

패널자료를 이용한 신혼가구의 주택점유형태와 출산 관계 연구*

Analysis of Relationship between Housing Tenure and Birth in Newlywed Couples by Using Panel Data

신형섭**

Hyungsub Shin**

Abstract

In this study, we investigate the interrelationship between housing tenure and childbirth by exploiting the correlation probability effect method that accounts for household heterogeneity. Using the newlywed household panel from 2011 to 2022, we find that home ownership has a positive impact on childbirth in newlyweds. Specifically, newlywed households with housing tenure show a 6.2%p higher birth rate and a 5.7%p higher second childbirth than newlywed households living in rented houses. For the case of first childbirth, we employ the probability effect probit model since the endogeneity was not detected between housing tenure and birth rate. We document the differential effects of housing tenure on childbirth in that the first childbirth rate is higher for households without housing tenures. The negative effects on first childbirth could be attributed to the economic burden due to initial housing ownership, while housing tenure could eventually provide housing stability, leading to positive effects on more than one childbirth. Finally, we identify that households with childbirth over the last year show a 4.2%p and 3.9%p lower probabilities of housing tenure in the total sample and second childbirth sample, respectively. This suggests that the increased living cost due to childbirth could delay home ownership.

Keywords : Newly-Married Households, Birth, Housing Tenure, Correlated Random Effect

1. 서 론

1.1 연구의 배경 및 목적

저출산 문제가 해마다 심각해지고 있다. 관계부처 합동(2021)에 따르면 출산률 하락은 심화되고 있으며 합계출산율이 2019년에는 0.92명까지 하락하고, 같은 해 출생아 수도 30만명 초반 수준으로 급격히 감소하였다. 통계청(2021)의 2020년 기준 신혼부부통계 결과에 따르면, 결혼 5년 이내 신혼부부는

118.4만쌍으로 전년 대비 6.1% 감소했으며 초혼 신혼부부 중에서 유자녀 비중은 55.5%로 전년 대비 2.0%p 하락하였고 평균 출생아수도 0.68명으로 전년도의 0.71명보다 감소하였다.

통계청(2021)에 따르면 주택을 소유한 부부가 자녀를 출산한 비중은 61.4%로 무주택 부부보다 10%p 가량 높았으며, 주택을 보유한 부부의 평균 출생아 수는 0.76명으로 무주택 부부보다 0.14명 많았다. 한편 신혼부부의 2019년 대출잔액(중양값)은 1억

*본 논문은 신형섭(2022)의 박사학위 논문 내용 중 일부를 수정·보완하여 작성하였음.

**LH 토지주택연구원 주거복지연구실 책임연구원(hsshin@lh.or.kr)

1,208만 원으로 전년보다 12.1% 증가하였음에도 주택소유율은 42.9%로 2015년 관련 통계가 집계된 이후 처음으로 전년 대비 1%p 가량 낮아졌다.

정부는 신혼부부를 주거약자계층으로 인식하고 많은 주택정책을 추진해 왔고, 최근에는 신혼부부를 대상으로 하는 정책대출상품의 금리를 추가로 인하하는 등 지원을 강화하는 추세이다. 또한 정부는 장기간 지속되어 온 저출산을 해결하기 위해 영아기 보육료 지원을 중심으로 2025년까지 196조원을 투입할 계획이다. 하지만 그러한 대책의 효과가 그다지 크지 않았고 정부가 발표한 향후 출산 대책 또한 실효성에 대한 의문이 계속 제기되고 있는 실정이다. 최근 국내에서는 주택가격 상승에 따른 자가보유가 어려워지는 상황 등을 반영하여 자가와 임차 간 주택점유형태를 중심으로 출산에 미치는 영향에 관한 연구가 이루어졌다. 그런데 이러한 자가점유가 세대에 주거안정성 확보 등으로 인한 긍정적효과와 구매비용 과다지출 등의 부정적 효과 중 어떠한 영향이 큰지에 따라 자가점유의 출산에의 영향이 다르게 평가될 수 있다. 그동안의 출산에 대한 연구에서는 자가점유와 출산간의 내생성 문제를 고려하지 못하거나 패널분석 방법론을 적용하지 않아 가구의 관찰되지 않는 이질성을 통제하지 못하였다(신형섭·정의철, 2021; 천현숙 외, 2016; 천현숙 외, 2013; 이삼식, 2013)

또한 대부분의 연구가 신혼가구의 주택점유형태가 미치는 영향만을 분석하여 출산이 주택점유형태에 미치는 영향은 대체로 고려하지 않아 출산이 주거에 미치는 연구는 극히 제한적으로 이루어졌다(박천규·이영, 2010; Ermisch and Pevalin, 2004; Feijten and Mudler, 2002).

선진국가에서 자가보유를 포함한 주거 환경과 출산 변화는 항상 연관되어 있음(Vignoli et al., 2013)을 볼 때 신혼부부의 출산율과 주택보유율은 연관되어 살펴볼 필요가 있다. 출산과 자가보유비중은 여

러 가지 다양한 영향을 동시에 받고 있으며 상호 연관성을 복합적으로 가지고 있다.

이에 본 연구에서는 신혼가구의 주택점유형태와 출산간의 상호간의 영향을 살펴보고 영향력의 정도가 얼마나 차이가 나는지도 살펴보고자 한다. 이는 신혼가구의 주거안정성 확보와 출산문제 해결을 위한 정책적 시사점을 제공할 수 있다는 데에서 중요한 의미를 가질 것이다. 또한 출산으로 인한 영향은 생애전반에 걸쳐 발생하므로 결혼을 하는 단계부터 첫 자녀 출산, 추가자녀 출산에 따른 정책적 고려가 필요하다. 출산은 생애주기에 거쳐 일어나는 과정이므로 자녀가 1명인 가구는 2자녀를 출산하도록, 2자녀가구는 3자녀를 출산하는데 도움이 되어야 출산지원정책으로서 효과를 거둘 수 있다(천현숙 외, 2013). 이를 위해 본 연구에서는 첫 출산과 추가 출산을 구분하여 모형을 설정함으로써 이들의 출산지원정책이 어떻게 차별적으로 이루어져야 하는지를 제시하였다.

1.2 연구의 범위 및 방법

본 연구에서는 선행연구와 비교하여 다음과 같은 측면에서 차별점을 가지고 있다. 첫째, 자가점유여부는 출산에 대한 추정방정식의 오차항과 상관성을 가질 가능성이 높다. 따라서 설명변수의 내생성을 통제하여 모형을 추정하여 일관적인 추정계수를 산출하였다.

둘째, 그동안의 연구는 대부분 한 시점만을 대상으로 분석하여 시간에 따라 변하지 않는 가구의 이질성을 통제하지 못하였는데 본 연구에서는 상관확률효과(Correlated Random Effect) 이변량 프로빗 모형을 사용하여 이를 고려하였고, 가구의 이질성을 통제하지 못한 기존의 방법과의 결과 차이를 분석하였다.

셋째, 기존의 연구에서 자가점유가 출산에 미치는 영향은 다수 분석이 되었으나 그 역의 관계인 출산

이 자가점유에 미치는 영향에 대한 분석은 활발하지 못하였다. 본 연구에서는 출산이 자가점유의 영향을 미치는 영향을 자가점유가 출산에 미치는 영향을 분석한 방법론과 동일하게 분석하여 차이점을 제시하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 먼저 제II장에서는 자가점유와 출산 간의 관계를 중심으로 선행연구를 검토하였다. 제III장에서는 실증분석 모형을 제시하고 자료 및 변수측정에 대하여 제시하였다. 제IV장에서는 추정된 결과를 해석하였고, 제V장에서는 본 연구의 결론과 시사점을 제시하였다.

2. 선행연구 검토

신혼가구의 주거선택과 관련된 국내 연구들은 자가 또는 임차로 구분되는 주택점유형태의 결정 요인들을 분석하였다.

