

부모의 사회경제적 자원이 자녀의 결혼 이행에 미치는 영향: 한국노동패널 1998~2016년 자료를 중심으로

오 지 혜
(연세대학교)

최근 한국 사회에서 발생하고 있는 여러 현상 중 주목해야 할 점은 개인의 인구학적 행위가 점차 불평등한 방식으로 확산되고 있다는 것이다. 연애와 결혼, 그리고 출산으로 이어지는 일련의 생애과정 이행 및 속도가 귀속 자원에 따라 결정되고 있으며, 이는 인구학적 행위의 불평등 현상으로 이어지고 있다. 이러한 맥락에서 본 연구는 가족의 사회경제적 자원에 따라 결혼이라는 인구학적 행위가 어떠한 차이를 갖는지 한국노동패널 1차년도부터 19차년도 자료를 활용해 분석해 보았다. 분석 결과에 따르면, 한국 사회 미혼남녀의 결혼 가능성은 부모의 가구소득 및 금융자산과 같은 경제 자원에 따라 집단 간 차이가 존재하고, 이는 통계적으로 매우 유의한 것으로 나타났다. 특히 부모의 경제력 효과는 결혼 적령기에 속한 미혼남녀의 결혼 이행에 긍정적인 영향을 미치고, 여성보다 남성에서 그 효과가 더욱 큰 것으로 확인됐다. 이 같은 결과는 한국 사회 결혼 현상이 불평등의 결과로 나타나고 있다는 것을 보여준다.

주요 용어: 부모, 결혼, 혼인율, 불평등, 노동패널, 이산시간 생존 분석

이 논문은 저자의 박사논문 일부를 수정 및 요약한 것임; 이 논문은 2017년 한국연구재단 일반공동연구(과제번호 2017S1A5A2A03068895)의 지원을 받아 연구되었음.

■ 투고일: 2020. 7. 20. ■ 수정일: 2020. 9. 14. ■ 게재확정일: 2020. 10. 7.

I. 서론

최근 한국 사회에서 발생하고 있는 여러 현상 중 주목해야 할 점은 개인의 인구학적 행위가 점차 불평등한 방식으로 확산되고 있다는 것이다. 결혼과 같은 인구학적 행위는 계층별 차이를 보이고 있으며, 이러한 차이는 그 동안 보편·일률적이었던 생애과정 이행을 다양하게 만들고 있다. 예컨대, 결혼의 가능성은 고학력자나 고소득자일수록 높고(이인수, 1994; 은기수, 1995; 김정석, 2006; 유홍준, 현성민, 2010; 김유선, 2016; 나영선, 2018), 20세 이상 남성의 전체 혼인율(1천 명당 혼인건수) 15.1건 중 대졸 이상은 평균 24.5건인데 반해 고졸(9.8건)과 중졸 이하(3.6건)는 평균을 훨씬 밑도는 것으로 조사됐다(이지연, 김지은, 송주화, 이은정, 2017). 이 뿐만이 아니라 20~30대 남성 노동자 중 임금 상위 10%와 하위 10%의 기혼자 비율은 각각 82.5%, 6.9%였으며, 정규직의 기혼율은 비정규직 보다 2배 가까이 높아(김유선, 2016) 계층별 혼인율의 격차가 매우 심각한 것으로 나타났다.

그런데 최근에는 개인의 학력 및 소득과 같은 성취 자원 뿐만 아니라 출신 가족의 사회경제적 배경과 같은 귀속 자원에 따라서도 혼인율의 차이가 있는 것으로 나타나, 이전과 다른 특징을 보이고 있다. 일례로, 결혼 비용에 대한 부담감으로 인해 대다수의 미혼남녀가 부모에게 금전적으로 의존하고 있는 경우를 생각해 볼 수 있는데(김승권 등, 2012; 이소영, 2014), 실제 한 조사에 따르면 부모의 경제적 도움 없이 결혼한 경우는 전체 응답자 중 10%에 불과하였고, 결혼 비용의 60% 이상을 부모가 지불했다고 응답한 경우는 전체 응답자 중 44%나 되는 것으로 나타나 한국 사회 대부분의 미혼남녀는 부모의 경제적 지원을 받으며 결혼하고 있었다(김소영, 홍승아, 이아름, 2015). 특히 부모의 경제력에 따라 자녀의 결혼 비용에 대한 지원 정도는 매우 큰 차이를 보여(김소영 외, 2015), 결혼비용에 대한 부담과 의존이 계층적으로 나타나고 있었다. 즉, 부모의 자산은 자녀의 결혼 이행에 긍정적인 영향을 미치며(권오재, 2017) 경제적 지원을 받을 수 있는 개인과 그렇지 못한 개인 간의 결혼 이행 격차를 가져오고 있는 것이다(Oh, Lee & Woo, 2020).

한편, 서구 사회에서는 대다수의 개인들이 결혼 전 이미 부모로부터 벗어나 독립적인 생활을 영위하기 때문에 결혼 당사자들의 특성 및 자원만으로 혼인율의 상당 부분이 설명 가능하다(Goldscheider & Waite, 1986; South, 2001; Xie, Raymo, Goyette &

Thornton, 2003). 그러나 한국은 성인이 되었다 하더라도 결혼 전까지 부모와 함께 거주하는 경우가 많고, 주거적 독립을 하였다 하더라도 이는 직장이나 교육으로 인한 비자발적 독립인 경우가 많다는 점에서 서구와 다른 특징을 보이고 있다. 일례로 15세부터 29세에 속한 청년 가운데 부모와 함께 사는 비율이 한국의 경우는 84.6%나 되는 것으로 나타나, OECD 국가 중 가장 높은 수치를 보이고 있다(김문길, 이주미, 2017). 특히 부모와 함께 사는 청년의 75%가 노동시장에 진출한 26세부터 34세 사이의 취업자인 것으로 조사돼 결혼 적령기에 속한 미혼남녀 대다수가 부모와 동거하는 것으로 나타났다. 자녀의 이 같은 비독립은 결혼에 영향을 미치는 가족 자원의 효과가 부모와 함께 살 경우 더욱 크다는 점을 고려할 때(Mulder, Clark & Wagner, 2006) 다른 어떤 사회보다 가족의 역할이 클 것으로 예상된다.

실제 최근 몇몇 국내 연구에 따르면, 가족 자원은 성인 자녀의 결혼 이행에 긍정적인 효과가 있을 뿐만 아니라 결혼이 성사되는데 직·간접적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(Oh, Lee & Woo, 2020). 부모의 직업 및 재산은 배우자 선택 시 고려되는 중요 사항 중 하나가 되었으며, 결혼 시 부모로부터 경제적 도움을 받는 것은 이제 흔한 일이 되어 버렸다. 무엇보다 이 같은 가족 자원은 연애 단계에서 조차 영향을 미치는 것으로 나타나, 청년들의 연애 및 결혼에 대한 자신감 또한 가구 경제 수준에 따라 결정되고 있었다(한겨레경제사회연구원, 2015). 가구소득이 낮은 청년들은 결혼과 연애에 대해 각각 76.7%, 83.9%의 응답자가 경제적 부담을 느낀다고 응답하였지만 중산층은 상대적으로 부담감이 낮은 것으로 조사돼(결혼 56.4%, 연애 62.6%), 결혼과 연애에 대한 부담이 가구소득에 따라 차이가 있는 것으로 확인됐다. 또한 출신 가족의 사회경제적 배경이 낮을수록 청년 세대의 데이트 경험 횟수 또한 적을 뿐만 아니라, 결혼에 대한 부정적인 태도를 갖고 있는 것으로 나타나(김영미, 2016) 가족 자원은 연애와 결혼을 비롯한 개인의 전반적인 생애과정에 영향을 미치고 있었다. 이러한 측면에서 본 연구는 가족의 사회경제적 자원에 따라 결혼이라는 인구학적 행위의 이행 속도와 이행 여부가 어떠한 차이를 갖는지 살펴보며, 이것이 한국 사회에 의미하는 바를 논하려 한다.

II. 이론적 논의

1. 서구 사회 가족과 결혼

서구 연구에 따르면, 자녀의 결혼에 영향을 미치는 가족 자원의 효과는 통계적으로 유의하고(Hogan, 1978; Waite & Spitze, 1981; Michael & Tuma, 1985; Axinn & Thornton, 1992), 실질적인 의미가 있는 것으로 논의되어 왔다. 우선 부모의 경제적 자원은 자녀에게 좋은 환경을 제공해 줌으로써 결혼을 통해 원가족을 떠나려는 동기를 감소시키는 역할을 하는 것으로 나타났다(Blossfeld & Huinink, 1991; Avery, Goldscheider & Speare, 1992; Wiik, 2009). 부모의 높은 지위와 풍족한 경제 자원은 결혼 보다 더 나은 생활 환경을 제공할 가능성이 높기 때문에 어린 나이에 자녀가 결혼할 가능성을 감소시켰다(Waite & Spitze, 1981; Sassler & Goldscheider, 2004;). 같은 맥락에서 Becker(1981)는 부모의 소득이 낮으면 가정 환경이 비우호적인 가능성이 높아 이를 벗어나 결혼생활을 시작하는 것이 오히려 합리적인 선택이 됨으로 부모의 소득이 낮은 집단을 중심으로 조혼율이 높게 나타난다고 보았다.

특히 부모의 경제력은 부모가 자녀에게 희망하는 사항과 선호를 자녀에게 쉽게 관철시킬 수 있어(Axinn & Thornton, 1992) 부모가 자녀의 결혼 시기에 직접적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 일례로, 경제적 자원이 풍부한 부모는 자녀 교육에 필요한 물질적 자원과 경험을 제공함으로써 자녀 스스로 더 나은 학력을 성취하려는 교육 열망에 영향을 미치고(Marini, 1978), 이는 자연스럽게 경력 성취로 이어져 성인 자녀의 결혼 시기에 직·간접적인 영향을 미친다고 본 것이다(Axinn & Thornton, 1992). 즉, 부모의 풍부한 경제 자원은 사회경제적 지위 획득에 필요한 더 나은 환경을 자녀에게 제공함으로써 교육과 경력에 대한 성취 욕구를 자극시켜 자녀의 조혼을 막는 역할을 하게 된다. 실제로 유복한 가정환경에서 성장한 자녀들은 그들이 바라는 삶의 기준(부모가 관철시킨 선호)을 달성할 수 있는 능력이 될 때까지 결혼을 미루는 성향이 강하게 나타나(Axinn & Thornton, 1992; South, 2001; Cherlin, 2009), 교육과 경력에 대한 성취 욕구가 만혼으로 이어지고 있었다.

