

노동정책연구
2022. 제22권 제1호 pp.93~120
한국노동연구원
<http://doi.org/10.22914/jlp.2022.22.1.004>

연구논문

기업의 육아휴직 도입이 여성 근로자 고용에 미치는 영향*

김대환**

한국에서 일과 육아의 병행 어려움으로 인한 여성의 경력단절과 낮은 출산율은 어제오늘의 문제가 아니다. 이에 정부는 육아휴직제도를 비롯해 다양한 모성보호제도를 도입·확대해 왔다. 그동안 육아휴직제도 및 여성의 고용과 관련한 수많은 국내외 연구가 이루어졌으나 주로 여성 샘플을 활용하였다.

본 연구는 16년에 걸친 장기의 기업 수준 패널자료를 활용해 기업의 육아휴직 도입이 여성 근로자 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과, 기업의 육아휴직 도입 이후 전체 근로자 중, 그리고 젊은 근로자 중 여성 근로자의 비중이 유의하게 증가하였다. 모성보호제도의 도입을 비용증가로 인식하는 기업은 여성고용을 꺼릴 수 있는데, 육아휴직 도입 이후 여성 근로자가 증가했다는 것은 육아휴직을 도입한 기업에 대한 여성의 선호가 반영된 결과라고 해석할 수 있다. 육아휴직제도의 도입 자체보다는, 육아휴직제도의 활성화를 통해 경력단절, 저출산 문제, 나아가 인구고령화 상황에서 근로인력 감소와 같은 사회경제적 문제를 해결하려는 노력이 병행되어야 할 것이다.

핵심용어 : 모성보호제도, 육아휴직, 이원고정효과모형, 경력단절, 고용

논문접수일: 2021년 9월 9일, 심사의뢰일: 2021년 9월 13일, 심사완료일: 2021년 11월 22일

* 본 논문은 동아대학교 교내 연구지원을 받아 작성하였다.

** 동아대학교 경제학과 교수(kimdh@dau.ac.kr)

I. 서론

한국은 근로 관련한 평가 지표가 성별로 매우 상이한 대표적 국가 중 하나다. 예를 들어, 2018년¹⁾ 기준 남성 중 70.8%가 노동시장에 참여하는 반면 여성은 50.9%만이 참여하고 있다. 같은 기간 OECD 국가들의 평균 수치가 남성은 65.7%, 여성은 49.6%로 성별 차이가 있지만 그 정도(16.1%p)가 한국(19.9%p)에 비해 작다. 성별 임금차이는 더욱 심각하다. 2018년 기준 OECD 국가들의 남성 임금과 여성 임금의 차이는 12.8%였지만 한국은 무려 32.5%였다. 즉, 한국의 경우 남성에 비해 여성의 노동시장참여율이 매우 낮은 동시에 참여하더라도 임금수준이 남성에 비해 매우 낮다(OECD, 2021). 한국사회가 직면하고 있는 또 다른 대표적인 문제는 낮은 출산율이다. 2019년 기준 한국의 합계출산율은 0.92명으로 OECD 평균 1.61명에 비해 매우 낮으며, OECD 국가 중 합계출산율이 1.0명 미만인 나라는 한국이 유일하다(OECD, 2020).

한국에서 여성들의 노동시장 참여가 저조하고 출산율이 낮은 원인은 다양하겠지만, 일과 육아를 병행하기 어려운 노동시장의 구조적 문제가 주된 원인 중 하나일 것이다. 한국뿐 아니라 선진 산업사회에서 근로·육아 양립의 어려움으로 인해 기혼여성의 노동시장 이탈이 초래되고(Stier et al., 2012), 나아가 출산율을 저하시킨다는 문제 지적은 지속되어왔다(공정원·엄명용, 2016).

한국 정부도 근로자의 육아부담을 해소하여 여성의 계속근로와 출산율을 제고하기 위해 1987년 「남녀고용평등법」 제정을 통해 육아휴직제도를 도입하였다. 현재는 「남녀고용평등과 일·가정 양립 지원에 관한 법률」로 개정되어 시행 중이며, 제1조(목적)를 통해 알 수 있듯이 이 제도는 고용에서 남녀의 평등한 기회와 대우를 보장하고 모성보호와 여성고용을 촉진하여 남녀고용평등을 실현함과 아울러 근로자의 일과 가정의 양립을 지원하기 위해 도입되었다.

육아휴직제도가 도입되던 초기에는 무급이었기 때문에 제도의 활용도가 낮

1) 인구 대비 노동시장참여율은 2019년 자료까지 공개되어 있으나 성별 임금차이에 대한 최근 자료는 2018년까지 공개되어 있기 때문에 비교 시기를 2018년으로 통일하였다.

다는 문제 지적에 기반하여 2001년부터는 유급으로 전환하여 유급의 한도를 상향하고, 육아휴직 대상 아동연령을 확대하는 등 제도개선이 지속되어왔다(임병인·이지민, 2020).

이후 육아휴직제도의 도입으로 인한 효과들을 살펴보는 다양한 연구가 이루어져 왔으나 국내연구는 주로 출산율이 개선되었는지에 대한 주제에 집중되었다. 본 연구는 육아휴직제도를 도입한 이전과 이후의 여성고용 변화를 살펴보는 것이 목적이다. 수많은 모성보호제도 중 육아휴직제도를 중심으로 분석하는 이유는 육아휴직제도가 가장 대표적인 일·육아 양립제도로 인식되기 때문이다. 예를 들어, 여성의 임신 및 출산 등으로 인해 소모된 체력을 회복할 수 있도록 임금상실 없이 근로의무가 면제될 필요가 있는데 출산휴가는 최대 휴직 기간이 90일(다태아일 경우 120일)²⁾로 비교적 단기인 반면 육아휴직은 1년으로 출산휴가에 비해 4배 길다.

육아휴직제도가 도입될 때 기업은 여성고용을 꺼려할 수 있는 반면 여성 구직자 또는 여성 근로자는 이 제도를 도입한 기업을 선호할 가능성이 높을 것으로 예상된다. 즉, 육아휴직제도를 도입한 이후 여성 근로자에 대한 기업의 수요는 감소할 수 있는 반면 여성 근로자의 공급은 증가할 수 있는데, 육아휴직이 실제로 여성고용에 어떠한 결과를 초래하는지는 실증연구를 통해 확인할 필요가 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제II장에서는 본 연구와 관련된 국내외 선행연구를 고찰한다. 제III장에서는 실증분석을 위한 모형과 자료를 소개하고, 제IV장에서는 분석결과를 논의한다. 마지막으로 제V장은 연구의 요약과 함께 정책적 시사점을 제안한다.

II. 선행연구

육아휴직에 관한 국내외 연구는 수없이 많다. 그중에서도 육아휴직제도의 도

2) 출산휴가 기간도 한국이 12.9주로 OECD 국가들의 평균 19.7주에 비해 짧다(OECD, 2021).

입 목적이 저출산 문제의 해결임을 강조하며 육아휴직제도와 출산에 관한 연구가 비교적 활발히 이루어져 왔다. 국내 선행연구 중 육아휴직제도가 출산율을 낮춘다는 주장(정의룡, 2018)도 제기되었지만, 육아휴직제도가 출산율을 높였다는 실증분석이 대부분이다(이삼식 외, 2005; 배호중·천재영, 2018; 임병인·이지민, 2020). 호주(Lalive and Zweimuller, 2009), 스웨덴과 노르웨이(Duvander et al., 2010), 미국(Averett and Whittington, 2001)의 사례들을 연구한 해외 선행연구들도 육아휴직제도가 출산율에 긍정적이라는 실증분석 결과를 제시하였다. 이처럼 육아휴직이 출산율에 미치는 영향을 분석한 국내외 연구 대부분은 육아휴직이 출산율 제고에 긍정적이며, 그 이유로 육아휴직이 소득상실이라는 기회비용을 보전해주는 동시에 출산 초기 육아에 집중한 이후 직장으로 복귀할 기회를 제공해 결과적으로 양육과 근로를 양립하는 데 큰 도움이 되기 때문이라는 공통적인 의견을 제시하고 있다.

