

원주민과 이민자의 첫 출산 패턴과 영향 요인 분석

임지영¹ | 우해봉^{1*}

¹ 한국보건사회연구원

* 교신저자: 우해봉
(haebongwoo@kihasa.re.kr)

초록

이민이 인구 문제의 해결 방안 중 하나로 고려되고 있다. 그러나 이민자의 출산이 어떤 요인들과의 관계 속에서 어떤 과정을 통해 결정되고 이루어지는지에 대해서는 아직 규명해야 할 지점이 남아 있다. 이 연구는 원주민과 이민자의 첫 출산 패턴을 분석하여 그 미시적 과정을 알아보고 이민자의 출산에 사회인구학적 변인이 어떤 영향을 미치는지 파악하고자 하는 목적이 있다. 이를 위하여 2020년 인구주택총조사 20% 표본 자료로 이산형 생존분석을 시도하였다. 원주민과 이민자를 통합하여 분석한 모형과 이민자만을 분석한 모형에서 모두 이민자 지위, 혼인 형태, 교육 수준, 출생 코호트 등의 사회인구학적 요인이 영향을 미쳐 첫 출산의 속도와 최종 수준에서 차이가 나타났다. 통합 모형에서는 혼인 형태, 교육 수준과 출생 코호트 간의 상호작용에 따라 이민자의 출산 행동이 조정되고 있었고, 이민자 모형에서는 입국 시기를 전후하여 이민자의 첫 출산 위험이 증가하며 출생 국가별로 그 증가의 폭이 달라 거주 기간 역시 첫 출산 패턴에 영향을 주는 요인임을 확인하였다. 분석 결과를 통해 이민자 내부의 이질성을 파악할 수 있었으며, 이 이질성은 그들의 출산 행동을 이해하는 데 중요한 지점이 될 것이다.

주요 용어: 이민, 첫 출산, 출산 위험, 이산형 생존분석

알기 쉬운 요약

이 연구는 왜 했을까? 이민은 직접적으로는 생산가능인구를 늘리고 간접적으로는 이민자의 출산을 통해 출생이수를 증가시킬 수 있어 인구 문제를 해결할 수 있는 방안 중 하나로 이야기된다. 그러나 이민자와 원주민의 출산이 어떤 차이가 있는지, 어떤 요인에 영향을 받아 이루어지는지에 대한 연구 결과는 일관적이지 않아 심층적으로 살펴볼 필요성이 있다.

새롭게 밝혀진 내용은? 원주민과 이민자의 첫 출산 패턴은 출신국과 이민자 지위, 혼인 형태, 교육 수준, 출생 코호트 등의 사회인구학적 요인에 따라 다르게 나타난다. 주요 사회인구학적 요인 중 출생 코호트는 1980년 이후 출생 코호트가 1970년대 이전 출생 코호트에 비해 첫 출산 오즈가 낮다. 그 외의 다른 사회인구학적 요인들은 각각의 상호작용에 따라 다양한 영향을 미친다. 또한 이민자들의 입국 연도를 기점으로 첫 출산 위험이 크게 변화를 보이는데 이는 출생 국가별로 다르게 나타나고 있다.

앞으로 무엇을 해야 하나? 현재 접근할 수 있는 데이터는 담고 있는 정보의 양이 많지 않아 이민자의 출산력에 대해 명확한 결과를 도출하기에 한계가 있다. 이민자를 둘러싼 다양한 정보를 풍부하게 담은 데이터를 구축할 필요가 있다. 그리고 이민자가 이민 이후에 겪는 변화에 잘 적응하여 출산 등 가족 구성을 포함한 삶의 형태를 다양하게 선택할 수 있도록 사회통합을 위해 노력해야 할 것이다.

■ 투고일: 2023. 07. 31.
■ 수정일: 2023. 09. 17.
■ 게재확정일: 2023. 09. 27.

I. 서론

저출산과 고령화의 심화로 인구문제가 해결해야 할 당면과제로 떠오르면서 그 대안 중 하나로 이민이 주목받고 있다. 합계출산율이 0.78(2022년)까지 낮아지면서 이민이 직접적으로는 생산가능인구를 유입시키고, 간접적으로는 출생아수를 증가시킬 수 있는 대안이 되지 않을까 하는 기대 때문으로 보인다. 이민자 여성이 대부분 한국보다 상대적으로 출산력이 높은 개발도상국 출신이었다는 점(유삼현, 2017, p.30)을 생각해보면 이민이 출생아수를 증가시킬 수 있는 한 방편으로 여겨질 수도 있을 것이다.

이러한 관점, 특히 저출산 현상을 완화하고자 하는 정책적 관심에서 이민자 여성의 출산과 관련한 연구가 꾸준히 시도되었다. 집계 자료를 이용하여 이민자의 출산 수준을 파악하거나(유정균, 2015), 미시 조사 자료를 이용하여 결혼이민자의 출산 수준 및 출산에 이르는 기간을 파악(김두섭, 2008; Kim, Kim & Jun, 2012; 김현식 2015, 2018; 유삼현, 2017) 하기도 하였다. 다만 이민자 여성의 출산력이 원주민 여성에 비해 높은 수준인지에 대해서는 일관적인 결과를 도출하지 못하였다. 결혼이주여성이 원주민 여성에 비해 자녀수가 적고(김두섭, 2008; Kim, Kim & Jun, 2012) 결혼 후 첫째 자녀 출산에 걸리는 시간도 길어지며(김두섭, 2008), 첫째 자녀 출산 위험 역시 낮다(Kim, 2018)는 연구 결과가 있는 반면, 외국인 아내가 한국인 아내에 비해 합계출산율이 높다(유정균, 2015)는 결과도 도출되었다. 더불어 국내 거주 해외출생여성인 10대 후반에서 20대까지 매우 높은 출산율을 보이지만 45세에서 49세 완결출산력은 국내출생여성보다 낮다는 연구도 있다(유삼현, 2017). 이민자가 가진 특성에 초점을 맞추어 출산력에서 출신국에 따른 차이가 있다는 연구 결과(유정균, 2015; 김현식, 2018)도 존재한다. 이는 이민자 여성의 출산력을 파악하는 데 있어 그들이 가진 복잡하고 다양한 측면을 반영하여야 명확한 결론에 다다를 수 있다는 점을 시사한다.

출산은 개인이 직면하는 복잡한 상황 안에서 결정되는 행위이기 때문에 개인적인 특성 외에도 환경적, 정책적 특성이 긴밀히 영향을 준다. 그러나 이민자 여성의 출산에 대해서는 아직 그들이 지닌 개인적인 특성의 영향조차 제한적으로만 파악이 되어 있는 상황이다. 몇몇 국외의 선행연구에서는 출신국과 이민 의도(결혼이민 여부), 이민자의 세대나 출생 코호트, 거주 기간 등의 관련 사회인구학적 요인의 영향을 파악하

고 그 변인들 사이의 상호작용을 고려하고 있으나 국내 선행 연구에서는 이민자의 출산력이 사회인구학적 요인에 따라 다를 수 있음을 이야기하기보다 원주민과 이민자의 출산력 차이를 파악하는 데 집중해왔다. 원주민에 비해 이민자가, 특히 한국보다 출산율이 높은 국가에서 온 이민자가 “결과적으로” 더 아이를 많이 낳았는지를 먼저 파악해보고자 하였기 때문이라고 생각된다. 하지만 앞에서 언급했듯 출산은 다양한 상황에서 복잡한 과정을 거쳐 결정되는 것이기 때문에 결과 못지않게 과정도 중요하며 어떤 요인들이 어떻게 영향을 미치는지도 알아보아야 할 필요가 있다.

이 연구는 이민자 여성이 지닌 개별적 특성을 반영하여 기존 연구와의 차별성을 확보하고 아직 명확하게 파악되지 않은 이민자의 출산력에 대하여 추가적인 정보를 제공하고자 한다. 이민자 여성이 가진 복합적인 측면을 최대한 반영하고자 다음의 두 지점을 고려한다. 이민자의 출산력이 출신국별로 다르게 나타날 수 있으므로 이민자의 출신국 정보를 확대하고 결혼이민여성이 아닌 전체 이민자 여성으로 대상을 넓혀 이들이 출산에 이르는 과정을 파악한다. 이를 위하여 이민자에 대한 정보와 사회인구학적 특성을 최대한 답을 수 있는 2020년 인구주택총조사 20% 표본 자료를 이용하여 이산형 생존분석을 실시한다. 원주민과 이민자의 첫 출산 패턴을 분석하여 이들의 출산에 대한 미시적 과정을 파악하고 혼인 형태, 출생 코호트, 교육 수준 등의 주요 사회인구학적 요인이 첫 출산 패턴에 미치는 영향을 알아보려고 한다.

II. 선행연구

1. 이민자 출산력 이론

인구변천이 마무리되고 출산율과 사망률이 큰 변화를 보이지 않을 때에는 인구변동에서 상대적으로 인구이동의 역할이 커진다. 이민은 국제 인구이동으로 인한 직접적인 영향과 함께 간접적으로 이민자의 출산을 통해 인구변동에 영향을 미칠 수 있다. 이민자의 출산은 최종적으로 이민 수용국의 출산력 수준과 비슷해지는 것으로 알려져 있으나(Andersson, 2004; Milewski, 2010; 유삼현, 2017, p.30에서 재인용) 그 지점에 이르기까지의 패턴은 이민자의 특성, 경험, 그리고 그들을 둘러싼 여러 환경에 따라 다양하다. 이민자들이 출산에 이르는

과정을 파악하고 이론적으로 설명하기 위해 선행연구에서는 다양한 메커니즘을 이야기하고 있다. 그중 선별 기제, 사회화 기제, 교란 기제, 적응 기제에 대해 파악해보도록 한다. 이 네 기제는 개인이 가진 특성이 이민 이후에도 출산에 영향을 미친다고 보는 견해(선별 기제, 사회화 기제)와 이민 이후에 개인이 겪는 다양한 상황으로 인하여 출산 수준이 변화한다고 보는 견해(교란 기제, 적응 기제)로 나뉜다.

먼저 개인이 가진 특성이 출산에 주요한 영향을 미친다고 보는 선별 기제와 사회화 기제에 대해 알아본다. 선별 기제는 이민자가 출신국의 비이민자와 다른 특성을 가지고 있으며 이것이 이민자의 독특한 출산 패턴을 설명한다는 가설이다. 이민자가 이민 수용국과 상대적으로 유사한 출산 선호 체계를 보유(Milewski, 2007, p.864)할 가능성이 높고 특히 경력 지향적인 이민자의 경우에는 개연성이 더 높기 때문에 이민 수용국의 출산 패턴과 유사할 수 있다고 설명한다. 사회화 기제는 이민 이전에 출신국에서 형성된 성장기 때의 규범이나 가치관이 이민 이후에도 영향을 미쳐 출신국과 비슷한 출산 행태를 보일 것이라는 가설이다.

다음으로는 이민 이후 겪는 변화가 개인의 출산 결정에 영향을 미친다고 보는 교란 기제와 적응 기제이다. 교란 기제는 이민 시기를 전후하여 나타나는 단기적인 교란 상황에 주목한다. 이민자는 이민을 기점으로 하여 일시적으로 배우자와 단절될 수도 있고 소득 수준의 변화로 출산 패턴이 둔화될 수 있으며 이민 수용국에서 출산하는 것이 더 유리하다면 더욱 이민 이후로 출산을 미루게 되는데(Adserà & Ferrer, 2014, p.32), 이를 이민 전후 이민자가 겪는 혼란과 변화로 인하여 출산 패턴이 변경된다고 설명하는 가설이다. 마지막으로 적응 기제는 이민자가 이민 수용국에 정착하며 원주민의 출산 규범에 적응한다는 가설로 이민 이전에 형성된 개인의 특성이 영향을 미친다고 보는 사회화 기제와 반대되는 측면이 있다. 적응 현상은 이민자 사회통합의 징표로 해석될 수 있는 동시에 단기적 효과를 넘어 이민 2세대의 사회경제적 조건에 영향을 미치는 등 중장기적 함의를 가지고 있다(Adserà & Ferrer, 2014, p.35).

2. 국내외 선행연구 고찰

선진국을 중심으로 출산력에서 이민자의 역할이 커지고 있음이 보고되고 있다(Coleman, 2008; Verdugo & Swanson,

2011; Sobotka, 2008). 출신국별로 차이는 존재하나 이민은 전반적으로 출산율을 높이는 경향이 있어(Coleman, 2008) 유럽 국가 내에서 이민자가 출산한 출생아의 구성비가 증가하였고 특히 영국과 웨일즈에서는 1960년대부터 1990년대 중반까지 약 12%로 일정했던 이민자 출산의 비율이 2000년대 중반에는 24%까지 증가했다(Coleman, 2008, p.463). 또한 2000년대에 총 출생아 수에서 차지하는 비율이 증가하여 일부 국가에서는 기록된 출생아 수의 1/5을 초과한 곳도 있다(Sobotka, 2008, p.225). 다만 장기적으로는 이민 수용국의 수준으로 동화된다(Sobotka, 2008, p.225; Dubuc, 2012, p.361; Adserà & Ferrer, 2016; Lindstrom, Hernandez-Jabalera & Saucedo, 2021, p.280)고 평가하고 있다.

