

결혼 및 자녀 출산에 관한 한일 비교분석

조 성 호

(한국보건사회연구원)

본 연구에서는 한국과 일본 여성의 생애주기 관점에서 결혼(초혼)과 출산(첫째 아부터 셋째 아)에 관하여 Cox의 비례 해저드 모델로 분석하였다. 분석 결과, 초혼은 출생 코호트, 학력, 15세까지 주로 성장한 지역과 음의 유의한 관계가 있었고, 첫째 아부터 셋째 아 출산에 공통적으로 영향을 미치는 요인은 15세까지 주로 살았던 지역과 초혼연령으로서, 15세까지 주로 살았던 지역이 도시일수록 초혼확률이 낮아졌고, 첫째 아부터 셋째 아 출산확률도 낮아졌다. 그리고 초혼 연령이 높을수록 첫째 아부터 셋째 아의 출산확률이 낮아지는 것을 알 수 있었다. 또한, 경제활동과의 관계는 일본 여성의 경우, 초혼 및 첫째 아의 출산에는 유의한 영향을 미치지 않고, 둘째 아의 출산을 늦추는 효과를 갖고 있는 반면, 한국 여성은 초혼, 첫째 아, 둘째 아의 출산을 모두 늦추는 효과를 보였다. 이것은 양국의 노동시장의 차이에 의해 설명될 수 있다. 그리고 한국은 매우 강한 남아선호사상이 있는 반면, 일본은 특별히 남아선호사상이 보이지 않았고, 자녀의 성별을 균등히 배분하려는 경향이 있다는 것을 알 수 있었다.

주요용어: 초혼, 출산, 여성가족패널, 콕스 비례 해저드

본고의 집필에 있어서 유익한 논평을 해주신 세 분의 익명 심사자께 감사의 말씀을 드린다. 그러나 남겨진 오류는 필자의 몫이다. 본고는 필자의 박사논문 『출생력 변동과 여성 노동: 한일비교분석』(2013)의 제3장에 수록된 내용을 수정·보완한 것으로 게이오대학 경제학과의 津谷典子(Tsuya Noriko) 교수의 지도 하에 집필된 것이다. 또한 본고의 내용 중 일본에 관한 분석은 津谷(2009)의 제1장을 참고로 분석하였다.

■ 투고일: 2016.1.29 ■ 수정일: 2016.3.23 ■ 게재확정일: 2016.3.24

I. 서론

한국과 일본은 매우 유사점이 많은 나라이다. 양국 모두 OECD에 가입할 정도로 경제 발전을 이룩한 나라이고, 문화적으로는 유교를 바탕으로 한 전통적인 부계사회(patrilial society)라 할 수 있다. 그리고 여성의 경제활동 참가율을 다른 OECD 국가들과 비교했을 때, 일본이 한국보다 약간 높긴 하지만, 다른 선진국에 비해서 일본도 그다지 높지 않은 국가라는 공통점을 가지고 있다.

또한 인구변동의 경우, 한국의 합계출산율이 일본보다 약 10년 정도 늦게 인구대체수준 이하로 떨어졌지만, 2000년대에 들어오면서부터는 양국이 역전되어 한국이 일본보다 낮은 수준을 장기간 유지하고 있는 형국이다. 일본이 먼저 저출산을 경험했고 그것이 오랫동안 유지되었기 때문에 고령화의 진행이 한국보다 빠르긴 하지만, 최근 한국의 합계출산율도 일본보다 낮은 수준을 계속적으로 유지하고 있기 때문에, 그리 멀지 않은 미래에 한국의 고령화율도 급속히 증가하리라 예상할 수 있다. 그리고 양국 출산 행태의 특징 중 하나가 출산이 결혼 이후 이루어진다는 것이다. 즉, 이것은 결혼과 출산의 상관성이 크다고 할 수 있기 때문에 결혼도 출산력(fertility)을 결정하는 중요한 요인이 된다. 따라서 출산력을 논하기 위해서는 결혼을 동시에 고려할 필요성이 있다.

출산력 변동은 여성의 결혼연령 패턴 변화와 유배우 출산력 변화로 나타낼 수 있다. 여성은 생물학적으로 자녀를 출산할 수 있는 연령이 한정되어 있고, 한국과 일본과 같이 혼외출산 비율이 작은 국가는 결혼의 시기가 늦어질수록 출산할 수 있는 연령폭도 그만큼 작아지게 되어 출산에 큰 영향을 미치기 때문에¹⁾, 결혼과 출산은 출산력 분석의 매우 중요한 요인이라 할 수 있다. 이러한 출산력 변동을 결혼과 출산의 2가지 요인으로 분해하면, 한국의 경우 2000~2005년의 출산율 감소는 결혼연령 변화에 따른 기여가 31.5%, 유배우 출산율 변화에 따른 기여는 68.5%로 분석되고 있으며(Suzuki, 2008), 같은 기간 일본의 경우 결혼연령 변화에 따른 기여가 82.3%, 유배우 출산율 변화에 따른 기여는 17.7%라고 평가되고 있는 것처럼(岩澤, 2008), 양국이 반대의 경향을 나타내고 있는 것을 알 수 있다²⁾.

1) 한국의 혼외출산 비율은 2.1%(통계청, 2013), 일본은 2.2%이다(国立社会保障·人口問題研究所(2013)).

2) 이러한 기여율은 모델에 따라 매우 다르게 나타나는 경향이 있다. Suzuki(2008)는 parity-progression ratio를 이용하여 기여율을 계산한 것이고, 岩澤(2008)는 기준 코호트에 대한 시뮬레이션을 통한 기여율 계산을 하고 있다. 조성호(2014)는 Kitagawa(1955)의 방법으로 기여율을 계산하고 있는데 양국

이러한 배경에서 본 연구에서는 결혼(초혼)과 함께 출산(첫째 아~셋째 아)에 관한 분석을 행한다. 본 연구의 목적은 한국과 일본의 마이크로 데이터를 이용하여 양국을 비교하고, 각 이벤트에 대한 결정요인을 밝히는 것이다. 또한, 결혼과 출산을 경험하기 전의 경제활동상태가 해당 이벤트에 어떤 영향을 미치는지에 대해서도 검토한다.

II. 선행연구

1. 일본의 연구

결혼과 출산에 관한 실증연구는 지금까지 양국 모두 많이 이루어져 왔고, 다양한 각도에서 분석이 행하여지고 있다. 본 절에서는 결혼과 출산의 타이밍에 관한 비교적 최근의 연구들을 중심으로 살펴보겠다.

먼저 津谷(2006)는 본 연구에서 사용하고 있는 데이터와 동일한 데이터로 동거와 초혼과의 관계에 대하여 분석하였다. 분석 결과, 동거경험은 초혼확률과 강한 정의 관계라는 것을 알 수 있지만 그 효과는 젊은 코호트가 그 이외의 코호트보다 크다는 것을 나타내고 있다. 그리고, 젊은 코호트일수록 초혼확률이 감소하였고, 학력은 초혼확률과 강한 음의 관계를 가지고 있는데, 고졸에 비하여 중졸 이하가 약 27% 높고, 대학 이상은 34% 낮다는 결과를 보이고 있다.

또한 津谷(2011)는 학력과 고용 안정성이 초혼에 미치는 영향에 대하여 분석하였다. 분석 결과, 젊은 코호트일수록 초혼확률은 감소하고, 학력의 경우는 주로 여성에게 유의한 영향이 있는데, 중졸이하의 여성은 고졸보다 초혼확률이 62% 높고, 대학이상은 43% 정도 낮은 결과를 보여주고 있다. 그리고 첫 직장이 정규직인 경우, 남성에서만 초혼확률이 유의한 결과를 나타내고 있는데, 비정규직에 비해 초혼확률이 약 36% 높다는 것을 나타내고 있다.

福田(2007)는 가계경제연구소가 실시하고 있는 「소비생활에 관한 패널조사」의 1993년부터 2006년까지의 데이터를 이용하여 초혼의 결정요인에 대하여 분석하였다. 그 결

모두 결혼연령 변화에 의한 기여가 크다고 산출하고 있다.

과, 초혼은 젊은 코호트일수록, 학력이 높을수록 늦어지는 것을 알 수 있었고, 1975년부터 1983년 사이에 태어난 여성은 1970년부터 1974년에 태어난 여성보다 초혼확률이 25% 낮고, 대졸이상은 고졸이하보다 26% 정도 낮은 것을 보여주고 있다. 그리고 소득이 높은 여성일수록 초혼확률이 높다는 것을 알 수 있었다.

津谷(2009)는 본 연구와 같이 초혼부터 셋째 아의 출산까지의 프로세스에 대해서 분석을 하였다. 먼저 초혼확률은 코호트와 학력이 유의한 영향이 있었고, 초혼확률이 감소하는 것은 1955~59년 출생 코호트부터라는 것을 알 수 있었다. 그리고 1975~79년 출생 코호트는 1935~39년 출생 코호트보다 초혼확률이 57% 낮다는 것을 도출하였다. 학력을 살펴보면, 고졸에 비하여 증졸이하는 26% 높고, 대졸이상은 35% 낮은 것이 확인되었다. 또한 15세까지 주로 성장한 지역도 유의한 영향이 있었는데, 대도시에 거주했던 여성이 군부에 거주했던 여성보다 초혼확률이 24% 낮았다.