이와 마찬가지로 부모의 학력 또한 자녀의 결혼 시기에 부정적인 영향을 미치는 것으로 논의되어 왔다(Michael & Tuma, 1985; Axinn & Thornton, 1992; Tambashe &

Shapiro, 1996). 학력이 높은 부모는 그렇지 않은 부모 보다 자녀 교육에 대한 열망이 높아(Sewell & Shah, 1968; Schoon & Parsons, 2002; Dubow, Boxer & Huesmann, 2009) 자녀들이 교육 시스템 내에 오래 머무르게 하였고(Shavit & Blossfeld, 1993), 이로 인해 결혼에 필요한 관계 형성이 늦어지는 것으로 나타났다. 특히 자녀의 교육 성취에 영향을 미치는 부모의 경제 자원은 부모의 학력이 높을수록 그 효과가 크게 나타나(Marini, 1978; Goldscheider & Waite, 1986; Thornton, Axinn & Teachman, 1995), 물질적 제공뿐만 아니라 문화적 차원의 고취 및 격려 또한 결혼 시기에 영향을 미쳤다. 이 외에도 부모의 높은 학력은 자녀에게 자유가치를 주입함으로써 전통적인 결혼 태도에 반하는 인식을 형성케 하고(Axinn & Thornton, 1992; South, 2001; Uecker & Stokes, 2008), 동거 및 비혼에 대해서는 긍정적인 태도를 갖게 해(Liefbroer, 1991; Schroder, 2006; Lichter & Qian, 2008; Cohen & Manning, 2010) 결혼 전반에 부정적인 효과가 있는 것으로 확인됐다.

그러나 자녀가 일정 수준의 연령에 도달하게 되면 가족 자원은 결혼에 더 이상 부정적인 영향을 미치지 않아, 부모의 사회경제적 자원 효과는 자녀 연령에 따라 다르게 나타나고 있었다. 일례로 교육 및 경력과 관련된 성취 욕구가 어느 정도 달성이 되면, 부모의 경제력과 학력은 자녀의 결혼에 오히려 긍정적인 효과가 있어(Mitchell, Wister & Burch, 1989; South, 2001; Wiik, 2009; Mooyaart & Liefbroer, 2016), 결혼 가능성을 높이는 것으로 나타났다(Modell, 1980; Avery, Goldscheider & Speare, 1992). 또한 부모는 자신들이 선호하는 결혼 적령기에 자녀가 도달하게 될 경우 경제적 자원을 적극적으로 지원함으로써 자녀들의 결혼 가능성을 높이고 있었다(Axinn & Thornton, 1992). 실제 네덜란드를 사례로 한 경험 연구에 따르면 부모의 풍부한 경제 자원은 결혼에 필요한 주택을 장만할 수 있는 기회를 증가시켜(Mulder & Smits, 1999) 자녀가 결혼시장에서 경쟁력 있는 파트너로 인식될 수 있도록 하였다(Becker, 1981). 결론적으로 부모의 경제력은 자녀들에게 교육과 경력에 대한 성취를 고취시키면서 결혼 시기가 늦어지는데 일조하지만, 최종적인 혼인 가능성은 높이는 역할을 한다고 볼 수 있다(Wu, 2008; Cherlin, 2009; Smock & Greenland, 2010).

그런데 최근 연구에 따르면, 이 같은 가족 자원의 효과는 현대 사회로 올수록 점차 약화되고 있는 것으로 나타났다. 미국을 사례로 한 South(2001) 연구에 따르면, 자녀의 결혼 시기에 영향을 미치는 가족 자원의 효과는 1969년부터 1993년까지 지속적으로

감소해 현대에 올수록 부모의 역할이 약해진다고 보았다. 특히 그는 개인의 자유와 선호 실현을 강조하는 새로운 이데올로기의 확산이(Lesthaeghe & Surkyn, 1988; Frank & McEneaney, 1999) 결혼을 가족이나 제도로부터 분리된 개인의 선택으로 만들었고, 이로 인해 결혼에 영향을 미치는 가족 효과가 감소되었다고 보았다(Lesthaeghe & Surkyn, 1988). 무엇보다 최근에는 만혼 및 비혼 현상의 증가 뿐만 아니라 동거를 비롯한 출산율의 증가가 개인주의 가치관 확산의 증거로 거론되면서, 결혼에 영향을 미쳤던 기존의 전통적인 가족 효과가 향후 지속적으로 감소될 것이라 보았다(Bumpass, 1990; South, 2001).

2. 한국 사회 가족과 결혼

반면, 자녀의 결혼에 영향을 미치는 가족의 역할은 한국 사회에서 오히려 증가하고 있다. 결혼에 필요한 경제적 비용의 대부분은 부모에 의해 마련되고 있으며, 부모의 도움 없이 결혼한 경우는 매우 드문 일이 되어 버렸다. 최근 한 조사에 따르면 절반이 넘는 부모가 아들의 결혼 비용으로 '8000만 원 이상'을, 그리고 딸의 결혼 비용으로는 '6000만 원 이하'를 부담한 것으로 나타났다. 특히 전체 부모 응답자 중 2억원 이상을 지불했다고 응답한 경우가 아들 딸 모두 각각 10%가 넘는 것으로 조사됨(김소영 외, 2015), 부모의 경제력에 대한 높은 의존성을 보여주고 있었다. 이러한 현실을 반영하기라도 한듯 부모의 경제적 도움 없이 결혼한 경우는 전체 응답자 중 10% 밖에 되지 않아(김소영 외, 2015) 대다수의 성인 자녀는 결혼에 필요한 비용 대부분을 부모로부터 지원받고 있었다.

일반적으로 한국 사회 결혼 현상에서 나타나는 자녀의 부모 의존성은 중산층 이상에서 발견되는 계층 국한된 현상 중 하나였다. 결혼비용과 관련된 국내 기존 연구들에 따르면, 부모의 경제적 지원에 대한 의존성은 중산층 내 고학력 집단의 특성으로 논의되어 왔기 때문이다(박민자, 1991). 중산층은 다른 어떤 집단보다 혼례 과정에서 요구되는 품목이 많고 상대적으로 비용이 높아 부모에 의존하는 자녀들이 많았다(오숙영, 2004). 무엇보다 부모의 경제 자원은 중산층 간의 결혼 과정에서 양가를 오가며 교환되었던 것으로 나타나(장은영, 2003), 부모의 경제력이 자녀의 결혼비용에 직접적인 영향을 미치고 있었다. 특히 이러한 물질적인 교환은 도시 중산층과(김모란, 1995) 중산층 간

중매 결혼에서(김모란, 1994) 만연하게 나타나, 부모의 경제력이 가진 효과는 중산층 자녀의 결혼 이행에 중요한 역할을 하고 있었다(최경숙, 1995). 반면 도시 저소득층은 결혼비용 대부분을 직접 마련했던 것으로 드러나(박숙자, 1991), 중산층과 대비되는 특징을 보이고 있었다. 또한 결혼에 필요한 품목 수가 상대적으로 적고 결혼 비용도 많지 않아(김모란, 1994) 중산층의 결혼 관행에서 나타났던 양가의 경제 교환도 발견되지 않았다.

그런데 여기서 주목해야 할 점은 저소득층의 미혼남녀가 부모로부터 경제적 지원을 받지 않았다 하더라도 당시엔 이것이 결혼의 어려움을 야기시키는 불리한 조건이 되지 않았다는 점이다. 물론 부모로부터 경제적 도움을 받을 수 없었기 때문에 결혼과 신혼생활의 질적인 차이는 존재했겠지만, 대부분의 사람들은 부모의 도움 없이 결혼할 수 있었고, 지금과 같이 계층별로 혼인율의 차이가 발생하는 불평등한 사회 문제를 겪지 않았다. 이와 마찬가지로 부모로부터 경제적 지원을 받았다고 해서 당시 중산층의 혼인율이 사회적으로 더 높았던 것도 아니다. 각 계층에 속한 개인들은 자신들만의 방식으로 결혼이라는 생애과정을 경험해 가며, 계층별로 결혼을 이행해 간 것이다.

그러나 최근 조사된 몇몇 연구에 따르면, 부모의 자산은 자녀의 결혼 가능성 그 자체 뿐만 아니라 더 나은 배우자와 결혼할 가능성을 높이고(권오재, 2017), 부모의 사회경제적 자원이 분석에 고려될 경우 기존의 결혼 연구에서 중요 변수로 논의되어 온 결혼 당사자들의 학력 효과는 사라지는 것으로 나타나(Oh, Lee & Woo, 2020), 경제적으로 풍족한 가족 배경을 지닌 이들의 결혼 이행률은 개인의 성취 자원에 관계없이 대체로 높은 것으로 확인되었다. 특히 자녀의 결혼에 영향을 미치는 부모의 역할은 최근 2000년대 이후부터 모든 계층을 통해 급속도로 증가한 것으로 확인돼(오지혜, 2020) 이전 사회와 구분되는 가족 효과가 발견되고 있었다.

그러나 이 같은 현실과 달리 결혼과 가족 간의 관계를 살펴본 국내 연구는 양적 및 질적인 측면에서 여전히 매우 부족한 상황에 있어, 자녀의 결혼과 부모의 사회경제적 자원 간의 이론적 및 경험적 논의가 절실한 것으로 확인됐다. 비록 일부 연구를 통해 자녀의 결혼에 영향을 미치는 부모의 역할을 찾아볼 수 있었으나, 이는 현실의 상황을 고려하였을 때 더욱 구체적으로 다루어질 필요가 있다. 특히 한국 사회 혼인율이 부모의 사회경제적 자원에 따라 계층별 차이를 보인다면, 이는 결혼이라는 인구학적 행위가 불평등의 문제와 직결되어 있다는 것을 보여줄 뿐만 아니라, 최근 사회적으로 문제

시되고 있는 만혼 및 비혼 현상에 대한 새로운 접근의 필요성을 제기하기 때문이다.

