

연구논문

## 아동수당이 기혼여성 노동공급에 미치는 영향: 마이크로 시뮬레이션 활용

Child Allowance and Labor Supply of Married Women:  
A Microsimulation Approach

이경희<sup>a)</sup> · 민인식<sup>b)</sup>  
Kyunghee Lee · Insik Min

본 연구에서는 아동수당 정책이 기혼여성의 노동공급 감소에 영향을 줄 수 있는지에 대한 마이크로 시뮬레이션 추정결과를 제시하고 있다. 미시 서베이 데이터에 기초한 시뮬레이션을 활용하면 노동공급 감소의 구체적인 크기를 계산할 수 있다는 장점이 있다. 한국노동패널(KLIPS) 9차(2006년)~19차(2016년) 데이터를 이용한 시뮬레이션 결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저 아동수당 정책은 0세~6세 아동이 있는 기혼여성의 노동공급에 부(-)의 효과를 미친다. 구체적으로는 아동 1인당 월 10만원의 아동수당을 지급하면, 시간제 일자리를 가진 기혼여성의 2.63%, 전일제 일자리를 가진 기혼여성의 3.21%가 미취업으로 바뀌는 것으로 시뮬레이션 결과를 얻었다. 또한 아동수당이 월 20만 원으로 인상된 경우에는 시간제 근로자의 5.13%, 전일제 근로자의 6.35%가 미취업으로 전환하여 노동공급 감소효과가 좀 더 크게 추정되었다. 2018년 시행예정인 아동수당 금액(월 10만원)이 가구소득에 미치는 효과가 크지 않기 때문에 노동공급 감소 효과가 그리 크지 않은 것으로 판단할 수 있다. 그러나 추후 아동수당 금액이 인상되는 경우 기혼여성의 노동공급 감소의 부작용을 어느 정도는 감수해야 할 것으로 보인다. 아동수당 정책이 저출산 문제를 해소하는 데에는 어느 정도 도움이 될 수 있겠지만 여성의

\* 본 논문은 2017년 한국노동패널 학술대회에서 발표한 원고(KLI 패널 워킹페이퍼 2017년 제9호)를 수정·보완한 결과입니다.

a) 한국노동연구원 연구위원.

b) 교신저자(corresponding author): 경희대학교 정경대학 경제학과 교수 민인식.

E-mail: [imin@khu.ac.kr](mailto:imin@khu.ac.kr).

노동시장 참여에는 부정적인 효과를 가질 수 있으므로 두 가지 상반되는 효과를 함께 고려할 필요가 있다.

**주제어:** 아동수당, 노동공급, 마이크로 시뮬레이션, 확률적 효용모형

This study provides the microsimulation results whether new child allowance policy can affect the labor supply of married women. As an advantage of microsimulation, it is possible to calculate the specific size of a reduction in labor supply. We adopt a micro-survey data of Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS) from 9th(2006) to 19th(2016) waves for this analysis. Summarized results of estimation and simulation are as follows. First, child subsidy policy is negatively associated with the labor supply of married women raising the kids aged 0~6. Specifically, if the child allowance of 100,000 won per month per child is given, this policy turns 2.63% of married women with part-time jobs and 3.21% with full-time jobs into non-economic activity. Furthermore, in case of 200,000 won subsidy per month per child, our simulation finds that the reduction of labor supply amounts to 5.13% of part-time workers and 6.35% of full-time workers. It can be judged that the effect of reducing the labor supply is not too substantial since child benefits (100,000 won) has little effect on household income. But in the event of a future increase in child allowance, it will grow larger to endure to some extent the effects of a reduction in labor supply. While child subsidy policies may help to a certain extent to resolve the low-birthrate problem, policy makers need to consider an adverse effect on women's participation in the labor market.

**Key words:** child allowance, labor supply, microsimulation, random utility model

## I. 서론

문재인 정부의 국정기획자문위원회에서는 2018년 7월부터 0세~5세 아동 1명 당 월 10만 원의 아동수당을 보호자의 소득수준과 관계없이 지급하기로 결정하였다.<sup>1)</sup> 그러나 2017년 12월 국회에서는 2018년 9월부터 아동수당을 지급하기로 하고 총 예산 7,096억 원을 포함한 예산안을 통과시켰다. 특히 국회논의 과정 중 가구소득 상위 10%는 수당지급에서 제외하기로 하였다. 2018년 2월 22일 국회 보건복지위원회에서는 오는 9월부터 0세~5세 아동 253만 명 중 94%인 238만 명에게 아동수당을 지급하기로 최종확정하였다.

아동수당 정책은 아동양육에 대한 국가책임성을 높이고 아동에 대한 투자확충을 통해 미래 세대의 건강한 성장을 지원함이 목적이다. 특히 아동수당은 저출산 문제 해소를 위한 영유아 양육지원 정책으로서 실효적인 역할을 할 수 있기를 기대하고 있다. 이러한 면에서 2012년~2013년을 기점으로 확대된, 가정양육에 대한 경제적 부담 완화를 위한 양육수당 정책과 상호 보완성을 가질 것으로 예상된다. 이렇듯 양육부담 감소와 저출산의 해법으로 시작된 아동수당 정책이 실제로 출산율 증가에 얼마나 영향을 미칠 수 있는지는 학술적 연구가 필요하다.<sup>2)</sup> 한편, 출산율 증가 정책은 본래의 목적 이외에 여성의 노동공급 감소로 이어질 수 있기 때문에 이에 대한 연구 또한 필요하다.<sup>3)</sup> 2018년 시행예정인 아동수당 정책은 상위 10%를 제외하면 소득수준과 무관하게 주어지는 보편적 복지인 관계로 기혼여성의 근로의욕에 영향을 줄 수 있다. 따라서 저출산 해법으로서의 아동수당 정책이 여성고용, 일·가정 양립이라는 또 다른 사회적 가치에 미치는 부작용은 없는지 실증분석이 선행될 필요가 있다.

OECD 국가 중에서 한국, 미국, 멕시코, 터키를 제외한 31개국이 아동수당 정책

- 
- 1) 2017년 7월 19일 발표된 문재인 정부 100대 국정과제 중 아동수당 정책을 포함하였다.
  - 2) 박찬미(2017)에서는 한국복지패널 10차 데이터를 이용하여 저소득층에 국한되어 지급되는 아동급여의 빈곤 및 소득불평등 완화효과를 분석하였다.
  - 3) 이와 관련하여 윤자영 외(2016) 연구에서는 육아휴직 대상 아동연령 확대는 고용안정이 선행될 때 여성의 노동시장 참여라는 긍정적인 효과를 뒷받침하는 결과를 제시한 바 있다.

을 실행하고 있다. 소득과 무관하게 모든 아동에게 수당을 지급해야 하느냐는 국가별로 차이가 있다. 일본, 프랑스 등 5개국은 소득과 아동 수에 따라 차등지급하고 있으며, 그리스, 포르투갈 등 11개국은 소득기준에 따라 아동수당 지급 여부를 결정하고 있다. 그러나 아동수당이 아동 자체의 권리로서 보장하려는 제도 도입의 의의가 있기 때문에 상당수의 OECD 국가(15여 개국)에서는 보편적으로 지급하고 있다(고제이·고경표 2017). OECD 22개 회원국에서 1970년~1996년 실시된 아동수당 효과를 분석한 결과 출산율 제고에 일부 기여했다는 연구가 있다. Sleetbos(2003), Kohler et al.(2006), Gauthier(2007) 등은 출산장려 목적을 갖는 아동수당과 같은 금전적 지원에 대한 출산율 증가의 긍정적 효과를 발견하였다. Laroque & Salanie(2008)은 프랑스 데이터 분석결과 보편적 아동수당 지급으로 합계출산율이 0.3%p 상승한 것으로 보았다. 아동수당 정책은 양육에 대한 심리적 부담감을 줄여주는 효과로 이어질 수 있으며 중장기적으로 출산율을 올리는 데에 도움이 된다는 전망도 있다.

