

여성의 재취업 결정요인에 관한 종단적 분석

박찬웅¹⁾, 김노을²⁾, 윤민지³⁾, 이율리⁴⁾, 김기성⁵⁾

이 연구는 여성의 재취업에 영향을 미치는 요인을 종단자료에 대한 사건분석을 통해 규명하는데 목적이 있다. 한국 여성의 생애주기에서 나타나는 M자형 경제활동 곡선은 여성에게 출산이나 육아, 돌봄으로 인한 경제활동경험이 단절된다는 경력단절의 서사를 이루어 왔다. 여성 생애주기에 따라 나타나는 M자형 곡선을 완화시키고 여성 경제활동 참여를 늘리기 위해서는 우선 노동시장에서 빠져나가는 지점 뿐 아니라 다시 노동시장으로 돌아오는 지점에도 주목해야 한다. 한국 노동패널(KLIPS) 1~23차 자료를 활용해 여성의 재취업에 미치는 영향을 두 가지 경로로 분석하였다. 여성과 남성 각 표본을 대상으로 한 분석에서는 미취학 자녀의 수가 여성에게만 재취업에 부정적 영향을 미치는 변수로 확인되었다. 반면 취학 자녀의 수는 여성의 재취업에 긍정적인 영향을 일으키는 것으로 나타났다. 한편 가구소득은 남녀 모두에게 재취업을 하지 않을 유인으로 작용하였다. 특히 여성에게 가구소득은 취학 자녀의 수가 재취업에 미치는 양방향의 효과를 조절하는 것으로 나타났다. 미취학 자녀의 수는 계층을 막론하고 여성의 재취업 사건을 일어나지 않게 하지만, 취학 자녀의 수는 돌봄 부담과 경제적 부담의 성격을 동시에 지녀 가구 소득이 많을수록 재취업에 미치는 긍정적 효과가 줄어들었다.

주요용어 : 재취업, 경력단절, 여성 경제활동참여

1. 서론

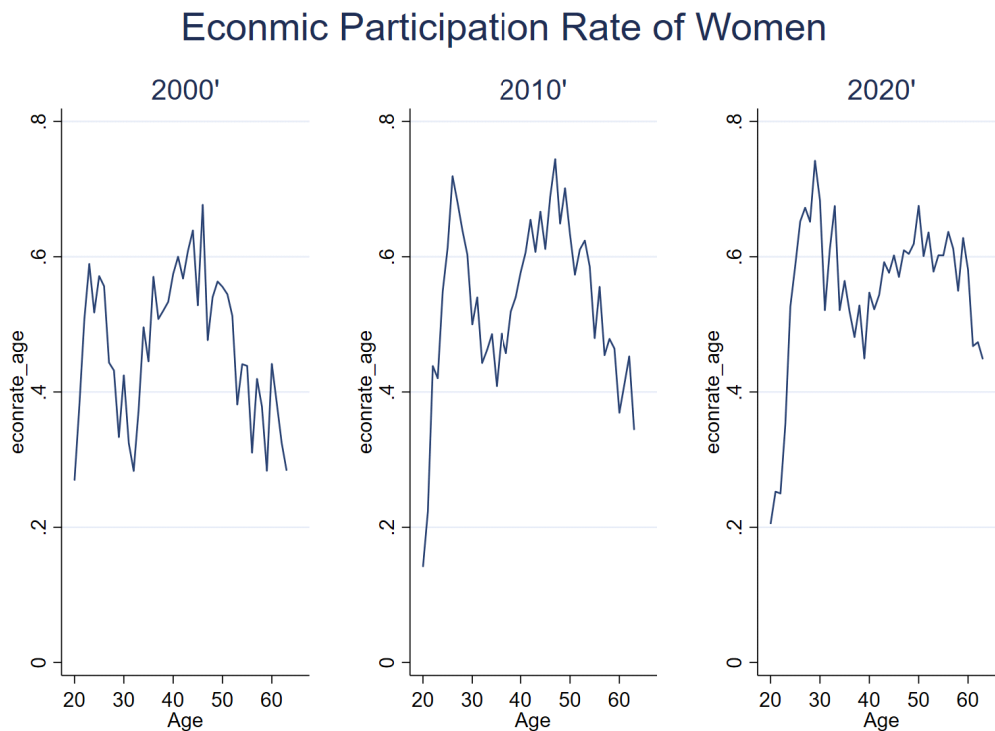
1963년에 약 37%에 불과하던 여성 경제활동 참가율은 2020년 52.8%로 증가하여 남성 경제활동 참가율과의 격차가 급격히 줄어들었고 이로 인해 여성의 사회·경제적 지위는 상승하였다(출처: 통계청, 경제활동인구조사). 하지만 2021년 현재 한국의 여성고용률은 56.6%로 OECD 국가들의 평균인 59.4%에 못 미치며 여전히 하위를 차지하고 있는 것으로 나타난다(출처: OECD, Labour market statistics). 여성의 경제활동 참여율이 낮을 뿐 아니라 생애주기에 따른 고용률이 M자형 곡선을 그리며 20대 후반에서 40대 초반의 여성이 결혼, 출산의 시기에 노동시장을 이탈하는 경력단절 현상이 나타나기 때문이다. 이는 경제·사회적으로 비슷한 배경을 가진 동아시아 국가들 사이에서도 한국에서 가장 뚜렷이 나타난다. 여성들의 M자형 경제활동 참여는 한국 노동시장의 문제점으로 꾸준

1) 연세대학교 사회학과 교수
 2) 연세대학교 사회학과 박사수로
 3) 연세대학교 사회학과 석사졸업
 4) 연세대학교 사회학과 석사과정
 5) 연세대학교 사회학과 석사과정

히 지적되어왔고(계봉오, 김영미 2014; 은기수 2018) 많은 연구들에서 논의되었다(박경숙, 김영혜 2003; 민현주 2011; 박기남 2011; 김난주 2016; 전해진 2016; 은기수 2018).

연령에 따른 여성 경제활동 참여의 변화는 한국노동패널 자료를 통해서도 확인할 수 있다. <그림 1>은 본 연구에서 분석자료로 활용하는 1~23차 자료(1998~2020년)에서 확인한 여성의 연령별 경제활동 참여율이다. 2000년과 2020년 간 경제활동 진입과 이탈의 시기상 변화는 있으나, M자 곡선을 보이는 경향은 유지되고 있다. 노동시장 이탈과 진입의 시기 변화에 대해서 2015년 인구주택 총조사 자료를 활용한 은기수(2018)의 연구는 2000년대 이후 M자형 곡선이 고연령층 방향으로 이동하고 있다고 분석한다. 여성의 교육 수준이 향상되어 경제활동 참가 연령이 20대 후반으로 늦춰졌고, 혼인과 출산 연령의 상승이 결부되어 여성의 M자형 경제활동 참가 곡선이 높은 연령대로 이동하였다는 것이다.

<그림 1> 한국 여성의 연령 별 경제활동 참가율(2000-2020)



자료: 한국 노동패널 1~23차 조사

여성의 생애주기에 따라 나타나는 M자형 곡선을 완화 시키고 여성 경제활동 참여를 늘리기 위해서는 우선 여성의 경력이 단절되는 요인에 대해 살펴보아야 하며, 다음으로 다시 노동시장으로 돌아오게 되는 요인에도 주목해야 한다. 하지만 결혼과 출산 등의 이유로 노동시장에서 이탈하는

경력단절 현상에 대한 연구는 상대적으로 많지만 경력단절을 경험한 이후의 여성들이 노동시장으로 복귀하는 재취업에 대한 연구는 많지 않은 편이다. 결혼 및 출산으로 인한 여성의 경력단절은 직무능력과 일에 대한 지식의 축적을 방해해 노동시장에서의 경쟁력을 낮추고 이 기간이 길어질수록 더 재취업을 어렵게 만든다. 이는 여성 개인에게 뿐 아니라 노동시장의 관점에서도 큰 손실이 아닐 수 없다. 여성 노동력의 손실을 줄이기 위해 육아휴직 및 육아기 근로시간 단축과 보육비 지원 및 보육 시설의 양적·질적 확대 등 각종 정책의 도입 및 제도적 개선이 꾸준히 이루어져 왔고 그 결과 30대 여성의 경제활동 참여율은 소폭 증가하였다. 하지만 이러한 변화에도 불구하고 노동시장으로의 재진입은 여전히 한계로 자리 잡고 있다. 비취업상태에 있는 전업주부 여성 중에서 취업을 희망하는 여성의 비율이 상당히 높음에도 여성의 경제활동 참여율이 여전히 낮다는 것은 노동시장 재진입에 여전히 여러 가지 장벽이 존재하고 있음을 보여준다.

따라서 이 연구에서는 임금노동자로 일한 경험이 있는 여성들이 취업 상태를 중단하였다가 다시 노동시장으로 복귀하는 재취업에 영향을 주는 요인들에 대해 분석해보려고 한다. 재취업을 가능케 하는 요인을 찾는 것은 여성 경제활동 참여율을 높일 수 있는 하나의 방향으로, 국가 차원에서 지원이 필요한 부분이 무엇인지를 확인할 수 있게 한다. 경력이 단절되지 않고 유지될 수 있도록 하는 것도 중요하지만, 어떠한 이유들로 인해 경력이 단절되었다 할지라도 여성 개인이 원하는 시점에 노동시장으로 다시 돌아올 수 있도록 정책적으로 지원해야 한다. 본 연구의 핵심 질문은 경력단절을 경험한 여성의 재취업에 영향을 주는 요인들은 무엇인가이다.

