

## 부모동거가 첫째자녀 출산에 미치는 영향

김 현 식\*

(한국보건사회연구원)

김 지 연

(한국보건사회연구원)

본 연구는 초저출산 시대에 부모와의 동거여부가 출산력에 어떠한 영향을 미치는가를 알아보려는 의도에서 출발하였다. 우리는 한국노동패널 1~11차 자료를 활용하여 친정어머니, 친정아버지, 시어머니, 시아버지와 동거효과를 살펴본다. 효과의 이질성(effect heterogeneity)으로 인한 편의가능성과 자녀출산과 부모동거 간의 역방향 인과관계(reverse causality)를 고려한 콕스비례위험모형(Cox proportional hazards model)을 이용하였다. 연구 결과, 가족구성원의 수를 통제하였을 때 모든 부모와의 동거는 자녀출산 확률을 높였으나 친정어머니와의 동거만이 통계적으로 유의미하였다. 친정어머니의 자녀출산 효과는 출산일이 다가오면서 친정어머니와 동거하게 되는 역방향 인과관계에 의해 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과가 가지는 이론적, 정책적 함의와 더불어 향후 연구방향을 제시하였다.

주요용어: 부모동거, 첫째자녀 출산, 효과의 이질성, 역방향 인과관계

본 연구는 한국보건사회연구원의 관점과 무관하며 본고에서 발견되는 모든 오류는 저자들의 책임이다. 초고를 읽고 세세한 부분까지 논평을 해준 익명의 세 분 심사자에게 감사드린다.

\* 교신저자: 김현식, 한국보건사회연구원(hskim@kihasa.re.kr)

■ 투고일: 2012.7.31    ■ 수정일: 2012.8.28    ■ 게재확정일: 2012.9.7

## I. 연구 관심

한국의 합계출산율은 2001년 1.297을 기록한 이후 현재까지도 1.3 미만을 맴돌면서 한국사회는 세계에서 유례를 찾아보기 힘든 초저출산(lowest-low fertility) 현상을 경험하고 있다(통계청, 2012). 저출산의 장기화로 인해 나타날 수 있는 사회문제들에 대한 관심이 확산되면서 저출산에 영향을 미치는 요인들에 대한 연구는 매우 활발히 진행되어 왔다. 일례로 김태현 외(2006)는 1980년부터 2000년의 인구주택총조사 자료를 활용하여 지역 및 교육수준 등의 다양한 변수에 따른 차별출산력을 탐구하였으며, 김두섭(2007)은 2003년 전국출산력조사 자료를 사용하여 1997년 이후 결혼한 여성과 이전에 결혼한 여성의 차별출산력을 비교하였다. 2010년 한국보건사회연구원에서 진행된 일련의 연구를 묶은 이삼식 외(2010)의 연구도 저출산과 관련하여 다층적이고 복합적인 요인들에 대한 광범위한 연구를 진행하였다는 면에서 저출산의 원인을 이해하는 초석을 마련해 주고 있다.

이렇듯 출산력의 차이를 가져오는 사회적 원인에 대한 탐구가 활발히 진행되고 있지만 가족구조의 차이가 미치는 영향에 대한 연구는 그리 많지 않아 보인다. 전통적인 한국의 가족구조가 출산력에 미치는 영향을 탐구한 대표적인 연구로는 권태환(Kwon, 1984)의 연구를 들 수 있는데 이는 전통적인 가족구조가 1970년대의 높은 출산율에 기여한 것이 아니라는 점을 보여주고 있다. Morgan과 Rindfuss(1984)는 한국과 말레이시아를 비교하면서 여성의 친정부모와의 거주는 첫째자녀 출산까지 걸리는 시간을 늘리는 효과가 있으나 시부모와의 동거는 아무런 효과가 없었음을 보여주었다. 최근의 연구로는 김태현 외(2006)의 연구가 있으며, 이들은 동거하는 세대의 수가 출산력에 미치는 영향을 살펴보면 2세대가 함께 거주하는 가구에 비해 3세대가 거주하는 가구의 출산력이 높다는 분석 결과를 내놓았다.

본 연구는 이러한 선행 연구결과에 기초하여 가족구조의 차이가 가져오는 차별적인 출산력 효과를 알아보려는 의도에서 시작되었다. 가족구조를 이해하기 위해서는 다양한 접근이 가능하지만(권태환·박영진, 1995; 김승권 외, 2000; Kim, 2004) 본고에서는 가족구조의 한 형태로서 부모동거가 첫째자녀 출산에 미치는 영향에 초점을 맞추어 기존 문헌의 확장 및 심화에 이바지하고자 한다. 부모의 생존 혹은 동거여부가 자녀출산에 미치는 영향을 통제변수의 수준에서 다룬 논문이 없었던 것은 아니지만(예를 들어,

김정석, 2007; 김현숙, 2007) 필자들이 이는 한 이를 본격적으로 다룬 연구는 매우 드문 편이다.<sup>1)</sup> 특히 부모동거가 자녀출산에 미치는 영향에 관한 논문은 1970-80년대 자료에 기초하고 있기 때문에 최근의 인구학적 변천과정과 경제적 상황을 고려한 연구는 거의 찾아보기 힘들다. 본 논문은 다양한 이론적 측면에서 부모와의 동거가 자녀출산에 미치는 영향을 알아보고 이러한 관점들이 경험적으로 타당한가를 최근에 수집된 패널자료를 사용하여 검증하고자 한다.

기존의 논의를 창조적으로 계승하면서도 본 논문은 여러 면에서 기존의 연구와 구분된다. 첫째, 선행 연구들이 이론적 가설정립에 대체적으로 무관심한 측면이 있었다는 비판을 극복하기 위하여 폭넓은 이론적 논의에 기반하여 연구가설을 정립할 것이다. 특히 부모동거를 상호독립적인 네 가지 다른 변수, 즉 가임기 여성을 기준으로 보았을 때, 친정어머니, 친정아버지, 시어머니, 시아버지와 동거여부로 각각 나누어 살펴봄으로써 더욱 분석적인 연구를 진행한다.<sup>2)</sup> 연구가설을 경험적으로 검증하는 방법에 있어서도 기존 연구의 방법론과 차별성을 가진다. 대부분의 선행 연구가 한 시점에 조사된 횡단자료를 바탕으로 총자녀수를 종속변수로 설정하였지만 본 연구는 종단자료인 한국노동패널조사(Korea Labor & Income Panel Study) 자료를 활용하여 생존분석(survival analysis)방법을 이용할 것이다.

이러한 연구 설계에도 불구하고 부모동거와 자녀출산간의 역동적 관계를 인과론적 관점에서 추정해내는 것은 쉽지 않다. 인과적 추론(causal inference)의 관점에서는 다른 변수에 따른 효과의 이질성(effect heterogeneity) 문제가 있으며, 부모동거와 자녀출산간의 역방향 인과관계(reverse causality) 또한 중요한 고려사항이다. 최근 미국에서의 방법론 연구는, 현재의 맥락에서 보자면, 여성의 세대에 따라 부모동거 여부가 자녀출산에 미치는 영향이 다르다고 할 때 여성의 세대를 통제하지 않으면 부모동거의 효과가 왜곡될 수 있다는 것을 보여주고 있다(Elwert & Winship, 2010). 또한 자녀출산일이 다가올수록 출산관련 도움을 주기 위해 친정어머니가 동거할 가능성이 있다는 점을 염두에 둔다면 이러한 역동적 과정(dynamic process) 혹은 역방향 인과관계를 고려하여 실증 모형을 추정할 필요가 있다. 본고에서는 이러한 잠재적 비판들을 해소하기

---

1) 외국사례에 관한 문헌연구로 Sear와 Coall(2011)을 참조하였다.  
 2) 이하에서는 용어의 통일을 위해 가임기 여성을 중심으로 가족 관계를 기술할 것이며 여성, 남편, 친정어머니, 친정아버지, 시어머니, 그리고 시아버지라는 용어를 사용할 것이다.

위해 더욱 정교한 통계적 방법론을 사용하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 II장에서 부모동거가 출산에 미치는 영향에 관한 이론적 틀을 발전시키고 이를 바탕으로 가설을 세운다. III장에서는 콕스비례위험모형(Cox proportional hazards model)에 대한 설명을 기술할 것이다. IV장에서는 노동패널자료를 이용해 자료를 구성한 방법과 사용 변수, 다중대체법을 소개하며, V장에서 기술통계와 추정결과를 제시한다. 마지막으로 VI장에서 본 연구의 결론과 정책적 함의, 향후 연구 방향에 대해 논할 것이다.

## II. 이론적 배경

본 연구는 먼저 부모와의 동거가 첫째자녀 출산에 어떠한 영향을 미치는가에 대한 이론적 논의를 전개한 뒤 연구가설을 설정하고자 한다. 우선 본 연구의 분석 대상을 명확히 하자면, 우리는 1) 20에서 39세 사이의 2) 초혼인 여성을 대상으로 3) 부모와의 동거여부가 4) 첫째자녀의 출산에 미치는 영향을 분석한다.<sup>3)</sup> 한 가지 주의할 점은 본고의 초점은 부모와의 동거여부이지 부모의 생존여부가 아니라는 점이다. 또한 네 명의 부모 - 친정어머니, 친정아버지, 시어머니, 시아버지-를 구분할 것이며, 이후 자세히 살펴볼겠지만 이는 각 부모가 자녀출산에 가지는 함의가 다를 것으로 예상할 수 있기 때문이다 (Sear & Coall, 2011).