본 연구에서는 아동수당 정책이 만 0세~6세 아동을 양육하는 기혼여성의 노동공급에 미치는 영향을 마이크로 시뮬레이션을 통해 분석하고자 한다. 마이크로 시뮬레이션은 정책 시행이 경제주체(개인, 가구, 기업 등)에 미치는 정책효과를 개인수준에서 평가하고 이를 총합한 정책효과를 평가하는 모델링이다. 노동공급에 영향을 미치는 조세정책 및 아동 관련 소득보조 정책에 대한 마이크로 시뮬레이션 평가와 관련해서는 다양한 선행연구가 존재한다(Labeaga et al. 2008; Pavot & Spadar 2009; van Soest 1995 등).

개인수준에서 노동공급 의사결정 변화를 예측하기 위해 본 연구에서는 한국노동패널(Korean Labor & Income Panel Study: KLIPS) 9차(2006년)~19차(2016년) 개인레벨 데이터를 사용한다. 본 연구의 마이크로 시뮬레이션의 주요한 모듈로서 기혼여성의 노동공급함수를 추정할 필요가 있는데, 본 연구에서는 한계효용이론에 기초한 전통적 노동공급모형 대신 확률적 효용(random utility)에 의거해 노동공급을 선택하는 모형을 채택한다. 즉, 본 연구에서는 아동수당의 대상이 되는 0세~6세 아동을 양육하는 기혼여성의 노동시장 참여는 확률적 효용에 의해 결정된다고 가정한다. 또한 선택가능한 노동공급이 이산적이라고 가정한 이산적 노동공급함수를 추정한다. 개인이 선택 가능한 노동공급 범주가 가령 미취업/시간제/전

일제로 존재하기 때문에 이산적 노동공급함수(discrete labor supply function)라고 부르는데, 김현숙(2009) 연구에서 소득세를 고려한 우리나라 가구의 노동공급함수를 추정할 때 이산적 노동공급함수를 사용한 바 있다. 노동공급 추정결과를 이용하여 아동수당 정책 시행 후, 그리고 아동수당 지급금액이 인상될 경우 개인 수준에서 의사결정 변화에 대한 시뮬레이션 결과를 제시한다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 이어지는 II장에서는 이산적 노동공급함수에 대해 구체적으로 서술한다. III장에서는 마이크로 시뮬레이션에 사용된 KLIPS 데이터 내 변수와 기혼여성 노동공급에 대해 서술한다. IV장에서는 이산적 노동공급함수 추정결과를 제시하고 아동수당 정책이 기혼여성 노동공급을 어떻게 변화시키는지 시뮬레이션 결과를 제시한다. V장에서는 분석결과를 요약하고 시사점을 제시한다.

## II. 이산노동공급함수

### 1. 확률적 효용함수

본 연구에서 사용하는 이산노동공급모형은 노동시간을 연속적으로 보는 한계효용모형에 비해 노동경제학 실증분석에서 최근 활발히 사용되고 있다(Haan 2004). 이산노동공급함수는 한계효용모형과 유사하게 개인의 효용극대화 이론에 기초하고 있으며, 근로자가 선택할 수 있는 노동시간 범위가 연속적 실수 범위에서 선택할 수 있기보다는 노동시간의 사소한 증감만을 선택할 수 있다는 가정에 기초한다(Creedy & Kalb 2005). 가령 개인에게는 시간제(part-time) 또는 전일제(full-time) 근로시간 옵션 중에서만 선택하는 상황이 더 현실적이라고 볼 수 있다. 한계효용모형에서는 로컬 효용극대화 노동시간(local equilibrium)을 해결하고자 효용함수의 일정한 형태를 가정하는 제약이 있다. 가령 CES(Constant Elasticity of Substitution) 함수형태를 사용할 수 있다. 반면 이산시간모형에서는 효용함수형태에 제약조건이 자유로운 편이다(김현숙 2009).

이산노동공급함수를 활용하여 정책시행에 따른 기혼여성의 노동공급 변화를 분

석한 다양한 해외 연구가 존재한다. Wrohlich(2004)는 독일의 GSOEP 데이터를 이용하여 보육비용(childcare costs)의 변화가 어머니의 노동공급에 미치는 영향을 마이크로 시뮬레이션으로 분석하여, 보육비용 증가는 어머니의 노동공급을 유의하게 감소시킨다는 결과를 얻었다. Ayala & Paniagua(2017)는 스페인 미시데이터를 이용하여 기존 워킹맘에 대한 조세감면 대신 In-Work Benefits(IWB)로 변경하였을 때 여성의 노동공급 변화에 대한 마이크로 시뮬레이션 결과를 제시한다. IWB의 도입은 여성의 노동시장 참여에 유의한 양(+의 효과를 보여준다.

기존 선행연구와 유사하게 본 연구에서도 기혼여성의 노동공급은 이산적이라고 가정하고 아래와 같은 효용극대화모형을 설정한다. 각 개인의 관찰된 특성변수  $X$ 가 주어졌을 때, 각 여성이 선택 가능한 노동시간은  $h_1, h_2, \dots, h_K$ 라고 가정하자.  $k$ 는 노동공급 범주(category)를 의미한다. 노동시간  $h_k$ 를 선택하였을 때 효용은 가구소득과 여가시간(leisure hours)의 선형 또는 비선형 결합으로 정의된다.<sup>4)</sup> McFadden(1974)의 확률적 효용모형에 따르면 각 개인의 확률적 효용은 측정된 효용(measured utility)과 확률변수인 오차항(error term)의 합으로 구성된다.

$$U_k^* = U(h_k | X) + e_k = U_k + e_k \quad (1)$$

식(1)에서  $U_k^*$ 는 노동시간  $h_k$ 를 선택했을 때 확률적 효용이고  $U_k$ 는 선택한 노동공급 하에서 소득과 여가시간에 의해 측정된 효용으로 정의한다. 오차항  $e_k$ 는 소득 또는 여가시간에 해당하는 변수  $X$ 를 측정하는 데 발생하는 측정오차(measurement error)를 포함한다. 각 개인에게 주어지는 효용  $U_1^*, U_2^*, \dots, U_K^*$ 에 매칭되는  $e_1, e_2, \dots, e_K$ 는 특정 확률분포에서 독립적으로 무작위로 얻어진다고 가정한다.

효용극대화 가정 하에서 특정 노동시간  $h_k$ 를 선택한다면 다음과 같은 관계가 성립해야 한다.

$$U_k^* \geq U_j^* \quad \text{for all } j \neq k \quad (2)$$

---

4) 주당 여가시간은 개인이 1주일 동안 사용가능한 시간에서 근로시간을 제외한 것을 의미한다.

