

혼인이주자가족과 한국인가족의 출산력 비교 연구

김 현 식
(경희대학교)

이 연구는 검증하고 있는 혼인이주자가족의 출산력과 한국인의 출산력을 비교한다. 선행 연구에 근거하여 이론적 가설을 정립한 후 경험적 검증을 위해 2009년 전국 다문화가족실태조사와 2009년 전국 결혼 및 출산 동향 조사를 합한 자료를 생존분석 기법으로 분석하였다. 실제 자료 분석 시 출산위험(hazard)이 비례적으로 나타난다는 가정에 문제가 있어, 콕스비례위험모형에 더해 로그정규분포(log normal) 모형을 이용하였다. 연구 결과, 첫째 자녀와 둘째 자녀의 출산에서 혼인이주자가족 부부와 한국인 부부 사이에 아무런 차이가 없었으나 셋째 자녀에서 혼인이주자가족 부부의 출산위험이 높게 나타났다. 혼인이주자가족을 외국인남편가족과 외국인아내가족으로 구분하면, 첫째와 둘째 자녀의 출산에 있어 외국인남편가족의 출산위험이 한국인에 비해 낮은 반면 외국인아내가족은 한국인과 별 차이를 보이지 않았다. 셋째 자녀 출산의 경우 두 유형의 혼인이주자가족 모두 한국인보다 높은 출산위험을 보였다.

주요용어: 혼인이주자가족, 출산, 비례위험모형, 로그정규분포모형

이 논문에서 사용된 자료의 수집에 물심양면 도움을 주신 한양대학교 김두섭교수님과 보건사회연구원이삼식실장님께 감사의 말씀을 드린다. 한양대학교 SSK사업단 제71회 콜로키움에 참석하여 발표를 듣고 비판적인 논평을 해 준 여러 선생님들로부터 많은 지적 영감을 받았다. 익명의 세 논평자들은 날카롭고 건설적인 비판을 통해 논문의 질 향상에 도움을 주셨다. 이 논문은 2014년 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2014S1A3A2043476)

■ 투고일: 2015.1.31 ■ 수정일: 2015.3.21 ■ 게재확정일: 2015.3.26

I. 연구 관심

최근 한국사회는 초저출산 현상을 지속적으로 경험하고 있는 반면 혼인이주여성과 혼인이주남성의 증가로 인해 혼인이주자가족 자녀수가 급증하고 있다. 혼인이주자가족의 증가라는 측면에서 통계청의 혼인자료(2015)를 살펴보면 1993년 혼인이주여성을 포함한 결혼이 전체 혼인 건 수 중 0.8%, 혼인이주남성을 포함한 결혼이 0.9%를 차지 하였으나, 2005년 순서대로 9.8% 및 3.7%로 최고점에 도달하였다. 이후 약간씩 감소하는 추세를 보여 2013년에는 5.7%와 2.4%의 수준에 머무르고 있으나 이들 혼인이주자가족의 절대적인 숫자는 증가하고 있는 추세이다.

한편 한국의 합계출산력은 2001년 1.297을 기록하여 초저출산의 기준이라고 할 수 있는 1.3 밑으로 하락하였으며, 이후 2013년까지 1.3 이상을 기록하지 못하고 있다. 이에 반해 혼인이주자가족과 외국인가족을 포괄하는 개념인 국제결혼가정의 자녀수는 2007년 44,258명에서 2014년 그 4배가 넘는 204,204명을 기록하여 급증하는 양상을 보이고 있다(통계청, 2015). 이러한 상황 속에서 혼인이주자가족의 출산력이 한국인의 출산력에 비해 높다는 인식이 생기고, 이들의 높은 출산력이 낮은 한국의 출산력을 높일 수 있다는 관심에서 혼인이주자가족의 출산력에 대한 연구가 이루어지고 있다(김두섭, 2008; 김한곤, 2010; 이삼식 외, 2007).

혼인이주자가족의 출산력에 대한 연구는 크게 혼인이주자가족의 출산력에 영향을 주는 요인에 대한 연구와 혼인이주자가족의 출산력을 한국인의 출산력과 비교하는 연구로 나누어 볼 수 있다. 전자는 주로 혼인이주자가족 내에서 아내의 출신국가에 따라 출산력의 차이가 어떠한지를 살피는 연구가(김두섭, 2008, 2013b; 김한곤, 2010; 이삼식 외, 2007) 많으며 이 이외에도 거주 지역 외국인 아내의 비중이 출산에 주는 영향(김두섭, 2013a)과 혼인이주여성의 아들선호가 출산계획에 미치는 영향을 살펴본 연구(유정균, 2014)가 있다. 이에 더해 혼인이주자가족 여성이 혼인 및 출산과정에서 겪는 어려움을 질적 방법으로 분석한 연구들이 있다(김경원, 2010; 남부현·오정아, 2013).

후자의 유형에 속하는 연구는 매우 드문 편이어서, 필자가 아는 한 두 개의 논문만이 존재한다. 김두섭(2008, 2013b)은 2005년 전국 결혼 및 출산 동향 조사와 아시아 여성의 한국으로의 혼인이주와 정착과정에 관한 조사를 분석한 후, 혼인이주여성이 한국여성에 비해 응답 당시 자녀수가 적고, 결혼에서 첫째 자녀까지의 출산간격이 크다는 발견을

보고하였다. 하지만 결혼에서 둘째 자녀 출산까지의 시간에는 유의미한 차이가 없는 것으로 나타났다. 이와 유사한 맥락에서 2010년 인구주택총조사를 분석한, 김형석 외 (Kim et al., 2012)는 결혼 년 수를 통제하면, 귀화를 했는가 아니면 하지 않았는가에 관계없이 결혼이주여성의 현재 자녀수가 적지만 향후 출산 계획 자녀수에는 차이가 없고 이 둘을 합한 전체 자녀수에서는 결혼이주여성이 적다는 것을 발견했다.

이러한 선행 연구에 기초하여 이 논문에서는 혼인이주자가족 부부와 한국인 부부의 출산력을 비교한다. 이 논문은 다양한 측면에서 기존 연구의 한계를 넘어서고자 한다. 무엇보다도 선행 연구는 혼인이주자가족이라는 범주가 아닌 혼인이주여성의 관점에서 분석을 진행하였다. 하지만 이 연구에서는 혼인이주여성만이 아닌 혼인이주남성도 포함하는 혼인이주자가족 개념을 구성하고자 한다(김승권 외, 2010). 즉 한국인가족과 혼인이주자가족의 출산력 비교에 더해, 혼인이주자가족을 두 범주, 즉 외국인남편가족과 외국인아내가족으로 구분하는 변수를 추가하여 분석할 것이다.

분석적인 측면에서 생존분석 기법을 도입함으로써 더욱 강한 추론을 뒷받침하고자 한다. 이전의 연구들은 현재 자녀수를 비교함으로써 혼인이주자가족 형성이 최근의 현상이라는 것을 잘 반영하지 못하였거나, 자녀 순위에 따라 달리 나타나는 출산력을 고려하지 못함으로써 분석의 결과 해석에 한계를 노정하였다. 생존분석은 특정 사건이 발생하기까지의 시간을 분석하고 특히 이혼이나 관측단절과 같은 다양한 사건으로 인한 우측절단(right censoring)의 문제를 효과적으로 해결할 수 있는 기법으로 알려져 있기 때문에(Cleves et al., 2004; Kim, 2014; Klein & Moeschberger, 2003), 기존 연구의 한계를 넘어서는데 도움을 줄 수 있을 것이다. 이에 더해 자녀 출산 위험은 자녀의 출산 순위에 따라 달리 나타난다는 선행 연구에 근거하여(김현식·김지연, 2012), 자녀의 출산 순위에 따라 다른 모형을 추정하였다.

이러한 연구 목적을 달성하고자 이 연구에서는 2009년 전국 결혼 및 출산 동향 조사(이삼식 외, 2009)와 2009년 전국 다문화가족실태조사(김승권 외, 2010)를 통합하여 분석한다. 후자의 조사에서는 혼인이주자가족을 외국인남편가족 및 외국인아내가족으로 나누어 추출하였고 전자의 조사로부터 한국인가족의 자료를 얻었다. 자료에 대한 기초 분석결과, 특히 혼인이주자가족에서 넷째 이상의 자녀 출산이 적어 이 논문에서는 셋째 자녀까지만 분석대상으로 한정하였다.

II. 이론적 배경

한국인의 출산력과 비교하여 혼인이주자가족의 출산력이 어떠한 것인가에 대한 이론을 이주자 출산력에 관한 문헌으로부터 구성하는 것은 쉽지 않다. 이는 한국이 현재 목격하고 있는 혼인이주자가족은 한 명의 한국인과 한 명의 외국인의 결합으로 이루어지는 부부를 이념형으로 하고 있다는 점에서, 전체 가족이 하나의 단위가 되어 국가나 지역을 이동하는 것을 가정하여 발전한 서구의 이론과는 그 맥락을 달리하기 때문이다. 그럼에도 불구하고 부부 중 한 명은 이주자라는 점에서 이주자의 차별 출산력에 대한 문헌은 도움이 될 수 있을 것이다. 이 논문에서는 이들 문헌들로부터 선별가설, 혼란가설, 적응가설, 소수자가설의 네 가지 이론적 가설을 차용한다(Abbasi-Shavazi & McDonald, 2000; Adsera & Ferrer, 2014; Chen, 2008).

선별가설(selectivity hypothesis)은 이주자가 송출국가의 인구 중에서 매우 다른 특성을 가지고 있다는 관찰에 근거하여 송출국가의 인구와 비교한 이주자의 출산력 수준이 얼마나 다른가를 이론화한다. 즉 이주자들은 송출국가의 일반 구성원들과 비교하여, 예를 들어 교육수준이나 사회경제적 지위, 가족구성 및 건강의 측면에서 다른 특성을 지니고 있어 본국의 국민들과는 다른 출산력을 보일 것이라는 가설이다. 이러한 선별가설은 이주자와 송출국의 일반 국민들과의 비교에 관한 이론이라는 점에서, 혼인이주자가족과 한국인의 출산력을 비교하는 이 논문의 맥락과는 일치하지 않는다. 그럼에도 불구하고 이하에서 상술하는 것처럼 이주자들의 개인적 특성을 활용하여 출산력을 예측하게 해준다는 점에서 여전히 유용한 가설로 생각되어 논의에 포함시킨다.

