

# 자녀의 초등학교 입학이 취업모의 근로조건에 미치는 영향

## The Influence of Children's Elementary School Entrance on Working Conditions of Employed Mothers

이재희, 김근진  
육아정책연구소

Jaehee Lee(leejaehee@kicce.re.kr), Keun Jin Kim(kjkim529@kicce.re.kr)

### 요약

본 연구의 목적은 자녀의 초등학교 입학이 취업모의 근로조건을 어떻게 변화시키는지 살펴보는 것이었다. 분석을 위해 육아정책연구소에서 실시하는 한국아동패널 4-8차년도 자료를 활용하였다. 구체적으로 본 연구에서는 자녀의 초등학교 입학이 어머니의 임금, 근로시간, 상용직 취업확률에 미치는 영향을 살펴보고자 하였다. 분석 결과의 내생성(endogeneity)을 통제하기 위해 균형패널 데이터를 대상으로 회귀불연속설계를 사용하여 분석한 결과와 불균형패널 데이터를 대상으로 Heckman 선택모형을 사용하여 분석한 결과를 비교하여 제시하였다. 분석결과 자녀의 초등학교 입학은 어머니의 임금수준, 근로시간, 상용직 취업확률에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 자녀의 초등학교 입학이 단순히 여성의 경력단절 문제뿐만 아니라 양질의 일자리에 진입하는 것을 어렵게 만들 수 있다는 것을 보여준다.

■ 중심어 : | 여성 고용 | 초등학교 입학 | 여성 일자리의 근로조건 | 경력 단절 |

### Abstract

The purpose of this study was to investigate the influence of children's elementary school entrance to working conditions of employed mothers. The data from 4th to 8th wave of Panel Study on Korean Children (PSKC) were used for analysis. Specifically, we examined changes in wages, working hours and regular employment of employed mothers after their children entered elementary schools. We adopted Heck selection model for unbalanced panel data after controlling sample selection bias, and compare results of analysis for unbalanced and balanced panel data. The results showed that children's elementary school entrance reduces employed mothers' wage, working hours and regular employment. These results indicate that mother tend to leave regular job and could not entry into decent job when their children are in elementary school.

■ keyword : | Female Employment | Children's Elementary School Entrance | Female Working Conditions | Career Break |

## I. 서론

여성의 사회 진출 증가로 인해 과거에 비해 여성 취

업자 수가 크게 증가하였다. 2016년 여성 경제활동 참가율은 52.9%로 2000년 이후로 꾸준히 증가하고 있는 추세이다. 특히, 20~30대 여성의 취업률은 60%가 넘

\* 본 연구는 육아정책연구소 기본연구과제(초등자녀 양육지원 방안)로 수행되었습니다.

접수일자 : 2019년 09월 06일

수정일자 : 2019년 11월 08일

심사완료일 : 2019년 11월 13일

교신저자 : 김근진, e-mail : kjkim529@kicce.re.kr

는 것으로 나타났다. 1987년 남녀고용평등법(시행 1988.4.1., 법률 제3989호, 1987.12.4., 제정)이 제정된 이후에 지속적으로 여성 취업기회 확대를 위한 정책이 추진되고 있어 여성 취업률은 지속적으로 높아질 것으로 예측된다.

이는 결국 맞벌이 가정의 증가로 이어진다. 2017년 지역별 고용조사에 따르면 맞벌이 가구 비율은 44.7%에 해당한다[1]. 이에 따라 5가구 중 2가구는 맞벌이에 해당하는 것으로 나타났다. 과거에 비해 맞벌이 가구가 증가하였지만 여전히 일·가정 양립으로 인하여 자녀양육 시기인 30대의 맞벌이 가구비율은 낮은 것으로 나타났다. 전술한 2017년 지역별 고용조사에 따르면 40~50대가 맞벌이 비율이 52.1%이지만 30대는 47.6%로 상대적으로 낮은 것으로 나타났다[1].

특히 30대 후반, 40대 초반 연령에서 여성고용이 하락하는 양상을 보인다[2]. 최근 연구에 따르면 기혼 여성의 경제활동에 부정적이라고 알려진 미취학 자녀의 효과는 점차 개선되고 있는데 반해, 초등학생 자녀의 부정적인 효과는 빠르게 심화되고 있고 있는 것으로 나타났다[3]. 2017년 보건복지부와 국민건강보험공단에서 발표한 경력단절 여성 실태조사 결과에 따르면 2017년 2~3월 새로운 학기를 전후로 초등학교 1~3학년(만 7~9세) 자녀를 둔 20~40대 직장인 여성 가입자 1만 5841명이 회사를 퇴직해 남편이나 가족의 건강보험 피부양자로 흡수되었다[4].

초등 저학년의 경우 수업 시수가 유치원이나 어린이 집에 실시하는 교육활동이나 돌봄 시간보다 상대적으로 짧아 취업 여성의 경우 돌봄 공백에 대한 우려가 높아지는 시기이다. 실제로 육아정책연구소가 실시한 한국아동패널조사 결과에 따르면 아동이 유치원/어린이 집에서 기관에 머무는 시간이 7.08시간에서 초등학교 입학 후 5.54시간으로 감소한 것으로 나타났다[5]. 또한 학교에서 요구하는 교육지원활동 등이 많아지게 되어 아동의 초등학교 입학은 취업모의 경력단절 가능성을 높이는 것으로 알려져 있다[6][7].

초등 돌봄 공백은 일·가정 양립의 정책의 일관성을 저해시킬 가능성이 높다. 즉, 무상보육 등 보육정책의 효과가 미취학 자녀를 둔 여성의 취업률 향상으로 나타나고 있는 상황에서 자녀의 초등학교 입학으로 인해 다

시 여성의 경력단절 문제가 발생하는 것은 정책의 지속성과 연결성이 미흡하다고 볼 수 있다.

최근 이러한 문제가 지적되면서 초등 방과후 돌봄 공백 해소를 위해 다양한 정책제안들이 제시되었다. 특히 저출산·고령사회위원회를 비롯한 관계부처 합동으로 2018년 4월 초등 방과후 돌봄 공백을 해소하기 위해 온종일돌봄체계 구축·운영 실행계획을 발표하였다. 현재 방과후 돌봄의 주 정책인 초등돌봄교실 수를 늘리고, 지역사회 및 지자체가 연계된 마을돌봄을 확대한다는 계획이었다.

대부분의 선행연구에서는 자녀가 초등학교에 입학할 때 취업모의 경력단절에만 초점을 맞춰 연구가 이뤄졌다. 하지만, 2016년 한국아동패널조사에 따르면 오히려 자녀가 초등학교 1학년에 입학 후 취업률이 증가한 것으로 나타났다[5]. 즉, 초등학교 입학과 취업여성의 경력단절의 관점으로만 바라보면, 이해하기 어려운 결과이다. 본 연구는 선행연구가 자녀의 초등학교 입학이 어머니의 취업 여부에 미치는 영향에 초점을 맞추고 있는 것에 대한 문제의식에서 시작하였다. 근로조건 변화는 단순히 취업 여부의 변화에만 그치는 것이 아니라 임금, 근로시간, 상용직 취업확률 등 붐으로써 일자리의 질이 어떻게 변화하는지도 파악해야 종합적인 고찰이 가능하기 때문이다.

신가계경제학(New Home Economics) 이론에 따르면 기본적으로 부부는 자녀가 있는 제약조건 상에서 자녀로 인해 발생하는 효용과 자녀 출산 및 양육을 위한 비용을 고려하여 가계의 총 효용을 최대한 높이는 방향으로 의사 결정을 하게 된다[8]. 즉, 초등돌봄 시기에 발생하는 자녀의 돌봄 공백이 가족의 효용의 극대화하는 방식에 영향을 미칠 수 있고, 이에 가장 민감하게 반응할 수 있는 것이 여성의 취업이기 때문이다[8].