식(1)을 식(2)에 대입하면 식(3)과 같이 쓸 수 있다.

$$e_j \leq e_k + U_k - U_j \text{ for all } j \neq k \quad (3)$$

효용극대화 노동시간  $h^* = h_k$ 를 얻기 위해서는 모든  $j \neq k$ 에 대하여 식(3)이 성립해야만 한다.  $h_k$  선택확률은 오차항이 서로 독립적인 확률변수이면 확률의 곱(product)으로 표현할 수 있다.

$$\Pr(h^* = h_k | e_k) = \Pr(U_k^* \geq U_j^* \text{ all } j \neq k) = \prod_{j \neq k} \Pr(e_j \leq e_k + U_k - U_j) \quad (4)$$

식(4)의 확률은  $e_k$ 가 주어졌을 때 구할 수 있는 조건부 확률(conditional probability)이다.  $e_k$ 는 확률변수이므로 특정한 값으로 미리 주어질 수 없기 때문에 적분을 이용하여 한계확률(marginal probability)을 계산한다.  $F(\cdot)$ 는 확률변수  $e_k$ 의 누적확률분포(cumulative distribution) 함수이고  $f(\cdot)$ 는  $e_k$ 의 확률밀도(probability density) 함수로 정의한다.

$$\Pr(h^* = h_k) = \int_{-\infty}^{\infty} (\prod_{j \neq k} F(e_k + U_k - U_j)) f(e_k) de_k \quad (5)$$

이산노동공급함수를 추정하는 선행연구(Creedy & Kalb 2005; Mastrogiacomo et al. 2013; 김현숙 2009)의 대부분이 확률변수  $e_k$  분포를 Type I extreme value 분포로 가정한다. Type I extreme value 분포의  $F(\cdot)$ 와  $f(\cdot)$ 는 다음과 같다.

$$F(a) = \exp(-\exp(-a))$$

$$f(a) = \exp(-a - \exp(-a))$$

McFadden(1974)에 따르면 Type I extreme value 분포를 가정하면 식(5)에 제시된 한계확률은 다음과 같이 간단한 공식으로 표현된다.

$$\Pr(h^* = h_k) = \frac{\exp(U_k)}{\sum_{j=1}^K \exp(U_j)} \quad (6)$$

식(6)에서 확인할 수 있듯이 노동시간 선택에 대한 한계효용은 확률변수  $e$ 와 무관하게 측정된 효용인  $U_j$ 에 의해서만 계산된다.

## 2. 효용함수 설정

노동공급을 결정하는 개인의 효용은 (주당) 여가시간(leisure time:  $L$ )과 (월 평균) 순소득(net income:  $y$ )에 의해 결정된다. 노동시간 선택확률 식(6)을 추정하기 위해서는  $X = (L, y, Z)$ 에 의해 측정된  $U$ 의 구체적인 함수형태를 정해야 한다. 여기서  $Z$ 는 노동시간 선택과 무관하게 각 개인에게 주어진 특성(characteristics)이다.

$$U = U(y, L; Z) \quad (7)$$

식(7)의 가장 간단한 모형은 다음과 같이 선형함수 형태(linear function specification)를 취하는 것이다.

$$U(L, y; Z) = \beta_L L + \gamma_y y \quad (8)$$

식(8)의 특징은 여가와 소득의 한계효용은  $\beta_L$ 과  $\gamma_y$ 로 일정하다는 것이다. 여가시간과 소득이 정상재(normal goods)라면  $\beta_L > 0$ 이고  $\gamma_y > 0$ 으로 예상할 수 있다. 한계효용 모수는 개인의 이질성(heterogeneity)에 해당하는 변수  $Z$ 의 선형함수로 표현된다. 가령  $\beta_L = \beta_0 + \beta_1 Z$ 이고  $\gamma_y = \gamma_0 + \gamma_1 Z$ 로 쓸 수 있다. 식(8)에서  $\hat{\beta}_L$ 과  $\hat{\gamma}_y$  추정치와 노동시간  $h_k$  하에서  $L$ 과  $y$ 가 주어지면 측정된 효용을 계산할 수 있다. 식(1)에 따라 측정된 효용  $U_k$ 와 확률변수  $e_k$ 를 더하면 노동시간  $h_k$  선택 시 확률적 효용  $U_k^*$ 를 구할 수 있다. 다만 선형 효용함수는 제약이 많기 때문에 관련된 선행연구에서는 선형함수보다 유연한 Quadratic 효용함수를 선택하는 경향이 있다(van Soest 1995).

$$U(L, y; Z) = \beta_L L + \beta_{LL} L^2 + \gamma_y y + \gamma_{yy} y^2 + \alpha_{Ly} (L \times y) + \theta FC \quad (9)$$

위 식에서 소득의 한계효용은  $\frac{\partial U}{\partial y} = \gamma_y + 2\gamma_{yy}y + \alpha_{Ly}L$ 이 되고 한계효용 체감(decreasing marginal utility)이 성립하기 위해서는  $\gamma_{yy} < 0$ 이다.  $\alpha_{Ly}$ 는 여가와

소득의 대체재/보완재 관계를 반영한다.  $\alpha_{Ly} > 0$ 이면 두 재화는 서로 보완재 관계이고  $\alpha_{Ly} < 0$ 이면 대체재 관계임을 예상할 수 있다. 식(8)과 유사하게  $\beta_L$ 과  $\gamma_y$ 는 개인 이질성 벡터인  $Z$ 의 선형함수로 가정한다.  $FC$ 는 노동시장에 참여하면 발생하는 고정비용(fixed costs)으로 가정한다. 0세~6세 아동이 있는 기혼여성이 시간제 또는 전일제 노동시간을 선택하면 아이보육에 필요한 보육비가 고정비용이다. 그러나 그 여성이 노동시장에 참여하지 않는 경우에는  $FC = 0$ 으로 가정한다.<sup>5)</sup> 보육비가 높아질수록 측정된 효용이 낮아질 것으로 예상된다. 고정비용 모수인  $\theta$ 에 대해서도 개인 이질성이 반영된다. 따라서  $\theta = \theta_0 + \theta_1 Z$ 로 가정한다.

### Ⅲ. 데이터 및 변수 설명

#### 1. 기혼여성의 노동공급

노동공급함수 추정과 마이크로 시뮬레이션에서 필요한 표본과 변수는 한국노동패널(KLIPS) 9차(2006년)~19차(2016년) 데이터에서 추출하였다.<sup>6)</sup> KLIPS는 1998년(1차)에서 시작된 조사이지만 실증분석에서는 9차 조사인 2006년 이후 데이터만 사용한다. 본 연구에서 임금근로자(주당) 근로시간은 이산적 노동시간을 구성하는 핵심적인 변수이다. 2004년 7월 시행된 주 40시간 근무제도가 2006년에는 100명 이상 사업장으로 확대 적용되어 안정화된 시기에 해당한다. 주 40시간 이상 근무를 전일제(full time) 범주로 정할 수 있는 2006년 이후 패널데이터를 이용하여 분석용 데이터 세트로 만들었다.

아동수당 정책이 여성의 노동공급에 미치는 효과를 시뮬레이션 하는 것이 연

5) 본 연구에서 아동에 대한 보육비와 사교육비는 구별하고 있다. 노동시장에 참여하지 않더라도 보육비=0이지만 아동에 대한 사교육비는 0보다 클 수 있다.

6) KLIPS는 비농촌지역에 거주하는 한국의 가구와 가구원을 대표하는 패널구성원(5,000가구)을 대상으로 1998년 1차 조사를 시작하였다. 주요 조사변수는 개인의 경제활동 참여 및 노동시장 이동과정 그리고 소득과 소비를 조사한다. 18차 조사(2015년)에서 원가구 성공률은 68%를 유지하고 있다(출처: [www.kli.re.kr/klips](http://www.kli.re.kr/klips)).

