

결혼의 계층화와 전통적 성 정체성의 고착: 부모 자산이 성인 자녀의 결혼 이행에 미치는 영향

권 오 재

국문 초록

최근 한국사회에서는 결혼을 지연하는 추세가 뚜렷하다. 1990년 평균 24.8세였던 여성의 초혼연령은 2015년에는 30.0세로, 27.8세였던 남성의 평균초혼연령은 32.6세로 높아졌다. 전 생애동안 결혼을 하지 않은 비혼 집단의 비중 역시 증가하고 있다.

이러한 만혼화의 원인을 탐구하기 위해 많은 연구자들이 노력해왔다. 여러 이론들이 제시하는 전망과 경험적 현실이 상충하는 가운데, 최근 한국, 나아가 동아시아 만혼화의 근저에 성역할 분리규범이 놓여있음을 지적하는 시도들이 설득력을 얻고 있다. 생계부양의 주 책임자는 남성이라는 인식이 존속하는 상황에서, 노동시장의 고용 불안정과 주택가 상승, 여성의 고학력화와 노동시장 진출이 남녀에서 상이한 방식으로 결혼 지연을 야기하는 것으로 보인다. 특히 경제력에 따라 남성의 결혼 기회가 제한되는 경향은 많은 미혼인구의 결혼 가능성을 낮추고 있다.

이 연구는 만혼화를 야기하는 한국사회의 구조적 조건, 요컨대 결혼의 계층화와 성역할 분리규범이 어떻게 강화·유지되는지 밝히는 것을 목적으로 한다. 이 연구는 이 질문에 답하며 결혼 지연 추세가 두 세대에 걸친 영향력 속에서 지속될 가능성을 확인해야 한다고 주장한다. 한국에서는 결혼당사자 뿐 아니라 그들의 원가족이 결혼 이행 과정의 중요한 행위자이기 때문이다. 사회구조적 여건이 자녀들의 결혼 지연을 야기하고 그들을 비혼으로 내몰고 있다면 부모들은 이에 어떻게 대응할 것인가, 그리고 자녀들은 결혼을 기대하며 부모의 자원과 지지, 조력을 어떻게 활용하는가? 특히 부모 자산의 중요성에 주목하며, 이 연구는 부모 자산이 자녀의 결혼 시기와 선택혼 유형에 어떠한 영향을 미치는가, 그 영향은 성별로 어떠한 차이와 공통점을 보이는가 하는 질문을 제기한다.

<한국노동패널조사> 2차-18차(1999-2015년) 자료를 활용해 단일사건 및 경쟁위험 모형 이산시간 사건사분석을 실시한 결과, 먼저 부모 자산은 남성 자녀의 결혼을 두드러지게 촉진하는 것으로 나타난다. 이는 남성생계부양자 모델 하에서 주택가 상승과 노동시장 고용 불안정의 심화가 남성의 결혼 시기에 있어 부모 자산의 중요성을 제고하기 때문인 것으로 보인다.

한편 여성 자녀에게서는 부모 자산이 결혼 시기를 일률적으로 앞당기지 않는다. 그러나 부모 경제력과 독립적으로 여성들이 결혼으로 이행하는 것은 결코 아니어서, 부모 자산은 여성 자녀가 고학력 남성과 결혼할 확률만을 높이는 것으로 나타난다. 이 결과는 제한된 기회구조 속에서 여성들이 결혼에 기대하는 가치를 어떻게 선취해내는지 드러내며, 부모의 경제력은 여성 자녀로 하여금 결혼으로써 가족 단

위 지위의 재생산을 이루게 한다는 점을 암시한다. 반면 남성에서는 배우자 학력에 따른 선택혼 유형별로 부모 자산의 영향이 큰 차이를 보이지 않아, 자산 상위계층 남성에게 결혼이 여전히 규범으로서 의미를 가짐을 시사한다.

요컨대 부모 자산은 자녀 세대 결혼의 계층화를 심화시키며, 전통적 성 정체성으로부터 벗어나지 못한 채 이를 고착화하는 방식으로 남녀가 결혼하게 한다. 그러나 이러한 결과가 상위계층만의 집합적이고 의도적인 행동에 의해 생겨나는 것은 아니며, 세대관계의 구조 및 그 변화와 2000년대 이후의 사회경제적 조건, 부모와 자식의 협업이 결합하여 우발적으로 나타난 양상이라고도 해석된다. 이 요인들이 일종의 교착상태에 처한 가운데, 한국사회 만혼화는 두 세대에 걸친 가족의 영향력 속에서 지속되고 있는 것으로 여겨진다. 이러한 상황에서 결혼의 새로운 사회문화적 의미를 모색하는 시도들은 제한적으로 등장하고 있으며, 이 시도들은 계층·젠더에 따라 상이하게 나타날 것으로 보인다.

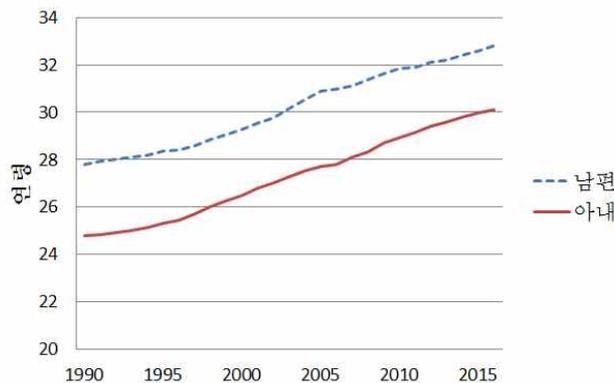
주요어 : 부모 자산, 결혼 이행, 선택혼, 계층화, 성역할 분리규범, 결혼 지연

I. 서론¹⁾

최근 회자되는 ‘삼포 세대론’은, 20-30대 청년이 경제적으로 불안정한 상황에서 연애·결혼·출산을 미루고 포기하는 현상을 지시한다. 이 말은 경제적으로 자립된 삶을 꾸리기 어려운 여건 속에서 청년들이 택하는 삶의 전략을 드러낸다. 관계 형성, 특히 가족 형성과 연관된 연애·결혼·출산을 첫 번째로 포기한다는 이 언명은, 역설적으로 가족 형성에 대한 회구와 그것에 대해 한국사회가 지우는 부담을 동시에 드러낸다.

이 같은 담론은 초혼연령 상승과 혼인율 감소라는 객관적 지표와 조응한다. 1990년 평균 24.8세였던 여성의 초혼연령은 2015년에는 30.0세로, 1990년 27.8세였던 남성의 평균초혼연령은 2015년 32.6세로 높아졌다([그림 1]). 25년 만에 약 5세가량 초혼연령이 늦어진 셈이다. 전 생애동안 결혼을 하지 않은 비혼 집단의 비중 역시 증가하여, 예컨대 2015년 기준 45-49세까지 결혼을 하지 않은 인구는 전체의 10.1%, 남성의 경우 13.9%에 달한다(통계청, 2015).

[그림 1] 한국 평균 초혼연령의 추이(1990-2015)



자료: 통계청, KOSIS, 인구동향조사 각 연도.

이러한 만혼화의 원인을 탐구하기 위해 많은 연구자들이 노력해왔다. 여전히 많은 사람들이 결혼하고 싶다는 의향을 내비친다는 점에서(김승권 외, 2012) 서구와 달리 개인주의적 가치관의 확산(Van de Kaa, 2004)은 한국의 결혼연령 상승에 큰 역할을 하지 못했다고 여겨진다(박경숙·김영혜·김현숙, 2005; 정민우·이나영, 2011; 김혜경, 2013; 이순미, 2016; Chang and Song, 2010). 보다 많은 여성이 고등교육을 받고 노동시장에 진출하면서 남녀가 배우자를 탐색하는 데 더 오랜 시간이 소요된다는 설명(Oppenheimer, 1988)도 한국의 현실에 적용되기에는 제한점이 있다.

1) 이 논문은 필자의 서울대학교 사회학과 대학원 석사학위논문(2017년 08월) “결혼의 계층화와 전통적 성 정체성의 고착: 부모 자산이 성인 자녀의 결혼 이행에 미치는 영향” (지도교수: 박경숙)의 일부를 요약재구성한 것입니다. 논문의 구성과 문제의식을 발전시키는 데 많은 도움을 주신 박경숙 선생님께 깊은 감사를 표합니다.

고학력 여성들이 결혼을 지연하긴 해도 중국에는 더 많이 결혼하리라는 이 이론의 설명 및 이에 부합하는 서구 사회들의 현실(Goldstein and Kenney, 2001; Sweeney, 2002)과 달리, 한국에서는 고학력 여성들의 혼인율이 더 낮다. 결혼의 기회비용이 높은, 경제적으로 독립적인 여성들이 자발적으로 결혼을 지연·포기한다는 이론도(Becker, 1973) 고학력·취업 여성들이 더 높은 결혼의향을 보이는(권소영 외, 2017) 한국의 경험적 현실과 부합하지 않는 지점들을 가진다.

이론의 부재 속에서 최근 한국, 나아가 동아시아 만혼화의 독특한 원인을 살피려는 시도들이 있었다. 연구결과들은 공통적으로 동아시아의 성역할 분리규범이 만혼화의 근저에 놓여있음을 지적한다(박경숙·김영혜·김현숙, 2005; 이수진, 2005; 김혜경·이순미, 2012; 김영미, 2016; Blossfeld, 1995; Raymo, 2003; Raymo and Iwasawa, 2005; Raymo et al., 2015). 보다 구체적으로는, 남성이 생계부양을 책임져야한다는 인식이 존속하고 있는 가운데(배은경, 2009; 진미정·정혜은, 2012) 노동시장의 고용 불안정과 여성의 고학력화·노동시장 진출 경향이 남녀에서 다른 방식으로 결혼 지연을 야기하고 있다고 보인다(우해봉, 2009; 안태현, 2010; 윤자영, 2012; 오지혜·임정재, 2016). 결혼에 기대하는 가치와 기회구조의 불일치(박경숙·김영혜·김현숙, 2005) 등으로 명명될 수 있을 이 사회구조적 조건들로 인해 1995년 이래 결혼 지연과 비혼 확대 경향은 지역, 성, 계층, 종교 등에 관계없이 모든 미혼인구에서 발견되었다. ‘결혼하기 힘들다’라는 인식이 확대되고 이는 전반적인 초혼연령 증가라는 사회 현상으로도 나타나고 있는 것이다.

만혼화의 출발이 이러하다면, 그것이 지속되는 원인은 무엇인가? 박경숙·김영혜·김현숙(2005)은 결혼 지연의 조건이 IMF 경제위기라는 경제조정으로 인해 ‘우발적으로’ 조성되었다고 언급하였지만, 2000년대 초 이후에도 초혼연령의 상승세는 줄어들 기미를 보이지 않고 있다([그림 1] 참조). 그럼에도 결혼 지연이 만성화되고 있는 원인이 무엇인가에 관해서는 연구가 드물다. 이는 고용 불안정이 지속적으로 확대되고(정이환, 2013; 권현지, 2015) 주택가가 상승하는 가운데(이삼식 외, 2015; 강정구·마강래, 2016) 남성생계부양자 모델을 지탱할 인식론적·물적 조건이 붕괴되었다는 진단(배은경, 2009; 윤자영, 2012; 김혜경, 2013)에도 불구하고, 결혼의 사회문화적 의미가 왜 여전히 성역할 분리규범에서 탈피하지 못하느냐는 물음으로 이어진다.

대안적 남성성 혹은 여성성의 등장이 제한적인 상황 속에서 결혼에 기대하는 가치와 기회구조 간 불일치는 심해지고 있다. 이러한 불일치는 제한된 기회구조 속에서 자원을 동원하여 기대하는 가치를 충족할 수 있는 사람과 그러지 못하는 사람 간의 격차, 즉 결혼의 계층화를 강화하고 있다. 특히 경제력에 따라 남성의 결혼 기회가 제한되는 경향은 낮은 사회경제적 지위를 가진 이들의 결혼가능성을 크게 낮추고 있다. 최근에는 혼인력(nuptiality)에 있어 경제적 격차가 심화되는 것이 그 자체로 만혼화의 지속에 기여한다는 진단도 제기된다(윤자영, 2012; 민인식·최필선, 2015; Park and Lee, 2014; Kim, 2017). 그렇다면 결혼의 계층화가 어떠한 요인과 기

제를 통해 심화되는지 역시 2000년대 이후 만혼화의 원인을 파악함에 있어 중요한 문제이다. 물론 결혼의 계층화는 한국 뿐 아니라 여러 서구 국가들, 특히 미국에서도 발견되는 현상이지만(Sweeney, 2002; Xie et al., 2003; Edin and Reed, 2005) 한국에서는 동거·혼외출산이 여전히 제한적이기에(이연주, 2008) 결혼 외에 가족을 형성할 방도가 마땅치 않다. 이 점에서 한국사회 결혼의 계층화는 가족 형성·출산 등 면에서 서구에서와 다른 함의를 지닌다.

요컨대, 계층에 따른 혼인력의 격차는 어떻게 심화되었는가, 그리고 결혼에 있어 전통적인 성 정체성은 어떻게 여전히 유지되는가? 이 연구는 이 질문에 답하며 결혼의 계층 격차와 전통적 성 정체성이 두 세대에 걸쳐 강화되고 유지될 가능성에 주목해야 한다고 주장한다. 한국에서는 결혼당사자 뿐 아니라 그들의 원가족(family of origin)이 결혼 이행 과정의 중요한 행위자이기 때문이다.

“부모들은 성인 자녀들이 경제적으로 안정된 독립 가구를 빨리 꾸리길 희망하면서, 자녀의 결혼에 있어 자신의 지원과 개입을 당연시한다. 자녀들 역시 그들의 의견을 존중하곤 하는데, 상위계층 부모들은 딸을 지원할 자원을 가지고 있으며 그들 스스로 고학력인 경우가 많기 때문이다. 요컨대, 근대 서구 문화에서 결혼은 주로 젊은 연인들의 자발적인 의사결정에 의해 이뤄지는 것으로 묘사되는 데 반해, 한국의 미혼 여성들은, 특히 유복한 가정의 여성들은 부모와의 ‘협업(working together)’ 을 통해 결혼으로 이행하리라 기대한다.”