정관석·이재우(2018)는 결혼 5년 이내이고, 40세 미만인 최초로 주택에 입주한 신혼가구를 대상으로 실시한 설문을 기반으로 신혼가구의 주택점유형태에 미치는 결정요인들을 분석하였다. 분석 결과, 주택구입을 위한 부모의 경제적 지원을 받지 않은 가구보다 경제적 지원을 받을수록, 부모의 경제적 지원 규모가 클수록 신혼부부의 자가점유 선택 확률이 높아지는 것으로 나타났다.

장지영·정의철(2019)은 주거실태조사 자료로 가구주 연령이 39세 이하인 청년가구 중 혼인기간 5년 이내인 가구를 신혼가구로 정의하여 신혼가구가 주택점유형태 결정 시 주택자금대출 제약조건의 영향을 추정하였으며, 혼인기간이 6년 이상인 청년부부가구와 부부가구가 아닌 기타 청년가구 집단에 대해서도 동일하게 추정하여 결과를 비교하였다. 분석 결과, DTI규제와 같은 소득제약은 신혼가구 주택구입에 큰 제약이 되지 않으나 LTV규제와 같은 자산제약은 자가점유 선택에 부정적인 영향을 주는 것을

밝혀 냈다.

출산은 신혼시기에 많이 이루어지므로 주택점유형태에 미치는 요인들에 대한 연구도 주로 결혼 5년 이내 신혼부부로 한정하였다. 그동안의 출산에 미치는 영향에 대한 연구는 주로 사회복지적 측면에서 인구학적, 사회·경제적 요인들이 연구되었다. 최근에는 주거요소가 출산에 미치는 영향에 관한 연구도 다양하게 이루어지고 있다.

송헌재(2012)는 노동패널자료를 이용하여 출산 가구와 비출산가구를 비교하여 가구의 출산의사결정에 영향을 미치는 경제사회적 변수들이 무엇인지 분석하였다. 그 결과 기존 자녀에 대한 사교육비 지출이 추가 자녀 출산을 감소시키는 데에 영향을 준다고 분석하였다.

이삼식(2013)은 “결혼 및 출산 관련 주거행태에 관한 국민인식조사” 데이터를 바탕으로 주거환경이 출산에 미치는 영향을 회귀분석하였다. 분석 결과 자가소유인 경우에 비해 전세인 경우 출산에 부정적인 영향을 미치는 것을 확인하였다. 또한 월세, 무상이 자가보다 출생아수가 많은 것으로 나타났는데 그는 이를 자가구입 비용부담이 커서 출산이 억제되고 있기 때문이라고 보았다.

박준오(2014)는 2010년 인구주택총조사를 이용하여 주택점유형태를 포함한 주거실태 관련 변수가 총출생아수에 미치는 영향력을 파악하기 위해 다중회귀분석을 실시하였다. 그 결과, 전세나 월·사글세로 거주하는 경우 자가에 비해 총출생아수에 부정적 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

천현숙 외(2016)의 연구에서는 국토교통부의 ‘2014년도 신혼부부가구 주거실태조사’ 자료를 이용하여 주택점유형태가 현재 자녀수와 출산 연기 여부에 미치는 영향을 이항로짓모형으로 분석하였다. 표본을 자녀가 없는 가구와 자녀가 있는 가구로 나누어 주택점유형태가 출산 연기 결정에 미치는 영향을 분석한 결과, 자녀가 없는 가구 표본에서는 자가점유가

출산 연기 결정에 영향을 주지 않지만 자녀가 있는 표본에서는 자가점유가 출산 연기 결정에 유의미한 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 그들은 이 결과를 통해 자가점유와 같이 결혼 이후 주거안정성이 지속적으로 유지되는 경우에는 추가적인 자녀 출산 가능성이 높은 것으로 보았다.

유진성(2020)은 한국노동패널의 7~21차년도 데이터를 활용하여 주택을 거주하는 유형이 출산에 미치는 영향을 패널 선형모형으로 분석하였다. 분석 결과 전세 거주 시 첫 출산 가능성은 자가 거주에 비해 약 10.1%p 감소하고 월세 거주 시 첫 출산 가능성은 자가 거주에 비해 약 19.5%p 감소하는 것으로 나타났다.

한편 출산이 자가점유에 미치는 영향을 분석한 박천규·이영(2010)은 결혼 후 3년 이내 유자녀 가구의 주택소비가 다른 가구에 비해 상대적으로 불리한 여건에 처해 있는지를 2008년 주거실태조사를 통해 프로빗으로 실증분석하였다. 분석 결과, 결혼 후 3년 이내의 자녀 출산은 자가점유 선택 확률을 감소시키고 최초 및 현재 주택소비를 모두 줄이는 것으로 나타났다.

해외에서는 주택점유형태와 출산의 관계에 대해서 비교적 장시간 이루어져 왔으며 주로 가구의 주택특성과 자가보유성향 및 자가마련시기 등의 출산에 영향을 미치는 요인들이 중점적으로 분석되었다.

Lauster and Fransson(2006)은 스웨덴에서 결혼과 자가소유와의 관계의 변화에 대하여 분석하였는데 그 결과, 결혼을 한 가구가 주택을 소유하고자 하는 경향이 동거커플이나 결혼을 하지 않은 독신자들에 비하여 이전보다 감소한데 비해, 부가적인 수입의 영향력은 남성을 중심으로 상승하였다는 것을 발견하였다.

Murphy and Sullivan(1985)은 전후 영국에서 출산율을 관찰했는데, 자가 소유자는 임차인보다 첫째 자녀를 늦게 출생하며 전체적으로 가족 구성원도 더

작게 유지하는 것을 확인하였다. 이는 자가소유자가 보증금에 대한 충분한 자금이 형성되고 주택담보대출을 지불하기 충분한 만한 소득이 형성될 때까지 출산을 미루기 때문인 것으로 보았다.

Feijten and Mudler(2002)는 20세기 후반 네덜란드에서 결혼과 출산 등이 장기거주 주택 마련에 미치는 영향을 연구하였는데, 분석 결과, 결혼을 하지 않은 독신가구는 충분한 자산을 확보할 때까지 주택소유를 연기하는데 비해, 결혼한 부부나 처음으로 출산한 부부들은 이후에 자가소유를 하는 경향을 보이는 것으로 나타났다.

Ermisch and Pevalin(2004)은 1991~2000년 영국 가구패널 조사 데이터를 사용하여 조기출산이 주택소비에 미치는 영향을 주택소비함수로 분석하였다. 분석결과, 조기출산은 자가소유확률을 낮추고 주택소비를 줄이는 영향이 있음이 확인되었다.

Öst(2012)는 자가소유와 출산의 잠재적 동시성을 고려하여 스웨덴의 출생코호트별로 자가소유와 출산의 관계를 축약형 이변량 프로빗 모형으로 추정하였다. 자가점유와 출산방정식의 오차항의 상관계수 추정치가 통계적으로 유의하게 나타나 상호간의 의사결정이 동시에 이루어지고 있음을 보여 주었다. 또한 분석에서 가장 어린 1974년 출생코호트는 가구소득이 출산 확률에 음의 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 이는 미래의 경쟁력을 위해 출산을 지연시키는 것으로 해석되었다.

Vignoli et al.(2013)은 이탈리아의 'Family and Social Subjects' 조사를 이용하여 무자녀 여성들이 현재 자가의 주거환경에서 가지는 안정성의 정도가 출산의향 정도에 미치는 영향을 자가와 출산간의 내생성을 고려한 이변량-순위(bivariate-ordered) 프로빗 모형으로 분석하였다. 분석 결과 자가 안정성 확보가 첫째 아이의 출산 확률을 높임을 보여주었다.