첫째 아에 대한 분석은 최근 증가하는 혼전임신(속도위반결혼)을 고려해야 하는 필요성을 지적하며 혼전임신을 포함한 분석과 포함하지 않은 분석의 2가지로 나누어서 분석을 행하였다. 이런 분석을 행하는 이유는 혼전임신은 결혼 후에 임신 및 출산을 하는 전통적인 프로세스와 다르게 결혼과 출산의 인과관계가 반대가 되기 때문에 추정결과에 편향(bias)이 생길 위험이 있기 때문이다. 분석결과를 살펴보면, 혼전임신을 포함한 경우와 포함하지 않은 경우에 차이가 있었는데, 혼전임신을 포함한 경우는 출생 코호트의 유의한 결과가 나타나지 않았고, 남편이 대졸이상인 경우 음의 관계를 보였지만, 혼전임신을 포함하지 않은 경우는 1965년 출생 코호트 이후부터 출산확률이 유의하게 감소하고, 남편 학력의 효과가 약해진 결과(1%에서 10%)를 보였다.

둘째 아와 셋째 아 출산은 여성의 연령이나 학력에 따른 차이가 보이지 않았고, 첫째 아부터 셋째 아까지 일관적으로 출산확률에 영향을 주는 요인은 여성의 초혼연령으로 초혼연령이 높을수록 출산확률은 감소하는 결과를 보였다.

여성의 노동참가와 초혼과의 관계는 1970년대부터 90년대 코호트에 이르기까지 거의 변화가 없었고, 여성의 약 80%가 초혼직전까지 정규직으로 고용되어, 첫째 아를 출산하고 약 70%가 전업주부로 변화하는 패턴이 계속되고 있다고 보고하였다(永瀬, 1999). 그리고, 경제활동참가와 결혼은 음(-)의 관계가 있고(滋野·松浦, 2003; 三好, 2013), 결혼후의 경제활동은 첫째 아의 출산을 늦추는 효과를 가지고 있다는 결과를 보였다(新谷, 1998; 蒲田, 2013).

2. 한국의 연구

이삼식 등(2005)에서는 津谷(2009)와 같이 결혼부터 셋째 아 출산까지의 프로세스를 「2005년 전국 결혼 및 출산 동향 조사」의 데이터를 이용하여 분석을 하였다. 분석 결과, 초혼확률은 연령과 학력이 유의한 영향을 보였는데, 40~44세에 비하여 20~24세의 초혼 확률이 56% 낮았고, 중졸이하에 비하여 대졸이상이 62% 낮은 결과를 보였다. 첫째 아 출산은 유산경험이 유의한 영향이 있었고, 초혼연령이 높은 여성일수록 첫째 아의 출산확률이 감소하지만, 연령이나 학력에 의한 유의한 영향은 발견되지 않았다. 둘째 아 출산을 보면, 대졸이상 여성의 출산확률이 낮았고, 첫째 아와 둘째 아 사이의 취업경험이 있는 여성은 그렇지 않은 여성보다 2.3배 낮으며, 첫째 아가 여아일 경우는 남아일 경우보다 47% 높다는 것을 보였다. 하지만 연령 효과는 첫째 아 분석과 마찬가지로 유의한 영향이 없었다. 그리고 셋째 아 출산은 둘째 아 출산의 분석결과와 유사한데, 대졸이상 여성의 출산확률이 낮았고, 연령에 의한 유의한 효과는 보이지 않았지만, 초혼 연령이 높을수록, 초혼부터 첫째 아 출산 사이의 기간이 길수록, 그리고 첫째 아부터 둘째 아 출산 사이의 기간이 길수록 셋째 아 출산확률이 낮았다. 또한 자녀의 성별에 따른 유의한 영향이 있었는데, 첫째 아와 둘째 아가 남아일 경우는 각각 약 58%, 약 68% 셋째 아 출산확률이 낮아지는 것을 보였다.

류기철과 박영화(2009)는 본 연구에서 사용하는 한국의 데이터와 동일한 데이터를 가지고 초혼부터 첫째 아까지의 출산 확률에 관하여 분석을 하였다. 초혼확률은 1960년대 출생 코호트에 비하여 1970년대 이후의 코호트에서 음의 유의한 영향이 있었고, 학력이 높을수록 초혼확률이 낮은 것을 보였다. 그리고 첫째 아 출산확률은 고졸에 비하여 중졸이하에서 유의하게 감소효과가 있었고, 대졸이상은 유의한 효과가 없었다. 또한 초혼연령 코호트를 카테고리 변수로 변환하여 동시에 분석에 도입하고 있지만 유의한 효과는 보이지 않았다. 그러나 은기수(2001)는 초혼 코호트가 최근에 될수록 출산확률이 유의하게 감소한다고 지적하였다.

여성의 취업과 결혼 및 출산의 관계에 대하여 분석을 행한 연구는 다양하게 이루어져 왔다. 유홍준과 현성민(2010)은 1995년, 2000년, 2005년 세 시점의 인구주택총조사 2% 원자료로 경제적 자원(교육수준, 취업여부, 직업)이 미혼 남녀의 결혼에 미치는 영향에 대하여 분석하였는데, 취업하고 있는 여성의 결혼확률이 감소한다는 것을 보여주

고 있다. 이러한 결과는 노동패널자료를 이용하여 로그-로그(complementary log-log) 모형으로 분석한 윤자영(2012)에서도 유사하게 나타나고 있다. 그러나 유홍준과 현성민(2010)의 연구는 윤자영(2012)에서도 지적되고 있는 것처럼 어느 한 시점에서의 취업 상태와 유배우 상태를 분석한 것으로 동태적(dynamic) 분석이 이루어지지 않았기 때문에 인과관계에 대한 분석에 한계점을 가지고 있다. 그러나 앞의 두 연구와는 반대로 청년패널(youth panel)을 사용하여 이산시간 해저드 모형을 이용하여 최필선·민인식(2015)은 취업이 결혼이행에 긍정적인 영향을 미치고 있다는 결과를 제시하고 있다.

그리고 이상호와 이상현(2010)은 노동패널자료(2001~2008년)를 사용하여 $n+1$ 기에 결혼하였을 경우 1의 값을 갖는 변수를 종속변수로 하여 프로빗 모델로 분석하였다. 분석 결과, 여성의 경우 소득이 없는 경우 결혼확률이 증가하는 것으로 보고하고 있다. 그러나 이 연구는 패널자료를 사용하고 있음에도 불구하고 모든 자료를 2기간으로 한정시켜 분석하고 있다. 즉, 이것은 결혼이라는 이벤트가 전년도의 요인만이 영향을 미치고 있는 것으로 가정하고 있는 것으로써, 결혼시기에 영향을 미치는 요인은 반드시 가까운 과거만이 아니라 지적하고 있는 은기수(1999)의 견해와 배치되고 있는 것이기도 하다.

민현주(2007)는 취업과 출산과의 관계를 한국노동패널을 이용하여 시간 연속적 사건사 모델(time-continuous proportional hazard event historical model)로 분석하였는데, 둘째 아의 출산 전에 취업을 하는 경우에는 둘째 아를 가질 확률이 낮아지는 것을 보여주고 있다. 그러나 이러한 경향은 첫째 아의 출산에서도 유사한 패턴을 나타내고 있는 것을 나타내고 있다(민현주, 김은지, 2011). 또한 이삼식과 최효진(2014)은 기혼여성의 노동시장 참여형태가 출산에 어떠한 영향을 미치는지 한국복지패널 자료를 사용하여 로지스틱 회귀분석을 하였는데, 노동시장 참여여부는 첫째 아와 둘째 아 모두의 출산이행에 부정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

Ⅲ. 데이터 및 분석 방법

1. 데이터

본 연구에 사용하는 데이터는 한국의 경우, 한국여성정책연구원이 실시하고 있는 「여성가족패널」의 1차년도 데이터이고, 일본은 「젠더와 세대에 관한 국제비교조사(Japan Gender and Generation Survey: 이하, JGGS)」 데이터를 사용한다.

한국의 데이터는 전국에 거주하는 만 19세 이상 64세 이하의 여성 약 10,000명을 대상으로 여성의 경제활동과 가족관계 등에 대한 사항을 매년 추적 조사하는 패널조사이다. 표본기획단계에서는 적격여성가구원 10,000명을 조사하기 위해 예비조사결과에 따라 전국의 약 8,500가구를 추출하였다. 조사설문은 가구용, 여성개인용, 일자리용으로 구성되어 있고, 조사방법은 CAPI 시스템에 의한 면접으로 진행되었다³⁾.

일본의 데이터는 국제연합의 유럽경제연합회(UNECE) 인구부가 기획 및 실시하고 있는 국제비교연구 「세대와 젠더에 관한 국제 공동 프로젝트(GGP Project)」에 참가하여 젠더 관계와 세대간 관계에 관한 각국의 특징 및 차이를 밝히기 위한 목적으로 조사하고 있는 데이터이다. 이 조사는 저출산, 고령화가 진행되고 있는 일본사회에서 결혼과 가족의 형태 및 실태를 파악하는 것을 목적으로 하고 있고, 조사 내용으로는 파트너 관계, 출산력, 가족 네트워크, 젠더, 고령자 케어, 결혼과 자녀에 대한 가치관, 가정생활 및 일상생활의 실태, 가계와 사회보장 등 가족에 관한 포괄적 조사이며, 이런 분야에서는 일본에서 이루어진 최초의 국제비교조사라고 할 수 있다.

이 조사는 현재까지 4회에 걸쳐서 이루어졌는데 본 연구에서 사용되는 데이터는 제 1차와 제 2차 조사 데이터이다. 제 1차 조사는 2003년 3월 31일 현재 전국의 만 18~70세 미만의 남녀를 모집단으로 하여 2단 층화 무작위 추출법에 의하여 선정된 15,000명을 대상으로 2004년 3월부터 4월에 걸쳐 조사가 이루어졌다. 조사방법은 조사원이 조사 대상자의 각 가정을 방문하여 조사표를 배부하고, 이후에 조사원이 다시 방문하여 조사표를 수집하는 방법으로 하였다. 전체 회수율은 60.5%(9,074명)였다.

