

기혼 여성의 고용 변화와 자녀의 효과*

김 대 일**

논문초록

본 연구는 최근 30대 후반 및 40대 초반 여성의 고용률이 하락한 원인을 분석한다. 고용률 하락은 청년층 여성의 만혼 및 비혼에 따른 결혼 지연으로 인해 여성 고용률의 전통적인 M-자형 연령별 양상이 우측 이동한데 일부 기인하고 있으나, 보다 중요하게는 자녀가 기혼 여성의 고용에 미치는 효과가 자녀 연령별로 상이하게 변화하고 있음을 반영한다. 6세 이하 미취학 자녀의 기혼 여성 고용억제 효과는 최근 다소 개선되는 양상을 보이지만, 초등학생 자녀의 부정적 효과는 오히려 심화되는 양상을 보인다. 또한 기혼 여성의 취업에 긍정적인 것으로 인식되어 온 중·고등학생 자녀도 그 효과가 점차 어머니의 취업을 억제하는 방향으로 변화하는 것으로 추정되었다. 이는 취학자녀에 대한 어머니의 부담이 경감될 수 있도록 교육 관련 제도와 정책이 변화되어야 할 필요성이 확대되고 있음을 시사한다.

핵심 주제어: 여성 연령별 고용 변화, 결혼 지연, 자녀의 고용억제 효과

경제학문헌목록 주제분류: J0

투고 일자: 2018. 3. 26. 심사 및 수정 일자: 2018. 7. 2. 게재 확정 일자: 2018. 8. 24.

* 이 논문은 2017년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구이다(과제번호: NRF-2017S1A3A2066494). 본 연구를 위한 자료 수집 및 분석에 많은 도움을 준 서울대학교 경제학부 석사과정 고원식 조교에게 감사드린다.

** 서울대학교 경제학부 교수, e-mail: dikim@snu.ac.kr

I. 서론

우리나라 여성의 경제활동은 꾸준히 증가하여 왔지만, 아직도 다른 선진국들에 비하면 취업자 비중이 높은 편은 아니다.¹⁾ 여성 경제활동의 중요성에 확대됨에 따라 우리나라도 여성 고용 제고를 위해 다양한 지원 및 일·가정 양립 정책을 추진하여 왔으나, 최근 30대 후반부터 40대 초반의 연령층에서는 오히려 여성 고용 비중이 하락하는 양상이 발생하였다(정성미, 2015). 본 연구는 유독 이 연령층 여성에게서 고용률이 하락한 원인에 대해 초점을 맞춘다. 일반적으로 우리나라 여성의 연령별 고용률은 전통적으로 M-자형 양상을 보이는데, 분석결과에 의하면 결혼 지연으로 인해 M-자 형태의 최저점에 달하는 연령이 상승한 점도 고용 감소를 일부 설명하지만, 무엇보다도 취학 자녀로 인해 기혼 여성의 고용이 위축되는 경향이 심화되고 있는 점이 주 원인으로 작용하였다고 판단된다. 특히 초등학생 자녀로 인한 효과가 심화되고 있으며, 중·고등학생 자녀도 점차 기혼 여성의 고용을 억제하는 방향으로 그 역할이 변화하고 있는 것으로 추정된다. 결과적으로 영유아 보육 이외에도 취학 자녀의 교육에 대한 어머니의 부담 완화가 절실히 요구된다고 판단된다.

여성 경제활동에 대한 분석은 대체로 Mincer(1962) 및 Becker(1965)의 가구 내 시간 배분 모형에 기초하여 기혼 여성의 노동공급, 또는 고용에 초점이 맞추어져 왔다. 왜냐하면 청년층 미혼 여성의 경제활동에 대한 선택은 청년층 미혼 남성과 큰 차이를 보이지 않지만, 기혼 여성은 기혼 남성과 상당한 차이를 보이기 때문이다.²⁾ 기혼 여성의 노동 공급에 있어서는, 학력 등 생산성을 결정하는 인적 자본 요인 이외에도, 비근로 소득 및 자녀 등 여가 수요(leisure demand)의 소득효과와 대체효과에 연계된 분석이 대부분을 차지한다.³⁾ Hotz and Miller(1988)는 저연령 자녀가 기혼 여성의 노동공급에 부정적임을 보였고, Angrist and Evans(1998)는 자녀가 13세에 이를 때까지 기혼 여성의 노동공급에 부정적일 수 있음을 보였다.⁴⁾ 국

1) 2016년 OECD에 의하면 우리나라 25-64세 여성 고용률은 61.5%으로 OECD 평균 64.1%에 못 미치고 있으며, 스웨덴 81.4%, 독일 75.6%, 영국 72.2%, 일본 70.4%, 프랑스 69.0%, 미국 67.5% 등에 비해 낮은 편이다(<http://stats.oecd.org/>).

2) 우리나라에서도 25-34세 미혼 여성의 취업률은 2016년에 78.7%에 이르는 반면 30세 이상 기혼 여성의 취업률은 53.1% 수준에 불과하다.

3) 기혼 여성의 노동공급에 대한 연구는 서베이 논문인 Killingsworth and Heckman(1986)에 잘 요약되어 있다.

내 연구의 경우, 양세정(2004), 조운영(2006) 및 김우영(2008) 등은 미취학 자녀가 기혼 여성의 맞벌이에 부정적이라는 결과를 보이고 있고, 김수정(2013)도 출산 및 양육으로 인한 기혼여성의 경력단절을 강조하였다.⁵⁾ 한편 영유아 등 미취학 자녀의 효과와 관련된 정책에 대한 분석들도 다수 있는데, 김정호(2012)는 육아휴직제도가 여성의 경제활동 참여를 장려하는데 큰 도움이 되지 못하였다는 결론을 제시하고 있는 반면, 한종석·이영재·홍재화(2017)는 취업 조건부 보육료 지원이 여성의 경제활동 제고에 기여할 가능성이 있음을 보이고 있다.

이와 같이 국내 많은 연구에서 영유아 등 미취학 자녀가 기혼 여성의 경제활동에 부정적이라는 결과는 일관되게 제시되고 있는데 반해, 취학자녀가 기혼 여성의 경제활동에 미치는 효과에 대한 연구는 상대적으로 소수이다. 김우영(2008)은 중·고등학생 자녀가 맞벌이 확률을 높이는 효과를 가진다는 결과를 제시하였고, 이 결과를 기혼 여성이 자녀 사교육비 등 일시적 지출을 위해 맞벌이를 활용함에 따라 발생하는 현상으로 해석하였다. 김대일(2008)은 초등학생과 고등학생 등 취학자녀가 고학력 기혼 여성의 노동공급에 상대적으로 부정적인 영향을 미친다는 결과를 제시하였으며, 최형재(2008)는 설문조사를 통해 기혼 여성들이 자녀교육에 사교육과 같은 금전적 투자 이외에 학교관련 행사 및 학부모회 활동 등에 상당한 시간적 투자를 하고 있음을 보이고 있다. 또한 이러한 시간적 지원활동에 있어서 취업한 기혼여성이 매우 불리한 위치에 있기 때문에, 미취학 자녀 뿐 아니라 취학자녀도 기혼여성의 노동공급에 부정적인 영향을 미칠 가능성을 제기하였다.

본 연구에서는 최근 여성의 고용률이 유독 30대 후반부터 40대 초반의 연령층에서 하락한 현상과 관련하여 취학자녀가 기혼 여성의 경제활동에 미치는 부정적 효과에 대해 초점을 맞추어 분석한다. 분석결과에 의하면, 전통적으로 기혼 여성의 경제활동에 부정적이라고 인식되어온 미취학 자녀의 효과는 오히려 점차 개선되고 있는데 반해, 초등학생 자녀의 부정적인 효과는 빠르게 심화되고 있고, 이와 함께 그 동안 기혼 여성의 경제활동에 긍정적이거나 별로 부정적이지 않다고 인식되어 온 중·고등학생 자녀의 효과도 점차 부정적인 방향으로 전환되고 있는 것으로 나

4) Connelly(1992)도 육아시설 비용으로 인해 미취학 자녀가 어머니의 노동공급에 부정적 효과를 갖는다는 결과를 제시하였다.

5) 최은영(2016)은 기혼여성의 노동공급과 자녀수의 동시성을 감안하였으며, 역시 자녀가 기혼 여성의 노동공급에 부정적이라는 결과를 제시하였다.

타났다. 이러한 결과는 기혼여성의 일·가정 양립을 효과적으로 정착시키려면, 유아휴직 및 보육료지원 등 미취학 자녀에 초점을 맞추어져 있는 정책기조를, 최형재 (2008)에서와 같이 취학자녀로 인한 돌봄 및 교육지원활동 부담을 경감시켜 줄 수 있도록 교육 정책 개혁으로까지 확대해야 할 필요성이 높음을 시사한다. 취학자녀로 인한 부담을 효과적으로 경감시키지 못하면, 영유아 및 미취학 자녀에 대한 지원 등 일·가정 양립 지원정책의 실효성도 그만큼 제한적일 수밖에 없기 때문이다.

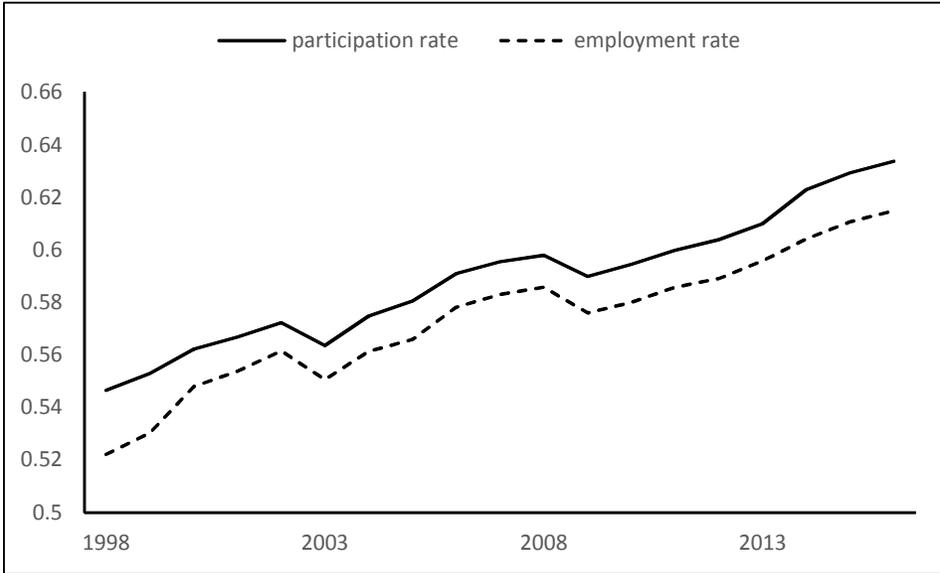
본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 우리나라 25~64세 여성의 고용비중이 연령별로 어떠한 변화를 거쳐 왔고, 그 변화가 어떠한 요인에 의해 설명될 수 있는지 분석한 결과를 보이고 있다. 제Ⅲ장에서는 기혼 여성의 고용 함수에 대한 회귀분석을 통해 미취학 자녀와 취학자녀의 효과를 추정하고, 최근 30대 후반 40대 초반에서 고용비중이 하락한 양상이 미취학 및 취학 자녀들의 효과 변화에 의해 거의 설명될 수 있음을 보인다. 제Ⅳ장에서는 분석 내용에 대한 요약과 그 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 여성의 연령별 고용 비중의 변화와 구성분해

1. 여성 고용률의 변화 양상

〈Figure 1〉은 통계청의 경제활동인구조사에서 전체 여성 가운데 재학생 비중이 높은 24세 이하와 노동시장에 대한 정착도(labor market attachment)가 높지 않은 65세 이상을 제외한 25~64세 여성을 대상으로 경제활동 참가율과 고용비중을 추정 한 결과이다. 도표에 의하면 25~64세 여성의 경제활동 참가율은 1998~2016년 기간 동안 다소의 등락을 거치며 54.7%에서 63.4%로 8.7% 포인트 상승하였고, 고용률도 거의 유사한 시계열 등락을 거치며 52.2%에서 61.5%로 9.3% 포인트 상승하였다. 금융위기 시기였던 1998~1999년을 제외하고 2000~2016년 기간에 국한하여도, 경제활동 참가율과 고용률은 각각 7.2% 포인트와 6.7% 포인트 상승하여 유사한 변화를 보이고 있다.

〈Figure 1〉 Female Labor Force Participation and Employment Rates(Age 25~64)



Data: Economically Active Population Survey, each year.

도표에서와 같이 경제활동 참가율과 고용률의 시계열 변화는 매우 유사하기 때문에, 본 연구는 비교적 자료의 확보가 용이한 고용률, 즉, 전체 여성에서 여성 취업자가 차지하는 비중을 초점을 맞추기로 한다. 여성의 노동공급에 초점을 맞춘다면 경제활동 참가율이 더 적합한 변수일 수 있겠지만, 본 연구의 여성 고용 결정요인 분석에 사용될 가계동향조사에서는 실업이 식별되지 못하고 취업 여부만 식별되기 때문이다. 경제활동인구조사에서는 실업이 식별되는 장점이 있지만, 가구가 식별되지 못해 자녀 및 가구소득에 대한 정보를 활용할 수가 없다. 도표에서와 같이 실업률이 거의 일정하게 유지되고 있기 때문에 경제활동 대신 고용을 기준으로 분석하여도 큰 차이는 없을 것으로 보인다. 한국노동패널(KLIPS)은 개인의 실업과 자녀 및 소득 변수가 활용 가능하며 패널이라는 장점이 있지만, 표본 규모가 작아 기혼 여성의 경제활동에 대한 연도별 비교가 용이하지 않다.⁶⁾ 따라서 본 연구는 통계청의 가계동향조사를 활용하여 기혼 여성의 고용에 대한 분석에 집중한다.

앞서와 같이 전반적인 여성 고용률은 지속적인 증가세를 보여 왔으나, 그 증가

6) 마지막 절에서는 패널자료의 장점을 살려 한국노동패널을 사용한 결과를 제시한다. 다만 이 경우 시계열 변화에 초점을 맞추지는 못하는 한계가 있다.

양상이 모든 연령층에서 공통된 현상은 아닌 것으로 추정된다. <Figure 2>에서는 25-64세 여성의 연령별 고용률을 1998년, 2006년 및 2016년에 비교하고 있는데, 다음과 같은 세 가지 양상이 두드러진다. 첫째, 모든 연도에 전통적인 M-자형 연령별 양상이 지속적으로 유지되고 있는 것으로 보인다. 도표에서는 25세 이상만 대상으로 하고 있기 때문에 15-25세 구간에서 고용률이 상승하는 점이 생략되어 있지만, 25세 이후 하락하였다가 다시 증가하고, 40대 중후반 이후 다시 하락하는 양상은 잘 나타나 있다. 25세에 이후 연령에 따라 고용률이 하락하였다가 다시 상승하는 양상은 대체로 결혼·출산·육아 등에 연계되어 있는 것으로 인식되고 있으며, 그 결과 M-자 형태의 고용 최저점 연령은 대체로 결혼과 출산이 집중된 30대에서 발생하고 있는 것으로 보인다.⁷⁾

<Figure 2> Female Employment Rate by Age



Data: Economically Active Population Survey, each year.

둘째, 연령별 M-자 양상이 최근으로 올수록 우측으로 이동하고 있으며, 이에 따라 고용 최저점 연령도 상승하고 있다는 점이다. 이 양상은 최근 만혼과 비혼 확대

7) 여기서 고용 최저점 연령은 M-자 양상에서 25세와 40세 사이에 고용률이 최저가 되는 점으로 정의한다.