대부분의 연구에서는 자가가 출산에 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났고 출산이 주택점유형태

에 미치는 영향은 조기출산을 중심으로 자가점유 선택 확률을 낮추는 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

이상의 선행연구에서 살펴본 것과 같이 주택점유 형태와 출산간에는 서로 밀접한 관계를 가지고 있으나 두 관계에 대하여 상호분석한 연구는 많지 않다. 또한 자가점유와 출산간의 내생성이 통제되지 않고 결과가 산출되었으며, 대체로 한 시점만을 분석하여 가구의 미관찰 이질성이 고려되지 않았다. 이에 본 연구에서는 선행연구의 이러한 한계점을 보완하기 위해 주택점유형태와 출산과의 내생성을 통제하고 가구의 미관찰 이질성을 고려한 분석방법을 사용하였다. 주택점유형태와 출산과의 긴밀한 연관성을 고려할 수 있는 패널데이터와 분석방법론을 적용하여 보다 면밀한 분석이 이루어졌다고 할 수 있다.

3. 분석모형 및 자료

3.1 분석모형

신형성·정의철(2021)에서는 축차형 이변량 프로빗 모형을 통하여 자가점유와 출산간의 내생성 문제를 고려하여 출산결정요인을 분석하였으나, 가구별 시간의 변화를 고려하지 않은 합동(pooled) 자료를 통하여 분석하였고 패널분석 방법론을 적용하지 않아 가구의 관찰되지 않는 이질성을 통제하지 못한 한계가 존재하였다.

합동(pooled)데이터를 통한 분석에 비하여 패널 분석에서는 가구가 반복되어 관찰되기 때문에 동적 관계를 추정할 수 있으며, 가구별 이질성을 반영시킴으로 모형설정 오류를 줄일 수 있으며, 패널 분석을 통해 더 많은 정보와 변동성을 제공하여 결과적으로 효율적인 추정량을 얻을 수 있다.

이에 본 연구에서는 이변량 프로빗 모형에서 출산과 자가점유의 동시적 내생성을 고려할 뿐만 아니라, 가구의 관찰되지 않는 이질성을 고려할 수 있도록 상

관확률효과(Correlated Random Effect)로 분석하고자 한다. 이 방법론은 Mundlak(1978), Chamberlain(1980)이 제안하였는데 본 분석에서는 이를 발전시킨 Wooldridge(2010)의 방법론을 적용하고자 한다. 상관 확률효과모형은 확률효과 모형에서 필요한 오차항과 설명변수 간의 독립가정을 가정하지 않고 추정하지만, 고정효과 모형과 동일한 추정치를 산출할 수 있다. 또한 관측치 수가 많고 시계열이 길지 않을 때 고정효과에서 발생할 수 있는 incidental parameters problem도 발생하지 않는다(Wooldridge, 2010). 이러한 특성을 이용하고 내생설명변수가 조건적인 정규분포를 가지는 것과 그 내생설명변수는 축약형 프로빗을 따른다는 데 초점을 맞추어 모형을 추정하며 식 (1)과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_{it1} = 1[z_{it1}\delta_1 + \alpha_1 y_{it2} + c_{i1} + u_{it1} \geq 0], \quad (1)$$

$$u_{it1} | z_i, c_{i1} \sim Normal(0,1)$$

y_{it1} 은 이항변수이고 y_{it2} 은 내생적인 설명변수이며 c_{i1} 은 관찰되지 않는 이질성이며, u_{it1} 은 가구특유의 오차이고, z_{it1} 는 c_{i1} 에 조건적인 엄격한 외생변수이다. u_{it1} 는 (z_i, c_{i1}) 에 독립적임을 가정하며 z_{it} 에서 기간 더미를 포함한다.

여기서 조건부분포 $D(cLSUBi1 | z_i)$ 에 대한 모형을 단지 엄격하게 외생적인 설명변수에 대한 조건부분포로 특정할 수 있다.

$$c_{i1} = \psi_1 + z_i \xi_1 + a_{i1}, \quad (2)$$

$$a_{i1} | z_i \sim Normal(0, \sigma_{a1}^2)$$

\bar{z}_i 는 엄격하게 외생적인 모든 변수들의 시간 평균을 포함한다.

그리하여,

$$y_{it1} = 1[z_{it1}\delta_1 + \alpha_1 y_{it2} + \psi_1 + \bar{z}_i \xi_1 + a_{i1} + u_{it1} \geq 0],$$

$$\equiv 1[z_{it1}\delta_1 + \alpha_1 y_{it2} + \psi_{a1} + z_i \xi_{a1} + e_{it1} \geq 0] \quad (3)$$

여기서 e_{it1} 은 z_i 에 조건적인 표준정규분포를 가지고 있으며, 내생설명변수의 축약형 모형은 식 (4)와 같이 나타낼 수 있으며, 다음의 식에서 Wooldridge (2010)방법론에 따르면 $z_{it} = (z_{it1}, z_{it2})$ 인데 반하여, Greene(2018) 방법론에 따르면 $z_{it} = z_{it2}$ 로 출산에 미치는 영향인 z_{it1} 이 포함되지 않는 차이를 가지고 있다.

$$y_{it2} = 1[z_{it}\delta_2 + \psi_2 + z_i\xi_2 + v_{it2} \geq 0], \quad (4)$$

$$v_{it2} | z_i \sim Normal(0,1), t = 1, \dots, T$$

두 식의 u_{it1}, v_{it2} 는 관찰되지 않은 가구들의 이질성(unobserved heterogeneity)을 나타내는데 이를 설명변수와 독립을 강하게 가정하지 않고 추정한다.

y_{it2} 에 대한 도구변수¹⁾는 내생설명변수에는 영향을 주나 가구의 미관측 이질성과는 상관관계가 없는 제외제약조건(exclusion restrictions) 조건을 만족하는 변수인 z_{it2} 이며 두 방정식에 대한 Pooled MLE를 사용한다. 이러한 합동 이변량 프로빗 방법론은 무시된 시간 의존성을 고려한 패널데이터에서도 적용할 수 있으며 강건한 표준오차와 검정통계량을 제공한다. 또한 모형에서는 최근의 주택가격 상승 등으로 인하여 자가점유여부와 출산간의 영향력이 과거와 다른 양상을 보일수도 있으므로 전체적인 시간 효과도 고려하기 위해 시간더미를 추가하였고, 불균형 패널에서는 이러한 시간더미가 일정하지 않기 때문에 가구별 관측치수 변수를 추가하여 보정하였다.

그리고 패널방법론을 적용한 본 분석 결과와 그렇지 않은 결과와의 비교를 위하여 합동(pooled)데이터를 이용한 Greene(2018)의 축차형 이변량 모형(Recursive Bivariate Probit, 이하 RBP)과 이 주택점

유형태 모형에서 자가점유에 영향을 미치는 변수뿐만 아니라 출산에 영향을 미치는 영향까지 독립변수로 활용하여 추정된 Wooldridge(2010)의 Correlated Random Effect, 이하 CRE)방법론을 적용한 결과와 비교하였다.

3.2 분석자료

본 연구에서 이용한 자료는 한국노동연구원의 ‘한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study: KLIPS)’ 자료이다. KLIPS 자료는 노동관련 변수뿐만 아니라 가구의 주거선택이나 출산시기 및 양육과 관련한 변수들을 포함하고 있다. 또한 한국에서 가장 오랜 기간(1998~2020년) 패널자료가구 축되어 원가구로부터 결혼을 하여 분가한 가구 및 출산한 가구들의 표본이 충분히 축적되어 있다. 본 연구에서는 2011년(14차 년도)부터 2020년(23차 년도)까지 총 10개 년도의 가구자료에 소득과 건강 상태 및 출산관련 자료 등 분석에 필요한 가구원 자료를 병합하여 사용하였다. 최종적으로 총 808가구에 대한 2,903 관찰치를 추정에 이용하였다.

3.3 변수 측정

모형에 사용되는 변수들은 신형섭·정의철(2021)과 동일한 방식으로 측정되었다. KLIPS에서는 출산 여부 변수인 y_{it} 가 지난 1년 동안에 출산을 하였는지 여부로 관찰되므로 출산에 영향을 주는 변수 벡터($x_{2it}, y_{2it}, x_{1it}$)는 직전 년도($t-1$)값으로 측정하여 패널자료를 구축할 필요가 있다. 이를 위해 인접한 두 연도($t-1$ 년도와 t 년도)가 모두 관찰되는 가구만 분석에 이용하였다.

