

주택 가격 및 주거지 면적과 출산율의 관계: 우리나라 83개 도시 자료를 이용한 실증분석

김시원*

도시로의 인구 밀집은 한편으로는 집적 경제를 통해 출산율에 긍정적인 영향을 미칠 수 있지만, 다른 한편으로는 혼잡비용을 유발해 출산율을 낮추는 요인으로 작용할 수 있다. 이러한 이론적 예측에 기초하여, 본 연구는 인구 밀집에 따른 대표적인 혼잡비용인 주택 매매가격과 전세가격의 상승, 주거 면적의 축소가 우리나라의 출산율을 낮추는 주요 요인으로 작용하였다는 추론을 검증하였다. 이를 위해 83개 시 단위 지역으로 구성된 패널자료를 구축하여 이론적 모형을 추정하였다. 실증분석에서는 주택 가격의 내생성을 통제하기 위해 10년 시차의 변수들이 도구 변수로 사용되었으며, 이론적 예측과 일치하는 일관된 추정 결과를 얻었다. 즉, 도시의 아파트 매매가격과 전세가격이 높을수록, 주거 면적이 작을수록 출산율이 낮아지는 경향이 있는 것으로 나타났다. 이 같은 결과는 다양한 통제 변수의 추가에 강건한 것으로 나타났다.

JEL Classification: J13, R10, R23

핵심 주제어: 출산율, 인구 밀집, 집적 경제, 혼잡비용, 주택 가격, 주거지 면적

DOI: 10.23299/bokeri.2025.31.4.002

* 전남대학 경제학부 교수 (E-mail: seekim@jnu.ac.kr, Tel: 062-530-1461)
논문 투고일: 2024.11.12, 논문 수정일: 2025.4.23, 게재 확정일: 2025.12.31

I. 서론

2022년 우리나라의 합계출산율은 0.78명으로, OECD 평균인 1.59명의 절반 수준이며, 같은 아시아 국가인 일본의 1.30명 보다도 0.49명 낮다. 범위를 전 세계로 넓히면, 우리나라의 출산율은 심각한 수준이다. 세계은행(World Bank)의 2021년 국가별 합계출산율 통계에 따르면, 전 세계 264개국 중 합계출산율이 1명 이하인 나라는 홍콩(0.77명), 한국(0.81명), 푸에르토리코(0.91명) 세 곳뿐이다. 홍콩은 중국의 특별행정구역이며 푸에르토리코는 미국의 속령이므로, 사실상 우리나라는 세계에서 출산율이 가장 낮은 국가이다. 우리나라 인구는 2020년 5,184.6만 명을 정점으로 감소하기 시작했으며, 현재의 추세가 계속된다면 약 50년 후인 2072년에는 3,622.2만 명으로 감소할 것으로 예상된다(통계청 미래추계인구). 이제는 한국의 소멸까지 걱정해야 한다는 말이 나올 정도로 저출산 문제는 우리나라가 직면한 심각한 문제 중 하나가 되었다.

우리나라는 1960년대에서 1980년대까지 빠른 산업화가 진행되면서 출산율이 급격하게 하락하였다. 1960년 합계출산율은 5.9명이었으나, 1980년대에는 1.5-1.7명 수준으로 떨어졌다. 경제 발전기의 출산율 하락은 북미와 유럽의 선발 산업국가에서도 나타나는 현상이다. Doepke et al. (2022)은 유럽, 북미의 주요 10개국 및 일본의 자료를 인용하여, 이들 국가 역시 다소 시차는 있지만, 20세기 전반의 경제 발전 기간에 가파른 출산율 하락을 경험했다고 설명한다. 따라서 경제발전 초기 우리나라의 급격한 출산율 하락이 특이한 현상이라고 볼 수는 없다. 그러나 경제 발전기 이후 선발 산업국가들은 2차 세계대전과 베이비붐을 거치며 출산율이 1.4명에서 2.1명 사이로 안정화된 반면(Doepke et al., 2022), 우리나라는 1990년대 이후에도 출산율이 계속해서 하락하였고, 현재는 다른 선진국뿐만 아니라 전 세계에서 출산율이 가장 낮은 국가라는 불명예를 안는 상황에까지 이르게 되었다.

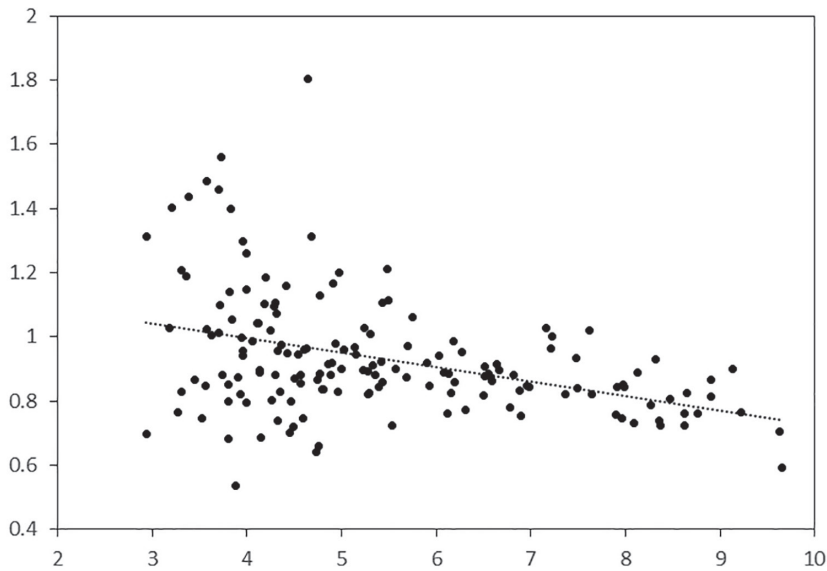
Becker (1960)가 처음 개인의 출산 선택에 대한 경제학적 분석의 이론적 토대를 제시하게 된 계기가 된 것도 출산율과 경제발전 사이의 음(-)의 상관관계에 대한 인식이었다. 우리나라의 경우, 선발 산업국가의 경제발전 기간에 해당하는 시기는 약 1960-80년대라고 볼 수 있다.¹⁾ 그러나 언급된 바와 같이 선발 선진경제의

1) 선발 산업국은 40-50년에 걸쳐 출산율이 하락한 반면, 우리나라는 20-30년 기간에 출산율이 급격하게 하락하였는데, 이에 경제발전과 더불어 정부의 출산 억제 정책에 따른 가족계획프로그램의 영향도 있었을 것으로 판단된다. 예컨대, 김영일(2014)은 국제자료를 이용한 분석에서 가족계획프로그램이 출산율에 부정적인 효과가 있다는 증거를 제시하였다.

경우, 경제발전 기간 이후 출산율이 안정화되었을 뿐 아니라 90년대 이후에는 출산율과 부정적인 상관관계가 있던 요인들과의 관계에서도 역전 현상이 관찰되고 있다(Doepke et al., 2022). 따라서, 90년대 이후의 우리나라 출산율 하락에는 경제발전 이외에 다른 요인들이 작용하였을 가능성이 있다.

1990년 이후 출산율 저하에는 다양한 요인들이 작용했을 수 있다. 우리나라 국민의 평균 교육 수준이 급격히 증가했다는 점을 고려하면, Becker (1960)와 Becker & Lewis (1973)가 처음으로 정식화한 자녀에 대한 인적자본 투자를 위한 다산 억제도 한 요인으로 제시될 수 있다. 또한, 2000년대에 들어서면서 고학력 여성을 중심으로 여성의 노동시장 진출이 증가한 점도 육아의 기회비용 증가라는 측면에서 또 다른 요인으로 제시될 수 있을 것이다.²⁾

〈Figure 1〉 Fertility Rate(vertical axis) and Population Density (horizontal axis) of 160 Regions in Korea: 2022



Notes: 1) Vertical axis represents total fertility rate, and horizontal axis represents population density.

2) Population density is calculated as the number of residents per square kilometer and 160 regions consist of 83 cities and 77 counties.

Sources: Raw data are taken from the website of Statistics Korea.

2) 김정호(2009)는 여성의 임금 상승이 출산에 부정적인 영향을 미친다는 실증분석 결과를 제시하였으며, 이삼식·최호진(2014) 또한 여성의 노동시장 참여가 출산 이행에 부정적인 영향을 미친다는 결과를 발표하였다. 한편, 이철희·민규량(2024)은 노동시장에서의 여성의 열악한 지위 역시 출산율에 부정적인 영향을 미칠 수 있다고 제시하였다.

그러나 본 연구에서는 인구집중에 따른 혼잡비용(congestion cost)에 주목하여 저출산의 요인을 분석하고자 한다. 우리나라는 경제발전과 더불어 도시화율도 빠르게 진행되었으며, 1990년대 이후에는 인구의 약 80%가 도시에 거주하고 있다. 하지만 인구집중은 지역별로 큰 차이가 있으며, 혼잡비용이 출산율에 영향을 미쳤다면 출산율의 지역별 편차도 클 가능성이 있다. <Figure 1>은 우리나라 160개 시/군 단위 지역의 인구밀도와 출산율을 보여주고 있는데, 이는 이러한 가능성과 부합하는 것으로 해석될 수 있다. 즉, 인구밀도가 높은 지역일수록 출산율이 낮아지는 경향이 관찰되고 있다.

경제발전 초기에는 집적의 경제 효과와 이에 따른 임금 상승이 유인으로 작용하여 농촌에서 도시로 인구가 이동하게 되는데, 이러한 관점에 기초하여 Zhang (2002)과 Sato and Yamamoto (2005)는 도시화가 출산율 하락을 초래할 수 있음을 보였다. 다만, 이들 모형은 경제발전 과정에서 발생하는 도시로의 인구이동과 이에 따른 출산율 하락을 설명하는 이론적 모형으로 제시되었으며, 1990년대 말에 이미 도시화가 완료된 우리나라의 상황에 적용하기에는 한계가 있을 수 있다. Sato (2007)는 기존 모형을 더욱 발전시켜, 지역 간 인구밀도의 차이와 출산율의 차이를 연결하는 이론적 모형을 제시하였다. 그의 모형에 따르면, 인구집중은 한편으로는 집적의 경제 효과를 통해 출산율에 긍정적인 영향을 미칠 수 있지만, 다른 한편으로는 혼잡비용의 증가로 출산율을 감소시키는 요인으로 작용할 수 있다.