지금까지 논의한 서구 연구와 한국 사회 내부의 맥락을 고려하였을 때, 본 연구는 다음과 같은 가설을 바탕으로 분석에 들어가하고자 한다. 우선 한국의 경우 결혼 과정에서 나타나는 부모 의존성이 높고, 대체로 금전적인 지원과 연관되어 있다는 측면에서 1) 가족 자원 중에서도 부모의 학력이 아닌 소득과 같은 경제 자원이 자녀의 결혼에 더욱 직접적인 영향을 미칠 것으로 예상된다. 또한 선행연구에 따르면, 자녀가 일정한 연령 및 사회적 지위를 성취하였을 때 결혼에 영향을 미치는 가족 자원의 효과가 긍정적으로 나타나, 2)부모의 사회경제적 자원 효과는 평균 결혼 연령을 중심으로 강하게 나타날 것으로 예상된다. 즉, 부모는 사회적으로 공유되고 있는 생애과정과 관련된 규범을 자녀가 수행하는데 어려움을 겪지 않도록 적극적인 지원을 함으로써 결혼의 계층별 차이를 가져오게 되는 것이다.

III. 분석 및 결과

1. 분석자료

앞선 가설들을 검증해 보기 위해 본 연구는 한국노동패널(Korean Labor and Income Panel Study, KLIPS) 자료를 사용하였다. 우선, 본 연구는 한국노동패널 자료 1차 년도부터 19차 년도까지(1998~2016년)의 자료를 병합하고, 분석 대상은 조사 첫 해에 기혼인 응답자를 제외한 18세부터 49세까지의 미혼남녀로 한정하였다. 1998년에 조사된 총 응답자수는 13,312명으로 그 중 미혼자는 3,847명이었으며, 이후 신규분석자는 분석에서 제외되었다. 한편, 기존의 선행연구 대부분은 부모의 학력 및 경제력과 같은 가족 자원 변수를 부모 당사자가 아닌 자녀가 회고적으로(retrospective) 응답한 것을 — 예를 들어, 부모의 직업, 부모의 소득, 14세 무렵 경제 상태 등 — 분석에 사용하여 왔다는 점에서(Hogan, 1978; Michael & Tuma, 1985; Wiik, 2009), 부모의 정보를 정확하게 대표할 수 없다는 회고적 샘플링 바이어스(retrospective sampling bias)를 갖고 있다. 그러나 본 연구는 KLIPS가 가진 장기 패널 데이터의 장점을 활용하여 회고적 방식이

아닌 부모가 실제로 응답한 정보를 바탕으로 전망적(prospective) 분석을 실시하였다. 이러한 점에서 부모가 아닌 형제자매, 혹은 조부모와 함께 살거나 혼자 사는 경우에는(1차년도에) 부모의 자원 효과를 전망적으로 분석할 수 없기 때문에 분석에서 제외되었다. 대신, 본 연구의 경우 아이디 정보를 바탕으로 부모-자녀의 관계를 1차 년도에 구축하였기 때문에 이후 자녀가 독립하거나 부모의 이혼으로 한부모 가족이 되었다 하더라도 부모의 정보를 추적하여 전망적으로 분석할 수 있었다. 마지막으로 결측값을 가진 응답자를 분석에서 제외하게 되자 총 3,120명이 분석 대상이 되었고, 이들의 19년 간의 혼인 상태를 추적하여 분석하였다.

데이터는 기본적으로 개인-조사년도 형태(person-year format)로 하여 결혼 시점까지 나타나는 응답자의 특성 변화를 분석 하였다. 또한 결혼에 영향을 미치는 가족 자원과 개인의 사회인구학적 요인의 시간적 선후관계를 구분하기 위해 종속변수인 결혼은 t 값, 그리고 독립변수와 통제변수는 $t-1$ 값을 사용하였다. 독립변수와 통제변수 간에 시간차를 두지 않고 모두 t 값으로 사용하게 될 경우, 가족 자원이 실제 결혼에 영향을 미친 것인지 시간적 선후 관계를 규명하기 어렵다는 점에서 이 같은 시간차(time lagged) 분석을 활용해 역인과 관계에 따른 내생성 문제를 해결하였다.

2. 분석방법

본 연구는 두 가지 분석방법을 활용하여 가족 자원이 결혼에 미치는 효과를 분석하였다. 우선, 본격적인 분석 이전에 카플런-마이어 생존분석(Kaplan-Meier survival analysis)을 통해 가족 자원이 미혼남녀의 결혼에 어떠한 효과가 있는지 통제 변수를 제외한 일차적 검증을 실시해 보았다. 이어 본 연구는 이산시간 생존분석(discrete-time survival analysis)을 활용하여 통제 변수를 포함한 종합적 분석을 실시하였다. 이산시간 생존분석의 분석 자료는 개인-기간(person-year) 형태로 구축하였고, 이때 사건발생까지의 기간(duration)은 연령으로 하였다. 또한 연령과 년도는 사실상 연속적인 속성을 갖고 있다는 점을 반영해(Singer & Willett, 2003) 링크함수(link function)를 사용하였고, 기준선 해저드는 로그-로그(complementary log-log)로 하였다. 분석 결과에서 나타난 모든 변수들의 계수 값은 계수들을 지수화한 해저드(hazard ratio) 혹은 상대 위험(relative risk)으로 해석할 수 있으며(우해봉, 2009) 모든 분석은 STATA 16.0을 사용하

였다.

종속변수인 결혼(초혼) 경험 여부는 전년도 응답과 비교하였을 때 결혼상태에 변화가 없다면 '미혼', 미혼에서 기혼으로 변하였다면 '결혼'으로 구분하여 분석하였다(초혼=1, 미혼=0). 본 연구의 주요 독립변수 중 하나인 부모 학력은 부학력을 중심으로 하되, 이혼이나 사별 등으로 아버지 정보가 부재할 시에는 모학력을 분석 대상으로 하였다. 구체적으로 부모 학력은 '중졸 이하(준거집단)', '고졸', '전문대졸 이상'으로 구분하였으며, 이는 최종학력이라는 점에서 시불변(time-invarying) 변수로 사용되었다. 한편 부모의 경제 자원은 부모 모두가 응답한 가구별 전년도 근로소득을 포함해 금융소득, 부동산 소득, 사회보험 수혜금액, 이전소득, 기타소득을 모두 합산한 것으로 사용하였다. 만약 이때 자녀가 부모와 동거하고 있고 자녀 또한 근로소득이 있다면 전년도 부모 가구소득에서 자녀의 전년도 소득을 차감하여 분석에 사용하였다. 또한 전체 분석 대상자의 가구 소득은 매년 4분위로 구분하였고(25% 이하일 경우 1분위, 26~50% 이하일 경우 2분위, 51~75% 이하일 경우 3분위, 75~100%일 경우 4분위), 이는 시변 변수로(time-varying) 사용되었다. 이 외에도 본 연구는 예·적금과 같은 금융자산이 자녀의 결혼자금으로 사용되는 경우가 가장 많다는 점을 고려하여(윤성은, 2016) 가구소득 외 부모의 금융자산액을 추가로 분석하였다. 한편, 카플린-마이어 생존분석에서는 결과의 시각화를 위해 금융자산을 '없음', '1000만원 이하', '1000만원 초과 및 3000만원 이하', '3000만원 초과'로 집단 구분하여 사용하였으나, 이산시간 생존분석에서는 집단의 구분 없이 자연로그화한 값을 사용하였다. 그리고 이는 가구소득과 마찬가지로 시변 변수로 분석되었다.

개인 변수로는 학력과 연소득이 중요변수로 고려되었는데, 우선 학력은 응답자의 최종 학력으로 고졸 이하를 준거집단으로 '고졸 이하', '전문대졸', '대졸', '대학원졸'로 구분하였다. 연소득은 소득이 없을 경우를 준거 집단으로 하여 나머지 소득이 있는 개인들을 대상으로 총 4분위로 구분된 시변 변수로 사용되었다. 이 외에도 학력, 연령, 재학상태, 종교 여부, 성장기 거주지역, 현 거주지역이 통제변수로 고려되었는데, 연령은 응답자의 만 연령으로 각 해당 년도의 평균 초혼 연령을 기준으로 평균 중심화(mean centering)한 값을 사용하였다. 성장기 거주지 규모는 응답자가 만 14세 무렵에 거주한 지역의 규모로 광역시 이상과 비광역시로 구분된(1=광역시 이상, 0=비광역시) 시불변 변수로 사용되었으며, 응답자의 현 거주지 또한 광역시 이상과 비광역시로 구분된(1=광역시 이상, 0=비광역) 시변 변수로 사용되었다. 이 외에도 종교 여부(1=있음, 0=없음), 재학 상태(1=재

학중, 0=재학중 아님)가 시변 변수로 분석에 포함되었다.

표 1. 변수의 측정

변수		측정
종속변수	혼인 상태	미혼 = 0 초혼 = 1
	부모 가구소득	1분위 (0~25%) 2분위 (26~50%) 3분위 (51~75%) 4분위 (76~100%)
독립변수	아버지 학력	중졸 이하 (준거집단) 고졸 전문대졸 이상
	부모 금융 자산액	만원(단위) 자연로그화 (이산시간 생존분석) 없음 1000만원 이하 1001만원~3000만원 이하 3000만원 초과
	연령 제곱*부모 가구소득	연령 제곱*부모 가구소득
	학력	고졸이하 (준거집단) 전문대졸 대졸 대학원졸
	연소득	1분위 = 소득 없음(미취업) 2분위 = 50% 이하 3분위 = 51~75% 4분위 = 76~100%
통제변수	연령	연령 (각 년도 평균 초혼연령으로 중심화)
	재학 상태	재학 중이지 않음 = 0 재학중 = 1
	종교 여부	종교 없음 = 0 종교 있음 = 1
	성장기 거주지역	비광역시 = 0 광역시 이상 = 1
	현 거주지역	비광역시 = 0 광역시 이상 = 1

3. 기술통계 분석 결과

표 2. 연속형·순서형 변수의 기술통계 결과

변수		N	평균	표준편차	최소값	최대값		
부모 가구소득	남성	전체	1592	3627.84	3400.91	0	32616	
		1분위	367	661.59	535.711	0	1640	
		2분위	352	2151.99	439.10	1200	3036	
		3분위	391	3687.15	711.41	2070	5060	
		4분위	482	7920.25	5154.70	3093	51910	
	여성	전체	1528	4310.66	3948.51	0	50400	
		1분위	241	774.20	500.21	0	1632	
		2분위	347	2173.68	445.42	1200	3110	
		3분위	399	3530.85	692.31	2096	5000	
		4분위	541	7577.56	4700.76	3012	51910	
	부모님 금융자산액	남성	전체	1592	2584.45	5564.39	0	100000
			없음	555	0	0	0	0
			£1000만원	362	581.01	337.62	1	1000
			£3000만원	322	2106.84	624.10	1040	3000
>3000만원			353	9138.03	9029.68	3054	100000	
여성		여성	1528	2594.32	6946.95	0	150500	
		없음	548	0	0	0	0	
		£1000만원	358	548.99	321.88	3	1000	
		£3000만원	319	2119.55	595.28	1050	3000	
		>3000만원	303	10202.81	12962.67	3060	150500	
연소득	남성	전체	1592	2066.09	1796.19	0	15000	
		1분위	327	0	0	0	0	
		2분위	307	1192.53	503.39	50	1920	
		3분위	333	2134.78	592.29	100	3000	
		4분위	625	3539.57	1767.92	960	15000	
	여성	전체	1528	1288.43	1318.57	0	12350	
		1분위	428	0	0	0	0	
		2분위	491	1086.78	475.83	50	1920	
		3분위	344	1776.27	676.67	144	3000	
		4분위	265	3109.75	1623.10	960	12350	
연령	남성	1592	33.64	7.83	18	49		
	여성	1528	32.20	8.04	18	49		