식 (3)의 종속변수인 출산은 이항(binary) 변수로서 출산이 기준 연도로부터 1년 이내에 발생하였으

1) 축약된 주택점유형태모형에서는 가구주 연령, 로그항상소득, 상대주거비용, 대도시거주(대도시=1) 변수가, 출산 모형에서는 여성가구주 연령, 배우자 건강상태(좋은=1), 결혼기간이 사용되었다.

면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다. 기준으로 설정한 년도와 이전 년도 사이의 출산여부는 KLIPS의 가구 자료 중 기존 가구에 추가된 가구의 추가 이유가 '출생'인 경우로 판단하였다.

설명변수로는 출산 직전 연도의 주택점유형태, 여성 배우자의 연령 및 건강상태, 기존 자녀수, 혼인 기간 등과 같은 인구학적 요인들을 고려하였다. 또한 가구 순자산과 여성 배우자를 제외한 가구소득 같은 경제적 요인, 그리고 가구주나 배우자의 부모 동거 여부, 거주지역의 전세가격 및 전세가격 상승률을 이용하였다. 특히 가구소득은 가구 총소득에서 헤크

만 2단계 표본 선택모형으로 추정한 여성배우자의 근로소득을 제외하여 측정하였고(부표 1 참조), 주택점유형태모형을 추정하기 위해 도구변수로 사용된 항상소득은 Goodman and Kawai(1982)의 방법론을 응용하여 추정(부표 2 참조)하였다.²⁾

4. 추정 결과 및 해석

4.1 기초통계량

Table 1은 추정에 이용되는 신혼가구 표본의 기초 통계량이다. 2012년부터 2020년까지 9년 동안 출

Table 1. Results of Descriptive Statistics

Dependent Variables: (Birth=1, No Birth=0)	Total		Birth		No Birth	
	Avg.	S.D.	Avg.	S.D.	Avg.	S.D.
Housing Tenure (Own=1, Lease=0)	0.55	0.50	0.51	0.50	0.56	0.50
Children Number	1.18	0.76	0.68	0.62	1.27	0.74
Female Spouse Age	33.15	3.59	32.01	3.30	33.35	3.69
Female Spouse Health Conditon (Good=1)	0.75	0.43	0.80	0.40	0.75	0.44
Marrige Period (Yr.)	4.33	1.92	3.38	1.85	4.49	1.89
Household Net Asset (Ten Million Won)	17.45	15.81	16.11	13.04	17.69	17.24
Household Year Income (Female Spouse Earned Income Excluded) (Ten Million Won)	4.35	2.49	4.31	2.63	4.35	2.48
Parents Coliving (Coliving=1)	0.005	0.07	0.007	0.08	0.004	0.07
Chonsei Price Rate of Change (%)	4.40	3.36	4.56	3.74	4.37	3.57
Chonsei Price (Per Square Meter, Million Won)	2.07	0.81	2.02	0.84	2.08	0.85
Sample Size	2,903		431		2,472	
Dependent Variables: (Own=1, Lease=0)	Total		Own		Lease	
	Avg.	S.D.	Avg.	S.D.	Avg.	S.D.
Household Age	34.99	3.87	35.30	3.79	34.61	3.93
Children Number	1.18	0.76	1.27	0.74	1.08	0.77
Household Net Asset (Ten Million Won)	17.45	16.69	21.60	18.65	12.38	12.12
Relative Housing Cost (Own/Lease)	5.08	36.26	3.07	4.94	7.55	53.72
Household Permanent Income (Million Won)	51.11	10.55	53.65	10.57	48.00	9.65
Metro City (Metropolitan Area=1)	0.76	0.43	0.70	0.46	0.84	0.37
Sample Size	2,903		1,598		1,305	

2) 자세한 변수 측정방법은 신형섭·정의철(2021)을 참조할 것.

산이 관찰된 개수는 432개로 전체 관찰치(2,903)의 약 15%에 해당된다.

출산(과거 1년 동안 출산을 경험한)가구(397) 중 자가점유 가구(209) 비율은 52.6%로, 비출산(과거 1년 동안 출산이 없는)가구(2,250)의 자가점유 가구(1,261) 비율(56.0%)보다 약간 낮게 나타났다.

여성 배우자의 평균연령은 출산가구(32.01세)가 비출산가구(33.35세)보다 약간 낮았으며, 비출산가구의 평균 기존 자녀수는 1.27명으로 출산가구의 평균인 0.68명보다 2배가량 많았다. 출산가구 중 여성 배우자의 건강상태를 좋음으로 응답한 가구 비율은 0.80로 비출산가구의 0.75보다 약간 높게 나타났고, 혼인 기간은 출산가구(3.38년)가 비출산가구(4.49년)보다 짧았다.

평균 가구 순자산은 출산가구가 약 16.11천만원으로 비출산가구(17.69천만원)보다 다소 낮았으며, 여성 배우자의 근로소득을 제외한 가구연소득의 평균도 출산가구가 약 4.31천만원으로 비출산가구의 4.35천만원보다 약간 낮았다. 출산가구 중 가구주나 배우자의 부모와 동거하는 가구 비율은 0.7%로 비출산가구(0.4%)에 비해 높았다. 거주하는 지역의 전세가격 상승률 평균은 출산가구에서 4.56%로 비출산가구의 4.37%보다 약간 높았고, 단위면적(m²)당 전세가격 평균은 출산 여부와 관계없이 큰 차이를 보이지 않았다.

한편 주택점유형태 결정에 이용한 변수들을 살펴보면 가구주 연령의 평균은 자가점유 가구(35.30세)와 임차 가구(34.61세) 사이에 큰 차이가 없었으며, 기존 자녀수의 평균은 자가점유 가구(1.27명)가 임차 가구(1.08명)에 비해 높았다. 가구 순자산의 평균은 자가인 경우 21.60천만원으로 임차의 12.38만원보다 훨씬 높게 나타나며, 가구 향상소득 평균 또한 자가가구(53.65백만원)이 임차 가구(48.00백만원)에 비해 높게 나타났다. 다만 상대주거비용(자가 점유비용/임차비용)의 평균은 임차 가구(7.55)에

비해 자가점유 가구(3.07)가 낮았다. 대도시 거주 비율은 자가점유 가구(70%)가 임차 가구(84%)에 비해 낮았다.

4.2 추정 결과

Table 2는 전체 표본을 대상으로 주택점유형태의 내생성은 고려하였으나, 가구의 미관찰 이질성을 고려하지 않고 합동(pooled)데이터를 이용하여 추정된 자가점유 모형에서 주택점유형태 관련 외생변수만을 독립변수로 갖는 Greene(2018)방법론을 이용한 모형(이하 모형 1)과 모든 외생변수를 독립변수로 취급하는 Wooldridge(2010)방법론(이하 모형 2)의 결과를 제시하였다. 모형1과 모형2는 내생성 문제 해결을 위하여 하나의 모형의 종속변수가 다른 모형의 독립변수로 사용되는 축차형 이변량 프로빗(RBP)모형이다. 가구의 미관찰 이질성까지 고려한 상관 확률효과(Correlated Random Effect, 이하(CRE) 모형 방법론(이하 모형 3)을 적용한 결과를 비교하였다. 추정 결과에 대한 우도비 χ^2 검정통계량은 모든 모형 모두 유의수준 1%의 임계치($\chi_{0.01}^2$)를 초과하므로 모형의 적합성은 양호한 것으로 판단된다.

출산을 추정된 식에서 주택점유형태 변수가 내생적인 설명변수이며, 출산에 미치는 영향이 유의하기 위해서는 축차형 이변량 프로빗모형 추정 결과 $\rho=0$ 이라는 귀무가설이 기각돼야 한다. 그리고 출산 추정식에서 자가점유 변수의 추정계수가 통계적으로 유의해야 한다. 추정 결과를 보면 $\rho=0$ 이라는 귀무가설은 모두 유의수준 10%에서 기각되므로 자가점유는 출산 추정식에서 내생적 설명변수임을 보여준다. 또한 주택점유형태의 변수의 추정계수는 양(+)으로 역시 유의수준 10%하에서 유의하여 자가를 점유한 신혼가구는 임차하고 있는 가구에 비해 자녀를 출산한 확률이 높은 것으로 해석할 수 있다. 특히 가구의 미관찰 이질성을 고려한 모형 3에서 $\rho=0$ 이라는 귀

무가설이 유의수준 1%하에서 기각되었고, 자가점유의 추정계수 유의성도 가장 높게 나타났다.

