▌ **예산정책연구** 제8권 제2호 2019. 11. pp.162-193 https://doi.org/10.35525/nabo.2019.8.2.006

육아휴직 사용자의 성별 특성에 관한 연구: 소득대체율 인상 전후 비교를 중심으로*

윤주철**

국문초록

본 연구는 고용보험 DB를 활용하여 육아휴직 첫 3개월의 소득대체율이 40%에서 80%로 인상된 2017년 9월 전후로 육아휴직 사용자의 휴직기간과 고용유지율에 어떤 변화가 있었는지를 남성과 여성을 구분하여 분석하였다. 소득대체율 인상 후 단순 기술통계에서는 남성의 휴직기간이 감소하고 여성의 고용유지율이 감소한 것으로 나타났으나, 통제변수를 반영한 모형에서는 이러한 효과가 나타나지 않았다.

다만, 여성과 남성을 비교할 경우 소득대체율 인상 전후로 성별 차이가 관찰되었다. 휴직기간의 경우, 남성은 여성과 달리 소득대체율 인상 후 휴직기간이 짧은 것으로 나타났다. 이러한 차이는 상시근로자 1,000인 이상의 대규모 기업에서 나타났는데, 남성과 여성의 육아휴직 활용 패턴이 다를 수 있음을 시사한다. 또한, 고용유지 측면에서 보면, 남성의 경우 여성과 달리 연령이 높을수록 고용유지에 긍정적인 효과를 보이지는 않았다.

□ 주제어: 육아휴직, 소득대체율, 휴직기간, 고용유지, 직장복귀, 고용보험 DB

투고일: 2019. 10. 10. 수정일: 2019. 11. 5. 게재확정일: 2019. 11. 6.

* 본 논문은 국회예산정책처의 「육아지원 재정사업의 특성 분석 및 재정소요 전망」 보고서(2019. 11. 발간)의 일부 내용을 수정·보완·추가한 것임을 밝힙니다.

** 국회예산정책처 추계세제분석실 경제비용추계과 추계세제분석관(yjc@nabo.go.kr)

Ⅰ. 서론

최근 육아휴직[1] 사용자 수가 가파르게 증가하고 있다. 2009년 육아휴직 사용자는 35,400명 수준이었으나 2018년에는 99,205명으로 연평균 12.1% 증가하였다. 최근 우리나라의 출생아 수 감소 추세를 고려할 때 이러한 증가는 관련 제도변화와 사회적 인식 변화 등이 큰 영향을 미치고 있음을 시사한다. 특히 남성 육아휴직 사용자는 최근 5년(2014~2018년)의 기간만을 고려하더라도 무려 50.7%씩 증가하고 있다. 같은 기간 여성 육아휴직 사용자가 2.7% 증가한 것에 비하면 증가 속도가 매우 빠름을 알 수 있다.

우리나라 육아휴직 제도는 최근 몇 년 동안 많은 변화가 있었다. 특히 2017년 9월 육아휴직 급여(첫 3개월)가 통상임금의 40%에서 80%로 인상되었는데, 급여 측면에서 볼 때 육아휴직 급여가 정액제 방식에서 정률제 방식으로 변경된 2011년 이후 가장 큰 변화라고 할 수 있다. 육아휴직 급여는 정률제 지급 방식으로 바뀐 이후 통상임금의 40% 수준을 유지하였는데(월 하한액 50만원, 상한액 100만원), 정부는 육아휴직 기간 동안의 소득 감소의 문제를 해결하기 위해 2017년 9월부터 소득대체율을 80%로 올리고(월 하한액 70만원, 상한액 150만원), 급여의 재원은 2017년 추가경정예산을 통해 확보하였다.

이러한 제도변화는 근로자의 육아휴직 사용 장려, 육아휴직 기간 동안의 소득 안정, 육아휴직 사용 후 고용유지 등 다양한 목적과 가치를 목표로 한다. 특히 고용유지와 관련하여 고용노동부의 성과계획서에 따르면, 출산전후휴가 급여나 육아휴직 급여 등을 수급한 근로자의 1년 이상 고용유지율이 고용보험기금 모성보호·육아지원 사업의 성과목표로 제시되고 있다(고용노동부, 2019).

한편, 육아휴직 제도에 관한 선행연구를 보면, 우리나라의 제도와 외국의 제도를 비교하는 연구, 육아휴직 사용 여부 등 활용 패턴을 결정하는 영향요인에 관한 연구, 육아휴직이 고용(또는 직장복귀)에 미치는 영향 등 매우 다양하게 이루어지고 있다. 또한, 제도변화와 관련하여 제도가 바뀌기 전후를 비교하여 정책효과를 분석하는

1) 본 연구에서 육아휴직 제도는 「남녀고용평등과 일·가정 양립 지원에 관한 법률」 제19조에 근거한 제도를 말하며, 육아휴직 급여는 고용노동부의 고용보험기금을 재원으로 하여 지급되는 급여에 한정한다.

연구도 있다. 다만, 소득대체율 인상과 같은 최근의 정책변화에 대해서는 아직 연구가 충분히 이루어지고 있지 않은 것으로 보인다.

본 연구는 소득대체율이 인상된 시기를 전후하여 육아휴직 사용자의 특성을 비교하고자 한다. 육아휴직 사용자의 다수는 여전히 여성 근로자이나 최근 남성의 비중이 크게 증가하고 있고, 여성과 남성의 육아휴직 사용 패턴이 다르므로(윤자영·홍민기·김근주, 2016) 성별을 구분하여 육아휴직의 사용기간과 사용 후 고용유지(직장복귀)를 분석한다. 소득대체율 인상이라는 제도변화를 기준으로 하므로 2017년에 육아휴직을 시작한 사용자를 시기에 따라 두 집단으로 나누고, 소득대체율 인상 전후로 성별 특성의 차이를 비교한다.

소득대체율 인상에 따른 육아휴직 사용기간 및 고용유지율의 변화를 분석하기 위해 본 연구는 고용보험 DB를 활용한다. 고용보험 DB는 고용보험 가입·상실 정보, 고용보험 사업(실업급여, 모성보호 등) 수급 정보 등을 포괄하고 있다. 고용보험 DB는 사업 목적 외 정보가 포함되어 있지 않아 연구를 수행하는데 필요한 정보가 일부 제약되는 한계가 있으나, 다양한 행정정보를 포함하고 있다. 고용보험 DB를 활용한 선행연구를 보면, 사업 대상자 전체를 대상으로 한 연구로써 연구결과의 기여가 크다고 평가된다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 먼저, II장에서는 육아휴직 제도와 관련 선행연구를 검토한다. 그리고 III장에서는 분석자료와 분석방법을 정리하고, 주요 변수의 기술통계와 분석결과를 상세히 제시한다. 분석결과는 소득대체율 인상에 따른 육아휴직 사용기간 변화 분석과 고용유지율 분석으로 구분하며, 성별 차이를 중심으로 설명한다. 끝으로 Ⅳ장에서는 연구결과를 정리하고, 주요 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 육아휴직 제도와 선행연구 검토

1. 육아휴직 제도

육아휴직 제도는 근로자가 피고용자의 신분을 유지하면서 일정기간 자녀의 양육을 위해 휴직을 할 수 있도록 하는 제도로, 근로자의 직장생활과 가정생활의 양립을 가능하도록 하기 위한 사회적 지원제도이다(고용노동부, 2018: 231). 동 제도는 1988년 4월 1일 제정·시행된 「남녀고용평등법」에 근거를 두고 시작되었으며, 2001년 11월 1일 시행된 개정 「고용보험법」에 따라 고용보험기금에서 급여를 지급하고 있다.