우선 각 변수들의 기술통계 결과 값은 연속형 및 순서형 변수, 그리고 명목형 변수로 정리하여 표로 나타냈다. 이때 모든 변수들의 기술통계 값은 최종 분석 시점(초혼 발생)에서의 값으로 이는 결혼할 당시의 개인 특성 값으로 볼 수 있으며, 분석기간 동안 결혼을 경험하지 않은 응답자들의 값은 관측이 종료되는 최종 분석 시점에서의 값이다. 분석 결과에 따르면 19년간 남성 응답자의 부모 가구소득은 평균 3627만원인 것으로 나타났고, 여성 응답자의 부모 가구소득은 4310만원인 것으로 조사됐다. 또한 평균적으로 남성의 부모는 2584만원, 그리고 여성의 부모는 2594만원을 금융자산으로 가지고 있는 것으로 나타나, 여성 응답자의 부모들이 남성 응답자의 부모보다 가구소득과 금융 자산이 다소 많은 것으로 확인됐다. 한편, 남성 응답자의 평균 연령은 약 34세, 여성은 약 32세인 것으로 조사됐으며, 이 외에도 미취업자를 포함해 전년도 소득을 조사한 결과, 19년 동안 남성의 평균 연소득은 2066만원, 그리고 여성은 1288만원인 것으로 나타났다.

표 3. 명목형 변수의 기술통계 결과

변수	값	사례수	빈도	비율	
혼인상태	미혼	남성	1592	908	57%
		여성	1528	854	56%
	초혼경험	남성	1592	684	43%
		여성	1528	674	44%
아버지 학력	중졸 이하	남성	1592	833	52%
		여성	1528	765	50%
	고졸 이하	남성	1592	502	32%
		여성	1528	490	32%
	전문대졸 이상	남성	1592	257	16%
		여성	1528	273	18%
학력	고졸 이하	남성	1592	477	30%
		여성	1528	493	32%
	전문대졸	남성	1592	326	20%
		여성	1528	346	23%
	대졸	남성	1592	654	41%
		여성	1528	583	38%
대학원졸	남성	1592	135	9%	
	여성	1528	106	7%	

변수	값		사례수	빈도	비율
종교여부	없음	남성	1592	1001	63%
		여성	1528	787	52%
	있음	남성	1592	591	37%
		여성	1528	741	48%
성장기 거주지역	비광역시	남성	1592	662	42%
		여성	1528	629	41%
	광역시 이상	남성	1592	930	58%
		여성	1528	899	59%
현 거주지역	비광역시	남성	1592	691	43%
		여성	1528	603	39%
	광역시 이상	남성	1592	901	57%
		여성	1528	925	61%
재학 상태	비재학중	남성	1592	1398	88%
		여성	1528	1362	89%
	재학중	남성	1592	194	12%
		여성	1528	166	11%
코호트	~1974년생	남성	1592	795	50%
		여성	1528	619	41%
	1975년생~	남성	1592	797	50%
		여성	1528	909	59%

다음으로 명목형 변수의 기술통계 결과에 따르면, 조사 기간 동안 결혼을 경험한 남성은 43%, 여성은 44%인 것으로 나타났다. 또한 남성 응답자 아버지 중 52%는 중졸 이하의 학력을 소지하고 있었으며, 32%는 고졸, 그리고 16%는 전문대졸 이상인 것으로 나타났다. 이와 비슷하게 여성의 아버지 또한 절반 정도가 중졸 이하, 고졸은 32%, 전문대졸 이상은 18%인 것으로 조사됐다. 한편 전체 남성 응답자 중 30%는 고졸 이하의 학력 소지자였고, 21%는 전문대졸, 41%는 대졸, 그리고 대학원졸은 8%인 것으로 나타났다. 여성은 32%가 고졸 이하였고, 23%는 전문대졸, 38%는 대졸, 대학원졸은 7%였다. 남성 중 종교가 있다고 응답한 경우는 37%, 여성은 48%였으며, 성장기 때 광역시 이상 지역에서 거주한 경우는 남녀 각각 58%, 59%였고, 현재 광역시 이상 지역에서 거주하는 남성은 57%, 그리고 여성은 61%인 것으로 조사됐다. 마지막으로 현재 학교에 재학 중에 있다고 응답한 남성은 12%, 여성은 11%였으며, 또한 전체 응답자 중 1976년 이전에 출생한 경우는 남녀 각각 50%, 41%인 것으로 조사됐다.

4. 카플런-마이어 생존분석(kaplan-meier survival analysis) 결과

본격적인 분석 이전에 아버지 학력 및 가구소득별로 미혼남녀의 결혼 가능성이 어떠한 차이를 갖는지 카플런-마이어 생존분석을 통해 살펴보았다. 아래 [그림 1]에서 [그림 6]까지는 한국 미혼남녀의 결혼 가능성 차이가 가족 자원 정도별로 어떠한 차이를 갖는지 그래프로 나타낸 것이다. 단, 산출된 생존자 함수는 다른 변수들이 통제되지 않은 상태에서의 결과임에 유의해야 한다. 분석 결과에 따르면, 아버지 학력이 중졸 이하일 경우 남성이 49세까지 초혼을 경험할 가능성은 55%, 아버지 학력이 고졸이면 63%, 전문대졸 이상이면 59%로 나타나(=5.89, $pr=0.0525$), 부학력에 따른 결혼 가능성의 차이는 없는 것으로 조사됐다. 특히 아버지 학력별 집단 간 결혼 가능성의 차이는 통계적으로 유의하지 않아 아버지 학력이 미혼남성의 결혼에 미치는 효과는 없는 것으로 확인됐다.

이와 달리 부모의 가구소득은 미혼남성의 결혼 가능성에 매우 큰 영향을 미치고 있었는데, 특히 20대 중후반을 중심으로 30대 초반까지 그 기울기가 가파르게 감소한 다음 이후 점차 완만해지는 형태를 보이고 있어 가구소득의 효과가 특정 연령대에서 강하게 나타나고 있었다. 분석에 따르면, 부모의 가구소득이 1분위일 경우 미혼남성이 49세까지 초혼을 경험할 가능성은 31%, 2분위는 48%, 3분위는 67%, 4분위는 86%나 되는 것으로 나타나(=266.55, $pr=0.0000$), 가구소득 증가에 따라 결혼 가능성 또한 높아지고 있었다. 특히 중위소득 이하인 1분위와 2분위 가구에 속한 남성의 결혼 가능성은 절반도 채 되지 않는 반면, 3분위와 4분위의 결혼 가능성은 매우 높게 나타나 부모의 경제력은 미혼 남성의 결혼 가능성과 결혼 시기에 매우 중요한 역할을 한다는 것이 확인되었다.

이와 여성과 마찬가지로 여성 또한 아버지 학력에 따른 결혼 가능성의 차이는 없는 것으로 나타났다. 아버지 학력이 중졸 이하일 경우 여성이 49세까지 초혼을 경험할 가능성은 59%였고, 아버지 학력이 고졸이면 61%, 전문대졸 이상일 경우에는 50%로 나타나(=2.65, $pr=0.2659$), 집단간 차이가 통계적으로 유의하지 않았다. 그러나 가구소득에 따른 혼인율의 차이는 남성과 마찬가지로 28세를 기점으로 30대 초반까지 그 기울기가 급속도로 증가하는 것으로 나타나 가족 자원의 효과는 특정 연령대에서 강하게 나타나고 있었다. 일례로 가구소득이 1분위일 경우 여성이 27세까지 초혼을 경험할 가능성은 10%, 2분위는 23%, 3분위는 22%, 4분위는 25%로 나타나 1분위를 제외하곤 대체로

비슷한 결혼 가능성을 보이고 있었으나, 28세가 되면 4분위 집단의 혼인율이 급증하는 것으로 나타났다. 그리고 이러한 경향성은 30대 초중반까지 이어져 최종적으로 여성이 49세까지 결혼을 경험할 가능성은 1분위일 경우 34%, 2분위는 51%, 3분위는 58%, 4분위는 75%로(=102.33, $pr=0.000$) 4분위 여성의 결혼 가능성이 가장 높게 나타났다. 한편, 이러한 가구소득별 혼인율의 차이는 여성 보다 남성에서 더욱 큰 것으로 확인됐다.