II. 선행연구

재취업은 생애 중 어느 시점에 어떤 직장에서 노동을 하던 중 자의 혹은 타의에 의해 일자리를 그만두고, 일정 시간이 지난 후 다시 노동시장으로 진입해 직업을 얻는 행위를 말한다. 한 사람의 생애에서 재취업이라는 사건은 여러 차례 발생할 수 있으며, 서로 다른 여건에서 다양한 동기에 의해 일어난다. 기존에 다니던 직장을 그만두는 사건은 해고나 회사의 파산 등으로 인한 실직이나, 더 나은 직장을 찾기 위한 자발적인 이직, 결혼과 출산 등의 개인 생애주기 사건이나 가족 돌봄의 상황 등 다양한 이유로 인해 생길 수 있다. 재취업의 요인들을 다룬 기존 연구들의 내용을 몇 가지 요인들을 중심으로 정리하면 다음과 같다.

1. 사회 인구학적 요인

가. 성별

여성의 재취업에 관한 국내의 연구들은 여성의 연령, 혼인, 출산 등의 요인이 노동시장 재진입에 영향을 미친다는 점에 주목한다. 하지만 남성의 재취업을 다룬 연구는 주로 중년 남성의 정년퇴직, 노후 재취업 등에 주목하며, 성별을 주된 요인으로 재취업을 연구한 내용은 많지 않다. 특히 여성의 재취업과 같이 혼인, 출산의 영향을 받는 남성의 경제활동은 다뤄지지 않았다. 이러한 연구 경

향은 남성의 재취업은 혼인, 출산에 영향을 받지 않으며, 경제활동을 이어가는 데에 있어 큰 사건으로 작용하지 않기 때문이다. 과거에 비해 여성의 경제활동참여율이 급격히 증가하였음에도 불구하고 여전히 가족 내에서 여성들은 돌봄 부담을 가지는 주된 역할을 수행하고 있음을 보여준다.

나. 연령

다수의 연구에서 여성의 연령이 높아질수록 경력단절 이후 재취업의 이행률이 높아지는 것으로 나타났으며(김난주, 2016; 이시균, 2017), 그중 40대에서 재취업이 발생할 확률이 가장 높았다(김주영, 2010; 민현주, 2011; 박수미, 2003). 통계청의 가계동향조사와 가구소비실태 조사자료를 활용하여 맞벌이 가정 내 여성의 재취업을 관찰한 연구 또한 1996년부터 2014년까지 약 20년 간의 맞벌이 경향을 분석하였는데 다른 연령대에 비해 40~44세에 일관적으로 맞벌이 가구 비율이 높으며, 2005년 이후로는 45~60세의 맞벌이 가구 비율이 높아지고 있음을 확인하였다(김주영, 2010). 즉, 한국의 맞벌이화의 추동은 젊은 코호트가 아닌 40대 여성들을 중심으로 하며, 이는 여성이 독자적인 노동경력을 형성하지는 못하였다는 결론으로 이어진다는 것이다. 위 연구들을 종합하면 한국 여성의 재취업과 연령의 상관성은 코호트를 막론하고 유의미하게 존재하는 것으로 보인다. 그러나 박수미(2003), 김주영(2010)의 연구에 비해 김수정(2015), 이시균(2017)의 연구에서 재취업이나 맞벌이에 미치는 여성의 연령이 더 높은 지점에서 정점을 기록하는 것을 보았을 때, 은기수(2018)가 지적한 것처럼 M자형 생애 곡선이 최근 들어 점점 높은 연령대로 옮겨가는 것을 확인할 수 있다.

다. 교육 수준

여성의 교육 수준과 재취업에 대한 연구들은 학력과 재취업률, 경력단절 기간, 재취업 후 고용유지, 재취업 양극화 현상을 연관 지어 분석하였다. 재취업률과 관련하여 대졸 이상의 학력을 가진 사람에게서 재취업확률이 통계적으로 유의미하게 높은 것으로 나타났으며(김난주, 2016), 이러한 현상은 맞벌이를 종속변수로 삼은 김수정의 연구(2015)에서도 부분적으로 확인된다. 김수정(2015)의 연구에서는 코호트별로 학력이 맞벌이에 미치는 효과가 다를 수 있음을 강조하고 있으며, 최근 코호트로 올수록 대졸 이상 학력의 기혼 여성이 맞벌이를 더 많이 하는 것이 관찰된다고 보고한다. 김지경·조유현(2003)은 재취업한 여성 중 10%는 고등학교 졸업 이하, 30% 이상이 대학 졸업 이상의 학력을 가지고 있다는 점을 지적하며, 저학력 여성의 경우 접근할 수 있는 일자리가 적어 비자발적으로 비경제활동에 머물게 될 수 있게 되는 것으로 보았고, 학력 수준에 따른 재취업에 양극화 현상이 있다는 점을 지적하였다.

학력과 재취업 복귀 시점에 대한 김지경·조유현(2003)의 연구는 한국노동패널 자료를 통해 높은 학력 수준을 가진 기혼 여성일수록 노동 시장에 복귀하는 기간이 짧아지는 것을 확인하였다. 고졸 이하의 경우 출산 이후 경력단절 기간이 평균 12.1개월이었고, 대학 졸업 이상 집단의 경력단절 기간은 평균 5.5개월로, 2배가량의 차이를 보였다.

한편 박수미(2003)는 높은 학력 수준이 재취업에 유의미한 영향을 미치지 않거나 학력이 높은 것이 오히려 재취업에 부정적인 것으로 분석하였다. 이에 대하여, 외국과 비교해 한국에서 고학력 여성들의 취업률이 낮은 것을 지적하며 여성의 인적자본이 재취업에 긍정적인 영향력을 미치지 못

하였다고 해석하고 있다. 민현주의 연구(2011)에서는 4년제 대학 졸업자의 장기 경력단절이 확인되지만, 전문대 졸업자의 경우 더 높은 재취업률을 보이기도 하였다. 또 다른 연구에서는 재고용 유지에는 학력이 긍정적인 영향을 미칠 수 있다고 보았으나, 대체로 중졸 이하의 교육을 경험한 경우를 제외하면 고졸이나 전문대졸의 학력을 가진 여성이 대졸자 여성에 비해 재취업률이 더 높았음을 보고했다(이시균, 2017).

이러한 선행연구들의 결과는 재취업에 대한 여성의 학력효과의 복잡성을 내포한다. 여성의 학력은 하나의 인적자본으로 재취업 결정과 유지에 긍정적인 요인으로 작용할 수 있다. 에스핑 앤더슨이 지적한 것처럼 맞벌이를 통해 성별 분업의 해체를 주도한 것은 고학력 중간계급 여성일 수 있다는 것을 함의한다(Esping-Anderson 2009). 그러나 동시에 한국 사회에서 고학력 여성은 동질혼 경향 속에서 고학력인 남성 배우자와 혼인할 수 있고, 상대적으로 높은 가구소득으로 인해 노동시장에 진출하지 않은 채로 가구 내에 남아 있을 수 있다. 이 점에서 여성의 재취업을 분석함에 있어, 가구소득으로 대표되는 가구 내 경제적 필요가 하나의 변인으로서 다뤄질 필요가 있다.

2. 가구 관련 요인

가. 가구소득 수준

다수의 연구에서 여성이 노동시장으로 재진입하게 되는 요인으로 경제적 상황을 꼽는다. 경제적 상황 중 가구소득 수준, 남편의 소득, 자녀 양육 비용의 증감이 재취업에 영향을 준다는 것이다. 우선 가구소득 감소의 경우 여성의 노동시장 진입과 연관성을 보이며, 가구소득이 증가했을 때 노동시장에서 이탈하는 것에 비해 더 민감한 수준(more sensitive)으로 영향이 나타났다(Jeon, 2008). 이는 남편 소득에서도 유사한 형태를 보였는데, 남편의 소득이 증가할수록 여성이 재취업할 확률은 떨어지는 결과를 보였다. 이는 가구소득이 낮으며 경제적 압박을 느끼는 여성일수록 재취업 욕구가 높다는 권희경(2010)의 연구와도 연결되는 결과이다. 또한, 남편의 소득이 낮은 경우 양육대행자를 이용하며 일을 이어가는 사례가 높아지기도 하였다(Klerman & Leibowitz, 1990).

