



공공임대주택이 신혼부부 출산간격에 미치는 영향과 정책적 시사점*

The Effect of Public Rental Housing on Birth Interval of Newlyweds and Policy Implications

이훈** · 성진욱***

Lee, Hoon · Sung, Jinuk

Abstract

This study aims to examine the effect of public rental housing on the fertility of residents related to an increase in the ultra-low fertility phenomenon. Therefore, this study focused on changes in the first and second childbirth intervals of newlyweds who live in public rental housing in Seoul. The "Survey on Housing Conditions for Youth and Newlyweds in Seoul Public Rental Housing" was conducted in 2020, and responses that were relevant to the study were used as data. The PWP-GT (Prentice, Williams & Peterson-Gap Time) model was used for analyzing recurring survival data. "Time required to move in" and "occupancy status" were selected as key variables to understand how residing in public rental housing affects fertility. The composition of the analysis model was divided into an overall model and event-specific effect (1st birth & 2nd birth) model. Resultingly, we found: First, the delayed move-in to public rental housing caused a catch-up effect among non-resident households; in contrast, it had a negative cause of delay in childbirth among public rental households. Second, it was discovered that most couples who moved into public rental housing had their first child before moving in; however, couples who gave birth to a second child after moving in experienced rapidly shortened birth intervals when the effect changed over time. This means that couples moving into public rental housing change their childbearing behavior after moving in, and by implication, moving into public rental housing can be a starting point for positive changes in the living environment of residents.

주제어 저출산, 신혼부부, 공공임대주택, 출산간격, 재발생존자료분석

Keywords Low Fertility, Newly Married Couple, Public Rental Housing, Birth Interval, Recurrent Survival Data Analysis

1. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

주거지원정책의 목표는 추상적으로 인류의 안녕(well-being)과 존엄성(dignity)을 확보하는 데 필수적인 주거권을 보장하기

위함이며, 구상적으로는 저소득 가구가 물리적으로 적절하고 저렴한 주택(decent and affordable housing)에서 살 수 있도록 돕는 것으로 정의될 수 있다(Newman, 2008; 임세희, 2016). 이러한 목표 아래 과거의 공공임대주택은 수도권 집중 현상에 따른 주택 부족 문제를 해결하기 위해서 도입된 1980년대 합동재개발 사업과 택지개발사업에 기인하여 발생하는 무주택 영세민과 철

* 본 논문은 SH도시연구원의 2021년 기본과제로 수행된 「서울시 청년 및 신혼부부가구의 주거실태와 정책방안」 연구의 일부를 수정·보완하여 작성되었음.

** Visiting Associate Research Fellow, the Seoul Institute (First Author: lhtong@naver.com)

*** Associate Research Fellow, Seoul Housing & Communities Corporation (Corresponding Author: sju762@i-sh.co.kr)

거민의 주거 안정을 위해서 공급되기 시작하였으며, 이후 「임대주택건설촉진법」 제정을 통하여 주거복지 정책의 체계를 갖추게 되었다(허재완, 1993; 김지은, 2021). 공공임대주택이 체계를 갖추기 시작한 1980년대의 출산 정책은 1993년까지 인구성장률 1% 수준으로 달성하기 위해 출산 억제에 노력을 기울인 시기이다. 당시의 합계출산율이 1981년 2.6명, 1983년 2.1명 그리고 1987년 1.6명으로 우하향하는 것은 당시 관점으로 출산 조정정책이 뚜렷한 효과로 나타났음을 알 수 있다.

반면 현재의 우리나라는 OECD 회원국 가운데 가장 낮은 0.81명의 출산율을 기록하고 있는 상황을 맞이하게 되었다. 이에 공공임대주택은 저출산 현상의 지속성이 강화됨에 따라 청년·신혼부부까지 수혜대상이 확대되었고, 2013년 행복주택의 도입 및 「제2차 저출산·고령사회 기본계획」을 통한 저출산 예산에 포함되면서부터 본격적으로 저출산 대응 방안 중 하나로 다루어지게 되었다(김우림, 2021).¹⁾ 이러한 공공임대주택 정책의 흐름에서 중요한 점을 착안할 수 있는데, 첫 번째는 특정 계층의 주거비 부담 경감과 주거안정으로 이들의 주거권을 보장하는 공공임대주택의 고유한 역할은 유지되고 있는 점과 두 번째로 공공임대주택을 통한 정부의 주거복지 정책의 접근방법과 방향이 변화된 점, 마지막으로 출산 수준에 대한 정부의 관점이 향후 국가의 출산 수준에 영향을 미칠 수 있는 중요한 요인이라는 점이다(홍문식 외, 1993).

정부의 주거지원을 통한 저출산 개선의 강력한 의지는 청년·신혼부부 대상 주거지원에 대한 예산 규모의 변화와 공공임대주택 공급계획으로 가능할 수 있다. 정부는 2025년까지 장기 공공임대주택 240만 호, 재고율 10% 달성을 위한 공급계획을 「주거복지로드맵 2.0」을 통해 발표하였다. 또한 정부의 저출산 예산 중 청년·신혼부부 대상 주거지원 예산은 2014년 4천 3백억 원에서 2021년 23조 3천억 원으로 약 54배 상승하였으며, 저출산 대응 전체 예산 대비 16.3%(7.0조 원)에서 54.4%(42.9조 원)로 증가하였다(김우림, 2021). 합계출산율이 0.63명(2021년 기준)으로 전국에서 가장 낮은 수준을 보이는 서울시도 2022년 「2025 서울시 청년정책 종합계획」을 발표하고 2025년까지 약 6조 3천억 원의 예산 투입과, 청년·신혼부부를 위한 공공임대주택 공급을 확대·계획하고 있다(성진욱·이훈, 2021).

그렇다면 공공임대주택이 저출산 대응 정책에 활용되는 주요한 요인은 무엇인가? 다수의 연구에 의하면 우리나라의 높은 수준의 주택가격 및 임대료에 의한 주거비 부담이 개인의 선택 영역인 혼인과 그 시점에 강력한 영향을 미치고 있으며, 더 나아가 첫 출산을 포함한 추가 출산 가능성과 지역의 자녀 수 그리고 합계출산율까지 낮추는 것으로 지목되고 있다(천현숙 외, 2012; 2016; 도난영·최막중, 2018; 임보영 외, 2018; 배호중, 2019; 이재희·박진백, 2020). 적절한 주거비(affordable housing)는 쾌적한 주거생활(decent housing)을 위한 충분조건(sufficient condition)이며 가구의 주거 안정성과 건강·교육·취업 등 삶의 질 개선에

중요한 요소로 작용하게 된다(이현정, 2015). 이러한 배경 아래 공공임대주택이 저출산 대책 중의 하나로 활용된 주요한 요인은 공공임대주택의 주거비 부담완화로 발생하는 편익에서 비롯된다(천현숙 외, 2016). 공공임대주택은 민간임대주택 대비 낮은 주거비 부담이 발생하며, 동시에 더 높은 주거 편익이 발생하는 것으로 평가되고 있다(최은희 외, 2011; 임세희, 2018). 이외에도 공공임대주택은 최저주거기준 미달 가능성을 낮추며 주거 안정성 및 물리적 주거환경의 개선으로 기존주택 대비 주거환경 만족도를 높이는 장점도 있다(고정희·서용석, 2018; 임세희, 2018). 즉, 공공임대주택 입주는 단순히 기본재화인 주거비의 감소만을 의미하기보다는 제한된 가구의 소득과 소비생활에서 실질적으로 요구되는 소비로 이전지출 되면서 삶의 질이 개선될 수 있으며, 물리적 환경과 주거 안정성 개선을 통한 복합적인 주거 만족 증대로 해당 가구의 건강한 출산을 기대할 수 있다(송건섭, 2007; 최은희 외, 2011; 천현숙 외, 2016).

이러한 시대적 요구에 따라 기존의 공공임대주택과 저출산에 관한 연구는 지역의 출산율과 공공임대주택 비율을 활용한 거시적 연구와 대상 계층에 대한 입주 의사 및 만족도에 대한 설문조사가 주요한 방안으로 활용되었다(천현숙 외, 2016; 박미선, 2017). 이는 공공임대주택과 관련한 출산 연구가 제한적·간접적으로 이루어져 왔음을 의미한다. 정책 대상에 초점을 맞춰 접근하는 설문조사 및 심층 인터뷰의 경우 출산의 근본적인 동기와 원인을 파악 가능한 장점이 있지만 출산 영향요인의 효과를 실증할 수 없다는 한계가 있다. 더불어 우리나라와 같이 합계출산율이 1명 미만인 상황에서는 둘째 출산이 더욱 중요한 의미를 가지에도 불구하고(Oláh, 2003), 공공임대주택 입주자를 대상으로 한 첫째와 둘째 출산의 영향요인과 효과에 관한 연구는 아직 시도되지 못한 것으로 파악되었다. 이에 따라서 본 연구에서는 출산의 속도(tempo)를 의미하는 출산간격(birth interval)을 활용하여 공공임대주택에 입주한 신혼부부를 대상으로 공공임대주택이 첫째·둘째 출산에 미치는 영향에 관한 실증분석을 시도한다.

다만 본 연구에서는 공공임대주택이 반드시 출산에 긍정적인 영향으로 나타날 것에 대한 확증 편향(confirmation bias)을 경계해야 할 필요가 있다. 공공임대주택은 민간임대주택 대비 비교적 저렴한 주거비로 개선된 환경에서 안심하고 장기간 거주할 수 있는 뚜렷한 긍정적인 측면도 있지만, 만혼(late marriage)이 강화되는 현 시점에서 수요대비 부족한 공급으로 입주 시기(timing)를 선택할 수 없는 비자발적인 특성이 출산간격을 지연하는 요인으로 작용할 수 있다. 또한 생애 주기상 신혼부부는 자유로운 삶을 추구하는 성향이 있어 낮은 주거비 부담으로 발생하는 편익을 활용하여 출산을 실현하기보다는 사회·문화생활을 위한 비필수재 성격의 선택재 소비를 증가시킬 수도 있다(최홍철·최현자, 2014). 특히 공공임대주택의 편익이 다른 지역 대비 가장 큰 서울에서는 이러한 성향이 강화되어 발생할 수 있는 점을 간과할 수

없다(권대철·최막중, 2012). 따라서 본 연구의 핵심 질문은 “공공 임대주택 입주는 출산간격에 영향을 미치는가?”와 같이 중립적으로 시작될 수 있으며, 이 연구 질문을 해소하기 위한 연구의 목적과 의의는 다음과 같다. 첫째, 서울의 공공임대주택에 입주한 신혼부부를 대상으로 연속된 첫째·둘째 출산간격(birth interval)에 초점을 두어 공공임대주택과 출산 간의 관계를 분석한다. 둘째, 문헌 검토를 통하여 주택정책 분야에서 다소 생소한 출산간격의 개념을 정립하고, 선순위·후순위의 출산간격을 고려한 통합적 분석을 시행한다. 셋째, 기존에 관찰되지 못한 공공임대주택에 거주하는 신혼부부의 출산간격 특성을 파악하여 공공임대주택에 요구되는 정책적 시사점을 발굴한다. 마지막으로 현재 저출산 해소를 위하여 청년·신혼부부를 대상으로 공공임대주택 공급을 지속적으로 확대하려는 정부의 정책 방향을 고려할 때, 기존 공공임대주택의 출산 연구와 상호보완적 역할을 기대할 수 있는 점에서 본 연구의 의의를 찾을 수 있다.

II. 이론 및 선행연구 고찰

본 연구에서는 의료 및 보건 분야 등 출산 연구에서 주요하게 활용되는 출산간격(birth interval)을 이용하여 공공임대주택이 신혼부부 출산에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 다만 출산간격은 출산과 매우 긴밀한 관계를 맺고 있음에도 불구하고 소수의 주택정책과 관련한 연구에서 활용되었을 뿐 아직 보편화되지 못한 점이 검토되었다. 따라서 본 장에서는 출산간격의 정의를 개념화하고 기존에 출산간격을 활용한 선행연구를 바탕으로 공공임대주택 연구에 대한 출산간격의 적용 가능성을 검토하여 본 연구의 타당성 및 차별성을 뒷받침한다.

1. 출산과 출산간격

통계청에서는 기간 합계출산율(period total fertility rate)²⁾을 기준으로 우리나라의 출산력 수준을 평가한다. 기간 출산력의 결정요소는 출산의 양(quantum)과 시기(tempo, 속도)로 구성되며, 출산 양의 변화는 출산하는 자녀의 수의 변화를 의미하고 출산 시기의 변화는 출산간격의 변화를 의미한다(Bongaarts and Feeney, 2005). 이처럼 우리나라의 기간 출산력은 양과 속도로 구성되지만, 기존 저출산 정책의 관심은 자녀 출산을 기존보다 적게 하거나 하지 않는다는 현상의 결과인 양(quantum) 위주의 가정을 바탕으로 진행되어 왔다(은기수, 2001; 우해봉·장인수, 2017). 여기에서 정부의 양적 출산 정책의 수립방식은 잘못된 접근 방식이기보다는 저출산 현상을 충분히 반영하지 못한 그 한계성에 집중할 필요가 있다.

우리나라의 출산력 저하를 주도한 대표적 요인으로 결혼 지연을 의미하는 만혼(late marriage)화가 지목되고 있다(은기수,

2001; 도난영·최막중, 2018). 만혼의 원인은 경제활동, 가치관 변화, 사회 규범 등 다양한 요인이 복합적으로 작용하며, 특히 우리나라의 경우 혼전 동거를 받아들이지 않으려는 사회적 규범은 만혼의 영향을 더욱 강화하는 면이 있다(김태홍 외, 2011). 혼인연령이 높아진다는 것은 첫째 자녀의 출산연령을 높이게 되고 제한된 가임기간으로 둘째 자녀의 출산을 연기하거나 포기하게 되어 결국 출산 실현 가능성을 낮추는 역할을 하게 된다(신윤정 외, 2020). 특히 둘째 출산은 결혼연령에 상당한 영향을 받으며, 만혼인 여성의 둘째 출산간격이 더 길게 나타나는 것으로 보고되고 있다(김태홍 외, 2011). 이처럼 초저출산이 장기화된 시점에서 출산시점 변화에 관한 관심이 높아지고 있으며, 이와 함께 출산간격의 중요성이 더욱 강조되고 있다(은기수, 2005).

출산간격(birth interval)은 혼인으로부터 출산까지의 기간(period) 또는 기존 출산으로부터 다음의 출산까지의 기간을 의미하는 것으로 여성 및 태아의 건강에도 밀접한 관련성이 있으며, 일반적으로 출산간격이 길어지면 출산확률이 낮아지고, 인구증가율에 부정적인 영향을 미치는 것으로 보고되고 있다(World Health Organization, 2007; Erfari et al., 2018). 이와 반대로 출산간격의 단축은 출산 속도의 증가와 함께 더 많은 출산으로의 전환 기회를 증가시키는 특성으로 여성이 출산하는 자녀의 수와 함께 출산패턴을 식별하는 데 중요한 지표로 활용되고 있다(Feeney, 1983; Bagheri and Saadati, 2021).³⁾

실제 출산간격의 단축으로 저출산이 개선된 대표적인 사례는 스웨덴의 스피드-프리미엄(speed-premium) 정책이 있다. 이 정책은 출산율 증대를 위해서 스웨덴의 두 자녀 규범(two-child norm)을 기초로 1974년에 최초로 도입되었으며, 첫째-둘째 출산간격에 집중한 방식으로 첫 출산 이후 30개월 이내⁴⁾에 재출산을 한 경우에 육아휴직 및 수당을 일정 수준(약 80%) 보장하는 방식으로 시행되었다(정은희 외, 2012). 이 정책이 도입된 이후 대부분의 스웨덴 부모가 자녀를 출산하는 방식에 지속적으로 영향을 미치게 되었으며, 결과적으로 출산이 가속화되는 뚜렷한 출산 효과가 나타났다(Andersson et al., 2006). 스웨덴의 사례는 국가의 사회 전체 시스템에 의한 특수적인 측면과 최근에 기존 대비 효과감소에 대한 회의적인 측면도 발견되고 있지만, 출산 정책의 방향성은 여전히 긍정적으로 평가되고 있다(Hoem, 2005; Andersson et al., 2006; Miranda, 2020).

2. 출산간격 접근방안에 관한 논의

출산간격이 출산 및 건강에 미치는 영향이 뚜렷한 만큼 출산간격에 관한 연구는 의학·보건학·사회과학 등 다양한 분야에서 다루어지고 있다. 출산간격의 결정요인은 연구분야에 따라서 생물학적 요인과 개인의 인구 및 사회경제학적 특성에 의해서 영향을 받게 된다(Bongaarts and Potter, 1983; Erfani et al., 2018).

