계가 존재한다.

첫째, 규제지역 지정은 본질적으로 주택가격이 크게 상승한 지역을

대상으로 이루어지므로, 처치집단 선정에 내재된 선택 편의(Selection bias)를 완전히 배제하기 어렵다. 다시 말해, 이미 시장 과열이 진행된 지역이 규제 대상으로 지정되었을 가능성이 높으므로, 정책 전후의 혼인·출산 변화가 단순히 규제의 결과라기보다 시장 자체의 상승 국면을 반영한 것일 수 있다.

둘째, 규제지역 지정은 단순히 주택가격에만 영향을 미치는 것이 아니라, LTV·DTI 등 금융 규제를 통해 신용 공급에 구조적 변화를 초래할 수 있다. 최근 연구는 이러한 신용 공급 충격이 주택시장뿐 아니라 혼인 및 출산과 같은 인구학적 의사결정에도 직접적인 영향을 미칠 수 있음을 실증적으로 보여주었다. 따라서 본 연구에서 사용한 규제지역 지정 변수는 주택가격 변동을 유발하는 도구변수로서 배제제약을 완전히 충족하지 않을 가능성이 존재한다. 즉, 규제지역 지정은 주택가격을 통한 경로 외에도 신용제약을 매개로 혼인·출산에 직접적인 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 이에 따라 본 연구의 도구변수 추정 결과는 해석에 유의가 필요하다. 향후 연구에서는 규제지역 지정의 내생성을 보완하기 위해 신용 공급 변수를 명시적으로 통제하거나, 토지 공급 제약 지수(Aksoy, 2016)와 같은 외생적 변수를 보조 도구로 활용하는 식별 전략의 보완이 필요하다.

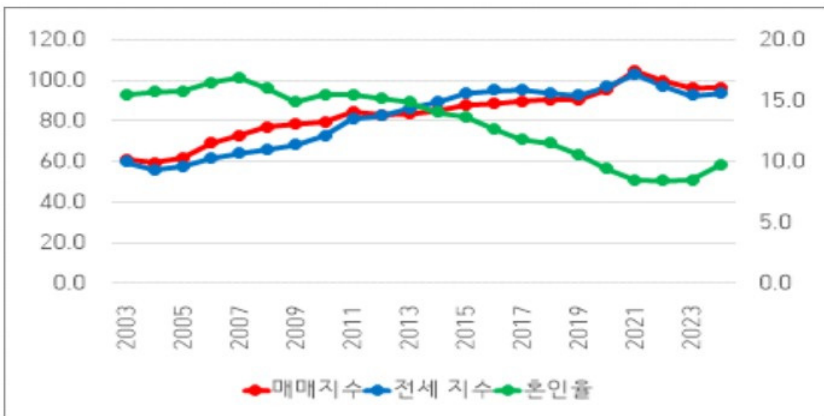
또한 본 연구의 결과는 특정 시기의 주택시장 구조와 부동산 규제에 기반하여 도출된 것이다. 따라서 규제 강도, 부동산 시장 상황, 가계의 행태 등이 다르다면 동일한 규제 정책이라도 그 효과는 다르게 나타날 수 있다. 최근 정부가 다시 강도 높은 부동산 규제 정책을 추진하고 있으나, 본 연구의 결과를 근거로 이번에도 동일한 결과가 재현될 것이라고 단정하기는 어렵다. 특히 부동산 규제가 주택공급 확대와 병행될 경우, 주택가격의 조정 방향은 과거와 달리 오히려 하락하거나 안정세로 전환될 가능성도 존재한다. 따라서 본 연구의 분석 결과는 과거 규제 국면의 정책 효과를 제시한 것으로 이해해야 하며, 이를 현재 혹은 향후 정책 국면에 단순히 적용하거나 예측적으로 해석하는 데에는 신중함이 필요하다.

제 1 장 서 론

우리나라는 현재 주거비의 구조적 상승과 혼인·출산의 하락을 동시에 겪고 있다. 통계청에 따르면 2023년 합계출산율은 0.72명으로 사상 최저이며 출생아 수는 23만 명에 그쳤다(통계청, 2024). 최근 발표된 국제 비교 역시 한국의 출산율은 OECD 최저 수준으로 나타났으며, 높은 주거비와 경직된 일·가정 양립 환경을 핵심 제약으로 든다(OECD, 2024; OECD, 2025).

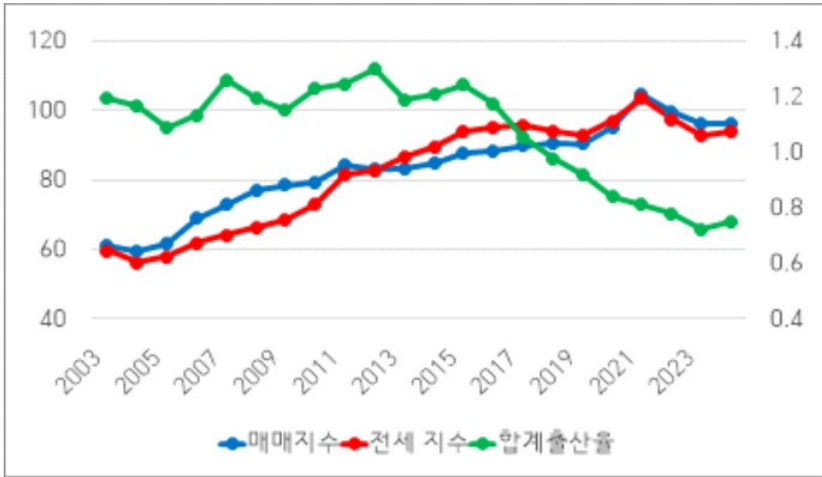
[그림 1-1]과 [그림 1-2]는 지난 20여 년간 매매·전세 지수의 장기 상승과 혼인율·합계출산율의 하락이 동행해 왔음을 보여주고 있다. 구체적으

[그림 1-1] 주택가격지수(좌축) 및 일반혼인율(우축) : 2003~2024년



자료: 「인구동향조사」(일반혼인율: 인구 천 명당 혼인) 및 「전국주택가격동향조사」를 토대로 저자 작성.

[그림 1-2] 주택가격지수(좌축) 및 합계출산율(우축) : 2003~2024년



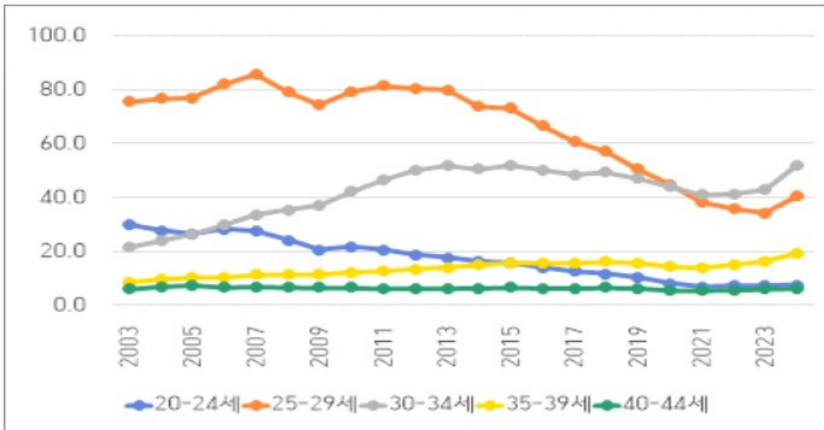
자료: 「인구동향조사」(합계출산율) 및 「전국주택가격동향조사」를 토대로 저자 작성.

로 보면, 주택 매매지수는 2003년 61.0에서 2024년 96.3으로 약 57.9% 상승하였고, 전세지수 역시 같은 기간 59.6에서 93.7로 57.2% 상승하였다. 반면 혼인율은 2003년 인구 천 명당 15.5건에서 2024년 9.7건으로 약 37% 감소하였으며, 합계출산율 또한 2003년 1.19명에서 2024년 0.75명으로 36% 가까이 하락하였다. 물론 이러한 시계열 상관관계가 인과를 곧바로 의미하지는 않지만, 이러한 상관관계는 주거비-혼인·출산의 연결고리를 엄밀히 규명할 필요성을 시사하고 있다.

연령별 혼인율 및 출산율의 변화는 이를 더 구체화한다. [그림 1-3]의 연령별 혼인율을 보면, 25~29세의 급격한 하락과 30~34세 이후로의 결혼을 연기하는 패턴이 선명하게 나타나고 있다. 2003년 기준 25~29세의 혼인율은 천 명당 75.3건으로 가장 높았으나 2024년에는 40.3건으로 절반 가까이 감소하였다. 반면 30~34세는 같은 기간 천 명당 21.4건에서 51.9건으로 두 배 이상 증가하였으며, 35~39세 역시 천 명당 8.5건에서 19.2건으로 상승하였다. 즉, 20대 후반에서 30대 초반으로 혼인 시점이 뚜렷하게 늦춰지고 있고, 30대 중·후반 혼인 비중도 꾸준히 늘어나는 추세다. 이는 청년층의 주거 마련 부담과 고용 불안정, 주택가격 상승이 결혼 결정을 늦추는 구조적 요인으로 작용했음을 시사한다. [그림 1-4]의 연령별 출산율 역시 비슷한 양

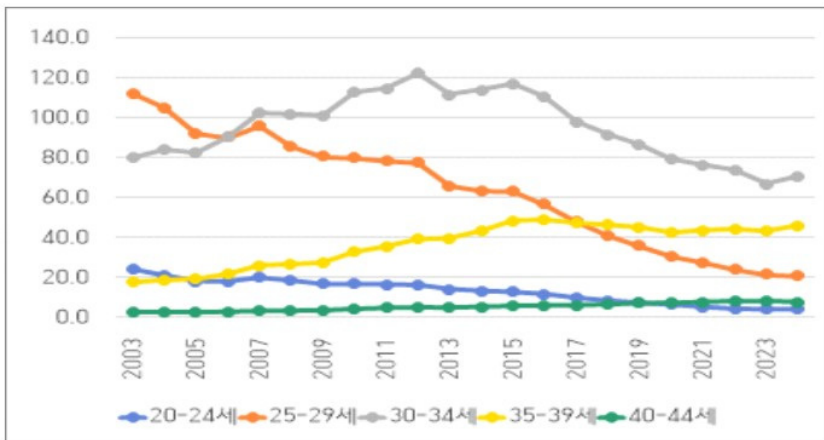
상을 보인다. 2003년 25~29세의 출산율은 112.2명으로 전체 출산의 중심 연령대였지만, 2024년에는 20.7명으로 급감하였다. 반면 30~34세 출산율은 79.7명에서 70.4명으로 다소 하락했으나 여전히 가장 높은 수준을 유지하고 있으며, 35~39세는 17.4명에서 46.0명으로 두 배 이상 증가하였다.

[그림 1-3] 연령별 혼인율 : 2003~2024년



주: 단위는 해당 연령 여성 천 명당 혼인 숫자임.
자료: 「인구동향조사」를 토대로 저자 작성.

[그림 1-4] 연령별 출산율 : 2003~2024년



주: 단위는 해당 연령 여성 천 명당 혼인 숫자임.
자료: 「인구동향조사」(해당 연령 인구 천 명당 출산)를 토대로 저자 작성.

우리나라의 비혼 출산 비중은 여전히 5% 미만으로 OECD 최저인 점을 고려하였을 때(예: 2022년 약 4%대), 이러한 패턴은 혼인의 연기로 인해 출산 또한 연기하는 현상이 강하게 나타나고 있다고 볼 수 있다. 이는 주거 마련 난이도와 초기 주거비 부담이 혼인·출산의 시점을 미루는 경로가 존재함을 시사한다.

실제 인식 또한 이와 일관되게 나타나고 있다. 통계청의 「한국의 사회동향 2023」에 따르면 혼인 적령기의 청년층이 결혼하지 않는 주된 이유로 결혼자금(혼수·주거 마련) 등 경제적 제약을 다른 연령층보다 더 자주 꼽는다고 지적하였다. 또한 초혼 연령의 상승—남 29.3세(2000)→34.0세(2023), 여 26.5세(2020)→31.5세(2023)¹⁾—은 이러한 혼인의 연기가 지속적으로 진행되었음을 보여주고 있다(통계청, 2024). [그림 1-3]과 [그림 1-4]의 연령대별 궤적과 통계청 설문조사 결과는 결국 초기 높은 주거비가 결혼·출산의 진입을 늦추는 구조와 맞물려 있음을 뒷받침한다.

한편, 정책 환경에서도 주택시장 안정화 조치가 반복되었다. 2017년 8·2 대책을 기점으로 투기지역·투기과열지구·조정대상지역 등 규제지역 제도가 광범위하게 지정·강화되었고, 2020~2022년에는 수도권 및 주요 광역시로 확대, 2022~2023년에는 일부 해제가 이루어졌다(국토교통부, 2017). 규제의 목적은 실수요 보호·단기 투기수요 억제를 통한 시장 안정화였으며, 세금·금융·청약·정비사업 전반에 규제가 포괄 적용되었다(국토교통부, 2017). 국내 실증 연구들은 이 정책 충격 이후 가격의 변화는 지역·시점·규제 강도에 따라 다르게 나타나고 있다고 지적하였다.

이에 본 보고서는 주택가격이 혼인·출산으로 이어지는 인과효과를 식별하기 위해 규제지역 지정이라는 외생적 정책 변화를 활용하였다. 특히 처치 집단을 인접 지역이 비규제인 규제지역, 통제집단을 규제지역으로부터 두 단계 떨어진 인접 시군구로 설정하여 두 집단 간 지역 특성의 유사성을 확보하고 정책의 파급효과에 따른 과소 및 과대 추정 가능성을 최소화하고자 하였다.

경제학적 관점에서 주택은 소비재이자 자산이다. 이론적 관점에서 주택

1) 출처: 「인구동향조사」.

가격 상승은 자가 보유 가구에는 자산효과(Wealth effect)로, 무주택 가구에
 는 주거비(임대료·보증금) 상승이라는 가격효과로 작용해 상반된 유인을
 낳을 수 있다. 선행 연구 또한 이러한 실질적 효과를 확인해 왔다. 예를 들
 어, 미국 PSID를 이용한 Lovenheim and Mumford(2013)는 주택 자산 10만
 달러 증가 시 자가 가구의 출산확률이 16~18% 증가함을 보였고 임차 가구
 에서는 이러한 증가세를 찾을 수 없었다. 미국 대도시권을 분석한 Dettling
 and Kearney(2014)는 자가 비중이 높은 지역에선 출산이 증가하였지만, 임
 차 비중이 높은 지역에선 출산이 감소하는 것으로 나타났다. 영국을 다룬
 Aksoy(2016) 또한 집값 10% 상승 시 자가 비중이 높은 지역에서는 출산율이
 2.8% 증가하였으나, 임차 비중이 낮은 곳에서는 4.9% 감소하는 것으로 나타
 났다. 이러한 결과는 [그림 1-3]과 [그림 1-4]에서 나타난 연령대별 출산의
 변화와도 접점을 갖는다. 20대 임차 비중이 높은 층에서의 출산 억제, 30대
 이후 자가 중심층에서의 자산효과 가능성이다.

이러한 배경 위에서 본 보고서는 구체적으로 다음 연구 질문에 답하고자
 한다. 첫째, 규제지역 지정이 해당 지역(및 주변)의 매매·전세가에 어떤 변
 화를 유발하는가? 둘째, 정책의 충격이 혼인율과 출산(지역 수준·개인 수
 준 출산확률)에 인과적으로 어떤 영향을 주는가? 셋째, 그 효과는 점유 형태
 (자가/무주택), 연령대, 출산 순위에 따라 어떻게 달라지는가? 넷째, 주택가
 격 상승이 혼인과 출산에는 어떠한 영향을 미치는가?

본 연구는 이 질문에 대한 실증적 근거를 제시함으로써, 초기 주거비 완
 화·임차 부담 경감과 같은 저출생 대응 패키지의 정책을 구체화하는 데 기
 여하고자 하였다. 이를 위해 본 연구에서는 인구동향조사의 조혼인율, 조출
 산율과 한국부동산원 지수, 그리고 인구주택총조사 2% 표본-주택동향 마
 이크로데이터 연계를 활용해 거시·미시 데이터를 결합하고, 이중차분
 (Difference in Differences)과 이벤트 스터디 모형(Event study model)으로
 정책 전후의 시차 효과를 정교하게 추정하였다. 또한 인접지 파급효과로 인
 한 편익을 최소화한 처치·통제 정의로, 이는 기존 문헌의 식별 한계를 보완
 하였다.

분석 결과,²⁾ 규제지역 지정은 혼인율을 평균 2.7% 감소시키는 것으로 나
 타났으며, 이는 통계적으로 유의하였다. 반면 출산율의 평균 효과는 통계적

으로 유의하지 않았으나, 혼인 감소가 출산 저하로 이어지는 구조적 경로가 뚜렷하게 확인되었다. 이러한 결과는 혼인과 출산의 연령별 및 점유 형태별 이질성 분석을 통해 더욱 구체화되었다.

혼인의 연령별 효과를 살펴보면, 20대(20~29세)에서 가장 큰 하락 폭을 보이며 혼인율이 뚜렷하게 감소하였고, 30대 이후(30~39세) 연령대에서는 일부 회복세를 보였다. 이는 주택가격 상승이 혼인 감소뿐만 아니라 혼인 시기의 지연에 기여하고 있음을 의미한다. 특히 25~29세 여성의 혼인율은 규제지역 지정 이후 5년간 약 0.15%p 하락하였으며, 35세 이상에서는 소폭 상승하는 대체효과가 관찰되었다.

출산의 연령별 효과 역시 혼인과 유사한 흐름을 보였다. 20대 여성의 출산확률은 규제지역 지정 이후 감소하였으며, 반면 30대 중/후반 여성의 출산은 증가하는 양상이 확인되어, 혼인과 마찬가지로 출산의 연기 현상이 관찰되는 것을 알 수 있었다. 점유 형태별 출산행태를 살펴보면, 자가를 보유한 가구에서는 규제지역 지정 이후 출산확률이 증가하였으나, 임차 가구에서는 이러한 증가는 관찰되지 않았다. 또한 자가 거주 가구 중에서도 이미 아이를 가진 가구에서의 출산확률이 증가하는 것을 확인할 수 있어, 추가 출산을 선택하는 경향이 강화되었음을 관찰할 수 있었다. 이는 자가 보유 가구에서 특히 규제지역 지정으로 늘어난 자산효과로 인해 출산확률이 증가함을 시사한다.

또한 자가 보유 가구의 점유기간별 분석을 통해 선행 연구에서 확인한 자산효과를 실증적으로 확인할 수 있었다. 구체적으로 5년 이상 장기 거주한 가구에서 그 효과가 나머지 자산 보유 가구 효과보다 통계적으로 유의미하게 크게 나타났다. 이들은 규제지역 지정 이전부터 자가를 보유하고 있었기 때문에 주택가격 상승에 따른 자산효과가 상대적으로 크게 작용할 것으로 예상되었고, 실제 분석에서도 이러한 경향이 확인되었다.

도구변수를 이용하여 주택가격 변동의 출산 및 혼인 탄력성을 추정한 결과, 매매가격이 1% 상승할 경우, 혼인율은 약 0.6% 감소하였으며, 출산율은 전체적으로 유의한 변화를 보이지 않았다. 이를 바탕으로 출산율 변화를 혼

2) 본 연구의 실증 결과는 <표 7-1>에 요약되어 있다.

인율 변화에 따른 구성효과와 출산행태 변화에 따른 효과로 분해한 결과, 2015년 출산확률을 기준으로 혼인 감소로 인한 구성효과에 따른 출산율 감소는 약 5.96%, 혼인 후 출산행태의 변화(행태효과)로 인한 증가분은 약 4.24%로, 결과적으로 주택가격 상승은 전체 출산율을 약 1.7% 감소시키는 것으로 나타났다. 즉, 주택가격 상승이 출산율에 미치는 부정적 영향은 주로 혼인 자체의 감소와 혼인 시기 지연에 기인하며, 자가 보유층의 자산효과는 그 영향을 일부 상쇄하는 데 그친 것으로 분석되었다.

이러한 결과는 혼인 및 출산 초기 단계에서의 주거비 부담 완화가 저출산 대응의 핵심 요인임을 시사한다. 단순한 주택공급 확대보다는 혼인 진입기의 주거 접근성을 개선하고 실수요층의 금융 부담을 완화하는 정책이 더욱 더 효과적이라 할 수 있다. 특히 주택정책과 인구정책을 연계하여 주거-혼인-출산의 연속성을 보장하는 통합적 접근이 필요함을 보여준다.

본 보고서는 이러한 문제의식을 바탕으로 다음과 같은 구성으로 이루어져 있다. 첫째, 제2장에서는 투기지역·투기과열지구·조정대상지역 등 부동산 규제지역 정책의 제도적 배경과 변화를 정리하였다. 둘째, 제3장에서는 주택가격이 혼인과 출산에 미치는 영향을 설명하는 이론적 틀과 국내외 선행 연구를 검토하였다. 셋째, 제4장에서는 인구동향조사, 인구주택총조사, 한국부동산원 자료를 이용하여 분석자료를 구축하고, 이 중 차분, 이벤트 스터디 모형을 이용한 분석 방법을 제시하였다. 넷째, 제5장에서는 규제지역 지정이 주택가격, 혼인율, 출산율에 미친 영향을 실증적으로 분석하고, 주택가격 상승이 결혼과 출산에 미치는 영향을 구성효과와 행태효과로 분해하여 제시하였다. 제6장에서는 이러한 실증 결과를 바탕으로 신혼부부 주거지원 정책의 현황을 평가하고, 향후 정책적 개선 방향과 시사점을 제시하였다. 마지막 결론에서는 본 연구를 요약하였다.