구목적이기 때문에 배우자가 있는 기혼여성 중에서 0세~6세 1명 이상을 가구원으로 가진 표본만을 선택한다.<sup>7) 8)</sup> 2018년 2월 22일 확정된 법안 내용을 따르기 위해 2인 이상 가구 중 소득 상위 10%에 속하는 경우에도 역시 분석대상에서 제외하였다.<sup>9)</sup> 분석기간 11년 동안 1번이라도 분석대상에 포함된 기혼여성은 1,802명이고 반복적으로 관찰되는 것을 고려하면 분석대상 관측치(observation)는 모두 7,643명이다.

분석대상으로 선택된 기혼여성의 이산 노동공급은 3개 범주로 구분한다. 기존 선행연구에서는 (주당) 근로시간에 따른 노동공급 범주를 다양하게 구분하고 있다. Mastrogiacomo et al.(2013)은 0~7, 8~15, 16~23, 24~31, 32~39, 40시간 이상과 같이 6개 범주로 구분한다. Creedy & Kalb(2005)는 0~19, 20~39, 40시간의 3개 범주로 구분한다. 본 연구에서도 이러한 선행연구와 유사하게 1주일 평균 근로시간 0시간~10시간이면 미취업(1), 11시간~34시간이면 시간제(2), 35시간 이상이면 전일제(3)로 나눈다. <표 1>에서는 노동시장 참여형태에 따른 표본 수를 정리하여 보여준다. 미취업은 실업과 비경제활동 표본을 포함한다. 미취업 기혼여성은 전체의 71.3%로 5,451명이고 취업(전일제+시간제) 기혼여성은 28.7%인 2,192명이다.<sup>10)</sup>

**<표 1> 기혼여성 노동시장 참여비율 (LFP: Labor Force Participation)**

	LFP=1	LFP=2	LFP=3	합계
표본 수	5,451 (71.3%)	271 (3.6%)	1,921 (25.1%)	7,643 (100.0%)

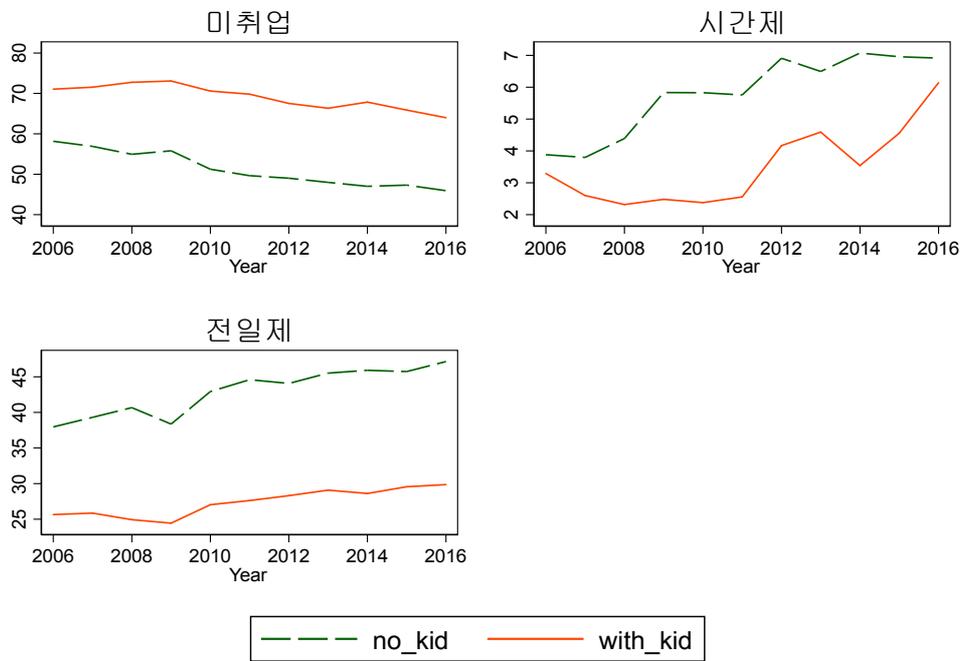
7) 기혼여성의 나이를 19세 이상 55세 이하로 제한하고 취업 중인 여성은 임금근로자만 선택하였다. 실제 데이터에서는 0세~6세 아동을 적어도 1명 가진 여성의 최대 나이는 51세이다.

8) 아동수당은 0세-5세 아동이 있는 가구에만 주어진다. 그러나 본 연구에서는 0세~6세 아동이 있는 가구를 분석대상으로 삼았다. 본 연구의 분석용 데이터 구축은 민인식(2016)의 smart\_klips 명령어를 이용하고 있는데 smart\_klips 내에 “0세-6세 아동 수” 변수가 이미 생성되어 있기 때문에 해당 변수를 그대로 활용하였다.

9) 2009년~2016년 가구소득 변수를 이용하여 조사 당해년도 (1인 가구를 제외한) 가구소득 상위 10%에 포함되면 분석에서 제외하는 방식을 취하였다.

10) 본 연구에서는 무급가족종사자 또는 자영업에 종사하는 기혼여성은 분석에서 제외하였다.

<그림 1>에서는 최근 11년 동안 기혼여성(19세~55세)의 노동시장 참여비율을 시계열 그래프로 보여주고 있다.<sup>11)</sup> 2006년 이후 기혼여성의 미취업비율은 꾸준히 감소하며 시간제와 전일제 취업비율은 반대로 꾸준히 증가하고 있다는 것을 확인할 수 있다. 미취업비율은 0세~6세 영유아가 있는 기혼여성이 (없는 기혼여성에 비해) 15%p 정도 높고 전일제 취업비율은 오히려 20%p 정도 낮다는 것을 알 수 있다.



<그림 1> 기혼여성의 노동시장 참여비율

## 2. alternative-specific과 case-specific 변수

식(9)에서 제시된 효용함수 추정에 사용된 설명변수들은 크게 두 가지 범주로 나눌 수 있다. 각 개인이 선택할 수 있는 노동시간 범주  $h = (\text{미취업}, \text{시간제}, \text{전일제})$ 이다. 노동시간 선택에 따라 가구소득( $y$ )과 여가시간( $L$ ), 그리고 고정비용( $FC$ )이 서로 다른 값을 갖게 된다. 이 세 변수는 기혼여성의 노동시간 선택(alternative)에

11) 전체 기혼여성을 대상으로 노동패널 9차~19차 데이터를 이용하여 저자들이 작성함.

따라 달라지는 변수이고 이를 alternative-specific 변수라고 한다(Long & Freese 2014). 식(9)에서 개인의 이질성을 반영하기 위해 노동시간 선택과 무관하게 각 개인에게 일정하게 주어진 변수( $Z$ )가 필요하다. 본 연구에서는 기혼여성의 나이(age)와 0세~6세 아동 수(kid06) 변수를 사용한다. 노동시간 선택과 무관하게 각 개인에게 일정한 값이 주어지는 변수를 case-specific 변수라고 한다.