그림 1. 부학력 및 연령별 한국 미혼남성의 결혼 생존자 함수

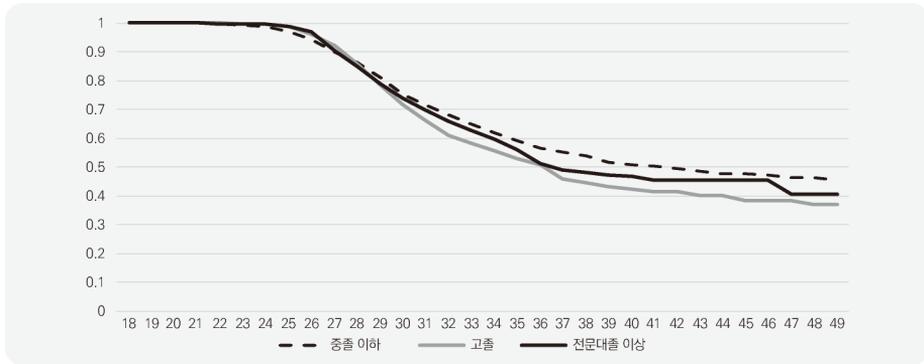


그림 2. 부학력 및 연령별 한국 미혼여성의 결혼 생존자 함수

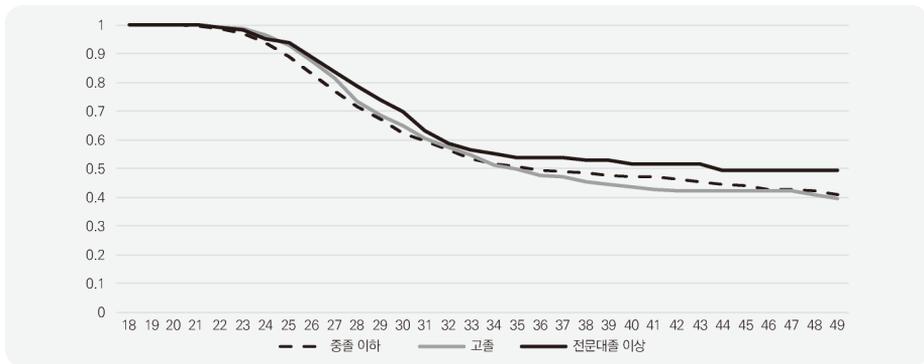


그림 3. 가구소득 및 연령별 한국 미혼남성의 결혼 생존자 함수

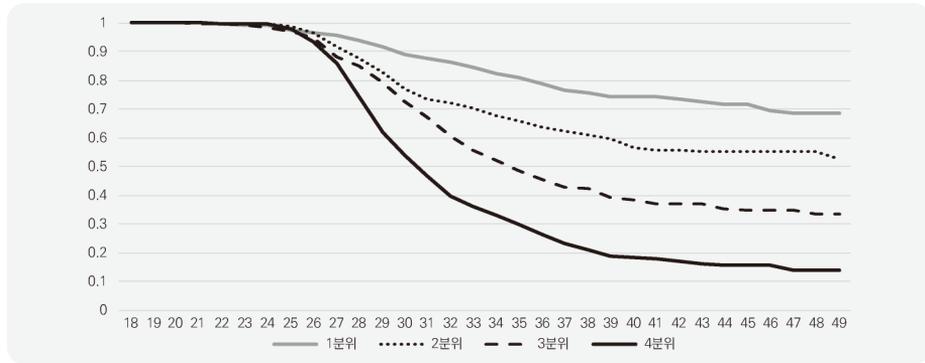


그림 4. 가구소득 및 연령별 한국 미혼여성의 결혼 생존자 함수

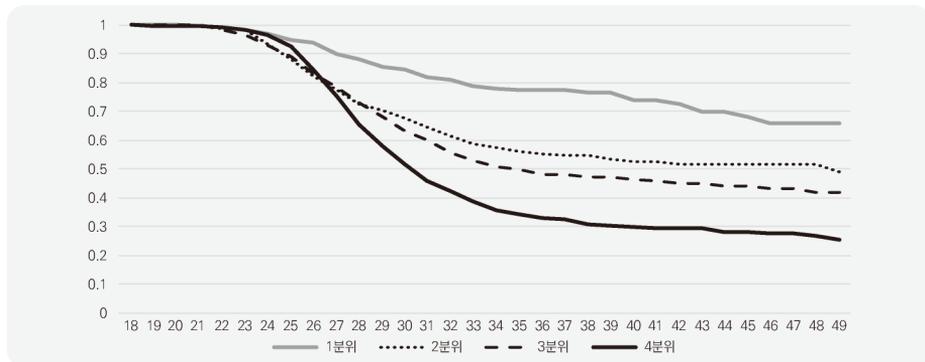


그림 5. 부모의 금융자산액 및 연령별 한국 미혼남성의 결혼 생존자 함수

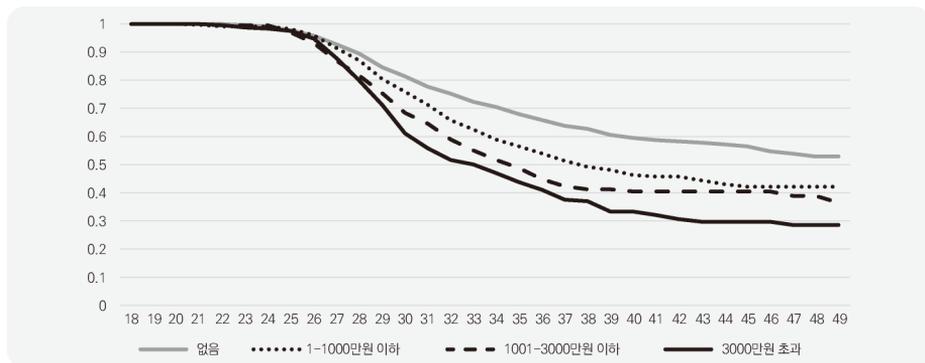
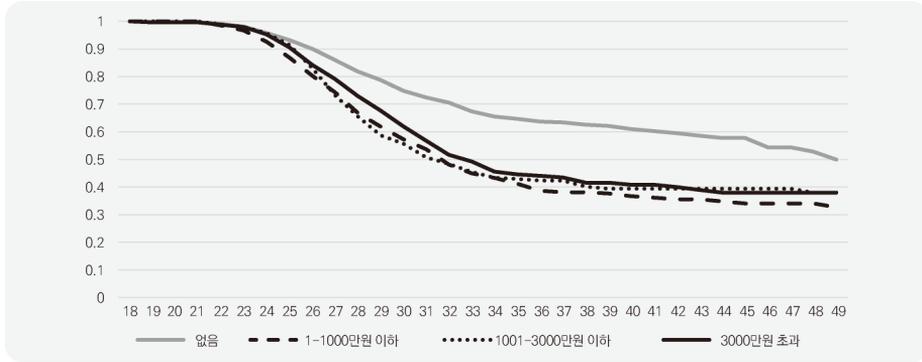


그림 6. 부모의 금융자산액 및 연령별 한국 미혼여성의 결혼 생존자 함수



이에 더해 본 연구는 결혼에 영향을 미치는 부모의 금융자산 효과를 검증해 보았다. 자녀의 결혼을 앞둔 부모 중 93.2%(복수응답)가 예금 및 적금을 활용해 자녀의 결혼자금을 마련하고, 주식 및 채권 등의 유가증권을 매각해 자금을 마련하는 경우가 10.6%(복수응답)나 된다는 점에서(윤성은, 2016) 부모의 금융자산 정도는 미혼남녀의 결혼 가능성에 일정 부분 영향을 미칠 것으로 예상됐기 때문이다. 먼저 [그림 5]를 보면, 부모의 금융자산 정도는 미혼남성의 연령이 20대 중후반부터 30대 초반일 때 결혼에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 결과에 따르면, 부모의 금융자산이 없을 경우 남성이 28세까지 초혼을 경험할 가능성은 11%, 1000만원 이하는 13%, 3000만원 이하는 18%, 3000만원 이상은 20%으로 나타나 집단 간 차이가 10% 내외에 머무는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 집단 간 차이는 이후 점차 증가하기 시작해 부모가 금융자산이 없을 경우 49세까지 최종적으로 초혼을 경험할 가능성이 47%, 1000만원 이하는 58%, 3000만원 이하는 64%, 그리고 3000만원 이상은 71%인 것으로 분석됐다(=58.21, $pr=0.0000$).

부모의 금융자산 정도는 여성의 결혼에도 긍정적인 영향을 미치고 있었다. 남성과 다른 점이 있다면, 여성은 부모가 금융자산을 보유하고 있지 않은 집단을 제외하곤 집단 간 혼인 가능성의 차이가 거의 나타나지 않았다는 점이다. 금융자산이 없을 경우 49세까지 여성이 결혼할 가능성은 50%였지만 이외의 집단은 62%에서 67% 정도로 비슷한 결혼 가능성을 보이고 있었다(=53.41, $pr=0.0000$). 한편 남성과 마찬가지로 부모의 금융자산 유무에 따른 집단 간 결혼 가능성의 차이는 결혼 적령기인 20대 후반부터 30대

초중반 사이에 급증하는 것으로 나타나, 가구소득과 마찬가지로 부모의 금융자산은 특정 연령대에서 그 효과가 더욱 크게 발현되고 있었다.

5. 이산시간 생존분석(discrete-time survival analysis) 결과

지금까지의 카플린-마이어 생존분석 결과는 결혼에 영향을 미치는 다른 사회인구학적 요인들이 통제되지 않은 상태에서의 결과로, 다른 변수들이 통제되어도 위와 같은 결과를 가질 수 있는지 검증하기 위해 이차적으로 이산시간 생존분석을 실시하였다. 분석은 개인의 사회인구학적 요인과 부학력을 고려한 모형(1), 부모의 경제력을 나타내는 가구소득과 금융자산액을 포함한 모형(2), 그리고 마지막으로 평균 결혼 연령을 중심으로 나타나는 부모 자원의 효과를 규명한 모형(3)으로 구분하여 분석하였다. 먼저 개인의 사회인구학적 요인이 통제된 상태에서 나타난 아버지 학력 효과를 살펴보면, 카플린-마이어 생존분석 결과와 마찬가지로 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 한편 모형(1) 결과에 따르면, 준거집단인 고졸 남성과 비교했을 때 대졸 남성의 결혼 해저드는 37%($p<0.01$), 대학원졸은 62%($p<0.001$)나 높게 나타나, 학력이 높을수록 남성의 결혼 가능성이 높게 조사됐다. 또한 소득 2분위에 속한 남성은 소득이 없는 남성 보다 결혼 해저드가 2.1배 높고, 소득 3분위는 4.6배, 그리고 3분위는 10배가 높아($p<0.001$) 소득이 결혼에 미치는 효과가 매우 크게 나타났다. 이 외에도 남성의 연령 증가는 결혼 해저드를 3%씩 감소 시켰고($p<0.001$), 재학 상태는 43%($p<0.001$), 그리고 광역시 이상의 대도시에 거주하고 있을 경우, 그렇지 않은 경우 보다 결혼 해저드가 22% 낮은 것으로($p<0.05$) 확인됐다.