제 2 장

부동산 규제지역 정책 소개

제1절 제도 소개

우리나라의 부동산 규제지역 정책은 크게 세 가지로 투기지역, 투기과열지구, 조정대상지역이 있다. 이들 세 지역은 모두 주택가격 급등과 투기수요 억제 를 목적으로 도입되었지만, 지정 요건과 법정 근거, 규제 강도의 측면에서 차이를 보인다. <표 2-1>은 각 규제지역의 법정 근거와 지정 기준을 정리한 것이다.

<표 2-1> 규제지역 법정 근거 및 지정 기준

	투기지역	투기과열지구	조정대상지역
법률	소득세법 제104조의2	주택법 제63조	주택법 제63조의2
도입연도	2003년	2003년	2016년
지정 기준	정량적 요건 : 공통요건 +선택요건 1 이상 충족 (공통요건) 직전월 당해 주택가격상승률이 전국 소비자물가상승률의 130%를 초과한 지역 (선택요건) ① 최근 2개월 월평균 주택 매매거래량이 전년 동기 대비 130% 이상	정량적 요건 : 공통요건 +선택요건 1 이상 충족 (공통요건) 해당 지역 주택가격상승률이 물가상승률을 현저히 초과하는 지역 (선택요건) ① 최근 2개월 월평균 청약경쟁률 모두 5:1 초과(국민주택규모는 10:1)	정량적 요건 : 공통요건+ 선택요건 1 이상 충족 (공통요건) 직전월 당해 주택 매매가격 상승률이 물가상승률의 1.3배를 초과한 지역 (선택요건) ① 직전월 매매가격 상승률이 시·도 소비자물가상승률의 1.3배 초과

〈표 2-1〉의 계속

	투기지역	투기과열지구	조정대상지역
지정 기준	② 최근 1년간 주택가격 상승률이 해당 시·도 소비자물가상승률의 150% 초과 ③ 주택 매매거래량이 급증하여 투기과열이 우려되는 지역	② 청약경쟁률이 일정 기준 초과하면서 청약쏠림이 나타나는 지역 ③ 주택 분양계획, 주택가격 상승 등으로 투기수요가 우려되는 지역	② 최근 2개월 매매거래량이 전년 동기 대비 130% 이상 ③ 주택매매가격 상승률이 전국 상승률의 1.2배 초과 ④ 기타 주택시장 불안 우려가 있는 지역
지정 절차	지자체 의견 및 전문가회의, 주거정책심의위원회 심의를 거쳐 국토교통부 장관 지정	지자체 의견 및 주거정책심의위원회 심의를 거쳐 국토교통부장관 지정	지자체 의견 및 주거정책심의위원회 심의를 거쳐 국토교통부장관 지정

자료: 국토교통부(2020. 12. 17), 「규제지역 지정 및 실거래 조사·현장단속 강화」, 보도자료.

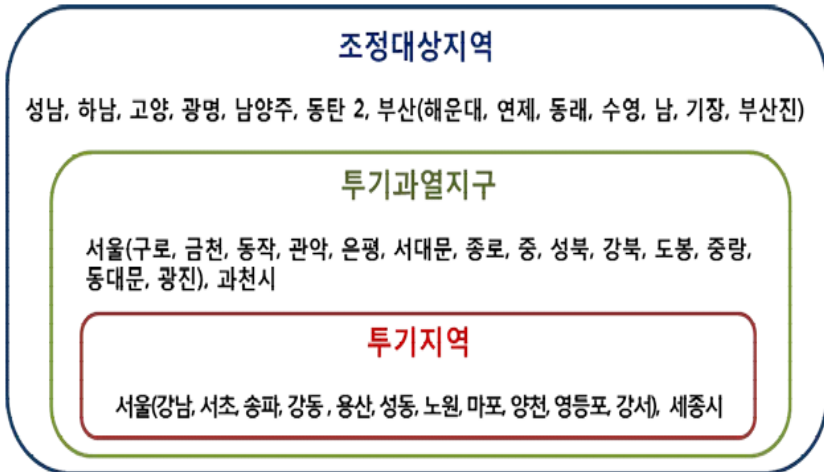
이 세 지역 모두 주택가격 상승률이 현저히 높은 지역을 대상으로 지정이 되며, 지정 사유가 해소되면 해제된다. 2003년 먼저 도입된 투기지역과 투기과열지구는 수도권을 중심으로 한 주택가격 급등과 분양권 투기를 막기 위해 서울과 수도권을 중심으로 광범위하게 지정되었다. 그러나 2008년 글로벌 금융위기 이후로 부동산 시장이 안정세를 보이자 대부분 지역이 해제되어 사실상 유명무실해졌다.

그러나 2015년 이후 서울과 수도권 일부 지역을 중심으로 부동산 분양시장이 과열되자 정부는 2016년 11월, 「주택법」 개정을 통해 조정대상지역 제도를 신설하였다. 기존 제도가 아닌 조정대상지역 제도를 신설한 이유는 기존의 투기지역 및 투기과열지구의 경우, 규제 강도가 너무 강하여 이를 사용하면 부동산 시장이 위축될 우려가 있었기 때문이다.

2017년 문재인 정부의 출범 이후, 집값 급등세가 심화하자 조정대상지역 지정과 함께 본격적으로 투기지역, 투기과열지구를 함께 활용하기 시작하였다. [그림 2-1]은 2017년 8월 2일 지정된 투기지역, 투기과열지구, 조정대상지역을 나타낸 것이다.

8·2 부동산 대책 이후 서울 25개구, 경기 주요 도시 및 부산, 세종시 일부가 잇따라 규제지역으로 지정되었으며, 추후 주택가격 및 시장 상황 변화에 따라 일부 지역이 추가 지정되거나 단계적으로 해제되었다.

[그림 2-1] 2017년 8·2 부동산 대책으로 인한 규제지역 대상



자료 : 국토교통부, 「투기과열지구·투기지역·조정대상지역 설명자료」(2017. 8. 2).

특히 2020~2022년에는 경기·인천·대전 등 수도권과 지방 주요 지역까지 투기과열지구 및 조정대상지역 지정이 확대되었으나 부동산 시장 안정과 거래 활성화 정책에 따라 2022년 9월부터 지방 광역시와 일부 수도권 외곽 지역이 해제되기 시작했다. 이후 2022년 11월, 서울 일부(강남 3구, 용산)를 제외한 대부분의 투기과열지구 및 조정대상지역이 해제되었고, 2023년 초에는 규제지역이 서울 주요 지역과 일부 경기 지역에만 국한되는 수준까지 축소되었다.³⁾

〈표 2-2〉는 2017년 8월 2일 지정된 투기지역, 투기과열지구, 조정대상지역의 규제를 정리한 것이다. 투기지역은 양도소득세 가산세율 적용과 주택담보대출을 가구당 1건으로 제한하는 등 금융·세제 규제가 강화되고, 투기과열지구는 재건축 조합원 지위 양도 금지, LTV·DTI 한도 40% 적용, 분양권 전매제한 등 부동산 시장 전반에 걸친 강도 높은 규제가 동시에 적용된다. 조정대상지역은 청약 1순위 자격 제한, 재당첨 제한, 분양권 전매제한 등 청약 관련 규제를 중심으로 설정되어, 대상의 범위와 규제 강도가 단계별로 차등화됐다.

3) 구체적인 지정과 해제 내역은 국토교통부 홈페이지에 고시되어 있다.

〈표 2-2〉 규제지역 범위 및 규제 강도

	조정대상지역	투기과열지구	투기지역
기존	<ul style="list-style-type: none"> ■ 청약1순위 자격제한 <ul style="list-style-type: none"> - 5년내 당첨사실이 있는 자의 세대에 속한 자 - 세대주가 아닌 자, 2주택 이상 소유 세대에 속한 자 ■ 민영주택 재당첨 제한 ■ 재건축 조합원당 재건축 주택공급수 제한(1주택) 	<ul style="list-style-type: none"> ■ 전매제한 <ul style="list-style-type: none"> - 소유권이전등기시(서울, 과천·광명)/1년 6개월(성남) ■ 단기 투자수요 관리 <ul style="list-style-type: none"> - 중도금대출보증 발급요건 강화, 2순위 신청시 청약통장 필요, 1순위 청약일정 분리 ■ LTV, DTI 10%p 하향(투기과열지구·투기지역 외) 	<ul style="list-style-type: none"> ■ 양도세 가산세율 적용 <ul style="list-style-type: none"> - 1세대가 주택과 조합원 분양권을 3개 이상 또는 비사업용 토지를 보유한 경우 양도세율 +10%p ■ 주담대 만기연장 제한 ■ 사업자금대출 제한 ■ 농어촌주택취득 특례 배제 <ul style="list-style-type: none"> - 농어촌주택도 양도세 주택수 산정 시 포함
신규 추가 또는 효과 강화 (8.2 대책)	<ul style="list-style-type: none"> ■ 청약 순위 자격요건 강화 <ul style="list-style-type: none"> - 청약통장 가입후 2년 경과+납입횟수 24회 이상 ■ 가점제 적용 확대(조정대상지역 75%, 투기과열지구 100%) ■ 오피스텔 전매제한 강화(소유권이전등기 시까지) 및 거주자 우선분양 적용(20%) 	<ul style="list-style-type: none"> ■ 재개발·재건축규제 정비 <ul style="list-style-type: none"> - 재개발 등 조합원 분양권 전매제한(소유권이전등기시) - 정비사업 분양(조합원/일반) 재당첨 제한(5년) - 재건축 조합원 지위 양도제한 예외사유 강화 ■ 거래 시 자금조달계획, 입주계획 신고 의무화 - 거래가액 3억 원 이상 주택 	<ul style="list-style-type: none"> ■ 주담대 건수 제한 <ul style="list-style-type: none"> - 차주당 1건→세대당 1건
	<ul style="list-style-type: none"> ■ 양도세 가산세율 적용 <ul style="list-style-type: none"> - 2주택자 +10%p - 3주택자 이상 +20%p ■ 다주택자 장기보유특별공제 적용 배제 ■ 1세대 1주택 양도세 비과세 요건 강화 - 2년 이상 거주요건 추가 ■ 분양권 전매시 양도세율 50%로 일괄 적용 	<ul style="list-style-type: none"> ■ LTV·DTI 40% 적용(주담대 1건 이상 보유세대 30%, 실수요자 50%) 	

자료 : 국토교통부, 「투기과열지구·투기지역·조정대상지역 설명자료」(2017. 8. 2).

조정대상지역·투기과열지구·투기지역 지정은 대출 규제, 세제 조정, 거래제한 등을 종합적으로 운용하는 정책으로 주로 주택가격의 과도한 상승을 막기 위해 실시되지만, 이들 규제가 항상 동일한 방향으로 작동하는 것은 아니다. 신용제약, 거래비용 상승, 공급 감소, 심리적 기대효과 등 복수의 메커니즘이 작용하면서 주택가격이 상승하거나 하락할 수 있다.

우선, 신용제약(Credit Constraint)은 LTV·DTI 강화 등 금융 제한을 통해 가계의 차입능력을 축소해 주택 수요곡선을 좌측으로 이동시킨다. 이는 실 수요뿐 아니라 투자수요의 진입을 억제해 주택가격 상승률을 둔화시키고 거래량을 감소시키는 효과를 낳는다. 다만 규제가 완화되거나 신용 공급이 회복될 경우, 가격은 점진적으로 반등하는 경향을 보인다.

둘째, 거래비용 및 시점 조정(Transaction Cost and Timing Adjustment)은 거래세, 전매제한, 양도세 중과 등을 통해 주택 이동성을 낮추는 경로다. 거래비용이 높아질수록 거래회전율이 급감하고, 정책 발표 직전 매수·매도 시점이 앞당겨지는 효과가 발생한다. 일반적으로 이러한 거래 억제는 단기적으로 가격 상승률을 둔화시키지만, 양도소득세 중과와 같은 공급자 측 제약이 강한 경우에는 유효 공급 감소로 오히려 가격이 상승할 수 있다. 즉, 양도세 부담이 커지면 기존 주택 보유자의 매도 유인이 약화하여 매물 공급이 줄고, 이에 따라 거래량은 감소하지만, 가격은 상승하는 결과가 나타날 수 있다는 것이다.

셋째, 공간적 대체 및 파급효과(Spatial Substitution and Spillover)는 규제지역 경계에서 발생하는 수요 이동을 설명한다. 규제지역의 주택가격은 상대적으로 안정되거나 하락하지만, 인접 비규제지역으로 수요가 이전되며 인근 지역의 주택가격 상승을 유발할 수 있다.

넷째, 기대 및 심리 효과는 정책이 단순한 제도 변경을 넘어 시장 신호로 작용한다는 점을 강조한다. 규제가 정부의 시장 과열 인식으로 해석될 때 단기적으로 매수 심리를 자극할 수 있지만, 정책 일관성과 커뮤니케이션이 유지될 때 중장기적으로는 기대인플레이션이 낮아지고 가격 안정 효과가 나타날 수 있다.

요약하면, 주택시장 규제는 신용제약, 거래비용, 공간적 대체, 기대효과의 네 경로를 통해 작동하며, 이러한 메커니즘은 시장 여건에 따라 주택가격을

상승시킬 수도, 하락시킬 수도 있다.

제2절 관련 연구 : 주택가격에 미친 영향

본 절에서는 2017년 이후의 부동산 규제지역 정책이 해당 지역의 주택가격에 미친 영향과 관련한 연구를 정리하였다.

양완진·김현정(2020)은 투기과열지구와 조정대상지역 지정이 주택가격에 미친 영향을 살펴보았다. 2017년 이후에 지정된 투기과열지구와 조정대상지역의 효과를 아파트 매매 실거래가 자료를 이용하여 분석한 결과, 수도권과 부산 등 지역에서 규제지역 지정 이후 오히려 가격이 상승하였으며 규제 이후 가격이 하락한 지역은 세종시가 유일하다고 지적하였다.

송경호·권성오(2020)는 패널분석 모형과 회귀절단 모형(Regression discontinuity Model)을 결합하여 규제가 달라지는 지역 경계선으로부터 일정 거리 이내에 있는 주택만을 이용하여 패널데이터를 구성하여 8·2 부동산 대책의 효과를 분석하였다. 분석 결과, 규제지역으로 지정된 곳의 주택가격 상승률이 규제 이후 더 높아져 주택가격의 격차가 오히려 상승하는 것으로 나타났다.

임현목·이용만(2024)의 경우 투기과열지구에서 대출 규제의 강화가 아파트 매매가격을 안정시켰는지를 이중차분을 활용하여 검증하였다. 2019년 12·16 부동산 대책으로 인해 시가 9억 원에서 15억 원 주택의 경우, LTV 비율이 40%에서 20%로 줄어들었고, 시가 15억 원 초과 주택에 대해서는 대출이 금지되었다. 따라서 이들은 9억 원 이상의 주택을 처치집단으로, 이외 주택을 대조집단으로 설정하여 분석한 결과, 12·16 부동산 대책은 15억 원을 초과하는 주택에 대해서는 단기적으로 가격을 안정시켰으나, 9억~15억 원 사이의 주택에 대해서는 이러한 효과는 없었다. 장기적으로는 오히려 이들의 주택가격이 통제집단보다 훨씬 높아져 대출 규제 강화가 가격 안정에 어떠한 효과도 없었다고 지적하였다.

위의 연구들은 모두 규제지역 지정 이후, 주택가격이 상승하였다고 지적

하였지만, 최광성·노민지(2020)와 이주희·유선중(2021)의 경우 주택가격의 하락을 발견하였다. 이주희·유선중(2021)은 12·16 부동산 대책 이전과 이후 6개월의 실거래 사례를 수집하여 분석한 결과, 15억 원 초과 주택이 9억 원 이하의 주택에 비해 가격 상승률이 감소한 것으로 나타났다. 최광성·노민지(2020)는 2020년 2월 20일 조정대상지역으로 지정된 수원시를 대상으로 송경호·권성오(2020)와 마찬가지로 회귀절단모형과 이중차분을 합쳐 분석한 결과, 조정대상지역 지정이 아파트 매매가격을 3.8~5.0% 하락시키는 것으로 나타났다. 그러나 이들 연구 모두 규제지역 지정의 단기 효과(3~6개월)만을 분석한 것으로, 단기적으로 가격 안정 효과를 발견한 임현목·이용만(2024)의 결과와 일치한다고 할 수 있다.

제3장 이론적 배경 및 관련 연구

제1절 이론적 배경

주택가격이 혼인에 미치는 영향을 이론적으로 검토하기 위해 개인은 다음과 같은 효용함수와 예산제약을 가진다고 가정하였다. 개인은 소비재(C)와 주거 서비스(H)의 소비가 늘수록 효용은 늘어나고 결혼(M) 또한 다른 재화와 마찬가지로 보통재로 가정하였다. 이를 소비하기 위해서는 가격을 지불해야 하는 데 이러한 소비는 소득 안에서만 가능하다. 이를 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$\max U(C, H, M) \quad s.t. \quad P_C \cdot C + P_H \cdot H + P_M \cdot M \leq Y$$

주택가격의 상승은 주거 비용 P_H 뿐만 아니라 결혼 비용 P_M 또한 상승시킬 수 있다. 특히 우리나라의 경우, 결혼은 단순한 가족 형성의 과정이 아니라 분가와 주택 마련을 동시에 수반하는 경우가 많다. 통계청(2023)⁴⁾에 따르면, 결혼하지 않는 가장 주된 이유는 주거 마련 등을 위한 결혼자금미 부족해서인 것으로 나타났다. 따라서 주택가격의 상승은 주거 비용과 결혼 비용을 높이기 때문에 혼인을 감소로 이어질 가능성이 높다.

주택가격 변동이 출산에 미치는 영향에 대한 이론적 틀은 혼인을 분석한

4) 통계청(2023), 「한국의 사회동향 2023」.

방식과 비슷하다고 할 수 있다. 개인의 경우, 소비재(C)와 주택 서비스(H), 자녀(N)의 양육 비용을 소득 안에서 소비하고 이들에게서 효용을 얻는다면, 수식으로는 다음과 같이 정리할 수 있다.

$$\max U(C, H, N) \text{ s.t. } P_C \cdot C + P_H \cdot H + P_N \cdot N \leq Y$$

하지만 혼인과의 분석의 차이는 우리나라의 경우, 대부분의 미혼자는 자가를 보유하고 있지 않지만, 많은 기혼자의 경우 주택을 보유하고 있다. 통계청(2023)⁵⁾에 따르면 기혼자의 경우 31.7%가 주택을 보유하고 있지만, 미혼자의 경우 10.2%만이 주택을 보유하고 있는 것으로 나타났다. 이는 혼인을 분석할 때와는 달리 출산을 분석할 경우, 유주택자와 무주택자와 구별하여 분석할 필요가 있다는 것을 의미한다.

자가를 보유하지 못한 무주택자의 경우, 주택가격 상승은 주거 비용 P_H 의 상승으로 이어질 수 있다. 그뿐만 아니라 자녀 양육에 필요한 비용 P_N 의 상승으로 이어질 수 있다. 예를 들어 아이를 낳고 기르기 위해서는 더 넓은 주택이 필요하고, 이는 양육 비용 P_N 에 포함되어 있다고 할 수 있다. 따라서 주택가격 상승으로 인해 주거 비용이 상승한다면 이는 양육 비용의 증가를 의미한다. 따라서 무주택 가구 여성의 경우, 주택가격 상승이 임차료 상승으로 이어진다면 출산율이 낮아질 가능성이 높다.

그러나 주택 보유 가구의 경우, 주택가격 상승으로 인한 주거 비용의 상승은 낮을 것이다. 오히려 주택가격의 상승은 자산가치 Y 의 상승으로 이어져, 이는 자녀의 수를 오히려 늘릴 수 있다. 따라서 주택가격 변동이 출산율에 미친 영향을 추정할 경우, 주택 보유 여부에 따라 출산율에 미치는 영향이 다르므로 해당 가구의 주택 보유 여부를 식별할 수 있는 것이 중요하다고 할 수 있다.

5) 통계청(2023), 「2022년 25~39세 청년의 배우자 유무별 사회/경제적 특성 분석」.

제2절 관련 연구 : 주택가격 변동이 혼인 및 출산에 미친 영향

본 절에서는 주택가격 변동이 혼인 및 출산에 미친 영향에 대한 연구를 정리하였다.

우선 출산에 미친 영향을 살펴보면, 서미숙(2013)은 전국 출산력 및 가족 보건복지실태조사와 KB국민은행이 수행한 전국주택가격동향조사를 활용하여 거주자가 소유하고 있는 아파트 매매가격의 변화가 자녀 출산율에 미친 영향을 분석하였다. 프로빗(Probit) 회귀 모형으로 분석한 결과, 아파트에 전세로 사는 거주자의 경우, 주택의 가격이 상승함에 따라 자녀 출산확률이 자가에 사는 거주자에 비해 낮아지는 것을 발견하였다.

