

주택가격 변동이 출산에 미치는 직·간접 영향 분석

이석희*

요 약

본 연구는 인구구조적 변수인 인구와 혼인을 통제한 후 주택가격이 출산에 미치는 영향을 다각적으로 분석하였으며, 주요 성과는 다음과 같다. 첫째, 선행연구에서 고려되지 않았던 인구와 혼인 변수는 출산에 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있었다. 혼인 등을 통제할 때 주택가격이 출산에 미치는 영향을 보다 정교하게 파악 가능하다는 것을 의미한다. 둘째, 주택가격은 출산에 직접적인 영향을 미치며, 첫째 출산보다는 둘째와 셋째 출산에 그 영향이 컸다. 주택가격 중에는 실질 주거비 부담이 출산 영향을 잘 설명하였다. 셋째, 주택가격은 혼인과 혼인연령에 부정적 영향을 미치고 있었다. 넷째, 혼인연령, 주택가격, 사교육비 등 사회·경제적 환경은 첫째, 둘째, 셋째 출산 순으로 점차 영향이 커졌다. 종합하면, 주택가격은 혼인을 매개변수로 하여 출산에 직·간접 영향을 주고 있는 것이 확인되었다. 따라서 출산율을 높이기 위해 먼저, 첫째 출산과 긴밀히 연계된 혼인을 적극 장려하고 혼인연령을 낮추기 위한 환경을 조성할 필요가 있다. 혼인이 증가하면 출산 역시 증가할 것으로 기대되기 때문이다. 또한 주택가격의 출산 영향을 고려할 때 주거비 부담 완화 관련 정책수단은 첫째 출산보다 둘째 출산과 연계를 강화할 필요가 있다. 둘째 출산부터 의사결정 과정이 중요한 역할을 하기 때문이다.

핵심어 : 출산율, 주택가격, 주거비 부담, 혼인, 매개효과

1. 서론

한국 사회는 초저출산이라는 심각한 인구문제에 직면했다. 합계출산율은 2016년 1.17명을 기록한 이후 급격히 하락하여 2023년 0.72명, 2024년 0.75명 수준까지 떨어졌다. 모든 시·도의 출산율이

* 이석희, 주저자, 한국부동산원 부연구위원, sirking_lee@uos.ac.kr

© Copyright 2025 Housing Finance Research Institute. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

떨어지고 있고, 서울의 합계출산율은 0.58명(2024년)을 기록하는 등 초저출산율은 국가 및 지역의 인구 재생산을 위협하는 수준에 이르렀다. 이는 단순한 인구문제를 넘어 사회·경제 전반에 걸친 지속가능성의 위기로 인식되고 있으며, 이에 대한 원인 규명과 정책적 대응이 그 어느 때보다 절실한 상황이다.

지금까지 출산율 변화를 설명하고자 한 연구들은 주로 인구통계학적 분석 또는 출산율 결정요인 분석으로 구분된다. 인구통계학적 접근은 출생아수를 인구, 혼인, 유배우 여성의 출산율 등으로 분해한 후 출산 감소가 어떤 요인의 어느 정도의 영향을 받았는지 설명하는 데 유용하였으나, 사회·경제적 환경과 같은 외부 요인을 포착하는 데에는 한계가 있었다. 반면, 사회·경제학적 관점의 출산 결정요인 연구는 소득, 주택가격, 교육비용, 고용형태 등의 영향을 중심으로 분석하고 있으나, 대다수 연구가 인구나 혼인과 같은 인구구조적 변수들을 충분히 통제하지 못했다는 점에서 한계가 존재한다.

출산에 영향을 미치는 것으로 알려진 주택가격은 출산에 미치는 영향이 분석모형에 따라 상이한 결과를 보이고 있다. 주택가격 상승이 출산을 억제한다는 연구결과가 주류를 이루고 있지만, 주택가격 상승에 따른 자산효과가 출산율을 증가시킨다는 연구결과도 종종 존재한다. 또한 주택가격이 혼인에 영향을 미친다는 연구결과 등을 고려할 때, 주택가격은 자산효과, 혼인 등 다양한 경로를 통해 출산에 직·간접 영향이 있는 것이 확인되고 있다. 그럼에도 불구하고 기존 연구들은 주택가격이 혼인을 통해 출산에 미치는 간접적 경로를 충분히 고려하지 않았으며, 매개효과를 포함한 주택가격의 출산 총 영향을 추정한 연구는 이루어지지 않았다.

본 연구는 선행연구의 한계를 보완하고자, 출산율의 주요 결정요인으로 지목되어온 주택가격에 주목하면서도, 인구와 혼인이라는 인구구조적 변수를 통제한 후, 매개효과를 고려한 분석모형을 통해 보다 종합적인 이해를 시도한다. 특히, 주택의 명목가격뿐만 아니라 PIR(price income ratio), LIR(loan income ratio) 등 실질적인 주거비 부담 수준을 고려하여 주택가격이 출산에 미치는 영향을 정교하게 추정하고자 한다. 또한, 지역단위의 패널자료를 활용함으로써 시·도 간의 구조적 차이를 반영하고, 주택가격이 혼인을 매개로 출산에 미치는 직·간접적 경로를 실증적으로 검증한다는 점에서 선행연구와 차별화된다. 이 연구는 다층적인 분석을 통해 초저출산 문제의 주요 요인으로 지목되어온 주택가격이 혼인, 출산 등 청년의 성인 이행기에 미치는 영향을 입체적으로 규명하고, 향후 저출산 대응 정책의 실효성 제고를 위한 기초자료를 제공하는 데 기여할 것으로 보인다.

II. 선행연구 검토 및 연구의 차별점

1. 출산율 변화 요인 연구

출산율 변화를 분석한 연구는 크게 인구통계학 관점의 연구와 출산 결정요인 연구로 나뉜다. 인구통

계학적으로 접근한 연구는 출생아수 또는 출산율을 수학적으로 분해하여 각 요소의 변화를 분석한다. 반면 출산 결정요인 연구는 경제적 관점(Becker, 1993; Caldwell, 1980), 사회·문화적 관점(Bongaarts & Watkins, 1996; Van de Kaa, 2001), 젠더 관점(McDonald, 2000)에서 소득, 경제활동참가율, 주택가격, 사교육비, 교육수준 등 변수가 출산에 미치는 요인을 분석한다. 결정요인 연구는 다시 두 가지 방식으로 구분 가능한데, 가구 정보를 분석한 연구와 지역 정보를 분석한 연구이다. 각 접근법에 따라 출산 결정요인을 다르게 보고 있으며, 주요 특징은 다음과 같다.

첫째, 인구통계학적으로 출산률 변화를 분석한 연구는 출생아수를 인구, 혼인 등으로 분해하여 각 요소와 출산율 간의 관계를 분석한다. 대표적으로 Sobotka et al.(2005)는 출생아수를 여성인구와 출산율로 분해하고, 출산율을 다시 출산량 효과, 출산지연 효과로 분해하는 방법을 제시하였다.¹⁾ 해당 연구를 참고하여, 민인식·유혜림(2020), Yoo & Sobotka(2018) 등의 후속연구가 진행되었으며, 민인식·유혜림(2020)은 출산량효과 감소가 출생아수 감소에 가장 큰 요인이라 지적하였다. 이철희(2018, 2023)의 연구는 합계출산율을 수학적으로 가임기 여성인구, 유배우(혼인) 여성 비율, 유배우 여성의 출산율 등으로 분해하여,²⁾ 각 요인이 출산율에 어떠한 영향을 주는지 분석하였다. 분석결과, 지난 30년 동안의 출생아수 감소는 여성인구 감소에 의한 것이 10%이고, 유배우(혼인) 여성 비율의 하락이 85%를 차지한다는 결과를 발표하였다.

이와 같은 접근방식은 수학적으로 분해가 가능한 여성인구, 혼인, 출산률 등의 정보만을 활용하여 결론을 도출하며, 분해된 요소들이 시기별로 어떻게 변해왔는지를 제시하고 있다. 즉 인구통계학적 변수 외적인 출산 결정요인을 도출하는 데 한계가 있다.

둘째, 가구(household) 관점에서 저출산 현상을 진단한 연구는 주로 가구 정보를 조사하는 노동패널, 재정패널, 여성가족패널, 가족과 출산조사 등의 자료를 이용하며, 가구의 소득, 부부의 학력, 자가 거주여부, 연령 등의 특성이 출산에 미치는 영향을 분석한다. 자료의 특성상 가구가 어떠한 조건일 때 출산을 하는지 분석을 하며, 출산 여부를 종속변수로 한 로짓모델(logit model), 프로빗모델(probit model), 생존분석모형(survival analysis) 등을 많이 활용한다.

재정패널 자료를 이용하여 패널로짓분석을 한 김지형·김현철(2022)의 연구에 따르면 자가 보유는 첫째 출산에 양(+)의 영향을 주고, 주택가격은 첫째출산에 음(-)의 영향을 주었다. 노동패널 자료의 자가 거주 가구를 대상으로 패널프로빗분석을 한 정의철·오동훈(2024)의 연구는 주택가격 상승시 자산효과로 인해 출산을 선택한다고 밝히고 있다. 도난영·최막중(2018)의 연구는 주택가격과 가구소

1) 총출생아수=가중평균여성인구(G)×출산율(TFR)
 $=G \times \text{출산량효과}(\text{adj } TFR) \times \text{출산지연효과}(TFR/\text{adj } TFR).$

2) 합계출산율= $\sum[\text{유배우여성인구비율} \times \text{유배우출산율} + (1 - \text{유배우여성인구비율}) \times \text{무배우출산율}].$

득은 결혼연령을 상승시키고, 주택가격은 유의하진 않으나 출산시점을 지연시키면서, 주택구입비용과 출산·양육의 기회비용이 경합관계가 있음을 보여준다. 헤크만 2단계 모형으로 분석한 임보영 외(2018)는 지역 주택가격이 상승할수록 출산확률과 출산 자녀수가 적어지는 연구결과를 보이는 등 연구마다 일부 상반된 결과를 보여주고 있다. 또한 가구소득이 출산에 영향을 준다는 연구(도난영·최막중, 2018)와 영향이 없다는 연구(이성용, 2009; 정은화·최유석 2013)가 존재하며, 부부의 교육 수준 역시 출산에 영향이 있다는 연구(임보영 외, 2018)와 없다는 연구(김지형·김현철, 2022)가 공존한다. 이상의 선행연구는 주로 2인 이상 가구 자료를 이용하기 때문에 혼인 여부는 고려하지 않으며, 가구 특성에 주목한다.

셋째, 지역 관점에서 출산 결정요인을 분석한 연구는 주로 주택가격 등의 지역적 요소가 출산율에 미치는 영향을 분석한다. 지역단위의 연구는 가구단위 연구와 달리 합계출산율, 조출생률 등을 종속 변수로 하여 ordinary least squares, 패널모형 등의 방법으로 출산 결정요인을 분석한다. 천현숙 외(2016)의 연구는 주택의 매매가격, 전세가격이 혼인률과 합계출산율에 음(-)의 영향을 준다고 밝히고 있으며, 시스템GMM으로 분석한 연구(김민영·황진영, 2016; 박진백·권전우, 2023) 역시 주택가격이 합계출산율 및 조출생률에 음(-)의 영향을 주는 것을 확인하였다. 반면 이철희(2018)의 연구는 주택가격이 유배우 합계출산율에 양(+)의 영향을 주며, 오삼관·권영주(2018)의 연구는 자가 변동률이 합계출산율에 양(+)의 영향이 있다고 설명한다. 강동익·송경호(2021)의 연구는 주택가격 상승이 자산효과로 인해 초기 출산율에 양(+)의 영향을 주지만 패널-SVAR 분석에 따르면 장기적으로 음(-)의 영향을 준다고 밝히고 있다.

출생아수 자체도 분해법에 따르면, 인구, 혼인 등에 영향을 받지만, 선행연구의 종속변수로 이용되고 있는 합계출산율은 연령대별 출산율을 합산한 것이고, 조출생률은 출생아수를 인구로 조정한 수치이기 때문에 출생률은 전체인구, 청년층 인구, 혼인전수 등에 영향을 받을 수밖에 없다. 하지만 선행연구의 설명변수에 인구, 가임기 또는 청년층 인구, 혼인전수³⁾ 등을 반영한 연구는 없는 실정이다. 혼인 등의 변수를 통제할 때, 보다 효율적 추정이 가능할 것으로 판단된다.