부모와의 동거여부가 자녀출산에 어떠한 영향을 미칠 것인가라는 질문에 답하기 위해 가장 먼저 생각해 볼 수 있는 것은 자녀출산과 관련하여 부모가 가지게 되는 기대 및 여성에 대한 심리적 압박이다(김정석, 2007; Kwon, 1984). 즉 가족의 연속성과 부계적 가치(patriarchal values)를 강조하는 한국사회에서는 예비 할아버지·할머니들이

---

3) 본고에서는 첫째자녀의 출산만을 분석하는데 이에는 다양한 요인이 고려되었다. 1) 익명의 심사가 지적한 것처럼, 첫째자녀를 출산한 이후에야 둘째 이상의 자녀를 출산할 수 있기 때문에 첫째 자녀 출산은 가장 중요한 관심의 대상이 된다. 2) 첫째아를 출산한 이후에는 분가의 가능성이 높아 둘째아 출산시에는 부모와 동거하는 사례수가 매우 적을 것으로 생각된다. 3) 현실적인 측면에서 둘째자녀를 낳을 위험에 처한 사례와 실제로 둘째를 낳은 사례가 매우 적었기 때문에 통계적 검증력(statistical power)에 문제가 있을 수 있다. 4) 또한 출산순위별로 위험이 시작되는 시간이 다르기 때문에 둘째아 이상의 출산을 분석하기 위해서는 여기서 제시하는 것보다 더 엄밀한 통계적 방법이 필요하다.

손자녀를 빨리 보고자 하는 바람을 가지며 여성의 부모는 다양한 형태로 이러한 바람을 실현시키고자 노력할 가능성이 높다. 특히 우리가 분석하는 대상이 첫째자녀의 출산이라는 점을 상기한다면 이러한 심리적 압박은 더 클 것이다. 덧붙여 대개 한국의 가족형성이 부계가족을 중심으로 이루어진다는 점에 더하여 출산에 따른 비용, 예를 들어, 모성사망의 위험이나 출산 전후 여성이 지는 신체적 부담, 자녀 돌봄에 필요한 시간투자와 같은 비용이 여성에게 집중되어 있고 남편에게는 상대적으로 덜하다는 점 때문에 시부모로부터 받는 자녀출산에 대한 기대가 더 클 것으로 보인다. 따라서 친정부모와 시부모 모두, 부부와 함께 살 경우 이는 첫째자녀 출산에 긍정적인 영향을 줄 것이라 예상할 수 있으며 시부모와의 동거가 친정부모와의 동거보다 상대적으로 더 큰 영향을 미칠 것이라 추측된다.

부모와의 동거가 자녀출산에 미치는 긍정적인 영향을 논할 때 가장 중요하게 거론되는 것은 아마도 부모의 조력자로서의 역할일 것이다(김정석, 2007; Kwon, 1984; Sear & Coall, 2011). 조력자로서의 역할은 임신, 출산, 육아, 가사일 등의 과정을 통해 가구 내에서 다양한 영향력을 가질 수 있지만 여기에서는 돌봄 조력자의 측면과 경제적인 면에서의 조력자의 측면으로만 크게 구분하여 살펴보도록 한다. 우선 부모, 특히 친정어머니와 시어머니와의 동거는 자녀를 낳고 키우는데 드는 어려움을 나눌 수 있는 조력자의 존재를 의미한다. 여성이 아이를 낳고 키우는데 있어 드는 노력의 정도는 널리 알려진 바이며 이러한 어려움을 나눌 수 있는 부모의 존재는 여성의 양육부담을 낮춰 출산에 대한 유인을 제공할 수 있다.<sup>4)</sup> 아마도 여성은 친정어머니와의 동거가 시어머니와의 동거보다 덜 부담스럽게 느껴 질 수 있기 때문에 전자가 미치는 영향이 더 클 것이라 짐작해 볼 수 있다. 한편, 한국 남성이 가정 내에서 육아 및 가사에 대해 아직까지는 매우 소극적인 태도를 갖고 있다는 점을 감안해 볼 때 아버지와의 동거가 출산력에 주는 영향에 대해서는 의심의 여지가 있다.

돌봄 조력자로서의 부모 역할을 고려할 때 주의할 점은 가구원 수에 따라 부모동거의 효과가 달리 나타날 수 있다는 사실이다. 이를 설명하는 가장 좋은 예로는 확대가족에서 조카 또는 돌봄을 필요로 하는 어린 친척 자녀 유무에 따른 시어머니의 돌봄 조력자로서의 역할을 들 수 있다. 즉 다른 모든 조건이 동일하다면, 시어머니로부터 여성

4) 할머니가 가지고 있는 돌봄 서비스 질이 다른 어떤 가족구성원으로부터의 돌봄보다 월등한 이유에 관해서는 Scelza(2009)를 참조하기 바란다.

이 받을 수 있는 도움은 조카가 없을 경우 가장 클 것이며, 조카가 있다면 시어머니의 도움은 그 만큼 줄어들 것이다. 이렇듯 가족구성원 수에 따라 부모동거의 효과가 다르다고 한다면 가족구성원 수를 통제해 줄 필요가 있다. 이는 경제학적인 면에서 “다른 조건이 동일하다면(ceteris paribus)”이라는 고전적인 명제에서 그 이유를 찾아 볼 수 있지만 다른 측면에서는 한 변수의 효과가 다른 변수에 따라 달라질 때, 즉 이질적 효과(effect heterogeneity)가 있을 때 후자의 변수를 통제하지 않는다면 부모동거의 총효과(overall effects)가 왜곡되어 나타날 수 있기 때문이다(Elwert & Winship, 2010).

다음으로 경제적인 측면에서 부모의 조력자 역할을 살펴보도록 하자. Becker로 대변되는 신고전주의 경제학은 가구소득이 자녀출산에 미치는 영향을 양(quantity)과 질(quality)의 측면으로 나누어 살펴본다(Becker, 1960). 즉 가구소득이 높아지면 양과 질적인 측면에서 자녀에 대한 수요가 높아진다고 예측하면서 양보다는 질적인 수요에 대한 탄력성이 크다고 주장한다. 하지만 우리가 살펴보는 것은 첫째자녀의 출산이기 때문에 양과 질의 차이를 무시할 수 있으며, 가구소득의 증대는 단순히 첫째자녀에 대한 양적 수요를 증대시킬 것이라고 생각해 볼 수 있다. 그렇다면 부모와의 동거여부는 가구소득을 높일 것인가를 따져볼 필요가 있다. 분석 자료가 20세에서 39세의 젊은 여성으로 이루어져 있으므로 동거하는 부모는 여전히 노동시장에서 활동할 가능성이 높다. 따라서 부모와의 동거는 많은 경우 가구소득을 증가시키는 방향으로 작용할 것으로 생각된다.

하지만, 부모와의 동거만으로 가구소득이 증가한다고는 쉽게 단정하기는 어렵다. 부모가 자녀의 소득에 의존하는 경우도 있을 수 있기 때문이다. 이를 간접적으로나마 알아보기 위해 실제로 분석 대상이 되는 가임기 여성의 가구주와의 관계를 살펴보면, 모든 여성은 가구주 세대에 속하거나(즉 가구주의 아내) 아니면 가구주의 자녀 세대에 속하는 것으로 나타났다. 이러한 세대의 차이가 부모가 가지는 경제적 효과에 많은 차이를 가져올 것으로 예상해 볼 수 있다. 예를 들어 가구주 세대에 속하는 여성의 경우 부모와 같이 동거한다면 부모가 여성이나 여성의 남편에게 경제적으로 의존하고 있을 가능성이 높다. 그렇다면 부모와의 동거는 경제적인 부담으로 작용하여 자녀출산을 억제하는 효과를 보일 것이다. 반면 가구주의 자녀 세대에 속하는 여성이 부모와 동거한다면 부모는 가구주일 것이며 경제적 활동을 활발히 하고 있을 것으로 짐작해 볼 수 있다. 따라서 부모와의 동거는 경제적인 자원이 상대적으로 풍부함을 의미하게 되고 이는

첫째자녀 출산 확률을 높이는 방향으로 작용할 것으로 생각된다. 마지막으로 지적하고 싶은 것은 경제적 조력자로서의 도움은 아버지와의 동거, 특히 시아버지와의 동거여부가 가장 클 것이라는 점이다. 이러한 논의가 가지는 방법론적 함의는 실증분석 시 여성이 가구주 세대인지, 가구주의 자녀 세대인지를 명확히 구분해줄 필요가 있다는 점이다.

그렇다면 부모와의 동거는 자녀출산에 긍정적인 영향만을 미칠 것인가? 전통적인 가족형태를 분석한 권태환(Kwon, 1984)은 여성과 시부모, 특히 시어머니와의 관계가 갈등관계임을 상정하면서 이들과의 동거는 출산력을 낮출 것임을 주장한다. 그는 여러 인터뷰 자료를 인용하면서 “시어머니는 부부의 결혼생활에 심하게 간섭하여 남편과 잠자리를 하는 것에 대한 불안을 야기하고 부부는 가능한 한 성행위를 피하게 된다”(Kwon, 1984: 49)고 기술했다. 이렇게 직접적인 간섭의 형태가 아니더라도 부모와의 동거는 조심스러운 행위규범을 지우는 측면이 있어서 자유로운 성행위를 억제할 가능성이 높을 것으로 생각된다(Morgan & Rindfuss, 1984). 이런 면에서 본다면 심지어 친정부모와의 동거도 남편에게 부담으로 작용하여 출산력을 낮추는 방향으로 영향을 미칠 가능성을 배제할 수 없다.