생물학적 요인은 본 연구의 범위를 초과하므로 내용의 언급을 유보하더라도 사회과학 분야에서의 출산간격은 여성의 혼인연령, 교육수준과 경제활동 여부 그리고 가구의 소득, 가사노동수준 심지어 자녀의 자기 효능감까지 관련된 것으로 보고되고 있다 (Miller, 2010; Mills et al., 2011; 조성호, 2016; Khan et al., 2016).

다만 여기에서 상기해야 할 부분은 도·농 간 및 행정구역별 그리고 출산순위에 따라서 출산간격의 결정요인의 영향이 상이하게 나타날 수 있다는 점이다. 저소득 및 중소득 국가를 대상으로 시행된 2,802개 출산간격 연구에 대해서 분석 및 평가를 시행한 Pimentel et al.(2020)에 따르면 가장 빈도가 높으면서 출산간격과 관련 있는 여성의 개인적 요인은 출산연령과 교육수준으로 나타났다. 대부분의 정량적 연구에서 여성의 출산연령과 교육수준이 낮을수록 출산간격이 더 짧은 것으로 보고되었다. 하지만 연구에 따라서 출산 결정요인의 영향이 상반되어 나타나는 경우가 있음을 지적하였다. 예를 들어 여성의 교육수준이 낮거나 높은 경우 출산간격이 모두 짧아지는 연구 결과가 있었으며, 소득수준이 낮을수록 짧아지는 경우와 함께 정반대의 연구 결과가 보고된 것으로 나타났다. 이러한 출산간격 영향요인의 이질성은 국내 가구를 대상으로 한 연구에서도 동일하게 나타나고 있는 현상으로 다양한 연구에서 지적되어오고 있다(이삼식 외, 2005; 우혜봉·장인수, 2017; 정준수, 2018; 도난영·최막중, 2018).

이러한 출산간격 영향요인의 이질성은 출산순위(parity) 사이에서도 발생한다. 한 예로 혼인연령은 출산에 미치는 상대적 기여도의 크기는 다를 수 있지만, 중요성에 대해서는 폭넓은 공감대가 형성되어 있는 주요한 영향요인이다(Fallahzadeh et al., 2013; Shayan et al., 2014; Khan et al., 2016). 앞서 언급한 바와 같이 나라별 차이를 배제하더라도, 우리나라를 대상으로 한 국내 연구에서는 대체로 혼인연령이 증가할수록 첫째 출산간격을 지연시키는 영향이 있는 것으로 보고되고 있다(은기수, 2001; 류기철·박영화, 2009). 하지만 출산순위별 영향요인에 관한 연구에서는 그 이질적인 특성이 뚜렷하게 나타나고 있다. 「한국노동패널(1998~2008)」로 첫째(혼인-첫째 출산) 및 둘째(첫째 출산-둘째 출산) 출산순위별 출산 결정요인에 관한 연구를 시도한 민현주·김은지(2011)에서는 혼인연령, 교육수준, 경제활동 여부 변수가 출산간격에 유의미한 영향을 미치는 결정요인으로 나타났다. 이 연구에서는 혼인연령에 대해서 비선형 효과를 동시에 추정하였는데, 첫째 출산간격은 24.7세까지 출산간격이 길어지다가 단축되는 따라잡기(catch up) 현상이 나타났지만 둘째 출산간격에서는 25.9세까지 출산간격이 단축되다가 지연되는 패턴으로 나타났다. 특히 만혼 여성의 경우 둘째 출산이 지연 및 포기되어 출산순위별로 긍정·부정적 영향이 상반되어 발생하는 성향을 보여주었다. 2005년도 「전국 결혼 및 출산동향 조사」를 바탕으로 저출산 원인과 이에 대한 종합대책을 다룬 이삼식 외(2005)의 경우에

는 첫째 출산간격과 셋째 출산간격이 동일하게 지연되는 것으로 나타났으나, 영향력의 크기는 각각 -1.7%, -8.0%로 나타나 출산순위 간에 영향력 크기가 이질적인 것으로 나타났다. 또한 출산순위별 출산간격 결정요인의 영향은 연구대상에 따라서 상이하게 발생할 수 있다. 도난영·최막중(2018)은 「한국노동패널(2000~2014)」로 자가가구와 임대가구를 분리하여 첫째·둘째 출산순위별 영향요인과 지역주택가격의 영향에 대한 추정을 시도하였다. 연구결과 자가가구의 배우자 혼인연령은 첫째 출산간격에 통계적으로 유의미하지 않았으며, 둘째 출산간격에 대해서는 혼인연령의 증가에 따른 지연효과가 나타났다. 반면 임대가구에서는 혼인연령이 증가할수록 첫째 출산간격은 단축 후 지연되는 비선형효과가 나타났으며, 둘째 출산간격에는 유의미한 영향이 나타나지 않아 점유유형에 따라서 이질적 영향이 나타남을 주장하였다. 이외에도 주요 출산간격 영향요인인 교육, 경제활동의 경우에도 출산순위별로 이질적인 영향을 보이고 있다(〈Table 1〉 참조).

이러한 출산순위 간 이질성의 주요 원인은 후 순위 출산간격의 선순위 출산간격에 대한 강한 의존성(dependency)이 지목될 수 있다. 출산순위 간의 의존성은 동일한 가구에서 첫째 출산 및 둘째 출산과 같이 반복적으로 사건(event)이 발생할 때 사건 간에 상관관계가 발생하며, 이러한 상관관계로 인하여 이전 사건이 후속 사건의 비율을 증가시키거나 단축시키는 상황을 의미한다(Box-Steffensmeier and De Boef, 2006). 스웨덴의 출산순위별 결정요인에 관한 연구를 시도한 Heckman et al.(1985)은 초기 출산간격이 지연될 때 후속 출산간격이 단축되는 특성(reverse engine of fertility phenomenon)을 발견하였는데, 이는 후속 출산간격이 이전 출산간격의 길이에 강한 의존성을 갖기 때문이라고 주장하였다. 이러한 출산순위 간 출산간격의 의존성은 출산순위 사이에서 발생하는 공공임대주택의 입주 여부에 따라서 더 단축되거나 더 지연될 가능성이 있다. 즉, 초기 출산의 출산간격이 지연된 상황에서는 후속 출산의 출산간격이 단축되는 현상을 기대할 수 있는데, 만일 공공임대주택 입주가 출산에 특정한 영향을 미친다면 후속 출산의 미입주 상태 집단과 입주 상태 집단 간의 출산간격에 차이가 발생할 수 있다. 하지만 이러한 현상이 만혼화와 연계될 때 공공임대주택의 입주 효과가 발생하지 않을 가능성도 배제할 수 없다. 예를 들어 지연된 혼인으로 첫 출산을 가속화하거나 연기 또는 포기할 수 있으며, 이와 연계된 후속 출산에서는 가임기간의 제한으로 출산간격을 단축하거나 출산 자체를 포기하는 현상이 교차하여 발생할 수도 있기 때문이다. 지금까지 논의된 사항을 종합하면 출산순위 간 의존성에 따른 이질성으로 공공임대주택 입주는 첫째·둘째의 출산간격을 단축하거나 지연하는 영향이 혼합적으로 발생할 수 있으며, 이러한 특성으로 인하여 공공임대주택 출산 연구는 출산순위가 충분히 고려된 접근방안이 요구됨을 알 수 있다.

Table 1. Estimation result of major determinants of birth interval by birth order

Classification	Birth order	Occupation type	Marital age	Education level	Economic activities	Data	Temporal & spatial scope	Model
Eun (2001)	1st	(na)	(+)	(ns)	(na)	NSoF	1997 Nationwide	Cox PH
Ryoo and Piao (2009)	1st	(na)	(+)(-)	(+)	(-)	KLoWF	2007 Nationwide	Cox PH
Jeong (2018)	2nd	(na)	(+)	(+)	(ns)	PSoKC	2008~2015 Nationwide	Cox PH
Min and Kim (2011)	1st	(na)	(-)(+)	(+)	(-)	KLIPS	1998~2008 Nationwide	Weibull-Cox PH
	2nd		(+)(-)	(+)	(-)			
Do and Choi (2018)	1st	Rental	(+)(-)	(ns)	(-)	KLIPS	2000~2014 Nationwide	Parametric-Weibull
		Own	(ns)	(ns)	(-)			
	2nd	Rental	(ns)	(+)	(ns)			
		Own	(-)	(ns)	(ns)			
Lee et al. (2005)	1st	(na)	(-)	(ns)	(ns)	NMaCTS	2005 Nationwide	Cox PH
	2nd		(-)	(-)	(-)			
	3rd		(-)	(-)	(-)			
Kim et al. (2011)	1st	(na)	(-)	(-)	(-)	KLoWF	2007 Nationwide	Cox PH
	2nd		(-)	(-)	(ns)			
	3rd		(-)	(-)	(+)			
Kim (2017)	1st	(-)	(na)	(ns)	(ns)	NaSTaB	2008~2014 Nationwide	Cox PH, Discrete-time
	2nd	(ns)	(na)	(ns)	(-)			
	3rd	(ns)	(na)	(ns)	(ns)			

Note 1: (+) Birth interval shortening effect, (-) Birth interval delay effect, (ns) not significant, (na) not available, (#)/(#) Double parentheses are polynomial regression results.

Note 2: Kim(2017)'s value of occupation type classification means the effect on the birth interval of monthly rent households compared to own households.

Note 3: NSoF (National survey on fertility), KLoWF (Korean longitudinal survey of women & family), PSoKC (Panel study on Korean children), KLIPS (Korean labor & income panel study), NaSTaB (National survey of tax and benefit), NMaCTS (National marriage and childbirth trend survey)

3. 기존연구의 한계점과 연구의 차별성

기존에 시행된 연구들이 다면적으로 면밀하게 검토되었음에도 불구하고 본 연구의 핵심 연구 질문인 “공공임대주택 입주하는 출산 간격에 영향을 미치는가?”에 명확한 답변을 제시하기에는 다음과 같은 한계점이 존재한다. 첫째, 연구 공간범위의 복합성이다. 국내의 기존 연구는 국가 전체를 대상으로 연구를 실시하였다 (<Table 1> 참조). 이는 출산 영향요인 변화의 흐름과 우리나라와 타 국가 간에 비교를 가능케 하는 중요한 연구로 평가될 수 있다. 하지만 2020년 기준 전국의 공공임대주택의 비율은 8.0%이며, 공공임대주택 지역별 구성비는 수도권 54.0%, 서울 19.2%로 지역 간 구성비의 편차가 크기 때문에 공공임대주택의 출산에 대한 영향을 효과적으로 파악하기에는 한계가 따른다.⁵⁾ 물론 은기수 (2001), 김현식(2017)과 같이 지역을 더미(dummy)처리하여 지역 간에 발생하는 차이를 파악할 수 있지만, 특정 지역에서 발생하는 영향요인에 대한 정보를 제공하지 못하는 분명한 한계가 있다.

둘째, 분석 결과의 비정합성이다. <Table 1>에서 확인할 수 있

듯이 대부분의 연구범위는 전국의 가구를 대상으로 하고 있음에도 불구하고 데이터별, 시기별로 영향요인의 효과가 긍정과 부정 또는 통계적으로 유의미하지 않은 혼합된 결과로 나타나고 있음을 알 수 있다. 검토된 국내 연구 중 출산간격을 활용하여 임대가구와 자가가구를 개별모형으로 분석한 도남영·최막중(2018)의 결과를 공공임대주택 사례에 적용하기에도 큰 부담이 따른다. 만일 전국적으로 모든 임대가구의 신혼부부 가구가 동일한 출산 행태를 보이는 것으로 가정하더라도, 연구 결과의 일반화가 어려운 상황과 이원론적 임대 시스템(dualist rental systems)⁶⁾에 해당하는 국내 임대주택 특성을 동시에 고려한다면 일반 임대가구의 연구 결과를 공공임대주택 정책에 반영하기에는 신중을 기해야 할 필요성이 있기 때문이다(Kemeny, 2006; 임세희, 2018).

마지막으로 출산순위 간 상관관계를 심도 있게 고려하지 못한 점이 있다. 출산은 반드시 첫 출산 이후에 후속 출산이 발생하므로 출산순위 간에 강한 상관관계를 갖는다(Bagheri and Saadati, 2021). 물론 첫 번째 출산만을 대상으로 하는 연구의 경우에는 전혀 고려할 필요가 없지만, 출산순위에 따른 연구를 시도할

경우에는 출산순위 간에 상관관계를 적절하게 고려할 필요가 있다(Amorim and Cai, 2015). <Table 1>에서 소개된 둘째 출산순위 이상을 다룬 연구는 공통적으로 조건부 확률(conditional probability)을 고려하여 출산순위별로 대상자를 선별하고 개별 모형으로 접근하는 방식만을 채택하였다. 하지만 이는 출산순위 간의 독립성을 가정한 방법으로 가구의 출산순위 간에 발생하는 상관관계는 충분히 고려하지 못한 한계가 있다. 만일 개인에게서 반복적으로 발생하는 사건 간의 상관관계를 고려하지 않은 경우에는 추정된 신뢰구간(confidential interval)이 인위적으로 좁아지게 되고 추정결과를 신뢰할 수 없는 상황이 빈번하게 발생할 수 있다(Kaster et al., 2021). 또한 앞서 언급된 Heckman et al.(1985)의 출산순위 간 의존성을 고려하면 각 개인에 대해서 두 번 이상의 출산을 허용하는 적합한 모델링이 요구된다.

이에 본 연구의 차별성은 다음과 같이 요약될 수 있다. 첫째, 기존의 전국단위의 전체 가구를 대상으로 하는 출산 연구를 탈피하여 서울을 대상으로 공공임대주택의 입주에 따라서 신혼부부의 출산간격에 어떠한 영향을 미치는가에 대한 실증분석을 시도하는 연구이다. 둘째, 출산순위 간 상관관계를 고려할 수 있는 재발생존분석(recurrent survival analysis)의 PWP-GT 모형을 활용하여 혼인 시점부터 첫째 출산 그리고 둘째 출산까지 통합적으로 살펴보는 연구라는 점이 본 연구의 주요한 차별성이라고 할 수 있다.

III. 연구방법

1. 분석 모형

생존분석은 특정한 사건이 발생한 시점까지의 시간(time to event)에 대해 분석하는 통계방법이며, 생존함수(survival function)의 추정과 위험함수(hazard function)에 영향을 미치는 독립변수 추정에 주요한 관심을 둔다. 생존자료를 분석하는데 가장 많이 적용되는 다변량분석(multivariate analysis)은 Cox의 비례위험모형(proportional hazard)이다. Cox 비례위험모형은 준모수적(semi-parametric) 생존분석으로 모수적 생존분석과 달리 기준위험함수에 대한 특별한 가정이 필요 없으며, 변수 간의 상대적 위험(relative hazard)을 쉽게 추정할 수 있는 장점이 있다(송경일·최중수, 2013). 이러한 장점에도 불구하고, 출산 분석에 주요하게 활용되는 Cox 비례위험모형은 사건이 한번만 발생하는 사건 시간의 독립성 가정으로 단일 사건만을 다룰 수 있으며, 반복되는 이벤트 시간에 적용하려면 다음에 제시되는 사항을 고려해야 할 필요성이 있다. 첫째, 여성은 독립변수 또는 계층(stratum) 변수로 모델링될 수 있는 한 번 이상의 출산을 경험할 수 있다. 둘째, 출산과 같이 동일한 가구 내에서 발생한 사건에 대한 시간은 가구 개별의 환경적·생물학적 요인을 공유하기 때문에 상관관계의 존재의 가능성이 있다(Amorim and Cai,

2015; Smedinga et al., 2017). 상관관계를 무시하고 접근하게 되면 첫째 출산과 둘째 출산이 상호 독립적으로 발생한다는 비현실적인 가정을 수반하게 되어, 결과적으로 통계적 검정력이 감소하는 것으로 보고되고 있다(Amorim and Cai, 2015; Kaster et al., 2021). 따라서 재발사건자료(recurrent event data)의 개별 집단 내 잠재적 상관관계를 설명하기 위해서 Anderson and Gill model, PWP-TT·PWP-GT model, Wei, Lin and Weissfeld marginal model 등 다양한 접근방법이 제안되어오고 있다. 이 모형들은 4가지 구성요소인 「전체(overall) 또는 사건별(event-specific) 기준선 위험(baseline hazard)설정, 「위험 간격(risk interval)의 정의, 「위험 집단(risk set)의 정의, 「집단 내 상관관계(within-subject correlation) 처리방법」에 따라서 구분 및 조합되어 연구목적에 적합한 모형으로 적용하게 된다(Kelly and Lim, 2000).