김민영·황진영(2016)은 2009년부터 4년간 16개 광역시·도 자료를 사용하여 매매와 전세가격이 합계출산율과 초산 연령에 미치는 영향을 분석하였다. 한국감정원의 주택가격 자료와 통계청의 인구동향조사 자료를 고정효과 모형과 GMM(Generalized Method of Moments) 모형을 사용하여 분석한 결과, 주택 매매가격과 주택 전세가격의 상승 모두 합계출산율을 낮추고 초산 연령을 높이는 것으로 나타났다.

이재희·박진백(2020)은 서울의 24개 구 단위의 자료를 바탕으로 주택가격과 주택 공급이 출산율에 미치는 영향을 분석하였다. 김민영·황진영(2016)과 같이 주택가격동향조사와 인구동향조사를 이용하여 2006년부터 2018년까지 회귀분석한 결과, 주택가격 변동은 합계출산율을 낮추는 것으로 나타났다. 아울러 주택공급 증가가 출산율에 부정적인 것으로 나타났는데, 저자는 이를 서울과 같은 인구밀도가 높은 지역에서는 주택공급량이 늘어나도 가격에 제한적으로 영향이 미칠 수 있고, 오히려 투기수요 형성 등 가격을 높임으로써 출산율에 부정적인 영향을 미칠 수 있다고 해석하였다.

Han and Lee(2021)는 김민영·황진영(2016)과 마찬가지로 주택가격과 전세가격이 출산율에 미치는 영향을 실증분석하였다. Han and Lee(2021)와

선행 연구와의 차이점은 우리나라의 개발제한구역 해제라는 외생적인 정책 변화를 주택과 전세가격의 도구변수로 사용하여 이들 가격 변화가 출산율에 미치는 인과관계를 엄밀하게 식별하고자 하였다. 2004년부터 2017년까지 전국 121개 시군구를 분석한 결과, 주택가격 상승이 주택 보유자가 많은 지역에서는 출산율 증가로 이어졌지만, 비보유자가 많은 지역에서는 출산율을 감소로 이어졌다는 점을 발견하였다. 또한 주택가격과 함께 전세가격을 통제하였을 때, 주택가격 상승이 출산율에 미친 영향이 훨씬 줄어든 반면, 전세가격의 효과가 주택 보유자가 많은 지역과 비보유자가 많은 지역에 훨씬 더 큰 영향을 미친다는 것을 발견하였다. 저자는 이를 전세가격과 같은 임대료가 주택가격보다 출산율을 결정하는 데 훨씬 더 중요한 결정요인이라고 해석하였다.

강동의·송경호(2021)에서는 본 연구와 유사하게 주택가격 변동이 혼인율 및 출산율에 미치는 영향을 분석하였다. 패널 구조적 벡터 자기회귀 모형(Panel Structural Vector Autoregression Model)을 통해 2011년부터 2019년까지의 전국 데이터를 분석한 결과, 전세와 매매가의 상승은 혼인율과 합계출산율을 낮추는 요인으로 작용하는 것으로 나타났다. 또한 주택 매매가격과 전세가격의 변동은 단기적으로는 혼인율과 출산율에 뚜렷한 영향을 미치지 않지만, 장기적으로 누적될 경우 그 영향의 규모가 상당히 커질 수 있는 것으로 나타났다.

박진백(2022)은 벡터 자기회귀 모형(Time-Varying Parameter VAR model)을 통해 주택가격 상승 충격 이후 출산율의 반응 구조가 어떻게 변화했는지를 살펴보았다. 1992~2022년의 전국 자료를 분석한 결과, 1990년대에는 약 10개월의 시차를 두고 출산율이 하락했으나 2010년대 중반 이후에는 충격 직후 곧바로 출산율이 하락하는 등 반응 속도와 강도가 크게 강화된 것으로 나타났다. 또한 2009~2021년 광역지자체 자료를 이용한 동태패널 회귀분석에서도 주택가격 상승은 통계적으로 유의하게 합계출산율 감소와 이어지는 것을 확인하였다. 마지막으로 국소투영법 분석 결과, 주택가격 충격의 부정적 효과는 최대 7년간 지속되며 충격 발생 5년 후에 가장 크게 나타나는 것으로 추정되었다.

해외 연구를 살펴보면, 우선 Lovenheim and Mumford(2013)는 미국의

Panel Study of Income Dynamics(PSID) 1985~2007년 자료를 활용하여 가구 단위의 주택자산 충격이 출산 결정에 미치는 영향을 분석하였다. 이들은 개별 가구의 주택가격 변화를 외생적 변수로 활용하여 고정효과 회귀분석을 수행한 결과, 주택가격이 10만 달러 상승하면 자가 보유 가구의 출산확률이 약 16~18% 증가하는 것으로 나타났다. 임차 가구에는 유의한 효과가 없었으며, 15~24세의 여성을 제외한 모든 연령대(25~44세)에서 출산이 증가하는 것을 확인할 수 있었다. 이는 단순한 출산 연령의 변화가 아닌 총출산자 수 증가를 의미한다고 저자는 해석하였다. 마지막으로 저자는 아이가 없는 가구가 아닌 아이가 있는 가구에서 유의미한 출산율의 증가를 발견하였다.

Detting and Kearney(2014)는 미국 154개 대도시권(Metropolitan Statistical Area)의 Vital Statistics Natality Files(1990~2007), Census, 주택가격지수를 결합하여 출산율과 주택가격 변동의 관계를 분석하였다. 분석 결과, 주택가격 상승은 자가 보유율이 높은 지역에서 출산율을 높였지만, 임차 가구가 많은 지역에서는 출산율을 낮추었다. 주택가격이 1만 달러 상승하면 자가율 100%인 지역에서 출산율이 5% 증가하는 반면, 자가율 0%인 지역에서는 2.4% 감소하는 것으로 나타났다. 또한 저자는 단순한 상관관계가 아닌 인과관계를 규명하기 위해, Saiz(2010)의 지역별 주택공급 탄력성을 도구변수로 사용하여 내생성 문제를 보완하였다.

Aksoy(2016)는 영국 카운티 단위의 Labour Force Survey, Land Registry, ONS 인구통계 등 1995~2013년 자료를 활용하여 주택가격 변동이 출산율에 미치는 영향을 분석하였다. 영국의 엄격한 도시 개발계획 체계(Restrictive Planning System)의 인허가 반려율(refusal rate)을 도구변수로 활용하여 주택가격의 내생성을 교정하였다. 추정 결과, 주택가격이 10% 상승할 경우, 자가율이 0%인 지역은 출산율이 4.9% 감소하는 것으로 나타났으나, 자가율 100%인 지역에서 출산율은 2.8% 증가하였다. 특히 20대 임차인이 많은 지역에서 출산 억제 효과가 크게 나타나 청년층 주거 불안이 출산 저하의 핵심 요인임을 보여주었다. 이 연구는 개발계획 인허가 반려율이라는 외생적 규제 변화를 활용한 도구변수 접근법으로, 주택가격과 출산율 간 인과성을 엄밀히 규명했다는 점에서 의의가 있다

Daysal et al.(2021)은 덴마크를 대상으로 1992년부터 2011년까지의 행정 자료를 활용하여 주택가격 변동이 출산과 아동 초기 건강에 미치는 영향을 분석하였다. 전년도 대비 1년간의 주택가격 변동이 출산 여부와 출생아의 건강지표(출생체중, 저체중, 조산, 0~5세 건강상태)에 미친 영향을 고정효과 패널 회귀 모형으로 추정하였다. 그 결과, 주택가격이 10만 DKK(약 1만 2천 달러) 상승할 때 출산확률이 평균 대비 약 2.35% 증가하는 것으로 나타났으며, 특히 첫째 아이 출산에서 효과가 가장 컸다. 또한 이러한 효과는 미국, 일본, 호주에서의 기존 연구 결과와 유사한 규모로 확인되었다. 반면 아동 건강 측면에서는 출생 시 저체중 및 조산 가능성이 일부 낮아지는 긍정적 결과가 있었으나, 이는 고소득·고학력 가구의 출산 비중 증가에 따른 구성 효과에 가깝고, 출생 이후 0~5세 시기 건강에는 유의한 영향을 주지 않았다. 저자는 이를 통해 덴마크처럼 복지제도가 잘 갖추어진 국가에서도 주택 가격 상승이 출산을 늘리는 방향으로 작용함을 보여주며, 그 기제는 신용제약의 효과보다는 소득효과와 자녀에 대한 선호에 기반한다고 해석하였다.

제 4 장

분석 방법 및 데이터 소개

제1절 연구 표본 및 분석 방법

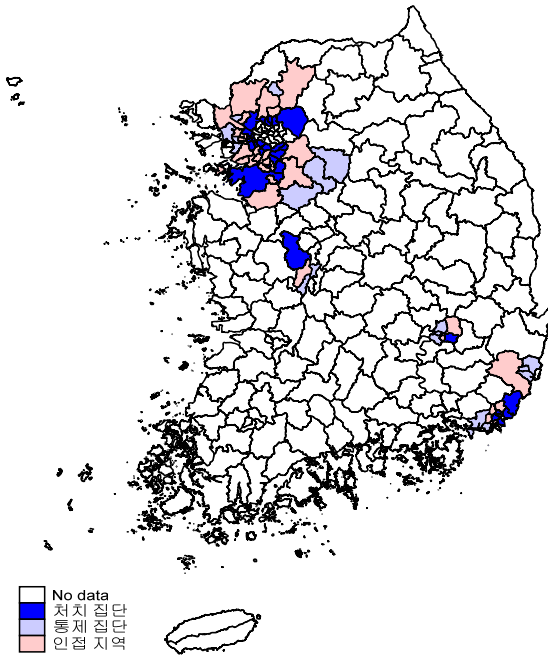
본 연구의 분석 표본은 혼인 및 출산의 주요 연령층인 20~44세 여성을 대상으로 하였다. 이를 통해 부동산 정책 변화에 따른 주택가격 변동이 혼인 및 출산에 미치는 효과를 식별하고자 하였다.

이를 위해 본 연구는 이중차분 모형을 활용하였다. 선행 연구의 경우, 정부가 지정한 부동산 규제지역을 처치그룹(Treatment group)으로, 비규제지역을 통제그룹(Control group)으로 설정하여 이중차분을 통해 규제지역의 효과를 추정하였다. 일부 연구의 경우, 규제지역과 비규제지역이 매우 다른 특성을 보이고 있기 때문에 규제지역의 경계선을 기준으로 일정 거리 내에 있는 규제지역을 처치집단으로, 비규제지역을 통제집단으로 설정하여 회귀절단 모형을 통해 효과를 추정하였다. 그러나 주택시장의 특성상 인접 지역으로 가격 파급효과가 확산할 수 있기 때문에 인접 지역을 그대로 통제집단으로 설정할 경우, 정책으로 인한 주택가격 충격이 해당 지역에도 전달되어 정책 효과를 정확히 식별하기 어렵다. 실제로 Sobel(2006)은 인접 지역 간의 상호작용 효과가 추정 편향을 유발할 수 있음을 지적하였으며, 최근 Kim(2025) 또한 우리나라 주택시장 데이터를 활용한 분석에서 규제지역의 정책충격이 인접 지역으로 전이되어 정책 효과가 과소 추정될 수 있음을 실

증적으로 보였다.

따라서 본 연구의 경우, 선행 연구에서 처치 및 통제집단 설정의 단점을 보완하기 위해 다음과 같이 처치 및 통제집단을 설정하였다. 처치집단은 부동산 규제지역으로 지정된 지역 중 인접 지역이 비규제지역인 지역으로 한정하였다. 반면 통제집단⁶⁾은 정책 효과의 공간적 파급을 최소화함과 동시에 처치집단과 유사한 사회·경제적 특성을 가진 비교 대상을 확보하기 위해, 규제지역으로부터 두 단계 떨어진 인접 지역(인접 지역의 인접 지역)으로 설정하였다. 즉, 통제집단은 주택가격 파급효과의 직접적 영향을 상대적으로 덜 받으면서도 지역의 특성이 유사한 지역으로 선정되었다. [그림 4-1]은 본 연구에 사용된 처치와 통제집단을 지도로 나타낸 것이다.

[그림 4-1] 처치/통제집단 및 인접 지역 분포



주: 시군구 리스트는 <부표 1> 참조.
 자료: 저자 작성.

6) 규제지역으로 설정된 지역은 대부분 광역시의 자치구와 시이므로 군은 통제집단에서 제외하였다.

한편, 투기지역, 투기과열지구 및 조정대상지역 설정으로 인한 주택/전세 가격의 변화, 혼인 및 출산의 변화를 살펴보기 위해 사용한 회귀식은 구체적으로 다음과 같다.

$$Y_{ct} = \alpha_c + \theta_t + \beta \cdot D_{ct} + Z_{ct}' \cdot \mu + \epsilon_{ct} \quad (1)$$

위의 식에서 사용한 α_c 와 θ_t 는 각각 지역 c , 연도 t 의 고정효과를, D_{ct} 는 투기지역, 투기과열지구, 조정대상지역 지정 여부를 표시하는 더미변수를 의미한다. D_{ct} 는 지역 c , 연도 t 에 규제지역으로 지정될 경우 1, 그렇지 않을 경우 0을 가진다. 마지막으로 Z_{ct}' 지역 c 의 인구 및 경제적 특성을 가지는 벡터로 연도 t 의 인구밀도, 재정자립도, 청년 이동률, 물가지수, 1인당 GRDP 로그값, 인구 로그값을 가진다. 식 (1)을 통의 종속변수로는 지역의 주택매매 및 전세지수의 로그값, 조혼인율과 조출산율의 로그값을 사용하였다.

또한 본 연구에서는 개인 수준의 마이크로데이터를 활용하여 부동산 정책 및 주택가격 변동에 따라 출산에 관한 결정이 달라지는지 살펴보기 위해 식 (1)에 개인의 특성을 통제하여 다음과 같은 회귀식을 사용하였다.

$$Y_{ict} = \alpha_c + \theta_t + \beta \cdot D_{ct} + X_{ict}' \cdot \gamma + Z_{ct}' \cdot \mu + \epsilon_{ict} \quad (2)$$

식 (1)과 달라진 점은 개인의 특성인 X_{ict}' 이 추가되었다는 점이다. 구체적으로 여기에 사용된 특성은 여성 i 의 연령, 학력, 취업 여부, 자녀의 수이다. 종속변수로는 출산 더미변수와 여성 i 의 주택 매매 및 전세가격의 로그값을 사용하였다. 또한 여성 i 가구의 주택 소유 여부에 따라 정책 효과가 달라질 수 있기 때문에, 주택 소유 여부에 따른 정책 효과를 각각 추정하였다.

이중차분 모형을 활용하여 인과적 효과를 식별하기 위해서는 처치집단과 통제집단이 정책 시행 이전에 유사한 추세를 보였다는 평행추세 가정(Parallel Trends Assumption)이 충족되어야 한다. 아울러 정책 효과 분석은 단순히 효과의 크기만을 추정하는 데 그치지 않고, 시간의 경과에 따라 정책 효과가 어떻게 변화하는지를 동태적으로 규명하는 과정을 포함할 필요가 있다. 이

러한 분석적 필요에 부응하기 위하여, 본 연구에서는 이벤트 스터디(Event Study) 모형을 적용하였다. 이를 통해 정책 시행 전후의 시점을 구분하고, 시차별 효과를 체계적으로 추정하였다. 구체적인 회귀식은 다음과 같다.

$$Y_{ct} = \alpha_c + \theta_t + \sum_{j=0}^{j=3} \beta_j \cdot I(t - T_c = j) + \beta_{-2} \cdot I(t - T_c \leq -2) + Z_{ct}' \cdot \mu + \epsilon_{ct} \quad (3)$$

위 식의 T_c 는 지역 c 가 규제지역으로 지정된 해를 의미하는 것으로, 구체적으로 2017년 8·2 부동산 대책 이후 지정된 연도⁷⁾를 의미한다. 본 연구의 부동산 규제정책은 시군구 단위로 시행되기 때문에, 동일 지역 내 관측치 간 상관관계를 고려하기 위하여 모든 회귀식의 표준오차는 시군구 단위로 군집화된 군집강건 표준오차(cluster-robust standard errors)로 계산하였다.

제2절 데이터 소개

1. 거시 수준(Macro-level) 데이터

본 연구에서는 통계청의 인구동향조사를 활용하여 혼인과 출산 관련 지표를 구축하였다. 인구동향조사는 가족관계등록부 및 주민등록부 자료를 기초로 하여 매년 출생, 사망, 혼인, 이혼 등 주요 인구학적 사건을 전수 집계하는 행정 통계로, 전국 시군구 단위까지 세분화된 통계를 제공한다는 점에서 지역 단위 패널분석에 적합하다. 특히 혼인 자료의 경우 혼인 건수, 연령별 혼인율, 초혼·재혼 현황, 배우자 국적별 통계 등을 포함하며, 출산 자료는 출생아 수, 출산 순위별 출산 현황 등을 포함하고 있어 인구학적 행태를 다각적으로 분석할 수 있다.

본 연구에서는 이 가운데 조혼인율(인구 1,000명당 혼인 건수)과 조출산

7) 본 연구의 분석 기간은 2016년부터 2020년까지임에 따라 2020년에 처음으로 규제지역에 지정된 지역은 통제집단으로 사용하였다.

율(인구 1,000명당 출생아 수)을 종속변수로 사용하였다. 구체적으로 2016년부터 2020년까지의 5개년 자료를 시군구 단위의 패널데이터를 구성한 뒤, 이를 이용해 부동산 정책의 변화로 인한 혼인 및 출산이 어떻게 변화하였는지 살펴보았다. 또한 시군구 단위의 주택가격과 가격 지수를 활용하여 부동산 정책 변화로 인한 가격 변동이 조혼인율과 조출산율에 어떠한 영향을 미쳤는지도 살펴보았다. 다만 인구동향조사는 부모의 교육 수준이나 주택 보유 여부와 같은 개별적 특성을 제공하지 않기 때문에 이러한 요인에 대한 통제는 불가능하다. 특히 출산 분석의 경우, 자가 보유 여부에 따라 효과가 상이할 가능성이 크다는 점에서 거시 수준 자료의 한계가 존재한다.

2. 미시 수준(Micro-level) 데이터

본 연구에서는 인구동향조사의 한계를 보완하기 위하여 통계청의 인구주택총조사 2% 표본 자료를 추가로 활용하였다. 인구주택총조사는 대한민국 전체 가구와 인구를 대상으로 실시되는 조사로, 가구 특성과 개인 속성에 관한 포괄적 자료를 제공한다. 이 가운데 2% 표본 자료는 전체 조사 대상 중 무작위로 추출된 표본을 기반으로 하며 기본 인구·가구·주택 항목 외에도 표본조사에서만 파악되는 상세 특성 항목(예: 인구이동, 혼인 및 출산, 경제활동, 직업, 통근·통학 등)을 포함한다. 따라서 이를 통해 출산 관련 분석에서는 부모의 연령, 학력, 혼인 상태, 경제활동 여부, 주택 점유 형태(자가·전세·월세 등) 등 미시적 정보를 활용할 수 있어, 단순한 거시 수준 지표로는 파악하기 어려운 이질적 효과를 규명할 수 있다는 장점이 있다. 따라서 본 연구에서는 인구주택총조사 2% 표본을 이용하여 출산에 미치는 주택 보유 여부의 차별적 영향을 분석함으로써, 인구동향조사 기반 패널분석의 한계를 보완하였다.

3. 주택가격 데이터

본 연구에서는 주택가격 변동이 혼인과 출산에 미치는 영향을 분석하기 위하여 한국부동산원의 전국주택가격동향조사와 주택동향 마이크로데이터

를 함께 활용하였다. 먼저 전국주택가격동향조사는 시계열적으로 구축된 주택 및 전세가격지수를 제공하며, 이를 통해 지역별 주택시장 변화를 상대적 지수 형태로 파악할 수 있다. 그러나 이 지표는 모든 시군구 단위에 대해서는 산출되지 않아, 분석 범위가 일부 지역에 한정되는 한계가 존재한다.

이를 보완하기 위해 주택동향 마이크로데이터를 추가로 활용하였다. 주택동향 마이크로데이터는 주택 유형(아파트, 연립다세대, 단독다가구 주택)과 주택규모(전용면적 기준)에 따라 세분화된 주택 및 전세 가격 정보를 제공한다. 본 연구에서는 시군구 내에서 동일 주택 유형·동일 크기·동일 건축 연령별로 제시된 가격의 평균을 구한 뒤, 이를 인구주택총조사의 가구의 주택 특성과 연결하여 이를 해당 가구 단위의 주택·전세가격으로 활용하였다. 이러한 방식은 지역 단위 가격지수의 한계를 보완하면서도 가구 수준의 이질성을 반영할 수 있다는 장점이 있다.