육아휴직을 사용할 수 있는 대상 자녀는 육아휴직 시행 초기에는 생후 1년 미만의 영아였으나 점점 확대되었다(생후 3년 미만의 영유아 → 만 6세 이하의 초등학교 취학 전 자녀 → 만 8세 이하 또는 초등학교 2학년 이하의 자녀). 육아휴직의 대상 자녀뿐 아니라 육아휴직 급여도 지속적으로 늘어났는데, 시행 초기 정액제 지급 방식으로 월 20만원이 지급되었으나 이후 50만원까지 증가하였다. 2011년부터는 정률제 방식으로 지급되어 통상임금의 40%를 지급하였으며(상한액 100만원, 하한액 50만원), 2017년 9월부터는 육아휴직 기간 첫 3개월에 한해 소득대체율이 80%로 인상되었다(상한액 150만원, 하한액 70만원). 그리고 2019년 1월부터는 육아휴직 첫 3개월 이후의 소득대체율도 40%에서 50%로 늘었으며, 상한액과 하한액도 각각 120만원과 70만원으로 올랐다.

[표 1] 육아휴직 급여의 소득대체율과 월 상·하한액 변화

<table>
<tr><th colspan="2"></th><th>2007.10.</th><th>2011.1.</th><th>2017.9.</th><th>2019.1.</th></tr>
<tr><td rowspan="3">첫 3개월</td><td>소득대체율</td><td rowspan="6">월 50만원</td><td>40%</td><td colspan="2">80%</td></tr>
<tr><td>월 상한액</td><td>100만원</td><td colspan="2">150만원</td></tr>
<tr><td>월 하한액</td><td>50만원</td><td colspan="2">70만원</td></tr>
<tr><td rowspan="3">첫 3개월 이후</td><td>소득대체율</td><td colspan="2">40%</td><td>50%</td></tr>
<tr><td>월 상한액</td><td colspan="2">100만원</td><td>120만원</td></tr>
<tr><td>월 하한액</td><td colspan="2">50만원</td><td>70만원</td></tr>
</table>

자료: 「고용보험법 시행령」을 참고하여 저자 작성

육아휴직 사용자 수는 10년 전인 2009년의 경우 총 35,400명이었으나 2018년에 99,205명으로 크게 증가하였다. 사용자 수의 증가와 급여의 인상 등으로 고용보험기금에서 지출하는 육아휴직 급여 또한 크게 증가하였는데, 2018년 기준으로 총 8,391억원이 지출되었다. 최근 육아휴직 활용의 주요 특징 중 하나는 남성 사용자가 급격히 증가한 점이다. 육아휴직 전체 사용자 중 남성의 비중은 2009년에만 해도 1.4%에 불과하였으나, 2018년에는 17.8%로 증가하였다. 본 연구의 분석기간은 소득대체율이 40%에서 80%로 인상된 2017년을 대상으로 하는데, 동 기간의 남성 사용자가 크게 증가한 점을 고려하여 육아휴직 사용자의 특성을 성별로 구분하여 분석한다.

[표 2] 육아휴직 사용자 수 및 남성의 비중 추이

연도	인원(명)[1]				지급액 (억원)	월급여액
	전체	여성	남성	비중(%)		
2009	35,400	34,898	502	1.4	1,397	50만원
2010	41,736	40,917	819	2.0	1,781	
2011	58,140	56,738	1,402	2.4	2,763	월 통상임금의 40%
2012	64,084	62,294	1,790	2.8	3,578	
2013	69,628	67,335	2,293	3.3	4,202	
2014	76,835	73,414	3,421	4.5	5,007	
2015	87,339	82,467	4,872	5.6	6,197	
2016	89,795	82,179	7,616	8.5	6,252	
2017	90,145	78,102	12,043	13.4	6,804	
2018	99,205	81,543	17,662	17.8	8,391	월 통상임금의 80%(첫 3개월)[2]

주: 1) 인원은 초회수급자 수 기준임
2) 육아휴직 기간 첫 3개월 후의 월급여액은 월 통상임금의 40%임(2018년 기준)
자료: 고용보험 DB를 활용하여 저자 작성

한편, 남성 육아휴직 사용자의 최근 급격한 증가는 상시근로자 수가 1,000인 이상인 대규모 기업의 남성 근로자의 참여에 기인한다. 육아휴직 사용자의 기업규모별 비중을 성별로 비교하면, 지난 10년 동안 여성 사용자의 경우 기업규모별 비중에 큰 차이가 없으나, 남성의 경우는 30인 미만 기업의 비중과 1,000인 이상 기업의

비중이 역전되었다. 1,000인 이상 기업의 남성 육아휴직 사용자 비중은 2009년에 19.7%였으나, 2018년에는 44.0%로 증가하였다.

[표 3] 성별 육아휴직 사용자의 기업규모별 비중

(단위: %)

연도	여성			남성		
	30인 미만	30~1,000인	1,000인 이상	30인 미만	30~1,000인	1,000인 이상
2009	35.1	28.6	36.2	40.4	39.8	19.7
2010	34.5	29.8	35.8	39.1	35.9	25.0
2011	36.1	30.2	33.7	34.3	36.8	28.9
2012	31.7	32.0	36.2	28.8	37.1	34.1
2013	29.6	33.3	37.1	23.8	37.8	38.4
2014	29.2	34.5	36.3	23.6	37.9	38.5
2015	28.5	35.7	35.8	19.6	39.8	40.6
2016	28.2	36.5	35.3	17.3	37.2	45.5
2017	28.9	37.4	33.8	15.6	34.5	49.9
2018	30.8	37.6	31.5	17.2	38.7	44.0

주: 인원은 초회수급자 수 기준임
자료: 고용보험 DB를 활용하여 저자 작성

2. 선행연구 검토

육아휴직 사용자의 특성에 관한 연구는 육아휴직의 사용 여부나 사용률, 휴직기간, 육아휴직 사용 후 고용유지(직장복귀) 등을 분석대상으로 하는 경우가 많다. 또한, 자료의 원천과 관련하여서는 고용보험 DB뿐 아니라 사업체 패널, 복지패널 등이 활용되는데, 여기에서는 주로 고용보험 DB를 활용한 연구를 육아휴직의 사용기간과 사용 후 직장복귀를 중심으로 소개한다.

