



주택가격변동이 혼인율과 출산율에 미치는 영향과 정책적 함의

2021. 12

강동익 · 송경호



주택가격변동이 혼인율과 출산율에 미치는 영향과 정책적 함의

2021. 12

강동익 · 송경호

서 언

저출산은 한국 경제가 직면한 중요한 문제이다. 저출산으로 인한 경제 전반의 활력 저하 및 잠재성장률 하락, 각종 연기금(국민연금, 건강보험기금 등) 운영의 구조적인 문제 등 경제 전반에 걸쳐 저출산은 큰 부담으로 작용할 것으로 예상된다. 이러한 부작용을 최소화하고자 정부는 다양한 저출산 대책으로 출산율을 제고하기 위해 노력하고 있으나 가시적인 성과를 거두지 못하고 있으며, 출산율은 오히려 지속적으로 감소하고 있는 추세이다.

높은 주택가격상승률, 전월세 등 주거비용의 증가는 혼인율을 낮추는 요인으로 작용하여 출산율을 낮추는 주요 원인으로 지목된 바 있다. 또한 혼인 이후 출산 시기 및 자녀 수 등의 가족계획에 있어서도 주거비용은 가장 주요한 제약조건으로 작용할 수 있다. 이에 한국에서 주택가격이 출산율에 미치는 영향을 연구한 다양한 선행연구가 존재하나 대부분의 연구는 횡단면 분석, 또는 개인 단위의 패널자료를 활용한 분석을 수행하고 있다. 이는 의미 있는 분석이나 국가 정책의 관점에서는 일정한 한계가 존재하며, 내생성에 대한 여러 우려 역시 해소되지 못하였다.

본 연구에서는 주택가격 변동과 관련한 여러 내생성 문제들을 고려하여 주택가격의 변동이 혼인 및 출산율의 변화에 미치는 영향을 분석하였다. 우선 본 연구는 지역 단위에서 주택가격의 변화가 지역 단위의 혼인율 및 출산율에 미치는 시계열적 변화를 연구하였다. 이러한 분석을 통하여 주택가격의 변동이 지역 단위의 출산율에 미치는 변화의 과정을 분석하고, 이를 바탕으로 정책적 함의를 도출하였다. 이러한 지역 단위 결과는 국가 단위에서의 영향에 대한 함의를 도출하는 데 도움이 될 수 있을 것으로 생각한다.

이와 더불어 정부 중앙부처 및 공공기관에 대한 설문조사를 통하여 근무기관 소재지의 주택가격과 혼인 및 출산과의 관계를 살펴보았다. 지난 10여년간 공공기관의 지방이전으로 인하여 여러 정부 및 공공기관 근무자는 개

인의 선택과는 무관하게 주거지역을 옮길 수밖에 없었다. 이러한 주거지역의 이동은 한편 개인의 입장에서는 주택가격에 대한 외생적인 충격으로 볼 수 있다. 이러한 외생적인 충격을 활용하여 주택가격이 혼인 및 출산에 미치는 인과적인 효과를 분석하고자 하였다. 나아가 서울 주택가격 상승에 대한 가장 유력한 대안이 될 수 있는 지방균형발전 정책의 효과에 대한 함의를 도출하고자 하는 데에도 분석의 목적이 있었다.

본 연구에서는 이렇듯 주택가격 변동이 혼인 및 출산율에 미치는 영향을 종합적으로 분석하여, 이를 바탕으로 정책적 함의를 도출하고자 하였다. 이를 통해 우리 사회가 당면한 중요한 문제인 낮은 혼인율 및 저출산 문제를 극복하기 위한 조세 및 재정정책에 대한 함의를 도출하는 데 본 연구의 결과가 활용될 수 있기를 기대한다.

본 보고서는 한국조세재정연구원의 강동익 부연구위원과 송경호 부연구위원이 연구를 수행하였다. 저자들은 착수보고와 중간보고, 최종보고 등을 통해 많은 조언을 해주신 교수님들과 본원의 박사님들께 감사를 표한다. 또한 익명의 논평자 두 분과 보고 과정에서 여러 조언을 해주신 원내 토론자들에게도 감사의 말을 전하고 있다. 마지막으로 자료 수집과 분석에 도움을 준 노지영 연구원과 나영 연구원에게도 감사드린다.

끝으로 본 보고서의 내용은 저자들의 개인 의견이며, 한국조세재정연구원의 공식적인 견해와는 다를 수 있음을 밝힌다.

2021년 12월

한국조세재정연구원
원장 김 재 진

요약 및 정책적 시사점

본 연구에서는 패널데이터를 활용하여 Panel-SVAR 모형을 통해 주택매매 가격 및 전세가격이 혼인율 및 출산율에 미치는 영향을 다각도로 분석하였다. 다양한 실증분석 결과를 정리하자면, 상세한 가정에 따라 추정계수 값의 크기는 다소 달라졌지만 모든 모형에서 주택매매가격과 전세가격의 상승은 혼인율과 합계출산율을 저해하는 요인으로 작용하는 것으로 나타났다. 주택매매가격 충격의 경우 최초의 충격이 오랜 기간 지속되며 장기적인 효과와 단기적인 효과의 크기가 매우 다를 수 있음을 확인할 수 있다. 따라서 주택매매가격과 전세가격의 급격한 변동은 단기적으로는 혼인율과 출산율에 큰 영향을 미치지 못하지만 장기적으로 누적된 효과의 크기는 상당히 클 수 있는 것으로 나타났다. 즉 주택시장의 경기변동을 안정적으로 관리하는 것이 중요할 수 있음을 시사하는 대목이다. 또한 분석 결과 축약형(reduced form) 분석으로는 주택가격이 혼인 및 출산에 미치는 효과를 제대로 추정하기 어렵다는 점 역시 확인할 수 있었다.

나아가 이전대상 공공기관 근로자에 대한 설문조사를 바탕으로 한 미시분석 결과, 주택가격이 100% 상승할 때 8년간 출산 인원이 0.1~0.3명 감소하는 것으로 나타났으며, 주택을 소유하지 않았을 경우 0.15~0.45명 감소하는 것으로 나타났다. 혼인의 경우 주택을 소유하지 않았거나 소유할 예정(부담 능력 등의 이유로)이 없는 경우 주택가격이 혼인 결정에 큰 영향을 미친 것으로 분석되었다. 2021년 기준 주택을 소유하지 않았을 경우, 2013년에서 2019년 사이 주택가격이 100% 상승하였을 경우 혼인하였을 확률이 4~5.7% 사이 감소하는 것으로 나타났다. 반면 주택가격이 아닌 이전 자체의 효과를 살펴볼 경우, 기관이전으로 인하여 혼인할 확률이 2~13% 감소한 것으로 나타났으며, 출산율에는 통계적으로 유의미한 영향이 나타나지 않았다.

따라서 Panel SVAR 분석을 통한 지역 단위 분석 결과와 정부 및 공공기관 이전기관 종사자를 대상으로 수행한 미시분석 결과를 종합할 경우, 주택

가격의 상승은 혼인 및 출산에 상당한 수준의 부정적인 영향을 미친다는 것을 확인할 수 있었다. 또한 이러한 효과가 인관적인 관계성을 갖는다는 것에 대하여 상당 부분 소명된 것으로 생각된다.

한편 정부의 투기 관련 주택정책을 활용하여 주택가격의 외생성을 확보하고자 한 분석에서는 주택정책이 주택가격에 충분한 영향을 주지 못하는 약한 도구변수(weak instrument) 문제에 직면하여 혼인 및 출산에 미치는 명확한 효과를 추정하는 데 어려움을 겪었다. 이는 정부의 부동산 투기 관련 주요 정책이 주택가격에 큰 효과를 미치지 못했다는 선행연구 결과들과도 맥을 같이 하였다.

반면 지방균형발전을 통한 수도권 인구의 지방분산을 통하여 가구들이 경험하는 주거비용을 낮추는 정책은 출산율을 제고하는 데 상당한 효과를 기대할 수 있을 것으로 생각된다. 다만 분석에서 드러났듯 주택가격 감소가 출산의 증가로 이어지기 위해서는 지방이전으로 인하여 발생할 수 있는 여러 부정적인 요인들에 대한 적극적인 해소 및 지원이 필요한 것을 알 수 있었다. 따라서 지방균형발전 및 수도권 인구의 분산이라는 큰 틀에서의 방향성은 출산율 제고를 위해서 바람직한 방향이라는 결론을 내릴 수도 있으나, 그 추진 과정은 상당히 신중하고 치밀하게 이루어져야 기대하는 효과를 달성할 수 있을 것이다.

마지막으로 본 연구 결과들을 종합적으로 검토해 볼 경우, 혼인 및 출산 제고를 위하여 현재 이루어지고 있는 주택지원정책 방향 일반에 대해서도 다시 한 번 생각할 필요가 있어 보인다. 주택가격에 대한 부담으로 인한 행태 변화는 혼인을 결정하는 단계의 개인 이상으로 출산을 고민하는 가구에서 더욱 크게 나타났다는 점이 주는 시사점은 크다고 할 수 있다. 신혼부부와 소형저가주택에 대한 지원은 혼인을 지원하는 관점에서 바람직할 수 있으나, 이보다 더욱 지원의 필요성이 부각되는 출산 및 양육 단계의 가구에 대한 주택지원이 부족할 수 있어 보인다. 따라서 이들에 대한 지원 및 출산·양육을 위해 필요한 상대적으로 더 넓고 고가의 주택들에 대한 지원 역시 심층적으로 검토할 필요성이 있는 것은 아닌지, 우리 사회 및 정부가 고민해 볼 필요가 있을 것으로 생각된다.

목 차

I. 서론	13
II. 선행연구	15
1. 국내연구	15
2. 해외연구	21
III. 주택정책	28
1. 주택정책 개요	28
2. 실증분석을 위한 주택정책 정리	30
IV. 주택가격이 지역별 혼인 및 출산에 미치는 효과	43
1. 데이터	43
가. 주택데이터	43
나. 혼인·출산·인구데이터(행정안전부)	44
2. 패널데이터 생성	46
가. 주택거래 패널데이터	46
3. 혼인율 분석	48
가. 데이터 변환	48
나. 주택시장이 혼인율에 미치는 영향 분석	48
다. 추정 결과	49
4. 출산율 분석	51
가. 데이터 변환	51
나. 주택시장이 출산율에 미치는 영향 분석	53
다. 추정 결과	53
5. 혼인-출산-주택(매매·전세)가격-인구이동 동학(dynamics)	57
가. Panel-SVAR 모형 설계	58

나. Panel-SVAR 모형 추정 결과	59
6. 분기데이터를 이용한 Panel-SVAR 분석	76
가. 수도권 Panel-SVAR 모형 추정 결과	76
7. 외생적 충격을 도구변수로 활용한 Panel-SVAR 분석	83
8. 실증분석 결과 정리 및 소결	91
V. 주택가격이 개인의 혼인 및 출산에 미치는 효과: 공공기관 지방이전을 중심으로	95
1. 분석 방법	95
2. 설문조사	97
3. 분석 결과	101
가. 기관이전이 혼인에 미친 영향	102
나. 기관이전이 출산에 미친 영향	110
다. 주택가격이 혼인에 미친 영향	117
라. 주택가격이 출산에 미친 영향	125
마. 소결	134
VI. 결론 및 정책적 시사점	138
참고문헌	141

표목차

〈표 Ⅲ-1〉 투기 관련 주요 주택정책 변혁	31
〈표 Ⅳ-1〉 주택매매가격과 전세가격이 혼인율에 미친 영향	50
〈표 Ⅳ-2〉 출산 순위별 부모의 평균 결혼생활 기간	52
〈표 Ⅳ-3〉 첫째아 출산 시 부모의 결혼생활 기간 비중	52
〈표 Ⅳ-4〉 주택매매가격과 전세가격이 출산율에 미친 영향	55
〈표 Ⅳ-5〉 연도별 연령대별-지역별 자가보유율 현황	56
〈표 Ⅳ-6〉 투기지역, 투기과열지구, 조정대상지역 선정 기준	83
〈표 Ⅳ-7〉 조정대상지역, 투기과열지구, 투기지역 규제의 내용	84
〈표 Ⅳ-8〉 규제지역 지정 및 해제 시점과 지역	86
〈표 Ⅳ-9〉 Panel-SVAR 결과 정리	92
〈표 Ⅴ-1〉 설문조사 현황	97
〈표 Ⅴ-2〉 설문 응답자 특성	98
〈표 Ⅴ-3〉 기관이전 경험 시점	99
〈표 Ⅴ-4〉 거주 지역	100
〈표 Ⅴ-5〉 집단별 거주지역	101
〈표 Ⅴ-6〉 이전기관 종사와 혼인의 상관관계	103
〈표 Ⅴ-7〉 입사 당시 기관이전 여부에 대한 인지	104
〈표 Ⅴ-8〉 기관이전이 혼인에 미친 효과	106
〈표 Ⅴ-9〉 기관이전이 결혼에 미친 영향 응답 유형별 구분	108
〈표 Ⅴ-10〉 기관이전이 결혼에 미친 영향 답변 예시	109
〈표 Ⅴ-11〉 이전기관 종사와 자녀 수와의 상관관계	112
〈표 Ⅴ-12〉 기관이전이 자녀 수에 미친 효과	113
〈표 Ⅴ-13〉 기관이전이 자녀계획에 미친 영향	114
〈표 Ⅴ-14〉 결혼 당시 자녀계획(기혼자 대상)	114
〈표 Ⅴ-15〉 자녀 수와 자녀계획과의 차이	116
〈표 Ⅴ-16〉 주택가격이 혼인에 미치는 영향	122
〈표 Ⅴ-17〉 주택소유 여부에 따른 주택가격이 혼인에 미치는 효과	123
〈표 Ⅴ-18〉 기관이전 인지 여부에 따른 주택가격이 혼인에 미치는 효과	124

CONTENTS

〈표 V-19〉 기관이전으로 인한 소득 변화	126
〈표 V-20〉 기관이전으로 인한 평균 근무 및 통근시간 변화(기관이전 경험자) ..	126
〈표 V-21〉 기관이전으로 인한 부모님과과의 거리 변화(육아 도움 가능성 여부)	127
〈표 V-22〉 주택가격이 출산율에 미치는 영향	129
〈표 V-23〉 주택소유 여부에 따른 주택가격이 자녀 수에 미치는 효과	131
〈표 V-24〉 기관이전 인지 여부에 따른 주택가격이 자녀 수에 미치는 효과	132
〈표 V-25〉 2012년 당시 혼인 여부에 따른 주택가격이 자녀 수에 미치는 효과	133

그림목차

[그림 IV-1] 출생아 수 및 합계 출산율	45
[그림 IV-2] 연도별 조혼인율	46
[그림 IV-3] 주택거래 패널데이터 생성	47
[그림 IV-4] 주택매매가격 인상이 혼인율에 미치는 영향	59
[그림 IV-5] 주택매매가격 인상이 출산율에 미치는 영향	60
[그림 IV-6] 주택매매가격 인상이 순인구 유입-유출(만 25~39세)에 미치는 영향	61
[그림 IV-7] 주택매매가격 인상이 주택매매가격에 영향을 미치는 기간 분석 ..	62
[그림 IV-8] 주택전세가격 상승이 혼인율에 미치는 영향	63
[그림 IV-9] 주택전세가격 인상이 출산율에 미치는 영향	63
[그림 IV-10] 주택전세가격 인상이 순인구 유입-유출(25~40세)에 미치는 영향	64
[그림 IV-11] 주택매매가격 인상이 혼인율에 미치는 영향(검증 1)	65
[그림 IV-12] 주택매매가격 인상이 출산율에 미치는 영향(검증 1)	66
[그림 IV-13] 주택전세가격 인상이 혼인율에 미치는 영향(검증 1)	66
[그림 IV-14] 주택전세가격 인상이 출산율에 미치는 영향(검증 1)	67
[그림 IV-15] 주택매매가격 인상이 혼인율에 미치는 영향(검증 2)	68
[그림 IV-16] 주택매매가격 인상이 출산율에 미치는 영향(검증 2)	68
[그림 IV-17] 주택전세가격 인상이 혼인율에 미치는 영향(검증 2)	69
[그림 IV-18] 주택전세가격 인상이 출산율에 미치는 영향(검증 2)	70
[그림 IV-19] 주택매매가격 인상이 혼인율에 미치는 영향(검증 3)	71
[그림 IV-20] 주택매매가격 인상이 출산율에 미치는 영향(검증 3)	71
[그림 IV-21] 주택전세가격 인상이 혼인율에 미치는 영향(검증 3)	72
[그림 IV-22] 주택전세가격 인상이 출산율에 미치는 영향(검증 3)	73
[그림 IV-23] 주택매매가격 인상이 혼인율에 미치는 영향(검증 4)	74
[그림 IV-24] 주택매매가격 인상이 출산율에 미치는 영향(검증 4)	74
[그림 IV-25] 주택전세가격 인상이 혼인율에 미치는 영향(검증 4)	75
[그림 IV-26] 주택전세가격 인상이 출산율에 미치는 영향(검증 4)	75
[그림 IV-27] 주택매매가격 충격이 혼인율에 미치는 영향(분기 자료)	77
[그림 IV-28] 주택매매가격 충격이 출산율에 미치는 영향(분기 자료)	78
[그림 IV-29] 주택전세가격 충격이 혼인율에 미치는 영향(분기 자료)	79
[그림 IV-30] 주택전세가격 충격이 출산율에 미치는 영향(분기 자료)	79

[그림 IV-31] 주택매매가격이 가장 외생적일 때 매매가격 충격이 혼인율에 미치는 영향(분기 자료)	80
[그림 IV-32] 주택매매가격이 가장 외생적일 때 매매가격 충격이 출산율에 미치는 영향(분기 자료)	81
[그림 IV-33] 전세가격이 혼인율보다 외생적일 때 전세가격 충격이 혼인율에 미치는 영향(분기 자료)	82
[그림 IV-34] 전세가격이 혼인율보다 외생적일 때 전세가격 충격이 출산율에 미치는 영향(분기 자료)	82
[그림 IV-35] 8·2 대책으로 인한 수도권 규제지역 변화	87
[그림 IV-36] 주택시장 외생적 충격이 주택가격에 미친 영향	89
[그림 IV-37] 주택시장 외생적 충격이 혼인율에 미친 영향	90
[그림 IV-38] 주택시장 외생적 충격이 출산율에 미친 영향	90

I. 서론

저출산은 한국 경제가 직면한 중요한 문제이다. 저출산으로 인한 경제 전반의 활력 저하 및 잠재성장률 하락, 각종 연기금(국민연금, 건강보험기금 등) 운영의 구조적인 문제 등 경제 전반에 걸쳐 저출산은 큰 부담으로 작용할 것으로 예상된다. 이러한 부작용을 최소화하고자 정부는 다양한 저출산 대책으로 출산율을 제고하기 위해 노력하고 있으나 가시적인 성과를 거두지 못하고 있으며, 출산율은 오히려 지속적으로 감소하고 있는 추세이다.

높은 주택가격상승률, 전월세 등 주거비용의 증가는 혼인율을 낮추는 요인으로 작용하여 출산율을 낮추는 주요 원인으로 지목된 바 있다. 또한 혼인 이후 출산 시기 및 자녀 수 등의 가족계획에 있어서도 주거비용은 가장 주요한 제약조건으로 작용할 수 있다. 이에 한국에서 주택가격이 출산율에 미치는 영향을 연구한 다양한 선행연구가 존재하나 대부분의 연구는 횡단면 분석, 또는 개인 단위의 패널자료를 활용한 분석을 수행하고 있다. 이는 의미 있는 분석이나 국가 정책의 관점에서는 일정한 한계가 존재하며, 내생성에 대한 여러 우려 역시 해소되지 못하였다.

본 연구에서는 주택가격 변동과 관련한 여러 내생성 문제들을 고려하여 주택가격의 변동이 혼인 및 출산율의 변화에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 우선 본 연구는 지역 단위에서 주택가격의 변화가 지역 단위의 혼인율 및 출산율에 미치는 시계열적 변화를 연구하였다. 이러한 분석을 통하여 주택가격의 변동이 지역 단위의 출산율에 주는 변화의 과정을 분석하고, 이를 바탕으로 정책적 함의를 도출하고자 한다. 나아가 이러한 지역 단위 결과를 바탕으로 국가 단위에서도 주택가격이 혼인 및 출산에 주는 영향에 대한 함의를 도출할 수 있을 것으로 생각된다.

주택가격의 변화는 가구의 여러 특성에 따라 상이한 효과를 갖는 것으로

알려졌는데, 일반적으로 주택가격 상승 시 주택보유자는 자산효과로 인하여 출산이 증가하는 반면, 주택 임대가구의 경우 출산율의 변화가 없거나 감소하는 것으로 나타난다. 따라서 개인의 평균적인 변화를 바탕으로 전체적인 출산율의 변화를 파악하는 데는 한계가 존재한다. 또한 혼인 및 출산과 같은 결정은 시차가 두고 발생하는 행위이기 때문에, 횡단면 또는 짧은 패널 자료를 활용해서는 그 전체적인 효과를 파악하는 데 어려움이 존재한다. 따라서 본 연구에서는 충격반응함수를 추정하여 주택가격 변동이 시간에 따라 혼인율 및 출산율에 미치는 영향을 전체적으로 살펴보고자 한다.

이와 더불어 정부 중앙부처 및 공공기관에 대한 설문조사를 통하여 근무기관 소재지의 주택가격과 혼인 및 출산과의 관계를 살펴보았다. 지난 10여년간 공공기관의 지방이전으로 인하여 여러 정부 및 공공기관 근무자는 개인의 선택과는 무관하게 주거지역을 옮길 수밖에 없었다. 이러한 주거지역의 이동은 한편 개인의 입장에서는 주택가격에 대한 외생적인 충격으로 볼 수 있다. 이러한 외생적인 충격을 활용하여 주택가격이 혼인 및 출산에 미치는 인과적인 효과를 분석하고자 하였다. 나아가 서울 주택가격 상승에 대한 가장 유력한 대안이 될 수 있는 지방균형발전 정책의 효과에 대한 함의를 도출하고자 하는 데에도 분석의 목적이 있었다.

본 연구에서는 이렇듯 주택가격 변동이 혼인 및 출산율에 미치는 영향을 종합적으로 분석하여 이를 바탕으로 정책적 함의를 도출하고자 하였다. 이를 통해 우리 사회가 당면한 중요한 문제인 낮은 혼인율 및 저출산 문제를 극복하기 위한 조세 및 재정정책에 대한 함의를 도출하는 데 본 연구의 결과가 활용될 수 있기를 기대한다.

II. 선행연구

1. 국내연구

우선 주택과 혼인 및 출산과의 관계를 살펴본 국내연구를 살펴보려고 한다. 서미숙(2013)은 한국사회보건연구원의 「전국 출산력 및 가족보건복지실태조사」와 KB 국민은행의 「전국주택가격동향조사」 자료를 활용하여 주택가격의 변화가 출산율에 미치는 영향을 살펴보았다. 「전국 출산력 및 가족보건복지실태조사」 자료는 2006년과 2009년 두 차례 조사자료를 활용하였고, 「전국주택가격동향조사」는 2004년부터 2009년까지의 자료를 활용하였다. 주택매매가격의 상승이 출산율의 감소를 야기한다는 가설을 검증하기 위하여 프로빗 모형을 사용하여 회귀분석을 수행하였으며, 분석 결과 아파트 가격이 상승할수록 전세로 사는 거주자의 자녀 출산 확률이 자가로 사는 거주자보다 낮아지는 것으로 나타났다. 1년 시차 아파트 매매가격 변화율이 약 10% 상승할 때, 자가 거주자에 비해 전세 거주자가 약 1.06% 정도 출산이 감소하는 것으로 나타났으며, 2년 시차 아파트 매매가격의 상승은 자가 거주자에 비해 전세 거주자가 0.5% 정도 출산이 감소하는 것으로 나타났다. 반면 자가 거주자는 출산율이 상승하는 것으로 나타났다.

서미숙(2013)의 연구 결과, 주택가격의 상승은 자가 거주자와 전세 거주자에게 상이한 효과를 나타낼 수 있다는 것을 알려준다. 이는 Lovenheim and Mumford(2013)와 Dettling and Kearney(2014)의 해외연구와 유사한 결과이다. 다만 서미숙(2013)의 연구와 관련하여 관측되지 않는 다른 요인이 주택가격 상승과 출산율 증가를 모두 유발할 가능성, 그리고 출산을 계획하고 있는 가구들의 지역선택 편향(selection bias) 등의 문제들로 인한 내생성에 대한 충분한 통제가 이루어졌는지에 대한 우려가 존재한다. 또한 혼인과

출산 행위 자체가 주택가격에 영향을 미친다는 연구 결과들이 존재하여 동시성(simultaneity)에 대한 우려도 존재한다.

예컨대 정창무(2008a)는 혼인율의 증가가 주택가격의 증가로 이어질 수 있다는 것을 보였다. 정창무(2008a)는 1990년부터 2006년까지의 자료를 활용하여 변수추가법에 의한 가변수최소자승모형을 이용하여 회귀분석을 실시하여 혼인율의 변화가 주택가격에 미치는 효과를 살펴보았다. 분석 결과, 우선 전세가격에는 전년도 전세가격, 총통화량, 일반혼인율, 금리와 종합주가지수, 3년 전 주거용 건축허가면적이 영향을 끼치는 것으로 나타났으며, 월세의 경우 서민들의 생계비 제약이 가격변동을 좌우하는 주요 원인으로 작용하는 것으로 나타났다. 이어 일반 혼인율은 전세와 월세가격 모두와 양(+)의 관계를 갖는 것으로 분석되었다. 즉 혼인율이 1% 상승할 경우 전세가격 지수는 0.14%, 월세가격지수는 0.17% 상승하는 것으로 분석되었다.

또한 김영주(2005)의 연구는 주택에 대한 선호, 주거 형태, 출산 및 아이에 대한 선호가 상호작용을 하며 높은 상관관계가 있을 수 있다는 것을 암시한다. 김영주(2005)는 자기기입식 질문지를 이용한 설문조사를 통하여 서울 및 수도권에 거주하는 부부 중 현재 자녀가 한 명인 360가구에 대하여 주거 현황 및 주거의식을 조사하였다. 분석 결과, 주부의 연령, 월평균소득, 주부의 학력에 따라 주거유형 및 소유형태에 차이가 생겼고, 월평균소득이 높을수록 주택 규모가 커졌으며, 더 이상의 자녀출산 계획이 없는 가정이 출산계획이 있는 가정에 비해 더 넓은 주택에 거주하는 것으로 나타났다. 특히 자녀출산 계획이 없는 경우 주거의 규모를 비롯하여 주거의 질에 더 많은 관심을 갖는 것으로 나타났는데, 이는 가구 단위에서는 출산에 대한 선호와 주택에 대한 선호가 높은 상관관계를 가지며 의사결정에 상호작용을 일으켜 분석에 있어 이를 통제하는 것이 중요한 요소임을 나타낸다. 특히 김영주(2005)는 저출산 가정의 주거가치는 크게 환경 쾌적성, 경제성 및 편의성, 사회성 및 신분 상징성, 공간계획의 적정성으로 구성되는 것으로 분석하였다. 저출산 가정은 거의 대부분 지금보다 더 넓은 규모의 주택을 원하고 있었으며, 특히 주부의 연령과 학력, 소득 수준이 높을수록 이러한 경향

이 더 두드러지게 나타나는 것을 보였다.

박천규·이영(2010)의 분석은 이 두 가지 요소를 모두 보여주고 있다. 이들은 국토연구원의 「2008년 주거실태조사」 자료를 활용하여 결혼 후 3년 이내 출산을 할 경우 주택소비에 미치는 영향을 분석하였다. Probit 모형을 이용하여 신혼부부 자녀출산과 주택점유형태 선택과의 관계를 분석하였으며, 회귀모형 이용하여 결혼 후 3년 이내의 출산이 최초 주택 소비에 미치는 영향을 분석하고, 현재의 주택 소비와 어떤 관계를 갖는지를 분석하였다. 이들은 신혼부부 특별 주택공급 프로그램이 신혼부부의 자가소유를 촉진시켜 최초 주택구입 기간을 줄일 것이라는 가정을 두고 Probit 모형을 이용한 분석을 실시하였다. 분석 결과, 결혼 후 3년 이내에 자녀를 출산할 경우 자가선택 확률이 감소하는 것으로 나타났다. 결혼 후 3년 이내 출산하는 가구는 타 가구에 비해 최초 주택소비가 줄어드는 것으로 나타났으며, 현재의 주택 소비면적도 감소시키는 것으로 나타났다. 또한 결혼 후 3년 이내 출산하는 가구는 타 가구에 비해 최초 주택구입이 약 5.3% 감소하고, 현재 주택소비 시 타 가구에 비해 자가주택 면적을 4.2%, 차가주택 면적을 4.5% 감소시키는 것으로 나타났다. 박천규·이영(2010)은 이에 대해 자녀를 일찍 출산하는 것이 주택 마련에 제약이 된다는 것으로 해석하였다.

한편 박천규·이영(2010)의 결과를 주택에 대한 선호와 출산에 대한 선호 사이에서 가구들의 선택을 잘 보여주는 결과라고 해석하는 것도 가능해 보인다. 이 경우 혼인 후 출산과 주택의 관계는 개별 가구들의 선호를 실현시키는 과정에서 발생하는 현상으로 해석이 가능해진다. 즉 출산과 주거 사이에서 아이에 대한 선호가 높은 가구는 아이를 선택하고, 주거에 대한 선호가 높은 가구는 출산을 포기하더라도 주거환경 개선을 선택하는 것을 나타내는 결과로 이해하는 것도 자연스러운 해석으로 생각된다.

이재희·박진백(2020)은 주택가격과 주택공급이 출산율에 미치는 영향을 서울 시내 25개구 단위로 분석을 시도하였다. 한국감정원이 제공하는 「전국 주택가격동향조사」 자료를 사용하여 2006년부터 2018년까지의 분석 기간 동안 서울 시내 개별 구의 주택가격의 변동성을 활용하여 아파트 가격이 구

별 합계출산율에 미치는 영향을 분석하고자 하였다. 분석방법으로는 합계출산율을 종속변수로 두고 주택가격 변동률을 독립변수로 둔 회귀분석을 사용하였다. 분석 결과 주택가격 변동률은 합계출산율을 낮추는 것으로 나타났으며, 특히 지난 3년간 주택가격의 평균적인 상승률은 합계출산율을 0.33이나 낮추는 것으로 추정되었다. 아울러 주택공급 증가가 출산율 하락과 관계가 있을 것으로 분석하였는데, 서울과 같은 인구과밀 지역에서는 주택공급이 늘어나도 초과수요 안정효과가 적을 수 있으며, 오히려 투기수요 형성 등의 악영향 요인이 생길 수 있다고 해석하였다.

이와 유사한 연구로는 김민영·황진영(2016)의 연구가 있다. 김민영·황진영(2016)은 2009년부터 2013년 기간 동안의 한국 16개 시·도 자료를 사용하여 주택매매가격과 주택전세가격이 합계출산율과 초산연령에 미치는 영향을 분석하였다. 이들 역시 주택매매가격과 주택전세가격 자료는 한국감정원 자료를 사용하였다. 이들은 분석방법으로 위와 유사한 회귀분석과 더불어 내생성 해결을 위하여 동태적 패널모형을 사용하고, 설명변수의 수준 시차 변수와 차분 시차변수를 도구변수로 사용한다. 분석 결과, 주택매매가격과 주택전세가격의 상승 모두 합계출산율에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

정창무(2008b)는 1990년부터 2006년의 분석 기간 동안 주택가격과 출산율 간의 관계를 살펴보았다. 우선 변수추가법(stepwise)을 적용해 유의미한 독립변수들을 추출한 뒤 독립변수의 유의도와 변수들 간 다중공선성을 감안해 회귀모형을 구성하였으며, 2단계 최소자승법(two stage least square)을 통하여 분석을 수행하였다. 분석 결과 전세가격과 월세 등의 주택가격 상승은 혼인율에 긍정적인 영향을 미치지만 출생률에는 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으며, 여성의 취업 여부가 혼인율에 유의미한 영향을 미치지 않으며 사회 전반적인 실업률(남녀 합계 실업률)이 혼인에 부정적 영향을 끼치는 것으로 나타났다.

주택가격과 혼인 및 출산과 관련된 기타 연구로는 박진백·이재희(2016)가 있다. 이들은 국가별 고정효과를 제어하는 패널고정효과 모형을 적용하

여 19개 OECD 회원국에서의 경기변동에 따른 주택가격 변동이 출산율에 미치는 영향을 분석하였다. OECD 주택가격지수와 미국 Federal Reserve Bank of Dallas에서 제공하는 “International House Database(IHD)” 주택가격지수 자료를 활용하여 1985년부터 2014년까지의 기간을 분석하였다. 분석 결과 호경기에는 주택가격이 상승폭이 크기 때문에 출산율 하락에 주택가격이 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 불경기에는 주택가격 상승이 출산율 하락에 갖는 영향이 감소하는 것으로 드러났다. 또한 미래 주택가격 상승에 대한 기대는 출산율 하락을 더욱 심화시키는 것으로 나타나 자산 증가의 영향보다 주거비용 상승의 영향이 더 큰 것으로 분석하였다. 이들은 주택가격 상승이 출산율 하락에 영향을 끼치는 것은 국내에만 한정된 특수한 현상이 아니라 출산을 선택해야 하는 경제주체에 일반적으로 나타나는 현상이라고 결론 지었다.

한편 이소영 외(2018)는 2018년 「전국 출산력 및 가족보건·복지 실태조사」를 통하여 기혼여성과 미혼남녀의 결혼·출산·양육과 관련된 가치관 및 행태를 파악하고자 하였다. 「전국 출산력 및 가족보건·복지 실태조사」는 가임기(15~49세) 기혼여성의 결혼·출산·양육과 관련된 가치관 및 행태와 미혼남녀(20~44세)의 결혼 및 출산과 관련된 생각을 파악하기 위해 1964년부터 정기적(1979년부터 3년 주기)으로 실시된 조사로, 2018년 24번째 조사가 수행되었다. 2018년 현재 전국 17개 시·도의 일반주거시설에 거주하는 가구를 대상으로 조사하였으며, 1만 1,207명의 기혼여성과 1,140명의 미혼남성, 1,324명의 미혼여성을 대상으로 조사하였다.

조사 결과 기혼여성을 대상으로 한 설문에서 45.5%가 결혼 당시 주거비용을 포함한 혼인비용에 부담을 느꼈다고 답했으나, 이 답변을 결혼 시기를 기준으로 나누어 살펴보면 과거에서 최근으로 올수록 비율이 크게 증가한 것으로 나타났다. 1998년 이전에 결혼한 응답자들 중 혼인비용이 부담되었다는 자의 비율은 38.8%에 그쳤으나, 2004~2008년 사이의 비율은 44.2%, 2009~2013년 사이의 51.3%, 2014~2018년 사이에는 54.4%로 나타났다. 결혼 시작 당시 주거점유형태의 경우 전체적으로는 절반 정도인 48.9%가 전세로

신혼주거를 마련하였으나, 결혼 시기별로 나누어 살펴보면 과거에서 최근으로 올수록 전세 비율은 오히려 낮아지고 자가 및 보증부월세 등의 비율이 증가하였다. 1998년 이전 전세 비율은 56.4%에서 2014~2018년에는 36.7%로 떨어졌으며, 같은 기간 자가 비율은 13.8%에서 34.9%로 증가하였고, 보증부월세는 10%에서 14.5%로 증가하여, 이는 신혼부부 간 격차가 벌어지고 있음을 보여준다고 해석하였다. 즉 이들은 직접적인 설문을 통하여 주택가격이 혼인 및 출산에 중요한 영향을 미친다는 것으로 보였다고 할 수 있다.

앞서 살펴본 여러 연구 중 서미숙(2013), 이재희·박진백(2020), 김민영·황진영(2016), 정창무(2008a; 2008b) 등의 연구는 주택가격과 혼인 및 출산 간의 관계를 살펴보았다는 점에서 본 연구와 유사하다. 또한 지역 단위의 주택가격 변동률과 합계출산율의 상관관계를 규명했다는 데 큰 의미가 있다. 다만 여전히 내생성에 대한 우려를 완전히 불식시키기에는 아쉬운 점이 있는 것으로 생각된다.

우선 이들 연구 모두 관측되지 않은 요소가 집값과 출산율을 동시에 움직일 수 있다는 점과 선택편향 등이 발생할 수 있다는 점을 충분히 고려하지 못한 것으로 생각된다. 물론 이상의 연구 모두 여러 통제변수를 포함하여 이러한 우려를 최대한 경감하려 하였다. 그럼에도 불구하고 일반적으로 통제변수만을 바탕으로, 특히 주택과 출산과 같이 수많은 요소들이 복합적으로 작용할 만한 상황에서는 충분히 모든 요소를 고려했다고 확신하기 어렵다. 이러한 이유로 식별에 도움이 될 수 있는 도구변수의 활용 또는 준실험적 상황에 대한 고려를 더 깊이 했으면 어떨까 하는 아쉬움이 존재한다.

또한 기존의 많은 국내연구는 reverse causality와 동시성(simultaneity)에 대한 고려가 부족하다. 즉 주택가격이 출산율에 영향을 미치는 효과뿐만 아니라 출산율이 주택가격에 미치는 효과 역시 존재하는데, OLS 계통의 단순한 회귀분석으로는 이를 구분하여 추정할 수 없다. 물론 기존의 여러 연구들은 후행 변수의 사용을 통하여 출산율이 주택가격에 영향을 미치는 효과를 제거하고자 노력하였다. 그러나 인간은 충분히 미래에 대한 합리적 기대를 가질 수 있고 실제로 이러한 경향성은 주택가격과 관련해서는 빈번하게

일어난다는 점에 비추어 볼 때 충분하지 않은 것으로 보인다. 특히 앞서 살펴본 바와 같이 박천규·이영(2010)과 정창무(2008a) 등은 혼인 및 출산이 주택 수요에 영향을 미친다는 것을 보였기 때문에, 이는 간과할 수 없는 중요한 요인으로 생각된다.

또한 내생성에 대한 우려들을 경감하고자 하는 노력의 일환으로 동태적 패널모형을 사용하여 도구변수를 사용하는 노력을 기울인 연구도 있었다. 하지만 이러한 연구들이 사용한 도구변수가 과연 내생성에 대한 우려를 불식시킬 수 있을지에 대한 충분한 고민이 필요한데, 이에 대한 논의는 대체로 부족하다. 이러한 연구는 차분변수로 구성된 회귀식에 대하여 설명변수의 수준 시차변수와 차분 시차변수를 도구변수로 사용하는 모습을 보이는데, 이러한 방법론은 합리적 기대 가설에 의하여 외생성이 담보되는 거시경제학적인 상황에서 많이 사용되나 주택가격과 출산율 등을 분석하는 상황에서도 외생적이라고 가정할 수 있는지 의문이 남는다.

특히 유사한 분석을 수행한 이재희·박진백(2020), 김민영·황진영(2016)과 정창무(2008b)의 결과가 반대로 나타나는 이유는 분석 기간이 다름으로 인하여 주택가격의 추세에 차이가 있기 때문일 것이라는 우려를 야기한다. 즉 이렇듯 분석 시기에 따라 결과가 반대로 나타난다는 점은 내생성 문제가 해소되지 않았음을 암시하는 것일 수도 있다는 우려가 있다.

2. 해외연구

출산율과 관련된 해외연구는 상당히 많다. Lovenheim and Mumford(2013)의 연구는 서미숙(2013)의 연구와 유사하다. 이들은 Panel Study of Income Dynamics(PSID) 자료를 사용하여 1985년부터 2007년까지 미국에서 지역의 주택가격의 변화가 출산율에 미치는 영향을 분석하였다. 이 연구는 2년간 주택가격 상승 및 4년간 주택가격 상승이 출산율에 양(+)의 영향을 끼치는 것을 확인하였는데, 주택가격이 10만달러 상승할 시 출산율이 각각 17.8%, 16.4% 증가하는 것을 보였다. 반면 주택임차인의 경우 주택가격 상승에 따른 유의미한 출산율 변화를 찾을 수 없었다. 또한 이들은 주택가격의 상승

이 총합계출산율을 증가시키며, 그 효과가 시간이 지날수록 강하게 나타나는 것을 보였다.

Lovenheim and Mumford(2013)는 앞서 살펴본 서미숙(2013)과 상당히 유사하게 출산 여부를 종속변수로 가구가 속한 지역의 주택가격의 변화를 독립변수로 하여 회귀분석을 수행하였다. 그러나 이들은 주택가격이 출산율에 미치는 인과적 효과의 식별에 많은 노력을 기울여 추정된 값들이 인과적 효과를 나타내고 있다는 신뢰성을 높였다. 이들은 모형의 식별에 있어 가장 큰 우려 두 가지를 지적하였다. 첫째는 지역 경제 환경과 주택가격의 상관관계로, 이를 해결하기 위하여 이들은 여러 통제변수와 더불어 주-연도 고정효과를 포함하는 등 여러 노력을 기울였다. 나아가 더욱 우려되는 문제로 선택편향(selection bias)을 지적하였으며, 이를 해소하기 위하여 실제 주택가격이 아닌 simulated 주택가격을 활용하는 한편 가구의 지역 단위도 현재 거주지역이 아닌 1968년 응답지역으로 설정하는 등 많은 노력을 기울였다. 이러한 논의와 해소 노력으로 인하여 이들은 여러 가지 우려되는 내생성 문제에 대한 우려를 경감시킬 수 있었다.

이와 유사한 연구로는 Dettling and Kearney(2014)와 Aksoy(2016)의 연구가 있다. 이 둘은 유사한 방법론을 사용하여 각각 미국과 영국에서 주택가격이 출산율에 미치는 살펴보았는데, 그 둘의 결과를 비교해 볼 경우 매우 흥미롭다. 우선 Dettling and Kearney(2014)는 Metropolitan Statistical Area(MSA) 수준에서의 주택가격이 출산 결정에 끼치는 영향을 분석하기 위해 OLS 분석 및 도구변수를 이용한 회귀분석을 실시하였다. 이들은 미국의 대부분의 출생 정보가 담긴 'Vital Statistics Natality Files(confidential files)' 자료와 Federal Housing Finance Agency에서 제공하는 '주택가격지수(House Price Index)'를 활용하여 1997년부터 2006년까지의 기간을 분석하였다. 이들은 여러 가지 내생성 문제를 통제하기 위하여 도구변수를 사용하였다. 이들은 Saiz(2010)의 주택공급 탄력성¹⁾ 자료를 도구변수로 활용하여 주택공급

1) Saiz, Albert, "The geographic determinants of housing supply," *Quarterly Journal of Economics*, 125(3), 2010, pp. 1253~1296.

제한으로 인한 주택가격의 변동성을 활용하여 내생성 문제를 해결하였다.

분석 결과, 이들은 단기 주택가격 상승은 주택 예비소유자의 출산율을 하락시키며, 주택소유자의 출산율은 상승시키는 것을 보였다. 단기 주택가격 상승이 1만달러일 경우 주택소유자들의 출산율은 5% 상승하며, 예비소유자들의 출산율은 2.4% 하락하는 것으로 나타나 주택소유율이 30%에 달하면, 주택가격 상승이 출산율에 미치는 순효과가 양(+)의 값을 가질 것으로 나타났다. 따라서 미국의 평균적인 주택소유율 수준에서 주택가격 1만달러 상승에 대한 종합적인 영향을 분석하면 출산율은 0.8% 상승하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 실업률 변화보다 주택가격 변화가 출산율 변화에 더 큰 영향을 끼치는 것을 의미하였다.

Aksoy(2016) 역시 영국에서 유사한 분석을 수행하였다. 그는 UK Labour Force Survey의 출산율 자료와 the UK Land Registry의 주택가격지수를 활용하여 1995년부터 2013년 기간까지 주택가격이 출산율에 미치는 효과를 살펴보았다. 그는 Dettling and Kearney(2014)와 유사하게 주택공급 요인을 도구변수로 활용하여 주택가격의 내생성을 통제하였다. 분석 결과 영국의 주택가격은 출생률에 상당한 영향을 끼치는 것으로 분석되었으며, 주택임차인에게는 4.9%의 음(-)의 영향을, 주택소유자에게는 2.8%의 양(+)의 영향을 끼치는 것으로 나타났다. 이를 영국 평균적인 주택소유율을 바탕으로 총효과를 계산할 경우 출산율이 1.3% 감소하는 것으로 나타났다. 또한 주택임차인이 받는 음(-)의 영향은 대부분 젊은 계층(20~29세)에게서 나타났으며, 주택소유자가 받는 양(+)의 영향은 대부분 중년층(30~44세)에게서 나타났다. 또한 중간이나 낮은 수준의 주택가격이 출생률에 끼치는 효과가 큰 것으로 나타났으며, 이는 젊은 층과 중장년층이 주택가격 변화로부터 받는 영향이 크다는 앞선 결과와 일맥상통하는 면이 있다고 해석하였다.