마지막으로 한국사회에서 결혼한 여성이 친정아버지 혹은 시아버지와 동거하는 것이 갖는 의미가 무엇인가를 질문해 볼 필요가 있다. 가족생계의 부담이 남성에게 지워져 있는 한국사회에서, 부모의 질병 또는 장애와 같은 몇 가지 특별한 경우를 제외한다면, 친정·시아버지와의 동거는 남편의 경제적 상황이 좋지 않거나 친정·시아버지의 우월한 경제적 상황에서 비롯되었을 가능성이 높다. 이런 상황 하에서라면 자녀출산과 관련하여 두 가지 상반되는 예측이 가능해진다. 우선 독립할 수 있는 경제적 부를 축적하기 위해 가입기 여성과 남편은 자녀출산을 늦출 가능성이 있다. 이 경우 친정·시아버지와 동거는 자녀출산을 늦추는 역할을 할 것이다. 반대로 자녀출산을 빨리하여 친정·시아버지로부터 경제적 도움을 받아 분가하려고 하는 유인이 강할 수 있다. 이런 상황이라면 친정·시아버지와의 동거는 자녀출산을 촉진하는 유인을 제공할 것이다. 자녀를 낳으면 경제적 도움을 주면서 분가를 시킬 생각을 가지고 있는 친정·시아버지라면 애초에 결혼하면서 그렇게 하였을 가능성이 사실상 클 것이라는 점에서 후자의 효과보다는 전자의 효과가 더 큰 것으로 보인다.

위의 논의에 기초하여 우리는 다음과 같은 가설들을 설정한다.

가설1. 다른 모든 상황을 통제하였을 경우 어머니와의 동거는 첫째자녀 출산 가능성을 높일 것이다. 이러한 가설은 어머니의 돌봄 조력자 역할이 규범적 행위규제 역할보다 클 것이라는 생각에 기초하고 있다.

가설2. 어머니 중에서도 여성에게 더욱 친숙한 친정어머니와의 동거가 시어머니와의 동거에 비해 출산 가능성을 더 높일 것이다.

가설3. 소득효과로 인하여 아버지와의 동거는 출산 가능성을 높일 것이지만 친정아버지와 시아버지 사이 효과의 차이는 크게 다르지 않을 것이다.

### Ⅲ. 통계적 방법론

위에서 제시한 연구가설을 경험적으로 추정해 보기 위해 본 연구에서는 흔히 콕스(Cox)모형이라고 불리는 콕스비례위험모형(Cox proportional hazards model)을 사용한다(Cleves et al., 2004; Klein & Moeschberger, 2003). 명확한 설명을 위해 약간의 수식을 도입하면 콕스모형은 다음과 같은 형태로 표현할 수 있다.

$$h(t) = h_0(t) \exp(I^T \beta_1 + X^T \alpha) \quad (1)$$

<식 1>에서  $h(t)$ 는 시간  $t$ 에서의 위험을 뜻하며  $h_0(t)$ 는 흔히 기본위험(baseline hazards)이라고 불리는 시간  $t$ 에서의 위험을 말한다. 여기에서  $t$ 는 분석시간(analytical time)이라고 불리는데 본 연구에서는 결혼 후 개월 수를 분석단위로 설정하였다. 즉  $t$ 는 결혼 한 이후부터 자료가 측정되거나 첫째자녀가 태어난 월까지의 개월 수를 의미한다.<sup>5)</sup> 위 식에서  $I$ 는 부모동거를 뜻하는 지수변수(indicator variables)들이다. 앞서 밝

---

5) 한 심사자는 개인별 분석시간 간격에 대한 의문을 제기하였다. 본고의 분석시간은 결혼 후 개월 수이기 때문에 결혼 연월이 언제인가에 따라 개인별로 측정된 분석시간이 달라진다. 또한 한국노동패널이 1년마다 자료를 수집하지만 4월부터 9월까지 실사가 이루어지기 때문에 정확히 12개월 씩 시차가 나는 경우는 드물다. 따라서 개인별 분석시간이 12개월 정도 차이가 나는 일반적인 현상을 발견할 수는 있지만 그 외의 어떤 특정한 패턴을 찾기는 어렵다.

힌 것처럼 부모동거는 친정어머니, 친정아버지, 시어머니, 시아버지와 동거를 일컫는 네 개의 지수변수로 구성되어 있다. 이러한 부모동거 변수는 여러 범주를 갖는 범주형 변수이므로 하나 이상의 지수변수가 필요하기 때문에 벡터의 형태로 표현하였다. 통상 벡터는 열벡터를 표현하므로 각 변수에 위첨자로 표현된  $T$ 는 전치(transpose)를 나타낸다.

<식 1>에서 핵심은 위험이 변수의 값에 따라 비례적으로 나타난다는 것이다. 즉 혼동변수(confounding variables)인  $X$ 의 값이 동일하다면,  $I$ 가 친정어머니와의 동거를 뜻하는 0과 1을 갖는 스칼라(scalar) 지수변수라는 가정 아래, 친정어머니와의 동거가 0의 값을 가질 때는 시간  $t$ 에서의 위험이  $h^0(t) = h_0(t)\exp(0^* \beta_1 + X^T \alpha)$  이고, 친정어머니와의 동거가 1의 값을 가질 때는  $h^1(t) = h_0(t)\exp(1^* \beta_1 + X^T \alpha)$  이기 때문에  $h^1(t)/h^0(t) = \exp(\beta_1)$  로 나타난다. 비례위험모형에서 가장 중요한 가정은 비례관계가 모든 시간에서 유사하게 나타나야 한다는 것이다(Klein & Moeschberger, 2003). 하지만 분석 자료의 기술통계에 관한 부분에서 살펴보겠지만 일정 분석시간이 지나면 부모와 동거하는 여성이 거의 없어지고 이들이 자녀를 출산하지 않는 상황이 나타나게 되어 비례위험에 대한 기본 가정에 위배되는 것처럼 보인다. 이러한 문제를 해결하기 위해 콕스모형에 더하여 모수모형(parametric model)의 하나인 와이블(Weibull)모형을 추정하였다. 다양한 모수모형 중에 와이블모형을 선택한 이유는 1) 이 모형을 사용하여 둘째자녀 출산과 관련된 분석을 한 연구가 이미 존재하기 때문이고(민현주, 2007), 2) 와이블모형은 콕스모형과 유사한 비례위험의 형태를 띠고 있으며, 3) 모수모형을 추정하는 과정에서 우도함수(likelihood function)에 대한 기여를 통해 시간별로 다른 효과를 가중평균(weighted averaging)할 수 있을 것으로 생각했기 때문이다.

앞서 논의한 바와 같이 부모와의 동거가 자녀 출산에 미치는 영향을 추정할 때, 추정된 계수는 부모와의 동거가 자녀출산에 미치는 영향만이 아니라, 자녀 출산이 부모와의 동거에 영향을 주는 부분을 동시에 내포하고 있을 가능성이 있다. 예를 들어, 출산일이 다가올수록 출산과 관련된 도움을 주기 위해 친정어머니가 이사를 오거나 일정기간 머물면서 동거할 가능성이 있다. 이 경우 친정어머니와 동거하지 않았을 때 자녀 출산에 대한 결정이 이미 이루어졌으므로 친정어머니와의 동거 효과가 없어야 한다. 하지만 만약 친정어머니와의 동거여부가 출산 1개월 전에 측정되었다면 자료상에는 친정어머니와 동거하고 있는 것으로 나타나고 출산이 친정어머니와의 동거 효과인 것처럼 추정치

가 계산된다. 이처럼 출산과 부모동거와의 역동적인 관계로 인하여 친정어머니가 자녀 출산에 미치는 영향은 과대 추정될 우려가 있다.

본 연구에서는 이러한 우려가 현실을 반영하는 것인가를 알아보기 위해 다음과 같은 분석을 실시하였다. 논의의 편의를 위해  $t_0$ 을 한 시점에서 변수가 측정된 시기로,  $t_1$ 을 사건이 일어나거나 다음 연도 자료가 측정된 시기로 정의하고, 두 시점 간의 기간을  $D$ 라고 해보자. 1년에 한 번씩 자료를 수집하는 한국노동패널의 특성상 통상 자녀를 낳지 않게 되면  $D$ 는 1년이 된다. 이에 반해 자녀를 낳게 되면 자녀출산은 자녀의 생년월로 측정되었기 때문에 생년월에 따라 달라질 수 있지만  $D$ 는 1년보다 짧아진다. 따라서  $D$ 라는 변수를 <식 1>에 넣고 추정하게 되면 이에 붙은 계수는 음의 값을 가져야 할 것이며, 이는  $D$ 값이 작을수록 자녀출산을 많이 했다는 의미이기 때문이다.