2. 지역별 출산율 차이 연구

앞에서 검토한 바와 같이, 주택가격의 출산 영향에 대해서는 미시적 접근인 가구단위의 정보를 활용한 연구도 많지만, 최근에는 지역단위인 거시적 접근의 연구도 활발히 이루어지고 있다. 유사한

3) 혼외자 비율이 2.3%(10~23)로, 미미하기 때문에 혼인은 출산의 중요한 역할을 담당하고 있다.

사회경제적 지위를 가지더라도 거주지역에 따라 출산력(fertility)이 다르게 나타나는 점에 대해 최은영·박영실(2010), Boyle(2003) 등은 출산의 다양한 사회·경제적 결정요인 중 거주지역의 특성에 주목할 필요가 있다고 주장한다. 지역별 출산율 차이에 대해 Hank(2001)는 여성의 노동시장과 출산 간의 관계에 주목하여 지역사회의 기회구조(opportunity structure)로 설명하고 있다. 이와 유사한 맥락에서 Das & Banerjee(2023), Munshi & Myaux(2006)는 해당 현상을 동료압박(peer pressure) 개념으로 설명한다. 즉 개인은 친구·지인 또는 지역사회 문화로 인해 특정 행동이나 사고방식을 따르도록 설득되거나 압력을 받게 되는데, 출산 역시 이러한 메커니즘에 의해 영향을 받게 된다는 것이다. 여성의 출산 선택을 비롯한 다양한 분야의 의사결정이 동료효과(peer effect)에 큰 영향을 받는다(Das & Banerjee, 2023)는 것을 고려할 때 지역단위의 거시분석 역시 의미 있는 시사점을 제공한다.

지역단위로 분석할 경우, 주택가격 등 지역의 사회·경제적 수준이 출산에 미치는 영향을 도출할 수 있는 장점이 있다. 대표적으로 사교육비, 혼인연령, 인구, 비정규직근로자비율, 경제활동참가율 등이 있다. 사교육비는 출산에 음(-)의 영향을 준다는 결과가 주를 이루고 있으며(박진백·권건우, 2023; 천현숙 외, 2016), 가족보건실태조사 자료를 이용한 전광희(2002)의 연구는 혼인연령 상승이 합계출산율 감소의 주요 원인이라 설명한다. 고용형태와 관련하여 유진성(2022)은 정규직 종사자 대비 비정규직 종사자의 결혼확률과 출산확률이 낮다는 분석결과를 보고하고 있으며, 조성호·문승현(2021)도 정규직 대비 비정규직 종사자의 출산의향이 낮다는 것을 확인하였다. 그 외에 오삼관·권영주(2018)는 이혼율, 의회 여성의원 비율 등을 설명변수에 반영하여 실증분석하였지만 해당 변수는 출산율에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 못하였다. 시·도별 유의미한 출산율 격차가 있으면서 그 경향이 지속되고 있는 현 상황을 고려할 때, 지역단위로 출산율 결정요인을 분석하는 것은 의미있는 시사점을 제공한다.

3. 연구의 차별점

본 연구는 출산율 결정요인을 다층적으로 분석하며, 다음과 같은 차별점이 있다. 첫째, 인구와 혼인건수를 통제한 후 주택가격이 출산율에 미치는 영향을 분석하였다. 분해법상으로 인구와 혼인은 출생아수 또는 출산율의 주요 구성요인이 될 수밖에 없음에도 불구하고, 출산 결정요인 선행연구는 해당 변수를 분석모형에 반영하지 않았기 때문에 주택가격의 영향이 과소 또는 과다 추정되었을 가능성이 높다. 더욱이 인구와 혼인건수가 지속적으로 감소하고 있는 현 상황을 고려할 때 출생아수에 미치는 인구와 혼인건수의 영향을 통제하여 정교한 분석이 필요하다.⁴⁾ 본 연구는 인구통계학적으로

중요한 변수인 인구, 혼인건수 등의 변수를 분석모형에 반영하여, 주택가격이 출산에 미치는 영향을 합리적으로 분석한다는 점에서 선행연구와 차별화된다.

둘째, 다양한 관점에서 주택가격의 출산율 영향을 면밀히 파악한다. 주택시장을 잘 설명하는 매매 가격, 전세가격과 함께 소득, 물가 등의 수준을 고려한 주거비 부담 지표를 이용하여 주택가격이 출산에 미치는 영향을 다각적으로 분석한다. 실질 주거비 부담 수준 등 다양한 주택가격을 분석모형에 반영하면 보다 유의미한 결과 도출이 예상된다.

마지막으로, 앞서 검토한 바와 같이 주택가격은 출산은 물론 혼인 및 혼인연령에도 영향을 미치며, 혼인 및 혼인연령은 출산에 영향을 미친다. 즉 혼인을 매개변수로 하여 출산에 간접적인 영향을 미친다. 매개효과(mediation effect)를 포함한 직·간접 총 영향 파악을 통해 주택가격이 출산에 미치는 영향을 보다 명확히 규명할 필요가 있다. 매개효과를 고려한 선행연구가 없다는 점에서 본 연구는 차별점을 가진다.⁵⁾

III. 분석모형 및 자료구축

1. 분석모형

분석은 횡단면 자료와 시계열 자료의 장점을 모두 활용할 수 있는 패널모형(panel model)을 이용하였다. 패널분석은 특정 시점의 횡단면 분석이나, 특정 지역의 시계열 분석에 비해 관측치를 충분히 확보할 수 있다. 이러한 특성은 자유도 문제를 상대적으로 완화시키고, 추정치의 효율성도 높인다. 또한 특정 지역 또는 특정시점에 편향된 분석결과가 아닌 일반화된 장기적 추정치를 도출할 수 있는 등의 장점이 있다.

분석은 네 단계로 진행한다. 첫째, 변수 검정을 통해 구체적인 분석모형을 설정한다. 분석대상인 출생아수와 설명변수인 인구, 주택가격 등의 변수는 단위근(unit root)이 있는 시계열적 비정상적(non-stationary) 형태일 가능성이 크다. 따라서 분석모형에 반영할 변수의 패널 단위근 검정과

4) 전국의 인구는 2020년 5,134만 명을 기록한 이후 감소 중이며, 여자인구도 2021년 2,574만 명을 기록한 이후 감소 중이다. 여자인구를 연령별로 구분하면, 20~44세 인구는 2009년 969만 명 이후 감소 중이며, 25~39세 인구 역시 2009년 606만 명 이후 감소 중이다. 최근 20년의 혼인건수는 2007년의 34.3만 건 이후 감소세를 보이며, 2024년 22.2만 건을 기록하였다.

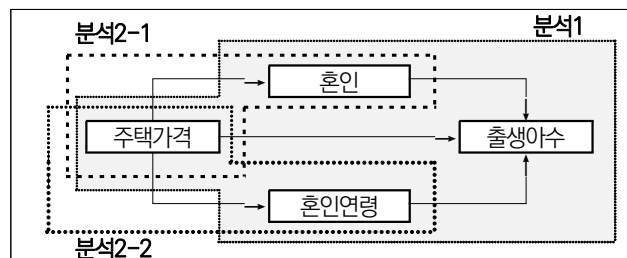
5) 도난영·최막중(2018)은 결혼연령, 출산시점 결정요인 분석, 임보영 외(2018)는 결혼확률, 자녀수 결정요인 분석, 강동익·송경호(2021)는 조혼인율, 합계출산율 결정요인 분석, 이철희(2018)는 유배우 합계출산율, 무배우 혼인율 결정요인을 분석하였지만, 매개효과를 분석한 연구는 없다.

패널 공적분 검정을 진행한 후 공적분(cointegration) 관계 여부를 확인한다. 뒤에 제시하겠지만, 출생아수, 인구, 주택가격 등은 장기적 균형 관계가 성립하는 공적분 관계가 있는 것으로 확인되었으며, 분석모형은 패널 고정효과(fixed effect) 모형을 이용하는 것으로 결정하였다.

둘째, 주택가격(*HousingPrice*), 혼인건수(*Marriage*), 혼인연령(*MaritalAge*) 등이 출산(*Birth*)에 미치는 영향을 실증분석한다. 이는 <그림 1>의 분석1에 해당하며, 분석은 두 단계로 구성된다. 우선 인구통계학적 분해법에서 도출된 인구(*Pop*)와 혼인이 출산에 미치는 영향을 단계적으로 검토한다. 분석모형의 종속변수는 선행연구와 동일하게 조출생률, 합계출산율, 출생아수로 하고, 선행연구에서 도출된 사교육비, 비정규직근로자비율, 경제활동참여율 등을 통제변수로 반영하여 분석한다. 해당 분석에서 도출된 통제변수를 활용하여 주택가격, 혼인건수, 혼인연령이 출산에 미치는 영향을 분석하며, 주택가격은 다양한 유형의 변수를 이용하여 최적의 모델을 도출한다. 분석은 종속변수와 설명변수에 로그를 취하는 로그-로그 방식으로 진행하며, 분석모형을 식으로 나타내면 <식 1>과 같다(X' 는 통제변수 벡터, i 는 지역, t 는 시점 의미).

$$\ln Birth_{it} = \alpha + \theta_1 \ln Pop + \theta_2 \ln Marriage_{it} + \theta_3 \ln MaritalAge_{it} + \theta_4 \ln HousingPrice_{it} + X'_{it} \beta + u_i + \epsilon_{it} \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

셋째, 주택가격이 첫 번째 분석에서 설명변수로 반영된 혼인건수와 혼인연령에 미치는 영향을 분석한다. <그림 1>의 분석2-1과 분석2-2에 해당한다. 혼인건수는 출산에 직접적으로 영향을 주는 설명변수이자, 주택가격에도 영향을 받는 매개변수이다. 즉 주택가격이 출생아수에 미치는 영향을 매개효과 관점에서 파악하기 위한 사전분석으로써 주택가격이 혼인건수에 미치는 영향을 분석하는 것이다. 이를 식으로 표현하면 <식 2>, <식 3>과 같으며, 주택가격이 혼인연령에 미치는 영향도 동일한 방식으로 분석한다.



<그림 1> 분석과정 도식도

$$\ln \text{Marriage}_{it} = \alpha + \theta_1 \ln \text{Pop}_{it} + \theta_2 \ln \text{HousingPrice}_{it} + X'_{it} \beta + u_i + \epsilon_{it} \quad \langle \text{식 } 2 \rangle$$

$$\ln \text{MaritalAge}_{it} = \alpha + \theta_1 \ln \text{Pop}_{it} + \theta_2 \ln \text{HousingPrice}_{it} + X'_{it} \beta + u_i + \epsilon_{it} \quad \langle \text{식 } 3 \rangle$$

넷째, 주택가격 변동이 출생아수에 미치는 총 영향을 파악하기 위해 매개효과(mediation effect)를 포함한 직·간접 효과를 추정한다. 매개효과 추정은 계수산출법 중 하나인 Sobel 검정⁶⁾(Sobel, 1982)을 활용한다. Sobel 검정은 전통적인 방법이지만 Baron & Kenny가 제시한 인과단계법에 비하여 매개효과의 유의성을 명확하게 밝힌다는 장점(윤철호·최광돈, 2016)으로 인해 활발히 이용되고 있으며, 패널분석 결과도 Sobel 검정을 활용하여 매개효과를 추정하고 있다(이종호 외, 2020).

2. 분석대상 및 자료구축

패널분석을 위한 자료는 <표 1>과 같이 구성하여, 시·도 단위로 구축하였다. 출생순위별 출생아수, 혼인건수, 초혼연령은 인구동향조사 자료를 이용하였다. 주택가격은 매매가격, 전세가격, 구입부담지수, PIR, LIR을 이용하였다. 매매가격과 전세가격은 KB부동산의 주택가격동향 자료를 이용하였으며,⁷⁾ 신혼부부가 선호하는 아파트를 기준으로 하였다. 대출상환 부담 수준을 나타내는 주택구입부담지수⁸⁾와 소득 대비 주택가격(PIR) 및 소득 대비 대출금액(LIR)⁹⁾은 한국주택금융공사의 자료를 이용하였다. 지역의 연령별 인구는 주민등록연앙인구 통계를 이용하였다. 시·도별 GRDP(gross regional domestic product)는 지역소득 통계자료를 이용하였으며, 비정규직 근로자 비율과 경제

6) Sobel test는 설명변수가 매개변수에 영향을 주고 매개변수가 종속변수에 영향을 준다는 전제하에, 설명변수가 매개변수를 거쳐 종속변수에 미치는 영향을 통계적 방법론으로 검증하는 방법론이다. 본 연구에서 혼인은 출생아수의 설명변수이면서, 동시에 주택가격의 종속변수가 된다. 즉, 주택가격과 출생아수 간의 매개변수가 된다. Sobel test를 통해 주택가격이 매개변수인 혼인을 거쳐 출생아수에 미치는 간접효과를 통계적 방법론으로 확인할 수 있다.