여성의 고용질을 확인할 수 있는 변인은 임금 수준, 근로시간, 직업 안정성 등 근로조건과 관련된 요인들이다[9][10]. 따라서 본 연구에서는 자녀의 초등학교 1학년 입학 후 어머니의 고용변화를 단순 취업여부만 아니라 임금, 근로시간, 상용직 취업확률 등 근로조건 변화의 통해 살펴보고자 한다.

## II. 연구방법

### 1. 분석 자료 및 변수

#### 1.1 분석자료

본 연구에서는 육아정책연구소에서 수집하는 한국아동패널 4-8차년도(2011-2015) 데이터를 사용하였다. 4차년도 이후의 데이터를 사용한 이유는 임금수준 등 본 연구에서 사용한 종속변수가 4차년도 이후부터 존재하기 때문이다. 8차년도는 아동패널조사의 대상이 되는 아동들이 초등학교에 입학하는 시기이다.

4-8차년도 데이터 중에서 어머니와 아버지가 모두 응답에 참여한 케이스만을 분석에 포함하였다. 아동패널 데이터의 샘플은 1차년도에 총 2150명이었으나 4-8차년도에 어머니와 아버지가 모두 응답에 참여한 샘플로 한정할 결과 1개년도 기준 813명의 샘플이 선정되었다(5개년도 4065 케이스).

#### 1.2 변수

본 연구에서 사용한 종속변수는 아동패널의 조사대상이 되는 아동의 어머니의 근로조건이다. 근로조건 중에서도 어머니의 임금수준(로그변환), 주당 노동시간, 상용직(1년 이상 근로계약, 경제활동인구조사 기준) 취업 확률을 종속변수로 하였다. 여기서 상용직은 정규직 뿐만 아니라 비정규직이라 해도 1년 이상 근로계약인 경우를 포함한다. 독립변수는 아동의 초등학교 입학에 사용하였는데, 이 변수는 더미(dummy) 변수로서, 4-7차년도는 0(초등학교 입학 전), 8차년도는 1(초등학교 입학 후)로 코딩하였다. 독립변수인 아동의 초등학교 입학에 결정하는 배경변수(running variable)로는 아동의 나이와 나이의 제곱을 사용하였다. 이는 후술할 회귀불연속설계에서 처치에 영향을 미치는 선형 및 비선형 추세(linear and non-linear trends)를 통제하기 위함이다. 그 외의 통제변수로는 어머니의 연령 및 연령의 제곱, 17개 시도 더미, 어머니의 교육연수 및 교육연수의 제곱을 사용하였다[11-13].

본 연구에서는 분석모형에서 후술할 Heckman 선택

모형을 사용하기 위해서는 배제제약을 충족하는 도구변수(instrumental variable)가 요구된다. 다시 말해서 선택방정식(selection equation)인 어머니의 취업 여부에는 유의미한 영향을 미치지 않지만, 결과방정식인 어머니의 임금수준 등에는 유의미한 영향을 미치지 않는 변수가 요구된다. 이러한 변수로 본 연구에서는 배우자의 소득수준(로그변환)을 도구변수로 사용하였다. 선행 연구에 의하면 취업모의 노동시장 참가는 배우자의 소득수준 변화에 크게 영향을 받게 되는데, 배우자의 소득이 감소하게 되면 가계소득 감소를 바꾸기 위해 취업모가 노동시장에 참가하게 되는 것이다[11][14]. 노동경제학에서는 배우자의 소득수준 변화 또는 취업상태 변화가 취업모의 노동시장 참가에 미치는 영향은 두 가지 다른 방향으로 나타날 수 있다고 보는데, 배우자의 미취업상태로 인한 가계소득 감소를 보전하기 위해 여성이 노동시장에 참가하게 되는 부가노동효과와 반대로 배우자의 미취업상태가 여성으로 하여금 노동시장 참가가 어렵다고 인식하게 만들어 노동시장에서 퇴장하게 만드는 실망노동효과로 구분할 수 있다[15]. 사회복지 시스템이 잘 갖추어져 있는 고소득 국가의 경우 실망노동효과가 많이 나타나고, 그렇지 않은 국가의 경우 부가노동효과가 많이 나타나는 것으로 알려져 있다[14]. 본 연구에서 사용한 아동패널 데이터에서는 남편의 소득수준 변화와 취업모의 노동시장 참가는 유의미한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타난다. 이런 점에서 본 연구의 데이터에서 배우자의 소득수준이 취업모의 노동시장 참가에 미치는 영향은 부가노동효과로 설명이 가능하다고 판단된다. 고용주의 입장에서는 취업모의 임금수준을 결정할 때 배우자의 소득수준을 고려하지 않기 때문에, 배우자의 소득수준은 취업모의 취업 여부에는 영향을 미치나, 임금수준에는 영향을 미치지 않는 변수라고 볼 수 있다. 이런 의미에서 배우자의 소득수준은 취업모의 임금방정식에 대한 도구변수로 사용 가능하다고 할 수 있다. 배우자의 소득수준은 가계소득에서 어머니의 소득을 차감한 후 자연로그로 변환하여 구성하였다. 본 연구에서 사용한 도구변수에 대해서는 후술할 분석모형에서 추가적으로 설명한다.

#### 1.3 균형패널과 불균형패널

본 연구에서 사용한 아동패널데이터에서 응답한 취업모 중에서 5개년도 전체 4,065 케이스 중 결측치를 제외하고 노동시장에 참가한다고 응답한 케이스는 2,419 케이스이고, 노동시장에 참가하지 않는다고 응답한 케이스는 1,593 케이스이다. 노동시장에 참가한다고 응답한 취업모의 경우에도 5개년도 모두 참가한다고 응답한 경우는 소수이고 대다수는 5개년도 중에서 일부 연도에만 노동시장에 참가하였다. 따라서 본 연구의 데이터는 불균형패널(unbalanced panel)이라고 할 수 있는데, 본 연구에서는 5개년도 모두 노동시장에 참가한 취업모를 선별하여 균형패널(balanced panel)을 구성하여 분석에 추가하였다. 균형 패널을 구성하여 분석에 추가한 이유는 본 연구의 주제가 아동의 초등학교 입학이 취업모의 경력단절에 미치는 영향을 포함하고 있기 때문이다. 전업주부로 활동하다가 일정 시기에만 취업하는 어머니보다 여러 연도에 걸쳐서 계속 노동시장에 참가하는 취업모를 대상으로 아동의 초등학교 입학이 근로조건에 미치는 영향을 분석하는 것이 취업모의 경력단절에 미치는 영향 분석이라는 취지에 더 부합하는 것으로 판단되었기 때문에 균형패널을 구성하여 분석에 추가하였다. 그러나 균형패널은 5개년도 모두 노동시장에 참가한 특정한 취업모만을 대상으로 하는 분석이므로 표본선택편의(sample selection bias)가 발생할 수 있다. 그러므로 불균형패널 데이터를 대상으로 Heckman 선택모형을 사용하여 표본선택편의를 통제하고 분석한 결과도 제시하여 균형패널 데이터 분석결과와 비교하였다.

불균형패널 데이터에 포함된 케이스는 5개년도 4065 케이스(1개년도 기준 813명)이고, 균형패널 데이터에 포함된 케이스는 5개년도 350 케이스(1개년도 기준 70명)이다. 분석을 할 때는 아동패널 데이터가 종단 데이터라는 점을 고려하여 데이터에 포함된 종단가중치(longitudinal weight)를 부여하였다.

균형패널 데이터를 분석할 때에는 회귀불연속설계와 패널 고정효과 모형을 사용하였고, 불균형패널 데이터를 분석할 때에는 회귀불연속설계에 Heckman 선택모형을 결합하여 사용하였다.