에 따른 결혼 지연에 연계되어 있을 가능성이 높다고 할 수 있다.⁸⁾ 셋째, 1998~2006년 기간에는 거의 모든 연령층에서 고용률이 상승하는 변화를 보였지만, 2006~16년 기간에는 30대 후반에서 40대 초반에 이르는 연령층에서는 오히려 고용률이 하락하였음을 알 수 있다. 이는 고용 최저점 연령이 상승한데 따른 현상으로 볼 수 있지만, 1998~2006년 기간에는 고용 최저점 연령이 2살 정도 증가한 것에 반해, 2006~16년 기간에는 상당히 많이 증가하였다는 점에서 예외적인 변화라고 할 수 있다.

2006년과 2016년 사이에 고용 최저점 연령이 그 전 추세와 유사하게 증가하였다면, 도표에서 점선으로 표시된 2016년 연령별 고용률이 모든 연령에서 2006년에 비해 위에 위치할 가능성이 높다. 따라서 2006년에 비해 2016년에 30대 후반과 40대 초반의 고용률이 오히려 낮아진 것은 고용 최저점 연령이 예외적으로 빠르게 증가하였기 때문에 발생한 현상으로 추론할 수도 있다. 여성의 결혼 시점 변화 추세와 고용 최저점 연령 변화 추세를 비교한 <Figure 3>에 의하면, 고용 최저점 연령이 예외적으로 빠르게 증가한 것이 결혼 지연에 의해 모두 설명될 수 있는 것은 아님을 알 수 있다. 도표의 고용 최저점 연령은 이미 정의한 바와 같으나, 실제 통계에 적용하는 과정에서는 각 연령별로 전후 연령의 고용률을 포함한 평균(3-age moving average)을 계산하여, 이 평균이 최저가 되는 연령을 고용 최저점 연령으로 정의하였다.⁹⁾ 한편 도표에서 결혼 시점의 대리변수로 사용하고 있는 기혼 비중 80% 초과 연령은, 각 연도에서 여성의 기혼 비중이 80%를 넘어서는 연령으로 정의하였다. 이와 같이 기혼 비중 80%를 여성의 결혼이 진행되는 상황에 대한 대리 변수로 사용하는 이유는, 도표에서 보이는 기간의 첫 해인 1998년의 경우, 위에서 정의된 고용 최저점 연령은 29세인데, 여성의 연령별 기혼 비중이 29세에서 처음으로 80%를 초과하기 때문이다.¹⁰⁾ 즉, <Figure 3>에서는 1998년도의 경우 고용 최저점 연

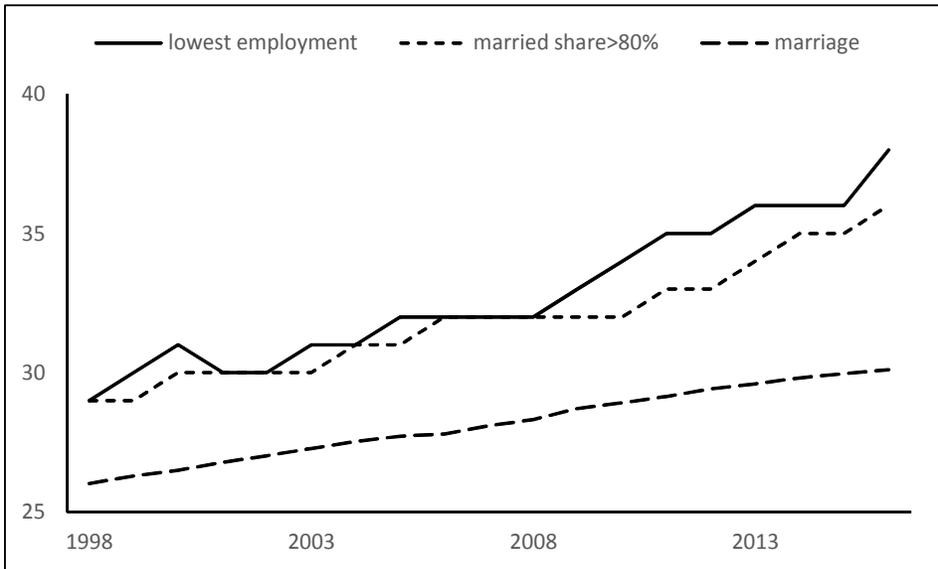
8) 결혼 지연 및 초혼 상승에 대한 국내 연구는 상당히 많이 축적되어 있으며, 은기수(2001), 박경숙 외(2005), 김현숙 외(2006), 류기철·박영화(2009), 우해봉(2009), 남국현(2013), 남국현·김대일(2016) 등을 참고할 수 있다.

9) t 연도에 연령이 a 인 여성의 고용률이 e_{at} 라면, 3개 연령 평균은 $e_{at}^3 = (e_{a-1,t} + e_{at} + e_{a+1,t})/3$ 으로 정의하여, 각 연도에서 이 값이 최저가 되는 연령을 고용 최저점 연령으로 정의하였다.

10) 20대 여성의 기혼 비중은 연령에 따라 단조 증가하기 때문에 이와 같이 결혼 비중이 특정 수준을 넘어서는 연령도 전반적인 결혼 진행상황에 대한 대리변수로 사용될 수 있다.

령과 결혼 진행을 대리하는 변수 연령이 동일하도록 결혼 진행을 대리하는 연령을 정의하고, 이후 각 연령의 시계열 변화를 비교하고 있다. 만일 여성의 결혼 지연이 고용 최저점 연령 증가의 유일한 원인이라면, 도표에서는 기혼 비중 80% 초과 연령과 고용 최저점 연령이 시계열에 따라 유사한 변화를 보였을 것이라는 가설이 가능하다.

〈Figure 3〉 Comparison of A Few Key Ages of Female



Note: lowest employment = the age at which employed share is lowest married share > 80% = the age at which married share exceeds 80%. marriage = the average age at which female gets married.

Data: Economically Active Population Survey, Work and Family Balance Indicators, each year.

이와 같이 볼 때, 고용 최저점 연령이 증가한 것이 만혼 및 비혼으로 인한 결혼 지연과 밀접하게 연계되어 있는 것은 맞지만, 2000년대 중반 이후의 변화에 있어서 결혼 지연만으로 고용 최저점 연령의 상승을 모두 설명하기는 어렵다고 할 수 있다. 따라서 이 기간 동안 여성에게 결혼 지연에 추가하여 또 어떠한 중요한 변화가 있었는지 확인할 필요가 있다. 다음 절에서는 결혼 지연 이외에 어떠한 변화들이 여성의 고용 최저점 연령의 변화를 유발한 것으로 해석될 수 있는지에 대해 분석하기로 한다.

2. 인구학적 구성변화의 효과

여기서는 2006년 이후에 초점을 맞추어 여성의 인구학적 구성의 변화가 여성의 연령별 고용률 변화에 미친 효과를 추정함으로써 고용 최저점 연령의 변화에 있어서 인구학적 구성의 변화의 역할을 추정하고자 한다. 왜냐하면 최근 여성의 변화에 있어서 두드러진 현상 가운데 하나가 고학력화이기 때문이다. 30세 여성을 예로 들면, 대졸 학력자 비중은 2006-2016년 기간에 32.9%에서 53.1%로 크게 증가하였고 고졸 이하 학력 비중은 45.1%에서 25.7%로 역시 크게 하락하였다. 학력 증가 등 인구학적 변화는 노동공급 선택과 분리할 수 없기 때문에, 여기서는 여성의 인구학적 구성 변화에 초점을 맞춘다. 다만 2006년 이후의 변화에 초점을 맞추는 이유는 앞서 보았듯이 고용 최저점 연령의 예외적인 증가와 일부 연령에서의 고용률 하락 양상이 2006년 이후에 국한된 현상이기 때문이다.

여성의 인구학적 구성의 변화에 의한 효과는 다음과 같이 추정된다. 식 (1)에서는 특정 연령(a) 여성의 t 년도 고용률(e_{at})이 그 해에 연령이 a 이면서 유형이 j 인 여성의 고용률(e_{at}^j)을 가중 평균한 값이고, 그 때의 가중치는 바로 인구 비중(n_{at}^j)임을 보이고 있다. n_{at}^j 는 t 년도 a 연령 여성 가운데 j 유형이 차지하는 비중이다.

$$e_{at} = \sum_j e_{at}^j n_{at}^j \quad (1)$$

이 때 인구학적 구성의 변화, 즉, 인구 유형(j)별 구성의 변화에 따른 효과($\Delta \hat{e}_{at}$)는 다음 식 (2)와 같이 정의될 수 있다.

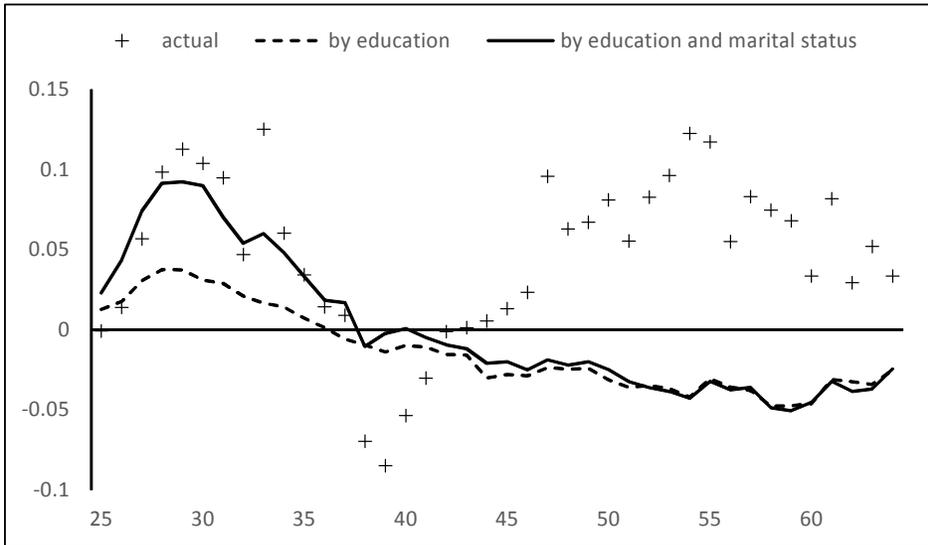
$$\Delta \hat{e}_{at} = \sum_j \bar{e}_a^j \Delta n_{at}^j \quad (2)$$

위에서 \bar{e}_a^j 는 분석 대상인 기간(2006~16년)의 각 년도 e_{at}^j 를 평균한 값이며, Δn_{at}^j 는 분석 기간 동안 a 연령 여성 가운데 j 유형이 차지하는 인구 비중의 변화를 의미한다. 따라서 식 (2)의 $\Delta \hat{e}_{at}$ 는, 각 유형별 여성 고용률이 \bar{e}_a^j 에서 고정되어 있었다는 가정 하에, 각 연령 내의 인구학적 유형의 구성변화에 의해 유발된 고용률

변화를 나타낸다고 할 수 있다.

인구학적 유형(j)을 학력만으로 설정하여 25~64세 여성을 대상으로 각 연령마다 고학력화의 효과를 분석한 결과와, 인구학적 유형을 학력·기혼의 조합으로 설정하여 결혼지연의 효과까지 추가하여 분석한 결과는 <Figure 4>와 같다. 도표에서는 2006~16년 기간 동안 여성의 연령별 고용률의 실제 변화를 (+)로 나타내고 있고, 고학력화 등 학력분포 변화에 의해 설명되는 변화를 점선, 결혼 지연에 따른 효과까지 포함한 한 추정치를 실선으로 나타내고 있다. 우선 학력분포의 변화 효과(점선)를 보면 35세 이하 여성에서 고용률이 크게 증가한 것에 대해 고학력화가 부분적인 설명력을 갖고 있음을 알 수 있다. 다만 고학력화의 경우 30대 후반부터 40대 초반까지의 예외적인 고용률 하락 양상에 대한 설명력은 거의 없는 것으로 보이고, 40대 중반 이후 실제 고용률은 상승하였으나, 고학력화에 따른 추정 효과는 오히려 고용률을 낮추는 것으로 나타나고 있어 30대 중반 이후에 대한 설명력은 거의 없는 것으로 판단할 수 있다. 11)

<Figure 4> 2002-16 Changes in Female Employment predicted by Education and Marital Status



Data: Economically Active Population Survey, each year.

11) 이는 고학력화가 청년층에서 더 빠르게 진행되고 있다는 점과, 기혼 여성의 경우 고학력 여성의 고용률이 소득효과 등을 통해 저학력에 비해 상대적으로 낮은 양상을 반영하기 때문이다.

한편 결혼 지연의 효과까지 포함시키기 위해 인구 유형(j)을 학력·기혼의 조합으로 설정하여 추정한 결과는 도표에서 실선으로 보이고 있는데, 기혼 변화는 학력 변화에 따른 효과에 추가하여 35세 이하의 고용률 증가 양상을 거의 모두 설명하는 것으로 추정되었다. 즉, 결혼 지연과 고학력화는 고용률이 높은 미혼 고학력자 비중을 증가시켜, 35세 이하에서의 고용률 증가를 거의 대부분 설명하고 있다고 할 수 있다. 즉, 2006~16년 기간 35세 이하 여성의 고용률 증가는 대부분 고학력화와 미혼의 증가라는 인구학적 구성 변화에 의해 설명될 수 있다는 의미이다.

반면 결혼 여부를 추가로 통제하여도 30대 후반 이후의 고용률 변화 양상은 학력 분포의 변화만 고려한 경우에 비해 큰 차이를 보이지 않는데, 이는 30대 중반 이전에서는 결혼 지연효과가 상당한 설명력을 갖지만, 일단 결혼 비중이 높아지는 30대 중반 이후에는 결혼 지연을 통해 설명될 수 있는 부분이 매우 제한적이라는 의미이다. 결과적으로 고학력화와 결혼 비중의 변화는 청년층의 고용 증가에 대한 높은 설명력을 가지지만, 30대 후반 이후의 변화에는 거의 설명력이 없는 것으로 추정된다. 특히 앞서 보았던 30대 후반과 40대 초반의 고용률 하락 양상과, 그 이후 연령대에서의 고용률 증가 양상을 전혀 설명하지 못하고 있기 때문에, 청년층을 제외한 연령별 고용률 변화 양상은 학력과 기혼의 구성 변화 이외의 다른 요인을 통한 설명이 필요하다고 보인다.