이어 모형(2)는 모형(1)에 가구소득과 부모의 금융자산액을 추가하여 분석한 것으로, 결과에 따르면 앞선 모형(1)에서 긍정적인 효과가 있던 것으로 나타난 학력 효과가 사라지는 대신 전문대졸 이상의 아버지 학력은 자녀의 결혼에 유의한 영향을 미치는 것으로 확인됐다. 아버지 학력이 전문대졸 이상일 경우 준거집단인 중졸 이하 보다 결혼을 경험할 해저드가 33% 낮게 나타나($p<0.01$) 아버지의 높은 학력은 남성의 결혼에 부정적인 영향을 미치고 있었다. 무엇보다 모형(2)에서 가장 놀라운 점은 다른 개인 특성들이 통제되었음에도 불구하고 남성의 결혼에 미치는 부모 경제력의 효과와 그 통계적 유의성이 매우 크게 나타났다는 점이다. 가구소득 2분위에 속한 남성은 준거집단인 1분위

남성보다 결혼 해저드가 1.9배 높고($p<0.001$), 가구소득 3분위 남성은 2.8배($p<0.001$), 그리고 4분위는 4.4배나 높은 것으로 나타나($p<0.001$), 남성의 결혼 가능성은 부모 가구소득별로 큰 차이를 보이고 있었다. 특히 중위소득 이상인 3분위 이상의 집단과 그 이하 집단 간의 결혼 해저드 차이가 매우 크게 나타나 일정 수준 이상의 가구소득은 남성의 결혼 이행에 매우 긍정적인 효과가 있는 것으로 확인됐다. 또한 부모의 금융자산 증가는 남성의 결혼 해저드를 4%씩 증가시키고 있어($p<0.001$), 전반적으로 부모의 경제력은 남성의 결혼에 매우 긍정적인 역할을 하고 있었다.

다음으로 여성의 결과를 살펴보면, 남성과 마찬가지로 부학력이 결혼에 미치는 효과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 확인됐으며, 학력과 소득은 결혼에 긍정적인 반면, 연령의 증가와 재학 상태는 결혼에 부정적인 효과가 있는 것으로 조사됐다. 또한 부모의 경제력을 고려한 모형(2) 결과 또한 남성과 매우 유사한 패턴을 보이고 있었는데, 우선 기존의 학력 효과는 사라지는 대신 아버지의 학력 효과가 통계적으로 유의하게 나타났다. 아버지 학력이 고졸일 경우 준거집단인 중졸 이하 보다 결혼을 경험할 해저드가 16%($p<0.05$) 그리고 전문대졸 이상은 34%($p<0.01$) 낮은 것으로 확인돼, 아버지 학력은 미혼여성의 결혼에 부정적인 영향을 미치고 있었다. 하지만 가구소득 및 부모의 금융자산은 결혼 이행에 매우 긍정적인 효과가 있어, 부모의 가구소득이 2분위일 경우 준거 집단인 1분위 보다 결혼 해저드가 2배 높고, 3분위는 2.3배, 그리고 4분위는 3.7배 높았으며($p<0.001$) 부모의 금융자산 증가는 여성의 결혼 해저드를 6%씩 높여 부모의 경제력은 남성뿐만 아니라 여성의 결혼에도 긍정적인 효과를 주고 있었다. 그러나 이러한 부모 경제력의 효과 크기는 여성보다 남성에서 더욱 크게 나타나, 한국 사회 결혼 이행에 영향을 미치는 가족의 경제적 지원은 남성에게 더 중요하다는 것이 확인되었다.

마지막으로 본 연구는 미혼남녀의 결혼에 영향을 미치는 가구소득의 효과가 평균 결혼 연령대에서 강하게 나타나는지 살펴보기 위해, 매년 평균 결혼연령으로 평균 중심화한 연령 변수의 제곱과 가구소득 간의 상호작용 효과를 추가 분석하였다. 모형(3)의 분석 결과에 따르면 남성과 여성 모두 연령제곱의 효과 값이 음의 값을 가지고 있는 것으로 나타나 가구소득의 효과가 특정 연령에서 최대값을 찍은 후 점차 감소하는 역U자 형태의 2차 함수 효과를 가지고 있다는 것이 확인되었다. 특히 남성과 여성 모두 가구소득이 3분위 이상일 경우 연령이 증가함에 따라 결혼에 미치는 가구소득의 효과가 증가하였다가 이후 감소하는 음의 이차함수 형태를 보여($p<0.05$), 가구소득이 중위소득

이상일 경우 연령 증가에 따른 가구소득의 효과가 다름이 확인되었다.

[그림 7]과 [그림 8]은 분석 결과를 그래프로 나타낸 것이다. 연령 변수의 경우 매년 평균 초혼연령으로 중심화 되었기 때문에 X축에서 0이 의미하는 것은 평균 초혼 연령이고, 0보다 작은 경우는 평균 초혼연령보다 이른 나이에 결혼한 경우이며 0보다 큰 것은 평균 연령보다 늦은 시기에 결혼하였다는 것을 의미한다. 그래프를 살펴보면, 결혼에 영향을 미치는 가구소득의 효과는 평균 초혼연령, 즉 결혼 적령기 연령대를 중심으로 그 효과가 커지는 것으로 나타났는데, 특히 남성은 평균 결혼 연령보다 10년 이상 늦게 결혼할 경우 가구소득별 결혼 가능성의 차이가 거의 없는 것으로 나타나 만혼시 부모의 경제력은 중요치 않은 것으로 확인됐다.

남성과 마찬가지로 여성 또한 남성과 비슷한 패턴을 보이는데, 주목할 점은 그래프가 다소 우측 편향되어 있다는 것이다. 여성의 경우 평균 초혼연령에 맞춰 결혼하는 것 보다 4-5년 정도 늦게 결혼할 경우 가족의 경제력이 결혼에 미치는 효과가 가장 크게 나타났다. 또한 평균 결혼 연령 보다 매우 이른 나이에 결혼할 경우 가구소득의 효과는 거의 없고, 남성과 마찬가지로 만혼일 경우에도 가족의 경제력은 결혼에 영향을 미치지 않는 것으로 확인됐다.

표 4. 한국 미혼남녀의 결혼에 관한 이산시간 생존분석(clog-log) 결과

		남성			여성		
		모형(1)	모형(2)	모형(3)	모형(1)	모형(2)	모형(3)
학력 (준거: 고졸 이하)	전문대졸	1.169 (0.124)	0.972 (0.112)	0.932 (0.111)	1.193 (0.126)	1.049 (0.115)	0.922 (0.106)
	대졸	1.379** (0.134)	1.099 (0.117)	0.991 (0.108)	1.254* (0.123)	1.040 (0.108)	0.822 (0.091)
	대학원졸	1.623** (0.233)	1.225 (0.190)	1.034 (0.160)	1.516** (0.241)	1.117 (0.183)	0.789 (0.136)
연소득 (준거: 미취업 혹은 소득없음)	2분위	2.140*** (0.460)	2.772*** (0.603)	1.996** (0.435)	1.876*** (0.265)	2.392*** (0.347)	1.823*** (0.264)
	3분위	4.557*** (0.880)	5.652*** (1.136)	3.861*** (0.763)	1.936*** (0.265)	2.226*** (0.317)	1.803*** (0.253)
	4분위	10.271*** (1.875)	12.142*** (2.365)	7.548*** (1.421)	3.186*** (0.442)	3.531*** (0.514)	2.674*** (0.381)

부모의 사회경제적 자원이 자녀의 결혼 이행에 미치는 영향:
한국노동패널 1998~2016년 자료를 중심으로

		남성			여성		
		모형(1)	모형(2)	모형(3)	모형(1)	모형(2)	모형(3)
연령		0.967*** (0.006)	0.974*** (0.007)	1.037 (0.003)	0.979*** (0.006)	0.978*** (0.006)	1.058* (0.029)
재학 상태		0.572*** (0.081)	0.710* (0.108)	1.103 (0.170)	0.368*** (0.061)	0.406*** (0.071)	0.767 (0.130)
종교 여부		1.023 (0.079)	0.998 (0.079)	1.065 (0.088)	0.999 (0.076)	0.991 (0.076)	1.084 (0.087)
성장기 거주지역		1.006 (0.102)	1.001 (0.104)	0.951 (0.098)	0.874 (0.089)	0.857 (0.090)	0.774* (0.085)
현 거주지역		0.776* (0.080)	0.812* (0.085)	0.821* (0.085)	0.962 (0.096)	0.989 (0.102)	1.040 (0.114)
아버지 학력 (준거: 중졸 이하)	고졸	1.073 (0.089)	0.927 (0.082)	0.910 (0.081)	0.938 (0.078)	0.840* (0.073)	0.820* (0.077)
	전문대졸 이상	0.903 (0.108)	0.671** (0.084)	0.651** (0.084)	0.779* (0.092)	0.664** (0.081)	0.645** (0.083)
	2분위		1.880*** (0.273)	2.212*** (0.408)		2.010*** (0.322)	2.602*** (0.552)
가구소득 (준거: 1분위)	3분위		2.752*** (0.379)	3.411*** (0.576)		2.282*** (0.360)	2.962*** (0.592)
	4분위		4.426*** (0.602)	5.665*** (0.928)		3.653*** (0.565)	4.689*** (0.918)
부모 금융자산액(Log)			1.044*** (0.010)	1.041*** (0.010)		1.058*** (0.010)	1.064*** (0.011)
연령제공*	2분위			0.993 (0.006)			0.988 (0.007)
가구소득 (준거: 1분위)	3분위			0.990* (0.005)			0.987* (0.006)
	4분위			0.990* (0.005)			0.985* (0.006)
연령 제공				0.990** (0.003)			0.993* (0.003)
상수		0.009*** (0.002)	0.028*** (0.004)		(0.003) (0.004)	0.010*** (0.002)	
사례수			1592			1528	

주: * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001, 괄호 안은 표준오차

그림 7. 미혼남성의 결혼과 가구소득*연령제곱 상호작용효과

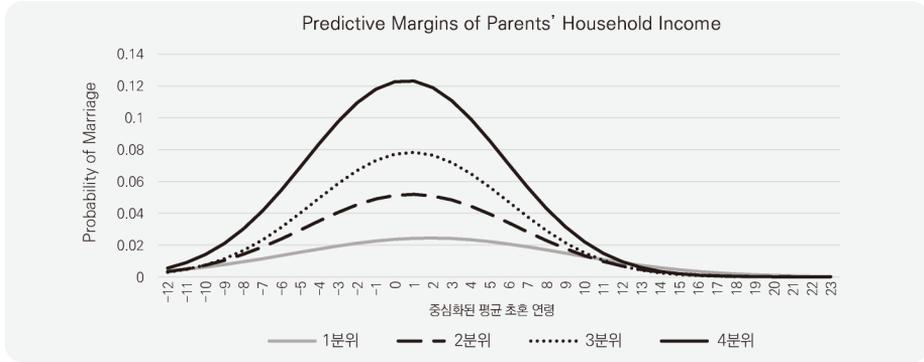
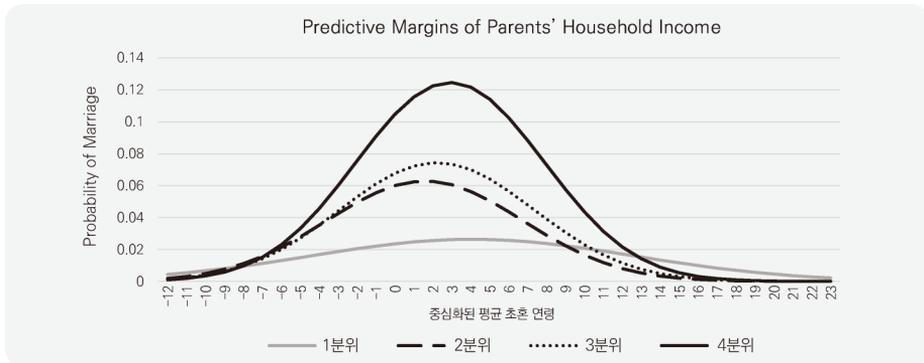