가구 및 남편 소득이 여성의 재취업으로 이어지는 매개는 자녀 양육 비용이다. 가정 내 경제적 상황이 어려운 경우, 경제적 책임을 가진 여성들이 노동시장에 진입하게 된다는 것인데, 이렇게 발생한 여성의 근로 소득은 일차적인 생계 비용으로 사용되는 경향이 강하다. 따라서 기혼 여성들이 재취업을 희망하는 요인 중 큰 부분을 차지하는 것은 생계비, 자녀 교육 비용 등과 같은 경제적 요인이 주를 이루는 것으로 나타났다(구명숙·홍상욱, 2005). 자녀 양육 비용(child care cost)이 여성이 일자리로 나가게 하는 요소 중 하나인 이유는 미취학 자녀를 양육하는 데에 있어서 많은 시간과 비용을 지불해야 하기에 이를 해결 하기 위해 취업을 지속하게 하는 경향을 만들어내는 것으로 나타났다(장지연·김지경, 2001; Klerman & Leibowitz, 1990). 이처럼 자녀의 양육이나 생계 부양을 목적으로 재취업을 한 여성의 경우 기타 사유로 재취업을 한 집단보다 취업 상태를 지속할 확률이 높았다(김난주, 2016; 장지연·김지경, 2001)

나. 돌봄에 대한 부담

돌봄에 대한 여성의 부담은 유급노동 참여에 있어 부정적인 요소로 작용하게 된다. 대체로 여성은 남성에 비해 상대적으로 무급 노동의 일차적 책임을 갖게 되는 경향이 있기에, 일과 가족 돌봄 두 가지 부담을 가지는 상황에 놓이게 된다(손문금, 2005). 그중 가정 내 미취학 아동이 있는 경우 무급 노동시간과 유급 노동시간이 함께 증가하며 근로 여성의 이중부담이 과증된다(김진욱, 2005). 여성들은 이러한 이중부담 문제를 해결하기 위해 야간, 휴일 유급노동 활동 참여를 줄이고 단시간 노동 혹은 재택이 가능한 업무를 선택해 가족과의 시간을 늘리고자 하는 경향을 보인다. 하지만 돌봄 노동시간의 영향은 남성에게도 나타나는 공통적인 현상은 아니며, 여성에게만 해당하는 현상으로 지적되었다(손문금, 2005). 이는 이승현·박영일(2017)의 연구에서도 확인되었는데 2010년~2014년도 여성 관리자의 직접적 퇴사 사유 중 큰 비중을 차지하는 것이 ‘자녀를 돌보기 위해서’라는 응답으로 나타났다.

이러한 상황을 배경으로 돌봄 부담이 해소될 경우 여성의 노동시장 재진입이 원활해질 수 있다는 연구가 제시되었다. 김지경·조유현(2003)은 자녀 보육을 대신 수행할 수 있는 대행자가 있을 경우 출산 이후 재취업을 하게 될 확률이 2배 이상 높다고 분석하였다. 이와 같은 선행연구들을 근거로 여성의 노동시장 복귀에 영향을 주는 핵심 요인 중 하나가 자녀 보육 대행자의 여부와 같은 돌봄 관련 요인임을 알 수 있다.

1) 자녀의 수

여성에게 자녀의 수가 늘어난다는 것은 곧 돌봄 부담의 지표로 작용한다. 김주영·우석진(2010)의 연구에 따르면 기혼여성의 미취학 자녀 수가 늘어날수록 재취업률이 유의하게 낮아지며, 동시에 이는 전일제 일자리 진입에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 돌봄 부담이 큰 상태에서 일과 가정의 양립을 위해서는 외부 노동에 많은 시간을 할애하기 어렵기 때문이다. 더불어 기혼 여성에게 자녀가 없을 때 재취업을 위한 구직의사와 구직활동을 하는 비율이 높은 것으로 나타났는데, 자녀의 수가 늘어나 2명이 되었을 경우 구직활동을 하는 비율은 낮아졌다(신연하, 이동명, 2017).

한편 박수미(2003)의 연구는 총 자녀의 수가 늘어날수록 여성이 노동시장에 잔류하는 경향이 높아지는 현상이 있음을 지적하였는데, 여성이 가구소득을 위해 노동을 이어나가는 경향이 크기에 발생하는 현상으로 분석하였다. 즉 자녀의 수는 돌봄 부담이며 가계 경제에도 부담을 주는 요소인 것이다.

2) 자녀 나이

자녀의 나이와 여성의 재취업 간의 관계를 다룬 연구에서는 대다수 자녀가 미취학 상태일 때 경제활동에서 이탈하게 되며, 이로 인해 경력이 단절되는 문제가 발생할 수 있다고 보았다(민현주, 2011; Park, S., & Go, S. 2018). 막내 자녀의 연령이 높아지면 재취업의 욕구 또한 상승하는 것으로 나타났는데, 이는 자녀 돌봄의 부담이 줄어들고 동시에 자녀 양육비 부담이 상승하기 때문이다(권희경, 2010). 자녀가 돌봄이 상대적으로 덜 필요한 시기로 진입했을 때에는 여성이 재취업까지

걸리는 경력단절 기간이 짧아지며, 경력단절 사례가 줄어들게 되고, 경제활동에서 이탈하는 확률도 현저히 낮아지는 것으로 나타났다(민현주, 2011; Park, S., & Go, S. 2018). 이는 전일제 일자리에 동등한 영향을 미쳤는데, 취학 후 자녀를 둔 경우에는 전일제 근로에 진입하는 데에 있어서 부정적 영향이 줄어들었다(김주영, 2010). 이러한 현상들은 여성이 상대적으로 어린 자녀를 돌보는 시기에는 재취업이 어렵다는 점을 보여준다(김난주, 2016).

한편 민현주(2011)는 자녀 양육을 이유로 노동시장에서 이탈한 여성의 경우, 다른 근로 조건으로 경력단절을 경험한 여성들과 비교했을 때 재취업 시기가 빠른 것으로 보았다. 이러한 연구 결과들을 종합하여 보았을 때 자녀 양육은 돌봄뿐만 아니라 곧 가계의 부담으로 이어져 여성의 재취업에 주요한 영향을 준다고 볼 수 있다. 따라서 이 연구에서는 돌봄 부담과 관련한 요인들을 중심으로 여성의 재취업에 영향을 주는 요인들을 분석해보려고 한다. 그 중 돌봄 부담과 직접적으로 연관되는 것은 여성의 '총 자녀 수'와 '자녀의 나이'이다. 일과 가정 두 가지의 부담을 갖는 여성은 경제활동에 있어서 상대적으로 적은 선택지를 가질 수밖에 없다. 이를 바탕으로 이 연구의 가설은 다음과 같다.

가설 1. 다른 조건이 일정할 때 여성에게서 미취학 자녀의 수가 많을 경우 재취업 가능성이 낮을 것이다.

다음으로 재취업에 영향을 주는 요인 중 하나로 지적되어 온 것은 경제적 부담이다. 여성의 경우 다시 노동 시장으로 진입하게 되는 이유 중 하나로 자녀 양육 비용 및 생계비를 끔는 경우가 다수였다. 가구 및 남편의 소득을 통해 돌봄 부담에 들어가는 비용을 충당하기 어려울 경우 재취업을 하게 되는 확률이 높은 것이다. 또한, 경제적 문제를 이유로 취업을 한 여성은 돌봄 비용에 대한 부담이 있기에 상대적으로 다른 요인으로 취업을 하게 된 여성들에 비해 취업 유지 기간이 긴 것으로 나타났다. 따라서 경제적 부담은 여성의 재취업을 야기하는 큰 요인 중 하나로 볼 수 있을 것이다. 이에 따라 두 번째 가설은 다음과 같다.

가설 2. 가구 소득이 높을수록 재취업 가능성이 낮을 것이다.

동시에 본 연구는 미취학 자녀의 수가 늘어나게 될수록 여성이 재취업을 할 확률이 높다면, 이는 가구소득에 따라서도 동일한 현상이 나타나게 될지 알아보려고 한다. 즉 미취학 자녀의 수에 따른 재취업확률은 가구 소득수준에 따라 다르게 나타날 것으로 가정한다. 가구 소득이 높아 경제적인 부담이 적다면, 미취학 자녀의 수가 재취업에 미치는 효과가 더 적을 것이며 반면 가구소득이 낮을 경우, 미취학 자녀의 수가 많고 적음과 무관하게 재취업을 고려할 것으로 예측된다. 이에 따른 세 번째 가설은 다음과 같다.

가설 3. 미취학 자녀 수와 가구소득 간에 부정적 상호작용 효과가 있을 것이다.

더불어 성별 간의 비교를 통해 여성이 겪는 특수한 경제활동 재진입을 설명하고, 서로 다르게 나타나는 재취업의 양상을 확인해보고자 한다.

가설 4. 위와 같은 효과는 남성에게서 동일하게 발생하지 않을 것이다.

III. 자료 및 분석모형

1. 분석자료

본 연구에서는 분석자료로 한국노동패널조사(Korea Labor & Income Panel Study, 이하 KLIPS)를 활용하였다. KLIPS은 한국의 가장 오래된 종단면(longitudinal) 조사로, 1998년에 1차 조사를 실시하여 2020년에 23차 조사에 이르고 있다. KLIPS는 1998년에 최초로 5,000가구- 13,321명의 가구원을 패널로 구축한 뒤, 분가한 가구를 추적하여 조사해오고 있으며, 2009년(12차)과 2018년(21차)에 각각 가구를 추가하였다. KLIPS는 1차 조사에서 제주도를 제외한 전국 도시지역을 대표하는 5,000가구를 표본으로 추출하였으며 이후 두 차례 표본 추가 과정에서 초기 표집 과정과 패널 이탈로 인해 생긴 대표성을 보완하였다.

KLIPS는 크게 가구 단위의 가구용 설문과 개인 단위의 가구원용 설문이 병행되고 있으며, 이외에 개인 단위의 부가조사와 직업력 자료가 구축되어 있다. KLIPS의 조사방식은 가구대표자로부터 가구용 설문의 응답을 조사하며, 이후 만 15세 이상의 가구원들에게 일자리 유형을 판별하는 예비 조사를 실시한 뒤 각 유형에 따라 조사하는 설문의 내용이 분기되어 개인자료로 취합된다. 본 연구에서는 이 가운데 개인 단위의 자료를 기본으로 활용하며, 여기에 가구 설문의 정보를 병합하여 분석하였다. 연도의 경우 1차 조사(1998)부터 가장 최근 조사인 23차 조사(2020)까지를 모두 활용한다. 즉, 분석에 활용된 자료는 KLIPS 1~23차 조사자료 중 개인 자료와 가구 자료이다.