축차형 이변량 프로빗모형에서 상관계수(ρ)는 출산 추정식과 주택점유형태 추정식의 오차항의 상관관계를 의미하는데(Filippini and Greene, 2018), ρ 의 값이 0이면 두 추정식의 오차항은 상관되어 있지 않으므로 두 추정식은 독립적이며 동시에 추정할 필요가 없다. 이러한 경우 출산에 대한 일변량 프로빗모형과 축차형 이변량 추정 결과는 유사할 것이다. 가구의 이질성의 고려하는 모형에서도 마찬가지로

다. Table 2의 모형 3에서는 ρ 의 값이 0으로 나타났지만 모형 1에서는 10% 유의수준 하에서, 모형 2에서는 5% 유의수준하에서 ρ 의 값이 0이 아닌 것으로 나타났다.

모형 1과 모형 2에서 통제변수로 이용된 설명변수들이 자녀 출산 확률에 미치는 방향(부호)은 모두 동일하였으나 모형 1, 2와 모형 3 사이에서는 통계적으로 유의한 변수 중에서 여성배우자 연령이 출산에 미치는 영향의 방향이 반대로 나타났다. 그리고 모형 1, 2에서는 여성배우자 건강상태가 10% 유의수

Table 2. Results of Birth Model (Total Sample, Endogeneity Considered)

	Model1		Model2		Model3	
	Estimation parameter	t-value	Estimation parameter	t-value	Estimation parameter	t-value
Constant	0.1	1.13	0.313	0.84	-2.054	-2.31
Housing Tenure (Own=1, Lease=0)	0.542**	2.02	0.707**	2.46	0.474	0.87
Children Number	-0.593***	-11.17	-0.564***	-10.58	-3.844***	-13.34
Female Spouse Age	-0.032***	-3.41	-0.035***	-3.61	0.638***	7.13
Female Spouse Health Conditon (Good=1)	0.127*	1.82	0.115*	1.65	0.021	0.17
Marrige Period (Yr.)	-0.031	-1.57	-0.046**	-2.32	-0.123***	-2.75
Household Net Asset (Ten Million Won)	-0.006	-1.59	-0.008**	-2.01	0.005	0.64
Household Year Income (Female Spouse Earned Income Excluded) (Ten Million Won)	0.004	0.32	0.0011	0.82	0.0015	0.75
Parents Coliving (Coliving=1)	0.274	0.91	0.062	0.21	-0.464	-0.66
Chonsei Price Rate of Change (%)	-0.019	-1.1	-0.015	-0.9	-0.028	-1.08
Chonsei Price (Per Square Meter, Million Won)	-0.002	-0.04	0.083	1.08	0.030	0.13
ρ	-0.322*	-1.87	-0.420**	-2.14	-0.273	-0.77
Endogeneity Test ($H_0 : \rho = 0$) Stat. (χ^2)	3.48(p-val.=0.062)		4.59(p-val.=0.032)		0.59(p-val.=0.443)	
Log-L	-2,798.96		-2,701.06		-2,295.95	
LR Stat.	377.99 ($\chi^2_{0.01,30} = 50.89$)		3,501.04 ($\chi^2_{0.01,37} = 57.34$)		3,952.11 ($\chi^2_{0.01,75} = 100.43$)	
Sample Size	2,903 person (808 household)					

Note: 1) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

2) t-value is calculated by robust standard error clustering household number.

3) Year dummy included estimating all models and in model3, household average and observation number of all exogeneous variables are included.

준하에서 유의하게 나타났으나 모형 3에서는 유의하지 않게 나타났다, 하지만 모형 1에서 유의하지 않게 나타난 혼인 기간 변수가 모형 2와 3에서는 5% 유의수준 하에서 유의하게 나타났다. 반면에 혼인 기간은 모형 2와 모형 3에서만 5% 유의수준하에서 유의하였으며 모형 1과 모형 2에서만 여성배우자의 건강상태가 좋을수록 자녀를 출산할 확률이 유의하게 높게 나타났다. 모든 모형에서 기존 자녀수가 많을수록 자녀를 출산할 확률이 낮은 것으로 추정된 반면, 가구소득, 부모 동거 여부, 전세가격 상승률 및 제곱미터당 전세가격 등이 출산에 미치는 영향은 유의하지 않게 나타났다.

신혼가구의 첫출산에 대한 추정 결과를 제시하지는 않았지만 모든 모형에서 두 추정식의 상관계수인 ρ 값이 0이라는 귀무가설이 기각되지 않았다.

이러한 결과를 통해 자녀 출산 추정식에서 자가 점유 변수가 내생적 설명변수가 아닌 것으로 나타났으므로 내생성을 고려하지 않고 외생변수로 취급한 모형으로 분석할 수 있다. 이 경우 모형 1과 모형 2는 일변량 프로빗모형으로 모형 3은 내생성을 고려하지 않은 고정효과(Fixed effect) 로짓모형이나 확률효과(Random effects)로짓 또는 프로빗모형을 적용하여 추정할 수 있다. 그런데 고정효과 로짓모형에서는 종속변수가 변화될 때만 관측이 되어 결과가 산출되지 않는 것으로 보이며, 확률효과 로짓모형에서는 균집한 강건표준오차가 산출되지 않는 문제가 발생한다. 따라서 확률효과 프로빗모형으로 분석하여 Table 3의 결과가 나타났다. 일변량 프로빗모형과 확률효과 프로빗모형 추정결과에 기초하여 자녀 출산 결정요인을 해석해 보면 일변량 프로빗모형에

Table 3. Results of Birth Model (First Birth Sample, Endogeneity Not Considered)

	Probit Model		Random Effect Probit Model	
	Estimation parameter	t-value	Estimation parameter	t-value
Constant	0.872	1.21	0.913	1.21
Housing Tenure (Own=1,Lease=0)	-0.220*	-1.66	-0.235	-1.63
Female Spouse Age	-0.025	-1.2	-0.025	-1.16
Female Spouse Health Conditon (Good=1)	0.132	0.97	0.140	0.97
Marrige Period (Yr.)	-0.129***	-3.21	-0.114**	-2.05
Household Net Asset (Ten Million Won)	0.002	0.38	0.002	0.3
Household Year Income (Female Spouse Earned Income Excluded) (Ten Million Won)	-0.032*	-1.81	-0.034*	-1.79
Parents Coliving (Coliving=1)	1.314***	2.75	1.415***	2.69
Chonsei Price Rate of Change (%)	0.793	0.23	0.691	0.19
Chonsei Price (Per Square Meter, Million Won)	-0.194**	-2.51	-0.206**	-2.39
Log-L	-322.34		-322.18	
LR Stat.	56.82 ($\chi^2_{0.01,16} = 32.00$)		52.21 ($\chi^2_{0.01,16} = 32.00$)	
Sample Size	556 person (273 household)			

Note: 1) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

2) t-value is calculated by robust standard error clustering household number.

3) Year dummy included estimating all models and in model3, household average and observation number of all exogeneous variables are included.