한편 앞서 지적한 바와 같은 역방향의 인과관계가 존재한다면 자녀 출산 시기가 다가올수록 더 많은 여성들이 친정어머니와 동거할 확률이 높아질 것이다. 이를 통계적 모형의 측면에서 보면  $D$ 의 값이 작을수록 부모동거 효과가 크게 나타날 것이라는 말과 같다. 다시 말해, 역동적 과정이 존재한다면  $D$ 와 <식 1>에서  $I$ 와의 상호작용항(interaction term)이 음의 방향으로 나타날 것이라는 예측이 가능하다. 따라서 상호작용항이 양의 방향으로 나타나거나, 음의 방향으로 나타났지만 통계적으로 유의미하지 않다면 역동적 과정이 커다란 영향을 미치지 못하는 것이라고 볼 수 있다. 이를 명확하게 기술하기 위해 <식 2>를 제시하였다.

$$h(t) = h_0(t) \exp(I^T \beta_1 + \beta_2 D + D^* I^T \beta_3 + X^T \alpha) \quad (2)$$

부모동거와 자녀출산 사이에 역동적 과정이 존재한다면 한 시점에 영향을 미치는 변수가 측정된 시점까지의 기간인  $D$ 와 부모동거를 뜻하는  $I$ 와 상호작용이 있어야 하고 그 계수인  $\beta_3$ 는 음의 값이어야 한다. 만약 결과가 이렇게 나타나지 않는다면 역방향 인과관계가 유의미하게 영향을 미치지 않는다고 볼 수 있다.

#### IV. 자료 및 측정

지금까지 논의한 부모와의 동거여부가 첫째자녀 출산에 미치는 영향을 경험적으로 추정해 보기 위해 우리는 1998년에서 2008년까지 수집한 한국노동패널 1~11차 자료를 사용한다. 한국노동패널은 노동시장 정책의 효과와 효율성을 이해하기 위하여 1998년부터 5,000 가구와 가구원을 대표하는 패널표본 구성원을 대상으로 매년 실시되는 패널조사이며, 현재 11차까지 자료가 활용가능하다(남재량 외, 2012). 한국노동패널은 참여가구에 소속된 모든 가구원에 대한 정보를 담고 있기 때문에 각 가구의 구조와 부모와의 동거여부, 자녀출산에 대한 정보 또한 접근 가능하여 본 연구의 문제의식을 해결하는데 매우 적합한 자료이다.

먼저 처음으로 결혼한 여성을 추출하기 위해 결혼상태 변화에 관한 변수를 이용하여 결혼년도와 결혼 달에 관한 정보를 얻었다. 본고에서는 결혼상태에 있는 여성만이 분석 대상이 되기 때문에 결혼 후 별거를 하였거나 이혼 혹은 사별을 한 경우 우측절단(right-censoring)을 하였다. 부모와의 동거여부는 가구원에 대한 조사 자료에서 측정하였다. 가구자료에서 가구주를 기준으로 작성된 가구관계 변수를 이용하면 결혼한 여성이 친정부모 혹은 시부모와 거주하는지 여부를 알 수 있다. 자녀출산에 대한 정보 역시 가구자료에서 얻었다. 가구자료에는 각 가구 구성원의 생년월일이 기재되어 있고 가구에 새로 들어온 사람을 묻는 항목과 가구에 신규 추가된 이유를 묻는 항목이 있어 이를 활용하였다. 또한 이들의 출산순위를 알 수 있는 정보와 가구주와의 관계에 대한 문항들이 있어 누구의 자녀인지를 파악하는 것이 어렵지 않다. 적지 않은 수의 자녀들이(약 14%) 결혼 후 7개월 이전에 태어났는데 본고에서는 결혼 후 부모동거의 효과를 살펴보는 것이 주목적이기 때문에 이에 해당하는 경우는 분석에서 제외하였다.

본고와 같이 관찰 자료(observational data) 분석을 통해 인과적 추론(causal inference) 방법을 이용하는 연구에서 가장 중요한 것은 혼동변수(confounding variables)를 통제하는 일이다(Rosenbaum, 2002). 예를 들어 여성의 교육수준은 여러 가지 측면에서 부모동거와 첫째자녀 출산에 영향을 미칠 것으로 예측할 수 있다. 결혼 시장에서 교육에 따른 동질혼(homogamy)이 반복된 관측이라는 점을 감안한다면(이명진, 2000), 여성의 높은 교육수준은 남편의 높은 교육수준과 연관이 있을 것이고(장상수, 1999) 따라서 이들의 교육과 잠재적 소득 수준을 고려해 보면, 이들이 부모와 동거

할 가능성은 낮을 것이다. 또한 1998년 이후 부부의 교육수준이 높아질수록 출생이수가 증가하다 대학졸업자에서 약간 떨어진다는 김두섭(2007)의 연구는 일반적으로 여성의 교육수준이 출산력에 양의 방향으로 영향을 미친다는 것을 보여준다. 이럴 경우 여성의 교육수준을 통제하지 않으면 부모동거 효과에 관한 추정치는 음의 방향으로 편의(bias)될 것이다.

이러한 측정되지 않은 변수에 의한 편의(unobserved variable bias)를 극복하기 위하여 우리는 다음과 같은 변수를 통제하였다. 최근 코호트로 올수록 확대가족에 대한 선호가 떨어지고(권태환·박영진, 1995; Kim, 2004) 자녀출산에 대한 가치가 떨어진다는(김태현, 2005; 김승권, 2004)는 연구결과에 의거 여성과 남편의 생년을 통제하였으며 이들 변수를 연속변수로 취급하였다. 여성의 결혼 연령 또한 연속변수로 보고 통제하였다(김정석, 2007; 공선영, 2006; 김승권, 2004). 앞서 기술한 것처럼 여성과 남편의 교육은 중요한 혼동변수라고 생각되어 이들을 통제하였다. 여성과 남편의 교육은 고졸미만, 고졸, 대학이상의 세 가지 범주로 나누었으며, 고졸미만을 준거집단(reference category)으로 한 지수변수(indicator variable)를 구성하여 분석에 사용하였다. 친정어머니의 교육수준과 시어머니의 교육수준 또한 유사한 방식으로 통제하였으며(박경숙·김혜영, 2003) 이들 변수가 결측값을 가질 시 각각 친정아버지와 시아버지의 교육수준으로 대체하였다. 두 값이 모두 결측일 경우에는 아래에서 설명하는 것처럼 다중대체법(multiple imputation)을 사용하였다. 여성의 형제자매 수와 남편의 형제자매 수는 연속변수로 취급하였다(김현숙, 2007).

가구소득은 지난 일년간 소득을 측정할 문항을 이용하였으며 0~2000만원 미만, 2000~4000만원 미만, 4000만원 이상의 세 구간으로 나누어 범주화하였다. 가구소득은 질문응답시기를 기준으로 지난 일년간의 소득을 측정하고 부모동거는 응답시기를 기준으로 측정되었기 때문에 부모동거의 효과를 매개하는 소득효과를 통제함으로써 나타날 수 있는 과잉통제의 문제(control-away bias; Rosenbaum, 2002)는 발생하지 않을 것으로 사료된다. 거주형태 또한 범주형 변수로 취급하여, 월세, 전세, 자가, 그리고 기타의 범주로 구성하였다(김현식, 2012; 박수미, 2008). 여성이 거주하고 있는 지역의 시군구별 구분을 범주형 변수로 만들어서 통제변수로 사용하였다(김태현 외, 2006; Kim, 2004).

한국노동패널과 같은 종단자료를 사용할 때 여러 변수에서 결측값이 나타나는 것은

극히 자연스러운 현상이다(남재량 외, 2012). 본 연구에서는 이러한 결측문제를 해결하기 위하여 다중대체(multiple imputation) 방법을 사용하였다. 스테이타(STATA)에서 다중대체를 하는 ICE명령문을 활용하여 5개의 다중대체 자료를 만들었고 MI명령문을 사용하여 분석을 진행하였다(Royston, 2005; StataCorp, 2009). MI명령문은 각 다중대체된 자료를 분석하고 흔히 루빈의 방법(Rubin's rule)이라 불리는 기법을 사용하여 계수와 표준오차를 구한다. 한 사례라도 다중대체를 한 변수는 여성과 남편의 교육수준, 친정어머니와 시어머니의 교육수준, 여성과 남편의 형제자매 수, 남편의 생년, 거주 시군구였다. 다중대체 시, 위에서 설명한 변수의 특성에 따라 여러 회귀분석기법을 사용하였다. 예를 들어, 교육수준의 경우 순서형 로짓(ordinal logit)모형을 이용하였으며 거주 시군구의 경우 다범주 로짓(multinomial logit)모형을 이용하였다. 간혹 응답 월이 기입되지 않은 사례들이 있었는데 임의로 7월로 설정하였다.

## V. 결과

### 1. 기술통계

다음 쪽의 <표 1>은 분석에 사용된 자료의 기술통계를 보여주고 있다. 지면의 한계로 인하여 모든 변수에 대한 기술통계를 보여주는 대신 일부 범주형 변수를 선별하였다. 또한 다중대체 전후의 기술통계를 모두 제시하였는데 다중대체 후의 통계는 5개의 다중대체된 자료들의 평균을 구한 것이다. <표 1>에서 D열은 위험에 놓여 있었던 개월 수를 보여주고 있고 E열은 사건 수를 보여주고 있다. R열은 조출생률과 유사한 개념으로 사건 수(E열)를 개월 수(D열)로 나눈 후  $12 \times 15$ 를 곱하여 산출한 것이다. 이 수치는 우리의 자료에서 볼 수 있는 첫째자녀 출산력과 같은 수준의 출산력을 15년간 유지한다면 얼마나 많은 자녀를 낳을 것인가를 의미한다.