Dettling and Kearney(2014)와 Aksoy(2016)의 연구 결과를 비교해 볼 경우 미국과 영국 모두에서 주택가격의 상승이 주택소유자에게는 출산율을 높이는 효과가 있었으며, 임차인에게는 음(-)의 효과가 있는 것으로 나타났다. 즉 주택가격이 출산율에 미치는 인과적 효과는 국가가 다르더라도 일관성

있게 추정되는 것으로 나타났다. 그러나 이를 종합적으로 주택가격이 출산율에 미치는 효과로 계산하고자 할 경우에는 미국에서는 주택가격의 상승이 출산율의 증가로, 영국에서는 감소로 나타났다. 이러한 차이는 효과의 상대적 크기와 주택소유 비율로 인하여 나타났는데, 따라서 실제로 주택가격의 상승이 사회 전체의 출산율에 미치는 영향은 사회 특성과 시기에 따라 상이해질 수 있음을 알 수 있다.

한편 Liu and Clark(2017)은 주택가격과 출산율의 관계에 대한 이론적 분석을 수행하였다. 이들은 이론적으로 가구의 가족 규모 선택에 있어서 자녀, 레저, 다른 상품 간 고정 탄력성이 존재하는 모형을 설정하고, 콥-더글라스 생산함수를 이용하여 양육시간과 주택공급에 따른 출산율의 변화를 분석하였다. 분석 결과, 주택을 임대한 경우 임대가격이 오르면 출산율이 떨어지는 것으로 나타났다. 주택을 소유한 경우 일정한 조건이 만족될 때에 주택가격의 상승이 출산율의 증가로 이어질 수 있음을 보였다. 즉 주택소유자의 기존 주택이 교체가 필요하지 않을 만큼 충분하며, 가족 규모와 다른 재화 간의 대체성이 낮은 경우에 주택가격의 상승이 출산율의 증가로 이어지는 것을 보였으며, 그렇지 않을 경우에는 감소하는 것을 보였다. 또한 새롭게 주택을 구매하는 가구의 경우 주택시장에 들어오기 전 주택매매가격이 상승하면 주택구입비용이 증가하게 되고, 이 경우 출산율은 떨어지게 된다.

Clark and Ferrer(2019)는 Liu and Clark(2017)의 이론적 모형을 바탕으로 실증분석을 수행하였다. 캐나다 Canadian Survey of Labour Income Dynamics의 출산율 자료와 Canadian Real Estate Association의 평균 주택가격 자료를 활용하여 pooled cross section logit 회귀분석을 활용, 1994년부터 2010년까지 주택가격과 출산율의 관계를 살펴보았다. 분석 결과 주택소유자의 상황에 따라 주택가격이 출산율에 끼치는 영향은 다양하게 나타났으며, 주택임차인에 대한 분석의 경우 유의미한 결과가 도출되지 않았다. 주택소유자의 경우 주택가격 상승이 출산율 상승으로 이어질 수도 있으나, 특정 상황에서만 영향력이 유효할 것으로 나타났다. 특히 6년 동안 본인의 기존 주거지역 밖으로 이사하지 않는 경우 주택가격이 1만달러 상승할 시 출산율이

약 2% 상승할 것으로 나타났다. 반면 주택임차인의 경우 이러한 효과가 나타나지 않았다.

한편 주택가격과 출산율 간의 관계와는 다르게 주택가격의 상승은 대체로 혼인에는 부정적인 영향을 미치는 것으로 보인다. Wrenn et al.(2019)은 중국에서 혼인율의 감소가 주택가격으로 인한 영향이 상당 부분 있다는 것을 보였다. 이들은 도구변수를 이용한 기간분석으로 중국에서의 주택가격이 혼인율에 미치는 효과를 분석하였으며, 도구변수를 이용하지 않는 모델과 이용하는 모델 모두를 분석하여 결과를 비교하였다. 특히 주택가격의 내성성을 통제하기 위하여 이들은 도시의 주택공급 요인을 도구변수로 활용하였다. 중국의 Chinese Statistical Yearbook for Regional Economy 주택가격 자료와 중국의 2005 mini census 자료를 바탕으로 2000년부터 2005년까지의 자료를 분석한 결과, 주택가격이 1% 증가하면 초혼율이 0.31% 감소하는 것으로 분석되었으며, 남자보다 여자의 초혼율 감소폭이 더 크게 나타나는 것으로 나타났다. 도구변수를 쓰지 않은 분석에서 역시 주택가격 1% 하락에 따른 초혼율 감소가 여자의 경우 0.12%, 남자의 경우 0.08%로 나타났으나 추정치의 크기는 훨씬 작게 나타났다.

Gholipour and Farzanegan(2015)은 이란에서의 주택가격과 혼인 간의 관계를 분석하였는데, 이 연구 결과 역시 주택가격의 상승은 혼인에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이란의 지역 패널자료를 이용하여 GMM (Generalized Method of Moments)을 이용한 회귀분석으로 혼인율과 주택가격 간 관계를 분석하였는데, 주택가격의 상승은 혼인율을 감소시키는 것으로 나타났으며, 특히 주택매매비용보다 주택임대비용에 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 주택매매비용이 지속적으로 오르면서 젊은 커플의 구매 능력보다 주택매매비용이 높아져 결혼 후 첫 주거를 임대주택으로 시작하는 경우가 많기 때문에 이런 결과가 나타난 것으로 해석하였다. 정부의 혼인을 위한 특별 대출 및 실업률 하락은 혼인율을 높이는 것으로 나타났으며, 고등교육에 대한 투자 증가는 혼인율을 낮추는 효과를 가지는 것으로 분석되었다.

한편 이상과 같은 분석 결과 주택가격이 혼인의 중요한 요소일 경우 주택의 소유는 혼인에 유리한 조건으로 혼인 가능성을 높일 것으로 기대할 수 있다. 실제로 Chu et al.(2020)은 대만의 자료를 활용하여 이러한 경향이 있는 것을 보였다. 그들은 대만의 Financial Information Agency가 제공한 Taiwan Registration Data 자료를 활용하여 혼인과 주택소유와 관련된 자료를 2003년부터 2015년까지 확보하였다. 이를 바탕으로 time-varying endogenous duration model을 기반으로 생애주기에 따른 주택소유의 혼인효과를 미시자료 회귀 분석을 통해 남성의 실물자산 소유가 해당 남성이 결혼할 확률에 끼치는 영향을 분석할 수 있었다. 분석 결과 남성이 소유한 실물자산의 가치가 10% 증가하면 해당 남성이 결혼할 확률은 3.92% 증가하는 것으로 나타났으며, 금융자산과 부모자산의 증가도 남성이 결혼할 확률에 긍정적인 영향을 끼치는 것으로 나타났으나 그 영향이 상대적으로 작은 것으로 추정되었다. 이 밖에 외동 자녀이거나 첫째 자녀인 경우 결혼을 늦추는 경향을 보였다.

이 외에도 출산율에 영향을 미치는 여러 요소에 대한 여러 연구가 있었다. 일례로 Cohen et al.(2013)은 정부에서 제공하는 육아보조금(child subsidy)이 여성들의 출산율에 끼치는 영향을 알아보기 위해 개인 수준의 패널자료를 이용한 회귀분석을 실시하였다. 1999년에서 2005년까지의 분석 기간 동안 45세 미만 기혼여성이면서 최소 2명의 자녀를 둔 조사대상자 중 40%를 랜덤샘플로 뽑아 분석하였으며, 종교, 나이, 교육 수준 등 여러 조건에 따른 분석을 실시하였다. 그 결과 육아보조금은 다양한 분석에서 일관적으로 출산율에 긍정적인 영향을 갖는 것으로 나타났다. 모든 종교, 인종, 경제 수준, 연령대에서 긍정적인 영향이 나타났으며, 수입이 많은 집단이나 출산에 대해 강경한 기준이 있는 초정통파(ultra-Orthodox) 집단에서도 약한 수준의 긍정적인 영향을 갖는 것으로 나타났다. 또한 35세에서 40세, 40세에서 45세 사이의 연령대에서도 이러한 효과가 있는 것으로 나타나, 육아보조금이 출산율에 미치는 영향이 전 연령대에 나타나는 것을 알 수 있었다. 또한 소득이 출산율에 미치는 영향에 대해서 다양한 분석을 시도하였으나, 모든 분석에서 일관적으로 매우 적은 영향을 미치는 것으로 나타났다. 육아보조금과

는 달리 분석에 따라 긍정적인 영향을 미치는 결과와 부정적인 영향을 미치는 결과가 다르게 나왔으나 그 영향이 미미한 수준이었으며, 소득 수준이 낮은 경우 음(-)의 영향을, 높은 경우 양(+)의 영향을 받는 것으로 분석되었다. 이는 소득 수준이 높은 경우 소득이 더 많아질수록 여성의 육아부담이 덜어질 수 있는 등의 이유로 해석하였다. 따라서 Cohen et al.(2013)의 연구는 출산장려 정책이 상당한 효과를 발휘할 수 있다는 것을 보였다.

주택가격과 혼인 및 출산과 관련된 여러 연구를 살펴본 결과 대체로 주택가격의 상승은 혼인에는 부정적인 효과를 갖는 것으로 나타났다. 또한 주택소유자에게는 출산율을 높이는 효과를, 주택임차인에게는 출산을 감소시키는 효과를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 주택소유자와 주택임차인을 종합하여 주택가격 상승이 종합적인 출산율에 미치는 효과는 개별 국가 및 사회의 특성에 따라 다르게 나타나는 것을 확인할 수 있었다. 따라서 주택가격 상승이 한국의 출산율에 미치는 효과를 확인하기 위해서는 한국의 자료를 바탕으로 직접적으로 분석할 필요성이 확인되었다.

또한 이러한 일련의 연구들은 주택가격의 내생성 통제에 상당한 노력을 기울인 것을 확인할 수 있었다. 주택가격은 지역 환경, 인구 이동, 그리고 출산율 자체와도 밀접한 관계가 있어 내생성에 대한 우려가 있으며, 선택편향 또한 일어날 가능성이 높아 분석에 있어서 이에 대한 상당한 노력이 필요한 것을 알 수 있었다. 이러한 주요 해외 연구들과 비교할 경우 한국의 선행연구들은 내생성에 대한 통제가 다소 아쉬운 것으로 나타났다.

Ⅲ. 주택정책

1. 주택정책 개요

한국의 대표적인 주택정책으로는 ‘주택종합계획’이 있다. ‘주택종합계획’은 10년 단위로 발표되는 ‘장기주택종합계획’과 매년 발표되는 ‘주택종합계획’으로 나뉘며, 장기주택종합계획에 따라 매년도 연차별 계획을 수립하고 발표하고 있다.²⁾ ‘주택종합계획’은 주택정책의 기본 목표 및 방향, 국민주택·임대주택의 건설 및 공급, 주택·택지의 수요·공급 및 관리, 주택자금의 조달 및 운용, 저소득자·무주택자 등 주거복지 관련 사항 등에 관한 내용을 다루는 포괄적 계획이다. 이를 위하여 국토교통부장관은 중앙행정기관 및 시·도지사에게 ‘주택종합계획’에 반영되어야 할 정책 및 사업의 계획서를 제출받아, 이를 바탕으로 ‘주택종합계획’을 수립하고 통보한다. 한편 2016년까지는 「주택법」 제7조 및 이에 대한 경과조치로 ‘주택종합계획’ 발표가 명문화되어 있었으나, 2017년부터 해당 조문이 삭제되었다.

‘장기주택종합계획’은 10년 단위로 2003년에 제1차 계획, 2013년에 제2차 계획이 발표되었다. 제1차 ‘장기주택종합계획’에는 2003년부터 2012년까지 10년에 걸친 장기 정책 계획이 기재되어 있는데, 정책목표로 주택부족 문제의 근원적 해소, 주택시장 안정기조의 유지, 국민 주거 수준의 향상을 내세워 주택수급과 주거복지 향상을 위한 계획을 수립하였다. 또한 주택수급 요인을 분석하여 10년 동안 주택수요는 연평균 44만호 내외가 될 것으로 전망하였으며, 수도권이 약 55%, 비수도권이 약 45%를 차지할 것으로 분석하였다. 이에 따라 연평균 50만호를 지역별 수요에 맞춰 공급하는 계획을 수립

2) 국토교통부, 「정책정보」, http://www.molit.go.kr/USR/policyData/m_34681/dtl.jsp?id=531, 검색일자: 2020. 12. 17.

하였으며, 공공부문에서의 택지공급을 늘리고 국민임대주택을 위한 택지 개발을 적극 추진하는 방향으로 계획을 수립하였다. 제1차 계획은 공공주택 정책을 확립하고 고령사회·가구구성에 대응한 주택공급을 실시하여 주택시장 안정 기반을 확보하고 주택 및 주거환경의 정리를 도모하였다. 구체적으로 공공주택 지원 대상을 체계화하고 공급을 확대하며, 주거비 보조 및 주택개량 지원 등을 실시하고, 인구고령화 및 1인 가구 증가에 따라 복지시설 연계 주거시설 및 원룸 등을 공급하며, 공공주택 재고 확보 및 세제개편을 통한 투기수요 억제 등을 이루고자 하였다.

제2차 ‘장기주택종합계획’에는 제1차 ‘장기주택종합계획’에 대한 평가와 함께 현황 및 앞으로(2013년부터 2022년까지)의 정책목표가 포함되어 있다. 제1차 ‘장기주택종합계획’이 시행되는 동안 주택보급률이 높아져 양적부족 문제가 크게 완화되었고 장기 공공임대주택 재고가 늘어났으며, 주거밀도 개선 및 최저주거 기준 미달가구 비율 감소 등을 이루었다. 또한 PIR(연소득 대비 주택가격 비율)은 소폭 하락하였으며, RIR(월소득 대비 임대료 비율)은 소폭 상승하였고, LTV(주택가격 대비 대출금 비율)는 소폭 상승하였다. 제2차 ‘장기주택종합계획’에서는 제1차 계획을 통해 일정한 성과를 거두었으나, 인구·사회·경제적 여건 등 주택시장을 둘러싼 대내외적 여건들이 예상보다 빠르게 진행됨에 따라 여건 변화 대응에 한계가 있었으며, 전반적인 주거안정성은 제고되었으나 여전히 저소득층의 주거불안 문제가 상존하였다고 평가하였다. 나아가 시장 안정 기반은 마련하였으나 지역별 수급 불일치 문제가 발생하여 수도권 지역을 중심으로 전세가격이 급등하고 미분양 물량이 적체되는 등 지역 차원에서 수급 불일치 문제가 발생하였으며, 신주택보급률은 개선되었으나 수도권의 경우 여전히 미달 수준으로 지역적 수급 불균형이 발생하고 장기공공임대주택 재고량 역시 저소득층 주거안전망으로서 부족한 상황이므로, 이에 대한 보완이 필요하다고 평가하였다.

제2차 ‘장기주택종합계획’의 정책 추진방향은 크게 다섯 가지로, ① 보편적 주거복지 실현을 위한 촘촘한 주거안전망 구축 ② 커뮤니티 중심의 살기 좋은 주거환경 조성 ③ 주택품질 제고를 위한 주택공급 및 관리 강화 ④ 수

요약층형 주택공급체계 구축 ⑤ 지속가능한 주택시장 대응체계 확립을 내세웠다. 주거안전망을 구축하기 위하여 공공임대주택 재고를 확대하고, 이를 효율적으로 운영·관리하기 위한 체계를 구축하며, 민간임대사업을 활성화하고, 주거급여 개편 및 시행 기반을 강화하며, 고령자·장애인 등을 위한 맞춤형 주거복지를 강화하는 대책을 내세웠다. 또한 지역 커뮤니티를 활성화하고 사회통합적 주거환경을 조성하고자 하였으며, 고품질·친환경 주택 공급을 확대하고 체계적인 재고주택 관리 체계를 구축하고자 하였다. 시장환경 변화 등을 고려한 중장기 주택수요 및 택지소요량을 전망하여 수요에 맞는 주택 및 택지공급계획을 수립하고 실행하고자 하였으며, 주택시장 구조 변화에 대응한 시장안정 기반을 마련하고 주택시장 모니터링 및 통계 기반 등을 강화하여 지속가능한 주택시장 대응체계를 확립하고자 하였다.

2. 실증분석을 위한 주택정책 정리

본 절에서는 제Ⅳ장에서 수행할 실증분석을 위하여 투기 관련 주요 주택정책을 정리하였다. 정리된 내용을 바탕으로 우리나라의 각각의 정책 시행일자, 시행 주요 성질, 방향성 등을 정리하여 실증분석에 활용할 예정이다. 실증분석에서의 구체적인 활용방안은 제Ⅳ장에서 서술하였다.

투기 관련 주요 주택정책은 주택가격이 혼인율 및 출산율에 미치는 효과를 분석하기 위한 외생적 충격으로 활용하고자 한다. 일명 구술적 방법론(Narrative approach)을 사용하여 정책 시행 날짜를 바탕으로 외생적인 정책 충격을 구성하고자 하는 방법론으로, 이를 바탕으로 주택가격이 혼인율 및 출산율 등 주요 관심 변수에 미치는 영향을 추정할 수 있다. Ramey and Shapiro(1998), Romer and Romer(1989; 2004)와 유사한 방식으로, 정책으로 인하여 유발된 주택가격의 변화를 통하여 외생성을 담보하고자 하는 데 그 목적이 있다. 주택가격이 혼인율 및 출산율에 미치는 영향을 살펴보고자 할 때 가장 우려스러운 점은 VAR에 포함되지 않은 요소로 인하여 주택가격과 혼인율 및 출산율이 동시에 변할 수 있다는 점이며, 특히 이러한 unobserved 요소로 인한 충격이 많을 경우 VAR에서 주택가격 충격을 식별하기 어려울

수 있다. 반면 투기 관련 주요 주택정책은 지역 단위에서는 주택가격을 통한 채널을 제외하고는 혼인 및 출산율에 영향을 미치지 않는다는 것으로 생각할 수 있다. 따라서 혼인율 및 출산율에 대한 외생적인 주택가격 충격을 식별하기 위하여 투기 관련 주택정책을 제Ⅳ장과 같은 개념으로 활용할 수 있으며, 이를 바탕으로 주택가격이 혼인율 및 출산율에 미치는 인과적 효과를 추정할 수 있다. <표 Ⅲ-1>에는 투기 관련 주요 정책을 정리하였다. 이를 바탕으로 투기 관련 주택정책이 발생한 날짜를 정리하여, 이를 실증분석에서 활용하였다.

〈표 Ⅲ-1〉 투기 관련 주요 주택정책 변혁

연도	주요 내용																								
2003년	<ul style="list-style-type: none"> ○ 1세대 다주택자에 대한 양도세 증과(10월 29일) <ul style="list-style-type: none"> - 현행 1세대 1주택 비과세, 1세대 2주택은 기준시가 기준, 1세대 3주택은 실거래가 기준 9~35%로 과세하며, 부동산 시장을 분석·판단 후 15%p 범위에서 탄력 세율을 허용하되, 투기지역 내 2주택 이상 자에 대해서는 우선 적용함 - 특히 1세대 3주택 이상 보유자에 대해서는 양도세율을 60% 수준으로 인상하며, 투기 지역의 경우 탄력세율을 우선 적용하여 최고 75%(주민세 포함 82.5%)까지 과세함 ○ 분양권 전매 제한 투기과열지구 확대(10월 29일) <ul style="list-style-type: none"> - 현행 수도권·대전 지역, 부산 해운대구·수영구, 대구 수성구, 충청 일부 지역에서 대구·울산·광주·부산 등 6대 광역시와 도청 소재지 전역을 조사하여 투기과열지구 확대 지정('03. 11월) · 2002년 3월부터 '투기과열지구' 제도를 신설 ○ 투기과열지구 내 25.7평 이하의 민영주택에 대한 무주택 세대주 우선공급 비율을 현행 50%p('02. 4월)에서 65%로 확대(10월 29일, 12월부터 시행) 																								
2005년	<ul style="list-style-type: none"> ○ 투기수요 억제를 위한 종합부동산세 강화(8월 31일) <ul style="list-style-type: none"> - 현행 50%인 종합부동산세 과표적용률을 '06년에는 20%p, '07년부터는 매년 10%p씩 상향 조정하여 '09년에는 100% 달성을 목표로 함 - 종부세 과세방법을 인별 합산에서 세대별 합산으로, 기준금액을 공시지가 9억원에서 6억원으로 조정하고, 이에 따른 세율구간 신설 및 세율을 조정하여, 종부세 세부담을 상향 조정함 <table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse; margin-top: 10px;"> <thead> <tr> <th colspan="2">현행</th> <th colspan="2">조정</th> </tr> <tr> <th>공시가격</th> <th>세율(%)</th> <th>공시가격</th> <th>세율(%)</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td></td> <td></td> <td>6~9억원</td> <td>1</td> </tr> <tr> <td>9~20억원</td> <td>1</td> <td>9~20억원</td> <td>1.5</td> </tr> <tr> <td>20~100억원</td> <td>2</td> <td>20~100억원</td> <td>2</td> </tr> <tr> <td>100억원 초과</td> <td>3</td> <td>100억원 초과</td> <td>3</td> </tr> </tbody> </table>	현행		조정		공시가격	세율(%)	공시가격	세율(%)			6~9억원	1	9~20억원	1	9~20억원	1.5	20~100억원	2	20~100억원	2	100억원 초과	3	100억원 초과	3
현행		조정																							
공시가격	세율(%)	공시가격	세율(%)																						
		6~9억원	1																						
9~20억원	1	9~20억원	1.5																						
20~100억원	2	20~100억원	2																						
100억원 초과	3	100억원 초과	3																						

〈표 III-1〉의 계속

연도	주요 내용																				
	<ul style="list-style-type: none"> · 현행 제도는 인별 소유주택가액을 합산하여 공시지가 기준 9억원 이상인 경우 9억원 초과분에 대해서는 종합부동산세를 추가로 과세함 · 예를 들어, 공시지가 10억원인 부동산에 대하여 9억원까지는 재산세, 초과분 1억원에 대해서는 종합부동산세 과세 <table border="1" data-bbox="309 422 1017 641" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <thead> <tr> <th style="width: 25%;">과세주체</th> <th style="width: 25%;">과세방법</th> <th style="width: 25%;">공시지가(억원)</th> <th style="width: 25%;">세율(%)</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td rowspan="3" style="text-align: center;">(1차) 재산세 시·군·구</td> <td rowspan="3" style="text-align: center;">물건별 과세</td> <td style="text-align: center;">0.8 이하</td> <td style="text-align: center;">0.15</td> </tr> <tr> <td style="text-align: center;">0.8~2</td> <td style="text-align: center;">0.3</td> </tr> <tr> <td style="text-align: center;">2~9 이하</td> <td style="text-align: center;">0.5</td> </tr> <tr> <td rowspan="3" style="text-align: center;">(2차) 종부세 국가</td> <td rowspan="3" style="text-align: center;">인별 주택가액 합산과세</td> <td style="text-align: center;">9~20</td> <td style="text-align: center;">1.0</td> </tr> <tr> <td style="text-align: center;">20~100</td> <td style="text-align: center;">2.0</td> </tr> <tr> <td style="text-align: center;">100 초과</td> <td style="text-align: center;">3.0</td> </tr> </tbody> </table> <ul style="list-style-type: none"> · 종합부동산세 과세표준은 공시지가에 과표적용률 50%를 곱하여 산출하며, 이에 따른 보유세 실효세 부담 수준이 낮아 고가주택을 보유하거나 다주택을 보유하는 경우에도 부담으로 작용하지 않음 ○ 투기이의 환수를 위한 양도소득세 강화(8월 31일) <ul style="list-style-type: none"> - 1세대 2주택 양도세 과세를 실거래가 기준으로 전환하며, '07년부터 모든 주택에 대해 실거래가 과세로 전면 전환 · 수도권·광역시 1억원, 기타지역 3억원 초과 주택 - 1세대 2주택에 대한 양도세 세율을 50%로 인상하며, 장기보유특별공제 대상에서 배제 ○ 분양권 전매제한 강화(8월 31일) <ul style="list-style-type: none"> - 투기과열지구 내 아파트 분양권 전매제한 유지 - 분양가 규제 적용 주택 중 채권매입 의무가 없는 25.7명 이하는 전매제한 강화(수도권 10년, 그 외 5년) 	과세주체	과세방법	공시지가(억원)	세율(%)	(1차) 재산세 시·군·구	물건별 과세	0.8 이하	0.15	0.8~2	0.3	2~9 이하	0.5	(2차) 종부세 국가	인별 주택가액 합산과세	9~20	1.0	20~100	2.0	100 초과	3.0
과세주체	과세방법	공시지가(억원)	세율(%)																		
(1차) 재산세 시·군·구	물건별 과세	0.8 이하	0.15																		
		0.8~2	0.3																		
		2~9 이하	0.5																		
(2차) 종부세 국가	인별 주택가액 합산과세	9~20	1.0																		
		20~100	2.0																		
		100 초과	3.0																		
2006년	<ul style="list-style-type: none"> ○ 투기지역 아파트 담보대출에 대한 LTV(주택담보비율) 규제 강화(11월 15일) <ul style="list-style-type: none"> - (은행·보험) 투기지역 LTV 규제 예외 적용 대상 폐지(60→40%) - (비은행 금융기관) LTV 규제 강화(60~70→50%) ○ 투기지역의 6억원 초과 아파트 신규 구입 대출 시 적용되는 DT(총부채상환비율) 규제를 수도권 투기과열지구에 대해서도 확대 적용 																				
2008년	<ul style="list-style-type: none"> ○ 미분양 문제 해결을 위해 지방 투기과열지구 및 투기지역 전면 해제뿐만 아니라 지방 전매제한의 폐지 또는 완화 및 금융·세제 측면에서의 추가적인 수요 활성화 방안 추진(6월 11일) <ul style="list-style-type: none"> - 담보인정비율(LTV)을 조정하여, 2008년 6월 11일부터 2009년 6월 말까지 담보인정비율을 10%p 상향(은행·보험 현행 60→70%) - 2008년 6월 30일부터 전국 비투기지역 소재 모든 주택(기존 규모 요건 85㎡)에 대하여 LTV를 현행 최대 80%에서 최대 85%로 5%p 추가 확대하여 모기지보험 활성화 · 비투기지역 소재 국민주택 규모 이하에 한해 모기지보험에 가입할 경우, 기존 LTV(60%)를 초과하여 최대 80%까지 대출 가능('07. 12월 도입) 																				

〈표 III-1〉의 계속

연도	주요 내용																												
	<ul style="list-style-type: none"> ○ 지방 미분양주택 취득 시 분양가의 2%인 취득등록세를 1%로 인하 및 일시적 1세대 2주택자 중복 보유 허용 기간을 1년에서 2년으로 완화(2008년 6월 11일부터 2009년 6월 말까지) ○ 수도권 전매제한 기간을 완화하되, 시장영향을 감안하여 권역별로 차등화(8월 21일 도입, 11월 말 시행) 																												
	구 분	현행(수도권)	개선안(수도권)																										
	공공택지	85㎡ 이하 10년 85㎡ 초과 7년	〈과밀억제권역〉* 85㎡ 이하 7년 85㎡ 초과 5년	〈기타지역〉 85㎡ 이하 5년 85㎡ 초과 3년																									
	민간택지	85㎡ 이하 7년 85㎡ 초과 5년	〈과밀억제권역〉* 85㎡ 이하 5년 85㎡ 초과 3년	〈기타지역〉 투기과열지구 3년 非투기과열지구 1년																									
	<p>* 과밀억제권역(서울, 인천(일부는 제외), 과천, 안양, 성남, 수원, 고양, 하남, 구리 등), 기타지역(김포, 파주, 양주, 남양주(일부는 제외), 용인, 광주, 안산, 화성 등)</p> <ul style="list-style-type: none"> ○ 실수요자 1세대 1주택에 대한 감면 요건, 과세범위 강화 및 장기보유특별공제 확대(9월 1일) <ul style="list-style-type: none"> - 3년 이상 보유(서울, 과천, 5대 신도시: 2년 이상 거주 필요)에서 3년 이상 보유 및 3년 이상 거주(다만, 비수도권 및 수도권 일부 지역은 3년 이상 보유 및 2년 이상 거주) - 과세범위 6억원에서 9억원 초과로 조정 - 장기보유특별공제를 연 4%, 최대 80%(20년 이상 보유 시)에서 연 8%, 최대 80%(10년 이상 보유 시)로 확대 ○ 1세대 다주택자 양도세 종과제도(50~60%) 합리화(9월 1일) <ul style="list-style-type: none"> - 1세대 다주택자 중 종과되지 않는 기준 완화(지방 2주택자 자가 주택 기준 1억→3억원) 및 실수요 2주택자에 대한 양도세 종과 배제(3억원 이하, 1년 이상 거주) - 양도소득세 세율 및 과표 구간 조정 <table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse; margin-top: 10px;"> <thead> <tr> <th colspan="2" style="text-align: center;">현행</th> <th style="text-align: center;">⇒</th> <th colspan="2" style="text-align: center;">개정</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td style="text-align: center;">1천만원 이하</td> <td style="text-align: center;">9%</td> <td></td> <td style="text-align: center;">1,200만원 이하</td> <td style="text-align: center;">6%</td> </tr> <tr> <td style="text-align: center;">1~4천만원</td> <td style="text-align: center;">18%</td> <td></td> <td style="text-align: center;">1,200~4,600만원</td> <td style="text-align: center;">15%</td> </tr> <tr> <td style="text-align: center;">4~8천만원</td> <td style="text-align: center;">27%</td> <td></td> <td style="text-align: center;">4,600~8,800만원</td> <td style="text-align: center;">24%</td> </tr> <tr> <td style="text-align: center;">8천만원 초과</td> <td style="text-align: center;">36%</td> <td></td> <td style="text-align: center;">8,800만원 초과</td> <td style="text-align: center;">33%</td> </tr> </tbody> </table> <p>* '09년도에 2%p 인하, '10년도에 1%p 추가 인하</p> <ul style="list-style-type: none"> ○ 종합부동산세 제도 개선(9월 1일) <ul style="list-style-type: none"> - 주택 및 종합합산토지의 과표적용률*을 작년 수준(80%)으로 동결하고, 보유세 상한 하향 조정(전년 대비 300→150%) 등 제도 개선 * 【현행】('07년) 80%, ('08년) 90%, ('09년) 100% ○ 가계 주거부담 완화 및 실수요 거래 촉진을 위한 대책(10월 21일) 				현행		⇒	개정		1천만원 이하	9%		1,200만원 이하	6%	1~4천만원	18%		1,200~4,600만원	15%	4~8천만원	27%		4,600~8,800만원	24%	8천만원 초과	36%		8,800만원 초과	33%
현행		⇒	개정																										
1천만원 이하	9%		1,200만원 이하	6%																									
1~4천만원	18%		1,200~4,600만원	15%																									
4~8천만원	27%		4,600~8,800만원	24%																									
8천만원 초과	36%		8,800만원 초과	33%																									

〈표 III-1〉의 계속

연도	주요 내용																				
	<ul style="list-style-type: none"> - 투기지역 내 아파트를 추가로 구입할 경우 기존 주택을 1년 내 처분하기로 되어 있는 처분조건부 대출의 상환기간을 2년으로 연장 - 투기지역 해제 시 투기지역 지정 시점에서 既 체결된 대출 관련 약정(처분/축소 조건부) 이행의무를 면제 - 전국의 1세대 1주택자가 이사 목적으로 신규 주택을 취득하는 경우 기존 주택의 양도세 비과세가 적용되는 양도 기한을 현행 1년에서 2년으로 일시적 연장 - 수도권 내 지정목적이 사라진 투기지역·투기과열지구를 합리적으로 해제 - 주택담보대출 거치 연장 및 만기 조정을 유도하고, CD 금리를 하향 안정화하여 가계의 금리부담 완화를 추진 ○ 부동산 거래 활성화를 위해 부동산 투기 억제와 관련한 과도한 규제 완화(11월 3일) <ul style="list-style-type: none"> - 수도권 전매제한 완화 조치 기존 분양분에도 소급 적용 - 주택보유자가 향후 2년 내 추가로 취득한 지방 미분양주택에 대하여 양도세 일 반 세율 적용 및 장기보유특별공제(최대 80%) 허용 - 1세대 1주택자가 실수요 목적으로 지방 소재 1주택 취득 시 계속 1세대 1주택 자로 인정하고, 지방주택은 중과 배제 - 1세대 1주택 양도세 비과세 거주요건을 수도권 3년, 지방 2년으로 강화할 계획 이었으나 현행(서울, 과천, 5대 신도시 2년)으로 유지 ○ 수도권 투기과열지구 해제 시행(11월 3일 발표, 7일 시행) <ul style="list-style-type: none"> - 강남 3구(강남구, 송파구, 서초구)를 제외한 주택투기지역 및 투기과열지구 해제, 토지투기지역 전부 해제 - 분양가 상한제 적용을 받지 않은 주택 중 투기과열지구 지정으로 소유권 이전 등기 시까지 전매가 제한되었던 지역 전매 가능 - 분양가 상한제 적용을 받는 주택은 8·21. 대책에 따른 「주택법 시행령」 개정이 완료되면 수도권 전매제한이 단축될 예정이며, 수도권 과밀억제권역 외 지역의 민간택지에서 공급되는 주택은 투기과열지구 해제 시 전매제한 기간이 3년에서 1년으로 줄어듦(11월 말 예정) <table border="1" data-bbox="311 1094 1020 1247" style="width: 100%; border-collapse: collapse; margin-top: 10px;"> <thead> <tr> <th colspan="2" style="text-align: center;">구분</th> <th style="text-align: center;">전매제한 기간</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td rowspan="2" style="text-align: center; vertical-align: middle;">지방</td> <td style="text-align: center;">공공 택지</td> <td style="text-align: center;">1년 (투기과열지구 3년)</td> </tr> <tr> <td style="text-align: center;">민간 택지</td> <td style="text-align: center;">폐지 (투기과열지구 총청권 3년, 기타 1년)</td> </tr> </tbody> </table>	구분		전매제한 기간	지방	공공 택지	1년 (투기과열지구 3년)	민간 택지	폐지 (투기과열지구 총청권 3년, 기타 1년)												
구분		전매제한 기간																			
지방	공공 택지	1년 (투기과열지구 3년)																			
	민간 택지	폐지 (투기과열지구 총청권 3년, 기타 1년)																			
2009년	<ul style="list-style-type: none"> ○ 수도권 전매제한 추가 완화(3월 10일 발표, 3월 20일 시행) <ul style="list-style-type: none"> - 수도권 전매제한 기간 추가 단축 및 분양권(또는 주택) 일부의 부부간 증여 허용 <table border="1" data-bbox="309 1340 1020 1530" style="width: 100%; border-collapse: collapse; margin-top: 10px;"> <thead> <tr> <th colspan="3" style="text-align: center;">구분</th> <th style="text-align: center;">현행</th> <th style="text-align: center;">개정안</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td rowspan="4" style="text-align: center; vertical-align: middle;">수도 권</td> <td rowspan="2" style="text-align: center; vertical-align: middle;">공공 택지</td> <td style="text-align: center;">과밀억제 권역</td> <td style="text-align: center;">85㎡ 이하</td> <td style="text-align: center;">7년</td> </tr> <tr> <td style="text-align: center;">85㎡ 초과</td> <td style="text-align: center;">5년</td> <td style="text-align: center;">3년</td> </tr> <tr> <td rowspan="2" style="text-align: center; vertical-align: middle;">기타지역</td> <td style="text-align: center;">85㎡ 이하</td> <td style="text-align: center;">5년</td> <td style="text-align: center;">3년</td> </tr> <tr> <td style="text-align: center;">85㎡ 초과</td> <td style="text-align: center;">3년</td> <td style="text-align: center;">1년 (투기과열지구: 3년)</td> </tr> </tbody> </table>	구분			현행	개정안	수도 권	공공 택지	과밀억제 권역	85㎡ 이하	7년	85㎡ 초과	5년	3년	기타지역	85㎡ 이하	5년	3년	85㎡ 초과	3년	1년 (투기과열지구: 3년)
구분			현행	개정안																	
수도 권	공공 택지	과밀억제 권역	85㎡ 이하	7년																	
		85㎡ 초과	5년	3년																	
	기타지역	85㎡ 이하	5년	3년																	
		85㎡ 초과	3년	1년 (투기과열지구: 3년)																	

〈표 III-1〉의 계속

연도	주요 내용				
	구분		현행	개정안	
	민간 택지	과밀억제 권역	85㎡ 이하	5년	3년
			85㎡ 초과	3년	1년 (투기과열지구: 3년)
		기타지역	모든 규모	1년 (투기과열지구: 3년)	좌 등
2010년	<ul style="list-style-type: none"> ○ 주택거래 활성화를 위하여 국민주택기금 융자 지원 및 주택금융신용보증기금에서 보증 지원(4월 23일) <ul style="list-style-type: none"> - 기존 주택이 팔리지 않아 신규 주택에 입주할 못하는 재(입주지정일 경과)의 기존주택(6억원 및 85㎡ 이하, 투기지역 제외)을 구입하는 재(무주택자 또는 1주택자) 대상 <ul style="list-style-type: none"> · 5월부터 연말까지 한시적으로 1조원 범위 내에서 구입자금 융자(부부합산 연소득 4천만원 이하, 호당 2억원 한도, 연 5.2%) - DTI 한도를 초과하여 대출(LTV 한도 이내)이 가능하도록 보증 지원(2010년 5월) ○ 주택거래 정상화를 위해 주택구입과 관련한 금융, 세제상 지원 확대 및 서민·중산층 실수요 주택거래 지원(8월 30일) <ul style="list-style-type: none"> - 무주택자 또는 1가구 1주택자가 주택(투기지역 제외, 9억원 이하)을 구입하는 경우 내년 3월 말까지 금융회사가 DTI 적용을 자율적으로 결정 - 금년 말로 종료되는 다주택자 양도세 증가 완화는 2년간 연장 시행하고, 취·등록세 감면도 1년 더 연장 - (4. 23. 대책 보완) 신규 주택 분양을 받은 자가 소유한 기존 주택을 구입하는 자에 대해 구입자금 지원요건 완화 <ul style="list-style-type: none"> · 신규 주택 입주자뿐만 아니라 입주 예정자도 포함되며, 금액제한 폐지, 연소득 5천만원 이하로 상향, 시행 기간 2011년 3월 말까지 연장(지원 조건은 현행 유지) - 생애최초로 주택을 구입하는 무주택자에 대해서는 내년 3월 말까지 주택기금을 통해 호당 2억원 범위 내에서 구입자금 지원 <ul style="list-style-type: none"> · 2011년 3월 말까지 한시 지원 · 무주택 가구, 부부합산 연소득 4천만원, 85㎡ 이하, 6억원 이하(투기지역 제외) - 다주택자 양도세 증가 완화제도(일반세율 6~35%)의 일몰 시행(10년 말 종료)을 2년 연장 				
2011년	<ul style="list-style-type: none"> ○ 투기수요 억제를 위해 '05년부터 시행 중인 다주택자 양도세 증가제도* 폐지 추진(12월 7일) <ul style="list-style-type: none"> * 증가세율: 3주택자 이상(60% 세율, 2005년 시행), 2주택자(50% 세율, 2007년 시행), 현재는 2012년 말까지 취득·양도한 주택에 대해 한시적으로 기본세율(6~35%)로 과세 ○ 지가가 안정되고 투기 우려가 낮음에도 불구하고 토지거래허가구역으로 묶여 장기간 토지이용이 제한되고 있는 지역(수도권 녹지·비도시지역 등)에 대해서는 토지거래허가구역 해제(12월 7일) 				

〈표 III-1〉의 계속

연도	주요 내용																																				
	<ul style="list-style-type: none"> ◦ 강남 3구 투기과열지구 해제(12월 7일 발표, 12월 22일 시행) <ul style="list-style-type: none"> - 강남 3구의 분양권 전매제한 기간이 공공 85㎡ 이하의 경우 5년에서 3년으로, 공공 85㎡ 초과인 경우 3년에서 1년으로, 민간주택의 경우도 3년에서 1년으로 축소 - 투기과열지구 내 민간택지에 적용되고 있는 분양가격 공시의무도 폐지됨 																																				
2012년	<ul style="list-style-type: none"> ◦ 시장과열기 도입되었던 과도한 규제 정상화(5월 10일) <ul style="list-style-type: none"> - 강남 3구에 지정된 주택 투기지역과 주택거래신고지역 해제(투기과열지구는 2011년 연말 해제) - 투기지역 해제에 따라 여타 지역과 동일한 LTV·DTI 적용, 3주택자 양도세 가산세율 해제, 생애최초 구입자금 지원 가능 - 임대사업용 주택 구입 취득세 감면혜택 적용 가능 ◦ 수도권 공공택지와 개발제한구역 해제지구의 분양권 전매제한 완화 및 보금자리주택 거주 의무기간 완화(5월 10일) <table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <thead> <tr> <th rowspan="2">구 분</th> <th colspan="2">전매제한</th> <th rowspan="2">보금자리주택 거주 의무기간</th> </tr> <tr> <th>현행</th> <th>개선</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>일반공공택지 (85㎡ 이하)</td> <td>3년</td> <td>1년</td> <td>-</td> </tr> <tr> <td rowspan="2">GB 해제 공공택지 (85㎡ 이하)</td> <td>인근시세 70% 미만</td> <td>민영주택 7년 보금자리 10년</td> <td>70% 미만</td> <td>민영 5년 보금 8년</td> <td>- 5 → 5년</td> </tr> <tr> <td>인근시세 70% 이상</td> <td>민영주택 5년 보금자리 7년</td> <td>70~85% 미만</td> <td>민영 3년 보금 6년</td> <td>- 5 → 3년</td> </tr> <tr> <td></td> <td></td> <td></td> <td>85% 이상</td> <td>민영 2년 보금 4년</td> <td>- 5 → 1년</td> </tr> </tbody> </table> <p>* 수도권 공공택지 85㎡ 초과(1년) 및 민간택지(1년), 지방(공공택지 1년, 민간택지 제한없음)은 현행 유지</p> ◦ 내년 3월 말까지 한시적으로 적용이 배제되고 있는 민영주택 재담청 제한 제도도 투기과열지구(현재 지정된 지역 없음)를 제외하고는 폐지(5월 10일) <ul style="list-style-type: none"> - 일정 기간(수도권 과밀억제권역: 85㎡ 이하 5년, 85㎡ 초과 3년/그 외 지역: 85㎡ 이하 3년, 85㎡ 초과 1년) 동안 다른 분양주택에 재담청 금지 ◦ 주택을 단기(2년 미만) 보유 후 양도하는 경우에 적용되는 양도세 종과세율 완화(5월 10일) <table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <thead> <tr> <th>구 분</th> <th>현행</th> <th>개선</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>1년 미만</td> <td>50%</td> <td>40%</td> </tr> <tr> <td>1년 이상 ~2년 미만</td> <td>40%</td> <td>삭제(기본세율 6~38% 적용)</td> </tr> </tbody> </table> 	구 분	전매제한		보금자리주택 거주 의무기간	현행	개선	일반공공택지 (85㎡ 이하)	3년	1년	-	GB 해제 공공택지 (85㎡ 이하)	인근시세 70% 미만	민영주택 7년 보금자리 10년	70% 미만	민영 5년 보금 8년	- 5 → 5년	인근시세 70% 이상	민영주택 5년 보금자리 7년	70~85% 미만	민영 3년 보금 6년	- 5 → 3년				85% 이상	민영 2년 보금 4년	- 5 → 1년	구 분	현행	개선	1년 미만	50%	40%	1년 이상 ~2년 미만	40%	삭제(기본세율 6~38% 적용)
구 분	전매제한		보금자리주택 거주 의무기간																																		
	현행	개선																																			
일반공공택지 (85㎡ 이하)	3년	1년	-																																		
GB 해제 공공택지 (85㎡ 이하)	인근시세 70% 미만	민영주택 7년 보금자리 10년	70% 미만	민영 5년 보금 8년	- 5 → 5년																																
	인근시세 70% 이상	민영주택 5년 보금자리 7년	70~85% 미만	민영 3년 보금 6년	- 5 → 3년																																
			85% 이상	민영 2년 보금 4년	- 5 → 1년																																
구 분	현행	개선																																			
1년 미만	50%	40%																																			
1년 이상 ~2년 미만	40%	삭제(기본세율 6~38% 적용)																																			
2013년	<ul style="list-style-type: none"> ◦ 부동산 경기 활성화를 위하여 생애최초 주택구입자에 대해서는 취득세 한시면제, 국민주택기금 지원 확대를 통해 주택구입을 지원(4월 1일) <ul style="list-style-type: none"> - 부부합산 6천만원 이하 가구가 금년 말까지 6억원·85㎡ 이하 주택을 생애최초로 구입할 경우 취득세를 전액 면제 																																				