가. 경력단절과 재취업을 위한 자료 구조화

본 연구에서 분석대상이 되는 사람들은 전체 표본에서 몇 차례의 과정을 거쳐 추출된다. 우선 본 연구에서는 25~60세의 사람들을 분석대상으로 삼았다. KLIPS에서 최초 패널에 진입하는 나이는 15세이며, 최고 나이는 90세 이상까지 폭넓게 발견된다. 그러나 본 연구에서 다루고자 하는 경력단절의 의미를 살리기 위해 25세 이후에 노동을 그만두는 경우를 사례로 하였다. 즉, 25세 이전에 특정 직장에서 노동하다가 일을 그만두는 경우는 본 연구의 분석에 포함되지 않았다. 25세의 조사시점까지 직장에서 일을 하다가 이후에 일을 그만두는 경우와 25세 이후에 직장을 구한 뒤에 일을 그만두는 경우를 분석모형에 진입하는 표본으로 삼았다. 1~23차 조사에 걸쳐 관찰된 총 사례 수는 325,112건, 한 번이라도 관측된 개인의 수는 35,210명 중 25~60세에 속하는 사례 수는 204,542건, 개인의 숫자는 24,241명이다.

본 연구에서는 경력단절과 재취업에 있어서 ‘취업’이나 ‘노동’, ‘경력’의 의미를 임금노동 여부를 기준으로 판단한다. 또한, KLIPS의 연도별 조사 시점의 임금노동 종사 여부를 경력단절과 재취업의 기준으로 삼았다. 즉, 1년 단위의 임금노동 종사 여부를 사건 발생의 기준으로 삼으며, 그보다 짧은 기간 내에 경력단절이나 재취업이 발생한 것은 분석대상에서 제외하였다. 이 점에서 본 연구는 민현주(2011)의 연구에서 다루어진 단기(12개월 미만) 경력단절은 분석의 대상으로 삼지 않으며, 해당 연구의 중기, 중장기, 장기 경력단절을 분석대상으로 삼는다. 만약 이전 연도 조사에서 임금노동을 하고 있다가 다음 연도 조사에서 임금노동을 하지 않고 있다면 실직(quit = 1)을 경험한 것으로 측정되어 분석의 대상이 되었다. 즉, 한번도 임금노동을 시작하지 않았거나, 임금노동을 시작하고 나서 일자리를 유지하는 경우, 혹은 실직 여부를 확인하지 못하고 추적이 중단된 경우는 분석에서 제외되었다. 위에서 연령을 기준으로 제한한 24,241명의 관측된 개인 중에서 관측 시기 내에 한번이라도 임금노동을 하였다가 그만둔 사건, 곧 경력단절이 관찰되는 개인은 6,101명이다. 이 가운데 본 연구에서 활용한 설명변수에 결측치가 있는 경우는 결측 사례 제거방법(listwise deletion)을 통해 제거하였으며 이를 통해 확보된 개인의 숫자는 총 5,523명이다. 이 중 여성은 2,990명 남성은 2,533명이며, 여성 중 1,776명 남성 중 1,525명이 재취업하였다.

2. 분석전략과 분석변수

가. 비모수적 추정: 생존함수의 도식화

본 연구에서는 경력단절 이후 재취업에 이르는 과정을 패널 자료를 이용한 생존 분석(survival analysis) 모형을 통해 분석하였다. 생존 분석 혹은 사건사 분석(event history analysis)은 개인이나 집단에게 특정 사건이 일어나기까지 걸리는 시간과 해당 사건이 발생할 확률 혹은 위험률(hazard ratio)을 분석하는 것을 목적으로 한다. 생존 분석에서 사건의 발생은 주로 failure로 표현되는데, 본 연구에서는 경력단절 이후에 재취업을 겪는 것을 사건의 발생(reemploy = failure)으로 보았다.

생존 분석의 중요한 요소는 시간의 흐름에 따른 생존함수(survival function)와 위험함수(hazard function)를 추정하는 것이다. 이는 크게 비모수적 방법(nonparametric estimation)과 모수적 방법(parametric estimation)으로 나뉜다. 비모수적 방법의 대표적 사례인 카플란-마이어 추정법(Kaplan-Meier Estimation)의 경우 추정하려는 생존함수의 모수에 대한 가정을 취하지 않고, 관측된 이산시간으로 사건의 발생에 맞추어 생존함수를 있는 그대로 도식화할 수 있다(Kaplan and Meier, 1958). 이 경우, 추정된 생존함수 $S(t) > P(T > t)$ 는 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$\hat{S}(t) = \prod_{t_j \leq t} (1 - \hat{h}_j) = \prod_{t_j \leq t} \left(1 - \frac{d_j}{n_j}\right)$$

위 추정생존함수 $\hat{S}(t)$ 는 t 시점까지의 생존함수를 나타낸다. 이 식에서 n_j 는 t_j 시점에 재취업이라는 사건에 노출된 사람의 수이며, d_j 는 t_j 시점에 재취업에 성공한 사람의 수이다. 위 추정방법을

이용해 성별에 따른 생존함수의 비모수적 형태를 추정하여 도식화하였다.

나. 재취업률 분석

비모수적 추정 방식의 도식화로는 위험률이 이산시간으로 나타나며, 연속형 변수의 위험률에 미치는 효과를 추정할 수 없다. 이에 본 연구에서는 콕스비례위험회귀모형(Cox proportional hazards regression model, 이하 콕스비례모형을 활용하여 재취업 사건에 영향을 미치는 개별 변수들의 영향을 분석하였다. 사건사 분석에 사용되는 모형들 가운데 사건 발생에 대한 모수적 가정을 하는 모형들과 달리, 준모수적 모형(semiparametric model)인 콕스비례모형은 기저위험률과 이행률에 대한 모수적 가정을 부여하지 않으면서도 설명변수들의 효과를 분석할 수 있다(Cleves et al. 2004). 콕스비례모형에서 j 번째 분석대상에 대한 위험률은 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$h(t|X_j) = h_0(t)\exp(X_j\beta_X)$$

$h_0(t)$ 는 모수적 가정이 들어있지 않은 기준위험률함수(baseline hazard function)이다. 여기에 각 변인들(X)에 대한 회귀계수 집합 β_X 의 추정은 각각의 사건 발생 시간에 사건 발생 위험에 노출된 대상들의 집합(risk pool)을 구성하고, 사건 발생의 조건부 확률을 최대화함으로써 이루어진다. 이 경우 j 명의 관측개체와 k 개의 개체별 관측된 사건 발생 시점과 변인 x 를 활용한 콕스 편우도함수(partial likelihood function)은 아래와 같이 나타낼 수 있다. 다른 최대우도추정법과 마찬가지로, 콕스비례모형의 추정 역시 우도값의 자연로그값을 최대화함으로써 추정된다.

$$L(\beta_x) = \prod_{j=1}^k \left(\frac{\exp(x_j\beta_x)}{\sum_{i \in R_j} \exp(x_i\beta_x)} \right)$$

본 연구에서는 콕스비례모형에 있어 두 가지 분석전략을 시도한다. 첫 번째는 개인의 재취업에 설명변수들이 미치는 효과를 성별을 나누어 확인하는 것이다. 이 가운데, 특히 돌봄 노동 부담의 효과는 남성에 비해 여성에게서 나타날 수 있다. 남성과 여성 각각에게서 재취업에 미치는 변수들의 효과를 비교함으로써 돌봄 노동의 부담이 여성에게만 주어져 있다는 점을 확인한다. 본 연구에서 세운 가설에 따르면, 자녀의 수로 대표되는 돌봄 노동의 부담은 남성에게는 유의미한 효과를 나타내지 않을 것이나 여성에게는 재취업에 부정적인 요인으로 작용할 것이다.

두 번째 분석전략은 여성 내부에서 어떤 여성이 재취업을 하는가에 초점을 둔다. 다시 말해, 여성만을 표본으로 하여 재취업에 영향을 주는 변수들의 효과를 포착할 것이다. 여성의 재취업은 선행연구에서 살펴본 바와 같이 여성 개인 수준의 변수, 가구 수준의 변수들에 영향을 받을 것으로 생각할 수 있다. 이를 위해 KLIPS의 개인조사자료와 가구조사자료를 병합한 자료를 활용하였다. 두 분석 모두에서 사건 발생은 단일 발생을 기준으로 하며, 반복발생의 경우는 분석에서 제외하였다⁶⁾.

다. 변수

1) 종속변수

재취업이라는 종속변수는 앞에서 언급한 바와 같이 임금노동을 하다가 그만둔 뒤 1년 이상의 공백기를 갖고 다시 취업한 경우를 의미한다. 이는 임금노동에서 비경제활동인구로 진입한 뒤 다시 임금노동에 진입하거나, 임금노동에서 비임금노동으로 진입한 뒤 다시 임금노동으로 진입하는 경우 혹은 임금노동과 임금노동 사이에 비경제활동과 비임금노동을 모두 경험한 경우를 포함한다.

KLIPS에서는 당해년도 조사 시점의 경제활동 여부를 조사한 뒤, 경제활동 여부에 따라 취업자와 미취업자로 설문을 나누어 진행한다. 이후 취업자로 나뉜 사람들에게 1) 임금노동, 2) 자영업, 3) 가족(친척)의 일을 도움의 세 가지 선택지로 경제활동을 세부적으로 조사한다. 본 연구에서는 이 가운데 임금노동, 곧 “타인, 또는 회사에 고용되어 보수(돈)을 받고 일한다(직장, 아르바이트 등 포함)”를 경력단절과 재취업의 기준으로 삼았다.