<표 1>의 주요 내용은 다음과 같다. 결혼 후 적어도 한 달이라도 자녀출산의 위험을 겪은 여성은 579명으로 나타났으며 이들은 모두 10,922개월 동안 위험에 노출되어 있어서 한 여성 당 평균 18.9개월 동안 자녀출산 위험에 있었던 것으로 나타났다. 이들이 낳은 자녀는 총 356명으로 조출생률은 약 5.9명인 것으로 나타났다. 친정어머니 동거에

따른 기술통계를 살펴보면 전체 관측된 10,922개월 중 오직 395개월 동안, 즉 결혼기간의 3.6%만 친정어머니와 동거한 것으로 나타나 친정어머니와 동거가 그리 흔한 일이 아님을 보여준다. 친정아버지, 시어머니, 시아버지와 동거기간은 각각 약 3.4%, 9.0%, 4.1%인 것으로 나타났다.

표 1. 분석 자료의 기술통계

변수	변수값	다중대체 전(N=579) <sup>1)</sup>			다중대체 후		
		D <sup>2)</sup>	E <sup>3)</sup>	R <sup>4)</sup>	D <sup>2)</sup>	E <sup>3)</sup>	R <sup>4)</sup>
전체		10922	356	5.9			
친정 어머니	비동거	10527	339	5.8			
	동거	395	17	7.7			
친정 아버지	비동거	10547	340	5.8			
	동거	375	16	7.7			
시어머니	비동거	9935	338	6.1			
	동거	987	18	3.3			
시아버지	비동거	10478	349	6.0			
	동거	444	7	2.8			
가족수	2인	8049	311	7.0			
	3인	1027	23	4.0			
	4인	911	8	1.6			
	5인 이상	935	14	2.7			
여성 세대	가구주세대	9809	327	6.0			
	자녀세대	1113	29	4.7			
여성 교육	고졸 미만	198	3	2.7	198	3	2.7
	고졸	3943	127	5.8	3947.8	127	5.8
	대학 이상	6758	226	6.0	6776.2	226	6.0
	결측	23	0	0.0			

표 1. 계속

변수	변수값	다중대체 전(N=579)1)			다중대체 후		
		D <sup>2)</sup>	E <sup>3)</sup>	R <sup>4)</sup>	D <sup>2)</sup>	E <sup>3)</sup>	R <sup>4)</sup>
친정 어머니 교육	고졸 미만	7219	249	6.2	7419.2	254	6.2
	고졸	2691	82	5.5	2731.2	82	5.4
	대학 이상	759	20	4.7	771.6	20	4.7
	결측	253	5	3.6			
남편 교육	고졸 미만	106	5	8.5	122.6	5.2	7.6
	고졸	2964	94	5.7	3174.6	104	5.9
	대학 이상	7208	228	5.7	7624.8	246.8	5.8
	결측	644	29	8.1			
시어머니 교육	고졸 미만	7500	230	5.5	8050.4	252.6	5.6
	고졸	1993	74	6.7	2190.2	80.6	6.6
	대학 이상	606	21	6.2	681.4	22.8	6.0
	결측	823	31	6.8			
가구 소득	2000만원 미만	4627	159	6.2			
	4000만원 미만	3867	137	6.4			
	4000만원 이상	2428	60	4.4			
거주 형태	월세	3735	93	4.5			
	전세	5661	216	6.9			
	자가	856	24	5.0			
	기타	670	23	6.2			

주: 1) 한번이라도 관측된 여성의 수, 2) 관측달 수, 3) 사건수, 4) 15년 단위 조출생률

이는 한편으로는 친정부모에 비해 시부모와 동거하면서 보내는 기간이 길다는 것을 보여주고 있으며 다른 한편으로는 시아버지에 비해 시어머니와 동거하는 기간이 길다는 것을 보여준다. 후자의 경우 나이가 들면서 나타나는 남녀의 차별적인 사망력이나 이혼으로 인해 혼자 사는 시어머니와 동거하는 경우가 많기 때문인 것으로 보인다. 이들 변수에 따른 조출생률의 차이를 살펴보면, 친정어머니와 동거하는 경우 그렇지 않은 경우에 비해 조출생률이 높았으며 친정아버지와 동거하는 경우도 유사한 수치를 보여주고 있다. 이에 반해 시어머니, 시아버지와 동거하는 경우 눈에 띄게 조출생률이 낮아지는 것을 볼 수 있다.

가족 수 관련 통계치는 관측 달 수 중 2인 가구원이 73.7%를 차지하고 있어 결혼

후 한 가구에 거주하는 가족의 형태 중 부부 둘이서 거주하는 것이 가장 널리 퍼져 있는 형태라는 것을 보여준다. 조출생률에 있어서도 이들이 가장 높았으며 가족 수가 늘어 나면서 조출생률이 떨어지다가 5인 이상에서는 올라가는 모습을 보여주고 있다. 한편, 가구주 세대의 여성이 가구주 자녀 세대의 여성보다 훨씬 많았으며 이들의 출산율도 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 여성의 교육수준 관련 수치를 보면 대학이상의 학력을 가진 여성이 가장 높은 비율을 차지하고 있고 고졸 미만에 비해 고졸과 대학이상의 여성이 높은 출산율을 보여주었으나 고졸과 대학이상 사이의 차이는 별로 크지 않다. 교육수준과 관련해서는 결측 자료의 수가 그리 많지 않기 때문에, 다중대체한 후의 기술통계 또한 다중대체 전의 수치들과 크게 다르지 않다. 친정어머니의 교육수준과 관련해서는 고졸미만이 가장 많았으며 이들의 출산력도 가장 높은 것으로 나타났다. 흥미로운 점은 결측 사례들이 적지 않음에도 불구하고 다중대체 후의 기술통계가 다중대체 이전과 비교해 매우 유사하게 나타났다는 점이다.

남편의 교육수준을 살펴보면 대학이상이 가장 많고 고졸이 그 뒤를 따르고 있으나 조출생률을 살펴보면 고졸미만이 가장 높은 출산력을 보여주고 있다. 하지만 이들의 사례수가 상대적으로 적기 때문에 어떤 확정적인 결론을 이끌어내기는 어려워 보인다. 시어머니의 교육수준은 친정어머니의 교육수준과 유사한 분포를 보이고 있으나 흥미롭게도 조출생률을 보면 시어머니의 교육이 고졸인 경우에 가장 높은 출산력을 보이고 있다는 점에서 차이를 보이고 있다. 가구소득 관련 통계에서는 2,000만원 미만 가족이 가장 높은 비율을 차지하고 있고 4,000만원 미만 가족이 유사한 수치를 보이고 있으며 이들의 출산력 차이도 크지 않은 것으로 보인다. 이에 반해 4,000만원 이상 가구 여성의 조출생률은 약간 떨어지는 것으로 나타났다. 거주형태와 관련해서는 전세에 거주하는 여성이 가장 높은 비율을 보이고 있고 이들의 출산력도 가장 높은 것으로 나타났다.

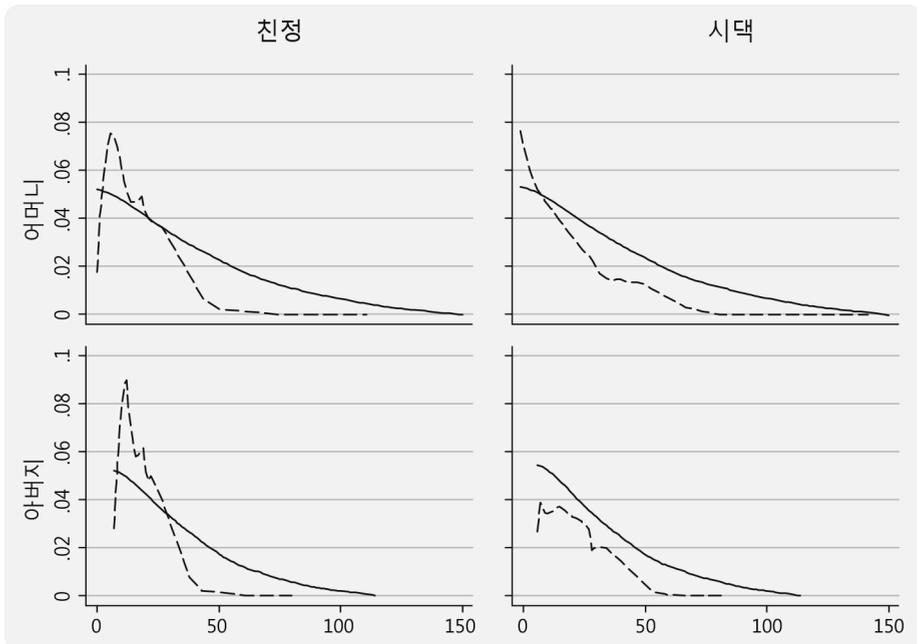
다음 쪽의 [그림 1]은 부모동거에 따른 출산위험(hazards)의 분포를 보여주고 있다. 각 행은 어머니와 아버지를 구분하고 열은 친정과 시댁을 구분하고 있다. 예를 들어 첫 번째 행과 첫 번째 열의 그림은 친정어머니와 동거할 때와 그렇지 않을 때의 위험분포를 보여주고 있다. 그림에서 X-축은 분석시간 단위인 결혼 후 개월 수를 뜻한다.