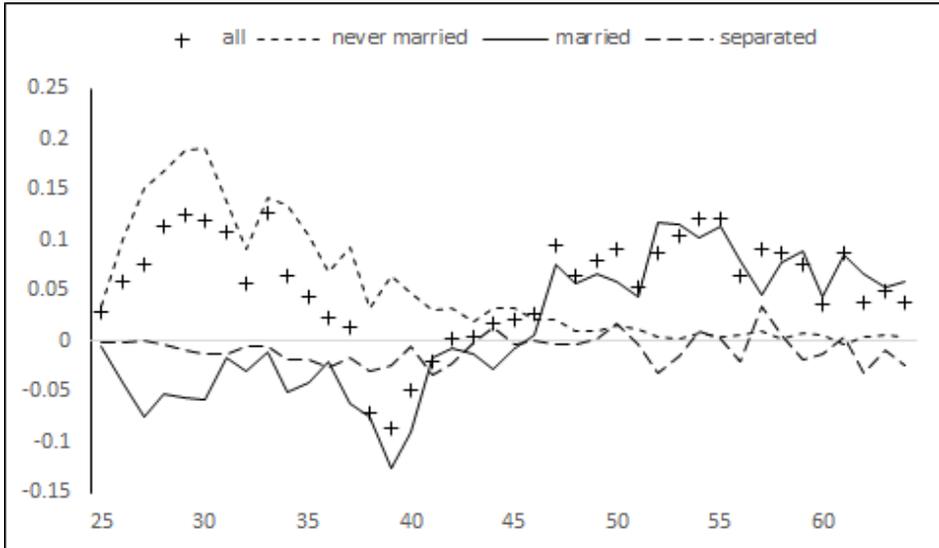
청년층은 대체로 미혼이기 때문에, 위 결과에서 인구 구성 변화의 설명력이 청년층과 중장년층에서 극명하게 구분되는 현상은 기혼과 미혼을 구분하여 볼 필요성이 있음을 시사한다. 이를 위해 전체 고용률 변화에서 결혼 상태별 인구의 기여도를 다음과 같이 결혼 상태 유형별로 구분할 수 있다.

$$e_{at} = \sum_j e_{at}^j n_{at}^j \Rightarrow \Delta e_{at} = \sum_j \Delta(e_{at}^j n_{at}^j) \quad (3)$$

식 (3)에 의하면, a 연령 여성의 고용률 변화(Δe_{at})는 각 유형(j)별 인구의 기여도($=\Delta(e_{at}^j n_{at}^j)$)의 합으로 표시할 수 있다. 여기서는 인구 유형(j)을 결혼 상태에 따라 미혼, 기혼 및 이혼/사별의 세 유형으로 구분하여 각 결혼 상태 별 변화에 따른 기여도($\Delta(e_{at}^j n_{at}^j)$, within-changes)에 초점을 맞추어 비교하기로 한다. <Figure 5>에서는 연령별 고용률 변화(Δe_{at})와 결혼 상태별 기여도($\Delta(e_{at}^j n_{at}^j)$)

를 비교하고 있는데, 미혼과 기혼 여성의 기여도에 상당한 차이가 있음을 알 수 있다.

〈Figure 5〉 Changes in the Employment Rate predicted by Marital Status($\Delta(e_{at}^j n_{at}^j)$): 2006~16



Data: Economically Active Population Survey, each year.

도표에서는 여성의 연령별 실제 고용률 변화(Δe_{at})를 (+)로 표기하고 있고, 결혼 상태별 기여도($\Delta(e_{at}^j n_{at}^j)$)를 점선 및 실선 등으로 표시하고 있다.¹²⁾ 그런데 30대 중반까지의 고용률 상승은 거의 미혼 여성의 효과(가는 점선으로 표시)에 의해 주도되고 있음을 알 수 있고, 이 연령대의 기혼 여성의 기여도(실선)는 오히려 고용률을 일부 낮추는 방향으로 작용하였음을 알 수 있다. 반면 30대 후반부터 40대 초반까지의 고용률 하락 양상 및 40대 이후의 증가양상은 거의 모두 기혼 여성의 변화(실선)에 의해 주도되는 것으로 나타났다. 이혼 및 사별 상태의 여성이 유발하는 효과(굵은 점선)는 전체 변화에서 차지하는 비중도 낮고, 그 역할도 중요하지 않은 것으로 평가된다. 따라서 30대 후반에서 40대 초반까지의 고용률 하락을 이해하기 위해서는 기혼 여성의 기여도 변화에 초점을 맞추어야 함을 알 수 있다.

12) 각 항의 정의 상 결혼 상태별 기여도($\Delta(e_{at}^j n_{at}^j)$)를 합하면 전체 변화(Δe_{at})와 같아진다.

〈Figure 5〉에서의 각 유형별 기여도 $\Delta(e_{at}^j n_{at}^j)$ 는, 실제 각 유형별 고용률의 변화(Δe_{at}^j)와 인구 비중의 변화(Δn_{at}^j)를 복합적으로 포함하고 있기 때문에, 그 중 하나의 효과로 특정지어 결론을 내리기 어렵다. 따라서 30대 후반 이후의 변화에 있어서 기혼 여성의 기여도($\Delta(e_{at}^j n_{at}^j)$)가 대부분을 차지한다는 점은 알 수 있었지만, 그것이 기혼 여성의 고용률 변화(Δe_{at}^j)에 의해 주도되는지, 아니면 구성비 변화(Δn_{at}^j)에 의해 주도되는지에 대한 판단은 어려웠다. 따라서 〈Figure 6〉에서는 $\Delta(e_{at}^j n_{at}^j)$ 와 $\Delta e_{at}^j \bar{n}_a^j$ 및 $\Delta n_{at}^j \bar{e}_a^j$ 를 비교함으로써 기혼 여성의 기여도에 있어서 고용률과 구성비 변화의 상대적 중요도를 판단하고자 하였다.¹³⁾

〈Figure 6〉 Decomposition of the Changes in Married Women's Contribution on Employment(2006~2016)



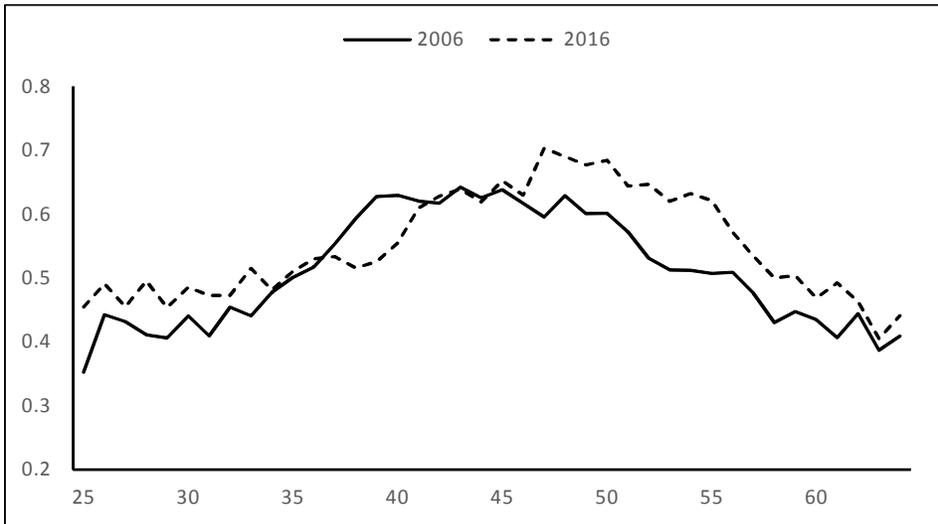
Data: Economically Active Population Survey, each year.

우선 도표에서 전체 변화로 표기된 실선은 기혼 여성의 $\Delta(e_{at}^j n_{at}^j)$ 로서, 앞서 〈Figure 5〉에서의 실선과 동일한 것이다. 여기에 추가된 것은 기혼 여성에 있어서 인구 비중의 변화에 의한 부분($\Delta n_{at}^j \bar{e}_a^j$)과 고용률 변화에 의한 부분($\Delta e_{at}^j \bar{n}_a^j$)인

13) \bar{n}_a^j 와 \bar{e}_a^j 는 각각 구성비 및 고용률의 2006년과 2016년의 평균 값이다.

데, 인구비중의 변화는 대체로 40세 이하에서는 음의 값을 가지다가 연령과 함께 단조 증가하는 양상을 보이고 있어 전체 변화 양상과는 괴리를 보인다.¹⁴⁾ 반면 고용률 변화는 청년층에서는 높다가 30대 중반 이후 하락하기 시작하여 40세에는 최저점에 달하고, 이후 연령에서는 전체 변화와 거의 동일한 양상을 보임을 알 수 있다. 즉, 기혼 여성 기여도($\Delta(e_{at}^j n_{at}^j)$)의 연령별 양상에 있어서 35세 이상에서는 대체로 인구 비중의 변화(Δn_{at}^j) 보다는 고용률의 변화(Δe_{at}^j)가 주도하고 있다고 볼 수 있다. 35세 이전에서도 고용률 변화가 인구 비중 변화를 대부분 상쇄하는 양상을 보이고 있기 때문에, 전반적으로 고용률 변화의 중요성이 더 높다고 할 수 있다. 실제 여성 고용률 변화에서 기혼 여성이 주도적인 역할을 하고 있다는 점은 기혼 여성의 연령별 고용률을 비교한 <Figure 7>에서도 추론할 수 있다. 도표에 의하면 기혼 여성의 경우 2006~16년 기간 동안 30대 후반과 40대 초반까지의 연령대를 제외한 모든 연령에서 고용률이 상승하였다는 점을 알 수 있는데, 이는 결국 앞서 <Figure 2>와 <Figure 4> 등에서 보았던 30대 후반 및 40대 초반 여성의 고용률 감소 양상이 동일 연령대의 기혼 여성 고용률 변화에 의해 설명될 수 있음을 의미한다.

<Figure 7> Employment Rate of Married Women



Data: Economically Active Population Survey, each year.

14) 인구비중의 변화가 이러한 양상을 보이는 것은 결혼 지연 추세로 인해 40대 후반까지는 기혼 여성의 비중이 감소하였고, 그 이후 연령에서는 상대적으로 비중이 증가하였기 때문이다.

Ⅲ. 기혼 여성의 고용 결정요인 추정

1. 연도별 고용 함수의 추정

앞 절에서의 결과를 종합하면, 30대 후반에서 40대 초반까지의 여성 고용률 하락은 기혼 여성의 고용률 변화에서 기인하고 있다고 결론을 내릴 수 있다. 그렇다면 결국 이 연령대 기혼 여성의 고용률이 왜 변화하였는지가 여성의 연령별 고용률 변화 양상을 설명할 수 있는 주요 원인이라고 할 수 있고, 따라서 본 절에서는 기혼 여성의 고용률 함수를 연도별로 추정하여 비교함으로써 기혼 여성의 고용률 변화 요인을 분석하기로 한다. 고용률은 노동공급과 수요에 의해 복합적으로 결정된다는 점에서 고용률 함수에는 공급 요인과 수요 요인을 모두 통제하여야 할 것이다. 노동공급 요인으로는 일반적으로 개인의 학력, 연령 이외에 비근로소득, 자녀 수 등 전통적인 여성 노동공급 함수의 변인들을 포함시킬 수 있다. 다만 수요 요인은 구체적인 변수를 통해 통제하기 어렵기 때문에, 여기서는 연도 효과와 학력 및 연령 함수를 대리 변수로 사용하여 수요 여건을 통제하고자 한다.¹⁵⁾

한편 고용률 함수 분석을 위한 자료에 대한 논의가 필요하다. 앞서 전반적인 시계열 변화 추정에 사용된 경제활동 인구조사는, 기혼 여성의 고용률을 분석하기 위한 미시 자료(micro-data set) 으로서는 많은 한계를 가진다. 우선 경제활동 인구조사에서는 가구를 식별할 수 없을 뿐 아니라 15세 이상만을 조사 대상으로 하고 있기 때문에 각 기혼 여성의 비근로 소득 및 자녀에 대해 정보를 얻을 수 없다.¹⁶⁾ 따라서 여기서는 표본 수나 대표성 측면에서 경제활동인구조사보다 우월하다고는 할 수 없으나, 변수 구축 면에서 이러한 제약이 없는 통계청의 가계동향조사를 사용하기로 한다.¹⁷⁾ 가계동향조사에서는 가구 단위로 개인이 식별되기 때문에 기혼 여성

15) 연도 효과는 모든 연령의 여성에게 동질적인 영향을 미치는 거시적 수요 변화 효과를 통제하는 변수로 사용되며, 학력 및 연령함수는 수요 여건이 여성의 학력별로, 또는 연령별로 편향적일 수 있는 양상(education and/or age non-neutral skill demand shift)을 통제하는 요인으로 활용된다. 결과적으로 고용 함수에서 학력 및 연령 함수의 추정계수는 수요와 공급 여건을 모두 반영한 결과로서 해석되어야 할 것이다.

16) 경제활동 인구조사 부가조사에서는 개인별 임금 소득에 대한 자료가 일부 제공되어 있으나 자영업자의 경우 소득 정보가 취약하고, 또한 가구도 식별이 되지 않는다는 점에서 비근로 소득을 정의하기가 거의 불가능하다.

17) 한국노동연구원의 노동패널(KLIPS)도 변수 구축에서 유리하기는 하지만, 표본의 자연 소멸

에 있어서 자녀에 대한 정보 및 가구 소득에 대한 정보가 잘 제공되어 있다. 물론 가계동향조사에서도 특정 여성이 기혼인지의 여부를 판단하는 것이 100% 가능한 것은 아니라는 점과, 기혼으로 판단된 여성에 있어서 그 자녀에 대한 정확한 정보도 그 기혼 여성이 가구주이거나 가구주의 배우자인 경우에만 가능하다는 제약이 존재한다. 그러나 이 제약은 매우 심각하지 않다고 판단되는데, 왜냐하면 2016년 가계동향조사를 기준으로 할 때, 본 연구가 분석 대상으로 하고 있는 25~64세 여성 가운데 기혼/미혼 판정이 불가능한 인구 비중은 1.7%에 불과하며, 기혼인 것으로 식별되는 여성 가운데 가구주나 배우자로서 본 회귀분석에 필요한 변수들을 구성할 수 있는 비중이 97.6%에 해당하기 때문이다. 또한 25~64세 여성의 고용률은 경제활동인구조사에서 2006년과 2016년에 각각 58.0%와 61.5%로 추정되는데, 가계동향조사에서는 54.8%와 61.3%로 2006년에 다소 낮지만 2016년에는 거의 유사한 것으로 추정된다.

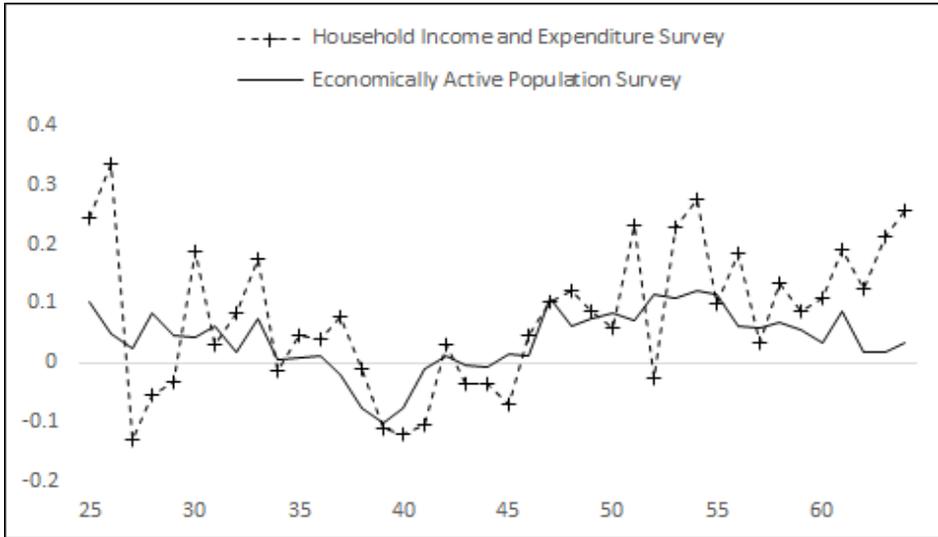
다만 통계의 일관성이라는 측면에서, 경제활동인구조사로부터 추정되는 전체적인 변화 양상이 가계동향조사 자료에서도 유사하게 나타나고 있는지에 대한 확인은 필요하다. <Figure 8>에서는 가계동향조사와 경제활동인구조사에서 추정된 2006~16년 기간 동안 기혼 여성의 연령별 고용률 변화를 비교하고 있다. 실선으로 표시된 경제활동인구조사 결과는 앞서 보았던 <Figure 6>의 점선에 해당하는 고용률 변화인데, 현 도표에서 점선으로 표시된 가계동향조사 결과와 비교하면 가계동향조사에서의 추정치가 더 큰 진폭을 보임을 알 수 있다. 이와 같이 가계동향조사에서 연령별 변동폭이 큰 것은, 연령별 표본 수가 가계동향조사에서 훨씬 적기 때문인 것으로 판단된다.¹⁸⁾ 그러나 이와 같이 표본 수에 따른 진폭의 문제가 있음에도 불구하고, 실제 두 자료에서 추정되는 자료의 연령별 변화 양상은 거의 동일하다고 할 수 있다. 가계동향조사에서 추정된 연령별 고용률 변화를 경제활동조사에서 추정된 연령별 고용률 변화에 단순 선형회귀분석하면, 절편은 통계적으로 유의하지 않는 .029(표준오차 .020), 추정계수는 통계적으로 1에서 유의하게 다르지

(attrition) 문제와 시간에 따라 평균 연령이 높아지는 표본(aging sample)이라는 점에서 표본 크기, 대표성 등에서 자료 활용에 제약이 따른다. 다만 패널 자료라는 장점을 갖기 때문에, 본 장의 제2절에서 보완적인 자료로 활용하기로 한다.