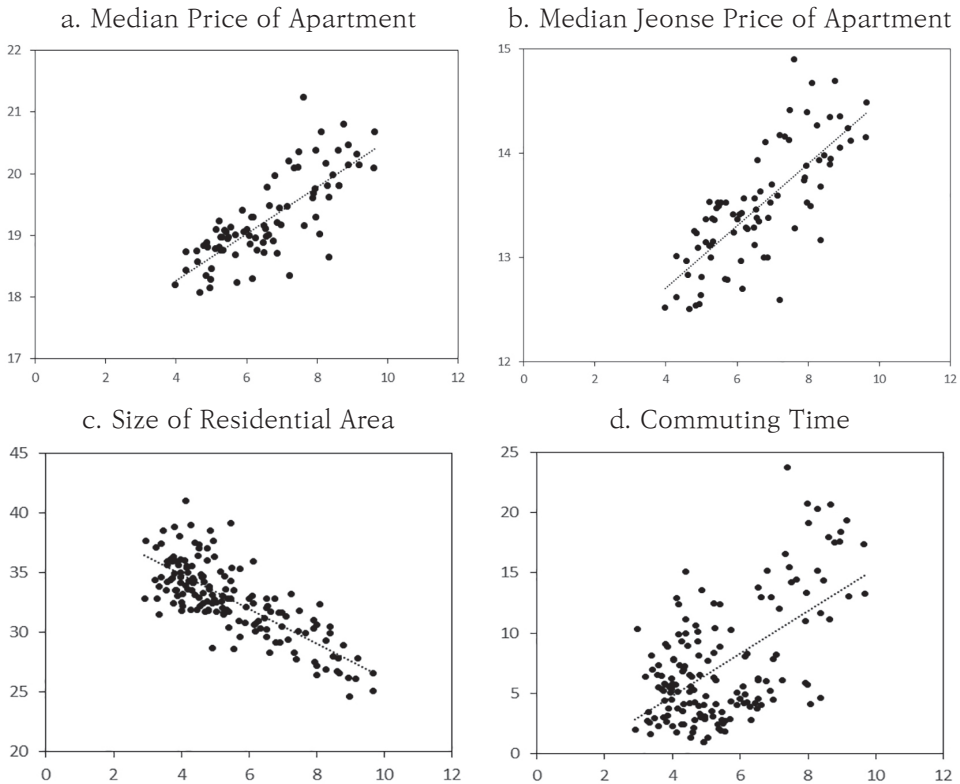
이론적 발전과 더불어 일련의 연구들이 이론의 현실 적합성을 검증하였는데, 인구밀집도가 높을수록 출산율이 낮아진다는 일관된 실증분석 결과를 제시하였다. Lutz et al. (2006)은 145개국의 시계열 자료를 이용한 분석결과를 제시하였으며, Rotella et al. (2021)은 분석범위를 174개국으로 확대하였다. De la Croix and Gobbi (2017)은 44개 개발도상국을 대상으로 한 연구에서, 인구밀도가 10명에서 1000명으로 증가하면 출산율이 0.7명 감소한다는 결과를 제시하였다. 국가 내 지역을 분석한 연구로는 일본을 대상으로 한 Kato (2018)가 대표적이다.

혼잡비용이 인구 밀집에 따라 발생하는 비용이라는 점에서, 인구밀도는 적어도 개념적으로 적절한 변수라고 할 수 있다. 그러나 단점도 존재한다. 인구밀도는 혼잡비용의 원천일 뿐만 아니라 집적 경제(agglomeration economies)의 원천이기도 하다. 집적 경제는 생산성 강화를 통해 임금을 상승시키며, 이는 출산율에 긍정적인 효과를 미칠 수 있다(Zhang, 2002; Sato and Yamamoto, 2005; Sato, 2007). 따라서 인구밀도는 혼잡비용과 집적 경제의 순효과로 볼 수 있다. 두 번째 문제는 혼잡비용은 다양한 형태로 나타날 수 있는데, 인구밀도는 이를 포괄하는

대용변수이기 때문에 구체적인 구별이 어렵다는 점이다. 이는 정책적 대응이 필요한 현실적인 문제에서 상당한 제약이 될 수 있다.

본 연구에서는 주거 관련 비용이라는 구체적인 혼잡비용 측정치를 사용함으로써 이러한 문제를 완화하거나 해결하고자 한다. 주어진 면적의 도시에 더 많은 인구가 유입되면서 주거지에 대한 경쟁이 격화되고, 이에 따라 토지와 주택의 임대료가 상승하며, 주거비와 생활비도 증가한다(Roback, 1982; Fujita, 1989; Sato, 2007 등). 인구 밀집에 따른 혼잡비용은 주거 관련 비용뿐만 아니라 주거지의 크기 감소라는 형태로도 나타난다. 즉, 주택 가격과 주거비가 상승하면 비용 부담을 완화하기 위해 주거지의 크기가 작아진다. 작은 주거지에서 양육할 수 있는 자녀 수가 제한되기 때문에, 출산율과의 관계에서는 주택 및 주거지 크기가 더 직접적인 관련이 있을 수 있다.

<Figure 2> Population Density(horizontal axes) and Congestion Costs (vertical axes): 2022



Notes: 1) Vertical axis represents total fertility rate.

2) Residential area and commuting time are data for 83 cities and 77 counties.

But prices of apartments and Jeonse are only available for 83 cities.

Sources: Raw data are taken from the website of Statistics Korea.

〈Figure 2〉는 혼잡비용의 대응변수로서 주거 관련 비용 및 주택 크기를 시각적으로 보여준다. 그림 a와 b는 인구밀도가 높은 도시일수록 아파트의 매매가격과 전세가격 모두 높은 경향이 있음을 보여주고 있으며, 그림 c는 인구밀도가 높은 지역에서 주거지의 크기가 작아지는 경향이 나타나고 있음을 보여준다. 한편, 주택임대료나 매매가격 상승에 따라 나타나는 또 하나의 현상은 사람들이 높은 가격을 피해 도시 외곽으로 주거지를 옮긴다는 것이다. 따라서, 인구가 밀집된 도시일수록 사람들은 더 먼 거리를 통근 또는 통학하게 되고, 따라서 더 긴 시간을 통근/통학에 사용하게 된다. 이는 그림 d에서도 관찰되며, 인구밀도가 높은 지역일수록 출근/통학 시간이 길어지는 경향이 보인다. 본 연구는 이 중 대표적인 유형의 혼잡비용인 아파트 매매가격, 전세가격, 거주지 면적을 대응변수로 사용하여 출산율에 미치는 효과를 분석한다.

일련의 연구들이 주택 임대가격이 출산율 또는 가족 규모에 부정적인 영향을 미친다는 실증분석 결과를 제시하였다. 초기 연구로는 미국 자료를 이용한 Borsch-Supan (1986)과 Haurin et al. (1993)이 있으며, 영국 가계패널을 이용한 Ermisch (1999)와 이탈리아 자료를 이용한 Giannelli and Monfardini (2003)도 높은 임대료가 출산율에 부정적인 영향을 미친다는 증거를 제시하였다. 이들 연구는 서베이 자료를 활용하였으나, Hughes (2003)과 Simon and Tamura (2009)는 미국 도시 자료를 이용하여 같은 결론에 도달하였다.

우리나라를 대상으로 한 연구는 비교적 최근의 일로, 저출산 추세가 심각한 문제로 대두되면서 본격적으로 이루어졌다. 고우림 등(2020)은 인구밀도가 높은 지역일수록, 최선미(2021)는 부동산 가격이 높은 지역일수록 출산율이 낮아진다는 결과를 제시하였다. 박정훈(2024)은 사설 학원 비율이 밀집 지역에서는 출산율에 부정적인 영향을 미치지만, 비밀집 지역에서는 통계적으로 유의하지 않다는 추정결과를 얻었다. 반면, 원숙연·최윤희(2018)는 자녀 관련 비용의 관점에서 주택 매매가격 및 전세가격 변동률이 함께 출산율에 미치는 효과를 분석하였으나, 통계적으로 유의한 결과는 얻지 못했다. 한편, 박정희(2024)는 거시자료에 대한 공적분 검정을 통해 출산율과 사교육비 및 전세가격 사이에 장기 균형 관계가 존재한다는 추정결과를 제시하였다.

이상의 연구에도 불구하고, 혼잡비용과 관련한 출산율 연구는 양적, 질적으로 충분히 이루어졌다고 보기는 어렵다. 본 연구는 여러 측면에서 기존 연구의 한계를 개선하였으며, 따라서 도출된 추정결과도 상대적으로 정확할 것으로 기대된다. 첫째, 본 연구는 83개 시 단위 지역을 분석 단위로 하여 패널자료를 구성하여 모형을

추정하였다. 반면 저자가 아는 한, 기존의 모든 연구는 16개 또는 17개 광역자치단체를 분석 단위로 사용하였다. 그러나 광역자치단체는 행정구역 단위일 뿐 경제적으로 동질적인 단위로 보기는 어렵다. 도 단위 광역자치단체는 인구 밀집 지역인 도시뿐만 아니라, 인구밀집도가 낮은 군 단위 지역까지 포함하고 있어, 서울이나 6대 광역단체와 같은 수준에서 분석하는 것이 적절한지 의문이 든다. 또한, 도 단위 광역자치단체 사이에도 큰 이질성이 존재한다. 예를 들어, 경기도는 28개의 시와 3개의 군 단위 지역으로 구성되었지만, 전라남도는 5개의 시와 17개의 군 단위 지역으로 이루어져 있다. 특히, 본 연구처럼 혼잡비용과 관련하여 인구밀도나 주택 가격을 사용하는 경우, 광역자치단체 단위는 지역 분석 단위로 적절하지 않을 수 있다. 예를 들어, 평방킬로미터 당 인구에 로그를 취한 척도로 본 경기도의 평균 인구밀도는 7.2명으로, 울산을 제외한 5대 광역시보다 낮다. 그러나 시 단위로 인구밀도를 비교해 보면 서울이 1위이고, 2위에서 11위까지는 모두 경기도의 도시들이 차지하고 있다.

이질성 문제 외에도 광역자치단체를 분석 단위로 사용할 경우 제기될 수 있는 또 다른 문제는 표본의 크기가 작다는 점이다. 특히 시계열 표본의 크기에 비해 횡단면 단위의 수가 상대적으로 적은 경우, 패널 회귀모형에서 얻어지는 추정치의 점근적 특성(asymptotic properties)에 문제가 발생할 수 있다(Wooldridge, 2002). 본 연구에 사용된 표본은 83개의 횡단면 단위에 대해 913개의 관찰치로 구성되어 있어, 기존의 실증분석에 비해 추정치의 점근적 특성이 우수할 것으로 기대된다.

둘째, 기존 연구는 혼잡비용의 내생성을 고려하지 않고 일반적인 추정방법을 적용하였다. 인구밀도나 주택 가격의 내생성은 여러 요인이 작용한 결과일 수 있다. 가장 큰 요인은 개별 가구가 자녀의 수와 거주 지역을 동시에 결정할 수 있다는 점이다. Sato (2007)의 모형에 따르면 개별 가구는 주어진 지역의 인구밀도에 따른 비용과 편익을 비교해 자녀 수와 자녀를 양육할 거주 지역을 선택한다. 따라서 인구밀도는 개별 가구의 출산 선택에 대해서는 외생변수지만, 지역 출산율의 관점에서는 내생변수일 수 있다. 또한, 지역 간 이주도 내생성의 요인이 될 수 있다. 예를 들어, 교육의 질을 중시하는 개인들이 출산을 억제하면서 더 좋은 교육 기회를 찾아 대도시로 이주하는 경우, 지역 출산율과 지역 인구밀도 또는 지역 출산율과 주택 가격 간에 양방향 인과관계가 존재할 수 있다. 독립변수에 내생성이 존재할 경우, 일반적인 최소승법으로는 일관된(consistent) 추정치를 얻는 데 실패할 수 있다.