먼저, 육아휴직의 사용기간과 관련하여 이수영·이근주(2011)는 고용보험 DB를 활용하여 육아휴직의 활용패턴을 분석하였다. 육아휴직 사용기간에 긍정적인 영향을 미치는 주요 변수로는 사용자의 연령이 있으며, 사업체 규모, 임금, 이직횟수 등

은 휴직기간에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

윤명서·부가청(2016)은 사업체패널 자료를 활용하여 육아휴직제도의 사용실태와 결정요인을 분석하였다. 사업체가 제공하는 육아휴직의 사용기간과 관련하여 노동자 규모가 큰 사업체가 육아휴직 기간을 더 부여하는 것으로 나타났다.

다음으로 육아휴직 사용 후 직장복귀와 관련하여 이수영(2009)은 육아휴직 사용 여부가 동일 사업장에서의 고용 연장 효과가 있는지를 고용보험 DB를 활용하여 분석하였는데, 그 효과는 부정적이었다. 다시 말해 출산 후 육아휴직을 사용한 여성 근로자가 그렇지 않은 근로자에 비해 동일 사업장에서의 근속기간이 더 짧은 것으로 나타났다. 육아휴직 사용 여부뿐 아니라 임금 수준이 높을수록, 그리고 이직 횟수가 많을수록 고용연장의 효과는 부정적으로 나타났다.

이수영·이근주(2011)는 육아휴직의 활용패턴(사용 여부, 휴직기간, 복직 여부)에 영향을 미치는 다양한 영향요인을 고용보험 DB를 활용하여 분석하였다. 육아휴직 기간과 임금 등은 육아휴직 후 복직 여부에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

김정호(2012)는 재정사업 심층평가의 일환으로 산전후휴가와 육아휴직 지원제도가 여성의 노동공급에 미치는 영향에 대해 분석하였는데, 육아휴직 급여액의 인상으로 출산 후 노동시장 복귀 확률이 감소하는 것으로 나타났다. 육아휴직 급여의 인상이 여성 고용의 질적인 측면에서 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 확인하였다.

윤자영·홍민기(2014)는 육아휴직 급여가 정액제에서 정률제 방식으로 전환된 이후 육아휴직 이용률과 동일 직장 복귀율에 미치는 영향을 이중차분법(DID)을 통해 분석하였다. 분석 결과, 정률제 전환으로 급여 인상폭이 큰 고소득 집단에서 제도변화에 따라 육아휴직 이용률이 증가하였으나, 동일 직장 복귀율은 단기(1개월) 효과밖에 없는 것으로 나타났다.

정한나·윤정혜·최숙희(2016)는 2005~2014년 기간의 고용보험 DB를 활용하여 여성 근로자의 경력단절 현상을 확인하고,[2] 경력단절 전후의 일자리 특성을 비교분석하였다. 경력단절 후 근속기간이 짧아지고, 경력단절 전후 업종의 일치성이 낮아

2) 일반적으로 경력단절여성이란 임신·출산·육아와 가족구성원의 돌봄 등을 이유로 경제활동을 중단하였거나 경제활동을 한 적이 없는 여성 중 취업을 희망하는 여성을 일컫는다. 이 연구에서는 경력단절이란 고용보험 취득 - 상실 - 재취득 - 재상실의 과정으로 확인할 수 있는 고용보험 DB 상에서의 개인 이력에서 고용보험 상실 후 재취득 정보가 없거나 1~3년 이상의 시간이 지난 후 다시 고용보험 자격을 재취득한 자를 의미한다(정한나·윤정혜·최숙희, 2016: 19).

졌으며, 규모가 큰 기업으로 취업하는 비율이 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 또한, 저소득 계층의 육아휴직 이용률은 높지만 육아휴직 기간이 길수록 고용 유지율이 더 크게 감소하는 경향이 있다고 한다.

윤자영·홍민기·김근주(2016)은 일·가정 양립제도가 노동시장에 미치는 효과를 광범위하게 분석하였는데, 근로자 수준과 사업체 수준으로 나눠서 연구를 수행하였다. 근로자 수준에서의 노동시장 효과를 보면, 육아휴직 급여의 정률제 전환이 중간 소득 집단에서 1년 시점의 동일 직장 복귀에 긍정적인 영향을 미쳤고 육아휴직 대상 자녀의 연령 상향은 대규모 사업장에 한해 노동시장 참여를 높이는 것으로 나타났다. 그리고 남성 배우자가 육아휴직을 사용했을 경우 그렇지 않은 경우에 비해 여성의 노동시장 참여율이 높았다.

끝으로, 윤자영(2019)은 육아휴직 급여의 일부를 동일 직장 복귀 후 지급하는 사후지급 제도의 확대가 직장 복귀율에 미치는 영향을 분석하였다. 2011년에 시행된 사후지급금 제도는 육아휴직 급여의 15%를 직장 복귀 후 6개월이 지난 시점에 지급하는 것인데, 2015년 7월부터 사후지급금 비중이 25%로 증가하였다. 이러한 제도 변화로 육아휴직 종료 후 6개월 시점에서의 직장 복귀율에는 긍정적인 영향을 미쳤으나, 그 효과는 장기적으로 지속되지 않은 것으로 나타났다.

육아휴직 제도 자체가 여성의 고용에 미치는 영향에 관한 선행연구는 주로 긍정적인 결론을 제시하고 있으나, 육아휴직 기간과 동일 직장 복귀의 관계에 관한 연구는 결과가 일치되지 않는다고 한다(윤자영, 2019: 35). 무엇보다 육아휴직의 사용기간이나 사용 후 직장복귀 등은 육아휴직뿐 아니라 사회 전반의 보육서비스 등에 따라 차이가 날 수밖에 없는 맥락적 특성이 있다. 김정호(2012)에 따르면, 육아휴직이 길면(또는 제도변화로 늘어나면) 노동공급에 부정적이나(Ondrich et al., 2003; Schönberg and Ludsteck, 2007; Hanratty and Trzcinski, 2009; Lalive and Zweimüller, 2009), 일부 연구는 긍정적인 결과를 제시하고 있다(Baker and Milligan, 2008). 이러한 결과에 대해 김정호(2012)는 육아휴직 제도의 활용도 및 노동시장 효과는 보육서비스 시장의 발전 정도 등 다른 사회제도에 의해 영향을 받을 수 있음을 지적하고 있다.

Ⅲ. 육아휴직 사용자의 성별 특성 분석

1. 분석자료 및 분석방법

가. 분석자료: 고용보험 DB

본 연구는 고용보험 DB의 육아휴직 사용자에 대한 행정자료에 근거하여 분석한다. 고용보험 DB 중 모성보호 자료는 육아휴직 급여 수급자의 기본적인 행정정보(육아휴직 시작일과 종료일, 통상임금 수준 등)를 포함하고 있으며, 고용보험 상실 자료는 이직, 전직 등에 따른 고용보험 상실 정보(이직일, 이직 전 해당 직장 취업일 등)를 포함하고 있다.