출산력 분석과 더불어 출신국, 혼인 형태, 교육 수준, 출생 코호트, 거주 기간 등이 이민자의 출산력에 미치는 영향에 주목하여 이민자와 원주민과의 차이, 혹은 이민자 사이의 차이를 설명하는 연구도 지속적으로 진행되었다(Parrado & Morgan, 2008; Milewski, 2011; Batson, 2012; Lübke, 2015; Adserà & Ferrer, 2016; Lindstrom et al., 2021; Erman, 2022). 우선 출신국의 합계출산율이 이민 이후에도 영향을 미친다는 연구(Tønnessen, 2020, p.565)와 그렇지 않은 연구(Lindstrom et al., 2021, p.307)가 모두 존재하나 그 영향력은 국가별로 다르게 나타나며(Impicciatore, Gabrielli & Paterno, 2020, p.818) 최종적으로는 수용국의 출산율 수준에 수렴한다는 결론에 다다르고 있다.

그 외 사회인구학적 변인의 영향은 다음과 같이 정리할 수 있다. 혼인 형태의 경우 출신국에서 이미 혼인 후에 이민한 집단이 더 빨리 출산할 가능성이 높고(Erman, 2022), 교육 수준이 높을수록 출산을 지연하는 것으로 보고되었다(Parrado & Morgan, 2008; Batson, 2012; Potančoková & Marois, 2020; Erman, 2022). 최근 출생 코호트일 수록 출산율이 낮으며(Milewski, 2011; Batson, 2012; Tønnessen, 2020), 이민 후 1~2년 사이 첫 출산 위험이 증가했는데 이는 이주 이전에 이민을 계획하며 연기했던 출산이 가속화된 것을 시사한다고 하였다(Lübke, 2015; Adserà & Ferrer, 2016).

한국의 이민자 출산에 대한 연구는 이민자의 증가와 함께 국제결혼이 늘어나며 나타나기 시작했다. 국내 등록 외국인인 1992년 65,673명에서 2006년에는 632,490명으로 10배가량 증가하였고 2014년에는 백만 명을 넘어 2022년 현재까지 그 수준을 유지하고 있다(통계청, 2023a, 2023b). 통계청(2023.

7. 11.)에 의하면 총인구에서 외국인이 차지하는 비율은 2023년 3.2%에서 2040년 4.3%로 증가할 전망으로, 결혼이민자의 가족까지 고려해보면 이민을 배경으로 한 인구는 더 증가할 것으로 생각된다. 더불어 국제결혼은 1993년 6,545건에서 1995년 13,493건으로 급증하였고, 2005년 42,356건으로 정점을 기록한 뒤 서서히 줄어들어 2022년 16,666건이 되었다(통계청, 2023c, 2023d). 이러한 배경에서 출산율을 제고하여 인구고령화 속도를 완화해야 한다는 정책적 고려 아래에 상대적으로 출산력이 높은 국가에서 한국으로 결혼이민을 한 여성의 출산력을 실증 분석하는 연구가 진행되었다.

김두섭(2008)은 그 시작점에 있다. 이 연구는 “아시아 여성의 한국으로의 혼인이주와 정착과정에 관한 조사”와 “2005년도 전국 결혼 및 출산 동향조사”를 이용하여 중국, 베트남, 일본에서 혼인이주한 여성을 대상으로 외국인 아내의 지위와 사회적 자본이 출산력에 미치는 영향을 분석했는데, 그 결과 외국인 아내가 한국인 아내에 비해 자녀수도 적고 결혼 후 첫째 자녀를 출산하기까지 더 오랜 시간이 걸리는 것으로 나타났다. 2010년도 인구주택총조사 자료를 이용하여 귀화한 이민자 아내와 원주민 남편, 귀화하지 않은 이민자 아내와 원주민 남편, 원주민 부부로 대상을 나누어 출산 수준을 비교한 Kim, Kim & Jun(2012)의 연구에서도 원주민에 비해 이민자(귀화자와 미귀화자 포함)의 자녀수가 적다는 결과가 도출되었다. 유정균(2015)의 연구에서는 전수조사 자료(등록외국인통계와 출생통계)를 이용하여 출산율을 비교하였다. 연구 결과, 외국인 아내의 합계출산율이 한국인 아내에 비해 높은 것으로 보고되었으나 출신국별로 보았을 때는 국가별로 다른 것으로 분석되어, 이민자를 하나의 집단으로 보지 않고 다양한 특성을 반영할 필요성을 확인할 수 있다. 유삼현(2017)의 연구에서는 인구주택총조사 1% 표본 자료를 이용하여 동거자녀추정법을 적용, 코호트출산력과 기간출산력을 분석하였다. 이 연구에서는 국내 거주 해외출생여성의 경우 10대 후반에서 20대에 매우 높은 출산율을 보이지만 완결출산력은 국내출생여성보다 낮은 것으로 보고되었다. 김현식(2015, 2018)의 연구 및 Kim(2018)의 연구에서는 2009년과 2012년 전국다문화가족실태조사를 이용하여 생존분석을 통해 출산 위험을 분석하였는데, 각각의 연구에서 배우자의 국적 조합에 따라 출산 위험이 다르게 나타나며(김현식, 2015), 결혼이주여성의 첫째 자녀 출산 위험이 한국보다 낮고(Kim, 2018), 결혼이주 여성과, 결혼한 한국 여성의 출산력에 차이가 있으며, 결혼이

주여성의 출신국별로도 차이가 있음을(김현식, 2018)을 규명하였다. 이민 시기의 출신국 합계출산율과 전국다문화가족실태조사 자료를 결합하여 출신국의 특성이 결혼이민여성의 출산 자녀 수, 결혼과 첫 출산 사이의 간격(김지영, 고선, 2021)이나 (기대) 자녀 수(고원식, 2019)에 미치는 영향을 파악한 연구도 있다. 김지영, 고선(2021)의 연구와 고원식(2019)의 연구에서 모두 출신국의 합계출산율과 출산 관련 변수 사이의 상관관계를 확인하였다. 출신국 합계출산율이 높을수록 출산 자녀 수는 증가하고 결혼에서 첫 출산에 이르는 간격은 감소하였으며(김지영, 고선, 2021, p.109) 더 많은 자녀를 출산하였거나 출산할 계획이 있는 것으로 나타났다(고원식, 2019, p.64).

이와 같이 이민자의 출산 행태를 파악하기 위한 몇 가지 시도가 있었으나 결과는 뚜렷한 일관성을 보이지는 않는다. 이는 각각의 연구에서 다른 자료를 이용하여 분석을 시도한 데다가 이용한 자료가 이민자의 특성을 명확하게 파악하는 데에 한계가 있다는 점이 영향을 미쳤을 것으로 판단된다. 집계 자료인 등록외국인통계, 출생통계를 이용한 유정균(2015)의 연구에서는 출신국 정보 외의 다른 특성을 반영할 수 없었던 점이 한계로 나타난다. 전국다문화가족실태조사를 이용한 연구(김두섭, 2008; 김현식 2015, 2018)는 다문화가족을 대상으로 하여 구축된 만큼 이민자의 개별적 특성을 파악할 수 있는 장점이 있기 때문에 출신국, 부부의 특성, 가구 특성 등을 반영할 수 있었고 더 나아가 결혼이주여성의 출산에 이르는 과정을 보여주는 분석(김현식, 2015, 2018)이 가능하였으나, 결혼이민자만을 대상으로 하는 자료의 특성상 전체 이민자의 출산을 파악하는 데에는 한계가 있었다.

또한 선행연구는 원주민과 이민자의 출산력 차이를 규명하는 데 집중하여 사회인구학적 요인은 단순 비교로서의 의미만 제공해줄 뿐, 사회인구학적 요인에 따라 이민자의 출산력이 달라질 수 있다는 것을 보여주지는 않았다. 그리고 기존 연구에서 주로 활용된 ‘전국다문화가족실태조사’가 결혼한 이민자 여성만을 대상으로 한 데다 다른 혼인 형태를 포함하기에는 사례가 적어 연구의 대상을 결혼이민여성으로 한정하는 경우가 많았다. 이 연구에서는 지금까지 사회인구학적 요인에 따라 이민자의 출산 행동이 어떠한 차이를 미치는지를 파악하지 못했던 점, 대상자가 결혼이민여성으로 한정되어 있던 점에 집중하여 논의를 확장한다.

우선, 출신국별로 출산력이 다르게 나타나는 결과(Coleman,

2008; Kim, Kim & Jun, 2012; 유정균, 2015; 김현식, 2018)를 반영하여 출신국을 세분화한다. 기존의 선행연구는 네 곳의 출신국¹⁾만 분석에 포함하였으나 이 연구에서는 출신국을 더 자세하게 제공하는 인구주택총조사 20% 표본 자료(2020년도)를 이용하여 총 6곳의 출신국(중국, 중국(한국계), 필리핀, 태국, 베트남, 기타/미상)으로 세분화한다. 그리고 결혼이민여성을 포함하는 국내 거주 기혼 이민자 여성을 연구 대상으로 선정한다. 이외에도 혼인 형태, 교육 수준, 출생 코호트, 거주 기간 등의 사회인구학적 변수를 포함하였다. 이 연구에서는 첫 출산 패턴과 그 영향 요인에 주목하고 있는데 첫 출산을 이른 나이에 경험하면 후속 출산이 빨라지고(Logubayom & Luguterah, 2013, p.117) 첫 출산을 빠르게 할수록 더 많이 출산하는(Fagbamigbe & Idemudia, 2016, p.2444) 경향이 있기 때문에 저출산 현상이 심화되는 한국의 상황에 함의를 줄 수 있을 것으로 생각된다.

III. 분석 자료 및 방법

1. 분석 자료

원주민과 이민자 여성의 출산 패턴에서의 차이를 분석하는 이 연구에서 사용하는 자료는 통계청(2023e)의 2020년 인구주택총조사 20% 표본조사 자료이다. 인구주택총조사 표본조사 자료에서 출산에 관한 설문은 조사 시점 기준으로 15세 이상 기혼 여성을 대상으로 이루어진 점을 고려하여 이 연구에서는 이혼과 사별을 포함한 기혼 여성을 분석 대상으로 한다. 분석 자료인 인구주택총조사에서 활용 가능한 정보를 사용하여 조사 시점 기준으로 외국인과 귀화인을 포괄하여 이민자로 정의²⁾한다. 세부적인 분석 대상의 선정 과정에서는 다음과 같은 추가적인 조건을 적용하였다. 첫째, 이민자의 입국 시기이다. 2020년 인구주택총조사에서 관측되는 이민자의 입국 시기가 1924년부터 2020년까지 매우 다양하지만, 이 연구에서는 농촌 지역을 중심으로 한 결혼이민 등 이민자의 규모가

상대적으로 빠르게 증가하기 시작한 1995년 이후에 입국한 이민자³⁾를 대상으로 한다.

둘째, 이 연구에서 사용하는 분석 방법은 이산형 로지스틱 생존모형(discrete-time hazard model)으로 분석 단위는 통상적인 개인 단위(person-level) 자료가 아니라 개인-기간(인년; person-period/year) 자료(episodes)이다. 인구학적 연구에서는 횡단면 조사에서 수집된 회고적(retrospective) 정보(예컨대, Demographic and Health Survey)를 활용하는 빈도가 높다. 그러나 회고적 정보에 기초한 자료에서는 개인별(출생 코호트별)로 관측되는 기간에서 차이가 발생하기에 분석 자료의 대표성을 확보하기 위해 전체 회고적 자료 대신에 특정 조건을 충족하는 개인-기간 자료만을 분석 대상으로 설정할 필요가 있다(Rindfuss, Palmore, & Bumpass, 1982; Rodriguez & Hobcraft, 1980). 이 연구에서는 Rindfuss et al.(1982)이 제안한 방식을 따라 전체 관측 자료의 하위 자료를 분석하는데, 이를 도식화하면 [그림 1]과 같이 표시할 수 있다. 시간 기준으로 분석 대상은 1995년부터 2019년까지의 개인-기간 자료(조사 시점(2020년 11월 1일 0시)을 기준으로 완전한 연간 자료가 제공되는 기간)이며, 연령 기준으로는 15세에서 49세까지의 조건을 충족하는 개인-기간 자료이다. 일부 분석 변수에서 결측치가 존재하는 사례(국제결혼 여부 32명, 결혼 전 취업 경험 유무 263명)를 제외한 후 최종적으로 확정된 분석 대상 개인-기간 자료는 14,613,021 인년(원주민 13,767,382 인년, 이민자 845,639 인년)이며, 이러한 개인-기간 자료에 하나 이상의 레코드가 포함된 개인은 1,251,200명(원주민 1,184,392명, 이민자 66,808명)이다.

