

주택자산이 출산에 미치는 영향 분석: 자가가구를 대상으로*

The Effect of Housing Wealth on Fertility among Home-Owning Households

정 의 철 (Chung, Eui-Chul)**

오 동 훈 (Oh, Dong-Hoon)***

< Abstract >

This study empirically examines the effect of housing wealth on fertility among home-owning households. Using KLIPS panel data from 2004 to 2022, and focusing on married home-owning households with female spouses aged between 25 and 45 years, a recursive bivariate probit model is estimated to address the endogeneity of women's labor force participation decisions on fertility. The estimation results show that housing wealth positively impacts fertility among home-owning households. This effect remains robust across different measures of housing wealth and varying specifications of local fixed effects. Based on the estimated marginal effect of housing wealth on fertility and the sample birth rate of homeowners, it is found that a 10 million won increase in real house prices over the past two years raises the probability of giving birth of homeowners by 2.58 percent, which falls within the range of estimates observed in other countries.

However, unlike findings in the U.S., the impact of housing wealth on fertility during the recent period of rapid house price increases was found to be smaller compared to earlier periods, with reduced statistical significance. This suggests that the effect of housing wealth on fertility can vary depending on country-specific contexts surrounding fertility decisions. Further analysis indicates that the effect of housing wealth on fertility is heterogeneous across households' demographic characteristics, being statistically significant for home-owning households with younger women and fewer children.

Keyword : Housing Wealth, Fertility, Homeownership, Female Employment, Recursive Bivariate Probit Model

I. 서론

그 동안 출산에 대한 연구들은 출산 당사자인 여성의 연령, 건강상태, 교육수준, 근로조건, 가구 소득 및 자산 등 인구학적 요인, 노동시장 요인, 가구의 경제력 등의 영향 분석에 중점을 두어 왔다. 한편 출산에 있어 안정적 주거의 중요성이 부각되면서 주거비용과 출산의 관계에 대한 분석이 이루어져 왔으며, 지역 주택매매가격 또는 전세가격 등 주택시장 여건, 자가 거주

등 가구의 주거 특성 등이 주요 분석 대상이 되고 있다.

이러한 연구 경향은 과거부터 꾸준히 있어 왔지만 2022년 중반까지 주택매매가격 및 전세가격이 가파르게 상승하면서 최근에 두드러지게 나타난다. 예를 들어 박진백·권건우(2023)는 2009년부터 2022년까지 16개 시도별 패널자료를 이용한 동적패널(Dynamic Panel Regression) 모형을 추정하여 영향 변수들의 합계출산율에 대한 기여도를 분석한 결과 사교육비와 주택매매가격이 합계출산율에 미치는 기여도가 가장 높았으며, 시간이 흐를수록 주택매매가격의 기여도가

* 이 논문은 2023학년도 건국대학교의 연구년교원 지원에 의하여 연구되었음.

** 본 학회 종신회원, 건국대학교 부동산학과 교수, chung@konkuk.ac.kr, 주저자

*** 본 학회 교문, 서울시립대학교 도시행정학과 교수, dongoh@uos.ac.kr, 교신저자

증가하는 것으로 분석하였다. 또한 한국은행(2023)은 2000년부터 2021년까지 OECD 35개 국가의 패널자료를 이용한 패널모형 추정 결과에 기초하여 실질 주택매매가격이 높을수록 합계출산율이 감소한다는 결과를 제시하였다.¹⁾

이론적으로 주택매매가격은 출산에 두 가지 경로를 통해 영향을 미치는 것으로 분석되고 있다. 첫째는 주거비용 효과이다. 주택매매가격과 주택임대료의 관계에 의하면 주택매매가격의 상승은 주거비용 상승을 반영한다. 자녀의 출산은 더 많은 주거서비스를 요구하므로 주거비용의 상승은 자녀의 출산 및 양육 비용을 증가시켜 출산 대신 기타 재화에 대한 수요를 증가시키는 대체효과를 유발한다(Lovenheim and Mumford, 2013). 또한 자녀를 정상재로 가정할 때 주거비용 상승은 가구의 실질소득을 감소시키므로 소득효과를 통해 자녀에 대한 수요를 감소시킨다(Yi and Zhang, 2010). 둘째는 주택자산효과이다. 주택매매가격의 상승은 자가주택의 주택자산을 증가시켜 현재 또는 미래의 가용자원을 증가시키므로 자녀에 대한 수요를 증가시킨다(Lovenheim and Mumford, 2013; Altalay et al., 2021).

이러한 이론적 논의는 주택매매가격이 출산에 미치는 영향이 가구의 주택점유형태에 따라 차별적일 수 있다는 것을 제시한다, 예를 들어 현재 시점에서 거주 주택을 임차한 가구에게는 해당 주택에 대한 자산효과가 존재하지 않으므로 주택임대료 상승을 반영하는 주택매매가격의 상승은 주거비용을 증가시켜 이들 가구의 출산에 부정적 영향을 줄 것이다. 반면 현재 시점에서 거주 주택을 소유한 가구에게는 주택매매가격 상승이 출산에 대한 음(-)의 주거비용 효과와 양(+의) 주택자산효과를 동시에 유발하며 어떤 효과의 영향이 더 큰지에 따라 거주 주택의 매매가격 변화가 출산에 미치는 영향의 방향이 결정될 것이다.

거시적 또는 지역 자료를 이용하여 주택매매가격 변화와 출산의 관계를 분석한 기존 연구 결과들은 주택매매가격 변화가 가구가 선택한 주택점유형태(자가 또는 임차)에 따라 각기 다른 경로를 통해 출산에 미치는 영향을 종합한 전체 가구에 대한 총 효과를 분석한 결과로 해석

할 수 있다. 그리고 이를 통해 출산에 있어 주택시장 또는 주거 여건의 중요성을 제시하였다고 볼 수 있다.

본 연구는 주택매매가격이 출산에 영향을 미치는 여러 경로 중 자가주택에게 나타날 것으로 예상되는 주택자산효과에 초점을 두었다. 출산에 대한 주택자산효과는 이미 국내 여러 연구에서 언급된 바 있다(박진백·이재희, 2016; 김민영·황진영, 2016; 이재희·박진백, 2020; 강동익·송경호, 2021). 그러나 우리나라에서도 출산에 대한 주택자산효과가 존재하는지, 주택자산효과의 영향력은 어느 정도인지, 유사한 분석을 수행한 해외 연구 결과와 어떤 유사성과 차별성이 있는지에 대한 분석은 미진한 것으로 판단된다.²⁾

특히 본 연구에서는 주택매매가격이 빠르게 상승한 기간 동안의 출산에 대한 주택자산효과를 측정하고 이를 해외 연구 결과와 비교해 보았다. Lovenheim and Mumford (2013)는 미국의 주택매매가격이 빠르게 상승하였던 2001년-2007년 기간 동안 주택자산이 출산에 미치는 영향이 그 이전 기간보다 상대적으로 높았다는 실증분석 결과를 제시하고 있다. 그러나 우리나라의 경우 2018년부터 주택매매가격이 본격적으로 상승하기 시작하여 2022년 중반까지 가파르게 상승하였던 반면 합계출산율은 2018년 1명 미만으로 낮아졌고 이후 지속적인 감소 추세를 보였다. 물론 이러한 결과는 주택매매가격의 변화뿐만 아니라 출산에 영향을 미치는 제반 요인들의 효과를 종합한 것이겠지만 이 기간 동안 출산에 대한 주택자산효과 존재 여부와 그 영향력의 크기에 대한 분석은 주택자산효과의 국가별 차별성을 파악하는데 유용할 것으로 생각된다.³⁾

한편 본 연구를 통해 자가 거주와 출산의 관계에 대한 세부적 근거를 찾아볼 수 있다. 자가 거주와 출산의 관계를 실증 분석한 국내·외 연구들은 자가 거주가 임차 거주에 비해 출산에 긍정적 영향을 미친다는 결과를 제시하고 있다. 국내 연구로 신형섭·정의철(2021)을 들 수 있으며, 이 연구에서는 그 이유를 자가 거주가 창출하는 주거안정성과 현재 또는 미래의 자본이득에서 찾고 있으나 자본이득의 출산 효과에 대한 구체적인 실증분석은 아직 이루어지지 않았다.⁴⁾

주택자산이 가구의 출산에 미치는 영향을 분석하기

1) 주택매매가격 또는 전세가격과 출산의 관계에 대한 기존 연구는 선행연구 검토 부분을 참조할 것.

2) Lovenheim and Mumford(2013), Dettling and Kearney(2014)는 미국 가구를 대상으로, Altalay et. al(2021)은 호주 가구를 대상으로, Aksoy(2016)는 영국 가구를 대상으로, Clark and Ferrer(2016)는 캐나다 가구를 대상으로, Mizutani(2015)는 일본 가구를 대상으로, Daysal et al.(2021)은 덴마크 가구를 대상으로 주택자산이 출산에 미치는 효과를 실증 분석한 바 있음.

3) 출산에 대한 주택자산효과의 시기별 차이 분석의 필요성을 제시해 주신 익명의 심사위원들께 사의를 표함.

위해서는 개별 가구가 처해 있는 인구학적, 경제적, 지역적 특성들이 통제되어야 하므로 거시적 또는 지역적 집계(aggregate)자료보다는 개별 가구 단위의 미시적 패널자료를 분석에 사용하는 것이 적절할 것으로 판단된다. 본 연구는 2004년(7차)부터 2022년(25차)까지 19년간의 한국노동패널 자료를 분석에 이용하였다. 분석 대상은 배우자가 있는(기혼) 자가가구 중 출산 여부가 측정되는 연도를 기준으로 여성 배우자의 연령이 25세에서 45세인 가구로 설정하였다.

본 연구에서는 패널자료를 이용하여 주택자산이 출산에 미치는 효과를 분석한 유사 연구(Lovenheim and Mumford, 2013; Mitzutani, 2015; Altalay et al. 2021; Daysal et al., 2021)와 달리 자녀 출산에 영향을 미치는 핵심 요인 중 하나인 여성 배우자의 노동시장 참여의 내생성을 통제하기 위해 축차형 이변량 프로빗(Recursive Bivariate Probit) 모형을 실증분석 모형으로 이용하였다. 출산과 여성의 노동시장 참여 사이의 상충관계는 Willis(1973) 이후 많은 연구에서 확인되고 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 주택가격과 출산의 관계에 대한 선행 연구를 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 실증분석 모형을 설정하고, 제Ⅳ장에서는 자료와 변수 측정에 대해 설명한다. 제Ⅴ장에서는 추정 결과를 해석하고, 제Ⅵ장에서는 본 연구의 결론과 한계를 제시한다.

II. 선행연구 검토

1. 선행연구

Becker(1960) 이후 출산 결정 요인에 관한 연구는 전통적인 미시경제학적 접근을 통해 이루어져 왔다. 즉, 가구(부부)는 자녀를 하나의 재화(내구재)로 인식하고 주어진 제약조건 하에서 효용을 극대화하는 원리

에 따라 자녀에 대한 수요를 결정한다는 것이다. 이러한 틀에 기초한 분석에서는 자녀가 정상재인가에 대한 퍼즐이 존재하였고, 이 퍼즐을 해결하기 위해 Becker(1960)는 효용극대화 과정에서 가구는 자녀 수(quantity)뿐만 아니라 자녀의 질적 수준(quality)을 결정한다는 quality-quantity 모형을 제시하였으며, 이러한 논리는 Becker and Lewis(1973)에 의해 정교하게 발전되었다.

한편 Becker(1965)의 연구 이후 시간배분이론이 출산과 밀접하게 연결되었다. 특히 자녀의 출산과 양육에는 남성보다 여성의 역할이 상대적으로 중요하므로 여성의 시간에 대한 기회비용(예를 들면 임금)이 출산에 중요한 영향을 미친다. 여성의 시간은 주어져 있으므로 이를 소득을 창출하는 시장활동과 자녀의 출산 및 양육과 같은 비시장활동에 어떻게 배분하는 것이 최적인지에 따라 출산 결정이 달라질 수 있다. 예를 들어 직장이 있는 여성이 출산을 하게 되면 출산 이후 직장으로서의 복귀까지 근로소득을 포기하게 되거나 또는 경력단절이 발생할 수 있으므로 출산에 부정적일 수 있다. 동일한 논리로 임금이 상대적으로 높은 여성은 임금이 상대적으로 낮은 여성에 비해 시간의 기회비용이 크므로 역시 출산에 부정적일 수 있다. 시간배분, 노동 공급, 출산의 관계에 대한 분석 틀은 Willis(1973)에 의해 제시되었으며, 이후 여성의 노동 공급과 출산의 관계에 대한 중요한 근거가 되었다.⁵⁾

자녀의 출산과 양육에는 다양한 종류의 비용이 뒤따른다. 대표적인 것이 주거비용과 교육비용이며 이 변수들은 출산 결정 요인을 분석한 여러 선행 연구들의 주요 분석 대상이 되었다. 자녀를 출산해서 양육하기 위해서는 부모와 같이 생활하기 위한 주거공간이 필요하며, 자녀가 경제적으로 독립할 때까지 공적, 사적 교육이 이루어진다. 이러한 측면에서 주거서비스와 교육서비스는 자녀의 출산과 양육에 보완적 기능을 하며 이에 대한 지출은 출산 및 양육 비용에 포함된다. 따라서 주거비용 또는 교육비용의 증가는 자녀의 출산과 양육에 대한 비용(이를 일반적으로 자녀비용, cost of children,

4) 자가 거주가 임차 거주에 비해 출산에 긍정적 영향을 미치고, 출산에 대한 주택자산효과는 자가가구에만 존재할 수 있으므로 자가가구를 대상으로 한 출산에 대한 주택자산효과 실증분석이 큰 의미를 갖기 어렵다는 주장이 있을 수 있음. 그러나 자가 거주가 임차 거주에 비해 출산에 긍정적 영향을 미친다는 결과는 주택점유형태별 주거비용의 차이, 주거안정성의 차이, 주택자산효과 또는 기타 요인 등이 출산에 미치는 영향을 종합한 결과로 볼 수 있으며, 따라서 임차에 비해 자가일 때의 출산 확률이 높다는 실증 결과만을 토대로 자가가구에서 출산에 대한 주택자산효과가 존재한다고 결론 내리기는 어렵다고 생각됨. 오히려 실증분석을 통해 자가가구에서 출산에 대한 주택자산효과가 존재하는지, 그 영향력은 어느 정도인지를 검증해 보는 것이 임차에 비해 자가로 거주할 때 출산 확률이 높다는 기존 연구 결과의 강건성을 높이는 데 기여할 수 있을 것으로 생각됨.

5) 이상의 논의에 대한 자세한 내용은 Hotz et al.(1997)을 참고할 것.

이라 함)을 증가시켜 자녀에 대한 수요를 감소시키는 대체효과를 발생시키며 또한 가구의 실질소득을 감소시켜 자녀가 정상재라고 가정할 때 소득효과를 통해 자녀에 대한 수요를 감소시킨다.