육아휴직제도를 출산율 중심으로 연구한 국내 선행연구와 달리 해외의 경우, 육아휴직제도를 다른 노동시장 지표들과 연계하여 분석한 사례들도 다양하다. 먼저, 육아휴직은 분명 기업에게는 상당한 비용을 초래한다는 주장도 존재한다(Averett and Whittington, 2001). Klerman and Leibowitz(1997)는 우수한 근로자를 고용하기 위해 육아휴직제도를 자발적으로 제공하는 기업도 존재할 수 있지만 비용의 문제로 인해 기업 자율로 육아휴직제도가 운영되기 어려우며, 결과적으로 정부정책에 의해 도입·확산되어 왔다고 설명한다. 그러므로 육아휴직이 제도적으로 도입되었다고 하더라도 근로자가 이 제도를 활용하는 것은 쉽지 않을 수 있다. 실제로 직장에서 육아휴직제도가 도입되어 있더라도 기업과 동료의 눈치 때문에 제도를 활용하기가 어려울 수 있는데, 사례분석을 통해 이 문제를 지적한 국내연구도 존재한다. 양현아 외(2021)는 한국의 육아휴직제도가 도입·확대되어 왔으나 제도와 현실 간 괴리가 여전하다고 지적하며, 실제 육아휴직을 경험한 12명의 여성과 남성을 심층면접하였다. 그 결과 육아휴직이 일·가정 양립에 도움이 되지만 정작 직장에서는 여성들이 육아휴직을 사용하면 육아휴직자 낙인으로 인해 복직 후 적응이나 승진 등에 어려움을 경험하는 것으로 알려져 있다.

육아휴직제도가 고용에 미치는 영향에 관한 연구는 주로 해외에서 이루어져

왔다. 이론에 따르면, 육아휴직이 여성의 고용 및 실업률에 미치는 영향은 육아휴직제도로 인한 노동수요와 공급의 변화 강도에 따라 달라질 수 있다. 기업 입장에서는 육아휴직이 도입되면 여성을 고용하는 비용이 남성에 비해 상대적으로 증가하기 때문에 해당 제도를 이용할 잠재인력에 대한 수요를 감소시켜 여성의 실업률을 높일 수 있다(Ruhm and Teague, 1997). 반대로 공급 측면에서는 여성들이 육아휴직을 도입한 기업을 선호하게 되는데, 수요감소 효과가 공급증가 효과보다 크면(작으면) 여성고용의 감소(증가)로 귀결된다(Ruhm, 1997).

육아휴직제도와 여성의 고용에 대한 실증연구도 활발히 이루어졌는데, 주로 미국 자료를 활용한 연구가 대부분이다. 육아휴직제도가 출산여성의 경제활동에 영향이 없다는 연구도 존재하지만(Baum, 2003; Klerman and Leibowitz, 1997; Waldfogel, 1999) 대부분 연구들은 여성들의 근로연속성을 확대한다는 결론을 제시하였다(Berger and Waldfogel, 2004; Waldfogel, 1998; Waldfogel et al., 1999). Klerman and Leibowitz(1997)도 육아휴직이 도입되면 여성 근로자들이 육아휴직제도를 활용하고 직장에 복귀할 가능성이 높아진다는 것을 이론적인 연구를 통해 제시하였다.

Baker and Milligan(2008)은 캐나다의 출산여성들을 분석한 결과 육아휴직이 기존 직장에 다시 복귀해 근로를 지속하는 경향, 즉 직업연속성을 증가시킨다고 밝혔다. 미국, 영국, 일본의 자료를 통합하여 분석한 Waldfogel et al.(1999)은 모든 나라에서 출산이나 영유아의 존재가 여성의 근로가능성을 낮추는데, 육아휴직제도는 여성 근로자가 출산 이후 동일한 직장으로 복귀할 가능성을 높이는 효과가 있다고 주장하였다.

육아휴직과 관련한 대부분의 선행연구는 근로자 개인 수준의 자료를 활용한 반면 Espinola-Arredondo and Mondal(2009)은 미국의 주별 정보를 활용해 육아휴직이 여성의 근로에 미치는 영향을 분석하였다. 미국의 경우 육아휴직제도를 도입한 시기가 주별로 다르다는 특성을 활용하여 분석한 결과, 육아휴직제도를 도입한 주에서 오히려 여성의 고용률이 높았다.

이렇듯 해외에서는 육아휴직제도가 여성고용에 미치는 영향에 대해 많은 연구가 이루어졌지만, 기업 수준의 자료를 활용한 분석은 이루어지지 못했다. 기업자료를 활용할 경우, 특정 기업에서 육아휴직제도를 도입한 이전과 이후의

성별 고용변화를 더욱 명확히 분석할 수 있다는 장점이 있다. 예를 들어, 여성 개인자료를 활용할 경우 여성이 출산 이후 특정 기업으로 복귀할 때 육아휴직 제도 때문인지 아니면 다른 사유 때문인지 명확히 분석하기 어려워, 결과적으로 육아휴직제도와 여성의 고용 간 직접적인 관계를 밝혀내기 어렵다. 또한 이론적 및 실증적 선행연구에서 여전히 연구결과가 상충되기 때문에 다른 차원의 자료를 활용해 추가 분석하는 것 자체도 의미가 있다. 이에 본 연구는 기업 수준의 자료를 활용해 한국에서 기업들이 육아휴직을 도입한 이후 여성 근로자의 증감 여부 그리고 증감 정도를 분석하였다.

Ⅲ. 분석모형 및 자료

1. 분석모형

육아휴직이 여성고용에 미치는 영향을 분석하기 위해 식 (1)의 패널모형(panel model)을 활용하였다. 횡단면 자료(cross-sectional data)를 활용할 경우, 육아휴직제도를 도입한 기업과 도입하지 않는 기업 간 단순비교 정도에 그치기 때문에 특정 사건 또는 제도가 도입된 이전과 이후의 변화를 추적·분석하는 방법으로 인과관계(causal effect)를 밝히기 위해 패널자료(panel data)의 활용이 중요하다(Wooldridge, 2013).

$$Female_{jt} = \alpha ParentalLeave_{jt} + X'_{jt}\beta + u_{jt} \quad (1)$$

$$j = 1, 2, 3 \dots N, t = 1, 2, 3 \dots T$$

$Female_{jt}$ 는 기업 j 의 t 기 근로자 중 여성의 비율을 의미한다. $ParentalLeave_{jt}$ 는 기업 j 가 t 기에 육아휴직제도를 도입하였으면 1, 도입하지 않았으면 0을 의미하는 더미변수(dummy variable)이다. 그러므로 $\alpha < 0$ 이면, 육아휴직 도입 이후 여성 근로자가 감소한 반면 $\alpha > 0$ 이면 육아휴직 도입 이후 여성 근로자가 증가했다고 해석된다. X_{jt} 는 주요 설명변수인 $ParentalLeave_{jt}$ 이외에 여성 근

로자의 고용에 영향을 줄 수 있는 설명변수 벡터(vector)이며 β 는 회귀계수 벡터이다. 마지막으로 u_{jt} 는 오차항(error term)이다.

식 (1)을 분석한 후 주요 설명변수 $ParentalLeave_{jt}$ 를 $AnyParentalBenefit_{jt}$ 로 변경한 식 (2)를 재분석하였다. 기업이 제공할 수 있는 모성보호 혜택은 육아휴직 이외에도 출산휴가, 배우자 출산휴가, 임신한 여성의 휴일근무 제한 등 매우 다양한데, $AnyParentalBenefit_{jt}$ 는 기업이 어떤 것이라도 모성보호 혜택을 제공하면 1, 아무것도 제공하지 않으면 0을 의미하는 더미변수이다.

$$Female_{jt} = \alpha AnyParentalBenefit_{jt} + X'_{jt} \beta + u_{jt} \quad (2)$$

그런데 식 (1)과 식 (2)의 u_{jt} 에는 일반적인 오차항 특성을 지닌 e_{jt} 이외에도 시간이 변하더라도 값이 변하지 않는 c_j 가 포함될 수 있다. 예를 들어, 어떤 기업은 관행적으로 여성 근로자의 고용을 꺼려하는 경향이 강할 수 있는데, 이러한 기업은 육아휴직제도의 도입을 주저할 것이며 궁극적으로 종속변수에 영향을 주어 편의된 추정계수(biased coefficient) α 가 산출될 수 있다. 또한 u_{jt} 에는 특정 해의 사건(T_t)이 모든 기업들에게 공통적으로 영향을 줄 수 있지만 그러한 사건의 영향 역시 연구자에게 관측되지 않을 수 있으며 결과적으로 편의된 추정계수가 산출된다(Cameron and Trivedi, 2005). 예를 들어, 특정 해에 여성 고용을 확대하기 위한 정부의 다른 정책으로 인해 여성 근로자의 비중이 확대될 수 있는데, 이를 고려하지 않으면 마치 육아휴직제도 때문에 여성 근로자가 증가한 것으로 해석될 수 있다.