따라서 본 연구에서는 주택가격지수를 이용해 전체적인 지역 단위의 주택시장 동향을 파악하고, 주택동향 마이크로데이터를 활용해 개별 가구 단위의 주택·전세가격을 추정함으로써 혼인 및 출산과의 관계를 분석하였다. 이를 통해 주택시장 변화가 인구학적 선택에 미치는 영향을 더욱 정밀하게 규명할 수 있도록 하였다.

4. 기술통계

〈표 4-1〉에서는 주요 변수의 기초통계량을 살펴봄으로써 분석 대상 지역(225개 시군구)의 결혼 및 출산 특성과 인구·경제 여건의 전반적 분포를 확인하였다.

먼저 조혼인율(20~44세)의 평균은 약 17.74건(인구 천 명당)으로 나타났다. 연령별로 보면 25~29세와 30~34세가 각각 39.1건과 34.0건으로 결혼의 집중 연령대임을 보여준다. 반면 20~24세(5.9건)와 35세 이후(10건 이하)에서는 혼인율이 급격히 낮아져, 결혼이 30대 초반으로 집중되는 구조가 뚜렷하다.

조출산율(20~44세)의 평균은 약 36.9(인구 천 명당)로, 출산의 연령 집중도는 혼인과 유사한 양상을 보인다. 특히 30~34세 여성의 출산율이 약 92.8

〈표 4-1〉 지역별 주요 변수 기술통계

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
조혼인율 (20~44)	225	17.74	2.57	11.89	24.86
조혼인율 (20~24)	225	5.99	2.34	1.07	15.92
조혼인율 (25~29)	225	39.17	7.93	22.64	65.91
조혼인율 (30~34)	225	34.07	5.00	20.69	59.22
조혼인율 (35~39)	225	10.57	2.42	5.43	20.39
조혼인율 (40~44)	225	3.72	1.04	1.29	8.97
조출산율 (20~44)	225	36.86	9.33	15.86	87.14
조출산율 (20~24)	225	6.74	3.72	0.61	26.16
조출산율 (25~29)	225	37.29	17.94	7.17	120.90
조출산율 (30~34)	225	92.81	21.87	36.89	163.45
조출산율 (35~39)	225	46.15	5.95	23.12	70.62
조출산율 (40~44)	225	6.36	1.29	4.08	10.90
인구밀도	225	8,512.42	6,585.85	182.61	27,440.49
재정자립도	225	535.48	183.00	113.09	1,369.76
로그인구	225	13.08	0.54	10.63	14.00
유소년비중	225	0.13	0.03	0.05	0.21
청년이동률	225	0.01	0.04	-0.08	0.22
물가지수	225	98.35	1.58	95.41	100.03
GRDP(로그)	225	3.31	0.59	2.23	4.82

자료 : 「지역별고용조사」, 「주민등록인구현황」, 「한국도시통계」, 「인구동향조사」, 「인구총조사」, 「국내인구이동통계」, 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

로 가장 높았으며, 25~29세(37.3)와 35~39세(46.2)가 그 뒤를 잇는다. 이는 출산의 주된 연령대가 30대 초반에 집중되어 있음을 의미한다.

인구 및 지역경제 변수 중 인구밀도는 평균 8,512명/㎢로 지역 간 격차가

매우 크며, 대도시 일부 지역은 2만 7천 명 이상에 달한다. 재정자립도는 평균 약 53%로 지방정부 간 재정 여건 또한 차이가 크다. 유소년 비중은 평균 13%, 청년 이동률은 평균 0.0~0.02 수준으로 나타나 인구 유출입이 미약한 지역이 다수임을 보여주고 있다.

〈표 4-2〉는 인구주택총조사 2% 표본을 기반으로 한 개인 수준의 기술통계이다.

분석 기간, 출산 경험이 있는 여성은 전체의 약 5%로 비교적 낮은 수준이다. 학력은 고졸 25%, 전문대졸 이상 74%로, 고학력 여성이 압도적인 비중을 차지한다. 연령대는 30대가 중심으로, 30~34세와 35~39세가 각각 20%와 28%를 차지하며, 40대 초반까지 포함하면 전체의 약 80%가 30대 이상에 속한다. 취업 상태인 여성은 절반을 조금 넘는 수준이며, 평균 자녀 수는 0.55명으로 나타났다. 즉, 출산 경험이 있더라도 대부분이 1자녀 가구에 머무르고 있음을 의미한다. 주택 관련 지표를 보면, 평균 매매가격은 약 3억 5천만 원, 전세가격은 약 2억 2천만 원 수준으로 지역 간 편차가 매우 크다. 일부 지역은 매매가가 17억 원이 넘지만, 저가 지역은 3천만 원대 수준에 불과하다.

〈표 4-2〉 개인별 주요 변수 기술통계

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
출산 여부	160,971	0.05	0.22	0.00	1.00
고졸	160,971	0.25	0.43	0.00	1.00
초대졸 이상	160,971	0.74	0.44	0.00	1.00
25~29세	160,971	0.14	0.35	0.00	1.00
30~34세	160,971	0.20	0.40	0.00	1.00
35~39세	160,971	0.28	0.45	0.00	1.00
40~44세	160,971	0.30	0.46	0.00	1.00
취업비중	160,971	0.55	0.50	0.00	1.00
현재 자녀 수	160,971	0.55	0.71	0.00	5.00
매매가	62,597	348,983.9	192,468	30,161.06	1,777,500
전세가	47,145	215,622	119,904.2	22,230.31	1,295,000

자료: 「지역별고용조사」, 「주민등록인구현황」, 「한국도시통계」, 「인구동향조사」, 「인구총조사」, 「국내인구이동통계」, 「인구주택총조사」, 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

〈표 4-3〉 집단별 지역 특성 평균(2016년)과 처치집단과 각 집단의 평균 차이의 통계적 유의성

변수/그룹	처리집단	인접 지역	통제집단	그 외	P-value		
					vs. 인접지역	vs. 통제집단	vs. 그 외
조혼인율	2.948	2.994	2.944	2.943	0.905	0.992	0.993
조출산율	3.751	3.79	3.818	3.926	0.935	0.909	0.85
물가지수	95.657	95.667	95.888	95.988	0.999	0.988	0.988
로그 GRDP	3.144	3.289	3.395	3.574	0.733	0.622	0.622
로그 매매지수	4.462	4.423	4.456	9.082	0.945	0.992	0.001
로그 전세지수	4.584	4.537	4.508	9.116	0.935	0.914	0.001
인구밀도	10050.58	5907.322	6758.131	600.378	0.085	0.226	0
재정자립도	578.069	444.323	643.699	282.548	0.066	0.588	0.009
로그 인구밀도	13.188	13.046	12.868	12.163	0.936	0.88	0.739
유소년비중	0.137	0.14	0.139	0.135	0.888	0.963	0.941
청년이동률	0.009	0.005	-0.006	-0.011	0.652	0.179	0.005
Obs.	27	30	19	123			

자료: 「지역별고용조사」, 「주민등록인구현황」, 「한국도시통계」, 「인구동향조사」, 「인구총조사」, 「국내인구이동통계」, 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

〈표 4-3〉은 처치집단과 인접 지역, 그리고 통제집단으로 사용된 2차 인접 지역 그리고 그 외 지역의 평균과 처치집단과 각 집단 간 차이의 통계적 유의성(P-value)을 나타낸 것이다.

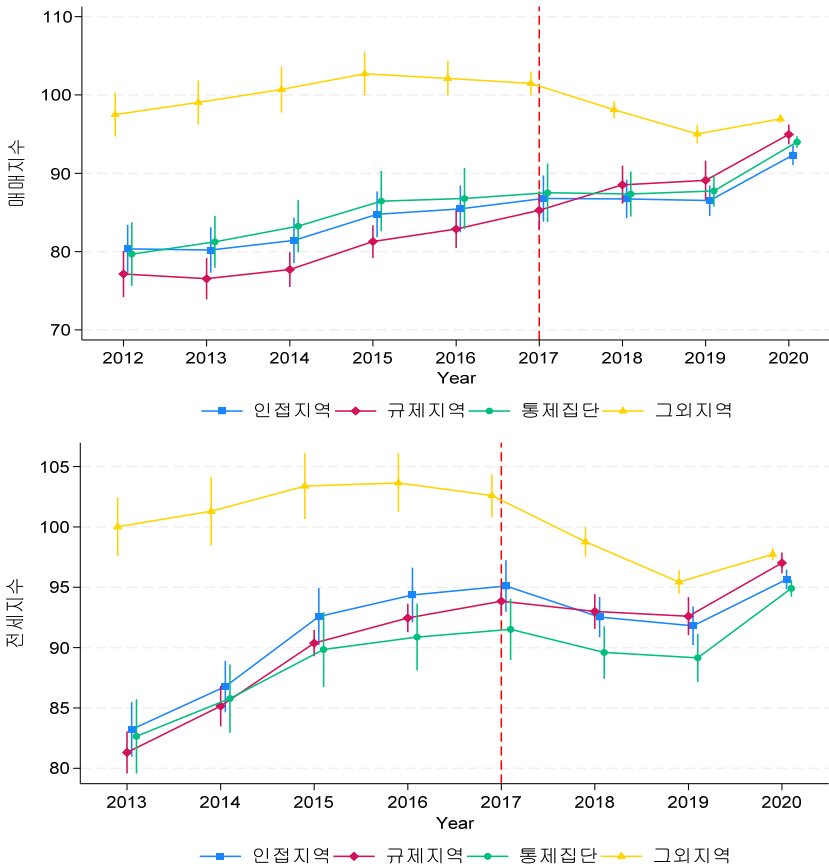
2016년 기준 주요 변수의 평균값을 비교한 결과, 처치집단과 그 외 지역은 조혼인율, 조출산율, 주택가격지수, 재정자립도 등 대부분의 지표에서 유의한 차이를 보여 지역 특성이 현저히 다른 것으로 나타났다. 이는 규제지역이 주로 대도시권이나 수도권 핵심지역에 집중되어 있고, 비규제지역 다수는 지방 중소도시로 구성되어 있기 때문으로 추정된다. 따라서 이러한 지역을 동일 선상에서 비교할 경우, 정책 효과가 아닌 기초 여건의 차이에 따른 편이가 개입될 우려가 있다.

반면 인접 지역과 2차 인접 지역(통제집단)은 규제지역과 물가, 인구밀도, 경제활동 수준, 조혼인율 등 대부분의 변수에서 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 즉, 주택시장 여건과 인구구조 측면에서 규제지역과 유사한 특성이 있는 지역으로 판단된다. 다만 인접 지역은 주택가격의 파급효과가 직접적으로 미칠 가능성이 높아, 실제 규제정책의 영향을 일부 공유할 수 있다는 점에서 완전한 통제집단으로 보기 어렵다.

이에 따라 통제집단으로 사용된 2차 인접 지역은 규제지역과 지리적으로 가까워 생활권 특성이 유사하면서도, 직접적인 정책 파급효과로부터 상대적으로 자유로워 정책 전후 비교의 타당성을 확보할 수 있다. 이러한 설정은 규제지역 지정 효과를 식별하기 위한 전략적 선택으로, 정책 효과 추정의 내적 타당성(Internal validity)을 높일 수 있다.

[그림 4-2]는 2012년부터 2020년까지 주택 매매지수와 전세지수의 추이를 보여준다.

[그림 4-2] 집단별 지역 매매지수 및 전세지수



주: 빨간색 점선(2017년)은 규제 시작 시점을 의미함. 각 지수는 기준 시점(2021.6=100.0)과 조사 시점의 지역별 가격비를 이용하여 기준시점이 100인 수치로 환산한 값임.
 자료: 「인구동향조사」, 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

2017년 8·2 부동산 대책(붉은 점선)은 규제지역 지정의 기준 시점으로, 정책 시행 이전까지 규제지역과 인접 지역, 그리고 2차 인접 지역(통제집단)의 주택가격 추이는 매우 유사한 흐름을 보인다. 반면 그 외 지역은 2012년부터 2017년까지 지속적으로 높은 수준을 유지하다 2018년 이후 점차 하락세를 보여, 정책 비대상 지역의 시장 흐름과 차별적인 궤적을 나타낸다. 이러한 결과는 규제지역과 인접 지역, 2차 인접 지역이 정책 시행 이전 비슷한 가격 추세를 보였다는 점을 통해 평행추세 가정이 충족됨을 시사한다. 따라서 2차 인접 지역은 통제집단으로 사용하기에 적절한 것으로 판단된다.

제 5 장

추정 결과

제1절 주택가격에 미친 영향

본 절에서는 2017년부터 투기지역, 투기과열지구, 조정대상지역 설정이 주택 및 전세가에 미치는 영향을 살펴보았다. <표 5-1>은 회귀식 (1)을 활용하여 규제지역 설정이 주택 매매지수에 미친 영향을 살펴본 것이다.

<표 5-1> 규제지역 지정이 매매지수에 미친 영향

VARIABLES	(1) 인접 지역	(2) 통제집단	(3) 동일 도내 인접 지역 제외
규제지역	0.0328*** (0.0103)	0.0447*** (0.0102)	0.0421*** (0.00937)
상수	8.254 (5.525)	3.438 (2.861)	2.298 (2.859)
P-value (vs. 인접지역)		0.332	0.4075
Observations	275	220	260
R-squared	0.870	0.863	0.867

주: () 안은 표준오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

자료: 「지역별고용조사」, 「주민등록인구현황」, 「한국도시통계」, 「인구동향조사」, 「인구총조사」, 「국내인구이동통계」, 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

〈표 5-1〉의 (1)열은 규제지역의 인접 지역을 통제집단으로, (2)열은 인접 지역의 인접 지역을 통제집단으로, (3)열은 인접 지역을 제외한 동일 도내 시군구를 통제집단으로 설정하여 규제의 효과를 추정하였다. 그 결과, 인접 지역과 비교하여 규제지역의 주택매매지수는 약 3.28%p 높아지는 것을 알 수 있었다. 두 단계 떨어진 인접지역을 통제지역으로 설정할 경우, 이 효과는 4.47%p까지 오르는 것을 알 수 있었다. 이는 Kim(2025)의 결과와 유사하게 규제지역의 인접 지역까지 규제의 파급효과로 인해 가격이 상승한다는 것을 의미한다. 그러나 (1)열과 (2)열의 효과가 통계적으로 유의미하게 차이가 나는지 살펴보기 위해 F-test를 시행한 결과, P-값은 0.332로 통계적으로 유의미한 수준은 아닌 것으로 나타났다.

〈표 5-2〉는 주택동향 마이크로데이터의 주택가격을 활용하여 회귀식 (2)를 통해 규제지역의 효과를 추정하였다. 구체적으로 데이터의 시군구 내 동일한 주택 유형·규모·건축 연령별 가격을 평균한 뒤, 이를 인구주택총조사의 가구별 주택 특성과 연계하여 해당 가구의 주택·전세가로 사용하였다.

〈표 5-2〉 규제지역 지정이 매매가격에 미친 영향

VARIABLES	(1) 인접 지역	(2) 통제집단	(3) 동일 도내 인접 지역 제외
규제지역	0.0740*** (0.0212)	0.114*** (0.0194)	0.111*** (0.0185)
상수	17.89** (7.785)	7.100* (3.940)	5.301 (3.969)
P-value (vs. 인접 지역)		0.0641	0.0599
Observations	76,481	62,597	70,942
R-squared	0.853	0.867	0.874

주: () 안은 표준오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

자료: 「지역별고용조사」, 「주민등록인구현황」, 「한국도시통계」, 「인구동향조사」, 「인구총조사」, 「국내인구이동통계」, 「인구주택총조사」, 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

〈표 5-3〉 규제지역 지정이 전세지수에 미친 영향

VARIABLES	(1) 인접 지역	(2) 통제집단	(3) 동일 도내 인접 지역 제외
규제지역	0.00842 (0.00608)	0.00702 (0.00781)	0.00356 (0.00701)
상수	4.821 (2.921)	3.377* (1.758)	2.151 (2.074)
P-value (vs. 인접지역)		0.8788	0.5637
Observations	275	220	260
R-squared	0.854	0.821	0.825

주 : () 안은 표준오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

자료 : 「지역별고용조사」, 「주민등록인구현황」, 「한국도시통계」, 「인구동향조사」, 「인구총조사」, 「국내인구이동통계」, 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

인접 지역을 통제집단으로 사용한 (1)열의 결과를 살펴보면, 규제지역 설정으로 인해 주택가격은 약 7.40%p 상승한 것으로 나타났다. 이에 반해 두 단계 떨어진 인접 지역을 통제집단으로 사용한 경우, 주택가격은 약 11.4%p 상승하는 것을 알 수 있다. 이는 규제지역 설정으로 인해 인접 지역의 주택가격이 약 4%p 상승한 것을 의미한다. 또한 주택가격 마이크로데이터를 활용한 경우, (1)열과 (2)열의 효과가 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서 또한 이전 연구와 마찬가지로 부동산 규제지역 설정으로 인한 가격 파급효과가 존재한다는 것을 알 수 있었다.

〈표 5-3〉은 투기지역, 투기과열지구, 조정대상지역 설정이 전세가격지수에 미친 영향을 살펴본 것이다.

분석 결과, 규제지역 설정은 전세가격지수에는 미미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 인접 지역을 통제집단으로 사용할 경우, 효과는 약 0.8%p인 것으로 나타났고, 두 단계 떨어진 인접 지역을 사용할 경우, 효과는 약 0.7%p인 것으로 나타났다.

〈표 5-4〉는 주택가격 마이크로데이터를 활용하여 전세가격에 미친 영향을 추정하였다.

〈표 5-4〉 규제지역 지정이 전세가격에 미친 영향

VARIABLES	(1) 인접 지역	(2) 통제집단	(3) 동일 도내 인접 지역 제외
규제지역	0.0162 (0.0249)	0.0455** (0.0207)	0.0440** (0.0202)
상수	19.30*** (6.189)	12.67** (4.884)	11.84** (4.567)
P-value (vs. 인접지역)		0.2249	0.2264
Observations	58,186	47,145	51,709
R-squared	0.815	0.835	0.843

주 : () 안은 표준오차.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

자료 : 「지역별고용조사」, 「주민등록인구현황」, 「한국도시통계」, 「인구동향조사」, 「인구총조사」, 「국내인구이동통계」, 「인구주택총조사」, 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

추정 결과, 두 단계 떨어진 인접 지역을 사용할 경우, 전셋값에 미친 영향은 약 4.55%p로 나타났다. 반면 인접 지역의 경우, 전셋값에는 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않았다.

요약하자면, 투기지역, 투기과열지구, 조정대상지역 설정은 주택 매매가격을 유의미하게 높이는 것으로 나타났다. 또한 매매가격지수와 마이크로데이터를 활용한 주택가격에서 모두 주변 지역으로의 가격 파급효과가 나타났다는데, 이 효과는 마이크로데이터를 사용할 때만 통계적으로 유의미하게 나타났다. 반면 전세가격에 대한 효과는 자료에 따라 다르게 나타났다. 전세가격지수를 사용할 경우, 규제지역 지정이 전세가격에 유의한 영향을 미치지 않았으나, 마이크로데이터를 이용하면 전세가격에도 영향이 있는 것으로 나타났다. 다만, 두 자료 모두에서 전세가격의 파급효과는 통계적으로 유의하게 확인되지 않았다.

제2절 혼인 및 출산에 미친 영향: 인구동향조사를 중심으로

1. 주요 결과

본 절에서는 통계청의 인구동향조사를 활용하여 부동산 규제지역 설정이 조혼인율(20~44세 여성 1,000명당 혼인 수)과 조출산율(20~44세 여성 1,000명당 출산 수)에 미친 영향을 살펴보았다. <표 5-5>는 두 지수의 로그 값을 종속변수로 사용하여 분석한 결과를 나타낸 것이다.

분석 결과, 규제지역에서 조혼인율은 약 2.73% 감소하는 것으로 나타났다. 특히 혼인으로 인한 주택 구매율이 높은 우리나라에서는 규제지역 지정으로 인한 주택가격 상승이 결혼 적령기의 청년들에게 부담으로 작용하여 혼인율을 낮추는 요인으로 해석될 수 있다. 이에 반해 출산의 경우, 혼인과는 다르게 통계적으로 유의미한 효과를 찾을 수 없었다.

[그림 5-1]은 혼인율과 출산율에 미치는 영향이 시간이 지남에 따라 어떻게 변화하는지를 살펴본 것이다.