선행연구들은 주택임대료, 전세가격, 주택매매가격 등 다양한 변수를 이용하여 주거비용이 출산에 미치는 효과를 분석하였다. 주택임대료나 전세가격은 주택매매가격에 비해 주거비용에 가깝지만 자산시장의 균형 상태에서 주택임대료 흐름의 현재가치가 주택매매가격과 동일하다는 관점에서 주택매매가격을 이용하여 출산의 관계를 분석한 연구들이 다양하게 존재한다. 본 연구가 주택임대료나 전세가격보다는 주택매매가격과 관련성이 크므로 아래에서는 주택매매가격과 출산의 관계에 대한 선행연구를 검토하였다.⁶⁾

김민영·황진영(2016)은 2009년부터 2013년까지 16개 시도 균형패널자료(balanced panel data)를 구축하고 고정효과모형과 동적 패널모형(시스템 GMM)을 이용하여 주택매매가격의 로그값이 합계출산율과 초산연령에 미치는 영향을 분석한 결과 주택매매가격은 합계출산율에 음(-)의 영향을, 초산연령에 양(+)의 영향을 미친다는 결과를 제시하였다. 박진백(2021)은 2009년부터 2020년까지 16개 시도를 대상으로 김민영·황진영(2016)의 분석방법과 유사한 시스템 GMM 모형을 추정하여 전년도 주택매매가격지수가 합계출산율에 미치는 영향을 분석한 결과 전년도 주택매매가격지수의 상승은 합계출산율을 낮춘다는 결과를 제시하였다. 박진백·권건우(2023)는 박진백(2021)의 연구를 토대로 분석 기간을 2022년까지 확장하여 여러 기관에 제공하는 주택매매가격지수를 이용하여 분석한 결과 박진백(2021)의 연구와 동일한 방향의 결과를 얻었으며, 전년도 주택매매가격 상승은 자녀순위별(첫째, 둘째, 셋째 이상) 출산율에도 음(-)의 영향을 미친다는 결과를 추가로 제시하였다.⁷⁾ 또한 박진백·권건

우(2023)는 시간가변모수(TVP) VAR모형을 이용하여 주택매매가격이 자녀순위별 출산율에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과 주택매매가격 충격은 첫째 자녀와 둘째 자녀 출산에 유의미한 음(-)의 영향을 미친 것으로 나타났다.

강동익·송경호(2021)는 2011년부터 2019년까지의 실거래자료를 이용하여 시·군·구별 주택매매가격과 주택전세가격을 측정하고 주택매매가격과 주택전세가격의 과거값(1년전, 2년전, 3년전)이 시·군·구별 합계출산율에 미치는 효과를 분석하였다. 분석 결과 1년 전과 2년 전 전세가격이 2배 상승하면 합계출산율이 0.006(0.57%) 감소하였으나 주택매매가격이 약 2배 상승하는 경우 합계출산율은 0.075(6.8%) 상승하는 것으로 나타났다. 그들은 주택매매가격 상승은 주택을 보유하는 주택소유자들에게 양(+)의 자산효과를 발생시켜 출산율을 높이는 요인으로 작용하였다고 해석하였다. 한편 패널 SVAR모형 분석 결과에서는 단기적으로는 주택매매가격 상승은 합계출산율을 상승시키나 장기적으로는 합계출산율을 감소시키는 상반된 효과가 나타나는 것으로 분석하였다.⁸⁾

강동익·송경호(2021)의 연구는 주택매매가격의 상승이 자산효과를 통해 자가주택의 출산율을 높일 수 있다는 점을 제시하였는데 의의가 있으나 이들이 설명하듯이 출산에 대한 주택자산효과는 주택 보유 가구의 주택매매가격이 상승하여 자산이 증가하고 이를 통해 출산율이 높아지는 현상을 의미한다. 따라서 주택자산효과를 보다 명확히 검증하기 위해서는 가구의 주택점유형태(소유 또는 임차)와 관련된 변수를 설명변수에 반영하는 것이 더 유용하였을 것으로 생각된다.⁹⁾

Detting and Kearney(2014)는 1997년부터 2006까지 10년 동안 미국의 154개 대도시지역(MSA)과 인종과 여성 연령으로 구분된 6개 가구 집단에 대한 자료를 구축하여 주택매매가격이 출산에 미치는 영향을 분

6) 주택임대료와 출산의 관계에 대한 선행연구로는 Simon and Tamura(2009), Clark(2012), 배호중(2019)(소득 대비 임대료 비율)을 참고하고, 전세가격과 출산의 관계에 대한 선행연구로는 김민영·황진영(2016), 강동익·송경호(2021), 박진백(2021), 박진백·권건우(2023), 한국은행(2023)을 참고할 것.

7) 김민영·황진영(2016)은 실증분석 시 합계출산율이 측정된 연도의 매매가격을 이용한 반면 박진백(2021), 박진백·권건우(2023)는 합계출산율이 측정된 연도의 1년 전 매매가격을 이용하였으며, 김민영·황진영(2016)은 매매가격 수준값을 이용한 반면 박진백(2021), 박진백·권건우(2023)는 매매가격지수를 이용한 차이가 있음.

8) 주택매매가격 상승률(증감률)을 설명변수로 이용하여 출산에 미치는 영향을 분석한 연구들도 일부 존재하는데 이에 대해서는 서미숙(2013), 박진백·이재희(2016), 이재희·박진백(2020)을 참조할 것.

9) 시계열분석기법을 이용한 해외 연구로는 Yi and Zhang(2010)의 연구가 있음. 이 연구는 1971년부터 2005년까지 홍콩의 시계열 자료를 이용하여 주택매매가격 변화가 출산율에 미치는 효과를 오차수정모형을 이용하여 분석하였음. 분석 결과 주택매매가격 상승은 장기적으로 홍콩의 합계출산율에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났음. 그러나 이 연구 역시 주택점유형태와 관련된 변수를 분석에 고려하지 않아 출산에 대한 주택자산효과 존재 여부를 확인하는 데는 한계가 있음.

석하였다. 통상 최소자승법과 도구변수 기법을 이용한 추정 결과 출산을 측정 1년 전의 주택매매가격 상승은 자가가구의 출산율을 높이고, 임차가구의 출산율을 낮추는 것으로 나타났다. 그들은 이러한 결과를 자가가구의 경우 주택매매가격의 상승에 따른 양(+)의 주택자산효과가 음(-)의 주거비용 효과보다 더 컸기 때문이며, 임차가구의 경우 음(-)의 주거비용 효과만 존재하기 때문으로 해석하였다. 그들은 또한 같은 기간동안의 CPS(Current Population Survey) 자료를 이용하여 개별 가구 단위의 분석을 수행하여 대도시지역 단위의 분석 결과와 동일한 방향의 결과를 얻었다. 한편 Aksoy(2016)는 1995-2013년 기간 동안 영국의 카운티(county) 단위 자료를 구축하여 Dettling and Kearney (2014)와 유사한 모형을 추정하고 주택매매가격의 상승은 자가가구의 출산율을 높이고, 임차가구의 출산율을 낮춘다는 결과를 제시하였다.¹⁰⁾

이상의 연구들과 같이 지역별 집계자료를 이용한 분석은 출산에 대한 주택자산효과를 파악하는데 유용할 수 있으나 잠재적 출산 가구의 개별적 특성을 구체적으로 반영하지 못한다는 한계가 있다. 잠재적 출산 가구의 개별적 특성을 분석에 반영하기 위해서는 가구 단위의 패널자료를 이용하는 것이 바람직하다는 점에서 여러 연구들이 패널자료에 기초하여 출산에 대한 주택자산효과를 분석하였다.

Lovenheim and Mumford(2013)는 1985년부터 2007년까지의 미국의 PSID(Panel Study of Income Dynamics) 자료를 이용하여 여성 연령이 25세-44세인 가구를 대상으로 주택자산이 출산에 미치는 영향을 분석하였다. 이 연구의 특징은 집계자료를 이용한 연구들과 달리 주택자산효과를 주택매매가격의 수준값이 아니라 주택매매가격 수준값의 변화분을 이용하여 분석하였다는 점이다. 그들은 그 이유를 주택매매가격 수준값이 가구의 주택자산을 명확하게 측정하기 못하기 때문으로 보았다. 예를 들어 가구의 주택매매가격 대비 대출금 비율이 높다면 이 경우 주택매매가격은 가구의 주택자산을 제대로 반영하지 못하지만 주택매매가격의 변화분은 대출금액과 관계없이 주택자산의 변화로 연결될 수 있다는 것이다.¹¹⁾

그들은 지역-연도별 고정효과와 다양한 통제변수

들을 설명변수로 이용하여 선형확률모형을 추정하였으며, 추정 결과 과거 2년간 및 4년간 거주 주택 매매가격의 변화가 자가가구의 출산 확률을 높인 것으로 나타났다. 구체적으로 추정에 이용된 표본의 출산율을 기준으로 과거 2년간(4년간) 거주 주택 매매가격이 10만 달러 증가하면 자가가구의 출산 확률은 17.8%(16.4%) 증가하는 것으로 분석하였다. 그러나 임차가구의 경우 과거 2년간(4년간) 거주지역(MSA)별 평균 주택매매가격의 변화는 출산 확률에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 그들은 또한 가구의 거주지역 선택 효과(출산을 계획하는 가구가 미래에 주택매매가격 상승이 클 것으로 예상되는 지역을 선택)를 통제하기 위해 지역별(MSA) 주택매매가격 상승률을 이용하여 주택매매가격 변화분을 측정하고 지역별 고정효과를 설명변수에 추가하여 분석한 결과 주택매매가격 변화분에 대한 추정계수의 크기는 다소 작아졌으나 동일한 방향의 결과를 얻었다.

Lovenheim and Mumford(2013)의 연구 이후 이 연구와 유사한 분석방법론을 이용하여 여러 국가를 대상으로 출산에 대한 주택자산효과를 분석한 연구들이 이루어졌다(Mitzutani, 2015; Clark and Ferrer, 2019; Atalay et al., 2021; Daysal et al., 2021).

Mitzutani(2015)는 1993년부터 2011년까지의 일본 소비자 패널조사(Japanese Panel Survey of Consumers)자료를 이용하여 여성 배우자 연령이 45세 미만인 기혼 가구를 대상으로 주택매매가격의 변화가 출산에 미치는 효과를 분석하였다. 이 연구의 특징은 주택매매가격 하락기에도 주택매매가격의 변화가 자가가구의 출산에 영향을 미치는지, 그리고 그 영향이 주택자금대출 여부에 따라 차별적으로 나타나는지를 분석하였다는 점이다.

분석 결과 주택자금대출이 있는 자가가구에서는 가구가 응답한 주택매매가격의 과거 2년간 변화분과 출산 사이에 양(+)의 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 그는 과거 2년간의 주택매매가격 변화분에 대한 추정계수와 분석 자료의 출산 비율을 기준으로 할 때 과거 2년간 주택매매가격 1천만엔 증가는 출산 확률을 매우 크게(21.5%) 증가시킬 것으로 분석하였으나 이 결과는 분석 기간 동안 주택매매가격이 지속적으로 하락한

10) Dettling and Kearney(2014)와 Aksoy(2016)의 연구 결과의 차이점은 미국(Dettling and Kearney, 2014)의 경우 주택매매가격 상승이 출산율에 미치는 순효과(자가가구와 임차가구를 모두 합한)가 양(+)이었던 반면 영국(Aksoy, 2016)에서는 음(-)이었다는 점인데 이는 국가별 가구의 연령별 주택점유형태 분포나 주택공급제약 등이 다르기 때문으로 판단됨.

11) 그들은 실증분석을 통해 자가가구의 주택매매가격의 수준값은 출산에 영향을 미치지 않는다는 결과를 제시하였음.

상황에서 나타나는 결과이며, 과거 2년간 주택매매가격이 분석 자료의 평균값만큼 변화한다면(-155만원) 출산 확률이 3.4% 감소하는 것으로 분석하였다. 그러나 주택자금대출이 없는 가구에서는 주택매매가격의 변화가 출산에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그는 이 결과를 통해 주택자산효과가 가구의 신용제약 상태에 따라 차별적으로 나타나며, 신용제약이 있는 가구의 출산이 주택매매가격의 변화에 대해서 더 민감하게 반응한다고 주장하였다.

Atalay et al.(2021)는 2001년부터 2018년까지의 호주 가구패널조사인 HILDA(Household, Income and Labour Dynamics in Australia) 자료를 이용하여 여성 연령이 25-45세인 가구를 대상으로 출산에 대한 주택자산효과를 분석하였다. 분석 결과 과거 2년간 거주 주택 매매가격의 변화분은 자가가구의 출산에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 과거 2년간 주택매매가격이 10만 달러 증가하면 자가가구의 출산 확률은 약 18% 증가하는 것으로 예측하였다.¹²⁾

한편 Clark and Ferrer(2019)는 1994년부터 2010년까지의 캐나다 가구패널조사인 SLID(Canadian Survey of Labor Income and Dynamics) 자료를 이용하여 여성 연령이 18-45세인 가구를 대상으로 출산에 대한 주택자산효과를 분석하였다. 이 연구는 실증분석에 이용한 패널조사가 자가가구의 주택가격에 대한 설문을 포함하지 않아 지역별 평균 주택매매가격 자료를 대신 이용하였으며, 여성의 출산이 측정되는 연도를 기준으로 1년 전 지역별 평균 주택매매가격, 2년 전 지역별 평균 주택매매가격, 2년 전 평균 주택매매가격과 1년 전 평균 주택매매가격의 차이를 측정하여 합동로짓(Pooled Logit) 모형과 패널고정효과 로짓(Fixed Effect Panel Logit) 모형을 추정하였다.¹³⁾ 그러나 분석모형, 사용한 주택매매가격 관련 변수, 주거 이동 여부를 반영한 표본구성에 따라 실증분석 결과는 일관적이지 않았다.

Daysal et al.(2021)은 덴마크 여성을 대상으로 출

산에 대한 주택자산효과 존재 여부를 분석하였다. 분석은 1992년부터 2011년까지의 방대한 등록자료를 이용하여 연령이 18-42세인 여성을 대상으로 하였으며, SPAR지수를 이용하여 주택의 평가가격을 시장가격으로 전환하여 여러 기간 동안의 주택매매가격 변화분을 측정하여 분석에 이용하였다. 분석 결과 과거 1년간(2년간) 주택매매가격이 10만 DKK만큼 증가하면 자가 가구 여성의 출산 확률이 0.27%p(0.19%p) 증가하는 것으로 나타났으며 분석 자료의 출산 비율(11.49%)을 기준으로 할 때 과거 1년간(2년간) 주택매매가격이 10만 DKK 증가는 출산 확률을 2.35%(1.79%) 증가시킨 것으로 분석하였다.

그들은 또한 이 결과를 Lovenheim and Mumford (2013)의 연구 결과와 비교하여 동일한 크기의 주택매매가격 증가는 미국과 덴마크에 거의 비슷한 크기의 출산 확률에 대한 영향력을 갖는다고 보고하였다. 그들은 덴마크가 미국에 비해 다양한 출산지원정책을 시행하고 있음에도 불구하고 미국과 덴마크에서 출산에 대한 주택자산효과 크기가 비슷한 이유는 두 국가 가구의 자녀에 대한 선호가 유사하며, 분석에 이용한 두 국가 가구가 신용제약에 직면하지 않았기 때문이라고 설명하였다.