그림 8. 미혼여성 결혼과 가구소득*연령제곱 상호작용효과



IV. 결론 및 함의

지금까지 본 연구는 카플런-마이어 생존분석과 이산시간 생존분석 결과를 통해 가족 자원이 한국 미혼남녀의 결혼 이행에 중요한 역할을 한다는 사실을 밝혀냈다. 결과에 따르면, 아버지 학력 보다는 부모의 가구소득 및 금융자산과 같은 가족 경제력이 남녀 모두의 결혼에 긍정적인 효과가 있는 것으로 나타났고, 그 중에서도 가구소득을 기반으로 한 혼인율의 격차가 매우 크다는 사실을 확인하였다. 특히 가족의 경제력 효과는

여성 보다 남성에서 더 크게 나타나, 부모의 경제력 정도는 남성의 결혼 이행에 더 중요한 역할을 한다는 것을 확인할 수 있었다. 또한 남녀의 결혼 가능성에 영향력을 미치는 가족 경제력의 효과는 결혼 적령기를 중심으로 그 효과가 증가하거나 감소하는 이차함수 형태를 보이고 있어, 사회적으로 요구되는 결혼 적령기에 자녀가 무사히 결혼에 이행할 수 있도록 부모가 많은 지원을 하고 있다는 것이 확인되었다.

먼저 가족의 경제력 효과가 여성보다 남성에서 더 크게 나타난 데에는 한국 사회 결혼문화 내부에 존재하는 결혼비용의 성별 격차를 생각해 볼 수 있다. 전통적으로 남편의 집에서 신혼 생활을 시작하는 결혼 관습으로 인해(정옥분, 정순화, 홍계옥, 2010; 한상복, 이문용, 김광익, 2016) 신랑측이 주택을 마련해 신혼 생활을 시작하는 것이 한국의 일반적인 결혼문화로 자리잡게 되었다. 실제 사회 조사 결과에 따르면, 결혼에 필요한 주택 마련은 신랑의 의무라는 인식이 여전히 강하게 나타나고 있으며(김주희, 2005; 김소영 외, 2015) 이러한 주택마련에 대한 비용 부담으로 인해 결혼시 부모로부터 조달하는 현금 비용 또한 남성이 더 높은 것으로 확인됐다(이소영, 2011). 여기에 최근에는 주택 가격까지 상승하게 되면서 결혼에 지불하는 남녀 간 비용의 격차가 급등하게 되었는데, 이로 인해 남성을 중심으로 결혼비용의 부담이 더욱 가중되고 있다. 결국 이 같은 결혼비용의 성별 불균형은 남성이 부모의 금전적 지원에 더욱 의존하는 현상으로 이어지게 됐고, 이러한 지원조차 기대할 수 없는 남성들의 결혼 가능성은 더욱 감소하는 가구소득별 결혼 가능성의 차이로 나타나고 있다.

한편, 부모의 경제적 지원에 대한 성인 자녀들의 지나친 의존은 부모-자녀 간의 문제로 그치는 것이 아니라 결혼 및 출산과 같은 인구학적 행위의 불평등으로 이어질 가능성을 내포하고 있다는 점에서 본 연구의 결과가 사회적으로 시사하는 바는 매우 크다. 무엇보다 최근 한국 사회는 인구학적 행위의 불평등 현상이 결혼뿐만 아니라 출산으로 까지 이어지고 있어, 부모에 대한 경제적 의존이 계층별 생애과정 이행의 원인으로 자리 잡고 있다. 일례로 부모의 경제적 지원 없이 결혼 당사자들만의 능력으로 결혼하는 경우는 이제 현실에서 매우 드문 사례가 되었고(김영란, 장혜경, 이윤석, 2017) 부모가 자녀의 결혼에 지원하는 비율과 그 금액 또한 부모의 자산이 많을수록 높아(김소영 외, 2015) 이 같은 지원을 받기 어려운 개인들의 결혼은 점차 어려워지고 있다(Oh, Lee & Woo, 2020). 이는 출산에서도 마찬가지다. 경제적 요인으로 인해 출산을 포기하는 경우가 대다수인 현 상황에서(이소영 외, 2018) 부모에게 경제적으로 의지 가능한 자녀

들의 출산 가능성은 높지만, 그렇지 못한 개인들의 출산율은 점차 감소하고 있다(오지혜, 2020). 이는 결혼 후에도 부모에게 경제적으로 의존하는 성인 자녀들이 증가하고 있는 현실만(심현정, 정나라, 2018) 보아도 짐작 가능하다. 즉, 부모는 자녀들의 인구학적 행위에 직·간접적인 영향을 미치며 자녀가 큰 어려움 없이 다음 생애과정을 수행해 나갈 수 있도록 도움을 주며, 개인 간의 계층별 생애과정 이행의 격차를 확산시키고 있는 것이다.

이러한 점에서 현재 한국 사회 개인들은 자신들의 성취 자원만으로는 결혼이 불가능한 힘든 상황 속에 처해있다고 볼 수 있다. 연애와 결혼, 그리고 출산으로 이어지는 일련의 생애과정 이행 및 그 속도가 귀속 자원에 따라 결정되고 있으며, 이는 인구학적 행위의 불평등 현상으로 이어지고 있다. 즉, 대다수의 청년들은 출신 가족의 사회경제적 배경에 따라 생애과정이 결정되는 시대를 살아가고 있는 것이다(김영미, 2016). 이러한 측면에서 최근의 혼인율 감소 현상은 세대간 자원 전이의 요소를 포함한 우리 사회 내부의 불평등 결과라 볼 수 있다.

마지막으로 본 연구는 인구 감소와 관련된 향후 연구 및 정책적 대안에 다음과 같은 기여를 할 수 있다. 먼저 본 연구는 지금까지 결혼 현상을 개인 중심으로 분석한 기존 연구의 분석적 틀에서 벗어나 가족을 분석 단위로 한 연구의 필요성을 제시하였다. 교육 및 소득의 불평등과 마찬가지로 결혼을 비롯한 인구학적 행위 또한 세대간 불평등의 결과일 가능성이 높기 때문이다. 나아가 인구 감소에 대한 정책적 방안을 모색하고 그 대안을 찾아내는 과정에서 또한 세대간 불평등에 대한 접근이 절실히 필요하다. 개인 중심의 분석에서 벗어나 결혼과 출산을 세대간 불평등의 결과로 분석하게 될 경우, 우리 사회 혼인율과 출산율 감소에 대한 근본적인 원인을 밝혀낼 수 있을 뿐만 아니라 실효성 있는 정책적 대안으로 이어질 가능성이 있다.

오지혜는 연세대학교에서 사회학 박사학위를 받았으며, 현재 연세대학교 사회발전연구소에서 연구원으로 재직 중이다. 주요 관심분야는 가족사회학, 가족인구학, 친밀성이며, 현재 결혼, 출산 등 인구학적 행위의 불평등 현상을 연구하고 있다.

(E-mail: ojirong@gmail.com)

참고문헌

- 권오재. (2017). 결혼의 계층화와 전통적 성 정체성의 고착: 부모 자산이 성인 자녀의 결혼 이행에 미치는 영향. 석사학위논문, 서울대학교.
- 김모란. (1994). 한국사회의 혼인 거래 관행에 대한 연구. 박사학위논문, 이화여자대학교.
- 김모란. (1995). 한국사회의 혼인거래 관행의 의미에 관한 연구. 한국사회학, 29, pp.533-558.
- 김문길, 이주미. (2017). 청년 고용 및 빈곤의 국제적 조망과 시사점. 세종: 한국보건사회연구원.
- 김소영, 홍승아, 이아름. (2015). 고비용 결혼문화 개선을 위한 정책방안 연구. 서울: 한국여성정책연구원.
- 김승권, 박종서, 김유경, 김연우, 최영준, 손창균, 윤아름. (2012). 2012년 전국 결혼 및 출산 동향 조사. 서울: 한국보건사회연구원.
- 김영란, 장혜경, 이윤석. (2017). 가족계층에 따른 청년자녀세대의 성인기 이행 및 정책대응 방안 연구. 서울: 한국여성정책연구원.
- 김영미. (2016). 계층화된 젊음: 일, 가족형성에서 나타나는 청년기 기회불평등. 사회과학 논집, 47(2), pp.27-52.
- 김유선. (2016). 저출산과 청년 일자리. 노동사회연구소 이슈페이퍼, 8, pp.1-19.
- 김주희. (2005). 해방 후 혼수문화의 변천에 대한 사례연구: 부거제 의식과 가족주의의 지속. 가족과 문화, 17(2), pp.127-154.
- 김정석. (2006). 미혼남녀의 결혼의향 비교분석. 한국인구학, 29(1), pp.57-70.
- 나영선. (2018). 청년층 학력·일자리·심리적 요인이 결혼 이행에 미치는 영향 분석. KRIVET Issue Brief, 141, pp.1-4.
- 박민자. (1991). 자본주의 시장 경제와 혼인. 도시 중간계층의 혼인거래관행에 관한 연구. (pp.147-176). 서울: 또 하나의 문화.
- 박숙자. (1991). 자본주의 시장 경제와 혼인. 도시 저소득층의 혼인양태. (pp.75-116). 서울: 또 하나의 문화.
- 심현정, 정나라. (2018). 5가지 키워드로 본 5060 세대의 가족과 삶. 서울: 미래에셋은퇴