<표 5-5> 규제지역 지정이 조혼인율 및 조출산율에 미친 영향

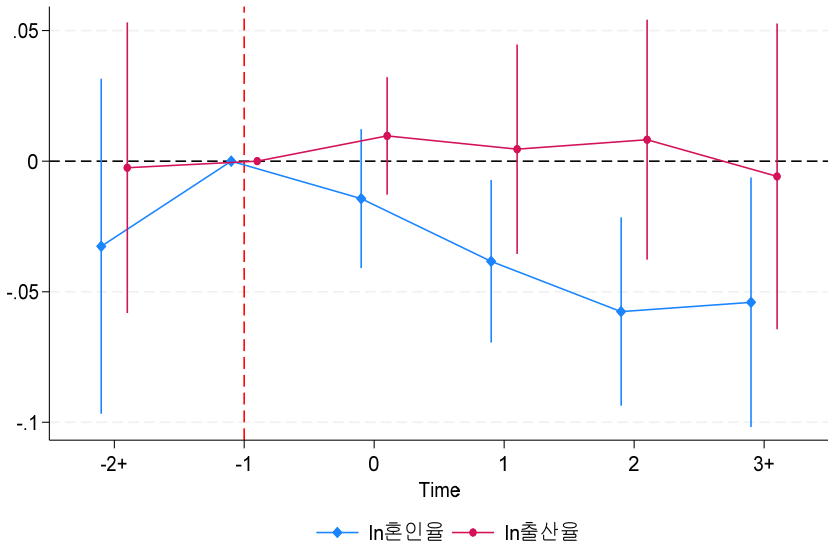
VARIABLES	(1) 로그 조혼인율	(2) 로그 조출산율
규제지역	-0.0273* (0.0148)	0.00795 (0.0195)
상수	0.439 (2.572)	1.750 (3.021)
Observations	225	225
R-squared	0.898	0.973

주: () 안은 표준오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

자료: 「지역별고용조사」, 「주민등록인구현황」, 「한국도시통계」, 「인구동향조사」, 「인구총조사」, 「국내인구이동통계」, 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

[그림 5-1] 규제지역 지정이 조혼인율 및 조출산율에 미친 영향 : 동적 효과



주: 각 계수에 표시된 수직선은 90% 신뢰구간 범위를 뜻함.
 자료: 「지역별고용조사」, 「주민등록인구현황」, 「한국도시통계」, 「인구동향조사」, 「인구총조사」, 「국내인구이동통계」, 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

혼인율의 경우, 규제지역 지정 직후 감소하기 시작하여 시간에 지남에 따라 계속 감소하는 것으로 나타났다. 이는 주택가격의 동적 효과 패턴과 일치한다고 볼 수 있는데, 주택 매매가격이 규제지역 지정 이후 지속적으로 가격이 상승함에 따라 주택 구입에 대한 부담의 증가로 인해 혼인율이 점차 떨어지는 것으로 해석할 수 있다. 이에 반해 출산율에 미친 영향은 규제지역 지정 이후에도 지속적으로 0에 가까운 효과를 보이고 있었다.

〈표 5-6〉은 규제지역 설정을 주택매매가격지수에 대한 도구변수로 사용하여 매매가격지수의 변화가 혼인율과 출산율에 미친 영향을 살펴본 것이다.

매매지수가 1% 상승할 때 조혼인율은 0.64% 감소하고, 조출산율은 0.19% 상승하는 것으로 나타났다. 통계적 유의성은 주로 혼인율 효과에서 확인되었으나, 이러한 계수의 방향과 크기는 주택가격 변동이 혼인 및 출산과 같은 인구학적 의사결정에 실질적인 영향을 미칠 수 있음을 보여주는 중요한 정량적 근거로 평가된다.

〈표 5-6〉 매매지수가 조혼인율 및 조출산율에 미친 영향⁸⁾

VARIABLES	(1) 로그 조혼인율	(2) 로그 조출산율
로그 매매지수	-0.642* (0.329)	0.189 (0.413)
Constant	4.264 (3.437)	-0.00883 (3.140)
1 st stage F-stat	15.212	
Observations	220	220
R-squared	0.889	0.970

주: () 안은 표준오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

자료: 「지역별고용조사」, 「주민등록인구현황」, 「한국도시통계」, 「인구동향조사」, 「인구총조사」, 「국내인구이동통계」, 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

다만 최근 연구들(Kim et al., 2022; Kim et al., 2024)은 신용 공급 충격이 단순히 주택가격 변동에만 국한되지 않고, 혼인과 출산 등 가계의 인구학적 결정에도 직접적인 영향을 미칠 수 있음을 실증적으로 제시하였다. 이처럼 조정대상지역이나 투기과열지구 등 규제지역 지정은 LTV·DTI 강화 등을 통해 신용 공급을 제약함으로써, 주택가격뿐 아니라 가계의 결혼 및 출산에도 동시에 영향을 미칠 가능성이 존재한다.

따라서 규제지역 지정 변수를 주택가격의 도구변수로 활용할 경우, 배제 제약(Exclusion restriction)을 위배할 가능성에 대한 우려가 존재한다. 즉, 해당 변수가 가격 경로 외에도 신용제약을 통해 혼인 및 출산에 직접적인 영향을 미칠 가능성을 완전히 배제하기는 어렵다.

그럼에도 불구하고 본 결과는 주택시장 변화가 단순한 자산가치의 변동을 넘어 사회적 의사결정(혼인·출산)에까지 연쇄적 영향을 미친다는 점을 정량적으로 확인했다는 데 중요한 정책적 의의를 지닌다. 인과적 해석에는 신중함이 필요하지만, 이 수치는 주택비용 부담과 신용 접근성이 결혼과 출산의 회복을 제약하는 주요 요인임을 시사한다. 따라서 향후 정책 설계에서는 주거비 완화와 금융 접근성 제고를 결혼·출산 촉진 정책의 도구로 고려

8) 매매지수의 경우, 아파트 재고량이 일정 수준 미만의 시군구는 조사 대상에서 제외되므로 〈표 5-6〉의 표본 수는 〈표 5-5〉의 표본 수에 비해 적다.

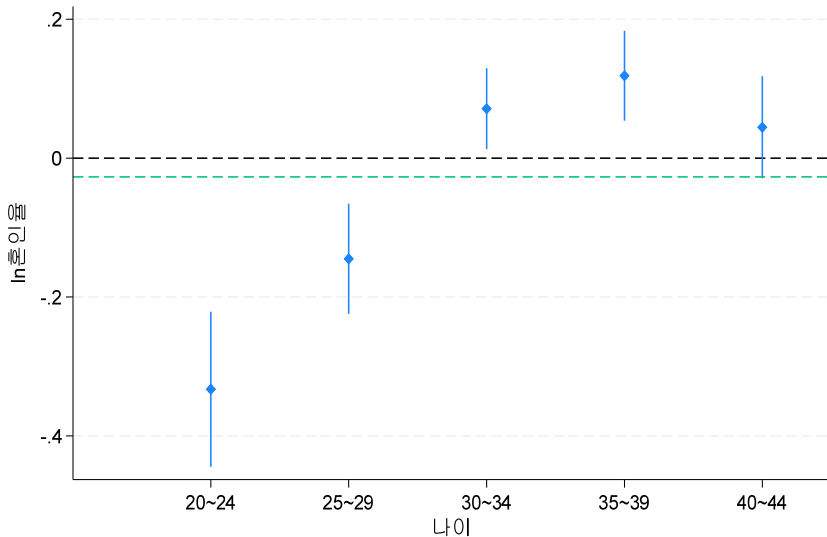
할 필요가 있다.

2. 이질성 분석

본 절에서는 규제지역 설정으로 인해 연령별 혼인율과 출산율에 미친 영향에 대해 살펴보았다. [그림 5-2]는 규제지역 설정이 조혼인율에 미친 영향을 5세 단위 연령별로 살펴본 것이다.

20~24세와 25~29세의 경우 혼인율이 떨어지는 데 반해, 30세 이후의 연령대에서는 혼인율이 오히려 상승하는 것을 알 수 있었다. 이는 정부의 규제지역 지정으로 인해 주택가격이 상승함에 따라 주택 구입에 대한 부담이 증가하여 혼인을 30대 이후로 미루는 것으로 해석할 수 있다. 그러나 이들 모두가 혼인을 연기하는 것이 아니라 일부는 혼인을 포기함에 따라 혼인의 주요 연령인 20~44세의 조혼인율은 감소하는 것으로 해석된다.

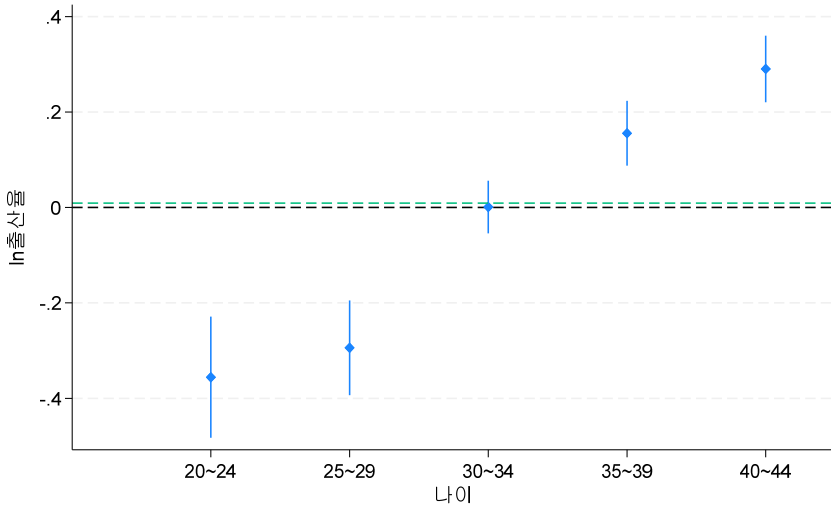
[그림 5-2] 규제지역 지정이 조혼인율에 미친 영향: 연령별 효과



주: 초록색 점선은 전체 연령의 조혼인율에 미친 영향을 나타냄. 각 계수에 표시된 수직선은 90% 신뢰구간 범위를 뜻함.

자료: 「지역별고용조사」, 「주민등록인구현황」, 「한국도시통계」, 「인구동향조사」, 「인구총조사」, 「국내인구이동통계」, 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

[그림 5-3] 규제지역 지정이 조출산율에 미친 영향: 연령별 효과



주: 초록색 점선은 전체 연령의 조출산율에 미친 영향을 나타냄. 각 계수에 표시된 수직선은 90% 신뢰구간 범위를 뜻함.
 자료: 「지역별고용조사」, 「주민등록인구현황」, 「한국도시통계」, 「인구동향조사」, 「인구총조사」, 「국내인구이동통계」, 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

[그림 5-3]의 연령대별 출산율 효과 또한 앞서 살펴본 연령대별 혼인율의 영향과 비슷한 양상을 보인다. 20~29세의 출산율은 규제지역 지정 이후 감소한 반면, 35세 이후의 출산율은 오히려 증가하는 것을 알 수 있다. 우리나라 대부분의 출산이 혼인 이후에 이뤄지기 때문에, 이러한 추정치는 높아진 주택가격으로 인하여 혼인이 늦어졌기 때문에 이에 맞춰 출산 또한 늦어지는 것으로 추정된다.

제3절 출산에 미친 영향: 인구주택총조사를 중심으로

1. 주요 결과

본 절에서는 인구주택총조사의 마이크로데이터를 활용하여 정부의 부동

산 규제지역 지정이 20세부터 44세 사이의 여성 출산에 미친 영향을 살펴보았다. 특히 주택 소유 여부에 따라 주택가격 상승으로 인한 출산에 미친 영향이 달라질 수 있기 때문에, 본 절에서는 자가 가구와 그렇지 않은 가구 여성의 출산이 어떻게 달라지는지 살펴보았다. <표 5-7>은 규제지역 지정이 출산에 미친 영향을 주택 소유 여부별로 살펴본 것이다.

부동산 규제지역 지정이 출산확률에 미친 영향을 살펴본 결과, 전체 20~44세 여성을 살펴보았을 때 효과는 0.33%p로 통계적으로 유의미한 크기는 아닌 것으로 나타났다. 이는 인구동향조사의 분석 결과와 일치한다고 볼 수 있다. 그러나 이를 자가 거주 가구와 나머지 가구와 나눠 살펴보았을 경우, 자가 거주자의 경우 0.61%p 상승하였고 나머지 가구의 경우 -0.04%p 감소하는 것을 알 수 있었다. 특히 자가 거주 가구에서 통계적으로 유의미하게 출산확률이 상승하는 것은 주택가격 상승으로 인한 부의 효과로 인한 것으로 해석할 수 있다. 이에 반해 세입자의 경우, 주택가격 상승으로 인한 부의 효과는 없고 오히려 주택비용의 상승으로 이어질 수 있기 때문에 출산에는 효과가 없는 것으로 파악된다. (4)열은 규제지역 더미변수를

<표 5-7> 규제지역 지정이 출산확률에 미친 영향

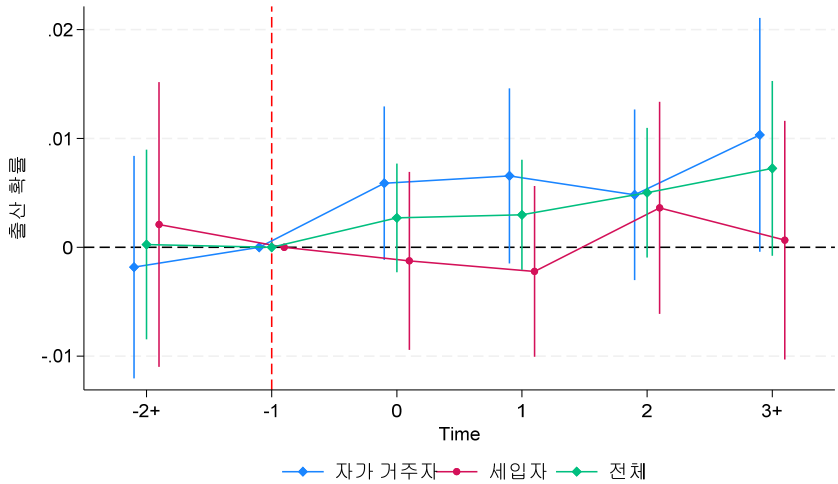
VARIABLES	(1) 전 체	(2) 자가 거주자	(3) 세입자	(4) 전 체
규제지역	0.00332 (0.00231)	0.00608* (0.00346)	-0.000428 (0.00416)	
규제지역 : 자가 거주자				0.00983*** (0.00265)
규제지역 : 세입자				-0.00220 (0.00244)
Constant	-0.00419 (0.460)	0.483 (0.610)	-0.329 (0.661)	0.00885 (0.464)
Observations	160,971	74,389	86,582	160,971
R-squared	0.054	0.068	0.048	0.055

주: () 안은 표준오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

자료: 「지역별고용조사」, 「주민등록인구현황」, 「한국도시통계」, 「인구동향조사」, 「인구총조사」, 「국내인구이동통계」, 「인구주택총조사」, 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

[그림 5-4] 규제지역 지정이 출산확률에 미친 영향: 동적 효과



주: 각 계수에 표시된 수직선은 90% 신뢰구간 범위를 뜻함.
 자료: 「지역별고용조사」, 「주민등록인구현황」, 「한국도시통계」, 「인구동향조사」, 「인구총조사」, 「국내인구이동통계」, 「인구주택총조사」, 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

자가 가구와 그렇지 않은 가구로 나눈 뒤 추정한 결과로 이 또한 (2) 열과 (3) 열의 결과와 유사한 결과가 나오는 것을 알 수 있었다.

[그림 5-4]는 이를 이벤트 스터디 모형으로 추정하여 규제지역 지정 후 시간이 지남에 따라 어떻게 바뀌는지를 나타낸 것이다.

전체 가구의 동적 효과를 살펴보면 시간이 지남에 따라 서서히 출산확률이 증가하지만 통계적 유의성은 나타나지 않았다. 이는 인구동향조사를 활용하여 조출산율의 동적 효과를 추정한 [그림 5-1]과 일치한다고 볼 수 있다. 그러나 출산확률이 증가하는 이유는 자가 거주가구의 출산율이 늘어남에 따라 나타나는 증가로 인한 것임을 알 수 있다. 이에 반해 자가에 거주하지 않는 가구의 여성에 대한 효과는 통계적으로 유의미하게 나타나지 않았다. 따라서 [그림 5-1]에서 통계적으로 유의미한 조출산율의 증가가 발견되지 않은 이유는 규제지역 지정이 임차 가구의 출산율에는 효과가 없기 때문인 것을 알 수 있다.

<표 5-8>은 규제지역 지정을 주택 매매가격의 도구변수로 활용하여, 매매가의 변화가 출산확률에 미친 영향을 살펴본 것이다.

〈표 5-8〉 매매가격이 출산확률에 미친 영향⁹⁾

VARIABLES	(1) 전 체	(2) 자가 거주자	(3) 세입자
로그 매매가격	0.0374 (0.0269)	0.0755** (0.0318)	-0.0450 (0.0511)
Constant	-0.0547 (0.445)	0.133 (0.670)	0.418 (0.849)
1 st stage F-stat	24.399	26.076	17.917
Observations	109,742	62,597	47,145
R-squared	0.064	0.061	0.040

주: () 안은 표준오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

자료: 「지역별고용조사」, 「주민등록인구현황」, 「한국도시통계」, 「인구동향조사」, 「인구총조사」, 「국내인구이동통계」, 「인구주택총조사」, 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

분석 결과, 주택가격의 상승으로 인한 출산율 증가는 자가 거주 가구의 여성에게서만 나타났다. 구체적으로 주택 매매가격이 1% 상승할 때, 출산확률은 약 0.08%p 상승하는 것으로 나타났다. 이것을 탄력성으로 나타내면 주택가격 1% 상승 시, 출산확률은 1.21% 상승¹⁰⁾하는 것으로 나타났다. 이에 반해 자가에 거주하지 않는 여성의 경우, 출산확률이 약 0.05% 감소하였는데, 통계적으로 유의미한 수준은 아니었다.

2. 이질성 분석

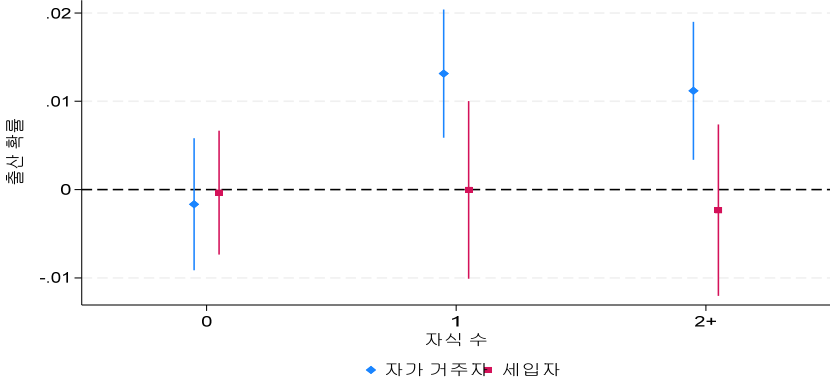
[그림 5-5]는 규제지역 지정의 효과가 자녀의 수에 따라 어떻게 바뀌는지 살펴본 것이다.

분석 결과, 자가 보유 가구의 무자녀 여성에게서는 효과가 거의 없었으나, 자녀가 1명 이상인 여성에서는 출산확률이 유의하게 증가하였다. 이는 규제지역 지정에 따른 주택가격 상승의 자산효과가 첫 출산보다는 기존 자녀를 둔 여성의 추가 출산(Intensive margin)에 주로 작용함을 의미한다. 다

9) 〈표 5-7〉의 표본은 주택가격을 식별할 수 있는 아파트와 연립 다세대 주택 거주자로 한정하여 〈표 5-6〉 표본 수와 차이가 존재한다.

10) 분석 표본의 2016년 출산확률은 0.0659인 것으로 나타났다. 이것을 토대로 계산하면 탄력성은 $(0.0667-0.0659) \times 100 / 0.0659 = 1.21$ 이다.

[그림 5-5] 규제지역 지정이 출산확률에 미친 영향: 자식 수별 이질적 효과

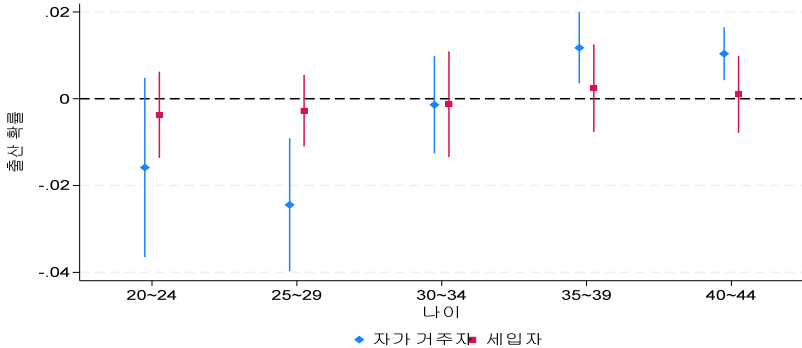


주: 각 계수에 표시된 수직선은 90% 신뢰구간 범위를 뜻함.
 자료: 「지역별고용조사」, 「주민등록인구현황」, 「한국도시통계」, 「인구동향조사」, 「인구총조사」, 「국내인구이동통계」, 「인구주택총조사」, 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

시 말해, 주택가격 상승이 새로운 출산을 촉진하기보다는 이미 자녀를 둔 가구의 출산 확대를 통해 출산율을 높이는 경향을 보인 것이다. 반면, 자가 를 보유하지 않은 가구에서는 자녀 수와 관계없이 출산확률에 유의한 변화 가 나타나지 않았다.

[그림 5-6]은 연령별 규제지역 지정 효과를 살펴본 것이다.