서만 자가점유 변수가 출산에 10% 유의수준하에서 유의하게 나타났다. 그런데 특이할 점은 첫째 자녀 출산인 경우 자가점유가 출산에 미치는 영향은 전체 샘플 모형과는 반대로 자가점유가 출산에 음(-)의 효과를 주는 것으로 나타난다는 것이다. 이는 유의한 결과는 아니었지만 가구의 미관찰 이질성을 고려한 확률효과 프로빗 모형에서도 동일하게 나타났다. 이는 자가구입을 위한 비용부담으로 인하여 첫 출산을 연기할 확률이 높음을 보여주며, 이 경향은 둘째 이상 출산과는 차별적으로 나타남을 보여준다. 특히 전체샘플에서 유의하지 않게 나타났던 단위면적당 전세가격이 높을수록 출산에 1% 유의수준하에서

음(-)의 영향을 주는 것으로 나타나 주거비용의 증가로 인해 출산에 부정적 영향을 주는 것으로 판단된다. 그리고 여성배우자 근로소득을 제외한 가구소득이 증가할수록 5% 유의수준 하에서 부정적 영향을 준 것으로 나타났다.

또한 전체샘플에서는 유의하지 않았던 단위면적당 전세가격이 높을수록 출산에 5% 유의수준하에서 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타나 특히 첫출산에서 과도한 주거비용은 출산에 부정적 영향을 주는 것으로 판단된다.

그리고 소득의 증가는 오히려 출산에 부(-)의 영향을 보여주었는데 이는 대부분의 선진국에서 소득이

Table 4. Results of Birth Model (Second Birth Sample, Endogeneity Considered)

	Model1		Model2		Model3	
	Estimation parameter	t-value	Estimation parameter	t-value	Estimation parameter	t-value
Constant	-0.147	-0.31	-0.231	-0.48	-5.249	-3.20
Housing Tenure (Own=1,Lease=0)	0.542*	1.67	0.804**	2.27	0.705	0.75
Female Spouse Age	-0.037***	-2.79	-0.039***	-2.86	0.838***	5.9
Female Spouse Health Conditon (Good=1)	0.203**	2.15	0.191**	1.97	0.225	1.36
Marrige Period (Yr.)	-0.012	-0.49	-0.034	-1.25	-0.229***	-3.34
Household Net Asset (Ten Million Won)	-0.005	-1.08	-0.007	-1.52	0.006	0.56
Household Year Income (Female Spouse Earned Income Excluded) (Ten Million Won)	0.025	1.29	0.027	1.39	0.029	0.72
Parents Coliving (Coliving=1)	-0.326	-0.54	-0.569	-0.92	-0.791	-0.33
Chonsej Price Rate of Change (%)	-0.051**	-2.11	-0.049**	-2.08	-0.044	-1.27
Chonsej Price (Per Square Meter, Million Won)	0.041	0.61	0.128	1.41	0.074	0.22
ρ	-0.259	-1.24	-0.422	-1.68	-0.394	-0.61
Endogeneity Test ($H_0 : \rho = 0$) Stat. (χ^2)	1.54(p-val.=0.214)		2.82(p-val.=0.093)		0.37(p-val.=0.544)	
Log-L	-1,377.70		-1,335.47		-1,098.67	
LR Stat.	129.93 ($\chi^2_{0.01,30} = 50.89$)		2,442.59 ($\chi^2_{0.01,37} = 57.34$)		3,275.87 ($\chi^2_{0.01,75} = 100.43$)	
Sample Size	1,308 person (496 household)					

Note: 1) *, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.
 2) t-value is calculated by robust standard error clustering household number
 3) Year dummy included estimating all models and in model3, household average and observation number of all exogeneous variables are included

증가함에 따라 나타난 현상으로 자녀의 수와 같은 양적인 측면보다는 자녀보육의 질적인 측면을 중요시한 현상의 결과로 보여진다.

Table 4는 기존 자녀가 1명 이상 있는 신혼가구를 대상으로 둘째 이상 자녀 출산에 대하여 추정한 결과이다. 신혼부부의 두 자녀 이상 출산을 증가는 우리나라의 저출산문제를 해결해 주는 중요한 요소이므로 의미를 살펴볼 필요가 있다. 추정 결과, 모형2에서 ρ 값이 10% 유의수준하에서 유의하여 자가점유가 내생적 설명변수로 나타났고, 모형1과 모형3에서는 ρ 값이 유의하지 않게 나타났다.

자가점유의 추정계수는 모형1과 모형2에서 양(+)의 값을 보이며 자가에 점유하고 있는 가구의 출산 확률은 임차가구보다 높은 것으로 추정되었다.

통제변수들을 추정한 결과는 전체 표본을 이용한 Table 2와 대체로 비슷하였다. 다만 모형1과 모형2에서 전세가격 상승률 변수가 유의하게 산출되었다. 이는 둘째 출산으로 인한 양육비용이 과다한 상황에서 전세가격 상승으로 인하여 주거비용도 상승한다면 출산에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 보여준다. 그리고 Table 3의 첫 출산에서는 유의하지 않게 나타났던 여성 배우자 건강상태가 둘째 이상 자녀 출산에서는 양(+)의 방향으로 나타나 추가 출산을 위해서는 산모의 건강이 더 중요하다는 것을 나타냈다. 그리고 첫째자녀 출산과는 다르게 소득의 변화는 출산에 유의하지 않은 영향을 나타냈다.

지금까지는 자가점유가 출산에 미치는 영향을 살펴보았는데 저출산 및 주거문제의 동시적 해결을 위해서는 그 역의 관계인 출산이 자가점유에 미치는 영향도 살펴볼 필요가 있다. 분석결과를 살펴보면 출산모형과는 다르게 모형 1과 모형 2에서 ρ 값이 양(+)으로 유의하게 산출되었고, 모형 3에서는 유의하지 않게 나타났다. 또한 모형 1과 모형 2에서 출산은 자가점유에 음의 영향을 미치는 것으로 산출되었는데 이는 출산으로 인한 경제적 여건 등으로 인하여 자가점유에 어려움을 겪는 것으로 해석할 수 있다. 모형 3에서는 출산변수의 내생성이 존재하지 않아 내생성을 고려하지 않는 확률효과 프로빗으로 추정된 결과, 출산이 자가점유에 미치는 영향은 유의하지 않은 것으로 나타났다(부표 3 참조).

4.3 한계효과 분석

프로빗모형은 선형 모형이 아니므로 설명변수들이 출산에 미치는 영향력을 명확하게 파악하기 위해서는 효과를 직관적으로 보여줄 수 있는 한계효과를 측정할 필요성이 있다. 본 연구에서는 가구별 미관찰 이질성을 고려한 상관 확률효과모형에서 자가점유가 출산에 미치는 영향력 및 출산이 자가점유에 미치는 영향력을 중점적으로 보고자 한다. 한계효과를 측정할 때 각각의 가구별로 계산한 한계효과와 평균(average partial effect)으로 계산되었다.

모형 2를 기준의 한계효과 측정 결과, 전체 표본

Table 5. Results of Marginal Effects

Dependent Variables:	Model Sample		
	Total	First Birth	Second Birth
Housing Tenure => Birth	0.062	-0.075	0.057
Birth => Housing Tenure	-0.042	0.082	-0.039
Sample Size	2,903 person (808 household)	556 person (273 household)	1,308 person (496 household)

Note: *, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

에서는 자가점유 신혼가구의 출산 확률이 임차 신혼가구에 비해 6.2%p 높고, 둘째 자녀 출산에 대해서는 자가점유 가구가 임차가구에 비해 출산 확률이 5.7%p 높아 유사한 정도로 나타났다. 다만 첫째 자녀 출산에서는 자가점유 가구가 임차가구에 비해 출산 확률이 오히려 7.5%p 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 자가점유가 첫 출산과 다자녀 출산인지에 따라 출산에 대한 영향력이 차별적으로 나타남을 시사한다. 첫째 출산에서는 자가마련을 위해 투입되는 비용부담 등으로 인하여 출산을 연기하는 확률이 높아지는 반면, 둘째 이상 자녀 출산은 추가 양육에 역력이 존재하는 가구에서 자가점유가 제공하는 주거안정과 향후 경제적 자산 축적 가능성이 다자녀 출산에 핵심적인 역할을 담당하는 것으로 판단된다.

그리고 출산을 최근 1년 이내에 한 가구가 그렇지 않은 가구에 비해 자가점유 확률이 전체표본에서는 4.2%p, 둘째 자녀 출산표본에서는 3.9%p 가량 낮은 것으로 나타나 출산으로 인한 양육비용으로 인해 자가보유를 미루는 것으로 나타났다.