(Kim, Lee and Park, 2016: 355. 필자가 번역)

위 인용절에 나타나듯, 김보화·이재경·박현준의 연구(Kim, Lee and Park, 2016)는 최근 한국사회에서 개인들이 스스로의 선호와 자원만을 염두에 두며 결혼을 계획하지 않는다는 점, 즉 그들이 자신의 결혼을 떠올리며 동시에 부모의 자원을 고려한다는 점을 단적으로 보여준다. 부모의 도움에 대한 기대는 부모가 그만큼 여력을 가진 상위계층에서 두드러지며, 이는 부모의 경제력이 자녀의 결혼 이행 양상에 차이를 가져오리라는 점을 시사한다.

남성과 여성에서 개인의 사회경제적 지위와 결혼 시기 간 관계를 살핀 기존의 연구들 역시 계층화의 심화와 전통적 성 정체성 고착의 원인을 간접적으로 탐구한 바 있다. 그러나 결과는 충분치 않았다. 이는 선행연구들이, 비록 상이한 이론적 입장에 서있음에도, 결혼 시기가 무엇보다 개인적인 특성과 의사에 의해(서만) 결정된다는 전제를 공유하기 때문으로 보인다. 이와 같은 접근은 암묵적으로 결혼을 개인 대 개인의 결합이라 상정한다는 점에서 논의의 여지가 있다.

이 같은 선행연구를 보완하며, 이 연구는 만혼화를 야기하는 한국사회의 구조적 조건 하에서 부모의 자산이 자녀의 결혼 이행에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보고자 한다. 무엇보다 부모 자산의 영향이 결혼의 계층화를 강화하고 전통적 성 정체성을 고착화하는 데 일조하는지 확인하는 것을 목적으로 한다. 부모 세대가 자녀 세대에 비해 상대적으로 전통적인 가족규범과 가치를 가지고 있다고 보고되는 상황

에서(은기수 2006; 한국보건사회연구원·사회발전연구소, 2017) 사회구조적 여건이 자녀들의 결혼 지연을 야기하고 그들을 비혼으로 내몰고 있다면(Chang and Song, 2010) 부모들은 이에 어떻게 대응할 것인가? 이는 뒤집어 말하면 자녀들이 결혼을 기대하며 부모의 자원과 지지, 조력을 어떻게 활용하는가 하는 물음과도 통한다. 그중 이 연구는 부모와 자녀가 가족의 경제적 자원을 어떻게 활용하는지에 주목하고자 하며, 구체적으로 부모 자산이 남성과 여성 자녀의 결혼 시기와 선택혼 유형에 어떠한 영향을 미치는가 하는 질문을 제기한다.

연구 질문에 대한 대답이 서구에서는 부모의 높은 사회경제적 지위가 대체로 자녀의 결혼을 늦추며 이 양상이 아들과 딸에게 다르지 않다는 결과(Axinn and Thornton, 1992; South, 2001; Wiik, 2009)와 비교될 때, 한국, 나아가 동아시아 가족의 독특한 행위방식과 그 사회적 맥락이 드러날 수 있을 것이다. 자녀의 결혼에서 한국 부모의 경제력이 어떠한 영향력을 발휘하는지 살피는 것은, 부모의 영향으로 인해 가족 형성의 시기 및 가능성과 그 성격이 계층 간에 더욱 심대한 차이를 보일 것인지 탐색할 수 있게 한다는 점에서도 중요하다. 무엇보다 결혼의 계층화와 성역할 분리규범이 어떠한 물적 조건 하에서 유지되고 있는지 밝혀질 수 있다는 점에서 이 연구가 의의를 가지리라 기대한다.

II. 선행연구 및 이론적 배경

1. 세대 간 불평등 재생산: 부모 자산과 결혼의 계층화

부모가 자녀의 결혼 이행에 어떠한 영향을 미치는가 하는 질문은 서구를 중심으로 제기되어온 바 있다. 이 문제제기에 답하며 연구자들은 부모 사회경제적 지위와 자녀 결혼 시기 간의 관계를 탐구해왔다. 이 주제의 연구들에서 대체로 부모의 높은 지위는 오히려 자녀의 결혼을 늦추는 것으로 나타났다(Axinn and Thornton, 1992; South, 2001; Wiik, 2009).

그러나 이러한 양상이 한국에서도 같은 방식으로 드러나리라 보기는 힘들다. 부모의 자산이 자녀의 결혼 이행을 촉진하리라 보는 데에는 여러 이유가 있지만²⁾ 무

2) 한국에서 부모의 높은 사회경제적 지위가 자녀의 결혼을 늦추는지에 대해서는 연구 결과가 불분명하다(우혜봉, 2009; 윤자영, 2012; 오지혜·임정재, 2016; Park, 2013). 부모의 지위를 독립변수로 활용한 연구는 필자가 알기에는 아직 없지만, 부모 지위가 통제변수들로 활용되었을 때 나타난 효과의 크기와 방향은 일관되지 않다. 이 연구가 초점을 두는 부모 자산은 결혼 시점에서 부모가 가진 자원을 직접적으로 반영한다는 점에서, 선행연구의 불명료함을 타개하고 자녀의 결혼 이행에 부모 경제력이 미치는 영향을 보다 정확히 보여주리라 여겨진다. 또한 부의 불평등이 소득 불평등보다 더 심하고 고착화되어있으며(피케티, 2015) 부의 불평등이 또 다른 차원의 경제적 불평등을 양산하고 있는 상황에서(Pfeffer and Schoeni, 2016) 자산의 효과가 불평등 심화에 가지는 함의를 밝히는 것은 중요한 학문적·실천적 의미를 갖는다. 이연주(2016)가 자녀 결혼 이행에 있어 부모 자산의 영향을 부모의 자가 소유 여부로 본 바 있으나, 본 연구는 금융자산과 여타 부동산 자산 등을 포함한 자산의 포괄적 영향력을 살피려한다.

엇보다 연구자들은 2000년대 들어 노동시장의 고용 불안정 심화와 주택가 상승이라는 사회적 조건이 자녀 결혼에 있어 부모, 특히 부모 자산의 영향력을 강화하였음을 시사한다(김경화, 2004; 박기남, 2011; 이재경·김보화, 2015).

먼저 주택가와 결혼비용 상승이 결혼을 늦추고 있는 시점에(강정구·마장래, 2016; 이삼식 외, 2016) 부모의 자산은 직접적으로 이전가능한 자원이라는 점에서 자녀의 결혼 이행을 도울 수 있다. 2010~2013년 사이 결혼한 신혼부부의 평균 주택구입비용은 2억7200만원, 전세비용은 1억5400만원으로 나타나며(김두환, 2013) 특히 수도권을 중심으로 주택가가 점차 상승하고 있음에 주목할 필요도 있다(이삼식 외, 2015). 수도권 거주 청년의 비중도 상당히 높아서 <2015년 인구주택총조사> 기준으로 20~40세 인구의 52.5% 가량이 서울과 인천, 경기도에 거주하며 이는 미혼인구의 경우에도 마찬가지이다. 더불어 결혼을 하기 위해선 (경제적) 장벽(marriage bar)을 넘어야 한다는 인식은(Holland, 2008; Raymo et al., 2015) 자녀의 결혼에 있어 부모 자산이 활용될 가능성을 높인다. 또한 한국에서 성인기 이행의 문화적 의미와 주거 독립은 결혼을 중심으로 형성되었으며(Park, 2013), 세대 간 자원이전 역시 결혼 시점에 크게 이루어진다.

이러한 맥락에서 실제로 많은 부모가 결혼비용을 지원하고 있다. 신혼집 마련비용을 시댁 및 친정에서 부담하는 비중은 점차 증가하여 1995~1999년 결혼코호트에서는 28.1%였던 것이 2010~2015년 결혼코호트에서는 43.3%로 증가하였고, 이 중 시댁의 부담 비중이 훨씬 컸다. 총 결혼비용 중 본인부담비용은 50%를 넘지 않는 것으로 나타나기도 하며(김승권 외, 2012) 부모의 순자산이 자녀의 거주부동산 자산에 영향을 준다는 점, 이 영향이 직접적인 물질적 이전을 통해서라는 점이 밝혀지기도 하였다(이길제, 2016).

다음으로, 자녀가 부모로부터 직접 자원을 이전받지 않더라도 부모 자산은 간접적으로 자녀의 결혼시장 지위를 높이거나 결혼의향을 높일 수 있다. 이는 자산이 가족의 지위(status) 혹은 위신(prestige)을 높이는 상징적 가치를 지니기 때문이기도 하며, 다른 한편 자산이 사적 보험 기능을 수행할 수 있기 때문이기도 하다³⁾.

후자의 사적 보험 기능은 노동시장의 고용 안정성이 약화되는 시기에 더 크게 발휘될 수 있다. 가족형성은 개인에게 새로운 위험(risk)을 부여하는데(장경섭, 2009; Chang and Song, 2010) 한국에서 결혼은 이혼이나 별거의 위험에 더해 출산과 육아를 둘러싼 가족의 부담, 배우자의 부모에 대한 경제적 부양까지도 함축하는 것이 현실이다. 이러한 위험들은 경제적 불안정을 야기할 수 있는 요인들이다. 그러나 노동시장의 고용 불안정(정이환, 2013; 남춘호, 2011; 김종진, 2014; 권현지, 2015)으로 인해, 많은 인구는 노동시장의 자원으로써 가족 형성이 야기하는 새로운 위험과 경제적 불안정을 대비하지 못하며, 경제적 불안정(에 대한 예상)은 가족 형성을 미루게 되는 심리적·사회경제적 원인이 된다. 이러한 상황에서 가족의 도움, 대표적으

3) 부모 자산이 자녀의 사회이동을 돕는 두 기제 - 직접 이전을 통한 구매 기능과 사적 보험 기능 - 에 대해서는 페퍼와 헬스텐(Pfeffer and Hallsten, 2012)을 주로 참조하였다.

로 세대 간 이전이 가능한 부모의 자산은 경제적 불안정성을 일정정도 완충해줄 수 있다. 부모 자산이 일종의 ‘사적 보험’ 기능을 수행하는 것이다.

이처럼 부모 자산이 결혼비용을 마련하고 자녀로 하여금 가족 형성이라는 불확실한 미래로 이행하게 하는 심리적·물질적 자원으로 기능한다면, 부모 자산을 동원할 수 있는 사람과 그렇지 않은 사람 간에 결혼 시기의 편차가 발생하리라 보인다. 부모 자산의 영향은 자녀와 부모의 사회경제적 지위 변수를 통제한 상태에서도 나타날 것이다. 특히 **남성 자녀의 경우, 부모가 많은 자산을 가질 때 결혼 시기는 유의미하게 빠를 것이다(가설 1-1)**. 규범적으로 가정의 생계부양 부담을 안는 남성들의 결혼 이행에 노동시장 고용 불안정과 주택가 상승이 더 큰 구조적 제약을 가하고, 따라서 부모 자산의 물질적 활용도는 여성에서보다 더 크다고 할 수 있다.

남성에게 결혼의 계층화는 결혼에 기대하는 가치와 기회구조 간의 불균형을 의미하는데, 이는 안정적인 생계 부양이라는 결혼에 대한 기대가 객관적 경제력이라는 기회구조와 괴리되어 발생하는 불균형이다. 이러한 불균형의 와중에, 부모 자산은 남성 자녀로 하여금 결혼의 기회를 선취할 수 있게끔 함으로써 자녀 세대 결혼의 경제적 격차를 심화시킨다.

반면 성역할 분리규범으로 인해 결혼 지연에 주택가 상승이나 노동시장 고용 불안정이 상대적으로 덜 중요한 맥락으로 자리하는 **여성들에게는, 부모 자산이 결혼 이행을 촉진하는 영향력이 남성과 달리 분명치 않을 것(가설 1-2)**이라 예상된다.

다만 부모 자산에 따라 여성 자녀가 결혼 시기를 일률적으로 앞당기거나 늦추는 양상이 발견되지 않으리라고 해서, 그것이 곧 여성 자녀가 부모의 영향력으로부터 독립적으로 결혼을 기대하고, 결정하고, 실현함을 의미하진 않는다. 여성 자녀에게 부모 자산의 영향이 뚜렷하지 않으리라 보는 이유는, 그보다도 여성에게 결혼 가치와 기회구조 불균형의 양상이 남성과 달리 결혼 이행의 경제적 격차로만 나타나지 않기 때문이다. 여성에게는 일-가정 양립을 가능케 할 일자리가 부족하여 독립된 노동경력을 쌓으려는 기회가 제공되지 않는 것, 그리고 기대에 부응하는 남성 배우자를 찾을 기회가 부족한 미스매치가 위 불균형의 두 가지 양태일 수 있다.

2. 부모 자산의 우발적 효과: 전통적 성 정체성의 고착

그렇다면 상위계층 부모는 여성 자녀로 하여금 부족한 결혼기회를 어떻게 선취하게끔 하는가? 그 과정에서 여성의 결혼 이행에 내재하는 불균형을 어떠한 방식으로 심화시키는가? 부모가 딸로 하여금 결혼 이전에 독립적인 노동경력을 쌓아나가는 데에 도움을 주려 할지, 혹은 자녀가 전통적인 성 정체성에 따라 경제적으로 안정된 남편을 만나 대리적 지위를 획득하게끔 하는 데에 자원을 활용할지는 일견 불투명하다.