2. 선행연구와의 차별성

이상에서 살펴본 바와 같이 국내·외 선행 연구들은 시계열 자료, 지역 패널자료, 가구 패널자료 등 다양한 형태의 자료와 자료 특성에 적절한 분석방법을 이용하여 주택매매가격이 출산에 미치는 영향을 분석해 왔다. 그러나 많은 연구들이 주택매매가격이 출산에 미치는 총 효과 분석(자가가구와 임차가구를 모두 포함한)에 초점을 두고 있으며, 출산에 대한 주택자산효과를 체계적으로 분석한 연구들은 한정적이다. 특히 우리나라 자가가구를 대상으로 주택자산이 출산에 미치는 영향을 실증 분석한 연구는 거의 없다.¹⁴⁾

12) Atalay et al.(2021)은 설문조사의 특성상 자가가구가 직접 응답하는 거주 주택 매매가격 자료는 측정오차가 존재할 수 있고 가구의 자녀에 대한 선호에 따른 선택효과가 존재할 수 있기 때문에 과거 2년 동안의 주택매매가격 변화분 자료 중 상·하위 1%에 속하는 자료를 제외하고, 거주지역 중위 주택매매가격 2년간 변화분과 주택별 방 수를 도구변수로 이용하여 예측된 주택매매가격 변화분을 추정해 이용하였음.

13) 그들은 캐나다의 경우 미국과 달리 주택자금대출에 대한 이자비용 소득공제제도가 존재하지 않고 주택자금대출이 소구적(recourse)이기 때문에 주택을 구입하는 가구는 주택구입 시 매우 높은 자기자금을 투입하므로 주택매매가격의 수준값을 이용하더라도 주택자산을 측정하는데 큰 문제가 없다고 설명하고 있음.

14) 본 연구의 주제와 비교적 근접한 국내 연구로 서미숙(2013)의 연구가 있음. 이 연구에서는 지역별 명목 주택매매가격 변화율과 주택 점유형태(자가, 전세, 월세)의 교차항을 추정하여 지역 주택매매가격 상승률이 높을수록 자가가구의 출산 확률이 높으나 전세 가구의

본 연구는 가구 및 개인 단위의 패널자료를 이용하여 우리나라 자가가구를 대상으로 출산에 대한 주택자산효과 존재 여부를 실증 분석한 첫 시도이다. 앞에서 언급한 바와 같이 가구의 출산 결정에 영향을 미치는 가구의 개별적 특성을 적절하게 통제하기 위해서는 지역 단위의 집계자료보다는 가구 및 개인 단위의 미시적 패널자료가 더 적절하다고 판단하였다.

본 연구는 Lovenheim and Mumford(2013), Atalay et al.(2021) 등의 접근법과 유사하나 출산 결정 모형에서 여성의 노동 공급의 내생성을 구체적으로 고려하였다는 차이점이 있다. 자녀의 출산은 자료를 통해 관찰할 수 있는 가구 개별 특성, 주택시장 특성, 지역 및 거시경제 특성뿐만 아니라 가구의 출산에 대한 선호, 가구 내에서 여성의 협상력, 가사 부담 정도 등 자료를 통해 관찰할 수 없는 이질적 특성들에 의해 영향을 받는다. 또한 자녀의 출산 및 양육과 여성의 노동 공급은 주어진 시간을 어떻게 배분하는가의 문제이므로 이러한 가구의 관찰할 수 없는 이질적 특성들은 여성의 노동 공급에도 영향을 줄 것이다.

따라서 여성의 노동 공급 변수를 출산 결정에 대한 외생적 설명변수로 이용하는 경우 이 변수는 출산 결정식의 오차항과 상관관계를 가질 가능성이 높다. 이러한 출산에 대한 여성의 노동 공급의 내생성을 통제하기 위해 본 연구에서는 축차형 이변량 프로빗 모형을 실증분석모형으로 이용하였다.

또한 서론에서 언급한 바와 같이 주택매매가격이 본격적으로 상승하기 시작하여 이후 가파른 상승 추세를 보였으나 합계출산율이 1명 미만으로 떨어지고 이후 지속적 감소 추세를 보였던 2018년 이후 기간을 대상으로 출산에 대한 주택자산효과 존재 여부를 검증함으로써 주택자산효과와 국가별 차별성을 살펴보았다.

III. 실증분석모형

y_{1it}^* 를 혼인상태가 기혼인(배우자가 있는) 자가가구 i 의 t 시점에서의 출산에 대한 순편익을 의미하는 잠재 변수라 하자. y_{1it}^* 는 자료를 통해 관찰되지 않으며, $y_{1it}^* > 0$ 이면 $y_{1it} = 1$, $y_{1it}^* \leq 0$ 이면 $y_{1it} = 0$ 으로 관찰

된다. y_{1it} 는 $t-1$ 시점과 t 시점 사이의 자녀 출산 여부로 측정되므로 y_{1it}^* 에 영향을 주는 설명변수들은 $t-1$ 시점을 기준으로 측정하는 것이 적절하다.

$$y_{1it} = 1[x_{it-1}\beta_1 + \gamma_1\Delta P_{it-1} + \delta w_{it-1} + \epsilon_{it} > 0] \quad (1)$$

식 (1)에서 ΔP_{it-1} 은 $t-1$ 시점을 기준으로 측정된 실질 주택매매가격 변화분이다. γ_1 은 ΔP_{it-1} 변수의 추정계수로 이에 대한 통계적 유의성 검정을 통해 출산에 대한 주택자산효과와 존재 여부를 확인할 수 있다. w_{it-1} 은 가구 i 에 속하는 여성의 $t-1$ 시점에서의 노동시장 참여 여부(노동 공급)에 대한 더미 변수이다. x_{it-1} 은 여성 출산에 영향을 주는 가구 i 의 인구학적, 경제적, 거주지역 특성 벡터이며 다년간의 자료를 이용하므로 시점 변수를 포함한다. ϵ_{it} 는 오차항으로 표준정규분포를 가정한다.

만일 오차항(ϵ_{it})에 w_{it-1} 결정에 영향을 주는 관찰되지 않는 가구의 이질적 특성이 포함되면 $cov(w_{it-1}, \epsilon_{it}) \neq 0$ 이므로 식 (1)의 추정계수는 편의를 갖고 일치추정량을 보장하지 못한다. 이러한 내생성 문제를 해결하는 한 가지 방법은 w_{it-1} 결정에 대한 추정식을 별도로 설정하여 식 (1)과 동시에 추정하는 것이다. 이 때 식 (1)에서 w_{it-1} 의 추정계수인 δ 를 제대로 식별하기 위해서는 w_{it-1} 에 대한 식을 추정할 때 식 (1)의 설명변수인 x_{it-1} , ΔP_{it-1} 이외에 w_{it-1} 과 상관성이 높으나 ϵ_{it} 와는 상관관계가 없는 설명변수 벡터 (z_{it-1})를 추가해야 한다.

$$w_{1it-1} = 1[x_{it-1}\beta_2 + \gamma_2\Delta P_{it-1} + z_{it-1}\theta + u_{it-1} > 0] \quad (2)$$

식 (2)의 오차항 u_{it-1} 이 표준정규분포를 갖고, ϵ_{it} 와 u_{it-1} 가 상관계수가 ρ 인 이변량 표준정규분포를 갖는다고 가정하면 식 (1)과 (2)는 축차형 이변량 프로빗 모형이 된다. y_{1it} 와 w_{it-1} 의 관찰값(0 또는 1)에 따라 네 가지 확률분포가 존재하며 이를 통해 축차형 이변량 프로빗 모형에 대한 로그우도함수를 구성할 수 있다. 이

출산 확률은 낮다는 결과를 제시하였음. 자가가구의 경우 주택매매가격 상승률이 출산에 대한 주택자산효과를 일부 반영한다고 볼 수 있으나 변화를 자체를 주택자산 변화분으로 보기는 어려우므로 분석 결과를 주택자산효과로 해석하는데는 한계가 있음.

로그우도함수를 완전정보 최우추정법으로 추정하면 추정계수 벡터 β_1, β_2, θ 와 추정계수 $\gamma_1, \gamma_2, \delta$, 그리고 상관계수 ρ 에 대한 추정계수를 구할 수 있다.¹⁵⁾

출산에 대한 여성의 노동시장 참여 변수의 내생성은 ρ 의 추정치에 대한 통계적 유의성을 통해 검정할 수 있다. 만일 ρ 의 추정치가 유의하지 않다면 출산과 여성의 노동시장 참여가 상관되지 않고 독립적이라는 것을 의미하므로 식 (1)을 일변량 프로빗(Univariate Probit)모형으로 추정할 수 있다.

IV. 자료, 변수 측정 및 기초통계량

1. 자료 및 변수 측정

본 연구에서는 식 (1)과 (2)를 추정하기 위해 2004년(7차)부터 2022년(25차)까지 19년간의 한국노동패널 자료를 이용하였다.¹⁶⁾ 한국노동패널자료는 출산에 대한 정보뿐 아니라 여성 및 남성 배우자의 인구학적 특성, 가구의 경제적 특성, 거주지역(광역시도 및 시·군·구), 자가·가구의 경우 거주 주택 시가 등 식 (1)과 (2)의 설명변수를 구성하는 대부분의 정보를 제공하고 있다.

본 연구는 자가가구의 출산 결정 요인을 분석하므로 실증분석에 이용된 가구는 혼인상태가 기혼인 가구 중 조사 시점(t)을 기준으로 Atalay et al.(2021)의 분석과 동일하게 여성 배우자의 연령이 핵심 출산 연령 구간인 25세에서 45세인 자가가구로 한정하였다.¹⁷⁾ 이 가구들을 대상으로 다음과 같은 절차를 통해 종속변수와 설명변수를 측정하였다.

1) 출산 여부(y_{1it})와 주택매매가격 변화분(ΔP_{it-1})

종속변수인 출산 여부 변수(y_{1it})는 지난 조사 이후 가구원이 추가된 이유를 출생으로 응답하고 출생한 가구원의 만 나이가 0세 또는 1세인 경우 1로, 그러한 가구원이 없는 경우 0으로 측정하였다. 본 연구의 주된 목적인 출산에 대한 주택자산효과를 적절하게 추정하기 위해서는 여성 배우자의 출산에 대한 실질 주택매매가격 변화분(ΔP_{it-1})의 외생성이 최대한 보장되어야 한다(Lovenheim and Mumford, 2013). 따라서 ΔP_{it-1} 을 아래와 같이 세 가지 방법으로 측정하여 분석 결과의 강건성을 확인해 보고자 한다.

첫째, 실질 주택매매가격 변화분(ΔP_{it-1}^1)은 가구가 설문조사에서 응답한 거주 주택 시가를 지역(광역시도)별, 연도별 소비자물가지수를 이용하여 2022년 기준 실질값으로 변환하고 과거 2년간 변화분($P_{it-1} - P_{it-3}$)으로 측정하였다.

$$\Delta P_{it-1}^1 = (P_{it-1} - P_{it-3}) \quad (3)$$

과거 2년간 주택매매가격 변화분은 해외 연구들에서 공통적으로 사용된 주택자산의 측정치이며 이를 이용한 분석을 통해 본 연구 결과를 해외 연구 결과와 비교해 볼 수 있다.

둘째, ΔP_{it-1}^2 는 가구가 $t-3$ 시점에 응답한 거주 주택 시가의 실질값(P_{it-3})에 한국부동산원의 전국주택가격 동향조사 자료 중 시·군·구별(k) 주택매매가격 종합지수를 2022년 기준 실질가격지수($HPI_{k,t-1}$)로 변환하여 계산한 $t-3$ 시점부터 $t-1$ 시점까지 2년간 실질 주택매매가격 상승률을 곱하여 측정하였다.¹⁸⁾ 이러

15) 만일 종속변수와 내생적 설명변수가 연속형 변수라면 위 두 식은 통상적인 도구변수 기법을 이용한 2단계 최소자승법을 이용하여 추정할 수 있음. 그러나 y_{1it} 와 w_{it-1} 가 이항 변수이므로 2단계 최소자승법은 적절하지 않은 추정 방법이며 이 경우 축차형 이변량 프로빗 모형이 이용됨. 축차형이란 모형의 구조상 y_{1it} 와 w_{it-1} 가 쌍방 인과관계를 갖는 것이 아니라 w_{it-1} 가 y_{1it} 에 영향을 주는 일방적 관계를 가정함. 축차형 이변량 프로빗 모형은 자가 거주와 출산의 관계를 분석한 신형섭·정의철(2021), 신형섭(2022)에서 이용된 바 있음. 축차형 이변량 프로빗 모형에 대한 자세한 내용은 Wooldridge(2010), pp. 594-599를 참조할 것.

16) 2004년 자료부터 분석에 사용하는 주된 이유는 뒤에서 설명하는 바와 같이 실질 주택매매가격 변화분 측정 시 시·군·구별 주택매매가격지수를 이용하기 때문임. 한국부동산원의 전국주택가격 동향조사 자료는 2003년 11월부터 시·군·구별 주택매매가격 종합지수를 제공하고 있음.

17) 통계청의 인구동향 조사 결과에 따르면 2006년부터 2022년까지 연령이 25세부터 44세 이하인 여성의 출산아 수는 동 기간의 총 출산아 수의 94.3%에 해당되는 것으로 나타남.

18) 한국부동산원의 전국주택가격 동향조사 자료 중 월별로 발표하는 시·군·구별 주택매매가격 종합지수를 이용하여 각 연도의 12개월 값을 평균하여 시·군·구별, 연도별 가격지수를 구하고, 시·군·구가 속한 광역시도별, 연도별 소비자물가지수를 이용하여 2022년 기준 시·군·구별, 연도별 실질 주택매매가격지수로 변환함. 한국부동산원의 전국주택가격 동향조사 자료와 유사한 자료로 KB국민은행의 주택가격동향조사 자료가 있으나 한국부동산원 자료가 KB국민은행 자료에 비해 주택매매가격 종합지수를 발표하는 시·군·구

한 측정 방법은 선행연구 검토에서 언급한 바와 같이 거주지역(시·군·구) 고정효과를 설명변수에 포함하면 출산을 위한 지역 선택효과를 일정 부분 통제하는 의미가 있다.

$$\Delta P_{it-1}^2 = P_{it-3} \times \left(\frac{HPI_{k,t-1}}{HPI_{k,t-3}} - 1 \right) \quad (4)$$

셋째, Lovenheim and Mumford(2013)의 연구와 유사하게 식 (3)과 동일한 방법으로 과거 3년간의 실질 주택매매가격 변화분(ΔP_{it-1}^3)을 측정하였다. 이를 통해 출산에 대한 주택자산효과가 실질 주택매매가격 변화분의 측정 기간에 따라 다르게 나타나는지 살펴볼 수 있다.

$$\Delta P_{it-1}^3 = (P_{it-1} - P_{it-4}) \quad (5)$$

한편 자가가구의 주택자산이 출산에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 실질 주택매매가격 변화분(ΔP_{it-1})이 해당 가구 i 에 귀속되어야 한다. 이를 위해서는 가구 i 의 여성과 남성(부부)은 $t-3$ 시점(식 (5)의 경우 $t-4$ 시점)부터 출산 시점(t)까지 혼인상태의 변화가 없이 동일한 기혼상태를 유지해야 하며, 주거이동 없이 같은 주택에 자가로 계속 거주해야 한다. Lovenheim and Mumford(2013)와 Atalay et al.(2021)은 이러한 제약조건을 부여하여 분석을 진행하였으며 본 연구도 같은 방법을 따랐다.