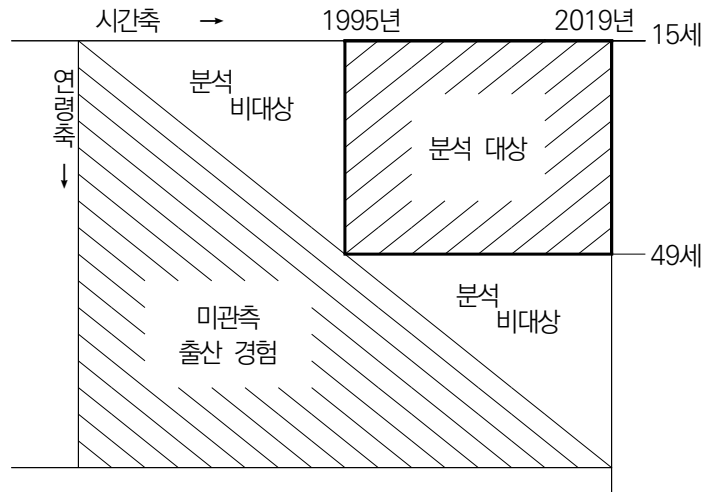
원주민과 이민자 여성의 출산 패턴을 분석하기 위해 이 연구에서는 횡단면 자료에 기초한 기존 연구들과 마찬가지로 인구주택총조사 자료가 제공하는 가능한 모든 정보를 최대한 활용한다. 세부적으로, 핵심 변수인 이민자 지위 외에 교육 수준, 초혼 연령, 혼인 형태, 고용 상태, 가구 형태, 거주 지역이 사용된다. 이 연구에서 이민자 지위는 두 가지 형태로 사용되는데, 원주민과 이민자를 이분법적으로 구분하는 방식과 함께 출생 국적 기준으로 이민자를 세부적으로 구분하는 방식을 고

1) 유정균(2015)의 연구에서는 이민자의 출신국을 중국, 베트남, 필리핀, 캄보디아의 네 개 국가로 하였고, 김현식(2018)에서는 조선족, 중국, 베트남, 필리핀을 제시하였다.

2) 이민자는 현재 국적이 한국이 아닌 경우(외국인)와 출생 국적이 한국이 아니지만 귀화를 통해 현재 국적이 한국으로 변경된 경우(귀화인)로 구성한다. 원주민은 출생 국적과 현재 국적이 모두 한국인 개인을 의미한다.

3) 전체 이민자 여성의 3.78%가 1994년 이전에 입국하였다.

그림 1. 분석 대상 개인-기간 자료의 시각화



자료: 저자 작성

려한다. 출생 국적별 이민자 구분은 표본 규모를 고려하여 1) 중국, 2) 중국(한국계), 3) 필리핀, 4) 태국, 5) 베트남, 6) 기타 범주이다. 기타 범주에는 캄보디아, 몽골, 우즈베키스탄, 미국 등 20% 표본조사 원자료에서 통계청이 국적을 밝히는 국가는 물론 출생 국적을 공개하지 않는 미상 범주가 포함된다.⁴⁾⁵⁾

교육 수준은 최종 교육을 기준으로 교육 이수 기간(년)으로 측정하였으며, 초혼 연령은 24세 이하, 25~29세, 30~34세, 35세 이상의 네 범주로 구분한다. 혼인 형태는 가구 정보에 기초하여 생성된 정보로 국제결혼(혼종혼; intermarriage) 여부를 구분한다(국제결혼 대 기타 혼인 형태).⁶⁾ 이 연구에서 국제결혼으로 분류되는 사례는 원주민(대한민국 출생자)과 이민자 간 혼인으로 동일 가구에 함께 거주하는 개인에 한정되며 여기에는 이민자 여성이 대한민국 출생 남성과 결혼하는 경우는 물론 대한민국 출생 여성이 이민자 남성과 결혼한 사례도 포함한다. 가구 및 가구주와의 관계 정보에 기초하여 원주민과 이민자가 배우자 관계로 동일 가구에서 함께 거주하는

경우에만 국제결혼으로 분류되기에 이 연구에서 사용하는 국제결혼은 전체 국제결혼의 일부에 해당하는 것으로 추정해 볼 수 있다. 분류상의 한계에도 불구하고 이러한 혼인 형태 정보는 결혼이민이나 노동이민 등 이민자의 속성이 다양한 상황에서 이민자 내부의 이질성이 출산과 연계되는 패턴을 이해하는데 일정한 기여를 할 수 있을 것으로 추정된다.

고용 상태는 인구주택총조사 조사 시점 기준으로 임금근로자, 자영자/무급가족종사자, 비취업자로 구분하며, 가구 형태는 일반가구, 집단(시설)가구, 외국인가구로 구분한다. 거주 지역은 권역 기준으로 수도권(서울, 인천, 경기), 중부권(대전, 세종, 충북, 충남, 강원), 호남권(광주, 전북, 전남, 제주), 영남권(부산, 대구, 울산, 경북, 경남)으로 구분한다. 이민자만을 대상으로 한 분석에서는 이민자의 입국 전후에 걸친 기간(duration) 변수를 사용한다.⁷⁾ 이민 과정에서 경험하는 교란(disruption), 적응(adaptation) 등의 기제로 인해 이민 전후 기간에 걸친 출산 패턴에서 차이가 발생할 수 있기에 이민 전

4) 이민자를 추가로 구분하는 방법으로 외국인과 귀화인의 구분을 생각해 볼 수 있지만, 이 연구에서는 출생 국적에 기초한 이민자의 구분이 이민자 내부의 이질성을 더욱 세부적으로 보여 줄 수 있다는 점을 고려하여 출생 국적별 구분을 사용하였다.
 5) 인구주택총조사 20% 표본에서 이민자의 체류 자격(비자) 정보가 제공되지 않아 국제인이동 사유에 따라 이민자를 결혼 이민자, 이주 노동자 등으로 이민자 내부의 이질성을 파악하는 데 한계가 있다. 다만 인구주택총조사에서 목표(조사)모집단을 '대한민국 영토 내에 상주하는 내·외국인과 이들이 살고 있는 거처로 설정하고 있고(통계청, 2020, p.79), 불법체류자와 등록외국인, 외국국적동포 거소 신고자 등을 모두 포함(통계청, 2020, p.79)하여 조사하기 때문에 결혼 이민자와 이주 노동자 등을 포괄한다고 볼 수 있다.
 6) 혼인 형태 정보는 가구 및 가구주와의 관계 변수를 이용하여 생성하였기에 전체 분석 대상자의 국제결혼(혼종혼) 여부를 엄밀히 확인할 수는 없다. 예컨대, 과거에 국제결혼을 했지만 현재의 혼인 형태가 이혼/별거인 경우나 현재 국제결혼한 상태이지만 배우자와 동거하지 않을 때는 국제결혼 여부를 파악하기 어려운 한계가 있다. 기타 혼인 형태에는 국제결혼 외의 모든 혼인 형태(동질혼, 이혼, 사별)로 분류하였다.
 7) 입국 시기(시점)나 입국 시 연령(age at migration)을 변수화하는 방법도 있지만, 이 연구에서는 출산에서 거주(체류) 기간에 따른 차이를 강조하는 선행연구를 따라 입국 전후의 거주 기간에 초점을 맞추어 변수를 구성하였다.

후 기간을 일련의 더미 변수로 구성하였다. 분석 대상 표본에서 관측되는 기간별 출산 위험(해저드)의 패턴과 분석 모형의 간명성을 확보하기 위해 입국 전 5년부터 입국 후 5년까지의 기간은 연도별로 더미 변수를 구성하고, 입국 전 6년 및 그 이전 기간과 입국 후 6년 및 그 이후의 기간은 각각 하나의 범주로 처리하였다. 마지막으로 출생 코호트는 개인-기간 자료 기준으로 전체 표본을 대략 반분하는 1970년대 이전 출생자와 1980년대 이후 출생자를 구분한다.

2. 분석 방법

원주민과 이민자, 그리고 이민자 내부의 출산 패턴에서 관측되는 차이와 특징을 분석하기 위해 사용하는 분석 방법은 이산형 로지스틱 생존분석이다. 생존분석은 통상적인 로지스틱 회귀분석과 같은 사건의 발생 여부에 관한 정보뿐만 아니라 사건 발생의 시간적 패턴(타이밍)에 관한 추가적인 정보를 제공한다(Singer & Willett, 2003). 현재까지도 사회과학 분야에서는 콕스모형(Cox regression model)의 활용도가 높지만, 이 연구에서는 콕스모형 대신에 기준선 해저드(baseline hazard)를 명시적으로 모형화하여 분석에 활용하기 위해 이산형(discrete) 모형을 사용하며,⁸⁾ 그중에서 아래와 같은 방식의 이산형 로지스틱 해저드 모형을 이용하여 분석한다. 다양한 방식의 모형화가 가능하지만 이 연구에서 사용하는 출산까지의 시간 흐름에 대한 측정치는 연령(Age)에 기초하고 있다(수식 참조). 또한 이 연구의 분석 시간이 15세부터 시작됨을 고려하여 연령은 15세를 기준으로 중심 이동(centering)을 하였다.

$$\log \frac{h(t_{ij})}{1-h(t_{ij})} = \alpha_0 + \alpha_1(Age_{ij} - 15) + \alpha_2(Age_{ij} - 15)^2 + \sum_k \beta_k X_{i,k}$$

이산형 로지스틱 생존분석은 통상적인 로짓분석과 동일한 통계적 절차를 사용함으로써 모형을 이해하기 쉬운 장점이 있다. 다만, 통상적인 로짓분석이 개인 단위(person-level) 자료

에 기초한 반면 이산형 로지스틱 생존분석은 개인-기간(person-period) 자료에 기초하는 차이가 있다. 개인 단위 자료에서 개인-기간 단위 자료로 변환하는 과정에서 시간의 흐름을 측정하는 변수가 바로 연령이다. 위의 수식에서 볼 수 있듯이 시간(연령)의 흐름에 따른 첫 출산 해저드(조건부 확률)는 이차함수의 형태로 모형화하였다. 비록 연령 더미, 즉 15-49세까지의 35개 더미 변수를 사용하여 기준선 해저드 함수의 유연성 확보에 초점을 맞출 수도 있지만, 이러한 더미 변수 접근은 모형이 복잡해지는 동시에 예측 변수의 효과가 시간(연령)의 흐름에 따라 상이하게 전개되는 비비례적 오즈 모형(non-proportional odds model)을 고려하기가 쉽지 않은 한계가 있다.

세부적인 모형의 설계와 관련하여 이 연구에서는 원주민과 이민자를 모두 아우른 통합 모형과 함께 이민자만을 고려하는 모형도 고려한다. 이민자 여성만을 대상으로 별도의 모형을 추정하는 것은 이민자 내부의 차이를 좀 더 자세히 이해하는 한편 ‘입국 전후 기간처럼 이민자에게만 해당하는 변수의 효과를 검토할 수 있는 장점이 있다. 통합 모형과 이민자 모형 모두에서 예측 변수 간 상호작용 효과와 함께 예측 변수와 기준선 해저드 간 상호작용 효과(비비례적 오즈 모형)를 검토한다. 현재까지 이민자 지위와 출산의 관계를 조정하는 다양한 요인들에 관한 논의가 부족한 점을 고려하여 이 연구에서는 이 연구의 핵심 변수인 이민자 지위의 효과를 조정하는 다양한 영향 요인들의 효과를 검토하는 모형을 설계한다.⁹⁾ 예측 변수 간 상호작용에서는 이민자 지위와 1) 혼인 형태(국제결혼/기타 혼인 형태), 2) 출생 코호트, 3) 교육 수준 간 상호작용 효과를 검토한다. 원주민과 이민자 간 출산 행위에서의 차이는 혼인 형태에 따라 상이하게 나타날 개연성을 생각할 수 있다. 예컨대, 동일하게 국제결혼을 하더라도 최근까지 급감한 우리나라의 출산율 동향을 고려할 때 원주민(대한민국 출생) 남성과 결혼한 이민자(외국 출생) 여성과 비교하면 이민자(외국 출생) 남성과 결혼한 원주민(대한민국 출생) 여성의 출산 패턴은 상당히 다른 모습을 보일 개연성이 있다. 마찬가지로 이민자 여성의 출산 패턴은 출생 코호트와 함께 교육 수준을 가로질러 차별적인 양상을 보일 개연성을 생각해 볼 수 있다

8) 출산까지의 시간이 본질적으로 연속적인 속성을 띠지만, 현실의 자료 측정 단계에서는 연도(년)나 연령(세) 등과 같이 불연속적으로 측정되는 경우가 많다는 점에서 최근 들어 이산형 모형의 활용도도 높아지고 있다.

9) 귀납적 방식으로 모형에 사용된 모든 변수 간 이원(two-way) 상호작용 효과는 물론 삼원(three-way) 이상의 고차 상호작용 효과도 생각해 볼 수 있지만, 현실적이지 않은 접근이기에 이 연구에서는 핵심 변수(이민자 지위)를 중심으로 이원 상호작용에 초점을 맞춰 모형을 설계하였다.