개인사업이나 프리랜서, 자영업, 친지의 일을 돕는 것 등은 중요한 경제활동이며, 노동패널에 관측되는 취업 사례 가운데, 임금노동은 69%, 자영업, 프리랜서 등을 포함한 비임금 경제활동은 31%로 약 7:3의 비율을 보였다. 이들 비임금노동자, 특히 자영업자의 경우 임금근로 경력을 경유하기도 하고 상당한 정도의 근속기간을 보인다고 알려져 있다(성재민 2019). 또한, 비임금근로자 중 일부는 자영업으로 분류되지만 실질적으로는 고용 관계에 가까운 경제활동을 하는 인구도 분명 존재한다(서정희, 박경하 2015). 그러나 경력단절과 재취업을 파악함에 있어서 비임금근로를 임금근로와 같은 층위로 다루기에는 한계를 지닌다. 임금노동 여부는 상대적으로 고정된 근로시간을 가진 직장에 근무한다는 점에서 경력단절과 재취업이라는 본 연구의 대상에 더 부합한다. 특히, 본 연구의 주요 관심 대상인 여성의 재취업의 경우 임금노동자로서 직장에 취직해 근로하였다가 이를 그만두고 다시 직장에 취직하는 것을 일컫는 경우에 가깝다.

2) 설명변수

두 분석 모두에서, 재취업률에 영향을 주는 변수로 자녀의 수와 가구소득, 그리고 그 이외의 개인의 인구학적 특성과 이전 일자리 특성을 고려하였다. 자녀의 수는 본 연구에서 주목하는 중요한 설명변수이다. 자녀의 수 변수는 가구에 속하는 만 20세 이하 자녀의 수와 만 6세 미만 자녀의 수를 나누어 분석하였다⁷⁾. 만 6세 미만은 한국에서 미취학 자녀를 구분하는 연령 기준이다. 출생 월

6) 재취업을 반복사건으로 파악할 경우, 분석대상이 되는 표본들 내에서 사건의 발생 건수는 조금 늘어나지만 큰 차이는 아니며, 회귀분석 결과의 방향이나 유의미성에는 차이가 없었다.

7) 이 변수는 KLIPS의 가구조사 자료에서 가져와 활용한 것이다. KLIPS의 가구용 데이터에는 해당 가구의 0세~고등학생(재수생) 이하 자녀의 수와 해당 자녀의 나이를 변수로 제공하고 있다. 그러나 해당 변수는 두 가지 문제점을 지니고 있는데, 하나는 가구용 데이터에서 확인된 변수이다보니 해당 가구의 가구원에게 자녀가 있다면 해당 가구에 속하는 모든 개인에게 자녀가 있는 것으로 고려될 수 있다. 또한, 0세~고등학생(재수생) 이하의 자녀의 수를 조사한 것임에도 불구하고 포착된 자녀의 나이가 25세를 넘어 48세까지도 나타난다. 이는 분석 과정에서 있었던 것으로 생각된다. 이를 감안해, 본 연구에서는 가구용 데이터 내에 존재하는 가구원 번호와 자녀번호를 결합하여 자녀의 나이를 확인한 뒤, 자녀의 나이와 조사된 개인의 나이가 19세 미만, 60세 초과로 나타나는 경우는 자녀로 산입하지 않았다. 이 경우는 일촌 직계존비속으로 보기 어려우며, 형제자매나 조손관계일 것으로 파악했다. 또한 자녀의 나이가 21세 이상인 경우는 자녀의 수에 산정하지 않았다. 또한 KLIPS는 16차 조사년도(2014)부터 0세-미취학 자녀의 수를 변수로 관측하고 있는데, 더 넓은 시기의 미취학 자녀의 수를 고려하기 위해 위에서 자녀의 나이를 파악한 것과

과 가족 내 상황에 따라서 학교에 진학하는 시기에 차이를 보일 수 있어 엄밀한 의미에서 미취학 자녀는 아닐 수 있으나, 본 분석에서는 해당 부분이 일으킬 차이는 작을 것으로 간주하고 6세 미만 자녀의 수를 미취학 자녀의 수로 파악하였다. 자녀의 수를 연령에 따라 나누어 본 이유는 자녀의 나이에 따라 부모에게 미치는 돌봄 부담과 경제적 부담의 수준이 다를 수 있음을 고려하기 위함이다. 두 자녀의 수 변수 모두 연속형 변수로 활용되었다.

두 번째로 중요한 설명변수는 가구소득이다. 노동패널에서는 가구소득을 지난 1년간의 가구소득을 근로소득/금융소득/부동산소득/사회보험소득/이전소득/기타소득으로 나누어 조사한다. 본 연구에서는 위 소득을 모두 합하여 가구 총소득을 계산한 뒤, 여기에 해당연도(지난해)의 소비자물가지수를 반영하여 산정한 값에 로그를 취해 활용하였다. 이전 연구들에서는 배우자의 소득을 설명변수로 활용한 경우도 많았으나, 본 연구에서는 그보다 가구소득을 설명변수로 활용함으로써 여성이 가구 내에서 느끼는 경제적 부담 혹은 필요를 파악하는 것에 초점을 두었. 가구근로소득의 경우, 실직으로부터 재취업이 발생하는 1년간의 어느 시점 사이에 취업으로 인해 증대되었을 수 있으나 그럼에도 그 이전 연도의 가구근로소득을 활용하는 것에 비해 조사 시점으로부터 1년간의 시점을 파악하는 것이 더 적절하다고 판단하여 이를 활용하였다. 그러나, 여기서 가구근로소득이 재취업 이후에 조사 시점에 관측되었기 때문에, 재취업 당시 시점보다는 과대 추계 되었을 수 있다는 점을 기록한다. 자녀의 수와 가구소득은 모두 노동패널의 가구용 데이터를 활용해 산출하였다.

두 번째 분석인 여성표본 내의 재취업 분석에서는 자녀의 수 변수와 가구소득변수의 상호 작용항을 삽입하였다. 이는 자녀의 수가 재취업에 미치는 효과가 계층에 따라 조절될 수 있다는 본 연구의 가설을 확인하기 위함이다.

이외에 개인의 인구학적 특성으로 활용된 변수는 연령과 교육수준, 혼인특성이다. 연령의 경우 25세에서 60세까지의 연령값을 연속형 변수로 활용하였으며, 계층항을 넣어 반영하였다. 교육수준의 경우, 중졸이하/고졸/2년제대학졸/4년제졸이상의 4개 값을 갖는 범주형 변수로 설정하였다. 혼인 특성의 경우, 미혼인 경우와 기혼인 경우, 그리고 이혼/사별인 경우를 3개 값을 갖는 범주형 변수로 설정하였으며, 원자료에서 소수 발견되는 별거의 경우에는 이혼/사별에 포함 시켰다. 경력단절 이전 직장의 특성의 경우는 이전 직장에서의 정규직 여부와 월평균 임금의 로그값을 활용하였다. 선행연구의 분석에서는 위 특성 이외에도 종사상 지위(상용직/임시직/일용직), 직장의 규모, 직업 특성 등을 더 상세히 고려하기도 하였으나 본 연구에서는 이전 직장 변수들의 효과에는 상대적으로 덜 주목하고 있으며, 이전 직장의 특성들을 다수 변수에 포함하는 것은 공선성의 문제를 일으킬 것으로 보았다. 또한, 직장의 규모를 조사한 변수는 KLIPS 내에 결측 사례가 많고, 분포가 심히 불안정하여 분석에 포함하기 어려운 현실적인 한계도 존재한다. 이에 본 연구에서는 이전 직장의 특성 가운데 중요하게 영향을 미칠 수 있는 것으로서 정규직 여부와 임금 수준을 고려해 반영하였다. 또한, 취업이 발생한 시점의 경기와 해당 시점에 거주하는 지역에 따라 결과가 다르게 나타날 수 있어 연도와 거주지역 변수를 포함하였으며, 해당 변수는 보고의 편이를 위해 이하 분석 결과에는 보고하지 않았다.

같은 방식으로 자녀의 나이를 산정한 뒤, 6세 미만의 자녀를 미취학 자녀로 파악하였다.

IV. 분석결과

1. 분석대상 변수들의 기술 통계량

<표 1>은 분석대상이 되는 개인들의 특성을 기술한 통계량이다. 이는 본 연구에서 활용한 사건사 분석의 대상에 들어오는 표본으로서 앞서 언급한 바와 같이, 직장을 다니다가 그만두었을 경우를 대상으로 한다. 자료 구조화 과정에서 정리된 표본의 수를 성별로 구분하였으며, 콕스비례위험 모형에 활용될 설명변수들 역시 분석의 모형에 맞추어 성별로 나누어 표로 나타내었다. 설명변수의 기술 통계량은 평균값과 함께 패널자료의 성격을 감안하여 개체 간 차이(between variation)와 개체 내 차이(within variation)에 해당하는 표준편차를 각각 제시하였다.