이재경·김보화(2015)의 연구는 후자를 가리키는데, 저자들은 여성에서 결혼 그 자체보다 어떤 배우자를 만날 것인지가 결혼에 대한 기대와 결정에 핵심적인 의미를

구성한다고 주장한다. 그리고 이러한 기대와 결정에는 원가족의 계층이 중요한 고려 대상이 된다고 보인다. 상위계층 고학력 여성들은 “자신과 ‘비슷한’ 수준의 배우자를 만나 계층적 지위를 유지하려는 전략” (p.64)을 구사하며, “능력을 가진 자상한 남성” 이자 “부모가 동의하는 고학력 중산층” (p.68)과 결혼하려는 생각을 가지고 있다. 부모가 상위계층에 속하면 본인의 학력이 상대적으로 낮은 경우에도 승혼을 꿈꾸는 것으로 나타나기도 한다. 반면 하위계층 저학력 여성들은 결혼을 지연하거나 포기하며 독립된 커리어를 꿈꾸는데, 이러한 생각의 저변에는 결혼을 한다 해도 자신과 비슷한 수준의 남성과 만나게 되리라는 예상이 깔려있다. 여성에게 부모 자산은 결혼 그 자체보다 ‘어떤 결혼’ 으로 이행하는지에 있어 중요한 의미를 가지며, 결혼 이행의 결정과 선택혼의 결정이 분리되지 않을 수 있다(Blossfeld, 2009). 이는 일인생계부양을 감당할 남성이 줄어들며(이수진, 2005; 안태현, 2010; 윤자영, 2012; 민인식·최필선, 2015) 남편을 통해 대리적 지위를 얻는 방식이(이영자, 2008) IMF 경제위기 이후 구조적으로 제한된 상황에서(장상수, 2015) 경제력 있는 남성과 결혼할 기회가 부모의 경제력에 따라 차별화될 수 있음을 의미한다.

가정 내 돌봄 노동의 과중한 부담 및 노동시장의 성 불평등과 마주하여, 한국 여성들에게 노동시장 진출이 구조적으로 제한적이다(권현지·김영미·권혜원, 2015). 이러한 상황에서 여성의 사회경제적 지위가 배우자의 지위에 의해 대리적으로, 즉 선택혼에 의해 결정되는 정도는 남성에게 비해 크다고 할 수 있다. 또 부모들은 자신의 지위와 위신을 전승하기 위한 통로(김동춘, 2002; 김혜경, 2002; 이영자, 2008; 장경섭, 2009)로서 자녀 결혼에 개입할 수 있으며, 자녀들 스스로 전략적으로 부모의 자산 이전을 기대하며 결혼 결정을 내릴 수도 있다(이재경·김보화, 2015; Kim, Lee and Park, 2016). 이러한 정황을 고려할 때, ‘저학력 남성’ 과의 결혼과 달리, 부모가 자산이 많을 때 여성 자녀가 ‘고학력 남성’ 과 결혼할 확률은 유의미하게 높아질 것이다(가설 2-2). 이는 여성 자녀 본인의 학력에 관계없이 나타나는 양상일 것이다. 특히 교육 선택혼(educational assortative mating)에 있어 부모 자산의 효과가 발견되리라 보는 것은 현대사회에서 학력이 중요한 사회경제적·문화적 의미를 가지는 지위 변수이며, 따라서 기존의 선택혼 연구에서도 부부의 교육수준 동질성 혹은 이질성이 주목받아왔기 때문이다(박경숙, 1993; 장상수, 1999; 이명진, 2000; 박현준·김경근, 2011).

지금까지의 예상처럼 자녀들이 제한된 결혼의 기회를 부모 자산을 통해 선취하게 된다면, 결혼에 대한 기대와 기회구조 간 불균형은 하위계층에게 가중되어 결혼의 계층 격차가 심해질 수 있다. 이와 동시에 부모 자산은 자녀 세대의 결혼 이행에 또 한 가지의 (의도치 않은?) 영향을 가한다. 위와 같은 기대와 기회구조 간 불균형의 기저에 놓여있는 전통적 성 정체성을 남녀에게 각기 다른 방식으로 고착화할 수 있다는 것이다. 다시 말해 그 물적 토대가 유지되지 못한 채 균열을 내포하고 있는 성역할 분리규범은, 부모 세대의 자원을 동원하며 잔존한다.

전통적 성 정체성을 고수할 때, 여성에게 결혼은 일종 계층이동(유지)의 의미를

지닌다(장상수, 2015; 최기림·안태현, 2015; Park, 1991; Brinton, Lee and Parish, 1995). 실제로 부녀의 세대 간 소득이동성을 딸의 교육 선택혼이 일정정도 결정하며, 장인어른 소득과 남편 소득 간에 상당한 상관관계가 존재한다는 연구 결과도 있다(최기림·안태현, 2015). 여성의 결혼에 가족의 자원이 활용되는 것이 동아시아에서 여성의 교육적 승혼(hypergamy)⁴⁾을 남성의 승혼보다 빈번하게 하고 있기도 하다(이영자, 2008; Raymo and Iwasawa, 2005; Uchikoshi, 2016).

남편을 통해 대리적 지위를 획득하는 방식의 결혼(장상수, 2015; Park, 1991; Brinton, Lee and Parish, 1995)은 남성 생계부양자 규범을 특징으로 하는 전통적 성 정체성에 의해 문화적으로 뒷받침된다. 이러한 상황에서 결혼을 둘러싼 여성들의 여러 대응 중 부모의 자산이 선택혼을 추구하는 데에 주로 활용된다면, 이는 여성에게 전통적 성 정체성을 유지시키는 양상을 띠게 된다. 여성에서 부모 자산이 어떤 학력의 배우자와 결혼하는지에 차별적인 효과를 보인다면(가설 2-2) 이 결론은 좀 더 명확해진다.

남성에서도 부모 자산은 전통적 성 정체성을 고착화하는 효과를 가진다. 남성이 결혼에 있어 부모 자산을 활용한다 함은(가설 1-1) 그들 스스로 마련하기 힘든 남성 생계부양자 모델의 물질적 조건을 부모로부터 일정정도 충당함을 의미한다. 이는 주택가 상승 등으로 사실상 유지가 힘들어진 성역할 분리규범을 우발적으로 존속시키는 결과를 낳는다.

만약 부모 자산이 남성 자녀들로 하여금 여성 배우자의 경제력에 무관하게 결혼 이행으로 나아가게 한다면, 이는 부모 자산을 통해 어느 정도 ‘남성 가장’ 조건을 충족한 이들이 이인소득자 모델을 크게 염두에 두지 않고 결혼을 기대하게 함을 의미한다. 여전히 남성생계부양 모델에서 탈피하지 못하게 하고 있는 것이다. 이 연구에서는 여성 배우자의 학력을 그러한 경제력의 기본적인 지표로 활용하며, 즉 본인의 교육수준을 통제했을 때 **남성의 경우 어떤 학력의 배우자와 결혼하는지에 따라 부모 자산의 효과가 큰 차이를 보이지 않을 것이다(가설 2-1)**. 최근에는 맞벌이 하는 여성에 대한 남성의 선호가 높아지고(민인식·최필선, 2015; Kim, 2017) 남성들이 중졸 이하 학력집단 등 경제적으로 부족한 여성을 배우자로서 기피한다고 언급되기도 하나(Park, Lee and Jo, 2013) 여러 연구들은(이창순, 2012; 김혜경, 2013; 이순미, 2014; 이순미, 2016) 남성에게 결혼이 여전히 규범으로 남아있음을 지적한다. 미혼 남성들은 여성에 비해 결혼의향이 높으며(이삼식 외, 2015) 더 전통적인 가족 규범을 지니고 있다는(은기수, 2006; 호정화, 2014; 이순미, 2014; 이순미, 2016) 정황도 제시된다. 이 때문에 여성과 달리 남성에게는 부모 자산이 특정 경제 수준 여성과의 결혼을 피하게끔 한다거나 더 촉진하는 효과가 약하리라 예상된다.

이제까지의 가설들은 다음과 같이 정리할 수 있다.

4) 교육 선택혼에 있어 동질혼(同質婚, homogamy)은 자신과 같은 학력을 지닌 배우자와의 결혼을, 승혼(乘婚, hypergamy)은 자신보다 고학력인 배우자와의 결혼을, 강혼(降婚, hypogamy)은 자신보다 저학력인 배우자와의 결혼을 의미한다.

- 가설 1-1. 부모 자산은 남성 자녀의 결혼 이행을 촉진할 것이다.
- 가설 1-2. 부모 자산은 여성 자녀의 결혼 시기를 뚜렷하게 앞당기지 않을 것이다.
- 가설 2-1. 남성에서 부모 자산의 영향은 어떤 학력의 배우자와 결혼하는지에 있어 큰 차이를 보이지 않을 것이다.
- 가설 2-2. 여성에서 부모 자산의 영향은 어떤 학력의 배우자와 결혼하는지에 있어 차별적일 것이다. 구체적으로, 여성 자녀의 학력에 관계없이, 부모가 자산이 많을 때 여성 자녀가 고학력 남성과 결혼할 확률이 높아질 것이다.

III. 자료와 분석방법

위 가설들을 검증하기 위해 본 연구에서는 한국노동연구원의 <한국노동패널조사>(Korean Labor and Income Panel Study, 이하 KLIPS) 자료를 활용한다. KLIPS가 계보(系譜)적으로 설계되어 가구 내 가구원 모두에게 개인 단위의 면접조사를 실시하고 있으며, 또한 가구원에게 가구주와의 관계를 묻고 있기 때문에 연구자는 부모와 자녀의 정보를 동시에 활용할 수 있다. 더불어 분가가구를 추적하여 조사하는 KLIPS의 설계로 인해, 가구주 부모의 자녀가 분가하였을 경우에도 자녀 및 (결혼한 경우) 그 배우자의 정보가 지속적으로 수집된다. 이러한 설계는 부모와 자녀의 특성을 동시에 고려하고자 하는 본 연구의 목표상 필요하다. 이에 더해 자녀에게 부모의 자산규모에 대해 물을 경우, 응답의 정확성에 문제의 소지가 있다. 부모가 직접 응답한 자산규모 정보를 활용하기 위해서는 계보적 설계를 가진 KLIPS가 적합하다.

본 연구는 KLIPS 2차-18차(1999년-2015년) 자료를 연 단위의 개인-시간(person-period) 자료로 구축하여 분석에 사용하였다. 본 연구는 초혼에 제한하여 결혼 이행을 분석하며, 분석모형으로는 이산시간 사건사분석(discrete-time event history analysis)을 활용한다. 초혼여부를 대상으로 하여 결혼 시기를 분석한 모형에서는 로짓모형을 통한 이산시간 비반복적 단일사건 모형을, 선택혼 유형에 대한 분석에서는 다항로짓모형(준거: 결혼 이행 없음)을 통한 이산시간 경쟁위험 모형을 사용하였다. 단일사건 모형의 수식은 다음과 같다(Singer and Willett, 2003).

$$\text{logit } \hat{h}(t_j) = [a_0 + a_1 t_j + a_2 t_j^2] + [b_1 X_1 + b_2 X_{2j}] \quad \dots \text{ 수식(1)}$$

수식(1)은 본 연구에서 활용하는 결혼 이행 위험률의 추정식이다. 좌변은 j 시점 위험률 추정치의 로짓으로, 위험률 추정치의 승산(odds)에 로그를 취한 값 $(\log(\frac{\hat{h}(t_j)}{1-\hat{h}(t_j)}))$ 과 같다. 위 식에서는 독립변수(X)에 따른 집단 간 위험률 차이에 관심을 두며, t 는 일반적 의미에서의 시간을 일컫는 변수로 t_j 는 (위험집단 진입 이후 특정 기간(duration)이 지난) 특정 시점 j 를 의미한다. t 는 개념적으로는 연령을 의

미하며 18세 이후 기간을 의미한다. 한편 우변의 첫 대괄호 안에서 각 시점 t_j 별로 더미변수를 취해 기저위험(baseline hazard)을 취할 수도 있으나, 그럴 경우 몇몇 시점에서 사건을 경험하지 않는 공변인 집단이 생겨나 기저위험 추정에 어려움이 생긴다. 또한 결혼 시기에 대한 기존의 연구들에서도 결혼 위험률의 기저위험을 위와 같은 방식($a_0 + a_1 t_j + a_2 t_j^2$), 즉 연령이 증가함에 따라 결혼 위험이 증가하다가 이후 감소하는 이차함수 형태로 계산해온 바 있어 이 연구에서도 위와 같은 기저위험 패턴을 상정하였다. X 는 독립·통제변수인데, X_1 는 시간에 따라 변하지 않는 시불변(time-invariant)변수들이며, X_{2j} 는 시점 j 에 따라 변하는 시변(time-varying)변수들이다.

유사한 방식으로 경쟁위험 모형에서는 아무 사건도 경험하지 않을(미혼상태 유지) 확률 추정치 대비 사건 r 을 경험할 위험률 추정치의 로그값을 우변을 통해 구하게 된다(수식(2)). 분석적으로는 다항 로짓(multinomial logit) 모형을 통해 모수들을 추정하는 것과 같다(Allison, 1982). 본 연구에서는 사건 r 이 고학력 배우자와 결혼/저학력 배우자와 결혼/결측 총 세 가지이며, 마지막 결측 범주는 배우자 정보 결측 사례들을 분석에 포함시키기 위해 설정한 것으로 해석에서는 제외한다.

$$\log \frac{\hat{h}(t_j^r)}{\hat{h}(t_j^0)} = [a^{r_0} + a^{r_1} t_j + a^{r_2} t_j^2] + [b^{r_1} X_1 + b^{r_2} X_{2j}] \quad \dots \text{수식(2)}$$

$$\text{where } \hat{h}(t_j^0) = 1 - \sum_{k=1}^R \hat{h}(t_j^k)$$

위험률 추정치 $\hat{h}(t_j)$ 는 최대우도(Maximum Likelihood) 추정법으로 도출해내며, 우도추정 함수는 로짓모형의 우도추정 함수와 유사한 형태를 갖는다(Allison, 1982: 74-75 참조).

한편 본 연구가 설정하는 연구모집단이자 위험집단(risk set)은 1999년 이래 결혼 위험에 노출된 18-40세 인구이다. 결혼 위험을 초혼 이행 위험에 한정하기 때문에, KLIPS 조사 진입 당시 미혼인 응답자가 개념적으로 위 모집단의 표본이 된다. 위 18-40세 집단은 코호트로 보자면 2015년 18세인 1997년 출생코호트부터 1999년 40세인 1959년 출생코호트까지를 포함한다. KLIPS 조사대상 가구에 거주하는 어린이는 15세가 되는 시점에 조사대상자가 되기 때문에, 1999년~2015년 전 기간에 걸쳐 새로운 응답자가 조사에 진입한다. 2009년 12차 조사에서 새로 추출된 09표본 가구들도 연구에 포함하였다.