제 2차 조사는 제 1차 조사에 응답한 샘플을 대상으로 추적조사를 실시했다. 단, 제 2차 조사는 만혼화 및 저출산·고령화 사회를 둘러싸고 있는 현상을 심층적으로 파악하

3) 데이터에 대한 자세한 내용에 대해서는 한국여성정책연구원(2008)을 참조하시오.

는 것뿐만이 아닌 정책제언이 가능한 데이터의 구축이라는 점을 중점적으로 고려하여, 조사 대상자를 제 1차 조사시점에서 49세 이하의 응답자 4,568명(남성: 2,058명, 여성: 2,510명)으로 한정하였다. 제 2차 조사는 2007년 2월부터 5월에 걸쳐 제 1차 조사와 동일한 방법으로 이루어졌다.

이러한 이유로 분석대상은 제 2차 조사 대상의 21~53세(2007년 2월 시점)로 1955~1984년에 출생한 여성응답자로 한정하였고⁴⁾, 이는 한국도 동일하게 하였다. 그리고 각 분석별 분석대상은 초혼의 경우, 1955~1984년 출생한 여성, 첫째 아의 분석은 초혼을 경험한 여성, 둘째 아 분석은 적어도 1명의 자녀를 출산한 경험이 있는 여성, 셋째 아 분석은 적어도 2명의 자녀를 출산한 경험이 있는 여성이다. 단, JGGS 데이터는 가구별 대표자 1인과 유배우일 경우에는 그 배우자도 조사가 이루어졌기 때문에, 그 대표자가 유배우 남성일 경우 여성 배우자도 분석대상에 포함된다. 반면, 한국의 데이터는 여성만을 대상으로 하기 때문에 1955~1984년에 출생한 여성을 대상으로 한다.

2. 분석 방법

분석 방법은 초혼부터 셋째 아 출산까지의 기간을 종속변수로 하는 Cox(1972)의 비례 해저드 회귀모델(proportional-hazard regression model)로 추정한다. 기간 분석을 하는 경우, 해당 이벤트(초혼부터 셋째 아 출산)를 경험하지 않았지만, 그 이벤트를 경험할 리스크를 가진 샘플, 즉 우측 센서링(left-censoring)을 고려해야 할 필요성이 있다. 만일 그것을 고려하지 않으면 추정결과에 편향이 생기게 된다. 따라서 초혼의 경우는 초혼을 경험하지 않은 모든 여성, 첫째 아 출산은 초혼을 경험했지만 첫째 아를 출산하지 않은 모든 여성, 둘째 아 출산은 첫째 아를 출산했지만 둘째 아를 출산하지 않은 모든 여성, 셋째 아 출산은 둘째 아를 출산했지만 셋째 아를 출산하지 않은 모든 여성을 고려해야 할 필요성이 있다. 초혼 및 출산 분석에 프로빗이나 로짓 분석을 하게 되면, 앞으로 해당 이벤트를 경험할 확률이 제외되어 버리기 때문에, 추정결과에 편향이 생기게 된다. 따라서 비례 해저드 모델은 본 분석에 있어서 최적의 추정법이라고 할 수 있겠다.

이상의 유의점을 고려하여 해당 이벤트의 리스크 기간을 설정하면, 초혼의 경우, 출생 시부터 초혼까지의 연수를 기본단위로 하여야 하지만 만 15세까지의 결혼확률은 0에

4) 분석에 사용된 자료는 2차 조사에 응답한 자료이다.

가깝기 때문에 리스크 개시시기는 16세로 한다. 출생은 기간(년수)이 짧기 때문에 월 단위로 한다. 즉, 본인의 출생→초혼(년), 초혼→첫째 아 출산(월), 첫째 아 출산→둘째 아 출산(월), 둘째 아 출산→셋째 아 출산(월)의 과정에 소요된 기간을 기본으로 하여 분석을 행한다. 하지만, 선행연구에서도 살펴본 것처럼 초혼과 첫째 아 출산 간에 그 순서가 역전되어 버리는 경우, 즉 속도위반결혼 같이 초혼을 경험하기 이전에 첫째 아를 임신 및 출산하는 경우를 생각할 수 있다. 津谷(2006)는 JGGS의 제 1차 조사 데이터를 이용하여 일본의 혼전 임신의 비율을 산출하고 있는데, 2004년 시점까지 첫째 아를 출산한 20~24세 여성 중, 95.5%가 혼전 임신이었고, 25~29세의 여성도 37.5%가 될 정도로 최근 혼전 임신이 매우 증가하고 있는 것을 알 수 있다. 반면 한국은 혼전 임신에 관한 통계를 알 수는 없지만 최근 연예인의 속도위반결혼이 매스 미디어에 자주 등장하는 것을 볼 수 있는 것처럼 우리나라도 속도위반결혼이 서서히 증가하고 있는 것처럼 보인다. 따라서 본 연구에서는 津谷(2009)가 정의한 바를 따라서 혼전 임신을 초혼후 8개월 미만에 첫째 아를 출산한 경우로 하고, 혼전 임신을 포함한 경우와 포함하지 않은 경우로 나누어 분석을 행한다.

3. 설명변수

설명변수는 모든 모델에 공통적으로 들어가는 변수와 모델별로 들어가는 변수로 나눌 수 있다⁵⁾. 공통 변수는 출생 코호트와 15세까지 주로 살았던 지역, 여성의 학력이다. 출생 코호트는 초혼이나 출생 분석에서 코호트 효과 분석이 가능한 변수로서 5세 간격으로 나누었다. 15세까지 주로 살았던 지역은 거주했던 지역이 농촌·산촌·어촌과 같은 군부, 그리고 소도시, 대도시의 3개 지역으로 분류하였다. 여성의 학력은 수많은 선행연구에서 분석되었던 것처럼 여성의 생애 주기 이벤트에 있어서 매우 중요한 변수이다. 학력은 고졸을 준거변수(reference variable)로 증졸이하, 초대졸(여기에는 일본의 단기대·고전·그 외가 포함됨⁶⁾), 대졸이상으로 나누었다. 그리고 각각의 이벤트 이전에 취업

5) 설명변수의 기술통계량은 지면 폭의 제약으로 인하여 게재를 하지 않았다. 필자에게 이메일로 요청할 경우 제공하도록 하겠다.

6) 단기대는 일본의 2년제 대학으로서 우리나라의 전문대와 유사하고 졸업후 단기대학사(短期大学士)라는 학위를 받게된다. 고전은 고등전문대학의 약어로서 주로 공학 및 기술계열의 전문교육을 실시하여 즉시 활용할 수 있는 인재(기술자)를 육성하는 학교로서 중학교 졸업 후 입학할 하게 되고

을 하고 있었는지 아닌지에 대한 변수를 작성하여 취업경험이 미치는 영향에 대한 검증
을 한다⁷⁾. 단, 초혼, 첫째 아 출산, 둘째 아 출산시점의 취업상태 밖에 조사되지 않았기
때문에 셋째 아 분석에서는 사용할 수 없다.

공통 변수 이외에 초혼 분석에는 형제자매수를 도입한다. 형제자매수는 가정 내의
자원배분이라는 관점에서 초혼 타이밍에 미치는 영향에 대한 분석이 가능해진다. 한국
과 일본과 같이 결혼하기 전에 부모와 같이 사는 경향이 강한 사회에서는, 자녀가 많으
면 경제적인 부담 등으로 빨리 결혼을 시키려는 유인이 작용할 가능성이 있다. 또한
남아선호사상이 강한 한국은 아들에게 보다 많은 자원을 배분하기 위하여 딸을 빨리
결혼시키려 하는 가능성이 있다. 요컨대, 남자형제가 많으면 결혼이 빨라지는 현상이
보인다면 남아선호의 가능성이 있다고 결론지을 수 있다. 또한, 이 변수는 초혼 분석
이외의 분석(첫째 아부터 셋째 아)에도 사용하는데, 만일 초혼 분석에서 유의한 영향이
있다면, 첫째 아의 분석에서 그 변수를 고려하지 않으면 변수 부재에 의한 편향(omitted
variable bias)이 생길 가능성이 있다. 이 문제는 분석대상의 특수성에 의한 것으로 예를
들어, 첫째 아 분석의 대상이 되는 것이 초혼을 경험한 여성에 한정되기 때문이다. 따라
서, 출산 분석에서 형제자매 변수를 계속적으로 컨트롤해야 한다.

첫째 아 출산 분석에서는 형제자매 변수에 더하여 남편의 학력, 여성의 초혼 연령을
도입한다. 본 연구에서 사용되는 데이터는 크로스섹션이기 때문에 리스크 시작부터 이
벤트가 발생할 때까지의 시계열적인 사회경제적 요인을 알 수 없다. 즉, 이벤트가 일어
났을 당시의 소득, 부채 등의 변수는 파악하기 힘들다. 따라서 학력을 소득의 대리변수
로 간주하여 그 영향을 분석한다. 여성의 초혼연령은 여성의 생물학적 요인을 검토하기
위한 것으로, 초혼 연령이 늦어지는 것은 가임능력이 저하되는 것을 의미하기 때문에
그것이 어떠한 영향을 초혼 타이밍에 미치는지 알아본다.

둘째 아 및 셋째 아의 분석에서는 첫째 아 출산 분석에 사용된 변수에 더하여 이미
출산한 자녀의 성별 변수를 더한다. 이것은 양국의 남아선호사상을 검토하기 위한 변수

5년의 수업연한을 갖는다. 고전의 교육과정을 이수하게 되면 준학사(準學士)라는 학위를 받게 된다.
7) 일본 데이터의 경우, 해당 이벤트의 1년전, 한국은 이벤트 경험 전후 6개월의 취업상태에 대해 조사
했다. 단, 이 항목은 해당 이벤트를 경험한 여성만 조사되기 때문에 경험을 하지 않은 여성은 조사
당시의 취업상태를 나타낸다. 일본의 데이터는 설문자체가 해당 이벤트 경험 1년 전의 취업상태에
대해 묻고 있지만, 한국은 일자리의 변화에 대하여 묻고 있기 때문에 별도의 변수 가공을 하였다.
즉, 이벤트 경험 전후 6개월 시점에 일자리에 변화가 생겨 새로운 일자리를 얻은 여성과 일자리
변화가 없이 기존의 일자리를 유지하고 있는 여성을 취업 경험이 있다는 여성으로 정의하였다.