본 연구는 지역 주택 가격에 내생성이 존재하며, 이러한 내생성이 추정치에 미치는 왜곡이 상당할 수 있다고 주장한다. 이에 따라 도구변수를 사용한 2단계 최소

자승법을 적용하여 모형을 추정하였다. 도구변수로는 10년 시차의 다양한 변수를 사용하였으며, 이를 통해 지역 주택 가격 및 면적에 대한 외생적 충격이 지역 출산율에 미치는 효과를 보다 정확하게 추정할 수 있다고 기대된다.

본 연구는 2012-2022년 기간의 83개 시 단위 지역으로 구성된 패널자료를 이용하여 모형을 추정하였으며, 도시의 주택 가격 및 전세가격에 대한 양(+의) 외생적 충격이 통계적으로 유의하게 출산율을 낮춘다는 결과를 얻었다. 주거지 및 아파트의 면적을 혼잡비용의 대용변수로 사용한 추정결과도 일관되게 작은 면적의 주거지와 아파트는 지역의 출산율을 낮추는 것으로 나타났다. 이 같은 추정결과는 인구집중으로 집적의 경제와 같은 편익 이상으로 혼잡비용이 발생하고 있으며, 이 같은 혼잡비용이 높은 아파트 가격 및 작은 주거지 면적이라는 형태로 서울과 수도권을 중심으로 한 인구 밀집 도시의 출산율을 낮추는 요인으로 작용하고 있다는 것을 의미한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II 장에서는 혼잡비용과 출산율의 관계에 대한 기존 이론을 소개하고, 이를 바탕으로 추정모형의 의미를 명확히 한다. III 장은 모형 추정에 사용된 주요 자료를 설명하고 추정결과를 보고한다. IV 장에서는 주요 결과를 요약하고 결론을 맺는다.

II. 이론적 논의 및 실증분석 모형

본 연구의 목적은 출산율에 관한 기존의 이론을 개선하거나 새로운 직관을 제시하는 데 있는 것은 아니다. 따라서 여기서는 기존 모형을 소개하고, 이를 통해 실증분석 모형의 의미를 명확하게 하고자 한다. 경제학에서 출산에 대한 선호는 이기적 모형과 이타적 모형, 크게 두 가지로 구별될 수 있다. 이기적 모형에서 부모는 노후를 대비하여 아이를 양육하며, 따라서 출산은 일종의 투자라는 시각이다(Zhang and Nishimura, 1993). 다른 하나는 이타적 모형으로, 부모는 자식의 효용으로 부터 효용을 얻거나(Becker and Barro, 1988) 또는 자식 자체로부터 직접 효용을 얻는다(Eckstein and Wolpin, 1985). 혼잡비용과 관련하여 출산율을 분석한 연구들은 전형적으로 이타적 모형, 특히 자식으로부터 직접 효용을 얻는 모형을 사용한다(Zhang, 2002; Sato and Yamamoto, 2005; Sato, 2007). 이 같은 관행에 따라, 지역 j 의 대표자 개인의 효용은 다음과 같이 정의된다.

$$U = U(c_{jt}, n_{jt}) \quad (1)$$

여기서, c_{jt} 는 재화 소비를 대표하며, n_{jt} 는 자식의 수를 나타낸다. n_{jt} 는 1인당 자식의 수이므로, 출산율로 해석될 수 있다. 효용함수는 효용에 대한 일반적인 성격을 충족한다고 가정된다. 즉, 효용함수의 2차 도함수는 $U_{nn} < 0$, $U_{cc} < 0$ 이다. 또한, 효용은 소비재와 자식에 대해서 상호 분리되어 있다. 즉, $U_{cn} = U_{nc} = 0$ 이다.

대표자 개인의 예산제약은 다음과 같은 식으로 정의된다.

$$[1 - \phi(N_{jt})n_{jt}]w_{jt} = c_{jt} \quad (2)$$

N_{jt} 는 인구밀도를 나타내며, 혼잡비용함수 $\phi(N_{jt})$ 는 $\phi'(N_{jt}) > 0$ 을 만족한다. 따라서, $\phi(N_{jt})n_{jt}$ 는 육아에 필요한 시간으로 육아비용을 대표하며, 혼잡비용에 의존하는 것으로 가정된다. $[1 - \phi(N_{jt})n_{jt}]$ 는 육아시간을 제외한 노동공급이며, w_{jt} 는 단위 노동공급 당 임금이다. 식 (2)에서 육아비용은 노동공급과 상충관계에 있으며, 따라서 혼잡비용의 존재는 가처분소득을 감소시킨다는 것을 의미한다.

도시 j 에는 충분한 수의 개인이 존재하며, 따라서 개인은 인구밀도를 주어진 것으로 받아들이고 자신의 최적 소비지출과 최적 자식의 수를 결정한다. 예산 제약 하 효용극대화를 위한 1계 조건은 다음과 같이 대표된다.

$$U_n(c_{jt}, n_{jt}) = U_c(c_{jt}, n_{jt})\phi(N_{jt})w_{jt} \quad (3)$$

효용함수는 소비와 자식의 수에 대해 강볼록 함수이므로, $\phi'(N_{jt}) > 0$ 인 한 인구밀도가 높은 도시일수록 출산율 n_{jt} 이 낮다는 것은 명확하다. 즉, $N_{jt}^* > N_{kj}^*$ 이면 $n_{jt}^* < n_{kj}^*$ 이다.

De la Croix and Gobbi (2016)는 로그 효용함수를 가정하고, 육아비용 대비 자식에 대한 선호가 상대적으로 강한 사람은 인구밀도가 낮은 지역(rural area)에 거주하며, 반대로 자식에 대한 선호가 강하지 않은 사람은 인구밀도가 높은 도시 지역에 거주한다는 것을 보였다. Kato (2018)는 이 같은 모형에 기초하여 일본의 지역 밀도와 출산율의 관계를 분석하였다. De la Croix and Gobbi (2016) 모형의 단점은 사람들이 도시로 밀집하는 동인, 즉 집적의 경제의 이익이 존재하지 않는다는 부분균형 모형이라는 것이다. Sato and Yamamoto (2005)와 Sato (2007)는 인구가 밀집한 대도시에서 집적의 경제는 생산성을 강화하기 때문에 실질임금이 상승하는 효과가 있다고 밝혔다. 즉, 완전경쟁시장에서 식 (3)의 실질임금은 다음과 같이 노동의 한계생산물에 의해 결정된다.

$$w_{jt} = f(K_{jt}, L_{jt}; A_{jt}, N_{jt}) \quad (4)$$

여기서 $f(\cdot)$ 은 노동의 한계생산물을 대표하며, 집적의 경제는 $df(\cdot)/dN_{jt} > 0$ 을 의미한다.

식 (2)~(4)는 인구밀도 변화는 두 가지 통로로 출산율에 영향을 미칠 수 있다는 것을 의미한다. 식 (2)에 따르면 혼잡비용 $\phi(N_{jt})$ 의 증가는 처분가능소득 감소를 통해 소비를 감소시키게 되는데, 식 (3)은 소비 감소에 따른 소비의 한계효용 증가에 상응하여 출산 감소와 출산의 한계효용 증가가 이루어져야 최적화 조건이 유지된다는 것을 의미한다. 따라서, 인구밀도 증가의 첫 번째 효과는 혼잡비용 증가를 통한 출산율 감소이다. 두 번째는 집적 경제를 통한 임금 상승의 효과인데, 출산율에는 두 가지 상반된 방향으로 영향을 미칠 수 있다. 하나는 대체효과로, 임금 상승은 육아시간의 기회비용을 상승시킴으로써 직접 출산율을 낮출 수 있다. 이 같은 직접 효과는 식 (3)에서 w_{jt} 로 대표된다. 다른 하나는 소득효과로, 소득이 증가한 개인은 소비를 증가시키고, 이에 따라 u_c 는 하락하게 되므로 최적화 조건 (3)은 출산율이 높아진다는 것을 의미하게 된다. 따라서 임금변화가 출산율에 미치는 효과는 부(-)의 대체효과와 정(+)의 소득효과의 순효과이다. 소득효과가 큰 경우(Sato and Yamamoto, 2005; Sato, 2007), 인구밀도가 출산율에 미치는 효과는 혼잡비용에 의한 부(-)의 효과와 집적의 이익에 의한 정(+)의 효과의 순효과가 된다.

본 연구는 주택 가격과 크기로 대표되는 혼잡비용이 출산율에 미치는 효과에 분석의 초점이 있으며, 이 같은 목적을 위해 다음과 같이 로그 효용함수를 가정한다.

$$U = \ln c_{jt} + \theta \ln n_{jt} \quad (5)$$

θ 는 자식에 대한 친밀성(affinity)의 강도를 나타내는 파라미터로 해석된다. 로그 효용함수의 특징은 대체효과와 소득효과가 서로 상쇄되기 때문에 임금변화는 최적화 조건에 영향을 미치지 못하며, 따라서 인구밀도는 혼잡비용을 통해 출산율을 하락시키는 요인으로 작용하게 된다. 로그 효용함수의 한 특징은 소득효과와 대체효과가 서로 상쇄되기 때문에 단순한 형태의 최적화 조건을 유도할 수 있으며, 이에 따라 실증분석의 주요 논점에 집중할 수 있다는 장점이 있다. 혼잡비용 함수를 $\phi(N_{jt}) = N_{jt}^\eta$ 로 정의하면, 예산식 (2)의 제약 하에 효용함수 (5)의 극대화문제의 1계 조건(first order condition)은 다음과 같이 대표된다.

$$n_{jt} = \frac{\theta c_{jt}}{N_{jt}^\eta w_{jt}} \quad (6)$$

c_{jt} 를 예산제약식 (2)로 대체하면 다음과 같이 인구밀도, 즉 혼잡비용과 생산물의 부(-)의 관계를 대표하는 식이 유도된다.

$$n_{jt} = \frac{\theta}{(1+\theta)} N_{jt}^{-\eta} \quad (7)$$

식(7)에 로그를 취하면 다음과 같이 추정 가능한 계량모형을 얻을 수 있다.

$$n_{jt} = \alpha + \delta_j + \delta_t + \beta \ln N_{jt} + X_{jt} \gamma + \epsilon_{jt} \quad (8)$$

여기서 $\alpha = \ln[\theta/(1+\theta)]$ 이고 $\beta = -\eta$ 는 인구밀도, 즉 혼잡비용이 생산물에 미치는 효과의 강도를 나타내는 계수를 대표한다. 종속변수는 이 분야 관행에 따라 $\ln n_{jt}$ 대신 n_{jt} 를 사용하였다. δ_j 는 생산물에 영향을 미치는 도시 특이(city specific) 요인을 대표하며, δ_t 는 생산물과 관련된 시간 특이(time specific) 요인을 대표한다. X_{jt} 는 통제변수로 인구밀도 외에 생산물에 영향을 미치는 변수들의 벡터이다. 마지막으로 ϵ_{jt} 는 통계적 오차항을 대표한다.