본 연구에서는 PWP-GT(Prentice, Williams and Peterson-Gap Time)모형을 채택하여 공공임대주택이 출산간격에 미치는 영향을 추정한다. PWP-GT모형은 출산과 같이 사건 간 강력한 생물학적 관계가 성립하고 재발 간격이 드물게 발생하는 경우에 적용될 수 있다(Amorim and Cai, 2015; Bagheri and Saadati, 2021). 이외에도 독립변수의 효과가 이전 사건과 후속 사건 간에 상이하게 나타날 가능성이 있을 때, 그리고 이전 사건의 발생으로 후속 사건의 재발가능성이 증가하는 경우에 적용될 수 있다(Ullah, et al., 2014). 특히 출산순위 간의 출산간격 개념을 활용하는 본 연구에 매우 적합한 모형이라고 할 수 있다.

PWP-GT모형은 이전 사건 이후의 시간을 적용하므로 실제 시간 척도와는 관련이 없는데 그 이유는 위험 간격(risk interval)이 이전 사건으로부터 시간이 0(zero)으로 다시 재설정된 시간 $((0, t))$ 으로 정의되기 때문이다. 재발사건자료의 위험집합(risk set)의 정의는 기준선 위험 선택이 포함되어 시점마다 설정된 위험은 위험 간격마다 다르게 설정된다. 또한 PWP-GT는 제한된 위험집합(restricted risk set)에 해당되며, k번째 위험 집합에 대한 기여가 (k-1) 사건을 경험한 대상의 k번째 사건 위험 간격만 포함하도록 제한된다. 즉, 둘째 출산 추정결과는 첫째 출산을 경험한 가구만 해당되는 것을 의미한다. 이와 함께 PWP-GT모형은 Cox 비례위험모형과 같이 동일한 가정이 필요하지만 기준위험을 출산순위에 따라서 개별적으로 설정이 가능하므로 연구의 목적에 따라서 후속 사건에 따라서 효과의 변화를 살펴볼 수 있는 사건별 효과(event-specific effect)모형과 평균효과를 살펴볼 수 있는 전체효과(overall effect) 모형 모두를 활용 가능한 장점도 있다(Kelly and Lim, 2000; Liu et al., 2011). 이외에도 전체효과 모형에서 집단 내 상관관계는 현재의 사건이 집단 내에서 발생한 이전 사건에 영향을 받지 않는다고 가정하는 조건부(conditional) 접근 방식을 취하는데, 이는 모형 내 시간 종속 공변량(time-varying covariates)이나 집단 내 샌드위치 추정기(sand-

wich estimator)를 도입하여 반복된 집단 내 상관관계를 설명할 수 있다(Andersen and Gill, 1982; Kelly and Lim, 2000; Yadav et al., 2020). 이와 같은 PWP-GT모형의 특징과는 별개로 모든 연구에서 공통적으로 지적되는 단점은 모형의 구조상 사건의 순서(strata)가 증가할수록 표본 수가 감소하므로 고순위 사건의 경우 표본 수의 제약으로 분석이 불가하다면 해당 순위는 절삭(truncation)되어야 한다.

$$h_{ik}(t) = [h_{0k}(t-t_{k-1})] \exp(\beta_k X_{ik}) \quad (1)$$

$$i = 1, \dots, n \quad k = 1, \dots, l$$

기본 PWP-GT모형은 위 식과 같다. k 는 시간 t 에서 각 개인에 대한 계층의 수를 의미하며, $h_{ik}(t)$ 는 k^{th} 사건의 i^{th} 대상에 대한 독립변수와 생존시간(t)이 주어진 위험이다. $t-1$ 은 이벤트의 이전 발생 시간을 의미하는데 $h_{0k}(t-t_{k-1})$ 는 기저위험함수(baseline hazard function)로 모든 독립변수의 값이 0일 때 이전 사건 발생 이후의 k^{th} 사건 발생에 대한 위험을 의미한다. 이외의 X_{ik} 는 시간 t 에서 i 번째 대상에 대한 독립변수의 벡터이며, β_k 는 k 번째 사건에 대한 회귀 계수로 독립변수 X_{ik} 가 연속변수라면 한 단위 증가할 때마다 $\exp(\beta)$ 만큼 지수함수적으로 위험비(hazard ratio)가 증가하게 된다(송경일·최종수, 2013). 위 식의 $h_{ik}(t)$ 는 시간 변수이지만 위험률은 시간에 의존하지 않고 늘 일정한데, 만일 요인(factor)변수에서 다른 상황에 처해 있는 한 대상($X=1$)과 다른 대상($X=0$)의 상대적 위험(relatives hazard)은 $\exp(\beta_k)$ 이며 이러한 효과는 시간에 불변함을 의미하게 되므로 비례위험(proportional hazard)가정이 적용된다. 이는 시간에 독립적이므로 시간이 변하더라도 사건의 대상 간 위험비는 일정하다는 것을 의미한다. 다만 연구에 따라서 독립변수가 비례위험가정을 위반하는 경우에는 시간변동계수(time-varying coefficients)방법을 적용한다(Zhang et al., 2018).

$$h_{ik}(t) = [h_{0k}(t-t_{k-1})] \exp(\beta_1 X_{ik} + \beta_2 X_{ik} * \text{Time COV}) \quad (2)$$

시간변동계수는 위의 식과 같이 만일 비례위험 가정을 위반한 변수가 있다면 해당변수에 *Time COV*와의 상호작용항을 추가하여 추정될 수 있다. 만일 $\beta_2 X_{ik}$ 가 0(zero)일 때는 시간변동계수는 시간이 고정된(fixed) PWP-GT모형으로 축소된다. 시간변동계수의 적용은 해당 변수가 비례가정에 적합한지에 대해서도 검토가 가능하므로 시간변동계수 적용 후 추정된 계수가 통계적으로 유의하다면 비례위험가정을 위반한 것이므로 시간변동계수를 추가할 필요성이 있다(송경일·최종수, 2013). 물론 비례위험 가정을 위반한 경우 시간변동계수방법 이외에도 해당변수를 계층화하는 stratified Cox model을 적용하는 방안도 검토될 수 있으나, 이 방법은 계층화된 변수를 추정모형에 투입할 수 없는 특성으로 본 연구에서는 채택하지 않았다.

2. 자료 구성 및 변수의 선정

본 연구는 공공임대주택 입주자에 초점을 두기 때문에 연구의 대상을 「공공주택 특별법 시행령」의 ‘공공임대주택’ 중 서울의 ‘행복주택’·‘국민임대주택(이하 국민임대)’·‘장기전세주택(이하 장기전세)’·‘기존주택전세임대주택(이하 전세임대)’에 입주한 가구로 한정하였다. 공간범위를 서울로 한정한 첫 번째 이유는 연구목적에 대한 적합성으로 서울은 2020년 기준 전국에서 가장 낮은 주택보급률(94.9%)과 합계출산율(0.64명)로 주거복지와 저출산 대책이 가장 시급한 지역이다.⁷⁾ 두 번째 이유는 자료의 적합성으로 기존 연구에서 활용된 공공임대주택을 분류할 수 없거나 표본 수가 현격하게 부족하여 서울의 공공임대주택을 대상으로 분석하기에는 적합하지 않았다.⁸⁾ 반면에 본 연구에서 활용되는 「2021 서울시 공공임대주택 청년 및 신혼부부 주거실태」(이하 「SH주거실태」)자료는 2021년 서울주택도시공사에 실시한 조사로 서울의 공공임대주택에 입주 경로상 청년과 신혼부부 자격으로 입주한 가구를 대상으로 2020년 기준의 가구원의 소득, 교육, 경제활동 여부 등 사회·경제 및 가구의 특성을 포함하고 있으며, 부모와 자녀의 출생시점과 혼인시점, 입주시점 등이 연단위로 조사되어 각 시점의 간격에 대한 정보제공이 가능하다. 전체 유효표본은 976 가구(청년 291가구, 신혼부부 685가구)로 조사된 조사자료 중 공공임대주택 연구에 가장 적합한 자료로 판단하였다. 더불어 조사시점마다 변화하는 다양한 변수의 효과를 엄밀하게 적용가능한 패널자료를 활용하는 전향적 연구(prospective study)가 최선일 수 있지만, 기존의 국·내외 출산 연구를 검토한 결과 다수의 연구에서 횡단면자료를 활용한 점과 주관적 요인인 선택편견 및 기억편견이 배제된 객관적 요인만을 활용하는 점 그리고 공공임대주택에 관한 조사자료의 한계를 고려하여 「SH주거실태」자료를 기반한 회고적 연구(retrospective study)를 진행하였다.⁹⁾

「SH주거실태」는 출산간격에 관한 연구를 목적으로 조사된 연구가 아니므로 본 연구의 목적에 적합한 자료로 활용되기 위해서는 분류 및 변환이 요구된다. 먼저 「SH주거실태」에서 입주 경로를 기준으로 청년가구를 제외한 신혼부부 가구만을 추출하였다. 또한 본 연구에서는 출산위험은 혼인시점 이후부터 발생하는 것으로 가정하므로 혼인시점 이전 출산가구와 혼인시점 및 출산시점이 동일한 가구는 제외하였다.¹⁰⁾ 이외에도 낮은 관측치를 보이면서 이상치(outlier)로 분류될 수 있는 첫째·둘째 출생시점이 동일한 쌍둥이 자녀 가구, 입주 이후 사별/이혼/별거 상태인 가구와 도시형생활주택·역세권·재개발임대 가구 등을 추가적으로 제외하였다. 따라서 최종적으로 1969년~1993년 출생, 2005년~2019년 사이에 혼인을 하고 2010년~2020년 사이에 입주한 가구이며, 혼인 당시 여성의 연령은 18세~44세인 총 447가구 데이터를 구축하였다. 종속변수인 첫째·둘째 출산간격은 혼인시점(0)부터 첫째 출산시점(T1)까지((0, T1], 이하 「첫째 출산간격」), 첫째 출산

(0)부터 둘째 출산시점(T2)까지의 기간((0, T2], 이하 「둘째 출산 간격」)으로 산정하였으며, 관찰기간 동안 첫째 또는 둘째를 출산하지 않은 가구는 각각 첫째, 둘째 출산간격에 대해서 중도절단된 것으로 간주하였다.¹¹⁾

공공임대주택의 영향을 추정하기 위한 핵심 변수는 입주에 소요되는 시간과 출산 당시 입주 여부에 관한 변수이다(〈Table 2〉 참조). 본 연구의 모든 대상가구는 조사 시점 당시 공공임대주택에 입주를 마친 신혼부부 가구로서 공공임대주택 입주방식이 입주희망자의 신청을 기반으로 운용되는 방식과 서울 공공임대주택의 높은 청약 경쟁률을¹²⁾ 고려하면 적극적인 입주를 시도한 가구로 추정될 수 있다. 더불어 「SH주거실태」 결과보고서에 따르면 직전주택 유형이 다세대, 다가구 주택 등 비아파트의 비율이 79.8%로 나타났으며, 외부환경에서 80% 이상의 만족도와 「공공임대주택 입주 후 좋은 점」에 관한 조사결과에서는 1순위로 ‘안정된 주거생활(49.6%)’·‘저렴한 주거비(25.0%)’·‘주거환경 우수(단지환경·치안·교육 등: 10.1%)’순으로 나타나 대체로 긍정적인 주거환경변화가 발생하였음을 알 수 있다(서울주택도시공사, 2021). 따라서 가구의 입주 상태는 입주가구의 출산간격에 일부

영향을 미칠 수 있음을 예측할 수 있으며, 이에 출산이 발생할 수 있는 위험구간이 되는 혼인-첫째 출산간격 및 첫째 출산-둘째 출산간격과 같이 관찰 기간 내 입주 여부를 기준으로 ‘미입주 상태 집단’과 ‘입주 상태 집단’을 구분하는 요인(factor)변수를 설정하고 집단 간 차이를 추정한다. 출산과 같이 특정 시점을 기준으로 구분하지 않고 관찰 기간 내의 입주 상태에 따라 구분된 변수를 채택한 이유는 입주를 하였음에도 불구하고 관찰 기간 내에 출산을 실현하지 못한 중도절단된 가구를 고려할 필요성이 있기 때문이다(도난영·최막중, 2018).

본 연구의 대상자인 공공임대주택 입주자는 공공임대주택에 적극적으로 입주하려는 입주자임에도 불구하고 높은 청약 경쟁률로 인하여 희망하는 시점에 입주가 불가능하며, 입주까지 지연된 시간은 출산을 계획하거나 실현하는 데 방해 요소로 작용할 수 있다. 일례로 혼인 전·후에 뚜렷한 출산 의향이나 계획이 있더라도 연령이 높아질수록 가구의 주어진 경제 또는 양육환경에 의해서 출산 실현 가능성이 상황에 적합하게 선택적으로 변화할 수 있다(김정석, 2007; 신윤정 외, 2020). 더불어 출산 전·후로 가족규모의 변화에 따라서 쾌적한 주거환경을 위한 거주지 변경에 대한

Table 2. Definition of variables

Category	Variables	Unit	Description
Dependent variables	Birth Interval 1st & 2nd	Year	1st birth interval=marriage(0)→1st birth(T1) 2nd birth interval=1st birth(0)→2nd birth(T2)
Women characteristics			
Marriage-ages	Age	Year	Women's marriage age
	Age ²		Women's marriage age squared
Economic activity	None (ref.) Activity	Dummy	Women's participation in economic activities
Educational level	Less (ref.) Associate	Dummy	Women's educational level (High school and less, Associate degree, Bachelor degree or above)
	Bachelor		
Household characteristics			
Household income level	Others (ref.) Top 30	Dummy	Comparison between the bottom 70% group and the top 30% income group based on equivalised income within the experimental group
Residence characteristics			
Type of public rental housing	Happy (ref.) National	Dummy	Four types of public rental housing (Happy housing, National public rental housing, Long-Term Jeonse rental housing, Jeonse rental housing)
	L-term		
	Jeonse		
Policy effects			
Move-in time	Move-in	Year	The period from marriage to moving into the current public rental housing
Occupancy status	None (ref.) Resident	Dummy	Housing occupation status of newlyweds during the observation period of nth birth interval
Interaction	MOVE×OCC	-	Interaction Term Move-in time×Occupancy status

욕구가 발생할 수 있는데, 주거환경 및 소득과 같이 추가 출산을 위한 주요 요소들의 뚜렷한 개선이 없는 경우에는 오히려 이전 출산경험이 부정적으로 작용하게 되어 추가 출산이 지연되거나 포기될 수도 있다(Kulu and Milewski, 2007; Bao et al., 2017; 정준수, 2018; 김영철, 2020). 만일 공공임대주택 입주가 주요한 주거환경변화의 기점이 될 수 있다면, 입주가 늦어질수록 출산간격을 지연시키는 영향이 발생할 수 있는 가능성이 있다. 또한 입주의 지연은 가구의 입주 경로에 따라서 출산간격에 상이한 영향으로 발생할 수 있다. 예를 들어 행복주택의 일반공급은 순위·추첨에 의하여 입주자를 선정하는데 이 경우 공공임대주택에 입주를 희망하는 가구가 입주 이후에 출산을 하기 위해서 계획적으로 출산을 지연할 수 있다. 반대의 경우도 동시에 고려할 필요가 있는데, 혼인시점부터 입주까지 출산간격이 짧을수록 출산 가능성이 높아질 수 있으므로 자녀 수에 대한 높은 배점이 주어지는 다자녀가구 및 신혼부부 특별·우선 공급유형의 경로로 입주한 가구의 경우에는 오히려 출산간격이 짧아지는 형태가 발생할 수도 있다. 즉, 본 연구에서는 입주자를 대상으로 입주의 지연이 출산간격을 지연 또는 단축시킬 수 있는 모든 가능성을 고려할 필요성이 제기된다. 자료의 제한으로 공급방식에 의한 입주 경로를 정확하게 파악할 수 없는 한계가 있지만, 미입주 상태와 입주 상태 집단 간에 발생하는 입주의연 영향의 차이는 입주 상태 변수와 입주 소요시간 변수 간에 상호작용항(interaction terms)을 활용하여 세분화된 그룹의 차이를 확인할 수 있다(Aiken and West, 1991). 또한 상호작용항의 경우 평균 집중화(mean-centering)를 적용하지 않았는데,¹³⁾ 이는 혼인 후 바로 입주한 시점이 기준으로 설정되므로 현실적인 해석이 가능하기 때문이다(이훈 외, 2021). 따라서 본 연구에서는 주요 변수 간의 상호작용항을 채택하여 미입주 상태와 입주 상태에 따른 집단 간 입주의연 영향 차이에 대한 추정을 본 분석과 함께 시도한다.