로써 남아선호가 존재한다면 둘째 아 출산분석에서는 첫째 아가 여아일 경우 출산확률이 높아진다. 그리고 셋째 아 출산분석에서는 첫째 아와 둘째 아의 성별구성을 변수화시키는데 두 자녀가 모두 남아, 그리고 두 자녀가 모두 여아의 변수를 만들어 두 자녀가 각각 남아와 여아 변수를 준거로 한다. 분석결과에서 두 자녀모두 여아일 경우에 출산확률이 증가하면 남아선호가 존재한다고 말할 수 있다.

IV. 분석결과

1. 초혼

초혼의 헤저드 분석을 하기 전에 먼저 양국 여성이 초혼을 경험하는 비율(유배우율)과 초혼을 언제 경험하는가(평균 연령)에 대해서 살펴보기로 한다. 그리고, 초혼 이전에 취업을 하는 비율이나 연령에 어떠한 경향이 있는지도 살펴본다. 표2는 출생 코호트 및 결혼 전의 취업유무별 기혼자 비율과 기혼자의 평균초혼연령을 나타내고 있는데, 대상은 초혼을 경험한 1955~84년 출생 여성과 초혼을 경험할 리스크가 있는 여성, 즉 조사시점에 미혼인 경우의 여성을 포함한다. 그러나 조사시점에 재학중인 여성은 제외하였다.

표 1. 출생코호트 및 초혼시점의 취업유무별 기혼자 비율과 기혼자의 평균초혼연령¹⁾²⁾

출생코호트(년)	한국			일본		
	기혼%	초혼연령 (Base N)	(Base N)	기혼%	초혼연령 (Base N)	(Base N)
1955~59	99	23.1	(1,085)	95	25.0	(424)
1960~64	98	24.5	(1,229)	96	25.2	(324)
1965~69	97	25.4	(1,407)	90	25.7	(337)
1970~74	95	25.6	(1,694)	79	24.7	(273)
1975~79	84	25.2	(1,173)	50	23.4	(186)
1980~84	42	23.1	(609)	15	[20.0]	(196)
초혼시점의 취업경험 ³⁾						
취업	78	25.1	(2,249)	78	25.1	(1,629)
비취업	96	24.6	(4,948)	55	23.4	(111)
합계	89	25.2	(7,197)	77	25.0	(1,740)

주: 1) 비율(%)과 평균은 가중치, 총수는 비가중치. [] 내의 수치는 샘플이 50 미만일 경우

2) 분석대상에는 학교에 재학하고 있는 여성은 제외함

3) 「초혼시점」은 일본의 경우 초혼 1년전, 한국은 초혼 6개월 전후를 가리킴

먼저 초혼을 경험한 비율을 보면, 모든 코호트에 있어서 한국 여성이 89%, 일본 여성이 77%로 한국이 더 높은 것을 알 수 있고, 특히 1955~69년에 태어난 한국 여성은 모두가 초혼을 경험했다고 볼 수 있다. 같은 코호트의 일본 여성을 보면, 모두가 초혼을 경험했다고 볼 수는 없지만, 90%이상 경험을 하고 있다⁸⁾. 하지만 1970년대 이후의 코호트부터 그 비율이 급속히 감소하여 1980~84년 코호트는 15%의 여성만이 초혼을 경험하고 있다는 것을 알 수 있다. 반면, 1980~84년에 태어난 한국 여성의 초혼 경험률은 1975~79년에 태어난 여성에 비해 절반까지 감소하고 그 비율은 42%이다.

초혼 연령을 보면, 초기 코호트(1955~64년)에서는 일본 여성이 높지만, 1965~69년 코호트에서는 한국 여성과 거의 유사하게 되어가고 있는 것을 볼 수 있다. 그 이후부터는 한국 여성의 초혼 연령이 높아지는 것을 알 수 있다. 그러나 여기서의 초혼 연령은 초혼을 경험한 여성만의 평균으로 일본 여성의 초혼 경험률이 한국 여성보다 낮기 때문에, 앞으로 일본의 초혼 연령이 높아질 가능성이 있다. 따라서 한국 여성의 초혼 연령이 일본보다 높다고 일률적으로 말할 수는 없다. 1980~84년에 태어난 여성의 초혼 연령은

8) 津谷(2009)의 연구에서는 1955년 이전 코호트의 초혼 경험률이 96~99%로 보고하고 있어서 그 시대의 일본 여성은 모두 초혼을 경험하고 있다고 할 수 있겠다.

분석 대상의 코호트 중에 가장 낮은 것으로 나타나고 있는데, 이것은 혼전 임신에 의한 결혼 이행의 가능성이 높은 것이 이유일 수 있다. 또한, 같은 시기 태어난 일본 여성의 초혼 연령은 샘플 사이즈가 작기 때문에 평균의 해석에 주의를 요한다.

다음으로 초혼시점의 취업유무와 초혼과의 관계를 보면, 초혼시점에 취업을 경험하고 있으면서 초혼에 이르는 비율은 양국 모두 78%이지만, 취업하고 있지 않은 비율은 한국 여성이 96%, 일본 여성은 55%이다. 하지만 일본 여성이 초혼시점에 취업하고 있지 않은 비율이 전체의 6.3%(111/1,740), 한국은 68.8%(4,948/7,197)로 나타나고 있어 일본 여성은 초혼을 경험하기 전에 거의 전원이 취업하고 있는 것을 알 수 있다. 초혼 연령은 양국 모두 초혼시점에 취업하고 있는 경우가 그렇지 않은 경우보다 일본 여성은 1.4세, 한국 여성은 0.5세로 그 차이는 일본 여성이 더 크다.

<표 1>의 통계로부터 알 수 있는 것은 양국 모두 만혼화가 진행되고 있으며, 젊은 코호트로 갈수록 그 경향이 명확해 지는 것, 그리고 일본은 초혼시점에 거의 모든 여성이 취업을 경험하고 있지만, 한국은 취업을 경험하고 있지 않은 비율이 크다는 것이다.

<표 2>는 초혼의 비례 해저드 분석에 의한 상대위험도(relative risk)를 나타내고 있다. 상대위험도라는 것은 추정된 계수(coefficient)의 지수로, 그 수치가 1보다 크면 양의 관계, 작으면 음의 관계를 의미한다. 양의 관계는 어떠한 이벤트가 일어날 때까지의 기간이 단축된다고 말할 수 있고, 음의 관계는 반대로 그 기간이 지연된다고 말할 수 있다.

표 2. 비례 해저드 모델을 이용한 초혼 분석: 상대위험도¹⁾²⁾³⁾

	한국	일본
출생 코호트(년)		
1955~59†	1.000	1.000
1960~64	0.707**	0.994
1965~69	0.698**	0.780**
1970~74	0.702**	0.693**
1975~79	0.673**	0.416**
1980~84	0.622**	0.104**
15세까지 주로 살았던 지역		
군부†	1.000	1.000
소도시	0.894**	0.975
대도시	0.801**	0.812**
여성의 학력		
중졸 이하	1.610**	1.973**
고졸†	1.000	1.000
초대졸	0.799**	0.785**
대졸 이상	0.689**	0.590**
여성의 취업경험(초혼시점에 취업=1) ⁴⁾	0.768**	1.413*
형제자매 수		
남자형제 수		
0명	0.887**	1.036
1명†	1.000	1.000
2명 이상	1.006	1.103
여자형제 수		
0명	1.026	1.041
1명†	1.000	1.000
2명 이상	1.062*	0.982
Log likelihood	-50605.345	-8126.471
LR chi-square(d.f)	1124.622(15)	259.216(15)
Prob. > chi-square	0.00	0.00
Observations	7,083	1,623

주: 1) **<1%, *<5%, #<10%

2) † 는 준거변수를 나타냄

3) 분석대상에는 학교에 재학하고 있는 여성은 제외함

4) 「초혼시점」은 일본의 경우 초혼 1년전, 한국은 초혼 6개월 전후를 가리킴

분석 결과를 보면, 1955~59년 코호트를 준거 변수로 일본은 1965~69년 코호트의 여성부터 유의하게 초혼확률이 감소하고, 한국은 1960~64년 코호트의 여성부터 초혼확률이 유의하게 감소한다. 이것은 젊은 코호트의 여성일수록 결혼이 지연되고 있다는 것을 의미하고, 1955~59년 코호트의 여성에 비해, 일본의 1980~84년 코호트 여성의 초혼확률이 90% 정도로 낮고, 같은 시기의 코호트의 한국 여성은 38% 낮은 것을 의미한다. 이 결과로부터 한국보다 일본의 만혼화의 속도가 더 빠르다는 것을 알 수 있다.