## 2. 분석모형

### 2.1 회귀불연속설계

본 연구에서 사용한 분석모형은 균형패널과 불균형패널 모두 회귀불연속설계(Regression Discontinuity Design, 이하 RDD)에 기반을 두고 있다. 회귀불연속설계는 배정변수의 변화에 따라 처치가 이루어지는 단절점(cutoff)을 기준으로 직전과 직후를 비교함으로써 처치효과를 분석하는 방법이다[16][17]. 회귀불연속설계는 처치가 이루어지는 배정변수의 단절점에서의 불연속적인 변화를 식별의 원천으로 본다. 단절점 주변에서는 무작위 할당이 일어난 것과 마찬가지로 내생성이 통제된다고 가정한다.

회귀불연속설계는 모수적 방법(parametric method)과 비모수적 방법(non-parametric method)으로 구분할 수 있는데, 이중에서 모수적 방법은 OLS 모형에서 처치 나타내는 더미변수와 처치를 결정하는 배정변수를 식에 포함하는 것이다. 본 연구에서 처치변수는 아동의 초등학교 입학이었고, 배정변수는 아동의 연령이었다. 본 연구에서는 다음과 같은 식으로 구성하였다.

$$Y_{it} = B_0 + B_1 Dit + B_2 Ait + B_3 Ait^2 + \Xi t + U_{it}(1)$$

$Dit$ : 아동 초등학교 입학(4-7차년도=0, 8차년도=1로 코딩)

$Ait$ : 아동의 연령

$Xit$ : 통제변수

$U_{it}$ : 오차항

### 2.2 Heckman 선택모형(Heckman Selection Model)

본 연구에서는 불균형패널을 분석하기 위해서 회귀불연속설계에 추가하여 Heckman 선택모형을 결합하여 사용하였다[18][19].

Heckman 선택모형은 독립변수와 오차항이 상관관계를 가지게 되는 내생성(endogeneity)을 야기하는 요인을 방정식에서 통제함으로써 표본선택편의(sample selection bias)를 통제하는 통제함수접근법(control function approach)의 일종이라고 할 수 있다[20].

이 모형을 설명하면 다음과 같다.

노동공급함수를 아래와 같다고 가정해 볼 수 있다.

$$Y = X\beta + U \tag{2}$$

$$E(U | X) = 0$$

여기서  $\beta$ 를 편의(bias) 없이 추정하기 위해서는 모본 포로부터 임의적으로 추출된 표본을 관측할 필요가 있다. 그러나 여성의 노동공급함수에 있어서는 자기선택(self-selection)에 의해서 특별한 특성을 가진 여성들을 노동시장에서 관측하게 되는 경우가 발생하게 된다 [21].

여성의 노동시장 참가 결정은 다음과 같은 모형에 의해 정해진다고 가정해 볼 수 있다.

$$S = 1\{Z + V > 0\} \tag{3}$$

다시 말해서,  $Z + V$ 가 0보다 큰 경우 여성이 노동 시장에서 관측되고, 그렇지 않은 경우는 노동시장에서 관측되지 않는, 전업주부로서 전일제 가사노동에 참가하게 되는 경우라고 할 수 있다. Heckman 선택모형은 이와 같은 표본선택편의(sample-selection bias)를 통제하기 위해서 사용된다[21].

Heckman 선택모형에서는  $Z$ 는 외생성(exogeneity) 특히 배제제약(exclusion restriction)을 만족시킨다고 가정한다. 다시 말해  $Z$ 는 도구변수(instrumental variable)라고 할 수 있다.

$$E(U | X, Z) = 0 \tag{4}$$

이 모형에서는 선택방정식(selection equation)의 비관측요소  $V$ 와 결과방정식의 비관측요소  $U$ 가 서로 유의미한 상관관계를 가지고, 2변량 정규분포(bivariate normal distribution)를 갖는다고 가정한다[22].

$U$ 와  $V$ 가 양의 상관관계를 갖는 경우,  $V$ 가 큰 경제주체가 자기선택(self-selection)할 가능성이 높아지고, 이에 따라  $U$ 도 커지기 때문에  $Y$ 가 커질 가능성이 높아진다고 볼 수 있다. 그러므로 성과변수  $Y$ 가 높은 것은 처치변수의 계수  $\beta$ 에 의해서가 아니라, 결과방정식의

오차항  $U$ 가 큰 값을 가지기 때문일 수도 있는 것이다. 이러한 표본선택의 영향을 고려하지 않고 추정하게 될 경우  $\beta$ 가 과대추정(overestimate)될 가능성이 높다고 할 수 있다[21].

Heckman 선택모형을 수학적으로 설명하면 다음과 같다. 추정식이  $Y_i = X_i\beta + U_i$  이고  $Z_i = (X_i, z_i)$ 라 가정해 본다. 표본선택 방정식이  $S_i = 1\{Z_i\gamma + V_i > 0\}$  일 때,  $E(Y_i | Z_i, S_i = 1) = X_i\beta + E(U_i | Z_i, S_i = 1)$  인데,  $Z_i$ 가  $(U_i, V_i)$ 와 독립이라는 가정과  $(U_i, V_i)$ 가 2변량 정규분포를 갖는다는 가정을 하면  $E(U_i | Z_i, S_i = 1) = E(U_i | V_i) - Z_i\gamma = \rho\sigma\lambda(Z_i\gamma)$  임을 구할 수 있다. 여기서  $\rho$ 는  $U_i$ 와  $V_i$ 의 상관계수이고,  $\sigma$ 는  $U_i$ 의 표준편차이다[20].  $\lambda(\cdot)$ 는 역밀수비율(inverse Mills ratio, IMR)이 된다.  $\varphi(Z)$ 와  $\Phi(Z)$ 를 각각 표준정규분포의 확률밀도함수(probability density function, PDF) 및 누적확률분포함수(cumulative distribution function, CDF)라 할 때  $\lambda(Z) = \varphi(Z) / \Phi(Z)$  이 된다. 그러므로 선택방정식(selection equation)에서  $\gamma$ 를 프로빗(probit)으로 추정하여  $\hat{\gamma}$ 를 구하고 난 후 각 관측치별로  $\lambda(Z_i\hat{\gamma})$ 을 계산하여 변수  $\lambda_i$ 에 대하여 OLS를 추정할 수 있다. 이는 편의(bias)를 야기하는 항을 선택방정식으로부터 추정하여 역밀스비율(inverse Mills ratio, IMR)을 구하고, IMR항을 우변에 추가하여 통제함으로써 편의(bias)를 교정하는 방법이라고 할 수 있다[22].

여기서  $Z$ 는 도구변수(instrumental variable)라고 할 수 있는데, 도구변수가 되기 위해서는 적절성(relevance), 외생성(exogeneity), 배제제약(exclusion restriction)의 조건을 충족해야 한다[23]. 다시 말해서, 도구변수는 오차항과 상관관계가 없으며, 처치변수(treatment variable)와 유의미한 상관관계가 있어야 한다. 배제제약(exclusion restriction)을 충족하기 위해서는 결과방정식(outcome equation)에서 배제되어 있는 외생변수(exogenous variables)가 도구변수로서 선택방정식(selection equation)에 포함되어 있어야 한다. 또한 결과방정식에서 배제되어 있는 이 도구변수는 선택의 확률에 유의미한 영향을 미쳐야 한다. 결과에는 직접적으로 영향을 미치지 않으면서 선택의 확률에는 영향을 미치는 외생변수를 찾아내는 것이 어렵기 때문에 연구자는 배제제약이 성립함을 입증하는 이론

적 근거를 가지고 있어야 할 필요가 있다[24].