본 연구는 고용보험 모성보호 자료와 상실 자료를 통합하여 2017년에 육아휴직을 시작한 사용자별 자료를 구축하였다.[3] 육아휴직 사용자의 성별 특성을 소득대체율이 인상된 시기를 전후하여 비교하므로 2017년에 육아휴직을 시작한 사용자를 대상으로 한다. 동일 연도의 육아휴직 사용자를 비교함으로써 경제상황이나 최저임금 등 경제변수가 미치는 효과를 통제하고자 하였다.

고용유지 여부를 판단하는 시점을 언제로 할 것인가는 제도변화의 효과를 분석하는 연구에서 매우 중요하다. 선행연구에 따르면, 육아휴직 종료 직후, 육아휴직 종료 후 6개월, 1년 등으로 연구의 목적에 따라 그 시점을 상이하게 설정하였다. 본 연구는 육아휴직 급여의 일부(25%)를 동일 직장 복귀 후 6개월 이상 근속할 경우 받을 수 있는 점을 고려하여[4] 육아휴직 사용 후 6개월 시점에서 고용유지 여부를 판단하

3) 본 연구의 분석자료는 국회예산정책처가 2019년에 수행한 정책연구용역(“고용노동부 모성보호·육아지원 사업의 수급실태 조사 및 추계방법론 연구”, 2019.8.)의 근거가 된 자료로, 정책연구용역에 활용된 자료만을 연구에 반영하였다. 따라서 본 연구의 심사위원들이 지적한 누락변수(근속기간, 고용형태 등)의 문제는 이러한 자료상의 한계에서 기인한다. 예를 들어, 근속기간의 경우 본 연구의 자료에는 고용보험을 상실한 자에 한해 관련 자료가 있다. 선행연구에서 육아휴직 사용기간과 사용 후 직장복귀에 영향을 미칠 것으로 추정한 근속기간이나 고용형태 등에 대한 자료가 보완될 경우 연구의 완결성이 높아질 것이라는 심사의견에 전적으로 동의한다.

4) 육아휴직 급여의 100분의 75에 해당하는 금액은 매월 지급하고, 그 나머지 금액은 육아휴직 종료 후 해당 사업장에 복직하여 6개월 이상 계속 근무한 경우(근로계약 기간의 만료로 6개월 이상 계속 근무할 수 없는 기간제근로자에 대해서는 근로계약 기간의 만료로 육아휴직이 종료되거나 사업장 복직 후 근로계약 기간 만료일까지 계속 근무한 경우를 말한다)에 합산하여 일시불로 지급한다(「고용보험법 시행령」 제95조제4항).

였다.[5] 고용보험 상실 자료는 2019년 7월말까지 존재하므로 2017년에 육아휴직을 시작한 사용자의 육아휴직 종료 후 6개월 시점에서의 고용유지 여부는 모두 확인할 수 있다.

한편, 고용보험 DB 중 모성보호 자료는 육아휴직 사용자 본인에 한하여 자료가 구축되어 있을 뿐 가구 정보는 매우 제한적이다. 즉, 육아휴직 사용자의 대상 자녀가 언제 출생하였는지에 대한 자료는 구축되어 있으나, 가구(또는 가족)에 대한 자료(예컨대, 배우자 유무, 배우자의 소득, 가구 소득 등)는 DB의 성격상 포함하고 있지 않다.[6]

아래 표에서 보는 바와 같이 육아휴직 시작일이 2017년인 대상자는 총 89,143명이며, 이 중 28,174명(여성 23,467명, 남성 4,707명)이 소득대체율이 인상된 후에 육아휴직을 시작한 사용자이다.[7] 육아휴직 사용자 중 남성 비중이 소득대체율 인상 전 13.3%에서 인상 후에 16.7%로 증가하였다.

[표 4] 소득대체율 인상 전후 성별 수급자 수

(단위: 명, %)

	여성	남성	전체
소득대체율 인상 전	52,892 (86.8)	8,077 (13.3)	60,969 (100.0)
소득대체율 인상 후	23,467 (83.3)	4,707 (16.7)	28,174 (100.0)
전체	76,359 (85.7)	12,784 (14.3)	89,143 (100.0)

주: 2017년에 육아휴직을 시작한 수급자를 대상으로 함.
자료: 고용보험 DB를 활용하여 저자 작성

5) 사후지급금 제도는 직접적으로 육아휴직 사용 후 고용유지를 촉진하기 위해 도입된 제도이므로 동 시점을 기준으로 하는 것은 타당한 측면이 있으나, 소득대체율 인상이 고용유지에 미치는 장기효과를 분석하기 위해서는 1년 이상의 시점에서 고용유지 여부를 판단할 필요가 있다. 다만, 본 연구의 분석자료를 고려할 때 2017년에 육아휴직을 1년 사용한 경우 육아휴직 종료 후 6개월 시점 이후의 고용유지 여부는 판단할 수 없다.

6) 일부 선행연구는 고용보험 DB 중 자녀의 출생일과 시도 코드, 행정기관 코드 등을 활용하여 배우자 여부를 특정하기도 하였다(윤자영·홍민기·김근주, 2016).

7) 여기에서 육아휴직 사용자 수는 육아휴직 시작일을 기준으로 한 것이므로 앞에서 언급한 육아휴직 사용 통계와는 수치가 다를 수 있다. 2017년 육아휴직 사용자 수는 초회수급자 기준으로 90,145명이다. 초회수급자 수는 육아휴직 사용 시기와 무관하게 육아휴직 급여를 신청하여 급여를 받은 연도를 기준으로 한다. 고용보험기금의 지출 측면을 고려한 통계인 것이다. 또한, 본 연구에서는 행정자료의 명백한 오기(자녀 출생일 오기 등)에 기인한 일부 자료는 분석대상에서 제외하였다.

육아휴직 사용자의 특성을 분석하기 위해 활용한 주요 변수의 측정과 기술통계는 다음과 같다.

육아휴직 사용기간과 사용자의 연령은 고용보험 DB에 입력된 자료를 그대로 활용하였다. 자녀연령의 경우는 육아휴직 사용자의 대상 자녀의 출생일을 기준으로 육아휴직 시작일까지의 일수를 계산하여 연령으로 반영하였으며, 임금수준은 통상임금을 기준으로 로그값을 사용하였다. 그리고 기업규모는 상시근로자 수가 30인 미만인 소규모 기업과 30~1,000인 기업, 1,000인 이상 대규모 기업으로 구분하고 더미변수로 반영하였으며, 산업 분류(9차)와 지역 구분도 더미변수로 각각 분석에 반영하였다. 또한, 육아휴직 사용 후 6개월 시점에서의 고용유지 여부(0, 1)는 해당 시점에서 동일 직장에서의 고용보험 상실 정보가 없으면 고용이 유지된 것으로 측정하였으며, 상실 정보가 있으면 고용이 유지되지 않은 것으로 측정하였다.