이러한 18세-40세 표본 중 조사 진입 당시에 가구주인 부모와 동거하거나, 동거하지 않더라도 경제적으로 독립하지 않은 가구원으로 연구대상을 제한하였다. 이는 연구대상자의 부모가 가구주로 있는 원가구의 자산을 부모자산으로 보고 추적하기 위함이다. 본 연구에서 조사 진입 당시 만 24세 이하인 연구대상자가 81%, 만 30세 이

하가 96%라는 점을 고려할 때, 그리고 젊은 연령대에서 부모로부터 따로 떨어져 살며 경제적으로 독립된 가구를 꾸리는 비중이 높지 않음(김승권 외, 2012)를 고려할 때 위와 같은 제한은 정당화될 수 있다. 강건성 검정(robustness checks) 결과, 남녀별로 자녀의 분가 여부와 부모 자산의 상호작용항을 추가하여 확인하였을 때에도 부모 자산의 효과가 자녀 분가 여부별로 다르지 않았다.

패널조사에서 이탈하였다가 이후 다시 조사에 진입한 연구대상자의 경우 구간절단(interval-truncation) 혹은 구간중도절단(interval-censoring)된다. 다시 조사에 진입한 연구대상자가 여전히 미혼인 경우, 조사에서 이탈한 기간 동안 비어있는 개인-시간 기록은 자료에 포함시키지 않았다. 다시 조사에 진입한 시점에 결혼을 이미 경험하였고 언제 결혼하였는지 알 수 없는 경우는 구간중도절단(interval-censoring) 사례가 되는데, 47명의 응답자가 이에 해당하였다. 이 경우 중도절단된 기간의 중간 시점에 결혼하였다고 가정하였는데, 중도절단된 기간이 3년 이내인 사례가 37명으로 대부분이기 때문에 위의 가정이 추정치에 큰 영향을 미치지 않았을 것으로 예상된다. 이외에 패널이탈 후 조사에 재진입한 시점에 이미 결혼한 상태였지만, 이전 조사 이후 혼인상태의 변동 시점을 묻는 문항을 활용하여 결혼시점을 알 수 있었던 경우가 545명이다. 이들 중에도 이전 조사 이후 3년 이내에 결혼한 경우가 475명(87.2%)으로 대부분이다. 구간절단 혹은 구간중도절단된 연구대상자들을 이 분석에서는 제외시키지 않았는데, 이때의 가정은 그러한 연구대상자들과 2015년 이전 우측중도절단(right-censoring)된 연구대상자들 간에 결혼위험률이 체계적인 차이를 가지지 않으리라는 것이다. 더불어 패널이탈기간 중 결혼한 후 다시 조사에 복귀한 592명에 대해서는 해당 기간 시변(time-varying) 독립·통제변수 정보를 개인별 이전·후 값들을 참조하여 대체하였음을 밝혀둔다.

위와 같은 자료 전처리 과정을 거쳐, 결혼 이행여부를 확인할 수 있는 연구대상은 총 6,467명, 개인-시간 단위로는 37,547사례이다. 결측치 기록을 삭제(listwise deletion)하고 부모 총자산 평균이 상위 1%인 이상치들을 제외한 결과(2010년 물가 기준 16억 7278만 원 이상) 최종 연구대상자는 6,207명(남성 3,415명, 여성 2,792명)이며 개인-시간 단위로는 35,020사례(남성 18,946사례, 여성 16,074사례)이다. 최종 연구대상자 6,207명 중 1,524명이 결혼하였고(남성 731명, 여성 793명) 2,158명이 40세 도달 혹은 2015년 조사종료와 함께 우측중도절단되었으며, 나머지 2,525명은 패널이탈(attrition)로 인해 우측중도절단되었다.

먼저 종속변수인 결혼 이행여부는 해당 조사 이후 이듬해 조사 이전(다음 해 조사에 응답하지 않았을 경우 당해 혹은 이듬해)까지 초혼을 경험하였는지 여부로서, 결혼하였을 경우 1, 그렇지 않은 경우 0으로 코딩되었다. 이는 결혼 이행여부가 결혼 이전의 상태로부터 영향을 받는다는 점을 고려한 것이다. 앞에서 언급하였듯 패널이탈 후 미혼이 아닌 상태로 조사에 다시 복귀한 사람의 경우, 혼인상태 변동시점을 묻는 문항을 통해 결혼 이행여부를 측정하였다.

연구기간 중 결혼하였을 경우, 배우자의 학력은 결혼 이후 최초 조사에서 배우자

의 응답 혹은 가구자료 응답을 활용하여 파악하였다. 고학력(4년제 대학 집단과 대학원 수료 이상 집단)과 저학력(중졸 이하, 고졸, 전문대 집단)으로 구분된다. 이로써 선택혼 유형은 미혼(0으로 코딩), 저학력 배우자와 결혼(=1), 고학력 배우자와 결혼(=2), 결측(=9)으로 분류하였다. 결측치는 배우자가 응답에 응하지 않았고 가구자료에서도 배우자 교육수준을 파악할 수 없었던 경우로 전체 결혼 이행 1,524사례 중 51사례(3.35%)이다.

독립변수인 부모 자산은 원가구의 자산으로 측정하였다. 물론 가구의 자산과 부모의 자산은 개념적으로는 다른 것이지만, 가구주가 부모 중 한 명인 가구의 총자산을 부모 자산으로 간주하기에는 큰 무리가 없다고 판단된다. 부모 자산이 원가구의 총자산으로 측정되기 때문에, 설령 자녀가 원가구로부터 물리적·경제적으로 분가한다 하더라도 부모의 자산을 추적할 수 있다. 이러한 경우가 전체 중 3,307사례(9.44%), 응답자별 마지막 조사 기준으로는 14.03%로 적지 않다. 분가한 경우의 결혼 이행 확률이 일반적으로 더 높다는 점을 고려할 때(이상림, 2013) 위와 같은 접근이 타당하다고 보인다.

구체적으로, 부모 자산은 원가구의 총자산으로 측정하며 시변변수로 활용하였다. 총자산은 거주주택 시가 혹은 임대보증금, 거주주택 외 부동산 시가, 금융자산⁵⁾에 만약 거주주택 외 임차한 항목이 있을 경우 임대보증금까지 합친 것이다. 이는 개념적으로 부채,⁶⁾ 그리고 거주주택 외 임대한 항목이 있을 경우 임차인에게 돌려줘야 할 임대보증금을 감하지 않고 포함한 것이다. 시가나 임대보증금, 금융자산 등 금액으로 표현된 변수들은 모두 한국은행이 발표하는 소비자물가지수를 활용하여 2010년을 기준으로 표준화하였다. 2010년 물가 기준으로 표준화된 금액에 1(만 원)을 더한 후 로그를 취하여 부모 자산 변수로 활용하였다.

사건사분석에서 필요한 시간 변수(t)는 연령에 18을 빼준 변수와 그 제곱값을 갖는 변수를 사용하였다. 이는 개념적으로 18세 이후 결혼 사건의 경험까지 소요된 기간을 표현한다. 결혼위험은 연령이 증가함에 따라 증가하다가 특정 연령 이후에는 감소하는 형태를 띠므로 제곱항을 포함시켰다.

통제변수로는 출생연도(코호트), 자녀의 사회경제적 지위, 부모의 사회경제적 지위, 형제자매 수(없음/1명/2명/3명이상), 거주지(서울/경기/광역시/기타시도), 자녀 분가여부, 종교(종교 없음/개신교/천주교/불교/기타)를 활용하였다. 자녀의 사회경제적 지위는 교육수준(중졸 이하/고졸/전문대/4년제 대학/대학원 수료 이상, 응답자 최종 조사시점 기준 시불변변수 처리하였으며 중퇴인 경우에만 아래 학력으로 재코딩), 종사상 지위(상용직/임시일용직/자영업·가족종사자/학생및비취업), 노동소득(로그 월 노동소득), 재학여부 네 변수로 이뤄지며, 부모의 사회경제적 지위는 아버지·어머

5) 은행예금, 주식/채권/신탁, 저축성 보험, 타지 않은 계, 사적 채권액 및 기타를 합친 금액이다. 참고로 부동산 자산과 관련해서 각 항목당 일정정도의 결측치(e.g. 거주지 외 부동산을 소유한다고 답하였으나 금액을 적지 않은 123/11333 사례)를 중위값으로 대체하였다.

6) 금융기관/비금융기관 부채, 사적 채무액, 거주주택 전세금·임대보증금, 부어야할 계 및 기타를 합친 금액이다. 부채를 통제변수로 모형에 포함하여도 결과는 유사하였다.

니 교육수준(중졸이하/고졸/전문대졸이상), 아버지 직업(고위관리자및전문직/기술공및
 준전문가/사무직/서비스판매직/농림어업/기능·단순노무직/비취업), 원가구 연 소득
 (로그) 네 변수로 구성된다.

IV. 분석 결과

1. 주요 변수의 기술통계

<표 1>에서는 응답자별 마지막 관측시점에서의 변수 정보를 제시하였다. 결혼을
 한 사람들의 경우 마지막 관측시점의 정보는 결혼 직전 조사 시의 정보가 되며, 우
 측중도절단(right-censoring)된 사람들의 경우 40세 도달·2015년 연구기간 종료·패
 널이탈 시점 중 하나의 정보가 된다. 가중치는 사용하지 않았다.

<표 1> 연구대상자의 기본적인 특성

변수	남성 (3,415명)				여성 (2,792명)			
	평균 (중위값)	표준편차	최소	최대	평균 (중위값)	표준편차	최소	최대
결혼 이행	21.4%				28.4%			
배우자 학력	고학력(40.5%) 저학력(56.4%) 결측(3.2%) (결혼 이행한 731명 대상)				고학력(50.3%) 저학력(46.2%) 결측(3.5%) (결혼 이행한 793명 대상)			
부모 자산 (만 원)	26320 (16,346)	31,403	0	315250	26487 (16,866)	31,987	0	571405
연령(세)	27.6	6.2	18	40	25.9	5.1	18	40
81년 이후 코호트	58.0%				61.6%			
교육수준	중졸 이하(8.6%) 고졸(23.5%) 전문대(21.5%) 4년제 대학(41.7%) 대학원 수료 이상(4.7%)				중졸 이하(6.4%) 고졸(20.7%) 전문대(26.5%) 대학 이상(41.7%) 대학원 수료 이상(4.7%)			
종사상 지위	상용직(40.2%) 임시일용직(8.5%) 자영업/가족종사(4.6%) 학생/비취업(46.7%)				상용직(42.7%) 임시일용직(9.1%) 자영업/가족종사(3.0%) 학생/비취업(45.1%)			
월 노동소득 (만 원)	193.3 (182.1)	108.8	1.5	2549.9	152.6 (141.1)	78.6	0.8	1090.0
	(비취업자인 1,598명 제외)				(비취업자인 1,260명 제외)			
재학 중	26.0%				24.5%			
형제자매 수	없음(5.9%) 1명(58.8%) 2명(23.6%) 3명 이상(11.7%)				없음(3.9%) 1명(50.0%) 2명(30.9%) 3명 이상(15.2%)			
분가함	15.2%				12.6%			
종교	종교없음(68.0%) 개신교(16.1%) 천주교(4.8%) 불교(10.5%) 기타(0.6%)				종교없음(61.3%) 기독교(21.0%) 천주교(6.7%) 불교(10.6%) 기타(0.5%)			
거주지역	서울(23.0%) 경기/인천(21.9%) 기타 광역시(29.3%) 기타(25.8%)				서울(24.9%) 경기/인천(20.9%) 기타 광역시(30.0%) 기타 (24.2%)			
부 교육수준	중졸 이하(39.7%) 고졸(40.9%) 전문대졸 이상(19.5%)				중졸 이하(36.9%) 고졸(42.1%) 전문대졸 이상(21.0%)			
모 교육수준	중졸 이하(53.0%) 고졸(37.9%) 전문대졸 이상(9.1%)				중졸 이하(50.0%) 고졸(40.1%) 전문대졸 이상(9.9%)			

아버지 직업	고위관리자 및 전문직(7.4%)				고위관리자 및 전문직(7.7%)			
	기술공 및 준전문가(4.4%)	사무직(6.5%)	서비스판매직(13.3%)	농림어업(6.0%)	기술공 및 준전문가(4.5%)	사무직(7.1%)	서비스판매직(13.4%)	농림어업(6.5%)
원가구 연소득 (만 원)	2458.4 (2091.0)	1915.3	0	34364.3	2485.6 (2136.0)	1787.6	0	21767.3

먼저 남성 응답자의 21.4%(731명)가 연구기간 중 결혼 이행을 경험하였으며, 그 중 배우자 학력이 4년제 대학 이상으로 고학력인 비중이 40.5%, 저학력인 비중이 56.4%이다. 여성은 28.4%(793명)가 결혼하였고, 그 중 고학력 남편이 50.3%, 저학력 남편이 46.4%이다. 여성의 평균 초혼연령이 남성에 비해 낮아 연구기간 중 더 많은 미혼여성이 결혼으로 이행하며, 남성 응답자에 비해 고학력 배우자와 결혼하는 비중이 높다. 남성과 여성 응답자의 교육수준이 비슷함을 고려하면, 아내보다 남편 학력이 높은 유형의 결혼이 더 빈번하리라 예상할 수 있다.

결혼 전 마지막 조사 혹은 우측중도절단 당시 평균연령은 남성이 27.6세, 여성이 25.9세로 남성이 1.7세가량 높다. 평균연령이 그리 높지 않다는 사실은 연구대상자 중 결혼을 경험하지 않고 관측이 종료된 비중이 높다는 점과도 연관된다.

다음으로 부모 자산은 남성의 부모가 평균 2억 6,320만원, 여성의 부모가 평균 2억 6,487만원을 가진 것으로 나타난다. 중위값(남성 1억 6,346만원, 여성 1억 6,866만원)은 평균값에 비해 낮다. 부모가 가진 자산의 최소값은 남녀 모두 0원이며, 최대값은 남성이 31억 5250만원, 여성 57억 1405만원으로, 평균 자산 상위 1% 집단을 제외하였음에도 자산 분포의 분산이 상당히 크다는 점을 알 수 있다.