본 연구는 출산에 바탕을 두므로 이외의 통제변수는 출산과 관련한 선행연구를 바탕으로 적용 가능한 주요 변수로 선별하였다. 전체적인 유형은 여성특성·가구특성·입주유형으로 구분하였다. 먼저 여성 특성은 혼인연령, 경제활동 참여, 교육수준으로 구성하였다. 혼인연령은 여성이 혼인한 시점의 연령을 의미하며, 조사 시점인 2020년을 기준으로 연 나이를 적용하였다. 앞서 상세하게 기술된 바와 같이 혼인연령은 국내·외를 막론하고 많은 연구에서 출산에 매우 중요한 변수로 다루어지고 있다(은기수, 2001; Fallahzadeh et al., 2013; Khan et al., 2016). 하지만 혼인연령은 중요한 변수임에도 불구하고 연구마다 출산간격에 미치는 영향이 상이하게 나타난다(정준수, 2018). 이에 2차 다항식을 적용하여 출산순위별로 발생하는 연령 증가에 따른 영향의 변화를 추정한다(류기철·박영화, 2009; 민현주·김은지, 2011).

여성의 경제활동 참여와¹⁴⁾ 여성의 교육수준도 출산에 매우 중요한 변수로 함께 적용된다(민현주·김은지, 2011; 도난영·최막

중, 2018). 두 변수는 가구의 소득을 증가시킬 가능성을 동시에 가지며, 소득이 증가하면 출산을 촉진하는 소득효과(income effect)가 발생하기도 하지만 소득의 증대로 오히려 출산의 기회비용이 증가하여 출산을 억제할 수 있는 대체효과(substitution effect)가 발생할 수 있다는 상반된 주장이 있다(류기철·박영화, 2009; Miller, 2010; 천현숙 외, 2012). 다만 여성의 교육수준을 통제하지 않으면 가구소득이 출산에 미치는 영향이 편의(bias)된다는 사항이 보고된 점을 고려하면 두 변수 모두를 모형에 적합시킬 필요가 있다(Gangl, 2010; 김현식, 2017).

가구특성은 가구의 소득수준으로 정의하였다. 소득수준은 가구의 소비지출행태와 연동되어 출산간격에 영향을 미치는 것으로 보고되고 있으며, 대체로 소득이 높은 가구는 상대적으로 낮은 소득의 가구보다 출산간격이 지연되는 성향을 보인다(천현숙 외, 2012; Shayan et al., 2014; Khan et al., 2016). 하지만 일부 국내 연구에서는 출산순위와 관계없이 소득수준에 따른 차이가 없는 것으로 나타났으며, 특히 소득수준으로 모형을 구분한 경우에는 동일 소득집단 내에서 차이가 없는 것으로 나타났다(김은정 외, 2011; 도난영·최막중, 2018). 이에 따라서 본 연구에서는 가구원 수가 고려된 균등화 소득을 기준으로 백분위로 분류하고 상위 30분위(평균 313.3만 원/월)와 나머지 하위 소득(평균 167.3만 원/월) 두 집단을 비교하는 방식을 채택하였다. 이 두 그룹의 차이는 2021년도 「가계금융복지조사」의 10분위별 근로연령층 균등화 시장소득과 비교할 때 각각 6분위(월 301.3만 원), 3분위(월 176.7만 원)에 해당되어 공공임대주택 내에서도 뚜렷한 소득수준의 차이가 있음을 알 수 있다.¹⁵⁾ 이러한 소득수준의 이질성은 공공임대주택의 입주유형에 따른 공급대상의 차이로 비롯되는데, 국토교통부 마이홈포털에 따르면 국민임대는 소득 2~4분위, 장기전세는 3~4분위, 행복주택은 2~5분위, 신혼부부 전세임대는 도시근로자 월 평균소득 70%~100%를 대상으로 공급·지원되며 면적 및 맞벌이에 따라서 기준 중위소득 120% 이하까지 입주 및 지원이 가능하다. 다만 입주유형에 따라 공급대상의 소득을 구분하고 있지만 상한선만을 제한하는 방식으로 작동하므로 반드시 해당 유형이 소득을 반영한다고 단정하기는 어려우며, 오히려 거주가능기간(6년~30년)과 공급면적의 제한(60m² 이하~85m² 초과), 건설형 및 매입형 등 다양한 특성으로 조합된 특성이 존재하기 때문에 본 연구에서는 추가적으로 입주유형을 행복주택(참조변수)·국민임대·장기전세·전세임대를 구분하여 입주유형별로 출산간격에 미치는 영향의 차이를 추정한다.¹⁶⁾

IV. 실증분석

1. 기초분석

〈Table 3〉는 본 분석에 앞서 개별 독립변수의 빈도와 비율

Table 3. Person-years, number of childbirths and incidence rates by variables

Unit: person, %, person-years, incidence rates per person-years

Variables	1st Birth				2nd Birth			
	FREQ.	Years	Births	Incid.	FREQ.	Years	Births	Incid.
Marriage-ages								
Age	29.81(4.01)	904	309	0.342	29.70(3.90)	889	165	0.186
Economic activity								
None (ref.)	254(56.82)	520	209	0.402	187(67.75)	613	119	0.194
Activity	193(43.18)	384	100	0.260	89(32.25)	276	46	0.167
Educational level								
Less (ref.)	81(18.12)	161	63	0.391	55(19.93)	201	38	0.189
Associate	65(14.54)	123	50	0.407	45(16.30)	137	25	0.182
Bachelor	301(67.34)	620	196	0.316	176(63.77)	551	102	0.185
Household income level								
Others (ref.)	302(67.56)	590	251	0.425	251(81.23)	729	134	0.184
Top 30	145(32.44)	314	58	0.185	58(18.77)	160	31	0.194
Type of public rental housing								
Happy (ref.)	221(49.44)	496	100	0.202	71(25.72)	187	28	0.150
National	68(15.21)	126	66	0.524	66(23.91)	222	41	0.185
L-term	93(20.81)	142	93	0.655	93(33.70)	304	72	0.237
Jeonse	65(14.54)	140	50	0.357	46(16.67)	176	24	0.136
Policy effects								
Move-in	2.97(2.39)	904	309	0.342	3.78(2.23)	889	165	0.186
None (ref.)	228(51.01)	367	228	0.621	137(49.64)	516	64	0.124
Resident	219(48.99)	537	81	0.151	139(50.36)	373	101	0.271
Total birth exposure	447(100.00)	904	309	0.342	276(100.00)	889	165	0.186
Total birth experience	309(69.13)				165(59.78)			

Note 1: Values in parentheses indicate the percentage of composition within the variable group.

Note 2: "Marriage age" and "time to move in" are presented with average values and standard deviation due to continuous variables.

Note 3: "Incidence rates"=number of childbirths/ Person-years

(FREQ.), 관찰기간 동안 출산위험에 노출된 개별 대상자의 시간의 합인 인년(Person-years), 출산순위별 출생 자녀 수(Birth) 그리고 위험에 노출된 시간대비 출생 자녀 수의 비율인 1인년당 발생률(incidence rates, 이하 발생률)을 제시하였다.¹⁷⁾ 여기에서 발생률은 인구학에서 다루어지는 출산율과 유사한 개념으로 기혼여성만을 대상으로 하는 혼인 출산율로 해석될 수 있으며(김현식, 2017), 전국 기혼 여성을 대상으로 제시한 김현식(2017)의 발생률과 동일한 기준으로 작성되었으므로 간접적인 비교가 가능하다.¹⁸⁾ 첫째 출산에 관측된 여성은 총 447명이고 309명의 여성이 출산을 경험하여 발생률은 0.342로 나타났으며, 둘째 출산은 각각 276명, 165명, 0.186으로 첫째 출산 후 33명의 여성이 중도절단된 것으로 나타났다. 발생률의 경우 표면적으로 첫째 출산보다 둘째 출산이 절반 가까이 낮아진 것을 알 수 있는데, 이는 첫째 출산을 경험한 여성만을 대상으로 나타난 결과로 둘째 출산이 상당히 낮은 수준으로 발생하는 것을 알 수 있다. 다만 발생률을 기

준으로 2008년~2014년에 조사된 김현식(2017)의 첫째 출산 0.200, 둘째 출산 0.096와 비교할 때 서울이라는 지역적 특성과 출산율이 감소하는 시간적 추세를 고려하면 공공임대주택에서의 출산 발생률이 첫째 및 둘째에서 모두 확연하게 높게 나타났다. 특히 첫째 출산의 경우 노출된 개별 인년의 합(Years)이 유사한 수준(첫째 820, 둘째 2,974)임에도 불구하고 공공임대주택이 더 높은 발생률로 나타난 점은 적어도 첫째 출산의 경우에는 공공임대주택 입주가가 전국 대비 높은 출산 발생률을 보인다고 추정할 수 있다.

교육수준의 경우에는 대학 이상의 여성의 수(301명)는 많지만 발생률은 낮게 나타나 교육수준이 높을수록 다소 낮은 발생률로 나타나고 있음을 알 수 있다(정준수, 2018). 가구의 특성도 소득 상위 30분위 가구의 여성(0.185)이 소득 하위 70분위 가구의 여성(0.425)보다 낮은 발생률이 관측되어 공공임대주택 내에서도 소득수준에 따른 출산 발생률의 차이가 있음을 예측할 수 있다(천현

숙 외, 2012). 입주유형은 장기전세가 가장 높은 발생률(0.655)로 나타났으며, 반면에 행복주택이 가장 낮은 발생률(0.202)로 나타나 집단 간에 뚜렷한 차이가 나타났다. 다만 이러한 집단 간의 차이는 모든 유형을 공통으로 둘째 출산에서 급격하게 감소되는 것을 알 수 있다. 특히 첫째 출산의 높은 집단 간 차이는 둘째 출산의 모든 유형에서 감소하였으나, 첫째 출산에서 높은 수준의 발생률을 보이는 집단이 여전히 상대적으로 높은 수준의 발생률을 유지하고 있다. 반면에 소득수준에서는 근소한 차이지만 발생률이 하위 70분위가구(0.184)보다 상위 30분위가구(0.194)가 높은 것으로 반전되어 나타나 소득에 따른 출산효과와 차이는 둘째 출산에서 미미한 것으로 추정할 수 있다.¹⁹⁾ 본 연구의 핵심 변수 중 하나인 입주 상태 변수의 경우 첫째 출산의 미입주 상태(0.621)와 입주 상태(0.151)는 상호 간에 매우 큰 격차가 있는 것을 알 수 있다. 하지만 이와는 반대로 둘째 출산의 경우는 입주 상태(0.271)가 미입주 상태(0.124)보다 높은 수준의 발생률이 나타났다. 이는

첫째 출산의 경우 미입주 상태에서 대부분의 출산이 이루어지며, 비록 첫째 출산보다 낮은 차이지만 둘째 출산은 입주 상태의 출산이 미입주 상태보다 높은 비율로 발생하고 있음을 알 수 있다. 다시 말해 공공임대주택이 출산에 일부 긍정적인 영향을 미치고 있음을 추정할 수 있다. 다만 이 결과는 발생률만으로 검토한 단순 분석이므로 독립변수의 영향이 통제된 상태에서 출산간격의 변화를 살펴보는 PWP-GT모형에서는 상이한 결과가 발생할 수 있음을 상기할 필요가 있다.

2. 자료의 검정

본 분석을 진행하기에 앞서 각 집단의 출산간격(time to event)의 차이를 검정하기 위해서 요인(factor)변수를 대상으로 non-parametric test인 log-rank test와 Peto-Peto-Prentice test를 시행하였으며, 검정 결과는 <Table 4> 좌측에 제시하였

Table 4. Results of equality of survivor functions test & PH assumption test

Variables	Equality of survivor functions test			PH assumption test			
	Overall	1st Birth	2nd Birth	Model I		Model II	
		chi ²		rho	chi ²	rho	chi ²
Marriage-ages							
Age	-	-	-	0.015	0.10	0.027	0.33
Age ²	-	-	-	-0.020	0.17	-0.031	0.43
Economic activity							
None (ref.)							
Activity	9.31***	17.35***	0.01	-0.082	3.94**	-0.080	3.75*
Educational level							
Less (ref.)							
Associate	3.24	5.23*	0.11	0.009	0.04	0.023	0.23
Bachelor				0.010	0.04	0.024	0.26
Household income level							
Others (ref.)							
Top 30	35.09***	51.83***	0.06	0.013	0.08	0.011	0.06
Type of public rental housing							
Happy (ref.)							
National	93.25***	105.81***	12.66***	0.024	0.33	0.037	0.87
L-term				-0.036	0.74	-0.021	0.25
Jeonse				-0.090	3.86**	-0.093	4.12**
Policy effects							
Move-in	-	-	-	0.261	28.54***	0.224	25.83***
None (ref.)							
Resident	57.48***	181.75***	10.37***	0.292	42.83***	0.215	21.64***
MOVE×OCC	-	-	-	-	-	-0.067	1.84
Global test					61.60***		63.65***

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

Note 1: In the equality test, the Peto-Peto-Prentice test was applied to 'Economic activity', 'Type of public rental housing' and 'Occupancy status', and log-rank test was performed for other variables.

다. 검정방법에 차이를 둔 이유는 차이검정을 실시하기 이전에 요인별로 단변량 분석인 Kaplan-Meier 생존곡선을 확인하였으며, 경제활동·입주유형·입주 상태 변수에서 집단 간에 생존곡선이 교차되는 형태로 나타나 비례위험 가정의 위반이 의심되었기 때문이다(Hazra and Gogtay, 2017). 분석 결과 출산순위 간 평균효과를 의미하는 전체모형(Overall)은 교육수준 변수를 제외한 모든 변수에서 출산간격에 차이가 있는 것으로 나타났다. 다만 첫째 출산(1st Birth)과 둘째 출산(2nd Birth)을 개별적으로 차이검정을 실시한 경우에는 첫째 출산에서 교육수준에 따른 차이($P < 0.01$)가 있었지만 둘째 출산에서는 유의미한 차이가 발생하지 않았다. 입주유형과 입주 상태 변수의 경우에는 전체·첫째·둘째 출산모형 모두 출산간격에 통계적으로 유의미한 차이가 있는 것으로 나타나 입주유형과 입주 상태에 따라서 출산간격에 변화가 있음을 예측할 수 있다. 이는 앞서 살펴본 <Table 3>에서도 나타난 유사한 패턴으로 둘째 출산의 출산간격은 첫째 출산과 매우 다른 성향을 보이고 있음을 알 수 있으며, 전체 및 출산순위별로 모형을 개별적으로 설정하여 모형별로 상이하게 나타나는 변수의 영향을 심도 있게 살펴볼 필요성이 있음을 의미한다.

PWP-GT모형도 Cox 비례위험모형을 기반으로 있으므로 독립변수가 시간에 의해 변하지 않는 비례위험가정이 충족되어야 한다(Kaster et al., 2021). 따라서 독립변수의 시간변동계수(time varying coefficients)효과를 검토하기 위해서 비례위험 가정(proportional hazards assumption)에 대한 Schoenfeld residuals 검정을 일반모형(Model I)과 상호작용항(Model II)에 개별적으로 실시한 후 <Table 4> 우측에 제시하였다. 검정결과에 따르면 경제활동·전세임대와 핵심 변수인 입주소요시간 및 입주 상태 변수에서 비례위험가정 위반사항이 있는 것으로 나타났다. 이에 따라서 이들 변수에 시간(t)과의 상호작용항인 시간변동계수를 적용하여 시간이 지남에 따라서 발생하는 출산간격에 미치는 영향을 추정한다.

이외에도 본 연구에서 가구 간의 독립성을 가정하는 것은 합리적일 수 있지만, 가구 내에서는 둘째까지의 출산순위를 갖기 때문에 해당 가구 내의 출산순위가 상호 독립적이라고 가정하는 것은 비합리적일 수 있다(Rogers, 1993). 따라서 관측되지 않는 개체 내(within subject) 상관관계가 있는 경우 적용될 수 있는 shared frailty model을 추가적으로 시도하였으며, 분석 결과 LR test($H_0: \theta = 0$)의 유의확률 수준이 0.497로 나타났다. $\theta = 0$ 일 때 frailty model은 Cox PH의 추정결과로 수렴하므로 frailty model 적용에 대한 유인은 없는 것으로 판단하였다(Thenmozhi et al., 2019). 이에 개별 가구의 출산순위 간의 잠재적 종속성을 설명하기 위해서 사후보정방법(post hoc corrected)인 robust sandwich estimator를 채택하였다(Wei et al., 1989; Smedinga et al., 2017). 추가적으로 동일한 시간(tied time)상의 출산을 처리하기 위한 방안으로 과소·과대추정

성향의 Breslow method 및 Kablfeisch-Prentice method보다 성능이 우수한 Efron method를 적용하였다(Hertz-Picciotto and Rockhill, 1997).