〈표 2〉 기혼여성의 (월 평균) 근로소득 정의

관찰된 LFP	노동시간 선택	기혼여성의 근로소득 정의
미취업	$h_k = 1$	미취업인 경우 근로소득=0 1 시간~10 시간 근로인 경우 근로소득 = 관찰된 월 근로소득
	$h_k = 2$	추정된 시간당 임금×20 시간×4.3=월 근로소득
	$h_k = 3$	추정된 시간당 임금×40 시간×4.3=월 근로소득
시간제	$h_k = 1$	근로소득=0
	$h_k = 2$	관찰된 월 근로소득
	$h_k = 3$	관찰된 시간당 임금×40 시간×4.3=월 근로소득
전일제	$h_k = 1$	근로소득=0
	$h_k = 2$	관찰된 시간당 임금×20 시간×4.3=월 근로소득
	$h_k = 3$	관찰된 월 근로소득

월 평균 가구소득( $y$ )은 부인의 근로소득, 남편의 근로소득, 그리고 기타 소득의 합으로 구성된다. 본 연구에서는 남편의 근로소득과 기타 소득은 부인의 근로소득과 무관하게 결정된다고 가정한다. 기혼여성의 근로소득은 KLIPS에서 관찰 가능한 근로소득을 사용하고 미취업 여성의 근로소득을 대체하기 위해 다음의 임금방정식에서 추정된 값으로 대신한다. <표 2>에서 노동시간 선택에 따른 부인의 근로소득에 대한 구체적인 구축절차를 설명한다. 미취업인 기혼여성의 시간당 임금을 대체하기 위해 다음과 같은 Heckman 모형을 설정한다.<sup>12)</sup>

12) 시간당 임금을 추정하기 위해서는 0세~6세 기혼여성 표본만 사용한 것은 아니고 KLIPS에 있는 기혼·미혼을 포함한 모든 여성표본을 사용하였다.

$$Y_{1i}^* = X\beta_1 + v_1 : \text{선택방정식}$$

$$Y_{2i} = W\beta_2 + v_2 \text{ for } Y_{1i} = 1 : \text{임금방정식}$$

위 식에서  $Y_{1i}^*$ 는 노동시장 참여여부를 결정하는 잠재변수이고  $Y_{1i}^* > 0$ 이면 노동시장 참여  $Y_{1i} = 1$ 이고  $Y_{1i}^* \leq 0$ 이면 노동시장 미참여  $Y_{1i} = 0$ 으로 정의한다. 임금방정식은 노동시장에 참여한 여성표본에 대해서만 추정한다.  $Y_{2i}$ 는 노동시장에 참여한 여성의 시간당 임금(단위: 만 원)이다.<sup>13)</sup> 선택방정식과 임금방정식에서 설명변수( $X, W$ )는 여성의 교육수준, 나이, 나이제곱, 0세~6세 아동숫자, 부인의 근로소득을 제외한 기타 가구소득 변수 등을 사용한다. 구체적인 추정결과는 부록의 <부표 1>에서 제시한다.

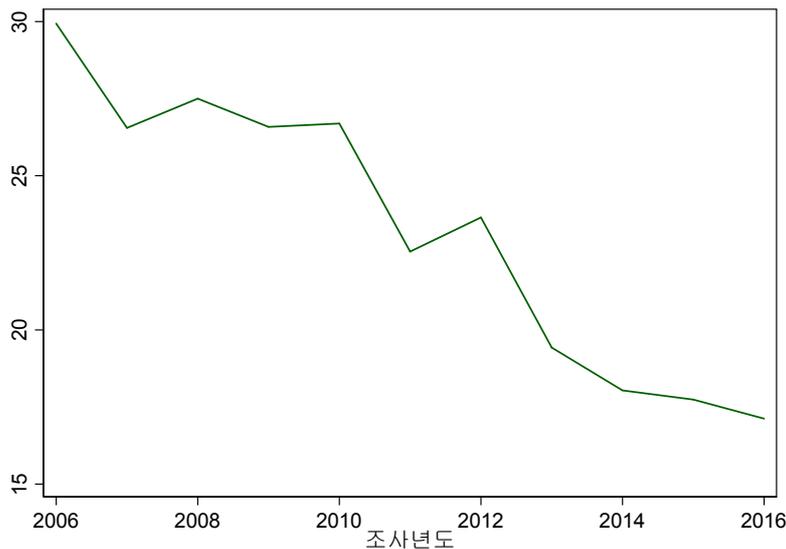
노동시간 선택에 따른 (주당 평균) 여가시간은  $L = 100 - h$ 로 정의한다. 즉 일주일 동안 (여가+노동)에 사용할 수 있는 총 시간을 100시간으로 정의한다. <표 3>에서는 노동시간 선택에 따른 여가시간을 정의한다.

**<표 3> 기혼여성의 (주당 평균) 여가시간(L)**

관찰된 LFP	노동시간 선택	주당 여가시간 정의
미취업	$h_k = 1$	미취업인 경우 여가시간=100 1 시간~10 시간 근로=(100-관찰된 근로시간)
	$h_k = 2$	80 시간
	$h_k = 3$	60 시간
시간제	$h_k = 1$	100 시간
	$h_k = 2$	(100 시간-관찰된 근로시간)
	$h_k = 3$	60 시간
전일제	$h_k = 1$	100 시간
	$h_k = 2$	80 시간
	$h_k = 3$	(100 시간-관찰된 근로시간)

13) 2015년 기준 실질임금으로 환산하여 사용한다.

노동시간 선택에 따른 고정비용( $FC$ )은 보육비로 정의한다. 본 연구에서는 전일제 기혼여성의 보육비를 먼저 추정하여 전일제 여성의 보육비로 간주한다. 시간제 노동선택에서는 전일제 여성 보육비의 50%로 계산한다. 고정비용은 노동시장에 참여하는 여성에게만 발생하는 비용이기 때문에 미취업이면 보육비=0으로 계산한다. 본 연구에서 보육비는 단가 개념으로 받아들인다. 즉 시간당 보육비는 시장에서 이미 정해져 있기 때문에 시간당 보육비는 거주지역과 무관하며 개인이 결정할 수 없다고 가정한다. 2006년~2016년 동안 영유아 1인당 지출하는 보육비를 연도별로 추정하기 위해 한국복지패널(KOWEPS) 1차(2006년)~11차(2016년) 데이터를 활용하였다.<sup>14)</sup> 연도별 보육비는 2015년 기준 실질가격으로 환산하여 사용한다. <그림 2>에서는 KOWEPS 2006년~2016년 전일제 임금근로자인 기혼여성의 자녀 1인당 월 보육비를 시계열 그래프로 보여준다. 2006년에는 월 평균 29만 원의 보육비를 지출하였고 2016년에는 약 17.1만 원의 보육비를 지출하고 있다. 2012년부터 시작된 전면적인 보육료 지원정책으로 보육비는 꾸준히 감소하는 추세이다.



<그림 2> 연도별 월 보육비

14) KOWEPS 설문에서는 영유아에 대한 보육비와 사교육비를 구분하고 있기 때문에 본 연구에서 필요한 보육비를 추정하는 데 적절하다고 판단하였다.

<표 4>에서는 노동시간 선택에 따른 고정비용(보육비)이 어떻게 정의되고 있는지 정리한다. 앞서 설명하였듯이 보육비는 시간제 또는 전일제 노동공급을 선택하는 경우에만 발생하며 <그림 2>에서 추정된 월 평균 보육비를 사용한다.