다른 통제변수들에서, 먼저 출생코호트의 경우 81년 포함 그 이후에 태어난 집단의 비중은 남성이 58.0%, 여성이 61.6%이다. 교육수준은 마지막 관측시점에서 중졸 이하인 경우가 남성 8.6%, 여성 6.4%이고, 고졸인 집단의 비중은 남성 23.5%, 여성 20.7%, 전문대에 진학했거나 졸업한 비중이 남성 21.5%, 여성 26.5%, 4년제 대학에 진학한 집단이 남성 41.7%, 여성 41.7%, 대학원 수료 이상인 비중이 남성 4.7%, 여성 4.7%이다. 4년제 대학 이상 고학력자의 비중은 남녀에서 거의 같고, 전문대 학력 집단은 여성에서, 고졸 이하인 비중은 남성에서 조금 더 크다. 재학 중인 비중(남성 26%, 여성 24.5%)도 유사하다. 종사상 지위의 경우 상용직(남성 40.2%, 여성 42.7%), 임시일용직(남성 8.5%, 여성 9.1%), 자영업/가족종사자(남성 4.6%, 여성 3.0%), 학생/비취업(남성 46.7%, 여성 45.1%) 비중이 남녀에서 비슷한 분포를 보인다. 한편 취업한 응답자만 놓고 보았을 때 월평균 노동소득은 남성에서 평균적으로 40.7만원 더 높아 남성 193.3만원(중위값 182.1만원), 여성에서 152.6만원(중위값 141.1만원)으로 나타난다.

부모의 사회경제적 지위 중 아버지 교육수준은 자녀 세대에 비해 중졸 이하 집단의 비중이 커서 여성 자녀를 기준으로 중졸 이하 36.9%, 고졸 42.1%, 전문대졸 이상 21.0%의 분포를 보인다. 어머니의 교육수준은 좀 더 낮아 중졸 이하가 50.0%, 고

졸 집단이 40.1%, 전문대졸 이상 집단이 9.9%이다. 아버지의 직업은 고위관리자 및 전문직 7.7%, 기술공 및 준전문가 4.5%, 사무직 7.1%, 서비스판매직 13.4%, 농림어업 6.5%, 기능·단순노무직 37.9%, 비취업 22.9%이고, 원가구 연소득은 평균 연 2,500만원 정도(중위값은 2,100만 원선)이다. 부모 사회경제적 지위의 분포는 남성과 여성에서 대체로 비슷하다.

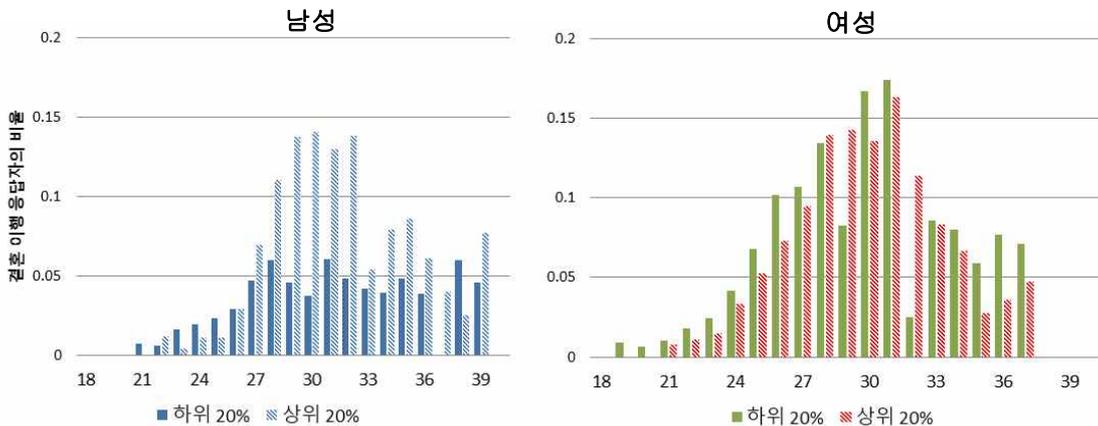
형제자매 수는 여성에서 대체로 더 많다. 남성은 외동인 경우가 5.9%, 형제자매가 한 명 있는 비중이 58.8%, 2명이 23.6%, 3명 이상이 11.7%인데 비해 여성에서는 외동이 3.9%, 1명이 50.0%, 2명이 30.9%, 3명 이상이 15.2%이다. 이는 90년대 중반까지 이어져온 남아선호가 반영된 결과로 보인다. 마지막 관측시점에 분가한 비중은 남성이 15.2%, 여성이 12.6%로 남성이 다소 높다. 종교의 경우 여성에서는 차례로 종교 없음(61.3%) 개신교(21.0%), 천주교(6.7%), 불교(10.6%), 기타(0.5%) 순이고, 남성에서는 종교 없음(68.0%), 개신교(16.1%), 천주교(4.8%), 불교(10.5%), 기타(0.6%) 순이다. 여성에서 무교의 비중이 적고 대신 개신교 신자의 비중이 5%p 정도 높다.

2. 결혼 시기에 대한 사건사분석 결과

[그림 2]는 성별로 부모 자산 상위 20%(5분위) 집단과 하위 20%(1분위) 집단에서 각 연령에 얼마나 많은 비중의 응답자가 결혼으로 이행하는지를 나타낸다. 부모 자산을 시변변수로 두었기 때문에 이 집단들이 고정되지는 않았으나, 최상위 집단과 최하위 집단의 구성은 대체로 일관되리라 여겨진다.

왼쪽 그림에서 나타나는 남성의 결혼 이행 패턴은 부모 자산에 따라 확연한 차이를 나타내며, 자산 상위 집단의 남성이 더 이른 결혼 시기와 더 높은 결혼가능성을 보인다. 결혼 이행률의 격차는 특히 20대 후반~30대 초반에 두드러진다. 반면 오른쪽 그림에서 여성의 결혼 이행 패턴은 부모 자산에 따라 큰 차이를 나타내지는 않는 것으로 보인다.

[그림 2] 부모 자산 상위·하위 집단의 결혼 시기 분포



<표 2> 결혼 시기에 대한 사건사분석 결과 (남성·여성)

변수	남성			여성		
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 1	모형 2	모형 3
로그 부모 자산			1.18*** (0.04)			1.05 (0.03)
연령	1.99*** (0.12)	2.00*** (0.12)	1.99*** (0.12)	2.29*** (0.12)	2.30*** (0.12)	2.29*** (0.12)
연령제곱	0.97*** (0.00)	0.97*** (0.00)	0.97*** (0.00)	0.96*** (0.00)	0.96*** (0.00)	0.96*** (0.00)
81년 이후 출생	0.56*** (0.06)	0.58*** (0.06)	0.58*** (0.06)	0.64*** (0.06)	0.71*** (0.06)	0.71*** (0.06)
교육수준 (ref. 고졸)						
중졸 이하	0.47*** (0.13)	0.45*** (0.12)	0.49** (0.14)	1.04 (0.32)	0.96 (0.30)	0.97 (0.30)
전문대	1.26** (0.14)	1.29** (0.14)	1.21* (0.14)	0.84* (0.09)	0.86 (0.09)	0.84 (0.09)
4년제 대학	1.34*** (0.14)	1.37*** (0.14)	1.27** (0.14)	0.79** (0.08)	0.85 (0.09)	0.83* (0.09)
대학원 수료 이상	1.69*** (0.28)	1.72*** (0.29)	1.59*** (0.27)	0.60*** (0.11)	0.71* (0.14)	0.68* (0.13)
종사상 지위 (ref. 상용직)						
임시일용직	0.45*** (0.08)	0.44*** (0.08)	0.46*** (0.08)	0.71** (0.10)	0.72** (0.10)	0.73** (0.10)
자영업/가족종사자	0.80 (0.13)	0.78 (0.13)	0.76 (0.13)	0.88 (0.18)	0.95 (0.20)	0.94 (0.19)
비취업/학생	0.21*** (0.09)	0.21*** (0.09)	0.19*** (0.08)	0.18*** (0.07)	0.22*** (0.08)	0.21*** (0.08)
로그 월 노동소득	0.93 (0.08)	0.96 (0.08)	0.94 (0.08)	0.75*** (0.06)	0.79*** (0.06)	0.78*** (0.06)
재학여부	1.00 (0.18)	0.99 (0.17)	0.98 (0.17)	0.59*** (0.10)	0.60*** (0.10)	0.60*** (0.10)
형제자매 수						
없음 (ref. 3명 이상)	0.96 (0.21)	0.93 (0.21)	0.98 (0.22)	0.97 (0.24)	1.06 (0.26)	1.08 (0.26)
1명	0.81* (0.09)	0.80* (0.10)	0.82* (0.10)	0.77** (0.08)	0.83* (0.09)	0.84 (0.09)
2명	0.93 (0.11)	0.94 (0.11)	0.94 (0.11)	0.90 (0.09)	0.94 (0.10)	0.94 (0.10)
거주지역 (ref. 서울)						
경기	1.19 (0.14)	1.20 (0.15)	1.22 (0.15)	0.96 (0.11)	0.94 (0.11)	0.93 (0.11)
광역시	1.09 (0.12)	1.12 (0.12)	1.20 (0.14)	1.08 (0.11)	1.05 (0.11)	1.07 (0.11)
기타 시도	1.41*** (0.16)	1.41*** (0.16)	1.52*** (0.18)	1.47*** (0.16)	1.39*** (0.15)	1.42*** (0.16)
분가함	1.48*** (0.14)	1.39*** (0.14)	1.43*** (0.14)	1.36*** (0.15)	1.25** (0.14)	1.27** (0.14)
종교 (ref. 종교없음)						
개신교	1.11 (0.12)	1.09 (0.12)	1.12 (0.12)	1.06 (0.10)	1.10 (0.11)	1.11 (0.11)
천주교	1.20 (0.20)	1.20 (0.21)	1.21 (0.21)	1.07 (0.16)	1.16 (0.17)	1.16 (0.18)
불교	1.01 (0.11)	1.00 (0.11)	1.01 (0.12)	0.99 (0.11)	1.02 (0.12)	1.01 (0.12)
기타 종교	1.09 (0.48)	1.19 (0.52)	1.22 (0.54)	0.30** (0.18)	0.27** (0.16)	0.27** (0.17)
아버지 교육수준						
고졸 (ref. 중졸 이하)		1.08 (0.10)	1.04 (0.10)		1.03 (0.09)	1.01 (0.09)

전문대졸 이상	1.19 (0.20)	1.11 (0.18)	1.13 (0.18)	1.10 (0.18)
아버지 직업				
기술공 및 준전문가 (ref. 고위관리자 및 전문직)	1.28 (0.34)	1.27 (0.34)	0.70 (0.20)	0.71 (0.20)
사무직	0.75 (0.20)	0.73 (0.19)	0.64* (0.15)	0.64* (0.15)
서비스판매직	0.73 (0.17)	0.76 (0.17)	0.70* (0.14)	0.71* (0.14)
농어업	0.75 (0.18)	0.69 (0.16)	0.76 (0.17)	0.75 (0.16)
기능단순노무직	0.80 (0.16)	0.84 (0.17)	0.71* (0.13)	0.73* (0.14)
비취업	0.66** (0.14)	0.68* (0.14)	0.63** (0.12)	0.64** (0.12)
로그 연 가구소득	0.84*** (0.03)	0.81*** (0.03)	0.85*** (0.03)	0.84*** (0.03)
어머니 교육수준				
고졸 (ref. 중졸 이하)	1.00 (0.11)	0.96 (0.11)	0.74*** (0.08)	0.73*** (0.08)
전문대졸 이상	0.72 (0.19)	0.67 (0.17)	0.52*** (0.13)	0.51*** (0.13)
상수	0.00*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)
사례수	18,946	18,946	18,946	18,946
Model Chi-square	1012***	1041***	1067***	1074***
Log Likelihood(LL)	-2590	-2576	-2562	-2559
Deviance	5180	5152	5124	5118
d.f.	23	34	35	38
AIC	5239.92	5239.46	5214.69	5216.46
	5363.27			5353.48

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01. 계수는 승산비(Odds ratio)(exp(b)) 기준

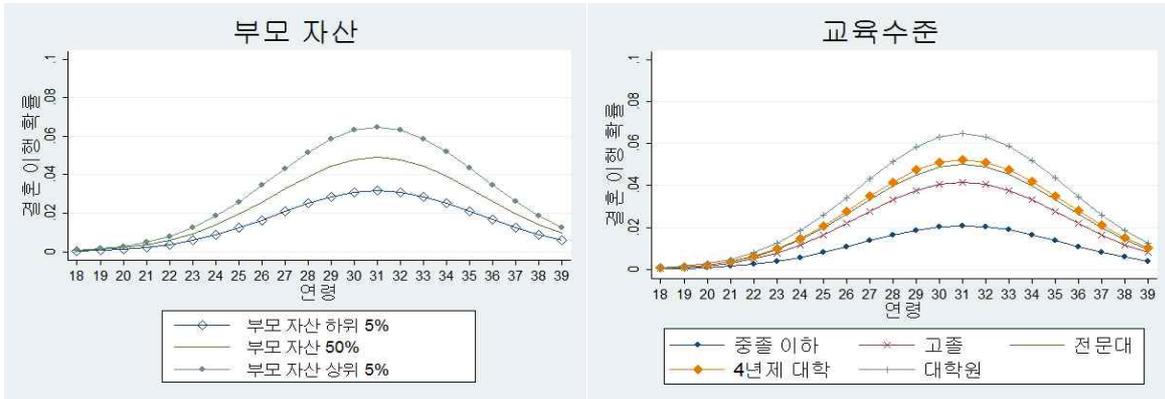
위 <표 2>의 <모형1>~<모형3>은 남성과 여성 각각에서 자녀와 부모의 사회경제적 지위를 통제한 후에도 부모 자산의 효과가 나타나는지를 확인하기 위한 모형들이다. <모형1>은 부모의 사회경제적 지위 및 자산을 제외한 모형으로, 기본적인 통제 변수들과 자녀의 사회경제적 지위 변수들을 포함하였다. <모형2>에서는 자산을 제외한 부모의 사회경제적 지위 변수들(부·모 교육수준, 아버지 직업, 원가구 연소득)을 추가하였으며, <모형3>에서는 부모의 자산을 독립변수로 활용하였다.