5. 결론

우리나라의 출산율이 전세계적으로 최저치를 유지하고 있는 가운데, 계속하여 근본적인 해결방안을 찾지 못하고 있는 상황이다. 최근에는 주택가격 급등 등으로 인한 주거불안정이 저출산 문제의 핵심으로 부각되고 있다. 그동안의 출산결정요인 연구에서는 자가점유와 출산간의 내생성 문제를 고려하지 못하거나, 가구의 관찰되지 않는 이질성을 통제하지 못한 문제가 존재하였고 출산이 주택점유형태에 미치는 영향은 분석이 부족하였다.

본 연구는 2011년(14차 년도)부터 2020년(23차 년도)까지 총 10개년도의 '한국노동패널조사(KLIPS)' 자료를 활용하여 신혼가구에 대한 패널자료를 구축하고, 상관 확률효과 패널 방법론을 통하여 가구가

자가를 점유하고 있는지에 따라 출산에 어떻게 차별적으로 영향을 주는지와 반대로 출산이 자가점유여부에 주는 영향을 상관확률효과(CRE) 모형으로 분석하였다. 또한 그 결과를 이전연구에서 분석한 합동(pooled) 축차형 이변량 프로빗(RBP)모형의 추정 결과와 비교하였다.

본 연구의 결과는 신혼가구가 자가를 점유하는 경우 첫째 자녀 출산에는 음(-)의 유의미한 영향을 보이고, 둘째 이상 자녀 출산에는 양(+)의 유의미한 영향을 보이는 것으로 분석되었다. 이는 첫째 자녀 출산에는 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 보이지만, 둘째 자녀 출산에는 유의미한 영향을 보이지 않는 것으로 분석된 유진성(2020)의 연구결과와는 다르다. 이러한 분석 결과의 차이는 상이한 추정방법 및 종속변수와 독립변수의 시차 차이 등에 기반한 것으로 보여지는데 향후 추가검증이 필요할 것이다.

전체모형을 기준으로 살펴보면 자가보유로 인한 안정성 등으로 출산에 긍정적인 영향을 미칠 것이라는 기존 가설 및 대부분 선행연구 결과와 일치하였다. 다만 본 연구에서는 첫 출산과 추가 출산 시 자가점유가 미치는 영향이 상반됨을 보여줌으로써 두 집단의 지원정책이 상이해야 함을 보여주었다.

자가점유변수의 내생적 특징과 가구의 이질성을 고려하여 실증 분석한 결과, 전체적으로 신혼가구가 자가를 점유하면 출산에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 전체 표본에서 자가 거주 신혼가구는 임차 거주 신혼가구에 비해 출산 확률이 6.2%p, 둘째 자녀 출산에서는 5.7%p 높은 것으로 나타났다. 그런데 첫째 자녀 출산 모형에서는 자가점유와 출산 변수 사이에 내생적인 특징이 나타나지 않아 확률효과 프로빗 모형으로 분석하였고, 그 결과 오히려 자가점유 가구가 임차가구보다 출산 확률이 7.5%p 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 자가점유가 출산회수에 따라 출산에 대한 영향력이 차별적으로 나타남을 시사한다. 첫째 자녀 출산에서는 주택을 구

입하여 발생한 부담 등의 부정적 영향이 자가 점유로 인한 긍정적 영향을 상회하였으며, 반대로 다자녀 출산에서는 자가점유가 제공하는 주거안정 등의 긍정적 효과가 부정적 효과보다 크게 나타났다. 이를 통해 첫 출산과 추가 출산을 위한 정책은 차별적으로 이루어져야 함을 확인할 수 있다.

그리고 출산이 자가점유에 미치는 영향을 살펴보면, 최근 1년 이내에 출산한 가구가 그렇지 않은 가구에 비해 자가를 점유할 확률이 전체표본에서는 4.2%p, 둘째자녀 출산표본에서는 3.9%p 가량 낮은 것으로 나타났다. 이를 통해 출산으로 인한 양육비용으로 인해 자가보유를 미루는 것으로 나타났다.

본 연구를 통하여 추가적으로 확인이 가능했던 사항은 가구의 미관찰 이질성을 고려한 분석은 그렇지 않은 분석과 대부분 유사한 결과를 나타냈으나 일부 변수의 유의성에서 차이가 났다는 것이다. 전체 모형에서는 여성배우자 연령이 출산에 미치는 영향의 방향이 가구의 이질성 고려 여부에 따라 반대로 나타났다. 둘째 이상 자녀출산 모형에서는 가구의 이질성을 고려한 모형에서는 혼인 기간이 길어질수록 출산확률이 낮아지는 것이 유의하게 나타났다.

본 연구의 의의는 출산과 주택점유형태의 상호관계를 설명변수의 내생성을 통제하고 시간에 따라 변하지 않는 가구의 이질성을 통제하여 일관적인 분석 결과를 도출하여 날로 심각해지고 있는 저출산문제 해결을 위한 근거를 제공했다는 데에 있다. 또한 출산과 자가점유와의 상호 관계에 대한 분석을 시도했다는 데 의의가 있다.

하지만 출산과 자가점유와의 오차항의 상관성을 고려하여 동시적인 영향은 분석하지 못하였다. 또한 연구에서 모형구축을 위한 변수의 시계열이 여전히 충분히 확보되지 못하였고, 패널자료 특성상 원가구에서 분가한 신흥가구만을 대상으로 하여 관측치가 풍부하지 못하여 보다 정교한 분석이 이루어지지 못한 측면은 한계라고 할 수 있다.

참고문헌

1. 관계부처합동(2021), “제4차 저출산·고령사회 기본 계획”, 세종.
2. 박준오(2014), “주거실태와 출산·혼인력 관계분석, 결혼차수를 중심으로”, 『2014년 상반기 연구보고서』, 제II권: 50~85.
3. 박천규·이영(2010), “결혼 후 3년 이내 출산이 주택소비에 미치는 영향”, 『주택연구』, 18(1): 27~39.
4. 송헌재(2012), “노동패널 자료를 이용한 우리나라 가구의 출산결정요인 분석”, 『응용경제』, 14(3): 51~78.
5. 신형섭(2022), “신흥가구의 주택점유형태 결정요인 변화와 주택점유형태가 출산에 미치는 영향에 관한연구”, 박사학위논문, 건국대학교.
6. 신형섭·정의철(2021), “주택점유형태가 신흥가구의 출산에 미치는 영향 분석”, 『주택연구』, 29(1): 5~32.
7. 유진성(2020), “거주유형이 결혼과 출산에 미치는 영향”, 『KERI Insight』, 20(10): 1~28.
8. 이삼식(2013), “주거환경이 출산에 미치는 영향과 정책과제”, 『보건·복지 Issue & Focus』, 183: 1~8.
9. 장지영·정의철(2019), “대출계약이 신흥가구의 주택점유형태 결정에 미치는 영향 분석”, 『부동산·도시연구』, 12(1): 89~112.
10. 정관석·이재우(2018), “부모의 경제적 지원과 주택자금대출이 신흥부부의 주택점유형태에 미치는 영향”, 『부동산연구』, 28(4): 7~22.
11. 천현숙·정희남·김혜승·하수정·오민준·장미혜·이택면·김난주·임진영·박태원·송향숙·한연오·유민태·박재민(2013), 『저출산에 대응한 주택 및 도시정책방향연구 II』, 세종: 국토연구원.
12. 천현숙·이길제·김준형·윤창원(2016), 『주택과 출산간의 연계성에 관한 거시·미시 접근』, 세종: 보건사회연구원.
13. 통계청(2021), “2020년 신흥부부 통계 결과”, 대전.
14. 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 2011~2020년.
15. Chamberlain (1980), “Analysis of Covariance with Qualitative Data”, 『Review of Economic Studies』, 47(1): 225~238.
16. Ermisch, J. and D. J. Pevalin (2004), “Early Childbearing and Housing Choices”, 『Journal of Housing Economics』, 13: 170~194.