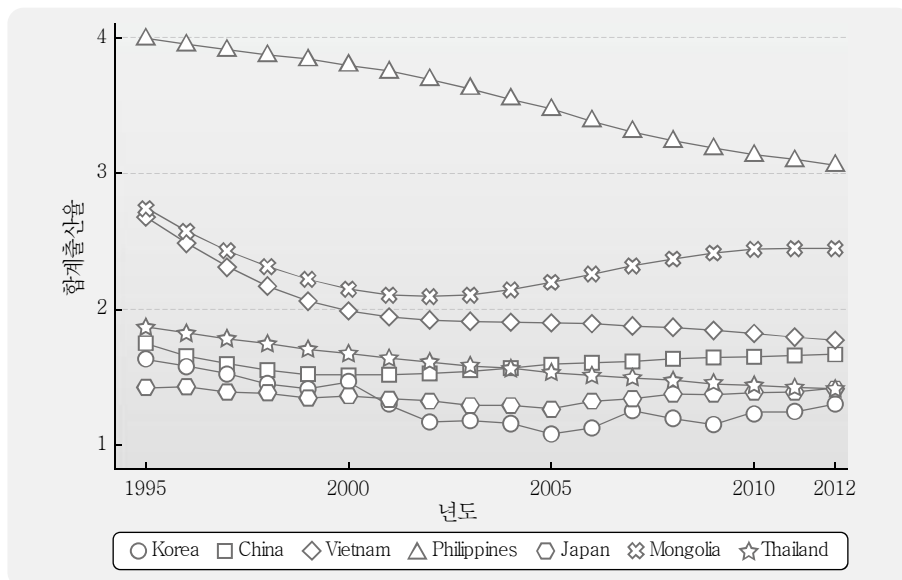
선별가설의 맥락에서 가장 중요하게 고려되어야 할 것은 그렇다면 혼인이주자들은 송출국가의 사람들과 비교해 보았을 때 어떠한 특성이 있는지를 살펴보는 것이다. 혼인이주여성에 대한 문헌은 대개 한국인과 비교한 혼인이주여성의 특성을 살펴보고 있어 본국의 인구에 비교한 특성이 어떠한지는 매우 적은 편이어서 더 연구되어야 할 분야이다. 필자가 인지하고 있는 예외적인 연구(설동훈 외, 2005)에 따르면 혼인이주여성의 경우 본국에서 본인 가족의 소득수준은 다른 가족과 비교하여 평균이라거나 평균보다 높다고 응답하였으며, 90%가 넘는 응답자가 취업 경험이 있고 직업은 전문경영직이나 사무직의 경우가 과반 이상을 차지하였다. 또한 혼인이주자의 경우 눈으로 관찰되지 않는 면에서 긍정적인 특성, 예를 들어, 미래에 낙관적이거나 진취적이며 상대적으로

건강한 경향이 있다(김현미 외, 2008). 이런 면에서 본다면, 대체적으로 송출국가들의 출산율이 한국에 비해 높다는 통계(World Bank, 2015)에 더하여 출산지향적인 혼인이주여성의 특성들로 인해 혼인이주자가족의 출산율이 한국인에 비해 높을 것으로 예측해 볼 수 있다.

아바시-샤바지와 맥도날드(Abbasi-Shavazi & McDonald, 2000)에 따르면, 혼란가설(disruption hypothesis)은 이주과정이 자신이 살던 고향으로부터 지금까지 경험해 보지 못했던 새로운 지역으로의 이주이기 때문에, 다양한 어려움을 수반하고 따라서 많은 스트레스를 주는 과정이라는 점을 강조한다(김경원, 2010). 이런 면에서 이주자들은 결혼을 미루고 출산을 늦추기 때문에 송출국의 국민이나 수용국 사람들에 비해 낮은 출산력을 보일 가능성이 높다. 하지만 이들이 점점 새로운 지역에 적응하게 되어 스트레스가 줄어들게 되고 미래에 대한 불안이 감소하면 원래의 출산력 수준으로 돌아가게 될 것이다. 혼란가설에 따르면 저순위 자녀 출산에서는 혼인이주자가족이 낮은 출산력을 보이지만 고순위 자녀 출산에서는 높은 출산력을 보일 것으로 예상할 수 있다.

이주자의 차별출산력 논의에서 가장 많이 다루어지는 가설은 적응가설(adaptation hypothesis)일 것이다(김두섭, 2008; 이삼식 외, 2007; Kim et al., 2012). 적응가설은 이주 초기세대에서는 송출국과 유사한 수준의 출산력을 보이지만 차츰 적응을 해 가면서 수용국의 수준과 유사한 출산력을 보일 것이라는 가설이다. 대개 적응가설은 이주자들의 세대 간 출산력 변화에서 많이 지지되는 가설이지만 이 논문에서는 적응가설이 출산순위에 적용될 수 있는 것으로 본다. 즉 혼인이주자가족의 저순위 자녀 출산 위험은 송출국과 유사한 수준을 보일 것이지만 출산 순위가 올라갈수록 한국과 비슷해질 것이라고 예측한다.

그림 1. 국가별 합계출산율의 변화



자료: World Bank (2015).

이러한 가설을 바탕으로 혼인이주자가족의 출산력을 예측하기 위해서는 다양한 송출국과 한국의 출산력이 어떠한 변화를 경험하고 있는지 살펴 볼 필요가 있어, 가장 많은 혼인이주자가 오는 몇몇 송출국(김승권 외, 2010)의 합계출산율을 보여주는 [그림 1]을 제시하였다. [그림 1]을 보면 1995년만 하더라도, 여기에서 제시한 여러 국가 중 한국의 출산율이 가장 낮은 수준을 기록하지는 않았으나 2000년을 지나면서 가장 낮은 수준으로 하락한 것을 볼 수 있다. 또한 한국과 일본의 출산력은 유사한 수준으로 판단되며, 2010년 이후 태국이 이들과 유사한 수준으로 하락한 것으로 보인다. 하지만 다른 국가들의 출산력은 모두 한국보다 높은 수준을 기록하여, 평균적으로 볼 때, 송출국의 출산력이 한국의 출산력보다 높다. 따라서 적응가설에 따르면 혼인이주자가족이 저순위 자녀 출산 위험에 있어서는 높은 수준을 보여주지만 출산 순위가 올라갈수록 출산 위험이 떨어질 것이라고 예측할 수 있다.

이주자 문헌으로부터 차용하는 마지막 가설은 소수자가설(minority status hypothesis)이다. 소수자가설은 이주 과정의 어려움과 수용국가에서 겪는 여러 차별 경험 때문에 송출국에 비해 낮은 출산력을 보인다고 예측한다(Abbasi-Shavazi & McDonald,

2000). 이 가설 또한 송출국과 이주자들의 출산력 비교에 대한 이론이라는 점에서 혼인 이주자가족과 한국인의 출산력 비교 연구 적용에 한계가 있다. 즉 소수자가설에 따르면 이주자들이 송출국 사람들에 비하여 출산력이 낮아지는 것으로 예측할 수 있으나 수용국의 사람들과 비교해서 어떠한 것인가에 대해서는 명확한 예측을 하기 어렵다. 다만, 앞의 [그림 1]에서 제시한 자료에 근거한다면, 한국인과 유사한 수준이거나 낮은 수준의 출산력을 보일 경우 소수자가설을 지지하는 것으로 판단할 수 있다. 소수자가설의 핵심은 이주의 어려움과 수용국에서의 차별에 있기 때문에 모든 출산 순위에서 한국인과 유사하거나 낮은 수준의 출산력을 보일 것으로 예측한다.

지금까지의 논의에서 반복해서 지적한 것처럼, 혼인이주자가족의 형성은 한 명의 한국인과 한 명의 외국인으로 이루어지기 때문에 이주자의 차별출산력에 대한 이론만으로 가설을 설정하는 것에는 한계가 있다. 이러한 한계를 극복하기 위해 이 논문에서는 인종 간 혹은 민족 간 결혼과 출산력을 연구하는 문헌들에서 이론적 지원을 동원한다(이명진, 2000; Fu, 2008; Herman & Campbell, 2012). 동질혼 assortative mating)에 대한 연구에서 출발한 이들 문헌은 사회적으로 유사한 사람들끼리 뭉치는 경향이 있고 다른 특성을 가지고 있는 사람과의 만남은 꺼리거나 금기시하는 경향이 있어, 동질혼 경향이 강하며 이질혼에 대해서는 다양한 사회적 압력이 있다는 가설에서 출발한다. 따라서 이질혼을 한 혼인이주자가족의 경우 주위에서 받을 수 있는 사회경제적 자원이 비교적 적고, 사회적 압력으로 인해 정서적 지지를 얻을 수 없는 상황에 놓이게 된다. 흔히 부족가설(deficit hypothesis)이라고 불리는 이러한 입장에 따르면, 혼인이주자가족의 출산력은 한국인의 출산력보다 더 낮을 것이라고 예측할 수 있다.

이에 반해 이질혼을 결정한 사람들은 해당 집단의 사람들과는 다른 특성을 가지고 있다는 선별가설(selectivity hypothesis) 또한 설득력을 얻고 있다. 즉 이질혼에 대한 여러 가지 사회적 압력이 있음에도 불구하고 결혼에 성공한 이들은 대개 주위 사람들로 부터 지지를 받고 있거나 결혼에 대해 더 낙관적이기 때문에 결혼이나 출산에 더 긍정적인 가능성이 높다(Fu, 2008). 따라서 이러한 선별가설에 따르면 혼인이주자가족의 출산력이 한국인의 출산력과 유사하거나 더 높을 것이라고 예측할 수 있다.