7) 주택가격을 지수화한 자료는 2003년부터 제공하고 있으나, 본 연구에서는 2011년부터 제공하고 있는 명목가격 자료를 활용하였다. 지역별 주택가격의 수준 차이가 반영되지 않은 지수자료를 이용하는 것은 주택가격의 출산 영향 분석에 한계가 있기 때문이다. 즉 지수 자료는 정보의 손실로 인해 편향적 분석결과를 도출할 수 있는 점을 감안하여 지수가 아닌 명목 가격자료를 이용하였다.

8) 한국주택금융공사의 주택구입부담지수는 대출상환가능소득을 중간가구소득으로 나누어 백분율로 표현한 것으로, 중위소득가구가 표준대출로 중간가격 주택구입 시 대출상환부담을 지수로 나타낸 것이다. 만약 서울 지수가 90일 경우, 서울의 중간소득 가구가 서울지역 중간가격의 주택을 구입할 경우 적정부담액(소득의 약 25%)의 90%를 주택구입담보대출 원리금 상환으로 부담한다는 의미이다. 즉 지수가 높을수록 주택구입부담이 가중된다는 것을 의미한다.

9) PIR=평균주택가격/평균연소득, LIR=평균대출금액/평균연소득이며, 한국주택금융공사의 보증자리론(내집마련 디딤돌대출 포함) 이용자를 대상으로 산출한 지표다.

〈표 1〉 자료 출처 및 통계 제공 시점

변수	통계자료 출처	시·도 통계 제공 시점
출생순위별 출생아수	통계청, 인구동향조사	1997년~2024년
혼인건수, 초혼연령		1990년~2024년
인구(5세별)	통계청, 주민등록연앙인구	1993년~2024년
평균매매가격, 평균전세가격	KB부동산, 주택가격동향	2011년~2024년
주택구입부담지수, PIR, LIR	한국주택금융공사, 주택금융통계	2004년~2024년
사교육비	통계청·교육부, 초중고사교육비조사	2009년~2024년
GRDP	통계청, 지역소득	1985년~2023년
비정규직근로자비율	통계청, 경제활동인구조사	2003년~2024년
경제활동참가율		2000년~2024년

주: 주택가격 관련 변수는 각 연도의 12월 수치를 기준으로 함.

PIR, price income ratio; LIR, loan income ratio; GRDP, gross regional domestic product.

활동참가율은 경제활동인구조사 자료를 이용하여 구성하였다.

각 자료는 시·도별 통계를 제공하고 있는 시점이 일부 달랐다. 출생아수와 혼인건수는 1990년대부터 지역별 통계가 생산되고 있으나, 주택의 평균매매가격과 평균전세가격 통계는 2011년부터 생산하였다. 구축된 자료의 분석은 주택가격 자료를 기초로 하여 2011년부터 2024년까지를 기준으로 하였다. 균형패널자료 구축 등을 고려하여 세종, 제주를 제외한 15개 시·도를 대상으로 자료를 구성하였다.

3. 기초통계 분석

1) 출생아수 및 혼인건수

합계출산율은 2010~2015년 1.2명대를 기록하였으나, 2016년 1.17명, 2017년 1.05명 등 매년 하락하여 2023년 0.72명, 2024년 0.75명을 기록 중이다. 지역별 합계출산율은 2024년 기준으로 서울이 가장 낮은 0.58명을 기록 중이다. 광역시는 0.68~0.79명(울산 제외)이고, 울산이 가장 높은 0.86명이다. 도 지역은 0.79~1.03명을 기록하고 있으며, 세종과 전남이 가장 높은 1.03명을 기록하고 있다. 대도시의 합계출산율이 낮고, 도 지역이 비교적 높은 수준인데, 이러한 격차는 지난 20년간 좁혀지지 않고, 최근 그 차이가 확대되고 있다. 서울 합계출산율 대비 울산의 합계출산율은 2005년 1.27배에서 2011년 1.37배, 2024년 1.48배로 확대되었으며, 서울 합계출산율 대비 전남의 합계출

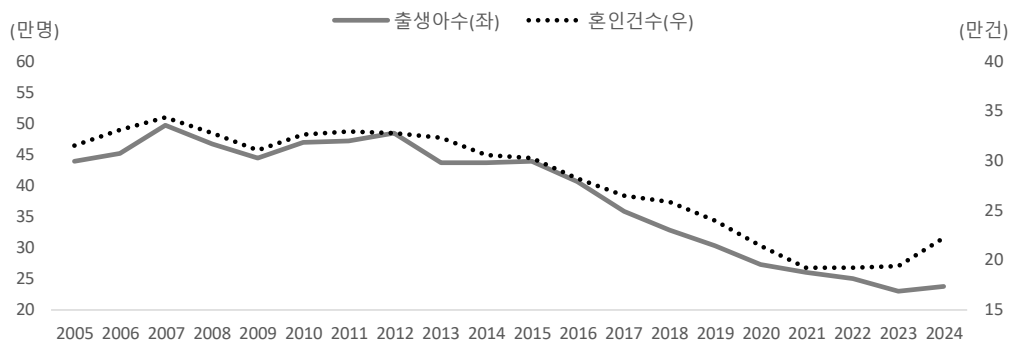
산율은 2005년 1.38배에서 2011년 1.55배, 2024년 1.77배로 확대되었다. 즉 합계출산율은 지역별 격차가 더욱 악화되고 있다.

출생아수는 2017년부터 40만명 아래로 내려오기 시작하여 2023년 가장 낮은 수준인 23만 28명을 기록하였고, 2024년은 소폭 반등하여 23.8만명 수준이다. 혼인건수 역시 2015년까지 30만 건 이상이었으나, 2016년부터 30만 건 아래로 내려오기 시작하였으며 2022년은 가장 적은 19.1만 건을 기록하고 있다.

출생아수는 혼인건수와 상관관계가 높으며, 그 변동 수준 역시 상관관계가 높았다. 2005년에서 2024년 사이의 혼인 증감률과 출생아수 증감률 간 상관관계는 0.619이며, 첫째 출산 증감률과 혼인 증감률 간 상관관계는 0.597로 높은 수준이다. 2011년 이후의 상관관계도 전체 출생아수 기준으로 0.402이고, 첫째 출산 기준으로 0.446으로 높은 편이다. 혼인 후에 출산이 이루어지는 것을 고려하여 출산 증감률과 1년 전의 혼인 증감률 간 관계를 추가 검토하였다. 2005년부터 2024년 사이의 상관관계는 음(-)의 값이었으며, 2011년과 2024년의 상관관계도 낮았다. 이는 혼인과 출산이 같은 해에 이루어지는 경향이 크다는 것을 의미하며, 신고에 의해 혼인통계가 집계되는 것을 고려할 때 혼인신고가 실제 결혼식 이후, 출산시기와 유사한 시기에 이루어진다고 추정된다. 즉, 신고 기준의 혼인 통계와 출산 통계 간의 시차는 발생하지 않는다는 것을 알 수 있다(〈그림 2〉).

2) 변수별 기초통계 분석

시·도 단위 기초통계 분석결과는 〈표 2〉 및 〈부록 표 1〉과 같다. 합계출산율 평균은 1.084명이며, 출생아수는 연평균 약 2.3만 명이고, 첫째 출생아수 1.2만 명, 둘째 8,419명, 셋째 2,156명으로 나타났다. 출생아의 53%가 첫째인 것으로 확인되었다. 혼인은 평균 1.6만 건이었으며, 여성 초혼연



〈그림 2〉 출생아수 및 혼인건수 추이

〈표 2〉 기초통계량

변수	Mean	STD	Min	Q1	Median	Q3	Max	Skew.	Kurt.
합계출산율(명)	1.084	0.248	0.552	0.883	1.068	1.272	1.642	0.08	-0.96
출생아수(명)	22,895	24,729	5,082	10,103	14,052	21,480	124,746	2.47	5.43
출생아수(첫째; 명)	12,269	13,616	3,102	5,195	7,081	11,020	63,591	2.31	4.25
출생아수(둘째; 명)	8,419	9,097	1,620	3,610	5,257	8,438	47,970	2.63	6.65
출생아수(셋째; 명)	2,156	2,174	275	996	1,558	2,339	13,078	3.00	9.95
혼인(건)	16,669	18,096	4,013	7,468	9,674	14,996	79,449	2.26	3.87
초혼연령(아내; 세)	30.2	0.8	28.4	29.6	30.2	30.8	32.4	0.16	-0.45
인구(만 명)	334.0	322.7	109.8	153.3	210.0	327.6	1,359.8	2.13	3.19
20~44세 인구(만 명)	119.6	125.8	35.5	52.3	69.3	109.5	479.9	2.11	2.89
평균매매가격(만 원)	27,256	19,056	10,601	17,194	21,319	30,173	127,274	3.28	12.96
평균전세가격(만 원)	18,473	9,841	7,131	12,828	15,501	21,230	66,614	2.56	8.23
주택구입부담지수	54.3	27.7	25.2	35.9	46.9	63.6	199.2	2.47	8.27
PIR(배)	5.4	1.2	3.6	4.4	5.2	6.0	9.1	0.82	-0.03
LIR(배)	2.8	0.6	1.7	2.3	2.7	3.1	5.0	0.81	0.48
사교육비(만 원)	38.6	9.5	25.4	31.4	35.8	43.8	78.2	1.28	1.91
GRDP(실질; 조 원)	127.8	133.2	35.5	55.0	80.4	114.4	578.1	2.15	3.21
비정규직근로자비율(%)	36.1	4.7	24.6	32.5	35.7	38.8	50.5	0.33	0.00
경제활동참가율 (여자; %)	52.3	3.3	41.4	50.1	52.5	54.4	61.5	-0.11	0.52

주: 1) N=210.

2) GRDP는 2011~2023년 사이의 기초통계임.

PIR, price income ratio; LIR, loan income ratio; GRDP, gross regional domestic product.

령은 30.2세로 나타났다. 전체 인구는 시·도 평균 334만 명이고, 20~44세 인구는 35.8% 수준인 119.6만 명이었다.

아파트 기준으로 평균매매가격 2.7억 원이며, 표준편차 1.9억 원 수준이며, 평균전세가격 1.8억 원, 표준편차 9천만 원 수준이다. 다만 아파트 가격은 시도에 따라 큰 차이가 났는데, 평균매매가격은 서울 8.22억 원, 부산 3.06억 원, 강원 1.68억 원 수준이고, 평균전세가격은 서울 4.57억 원, 부산 1.94억 원, 강원 1.27억 원 수준이다.

주택구입부담지수는 평균 54.3, 표준편차 27.7로 대체적으로 100 이하에 형성되어 있었으나, 서울은 평균 131.7로 높은 수준이었다. PIR 평균은 5.4배였으며, 표준편차는 1.2배, 최고 9.1을 기록하였다. 서울은 평균주택가격이 평균연소득의 7.7배로 매우 높은 수준이었으며, 도 지역은 경기(6.5배)를 제외하면 4~5배 수준이었다. LIR 평균은 2.8배 였으며, 표준편차는 0.6배였다. 서울은 LIR 3.6였으며, 그 뒤를 경기(3.3), 인천(3.2), 대구(3.1) 순이었으며, 그 외 지역은 2~3배 수준으로 확인되었다.

학생 1인당 월평균 사교육비는 38.6만 원이고, 표준편차 9.5만 원, 왜도 1.28, 첨도 1.91로 큰 변동없는 정규분포에 가까운 형태를 보였다. 실질 GRDP는 전 시·도 평균 127.8조였으나, 시·도별로는 경기 466조, 서울 445조, 충남 116조, 부산 95조 순이었으며, 울산은 2011년 대비 2023년의 실질 GRDP가 증가하지 않은 것으로 나타났다. 비정규직 근로자 비율은 평균 36.1%이고, 여성의 경제활동참가율은 평균 52.3%로 나타났다.

3) 패널 단위근 검정 및 패널 공적분 검정

전체 변수를 대상으로 패널 단위근 검정을 하였으며(〈표 3〉), LLC(Levin-Lin-Chu), IPS(Im-Pesaran-Shin), Fisher-ADF(augmented Dickey-Fuller), Fisher-PP(Phillips-Perron) 방법을 이용하였다. 네 가지 검정에 의하면, 대체로 “단위근이 있다.”라는 귀무가설을 기각하지 못했다. 따라서 변수 간 공적분 관계 확인을 추가적으로 실시하였다.