[그림 1]을 살펴보면 친정부모와 시부모와의 동거에 따른 자녀출산 위험이 달라지는 것을 볼 수 있는데 친정부모의 경우 결혼 후 처음에 높은 출산위험을 보이다가 시간이 흐르면서 위험이 떨어지는 것을 보여준다. 이 그림만 보면 결혼 후 약 20개월을 전후해

서 친정부모와 동거하는 여성의 출산위험이 급격히 떨어지는 것을 볼 수 있는데 이는 이 시기에 친정부모와 동거하는 여성이 매우 적고 그 여성들이 자녀를 낳지 않았기 때문이다. 이렇게 시간이 지나면서 부모와 동거하는 여성의 수가 확연히 줄어드는 현상은 모든 사회에서 찾아볼 수 있는 것으로 Morgan과 Rindfuss(1984)는 부모가 죽거나, 부모 혹은 자녀세대가 다른 지역으로 이동하거나, 많은 경우 자녀세대가 분가해 나가기 때문이라고 설명한다.

시부모와의 동거에 따른 출산위험을 살펴보면 시어머니와의 동거는 처음에는 출산확률을 증가시키는 것처럼 보이지만 시간이 지나면서 떨어뜨리는 것으로 나타났다. 이러한 변화의 원인에는 친정부모와 마찬가지로 소수의 여성만이 부모와 동거하고 그들이 출산을 하지 않기 때문인 것으로 판단된다. 이에 반해 시아버지와의 동거는 출산위험을 지속적으로 낮추고 있다.

그림 1. 부모동거에 따른 위험(Hazards) 분포



주: 곡선은 부모와 동거하지 않을 때의 위험을, 점선은 동거할 때의 위험을 의미한다.

이미 앞서 지적한 것처럼, 출산위험이 분석시간 별로 달라지는 현상은 통계 모형 설정에 중요한 함의를 지니는데 이는 출산위험이 모든 시기에 비례적이라는 콕스모형의 기본가정에 어긋날 가능성이 존재하기 때문이다. 이러한 이유로 본 연구에서는 콕스모형에 대한 대안으로 와이블모형 추정 결과를 함께 제시한다.

## 2. 모형추정결과

다음 쪽의 <표 2>는 모형 추정결과를 보여주고 있다. 모든 모형은 앞서 언급하였던 혼동변수를 통제한 이후의 결과를 보여주고 있으며, 모형 1은 부모동거 여부만을 넣었을 경우, 모형 2는 부모동거와 가족원수를 넣었을 경우, 모형 3은 부모동거와 여성의 세대를 넣었을 경우, 그리고 모형 4는 모든 변수를 넣었을 경우의 추정 값을 보여주고 있다.

표 2. 모형추정결과

구분		모형 1		모형 2		모형 3		모형 4	
		계수	추정오차	계수	추정오차	계수	추정오차	계수	추정오차
Cox 모형									
부모동거	찬정어머니	0.094	(0.585)	1.327*	(0.674)	0.265	(0.633)	1.652*	(0.697)
	찬정아버지	0.113	(0.619)	0.772	(0.662)	0.488	(0.656)	1.171 +	(0.691)
	시아머니	-0.330	(0.399)	0.597	(0.485)	-0.039	(0.478)	0.959 +	(0.580)
	시아아버지	-0.506	(0.567)	0.744	(0.702)	-0.329	(0.599)	0.987	(0.720)
가족원수	3인			-0.748*	(0.316)			-0.787*	(0.326)
	4인			-1.972***	(0.472)			-2.004***	(0.470)
	5인 이상			-2.350***	(0.535)			-2.442***	(0.526)
여성세대	4세대					-0.542	(0.495)	-0.636	(0.521)
Weibull 모형									
부모동거	찬정어머니	0.146	(0.515)	1.507*	(0.678)	0.332	(0.577)	1.811*	(0.710)
	찬정아버지	0.157	(0.551)	1.000	(0.648)	0.417	(0.556)	1.303 +	(0.675)
	시아머니	-0.474	(0.423)	0.722	(0.524)	-0.250	(0.475)	1.013 +	(0.596)
	시아아버지	-0.159	(0.607)	1.156	(0.741)	-0.015	(0.639)	1.348 +	(0.756)
가족원수	3인			-0.999**	(0.342)			-1.031**	(0.352)
	4인			-2.284***	(0.457)			-2.319***	(0.457)
	5인 이상			-2.765***	(0.534)			-2.825***	(0.528)
여성세대	4세대					-0.443	(0.475)	-0.540	(0.512)

p-value: +<0.1, \*<0.05, \*\*<0.01, \*\*\*<0.001

<표 2>에서 가장 먼저 눈에 띄는 것은 콕스모형의 추정 값과 와이블모형의 추정 값, 그리고 두 모형 사이의 통계적 유의미도가 크게 다르지 않다는 것이다. 이렇게 두 모형 사이에 유사한 결과가 나오는 것에는 여러 가지 이유가 있을 수 있는데, 1) 두 모형 모두 비례위험에 기초한 모형이고, 2) 콕스모형도 와이블모형처럼, 분석시간에 따라 비례위험이 나타나지 않을 때 분석 시간 전체의 위험을 가중평균한 값을 추정하기 때문이라고 짐작된다. 3) 덧붙여 20개월 이후의 시점에서는 부모와 동거하는 여성의 수가 절대적으로 줄어들기 때문에 그 이전에 나타나는 비례위험 형태가 계수 추정에 많은 영향을 미치기 때문일 수 있다. 따라서 이하에서는 콕스모형의 추정 값만을 해석하기로 한다.

부모동거 여부만을 넣은 모형 1에서의 계수를 살펴보면 친정부모와의 동거는 출산위험을 높이는 것으로 나타난 반면 시부모와의 동거는 출산위험을 줄이고 있는 것으로 나타났다. 일례로 시아버지와 동거 시 계수 값이 -0.506으로, 이는 출산위험이 동거하지 않은 경우에 비해  $\exp(-0.506)=0.603$ 배로 낮아짐을 의미한다. 다시 말하면 약 40% 정도 위험이 낮아지는 것이다. 하지만 이들의 계수 값은 모두 통계적으로 유의미하지 않았기 때문에 부모동거의 첫째자녀 출산에 대한 영향은 없는 것으로 볼 수 있다.

가족원수를 통제한 모형 2의 계수 값은 모형 1의 계수 값과 상당히 다른 결과를 보여주고 있다. 우선 친정어머니와의 동거효과가 양의 값을 가지고 있으며 이는 일반적인 p-value값인 0.05 수준에서 유의미하였다. 이러한 결과는 친정어머니와 동거하는 여성이 자녀 출산을 할 가능성이 높다는 주장을 뒷받침하는 것이다. 친정어머니와의 동거효과는 그 크기에 있어서도 매우 큰 것으로 나타나 동거하지 않았을 경우에 비해  $\exp(1.327)=3.770$ 배이며, 이는 출산위험이 2배 이상 높음을 의미한다. 시부모와의 동거 효과가 음의 값에서 양의 값으로 바뀌었다는 점도 눈여겨볼 만하다. 물론, 이 계수들이 통계적으로 유의미하지는 않았으나 그 크기가 결코 작지 않기 때문에 매우 흥미로운 결과라 할 수 있다.

이러한 결과들이 우리가 이론적 배경에서 발전시킨 입장들과 어떠한 연관성을 가지고 있는지 살펴볼 필요가 있다. 우선 친정아버지에 비해 친정어머니의 효과가 큰 것은 1) 부모의 경제적 도움보다는 자녀 돌봄과 같은 서비스적인 측면이 중요하기 때문이며, 2) 아버지의 경우 때로는 손자 돌봄 조력자로서의 역할보다는 자녀로부터 돌봄을 필요로 하는 사람이기 때문일 가능성이 있다.<sup>6)</sup> 3) 또한 규범적 행위규제 이론에서 본다면 친정아버지

6) 두 번째 가능성을 지적해주신 익명의 심사자에게 감사드린다.

에 비해 친정어머니와의 동거가 남편에게 더 편하기 때문인 것으로 생각한다.

시어머니에 비해 친정어머니의 효과가 큰 것은 두 번째 가설이 옳았다는 것을 입증한다. 이러한 결과는 몇 가지 측면에서 설명할 수 있다. 우선 시어머니와 동거하는 경우 시어머니 혼자 생존해 계시기 때문에 시어머니를 모시기 위해 동거하는 경우가 많을 것으로 생각된다. 이 경우 시어머니는 돌봄 조력자의 역할보다는 여성으로부터 도움을 필요로 하는 사람이기 때문에 자녀출산을 억제하는 측면이 있다. 다른 한편으로 규범적 행위규제의 측면에서 본다면 시어머니와는 갈등 가능성이 높기 때문에 자녀출산 가능성이 낮을 수 있다. 하지만 무엇보다도 시어머니와 친정어머니의 차별적인 효과는 사회적 거리(social distance)의 차이에 기인하는 것일 수 있다. 즉 여성의 입장에서 자녀출산 및 양육과 관련하여 어려운 일들이 있을 때 쉽게 연락하거나 부담 없이 도움을 요청하기에는 친정어머니가 상대적으로 더 편할 것이고, 이는 친정어머니와의 동거가 출산력을 높이는 방향으로 작용했을 것이다. 물리적인 측면에서 시어머니와 친정어머니의 돌봄 서비스가 다를 이유가 없다는 점에서 이러한 해석은 설득력이 더 높다.

한편, 가족원수를 통제하면 계수의 값은 물론 통계적 추론이 달라지는 분석결과에 대해 일부 독자들이 의아해 할 수 있을 것으로 생각된다. 이러한 결과에는 두 가지 설명이 가능할 것으로 보인다. 먼저 이론적 배경에서 지적한 것처럼 효과의 이질성으로 인해 가족원수에 따른 부모 동거의 효과가 편의되어(biased) 있었으나 가족원수를 통제함으로써 제대로 된 총효과가 나타나는 것일 수 있다. 다른 하나는 가족원수를 통제함으로써 부모동거의 총효과(overall effects)가 아닌 조건부효과(conditional effects)를 추정했을 가능성이 있다.