지금까지의 논의를 정리한 다음 쪽의 <표 1>은 이주자 출산력 이론과 동질혼 이론에 기반하여 혼인이주자가족의 출산력이 한국인에 비해 어떻게 나타날 것인지를 정리하여 보여주고 있다. 예를 들어, 이주자 출산력 문헌에서 선별가설과 동질혼 이론에서 부족가설이

만나는 부분에서는, 첫째 자녀와 둘째 자녀 이상의 모든 자녀 출산에서 혼인이주자가족의 출산력이 한국인의 출산력과 유사할 것이라고 예측한다. 물론, 상이한 방향을 예측하는 두 가설이 만났을 때 어떤 방향으로 예측할 것인가는 더 생각해 보아야할 문제이지만, 복잡한 논의를 피하기 위해 이 글에서는 단순히 평균적으로 움직인다고 가정한다.

표 1. 연구 가설에 따른 출산 순위별 출산 위험 예측

| | | | 동질혼 이론 | |
|------------------|-------|------|--------------|--------------|
| | | | 선별가설 +, + | 부족가설 -, - |
| 이주자 출산력 이론 | 선별가설 | +, + | +, + | 0, 0 |
| | 혼란가설 | -, + | 0, + | -, 0 |
| | 적응가설 | +, - | +, 0 | 0, - |
| | 소수자가설 | -, - | 0, 0 | -, - |

주. +는 한국인에 비해 높은 출산력을, 0는 한국인과 유사한 출산력을, -는 한국인보다 낮은 출산력을 의미한다. 첫 번째는 저순위 자녀의 출산 위험에 대한 예측을 두 번째는 고순위 이상의 자녀에 대한 출산 위험에 대한 예측을 의미한다.

III. 통계적 방법론

위에서 제시한 연구가설을 경험적으로 추정해 보기 위해 본 연구에서는 생존분석 혹은 사건사분석 기법 중 비례위험(proportional hazards)모형의 대표적인 형태라고 할 수 있는 콕스비례위험모형(Cox proportional hazards model)에 더하여 비례위험을 가정하지 않는 가속사건시간(accelerated failure time)모형의 하나인 로그정규분포모형을 사용한다(Cleves et al., 2004; Klein & Moeschberger, 2003; StataCorp, 2011). 명확한 설명을 위해 콕스모형을 수식으로 나타내면 다음과 같다(김현식·김지연, 2012; Kim, 2014).

$$h(t) = h_0(t) \exp(\mathbf{I}^T \boldsymbol{\beta} + \mathbf{X}^T \boldsymbol{\alpha}) \quad (1)$$

<식 1>에서 $h(t)$ 는 시간 t 에서의 출산위험을 뜻하며 $h_0(t)$ 는 흔히 기본위험(baseline

hazards)이라고 불리는 시간 t 에서의 위험을 말한다. 여기에서 t 는 분석시간(analytical time)이라고 불리는데 이는 위험이 시작되는 시점부터 특정한 시점까지의 시간으로, 자녀 순위에 따라 달라진다. 즉, 첫째 자녀의 경우 결혼 후 시간을, 둘째 자녀의 경우 첫째 자녀가 태어난 이후 시간을, 셋째 자녀의 경우 둘째 자녀가 태어난 이후 시간을 나타낸다. 위 식에서 I 는 혼인이주자가족을 뜻하는 지수변수(indicator variables)들이다. 서론에서 밝힌 것처럼 혼인이주자가족은 한국인 부부와 혼인이주자가족 부부로 이루어진 이항변수와 한국인, 외국인 남편 부부, 그리고 외국인 아내 부부를 뜻하는 다항변수로 측정되었다. 후자의 경우 여러 범주를 갖는 범주변수이므로 하나 이상의 지수변수가 필요하기 때문에, 위의 식에서는 일반적으로 나타내기 위해 벡터의 형태로 표현하였다. X 는 혼동변수들을 나타내며, β 와 α 는 각 변수들의 계수를 나타낸다. 통상 벡터는 열벡터를 표현하므로 각 변수에 위첨자로 표현된 T 는 전치(transpose)를 뜻한다.

<식 1>에서 볼 수 있는 것처럼 콕스모형의 가장 큰 특성은 변수의 값에 따라 출산 위험이 비례적으로 나타난다는 것이다. 즉 혼동변수들(confounding variables)인 X 의 값이 동일하고, I 가 한국인(=0)과 혼인이주자가족(=1)을 나타내는 지수변수라 가정 아래, 시간 t 에서 한국인의 출산 위험은 $h^0(t) = h_0(t)\exp(\beta*0 + X^T\alpha)$ 이고, 혼인이주자가족의 출산 위험은 $h^1(t) = h_0(t)\exp(\beta*1 + X^T\alpha)$ 이기 때문에 $h^1(t) / h^0(t) = \exp(\beta)$ 로 나타난다. 그러나 분석 자료의 기술통계에 관한 부분에서 살펴보겠지만(그림 2와 그림 3 참조), 현재 자료에서는 처음에 상대적으로 높았던 한국인의 출산위험이 시간이 지남에 따라 혼인이주자가족의 출산위험보다 낮게 되어 두 집단의 출산위험이 엇갈리는 현상이 목격된다. 따라서 콕스모형의 핵심 가정한 비례위험에 위배되는 것처럼 보인다.

이러한 문제를 해결하기 위해 콕스모형에 더하여 모수모형(parametric model)의 하나인 로그정규분포(log normal)모형을 추정하였다. 로그정규분포모형은 생존시간을 변수들의 선형함수와 잔차로 예측하는 한편 잔차는 표준오차가 σ 인 정규분포를 따른다는 가정에 기반하고 있다. 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\ln(t) = I^T\beta + X^T\alpha + z \quad (2)$$

<식 2>에서 z 는 표준오차가 σ 인 정규분포를 따른다. 따라서 계수의 값이 양수이면 더 오래 살아남았다는 것, 즉 현재의 맥락에서 자녀를 늦게 낳는다는 것을 의미한다. 혹은 위험의 관점에서 표현한다면, 계수의 값이 양수이면 출산위험이 낮다는 것을, 음수

이면 출산위험이 높다는 것을 뜻한다. 다양한 가속사건모형이 있으나 로그정규분포모형을 사용한 이유는 시간이 지남에 따라 위험이 상승하다 일정시간이 지나면 하락하기 시작하는 형태로 나타나는 현재의 분석 자료를 적절히 표현하기 때문이다. 로그로지스틱(log logistic)모형 또한 이러한 형태의 위험에 적합한 방법으로 알려져 있으나, 분석 자료를 로그로지스틱모형으로 추정해 본 결과 로그정규분포모형과 별 차이가 없어 로그정규분포 결과를 보고한다.

IV. 자료 및 측정

1. 자료

이론적 배경에서 발전시킨 연구 가설들을 검증하기 위해 이 연구에서는 2009년 전국 결혼 및 출산 동향 조사(이하 출산 조사)와 2009년 전국 다문화가족실태조사(이하 다문화 조사)를 분석하였다. 출산 조사는 제1차 저출산고령사회기본계획의 추진성과를 평가하고 제2차 계획을 수립하기 위해 결혼과 출산, 가족과 관련한 광범위한 변수를 수집하였다(이삼식 외, 2009)는 점에서 한국인의 출산력을 추정하는데 최적의 자료로 판단된다. 출산 조사는 2009년 6월부터 7월까지 전국 국민들을 모집단으로 이루어졌으며 206개 표본조사구에서 11,943 가구를 방문하여 10,211 가구에 대한 조사를 완료하였다. 이들 중 20-44세의 기혼자 수는 4,217명이었으며 조사가 완료된 수는 3,585명으로, 최종 조사완료율은 $(10,211/11,943) * (3,585/4,217) * 100 \approx 72.7\%$ 로 나타났다.

다문화 조사는 점증하는 다문화가족에 대한 전반적인 실태를 파악하여 현실적인 정책 수립 목적 하에 행정안전부의 자료에 기초하여 전국에 거주하는 모든 다문화 가족에 대한 조사를 실시하였다(김승권 외, 2010). 이 조사에서 다문화가족은 대한민국 국민과 혼인을 한 사람으로 정의되었기 때문에 외국인 부부는 조사대상에서 제외되었다는 점에 주의할 필요가 있다. 즉, 다문화가족은 한국인 아내와 외국인 남편으로 이루어진 부부이거나 외국인 아내와 한국인 남편으로 이루어진 부부를 뜻하며 이런 면에서 이 논문에서 정의한 혼인이주자가족과 동일한 의미를 지닌다. 다문화 조사는 2009년 7월부터 9월 사이에 주요 조사가 이루어졌고 여러 가지 출산관련 변수들을 측정하였기 때문에, 유사한

시기에 이루어진 출산 조사와 비교하기에 최적의 자료로 판단된다. 다만 다문화 조사는 조사 대상 131,702 가구 중 73,669 가구가 조사 완료되어 조사완료율은 55.9%로 응답률이 낮기 때문에 이 논문에서 제시하는 결과의 해석에 일정한 주의가 필요하다.

두 개의 상이한 조사를 하나의 비교 가능한 분석 자료로 만들기 위해 다양한 사례 선택이 이루어졌다. 출산 조사는 여성을 기준으로 자료를 수집하였기 때문에 모두 여성 응답자들이었으나, 다문화 조사의 경우 전수조사였으므로 여성뿐 아니라 남자도 포함되었다. 따라서 기혼 상태라면 남자 응답자도 분석에 사용하여 혼인이주자가족을 두 가지 하위유형, 즉 외국인남편가족과 외국인아내가족으로 구분하였다. 출산 조사는 2009년 조사 시점에서 20세 이상 44세 이하의 응답자를 대상으로 이루어졌고 이들의 생년월을 살펴보면 1964년 5월부터 1989년 4월까지의 분포를 보였다. 이와 같은 조건을 가지는 사례를 추출하기 위해 다문화 조사에서도 이 시기에 태어난 아내가 있는 부부만을 분석에 활용하였다. 또한 두 조사에서 자녀 출생이 현재의 결혼에서 혹은 이전 결혼에서 이루어진 것인지와 이전 결혼 상대에 대한 정보가 불명확했기 때문에, 조사 시점에서 결혼 상태에 있는 부부 중에서도 초혼인 경우만을 추출하였다(김두섭, 2008).