(Parrado & Morgan, 2008; Batson, 2012). 예컨대, 모든 사회 계층에서 출산율이 감소한 우리나라와 비교할 때 개발도상국 출신이 다수인 이민자 집단에서는 교육 수준과 같은 사회경제적 지위의 효과가 더욱 명확히 관측될 수 있다. 마지막으로 이 연구에서는 이민자 지위와 기준선 해저드 간 상호작용을 검토하는데, 이는 원주민과 이민자 여성의 시간(연령)의 흐름에 따른 출산 패턴이 다를 개연성을 반영한 모형이다. 예컨대, 원주민 여성과 비교할 때 이민자 여성은 상대적으로 이른 시기에 출산 위험이 가파르게 상승할 개연성을 생각해 볼 수 있다.

IV. 분석 결과

분석 결과를 세부적으로 살펴보기 전에 분석 대상의 주요 사회인구학적 특성을 간략하게 짚어보도록 한다(표 1). 분석 대상은 총 1,251,200명(원주민 1,184,392명, 이민자 66,808명)으로 이민자는 전체 분석 대상 중 5.34%를 차지한다. 중국과 중국(한국계), 베트남은 규모가 비슷하고, 필리핀과 태국은 조금 적은 편이다. 이민자는 원주민에 비해 연령(2020년 기준) 구성에서 비교적 젊은 층에 더 많이 분포해 있는데, 특히

표 1. 분석 대상자의 주요 사회인구학적 특성

구분		원주민	이민자						
			전체	중국	중국(한국계)	필리핀	태국	베트남	기타/미상
연령 (2020년)	34세 이하	14.69	39.06	23.78	21.96	37.80	45.94	68.62	41.95
	35~39세	18.41	19.93	20.56	18.69	21.26	22.03	19.94	19.99
	40~44세	21.91	14.71	18.73	17.16	17.03	16.40	7.03	15.07
	45~49세	24.29	13.23	18.98	20.66	12.87	9.96	3.04	10.43
	50세 이상	20.70	13.06	17.96	21.53	11.03	5.68	1.37	12.56
교육 수준	고졸 미만	4.62	21.15	22.18	23.94	7.27	16.98	31.45	10.76
	고졸	37.59	52.07	52.76	54.56	52.71	54.50	58.05	41.90
	전문대졸	19.86	8.95	8.47	8.38	18.23	9.72	5.23	11.26
	대졸 이상	37.92	17.83	16.58	13.11	21.79	18.81	5.26	36.09
혼인 형태	국제결혼	0.28	43.20	41.20	16.86	69.95	49.59	66.64	41.54
	기타 혼인 형태	99.72	56.80	58.80	83.14	30.05	50.41	33.36	58.46
초혼 연령	24세 이하	25.23	44.51	33.79	33.79	45.52	37.90	69.01	42.35
	25~29세	48.54	31.51	35.26	37.72	32.25	29.29	20.35	32.59
	30~34세	19.79	14.95	16.88	17.66	14.99	20.25	7.61	16.89
	35세 이상	6.44	9.03	14.07	10.83	7.25	12.55	3.03	8.17
고용 형태	임금근로	49.32	46.58	43.85	53.17	50.15	49.64	44.57	42.78
	자영자/무급	13.14	9.03	10.80	7.73	8.64	8.23	10.19	7.69
	비취업	37.54	44.39	45.35	39.09	41.21	42.14	45.23	49.53
가구 형태	일반가구	99.05	61.96	67.42	33.36	89.04	60.89	87.49	54.06
	집단가구	0.95	3.54	2.43	1.78	2.59	2.69	3.34	7.21
	외국인가구	0.00	34.49	30.15	64.86	8.37	36.41	9.17	38.73
거주 권역	수도권	47.95	54.46	64.82	82.98	31.45	35.64	26.91	50.27
	중부권	14.71	13.97	11.02	7.79	19.97	19.10	18.63	16.52
	호남권	11.13	12.34	9.36	2.80	23.03	20.25	20.31	13.49
	영남권	26.21	19.23	14.80	6.43	25.55	25.01	34.15	19.72
결혼 전 취업	경험 없음	19.48	52.27	48.98	46.00	55.30	59.31	63.74	48.75
	경험 있음	80.52	47.73	51.02	54.00	44.70	40.69	36.26	51.25
출생 코호트	1970년대 이전	62.26	37.79	51.84	56.03	36.98	27.71	9.35	34.74
	1980년대 이후	37.74	62.21	48.16	43.97	63.02	72.29	90.65	65.26
입국 시기	1995~2004년	-	15.50	22.82	17.14	27.99	10.39	5.74	13.72
	2005~2009년	-	21.24	25.56	21.85	21.31	7.07	26.60	12.67
	2010~2014년	-	27.06	25.08	34.86	28.26	12.31	28.55	20.72
	2015년 이후	-	36.20	26.54	26.15	22.44	70.23	39.11	52.90
표본 규모(N)		1,184,392	66,808	14,797	16,066	4,016	2,079	15,197	14,653

주: 1995~2019년 기간에 걸쳐 15~49세 연령대에 속한 개인들을 대상으로 한 비가중 분포임.
 자료: 통계청(2023e). 2020년도 인구주택총조사 20% 표본 자료. 원격접근서비스(RAS)를 이용하여 원자료 분석.

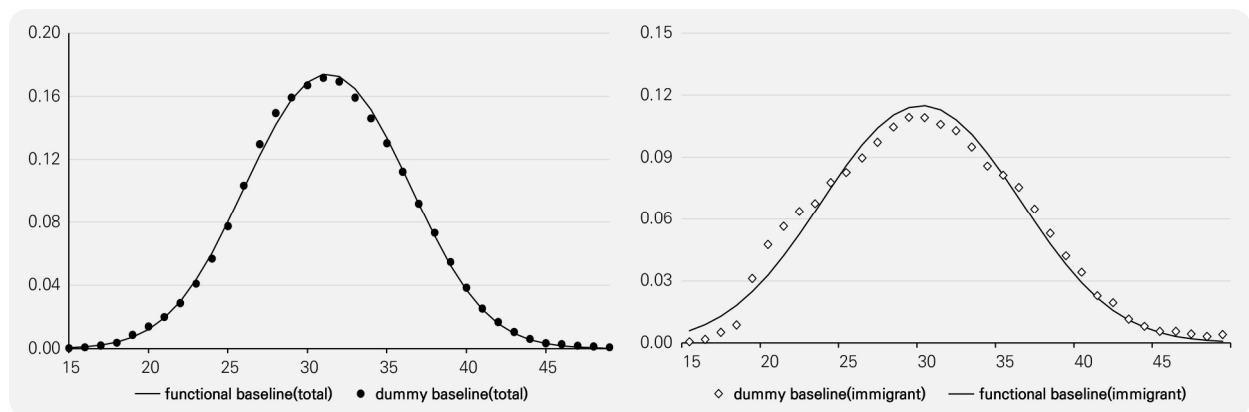
태국과 베트남 출생 여성은 34세 이하가 각각 45.94%, 68.62%로 상당수가 젊은 연령대에 속해 있다. 교육 수준은 원주민은 전문대졸 이상이 과반이었으나 이민자는 73.22%가 고졸로 나타나 이민자가 원주민에 비해 낮은 수준이다. 혼인 형태에서 원주민은 0.28%(3,331명)만이 외국 출생의 남성과 결혼했는데, 이민자는 43.20%가 대한민국 출생 남성과 결혼하였다. 이민자는 출생 국가별로 필리핀(69.95%), 베트남(66.64%)이 국제결혼 비율이 높았고 중국과 태국도 40%를 넘었다. 이민자의 입국 시기에서 중국과 필리핀은 입국 시기 별로 고른 분포를 보였으나 중국(한국계), 베트남, 기타/미상 국가는 최근 입국자의 비율이 상대적으로 높았다. 특히 태국 출생 이민자는 전체 분석 대상의 70.23%가 2015년 이후에 입국하였다.

원주민과 이민자의 첫 출산 패턴 분석과 관련하여 [그림 2]는 연령의 경과에 따른 기준선 해저드를 시각화한 것이다. 기준선 해저드를 통해 해당 연령에서 첫 출산을 할 (조건부) 확률의 패턴에 대한 정보를 추출할 수 있다. 이 연구처럼 함수형 형태의 기준선 해저드를 구성하는 방식이 뒤에서 검토하게 될 예측 변수들과 기준선 해저드 사이에 존재할 수 있는 상호작용(비 비례적 오즈 모형) 효과를 검토할 수 있는 매우 유용한 접근(우해봉, 2009, p.36)이지만, 더미(연령) 변수를 사용하는 접근에 비해 제약이 강하다는 점에서 그 적절성을 점검해 볼 필요가 있다.

전체를 대상으로 한 기준선 해저드(그림 2의 왼쪽)는 31세를 정점으로 하는 포물선의 형태를 띠며, 더미형과 함수형의 형태가 상당히 유사하다. 다만 이민자로 한정하여 도출한 기준선 해저드(그림 2의 오른쪽)에서는 일부 연령 구간에서 더미형에 대비한 함수형 기준선 해저드의 적합도가 다소 떨어지는데, 이는 함수형 형태의 기준선 해저드를 통해 이민자의 출생 국가별 차이 등 첫 출산과 관련한 이민자 집단의 다양한 특성을 모두 반영하기 어려운 점을 반영하는 것으로 보인다. 그럼에도 전체적으로 함수형 형태의 기준선 해저드를 통해 이민자 여성의 첫 출산 패턴을 모형화하는 데 큰 문제는 없는 것으로 판단된다.¹⁰⁾

<표 2>는 원주민과 이민자의 첫 출산 패턴에 관한 이산형 로지스틱 생존모형의 분석 결과를 보여준다. 모형 1은 앞에서 언급한 기준선 해저드 함수이며(그림 2의 왼쪽), 중심이동된 연령을 기준으로 한 곡선 계수의 추정치가 음수이므로 그림 2에서 보는 것처럼 오목한 형태를 갖게 된다. 모형 2는 기준선 해저드에 원주민을 준거 범주로 하여 전체 이민자를 하나의 집단으로 묶은 더미 변수를 포함한 모형이다. 분석 결과, 일반적인 예상과는 반대로 이민자가 첫 출산을 하지 않을 승산¹¹⁾ (odds)이 원주민에 비해서 8.87% 높다($[1/\exp(-.085) - 1] \times 100 = 8.87$). 그러나 다른 사회인구학적 변수를 추가한 모형 3에서는 다른 결과가 도출된다. 사회인구학적 변수를 통제하면 원주민에 비해 이민자가 첫 출산을 할 오즈는 모형 2와는

그림 2. 전체(좌) 및 이민자(우)의 연령별 첫 출산 확률(기준선 해저드)



자료: 통계청(2023e). 2020년도 인구주택총조사 20% 표본 자료. 원격접근서비스(RAS)를 이용하여 원자료 분석.

10) 지면상의 제약으로 별도로 제시하지는 않았지만, 함수형 형태로 기준선 해저드를 모형화하는 방식의 적절성은 이민자만을 대상으로 기준선 해저드의 형태에서 아무런 제약을 부과하지 않는 콕스모형을 사용해도 <표 3>의 분석 결과가 기본적으로 동일하다는 점에서도 확인된다.
 11) 어떤 사건이 일어날 확률을 그 사건이 일어나지 않을 확률로 나눈 것이며 이 연구에서는 첫 출산을 할 확률을 첫 출산을 하지 않을 확률로 나눈 것을 의미한다.

반대로 12.29% 더 높다. 한편 모형 3에서는 국제결혼(동거)을 한 집단이 첫 출산을 할 오즈가 기타 혼인 형태에 비해 높은 모습을 보여 준다. 또한 다른 변수들의 효과를 통제한 상태에서 교육 수준이 높을수록 첫 출산을 할 오즈가 감소하며, 1970년 이전 출생 코호트에 비해 1980년 이후 출생 코호트의 첫 출산 오즈가 유의하게 낮음을 확인할 수 있다.

모형 4는 사회인구학적 특성과 함께 이민자 지위와 주요 변수들의 상호작용 효과가 연령에 걸쳐 어떻게 나타나는지를 살펴보는 모형이다. 이민자 지위의 효과가 혼인 형태는 물론 교육 수준과 출생 코호트에 따라 조정됨을 확인할 수 있다. 교육 수준이 높을수록 첫 출산을 할 오즈가 감소하지만, 교육 수준과 첫 출산의 부적(-) 관계는 이민자 집단에서 더 강하게 관측됨을 보여 준다. 한편 1970년 이전 출생자에 비해 1980년 이후 출생자의 첫 출산 오즈가 낮지만(main effect), 이민자 집단에서는 반대 방향의 상호작용 효과가 작용함으로써 1980

년 이후 출생 코호트에서 관측되는 원주민과 이민자 간 격차가 1970년 이전 출생 코호트에 비해 확대되는 모습이 관측된다. 이민자 지위의 효과는 또한 혼인 형태에 따라 다른 모습을 보이는데, 이민자의 출산에서 혼인 형태가 갖는 중요성을 고려하여 아래에서는 이민자 지위(원주민, 이민자)와 혼인 형태(국제결혼, 기타 혼인 형태)를 조합하여 그 관계를 세부적으로 살펴본다.