패널 공적분 검정은 Kao, Pedroni 방법을 이용하였다. 분석대상 및 주택가격 유형별로 분석한 결과, 전반적으로 “공적분 관계가 없다.”라는 귀무가설을 기각하면서, 변수간의 관계는 장기 균형을 이루는 공적분 관계에 있는 것으로 나타났다(〈표 4〉).

Phillips & Moon(1999)에 의하면 시계열적 비정상적(non-stationary) 형태인 패널자료라도 공적분 관계가 있으면, 수준(level)값을 이용해도 패널분석은 가성회귀(spurious regression) 문제가 발생하지 않는다. 이러한 특성을 이용하여 패널 고정효과(fixed effect)모형을 이용하여 within 추정량을 도출한다. 변수간 공적분 관계가 있을 때, 고정효과 모형은 회귀계수값을 일관성(consistency) 있게 추정할 수 있는 장점이 있기 때문이다(Phillips & Moon, 1999). 또한 고정효과 모형은 패널개체인 시·도의 사회·경제적 차이 여부를 고려할 수 있기 때문에 분석에 적합하다.

〈표 3〉 패널 단위근 검정 결과

변수	LLC	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP
ln출생아수	2.621	0.536	1.903	0.723
ln출생아수(첫째)	0.364	-0.156	3.996	2.593
ln출생아수(둘째)	5.432	1.028	1.029	0.261
ln출생아수(셋째)	14.198	2.610***	0.047	0.022
ln혼인	-5.650	-0.987	27.314	9.972
ln초혼연령	3.028	-0.228	1.969	4.604
ln인구20-44	3.445	14.718	28.057	3.629
ln매매가격	-4.527	-0.889	27.124	13.456
ln전세가격	-5.880	-1.617	30.091	29.135
ln구입부담지수	-8.412	-1.929*	117.738	45.629
lnPIR	-2.179*	-1.648	25.120	31.245
lnLIR	-1.675*	-1.300	12.838	18.691
ln사교육비	8.478	0.953	0.305	0.325
lnGRDP	-3.251***	-1.254	18.637	25.536
비정규직근로자비율	-0.979	-1.831	36.547	40.245
경제활동참가율(여자)	0.493	-0.497	19.162	12.307

주: +, *, **, ***는 $\rho < 0.1$, $\rho < 0.05$, $\rho < 0.01$, $\rho < 0.001$ 을 의미.

LLC, Levin-Lin-Chu; IPS, Im-Pesaran-Shin; ADF, augmented Dickey-Fuller; PP, Phillips-Perron; PIR, price income ratio; LIR, loan income ratio; GRDP, gross regional domestic product.

IV. 실증분석

1. 출생아수 결정요인 분석

1) 인구, 혼인전수의 출생아수 영향 분석

인구와 혼인 등의 변수로 통제하였을 때 주택가격이 출산에 미치는 영향을 단계적 분석하였다(〈부록 표 2〉). 기본 모형으로써 주택가격, 사교육비, GRDP, 비정규직비율, 경제활동참가율을 설명변수

〈표 4〉 패널 공적분 검정 결과

종속 변수	주택 가격	Kao ADF	Pedroni Group-ADF	Pedroni Panel-ADF	종속 변수	주택 가격	Kao ADF	Pedroni Group-ADF	Pedroni Panel-ADF
출생아	전세	-6.875***	-4.32***	-4.226***	출생아 (셋째)	전세	-1.891*	-9.333***	-5.654***
	매매	-6.821***	-4.132***	-3.888***		매매	-1.812*	-7.829***	-6.554***
	부담	-5.811***	-5.765***	-4.665***		부담	-1.582+	-6.664***	-4.985***
	PIR	-6.303***	-5.736***	-4.148***		PIR	-1.654+	-5.840***	-5.085***
	LIR	-4.208***	-10.139***	-8.571***		LIR	-1.206	-8.212***	-6.640***
출생아 (첫째)	전세	-8.264***	-4.554***	-4.340***	혼인	전세	-1.882*	-4.62***	-4.117***
	매매	-8.336***	-4.270***	-3.881***		매매	-1.717*	-2.593**	-1.436+
	부담	-7.691***	-5.664***	-4.381***		부담	-1.251+	-2.996**	-1.166
	PIR	-8.038***	-6.483***	-4.475***		PIR	-1.222	-4.018***	-4.419***
	LIR	-5.793***	-10.042***	-8.572***		LIR	-1.098	-1.422+	-2.975**
출생아 (둘째)	전세	-4.390***	-6.701***	-6.266***	혼인 연령	전세	-1.515+	-10.15***	-2.124*
	매매	-4.294***	-6.252***	-6.519***		매매	-1.336+	-10.786***	-0.649
	부담	-3.832***	-8.475***	-8.038***		부담	-0.057	-9.958***	-2.643**
	PIR	-3.983***	-6.754***	-5.169***		PIR	1.143	-9.472***	-2.855**
	LIR	-2.288*	-11.940***	-9.710***		LIR	2.084*	-8.749***	-2.899**

주: +, *, **, ***는 $\rho < 0.1$, $\rho < 0.05$, $\rho < 0.01$, $\rho < 0.001$ 을 의미.

ADF, augmented Dickey-Fuller; PIR, price income ratio; LIR, loan income ratio.

로 반영한 Model A의 결과에서 주택가격, 사교육비는 출생률에 음(-)의 영향을 주는 것이 확인되었다. 해당 모형을 기초로 하되, 인구를 추가 반영한 모형, 출산에 직접적인 관계가 있는 20~44세 인구를 추가 반영한 모형, 혼인건수를 추가 반영한 모형, 혼인 시 아내의 연령을 추가 반영한 모형을 구성하였다.¹⁰⁾

분석모형 구성 시 출산은 약 10개월의 임신기간 후에 이루어지는 점을 고려하여 설명변수는 전년도($t-1$) 값을 분석모형에 반영하였다. 다만 조출생률은 당해연도 인구를 이용하여 산정하기 때문에 인구 변수는 당해연도(t) 값을 사용하였다. 또한 혼인은 전년도 값이 아닌 상관관계가 높은 당해연도

10) 분석결과 전체는 〈부록 표 2〉에 있으며, 본문에는 선행연구에서 종속변수로 많이 활용된 조출생률과, 주택가격 중에는 전세가격을 활용한 분석모형의 결과를 제시한다. 선행연구에서 매매가격은 출산에 양(+)의 영향을 준다는 연구와 음(-)의 영향을 준다는 연구가 병존하나, 전세가격은 출산에 음(-)의 영향을 준다는 연구 중심이기 때문이다.

(t)의 값을 이용하였다.

패널분석은 설명변수를 추가할수록 R^2 가 높아지며 모형 설명력이 좋아졌다(표 5)). 인구의 출생률 영향은 Model B에서 양(+)이었지만, 그 외 모델에서는 음(-)의 값이 도출되었다. 조출생률은 출생아수를 인구로 나누어 산정하기 때문에 인구의 회귀계수가 음(-)의 값이 나오는 것이 합리적 결과였다. 출산을 하는 20~44세 인구¹¹⁾와 혼인건수는 출생아수에 양(+)의 영향을 주었으며, 해당 변수를 반영한 Model D는 모형 설명력이 더욱 좋아졌다. 혼인 당시의 아내의 나이가 증가할수록 출생률에는 음(-)의 영향을 주었는데, 이는 나이와 난임의 관련성 때문으로 보인다. 주택가격은 Model A~D에서 출생률에 음(-)의 영향을 주고 있으나, Model E·F는 통계적으로 유의한 영향이 없었다. 사교육비와 경제활동참가율도 유사한 경향을 보였다.

〈표 6〉과 같이 주택가격을 전세가격으로 설정한 모델과, 매매가격을 설정한 모델의 분석결과 큰 차이가 없었으며, 종속변수를 합계출산율, 출생아수¹²⁾로 설정했을 때에도 유사한 결과를 보여준

〈표 5〉 조출생률 결정요인의 단계별 분석결과

종속변수: 조출생률	Model A	Model B	Model C	Model D	Model E	Model F
L.ln전세가격	-2.905***	-2.846***	-1.167**	-0.728*	-0.391	-0.263
ln인구		2.426	-24.98***		-12.24***	
L.ln인구(20~44세)			23.621***	-0.111	4.475+	-3.473*
ln혼인건수				6.565***	5.276***	5.403***
ln혼인연령(아내)					-21.74**	-42.21
L.ln사교육비	-5.488***	-5.191***	-2.186*	-1.181	-0.986	-0.313
L.lnGRDP(실질)	0.133	-0.454	-0.316	-2.115**	0.399	-0.081
L.ln비정규직비율	-1.464	-1.464	-0.468	1.065+	0.812	0.572
L.ln경제활동참가율(여자)	-6.765***	-6.592**	1.011	-2.866*	-0.932	-1.576
RMSE	0.7098	0.7107	0.5026	0.4195	0.3624	0.3803

주: +, *, **, ***는 $p < 0.1$, $p < 0.05$, $p < 0.01$, $p < 0.001$ 을 의미, 코로나 시기('20~'22) 별도 통제. GRDP, gross regional domestic product; RMSE, root mean squared error.

11) 인구의 연령대는 가입기인 15~49세를 비롯하여, 20~44세, 25~40세 등 다양하게 구성할 수 있으나, 이철희(2023)의 연구는 20~44세 인구를 분석모형에 활용하였으며, 실제 분석결과에서도 20~44세 인구를 반영한 모형의 분석결과가 RMSE 측면에서 가장 우수하였다.

12) 20~44세 인구는 출생아수에 영향을 주지만, 전체 인구는 출생아수와 무관하기 때문에, 종속변수를 출생아수로 설정한 분석모델에서는 인구 변수를 설명변수에 반영하지 않았다.

〈표 6〉 종속변수 설정별 주택가격의 출산 영향 분석결과 요약

구분	종속변수	주택가격	Model A	Model B	Model C	Model D	Model E	Model F
회귀계수								
Model 1	ln출생아수	전세가격	-0.376***	-0.323***	-0.075	-0.010	0.027	0.029
		매매가격	-0.197**	-0.112	-0.099*	0.000	0.001	0.007
Model 2	조출생률	전세가격	-2.905***	-2.846***	-1.167**	-0.728*	-0.391	-0.263
		매매가격	-1.338**	-1.221*	-1.127**	-0.077	-0.348	0.016
Model 3	합계출산율	전세가격	-0.224***	-0.215**	-0.006	0.031	0.088	0.102
		매매가격	-0.058	-0.040	-0.029	0.083*	0.060	0.096*
R ²								
Model 1	ln출생아수	전세가격	0.9816	0.9838	0.9931	0.9960	0.9964	0.9964
		매매가격	0.9798	0.9822	0.9932	0.9960	0.9963	0.9963
Model 2	조출생률	전세가격	0.8677	0.8682	0.9344	0.9543	0.9663	0.9627
		매매가격	0.8489	0.8496	0.9349	0.9530	0.9663	0.9625
Model 3	합계출산율	전세가격	0.8817	0.8822	0.9405	0.9459	0.9596	0.9569
		매매가격	0.8739	0.8750	0.9407	0.9470	0.9592	0.9572

주: *, **, ***는 $p < 0.05$, $p < 0.01$, $p < 0.001$ 을 의미.

다. 모형 설명력(R^2)은 종속변수에 따라 일부 상이했다. 지표 산정 시 인구로 조정한 조출생률과 합계출산율은 전체 인구 설명변수가 반영된 Model E에서 가장 좋은 설명력을 보였다. 반면 주된 가임기 인구(20~44세)로 조정하여 전체 인구로 추가 조정이 필요하지 않은 출생아수는 설명변수에 전체 인구를 반영하지 않은 Model F의 설명력이 더욱 좋게 나타났다.

하지만 모델 E·F는 주택가격이 출산에 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타났는데, 첫째, 둘째 등 출산순위에 따라 출산에 대한 의사 결정요인 또는 주택가격의 영향이 달라질 수 있기 때문으로 예상된다. 따라서 주택가격이 출산에 미치는 영향을 출산순위별 분석 등 추가분석과 면밀한 검증이 필요한 것으로 판단된다.