무엇보다 이 연구에는 1995년 이후에 결혼한 부부만을 분석대상으로 정했다는 점에 유의할 필요가 있다. 이는 1995년 이전에는 외국인 아내와 한국인 남편의 혼인 건수가 3천여 건에 머물다 1995년부터 1만여 건 이상으로 급증하면서 혼인이주자가족 구성의 특성이 변화하는 시기라는 판단에 근거하고 있다(김두섭, 2013b; 통계청, 2015). 또한 1995년이 되면 출산 조사에 응답한 사례들이 만 6세부터 31세가 되어, 고 연령의 응답자들이 혼인 적령기를 약간 초과하게 되는 반면 중간 연령의 응답자들은 막 혼인 적령기에 도달하게 되어 더욱 적절한 분석이 이루어질 것으로 판단했기 때문이다.

분석 자료를 만들기 위해 이러한 조건을 갖춘 사례들을 추출한 후, 다음 부분에서 상술할 변수에 결측값이 없는 사례들을 분석에 사용하였다. 그 결과, 출산 조사로부터 1,985쌍의 부부가, 다문화 조사로부터 27,660쌍의 부부가 분석에 포함되었다. 이들 사례를 그대로 사용하면 혼인이주자가족의 사례가 과도하게 대표되기 때문에 분석 결과가 왜곡될 수 있다(Lohr, 1999). 이러한 문제를 피하기 위해 모든 분석에서 다음과 같은 방법으로 가중치를 만들어 활용하였다.

출산 조사에서 무응답으로 인한 오류를 피하기 위해 조사에서 제공하는 기혼 여성의 가중치("self_wt_A")를 재조정하였는데, 재조정은 조사 당시 기혼 여성을 대표할 수 있

도록, 분석 사례 수가 2010년 센서스 기준 20세 이상 44세 이하 기혼 여성의 수인 약 5,224천 명이(통계청, 2015) 되도록 이루어졌다. 이에 반해 다문화 조사는 전체 혼인 이주자가족 수를 대표하도록 설계한 가중치가 있기 때문에("w"), 이를 그대로 사용하였다. 이렇게 생산된 가중치는 모수의 수와 일치하기 때문에 표집을 통한 모수의 추정이라는 통계적 추론의 개념에 합치하지 않는 문제가 생길 수 있다. 이러한 문제를 해결하기 위해 분석 자료의 사례 수가 1,000이 되도록 최종 가중치를 재설계하였다. 이렇게 생산된 최종 가중치를 활용한 분석 사례 수는 한국인가족 983.1쌍, 외국인남편가족 1.2쌍, 외국인아내가족 15.7쌍이었다.

2. 변수의 측정

생존분석에 있어 가장 중요한 변수는 특정 사건이 발생할 위험에 놓인 시작 시간과 사건이 발생하기까지의 시간이나 관측 종료 혹은 다른 요인에 의해 우측 절단(right censoring)이 되는 시간까지를 뜻하는 분석 시간이다. 이런 면에서 출산 위험에 대한 생존 분석에서 분석 시간은 자녀 순위에 따라 달리 나타나는 것으로 이해할 필요가 있다(Kim, 2014). 이 논문에서는 부부가 혼인한 특정 월부터 첫째 자녀 출산 위험이 시작되는 것으로 개념화하였다. 둘째 자녀의 경우는 첫째 자녀가 태어난 달부터, 셋째 자녀의 경우 둘째 자녀가 태어난 달부터 출산 위험이 시작되는 것으로 처리하였다. 출산 위험이 종료되는 가장 중요한 사건은 해당 순위의 자녀가 출생하는 월이다. 자녀 출생 이외의 사건으로 출산 위험이 종료되는 경우가 있는데, 이에선 응답 년도 이후 관측이 되지 않아 발생하는 우측 절단이 포함된다.

혼인이주자가족 여부는 혼인이주자가족이면 1의 값을, 한국인가족이면 0의 값을 가지고 있는 이분변수로 측정하였다. 혼인이주자가족은 다시 두 가지 유형으로 구분하였으며 외국인남편가족은 남편은 외국국적 출신이지만 아내는 한국국적 출신인 가족을, 외국인아내가족은 남편은 한국국적 출신이지만 아내는 외국국적 출신인 가족을 뜻한다. 이 변수는 범주변수로 취급하여 한국인가족을 기준으로 두 개의 가변수를 만든 후 분석에 활용하였다.

혼인이주자가족 여부나 유형이 출산력에 미치는 영향을 파악하기 위해서 다양한 혼동 변수를 통제하는 것이 필요하다(Morgan & Winship, 2007). 예를 들어, 남자의 학력이

높으면 사회경제적 지위가 높을 가능성이 크기 때문에 외국인 여성보다는 한국인 여성과 결혼할 확률이 높고, 자녀를 출산할 확률이 높다. 이 경우 남자의 학력을 통제하지 않고 혼인이주자가족 여부와 출산력의 관계를 살펴보면 혼인이주자가족의 영향이 음의 방향으로 편향(biased)되어 있다. 따라서 혼인이주자가족의 차별 출산력에 대한 엄격한 추정을 위해 남편의 학력을 통제하는 것이 필요하다.

이 연구에서는 이러한 이유로 다음과 같은 혼동변수를 통제하였다(김두섭, 2008; 김한곤, 2010; 설동훈 외, 2005. 아내 출생 코호트는 아내가 언제 태어났는가를 나타내며 1) 1970년 전, 2) 1970년대, 3) 1980년 이후의 세 범주로 측정하였고, 분석에서는 첫 번째 범주를 기준으로 두 개의 가변수를 생성하였다. 아내의 학력은 1) 중학교 이하, 2) 고등학교, 3) 대학교 이상의 범주로 측정하였으며, 첫 번째 범주를 기준으로 두 개의 가변수를 만들었다. 남편 출생 코호트와 남편 학력 또한 유사한 방식으로 측정하였다. 최근으로 올수록 출산력이 떨어지는 경향(통계청, 2015)을 반영하기 위해 혼인년도 또한 통제하였다. 혼인년도는 1) 1998년 이전, 2) 1998 ~ 2005년, 3) 2006년 이후의 범주로 나누어 첫 번째 범주를 기준으로 두 개의 가변수를 만들었는데, 이러한 측정에는 1997년 말 외환위기로 촉발된 경제 불황의 중요성을 고려하였다.

이러한 변수 이외에도 거주형태와 가구소득 및 거주 지역을 통제하였다. 거주형태는 현재 살고 있는 집이 1) 자카인지, 2) 전·월세인지, 3) 기타인지로 구분하였다. 가구소득은 월 소득을 기준으로 1) 200만 원 미만, 2) 200만 원 이상 ~ 400만 원 미만, 3) 400만 원 이상의 세 범주로 측정하였다. 마지막으로 거주 지역은 1) 읍면부 및 2) 동부로 구분하였다. 이러한 변수들은 모두 범주변수로 취급하였으며, 첫 번째 범주를 기준으로 각 범주를 나타내는 가변수를 만들었다.

마지막의 세 변수는 응답 당시의 상황을 기준으로 측정되었기 때문에 혼인이주자가족 여부변수보다 시간적으로 늦게 생성된 변수이므로 혼동변수보다는 매개변수로 인식될 수 있다는 점에 유의할 필요가 있다. 이러한 문제에도 불구하고 이들 변수를 통제변수로 활용한 것은 이들 변수들이 혼인이주자가족 여부와 출산력에 미치는 영향이 심대함에도 불구하고 혼인이주자가족 형성 이전 시기에 측정된 변수가 없다는 점을 고려하였다. 또한, 만약 이들 변수들이 1년에서 15년 사이의 짧은 기간 내에 크게 변하지 않거나, 변한다 하더라도 상대적인 상태는 크게 변하지 않는다면 이들 변수의 활용에는 커다란 문제가 없을 것이라는 점도 고려하였다.

V. 분석 결과

1. 기초 분석

다음 쪽의 <표 2>는 분석 자료의 기술 통계를 보여주고 있다. 생존분석은 관찰 사례가 특정 사건을 겪을 시간을 분석한다는 점에서 일반적인 기술 통계로 자료의 특성을 보여 주기 어렵다. 이러한 문제를 해결하기 위해 <표 2>에서는 관찰 년 수와 출생아 수 및 이 두 통계를 기반으로 계산한 10년당 출생아 수 및 년 단위로 측정한 출산까지 걸린 평균 시간을 보여주고 있다. 예를 들어, 전체를 보여주는 첫 번째 행은 첫째 자녀 출산의 경우 모든 사례들로부터 1,924.4년을 관찰했으며 이 시기 동안 842.0명이 태어났다는 것을 보여준다. 이를 달리 표현하면 10년을 관찰했을 경우 4.4명의 자녀가 출생했다는 것을 말해주는 동시에, 1명이 태어날 때까지 평균 걸린 시간은 2.3년이라는 것을 말해준다. 따라서 10년당 출생 자녀수가 많을수록 출산력이 높은 것을, 한 자녀 출생 당 평균 걸린 시간이 적을수록 출산력이 높다는 것을 의미한다.

이러한 방식으로 해석했을 때, 첫째 자녀와 둘째 자녀에 있어 혼인이주자가족의 출산력이 한국인가족에 비해 약간 낮지만 셋째 자녀에 있어서는 약간 높은 것을 볼 수 있다. 혼인이주자가족을 외국인남편과 외국인아내가족으로 나누어보면, 첫째 및 둘째 자녀에 있어 외국인남편가족이 가장 낮은 출산력을 보이는 반면, 셋째 자녀에서는 한국인가족이 가장 낮은 출산력을 보이고 있다. 외국인아내가족의 경우 첫째와 둘째 자녀에서 한국인가족보다 약간 낮은 출산력을 보이고 있지만 셋째 자녀에서는 상대적으로 높은 출산력을 보이고 있다.