3. PWP-GT Model 추정결과

앞서 검토된 바와 같이 최종모형은 기본적으로 상호작용항이 적용된 여부에 따라서 Model I과 Model II로 구분되며, 세부적으로는 전체효과(overall effect)모형과 사건별 효과(event-specific effect: 1st birth, 2nd birth)모형으로 재구분된다(<Table 5> 참조). 전체효과모형은 출산순위와 상관없이 공공임대주택 입주자의 출산간격에 영향을 미치는 독립변수의 평균효과(common effect)를 추정하며, 사건별 효과모형은 출산순위별로 발생하는 개별효과를 추정하는 방식의 차이가 있다(Kelly and Lim, 2000; Amorim and Cai, 2015). 사건별 효과모형의 첫째 출산모형은 모든 관찰대상으로 한 모형으로 독립변수가 첫째 출산간격의 단축에 대한 위험비(hazard ratio, HR)를 추정하며, 둘째 출산의 경우 첫째를 출산한 경험이 있는 여성의 둘째 출산간격에 대한 조건부(conditional) 위험비를 추정한다. 여기에서 추정된 출산간격의 단축에 대한 위험비는 집단의 상대적 출산 가능성으로 해석이 가능하다(Bagheri and Saadati, 2021). 더불어 분석 결과를 살펴보기 전에 전체효과 모형과 사건별 효과 모형의 결과가 상이한 경우가 있는데 이는 전체효과 모형과 사건별 효과 모형 간에 기준선 위험(baseline hazard)이 공통 및 출산순위별 기준선으로 상이하기 때문에 발생하는 결과로 동시에 두 모형을 함께 살펴볼 필요성이 있음을 의미한다(Kelly and Lim, 2000; Kaster et al., 2021). 또한 AIC와 Log pseudolikelihood(Pseudo LL) 기준으로 전체효과 모형과 사건별 효과 모형 모두 Model I 보다 상호작용항(MOVE×OCC)이 도입된 Model II가 더 적합한 모형으로 나타났다. 따라서 추정된 결과의 해석은 Model II의 추정결과를 기준으로 접근한다.

먼저 여성특성의 혼인연령은 전체효과 모형에서 유의미한 영향으로 나타났으며 연령이 증가하면서 출산간격이 단축($HR = 1.250$)되는 일종의 따라잡기(catch up) 현상이 나타났지만 변곡점인 27.9세 이후 출산간격이 지연($HR = 0.996$)되는 특성이 나타났다. 반면에 사건별 효과 모형에서는 첫째 출산의 경우 비록 통계적으로 유의미하지 않지만 부호의 방향이 U-shape로 나타났으며, 둘째 출산의 경우 통계적으로 유의미한 수준에서 28.7세를 기준으로 역(reverse) U-shape로 나타나 Heckman et al.(1985)이 주장한 출산의 역 엔진 현상(reverse engine of fertility phenomenon)이 있음을 잠정적으로 감지할 수 있다. 이는 전국 가구를 대상으로 분석을 시도한 민현주·김은지(2011)의 결과와 동일한 패턴으로 해석될 수 있다. 다만 도난영·최막중(2018)의 민간임대가구의 첫째 출산의 경우 혼인연령 효과가 역

Table 5. Results of PWP-GT model with the overall and event-specific effect estimates

Variables	Model I						Model II					
	Overall		1st Birth		2nd Birth		Overall		1st Birth		2nd Birth	
	HR	Robust Std.	HR	Robust Std.	HR	Robust Std.	HR	Robust Std.	HR	Robust Std.	HR	Robust Std.
Marriage-ages												
Age	1.182	0.129	0.902	0.116	1.722**	0.385	1.250*	0.140	0.923	0.123	1.989***	0.503
Age ²	0.997	0.002	1.002	0.002	0.990**	0.004	0.996*	0.002	1.001	0.002	0.988***	0.004
Economic activity												
None (ref.)												
Activity	1.485**	0.275	1.291	0.302	2.205*	1.009	1.453**	0.272	1.287	0.302	2.002	0.902
Educational level												
Less (ref.)												
Associate	0.972	0.134	0.990	0.169	0.932	0.254	1.014	0.140	1.009	0.177	0.989	0.280
Bachelor	0.847	0.098	0.820	0.115	0.855	0.188	0.881	0.102	0.843	0.119	0.884	0.199
Household income level												
Others (ref.)												
Top 30	0.621***	0.079	0.573***	0.078	0.788	0.184	0.621***	0.078	0.564***	0.078	0.871	0.195
Type of public rental housing												
Happy (ref.)												
National	1.711***	0.267	1.156	0.213	0.952	0.250	1.874***	0.302	1.244	0.239	1.026	0.274
L-term	2.329***	0.329	1.455**	0.238	1.398	0.318	2.558***	0.376	1.555**	0.266	1.533*	0.354
Jeonse	3.218***	0.892	3.750***	1.142	0.480	0.306	3.395***	0.981	4.009***	1.261	0.460	0.302
Policy effects												
Move-in	0.710***	0.035	0.705***	0.052	0.810**	0.078	0.730***	0.038	0.703***	0.051	0.857	0.083
None (ref.)												
Resident	0.067***	0.019	0.083***	0.030	0.137***	0.062	0.088***	0.027	0.085***	0.033	0.240**	0.132
MOVE×OCC							0.836***	0.048	0.818**	0.063	0.791**	0.075
TVC												
Activity	0.834**	0.064	0.971	0.110	0.717*	0.116	0.833**	0.065	0.964	0.110	0.740*	0.116
Jeonse	0.666***	0.074	0.623***	0.075	1.199	0.248	0.653***	0.075	0.605***	0.075	1.234	0.274
Move-in	1.145***	0.020	1.036	0.031	1.125***	0.035	1.163***	0.021	1.067**	0.032	1.143***	0.036
Resident	2.571***	0.285	0.987	0.144	3.226***	0.564	2.988***	0.380	1.280	0.242	3.815***	0.816
Wald chi ²	264.67***		508.45***		250.22***		489.26***					
Pseudo LL	-2346.47		-2269.47		-2342.45		-2264.88					
Num of obs.	723(447†)		723(447†)		723(447†)		723(447†)					
AIC	4722.943		4598.936		4716.903		4593.758					

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

Note 1: Values with the dagger mark in parentheses indicate the number of clusters in ID

Note 2: Variables in TVC (time varying coefficients) equation interacted with time

U-shape(변곡점 29.0세)로 나타났으며, 오히려 자가가구에서 U-shape(변곡점 28.8세)로 나타났다. 이는 향후 연구에서 추가적으로 검증이 필요하지만 공공임대주택의 경우 혼인연령의 패턴이 오히려 민간임대가구와 상이하게 나타나고 있는 것으로 추정할 수 있다. 이러한 현상은 소득수준에서도 발견할 수 있는데 전체효과 모형에서 상위 30분위 가구가 하위 70분위 가구 대비

0.621배 낮은 수준으로 출산간격이 지연되고 있는 것을 확인할 수 있다. 이는 사건별 효과 모형의 첫째 출산(HR=0.564)이 반영된 결과로 첫째 출산을 마친 둘째 출산에서는 소득에 따른 출산간격은 통계적으로 유의미한 차이는 나타나지 않았다. 여성의 경제활동은 출산순위와 무관하게 경제활동을 하는 여성이 출산간격이 더 단축(HR=1.453)되지만, 시간이 지날수록 위험률은 단위

시간마다 16.7%씩 감소하여 오히려 출산간격이 지연되는 것으로 나타났다. 사건별 효과 모형에서는 둘째 출산에서 소득수준에 따른 차이는 없지만 시간변동계수에서 유의미하게 지연되는 패턴(HR=0.740)으로 나타났다. 이러한 소득수준과 경제활동의 결과를 종합적으로 살펴볼 때, 공공임대주택 입주자는 소득효과보다 대체효과가 유력하게 발생하고 있으며, 이러한 대체효과는 출산이 지연될수록 더욱 강화되어 나타나고 있음을 알 수 있다(천현숙 외, 2012).

일반적으로 교육수준이 높을수록 노동시장 참여욕구 증대와 적극적 경제활동 참여로 나타나기 때문에 교육수준에 따라서 출산간격에 미치는 영향이 차이가 나는 것으로 알려져 있다(민현주·김은지, 2011). 그럼에도 불구하고 본 연구에서는 <Table 3>와 <Table 4>에서 확인된 바와 같이 여성의 교육수준에서는 첫째 출산에서 낮은 수준의 차이를 확인할 수 있었으며 둘째 출산에서는 차이를 발견할 수 없었다. 만일 공공임대주택에서 출산의 지연과 포기가 교육수준과 무관하게 무차별적으로 발생하고 있을 가능성이 있다면, 이는 공공임대주택 입주자 여성의 교육수준과 무관한 경제활동 특성과 유사집단의 특성으로 발생된 것으로 추정될 수 있다. 「SH거거실태」와 국토교통부의 「주거실태조사」를 비교분석한 성진옥·이훈(2021)에 따르면 민간임대 거주녀 신혼부부가구의 여성은 임금근로자 비율이 70.3%, 자영업자 비율이 0.0%로 나타났지만, 동일한 조건의 공공임대주택 입주자 여성의 경우 각각 45.7%, 13.7%로 나타나 주된 경제활동 참여 유형이 확연하게 다른 점이 원인으로 추정될 수 있다. 또 다른 원인은 비이질적인 집단인 점이다. 김은정 외(2011) 및 도난영·최막중(2018)은 집단별 모형을 구축하였는데 해당 집단 내에서는 공통적으로 교육수준에 따른 출산에 차이가 발생하지 않았다. 즉, 유사한 특성을 지닌 집단에서는 교육수준에 따른 출산간격의 차이는 나타나지 않을 수 있음을 추정할 수 있다.

입주유형 간의 상대적 위험은 전체효과 모형 기준으로 모든 입주유형에서 행복주택보다 출산간격이 단축될 위험이 높은 것으로 나타났다. 다만 전세임대의 경우 시간변동계수가 고려되지 않은 상태에서는 행복주택 대비 매우 높은 위험비(HR=3.395)를 보이지만, 시간변동계수의 위험률이 34.7%로 나타나 낮은 수준의 출산 가능성을 보이고 있다. 따라서 전체효과 모형 기준으로 출산의 가능성이 높은 입주유형은 장기전세-국민임대-전세임대-행복주택 순으로 요약될 수 있다. 사건별 효과 모형의 경우 출산순위별로 출산간격에 미치는 영향은 전체효과 대비 매우 상이하게 나타나고 있다. 국민임대는 행복주택과 첫째 출산·둘째 출산에서 출산간격의 차이가 없는 것으로 나타났으며, 전세임대는 전체효과 모형과 같이 시간이 지날수록 출산 가능성이 낮아지지만, 둘째 출산의 경우 행복주택과 유의미한 차이가 나타나지 않았다. 이는 행복주택·국민임대·전세임대 입주유형 간에 첫째 출산은 뚜렷한 차이가 있을 수 있지만, 둘째 출산은 입주유형과는

무관하게 발생한다는 것을 의미한다. 다만 장기전세는 입주유형 중 가장 뚜렷한 출산효과가 있는 것으로 나타났는데 행복주택 대비 첫째 출산이 1.555배, 둘째 출산이 1.553배로 높은 것으로 나타나 공공임대주택 입주유형 가운데 장기전세가 둘째 출산 가능성이 가장 큰 것으로 해석될 수 있다. 이러한 결과는 장기전세주택은 중산층의 요구가 반영된 유형으로 공공임대주택 중 가장 높은 수준의 임대료 부담이 있지만 높은 가구소득과 일반 분양주택과의 높은 사회적 혼합 수준 그리고 가장 높은 임대료 편익이 발생하는 특성이 반영된 것으로 이해될 수 있다(김윤중·이훈, 2020).

본 연구의 핵심 변수인 입주소요시간과 입주 여부는 Model I과 Model II의 추정된 결과를 명확히 구분하여 살펴볼 필요가 있다. 왜냐하면 상호작용항 적용에 따라서 핵심 변수의 의미가 변동되기 때문이다. 해석의 이해를 돕기 위해 Model I과 Model II 별로 나타나는 변수의 의미를 정의하면 Model I의 입주소요시간(Move-in)은 입주 상태가 구분되지 않은 입주지연에 따른 주 효과를 의미하며, Model II의 입주소요시간은 미입주 상태에서의 입주지연에 따라 발생하는 위험의 기울기이다. 또한 상호작용항인 MOVE×OCC의 위험비는 입주소요시간의 위험비와 곱하면 입주 상태에서의 입주지연에 따라 발생하는 위험의 기울기이며, 입주 상태(Resident)의 위험비는 모형에 관계없이 입주 상태와 미입주 상태의 상대적 위험을 의미한다.

Model I의 입주소요시간은 첫째 출산(HR=0.705)에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 둘째 출산의 경우에는 부정적인 효과(HR=0.810)가 시간이 지남에 따라서 긍정적인 효과(HR=1.125)로 전환되어 발생하는 것으로 나타났다. 이는 공공임대주택에 입주가 지연될 경우 첫째·둘째 출산 모두에 영향을 미치고 있음을 의미한다. 특히 둘째 출산의 시간변동계수 효과는 다양한 추정을 가능하게 한다. 첫째, 늦어진 입주로 인하여 지체된 출산을 만회하려는 따라잡기 현상으로도 추정이 가능하다. 둘째, 본 연구의 대상이 공공임대주택에 입주를 완료한 적극적 입주자인 점을 고려할 때 입주 전의 출산이 입주를 위한 계획적 출산일 가능성도 있음을 조심스럽게 추정할 수 있다. 셋째, 공공임대주택 입주와 관계없이 의도적으로 지연된 출산을 입주 전에 실현하고, 공공임대주택 입주를 신청하여 입주가 된 가능성도 배제할 수 없다. 입주 상태별로 구분하여 입주지연효과를 살펴본 Model II는 미입주 상태에서 입주소요시간은 시간(t)이 0일 때는 첫째 출산(HR=0.703)을 지연시키는 역할을 하지만 시간이 지남에 따라서 출산간격(HR=1.067)이 짧아지는 영향을 미치며, 둘째 출산의 경우 시간변동계수 효과(HR=1.143)만 유의미하게 나타나 시간이 지남에 따라서 출산간격이 짧아지는 패턴이 있음을 알 수 있다. 반면에 입주 상태에서 입주소요시간은 비례 위험가정 위반이 없으므로 첫째 출산과 둘째 출산의 위험은 각각 0.575(HR=0.703*0.818), 0.678(HR=0.875*0.791)로 해석될

수 있으며, 이는 첫째·둘째 출산이 모두 입주가 지연될수록 출산 간격이 길어지는 것으로 나타났다. 즉, 미입주 상태에서는 출산 순위와 무관하게 지연된 입주에 따라서 연기된 출산을 만회하려는 성향이 뚜렷하게 나타나고 있으며, 입주 상태에서는 지연된 입주로 출산을 연기하거나 포기하는 성향이 나타나고 있음을 알 수 있다. 더불어 당연한 사실이지만 첫째 출산이 둘째 출산의 선행조건인 점을 고려하면 공공임대주택에 입주하기 위한 시간이 지체될수록 입주 대상자의 출산이 그만큼 지체되고 향후 추가적인 출산에도 제약이 될 수 있음을 의미한다.