$$u_{jt} = c_j + T_t + e_{jt} \quad (3)$$

전자(c_j)를 기업고정효과(firm fixed effect), 후자(T_t)를 시간고정효과(time fixed effect)라고 하는데, 고정효과모형(fixed effect model)은 이와 같은 문제들을 해결할 수 있다. 편의상 식 (1)을 활용해 고정효과모형을 설명하자면, 먼저 식 (3)을 식 (4)에 반영하면 식 (4)가 도출된다.

$$Female_{jt} = \alpha ParentalLeave_{jt} + X'_{jt} \beta + c_j + T_t + e_{jt} \quad (4)$$

만약 고정효과(기업고정효과 또는 시간고정효과)가 존재하는 동시에 설명변수와 상관관계를 갖는다면 편의된 추정계수가 산출되기 때문에 식 (5)를 활용해 문제를 해결할 수 있다.

$$Female_{jt} - \overline{Female}_j = \alpha(ParentalLeave_{jt} - \overline{ParentalLeave}_j) + (X_{jt} - \overline{X}_j)' \beta + T_t' \gamma + (e_{jt} - \overline{e}_j) \quad (5)$$

이때 $\overline{Female}_j = \sum_{t=1}^T Female_{jt}$ 를 의미하는데, 식 (5)는 차분을 통해 기업고정효과 c_j 를 제거하고 시간고정효과 T_t 를 직접 통제하는 방법으로 고정효과로 인한 문제를 해결할 수 있는데 이러한 모형을 이원고정효과모형(two-way fixed effect model) 또는 줄여서 고정효과모형이라고 한다.³⁾ 고정효과를 고려하지 않고 분석하는 식 (1) 또는 식 (4)를 확률효과모형(random effect model)이라고 한다. 결과적으로 확률효과모형은 고정효과가 존재하지 않거나 존재하더라도 설명변수와 상관관계를 갖지 않는다는 가정하에 개발된 모형이다. 그러므로 고정효과가 존재하는 동시에 설명변수와 상관관계를 갖는다면 고정효과모형이 적합하며, 반대로 고정효과가 존재하지 않거나 존재하더라도 설명변수와 상관관계가 없다면 확률효과모형이 적합하다(Green, 2018).

고정효과가 존재하는지, 그리고 고정효과가 존재할 경우 설명변수와 상관관계를 갖는지는 Hausman 테스트를 통해 검증 가능한데(Hausman, 1978), 검증 결과 모든 경우에 고정효과모형이 적합한 것으로 판명되었다. 하지만 위에서 설명했듯이 고정효과모형에서는 시간에 따라 값이 변하지 않는 변수들 역시 제거되기 때문에 필요에 따라 확률효과모형의 분석도 필요하다. 예를 들어, 기업의 위치는 쉽게 변하지 않는 변수인데 기업의 위치가 종속변수에 미치는 영향은 식 (5)로 분석이 불가능하다. 이러한 이유로 고정효과모형이 적합하다는 Hausman 테스트의 결과에도 불구하고 확률효과모형과 고정효과모형의 분석결과를 모두 제시한다. 참고로, 식 (1)~식 (5)의 추정계수는 모두 다르게 추정되지만 편의상 동일한 회귀계수로 표기하였다.

3) 정확하게는 차분을 통해 기업고정효과만을 제거하는 모형을 고정효과모형이라고 하며, 이에 더하여 시간고정효과를 직접 통제하여 추정하는 방식을 이원고정효과모형이라고 한다.

마지막으로 종속변수는 여성 근로자의 비중을 의미하는 연속변수에 해당된다. 이 경우, 종속변수를 로그값으로 전환할 경우 분포가 더 정규분포화되어 모형의 적합성이 개선되거나 분석결과가 달라질 수 있다(Wooldridge, 2013). 이에 본 연구에서는 종속변수를 로그값으로 전환하여 추가 분석하는 방법으로 분석결과의 강건성(robustness)을 제시한다.

2. 분석자료

육아휴직이 여성고용에 미치는 영향을 분석하기 위해 사업체패널조사(Workplace Panel Survey)를 활용하였다. 제II장 선행연구 부분에서 설명하였듯이, 국내외 선행연구 대부분이 개인 수준의 자료를 활용했을 뿐 기업 수준의 자료를 활용한 사례를 찾아보기 어렵다. 사업체패널조사는 사업체의 고용, 인적자원관리, 노사관계 현황 등 사업체 전반에 관한 다양한 정보를 격년으로 추적·조사하는 패널자료로 2005년부터 매 2년 간격으로 구축된다. 국내에서 기업 수준의 패널자료는 사업체패널조사가 유일하며, 전 세계적으로 찾아보기 어렵다. 특히 사업체패널조사는 동일한 기업을 대상으로 모성보호제도를 도입했는지, 그리고 도입했다면 어떤 종류의 모성보호제도를 도입했는지를 질문하기 때문에 본 연구를 분석하는데 충분한 정보를 제공한다. 본 연구에는 가용한 사업체패널조사의 모든 자료(1~8차 연도)를 실증분석에 활용하였는데, 사업체패널자료가 매 2년마다 조사·구축되는 자료이기 때문에 연구기간은 16년(2005~2019년)에 달한다.⁴⁾

<표 1>은 실증분석에 활용된 모든 변수들의 이름과 정의를 보여준다. 종속변수는 여성비율인데, 이는 전체 근로자 중 여성의 비중을 의미한다. 그런데 육아휴직제도가 주로 가임기의 여성에게 적용되는 제도라는 특성을 고려하여, 종속변수를 젊은 여성을 의미하는 신입사원의 비율로 변환하여 재분석하였다. 사업체패널조사의 경우, 성별 근로자의 수는 제공하지만 근로자의 연령별 정보는 제공하고 있지 않다. 이에 비관리자급 근로자 중 여성이 차지하는 비중을 젊은

4) 사업체패널조사에 대한 더욱 세부적인 정보는 홈페이지(<https://www.kli.re.kr/wps/index.do>)를 참고.

여성 근로자의 대리변수로 활용하였다. 사업체패널조사는 전체 근로자 수를 직급별로 구분하고 있는데, 비관리자급이 반드시 신입사원이라고 단언할 수 없지만 한국 노동시장의 통념상 비관리자급은 비교적 연령이 낮은 근로자들로 구성된다. 참고로, 사업체패널조사는 모든 직급을 임원급, 부장급, 차장급, 과장급, 관리자 역할을 하는 대리급/조반장급, 비관리자급으로 구분하기 때문에 비관리자급이 비교적 신입사원에 속하며, 편의상 젊은 근로자라고 칭한다.

〈표 1〉 변수의 이름 및 정의

	변수 이름	정의
종속변수	여성비율	전체 근로자 중 여성비율(단위: %)
	로그_여성비율	전체 근로자 중 여성비율(단위: %)의 로그값
	젊은 여성비율	비관리자급 근로자 중 여성비율(단위: %)
	로그_젊은 여성비율	비관리자급 근로자 중 여성비율(단위: %)의 로그값
주요 설명변수	육아휴직 없음	육아휴직제도를 도입하지 않았으면 1, 도입했으면 0
	육아휴직	육아휴직제도를 도입했으면 1, 도입하지 않았으면 0
	모성보호 없음	모성보호제도가 전혀 없으면 1, 있으면 0
	모성보호	모성보호제도가 있으면 1, 없으면 0
	사업기간	사업 지속 기간(단위: 년)
매출 (기업규모)	로그_매출	연간 매출액(단위: 백만 원)
	매출	연간 매출액(단위: 백만 원)의 로그값
기업 유형	개인사업자	기업 유형이 개인사업자이면 1, 아니면 0
	회사법인	기업 유형이 회사법인이면 1, 아니면 0
	학교·의료법인	기업 유형이 학교, 의료법인 등이면 1, 아니면 0
	재단·종교법인	기업 유형이 재단, 종교 등이면 1, 아니면 0
임금	로그_임금	신입사원 연봉(단위: 만 원)의 로그값
	임금	신입사원 연봉(단위: 만 원)
산업분류 (10차)	제조	제조업이면 1, 아니면 0
	전기가스	전기, 가스, 증기 등이면 1, 아니면 0
	수도하수	수도, 하수, 폐기물 등이면 1, 아니면 0
	건설	건설업이면 1, 아니면 0
	도소매	도매 및 소매업이면 1, 아니면 0
	운수창고	운수 및 창고업이면 1, 아니면 0
	숙박음식	숙박 및 음식점업이면 1, 아니면 0
	정보통신	정보통신업이면 1, 아니면 0
	금융보험	금융 및 보험업이면 1, 아니면 0
	부동산	부동산업이면 1, 아니면 0
과학기술	과학, 기술 서비스업이면 1, 아니면 0	