자가가구가 응답한 거주 주택 시가가 주택시장 상황을 제대로 반영할 수 있다면 자가가구의 출산에 대한 주택자산효과를 식 (3) 또는 (5)를 이용하여 분석하는 것이 가장 좋은 방법일 것이다. 왜냐하면 주택은 이질적 특성을 갖는 재화이므로 어떤 주택이 동일한 시·군·구에 위치하더라도 주택유형, 주택규모, 주변 환경 등에 따라 서로 다른 매매가격을 형성하고 주택시장이거나 거시경제 여건의 변화에 따라 매매가격의 변화 양상도 다를 것이기 때문이다.

그러나 한국노동패널 자료를 이용하여 식 (3)을 측정해 본 결과 상당 수의 이상치가 발견되었다. 이러한 이상치가 발생하는 주된 이유는 가구가 응답한 동일한 주택에 대한 시가의 시간적 변동이 매우 크게 나타났기 때문으로 생각된다. 분석에 이용된 자료에서 $t-2$ 년과 $t-1$ 년 사이의 명목 주택시가 변화율(1년간 변화율)은 최저 -90%, 최고 1600%, $t-3$ 년과 $t-2$ 년 사이의 명목 주택시가 변화율은 최저 -90%, 최고 4900%의 분포를 보였다. 재개발이나 재건축을 고려하더라도 1년간의 매매가격 변화율이 이러한 극한값을 갖기는 어려울 것으로 생각되므로 본 연구에서는 가구가 응답한 거주 주택 시가의 1년간 변화율이 100%를 넘거나 -50%보다 낮은 것으로 측정된 표본은 실증분석에서 제외하였다.¹⁹⁾

2) 여성의 노동시장 참여 여부(w_{it-1})와 기타 변수(x_{it-1}, z_{it-1})

여성의 노동시장 참여 여부(w_{it-1})는 한국노동패널의 개인 자료를 이용하여 $t-1$ 시점에서 여성이 취업상태이면 1, 미취업 상태이면 0으로 측정하였다. 이외에 여성의 출산에 영향을 미칠 것으로 예상되는 가구 또는 여성의 인구학적, 경제적, 지역적 특성(x_{it-1})을 설명변수에 추가하였다.

인구학적 특성으로는 여성의 연령, 교육수준, 건강상태, 기존 자녀 수를 이용하였다. 여성의 연령은 $t-1$ 시점을 기준으로 만 24-34세, 만 35-39세, 만 40-44세 구간으로 구분하고 만 24-34세 구간을 기준 더미로 이용하였다.²⁰⁾ 여성의 교육수준은 대학(전문대 포함) 교육 이상을 받았으면 1, 아니면 0으로 측정하였으며, 여성의 건강상태는 건강상태에 대한 설문에 '건강한 편이다' 또는 '아주 건강하다'로 응답하였으면 1, 아니면 0으로 측정하였다.

가구의 경제적 특성은 남성 배우자의 근로소득과 근로소득 제곱, 가구 전체의 비근로소득을 이용하였다.²¹⁾ 여성의 근로소득은 내생적 설명변수인 여성의 취업상태에 의해 결정되므로 제외하였다. 남성 배우자

의 수가 더 많아 더 많은 가구를 분석에 사용할 수 있는 장점이 있음.

19) 본 연구에서도 각주 12)에서 설명한 Atalay et al.(2021)의 방법과 유사하게 과거 2년간 실질 주택매매가격 변화율을 기준으로 상·하위 1%에 해당되는 표본을 제거한 후 시·군·구별 과거 2년간 실질 평균 주택매매가격 변화분, 주택면적, 주택유형(아파트=1)을 도구변수로 이용하여 식 (1)을 도구변수 프로빗모형으로 추정해 보았으나 도구변수가 적절하지 않은 것으로 나타났다.

20) 다른 구간과 달리 만 24-34세 구간을 5세 구간으로 구분하지 않은 이유는 만 24-29세 구간에 속하는 가구 수가 154가구(전체 7,558 가구의 2.04%)밖에 되지 않아 이 변수에 대한 추정 결과의 신뢰성에 문제가 있을 것으로 생각되기 때문이다.

의 근로소득과 가구 비근로소득은 모두 지역별, 연도별 소비자물가지수를 이용하여 2022년 기준 실질값으로 전환하여 이용하였다. 남성 배우자의 근로소득 제곱 변수의 추정계수가 유의하지 않은 경우에는 추정에서 제외하였다.

출산의 지역적, 시간적 영향을 통제하기 위해 광역 시도 더미변수(기준 = 서울)와 연도 더미변수(식 (3), (4)의 경우 기준 연도 = 2006년, 식 (5)의 경우 기준 연도 = 2007년)를 설명변수에 포함하였다. 광역시도별 더미변수보다 시·군·구별 더미변수가 거주지역 특성을 더 자세히 통제할 수 있으나 모든 가구의 출산이 0으로 관찰되는 시·군·구가 상당히 많이 존재하여 시·군·구 더미변수에 대한 추정계수가 식별되지 못하는 문제가 존재하였다.²²⁾

한편 지역 경제 상황이 출산과 실질 주택매매가격 변화의 관계에 대한 교란요인(confounder)으로 작용할 수 있다. 만일 지역 경제 상황이 출산과 양(+)의 관계를 갖고, 실질 주택매매가격 변화와도 양(+)의 관계를 갖는다면 지역 경제 상황이 실질 주택매매가격 변화를 통해 출산에 영향을 줄 수 있으므로 출산에 대한

실질 주택매매가격 변화의 독립적인 효과를 측정해 낼 수 없다(Lovenheim and Mumford, 2013). 따라서 Lovenheim and Mumford(2013)의 연구에서와 같이 지역 경제 상황을 반영하기 위해 통계청에서 제공하는 연도별, 광역시도별 실업률과 1인당 개인소득을 추가 설명 변수로 이용하였다. 1인당 개인소득은 연도별, 지역별 소비자물가지수를 이용하여 2022년 기준 실질값으로 환산하여 추정에 이용하였다.

식 (1)에서 여성의 노동시장 참여 여부 변수(w_{it-1})가 내생적이라면 이를 통제하기 위해 식 (1)에 포함되지 않은 설명변수를 최소한 1개 이상 식 (2)에 추가하여 식 (2)를 구성해야 한다. 그리고 이 변수(z_{it-1})는 w_{it-1} 과는 높은 상관관계를 갖고 식 (1)의 오차항(ϵ_{it})과는 상관성이 없어야 한다. 즉, z_{it-1} 는 y_{it} 에 직접적 영향을 미치지 않으며, w_{it-1} 를 경유한 간접적 영향만 존재해야 한다.

본 연구에서는 z_{it-1} 에 대해 $t-3$ 시점과 $t-2$ 시점에서 지난 조사 이후 여성이 취업, 창업 또는 업무능력 향상을 목적으로 교육이나 직업훈련을 받은 경험이 있

<표 1> 기초통계량

	출산=1		출산=0	
	평균	표준편차	평균	표준편차
실질 주택매매가격 변화분(천만원)	2.20	7.93	1.67	7.54
여성 연령(만 24-34세)	0.62	0.49	0.16	0.37
여성 연령(만 35-39세)	0.32	0.47	0.36	0.48
여성 연령(만 40-44세)	0.06	0.24	0.48	0.50
여성 교육수준(대학교육=1)	0.74	0.44	0.60	0.49
여성 취업상태(취업=1)	0.39	0.49	0.50	0.50
여성 건강상태(건강=1)	0.75	0.43	0.70	0.46
기존 자녀 수(명)	1.12	0.71	1.87	0.71
남성 실질 근로소득(백만원)	41.80	15.33	49.88	26.73
가구 실질 비근로소득(백만원)	4.45	10.23	3.67	11.19
지역 1인당 실질소득(백만원)	19.22	2.48	19.76	2.55
지역 실업률(%)	3.36	0.83	3.49	0.76
가구 수	212		7,346	

주: 1) 모든 변수는 $t-1$ 시점을 기준으로 측정함.
 2) 실질 주택매매가격 변화분은 과거 2년간($t-3 \sim t-1$)의 변화분임.
 3) 지역과 시점 더미변수는 표에서 생략함.

21) 남성 배우자의 근로소득은 한국노동패널 자료에서 제공하는 세후 근로소득으로 측정하였으며, 가구 비근로소득은 가구 총소득에서 가구 근로소득을 빼서 측정하였음.
 22) 그러나 분석 결과의 강건성을 확인하기 위해 출산이 있었던 가구와 없었던 가구가 모두 관찰되는 시·군·구를 대상으로 추가 분석을 수행하였음.

는지에 대한 설문 응답 결과를 이용하여 교육이나 직업훈련 경험이 있으면 1, 아니면 0으로 측정하여 교육 또는 직업훈련 유무에 대한 두 개의 더미변수를 측정하여 이용하였다. 직장을 위한 교육이나 직업훈련을 받은 경험이 있을수록 신규 취업을 하거나 기존 취업 상태를 유지할 가능성이 높을 것으로 생각된다. 이 변수들은 출산에 직접적 영향을 주기보다는 여성의 취업 상태에 영향을 주어 출산에 간접적인 영향만 미칠 것으로 판단하였다.

2. 기초통계량

<표 1>은 실질 주택매매가격 변화분을 식 (3)으로 측정하였을 때 분석에 포함된 자가가구 표본의 기초통계량을 출산 여부에 따라 나누어 제시한 것이다. 총 7,558가구 중 212가구에서 지난 1년 사이($t-1$ 시점에서 t 시점 사이) 출산이 관찰되어 출산 비율이 2.80%였다.

먼저 지난 1년 사이의 출산 여부에 따라 설명변수의 차이를 살펴보면 출산이 있었던 가구의 과거 2년간 실질 주택매매가격 변화분의 평균은 출산이 없었던 가구보다 컸다. 평균값은 각각 약 2.2천만원, 1.67천만원으로 그 차이가 크지는 않지만 표준편차의 크기에서 볼 수 있듯이 실질 주택매매가격 변화분 변수는 넓은 분포를 가지고 있음을 알 수 있다.²³⁾ <표 2>는 과거 2년간 실질 주택매매가격 변화분을 5분위로 나누어 각 분위에 속하는 가구의 비율을 보여준 것이다. 1-2분위에서는 출산이 없었던 가구의 비율이 출산이 있었던 가구의 비율보다 높은 반면, 3-5분위에서는 그 반대로 나타난다.

<표 2> 과거 2년간 실질 주택매매가격 변화분 5분위별 가구 분포(%)

분위	출산=1	출산=0
1 (20% 미만)	17.92	20.05
2 (20-40% 이하)	16.51	20.13
3 (40-60% 이하)	23.11	19.89
4 (60-80% 이하)	21.70	19.96
5 (80% 초과)	20.75	19.97
가구 수	212	7,346

23) 식 (3)을 이용하여 측정한 자가가구의 과거 2년간 실질 주택매매가격 변화분의 최소값은 약 -4억 8천만원, 최대값은 약 10억 8천만원으로 나타났다.

출산이 있었던 가구의 여성 연령을 살펴보면 여성 연령이 낮은 구간의 비율이 가장 높고, 연령이 높은 구간으로 갈수록 비율이 낮아지는 패턴을 보이고 있으며, 출산이 없었던 가구는 정반대의 패턴을 보여 여성 연령이 낮을수록 출산 가능성이 높을 것으로 생각된다. 출산이 있었던 여성의 교육수준(대학교육 이상)이 출산이 없었던 여성에 비해 상대적으로 높았다. 또한 출산이 있었던 여성의 건강상태가 출산이 없었던 여성보다 다소 양호하였다.

한편 출산이 없었던 여성의 취업 비율이 출산이 있었던 여성의 취업 비율보다 높아 여성 취업이 출산과 음(-)의 관계를 가질 가능성이 높다는 것을 알 수 있다. 출산이 있었던 가구의 기존 자녀 수가 출산이 없었던 가구보다 적었는데 기존 자녀 수가 많을수록 새로운 자녀를 출산할 가능성이 낮을 것으로 보인다.

남성 실질 근로소득의 평균은 출산이 없었던 가구에서 더 높게 측정되었다. 그러나 남성 실질 근로소득의 표준편차 값이 크기 때문에 이 변수는 넓은 분포를 가질 것이므로 남성 실질 근로소득 제곱 변수를 추가하여 출산과의 비선형 관계가 존재하는지 파악해 볼 필요가 있을 것이다. 가구 실질 비근로소득의 평균은 출산이 있었던 가구가 약간 많았으나 그 차이는 크지 않았다. 그리고 지역 경제 상황을 반영하기 위해 포함된 지역 1인당 실질소득과 실업률은 두 집단 사이에 큰 차이가 없었다.

V. 추정 결과 및 해석

1. 추정 결과

<표 3>은 과거 2년간 실질 주택매매가격 변화분을 식 (3)(ΔP_{it-1}^1)으로 측정하여 추정한 결과이다. 추정 결과 식 (1)과 (2)의 오차항 사이의 상관관계수(ρ) 추정치는 유의수준 5%에서 유의한 것으로 나타나 출산과 여성 취업상태가 독립적이라는 귀무가설이 기각된다. 이 결과는 출산 추정식 (1)을 일변량 프로빗 모형으로 추정하기보다는 식 (2)와 함께 축차형 이변량 프로빗 모형으로 추정하는 것이 더 적절하다는 것을 의미한다. <표 3>은 식 (1)에 대한 추정 결과이며 식 (2)의 추정

<표 3> 추정 결과

	추정계수	t값
상수항	-0.7682	-0.34
실질 주택매매가격 변화분(천만원)	0.0126 ***	2.72
여성 연령(만 35-39세)	-0.4967 ***	-6.10
여성 연령(만 40-44세)	-1.0983 ***	-8.76
여성 교육수준(대학교육=1)	0.1924 ***	2.58
여성 취업상태(취업=1)	-0.5908 ***	-2.81
여성 건강상태(건강=1)	0.1025	1.44
기존 자녀 수(명)	-0.5313 ***	-9.16
남성 실질 근로소득(백만원)	0.0160 **	2.27
남성 실질 근로소득 제곱	-0.0002 ***	-3.08
가구 실질 비근로소득(백만원)	0.0034	1.55
지역 1인당 실질소득(백만원)	0.0171	0.16
지역 실업률(%)	-0.1116	-1.18
ρ	0.2739 **	2.26
여성 취업상태 외생성($H_0 : \rho = 0$) 검정 통계량(χ^2)	4.59 (p. val. = 0.032)	
Log-L	-5568.07	
가구 수(시·군·구 수)	7,558 (203)	

주: 1) 연도 더미와 지역 더미를 포함하여 추정하였으며 표에서는 그 결과를 생략함.
 2) t-값은 시·군·구 코드로 군집화(clustering)한 강건표준오차를 이용하여 계산함.
 3) * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

결과는 부록에 제시되어 있다.