기술통계량은 노동패널 내 1년 이상의 임금노동 단절을 경험한 사람들이 재취업을 하기 직전까지의 기술통계량을 나타내는 것으로도 이해할 수 있다. 이것은 경력단절 현상을 이해하는 데에도 도움이 될 수 있다. 표의 상단은 조사 기간 내 재취업을 경험한 사람의 숫자와 성별로 재취업까지

<표 1> 기술통계량

	여성 (= 2,990)			남성 (= 2,533)		
재취업자(Failure)	1,776(59.4%)			1,525(60.2%)		
재취업까지 걸린 시간 (연도, 평균&표준편차)	3.40 (3.39)			2.69 (2.78)		
	Mean	SD (between)	SD (Within)	Mean	SD (between)	SD (Within)
미취학 자녀의 수	0.34	0.51	0.37	0.18	0.47	0.28
취학 자녀의 수	0.60	0.79	0.49	0.66	0.77	0.48
연가구소득(로그값)	8.28	0.76	0.42	8.24	0.84	0.45
연령	43.04	9.73	2.99	44.97	10.00	3.04
교육수준						
중졸 이하	0.21	0.41	0.03	0.14	0.35	0.00
고졸	0.37	0.48	0.06	0.40	0.48	0.28
2년제 대학 졸	0.18	0.38	0.04	0.15	0.37	0.02
4년제 대학 졸	0.24	0.43	0.05	0.31	0.47	0.02
혼인상태						
미혼	0.07	0.32	0.07	0.18	0.44	0.08
기혼	0.85	0.40	0.11	0.76	0.47	0.12
이혼/사별	0.08	0.28	0.09	0.06	0.24	0.09
전 직장 정규직 여부	0.58	0.50	0.00	0.75	0.45	0.00
전 직장 월급(로그값)	4.76	0.59	0.00	5.36	0.52	0.00

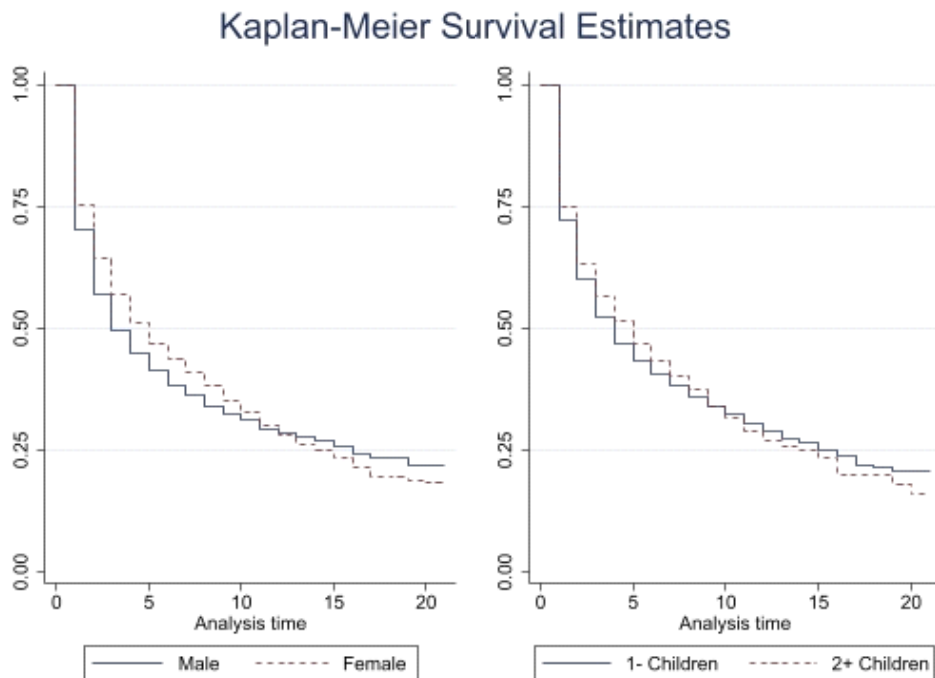
걸린 시간의 성별 통계량을 보여준다. 관찰 기간 내에 재취업을 경험하는 비율은 성별로 유사했으며, 재취업까지 걸린 시간은 평균적으로는 여성이 더 길었다. 그러나 여성의 경우가 재취업까지 걸린 시간의 분산이 더 크기 때문에 둘을 단순비교하는 것은 어려울 것으로 보인다.

미성년 및 미취학 자녀의 수를 보면 경력단절을 경험한 사람들의 자녀의 수는 남성에게서 더 적었다. 가구소득은 큰 차이를 보이지 않았으며, 남녀 모두 가구소득 평균값은 $\exp(8.28)=3944$ (만원)이었다. 나이의 경우 여성에 비해 남성이 조금 더 많았지만 큰 차이로 보기는 어려웠다. 교육 수준의 경우 4년제 대졸자의 비율이 남성에게서 조금 더 높게 나타나지만, 분석대상 가운데에는 아직 남녀 간 대학진학률에 차이를 보이는 출생 코호트도 존재한다는 점을 주지할 필요가 있다. 혼인상태의 경우 남성에 비해 여성 기혼자가 높게 나타나는데, 미혼 여성의 비율이 높다. 여기에는 혼인 연령이나 표본에 포함되는 과정이 작용하였을 수 있다. 이전 직장 변수의 경우, 남성의 정규직 비율이 더 높았고 월급도 더 높았다.

2. 재취업률에 대한 비모수적 추정 결과: 카플란-메이어 추정

<그림 2>는 본 연구에서 활용한 표본의 재취업에 대한 생존함수를 비모수모형으로 추정한 결과를 그래프로 나타낸 것이다. 아래 카플란-메이어 생존함수 그래프는 분석대상으로 진입한 시점 이후에 단위시간의 변화에 따라 생존하는 사건, 곧 본 연구에서는 재취업하지 않고 남아 있는 사람들의 비율을 단계적으로 함수화한 것으로 볼 수 있다. 즉 그래프가 급격히 떨어지는 것은 해당 시점에 재취업 사건이 많이 발생했음을 의미한다.

<그림 2> 재취업에 대한 생존함수 추정 결과(성별, 자녀의 수별)



카플란-메이어 모형은 분석대상의 범주별로 사건 발생의 상이함을 확인할 수 있는 특성을 갖고 있다. <그림 2>의 왼쪽 그래프에서는 성별에 따른 재취업 사건의 발생 차이를 확인할 수 있다. 연도를 단위시간으로 하여 생존율 추정 결과를 살펴보면, 이전 직장으로부터의 이탈 이후 초기에는 남성이 더 낮은 생존율, 곧 더 높은 재취업율을 보인다. 그러나 이러한 경향은 직장 이탈로부터 10년이 지난 시점에 성차가 거의 없어지거나 여성의 재취업율이 더 높은 경향도 관찰된다. 이는 여성이 직장으로부터 이탈한 후 약 8~9년까지는 남성에 비해 재취업을 하지 못하는 요인이 작용하고 있음을 시사한다. 10년 이후의 변화의 경우, 기존에 재취업을 계획한 남성이 단기에 재취업에 성공하고, 그렇지 않은 남성의 경우는 재취업을 하지 않는 경향이 있을 수 있음을 암시한다. 본 연구에서 재취업의 개념을 임금노동만을 기준으로 삼았다는 점 역시 이러한 결과가 나타난 한 이유일 수 있다. 임금노동에서 이탈한 뒤에 자영업을 비롯한 비임금노동으로 정착하는 경우는 생존으로 기록되기 때문이다. 그러나 10년 이상의 간격을 두고 재취업하는 경우는 표본 전체에서 사례가 비교적 적기 때문에 분석에 주의가 필요하다.

<그림 2>의 오른쪽 그래프는 생존함수를 20세 미만인 자녀의 수에 따라 다르게 나타낸 것이다. 실선은 1명 이하의 자녀가 있는 경우, 점선은 2명 이상의 자녀가 있는 경우를 의미한다. 성별에 따른 차이 해석과 유사하게, 자녀의 수에 따른 차이는 직장으로부터 이탈 뒤 초기에는 자녀가 0~1명인 경우에 비해 2명 이상인 경우에 재취업이 많이 일어나지만, 그 발생율이나 위험율의 차이는 10여 년이 경과하면서 차이가 미미할 정도로 줄어든다. 이는 어린 나이의 자녀가 성장함에 따라 재취업을 하는 한국 여성의 M자형 생애가 반영된 결과일 수 있다.

3. 재취업률에 대한 설명변수의 영향 분석: 콕스비례모형

가. 성별에 따른 자녀 수의 효과 차이

<표 2>는 사건사분석의 대상이 되는 표본을 남성과 여성으로 나누어 각각 분석한 것이다. 모형들 중 Model 1은 미취학 자녀를 설명변수로, Model 2는 취학자녀를 설명변수로 삼았다.

먼저 남성과 여성의 결과를 비교하면 눈에 띄는 차이가 발견된다. 여성의 경우 미취학 자녀의 수는 재취업 사건발생율에 통계적으로 유의미한 부정적 영향을 나타냈다. 이는 선행연구들에서도 확인된 경향으로, 미취학 자녀로 인한 돌봄 부담은 여성의 재취업을 가로막는 장애 요소로 작동한다.

그러나 또 주목할 점은 취학 자녀의 수가 많은 것이 여성의 재취업 사건에 긍정적인 영향을 보인다는 것이다. 이에 대해서는 두 가지 이유를 해석할 수 있다. 우선, 자녀의 수가 많다는 것은 그만큼 자녀를 양육하는데 필요한 경제적 부담이 많다는 것을 의미할 수 있다. 이는 가구소득이 높을수록 재취업률이 낮다는 것과 같은 맥락에서, 가구 경제에 부담을 느낀 여성이 노동시장에 재진입하는 경우를 생각해볼 수 있다.

또 하나의 요인은 미취학 자녀에서 취학 자녀로 자녀가 성장함에 따라 돌봄 부담이 작아지면서 여성이 임금노동에 종사하며 경제활동을 할 수 있는 여건이 마련된다는 점이다. 이들은 자녀가 성장하기 전까지 재취업을 미뤄두다가, 자녀가 취학 연령에 들어가 학교를 포함한 사회기관들로부터

도움을 얻거나, 자녀가 이전에 비해 자립적으로 시간을 쓸 수 있을 때가 되면 재취업하여 임금노동에 참여한다. 이는 자녀의 나이가 재취업에 영향을 끼치는 설명변수라고 분석한 선행연구들의 결과와도 유사하게 나타났다.