그리고 15세까지 주로 살았던 지역이 대도시일수록 양국 모두 군부에 비하여 일본은 19%, 한국은 20% 정도 초혼확률이 감소한다. 학력의 효과를 살펴보면, 양국 모두 학력이 높을수록 초혼확률은 감소하는 것을 알 수 있는데, 고졸에 비하여 중졸이하의 경우 일본 여성의 초혼확률은 97% 증가하고, 한국 여성은 61% 증가하는 것으로 나타났다. 고학력화에 의한 초혼확률의 감소는 여성자신의 가치관 변화와 학교에 다니는 기간의 증가에 따른 지연 등을 생각할 수 있지만, 중요한 요인은 결혼하는 것에 의한 기회비용에 있다고 생각되어 진다. 즉, 기회비용이라는 것은 결혼을 계기로 노동시장에서 벗어나는 경우와 비교하여, 노동시장에 잔류했을 경우에 원래 받았을 것이라 예상되는 수입 등을 생각할 수 있다. 이것이 높으면 높을수록 결혼은 늦어질 것이라 생각된다. 이를 검증하기 위해 초혼시점에 취업을 하고 있는지 없는지 나타내는 변수를 도입하였다. 초혼시점의 취업 경험은 일본 여성의 초혼확률에 양의 영향, 한국 여성에게는 음의 영향을 미치고 있는 것이 확인되었다. 그러나 최필선과 민인식(2015)에서는 반대의 영향이 있다는 것을 보여주고 있는데 그 이유는 그들의 연구에서는 청년 패널 데이터를 사용하여 분석하였기 때문에 표본의 코호트가 매우 최근이라고 할 수 있기 때문이다. 청년 패널의 조사 대상은 조사가 시작된 2007년에 만 15~29세이므로 1978~1992년에 태어난 표본이라고 할 수 있다. 이는 본 연구에서 사용된 표본에 포함되지 않는 젊은 인구들이 다수 포함되어 있어, 이들의 결혼 풍속, 예를 들어 맞벌이를 하지 않는 여성을 꺼리는 남성들의 결혼 가치관 등이 반영되어 있기 때문일 수도 있다. 그리고 일본의 경우는 예상과 다른 결과지만, 이것은 아마도 <표 1>에서 보았듯이 초혼시점에 거의 모든 여성이 취업을 경험하고 있기 때문이라고 생각된다.

가계내의 자원배분과 남아선호의 관점에서 도입한 형제자매 변수는 일본 여성에게 유의한 영향을 미치지 않은 반면, 한국은 남자 형제가 1명 있는 여성에 비하여, 없는 여성의 초혼확률이 유의하게 감소하는 것을 나타내고 있다. 이것은 남자 형제가 있으면

초혼확률이 높아지는 것이라고 생각할 수 있다. Greenhalgh(1985)에 따르면 유교적 문화 배경을 가진 나라들에서는 딸의 경우 부모가 교육을 빨리 중단시키고, 남자형제의 교육을 위하여 가계의 경제적 자원에 도움을 주는 역할을 하는 경향이 있다고 한다. 하지만 경제적으로 발전하지 않았던 시기의 한국에서는 남존여비 사상과 함께 여성이 직업을 갖는 것이 힘들었고, 가계내 자원의 관점에서 부모는 하나라도 가족 수를 줄이기 위해 딸을 빨리 결혼시키는 경향이 있을 가능성이 크다. 이러한 결과는 한국에 남아선호가 존재하고 있다는 것을 시사한다고 볼 수 있다⁹⁾. 또한 여자형제가 2명 이상 있는 여성은 1명 있는 여성보다 초혼확률이 증가하는 결과를 보여주고 있는데 이것도 가계내 자원의 관점에서 설명할 수 있을 것이라 생각된다.

2. 첫째 아 출산

본 절에서는 초혼을 경험한 여성이 어떠한 경향으로 첫째 아를 가지는지에 대하여 분석한다. <표 3>은 출생 코호트 및 첫째 아 출산시점의 취업유무별로 초혼에서 첫째 아 출산에 이르는 이행비율과 평균 간격을 개월 수로 나타낸 것이다. 분석대상은 1955~84년에 태어나 초혼을 경험한 여성으로 일본의 경우에는 기혼 남성 응답자의 아내도 포함된다.

앞에서도 언급한 바와 같이 초혼부터 첫째 아 출산까지의 기간을 혼전임신을 고려한 경우와 고려하지 않은 경우로 나누어 살펴본다. 먼저 초혼을 경험한 여성의 첫째 아 출산 비율을 보면, 전체 평균으로 한국이 94%, 일본이 91%로 나타난다. 코호트별로 보면 1970년 이전 코호트까지는 양국 모두 90%이상의 여성이 초혼 경험 후 첫째 아를 출산하고 있지만, 그 이후의 1975~79년, 1980~84년은 각각 한국이 86%와 72%, 일본이 77%와 65%으로 감소 경향을 보이고 있는 것을 알 수 있다.

초혼부터 첫째 아 출산까지의 평균기간은 혼전 임신을 포함한 경우, 한국이 17.4 개월, 일본이 23.1 개월로 한국이 일본보다 7개월 정도 짧은 것을 알 수 있다. 또한, 양국 모두 젊은 코호트일수록 그 기간이 짧아지고 있고, 이런 경향은 한국보다 일본이 더

9) 형제자매 변수는 추정의 안정성과 양국을 비교하기 위해 형제가 1명 있는 여성을 준거변수로 설정하였으나 남자형제수 0명을 준거변수로 하면, 한국 여성의 경우, 남자형제수 1명, 2명 이상 변수도 양의 유의성을 가진다.

크게 나타난다. 혼전 임신을 포함하지 않은 경우의 기간은 양국 모두 혼전 임신을 포함한 경우보다 3개월 길고, 전체적인 경향성은 혼전 임신을 포함한 경우와 거의 유사하다.

표 3. 출생코호트 및 첫째 아 출산시점의 취업유무별 초혼에서 첫째 아로의 이행률(%)과 평균 간격(월)¹⁾²⁾

출생코호트 (년)	한국				일본			
	이행률%	평균간격(월)		(Base N)	이행률%	평균간격(월)		(Base N)
		혼전임신 포함 ³⁾	혼전임신 불포함			혼전임신 포함	혼전임신 불포함	
1955~59	98	18.7	21.9	(932)	94	22.2	25.4	(572)
1960~64	97	17.8	21.1	(1,084)	95	23.6	27.0	(502)
1965~69	97	17.7	21.0	(1,257)	92	25.0	29.3	(519)
1970~74	96	17.4	20.2	(1,508)	91	24.9	30.5	(374)
1975~79	86	16.2	19.5	(931)	78	15.3	23.2	(153)
1980~84	72	12.5	16.8	(241)	63	[14.5]	[26.2]	(51)
첫째 아 출산시점의 취업경험 ⁴⁾								
취업	90	17.5	19.9	(1,221)	91	23.4	28.1	(1,544)
비취업	96	17.4	20.8	(4,732)	90	23.0	26.5	(627)
합계	94	17.4	20.6	(5,953)	91	23.3	27.7	(2,171)

주: 1) 비율(%)과 평균은 가중치, 총수는 비가중치. [] 내의 수치는 샘플이 50 미만일 경우

2) 분석대상에는 학교에 재학하고 있는 여성은 제외함

3) 「혼전임신」이란 초혼으로부터 8개월 미만의 출산이라 정의함

4) 「첫째 아 출산시점」은 일본의 경우 출산 1년전, 한국은 출산 6개월 전후를 가리킴

첫째 아 출산시점의 취업경험이 첫째 아를 출산하는 기간과 어떤 관계가 있는지 나타난 것이 <표 3>의 하단에 있는 수치이다. 결과를 보면, 첫째 아 출산시점에 취업을 했는지 안했는지에 상관없이 일본 여성은 약 90% 정도가 출산을 경험하고 있지만, 한국은 취업하지 않은 여성의 출산 이행률이 높은 것을 알 수 있다. 취업 유무별로 초혼부터 첫째 아 출산까지의 기간을 보면, 일본은 취업한 경우의 기간이 취업하지 않은 경우보다 길지만, 한국은 양자 간의 차이가 보이지 않는다. 하지만 혼전 임신을 포함하지 않은 경우는 1개월 정도 차이가 보이는데, 이것은 취업 경험 없이 혼전 임신으로 첫째 아를 출산한 여성의 기간이 취업 경험이 있는 여성보다 짧다는 것을 의미한다.

<표 4>는 첫째 아 출산의 비례 해저드 분석 결과를 나타낸 것이다. 분석은 전술한 바와 같이 혼전 임신을 포함한 경우와 포함하지 않은 경우로 나누어 행한다. 먼저 출생 코호트에 의한 영향을 보면, 혼전 임신을 포함한 경우, 1955~59년에 태어난 여성에 비하여 일본의 1980~84년에 태어난 여성은 5%의 유의수준에서 양의 영향을 미치고 있지만, 한국의 같은 코호트의 여성은 유의하지는 않다. 하지만, 1975~79년 코호트의 한국 여성은 음의 영향(유의수준 10%)을 미치고 있다는 것을 나타내고 있다. 반면, 혼전 임신을 포함하지 않는 경우, 유의하지 않은 코호트도 있지만 전체적으로 젊은 코호트 일수록 첫째 아를 출산하는 확률이 감소하는 경향이 있다. 이는 곧 젊은 코호트의 출산을 주도하고 있는 것은 양국 모두 혼전임신을 통한 속도위반결혼일 것이라는 가능성을 시사한다.