〈표 1〉의 계속

	변수 이름	정의
산업분류 (10차)	시설관리	시설관리 및 지원업이면 1, 아니면 0
	공공국방	공공행정, 국방업이면 1, 아니면 0
	교육서비스	교육서비스업이면 1, 아니면 0
	보건복지	보건 및 사회복지업이면 1, 아니면 0
	예술여가 협회단체	예술, 스포츠, 여가업이면 1, 아니면 0 협회 및 단체업이면 1, 아니면 0
연도	2005년	자료가 2005년이면 1, 아니면 0
	2007년	자료가 2007년이면 1, 아니면 0
	2009년	자료가 2009년이면 1, 아니면 0
	2011년	자료가 2011년이면 1, 아니면 0
	2013년	자료가 2013년이면 1, 아니면 0
	2015년	자료가 2015년이면 1, 아니면 0
	2017년	자료가 2017년이면 1, 아니면 0
	2019년	자료가 2019년이면 1, 아니면 0
지역	서울	지역이 서울이면 1, 아니면 0
	부산	지역이 부산이면 1, 아니면 0
	대구	지역이 대구면 1, 아니면 0
	인천	지역이 인천이면 1, 아니면 0
	광주	지역이 광주면 1, 아니면 0
	대전	지역이 대전이면 1, 아니면 0
	울산	지역이 울산이면 1, 아니면 0
	세종	지역이 세종이면 1, 아니면 0
	경기	지역이 경기면 1, 아니면 0
	강원	지역이 강원도면 1, 아니면 0
	충북	지역이 충청북도면 1, 아니면 0
	충남	지역이 충청남도면 1, 아니면 0
	전북	지역이 전라북도면 1, 아니면 0
	전남	지역이 전라남도면 1, 아니면 0
	경북	지역이 경상북도면 1, 아니면 0
	경남	지역이 경상남도면 1, 아니면 0
제주	지역이 제주도면 1, 아니면 0	

주: 각 그룹을 의미하는 더미변수 중 준거그룹으로 육아휴직 없음, 모성보호 없음, 재단·종교법인, 제조, 2005년, 서울을 활용.

주요 설명변수로 육아휴직제도의 도입 여부를 활용했다. 이에 더하여 육아휴직제도를 포함해 어떤 종류든 관계없이 하나 이상의 모성보호제도를 도입하고 있는지 여부에 따른 분석결과도 제시하였다. 사업체패널조사의 경우, 매 2년마

다 기업에게 “작년 말 기준 귀 사업장에는 다음의 모성보호 조치들 중 취업규칙이나 단체협약에 규정되어 있거나 회사방침으로 실시하고 있는 것은 무엇입니까? 해당되는 항목을 모두 선택하여 주십시오.”라고 질문한다. 이러한 모성보호 관련 질문에 각 기업은 <표 2>의 보기 중 해당되는 제도를 선택하는 구조로 설문조사가 설계되었다. 그러므로 <표 1>에서 주요 설명변수인 육아휴직은 ‘② 육아휴직’에 대해 “예”라고 답하면 1을 부여하고, “아니오”라고 답하면 0을 부여한 더미변수이며, 모성보호는 ‘⑳ 해당 없음’에 대해 “예”라고 답하면 0을, “아니오”라고 답하면 1을 부여한 더미변수이다.

<표 2> 모성보호 조치 종류

-
-
- ① 산전후휴가
 - ② 육아휴직
 - ③ 배우자 출산휴가(남성)
 - ④ 직장보육시설
 - ⑤ 보육료 지원
 - ⑥ 생리휴가(무급이나 유급)
 - ⑦ 수유시간 보장
 - ⑧ 수유공간 제공
 - ⑨ 임신한 여성의 야간근무 제한
 - ⑩ 임신한 여성의 휴일근무 제한
 - ⑪ 임신한 여성의 초과근무 제한
 - ⑫ 임신한 여성을 유해한 업무에 종사시키지 않음
 - ⑬ 임신한 여성에게 작업 전환 시행
 - ⑭ 출산 후 1년이 되지 않은 여성은 건강에 유해한 업무에 종사시키지 않음
 - ⑮ 태아검진휴가(임신한 여성을 위한 사전 진찰 휴가)
 - ⑯ 유·사산 휴가
 - ⑰ 불임휴직제
 - ⑱ 육아기 근로시간 단축제도
 - ⑲ 기타, _____
 - ⑳ 해당 없음
-

자료: 사업체패널 1~8차 통합설문지.

통제변수 X_{jt} 에는 종속변수인 여성 근로자 비율에 영향을 줄 수 있는 사업기간, 매출 규모, 기업 유형, 임금, 산업의 종류, 지역이 포함되며, 시간고정효과를 의미하는 각 연도별 더미변수 T_t 가 포함된다. 육아휴직제도는 기업에 상당한

비용을 초래할 수 있기 때문에 주로 재정적 여력이 있는 기업들이 도입할 가능성이 있다(Averett and Whittington, 2001). 이러한 현실을 고려 시 기업규모를 통제할 필요가 있는데, 기업규모를 의미하는 변수로 일반적으로 근로자의 수 또는 매출액이 활용된다. 그런데 종속변수 자체에 근로자 수의 정보가 포함되어 있기 때문에 기업규모를 통제하기 위해 매출액을 활용하였다.

임금 수준은 근로자들이 기업을 선택할 때 매우 중요한 고려대상이다. 그런데 본 연구가 비교적 젊은 여성과 관련된 연구이기 때문에 신입직원의 연봉을 통제하였다. 사업체패널조사는 각 기업을 대상으로 대졸 신입사원의 초봉과 고졸 신입사원의 초봉에 대해 질문하는데 본 연구에서는 두 연봉의 평균값을 임금 변수로 활용하였다.

이밖에도 기업의 유형과 산업의 종류를 통제하였는데, 산업의 유형은 제10차 산업분류표에 따라 분리하였다. 사업체패널조사는 제10차 산업분류 기준에 따라 각 기업이 영위하고 있는 주요 산업을 기준으로 21가지 종류로 세분하고 있는데, 실증분석에 활용된 기업 중 농업(농업, 광업 및 임업), 광업, 자가소비(가구내 고용활동 및 달리 분류되지 않은 자가소비 생산활동), 국제(국제 및 외국 기관)에 해당되는 기업이 없어 총 17개의 더미변수가 활용되었다.

<표 1>에는 독자의 이해를 위해 더미변수 중 실증분석에 직접 활용되지 않은 준거그룹(reference group)도 포함하고 있는데, 각 그룹을 의미하는 더미변수 중 준거그룹으로 육아휴직 없음, 모성보호 없음, 재단·종교법인, 제조, 2005년, 서울이 활용되었다. 또한 통제변수 중 모든 연속변수는 로그값으로 전환하였다.

마지막으로 2005~2019년 동안 8번의 설문조사 과정에서 <표 1>에 포함된 변수에 대한 정보를 제공하지 않은 기업을 제외하고 실증분석에 15,495개의 관측치가 활용되었으며, 2005~2019년 동안 파산하여 설문조사 중도에 탈락하거나 신규 사업체가 설문조사에 추가되는 등의 변화를 고려한 불균형패널자료(unbalanced panel data)가 활용되었다. 또한 실증분석에 활용된 변수 중 명목값(nominal value)에 해당하는 매출액, 임금 등은 한국은행이 공시하는 물가상승률을 고려하여 모두 2015년 기준 실질값(real value)으로 전환하였다.