18) 경제활동인구조사는 2016년의 경우 25~64세 유배우자 기혼 여성이 12개월에 걸쳐 190,821건 관측되지만, 가계동향조사에서는 불과 5,000 여건의 관측치만 제공되기 때문이다.

않은 1.223 (표준 오차 .308) 으로 추정되어 두 자료의 유사성을 반영하고 있다.¹⁹⁾

〈Figure 8〉 Changes in Married Women’s Employment Rate by Age in the Two Data Sets



Data: Economically Active Population Survey, Household Income and Expenditure Survey, each year.

가계동향조사에서 기혼 여성을 대상으로 고용률 함수를 추정함에 있어서, 주요 설명 변수는 개인의 학력 및 연령과 자녀 수 및 비근로 소득이다. 학력은 고졸 미만을 기준으로 고졸, 초대졸, 대졸 이상 등의 더미 변수로 통제하였고, 연령 함수는 연령의 2차 함수로 통제하였다.²⁰⁾ 자녀 변수는 0-3세 자녀 수, 4-6세 자녀 수, 초등학생 자녀 수, 중학생 자녀 수, 고등학생 자녀수, 고졸 이상 자녀수를 사용하고, 자녀수의 비선형 효과를 감안하여 자녀가 없는 경우에 대한 더미 변수를 추가하였다. 비근로소득 변수로는 기혼 여성이 속한 가구의 경상소득에서 본인의 근로 및

19) 두 자료를 비교할 경우 고연령층에서의 고용률 증가가 가계동향조사에서 더 두드러지는데, 이는 가계동향조사에서 가구주이거나 가구주의 배우자인 기혼 여성만을 대상으로 하기 때문이다. 김대일(2018) 등에 의하면 최근으로 올수록 경제력이 있는 고연령층이 자녀세대와 분가하여 독립가구를 형성하는 빈도가 높기 때문에, 가구주나 그 배우자라는 제약으로 인한 표본선택의 편이가 고연령층에서 두드러질 가능성도 높다고 판단된다.

20) 연령의 2차 함수로 통제한 이유는 〈Figure 7〉에서와 같이 기혼 여성의 고용률은 단봉(single-peaked) 양상을 보이기 때문이다.

사업 소득을 제외한 나머지를 가구원수로 나누어 자연대수를 취한 값을 사용하였다.²¹⁾ 본인이 유일한 소득원인 경우 등 비근로 소득이 0이라서 로그를 취한 비근로 소득이 정의되지 못하는 경우가 발생하는 데, 이러한 경우는 2006년 전체 관측치의 .6%, 2016년 .7%에 불과하다. 본 분석의 경우, 이러한 경우에 대해서는 비근로 소득에 임의로 1의 값을 할당하였고, 이러한 임의 할당에 의해 발생할 수 있는 편이(bias)를 통제하기 위해 임의로 할당된 경우를 의미하는 더미변수를 추가하였다.²²⁾ 추정 모형은 로짓 모형을 사용하였으며, 추정에 사용된 표본의 기초 통계량은 <Appendix Table 1>에 제시되어 있다.²³⁾

<Table 1>에서는 기혼 여성의 고용률 함수를 2006년과 2016년에 대해 추정하여 비교하고 있는데, 두 시점에서 자녀 변수의 추정 계수 차이가 두드러진다. 우선 3세 이하의 영유아와 4-6세의 미취학 자녀가 어머니의 고용에 미치는 부정적 효과는 2006년에 비해 2016년에 크게 감소한 것으로 추정되었는데, 3세 이하 자녀의 추정 계수는 5% 유의 수준에서 개선된 것으로 추정되었다. 반면 초등학교 이상의 취학 아동의 계수는 미취학 자녀의 계수 변화와는 반대로, 오히려 어머니의 고용을 더 억제시키는 방향으로의 변화를 보이고 있어 주목할 필요가 있다.²⁴⁾ 초등학교 자녀가 어머니의 고용에 미치는 부정적 효과는 2006년에 비해 2016년에 10% 수준에서 통계적으로 유의하게 심화된 것으로 나타났다. 한편 중학생과 고등학교 자녀는 2006년에는 어머니의 고용에 긍정적인 효과를 갖는 것으로 추정되었으나, 2016년에 이르러서는 그런 효과가 모두 사라진 것으로 평가된다.²⁵⁾

21) 이는 본인이 취업하지 않았을 경우를 상정하였을 때 그 가구의 1인당 가구소득에 해당한다.

22) 이 경우 비근로소득이 0임을 나타내는 더미 변수의 계수에 대한 경제학적 해석은 의미가 없으며, 단순 통제변수로만 작용한다.

23) 2006년과 2016년 표본 수에 상당한 차이를 보이는 이유는 가계동향조사의 가구 수가 12,458 가구에서 8,947 가구로 감소하였기 때문이다. 전체 25-64세 여성 가운데 기혼여성의 비중은 2006년 77.8%에서 2016년 74.9%로 다소 감소하였다.

24) Angrist and Evans(1998)는 자녀가 13세에 이를 때까지 어머니의 경제활동에 부정적 영향을 미칠 수 있다는 결과를 제시하여, 기혼 여성의 노동공급에 있어서 취학자녀의 역할도 중요할 수 있음을 보였다. 김대일(2008)은 초등학교 자녀가 어머니의 경제활동에 상대적으로 부정적인 영향을 미친다는 결과를 제시하였고, 최형재(2008)도 취학 자녀가 어머니의 취업을 억제할 가능성을 제시하였다.

25) 여성고용은 공급 이외에 수요에 의해 영향받기 때문에, 수요에 대한 적절한 통제도 필요하다. 본 모형에서는 연도별 추정이기 때문에 모든 기혼여성에게 공통적으로 적용되는 노동수요의 변화는 상수항에, 학력별로 차별화되는 노동수요의 변화는 학력변수에 반영될 수 있다. 다만

<Table 1> Logit Estimation of Employment Rate of Married Women in Selected Years

	2006	2016
No children = 1	.324 (.095)***	.273 (.118)**
# of children at age 0-3	-.938 (.078)***	-.685 (.097)***
at age 4-6	-.443 (.070)***	-.323 (.088)***
in elementary school	-.172 (.048)***	-.306 (.066)***
in middle school	.122 (.065)*	.071 (.091)
in high school	.135 (.070)*	-.001 (.089)
older	.131 (.054)**	.240 (.074)***
Unearned Income=0	-7.759 (.749)***	-6.640 (.810)***
Log per-capita unearned income	-.497 (.037)***	-.471 (.052)***
Age	.265 (.027)***	.214 (.036)***
Age ² /100	-.343 (.030)***	-.260 (.039)***
High school Graduate	-.190 (.067)***	-.058 (.091)
2-year College	-.119 (.108)	-.090 (.116)
4-year college or more	.117 (.080)	-.159 (.101)
Constant	2.259 (.738)***	2.887 (1.015)***
log likelihood	-5,392.42	-3,326.3
Observation	8,400	5,087

Note: (*) significant at 10% level, (**) significant at 5% level, (+) significant at 1% level. The standard errors in parentheses. The sample is restricted to married women aged 25-64. Data: Household Income and Expenditure Survey (Statistics Korea), 2006, 2016.

자녀가 어머니의 경제활동에 미친 효과를 추정함에 있어서, 일반적으로 내생성

연령별로 차별화된 노동수요 변화는 일부는 연령함수에 의해 통제될 수 있으나, 연령함수는 연령의 2차함수로만 설정되었기 때문에 연령별로 차별화된 노동수요의 변화는 완벽하게 통제되기 어렵다. 따라서 40세 부근 여성의 고용이 감소한 것을, 이 연령대에 국한된 노동수요의 변화에 의한 효과라고 주장할 수도 있다. 그러나 기혼 여성에 대한 수요가 자녀의 학령 (school age)에 의해 차별화되지 않는 이상, 본 분석에서의 자녀 효과는 노동공급 측면의 선택을 반영한다고 볼 수 있고, 앞서 보았던 <Figure 4>에서 고학력화의 효과가 30세 이상에서는 연령에 따라 단조적으로 나타난다는 점을 감안할 때, 노동수요의 변화가 40세 부근 여성의 고용감소를 설명하기는 어려울 것으로 판단된다.

(endogeneity) 문제가 발생할 수 있다는 점은 잘 알려져 있다.²⁶⁾ 일에 대한 선호가 강한 여성일수록 출산을 기피할 가능성이 높기 때문에 기혼 여성의 취업과 자녀수 간에는 역 인과관계가 존재할 수 있고, 이 경우 자녀가 어머니의 경제활동에 미치는 효과는 음의 편이(negative bias)를 갖고 추정될 수 있다. 그러나 이러한 내생성이 <Table 1>의 추정 결과에 심각한 편이를 발생시켰을 가능성은 두 가지 이유로 인해 높지 않다고 판단된다. 첫째, <Table 1>에서는 자녀가 있는지의 여부를 더미변수로 통제하였기 때문에 위에서 논의한 내생성은 이 더미 변수의 추정계수에 대부분 반영되기 때문이다. 둘째, <Table 1>은 자녀가 있는지 여부를 통제하면서 자녀의 연령에 따른 효과를 분석하였기 때문에, 결과적으로 자녀 연령대별 효과는 자녀가 성장하면서 어머니 취업에 미치는 효과가 어떻게 다른지를 나타낸다. 즉, 일단 자녀가 태어난 이후 자녀의 연령이 증가하는 것은 외생적 변화이며, 이에 따라 <Table 1>의 각 년도의 결과는 자녀가 성장하면서 어머니의 취업을 억제하는 효과가 영유아일 때 가장 심하고 점차 완화되어 간다는 점을 보여준다.

다만 내생성과 관련하여 두 가지 점을 더 짚어볼 필요가 있다. 첫째, 추정식에서는 여성의 연령이 통제되었기 때문에, 횡단면 자료에서 특정 여성의 자녀가 동일 연령 여성의 자녀보다 어리다면, 이는 그 특정 여성이 상대적으로 최근에 출산을 하였거나 상대적으로 최근에 결혼하였다는 의미라고 볼 수 있다. 일반적으로 경제활동에 더 적극적인 여성이 결혼과 출산을 미루는 경향이 상대적으로 높다면, 이러한 내생성은 자녀의 연령이 증가함에 따라 여성의 취업률을 낮추는 방향으로 편이(bias)를 유발시킬 수 있다.²⁷⁾ <Table 1>의 모든 연도에서 자녀의 연령이 낮을수록 어머니의 취업이 억제되는 것으로 추정되고 있어, 그 결과가 이러한 내생성에 의해 유발되었다고 보기는 어렵다. 또한 이 내생성은 다음 절의 패널 분석에서 해소될 수 있는 부분이라고 판단된다.

둘째, 2006년과 2016년 결과의 차이가 표본선택의 편이(sample selection bias)를 반영할 가능성을 고려할 필요가 있다. 이 기간의 동안 초혼 연령도 크게 변화하였고 자녀를 갖는 시기도 늦춰졌으며, 이러한 변화가 여성들이 경제활동에 더 적극적으로

26) 내생성 관련 논의는 Rozenzweig and Wolpin(1980a, b), Willis(1987), Browning(1992), Bronars and Grogger(1994), Gangadharam, Roseonbloom, Jacobson and Pearre III(1996), Angrist and Evans(1998), 최은영(2016) 등을 참조할 수 있다.

27) 남국현·김대일(2016) 및 김대일(2018) 등에 의하면 청년층 남성과 달리 여성에게서는 취업이 결혼을 지연시키는 효과를 갖는다.

으로 변화하였음을 반영하고 있을 수 있기 때문이다. 최근으로 올수록 경제활동에 적극적인 여성이 결혼을 기피하는 경향이 심화되었다면, 2016년 기혼 여성 표본은 2006년 기혼 여성 표본에 비해 경제활동에 덜 적극적일 수 있고, 이에 따라 기혼 여성의 취업에 대한 자녀의 효과가 더 부정적으로 나타날 가능성이 있다. 따라서 초등학생 이상의 자녀의 어머니 고용에 대한 효과가 최근으로 올수록 부정적인 방향으로 변화하는 양상은 이러한 표본선택으로 인해 발생하는 편이를 반영하는 것으로 해석할 수도 있다. 그러나 이러한 해석은 영유아의 효과 변화와는 배치되기 때문에 설득력이 높다고 보기 어렵다. 영유아의 경우 어머니의 고용을 억제시키는 효과가 오히려 최근 세대에서 개선되는 양상을 보이고 있기 때문이다. 이렇게 볼 때, 표본선택의 이슈가 전반적으로 자녀의 효과를 부정적으로 변화시켰을 가능성은 있지만, 자녀의 어머니 고용에 대한 효과가 “자녀 연령대별로 상반된” 변화를 보인다는 결과는 단순한 표본선택의 편이에 의해 설명되기는 어렵다고 판단된다. 2016년에 기혼 여성은 2006년 기혼 여성에 비해 자녀가 영유아일 경우에는 상대적으로 더 경제활동에 적극적이지만, 자녀가 초등학생인 경우에는 오히려 경제활동에 소극적인 방향으로 표본선택이 발생하였다고 볼 근거가 별로 없기 때문이다.²⁸⁾ 따라서 자녀 효과의 변화 양상이 연령대별로 대비되는 결과는 출산의 내생성이나 결혼에 따른 표본선택의 편이에 의해 유발된 통계적 왜곡일 가능성은 높지 않다고 판단된다.²⁹⁾

한편 <Table 1>의 자녀 변수 추정계수를 한계효과(marginal effect)로 변환시킨 결과는 <Table 2>와 같다.³⁰⁾ 3세 이하 자녀의 경우 2006년 -.234에서 2015년 -.169로 개선되었고 그 변화가 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 4-6세 자녀의

28) 전반적으로 경제활동에 적극적으로 변화하는 것이 영유아의 억제효과 약화를 유발할 수는 있겠지만, 취학자녀의 억제효과를 심화하는 방향으로 편이를 유발한다고 보기는 어렵다.