연구소

- 연합뉴스 (2016. 9. 26). 한국인 1인당 금융자산 세계 21위... 일본의 3분의1.
<https://www.yna.co.kr/view/AKR20160925026000002>에서 2020. 9. 10. 인출.
- 오숙영. (2004). 상류층의 결혼에 관한 조사 연구. 석사학위논문, 이화여자대학교
- 오지혜. (2020). 한국 사회 인구학적 행위의 불평등: 결혼과 출산에 영향을 미치는 가족 배경의 효과. 박사학위논문, 연세대학교
- 오지혜. (2020). 조부모의 사회경제적 자원이 부모의 첫째아 출산에 미치는 영향. 보건사회연구, 40(1), pp.361-393.
- 우해봉. (2009). 교육이 초혼 형성에 미치는 영향: 결혼 연기 혹은 독신?. 한국인구학, 32(1), pp.25-50.
- 유홍준, 현성민. (2010). 경제적 자원이 미혼 남녀의 결혼 연기에 미치는 영향. 한국인구학, 33(1), pp.75-101.
- 윤성은. (2016). 자녀의 결혼, 부모의 노후. 서울: 삼성생명 은퇴연구소
- 이소영. (2011). 세대간 자산이전측면에서 연령대에 따른 결혼시 주거자금 마련 변화추이. 한국가정관리학회지, 29(4), pp.205-216.
- 이소영. (2014). 결혼과 출산에 관한 청년세대의 인식. 한국사회의 저출산, 해법을 찾는다 세미나 발표문, 서울: 한국보건사회연구원.
- 이소영, 김은정, 박종서, 변수정, 오미애, 이상림, 이지혜. (2018). 2018년 전국 출산력 및 가족보건·복지 실태조사, 서울: 한국보건사회연구원.
- 이인수. (1994). 한국 여성의 결혼 전이 시기에 미치는 결정요인 연구: 1940, 50년대 코호트를 중심으로. 한국가정관리학회지, 12(2), pp.252-261.
- 이지연, 김지은, 송주화, 이은정. (2017). 교육수준별 출생·사망·혼인·이혼 분석: 2000-2015년. 대전: 통계청.
- 은기수. (1995). 결혼으로 이행에 있어서 연령규범과 순서규범. 한국인구학, 18(1), pp.89-117.
- 장은영. (2003). 결혼시장에서 여성의 교환자원에 관한 연구. 박사학위논문, 중앙대학교
- 정옥분, 정순화, 홍계옥. (2010). 결혼과 가족의 이해. 서울: 시그마프레스.
- 최경숙. (1995). 결혼 의례 절차와 물질적 재화 교환의 관행에 관한 연구. 석사학위논문, 이화여자대학교

- 한겨레경제사회연구원. (2015). 2015 청년으로 산다는 것. 한겨레경제사회연구원 개원기념 심포지엄.
- 한국경제. (2019. 9. 29). 한국 1인당 금융자산 3900만원... 53개국 중 20위. <https://www.hankyung.com/economy/article/201909290942Y>에서 2020. 9. 10. 인출.
- 한상복, 이문용, 김광역. (2016). *문화인류학*. 서울: 서울대학교 출판문화원.
- 헤럴드경제. (2019. 9. 30). 빛·부동산 많은 한국인들... 1인 순 금융자산 3800만원. <http://heraldk.com/2019/09/30/빛·부동산-많은-한국인들1인-순-금융자산-3800만원/>에서 2020. 9. 10. 인출.
- Avery, R., Goldscheider, F., & Speare. A. (1992). Feathered nest/gilded cage: Parental income and leaving home in the transition to adulthood. *Demography*, 29(3), pp.375-388.
- Axinn, W. G., & Thornton. A. (1992). The Influence of Parental Resources on the Timing of the Transition to Marriage. *Social Science Research*, 21(3), pp.261-285.
- Becker, G. S. (1981). *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press.
- Blossfeld, H.-P., & Huinink, J. (1991). Human capital investments or norms of role transition? How women's schooling and career affect the process of family formation. *American Journal of Sociology*, 97(1), pp.143-168.
- Bumpass, L. L. (1990). What's happening to the family? Interactions between demographic and institutional change. *Demography*, 27(4), pp.483-498.
- Cherlin, A. J. (2009). *The marriage-go-round: The state of marriage and the family today*. New York: Simon & Schuster.
- Cohen, J., & Manning, W. (2010). The relationship context of premarital serial cohabitation. *Social Science Research*, 39(5), pp.766-776.
- Dubow, E. F., Boxer, P., & Huesmann, L. R. (2009). Long-term Effects of Parents' Education on Children's Educational and Occupational Success: Mediation by Family Interactions, Child Aggression, and Teenage Aspirations. *Merrill Palmer Quarterly*, 55(3), pp.224-249.
- Frank, D. J., & McEneaney, E. H. (1999). The Individualization of Society and the

- Liberalization of State Policies on Same-Sex Sexual Relations, 1984-1995. *Social Forces*, 77(3), pp.911-943.
- Goldscheider, F. K., & Waite, L. J. (1986). Sex differences in the entry into. *American Journal of Sociology*, 92(1), pp.91-109.
- Hogan, D. P. (1978). The Effects of Demographic Factors, Family Background, and Early Job Achievement on Age at Marriage. *Demography*, 15(2), pp.161-175.
- Lesthaeghe, R., & Surkyn, J. (1988). Cultural dynamics and economic theories of fertility change. *Population and Development Review*, 14, pp.1-45.
- Lichter, D. T., & Qian, Z. (2008). Serial cohabitation and the marital life course. *Journal of Marriage and Family*, 70(4), pp.861-878.
- Liefbroer, A. C. (1991). The choice between a married or unmarried first union by young adults. *European Journal of Population*, 7(3), pp.273-298.
- Marini, M. M. (1978). The Transition to Adulthood: Sex Differences in Educational Attainment and Age at Marriage. *American Sociological Review*, 43(4), pp.483-507.
- Michael, R. T., & Tuma, N. B. (1985). Entry into marriage and parenthood by young men and women: The influence of family background. *Demography*, 22(4), pp.515-544.
- Mitchell, B. A., Wister, A. V., & Burch, T. K. (1989). The Family Environment and Leaving the Parental Home. *Journal of Marriage and Family*, 51(3), pp.605-613.
- Modell, J. (1980). Normative Aspects of American Marriage Timing Since World War II. *Journal of Family History* 5(2), pp.210-234.
- Mooyaart, J. E., & Liefbroer, A. C. (2016). The Influence of Parental Education on Timing and Type of Union Formation: Changes Over the Life Course and Over Time in the Netherlands. *Demography*, 53(4), pp.885-919.
- Mulder, C. H., & Smits, J. (1999). First-Time Home-Ownership of Couples The Effect of Inter-Generational Transmission. *European Sociological Review*, 15(3), pp.323-337.
- Mulder, C. H., Clark, W. A. V., & Wagner, M. (2006). Resources, living

- arrangements and first union formation in the United States, the Netherlands, and West Germany. *European Journal of Population*, 22(1), pp.3-35.
- Oh, J., Lee, J. K., & Woo, H. (2020). Who Gets to Marry?: Parent's Household Income, Individual's Education and Entry into Marriage in South Korea. In Park, H. & Woo, H. (eds.). *Korean Families at a Crossroads: Parenting, Children's Outcomes, Gender Roles, and Family Formation* (pp.243-270). Ann Arbor: University of Michigan Press.
- Sassler, S., & Goldscheider, F. (2004). Revisiting Jane Austin's theory of marriage timing. Changes in union formation among American men in the late 20th century. *Journal of Family Issues*, 25, pp.139-166.
- Schoon, I., & Parsons, S. (2002). Teenage aspirations for future careers and occupational outcomes. *Journal of Vocational Behavior*, 60, pp.262-288.
- Schröder, C. (2006). Cohabitation in Italy: Do parents matter?. *Genus*, 62(3), pp.53-85.
- Sewell, W. H., & Shah, V. P. (1968). Parents' education and children's educational aspirations and achievements. *American Sociological Review*, 33(2), pp.191-209.
- Shavit, Y., & Blossfeld, H-P. (1993). *Persistent inequality: Changing educational attainment in thirteen countries*. Boulder: Westview Press.
- Singer, J. D., & Willett, J. B. (2003). *Applied longitudinal data analysis: Modeling change and event occurrence*. New York: Oxford University Press.
- Smock, P. J., & Greenland, F. R. (2010). Diversity in pathways to parenthood: Patterns, Implications, and Emerging Research Directions. *Journal of Marriage and Family*, 72(3), pp.576-593.
- South, S. J. (2001). The variable effects of family background on the timing of first marriage: United States, 1969-1993. *Social Science Research*, 30(44), pp.606-626.
- Tambashe, B. O., & Shapiro, D. (1996). Family Background and Early Life Course Transitions in Kinshasa. *Journal of Marriage and Family*, 58(4), pp.1029-1037.
- Thornton, A., Axinn, W. G., & Teachman, J. D. (1995). The influence of school

- enrollment and accumulation on cohabitation and marriage in early adulthood. *American Sociological Review*, 60, pp.762-774.
- Uecker, J. E., & Stokes, C. E. (2008). Early Marriage in the United States. *Journal of Marriage and Family*, 70(4), pp.835-846.
- Waite, L. J., & Spitze, G. (1981). Young women's transition to marriage. *Demography*, 18(4), pp.681-694.
- Wiik, K. A. (2009). 'You'd Better Wait!' Socio-economic Background and Timing of First Marriage versus First Cohabitation. *European Sociological Review*, 25(2), pp.139-153.
- Wu, L. L. (2008). Cohort estimates of nonmarital fertility for U.S. women. *Demography*, 45(1), pp.193-207.
- Xie, Y., Raymo, J. M., Goyette, K., & Thornton, A. (2003). Economic Potential and Entry into Marriage and Cohabitation. *Demography*, 40(2), pp.351-367.

The Effect of Parents' Socioeconomic Resources on Transition to Marriage: Focusing on KLIPS 1998~2016 Data

Oh, Jihye

(Yonsei University)

One of the phenomena to be noticed in Korean society is that individual demographic behavior is gradually spreading in an unequal way. The transition and timing of the life-course events such as dating, marriage and childbirth is determined by family background, leading to inequality in demographic behavior. In this context, this study analyzed how the demographic behavior pattern of marriage differs according to the socio-economic resources of the family, using data from the 1st to 19th year of the KLIPS. According to the results, it was found that the difference in the marriage rate between groups according to economic resources such as household income and financial assets of parents had a statistically significant effect on the marriage of unmarried men and women in Korean society. In particular, it was confirmed that the effect of family economic power is positive for the marriage in the marriageable age, and is greater in men than women. These results show that marriage in Korea society is becoming an inequality phenomenon determined by the socio-economic background of the family.

Keywords: Parents, Marriage, Marriage Rate, Inequality, KLIPS, Discrete-Time Survival Analysis