이민자 지위의 효과가 혼인 형태뿐만 아니라 연령에 따라 상이하게 나타나는 복잡한 모형의 해석을 돕기 위하여 [그림 3]에서는 해저드 곡선(좌측)과 생존곡선(우측)을 통해 이민자 지위와 혼인 형태의 관계를 보여 주고 있다. 이민자는 원주민보다 첫 출산을 빠르게 시작하는 모습을 보이는데, 원주민은 20세까지도 첫 출산 확률이 낮다(그림 3 좌측). 해저드 곡선의 형태는 혼인 형태에 따라서도 다르게 나타나는데, 원주민의 경우 국제결혼 여성의 출산 확률이 낮은 패턴을 보이는 반면

표 2. 이산형 생존모형(첫 출산) 분석 결과: 원주민-이민자 통합 모형

구분	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7
상수항	-7.493***	-7.487***	-8.581***	-8.904***	-7.503***	-8.607***	-8.901***
연령	.729***	.729***	.902***	.943***	.731***	.903***	.942***
연령 제곱	-.022***	-.022***	-.027***	-.028***	-.022***	-.027***	-.028***
이민자(통합, 준거: 원주민)		-.085***	.116***	3.014***			
이민자(출생 국적, 준거: 원주민)							
중국					-.297***	-.101***	1.806***
중국(한국계)					-.314***	-.071***	1.678***
필리핀					.174***	.244***	2.798***
태국					-.701***	-.421***	3.459***
베트남					.619***	.645***	3.573***
기타/미상					-.140***	.084***	3.362***
혼인 형태(국제결혼)			.042**	-.409***		-.012	-.409***
초혼 연령(준거: 25~29세)							
24세 이하			.906***	.901***		.903***	.900***
30~34세			-.923***	-.930***		-.923***	-.930***
35세 이상			-1.680***	-1.678***		-1.678***	-1.679***
교육 수준(년)			-.006***	-.004***		-.005***	-.004***
고용 상태(준거: 비취업)							
임금근로			.021***	.024***		.020***	.024***
자영/무급종사			-.022***	-.021***		-.021***	-.021***
가구 형태(준거: 일반가구)							
집단가구			-.433***	-.414***		-.433***	-.415***
외국인가구			-.606***	-.414***		-.489***	-.408***
거주지(준거: 중부권)							
수도권			-.083***	-.081***		-.078***	-.079***
호남권			.051***	.048***		.049***	.047***
영남권			.008	.005		.006	.005
출생 코호트(1980년생+)			-.236***	-.265***		-.245***	-.265***

표 2. 이산형 생존모형(첫 출산) 분석 결과: 원주민-이민자 통합 모형(계속)

구분	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7
결혼 전 일자리 경험(있음)			.201***	.207***		.206***	.208***
이민자(통합) X 국제결혼				.553***			
중국 X 국제결혼							.510***
중국(한국계) X 국제결혼							.262***
필리핀 X 국제결혼							.605***
태국 X 국제결혼							.631***
베트남 X 국제결혼							.658***
기타/미상 X 국제결혼							.453***
이민자(통합) X 1980년생+				.386***			
중국 X 1980년생+							.410***
중국(한국계) X 1980년생+							.320***
필리핀 X 1980년생+							.314***
태국 X 1980년생+							.057
베트남 X 1980년생+							.438***
기타/미상 X 1980년생+							.262***
이민자(통합) X 교육 수준				-.021***			
중국 X 교육 수준							-.004
중국(한국계) X 교육 수준							.011*
필리핀 X 교육 수준							-.009
태국 X 교육 수준							-.004
베트남 X 교육 수준							-.038***
기타/미상 X 교육 수준							-.025***
이민자(통합) X 연령				-.404***			
이민자(통합) X 연령 제공				.012***			
중국 X 연령							-.288***
중국 X 연령 제공							.009***
중국(한국계) X 연령							-.240***
중국(한국계) X 연령 제공							.006***
필리핀 X 연령							-.418***
필리핀 X 연령 제공							.014***
태국 X 연령							-.579***
태국 X 연령 제공							.018***
베트남 X 연령							-.439***
베트남 X 연령 제공							.012***
기타/미상 X 연령							-.452***
기타/미상 X 연령 제공							.014***
AIC	6,344,878	6,344,584	5,906,168	5,889,404	6,338,878	5,903,033	5,887,141
BIC	6,344,921	6,344,642	5,906,429	5,889,738	6,339,008	5,903,366	5,887,910

주: N=14,613,021(인년; person-year); * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$
 자료: 통계청(2023e). 2020년도 인구주택총조사 20% 표본 자료. 원격접근서비스(RAS)를 이용하여 원자료 분석.

이민자의 경우 국제결혼을 한 여성의 출산 확률이 높은 상반된 모습을 보인다. 첫 출산 확률이 가장 높은 연령은 원주민 32세, 이민자 31세이다. 국제결혼을 하지 않은 원주민은 이민자에 비해 더 늦게 첫 출산을 시작하지만, 연령이 높아짐에 따라 상대적으로 빠른 속도로 출산을 함으로써 30세 전후에는 대체로 이민자를 따라잡는(catch-up) 동시에 첫 출산을 하는 최종 비중에서 이민자와 비슷한 패턴을 보인다(그림 3 우측). 첫 출산에 대한 혼인 형태의 영향은 이민자와 원주민 집단

에서 다르게 나타난다. 국제결혼을 한 이민자의 해저드 곡선은 다른 집단에 비해 상대적으로 이른 시기에 상승하는 한편 정점을 거쳐 완만하게 감소하는 패턴을 보인다. 출산 생애 종료 시점(49세)에서 첫 출산을 하지 않는 여성의 구성비 또한 가장 낮다. 국제결혼을 한 원주민은 이와 반대로 가장 늦게 출산을 시작하고 출산 생애 종료 시점에서도 출산하지 않는 비중이 가장 높다. [그림 3]의 생존곡선에서는 출산 시기의 지연 현상이 나타나지만, 연령이 증가함에 따라 비교 대상 집

단들을 가로질러 첫 출산 수준이 대체로 수렴하는 패턴이 관측된다(국제결혼 원주민 제외). 비록 출산 생애 종료 시점 기준으로 첫 출산 수준에서 수렴 현상이 관측되지만, 국제결혼을 하지 않은 원주민 여성이 보여 주는 출산 지연 현상은 둘째 출산 등 후속 출산에 부정적인 파급 효과를 미칠 수 있다.

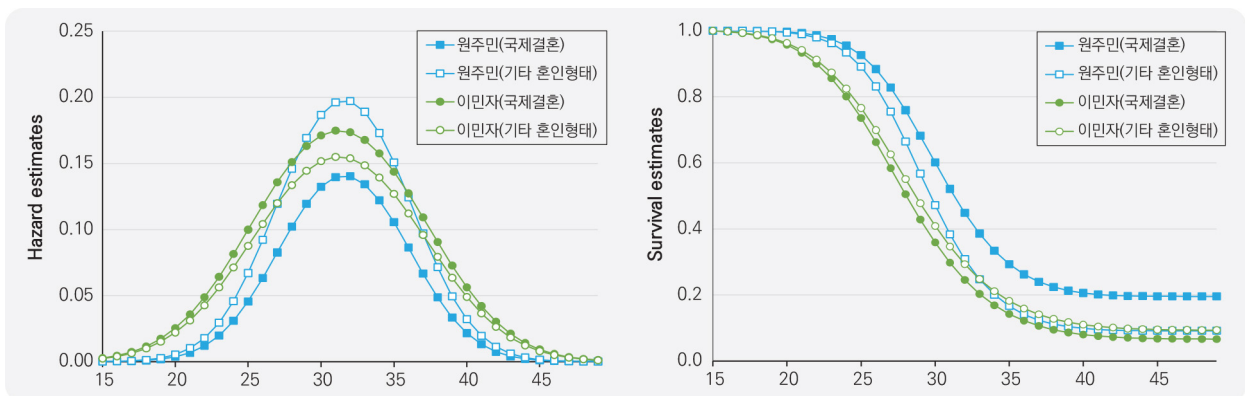
모형 5, 모형 6, 모형 7은 이민자의 출신국을 구분하여 출신국별 첫 출산 위험을 분석한 모형이다. 모형 5는 출신국 변수만 포함한 모형이다. 분석 결과, 이민자의 출신국별로 첫 출산 위험이 다른 것으로 나타났다. 중국, 중국(한국계), 태국, 기타/미상 출생 이민자는 원주민에 비해 첫 출산 위험이 낮지만, 베트남과 필리핀은 원주민에 비해 첫 출산 위험이 높다. 이민자를 하나의 집단으로 묶었을 때는 이민자의 첫 출산 위험이 원주민에 비해 낮았지만(모형2), 출신국별로 구분하여 분석한 결과 사회인구학적 요인을 통제하지 않더라도 원주민 대비 첫 출산 위험이 국가별로 다르게 나타나는 것을 확인할 수 있다(모형 5). 사회인구학적 변수를 통제한 모형 6의 결과도 기타/미상 국가 출생 이민자를 제외하고 모형 5와 비슷한 패턴을 보인다. 한편 이민자를 하나의 집단으로 통합하여 분석한 모형 3에서 혼인 형태의 효과가 통계적으로 유의하지만, 이민자의 출생 국가를 구분한 모형 6에서는 그 효과가 통계적으로 유의하지 않았다.

모형 7은 원주민과 이민자를 통합한 분석에서 검토하는 가장 종합적인 모형이다. 전체 이민자를 하나로 포괄한 접근과 마찬가지로 출생 국가를 구분하더라도 전반적으로 이민자 지위는 혼인 형태, 교육 수준, 출생 코호트에 따라 그 효과가

조정되는 패턴을 보인다. 1970년 이전 출생자에 비해 1980년 이후 출생자의 첫 출산 오즈가 낮지만, 이민자 집단(태국 제외)에서는 상반되는 패턴이 관측됨으로써 1980년 이후 출생 코호트에서는 원주민과 이민자 간 차이가 확대되는 모습을 확인할 수 있다. 교육 수준의 경우 모형 4에서는 교육 수준과 첫 출산 위험 간의 부적(-) 관계가 이민자 집단에서 더 크게 관측되는 모습을 보이지만, 출생 국가를 구분한 모형 7에서는 국가별 차이가 관측된다. 예컨대, 교육 수준과 첫 출산 위험 간의 부적(-) 관계는 베트남 여성에서 더욱 확대되는 반면에 중국(한국계) 여성의 경우 그 반대의 패턴을 보인다.

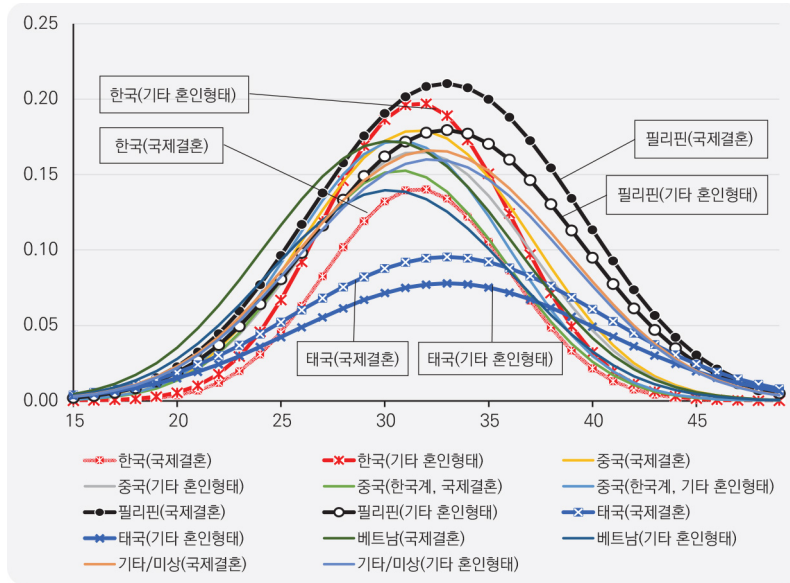
모형 4와 마찬가지로 모형 7에서도 [그림 4]와 [그림 5]를 통해 이민자 지위와 혼인 형태의 관계를 심층적으로 살펴본다. 또한 모든 집단을 열거하는 대신에 특징적인 패턴을 가지고 있는 집단을 위주로 설명하도록 한다. [그림 4]는 출신국과 혼인 형태를 조합한 집단별로 산출한 해저드 곡선을 보여 준다. 출신국과 혼인 형태에 따라 첫 출산 위험이 각각 다른 패턴을 보이고 있다. 이민자를 하나의 집단으로 파악한 앞의 [그림 3]에서 원주민과 이민자의 해저드 곡선이 유사한 형태를 나타내지만, 이민자를 출신국과 혼인 형태에 따라 구분한 결과, 국가별, 그리고 혼인 상태별로 상당히 다양한 패턴을 확인할 수 있다. 이 중 필리핀 출신 이민자와 태국 출신 이민자가 가장 특징적이다. 필리핀 출신 국제결혼 이민자는 30~35세 사이 첫째 출산 확률이 가장 높고, 이후에도 완만하게 감소한다. 국제결혼을 하지 않은 필리핀 출신 이민자는 국제결혼을 한 필리핀 이민자보다 첫 출산 위험이 전 연령에서 낮다. 태국

그림 3. 혼인 형태에 따른 원주민/이민자의 첫 출산 확률과 생존곡선(모형 4)



주: 이민자 지위, 혼인 형태, 연령을 제외한 다른 예측변수는 일정한 값으로 고정함. 준거집단은 초혼 연령 25~29세, 교육 수준 12년, 비취업, 일반가구 및 중부권 거주, 1980년 이후 출생, 결혼 전 비취업자 집단임.
 자료: 통계청(2023e). 2020년도 인구주택총조사 20% 표본 자료. 원격접근서비스(RAS)를 이용하여 원자료 분석.