〈표 III-1〉의 계속

연도	주요 내용		
2017년	- 보증한도: (현행) 제한 없음 → (변경) 수도권·광역시 6억원, 지방 3억원 - 보증대상: (현행) 제한 없음 → (변경) 분양가격 9억원 이하 주택 ○ 서울, 경기·부산 중 일부 지역, 세종시 등은 '맞춤형 청약제도 조정' 및 '과도한 투자수요 관리'를 선별적으로 적용(11월 3일) - 맞춤형 청약제도를 통한 청약시장 과열 완화 및 실수요자 당첨 기회 확대 · 판매제한기간: 강남 4개구 및 과천 민간택지 - 소유권이전 등기 시, 서울 강남 4개구 외 및 성남 민간택지 - 1년 6개월(현행 6개월), 그 외 민간택지 및 전체 대상지역 공공택지 - 공공분양주택 3~6년, 민간분양주택 소유권이전 등기 시 (분양가격이 인근 시세 70% 미만의 경우 3년), 그 외 공공택지 내 주택 소유권 이전 등기 시까지로 조정 · 1순위 제한: 세대주 외, 5년 내 당첨자, 2주택 이상 소유자를 제한 · 재당첨 제한: 조정대상 당첨자는 1~5년간 동일 대상당첨 금지		
	광역시자치체	기초지자체	택지 유형
	서울특별시	25개 區	민간택지 + 공공택지
	경기도	과천시, 성남시	민간택지 + 공공택지
		하남시, 고양시, 남양주시, 화성시(동탄2에 한함)	공공택지(민간택지는 제외)
	부산광역시	해운대구, 연제구, 동래구, 남구, 수영구	민간택지(공공택지는 제외)
	세종특별자치시 (행정중심복합도시 건설 예정지역)		공공택지(민간택지는 제외)
	- 과도한 단기 투자수요가 유입되는 것을 차단하기 위한 관리방안 실시 · 중도금 대출보증요건 강화(계약금 5→10%), 2순위에도 청약통장 필요 · 1순위 청약일정을 '당해/기타' 분리, 청약가점제 자율시행 유보		
	○ 주택시장 과열지역에 대한 선별적 대응(6월 19일) - 조정대상지역에 경기 광명, 부산 기장군 및 부산진구 추가(기존 37개+3개)		
	구 분	조정대상지역	
서울	25개 區 (전 지역)	강남 4개구 등	공공+민간
경기	28개 市郡 중 7개	과천, 성남 + 광명(추가)	공공+민간
		하남, 고양, 화성(동탄2), 남양주	공공
부산	16개 區 중 7개	해운대, 연제, 수영, 동래, 남 + 부산진(추가)	민간
		기장(추가)	공공+민간
기타	1개 지역	세종특별자치시	공공
- 서울 전 지역 공공·민간택지 모두 판매제한기간 소유권이전등기 시까지로 확대 - LTV·DTI 규제비용 강화(LTV: 70→60%, DTI: 60→50%) · 6월 19일 행정지도 예고, 7월 3일부터 시행 · 이주비·중도금·잔금대출 모두 LTV 규제비용 강화(60%), 잔금대출 DTI 신규 적			

〈표 III-1〉의 계속

연도	주요 내용		
	용(50%) · 서민·실수요자에 대해서는 조정대상지역 주택담보대출에 대해서도 강화된 비율을 적용하지 않음(잔금대출은 DTI 60% 비율로 완화 적용)		
	현행	조정대상지역	비 고
	LTV 규제 집단대출	70% (서민·실수요자 60%)	서민·실수요자 (디딤돌대출 요건) ① 부부합산 연소득 6천만원(생애최초 구입자 7천만원). ② 주택가격 5억원 이하 ③ 무주택세대주
	DTI 규제	60% (서민·실수요자 50%)	
	집단대출	- (서민·실수요자 50%)	
		50% (서민·실수요자 60%)	
	○ 투기과열지구 및 투기지역 지정(8월 2일 발표, 8월 3일자 효력 발생)		
구분	투기과열지구 ('17. 8. 3.)	투기지역 ('17. 8. 3.)	조정대상지역 (16. 11. 3., '17. 6. 19. 대책)
서울	전 지역 (25개 구)	강남, 서초, 송파, 강동, 용산, 성동, 노원, 마포, 양천, 영등포, 강서 (11개 구)	전 지역 (25개 구)
경기	과천시	-	경기 7개 시 (과천, 성남, 하남, 고양, 광명, 남양주, 동탄2)
기타	세종시	세종시	부산 7개 구, 세종시
	○ 양도소득세 강화(8월 2일) - 2018년 4월 1일 이후 양도분부터 양도차익에 따라 기본세율(6~40%)을 적용하는 다주택자에 대해 양도소득세를 2주택자는 기본세율+10%p, 3주택자는 기본세율+20%p 증가, 장기보유특별공제 배제 - 2017년 8월 3일부터 1세대 1주택 양도세 비과세 거주요건에 2년 이상 거주 추가(현행 2년 이상 보유, 양도가액 9억원 이하) - 2018년 1월 1일부터 조정대상지역 분양권 전매 시 보유기관과 상관 없이 양도소득세율 50% 적용		
	○ 다주택자에 대한 금융규제 강화(8월 2일) - 투기지역 내 주택담보대출 건수를 차주당 1건에서 세대당 1건으로 강화 - 투기과열지구 및 투기지역은 기본 LTV·DTI 40% 적용, 주택담보대출을 1건 이상 보유한 세대가 추가로 주택담보대출을 받는 경우 10%p씩 강화(투기과열지구 및 투기지역에서는 30% 적용) - 서민·실수요자는 LTV·DTI 10%p 완화 적용 · 적용대상은 무주택세대주, 부부 합산 연소득 6천만원(생애최초 7천만원) 이하, 주택가격 투기과열지구·투기지역은 6억원 이하, 조정대상지역은 5억원 이하를 충족해야 함		

〈표 III-1〉의 계속

연도	주요 내용
	<ul style="list-style-type: none"> - HUG·주공공 중도금 대출보증(9억원 이하 주택)을 1인당 통합 2건 이하에서 세대당 통합 2건(투기지역, 투기과열지구, 조정대상지역은 세대당 1건) 이하로 제한 - 자금조달계획 및 입주계획 신고 의무화 ○ 분당구, 수성구 투기과열지구 추가 지정(9월 5일 발표, 9월 6일 시행)
2018년	<ul style="list-style-type: none"> ○ 종로구, 중구, 동대문구, 동작구 투기지역 추가 지정(8월 27일) - 기존 서울 內 투기지역(17. 8. 3. 지정): 강남, 서초, 송파, 강동, 용산, 성동, 노원, 마포, 양천, 영등포, 강서 - 주택담보대출 세대당 1건 제한, 주택담보대출 만기 연장 제한, 신규 아파트 취득 목적의 기업자금대출 제한 등을 적용 ○ 광명시, 하남시 투기과열지구 추가 지정(8월 27일) - 금융규제 강화(LTV·DTI 40% 적용 등), 재건축 조합원 지위양도 금지, 정비사업 분양 재당첨 제한, 청약규제 강화, 분양권 전매제한, 3억원 이상 주택 거래 시 자금조달계획 신고 등을 적용 - 기존 투기과열지구 유지(서울, 과천시, 성남시 분당구, 대구시 수성구, 세종시) ○ 구리시, 안양시 동안구, 광교택지개발지구 조정대상지역 지정(8월 27일) - 세제 강화(다주택자 양도소득세 중과·장기보유특별공제 배제 및 분양권 전매 시 세율 50% 적용 등), 금융규제 강화(LTV 60%·DTI 50% 적용 등), 청약규제 강화 등을 적용 ○ 부산 기장군(일광면 제외) 조정대상지역 해제(8월 27일) ○ 종합부동산세 추가 과세(9월 13일) - 3주택 이상 보유자와 조정대상지역 2주택 보유자를 동일하게 추가 과세하되 현 행대비 +0.1~1.2%p 세율 인상 - 과표 3억~6억원 구간 신설하여, 과표 3억원(시가 약 18억원) 이하 구간 현행 세율 유지, 3억원 초과구간 세율 +0.2~0.7%p 인상 - 2019. 1. 1. 이후 납세의무가 성립하는 분부터 적용 ○ 다주택자의 주택담보대출 규제(9월 13일) - 2주택 이상 보유세대는 규제지역 내 주택 신규 구입을 위한 주택담보대출 금지 (LTV=0) - 1주택 세대는 규제지역 내 주택 신규 구입을 위한 주택담보대출 원칙적으로 금지, 단 추가 주택구입이 이사·부모봉양 등 실수요이거나 불가피한 사유로 판단 되는 경우 예외 허용 - 규제지역 내 고가주택(공시가격 9억원 초과) 구입 시에는 실거주 목적인 경우를 제외하고는 주택담보대출 금지 ○ 생활안정자금 목적의 주택담보대출에 대하여 2주택 이상 세대는 10%p씩 강화된 LTV·DTI(1주택 40~70%, 2주택 30~60%)를 적용하고, 생활안정자금을 대출받을 시, 동 대출기간 동안 주택을 추가구입하지 않는다는 약정 체결(9월 13일) ○ 2주택 이상 재(부부합산, 조정대상지역 외 포함)는 전세자금 대출에 대한 공적보증금지, 1주택자(부부합산)는 부부합산소득 1억원 이하까지 보증 제공, 무주택자

〈표 III-1〉의 계속

연도	주요 내용								
	<p>(부부합산), 전세대출건에 대하여 주기적으로 실거주 및 주택보유 수 변동 여부 확인(9월 13일)</p> <ul style="list-style-type: none"> ○ 조정대상지역 신규 취득 임대주택 양도세 종과, 종부세 과세(9월 13일) <ul style="list-style-type: none"> - (2주택) 일반세율+10%p, (3주택 이상) 일반세율+20%p - 1주택 이상자가 조정대상지역에 새로 취득하는 주택은 임대등록 시에도 종부세 합산 과세 ○ 종부세 공정시장가액 비율 추가 상향 조정(9월 13일) <ul style="list-style-type: none"> - 현행 80%→연 5%p씩 100%까지 인상(2019년 85%, 2020년 90%, 2021년 95%, 2022년 100%) 								
2019년	<ul style="list-style-type: none"> ○ 시가 9억원 초과 주택에 대한 담보대출 강화, 시가 15억원 초과 초고가 아파트에 대한 주택담보대출 금지(12월 16일, 12월 17일부터 시행) <ul style="list-style-type: none"> - 가계·개인사업자·법인 등 모든 차주의 투기지역·투기과열지구 주택담보대출에 대하여 시가 9억원 기준으로 주택가격 구간별 LTV 규제비율 차등 적용(역진율 구조) <table border="1" data-bbox="305 731 1020 865" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <thead> <tr> <th data-bbox="305 731 511 797" rowspan="2">현행</th> <th colspan="2" data-bbox="548 731 1020 766">개선</th> </tr> <tr> <th data-bbox="548 766 798 797">주택가격 구간</th> <th data-bbox="798 766 1020 797">대상</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td data-bbox="305 797 511 865">▶ 주택가격 구간 없이 LTV 40% 적용</td> <td data-bbox="548 797 798 865" style="text-align: center;">⇨</td> <td data-bbox="798 797 1020 865"> <ul style="list-style-type: none"> [구간 ①] 9억원 이하분 ▶ LTV 40% 적용 [구간 ②] 9억원 초과분 ▶ LTV 20% 적용 </td> </tr> </tbody> </table> <ul style="list-style-type: none"> - 가계·개인사업자·법인 등 모든 차주에 대하여 투기지역·투기과열지구의 초고가 아파트(시가 15억원 초과)를 담보로 한 주택구입용 주택담보대출을 금지 ○ 투기지역·투기과열지구의 시가 9억원 초과 주택에 대한 담보대출 차주에 대해서는 차주 단위로 DSR 규제 적용(12월 16일, 12월 23일부터 시행) <ul style="list-style-type: none"> - DSR(Debt Service Ratio: 총부채원리금상환비율) 한도는 은행권 40%, 비은행권 60%(2021년 말까지 단계적으로 40%까지 하향 조정) ○ 시가 9억원 이상의 주택에 대하여 주택담보대출을 받는 경우 투기지역·투기과열지구에서는 1주택 세대의 주택 구입 시 1년 내 기존 주택 처분 및 전입, 무주택세대의 구입 시 1년 내 전입 의무 부여(12월 16일, 12월 23일부터 시행) ○ 주택임대업 사업자에 대한 관리 강화(12월 16일, 12월 23일부터 시행) <ul style="list-style-type: none"> - 투기지역뿐만 아니라 투기과열지구까지 주택임대업·주택매매업 이외 업종 영위 사업자에 대하여 주택 구입목적 주택담보대출 취급 금지 확대 - 주택임대업 개인사업대차대출에 대한 RTI 기준을 1.25배에서 1.5배 이상으로 강화 <ul style="list-style-type: none"> · RTI(Rent to Interest, 임대업 이자상환비율) = 연간 임대소득/(해당 임대업 대출의 연간 이자비용 + 해당 임대물건에 대한 기존 대출의 연간 이자비용) ○ 전세대출을 이용한 겹투자 방지(12월 16일) <ul style="list-style-type: none"> - 9억원 초과 주택 구입·보유 시 전세 대출에 대한 공적보증(주택금융공사, HUG보증) 제한에 사적 보증(서울보증보험) 추가 제한 - 차주가 전세대출 받은 후 시가 9억원 초과 주택을 매입하거나 2주택 이상 보유할 경우 전세대출 회수 	현행	개선		주택가격 구간	대상	▶ 주택가격 구간 없이 LTV 40% 적용	⇨	<ul style="list-style-type: none"> [구간 ①] 9억원 이하분 ▶ LTV 40% 적용 [구간 ②] 9억원 초과분 ▶ LTV 20% 적용
현행	개선								
	주택가격 구간	대상							
▶ 주택가격 구간 없이 LTV 40% 적용	⇨	<ul style="list-style-type: none"> [구간 ①] 9억원 이하분 ▶ LTV 40% 적용 [구간 ②] 9억원 초과분 ▶ LTV 20% 적용 							

〈표 III-1〉의 계속

연도	주요 내용								
2020년	<ul style="list-style-type: none"> ○ 조정대상지역 내 주택담보대출 규제 강화(2월 20일, 3월 2일 시행) <ul style="list-style-type: none"> - 조정대상지역 가계 주택담보대출에 LTV 60% 적용에서 조정대상지역 주택담보대출에 대하여 시가 9억원 기준으로 주택가격 구간별 LTV 규제비율 차등 적용으로 강화 								
	<table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <thead> <tr> <th style="width: 30%; text-align: center;">현행</th> <th colspan="2" style="text-align: center;">개선</th> </tr> <tr> <th></th> <th style="text-align: center;">주택가격 구간</th> <th style="text-align: center;">대상</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td style="vertical-align: top;">▶ 주택가격 구간 없이 LTV 60% 적용</td> <td style="vertical-align: top;">[구간 ①] 9억원 이하분 [구간 ②] 9억원 초과분</td> <td style="vertical-align: top;">▶ LTV 50% 적용 ▶ LTV 30% 적용</td> </tr> </tbody> </table>	현행	개선			주택가격 구간	대상	▶ 주택가격 구간 없이 LTV 60% 적용	[구간 ①] 9억원 이하분 [구간 ②] 9억원 초과분
현행	개선								
	주택가격 구간	대상							
▶ 주택가격 구간 없이 LTV 60% 적용	[구간 ①] 9억원 이하분 [구간 ②] 9억원 초과분	▶ LTV 50% 적용 ▶ LTV 30% 적용							
	<ul style="list-style-type: none"> ○ 주택 구입 목적 사업자 대출 관리 강화 및 1주택 세대 주택담보대출 실수요 요건 강화(2월 20일) <ul style="list-style-type: none"> - 주택임대업·주택매매업 이외 업종 영위 사업자에 대하여 투기지역·투기과열지구 내 주택 구입목적 주택대 취급 금지를 조정대상지역까지 확대 적용 - '2년 내 기존 주택 처분 및 신규 주택 전입 의무'를 조건으로 주택담보대출 가능 ○ 수원시 영통구, 권선구, 장안구 및 안양시 만안구, 의왕시를 조정대상지역으로 신규 지정(2월 20일, 2월 21일 시행) ○ 조정 대상지역 및 투기 과열지구 확대(6월 17일, 6월 19일 시행) <ul style="list-style-type: none"> - 경기, 인천, 대전, 청주 중 일부 지역을 제외한 전 지역 조정대상지역으로 지정 - 조정대상지역 지정 후에도 과열이 지속되고 있거나, 비규제지역 중 과열이 심각한 지역 중 경기 10개 지역, 인천 3개 지역, 대전 4개 지역을 투기과열지구로 지정 ○ 주택담보대출 및 전세자금대출 규제 강화(6월 17일) <ul style="list-style-type: none"> - 투기지역, 투기과열지구, 조정대상지역 내 주택 구입을 위해 주택담보대출을 받는 경우 주택가격과 관계 없이 기존 주택 처분(1주택자) 및 6개월 내 전입 의무(1주택자 및 무주택자) 부과(7월 1일부터 시행) - 주택구입을 위해 보증자리론을 받는 경우 3개월 내 전입 및 1년 이상 실거주 유지 의무를 부과하고, 의무 위반 시 대출금 회수(7월 1일부터 시행) - 갭투자 방지를 위해 투기지역·투기과열지구 내 시가 3억원 초과 아파트를 신규 구입하는 경우도 전세대출 보증 제한 대상에 추가 및 전세대출을 받은 후 투기지역·투기과열지구 내 3억원 초과 아파트를 구입하는 경우 전세대출 즉시 회수 - 주택도시보증공사(HUG)의 1주택자 대상 전세대출보증 한도를 2억원으로 인하 								

자료: 재정경제부 외 보도자료(2003. 10. 29.); 재정경제부 외 보도자료(2005. 8. 31.); 재정경제부 외 보도자료(2006. 11. 15.); 기획재정부 외 보도자료(2008. 6. 11.); 기획재정부 외 보도자료(2008. 8. 21.); 기획재정부 외 보도자료(2008. 9. 1.); 기획재정부 외 보도자료(2008. 10. 21.); 기획재정부 외 보도자료(2008. 11. 3.); 국토해양부 보도자료(2009. 3. 10.); 국토해양부 외 보도자료(2010. 4. 23.); 국토해양부 외 보도자료(2010. 8. 30.); 국토해양부 외 보도자료(2011. 12. 7.); 국토해양부 외 보도자료(2012. 5. 10.); 국토교통부 외 보도자료(2013. 4. 1.); 기획재정부 보도자료(2014. 7. 24.); 국토교통부 외 보도자료(2014. 9. 2.); 국토교통부 보도자료(2016. 6. 28.); 국토교통부 외 보도자료(2016. 11. 3.); 기획재정부 외 보도자료(2017. 6. 19.); 국토교통부 외 보도자료(2017. 8. 2.); 국토교통부 보도자료(2017. 9. 5.); 국토교통부 외 보도자료(2018. 8. 27.); 국토교통부 보도자료(2018. 9. 13.); 기획재정부 외 보도자료(2019. 12. 16.); 국토교통부 외 보도자료(2020. 2. 20.); 국토교통부 외 보도자료(2020. 6. 17.)

IV. 주택가격이 지역별 혼인 및 출산에 미치는 효과

제IV장에서는 데이터를 활용하여 주택가격(매매 및 전세가격)이 혼인율과 출산율에 미치는 영향을 다각도로 분석하고자 한다. 우선 실증분석에서 사용한 데이터와 분석에 활용한 패널데이터에 작성 방식에 대하여 설명한다. 다음으로 축약형(reduced form) 모형을 이용하여 주택가격이 혼인율과 출산율에 미치는 영향을 분석한다. 하지만 축약형 모형을 통해서 혼인율과 출산율에 영향을 미치는 주요 요인들 간의 직·간접적, 단·장기적 영향을 고려하지 못하는 문제가 있어 이를 보완하기 위해 Panel-SVAR 모형을 이용하여 주택가격이 혼인 및 출산율에 미치는 영향에 대한 분석을 추가로 진행한다.

1. 데이터

본 연구에서는 주택가격이 혼인율 및 출산율에 미치는 영향을 분석하기 위해 주택시장 관련 데이터와 혼인율 및 출산율에 관한 데이터를 종합적으로 활용하여 분석을 진행하였다.

가. 주택데이터

우선 주택시장과 관련하여 사용한 데이터는 국토교통부의 「실거래가 데이터」³⁾를 활용하였다. 이 데이터를 활용하여 실제 거래가 이뤄진 주택의 매매가격, 전세가격, 거래된 주택의 주소, 전용면적, 층, 계약연월 등의 자료를 분석에 활용하였다. 활용한 분석데이터의 시점은 2011년부터 2019년까지의

3) 국토교통부, 「실거래가 데이터」, <http://rt.molit.go.kr>

자료다. 매매거래에 대한 실거래가 데이터는 2006년부터 이용 가능하고 전월세거래에 대한 실거래가 데이터는 2011년부터 이용이 가능하여 2011년 이후 시점 데이터를 활용하였다. 또한 2020년은 코로나19로 인한 영향으로 본 연구의 분석 목적인 주택시장이 혼인율 및 출산율에 미치는 영향을 추정하는 데 장애요인으로 작용하는 구조적 단절(structural break)이 발생하여 2020년 데이터는 제외하고 분석하는 것이 타당하다고 판단하였다. 주택매매 가격과 임대가격, 그리고 인구이동 및 혼인과 출산에 주택공급 요인이 다양한 방식으로 영향을 미칠 수 있어 이에 대한 요인을 고려하는 것이 반드시 필요하다. 상세한 지역별 주택공급 요인을 통제하기 위해 한국조세재정연구원에서 보유하고 있는 「부동산114 데이터베이스」를 활용하여 주택공급요인을 실증분석에서 통제하였다. 이 데이터는 공급된 주택의 주소와 입주 및 분양 시점, 공급면적, 전용면적별 세대 수 등의 정보를 포함하고 있다.

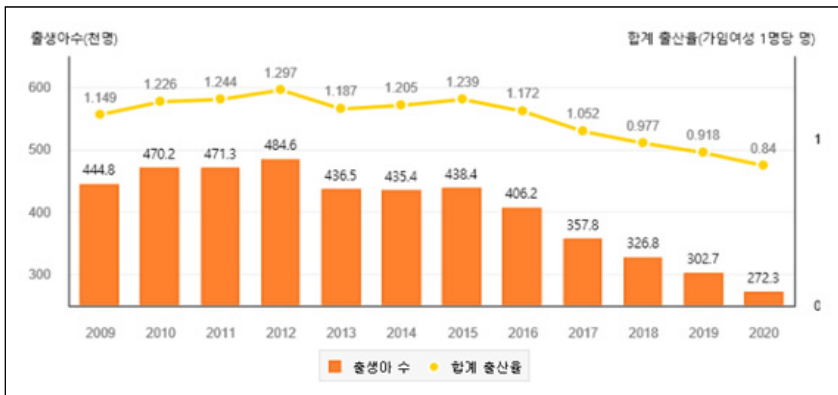
나. 혼인·출산·인구데이터(행정안전부)

다음으로 혼인·출산 관련 통계는 통계청의 「인구동향조사」, 인구와 관련된 데이터는 행정안전부의 「주민등록인구통계」를 이용하였다. 이를 활용하여 시군구별-월별 출산건수와 혼인건수, 시군구별-월별-연령별-성별 인구를 정리하여 지역별-시점별 합계출산율, 조혼인율, 혼인 및 출산에 있어서 핵심이 되는 연령층의 순유입인구 증가율 등의 변수를 생성하였다. 합계출산율(Total Fertility Rate, TFR)은 여성 1명이 가임기간(15~49세)에 낳을 것으로 기대되는 평균 출생아 수를 나타내는 지표로서, 출산력 수준을 나타내는 지표로 널리 활용되고 있다. 이는 가임여성(15~49세) 연령별 출산율(ASFR)의 총합으로 계산되며 연령별 출산율은 1년간 발생한 모의 연령별(15~49세) 출생아 수를 해당 연령별 여성의 연앙인구(7월 1일 기준)로 나누어 1,000분율로 표시한다(e-나라지표).⁴⁾ 혼인율을 계산한 지표로는 조혼인율 수치를 이용하였다. 조혼인율은 인구 연간 혼인건수를 당해 연도 주민등록연앙인

4) e-나라지표, 「합계출산율」, https://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1428, 검색일자: 2021. 10. 2.

구⁵⁾으로 나누어 1,000분율로 계산한다(e-나라지표).⁶⁾ 통계청에서 발표되는 혼인과 출산건수는 지역별(시군구)-연도별 수치로 본 연구의 실증분석에서는 연간 분석에 추가적으로 분기별 데이터를 활용한 분석을 진행하고 있다. 따라서 이에 필요한 분기별 데이터를 작성하기 위해 통계청 「인구동향조사」의 지역별(시군구)별-월별 혼인건수 및 출산건수 데이터와 「주민등록인구통계」의 각 지역별-분기별 인구 데이터를 결합하여 지역별(시군구)-분기별 합계출산율 및 조혼인율 수치를 추정 계산하여 실증분석에 활용하였다.

[그림 IV-1] 출생아 수 및 합계 출산율



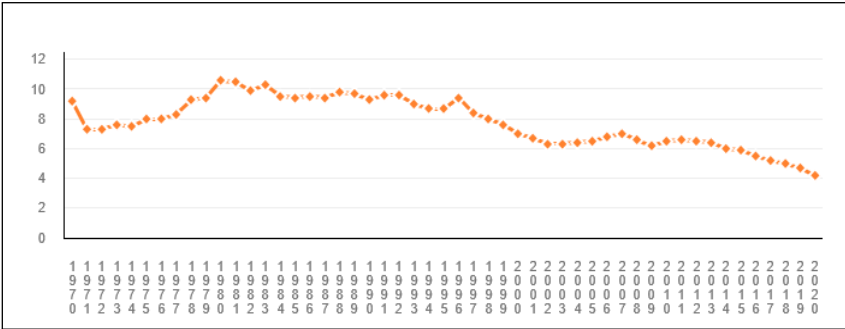
자료: e-나라지표, 「합계출산율」, https://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1428, 검색일자: 2021. 10. 2.

[그림 IV-1]은 2009~2020년 우리나라의 연도별 출생아 수 및 합계출산율 변화 추세를 보여준다. 2018년 이후 우리나라의 합계출산율은 1 미만으로 하락하였으며 연도별 출생아 수는 2012년 48만명에서 2020년 27만명 수준으로 8년 동안 44%가 감소하였다.

- 5) 주민등록연앙인구: 행정자치부에서 공표하는 연말 기준 주민등록인구를 기초로 연앙(年央) 개념으로 재작성하여 제공되는 자료로, 1년의 인구 중 그해의 중간일인 7월 1일의 인구 수를 의미하며, 출생률과 사망률을 산출할 때 주로 활용된다(e-나라지표, 「합계출산율」, https://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1428, 검색일자: 2021. 10.).
- 6) e-나라지표, 「조혼인율」, <https://www.index.go.kr/unify/idx-info.do?idxCd=4230>, 검색일자: 2021. 10. 2.

[그림 IV-2] 연도별 조혼인율

(단위: %)



자료: e-나라지표, 「조혼인율」, <https://www.index.go.kr/unity/idx-info.do?idxCd=4230>, 검색일자: 2021. 10. 2.

다음으로 그림 [그림 IV-2]은 연도별 조혼인율 추세를 보여주는 그래프이다. 우리나라의 조혼인율은 1980년(10.6%), 1990년(9.3%), 2000년(7.0%), 2010년(6.5%), 2020년(4.2%)로 장기적으로 계속 감소하고 있는 추세이다.

2. 패널데이터 생성

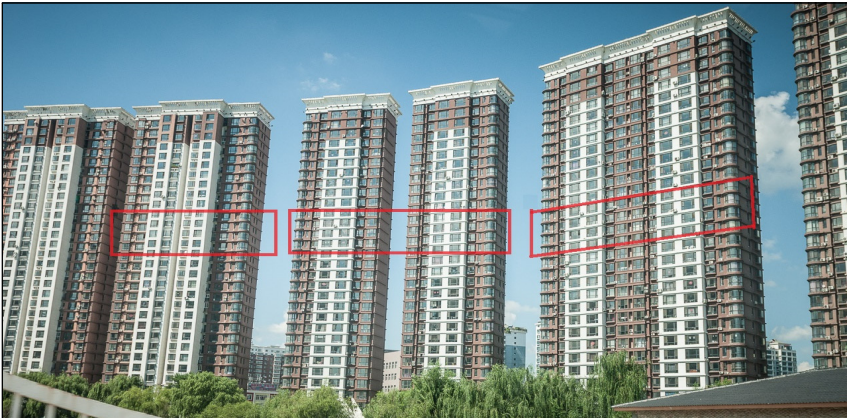
가. 주택거래 패널데이터

다음으로 본 연구의 실증분석에 활용한 패널데이터 생성 방식에 대하여 설명하고자 한다. 본 연구에서 사용한 패널데이터는 송경호·권성오(2020)에서 사용한 방식을 동일하게 적용하였다. 본 연구에서는 장기간을 포함하는 패널데이터의 문제점을 극복하고자 우리나라의 높은 아파트 거주비율을 이용하여 단기간 패널데이터를 구성하였다. [그림 IV-3]에서와 같이 아파트 단지에는 거의 완벽하게 동일한 집이 다수 포함이 되어 있는 특성을 이용하여, 같은 아파트 단지 내에 위치하고 유사한 층⁷⁾에 위치하며 완벽하게 동일한 면적과 타입을 갖는 다수의 주택을 하나의 그룹으로 정의하였다. 이를 통해 동일한 그룹에 속하는 경우 동일한 주택인 것으로 간주하여 짧은 기간

7) 층 그룹: 1층/2~5층/6~10층/11~10층/21~30층/31층 이상. 본 연구에서는 총 6단계의 층 그룹 구분을 활용하였다.

동안에 충분한 표본크기의 반복적인 거래를 확보하였다. 하지만 동일한 그룹에 속하더라도 주택의 관측되지 않는 정보(unobservables)의 차이(예: 인테리어, 리모델링)에 따라 가격변동이 발생할 수 있으므로, 이를 추가로 통제해 주기 위해 그룹별 거래량을 가중치로 활용⁸⁾하였다. 기존 주택시장 패널데이터에 비해 단기간(high-frequency) 패널데이터를 활용함으로써 패널분석방법론(평균차분법, 일차차분법)의 내생성 통제 효과성을 제고하고, 매매실거래가, 전세실거래가 데이터를 활용하여 동일 ID별-월별 매매가격과 전세가격을 개별주택단위에서 연결하여 분석에 활용하였다.

[그림 IV-3] 주택거래 패널데이터 생성



자료: 저자 작성

또한 패널데이터에 「부동산114 DB」를 활용한 주택공급요인을 통제변수로 활용하였다. 시군구별-월별-전용면적별 총 공급 세대 수를 계산하여 주택매매-전세 거래 시점 기준 과거 3개월, 6개월, 1년 특정 면적의 주택공급(호) 세대 수를 계산하여 주택거래-인구-혼인-출산 데이터에 연결하여 통제변수로 활용하였으며, 주택의 전용면적은 크게 3단계로 구분(소형: 전용면적 59m² 미만, 중형: 전용면적 59~100m², 대형: 전용면적 100m² 이상)하여 처리하였다.

8) 이와 관련된 구체적인 방법론에 대한 설명은 Song(2019)을 참고

3. 혼인율 분석

다음으로 앞서 설명한 데이터와 패널데이터를 활용하여 축약형(reduced-form) 모형을 이용하여 주택매매가격과 전세가격이 혼인율(조혼인율)에 미친 영향을 분석하고자 한다.

가. 데이터 변환

혼인율 분석에는 분기(quarterly)데이터를 활용하여 실증분석을 진행하였다. 따라서 월별(monthly) 기준의 데이터를 분기데이터로 전환하는 과정이 필요하다. 주택거래데이터의 경우 이 과정에서 거래 시점(월별) 차이로 인한 문제를 통제할 필요가 있다. 예를 들어 A 주택은 1월과 6월에 거래가 되었고, B 주택은 3월과 4월 실제 거래가 발생하였다고 가정해 보겠다. 분기데이터를 활용하는 경우에는 A, B 주택 모두 1분기와 2분기에 한 건씩의 거래가 발생하였다고 처리가 되는데, 매월 주택가격이 유의미한 수준으로 변동하는 경우 이와 같은 처리방식은 문제를 발생시킬 수 있다. 따라서 본 연구에서는 다음과 같은 과정을 통해 거래 시점 차이로 인한 문제를 통제하고자 하였다. 우선 매매거래-전세거래 패널데이터를 이용 시군구별-월별 매매가격지수, 전세가격지수를 산출하였다. 다음으로 시군구별-월별로 생성된 지수(index)를 활용하여 각 분기의 중앙(2월, 5월, 8월, 11월)월로 거래 기준 시점을 통일(normalize)하는 작업을 하였으며, 마지막으로 시군구별-분기별-주택ID별 평균가격 산출하였다. 조혼인율 수치는 분기별로 계산하여 연율(yearly rate)로 환산하여 사용하였다.

나. 주택시장이 혼인율에 미치는 영향 분석

다음으로 주택매매가격과 전세가격이 혼인율에 미친 영향을 분석한 축약형 모형에 대하여 설명하도록 한다. 종속변수로 지역별(시군구) 조혼인율 수치를 사용하였으며 설명변수로 주택매매가격, 전세가격을 사용되 역의 인과관계 및 누락된 변수로 인한 내생성 통제를 위해 과거 값(lagged)을 변수

로 사용하였다. 추가적인 통제변수로는 지역별 주택공급물량(과거 2분기 누적, 단위: 1천세대)을 전용면적별(소형: 59㎡ 미만, 중형: 59~100㎡, 대형: 100㎡ 이상)로 집계하여 모형에서 이용하였다. 또한 지역별 핵심혼인연령(만 25~39세) 인구의 지역별 증가율을 추가적인 설명변수로 활용하였다. 조혼인율은 정의상 혼인건수를 전체 인구로 나누어서 계산되어 있다. 하지만 현실적으로 만 25~39세의 인구가 전체 혼인의 90% 이상을 차지하고 있는 현실에서 주택시장과 무관하게 이 연령층의 비중이 특정 지역에서 증가하는 것만으로도 해당 지역의 조혼인율이 상승하게 되는 문제가 발생한다. 따라서 본 연구에서는 당분기 및 과거 분기의 핵심혼인연령층의 인구증가율을 추가로 통제하여 분석에 활용하였다. 또한 모든 분석모형에서 광역시도별-시점별(연도별-월별) 고정효과를 통제하였으며, 시계열 추세를 2차식으로 통제하였다.

다. 추정 결과

〈표 IV-1〉은 조혼인율을 종속변수로 하는 축약형 모형의 추정 결과를 보여준다. 주택매매가격, 전세가격의 1분기, 2분기 전 수치를 설명변수로 활용한 (1)열의 결과에 따르면 주택매매가격이 약 2배 상승하는 경우⁹⁾ 혼인율은 0.33 하락하는 것으로 추정되었다. 분석 기간 평균 조혼인율이 5.68임을 고려할 때 이는 조혼인율 5.8% 하락에 해당하는 수치이다. 또한 주택전세가격이 약 2배 상승하는 경우 혼인율은 0.19 하락(-3.3%)하는 것으로 추정되었다. 좀 더 장기적인 시차효과를 고려하기 위해 (2)열에서는 주택매매가격 및 전세가격의 1분기, 2분기, 3분기 전 수치를 설명변수로 활용하였다. 하지만 추정계수의 누적 값이 (1)열과 비교하여 크게 달라지지 않은 것으로 나타나 추가적인 분석은 2분기 전 값까지만을 모형에 포함시켜 분석을 진행하였다.

9) 설명변수가 로그값이므로 추정 계수값을 이용하여 정확한 퍼센트(%) 변화에 대한 종속변수의 변화를 계산하기 위해서는 다음과 같은 계산을 추가해야 한다. 예를 들어 주택매매가격이 20% 상승하는 경우 종속변수의 변화 분은 $\beta \times \ln(1.2)$ 가 된다. 참고로 $\ln(1.2)$ 는 약 0.1823이다.

〈표 IV-1〉 주택매매가격과 전세가격이 혼인율에 미친 영향

변수	종속변수: 혼인율			
	(1)	(2)	(3)	(4)
매매가격				
L1. 매매가격	-0.2257*** (0.0161)	-0.2194*** (0.0219)	-0.1388*** (0.0155)	-0.1202*** (0.0143)
L2. 매매가격	-0.1056*** (0.0160)	-0.0612*** (0.0203)	-0.0826*** (0.0156)	-0.0833*** (0.0141)
L3. 매매가격	-	-0.0465** (0.0217)	-	-
Σ 매매가격	-0.3314*** (0.0203)	-0.3271*** (0.0294)	-0.2215*** (0.0192)	-0.2036*** (0.0170)
전세가격				
L1. 전세가격	-0.0932*** (0.0084)	-0.0922*** (0.0112)	-0.0673*** (0.0080)	-0.0481*** (0.0070)
L2. 전세가격	-0.0682*** (0.0086)	-0.0557*** (0.0113)	-0.0611*** (0.0083)	-0.0382*** (0.0072)
L3. 전세가격	-	-0.0456*** (0.0109)	-	-
Σ 전세가격	-0.1613*** (0.0146)	-0.1935*** (0.0261)	-0.1285*** (0.0139)	-0.0864*** (0.0119)
주택공급				
소형 (59㎡ 미만)	-	-	0.0647*** (0.0018)	0.0560*** (0.0019)
중형 (59~100㎡)	-	-	0.0620*** (0.0007)	0.0566*** (0.0008)
대형 (100㎡ 이상)	-	-	-0.0097*** (0.0024)	-0.0194*** (0.0020)
인구이동(25~40세)				
당분기 증가율	-	-	-	0.0211*** (0.0014)
과거 1분기 증가율	-	-	-	0.0301*** (0.0020)
광역시도×Year_Month	Y	Y	Y	Y
시간추세(2차식)	Y	Y	Y	Y

주: 1. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

2. () 안의 값은 ID 단위 군집화된 표준편차

자료: 저자 작성

(3)열은 지역별-전용면적별-주택공급을 추가 통제(과거 2분기 누적 세대 수)한 모형의 추정 결과 값을 보여준다. 소형 및 중형주택 1천세대 공급 시 혼인율은 약 0.06 증가하는 것으로 추정되었다. 이와 같이 주택공급 요인을 통제한 후에는 주택매매가격이 약 2배 상승하는 경우 혼인율은 0.22 하락하는 것으로 추정되었으며, 주택전세가격이 약 2배 상승하는 경우 혼인율은 0.13 하락하는 것으로 추정되었다. 주택공급 요인을 통제하는 경우 주택매매 가격과 전세가격의 추정계수의 절댓값이 작아지는 것을 확인할 수 있다. 주택공급으로 인해 주택매매가격과 전세가격이 하락 요인으로 작용하는데, 이를 누락하는 경우 주택매매가격과 전세가격이 조혼인율에 미치는 영향을 과대추정(over-estimate)할 수 있음을 시사한다. (4)열은 주택공급 요인에 추가적으로 지역별 핵심 혼인연령층(만 25~39세) 인구 순유입-유출을 통제한 모형의 추정 결과를 보여준다. 지역별 당분기 및 직전 분기 만 25~39세 인구의 순유입 통제 후에는 주택매매가격이 약 2배 상승하는 경우 혼인율은 0.20 하락, 주택전세가격이 약 2배 상승하는 경우 혼인율은 0.09 하락하는 것으로 추정되었다. 만 25~39세 핵심혼인연령층의 순유입은 해당 지역 혼인율 증가에 유의한 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 혼인건수를 전체 인구로 나눠서 계산하는 조혼인율의 정의상 분모에 포함되어 있는 전체 인구에는 신규혼인과 무관한 연령이 다수 포함되어 있어, 이로 인한 추정상의 문제가 발생할 수 있으므로 이 요인을 고려하여 통제하는 것이 중요함을 보여준다.

4. 출산율 분석

다음으로 앞서 조혼인율 분석과 유사한 축약형 모형 및 패널데이터를 활용하여 주택매매가격과 전세가격이 출산율(합계출산율)에 미친 영향을 분석하고자 한다.

가. 데이터 변환

패널데이터를 이용하여 주택매매가격·전세가격이 출산율에 미친 영향을

분석하는 과정에서는 혼인을 분석과 다르게 연간(yearly)데이터를 활용하는 것이 적절하다고 판단하였다. 혼인과 달리 출산은 최초 임신·출산을 계획하고 실제 출산이 이뤄질 때까지 1년 이상의 시간이 소요된다. <표 IV-2>와 <표 IV-3>에 따르면, 첫째아를 출산할 때까지의 평균 결혼생활 기간은 2.3년이 소요되고 첫째아 출산까지 2년 이상 걸리는 부모들의 비중은 지속적으로 증가 추세를 확인할 수 있다.

〈표 IV-2〉 출산 순위별 부모의 평균 결혼생활 기간

(단위: 년)

구분	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
첫째아	1.8	1.8	1.8	1.8	1.8	1.8	1.8	1.9	2.0	2.2	2.3	2.3
둘째아	4.5	4.6	4.6	4.6	4.5	4.5	4.5	4.5	4.5	4.6	4.7	4.8
셋째아 이상	7.9	7.9	7.9	7.7	7.7	7.6	7.5	7.4	7.1	7.4	7.4	7.4

자료: 통계청, 「2020년 출생통계(확정), 국가승인통계 제10103호 출생통계」, p. 9, https://kostat.go.kr/portal/korea/kor_nw/1/1/index.board?bmode=read&aSeq=391575, 검색일자: 2021. 10. 2.

〈표 IV-3〉 첫째아 출산 시 부모의 결혼생활 기간 비중

(단위: %)

구분	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
2년 미만	72.4	71.7	72.9	72.5	72.1	71.0	69.4	68.1	65.8	60.6	57.1	55.5
2~3년	19.7	20.1	18.5	18.8	19.3	20.4	21.7	22.3	23.5	25.9	28.0	28.7
4~5년	4.7	4.8	5.3	5.4	5.3	5.5	5.7	6.1	6.7	8.4	9.3	9.9
6년 이상	3.3	3.4	3.3	3.2	3.3	3.2	3.3	3.5	4.0	5.1	5.7	4.7

자료: 통계청, 「2020년 출생통계(확정), 국가승인통계 제10103호 출생통계」, p. 9, https://kostat.go.kr/portal/korea/kor_nw/1/1/index.board?bmode=read&aSeq=391575, 검색일자: 2021. 10. 2.

따라서 연간데이터 분석을 위해 이에 맞춰 월별 기초데이터를 연간 기준으로 전환하는 작업을 진행하였다. 주택거래데이터의 경우 분기별 데이터 전환방식과 동일한 방식을 활용하여 연간데이터로 변환하였으며, 조혼인율과 합계출산율 수치는 통계청에서 발표되는 연간 수치를 그대로 활용하였다.

나. 주택시장이 출산율에 미치는 영향 분석

다음으로 주택매매가격과 전세가격이 출산율에 미친 영향을 분석한 축약형 모형에 대하여 설명하도록 한다. 종속변수로 지역별(시군구) 연간 합계출산율 수치를 사용하였으며 설명변수로 주택매매가격, 전세가격을 사용하되 역의 인과관계 및 누락된 변수로 인한 내생성 통제를 위해 과거 값(lagged)을 변수로 사용하였다. 추가적인 통제변수로는 지역별 주택공급물량(과거 2분기 누적, 단위: 1천세대)을 전용면적별(소형: 59㎡ 미만, 중형: 59~100㎡, 대형: 100㎡ 이상)로 집계하여 모형에서 이용하였다. 또한 지역별 핵심출산연령(만 25~39세) 인구의 증가율을 추가적인 설명변수로 활용하였다. 합계출산율은 정의상 출산 건수를 15~49세 여성의 인구로 나누어서 계산되어 있다. 하지만 현실적으로 만 25~39세의 여성이 전체 출산의 90% 이상을 차지하고 있는 현실에서 주택 시장과 무관하게 이 연령층의 비중이 특정 지역에서 증가하는 것만으로도 해당 지역의 합계출산율이 상승하게 되는 문제가 발생한다. 따라서 본 연구에서는 당 분기 및 과거 분기의 핵심출산연령층의 인구증가율을 추가로 통제하여 분석에 활용하였다. 조혼인율에 대한 분석과 달리 합계출산율을 종속변수로 활용한 분석에서는 과거 해당 지역의 조혼인율 변화를 추가로 통제하였다. 주택 시장 요인과 무관하게 특정 지역에서 혼인율이 증가하는 경우, 이는 시차를 두고 출산율 증가로 연결되므로 주택시장으로 인한 요인을 식별하기 위해서는 이를 통제하는 것이 중요하다. 또한 모든 분석모형에서 광역시도별-시점별(연도별-월별) 고정효과를 통제하였으며, 시계열 추세를 2차식으로 통제하였다.