IV. 분석결과

1. 기술통계

<표 3>은 실증분석에 활용된 변수들의 기술통계(descriptive statistics)를 보여주는데, 기술통계는 육아휴직제도를 도입하지 않은 기업과 도입한 기업으로 세분하였다. 또한 육아휴직을 도입한 기업과 도입하지 않은 기업 간 각 변수의 평균값의 차이를 독립표본 t-검정하여 유의성을 $*(p<0.10)$, $** (p<0.05)$, $*** (p<0.01)$ 로 표시하였다. 기술통계를 통해 알 수 있듯이 육아휴직을 도입한 기업과 도입하지 않은 기업 간 대부분 변수의 평균값 차이가 통계적으로 유의해 통제변수로 적절하다. 참고로, 지면의 한계로 인해 <표 3>에는 지역과 연도 변수에 대한 기술통계는 제외하였다.

15,495개의 기업(관측치) 중 육아휴직을 도입하고 있는 기업은 12,861개로 약 83% 정도이며, 육아휴직을 비롯해 다양한 모성보호제도 중 하나라도 도입한 기업은 90% 정도이다. 기업들이 고용하고 있는 근로자 중 여성 근로자의 비중은 29% 정도로 남성 근로자가 절대적으로 많다. 육아휴직 도입 기업에서 여성 근로자 비중은 30.04%로 미도입 기업의 23.94%에 비해 높고 젊은 근로자 중 여성 비중도 육아휴직 도입 기업에서 높게 나타난다.

실증분석에 포함된 기업들의 평균 사업기간은 24년 정도이며, 육아휴직을 도입하지 않은 기업의 사업기간이 22년 정도로 상대적으로 짧다. 육아휴직을 도입한 기업의 연평균 매출액이 7,044억 원으로 육아휴직을 도입하지 않은 기업의 매출액(1,216억 원)보다 5.8배 많다. 기업의 형태 차원에서 두 그룹 모두 회사법인이 80% 이상을 차지하는데, 육아휴직을 도입한 기업 중 학교·의료법인과 재단·종교법인의 비중이 상대적으로 높다. 신입사원의 연봉 수준 역시 육아휴직 도입 기업이 통계적으로 유의하게 높는데, 그 차이는 300만 원 미만으로 크지 않다.

산업분류별로는 수도하수, 건설, 운수창고, 시설관리, 협회단체에서만 육아휴

직 미도입 기업의 비중이 통계적으로 유의하게 높지만 산업분류의 종류가 많아 두 그룹 간 절대적인 수치 차이는 크지 않다.

하지만 이러한 기술통계의 해석에는 주의가 필요하다. 첫째, 기술통계의 해석은 단순히 각 변수 간 평균값을 비교한 것으로 다른 변수들 및 관측 불가능한 고정효과의 영향까지 포함된 것이다. 둘째, 본 연구의 실증분석에 활용된 자료가 패널자료이기 때문에 동일한 기업이더라도 육아휴직을 도입하기 이전에는 ‘육아휴직 미도입 샘플’로 분류되었다가 도입한 이후에는 ‘육아휴직 도입 샘플’에 포함된다. 그러므로 다른 요인들의 영향을 배제하고 기업들이 육아휴직을 도입하기 이전에 비해 도입 이후에 여성 근로자의 고용에 어떠한 변화가 있는지, 그리고 육아휴직이 여성고용에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 회귀분석(regression)이 필요하다.

〈표 3〉 기술통계

변수 (Variable)	전체 샘플		육아휴직 미도입		육아휴직 도입	
	평균 (Mean)	표준편차 (Std. Dev.)	평균 (Mean)	표준편차 (Std. Dev.)	평균 (Mean)	표준편차 (Std. Dev.)
여성비율	29.00***	25.01	23.94	25.56	30.04	24.77
로그_여성비율	2.85***	1.17	2.50	1.29	2.93	1.13
젊은 여성비율	22.67***	16.00	17.81	16.66	23.67	15.68
로그_젊은 여성비율	2.64***	1.24	2.17	1.42	2.73	1.18
육아휴직 없음	0.17***	0.38	1.00	0.00	0.00	0.00
육아휴직	0.83***	0.38	0.00	0.00	1.00	0.00
모성보호 없음	0.10***	0.30	0.59	0.49	0.00	0.00
모성보호	0.90***	0.30	0.41	0.49	1.00	0.00
사업기간	23.53***	15.51	21.56	14.10	23.93	15.75
로그_매출	6.92***	5.56	5.23	5.02	7.27	5.61
매출	606,554***	3,218,325	121,641	862,464	704,347	3,498,527
개인사업자	0.04***	0.20	0.08	0.28	0.03	0.18
회사법인	0.83***	0.38	0.87	0.33	0.82	0.39
학교·의료법인	0.05***	0.22	0.01	0.11	0.06	0.23
재단·종교법인	0.08***	0.27	0.03	0.17	0.09	0.29
로그_임금	7.84***	0.22	7.74	0.24	7.86	0.21
임금	2,595***	570	2,353	537	2,645	564
제조	0.15***	0.36	0.15	0.35	0.15	0.36
전기가스	0.00**	0.06	0.00	0.03	0.00	0.07

〈표 3〉의 계속

변수 (Variable)	전체 샘플		육아휴직 미도입		육아휴직 도입	
	평균 (Mean)	표준편차 (Std. Dev.)	평균 (Mean)	표준편차 (Std. Dev.)	평균 (Mean)	표준편차 (Std. Dev.)
수도하수	0.00***	0.06	0.01	0.08	0.00	0.05
건설	0.03***	0.16	0.05	0.23	0.02	0.14
도소매	0.02***	0.14	0.01	0.11	0.02	0.15
운수창고	0.03***	0.17	0.07	0.25	0.02	0.15
숙박음식	0.01**	0.08	0.00	0.06	0.01	0.08
정보통신	0.01	0.09	0.00	0.04	0.01	0.10
금융보험	0.01**	0.08	0.00	0.06	0.01	0.09
부동산	0.74***	0.44	0.70	0.46	0.75	0.43
과학기술	0.01***	0.11	0.01	0.08	0.01	0.12
시설관리	0.03***	0.17	0.04	0.21	0.03	0.16
공공국방	0.00*	0.03	0.00	0.00	0.00	0.03
교육서비스	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.03
보건복지	0.03**	0.17	0.02	0.14	0.03	0.17
예술여가	0.00	0.06	0.00	0.05	0.00	0.07
협회단체	0.01*	0.08	0.01	0.09	0.01	0.07
표본 수	15,495		2,634		12,861	

주: 1) * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

2) 사업기간의 단위는 년, 매출의 단위는 백만 원, 임금의 단위는 만 원이며, 나머지 변수의 단위는 모두 %.

자료: 사업체패널 1~8차조사.

2. 육아휴직 도입이 여성고용에 미치는 영향

〈표 4〉는 패널모형을 활용해 육아휴직이 여성고용에 미치는 영향을 분석한 결과를 보여준다. Hausman 검증 결과 고정효과모형이 적합한 것으로 판별되었으나 시간에 따라 값이 변하기 어려운 지역의 영향을 살펴보기 위해 확률효과 모형의 분석결과도 포함하였다. 고정효과모형의 분석결과에 따르면, 기업이 육아휴직을 도입한 이후 남성 근로자에 비해 여성 근로자가 증가한 것으로 나타났다. 참고로 이러한 결과는 확률효과모형에서도 동일하게 확인된다.

기업 형태 측면에서는 재단·종교법인에 비해 회사법인과 학교·의료법인에서 여성 근로자 비중이 낮다. 이는 임금이 낮은 기업에서 상대적으로 여성 근로자 비중이 높아지는 것으로 분석되었다. 산업분류 측면에서는 제조업을 영위하는 기업에 비해 건설, 도소매, 운수창고, 정보통신, 금융보험업에서 여성의 비율

이 상대적으로 높았다. 추세적으로는 여성 근로자의 비중이 높아지는 것을 확인할 수 있는데, 통계적으로 유의한 시기는 2013년 한 해에 불과하다.

지역별 여성 비중 차이를 분석한 확률효과모형에 따르면, 전반적으로 서울에 있는 기업들에서 여성의 비중이 높은 것으로 분석되었다. 세부적으로는 인천, 대전, 울산, 경기, 충북, 충남, 전남, 경북, 경남 등 대부분 지역에서 통계적으로 유의하게 여성 근로자의 비중이 낮다는 것을 확인할 수 있다.