먼저 남성에서 결혼 이행 확률은 부모 자산이 많을수록 높아져서, 자산이 2.7배 늘어날 때 각 연령에서 자녀 결혼 이행 확률의 승산은 18% 증가하는 것으로 나타난다. 부모 자산 상위 5% 남성의 결혼 이행 승산은 하위 5%의 2.11배로 추산되는데, 이 차이는 상용직과 임시일용직 간 차이(임시일용직 결혼 승산의 2.17배)에 비견되고, 고졸 학력집단과 4년제 대학 이상 학력집단 간의 차이(1.27배)를 뛰어넘는 것이다([그림 3] 참조). 이는 통계적으로뿐만 아니라 실질적으로도 남성 자녀의 결혼 시기에 부모 자산이 중요한 영향을 미침을 보여준다(가설 1-1 지지).

한편 부모 자산을 모형에 추가하였을 때, 남성의 교육수준이 결혼 이행에 미치는 영향의 추정치가 변화함을 확인할 수 있다. 부모 자산을 추가하였을 때 교육수준의 계수는 유의미하게 작아진다. 이는 특히 전문대 이상 학력집단과 고졸집단 간 차이

에서 그러하다. 예컨대 <모형2>에서 부모 사회경제적 지위를 통제하였을 때 4년제 대학 이상 학력집단은 고졸 학력집단에 비해 결혼 승산이 37% 높는데(대학원은 72%), <모형3>에서 이 크기는 27%로 줄어든다(대학원은 59%). 물론 서로 다른 로짓 모형 간 계수를 정확히 비교할 수는 없지만, 변수 추가에 따라 계수가 작아지는 경우에는 대략적인 추이를 확인 가능하다. 이 연구의 목적이 자녀 교육수준과 결혼 이행이 맺는 정적 관계를 설명하는 것에 있지 않기 때문에, 계수를 보정할 추가적인 분석을 실시하지는 않았다.

[그림 3] 부모 자산과 교육수준이 남성의 결혼 이행에 미치는 영향



남성의 결혼 시기에 대한 위 결과에서 볼 때, 부모 자산은 결혼비용 부담이나 결혼 이행으로 나아갈 심적 안정성 부여, 결혼시장 지위 상승 등을 경유하여 결혼 이행을 촉진한다고 보인다. 이는 세대 간 불평등 재생산의 문제에도 함의하는 바가 크다.

한편 여성의 경우 부모 자산의 영향력이 통계적으로 유의미하지 않으며 모형의 적합도를 크게 올리는 않는다(가설 1-2 지지). 부모 자산 효과의 유의도(p-value)는 0.111로, 일정정도의 통계적인 경향성이 나타나기는 하였으나 그 효과가 유의도 0.1 수준에서 통계적으로 유의미하게 지지되지는 않았다. 계수의 크기도 남성에 비해 작은 것을 알 수 있다.

흥미롭지만 해석하기 어려운 점 중 하나는 가구소득이 높을 때 자녀가 낮은 결혼 이행 확률을 보인다는 것인데, 이는 다른 통제변수들을 제외하고 가구소득과 연령만을 모형에 포함시켜 분석해보았을 때에도 남성과 여성 모두에게 발견되는 결과이다. 가구소득이 상대적으로 높을 경우 자녀가 부모에게 의존하며 취업·이직을 준비하거나 교육을 추가적으로 받으며 결혼을 지연하리라 볼 수도 있지만, 가구소득과 자녀 결혼 이행 간 부적 관계를 가구소득이 자녀의 결혼 이행에 미치는 인과적 효과라고 보기는 힘들다. 가구소득은 부모의 연령, 가구 내 취업한 형제자매 및 친척의 수 등과도 연관될 수 있기 때문이다. 위 분석에서는 원가구의 소득을 통제변수로 활용하였기 때문에, 이에 대한 해석은 본 연구의 범위를 넘어선다.

3. 선택혼 유형에 대한 사건사분석 결과

다음으로는 결혼에 있어 결혼의 유형, 즉 누구와 결혼하는지가 중요한 문제라는 입장에서, 유형별 결혼 이행에 부모 자산이 미치는 영향을 탐구하고자 한다. <표 3>은 부모 자산과 자녀 학력에 따른 결혼 유형 분포를 나타낸다. 개인-시간 단위 35,020사례를 기준으로 하며, 결혼의 유형은 저학력 배우자와의 결혼과 고학력 배우자와의 결혼으로 구분된다. 결국은 배우자의 학력 정보가 가용하지 않은 경우이다. 자녀의 학력별로 분포를 나눠서 표현한 것은 한국사회의 강한 동질혼(박현준·김경근, 2011) 정도를 고려했을 때, 배우자의 학력이 기본적으로 자신의 학력에 의해 체계적인 차이를 보이기 때문이다. 부모 자산은 하위, 중위, 상위 세 집단으로 간략히 구분하였다.

<표 3>에 드러나듯 남성에서는 부모 자산이 많을 때 저학력 배우자와의 결혼 및 고학력 배우자와의 결혼이 모두 증가한다. 그 증가의 정도는 고학력에서 더 커 보이지만, 저학력 여성과의 결혼도 - 특히 남성 자녀가 전문대 이하 학력인 경우 - 꽤 빈번함을 알 수 있다. 반면 여성에서는 양상이 다른데, 부모가 자산이 많을 때 고학력 배우자와의 결혼이 많음을 알 수 있고, 이는 여성 자녀의 학력에 무관하게 발견되는 양상이다. 그러나 저학력 배우자와의 결혼 사례는 자산의 정도와 별 관련이 없는 듯 보이며, 오히려 중위집단에서 가장 잦다. 또 한 가지 주목할 점은, 고학력 여성-고학력 남성 배우자 간 결혼 사례는 저학력 여성-저학력 남성 배우자 간 결혼과 비교하여 크게 적진 않은 것으로 보인다.

<표 3> 부모 자산과 자녀 학력에 따른 결혼 유형 분포 (개인-시간 단위)

(단위: %)			미혼	배우자 학력			
				저학력	고학력	결측	
남성	저학력	자산 하위	97.15	2.41	0.42	0.02	Chi ² (6) =28.19***
		자산 중위	95.65	3.51	0.60	0.24	
		자산 상위	95.35	3.38	1.10	0.17	
	고학력	자산 하위	97.27	1.15	1.54	0.04	Chi ² (6) =16.02**
		자산 중위	95.84	1.18	2.87	0.10	
		자산 상위	95.47	1.35	3.02	0.16	
여성	저학력	자산 하위	94.95	3.74	1.00	0.3	Chi ² (6) =22.68***
		자산 중위	94.01	3.99	1.74	0.25	
		자산 상위	93.87	3.68	2.45	0.00	
	고학력	자산 하위	96.50	0.83	2.50	0.17	Chi ² (6) =15.89**
		자산 중위	95.74	1.06	3.12	0.08	
		자산 상위	95.42	0.49	3.92	0.16	

주: 저학력은 전문대 이하, 고학력은 4년제 대학 이상. 행의 합이 100%. * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

이러한 경향이 여타 변수들을 통제했을 때에도 발견되는지 확인하기 위해 선택혼 유형에 대한 경쟁위험 모형 사건사분석을 실시하였다. <표 4>는 (가설 2-1, 2-2)를 검증하기 위해 설정한 <모형4>의 결과이다.

<표 4> 선택혼 유형에 대한 사건사분석 결과 (남성·여성)

(모형 4) 변수	남성		여성	
	저학력 배우자	고학력 배우자	저학력 배우자	고학력 배우자
로그 부모 자산	1.14*** (0.05)	1.25*** (0.07)	1.01 (0.04)	1.14*** (0.06)
연령	1.76*** (0.13)	2.72*** (0.33)	1.91*** (0.12)	3.13*** (0.29)
연령제곱	0.98*** (0.00)	0.96*** (0.00)	0.97*** (0.00)	0.95*** (0.00)
81년 이후 출생	0.53*** (0.07)	0.63*** (0.10)	0.68*** (0.09)	0.80* (0.10)
교육수준 (ref. 고졸)				
중졸 이하	0.47** (0.15)	0.23 (0.24)	1.05 (0.34)	0.00 (0.00)
전문대	1.16 (0.15)	1.68** (0.45)	0.68*** (0.09)	1.58** (0.31)
4년제 대학	0.60*** (0.08)	5.07*** (1.13)	0.24*** (0.04)	2.80*** (0.50)
대학원	0.35*** (0.12)	7.45*** (2.01)	0.08*** (0.05)	2.47*** (0.63)
종사상 지위(ref. 상용직)				
임시일용직	0.44*** (0.10)	0.50** (0.13)	0.79 (0.16)	0.71* (0.14)
자영업/가족종사자	0.88 (0.18)	0.53** (0.17)	1.11 (0.38)	0.92 (0.23)
비취업/학생	0.58 (0.39)	0.06*** (0.03)	0.12*** (0.07)	0.32** (0.16)
로그 월 노동소득	1.16 (0.15)	0.77** (0.08)	0.67*** (0.08)	0.88 (0.09)
재학여부	0.65 (0.19)	1.41 (0.34)	0.51** (0.15)	0.77 (0.16)
형제자매 수				
없음 (ref. 3명 이상)	0.84 (0.25)	1.45 (0.49)	0.94 (0.37)	1.10 (0.37)
1명	0.77* (0.12)	1.03 (0.21)	0.76* (0.12)	0.93 (0.14)
2명	0.81 (0.12)	1.26 (0.25)	0.96 (0.14)	0.93 (0.14)
거주지역 (ref. 서울)				
경기	1.22 (0.21)	1.37* (0.24)	1.24 (0.22)	0.79 (0.13)
광역시	1.31* (0.20)	1.11 (0.19)	1.27 (0.21)	1.02 (0.14)
기타 시도	1.81*** (0.28)	1.30 (0.23)	1.91*** (0.32)	1.15 (0.18)
분가함	1.15 (0.16)	1.96*** (0.28)	1.35* (0.22)	1.19 (0.18)
종교 (ref. 종교없음)				
개신교	0.89 (0.14)	1.49** (0.24)	1.12 (0.16)	1.10 (0.15)
천주교	1.14 (0.29)	1.18 (0.29)	1.10 (0.26)	1.29 (0.25)
불교	0.96 (0.14)	1.10 (0.20)	1.00 (0.16)	0.98 (0.16)
기타 종교	0.37 (0.37)	2.08 (1.15)	0.00 (0.00)	0.98 (0.61)
아버지 교육수준				
고졸 (ref. 중졸 이하)	1.05	1.10	1.09	0.97

	(0.13)	(0.17)	(0.14)	(0.13)
전문대졸 이상	1.03 (0.26)	1.12 (0.26)	0.85 (0.25)	1.18 (0.24)
아버지 직업 (ref. 고위관리자 및 전문직)				
기술공 및 준전문가	0.88 (0.33)	1.59 (0.60)	1.09 (0.54)	0.53* (0.19)
사무직	0.41** (0.16)	1.00 (0.36)	0.68 (0.32)	0.67 (0.18)
서비스판매직	0.49** (0.15)	1.03 (0.33)	0.80 (0.32)	0.77 (0.18)
농어업	0.54* (0.17)	0.56 (0.21)	1.25 (0.50)	0.53** (0.15)
기능단순노무직	0.49** (0.14)	1.23 (0.35)	1.16 (0.43)	0.54*** (0.12)
비취업	0.44*** (0.13)	0.87 (0.25)	0.86 (0.33)	0.56** (0.13)
로그 연 가구소득	0.77*** (0.03)	0.90 (0.07)	0.82*** (0.04)	0.84*** (0.05)
어머니 교육수준				
고졸 (ref. 중졸 이하)	0.65*** (0.11)	1.33* (0.21)	0.76 (0.13)	0.68*** (0.10)
전문대졸 이상	0.40* (0.19)	0.93 (0.30)	0.68 (0.35)	0.41*** (0.12)
상수	0.01*** (0.01)	0.00*** (0.00)	0.10*** (0.08)	0.00*** (0.00)
사례수	18,946	18,946	16,074	16,074
Model Chi-square	1415***	1415***	1433***	1433***
Log Likelihood(LL)	-2972	-2972	-3093	-3093
d.f.	105	105	105	105

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01. 계수는 승산비(Odds ratio)(exp(b)) 기준.

(가설 2-2)의 예상처럼 여성에서는 부모 자산이 많을 때 고학력 배우자와의 결혼 이행 확률이 통계적으로 유의미하게 높아진다. 부모 자산이 약 2.7배 늘어날 때 여성 자녀가 고학력 배우자와 결혼할 승산은 14% 증가한다. 반면 부모 자산은 저학력 남편과의 결혼을 촉진하지 않으며, 이로써 여성에서 선택혼 유형에 따라 부모 자산의 영향이 차별적이리라는 (가설 2-2)가 지지된다. 결혼 시기에 대한 <모형3>에서 부모 자산의 영향이 크게 발견되지 않았던 것은, 이러한 차별적인 효과가 혼합되어 분명한 경향을 나타내지 않았기 때문으로 보인다.⁷⁾

여성 자녀의 교육수준을 통제하였음에도 위와 같은 효과가 나타난다는 것은, 여성들이 적어도 자신보다 교육수준이 같거나 높은 남성과 결혼하는 데에 부모 자산을 활용함을 의미한다. 다만 위처럼 부모 자산의 정적 효과가 고학력 남편과의 결혼에 집중되어있는 것이 단순히 연구대상자 중 고학력 여성의 비중이 많아서일 수 있다. 이 점을 확인하기 위해 여성 자녀의 학력과 부모 자산의 상호작용항을 모형에 추가시켜보았으나, 부모 자산의 선택혼 촉진효과가 여성 자녀의 학력에 따라 다르다는 결과는 나타나지 않았다.