이와 관련해서 가장 우려가 되는 점은 가족원수를 통제함으로써 규범적 행위규제의 효과를 통제하였는데 이것이 부모동거의 부정적 측면을 없애고 긍정적 측면만을 부각시키는 결과로 나타난 것이 아닌가하는 점이다. 예를 들어 규범적 행위규제는 2인 동거와 3인 동거를 비교할 때 가장 잘 나타날 수 있다. 즉, 가족 구성원이 3인 이상이라면 아내 또는 남편의 친가족 중 일부와 함께 거주하는 경우를 의미하는데, 이는 규범적 행위를 촉진하는 기제로 작용하게 될 것이다. 따라서 가족원수 변수를 통해 2인 이상의 가족원수를 통제하게 되면 규범적 행위규제의 효과를 통제하게 되는 것과 마찬가지로 된다. 만약 이러한 우려가 사실이라면 2인 가족을 제외한 3인 이상 가족의 여성만을 분석하였을 경우에는 상당히 작은 계수의 값이 나와야 할 것이다. 하지만 우리의 분석은 이

러한 논의가 현실에 부합하지 않는다는 사실을 보여준다. 3인 이상 가족만을 분석하였을 경우 친정어머니의 동거효과에 관한 계수는 1.355로 나와 <표 2>의 모형 2에 제시된 계수보다 오히려 약간 커졌다.<sup>7)</sup> 이는 가족원수를 통제하였을 때 모형의 계수가 조 건부효과가 아닐 것이라는 추정을 강하게 뒷받침하는 것이다.

다시 <표 2>로 돌아가면, 가족원수와 관련된 계수들은 모두 음의 값을 가지고 있으며 일반적인 수준( $p\text{-value} < 0.05$ )에서 통계적으로 유의미하였다. 한 가지 눈에 띄는 점은 비단 2명 동거 대비 3명 동거 사이에만 효과가 있는 것이 아니라 3명 대비 4명 사이에도 효과의 차이가 있으며( $p\text{-value} < 0.01$ ), 따라서 하한선 효과(threshold effects)만이 아닌 연속적 효과(gradient effects)로 나타나고 있다는 점이다. 이는 동거 가족원수가 증가하면 출산확률이 떨어진다는 것을 보여준다. 이러한 결과는 전통적인 사회에서 가족구성원의 수가 많을수록 많은 자녀를 출산하게 된다는 서구의 연구와 배치되는 한편(Sear & Coall, 2011), 현대사회에서 일반적으로 가족구성원의 수와 출산율 간에는 어떤 특정한 관계가 발견되지 않는다는 보고와도 차이를 보이는 것이다(Morgan & Rindfuss, 1984). 이는 아마도 한국사회에서 배우자의 친족들과 거주하는 경우, 자유로운 정서적 교류를 금기시하는 규범적 행위규제의 효과가 크기 때문이 아닌가 생각해 본다.

여성의 세대만을 통제한 모형 3의 계수들은 그 값들이 양의 방향으로 약간 증가하였다는 것 외에는 첫 번째 모형의 결과와 큰 차이를 보이고 있지 않다. 또한 여성의 세대를 나타내는 계수의 값도 그 값이 작지는 않지만 통계적으로 유의미하지 않았다. 마지막 모형의 결과를 보면 모형 2의 결과들과 매우 유사한 것을 볼 수 있으나 부모동거 관련 변수의 계수들이 커졌으며 시어머니와 친정아버지의 효과가  $p\text{-value} 0.1$  수준에서 유의미하게 나온 것을 볼 수 있다. 덧붙여 가족원수 관련 계수들의 절대 값도 모형 2의 결과들에 비해 커졌다.

### 3. 역동적 관계 모형추정 결과

우리는 앞서 부모동거와 자녀출산 사이에 역동적 관계가 있을 수 있기 때문에 이를 검증하는 모형이 필요함을 지적하였다. 이를 위해 다음 쪽에 제시된 <표 3>은 방법론

7) 이 결과는 본 논문에서 제시하지 않았다. 관심 있는 독자는 제1저자에게 자료를 요청하면 쉽게 받을 수 있다.

을 발전시킨 모형의 추정결과를 보여주고 있다.

앞서 예측하였던 것처럼, 상호작용항을 넣지 않았을 경우 변수가 측정된 시간에서 사건이 있기까지 기간(D)의 효과는 음수로 나왔다. 부모동거변수와 기간변수의 상호작용항을 살펴보면 콕스모형에서는 친정어머니 동거와 상호작용항이 양의 계수로 나왔으며 이는 통계적으로 유의미하였다. 반면 와이블모형에서는 양의 계수가 나왔으나 통계적으로 유의미하지는 않았다. 이러한 결과는 친정어머니와의 동거효과는 동거와 자녀출산간의 역동적 관계에 의해 편이되지 않았다는 것을 의미한다.

표 3. 역동적 모형 추정결과

구분	Cox 모형				Weibull 모형				
	계수	추정오차	계수	추정오차	계수	추정오차	계수	추정오차	
기간(D)	-0.506***	(0.012)	-0.502***	(0.012)	-0.475***	(0.010)	-0.472***	(0.010)	
부모동거	친정어머니	1.143**	(0.384)	0.324	(0.405)	1.451***	(0.351)	1.115**	(0.412)
	*기간(D)			0.145*	(0.065)			0.060	(0.064)
	친정아버지	0.628	(0.454)	0.918	(0.615)	0.353	(0.355)	0.218	(0.475)
	*기간(D)			-0.032	(0.072)			0.032	(0.065)
	시아머니	1.073**	(0.347)	1.896***	(0.448)	0.718*	(0.304)	1.154***	(0.337)
	*기간(D)			-0.159*	(0.073)			-0.094	(0.064)
	시아아버지	0.306	(0.432)	0.273	(0.634)	0.861*	(0.392)	1.161*	(0.501)
*기간(D)			0.049	(0.117)			-0.016	(0.104)	
가족원수	3인	-0.703***	(0.185)	-0.695***	(0.184)	-0.847***	(0.217)	-0.850***	(0.221)
	4인	-1.182***	(0.295)	-1.222***	(0.276)	-1.385***	(0.276)	-1.456***	(0.271)
	5인 이상	-1.436***	(0.418)	-1.451***	(0.395)	-1.672***	(0.373)	-1.692***	(0.346)
여성세대	4세대	-0.242	(0.355)	-0.343	(0.409)	0.015	(0.264)	-0.011	(0.311)

p-value: +<0.1, \*<0.05, \*\*<0.01, \*\*\*<0.001

반면 시어머니의 동거변수와 기간변수의 상호작용항은 콕스모형에서는 음의 계수로 나타났으며 이는 통계적으로 유의미하였으나 와이블모형에서는 통계적으로 유의미하지 않았다. 이는 시어머니와의 동거효과는 변수간 역동적 관계에 의해 편이되었을 가능성이 있다는 것을 암시하지만, <표 2>에서 살펴본 것처럼 시어머니와의 동거효과가 상대적으로 크지 않기 때문에 큰 의미를 부여하기는 어려울 것으로 사료된다.

## Ⅵ. 요약 및 토의

한국에서 가족구성, 특히 부모와의 동거여부가 출산력에 미치는 영향에 관한 연구는 매우 드물다는 인식하에 본 연구는 두 변수 간의 관계를 이론적으로 발전시키고, 경험적 자료를 사용하여 이를 검증하고자 시도하였다. 특히 본고는 부모의 네 가지 유형을 살펴봄으로써 기존 연구에서 진일보한 방법론을 사용하였으며 몇 가지 흥미로운 결론을 이끌어내었다. 본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다. 가족구조관련 변수를 통제하지 않으면 친정어머니 혹은 친정아버지와 동거는 첫째자녀의 출산 확률을 높였고, 시어머니 혹은 시아버지와 동거는 출산확률을 낮추었으나 이 모든 계수는 통계적으로 유의미하지 않았다. 가족구성원의 수를 통제하면 모든 부모와의 동거는 자녀출산 확률을 높였으나 오직 친정어머니와의 동거만이 통계적으로 유의미하였다. 이러한 친정어머니의 자녀출산 효과는 자녀출산일이 다가오면서 친정어머니와 동거하게 되는 역동적 관계에 의해 영향을 받지 않는 것으로 나타났다.

이러한 결과들이 앞서 발전시켰던 부모동거와 출산력 사이의 이론적 틀과 정책적 함의에 관해 어떠한 시사점을 던져주는지 논의할 필요가 있다. 우선 부모동거 효과는 부모의 돌봄 조력자로서의 역할에 가장 큰 영향을 받는 것으로 보인다. 비록 이론적인 면에서 규범적 행위규제와 같은, 출산력을 낮추는 요인이 존재하지만 친정어머니와의 동거가 출산확률에 양의 방향으로 영향을 미쳤다는 것은 그만큼 조력자로서의 역할이 크다는 것을 암시한다. 또한 친정아버지에 비해 친정어머니의 효과가 상대적으로 크다는 것은 경제적인 조력자의 역할보다는 돌봄 조력자의 역할이 중요하다는 것을 일깨워준다. 덧붙여 시어머니의 효과와 비교한 친정어머니의 효과가 상대적으로 크다는 발견은 출산확률에 있어 단순한 돌봄 조력자가 중요한 것이 아니라 여성에게 친숙한 돌봄 조력자가 중요한 것임을 암시한다.