2) 출산순위별 출생아수 결정요인 분석

분석모형의 종속변수로는 합계출산율, 조출생률, 출생아수 등이 가능하다. 선행연구에 의하면 합계출산율은 지역의 출산율 차이를 표준화하여 직관적 이해가 용이한 장점이 있으나, 지역의 인구구

조와 출생아수의 연계가 어렵고, 개별 지역의 출산율을 설명하는 데 왜곡이 발생할 수 있는 한계가 있다(송지은 외, 2025). 조출산율은 출생아수와 인구 변수를 조합하여 만든 변수이므로, 출생아수 변동이 없더라도 인구 변동에 의해 왜곡¹³⁾이 발생할 가능성이 있다. 출생아수는 인구 및 인구구조에 의한 왜곡이 발생하지 않고 가장 직관적인 해석이 가능하며, 합계출산율과 달리 출산순위를 구분하여 분석이 가능한 장점이 있다. 따라서 본 연구는 출생아수를 종속변수로 설정하여 출산 결정요인을 분석하였다.

분석은 첫째 출산(Model 4), 둘째 출산(Model 5), 셋째 출산(Model 6)을 구분하여 진행하였으며, 각 분석모형의 주택가격은 전세가격, 매매가격, 주택가격부담지수, PIR, LIR을 반영한 별개의 분석 모형(Model A~E)을 구성하여 분석하였다. 하우스만 검정(Hausman test) 결과 모든 모델에서 “확률효과 모형이 적합하다.”는 귀무가설을 기각하였다. 즉 시·도의 고유 특성을 고려한 고정효과(fixed effect) 모델이 효율적 추정인 것을 알 수 있다.

일원-고정효과(own-way fixed effect) 패널모형의 구체적인 분석결과는 <표 7>과 같다. 주택가

<표 7> 출산순위별 출생아수 결정요인 실증분석

종속변수 : ln출생아수(출산순위별)			Model A	Model B	Model C	Model D	Model E
Model 4 (첫째 출산)	인구	L.ln인구(20~44세)	0.875***	0.875***	0.869***	0.822***	0.711***
		ln혼인건수	0.715***	0.714***	0.700***	0.736***	0.737***
		L.ln초혼연령(아내)	-2.429**	-2.200*	-2.127*	-2.000*	-2.148**
	주택 가격	L.ln전세가격	0.049				
		L.ln매매가격		0.029			
		L.ln주택구입부담지수			0.024		
		L.lnPIR				-0.059	
		L.lnLIR					-0.169***
	사회 경제	L.ln사교육비	-0.053	-0.058	-0.059	-0.007	0.038
		L.lnGRDP(실질)	-0.113	-0.099	-0.085	-0.094	-0.097
		L.ln비정규직비율	0.067	0.055	0.051	0.046	0.061
		L.ln경제활동참가율	0.047	0.064	0.060	0.041	0.003
	RMSE		0.0483	0.0484	0.0484	0.0484	0.0452
	R^2		0.9963	0.9963	0.9963	0.9963	0.9968
	Hausman test		55.12***	47.30***	49.28***	47.44***	21.74*

13) 예를 들어 t 시점과 $t+1$ 시점의 출생아수가 동일하더라도 전체 인구가 증가할 경우 t 시점의 조출생률 대비 $t+1$ 시점의 조출생률은 하락한다. 또한 출생아수가 감소하더라도 인구가 더 크게 감소할 경우 조출생률은 출생아수 하락률보다 더 크게 하락한다.

〈표 7〉 계속

종속변수 : ln출생아수(출산순위별)			Model A	Model B	Model C	Model D	Model E
Model 5 (둘째 출산)	인구	L.ln인구(20~44세)	0.673**	0.671**	0.695***	0.522*	0.458*
		ln혼인건수	0.760***	0.754***	0.789***	0.841***	0.813***
		L.ln초혼연령(아내)	-3.171**	-3.256***	-3.470***	-2.844**	-3.218***
	주택 가격	L.ln전세가격	-0.029				
		L.ln매매가격		-0.053			
		L.ln주택구입부담지수			-0.085**		
		L.lnPIR				-0.179**	
		L.lnLIR					-0.214***
	사회 경제	L.ln사교육비	-0.405***	-0.366***	-0.302**	-0.308***	-0.279***
		L.lnGRDP(실질)	-0.029	-0.023	-0.057	-0.077	-0.079
		L.ln비정규직비율	-0.094	-0.094	-0.088	-0.085	-0.061
		L.ln경제활동참가율	0.187	0.166	0.159	0.136	0.114
	RMSE		0.0518	0.0516	0.0508	0.0504	0.0469
	R^2		0.9956	0.9956	0.9958	0.9958	0.9964
	Hausman test		50.06***	60.34***	121.39***	35.45***	59.93***
Model 6 (셋째 출산)	인구	L.ln인구(20~44세)	0.553*	0.551*	0.582*	0.352	0.311
		ln혼인건수	0.580***	0.573***	0.617***	0.689***	0.641***
		L.ln초혼연령(아내)	-5.959***	-6.109***	-6.388***	-5.562***	-6.088***
	주택 가격	L.ln전세가격	-0.046				
		L.ln매매가격		-0.073			
		L.ln주택구입부담지수			-0.106**		
		L.lnPIR				-0.239**	
		L.lnLIR					-0.243***
	사회 경제	L.ln사교육비	-0.507***	-0.455***	-0.383**	-0.381**	-0.369***
		L.lnGRDP(실질)	0.016	0.021	-0.024	-0.053	-0.047
		L.ln비정규직비율	-0.072	-0.070	-0.060	-0.057	-0.030
		L.ln경제활동참가율	-0.158	-0.189	-0.195	-0.228	-0.244
	RMSE		0.0675	0.0671	0.0663	0.0656	0.0627
	R^2		0.9921	0.9922	0.9924	0.9925	0.9932
	Hausman test		53.10***	64.93***	75.87***	49.36***	67.10***

주: 1) 관측값=195(N=15, T=13).

2) *, **, ***는 $\alpha 0.05$, $\alpha 0.01$, $\alpha 0.001$ 을 의미, 코로나 시기('21~'22) 별도 통제.

PIR, price income ratio; LIR, loan income ratio; GRDP, gross regional domestic product; RMSE, root mean square error.

격이 출산순위별 출생아수에 미치는 영향은 출산순위와 관계없이, 주택가격을 주택구입부담지수, PIR, LIR로 설정한 모형(Model C~E)이 RMSE 측면에서 설명력이 우수했다. 특히 LIR을 반영한 Model E가 설명력이 가장 좋았다.

주된 출산층인 20~44세 인구는 첫째와 둘째 출산에 양(+)의 영향을 주었으나, 셋째 출산에는 영향이 적거나, 일부 모델에서는 유의미한 영향을 주지 않았다. 즉 셋째 출산은 의사결정의 영역이며, 인구와의 관계가 약한 것으로 추정된다. 혼인건수는 첫째, 둘째, 셋째 출산에 양의 영향을 주었으며, 회귀계수는 0.6에서 0.8 내외로 도출되었다. 둘째 및 셋째 출산에 영향을 미치는 혼인은 실제로 3~7년 전의 혼인일 것으로 추정되나, 혼인건수 변수의 $t-1 \sim t-7$ 기 등 다양한 변수로 분석한 결과, 당해연도인 t 기로 설정한 분석결과와 RMSE가 가장 우수하게 나타났다. 상대적으로 출산 선택의 의사결정이 크게 작용하는 둘째 및 셋째 출산은 혼인 의사결정을 하는 메커니즘과 유사한 것으로 보인다. 아내의 초혼 연령은 첫째 출산과 음(-)의 관계가 있었고, 초혼연령이 1% 상승할수록 둘째 출생아수는 3% 정도 감소하였으며, 셋째 출생아수는 6% 내외 감소하였다. 즉 여성의 혼인연령은 출생아수와 밀접한 관련성을 가지고 있으며, 혼인연령이 높아질수록 후순위 출생아수는 급격히 감소하는 것이 확인되었다. 이는 나이가 많아질수록 난임 또는 불임 가능성이 높아지는 것과 관련 있어 보인다.

주택가격이 첫째 출산에 미치는 영향은 주택가격 변수를 PIR과 LIR로 설정한 모델에서 음(-)의 관계가 있는 것이 일부 확인되나, 분석모델에 따라 일관적이지 않았다. 주택가격이 둘째 출산에 미치는 영향의 경우, 주택구입부담지수는 -0.085, PIR은 -0.179, LIR은 -0.214으로 LIR의 영향이 가장 컸다. 셋째 출산에 미치는 영향의 경우, 주택구입부담지수는 -0.106, PIR은 -0.239, LIR은 -0.243으로 PIR과 LIR의 영향이 컸다. 이상의 주택 명목 가격보다는 소득을 고려한 주거비 부담이 출산에 유의미한 영향을 주는 결과는 선행연구와 유사한 결과를 보여주고 있다. 고정효과 패널분석을 한 김지현·최숙희(2023)에 따르면 PIR은 출산에 음(-)의 영향을 주나, 매매가격과 전세가격은 출산에 양(+)의 영향을 주거나 유의하지 않은 영향을 미치는데, 이와 유사한 결과라 할 수 있다. 이러한 매매가격의 출산 영향은 Dettling & Kearney(2014)이 밝히듯 주택 소유자에 의한 자산효과(+)와 무주택자의 부(-)의 영향이 혼재되어서 나타나는 것이라 보여진다.

또한 주택가격은 첫째 출산보다는 둘째 출산이, 둘째 출산보다는 셋째 출산에 보다 큰 부정적 영향을 주었다. 따라서 둘째 및 셋째 출산에 주택가격 자체보다는 실질 주거비 부담이 큰 영향을 미치는 것이 확인되었으며, 후순위 출산일수록 그 영향력은 커졌다.

지역의 교육비와 경쟁수준을 가늠할 수 있는 사교육비는 첫째 출산에 미치는 영향이 유의하지 않았지만, 둘째와 셋째 출산에서는 유의한 음(-)의 영향을 주는 것이 확인되었다. 또한 전반적으로 사교육비는 둘째 출산보다는 셋째 출산에 부정적 영향이 컸다. 근로형태의 질인 비정규직 근로자비율

은 둘째 및 셋째 출산에 음(-)의 영향이 있으나, 통계적으로 유의하지 않았다.

전체적으로 첫째 출산은 사회·경제적인 영향보다는 인구와 혼인에 절대적인 영향을 받는 것으로 나타났다. 즉 첫째 출산은 혼인으로 맺어진 가족 형성 연장선상 중 하나의 과정으로 보인다. 인구주택 총조사에 의하면 기혼 여성의 출산율은 2020년 91.6%인데, 이것은 기혼 여성의 90% 이상이 1명 이상을 출산하고 있다는 것을 보여준다. 이와 같은 맥락에서 첫째 출생아수는 혼인 인구와 관련성이 크며, 전체적으로 사회·경제적 요인의 직접적 영향은 비교적 적은 것으로 판단된다. 반면, 혼인건수와 혼인연령이 사회상을 대변한다고 보면, 둘째 및 셋째 출산은 인구와의 관련성은 상대적으로 낮아지고, 혼인 여건, 주택가격, 사교육비 등의 사회·경제적 여건에 큰 영향을 받고 있었다. 즉 후순위 출산은 첫째 출산 대비 사회·경제적 여건에 따라 출산 선택의 의사결정이 크게 작용하고 있음을 알 수 있으며, 산모의 생물학적 연령도 중요한 요인으로 작용하였다. 주택가격의 출산 영향 등 이상의 분석결과는 선행연구와 일부 차이가 있는데, 이는 분석방법, 설명변수 등의 차이에 따른 결과로 보이며, 연구별 특성을 고려할 때 신중한 해석이 필요하다. 분석결과의 일반화를 위해서는 다양한 방식의 추가 검증이 필요할 것으로 보인다.

2. 혼인 및 혼인연령 결정요인 분석

1) 혼인 결정요인 분석

이번 절에는 앞선 분석에서 출생아수에 영향을 미치는 요인으로 도출된 혼인건수와 혼인연령에 대한 그 결정요인을 분석하였다. 우선 주택가격, 사회·경제적 변수 등이 혼인건수에 미치는 영향을 실증분석 하였으며, 분석결과는 <표 8>과 같다.

모형 설명력은 출산순위별 출생아수 분석결과와 달리, 주택가격 중 전세가격과 매매가격을 이용한 Model A, B가 가장 우수하였다. 즉 PIR, LIR 등 소득 또는 대출 수준을 고려한 실질 주거비 부담이 아닌, 명목 주택가격의 변동이 혼인에 유의미한 영향을 미치고 있었다. 전세가격 10% 상승시 혼인건수는 1.43% 하락하고, 전세가격 10% 상승시 혼인건수는 0.93% 하락하였다.