29) 실제 <Appendix Table 1>의 (A)에서 볼 수 있듯이 2006년과 2016년 25-64세 기혼 여성 표본은 연령과 자녀 유무 등에서 통계적으로 유의한 차이를 보이고 있어서 표본선택의 편이(sample selection bias)가 존재할 가능성을 시사하고 있지만, 본 논문에서 초점을 맞추고 있는 30대 후반 및 40대 초반의 기혼 여성의 경우에는 (B)에서 볼 수 있듯이 두 연도 사이에 자녀 연령분포가 다소 어려진 것 이외에는 큰 차이가 없는 것으로 나타나고 있다. 이러한 점에서도 표본 선택의 편이로 인해 자녀 효과의 변화가 연령대별로 상반된 양상을 보인다고 해석하기는 어렵다고 판단된다.

30) 2006년 표본의 평균 고용률(e_t)은 51.0%, 2016년 평균 고용률은 56.3%이다. 따라서 변수 k 의 한계효과는 그 추정계수를 β_{kt} 라고 할 때 $\beta_{kt} e_t (1 - e_t)$ 로 계산되었다.

경우 통계적 유의성은 없지만 역시 2006년 -.111에서 -.079로 개선되는 양상을 보인다. 그러나 초등학교 자녀의 경우 어머니 고용에 대한 부정적 효과는 -.043에서 -.075로 오히려 악화되었고, 그 변화가 10% 수준에서 통계적으로 유의하다. 중학생과 고등학교 자녀의 효과도 통계적 유의성은 낮지만 다소 악화되는 방향으로 변화하였음을 알 수 있다. 이러한 변화는 기혼 여성의 고용에 부정적 영향을 미치는 자녀의 연령대가 점점 미취학 자녀에서 취학 자녀로 이동하고 있다는 점을 시사하며, 앞서 보았던 30대 후반 40대 초반의 예외적인 고용률 하락을 유발한 원인의 하나로 작용하였을 가능성이 높다.

〈Table 2〉 Marginal Effects of Children on Mothers' Employment

	2006 (A)	2016 (B)	Difference (=B-A)
No children = 1	.081	.067	-.014
# of children at age 0-3	-.234	-.169	.065**
at age 4-6	-.111	-.079	.032
in elementary school	-.043	-.075	-.032*
in middle school	.030	.017	-.013
in high school	.034	-.000	-.034
older	.033	.059	.026

Note: (*) significant at 10% level, (**) significant at 5% level, (+) significant at 1% level.

Data: Household Income and Expenditure Survey (Statistics Korea), 2006, 2016.

한편 이와 관련하여 연령함수의 변화에도 주목할 필요가 있다. 〈Table 1〉에서 보이고 있는 2006년과 2016년의 연령함수 추정치를 비교하면, 2006년에는 고용률이 38.6세에 정점, 2016년에는 41.2세에 정점에 이르는 것으로 추정되는데, 이러한 정점 연령이 2.6세 증가하는 것은 동일 기간 동안 초혼연령이 2.3세 증가한 것과 거의 같은 속도의 변화라고 할 수 있다. 이미 앞서 〈Figure 2〉 및 〈Figure 3〉 등에서 본 바에 의하면 결혼 지연을 반영하는 초혼 연령과 결혼 비중 80% 초과 연령도 이 기간 동안 유사한 폭의 증가를 보이고 있기 때문에 연령함수에 의해 추정된 정점 연령의 변화도 결혼 지연에 의한 효과를 반영한다고 할 수 있다.³¹⁾

31) 한편 학력은 고졸학력의 추정계수가 2016년 개선된 것 이외에는 두 연도에 있어서 통계적으로 의미 있는 차이가 없다고 할 수 있다.

결론적으로 고용 최저점 연령이 결혼 지연에 의한 효과보다 빠르게 상승한 것은 기혼 여성의 취업에 대한 자녀 효과의 변화에 의해 유발되었을 가능성이 높다고 판단된다. 본 회귀분석에 의하면 초혼 연령 증가나 결혼 지연에 의한 효과는 대부분 연령함수의 변화에 반영되어 있고, 이를 초과하는 변화는 자녀 변수의 효과 변화에 의해 설명되고 있다는 결론이 가능하기 때문이다. 이와 같은 자녀 변수 효과를 구체적으로 검증하기 위해 고용률 변화에 대한 구성 분해(decomposition) 결과를 비교할 필요가 있다. <Table 1>의 로짓 모형 추정 결과에 기초할 때 특정 년도(t)에 X_{jt} 의 특성을 가진 기혼 여성 j 가 취업하고 있을 확률은 식 (4)와 같이 표시될 수 있다. 여기서 F 는 로짓 함수이다.

$$\Pr[y_{jt} = 1|X_{jt}] = F(X_{jt}\beta_t) \tag{4}$$

위에서 y_{jt} 는 t 연도에 기혼 여성 j 가 취업하고 있으면 1, 미취업이면 0을 갖는 지표 함수(indicator function)이다. 따라서 t 연도에 연령이 a 인 기혼 여성들의 평균적인 고용비중은 식 (5)와 같이 개인 확률의 기댓값, 또는 그룹 평균 e_{at} 로 정의할 수 있다.

$$e_{at} = \int F(X\beta_t) dV(X|a, t), \tag{5}$$

위에서 $V(X|a, t)$ 는 t 기 연령이 a 인 기혼 여성 그룹의 X 분포 함수이다. 따라서 식 (5)와 같이 e_{at} 를 정의할 때, s 기와 t 기 사이 기혼여성의 연령별 고용률(e_{at})의 변화는 식 (6)과 같이 구성 분해될 수 있다.

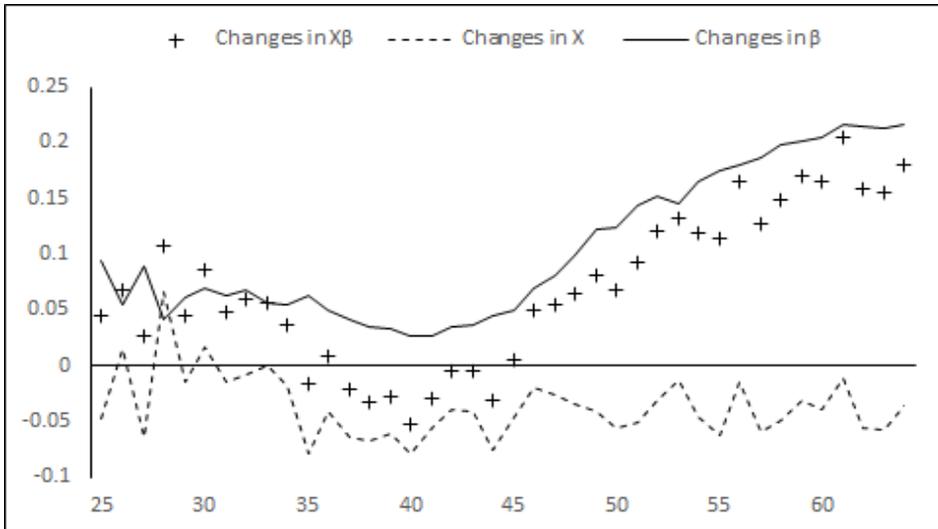
$$\begin{aligned} e_{at} - e_{as} &= \int F(X\beta_t) dV(X|a, t) - \int F(X\beta_s) dV(X|a, s) \\ &= \int F(X\beta_s) d[V(X|a, t) - V(X|a, s)] + \int F(X\beta_t) \\ &\quad - F(X\beta_s) dV(X|a, t) \end{aligned} \tag{6}$$

식 (6)의 둘째 줄에서 우변의 첫 항은 X 분포의 변화에 의해 유발된 평균 고용률의 변화를, 둘째 항은 X 분포가 고정되어 있다는 전제 하에 각 변수의 효과(β)

의 변화에 의해 유발된 평균 고용률의 변화를 반영하고 있다. 결과적으로 위의 식 (6)은 기혼 여성의 연령별 고용률 변화를 기혼 여성의 연령별 특성(X) 분포의 변화와, 각 특성이 고용에 미치는 효과(β)의 변화로 구분하는 식이라고 할 수 있다.

〈Table 1〉에서의 2006년과 2016년 추정 계수($\hat{\beta}_s$ 및 $\hat{\beta}_t$)를 이용하여 두 연도간의 연령별 기혼 여성 고용률 변화를 특성 분포 변화와 계수 변화의 효과로 구성 분해한 결과는 〈Figure 9〉와 같다. 도표에서 (+)로 표시된 기대치의 변화는 $\hat{e}_{at} - \hat{e}_{as}$ 를 의미하며, 이는 위의 식 (6)에 각 연도별로 〈Table 1〉의 $\hat{\beta}_t$ 및 $\hat{\beta}_s$ 을 사용하여 얻은 값이다. 즉, 각 연령별로 기혼 여성의 고용률 변화를 〈Table 1〉의 추정계수에 기초하여 예측한 값(predicted value)이라고 할 수 있다.³²⁾ 그리고 점선으로 표시된 X 분포의 변화 효과는 식 (6)의 우변 첫 항에 2006년 추정 계수($\hat{\beta}_s$)를 대입한 값이고, 실선으로 표시된 계수 변화는 식 (6)의 우변 둘째 항에 2006년과 2016년 추정 계수($\hat{\beta}_s$ 및 $\hat{\beta}_t$)를 대입하여 얻은 값이다.

〈Figure 9〉 Decomposition of the Changes in Employment Rate of Married Women at Each Age



Data: Household Income and Expenditure Survey, 2006, 2016.

32) 이는 앞서 〈Figure 8〉에서 나타내고 있는 가계동향조사 표본의 실제 변화가 아니라, 가계동향조사 표본으로부터 추정된 결과를 이용하여 구한 예측치의 변화이다.

도표의 결과에 의하면 점선으로 표시된 X 분포의 변화 효과는 20대 후반부터 40세까지 연령에 따라 기혼 여성의 고용률이 상대적으로 하락하지만 40세 이후에서는 모든 연령에서 고르게 고용률이 하락하는 양상으로 나타나고 있다. 반면 계수 변화의 효과는 40세를 전후하여 고용률이 하락하였다가 다시 상승하는 U-자 형태를 보이고 있다. 계수 변화 효과가 모든 연령에서 0보다 크게 추정되는 점은 일반적인 여성 고용 증가를 나타내는 상수항의 증가를 반영하기 때문이므로, 중요한 점은 연령에 따라 U-자 형태를 보이는 연령별 패턴이라고 할 수 있다. 즉, 2006~16년 기간 동안 30대 후반에서 40대 초반까지의 연령대에서 유독 고용률이 하락한 양상은, U-자 형태의 연령별 고용률 변화를 유발한 계수변화의 효과에 반영되어 있다고 할 수 있다.

도표의 X 분포 변화효과 및 계수 변화효과에의 연령별 양상을 어떤 변수들이 주도로 설명하는지 확인하기 위해 다음과 같이 고용률 함수 추정에 사용된 변수들을 자녀 관련 변수, 소득 변수, 연령 변수, 학력 변수의 4개 군(群)으로 구분하여 비교하기로 한다. 우선 X 분포 변화효과를 각 변수 군별로 구분하여 비교하기 위해, 연령층 a 에서 변수군 K 의 평균값 변화에 의한 효과(Δ_a^{KX})를 아래 식 (7)에서와 같이 정의한다. 식에서 K 는 위에 정의한 4개의 변수 군을 의미하고, \bar{x}_{at}^k 는 그 변수 군에 속한 k 번째 변수의 t 년도 a 연령층에서의 평균 값을 의미한다.³³⁾

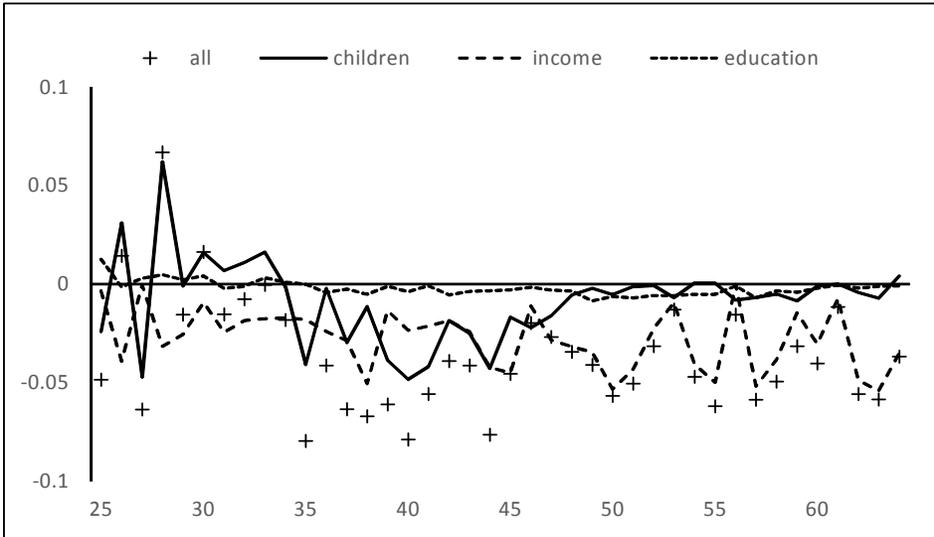
$$\Delta_a^{KX} = \hat{e}_s (1 - \hat{e}_s) \left(\sum_{k \in K} (\bar{x}_{at}^k - \bar{x}_{as}^k) \hat{\beta}_s^k \right) \quad (7)$$

식 (7)의 추정치를 보인 <Figure 10>에 의하면 기혼 여성의 연령별 특성 변화에 있어서 자녀 수 분포의 변화가 X 분포 변화 연령별 양상을 대부분 반영하고 있다고 판단된다. 도표에서 전체 특성 X 분포 변화효과는 (+)로 표시되어 있으며, 이는 앞서 본 <Figure 9>에서의 점선에 해당한다. 전체 X 분포 변화를 식 (7)에서와 같이 각 변수 군으로 구분하였을 때, 학력 변수군의 분포변화에 의한 효과는 거의 없는 것으로 추정되고 소득 변수군의 분포 변화에 의한 효과는 (전반적으로 비근로소득이 증가하여) 고용률을 낮추는 방향으로 작용하였지만, 뚜렷한 연령별 양상은 보이지

33) 식 (7)은 엄밀하게 말해서 X 분포의 효과라기 X 의 평균 변화에 의한 효과라고 할 수 있다.

지 않는 반면, 30대 후반 40세 초반에서 고용률이 하락한 양상은 대부분 자녀 변수군의 분포 변화에 의해 설명되고 있다.³⁴⁾

〈Figure 10〉 The Changes in Female Employment Rate Accounted for by X Variables at Each Age



Data: Household Income and Expenditure Survey, 2006, 2016.

이러한 자녀 변수군의 효과는 〈Table 3〉에서와 같이 2006-16년 기간 동안 기혼 여성에게서 연령대별로 자녀 구성이 상이하게 변화한 점을 반영하고 있다. 2006년도 추정치 기준으로 어머니의 고용에 미치는 부정적인 효과가 가장 큰 0~3세 자녀 및 4~6세 자녀수는 그 증가 폭이 35~39세에 집중되어 있어서 이 연령층에서의 고용률 하락에 기여한 것으로 보인다. 특히 4~6세 자녀수는 30~34세 연령층에서는 오히려 감소하여 어머니의 고용에 대한 부정적 효과가 35~39세 연령층에 집중되는데 기여한 것으로 보인다. 즉, 결혼이 지연되고 초혼 연령이 상승함에 따라 출산도 지연되고, 이에 따라 자녀가 4세에 이르게 되는 어머니들의 연령도 올라감에 따라 자녀 구성에 빠른 변화가 발생하고 있으며, 이러한 변화가 어머니들의 고용에 영향을 미친다고 보인다. 한편 초등학생도 결혼 및 출산 지연 등을 반영하여 40세 미만에서

34) 여기서 연령 변수군은 제외하였는데, 이유는 각 연령 내에서 연령의 평균 값은 동일하기 때문이다.