이러한 논의는 우리의 연구가 비단 학술적인 측면에서 뿐만 아니라 사회정책적 측면에서도 기여하는 바가 있을 수 있다는 것을 보여준다. 즉 현재의 저출산현상을 극복하기 위해서는 경제적인 유인을 제공하기보다는 출산 후 자녀 돌봄에 유리한 환경을 조성하는 방향으로 정책이 펼쳐져야 할 것이다. 물론 친정어머니가 제공하는 돌봄 서비스와 유사한 질의 돌봄 서비스를 정부나 민간에서 제공할 수 있을 것인가에는 의문의 여지가 있다(Scelza, 2009). 그럼에도 불구하고 우리가 유념해야 할 점은 돌봄 서비스에 대한

가임기 여성의 인식이 중요하다는 점이다. 즉 절대적인 면에서 유사한 가치와 질을 지녔을 친정어머니와 시어머니의 돌봄 서비스 사이에 자녀출산 효과의 상대적 격차가 존재한다는 것은 여성에게 친숙하고 여성이 이용하기 편리한 돌봄 서비스가 핵심이라는 것을 말해 준다. 따라서 현재 서비스의 질적 수준을 한층 끌어 올리고 여성이 이러한 돌봄 서비스를 더욱 용이하고 친숙하게 이용할 수 있는 방향으로 제도를 개선하고 홍보할 필요가 있다.

본 연구는 가족구조, 더 세부적으로는 출산에 있어서 부모와의 동거효과를 모두 파악해낸 연구라고 보기 어려운 면이 있다. 더욱 정밀한 분석을 위해서는 향후 아래와 같은 여러 방면에서 더 큰 발전이 있어야 할 것이다. 일례로 가구소득 수준에 따라 부모동거의 효과는 다르게 추정될 수 있으며, 부모의 건강상태에 의해 부모동거 효과 또한 그 영향을 받을 수 있을 것이다. 이러한 부분을 탐구하는 것은 향후 돌봄 정책개편에도 큰 의의를 가질 것으로 판단된다. 또한 부모동거만이 아닌 부모의 생존과 부모가 근처에 사는 것에 관한 효과를 알아보는 것도 의미 있는 작업이 될 것이다. 덧붙여 부모와의 동거만이 아닌 다른 가족구조가 미치는 영향을 알아보는 것도 사회이론적으로 중요한 것으로 생각된다. 무엇보다 우리가 제시한 현재의 연구 틀을 다른 자료에도 적용해 보아 본고에서 제시한 연구결과가 다른 자료의 결과와 일치하는지 알아볼 필요가 있다. 향후 가족구조 또는 부모동거의 출산력 효과에 관한 연구는 이러한 점을 충분히 고려해야 할 것으로 보인다.

김현식은 서울대학교 사회학과를 졸업하고 University of Wisconsin-Madison 통계학과에서 석사학위를 취득하였다. 동대학원 사회학과에서 “Dynamic Development of Cognitive Skills and Noncognitive Traits”로 박사학위를 받았다. 현재 한국보건사회연구원에 부연구위원으로 재직 중이며 아동성장, 교육사회학, 인구학, 통계방법론 등에 관심을 가지고 있다.

(E-mail: hskim@kihasa.re.kr)

김지연은 한국의국어대학교에서 경제학 석사학위를 취득하고 현재 한국보건사회연구원에서 연구원으로 일하고 있다. 여성 노동시장과 경력단절, 일-가정 양립, 가족정책, 통계적 방법론 등이 주요 연구 관심분야이다.

(E-mail: journeye@kihasa.re.kr)

## 참고문헌

- 공선영(2006). 경제위기 이후 인구학적 특성 및 사회경제적 특성이 기혼여성의 출산에 미친 영향. 보건과 사회과학, 19, pp.119-149.
- 권태환, 박영진(1995). 2장. 가구 및 가족의 성격변화: 센서스 보고서 자료의 시계열적 분석. 권태환, 김태현, 최진호(편). 한국의 인구와 가족. 서울: 일신사, pp.250-286.
- 김두섭(2007). IMF 외환위기와 사회경제적 차별출산력의 변화. 한국인구학, 30(1), pp.67-95.
- 김승권(2004). 최근 한국사회의 출산을 변화원인과 향후 전망. 한국인구학, 27(2), pp.1-34.
- 김승권, 장경섭, 이현송, 정기선, 조애저, 송인주(2000). 한국 가족의 변화와 대응방안. 서울: 한국보건사회연구원.
- 김정석(2007). 기혼여성 출산아수별 추가출산계획. 한국인구학, 30(2), pp.97-116.
- 김태현(2005). 가치관 변화와 저출산. 보건복지포럼, 102, pp.16-24.
- 김태현, 이삼식, 김동희(2006). 인구 및 사회경제적 차별출산력-인구센서스 자료분석을 중심으로. 한국인구학, 29(1), pp.1-23.
- 김현숙(2007). 우리나라 가구의 자녀수 결정요인에 관한 Count 모형 분석 및 경제적 함의. 한국인구학, 30(3), pp.107-135.
- 김현식(2012). 가구소득 및 거주형태와 자녀출산. 보건·복지 Issue & Focus, 143.
- 남재량, 성재민, 최효미, 신선옥, 배기준(2012). 한국노동패널 1-11차년도 조사자료 User's Guide. 서울: 한국노동연구원.
- 민현주(2007). 엄마의 취업과 자녀태움에 관한 동태적 분석. 한국사회학, 41(3), pp.106-126.
- 박경숙, 김혜영(2003). 한국 여성의 생애 유형: 저출산과 M자형 취업곡선의 함의. 한국인구학 26(2), pp.63-90.
- 박수미(2008). 둘째 출산 계획의 결정요인과 가족내 성 형평성. 한국인구학, 31(1), pp.55-73.
- 이명진(2000). 한국사회의 선택혼: 시기별 추이와 국제비교. 한국사회학, 34(2),

pp.297-323.

이삼식, 정경희 외(2010). 저출산 원인과 파급효과 및 정책방안. 서울: 한국보건사회연구원.

장상수(1999). 한국 사회의 교육수준별 혼인 유형과 그 변화. 한국사회학, 33(2), pp.417-448.

통계청(2012). 인구동향조사. [http://kosis.kr/abroad/abroad\\_01List.jsp](http://kosis.kr/abroad/abroad_01List.jsp)에서 2012. 6. 29 인출.

Becker, G. S.(1960). An economic analysis of fertility. 209-231 in *Demographic and economic change in developed countries*. Universities-National Bureau Conference Series No.11. Princeton: Princeton University Press.

Cleves, M. A., Gould, W. W., Gutierrez, R. G.(2004). *An introduction to survival analysis using Stata, reviseded*. College Station, TX: Stata Press.

Elwert, F., Winship, C.(2010). Effect Heterogeneity and Bias in Main-Effects-Only Regression Models. In Dechter, R., Geffner, H., and Halpern, J. Y.(eds.). *Heuristics, probability and causality: A tribute to Judea Pearl*, UK: College Publications, pp.327-336.

Kim, C. S.(2004). Household and family. In Kim, D. S., & Kim, C. S.(eds.). *The population of Korea*, South Korea: Korea National Statistical Office, pp.161-193.

Klein, J. P., Moeschberger, M. L.(2003). *Survival analysis: Techniques for censored and truncated data*, 2nd ed. New York: Springer.

Kwon, T. H.(1984). Family system as a determinant of fertility in traditional Korea. *Bulletin of the Population and Development Studies Center*, 13, pp.39-54.

Morgan, S. P., Rindfuss, R. R.(1984). Household structure and the tempo of family formation in comparative perspective. *Population Studies*, 38(1), pp.129-139.

Rosenbaum, P. R.(2002). *Observational Studies*, 2nd ed. New York: Springer-verlag.

- Royston, P.(2005). Multiple Imputation of Missing values: Update. *Stata Journal*, 5, pp.188-201.
- Scelza, B. A.(2009). The grandmaternal niche: Critical caretaking among Martu Aborigines. *American Journal of Human Biology*, 21, pp.448-454.
- Sear, R., Coall, D.(2011). How much does family matter?: Cooperative breeding and the demographic transition. *Population and Development Review*, 37(Supp.), pp.81-112.
- StataCorp.(2009). *Stata, Release 11*: Statistical Software. College Station, TX: StataCorp LP.

## Effects of Coresidence with Parents on First Childbirth

**Kim, Hyun Sik**

(Korea Institute for  
Health and Social Affairs)

**Kim, Ji Yeon**

(Korea Institute for  
Health and Social Affairs)

---

In this paper, we attempt to unveil the effects of coresidence with parents and parents-in-law on the first childbirth of women in their first marriage. We develop and examine various theoretical perspectives by utilizing the Korea Labor and Income Panel Study from 1998 to 2008. Cox proportional hazards model is employed coupled with technical strategies to prevent plausible bias in empirical estimates due to effect heterogeneity and reverse causality. We find coresidence with mother is likely to enhance the chance of first childbirth after controlling for the number of family members. The estimate seems not to be contaminated by reverse causality. We suggest relevant policy recommendations and outline future research agenda.

---

**Keywords:** Coresidence with Parents and Parents-in-Law, First Childbirth, Effect Heterogeneity, Reverse Causality