이러한 출산력의 차이를 더 자세히 살펴보기 위해 [그림 2]와 [그림 3]을 제시하였다. 이 두 그림은 분석 시간에 따른 출산 위험(hazards)을 집단별로 보여주고 있다. 혼인이주자가족 여부에 따른 출산 위험의 변화를 보면 첫째 자녀와 둘째 자녀의 경우, 출산 위험이 시작되는 시기에서는 혼인이주자가족이 한국인가족에 비해 낮은 위험을 보여주지만, 일정 시간이 지나면 역전 현상이 발생하여 혼인이주자가족의 출산 위험이 높아지는 것을 볼 수 있다. 이에 반해 셋째 자녀의 경우 혼인이주자가족의 출산 위험이 지속적으로 높게 나타난다. 그림에도 불구하고 출산 순위가 높아질수록 전반적인 출산 위험이 낮아지고 있어, 높은 혼인이주자가족의 셋째 자녀 출산위험이 초저출산을 겪고 있는 한국인의

낮은 출산력을 유의미하게 높일 수 있는 수준은 아닌 것으로 보인다.

이러한 관찰 유형은 혼인이주자가족을 외국인남편가족과 외국인아내가족으로 나누어도 유사하게 나타난다(그림 3 참조). 즉, 첫째 및 둘째 자녀 출산에 있어 두 유형의 혼인이주자가족은 분석 시간이 시작될 때에는 한국인가족에 비해 낮은 출산 위험을 보이지만 시간이 지나면서 한국인에 비해 높은 출산력을 보여주고 있다. 다만 외국인 아내가족에 비해 외국인남편가족이 평균적으로 더 낮은 출산 위험을 보여주고 있다. 셋째 자녀 출산에 있어서는 두 혼인이주자가족이 한국인가족에 비해 높은 출산력을 보이고 있지만 이 두 가족 유형 사이에 유의미한 차이가 있는 것 같지는 않다.

앞의 <표 2>에서 대개 일찍 출생한 코호트에서 출산력이 높지만 <표 2>에서 제시한 통계는 그 반대로 나온 것을 볼 수 있다. 이러한 결과가 나온 것은 분석 자료에 속한 사례 선택의 문제로 판단된다. 예를 들어, 분석 사례에 속하기 위해서는 1964년 5월부터 1989년 4월 사이에 태어났으나 1995년 이후에 결혼한 부부여야 했다. 특히 1995년 이후 결혼을 했다는 것은 1970년 이전 코호트에게는 매우 늦은 결혼을 의미한다. 따라서 늦게 결혼한 사람들의 출산력이 낮은 현상이 반영된 것으로 판단된다.

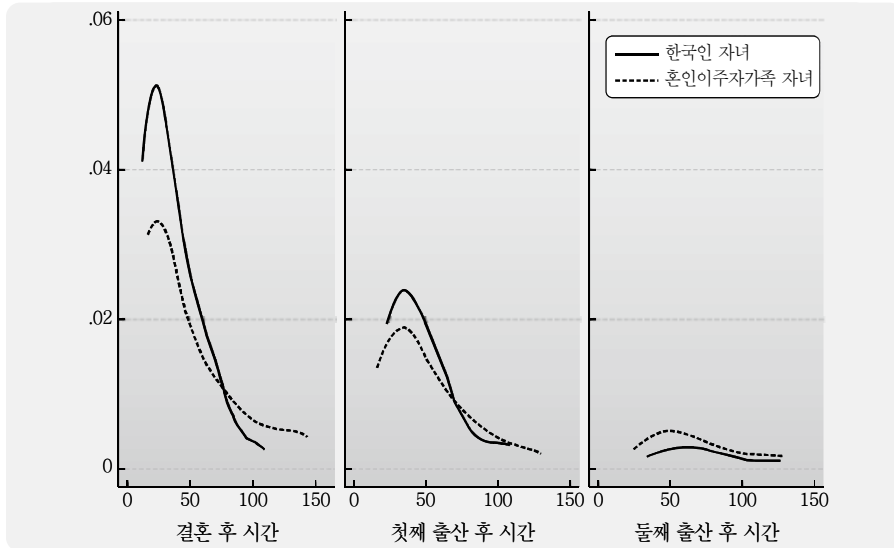
표 2. 분석 자료의 기술 통계

| 변수 | 첫째 자녀 | | | | 둘째 자녀 | | | | 셋째 자녀 | | | |
|------------|----------|----------|--------------|---------------------|----------|----------|--------------|---------------------|----------|----------|--------------|---------------------|
| | 관찰 년수 | 출생아 수 | 10년당 출생아수 | 출산까지 평균시간 (년) | 관찰 년수 | 출생아 수 | 10년당 출생아수 | 출산까지 평균시간 (년) | 관찰 년수 | 출생아 수 | 10년당 출생아수 | 출산까지 평균시간 (년) |
| 전체 | 1,924.4 | 842.0 | 4.4 | 2.3 | 3,108.0 | 483.7 | 1.6 | 6.4 | 3,150.5 | 59.5 | 0.2 | 53.0 |
| 혼인이주자가족 여부 | | | | | | | | | | | | |
| 한국인가족 | 1,893.1 | 830.0 | 4.4 | 2.3 | 3,076.6 | 479.2 | 1.6 | 6.4 | 3,128.5 | 58.8 | 0.2 | 53.2 |
| 혼인이주자가족 | 31.3 | 12.0 | 3.8 | 2.6 | 31.5 | 4.5 | 1.4 | 7.0 | 22.0 | 0.7 | 0.3 | 31.2 |
| 혼인이주자가족 유형 | | | | | | | | | | | | |
| 한국인가족 | 1,893.1 | 830.0 | 4.4 | 2.3 | 3,076.6 | 479.2 | 1.6 | 6.4 | 3,128.5 | 58.8 | 0.2 | 53.2 |
| 외국인남편가족 | 3.2 | 0.7 | 2.1 | 4.8 | 2.2 | 0.2 | 0.9 | 10.7 | 1.0 | 0.0 | 0.3 | 31.9 |
| 외국인아내가족 | 28.1 | 11.3 | 4.0 | 2.5 | 29.3 | 4.3 | 1.5 | 6.8 | 21.0 | 0.7 | 0.3 | 31.2 |
| 아내 출생 코호트 | | | | | | | | | | | | |
| 1970년 전 | 336.4 | 115.0 | 3.4 | 2.9 | 574.9 | 68.5 | 1.2 | 8.4 | 640.5 | 3.9 | 0.1 | 164.6 |
| 1970년대 | 1,406.4 | 639.7 | 4.5 | 2.2 | 2,354.9 | 391.5 | 1.7 | 6.0 | 2,434.5 | 52.1 | 0.2 | 46.7 |
| 1980년 이후 | 181.6 | 87.3 | 4.8 | 2.1 | 178.1 | 23.7 | 1.3 | 7.5 | 75.5 | 3.4 | 0.5 | 22.0 |
| 아내 학력 | | | | | | | | | | | | |
| 중학교 이하 | 41.9 | 15.2 | 3.6 | 2.8 | 39.6 | 6.0 | 1.5 | 6.6 | 37.9 | 0.9 | 0.2 | 40.3 |
| 고등학교 | 896.4 | 397.7 | 4.4 | 2.3 | 1,547.6 | 246.0 | 1.6 | 6.3 | 1,656.1 | 38.4 | 0.2 | 43.1 |
| 대학교 이상 | 986.2 | 429.1 | 4.4 | 2.3 | 1,520.8 | 231.7 | 1.5 | 6.6 | 1,456.6 | 20.1 | 0.1 | 72.3 |
| 남편 출생 코호트 | | | | | | | | | | | | |
| 1970년 전 | 692.6 | 291.5 | 4.2 | 2.4 | 1,297.7 | 192.3 | 1.5 | 6.7 | 1,561.5 | 27.7 | 0.2 | 56.3 |
| 1970년대 | 1,165.5 | 515.6 | 4.4 | 2.3 | 1,745.0 | 284.6 | 1.6 | 6.1 | 1,563.9 | 31.1 | 0.2 | 50.3 |
| 1980년 이후 | 66.3 | 34.8 | 5.3 | 1.9 | 65.3 | 6.7 | 1.0 | 9.7 | 25.1 | 0.6 | 0.2 | 40.7 |