다음으로 Model II의 전제효과 모형에서 입주 상태 변수는 시간이 고려되지 않았을 때 입주 상태 집단의 출산간격이 미입주 상태 집단보다 0.088배로 매우 낮은 수준으로 나타났지만, 시간이 지남에 따라서 출산간격이 높은 수준(HR=2.988)으로 짧아져 공공임대주택에 입주한 이후 출산에 매우 긍정적인 효과가 발생하는 것으로 나타났다. 이는 입주 상태에서의 출산 가능성은 미입주 상태보다 초기에 낮은 출산 가능성을 보이지만, 입주한 시간이 증가하면서 출산 가능성도 함께 증가하고 있음을 알 수 있다. 이러한 특성은 사건별 효과 모형에서 더욱 상세하게 살펴볼 수 있다. 첫째 출산의 경우 혼인을 한 여성 중 입주 상태에서 첫째 출산 간격이 단축될 상대적 위험은 미입주 상태 출산의 여성보다 0.085배 낮은 것으로 나타났으며, 둘째 출산의 경우 시간이 고려되지 않은 상태에서는 상대적 위험이 0.240배로 나타나 집단 간의 차이가 첫째 출산보다 다소 줄어들었으나 시간이 지날수록 미입주 상태 출산 여성보다 상대적 위험(HR=3.815)이 급격하게 증가되는 추세로 나타났다. 이는 첫째 출산은 미입주 상태에서 출산이 발생할 가능성이 매우 높음(91.5%)을 의미하며, 둘째 출산의 경우도 입주 초기에는 미입주 상태에서 출산 가능성이 높지만, 입주한 시간이 증가할수록 둘째 출산이 매우 높은 위험률(281.5%)로 출산간격이 단축되고 있는 것으로 재해석될 수 있다. 이는 신혼부부를 대상으로 하는 공공임대주택의 입주 조건 중 자녀 수에 대한 배점의 영향이 크기 때문에 대부분의 가구가 미입주 상태에서 출산을 경험할 가능성이 높은 것으로 이해될 수 있다. 둘째 출산의 경우 이미 첫째를 출산한 가구가 공공임대주택에 입주한 초기상태($t=0$)일 때는 미입주 상태에서 둘째를 출산한 가구보다 낮은 상대적 위험이 발생하지만, 시간이 지날수록 상대적 위험이 급격하게 증가한다는 점은 공공임대주택의 입주효과는 입주 초기에 즉시 발생하기보다는 일정한 시간을 두고 발생하는 지연효과(delayed effect)가 있는 것으로 추정할 수 있다. 특히 입주 상태에서의 출산 위험이 시간변동계수 효과로 포착된 이유는 출산의 생물학적·사회학적 특성과 관련이 있다(Stensrud and Hernán, 2020). 임신기간과 같이 계획부터 발생까지 일정한 시간이 요구되는 특성과 가구의 경제 상태 및 부부의 의견조율 등과 같이 다양한 원인으로 인하여 시간이 소요되는 점을 고려하였을 때 갑작스러운 주거환경의 변화로 출산이 즉시 발생하기보

다는 일정한 시간이 소요되면서 출산이 증가할 수 있다. 지금까지 분석된 핵심 변수의 결과를 종합하면 공공임대주택에 입주하게 되면서 겪게 되는 주거환경변화에 따라 출산계획이나 의도가 실제 출산으로 변화할 수 있으며(김정석, 2007; 신윤정 외, 2020), 공공임대주택은 입주 전·후를 포함한 전 기간에 걸쳐 입주자의 출산행태에 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.

V. 결론 및 정책적 시사점

본 연구는 초저출산 현상이 강화되고 상황에 따라 정부와 지자체의 저출산 해소를 위한 공공임대주택 공급 확대 정책의 중요성을 인지하고, 공공임대주택이 입주자의 출산에 미치는 영향을 실증하기 위해서 시도되었다. 이를 위해서 2020년에 조사된 「서울시 공공임대주택 청년 및 신혼부부 주거실태조사」를 바탕으로 서울의 공공임대주택에 입주한 신혼부부의 연속된 첫째·둘째 출산 간격(birth interval)의 변화에 초점을 두고 첫째·둘째 출산 모두를 통합 분석이 가능한 PWP-GT모형을 주요 분석방법으로 채택하였다. 공공임대주택의 출산효과를 파악하기 위한 핵심 변수는 입주소요시간 변수와 입주 상태 변수이며, 입주 상태에 따른 입주 소요시간이 공공임대주택 입주자의 출산에 미치는 영향을 살펴보기 위해서 두 핵심 변수 간에 상호작용항을 도입하였다. 분석결과 입주소요시간 변수에서는 입주가 지체될수록 입주 상태 가구의 첫째·둘째 출산 모두 지연시키는 것으로 나타났으며, 입주 상태 변수는 미입주 상태에서 더 높은 첫째 출산 가능성이 발견되었고, 반면에 둘째 출산은 입주 상태에서 시간이 지체될수록 출산 가능성이 증가하는 것으로 나타났다. 즉, 공공임대주택은 입주 이전부터 이후까지 입주자의 출산행태에 영향을 미치고 있으며, 긍정적·부정적 효과가 혼합되어 발생하고 있는 것으로 나타났다. 이러한 분석 결과를 바탕으로 본 연구의 시사점은 다음과 같이 요약될 수 있다.

첫째, 공공임대주택의 입주는 추가 출산의 가능성을 높인다는 점이다. 미입주 상태에서의 출산과 입주 상태에서의 출산 가구의 차이는 첫째 출산의 경우 미입주 상태에서 출산이 빠르게 나타나지만 둘째 출산의 경우 오히려 입주 상태에서 출산의 가능성이 뚜렷하게 증가되는 성향을 보였다. 이는 첫째 출산의 경우 미입주 상태에서 출산 위험의 증가는 공공임대주택 입주의 가능성을 높이는 역할을 하고 있음을 예측할 수 있다. 반면에, 둘째 출산의 경우는 두 가지의 경우로 압축될 수 있는데, 첫 번째는 가임기간의 제한으로 둘째 출산간격을 단축하려는 성향과 두 번째는 입주 이후에 둘째를 출산하려는 성향이 나타날 수 있다. 즉, 따라잡기 현상과 입주 후 출산하려는 특성이 복합적으로 발생한 것으로 추정할 수 있다. 물론 출산의 역 엔진 현상으로 둘째 출산간격이 지연된 첫째 출산간격보다 가속화될 수 있는 잠재적 영향을 무시할 수는 없지만, 단순히 출산의 역 엔진 현상만으로 이를 설명하기에는

여전히 부족하기는 마찬가지이다. 따라서 공공임대주택 신혼부부의 출산 특성은 공공임대주택 입주를 기점으로 출산의 변화가 발생할 수 있는 것으로 해석될 수 있으며, 공공임대주택은 입주를 희망하는 신혼부부 출산에 지대한 영향을 주고 있음을 의미한다. 상기의 사항을 종합하면 공공임대주택은 입주자에게 만족스러운 주거·양육환경과 저렴한 주거비의 제공으로 추가 출산의 기회를 제공하고 있으며, 상황에 따라서 추가 출산의 가능성을 높일 수 있음을 알 수 있다. 더불어 지금까지 논의된 사항을 비추어 볼 때 2021년 저출산고령사회위원회의 다자녀 기준을 2자녀로 확대하고, 추가 출산으로 다자녀 가구가 된 경우 더 넓은 주택의 이동의 우선권 부여와 행복주택 재청약 제한을 폐지한 제도의 개선은 본 연구에서 확인된 바와 같이 신혼부부의 추가적 출산의 가능성을 높일 수 있는 매우 고무적인 정책이라고 평가할 수 있다.

둘째, 공공임대주택으로 인한 긍정적·부정적 영향의 혼합적 발생이다. 공공임대주택은 자녀 수에 따라서 입주 가능성이 높아지는 점을 고려할 때, 입주 이전에 계획된 출산을 모두 실현할 수 있으며, 이로써 입주 상태에서 출산이 추가적으로 발생할 가능성이 감소할 수 있다. 따라서 미입주 상태와 입주 상태 간에 현격한 차이의 위험비가 발생할 수 있다. 하지만 여기에서 심도 있게 살펴볼 부분은 공공임대주택에 입주가 지연될수록 입주 상태에서 출산의 가능성이 감소하고 있는 점이다. 앞서 살펴본 입주 상태에서 시간이 지날수록 둘째 출산이 긍정적으로 강화될 수 있는 점을 고려할 때, 공공임대주택에 입주의 지연은 추가적인 출산의 가능성을 낮추고 있음을 알 수 있다. 즉, 계획된 출산을 입주 전에 모두 실현하더라도 입주 후에 발생하는 긍정적인 주거환경변화로 추가 출산의 가능성이 있음에도 불구하고, 공공임대주택에 입주가 지연되면서 이러한 가능성을 상쇄할 수 있다는 것이다. 이 시점에서 정부와 지자체의 저출산 개선을 위한 공공임대주택 공급 확대 정책의 방향은 적절한 접근방안임을 알 수 있다. 적극적인 공공임대주택 공급 확대는 적어도 공공임대주택 입주 대상자에게 출산을 지연하거나 포기를 긍정적 방향으로 전환할 수 있으며, 입주와 함께 시간이 지날수록 둘째 출산이 급격하게 증가한 점을 고려하면 입주한 상태를 유지하는 기간이 늘어날 때 추가 출산의 가능성도 기대할 수 있다.

셋째, 공공임대주택을 통한 저출산 개선의 잠재력과 가능성을 확인하였다. 상기에서 살펴본 분석 결과에 대한 긍정적 측면이 있음에도 불구하고 이면에 남아 있는 부분도 세심하게 살펴볼 필요가 있다. 앞서 살펴본 「SH주거실태」 결과보고서에 따르면 공공임대주택의 대체적으로 만족스러운 주거환경은 출산에 긍정적 요인이 될 수 있다. 하지만 주요하게 공급되는 주거면적이 신혼부부에게 자녀양육에 적합한 장소(place)로서 적정한가에 대한 고민이 필요하다. 서울특별시(2022)에 따르면 서울의 공공임대주택은 주거면적 60m² 미만의 비중이 92%, 40m² 미만은 58.1%로, 본 연구는 다자녀 출산이 물리적으로 제한된 상황에서 분석된 결과를 의

미한다. 즉, 주요한 공공임대주택 공급정책을 양적으로 접근하는 방향이 아닌 쾌적한 주거가 가능한 주거면적의 확대가 뒷받침된다면 공공임대주택의 출산효과는 더욱 개선될 수 있다. 국회예산정책처(2021)에 따르면 입주유형별로 차이가 있지만 LH공사의 2020년 공급기준 6개월 이상 미입대된 행복주택은 8.2%(5,519호)였으며, 50m² 미만의 모든 면적에서 공실이 발생하였다. 미입대가 높은 이유는 입지의 문제도 있을 수 있지만, 면적의 협소함이 가장 큰 문제로 지적되었다. 이는 정책 대상자에게 저렴한 주거비도 중요하지만 적절한 주거면적도 중요하다는 것을 의미한다. 시의적절하게도 2022년 4월, 서울시에서 「서울형 고품질 임대주택」 실현을 위해서 주거면적 60m² 이상의 비중을 8%에서 30%로 확대하는 정책방향으로 선화한 점은 향후 공공임대주택이 출산에 미치는 긍정적 영향이 더욱 강화될 수 있을 것으로 기대할 수 있다.

마지막으로 출산간격에 기반한 인센티브 제도를 고려할 필요성이 있다. 앞서 분석된 결과에 따르면 첫째 출산의 경우 미입주 상태에서 높은 출산위험이 발생하는 점은 입주 신청 당시 자녀 수에 기반한 배점 방식에서 기인한 결과라고 할 수 있다. 또한 2015년부터 도입된 입주 이후 출산한 자녀를 대상으로 거주기간 2년을 연장할 수 있는 출산 인센티브가 운영 중이다. 자녀의 수에 기반한 인센티브 방식은 기준이 명확하여 혼란을 줄일 수 있으며, 결과적으로 자녀의 수를 확대할 수 있는 장점이 있다. 하지만 자녀의 수를 기반한 인센티브 제도는 결과 지향적인 효과만을 강조하게 되어, 출산간격 사이에서 발생하는 다양한 상황을 고려할 수 없으므로 일종의 사각지대(blind spots)가 발생할 수 있다. 따라서 출산의 가능성이 있음에도 불구하고 이를 저해하는 요인이 있는 경우, 세부적인 상황에 맞추어 조절 가능한 보충적 역할의 인센티브가 요구된다. 이러한 출산간격을 이용한 저출산 해소 방식은 스웨덴의 「스피드-프리미엄」제도를 통하여 이미 증명된 바 있다. 본 연구 결과에 기반하여 예를 든다면 입주 상태에서 첫째·둘째를 출산한 가구일 경우, 입주가 지연될수록 출산간격이 길어지는 것으로 나타나 공공임대주택의 부족한 공급에 기인하여 발생하는 출산지연 현상을 완화하는 방안이 요구됨을 알 수 있다. 특히 연속된 출산 사이의 기간이 길어질수록 출산할 자녀 수는 감소하는 특성이 있는데(Yohannes et al., 2011), 입주 전에 첫째를 출산한 가구가 입주의 지연으로 인하여 추가 출산을 지체하거나 포기하지 않도록 도움이 될 수 있는 정책을 출산간격 인센티브로 보완할 수 있다. 더불어 출산간격에 따른 인센티브는 현재 운영 중인 자녀 수에 기반한 출산 인센티브와 넓은 면적으로의 이주 우선권 제공 등과 연계될 때 긍정적 효과는 더욱 개선될 수 있을 것이다.

상기된 시사점에도 불구하고 공공임대주택의 출산에 관한 연구를 진행하면서 다양한 제약이 발견되었다. 본 연구에서는 이러한 제약을 극복하기 위해 많은 수고를 들였으나 여전히 다음과 같은 한계점과 제약을 갖는다.

첫째, 시간 단위가 연(year)단위로 설정된 점이 한계점으로 지

적될 수 있다. 국내·외 출산만을 대상으로 한 대다수의 연구에서는 시간 단위를 월(month)단위로 접근하는 경향이 있기 때문이다. 만일 월단위로 분석이 가능할 경우 기존의 국내의 일반가구를 대상으로 한 출산 연구와 직접적인 비교가 가능하며, 비교적 명확한 시점의 분리가 가능해 공공임대주택 입주시점의 입주예정자와 입주자 간 집단의 구분이 더욱 개선될 수 있다. 다만 앞서 언급한 바와 같이 국내에서 전국단위의 조사자료를 활용하여 공공임대주택의 입주자를 대상으로 분석할 수 있는 자료는 제한적이며, 서울주택도시공사만이 서울지역에 한정하여 공공임대주택 입주자를 대상으로 연단위의 조사를 진행하였다.²⁰⁾ 더불어 기존의 Cox PH 및 PWP-GT를 활용한 복지, 출산 및 주택정책 관련 연구를 검토한 결과 다수의 연구에서도 자료의 한계로 시간 단위를 연단위로 설정하여 접근하였으며, 이를 바탕으로 뚜렷한 시사점을 제시하고 있음을 확인하였다(Ma and Kang, 2015; 강금봉, 2016; 정준수, 2018). 향후 연구에서는 시간 단위를 월단위로 분석하여 기존 연구와 면밀하게 비교분석을 시도할 필요성이 있다.

둘째, 민간임대주택과의 직접적인 비교분석을 시도하지 못한 한계점을 갖는다. 본 연구는 시간 개념을 활용하여 공공임대주택에 입주한 상태의 출산간격과 미입주한 상태에서의 출산간격의 차이를 실증하였음에도 불구하고 공공임대주택의 출산과 민간임대주택 출산의 상대적 위험에 어떠한 차이가 있는지는 실증하지 못하였다. 따라서 향후 연구에서는 민간임대주택의 출산간격과 상호 비교가능한 연구를 시도하여 대상별로 나타나는 정책적 시사점을 제시할 필요성이 있다.

마지막으로 자료의 제한성이 개선될 필요가 있다. 그동안 공공임대주택이 기존 출산 연구에서 다루어지지 못한 이유는 조사의 불충분이 아니라 대표 표본의 부족이 가장 큰 원인으로 지목될 수 있다(Gangl, 2010). 자료의 부족으로 인한 연구의 한계는 분석에서 통제만으로 극복될 수 없으므로 기존 조사에서 공공임대주택에 관한 표본을 확장하는 방식이 고려될 필요성이 있다. 기존 출산 연구에서 활용된 한국복지패널(KoWePS)·한국노동패널(KLIPS)·재정패널(NaStaB)·여성가족패널(KLoWF)·주거실태조사(Korea Housing Survey)자료는 공공임대주택 연구에 특화되어 있지 않았기 때문에 공공임대주택 거주 문항이 없거나 혹은 있더라도 표본 수가 현저하게 낮아 본 연구의 목적달성이 불가능하였다. 한국노동패널·재정패널은 공공임대주택 거주 문항이 부재하였고, 한국복지패널은 주거유형에서 영구임대와 국민임대만을 구분하였으며 표본 수는 전국기준 419가구, 여성가족패널은 전국기준 302가구로 집계되었다. 또한 2019 주거실태조사의 경우 공공임대주택은 전국기준 3,342가구로 집계되지만, 서울의 공공임대주택 거주 중인 혼인 후 10년 미만 가구는 10가구로 나타났으며, 2019 서울시 주거실태조사의 경우도 동일 조건일 경우 37가구로 집계되었다. 향후 지속적인 공공임대주택 출산 및 정책연구의 확장이 필요하다면 상기 언급된 근본적인 자료의 제약은 반드시 개

선될 필요성이 있다.