[그림 5-6] 규제지역 지정이 출산확률에 미친 영향: 연령별 이질적 효과



주: 각 계수에 표시된 수직선은 90% 신뢰구간 범위를 뜻함.
 자료: 「지역별고용조사」, 「주민등록인구현황」, 「한국도시통계」, 「인구동향조사」, 「인구총조사」, 「국내인구이동통계」, 「인구주택총조사」, 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

분석 결과, 30대 미만의 자가 보유 가구의 여성에게는 출산확률에 부정적인 영향을 미쳤지만, 35세 이상의 여성에게는 출산확률에 긍정적인 영향을 미친 것을 알 수 있었다. 이는 인구동향조사에서 발견된 패턴과 일치한다고 할 수 있다. 부동산 규제지역 지정은 자산가격 상승을 통해 자가 가구의 부의 효과를 유발할 수 있으나, 20대 자가 보유 가구 여성의 경우, 대출을 이미 받았기 때문에 규제·금리 상승에 더 취약하여 주거 비용 상승의 가능성이 높다. 또한 이들 중 상당수는 소형 아파트 혹은 오피스텔을 초기 주거로 보유하고 있기 때문에 출산을 위해서는 더 넓은 평형으로의 이주 수요가 발생할 수 있으나, 규제지역 지정은 주택 유동성을 악화시켜 출산확률이 오히려 감소하는 것으로 추정된다. 이는 젊은 자가 가구가 주택을 부의 원천이 아닌 부채의 원천으로 인식함으로써, 자산효과가 출산으로 전이되지 못함을 시사한다. 반면 자가를 보유하지 않은 가구의 여성에게서는 모든 연령대의 효과가 0에 가깝게 나타났다.

다음은 자산효과를 실증적으로 검증하기 위하여 규제지역이 자가 보유 가구 출산확률에 미친 영향을 거주기간별로 살펴보았다. 이를 위해 거주기간을 5년 미만과 5년 이상으로 나누었다. 5년 이상 거주한 자가 보유 가구의 경우, 이미 규제지역 지정 전에 자가를 보유한 가구를 뜻하지만, 5년 미만

〈표 5-9〉 규제지역이 자가 보유 가구 출산확률에 미친 영향 : 거주기간별

VARIABLES	(1) 자가 가구	(2) 5년 미만	(3) 5년 이상
규제지역	0.00608* (0.00346)	0.00198 (0.00449)	0.0115*** (0.00407)
Constant	0.483 (0.610)	-0.0237 (0.974)	1.020** (0.407)
P-value : vs. (2)			0.0723
Observations	74,389	41,824	32,565
R-squared	0.068	0.068	0.061

주: () 안은 표준오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

자료: 「지역별고용조사」, 「주민등록인구현황」, 「한국도시통계」, 「인구동향조사」, 「인구총조사」, 「국내인구이동통계」, 「인구주택총조사」, 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

가구의 경우 규제지역 지정 이후에 해당 주택을 구입했을 확률이 높다. 따라서 규제지역 지정으로 인한 주택가격 상승은 5년 이상 자가 보유 가구에 서 훨씬 클 것이며, 이로 인한 자산효과 또한 이들에게서 크게 나타날 것이다. <표 5-9>는 이를 살펴본 것이다.

전체 자가 보유 가구와 비교하여 살펴보았을 때, 특히 5년 이상 거주한 가구에서는 그 효과가 1.15%p로 더욱 크게 나타났다. 반면, 4년 이하 단기 거주 가구에서는 통계적으로 유의한 효과가 관찰되지 않았다. 또한 이 두 집단 간의 계수 차이 P-value는 0.0723으로 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 이러한 통계적 유의성은 자가 거주 가구의 경우 규제지역 지정으로 인한 자산효과가 출산확률을 높이는 방향으로 작용했을 가능성을 시사한다.

제4절 강건성 검증

본 절에서는 분석 결과의 신뢰성을 검증하기 위하여 이주에 따른 선택 편 의(selection bias) 가능성을 점검하였다. 만약 출산 의도가 높은 가구일수록 주택가격이 상대적으로 높은 지역으로 이주하는 경향이 존재한다면, 앞선 추정 결과는 실제 정책 효과가 아니라 이러한 인구이동의 결과를 반영했을 가능성이 있다. 즉, 출산 의도가 강한 집단이 스스로 규제지역 또는 고가주택 지역으로 이동하였다면, 규제지역의 출산을 상승은 정책의 인과적 효과라기보다 구성 효과(compositional effect)로 해석될 수 있다.

이러한 내생적 이동 편의를 배제하기 위해, 본 절에서는 최근 5년간 동일 시군구에 거주한 여성만을 표본으로 제한하여 회귀분석을 다시 수행하였다. 이를 통해 규제 정책이 지역 내 고정 거주자에게 미친 순수한 효과를 검증하고자 하였다. <표 5-10>은 그 결과를 요약한 것이다.

전체 표본을 대상으로 한 분석에서 규제지역 지정은 출산확률을 약 0.5%p 높이는 것으로 나타났으며, 자가 거주자를 대상으로 한 분석에서도 유사한 방향의 결과가 관찰되었다. 특히 (4)열의 교차항 모형에서 규제지역 \times 자가 거주자 변수의 계수는 0.75%p로 통계적으로 유의하게 양(+)의 값을

〈표 5-10〉 규제지역 지정이 출산확률에 미친 영향 : 5년간 동일 시군구 거주 여성 표본

VARIABLES	(1) 전 체	(2) 자가 거주자	(3) 세입자	(4) 전 체
규제지역	0.00500* (0.00272)	0.00530 (0.00375)	0.00328 (0.00536)	
규제지역 : 자가 거주자				0.00752** (0.00294)
규제지역 : 세입자				0.00205 (0.00292)
Constant	0.231 (0.473)	0.167 (0.594)	0.670 (0.821)	0.248 (0.475)
Observations	93,905	52,120	41,785	93,905
R-squared	0.054	0.066	0.046	0.054

주 : () 안은 표준오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

자료 : 「지역별고용조사」, 「주민등록인구현황」, 「한국도시통계」, 「인구동향조사」, 「인구총조사」, 「국내인구이동통계」, 「인구주택총조사」, 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

나타내었다. 반면, 규제지역×세입자 변수는 유의하지 않아, 임차 가구의 경우 주택가격 상승이 출산으로 이어지는 경향이 관찰되지 않았다.

이러한 결과는 규제지역 지정으로 인한 주택가격 상승이 자가 가구의 자산가치 증대를 통해 출산을 유인하는 반면, 세입자의 경우 주거비 부담 증가로 인해 유의한 변화를 보이지 않는다는 점을 시사한다. 또한 5년 이상 동일 시군구에 거주한 고정 거주자만을 대상으로 분석하였음에도 기본 결과와 일관된 추정치가 도출되었다는 점에서, 본 연구의 주요 결론이 이주로 인한 내생적 선택 편의로 인해 왜곡되지 않았음을 확인할 수 있다.

그러나 시군구 수준의 고정 거주자라도 실제로는 시내 다른 지역(예: 더 비싼 아파트 단지)으로 이사할 수 있기 때문에, 여전히 주택가격과 출산 간의 인과관계가 이동 선택으로 편이가 생길 가능성이 있다. 이에 따라 이를 한층 더 엄격히 통제하기 위해, 조사기간(2016~2020년) 동안 동일 주소(같은 집)에 5년 이상 거주한 여성만을 표본으로 한정하였다. 이 표본은 주택 구입 또는 이사에 따른 자산 변화나 임차 조건 변화의 영향을 거의 받지 않은 집단으로, 정책충격에 따른 순수한 자산가치 변화만을 관찰할 수 있다는 장점이 있다.

〈표 5-11〉 규제지역 지정이 출산확률에 미친 영향 : 5년간 동일 주택 거주 여성 표본

VARIABLES	(1) 전 체	(2) 자가 거주자	(3) 세입자	(4) 전 체
규제지역	0.00745** (0.00327)	0.0115*** (0.00407)	-0.00222 (0.00590)	
규제지역 : 자가 거주자				0.0114*** (0.00335)
규제지역 : 세입자				-0.00121 (0.00386)
Constant	0.568 (0.340)	1.020** (0.407)	-0.334 (1.582)	0.607* (0.341)
Observations	45,521	32,565	12,956	45,521
R-squared	0.055	0.061	0.051	0.055

주 : () 안은 표준오차.

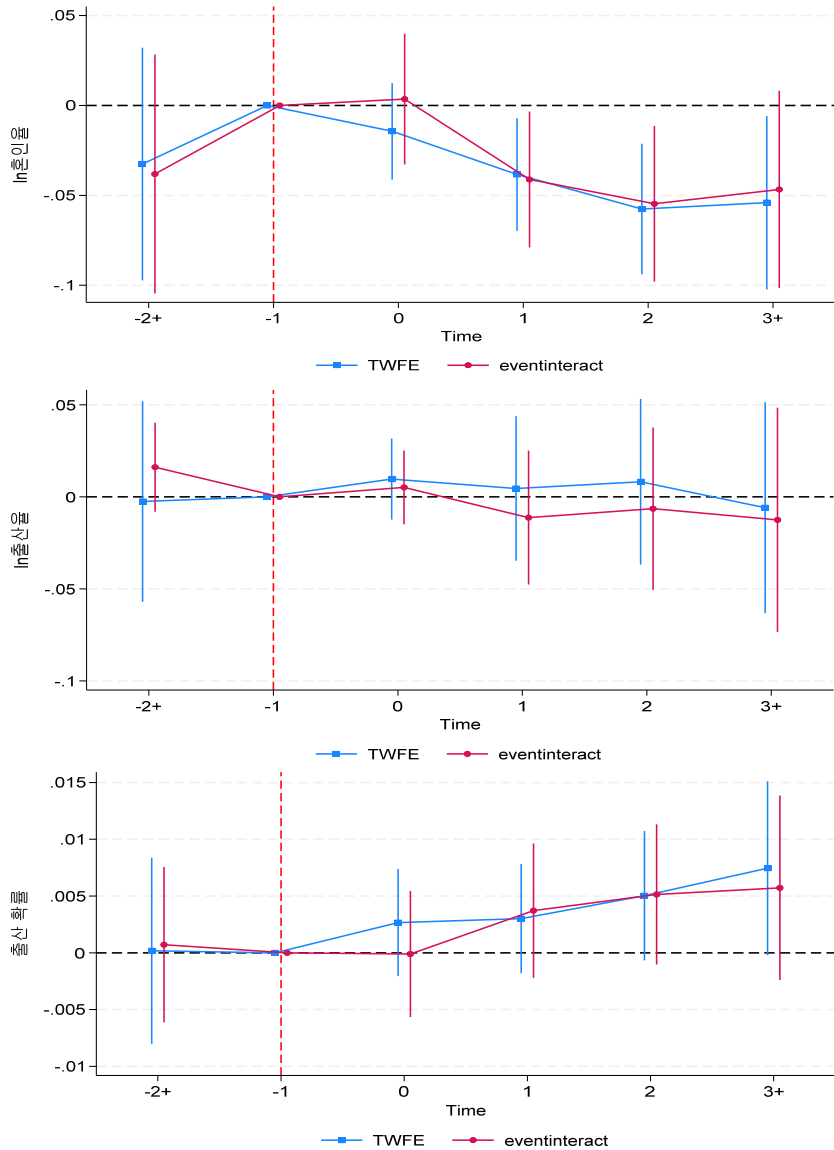
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

자료 : 「지역별고용조사」, 「주민등록인구현황」, 「한국도시통계」, 「인구동향조사」, 「인구총조사」, 「국내인구이동통계」, 「인구주택총조사」, 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

5년 이상 거주한 여성만을 분석한 〈표 5-11〉을 살펴보면, 규제지역 지정은 전체 여성의 출산확률을 평균 0.75%p 증가시키는 것으로 나타났으며, 특히 자가 거주자의 경우 그 효과가 1.15%p로 더욱 크게 나타났다. 반면 세입자의 경우 통계적으로 유의한 변화가 관찰되지 않았다. 이러한 결과는 주택가격 상승이 자가 보유 가구의 자산가치 상승을 통해 출산 여력을 높이지만, 임차 가구에는 동일한 효과가 미치지 않음을 의미한다. 또한 동일 주택 장기 거주자만을 대상으로 분석하였음에도 기존 결과와 일관된 방향이 유지된다는 점에서, 본 연구의 결론이 인구이동이나 표본 구성 변화에 의한 내생적 편익의 때문에 왜곡되지 않았음을 확인할 수 있다.

다음은 이질적 처치효과(Heterogeneous treatment effects)로 인해 기존 이중차분 추정치가 편익될 가능성을 검증하였다. 기존 모형은 여러 시점에 걸쳐 단계적으로 정책이 시행(Staggered adoption)되는 경우, 정책 효과가 시점별·집단별로 다르다면 편향된 추정치를 산출할 수 있다는 한계가 있다. 최근 문헌(Sun and Abraham, 2021; Goodman-Bacon, 2021)은 이러한 상황에서 TWFE 계수가 처치 효과의 가중 평균 방향과 크기가 매우 다를 수 있음을 지적하고 있다. 이를 보완하기 위해, 본 연구에서는 Sun and Abraham(2021)의 추정량(Estimator)¹¹⁾을 적용하여 동일한 이벤트 스터디 모형을 다시 추정하였다.

[그림 5-7] 규제지역 지정이 출산확률에 미친 영향: 이질적 효과 강건성 검증



주: 각 계수에 표시된 수직선은 90% 신뢰구간 범위를 뜻함.
 자료: 「지역별고용조사», 「주민등록인구현황», 「한국도시통계», 「인구동향조사», 「인구총조사», 「국내인구이동통계», 「인구주택총조사», 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

11) 이를 위해 Stata의 'eventinteract' 커맨드를 사용하였다.

[그림 5-7]의 파란선은 본 연구의 기존 이벤트 스터디 추정치(TWFE), 빨간선은 교정된 추정치(eventinteract)를 나타낸다. 세 지표(혼인율, 출산율, 출산확률) 모두에서 두 추정치의 시계열적 패턴과 계수 크기가 거의 일치하며, 정책 시행 이전에는 유의한 선행 추세가 관찰되지 않았다. 따라서 본 연구의 주요 결과는 이질적 처치효과 문제로 인한 편의가 아닌, 규제지역 지정의 실제 효과를 반영한 것으로 판단된다.

다음은 클러스터 수가 적을 때 발생할 수 있는 표준오차의 편의 문제를 점검하였다. 본 연구의 주요 분석은 시군구 단위(약 50개 미만의 클러스터)를 기준으로 수행되었는데, 이 경우 군집강건 표준오차가 과소 추정되어 통계적 유의성이 과대 평가될 수 있다는 점이 지적되어 왔다(MacKinnon and Webb, 2017). 이를 보완하기 위해, 본 절에서는 Wild Cluster Bootstrap 방법을 적용하여 기존 회귀 모형의 P-value를 재추정하였다. Wild Bootstrap은 클러스터 수가 적거나 이질적일 때 유효한 표준오차를 산출하는 보편적인 보정 절차로, 최근 소규모 패널이나 지역 단위 분석에서 널리 사용된다. <표 5-12>는 1,000회 반복의 Wild Bootstrap으로 재추정한 결과를 나타낸 것이다.

<표 5-12> 매매가격이 출산확률에 미친 영향 : Wildbootstrap 결과

VARIABLES	(1) 로그 조혼인율	(2) 로그 조출산율	(3) 전체	(4) 자가 거주자	(5) 세입자
규제지역	-0.0273* (0.0148)	0.00795 (0.0195)	0.00332 (0.00231)	0.00608* (0.00346)	-0.000428 (0.00416)
상수	0.439 (2.572)	1.750 (3.021)	-0.00419 (0.460)	0.483 (0.610)	-0.329 (0.661)
P-value	0.0820	0.6600	0.1620	0.0870	0.9250
Obs.	225	225	160,971	74,389	86,582
R ²	0.898	0.973	0.054	0.068	0.048

주 : () 안은 표준오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

자료 : 「지역별고용조사」, 「주민등록인구현황」, 「한국도시통계」, 「인구동향조사」, 「인구총조사」, 「국내인구이동통계」, 「인구주택총조사」, 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

혼인율(열 1)과 출산율(열 2), 개인 수준 출산확률(열 3~5) 모두에서 기존 분석과 동일한 통계적 유의성을 보였다. 특히 자가 거주자의 출산확률(열 4)은, 규제지역 지정 효과의 통계적 유의성이 유지되어 Wild Bootstrap을 적용하더라도 기존 결과와 다르지 않은 것을 확인할 수 있었다. 세입자의 경우에는 기존과 마찬가지로 통계적으로 유의한 효과가 관찰되지 않았다. 이러한 결과는 본 연구의 주요 결론이 클러스터 수 부족으로 인한 표준오차 과소 추정의 산물일 가능성이 작음을 의미한다. 즉, 규제지역 지정의 혼인·출산 효과는 통계적 안정성을 갖춘 결과로, 소표본 클러스터 환경에서도 통계적 강건성이 확보되었다고 평가할 수 있다.

제5절 출산율 예상 효과

본 절에서는 주택가격 상승이 출산율에 미치는 영향을 결혼 및 주택점유 구조 변화(구성 효과)와 결혼한 가구의 출산행태 변화(행태 효과)로 구분하여 분석하였다. 주택가격이 상승하면 결혼을 지연하거나 포기하는 인구가 늘어나 전체 결혼 비중이 감소하는 반면, 자가를 보유한 기혼 가구의 경우 주택가격 상승으로 인한 자산가치 증가가 출산 여력 확대 요인으로 작용할 수 있다. 따라서 전체 출산율의 변화는 이러한 두 요인이 어떤 방향과 크기로 결합하는가에 따라 달라진다.

이를 정량적으로 확인하기 위해, 통계청 인구주택총조사(2% 표본, 2015년 기준)를 이용하여 20~44세 여성을 결혼상태와 주택점유 형태에 따라 세 집단으로 구분하였다. 즉, 결혼+자가(s_{MO}), 결혼+임차(s_{MR}), 미혼·배우자 없음(s_U)으로 나누고, 각각의 집단별 출산확률(f_{MO} , f_{MR} , f_U)을 산출하였다. 전체 출산확률 F 는 다음과 같이 정의된다.

$$F = s_{MO} \times f_{MO} + s_{MR} \times f_{MR} + s_U \times f_U \quad (1)$$

주택가격이 변할 때 전체 출산확률의 변화는 각 집단의 구성비 변화(Δs)와 출산확률 변화(Δf)로 분해할 수 있다. 이때 전체 변화 ΔF 는 아래와 같

이 근사적으로 표현된다.¹²⁾

$$\Delta F \approx (\Delta s_{MO} \times f_{MO_0} + \Delta s_{MR} \times f_{MR_0}) + (s_{MO_0} \times \Delta f_{MO} + s_{MR_0} \times \Delta f_{MR}) \quad (2)$$

첫 번째 괄호는 결혼 및 점유구성 변화로 인한 구성효과, 두 번째 괄호는 출산확률 변화로 인한 행태효과를 의미한다.

〈표 5-13〉은 구성효과와 행태효과를 계산하기 위해 사용한 구성 요소를 작성한 것이다. 각 집단의 비중과 확률은 규제지역의 대부분을 차지하는 수도권(서울, 경기, 인천) 표본을 토대로 계산하였다. 결혼 비중에 대한 가격 탄력도(집값 1% 상승 시 결혼 비중 0.64% 감소)와 집단별 출산확률의 한계 효과(자가 보유자의 출산확률 0.08% 상승, 임차 가구 효과 0¹³⁾)는 실증 결과를 인용하였다.

〈표 5-13〉 예상 효과 계산을 위한 구성 요소

항목	설명	출처	값
s_{MO_0}	결혼+자가 여성 비중	인구주택총조사 (2015)	0.248
s_{MR_0}	결혼+임차 여성 비중		0.264
s_{U_0}	미혼 여성 비중		0.488
f_{MO_0}	결혼+자가 출산확률		0.031
f_{MR_0}	결혼+임차 출산확률		0.050
f_{U_0}	미혼 출산확률		0.001
ΔP	매매 지수 변화 15년 : 87.7 → 24년 : 96.3	주택매매지수	+9.81%
β_M	집값 1% 상승 시 결혼 비중 변화율	〈표 5-5〉	-0.64%
$\beta_{f_{MO}}$	집값 1% 상승 시 자가 출산확률 변화	〈표 5-7〉	+1.21%
$\beta_{f_{MR}}$	집값 1% 상승 시 임차 출산확률 변화율		0

자료 : 「인구주택총조사」, 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

- 12) 우리나라의 미혼 출산 비중은 매우 낮으므로, 전체 출산확률 변화 ΔF 를 계산할 때 미혼 집단의 비중 및 출산확률 변화는 제외하였다.
 13) 임차 가구의 출산확률 변화는 통계적으로 유의하지 않으므로 0으로 설정하였다.

〈표 5-14〉 예상 효과 계산 : 출산에 미친 영향

	매매지수 1% 상승 시	매매지수 9.81% 상승 시	상대 변화율
구성효과	-0.0130%p	-0.1275%p	-5.96%
행태효과	+0.00924%p	+0.0907%p	+4.24%
총효과	-0.0038%p	-0.0373%p	-1.72%

자료 : 「인구주택총조사」, 한국부동산원 자료를 바탕으로 저자 작성.

〈표 5-14〉는 〈표 5-13〉과 식 (2)를 토대로 계산한 구성효과¹⁴⁾와 행태효과, 총효과 분석 결과이다.