다. 추정 결과

〈표 IV-4〉는 주택매매가격과 전세가격 변동이 합계출산율에 미친 영향을 보여준다. 주택매매가격과 전세가격의 1년, 2년 전 값을 설명변수로 활용한 (1)열의 결과 값에 따르면 주택매매가격이 약 2배 상승하는 경우¹⁰⁾ 출산율

10) 설명변수가 로그값이므로 추정 계수값을 이용하여 정확한 퍼센트(%) 변화에 대한 종속 변수의 변화를 계산하기 위해서는 다음과 같은 계산을 추가해야 한다. 예를 들어 주택매매가격이 20% 상승하는 경우 종속변수의 변화 분은 $\beta \times \ln(1.2)$ 가 된다. 참고로 $\ln(1.2)$ 는 약 0.1823이다.

은 0.075 상승하는 것으로 추정되었다. 분석 기간 평균 합계출산율은 1.10 이므로 이는 합계출산율의 6.8%에 해당하는 수치이다. 반면 주택전세가격이 약 2배 상승하는 경우 합계출산율은 0.006 하락하는 것으로 추정되어 합계출산율이 0.57%정도 하락하는 것으로 추정되었다. 매매가격이 상승하는 경우 주택을 보유하고 있는 주택소유자들에게는 양(+의 자산효과(wealth effect)를 발생시키고, 이로 인해 출산율을 높이는 요인으로 작용할 수 있다. 반면 전세가격이 상승하는 경우에는 주거비용이 증가하여 전세주택을 이용하는 무주택자의 출산율에 악영향을 미칠 수 있다. 혼인율에 대한 분석과 달리 추가로 통제변수로 활용한 혼인율의 경우에는 1년, 2년 전 혼인율 증가의 모든 모형에서 유의하게 출산율을 증가시키는 것으로 추정되었다.

(2)열은 보다 장기간의 시차효과를 고려하기 위해 주택매매가격, 전세가격의 3년 전 수치까지 모형에 통제된 결과를 보여준다. 누적 합산한 추정계수의 값은 (1)열과 비교하여 다소 변화하지만 전체적인 구조는 (1)열과 동일하게 유지되는 것을 확인할 수 있다. (3)열은 당해 연도 지역별-전용면적별 주택공급 세대 수를 추가 통제된 모형의 결과이다. 당해 연도 주택공급을 통제하는 경우 주택매매가격의 영향은 그대로 유지되었으나, 전세가격이 출산율에 미치는 영향의 부호가 달라지는 것을 확인할 수 있다. 즉 전세가격의 상승이 출산율을 증가시키는 것으로 추정되었다. 전세가격의 상승에도 매매가격과 마찬가지로 두 가지 상반된 효과가 작용한다. 우선 전세가격의 상승은 세입자의 주거비용을 증가시킴으로써 출산율에 악영향을 미칠 수 있다. 하지만 갭투자자와 다주택자 입장에서는 전세가격의 증가가 양(+, positive)의 자산효과(wealth effect)로 작용하여 출산율에 긍정적인 영향을 미칠 가능성도 존재한다. 당해 연도의 주택공급을 추가 통제된 경우(3)열, (5)열 전세가격 상승은 출산율을 증가시키는 것으로 추정되었으며, 직전 연도 주택공급을 추가 통제된 경우(4)열, (6)열 전세가격 상승은 출산율을 하락시키는 것으로 추정되었다. 주택공급 요인도 외생적인 충격이 아닌 출산율과 내생성을 갖는 변수가 될 가능성을 고려하는 경우, 주택공급의 과거 값을 통제된 (4), (6)열의 결과가 보다 타당한 추정 결과 값으로 판단된다.

〈표 IV-4〉 주택매매가격과 전세가격이 출산율 미친 영향

변수	종속변수: 합계출산율					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
매매가격						
L1. 매매가격	0.0637*** (0.0017)	0.0646*** (0.0021)	0.0909*** (0.0023)	0.0411*** (0.0023)	0.0970*** (0.0020)	0.0533*** (0.0019)
L2. 매매가격	0.0116*** (0.0017)	0.0106*** (0.0021)	0.0242*** (0.0023)	0.0353*** (0.0027)	0.0234*** (0.0021)	0.0333*** (0.0024)
L3. 매매가격	-	0.0026 (0.0021)	-	-	-	-
Σ 매매가격	0.0753*** (0.0022)	0.0779*** (0.0035)	0.1151*** (0.0029)	0.0764*** (0.0029)	0.1205*** (0.0026)	0.0865*** (0.0025)
전세가격						
L1. 전세가격	-0.0018* (0.0010)	-0.0027** (0.0013)	0.0071*** (0.0014)	-0.0044*** (0.0012)	0.0116*** (0.0012)	-0.0064*** (0.0010)
L2. 전세가격	-0.0044*** (0.0009)	-0.0041*** (0.0013)	0.0041*** (0.0012)	-0.0031*** (0.0011)	-0.0014 (0.0010)	-0.0059*** (0.0009)
L3. 전세가격	-	-0.0036*** (0.0012)	-	-	-	-
Σ 전세가격	-0.0063*** (0.0016)	-0.0104*** (0.0028)	0.0112*** (0.0021)	-0.0075*** (0.0019)	0.0102*** (0.0018)	-0.0012*** (0.0015)
혼인율						
L1. 혼인율	0.1055*** (0.0007)	0.0861*** (0.0007)	0.0928*** (0.0009)	0.1162*** (0.0010)	0.0584*** (0.0006)	0.0892*** (0.0008)
L2. 혼인율	0.0228*** (0.0006)	0.0081*** (0.0008)	0.0361*** (0.0006)	0.0224*** (0.0006)	0.0647*** (0.0006)	0.0506*** (0.0005)
주택공급						
소형 (59㎡ 미만)	-	-	-0.0022*** (0.0001)	L0.0006*** (0.0001)	-0.0047*** (0.0001)	L-0.0009*** (0.0001)
중형 (59~100㎡)	-	-	-0.0007*** (0.0000)	L0-0038*** (0.0001)	-0.0046*** (0.0000)	L-0.0074*** (0.0000)
대형 (100㎡ 이상)	-	-	0.0018*** (0.0003)	L0.0096*** (0.0002)	0.0067*** (0.0002)	L0.0015*** (0.0001)
인구이동(25~40세)						
당해 연도 증가율	-	-	-	-	0.0124*** (0.0001)	0.0123*** (0.0001)
과거 1년 증가율	-	-	-	-	0.0017*** (0.0001)	0.0022*** (0.0001)
광역시도× Year_Month	Y	Y	Y	Y	Y	Y
시간추세(2차식)	Y	Y	Y	Y	Y	Y

주: 1. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

2. () 안의 값은 ID 단위 군집화된 표준편차

자료: 저자 작성

〈표 IV-5〉 연도별 연령대별-지역별 자가보유율 현황

(단위: %)

구분	2010년	2012년 ⁴⁾	2014년 ⁵⁾	2016년 ⁶⁾	2017년	2018년	2019년	
자가 보유율¹⁾	54.3	57.5	58.0	59.9	61.1	61.1	61.2	
연령별 ²⁾	25세 미만	0.5	3.5	6.6	0.3	1.2	1.9	2.8
	25~40세	29.9	29.0	33.7	38.2	35.5	34.5	33.9
	40~50세	49.9	50.1	55.6	59.4	61.0	62.1	64.1
	50~60세	61.1	64.5	64.8	64.2	67.5	66.8	67.8
	60세 이상	73.1	72.4	73.6	74.9	76.1	75.7	77.1
지역별 ³⁾	서울	17.3	13.9	21.1	21.3	20.5	19.9	18.9
	부산	35.3	35.4	41.9	50.7	43.2	36.9	43.8
	대구	31.9	35.4	46.8	59.9	39.2	40.8	41.2
	인천	37.3	38.3	37.1	43.5	40.1	40.7	40.4
	광주	39.6	42.4	55.6	43.5	43.2	34.6	37.2
	대전	33.1	35.1	30.9	34.1	32.7	29.1	29.1
	울산	35.9	39.1	47.5	63.4	53.1	55.3	50.4
	세종	-	-	27.8	45.6	33.8	40.6	35.6
	경기	29.2	29.7	30.8	36.7	35.4	34.5	31.3
	강원	23.8	23.3	37.4	24.8	36.4	29.5	36.9
	충북	34.2	34.6	32.9	41.3	46.0	37.7	39.5
	충남	34.1	36.1	40.7	47.2	45.6	50.0	43.9
	전북	40.2	38.7	45.8	41.0	44.1	41.3	45.9
	전남	30.3	34.7	41.7	41.0	36.7	43.9	49.7
	경북	48.4	31.0	31.8	39.8	40.9	46.9	44.0
경남	35.2	36.3	46.1	64.8	51.8	48.2	46.5	
제주	26.6	20.2	46.7	37.3	36.1	33.8	40.5	

- 주: 1) 자가 보유율: 자가주택 점유가구+임차 및 무상 중 타지주택 소유가구 비율
- 2) 연령별 자가 보유율: 특정 연령 내 자가주택 보유가구/특정 연령 내 전체 가구
- 3) 지역별 자가 보유율: 지역 내 25~40세 미만 자가주택 보유가구/지역 내 25~40세 미만 전체 가구
- 4) 2012년 정부에서 자가보유율 계산 시 '자가점유 가구 수+임차가구 중 타지주택 소유 가구 수' 전체 가구 수'로 발표(58.4%). 본 표에서는 주 1)과 같이 계산(2012년 정부 발표와 상이)
- 5) 2014년 이후 정부에서는 주 1)과 같이 계산하고 있음
- 6) 2016년 조사 표본 2만가구에서 2017년 6만가구로 확대

자료: 각 연도별 「주거실태조사」 원자료를 저자가 재가공

지역별 핵심출산연령(25~40세)의 순증가(당해 연도 증가율 및 직전 연도 증가율을 통제)를 통제한 경우(5)열, (6)열, 해당 연령층의 증가는 통계적으로 유의하게 출산율을 증가시키는 것으로 추정되었다. 합계출산율의 정의상 가임기 여성인구(15~49세)를 기준으로 출산율이 계산되나, 우리나라의 경

우 출산의 대부분이 만 25~39세 여성에 의해서 이뤄짐을 고려할 때 이 요인을 모형에서 통제하는 것이 필요함을 보여준다. 이상의 결과를 종합해 보자면 주택매매가격 증가, 혼인율 증가, 핵심출산연령 순증가는 모든 모형에서 출산율을 증가시키는 것으로 강건하게 추정되었다. 하지만 반면 전세가격 변화가 출산율에 미치는 영향은 주택공급 시점 통제 방법에 따라 결과가 달라졌으나, 주택공급의 내생성 문제를 고려하여 주택공급의 과거 수치를 통제한 모형에서는 전세가격의 증가가 출산율을 저해하는 요인으로 작용하는 것으로 추정되었다.

5. 혼인-출산-주택(매매·전세)가격-인구이동 동학(dynamics)

혼인·출산에 영향을 미치는 주요 변수들(혼인-출산-주택가격(매매가격-전세가격)-순인구 유입)은 현실적으로 시간에 따라 변수들 간에 직간접적으로 양방향(bilateral)으로 영향을 주고받는 구조가 존재한다. 따라서 변수들 간의 직·간접적인 효과와 단기·장기효과 등을 모두 고려하는 경우 주택가격(매매 및 전세) 변화가 혼인과 출산율에 미치는 효과에 대한 추정치가 달라질 수 있다. 예를 들어 주택매매가격이 인상되는 경우 발생 가능한 주요 변수들 간의 직간접적인 효과와 장·단기효과를 고려해 보도록 하자. 주택매매가격과 전세가격은 두 변수 간의 양방향 효과가 강하게 존재하는 것으로 알려져 있다. 즉 주택매매가격의 인상은 전세가격을 인상시키는 효과가 존재하고, 또 반대 방향으로 전세가격의 인상은 주택매매가격 인상 요인으로 작용하게 된다. 따라서 주택매매가격의 인상은 직접적으로 출산율에 영향을 미칠 수 있지만 전세가격을 변화시킴으로써 간접적으로 출산율에 영향을 미치는 경로도 추가로 존재하게 된다. 또한 주택매매가격 변화는 혼인율에 영향을 미치고, 핵심출산연령의 인구유입 등에도 영향을 미치므로, 이를 통해 간접적으로 출산율에 영향을 미칠 수 있다. 따라서 이와 같은 주요 변수들 간의 직간접적이고 장기적인 효과를 종합적으로 고려하기 위해 Panel-SVAR 모형을 구성하여 주택시장이 출산율·혼인율에 미치는 효과를 추가로 분석할 필요가 존재한다.

가. Panel-SVAR 모형 설계

본 연구에서는 주택매매가격-전세가격-혼인율-출산율-핵심연령층 인
구이동 변수를 내생변수로 Panel SVAR 분석을 진행하고 주택공급은 외생변
수로 처리하였다. 또한 광역시도별-시점별(연(Year)·월(Month)별) 고정효과
를 통제하였으며, 시계열 추세(2차식)를 고려하였다. 앞선 축약형(reduced-
form) 모형을 이용한 분석과 달리 Panel-SVAR을 통한 분석에서는 종속변수
에 따라 적절한 데이터 활용 빈도(frequency)를 달리 적용할 수 없는 문제
점이 존재한다. 이상의 축약형 모형의 분석에서는 종속변수가 조혼인율인
경우에는 분기별 데이터를 활용하였으며, 의사결정 구조상 보다 긴 시차가
적절하다고 판단되는 출산율의 분석에서는 연간데이터 활용하여 분석을 진
행하였다. 본 연구에서는 우선적으로 연간데이터를 활용하여 실증분석을 진
행, 분기별 데이터를 추가로 활용하여 강건성 검증을 진행하고자 한다. Panel
-SVAR 분석에 필요한 콜레스키분해(Cholesky decomposition)를 위해 보다
외생적인 변수의 순서를 다음과 같이 기본적으로 지정한 후 순서를 변경하
여 강건성 검증을 진행하였다. 우선적으로 본 연구에서는 혼인 → 인구이동
→ 출산 → 주택매매가격 → 주택전세가격 순서로 보다 외생적인 변수의 순
서를 정해 주었다. 혼인과 인구이동의 경우 혼인과 동시에 신흥집으로 주거
지가 변화하는 것이 일반적이고, 핵심혼인연령층의 인구이동은 즉각적으로
혼인에 영향을 주지 못하는 것으로 가정하는 것이 타당하다. 인구이동과 출
산에 있어서는 출산을 앞둔 가정의 경우 자녀출산에 대비하여 새로운 주거
지로 이동하는 경우, 해당 시점 출산율에 즉각적으로 영향을 미칠 수 있다.
다음으로 출산과 주택매매가격의 경우는 출산에 임박한 가구의 주거지 변경
으로 인해 출산은 즉각적으로 주택매매가격에 영향을 미칠 수 있다. 하지만
주택매매가격 변화가 주거비 변화 또는 자산효과 등으로 인해 가구의 임신·
출산 계획에 영향을 미칠 수 있으나, 실제 출산이 이뤄지기까지 1년 이상의
시간이 소요되므로 반대의 경우에는 시차가 존재하는 것으로 가정하는 것이
타당하다. 끝으로 주택매매가격과 주택전세가격은 실증분석 결과에 따르면
동시에 양방향 효과가 존재하는 것으로 나타난다. 하지만 매매가격의 변화

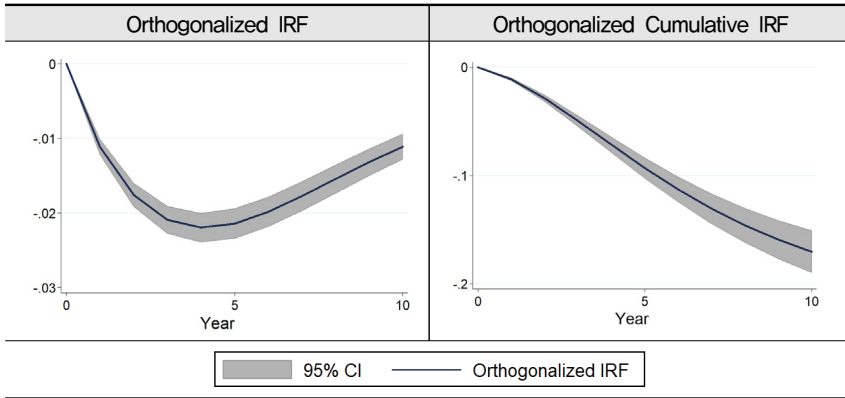
가 전세가격에 미치는 효과의 크기가 반대의 경우보다 더 큰 것으로 나타나, 매매가격의 변화가 보다 더 외생적인 것으로 기본적으로 가정하였다.

나. Panel-SVAR 모형 추정 결과

1) 주택매매가격의 직·간접적 효과

[그림 IV-4]는 주택매매가격 인상 충격이 혼인율에 미치는 영향을 보여주는 충격반응함수이다. 왼쪽 그래프는 충격반응함수, 오른쪽 그래프는 누적충격반응함수이다. 충격반응함수의 결과 값¹¹⁾을 해석하자면 주택매매가격 상승의 직간접적인 효과로 인해 혼인율은 장·단기적으로 하락하는 것으로 추정되었다. t시점 주택매매가격이 약 2배 상승하는 충격이 발생하는 경우,¹²⁾ 조혼인율은 10년 동안 2.975 하락하는 것으로 추정되어 분석 기간 평균 조혼인율이 5.68임을 고려할 때 이는 약 52% 하락에 해당하는 수치이다.

[그림 IV-4] 주택매매가격 인상이 혼인율에 미치는 영향



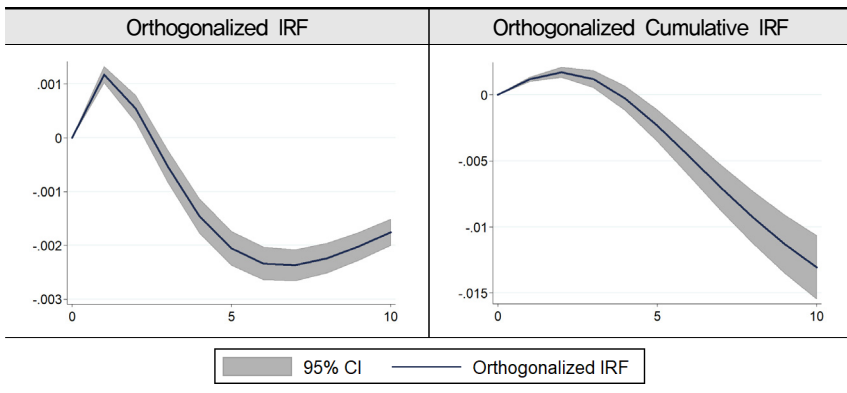
자료: 저자 작성

11) 데이터상의 주택매매가격 충격의 1 SD(표준편차)는 0.057이다.

12) 설명변수가 로그값이므로 추정 계수값을 이용하여 정확한 퍼센트(%) 변화에 대한 종속변수의 변화를 계산하기 위해서는 다음과 같은 계산을 추가해야 한다. 예를 들어 주택매매가격이 20% 상승하는 경우 종속변수의 변화 분은 $\beta \times \ln(1.2)$ 가 된다. 참고로 $\ln(1.2)$ 는 약 0.1823이다.

다음으로 [그림 IV-5]는 주택매매가격 충격이 출산율에 미치는 영향에 대한 충격반응함수 결과를 보여준다. t 시점에 주택가격이 인상되는 경우 $t+1$ 시점의 직접적인 효과는 축약형(reduced form) 모형의 결과와 동일하게 양(+)의 자산효과(wealth effect)로 인한 출산율을 증가시키는 것으로 추정되었다. 하지만 이후 간접적인 효과(혼인율·핵심출산연령인구 유입·전세가격 경로)로 인해 출산율이 하락하는 요인으로 작용하는 것으로 나타나 단기적인 효과와 장기적인 효과가 상반되는 것으로 나타났다. t 시점 매매가격이 약 2배 상승하는 충격이 발생하는 경우 향후 10년 동안 합계출산율을 0.228 하락시키는 것으로 추정되었으며, 분석 기간 중 평균 합계출산율이 1.10임을 고려할 때 이는 약 21% 하락에 해당한다.

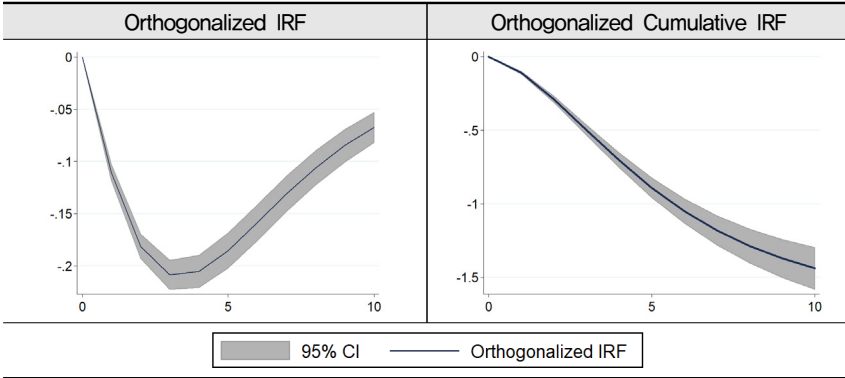
[그림 IV-5] 주택매매가격 인상이 출산율에 미치는 영향



자료: 저자 작성

이와 같은 결과는 위 축약형 모형의 결과와 비교하여 변수들 간의 직간접적인 장기적인 관계를 고려하는 경우 주택매매가격 상승이 혼인율과 출산율에 미치는 영향의 크기가 유의하게 확대되는 것으로 나타났다. 다음의 주택가격 충격에 대한 충격반응함수가 이에 대한 이유를 제공해 준다. [그림 IV-6]은 주택매매가격 충격이 핵심혼인 및 출산연령층인 만 25~39세 인구의 유입-유출에 미친 영향을 보여준다.

[그림 IV-6] 주택매매가격 인상이 순인구 유입-유출(만 25~39세)에 미치는 영향



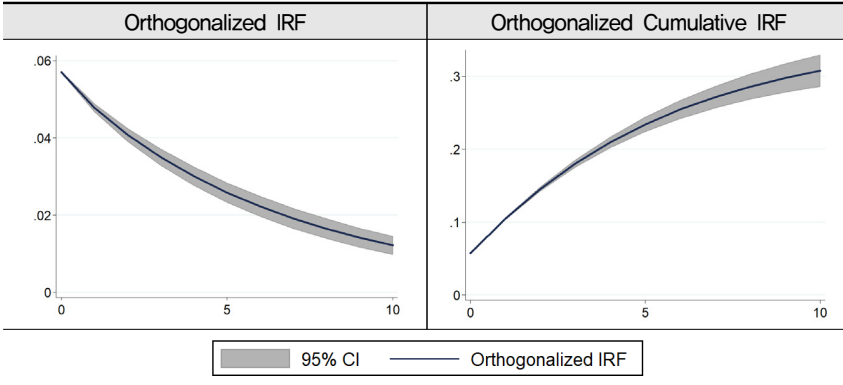
자료: 저자 작성

충격반응함수 결과에 따르면 주택매매가격이 인상되는 경우 해당 지역의 만 25~39세 인구 순유입이 감소하는 것으로 나타났다. 구체적으로 특정 시점, 특정 지역에서 주택가격이 약 2배 인상되는 경우 해당 지역의 만 25~39세 인구 순유입은 향후 10년 동안 약 25% 감소하는 것으로 추정되었다. 이와 같은 핵심혼인·출산연령층의 인구유입 감소는 시차를 두고 혼인율 및 출산율을 감소로 연결되어, 주택매매가격이 혼인·출산율에 미치는 효과의 장기적인 효과와 단기적인 효과의 차이를 만드는 주요한 요인으로 작용한다.

다음으로 [그림 IV-7]은 주택매매가격 충격의 지속성을 보여주는 충격반응함수 결과이다. 충격반응함수 결과에 따르면 주택매매가격 인상 충격은 강한 지속성(persistence)을 갖고 있어 최초의 주택가격 상승 충격(shock)으로 인한 효과가 10년의 장기간 동안 통계적으로 유의하게 유지되는 것으로 나타났다. 즉 주택매매가격이 변화하는 충격은 혼인·출산율에 영향을 미치는 주요한 변수들에 영향을 미침과 동시에 그 효과 또한 장기간 지속되어 장기적인 효과와 단기적인 효과의 차이가 매우 클 수 있음을 보여준다.

주택매매가격의 충격반응함수를 통해 주택매매가격 충격의 혼인율과 출산율에 미치는 누적 승수효과를 계산하면 다음과 같다. 주택매매가격이 최초의 충격으로 인해 10년 동안 0.3 증가하는 경우 조혼인율은 0.18 하락하였으며, 합계출산율은 0.14 하락하는 것으로 나타났다. 따라서 주택매매가격

[그림 IV-7] 주택매매가격 인상이 주택매매가격에 영향을 미치는 기간 분석



자료: 저자 작성

의 조혼인율에 대한 승수는 -0.6 , 합계출산율에 대한 승수는 -0.46 으로 계산할 수 있다. 조혼인율과 합계출산율 하락 수치를 % 변화로 전환하는 경우에는 조혼인율은 $3.16\%(0.18/5.68)$, 합계출산율은 $12.7\%(0.14/1.10)$ 로 나타나, % 변화로 계산한 조혼인율에 대한 승수는 $-0.1(3.16/30)$, 합계출산율에 대한 승수는 $-0.42(12.7/30)$ 로 계산된다.

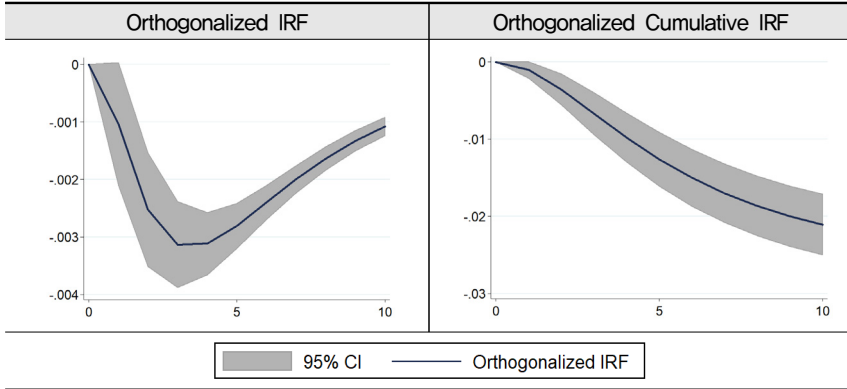
2) 주택전세가격의 직간접적 효과

다음으로 주택전세가격 충격을 이용한 충격반응함수를 통해 전세가격 충격이 혼인율과 출산율 등에 미친 영향을 분석하고자 한다.

[그림 IV-8]은 주택전세가격 충격¹³⁾이 조혼인율에 미치는 충격반응함수의 결과를 보여준다. 결과에 따르면 주택전세가격 상승의 직간접적인 효과로 인해 조혼인율은 장단기적으로 하락하는 것으로 나타났다. t 시점의 전세가격이 약 2배 상승하는 충격이 발생하는 경우 혼인율은 10년 동안 0.22 하락하는 것으로 추정되어, 분석 대상 기간의 평균 조혼인율이 5.68인 것을 고려하면 이는 3.85% 하락에 해당하는 수치이다.

13) 데이터상으로 주택전세가격 충격의 1SD(표준편차)는 0.093이다.

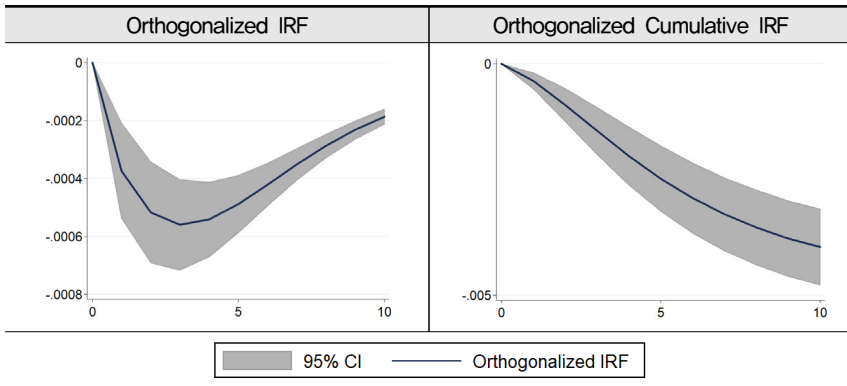
[그림 IV-8] 주택전세가격 상승이 혼인율에 미치는 영향



자료: 저자 작성

다음으로 [그림 IV-9]은 주택전세가격 충격에 의한 합계출산율의 충격반응 함수 결과이다. 주택전세가격 상승의 직간접적인 효과로 인해 합계출산율은 장단기적으로 하락하는 것으로 나타났다. t 시점 주택전세가격이 약 2배 상승하는 경우 출산율은 10년 동안 0.04 하락하는 것으로 추정되었으며, 분석 기간 평균 합계출산율이 1.1이므로 이는 약 4% 하락에 해당한다.

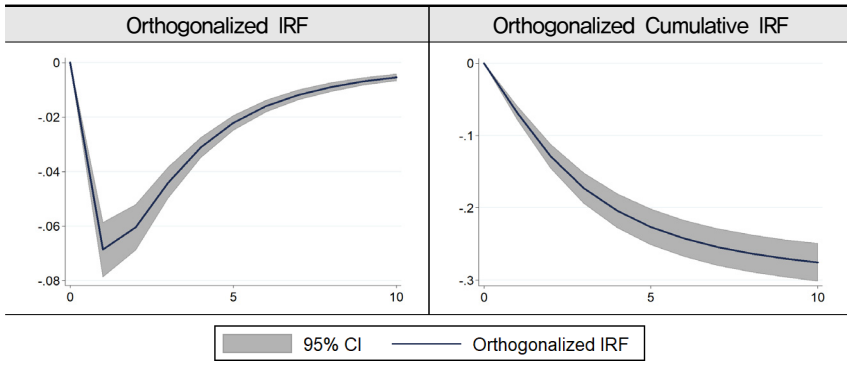
[그림 IV-9] 주택전세가격 인상이 출산율에 미치는 영향



자료: 저자 작성

주택매매가격과 마찬가지로 주택전세가격 충격이 혼인·출산 핵심연령층(만 25~39세) 인구 이동에 장단기적으로 미친 영향을 충격반응함수를 통해 살펴보고자 한다. [그림 IV-10]의 결과에 따르면 특정 지역 t시점의 주택전세가격 인상되는 경우 해당 지역의 25~40세 인구 순유입이 감소하는 것으로 나타났다. 구체적으로 특정 지역에서 주택전세가격이 약 2배 인상되는 경우 해당 지역의 만 25~39세 인구 순유입은 향후 10년 동안 약 3% 감소하는 것으로 추정되었다. 즉 주택전세가격이 상승하는 경우 혼인 및 출산의 핵심연령층(25~39세) 인구유입 감소로 인한 간접적인 효과로, 혼인율 및 출산율이 장기적으로 감소하게 된다.

[그림 IV-10] 주택전세가격 인상이 순인구 유입-유출(25~40세)에 미치는 영향



자료: 저자 작성

주택전세가격의 충격반응함수를 통해 주택전세가격 충격의 혼인율과 출산율에 대한 누적 승수효과를 계산하면 다음과 같다. 주택매매가격이 최초의 충격으로 인해 10년 동안 0.13 증가하는 경우 조혼인율은 0.02 하락하였으며, 합계출산율은 0.004 하락하는 것으로 나타났다. 따라서 주택매매가격의 조혼인율에 대한 승수는 -0.15, 합계출산율에 대한 승수는 -0.03으로 계산할 수 있다. 조혼인율과 합계출산율 하락 수치를 % 변화로 전환하는 경우에는 조혼인율은 0.35%(0.02/5.68), 합계출산율은 0.36%(0.004/1.10)로 나타나, % 변화로 계산한 조혼인율에 대한 승수는 -0.01(0.35/30), 합계출산율에 대한 승수는 -0.01(0.36/30)로 계산된다.

3) Panel-SVAR 강건성 검증

다음으로 보다 외생적인 변수의 순서를 변경하여 주요한 결과가 달라지는 지 강건성 검증을 진행하였다. 앞선 결과는 혼인 → 인구이동 → 출산 → 주택매매가격 → 주택전세가격 순서로 외생적인 변수로 설정한 데 반해, 이를 다음과 같이 변경하여 동일한 분석을 진행하였다.

(검증 1) 인구이동 → 혼인 → 출산 → 주택매매가격 → 주택전세가격

(검증 2) 혼인 → 인구이동 → 출산 → 주택전세가격 → 주택매매가격

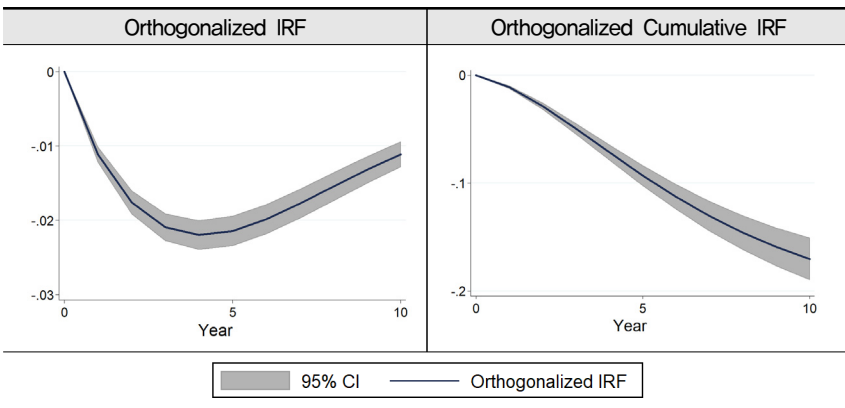
(검증 3) 주택매매가격 → 주택전세가격 → 인구이동 → 혼인 → 출산

(검증 4) 주택전세가격 → 주택매매가격 → 인구이동 → 혼인 → 출산

가) (검증 1) 인구이동 → 혼인 → 출산 → 주택매매가격 → 주택전세가격

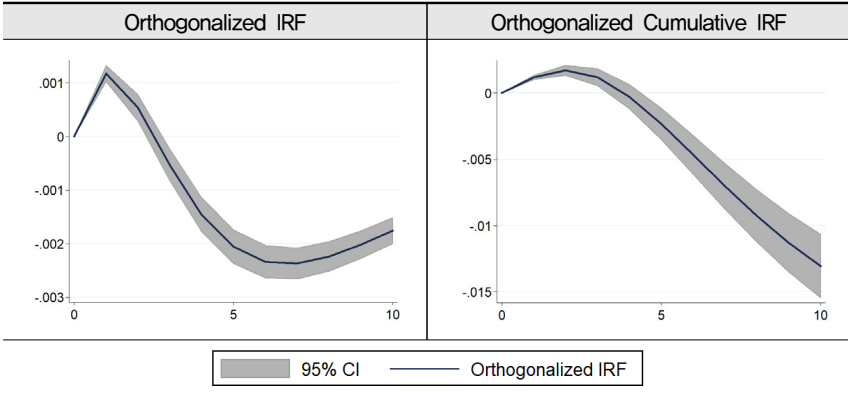
첫 번째로 인구이동을 가장외생적인 변수로 설정하여 Panel-SVAR 분석을 진행하였다.

[그림 IV-11] 주택매매가격 인상이 혼인율에 미치는 영향(검증 1)



자료: 저자 작성

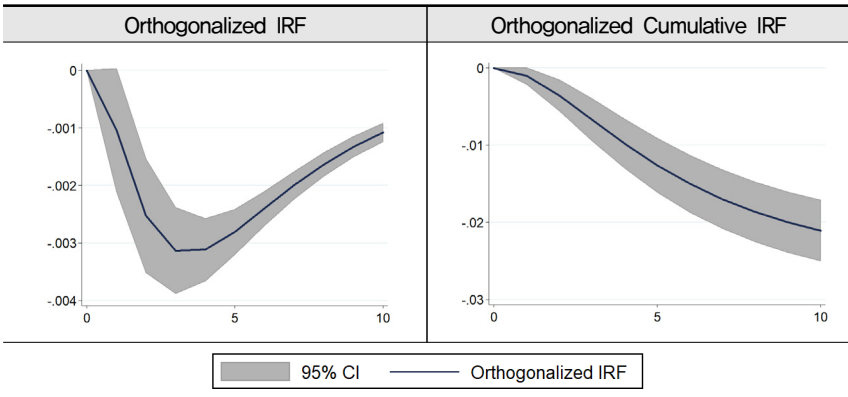
[그림 IV-12] 주택매매가격 인상이 출산율에 미치는 영향(검증 1)



자료: 저자 작성

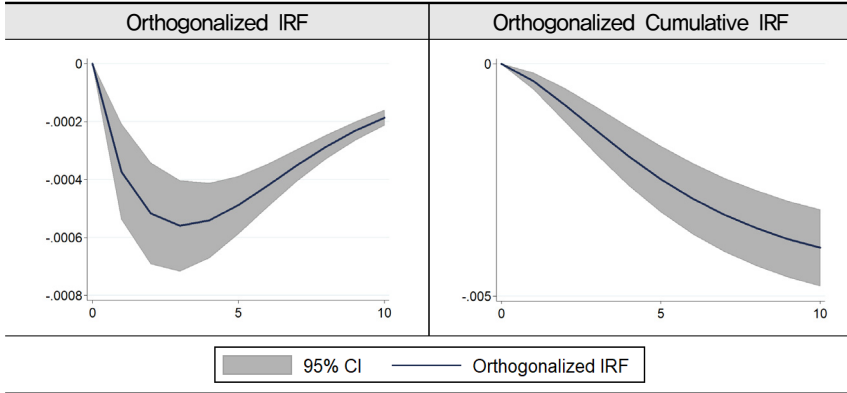
[그림 IV-11]과 [그림 IV-12]는 변수의 순서를 변경하여 주택매매가격이 혼인율과 출산율에 미친 영향을 분석한 충격반응함수의 결과이다. 충격반응함수의 형태와 크기가 거의 동일하게 유지되는 것을 확인할 수 있다.

[그림 IV-13] 주택전세가격 인상이 혼인율에 미치는 영향(검증 1)



자료: 저자 작성

[그림 IV-14] 주택전세가격 인상이 출산율에 미치는 영향(검증 1)



자료: 저자 작성

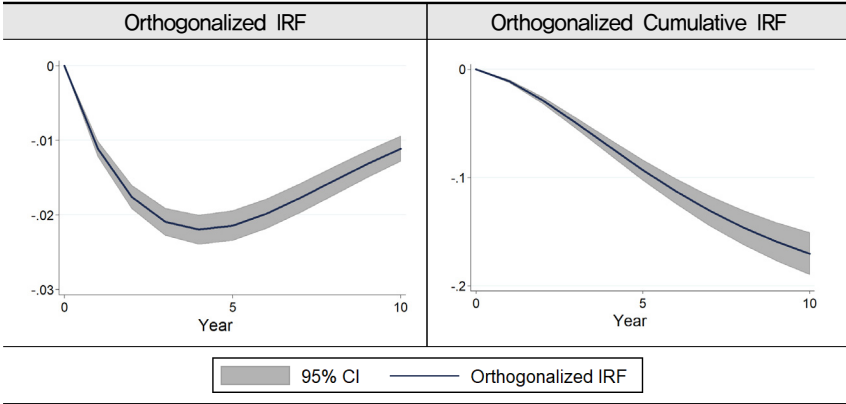
[그림 IV-13]과 [그림 IV-14]는 변수의 순서를 변경하여 주택전세가격이 혼인율과 출산율에 미친 영향을 분석한 충격반응함수의 결과이다. 이 경우도 마찬가지로 충격반응함수의 형태와 크기가 거의 동일하게 유지되는 것을 확인할 수 있다.

나) (검증 2) 혼인 → 인구이동 → 출산 → 주택전세가격 → 주택매매가격

두 번째 검증은 주택전세가격이 주택매매가격보다 외생적이라고 가정하고 분석을 진행한 경우이다.

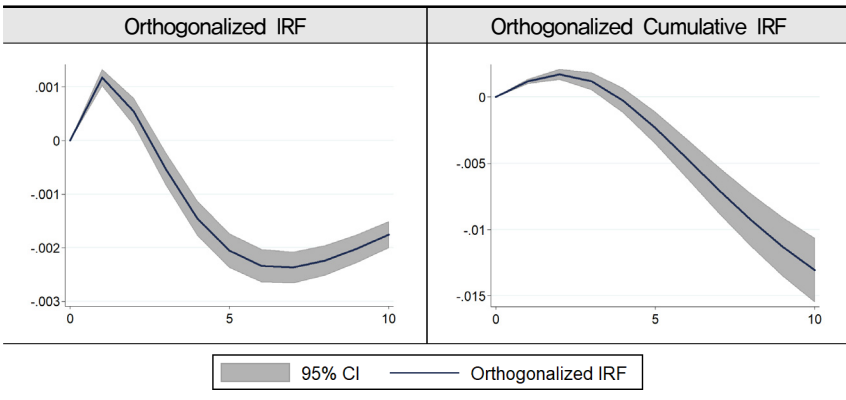
[그림 IV-15]와 [그림 IV-16]은 주택전세가격 충격이 매매가격보다 외생적이라고 가정한 후 주택매매가격 충격이 혼인율과 출산율에 미친 영향을 분석한 충격반응함수의 결과이다. 최초의 변수 설정의 결과와 비교하여 충격반응함수의 형태와 크기가 거의 동일하게 유지되는 것을 확인할 수 있다.

[그림 IV-15] 주택매매가격 인상이 혼인율에 미치는 영향(검증 2)



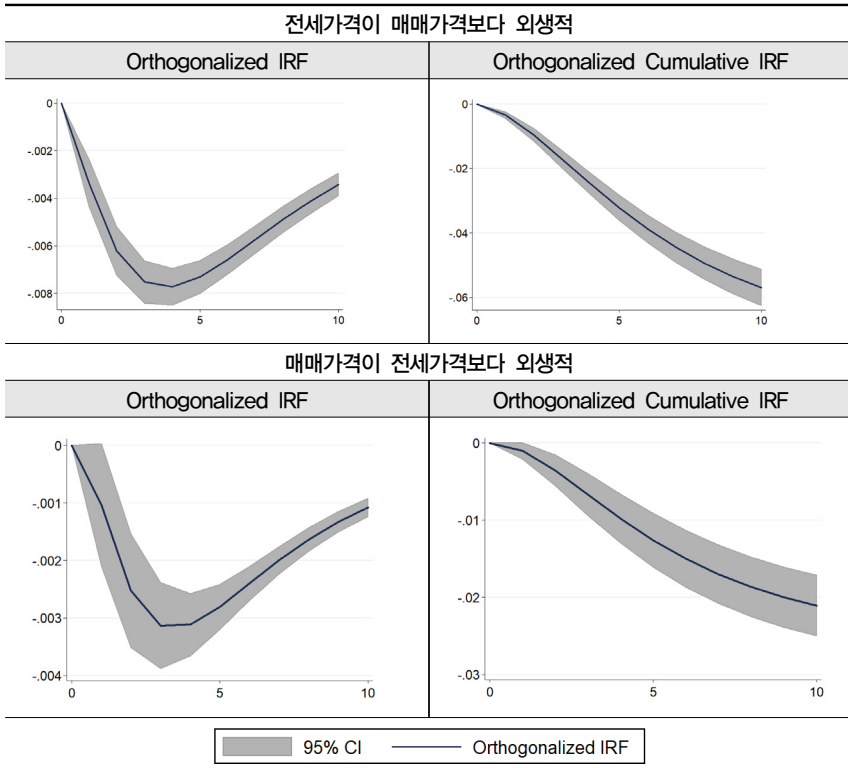
자료: 저자 작성

[그림 IV-16] 주택매매가격 인상이 출산율에 미치는 영향(검증 2)



자료: 저자 작성

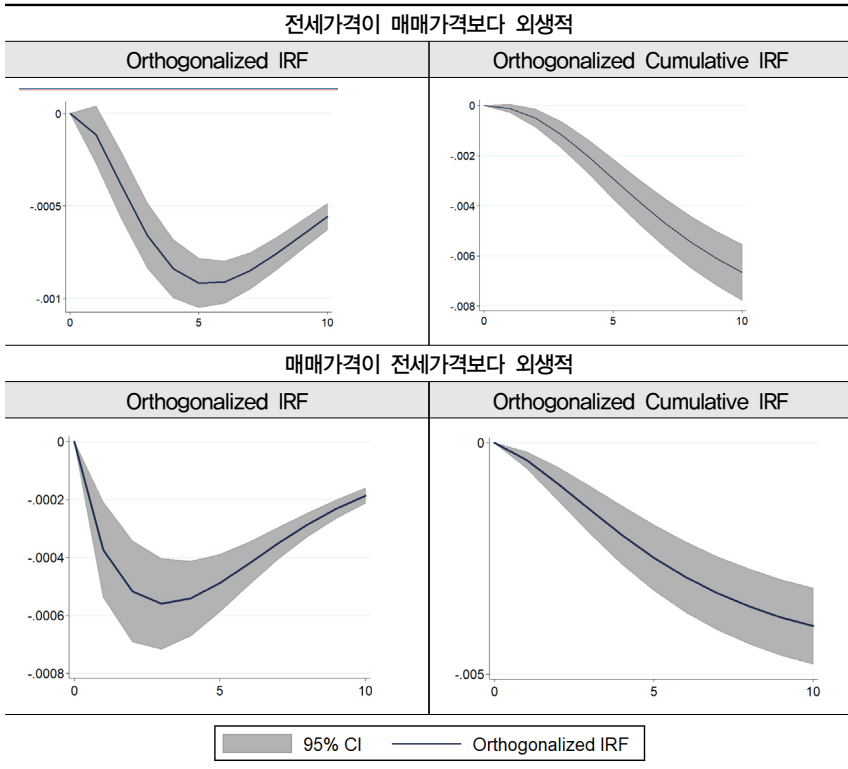
[그림 IV-17] 주택전세가격 인상이 혼인율에 미치는 영향(검증 2)



자료: 저자 작성

하지만 전세가격이 매매가격보다 외생적인 것으로 가정하였을 경우 전세가격이 혼인율이 미치는 영향은 확대되는 것으로 나타났다. t시점에 주택전세가격이 약 2배 상승하는 경우 혼인율은 10년 동안 0.64 하락하는 것으로 추정되어 분석 기간 평균 조혼인율이 5.68인 것을 고려할 때, 이는 11.26% 하락(기본모형에서는 3.85%)에 해당한다.