- 주1. 정부는 저출산·고령화 대책으로 「저출산·고령사회기본법」에 따라서 2006년부터 5년 단위로 「저출산·고령사회 기본계획」을 발표하고 있음. 저출산 대책 초기부터 다자녀 및 신혼부부 가구에 주거지원을 시행하였지만, 정책 초기에는 공공임대주택 입주에 대한 우선 입주권 및 가점을 제공하는 비예산으로 진행되었으며, 2013년 행복주택이 도입되고 난 후에 2014년부터 주거지원 예산이 저출산 예산에 포함됨(김우림, 2021).
- 주2. 합계출산율(TFR)은 코호트(cohort) 합계출산율과 기간(period) 합계출산율로 구분되는데, 일반적으로 합계출산율은 기간 합계출산율을 뜻하며, 가입여성(15~49세) 1명이 평생동안 출산하는 예상 평균 출생아 수를 의미함.
- 주3. 출산간격은 의료분야와 사회과학분야에서 다양한 요인과의 연계성을 보임. 다만 분야별로 출산간격을 바라보는 관점의 차이는 존재함. 의료분야에서의 출산간격은 여성과 태아의 건강을 고려하여 이전 출산 이후 차순위 출산 간에 2년(24개월) 출산간격을 권장하고 있지만, 사회과학분야에서는 출산간격에 특정한 기준을 제시하는 연구는 발견되지 않았으며, 주로 국가별·지역별·대상별로 첫째 또는 둘째 이상의 출산간격에 미치는 영향요인에 관한 연구가 진행되고 있음(World Health Organization, 2007; Miller, 2010; Mills et al., 2011).
- 주4. 스웨덴의 스피드 프리미엄정책은 1974년 최초로 도입되었을 당시 정책대상을 첫째-둘째 출산간격 12개월 가구로 제한하였으며, 1979년 15개월, 1980년 24개월, 1986년 30개월로 출산간격을 상향 조정하였음(Miranda, 2020).
- 주5. 통계청 「공공임대주택 재고현황」과 국토교통부 2021년에 발표한 2020년 주택보급률의 주택 수를 참고하였으며, 전국 주택 수 21,673,5천 호, 전국 공공임대주택 재고 1,737,1천 호이며, 지역별 공공임대주택 재고는 서울 334,036호(19.2%), 인천 86,082호(5.0%), 경기 499,624호(29.8%)로 집계됨.
- 주6. Kemeny(2006)가 주장한 공공임대주택 시스템 분류방식으로 이원론적 임대 시스템(dualist rental systems)은 공공임대주택과 민간임대주택 분리된 상태에서 임대주택 자원이 할당되는 운영시스템을 의미하며, 이 시스템의 공공임대주택은 민간에서 제공되는 주택에 거주할 수 없는 특정 계층에게 혜택이 집중됨(해당국가: 우리나라 미국, 영국, 일본 등). 또한 공공임대주택의 비중이 낮아 민간임대주택 시장에 미치는 영향력이 낮게 나타남. 이와 반대로 단일임대시스템은 공공임대주택의 비중이 상대적으로 높고, 공공임대주택과 민간임대주택이 통합적으로 운영되어 공공이 민간의 임대료 수준에 영향을 미치는 특징이 있음(해당국가: 스웨덴, 덴마크, 독일 등). 또한, 공공임대주택이 특정계층에게만 제공되는 것이 아닌 다양한 계층에게 제공되는 뚜렷한 차이점이 있음(임세희, 2018).
- 주7. 통계청의 「2021 인구동향조사」에 따르면 2020년 기준, 서울시 자치구별 합계출산율의 표준편차는 0.076, 전국 시군구별 표준편차는 0.154로 나타나 전국 대비 서울에서 저출산 현상이 집중적으로 발생함을 알 수 있음.
- 주8. 기존 연구에서 활용된 한국복지패널(KoWePS)·한국노동패널(KLIPS)·재정패널(NaStaB)·여성가족패널(KLoWF)·주거실태조사(Korea Housing Survey)는 공공임대주택 문항이 존재하지 않거나 공공임대주택에 특화되어 있지 않아 분석이 불가능함.
- 주9. 국내의 출산간격 연구 중 회고적 연구를 실시한 연구는 은기수(2001), 이삼식 외(2005), 김태홍 외(2011), Oláh(2003), Fallahzadeh et al.(2013), Shayan et al.(2014), Bagheri and Saadati(2021)이 있으며, 본 연구에서 다루어지지 않는 생존분석 모형이 활용된 연구에서 활발하게 활용되고 있음.
- 주10. 「SH주거실태」 설문 문항에는 「결혼시점(혼인시점)」과 「혼인신고시점」을

문는 향이 있는데, 「혼인신고시점」은 공공임대주택에 입주하기 위한 예비신혼부부의 행정적 행위가 될 수 있으며, 출산간격에 관한 선행연구 검토와 전문가 자문을 통하여 「결혼시점(혼인시점)」을 첫째 출산간격의 기준으로 선정함.

- 주11. 「SH주거실태」는 자녀를 다섯째까지 출산한 가구가 포함되었지만, 셋째 출산가구는 47가구, 넷째 출산가구는 47가구, 다섯째 출산가구는 1가구로 빈도수가 낮아 재발생존분석에 적합하지 않아 해당가구는 절삭함.
- 주12. SH 홈페이지 「공고 및 공지」에 따르면 입주유형과 입지에 따라서 차이가 있지만 행복주택의 경우 대표적인 예로 2021년 3차 서울리츠행복주택 모집결과 339호 공급, 총 15,991명 신청으로 47.2대1의 경쟁률을 보이고 있음.
- 주13. 상호작용항을 적용하는 데 있어 다중공선성 이슈로 평균 집중화 적용 여부에 따른 학자들 간의 이견이 있지만, 본 연구에서는 해당 사항을 논하는 목적의 연구가 아니므로 이 사항의 언급은 제외함.
- 주14. 본 연구에서는 여성의 경제활동 참여 변수는 경우 맞벌이 여부를 통제하기 위해서 부부가 모두 무직인 경우를 제외하였음, 더불어 여성이 외벌이인 가구가 단 한 가구도 없으므로 맞벌이 가구로 해석이 가능함.
- 주15. 「SH주거실태」는 공적이전소득이 시장소득에 포함된 경상소득을 의미함. 따라서 가계금융복지조사의 균등화 시장소득과 다소 차이가 있을 수 있음.
- 주16. 「SH주거실태」는 국민임대주택, 장기전세주택, 행복주택, 전세임대주택, 도시형생활주택·역세권청년주택·재개발임대로 전체 5종 집단으로 조사되었지만, 도시형생활주택·역세권청년주택·재개발임대 경우 신혼부부 원 자료 기준(685가구)에서 37가구(5.40%)로 나타나 분석에서 제외함.
- 주17. 생존분석은 시간에 기반하므로 대체로 빈도와 비율만을 제시하는 경우가 많았으며, 어떠한 기초통계가 적합하다는 것에 논쟁이 있음. 이에 본 연구에서는 기존의 출산관련 연구와 비교를 위해서 출산순위별로 연단위로 집계되는 출산율이 포함된 김현식(2017)의 방식을 활용하였음.
- 주18. 김현식(2017)은 재정패널 1~7차(2008년~2014년)를 바탕으로 전국의 20~49세 기혼 여성을 대상으로 첫째, 둘째, 셋째 출산 발생률을 제시하였음.
- 주19. 이러한 특성은 김현식(2017)의 교육수준·경제활동·가구소득에서도 첫째·둘째 출산 모두 동일한 패턴이 관찰되었음.
- 주20. SH도시연구원의 경우 이러한 문제를 해결하고자 신혼부부가구가 다수 포함된 행복주택 유형의 경우 월단위로 조사를 완료함, 더불어 기존 조사의 한계로 한국토지주택공사에서 공공임대주택에 관한 집중적 패널 조사를 계획하고 있지만 정확한 조사내용은 공개되지 않아 확인하지 못하였음.

- Ko, J.H. and Suh, Y.S., 2018. "A Study on the Determinants of Resident Satisfaction in Seoul Public Rental Housing and Policy Implications of Housing Cost Group - Comparison of Housing Costs Reduction Group and Increasing Group -", *Journal of The Residential Environment Institute of Korea*, 16(1): 273-289.
- 3. 국회예산정책처, 2021. 「2020회계연도 결산 위원회별 분석-국토교통위원회」, 서울. National Assembly Budget Office, 2021. *Analysis by Committee on Accounting for Fiscal Year 2020-Land Transport Committee*, Seoul.
- 4. 권대철·최막중, 2012. "공공임대주택의 유형별 소비효율성: 건설, 매입, 전세임대주택을 중심으로", 「주택연구」, 20(2): 103-124. Kwon, D.C. and Choi, M.J., 2012. "Consumption Efficiency of Construction, Purchase, and Lease Types of Public Housing in Korea", *Housing Studies Review*, 20(2): 103-124.
- 5. 김영철, 2020. "“삶의 만족도”를 중심으로 한 ‘삶의 질’ 평가: 저출산 관점에서", 「저출산에 대응한 통합적 정책방안」, 강동수·김미곤·이소영·이상립·이경희·박미선·김은지·이철희·최은영·김영철·권오용, 세종: 경제·인문사회연구회. Kim, Y.C., 2020. "“Quality of Life’ Evaluation with Focus on ‘Life Satisfaction’: From a Low Fertility Perspective", in *Integrated Policy Measures to Respond to Low Fertility*, edited by Kang, D.S., Kim, M.G., Lee, S.Y., Lee, S.R., Lee, K.H., Park, M.S., Kim, E.J., Lee, C.H., Choi, E.Y., Kim, Y.C., and Kwon, O.Y., Sejong: National Research Council for Economics Humanities and Social Sciences.
- 6. 김우림, 2021. 「저출산 대응 사업분석·평가」, 서울: 국회예산정책처. Kim, W.L., 2021. *Analysis on the Policy Responses to Low Fertility*, Seoul: National Assembly Budget Office.
- 7. 김윤중·이훈, 2020. 「서울 공공임대주택 입주민 편익 및 소비특성 연구」, 서울: SH도시연구원. Kim, Y.J. and Lee, H., 2020. *A Study on the Benefits and Consumption Pattern Features of Residents in Seoul Public Rental Housing*, Seoul: SH Urban Research Center.
- 8. 김은정·이성림·이완정·김한나, 2011. 「소득계층별 출산·양육행태 분석 및 정책방안」, 37(4), 서울: 한국보건사회연구원. Kim, E.J., Lee, S.R., Lee, W.J., and Kim, H.N., 2011. *Study on the Fertility and Child Care Behavior by Income Group and Policy Directions*, 37(4), Seoul: Korea Institute for Health and Social Affairs.
- 9. 김정석, 2007. "기혼여성의 출산아수별 추가출산계획", 「한국인구학」, 30(2): 97-116. Kim, C.S., 2007. "Parity Specific Approach to the Plan of Having an Additional Child", *Korea Journal of Population Studies*, 30(2): 97-116.
- 10. 김지은, 2021. "도시재생시대, 공공임대주택의 길", 「공공임대주택 이렇게 바뀌라」, 봉인식·김일현·진남영·김지은·서종균·홍인옥·이종권·장경석·유승동·임병권·남원석·윤영호, 서울: 학교재. Kim, J.E., 2021. "Urban Regeneration Era, Road to Public Rental Housing", in *Change Public Rental Housing Like This*,

인용문헌
References

- 1. 강금봉, 2016. "임금 근로빈곤층의 빈곤 탈출에 미치는 요인분석: 직업숙련 유형을 중심으로", 「노동정책연구」, 16(1): 27-56. Kang, G.B., 2016. "An Analysis on Poverty-exit Factors of the Employed Working Poor: Focusing on Types of Job-skills", *Quarterly Journal of Labor Policy*, 16(1): 27-56.
- 2. 고정희·서용석, 2018. "서울시 공공임대주택 거주자의 주거비 집단별 주거만족 결정요인과 정책적 함의 - 주거비 감소집단과 증가집단의 비교 -", 「주거환경」, 16(1): 273-289.

- edited by Bong, I.S., Kim, I.H., Jin, N.Y., Kim, J.E., Seo, J.K., Hong, I.O., Lee, J.K., Jang, K.S., Yoo, S.D., Lim, B.K., Nam, W.S., and Yoon, Y.H., Seoul: Hakgojae.
11. 김태홍·김동식·김은지·배호중·민현주, 2011. 「저출산에 대한 만혼의 영향과 정책과제」, 서울: 한국보건사회연구원.
Kim, T.H., Kim, D.S., Kim, E.J., Bae, H.J., and Min, H.J., 2011. *A Study on The Effect of Late Marriage on Low Fertility in Korea*, Seoul: Korea Institute for Health and Social Affairs.
 12. 김현식, 2017. “자산과 소득에 따른 차별출산력 연구”, 『한국인구학』, 40(3): 51-78.
Kim, H.S., 2017. “Fertility Differentials by Assets and Incomes in South Korea”, *Korea Journal of Population Studies*, 40(3): 51-78.
 13. 도난영·최막중, 2018. “지역주택가격이 결혼연령 및 첫째, 둘째 자녀 출산시점에 미치는 영향”, 『주택연구』, 26(2): 163-189.
Do, N.Y. and Choi, M.J., 2018. “The Effects of Regional Housing Prices on the Age at Marriage and the Timing of First and Second Childbirths”, *Housing Studies Review*, 26(2): 163-189.
 14. 류기철·박영화, 2009. “한국여성의 출산율 변화와 출산간격 영향 요인”, 『한국인구학』, 32(1): 1-23.
Ryoo, K.C. and Piao, Y.H., 2009. “The Change in the Fertility Rates and the Determinants of Birth Interval of Korean Women”, *Korea Journal of Population Studies*, 32(1): 1-23.
 15. 민현주·김은지, 2011. “출산순위별 출산결정요인 분석”, 『한국사회학』, 45(4): 198-222.
Min, H.J. and Kim, E.J., 2011. “The Timing of Births among Korean Women: Parity Differences in Childbirths”, *Korean Journal of Sociology*, 45(4): 198-222.
 16. 박미선, 2017. 「신혼부부 주거지원 강화 방안 연구」, 세종: 국토연구원.
Park, M.S., 2017. *Housing Welfare Programs to Enhance Housing Stability and Relieve Housing Cost Burden for Newly-wed*, Sejong: Korea Research Institute for Human Settlements.
 17. 배호중, 2019. “주거비 부담이 출산에 미치는 영향: 2000년 이후 혼인가구를 중심으로”, 『사회복지연구』, 50(1): 35-70.
Bae, H.J., 2019. “The Effects of Housing Affordability on Childbirth: Focusing on the Households Married Since 2000”, *Korean Journal of Social Welfare Studies*, 50(1): 35-70.
 18. 서울주택도시공사, 2021. 「청년·신혼부부 주거실태조사 결과보고서」, 서울.
Seoul Housing & Communities Corporation, 2021. *Report on the Results of a Housing Situation Survey for Young People and Newlyweds*, Seoul.
 19. 서울특별시, 2022. “서울시, 민간아파트 부럽지 않은 ‘서울시 고품질 임대주택’ 만든다”, 서울.
Seoul Metropolitan Government, 2022. “Seoul City to Create ‘Seoul High-Quality Rental Housing’ That Doesn’t Envy Private Apartments”, Seoul.
 20. 성진욱·이훈, 2021. 「서울시 청년 및 신혼부부가구의 주거실태와 정책방안: 공공임대주택을 중심으로」, 서울: SH도시연구원.
Sung, J.U. and Lee, H., 2021. *Investigating on Policies of Youth and Newlywed Households of Public Rental Housing in Seoul: Focusing on Public Rental Housing*, Seoul: SH Urban Research Center.
 21. 송건섭, 2007. “지역수준별 주민복지와 삶의 질 영향요인 분석”, 『지방정부연구』, 11(3): 35-52.
Song, K.S., 2007. “An Analysis of Influential Factors which Effect Citizen Welfare and Quality of Life by Regional District”, *The Korean Journal of Local Government Studies*, 11(3): 35-52.
 22. 송경일·최중수, 2013. 「SPSS 15를 이용한 생존자료의 분석」, 서울: 한나래출판사.
Song, K.I. and Choi, J.S., 2013. *Analysis of Survival Data using SPSS 15*, Seoul: Hannarae.
 23. 신윤정·이명진·전광희·문승현, 2020. 「출산 의향의 실현 분석과 출산율 예측 연구」, 세종, 한국보건사회연구원.
Shin, Y.J., Lee, M.J., Jeon, K.H., and Moon, S.H., 2020. *Realization of Fertility Intention and Fertility Forecasting*, Sejong: Korea Institute for Health and Social Affairs.
 24. 우해봉·장인수, 2017. “출산에 대한 개인 특성과 부부 특성의 영향”, 『한국인구학』, 40(3): 79-105.
Woo, H.B. and Chang, I.S., 2017. “Influences of Individual and Couple Characteristics on Childbearing Plans and Births”, *Korea Journal of Population Studies*, 40(3): 79-105.
 25. 은기수, 2001. “결혼연령 및 결혼코호트와 첫 출산간격의 관계: 최근의 낮은 출산력 수준에 미치는 함의를 중심으로”, 『한국사회학』, 35(6): 105-139.
Eun, K.S., 2001. “Age at Marriage, Marriage Cohort and First Birth Interval: Focusing on Its Implications for Recent Low Fertility Levels”, *Korean Journal of Sociology*, 35(6): 105-139.
 26. 은기수, 2005. “미혼에서 결혼으로 이행 - 최근 우리나라에서 저출산에 갖는 의미 -”, 『보건복지포럼』, 102: 25-35.
Eun, K.S., 2005. “Transition from Single to Marriage”, *Health and Welfare Forum*, 102: 25-35.
 27. 이삼식·신인철·조남훈·김희경·정윤선·최은영·황나미·서문희·박세경·전광희·김정석·박수미·윤홍식·이성용·이인재, 2005. 「저출산 원인 및 종합대책 연구」, 서울: 한국보건사회연구원.
Lee, S.S., Shin, I.C., Cho, N.H., Kim, H.K., Jeong, Y.S., Choi, E.Y., Hwang, N.M., Seo, M.H., Park, S.K., Jeon, K.H., Kim, J.S., Park, S.M., Yoon, H.S., Lee, S.Y., and Lee, I.J., 2005. *A Study on the Causes of the Low Fertility and Comprehensive Measures*, Seoul: Korea Institute for Health and Social Affairs.
 28. 이재희·박진백, 2020. “주택가격과 주택공급이 출산율에 미치는 영향: 서울시를 중심으로”, 『한국생활과학회지』, 29(5): 765-776.
Lee, J.H. and Park, J.B., 2020. “The Effects of the Housing Price and Provision on the Total Fertility Rate in Seoul”, *Korean Journal of Human Ecology*, 29(5): 765-776.
 29. 이현정, 2015. “수도권 사회진출초기 임차자의 주거비 실태”, 한국주거학회논문집, 26(1): 71-79.
Lee, H.J., 2015. “Housing Costs of Beginning-stage Career Young Renters in Seoul Metropolitan Area”, *Journal of the Korean Housing Association*, 26(1): 71-79.
 30. 이훈·이동성·남형권, 2021. “주택하부시장에 따른 경사도의 차별적 영향”, 『국토계획』, 56(7): 157-180.
Lee, H., Lee, D.S., and Nam, H.K., 2021. “Differential Effects of the Slope According to Housing Submarkets”, *Journal of Korea Planning Association*, 56(7): 157-180.