결과적으로 고정효과모형에 따르면 육아휴직 도입 이후 여성 근로자의 비중이 증가하는 것이 확인되었는데, 이는 다양한 원인에 의한 결과일 수 있다. 고용주는 육아휴직을 비용으로 인식해 육아휴직제도를 도입하기 꺼리는 경향이 있으며(Averett and Whittington, 2001) 결과적으로 여성고용에 적극적이지 않을 가능성이 높다(Ruhm and Teague, 1997). 반면 동서양 모두에서 출산 이후에도 근로를 지속하고자 하는 여성의 의향(Gangl and Ziefle, 2015)이 육아휴직을 도입한 기업에 대한 선호로 연계될 수 있다. 즉, 육아휴직은 여성 근로자의 수요를 감소시키는 반면 공급은 증가시킬 가능성이 높다는 것인데, Ruhm (1997)의 이론적 분석처럼 육아휴직으로 인한 수요감소 유인보다 공급증가 효과가 더 크게 작용한 것으로 확인된다.

〈표 4〉 육아휴직 도입에 따른 여성고용

		모델 1 : 확률효과모형		모델 2 : 고정효과모형	
		추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
	육아휴직	0.83***	0.22	0.52**	0.22
	사업기간	-0.26***	0.02	-0.40**	0.18
	로그 매출	-0.06***	0.02	-0.02	0.02
기업 유형	개인사업자	-6.22***	1.01	-1.86	1.22
	회사법인	-12.99***	0.80	-2.68**	1.08
	학교·의료법인	6.35***	1.03	-2.88**	1.23
	로그 임금	-3.00***	0.49	-1.31***	0.49
산업 분류	전기가스	-0.30	1.18	0.24	1.13
	수도하수	-0.61	1.40	0.30	1.36
	건설	1.13**	0.56	2.54***	0.55
	도소매	3.03***	0.58	2.08***	0.56
	운수창고	0.37	0.49	1.26***	0.47
	숙박음식	2.77***	0.98	1.56*	0.95
	정보통신	2.05**	0.89	2.01**	0.86
	금융보험	4.37***	1.02	3.71***	1.00

〈표 4〉의 계속

		모델 1 : 확률효과모형		모델 2 : 고정효과모형	
		추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
산업 분류	부동산	2.04	2.90	1.24	2.82
	과학기술	-0.07	2.97	0.86	2.89
	시설관리	0.68	2.92	0.35	2.84
	공공국방	5.01	3.69	4.70	3.56
	교육서비스	1.91	3.96	2.59	3.82
	보건복지	2.70	2.94	-0.04	2.85
	예술여가	0.15	3.12	0.83	3.03
	협회단체	0.74	3.07	1.07	2.98
연도	2007	0.22	0.30	0.23	0.46
	2009	0.06	0.31	0.41	0.76
	2011	1.66***	0.31	1.97*	1.09
	2013	2.45***	0.34	3.01**	1.43
	2015	2.55***	0.35	3.20*	1.78
	2017	4.22	2.91	4.52	3.52
	2019	4.63	2.92	5.45	3.75
지역	부산	-0.98	1.17		
	대구	-2.27*	1.26		
	인천	-2.62**	1.08		
	광주	-1.91	1.74		
	대전	-4.55**	1.93		
	울산	-11.61***	1.66		
	세종	-3.06	2.09		
	경기	-3.02***	0.62		
	강원	-1.30	1.41		
	충북	-4.01***	1.44		
	충남	-9.30***	1.36		
	전북	-2.40	1.97		
	전남	-7.41***	1.63		
	경북	-3.55***	1.15		
경남	-5.61***	1.11			
제주	0.38	3.06			
_cons		68.79***	4.88	46.55***	5.49

- 주: 1) * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.
 2) 모델 1 : Prob>chi2=0.00, 모델 2 : Prob>F=0.00.
 3) 표본 수는 15,495개(모델 1=모델 2).
 4) Hausman검정 결과 모델 2가 적합(p<0.01).

육아휴직 도입 이후 남성 근로자에 비해 여성 근로자가 증가한 세부 원인은 다양할 수 있다. 첫째, 육아휴직 도입 이후 기존의 여성이 다른 기업으로 이직하려는 유인이 감소할 수 있다. 선행연구에서도 일반적으로는 여성들의 출산과 육아 과정에서 퇴직률이 상승하는데(Waldfoegel et al., 1999) 육아휴직이 도입된 기업에서는 육아휴직 이후 기존 기업으로 복직하는 경향이 높아진다고 하였다(Baker and Milligan, 2008). 둘째, 출산을 고려한 비교적 젊은 여성들이 회사를 선정하는 단계에서 육아휴직이 도입되었는지 여부를 고려하고 육아휴직이 도입된 기업을 선호한 결과일 수 있다. 이에 전체 근로자 중 여성 근로자의 비중을 종속변수로 활용한 <표 4>와 달리 <표 5>는 종속변수를 젊은 근로자 중 여성의 비중으로 교체하여 동일한 분석을 실행한 결과를 보여준다.

Hausman 검정 결과 적합한 모형으로 판별된 고정효과모형에 따르면 육아휴직 이후 젊은 여성의 비중이 증가한 것으로 나타났다. 육아휴직 이후 젊은 여성들이 증가한다는 의미는 구직 여성들이 기업 선정 시 육아휴직 도입 여부를 고려한다는 것을 방증한다. 무엇보다 추정계수의 크기(0.63)가 <표 4>의 추정계수(0.52)보다 크다는 것은 육아휴직 도입이 전반적인 여성 근로자의 증가를 초래할 수 있지만, 특히 젊은 여성 근로자를 더 많이 증가시킨다는 것을 의미한다.

<표 5> 모성보호 도입에 따른 젊은 여성고용

		모델 1 : 확률효과모형		모델 2 : 고정효과모형	
		추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
모성보호		1.35***	0.21	0.63***	0.22
사업기간		-0.10***	0.01	-0.36**	0.18
로그_매출		0.01	0.02	0.00	0.02
기업 유형	개인사업자	-4.90***	0.81	-1.69	1.22
	회사법인	-8.72***	0.60	-1.12	1.08
	학교·의료법인	4.78***	0.82	-1.53	1.23
로그_임금		-2.49***	0.46	-1.72***	0.49
산업 분류	전기가스	-1.10	1.14	-0.49	1.13
	수도하수	-3.48***	1.34	-1.68	1.36
	건설	-2.25***	0.53	-0.28	0.55
	도소매	1.77***	0.56	0.28	0.56

〈표 5〉의 계속

		모델 1 : 확률효과모형		모델 2 : 고정효과모형	
		추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
산업 분류	정보통신	1.56*	0.84	1.45*	0.86
	금융보험	-0.03	0.97	-1.62	0.99
	부동산	5.28*	2.76	4.40	2.81
	과학기술	-5.56**	2.83	-4.98*	2.88
	시설관리	-3.78	2.79	-3.76	2.83
	공공국방	-1.73	3.53	-2.30	3.55
	교육서비스	-5.39	3.81	-4.38	3.81
	보건복지	-2.24	2.80	-4.22	2.85
	예술여가	-3.53	2.98	-3.23	3.03
	협회단체	-4.77	2.93	-3.98	2.98
연도	2007	-0.35	0.29	0.02	0.45
	2009	-0.55*	0.29	0.37	0.76
	2011	-0.15	0.29	1.09	1.09
	2013	0.40	0.30	2.18	1.43
	2015	-0.04	0.30	2.19	1.78
	2017	4.97*	2.77	6.86**	3.52
	2019	5.73**	2.78	8.07**	3.74
지역	부산	-3.40***	0.80		
	대구	-2.26***	0.88		
	인천	-1.97**	0.78		
	광주	-4.38***	1.14		
	대전	-4.55***	1.23		
	울산	-9.78***	1.14		
	세종	-2.61	1.89		
	경기	-2.38***	0.47		
	강원	-2.98***	0.99		
	충북	-3.98***	0.99		
	충남	-7.42***	0.95		
	전북	-5.31***	1.30		
	전남	-6.69***	1.12		
	경북	-4.84***	0.77		
	경남	-4.96***	0.75		
제주	-2.40	2.16			
_cons		49.14***	4.54	38.57***	5.48

- 주: 1) * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.
 2) 모델 1 : Prob>chi2=0.00, 모델 2 : Prob>F=0.00.
 3) 표본 수는 15,495개(모델 1=모델 2).
 4) Hausman검정 결과 모델 2가 적합(p<0.01).