표 4. 비례 해저드 모델을 이용한 첫째 아 출산 분석: 상대위험도¹⁾²⁾³⁾

	혼전임신 포함		혼전임신 불포함	
	한국	일본	한국	일본
출생 코호트(년)				
1955~59†	1.000	1.000	1.000	1.000
1960~64	1.000	1.053	0.963	1.019
1965~69	1.020	0.948	0.958	0.852*
1970~74	0.954	1.028	0.905#	0.903
1975~79	0.906#	1.035	0.810**	0.685*
1980~84	1.036	1.833*	0.863	1.042
15세까지 주로 살았던 지역				
군부†	1.000	1.000	1.000	1.000
소도시	0.952	0.935	0.945	0.873*
대도시	0.863**	0.852*	0.880**	0.823**
여성의 학력				
중졸 이하	0.826**	0.906	0.799**	0.897
고졸†	1.000	1.000	1.000	1.000
초대졸	0.969	0.935	1.003	0.960
대졸 이상	0.957	0.758**	0.998	0.753**
여성의 취업경험 (첫째 아 출산시점에 취업=1) ⁴⁾				
	0.832**	0.991	0.856**	0.970

	혼전임신 포함		혼전임신 불포함	
	한국	일본	한국	일본
남편의 학력				
중졸 이하	0.998	1.008	1.079	0.934
고졸†	1.000	1.000	1.000	1.000
초대졸	1.036	0.996	1.084	0.997
대졸 이상	1.008	0.935	1.039	0.995
형제자매 수				
남자형제 수				
0명	0.935	0.986	0.923	1.063
1명†	1.000	1.000	1.000	1.000
2명 이상	1.036	0.976	1.025	0.994
여자형제 수				
0명	0.982	1.043	0.982	1.129#
1명†	1.000	1.000	1.000	1.000
2명 이상	1.038	1.068	1.021	1.014
여성의 초혼연령				
23세 미만	0.983	1.106	0.936	0.950
23~24세†	1.000	1.000	1.000	1.000
25~26세	0.987	0.918	1.054	0.912
27~29세	0.918#	0.881#	1.004	0.917
30세 이상	0.829**	0.697**	0.850*	0.649**
Log likelihood	-40645.047	-11403.584	-31060.346	-8951.083
LR chi-square(d.f)	107.790(22)	86.927(22)	79.054(22)	71.763(22)
Prob. > chi-square	0.000	0.000	0.000	0.000
Observations	5,581	1,828	4,377	1,497

주: 1) **<1%, *<5%, #<10%

2) † 는 준거변수를 나타냄

3) 분석대상에는 학교에 재학하고 있는 여성은 제외함

4) 「첫째 아 출산시점」은 일본의 경우 출산 1년전, 한국은 출산 6개월 전후를 가리킴

15세까지 주로 살았던 지역은 혼전 임신인지 아닌지에 관계없이 대도시에서 살았던 경우에는 양국 모두 첫째 아를 출산하는 확률이 유의하게 감소한다. 그리고 학력의 영향을 살펴보면, 혼전 임신의 포함여부에 관계없이 일본 여성은 고졸에 비해 대졸이상 여성의 출산확률이 감소하고, 한국 여성은 고졸에 비해 중졸이하 여성의 출산확률이 감소하

는 것을 알 수 있다.

첫째 아 출산시점에 취업을 하고 있는 여성은 한국에만 유의한 음의 영향이 있고, 그 효과는 혼전 임신에 관계없이 동일하다. 일본의 경우는 유의하지는 않지만 음의 방향성을 띄고 있다. 그리고 남편의 학력은 양국 모두 유의한 영향이 보이지 않는다. 초혼 연령은 여성의 생물학적 요인을 검증할 수 있는 변수로서 양국 모두 혼전 임신 유무와 관계없이 초혼 연령이 높을수록 첫째 아의 출산확률은 유의하게 감소하지만, 그 효과는 일본이 한국보다 높은 것을 알 수 있다. 특히 초혼을 30세 이후에 경험하게 되면 첫째 아의 출산확률이 크게 감소하고, 이는 여성의 결혼이 늦어질수록 자녀의 출산도 늦어진다는 것으로 해석할 수 있다.

3. 둘째 아 출산

<표 5>는 첫째 아를 출산한 여성이 둘째 아를 출산하기까지의 기간, 그리고 둘째 아 출산시점의 취업유무별로 둘째 아를 출산하기까지의 기간을 나타낸 것이다. 분석대상은 1955~84년에 태어나 첫째 아를 출산한 경험이 있는 여성으로 일본의 경우에는 기혼 남성 응답자의 아내도 포함된다.

첫째 아를 출산하고 둘째 아를 출산한 비율은 한국이 79%, 일본이 81%로, 젊은 코호트일수록 감소하는 것을 볼 수 있다. 그리고 그 기간은 양국 모두 1965~69년 출생 코호트를 정점으로 하는 산의 형태를 띄고 있는 것을 알 수 있고, 평균 기간은 한국이 34.1 개월, 일본이 36.3 개월로 일본이 약간 길지만 젊은 코호트로 올수록 그 차이는 줄어든다.

표 5. 출생코호트 및 첫째 아 출산시점의 취업유무별 첫째 아에서 둘째 아로의 이행률(%)과 평균 간격(개월)¹⁾²⁾

출생코호트(년)	한국			일본		
	이행률%	평균간격(개월)	(Base N)	이행률%	평균간격(개월)	(Base N)
1955~59	88	31.5	(1,047)	87	34.7	(542)
1960~64	85	34.9	(1,162)	82	36.5	(492)
1965~69	85	36.1	(1,320)	85	38.1	(490)
1970~74	81	34.2	(1,540)	78	37.1	(350)
1975~79	59	33.3	(851)	62	32.6	(120)
1980~84	39	26.9	(188)	36	[26.4]	(34)
둘째 아 출산시점의 취업경험 ³⁾						
취업	70	33.1	(1,189)	73	40.7	(800)
비취업	81	34.3	(4,919)	86	33.8	(1,228)
합계	79	34.1	(6,108)	81	36.3	(2,028)

주: 1) 비율(%)과 평균은 가중치, 총수는 비가중치. [] 내의 수치는 샘플이 50 미만일 경우

2) 분석대상에는 학교에 재학하고 있는 여성은 제외함

3) 출산간격이 0인 쌍생아는 제외함

4) '둘째 아 출산시점'은 일본의 경우 출산 1년전, 한국은 출산 6개월 전후를 가리킴

<표 6>은 둘째아 출산의 비례 해저드 분석 결과를 나타내고 있다. 출생 코호트가 둘째 아의 출산에 미치는 영향을 보면, 일본은 유의한 영향을 보이지 않지만, 한국은 1955~59년 코호트와 비교하여 1960~64년, 1965~69년 코호트가 음의 영향을 미치고 있다. 그리고 15세까지 주로 살았던 지역은 군부보다 도시일수록, 양국 모두 둘째 아 출산확률이 유의하게 감소하는 것을 보여주고 있다. 학력의 효과를 보면, 한국은 고졸에 비해 중졸이하의 경우가 10%의 유의수준에서 양의 영향을 미치고 있지만, 그 이외의 학력변수는 유의한 영향이 없다.

표 6. 비례 해저드 모델을 이용한 둘째 아 출산 분석: 상대위험도¹⁾²⁾³⁾⁴⁾

	한국	일본
출생 코호트(년)		
1955~59†	1.000	1.000
1960~64	0.863**	0.897
1965~69	0.918#	0.957
1970~74	0.983	0.983
1975~79	0.905	1.000
1980~84	1.171	1.491
15세까지 주로 살았던 지역		
군부†	1.000	1.000
소도시	0.880**	0.809**
대도시	0.817**	0.763**
여성의 학력		
중졸 이하	1.121#	1.237
고졸†	1.000	1.000
초대졸	0.932	1.086
대졸 이상	0.937	1.116
여성의 취업경험(첫째 아 출산시점에 취업=1) ⁵⁾	0.754**	0.540**
남편의 학력		
중졸 이하	0.988	1.137
고졸†	1.000	1.000
초대졸	1.135*	0.854#
대졸 이상	1.076#	0.850*
형제자매 수		
남자형제 수		
0명	0.869*	0.942
1명†	1.000	1.000
2명 이상	1.057	1.034
여자형제 수		
0명	0.962	0.926
1명†	1.000	1.000
2명 이상	1.093*	1.127
여성의 초혼연령		
23세 미만	1.011	1.014

	한국	일본
23~24세†	1.000	1.000
25~26세	0.927#	0.889
27~29세	0.934	0.866#
30세 이상	0.806**	0.650**
첫째 아의 성별(남아=1)	0.843**	1.021
Log likelihood	-35466.578	-9763.862
LR chi-square(d.f)	216.983(22)	201.514(22)
Prob. > chi-square	0.000	0.000
Observations	5,650	1,760

주: 1) **<1%, *<5%, #<10%

2) † 는 준거변수를 나타냄

3) 분석대상에는 학교에 재학하고 있는 여성은 제외함

4) 출산간격이 0인 쌍생아는 제외함

5) 『둘째 아 출산시점』은 일본의 경우 출산 1년전, 한국은 출산 6개월 전후를 가리킴

둘째 아 출산시점에 취업을 하고 있는 여성은 양국 모두 둘째 아 출산에 유의한 음의 영향을 미치고 있고, 그 효과는 한국이 -25%, 일본이 -46%로 일본이 한국보다 약 2배정도 큰 것을 알 수 있다. 그리고 초혼을 23~24세에 경험한 여성에 비하여, 30세 이상일수록 양국 모두 둘째 아를 출산하는 확률이 유의하게 감소하여 일본이 한국보다 그 효과가 큰 것을 볼 수 있다. 단, 한국은 25~26세, 일본은 27~29세에 초혼을 경험한 여성도 10%의 유의수준에서 음의 영향을 미치고 있다.

남아선호의 영향을 분석하기 위해 추가한 첫째 아의 성별구성 변수는 한국만이 유의한 영향을 보이고 있는데, 첫째 아가 남아일수록 둘째 아를 출산할 확률이 유의하게 감소하는 것을 알 수 있다. 이 결과로부터 한국은 남아선호의 경향이 있다고 할 수 있는데 다음 절의 자녀 2명의 성별구성에 따른 결과를 보면 보다 명확히 남아선호의 영향을 알 수 있을 것이다.