**<표 4> 기혼여성의 고정비용(FC)**

관찰된 LFP	노동시간 선택	고정비용(보육비)
	$h_k = 1$	고정비용=0
미취업 시간제 전일제	$h_k = 2$	고정비용=전일제 고정비용의 50% 가령 2016년에는 $17.1 \times 0.5 = 8.55$ 만 원
	$h_k = 3$	고정비용=전일제 고정비용 가령 2016년에는 17.1 만 원

식(9)의 효용함수에서 소득( $y$ ), 여가시간( $L$ ), 그리고 고정비용( $FC$ ) 변수의 계수는 기혼여성의 이질성에 해당하는 case-specific 변수에 의존한다고 가정한다. 개인 이질성 변수로는 여성의 나이와 0세~6세 아동숫자를 사용한다. <표 5>에서는 본 연구의 분석대상인 7,643명의  $age$  와  $kid06$  변수의 기초통계량을 제시한다. 평균 나이는 34.1세이고 0세~6세 아동숫자는 평균적으로 1.35명이다.

**<표 5> case-specific 변수의 기초통계량**

변수	표본 수	평균	표준편차	최소값	최대값
$age$	7,643	34.08	4.06	19	51
$kid06$	7,643	1.355	0.52	1	5

## IV. 추정결과 및 시뮬레이션

### 1. 효용함수 추정결과

본 소절에서는 측정된 효용을 결정하는 모수를 추정하는 방법과 추정결과를 설

명하고자 한다. 기혼여성  $i$ 가 선택가능한 노동시간 범주  $j = 1, 2, 3$ 가 있고 셋 중 하나의 범주만 선택할 수 있다. 이와 같은 상황에서 각 개인의 우도함수 값  $L_i$ 는 다음과 같이 쓸 수 있다(Hamerle & Ronning 1995).

$$L_i = \Pr(h_{ik} | \sum_{j=1}^3 h_{ij} = 1) = \frac{\exp\left(\sum_{j=1}^3 h_{ij} X_{ij} \beta\right)}{\sum_{d_j} \exp\left(\sum_{j=1}^3 d_{ij} X_{ij} \beta\right)} \quad (10)$$

위 식에서  $d_j$ 는 여성  $i$ 가 선택 가능한 노동시간 조합을 나타내는 더미변수를 의미한다. 가령  $d_1 = (1, 0, 0)$ 은 미취업을 선택하는 것이고  $d_2 = (0, 1, 0)$ 은 시간제를 선택하는 조합이다.  $\beta$ 를 추정하기 위한 로그우도함수는 식(11)과 같다.

$$\operatorname{argmax}_{\beta} = \sum_{i=1}^n \log(L_i) \quad (11)$$

식(11)은 조건부 로짓모형(conditional logit model)을 추정하는 것과 같다. 식(10)의  $X_{ij}\beta$ 는 식(9)에서 설정한 2차(quadratic) 함수를 사용한다. 추정결과는 <표 6>에서 제시한다. <표 6>에서 제시한 추정치는 각 여성의 측정된 효용을 예측하는데 사용된다. 또한  $X$  변수 제공이 포함되어 있기 때문에 (월 평균)소득( $y$ )과 (주당 평균) 여가시간( $L$ )이 측정된 효용에 미치는 영향은 미분을 통해서 계산한다. 그 결과를 <표 7>에서 제시한다. <표 6>에서 여가시간과 가구소득의 상호작용항( $y \times L$ ) 추정계수는 양(+의 값이다. II장에서 설명하였듯이 양(+의 추정계수는 여가시간과 가구소득이 서로 보완재적인 성격을 가진다는 것을 의미한다. 이러한 추정 결과 역시 예상과 일치한다.

<표 7>에서는 가구소득( $y$ ), 여가시간( $L$ ) 그리고 고정비용( $FC$ ) 변수가 효용에 미치는 한계효과를 계산한다. 선형모형 대신 2차 함수모형을 설정하였기 때문에 미분을 통해 한계효과를 얻을 수 있다. 가구소득이 증가할수록 측정된 효용이 증가하며 이론과 일치한다. 그러나 예상과 다르게 여가시간이 증가할수록 효용이 감소하는 것으로 추정되었다. 고정비용의 한계효과는 예상과 일치한다. 보육비가 증가할수록 효용이 감소한다.

〈표 6〉 조건부 로짓모형 추정결과

	추정계수
(월 평균) 가구소득( $y$ )	-0.159(0.097)*
가구소득 제곱( $y^2$ )	0.0007(0.0003)**
가구소득×기혼여성 나이 ( $y \times age$ )	0.0009(0.0023)
가구소득×0 세~6 세 아동숫자( $y \times kid06$ )	-0.060(0.0193)***
(주당 평균) 여가시간 ( $L$ )	-1.246(0.079)***
여가시간 제곱( $L^2$ )	0.0074(0.0002)***
여가시간×기혼여성 나이( $L \times age$ )	-0.0007(0.0018)
여가시간×0 세~6 세 아동 숫자( $L \times kid06$ )	-0.026(0.0152)*
가구소득×여가시간( $y \times L$ )	0.0019(0.0003)***
고정비용( $FC$ )	-0.021(0.0018)
고정비용×기혼여성 나이( $FC \times age$ )	-0.0026(0.0022)
고정비용×0 세~6 세 아동 숫자( $FC \times kid06$ )	-0.0069(0.018)
log $L$	-4492.49
sample size	22,929

주1) \*\*\*, \*\*, \*는 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함을 의미한다.

주2) 추정에 사용된 표본은 같은 기혼여성이 반복적으로 나타나는 패널데이터임을 고려하여 표준오차는 개인 id를 기준으로 cluster-robust 표준오차를 계산하였다.

주3) 가구소득 변수는 월 평균 가구소득(단위: 십만 원)으로 환산하여 추정에 사용한다. 2015년 기준 실질가격이다.

주4) 기혼여성 표본은 7,643명지만 각 여성에 대해 세 가지 노동공급을 선택할 수 있다고 가정하고 있기 때문에 sample size는  $7,643 \times 3 = 22,929$ 가 된다.

〈표 7〉 한계효과

	$\frac{\partial U}{\partial y}$	$\frac{\partial U}{\partial L}$	$\frac{\partial U}{\partial FC}$
추정치	0.0042	-0.037	-0.121

주) 관심변수를 제외한 나머지 변수는 평균에서 고정시킨 후 계산하였다.

## 2. 아동수당 시뮬레이션

본 소절에서는 아동수당 지급 정책이 기혼여성의 노동공급을 어떻게 변화시키는지 마이크로 시뮬레이션 결과를 제시한다. 먼저 정부는 아동수당을 1인당 월 10만 원씩 지급하기로 결정하였기 때문에 본 연구는 아동수당으로 인해 가구소득이 10만 원씩 증가한다고 가정하였다. 이러한 가구소득 증가는 (다른 조건이 일정할 때) 측정된 효용을 높일 것으로 예상된다. 가구소득과 효용이 비선형 관계이고 확률적 효용에 근거하여 의사결정이 이루어지기 때문에 아동수당 지급이 기혼여성의 노동공급에 변화를 가져올 수 있다. 먼저 <표 6>의 추정계수를 이용하면 각 노동시간 선택 시 측정된 효용이 얼마인지 계산할 수 있다.  $U_k^*$ 를 얻기 위해서는 오차항 ( $e_k$ )을 Type I extreme value 분포에서 무작위 추출하여 배정해야 한다. 마이크로 시뮬레이션의 구체적인 절차는 <표 8>에서 설명한다.