식 (7)에서 정(+)의 소득효과와 부(-)의 대체효과가 서로 상쇄됨으로써 집적 경제는 생산물에는 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 그러나, 이는 식 (5)와 같이 로그 효용함수라는 특수한 선호를 가정한 경우에만 타당하며, 적어도 남성의 실질 임금 상승은 생산물을 증가시키는 것으로 알려져 있다.³⁾ 좀 더 일반적인 효용함수를 가정한 Sato and Yamamoto (2005)나 Sato (2007)의 모형에서는 집적 경제는 생산물에 정(+)의 효과를 미치며 혼잡 비경제는 부(-)의 효과를 미친다. 그러나 이들 모형에서 인구밀도를 대용변수로 사용하는 한, 집적 경제 효과와 혼잡 비경제 효과는 실증적으로 구별되지 않는다. 이에 따라, 본 연구에서는 가장 대표적인 형태의 혼잡비용인 주택 관련 비용과 주택의 크기를 사용하였다.⁴⁾ 이론적 모형도 이 같은 목적에 부합하도록 설정되었으며, 혼잡비용이 생산물에 미치는 부정적 효과에 대한 보다 정확한 추정결과를 얻을 수 있을 것으로 기대된다.

3) Kearney and Wilson (2018)는 남성 실질임금의 상승은 생산물을 증가시키는 효과가 있다는 증거를 제시하였다. 우리나라를 포함한 대부분 국가에서 주소득자는 남성이라는 점을 고려하면, 소득효과가 대체효과보다 크다고 보는 것이 타당할 것이다. 좀 더 많은 연구에 대해서는 Doepke (2022)를 참조 바란다.

4) 주거비와 생활비와 관련한 혼잡비용 또는 혼잡 비경제(congestion diseconomies)에 대한 폭넓은 설명은 Fujita (1989), Duranton and Puga (2004)를 참조할 만하며, 이들은 도시 형태의 성격은 집적의 경제와 혼잡비용의 상충(trade-off)관계의 결과로 본다.

III. 실증분석 결과

1. 변수 및 자료

식 (8)의 추정에 사용된 주요 변수는 <인구동향조사>와 <인구총조사>로부터 통계청이 가공하여 제공하는 지역별 자료로부터 구축되었다. 가장 핵심적인 자료인 시·군 단위 합계출산율은 2000년부터 제공되고 있으며, 가장 최근 자료는 2022년이다. 2000년 이후 우리나라의 시·군 단위 행정조직에는 변화가 있었으며, 자료의 일관성을 위해 2022년을 기준으로 지역 단위를 결정하였다.

혼잡비용은 다양한 유형으로 나타난다. <Figure 2>는 이 계열 연구에서 대용 변수로 많이 사용되는 대표적인 유형의 혼잡비용을 보여주고 있다. 그러나 통근/통학 시간 자료는 5년 간격으로 수집되어 제공되기 때문에 본 연구의 실증분석에서는 제외되었다. 한편, 육아 관련 시설이나 생활편의 시설에 대한 접근성도 중요한 혼잡비용의 유형이라고 할 수 있다. 그러나 자료의 가용성에 한계가 있어 본 연구에는 포함되지 않았다.

주택 가격 관련 자료는 한국부동산원에서 제공하는 <주택가격동향조사>로부터 구축되었다. 혼잡비용과 직접적이고 밀접한 관계가 있는 대용 변수는 주거비(housing cost)이며, 주거비 중 가장 큰 비중을 차지하는 항목이 주택임대료이다. 이에 따라 기존 연구들은 주로 임대료를 혼잡비용의 대용변수로 사용하였다(예: Simon and Tamura, 2009). 그러나 우리나라의 경우 몇 가지 이유로 이러한 관행을 그대로 적용하기 어렵다.

첫째, 우리나라 주택 임대시장은 전 세계에서 유례를 찾기 어려운 독특한 제도인 전세를 중심으로 형성되어 있으며, 월세 시장의 비중은 상대적으로 작다. 따라서 월세가 실제 주거비용을 적절하게 반영하는지에 대한 의문이 제기될 수 있다. 이러한 이유로 대다수 연구에서 월세보다는 전세가를 사용하여 출산율에 미치는 영향을 분석하였다(박진배, 2021; 박정희, 2024; 원숙현, 최윤희, 2018). 둘째, 월세를 사용할 경우 직면하는 또 다른 어려움은 보증금 처리 문제이다. 우리나라에서 임대보증금은 단순한 월세 지급 보증 이상의 의미를 가지며, 임대차계약마다 조건도 다르다. 한국부동산원이 전월세 전환율을 발표하고 있지만, 그 정확성을 보증할 명확한 근거가 부족하고 자료 또한 17개 광역자치단체 단위로만 제공되기 때문에 본 연구에는 적합하지 않다. 마지막으로 전세 자료는 2015년부터 제공되기 때문에 자료의 표본 손실이 불가피하다.

이상의 이유로, 기존의 국내 연구 관행에 따라 본 연구에서도 주택 매매가격과 전세가격을 혼잡비용의 대응 변수로 사용한다. 그러나, 주택 매매가격과 전세가격을 사용하더라도 여전히 몇 가지 문제점이 제기될 수 있다. 주택 가격을 사용할 때 가장 큰 어려움은 가격이 주택의 특성에 의존한다는 점이다. 특히 주택의 종류, 건축연수, 구조와 같은 요소들이 가격에 영향을 미친다. 본 연구에서는 시 단위 지역의 주거 형태 중 가장 큰 비중을 차지하는 아파트의 가격을 사용하였다.⁵⁾ 아파트는 다른 형태의 주택에 비해 구조가 상대적으로 표준화되어 있고, 지역별로 아파트 구조에 체계적인 차이도 없기 때문에 직접적인 가격 비교가 가능하다. 매매가격과 전세가격 모두 중위값에 로그를 취한 값을 사용하였다.⁶⁾

주택 가격을 사용할 때 제기되는 또 다른 문제는 주택의 크기와 가격의 관계이다. 아파트 시장을 아파트 크기와 상관없이 하나의 시장으로 간주한다면, 아파트의 크기와 가격은 선형의 관계일 것이다. 즉, 크기와 상관없이 평방미터당 가격이 일정할 것이다. 그러나 잘 알려진 바와 같이 소형, 중형, 대형 아파트 시장은 완전히 분리된 시장은 아니지만, 수요와 공급 모두 크기별로 어느 정도 분리가 존재한다. 따라서 주택 면적 단위당 중위 가격이나 평균 가격은 실제 가격을 왜곡할 가능성이 있다. 특히, 아파트의 크기별 시장이 지역에 따라 편중된 경우, 이러한 왜곡은 더욱 심각해질 수 있다.

주택의 크기에 따른 비선형성을 반영하는 주택 단위당 가격에 대한 자료가 존재하더라도 여전히 문제가 남는다. 엄밀히 말하면, 출산율과 관련하여 중요한 것은 주택의 크기 자체보다는 방의 개수이다. 즉, 자녀 수가 많을수록 더 많은 방이 필요하기 때문에 출산율과 직접적으로 연관이 있는 것은 주택의 면적당 가격보다는 방당 가격이다. 그러나 주택 당 방의 개수나 방의 크기는 표준화되어 있지 않기 때문에 면적당 가격과 방당 가격 간의 관계도 불명확하다.⁷⁾ 가용한 자료나 계량적 방법을 통해 면적과 관련된 이러한 복잡한 문제를 해결하기는 매우 어려우며, 특히 임대가격이 아닌 주택의 매매가격과 전세가격을 사용하는 경우 그 어려움이 더욱 크다.

5) 2020년 기준, 7개 범주로 주거의 종류별(주택, 단독주택, 아파트, 연립주택, 다세대주택, 비거주용 건물 내 주택, 주택이외의 거처) 자료가 제공되고 있으며, 이에 따르면 시 단위 지역에서 가구원 기준 아파트 거주 비중은 63.5%, 가구 기준 비중은 55.8%로 나타났다.

6) 자료에 따르면 평균값이 중위값보다 큰 것으로 나타났다. 즉, 아파트 가격의 분포가 높은 가격 방향으로 치우친 것으로 해석되며, 분포의 치우침의 지역 간 편차가 상당한 것으로 나타났다.

7) 주택의 면적당 임대가격과 방당 임대가격의 관계에 대한 문제는 Simon and Tamura (2009)도 지적했으며, 대가족이 같은 면적이지만 방의 개수가 많은 주택을 선택하게 되면 면적당 또는 방당 임대가격과 출산율의 관계에 대한 가성회귀(spurious regression) 문제가 제기될 수 있다.

이에 본 연구는 가능한 왜곡을 피하고 연구의 맥락에 부합하도록 크기와 상관없이 단순한 중위 가격을 사용하였다.

혼잡비용의 증가로 주거비용이 상승할 때, 이에 대한 반응의 하나는 주거 공간의 크기를 축소함으로써 주거비용을 절감하는 것이다. 따라서 혼잡비용의 두 번째 대용 변수는 주거지의 크기이다. 인구주택총조사는 시군 단위로 주거 형태별 주거지 크기(주거용으로 사용되는 건축물의 연면적으로 평방미터로 측정) 자료를 제공하고 있으며, 본 연구는 이를 사용한다.

<Table 1> Summary Statistics: 83 Cities, 2012-2022

	Fertility	Female Age	Log Density	Log Apartment Median Price	Log Apartment Median Rent	Log Residential Site
Mean	1.165	43.358	6.598	18.933	13.329	3.362
Std. dev.	0.244	3.991	1.389	0.576	0.441	0.104
Max	2.002	55.1	9.703	21.229	14.891	3.608
Min	0.593	34.74	3.991	17.793	12.395	3.052
Observations	913	913	913	913	913	913

Sources: Raw data are taken from the website of Statistics Korea.

출산 및 인구구조 관련 자료는 160개 시군에 대해 2000년부터 최근까지 사용 가능하다. 그러나 주택 가격 관련 자료는 2012년부터 83개 시 단위 지역과 4개의 군 단위 지역에 대해서만 제공되고 있다. 따라서 본 연구의 모형 추정에 사용된 패널 자료는 83개 시 단위 지역으로 구성된 2012-2022년의 패널 자료이다.⁸⁾ <Table 1>에는 실증분석에 사용된 주요 변수들의 요약 통계량이 보고되어 있다.