31. 임보영·강정구·마강래, 2018. “지역의 주택가격이 결혼과 자녀 출산에 미치는 영향”, 『국토계획』, 53(1): 137-151.
Im, B.Y., Kang, J.K., and Ma, K.R., 2018. “The Impact of Regional Housing Price on Marital Status and Childbirth”, *Journal of Korea Planning Association*, 53(1): 137-151.
32. 임세희, 2016. “주거비 과부담 결정요인”, 『한국사회복지학』, 68(3): 29-50.
Lim, S.H., 2016. “The Determinants of Housing Affordability”, *Korean Journal of Social Welfare*, 68(3): 29-50.
33. 임세희, 2018. “공공임대주택과 민간임대주택의 주거복지 성과 차이”, 『한국사회정책』 25(3): 75-101.
Lim, S.H., 2018. “The Difference of Housing Welfare Outcomes between Public Rental Housing and Market Rental Housing”, *Korea Social Policy Review*, 25(3): 75-101.
34. 정은희·최슬기·김미선·박은경·정은영, 2012. 『둘째자녀 출산 제약 요인분석과 정책방안』, 서울: 한국보건사회연구원.
Jung, E.H., Choi, S.K., Kim, M.S., Park, E.K., and Jung, E.Y., 2012. *A Study on Constraint Factors Associated with the Second Birth and Policy Implications in Korea*, Seoul: Korea Institute for Health and Social Affairs.
35. 정준수, 2018. “둘째자녀 출산에 영향을 미치는 요인에 관한 연구”, 『비판사회정책』, 61: 305-345.
Jeong, J.S., 2018. “A Study on the Influential Factors of Second Child Birth”, *Journal of Critical Social Welfare*, 61: 305-345.
36. 조성호, 2016. “결혼 및 자녀 출산에 관한 한일 비교분석”, 『보건사회연구』, 36(1): 143-174.
Cho, S.H., 2016. “The Timing of First Marriage and Family Formation in Korea and Japan”, *Health and Social Welfare Review*, 36(1): 143-174.
37. 천현숙·김영표·정희남·김혜승·하수정·김진범·윤윤정·오민준·김태환, 2012. 『저출산에 추세에 대응한 주택 및 도시정책 방향 연구 (I)』, 안양: 국토연구원.
Cheon, H.S., Kim, Y.P., Jeong, H.N., Kim, H.S., Ha, S.J., Kim, J.B., Yoon, Y.J., Oh, M.J., and Kim, T.H., 2012. *Housing and Urban Policy Strategies Responding to Low Fertility (I)*, Anyang: Korea Research Institute for Human Settlements.
38. 천현숙·이길제·김준형·윤창원, 2016. 『주택과 출산 간의 연계성에 관한 거시-미시 접근』, 세종: 한국보건사회연구원.
Chun, H.S., Lee, G.J., Kim, J.H., and Yun, C.W., 2016. *The Macro- and Micro-level Analysis of the Effect of Housing Conditions on Fertility*, Sejong: Korea Institute for Health and Social Affairs.
39. 최은희·이종권·김수진, 2011. “국민임대주택 입주에 따른 주거 개선효과: 주거비 부담 수준 비교를 중심으로”, 『주택연구』, 19(3): 123-147.
Choi, E.H., Lee, J.K., and Kim, S.J., 2011. “Analysis on Effect of Housing Expenditure Reduction in National Rental Housing”, *Housing Studies Review*, 19(3): 123-147.
40. 최홍철·최현자, 2014. “가구유형을 고려한 생애주기와 소비지출 양식에 관한 연구”, 『한국FP학회지』, 7(3): 93-125.
Choi, H.C. and Choe, H.C., 2014. “A Study on the Consumption Expenditure over the Revised Life Cycle”, *Financial Planning Review*, 7(3): 93-125.
41. 허재완, 1993. 『도시경제학』, 서울: 법문사.
Hur, J.W., 1993. *Urban Economics*, Seoul: Bobmunsa.
42. 홍문식·장영식·이상영·오영희, 1993. 『저출산국가의 인구정책』, 서울: 한국보건사회연구원.
Hong, M.S., Jang, Y.S., Lee, S.Y., and Oh, Y.H., 1993. *Population Policy in Low Fertility Countries*, Seoul: Korea Institute for Health and Social Affairs.
43. Aiken, L.S. and West, S.G., 1991. *Multiple Regression: Testing and Interpreting Interactions*, London: SAGE.
44. Amorim, L.D. and Cai, J., 2015. “Modelling Recurrent Events: A Tutorial for Analysis in Epidemiology”, *International Journal of Epidemiology*, 44(1): 324-333.
45. Andersen, P.K. and Gill, R.D., 1982. “Cox’s Regression Model for Counting Processes: A Large Sample Study”, *The Annals of Statistics*, 10(4): 1100-1120.
46. Andersson, G., Hoem, J.M., and Duvander, A.Z., 2006. “Social Differentials in Speed-premium Effects in Childbearing in Sweden”, *Demographic Research*, 14: 51-70.
47. Bagheri, A. and Saadati, M., 2021. “Determinants of Birth Intervals Using Prentice-Williams-Peterson-Gap Time Model: Tehran Case Study”, *International Journal of Fertility & Sterility*, 15(3): 234-240.
48. Bao, L., Chen, F., and Zheng, Z., 2017. “Transition in Second Birth Intention in a Low Fertility Context: The Case of Jiangsu, China”, *Asian Population Studies*, 13(2): 198-222.
49. Bongaarts, J. and Feeney, G., 2005. *The Quantum and Tempo of Life-cycle Events*, New York: Population Council.
50. Bongaarts, J. and Potter, R.G., 1983. *Fertility, Biology, and Behavior: An Analysis of the Proximate Determinants*, New York: Academic Press.
51. Box-Steffensmeier, J.M. and De Boef, S., 2006. “Repeated Events Survival Models: The Conditional Frailty Model”, *Statistics Medicine*, 25(20): 3518-3533.
52. Erfani, A., Nojomi, M., and Hosseini, H., 2018. “Prolonged Birth Intervals in Hamedan, Iran: Variations and Determinants”, *Journal of Biosocial Science*, 50(4): 457-471.
53. Fallahzadeh, H., Farajpour, Z., and Emam, Z., 2013. “Duration and Determinants of Birth Interval in Yazd, Iran: a Population Study”, *Iranian Journal of Reproductive Medicine*, 11(5): 379-384.
54. Feeney, G., 1983. “Population Dynamics Based on Birth Intervals and Parity Progression”, *Population Studies*, 37(1): 75-89.
55. Gangl, M., 2010. “Causal Inference in Sociological Research”, *Annual Review of Sociology*, 36: 21-47.
56. Hazra, A. and Gogtay, N., 2017. “Biostatistics Series Module 9: Survival Analysis”, *Indian Journal of Dermatology*, 62(3): 251-257.
57. Heckman, J.J., Holtz, V.J., and Walker, J.R., 1985. “New Evidence on the Timing and Spacing of Births”, *The American Economic Review*, 75(2): 179-184.
58. Hertz-Picciotto, I. and Rockhill, B., 1997. “Validity and Effi-

- ciency of Approximation Methods for Tied Survival Times in Cox Regression”, *Biometrics*, 53(3): 1151-1156.
59. Hoem, J.M., 2005. “Why Does Sweden Have Such High Fertility?”, *Demographic Research*, 13: 559-572.
 60. Kaster, T.S., Vigod, S.N., Gomes, T., Wijeyesundera, D.N., Blumberger, D.M., and Sutradhar, R., 2021. “A Practical Overview and Decision Tool for Analyzing Recurrent Events in Mental Illness: A Review”, *Journal of Psychiatric Research*, 137: 7-13.
 61. Kelly, P.J. and Lim, L.L., 2000. “Survival Analysis for Recurrent Event Data: An Application to Childhood Infectious Diseases”, *Statistics in Medicine*, 19(1): 13-33.
 62. Kemeny, J., 2006. “Corporatism and Housing Regimes”, *Housing, Theory and Society*, 23(1): 1-18.
 63. Khan, J.R., Bari, W., and Mahbub Latif, A.H., 2016. “Trend of Determinants of Birth Interval Dynamics in Bangladesh”, *BMC Public Health*, 16(1): 1-11.
 64. Kulu, H. and Milewski, N., 2007. “Family Change and Migration in the Life Course: An Introduction”, *Demographic Research*, 17(19): 567-590.
 65. Liu, J., Jons, C., Moss, A., McNitt, S., Peterson, D.R., Qi, M., Zareba, W., Robinson, J.L., Barsheshet, A., Ackerman, M.J., Benhorin, J., Kaufman, E.S., Locati, E.H., Napolitano, C., Priori, S.G., Schwartz, P.J., Towbin, J., Vincent, M., Zhang, L., and Goldenberg, I., 2011. “Risk Factors for Recurrent Syncope and Subsequent Fatal or Near-Fatal Events in Children and Adolescents with Long QT Syndrome”, *Journal of the American College of Cardiology*, 57(8): 941-950.
 66. Ma, K.R. and Kang, E.T., 2015. “Intergenerational Effects of Parental Wealth on Children’s Housing Wealth”, *Environment and Planning A: Economy and Space*, 47(8): 1756-1775.
 67. Miller, A.R., 2010. “The Effect of Motherhood Timing on Career Path”, *Journal of Population Economics*, 24: 1071-1100.
 68. Mills, M., Rindfuss, R.R., McDonald, P., and Velde, E., 2011. “Why Do People Postpone Parenthood? Reasons and Social Policy Incentives”, *Human Reproduction Update*, 17(6): 848-860.
 69. Miranda, V., 2020. “Recent Trends in Birth Intervals in Sweden: A Decline of the Speed-Premium Effect?”, *European Journal of Population*, 36(3): 499-510.
 70. Newman, S.J., 2008. “Does Housing Matter for Poor Families? A Critical Summary of Research and Issues Still to be Resolved”, *Journal of Policy Analysis and Management*, 27(4): 895-925.
 71. Oláh, L.S., 2003. “Gendering Fertility: Second Births in Sweden and Hungary”, *Population Research and Policy Review*, 22(2): 171-200.
 72. Pimentel, J., Ansari, U., Omer, K., Gidado, Y., Baba, M.C., Andersson, N., and Cockcroft, A., 2020. “Factors Associated with Short Birth Interval in Low-and Middle-income Countries: A Systematic Review”, *BMC Pregnancy and Childbirth*, 20(1): 1-17.
 73. Rogers, W.H., 1993. “Regression Standard Errors in Clustered Samples”, *Stata Technical Bulletin*, 13: 19-23.
 74. Shayan, Z., Ayatollahi, S.M.T., Zare, N., and Moradi, F., 2014. “Prognostic Factors of First Birth Interval using the Parametric Survival Models”, *Iranian Journal of Reproductive Medicine*, 12(2): 125-130.
 75. Smedinga, H., Steyerberg, E.W., Beukers, W., van Klaveren, D., Zwarthoff, E.C., and Vergouwe, Y., 2017. “Prediction of Multiple Recurrent Events: A Comparison of Extended Cox Models in Bladder Cancer”, *American Journal of Epidemiology*, 186(5): 612-623.
 76. Stensrud, M.J. and Hernán, M.A., 2020. “Why Test for Proportional Hazards?”, *JAMA*, 323(14): 1401-1402.
 77. Thenmozhi, M., Jeyaseelan, V., Jeyaseelan, L., Isaac, R., and Vedantam, R., 2019. “Survival Analysis in Longitudinal Studies for Recurrent Events: Applications and Challenges”, *Clinical Epidemiology and Global Health*, 7(2): 253-260.
 78. Ullah, S., Gabbett, T.J., and Finch, C.F., 2014. “Statistical Modelling for Recurrent Events: An Application to Sports Injuries”, *British Journal of Sports Medicine*, 48(17): 1287-1293.
 79. Wei, L.J., Lin, D.Y., and Weissfeld, L. 1989. “Regression Analysis of Multivariate Incomplete Failure Time Data by Modeling Marginal Distributions”, *Journal of the American Statistical Association*, 84(408): 1065-1073.
 80. World Health Organization, 2007. *Report of a WHO Technical Consultation on Birth Spacing*, Geneva.
 81. Yadav, C.P., Lodha, R., Kabra, S.K., Sreenivas, V., Sinha, A., Khan, M.A., and Pandey, R.M., 2020. “Comparison of Statistical Methods for Recurrent Event Analysis using Pediatrics Asthma Data”, *Pharmaceutical Statistics*, 19(6): 803-813.
 82. Yohannes, S., Wondafrash, M., Abera, M., and Girma, E., 2011. “Duration and Determinants of Birth Interval among Women of Child Bearing Age in Southern Ethiopia”, *BMC Pregnancy and Childbirth*, 11(1): 1-6.
 83. Zhang, Z., Reinikainen, J., Adeleke, K.A., Pieterse, M.E., and Groothuis-Oudshoorn, C.G., 2018. “Time-varying Covariates and Coefficients in Cox Regression Models”, *Annals of Translational Medicine*, 6(7): 121.
 84. 국토교통부, “임대주택”, 2022.2.1. 읽음. 마이홈, <https://www.myhome.go.kr>
Ministry of Land, Infrastructure and Transport, “Rental Housing”, Accessed February 1, 2022. My Home, <https://www.myhome.go.kr>

Date Received 2022-06-15
Date Reviewed 2022-07-28
Date Accepted 2022-07-28
Date Revised 2022-08-05
Final Received 2022-08-05