4. 셋째 아 출산

<표 7>은 둘째 아를 출산한 여성이 셋째 아를 출산한 비율과 그 기간을 나타낸 것이다. 분석대상은 1955~84년에 태어나 둘째 아를 출산한 경험이 있는 여성으로 일본의

경우에는 기혼 남성 응답자의 아내도 포함된다. 셋째 아를 출산하는 평균비율은 한국이 19%, 일본이 26%로 일본이 한국보다 큰 것을 알 수 있다. 그리고 셋째 아를 출산할 때까지의 평균 기간은 일본이 한국보다 약 4개월 짧은 것을 볼 수 있다.

표 7. 출생코호트 및 첫째 아 출산시점의 취업유무별 둘째 아에서 셋째 아로의 이행률(%)과 평균 간격(개월)¹⁾²⁾

출생코호트(년)	한국			일본		
	이행률%	평균간격(개월)	(Base N)	이행률%	평균간격(개월)	(Base N)
1955~59	28	43.3	(638)	33	41.9	(289)
1960~64	21	51.1	(700)	41	41.9	(211)
1965~69	20	48.4	(797)	37	43.0	(192)
1970~74	15	43.8	(935)	31	[34.7]	(113)
1975~79	9	[30.3]	(337)	15	[34.5]	(23)
1980~84	5	[29.5]	(40)	0	0.0	(0)
합계	19	45.8	(3,447)	26	41.6	(828)

주: 1) 비율(%)과 평균은 가중치, 총수는 비가중치. [] 내의 수치는 샘플이 50 미만일 경우
2) 출산간격이 0인 쌍생아는 제외함

표 8. 비례 해저드 모델을 이용한 셋째 아 출산 분석: 상대위험도¹⁾²⁾³⁾

	한국	일본
출생 코호트(년)		
1955~59†	1.000	1.000
1960~64	0.889	1.241#
1965~69	1.169	1.300*
1970~74	1.292*	1.438*
1975~79	1.956**	0.754
1980~84	1.479	2.268
15세까지 주로 살았던 지역		
군부†	1.000	1.000
소도시	0.793*	0.769*
대도시	0.790**	0.784*
여성의 학력		
중졸 이하	1.612**	0.708

	한국	일본
고졸†	1.000	1.000
초대졸	0.818	1.058
대졸 이상	0.778#	0.912
남편의 학력		
중졸 이하	1.472**	1.100
고졸†	1.000	1.000
초대졸	1.143	1.100
대졸 이상	1.005	0.978
형제자매 수		
남자형제 수		
0명	0.863	0.939
1명†	1.000	1.000
2명 이상	1.113	0.946
여자형제 수		
0명	1.127	0.884
1명†	1.000	1.000
2명 이상	1.152#	1.045
여성의 초혼연령		
23세 미만	1.416**	1.088
23~24세†	1.000	1.000
25~26세	1.036	0.872
27~29세	1.184	0.803
30세 이상	0.865	0.899
자녀의 성별구성		
남아와 여아†	1.000	1.000
둘다 남아	0.875	1.382**
둘다 여아	3.286**	1.481**
Log likelihood	-7244.389	-3660.634
LR chi-square(d.f)	527.242(23)	43.858(23)

주: 1) **<1%, *<5%, #<10%

2) † 는 준거변수를 나타냄

3) 출산간격이 0인 쌍생아는 제외함

<표 8>은 셋째 아 출산의 비례 해저드 분석 결과를 나타내고 있다. 먼저 출생 코호트의 영향을 보면, 일본은 1955~59년에 태어난 여성에 비하여 1960~74년에 태어난 여성일수록 셋째 아 출산확률이 유의하게 증가하지만, 한국은 1970~79년에 태어난 여성이 유의하게 증가하고 있다. 이 결과는 津谷(2009)가 지적하는 것처럼 셋째 아를 출산하는 여성이 소수이고, 그 경향이 젊은 코호트일수록 증가하는 선택적 편향(selection bias)에 의한 것이라고 생각된다. 실제로 Tsuya 등(2009)에 의하면, 일본의 둘째아부터 셋째아의 이행률은 1970년대부터 30~40%의 사이에서 변동하고 있는 반면, 한국은 1970년대 초반에 약 90%였지만 2000대 초반에는 약 20%정도로 급격한 감소를 보이고 있는 것을 알 수 있다. 또한 1975~84년 코호트의 여성은 <표 7>에서 살펴본 바와 같이 샘플 사이즈가 작기 때문에, 추정결과가 불안정한 것이라 생각된다. 그리고 15세까지 주로 살았던 지역의 영향은 양국 모두 도시에 살았던 여성일수록 셋째 아의 출산확률은 유의하게 감소한다.

학력의 영향은 한국만이 학력이 높을수록 셋째 아의 출산확률이 감소하고, 남편의 학력이 낮을수록 증가하는 것을 알 수 있다. 그리고 초혼 연령은 한국만이 23~24세에 초혼을 경험한 여성에 비하여 23세 미만에 경험한 여성은 셋째 아의 출산확률이 유의하게 증가하고 있는 것을 볼 수 있다.

자녀의 성별구성의 영향은 양국 사이에 명확한 차이가 보인다. 일본은 이미 출산한 두명의 자녀의 성별이 남아인지 여아인지에 관계없이 셋째 아를 출산하는 확률은 증가하지만, 한국은 두 자녀가 모두 여아일 경우에만 셋째 아 출산확률이 증가하는데, 그 효과는 두 자녀가 각각 남아와 여아인 여성보다 3배 이상 크다는 것을 볼 수 있다. 하지만, 남아가 둘인 한국 여성의 셋째 아 출산확률은 유의하지는 않지만 감소하고 있는 것을 알 수 있다. 이 결과로부터 일본은 남아선호보다는 자녀의 성별이 어느 쪽으로도 치우치지 않는 방향으로 자녀를 출산하려 하는 경향, 즉 혼합선호(mixed preference)가 있는 걸 볼 수 있지만, 한국은 매우 강한 남아 선호의 경향이 있는 것을 알 수 있다¹⁰⁾.

10) 曹(2013)는 한국과 일본의 출산의향에 대하여 분석을 하고 있는데, 한국의 경우, 본 연구의 결과와 마찬가지로 자녀 2명의 성별구성이 남아와 여아 1명씩 있는 여성에 비하여 여아만 2명이 있는 경우에 다음 자녀의 출산의향이 증가하는 것을 보여주고 있다. 반면, 일본의 경우는 유의한 영향이 없었기 때문에, 본 연구의 결과와 같이 공평하게 자녀의 성별을 배분하려는 경향이 있다고 할 수 있다.

V. 결론

본 연구는 한국과 일본 여성의 초혼과 자녀의 출산(첫째 아부터 셋째 아)에 관하여 양국의 마이크로 데이터를 이용하여 Cox의 비례 해저드 모델로 분석하였다. 분석결과를 요약하면, 일본은 초혼을 경험한 여성의 평균비율이 한국보다 낮지만(한국: 89%, 일본: 77%), 양국 모두 초혼을 경험한 여성의 90% 이상은 첫째 아들 출산한다는 것을 알 수 있었다(한국: 94%, 일본: 91%). 하지만, 그 비율은 둘째 아 출산부터 감소하기 시작하여(한국: 79%, 일본: 79%), 셋째 아 출산에서는 매우 낮아진 것을 알 수 있었다(한국: 19%, 일본: 26%). 또한, 코호트 별로 보면, 모든 이벤트에 있어서 젊은 코호트일수록 그 비율이 급격하게 감소하는 것을 알 수 있었고, 이 결과와 岩澤(2008)의 결과를 종합하여 생각할 때, 일본의 출산력 저하는 초혼의 감소가 매우 큰 요인이라고 생각된다. 반면, 한국도 일본과 마찬가지로 급격한 초혼의 감소와 더불어 둘째 아와 셋째 아의 출산이 감소한 것이 출산력 저하의 큰 요인이라 생각된다. 특히 2000년 한국의 셋째 아 출산은 일본보다 낮고, 1960년에 비하여 1/5로 축소되어(Tsuya et al., 2009), 셋째 아를 출산하는 여성의 감소가 한국의 출산력 저하의 큰 이유라 생각된다.

초혼, 첫째 아 출산, 둘째 아 출산, 셋째 아 출산의 비례 해저드 모델 분석 결과에서는, 모든 분석에서 공통적으로 영향을 미친 요인으로 양국 모두 15세까지 주로 살았던 지역과 초혼 연령을 들 수 있다. 15세까지 주로 살았던 지역이 도시일수록, 초혼부터 셋째 아 출산의 확률이 낮아졌고, 초혼 연령이 높을수록 첫째 아부터 셋째 아의 출산확률이 낮아지는 것을 알 수 있었다. 그러나 출생 코호트는 주로 초혼에 큰 영향을 준다는 것이 확인되었다. 그리고 셋째 아의 분석에서는 예상했던 결과와 다르게 젊은 코호트일수록 출생확률이 높아지는 것을 알 수 있었는데, 이것은 선택적 편향에 의한 결과로 해석된다.

여성의 학력에 의한 영향은 양국 모두 초혼을 늦추는 효과를 가지고 있으나, 첫째 아 출산확률에서는 일본 여성만이 음의 유의한 영향이 있었다. 그러나 셋째 아 분석은 한국만이 음의 영향을 보였다. 그리고 남편 학력의 영향은 첫째 아 일 경우 유의한 영향이 보이지 않았고, 둘째 아 출산에 유의한 영향을 미치고는 있으나, 한국은 양의 효과, 일본은 음의 효과를 가지고 있다는 것을 알게 되었다. 그리고 남편의 학력이 중졸 이하인 여성은, 한국의 경우, 고졸의 남편을 가진 여성보다 셋째 아의 출산확률을 증가시키는 것을 알 수 있었다.