8) 일반적으로 혼잡비용이나 집적의 이익은 도시의 특유한 현상으로 알려져 있다. 또한, 우리나라 인구의 80% 이상이 도시지역에 거주하고 있다. 이 같은 점들을 고려하면, 83개 시 지역만을 포함한 표본의 대표성에는 문제가 없을 것으로 판단된다. 더욱이, 농촌지역 거주민들의 고통화가 심하다는 특성을 고려하면, 군지역이 포함될 경우 오히려 출산율과 주택가격의 관계에 왜곡이 발생할 가능성도 있어 보인다.

2. 추정 결과

식 (8)로 정의된 모형을 추정하기에 앞서, 먼저 아파트 가격과 크기가 혼잡비용의 대용 변수로서 적합한지를 검토할 필요가 있다. 이를 위해 아파트 가격과 크기를 인구밀도에 대한 회귀모형에 투입하여 추정하였으며, 그 결과는 <Table 2>에 보고되어 있다. 첫 번째 패널에는 아파트 가격을 인구밀도에 대한 회귀모형으로 추정한 결과가 제시되어 있다.

모형 (1)과 (2)는 같은 기간의 인구밀도를 사용하여 추정한 결과로, 관찰되지 않은 지역 간 이질성을 통제하지 않은 합동(pooled) LS(least squares) 추정결과와 이질성을 통제한 고정효과(fixed effect) 모형의 추정결과 모두 인구밀도가 높은 지역일수록 아파트 가격이 비싼 것으로 나타났다. 모형 (1)과 (2)는 동일 연도의 인구밀도를 사용하였기 때문에 내생성 문제에서 자유롭지 않다. 그러나 10년 시차를 둔 인구밀도를 사용한 모형 (3)과 (4)의 추정 결과에서도 비슷한 결과가 나타났으므로, 내생성이 추정 결과에 미치는 영향은 크지 않은 것으로 판단된다.

<Table 2> Regression of Apartment Price on Population Density, 83 Cities, 2012-2022

Variables	Sale price				Jeonse price			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Pooled	FE	Pooled	FE	Pooled	FE	Pooled	FE
Trend	0.045*** (0.004)	0.044*** (0.003)	0.044*** (0.004)	0.044*** (0.004)	-0.003 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.004 (0.004)	-0.004 (0.004)
Density(t)	0.291*** (0.008)	0.285** (0.114)			0.220*** (0.006)	0.257** (0.103)		
Density(t-10)			0.297*** (0.008)	0.232** (0.105)			0.231*** (0.006)	0.335*** (0.115)
R-squared	0.578	0.526	0.583	0.514	0.492	0.030	0.530	0.033
Observations	913	913	913	913	913	913	913	913

Notes: 1) Robust, clustered standard errors are in parentheses.

2) * Significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%.

3) R-squared are for overall estimation for the pooled models and for within estimation for the fixed effects models.

두 번째 패널에서 아파트 전세가격을 사용한 추정 결과에서도 매매가격을 사용한 추정과 유사한 결과가 나타났다. 즉, 전세가격은 동기간 인구밀도뿐만 아니라 10년 시차의 인구밀도와도 정(+)의 상관관계를 보였다. 주목할 만한 차이는 공통 추세선의 계수 추정이다. 아파트 매매가격에는 증가하는 공통 추세선이 추정된 반면, 전세가격에서는 통계적으로 유의한 추세선이 추정되지 않았다. 또 다른 차이는 고정효과 모형의 결정계수가 매우 낮게 추정되었다는 점이다. 고정효과 모형에서는 모든 변수를 지역의 시간 평균으로부터의 편차, 즉 그룹 내 편차(within deviation) 형태로 전환하여 추정에 사용한다. 따라서 낮은 결정계수는 전세가격 변화와 인구밀도 변화의 상관관계가 대부분 지역 간(between) 변동에 의해 설명된다는 것을 의미한다.

〈Table 3〉는 혼잡비용의 대용 변수로서 주거지 면적의 적절성을 검정한 결과를 제시한다. 첫 번째 패널은 주거지 종류를 구별하지 않은 추정 결과로, 합동모형과 고정효과모형 모두에서 인구밀도의 계수 값이 예측에 부합하게 음(-)의 값으로 추정되었다. 이는 혼잡비용이 클수록 주거지 크기가 작아진다는 것으로 해석할 수 있다. 반면, 아파트 면적만을 사용한 두 번째 패널에서는 합동모형과 고정효과모형의 추정 결과가 완전히 상반되게 나타난다. 그러나 Hausman 검정 결과(보고는 생략함)에

〈Table 3〉 Regression of Residential Area on Population Density, 2012–2022

Variable	Residential Area				Apartment			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Pooled	FE	Pooled	FE	Pooled	FE	Pooled	FE
Trend	0.020*** (0.001)	0.020*** (0.000)	0.020*** (0.001)	0.020*** (0.000)	0.017*** (0.001)	0.017*** (0.000)	0.017** (0.001)	0.018*** (0.000)
Density(t)	-0.046*** (0.001)	-0.021 (0.014)			0.004*** (0.001)	-0.027** (0.013)		
Density(t-10)			-0.048*** (0.001)	-0.037** (0.017)			0.004*** (0.001)	-0.072*** (0.018)
R-squared	0.749	0.941	0.765	0.942	0.524	0.924	0.523	0.933
Sample	913	913	913	913	913	913	913	913

Notes: 1) Robust, clustered standard errors are in parentheses.
 2) * Significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%.
 3) R-squared are for overall estimation for the pooled models and for within estimation for the fixed effects models.

따르면, 개별 이질성을 통제하지 않은 합동모형(또는 확률효과모형)은 일관되지 않은(inconsistent) 추정치를 산출할 수 있는 것으로 나타났다. 따라서 고정효과모형의 추정 결과가 상대적으로 정확하며, 총주거지 면적과 마찬가지로 아파트 면적도 인구밀도와 음(-)의 상관관계가 있는 것으로 해석된다.

〈Table 2〉와 〈Table 3〉의 추정결과에 따르면, 아파트 매매/전세 가격과 주거지 면적 모두 혼잡비용의 대응 변수로서 적절한 것으로 받아들여질 수 있다. 이에 따라 이하에서는 이 같은 대응 변수가 지역 출산율에 미치는 효과를 분석하였다.

식 (8)의 모형 추정에서 두 가지 계량경제학적 논점이 제기될 수 있다. 첫 번째는 지역 간 이질성(heterogeneity)이다. 지역 간 이질성을 나타내는 요인은 지역 출산율에 영향을 미치지 않지만 관찰되지 않는 요인을 반영할 수 있다. 예를 들어, 유교적 전통이 강한 지역에서는 상대적으로 다산하는 여성이 많을 가능성이 있다. 유교적 전통은 인구밀도가 낮은 소도시에서 상대적으로 강할 가능성이 있으며, 이 경우 통상의 최소자승법은 비일관된(inconsistent) 추정치를 결과로 도출할 수 있다. 또한, 지역 간 이질성은 지방 정부의 육아 지원 정책과 같이 출산율에 영향을 미치는 정책이 반영된 것일 수도 있다. 출산 지원 정책은 다자녀 가구의 이주 동인이 될 수 있으므로 출산율과 인구밀도에 동시에 영향을 미칠 수 있으며, 또다시 추정치의 일관성 문제가 제기될 수 있다. 지역 이질성을 통제하기 위해 본 연구에서는 고정효과 모형을 추정하였으며, 시간 변화 효과를 통제하기 위해 연도 더미(dummy)를 사용하였다.

모형의 추정에서 제기되는 두 번째 논점은 아파트 매매 및 전세 가격의 내생성이다. 사실, 이론적 모형에서도 개인은 자녀의 수와 함께 자녀를 양육할 지역을 동시에 결정한다. 물론 개인 수준에서는 지역의 인구밀도를 주어진 것으로 받아들이고 자녀의 수를 결정하지만, 지역 수준에서는 인구밀도가 출산율에 의해 영향을 받게 된다. 따라서 지역 출산율과 지역 인구밀도 사이에는 양방향 인과관계가 존재한다고 보아야 할 것이다.

또한, 지역 간 이주도 내생성의 한 원인이 될 수 있다. Simon과 Tamura (2009)가 지적한 바와 같이, 다자녀를 계획하고 있는 가구에게 주거비와 생활비는 거주 지역 선택에 가장 중요한 요인으로 작용할 수 있으며, 이 경우에도 출산율이 인구밀도에 영향을 미칠 수 있다. 즉, 다자녀 계획이 있는 가구는 생활비와 주거비 절감을 위해 인구가 덜 밀집된 지역으로 이주할 수 있으며, 이 경우 출산율과 인구밀도 사이에는 양방향 인과관계가 존재할 수 있다. Sato (2007)의 중첩세대 모형에서도 젊은 세대는 인구 밀집 지역으로 이주할 동기가 있으며, 젊은 세대의 이주는 인구밀도뿐 아니라 출산율에도 영향을 미칠 수 있다.

아파트 매매 및 전세가격의 내생성을 통제하기 위해 본 연구는 2단계 최소자승법(2-stage least squares)을 이용하여 모형을 추정하였다. 2단계 최소자승법은 도구변수의 선택이 결정적으로 중요할 수 있다. 본 연구에서는 특별히 주택의 가격 및 크기에 대한 충격과 도구변수의 직교성(orthogonal)을 보장하기 위해 세 가지 안전장치를 적용하였다. 즉, 충분한 시차의 도구변수, 복수의 도구변수, 그리고 통계적 검정을 통과한 도구 변수를 사용하였다.

이론적 검토에서 언급된 바와 같이, 지역별 인구밀도는 혼잡비용을 가장 포괄적으로 대표하는 변수이며, 따라서 지역별 인구밀도의 시차 변수는 적절한 선택이라 할 수 있다. 시차 변수는 시기적으로 사전에 결정되었다는 점에서 바람직하지만, 출산율이나 인구밀도와 같이 충격의 지속성이 강한 변수의 경우 충분한 시차 변수가 선택되어야 한다. 여기서는 10년 시차의 인구밀도를 사용하였다. 두 번째 도구변수 후보는 지역의 면적이다. 10년 시차의 지역 면적은 주택 가격이나 인구밀도와 상관관계가 있지만, 사전적으로 고정되었기 때문에 출산율 충격과 직교성이 보장된다고 할 수 있다.

마지막 도구변수는 지역 간 순이주(net migration)인데, 이에는 추가적인 설명이 필요하다. 도구변수의 요건은 종속변수 충격과의 직교성과 더불어, 내생성 있는 독립변수와 상관관계가 존재하여야 한다는 것이다. 이 같은 조건이 충족되지 않는 경우, 약한(weak) 도구변수 문제로 추정치에 왜곡이 발생할 가능성도 있다. 10년 시차의 순이주 자료는 지역 출생률 충격과의 직교성은 보장되는 반면, 아파트 가격이나 주거지 면적과의 상관관계는 약할 가능성이 크다. 약한 상관관계 문제를 해결하기 위해서는 시차를 줄일 필요가 있으나, 이 경우 출산율 충격과의 직교성이 약화될 수 있다. 이 같은 문제를 동시에 해결하기 위해 시차는 5년으로 줄이면서, 다른 한편으로는 50-64세 연령으로 순이주 자료를 제한하였다. 50-64세는 출산연령을 초과한 연령이기 때문에 출산율 충격과 직교성이 보장된다고 할 수 있다.