그림 4. 출신국 및 혼인형태별 첫 출산 확률(모형7)

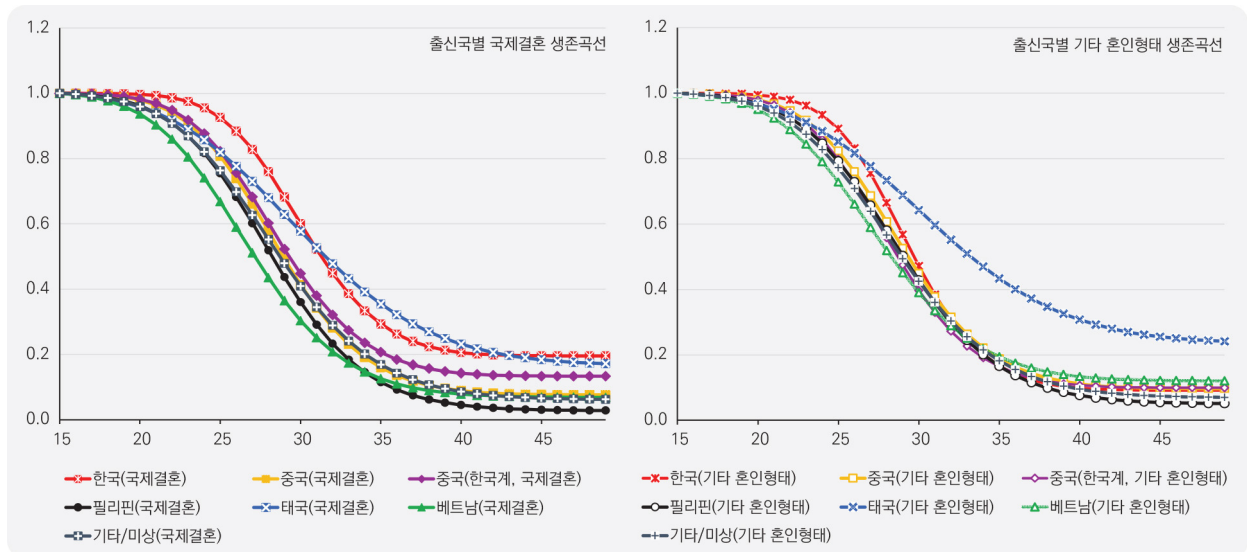


주: 출생 국가, 국제결혼, 혼인 형태와 연령을 제외한 일정한 값으로 고정한 준거집단은 초혼 연령 25~29세, 교육 수준 12년, 비취업, 일반가구 및 중부권 거주, 1980년 이후 출생, 결혼 전 비취업자 집단임.
 자료: 통계청(2023e). 2020년도 인구주택총조사 20% 표본 자료. 원격접근서비스(RAS)를 이용하여 원자료 분석.

출생 이민자는 다른 국가에 비해 첫 출산 확률이 상당히 낮은 분포를 보인다. 국제결혼을 하지 않은 태국 출신 이민자는 분석 대상 집단 중 25~35세 구간에서 첫 출산을 할 확률이 가장 낮다. 이민자에 비해 상대적으로 첫 출산을 늦게 시작하는 원

주민 여성은 20대 중반 이후 가파른 상승 패턴을 보이지만, 30대 초반 이후에는 가파른 감소 패턴을 보인다(특히 기타 혼인 형태). 이민자의 경우 대부분 국제결혼을 한 집단의 첫 출산 확률이 더 높게 나타나지만, 원주민은 그 반대이다.

그림 5. 출생 국가 및 혼인형태별 첫 출산 생존곡선(모형7)



주: 출생 국가, 국제결혼, 혼인 형태와 연령을 제외한 일정한 값으로 고정한 준거집단은 초혼 연령 25~29세, 교육 수준 12년, 비취업, 일반가구 및 중부권 거주, 1980년 이후 출생, 결혼 전 비취업자 집단임.
 자료: 통계청(2023e). 2020년도 인구주택총조사 20% 표본 자료. 원격접근서비스(RAS)를 이용하여 원자료 분석.

[그림 5]는 출신국과 혼인 형태를 조합한 집단별로 산출한 생존곡선을 보여 준다. 국제결혼 집단의 출신국별 생존곡선을 보면(그림 5 좌측), 국제결혼을 한 원주민(대한민국 출생)의 특이성을 다시 확인할 수 있다. 국제결혼을 한 원주민은 첫 출산을 늦게 하는 동시에 출산 생애 종료 시점까지 첫 출산을 하지 않는 비율도 7개 국가 중에서 가장 높다. 태국 출생 국제결혼 이민자는 처음에는 다른 이민자들과 유사하게 첫 출산을 일찍 시작하지만, 25세를 기점으로 첫 출산을 하는 속도가 느려지는 모습을 보인다. 국제결혼을 하지 않은 집단에서도 태국은 다른 국가와 상당히 다른 패턴을 보인다(그림 5 우측). 원주민과 비교할 때 태국 출생 이민자는 첫 출산을 빨리 시작하지만, 26~27세 구간을 지나면서 첫 출산 속도가 느려지는 동시에 출산 생애 종료 시점에서 첫 출산을 하지 않는 비율이 가장 높은 모습을 보인다. 반면에 국제결혼을 하지 않은 원주민은 상대적으로 첫 출산을 늦게 시작하지만, 연령이 높아짐

에 따라 빠른 속도로 첫 출산을 함으로써 49세 기준으로 첫 출산을 하지 않은 비율에서 태국을 제외한 다른 집단들과 큰 차이를 보이지 않는다.

<표 3>는 이민자만을 대상으로 하여 통합 모형에서 다루지 않은 입국 전후 기간(거주 기간)의 효과를 추가로 고려한 분석 결과를 보여 준다. 기준선 해저드를 표상하는 모형 1(그림 2의 우측)에 이어 모형 2에서 연령과 출생 국가의 효과만을 분석한 결과, 이민자의 출신 국가별로 첫 출산 위험이 각각 다르게 나타남을 볼 수 있다. 필리핀과 베트남, 기타/미상 국가 출생 이민자는 중국 출생 이민자에 비해 첫 출산을 할 오즈가 유의하게 높다. 특히 베트남은 중국 출생 이민자보다 첫 출산을 할 오즈가 2배가량 높게 나타났다. 반면 태국 출생 이민자는 중국 출생 이민자보다 첫 출산을 할 가능성이 낮는데, 태국 출생 이민자가 첫 출산을 하지 않을 오즈는 중국 출생 이민자보다 51.29% 높다.

표 3. 이산형 생존모형(첫 출산) 분석 결과: 이민자 모형

구분	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
상수항	-5.113***	-5.442***	-5.100***	-5.363***	-5.656***	-6.551***
연령	0.416***	.434***	.332***	.351***	.450***	.562***
연령 제곱	-0.014***	-.014***	-.012***	-.012***	-.015***	-.017***
이민자(출생 국적; 준거: 중국)						
중국(한국계)		-.008		.004	.056**	-.084
필리핀		.386***		.327***	.195***	.790***
태국		-.414***		-.261***	-.279***	1.511***
베트남		.668***		.505***	.296***	1.647***
기타/미상		.108**		.166***	.158***	1.560***
혼인 형태(국제결혼)					.074***	.027
초혼 연령(준거: 25~29세)						
24세 이하					.852***	.768***
30~34세					-.570***	-.583***
35세 이상					-1.199***	-1.240***
교육 수준(년)					-.016***	-.010*
고용 상태(준거: 비취업)						
임금근로					-.036**	-.044***
자영/무급종사					.029	.034
가구 형태(준거: 일반가구)						
집단가구					-.028	-.089*
외국인가구					-.111***	-.188***
거주지(준거: 중부권)						
수도권					-.092***	-.104***
호남권					.056*	.052*
영남권					-.014	-.006
출생 코호트(1980년생+)					-.238***	-.043
결혼 전 일자리 경험(있음)					-.029*	-.011

표 3. 이산형 생존모형(첫 출산) 분석 결과: 이민자 모형(계속)

구분	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
거주 기간(준거: 입국 6년 이전 기간)						
입국 전 5년			-.252***	-.295***	-.281***	-.221***
입국 전 4년			-.310***	-.365***	-.386***	-.308***
입국 전 3년			-.249***	-.315***	-.378***	-.280***
입국 전 2년			-.221***	-.299***	-.413***	-.292***
입국 전 1년			-.023	-.111***	-.279***	-.135***
입국 연도			1.388***	1.293***	1.090***	.837***
입국 후 1년			2.177***	2.090***	1.896***	1.677***
입국 후 2년			1.598***	1.532***	1.350***	1.170***
입국 후 3년			1.212***	1.156***	.975***	.814***
입국 후 4년			1.065***	1.008***	.815***	.663***
입국 후 5년			1.039***	.978***	.772***	.621***
입국 6년 이후			1.019***	.927***	.631***	.483***
예측 변수 상호 작용						
중국(한국계) X 국제결혼						-.184***
필리핀 X 국제결혼						.108
태국 X 국제결혼						.070
베트남 X 국제결혼						.298***
기타/미상 X 국제결혼						-.111**
중국(한국계) X 1980년생+						-.127**
필리핀 X 1980년생+						-.136*
태국 X 1980년생+						-.439***
베트남 X 1980년생+						-.609***
기타/미상 X 1980년생+						-.203***
중국(한국계) X 교육 수준						.011
필리핀 X 교육 수준						.022
태국 X 교육 수준						.011
베트남 X 교육 수준						-.009
기타/미상 X 교육 수준						-.017*
중국(한국계) X 입국 후(터미)						-.354***
필리핀 X 입국 후(터미)						.893***
태국 X 입국 후(터미)						.420***
베트남 X 입국 후(터미)						1.328***
기타/미상 X 입국 후(터미)						.080*
비 비례 오즈 모형						
중국(한국계) X 연령						.064***
중국(한국계) X 연령 제공						-.003***
필리핀 X 연령						-.221***
필리핀 X 연령 제공						.007***
태국 X 연령						-.271***
태국 X 연령 제공						.008***
베트남 X 연령						-.263***
베트남 X 연령 제공						.006***
기타/미상 X 연령						-.162***
기타/미상 X 연령 제공						.005***
AIC	340,375	337,048	311,713	310,047	295,480	291,648
BIC	340,410	337,141	311,888	310,280	295,876	292,394

주: N=845,639(인년; person-year); * p<.05, ** p<.01, *** p<.001
 자료: 통계청(2023e). 2020년도 인구주택총조사 20% 표본 자료. 원격접근서비스(RAS)를 이용하여 원자료 분석.

모형 3에서는 기준선 해저드와 함께 입국 전후 기간(거주 기간)의 효과를 분석한 결과, 첫 출산 위험에서 입국 전 6년 이전 기간과 입국 전 1년은 통계적으로 차이가 없지만, 그 외의 나머지 기간은 모두 입국 전 6년 이전 기간과 통계적으로 유의한 차이를 보인다. 입국 전 5년부터 입국 전 2년의 기간까지는 첫 출산을 할 가능성이 입국 전 6년 이전에 비해 낮지만, 입국 당해 연도에 첫 출산을 할 오르는 입국 전 6년 이전의 약 4배 수준이며 입국 후 1년에 첫 출산을 할 오르는 입국 전 6년 이전 기간의 8.82배 수준이다. 입국 후 1년에 정점을 기록한 뒤 첫 출산 가능성은 점차 낮아지지만, 입국 전 6년 기간에 비해서는 지속적으로 높은 수준을 유지한다.