표 2. 계속

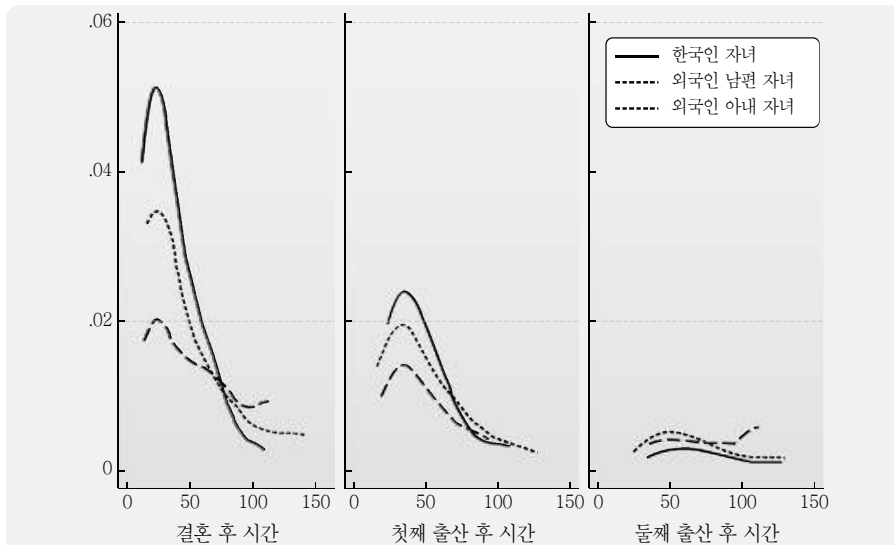
| 변수 | 첫째 자녀 | | | 둘째 자녀 | | | 셋째 자녀 | | | | | |
|----------------|----------|----------|--------------|---------------------|----------|----------|--------------|---------------------|----------|----------|--------------|---------------------|
| | 관찰 년수 | 출생아 수 | 10년당 출생아수 | 출산까지 평균시간 (년) | 관찰 년수 | 출생아 수 | 10년당 출생아수 | 출산까지 평균시간 (년) | 관찰 년수 | 출생아 수 | 10년당 출생아수 | 출산까지 평균시간 (년) |
| 남편 학력 | | | | | | | | | | | | |
| 중학교 이하 | 47.2 | 12.1 | 2.6 | 3.9 | 41.8 | 4.3 | 1.0 | 9.7 | 35.4 | 0.2 | 0.0 | 201.0 |
| 고등학교 | 693.9 | 311.6 | 4.5 | 2.2 | 1,167.0 | 189.8 | 1.6 | 6.1 | 1,276.1 | 27.4 | 0.2 | 46.6 |
| 대학교 이상 | 1,183.3 | 518.3 | 4.4 | 2.3 | 1,899.2 | 289.5 | 1.5 | 6.6 | 1,839.0 | 31.9 | 0.2 | 57.6 |
| 혼인년도 | | | | | | | | | | | | |
| 1998년 전 | 489.3 | 207.3 | 4.2 | 2.4 | 1,013.0 | 155.5 | 1.5 | 6.5 | 1,446.9 | 25.0 | 0.2 | 57.8 |
| 1998-2005 | 1,165.2 | 530.0 | 4.5 | 2.2 | 1,970.0 | 321.5 | 1.6 | 6.1 | 1,694.4 | 34.4 | 0.2 | 49.2 |
| 2006년 이후 | 270.0 | 104.7 | 3.9 | 2.6 | 125.0 | 6.6 | 0.5 | 18.9 | 9.1 | 0.0 | 0.0 | 21,659.6 |
| 거주형태 | | | | | | | | | | | | |
| 자가 | 991.5 | 446.9 | 4.5 | 2.2 | 1,695.0 | 282.8 | 1.7 | 6.0 | 1,904.2 | 33.2 | 0.2 | 57.4 |
| 전·월세 | 905.6 | 380.2 | 4.2 | 2.4 | 1,366.4 | 191.2 | 1.4 | 7.1 | 1,194.2 | 24.1 | 0.2 | 49.5 |
| 기타 | 27.3 | 14.9 | 5.5 | 1.8 | 46.7 | 9.6 | 2.1 | 4.9 | 52.1 | 2.1 | 0.4 | 24.4 |
| 가구소득 | | | | | | | | | | | | |
| 200만 원 미만 | 332.3 | 153.2 | 4.6 | 2.2 | 492.1 | 77.7 | 1.6 | 6.3 | 470.5 | 12.3 | 0.3 | 38.4 |
| 200만-400만 원 미만 | 1,064.5 | 497.9 | 4.7 | 2.1 | 1,868.1 | 294.7 | 1.6 | 6.3 | 1,912.7 | 29.0 | 0.2 | 66.0 |
| 400만 원 이상 | 527.7 | 190.9 | 3.6 | 2.8 | 747.8 | 111.3 | 1.5 | 6.7 | 767.4 | 18.2 | 0.2 | 42.1 |
| 거주지역 | | | | | | | | | | | | |
| 읍면부 | 1,756.2 | 774.4 | 4.4 | 2.3 | 2,852.1 | 444.2 | 1.6 | 6.4 | 2,909.4 | 56.7 | 0.2 | 51.3 |
| 동부 | 168.2 | 67.6 | 4.0 | 2.5 | 255.9 | 39.5 | 1.5 | 6.5 | 241.1 | 2.8 | 0.1 | 86.6 |

그림 2. 혼인이주자가족 여부에 따른 Hazards 분포



주: 첫째 자녀 출산의 분석 시간은 결혼 후 첫째 자녀 출산까지, 둘째 자녀 출산은 첫째 자녀 출산 후 둘째 자녀 출산까지, 셋째 자녀 출산은 둘째 자녀 출산 후 셋째 자녀 출산까지 걸리는 시간이다.

그림 3. 혼인이주자가족 유형에 따른 Hazards 분포



주: 첫째 자녀 출산의 분석 시간은 결혼 후 첫째 자녀 출산까지, 둘째 자녀 출산은 첫째 자녀 출산 후 둘째 자녀 출산까지, 셋째 자녀 출산은 둘째 자녀 출산 후 셋째 자녀 출산까지 걸리는 시간이다.

2. 통계 모형 분석

기술 통계에서 제시한 집단별 차이는 다른 혼동변수를 통제하지 않은 상태에서 측정된 것이기 때문에 혼인이주자가족의 차별 출산력을 제대로 반영한다고 보기 어렵다. 이러한 문제를 해결하기 위해 콕스모형과 로그감마모형을 활용하여 여타의 혼동변수를 통제한 후 혼인이주자가족의 차별 출산 위험을 추정한 후 그 결과를 <표 3>, <표 4>, 그리고 <표 5>에 제시하였다. 각 표는 두 개의 패널로 이루어져 있는데, A 패널은 혼인이주자가족 여부를 핵심 인과변수로 설정한 결과를 보여주고 있으며, B 패널은 혼인이주자가족 유형을 핵심 인과변수로 설정한 결과를 보여주고 있다. 다만 두 모형에서 혼동변수의 결과 값에서는 유의미한 차이가 발견되지 않았기 때문에 이들 결과는 A 패널에서만 보여주고 B 패널에서는 제외하였다. 모든 결과에 관심 있는 독자들은 저자에게 결과를 요청하면 쉽게 받을 수 있다.

첫째자녀출산 위험에 대한 결과(<표 3>)를 보면 혼인이주자가족과 한국인가족 사이에 통계적으로 유의미한 차이가 없는 것을 볼 수 있다. 하지만 혼인이주자가족을 두 유형으로 구분하면 외국인남편가족은 한국인가족보다 낮은 출산 위험에 놓여 있다. 로그감마모형은 출산 시간을 모형화하는 것이기 때문에 양의 계수는 출산까지 시간이 길다는 것, 다시 말해 출산 위험이 낮다는 것을 일컫는다는 점에서 콕스모형과 일치하는 결과이다. 하지만 외국인아내가족과 한국인가족 사이에는 통계적으로 유의미한 차이가 없다.

이러한 결과는 둘째자녀출산 모형에서도 동일하게 나타난다. 즉 외국인남편가족은 한국인가족보다 낮은 출산 위험을 보이지만 외국인아내가족은 한국인가족과 유의미한 차이를 보이지 않는다(<표 4>의 B 패널). 두 유형의 혼인이주자가족을 하나의 변수로 만든 후 한국인가족과 비교하면 통계적으로 유의미한 차이가 없는 것을 볼 수 있다(<표 4>의 A 패널).

하지만 <표 5>를 보면 셋째자녀출산에서는 매우 다른 결과가 나타나는 것을 볼 수 있다. 혼인이주자가족이 한국인가족에 비해 통계적으로 유의미한 수준에서 출산 위험이 평균적으로 높을 뿐 아니라(A 패널) 각 하위 유형의 혼인이주자가족이 한국인에 비해 높은 위험을 보이고 있다(B 패널). 즉, 셋째 자녀의 출산에 있어 외국인아내가족 뿐 아니라 외국인남편가족의 출산력이 한국인가족의 출산력보다 높게 나타나고 있다.

표 3. 첫째자녀출산 모형 추정결과

| | 콕스 모형 | | 로그정규분포 모형 | |
|------------------------|------------|---------|------------|---------|
| | 계수 | 표준 오차 | 계수 | 표준 오차 |
| A. 혼인이주자가족 부부상태 | | | | |
| 혼인이주자가족 여부 (vs. 한국인가족) | | | | |
| 혼인이주자가족 | -0.044 | (0.086) | 0.019 | (0.076) |
| 아내 출생 코호트(vs. 1970년 전) | | | | |
| 1970년대 | 0.275 ** | (0.085) | -0.244 *** | (0.071) |
| 1980년 이후 | 0.444 ** | (0.141) | -0.382 *** | (0.105) |
| 아내 학력(vs. 중학교 이하) | | | | |
| 고등학교 | 0.115 | (0.198) | -0.038 | (0.167) |
| 대학교 이상 | 0.135 | (0.201) | -0.042 | (0.170) |
| 남편 출생 코호트(vs. 1970년 전) | | | | |
| 1970년대 | -0.117 | (0.067) | 0.083 | (0.056) |
| 1980년 이후 | 0.069 | (0.170) | -0.089 | (0.133) |
| 남편 학력(vs. 중학교 이하) | | | | |
| 고등학교 | 0.363 | (0.223) | -0.247 | (0.210) |
| 대학교 이상 | 0.316 | (0.225) | -0.174 | (0.212) |
| 혼인년도(1998년 전) | | | | |
| 1998년 ~ 2005년 | -0.109 | (0.065) | 0.068 | (0.056) |
| 2006년 이후 | -0.370 *** | (0.104) | 0.179 * | (0.079) |
| 거주형태 | | | | |
| 전·월세 | -0.112 * | (0.051) | 0.100 * | (0.041) |
| 기타 | 0.056 | (0.150) | -0.035 | (0.122) |
| 가구소득(vs. 200만 원 미만) | | | | |
| 200만 ~ 400만 원 미만 | -0.034 | (0.066) | 0.039 | (0.055) |
| 400만 원 이상 | -0.233 ** | (0.080) | 0.192 ** | (0.068) |
| 거주지역(vs. 읍면부) | | | | |
| 동부 | -0.161 | (0.087) | 0.175 * | (0.076) |
| 절편 | | | 3.139 *** | (0.244) |
| ln(σ) | | | -0.178 *** | (0.024) |
| B. 혼인이주자가족 유형* | | | | |
| 혼인이주자가족 유형(vs. 한국인가족) | | | | |
| 외국인남편가족 | -0.579 *** | (0.093) | 0.381 *** | (0.084) |
| 외국인아내가족 | 0.001 | (0.089) | -0.008 | (0.077) |

주. * 모든 변수를 통제한 상태에서의 계수를 보여준다.