2단계 최소자승법을 적용하여 아파트 매매가격이 출산율에 미치는 영향을 추정한 결과는 <Table 4>에 제시되어 있다. 첫 번째 행에는 1단계 추정에 대한 F -검정 결과가 나타나 있는데, 모든 배제된 도구변수(excluded instrument variables)의 계수가 0(zero)이라는 귀무가설이 강하게 기각되었다. 이에 따라, 2단계 추정은 약한 도구변수 문제로부터 자유롭다고 할 수 있다. 또한, 마지막 바로 전 행에는 아파트 가격이 외생변수라는 귀무가설에 대한 검정 결과(합동모형의 경우 robust score χ^2 -검정, 고정효과 모형의 경우 Davidson-Mackinnon 검정)가 보고되어 있으며, 귀무가설이 역시 강하게 기각되는 것으로 나타났다. 따라서 아파트 매매가격의 내생성을 무시할 경우, 통상적인 최소자승법으로는 일관되지 않은(inconsistent) 추정치를 초래할 수 있다.

(Table 4) 2-SLS Estimates with Median Price: 83 Cities, 2012–2022

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Pooled	FE	Pooled	FE	Pooled	FE	Pooled	FE
First Stage Estimation (excluded instruments)								
Density(t-10)	0.234*** (0.011)	0.253*** (0.093)	0.256*** (0.013)	0.293*** (0.065)	0.234*** (0.011)	0.232*** (0.092)	0.251*** (0.013)	0.272*** (0.064)
Area(t-10)	-	-	-0.018 (0.015)	-0.804 (0.794)	-	-	-0.026* (0.015)	-1.032 (0.788)
Migration (50-64 ages, t-5)	-	-	0.061*** (0.006)	0.006* (0.003)	-	-	0.061*** (0.006)	0.006*** (0.003)
F-statistics	465.91 [0.000]	17.38 [0.000]	216.66 [0.000]	7.25 [0.000]	465.91 [0.000]	14.76 [0.000]	216.66 [0.000]	6.72 [0.000]
Second Stage Estimation								
Apartment median price	-0.369*** 0.022	-1.199** 0.592	-0.285*** (0.017)	-1.113*** (0.433)	-0.377*** (0.022)	-1.278** (0.656)	-0.295*** (0.017)	-1.177** (0.475)
Female Age	-0.028*** (0.003)	-0.183** (0.074)	-0.020*** (0.002)	-0.173*** (0.068)	-0.030*** (0.003)	-0.189** (0.064)	-0.022*** (0.002)	-0.177*** (0.059)
Infant mortality rate	-	-	-	-	-0.018 (0.041)	0.123* (0.075)	-0.012 (0.036)	0.114* (0.059)
Divorce rate	-	-	-	-	-0.153*** (0.034)	-0.518* (0.291)	-0.104*** (0.030)	-0.482* (0.254)
City effects	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Year effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R-squared	0.538	0.287	0.629	0.365	0.626	0.228	0.624	0.323
Over- identifying restrictions	-	-	76.04 [0.000]	0.356 [0.837]	-	-	71.31 [0.000]	0.932 [0.628]
Tests of exogeneity	147.47 [0.000]	63.925 [0.000]	65.442 [0.000]	69.562 [0.000]	148.018 [0.000]	64.645 [0.000]	68.971 [0.000]	68.210 [0.000]
Observations	913	913	913	913	913	913	913	913

Notes: 1) Robust, clustered standard errors are in parentheses.

2) Numbers in square brackets are *p*-values.

3) * Significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%.

4) R-squared are for overall estimation for the pooled models and for within estimation for the fixed effects models.

모형 (1)에서 (4)는 여성의 평균연령과 아파트 매매가격만을 포함한 모형의 추정 결과로, 모든 계수는 통계적으로 유의하게 추정되었으며 부호도 이론적 예측과 부합하는 것으로 나타났다. 모형 (1)과 (2)는 10년 시차 인구밀도만을 도구변수로 사용한 적정식별(just-identified) 모형의 추정 결과다. 지역 이질성을 통제하지 않은 합동(pooled)모형에서는 아파트 가격 변수의 계수가 -0.369 로 추정되지만, 이질성이 통제된 고정효과 모형에서는 이보다 3배 이상 큰(절대값 기준) -1.199 로 추정되었다. 이는 지역 출산율에 영향을 미치지 않지만 관찰되지 않거나 누락된 변수에 따른 지역 이질성이 계수의 과소 추정 형태로 추정 결과를 왜곡할 수 있음을 의미한다. 모형 (3)과 (4)는 추정치의 효율성 이득(efficiency gain)을 위해 지역의 면적과 순이주 변수를 도구변수에 추가한 과도식별(over-identified)모형의 추정 결과다. 과도식별 검정은 모형 설정이 적절하고 도구변수의 직교성이 충족된다는 귀무가설에 대한 검정으로, 합동 모형에서는 가설이 기각되는 반면, 고정효과 모형에서는 기각되지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 지역 이질성이 통제되지 않은 합동 모형은 부정확하게 설정된 모형일 가능성이 있다는 것을 시사한다.

모형 (5)에서 (8)은 두 개의 통제변수, 유아사망률과 이혼율이 추가된 모형의 추정결과이다. 유아사망률은 지역 출산율에 양(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났다(고정효과모형). 이는 Doepke (2005)가 지적한 대체효과(replacement effect)와 부합하는 것으로 해석될 수 있다. 즉, 부모의 출산율 선택은 이전에 태어난 자식의 생존에 의존하며, 출산은 사망한 자식을 대체하는 효과가 있다는 것이다. 이혼율은 지역출산율에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 이는 일반적인 직관과 부합하는 것으로 받아들여진다. 추가적인 통제변수에도 불구하고 아파트 가격 변수의 계수 추정에는 거의 변화가 없는 것으로 나타났다. 따라서, 〈Table 3〉의 추정 결과는 지역 아파트 매매가격에 대한 양(+)의 외생적 충격은 지역출산율을 낮추는 효과가 있다는 추론을 지지하는 것으로 해석될 수 있다.

〈Table 5〉 Estimates of Model with Median Jeonse: 83 Cities, 2015–2022

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Pooled	FE	Pooled	FE	Pooled	FE	Pooled	FE
First Stage Estimation (excluded instruments)								
Density(t-10)	0.178*** (0.008)	0.384*** (0.060)	0.180*** (0.011)	0.429*** (0.064)	0.169*** (0.008)	0.360*** (0.029)	0.175*** (0.011)	0.404*** (0.063)
Area(t-10)	-	-	0.003 (0.012)	0.320 (0.781)	-	-	0.009 (0.012)	0.108 (0.772)
Migration (50–64 ages, t-5)	-	-	0.026*** (0.004)	0.006* (0.003)	-	-	0.026*** (0.004)	0.007** (0.003)
F-statistics	439.47 [0.000]	45.54 [0.000]	162.25 [0.000]	15.13 [0.000]	408.11 [0.000]	37.06 [0.000]	152.24 [0.000]	13.69 [0.000]
Second Stage Estimation								
Apartment median rent	-0.507*** (0.030)	-0.811** (0.349)	-0.452*** (0.026)	-0.817*** (0.300)	-0.519*** (0.031)	-0.850** (0.369)	-0.471*** (0.028)	-0.851*** (0.310)
Female Age	-0.033*** (0.003)	-0.120*** (0.177)	-0.029*** (0.003)	-0.121*** (0.036)	-0.035*** (0.003)	-0.121*** (0.042)	-0.031*** (0.002)	-0.121*** (0.037)
Infant mortality rate	-	-	-	-	-0.006 (0.043)	0.060* (0.037)	-0.004 (0.041)	0.060* (0.043)
Divorce rate	-	-	-	-	-0.169*** (0.037)	-0.425** (0.450)	-0.147*** (0.035)	-0.426** (0.300)
City effects	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Year effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R-squared	0.497	0.618	0.554	0.614	0.491	0.602	0.542	0.601
Over- identifying restrictions	-	-	44.01 [0.000]	0.687 [0.709]	-	-	88.16 [0.000]	1.471 [0.479]
Tests of exogeneity	161.132 [0.000]	59.984 [0.000]	124.725 [0.000]	66.806 [0.000]	161.69 [0.000]	60.623 [0.000]	129.13 [0.000]	65.632 [0.000]
Observations	913	913	913	913	913	913	913	913

Notes: 1) Robust, clustered standard errors are in parentheses.

2) Numbers in square brackets are p -values.

3) * Significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%.

4) R-squared are for overall estimation for the pooled models and for within estimation for the fixed effects models.

〈Table 5〉는 아파트 전세가격을 사용한 추정결과인데, 추정된 계수의 값에 다소 차이가 있을 뿐 매매가격을 사용한 추정결과와 본질적으로 유사한 것으로 나타났다. 즉, 모든 모형에서 전세가격 상승충격은 지역 출산율을 낮추는 효과가 있다는 가설을 압도적으로 지지하는 것으로 나타났다. 추가적인 통제변수도 출산율에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 추정된 계수의 부호도 〈Table 4〉와 같은 것으로 나타났다.

이 같은 유사성에도 불구하고, 〈Table 4〉와 비교하여 추정결과에 차이점도 관찰된다. 첫 번째 언급할 만한 차이점은 고정효과모형의 경우, 결정계수 R^2 가 약 두 배 정도 큰 값으로 추정된다는 것이다. 즉, 아파트 매매가격보다는 전세가격의 외생적 변동성이 지역 출산율 변동성의 더 큰 부분을 설명한다는 것을 의미한다. 주거비와 개념적으로 부합하는 것은 임대료이다. 그러나, 우리나라 임대시장에서는 전세가 압도적인 형태의 임대이고, 이 같은 점을 고려하면 2배 이상 큰 값의 결정계수는 아파트 전세가격이 매매가격보다 상대적으로 주거비의 큰 부분을 반영할 가능성을 시사한다고 할 수 있다.

또 하나의 차이점은, 〈Table 4〉에서는 아파트 매매가격의 계수가 통합모형에서 보다 고정효과모형에서 3-4배 정도 큰 값으로 추정되는 반면, 전세가격이 사용된 〈Table 5〉에서는 두 모형 모두에서 비슷한 수준의 값으로 추정된다는 것이다. 즉, 전세가격이 사용되는 경우, 지역 이질성에 따른 추정 결과의 왜곡이 상당히 완화된다는 것이다. 이는 첫 번째 차이점과 마찬가지로, 아파트 매매가격보다는 전세가격이 주거비를 좀 더 정확하게 반영하기 때문에 나타나는 차이점으로 해석될 수 있다.