본 연구의 핵심 설명변수인 과거 2년간 실질 주택매매가격 변화분은 여성의 출산 확률에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 과거 2년간 실질 주택매매가격 변화분의 추정계수는 유의수준 1%에서 유의하였다. 이 결과는 Lovenheim and Mumford (2013), Atalay et al.(2021), Daysal et al.(2021)의 분석 결과와 일치한다.

이 연구들에서는 자가가구를 대상으로 주택자산이 출산 확률에 미치는 한계효과를 계산하였다. 미국 가구에 대한 패널자료를 이용한 Lovenheim and Mumford(2013)는 자가가구의 주택매매가격이 과거 2년간 10만 달러 증가하면 출산 확률이 0.0089 만큼 증가하는 것으로 나타났으며 분석 자료에서 자가가구의 출산 비율이 5%(0.05)였다는 점을 고려할 때 과거 2년간 주택매매가격 10만 달러 증가는 자가가구의 출산 확률을 17.8%(=0.0089/0.05) 높인 것으로 추정하였다. 호주 가구에 대한 패널자료를 이용한 Atalay et

al.(2021)은 과거 2년간 주택매매가격이 10만 달러 증가하면 출산 확률이 약 0.017 만큼 증가하는 것으로 분석하였으며, 분석 자료의 출산 비율 9%(0.09)를 기준으로 하면 과거 2년간 주택매매가격 10만 달러 증가는 출산 확률을 약 18.8%(=0.017/0.09) 높인 것으로 추정하였다. 또한 덴마크 가구를 분석한 Daysal et al.(2021)의 연구에서는 과거 2년간 주택매매가격이 10만 DKK 증가하면 자가가구 여성의 출산 확률이 0.0019 만큼 증가하는 것으로 나타났으며, 분석 자료의 출산 비율 11.49%(0.1149)를 기준으로 할 때 과거 2년간 주택매매가격 10만 DKK 증가는 출산 확률을 1.65%(=0.0019/0.1149) 증가시킨 것으로 분석하였다.

<표 3>의 추정 결과에 기초하여 계산한 우리나라 자가가구의 과거 2년간 실질 주택매매가격 증가분에 대한 한계효과(average partial effect)는 0.000724로 추정되었다.²⁴⁾ 이 결과에 위 선행연구들의 추정방식을 적용하면 과거 2년간 실질 주택매매가격 1천만원

24) 한계효과는 다음과 같이 계산됨. $\frac{\partial p(y_{it} = 1)}{\partial \Delta P_{it-1}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\gamma}_1 \phi(x_{it-1} \hat{\beta}_1 + \hat{\gamma}_1 \Delta P_{it-1} + \hat{\delta} w_{it-1})$. 여기서 $\phi(\cdot)$ 는 표준정규확률밀도함수이며 N 은 자가가구 수임.

증가는 분석에 이용한 자료의 자가가구 출산 비율 2.805%(0.02805)을 기준으로 할 때, 자가가구의 출산 확률을 약 2.58% (=0.000724/0.02805) 높인 것으로 해석된다.

선행 연구에서 살펴본 해외 국가를 대상으로 한 연구에서는 주택매매가격 변화분에 대해 서로 다른 단위(화폐 단위 및 주택매매가격 변화분의 단위)를 이용하고 있으므로 본 연구의 분석 결과를 다른 국가의 결과와 정확하게 비교하기는 어렵다. 그러나 Daysal et al.(2021)의 연구에서 시도한 바와 같이 국가별 구매력 평가지수(purchasing power parity)를 이용하여 화폐 단위와 주택매매가격 변화분의 단위를 일치시켜 주택자산효과의 크기를 대략적으로 비교해 볼 수 있다.

<표 4>는 이 방법을 이용하여 국가별 주택자산효과를 측정한 것이다. <표 4>의 (A)-(C)는 각 연구에서 제시한 값이며, (D)는 OECD에 제공한 각 국가의 화폐 단위로 표시한 미화 1달러에 대응하는 구매력평가지수 자료를 이용하여 각 연구의 분석 기간에 속한 연도의 구매력평가지수를 평균한 값이다.²⁵⁾ 예를 들어 본 연구의 분석 기간 동안의 구매력평가지수의 연도별 평균값

변화분의 측정 단위인 1천만원을 구매력평가지수를 이용하여 미화로 환산하면 약 12,016달러이다.

(F)는 (E)를 본 연구의 주택매매가격 변화분 측정 단위와 일치시키는 계수이다. 예를 들어 주택매매가격 변화분의 단위를 본 연구와 같이 미화 12,016.46 달러로 가정한다면, Lovenheim and Mumford (2013)의 연구에서 이용한 주택매매가격 변화분 측정 단위인 미화 10만 달러에 약 0.12를 곱해야 본 연구와 동일한 주택매매가격 변화분의 측정 단위가 된다. (G)는 주택매매가격 변화분이 (B)만큼 증가하였을 때 각 국가별 연구에서 예측한 출산 확률 증가율이며, (H)는 주택매매가격 변화분을 본 연구와 동일한 금액으로 가정하였을 때의 예측된 출산 확률 증가율이다.

<표 4>의 (H) 열을 보면 우리나라에서의 출산에 대한 주택자산효과는 미국, 덴마크보다는 크고, 호주보다는 작으며, 일본과는 유사한 것으로 나타난다. 그러나 분석 기간이 국가별로 서로 다르고 구매력평가지수를 기준으로 한 대략적인 분석 결과이므로 주택자산효과의 크고 작음을 국가별로 비교하기보다는 본 연구의 분석 결과가 선행 연구의 범위에 속해 있다고 해석하

<표 4> 주택자산효과의 국가별 비교

	한계효과 (A)	주택매매가격 변화분 측정 단위 (B)	출산 비율 (C)	구매력 평가지수 (PPP) (D)	측정 단위(\$) (E)=(B)/(D)	단위 일치계수 (F)	출산 확률 증가율 (%) (G)=(A)/(C)	동일 단위 출산 확률 증가율 (%) (H)=(G)×(F)
L&M(2013)	0.0089	10만 달러(미국)	0.05	1	100,000	0.1202	17.80	2.14
Atalay et al. (2021)	0.0165	10만 달러(호주)	0.088	1.4359	69,640.58	0.1725	18.75	3.23
Daysal et al. (2021)	0.0019	10만 DKK(덴마크)	0.1149	8.4207	11,875.45	1.0119	1.65	1.67
Mitzutani (2015)	0.0088	1천만 엔(일본)	0.041	144.7411	69,088.87	0.1739	21.46	2.53 (3.73)
본 연구	0.000724	1천만 원(한국)	0.02805	832.1922	12,016.46	1	2.58	2.58

주: 1) (A) - 각 연구에서 추정된 과거 2년간 주택매매가격 증가의 출산에 대한 한계효과; (B) - 각 연구에서 이용한 주택매매가격 변화분 단위; (C) - 각 연구에서 제시한 분석 자료의 자가가구 출산 비율; (D) - OECD에서 제공한 각 국가별 화폐 단위로 측정된 미화 1달러에 대응하는 구매력평가지수의 분석 기간 연도별 평균값; (E) - 12,016.46/(E)

2) Mitzutani(2015)의 연구에서 (H) 열의 3.73%는 주택자금대출이 있는 가구(총 가구의 67.7%)에 대한 출산 확률 증가율이며, 2.53%는 주택자산효과가 존재하지 않는 것으로 분석된 주택자금대출이 없는 가구(전체 가구의 32.3%)를 포함한 전체 가구의 출산 확률 증가율(3.73% × 0.677)임.

은 미화 1달러당 약 832원이다. (E)는 구매력평가지수를 기준으로 각 연구의 주택매매가격 변화분 측정 단위를 미국 달러로 환산한 값이다. 본 연구의 주택매매가격

는 것이 적절할 것으로 생각된다.

추정 결과에 기초하여 기타 설명변수가 출산 확률에 미치는 영향을 살펴보면 여성 연령이 높을수록 출산 확

률이 감소하는 것으로 나타났으며, 여성 교육수준은 출산 확률에 긍정적 영향을 미치는 것으로 추정되었다.²⁶⁾ 여성 교육수준이 출산에 미치는 영향을 분석한 선행연구들은 혼재된(mixed) 결과를 보여주고 있다.²⁷⁾

이론적인 측면에서 여성의 교육수준이 출산에 미치는 영향의 방향은 명확하지 않다(Chen, 2022). 여성 교육수준은 가구(또는 부부)소득과 자녀 비용에 의해 출산에 미치는 영향을 미친다. 교육수준이 상대적으로 높은 여성은 취업 시 더 높은 소득을 얻을 수 있으며, 교육수준이 높은(따라서 소득이 높은) 남성과 결혼할 가능성이 높다면 assortative mating) 가구소득이 높아지므로 자녀가 정상재라면 소득효과에 의해 자녀에 대한 수요가 증가한다. 그러나 교육수준이 높은 여성일수록 출산과 양육에 대한 시간의 기회비용이 높으므로 대체효과에 의해 자녀에 대한 수요가 감소한다. 결국 소득효과와 대체효과 중 어떤 것이 더 큰가에 따라 자녀에 대한 수요가 결정된다. 한편 자녀에 대한 보육 서비스를 시장에서 구입할 수 있거나, 가구 내에서 남성에게 대한 여성의 협상력이 증가하여 자녀 양육에 대한 여성의 시간이 줄어든다면 대체효과와 크기가 감소할 수 있다(Zang, 2019; Chen, 2022).

건강상태에 대한 설문에서 건강하다고 응답한 여성은 그렇지 않은 여성에 비해 출산 확률이 높았으나 추정계수는 유의하지 않았으며, 기존 자녀 수가 많을수록 출산 확률이 감소하는 것으로 추정되었다. 취업 중인 여성은 그렇지 않은 여성에 비해 출산 확률이 낮았다. 여성 취업상태에 대한 한계효과 분석 결과 여성이 미취업 상태일 때에 비해 취업상태일 때 출산 확률은 약 3.17%p 낮은 것으로 추정되었다.

자녀가 정상재라면 남성 실질 근로소득 증가는 자녀의 수요를 증가시키므로 출산에 긍정적인 영향을 미칠 것이다. 남성 근로소득은 출산 확률과 비선형 관계가 있는 것으로 나타났다. 남성 실질 근로소득이 약 4천만 원에 도달할 때까지는 남성 실질 근로소득의 증가가 출산에 양(+)의 영향을 미치나 그 이후에는 출산에 음

(-)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 남성 실질 근로소득이 출산 확률에 대해 이러한 비선형 효과를 보이는 이유에 대해서는 추가 분석이 필요할 것으로 생각된다. 근로소득이 상대적으로 높은 남성의 직업 유형과 노동의 강도, 가정에서 보내는 시간, 가사 분담 정도 등이 출산에 영향을 주었을 것으로 짐작해 볼 수 있다.

2. 강건성 분석

<표 3>에서 제시한 실질 주택매매가격 변화가 자가 가구의 출산에 미치는 영향에 대한 강건성을 확인하기 위해 여러 형태의 지역 더미변수와 실질 주택매매가격 변화분 변수를 이용하여 모형을 재추정하였다. 실질 주택매매가격 변화의 외생성을 높이기 위해서는 지역 특성이 실질 주택매매가격 변화에 미치는 영향을 가능한 통제하는 것이 바람직하다. 따라서 광역시도 단위의 지역 더미변수보다는 세부 지역 단위인 시·군·구 단위의 지역 더미변수가 지역 특성이 실질주택매매가격 변화에 미치는 영향을 통제하는데 더 효과적일 것이다. 그러나 지역 더미변수를 시·군·구를 기준으로 추정하는 경우 시·군·구별로 출산이 0으로만 관찰된 시·군·구에 대해서는 지역 더미변수의 추정계수가 식별되지 않으므로 추정에 이용되는 가구 수가 감소하여, 전체 표본을 대표하지 못하는 한계는 있다.

Lovenheim and Mumford(2013)의 연구에서와 같이 출산에 대한 가구의 지역 선택효과를 통제하기 위해서는 시·군·구별로 동일한 실질 주택매매가격 변화율을 적용하여 추정한 실질 주택매매가격 변화분(식 (4), ΔP_{it-1}^2)을 설명변수로 이용해 볼 수 있다. 그리고 <표 3>에서 이용한 과거 2년간 실질 주택매매가격 변화분(식 (3), ΔP_{it-1}^1) 대신 과거 3년간 실질 주택매매가격 변화분(식 (5), ΔP_{it-1}^3)을 설명변수로 이용하여 실질 주택매매가격 변화분 추정 기간에 따라 출산

26) 여성 연령을 연속형 변수로 사용하여 추정한 결과 여성 연령의 추정계수는 -0.1065(t값 -10.26)로 나타났음. 실질주택매매가격 변화분의 추정계수는 0.123(t값 2.56), 실질주택매매가격 변화분의 출산에 대한 한계효과는 0.000685로 여성 연령을 구간으로 추정할 경우와 유사하였음.

27) 선행연구들은 위험률모형, 출산에 대한 여성 교육수준의 내생성을 고려한 도구변수기법 등 다양한 추정방법을 이용하여 여성의 교육수준이 출산에 미치는 영향을 분석하고 있음. 예를 들면, 우리나라의 20-49세 여성을 대상으로 한 Lim(2021)의 연구에서는 대학 이상 교육을 받은 여성이 고등학교 교육을 받은 여성과 비교할 때 첫째 자녀와 둘째 자녀 출산에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 분석하였으며, Zang(2019)은 미국의 X세대 여성이 대학교육을 받으면 그렇지 않은 경우에 비해 첫째 자녀 출산에는 부정적 영향을 미치나 둘째 이상 자녀 출산에는 긍정적 영향을 미치는 것으로 분석함. Chen(2022)은 중국의 경우 여성의 교육기간이 길수록 총 자녀수에는 긍정적 영향을 미친다고 분석하였으며, McCray and Royer(2011)는 미국의 텍사스와 캘리포니아 거주 여성을 대상으로 여성의 교육수준이 출산 확률에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석함.

<표 5> 강건성 분석

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
실질 주택매매가격 변화분 유형	ΔP_{it-1}^1	ΔP_{it-1}^2	ΔP_{it-1}^2	ΔP_{it-1}^3	ΔP_{it-1}^3
지역 더미 유형	시·군·구	광역시도	시·군·구	광역시도	시·군·구
실질 주택매매가격 변화분 추정계수 (t값)	0.0164*** (3.01)	0.0216** (1.97)	0.0342** (2.16)	0.0112** (2.08)	0.0190* (1.85)
ρ (t값)	0.3168 (3.04)	0.2350 (2.08)	0.3224 (2.98)	-	0.2861 (2.38)
여성 취업상태 외생성($H_0: \rho = 0$) 검정 통계량(χ^2)	8.04 ($p = 0.005$)	3.99 ($p = 0.046$)	7.67 ($p = 0.006$)	-	5.07 ($p = 0.024$)
Log-L	-4101.39	-5199.60	-3933.17	-435.09	-2301.43
가구 수(시·군·구 수)	5,730 (113)	7,060 (171)	5,498 (107)	5,303 (194)	3,250 (79)
가구 수(출산 = 1)	212 (3.70%)	200 (2.83%)	200 (3.64%)	115 (2.17%)	115 (3.54%)
가구 수(출산 = 0)	5,518 (96.30%)	6,860 (97.17%)	5,298 (93.36%)	5,188 (97.83%)	3,135 (96.46%)

주: 1) t-값은 시·군·구 코드로 군집한(clustering) 강건표준오차를 이용하여 계산함.
 2) (4)는 ρ 에 대한 추정계수가 유의하지 않아 일반량 프로빗 모형으로 추정하였음.
 3) 실질 주택매매가격 변화분과 지역 더미 변수 이외의 기타 설명변수는 <표 3>과 동일하게 이용하여 추정하였음.
 4) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

확률에 미치는 영향이 달라지는지 살펴볼 수 있다.