주된 혼인연령인 20~44세 인구는 혼인건수와 정(+)의 관계가 있었다. 즉 해당 인구가 많은 지역이 혼인건수가 많다는 의미이다. 사교육비는 혼인에 음(-)의 영향을 주고 있는데, 개인 성장을 위한 사회적 경쟁이 치열해질수록 혼인에 부정적인 영향이 있다는 것을 보여주고 있다. 혼인이 출산의 선행조건인 것을 고려하면, 사회적 경쟁은 출산에 간접적 영향을 준다는 것을 의미한다. GRDP는 혼인에 음(-)의 영향을 주고 있는데, 소득이 증가할수록 혼인이 지연된다는 선행연구(도난영·최막중, 2018)

〈표 8〉 혼인건수 결정요인 실증분석

종속변수 : ln혼인건수			Model A	Model B	Model C	Model D	Model E
Model 7	인구	L.ln인구(20~44세)	1.789***	1.897***	1.959***	1.993***	1.965***
	주택 가격	L.ln전세가격	-0.143***				
		L.ln매매가격		-0.093*			
		L.ln주택구입부담지수			0.004		
		L.lnPIR				0.054	
		L.lnLIR					0.004
	사회 경제	L.ln사교육비	-0.252**	-0.247**	-0.354***	-0.378***	-0.352***
		L.lnGRDP(실질)	-0.028	-0.112	-0.162 ⁺	-0.163 ⁺	-0.163 ⁺
		L.ln비정규직비율	-0.124 ⁺	-0.085	-0.074	-0.076	-0.074
		L.ln경제활동참가율	0.140	0.071	0.108	0.119	0.108
	RMSE		0.0521	0.0531	0.0541	0.0539	0.0541
	R^2		0.9954	0.9952	0.9951	0.9951	0.9951
	Hausman test		36.29***	38.89***	46.54***	47.93***	46.20***

주: 1) 관측값=195(N=15, T=13).

2) ⁺, *, **, ***는 $\rho < 0.1$, $\rho < 0.05$, $\rho < 0.01$, $\rho < 0.001$ 을 의미, 코로나 시기('20~'22) 별도 통제. PIR, price income ratio; LIR, loan income ratio; GRDP, gross regional domestic product; RMSE, root mean squared error.

결과와 유사한 분석결과다. 또한 설명력이 가장 좋은 Model A에서 근로형태의 질인 비정규직 근로자 비율은 혼인에 음(-)의 영향을 주고 있었다.

2) 혼인연령 결정요인 분석

두 번째로 주택가격이 여자의 혼인연령에 미치는 영향을 분석하였으며, 세부적인 분석결과는 〈표 9〉와 같다. 혼인연령은 Model 7 분석결과와 유사하게 주택가격 중 전세가격을 설명변수에 반영한 Model A가 RMSE 측면에서 우수한 모델로 확인되었다. 주택가격의 회귀계수는 0.017 수준으로 크지는 않으나, 주택가격은 혼인연령을 증가시켰다. 혼인연령에 전세가격이 가장 큰 영향을 주었으며, 다음으로 PIR(0.010), 매매가격(0.006) 순으로 나타났고, 주택구입부담지수, LIR은 유의미한 영향이 없었다. 전체적으로 주택가격 상승은 혼인을 지연시키는 효과가 있는 것이 확인되었다.

20세~44세 인구는 1% 많아질 때마다 혼인연령은 0.126%~0.145% 낮아졌다. 혼인 연령대의

〈표 9〉 혼인연령 결정요인 실증분석

종속변수 : ln혼인연령(여자)			Model A	Model B	Model C	Model D	Model E
Model 8	인구	L.ln인구(20~44세)	-0.126***	-0.142***	-0.145***	-0.141***	-0.144***
	주택 가격	L.ln전세가격	0.017***				
		L.ln매매가격		0.006 ⁺			
		L.ln주택구입부담지수			-0.001		
		L.lnPIR				0.010 ⁺	
		L.lnLIR					0.003
	사회 경제	L.ln사교육비	0.034***	0.038***	0.047***	0.040***	0.044***
		L.lnGRDP(실질)	0.044***	0.056***	0.060***	0.060***	0.060***
		L.ln비정규직비율	0.003	-0.002	-0.003	-0.004	-0.004
		L.ln경제활동참가율	0.013	0.020	0.017	0.019	0.018
	RMSE		0.0045	0.0048	0.0048	0.0048	0.0048
	R^2		0.9722	0.9692	0.9686	0.9691	0.9687
	Hausman test		480.02***	447.02***	448.23***	419.42***	426.43***

주: 1) 관측값=195(N=15, T=13).

2) ⁺, ***는 $\alpha 0.1$, $\alpha 0.001$ 을 의미, 코로나 시기('20~'22) 별도 통제.

PIR, price income ratio; LIR, loan income ratio; GRDP, gross regional domestic product; RMSE, root mean squared error.

인구가 많을수록, 혼인연령을 낮추는 효과가 확인되었다. 사교육비 10% 상승시 혼인연령을 0.34%~0.47% 상승시켰는데, 지역의 사회적 경쟁 강도가 올라갈수록 혼인이 지연되는 것을 의미한다. GRDP는 혼인연령에 양(+)의 영향을 주었는데, 앞선 혼인 결정요인 분석결과와 유사한 맥락으로 이해된다. 경제 성장이 개인 성장 관련 가치관, 혼인 관련 기회비용 등에 영향을 주면서 혼인을 지연시키는 것으로 보인다.

이상의 Model 7와 Model 8의 결과에 의하면 혼인은 실질 주거비 부담보다는 주택의 전세가격 또는 매매가격 그 자체에 보다 민감하게 반응하는 것을 알 수 있었다. 출생아수가 소득을 고려한 주택가격 수준인 주택구입부담지수, PIR, LIR에 민감하게 반응하는 것과 일부 상이한 결과라 할 수 있다. 혼인 당사자는 혼인 당시에 생애주기 관점에서 소득이 많지 않기 때문에 주택의 명목 매매가격 또는 명목 전세가격 그 자체가 심리적으로 큰 영향을 주는 것으로 보인다. 반면 출산 시기에는 가구의 소득수준, 주거비용, 향후 지출 등을 현실적으로 고려하게 되면서 명목가격 보다는 소득 또는 대출을 고려한 PIR, LIR 등에 영향을 많이 받는 것으로 추정된다.

3. 주택가격의 매개효과 및 총영향 추정

앞선 분석결과에 의하면 주택가격은 출산에 직접 영향을 주고, 혼인과 혼인연령을 매개로 한 간접효과도 있는 것으로 추정된다. 이에 따라 주택가격의 출산 직·간접 영향을 가정하여, 매개효과를 추가 분석하였다. 분석은 Sobel 검정을 이용했다(〈표 10〉).

첫째 출산의 경우, 주택가격이 혼인(Model 7)에 통계적으로 유의한 영향을 주었던 경우에만 매개효과가 확인되었다. Model 4 분석결과에서 혼인연령이 출산에 미치는 영향이 통계적으로 유의하지 않았기 때문에 혼인연령을 매개로 한 주택가격의 매개효과는 유의하지 않은 결과를 보였다. 매개효과 분석결과 주택가격을 매매가격, 전세가격으로 설정한 혼인의 매개효과가 유의하였고, 출산에 미치는 매개효과의 크기는 전세가격 -0.142, 매매가격 -0.080이었다. 직접효과를 포함한 전체 총 영향은 직접효과만 유의한 LIR 반영 모형(Model E)이 -0.169로 가장 컸다.

둘째 출산의 매개효과는 혼인(Model 7)을 매개로 한 경로와 혼인연령(Model 8)을 매개로 한 경로

〈표 10〉 주택가격의 출생아수 직·간접 영향 Sobel 검정

구분	경로	관련 분석모델	Model A	Model B	Model C	Model D	Model E
			전세가격	매매가격	구입부담지수	PIR	LIR
첫째 출산							
직접효과	주택→출산	모델 4	0.049	0.029	0.024	-0.059	-0.169***
간접효과	주택→혼인→출산	모델 4·7	-0.102***	-0.066**	0.003	0.040	0.003
(매개효과)	주택→혼인연령→출산	모델 4·8	-0.040**	-0.014 ⁺	0.003	-0.020 ⁺	-0.007
총 영향	(통계적 유의한 것만 합산)		-0.142	-0.080	-	-0.020	-0.169
둘째 출산							
직접효과	주택→출산	모델 5	-0.029	-0.053	-0.085**	-0.179**	-0.214***
간접효과	주택→혼인→출산	모델 5·7	-0.109***	-0.070**	0.003	0.045	0.003
(매개효과)	주택→혼인연령→출산	모델 5·8	-0.052**	-0.021 [*]	0.005	-0.029 ⁺	-0.010
총 영향	(통계적 유의한 것만 합산)		-0.161	-0.091	-0.085	-0.208	-0.214
셋째 출산							
직접효과	주택→출산	모델 6	-0.046	-0.073	-0.106**	-0.239**	-0.243***
간접효과	주택→혼인→출산	모델 6·7	-0.083**	-0.053**	0.003	0.037	0.002
(매개효과)	주택→혼인연령→출산	모델 6·8	-0.098***	-0.039 [*]	0.008	-0.056 [*]	-0.019 ⁺
합계	(통계적 유의한 것만 합산)		-0.181	-0.092	-0.106	-0.295	-0.262

주: ⁺, *, **, ***는 $\rho < 0.1$, $\rho < 0.05$, $\rho < 0.01$, $\rho < 0.001$ 을 의미.

PIR, price income ratio; LIR, loan income ratio.

모두 통계적으로 유의했다. 둘째 출산에 미치는 주택가격의 매개효과는 전세가격 -0.161 , 매매가격 -0.091 로 나타났으며, 주택구입부담지수, LIR의 매개효과는 일부만 유의했다. 직접영향을 포함한 전체 영향은 주택가격을 PIR과 LIR로 설정한 Model D·E가 각각 -0.208 , -0.214 으로 가장 크고, 그 뒤로 Model A, B, C 순이었다.

셋째 출산 역시 혼인(Model 7)을 매개로 한 효과와 혼인연령(Model 8)을 매개로 한 효과 모두 통계적으로 유의했으며, 주택가격으로 반영한 변수에 따라 일부 차이가 있었다. 직·간접 효과를 모두 합산한 결과, PIR을 반영한 Model D가 -0.295 로 셋째 출생아수에 미치는 영향이 가장 컸으며, LIR을 반영한 모델(-0.262)이 다음으로 컸다.

전체적으로 실질 주거비 부담인 PIR과 LIR로 주택시장의 영향을 분석한 모형과 전세가격으로 주택시장의 영향을 분석한 모형이 출생아수에 미치는 영향을 잘 설명하고 있었다. PIR과 LIR 모델은 직접효과의 영향이 컸지만, 간접효과가 일부 확인되었으며, 전세가격은 혼인을 매개로 한 간접효과가 출산에 미치는 영향이 유의했다. 따라서 출생아수에 영향을 미치는 주택가격의 변동은 명목가격의 변동도 중요하지만, 소득 및 대출 수준을 고려한 주거비 실질 부담 변동을 잘 살펴봐야 한다는 점을 추론할 수 있다.

V. 결론

본 연구는 저출산의 주요 원인 중 하나로 지목되어 온 주택가격이 출산에 미치는 영향을 다각적으로 분석하였다. 연구의 주요 성과 및 시사점은 다음과 같다.

첫째, 출산 요인을 분석한 선행연구에서 고려되지 않았던 인구와 혼인 변수는 출생률 및 출생아수에 통계적으로 유의한 영향이 있는 것이 확인되었다. 다만 출산 연령대의 인구는 후순위 출생아일수록 그 영향력은 감소했으며, 반대로 혼인연령은 후순위 출생아일수록 그 영향력이 커졌다. 이는 인구, 혼인 변수를 통제할 때 주택가격이 출산에 미치는 영향을 보다 정교하게 파악 가능하다는 것을 보여준다.

둘째, 주택가격은 출산에 직접적인 영향을 미치고 있다. 첫째 출산에는 그 영향이 미미하거나 유의하지 않았지만, 둘째와 셋째 출산에 직접적인 영향을 미쳤다. 다만 주택의 명목가격이 아닌 소득수준과 대출수준을 고려한 주택구입부담지수, PIR, LIR이 둘째·셋째 출산을 잘 설명한다. 출산은 장기적인 소비를 동반하기 때문에 주택의 명시적 가격이 아닌 실질적 부담에 많은 영향을 받는다는 것을 잘 보여준다.