<표 8> 마이크로 시뮬레이션 절차

단계	내용
1 단계	<표 6>의 추정계수를 이용하여 기혼여성의 각 노동공급 선택 하에서 측정된 효용값을 계산한다.
2 단계	Type I Extreme value 분포에서 무작위로 오차항 $e_1, e_2, e_3$ 을 추출하여 세 가지 노동공급에 배정한다.
3 단계	1 단계에서 계산한 측정된 효용과 2 단계에서 배정한 오차항의 합으로 확률적 효용을 계산한다.
4 단계	세 가지 노동공급에 매칭된 확률적 효용이 가장 높은 노동공급과 실제로 관찰된 노동공급이 일치하면 2 단계에서 배정된 오차항을 받아들인다.
5 단계	가장 높은 확률적 효용 하에서 노동공급과 실제 관찰된 노동공급이 일치하지 않는다면 3 단계에서 배정된 오차항을 받아들이지 않고 새로운 오차항을 다시 무작위로 배정한다.
6 단계	2 단계~5 단계 오차항 배정작업을 무수히 반복하여 수용할 수 있는 오차항 조합을 충분히 확보한다(가령 100 개).
7 단계	수용할 수 있는 100 개 오차항 조합 하에서 아동수당이 지급된 시나리오를 적용한다. 그 시나리오 하에서 확률적 효용을 계산하여 효용이 가장 높은 노동공급 범주를 선택한다.

아동 1인당 10만 원의 수당이 지급되면 월 가구소득은  $(y + 1 \times kid06)$  으로 증가한다.<sup>15)</sup> 아동수당이 지급된 후 특정 기혼여성의 확률적 효용은 다음과 같이 주어진다. 아동수당은 기혼여성이 어떤 노동시간을 선택하느냐와 상관없이 주어지기 때문에 세 가지 노동시간의 확률적 효용수준에 영향을 주게 된다. 아래 식에서 오차항  $e_{i1}$ ,  $e_{i2}$ ,  $e_{i3}$  는 <표 8>에서 설명한 것과 같이 수용 가능한(acceptable) 오차항 조합으로 주어진다.

$$\text{미취업: } U_{i1}^* = U(y + 1 \times kid06, X) + e_{i1}$$

$$\text{시간제: } U_{i2}^* = U(y + 1 \times kid06, X) + e_{i2}$$

$$\text{전일제: } U_{i3}^* = U(y + 1 \times kid06, X) + e_{i3}$$

위 식에서 계산된 확률적 효용이 가장 큰 노동시간 범주를 선택하게 된다. 수용 가능한 오차항 조합을 100개 정도 찾아내기 위해 같은 과정을 반복한다.

**<표 9> 아동수당 정책(월 10만 원) 시행 후 노동공급 변화**

		아동수당 정책(월 10만 원) 시행 후 노동공급		
		미취업	시간제	전일제
관찰된 노동공급	미취업	99.99% [99.995, 99.998]	0.00% [0, 0.0003]	0.003% [0.0015, 0.0044]
	시간제	2.63% [2.237, 2.972]	97.36% [97.027, 97.762]	0.001% [0, 0.014]
	전일제	3.21% [3.121, 3.304]	0.06% [0.054, 0.079]	96.71% [96.618, 96.810]

주) 100개의 수용가능한 오차항 조합에서 얻은 노동공급 변화비율을 매 시뮬레이션에서 계산한 후 그러한 시뮬레이션을 다시 100회 반복하여 평균에 대한 95% 신뢰구간을 얻었다.

<표 9>에서는 아동수당 정책이 시행된 후 기혼여성의 노동공급 선택이 바뀌는 비율을 계산한 결과를 보여준다. 아동수당 지급 후 노동공급 변화비율을 측정하였다. 1회 시뮬레이션에서 100개의 수용가능한 오차항을 배정한 후 노동공급 변화비율을 계산하였다. 미취업인 기혼여성은 아동수당 정책 시행과 무관하게

15) 효용함수 추정에서 가구소득은 십만 원 단위로 환산하여 사용하고 있기 때문이다.

99.99%가 그대로 미취업 상태를 유지한다. 시간제 노동시간을 선택한 기혼여성은 아동수당 정책 이후 미취업으로 이동한 비율이 2.63%이며, 전일제 노동시간을 선택하던 기혼여성의 3.21% 또한 미취업을 선택하게 된다. 아동수당 금액이 월 10만 원으로 가구소득 증가에 크게 영향을 미치지 않기 때문에 기혼여성의 노동공급 감소는 그리 크지 않은 것으로 판단할 수 있다. 그러나 0~6세 아동이 있는 가구에 대한 공적 이전소득은 비록 그 감소폭이 크지는 않지만 기혼여성의 노동공급 감소라는 부작용으로 연결될 수 있다.

다음으로, <표 10>에서는 아동수당을 월 10만 원에서 월 20만 원으로 인상했을 때, 즉 아동수당 지급 금액이 월 20만 원일 때 시뮬레이션 결과를 정리하여 보여주고 있다. 시간제 근로자의 5.13%가 미취업으로 전환하며 전일제 근무자의 6.35%가 미취업으로 전환한다. <표 9>의 아동수당 월 10만 원 시뮬레이션에 비해 미취업 전환비율이 2배 정도로 증가하였음을 확인할 수 있다.

**<표 10> 아동수당 인상(월 20만원) 시뮬레이션**

		아동수당 인상(월 20만원) 후 노동공급		
		미취업	시간제	전일제
관찰된 노동공급	미취업	99.99% [99.991, 99.995]	0.00% [0, 0.0005]	0.005% [0.0037, 0.0083]
	시간제	5.13% [4.701, 5.684]	94.86% [94.308, 95.298]	0.001% [0, 0.0143]
	전일제	6.35% [6.235, 6.482]	0.12% [0.108, 0.144]	93.52% [93.387, 93.637]

주) <표 9>의 각주와 같음.

## V. 요약 및 시사점

본 논문에서는 문재인 정부의 아동수당 정책이 기혼여성의 노동공급 감소에 영향을 줄 수 있는지 마이크로 시뮬레이션 결과를 제시하였다. 먼저 효용함수 추정 결과에 대해 다음과 같이 해석할 수 있다. 첫째, 기혼여성의 효용함수 추정결과에

따르면 소득이 증가할수록 관찰된 효용이 유의하게 증가한다. 다른 조건이 일정하다면 아동수당 지급정책은 기혼여성의 효용 증가로 이어질 수 있다. 둘째, 여가 시간과 소득변수의 상호작용의 효과는 양(+)으로 추정되며 이는 두 재화(여가와 소득)가 서로 보완재적 역할을 한다고 해석할 수 있다. 아동수당 지급으로 인한 소득증가와 이러한 정책으로 인해 기혼여성의 노동공급 감소로 이어진다면 기혼여성의 효용이 증가할 수 있다고 예상할 수 있다. 셋째, 추정결과에 따르면 일하는 기혼여성에게 발생하는 고정비용(보육비)이 효용을 감소시키고 결과적으로 보육비 상승은 기혼여성의 노동시장 참여에 부정적인 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다. 여성고용, 일·가정 양립이라는 사회적 가치를 확보하기 위해서는 노동시장에 참여하고자 하는 여성에게 발생하는 보육비를 줄여주는 정책이 병행될 필요가 있다는 것을 확인할 수 있다.