<표 5>는 실질 주택매매가격 변화분을 ΔP_{it-1}^1 , ΔP_{it-1}^2 , ΔP_{it-1}^3 로 측정하고 지역 더미변수를 광역시도 또는 시·군·구를 기준으로 측정하여 모형을 재추정한 결과이다. 실질 주택매매가격 변화분 유형과 지역 더미 유형에 관계없이 모든 모형에서 실질 주택매매가격 변화분은 출산에 양(+)의 유의한 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 추정 결과 광역시도 더미변수를 이용할 때에 비해 시·군·구 더미변수를 이용할 때 추정 계수의 크기(따라서 한계효과의 크기)가 큰 것으로 나타났는데 이는 시·군·구 더미를 이용할 경우에 출산이 0으로만 관찰된 시·군·구에 거주하는 가구가 추정에서 제외되었기 때문으로 생각된다.²⁸⁾

3. 분석 기간별, 부채 비율별 차별성

서론에서 언급한 바와 같이 우리나라에서는 2018년부터 주택매매가격이 본격적으로 상승하기 시작하여 2022년 중반까지 가파르게 상승하였던 반면 합계출산율은 2018년 1명 미만으로 낮아졌으며 이후 지속적인

감소 추세를 보였다. 이러한 합계출산율의 감소에는 주택매매가격 변화 이외에 혼인율의 감소, 혼인 연령의 증가, 잠재 출산 가구의 경제적 능력, 주택점유형태 별 분포, 미래에 대한 불확실성 등 여러 요인들이 복합적으로 작용하였을 것으로 생각된다.

이론적인 관점에서 자가가구의 경우에는 주택매매가격의 상승은 주택자산을 증가시켜 출산에 긍정적 영향을 미칠 것이다. Lovenheim and Mumford(2013)는 미국의 주택매매가격이 빠르게 상승하였던 2001년-2007년 기간 동안 자가가구에서는 주택자산이 출산에 미치는 영향이 그 이전 기간보다 상대적으로 높았다는 실증분석 결과를 제시한 바 있다.

그러나 우리나라의 경우 지난 수년간 출산 환경이 그 이전 기간에 비해 변화했기 때문에 주택매매가격 상승으로 인한 출산에 대한 주택자산효과의 크기도 분석 기간에 따라 다르게 나타날 수 있을 것으로 생각된다. 따라서 본 연구에서는 전체 분석 기간을 $t-1$ 시점을 기준으로 2006년-2017년과 2018년-2021년으로 구분하여 주택자산이 출산에 미치는 영향력을 분석하였다. 이를 위해 과거 2년간 실질 주택매매가격 변화분

28) ΔP_{it-1}^2 를 실질 주택매매가격 변화분으로 이용하는 경우 한국부동산원의 전국주택가격 동향조사의 주택매매가격지수가 제공되는 시·군·구 수가 한국노동패널 조사 가구가 거주하는 시·군·구 수보다 적기 때문에 추정 표본의 손실이 발생함. 모든 경우에 출산이 0으로만 관찰된 시·군·구에 거주하여 추정에서 제외된 가구의 실질 주택매매가격 변화분의 평균이 추정에 포함된 출산이 0인 실질 주택매매가격 변화분의 평균보다 컸으며, 따라서 시·군·구 더미변수를 이용하는 경우 광역시도 더미변수를 이용하였을 때에 비해 출산이 0인 가구의 실질 주택매매가격 변화분의 평균이 상대적으로 작게 측정되었음.

<표 6> 분석 기간 및 총자산 대비 부채 비율 구간별 주택자산효과

구분	설명변수	추정계수	t값	한계효과(%p)
분석 기간 (t-1 시점 기준)	$\Delta P_{it-1}^1 \times (2006-2017)$ 더미	0.0147 **	2.47	0.0851
	$\Delta P_{it-1}^1 \times (2018-2021)$ 더미	0.0109 *	1.70	0.0626
분석 기간 × 총자산 대비 부채 비율 구간	$\Delta P_{it-1}^1 \times (2006-2017)$ 더미 × 1구간 더미	0.0194 **	2.06	0.1187
	$\Delta P_{it-1}^1 \times (2006-2017)$ 더미 × 2구간 더미	-0.0030	-0.30	-
	$\Delta P_{it-1}^1 \times (2006-2017)$ 더미 × 3구간 더미	0.0354 ***	2.86	0.1876
	$\Delta P_{it-1}^1 \times (2006-2017)$ 더미 × 4구간 더미	-0.0073	-0.51	-
	$\Delta P_{it-1}^1 \times (2018-2021)$ 더미 × 1구간 더미	-0.0023	-0.16	-
	$\Delta P_{it-1}^1 \times (2018-2021)$ 더미 × 2구간 더미	0.0016	0.15	-
	$\Delta P_{it-1}^1 \times (2018-2021)$ 더미 × 3구간 더미	0.0281 ***	2.96	0.1450
	$\Delta P_{it-1}^1 \times (2018-2021)$ 더미 × 4구간 더미	0.0055	0.50	-

주: 1) 모든 모형은 ρ 에 대한 추정계수가 유의수준 5%에서 유의하여 축차형 이변량 프로빗 모형으로 추정하였음.
 2) 분석 기간별 추정시 위 설명변수 이외에 <표 3>에서 이용한 변수를 추가하여 추정함.
 3) 총자산 대비 부채비율 구간을 설명변수로 이용하는 경우 위 설명변수 이외에 <표 3>에서 이용한 변수 이외에 총자산 대비 부채 비율 구간 더미를 추가하여 추정함.
 4) t-값은 시·군·구 코드로 군집한(clustering) 강건표준오차를 이용하여 계산하였으며, 한계효과는 추정계수가 유의한 경우에만 측정함.
 5) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

(ΔP_{it-1}^1)과 분석 기간 사이의 교차항을 구성하여 모형을 추정하는 방법을 선택하였다.

출산은 자녀의 양육과 이어지는 자녀 교육을 수반할 수밖에 없으므로 일정한 경제적 능력을 갖추었을 때 출산 가능성이 더 높다. 본 연구에서는 이에 대해 남성 배우자의 근로소득과 가구 전체의 비근로소득을 분석에 고려하였다. 한편 소득 이외에 가구의 경제적 상태를 측정할 수 있는 지표로 가구의 자산이나 부채 상태를 고려해 볼 수 있다. 그런데 가구의 자산 또는 부채 상태를 식 (1)에서와 같이 다른 설명변수들의 측정 시점인 $t-1$ 시점에서 측정하면 주택자산 변수인 과거 2년간 실질 주택매매가격 변화분이 $t-1$ 시점의 자산이나 부채의 크기에 영향을 줄 것이므로 실질 주택매매가격 변화분이 자산이나 부채에 미치는 영향을 배제하

기 위해 $t-3$ 시점을 기준으로 측정하였다.

본 연구에서는 이 변수를 총자산 대비 부채 비율(이하 부채 비율)로 측정하였으며, 이를 분석 기간(2006년-2017년과 2018년-2021년)별로 네 구간으로 구분하여 추정에 이용하였다. $t-3$ 시점의 부채 비율이 0인 가구를 첫 번째 구간(1구간)으로 하고, 부채 비율이 0을 초과하는 가구는 삼등분하여 나머지 세 구간(2-4구간)을 측정하여 추정에 이용하였다.²⁹⁾ 부채 비율이 2구간에 속한 가구는 부채 비율이 낮은 가구, 3구간에 속한 가구는 부채 비율이 완만한 가구, 4구간에 속한 가구는 부채 비율이 높은 가구로 해석할 수 있을 것으로 생각된다.³⁰⁾

<표 6>은 실질 주택매매가격 변화분과 분석 기간 및 부채 비율 구간 변수들의 교차항에 대한 추정계수

29) 2006년-2017년의 경우 1구간은 부채 비율이 0, 2구간은 0 초과-0.183 이하, 3구간은 0.183 초과-0.372 이하, 4구간은 0.372 초과로 측정하였으며, 2018년-2021년의 경우 1구간은 부채 비율이 0, 2구간은 0 초과-0.225 이하, 3구간은 0.225 초과-0.422 이하, 4구간은 0.422 초과로 측정하였다. 가구 실질 순자산도 가구의 경제적 상태를 반영하는데 적절한 변수로 생각되어 실질 순자산을 4분위로 나누어 분석하는 것을 고려해 보았으나 실질 순자산이 높은 구간에서 실질 주택매매가격 변화분도 높은 것으로 나타나 실질 주택매매가격 변화분이 출산에 미치는 효과를 제대로 분석할 수 없을 것으로 판단되어 구간별로 실질 주택매매가격 변화분과의 상관성이 거의 없는 총자산 대비 부채 비율을 분석에 이용하였음.

30) 한편 총부채원리금상환비율(DSR)도 가구의 부채 부담을 측정할 수 있는 의미있는 변수로 생각되나 한국노동패널 자료에 부채 항목별 원금 상환액, 대출이자 상환액 등 총부채원리금상환액을 측정할 수 있는 설문이 없어 총부채원리금상환비율을 분석에 이용할 수 없었음. 각 연도별 가구의 부채 금액에 대한 한국은행의 해당 연도별 예금은행 가계대출금리(신규취급액 기준)를 곱하고 이를 가구 총소득으로 나누어 소득 대비 이자비용 비율을 측정해 본 결과(가구 총소득이 0인 가구 제외) 부채 비율 구간이 높을수록 소득 대비 이자비용 비율도 높게 나타났음. 각 부채 비율 구간별 소득 대비 이자비용 비율의 평균과 표준편차는 다음과 같음. 2구간(3.11%, 3.66%), 3구간(7.95%, 12.11%), 4구간(13.37%, 34.84%).

와 이에 기초한 한계효과를 정리한 것이다. 2006년-2017년 기간과 2018년-2021년 기간 모두에서 출산에 대한 주택자산효과가 존재한 것으로 나타났다. 그러나 2018년-2021년 기간에는 2006년-2017년 기간에 비해 과거 2년간 실질 주택매매가격 변화분 변수에 대한 추정계수 값이 감소하였고 통계적 유의성도 감소하였다(유의수준 10%). 또한 이 기간 동안 주택자산의 한계효과는 0.063%p로 그 이전 기간(0.085%p)보다 약 26% 감소하였다.

이러한 결과는 Lovenheim and Mumford(2013)의 분석 결과와 대비된다. 미국의 2001년-2007년 기간과 유사하게 우리나라에서는 2018년-2021년 기간 동안 주택매매가격이 큰 폭으로 상승하였다. 그러나 출산에 대한 주택자산효과의 크기는 감소하였다. 그 이유는 2017년 이전에 비해 2018년 이후 여러 측면에서 출산 환경이 달라졌다는 점에서 찾아볼 수 있을 텐데 다양한 요인이 복합적으로 작용하였을 것으로 생각되며 이에 대한 심층적인 추가 연구가 필요할 것으로 생각된다.

한편 분석 기간별로 부채 비율 구간 변수를 설명변수에 추가하여 분석한 결과에서는 분석 기간에 따라 이 변수가 출산 확률에 미치는 영향이 약간 달랐다. 공통적으로 완만한 수준의 부채 비율(3구간)을 보인 가구에서 출산에 대한 주택자산효과가 존재하였다. 실질 주택매매가격의 상승이 자가가구의 부채 부담을 경감시켜 출산에 긍정적 영향을 주었을 것으로 생각된다. 그러나 부채 비율이 높은 가구(4구간)의 경우 실질 주택매매가격의 상승이 출산에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었다. 부채 비율이 높은 가구의 경우에는 실질 주택매매가격의 상승이 출산을 유발할 만큼 가구의 경제적 상태를 개선하는데 기여하지 못한 것으로 해석해 볼 수 있다.

한편 부채 비율이 0인(1구간) 가구의 경우 2006년-2017년 기간에서는 과거 2년간 실질 주택매매가격 상승이 출산에 긍정적인 영향을 주었다. 그러나 2018년-2021년 기간에서는 출산에 유의미한 영향을 미치지 않았다. 또한 부채 비율이 3구간에 속해 있는 가구에서도 2006년-2017년 기간에 비해 실질 주택매매가격 변화분이 출산 확률에 미치는 영향력(한계효과)이

약 23% 감소하였다. 종합적으로 볼 때 2018년 이후 높은 주택매매가격 상승에도 불구하고 출산 확률에 대한 주택매매가격 상승의 통계적 유의성과 영향력(한계효과)은 그 이전 기간에 비해 감소하였다.

4. 가구 특성별 차별성

자가가구의 출산에 대한 주택자산효과는 가구 특성에 따라 이질적으로 나타나는 것으로 알려져 있다. 아래에서는 여성 연령, 기존 자녀 수에 따라 어떠한 차별성이 존재하는지를 분석하였다. 이를 위해 실질 주택매매가격 변화분을 ΔP_{it-1}^1 으로 측정하였을 때를 기본 모형(<표 3>)으로 하여 실질 주택매매가격 변화분과 관심 변수(여성 연령, 기존 자녀 수)들의 교차항을 구성하여 모형을 추정하였다. 기타 설명변수들은 <표 3>과 동일하게 사용하였다.

<표 7>은 실질 주택매매가격 변화분과 관심 변수들의 교차항에 대한 추정계수와 이에 기초한 한계효과를 정리한 것이다. 여성 연령 집단별 분석 결과 출산에 대한 주택자산효과는 여성 연령이 만 24-34세인 집단에서만 존재하는 것으로 분석되었다. 여성 연령이 만 24-34세 구간에서 과거 2년간 실질 주택매매가격 변화분이 1천만원 증가하면 이 연령 구간에 속하는 여성의 출산 확률이 약 0.28%p 높아지는 것으로 계산된다.

선행 연구들은 여성 연령에 따른 주택자산효과에 상이한 결과를 제시하고 있다. Atalay et al.(2021)은 주택자산효과가 상대적으로 젊은 여성 계층(25-35세)에서만 나타나는 것으로 분석한 반면, Lovenheim and Mumford(2013)와 Daysal et al.(2021)은 주택자산효과가 젊은 여성 계층(25-29세, 30-34세)에서 상대적으로 크게 나타나지만, 높은 연령계층에서도 통계적으로 유의한 수준으로 주택자산효과가 존재하는 것으로 분석하였다.