그리고 각 이벤트별 취업경험은 양국이 다른 패턴을 보였는데, 초혼과 첫째 아 출산시점의 경우, 한국은 유의하게 초혼과 첫째 아 출산 확률을 감소시키는 영향을 미치는 반면, 일본은 유의한 영향이 보이지 않았다. 초혼 확률의 감소 이유는 아마도 양국이 초혼시점에 취업하는 경향이 다른 것에 의한 것이라 생각된다. 즉, 일본은 초혼의 경험 유무에 관계없이 취업을 하고 있는 경향이 큰 반면, 한국은 그렇지 않기 때문일 가능성이 크다. 하지만, 둘째 아 출산시점에 취업을 한 경험은 양국 모두 둘째 아를 출산하는 확률에 유의한 음의 영향이 있었다.

요약하면, 일본 여성의 취업은 둘째 아의 출산을 지연시키는 효과를 가지고 있지만, 한국은 초혼, 첫째 아, 그리고 둘째 아의 출산을 지연시키고 있다는 것을 의미한다. 이것은 양국의 노동시장의 차이에 의해 설명될 수 있다. 즉, 한국 여성이 선택할 수 있는 시간제 노동의 범위가 작고 한정되어 있기 때문에, 일을 하려하면 장시간 노동을 하거나 그것이 불가능할 경우에는 일을 포기할 수밖에 없는 것을 들 수 있다(Choe et al., 2004). 반면, 일본 여성은 시간제 노동의 종류와 기회가 광범위하기 때문에 초혼 및 첫째 아까지는 유의한 영향을 미치지 않지만, 자녀가 2명이 되는 것은 육아에 따른 부담이 더욱 커지는 것을 의미하기 때문에 둘째 아의 출산을 주저하게 되는 경향이 있다고 보여진다. 그리고 한국은 매우 강한 남아선호사상이 있는 반면, 일본은 남아선호사상이 보이지 않았고, 오히려 자녀의 성별을 균등히 배분하려는 경향이 있다는 것을 알 수 있었다.

마지막으로 본 연구의 한계점에 대하여 간단하게 언급하면, 본 연구에서는 장기간 추적되어 온 패널 조사가 아닌 어느 한 시점에서 과거를 회상한 자료를 사용하여 분석하였기 때문에 오래된 코호트일수록 그 이벤트 또한 매우 과거에 발생하여 현재와 괴리가 생길 가능성이 있다는 단점이 있다. 그러나 본 연구에서는 한국과 일본 여성에 대하여 비교적 긴 폭(span)의 기간에 걸친 행동(결혼, 출산)양식에 대하여 분석한 것에 큰 의의가 있다고 생각된다.

조성호는 일본 게이오대학에서 경제학 석.박사학위를 받았으며, 현재 한국보건사회연구원에서 부 연구위원으로 재직 중이다. 주요 관심분야는 노동경제, 가족경제, 인구학이다.

(E-mail: jotting0207@gmail.com)

참고문헌

- 류기철, 박영화. (2009). 한국여성의 출산을 변화와 출산간격 영향요인. *한국인구학*, 32(1), pp.1-23.
- 민현주. (2007). 엄마의 취업과 자녀태움에 관한 동태적분석. *한국사회학*, 41(3), pp.106-126.
- 민현주, 김은지. (2011). 출산순위별 출산결정요인 분석. *한국사회학*, 45(4), pp.198-222.
- 유홍준, 현성민. (2010). 경제적 자원이 미혼 남녀의 결혼 연기에 미치는 영향. *한국인구학*, 33(1), pp.75-101.
- 윤자영. (2012). 노동시장통합과 결혼 이행. *한국인구학*, 35(2), pp.159-184.
- 은기수. (1999). 생애과정이 결혼시기에 미치는 영향: 생애사건연쇄분석. *한국인구학*, 22(2), pp.47-71.
- 은기수. (2001). 결혼연령 및 결혼코호트와 첫 출산간격의 관계: 최근의 낮은 출산력수준에 미치는 함의를 중심으로. *한국사회학*, 35(6), pp.105-139.
- 이삼식, 신인철, 조남훈, 김희경, 정운선, 최은영, 등. (2005). *저출산 원인 및 종합대책연구*. 서울: 한국보건사회연구원.
- 이삼식, 최효진. (2014). 가임기 기혼여성의 노동시장 참여형태가 출산 이행에 미치는 영향. *보건사회연구*, 34(4), pp.153-184.
- 이상호, 이상현. (2010). *저출산·인구고령화의 원인에 관한 연구: 결혼결정의 경제적 요인을 중심으로*. 서울: 한국은행 금융경제연구원.
- 조성호. (2014). 최근 미혼 인구의 특성과 동향: 이성교제를 중심으로. *보건복지포럼*, 213, pp.14-23.
- 최필선, 민인식. (2015). 청년층의 취업과 임금이 결혼이행에 미치는 영향: 이산시간 해저드 모형의 응용. *한국인구학*, 38(2), pp.57-83.
- 통계청. (2013). *2012년 출생통계(확정)*. 대전: 통계청.
- 한국여성정책연구원. (2008). *2008년 여성가족패널조사 사업보고서 및 제 1차 기초분석보고서*. 서울: 한국여성정책연구원.
- 滋野由紀子·松浦克己. (2003). 出産・育児と就業の両立を目指して—結婚・就業選択と既婚—

- 就業女性に対する育児休業制度の効果を中心に－. 季刊社会保障研究, 39(1), pp.43-54.
- 岩澤美帆. (2008). 初婚・離婚の動向と出生率への影響. 人口問題研究, 64(4), pp.19-34.
- 蒲田健司. (2013). 地域の就業・子育て環境と出生タイミングに関する研究. 人口問題研究, 69(1), pp.42-66.
- 国立社会保障・人口問題研究所. (2013). 人口の動向：日本と世界－人口統計資料集 2013. 国立社会保障・人口問題研究所.
- 曹成虎. (2013). 有配偶女性の出生意欲に関する日韓比較分析－子どもの養育費と性別選好を中心に－. 人口学研究, 49, pp.17-30.
- 津谷典子. (1991). 出生力転換理論再考. 人口学研究, 14, pp.49-66.
- 津谷典子. (2006). わが国における家族形成のパターンと要因. 人口問題研究, 1・2, pp.1-19.
- 津谷典子. (2009). なぜわが国の人口は減少するのか：女性・未婚化・少子化. 津谷典子・樋口美雄編. (編). 人口減少と日本経済：労働・年金・医療制度のゆくえ, 日本経済新聞出版社, pp.3-52.
- 津谷典子. (2011). 未婚化の要因－ジェンダーからみた学歴と雇用. 阿藤誠・西岡八郎・津谷典子・福田亘孝編. 少子化時代の家族変容－パートナーシップと出生行動－, 東京大学出版会, pp.19-44.
- 新谷由里子. (1998). 結婚・出産期の女性の就業とその決定要因－1980年代以降の就業行動の変化とその関連より－. 人口問題研究, 54(4), pp.46-62.
- 福田節也. (2007). ジェンダーシステムと女性の結婚選択(2)日本における「女性の経済的自立仮説」の検証. 季刊家計経済研究, 76, pp.53-62.
- 永瀬伸子. (1999). 少子化の要因：就業環境か価値観の変化か－既婚者の就業形態選択と出産時期の選択－. 人口問題研究, 55(2), pp.1-18.
- 三好向洋. (2013). 日本における労働市場と結婚選択. 日本労働研究雑誌, 638, pp.33-42.
- Bongaarts, J. (1978). Perpetual Postponers? Women's, Men's and Couple's Intentions and Subsequent Fertility Behavior. *Populations and Development Review*, 4(1), pp.105-132.
- Choe, Minja Kim, Larry L. Bumpass, Noriko O. Tsuya. (2004). "Employment," in Noriko O. Tsuya and Larry L. Bumpass, (Ed.), *Marriage, Work, and Family Life in Comparative Perspective: Japan, South Korea, and the United States*.

pp.95-113.

- Cox, D. R. (1972) Regression Models and Life Tables. *Journal of Royal Statistical Society. Series B(Methodological)*, 34(2), pp.187-220.
- Greenhalgh, S. (1985). Sexual Stratification: The Other Side of ‘Growth with Equity’ in East Asia. *Population and Development Review*, 11, pp.265-314.
- Kitagawa, E. M. (1955). Components of A Difference between Two Rates. *Journal of the American Statistical Association*, 50, pp.1168-94.
- Suzuki, Toru. (2008). Korea’s Strong Familism and Lowest-Low Fertility. *International Journal of Japanese Sociology*, 17, pp.30-41.
- Tsuya, Noriko O., Minja Kim Choe, & Feng Wang. (2009). Below Replacement Fertility in East Asia: Patterns, Factors, and Policy Implications. *Paper presented at the XXVI IUSSP International Population Conference* (Session 154 “Changing Landscape in Asia”), 27 September - 2 October 2009, Marrakech, Morocco.

The Timing of First Marriage and Family Formation in Korea and Japan

Cho, Sungho

(Korea Institute for Health and Social Affairs)

This study examines first marriage and childbirth (from first child to third child) in Korean and Japanese women in a life-cycle perspective. Findings from this study indicated that first marriage was negatively related to birth-cohort, educational attainment and living area (rural/urban area) until the age of 15. Women who lived in urban areas were less likely to get married and to give birth to first, second, and third children. The higher a woman's age at first marriage, the less she gives birth to first, second, and third children. Regarding economic activities, having a job delays a second childbirth in Japanese women, whereas it delays first marriage and first and second childbirths in Korean women. These results could be explained by differences in the labor market of the two countries. Moreover, Korean people have son-preference, whereas Japanese people do not and show a tendency to have equal numbers of sons and daughters.

Keywords: First Marriage, Child Birth, KLoWF, Cox Proportional Hazard