분석 결과, 매매지수가 1% 상승할 때 구성효과는 -0.0130%p, 행태효과는 +0.0092%p로 나타났으며, 이로 인한 총효과는 -0.0038%p로 추정되었다. 2015년 출산확률은 2.14%를 감안하였을 때, 이를 통해 탄력성으로 계산하면 약 -0.178인 것으로 나타났다. 이는 〈표 5-3〉에서 산출된 조출산율 탄력성의 95% 신뢰구간(-0.62~0.998)에 포함되어 있으므로, 본 분석의 추정치가 통계적으로 타당한 범위 안에 있다는 것을 알 수 있다.

또한 2015년부터 2024년까지 주택매매지수가 약 9.81% 상승한 점을 적용하여 시뮬레이션한 결과, 구성효과는 -0.1275%p, 행태효과는 +0.0907%p로 나타났으며, 이에 따른 총효과는 -0.0373%p로 추정되었다. 2015년 출산확률을 기준으로 환산할 경우, 구성효과로 인한 출산율 감소는 약 5.96%, 행태효과로 인한 증가분은 약 4.24%로 추정되며, 결과적으로 주택가격 상승은 전체 출산율을 약 1.7% 감소시키는 것으로 나타났다.¹⁵⁾

결과적으로 주택가격 상승은 자가 가구의 출산 유인을 다소 높이는 행태효과를 동반하였으나, 결혼 비중 감소로 인한 구성효과가 이를 상쇄하여 전체 출산율은 감소하는 것으로 나타났다. 이는 한국처럼 혼인 외 출산이 극

14) β_M 을 통해 알 수 있는 것은 $\Delta s_{MO} + \Delta s_{MR}$ 이다. 본 연구에 사용한 데이터에서는 현재 자가 여성과 임차 여성의 비중은 알 수 있지만, 분석 기간 어떻게 바뀌었는지는 알 수 없다. 따라서, Δs_{MO} 과 Δs_{MR} 은 현재의 비중에서 각각 0.064% 감소하였다고 가정하였다.

15) 2015년부터 2024년까지 합계출산율은 1.239명에서 0.748명으로 줄어들었다. 주택가격 상승으로 합계출산율 또한 1.7% 감소한다면, 이로 인한 출산율 감소는 약 -0.021로 전체 감소의 약 4.34%를 설명할 수 있다.

히 낮은 사회에서, 결혼 감소가 출산율 하락의 주요 경로임을 정량적으로 보여주는 결과로 해석할 수 있다.

이러한 결과는 주택시장 호황기에 결혼 비중 감소로 인한 출산 저하 압력이 자산효과보다 크기 때문에, 주거비 부담 완화 정책이 결혼·출산율 유지의 핵심 변수임을 시사하고 있다.

제6절 연구 결과 의의

본 연구는 주택가격 변동이 혼인과 출산에 미치는 영향을 분석한 기존 국내외 연구의 연속선상에 있으나, 자료의 수준, 식별 전략, 인과 분석의 구조화 측면에서 뚜렷한 차별성과 기여를 가진다.

첫째, 연구 범위와 분석 단위에서 기존 국내 연구와 차별성을 가진다. 국내의 다수 연구(서미숙, 2013; 김민영·황진영, 2016; 이재희·박진백, 2020 등)는 광역시·도 단위의 패널자료를 활용하여 주택 매매가격과 전세가격이 합계출산율에 미치는 상관관계를 추정하였다. 이들 연구는 거시적 경향을 확인하는 데 의의가 있었으나, 혼인-출산 결정이 이루어지는 개인·가구 수준의 행태적 요인을 반영하기 어려웠다.

반면 본 연구는 통계청의 인구동향조사와 인구주택총조사 2% 표본, 한국부동산원의 주택동향 마이크로데이터를 결합하여 시군구-가구-개인 수준의 다층 자료를 구축하였다. 이를 통해 거시 수준의 혼인·출산율뿐 아니라, 개별 여성의 출산확률과 주택점유 형태에 따른 차별적 반응을 실증적으로 분석할 수 있었다.

둘째, 식별 전략과 정책 변수의 활용 방식에서도 차별적이다. 기존 연구들은 대부분 주택가격 자체의 시계열 변동을 사용하여 주택가격-출산의 상관관계를 추정하였기 때문에, 주택가격 변동의 내생성(endogeneity) 문제가 남아 있었다. 이에 반해 본 연구는 정부의 부동산 규제지역 지정이라는 외생적 정책 변화를 활용함으로써, 정책으로 유발된 주택가격 변동이 혼인과 출산에 미친 인과효과를 식별¹⁶⁾하였다. 이 접근은 Han and Lee(2021)가 개

발제한구역 해제를 도구변수로 사용해 인과성을 확보한 전략을 국내 맥락에 확장한 것으로, 정책충격이 인구학적 행태에 파급되는 실증적 경로를 국내 주택시장 자료로 검증하였다는 점에서 의의가 있다.

셋째, 분석 수준과 결과 해석의 구조화 측면에서도 국내 연구를 확장하였다. 기존 연구들은 주택가격 상승이 출산율을 낮춘다는 평균적 효과에 주목했지만, 본 연구는 주택가격 상승이 혼인 감소를 통해 출산 저하로 이어지는 구성효과와 자가 보유 가구의 자산가치 상승이 출산확률을 높이는 행태 효과로 분해하여 정량적으로 평가하였다. 그 결과, 자가 가구의 출산확률은 상승하였으나 무주택 층의 혼인 감소 효과가 이를 상쇄하여 전체 출산율이 감소하는 구조적 메커니즘을 제시하였다. 이는 주택시장의 가격효과가 단순히 경제적 변수에 국한되지 않고, 가구의 생애 주기적 의사결정(혼인·출산)과 직접적으로 연계됨을 보여주는 결과이다.

16) 그러나 배제 제약에 대한 우려로 인해 이를 엄밀한 인과효과로 결론 내리기엔 한계 또한 존재한다.

제 6 장

신혼부부 주거지원정책의 평가와 개선방향¹⁷⁾

제1절 신혼부부 주거지원 정책

본 연구의 분석 결과, 주택가격 상승은 결혼과 출산에 상반된 경로를 통해 작동하는 것으로 나타났다. 자가 보유 가구의 경우 주택가격 상승으로 인한 자산가치 확대가 출산확률을 높이는 행태 효과를 보였으나, 무주택 청년층과 신혼층에서는 주거비 부담 증가로 혼인을 지연하거나 포기하는 구성효과가 더 크게 작용하였다. 즉, 혼인 진입기의 주거비 부담이 전체 출산 저하의 주요 요인으로 작동하고 있으며, 이는 주택시장 구조와 정책이 인구 행태에 직접적인 영향을 미친다는 점을 보여준다. 이러한 결과는 정부의 저출산 대응 정책에서 주거정책이 핵심 축으로 기능해야 함을 시사하며, 실제로 정부는 신혼부부와 출산 가구의 주거비 부담을 완화하기 위해 주택공급 확대, 금융지원 강화, 청약제도 개선, 지방정부의 맞춤형 주거지원 등 네 가지 축을 중심으로 정책을 다양하게 추진하고 있다. 본 장에서는 이러한 정책에는 무엇이 있는지, 그리고 개선 과제가 무엇인지를 제시하고 이를 통해 구체적인 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

주택공급 정책은 공공임대와 공공분양을 결합한 형태로 추진되고 있다. 신혼부부를 주요 대상 계층으로 한 공공임대주택은 2013년 도입된 행복주

17) 본 장의 정책 소개 및 정책 개선 과제는 진달래(2025)를 토대로 재정리하였다.

택에서 시작되었으며, 2016년부터 본격적으로 공급이 확대되었다. 행복주택은 사회 초년생과 신혼부부 등 생애 초기 계층을 위한 맞춤형 임대주택으로, 역세권과 대학가 등 접근성이 좋은 지역에 시세의 60~80% 수준 임대료로 공급되었다. 이후 공급 물량이 꾸준히 확대되어 2016년 2,041호에서 2023년 169,348호로 증가하였으며, 신혼·청년층의 주거 안정을 위한 대표 사업으로 자리 잡았다. 또한 정부는 영구·국민·행복임대를 하나로 통합한 통합 공공임대주택 제도(2021년 도입)를 시행하여, 소득연동 임대료(시세의 35~90%)와 최장 30년의 거주기간을 보장하는 체계를 마련하였다. 이를 통해 공공임대의 유형 간 중복을 해소하고, 생애주기별로 지속가능한 주거 안정 지원 기반을 강화하였다.

〈표 6-1〉 임대주택정책 개요

	개념	임대기간	임대료	전용면적
영구 임대	기초생활수급자 등 최저 소득 계층을 대상으로 하는 건설 임대주택 * 소득기준: 도시근로자 가구원 수별 월평균소득 50% 이하	50년	시세의 30% 수준	40㎡ 이하
국민 임대	소득 4분위 이하 저소득층을 대상으로 하는 건설임대 주택 * 소득기준: 도시근로자 가구원 수별 월평균소득 70% 이하	30년	시세의 60~80% 수준	60㎡ 이하
행복 주택	대학생, 신혼부부, 청년, 고령자 등을 대상으로 도심내 잔여 용지를 활용하여 공급하는 임대주택 * 소득기준: 도시근로자 가구원 수별 월평균소득 100% 이하	10년 (대학생, 청년 등) 20년 (고령자 등)	시세의 60~80% 수준	60㎡ 이하
통합공공 임대	기존 복잡한 유형(영구·국민·행복)을 하나로 통합한 임대주택 * 우선공급: 중위소득 100% 이하, 일반공급 기준 중위소득 150% 이하	30년	입주민 소득수준에 따라 시세의 35~90% 수준	85㎡ 이하

자료: 국토교통부 제출자료, LH 마이홈포털 등; 진달래(2025)에서 재인용.

〈표 6-2〉 주택 분양정책 개요

		나눔형	선택형	일반형
물량		25만호	10만호	15만호
개념		처음부터 분양을 받되, 낮은 분양가와 장기 모기지료 내집마련 기회를 제공	저렴한 임대료로 일정기간(6년) 임대거주 후 분양 여부를 자유롭게 선택	기존 공공분양(청년층을 위해 일반공급 20%는 추첨제로 공급하되 4050 등 기존 대기 수요를 고려하여 일반공급물량도 확대)
특징		시세 70% 이하 분양 시세차익 70% 보장(이후 주택처분은 감정가 차익 70% 귀속 조건으로 공공환매만 가능함)	6년간 임대거주 후 분양 여부 선택(분양가는 입주 시 추정분양가+분양시점 감정가의 평균)	시세 80% 수준 분양
소득기준		<input type="checkbox"/> 청년, 신생아: 140% 이하 <input type="checkbox"/> 신혼부부, 생애최초: 130% 이하 <input type="checkbox"/> 신혼부부(맞벌이): 140% 이하 <input type="checkbox"/> 일반: 100% 이하	<input type="checkbox"/> 청년, 신생아: 140% 이하 <input type="checkbox"/> 다자녀, 노부모: 120% 이하 <input type="checkbox"/> 신혼부부(맞벌이): 140% 이하 <input type="checkbox"/> 일반: 100% 이하	<input type="checkbox"/> 신생아: 140% 이하 <input type="checkbox"/> 다자녀, 노부모: 120% 이하 <input type="checkbox"/> 신혼부부, 생애최초: 130% 이하 <input type="checkbox"/> 신혼부부(맞벌이): 140% 이하 <input type="checkbox"/> 일반(60㎡ 이하): 100% 이하
자금 지원	한도	5억 원(LTV 최대 80%, DSR 미적용)	5억 원(LTV 최대 80%, DSR 미적용) * 보증금은 80% 전세대출 별도지원	4억 원(LTV 70%, DSR 미적용)
	금리	1.9~3.0%	1.9~3.0% * 전세대출: 1.7~2.6%	2.15~3.0%
	만기	40년	40년 * 임대기간 중	30년

자료: 관계부처 합동(2022. 10.), 「청년·서민 주거안정을 위한 공공주택 50만호 공급계획」; 진달래(2025)에서 재인용.

공공분양 정책의 시작은 2018년에 도입된 신혼희망타운으로, 혼인 7년 이내의 신혼부부, 예비 신혼부부, 그리고 만 6세 이하 자녀를 둔 한부모가구

등 저출생 대응 계층을 대상으로 한 맞춤형 공공분양주택이다. 이 사업은 육아와 생활 편의성을 고려한 단지 설계를 특징으로 하며, 유치원과 학교 인근 부지에 조성되어 국공립 어린이집, 다함께 돌봄센터, 공동육아 나눔터 등 돌봄 인프라를 포함한 주거+돌봄 통합형 단지로 계획되었다. 다만 2022년 이후에는 공공분양의 나눔형·선택형 모델과 입주 자격이 중복되면서 신규 사업 승인이 중단되었고, 그 기능은 공공분양 뉴:홈으로 흡수·전환되었다. 2023년부터 시행된 공공분양 뉴:홈은 나눔형(시세 70% 이하·공공환매), 선택형(6년 임대 후 분양전환), 일반형(분양가상한제 적용)으로 나누어져, 신혼부부·신생아·다자녀 가구 등 생애 초기 계층을 중심으로 한 우선 공급 체계를 운영하고 있다. 특히 신생아 특별공급을 통해 연 3만 호 규모의 주택을 출산 가구에 공급하고, 민간 분양에서도 생애최초·신혼부부 특별공급 물량의 일부를 출산 가구에 우선 배정함으로써, 공공과 민간이 연계된 출산·양육 연계형 분양 시스템이 구축되고 있다.

금융지원 정책은 신혼부부와 출산 가구의 주거비 부담을 낮추기 위해 정책모기지(디딤돌·버팀목)와 신생아 특례대출을 중심으로 운영된다. 디딤돌·버팀목 대출은 2014년부터 무주택 서민의 주택 구입·전세자금 지원을 확대하기 위해 도입된 정책적 주택담보대출로 자리 잡았다. 2023년 도입된 신생아 특례대출은 대출 접수일 기준 2년 내 출산한 무주택 가구를 대상으로 하며, 구매 자금은 주택 가액 상한 9억 원·대출한도 4억 원, 전세자금은 보증금 상한 5억 원·대출한도 2.4억 원까지 지원한다. 소득·기간에 따라 1.8~4.5%(구입), 1.3~4.3%(전세)의 특례금리를 일정 기간 적용하고, 추가 출산 시 금리 0.2%p 인하와 특례금리 기간 연장(구입 5년·최장 15년, 전세 4년·최장 12년)을 부여해 장기 상환 부담과 금리 변동 위험을 완화하도록 설계되었다.

청약제도는 신혼부부의 주택 접근성을 높이기 위한 방향으로 개선되고 있다. 공공주택 특별공급 시 맞벌이 소득 기준을 200%까지 완화하고 배우자의 주택소유·청약당첨 이력 제한을 폐지하였으며, 청약통장 가입기간은 부부 합산이 가능하도록 조정되었다. 또한 미혼 청년특공 당첨자가 결혼하더라도 입주 및 재계약이 가능하도록 개편되어 혼인 전후의 주거 연속성이 확보되었다.

〈표 6-3〉 금융지원정책 개요

	구입자금 대출(디딤돌)		전세자금 대출(버팀목)			
	기존(신혼·생초)	신생아 특례	기존(신혼)	신생아 특례		
소득	6천만 원 이하(신혼 8.5천만 원 이하, 생초 7천만 원 이하)	1.3억 원 이하(맞벌이 2억 원 이하)	5천만 원 이하(신혼 7.5천만 원 이하)	1.3억 원 이하(맞벌이 2억 원 이하)		
자산	4.88억 원 이하	4.88억 원 이하	3.37억 원 이하	3.37억 원 이하		
대상주택	주택가액 5억 원 이하(신혼 6억 원 이하)	주택가액 9억 원 이하	(보증금) 수도권 3억 원, 지방 2억 원 이하(신혼수도권 4억 원, 지방 3억 원 이하)	(보증금) 수도권 5억 원, 지방 4억 원 이하		
대출한도	2.5억 원(신혼 4억 원, 생초 3억 원)	5억 원	수도권 1.2억 원, 지방 8천만 원(신혼수도권 3억 원, 지방 2억 원)	3억 원		
6. 27. 대책 이후	2억 원(신혼 3.2억 원, 생초 2.4억 원)	4억 원	수도권 1.2억 원, 지방 8천만 원(신혼 수도권 2.5억 원, 지방 1.6억 원)	2.4억 원		
소득별 금리*(%) *1자녀 기준	8.5천 이하	수도권 2.85~4.15 지방 2.65~3.95	수도권 1.8~2.9 지방 1.6~2.7	7.5천 이하	수도권 2.2~3.2 지방 2.0~3.0 (신혼수도권 1.6~3.0 지방 1.4~2.8)	수도권 1.3~2.5 지방 1.1~2.3
	8.5천 ~2억	이용불가	수도권 2.9~4.5 지방 2.7~4.3	7.5천 ~2억	이용불가	수도권 2.55~4.3 지방 2.35~4.1

자료 : 국토교통부; 진달래(2025)에서 재인용.

지방정부 또한 지역 여건에 맞는 맞춤형 주거지원을 추진하고 있다. 서울시는 출산 자녀 수에 따라 분양가를 할인하는 ‘미리내집’ 사업을, 인천시는 신혼부부에게 매입·전세 임대를 월 3만 원에 제공하는 ‘아이플러스 집드림’을, 충청남도는 행복주택 입주 가정에 임대료 감면 등 혜택을 제공하고 있다. 이처럼 지역별로 출산 친화적 주거정책을 통해 정주 여건 개선과 출산 유도를 병행하고 있다.

〈표 6-4〉 청약제도 개선 개요

맞벌이 소득기준 강화	□ (현행) 2인 가구의 소득기준이 1인 가구 소득기준의 2배보다 낮아 맞벌이 신혼부부는 미혼일 때에 비해 청약 시 불리 □ (개선) 공공주택 특별공급(신혼·생애최초 등) 시 추첨제를 신설하여 맞벌이가구는 월평균소득 200% 기준 적용 - 민간주택 청약은 이미 '소득제한 없는' 추첨제가 존재하므로 현행 기준 유지											
청약기회 확대	<table border="1"> <thead> <tr> <th>구분</th> <th>현행</th> <th>개선</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>부부 개별 신청 허용</td> <td>동일 일자 부부 2인 당첨 시 둘 다 무효</td> <td>동일 일자 부부 당첨 시 先신청분 유효</td> </tr> <tr> <td>다자녀 기준 완화</td> <td>다자녀 기준: 3자녀</td> <td>다자녀 기준: 2자녀</td> </tr> </tbody> </table>	구분	현행	개선	부부 개별 신청 허용	동일 일자 부부 2인 당첨 시 둘 다 무효	동일 일자 부부 당첨 시 先신청분 유효	다자녀 기준 완화	다자녀 기준: 3자녀	다자녀 기준: 2자녀		
	구분	현행	개선									
	부부 개별 신청 허용	동일 일자 부부 2인 당첨 시 둘 다 무효	동일 일자 부부 당첨 시 先신청분 유효									
	다자녀 기준 완화	다자녀 기준: 3자녀	다자녀 기준: 2자녀									
배우자 규제 미적용	본인이 주택소유·청약당첨 이력 없어도 배우자가 주택소유·청약당첨 이력 있을 시 신청 불가	배우자 주택소유·청약 당첨 이력 배제										
청약통장 기간 합산	본인 청약통장 가입기간만 고려	배우자의 청약통장 가입 기간도 합산										
청년특공 혼인규제 개선	□ (현행) 공공지원 민간임대주택 청년특공 당첨 시, 입주기간(계약, 입주, 재계약) 동안 미혼을 유지하도록 하여 혼인을 막는 불합리 초래 □ (개선) 입주계약 후 혼인하여도 입주·재계약이 가능하도록 개선											

자료 : 국토교통부(2023. 8.), 「저출산 극복을 위한 주거지원 방안」; 진달래(2025)에서 재인용.

제2절 현행 정책 개선방향

첫째, 공급 부문에서는 공공분양 특별공급의 법정비율(신혼 10%, 신생아 20%) 대비 실적비율이 각각 4%, 10%에 불과해(표 6-5) 정책의 실효성이 떨어지고 있다. 이는 제도적 공급계획이 마련되어 있음에도 실제 물량이 충분히 집행되지 못하고 있음을 의미하며, 특히 주택시장 진입에 어려움을 겪고 있는 청년층에게 신혼과 출산을 연기하는 원인이 될 수 있다. 앞으로는 신혼·출산 가구 대상 공공분양의 공급 집행력을 강화할 필요가 있다.

〈표 6-5〉 2023년 및 2024년 일반형 법정비율 및 실적비율

(단위: 호, %)

		2023				2024			
		모집 실적	실제 실적	법정 비율	실적 비율	모집 실적	실제 실적	법정 비율	실적 비율
사전청약당첨자		966	692	-	-	1,522	1,321	-	-
일반공급		102	288	35	59	107	395	30	64
특별 공급	청년	-	-	-	-	-	-	-	-
	신혼부부	73	107	20	22	42	27	10	4
	신생아	-	-	-	-	84	60	20	10
	다자녀	36	15	10	3	42	36	10	6
	생애최초	73	47	20	10	62	53	15	9
	노부모	18	7	5	1	20	15	5	2
	기타	62	22	10	5	63	33	10	5
공공분양 합계 (사전청약제외)		364	486	-	100	420	1,907	-	100

자료: LH; 진달래(2025)에서 재인용.