주택자산효과는 기존 자녀 수가 상대적으로 적은(0 또는 1명) 가구에서 존재하는 것으로 나타났다. 기존 자녀 수가 2명 이상 가구에서는 추정계수 값이 유의하지 않았다.³¹⁾ 기존 자녀 수가 1명 이하인 가구에서 과거 2년간 실질 주택매매가격 변화분이 1천만원 증가하면 여성의 출산 확률이 약 0.17%p 높아지는 것으로

31) 분석 자료에서 자녀가 0명인 가구는 291가구로 전체 가구(7,558가구)의 3.85%였으며, 자녀가 4명 이상인 가구는 111가구로 전체 가구의 1.47%였다. 출산에 대한 주택자산효과가 자녀가 없는 가구와 자녀가 있는 가구에 따라 차이가 있는지를 분석하는 것도 의미있으나 자녀가 없는 가구의 비율이 매우 낮아 유의미한 분석이 어렵다고 생각하여 자녀가 1명 이하인 집단으로 구분하였다. 또한 자녀가 4명 이상인 가구의 비율도 매우 낮았기 때문에 자녀가 3명 이상인 가구로 구분하였다.

<표 7> 가구 특성별 주택자산효과

구분	설명변수	전체 가구 (N = 7,558)			t-3시점 주거 미이동 가구 (N = 6,443)		
		추정계수	t값	한계효과(%p)	추정계수	t값	한계효과(%p)
여성 연령	$\Delta P_{it-1}^1 \times$ 여성 연령(만 24-34세)	0.0229 ***	2.89	0.2754	0.0262 ***	2.90	0.2904
	$\Delta P_{it-1}^1 \times$ 여성 연령(만 35-39세)	0.0066	0.78	-	0.0083	0.84	-
	$\Delta P_{it-1}^1 \times$ 여성 연령(만 40-44세)	0.0097	1.37	-	0.0092	1.34	-
기존 자녀 수	$\Delta P_{it-1}^1 \times$ 기존 자녀 수(1명 이하)	0.0143 **	2.48	0.1660	0.0147 **	2.24	0.1455
	$\Delta P_{it-1}^1 \times$ 기존 자녀 수(2명)	0.0044	0.80	-	0.0079	1.47	-
	$\Delta P_{it-1}^1 \times$ 기존 자녀 수(3명 이상)	0.0046	0.42	-	0.0042	0.38	-

주: 1) 전체 가구 표본의 경우 ρ 에 대한 추정계수가 최소한 유의수준 10%에서 유의하여 축차형 이변량 프로빗 모형으로 추정하였음.
 2) t-3 시점 주거 미이동 가구 표본의 경우 여성 연령과 기간에 대해서는 축차형 이변량 프로빗 모형을 추정하였으며, 기존 자녀 수에 대해서는 ρ 에 대한 추정계수가 유의하지 않아 일변량 프로빗 모형을 추정하였음.
 3) 위 설명변수 이외에 추정에 이용한 기타 설명변수는 <표 3>의 자가가구 경우와 동일함.
 4) 실질 주택매매가격 변화분은 ΔP_{it-1}^1 로 측정하였음.
 5) t-값은 시·군·구 코드로 군집한(clustering) 강건표준오차를 이용하여 계산하였으며, 한계효과는 추정계수가 유의한 경우에만 측정함.
 6) * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

측정되었다. 한편 Lovenheim and Mumford(2013)는 기존 자녀 수가 없는(0명) 가구에서는 주택자산효과가 존재하지 않았고, 기존 자녀 수가 1명 이상인 가구에서는 기존 자녀 수가 많을수록 한계효과가 더 커지는 것으로 분석한 바 있으며, Daysal et al.(2021)은 기존 자녀 수가 없는 가구에서 주택자산효과가 가장 크게 나타나고 기존 자녀 수가 많을수록 주택자산효과의 크기가 점차 감소하는 것으로 분석하였다.

가구의 인구학적 특성(여성 연령, 기존 자녀 수)에 따라 출산에 대한 주택자산효과와 통계적 유의성과 크기가 국가에 따라 다르게 나타나는 이유는 여성의 연령 및 기존 자녀 수에 따른 출산에 대한 선호의 차이, 출산 및 양육에 대한 사회·문화적 인식, 가정에서의 남성과 여성의 역할 분담, 출산 지원 제도 등 여러 요인들이 국가별로 서로 다르기 때문일 것으로 판단된다. 이에 대해서는 보다 깊은 연구가 필요할 것이다.

본 연구 결과에 국한해 볼 때 여성 연령이 상대적으로 낮고 자녀 수가 상대적으로 적은 가구에서 통계적으로 유의한 주택자산효과가 존재하는 이유에는 여러 가지가 있겠지만 한 가지 이유로 이 세부 집단에서 출산이 있었던 가구의 실질 주택매매가격 변화분의 크기가 출산이 없었던 가구에 비해 출산이 있었던 가구에서 더 컸기 때문으로 생각된다. <표 8>은 각 세부 집단별로 출산 여부에 따라 과거 2년간 실질 주택매매가격 변화분의 평균을 제시하고 있다.

<표 8>에서 볼 수 있듯이 기존 자녀 수가 2명인 집단을 제외하면 각 세부 집단별로 출산이 있었던 가구의 과거 2년간 실질 주택매매가격 변화분의 평균이 출산이 없었던 가구에 비해 더 컸으며, 특히 여성 연령별 집단에서는 여성 연령이 만 24-34세인 가구의 출산 여부에 따른 실질 주택매매가격 변화분 평균의 비율 [(A)/(B)]이 가장 컸고(1.89), 기존 자녀 수별 집단에서

<표 8> 여성 연령 계층, 기존 자녀 수별 과거 2년간 실질 주택매매가격 변화분 평균

		여성 연령			기존 자녀 수		
		만 24-34세	만 35-39세	만 40-44세	1명 이하	2명	3명 이상
출산 = 1	ΔP_{it-1}^1 (A)	2.358	1.771	2.842	2.503	1.019	1.874
	가구 수	131	68	13	164	40	8
출산 = 0	ΔP_{it-1}^1 (B)	1.251	1.537	1.912	1.967	1.564	1.631
	가구 수	1,209	2,630	3,507	1,754	4,668	924
	(A)/(B)	1.89	1.15	1.49	1.27	0.65	1.15

는 기존 자녀 수가 1명 이하인 가구에서 그 비율이 가장 컸다(1.27). 결과적으로 실질 주택매매가격 변화분의 추정계수가 통계적으로 유의하게 추정된 세부 집단에서는 과거 2년간의 실질 주택매매가격의 변화가 실질 순자산, 즉 가구의 가용자원을 상대적으로 크게 증가시켰고, 여성의 출산에 긍정적 영향을 미쳤다고 해석할 수 있다.

그러나 이러한 결과가 출산에 대한 선호가 높은 가구가 미래에 주택매매가격 상승이 상대적으로 높을 것으로 예상하는 지역으로 이동하여 거주하는 지역 선택효과의 영향을 반영하는 것은 아닌지 의심해 볼 수 있다. 만일 이러한 지역 선택효과가 존재한다면 출산 확률에 대한 주택자산의 한계효과는 상향 편의를 가질 것이다.

분석 결과에 지역 선택효과가 반영되었는지 파악할 수 있는 방법으로는 세 가지가 있을 것으로 생각된다. 첫째, 실질 주택매매가격 변화분을 측정하는 시작 시점($t-3$)을 기준으로 과거 1년 사이($t-4$ 시점과 $t-3$ 시점 사이)에 주거이동이 있었는지 파악하고 주거이동이 없었던 가구만을 대상으로 모형을 추정하고 세부 집단별로 실질 주택매매가격 변화분의 출산 확률에 대한 한계효과를 측정하여 비교해 보는 것이다. 둘째, 식 (5)와 같이 과거 3년간($t-4$ 시점에서 $t-1$ 시점)의 실질 주택매매가격 변화분(ΔP_{it}^3)을 추정에 이용하여 세부 집단별로 ΔP_{it}^3 의 출산 확률에 대한 한계효과를 계산하여 비교해 보는 방법이 있다. $t-1$ 시점을 출산 결정 시점이라고 한다면 그보다 3년 전인 $t-4$ 시점부터 동일 주택에 자가로 거주해야 한다는 제약을 부과한다는 점에서 두 방법은 같다고 할 수 있으며, 이 거주 제약을 통해 지역 선택효과를 일정 부분 통제할 수 있을 것으로 판단된다. 셋째, Lovenheim and Mumford(2013)의 주장과 같이 시·군·구별 실질 주택매매가격 변화율을 이용하여 과거 2년간 실질 주택매매가격 변화분을 측정하고(ΔP_{it}^2) 시·군·구 지역 더미를 이용하여 시·군·구별 지역 특성이 실질 주택매매가격 변화에 미치는 영향을 통제하는 방법을 이용해 볼 수 있다.

<표 7>에는 첫 번째 방법으로 지역 선택효과를 통제 한 결과를 제시하고 있다. 추정에 이용된 전체 가구(7,558 가구) 중 $t-3$ 시점을 기준으로 지난 1년 사이 주거이동이 없었던 가구(6,443 가구)만을 대상으로 모형을 재추정하였다. 실질 주택매매가격 변화분이 출산 확률에 미치는 한계효과를 측정한 결과 전체 가구 표

본과 마찬가지로 여성 연령이 만 24-34세인 계층과 기존 자녀 수가 1명 이하인 계층에서 추정계수가 유의하게 나타났으며 한계효과의 크기는 전체 가구 표본을 이용하였을 때와 비교하여 큰 차이가 없었다.

두 번째 방법과 세 번째 방법을 이용하여 측정 한 한계효과는 부록 <표 A-2>에 제시되어 있다. 두 번째 방법을 이용한 경우 한계효과의 크기는 작아졌으나 여성 연령이 만 24-34세인 계층과 기존 자녀 수가 1명 이하인 계층에서만 통계적으로 유의한 주택자산효과가 존재하는 것으로 나타났다. 세 번째 방법을 이용한 경우에는 첫 번째 방법과 두 번째 방법을 이용한 경우와 마찬가지로 여성 연령이 만 24-34세, 가구원 수가 1명 이하인 계층에서 실질 주택매매가격 변화분의 출산 확률에 대한 추정계수가 유의하였으며, 여성 연령이 만 40-44세인 계층에서도 추정계수가 유의하였다. 그러나 앞서 언급한 바와 같이 이 방법은 한국노동패널 조사 가구가 거주하는 시·군·구가 한국부동산원의 전국주택가격 동향조사의 주택매매가격지수가 제공되는 시·군·구에 포함되지 않는 경우들이 있고, 출산이 0으로만 관찰된 시·군·구에 거주하는 가구는 추정에서 제외되기 때문에 추정에 이용되는 가구 수가 감소하여 전체 표본을 대표하지 못하는 한계가 존재한다. 전반적으로 실질 주택매매가격 변화분이 출산에 미치는 영향이 특정 집단에서만 나타나는 결과에는 가구의 출산 선호에 따른 지역 선택효과의 영향이 없었던 것으로 판단된다.

VI. 결론

출산에 대한 주택자산효과는 주택매매가격과 출산의 관계를 분석한 국내 여러 연구에서 언급된 바 있으나 우리나라에서도 주택자산효과가 존재하는지, 주택자산효과의 영향력은 어느 정도인지, 해외 연구 결과와 어떤 유사성과 차별성이 있는지에 대한 분석은 미진한 것으로 판단된다.

본 연구에서는 2004년(7차)부터 2022년(25차)까지 19년간의 한국노동패널 자료를 이용하여 기혼 가구 중 출산 여부가 측정되는 연도를 기준으로 여성 배우자의 연령이 25세에서 45세인 자가가구를 대상으로 출산에 대한 주택자산효과를 실증 분석하였다. 출산에 대한 여성 노동 공급의 내생성을 통제하기 위해 축차형 이

변량 프로빗 모형을 추정하였다.

분석 결과 미국, 호주, 덴마크 등 해외 국가와 마찬가지로 우리나라에서도 자가가구에서는 출산에 대한 주택자산효과가 존재하는 것으로 나타났다. 추정 결과에 기초한 한계효과와 자가가구 표본의 출산 비율을 기준으로 할 때 과거 2년간 실질 주택매매가격이 1천만원 증가하면 자가가구의 출산 확률이 약 2.58% 증가할 것으로 분석되었다. 이 주택자산효과와 크기는 선행 연구에서 국가별로 분석한 주택자산효과와 범위 내에 있는 것으로 생각된다. 출산에 대한 주택자산효과는 실질 주택매매가격 변화분의 측정 기간(과거 2년간의 변화분 또는 과거 3년간의 변화분)과 지역 더미 변수의 유형(광역시도 또는 시·군·구)에 관계없이 강건하였다.

그러나 출산에 대한 주택자산효과는 분석 기간에 따라 차별적인 영향력을 보였다. 특히 주택매매가격이 본격적으로 상승하기 시작하여 이후 가파른 상승 추세를 보였던 2018년 이후 기간에서는 그 이전 기간에 비해 주택자산효과의 영향력과 통계적 유의성이 감소하였다. 이 결과는 해외 연구(Lovenheim and Mumford, 2013)와 대비되는 것으로 주택시장 여건 뿐 아니라 출산을 둘러싼 다양한 사회, 경제, 문화적 환경에 따라 출산에 대한 주택자산효과가 달라질 수 있음을 시사한다.

가구의 인구학적 특성(여성 연령, 기존 자녀 수)별로 구분하여 분석한 결과에서는 여성 연령이 낮은 계층(만 24-34세)과 기존 자녀 수가 적은(1명 이하) 계층에서 출산이 주택자산의 변화에 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 여러 방법으로 출산 선호에 따른 지역 선택효과를 통제할 후에도 이 결과 또한 강건하게 나타났다.

여성의 취업상태에 대한 한계효과 분석 결과 취업상태인 여성은 미취업 상태인 여성에 비해 출산 확률이 약 3.17%p 낮은 것으로 나타났다. 출산율을 높이기 위해 취업 여성의 일·가정 양립에 대한 다양한 형태의 지원이 요구되는 결과이다.

본 연구는 주택매매가격의 변화가 전체 가구(자가 가구 및 임차가구를 모두 포함)의 출산에 미치는 영향을 분석한 것이 아니라 자가가구를 대상으로 주택매매가격의 변화로 나타난 주택자산이 자가가구의 출산 확률에 미치는 효과를 분석하였다는 점에 유의할 필요가 있다. 따라서 주택매매가격 상승이 마치 우리나라

전체 가구의 출산율을 높일 수 있다는 해석은 경계해야 할 것이다. 서론에서 언급한 바와 같이 주택매매가격의 상승이 주거비용의 상승을 반영한다면 주택매매가격의 상승은 임차가구와 자가가구를 포함한 전체 가구의 출산에 부정적 영향을 미칠 것이다. 다만 자가가구의 경우에는 임차가구에 비해 주택자산효과가 추가적으로 존재하므로 음(-)의 주거비용 효과와 양(+의) 주택자산효과와 크기에 따라 주택매매가격 상승이 출산에 미치는 영향의 방향이 결정될 것이다.

본 연구는 다음과 같은 한계를 가지고 있다. 첫째, 본 연구는 자가가구를 대상으로 출산에 대한 주택자산효과 분석에 초점을 두어 따라 주택매매가격 변화가 유발하는 또 다른 효과인 주거비용이 출산에 미치는 효과를 분석하지 못하였다. 자가가구의 주거비용은 일반적으로 사용자비용 개념을 통해 측정된다. 사용자비용은 주택매매가격 변화에 따른 자본이득 부분을 포함하므로 사용자비용에서 이 부분을 제외하여 본 연구에서 의미하는 주거비용을 측정할 수 있다. 그러나 여기에는 자기자본에 대한 기회비용, 주택매매가격 대비 대출잔액 비율, 주택자금대출에 대한 이자비용, 취득세 및 보유세 등이 포함되므로 출산에 대한 주거비용 효과를 추정하기 위해서는 개별 자가가구에 대해 이러한 세부 정보를 획득할 수 있는 자료가 필요하다는 문제가 존재한다.