17. Feijten, P., C. H. Mulder, N. Kumar and A. Martinez-Cruz (2002), "The Timing of Household Events and Housing Events in The Netherlands: A Longitudinal Perspective", *Housing Studies*, 17(5): 773~792.
18. Filippini, M. and W. Greene (2018), "A Note on the Different Interpretation of the Correlation Parameters in the Bivariate Probit and the Recursive Bivariate Probit", *Economic Letters*, 167: 104~107.
19. Goodman, A. and M. Kawai (1982), "Permanent Income, Hedonic Prices and Demand for Housing: New Evidence", *Journal of Urban Economics*, 12(2): 214~237.
20. Greene, W. H. (2018), *Econometric Analysis, 8th Edition*, London: Pearson Education.
21. Lauster, N. T. and U. Fransson (2006), "Of Marriages and Mortgages: The Second Demographic Transition and the Relationship between Marriage and Homeownership in Sweden", *Housing Studies*, 21(6): 909~927.
22. Mundlak, Y. (1978), "On the Pooling of Time Series and Cross Section Data", *Econometrica*, 46(1): 69~85.
23. Murphy, M. and O. Sullivan (1985), "Housing Tenure and Family Formation in Contemporary Britain", *European Journal of Population*, 1(3): 230~243.
24. Öst, C. E. (2012), "Housing and Children: Simultaneous Decisions? A Cohort Study of Young Adults' Housing and Family Formation Decision", *Journal of Population Economics*, 25(1): 349~366.
25. Vignoli, D., F. Rinesi and E. Mussino (2013), "A Home to Plan the First Child? Fertility Intentions and Housing Conditions in Italy", *Population Space and Place*, 19(1): 60~71.
26. Wooldridge, J. M. (2010), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, 2nd Edition*, Cambridge: MIT Press.

요 약

본 연구에서는 한국노동연구원의 '한국노동패널조사(KLIPS)' 자료를 이용하여 2011년(14차년도)부터 2020년(23차년도)까지 총 9개 년도의 신혼가구에 대한 패널자료를 구축하고, 가구의 이질성을 통제한 상관 확률효과 방법론을 적용하여 자가점유여부가 출산에 미치는 영향과 출산이 자가점유여부의 영향을 분석하고, 그 분석 결과를 선행연구에서 시도한 합동(pooled) 축차형 이변량 프로비트(Recursive Bivariate Probit)모형의 추정 결과와 비교하였다. 자가점유의 내생성뿐만 아니라 가구의 이질성을 고려한 모형으로 실증 분석한 결과, 자가점유는 신혼가구의 출산에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 전체 표본을 이용한 경우 자가점유 주택에 거주하는 신혼가구는 주택을 임차하여 거주하는 신혼가구에 비해 출산 확률이 6.2%p 높았으며, 둘째 자녀 출산에 대해서는 5.7%p 높은 것으로 분석되었다. 다만 첫째 자녀 출산에서는 자가점유와 출산변수간의 내생성이 확인되지 않아 확률효과 프로비트 모형으로 분석하였는데 이 경우 자가점유 가구가 임차가구에 비해 출산 확률이 오히려 7.5%p 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 자가점유가 출산회수에 따라 출산에 대한 영향력이 차별적으로 나타남을 시사한다. 첫 출산에서는 주택구입으로 인한 부담 등의 부정적 영향이 긍정적 영향보다 높았으며, 다자녀 출산에서는 자가점유가 제공하는 주거안정 등의 긍정적 효과가 부정적 효과보다 크게 나타난 것으로 보인다. 그리고 출산이 자가점유에 미치는 영향을 살펴보면, 출산을 최근 1년 이내에 한 가구가 그렇지 않은 가구에 비해 자가점유 확률이 출산을 최근 1년 이내에 한 가구가 그렇지 않은 가구에 비해 자가점유 확률이 전체표본에서는 4.2%p, 둘째 자녀 출산표본에서는 3.9% 가량 낮은 것으로 나타나 다자녀 출산으로 인한 양육비용 부담은 자가보유를 미루는 데 영향을 미치는 것으로 나타났다.

주제어 : 신혼가구, 출산, 자가점유, 상관확률효과

부 록

Appendix Table 1. Female Spouse Earned Income Estimation Result

Variables	Work (Work=1)		log (Earned Income)	
	Estimation parameter	t-value	Estimation parameter	t-value
Female Spouse Age	0.006 **	2.85	0.097 ***	8.19
Female Spouse Age Square	-		-0.001 ***	-7.46
Children Number	-0.182 ***	-11.86		
Female Spouse Education Level (Colleague Above=1)	0.253 ***	8.93	0.262 ***	9.52
Female Spouse Health Condition (Bad=1)	-0.332 ***	-4.17		
Household Year Income (Female Spouse Earned Income Excluded) (Million Won)	-0.006 ***	-12.09		
λ			-0.341	-4.56
Sample Size	10,720		5,559	

Note: Year Dummy Variables (Criteria=2020 Year) are also included Estimating Model.

Appendix Table 2. Permanent Income Estimation Result (Dependent Variable: Household Total Income (Million Won))

	Estimation Parameter	t-value
Constant	-39.858	30.18
Household Sex (Male=1)	9.190 ***	36.40
Household Age	2.632 ***	56.36
Household Age Square	-0.026 ***	65.32
Education Level	High School=1	5.689 ***
	University=1	14.330 ***
	Graduate Above=1	27.608 ***
Net Asset	0.0352 ***	106.43
σ		29.175
Log Likelihood		-396,155
Sample Size		82,369

Note: 1) σ is Estimation parameter about Error Term's Standard Deviation in Tobit Model.

2) *, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

3) Region Dummy (Metropolitan Criteria=Seoul) and Year Dummy Variables (Criteria=2020 Year) are also included Estimating Model.

Appendix Table 3. Housing Tenure Model Estimation Result (Total Sample)

	Model 1		Model 2		Model 3		Random Effect Probit Model	
	Estimation parameter	t-value	Estimation parameter	t-value	Estimation parameter	t-value	Estimation parameter	t-value
Constant	-3.064	-3.07	-3.285	-3.40	0.278	0.21	-18.189	-3.66
Birth (Birth=1)	-1.259 **	-7.35	-1.350 ***	-10.66	0.249	1.35	0.100	0.54
Household Age	-0.008	-0.66	-0.009	-0.74	-0.093 *	-1.65	0.074	1.28
Children Number	-0.032	-0.52	-0.051	-0.89	0.339 **	2.52	0.637 ***	3.24
Household Net Asset (Ten Million Won)	0.023 ***	4.39	0.022 ***	4.27	0.010	1	0.0057 **	3.01
Comparative Living Cost	-0.072 ***	-3.37	-0.070 ***	-3.35	0.007	0.24	-0.039 **	-3.27
Log (Permanent Income) (Million Won)	0.831 ***	2.91	0.915 ***	3.23	2.698	3.3	3.913 **	2.93
Metropolitan City Living (Metropolitan=1)	-0.562 ***	-5.53	-0.602 ***	-6.18	-0.651 **	-2.08	-1.715 ***	-3.68
ρ	0.702 **	4.00	0.764 ***	5.51	-0.163	-	-	-
Endogeneity Test ($H_0 : \rho = 0$) Stat. (χ^2)	16.00 (p-val.=0.000)		30.35 (p-val.=0.000)		3.01 (p-val.=0.083)		-	
Log-L	-2,793.15		-2,785.31		-2,300.86		-1,099.02	
LR Stat.	727.30($\chi^2_{0.01,27} =$)		905.12($\chi^2_{0.01,33} =$)		698.52($\chi^2_{0.01,75} =$)		61.26($\chi^2_{0.01,14} =$)	
Sample Size	2,903 Person (808 Household)							

Note: 1) *, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

2) t-value is calculated by robust standard error clustering household number

3) Year dummy included estimating all models and in model 3, household average and observation number of all exogeneous variables are included