p-value: * <0.05, ** <0.01, *** <0.001

표 4. 둘째자녀출산 모형 추정결과

| | 콕스 모형 | | 로그정규분포 모형 | |
|------------------------|-----------|---------|------------|---------|
| | 계수 | 표준 오차 | 계수 | 표준 오차 |
| A. 혼인이주자가족 부부상태 | | | | |
| 혼인이주자가족 여부 (vs. 한국인가족) | | | | |
| 혼인이주자가족 | -0.028 | (0.138) | -0.014 | (0.095) |
| 아내 출생 코호트(vs. 1970년 전) | | | | |
| 1970년대 | 0.280 * | (0.117) | -0.184 * | (0.086) |
| 1980년 이후 | 0.388 * | (0.196) | -0.251 * | (0.127) |
| 아내 학력(vs. 중학교 이하) | | | | |
| 고등학교 | -0.204 | (0.292) | 0.133 | (0.181) |
| 대학교 이상 | -0.181 | (0.302) | 0.106 | (0.185) |
| 남편 출생 코호트(vs. 1970년 전) | | | | |
| 1970년대 | -0.017 | (0.079) | 0.001 | (0.057) |
| 1980년 이후 | -0.332 | (0.289) | 0.233 | (0.155) |
| 남편 학력(vs. 중학교 이하) | | | | |
| 고등학교 | 0.347 | (0.414) | -0.143 | (0.262) |
| 대학교 이상 | 0.260 | (0.422) | -0.067 | (0.265) |
| 혼인년도(1998년 전) | | | | |
| 1998년 ~ 2005년 | -0.165 * | (0.080) | 0.068 | (0.062) |
| 2006년 이후 | -0.554 | (0.293) | 0.304 * | (0.136) |
| 거주형태 | | | | |
| 전·월세 | -0.194 ** | (0.069) | 0.123 * | (0.048) |
| 기타 | 0.041 | (0.186) | -0.021 | (0.123) |
| 가구소득(vs. 200만 원 미만) | | | | |
| 200만 ~ 400만 원 미만 | -0.078 | (0.095) | 0.076 | (0.065) |
| 400만 원 이상 | -0.112 | (0.114) | 0.094 | (0.078) |
| 거주지역(vs. 읍면부) | | | | |
| 동부 | -0.071 | (0.131) | 0.071 | (0.096) |
| 절편 | | | 3.860 *** | (0.266) |
| ln(σ) | | | -0.209 *** | (0.024) |
| B. 혼인이주자가족 유형* | | | | |
| 혼인이주자가족 유형(vs. 한국인가족) | | | | |
| 외국인남편가족 | -0.358 * | (0.159) | 0.225 * | (0.107) |
| 외국인아내가족 | -0.008 | (0.140) | -0.028 | (0.096) |

주: * 모든 변수를 통제한 상태에서의 계수를 보여준다.

p-value: * <0.05, ** <0.01, *** <0.001

표 5. 셋째자녀출산 모형 추정결과

| | 콕스 모형 | | 로그정규분포 모형 | |
|------------------------|-----------|---------|------------|---------|
| | 계수 | 표준 오차 | 계수 | 표준 오차 |
| A. 혼인이주자가족 상태 | | | | |
| 혼인이주자가족 상태 (vs. 한국인가족) | | | | |
| 혼인이주자가족 | 0.782 * | (0.367) | -0.645 *** | (0.173) |
| 아내 출생 코호트(vs. 1970년 전) | | | | |
| 1970년대 | 1.470 *** | (0.387) | -0.694 *** | (0.179) |
| 1980년 이후 | 2.639 *** | (0.556) | -1.168 *** | (0.258) |
| 아내 학력(vs. 중학교 이하) | | | | |
| 고등학교 | -0.657 | (0.575) | 0.144 | (0.287) |
| 대학교 이상 | -1.264 * | (0.604) | 0.466 | (0.300) |
| 남편 출생 코호트(vs. 1970년 전) | | | | |
| 1970년대 | -0.122 | (0.208) | 0.020 | (0.110) |
| 1980년 이후 | -0.615 | (1.088) | 0.260 | (0.482) |
| 남편 학력(vs. 중학교 이하) | | | | |
| 고등학교 | 0.992 ** | (0.368) | -0.508 ** | (0.186) |
| 대학교 이상 | 1.136 ** | (0.364) | -0.541 ** | (0.186) |
| 혼인년도(1998년 전) | | | | |
| 1998년 ~ 2005년 | 0.084 | (0.211) | -0.166 | (0.114) |
| 2006년 이후 | -3.701 ** | (1.268) | 1.474 *** | (0.325) |
| 거주형태 | | | | |
| 전·월세 | 0.113 | (0.200) | -0.055 | (0.102) |
| 기타 | 0.776 | (0.439) | -0.350 | (0.245) |
| 가구소득(vs. 200만 원 미만) | | | | |
| 200만 ~ 400만 원 미만 | -0.451 | (0.239) | 0.225 | (0.125) |
| 400만 원 이상 | 0.149 | (0.269) | -0.121 | (0.145) |
| 거주지역(vs. 읍면부) | | | | |
| 동부 | -0.690 | (0.458) | 0.384 | (0.210) |
| 절편 | | | 6.341 *** | (0.306) |
| ln(σ) | | | -0.104 | (0.056) |
| B. 혼인이주자가족 유형* | | | | |
| 혼인이주자가족 유형(vs. 한국인가족) | | | | |
| 외국인남편가족 | 0.955 * | (0.471) | -0.633 ** | (0.227) |
| 외국인아내가족 | 0.774 * | (0.367) | -0.646 *** | (0.173) |

주: * 모든 변수를 통제한 상태에서의 계수를 보여준다.

p-value: * <0.05, ** <0.01, *** <0.001

VI. 논의 및 결론

이 논문은 2009년 다문화가족실태조사 및 2009년 전국 결혼 및 출산 동향 조사를 분석하여 혼인이주자가족과 한국인의 출산력 차이를 살펴보았다. 그 결과 첫째 자녀 및 둘째 자녀 출산에서는 두 집단 간 차이가 유의미하지 않았으나 외국인남편가족은 한국인가족에 비해 낮은 출산 위험을 보이고 있었다. 하지만 셋째 자녀 출산에 있어서는 외국인남편가족과 외국인아내가족 모두 한국인가족보다 높은 출산 위험을 보이고 있었다. 이러한 결과는 혼인이주자가족과 한국인가족의 출산력 비교에 있어 출산 순위 뿐 아니라 혼인이주자가족의 유형에 따라 차이가 있어, 두 집단 간 단순 비교가 적절하지 않다는 것을 암시한다.

앞서 이론적 배경 부분에서 도출한 <표 1>의 이론들이 이 논문의 분석 결과와 비교해 보았을 때, 이주자 출산력 이론 중 혼란가설과 동질혼 이론에서 선별가설이 교차하는 지점이 한국사회의 혼인이주자가족 출산력을 가장 잘 설명하는 것 같다. 즉, 이 두 이론의 교차지점은 낮은 순위 자녀 출산에서 혼인이주자가족이 한국인가족과 유사한 수준을 출산력을 보이지만 높은 순위 자녀 출산에 있어서는 높은 출산력을 보일 것이라고 예측한다는 점에서 현재의 결과에 가장 적합하다. 이러한 이론을 풀어서 기술하면 다음과 같다. 결혼이주자를 해 오는 당사자들은 이주 초기에 언어 혹은 문화적으로 다양한 어려움을 겪어 출산력이 낮을 것이지만(김경원, 2010), 한국인 상대자는 기꺼이 도와줄 준비가 되어 있으며 주위의 사람들도 사회적지지가 상대적으로 강해 한국인보다 출산력이 많이 떨어지지 않는다고(남부현·오정아, 2013). 점점 시간이 지나면서 결혼이주자가 적응을 하게 되어 이는 한국인보다 높은 출산력으로 귀결된다(김한곤, 2010; Chen, 2008).

하지만 외국인남편가족의 경우 저순위에서 낮은 출산력을 보인다는 점에서 이 이론들만으로 설명되지 않는 부분이 있다. 이 집단의 결혼 초기 낮은 출산력을 설명하는 이론들은 여러 가지가 있을 수 있을 것으로 생각되는데, 동질혼 이론의 선별가설에서 가정하는 양의 효과를 음의 효과를 전화시킬 정도로 혼란효과가 클 수 있다는 점이다. 또 다른 설명 방법으로 동질혼 이론에서 부족가설을 적용할 수 있을 것으로 보이는데, 특히 한국인 여성과 외국인 남성의 결혼이 현실에서 훨씬 드물게 나타나는 현상이며 사회적 편견에 더 많이 노출된 결합이라는 점에서 이 설명이 설득력이 있다(이혜경, 2005). 하지만 현재의 자료로는 이들 중 어떠한 이론이 더 적합한 것인지 판단할 수 없기 때문에 이는

향후 연구에서 해결되어야 할 문제로 생각된다.

다양한 이론과 자료를 동원하여 혼인이주자가족의 차별 출산력을 밝히고자 한 이 연구의 여러 가지 공헌에도 불구하고 결과의 해석에 있어 주의해야할 몇 가지 문제들이 있어 주의를 요한다. 무엇보다 우선 자료가 횡단 자료이며 결혼과 출산 자료가 기억에 의존한 자료였다는 점에서 문제가 있을 수 있다. 예를 들어, 잠재적인 출산력이 낮은 사람들이 이혼할 가능성이 한국인가족에 비해 결혼이주자가족이 더 높다면 그 이혼으로 인해 분석 자료에 포함되었을 확률이 낮아지고, 그렇게 되면 혼인이주자가족의 출산율이 상대적으로 높아지는 결과로 이어졌을 것이다. 이 경우 저순위 자녀 출산에 있어 혼인이주자가족의 출산 위험이 과도하게 높게 추정되었을 가능성이 있다. 이러한 문제를 해결하기 위해서는 종단 자료를 활용하여 생존 분석을 진행할 필요가 있다.