모두 감소하였지만 40세 이상에서는 오히려 증가한 양상을 보인다.

〈Table 3〉 Change in the Number of Children by Age Group among Married Women(2006~16)

	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49
No Child	-.7%p	7.0%p	1.3%p	-1.1%p	-3.1%p
0-3	.03명	.16명	.18명	.06명	.00명
4-6	.10명	-.17명	.18명	.07명	.02명
Elementary	-.04명	-.25명	-.27명	.21명	.05명
Middle School	-.01명	-.01명	-.14명	-.09명	.09명
High School	-.00명	.00명	-.02명	-.15명	.08명

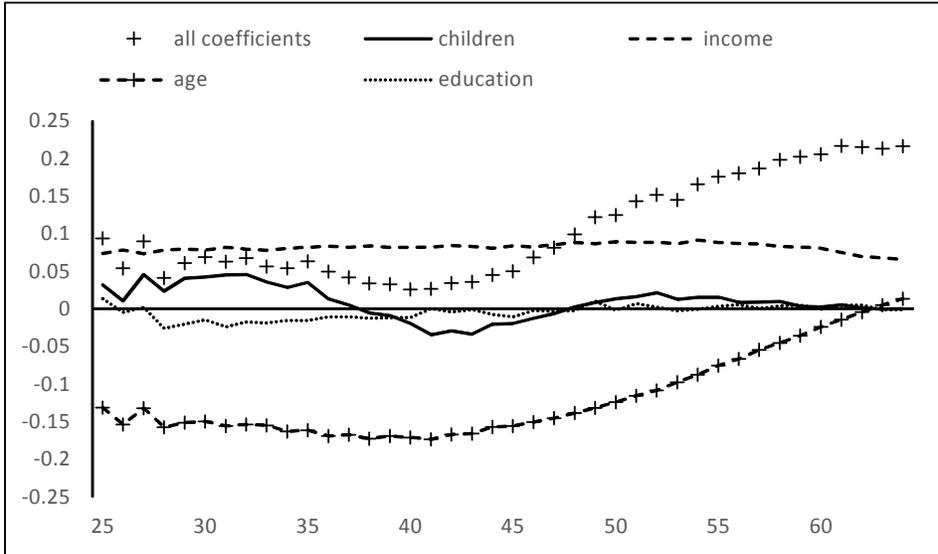
Data: Household Income and Expenditure Survey, 2006, 2016.

한편 계수 변화의 효과도 앞서와 같이 각 변수 군(K)별로 구분하여 비교할 수 있는데, 이는 아래 식 (8)과 같다.

$$\Delta_a^{K\beta} = \int F(X\hat{\beta}_t^K) - F(X\hat{\beta}_s) dV(X|a, t) \tag{8}$$

식 (8)에서 $\hat{\beta}_t^K$ 는 $\hat{\beta}_s$ 에서 변수 군 K 에 속한 변수들의 추정계수만 t 년도 추정치로 대체한 계수 벡터이다. 〈Figure 11〉에서는 자녀 관련 변수, 소득, 연령, 학력 등 4개의 변수 군에 대해 식 (8)을 통해 각 변수 군의 계수 변화에 따른 효과 ($\Delta_a^{K\beta}$)를 추정된 값을 보이고 있다. 도표에서 (+)로 표시한 전체 계수 변화효과는 〈Figure 9〉의 실선과 동일한 것이다. 식 (8)에 의해 각 변수군 별로 추정된 연령별 양상에 의하면 계수 변화에 의한 고용률 변화의 연령별 양상은 자녀 변수의 계수 변화효과와 연령함수의 계수 변화효과에 의해 복합적으로 주도되고 있는 것으로 나타났다.

〈Figure 11〉 The Changes in Female Employment Rate at Each Age Predicted by the Changes in Coffeicients of Explanatory Variables



Data: Household Income and Expenditure Survey, Each Year.

도표에서 소득과 학력 변수군의 계수 변화에 의한 효과는 거의 없거나 뚜렷한 연령별 양상을 보이지 않지만, 자녀 변수군의 계수 변화(실선)는 40세 부근에서의 상대적 고용률 하락을 잘 나타내고 있고, 연령함수의 계수 변화효과(+ 점선)는 40세 이후의 연령별 고용률 상승 양상을 잘 나타내고 있다.³⁵⁾ 이와 같이 30대 후반에서 40대 초반까지의 기혼 여성의 고용률이 상대적으로 크게 하락한 양상을 고용률 함수의 계수 변화로 설명함에 있어서도 자녀 변수군의 계수 변화가 높은 설명력을 갖는다는 것은 중요한 의미를 갖는다. 앞서 〈Figure 10〉의 결과는 30대 후반에서 40대 초반까지의 기혼 여성 고용률 하락에 있어서 자녀수의 구성 변화도 중요한 역할을 하였다는 점을 보이고 있는데, 〈Figure 11〉의 결과는 각 자녀가 어머니 고용에 미치는 효과의 변화도 최근 기혼 여성 고용비중 변화에 대해 상당히 큰 설명력을 갖

35) 고용률 증가폭이 40세 이후에 연령에 따라 증가하는 양상은 기본적으로 고용률 함수에서 통제되지 못한 요인들 가운데 연령과 연계된 요인을 반영하는 것으로 볼 수 있다. 이미 앞서 연령함수의 정점 변화는 결혼 지연과 연계되고 있음을 알 수 있었지만, 40세 이후의 변화는 앞서 〈Figure 8〉에서 논의하였던, 가구주 또는 그 배우자에 국한된 표본선택의 편이(sample selection bias)를 일부 반영하고 있을 가능성도 있다. 또한 최근 세대일수록 높은 연령층에서 노동시장 참여에 더 적극적으로 변화하고 있는 양상을 반영할 수도 있다.

는다는 점을 의미하기 때문이다.

이와 같이 30대 후반 및 40대 초반의 기혼 여성에게서 자녀가 어머니 고용에 미치는 부정적인 효과가 심화되고 있는 바, 자녀의 연령별로 부정적 효과의 심화 양상을 비교할 필요가 있다. <Table 4>의 (A)에서는 2016년 여성을 기준으로 연령대별 평균 자녀수를 보이고 있고, (B)에서는 이에 <Table 1>에서 추정된 2006년과 2016년의 자녀 계수 변화를 적용하여, 각 연령대별 자녀가 기혼 여성의 고용에 미친 효과를 추정하고 있다.³⁶⁾ 표의 (A)에 의하면 2016년 어머니의 연령대별로 자녀의 연령대가 차이를 보이는데, 2006-16년 기간 동안 고용률 하락이 집중된 38-42세 기혼 여성의 경우 초등학교 자녀의 비중이 상대적으로 높음을 알 수 있다.

<Table 4> Changes in the Children's Effect on Married Women's Employment

(A) Average Number of Children		Age 33-37	Age 38-42	Age 42-47
Share without a Child (%)		9.3%	4.3%	9.8%
Number of Children	at age 0-3	.516	.178	.030
	at age 4-6	.505	.261	.064
	in elementary school	.550	.830	.355
	in middle school	.050	.347	.387
	in high school	.016	.210	.439
	older	.021	.053	.345
(B) Estimated Effect of Coefficient Change = $\bar{x}_{at}^{-k}(\beta_t^k - \beta_s^k)$		Aged 33-37	Aged 38-42	Aged 42-47
Share without a Child		-.005	-.002	-.005
Number of Children	at age 0-3	.130	.045	.008
	at age 4-6	.061	.031	.008
	in elementary school	-.074	-.111	-.048
	in middle school	-.003	-.018	-.020
	in high school	-.002	-.029	-.060
	older	.002	.006	.038
Total : $\sum_k \bar{x}_{at}^{-k}(\beta_t^k - \beta_s^k)$.109	-.078	-.079

Data: Household Income and Expenditure Survey, each year.

36) 즉, $\bar{x}_{at}^{-k}(\beta_t^k - \beta_s^k)$ 에 해당하는 개념이다.

표의 (B)에서는 각 연령대별 자녀 계수의 변화 효과를 $\bar{x}_{at}^k(\hat{\beta}_t^k - \hat{\beta}_s^k)$ 로 계산하였는데, 여기서 \bar{x}_{at}^k 는 2016년도 연령이 a 인 기혼 여성의 k 연령대 자녀수의 평균이고, $\hat{\beta}_s^k$ 는 s 년도 고용률 함수에서 그 유형 자녀의 추정계수이다.³⁷⁾ 표의 (B)에 의하면 38~42세 기혼 여성의 고용률 하락에 있어서 초등학생 자녀의 고용 억제효과가 심화된 것이 가장 중요한 역할을 하였음을 알 수 있다. 실제 초등학생 자녀의 계수 변화는 33~37세와 42~47세 여성에게서도 상당히 고용을 억제시키는 방향으로 작용하였으나, 초등학생 자녀 수가 많지 않아 상대적으로 그 효과가 작게 나타났고, 또한 33~37세 여성에서는 0~3세와 4~6세 자녀의 고용억제 효과가 개선된 것이 기혼 여성의 고용률을 높이는데 크게 기여한 것으로 나타났다.

이와 같이 자녀가 어머니의 고용에 미치는 효과가 자녀 연령별로 다른 변화를 보이는 것은 2000년대 중반 이후, 또는 최소한 최근 5~6년간 추세적으로 진행되어 온 것으로 보인다. <Figure 12>에서는 <Table 1>에서와 같은 고용률 함수를 2003~16년 기간 동안 매년 추정하여 각 추정식에서의 자녀의 추정계수를 비교하고 있다. 도표의 (A)에서는 6세 이하 미취학 자녀들의 추정계수를 보이고 있으며, (B)에서는 고등학생 이하 취학 자녀의 추정계수를 보이고 있다. 도표의 (A)에 의하면 6세 이하 미취학 자녀의 어머니 고용 함수에서의 추정계수는 계속 음수로 남아있기는 하지만 2009년 이후 그 절대 값이 감소하는 양상을 보이고 있어, 미취학 자녀의 어머니 고용 억제효과가 완화되고 있음을 보여주고 있다. 반면 (B)에 의하면, 초등학생 자녀의 추정계수는 음수일 뿐 아니라 지속적으로 그 효과가 확대되는 양상을 보이고, 2006년도에 어머니의 고용에 긍정적인 영향을 갖는 것으로 추정되었던 중학생과 고등학생 자녀의 효과는 점점 감소하여 긍정적인 효과가 사라지거나, 심지어는 고용을 억제하는 방향으로 전환된 것으로 추정되었다. 즉, 초등학생 이상의 취학자녀가 어머니의 고용에 부정적인 영향을 미치는 양상은 이미 추세적으로 진행되어 왔다고 할 수 있다.³⁸⁾

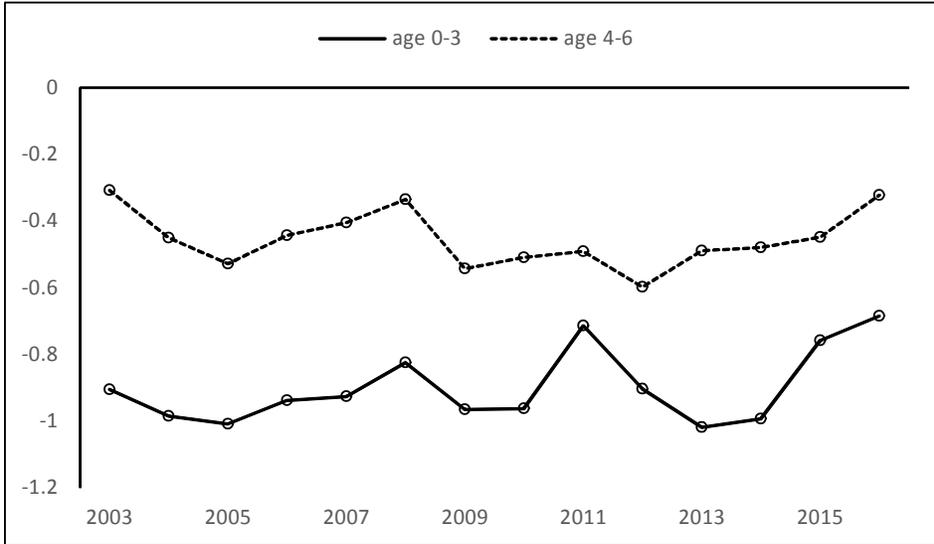
37) 실제 고용률 변화에 대한 한계 효과(marginal effect)는 여기에 $\hat{e}_s(1 - \hat{e}_s)$ 를 곱하여야 한다.

다만 이는 모든 자녀 효과에 공통적으로 곱해져야 하므로, 여기서와 같이 $\bar{x}_{at}^k(\hat{\beta}_t^k - \hat{\beta}_s^k)$ 만 비교하여도 어떤 자녀의 효과가 중요한지 판단할 수 있다.

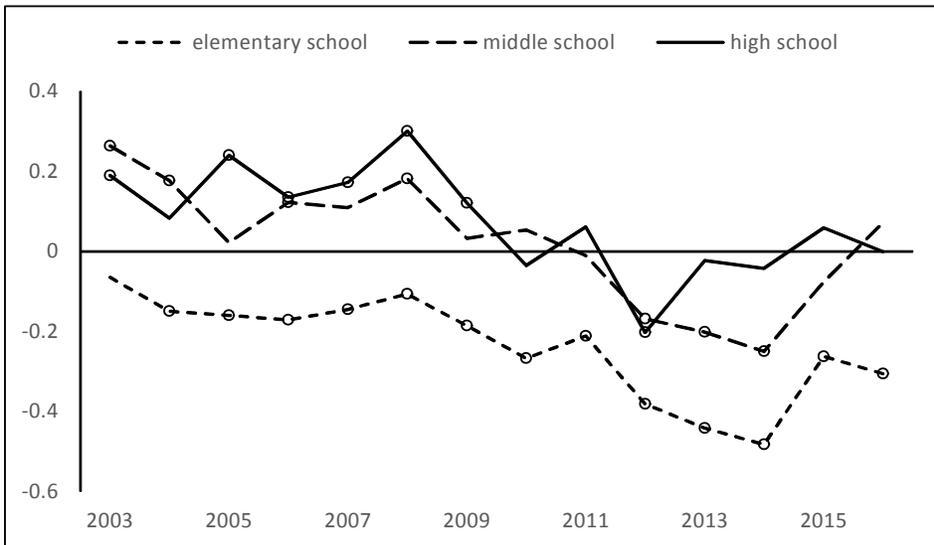
38) 김우영(2008)에서도 초등학생 자녀가 어머니의 맞벌이에 미치는 효과가 1990년대 말 긍정적인 효과에서 2000년대 중반 통계적으로 유의하지 않은 부정적 효과로 전환되었다는 분석결과

〈Figure 12〉 Effects of Children on Married Women's Employment Rate

(A) Preschool Children



(B) Children in School



Note: (o) : The estimate for the year is statistically significant at 10%.

Data: Household Income and Expenditure Survey, each year.

가 제시되었다.

2. 노동시장 이탈 결정요인

앞 절에서의 결과는 첫째, 미취학 자녀의 경우 전통적으로 기혼 여성의 취업을 억제하는 요인으로 작용하지만 최근으로 올수록 그 효과가 감소하고 있으며, 둘째, 초등학교 이상 취학자녀의 경우 어머니의 고용을 억제하는 효과가 오히려 심화되거나, 과거의 고용 촉진 효과가 점차 소멸되고 있다는 점을 시사하고 있다. 본 절에서는 기혼 여성의 고용 유지 확률, 또는 노동시장 이탈 확률에 대한 자녀 효과를 패널 자료를 이용하여 추정한다. 본 절의 분석은 패널 자료를 이용함에 따라 기혼 여성의 경력단절 등과 관련된 직접적인 근거를 제시할 수 있을 것으로 기대되며, 또한 고정효과(fixed effect) 모형을 통해 앞서 논의한 자녀와 어머니 취업의 내생성 문제도 완화시킬 수 있을 것으로 기대된다. 다만 표본 크기의 제약으로 인해 시계열 변화를 구체적으로 검증하지는 못한다는 한계를 지닌다.