[그림 IV-18] 주택전세가격 인상이 출산율에 미치는 영향(검증 2)



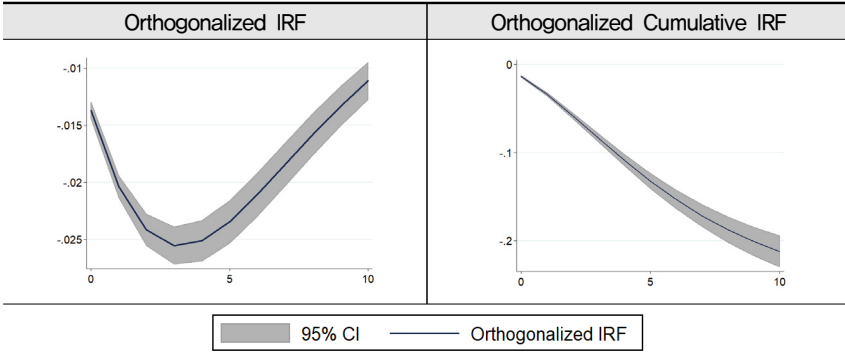
자료: 저자 작성

다음으로 주택전세가격이 매매가격보다 외생적인 것으로 가정하는 경우 전세가격이 출산율에 미치는 영향 역시 확대되는 것으로 나타났다. t시점에 주택전세가격이 약 2배 상승하는 경우 출산율은 10년 동안 0.08 하락하는 것으로 추정되어, 이 기간 평균 합계출산율의 약 8% 정도(기본모형에서는 약 4%)를 하락시키는 요인으로 작용할 수 있는 것으로 나타났다.

다) (검증 3) 주택매매가격 → 주택전세가격 → 인구이동 → 혼인 → 출산

다음으로 주택시장에의 충격이 가장 외생적인 경우를 가정하여 동일한 분석을 진행하였다.

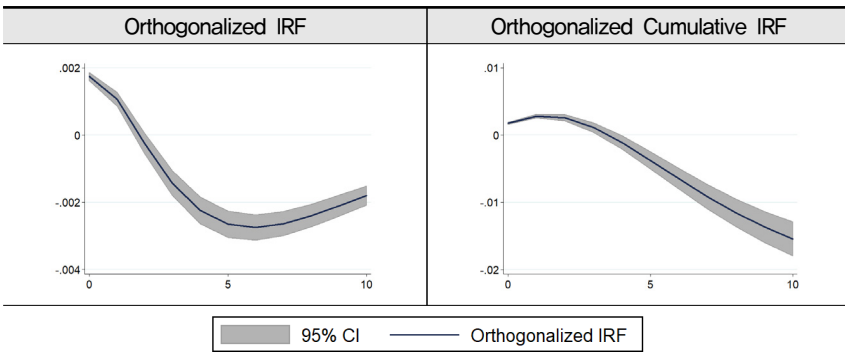
[그림 IV-19] 주택매매가격 인상이 혼인율에 미치는 영향(검증 3)



자료: 저자 작성

[그림 IV-19]는 주택매매가격의 충격이 가장 외생적으로 가정하는 경우 혼인율에 대한 충격반응함수의 결과이다. 이와 같이 가정을 변경하는 경우 주택매매가격 충격이 혼인율에 미치는 영향이 기본모형과 비교하여 약 2배 정도 확대되는 것으로 나타났다. t시점에 주택매매가격이 약 2배 인상되는 경우 혼인율은 10년간 3.63 하락하는 것으로 추정되었으며, 이는 분석 기간 평균 조혼인율(5.68)의 약 64% 정도에 해당하는 수치이다. [그림 IV-20]은 주택매매가격 충격이 합계 출산율에 미치는 영향을 보여주고 있으며, 기본모형

[그림 IV-20] 주택매매가격 인상이 출산율에 미치는 영향(검증 3)

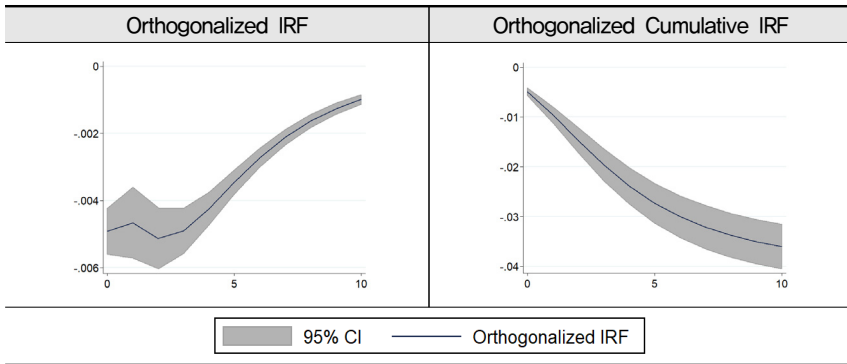


자료: 저자 작성

과 비교하여 약 1.16배 정도 영향력이 확대된 것으로 나타났다. t시점에 주택매매가격이 약 2배 상승하는 경우 향후 10년 동안 출산율을 0.265 하락시키는 것으로 추정되었으며, 이는 분석 기간 평균 합계출산율(1.10)의 약 24%에 해당한다.

다음으로 [그림 IV-21]과 [그림 IV-22]는 전세가격 충격이 혼인율 및 출산율보다 외생적인 경우 혼인율과 출산율이 미친 영향을 보여주는 충격반응함수의 결과이다.

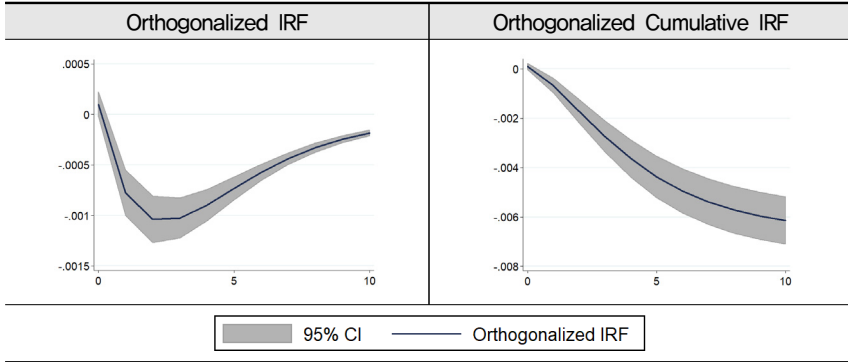
[그림 IV-21] 주택전세가격 인상이 혼인율에 미치는 영향(검증 3)



자료: 저자 작성

주택전세가격 충격이 혼인율보다 외생적으로 가정하는 경우 주택전세가격 충격이 조혼인율에 미치는 영향은 기본모형과 비교하여 약 1.5배 정도 확대되는 것으로 나타났다. 구체적으로 t시점에 주택전세가격이 약 2배 상승하는 경우 조혼인율은 10년 동안 0.34하락하는 것으로 추정되어, 분석 기간 평균 조혼인율의 약 6% 정도 하락 요인으로 작용하는 것으로 나타났다.

[그림 IV-22] 주택전세가격 인상이 출산율에 미치는 영향(검증 3)



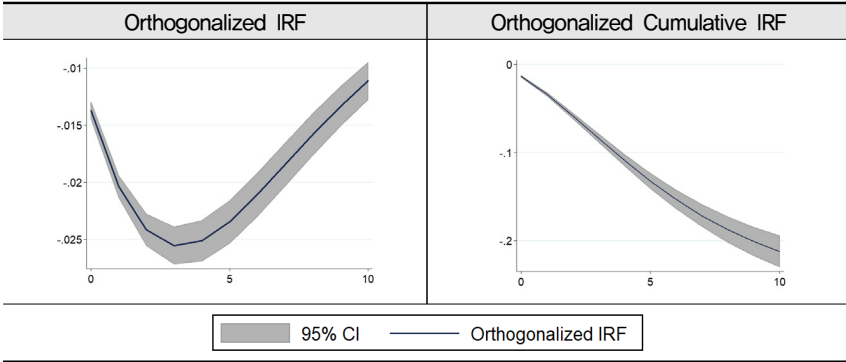
자료: 저자 작성

다음으로 주택전세가격 충격이 출산율보다 외생적으로 가정하는 경우에는 주택전세가격 충격이 출산율에 미치는 영향이 기본모형과 비교하여 약 1.5배 확대되는 것으로 나타났다. t 시점에 주택전세가격이 약 2배 상승하는 경우 출산율은 10년 동안 0.06 하락하는 것으로 추정되어 평균 합계출산율을 약 6% 정도 하락시키는 것으로 나타났다.

라) (검증 4) 주택전세가격 → 주택매매가격 → 인구이동 → 혼인 → 출산

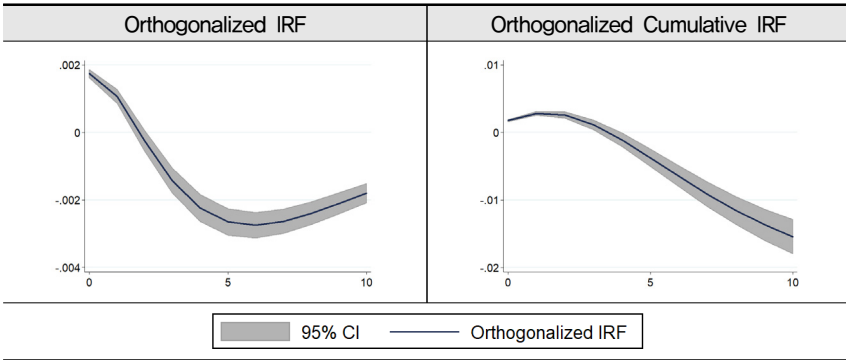
끝으로 주택전세가격을 가장 외생적으로 가정하고 동일한 분석을 진행하였다. [그림 IV-23]과 [그림 IV-24]는 주택전세가격이 가장 외생적으로 가정하는 경우 주택매매가격 충격이 혼인율과 출산율에 미친 영향을 보여주는 충격반응함수이다. 이 경우의 결과 값은 (검증 3) 주택매매가격 → 주택전세가격 → 인구이동 → 혼인 → 출산의 경우와 동일한 구조와 추정값이 유지되었다.

[그림 IV-23] 주택매매가격 인상이 혼인율에 미치는 영향(검증 4)



자료: 저자 작성

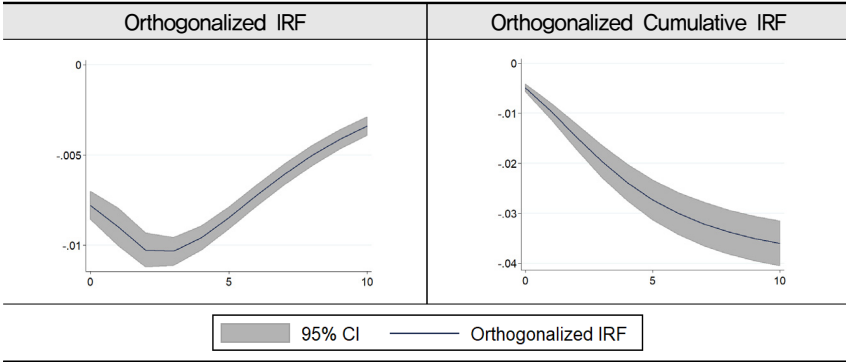
[그림 IV-24] 주택매매가격 인상이 출산율에 미치는 영향(검증 4)



자료: 저자 작성

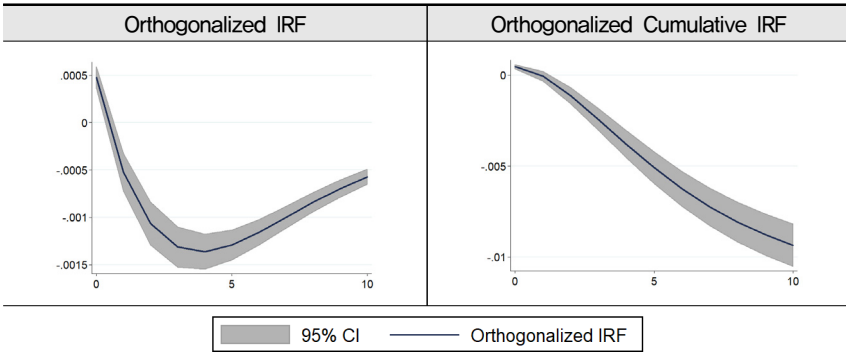
반면 [그림 IV-25]와 [그림 IV-26]은 주택전세가격을 가장 외생적으로 가정하는 경우 주택전세가격 충격이 혼인율과 출산율에 미친 영향을 보여주는 충격반응함수의 결과이다. 주택전세가격 충격이 가장 외생적으로 가정하는 경우, 주택전세가격 충격이 혼인율에 미치는 영향은 기본모형과 비교하여 약 2.8배 정도 확대되는 것으로 나타났다. t 시점에 주택전세가격이 약 2배 상승하는 경우 혼인율은 10년 동안 0.7 하락하는 것으로 추정되어, 이는 분석 기간 평균 조혼인율 값의 약 12.3% 하락에 해당하는 수치이다.

[그림 IV-25] 주택전세가격 인상이 혼인율에 미치는 영향(검증 4)



자료: 저자 작성

[그림 IV-26] 주택전세가격 인상이 출산율에 미치는 영향(검증 4)



자료: 저자 작성

[그림 IV-26]에 의하면 주택전세가격 충격을 가장 외생적으로 가정하는 경우 주택전세가격 충격이 혼인율에 미치는 영향이 기본모형에 비해 약 2.3배 정도 확대되는 것으로 나타났다. t시점에 주택전세가격이 약 2배 상승하는 경우 출산율은 10년 동안 0.09 하락하는 것으로 추정되어 분석 기간 중 평균 합계출산율의 약 9%를 하락시키는 요인으로 작용하는 것으로 나타났다.

이상의 분석 결과를 정리하자면 다양한 방식으로 변수의 순서를 변경하면서 동일한 모형을 적용하여 분석한 결과, 외생적인 변수의 순서에 무관하게 주택매매가격과 전세가격 인상이 혼인율과 출산율에 악영향을 미치는 것으로 나타났으며, 축약형(reduced form) 모형의 분석 결과보다 그 영향력이 확대되는 것으로 나타났다. 특히 주택가격 충격은 그 지속성이 강하고, 혼인과 출산에 영향을 미치는 다양한 요인들에 직간접적으로 영향을 줌으로써 장기적인 효과와 단기적인 효과의 차이가 크게 발생하는 것으로 나타났다. 외생적인 변수의 순서의 경우 주택매매가격 및 주택전세가격의 충격이 보다 외생적인 것으로 가정할수록 주택시장에의 충격이 혼인율과 출산율에 미치는 영향의 정도가 확대되는 것으로 나타났으며, 전세가격의 충격이 매매가격의 충격보다 외생적으로 가정하는 경우 전세가격이 혼인율과 출산율에 미치는 영향이 더욱 커지는 것으로 나타났다. 즉 변수의 순서와 무관하게 매매가격과 전세가격 충격이 혼인율과 출산율에 미치는 영향의 방향은 항상 동일하였지만, 추정된 계수값은 보다 외생적인 변수에 대한 가정에 따라 크게 달라질 수 있는 것으로 나타났다.

6. 분기데이터를 이용한 Panel-SVAR 분석

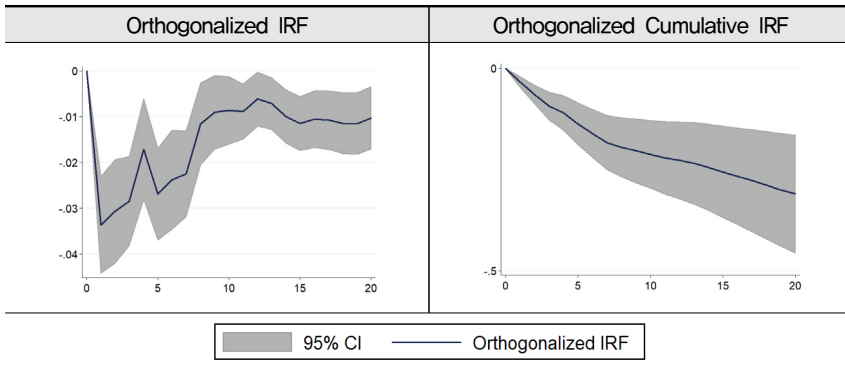
가. 수도권 Panel-SVAR 모형 추정 결과

연간데이터를 이용한 Panel-SVAR 모형 대신 분기(quarterly) 단위 데이터를 활용하여 동일한 분석을 수행하여 결과를 비교하고자 한다. 연간데이터에 비해 분기데이터의 경우 주택거래의 빈도가 축소되어 수도권과 지방광역시를 제외한 나머지 지역에서는 충분한 실거래가 데이터가 확보되지 않는 경우가 다수 발생한다. 따라서 이와 같은 문제를 해결하고자 수도권(서울·경기도·인천)에 한정하여 분기데이터를 활용한 Panel-SVAR 분석을 수행하였다. 분기데이터를 활용하는 경우에는 8분기 전의 값까지 모형에 포함하는 (lags=8) 모형을 이용하여 Panel-SVAR 모형을 추정하였다. 기본적으로 외생적인 변수의 순서는 앞선 분석과 동일하게 설정하였으며, 외생적인 변수의

순서를 변경하여 추가적인 강건성 검증을 진행하였다.

[그림 IV-27]은 분기데이터를 활용하여 주택매매가격 충격¹⁴⁾이 조혼인율에 미치는 영향을 분석한 충격반응함수의 결과이다. 오른쪽의 누적 충격반응함수의 결과를 해석하자면 주택매매가격이 약 20% 상승하는 충격이 t분기에 발생하는 경우¹⁵⁾ 혼인율은 20분기 동안 약 2.15 감소하는 것으로 추정되었다. 분석 대상 기간 수도권의 평균 조혼인율은 5.94이므로, 이는 36% 감소에 해당하는 수치이다.

[그림 IV-27] 주택매매가격 충격이 혼인율에 미치는 영향(분기 자료)



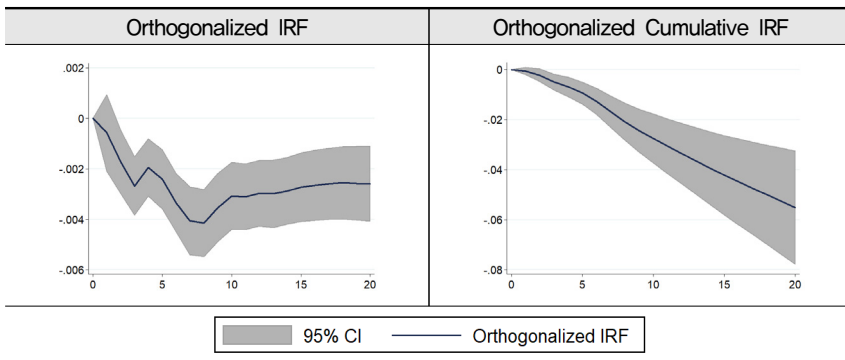
자료: 저자 작성

14) 분기데이터의 경우 주택가격변동의 1SD(표준편차)는 0.028이다.

15) 연간데이터와 달리 분기데이터를 사용하는 경우 상승 충격의 시나리오를 20%로 설정하였다. 1년 동안 약 2배의 가격상승 충격은 연간 4분기 단위로 전환하는 경우 분기당 약 18.9%에 해당한다.

다음으로 [그림 IV-28]은 주택매매가격 충격이 출산율에 미친 영향을 분기 데이터를 이용하여 분석한 충격반응함수의 결과이다. 누적 충격반응함수의 결과를 해석하면 t분기에 주택매매가격이 약 20% 상승하는 충격이 발생하는 경우 합계출산율은 향후 20분기 동안 0.38 하락하는 것으로 추정되었다. 분석 대상 기간 중의 수도권의 평균 합계출산율은 1.07이므로, 이는 약 36% 하락에 해당하는 수치이다.

[그림 IV-28] 주택매매가격 충격이 출산율에 미치는 영향(분기 자료)

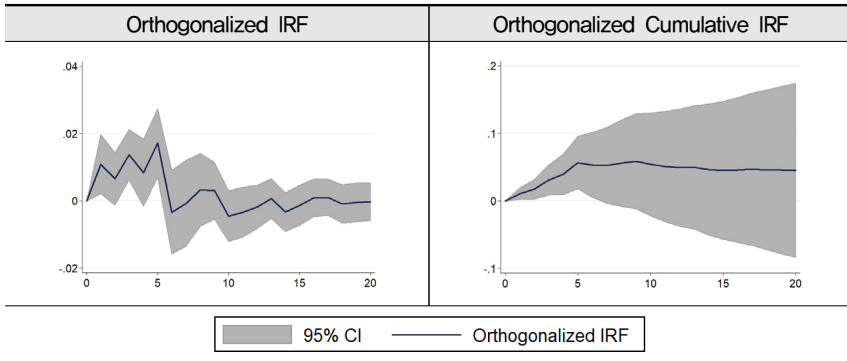


자료: 저자 작성

주택매매가격의 충격반응함수를 통해 주택매매가격 충격의 혼인율과 출산율에 대한 누적 승수효과를 계산하면 다음과 같다. 주택매매가격이 최초의 충격으로 인해 20분기 동안 0.047(약 4.7%) 증가하는 경우 조혼인율은 0.31 하락하였으며 합계출산율은 0.055 하락하는 것으로 나타났다. 따라서 주택매매가격의 조혼인율에 대한 승수는 -6.59, 합계출산율에 대한 승수는 -1.17로 계산할 수 있다. 조혼인율과 합계출산율 하락 수치를 % 변화로 전환하는 경우는 조혼인율은 5.22%(0.31/5.94), 합계출산율은 5.14%(0.055/1.07)로 % 변화로 계산한 조혼인율에 대한 승수는 -1.11(5.22/4.7), 합계출산율에 대한 승수는 -1.09(5.14/4.7)로 계산된다.

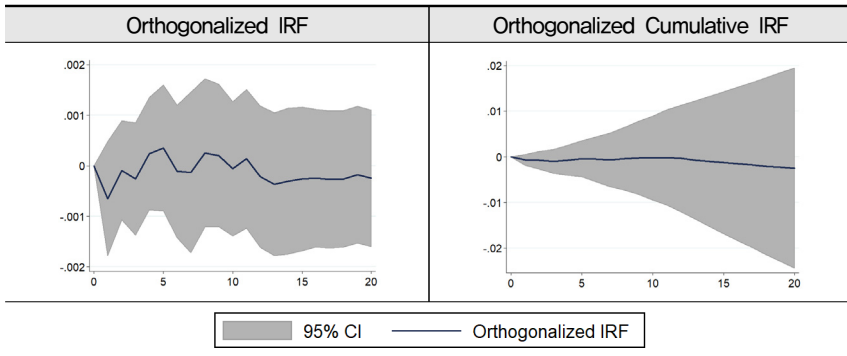
다음으로 [그림 IV-29]와 [그림 IV-30]은 주택전세가격 충격이 출산율과 혼인율에 미친 영향을 분기데이터를 활용하여 추정된 충격반응함수의 결과를 보여준다. 혼인율과 출산율 모두의 경우 추정된 충격반응함수가 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타나 점 추정치(point estimate)를 해석하는 것이 무의미한 수준인 것으로 나타났다.

[그림 IV-29] 주택전세가격 충격이 혼인율에 미치는 영향(분기 자료)



자료: 저자 작성

[그림 IV-30] 주택전세가격 충격이 출산율에 미치는 영향(분기 자료)



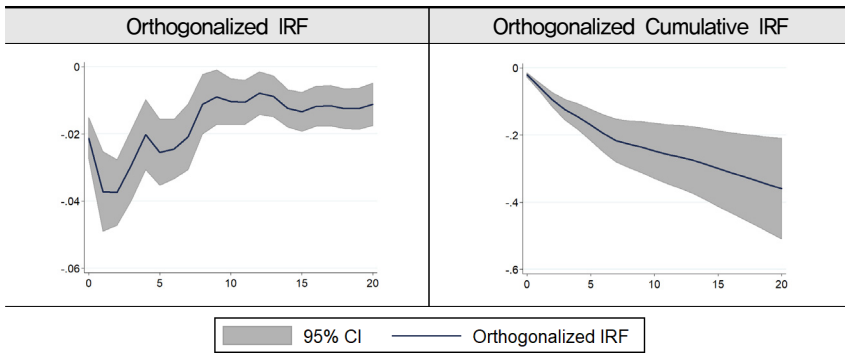
자료: 저자 작성

(검증) 주택매매가격 → 주택전세가격 → 인구이동 → 혼인율 → 출산율

다음으로 외생적인 변수의 순서를 변경하여 추정 결과 값의 변화를 살펴보고자 한다. 주택시장의 충격이 가장 외생적인 것으로 가정하고 주택매매가격 충격이 전세가격 충격보다 외생적인 것으로 가정하여 모형을 추정하고 결과를 비교하였다.

[그림 IV-31]은 주택매매가격을 가장 외생적으로 가정할 때 매매가격 충격이 혼인율에 미치는 영향을 보여주는 충격반응함수 결과이다. 변수 순서에 대한 기본모형의 가정과 비교하여 동일한 형태가 유지되었지만 추정 결과 값은 다소 변경된 것을 확인할 수 있다. 추정 결과 값에 따르면 t시점에 주택매매가격이 약 20% 상승하는 충격이 발생하는 경우 조혼인율은 20분기 동안 약 2.64 하락하는 것으로 추정되었다. 분석 대상 기간 수도권의 평균 조혼인율은 5.94이므로, 이는 약 44% 하락에 해당하는 추정 결과이다.

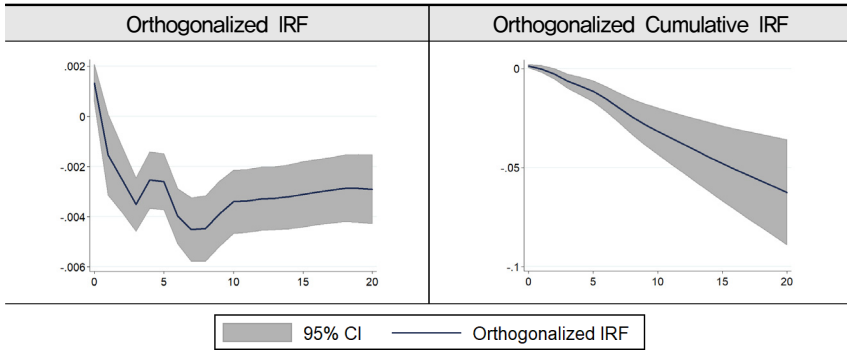
[그림 IV-31] 주택매매가격이 가장 외생적일 때 매매가격 충격이 혼인율에 미치는 영향(분기 자료)



자료: 저자 작성

다음으로 [그림 IV-32]는 주택매매가격 충격을 가장 외생적으로 가정하는 경우 매매가격 충격이 출산율에 미치는 영향을 보여주는 결과이다. 충격반응함수 결과에 따르면 t시점에 주택매매가격이 약 20% 상승하는 충격이 발생하는 경우 20분기 동안 출산율은 약 0.43 하락하는 것을 추정되었다. 분석 대상 기간 수도권의 평균 합계출산율은 1.07이므로, 이는 약 40% 하락에 해당하는 수치이다.

[그림 IV-32] 주택매매가격이 가장 외생적일 때 매매가격 충격이 출산율에 미치는 영향(분기 자료)

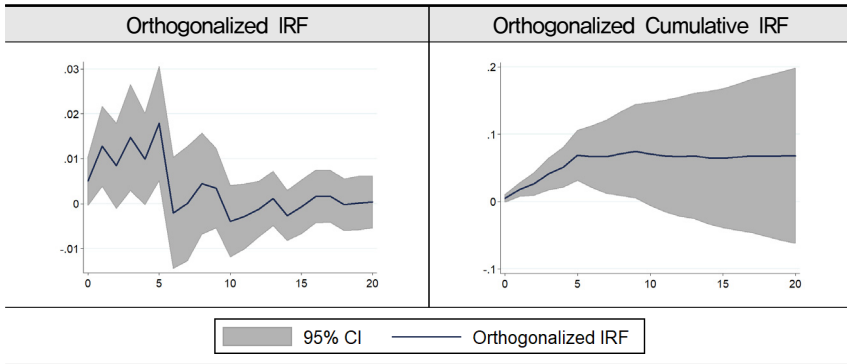


자료: 저자 작성

주택매매가격의 충격반응함수를 통해 주택시장에의 충격을 가장 외생적으로 가정하는 경우 주택매매가격 충격이 혼인율과 출산율에 미치는 누적 승수효과를 계산하면 다음과 같다. 주택매매가격이 최초의 충격으로 인해 20분기 동안 0.047(약 4.7%) 증가하는 경우 조혼인율은 0.38 하락하였으며, 합계출산율은 0.062 하락하는 것으로 나타났다. 따라서 주택매매가격의 조혼인율에 대한 승수는 -8.08, 합계출산율에 대한 승수는 -1.32로 계산할 수 있다. 조혼인율과 합계출산율 하락 수치를 % 변화로 전환하는 경우는 조혼인율은 6.4%(0.38/5.94), 합계출산율은 5.79%(0.062/1.07)로, % 변화로 계산한 조혼인율에 대한 승수는 -1.36(6.4/4.7), 합계출산율에 대한 승수는 -1.23(5.79/4.7)으로 계산된다.

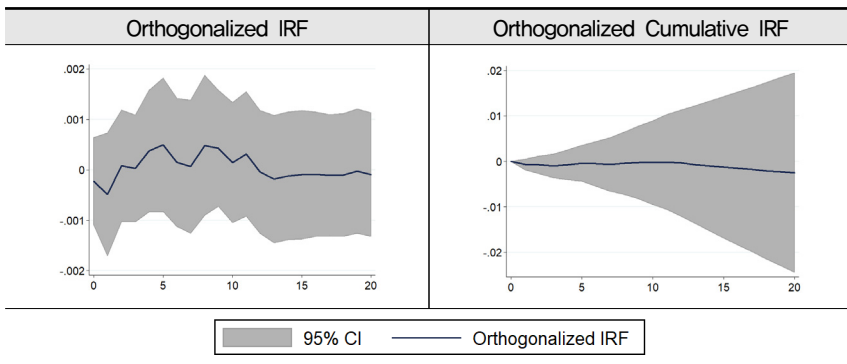
다음으로 [그림 IV-33]과 [그림 IV-34]는 주택시장에 대한 충격이 가장 외생적이라고 가정하는 경우 전세가격 충격이 혼인율과 출산율에 미치는 영향을 보여주는 충격반응함수 결과이다. 기본적인 가정을 통해 도출된 충격반응함수의 결과와 마찬가지로 주택전세가격 충격의 경우는 충격반응함수의 결과가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

[그림 IV-33] 전세가격이 혼인율보다 외생적일 때 전세가격 충격이 혼인율에 미치는 영향(분기 자료)



자료: 저자 작성

[그림 IV-34] 전세가격이 혼인율보다 외생적일 때 전세가격 충격이 출산율에 미치는 영향(분기 자료)



자료: 저자 작성

7. 외생적 충격을 도구변수로 활용한 Panel-SVAR 분석

Panel-SVAR를 활용한 분석은 콜레스키분해(Cholesky decomposition)를 이용하여 변수의 모형 내에 포함되어 있는 다른 변수들의 충격들과 통계적으로 분리되어 있는 독립적인 충격(orthogonal shock)을 이용하여 충격반응 함수를 생성하게 된다. 하지만 이 방법은 보다 외생적인 변수의 순서에 따라 결과 값이 크게 달라질 수 있으며 통계적인 기법을 통해 추출된 각 변수들의 독립적인 충격은 준실험적(quasi-experimental) 상황에서의 외생적인 충격만큼 다른 변수들과의 내생성 문제에서 자유로울 수는 없다. 따라서 이에 대한 보완 및 분석 결과의 강건성을 보완하고자 본 연구에서는 정부의 주택 시장에 대한 지역별 규제를 외생적인 충격 및 도구변수로 활용하는 방식을 추가로 활용하여¹⁶⁾ 분석을 진행하였다.

〈표 IV-6〉 투기지역, 투기과열지구, 조정대상지역 선정 기준

구분	투기지역	투기과열지구	조정대상지역
법령	「소득세법」 제104조의2, 동법 시행령 제168조의3	「주택법」 제63조, 동법 시행규칙 제25조	「주택법」 제63조의2, 동법 시행규칙 제25조의2
지정 기준	<p>정량적 요건: 공통요건+선택요건 중 1 이상 충족 (공통요건) 직전월 당해 주택 가격상승률 < 전국소비자물가상승률×130%</p>	<p>정량적 요건: 공통요건+선택요건 중 1 이상 충족 (공통요건) 해당지역 주택가격상승률이 물가상승률보다 현저히 높은 지역</p>	<p>정량적 요건: 공통요건+선택요건 중 1 이상 충족 (공통요건) 직전 월부터 소급하여 3개월 간 해당 지역 주택가격상승률이 시·도 소비자물가 상승률의 1.3배를 초과한 지역으로서 다음 중 하나에 해당하는 지역</p>
지정 기준	<p>(선택요건) ① 직전 2개월 당해 주택 평균가격상승률 > 전국 주택 가격상승률×130%</p>	<p>(선택요건) ① 직전 2개월 월평균 청약경쟁률 모두 5:1 초과(국민주택규모 10:1)</p>	<p>(선택요건) ① 직전 월부터 소급하여 주택 공급이 있었던 2개월간 청약경쟁률이 5:1을 초과 (국민주택규모 10:1)</p>

16) 외생적인 충격을 활용한 Panel-SVAR 분석은 Romer and Romer(2004)의 연구를 참고하여 진행하였다.

〈표 IV-6〉의 계속

구분	투기지역	투기과열지구	조정대상지역
지정 기준	② 직전 1년간 당해 주택 가격 상승률 > 직전 3년간 연평균 전국 주택가격 상승률 ※ 단, 물가상승률×130%, 소비자물가상승률×130%가 0.5% 미만인 경우 0.5%로 함	② 주택분양계획이 전월 대비 30% 이상 감소 ③ 주택건설사업계획 승인이나 주택건축허가 실적이 지난 해보다 급격하게 감소 ④ 신도시개발이나 전매행위 성행 등으로 주거불안 우려가 있는 경우로, 주택보급률 또는 자가주택 비율이 전국 평균 이하이거나, 주택 공급물량이 청약 1순위자에 비해 현저히 적은 경우	② 직전 월부터 소급하여 3개월간 분양권 전매거래량이 전년 동기 대비 30% 이상 증가 ③ 시도별 주택보급률 또는 자가주택 비율이 전국 평균 이하
	정성적 요건: 정량적 요건을 갖추고 당해 지역의 부동산 가격 상승이 지속될 가능성이 있거나 다른 지역으로 확산 우려가 있다고 판단되는 경우	정성적 요건: 지역주택시장 여건 등을 고려하였을 때 주택에 대한 투기가 성행하고 있거나 우려되는 지역	정성적 요건: 주택가격, 청약경쟁률, 분양권 전매량 및 주택보급률 등을 고려하였을 때 주택 분양 등이 과열되어 있거나 과열될 우려가 있는 지역

주: 1. 2017년부터 2018년까지 동일한 요건이 적용됨
 자료: 국토교통부·기획재정부, 「수도권 주택공급 확대 추진 및 투기지역 지정 등을 통한 시장안정 기초 강화」, 보도자료, 2018. 8. 27., p. 9.

〈표 IV-7〉 조정대상지역, 투기과열지구, 투기지역 규제 내용

구분	조정대상지역	투기과열지구	투기지역
기준	<ul style="list-style-type: none"> • 청약 1순위 자격 제한 <ul style="list-style-type: none"> - 5년 내 당첨 사실이 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"> - 소유권이전등기 시 • 재건축 조합원 지위 양도 금지 <ul style="list-style-type: none"> - 조합설립인가 후 • 민간택지 분양가상한제 적용 주택의 분양가 공시 	<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 • 기업자금대출 제한 • 농어촌주택취득 특례 배제 <ul style="list-style-type: none"> - 농어촌주택도 양도세 주택 수 산정 시 포함
	<ul style="list-style-type: none"> • 전매제한 <ul style="list-style-type: none"> - 소유권이전등기 시(서울, 과천·광명) - 1년 개별(성남) • 단기 투자수요 관리 <ul style="list-style-type: none"> - 중도금대출보증 발급요건 강화, 2순위 신청 시 청약 통장 필요, 1순위 청약일정 분리 • LTV, DTI 10%p 하향 <ul style="list-style-type: none"> - 투기과열지구·투기지역 외 		

〈표 IV-7〉의 계속

구분	조정대상지역	투기과열지구	투기지역
신규 추가 또는 효과 강화 (8·2 대책)	<ul style="list-style-type: none"> • 청약 1순위 자격요건 강화 - 청약통장 가입 후 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"> • 주담대 건수 제한 - 차주당 1건 → 세대당 1건
	<ul style="list-style-type: none"> • 양도세 가산세율 적용 - 2주택자 +10%p - 3주택자 이상 +20%p • 다주택자 장기보유특별 공제 적용 배제 • 1세대 1주택 양도세 비과세 요건 강화 - 2년 이상 거주요건 추가 • 분양권 전매 시 양도세율 50% 로 일괄 적용 	<ul style="list-style-type: none"> • 재개발·재건축 규제 정비 - 재개발 등 조합원 분양권 전매제한(소유권이전등기 시) - 정비사업 분양(조합원/일반) 재당첨 제한(5년) - 재건축 조합원 지위 양도 제한 예외사유 강화 • 거래 시 자금조달계획, 입주 계획 신고 의무화 - 거래가액 3억원 이상 주택 	
적용 지역	40개 지역 서울(전역, 25개구), 경기(과천·성남·하남·고양·광명·남양주·동탄2), 부산(해운대·연제·동래·부산진·남·수영구·기장군), 세종	27개 지역 서울(전역, 25개구), 경기(과천), 세종	12개 지역 서울(강남·서초·송파·강동·용산·성동·노원·마포·양천·영등포·강서), 세종

자료: 국토교통부·기획재정부·금융위원회, 「실수요 보호와 단기 투기수요 억제를 통한 주택시장 안정화 방안」, 보도자료, 2017. 8. 2., p. 30.

〈표 IV-6〉과 〈표 IV-7〉은 본 연구에서 지역별 정부정책으로 인한 외생적인 주택시장 충격으로 활용하고자 하는 규제지역(조정대상지역, 투기과열지구, 투기지역) 지정 요건과 각 규제지역으로 선정되는 경우 받게 되는 규제의 내용을 정리한 것이다. [그림 IV-35]는 2017년 8·2 대책으로 인한 수도권 규제지역 지정 현황의 변화를 보여주고 있다. 규제의 강도의 측면에서 투기지역이 가장 강한 규제를 받게 되며 투기과열지구, 조정대상지역 순으로 규제의 강도가 약해진다. 또한 투기과열지구로 지정되는 경우 조정대상지역으

로 중복 지정이 되며, 투기지역으로 지정되는 경우 투기과열지구 및 조정대상지역 지정으로 받게 되는 규제를 중복하여 적용받게 된다.¹⁷⁾

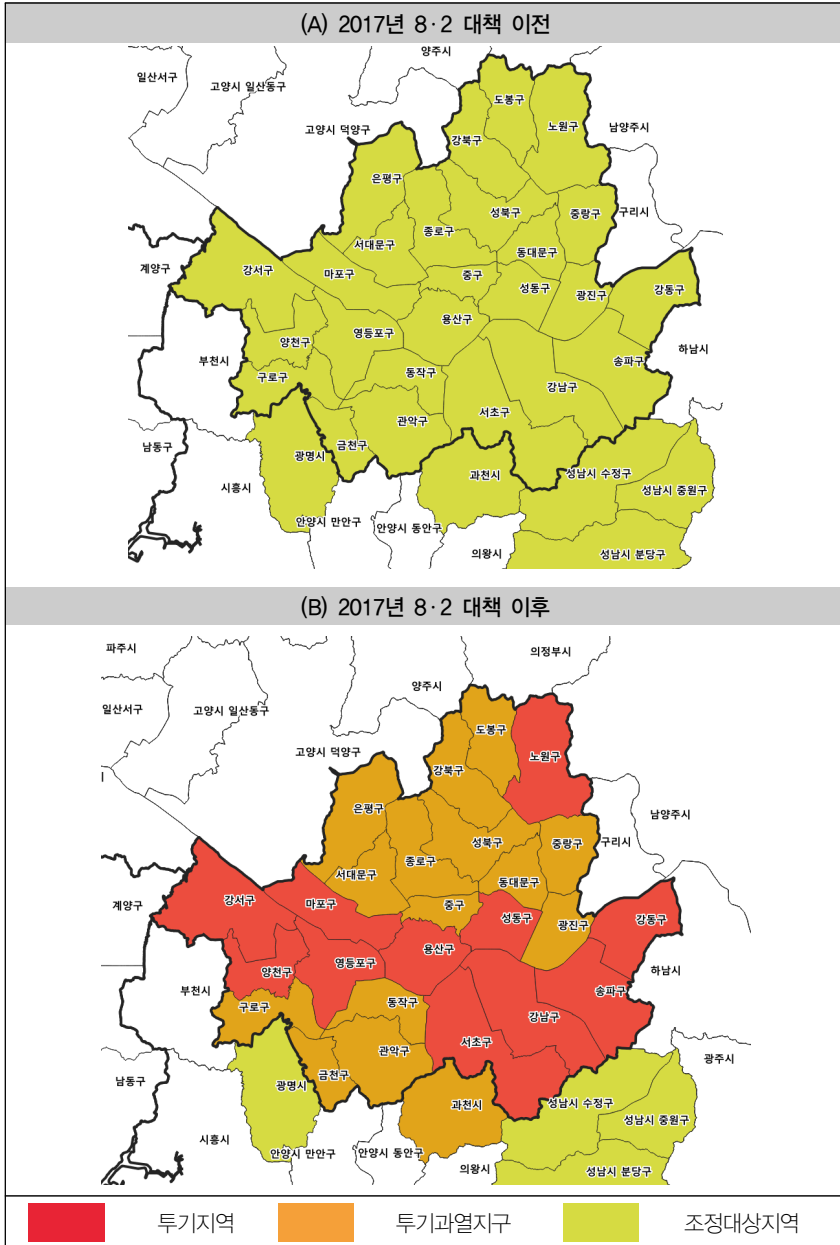
〈표 IV-8〉 규제지역 지정 및 해제 시점과 지역

날짜	지역		규제 형태
	지정	해제	
2011. 12. 22.		서울특별시 (강남구·서초구·송파구)	투기지역
2012. 5. 15.		서울특별시 (강남구·서초구·송파구)	투기과열지구
2016. 11. 3.	서울특별시 전 지역 (25개구), 경기도(과천시·성남시· 하남시·고양시·남양주시· 동탄)		조정대상지역
2017. 6. 19.	경기도(광명시)		조정대상지역
2017. 8. 3.	서울특별시(강남구·서초구· 송파구·강동구·용산구· 성동구·양천구·강서구· 영등포구·노원구·마포구)		투기지역
	서울특별시 전 지역 (25개구), 경기도(과천시)		투기과열지구
2017. 9. 6.	경기도(성남시 분당구)		투기과열지구
2018. 8. 28.	서울특별시(종로구·중구· 동대문구·동작구)		투기지역
	경기도(광명시, 하남시)		투기과열지구
	경기도(구리시, 안양시 동안구, 광교)		조정대상지역
2018. 12. 31.	경기도(수원시 팔달구, 용인시 수지구·기흥구)		조정대상지역
2019. 11. 8.		경기도 (고양시, 남양주시)	조정대상지역

자료: 저자 작성

17) 일부 투기지역으로 지정되었으나 조정대상지역으로 지정되지 않는 경우도 있으나, 본 연구에서 분석하는 대상 기간과 지역에 한정해서는 그러한 경우는 나타나지 않았다.