마이크로 시뮬레이션 결과를 정리하면 다음과 같다. 아동수당 정책은 0세~6세 아동이 있는 기혼여성의 노동공급에 부(-)의 효과를 미친다. 구체적으로는 아동 1인당 월 10만 원의 아동수당을 지급하면, 시간제 일자리를 가진 기혼여성의 2.63%가 미취업으로 전환하며 전일제 일자리를 가진 기혼여성의 3.21%가 미취업으로 바뀌는 것으로 나타났다. 또한 아동수당이 20만 원으로 인상된 경우에는 시간제 근로자와 전일제 근로자의 약 5.13~6.35%가 미취업으로 전환하여 노동공급 감소효과가 좀 더 크게 추정되었다. 2018년 9월 시행예정인 아동수당 금액(월 10만 원)이 가구소득에 미치는 효과가 크지 않기 때문에 노동공급 감소 효과가 그리 크지 않은 것으로 판단할 수 있다. 그러나 추후 아동수당 금액이 인상되는 경우 기혼여성의 노동공급 감소의 부작용을 어느 정도는 감수해야 할 것으로 보인다. 아동수당 정책이 저출산 문제를 해소하는 데에는 어느 정도 도움이 될 수 있겠지만 여성의 노동시장 참여에는 부정적인 효과를 가질 수 있으므로 두 가지 상반되는 효과를 함께 고려할 필요가 있다.

본 연구는 2018년 9월 시행예정인 아동수당 정책이 노동시장에 미치는 영향을 분석한 최초의 연구결과라는 점에서 학술적인 면에서 기여하고 있다. 마이크로 시뮬레이션을 활용하여 정책시행에 따른 여성의 노동공급 변화를 노동공급 구조 모형(structural models) 하에서 분석하였다. 본 연구에서 활용한 공적 이전소득 변화에 따른 노동시장 참여자의 행동변화(behavioral responses)를 예측하는 아이

디어는 높은 활용도를 가지고 있다. 특히 최근 보편적 복지이슈인 기본소득(basic income)이 근로의욕에 어떤 영향을 미치는지 예측하기 위해 유사한 시뮬레이션을 활용할 수 있다. 다만 본 연구에서는 아동수당 정책의 본질적 목표인 출산율에 어떻게 영향을 미칠 것인지에 대한 분석이 이루어지지 않았다는 것에 한계점이 있다. 출산율과 기혼여성의 노동공급이 동시에 결정되는 구조모형을 통해 아동수당 정책을 더 심도 있게 분석해야 할 필요성이 있으며,<sup>16)</sup> 이는 추후 연구주제로 남기로 한다.

## 참고문헌

- 고제이·고경표. 2017. “저출산·고령사회 대응을 위한 아동수당제도 도입에 관한 연구.” 《연구보고서 2017-22》, 한국보건사회연구원.
- 김현숙. 2009. “우리나라 가구의 노동공급 의사결정에 관한 연구: 소득세를 고려한 조건부 로짓모형.” 《재정학연구》 61: 1-37.
- 민인식. 2016. “Stata를 활용한 노동패널 실증분석.” 《2016년 한국노동패널조사 데이터 설명회 자료집》.
- 박찬미. 2017. “아동수당과 아동관련 조세지원 제도의 빈곤 및 소득불평등 완화효과.” 박사학위 논문, 송실대학교 사회복지학과 대학원.
- 윤자영·홍민기·김근주. 2016. “일·가정 양립제도의 노동시장 효과.” 《2016-1, 한국노동연구원 연구보고서》.
- Ayala, L. and M. Paniagua. 2017. “The Impact of In-Work Benefits on Female Labor Supply and Income Distribution in Spain.” Euromod Working Paper Series, EM17/17.
- Creedy, J. and G. Kalb. 2005. “Discrete Hours Labor Supply Modelling: Specification, Estimation and Simulation.” *Journal of Economic Surveys* 19(5): 697-734.
- Gauthier, A. 2007. “The Impact of Family Policies on Fertility in Industrialized

---

16) 유사한 연구인 Kabátek(2014)를 참고할 수 있다.

- Countries: A Review of the Literature.” *Population Research and Policy Review* 26(3): 323-346.
- Haan, P.2004. “Discrete Choice Labor Supply: Conditional Logit vs. Random Coefficient Models.” DIW Berlin Discussion Paper 394.
- Hamerle, A. and G. Ronning. 1995. “Panel Analysis for Qualitative Variables.” In *Handbook of Statistical Modeling for the Social and Behavioral Sciences*, G. Arminger, C. Clogg, and M. Sobel(eds.), pp. 401-451. Plenum. New York.
- Kabátek, J. 2014. “Labor Supply, Fertility and Childcare Decisions: A Structural Analysis of Fiscal Stimuli for Working Mothers.” Working Paper, Tilburg University.
- Kohler, H., F. Billari, and J. Ortega. 2006. “Low Fertility in Europe: Causes, Implications and Policy Options.” In F. Harris(ed.), *The Baby Bust: Who Will Do the Work? Who Will Pay the Taxes?*, pp.48-109. Rowman and Littlefield Publishers.
- Labeaga, J., X. Oliver, and A. Spadaro. 2008. “Discrete Choice Models of Labor Supply, Behavioral Microsimulation and the Spanish Tax Reforms.” *Journal of Economic Inequality* 6(3): 247-273.
- Laroque, G. and B. Salanie. 2008. “Does Fertility Respond to Financial Incentives?” IZA Discussion Paper 3575.
- Long, J. and J. Freese. 2014. *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*. (3<sup>rd</sup> ed.), Stata Press, Texas.
- Mastrogiacomo, M., N. Bosch, M. Gielen, and E. Jongen. 2013. “A Structural Analysis of Labor Supply Elasticities in the Netherlands.” CPB Discussion Paper 235.
- McFadden, D. 1974. “Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior.” In *Frontier of Econometrics*, P. Zarembka(ed.), pp. 105-142. Academic Press. New York.
- Pavot, J. and A. Spadaro. 2009. *Labor Supply in France, New Evidence*. Mimeo, Paris of School of Economics.
- Sleebos, J. 2003. “Low Fertility Rates in OECD Countries: Factos and Policy

Responses.” OECD Labor Market and Social Policy Occasional Papers 15, OECD Publishing.

van Soest, A. 1995. “Structural Models of Family Labor Supply: A Discrete Choice Approach.” *Journal of Human Resources* 30(1): 63-88.

Wrohlich, K. 2004. “Child Care Costs and Mothers’ Labor Supply: An Empirical Analysis for Germany.” DIW Berlin Discussion Paper 412.

<접수 2018/02/26, 수정 2018/04/24, 게재확정 2018/04/30>

부록

〈표 1〉 Heckman 모형 추정결과

	선택방정식	임금방정식
고졸	0.000(0.021)	0.101(0.017)***
전문대졸 이상	0.472(0.023)***	0.634(0.018)***
나이	1.068(0.051)***	0.829(0.040)***
나이제곱	-0.120(0.006)***	-0.092(0.005)***
배우자 여부	-0.114(0.011)***	
0세~6세 아동 숫자	-0.110(0.007)***	
남편 소득+기타 소득 (여성의 근로소득 제외)	-0.023(0.000)***	
sample size	39,637	18,835
$\lambda$ (inverse mills ratio 계수)	0.808 (0.005)***	
logL	-38085	
LR test: $H_0 : cov(v_1, v_2) = 0$	$\chi^2 = 5801, p\text{-value}=0.000$	

주) \*\*\*, \*\*, \*는 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함을 의미한다.