[표 5] 분석자료의 주요 변수별 기술통계

변수		관측치	평균	표준편차	최소값	최대값
여성	휴직기간(일)	76,359	307.2	102.5	1.0	365.0
	고용유지	76,359	0.701	0.458	0	1
	연령(세)	76,359	31.7	3.6	16.0	55.0
	자녀연령	76,359	1.2	2.2	0.0	12.9
	임금(로그값)	76,359	14.6	0.4	12.1	18.8
	기업규모	76,359	30인 미만 / 30~1,000인 / 1,000인 이상 더미변수			
	산업 분류	76,359	9차 산업 대분류 기준 21개 더미변수			
	지역 구분	76,359	시도 구분 17개 더미변수			
남성	휴직기간(일)	12,784	199.1	146.3	1.0	365.0
	고용유지	12,784	0.746	0.435	0	1
	연령(세)	12,784	33.1	3.9	16.0	57.0
	자녀연령	12,784	3.5	2.6	0.0	9.4
	임금(로그값)	12,784	14.8	0.4	12.4	17.8
	기업규모	12,784	30인 미만 / 30~1,000인 / 1,000인 이상 더미변수			
	산업 분류	12,784	9차 산업 대분류 기준 21개 더미변수			
	지역 구분	12,784	시도 구분 17개 더미변수			

주: 2017년에 육아휴직을 시작한 수급자를 대상으로 함.
자료: 고용보험 DB를 활용하여 저자 작성

나. 분석방법

소득대체율 인상 전후 육아휴직 사용자의 성별 특성을 분석하기 위해 휴직기간과 육아휴직 사용 후 고용유지율 차이에 대해 기술통계를 상세히 제시하며, 소득대체율 인상 전후 휴직기간의 차이에 대한 분석은 선형 회귀분석(OLS)을 적용하였다.

육아휴직 사용 후 고용유지율에 관한 분석은 종속변수의 특성상 프로빗 회귀분석(probit regression)을 하였다. 종속변수가 이항변수(binary)인 경우 누적분포함수를 표준정규분포로 가정하는 프로빗 회귀분석 방법을 적용할 수 있는데(이성우 외, 2005; 민인식·최필선, 2009),[8] 본 연구에서 육아휴직 종료 후 6개월 시점에서 고용보험을 상실하지 않은 경우(즉, 동일 직장으로 복귀하여 고용을 유지하고 있는 경우)를 $y_i = 1$로 정의하였으며 $y_i = 1$일 확률은 프로빗 모형에서 다음과 같다.

$$\Pr(y_i = 1) = \Pr(y_i^* > 0) = \Pr(\epsilon_i > -\alpha - \beta x_i) = F(\alpha + \beta x_i)$$

이때 관찰값 y_i^*에 대해 $y_i^* > 0$이면 $y_i = 1$이고, $y_i^* \leq 0$이면 $y_i = 0$이다. y_i^*에 대해서는 선형회귀모형($y_i^* = \alpha + \beta x_i + \epsilon_i$)으로 가정한다.

2. 성별 육아휴직 사용기간 분석

가. 종속변수

2017년 9월 육아휴직 급여의 소득대체율이 40%에서 80%로 인상되기 전에 육아휴직을 시작한 여성의 평균 휴직기간은 306.9일이었으나, 소득대체율 인상 후 307.8일로 0.9일 증가하였다. 반면, 남성의 경우 소득대체율 인상 전 평균 휴직기간은 205.8일이었으나, 인상 후 187.6일로 18.2일 감소하였다. 소득대체율 인상 전후로 발생한 이러한 휴직기간의 차이는 통계적으로 유의미한 수준인가? 다른 변수를 통제하지 않은 상태에서 수행한 차이 검정 결과, 남성에 한해 육아휴직 사용기간의 감소가 유의미한 것으로 나타났다(t = 6.7820***, p<0.01).

8) 육아휴직 관련 선행연구의 분석방법을 보면 육아휴직의 사용 여부나 직장 복귀 등에 대해 프로빗 모형을 적용하는 경우가 많다(김정호, 2012; 김영숙 외, 2014; 윤명수·부가청, 2016; 윤자영·홍민기·김근주, 2016 등).

[표 6] 소득대체율 인상 전후 성별 휴직기간(일) 및 차이 검정

		관측치	평균	표준편차	최소값	최대값
소득대체율 인상 전 (0)	여성	52,892	306.9	102.3	1.0	365.0
	남성	8,077	205.8	145.4	2.0	365.0
소득대체율 인상 후 (1)	여성	23,467	307.8	102.8	2.0	365.0
	남성	4,707	187.6	147.1	1.0	365.0

diff = mean(0) - mean(1))
여성: t = -1.1218 Pr(|T| 〉 |t|) = 0.2620
남성: t = 6.7820 Pr(|T| 〉 |t|) = 0.0000

주: 2017년에 육아휴직을 시작한 수급자를 대상으로 함.
자료: 고용보험 DB를 활용하여 저자 작성

나. 독립변수

(1) 제도변화: 소득대체율 인상

소득대체율 인상 전후로 육아휴직의 사용기간에 차이가 있는지를 분석하기 위해 본 연구의 분석대상을 육아휴직 시작일을 기준으로 두 집단으로 구분하였다(소득대체율 인상 전 0, 인상 후 1). 두 집단의 사용자 수에 대한 기술통계는 앞의 [표 4]와 같다.

(2) 통제변수

소득대체율 인상 시점을 기준으로 육아휴직 사용자를 두 집단으로 구분할 경우 두 집단의 동질성이 확보되지 않을 수 있다. 즉, 집단 간 휴직기간의 차이는 소득대체율 인상 여부가 아니라 집단 간 특성 차이에 기인할 수 있는 것이다. 따라서 본 연구에서는 육아휴직 사용자의 휴직기간에 영향을 미치는 선행연구의 주요 변수를 분석에 반영하여 회귀분석을 하고자 한다.

고용보험 DB를 활용한 주요 선행연구에서 육아휴직의 사용기간에 영향을 미치는 주요 요인으로 제시하는 변수는 직종, 사업체 규모, 임금, 근속기간, 연령 등이다(이수영·이근주, 2011; 윤명서·부가청, 2016).