셋째, 주택가격은 혼인과 혼인연령에 직접적인 영향을 미친다. 주택 명목가격인 전세가격과 매매가

격의 상승은 혼인건수를 감소시키고, 혼인연령을 상승시키고 있었다. 반면 소득과 대출을 고려한 실질적 부담은 혼인과 혼인연령에 미치는 영향이 미미하거나 유의미하지 않았다. 혼인 연령대의 청년은 혼인 당시에 소득이 높지 않고, 부모세대로부터 일정 부분 지원을 받는 경우가 많기 때문에, 한 가구의 실질 주거비 부담보다는 지원받을 대상인 주택가격 그 자체에 큰 영향을 받는 것으로 추정된다.

넷째, 사회·경제적 환경은 출산순위별 출산에 차등적 영향을 미친다. 혼인연령, 주택가격, 사교육비는 첫째 출산에 직접적인 영향이 없거나 미미한 반면, 둘째 및 셋째 출산에는 부정적인 영향을 주었으며, 둘째보다 셋째가 주택가격과 사교육비에 큰 영향을 받았다. 즉 사회·경제적 변수는 대체로 첫째 출산, 둘째 출산, 셋째 출산 순으로 점차 영향이 커졌다. 이는 첫째 출산은 혼인을 통한 가족 형성 과정의 자연스러운 단계 중 하나로 여겨지지만, 둘째 출산부터는 사회·경제적 환경에 따라 선택하는 의사결정의 영역이 된 것이라 판단된다.

종합하면 주택가격은 다양한 경로를 통해 출산에 영향을 주며, 직접효과와 간접효과가 모두 확인되었다. 전세가격, 매매가격과 같은 명목 주택가격은 혼인 및 혼인연령을 매개로 하여 출산에 간접적인 영향을 미치고 있으며, PIR 등의 실질 주거비 부담은 출산에 직접적인 영향을 미치고 있다. 즉, 주택가격 상승 또는 주거비 부담 증가는 직간접 작용을 통해 혼인, 출산 등 청년의 성인 이행을 지연시키고 출생아수를 감소시키고 있다.

연구의 정책적 시사점은 다음과 같다. 정부는 출산율 제고를 위해 먼저 혼인을 적극 장려하고 특히 혼인연령을 낮추기 위한 사회적 환경을 조성할 필요가 있다. 혼인은 첫째 출산과 긴밀히 연결되어 있기 때문이다. 출산순위별 주거지원 정책은 둘째 출산과의 연계를 강화할 필요가 있다. 첫째 출산보다는 둘째 출산에서 의사결정 과정이 중요한 역할을 하기 때문이다. 다만 주거 관련 정책 추진시 주택시장 상황을 고려하여 신중한 접근이 필요해 보인다.

연구는 주택가격의 첫째 출산 영향 등 측면에서 선행연구와 일부 상이한 결과를 제시하고 있다. 하지만 주택가격이 출산에 미치는 영향을 인구, 혼인 변수 등을 통제하여 다각적으로 분석하고 실질적인 주거비 부담과 매개효과를 고려하여 분석한 점 등에서 학술적 시사점이 있다. 또한 저출산 대응을 위한 주거지원 정책 고도화의 기초자료 측면에서 시사하는 바가 크다.

이상의 내용에도 불구하고, 본 연구는 사교육비 자료 등의 사유로 T가 충분히 확보되지 않아 보다 고도화된 기법을 활용하지 못한 한계가 있었다. 패널 공적분 관계가 있는 자료의 잔차 특성을 고려한 효율적 분석을 위해 보다 고도화된 방법 등을 활용한 후속연구가 필요해 보이며, 매개효과 분석 측면에서도 bootstrapping 방법 적용 등의 추가 검토가 필요해 보인다. 또한 주택의 명목가격, 실질 주거비 부담 등에 따라 그 혼인과 출산에 미치는 영향이 일부 상이했고, 이는 주택가격에 대한 심리적 수용성 등과 관련이 있는 것으로 보이나, 추후 지속적인 연구를 통해 연구가 발전될 수 있기를 기대한다.

참고문헌

- 강동익, 송경호. (2021). *주택가격변동이 혼인율과 출산율에 미치는 영향과 정책적 함의*. 세종: 한국조세재정연구원.
- 김민영, 황진영. (2016). 주택가격과 출산의 시기와 수준: 우리나라 16개 시도의 실증분석. *보건사회연구*, 34(1), 118-142.
- 김지현, 최숙희. (2023). 지역의 소득수준과 주택가격이 출산율에 미치는 영향. *대한부동산학회지*, 41(1), 141-160.
- 김지형, 김현철. (2022). 유자녀 부부와 무자녀 부부 사이의 출산에 영향을 미치는 요인의 차이. *국제경제연구*, 28(1), 47-66.
- 도난영, 최막중. (2018). 지역주택가격이 결혼연령 및 첫째, 둘째 자녀 출산시점에 미치는 영향. *주택연구*, 24(2), 163-189.
- 박진백, 권건우. (2023). *저출산 원인 진단과 부동산정책 방향 연구*. 세종: 국토연구원.
- 송지은, 이진희, 유예진, 정민기, 정은진. (2025). *저출산 대응을 위한 도시정책적 접근과 과제*. 세종: 국토연구원.
- 오삼권, 권영주. (2018). 지방자치단체별 출산율 영향요인 연구: 사회·문화적, 경제적, 정책적 요인을 중심으로. *국가정책연구*, 32(1), 55-81.
- 유진성. (2022). *종사자 특성에 따른 혼인율 및 출산율 비교분석*. 서울: 한국경제연구원.
- 윤철호, 최광돈. (2016). 구조방정식모형에서의 R을 이용한 부트스트랩 기반의 이중매개효과 분석 방안에 대한 연구. *디지털융복합연구*, 14(9), 111-121.
- 이성용. (2009). 출산순위별 출산증가 요인 분석. *한국인구학*, 32(1), 51-70.
- 이종호, 김태환, 정우진. (2020). 패널구조방정식을 활용한 IT기업의 R&D투자효과 연구: 특허 매개효과를 중심으로. *지식경영연구*, 21(1), 137-150.
- 이철희. (2018). 한국의 출산장려정책은 실패했는가?: 2000년~2016년 출산율 변화요인 분해. *경제학연구*, 66(3), 5-42.
- 이철희. (2023). 1992~2021년 한국 출생아 수 변화 요인 분해: 여성인구, 결혼, 자녀수별 유배우 출산율 변화의 효과. *한국인구학*, 46(3), 79-110.
- 임보영, 강정구, 마강래. (2018). 지역의 주택가격이 결혼과 자녀 출산에 미치는 영향. *국토계획*, 53(1), 137-151.
- 정은희, 최유석. (2013). 기혼여성의 둘째자녀 출산계획 및 출산과 관련된 요인. *보건사회연구*,

- 33(1), 5-34.
- 정의철, 오동훈. (2024). 주택자산이 출산에 미치는 영향 분석: 자가가구를 대상으로. *부동산학연구*, 30(3), 49-73.
- 조성호, 문승현. (2021). 일자리 관련 요인과 출산 의향에 관한 연구. *보건사회연구*, 41(4), 262-279.
- 천현숙, 이길제, 김준형, 윤창원. (2016). *주택과 출산 간의 연계성에 관한 거시-미시 접근*. 세종: 한국보건사회연구원.
- 최은영, 박영실. (2010). *사회경제적 특성과 지역별 차별 출산력 분석*. 대전: 국가통계연구원.
- Becker, G. S. (1993). *A treatise on the family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Bongaarts, J., & Watkins, S. C. (1996). Social interactions and contemporary fertility transitions. *Population and Development Review*, 22(4), 639-682.
- Boyle, P. (2003). Population geography: Does geography matter in fertility research? *Progress in Human Geography*, 27(5), 615-626.
- Caldwell, J. C. (1980). Mass education as a determinant of the timing of fertility decline. *Population and Development Review*, 6(2), 225-255.
- Das, T., & Banerjee, P. (2023). Peer effects on decision making in complex financial situations. *Economic Modelling*, 127, 106477.
- Dettling, L. J., & Kearney, M. S. (2014). House prices and birth rates: The impact of the real estate market on the decision to have a baby. *Journal of Public Economics*, 110, 82-100.
- Hank, K. (2001). Regional social contexts and individual fertility decisions: A multilevel analysis of first and second births in western Germany. *European Journal of Population*, 18, 281-299.
- McDonald, P. (2000). Gender equity in theories of fertility transition. *Population and Development Review*, 26(3), 427-439.
- Munshi, K., & Myaux, J. (2006). Social norms and the fertility transition. *Journal of Development Economics*, 80(1), 1-38.
- Phillips, P. C. B., & Moon, H. R. (1999). Linear regression limit theory for nonstationary panel data. *Econometrica*, 67(5), 1057-1111.
- Sobel, M. E. (1982). Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation model. *Sociological Methodology*, 13, 290-312.

- Sobotka, T., Lutz, W., & Philipov, D. (2005). *'Missing births': Decomposing the declining number of births in Europe into tempo, quantum and age structure effects*. Vienna, Austria: Vienna Institute of Demography.
- Sng, O., Neuberg, S. L., Varnum, M. E. W., & Kenrick, D. T. (2017). The crowded life is a slow life: Population density and life history strategy. *Journal of Personality and Social Psychology*, 112(5), 736-754.
- Van de Kaa, D. J. (2001). Postmodern fertility preferences: From changing value orientation to new behavior. *Population and Development Review*, 27, 290-331.
- Yoo, S. H., & Sobotka, T. (2018). Ultra-low fertility in South Korea: The role of the tempo effect. *Demographic Research*, 38, 549-576.

(논문 접수일: 2025.09.12. 수정논문 접수일: 2025.11.17. 논문 채택일: 2025.11.28.)

Analysis on the Direct and Indirect Effects of Housing Price Changes on Birth

Seok Hee Lee*

Abstract

This study analyzed the effect of housing prices on childbirth in various ways, and the main achievements of the study are as follows: First, population and marriage variables that were not considered in previous studies had statistically significant effects on childbirth. This means that when marriage, etc., is reflected in the control variable, the effect of housing prices on childbirth can be grasped more precisely. Second, housing prices had a direct effect on childbirth, and the effect was greater on second and third childbirths than on the first childbirth. Among housing prices, the real housing cost burden, rather than the nominal price, explained the childbirth effect well. Third, housing prices had a negative effect on marriage and marriage age. Fourth, the socio-economic environment, such as marriage age, housing price, and private education expenses, gradually increased in the order of first, second, and third childbirths. Taken together, it was confirmed that housing prices had direct and indirect effects on childbirth through marriage as a mediator variable. Therefore, to increase the fertility rate, the government needs to actively encourage marriage closely related to the first childbirth and create an environment that lowers the marriage age. In addition, considering the effect of housing prices on childbirth, policy measures related to reducing the burden of housing expenses need to be strengthened for the second childbirths rather than the first childbirths. This is because the decision-making process plays an important role in the second childbirth.