[그림 IV-35] 8·2 대책으로 인한 수도권 규제지역 변화



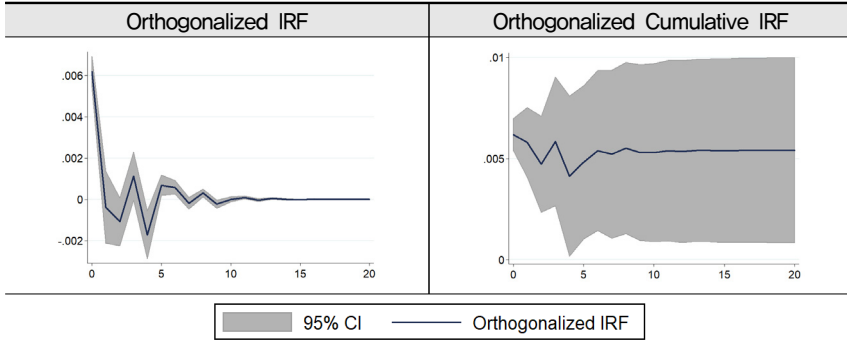
자료: 국토교통부·기획재정부·금융위원회, 「실수요 보호와 단기 투기수요 억제를 통한 주택시장 안정화 방안」, 보도자료, 2017. 8. 2.를 이용하여 저자 작성

본 연구에서는 정부의 지역별 규제지역 지정을 외생적인 충격으로 활용하여 분기데이터를 이용하여 Panel SVAR을 진행하였다. 분기데이터를 이용하는 경우 전국적인 데이터를 활용할 수 없는 문제점으로 인해 수도권에 한정하여 분석을 진행하였으며, 수도권의 2011~2019년 규제지역 지정 및 해제 시점과 해당 지역에 대한 내용을 <표 IV-8>에 정리하였다. 정부의 규제지역 지정을 변수로 포함시키는 경우 ‘규제지역 지정 → 주택매매가격 → 주택전세가격 → 인구이동 → 혼인율 → 출산율’ 순서로 보다 외생적인 변수의 순서를 가정하여 분석을 진행하였다. 또한 규제지역 지정 여부를 변수로 전환하기 위해 아무런 규제가 적용되지 않는 상태를 0, 조정대상지역으로 지정된 경우 1, 투기과열지구 및 조정대상지역으로 중복 지정된 경우는 2, 투기지역, 투기과열지구 및 조정대상지역으로 모두 지정된 경우는 3을 지역별·분기별로 부여하는 방식을 활용하여 모형을 추정하였다.¹⁸⁾

[그림 IV-36]은 정부가 특정 지역을 규제지역(조정대상지역·투기과열지구·투기지역)으로 지정하는 외생적인 정부정책 충격이 주택가격에 미치는 영향을 보여주는 충격반응함수 결과이다. 추정 결과에 따르면 정부의 규제지역 지정정책이 주택가격에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다. 따라서 정부의 규제지역 지정정책을 외생적 충격 및 도구변수로 활용하여 주택가격이 혼인율과 출산율에 미치는 영향을 분석하기 위한 목적 측면에서 정부의 규제지역 지정정책은 약한 도구변수(weak instrumental variable) 문제로 인해 적절한 도구변수로 활용될 수 없음을 의미한다.

18) 분기데이터를 사용하는 과정에서 특정 분기 중에 규제의 내용이 바뀌는 경우 해당 분기 전체 90일 중에 규제의 내용이 적용된 비율을 적용하여 수치를 부여하였다. 예를 들어 전체 90일 중에 45일만 조정대상지역으로 지정된 규제를 받은 경우 해당 분기에 0.5의 수치를 부여하였다.

[그림 IV-36] 주택시장 외생적 충격이 주택가격에 미친 영향

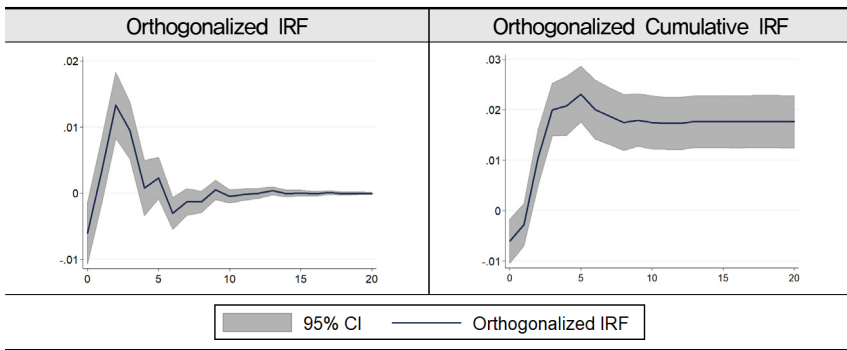


자료: 저자 작성

송경호·권성오(2020)의 연구에서는 2017년 8·2 대책을 전후하여 서울지역의 규제지역 지정 변화의 효과를 분석하였다. [그림 IV-35]는 2017년 8·2 대책으로 인한 서울지역의 지역구별 규제지역 지정 내용의 변화를 보여주었다. 8·2 대책 이전에는 서울 전 지역이 조정대상지역으로 지정되어 있었는데, 8·2 대책으로 일부 지역은 투기과열지구로 강남 3구를 비롯한 몇몇 지역은 투기지역과 투기과열지구로 중복 지정되어 지역별 규제 내용에 차이가 발생하였다. 송경호·권성오(2020)의 연구에서는 패널데이터를 활용한 분석 및 규제지역이 변화하는 경계선 주변에 위치한 주택만을 대상으로 분석하는 패널 BDD (boundary discontinuity design) 분석을 통해 정부의 이와 같은 규제지역 지정의 효과를 분석하였다. 주요 실증분석 결과에 따르면 투기지역으로 지정된 지역과 투기과열지구로 지정된 지역 간에 통계적으로 유의한 차이가 발견되지 않았으며, 오히려 더 강한 규제가 적용된 지역의 주택가격 상승률이 소폭 확대되어 지역 간 격차가 벌어지는 결과가 도출되었다. 하지만 기존의 주택가격 상승률을 고려할 때 이와 같은 효과의 크기는 미미한 것으로 나타났다. 따라서 정부의 규제지역 지정정책은 외생적 충격으로 주택가격에 유의한 영향을 주지 못하는 문제가 발생하여 이를 활용하여 주택가격이 혼인율과 출산율에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 적절한 도구변수가 되지 못하는 것으로 보인다.

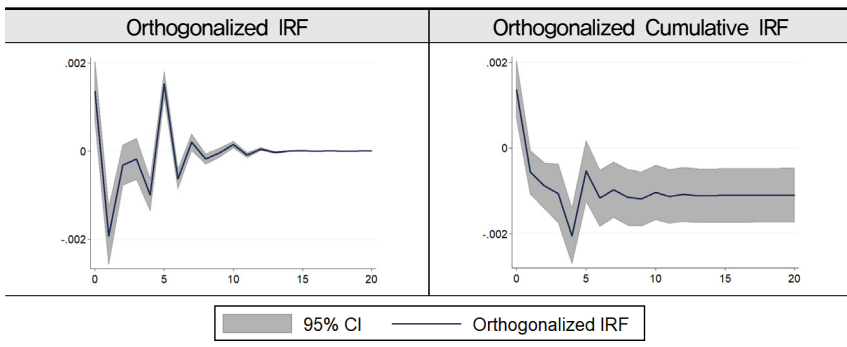
[그림 IV-37]과 [그림 IV-38]은 정부의 규제지역 지정 충격이 혼인율과 출산율에 미치는 영향을 보여주는 충격반응함수의 결과이다. 일부 누적 충격반응함수의 결과가 통계적으로 유의하게 0과 다른 것으로 나타났지만 [그림 IV-36]의 결과가 통계적으로 유의하지 않아 [그림 IV-37]과 [그림 IV-38]의 누적 충격반응함수의 결과를 사용하여 결과를 해석할 수 없는 문제가 발생하였다.

[그림 IV-37] 주택시장 외생적 충격이 혼인율에 미친 영향



자료: 저자 작성

[그림 IV-38] 주택시장 외생적 충격이 출산율에 미친 영향



자료: 저자 작성

8. 실증분석 결과 정리 및 소결

본 연구에서는 패널데이터를 활용하여 축약형(reduced form) 및 Panel-SVAR 모형을 통해 주택매매가격 및 전세가격이 혼인율 및 출산율에 미치는 영향을 다각도로 분석하였다. 다양한 실증분석 결과를 정리하자면 우선 축약형 모형의 가장 강건한 모형의 결과에 의하면 주택매매가격이 약 2배 상승하는 경우 조혼인율은 .0236 하락하고 합계출산율은 .0865 상승하는 것으로 추정되었으며, 주택전세가격이 약 2배 상승하는 경우 조혼인율은 .0864 하락하고 합계출산율은 .0012 하락하는 것으로 추정되었다. 분석 대상 기간 중의 평균 조혼인율이 5.68, 평균 합계출산율은 1.10임을 고려할 때 축약형 모형의 분석 결과에 의하면 주택매매 및 전세가격의 변화가 혼인율과 출산율에 미치는 영향은 상대적으로 미미한 것으로 나타났다.

이처럼 축약형 모형에서 추정 결과 값이 상대적으로 작은 원인에 대해서는 크게 두 가지 가능성을 고려해 볼 수 있다. 우선 주택매매가격과 전세가격은 혼인율과 출산율에 미치는 상반된 효과가 동시에 존재하여 자가보유 여부에 따라 그 영향이 서로 상쇄되어 나타날 가능성이 존재한다. 매매가격과 전세가격의 상승은 혼인과 출산을 계획하고 있는 가구의 주거비용을 증가시켜 혼인 및 출산율을 저해하는 요인으로 작용할 수 있다. 하지만 반대로 자가를 보유하고 있는 가구에게는 양(+), positive)의 자산효과(wealth effect)를 발생시켜 혼인과 출산에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다. 따라서 이와 같은 상반된 효과가 상쇄되어 종합적인 효과의 크기가 낮아졌을 가능성이 존재한다.

또한 장기적으로 혼인·출산에 주요한 영향을 미치는 요인들 간에는 직·간접적으로 양방향으로 영향을 주고받는 관계가 존재한다. 따라서 이와 같은 동태적인 변수들 간의 직간접적, 장·단기적 영향을 모두 고려하는 경우에는 주택매매가격과 전세가격이 혼인율과 출산율에 미치는 효과가 축약형의 분석 결과와는 달라질 수 있다. 본 연구에서는 이와 같은 동태적인 효과를 고려하기 위해 Panel SVAR 모형을 이용하여 주택매매가격과 전세가격이 혼인율과 출산율에 영향을 미치는 동학을 분석하였다.

〈표 IV-9〉 Panel-SVAR 결과 정리

연간데이터	매매가격 약 2배		전세가격 약 2배	
	조혼인율	합계출산율	조혼인율	합계출산율
(기분모형) 혼인 → 인구이동 → 출산 → 주택매매가격 → 주택전세가격	-2.98 (-52%)	-2.23 (-21%)	-0.22 (-3.85%)	-0.04 (-4%)
(검증2) 혼인 → 인구이동 → 출산 → 주택전세가격 → 주택매매가격	-2.98 (-52%)	-2.23 (-21%)	-0.64 (-11.26%)	-0.08 (-8%)
(검증3) 주택매매가격 → 주택전세가격 → 인구이동 → 혼인 → 출산	-3.63 (-64%)	-0.26 (-24%)	-0.34 (-6%)	-0.06 (-6%)
(검증4) 주택전세가격 → 주택매매가격 → 인구이동 → 혼인 → 출산	-3.63 (-64%)	-0.26 (-24%)	-0.70 (-12.3%)	-0.09 (-9%)
분기데이터 (수도권)	매매가격 20% 상승		전세가격 20% 상승	
	조혼인율	합계출산율	조혼인율	합계출산율
(기분모형) 혼인 → 인구이동 → 출산 → 주택매매가격 → 주택전세가격	-2.15 (-36%)	-0.38 (-36%)		
(검증) 주택매매가격 → 주택전세가격 → 인구이동 → 혼인 → 출산	-2.64 (-44%)	-0.43 (-40%)		

자료: 저자 작성

〈표 IV-9〉는 Panel-SVAR의 분석 결과를 정리한 것이다. 보다 외생적인 변수의 가정에 따라 추정계수 값의 크기는 달라졌지만 모든 모형에서 주택 매매가격과 전세가격의 상승은 조혼인율과 합계출산율을 저해하는 요인으로 작용하는 것으로 나타났다. 또한 축약형 모형과 비교하여 추정된 계수 값의 크기도 상대적으로 크게 높아진 것을 확인할 수 있다. 주택매매가격 충격의 경우 최초의 충격이 오랜 기간 지속되며 혼인율과 출산율에 영향을 미치는 다른 요인들에 직·간접적으로 영향을 줌으로써 장기적인 효과와 단기적인 효과의 크기가 매우 다를 수 있음을 확인할 수 있다. 따라서 주택매매가격과 전세가격의 급격한 변동은 단기적으로는 혼인율과 출산율에 큰 영향을 미치지 못하지만 장기적으로 누적된 효과의 크기는 상당히 클 수 있으므로, 주택시장의 경기변동을 안정적으로 관리하는 것이 중요할 수 있음을 시사하는 대목이다.

끝으로 본 연구 실증분석의 한계점에 대하여 기술하고자 한다. 혼인과 출

산의 결정에 있어서 (특히나 출산의 경우) 이에 영향을 주는 다양한 요인들과 실제 혼인과 출산이 발생하는 시점 간에 상당한 시차(time lags)가 존재할 수밖에 없다. 따라서 이와 같은 긴 시차에 다양한 요인들이 개입되어 다양한 방식으로 내생성 문제를 통제하였음에도 불구하고 이상의 실증분석의 결과를 인과관계로 해석하기에는 여전히 부족한 점이 많다.

제Ⅳ장의 분석은 개인별 데이터가 아닌 지역별-시점별로 합산(aggregated)된 데이터를 사용하여 분석을 진행하였다. 개인의 혼인과 출산의 결정에 주택매매가격과 전세가격이 영향을 미치는 정도를 분석하기 위해서는 이와 같은 합산된 데이터보다는 개인별 미시 데이터를 활용하는 것이 더 바람직할 수 있다. 예를 들어 이상적인 데이터 분석 환경을 고려해 보자면 모든 것이 동일한 두 사람이 비자발적으로 한 사람은 A 도시, 나머지 한 사람은 B 도시에 거주하게 된 경우, 두 지역의 주거비용 차이를 이용하여 혼인과 출산에 미치는 영향을 분석할 수 있다. 하지만 이 경우에도 각 도시 내의 주택가격은 매우 다양하며 어떤 가격대의 주택을 매매하거나 임대하였는지는 또 다시 개인의 선택이 개입되며, 이러한 경우 개인의 선호와 상황에 따른 선택에 의한 추정의 편의(self-selection bias) 문제가 발생하여 이 역시 해결하기 어려운 문제로 남게 된다. 또한 개인별 데이터를 활용한다고 하더라도 혼인과 출산에 영향을 미치는 다양한 요인들이 발생한 시점과 실제 혼인 및 출산이 이뤄지는 시점 간에 긴 시차가 존재하므로, 이와 같은 긴 시차로 인한 내생성 문제가 통제되지 않는 상황이 여전히 발생한다. 또한 개인별 데이터를 이용한 추정 결과를 전 국가적인 효과로 집계하여 도출하는 과정에서도 이를 합산하는 방식에 따라 전체적인 효과가 달라지는 문제도 발생하게 된다.

본 연구의 주목적은 주택시장(매매가격, 전세가격)의 요인이 특정 지역 및 전체 국가의 혼인율 및 출산율에 미치는 영향을 추정하는 데 있으므로, 지역별-시점별 합산된 데이터를 사용하는 방식이 적절한 측면이 있는 것으로 판단한다. 하지만 그럼에도 불구하고 개인별 데이터를 활용한 분석의 장점이 존재하고 이를 통해 유사한 결과가 도출된다면 분석 결과의 신뢰도가

높아질 수 있으므로 제 V장에서는 설문조사를 이용한 개인별 데이터를 활용하여 주택가격 요인이 개인의 혼인과 출산의 결정에 미친 영향을 분석하고자 한다.

V. 주택가격이 개인의 혼인 및 출산에 미치는 효과 : 공공기관 지방이전을 중심으로

1. 분석 방법

본 장에서는 주택가격이 혼인 및 출산에 미치는 영향을 분석하기 위하여 기관이전을 외생적 충격으로 활용하고자 한다. 이를 위하여 공공기관 종사자를 대상으로 설문조사를 수행하여 3,004명의 응답을 바탕으로 분석을 수행하였다.

주택가격이 혼인 및 출산에 미치는 효과를 개인 단위 미시자료로 분석할 때는 많은 어려움이 있다. 주택가격과 혼인 및 출산에 대한 내생성 통제가 매우 어렵기 때문이다. 특히 주택가격이란 정말 다양한 요소가 종합되어 나타나는 결과물이기 때문에 주택가격 자체에 이미 혼인 및 출산에 영향을 줄 수 있는 다양한 요소들이 거의 모두 포함되어 있다고 생각할 수 있다. 이러한 요소들을 모두 통제하여 외생성을 확보하기란 대단히 어려운 과제이다.

주요 선행연구에서는 주택가격 변화를 외생적 자산변화로 보고, 혼인 및 출산율에 대한 자산증가의 효과를 살펴보고자 하였다(Lovenheim and Mumford, 2013; Dettling and Kearney, 2014 등). 이러한 연구들은 주택가격의 변화는 외생적이라고 가정하고 분석을 수행하였다. 그러나 이 연구들 역시 주택가격이 혼인 및 출산에 대하여 외생적이지 않을 수 있다는 점을 인정하고 이를 보완하고자 하는 노력을 하였다. 특히 Lovenheim and Mumford(2013)는 분석 기간 미국에서 주택가격은 개별 지역과 무관한 이유로 전 지역에서 상승하고 있었다는 점을 바탕으로 외생적인 면이 크다고 주장을 하였으며, 또한 가구의 지역선택으로 인한 선택편향(selection bias) 문제를 해소하고자 실제 주택가격이 아닌 가상의(simulated) 주택가격 상승을 변수로 활용하기도 하였다.

한국에서는 이상의 연구와 같이 내생성에 대한 통제를 엄밀하게 수행한

연구가 부족하여 주택가격이 혼인 및 출산에 미친 효과를 연구한 결과가 존재한다고 말하기 어려워 보인다. 또한 이상의 연구들에서 내생성 문제를 극복하기 위하여 여러 노력을 기울였음에도 불구하고, 여전히 외생성에 대한 문제는 완전히 해소되었다고 말하기는 어려울 것으로 보인다. 특히 한국적인 상황에서는 주택가격의 변화는 지역적 요소로 인한 부분이 클 뿐만 아니라 개인 및 가구의 지역선택 문제가 훨씬 더 노골적이고 심각하게 발생하기 때문에 이상의 방식을 차용하기는 어려워 보인다.

본 연구에서는 정부 및 공공기관의 지방이전 정책이 개인의 관점에서는 예상 또는 통제하기 어려운 외생적인 충격이었다는 점에 착안하여 이러한 어려움을 극복하고자 노력하였다. 기관의 지방이전으로 인하여 주거지역이 바뀐 개인의 경우, 외생적인 이유로 개인이 직면하는 주택가격이 변하는 상황이 주어지기 때문이다. 이를 통하여 가구의 지역 선택으로 인한 선택편향 문제를 비롯한 여러 내생성 문제를 극복할 수 있을 것으로 생각된다. 따라서 기관이전을 도구변수로 활용하여 주택가격이 혼인 및 출산에 미치는 효과를 추정하였다.

물론 기관이전을 도구변수로 활용함에 따라 기존에 발생하지 않은 다른 우려들이 발생한다. 특히 삶의 터전이 이전됨에 따라 발생하는 여러 부수적인 현상들은 혼인 및 출산에 직접적으로 영향을 미칠 수 있다. 따라서 이러한 점을 보완하고 이전 그 자체로부터 발생할 수 있는 요소들을 통제하기 위하여 이전으로 인하여 혼인 및 출산에 직접적으로 영향을 미칠 수 있는 요소들에 대한 항목들을 설문조사에 포함하였다. 이전으로 인한 본인 및 배우자의 소득 변화, 부동산 매매 등으로 인한 자산 변화, 근무 및 통근시간의 변화를 인한 활용 시간의 변화, 주거비용의 변화, 육아 도움을 받을 수 있는 부모님으로부터의 거리 변화, 지역 기간시설 및 육아 지원정책의 변화 등에 대한 조사를 수행하였다. 이러한 요소들을 도구변수 회귀분석에 통제변수로 포함함으로써 이전으로 인한 직접적인 효과들을 통제하고자 노력하였다. 또한 기관에 입사할 당시 기관이전에 대하여 알고 있었는지에 대한 질문을 포함하여 기관에 대한 선택편향 문제를 해소하고자 노력하였다.

2. 설문조사

중앙정부 및 공공기관의 지방이전을 활용하여 주택가격이 혼인 및 출산에 미치는 영향을 분석하기 위하여 본 연구에서는 설문조사를 수행하였다. 이를 위하여 중앙정부 및 공공기관 근로자를 대상으로 결혼 여부, 결혼 시점, 자녀 수, 자녀 출생연도들을 조사하였다. 이 외에도 통제변수로 활용할 여러 요인들에 대하여 설문문항을 구성하여 조사를 수행하였다. 본인 및 배우자의 임금, 가구 자산, 주거, 생활, 및 지역 관련 여러 요소들에 대한 조사를 수행하였다. 설문조사는 개별 기관 모두에 각각 공문을 보내 협조를 요청한 뒤 온라인으로 수행하였다.

설문대상으로는 미혼과 기혼 근로자 모두를 포함하였으며, 통제군으로 활용하기 위하여 필요한, 이전하지 않은 공공기관의 종사자도 포함하였다. 총 3천명의 응답자를 목표로 설문조사를 진행하였으며, 전체 3,004명의 응답자를 대상으로 조사가 완료되었다. <표 V-1>은 설문조사 목표인원과 응답 현황을 나타내고 있다. 설문응답자 중 정부 중앙부처 근무자는 551명이며, 그 외 공공기관 근로자는 2,453명이다. 또한 이전기관 근로자 1,820명이 응답하였으며, 비이전기관 근로자 1,184명이 설문조사에 응답하였다. 또한 응답자의 연령 분포를 살펴보면 29세 이하가 640명, 30대가 1,413명, 40대가 721명, 50세 이상이 230명으로 나타난다. 설문조사는 대체로 조사 목표대로 완료되었다.

<표 V-1> 설문조사 현황

(단위: 명)

구분		목표	응답 현황
전체		3,000	3,004
응답자 근무 기관	중앙부처	1,000 이상	551
	그 외 공공기관	1,000 이상	2,453
기관이전 여부	이전기관	1,000 이상	1,820
	비이전기관	1,000 이상	1,184
응답자 연령	29세 이하		640
	30대	1,000 이상	1,413
	40대	1,000 이상	721
	50세 이상	-	230

자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

〈표 V-2〉는 설문에 응답한 이전기관 종사자와 비이전기관 종사자 각각의 평균적인 특성을 나타내고 있다. 우선 이전기관 종사자 중 이전을 경험한 종사자는 845명으로, 이전기관 종사자의 46%를 차지하였다. 나머지 975명의 이전기관 응답자는 이전 이후 입사한 것으로 나타났다. 또한 이전기관 종사자의 경우 응답자 중 상대적으로 여성의 비율이 높은 것으로 나타났다. 이전기관의 경우 응답자의 57%가 여성인 반면, 비이전기관인 경우 응답자의 42%가 여성인 것으로 나타났다. 평균 출생연도의 경우 이전기관 종사자는 1984.2년으로, 비이전기관 종사자는 1985.4년으로 조사되어 상당히 유사한 것으로 나타났다. 평균 입사연도는 이전기관 종사자 2013.4년, 비이전기관 종사자 2014.8년으로 평균 출생연도와 입사연도 모두 두 집단 간 약 1년 정도 차이가 난다. 이 외에도 응답자 중 미혼 비율이 이전기관과 비이전기관 각각 46%와 49%로 매우 유사하다.

〈표 V-2〉 설문 응답자 특성

구분	이전기관 종사자	비이전기관 종사자
총인원	1,820명	1,184명
이전 미경험	975명(54%)	-
이전 경험	845명(46%)	-
남	791명(43%)	685명(58%)
여	1,029명(57%)	499명(42%)
미혼	841명(46%)	581명(49%)
기혼	979명(54%)	603명(51%)
출생연도(평균)	1984.2년	1985.4년
입사연도(평균)	2013.4년	2014.8년
기혼자 평균 자녀 수	1.26명	1.12명
현재 임금(응답자 수)	5,095만원	4,820만원
현재 순자산(응답자 수)	31,923만원	32,467만원
근무시간(일주일 평균)	41.1시간	40.1시간
통근시간(양복 기준)	57.8분 (표준편차 58.6분)	69.4분 (표준편차 55.9분)

자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

기혼자 평균 자녀 수는 이전기관 종사자가 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 이전기관 종사자의 경우 평균적으로 1.26명의 자녀가 있는 것으로 조사되었으며, 비이전기관 종사자는 평균적으로 1.12명의 자녀가 있는 것으로 조사되었다. 평균임금과 순자산은 이전기관과 비이전기관 응답자 간 매우 유사하게 나타났다. 이전기관 종사자의 평균임금은 5,095만원, 순자산은 31,923만원으로 나타났으며, 비이전기관 종사자의 평균임금은 4,820만원, 순자산은 32,467만원으로 드러났다. 또한 일주일 평균 근무시간 역시 이전기관 종사자는 41.1시간, 비이전기관 종사자는 40.1시간으로 두 집단 모두 40시간 내외로 나타나, 조사대상 기관의 근로자 구성 및 근무여건이 상당히 유사함을 보여주는 것으로 생각된다. 다만 통근시간의 경우 꽤 차이 나는 것으로 나타났다. 이전기관 종사자의 경우 하루 평균 왕복 기준 57.8분을 통근에 사용하는 것으로 나타난 반면, 비이전기관 종사자의 경우 이보다 20% 긴 69.4분을 통근에 사용하는 것으로 응답이 이루어졌다. 또한 통근시간의 경우 이전기관 종사자의 표준편차가 비이전기관 종사자에 비하여 매우 크게 나타났는데, 이는 기관이전 근무하였던 지역에 남아 장시간 출퇴근하는 인원이 일정 비중이 남아 있기 때문으로 추정된다.

〈표 V-3〉 기관이전 경험 시점

(단위: 명)

이전 시점	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	합계
인원	38	17	33	195	137	62	145	55	91	40	32	845

자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

〈표 V-3〉은 기관이전을 경험한 설문 응답자의 기관이전 시점을 나타내고 있다. 앞서 살펴보았듯 총 845명의 근로자가 기관이전을 경험하였는데, 이 중 38명은 2011년 이전에 기관이전을 경험하였다. 설문응답자 중에는 특히 2014년, 2015년, 그리고 2017년에 기관이전을 경험한 인원이 많아 각각 195명, 137명, 145명이 그해 기관이전을 경험하였다고 응답하였다.

〈표 V-4〉 거주 지역

(단위: 명, %)

지역	주중 기준		주말 기준	
	인원	비율	인원	비율
서울	592	19.7	789	26.3
부산	107	3.6	130	4.3
대구	56	1.9	68	2.3
인천	50	1.7	81	2.7
광주	48	1.6	76	2.5
대전	420	14.0	370	12.3
울산	115	3.8	99	3.3
세종	398	13.3	322	10.7
경기	330	11.0	454	15.1
강원	45	1.5	31	1.0
충북	181	6.0	116	3.9
충남	38	1.3	43	1.4
전북	174	5.8	130	4.3
전남	182	6.1	108	3.6
경북	163	5.4	111	3.7
경남	84	2.8	59	2.0
제주	21	0.7	17	0.6

자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

〈표 V-4〉는 응답자들의 거주지역을 주중과 주말로 구분하여 각각 표시하고 있다. 응답자 중 680명은 주중과 주말의 거주지역이 다르다고 응답하였다. 광역시도에 따른 거주지역을 살펴보면 응답자 분포가 상당히 고른 것을 알 수 있다. 수도권, 즉 서울과 경기도 거주자는 전체 인원 대비 주중 기준 30.7%, 주말 기준 41.4%에 불과하였다. 다만 주중 대비 주말에 수도권 거주 인원이 증가하는 것을 알 수 있다. 또한 설문응답자가 특히 많은 지역으로는 대전과 세종이 있다. 대전의 경우 370~420명의 설문응답자가 거주하고 있었으며, 세종의 경우 322~398명의 설문응답자가 거주하고 있었다. 이외에도 부산, 울산, 충북, 전북, 전남, 경북 지역 모두 100명 이상의 응답자가 상주하고 있는 것으로 나타났다.

〈표 V-5〉 집단별 거주지역

(단위: 명, %)

지역	이전기관 종사자				비이전기관 종사자			
	주중		주말		주중		주말	
서울	138	7.6	320	17.6	454	38.3	469	39.6
부산	71	3.9	90	5.0	36	3.0	40	3.4
대구	46	2.5	51	2.8	10	0.8	17	1.4
인천	23	1.3	45	2.5	27	2.3	36	3.0
광주	37	2.0	53	2.9	11	0.9	23	1.9
대전	163	9.0	153	8.4	257	21.7	217	18.3
울산	109	6.0	91	5.0	6	0.5	8	0.7
세종	361	19.8	280	15.4	37	3.1	42	3.6
경기	150	8.2	260	14.3	180	15.2	194	16.4
강원	34	1.9	22	1.2	11	0.9	9	0.8
충북	167	9.2	104	5.7	14	1.2	12	1.0
충남	5	0.3	18	1.0	33	2.8	25	2.1
전북	130	7.1	88	4.8	44	3.7	42	3.6
전남	163	9.0	96	5.3	19	1.6	12	1.0
경북	132	7.3	88	4.8	31	2.6	23	1.9
경남	73	4.0	46	2.5	11	0.9	13	1.1
제주	18	1.0	15	0.8	3	0.3	2	0.2

자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

〈표 V-5〉는 이전기관 종사자와 비이전기관 종사자로 각각 구분하여 거주지역을 표기하고 있다. 〈표 V-5〉를 살펴보면 비이전기관 종사자의 수도권 집중이 훨씬 높은 것을 알 수 있다. 비이전기관 종사자는 주중 주말 모두 수도권(서울·경기) 거주 비중이 50%를 상회하는 반면, 이전기관 종사자의 경우 주중에는 15.8%만 수도권에 거주 중이며 주말에는 31.9%의 근로자가 수도권에 거주하고 있다.

3. 분석 결과

본 장에서는 주택가격이 혼인 및 출산에 미치는 영향을 분석하기 위하여 기관이전을 외생적 충격으로 활용하고자 한다. 하지만 주택가격이 혼인 및

출산에 미치는 효과를 분석하기에 앞서, 기관이전 자체가 혼인 및 출산 미치는 효과를 우선 살펴보았다.

가. 기관이전이 혼인에 미친 영향

우선 기관이전이 혼인에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 이전기관 종사여부와 혼인과의 상관관계를 살펴보았다. 이를 위하여 다음과 같은 식을 통한 회귀분석을 수행하였다.

$$\text{혼인}_i = \alpha + \beta \text{이전기관종사자}_i + \Gamma X_i + \epsilon_i \quad \text{식 (1)}$$

혼인_i는 결혼을 하였으면 1의 값을 갖고 미혼일 경우 0의 값을 갖는 더미 변수이다. 이전기관종사자_i는 이전기관에 근무하면 1, 비이전기관에 0의 값을 갖는 더미변수이다. X_i는 통제변수로, 기관이전 여부와 대체로 독립적이면서 혼인에 영향을 미칠 것으로 예상되는 성별, 출생연도, 임금과 자산을 포함하였다. 또한 기관이전 경험 여부를 변수로 포함하였다. 성별변수는 남성일 경우 1, 여성일 경우 0의 값을 가지며, 임금과 자산은 모두 값을 설문응답자 전체의 평균값으로 나눈 값이다. 기관이전 경험 변수는 기관이전을 경험하였으면 1의 값을, 경험하지 않았으면 0의 값을 갖는 변수를 포함하였다.

〈표 V-6〉은 분석 결과를 나타내고 있다. 첫 번째 분석 (1)은 이전기관 종사 여부만 포함하였으며, 분석 (2)는 통제변수를 포함하고 있다. 분석 (3)은 기관이전 경험 여부를 더미변수로 통제변수로 포함하였다. 〈표 V-6〉의 분석 (1)과 (2)를 살펴보면 이전기관 종사 여부는 대체로 혼인 여부에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 통제변수가 포함하지 않았을 때는 양(+)의 값이, 포함하였을 경우에는 음(-)의 값이 추정되었으나, 계수의 크기는 모두 작게 추정되었으며 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 또한 통제변수들의 계수는 모두 대체로 예상할 수 있는 방향과 일치하게 추정되었다. 나이가 많을수록 결혼할 가능성이 높은 것으로 나타났으며, 1년 일찍 태어날수록 결혼하였을 확률이 2.6~2.7% 증가하였다. 임금은 전체 평균값(약 5

천만원)만큼 높을수록 결혼할 확률이 8.8~9.3% 증가하였으며, 자산은 전체 평균(약 3억원)만큼 높을수록 결혼할 확률이 4.3% 증가하는 것으로 나타났다.

한편 분석 (3)에서 기관이전 경험 변수를 포함하였을 때 계수가 양(+)의 값을 가졌으며 통계적으로 5% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 즉 이전 기관 종사자 중 기관이전을 직접 경험한 근로자들은 혼인하였을 확률이 비이전기관 종사자에 비하여 5.5% 높게 나타났다.

〈표 V-6〉 이전기관 종사와 혼인의 상관관계

변수	(1)	(2)	(3)
이전기관 종사	0.0292 (0.0315)	-0.0148 (0.0248)	-0.0314 (0.026)
성별	-	0.0837*** (0.0178)	0.0845*** (0.0178)
출생연도	-	-0.0267*** (0.0013)	-0.0259*** (0.0013)
임금	-	0.0925*** (0.0248)	0.0880*** (0.0247)
자산	-	0.0434*** (0.0108)	0.0430*** (0.0108)
기관이전 경험	-	-	0.0547** (0.0235)
constant	0.5089*** (0.0212)	53.3572*** (2.6084)	51.7297*** (2.6868)
Adj.R-sq	0.0383	0.3587	0.3598
N	3,004	3,004	3,004

주: 1. standard errors clustered on 기관
2. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

나아가 기관이전의 효과를 조금 더 구체적으로 살펴보기 위하여 기관이전이 결혼에 미치는 인과적 효과를 살펴보고자 노력한다. 이를 분석하는 데 있어 가장 우려스러운 점은 기관이전이 알려진 이후에 이전기관과 비이전기관에 상이한 집단이 입사할 수 있다는 점이다. 특히 통제변수로 상세할 수 없는 결혼에 대한 선호 또는 의지가 상이한 집단이 각 집단에 입사할 우려

를 무시하기 어렵다. 이러한 점을 우려하여 설문문항에 입사 시점에 기관이전에 대한 인식 여부를 조사하였다.

〈표 V-7〉은 이전기관 종사자와 비이전기관 종사자를 대상으로 입사 시점에 기관의 이전 사실에 대한 인지를 하였는지 문의한 결과를 나타내고 있다. 기관이전을 경험한 이전기관 종사자 845명 중 399명은 입사 당시 기관이 이전할 것을 알고 있다고 응답하였다. 142명은 이전 가능성에 대해서는 알고 있었으나 확실한 이전 여부는 알지 못했다고 응답하였으며, 304명은 전혀 몰랐다고 응답하였다. 비이전기관 종사자의 경우 전체 응답 인원 1,184명 중 636명은 이전하지 않을 것을 입사 당시에 알고 있다고 답하였다. 322명은 이전할 가능성에 대해서는 알고 있었으나 실제 이전 여부에 대해서는 모른 채 입사하였다고 응답하였으며, 226명은 입사 당시 이전에 대하여 전혀 인지하지 못하였다고 응답하였다.

〈표 V-7〉 입사 당시 기관이전 여부에 대한 인지

(단위: 명, %)

설문 문항	응답	인원 (비율)
입사 당시 향후 기관이전 인지 여부 (기관이전을 경험한 종사자 845명 대상)	이전할 것을 알고 있음	399 (47.2)
	이전할 가능성이 있다는 것을 알고 있었으나, 실제 이전 여부는 모름	142 (16.8)
	전혀 모름	304 (36.0)
입사 당시 향후 기관(비)이전 인지 여부 (비이전기관 종사자 1,184명 대상)	이전하지 않을 것을 알고 있음	636 (53.7)
	이전할 가능성이 있다는 것을 알고 있었으나, 실제 이전 여부는 모름	322 (27.2)
	전혀 모름	226 (19.1)

자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

따라서 〈표 V-7〉의 응답 결과를 바탕으로 입사 당시 이전에 대하여 인지하지 못한 인원만을 대상으로 분석을 수행하였다. 인지하지 못한 인원을

두 가지 방법으로 분류하였는데, 지방이전 여부에 대하여 전혀 인지하고 있지 못했던 인원들만을 대상으로 한 분석과 가능성은 인지하였으나 지방이전 여부에 대하여 확실히 알고 있지 못했던 인원까지 포함한 분석을 각각 수행하였다. 또한 기관이전이 혼인에 미친 효과를 조금 더 직접적으로 추정하고자 2012년 이전에 기관이전을 경험한 인원은 분석에서 제외하였으며, 2012년 기준 미혼이었던 인원만을 대상으로 다음과 같은 식에 대하여 회귀분석을 수행하였다.

$$\Delta \text{혼인}_i = \alpha + \beta \Delta \text{기관이전경험}_i + \gamma \text{이전기관종사자}_i + \Gamma X_i + \epsilon_i \quad \text{식 (2)}$$

$$\Delta \text{혼인}_i = \alpha + \beta_1 \Delta \text{기관이전}_i^{13-15} + \beta_2 \Delta \text{기관이전}_i^{16-18} + \beta_3 \Delta \text{기관이전}_i^{19-21} + \gamma \text{이전기관종사자}_i + \Gamma X_i + \epsilon_i \quad \text{식 (3)}$$

$\Delta \text{혼인}_i$ 는 2013~2021년 사이 결혼 여부를 지칭하며, $\Delta \text{기관이전경험}_i$ 은 같은 기간 기관이전 경험 여부를 나타낸다. 또한 변수 $\Delta \text{기관이전}_i^{x-y}$ 은 x년과 y년 사이에 기관이전을 경험하였는지 여부를 나타내는 더미변수이다. 통제변수로는 이전기관 종사자 여부와 더불어 앞서와 마찬가지로 성별, 출생연도, 임금 및 자산을 포함하였다.

〈표 V-8〉은 분석 결과를 나타내고 있다. 분석 (1)과 (2)는 식 (2)에 대한 결과를 나타내고 있다. 분석 (1)은 기관이전 가능성을 인지한 집단을 포함한 분석이고, 분석 (2)는 기관이전에 대하여 전혀 인지하지 못한 집단만을 대상으로 분석을 수행한 결과이다. 분석 (1)의 경우 기관이전이 혼인에 약간의 부정적인 효과를 미치기는 하였지만 그 결과는 통계적으로 유의하지 않다. 반면 분석 (2)의 기관이전에 대한 인식을 전혀하지 못한 집단의 경우 기관이전이 혼인에 상당히 부정적인 영향을 발휘하였다. 기관이전으로 인하여 결혼할 확률이 12.7% 감소하는 것으로 나타났으며, 이 결과는 5% 수준에서 유의하게 나타났다. 특히 비이전기관 종사자와 비교할 경우 기관이전 경험은 결혼할 확률을 17.2% 감소시키는 것으로 나타났다. 분석 (3)과 분석 (4)는 식 (3)에 대한 결과로, 특히 분석 (4)를 살펴볼 경우 기관이전을 비교적

일찍한 경우에 그 부정적인 효과가 더 크게 나타난 것으로 보인다. 기관이전을 2013~2015년 사이에 한 경우 기관이전으로 인하여 결혼할 확률이 16.9%나 감소한 것으로 나타났으며, 이는 5% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 이는 비이전기관 종사자와 비교할 경우 결혼할 확률이 21.5% 감소했다는 것을 의미한다. 아울러 기관이전 시점이 다소 최근으로 올수록 그 효과는 경감되나, 이는 기관 특성으로 인한 결과라기보다는 시간의 경과에 따른 자연스러운 효과로 보인다.

〈표 V-8〉 기관이전이 혼인에 미친 효과

변수	(1)	(2)	(3)	(4)
기관이전 경험	-0.0221 (0.0437)	-0.1270** (0.0611)	-	-
기관이전13-15	-	-	-0.1007 (0.0677)	-0.1689** (0.0843)
기관이전16-18	-	-	0.0059 (0.0736)	-0.1078 (0.1006)
기관이전19-21	-	-	0.0632 (0.0714)	-0.0414 (0.1191)
이전기관 종사자	-0.0169 (0.0421)	-0.0455 (0.056)	-0.0203 (0.0422)	-0.0472 (0.056)
성별	0.0962*** (0.0254)	0.0895*** (0.0292)	0.0967*** (0.0254)	0.0907*** (0.0291)
출생연도	-0.0215*** (0.0029)	-0.0185*** (0.0033)	-0.0220*** (0.003)	-0.0188*** (0.0033)
임금	0.1197*** (0.0429)	0.1100** (0.0499)	0.1203*** (0.0429)	0.1103** (0.0499)
자산	0.1008*** (0.0195)	0.1436*** (0.0214)	0.1009*** (0.0195)	0.1438*** (0.0214)
constant	42.8570*** (5.869)	37.0426*** (6.516)	43.9884*** (5.9582)	37.5282*** (6.5859)
Adj.R-sq	0.2223	0.2243	0.2234	0.2236
N	1,493	1,129	1,493	1,129
인지 여부	가능성 인지 포함	이전 인지 못함	가능성 인지 포함	이전 인지 못함

주: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01
 자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

이렇듯 분석 결과 기관의 지방이전은 개인의 혼인에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 상식적인 선에서 예상할 수 있는 범주에 속할 것으로 생각된다. 실제로 본 연구의 설문조사에서는 응답자들에게 기관이전이 결혼에 미치는 영향에 대하여 직접적으로 질문을 하였다. 이 (주관식) 문항에 응답한 인원 630명 중 대다수는 부정적인 의견을 피력하였다.

〈표 V-9〉는 응답을 유형별로 구분한 결과로 나타나고 있다. 전체 응답인원 603명 중 78%에 달하는 470명은 부정적인 의견을 제시하였으며, 단 4.1%만 긍정적인 의견을 게재하였다. 이전 경험을 한 이전기관 종사자가 특히 부정적인 의견을 피력하여 전체 129명 중 119명이 부정적인 영향이 있다는 취지의 응답을 하였다. 특히 응답 비중이 높았던 부정적인 의견으로는 결혼 계획이 연기 또는 보류되었다는 의견, 만남의 기회가 축소되었다는 의견, 부동산 관련 문제, 지방이전으로 인한 결별 등이 있었다. 한편 긍정적인 영향이 있었다는 의견으로는 기관이 연고지로 이전한 경우와 부동산 안정성 증가 등의 이유가 주를 이루었다.

〈표 V-10〉에는 각 유형에 따른 대표적인 응답을 기록하였다. 답변을 직접 살펴볼 경우, 단순한 통계적인 분석만으로는 완전하게 포착할 수 없는 개인들의 어려움을 더욱 현실적으로 이해할 수 있다.

마지막으로 본 연구에서는 내생성을 통제하기 위하여 많은 노력을 기울였으나, 그럼에도 불구하고 우려되는 점이 한 가지 있다. 기관이전으로 인하여 혼인에 대한 선호 또는 의지가 특별히 높은 인원의 퇴사로 인하여 설문 응답 인원 선택 편향이 발생하였을 가능성이 있다. 공공기관의 특성상 이러한 퇴사는 분석 결과에 영향을 줄 정도로 높을 것으로 생각되지는 않으나, 앞에서 추정된 기관이전이 혼인에 미치는 부정적인 효과가 과소추정되었을 가능성이 있음을 염두에 둘 필요는 있어 보인다.