이론적인 측면에서 이주자 출산력 이론과 동질혼 이론을 동원하였지만, 여러 가지 한계로 이들의 상호작용적 측면을 이론화하지 못하였다는 한계가 있다. 예를 들어, 혼란 가설과 선별가설이 교차하는 지점에서 두 가설이 동일한 힘을 가지고 중화될 것이라고 단순 예측했지만 이는 맥락에 따라 혼란가설이 예측하는 방향으로 더 갈 수 있고 혹은 선별가설이 예측하는 방향으로 나타날 수 있다. 또한 외국인남편가족이 보이는 출산력을 충분히 설명하지 못했다는 한계가 남아있다. 이에 더해 외국인남편이나 외국인아내 가족 모두 외국인 구성원의 출신국가별로 다양한 출산행위를 할 수 있기 때문에 이들 하위 집단별 특성에 대한 연구 또한 이 분야의 발전을 위해 꼭 필요한 연구이다. 향후 연구는 이러한 부분에서 더 세세하고 명확한 가설을 제시하고 경험적 자료로 검증할 수 있는 방향으로 나아갈 필요가 있다.

이러한 한계에도 불구하고 이 논문은 기존 연구에 비해 여러 측면에서 진일보한 연구라고 할 수 있다. 무엇보다 혼인이주자가족의 출산력과 한국인의 출산력에 대한 연구가 매우 부족한 실정에서 이 연구는 중요한 공헌이 될 것이다. 선행 연구 중 혼인이주자가족이 지난 두 가지 측면, 즉 한편으로 외국인 이주자와 다른 한편으로 한국인의 결합으로 이를 이해하려 한 연구가 없었다는 점에서도 이 논문은 사회이론적 지평을 넓혔다고 볼 수 있다. 또한 방법론적으로 혼인이주자가족과 한국인가족을 대표하는 두 조사를 병합하여 분석했다는 점에서 향후 연구에 새로운 연구 방법을 제시해 주고 있다고 판단된다. 이에 더해 혼인이주자가족을 혼인이주자여성만이 아닌 혼인이주자남성도 포함하는 개념으로 확장시켰다는 점에서도 큰 의의가 있다. 마지막으로 하나의 통계 모형에 기대지

않고 다른 가정에 기반한 여러 통계 모형을 추정하여 민감도 분석을 한 효과를 냈다는 점에서도 다른 연구들과 구분된다.

이 연구에 기반 해 향후 정책방향을 제시하면 다음과 같다. 무엇보다 우선 현재 상황이 지속된다면 혼인이주자가족을 통한 출산력 제고는 없을 것으로 판단된다(김두섭, 2008; Kim et al., 2012). 외국인아내가족에서 첫째 자녀와 둘째 자녀의 출산력은 한국인가족의 출산력과 다르지 않으며, 외국인남편가족은 낮은 것으로 나타났다. 물론 셋째 자녀의 경우 이들 혼인이주자가족의 출산력이 높은 것으로 나타났으나 [그림 2]와 [그림 3]에서 살펴본 것처럼 셋째 자녀의 출산 위험이 절대적으로 낮기 때문에 그리 큰 도움이 되지 않을 것이다. 그럼에도 불구하고 혼인이주자가족을 형성한 한국인들이 외국인들과 결혼하지 않았을 경우 나타났을 출산력의 하락만큼 이미 출산력을 상승시키는데 기여했다는 관찰을 반박하는 것은 아니라는 점에 주의를 기울일 필요가 있다. 이러한 문제는 이 글에서 주요 관심을 가졌던 차별 출산력과 다른 검증 논리를 가진 문제라고 생각되기 때문에 더욱 구체적인 논의는 다른 연구를 위한 과제로 남긴다.

이 논문이 주장하는 것처럼 혼인이주자가족의 출산력이 한국인의 출산력과 유사한 수준에 머무르고 있는 이유는 이주 과정과 적응의 어려움 및 스트레스라고 생각된다. 따라서 이러한 부분에서 도움을 줄 수 있다면 이들의 출산력을 높일 수 있을 것이다. 또한 외국인남편가족에 대한 사회적인 편견과 고정관념을 줄인다면 이들의 출산력도 향상시킬 수 있을 것으로 생각한다. 이런 면에서 보았을 때, 출산력을 높이기 위해서, 또한 더 넓은 의미에서 다 같이 살 수 있는 다문화 사회를 건설하기 위해서는 다양한 가족과 가치, 문화에 대한 배려가 절실한 것으로 판단된다. 향후 다가올 다문화 사회의 성숙과 발전을 위해 이런 부분에 대한 사회각계의 노력이 지속적으로 이루어지길 기대한다.

김현식은 미국 University of Wisconsin-Madison에서 통계학 석사학위를 받았으며, 동대학원 사회학과에서 박사학위를 받았다. 현재 경희대학교 사회학과에서 조교수로 재직 중이다. 주요 관심 분야는 인구학, 사회통계학, 교육사회학이며, 이들 분야에서 활발히 연구하고 있다.

(E-mail: sochyunsik@khu.ac.kr)

참고문헌

- 김경원(2010). 다문화 가정 이주여성의 임신과 출산 경험. *한국모자보건학회지*, 14(2), pp.133-144.
- 김두섭(2008). 외국인 배우자의 지위와 사회적 자본이 출산력에 미치는 영향. *한국인구학*, 31(3), pp.1-26.
- 김두섭(2013a). 거주지역 외국인 아내의 비중과 가구구조가 혼인이주여성의 출산력에 미치는 영향. 주변효과의 검증. *한국인구학*, 36(1), pp.51-74.
- 김두섭(2013b). 외국인 배우자의 다양성과 국제결혼의 안정성. 집문당.
- 김승권, 김유경, 조애저, 김혜련, 이해경, 설동훈 외(2010). 2009년 전국 다문화가족실태 조사 연구. 보건복지가족부법무부여성부한국보건사회연구원.
- 김한곤(2010). 국제결혼이주여성의 출신국가별 출산인식 및 출산행태의 차이. *민족문화논집*, 49, pp.567-593.
- 김현식, 김지연(2012). 부모동거가 첫째자녀 출산에 미치는 영향. *보건사회연구*, 32(3), pp.5-32.
- 남부현, 오정아(2013). 베트남 여성결혼이민자의 임신과 출산에 따른 가족관계 경험연구. *한국가족관계학회지*, 18(1), pp.131-154.
- 설동훈, 김윤태, 김현미, 윤희식, 이해경, 임경택 외(2005). 국제결혼 이주여성 실태조사 및 보건·복지 지원 정책방안. 보건복지부.
- 유정균(2014). 혼인이주여성의 아들선호가 추가출산계획에 미치는 영향. *한국인구학*, 37(3), pp.79-105.
- 이명진(2000). 한국사회의 선택혼: 시기별 추이와 국제비교. *한국사회학*, 34(여름), pp.297-323.
- 이삼식, 박종서, 김필숙, 김형석(2007). 국제결혼 이주여성의 결혼·출산 행태와 정책방향. 연구보고서 2007-19-1. 한국보건사회연구원.
- 이삼식, 최효진, 오영희, 서문희, 박세경, 도세록(2009). 2009년도 전국 결혼 및 출산 동향. 서울: 한국보건사회연구원.
- 이혜경(2005). 혼인이주와 혼인이주 가정의 문제와 대응. *한국인구학*, 28(1), pp.73-106.
- 통계청(2015). 각종 통계 자료. <http://kosis.kr> 2015.1.15. 인출.

- Abbasi-Shavazi, M. J., McDonald, P. (2000). Fertility and multiculturalism: Immigrant fertility in Australia. *International Migration Review*, 34(1), pp.215-242.
- Adsera, A., Ferrer, A. (2014). *Immigrants and demography: Marriage, divorce, and fertility*. IZA Discussion Paper, No. 7982.
- Chen, Y. (2008). The significance of cross-border marriage in a low fertility society: Evidence from Taiwan. *Journal of Comparative Family Studies*, 39(3), pp.331-352.
- Cleves, M. A., Gould, W. W., Gutierrez, R. G. (2004). *An introduction to survival analysis using Stata*, revised ed. College Station, TX: Stata Press.
- Fu, V. K. (2008). Interracial-interethnic unions and fertility in the United States. *Journal of Marriage and Family*, 70(3), pp.783-795.
- Herman, M. R, Campbell, M. E. (2012). I wouldn't, but you can: Attitudes toward interracial relationships. *Social Science Research*, 41, pp.343-358.
- Kim, H., Kim, K., Jun, K. (2012). Mate selection pattern and fertility differentials among marriage immigrants in Korea. in Kim, D.(eds.). *Cross-border Marriage: Global Trends and Diversity*. Seoul, South Korea: Korea Institute for Health and Social Affairs (KIHASA), pp.235-278.
- Kim, H. S. (2014). Female labour force participation and fertility in South Korea. *Asian Population Studies*, 10(3), pp.252-273.
- Klein, J. P., Moeschberger, M. L. (2003). *Survival analysis: Techniques for censored and truncated data*, 2nd ed. New York: Springer.
- Lohr, S. L. (1999). *Sampling: Design and analysis*. Pacific Grove, CA: Brooks/Cole Publishing Company.
- Morgan, S. L., Winship, C. (2007). *Counterfactuals and causal inference: Methods and principles for social research*. New York: Cambridge University Press.
- World Bank. (2015) World's Total fertility rates. Retrieved January 15, 2015 from: <http://data.worldbank.org/indicator/SP.DYN.TFRT.IN>
- StataCorp. (2011). *Stata, Release 12: Statistical Software*. College Station, TX: StataCorp LP.

A Study on Fertility Differentials between Koreans and International Marriage Families

Kim, Hyun Sik

(Kyung Hee University)

This article attempts to unveil fertility differentials between Koreans and international marriage families in South Korea. We fit the 2009 National Survey on Multicultural Families and the 2009 National Survey on Marriage and Fertility Dynamics to Cox proportional hazards model and log normal model. Results show that there was no distinguishable difference in hazards of first and second childbirth between Koreans and international marriage families but an enhanced hazards of third childbirth for international marriage families compared to Koreans. In addition, we notice statistically significant differences in fertility relying on whether international marriage family was formed of foreign-born wife or foreign-born husband. International marriage families with foreign-born husband exhibited significantly lower fertility for first and second childbirth than international marriage families with foreign-born wife and Koreans while there was no difference between the latter two groups. However, both types of international marriage families were at higher risk of third childbirth than Koreans.

Keywords: International Marriage Families, Fertility, Proportional Hazards, Log Normal Model