<표 2> 자녀의 수가 재취업율에 미치는 영향 (콕스비례위험모형/성별)

	Female - Model 1	Female - Model 2	Male - Model 1	Male - Model 2
미취학 자녀의 수	-0.410*** (0.055)		-0.012 (0.050)	
취학 자녀의 수		0.219*** (0.029)		-0.047 (0.035)
로그 가구 소득	-0.217*** (0.026)	-0.213*** (0.026)	-0.290*** (0.024)	-0.288*** (0.023)
연령	0.048 (0.026)	0.022 (0.027)	-0.098*** (0.025)	-0.082** (0.027)
연령 제곱	-0.001** (0.000)	-0.000 (0.000)	0.001** (0.000)	0.001* (0.000)
교육 수준(Ref. 고졸)				
중졸 이하	0.069 (0.071)	0.120 (0.071)	0.070 (0.083)	0.063 (0.083)
2년제 대학 졸업	-0.120 (0.066)	-0.157* (0.065)	0.027 (0.067)	0.025 (0.067)
4년제 대학 졸업 이상	-0.168** (0.063)	-0.206*** (0.063)	0.020 (0.056)	0.014 (0.056)
혼인 상태(Ref. 기혼)				
미혼	0.218** (0.079)	0.636*** (0.072)	0.095 (0.075)	0.075 (0.066)
이혼/사별	0.174* (0.082)	0.244** (0.084)	0.113 (0.095)	0.104 (0.094)
이전 직장 정규직 여부	0.064 (0.049)	0.067 (0.049)	0.008 (0.053)	0.004 (0.053)
이전 직장 월급 (로그 값)	0.007 (0.044)	0.017 (0.042)	-0.049 (0.053)	-0.046 (0.053)
AIC	26170.64	26179.33	22159.32	22157.94
BIC	26522.03	26530.72	22496.91	22495.53
로그-우도	-13038.32	-13042.66	-11032.66	-11031.97
개체 수	2990	2990	2533	2533
사건 발생 개체 수	1776	1776	1525	1525

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001. 괄호 안은 강건표준오차(robust standard error)

그러나 이러한 효과는 남성에게서는 거의 발견되지 않았다. 미취학 자녀와 취학 자녀의 수 모두 남성의 재취업에는 유의미한 영향을 보이지 않았다. 이는 남성이 겪고 있는 실직과 재취업은 여성이 겪고 있는 것과는 질적으로 다른 양상의 것이며, 가구 내에서 재취업을 가로막는 요인으로서 자녀의 돌봄 부담은 여성에게만 작동하고 있다는 점을 시사한다.

가구소득의 경우에는 남성과 여성 모두에게서 재취업율과 부정적인 관계를 맺고 있는 것으로 나타났다. 이는 재취업이라는 현상 자체가 가구 혹은 개인의 경제적인 필요에 의해서 수행된다는 점을 지지한다.

그 이외의 변수들의 경우 제한적으로 효과가 나타났다. 남성의 경우 연령이 유의미하게 나타났는데, 이는 대체로 40대 시점에 재취업률이 최소지점을 나타낸 뒤에 증가하는 것으로 보인다. 교육 수준의 경우, 선형적인 효과는 아니었으나, 여성의 경우 고등학교 졸업자에 비하여 4년제 대학 졸업 이상의 여성들이 재취업할 위험율이 더 적다는 결과를 보였다.

이는 고학력 여성의 기대 임금 수준에 맞는 노동시장이 부족하다는 점을 보여준다. 혹은 고학력 여성이 교육 부분의 동질혼으로 인해 고학력 남성과 결혼하면서, 배우자의 임금 수준이 높아 여성이 취업을 하지 않게 될 가능성도 생각해볼 수 있다. 그러나 본 연구가 로그 가구소득을 통제하였기 때문에, 배우자의 임금 수준과 상관되어 있는 가구 내 경제적 필요 영역을 일부 통제하였다고 볼 수 있다. 그럼에도 대졸자 이상의 여성이 재취업 사건 발생율이 낮은 것은 눈여겨 볼 필요가 있다.

혼인상태 변수 역시 여성에게서는 유의미하게 나왔는데, 기혼 여성에 비해 미혼인 경우는 통계적으로 유의미하게 재취업율이 높았고, 이혼/사별을 경험한 여성 역시 기혼 여성에 비해 재취업율이 높았다. 이러한 교육 수준과 혼인 여부 변수가 남성에게는 모두 유의미하게 나타나지 않았다는 점도 흥미롭다. 이는 특히 혼인 여부의 경우 혼인 자체와 결부된 생애적 변화로 인해 남성은 겪지 않는 재취업을 하지 않을 유인이나 장벽을 여성들이 마주하고 있을 가능성을 시사한다. 이전 직장의 정규직 여부나 이전 직장의 월급 수준은 재취업 사건 발생에는 유의미한 영향을 나타내지 않았다.

여성과 남성 표본 각각을 대상으로 한 분석결과는 자녀 돌봄의 부담이 재취업에 미치는 부정적 영향이 여성에게는 유의미하나 남성에게는 유의미하지 않은 것으로 확인되었다. 또한, 여성과 남성 모두에게서 저조한 가구소득은 경제적 필요에 의해 재취업을 유발하는 요인으로 확인되었다. 다음으로는 여성 표본 내에서의 분석을 통해, 자녀 관련 변수가 재취업에 미치는 영향을 다른 변수와의 관계를 통해 확인하였다.

나. 여성의 자녀 수의 효과와 계층별 효과 차이

<표 3>은 여성표본만을 대상으로 한 분석 결과를 표로 나타낸 것이다. Model 1과 Model 3과 달리, Model 2와 Model 4는 연령별 자녀의 수와 가구소득 간의 상호 작용항을 고려하였다.

Model 2를 보면 미취학 자녀의 수와 가구소득은 상호작용효과가 나타나지지 않았다. 즉 가구소득에 따라 미취학 자녀의 수가 여성의 재취업률에 미치는 효과가 조절된다고 보기 힘들다. 소득수준을 막론하고, 미취학 자녀가 있을 경우는 Model 1에서 보는 것처럼 여성의 재취업률은 더 낮다.

<표 3> 자녀의 수와 가구소득이 재취업 위험률에 미치는 영향(코스비레위험모형/여성)

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
로그 가구소득	-0.217*** (0.026)	-0.210*** (0.027)	-0.213*** (0.026)	-0.165*** (0.030)
미취학 자녀의 수	-0.410*** (0.055)	0.319 (0.654)		
미취학 자녀의 수 X 로그 가구소득		-0.088 (0.079)		
취학 자녀의 수			0.219*** (0.029)	0.943*** (0.232)
취학 자녀의 수 X 로그 가구소득				-0.089** (0.028)
연령	0.048 (0.026)	0.049 (0.026)	0.022 (0.027)	0.025 (0.027)
연령제곱	-0.001** (0.000)	-0.001** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
교육수준(Ref. 고졸)				
중졸 이하	0.069 (0.071)	0.072 (0.071)	0.120 (0.071)	0.127 (0.071)
2년제 대학 졸업	-0.120 (0.066)	-0.119 (0.065)	-0.157* (0.065)	-0.146* (0.065)
4년제 대학 졸업	-0.168** (0.063)	-0.163** (0.063)	-0.206*** (0.063)	-0.201** (0.063)
혼인 상태(Ref. 기혼)				
미혼	0.218** (0.079)	0.223** (0.079)	0.636*** (0.072)	0.663*** (0.072)
이혼/사별	0.174* (0.082)	0.179* (0.083)	0.244** (0.084)	0.239** (0.085)
이전 직장 정규직 여부	0.064 (0.049)	0.064 (0.049)	0.067 (0.049)	0.063 (0.049)
이전 직장 월급 (로그 값)	0.007 (0.044)	0.008 (0.043)	0.017 (0.042)	0.024 (0.042)
AIC	26170.64	26171.55	26179.33	26171.85
BIC	26522.03	26530.41	26530.72	26530.71
로그 우도	-13038.32	-13037.77	-13042.66	-13037.92
개체 수	2990	2990	2990	2990
사건 발생 개체 수	1776	1776	1776	1776

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001. 괄호 안은 강건표준오차(robust standard error)

한편 취학 자녀의 수가 많은 것은 여성의 재취업율이 더 높아진다는 Model 3의 효과는 가구의 소득수준에 따라 조절되었다. Model 4의 취학 자녀의 수와 로그 가구소득의 상호작용항은 음수 값

으로 가구소득이 높아질수록 취학 자녀의 수가 재취업에 미치는 긍정적 영향은 작아진다. 로그 가구소득이 대개 6($\exp(6)=403$)에서 10($\exp(10)=22,026$)까지 분포한다는 걸 감안하면 취학 자녀의 수가 여성의 재취업 사건발생율에 미치는 효과는 취학자녀의 수의 효과를 완전히 상쇄할만큼 유의미하지는 않다. 그러나 유효한 가구소득 범위 내에서 취학자녀의 수가 재취업에 미치는 효과를 일부 상쇄하고 있었다.