이론적 예측에 따르면, 인구밀도가 높아질수록 특정 토지와 주거지에 대한 경쟁이 치열해지고, 그로 인해 임대료가 상승한다. 사람들은 임대료 부담을 줄이기 위해 주택 크기를 줄이는 방식으로 대응하게 되고, 주택 면적이 작아질수록 양육할 수 있는 자녀 수가 줄어든다. 즉, 인구 밀집으로 인한 혼잡비용은 작은 면적의 주택이라는 형태로 나타날 수 있다. 이러한 이론적 예측은 〈Table 6〉에서 주거 면적을 혼잡비용의 대체 변수로 사용한 추정결과와 일치하는 것으로 확인되었다. 즉, 지역 주거지 면적의 외생적 감소는 지역 출산율에 부정적인 영향을 미치며, 이 효과는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 또한, 주택매매 가격을 사용한 추정과 비교하면 고정효과 모형의 결정계수가 큰 폭으로 증가되었으며, 따라서 주거비 변동에 대한 설명력이 매매가격에 비해 상대적으로 개선되었다는 해석이 가능하다.

한편, 통제변수의 추정치에서 다소간의 차이점도 발견되었는데, 높은 이혼율은 여전히 출산율을 낮추는 효과가 있지만, 유아사망률이 출산율에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 드러났다.

<Table 6> Estimates of Model with Residential Area: 83 Cities, 2012–2022

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Pooled	FE	Pooled	FE	Pooled	FE	Pooled	FE
First Stage Estimation (excluded instruments)								
Density(t-10)	0.044 ^{***} (0.001)	-0.054 ^{***} (0.006)	-0.030 ^{***} (0.001)	-0.049 ^{***} (0.006)	-0.044 ^{***} (0.001)	-0.044 ^{***} (0.006)	-0.030 ^{***} (0.002)	-0.048 ^{***} (0.006)
Area(t-10)	-	-	0.025 ^{***} (0.002)	0.024 (0.078)	-	-	0.025 ^{***} (0.002)	0.021 (0.077)
Migration (50-64 ages, t-5)	-	-	-0.003 ^{***} (0.001)	-0.006 ^{**} (0.003)	-	-	-0.003 ^{***} (0.001)	-0.006 ^{**} (0.003)
F-statistics	818.87 [0.000]	57.38 [0.000]	388.95 [0.000]	20.56 [0.000]	804.39 [0.000]	56.07 [0.000]	376.86 [0.000]	20.06 [0.000]
Second Stage Estimation								
Residential area	2.035 ^{***} (0.115)	6.734 ^{**} (3.256)	1.551 ^{***} (0.092)	6.159 ^{**} (2.668)	2.042 ^{***} (0.115)	6.896 ^{**} (3.278)	1.560 ^{***} (0.093)	6.085 ^{**} (2.630)
Female Age	-0.020 ^{***} (0.002)	-0.093 ^{***} (0.038)	-0.014 ^{***} (0.002)	-0.089 ^{***} (0.036)	-0.021 ^{***} (0.002)	-0.093 ^{**} (0.038)	-0.015 ^{***} (0.002)	-0.087 ^{***} (0.034)
Infant mortality rate	-	-	-	-	-0.040 (0.035)	-0.042 (0.049)	-0.028 (0.032)	-0.035 (0.041)
Divorce rate	-	-	-	-	-0.031 (0.024)	-0.341 ^{**} (0.148)	-0.007 (0.022)	-0.309 ^{**} (0.131)
City Effects	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Year Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R-squared	0.594	0.688	0.654	0.716	0.594	0.685	0.654	0.724
Over- identifying restrictions	-	-	126.52 [0.000]	1.783 [0.619]	-	-	127.49 [0.000]	2.443 [0.456]
Tests of exogeneity	148.678 [0.000]	61.657 [0.000]	69.826 [0.000]	55.706 [0.000]	149.37 [0.000]	62.692 [0.000]	70.273 [0.000]	52.670 [0.000]
Observations	913	913	913	913	913	913	913	913

Notes: 1) Robust, clustered standard errors are in parentheses.

2) Numbers in square brackets are *p*-values.

3) * Significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%.

4) R-squared are for overall estimation for the pooled models and for within estimation for the fixed effects models.

〈Table 7〉 Estimates of Model with Apartment Size: 83 Cities, 2012–2022

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Pooled	FE	Pooled	FE	Pooled	FE	Pooled	FE
First Stage Estimation (excluded instruments)								
Density(t-10)	-0.001 (0.001)	-0.104*** (0.006)	0.013*** (0.002)	-0.103*** (0.006)	-0.002 (0.002)	-0.102*** (0.006)	0.012*** (0.002)	-0.102*** (0.006)
Area(t-10)	-	-	0.024*** (0.002)	0.361*** (0.113)	-	-	0.025*** (0.002)	-0.056 (0.078)
Migration (50-64 ages, t-5)	-	-	-0.001 (0.001)	0.001 (0.003)	-	-	-0.010 (0.008)	0.003 (0.030)
F-statistics	0.32 [0.572]	305.05 [0.000]	47.32 [0.000]	106.05 [0.000]	1.97 [0.161]	297.21 [0.000]	51.17 [0.000]	99.07 [0.000]
Second Stage Estimation								
Apartment size	107.14 (223.16)	3.293*** (1.042)	-0.662** (0.279)	3.324*** (1.084)	68.878 (92.027)	3.351*** (1.052)	-0.598** (0.271)	3.378*** (1.094)
Female age	0.284 (0.581)	-0.031 (0.036)	0.004** (0.002)	-0.031 (0.036)	0.181 (0.235)	-0.029 (0.036)	0.005*** (0.002)	-0.030 (0.034)
Infant mortality rate	-	-	-	-	-1.237 (1.831)	0.022 (0.023)	0.020 (0.031)	0.022 (0.036)
Divorce rate	-	-	-	-	2.124 (2.881)	-0.159* (0.092)	0.052** (0.022)	-0.159* (0.092)
City Effects	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Year Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R-squared	Not Defined	0.824	0.588	0.823	Not Defined	0.823	0.592	0.822
Over- identifying restrictions	-	-	210.45 [0.000]	2.436 [0.487]	-	-	207.48 [0.000]	2.944 [0.400]
Tests of exogeneity	207.036 [0.000]	48.151 [0.000]	2.567 [0.109]	52.696 [0.000]	207.506 [0.000]	48.717 [0.000]	2.054 [0.152]	53.023 [0.000]
Observations	913	913	913	913	913	913	913	913

Notes: 1) Robust, clustered standard errors are in parentheses.

2) Numbers in square brackets are *p*-values.

3) * Significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%.

4) R-squared are for overall estimation for the pooled models and for within estimation for the fixed effects models.

마지막으로 <Table 7>은 주거지 종류를 아파트로 한정해 추정 결과인데, 고정효과 모형에서는 <Table 6>의 추정 결과와 마찬가지로 아파트 면적이 작을수록 지역 출산율은 낮아지는 것으로 나타났다. 그러나, 합동 모형의 추정 결과는 추정된 계수의 통계적 유의성이 낮거나 추정치가 상식 수준을 벗어나는 것으로 나타났다. 이는 합동 모형의 모형 설정 오류에 기인했을 가능성이 크다 하겠다.

3. 정책적 함의

이상의 추정 결과, 혼잡비용의 대응 변수인 도시 주거비와 주거 면적에 대한 외생적 변화는 처분가능소득의 변화를 통해 도시의 합계출산율에 부정적 영향을 초래한다고 할 수 있다. 이는 혼잡비용에 대한 질적(qualitative) 평가라고 할 수 있으며, 본 연구의 주요 목적이기도 하다. 그러나 특별히 정책적 함의와 관련하여, 양적(quantitative) 평가도 중요할 수 있다. 여기서는 인구가 가장 많은 표본 지역인 서울을 기준으로 주거비 및 주거 면적 변화와 출산율 변화의 관계에 대한 양적 평가를 제시하고자 한다. 2022년 12월 기준, 서울의 아파트 매매 실거래 중위 가격은 883백만 원이었고 합계출산율은 0.593명이었다. <Table 4>의 추정 결과에 따르면, 아파트 중위 가격이 1억 원 상승(11.7% 상승)하면 서울의 합계출산율이 장기적으로 0.474명에서(모형 4) 0.456명까지(모형 6) 하락할 수 있다는 것을 의미한다.⁹⁾

같은 방법으로 전세거나 거주지 면적의 외생적 변화에 대한 장기적인 출산율 변화 반응도 계산할 수 있다. 2022년 서울의 아파트 전세 중위 가격은 494백만 원이었다. <Table 5>의 모형 (8)의 추정값 -0.851을 적용하면, 전세가 1억 원 상승에 대해 서울의 합계출산율은 0.436명까지 하락할 수 있다. 또한 서울의 1인당 평균 주거 면적은 27.6m²였다. <Table 6>의 최대 추정값 6.896을 적용하면, 주거 면적이 1m² 축소되면 서울의 합계출산율은 0.348명까지 하락할 수 있다는 것을 의미한다.

이상의 예시는 혼잡비용으로서의 주거비나 주거 면적의 변화가 출산율에 미치는 효과가 양적으로도 중요할 수 있다는 것을 의미하며, 이는 출산율 제고에 대한

9) 모형 (4)와 (6)의 계수 추정값 -1.113과 -1.278를 적용하면 아파트 가격 1억 원 하락에 대해 합계출산율 하락은 $[\ln(983,000,000) - \ln(883,000,000)] \times -1.113(-1.278) = -0.119(-0.137)$ 으로 계산된다. 이론적 모형은 정태모형이지만 일반적으로 출산율 결정은 세대 단위로 이루어진다고 봐야 하며(이런 의미에서 중첩세대모형이 좀 더 현실적이라고 볼 수 있다), 따라서 계산된 합계출산율 변화는 장기적인 변화로 해석되어야 할 것이다.

중요한 정책적 함의를 제공한다. 예컨대, 지역 균형발전과 같은 지역 간 인구 분산에 도움이 되는 정책은 서울이나 수도권 도시들과 같은 인구 밀집 지역의 혼잡비용 감소를 통해 출산율을 제고하는 데 도움이 될 수 있다. 마지막으로 한가지 주의를 환기할 필요가 있는 것은, 본 연구는 도시 단위 자료를 이용한 거시적 분석과 평가이기 때문에 양적 예시를 개인이나 개별 가구에 적용하는 것은 제한적이라는 사실이다. 즉, 개인의 주거비용이 1억 상승하거나 주거 면적이 $1m^2$ 축소된다고 개인의 출산 선택에 변화가 생긴다고 할 수는 없다.

IV. 결론

우리나라는 70년대에서 90년대에 이르는 경제발전 기간에 급격한 출산율 하락을 경험하였다. 이 같은 출산율 하락은 그 속도가 빠르기는 했지만, 우리나라만의 특별한 경험은 아니며 선진 산업국도 경험한 현상이다. 그러나 선진 산업국은 80-90년대부터 출산율 하락세가 멈추고 1.4명에서 2.1명 수준에서 안정화된 반면, 우리나라는 90년대 이후에도 지속적으로 출산율이 하락하여 최근에는 지구상에서 출산율이 가장 낮은 국가라는 오명을 얻기에 이르렀다. 본 연구는 경제발전 과정에서 수도권을 중심으로 인구가 고도로 밀집화되었다는 사실에 주목하여 우리나라의 출산율 하락의 원인을 분석하였다.