Keywords : Birth Rate, Housing Price, Housing Cost Burden, Marriage, Mediation Effect

* Seok Hee Lee, Corresponding author, Associate Research Fellow, Korea Real Estate Board, sirking_lee@uos.ac.kr

© Copyright 2025 Housing Finance Research Institute. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

부록

〈부록 표 1〉 시·도별 기초통계량

변수	구분	서울	부산	대구	인천	광주	대전	울산	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남
합계 출산율 (명)	평균	0.81	0.92	0.99	1.00	1.01	1.03	1.18	1.05	1.13	1.17	1.21	1.10	1.30	1.20	1.16
	CV	23.1	19.9	19.7	21.2	20.1	20.6	21.8	20.0	14.6	19.6	21.2	22.3	18.7	19.6	22.7
	증감	-43	-37	-34	-38	-43	-37	-38	-40	-34	-38	-41	-42	-34	-37	-43
출생아수 (만 명)	평균	6.47	2.05	1.53	2.06	1.00	1.07	0.88	9.46	0.92	1.10	1.50	1.10	1.21	1.72	2.28
	CV	31.1	29.4	29.2	24.8	29.0	30.0	31.3	21.0	22.0	26.1	26.9	32.6	27.8	31.2	33.0
	증감	-55	-53	-51	-42	-57	-51	-54	-42	-47	-49	-52	-58	-50	-57	-60
출생아수 (첫째; 만 명)	평균	3.87	1.13	0.81	1.09	0.51	0.56	0.47	5.06	0.47	0.55	0.75	0.53	0.57	0.88	1.16
	CV	26.3	25.8	24.8	19.2	23.9	25.8	27.2	15.6	17.2	21.2	22.5	27.9	23.5	28.4	28.6
	증감	-44	-46	-42	-29	-47	-42	-45	-28	-38	-37	-43	-49	-40	-51	-52
출생아수 (둘째; 만 명)	평균	2.18	0.75	0.58	0.76	0.38	0.40	0.33	3.52	0.35	0.41	0.56	0.42	0.46	0.66	0.87
	CV	37.2	33.5	33.8	30.2	32.5	33.8	35.4	26.1	25.3	29.8	29.8	34.9	29.7	34.3	36.4
	증감	-65	-59	-59	-52	-63	-57	-62	-52	-52	-56	-56	-62	-54	-63	-65
출생아수 (셋째; 만 명)	평균	0.41	0.16	0.13	0.20	0.11	0.11	0.07	0.87	0.11	0.13	0.18	0.15	0.17	0.18	0.24
	CV	44.7	36.5	37.3	36.0	41.7	40.4	39.9	34.2	33.9	37.1	37.4	44.0	39.3	35.7	42.9
	증감	-81	-74	-72	-69	-78	-75	-74	-71	-70	-75	-74	-80	-76	-72	-79
혼인 (만 건)	평균	5.35	1.54	1.08	1.47	0.69	0.77	0.61	6.67	0.70	0.78	1.06	0.77	0.80	1.18	1.54
	CV	24.6	25.3	21.9	18.9	21.6	21.6	25.3	14.0	15.0	16.5	18.1	23.5	19.0	25.0	26.1
	증감	-41	-43	-33	-27	-36	-18	-39	-21	-26	-29	-31	-38	-31	-43	-45
초혼연령 (아내; 세)	평균	31.3	30.9	30.5	30.4	30.4	30.2	30.1	30.5	30.0	29.8	29.6	30.0	29.8	30.0	30.2
	CV	2.5	2.3	2.1	2.6	2.3	2.1	2.2	2.4	2.4	2.5	2.7	2.7	2.6	2.5	2.4
	증감	8	8	7	9	8	7	8	8	8	8	9	9	8	8	8
인구 (만 명)	평균	970	341	244	290	145	148	114	1276	153	158	208	182	186	265	331
	CV	2.9	2.5	2.0	2.3	1.2	2.1	2.0	5.0	0.4	1.0	1.8	2.4	2.0	1.9	1.2
	증감	-8	-7	-5	9	-3	-4	-2	16	0	3	3	-6	-6	-5	-1
20~44세 인구 (만 명)	평균	385	117	85	108	53	55	41	476	48	53	69	57	54	82	110
	CV	6.7	8.1	8.0	3.5	5.7	6.9	7.8	0.6	6.8	4.8	4.3	9.1	8.2	9.5	8.1
	증감	-19	-23	-23	-9	-17	-18	-21	-2	-19	-15	-15	-24	-24	-27	-24
평균매매 가격 (억 원)	평균	8.22	3.06	2.87	2.92	2.35	2.75	2.52	3.95	1.68	1.75	1.85	1.71	1.52	1.64	2.10
	CV	39.1	29.4	26.4	31.6	31.1	31.6	21.0	32.3	23.1	19.7	16.8	16.9	24.2	15.5	13.1
	증감	136	95	111	98	139	93	85	94	91	68	69	54	82	73	33

〈부록 표 1〉 계속

변수	구분	서울	부산	대구	인천	광주	대전	울산	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남
평균전세 가격 (억 원)	평균	4.59	1.94	2.03	1.96	1.70	1.90	1.79	2.62	1.27	1.32	1.40	1.30	1.14	1.27	1.50
	CV	31.1	21.8	23.3	31.8	26.6	27.9	20.2	29.2	25.8	22.5	19.0	18.3	25.3	17.4	16.5
	증감	140	73	89	154	122	97	84	127	132	96	95	71	107	86	55
주택구입 부담지수	평균	131.7	65.7	65.4	64.9	48.4	59.1	50.4	76.9	35.8	38.1	38.1	34.4	29.4	31.8	43.9
	CV	27.9	13.5	11.7	18.2	14.5	18.7	11.7	21.1	10.3	11.9	9.4	10.9	9.7	10.4	12.4
	증감	32	-5	2	2	20	1	2	2	5	-19	-14	-20	-4	-3	-29
PIR(배)	평균	7.7	6.2	6.2	6.3	5.5	5.5	5.1	6.5	4.5	4.6	4.7	4.5	4.3	4.4	5.0
	CV	8.1	13.7	13.6	12.9	18.4	13.4	12.9	11.7	11.5	7.8	10.7	11.2	13.0	11.5	7.8
	증감	0	39	55	7	64	20	39	8	28	16	28	23	22	37	11
LIR(배)	평균	3.6	3.1	3.1	3.2	2.9	2.8	2.6	3.3	2.4	2.5	2.6	2.4	2.4	2.4	2.6
	CV	16.0	21.9	20.7	17.3	26.5	18.6	18.7	16.9	17.2	13.8	19.6	18.9	19.2	19.0	15.1
	증감	44	80	73	21	101	50	64	31	51	35	64	59	40	67	47
사교육비 (만 원)	평균	55.3	41.1	42.6	40.3	39.3	41.4	37.6	43.9	33.7	35.2	33.8	34.5	32.1	33.8	35.0
	CV	22.4	21.3	21.7	23.2	18.9	19.2	16.7	20.6	19.4	18.6	20.3	18.6	17.9	18.0	16.5
	증감	84	100	79	93	77	82	58	73	57	76	81	90	68	70	65
GRDP (실질; 조 원)	평균	445	95	61	92	42	43	76	466	49	68	116	54	80	113	117
	CV	9.8	7.1	7.7	11.5	10.6	9.5	4.1	17.1	11.4	17.2	10.9	6.0	4.2	4.3	3.3
	증감	32	24	29	46	37	33	0	67	41	63	33	20	14	16	13
비정규직 비율(%)	평균	34.5	35.7	33.7	34.5	37.6	37.9	31.3	32.8	45.1	35.4	35.1	41.6	40.2	34.7	31.4
	CV	6.4	12.8	10.6	9.2	5.1	6.7	11.2	7.2	5.9	8.4	5.3	6.3	7.4	7.3	15.2
	증감	14	32	27	2	5	9	13	9	7	14	7	14	10	15	18
경제활동 참가율 (여자; %)	평균	54.0	49.0	51.0	54.1	51.1	51.6	46.5	52.2	54.0	54.4	53.3	51.8	56.3	53.5	51.7
	CV	2.4	3.1	2.4	3.0	4.1	4.5	6.0	5.0	8.3	4.3	4.1	7.6	4.7	2.6	4.2
	증감	8	13	5	12	11	13	10	18	26	14	14	24	14	8	11

주: 1) 증감: 2011년에서 2024년의 증감률(GRDP 증감은 2023년까지).

2) CV·증감 단위: %.

CV, coefficient of variation; PIR, price income ratio; LIR, loan income ratio; GRDP, gross regional domestic product.

〈부록 표 2〉 변수별 생산 결정변인 분석결과

구분	주택가격									
	전세가격					매매가격	구입부담자수	PIR	LIR	
Model 1(종속변수: ln출생0년수)										
L.ln(주택가격)	-0.376***	-0.323***	-0.075	-0.010	0.027	0.029	0.007	-0.014	-0.119*	-0.194***
ln인구		2.140***	-1.911***		-0.207					
L.ln인구(20~44세)			3.491***	1.144***	0.994**	0.859	0.858	0.860***	0.754	0.671
ln출인건수				0.755***	0.655***	0.657***	0.654***	0.658***	0.707***	0.684***
ln출인연령(아내)					-3.227**	-3.574	-3.421	-3.432	-3.088	-3.396
L.ln사교육비	-1.080***	-0.819***	-0.375**	-0.274**	-0.212*	-0.200*	-0.194*	-0.172+	-0.138	-0.107
L.lnGDP(실질)	0.330*	-0.188	-0.167	-0.246**	-0.066	-0.074	-0.062	-0.060	-0.073	-0.070
L.ln비정규직비율	-0.292*	-0.292*	-0.145	0.048	0.010	0.006	-0.003	-0.006	-0.010	0.010
L.ln경제활동참가율(여자)	-1.016***	-0.864**	0.260	-0.100	0.020	0.010	0.016	0.011	-0.013	-0.045
RMSE	0.1046	0.0984	0.0646	0.0493	0.0472	0.0471	0.0472	0.0471	0.0465	0.0427
R ²	0.9816	0.9838	0.9931	0.9960	0.9964	0.9964	0.9963	0.9964	0.9964	0.9970
Model 2(종속변수: 조출생률)										
L.ln(주택가격)	-2.905***	-2.846***	-1.167**	-0.728*	-0.391	-0.263	-0.348	-0.321	-1.107**	-1.382***
ln인구		2.426	-24.98***		-12.24***		-13.10***	-13.45***	-12.04***	-12.01***
L.ln인구(20~44세)			23.621***	-0.111	4.475+	-3.473*	5.029*	5.338*	3.393	3.013
ln출인건수				6.565***	5.276***	5.403***	5.254***	5.430***	5.824***	5.551***
ln출인연령(아내)					-21.74**	-42.21	-22.06**	-22.41**	-21.22**	-24.16**
L.ln사교육비	-5.488***	-5.191***	-2.186*	-1.181	-0.986	-0.313	-0.892	-0.869	-0.686	-0.577
L.lnGDP(실질)	0.133	-0.454	-0.316	-2.115**	0.399	-0.081	0.371	0.212	0.059	0.106

〈부록 표 2〉 계속

구분	주택가격									
	전세가격					매매가격		구입부담비율		LIR
Model A	Model B	Model C	Model D	Model E	Model F	Model E or F	Model E or F	Model E or F	Model E or F	Model E or F
Model 2(중속변수: 조출생률)										
L.ln비정규직비율	-1.464	-1.464	-0.468	1.065 ⁺	0.812	0.572	0.904 ⁺	0.954 ⁺	0.905 ⁺	1.053 ⁺
L.ln경제활동참가율(여자)	-6.765 ^{***}	-6.592 ^{***}	1.011	-2.866 ⁺	-0.932	-1.576	-1.057	-0.996	-1.244	-1.419
RMSE	0.7098	0.7107	0.5026	0.4195	0.3624	0.3803	0.3812	0.3810	0.3566	0.3350
R^2	0.8677	0.8682	0.9344	0.9543	0.9663	0.9627	0.9625	0.9626	0.9674	0.9712
Model 3(중속변수: 합계출산율)										
L.ln(주택가격)	-0.224 ^{***}	-0.215 ^{***}	-0.006	0.031	0.088	0.102	0.060	0.028	-0.089	-0.261 ^{***}
ln인구		0.359	-3.053 ^{***}		-1.401 ^{***}		-1.273 ^{**}	-1.351 ^{**}	-1.504 ^{***}	-1.519 ^{***}
L.ln인구(20~44세)			2.939 ^{***}	0.316	0.712 ⁺	-0.197	0.628 ⁺	0.671 ⁺	0.698 ⁺	0.535 ⁺
ln출산건수				0.671 ^{***}	0.479 ^{***}	0.493 ^{***}	0.480 ^{***}	0.459 ^{***}	0.507 ^{***}	0.509 ^{***}
ln혼인연령(이내)					-4.101 ^{***}	-6.443 ^{***}	-3.906 ^{**}	-3.659 ^{**}	-3.212 ^{**}	-3.407 ^{***}
L.ln사교육비	-0.705 ^{***}	-0.661 ^{***}	-0.287 ⁺	-0.177	-0.122	-0.045	-0.130	-0.111	-0.052	0.018
L.lnGDP(실질)	0.025	-0.062	-0.044	-0.294 ^{**}	0.071	0.016	0.087	0.117	0.110	0.105
L.ln비정규직비율	-0.197	-0.197	-0.073	0.076	0.028	0.000	0.005	-0.003	-0.006	0.018
L.ln경제활동참가율(여자)	-0.927 ^{***}	-0.901 ^{***}	0.045	-0.396 ⁺	-0.126	-0.199	-0.100	-0.110	-0.127	-0.186
RMSE	0.0890	0.0891	0.0635	0.0606	0.0526	0.0542	0.0529	0.0532	0.0529	0.0459
R^2	0.8817	0.8822	0.9405	0.9459	0.9596	0.9569	0.9572	0.9588	0.9591	0.9693

주: 1) 분석방법은 일원고정효과 패널분석이며, 코로나 시기(21~22) 별도 통제.

2) ⁺, ^{*}, ^{**}, ^{***}는 $p < 0.1$, $p < 0.05$, $p < 0.01$, $p < 0.001$ 을 의미.

PIR, price income ratio; LIR, loan income ratio; GRDP, gross regional domestic product; RMSE, root mean square error.