그러나 배제제약을 충족하는 도구변수를 데이터에서 찾지 못하는 경우가 있을 수 있다. 이러한 경우에도 Heckman 선택모형에서 계수의 식별(identification)이 불가능한 것은 아니다. 다시 말해서 선택방정식과 결과방정식의 변수가 동일한 경우에도 식별이 될 수 있는데 이러한 경우는 모형의 식별(identification)이 선택방정식에서 나타나는 함수 형태의 비선형성(non-linearity)에만 의존하는 경우라고 할 수 있다. 선택방정식이 비선형(non-linear)이고 결과방정식이 선형(linear)이기 때문에 선형 결과방정식에는 선택방정식에 포함되어 있는 비선형의 변수들이 등장하지 않는다. 그러므로 선택방정식의 비선형성은 자동적으로 배제제약(exclusion restriction)을 형성한다. 그러나 선택방정식을 추정하는 프로빗(probit) 모형이 함축하고 있는 비선형성이 무시할만한 정도인 경우 식별은 취약할 수 있다. 이와 같은 이유로 실증분석에서는 배제제약을 충족하는 도구변수를 찾는 것이 보다 바람직하다[24].

### 2.3 선형확률모형(Linear Probability Model)

본 연구에서 사용한 결과변수 중 취업모의 상용직 취업 여부는 더미변수이다. 종속변수가 더미변수인 경우 로짓(logit)이나 프로빗(probit) 모형을 사용하는 것이 일반적이나, 본 연구에서는 선형확률모형(linear probability model)을 사용하였다. 그 이유로는 본 연구의 관심사가 아동의 초등학교 입학이 취업모의 상용직 취업 여부에 미치는 한계효과(marginal effects)에 있기 때문이다. 설명변수의 한계효과를 분석하는 데 있어서 평균값에서 추정된 logit 또는 probit 모형의 한계효과와 선형확률모형의 한계효과가 별 차이가 없는 것으로 알려져 있다[25]. 만일 다른 요인들을 통제한 채 설명변수를 한 단위 증가시킬 때 종속변수가 1이 될 확률이 평균적으로 변화하는 정도(한계효과)를 대략적으로 알고자 한다면 선형확률모형을 사용하여 OLS로 그 계수를 추정하는 것도 가능하다. 이 경우 선형확률모형을 사용하여 추정된 결과가 로짓이나 프로빗 모형을 사용하여 추정된 결과와 차이가 별로 나지 않는 경우가

많다[20]. 본 연구에서도 사전분석에서 로짓과 프로빗 모형으로 분석하고 한계효과로 변환한 결과와 선형확률모형으로 분석한 결과를 비교해 보았으나 결과들이 유사하게 나와서 선형확률모형의 결과만 제시하였다. 선형확률모형의 경우 회귀불연속설계 및 Heckman 선택모형과 같이 사용하기 용이하다는 점에서 본 연구에서는 선형확률모형을 사용하였다.

## III. 연구결과

### 1. 아동연령에 따른 취업모의 근로조건 변화

2011-2015년의 5개년도에 걸쳐 계속 취업하고 있는 취업모의 근로조건 변화를 그림으로 살펴보았다. 다시 말해서 균형패널(balanced panel)에서 취업모의 근로조건의 변화를 그림으로 나타내면 다음과 같다. 여기서 세로축은 종속변수인 취업모의 임금수준, 노동시간, 상용직 취업확률을 의미하고, 가로축은 아동의 연령을 의미한다. [그림 1-그림 3]을 보면 임금수준, 노동시간, 상용직 취업확률에 있어서 모두 아동이 초등학교가 입학하는 연령인 7세(8차 데이터, 2015년)에서 급감하는 것을 관찰할 수 있다. 이것은 아동의 초등학교 입학이 취업모의 근로조건에 부정적인 영향을 미칠 가능성을 보여주는 것이다.

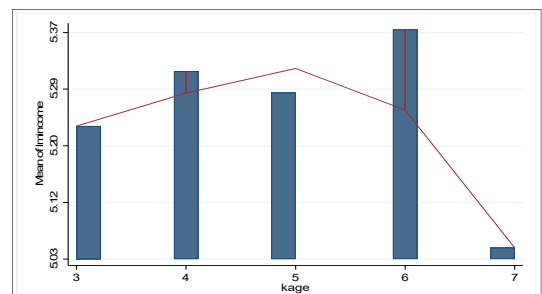


그림 1. 아동의 연령에 따른 취업모의 임금수준 변화

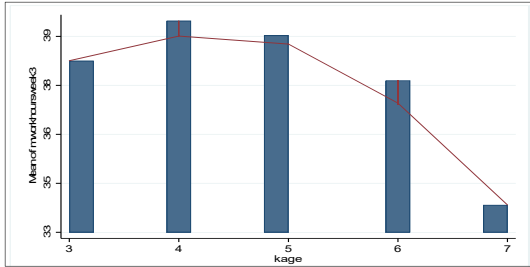


그림 2. 아동의 연령에 따른 취업모의 근로시간 변화

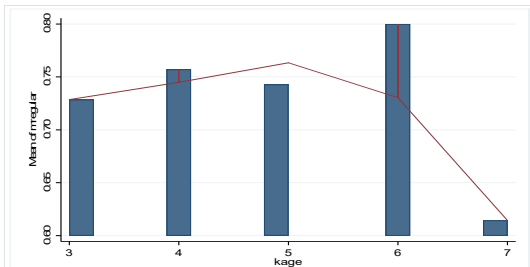


그림 3. 아동의 연령에 따른 취업모의 상용직 취업확률 변화

## 2. 아동의 초등학교 입학이 취업모의 근로조건에 미치는 영향

### 2.1 균형패널 결과

균형패널에서 아동의 초등학교 입학은 취업모의 임금수준을 유의미하게 감소시키는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 모수 RDD(Parametric Regression Discontinuity Design), 비모수 RDD(Non-Parametric Regression Discontinuity Design), 패널고정효과모형에서 모두 유사하게 나타났다.

표 1. 아동의 초등학교 입학이 취업모의 임금수준에 미치는 영향(균형패널)

	아동 초등학교 입학	$R^2$
모수 RDD	-.534**(14)	.273
비모수 RDD	-.467**(13)	
패널고정효과 모형	-.569**(124)	.186

( ) 표준오차, \*\*  $p < .01$

균형패널에서 아동의 초등학교 입학은 취업모의 노동시간을 유의미하게 감소시키는 것으로 나타났다. 모수 RDD, 비모수 RDD, 패널고정효과모형에서 모두 주

당 평균노동시간을 약 7시간 정도를 감소시키는 결과를 보여주었다.

표 2. 아동의 초등학교 입학이 취업모의 임금수준에 미치는 영향(균형패널)

	아동 초등학교 입학	$R^2$
모수 RDD	-6.881**(2.209)	.206
비모수 RDD	-6.171*(2.497)	
패널고정효과 모형	-7.239**(2.047)	.176

( ) 표준오차, \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$

균형패널에서 아동의 초등학교 입학은 취업모의 상용직 취업확률을 유의미하게 감소시키는 것으로 나타났다. 모수 RDD, 비모수 RDD, 패널고정효과모형에서 아동의 초등학교 입학은 취업모의 상용직 취업확률을 약 20% 정도를 감소시킨다는 결과를 보여주었다.