둘째, 금융지원 부문에서는 신생아 특례대출 수혜자의 50.9%가 연소득 8천만 원 초과 고소득층으로 집중되어 있어 실수요층 지원이 제한적인 것으로 분석되었다. 본 연구의 결과에서도 주택가격 상승이 혼인·출산에 미치는 부정적 영향은 무주택층에서 더 크게 나타났다. 따라서 금융지원의 차등 배분은 거주 격차를 더욱 벌려 무주택층 및 저소득층의 혼인과 출산에 부정적인 영향을 미칠 것이다. 이를 해결하기 위해 소득·자산 수준별로 지원 조건을 세분화하고, 금융지원의 형평성과 접근성을 높이는 방향으로 제도를 조정할 필요가 있다. 이는 실질적으로 혼인·출산 진입기의 주거비 부담을 완화하여 정책 효과의 불균형을 완화하는 방안이 될 것이다.

셋째, 청약제도 부문에서는 구조적 불균형이 지속되고 있다. 청약가점제가 무주택기간과 납입기간 중심으로 운영되어 자녀 수 가점이 낮고, 다자녀·기관추천 유형의 미달률은 60%를 상회하는 반면 신혼부부 유형의 경쟁률은 수도권 평균 6.5대 1에 달하고 있다. 이러한 수요-공급의 불균형은 주택가격 상승으로 이어져 혼인과 출산에 부정적인 영향을 미칠 것이다. 따라서 가점 체계 개편과 출산기 가구 우선 공급 강화, 미달 유형의 유연한 물량 전

환제 도입 등 제도 개선이 요구된다.

넷째, 지방정부 부문에서는 청약제도의 수요-공급 불균형뿐 아니라 지역 간 주거수요-공급 불균형도 심화하고 있다. 수도권은 신혼부부를 비롯한 청년층 수요가 집중되어 청약경쟁률이 높고, 반대로 지방은 주거수요 감소로 인해 공공임대와 일반분양 모두 미달 사례가 지속(표 6-6)되고 있다. 그런데도 공공임대의 면적 기준은 전국 동일(전용 60~85㎡)로 운영되고 있어 지역별 특성과 인구 구조의 차이를 충분히 반영하지 못하고 있다. 수도권은 다량의 소형 주택공급을 통해, 지방은 중대형 주택의 공급을 통해 지역의 수요에 맞출 필요가 있다. 또한 이러한 차등 정책은 수도권 과밀화 해결에도 긍정적인 영향을 미칠 가능성이 높다. 또한 지방에서는 과거 신혼희망타운과 같은 돌봄·보육시설을 결합한 공공임대·분양을 확충하여 정주 여건의 개선으로 수도권 집중 완화와 지방 소멸 대응을 동시에 달성해야 할 필요가 있다.

〈표 6-6〉 행복주택 지역별 미임대 현황(2024년 말 기준)

(단위: 호, %)

	전체 재고량	6개월 이상 미임대	미임대율
강원	2,409	163	6.8
경기	72,458	5,073	7.0
경남	7,184	615	8.6
경북	3,654	580	15.9
광주	3,112	205	6.6
대구	4,990	645	12.9
대전	1,852	191	10.3
부산	2,206	140	6.3
서울	5,424	216	4.0
세종	2,758	195	7.1
울산	1,146	102	8.9
인천	8,426	408	4.8
전남	2,746	121	4.4
전북	4,611	180	3.9
제주	858	12	1.4
충남	11,347	1,423	12.5
충북	3,651	328	9.0
전 체	138,832	10,597	7.6

자료: 국토교통부, LH; 진달래(2025)에서 재인용.

제3절 정책적 시사점

결국 주택가격 상승기에 자가 가구의 자산효과보다 혼인 지연으로 인한 출산 감소 효과가 더 크게 나타나는 만큼, 정책의 초점은 혼인 진입기 주거비 완화와 실질적 접근성 제고에 두어야 한다. 중앙정부의 공급·금융·청약제도와 지방정부의 맞춤형 사업을 연계한 통합형 주거지원체계를 구축하고, 정책 성과를 혼인율·출산율 변화, 주거비 절감률, 금융 접근성 개선 비율 등의 정성적·정량적 지표로 평가할 필요가 있다. 특히 과거 신혼희망타운이 제시했던 주거와 돌봄의 통합형 모델은 비록 신규사업이 중단되었으나, 육아 기반 시설을 포함하는 공공주택이라는 점에서 낮은 혼인율과 출산율을 동시에 해결할 수 있는 실효성 높은 정책으로 판단된다. 앞으로는 이를 발전시켜 공공분양·임대주택에 국공립 어린이집·공동육아 공간·커뮤니티시설을 일체화하는 방향으로 제도화할 필요가 있다. 이러한 접근은 단순한 주택공급을 넘어, 신혼·출산 가구의 실제 생활환경을 개선하고 돌봄 친화적 정주 기반을 강화하는 실질적 저출산 대응 수단으로 작용할 것이다.

제7장 결론

제1절 연구 요약

본 연구는 부동산 규제지역 지정이라는 외생적 정책충격을 활용하여 주택 가격 변동이 혼인과 출산에 미치는 인과적 영향을 실증적으로 규명하였다. 분석 결과, 규제지역 지정은 조혼인율을 약 2.7% 감소시키는 유의한 부정적 효과를 보였으며, 출산율의 평균 효과는 통계적으로 유의하지 않았다. 그러나 혼인 감소가 출산 저하로 이어지는 구조적 경로가 확인되어, 주택가격 상승이 결혼·출산의 결정에 이중적 영향을 미친다는 점이 드러났다. 특히 자가 보유 가구에서는 자산가치 상승에 따른 출산율의 증가가 관찰됐지만, 임차 가구에서는 변화가 없거나 오히려 감소하는 등 점유 형태별 이질성이 뚜렷했다.

연령별로는 20대 후반과 30대 초반의 혼인 및 출산이 감소하고, 30대 후반 이후로 일부 증가가 나타나 주택가격 상승이 혼인·출산의 시기를 지연시키는 효과를 가짐을 확인하였다. 특히 5년 이상 거주한 자가 보유 가구는 규제지역 지정 이전부터 주택을 보유한 집단으로, 주택가격 상승에 따른 자산효과가 크게 작용하여 출산확률이 상대적으로 높게 나타났다.

마지막으로 탄력성 추정 결과, 매매가격이 1% 상승할 때 혼인율은 0.6% 감소하고, 자가 가구의 출산확률은 1.2% 증가하는 것을 확인할 수 있었다. 이를 토대로 2015년부터 2024년까지의 주택가격 상승으로 인한 출산율 감소를 계산한 결과, 그 크기는 2015년 출산율 기준 1.72% 정도였다. 이 중 혼인

감소로 인한 출산율 감소는 5.96%, 자산 상승으로 인한 출산 증가는 4.24%였다. 이러한 결과는 혼인 진입기의 주거비 부담이 저출산의 구조적 원인으로 작용하는 동시에, 자가 보유 여부에 따라 자산효과로 인해 주택가격 상승이 다른 방향으로 출산에 영향을 미칠 수 있음을 실증적으로 보여주고 있다.

〈표 7-1〉 연구 결과 요약

패널 A	세부 구분	규제지역 효과	통계적 유의성
인구동향조사			
로그 조혼인율	전 체	-0.0273	*
	20~24세	-0.325	***
	25~29세	-0.150	***
	30~34세	0.069	**
	35~39세	0.123	***
	40~44세	0.053	
로그 조출산율	전 체	0.008	
	20~24세	-0.345	***
	25~29세	-0.298	***
	30~34세	-0.004	
	35~39세	0.155	***
	40~44세	0.291	***
인구주택총조사			
출산확률	전 체	0.003	
	자가 거주자	0.006 ¹⁾	*
	세입자	0.000	
자가 거주자			
출산율 : 자식 수	0명	-0.002	
	1명	0.013	***
	2명 이상	0.011	**
출산율 : 거주기간	5년 미만	0.002	
	5년 이상	0.012	***
패널 B			
로그 조혼인율	전 체	-0.642	*
로그 조출산율	전 체	0.189	
패널 C			
	매매지수 9.81% 상승 시	2015년 대비 효과	15-24 변화분 중 설명 비중
구성 효과	-0.1257%p	-5.96%	
행태 효과	+0.0907%p	4.24%	
전체 출산 변화	-0.0373%p	-1.72%	4.34%

주 : 1) 탄력성의 경우, 0.012로 매매가격 1% 증가 시, 출산확률은 1.2% 감소함.

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

자료 : 본 연구 결과를 토대로 저자 작성.

제2절 정책적 시사점

주택가격 상승기에 자가 가구의 자산효과보다 혼인 지연으로 인한 출산 감소 효과가 훨씬 크게 나타난다는 점에서, 향후 주거정책의 초점은 혼인·출산 초기 단계의 주거비 부담을 완화하고 실질적 주거 접근성을 높이는 데 두어야 한다. 중앙정부는 공공임대, 공공분양, 금융지원, 청약제도, 지방정부 사업 개선을 통해 결혼과 출산이 가능한 생활 기반을 조성해야 한다. 공공임대정책은 2013년 행복주택 도입 이후 신혼부부와 청년층의 핵심 주거 안정 수단으로 자리 잡았으나, 앞으로는 통합 공공임대주택 제도의 실효성을 높이기 위해 지역별 면적 기준과 소득연동 임대료 체계를 현실화할 필요가 있다. 공공분양정책은 낮은 집행률을 높여 출산기 가구의 주거 안정을 강화하는 방향으로 나아가야 한다. 금융지원정책 역시 신혼부부 디딤돌·버팀목 대출과 신생아 특례대출 등을 통해 초기 자금 부담을 경감시켰으나, 수혜자의 상당 부분이 고소득층에 집중되어 실수요층 접근성이 낮은 문제가 있다. 따라서 소득·자산 구간별 차등 금리와 상환 유예제 도입을 통해 정책의 형평성과 실효성을 높여야 한다. 청약제도는 여전히 무주택기간 중심의 가점 구조로 출산기 신혼가구의 당첨 확률이 낮으므로, 자녀 수와 혼인기간을 반영한 가점 체계 개편과 출산 가구 우선공급제 도입을 검토해야 한다. 또한 수도권과 지방 간 주거수요-공급의 불균형이 심화되는 상황에서 지방정부는 지역별 주거수요 특성을 반영한 맞춤형 공급 전략을 마련해야 한다. 수도권은 직주근접형 소형, 지방은 가족형 중대형 주택 중심의 차등적 공급이 필요하며, 돌봄 시설을 결합한 복합형 공공임대를 확대함으로써 지방 소멸 대응과 균형발전을 동시에 달성할 수 있을 것이다. 특히 과거 신흥희망타운이 제시한 ‘주거와 돌봄의 통합형 모델’은 신규 사업이 중단되었더라도 여전히 정책적 가치가 높다. 향후 공공임대 및 분양단지예 국공립 어린이집, 공동육아공간, 커뮤니티시설을 포함하여 돌봄 친화적 정주 환경을 구축하는 것은 혼인·출산 초기 가구의 주거 안정과 생활 만족도 제고를 동시에 달성할 수 있는 핵심 과제라 할 수 있다.

제3절 연구 한계

본 연구는 규제지역 지정이라는 외생적 정책충격을 활용하여 주택가격 변동이 혼인과 출산에 미치는 인과적 효과를 추정하였으나, 몇 가지 한계가 존재한다.

첫째, 규제지역 지정은 본질적으로 주택가격이 크게 상승한 지역을 대상으로 이루어지므로, 처치집단 선정에 내재된 선택 편의(Selection bias)를 완전히 배제하기 어렵다. 다시 말해, 이미 시장 과열이 진행된 지역이 규제 대상으로 지정되었을 가능성이 높으므로, 정책 전후의 혼인·출산 변화가 단순히 규제의 결과라기보다 시장 자체의 상승 국면을 반영한 것일 수 있다.

둘째, 규제지역 지정은 단순히 주택가격에만 영향을 미치는 것이 아니라, LTV·DTI 등 금융 규제를 통해 신용 공급에 구조적 변화를 초래할 수 있다. 최근 연구는 이러한 신용 공급 충격이 주택시장뿐 아니라 혼인 및 출산과 같은 인구학적 의사결정에도 직접적인 영향을 미칠 수 있음을 실증적으로 보여주었다. 따라서 본 연구에서 사용한 규제지역 지정 변수는 주택가격 변동을 유발하는 도구변수로서 배제제약을 완전히 충족하지 않을 가능성이 존재한다. 즉, 규제지역 지정은 주택가격을 통한 경로 외에도 신용제약을 매개로 혼인·출산에 직접적인 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 이에 따라 본 연구의 도구변수 추정 결과는 해석에 유의가 필요하다. 향후 연구에서는 규제지역 지정의 내생성을 보완하기 위해 신용 공급 변수를 명시적으로 통제하거나, 토지 공급 제약 지수(Aksoy, 2016)와 같은 외생적 변수를 보조도구로 활용하는 식별 전략의 보완이 필요하다.

또한 본 연구의 결과는 특정 시기의 주택시장 구조와 부동산 규제에 기반하여 도출된 것이다. 따라서 규제 강도, 부동산 시장 상황, 가계의 행태 등이 다르다면 동일한 규제 정책이라도 그 효과는 다르게 나타날 수 있다. 최근 정부가 다시 강도 높은 부동산 규제 정책을 추진하고 있으나, 본 연구의 결과를 근거로 이번에도 동일한 결과가 재현될 것이라고 단정하기는 어렵다.

특히 부동산 규제가 주택공급 확대와 병행될 경우, 주택가격의 조정 방향은 과거와 달리 오히려 하락하거나 안정세로 전환될 가능성도 존재한다. 따라서 본 연구의 분석 결과는 과거 규제 국면의 정책 효과를 제시한 것으로 이해해야 하며, 이를 현재 혹은 향후 정책 국면에 단순히 적용하거나 예측적으로 해석하는 데에는 신중함이 필요하다.

참고문헌

- 강동익·송경호(2021), 『주택가격 변동이 혼인율과 출산율에 미치는 영향과 정책적 함의』, 연구보고서 21-14, 한국조세재정연구원.
- 김민영·황진영(2017), 「주택가격과 출산의 시기와 수준 : 우리나라 16개 시도의 실증분석」, 『부동산분석』 3 (2), pp.67~91.
- 박진백(2022), 「주택가격 상승이 출산율 하락에 미치는 동태적 영향 연구」, 워킹페이퍼 시리즈 22-29, 국토연구원.
- 서미숙(2014), 「주택가격 변화에 따른 여성 출산율에 관한 연구」, 『한국부동산학연구』 20 (2), pp.111~127.
- 송경호·권성오(2020), 『정부의 부동산 정책이 주택시장에 미친 영향 분석 : 서울 주택시장, 8·2 대책, 9·13 대책을 중심으로』, 연구보고서 20-04, 한국조세재정연구원.
- 양완진·김현정(2020), 「투기과열지구 및 조정대상지역 지정의 정책적 효과에 관한 연구」, 『부동산학연구』 26 (1), pp.95~107.
- 이재희·박진백(2020), 「주택가격과 주택공급이 출산율에 미치는 영향 : 서울시를 중심으로」, 『한국생활과학회지』 29 (5), pp.765~776.
- 이주희·유선종(2021), 「주택담보대출규제가 공동주택가격에 미치는 영향에 관한 연구」, 『부동산·도시연구』 14 (1), pp.47~68.
- 임현묵·이용만(2024), 「투기과열지구에서 대출규제가 주택가격을 안정시켰는가?: 서울 강남 3구에서 동태적 이중차분법에 의한 증거」, 『부동산학연구』 30 (3), pp.88~111.
- 진달래(2025), 『주거지원 사업 종합평가 : 저출생 대응을 위한 주거정책의 방향과 과제』, 국회예산정책처.
- 최광성·노민지(2020), 「신규 조정대상지역 지정이 주택가격에 미치는 영향 : 수원시 아파트매매 실거래가격을 중심으로」, 『주택연구』 28 (4), pp.109~132.

- 국토교통부(2017), 「8·2 부동산 대책 설명자료」.
https://www.molit.go.kr/USR/NEWS/m_71/dtl.jsp?id=95079498
 _____(2020. 12. 17.), 「규제지역 지정 및 실거래 조사·현장단속 강화」, 보도자료.
- 통계청(2023), 「한국의 사회동향 2023」.
 _____(2024), 「2023년 혼인·출산 통계」, 보도자료.
- Aksoy, Cevat Giray(2016), “Short-Term Effects of House Prices on Birth Rates,” EBRD Working Paper No. 192 (September 2016), Available at SSRN, <https://ssrn.com/abstract=2846173>.
- Daysal, N. Meltem, M. Kittelsen, and R. Møen(2021), “Housing Wealth and Fertility : Evidence from Administrative Data,” *Journal of Population Economics* 34 (4), pp.1123~1157.
- Detting, Lisa J., and Kearney, Melissa S.(2014), “House Prices and Birth Rates : The Impact of the Real Estate Market on the Decision to Have a Baby,” *Journal of Public Economics* 110, pp.81~104.
- Goodman-Bacon, A.(2021), “Difference-in-differences with variation in treatment timing”, *Journal of Econometrics* 225(2), pp.254~277.
- Han, Joseph, and Lee, Youngwook(2021), “The Effects of House Prices and Rents on Birth Rates : Evidence from Korea,” Working Paper.
- Kim, B., Kim, M., and Park, N.(2024), *Credit supply shocks and fertility : Long-term consequences*, Working paper, Retrieved from https://minseogkim.github.io/files/KKP_credit_shock_fertility.pdf.
- Kim, H.(2025), “Place-based policy and spillovers in the housing market,” *Economics Letters* 248, 112242.
- Kim, J. H., Lee, H., and Lee, S. K.(2022), Do credit supply shocks affect fertility choices?, *Journal of Behavioral and Experimental Finance* 34, 100633.
- Lovenheim, Michael F., and Mumford, Kevin J.(2013), “Do Family Wealth Shocks Affect Fertility Choices? Evidence from the Housing

- Market,” *Review of Economics and Statistics* 95 (2), pp.464~475.
- MacKinnon, J. G., and M. D. Webb(2017), “Wild Bootstrap Inference for Wildly Different Cluster Sizes,” *Journal of Applied Econometrics* 32, pp.233~254.
- OECD(2024), *OECD Family Database*, OECD Publishing.
- _____ (2025), *Korea’s Unborn Future : Understanding low-fertility trends*, OECD Publishing.
- Saiz, Albert(2010), “The Geographic Determinants of Housing Supply,” *Quarterly Journal of Economics* 125 (3), pp.1253~1296.
- Sobel, M. E.(2006), “What do randomized studies of housing mobility demonstrate? Causal inference in the face of interference,” *Journal of the American Statistical Association* 101 (476), pp.1398~1407.
- Sun, L. and Abraham, S.(2021), “Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects,” *Journal of Econometrics* 225 (2), pp.175~199.

[부 록]

〈부표 1〉 처치집단, 인접 지역, 통제집단 시군구 리스트

처치집단	인접 지역	통제집단
강북구	계양구	부산 중구
도봉구	고양시 일산동구	사하구
노원구	광주시	강서구
양천구	군포시	대구 서구
강서구	금정구	대구 북구
구로구	김포시	달서구
금천구	대구 남구	남동구
관악구	대구 동구	부평구
부산진구	부천시 원미구	인천 서구
동래구	부산 북구	대전 서구
부산 남구	사상구	대덕구
해운대구	부산 서구	울산 중구
기장군	수원시 권선구	울산 남구
수성구	수원시 영통구	울산 북구
세종시	수원시 장안구	동두천시
수원시 팔달구	시흥시	고양시 일산서구
성남시 수정구	안산시 단원구	이천시
성남시 중원구	안산시 상록구	안성시
성남시 분당구	안양시 만안구	여주시
안양시 동안구	양주시	
광명시	오산시	
고양시 덕양구	용인시 처인구	
과천시	유성구	
남양주시	의왕시	
용인시 기흥구	의정부시	
용인시 수지구	대구 중구	
화성시	파주시	
	평택시	
	포천시	

자료: 저자 작성.

◆ 執筆者

- 구자현(한국노동연구원 부연구위원)

주택가격 변동이 혼인 및 출산에 미친
영향

- | | |
|------------|--|
| ▪ 발행연월일 | 2025년 12월 26일 인쇄
2025년 12월 31일 발행 |
| ▪ 발 행 인 | 허 재 준 |
| ▪ 발 행 처 | 한국노동연구원
☎ 대표 (044) 287-6081 Fax (044) 287-6089 |
| ▪ 조 판 · 인쇄 | 도서출판 창보 (02) 2272-6997 |
| ▪ 등 록 일 자 | 1988년 9월 13일 |
| ▪ 등 록 번 호 | 제2015-000013호 |

© 한국노동연구원 2025 정가 5,000원

ISBN 979-11-260-0822-3

KLI
한국노동연구원

한국노동연구원

30147 세종특별자치시 시청대로 370 경제정책동
TEL : 044-287-6083 <http://www.kli.re.kr>