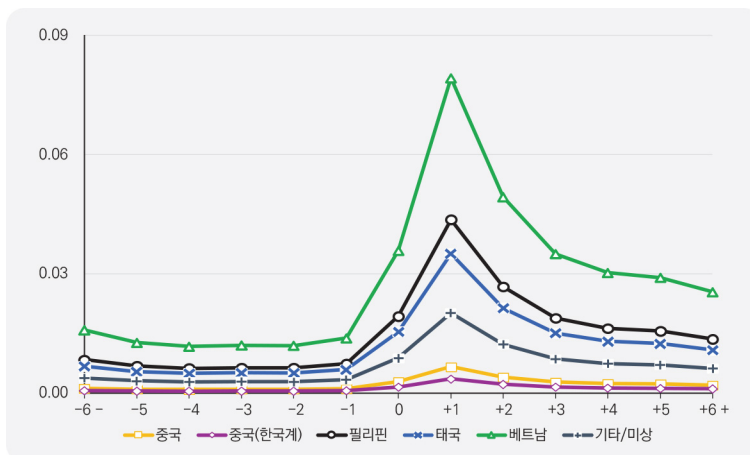
모형 4는 출생 국가와 거주 기간을 동시에 고려한 모형인데 모형 2와 모형 3의 결과와 유사하다. 다만, 출생 국가를 포함한 모형 4에서는 준거 범주인 입국 전 6년 이전 기간과 비교할 때 입국 전 1년의 첫 출산 위험이 통계적으로 유의하게 낮은 모습을 보인다. 사회경제적 요인의 영향을 추가로 고려한 모형 5에서도 거주 기간의 효과는 기본적으로 동일하다. 출생 국가의 경우 태국 출생자를 제외한 다른 모든 출생 국가 이민자의 첫 출산 오즈가 중국 출생자에 비해 유의하게 높은 모습을 확인할 수 있다. 이민자만으로 분석 대상을 한정하더라도 국제결혼 집단의 첫 출산 오즈가 기타 혼인 형태에 비해 유의하게 높다. 원주민과 이민자 통합 모형과 마찬가지로 교육 수준이 높을수록 첫 출산 오즈가 감소하는 한편 1980년 이후 출생자의 첫 출산 오즈가 1970년 이전 출생자에 비해

낮은 패턴이 관측된다.

마지막으로 모형 6은 앞에서 살펴본 원주민과 이민자 통합 모형의 최종 모형에 상응하는 모형이다. 다만, 이민자만을 대상으로 한 모형 6에서는 출생 국가별 첫 출산 위험에서의 차이가 거주 기간에 따라 차별적으로 나타나는지를 추가로 검토하고 있다. 출생 국적(4개)과 거주 기간(12개) 더미 변수들을 모두 조합하여 효과를 검토하기 어려운 동시에 거주 기간의 효과에서는 입국 전후 구분이 근본적이라는 점을 고려하여 입국 전후를 구분(입국 당해 연도는 입국 후로 분류)하는 더미 변수와 출생 국적과의 상호작용을 검토하였다. 이민자만을 대상으로 한 모형에서도 1970년 이전 출생자에 비해 1980년 이후 출생자의 첫 출산 오즈가 낮은 패턴이 공통적으로 나타나지만, 준거 범주인 중국 이외의 국가들에서 확대되는 모습이 관측된다. 이민자 모형에서는 교육 수준과 첫 출산 위험 간의 부적(-) 관계가 출생 국가를 교차하여 뚜렷하게 다른 패턴을 보이지는 않는다(기타/미상 제외). 지면상의 제약으로 별도의 그림을 제시하지는 않지만, 출생 국적과 혼인 형태 간 상호작용 효과는 원주민과 이민자 통합 모형에서 관측된 패턴과 유사하다. 예컨대, 중국 출생 국제결혼 이민자에 비해 중국(한국계) 출생 국제결혼 이민자가 출산 생애 종료 시점 기준으로 첫 출산을 하지 않는 비율이 높은 반면에 베트남 출생 국제결혼 이민자는 반대의 패턴을 보인다(그림 5).

[그림 6]은 모형 6에 기초하여 구성한 것으로, 이민자의 출신국별로 입국 전후 기간에 걸쳐 첫 출산 확률이 어떠한 패턴

그림 6. 이민자의 출신국 및 입국 전후 기간별 첫 출산 확률(모형5)



주: 출생 국가와 거주 기간을 제외한 일정한 값으로 고정한 준거집단은 국제결혼, 초혼 연령 25~29세, 비취업, 일반가구 및 중부권 거주, 1980년대 이후 출생, 결혼 전 비취업자 집단임.
 자료: 통계청(2023e). 2020년도 인구주택총조사 20% 표본 자료. 원격접근서비스(RAS)를 이용하여 원자료 분석.

을 보이는지를 보여 준다. 출생 국가를 모두 아울러 입국 연도를 기점으로 첫 출산 위험에서 큰 변화가 나타남을 살펴볼 수 있다. 입국 전후 기간별로 첫 출산 확률에서 가장 큰 변동을 보이는 집단은 베트남 출생 이민자이다. 그 뒤를 태국, 필리핀, 기타/미상이 있다. 중국은 한국계를 포함하여 변동 폭이 가장 작다. 모든 출생 국가에서 입국 후 1년에 정점을 기록한 후 감소하는 패턴이 관측되지만, 한국계를 포함한 중국 국적을 제외하고는 입국 후의 첫 출산 확률은 입국 이전 기간에 비해 상대적으로 높게 형성됨을 확인할 수 있다.

V. 논의 및 제언

이 연구는 이민자의 첫 출산 패턴을 원주민과의 비교 및 출신국별 비교를 통하여 심층적으로 파악하였다. 이민자의 사회인구학적 특성을 추출할 수 있는 2020년 20% 표본 자료를 이용하여 이산형 로지스틱 생존분석을 통해 이민자의 첫 출산 패턴을 동태적으로 파악하였다. 우선 원주민-이민자 통합 모형을 설정하여 원주민과 전체 이민자 간의 첫 출산 패턴이 어떻게 나타나는지 알아본 뒤 이민자의 출신국 정보도 포함시켜 분석하였다. 더불어 이민자만을 분석 대상으로 모형을 구축하여 이민자 내부의 특성에 따른 첫 출산 패턴의 차이를 확인하였다.

통합 모형에서는 출신국과 이민자 지위, 혼인 형태, 교육 수준, 출생 코호트 등 관련 사회인구학적 요인에 따라 이민자의 첫 출산 패턴이 다르게 나타남을 확인하였다. 출생 국가를 구분하더라도 전반적으로 이민자 지위가 첫 출산에 미치는 영향은 혼인 형태, 교육 수준, 출생 코호트에 따라 효과가 조정되는 패턴을 보였다. 이민자를 하나의 집단으로 설정하여 분석한 결과(모형 4) 이민자가 원주민보다 첫 출산을 빠르게 시작하였는데, 특히 국제결혼을 한 이민자의 첫 출산 확률이 높게 나타났다. 출생 국가를 구분하여 분석한 모형 7에서는 혼인 형태, 교육 수준, 출생 코호트는 첫 출산 패턴을 조정하는 주요한 영향 요인으로 나타났다. 주요 사회인구학적 요인인 출생 코호트의 경우, 1980년 이후 출생 코호트가 1970년대 이전 출생 코호트에 비해 첫 출산 오즈가 낮고 1980년 이후 출생 코호트에서는 원주민과 이민자 간의 차이가 확대된 것을 확인할 수 있었다. 교육 수준은 베트남 여성에서 첫 출산 위험과 부적 관계를 보였으나 중국(한국계) 여성의 경우 그 반대의

모습을 보여 국가별로 영향이 다르게 나타나는 것을 확인하였다. 국제결혼을 한 원주민은 첫 출산을 늦게 하는 동시에 출산 생애 종료 시점까지 첫 출산을 하지 않는 비율이 가장 높은 반면, 국제결혼을 하지 않은 원주민은 첫 출산은 늦게 시작하지만 이내 따라잡아 나중에는 태국을 제외한 다른 집단들과 큰 차이를 보이지 않았다.

이민자 모형에서는 사회인구학적 요인과 더불어 입국 전후 기간(거주 기간)의 효과를 함께 파악하였다. 통합 모형과 동일하게 1980년 이후 출생자의 첫 출산 오즈가 1970년 이전 출생자에 비해 낮게 나타나지만 중국(준거 범주) 이외의 국가들에서 확대되고 있었다. 교육 수준은 통합 모델과는 달리 첫 출산 위험과의 부적 관계가 출생 국가별로 다른 패턴을 보이지 않았다. 거주 기간의 경우 이민자의 입국 연도를 기점으로 하여 첫 출산 위험에 크게 변화가 나타나 입국 후 1년에 정점을 기록하고 이후 감소하는 패턴을 확인할 수 있었다. 출생 국가별로 베트남 여성이 변동이 가장 컸고 태국, 필리핀, 기타/미상의 순서대로 변동이 작았으며 중국(한국계 포함)은 가장 적은 변동을 보였다.

연구의 결과는 주요 선행연구와 몇 가지 유사점과 차이점이 존재한다. 우선 출신국별 원주민과 이민자의 출산 수준 차이이다. 유정균(2015)과 김현식(2018)에서 원주민과 이민자의 출산 수준에 차이가 있으며 출신국별로 다시 차이가 있다는 점이 공통적으로 확인되었다. 유정균(2015)에서는 외국인 아내의 출산율이 한국인 아내보다 높았다. 이 연구에서도 이민자를 하나의 집단으로 하여 원주민과 비교했을 때에는 이민자가 첫 출산을 더 빠르게 시작한 것과 유사점을 찾을 수 있다. 출신국별로는 두 연구에서 일관적으로 중국 출신 여성이 한국 여성에 비해 출산 수준이 낮은 것으로 파악되었는데 이 연구에서는 어떤 사회인구학적 특성을 고려하느냐에 따라 각 모형별로 출생 국가가 첫 출산 패턴에 미치는 영향에 차이가 있는 것으로 나타나 앞으로 면밀한 검토가 다시 이루어져야 함을 알 수 있었다.

주요 사회인구학적 특성으로 고려한 교육 수준의 경우 김현식(2018)의 연구 결과와 동일하게 교육 수준과 첫 출산 위험 사이의 부(-)적인 관계와 국가별 차이가 확인되었다. 다만 이는 통합 모형에서 도출된 결과이며 이민자 모형에서는 교육 수준과 첫 출산 위험 사이의 출생 국가별 차이는 확인할 수 없었다. 출생 코호트의 경우에는 김현식(2015)의 연구 결과와 다른 결과가 도출되었다. 김현식(2015)의 연구에서는 1970년

전 출생 코호트에 비해 1970년대와 1980년대 출생 코호트에서 첫째 자녀 출산 위험이 높게 나타났지만 이 연구에서는 1970년 이전 출생 코호트에 비해 1980년 이후 출생 코호트에서 첫 출산 위험이 낮게 나타났다. 이는 김현식(2015)의 연구 대상¹²⁾과의 차이 때문이라고 생각된다. 마지막으로 거주 기간의 경우 입국 시기를 전후로 첫 출산 위험이 상승하여 입국 후 1년에 정점에 다다른 뒤 감소하는 패턴을 유삼현(2017)의 연구에서도 마찬가지로 확인할 수 있었다.

분석 결과를 통하여 원주민과 이민자 간 출산력 차이의 단순 비교에서 더 나아가 이민자 내부의 이질성을 파악할 수 있다. 이 이질성은 그들의 출산 행동을 이해하는 데 매우 중요한 지점이 될 것이며 앞으로 인구 정책이나 이민 정책 설계 시 참고할 수 있는 기초 자료가 될 것이라 생각된다. 다만 횡단면 자료를 종단 자료로 구성할 때 과거 시점의 정보가 기억에 의존하여 불분명할 수 있다는 점과 시간의 흐름에 따라 변화하는 특성을 반영하지 못하고 조사 시점의 사회인구학적 특성만을 반영한 점에서 이 연구의 한계가 있다. 첫 출산만을 분석하고 있기에 분석 대상 출생 코호트의 완결 출산율은 물론 전체 출생순위를 모두 아우른 출산율 수준에 관한 함의를 제공하지 못하는 한계와 혼인 형태 변수, 특히 국제결혼이 명확하게 정의되지 않은 한계도 있다. 그러나 이러한 한계점에도 불구하고 이 연구는 이민자의 사회인구학적 요인에 따른 첫 출산 패턴을 분석하고 각 요인 간의 효과를 파악하고자 한 점에서 의미가 있다. 지금까지 이민자 여성을 바라보던 시각은 결혼이주여성에 한정되어 결혼을 전후로 입국해 아이를 출산하는 패턴에 주로 관심이 집중되었다. 그러나 결혼이민 이외에도 이혼과 사별 등의 혼인 형태를 포함하여 차이를 살폈다는 점에서 기존 연구의 한계를 보완한 의의가 있다.