상호작용항을 뒤집어 해석할 경우, 취학 자녀의 수가 하나도 없을 경우의 가구소득의 효과는 -0.165 수준이지만, 취학 자녀가 한명 늘어날 때마다 -0.089씩 그 효과의 절대 크기는 더 커진다. 즉, 취학 자녀가 많을수록 가구소득이 많으나 적냐에 따라 여성의 재취업에 차이가 발생한다는 결과다. 다시 말해, 가구소득이 낮은 여성들끼리 대조할 경우, 취학 자녀가 있고 없고가 재취업 사건 발생에 유의미한 영향을 끼치지 않으나, 가구소득이 높은 여성들끼리 대조할 경우, 취학 자녀가 있고 없고는 여성의 재취업에 영향을 미치는 변수로 작동한다.

이러한 미취학 자녀와 취학 자녀 변수에서 나타나는 상이한 결과는 미취학 자녀의 경우 여성에게는 가구의 경제적 부담이 있고 없고에 상관없이 견고하게 작동하는 돌봄 부담이지만, 취학 자녀의 경우 가구소득이 높으면 가정 내에서 취학 자녀를 돌보고 가구소득이 낮으면 취학 자녀를 돌보기보다 임금노동에 참여하여 경제활동을 영위한다는 결과로 이해할 수 있다. 즉 미취학 자녀의 수가 재취업에 미치는 영향은 가구소득에 의해 조절되지 않았지만, 취학 자녀의 수가 재취업에 미치는 영향은 가구소득에 의해 조절되었다.

VI. 결 론

이 연구에서는 사건사분석모형을 활용하여 한국 여성의 재취업 양상과 그것에 미치는 영향요인을 파악하였다. 분석 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 카플란-메이ер 그래프에 따르면 상당수의 여성이 직장을 그만둔 이후에도 다시 임금노동으로 진입하고 있었다. 초기 시점에는 경력단절을 다룬 여러 연구에서 지적한 바와 같이 직장으로 재진입하는 것이 남성에 비해 더뎠으나, 시간이 지날수록 남성과의 차이는 유의미하게 확인할 수 없었다. 부분적으로는 남성의 재취업 위험률과 비슷해지는 지점에 도달했는데, 이는 기존에 여성과 남성이 재취업이 가능한 조건 즉 실직이나 노동시장 이탈에 이르는 요인이 매우 다를 수 있음을 고려하여 조심스럽게 해석하여야 한다.

둘째, 미취학 자녀는 여성의 재취업에 부정적 영향을 미쳤으며, 남성에게는 그 효과가 발견되지 않았다. 이는 미취학 자녀로 대표되는 돌봄 부담이 재취업이라는 사건과 관련해서는 사실상 여성에게만 작동하고 있음을 시사한다. 특히 재취업이 가능한 상황에 놓였다는 것은 다니던 직장을 이탈하였다는 의미이며, 이런 경우에 미취학 자녀가 있는 여성이 재취업에 도전하기도 실천하기도 쉽지 않음이 분명히 드러났다.

셋째로 남성과 여성 모두에게서 가구소득은 재취업과 부정적 관계를 맺는 변인으로 나타났다. 가구소득이 높을수록 가구에서 필요로 하는 경제적 부담이 덜하기 때문에 재취업을 할 유인이 적

다고 해석할 수 있다. 이는 배우자의 소득이나 비임금, 비노동 소득이 있을 경우에 남녀를 막론하고 재취업을 할 가능성이 더 적다는 것을 보여준다.

마지막으로, 여성 내에서의 재취업에 미치는 영향을 상호 작용항을 활용하여 분석한 결과, 미취학 자녀의 수가 재취업에 미치는 영향은 계층에 의해 조절되지 않았지만, 취학 자녀의 수가 재취업에 미치는 영향은 계층에 의해 조절되었다. 이는 미취학 자녀는 무거운 돌봄 부담을, 취학 자녀는 덜어진 돌봄 부담과 함께 무거워진 경제적 부담을 주는 존재로 볼 여지를 내포한다.

이러한 결과들을 바탕으로 여성 재취업을 정책적으로 지원하기 위해서는 여성 돌봄의 부담을 줄여주는 것과 경제적 지원을 하는 것이 동시에 진행되어야 함을 알 수 있다. 또한, 돌봄에 대한 여성의 부담은 미취학 자녀에게서 상대적으로 크게 나타나고 경제적 부담은 취학 이후의 자녀에게서 상대적으로 크게 나타났으므로 자녀 연령 혹은 마지막 자녀의 연령을 고려하여 여성 개인의 상황에 맞는 정책 지원이 필요함을 보여준다.

참고문헌

- 강명희 (2020). 미성년 자녀를 둔 임금근로 여성의 일 가정 양립에 관한 연구, 『한국컴퓨터정보학회논문지』 25(6), 171-181.
- 강이수 (2007). 산업화 이후 여성노동시장의 변화와 일-가족 관계, 『페미니즘 연구』 7(2), 1-35.
- 계봉오·김영미 (2014). 한국여성의 결혼, 출산 및 경제활동 참가 형태에 대한 연구, 『사회연구』 25, 79-113.
- 구명숙·홍상욱 (2005). 기혼여성의 재취업 구조에 관한 사례연구, 『한국가정관리학회지』 23(3), 153-167.
- 권희경 (2010). 경력 단절 기혼 여성의 재취업 욕구 관련 요인, 『가정과삶의질연구』, 28(1), 87-98.
- 김난주 (2016). 경력단절여성의 재취업과 재취업 이후 고용유지 분석, 『산업관계연구』 26(2), 1-27.
- 김수정 (2015). 누가 맞벌이화를 주도하는가? 맞벌이 이행에서 시기, 연령, 코호트 효과 분석, 『한국여성학』 31(4), 147-180.
- 김이선·박경숙 (2019). 한국 여성의 생애: 갈등적 성별화와 계층화, 『경제와사회』 127, 138-170.
- 김주영·우석진 (2010). 노동 시장 재진입에 관한 연구. 한국노동연구원.
- 김주영 (2010). 여성의 경력단절과 노동시장 재진입, 『노동 리뷰』 2010년 8월호, 36-50.
- 김지정·조유현 (2003). 젊은 여성의 첫 출산 후 노동시장 복귀에 관한 분석, 『노동경제논집』 26(3), 181-207.
- 김진옥 (2005). 근로기혼여성의 이중노동부담에 관한 실증연구 : 가사노동분담에 관한 협조적 적응, 이중노동부담, 적응지체 가설의 검증, 『한국사회복지학』 57(3), 51-72.
- 민현주 (2011). 여성의 경력단절 기간별 생애사건 효과분석, 『한국인구학』 34(1), 53-72.
- 박경숙·김영혜 (2003). 한국 여성의 생애 유형: 저출산과 M 자형 취업곡선에의 함의, 『한국인구학』 26(2), 63-90.
- 박경숙·김영혜 (2005). 생애를 통해서 본 여성의 경제활동과 가족 역할의 의미: 부산지역 여성의 구술 분석을 중심으로, 『경제와사회』 68, 133-160.
- 박기남 (2011). 20-30 대 비혼 여성의 고용 불안 현실과 선택, 『한국여성학』 27(1), 1-39.
- 손문금 (2005). 여성의 이중부담과 유급노동시간의 주변화: 맞벌이 부부를 중심으로, 『한국인구학』 28(1), 277-311.
- 신경아 (2014). 신자유주의시대 남성 생계부양자의식의 균열과 젠더관계의 변화, 『한국여성학』 30(4), 153-187.
- 신연하·이동명 (2017). 경력단절여성의 개인특성에 따른 재취업욕구 차이 분석, 『한국콘텐츠학회논문지』 17(9), 310-323.
- 오은진·김난주·이승현·홍지현·이서현·노우리·이기재 (2019). 2019년 여성관리자패널조사. 여성관리자패널조사.

- 윤자영 (2012). 외환위기 이후 기혼 가구의 노동 공급 변화요인, 『여성경제연구』 9(1), 99-122.
- 은기수. (2018). 한국 여성의 경제활동 참여와 경력단절, 『한국인구학』 41(2), 117-150.
- 이승현·박영일 (2017). 고학력 30대 한국여성들의 퇴직과 경력단절에 대한 연구, 『유라시아연구』 14(3), 45-68.
- 이시균 (2017). 경력단절 여성의 고용구조 및 고용안정성 분석, 『여성연구논총』 20, 75-100.
- 장지연·김지경 (2001). 양육형태와 비용이 기혼여성의 취업 단절에 미치는 영향, 『제 3 회 한국노동패널 학술대회 논문집』 365-388.
- 전혜진 (2016). 경력단절의 미시적 요인 분석: 여성의 사직 여부에 영향을 끼치는 기업복지 및 배우자 효과에 대한 분석, 『제3회 한국노동패널 학술대회 논문집』 365-388.
- 한운옥·이영민 (2019). 여성의 경력단절에 관한 연구 동향 분석, 『사회과학연구』 30(1), 27-43.
- Park, S., & Go, S. (2018). 자녀 연령이 기혼여성의 경력 재단절에 미치는 영향, 『산경연구논집』 9(7), 43-52.
- Cleves M. A., Gould W. W., and Gutierrez R. G. (2004). *An Introduction to Survival Analysis Using Stata*. Stata Corporation.
- Jeon, S. H. (2008). "The impact of lifecycle events on women's labour force transitions: A panel analysis," *Economic Record* 84, S83-S98.
- Klerman, J. A., & Leibowitz, A. (1990). "Child care and women's return to work after childbirth," *The American Economic Review* 80(2), 284-288.
- Ma, L. (2014). "Economic crisis and women's labor force return after childbirth: Evidence from South Korea," *Demographic Research* 31, 511-552.