3. 모성보호제도가 여성고용에 미치는 영향

<표 6>은 <표 4>, <표 5>와 종속변수는 동일하게 유지하되 주요 설명변수를 육아휴직 도입 여부 대신 모성보호제도를 도입했는지 여부로 교체하여 재분석한 결과를 보여준다. 분석결과, <표 4> 및 <표 5>와 추정계수의 부호와 통계적 유의성은 동일한데, 추정계수의 크기가 확대되었다. 즉, 기업이 모성보호제도를 도입한 이후 전체 근로자 중 여성 근로자의 비중, 그리고 젊은 근로자 중 여성 근로자의 비중이 모두 증가하였다. 또한 모성보호제도를 도입한 이후 전체 근로자 중 여성 근로자 증가보다는 젊은 근로자 중 여성 근로자 비중의 증가가 확연하게 더 큰 것으로 분석되었다. 참고로, 다른 통제변수들의 추정계수의 부호 및 통계적 유의성은 <표 4>, <표 5>와 크게 다르지 않다.

<표 6> 육아휴직 및 모성보호 도입에 따른 여성(로그_여성비율) 및 젊은 여성고용(로그_젊은 여성비율)

종속변수: 여성비율				
	Model 1: 확률효과모형		Model 2: 고정효과모형	
변수	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
모성보호	0.83***	0.28	0.55**	0.028
종속변수: 젊은 여성비율				
	Model 3: 확률효과모형		Model 4: 고정효과모형	
변수	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
모성보호	1.52***	0.27	0.75***	0.28

주: 1) * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

2) 모델 1, 모델 3: Prob>chi 2 = 0.00, 모델 2, 모델 4: Prob > F = 0.00.

3) 표본 수는 15,495개(모델 1~모델 4).

4) Hausman검정 결과 모든 경우 고정효과모형이 적합(p<0.01).

5) 모든 실증분석에서 <표 4> 및 <표 5>와 동일한 변수를 통제하였으나 편의를 위해 생략.

4. 육아휴직 및 모성보호제도가 여성고용에 미치는 영향

<표 4>~<표 6>은 종속변수가 전체 근로자 중 여성의 비중, 그리고 젊은 근로자 중 여성의 비중인 반면 <표 7>은 모든 종속변수를 로그값으로 교체하여 동일한 모형을 재분석한 결과를 보여준다. 분석결과는 <표 4>~<표 6>과 크게 다르지 않다. 즉, 기업이 육아휴직을 도입한 이후 전체 근로자 중 여성 근로자,

<표 7> 육아휴직 및 모성보호 도입에 따른 여성(로그_여성비율) 및 젊은 여성고용(로그_젊은 여성비율)

종속변수: 로그_여성비율				
	Model 1: 확률효과모형		Model 2: 고정효과모형	
변수	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
육아휴직	0.08***	0.12	0.04***	0.12
종속변수: 로그_여성비율				
	Model 3: 확률효과모형		Model 4: 고정효과모형	
변수	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
모성보호	0.09***	0.02	0.06**	0.015
종속변수: 로그_젊은 여성비율				
	Model 5: 확률효과모형		Model 6: 고정효과모형	
변수	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
육아휴직	0.17***	0.02	0.07***	0.02
종속변수: 로그_젊은 여성비율				
	Model 7: 확률효과모형		Model 8: 고정효과모형	
변수	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
모성보호	0.20***	0.03	0.08**	0.03

주: 1) * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

2) 모델 1, 모델 3, 모델 5, 모델 7: Prob>chi2=0.00, 모델 2, 모델 4, 모델 6, 모델 8: Prob>F=0.00.

3) 표본 수는 15,495개(모델 1~모델 8).

4) Hausman검정 결과 모든 경우 고정효과모형이 적합(p<0.01).

5) 모든 실증분석에서 <표 4> 및 <표 5>와 동일한 변수를 통제하였으나 편의를 위해 생략.

그리고 젊은 근로자 중 여성 근로자의 비중이 증가하였다. 이러한 현상은 모성 보호제도를 도입한 이후에도 동일하게 나타났다. 또한 종속변수가 전체 근로자 중 여성 근로자의 비중일 때보다 젊은 근로자 중 여성 근로자 비중일 때 추정계수가 더 크게 분석되었다. 이러한 추가 분석은 모형의 설정과 무관하게 기업이 육아휴직 또는 모성보호제도를 도입한 이후 여성 근로자의 비중, 특히 젊은 여성 근로자의 비중이 증가한다는 결과를 명확하게 한다.

V. 결론 및 시사점

한국의 노동시장에서 출산 및 육아로 인해 여성의 경력단절이 발생하고(서상윤, 2017; 유인경·이정민, 2020; 정윤선 외, 2019) 경제적 생활수준도 악화된다는(이윤주, 2021; 정윤선 외, 2019) 문제지적이 지속되어왔다. 또한 한국은 출산율이 전 세계에서 가장 낮다. 이러한 문제들을 해결하고자 한국뿐 아니라 다양한 나라에서 일·가정 양립정책을 도입하고 확대해 왔으며, 그 대표적인 제도가 육아휴직제도이다.

정부의 다양한 모성보호제도 도입에 따라 여성 근로자들의 경제활동 변화를 연구한 사례는 많다. 하지만 대부분 국내외 선행연구는 여성들을 대상으로 분석해 온 반면 기업 수준의 자료를 활용해 분석한 사례는 찾아보기 어렵다. 이에 본 연구는 16년(2005~2019)에 달하는 장기의 사업체패널조사 자료를 활용해 기업의 육아휴직 도입이 여성고용에 미치는 영향을 분석하였다.

분석결과, 기업이 육아휴직을 도입한 이후 전체 근로자 중 여성 근로자의 비중이 증가한 것으로 확인되었다. 육아휴직을 상당한 비용증가로 인식하는 기업은 육아휴직을 도입한 이후 여성고용을 꺼릴 수 있는데(Averett and Whittington, 2001), 육아휴직 도입 이후 여성 근로자가 증가했다는 것은 육아휴직을 도입한 기업에 대한 여성의 선호(Espinola-Arredondo and Mondal, 2009)가 반영된 결과라고 해석할 수 있다. 종속변수를 전체 근로자 중 여성 근로자의 비중이 아닌 젊은 근로자 중 여성 근로자의 비중으로 대체하여 분석한 결과 기업이 육아휴직을 도입한 이후 젊은 여성 근로자가 더욱 크게 증가하였다는 것을 확인할 수

있었다.

모성보호제도를 정책적으로 도입하는 것보다 중요한 것은 모성보호제도의 실질적 활용이다. 실제로 Asai(2019)는 육아와 근로가 양립하고 출산율을 높이는 데 육아휴직제도가 매우 중요하기는 하지만 육아휴직제도로 초래되는 비용 문제로 기업들이 여성고용을 꺼릴 뿐만 아니라 고용하더라도 정규직이 아닌 다른 형태로 고용하려는 유인이 높다고 하였다. 이러한 문제를 해결하기 위해 일본정부는 육아휴직제도를 도입하더라도 기업들의 비용부담이 없도록 2000년, 2001년, 2014년 제도적 개혁을 통해 육아휴직 중인 여성 근로자 때문에 기업이 부담해야 하는 비용을 0으로 낮추었다. 이후 기업들이 여성을 정규직으로 고용하고 계약 시 연봉도 증가했음을 보이며, 육아휴직제도를 법에 의해 강제하는 것보다도 기업의 비용부담을 감소시키려는 현실적인 정책이 병행되어야 함을 강조하였다. 이러한 분석결과와 주장은 Espinola-Arredondo and Mondal(2009)에 의해서도 제기되었다. 미국에서 육아휴직제도가 여성의 고용을 높이는 것으로 확인되었는데, 특히 주정부가 기업의 부담을 낮추어주는 제도가 병행되는 곳에서 여성의 고용효과가 더욱 높았다.