둘째, 최근의 급격한 주택매매가격 상승에도 불구하고 이전 기간에 비해 출산에 대한 주택자산효과와 통계적 유의성과 영향력이 감소한 것으로 분석되었으나 그 이유에 대한 충분한 설명이 부족하였다. 출산을 둘러싼 제반 환경의 변화 요인을 보다 세부적으로 분석해 볼 필요가 있을 것이다. 또한 가구의 인구학적 이질적 특성(여성 연령 및 기존 자녀 수)에 따라 주택자산효과가 차별적으로 나타났다는 분석 결과를 제시하고 있으나 그 이유에 대해 충분한 설명을 제공하지 못하였다. 여성 연령이나 자녀 수에 따라 우리나라 가구의 출산에 대한 선호가 다르기 때문인지, 경제적 조건이 다르기 때문인지, 주택이나 기타 분야의 출산 지원 제도가 특정 집단에 집중되어 있기 때문인지, 보다 심도있는 후속 연구가 필요할 것으로 생각된다.

셋째, 가구의 주택점유형태는 가구의 선택에 의해서 결정되지만 주택점유형태를 자가와 임차로 임의로 구분하여 자가가구를 대상으로 주택자산효과를 분석함으로써 분석 결과에 표본선택 편이가 존재할 가능성

이 있다. 향후 연구에서는 가구의 주택점유형태 결정 메커니즘을 분석에 추가하는 것이 보다 객관적인 결과 도출에 유용할 것이다.

마지막으로 본 연구의 분석에 이용한 자료가 패널형태의 자료임에도 불구하고 개별 가구의 관찰되지 않는 이질성을 구체적으로 통제하지 않은 합동(pooled) 모형을 추정에 이용하였다. 여성 연령을 25-45세로 한정하여 분석함에 따라 패널자료가 불균형 형태이고 종속 변수가 이산적인 특징이 있어 이에 적절한 패널분석 방법론이 요구된다. 최근 발전된 패널분석 방법론의 장점을 적극적으로 살릴 수 있는 추가 연구도 필요할 것으로 생각된다.³²⁾

논문접수일 : 2024년 4월 7일

논문심사일 : 2024년 6월 11일

게재확정일 : 2024년 8월 1일

32) Wooldridge(2019), Joshi and Wooldridge(2019)는 불균형 패널자료를 이용하여 가구의 관찰되지 않는 이질적 특성을 반영하는 상관확률효과(correlated random effects) 모형을 제시한 바 있으며, Bates et al.(2022)은 이 모형에 설명변수의 내생성을 추가로 고려한 모형을 제시한 바 있음.

참고문헌

1. 강동익 · 송경호, 「주택가격변동이 혼인율과 출산율에 미치는 영향과 정책적 함의」, 연구보고서 21-14, 한국조세재정연구원, 2021
2. 김민영 · 황진영, “주택가격과 출산의 시기와 수준: 우리나라 16개 시도의 실증분석”, 「보건사회연구」 제36권 제1호, 한국보건사회연구원, 2016, pp. 118-142
3. 박진백 · 이재희, “경기변동에 따른 주택가격변동이 출산율에 미치는 영향”, 「육아정책연구」 제10권 제3호, 육아정책연구소, 2016, pp. 51-69
4. 박진백, “주택가격과 사교육비와 함께출산율에 미치는 영향과 기여율 추정에 관한 연구”, 「사회보장연구」 제37권 제4호, 한국사회보장학회, 2021, pp. 65-92
5. 박진백 · 권건우, 「저출산 원인 진단과 부동산정책 방향 연구」 수시 23-09, 국토연구원, 2023
6. 배호중, “주거비 부담이 출산에 미치는 영향: 2000년 이후 혼인가구를 중심으로”, 「사회복지연구」 제50권 제1호, 한국사회복지학회, 2019, pp. 35-70
7. 서미숙, “주택가격 변화에 따른 여성 출산율에 관한 연구”, 「여성경제연구」 제10집 제1호, 한국여성경제학회, 2013, pp. 63-79
8. 신형섭 · 정의철, “주택점유형태가 신혼가구의 출산에 미치는 영향 분석”, 「주택연구」 제29권 제1호, 한국주택학회, 2021, pp. 5-32
9. 신형섭, “패널자료를 이용한 신혼가구의 주택점유형태와 출산 관계 연구” LHI Journal, 제49호, LH토지주택연구원, 2022, pp. 39-55
10. 이재희 · 박진백, “주택가격과 주택공급이 출산율에 미치는 영향: 서울시를 중심으로”, 「한국생활과학회지」 제29권 제5호, 한국생활과학회, 2020, pp. 765-776
11. 한국은행, 「경제전망보고서」, 2023.
12. Aksoy, C. G., “Short-term Effects of House Prices on Birth Rates,” Working Paper No. 192, European Bank, 2016
13. Atalay K., A. Li and S. Whelan, “Housing Wealth, Fertility Intentions and Fertility,” Journal of Housing Economics, Vol. 54, Article 101787, 2021, pp. 1-8
14. Bates, M., L. Papke, and J. M. Wooldridge, “Nonlinear Correlated Random Effects Models with Endogeneity and Unbalanced Panels, Working Paper, University of Riverside, Department of Economics, 2022
15. Becker, G. S., “An Economic Analysis of Fertility,” Demographic and Economic Change in Developed Countries, Universities-National Bureau Committee for Economic Research, Columbia University Press, 1960, pp. 209-231
16. Becker, G. S., “A Theory of Allocation of Time,” Economic Journal, Vol. 75, No. 299, 1965, pp. 493-517
17. Becker, G. S. and H. G. Lewis, “On the Interaction between the Quantity and Quality of Children,” Journal of Political Economy, Vol. 81, 1973, pp. S279-S288
18. Chen, S., “The Positive Effect of Women’s Education on Fertility in Low-Fertility China,” European Journal of Population, Vol. 38, 2022, pp. 125-161
19. Clark, J., and A. Ferrer, “The Effect of House Prices on Fertility: Evidence from Canada,” Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal, Vol. 13, 2019, pp. 1-32
20. Clark, W., “Do Women Delay Family Formation in Expensive Housing Markets?” Demographic Research, Vol. 27, Article 1, 2012, pp.1-24
21. Daysal, M., M. Lovenheim, N. Siersbaek, and D. Wasser, “Home Prices, Fertility, and Early-Life Health Outcomes,” Journal of Public Economics, Vol. 198, Article 104366, 2021, pp. 1-17
22. Dettling L., and M. Kearney, “House Prices and Birth Rates: The Impact of the Real Estate Market on the Decision to Have a Baby,” Journal of Public Economics, Vol. 110, 2014, pp. 82-100
23. Hotz, V. J., J. Klerman, and R. Willis, “The Economics of Fertility in Developed Countries,” Rosenzweig M R, and O. Stark eds., Handbook of Population and Family Economics, North-Holland, 1997, pp. 275-347
24. Joshi, R. and J. M. Wooldridge, “Correlated Random Effects Models with Endogenous Explanatory Variables and Unbalanced Panels,” Annals of Economics and Statistics, No. 134, 2019, pp. 243-268
25. Lim, S., “Socioeconomic Differentials in Fertility in South Korea,” Demographic Research, Vol. 44, Article 39, 2021, pp. 941-978
26. Lovenheim, M., and K. Mumford, “Do Family Wealth Shocks Affect Fertility Choices? Evidence from the Housing Market,” The Review of Economics and Statistics, Vol. 95, No. 2, 2013, pp. 464-475
27. McCrary, J. and H. Royer, “The Effect of Female Education on Fertility and Infant Health: Evidence from School Entry Policies Using Exact Date of Birth,” American Economic Review, Vol. 101, No. 1, 2011, pp. 158-195
28. Mizutani, N., “The Effects of Housing Wealth on Fertility Decisions: Evidence from Japan,” Economics Bulletin, Vol. 35, Issue 4, 2015, pp. 2710-2724
29. Simon, C., and R. Tamura, “Do Higher Rents Discourage Fertility? Evidence from U.S. Cities, 1940-2000,” Regional

- Science and Urban Economics, Vol. 39, 2009, pp. 33-42
30. Willis, R., "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior," *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 2, 1973, pp. S14-S64
 31. Wooldridge, J. M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Second Edition, The MIT Press, 2010
 32. Wooldridge, J. M., "Correlated Random Effects Models with Unbalanced Panels," *Journal of Econometrics*, Vol. 211, 2019, pp. 137-150
 33. Yi, J., and J. Zhang, "The Effect of House Price on Fertility: Evidence from Hong Kong," *Economic Inquiry*, Vol. 48, No. 3, 2010, pp. 635-650
 34. Zang, E., "Women's Educational Attainment and Fertility among Generation X in the United States," *Population Studies*, Vol. 73, No. 3, 2019, pp. 335-351
 35. <https://data.oecd.org/conversion/purchasing-power-parities-ppp.htm>

<국문요약>

주택자산이 출산에 미치는 영향 분석: 자가가구를 대상으로

정 의 철 (Chung, Eui-Chul)
오 동 훈 (Oh, Dong-Hoon)

본 연구에서는 2004년(7차)부터 2022년(25차)까지 19년간의 한국노동패널 자료를 이용하여 기혼 가구 중 여성 배우자의 연령이 25세에서 45세인 자가가구를 대상으로 주택자산이 출산에 미치는 영향을 실증 분석하였다. 출산에 대한 여성 노동 공급의 내생성을 통제하기 위해 축차형 이변량 프로빗 모형을 추정한 결과 미국, 호주, 덴마크 등 해외 국가와 마찬가지로 우리나라의 자가가구에서도 주택자산이 출산에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

추정 결과에 기초한 한계효과와 자가가구 표본의 출산 비율을 기준으로 할 때 과거 2년간 실질 주택매매가격이 1천만원 증가하면 자가가구의 출산 확률이 약 2.58% 증가하는 것으로 추정되었다. 이 주택자산효과의 크기는 선행 연구에서 국가별로 분석한 주택자산효과의 범위 내에 있는 것으로 판단된다. 또한 출산에 대한 양(+)의 주택자산효과는 실질 주택매매가격 변화분의 측정 기간과 지역 더미 변수 유형에 관계없이 강건한 것으로 분석되었다.

그러나 주택매매가격이 본격적으로 상승하기 시작하여 이후 가파른 상승 추세를 보였던 2018년 이후 기간에는 그 이전 기간에 비해 출산에 대한 주택자산효과의 영향력과 통계적 유의성이 감소하였다. 이 결과는 해외 연구 결과와 대비되는 것으로 주택시장 여건뿐 아니라 출산을 둘러싼 다양한 사회, 경제, 문화적 환경에 따라 출산에 대한 주택자산효과가 달라질 수 있음을 시사한다. 한편 주택자산효과는 가구의 인구학적 특성(여성 연령, 기존 자녀 수)에 따라 차별적으로 나타났다. 여성 연령이 낮은 계층(만 24-34세)과 기존 자녀 수가 적은(1명 이하) 계층에서 주택자산효과가 통계적으로 유의한 수준으로 존재하였다.

주제어: 주택자산, 출산, 자가 거주, 여성 노동 공급, 축차형 이변량 프로빗 모형

<부록>

<표 A-1> 식 (2) 추정 결과

	추정계수	t값
상수항	1.9056	1.43
실질 주택매매가격 변화분(천만원)	0.0037 *	1.68
여성 연령(만 35-39세)	0.2290 ***	3.60
여성 연령(만 40-44세)	0.5151 ***	6.91
여성 교육수준(대학교육=1)	0.1979 ***	3.14
여성 건강상태(건강=1)	0.0552	1.15
기존 자녀 수(명)	0.0091	0.23
남성 실질 근로소득(백만원)	-0.0095 ***	-5.63
남성 실질 근로소득 지급	0.0001 ***	2.71
가구 실질 비근로소득(백만원)	-0.0056 ***	-3.00
지역 1인당 실질소득(백만원)	-0.1087 *	-1.70
지역 실업률(%)	0.0021	0.04
여성 배우자 교육 또는 직업훈련 유무(t-2)(있음 = 1)	0.9536 ***	10.69
여성 배우자 교육 또는 직업훈련 유무(t-3)(있음 = 1)	0.8647 ***	9.84
Log-L	-5568.07	
가구 수(시·군·구 수)	7,558 (203)	

주: 1) 위 추정은 식 (1)에서 여성 취업 여부 변수의 내생성을 통제하기 위한 것으로 추정 결과가 식 (2)의 종속변수인 여성 취업 여부와 설명변수 간의 인과관계를 의미하지 않음.
 2) 연도 더미와 지역 더미를 포함하여 추정하였으며 표에서는 그 결과를 생략함.
 3) 여성 배우자 교육 또는 직업훈련 유무 변수 이외의 기타 변수는 모두 t-1 시점에서 측정함.
 4) t값은 시·군·구 코드로 군집한(clustering) 강건표준오차를 이용하여 계산함.
 5) * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

<표 A-2> 가구 특성별 주택자산효과

구분	설명변수	(1) $\Delta P_{it-1} = \Delta P_{it-1}^3$ (N = 5,303)			(2) $\Delta P_{it-1} = \Delta P_{it-1}^2$ (N = 5,498)		
		추정계수	t값	한계효과(%p)	추정계수	t값	한계효과(%p)
여성 연령	$\Delta P_{it-1} \times$ 여성 연령(만 24-34세)	0.0269 ***	2.80	0.1235	0.0614 ***	2.78	0.7923
	$\Delta P_{it-1} \times$ 여성 연령(만 35-39세)	-0.0044	-0.54	-	-0.0197	-0.72	-
	$\Delta P_{it-1} \times$ 여성 연령(만 40-44세)	0.0089	1.23	-	0.0440 ***	3.09	0.1012
기존 자녀 수	$\Delta P_{it-1} \times$ 기존 자녀 수(1명 이하)	0.0126 **	2.08	0.1158	0.0496 **	2.39	0.7005
	$\Delta P_{it-1} \times$ 기존 자녀 수(2명)	-0.0013	-0.15	-	-0.0023	-0.09	-
	$\Delta P_{it-1} \times$ 기존 자녀 수(3명 이상)	0.0079	1.01	-	0.0154	0.23	-

주: 1) (1)의 경우 ρ 에 대한 추정계수가 유의하지 않아 일변량 프로빗 모형으로 추정하였으며, (2)의 경우 ρ 에 대한 추정계수가 유의수준 5%에서 유의하여 측차형 이변량 프로빗 모형으로 추정하였음.
 2) 위 설명변수 이외에 추정에 이용한 기타 설명변수는 <표 3>과 동일하게 이용하여 추정하였음.
 3) t값은 시·군·구 코드로 군집한(clustering) 강건표준오차를 이용하여 계산하였으며, 한계효과는 추정계수가 유의한 경우에만 측정함.
 4) * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.