인구가 밀집될수록 한편으로는 집적 경제의 효과로 생산성이 강화되고 소득이 증가한다. 이는 출산율에 긍정적인 요인으로 작용할 수 있다. 그러나 다른 한편으로, 주어진 면적에 인구가 밀집되면 주거지와 주택에 대한 경쟁이 격화되고, 이는 임대료 증가와 생활비 증가를 초래한다. 이를 혼잡비용이라고 한다. 임대료 상승은 가구의 처분가능소득을 하락시킴으로써, 출산율을 제한하는 요인으로 작용할 수 있다. 또한, 사람들은 높은 임대료 부담을 완화하기 위해 주택의 면적을 축소할 수 있는데, 작은 면적의 주택은 양육할 수 있는 자식의 수를 제약하는 요인이 될 수 있다. 본 연구는 이 같은 이론적 예측에 기초하여 우리나라 83개 도시 자료를 이용하여 아파트 매매가격과 전세가격, 그리고 주거지 면적이 출산율에 미치는 효과를 분석하였다. 도시 간 이질성과 내생성을 통제한 추정 결과는 일관되게 이론적 예측과 부합하는 것으로 나타났다. 즉, 도시의 아파트 가격이 높을수록, 주거지 면적이 작을수록 혼잡비용 상승을 통해 도시의 출산율이 낮아진다는 것이다. 또한, 양적 예시를 통한 평가는 혼잡비용이 양적으로도 중요하다는 것을 보여준다.

본 연구에서는 주택 가격/면적의 내생성 통제에 적지 않은 노력을 기울였다. 특별히 합계출산율 충격과의 직교성을 보장하기 위해 도구변수 선택에 엄밀한 기준을 적용하였다. 물론, 이 같은 노력에도 불구하고 내생성이 완벽하게 제거되었다고 할 수는 없으며, 후속 연구에서 더 우수한 도구변수가 발견된다면 본 연구와 다른 결과가 제시될 여지도 있다. 그러나 추정 결과에 심각한 왜곡을 초래하지 않을 정도로는 내생성이 통제되었다고 기대되며, 적어도 기존의 연구보다는 개선되고 정확한 추정 결과를 제시한 것으로 기대된다. 여기에 본 연구의 중요한 기여의 하나가 발견된다.

2000년대 들어 다양한 형태의 출산 지원 정책이 시행되어왔으며, 특히 합계출산율이 1명 미만 수준까지 하락함에 따라 출산 지원 정책에 더욱 많은 재원이 투입되었다. 출산 지원 정책은 주로 육아비용을 경감하는 형태로 이루어졌으며, 육아비용 경감은 당연히 출산에 긍정적인 효과를 미쳤을 것이다. 그러나 본 연구의 결과는 이 같은 유형의 출산 지원 정책에 한계가 있을 수 있다는 점을 시사한다. 즉, 주택 가격, 그리고 다른 종류의 혼잡비용도 도시에 따라 다르며, 따라서 이 같은 이질성을 고려하지 않은 일률적인 육아비용 지원은 그 효과도 제한적일 수 있다.

〈참고문헌〉

- 고우림·조영태·차영재·장대익 (2020), “한국 합계출산율의 결정 요인으로서의 인구밀도,” 『사회과학 담론과 정책』 제13권 제2호, pp. 129-153.
- 김영일 (2014), “The Impact of Family Planning Program in Lowering Fertility,” 『노동경제논집』 제37권 제2호, pp. 105-121.
- 김정호 (2009), “여성의 임금수준이 출산율에 미치는 영향 분석,” 『한국개발연구』 제31권 제1호, pp. 105-137.
- 박정훈 (2024), “지역 내 총생산, 실업률, 사설학원 비율이 출산율에 미치는 영향: 지역별 패널자료를 중심으로,” 『아시아태평양융합연구교류논문지』 제10권 제5호, pp. 191-202.
- 박정희 (2024), “국내 출산율의 장기적 결정요인에 대한 연구,” 『산업경제연구』 제37권 제3호, pp. 379-403.
- 박진배 (2021), “주택가격과 사교육비가 합계출산율에 미치는 영향과 기여율 추정에 관한 연구,” 『사회보장연구』 제37권 제4호, pp. 65-92.

- 원숙현·최윤희 (2018), “우리나라 광역자치단체 출산율의 영향요인: 자녀에 대한 비용 관련 요인을 중심으로,” 『한국정책회보』 제27권 제3호, pp. 231-267.
- 이삼식·최호준 (2014), “가임기 기혼여성의 노동시장 참여형태가 출산 이행에 미치는 영향,” 『보건사회연구』 제34권 제4호, pp. 153-184.
- 이철희·민규량 (2024), “노동시장 여건이 여성의 결혼과 출산에 미치는 영향,” 『노동경제논총』 제47권 제2호, pp. 1-30.
- 최선미 (2021), “광역자치단체 출산율의 영향요인 분석: 경제적 요인과 정책적 요인을 중심으로,” 『국정관리연구』 제16권 제4호, pp. 65-100.
- Becker, G. S. (1960), “An Economic Analysis of Fertility, in: Demographic and Economic Change in Developed Countries,” Universities-National Bureau of Economic Research Conference Series 11, NBER, pp. 209-231.
- Becker, G. S. and H. G. Lewis (1973), “On the Interaction between the Quantity and Quality of Children,” *Journal of Political Economy*, Vol. 81(2), pp. S279-S288.
- Becker, G. S. and R. J. Barro (1988), “A Reformulation of the Economic Theory of Fertility,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 103(1), pp. 1-25.
- Borsch-Supan, A. (1986), “Household Formation, Housing Prices, and Public Policy Impacts,” *Journal of Public Economics*, Vol. 30(2), pp. 145-164.
- De la Croix, D. and P. E. Gobbi (2017), “Population Density, Fertility, and Demographic Convergence in Developing Countries,” *Journal of Development Economics*, Vol. 127, pp. 13-24.
- Doepke, M. (2005), “Child Mortality and Fertility Decline: Does the Barro-Becker Model Fit the Facts?” *Journal of Population Economics*, Vol. 18(2), pp. 337-366.
- Doepke, M., A. Hannusch, F. Kindermann, and M. Tertilt (2022), “The Economics of Fertility: A New Era,” NBER Working Paper No. 29948.
- Duranton, G. and D. Puga (2004), “Micro-Foundations of Urban Agglomeration Economies,” in J. V. Henderson and J.-F. Thisse (eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol. 4, North-Holland.
- Eckstein, Z. and K. I. Wolpin (1985), “Endogenous Fertility and Optimal Population Size,” *Journal of Public Economics*, Vol. 27(1), pp. 93-106.
- Ermisch, J. (1999), “Prices, Parents, and Young People’s Household Formation,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 45(1), pp. 47-71.
- Fujita, M. (1989), “Urban Economic Theory: Land Use and City Size,” Cambridge University Press.
- Giannelli, G. C. and C. Monfardini (2003), “Joint Decisions on Household Membership and Human Capital Accumulation among Youths: the Role of Expected Earnings and Labor Markets,” *Journal of Population Economics*, Vol. 16, pp. 265-285.

- Haurin, D., P. H. Hendershott, and D. Kim (1993), "The Impact of Real Rents and Wages on Household Formation," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 75(2), pp. 284-293.
- Hughes, M. E. (2003), "Home Economics: Metropolitan Labor and Housing Markets and Domestic Arrangements in Young Adulthood," *Social Forces*, Vol. 81(4), pp. 1399-1429.
- Kato, H. (2018), "The Analysis on Disparities of Fertility Rate of Japanese Municipalities," *Public Policy Review*, Vol. 14(1), pp. 1-24.
- Kearney, M. S. and R. Wilson (2018), "Male Earnings, Marriageable Men, and Nonmarital Fertility: Evidence from the Fracking Boom," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 100(4), pp. 678-690.
- Lutz, W., M. R. Testa, and D. J. Penn (2006), "Population Density Is a Key Factor in Declining Human Fertility," *Population and Environment*, Vol. 28(2), pp. 69-81.
- Roback, J. (1982), "Wages, Rents and the Quality of Life," *Journal of Political Economy*, Vol. 90(6), pp. 1257-1278.
- Rotella, A., Varnum, M. E. W., Sng, O., and Grossmann, I. (2021), "Increasing Population Densities Predict Decreasing Fertility Rates over Time: A 174-Nation Investigation," *American Psychologist*, Vol. 76(6), pp. 933-946.
- Sato, Y. and K. Yamamoto (2005), "Population Concentration, Urbanization, and Demographic Transition," *Journal of Urban Economics*, Vol. 58(1), pp. 45-61.
- Sato, Y. (2007), "Economic Geography, Fertility and Migration," *Journal of Urban Economics*, Vol. 61(2), pp. 372-387.
- Simon, C. J. and R. Tamura (2009), "Do Higher Rents Discourage Fertility? Evidence from U.S. Cities, 1940-2000," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 39(1), pp. 33-42.
- Wooldridge, J. M. (2002), "Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data," MIT Press.
- Zhang, J. and K. Nishimura (1993), "The Old-Age Security Hypothesis Revisited," *Journal of Development Economics*, Vol. 41(1), pp. 191-202.
- Zhang, B. J. (2002), "Urbanization, Population Transition, and Growth," *Oxford Economic Papers*, Vol. 54(1), pp. 91-117.

The Relationship between House Price, Residential Area, and Fertility Rate: An Empirical Analysis Using Data from 83 Korean Cities

Seewon Kim*

The concentration of population in cities can have a positive effect on the fertility rate through agglomeration economies on one hand, but on the other hand, it can act as a factor that lowers the fertility rate by incurring congestion costs. Based on these theoretical predictions, this study examines the hypothesis that the increase in house sale price and Jeonse prices, and the reduction in residential area-representative congestion costs associated with population concentration-are major factors in lowering the fertility rate in South Korea. To this end, a panel data set consisting of 83 cities is constructed and a theoretical model is estimated. Variables lagged by 10 years are used as instrumental variables to control for the endogeneity of house prices in the estimation and consistent results aligning with the theoretical predictions are obtained. Specifically, it is found that the higher the apartment sale price and Jeonse price in a city, and the smaller the residential area, the lower the fertility rate tends to be. These results prove to be robust even with the addition of various control variables.

JEL Classification: J13, R10, R23

Key Words: Fertility Rate, Population Concentration, Agglomeration Economies,
Congestion Costs, House Price, Residential Area

DOI: 10.23299/bokeri.2025.31.4.002

* Chonnam National University, Professor (E-mail: seekim@jnu.ac.kr, Tel: 062-530-1461)
Received: 12 November 2024, Received in revised form: 23 April 2025, Accepted: 31 December 2025