7) 이 결과는 준거집단을 미혼상태 유지에서 저학력 배우자와의 결혼으로 바꾸었을 때나, 결혼한 사람들만을 대상으로 하여 선택혼 유형에 대한 분석을 실시하는 2단계 모형(two-step model) 모두에서 일관되게 유지된다. 여성 뿐 아니라 남성에서도 마찬가지이다.

한 가지 특징적인 점은, 아버지 직업 지위의 효과가 고학력 배우자와의 결혼 이행에 주로 통계적으로 유의미하게 발견된다는 것이다. 아버지가 고위관리직·전문직일 경우, 여성 자녀가 고학력 배우자와 결혼할 승산이 크게 높아졌다. 부모의 자산에 더해 아버지 직업의 효과가 나타난다는 것은, 여성의 선택혼에 있어 부모 자산이 물리적 경제력의 의미로서보다는 가족의 전반적인 사회경제적 지위·위신을 드러내는 상징적이고 간접적인 의미로서 영향력을 가짐을 뜻한다. 부모가 높은 지위와 경제력을 가진 경우, 부모들은 자녀로 하여금 최소한 그와 비슷하거나 높은 학력을 가진 남성과 결혼하게끔 촉진하거나 혹은 자녀들 스스로 그 지위를 활용하여 배우자를 선택하고자 하는 것으로 보인다. 여성에서 ‘경제력’이란 부모의 지위와 자원까지도 포함하며, 높은 지위의 남성을 만나기 위해 이러한 자원들이 전략적으로 고려되기도 한다. 아버지에서 남편으로 대리적 지위 획득의 대상을 옮기며 전통적 유형의 결혼으로 이행하는 현상이 여전히 한국사회에 남아있는 것이며, 이 현상은 특히 많은 자산을 가진 상위계층의 부모 하에서 유지되고 있다.

한편 남성에서는 부모 자산이 선택혼 유형에 관계없이 저학력 배우자 및 고학력 배우자와의 결혼 모두를 촉진하는 것으로 나타난다. 이 점에서 남성에서는 부모 자산의 효과가 선택혼 유형에 따라 크게 다르지 않을 것이라는(가설 2-1)이 지지된다. 부모 자산이 약 2.7배로 늘어날 때 저학력 배우자와의 결혼 이행 승산은 14% 높아지며, 고학력 배우자와의 결혼 이행 승산은 25% 높아진다. 예상과 달리 남성에서도 부모 자산이 고학력 배우자와의 결혼 확률을 더 크게 높이지만, 그 차이는 준거집단을 저학력 배우자와의 결혼으로 두었을 때 통계적으로 유의미하지 않다.

표에 제시하지 않았지만 본인의 학력과 부모 자산과의 상호작용항을 추가했을 때, 부모 자산이 저학력 배우자와의 결혼을 촉진하는 효과는(고졸 남성에 비해) 대학원 학력 남성에서만 크게 줄었다. 고졸 남성과 나머지 집단과의 차이는 통계적으로 유의미하지 않았으며, 고학력 배우자와의 결혼에서도 부모 자산의 효과는 학력 집단 간 차이가 없었다. 이로써 부모 자산이 남성에서는 자녀의 학력과 배우자 학력에 관계없이 결혼을 촉진한다는 점이 뒷받침되리라 보인다.

통제변수로 활용되어 해석이 용이하지는 않지만 그럼에도 흥미로운 점 중 하나는, 자녀의 선택혼 유형 결정에서 어머니 교육수준이 유의미한 영향을 보인다는 점이다. 어머니가 고학력일 때 남성에서는 저학력 배우자와 결혼할 확률이 낮아지나 여성에서는 고학력 배우자와 결혼할 확률이 감소한다. 남성에서는 아버지 직업 지위의 효과도 여성과 반대로 나타나, 아버지가 고위관리직·전문직일 때 저학력 배우자와의 결혼이 촉진되는 것으로 보인다. 아버지의 지위와 어머니의 학력이 자녀의 결혼 이행에 의미하는 바가 다르고, 그 효과는 자녀 성별로 결혼의 유형별로 또한 다른 것이다. 이 연구에서는 부모의 학력과 직업을 통제변수로 활용하고 있기에, 이에 대해 충분한 해석을 하기에는 제약이 있다.

V. 논의 및 결론

이 연구는 만혼화를 야기하는 한국사회의 구조적 조건 하에서 부모 자산이 자식의 결혼 이행에 어떠한 영향을 미치는가 하는 질문을 제기하였다. 구체적으로, 결혼 지연의 원인이라 여겨지는 성역할 분리규범과 결혼 이행의 계층 격차가 유지·강화되는 기제에 부모 자산의 영향력이 작동하고 있는지를 살폈다. 이러한 가능성을 알아보기 위해 <한국노동패널> 2차-18차 자료를 활용해 이산시간 사건사분석을 실시하였다. 부모의 자산이 자녀의 결혼 시기와 선택혼 유형에 어떠한 영향을 미치는지, 그 영향은 성별로 어떠한 차이와 공통점을 보이는지 분석을 통해 확인하였다.

분석 결과, 먼저 부모 자산은 남성 자녀의 결혼 이행을 촉진하며, 자녀 사회경제적 지위에 비견하는 만큼의 영향력을 갖는다(가설 1-1 지지). 이는 부모 자산의 영향력에 의해 남성의 결혼 시기에서 새로운 차원의 격차가 생겨나고 있음을 의미한다. 이 때 부모의 경제력은 남성 자녀의 사회경제적 지위와 맞물려 결혼 이행의 불평등을 이중적으로 재생산한다. 부모의 경제적 자원은 자녀가 높은 성취 지위를 획득할 수 있게끔 함과 동시에, 그러한 영향과 독립적으로 남성 자녀가 결혼으로 이행할 수 있게 직접적인 도움을 주기 때문이다.

이와 같은 결과들은 주택가가 높아지고 노동시장의 고용 불안정이 전반적으로 심화되는 사회적 여건 속에서, 부모의 경제적 도움 없이는 결혼을 꿈꾸기 힘든 미혼 남성들의 현실을 보여준다. 이는 남성에게 결혼이 얼마만큼 ‘경제력 확보’의 과제와 맞물려있는지를 잘 드러낸다. 그러나 남성에게 결혼이 이처럼 경제적 문제가 된 것은 ‘자연스러운’ 일이 아니며, 그 기저에는 남편이 안정적인 생계를 부양해야 한다는 성역할 분리규범이 놓여있다. IMF 경제위기 전부터도 남성생계부양자 모델이 강고한 물질적 토대 위에 있었던 것은 아니지만(최선영·장경섭, 2012) 경제위기 이후 그러한 물질적 조건은 보다 급속도로 붕괴되어왔다. 일인생계부양을 할 조건이 마련되지 않지만 성역할 분리규범은 남아있는 상황에서, 오히려 핵가족 형성과 그것이 내포하는 경제적 안정성에 대한 희구는 커져가고 있다. 그리고 이러한 소망은 역설적으로 결혼을 재차 경제적 문제로 만들어버리는 결과를 낳고 있다. 소수의 고소득자를 제외하고는 남성생계부양자 모델의 충족이 실질적으로 불가능하지만, 그럼에도 남성들은 부모의 자산으로 부족한 자원을 충당하여 결혼시장에서 자신의 경제적 지위를 획득함으로써 전통적인 성 정체성을 연명시키고 있다. 부모 자산을 동원하기보다 남성들 스스로 그러한 굴레에서 벗어나려는 시도, 즉 성역할 분리규범을 깨고 대안적 남성성을 모색하려는 집합적인 시도는 제한적인데 이는 부모 자산의 효과가 선택혼 유형에 관계없이 발견된다는 점에서 직간접적으로 드러난다(가설 2-1 지지).

부모들 역시 이러한 작업에 가담함으로써 우발적으로 전통적 성 정체성을 고착화시키는 결과를 낳고 있다. 그러나 이러한 공모는 의도적이라기보다는 규범에 따른 행위로 나타나고 있을 수도 있다. 노후에 대비하기 위한 자원이 원치 않게 세대 간

에 이전됨으로써 많은 부모들이 어려움을 겪고 있는 것도 현실이다(서울신문, 2016년 5월 12일자).

한편 여성 일반의 결혼 시기에는 부모 자산의 일률적인 효과가 유의미하게 발견되지 않는다(가설 1-2 지지). 이러한 사실이 여성에게 부모 자산의 영향력이 없음을 의미한다기보다는, 오히려 만혼화를 야기하는 구조적 조건을 둘러싼 여성들의 대응이 다양함을 뜻할 수 있다. 이는 여성의 결혼 이행에 경제력의 효과가 모호하다는 기존의 연구 결과들과도 맥락을 같이 한다.

실제로 여성들이 부모 자산의 영향과 독립적으로 결혼을 지연하거나 선택하는 것은 아니며, 여성의 경우 고학력의 배우자를 만나는 데에만 부모 자산의 도움을 받는다(가설 2-2 지지). 이 과정에서 부모의 직업과 자산은 일종의 상징적 지위로 기능하는 것으로 보인다. 이 결과는 제한된 기회구조 속에서 여성들이 결혼에 기대하는 가치를 어떻게 선취해내는지 보여준다. 부모 자산은 여성 자녀들의 결혼 기회 획득에 기여함으로써, 남성과 다른 방식으로 여성에서 결혼의 계층화를 강화한다. 다시 말해 여성 자녀가 고학력 남성과 결혼하는 데 부모 자산이 활용됨으로써, 가족 단위에서 지위의 재생산이 이루어지게 된다. 이러한 세대 간 불평등 재생산의 과정에서, 결혼 이행의 경제적 격차 강화는 결혼의 기회구조를 더욱 제한적으로 만들어 만혼화를 지속시키고 있다.

위 결과처럼 부모의 경제력은 여성 자녀로 하여금 결혼으로써 가족 단위 지위의 재생산을 가능케 하는데(최기림·안태현, 2015) 이는 결혼을 통해 계층이동(유지)을 이루는 방식의 전통적 여성 정체성을 의도치 않게 고착화하는 결과를 야기할 수 있다. 여성의 경제활동 여부와 가구소득이 여전히 남편의 경제력에 의해 주로 결정되고 있는 상황에서는(Shin and Kong, 2015) 더욱 그러하다. 물론 여성들이 고학력 남성과 결혼하는 데 부모의 지위를 동원한다고 해서 그것이 이른바 여성들의 ‘취직’으로 귀결되는 것만은 아니다. 상대적으로 성 평등한 태도를 지니는 고학력 남성(한국보건사회연구원·사회발전연구소, 2017)을 배우자로 맞이한다면, 고학력·정규직 임금근로 여성들은 결혼 이후에도 독립적인 노동경력을 이어나가고 맞벌이를 지속할 수도 있다(이순미, 2014). 이에 대해서는 좀 더 신중한 해석이 필요한 것이 사실이다. 그럼에도 전술했듯 고학력 남성과의 결혼 이행에 있어 부모 자산의 영향이 여성 본인의 학력에 관계없이 나타난다는 점은 위의 가능성이 상대적으로 낮음을 시사한다.

요컨대 부모 자산은 자녀 세대 결혼의 계층화를 심화시키며, 전통적 성 정체성으로부터 벗어나지 못한 채 이를 고착화하는 방식으로 남녀가 결혼하게 한다. 그러나 이러한 결과가 상위계층만의 집합적이고 의도적인 행동에 의해 나타나는 것은 아니며, 한국의 가부장적 가족주의 맥락과 2000년대 이후의 경제적 조건, 부모와 자식의 협업이 결합하여 우발적으로 나타난 양상이라고도 볼 수 있다. 이 요인들이 일종의 교착상태에 처한 가운데, 한국사회의 만혼화는 두 세대에 걸친 가족의 영향력 속에서 지속되고 만성화하고 있는 것으로 여겨진다.

부모 자산의 영향이 결혼 지연의 구조적 조건을 고착화하는 결과를 낳기도 하지

만, 한편으로 이는 결혼 이행의 양상이 원가족의 경제력에 따라 크게 달라질 수 있음을 함축하기도 한다. 이는 향후 성역할 분리규범에 변화의 단초가 나타날 수도 있다는 점과 연관된다. 먼저 여성에게 결혼 그 자체보다 어떤 결혼이냐가 더 중요할 수 있다는 점은 최소한 여성들이 더 이상 결혼을 통과의례 혹은 규범으로 여기고 있지는 않다는 사실을 드러낸다. 이러한 상황에서 결혼의 사회문화적 의미가 바뀌고 있으며, 여성 내부에서도 이질성(heterogeneity)이 증가하는 것으로 보인다. 이러한 이질성은 강제된 개인화로 나타나기도 하지만, 결국에는 개인주의적 가치관을 배양하는 효과를 낳을 수도 있다(송민영, 2010; 김혜경, 2013; 이순미, 2016). 예컨대 빈곤계층의 저학력 여성들 중 유사한 학력의 남성과 결혼하는 것에 기대지 않고 독립적인 노동생애를 기획해나가는 집단이 생겨날 수 있다(이재경·김보화, 2015; 김경화, 2004; 박기남, 2011; 김혜경, 2013). 고학력 여성 내부에서도, 최근 담론들이 지시하듯 ‘개인화’된 집단으로서 자신의 능력을 통해 노동시장 경력을 추구하며 대안적인 관계를 모색하는 시도가 있다(정민우·이나영, 2011).

남성에서도 일정정도의 분화가 생겨나는 것으로 보인다. 통계적으로는 유의미하지 않아 뚜렷한 경향이라고 보긴 힘들지만, 부모 자산이 저학력 여성보다는 고학력 여성과 결혼할 확률을 더 크게 높인다는 점은, 예컨대 부모가 일정정도의 자원을 가진 저학력 집단의 남성들이 향후 적극적으로 여성의 학력을 고려할 수 있음을 시사한다. 이러한 예상은 남성들에게도 여성의 경제력에 대한 선호가 생겨나 저학력 여성을 기피한다는 진단(Park, Lee and Jo, 2013)과도 맥락을 같이 한다. 이들이 본인의 학력보다 부모의 경제력에 기반해 가장의 권위를 유지해나가는지 아니면 여성의 경제력에 대한 존중과 가정 내 성평등을 이루는지는 자세히 들여다봐야할 지점이지만, 이 집단은 남성 내에서도 변화가 생겨날 가능성을 예시한다. 요컨대, 여전히 제한적이지만, 결혼의 새로운 사회문화적 의미를 꿈꾸는 시도들은 계층·젠더에 따라 상이하게 나타날 것으로 보인다.