〈표 V-9〉 기관이전이 결흔에 미친 영향 응답 유형별 구분

(단위: 명)

구분	전체			이전 결함이 있는 이전기관 종사자			이전 결함이 없는 이전기관 종사자			비이전기관 종사자				
	부정	긍정	기타	부정	긍정	기타	부정	긍정	기타	부정	긍정	기타	합계	
	합계	비율	비율	합계	비율	비율	합계	비율	비율	합계	비율	비율	비율	
결흔 계획 연기/보류	69	-	1	70	20	-	20	33	-	1	34	16	-	16
결흔을 위해 수도권 이직 고려	18	-	1	19	2	-	2	15	-	-	15	1	-	1
기관이 연고지(지방)로 이전	-	9	-	9	-	2	-	2	-	7	7	11	1	8
민남의 기회 축소	80	-	-	80	35	-	35	31	-	-	31	14	-	14
미래 재난계획에 부정적 영향(교육, 인프라 등)	19	-	-	19	2	-	2	5	-	-	5	12	-	12
배우자 직장/지역의 중요성 증가	19	-	28	47	2	-	3	5	-	8	17	8	-	17
부동산 관련 문제(지역)등으로 인한 거주지 문제 결흔 후 장거리로 인한 다주택, 실거주지 선정 등)	64	-	38	102	9	-	5	14	-	19	56	18	-	14
부동산 안정성 증가	-	9	-	9	-	-	-	-	-	8	8	-	1	-
불투명한 이전계획으로 인한 불확실성 증가	10	-	3	13	-	-	-	-	-	-	-	10	-	3
연고지(수도권) 이탈로 인한 부정적 영향	15	-	-	15	5	-	5	10	-	-	10	-	-	-
이동에 대한 불안함으로 결흔 못함	1	-	-	1	-	-	-	1	-	-	1	-	-	-
지방이전으로 결별	31	-	-	31	16	-	16	11	-	-	11	4	-	4
이전 소재지에 정착 결정	-	3	1	4	-	-	-	-	3	1	4	-	-	-
자발적 비혼/결혼 포기	16	-	-	16	3	-	3	9	-	-	9	4	-	4
장거리 결혼생활에 대한 거부감	30	-	2	32	5	-	5	16	-	1	17	9	-	1
주거지, 자녀 양육 계획 등	-	-	5	5	-	-	-	-	-	2	2	-	-	3
지방 이전 시 결흔에 영향을 미칠 것으로 예상	31	-	2	33	-	-	-	-	-	-	-	31	-	2
지방 이전 시 이직/퇴사 검토	29	-	1	30	-	-	-	-	-	-	-	29	-	1
기타	38	4	26	68	16	1	3	20	11	2	15	28	-	-
합계	470	25	108	603	115	3	11	129	188	20	47	255	167	2
	(77.9%)	(4.1%)	(17.9%)	(100%)	(89.7%)	(2.3%)	(8.5%)	(100%)	(73.7%)	(7.8%)	(18.4%)	(100%)	(76.3%)	(0.9%)

자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

〈표 V-10〉 기관이전이 결혼에 미친 영향 답변 예시

유형	기관이전 여부가 결혼계획에 미친 영향
결혼 계획 연기/보류	배우자는 사기업 근무자로 수도권에서 근무 예정이나, 본인이 소속한 곳의 지방이전 지역에 따라 주택 구입 및 결혼 계획 변동성이 있어 미루고 있음
결혼을 위해 수도권 이직 고려	지방이전 계획에 따라서 직장을 바꿀 수 있다. 이직에 실패한다면 결혼은 못할 수 있다.
기타	본인의 경우, 기관 지방이전에 따라 어쩔 수 없지만, 배우자의 경우 아무런 연고도 없는 지역에서 살림을 시작해야 한다는 것에 대한 부담감이 존재함
만남의 기회 축소	본 조사에 성실히 임하였으며, 상기 질문에 대한 의견을 설문에 유의미한 자료로 적극 반영 부탁 드립니다. 공공기관 이전 정책이 20~30대 젊은 미혼남녀에 미치는 영향 1. 결혼배우자 선택의 폭 축소 계획도시이자 소도시인 혁신도시의 특성상 혁신도시에 분배된 각 부처별 소수의 공공기관은 결혼적령기 미혼남녀의 결혼대상의 선택폭을 줄일 뿐더러 혁신도시가 아무리 인프라가 최신이라고 한들 그에 대한 장점은 극히 일부이며 계층 간 동종업 간의 선택의 폭을 좁혀 활발한 사교환경을 제한하게 됨(같은 회사 사람들을 만날까봐 몸을 사리게 됨, 운신이 조심스러움 등) 2. 모든 인간의 근원적이고 본질적인 특성에 반하는 현실적 괴리감 남녀가 결혼하여 2세를 계획하고 종의 보존을 위한 노력은 인간의 근원적 욕구임. 사람이 결혼하여 자기 자식에게 좋은 학군지, 좋은 성장 환경을 물려주고 싶은 것은 근원적인 욕구이지만 단순히 현실성 없는 몇몇 기관을 지방 소도시(혁신도시)로 강제 혹은 반강제적으로 이전시키는 것은 상기 욕구를 행하고자 하는 인간의 특성에 반하는 행위임. 이에 따라 자식의 유아기에는 소도시(혁신도시)에 정착하는 비율이 높을 수는 있으나 결국 인근대도시에서 출퇴근하는 형태로 인구가 분산됨(직장 근처 전세수요 급증 및 혁신도시 주말 상주인구 급감) 3. 삶의 질 저하 및 대도시 인프라 이용의 기회 박탈 지방소도시(혁신도시)를 아무리 잘 계획하고 만들었음에도 수도권 및 인근 광역대도시의 인프라에 비해 턱없이 열악한 수준임 상기 1, 2 사항을 고려했을 때 공공기관 지방 이전 정책의 피해자인 20~30대 미혼남녀가 느끼는 상대적 박탈감은 엄청난 고통임
미래 자녀계획에 부정적 영향(교육, 인프라 등)	자녀 교육을 생각할 때 한 명은 수도권에서 자녀와 살고 한 명은 지방에 사는 등 주말부부 하거나 부부 중 한 명이 그만두는 방안 고려
배우자 직장/지역의 중요성 증가	배우자의 직장도 지방이전 지역이면 좋겠다고 생각함
부동산 관련 문제 (지역)등으로 인한 거주지 문제 결혼 후 장거리로 인한 다주택 실거주지 선정 등)	남편될 사람의 직장은 경기도, 본인은 세종 거주자로 어디에 살 집을 마련해야 할지에 대한 고민이 큼. 주택 마련 문제가 해결되지 않으니 결혼은 자연스럽게 지연

〈표 V-10〉의 계속

유형	기관이전 여부가 결혼계획에 미친 영향
부동산 안정성 증가	- 결혼에 대한 생각이 생겼음(더 빨리 해야겠다는 생각) - 이유: 1. 집값이 수도권에 비교하여 낮기 때문에 현실적으로 주거에 대한 부담이 감소함 2. 타지생활이 힘들어서 빨리 정착하고 싶은 마음
불투명한 이전계획으로 인한 불확실성 증가	당연히 결혼 계획에 영향을 미치게 된다고 생각. 1. 현재 여자친구와 3년 내 결혼 생각 있음 2. 그러나 지방이전은 장기적인 계획이며 불투명한 미래라 장기적인 계획을 세우기 힘들 3. 가능성을 달고 산다는 것 자체가 결혼에 영향을 미침 4. 누가 떨어져서 살고 싶겠음? 5. 정책결정권은 결국 기혼자들에 의해 이뤄지게 되어 있으며 미혼자에 대해선 생각이 전혀 고려되지 않음
연고지(수도권) 이탈로 인한 부정적 영향	지방이전 지역에서 결혼하고 싶지 않음
이전 소재지에 정착 결정	대구에서 집을 구하고 생활하기 위해 근처 회사 직원과 결혼해야겠다고 생각했습니다.
자발적 비혼/결혼 포기	지방이전하는 직장에 계속 다니다면 결혼을 포기하거나 주말부부로 인해 발생하는 양쪽의 주거비용, 교통비를 감당하는 두 가지 선택지만 존재하므로, 지방이전한다면 결혼계획은 없을 예정
장거리 결혼생활에 대한 거부감	결혼 상대방이 장거리 연애로 인한 불안감과 향후 결혼 시 적절한 육아가 가능하겠느냐는 의문을 제기하고 합니다. 요즘에는 여성들도 대부분 직업을 가지고 있는데 저의 근무 기관이 지방인 것은 결혼을 기피하거나 연기하는 사유가 된다고 생각합니다.
지방이전 시 결혼에 영향을 미칠 것으로 예상	지방이전 시 원하는 스펙의 이성을 만날 가능성이 낮고, 연고부재로 인해 거주에 거부감이 들 것 같다
지방이전 시 이직/퇴사 검토	지방이전 시 결혼 가능성은 물론 가정 유지가 어려울 것으로 판단하여 만약 결혼을 진행하는 상황이라면 재직 중인 기관이 지방이전 시 이직 혹은 퇴사 고려할 예정

주: 주관식 문항의 답변을 가공하지 않고 그대로 인용함
 자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

나. 기관이전이 출산에 미친 영향

이어 기관이전이 출산에 미친 영향을 살펴보기 위하여 이전기관 종사 여부와 자녀 수와의 상관관계를 살펴보았다. 이를 위하여 다음과 같은 식을 통한 회귀분석을 수행하였다.

$$\text{자녀 수}_i = \alpha + \beta \text{이전기관종사자}_i + \Gamma X_i + \epsilon_i$$

식 (4)

자녀 수_i는 현재 자녀 수를 나타내며 이전기관종사자_i는 이전기관에 근무하면 1, 비이전기관에 근무하면 0의 값을 갖는 더미변수이다. X_i는 통제변수로 혼인의 경우와 마찬가지로 성별, 출생연도, 임금, 자산, 그리고 기관이전 경험 여부를 변수로 포함하였다.

〈표 V-11〉은 분석결과를 나타내고 있다. 분석 결과 (1)은 이전기관 종사 여부만 포함하였으며 통제변수를 포함하지 않을 경우 이전기관 종사자의 자녀 수가 평균적으로 약간 높은 것을 알 수 있다. 분석 (2)는 여러 통제변수를 포함하고 있는데, 이 경우 이전기관 종사자와 비이전기관 종사자 간의 자녀 수의 차이는 거의 없는 것으로 나타난다. 분석 (3)은 기관이전 경험 여부를 더미변수로 통제변수로 포함하였다. 기관이전 경험 변수를 포함하였을 때 계수가 양(+)의 값을 가졌으며, 통계적으로 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 즉 이전기관 종사자 중 기관이전을 직접 경험한 근로자들은 자녀 수가 비이전기관 종사자에 비하여 0.11명 많은 것으로 나타났다. 또한 분석 (4)에서 기혼자만을 대상으로 분석을 수행하였을 때, 이러한 결과는 강화되어 이전을 경험한 개인의 평균 자녀 수는 비이전기관 종사자에 비하여 0.2명 많은 것으로 나타났다.

한편 〈표 V-11〉의 통제변수들의 계수는 모두 대체로 예상할 수 있는 방향과 일치하는 것으로 추정되었다. 남성 근로자가 여성에 비하여 자녀 수가 많았으며, 나이가 많을수록 자녀 수가 많아 1년 일찍 태어날수록 자녀 수가 0.04~0.06명 증가하였다. 임금과 자산이 많을수록 평균적으로 자녀 수가 많은 것으로 나타났으나 식에 따라 통계적 유의성은 다르게 나타났다.

〈표 V-11〉 이전기관 종사와 자녀 수와의 상관관계

변수	(1)	(2)	(3)	(4)
이전기관 종사자	0.0877 (0.0565)	0.0018 (0.0367)	-0.0434 (0.0414)	-0.1057 (0.069)
성별	-	0.0884*** (0.0241)	0.1557*** (0.0282)	0.1606*** (0.0485)
출생연도	-	-0.0403*** (0.0022)	-0.0597*** (0.0025)	-0.0569*** (0.0034)
임금분수	-	0.0466 (0.038)	0.1103** (0.0445)	0.0507 (0.0578)
자산분수	-	0.0047 (0.0084)	0.0381*** (0.013)	-0.0018 (0.0124)
혼인상태	-	0.7874*** (0.0299)	-	-
기관이전 경험	-	-	0.1103*** (0.0395)	0.1952*** (0.0676)
constant	0.5837*** (0.0378)	80.1956*** (4.4547)	118.9233*** (4.9012)	113.7393*** (6.8652)
Adj.R-sq	0.0433	0.5723	0.4481	0.2994
N	3,004	3,004	3,004	1,582
분석대상 집단	전원 포함	전원 포함	전원 포함	기혼자만 포함

주: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01
 자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

앞서 혼인에 대한 분석과 마찬가지로 〈표 V-7〉의 응답 결과를 바탕으로 입사 당시 이전에 대하여 인지하지 못한 인원만을 대상으로 기관이전이 자녀 수에 미치는 효과에 대한 분석을 수행하였다. 또한 2012년 이전에 기관이전을 경험한 인원은 분석에서 제외하였다. 추정에 사용한 회귀식은 다음과 같다.

$$\text{자녀 수}_i = \alpha + \beta \Delta \text{기관이전}_i + \Gamma X_i + \epsilon_i \quad \text{식 (5)}$$

통제변수로는 성별, 출생연도, 임금과 자산을 포함하였다. 또한 이전기관종사자를 나타내는 더미변수를 포함하였으며 2012년 당시에 기혼인 경우 1, 미혼일 경우 0의 값을 갖는 더미변수를 포함하였다. 나아가 2012년 당시 자녀 수를 통제변수로 포함하였기 때문에 분석대상 종속변수 자녀 수_i는 2012년에서 2021년 사이 증가한 자녀 수를 나타낸다.

〈표 V-12〉는 분석 결과를 나타내고 있다. 추정 결과 혼인과는 다르게 기관 이전은 자녀 수에는 큰 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 기관이전 경험 변수에 대한 계수는 인지 정도에 따라 그 방향성이 다르게 추정되었으며, 모든 결과에서 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 기관이전이 혼인에 부정적인 영향을 미친 결과와는 비교되는 결과이다. 참고로 이전기관 종사 여부를 나타내는 더미변수를 포함하지 않고 분석을 수행해도 결과는 유사하게 나타난다.

〈표 V-12〉 기관이전이 자녀 수에 미친 효과

변수	(1)	(2)	(3)	(4)
기관이전 경험	0.0509 (0.0462)	-0.0391 (0.0589)	-	-
기관이전13-15	-	-	0.0203 (0.0646)	-0.0925 (0.0728)
기관이전16-18	-	-	0.0456 (0.0669)	-0.0059 (0.0899)
기관이전19-21	-	-	0.1255* (0.0676)	0.0731 (0.0822)
이전기관 종사자	-0.0666 (0.0466)	-0.0406 (0.0592)	-0.070 (0.0467)	-0.0434 (0.0593)
자녀 수_2012	0.4087*** (0.0434)	0.4311*** (0.0518)	0.4095*** (0.0433)	0.4336*** (0.0514)
성별	0.1526*** (0.0277)	0.1562*** (0.031)	0.1536*** (0.0277)	0.1589*** (0.0309)
출생연도	-0.0149*** (0.0028)	-0.0129*** (0.0031)	-0.0150*** (0.0028)	-0.0130*** (0.0031)
임금분수	0.0527 (0.0398)	0.0743 (0.0468)	0.054 (0.0398)	0.0749 (0.0468)
자산분수	0.0041 (0.0111)	0.0067 (0.0136)	0.0043 (0.011)	0.0071 (0.0136)
기혼_2012	0.6819*** (0.0861)	0.7019*** (0.1064)	0.6809*** (0.0859)	0.6969*** (0.1059)
constant	29.7789*** (5.4911)	25.6997*** (6.1291)	30.0772*** (5.4972)	25.9448*** (6.1498)
Adj.R-sq	0.633	0.6589	0.6329	0.6592
N	1,937	1,483	1,937	1,483
분석대상 집단	가능성 인지 포함	이전 인지 못함	가능성 인지 포함	이전 인지 못함

주: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

한편 설문조사에서는 기관이전이 자녀계획에 미친 영향에 대한 질문을 포함하였다. 기관이전을 경험한 이전기관 종사만을 대상으로 한 이 질문에 대한 결과를 <표 V-13>에 정리하였다. 응답 인원의 3분의 2는 영향이 없었다고 응답하였다. 하지만 영향이 있었다고 응답한 인원의 대부분은 부정적인 영향을 받았다고 응답하여 이상의 분석 결과와는 일정한 차이를 보였다.

<표 V-13> 기관이전이 자녀계획에 미친 영향

(단위: 명, %)

기관이전이 자녀계획에 미친 영향	인원(비율)
기존 계획보다 자녀 수 감소	126(21.0)
기존 계획보다 자녀 수 증가	17(2.8)
기존 계획과 자녀 수는 같으나 시기를 앞당김	12(2.0)
기존 계획과 자녀 수는 같으나 시기를 늦춤	42(7.0)
아무 영향 없음	402(67.1)
총 응답인원	599(100.0)

자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

<표 V-14> 결혼 당시 자녀계획(기혼자 대상)

(단위: 명, %)

자녀 계획	이전 경험 이전기관 종사자		이전 미경험 이전기관 종사자		비이전기관 종사자	
	인원	비율	인원	비율	인원	비율
1명	114	19.0	90	23.7	156	25.9
2명	374	62.4	195	51.3	324	53.7
3명	37	6.2	30	7.9	35	5.8
4명	8	1.3	5	1.3	5	0.8
5명 이상	66	11.0	60	15.8	83	13.8
평균	2.23명		2.34명		2.23명	

자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

설문조사에서는 결혼 당시 자녀계획에 대한 질문 역시 포함하였는데, 이를 바탕으로 이러한 인식과 결과의 차이에 대한 추가적인 분석을 수행하였다. <표 V-14>에는 기혼자에 대하여 자녀계획에 대한 설문조사 결과를 정리하였다. 대다수의 응답자는 1명 또는 2명의 자녀를 계획하였다고 응답하였으며, 5명 이상 계획하였다고 응답한 인원도 10% 이상이었다. 또한 이전 기관 종사자와 비이전기관 종사자의 결혼 당시 자녀계획은 상당히 유사한 것으로 나타났다. 이를 바탕으로 결혼 당시 자녀계획과 실제 자녀 수와의 차이를 종속변수로 하여 기관이전과 자녀 수 간의 관계를 살펴보았다. 이를 위하여 다음 회귀식을 추정하였다.

$$(자녀 수 - 자녀계획)_i = \alpha + \beta \Delta \text{기관이전}_i + \Gamma X_i + \epsilon_i \quad \text{식 (6)}$$

<표 V-15>는 분석 결과를 나타내고 있다. 분석 (1)을 살펴볼 경우 대체적으로 기관이전을 경험한 인원이 자녀계획 대비 자녀 수가 많은 편임을 알 수 있다. 이는 분석 (2)에서 2012년 당시 기혼 여부와 자녀 수를 통제해도 마찬가지로 나타났으며, 기관이전을 경험했을 경우 자녀계획 대비 자녀 수가 0.22명 높은 것으로 나타났다. 이러한 현상은 입사 당시 기관이전에 대한 인지 정도에 따라 큰 차이를 보였다. 기관이전에 대한 인지가 부족하였을 경우 기관이전은 자녀 수와 자녀계획 간의 차이에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 반면 기관이전에 대하여 명확하게 인지하고 입사한 인원을 대상으로 분석을 한정하면 기관이전을 경험한 인원이 평균적으로 0.34명의 자녀계획 대비 자녀 수가 높은 것으로 분석되었다. 한편 기관이전 이후 이전기관에 입사한 경우 자녀계획 대비 자녀 수는 비이전 기관 종사자와 유의미한 차이가 없는 것으로 나타났다.

〈표 V-15〉 자녀 수와 자녀계획과의 차이

변수	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
기관이전 경험	0.2694** (0.1311)	0.2151* (0.1271)	-0.0217 (0.1602)	0.0088 (0.1987)	0.3389** (0.1612)
이전기관 종사자	-0.0648 (0.1405)	-0.0259 (0.1382)	0.0352 (0.1986)	0.1663 (0.2418)	0.0305 (0.1601)
성별	0.3258*** (0.1001)	0.3908*** (0.0989)	0.2902** (0.1257)	0.3751*** (0.145)	0.5109*** (0.1314)
출생연도	-0.0638*** (0.0062)	-0.0125 (0.0091)	-0.0031 (0.0114)	0.0066 (0.0134)	-0.0188 (0.0127)
임금분수	-0.0209 (0.1034)	-0.0565 (0.1004)	0.0486 (0.137)	0.0339 (0.158)	-0.0008 (0.1458)
자산분수	0.0219 (0.0229)	0.0127 (0.0221)	-0.0093 (0.027)	0.0299 (0.0307)	0.0667* (0.037)
기혼_2012	-	0.3142** (0.1352)	0.4026** (0.1902)	0.5093** (0.24)	0.237 (0.1774)
자녀 수_2012	-	0.4391*** (0.0796)	0.5137*** (0.1025)	0.5154*** (0.1263)	0.4745*** (0.1135)
constant	125,0951*** (12,393)	22,942 (18,0122)	4.2036 (22.6357)	-15,2693 (26.6159)	35,3004 (25,2157)
Adj,R-sq	0.1434	0.1857	0.2122	0.2181	0.1988
N	1,532	1,532	955	727	957
분석대상 집단	전부 포함	전부 포함	가능성 인지 포함	이전 인지 못함	이전 여부 인지

주: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01
 자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

이상 기관이전이 혼인 및 출산에 미치는 효과에 대하여 살펴보았다. 그 결과 기관이전은 혼인에는 상당한 부정적인 효과를 미치는 것으로 나타났으며, 설문응답자의 답변에 비추어 보아 이전으로 인한 결별, 결혼계획 연기, 만남의 기회 축소, 거주 문제 해소에 따른 어려움 등이 큰 영향을 미친 것으로 추측된다. 반면 출산율과 관련해서는 기관이전이 큰 영향을 미치지 않는 것으로 보인다.

한편 현재까지 수행한 기관이전이 혼인 및 출산에 미치는 효과는 그 자체로서 흥미롭다고 할 수 있지만 본 연구의 주 연구목적과는 밀접한 관련이

있다고 말하기는 어렵다. 기관이전으로 인하여 여러 요인들이 변화하게 되며 이러한 요인 변화의 여러 상호작용의 종합적인 결과로서 기관이전의 효과가 추정되기 때문이다. 보다 더 정밀한 정책적 함의를 위해서는 기관이전으로 인하여 변하는 여러 요인 각각의 효과를 분석할 필요가 있으며, 특히 본 연구에서는 그중 주택가격에 집중하여 분석을 수행하고자 한다. 따라서 이후 분석에서는 주택가격이 혼인 및 출산에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 이때 기관이전을 도구변수로 활용하고, 기관이전과 관련하여 혼인 및 출산에 대한 여러 요소들을 통제하여 주택가격이 혼인 및 출산에 미치는 인과적인 효과를 분석하고자 한다.

다. 주택가격이 혼인에 미친 영향

본 장에서는 본격적으로 주택가격이 혼인에 미친 영향을 분석하고자 한다. 이를 위하여 각 개인이 2013년에서 2019년 사이의 겪은 주택가격의 변화와 혼인 여부와의 관계를 분석하고자 한다. 한편 주택가격과 혼인과의 관계를 분석하는 데 있어 내생성에 대한 우려가 크다. 결혼계획이 있는 사람들이 특정 지역으로 이주하는 선택편향의 문제가 있을 수 있으며, 혼인 여부가 주택가격에 영향을 주는 역인과(reverse causality)도 우려스럽다. 또한 미래에 실현될 호재와 같은 관측하기 어려운 변수로 인하여 혼인율과 주택가격 상승에 동시에 영향을 주는 것 역시 우려가 되는 부분이다.

따라서 이러한 내생성에 대한 우려를 극복하고자 본 분석에서는 공공기관의 지방이전을 도구변수로 활용한다. 공공기관의 지방이전은 개인의 선택과는 독립적인 외생적인 사건으로, 이로 인하여 본 분석대상인 여러 개인들은 외생적으로 주거지역의 주택가격이 크게 변하는 경험을 하게 된다. 이러한 주택가격의 변화는 외생적인 변화로, 이를 바탕으로 주택가격의 변화가 혼인 및 출산에 미치는 인과적인 효과를 분석하고자 한다.

물론 기관이전을 도구변수로 활용할 경우 주택가격의 변화는 외생적일 수 있으나, 기관이전 자체가 혼인 및 출산에 미치는 효과가 있을 수 있다는 점을 간과할 수 없다. 즉 도구변수로 사용할 기관이전 관련 변수가 혼인 및

출산에 직접적으로 영향을 줄 경우, 다른 형태의 내생성 문제가 발생한다. 따라서 이전이 주택가격을 통하지 않고 직접적으로 혼인 및 출산에 미칠 수 있는 경로들은 회귀분석에 통제변수로 포함하여 이러한 문제를 해결하고자 한다. 또한 2012년 이전에 결혼을 한 인원은 분석에서 제외한다.¹⁹⁾

분석을 위하여 다음과 같은 이단계최소자승(two-stage least squares) 추정을 한다.

$$\Delta \text{혼인}_i = \alpha + \beta \Delta \text{주택가격}_i + \Gamma X_i + \epsilon_i \quad \text{식 (7)}$$

$$\Delta \text{주택가격}_i = \delta_0 + \delta_1 \text{기관이전도구변수}_i + \Gamma X_i + \nu_i \quad \text{식 (8)}$$

종속변수인 $\Delta \text{혼인}_i$ 는 2013년에서 2019년 사이에 결혼을 하였으면 1의 값을 갖고, 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는 더미변수이다. $\Delta \text{주택가격}_i$ 는 각 개인의 근무기관이 위치한 지역(시군구 단위)의 평균 로그주택가격에서 2013년 기관이 소재했던 지역의 평균 로그주택가격을 차감한 변수이다. 예컨대 특정한 인원의 근무기관이 서울시 종로구에서 세종특별자치시로 2013년과 2019년 사이에 이전하였을 경우, $\Delta \text{주택가격}_i$ 는 2019년 세종특별자치시 평균 로그주택가격에서 2013년 서울시 종로구 평균 로그주택가격을 뺀 값을 갖는다. X_i 는 여러 통제변수들을 나타내며, 관심대상 계수는 주택가격이 $\Delta \text{혼인}_i$ 에 미치는 효과인 β 이다. 따라서 본 연구에서 사용한 주택가격의 변화는 한 개인의 입장에서 경험하는 주택가격의 변화의 성격을 지닌다고 할 수 있다.

$\Delta \text{주택가격}_i$ 의 도구변수로는 경우에 따라 Δ 기관이전경험_{*i*} 또는 Δ 주택가격_{*i*기관이전} 변수를 사용한다. Δ 기관이전경험_{*i*}는 2013년과 2019년 사

19) 이렇듯 도구변수를 활용한 주택가격의 효과 분석은 앞선 기관이전 효과의 분석 결과와 모순되지 않는다. 앞서 수행한 기관이전의 효과는 여러 요인들을 구분하지 않고 종합하여 나타낼 때 기관이전의 효과를 분석한 것이며, 본 분석에서는 기관이전이 혼인 및 출산에 영향을 미칠 수 있는 여러 요인들을 통제하고 그중 관심 대상인 주택가격의 효과에 집중하기 때문이다. 따라서 기관이전의 효과가 관측 가능한 변수들로 인하여 설명될 수 있다고 생각할 경우, 이를 통제된 도구변수의 활용은 유효하다.

이에 기관이전을 경험하였으면 1의 값을 갖고, 그렇지 않을 경우 0의 값을 갖는 더미변수이다. Δ 주택가격_t^{기관이전} 변수는 기관이전으로 인한 주택가격 변화를 측정하고자 하는 변수로, 기관이전 연도에 기관이 이전한 소재지의 평균 주택가격에서 이전하기 이전 소재지의 주택가격을 뺀 값을 갖는다. 기관이전을 경험하지 않았을 경우 Δ 주택가격_t^{기관이전}은 0의 값을 갖는다. 한편 본 분석에서는 기관이전을 경험한 개인의 실제 거주지 이주 여부를 분석에 포함하지 않았다. 이는 거주 여부가 개인의 선호를 반영할 수 있기 때문에 외생성 가정에 위배되는 면이 발생할 수 있기 때문이다. 다만 이로 인하여 결과 해석에 있어 유의할 필요는 있다.

식별을 위한 가정으로 2013년이 시작할 당시 각 개인은 분석 기간 동안 자신의 이전 여부에 대해서 완전하게 이해하고 있다고 가정한다. 따라서 이전 행위 자체 또는 이전 시점 등으로 인해서는 개인의 혼인 또는 출산과 관련한 선택(decision problem)이 유의미하게 변하지 않는다. 반면 주택가격과 관련해서는 현재 가격만 알고 있으며, 미래의 가격에 대한 합리적 기대는 있으나 불확실성이 존재한다.

한편 앞서 논의하였듯 기관이전은 주택가격을 통하지 않고 직접적으로 혼인 결정에 여러 영향을 줄 수 있다. 예컨대 기관이전으로 인하여 본인의 임금 또는 기타소득이 변할 수 있다. 따라서 이에 대한 질문을 설문에 포함하였으며, 이를 통제변수로 포함한다. 또한 소득 이외에도 기관이전으로 인하여 근무시간과 통근시간의 변화가 발생할 수 있으며, 이로 인한 여유시간의 변화가 결혼 여부에 영향을 미칠 수 있다. 따라서 근무 및 통근시간의 변화 역시 통제변수로 포함한다. 참고로 각 통제변수에 대한 자세한 설명은 자녀수와 관련된 분석에서 더 자세히 다룬다.

또한 주택소유 여부 역시 결혼 결정에 큰 영향을 미칠 수 있어 이 역시 통제변수로 포함한다. 다만 주택소유 여부에 대한 자료는 2021년 기준으로만 알 수 있어 분석 기간이 시작하기 직전의 주택소유 여부를 통제변수로 포함할 수 없다는 아쉬움이 있다. 그러나 만약 개인들이 자신의 2013년 당시 재산 상황과 향후 기대소득 등을 바탕으로 미래 주택소유 여부를 합리적

으로 예상할 수 있다고 생각할 경우, 2021년 현재 기준의 주택소유 여부를 포함하는 것에 큰 무리가 없는 것으로 생각된다.

이 외에도 공공기관으로 인하여 이전기관 종사자들은 이전기관 특별공급을 통한 분양의 기회를 부여받았다. 이로 인하여 주택분양이 되었을 때 많은 경우 주택가격 상승으로 인한 재산상의 이득을 누릴 수 있었다. 이러한 자산효과는 결혼 결정에 직접적인 영향을 줄 수 있어, 이전기관 특공으로 인한 주택매수 여부 역시 통제변수로 포함하였다. 또한 혼인과 관련하여 잠재적 배우자를 만날 기회가 얼마나 많은지에 대한 변수도 포함할 필요가 있어, 기관이 소재한 광역시도의 평균 로그인구를 변수로 포함하였다. 이전하지 않은 기관의 종사자의 경우, 기관 소재 광역지역의 2013년부터 2019년까지의 평균 인구의 로그값을 변수로 사용하였다. 이전기관의 경우 기관이전 전에는 원소재지의 인구를, 기관이전 이후에는 새로운 소재지의 광역지역 인구를 합하여 평균 인구를 구하였다. 다만 기관이전이 지역 인구에 직접적인 영향을 미침으로 인하여 2013년부터 2019년까지의 평균 인구를 사용하는 것은 도구변수의 외생성에 위배될 수 있다. 그러나 본 연구에서는 기관 이전 규모가 상대적으로 작기 때문에 이러한 요소가 크지 않아 이에 대한 우려는 작은 반면, 시간에 따른 인구 변화를 반영하지 못함으로 인한 우려가 더 크다고 판단하였다.

혼인과 관련해서는 위 요소들 이외에도, 이전 행위 자체가 결혼에 영향을 줄 수 있을 것으로 생각된다. 예컨대 기존 연인과의 이별 또는 이주지역의 네트워크 부재 등으로 인한 결혼의 어려움과 같은 문제들이 발생할 수 있다. 이에 대해서는 직접적으로 통제할 만한 변수를 찾지 못하였다. 다만 이러한 우려를 일부라도 경감하기 위하여, 설문항목에 기관이전 여부가 결혼계획에 직접적인 영향을 주었는지에 대한 질문을 포함하였다. 이에 대하여 응답대상자 2,256명 중 47%에 달하는 1,070명은 영향을 받았다고 대답했으며, 특히 기관이전 경험자 394명 중 236명이 기관이전으로 인하여 결혼계획에 영향을 받았다고 답하였다. 물론 이 중 많은 경우 이미 통제변수에 포함된 소득의 변화나 여유시간의 변화 등으로 인하여 영향을 받았을 수 있으

나, 어차피 이러한 변수들은 통제변수로 포함되어 있어 이러한 요소들을 제외한 잔차항(residual)이 이전 행위 자체로 인한 효과(예컨대 연인과의 이별)를 대변한다고 생각할 수 있을 것으로 보인다. 따라서 이전으로 인하여 결혼계획에 영향을 받았다고 응답하였으면 1의 값을 갖고, 그렇지 않을 경우 0의 값을 갖는 더미변수를 분석에 포함하였다. 마지막으로 앞서 이전기관의 효과를 살펴볼 때 포함하였던 성별, 출생연도, 임금 및 자산 역시 통제변수로 포함하였다.

〈표 V-16〉는 분석 결과를 나타내고 있다. 분석 (1), (2), (3)은 일부 통제변수만을 포함한 결과이고, 분석 (4), (5), (6)은 기관이전이 결혼 여부에 직접적으로 영향을 줄 만한 변수를 모두 포함한 분석 결과이다. 도구변수를 사용한 경우와 사용하지 않은 경우 모두 분석을 포함하였는데, 도구변수를 포함하지 않은 회귀분석에서는 주택가격의 변화가 혼인 미치는 영향이 0에 매우 가까운 점추정치를 보이는 반면, 도구변수를 사용할 경우 음(-)의 계수가 추정된다. 다만 모든 경우에 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났으며, 그 경제적인 크기 역시 비교적 작은 것으로 나타났다. 도구변수를 활용할 경우, 첫 단계의 F-stat은 모두 100을 상회하여 1단계는 매우 유효한 것으로 나타난다.

〈표 V-16〉 주택가격이 혼인에 미치는 영향

변수	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
△주택가격	0.0036 (0.0101)	-0.0406 (0.0301)	-0.0185 (0.0238)	-0.0047 (0.0104)	-0.0358 (0.0238)	-0.0143 (0.0196)
성별	0.0765*** (0.0178)	0.0806*** (0.0179)	0.0786*** (0.0178)	0.0738*** (0.0174)	0.0765*** (0.0174)	0.0746*** (0.0173)
출생연도	-0.0246*** (0.0023)	-0.0247*** (0.0023)	-0.0247*** (0.0023)	-0.0182*** (0.0021)	-0.0181*** (0.0021)	-0.0182*** (0.0021)
임금	0.1404*** (0.032)	0.1297*** (0.0325)	0.1350*** (0.0322)	0.1223*** (0.0289)	0.1150*** (0.0294)	0.1200*** (0.029)
자산	0.0634*** (0.0241)	0.0662*** (0.0245)	0.0648*** (0.0243)	0.0298 (0.0185)	0.0317* (0.019)	0.0304 (0.0186)
△소득	-	-	-	0.0137 (0.0722)	0.0298 (0.0729)	0.0187 (0.0724)
△시간	-	-	-	-0.0058* (0.0035)	-0.0055 (0.0034)	-0.0057* (0.0035)
주택소유	-	-	-	0.2497*** (0.0279)	0.2505*** (0.028)	0.2500*** (0.0279)
이전기관 특공	-	-	-	-0.081 (0.0639)	-0.0947 (0.0645)	-0.0852 (0.0642)
로그인구	-	-	-	0.0160** (0.0065)	0.0217*** (0.0077)	0.0177** (0.0073)
결혼계획 이전 영향	-	-	-	-0.1078*** (0.0167)	-0.1120*** (0.0168)	-0.1091*** (0.0167)
constant	49.0461*** (4.5618)	49.1679*** (4.5927)	49.1071*** (4.5712)	36.1932*** (4.2082)	35.9451*** (4.208)	36.1163*** (4.1997)
Adj,R-sq	0.2116	0.2048	0.2099	0.2725	0.2694	0.2722
N	2,256	2,256	2,256	2,256	2,256	2,256
도구변수	없음	기관이전 더미	기관이전 주택가격 변화	없음	기관이전 더미	기관이전 주택가격 변화

주: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01
 자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

〈표 V-17〉 주택소유 여부에 따른 주택가격이 혼인에 미치는 효과

변수	(1)	(2)	(3)	(4)
Δ주택가격	-0.0571** (0.0287)	-0.0409* (0.0239)	0.0113 (0.0422)	0.0312 (0.0331)
성별	0.0641*** (0.0182)	0.0624*** (0.0182)	0.1058*** (0.0386)	0.1050*** (0.0385)
출생연도	-0.0191*** (0.0023)	-0.0191*** (0.0023)	-0.0151*** (0.0044)	-0.0153*** (0.0043)
임금	0.1008*** (0.0326)	0.1056*** (0.032)	0.1114* (0.0595)	0.1132* (0.0592)
자산	0.0842*** (0.0247)	0.0828*** (0.0246)	0.0177 (0.0187)	0.0166 (0.0182)
Δ소득	0.0346 (0.0987)	0.0221 (0.0991)	0.027 (0.0971)	0.0196 (0.0968)
Δ시간	-0.004 (0.0046)	-0.0041 (0.0046)	-0.0077 (0.0054)	-0.0079 (0.0054)
이전기관특공	0.094 (0.2458)	0.1014 (0.2452)	-0.0831 (0.0673)	-0.0748 (0.067)
로그인구	0.0194** (0.0089)	0.0162* (0.0083)	0.0299** (0.015)	0.0272* (0.0145)
결혼계획 이전 영향	-0.1165*** (0.0175)	-0.1145*** (0.0175)	-0.1077*** (0.0385)	-0.1048*** (0.0383)
constant	37.9082*** (4.612)	37.9527*** (4.609)	30.0984*** (8.698)	30.5262*** (8.662)
Adj.R-sq	0.1734	0.1778	0.0889	0.0904
N	1,541	1,541	715	715
도구변수	기관이전 더미	기관이전 주택가격 변화	기관이전 더미	기관이전 주택가격 변화
주택소유 여부	없음	없음	소유	소유

주: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01
 자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

〈표 V-17〉은 주택소유 여부에 따른 분석 결과를 표기하였다. 주택을 보유하지 않은 경우 주택가격의 상승은 혼인에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 주택가격이 100% 상승할 경우 2013년부터 2019년 사이 8년간 결

혼을 할 확률이 4.1%에서 5.7% 감소하는 것으로 나타났다. 반면 주택을 소유한 경우 주택가격의 상승은 아무런 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

〈표 V-18〉 기관이전 인지 여부에 따른 주택가격이 혼인에 미치는 효과

변수	(1)	(2)	(3)	(4)
Δ주택가격	-0.0107 (0.0449)	-0.0181 (0.035)	0.1158 (0.088)	0.0482 (0.0549)
성별	0.0581*** (0.0205)	0.0590*** (0.0203)	0.0544** (0.0235)	0.0556** (0.023)
출생연도	-0.0163*** (0.0025)	-0.0163*** (0.0025)	-0.0128*** (0.0029)	-0.0133*** (0.0028)
임금	0.1233*** (0.0355)	0.1215*** (0.0347)	0.1304*** (0.0415)	0.1187*** (0.0391)
자산	0.0516*** (0.0154)	0.0522*** (0.0153)	0.0541** (0.0249)	0.0618*** (0.0238)
Δ소득	0.1627 (0.1107)	0.1664 (0.1082)	0.1531 (0.1359)	0.1377 (0.1325)
Δ시간	-0.0092* (0.0053)	-0.0092* (0.0052)	-0.0103 (0.0074)	-0.01 (0.007)
주택소유	0.2538*** (0.0309)	0.2538*** (0.0309)	0.2229*** (0.0378)	0.2243*** (0.0373)
이전기관특공	-0.2922*** (0.0922)	-0.2957*** (0.0913)	-0.2165** (0.1053)	-0.2389** (0.1037)
로그인구	0.0178 (0.0121)	0.0194* (0.0105)	0.0015 (0.016)	0.011 (0.0121)
결혼계획 이전 영향	-0.1218*** (0.0195)	-0.1226*** (0.0193)	-0.1359*** (0.023)	-0.1405*** (0.022)
constant	32.3530*** (4.9424)	32.3208*** (4.9497)	25.6561*** (5.6728)	26.5381*** (5.52)
Adj.R-sq	0.2867	0.2862	0.2286	0.2615
N	1,490	1,490	1,129	1,129
도구변수	기관이전 더미	기관이전 주택가격 변화	기관이전 더미	기관이전 주택가격 변화
기관이전 인지 여부	가능성 인지 포함	가능성 인지 포함	전혀 모름	전혀 모름

주: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

마지막으로 <표 V-18>에서는 입사 당시 기관이전에 대한 인지 여부에 따른 결과를 나타내고 있다. 기관이전에 대한 인지가 없었던 인원에 한정하여 분석을 수행할 경우, 주택가격과 혼인과 관련된 변수들은 모두 유효하게 추정되지 않는 것으로 나타났다.

한편 본 결과는 해석에 있어 다소 조심할 필요가 있다. 본 분석에서 사용한 주택가격의 변화는 근무지가 소재한 시군구 단위 지역의 주택가격의 변화인 점에 각별히 유의할 필요가 있다. 즉 이 결과를 개인의 주택가격 변화 또는 정확한 거주 지역의 주택가격의 변화로 해석하기 위해서는 근무지의 주택가격이 거주지 주택가격의 훌륭한 대체변수(proxy)라는 것에 동의할 필요가 있기 때문이다.

라. 주택가격이 출산에 미친 영향

본 장에서는 주택가격이 출산에 미친 영향을 살펴본다. 이를 위하여 역시 앞선 경우와 마찬가지로 기관이전 관련 변수를 도구변수로 활용한다. 분석을 위하여 다음과 같은 이단계최소자승 분석을 사용한다.

$$\Delta \text{자녀 수}_i = \alpha + \beta \Delta \text{주택가격}_i + \Gamma X_i + \epsilon_i \quad \text{식 (9)}$$

$$\Delta \text{주택가격}_i = \delta_0 + \delta_1 \text{기관이전도구변수}_i + \Gamma X_i + \nu_i \quad \text{식 (10)}$$

종속변수인 Δ 자녀 수_i는 2013년에서 2019년 사이에 출산한 자녀 수를 나타낸다. 이 외의 변수는 앞서와 정의가 같으며, 기관이전도구변수로는 앞서와 마찬가지로 Δ 기관이전경험_i 또는 Δ 주택가격_i^{기관이전} 변수를 사용한다.

기관이전으로 인한 직접적인 효과를 통제하기 위하여 포함한 통제변수는 다음과 같다. 기관이전으로 인한 소득 변화는 본인 임금의 변화, 배우자 임금의 변화, 그리고 기타소득 변화의 합으로 측정하였다. <표 V-19>에는 분석 대상자의 기관이전으로 인한 소득 변화 여부를 표시하였다. 특히 두드러지는 점은 배우자의 소득 감소로, 배우자가 있는 기관이전 경험자 582명 중 117명이 배우자 임금 감소를 경험하였다. 또한 이전으로 인한 배우자 임금

변화가 있는 인원의 경우 평균적으로 1,552만원의 임금 감소를 경험하였다. 기타소득의 감소 역시 변화가 있을 경우 그 금액은 상당하여 평균적으로 1,010만원의 소득 감소를 겪은 것으로 나타났다.

〈표 V-19〉 기관이전으로 인한 소득 변화

(단위: 명, 만원)

구분	본인	배우자	기타소득
임금 증가 인원	92	27	23
임금 감소 인원	80	117	115
변화 없음 인원	646	438	673
계	818	582	811
평균 변화 금액(변화 없음 제외)	-73	-1,552	-1,010

자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

한편 기관이전 경험자의 기관이전으로 인한 본인 및 배우자의 평균 근무 시간과 통근시간의 변화는 〈표 V-20〉에 나타내고 있다. 기관이전으로 인하여 평균적으로 본인은 약 한 시간 근무시간이 감소하였으며, 배우자의 경우 4.2시간 근무시간이 감소한 것으로 나타났다. 또한 통근시간 역시 본인 19분, 배우자 10분 각각 감소한 것으로 나타났다. 따라서 기관이전으로 인하여 응답자 자신은 평균적으로 1.3시간 근무 및 통근시간의 감소를 경험하였고, 배우자의 경우 4.4시간 감소하였다. 따라서 본인과 배우자의 업무 관련 시간 변화를 분석에 각각 포함하였다.