표 3. 아동의 초등학교 입학이 취업모의 상용직 취업률에 미치는 영향(균형패널)

	아동 초등학교 입학	$R^2$
모수 RDD	-.208†(.107)	.303
비모수 RDD	-.247*(.108)	
패널고정효과 모형	-.237*(.114)	.153

( ) 표준오차, †  $p < .1$ , \*  $p < .05$

### 2.2 불균형패널 결과

불균형패널에서 Heckman 선택모형을 사용하여 분석한 결과 아동의 초등학교 입학은 취업모의 임금수준을 유의미하게 감소시켰다. 그러나 감소 수준은 균형패널보다 훨씬 적은 수준인데, 그 이유는 표본선택편의(sample selection bias)를 통제했기 때문이라고도 볼 수 있다. 다시 말해서 5개년도 모두 노동시장에 참가한 어머니의 경우에 부분적으로 참가하는 어머니보다 아동의 초등학교 입학이 임금수준 하락에 더 큰 영향을 미친다는 것이다. 결과방정식의 오차항 U와 선택방정식의 오차항 V의 상관관계를 나타내는  $\rho$ 와 역밀스비율(inverse Mills ratio)을 나타내는  $\lambda$ 는 모두 유의한 것으로 나타나 Heckman 선택모형은 적절한 것으로 나타났다.

표 4. 아동의 초등학교 입학이 취업모의 임금수준에 미치는 영향(불균형패널)

	Heckman 선택모형
아동 초등학교 입학(2단계: 임금수준)	- .29*(.134)
아동 초등학교 입학(1단계: 취업여부)	.231 †(.129)
배우자 소득(1단계: 취업여부)	-.233**(0.059)
Rho	-.948**(0.018)
Mill's lambda	-.97**(0.085)

( ) 표준오차, †  $p < .1$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$

그러나 불균형패널에서 아동의 초등학교 입학이 취업모의 주당 노동시간 감소에 미치는 영향은 약 1.9시간이 감소되는 것으로 나타났는데, 이는 균형패널 분석 결과인 약 7시간 감소보다 훨씬 적게 나타났다.

이와 관련하여 결과방정식의 오차항  $U$ 와 선택방정식의 오차항  $V$ 의 상관관계를 나타내는  $\rho$ 와 역밀스비율을 나타내는  $\lambda$ 는 모두 유의하지 않은 것으로 나타나 종속변수가 취업모의 주당 노동시간일 때 Heckman 선택모형은 적절하지 않은 것으로 나타났다. 종속변수가 취업모의 주당 노동시간일 때 Heckman 선택모형이 적절하지 않은 것으로 나타난 이유는 종속변수가 취업모의 임금수준일 때 배우자의 소득수준이라는 도구변수를 사용한 것에 비해 종속변수가 취업모의 주당 노동시간일 때는 적절한 도구변수를 사용하지 못하고 선택방정식의 비선형에 의존하여 식별을 시도했기 때문이라고 생각된다.

불균형패널에서 종속변수가 취업모의 주당 노동시간일 때 Heckman 선택모형이 적절하지 않은 것으로 나타났기 때문에 균형패널과 마찬가지로 모수 RDD, 비모수 RDD, 패널고정효과모형으로 분석한 결과를 추가하였다. 모수 RDD와 비모수 RDD 모두 결과가 유의하지 않은 것으로 나타났으나 패널고정효과모형에서는 결과가 유의미한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 7차년도와 8차년도 사이에 취업모의 시간불변특성들에 차이가 존재하고 노동시간이 이러한 시간불변특성들의 차이에 영향을 받기 때문이라고 해석할 수 있다. 패널고정효과모형은 변수의 값에서 평균을 차감함으로써 시간불변변수를 제거하는 분석방법이다. 그러므로 패널고정효과모형과 다른 모형의 추정치에 차이가 발생한다면 노동시간이 시간불변특성들의 차이에 영향을 받기 때문이며, 패널고정효과모형이 시간불변특성들을 제거하기 때문에 다른 모형의 추정치와 결과가 다르게 나

타난다고 볼 수 있다. 패널고정효과모형의 결과도 균형패널의 분석결과와 비교하면 아동 초등학교 입학으로 줄어드는 취업모의 노동시간은 작은 수준인 것으로 나타났다.

균형패널은 5개년도 모두 취업하고 있는 취업모만 샘플에 포함하고 있고, 불균형 패널은 5개년도 중 일부만 취업하고 있는 샘플도 포함하고 있으므로, 자녀의 초등학교 입학 후 어머니의 노동시간이 줄어드는 정도가 균형패널보다 불균형패널에서 더 적게 나타난다면, 자녀의 초등학교 입학으로 인해 어머니의 노동시간이 줄어드는 것 이외에 비취업모가 취업을 함으로서 노동시간을 늘리게 되는 경우를 생각해 볼 수 있다.

이러한 결과가 발생할 수 있는 경우로는 여러 가지 가능성을 생각해 볼 수 있는데 먼저 초등학교 입학으로 인해 사교육이 늘어남으로써 사교육비를 마련하기 위한 시간제 일자리에 취업하는 가능성을 생각해 볼 수 있다. 자녀가 초등학교에 입학하면 유치원이나 어린이 집에 비해 방과후 돌봄이 줄어드는 것으로 인해 발생하는 사교육 수요의 증가를 생각해 볼 수 있는데, 2018년 4월에 발표된 정부의 「온종일 돌봄 구축·운영 실행계획」에서 파악한 바로는 영유아 공적 돌봄서비스 이용률을 68.3%인 반면 초등학교 공적 돌봄서비스 이용률은 12.5%에 불과하였다[26]. 이와 같은 초등 자녀의 돌봄 공백을 메꾸기 위해 사교육이 증가하고 이에 따라 발생하는 초등 자녀의 사교육비를 마련하기 위해 비취업모가 시간제 일자리에 취업하는 가능성을 생각해 볼 수 있다.

다음으로 2013년 이후 확대된 시간선택제 일자리 지원사업의 영향을 생각해 볼 수 있다. 2013년 11월 정부는 취업률 70%를 목표로 하는 「경제혁신 3개년 계획」의 일환으로 여성고용률 증진을 위한 「시간선택제 일자리 활성화 추진 계획」을 발표하였는데, 이에 따라 정부는 기업이 시간선택제 일자리를 채용할 경우 인건비 및 사회보험료 등의 지원을 하는 정책을 추진하였다[27]. 이러한 시간선택제 일자리의 지원이 시간제 일자리를 확대시킴으로써 비취업모의 시간제 일자리 취업이 증가했을 가능성을 생각해 볼 수 있다.



표 5. 아동의 초등학교 입학이 취업모의 노동시간에 미치는 영향(불균형패널)

	Heckman 선택모형
아동 초등학교 입학(2단계: 노동시간)	-1.896+(1.144)
아동 초등학교 입학(1단계: 취업여부)	.008(.089)
Rho	-.017(.039)
Mill's lambda	-.173(.398)
	모수 RDD
아동 초등학교 입학	-1.894(1.155)
	비모수 RDD
아동 초등학교 입학	-1.386(1.209)
	패널고정효과모형
아동 초등학교 입학	-2.83+(1.606)

( ) 표준오차, †p < .1, \* p < .05, \*\* p < .01

불균형패널에서 Heckman 선택모형의 결과는 아동의 초등학교 입학이 취업모의 상용직 취업확률에 미치는 영향이 유의하지 않은 것으로 나타났다. 그러나 결과방정식의 오차항 U와 선택방정식의 오차항 V의 상관관계를 나타내는 Rho와 역밀스비율(inverse Mills ratio)을 나타내는 lambda는 모두 유의하지 않은 것으로 나타나 종속변수가 취업모의 상용직 취업확률일 때 Heckman 선택모형은 적절하지 않은 것으로 나타났다. 종속변수가 취업모의 상용직 취업확률일 때 Heckman 선택모형이 적절하지 않은 것으로 나타나는 이유는 종속변수가 취업모의 임금수준일 때 배우자의 소득수준이라는 도구변수를 사용한 것에 비해 종속변수가 취업모의 상용직 취업확률일 때는 적절한 도구변수를 사용하지 못하고 선택방정식의 비선형에 의존하여 식별을 시도했기 때문이라고 생각한다.