우선, 임금의 경우 그 수준이 높을수록 육아휴직에 따른 기회비용이 커지므로 휴직기간이 감소할 수 있다. 따라서 본 연구에서도 임금(로그값)을 포함하였으며, 부가적으로 임금구간을 설정하였다. 임금 수준을 구분하는 이유는 소득대체율 인상이

임금구간별로 상이하게 나타나기 때문이다. 예를 들어, 월 통상임금이 187.5만원을 초과하는 사용자는 상한액이 150만원이므로 실질 소득대체율은 80%에 미치지 못한다. 반대로 87,5만원 미만 사용자의 경우는 하한액이 70만원이므로 실질 소득대체율은 80%를 초과한다. 따라서 임금구간을 월 통상임금 87.5만원 미만 구간, 87.5~187.5만원 구간, 187.5만원 초과 구간으로 나눠 더미변수로 반영하였다.

다음으로, 사업체의 규모가 클수록 육아휴직에 관대하고 휴직기간을 길게 사용할 수 있는 여건이 되므로 휴직기간이 길어질 수 있다. 본 연구에서도 기업규모를 분석에 포함하였으며, 윤자영·홍민기·김근주(2016)의 예를 따라 상시근로자 수 기준으로 30인과 1,000인을 기준으로 하여 더미변수로 반영하였다. 특히, 최근에 남성 육아휴직 사용자가 크게 증가한 이유 중 하나는 대규모 기업의 적극적인 권장에 있는데, 2014년에 한 해에 남성 육아휴직 사용자가 100명 이상인 기업이 처음 등장한 이후 2015년에 1개, 2016년에 3개, 2017년에 5개로 증가하였다.[9)]

그리고 육아휴직 사용자의 연령이 높을수록 휴직기간이 긴데, 비선형적인 관계를 파악하기 위해 선행연구와 마찬가지로 연령의 제곱항을 분석에 포함하였다. 또한, 육아휴직 사용 시점에서의 자녀연령을 분석에 반영하였다. 여성 사용자의 경우 대개 출산 후 이른 시점에 육아휴직을 사용하는 반면, 남성은 자녀가 어느 정도 성장한 이후에 육아휴직을 사용하는 패턴이 있기 때문이다.

끝으로, 육아휴직 사용자의 직종은 통계청의 9차 산업 대분류에 따라 더미변수로 반영하였으며, 지역별 차이를 통제하기 위해 시도를 구분하였다.

다. 분석결과

(1) 여성 육아휴직 사용자

소득대체율 인상에 따른 여성의 육아휴직 사용기간의 변화에 대한 OLS 모형의 분석결과는 다음과 같다. 모형1은 소득대체율 인상만이 포함된 모형이며, 모형2는 소득대체율 인상과 통제변수가 모두 포함된 모형이다. 모형3은 소득대체율 인상과 임금구간 및 기업규모와의 상호작용을 고려한 모형으로, 분석 결과는 모형3을 중심으

9) 한 해에 남성 육아휴직 사용자가 100명 이상인 기업은 2017년 기준으로 모두 1,000인 이상의 대규모 기업에 해당한다(남성 육아휴직 사용자(초회수급자)에 대한 고용보험 DB 분석 결과).

로 설명한다.

[표 7] 소득대체율 인상에 따른 육아휴직 사용기간 변화 분석(여성)

변수	Model1		Model2		Model3	
	Coef.	Beta	Coef.	Beta	Coef.	Beta
소득대체율 인상(A)	0.902	0.004	1.155	0.005	-8.423	-0.038
연령			2.549 **	0.089	2.514 **	0.087
연령^2			-0.049 **	-0.108	-0.048 **	-0.107
자녀연령			-3.237 ***	-0.069	-3.246 ***	-0.070
임금(로그값)			-45.241 ***	-0.165	-45.216 ***	-0.165
임금구간(W1)			19.812 ***	0.092	19.022 ***	0.089
임금구간(W2)			28.958 ***	0.136	27.382 ***	0.129
A×W1					2.206	0.007
A×W2					4.900	0.019
기업규모(S1)			-5.735 ***	-0.027	-8.229 ***	-0.039
기업규모(S2)			22.167 ***	0.102	19.537 ***	0.090
A×S1					7.859 ***	0.025
A×S2					8.315 ***	0.024
관측치	76,359		76,359		76,359	
R^2	0.000		0.042		0.042	

주: 1) 2017년에 육아휴직을 시작한 수급자를 대상으로 함.

2) 임금구간 더미변수는 87.5~187.5만원 W1, 187.5만원 초과 W2이며, 기업규모 더미변수는 30~1,000인 S1, 1,000인 이상 S2임.

3) Model2와 Model3의 경우, 산업 분류와 지역 구분을 분석에 포함하였으나 본문에 결과를 제시하지는 않음(상수항을 포함한 모든 변수의 추정 결과는 부록 참고)

4) 유의수준은 ***p 〈 0.01, **p 〈 0.05, *p 〈 0.1

자료: 고용보험 DB를 활용하여 저자 작성

먼저, 소득대체율 인상 전후로 휴직기간에 차이가 없는 것으로 나타났다. 이는 소득대체율 인상이 육아휴직 첫 3개월에 국한되며, 여성 육아휴직 사용자의 평균 휴직기간이 이미 법정 최대기간인 1년에 가깝다는 점을 고려할 때 소득대체율 인상의 제도변화는 휴직기간 증가에 영향을 미치지 않는 것으로 해석할 수 있다.

다음으로, 기업규모를 보면 대규모 기업(S2) 종사자의 휴직기간이 소규모 및 중규

모 기업의 종사자에 비해 상대적으로 긴데, 이는 선행연구의 결과처럼 사업체 규모가 클수록 사내복지가 잘 되어 있고 상대적으로 휴직을 길게 할 수 있기 때문이다. 소득대체율 인상과의 상호작용항(A×S2)을 고려할 경우, 소득대체율 인상 후 휴직기간이 상대적으로 긴 대규모 기업의 특성은 더 커진 것으로 해석할 수 있다. 반면, 중규모 기업(S1) 종사자의 경우 상대적으로 휴직기간이 짧은데, 소득대체율 인상과의 상호작용항(A×S1)을 고려하면 소득대체율 인상 후 휴직기간이 짧은 특성은 완화되는 것으로 나타났다.

육아휴직 사용자의 연령이 높을수록 휴직기간이 길어진다. 연령이 낮은 여성 사용자의 경우 상대적으로 노동시장 복귀율이 높고 취업에 대한 애착이 강하기 때문일 수 있다(이수영·이근주, 2011: 67). 그리고 자녀연령이 높을수록 휴직기간이 짧아지는 것으로 나타났는데, 이러한 결과는 자녀가 어릴수록 육아의 주된 책임을 지는 여성의 휴직기간이 길어짐을 의미한다. 또한, 여성의 경우 출산 후 얼마 지나지 않아 육아휴직을 사용하는 패턴이 반영된 결과라고 볼 수 있다. 끝으로, 임금수준이 높을수록 휴직기간이 짧았는데, 휴직에 따른 기회비용이 크기 때문이라고 해석할 수 있다.[10)]

(2) 남성 육아휴직 사용자

모형1과 모형2에서는 소득대체율 인상 후 남성의 육아휴직 사용기간이 더 짧은 것으로 나타났으나, 소득대체율 인상과 주요 변수와의 상호작용을 고려할 경우(모형3) 이러한 차이는 통계적으로 유의미하지 않았다. 소득대체율 인상 전후 남성의 휴직기간 변화에 대한 분석결과는 여성과의 비교를 중심으로 설명한다.