〈표 V-20〉 기관이전으로 인한 평균 근무 및 통근시간 변화(기관이전 경험자)

(단위: 명, 만원)

구분	본인	배우자
평균 근무시간 변화	-1.0시간	-4.2시간
평균 통근시간 변화	-19분	-10분
근무 및 통근시간 변화	-1.3시간	-4.4시간

자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

기관이전으로 인하여 육아에 도움을 줄 수 있는 부모님과과의 접근성의 변화가 출산 결정에 영향을 줄 수도 있다. 따라서 기관이전으로 인한 응답자 당사자와 배우자의 부모와의 거리의 변화 역시 통제변수로 포함하였다. 이에 대하여 설문에서 부모님(또는 배우자의 부모님)과의 접근성이 기관이전으로 어떻게 변화하였는지에 대하여 5개의 보기를 바탕으로 객관식으로 응답을 유도하였다. 따라서 응답자는 거리가 1시간 이상 증가, 1시간 이하 증가, 변화 없음 또는 해당 없음, 1시간 이하 감소, 1시간 이상 감소 중 하나를 선택하였으며, 이에 대한 결과는 <표 V-21>에 나타났다. 많은 경우 부모님과의 거리가 기관이전으로 증가한 것을 파악할 수 있다. 이러한 응답을 바탕으로 부모님과의 거리가 1시간 이상 증가하였을 경우 1, 1시간 이하 증가 0.5, 변화 없음 또는 해당 없음 0, 1시간 이하 감소 -0.5, 1시간 이상 감소 -1의 값을 갖는 변수를 생성하여, 이를 분석에 포함하였다.

<표 V-21> 기관이전으로 인한 부모님과의 거리 변화(육아 도움 가능성 여부)

구분	본인 부모	배우자 부모
1시간 이상 증가	414	253
1시간 이하 증가	36	28
변화 없음	148	156
1시간 이하 감소	42	34
1시간 이상 감소	59	77
해당 없음	59	64
합계	818	582

자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

이어 기관의 현 소재지의 2013년부터 2019년 사이의 평균출산율 역시 통제변수로 포함하였다. 현 소재지의 평균출산율만 분석에 포함하였는데, 이는 이전 이후에 지속적으로 아이를 키울 가능성이 높은 현 지역의 출산율만이 중요한 변수일 것으로 생각되었기 때문이다. 또한 주택보유 여부와 이전 기관 특별공급 당첨 역시 통제변수에 포함하였으며, 응답자의 성별, 출생연

도, 임금, 자산을 포함하였다. 마지막으로 2012년 당시 자녀 수와 2012년 당시 기혼 여부 역시 분석에 포함하였다.

〈표 V-22〉는 분석 결과를 보여준다. 분석 (1), (2), (3)은 기본적인 통제 변수만을 포함한 결과를 보여주고 있으며, 분석 (4), (5), (6)은 기관이전으로 인하여 출산 결정에 직접적으로 발생할 수 있는 효과를 통제한 결과를 나타낸다. 각각의 경우에 대하여 도구변수를 활용하지 않은 결과와 도구변수를 사용한 결과를 보여주고 있다. 도구변수를 활용할 경우, 첫 단계의 F-statistic은 모두 100을 상회하여 1단계는 매우 유효한 것으로 나타난다.

흥미롭게도 도구변수를 사용하지 않았을 경우 통제변수의 포함 여부와 무관하게 주택가격의 변화가 자녀 수에 큰 영향을 미치지 못하는 것으로 나타난다. 반면 도구변수를 포함할 경우 주택가격의 증가는 확실히 출산에 부정적인 영향을 주는 것으로 나타난다. 이는 즉 주택가격 변화의 외생성 여부가 출산과의 관계를 추정하는 데 있어서 매우 중요한 역할을 한다는 것을 의미한다. 본 분석에서 가장 주요하게 생각하는 분석은 도구변수를 사용하고 모든 통제변수를 포함한 분석 (5)와 분석 (6)이다. 분석 결과 주택가격이 100% 상승할 경우 2013년에서 2019년, 8년간 출산한 자녀 수가 0.10명에서 0.29명 감소하는 것으로 나타났으며, 이러한 효과는 각각 5%와 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 전체 합계출산율이 1.0 언저리에 불과한 상황에서는 상당히 큰 효과라고 해석이 가능할 것으로 생각된다.

한편 분석 (5)와 분석 (6)의 계수값의 방향성과 통계적 유의성은 유사하게 나타났으나, 점 추정치의 값에서는 비교적 큰 차이가 나타나는 것을 확인할 수 있다. 분석 (5)와 분석 (6) 중에서는 이전으로 인한 주택가격을 조금 더 직접적으로 반영한 도구변수를 사용한 분석 (5)와 분석 (6)을 비교할 경우, 이전으로 인한 주택가격 변화를 직접적으로 도구변수로 반영한 분석 (6)의 신뢰성이 조금 높을 것으로 판단한다. 실제로 추정의 1단계 F-statistic을 살펴볼 경우 분석 (5)의 경우 F-statistic의 값이 155로 나타나며, 분석 (6)은 이보다 훨씬 높은 322로 나타나, 1단계에서의 설명력이 분석 (6)에서 실제로 더 높게 나타나는 것을 알 수 있다.

〈표 V-22〉 주택가격이 출산율에 미치는 영향

변수	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
△주택가격	0.0037 (0.0107)	-0.0754** (0.0315)	-0.0254 (0.0223)	-0.0034 (0.0142)	-0.2887*** (0.08)	-0.1008** (0.0413)
성별	0.0889*** (0.0199)	0.0967*** (0.0201)	0.0918*** (0.0199)	0.0699*** (0.0209)	0.0886*** (0.0224)	0.0763*** (0.0211)
출생연도	-0.0149*** (0.002)	-0.0150*** (0.002)	-0.0149*** (0.002)	-0.0150*** (0.0022)	-0.0163*** (0.0024)	-0.0154*** (0.0023)
임금	0.0634** (0.0278)	0.0419 (0.0291)	0.0555** (0.0283)	0.0600** (0.0284)	-0.0026 (0.0346)	0.0386 (0.0296)
자산	0.0128* (0.0078)	0.0166** (0.008)	0.0142* (0.0078)	-0.0086 (0.0069)	-0.0006 (0.0075)	-0.0059 (0.007)
자녀 수 2012	-0.5616*** (0.0332)	-0.5661*** (0.0337)	-0.5633*** (0.0333)	-0.5554*** (0.034)	-0.5652*** (0.0357)	-0.5587*** (0.0343)
기혼 2012	0.6909*** (0.062)	0.6909*** (0.0625)	0.6909*** (0.062)	0.5940*** (0.0633)	0.5857*** (0.0654)	0.5912*** (0.0635)
△소득	-	-	-	-0.1129* (0.0604)	-0.085 (0.06)	-0.1034* (0.0589)
△시간	-	-	-	0.0046 (0.0051)	0.0085 (0.0054)	0.0059 (0.0051)
△배우자 시간	-	-	-	-0.0027 (0.0019)	-0.0013 (0.002)	-0.0022 (0.0019)
△부모	-	-	-	0.0321 (0.04)	0.0006 (0.0408)	0.0213 (0.0395)
△배우자 부모	-	-	-	0.0918** (0.043)	0.0594 (0.0426)	0.0807* (0.0426)
거주지역 동일	-	-	-	0.1067*** (0.0212)	0.1777*** (0.0312)	0.1310*** (0.0238)
지역 출산율	-	-	-	0.0523 (0.0487)	-0.4414*** (0.1398)	-0.1162 (0.0801)
주택소유	-	-	-	0.1772*** (0.0276)	0.1910*** (0.0295)	0.1819*** (0.0278)
이전기관 특공	-	-	-	0.0654 (0.0627)	0.1058* (0.064)	0.0792 (0.0625)
constant	29.7019*** (3.9778)	29.9500*** (4.0251)	29.7933*** (3.984)	29.7432*** (4.4418)	32.7690*** (4.8424)	30.7758*** (4.5155)
Adj.R-sq	0.1965	0.1832	0.1947	0.2335	0.1262	0.221
N	2,977	2,977	2,977	2,782	2,782	2,782
도구변수	없음	기관이전 더미	기관이전 주택가격 변화	없음	기관이전 더미	기관이전 주택가격 변화

주: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

한편 <표 V-23>은 2021년 응답 당시 주택을 소유한 인원과 그렇지 않은 인원에 대하여 각각 분석을 수행하였을 때의 결과를 나타내고 있다.²⁰⁾ 분석 (1)과 (2)는 주택이 없을 때의 응답이고 분석 (3)과 (4)는 주택이 있는 인원의 답변이다. 이를 살펴보면 주택이 없는 응답자의 경우 주택가격의 상승이 출산에 미치는 부정적인 효과가 주택을 소유하고 있는 인원에 비하여 훨씬 크게 나타났으며, 통계적 유의성 역시 더 높게 나타났다. 주택이 없는 개인의 경우 주택가격이 100% 상승할 경우 8년 동안 출산 인원이 0.15명에서 0.45명 감소하는 것으로 나타났다. 반면 주택을 소유한 경우 8년간 출산은 0.055명에서 0.20명 감소하는 것으로 나타났다.

또한 <표 V-24>에서는 앞서 기관이전 효과를 분석한 경우와 마찬가지로 인지 여부에 따라 분석을 수행하였다. 이 경우 이전 가능성을 알고 있는 인원을 포함하였을 경우에는 기존의 분석과 거의 흡사한 결과가 추정되었으며, 전혀 인지하지 못한 인원을 대상으로만 분석하였을 때에는 추정값이 다소 낮아지는 것으로 관찰되었다. 다만 인지 여부에 따라 표본을 상당히 제약할 경우 표본 수의 감소로 인하여 통계적 정확성은 감소하는 것으로 보인다. <표 V-25>에서 2012년 당시 미혼자와 기혼자 각각에 대하여 구분하여 분석할 경우 2012년 미혼이었던 집단에서 주택가격의 효과가 더 크게 나타났다.

20) 앞서 논의하였듯이 현재가 아닌 분석 기간 이전의 주택소유 여부가 더 적절한 변수라고 생각할 수 있으나, 이는 자료상의 한계로 인하여 분석이 가능하지 않다. 또한 개인들이 과거 시점에서 당시 재산과 기대소득을 바탕으로 합리적인 기대를 할 수 있다고 가정할 경우, 현재의 주택보유 여부가 오히려 더 적절한 변수일 개연성도 존재한다.

〈표 V-23〉 주택소유 여부에 따른 주택가격이 자녀 수에 미치는 효과

	(1)	(2)	(3)	(4)
Δ주택가격	-0.4511** (0.1814)	-0.1498* (0.0844)	-0.2003** (0.086)	-0.0551 (0.0443)
성별	0.1025*** (0.0298)	0.0739*** (0.0234)	0.0869** (0.042)	0.0839** (0.0412)
출생연도	-0.0192*** (0.0033)	-0.0183*** (0.0028)	-0.0094** (0.0037)	-0.0084** (0.0036)
임금	-0.0036 (0.0541)	0.0485 (0.0379)	-0.0267 (0.0516)	0.0139 (0.0472)
자산	0.0550** (0.0273)	0.0435* (0.024)	-0.0017 (0.0077)	-0.0059 (0.0074)
자녀 수 2012	-0.5027*** (0.0694)	-0.4807*** (0.0617)	-0.5762*** (0.0395)	-0.5738*** (0.0389)
기혼 2012	0.5477*** (0.1175)	0.5299*** (0.1105)	0.6312*** (0.0766)	0.6420*** (0.0754)
Δ소득	0.0869 (0.156)	0.0317 (0.1335)	-0.1306** (0.0575)	-0.1415** (0.0588)
Δ시간	0.0057 (0.0144)	0.0025 (0.0127)	0.0079 (0.0048)	0.0055 (0.0046)
Δ배우자 시간	-0.0027 (0.0065)	-0.0037 (0.0054)	-0.002 (0.0021)	-0.0028 (0.002)
Δ부모	0.0396 (0.0874)	0.1184* (0.0675)	-0.0274 (0.0481)	-0.0238 (0.0478)
Δ배우자 부모	0.0918 (0.0839)	0.129 (0.0808)	0.0359 (0.0487)	0.0547 (0.0482)
거주지역 동일	0.1613*** (0.0515)	0.0949*** (0.0305)	0.2016*** (0.0518)	0.1604*** (0.0445)
지역 출산율	-0.7302** (0.3124)	-0.2017 (0.1509)	-0.3342** (0.1625)	-0.0906 (0.1074)
이전기관특공	0.8068*** (0.1618)	0.8272*** (0.1302)	0.1178* (0.0639)	0.1001 (0.0631)
constant	38.8538*** (6.6691)	36.5551*** (5.5717)	19.2155*** (7.4101)	16.9358** (7.1844)
Adj.R-sq ¹⁾	.	0.158	0.1671	0.2003
N	1,601	1,601	1,181	1,181
도구변수	기관이전 더미	기관이전 주택가격 변화	기관이전 더미	기관이전 주택가격 변화
주택소유 여부	없음	없음	소유	소유

주: 1. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

1) Adjusted R²의 값이 음수(-)일 경우 표기하지 않음. 2SLS estimation의 경우 R²가 낮고 심지어 음수(-)일 경우에도 관심 대상 계수에 대한 추정치는 정확할 수 있음

자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

〈표 V-24〉 기관이전 인지 여부에 따른 주택가격이 자녀 수에 미치는 효과

	(1)	(2)	(3)	(4)
△주택가격	-0.3168** (0.1422)	-0.0908* (0.0547)	-0.1445 (0.1986)	-0.0536 (0.0756)
성별	0.0972*** (0.029)	0.0749*** (0.0247)	0.0727** (0.0291)	0.0681** (0.0267)
출생연도	-0.0162*** (0.0032)	-0.0149*** (0.0027)	-0.0138*** (0.0035)	-0.0130*** (0.0029)
임금	-0.0337 (0.0511)	0.0167 (0.0372)	0.0297 (0.0533)	0.0444 (0.0409)
자산	-0.0111 (0.0106)	-0.0169* (0.0092)	-0.0174 (0.0117)	-0.0194* (0.0109)
자녀 수 2012	-0.5538*** (0.0457)	-0.5436*** (0.0431)	-0.5418*** (0.052)	-0.5341*** (0.0481)
기혼 2012	0.6195*** (0.0879)	0.6145*** (0.0848)	0.6189*** (0.102)	0.6167*** (0.1005)
△소득	-0.1089* (0.0648)	-0.1226* (0.0643)	-0.0322 (0.0715)	-0.0155 (0.0647)
△시간	0.008 (0.0074)	0.0052 (0.0066)	0.0022 (0.0081)	0.0002 (0.0073)
△배우자 시간	0 (0.0024)	-0.001 (0.0021)	-0.0019 (0.0031)	-0.0028 (0.0023)
△부모	-0.0421 (0.0536)	-0.0369 (0.0528)	-0.0507 (0.0624)	-0.0514 (0.0622)
△배우자 부모	0.0572 (0.059)	0.0883 (0.0551)	0.0207 (0.0719)	0.0327 (0.0651)
거주지역 동일	0.1774*** (0.0466)	0.1176*** (0.0277)	0.1396** (0.0611)	0.1142*** (0.0332)
지역 출산율	-0.4648** (0.2271)	-0.1045 (0.0983)	-0.1395 (0.2616)	-0.0231 (0.1142)
주택소유	0.2229*** (0.0368)	0.2132*** (0.0341)	0.1928*** (0.0404)	0.1863*** (0.0372)
이전기관특공	0.037 (0.0823)	0.0161 (0.0776)	0.0817 (0.095)	0.0633 (0.0871)
constant	32.6804*** (6.3618)	29.7341*** (5.4417)	27.5287*** (7.0857)	25.7708*** (5.841)
Adj.R-sq	0.0642	0.218	0.1754	0.2153
N	1,869	1,869	1,444	1,444
도구변수	기관이전 더미	기관이전 주택가격 변화	기관이전 더미	기관이전 주택가격 변화
기관이전 인지 여부	가능성 인지 포함	가능성 인지 포함	전혀 모름	전혀 모름

주: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

〈표 V-25〉 2012년 당시 혼인 여부에 따른 주택가격이 자녀 수에 미치는 효과

변수	(1)	(2)	(3)	(4)
Δ주택가격	-0.4437*** (0.1303)	-0.1569** (0.0667)	-0.0548 (0.0872)	-0.0038 (0.043)
성별	0.0492** (0.025)	0.0371* (0.0219)	0.2091*** (0.056)	0.2010*** (0.0541)
출생연도	-0.0307*** (0.0033)	-0.0290*** (0.0029)	0.0281*** (0.0032)	0.0281*** (0.0032)
임금	0.0684 (0.048)	0.1231*** (0.0373)	-0.0892* (0.0458)	-0.0759* (0.0428)
자산	0.0255* (0.0143)	0.0158 (0.0119)	-0.0123 (0.0099)	-0.0138 (0.01)
자녀 수 2012	-	-	-0.3989*** (0.0312)	-0.3977*** (0.031)
Δ소득	-0.0127 (0.1045)	-0.0804 (0.095)	-0.1123* (0.0593)	-0.1125* (0.0598)
Δ시간	0.002 (0.0082)	0.0005 (0.0075)	0.0068 (0.0048)	0.0057 (0.0045)
Δ배우자 시간	-0.0004 (0.0031)	-0.0025 (0.0027)	0.0006 (0.002)	0.0005 (0.002)
Δ부모	0.0244 (0.073)	0.073 (0.0669)	-0.0589 (0.0405)	-0.0554 (0.0399)
Δ배우자 부모	0.0594 (0.0829)	0.1037 (0.0831)	0.0321 (0.0375)	0.0378 (0.0374)
거주지역 동일	0.1866*** (0.0403)	0.1219*** (0.0267)	0.028 (0.0583)	0.0123 (0.0522)
지역 출산율	-0.6969*** (0.2277)	-0.1908 (0.123)	-0.11 (0.1689)	-0.028 (0.1112)
주택소유	0.1316*** (0.036)	0.1177*** (0.0321)	0.1044* (0.054)	0.1029* (0.0535)
이전기관특공	0.3634*** (0.1088)	0.2897*** (0.101)	-0.0763 (0.0648)	-0.0793 (0.0651)
constant	61.7017*** (6.5585)	57.8046*** (5.7386)	-54.4924*** (6.3253)	-54.6829*** (6.3557)
Adj,R-sq	.	0.1754	0.4178	0.4174
N	2,061	2,061	721	721
도구변수	기관이전 더미	기관이전 주택가격 변화	기관이전 더미	기관이전 주택가격 변화
2012년 당시 혼인 여부	미혼	미혼	기혼	기혼

주: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

자료: 정부 및 공공기관 지방이전 정책 관련 기관 근무자 3,004명을 대상으로 2021년 8~10월에 실시된 설문조사를 바탕으로 저자 작성

마. 소결

이전대상 공공기관 근로자에 대한 조사를 바탕으로 한 미시분석 결과, 주택가격은 혼인 및 출산에 비교적 큰 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 특히 출산에 미치는 영향이 큰 것으로 나타났다. 분석 결과 주택가격이 100% 상승할 경우, 8년간 출산 인원이 0.1~0.3명 감소하는 것으로 나타났으며, 주택을 소유하지 않았을 경우 0.15~0.45명 감소하는 것으로 나타났다. 혼인의 경우 주택을 소유하지 않았거나 소유할 예정(부담 능력 등의 이유로)이 없는 경우 주택가격이 혼인 결정에 큰 영향을 미친 것으로 분석되었다. 2021년 기준 주택을 소유하지 않았을 경우, 2013년에서 2019년 사이 주택가격이 100% 상승하였을 경우 혼인하였을 확률이 4~5.7% 사이 감소하는 것으로 나타났다. 반면 주택가격이 아닌 이전 자체의 효과를 살펴볼 경우, 기관이전으로 인하여 혼인할 확률이 2~13% 감소한 것으로 나타났으며, 출산율에는 통계적으로 유의미한 영향이 나타나지 않았다.

이러한 결과들을 종합적으로 고려해 볼 때, 주택가격의 변화는 혼인 그리고 특히 출산에 큰 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 이는 지속적으로 높아지는 평균 혼인연령과 낮은 출산율로 인하여 여러 어려움을 겪고 있는 우리 사회에 중요한 시사점이자 하나의 돌파구가 될 수 있을 것으로 생각된다. 주택가격 상승이 혼인과 특히 출산율 감소에 큰 효과가 있다는 것을 확인한 이상, 이에 대한 대책을 마련함으로써 혼인 및 출산율을 다시 높일 수 있을 것이기 때문이다.

본 연구에서 분석 대상인 정부 및 공공기관 근로자들에게서 주 거주지역을 수도권이 아닌 지역으로 옮김으로써 주택가격이 감소할 경우 출산율 제고효과가 있는 것으로 나타난 것은 고무적이라고 할 수 있다. 이는 지방균형발전 정책을 통한 개별 가구들이 직면한 주택가격을 낮추는 것이 출산율 제고정책에 일견 기여할 수 있음을 나타내는 것으로 해석할 수도 있기 때문이다. 다만 기관이전 그 자체의 효과를 분석한 결과에서 확인할 수 있듯이, 주 거주지역을 옮길 경우 주택가격이 아닌 출산율 감소시키는 다른 여러 요소들이 있어 종합적인 효과는 뚜렷한 방향성이 없게 나타나는 것도 알 수

있었다.

따라서 지방균형발전을 통해 수도권에 지나치게 집중된 인구를 이동시켜 출산율을 제고하고자 할 때, 해결해야 할 여러 과제가 산적되어 있음을 의미하기도 한다. 즉 수도권 인구의 분산으로 인한 긍정적인 출산효과를 누리기 위해서는 여러 가지 당면 과제를 해결하고, 이전대상 가구의 어려움을 해소하기 위한 여러 지원정책이 필요함을 의미한다.

이러한 맥락에서 조세 및 재정정책을 통한 지원에 대해 고민할 필요가 있다고 생각된다. 지방이전으로 인하여 예상되는 여러 어려움 중 상당 부분은 조세·재정정책으로 지원이 가능할 수 있기 때문이다. 예컨대 수도권 가구가 일자리를 찾아 지방으로 이전할 경우 발생할 수 있는 배우자 및 기타소득 감소를 보전해 주기 위한 조세·재정적 지원 방안들을 고민할 수 있으며, 특별분양과 같은 방식으로 거주지 이전에 따른 주택소유 문제의 강도를 완화하는 방향도 고민할 수 있을 것이다. 또한 육아도움을 받을 수 있는 사적인 네트워크의 감소를 대체할 수 있는 공적인 제도의 구축이 큰 도움이 될 것으로 생각된다. 이런 여러 어려움들이 경감될 경우, 지방이전으로 인한 주거비용에 대한 부담 완화, 통근시간 감소 등 여러 긍정적인 요인으로 인한 효과가 발생하기를 기대해 볼 수 있다.

반면 혼인의 경우 기관이전에 따른 주택가격의 변화로 인한 효과가 출산에 비해서는 더 작게 나타났다. 그래도 주택을 소유하지 않았거나 가까운 미래에 소유할 것으로 예측하기 어려운 개인들에게서는 주택가격에 대한 부담 완화에 따른 혼인이 일정 부분 증가하였다. 따라서 높은 주택가격이 특히 더 부담될 수 있는 개인들에게는 주택가격의 변화가 혼인 결정에 일정한 영향을 미친다고 생각되어, 이를 개선할 경우 혼인을 제고도 일정 부분 기대할 수 있을 것으로 생각된다. 또한 수도권 인구의 지방 분산의 관점에서 생각할 때, 혼인의 경우 만남의 기회 및 가능성, 이별 가능성 등이 출산과 비교하여 중요한 요소가 되는 것으로 나타났으며, 이러한 요소들은 단기적인 정책적으로 해결하기가 비교적 어려운 문제라고 생각된다. 따라서 장기적인 접근을 통해 이러한 요소들을 꾸준한 지역균형발전을 통해 해소할 수

밖에 없을 것으로 생각된다.

한편 혼인과 출산에 대한 본 연구의 분석 결과는, 주택가격은 혼인 결정에만 주로 직접적인 영향을 주고 출산에는 혼인 결정을 통해서만 간접적으로 영향을 준다는, 비교적 널리 받아들여지는 가설을 명백히 부정한다고 할 수 있다. 즉 주택가격의 변화는 혼인뿐만 아니라 출산에 오히려 직접적으로 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 많은 경우 성인들은 다소 불편한 주거환경에 적응하여 생활하는 데 비교적 거부감이 낮은 반면, 아이가 있는 가족의 경우 그 어려움이 더욱 커지는 경우가 많다는 일반적인 생각과 그 맥을 같이 하는 것으로 보인다. 따라서 출산을 통한 가구원의 증가는 주거상황의 변화를 요할 개연성이 높으며, 특히 이때 주택가격에 대한 부담이 상당할 수 있어 이러한 결과가 나타난 것으로 추측된다.

이러한 분석 결과는 현재 적용되는 주택정책에 대한 재검토 필요성을 제기한다. 현재 주거 관련 많은 지원 정책들은 신혼부부에게 많은 혜택을 집중하고 있다. 그러나 본 연구의 분석을 결과를 바탕으로 생각할 때, 주거에 대한 지원은 신혼부부 이상으로 아이의 출산 및 양육이 이루어지고 있는 가구에 대해 지원할 필요성도 더욱 깊이 검토할 필요가 있어 보인다. 또한 비교적 소형 평수 위주의 낮은 가격의 주택에 많은 지원과 혜택이 집중되는 경향이 있는데, 아이들을 원활히 양육할 환경을 갖추 수 있도록 더 넓은 고가의 주택 마련에도 적극적인 지원을 할 필요가 있지 않은지 검토할 필요가 있어 보인다.

마지막으로 본 연구의 결과를 해석하는 데 있어 각별히 유의할 필요가 있어 보인다. 본 분석은 기관 소재지의 주택가격의 변화를 개별 가구가 경험하는 주택가격 변화의 대체변수(proxy)로 사용하였기 때문에, 이를 해석할 때 고려할 필요가 있다. 또한 본 분석에서는 연구 목적상 주택가격 그 자체의 효과에 집중하였기 때문에, 주택가격의 변화로 인하여 가구가 경험할 부의 효과(wealth effect)와 주거비용의 변화를 구분하려는 시도를 하지 않고 종합적인 효과만을 분석하였다. 따라서 이처럼 더욱 세밀한 효과에 대한 이해를 위해서는 추후 더욱 심층적인 분석을 수행할 필요도 있다. 또한 분석

대상자가 정부 및 공공기관 종사자인 점 역시 유의하여 해석할 필요가 있다. 비록 임금, 근무시간 등 여러 요소들을 최대한 통제하려고 노력을 기울였지만, 공무원 또는 공공기관 종사자는 직업 안정성, 근무 여건, 휴가 및 휴직 활용의 편리성 등에서 일반적인 개인과 차이를 보일 수 있기 때문이다. 따라서 공무원 및 공공기관 종사자를 대상으로 한 분석 결과가 일반적인 국민으로까지 확대될 수 있는지에 대한 고민을 담아 본 연구의 분석 결과를 해석할 필요가 있다.

VI. 결론 및 정책적 시사점

본 연구에서는 패널데이터를 활용하여 Panel-SVAR 모형을 통해 주택매매 가격 및 전세가격이 혼인율 및 출산율에 미치는 영향을 다각도로 분석하였다. 다양한 실증분석 결과를 정리하자면, 상세한 가정에 따라 추정 계수값의 크기는 다소 달라졌지만 모든 모형에서 주택매매가격과 전세가격의 상승은 혼인율과 합계출산율을 저해하는 요인으로 작용하는 것으로 나타났다. 주택매매가격 충격의 경우 최초의 충격이 오랜 기간 지속되며, 장기적인 효과와 단기적인 효과의 크기가 매우 다를 수 있음을 확인할 수 있다. 따라서 주택매매가격과 전세가격의 급격한 변동은 단기적으로는 혼인율과 출산율에 큰 영향을 미치지 못하지만 장기적으로 누적되는 효과의 크기는 상당히 클 수 있는 것으로 나타났다. 즉 주택시장의 경기변동을 안정적으로 관리하는 것이 중요할 수 있음을 시사하는 대목이다. 또한 분석 결과 축약형(reduced form) 분석으로는 주택가격이 혼인 및 출산에 미치는 효과를 제대로 추정하기 어렵다는 점 역시 확인할 수 있었다.

나아가 이전대상 공공기관 근로자에 대한 조사를 바탕으로 한 미시분석 결과, 주택가격이 100% 상승할 때 8년간 출산 인원이 0.1~0.3명 감소하는 것으로 나타났으며, 주택을 소유하지 않았을 경우 0.15~0.45명 감소하는 것으로 나타났다. 혼인의 경우 주택을 소유하지 않았거나 소유할 예정(부담 능력 등의 이유로)이 없는 경우 주택가격이 혼인 결정에 큰 영향을 미친 것으로 분석되었다. 2021년 기준 주택을 소유하지 않았을 경우, 2013년에서 2019년 사이 주택가격이 100% 상승하였을 경우 혼인하였을 확률이 4~5.7% 사이 감소하는 것으로 나타났다. 반면 주택가격이 아닌 이전 자체의 효과를 살펴볼 경우, 기관이전으로 인하여 혼인할 확률이 2~13% 감소한 것으로 나타났으며 출산율에는 통계적으로 유의미한 영향이 나타나지 않았다.

따라서 Panel VAR 분석을 통한 지역 단위 분석 결과와 정부 및 공공기관 이전기관 종사자를 대상으로 수행한 미시분석 결과를 종합할 경우, 주택가격의 상승은 혼인 및 출산에 상당한 수준의 부정적인 영향을 미친다는 것을 확인할 수 있었다. 또한 이러한 효과가 인과적인 관계성을 갖는다는 것에 대하여 상당 부분 소명된 것으로 생각된다.

한편 정부의 투기 관련 주택정책을 활용하여 주택가격의 외생성을 확보하고자 한 분석에서는 주택정책이 주택가격에 충분한 영향을 주지 못하는 약한 도구변수(weak instrument) 문제에 직면하여 혼인 및 출산에 미치는 명확한 효과를 추정하는 데 어려움을 겪었다. 이는 정부의 부동산 투기 관련 주요 정책이 주택가격에 큰 효과를 미치지 못했다는 선행연구 결과들과도 맥을 같이 하였다.

반면 지방균형발전을 통한 수도권 인구의 지방분산을 통하여 가구들이 경험하는 주거비용을 낮추는 정책은 출산율을 제고하는 데 상당한 효과를 기대할 수 있을 것으로 생각된다. 다만 분석에서 드러났듯 주택가격 감소가 출산의 증가로 이어지기 위해서는 지방이전으로 인하여 발생할 수 있는 여러 부정적인 요인들에 대한 적극적인 해소 및 지원이 필요함을 알 수 있었다. 따라서 지방균형발전 및 수도권 인구의 분산이라는 큰 틀에서의 방향성은 출산율 제고를 위해 바람직한 방향이라는 결론을 내릴 수도 있으나, 그 추진 과정은 상당히 신중하고 치밀하게 이루어져야 기대하는 효과를 달성할 수 있을 것이다.

마지막으로 본 연구 결과들을 종합적으로 검토해 볼 경우, 혼인 및 출산 제고를 위하여 현재 이루어지고 있는 주택지원정책 방향 일반에 대해서도 다시 한 번 생각해 볼 필요가 있어 보인다. 주택가격에 대한 부담으로 인한 행태 변화는 혼인을 결정하는 단계의 개인 보다 출산을 고민하는 가구에서 더욱 크게 나타났다는 점이 우리에게 주는 시사점이 더욱 크다. 신혼부부와 소형 저가주택에 대한 지원은 혼인을 지원하는 관점에서 바람직할 수 있으나, 이보다 더 많은 지원의 필요성이 부각되는 출산 및 양육 단계의 가구에 대한 주택지원은 부족할 수 있어 보인다. 따라서 이들에 대한 지원 및

출산과 양육을 위해 필요한 상대적으로 더 넓은 고가의 주택들에 대한 지원 역시 심층적으로 검토할 필요성이 있는 것은 아닌지, 우리 사회와 정부가 고민해 볼 필요가 있을 것으로 생각된다.

참고문헌

<국내 문헌>

- 국토교통부, 「주거실태조사」, 각 연도.
- _____, 「2016년 하반기 경제정책방향 주택 토지 분야 관련」, 보도자료, 2016. 6. 28.
- _____, 「성남시 분당구, 대구시 수성구 투기과열지구 추가지정 및 분양가 상한제 적용요건개선 추진 -8.2 대책 후속조치-」, 보도자료, 2017. 9. 5.
- _____, 「주택시장 안정대책」, 2018. 9. 13.
- 국토교통부·기획재정부, 「실수요 중심의 시장형성을 통한 주택시장의 안정적 관리방안」, 보도자료, 2016. 11. 3.
- _____, 「수도권 주택공급 확대 추진 및 투기지역 지정 등을 통한 시장안정 기조 강화」, 보도자료, 2018. 8. 27.
- 국토교통부·기획재정부·금융위원회, 「실수요 보호와 단기 투기수요 억제를 통한 주택시장 안정화 방안」, 보도자료, 2017. 8. 2.
- _____, 「투기 수요 차단을 통한 주택시장 안정적 관리 기조 강화」, 보도자료, 2020. 2. 20.
- _____, 「주택시장 안정을 위한 관리방안」, 보도자료, 2020. 6. 17.
- 국토교통부·기획재정부·안전행정부·금융위원회, 「규제합리화를 통한 주택 시장 활력회복 및 서민 주거안정 강화방안」, 보도자료, 2014. 9. 2.
- 국토교통부·기획재정부·안전행정부·법무부·금융위원회, 「서민 주거안정을 위한 주택시장 정상화 종합대책 발표」, 보도자료, 2013. 4. 1.

- 국토해양부, 「주택법 시행령」 개정 -수도권 전매제한 추가 완화, 아파트 근린생활시설 상호 용도변경 허용 등-, 보도자료, 2009. 3. 10.
- 국토해양부·기획재정부·금융위원회, 「주택시장 정상화 및 서민주거안정 지원방안」, 보도자료, 2011. 12. 7.
- _____, 「주택거래 정상화 및 서민, 중산층 주거안정 지원방안」, 보도자료, 2012. 5. 10.
- 국토해양부·기획재정부·금융위원회·행정안전부, 「주택 미분양 해소 및 거래 활성화 방안」, 보도자료, 2010. 4. 23.
- _____, 「주택거래 정상화 통해 서민 주거안정 도모 -8.29 「실수요 주택거래 정상화와 서민·중산층 주거안정 지원방안」 발표-」, 보도자료, 2010. 8. 30.
- 기획재정부, 「일자리 창출을 위한 경제재도약 세계 -2008년 세계개편(안) 세부추진내용-」, 보도자료, 2008. 9. 1.
- _____, 「새 경제팀의 경제정책방향」, 보도자료, 2014. 7. 24.
- 기획재정부·교육과학기술부·행정안전부·농림수산식품부·지식경제부·보건복지가족부·환경부·노동부·국토해양부·금융위원회, 「경제난국 극복 종합대책」, 보도자료, 2008. 11. 3.
- 기획재정부·국토교통부·금융위원회, 「주택시장의 안정적 관리를 위한 선별적 맞춤형 대응방안」, 보도자료, 2017. 6. 19.
- 기획재정부·국토교통부·금융위원회·국세청, 「주택시장 안정화 방안」, 보도자료, 2019. 12. 16.
- 기획재정부·국토해양부, 「주택공급 기반강화 및 건설경기 보완방안」, 보도자료, 2008. 8. 21.
- 기획재정부·국토해양부·금융위원회, 「가계 주거부담 완화 및 건설부문 유동성 지원·구조조정 방안」, 보도자료, 2008. 10. 21.
- 기획재정부·행정안전부·국토해양부·금융위원회, 「현 지방 미분양 상황평가 및 정책 대응방향」, 보도자료, 2008. 6. 11.

- 재정경제부·건설교통부·환경부·금융감독위원회·국세청, 「부동산시장 안정화 방안」, 보도자료, 2006. 11. 15.
- 재정경제부·행정자치부·건설교통부·금융감독위원회, 「서민주거 안정과 부동산투기 억제를 위한 부동산제도 개혁방안」, 보도자료, 2005. 8. 31.
- 재정경제부·행정자치부·건설교통부·기획예산처·금융감독위원회·국세청·서울특별시·경기도, 「주택시장안정 종합대책」, 보도자료, 2003. 10. 29.
- 김민영·황진영, 「주택가격과 출산의 시기와 수준: 우리나라 16개 시도의 실증분석」, 『보건사회연구』, 제36권 제1호, 2016, pp. 118~142.
- 김영주, 「대도시 저출산 가정의 주거현황과 주거의식」, 『한국가정관리학회지』, 제23권 제2호, 2005, pp. 149~157.
- 박진백·이재희, 「경기변동에 따른 주택가격변동이 출산율에 미치는 영향」, 『육아정책연구』, 제10권 제3호, 2016, pp. 51~69.
- 박천규·이영, 「결혼 후 3년 이내 출산이 주택소비에 미치는 영향」, 『주택연구』, 제18권 제1호, 2010, pp. 27~39.
- 부동산114, 「부동산114 데이터베이스」, 2021. 7.
- 서미숙, 「주택가격 변화에 따른 여성 출산율에 관한 연구」, 『여성경제연구』, 제10집 제1호, 2013, pp. 63~79.
- 송경호·권성오, 『정부의 부동산 정책이 주택시장에 미친 영향 분석: 서울 주택 시장 8·2 대책, 9·13 대책을 중심으로』, 한국조세재정연구원, 2020.
- 이소영·김은정·박종서·변수정·오미애·이상림·이지혜, 『2018년 전국 출산력 및 가족보건·복지 실태조사』, 한국보건사회연구원, 2018.
- 이재희·박진백, 「주택가격과 주택공급이 출산율에 미치는 영향: 서울시를 중심으로」, 『한국생활과학회지』, 제29권 제5호, 2020, pp. 765~776.
- 정창무, 「혼인율 변동이 주택가격에 미치는 영향」, 『대한건축학회 논문집』, 제24권 제7호, 2008a, pp. 57~64.
- _____, 「주택가격이 출생률에 미치는 영향」, 『대한건축학회 논문집』, 제24권 제8호, 2008b, pp. 217~224.

〈외국 문헌〉

- Aksoy, Cevat Giray, "Short-term Effects of House Prices on Birth Rates," EBRD Working Paper, No. 192, 2016.
- Chu, C. Y. Cyrus, Jou-Chun Lin, and Wen-Jen Tsay, "Males' Housing Wealth and Their Marriage Market Advantage," *Journal of Population Economics*, 33, 2020, pp. 1005~1023.
- Clark, Jeremy and Ana Ferrer, "The Effect of House Prices on Fertility: Evidence from Canada," *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 13(38), 2019, pp. 1~32.
- Cohen, Alma, Rajeev Dehejia, and Dmitri Romanov, "Financial Incentives and Fertility," *Review of Economics and Statistics*, 95(1), 2013, pp. 1~20.
- Dettling, Lisa J. and Melissa S. Kearney, "House Prices and Birth Rates: The Impact of the Real Estate Market on the Decision to Have a Baby," *Journal of Public Economics*, 110, 2014, pp. 82~100.
- Gholipour, Hassan F. and Mohammad Reza Farzanegan, "Marriage Crisis and Housing Costs: Empirical Evidence From Provinces of Iran," *Journal of Policy Modeling*, 37, 2015, pp. 107~123.
- Liu, Mimi and Jeremy Clark, "The Effect of the Price or Rental Cost of Housing on Family Size: A Theoretical Analysis with Reference to New Zealand," *New Zealand Economic Papers*, 51(3), 2017, pp. 281~301.
- Lovenheim, Michael F. and Kevin J. Mumford, "Do Family Wealth Shocks Affect Fertility Choices? Evidence From the Housing Market," *Review of Economics and Statistics*, 95(2), 2013, pp. 464~475.
- Romer, Christina D. and David H. Romer, "Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz," *NBER Macroeconomics Annual*, 4, 1989, pp. 121~170.
- _____, "A new measure of monetary shocks: Derivation and implications," *American Economic Review*, 94(4), 2004, pp. 1055~1084.

- Ramey, Valerie A. and Matthew D. Shapiro, "Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 48, 1998, pp. 145~194.
- Saiz, Albert, "The geographic determinants of housing supply," *Quarterly Journal of Economics*, 125(3), 2010, pp. 1253~1296.
- Song, Kyungho, "Essays on Applied Microeconomics," Ph. D. Dissertation, Michigan State University, 2019.
- Wrenn, Douglas H., Junjian Yi, and Bo Zhang, "House Prices and Marriage Entry in China," *Regional Science and Urban Economics*, 74, 2019, pp. 118~130.

〈웹사이트〉

- 국토교통부, 「실거래가 데이터」, <http://rt.molit.go.kr/>, 검색일자: 2021. 10. 2.
- _____, 「정책정보」, http://www.molit.go.kr/USR/policyData/m_34681/dtl.jsp?id=531, 검색일자: 2020. 12. 17.
- 통계청, 「인구동향조사」, <http://kosis.kr>, 검색일자: 2021. 10. 2.
- _____, 「2020년 출생통계(확정), 국가승인통계 제10103호 출생통계」, https://kostat.go.kr/portal/korea/kor_nw/1/1/index.board?bmode=read&aSeq=391575, 검색일자: 2021. 10. 2.
- 행정안전부, 「주민등록인구통계」, <https://jumin.mois.go.kr>, 검색일자: 2021. 10. 2.
- e-나라지표, 「조혼인율」, https://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1428, 검색일자: 2021. 10. 2.
- _____, 「합계출산율」, <https://www.index.go.kr/unify/idx-info.do?idxCd=4230>, 검색일자: 2021. 10. 2.

주택가격변동이 혼인율과 출산율에 미치는 영향과 정책적 함의

강동익 · 송경호

본 연구에서는 지역 단위로 주택매매가격 및 전세가격이 혼인율 및 출산율에 미치는 영향과 설문조사를 바탕으로 주택가격 상승 충격이 정부 및 공공기관 종사자의 혼인율 및 출산율에 미치는 영향을 살펴보았다. 우선 패널 데이터를 활용하여 Panel-SVAR 모형을 통해 각각도로 분석한 결과, 상세한 가정에 따라 추정 계수값의 크기는 다소 달라졌지만 모든 모형에서 주택매매가격과 전세가격의 상승은 혼인율과 합계출산율을 저해하는 요인으로 작용하는 것으로 나타났다. 주택매매가격 충격의 경우 최초의 충격이 오랜 기간 지속되며 장기적인 효과와 단기적인 효과의 크기가 매우 다를 수 있음을 확인할 수 있었다. 따라서 주택매매가격과 전세가격의 급격한 변동은 단기적으로는 혼인율과 출산율에 큰 영향을 미치지 못하지만 장기적으로 누적한 효과의 크기는 상당히 클 수 있는 것으로 나타났다.

나아가 이전대상 공공기관 근로자에 대한 설문조사를 바탕으로 한 미시분석 결과, 주택가격이 100% 상승할 때 8년간 출산 인원이 0.1~0.3명 감소하는 것으로 나타났으며, 주택을 소유하지 않았을 경우 0.15~0.45명 감소하는 것으로 나타났다. 혼인의 경우 주택을 소유하지 않았거나 소유할 예정(부담 능력 등의 이유로)이 없는 경우 주택가격이 혼인 결정에 큰 영향을 미친 것으로 분석되었다. 2021년 기준 주택을 소유하지 않았을 경우, 2013~2019년 사이 주택가격이 100% 상승하였을 경우 혼인하였을 확률이 4~5.7% 사이 감소하는 것으로 나타났다.

The Effect of Housing Prices on Marriage and Fertility Rates

DongIk Kang and Kyungho Song

We study the effect of housing prices on the marriage rate and fertility rate using housing price variation at the regional and time dimensions. We also study the effect of cost-of-living shocks of government and public institution workers. We utilize a Panel-SVAR model, and find that housing prices decrease both marriage and fertility rates. Housing price shocks are long lasting, implying that the short-run and long-run effects of housing price changes can vary significantly. Our findings show that while the short-run effects of housing price changes may be small, long-run effects are much larger in magnitude.

In addition, our estimates from a survey of government and public institution workers shows that a 100% increases in the housing price will decrease the number of children born by between 0.1 and 0.3 persons, and by 0.15 to 0.45 persons for families that do not own a home. Marriage rates also decrease for workers who do not own a home. A 100% increase in the housing price decreases the probability of marriage between 2013 and 2019 by 4% to 5.7%.

■ 저자약력

강동익

연세대학교 경영학과 졸업
미국 University of Michigan 경제학 박사
현, 한국조세재정연구원 부연구위원

송경호

연세대학교 경제학과 졸업
한국은행 경제통계국
미국 Michigan State University 경제학 박사
현, 한국조세재정연구원 부연구위원

자료 수집 및 정리

노지영 한국조세재정연구원 선임연구원
나 영 한국조세재정연구원 연구원

연구보고서 21-14

주택가격변동이 혼인율과 출산율에 미치는 영향과 정책적 함의

발행	행	2021년 12월 31일
저자	자	강동익 · 송경호
발행인	인	김재진
발행처	처	한국조세재정연구원
주소	소	30147 세종특별자치시 시청대로 336
전화	화	(044)414-2114(代)
홈페이지	지	www.kipt.re.kr
등록	록	1993. 7. 15. 제2014-24호
정가	가	9,000원
조판 및 인쇄	쇄	호정씨앤피
I S B N		979-11-6655-106-2