본 연구는 다음과 같은 한계가 있다. 첫째, 기업이 육아휴직을 도입한 이후 젊은 여성들이 증가하는지 여부를 분석했으나 사업체패널자료에서는 근로자의 성별, 연령별 정보를 제공하지 않아 비관리자급 근로자를 젊은 근로자의 대리변수로 활용하였다. 비관리자급이 반드시 신입사원 또는 젊은 근로자라고 단언할 수 없지만 노동시장의 관행상 임원급, 부장급, 차장급, 과장급, 관리자 역할을 하는 대리급/조반장급, 비관리자급 중 비관리자급에 해당하는 근로자가 젊은 근로자들로 구성되었을 것으로 간주하였다. 둘째, 본 연구에서 기업의 육아휴직제도 도입이 여성고용에 미치는 영향을 분석했는데, 기업이 육아휴직제도를 도입했다는 것이 이 제도를 적극 활용하고 있다는 것을 의미하지는 않는다. 셋째, 실증분석 결과 기업이 육아휴직을 도입한 이후 여성 근로자가 증가한 것으로 나타났는데, 오히려 기업이 생산성 높은 여성을 고용하거나 고급인력의 유출을 막기 위해 육아휴직과 같은 모성보호제도를 도입했을 가능성도 있다. 전술하였듯이 본 연구가 기업 수준의 자료를 활용해 육아휴직 및 모성보호제도가 여성고용에 미치는 영향을 분석한 최초의 연구인만큼 향후 추가적인 연구를

통해 더욱 다양하고 깊이 있는 정책적 시사점이 제시될 필요가 있겠다. 예를 들어, 육아휴직제도 도입 이후 성별 근로자 비중의 변화가 아닌 남성 근로자의 수와 여성 근로자 수 자체를 분석해보는 접근도 필요하겠다.

참고문헌

- 공정원·엄명용(2016). 「근로 시장에서 기혼 직장여성의 출산 계획·임신·출산·육아 경험에 관한 질적 사례연구」. 『한국가족복지학』 51 : 149~186.
- 배호중·천재영(2018). 「출산전후 휴가 및 육아휴직 활용가능성이 출산에 미치는 영향: 신혼여성을 중심으로」. 『여성연구』 96 (1) : 79~118.
- 서상운(2017). 「출산여성의 경제활동 참여와 산후조리원 이용」. 『의료경영학연구』 11 (1) : 37~45.
- 양현아·황정미·권현지·전윤정·김정혜(2021). 「육아휴직 이후 무슨 일이 있었을까?: 젠더효과와 고용유지를 중심으로 본 심층면접 분석」. 『여성연구』 109 (2) : 69~99.
- 유인경·이정민(2020). 「결혼과 출산이 여성의 노동시장 성과와 생활만족도에 미치는 영향」. 『노동경제논집』 43 (4) : 35~86.
- 이삼식·신인철·조남훈·김희경·정운선·최은영·황나미·서문희·박세경·전광희·김정석·박수미·윤홍식·이성용·이인재(2005). 『저출산 원인 및 종합대책 연구』. 한국보건사회연구원.
- 이윤주(2021). 「출산에 따른 여성의 경제적 생활수준 인식과 사회복지 태도의 변화」. 『인문사회21』 12 (1) : 2487~2500.
- 임병인·이지민(2020). 「육아휴직·육아휴직 급여제도의 출생아 수 제고 효과 분석」. 『한국경제연구』 38 (3) : 43~64.
- 정운선·유창훈·권영대(2019). 「출산과 여성의 사회경제적 상태 변화: 성향점수매칭과 이중차이를 활용한 분석」. 『한국콘텐츠학회논문지』 19 (10) : 667~676.
- 정의룡(2018). 「육아휴직의 정책효과에 관한 분석: 출산에 미치는 영향을 중심

으로」. 『문화기술의 융합』 4 (4) : 145~154.

- Asai, Y.(2019). “Costs of Employment and Flexible Labor Demand : Evidence from Maternity and Parental Leave Reforms.” *Discussion Paper Series 19-E-024*, RIETI.
- Averett, S. L. and L. A. Whittington(2001). “Does Maternity Leave Induce Births?” *Southern Economic Journal* 68 (2) : 403~417.
- Baker, M. and K. Milligan(2008). “How Does Job-protected Maternity Leave Affect Mother’s Employment?” *Journal of Labor Economics* 26 (4) : 655~691.
- Baum, C. L.(2003). “The Effect of State Maternity Leave Legislation and the 1993 Family and Medical Leave Act on Employment and Wages.” *Labor Economics* 10 (5) : 573~596.
- Berger, L. M. and J. Waldfogel(2004). “Maternity leave and the employment of new mothers in the United States.” *Journal of Population Economics* 17 : 331~349.
- Cameron, A. C. and P. K. Trivedi(2005). *Microeconometrics : Methods and Applications*. Cambridge University Press.
- Duvander, A. Z., T. Lappegård and G. Andersson(2010). “Family Policy and Fertility: Fathers’ and Mothers’ Use of Parental Leave and Continued Childbearing in Norway and Sweden.” *Journal of European Social Policy* 20 (1) : 45~57.
- Espinola-Arredondo, A. and S. Mondal(2009). “The Effect of Parental Leave On Female Employment: Evidence From State Policies.” *Working Paper 2008-15*, School of Economic Sciences, Washington State University.
- Gangl, M. and A. Ziefle(2015). “The Making of a Good Woman: Extended Parental Leave Entitlements and Mothers’ Work Commitment in Germany.” *American Journal of Sociology* 121 (2) : 511~563.
- Greene, W. H.(2018). *Econometric Analysis*. Pearson.

- Hausman, J. A.(1978). “Specification Tests in Econometrics.” *Econometrica* 46 (6) : 1251~1271.
- Klerman, J. A., and A. A. Leibowitz(1997). “Labor Supply Effects of State Maternity Leave Legislation”. *Gender and Family Issues in the Workplace*, Russell Sage Foundation. pp.65~91.
- Lalive, R. and J. Zweimuller(2009). “How Does Parental Leave Affect Fertility and Return to Work? Evidence from Two Natural Experiments.” *The Quarterly Journal of Economics* 124 (3) : 1363~1402.
- OECD(2020). *OECD Labour Force Statistics*, OECD Publishing, Paris.
- _____(2021). https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=GENDER_EMP (검색일 : 2021. 8. 5).
- Ruhm, C.(1997). “Policy Watch : The Family and Medical Leave Act.” *Journal of Economic Perspectives* 11 (3) : 175~186.
- Ruhm, C. and J. Teague(1997). “Parental Leave Policies in Europe and North America. *Gender and Family Issues in the Workplace*, Russell Sage Foundation. pp.133~165
- Stier, H., N. Lewin-Epstein and M. Braun(2012). “Work-family Conflict in Comparative Perspective : The Role of Social Policies.” *Research in Social Stratification and Mobility* 30 (3) : 265~279.
- Waldfogel, J.(1998). “Understanding the “Family Gap” in Pay for Women with Children.” *Journal of Economic Perspectives* 12 (1) : 137~156.
- _____(1999). “The impact of the Family and Medical Leave Act.” *Journal of Policy Analysis and Management* 18 (2) : 281~302.
- Waldfogel, J., Y. Higuchi and M. Abe(1999). “Family Leave Policies and Women’s Retention After Childbirth : Evidence From the United States, Britain, and Japan.” *Journal of Population Economics* 12 : 523~545.
- Wooldridge, J. M.(2013). *Introductory Econometrics : A Modern Approach*. Cengage Learning.

The Effect of Introduction of Parental Leave on Employment of Female Workers

Kim, Daehwan

In Korea, career interruption for women and low fertility rates due to childbirth and childcare are not today's problems. Accordingly, the government has introduced and expanded various maternity protection plans, including the parental leave. Numerous domestic and international studies have been conducted on the parental leave and women's employment only using women's samples.

This study analyzed the effect of the introduction of parental leave on the employment of female workers by utilizing long-term company-level panel data over 16 years. According to the result of the analysis, the proportion of female workers among all workers and among young workers increased significantly after companies adopted parental leave.

Companies that perceive the adoption of the maternity protection plans as an increase in costs may be reluctant to hire women. According to previous studies, as the government lowers the cost burden of companies that have adopted parental leave, companies actually adopt the parental leave program and the parental leave is used by employees. Rather than the introduction of the parental leave itself, efforts should be made to solve social and economic problems such as career interruption, low fertility problems, and a decrease in the labor force under an aging population through activation of the parental leave.

Keywords : maternity protection plans, parental leave, two-way fixed effect model, career interruption, employment