본 추정에는 한국노동패널 4~19차 자료(2001~2016년)를 사용하며, 분석 대상은 각 시점에서 취업하고 있으면서 그 다음 기의 취업 여부가 식별되는 25~50세 기혼 여성으로 제한하였다. 이와 같이 표본을 제한한 이유는 분석의 초점이 자녀들의 부정적 효과에 맞추어져 있기 때문이다. 즉, 취업한 기혼 여성이 노동시장에서 퇴장하는 선택에 자녀들이 미치는 효과를 추정하는데 초점을 맞춘다.³⁹⁾ 이를 위해 본 분석에서는 기혼 여성 개인들의 연속된 2년간의 자료, 즉, 취업 시점과 그 다음 시점의 자료가 활용되며, 표본의 시점별 기초 통계량은 〈Appendix Table 2〉와 같다.

본 절에서의 추정 모형은 다음과 같다. 우선 앞서 식 (4)에서와 같은 고용 함수를 여기서는 선형확률모형으로 설정하여 식 (9)와 같이 표기한다. 식에서 y_{jt} 는 기혼 여성 j 가 t 시점에서 취업하고 있으면 1, 미취업 상태이면 0의 값을 갖는 변수이며 X_{jt} 는 그 여성 j 의 t 시점 설명변수 벡터로서 연령, 학력 등의 변수와 자녀

39) 이러한 제약 없이 미취업 여성의 노동시장 진입도 포함하여 추정할 수 있으나, 자녀의 효과가 현 시점에서 미취업인 여성과 취업인 여성 간에 대칭적(symmetric)이지 못할 가능성이 높아 미취업 여성의 노동시장 진입은 배제하였다. 예를 들어 모든 여성이 취업에 대한 선호가 동일한 경우라면, 특정 연령의 자녀가 취업을 억제할 경우 자녀가 그 연령대에 진입하면서 어머니의 노동시장 퇴장을 유발하는 효과와, 자녀가 그 연령대에서 빠져나가면서 무직인 어머니의 취업을 유발하는 효과는 대칭적일 것이다. 그러나 일부 취업을 선호하지 않아 계속 무직인 기혼 여성들이 존재한다면, 자녀가 그 연령대에서 빠져나가면서 무직인 어머니의 취업을 유발하는 효과가 비대칭적으로 과소 추정될 수 있다. 따라서 이러한 추정 편이를 최소화하기 위해 취업한 어머니가 자녀로 인해 노동시장에서 퇴장하는 효과에 초점을 맞추기로 한다.

수, 비근로소득 등 노동공급과 관련된 변수들과 연도 더미 등이 포함된다. ξ_{jt} 는 오차항이다.

$$y_{jt} = X_{jt}\Lambda + \xi_{jt} \tag{9}$$

이와 같은 기혼 여성의 고용함수에서 오차항(ξ_{jt})이 앞서 언급된 바와 같은 내생성을 유발하는 고정효과를 포함하고 있다면, 즉, $\xi_{jt} = \mu_j + \rho_{jt}$ 와 같은 형태를 유지한다면, 식 (9)를 1차 차분하여 내생성을 유발하는 고정효과(μ_j)를 제거할 수 있는데, 그 결과 식 (9-1)과 같은 추정식을 얻을 수 있다.

$$\Delta y_{jt} = \Delta X_{jt}\Lambda + \Delta \xi_{jt} \tag{9-1}$$

위에서 $\Delta y_{jt} = y_{jt} - y_{jt-1}$ 이며, $\Delta X_{jt} \equiv X_{jt} - X_{jt-1}$, $\Delta \xi_{jt} = \Delta \rho_{jt} = \rho_{jt} - \rho_{jt-1}$ 로 정의된다. 식 (9-1)을 전기($t-1$)에 취업하고 있던 기혼 여성들만을 대상으로 추정하면, 조건부 고용유지 확률($\equiv \Pr[y_{jt} = 1 | y_{jt-1} = 1]$)을 설명변수의 1차 차분항 함수로 추정하게 된다.⁴⁰⁾ 종속변수인 Δy_{jt} 가 고용을 유지할 경우에는 0, 노동시장에서 퇴장할 경우에는 -1의 값을 갖기 때문에, 식 (9-1)의 추정은 실질적으로 조건부 고용유지 확률을 추정하는 것과 동일하다.

다만 식 (9-1)은 $t-1$ 기에 취업하고 있던 기혼 여성에게서, 특정 설명 변수가 변화하였을 때(ΔX_{jt}), 그것이 기혼 여성의 고용에 즉각적으로 미치는 효과를 추정하는 식이라고 할 수 있다. 예를 들어 초등학교 자녀가 기혼 여성의 취업에 부정적인 효과를 갖는 경우, 자녀가 초등학교에 입학하는 순간 그 효과가 발생한다면 그 효과가 식 (9-1)에 반영될 것이다. 그러나 한편으로 자녀가 초등학교에 입학한 뒤에도 일·가정 양립을 위해 일정 기간 노력하다가 어느 정도 시차를 갖고 노동시장에서 퇴장할 가능성도 있는데, 설명변수의 1차 차분항만을 포함한 식 (9-1)에서는 이런 지연된 효과가 반영되지 못한다. 따라서 여기서는 식 (10)과 같이 조건부

40) 식 (9-1)을 전기($t-1$)에 취업하고 있던 기혼 여성들만을 대상으로 하여 추정하는 이유는 취업하고 있던 기혼 여성이 어떤 이유로 노동시장에서 퇴장하는지에 초점을 맞추고 있기 때문이다.

고용유지 확률을 t 시점 변수의 선형함수로 설정하여 추정함으로써 지연된 선택의 효과도 추정하기로 한다. 아래 식 (10)에서 설명변수의 추정계수(Γ)는 전기에 취업하고 있던 기혼 여성이 이번 기에도 계속 취업 상태를 유지하는 확률에 각 변수의 수준(level)이 미치는 영향으로 정의될 수 있다.

$$\Pr[y_{jt} = 1 | y_{jt-1} = 1] = X_{jt} \Gamma \quad (10)$$

선형 모형을 사용하여 식 (9-1)과 (10)을 추정한 결과는 <표 5>와 같다. 각 설명변수의 정의는 앞서 <Table 1>의 추정에서와 동일하다.⁴¹⁾ 우선 기혼 여성의 고용 확률 모형의 1차 차분에 해당하는 식 (9-1)의 추정 결과 중학생 이하 자녀의 증가가 기혼 여성의 고용 유지 확률에 부정적인 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 그 가운데 3세 이하 자녀의 효과가 가장 부정적이며 그 다음으로 초등학교, 4-6세 자녀의 순으로 효과가 큰 것으로 추정되었다. 한편 중학생 자녀의 경우도 기혼 여성의 고용 유지에 부정적인 효과를 갖는 것으로 추정되었고, 고등학교 자녀의 경우 추정계수는 음수이지만 통계적 유의성은 없는 것으로 추정되었다.

앞서 보았던 <Table 2>의 한계효과와 <Table 5>는 기간도 다르고 추정 모형도 다르기 때문에 두 결과를 직접적으로 비교하기는 어렵지만, 질적인 측면에서는 동일한 결과라고 할 수 있다. 계수의 크기면에서는 <Table 2>의 2016년도 한계효과와 비교할 때 6세 이하의 효과는 절대값으로 다소 작고, 초등학교에 이상에서는 부정적 효과가 다소 크게 추정되고 있다. 자녀는 일단 출산하고 나면 시간이 지남에 따라 연령이 외생적으로 증가하기 때문에, 자녀수와 기혼 여성의 취업에 존재하는 내생성은 출산 시점에 가까운 어린 자녀에게서 더 중요한 역할을 할 것으로 예상되고, <Table 5>의 추정계수가 6세 이하에서 절대값으로 더 작다는 것은 이러한 예상과 일관된 결과라고 할 수 있다. 다만 그 차이가 크지 않다는 점, 그리고 자녀없음 더미변수의 추정계수가 <Table 5>에서는 음수가 아니라는 점 등을 고려할 때, 내생

41) 여기서는 앞서 <Table 1>에서와 달리 19세 이상 자녀 수는 추정에 포함하지 않았는데, 이는 자료의 특성상 기혼 여성에게서 19세 이상 자녀 수가 정확하게 식별되는 것은 7차 웨이브(wave) 이후에 가능하기 때문이다. 7차 웨이브 이후 자료만으로 추정한 결과는 <Table 6>과 질적으로 차이는 없으나 표본 수가 상당히 감소함에 따라 표준 오차가 증가하는 양상을 보인다.

성이 자녀의 연령대별 효과에서 지배적인 역할을 한다고 판단할 근거는 강하지 않다.⁴²⁾

〈Table 5〉 Determinants of Exit from the Market among Married Women

	Equation (9-1)	Equation (10)
No children = 1	.031 (.030)	-.022 (.024)
# of children at age 0-3	-.147 (.025)***	-.055 (.020)***
at age 4-6	-.048 (.025)*	.005 (.017)
in elementary school	-.081 (.023)***	-.029 (.013)**
in middle school	-.039 (.023)*	-.018 (.014)
in high school	-.027 (.021)	-.014 (.016)
Unearned Income=0	-.206 (.032)***	-.217 (.036)***
Log per-capita unearned income	-.065 (.009)***	-.082 (.009)***
Age ¹⁾	.009 (.001)***	.073 (.014)***
Age ² /100 ¹⁾	--	-.080 (.018)***
High school Graduate ¹⁾	--	.011 (.018)
2-year College ¹⁾	--	.008 (.024)
4-year college or more ¹⁾	--	.085 (.022)***
adjusted-R ²	.068	.077
Number of Individual (N)	2,932	2,932
Observation (N*t)	13,614	13,614

Note: (*) significant at 10% level, (**) significant at 5% level, (+) significant at 1% level. The standard errors in parentheses.

The sample is restricted to married women aged 25-64.

1) In equation (9-1), which is the first difference equation, education variables were excluded as they are mostly fixed over time. Quadratic age function is replaced with a linear function in the difference equation.

Data: KLIPS 4-19 Wave, Korea Labor Institute.

42) 〈Table 2〉에서 내생성의 대부분을 반영할 것으로 예상되었던 자녀 없음 더미변수의 추정계수는 통계적으로 유의한 양수였는데, 내생성이 통제된 〈Table 5〉의 경우 동일한 더미 변수의 추정계수가 0과 다르지 않은 것으로 추정되었다. 따라서 〈Table 2〉에서 자녀 없음 더미변수가 내생성을 효과적으로 통제하였고 자녀 연령대별 효과 추정치에서 내생성 문제는 심각하지 않았을 것이라는 추론이 가능하다.

한편 기혼 여성의 결정이 지연될 수 있는 가능성을 고려하여 조건부 고용유지 확률을 t 시점 변수의 함수로 추정한 식 (10)의 경우 앞서 보았던 <Table 1>이나 식 (9-1)의 추정결과와 일관된 결과를 보여주고 있다. 식 (10)의 추정 결과에 의하면 각 자녀의 효과가 식 (9-1)에 비해 다소 작게 추정되지만, 역시 기혼 여성의 고용유지 확률이 3세 이하 자녀와 초등학교 자녀로 인해 하락한다는 일관된 결과를 보여주고 있다. 식 (10)의 경우 지연효과를 반영한다는 장점도 있지만, 한편으로는 특정변수의 변화에 의해 유발된 효과를 희석시킨다는 단점도 있기 때문에 그 추정계수가 식 (9-1)에 비해 작은 것은 예상할 수 있는 결과라고 할 수 있다. 이와 같은 결과를 종합할 때, 현재 기혼 여성의 경제활동은 미취학 자녀 뿐 아니라 초등학교 자녀 등 취학 자녀에 의해서도 심각하게 제약받는 것이 현실인 것으로 결론지을 수 있다.

IV. 요약 및 시사점

본 연구의 분석에 의하면 기혼 여성의 취업에 있어서 공급 측면의 요인 가운데 하나인 자녀의 역할이 점차 변화하고 있는 것으로 나타났다. 전통적으로 기혼 여성의 취업에 부정적인 효과를 미치는 것으로 알려진 3세 이하 영유아와 4-6세 미취학 자녀의 역할은, 아직도 기혼 여성의 취업에 부정적인 효과를 미치고는 있지만 그 효과가 2000년대 중반 이후 점진적으로 개선되어 온 것으로 평가된다. 반면 초등학교 자녀의 경우, 기혼 여성의 고용을 억제하는 효과는 오히려 점차 심화되고 있으며, 전통적으로 기혼 여성의 고용에 긍정적인 효과를 갖는 것으로 알려져 온 중학교와 고등학교 자녀도 더 이상 긍정적인 효과를 갖지 않거나, 오히려 부정적인 효과를 갖는 방향으로 전환되고 있다고 평가된다. 이와 같이 취학자녀가 기혼 여성 고용에 대한 갖는 부정적인 효과가 심화됨에 따라, 최근 30대 후반 40대 초반의 기혼 여성에게서만 고용 비중이 예외적으로 하락하는 결과가 유발되었다고 판단된다.

본 연구의 결과는 취학 자녀가 어머니의 경제활동이 부정적이라는 점을 보이고 있지만, 어떤 경로를 통해 이런 효과를 유발시키는지에 대한 직접적인 시사점을 제시하지는 못한다. 이에 대한 시사점을 얻기 위해서는 어머니들이 자녀의 학급별로 어떤 방식으로 시간을 투자하고, 그러한 시간 투자에 대한 대체재 여부 등 시간 사용 및 소비 수요에 대한 엄밀한 분석이 필요할 것으로 보이며, 이는 중요한 후속

연구 주제가 될 수 있을 것이다. 다만 최형재(2008)와 같은 기존 연구들로부터 유추할 때, 어머니들이 취학 자녀의 교육과 관련하여 상당히 많은 시간적 투자를 하고 있다는 점에 주목할 필요가 있다. 즉, 기혼 여성의 일·가정 양립을 효과적으로 정착시키기 위해서는, 비단 영유아 등 미취학 자녀로 인한 육아 부담 뿐 아니라, 취학 자녀의 교육과 관련된 시간적 부담도 효과적으로 완화시킬 필요성이 점차 증가하고 있다고 판단된다.