불균형 패널에서 종속변수가 취업모의 상용직 취업확률일 때 Heckman 선택모형이 적절하지 않은 것으로 나타났기 때문에 종속변수가 취업모의 노동시간일 때와 마찬가지로 모수 RDD, 비모수 RDD, 패널고정효과모형으로 분석한 결과를 추가하였다. 모수 RDD, 비모수 RDD 패널고정효과모형 모두 결과가 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 균형패널에서 자녀의 초등학교 입학이 취업모의 상용직 취업확률에 미치는 부정적인 영향이 유의미한 반면, 불균형 패널에서는 자녀의 초등학교 입학이 취업모의 상용직 취업확률에 미치는 부정적인 영향이 유의미하지 않다는 결과이다.

이러한 결과에 영향을 미칠 수 있는 가능성 중 하나

로 생각해 볼 수 있는 것 중에서 종속변수가 취업모의 노동시간일 경우에 언급하였듯이 자녀가 초등학교에 진학하면 유치원이나 어린이집에 비해 방과후 돌봄이 줄어드는 것으로 인해 발생하는 사교육 수요의 증가를 생각해 볼 수 있다. 이로 인해 비취업모가 사교육 비용을 마련하기 위해 시간제 일자리에 취업할 수 있다.

이와 관련하여 앞에서 언급한 시간선택제 일자리 지원사업을 살펴보면, 정부는 시간선택제 일자리가 여성의 일-가정 양립을 위한 “상용직 위주 일자리”라는 계획을 제시하였고[28], 시간제 일자리 창출을 위한 지원사업인 「반듯한 시간선택제 일자리 창출 지원사업」과 「상용형 시간선택제 일자리 사회보험료 지원사업」 등을 통해 상용직 중심의 시간선택제 일자리 지원을 시행해 왔다는 점에서[29], 시간선택제 일자리 지원 정책을 비취업모의 상용직 취업을 증가시켜 불균형 패널에서 아동의 초등학교 입학이 상용직 취업확률에 미치는 영향을 감소시켰을 가능성도 생각해 볼 수 있다.

표 6. 아동 초등학교 입학이 취업모의 상용직 취업확률에 미치는 영향(불균형패널)

	Heckman 선택모형
아동 초등학교 입학(2단계: 상용직 취업확률)	-.091(.072)
아동 초등학교 입학(1단계: 취업여부)	.213+(.126)
Rho	.044(.041)
Mill's lambda	.02(.019)
	모수 RDD
아동 초등학교 입학	-.002(.049)
	비모수 RDD
아동 초등학교 입학	-.012(.054)
	패널고정효과모형
아동 초등학교 입학	-.073(.077)

( ) 표준오차, †p < .1

추가적으로 프로빗 분석을 통해 불균형패널에서 아동의 초등학교 입학이 어머니 취업확률에 미치는 영향을 분석하였는데, 아동의 초등학교 입학은 어머니의 취업확률에 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 프로빗 분석에서 아동의 초등학교 입학이 어머니 취업확률에 미치는 영향이 유의하지 않다면, 자녀의 초등학교 입학으로 취업을 그만두는 유인뿐만 아니라 반대로 취업을 하게 하는 유인이 있을 가능성도 고려해 볼 수 있다. 그러한 가능성 중의 하나로 앞에서 언급한 자녀의 초등학교 입학으로 인해 증가한 사교육 비용을 충당

하기 위한 시간제 일자리 취업의 가능성이나 시간선택제 일자리 확대 정책의 영향 등을 생각해 볼 수 있다.

표 7. 아동의 초등학교 입학이 기혼여성 취업확률에 미치는 영향(불균형패널)

Probit 모형	
아동 초등학교 입학	.171(.13)
pseudo $R^2$	.068

( ) 표준오차, 2) 제시된 값은 한계효과(marginal effects)로 변환한 값

#### IV. 논 의

한국아동패널 데이터를 사용하여 분석한 결과를 보면 자녀의 초등학교 입학이 어머니의 취업률을 떨어뜨리지는 않았으나 취업모의 근로조건을 저하시키는 것으로 나타났다. 한국아동패널 4-8차년도 데이터를 대상으로 5개년도 모두 노동시장에 참가한 어머니를 대상으로 구성된 균형패널과 그렇지 않은 표본을 포함한 불균형패널로 구분하여 분석한 결과 아동의 초등학교 입학은 균형패널에서는 취업모의 임금수준, 노동시간, 상용직 취업확률을 유의미하게 감소시키고 있었고, 불균형패널에서는 감소의 정도는 균형패널보다는 적지만 취업모의 임금수준, 노동시간을 감소시키고 있었다.

본 연구의 결과는 자녀의 초등학교 입학이 취업모의 임금, 노동시간 및 상용직 취업확률을 저하시킴으로써 취업모의 경제활동에 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 점을 보여주고 있으나 구체적으로 어떤 경로를 통해 이러한 영향을 미치는가에 대해서는 밝혀내지 못하였다. 자녀의 초등학교 입학이 어떤 경로를 통해 취업모의 경제활동에 부정적인 영향을 미치는가는 후속 연구의 과제로 남겨둔다.

자녀의 초등학교 입학이 취업모의 임금, 노동시간 및 상용직 취업확률을 떨어뜨릴 수 있다는 것은 자녀의 초등학교 입학이 여성으로 하여금 취업을 그만두게 하지 않는다고 해도 일자리의 질을 떨어뜨릴 수 있다는 것을 의미한다. 취업을 하면서도, 임금, 노동시간 및 상용직 취업확률이 떨어진다는 것은 시간제 일자리가 증가할 때 나타날 수 있는 결과이며, 자녀의 초등학교 적응 및 돌봄 공백에 대처하기 위해 정규직 일자리에서 상대적으로 노동시간이 짧은 시간제 일자리로 이동하게 되는

가능성도 생각해 볼 수 있다는 점을 보여주는 결과이다. 자녀가 초등학교에 입학하게 되고 일·가정 양립의 부담이 집중되는 30대 후반 이후 연령층의 여성들이 다른 연령층의 여성들보다 시간제 일자리에 대한 수요가 높게 나타난다는 점에서[30] 이러한 가능성을 생각해 볼 수 있다.

이러한 점에서 본 연구결과는 자녀의 초등학교 입학이 여성의 정규직 노동시장 이탈을 촉진시키거나 또는 정규직 노동시장 진입에 장애가 될 수 있다는 것을 시사하고 있다.

자녀가 초등학교 진학시기에 취업여성들이 겪는 문제는 전술하였듯이 아동의 초등학교 입학 후에 학교 시간이 유치원이나 어린이집보다 이르다는 점[5], 초등돌봄교실 및 방과후 학교의 공급이 수요를 충족하지 못하고 있다는 점[31], 초등학교에서 학부모에게 요구하는 교육지원활동이 유치원보다 늘어난다는 점 등이다[6].

또한, 본 연구의 결과는 자녀의 존재가 여성의 노동공급에 부정적인 영향을 미친다는 연구 결과와 맥락을 같이하고 있다[32]. 대표적으로 우리나라는 자녀가 있는 여성과 없는 여성의 노동공급이 대조적인 국가 중 하나이다[33]. 자녀가 없는 여성은 40대 후반까지 60% 이상 높은 노동시장 참여율을 보이지만, 자녀가 있는 여성은 자녀가 어느 정도 성장한 40대 후반에 들어서야 자녀가 없는 여성과 노동시장 참여율이 유사해지는 것으로 나타났다[33].

즉, 신가계경제학 이론에서 설명하는 자녀로 인한 제약조건에 추가적으로 돌봄 공백이 포함될 수 있다는 것을 시사한다. 이러한 상황에서 부부는 가족의 효용을 극대화하기 위한 방안으로 사교육비 충당과 자녀 돌봄을 함께 해결할 수 있는 여성의 시간제 일자리 취업이 선택된다는 것을 보여준다.