먼저, 대규모 기업(S2)에 종사하는 남성은 여성과 달리 휴직기간이 짧은 것으로 나타났다. 사내복지가 잘 되어 있고 고용안정성이 높은 것으로 평가되는 대규모 기업에서 남성과 여성의 육아휴직 활용 패턴이 다를 수 있음을 시사한다. 즉, 여성은 휴직기간이 긴 반면, 남성은 휴직기간이 짧은 것이다. 특히 소득대체율 인상과의 상호작용항을 고려할 경우(A×S2) 대규모 기업에 종사하는 남성의 짧은 휴직기간 특성은 더 커지는 것으로 나타났다.

---

10) 다만, 임금구간별로 볼 때 실질 소득대체율이 80%를 초과하지 않는 구간(W1, W2)에서 상대적으로 휴직기간이 늘었다. 이러한 결과는 실질 소득대체율이 80%를 초과하는 저임금구간에서 휴직기간이 늘 것이라는 예상과 다른데, 이에 대해서는 추가 연구가 필요한 것으로 보인다.

[표 8] 소득대체율 인상에 따른 육아휴직 사용기간 변화 분석(남성)

변수	Model1		Model2		Model3	
	Coef.	Beta	Coef.	Beta	Coef.	Beta
소득대체율 인상(A)	-18.160 ***	-0.060	-10.117 ***	-0.033	2.508	0.008
연령			3.545	0.094	3.600	0.096
연령^2			-0.041	-0.075	-0.042	-0.077
자녀연령			8.821 ***	0.159	8.823 ***	0.159
임금(로그값)			-8.835 *	-0.022	-8.821 *	-0.022
임금구간(W1)			-24.951	-0.062	-22.990	-0.058
임금구간(W2)			-20.920	-0.053	-21.299	-0.054
A×W1					-6.313	-0.011
A×W2					-0.415	-0.001
기업규모(S1)			-40.747 ***	-0.133	-36.326 ***	-0.118
기업규모(S2)			-48.925 ***	-0.167	-43.227 ***	-0.148
A×S1					-11.193	-0.026
A×S2					-14.904 **	-0.039
관측치	12,784		12,784		12,784	
R^2	0.004		0.206		0.206	

주: 1) 2017년에 육아휴직을 시작한 수급자를 대상으로 함.

2) 임금구간 더미변수는 87.5~187.5만원 W1, 187.5만원 초과 W2이며, 기업규모 더미변수는 30~1,000인 S1, 1,000인 이상 S2임.

3) Model2와 Model3의 경우, 산업 분류와 지역 구분을 분석에 포함하였으나 본문에 결과를 제시하지는 않음(상수항을 포함한 모든 변수의 추정 결과는 부록 참고)

4) 유의수준은 ***$p < 0.01$, **$p < 0.05$, *$p < 0.1$

자료: 고용보험 DB를 활용하여 저자 작성

다음으로, 남성 육아휴직 사용자는 여성과 달리 자녀연령이 높을수록 휴직기간이 긴 것으로 나타났다. 여성이 출산과 함께 육아의 주된 책임을 지고 있는 상황에서 자녀가 어릴수록 여성은 휴직기간이 긴 반면, 남성은 자녀가 클수록 휴직기간이 길어지는 것이다. 자녀가 어릴 때 여성 배우자가 육아휴직을 길게 사용한다면 남성은 상대적으로 육아휴직을 길게 사용할 필요성이 낮아질 수 있기 때문이다.

끝으로, 남성의 경우 여성과 달리 육아휴직 사용 당시의 본인 연령이 휴직기간과 관련이 없는 것으로 나타났다.

3. 성별 육아휴직 사용 후 고용유지 분석

가. 종속변수

육아휴직 사용 후 고용유지 분석에서 종속변수는 고용유지 여부(0, 1)이다. 육아휴직 사용 후 6개월 시점에서 고용보험을 상실하지 않은 상태이면 1로, 고용보험을 상실한 상태이면 0으로 코딩하였다. 고용유지 여부는 육아휴직 사용 후 최초의 고용보험 상실 자료에 근거한 것이므로 고용이 유지되었다는 것은 동일 직장으로의 복귀를 의미하므로 '동일 직장 복귀율'로 해석할 수 있다.

2017년 9월 육아휴직 급여의 소득대체율이 40%에서 80%로 인상되기 전에 육아휴직을 시작한 여성의 평균 고용유지율(직장복귀율)은 70.6%이었으나, 소득대체율 인상 후 69.0%로 1.6%p 감소하였다. 반면, 남성의 경우 소득대체율 인상 전 평균 고용유지율은 75.0%이었으나, 인상 후 73.9%로 1.1%p 감소하였다. 소득대체율 인상 전후로 발생한 이러한 고용유지율의 차이는 여성에 한해 통계적으로 유의미하다 ($t = 4.4292^{***}$, $p<0.01$).

[표 9] 소득대체율 인상 전후 성별 고용유지율(육아휴직 사용 후 6개월 시점) 및 차이 검정

(단위: 명, %)

	여성			남성		
	전체	유지	상실	전체	유지	상실
소득대체율 인상 전 (0)	52,892	37,325	15,567	8,077	6,057	2,020
	100.0	70.6	29.4	100.0	75.0	25.0
소득대체율 인상 후 (1)	23,467	16,187	7,280	4,707	3,478	1,229
	100.0	69.0	31.0	100.0	73.9	26.1

diff = mean(0) - mean(1))

여성: $t = 4.4292$ Pr(|T| 〉 |t|) = 0.0000

남성: $t = 1.3788$ Pr(|T| 〉 |t|) = 0.1680

주: 2017년에 육아휴직을 시작한 수급자를 대상으로 함.

자료: 고용보험 DB를 활용하여 저자 작성

나. 독립변수

소득대체율 인상에 따른 육아휴직 사용 후 고용유지율 변화 분석에서도 앞의 분석

과 마찬가지로 소득대체율 인상 전후 두 집단의 동질성 확보 문제가 있으며, 여기에서도 육아휴직 사용자의 고용유지에 영향을 미치는 선행연구의 주요 변수를 분석에 반영하였다.

선행연구에 따르면, 임금수준이 높을수록 육아휴직 후 이직에 따른 기회비용이 커 고용유지의 인센티브가 강한 것으로 알려져 있다. 또한, 최근 모성보호와 육아지원을 위한 정부의 주요 정책변화를 보면 급여액의 인상에 초점이 맞춰져 있는데, 여기에서도 임금수준과 소득대체율 인상과 직접 관련된 임금구간을 앞의 분석과 동일하게 반영하였다.