연구의 결과에 기반하여 제안하고자 하는 바는 다음과 같다. 먼저 이민자의 정보를 다양하게 파악할 수 있는 자료의 구축을 제안하고자 한다. 이 연구는 연구 대상의 규모 차원에서 이민자를 최대한으로 파악할 수 있고 정보의 다양성 차원에서 관련 사회인구학적 요인을 최대한 활용할 수 있는 2020년 인구주택총조사 20% 표본 자료를 이용하였음에도 횡단 자료를 종단 자료로 구성하면서 시간의 흐름에 따라 변화할 수 있는 요인(혼인 형태 등)을 파악할 수 없어 자료의 한계가 존

재한다. 국제인구이동의 목적도 파악하고 있지 않기 때문에 이민 목적에 따른 분석에도 한계가 있다. 이민으로 인한 인구학적 영향을 명확하게 분석하기 위해서는 이민자의 정보를 다양하게 파악할 수 있는 자료가 수집되어야 할 것이다. 또한 앞으로 종단 자료를 구축하거나 인구주택총조사 자료에 출입국 기록, 비자 유형 등의 행정 자료와 연계한다면 더욱 심층적인 분석도 가능할 것이다.

이민자의 출산과 관련하여 이민 의도가 중요한 요인임은 당연하지만, 단순히 입국 당시의 목적(예를 들면 결혼이민자는 결혼하고 출산한다, 노동이민자는 경제활동을 해서 소득을 높인다 등)에만 집중하면 출산을 둘러싼 다양한 측면을 파악할 수 없다는 점에 유의하여야 할 것이다. 특히 이민 이후 한국에서 혼란을 겪고 변화된 생활에 적응하며 바뀔 수 있는 생각이나 행동에 관심을 기울여야 하며, 이민자의 다양한 특성과 더불어 그들을 둘러싼 환경이 출산에 영향을 미칠 수 있다는 점을 고려해야 할 것이다. 더불어 사회통합이 그 이민자의 적응과 삶의 질뿐만 아니라 정책적으로도 중요한 시사점을 줄 수 있을 것이다. 이민 이후에 개인이 겪는 변화가 출산에 영향을 미치며 최종적으로는 적응과 동화의 과정을 거쳐 이민 수용국의 출산율 수준으로 수렴할 수 있기 때문에 이민자가 이민 이후 사회에 잘 적응하여 출산을 선택할 수 있도록 하는 사회통합이 중요하다고 할 수 있다. 사회통합은 이민 1세대뿐만 아니라 이민자의 배우자와 특히 이민 2세대인 이민자의 자녀의 적응과 삶의 질에도 관련되어 있어 그 후속 출산에 다시 영향을 미치게 될 것이다. 다양성이 인정되어 틀림이 아닌 다름으로 포용할 수 있는 환경이 만들어진다면 가족 구성에 있어 선택의 폭이 더 넓어지게 될 것이다. 이러한 측면에서 사회적, 그리고 정책적 고려가 지속적으로 이루어지기를 기대한다.

임지영은 연세대학교에서 사회복지정책협동과정 박사과정 중이며, 한국보건사회연구원 인구정책기획단에서 전문연구원으로 재직 중이다. 주요 관심 분야는 인구정책, 노동과 사회보장, 저출산과 가치관 등이다.
(E-mail: limji@kihasa.re.kr)

우해봉은 미국 텍사스(오스틴)대학교에서 통계학 석사와 사회학(인구학) 박사학위를 받았으며, 한국보건사회연구원 인구정책기획단에서 연구위원으로 재직 중이다. 주요 관심 분야는 인구통계와 소득보장이다.
(haebongwoo@kihasa.re.kr)

12) 김현식(2015, p.441)은 1964년 5월부터 1989년 4월 사이에 태어났으나 1995년 이후에 결혼한 부부로 1970년 이전 코호트에게는 매우 늦은 결혼일 수 있음을 언급하였다.

참고문헌

- 고원식. (2019). 출산국가별 합계출산율이 결혼이민여성의 출산력에 미치는 영향. *응용경제*, 21(3), pp.41-68.
- 김두섭. (2008). 외국인 배우자의 지위와 사회적 자본이 출산력에 미치는 영향. *한국인구학*, 31(3), pp.1-26.
- 김지영, 고선. (2021). 출산국 출산율과 이주여성의 자녀 출산. *다문화 사회연구*.
- 김현식. (2015). 혼인이주자가족과 한국인가족의 출산력 비교 연구. *보건사회연구*, 35(1), pp.427-454.
- 김현식. (2018). 결혼이주 여성과 원주민 여성의 출산력에 관한 연구: 출산 국가별 출산력 차이를 중심으로. *보건사회연구*, 38(2), pp.42-70.
- 우해봉. (2009). 교육이 초혼 형성에 미치는 영향. *결혼 연기 혹은 독신?* *한국인구학*, 32(1), pp.25-50.
- 유삼현. (2017). 이주여성의 출산력 수준. *엷힌 실타래 풀기*. *한국인구학*, 40(1), pp.29-55.
- 유정균. (2015). 외국인 아내와 한국인 아내의 출산수준 비교: 합계출산율과 출산간격을 중심으로. *한국인구학*, 38(3), pp.49-73.
- 통계청. (2020. 11.). 『인구총조사』 통계정보보고서. 대전: 통계청.
- 통계청. (2023a). 시군구별 및 성별 등록외국인 현황. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=111&tblId=DT_1B040A10&vw_cd=MT_ZTITLE&list_id=A8&scrId=&seqNo=&lang_mode=ko&obj_var_id=&itm_id=&conn_path=MT_ZTITLE&path=%252FstatisticsList%252FstatisticsListIndex.do에서 2023. 7. 17. 인출.
- 통계청. (2023b). 시군구별 및 연령별 등록외국인 현황. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=111&tblId=DT_1B040A10&vw_cd=MT_ZTITLE&list_id=A8&scrId=&seqNo=&lang_mode=ko&obj_var_id=&itm_id=&conn_path=MT_ZTITLE&path=%252FstatisticsList%252FstatisticsListIndex.do에 2023. 7. 17. 인출.
- 통계청. (2023c). 한국인 남편의 혼인종류/외국인 아내의 국적별 혼인. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B83A24&vw_cd=MT_ZTITLE&list_id=&scrId=&seqNo=&lang_mode=ko&obj_var_id=&itm_id=&conn_path=E1&docId=0268136289&markType=S&itmNm=%EC%A0%84%EA%B5%AD에서 2023. 7. 17. 인출.
- 통계청. (2023d). 한국인 아내의 혼인종류/외국인 아내의 국적별 혼인. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B83A24&vw_cd=MT_ZTITLE&list_id=&scrId=&seqNo=&lang_mode=ko&obj_var_id=&itm_id=&conn_path=E1&docId=0268136289&markType=S&itmNm=%EC%A0%84%EA%B5%AD에서 2023. 7. 17. 인출.
- 통계청. (2023e). 마이크로데이터통합서비스(MDIS): 2020 인구주택 총조사 표본조사 20%(원자료). <https://mdis.kostat.go.kr/index.do>.
- 통계청. (2023. 7. 11.). 저출산과 우리 사회의 변화 -일·가정양립과 외국인 현황 중심으로 조망. 통계청 사회통계국 사회통계기획과 보도자료.
- Adserà, A., & Ferrer, A. (2014). Immigrants and demography: Marriage, divorce, and fertility. *IZA Discussion Papers No. 7982*. <https://docs.iza.org/dp7982.pdf>에서 2023. 2. 1. 인출.
- Adserà, A., & Ferrer, A. (2016). The Fertility of Married Immigrant Women to Canada. *International Migration Review*, 50(2), pp.475-505.
- Andersson, G. (2004). Childbearing after migration: Fertility patterns of foreign-born women in Sweden. *International Migration Review*, 38(2), pp.747-774.
- Batson, C. D. (2012). Contemporary Fertility Patterns and First-Birth Timing Among Mexican Origin Women. *Hispanic Journal of Behavioral Sciences*, 35(2), pp.174-193.
- Coleman, D. A. (2008). The demographic effects of international migration in Europe. *Oxford Review of Economic Policy*, 24(3), pp.452-476.
- Dubuc, S. (2012). Immigration to the UK from High-Fertility Countries: Intergenerational Adaptation and Fertility Convergence. *Population and Development Review*, 38, pp.353-368. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2012.00496.x>.
- Erman, J. (2022). Cohort, Policy, and Process: The Implications for Migrant Fertility in West Germany. *Demography*, 59(1), pp.221-246.
- Fagbamigbe, A. F. & Idemudia, E. S.. (2016). Survival Analysis and Determinants of Timing of First Birth after Marriage in Nigeria. *African Population Studies*, 30(2), pp.2444-2457.
- Impicciatore, R., Gabrielli, G. & Paterno, A. (2020). Migrants' Fertility in Italy: A Comparison Between Origin and Destination. *European Journal of Population*, 36, pp.799-825.
- Kim, H. S. (2018). Fertility differentials between Korean and international marriage couples in South Korea. *Asian*

- Population Studies*, 14(1), pp.43-60.
- Kim, H-G., Kim, K. & Jun, K-H. (2012). Mate selection pattern and fertility differentials among marriage immigrants in Korea. In Kim, D-S. (Eds). *Cross-Border Marriage: Global Trends and Diversity* (pp.235-278). Seoul: Korea Institute for Health and Social Affair.
- Lindstrom, D. P., Hernandez-Jabalera, A., & Saucedo, S. G. (2021.) Migration, Family Formation and Fertility in the Americas. *International Migration Review*, 55(1), pp.280-314.
- Logubayom, I. A. & Luguterah, A. (2013). Survival Analysis of Time to First Birth after Marriage. *Research on Humanities and Social Sciences*, 3(12), pp.117-125.
- Lübke, C. (2015). How Migration Affects the Timing of Childbearing: The Transition to a First Birth Among Polish Women in Britain. *European Journal of Population*, 31, pp.1-20.
- Milewski, N. (2007). First child of immigrant workers and their descendants in West Germany: Interrelation of events, disruption, or adaptation? *Demographic Research*, 17(29), pp.859-896.
- Milewski, N. (2010). Immigrant fertility in West Germany: Is there a socialization effect in transitions to second and third births? *European Journal of Population*, 26(3), pp.297-323.
- Milewski, N. (2011). Transition to a first birth among Turkish second-generation migrants in Western Europe. *Advances in Life Course Research*, 16, pp.178-189.
- Parrado, E. A., & Morgan, P. (2008). Intergenerational Fertility Among Hispanic Women: New Evidence of Immigrant Assimilation. *Demography*, 45(3), pp.651-671.
- Potančoková, M. & Marois, G. (2020). Projecting future births with fertility differentials reflecting women's educational and migrant characteristics. *Vienna Yearbook of Population Research*, 18, pp.1-26.
- Rindfuss, R. R., Palmore, J. A., & Bumpass, L. L. (1982). Selectivity and the analysis of birth intervals from survey data. *Asian and Pacific Census Forum*, 8(3), pp.5-16.
- Rodriguez, G. & Hobcraft, J. N. (1980). Illustrative Analysis: Life Table Analysis of Birth Intervals in Colombia. *World Fertility Survey Scientific Reports No. 16*. https://wfs.dhsprogram.com/WFS-SR/ISI-WFS_SR-16_Rodriguez%20%20Hobcraft_1980_Illustrative%20Analysis%20-%20Life%20T able%20Analysis%20of%20Birth%20Intervals%20in%20C olombia%20.pdf에서 2023. 7. 17. 인출.
- Singer, J. D., & Willett, J. B. (2003). *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence*. New York: Oxford University Press.
- Sobotka, T. (2008). Overview Chapter 7: The rising importance of migrants for childbearing in Europe. *Demographic Research*, 19(9), pp.225-248.
- Tønnessen, M. (2020). Declined Total Fertility Rate Among Immigrants and the Role of Newly Arrived Women in Norway. *European Journal of Population*, 36, pp.547-573.
- Verdugo, R. R., & Swanson, D. (2011). Immigration and its effects on demographic change in Spain. *The Open Demography Journal*, 4(1), pp.22-33.

A Study on Natives and Immigrants' First Birth Patterns in South Korea and Their Influencing Factors

Lim, Ji-young¹ | Woo, Haebong¹

¹ Korea Institute for Health and Social Affairs

Abstract

This paper is to understand the fertility behavior of native and immigrant women in South Korea. We conducted a discrete-time survival analysis with the 2020 census 20% sample microdata to analyze immigrants' first birth patterns and influencing factors. In both the integrated (native and immigrant) model and immigrant models, sociodemographic factors such as immigrant status, marital status, educational attainment, and birth cohort differed in the speed and eventual level of first birth patterns. In the integrated model, the fertility behavior of immigrants was adjusted across education levels and birth cohorts. In the case of the immigrant model, the risk of first birth increased before and after the arrival of the immigrant, and the magnitude of the increase varied by the country of origin, confirming that the length of residence is also a factor influencing the first birth patterns. The analysis reveals heterogeneity within immigrants, which is crucial for understanding their fertility behavior.

Keywords: Migration, First Birth Pattern, Childbirth Hazard, Discrete-Time Survival Analysis