최근 보육정책의 효과로 인해 미취학 자녀가 여성의 노동시장 공급에 미치는 부정적인 효과는 감소하고 있는 것으로 나타났지만 초등학교 자녀의 고용 억제 효과는 오히려 심화된 것으로 나타났다[3]. 이러한 결과는 기존의 보육 정책이 미취학 자녀에 집중되었기 때문에 상대적으로 초등학교 자녀에 대한 돌봄은 취약하다는 것과 연관될 수 있다. 여성 고용 장려 정책의 생애주기별 일관성을 유지하기 위해서는 초등 자녀의 방과후 돌

봄을 지원하는 정책의 확대가 필요한 시기라고 볼 수 있다. 정부가 2018년 4월 「온종일 돌봄체계 구축·운영 실행계획」을 발표하여 초등 방과후 돌봄 확충에 나선 것도 이러한 문제의식에서 비롯되었다고 볼 수 있다. 「온종일 돌봄체계 구축·운영 실행계획」 발표 당시 공적 돌봄서비스 이용률은 취학 전과 취학 후가 큰 차이를 보였는데, 영유아의 경우는 전체 315만명 중에서 215만명이 공적 돌봄서비스를 이용하여 이용률이 68.3%에 이른 반면, 초등학교생의 경우는 전체 267만명 중 33만명이 공적 돌봄서비스를 이용하여 이용률이 12.5%에 불과하였다[26]. 이에 따른 초등 돌봄공백은 여성에게는 출산 이후 경제활동을 포기하는 2번째 위기로 이어지게 되며 이러한 문제를 해결하고자 「온종일 돌봄체계 구축·운영 실행계획」이 제시되었다[26].

근본적인 문제가 해결되기 위해서는 시간 지원 정책의 확대 및 개발을 고려할 필요성이 있다. 현재까지는 육아휴직과 육아기 근로시간 단축제도가 정부정책으로는 유일하다. 초등 부모의 육아휴직은 2~4월에 집중되는 경향이 있다. 일부 대기업에서 자녀 돌봄 휴가, 입학 자녀 돌봄 휴직 등을 개발 및 시행하여 최대 90일까지의 휴가를 제공하고 있다. 각 기업의 여건상 이러한 정책을 국가 수준의 정책으로 적용하는 데는 무리가 따르지만 이러한 시간정책을 주도적으로 개발하고 실행하는 기업에 대한 인센티브 제공 등을 통해, 각 기업 상황에 맞는 시간지원 정책 개발을 유도하는 것도 필요하다.

육아기 근로시간 단축제도의 경우는 개정을 통해 사용할 수 있는 범위를 넓히는 방안도 고려할 필요가 있다. 우선적으로 육아기 근로시간 단축 제도를 쓸 수 있는 기간을 늘릴 필요가 있다. 초등학교 3학년까지의 수업시수가 크게 증가하지 않기 때문에 단축제도 활용 기간도 연장할 필요가 있다. 특히, 학교의 상황, 초등돌봄교실 및 방과후 학교 이용 여부, 방학 등에 따라 아동의 스케줄이 수시로 변하게 된다. 이러한 스케줄에 부모가 유동적으로 맞출 수 있도록 육아기 근로시간 단축은 분할 사용 횟수를 증가할 필요가 있다.

또한 현행 제도에서는 육아기 근로시간 단축은 15시간 이상 30시간 이하로 제한되어 있다. 육아기 근로시간 단축은 영아기 위주로 설계되어 있기 때문에 육아기

근로시간 단축 시간이 들어가게 되면 근로시간이 지나치게 짧아져 임금이 감소한다. 단축급여 일부를 지원해주지만 소득의 감소가 많아지는 우려 등으로 인하여 신청하지 못하는 경우도 있다. 이에 따라 2018년도 저출산·고령사회위원회에서 제안한 임금 삭감 없는 1시간 근로시간 단축하는 안은 바람직한 방향이라고 볼 수 있다.

정규직형 시간제 일자리의 공급을 늘리는 것을 대안으로 고려할 필요가 있다. 전술하였듯이 초등자녀가 있는 가족이 효율을 극대화하기 위한 방안으로 선택하는 것은 아내가 시간제 일자리를 취업하는 것이다. 하지만 우리나라 시간제 일자리는 저임금, 낮은 근로복지, 고용안정성이 매우 떨어져[28], ILO가 권고하는 양질의 일자리와 거리가 멀다[34]. 이러한 문제를 해결하기 위해 네덜란드의 정규직형 시간제 일자리를 고려해 볼 필요성이 있다. 네덜란드는 시간제 근로 모델을 성공한 대표적인 국가로 시간제 근로자의 비중이 1990년대에 30%에서 2013년 이후에는 35%를 넘어섰고 자녀가 있는 근로자들이 선호한다[35]. 이러한 효과로 네덜란드는 자녀가 있는 여성과 없는 여성의 노동시장 참여율이 거의 없는 국가 중에 하나이다[33]. 우리나라와의 차이점은 우리나라는 비자발적으로 좋지 못한 시간제 일자리로 이동하는 것에 반해 네덜란드는 시간제 일자리가 안정적인 양질의 일자리라는 것이다. 이처럼 시간제 근로 모델이 성공적이기 위해서는 양질의 시간제 일자리가 창출되어야 한다는 것이다. 또한, 시간제 근로자의 차별금지, 전일제 근로를 원할 경우 전환 가능 등의 요건 등이 충족되어야 한다. 또한, 네덜란드는 1997년 유럽연합(EU)의 평등대우와 관련된 시간제근로에 대한 지침이 발표되기 이전부터 1993년 동등처우법(Equal Treatment Act)을 통해 시간제 비정규직에 대해 근로시간에 비례한 동등대우의 원칙을 수립하였다[36].

마지막으로 자녀 돌봄 및 교육 지원에 대한 남성 참여 확대가 반드시 필요하다. 현재 구조는 초등학교 입학 지원이 어머니에게 전가되어 있어 여성이 직장생활을 희생하는 상황이고, 이러한 원인으로 본 연구결과에서 확인하였듯이 초등학교 입학 시기의 어머니가 양질의 일자리로 취업하기 힘든 것으로 나타났다. 초등학교 입학 시기에 자녀의 학교생활 적응 지원을 어머니의 역

할로 한정하면 또 다시 초등학교 입학 자녀를 둔 여성은 노동시장에서 불리한 경쟁을 할 수 밖에 없고 결국 여성의 노동시장 참여의 양적·질적 확대는 기대할 수 없다. 따라서, 초등학교 입학시기 여성의 노동시장 참여 불평등은 돌봄과 교육지원에 대한 아버지 참여 확대, 성평등 돌봄 문화 확산 등이 반드시 수반되어야 할 것이다.

추후 연구에서는 다음과 같은 한계점을 보완할 필요가 있다. 본 연구에서는 배우자의 소득수준을 도구변수로 사용하였다. 그러나 배우자의 소득수준은 취업모의 임금수준에 대해서는 도구변수의 배제제약을 충족한다고 볼 수 있으나, 다른 종속변수인 취업모의 노동시간이나 상용직 취업 확률에 대해서는 배제제약을 충족한다는 이론적 근거를 찾기 어렵다. 이런 점에서 임금수준을 제외한 다른 종속변수인 노동시간 및 상용직 취업 확률에 대해서는 선택방정식의 비선형성에 의존하여 식별이 이루어진다고 판단할 수 있다. 이런 점에서 노동시간 및 상용직 취업 확률을 종속변수로 사용할 시에는 Heckman 선택모형의 식별이 상대적으로 취약할 수 있다. 즉, 도구 변수로 활용한 배우자의 소득수준이 취업모의 노동시간 및 상용직 취업 확률과 가지는 관계성에 대한 부분이 불확실하기 때문에 추후 연구에서는 관련 내용을 보완할 수 있는 분석 방법을 고려할 필요가 있다.