지금까지의 일·가정 양립에 관련된 보육 지원 정책은 미취학 자녀에 대한 지원에 초점이 맞추어져 있으며, 상대적으로 취학 자녀와 관련된 정책은 거의 없다고 해도 과언이 아니다. 일례로 2017년 어린이 집 활용에 대한 보육료 지원과 집에서 돌보는 경우에 지급되는 가정양육수당의 예산 총액은 국비 4조3534억원, 지방비 2조905억원 수준이었으나, 초등학생 자녀로 인한 부모의 시간적 부담 경감을 위한 대표적인 정책의 하나인 초등 돌봄교실 교부액은 2017년도 4,827억원에 불과한 수준이다.⁴³⁾ 물론 초등학생 자녀가 어머니의 경제활동에 부정적인 원인이 초등 돌봄교실 사업이 부실하기 때문 만은 아니겠지만, 이와 같이 초등 돌봄교실 예산과 보육료 예산에 존재하는 큰 격차는 그만큼 일·가정 양립정책이 영유아에 초점이 맞추어져 있다는 것을 잘 보여 준다.⁴⁴⁾

한편 중학생과 고등학생 자녀의 효과가 어머니의 고용 촉진에서 고용 억제 쪽으로 변화하고 있는 부분에도 주목할 필요가 있다. 이 연령층 자녀들은 보육이라는 측면에서 어머니에게 부담이 되는 연령층이라기보다는 대학 입시 등을 겨냥한 교육이 우선시되는 연령층이라는 점에서, 중·고등학생 자녀를 둔 기혼 여성에게는 자녀 교육과 관련한 부담을 완화시킬 수 있는 정책이 필요하다. 이를 위해서는 교육 환경에 상당한 변화가 요구된다고 판단된다. 최형재(2008)에서 지적되었듯이 우리나라에서는 중·고등학생 자녀 교육에 사교육 등 많은 금전적인 투자가 요구되는 것 뿐 아니라 대부분의 기혼 여성들이 자녀 교육을 지원하기 위한 활동에 많은 시간을 투자하여야 하는 환경에 처해있다고 할 수 있다. 이러한 시간적 투자가 필요한

43) 지방교육재정알리미(<http://www.eduinfo.go.kr/portal/theme/elementcareclassPage.do>) 및 국회예산처 재정통계(<http://stat.nabo.go.kr/fn03-102.jsp>) 참조.

44) 보육료 지원 및 양육수당 예산과 초등 돌봄교실 교부액과의 비교 자체는 적절하지 않을 수 있다. 예산 비중에 대한 공평한 비교를 위해서는 미취학 아동에 대한 전체 지원액과 초등학교 학생에 대한 전체 교부금 수준을 고려해야 할 것이지만, 이에 대한 구체적인 자료가 없어 보육료와 돌봄 교실 예산을 한 사례로서 고려하였다.

만큼 중·고등학생 자녀를 둔 기혼 여성의 경제활동도 위축될 수밖에 없는데, 본 연구의 결과에 의하면 이러한 문제가 최근으로 갈수록 더 심각해지고 있다고 할 수 있다. 따라서 기혼 여성의 경제활동을 효과적으로 제고하려면, 최형재(2008)의 지적과 같이 교육 정책과 노동시장 정책의 효과적인 조율(coordination)과 함께, 어머니들을 시간적인 측면에서 자녀 교육으로부터 충분히 해방시킬 수 있는 방향으로 교육 및 입시정책이 개선되어야 할 것이라고 판단된다.

■ 참고 문헌

1. 김대일, “기혼 여성의 노동공급과 자녀교육,” 『노동경제논집』, 제31권 제2호, 2008, pp. 73-102.
(Translated in English) Kim, Dae Il, “The Effects of Children’s in School on Married Women’s Labor Supply,” *Korean Journal of Labor Economics*, Vol. 31, No. 2, 2008, pp. 73-102.
2. _____, “성·연령별 1인 가구 확대 양상,” 미출간 논문, 서울대학교, 2018.
(Translated in English) Kim, Dae Il, “Gender and Age Patterns in the Recent Increase of Single-person Household,” Unpublished paper, Seoul National University, 2018.
3. 김수정, “미취학 자녀가 있는 여성의 자녀수 및 경제활동참가 결정요인,” 『사회과학연구』, 제37집 제2호, 2013, pp. 103-134.
(Translated in English) Kim, Soo-Jung, “Birth Rate and Labor Force Participation Rate of Women with Preschool Children,” *Social Science Studies*, Vol. 37, No. 2, 2013, pp. 103-134.
4. 김우영, “기혼 여성의 맞벌이 결정요인 분석,” Working Paper 제338호, 한국은행 금융경제연구원, 2008.
(Translated in English) Kim, Woo Young, “Determinants of Dual Income Married Women,” Working Paper No. 338, The Bank of Korea Financial & Monetary Economics Team, 2008.
5. 김정호, “육아휴직 지원과 여성의 노동공급,” 『한국개발연구』, 제34권 제1호, 2012, pp. 169-197.
(Translated in English) Kim, Jungho, “Parental Leave and Female Labor Supply in Korea,” *KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 34, No. 1, 2012, pp. 169-197.
6. 김현숙·류덕현·민희철, 『장기적 인적자본 형성을 위한 조세·재정정책: 출산을 결정요인에

- 대한 경제학적 분석』, 한국조세연구원 연구보고서 2006-12, 2006.
- (Translated in English) Kim, Hyunsook, Deockhyun Ryu, and Heechul Min, *Fiscal Policies for the Accumulation of Human Capital in Korea: An Economic Analysis on Fertility*, Korea Institute of Public Finance Research Paper 2006-12, 2006.
7. 남국현, 『저출산, 기혼 여성의 노동공급 및 희망임금에 관한 세 논문』, 서울대학교 박사학위 논문, 2013.

(Translated in English) Nam, Kuk Hyun, *Three Essays on Low Fertility, Married Women's Labor Supply and Hope Wage*, Ph.D Dissertation, Seoul National University, 2016.

 8. 남국현·김대일, “여성의 결혼과 출산의 결정요인 분석,” 『여성경제연구』, 제13집 제2호, 2016, pp.25-52.

(Translated in English) Nam, Kuk Hyun and Dae Il Kim, “Analysis of the Determinants of Women's Marriage and Fertility,” *The Journal of Women and Economics*, Vol. 13, No. 2, 2016, pp. 25-52.

 9. 류기철·박영화, “한국여성의 출산을 변화와 출산간격 영향요인,” 『한국인구학』, 제32권 제1호, 2009, pp.1-23.

(Translated in English) Ryu, Keecheol, and Yinghua Piao, “The Changes in the Fertility Rates and the Determinants of Birth Interval of Korean Women,” *Korea Journal of Population Studies*, Vol. 32, No. 1, 2009, pp.1-23.

 10. 박경숙·김영혜·김현숙, “남녀 결혼시기 연장의 주요 원인: 계층혼, 성역할분리규범, 경제조정 우발적 결합,” 『한국인구학』, 제28권 제2호, 2005, pp.33-62.

(Translated in English) Park, Keong-Suk, Young-Hye Kim and Hyun-Suk Kim, “Main Causes of Delayed Marriage among Korean Men and Women; Contingent Joints of Status Homogamy, Gender Role Divisions, and Economic Restructuring,” *Korea Journal of Population Studies*, Vol. 28, No. 2, 2005, pp.33-62.

 11. 양세정, “맞벌이가구의 가계특성요인 분석,” 『사회과학연구』, 제18호, 2004 pp.1-18.

(Translated in English) Yang, Se Jeong, “An Analysis of the Household Characteristics on Wife's Employment Status,” *Social Science Studies*, No. 18, 2004, pp.1-18.

 12. 우해봉, “교육이 초혼 형성에 미치는 영향: 결혼 연기 혹은 독신,” 『한국인구학』, 제32권 제1호, 2009, pp.25-50.

(Translated in English) Woo, Haebong, “The Impact of Educational Attainment on First Marriage Formation: Marriage Delayed or Marriage Forgone,” *Korea Journal of Population Studies*, Vol. 32, No. 1, 2009, pp.25-50.

 13. 은기수, “결혼연령 및 결혼코호트와 첫 출산간격의 관계: 최근의 낮은 출산력 수준에 미치는 함의를 중심으로,” 『한국사회학』, 제35권 제6호, 2001, pp.105-139.

(Translated in English) Eun, Ki-soo, “Age at Marriage, Marriage Cohort and First Birth Interval,” *Korea Journal of Sociology*, Vol. 35, No. 6, 2001, pp.105-139.

 14. 정성미, “금융위기 이후 여성 노동시장의 변화와 특징,” 『월간 노동리뷰』, 2015년 5월호, 2015 pp.35-51.

(Translated in English) Jung, Sung Mi, “Changes and Characteristics of Female Labor Market After Financial Crisis,” *Montly Labor Review*, 2015-05, 2015, pp.35-51.

15. 조윤영, 『기혼 여성의 출산과 노동공급: 생애주기모형』, 정책연구시리즈 2006-01, 한국개발연구원, 2006.
(Translated in English) Cho, Yun Young, *Fertility and Labor Supply of Married Women: Life Cycle Model*, Policy Study Series, 2006-01, Korea Development Institute, 2006.
16. 최은영, “기혼여성의 취업과 자녀수 간의 상관관계에 대한 실증분석,” 『여성경제연구』, 제13집 제1호, 2016, pp. 51-70.
(Translated in English) Choi, Eun Young, “A Study on Married Women’s Participation in Economic Activity and Number of Children,” *The Journal of Women and Economics*, Vol. 13, No. 1, 2016, pp. 51-70.
17. 최형재, 『자녀교육과 기혼여성의 노동공급』, 연구보고서, 한국노동연구원, 2008.
(Translated in English) Choi, Hyung-Jai, *Child Education and Labor Supply of Married Women*, Research Paper, Korea Labor Institute, 2008.
18. 한중석 · 이영재 · 홍재화, “보육료 지원정책이 기혼여성 노동공급에 미치는 영향 - 생애주기 모형을 이용한 정량분석,” 『경제학연구』, 제65집 제3호, 2017, pp. 5-46.
(Translated in English) Han, Jong-suk, Youngjae Lee, and Jay H. Hong, “The Effect of Child Care Subsidies on Labor Supply of Married Women,” *The Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 65, No. 3, 2017, pp. 5-46.
19. Angrist, Joshua, D. and Williman N. Evans, “Children and Their Parents’ Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size,” *American Economic Review*, Vol. 88, No. 3, 1998, pp. 450-477.
20. Becker, Gary S., “A Theory of the Allocation of Time,” *Economic Journal*, Vol. 75, 1965, pp. 493-517.
21. Bronars, Stephen G. and Jeff Grogger, “The Economic Consequences of Unwed Motherhood: Using Twins and a Natural Experiment,” *American Economic Review*, Vol. 84, No. 5, 1994, pp. 1141-1156.
22. Browning, Martin, “Children and Household Economic Behavior,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 30, No. 3, 1992, pp. 1434-1475.
23. Connelly, Rachel, “The Effect of Child Care Costs on Married Women’s Labor Force Participation,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, No. 1, 1992, pp. 83-90.
24. Gangadharam, Jaisri, Joshua L. Rosenbloom, Joyce Jacobson, and James Wishart Pearre III, “The Effects of Childbearing on Married Women’s Labor Supply and Earnings: Using Twin Births as a Natural Experiment,” NBER Working Paper no. 5647, 1996.
25. Hotz, V. Joseph, and Robert A. Miller, “An Empirical Analysis of Life Cycle Fertility and Female Labor Supply,” *Econometrica*, Vol. 56, Issue 1, 1988, pp. 91-118.
26. Killingsworth, Mark R. and James J. Heckman, “Female Labor Supply: A Survey,” in Orly Ashenfelter and Richard Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, New York: North-Holland, 1986, pp. 103-203.
27. Mincer, Jacob, “Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply,” in NBER, *Aspects of Labor Economics*, Princeton: Princeton University Press, 1962, pp. 63-105.
28. Rozenzweig Mark R. and Kenneth L. Wolpin, “Testing the Quantity-Quality Fertility

- Model: The Use of Twins as a Natural Experiment,” *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, 1980a, pp.227-240.
29. _____, “Life-cycle Labor Supply and Fertility: Causal Inferences from Household Models,” *Journal of Political Economy*, Vol. 88, No. 2, 1980b, pp.328-348.
30. Willis, Robert J., “What Have We Learned from the Economics of Family?” *American Economic Review* (papers and Proceedings), Vol. 77, No. 2, 1987, pp.68-81.

〈Appendix Table 1〉 Household Income and Expenditure Survey Sample Statistics
for Married Women

(A) 25~64 years old	2006	2016
Employment Share	.510	.563
No children = 1	.199	.235
# of children at age 0-3	.173 (.438) ¹⁾	.176 (.435)
at age 4~6	.161 (.401)	.151 (.392)
in elementary school	.377 (.653)	.315 (.605)
in middle school	.182 (.429)	.153 (.393)
in high school	.159 (.405)	.154 (.403)
older	.353 (.673)	.362 (.653)
Unearned Income=0	.002	.007
Log per-capita unearned income	13.586 (1.017)	13.773 (1.327)
Age	43.023 (9.333)	45.587 (9.441)
Less than High School	.247	.170
High school Graduate	.470	.400
2-year College	.080	.144
4-year college or more	.203	.286
Observation	8,400	5,087

(B) 38~42 years old	2006	2016
Employment Share	.553	.531
No children = 1	.042	.043
# of children at age 0-3	.083 (.314) ¹⁾	.178 (.419)
at age 4~6	.155 (.392)	.261 (.476)
in elementary school	.800 (.762)	.830 (.777)
in middle school	.528 (.602)	.347 (.536)
in high school	.288 (.509)	.210 (.453)
older	.051 (.228)	.053 (.233)
Unearned Income=0	.001	.006
Log per-capita unearned income	13.521 (1.421)	13.680 (1.176)
Age	39.887 (1.421)	40.012 (1.405)
Less than High School	.092	.082
High school Graduate	.597	.372

2-year College	.071	.221
4-year college or more	.239	.325
Observation	1,517	867

Note: 1) Standard errors in parentheses.

2) The per-capita unearned income is defined by the household income minus the married woman's own income divided by the number of household members, and deflated with CPI.

Data: Household Income and Expenditure Survey, 2006, 2016.

〈Appendix Table 2〉 KLIPS Sample Statistics for Married Women

	at $t-1$	at t
Employment Share	1.000	.778
No children = 1	.325	.307
# of children at age 0-3	.172 (.415) ¹⁾	.184 (.432)
at age 4-6	.174 (.422)	.169 (.416)
in elementary school	.379 (.655)	.374 (.655)
in middle school	.216 (.466)	.213 (.460)
in high school	.202 (.454)	.211 (.465)
Unearned Income=0	.094	.082
Log per-capita unearned income	11.941 (3.917)	12.164 (3.701)
Age	38.652 (6.804)	39.652 (6.804)
Less than High School	.170	.170
High school Graduate	.431	.428
2-year College	.154	.157
4-year college or more	.244	.246
Number of Individual (N)	2,932	
Observation (N*t)	13,614	

Note: 1) Standard errors in parentheses.

2) The per-capita unearned income is defined by the household income minus the married woman's own income divided by the number of household members, and deflated with CPI.

Data: KLIPS 4-19 Wave, Korea Labor Institute.

Changes in Married Women's Employment and the Effects of Children*

Dae Il Kim**

Abstract

This paper investigates the causes of recent decline in employment among the 35-45 years old women in Korea. The decline appear to have resulted partly from the shift of age-employment profile to the right, which was contributable to delayed marriages. However, the more important cause for the decline was the changes in the effects of children on mothers' employment. The negative effects of pre-school children have improved since the mid-2000s, but the negative effects of elementary school children have deepened. At the same time, the positive effects of children in middle and high schools, if any, appear to have dissipated. These results suggest for the importance of policies that would effectively reduce the burden of mothers with school children.

Key Words: age-employment profile, delayed marriages, children in school

JEL Classification: J0

Received: March 26, 2018. Revised: July 2, 2018. Accepted: Aug. 24, 2018.

* This work was supported by the Ministry of Education of the Republic of Korea and the National Research Foundation of Korea (NRF-2017S1A3A2066494). I am very grateful to Wonsik Ko for his excellent research assistance.

** Professor, Department of Economics, Seoul National University, 1, Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 08826, Korea, Phone: +82-2-880-6364, e-mail: dikim@snu.ac.kr