참 고 문 헌

자료

한국노동연구원·한국고용정보원. 1999-2012. <한국노동패널조사, 1999-2012 [2-15차]>. 연구수행기관: 한국노동연구원·한국고용정보원. 자료서비스기관: 한국사회과학자료원. 자료공개일: 2017년 1월.

한국노동연구원. 2013-2015. <한국노동패널조사, 2013-2015 [16-18차]>. 한국노동패널조사 홈페이지: <https://www.kli.re.kr/klips/>. 정보검색일: 2017년 1월.

문헌

강정구·마강래. 2016. “지역의 주택가격이 초혼시기에 미치는 영향.” 한국지역개발학회 학술대회(2016년 11월) 발표 자료집.

권소영·강시은·엄세원·박지수·이재림. 2017. “청년 남녀의 사회경제적 특성 및 세대관계 특성이 결혼의향에 미치는 영향.” 『한국가족관계학회지』 21(4): 3-25.

권현지. 2015. “산업화 이후 한국 노동 체제 변동과 노동자 의식 변화.” 서울대학교 사회발전연구소 편. 『압축성장의 고고학: 사회조사로 본 한국 사회의 변화, 1965-2015』. 한울아카데미. 제6장.

권현지·김영미·권혜원. 2015. “저임금 서비스 노동시장의 젠더 불평등.” 『경제와사회』 107: 44-78.

김경화. 2004. “비정규직 여성노동자의 일과 결혼: 대졸 미혼여성을 중심으로.” 『가족과 문화』 16(3): 175-199.

김동춘. 2002. “유교(儒敎)와 한국의 가족주의: 가족주의는 유교적 가치의 산물인가?” 『경제와사회』 55: 93-118.

김두환. 2013. “결혼비용 실태 및 소비자인식 조사.” 한국소비자원 조사보고서.

김승권·박종서·김유경·김연우·최영준·손창균·윤아름. 2012. 『2012년 전국 결혼 및 출산동향 조사』. 한국보건사회연구원.

김영미. 2016. “출산과 성평등주의 다층분석” 『경제와사회』 112: 41-74.

김종진. 2014. “한국 노동시장 구조변화와 고용체제 성격: 자본의 고용유연화와 고용관계 변형을 중심으로.” 한국산업노동학회 학술대회(2014년 11월) 발표 자료집.

김혜경. 2002. “가족/노동의 갈등구조와 ‘가족연대’ 전략을 중심으로 본 한국가족의 변화와 여성.” 『가족과 문화』 14(1): 31-52.

_____. 2013. “부계 가족주의의 실패? IMF 경제위기 세대의 가족주의와 개인화.” 『한국사회학』 47(2): 101-141.

김혜경·이순미. 2012. “‘개인화’와 ‘위험’: 경제위기 이후 청년층 ‘성인기 이행’의 불확실성과 여성내부의 계층화.” 『페미니즘 연구』 12(1): 35-72.

- 남춘호. 2011. “고용의 질 지수를 이용한 노동시장의 불평등과 양극화추세 분석.” 『경제와사회』 92: 305-350.
- 민인식·최필선. 2015. “청년층의 취업과 임금이 결혼이행에 미치는 영향: 이산시간 해저드 모형의 응용.” 『한국인구학』 38(2): 57-83.
- 박경숙. 1993. “한국 여성의 교육수준별 결혼유형의 변화.” 서울대학교 대학원 사회학과 석사학위논문.
- 박경숙·김영혜·김현숙. 2005. “남녀 결혼시기 연장의 주요 원인: 계층혼, 성역할 분리규범, 경제조정의 우발적 결합.” 『한국인구학』 28(2): 33-62.
- 박기남. 2011. “20-30대 비혼 여성의 고용 불안 현실과 선택.” 『한국여성학』 27(1): 1-39.
- 박현준·김경근. 2011. “한국 사회의 교육적 동질혼: 시계열 추세 및 그 함의.” 『교육사회학연구』 21: 51-76.
- 배은경. 2009. “‘경제 위기’와 한국 여성: 여성의 생애전망과 젠더/계급의 교차.” 『페미니즘 연구』 9(2): 39-82.
- 송민영. 2010. “한국과 일본의 가족규범 양상과 변인에 관한 연구.” 서울대학교 대학원 사회학과 석사학위논문.
- 안태현. 2010. “남성의 고용상황과 결혼형성.” 『노동정책연구』 10(3): 35-64.
- 오지혜·임정재. 2016. “한국 미혼 남녀의 결혼 시기와 결혼 가능성에 관한 연구.” 『한국사회학』 50(5): 203-245.
- 우해봉. 2009. “교육이 초혼 형성에 미치는 영향: 결혼 연기 혹은 독신?” 『한국인구학』 32(1): 25-50.
- 윤자영. 2012. “노동시장통합과 결혼 이행.” 『한국인구학』 35(2): 159-184.
- 은기수. 2006. “가족가치에 관한 국제비교연구: 성별 및 세대간 차이를 중심으로.” 『가족과 문화』 18(3): 1-31.
- 이길제. 2016. “신혼가구 주택소비에서 나타나는 세대간 자산과 시간의 이전.” 서울대학교 대학원 환경계획학과 박사학위논문.
- 이명진. 2000. “한국사회의 선택혼: 시기별 추이와 국제비교.” 『한국사회학』 34(SUM): 297-323.
- 이삼식·박종서·이소영·오미애·최효진·송민영. 2015. 『2015년 전국 출산력 및 가족보건·복지실태조사』. 한국보건사회연구원.
- 이삼식·최효진·계봉오·김경근·김동식·서문희·윤자영·이상협·이윤석·천현숙. 2016. 『결혼·출산 행태 변화와 저출산 대책의 패러다임 전환』. 한국보건사회연구원.
- 이상림. 2013. “혼인동향과 혼인이행 분석.” 『보건사회연구』 33(4): 39-71.
- 이수진. 2005. “젠더관점에서 본 결혼선택의 규정요인.” 『노동정책연구』 5(1): 131-156.
- 이순미. 2014. “생애과정의 복합적 탈근대화과 가족화와 개인화의 이중적 과정:

- 1955-1974년 성인기 이행 배열분석을 중심으로.” 『한국사회학』 48(2): 67-106.
- _____. 2016. “비혼 청년층의 가족의식에 나타난 가족주의의 변형과 젠더 차이.” 『사회과학연구』 40(3): 1-30.
- 이연주. 2008. “동거와 한국가족: 전국조사에서 나타난 동거자의 특성.” 『한국인구학』 31(2): 77-100.
- _____. 2016. “고용 특성 및 재산상태와 결혼·이혼으로의 이행.” 제 18차 한국노동패널 학술대회(2016년 10월) 발표 자료집.
- 이영자. 2008. “결혼시장과 젠더.” 『한국여성학』 24(2): 39-71.
- 이재경·김보화. 2015. “2, 30대 비혼 여성의 결혼 전망과 의미.” 『한국여성학』 31(4): 41-85.
- 이창순. 2012. “한국사회 비혼의 인구사회학적 특성.” 『사회과학연구』 38(3): 49-71.
- 장경섭. 2009. 『가족, 생애, 정치경제: 압축적 근대성의 미시적 기초』. 창비.
- 장상수. 1999. “한국 사회의 교육수준별 혼인 유형과 그 변화.” 『한국사회학』 33(1): 158-189.
- _____. 2015. “한국의 교육과 사회이동: 여성과 남성의 차이.” 『여성연구』 88: 491-541.
- 정민우·이나영. 2011. “‘가족’의 경계에 선 청년세대: 성별화된 독립과 규범적 시공간성.” 『경제와사회』 3: 105-145.
- 정이환. 2013. 『한국 고용 체제론』. 후마니타스.
- 진미정·정혜은. 2010. “미혼남녀의 결혼의향과 결혼희망연령에 대한 가족 가치관의 영향 추세 연구: 2005년, 2009년 전국 결혼 및 출산 동향 조사 자료를 중심으로.” 『한국인구학』 33(3): 31-51.
- 최기림·안태현. 2015. “한국에서의 부녀의 세대 간 소득 이동성: 선별적 결혼의 역할.” 『여성경제연구』 12(2): 45-66.
- 최선영·장경섭. 2012. “압축산업화 시대 노동계급가족 가부장제의 물질적 모순: ‘남성생계부양자’ 노동생애 불안정성의 가족 전이.” 『한국사회학』 46(2): 203-230.
- 통계청. 2015. <2015년 인구주택총조사 표본조사>. <http://kosis.kr>에서 2017년 4월 추출.
- 피케티, 토마(Piketty, Thomas). 2014. 『21세기 자본』. 장경덕 역. 글항아리.
- 한국보건사회연구원·사회발전연구소. 2017. 『동아시아 국제사회조사 참여 및 가족 태도 국제비교연구』. 경제·인문사회연구회.
- 호정화. 2014. “비혼과 1인 가구 시대의 청년층 결혼 가치관 연구.” 『한국인구학』 37(4): 25-59.
- Allison, P. D. 1982. “Discrete-time methods for the analysis of event histories.” *Sociological methodology*, 13: 61-98.

- Axinn, W. G. and A. Thornton. 1992. "The influence of parental resources on the timing of the transition to marriage?" *Social Science Research*, 21(3): 261-285.
- Becker, G. S. 1973. "A theory of marriage." *Journal of Political Economy*, 81(4): 813-846.
- Blossfeld, H. P. 1995. "Changes in the process of family formation and women's growing economic independence: A comparison of nine countries." pp. 3-32 in *The new role of women: Family formation in modern societies*. edited by H. P. Blossfeld and K. Kiernan. Westview press.
- Blossfeld, H. P. 2009. "Educational assortative marriage in comparative perspective." *Annual review of sociology*, 35: 513-530.
- Brinton, M. C., Y. J. Lee and W. L. Parish. 1995. "Married women's employment in rapidly industrializing societies: Examples from East Asia." *American Journal of Sociology*, 100(5): 1099-1130.
- Chang, K. and M. Song. 2010. "The stranded individualizer under compressed modernity: South Korean women in individualization without individualism." *The British Journal of Sociology*, 61(3): 539-564.
- Edin, K. and J. M. Reed. 2005. "Why don't they just get married? Barriers to marriage among the disadvantaged." *The Future of Children*, 2: 117-137.
- Goldstein, J. R. and C. T. Kenney. 2001. "Marriage delayed or marriage forgone? New cohort forecasts of first marriage for U.S. women." *American Sociological Review*, 66(4): 506-519.
- Holland, J. A. 2008. "Is There an Economic Bar for Marriage?" Center for Demography and Ecology Working Paper.
- Kim, B., J. Lee and H. Park. 2016. "Marriage, Independence and Adulthood among Unmarried Women in South Korea." *Asian Journal of Social Science*, 44(3): 338-362.
- Kim, K. 2017. "The changing role of employment status in marriage formation among young Korean adults." *Demographic Research*, 36, 145-172.
- Oppenheimer, V. K. 1988. "A theory of marriage timing." *American Journal of Sociology*, 94(3): 563-591.
- Park, H. 2013. "The transition to adulthood among Korean youths: Transition markers in productive and reproductive spheres." *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 646(1): 129-148.
- Park, H. and J. Lee 2014. "Growing educational differentials in the retreat from marriage among Korean men." PSC Working Paper Series, WPS, 14(5).
- Park, H., J. Lee and I. Jo. 2013. "Changing relationships between education and marriage among Korean women." *Korean Journal of Sociology*, 47(3): 51-76.

- Park, M. 1991. "Patterns and trends of educational mating in Korea." *Korea journal of population and development*, 20(2): 1-15.
- Pfeffer, F. T. and M. Hällsten. 2012. "Mobility regimes and parental wealth: The United States, Germany, and Sweden in comparison." SOEP papers on Multidisciplinary Panel Data Research, 500.
- Pfeffer, F. T. and R. F. Schoeni. 2016. "How Wealth Inequality Shapes Our Future." The Russell Sage Foundation Journal of Social Sciences.
- Raymo, J. M. 2003. "Education attainment and the transition to first marriage among Japanese women." *Demography*, 40(1): 83-103.
- Raymo, J. M. and M. Iwasawa. 2005. "Marriage market mismatches in Japan: An alternative view of the relationship between women's education and marriage." *American Sociological Review*, 70: 801-822.
- Raymo, J. M., H. Park, Y. Xie and W. J. J. Yeung. 2015. "Marriage and family in East Asia: Continuity and change." *Annual Review of Sociology*, 41: 471-492.
- Shin, K. and J. Kong. 2015. "Women's Work and Family Income Inequality in South Korea." *Development and Society*, 44(1): 55-76.
- Singer, J. D. and J. B. Willett. 2003. *Applied longitudinal data analysis: Modeling change and event occurrence*. Oxford university press.
- South, S. J. 2001. "The variable effects of family background on the timing of first marriage: United States, 1969-1993." *Social Science Research*, 30(4): 606-626.
- Sweeney, M. M. 2002. "Two decades of family change: The shifting economic foundations of marriage." *American Sociological Review*, 132-147.
- Uchikoshi, F. 2017. "Who marries whom in Japan? Impacts of Asymmetrical Preference by Gender on Assortative Mating." UT-SNU Joint Sociological Forum(11/2016).
- Van de Kaa, D. J. 2004. "The true commonality: In reflexive modern societies fertility is a derivative." *Population Studies*, 58(1): 77-92.
- Wiik, K. A. 2009. "'You'd Better Wait!': socio-economic background and timing of first marriage versus first cohabitation." *European Sociological Review*, 25(2): 139-153.
- Xie, Y., J. M. Raymo, K. Goyette and A. Thornton. 2003. "Economic potential and entry into marriage and cohabitation." *Demography*, 40(2): 351-367.
- 서울신문. 2016년 5월 12일자. "자녀결혼에 1억 2506만원... 노후자금은 반토막."
<http://seoul.co.kr/news/newsView.php?id=20160513020015>