추가적으로 본 연구의 큰 핵심 전제 중에 하나인 정규직일자리가 좋은 일자리인가에 대한 추후 논의가 필요하다. 2016년 스위스 은행 UBS가 세계경제포럼에서 발표한 자료에 따르면 우리나라 노동시장 유연성은 139개국 중에 83위로 우리나라는 매우 경직된 노동시장 구조를 가지고 있다[37]. 이러한 현실에서 자녀를 양육하기 상대적으로 시간 조정이 수월한 비정규직 시간제 일자리를 선택할 가능성도 있다. 즉, 자녀 양육관점에서는 비정규직 시간제 일자리가 양질의 일자리일 가능성도 있기 때문에 본 연구 결과 해석에 유의해야 한다.

또한, 본 연구는 표본 크기 때문에 다양한 직군을 포함하지 못하였다는 한계점이 있다. 또한, 본 연구에서는 남성의 임금수준과 직접적으로 비교하지 못하였기 때문에 추후 연구에서는 직군을 비롯하여 여성뿐만 아니

라 남성의 임금수준도 교차해서 비교하여 초등학교 입학이 가구 소득변화에 미치는 영향력을 구체적으로 살펴볼 필요성이 있다.

## 참고 문헌

- [1] [http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx\\_cd=3037#quick\\_02](http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=3037#quick_02), 2019.5.31.
- [2] 정성미, “금융위기 이후 여성 노동시장의 변화와 특징,” 월간 노동리뷰(2015년 5월호), 한국노동연구원, pp.35-51, 2015.
- [3] 김대일, “기혼 여성의 고용 변화와 자녀의 효과,” 경제학연구, 제66권, 제3호, pp.123-166, 2018.
- [4] <https://news.joins.com/article/22191786>, 2019.5.31
- [5] 김은설, 배윤진, 조숙인, 이예진, 송신영, 임준범, 박은영, 김신경, 김은정, “한국아동 성장발달 종단연구 2016(한국아동패널 II),” 육아정책연구소, 2016.
- [6] 윤자영, “초등학교 교육지원활동과 모의 취업,” 여성경제연구, 제13권, 제2호, pp.183-212, 2016.
- [7] <http://news.joins.com/article/19753959>, 2019.5.31.
- [8] R. Easterlin, “An economic framework for fertility analysis,” *Studies in Family Planning*, Vol.6, No.3, pp.54-63, 1975.
- [9] M. Budig, J. Misra, and I. Boeckmann, “Work-Family Policy Trade-Offs for Mothers?,” *Work and Occupations*, Vol.43, pp.119-177, 2016.
- [10] B. Pettit and J. Hook, “The Structure of Women’s Employment in Comparative Perspective,” *Social Forces*, Vol.84, pp.779-801, 2005.
- [11] 김현숙, 성명재, “자녀세액공제제도 도입이 기혼여성 노동공급에 미치는 영향,” *공공경제*, 제12권, 제1호, pp.75-117, 2007.
- [12] 최성은, “보육료지원과 기혼여성의 노동공급에 관한 연구,” *사회보장연구*, 제27권, 제2호, pp.85-105, 2011.
- [13] 최효미, “기혼 여성의 노동시장참여 및 근로시간 결정시간 결정요인: 어린이집·유치원 근접성을 중심으로,” *육아정책연구*, 제7권, 제1호, pp.21-46, 2013.
- [14] G. Borjas, *Labor Economics (7th Ed.)*, McGraw-Hill Education, 2015.
- [15] 박진희, “남편의 미취업이 여성배우자의 노동공급에 미치는 영향,” *노동정책연구*, Vol.9, No.2, pp.43-65,

2009.

[16] J. Angrist and J. S. Pischke, *Mostly Harmless Econometrics*, Princeton University Press, 2009.

[17] J. Angrist and J. S. Pischke, *Mastering Metrics: The Path from Cause to Effect*, Princeton University Press, 2014.

[18] J. Heckman, "The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models," *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol.5, No.4, pp.475-492, 1976.

[19] J. Heckman, "Sample selection bias as a specification error," *Econometrica*, Vol.47, No.1, pp.153-161, 1979.

[20] 한치록, *계량경제학 강의*, 서울: 박영사, 2016.

[21] 우석진, *경제분석을 위한 STATA*, 서울: 지필미디어, 2016

[22] 한치록, *패널데이터 강의*, 서울: 박영사, 2017.

[23] D. Gujarati, *Econometrics by Example*, Palgrave Macmillan, 2011.

[24] A. Cameron and P. Trivedi, *Microeconomics using Stata*, Revised Edition. Stata Press, 2010.

[25] 송헌재, 신우리, "가계부채와 기혼여성 노동공급의 관계 분석," *노동경제논집*, 제40권, 제1호, pp.37-68, 2017.

[26] 관계부처 합동, *온종일돌봄체계 구축·운영 실행계획*, 2018.

[27] 이재완, "기혼여성의 경력단절 여부와 시간선택제 일자리정책의 효과성 인식: 시간선택제 일자리 이용경험을 중심으로," *지방정부연구*, 제21권, 제2호, pp.325-351, 2017.

[28] 장수정, 류선정, "여성의 시간선택제 일자리: 일·가정 양립을 위한 방안으로서의 제언," *젠더리뷰*, 제39권, pp.4-12, 2015.

[29] 김유휘, 이승윤, "시간선택제 일자리 정책의 분석과 평가," *한국사회정책학회*, 제21권, 제3호, pp.93-128, 2014.

[30] 김영옥, "시간선택제 근로 정책이 여성고용률을 높이려면," *젠더리뷰*, 2014 봄호, pp.28-35, 2014.

[31] 김진석, 백선희, 정영모, 김소영, *온종일 돌봄체계 구축·운영을 위한 표준모델 개발 및 제도화 방안*, 범정부공동추진단, 2017.

[32] J. Angrist and W. Evans, "Children and their Parents' Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size," *American Economic Review*, Vol.88, No.3, pp.450-477, 1998.

[33] OECD, *employment outlook*, 2018.

[34] ILO, *Toolkit for mainstreaming employment and decent work*, Geneva, 2008.

[35] 최희선, *시간제 근로 현황과 여성의 생애 근로모델*, 산업연구원, 2015.

[36] 이주희, "정규직 시간제 일자리 도입의 전제조건과 정책과제," *월간노동리뷰*, 2011년 3월호, 한국노동연구원, 2011.

[37] <https://hankookilbo.com/News/Read/20170925191882151>

저 자 소 개

이 재 희(Jaehee Lee)

정회원



- 2010년 2월 : 중앙대학교 심리학과 (문학석사)
- 2016년 2월 : 중앙대학교 심리학과 (문학박사)
- 2014년 ~ 2016년 : 산업안전보건연구원 과장
- 2016년 ~ 현재 : 육아정책연구소

부연구위원

<관심분야> : 사회정책, 안전보건정책, 조직심리학, 일생활균형

김 근 진(Keun Jin Kim)

정회원



- 2008년 6월 : Ohio State University(교육학 석사)
- 2012년 12월 : Pennsylvania State University(교육학 박사)
- 2014년 9월 ~ 2015년 9월 : 서울대학교 BK21 Plus 미래교육디자인 연구사업단 박사후연구원

■ 2015년 10월 ~ 2016년 11월 : 서울대학교 교육연구소 선임연구원

■ 2016년 12월 ~ 현재 : 육아정책연구소 부연구위원

<관심분야> : 사회정책, 육아정책, 정책효과분석, 재정조달, 초 등돌봄