20대 여성의 높은 고용률은 30대 이후 결혼, 출산, 육아로 인해 감소하며 해당 시기를 지난 후에는 노동시장으로 재진입하여 다시 고용률이 높아지는 M자형 커브를 보인다(정한나·윤정혜·최숙희, 2016: 11). 또한, 우리나라 여성 근로자의 '경력단절' 패턴을 볼 때 육아휴직 대상 자녀의 연령이 높을수록 고용유지에 부정적인 것으로 예상된다. 따라서 본 연구의 분석모형에 육아휴직 사용자의 연령과 자녀연령을 포함하였다.

한편, 육아휴직 기간이 길수록 근로자의 근속에 부정적인 영향을 미친다는 연구가 있으나, 이와 반대되는 연구 또한 있다. 육아휴직의 사용 자체는 근로의욕을 고취하는 측면이 있어 짧은 기간의 휴직은 고용에 긍정적일 수 있으나(김정호, 2012: 172), 휴직 기간이 길면 승진이나 인사상 불이익, 경제적 어려움 등으로 복귀율이 낮아질 수 있다(이수영, 2009; 원숙연, 2005; 정한나·윤정혜·최숙희, 2016). 따라서 앞의 분석에서 종속변수로 사용한 휴직기간을 여기에서는 독립변수로 반영하였다. 그리고 육아휴직 사용자의 직종은 통계청의 9차 산업 대분류에 따라 더미변수로 반영하였으며, 지역별 차이를 통제하기 위해 시도를 구분하였다.

끝으로, 휴직기간에 대한 앞의 분석과 달리 여기에서는 육아휴직 사용 후 복귀시점을 고려하였다. 왜냐하면 육아휴직 사용 시점은 모두 2017년으로 동일하나 사용 후 복귀 시점은 다르므로 육아휴직 사용자의 복귀 결정에 영향을 미치는 연도 효과가 있을 수 있기 때문이다. 다시 말해, 복귀 시점에서 육아 관련 제도변화가 있거나, 사회 여건이 달라졌을 수 있는 것이다. 본 연구의 분석대상은 육아휴직 사용 후 6개월 시점이 2017~2019년에 걸쳐 있으며, 소득대체율 인상 후에 육아휴직을 사용한 사람의 종료 후 6개월 시점은 모두 2018년 이후이다.

[표 10] 육아휴직 사용 후 6개월 시점

	전체	2017년	2018년	2019년
소득대체율 인상 전	60,969	5,601	46,785	8,583
소득대체율 인상 후	28,174	0	8,117	20,057
전체	89,143	5,601	54,902	28,640

주: 2017년에 육아휴직을 시작한 수급자를 대상으로 함.
자료: 고용보험 DB를 활용하여 저자 작성

다. 분석결과

(1) 여성 육아휴직 사용자

소득대체율 인상에 따른 여성의 고용유지율 변화에 대한 프로빗 모형의 분석결과는 다음과 같다.

[표 11] 소득대체율 인상에 따른 육아휴직 사용 후 고용유지율 변화 분석(여성)

변수	Model1		Model2		Model3	
	Coef.	한계효과	Coef.	한계효과	Coef.	한계효과
소득대체율 인상(A)	-0.046 ***	-0.016	-0.027 *	-0.008	-0.058	-0.018
연령			0.057 ***	0.018	0.057 ***	0.018
연령^2			-0.001 ***	0.000	-0.001 ***	0.000
휴직기간			-0.002 ***	-0.001	-0.002 ***	-0.001
자녀연령			-0.004 *	-0.001	-0.004 *	-0.001
임금(로그값)			0.471 ***	0.145	0.471 ***	0.145
임금구간(W1)			-0.298 ***	-0.092	-0.310 ***	-0.095
임금구간(W2)			-0.141 ***	-0.043	-0.149 ***	-0.046
A×W1					0.039	0.012
A×W2					0.028	0.009
기업규모(S1)			0.131 ***	0.040	0.127 ***	0.039
기업규모(S2)			0.615 ***	0.189	0.622 ***	0.191
A×S1					0.013	0.004
A×S2					-0.022	-0.007
복직연도(2018)			0.013	0.004	0.012	0.004
복직연도(2019)			-0.012	-0.004	-0.013	-0.004

변수	Model1		Model2		Model3	
	Coef.	한계효과	Coef.	한계효과	Coef.	한계효과
관측치	76,359		76,354		76,354	
Pseudo R^2	0.0002		0.110		0.110	

주: 1) 2017년에 육아휴직을 시작한 수급자를 대상으로 함.
2) 임금구간 더미변수는 87.5~187.5만원 W1, 187.5만원 초과 W2이며, 기업규모 더미변수는 30~1,000인 S1, 1,000인 이상 S2임.
3) Model2와 Model3의 경우, 산업 분류와 지역 구분을 분석에 포함하였으나 본문에 결과를 제시하지는 않음(상수항을 포함한 모든 변수의 추정 결과는 부록 참고)
4) 유의수준은 $^{***}p < 0.01$, $^{**}p < 0.05$, $^{*}p < 0.1$

자료: 고용보험 DB를 활용하여 저자 작성

먼저, 통제변수를 고려하지 않은 모형1에서는 소득대체율 인상 전후로 여성 육아휴직 사용자의 고용유지율이 낮아지는 나타났으나, 통제변수를 고려할 때 이러한 효과는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다(모형3). 이론적으로는 육아휴직의 급여가 높아지면 휴직기간 동안 상대적으로 안정적인 소득을 얻을 수 있으며, 휴직기간이 길어짐과 동시에 직장복귀의 유인이 줄어들 여지가 있다(윤자영·홍민기, 2014: 37). 그러나 소득대체율이 비록 전보다 2배 증가하였더라도 육아휴직 기간 중 첫 3개월에 국한되며, 상한액을 고려할 경우 인상액의 절대적인 크기가 크지 않아 그 효과가 나타나지 않은 것으로 해석할 수 있다.

다음으로, 연령이 높을수록 고용유지 가능성이 더 높게 나타났는데, 나이가 많을수록 그만큼 근속했을 가능성이 높아 직장을 계속 다닐 유인이 크다고 볼 수 있다. 젊은 근로자일수록 취업에 대한 애착이 강해 직장 복귀 가능성이 높을 것이라는 기대는 적어도 본 연구에서는 지지되지 않았다. 그리고 연령의 제곱항은 음(-)의 방향으로 유의미한 결과가 나와 일정 연령이 지나면 고용유지의 가능성은 떨어짐을 의미한다. 나이가 너무 많으면 노동 지위가 그만큼 열악해지고 고용 안정성이 떨어지면 육아휴직 후 고용유지에 부정적일 수 있기 때문이다.

그리고 육아휴직 사용기간이 길수록 고용유지의 가능성이 낮게 나타났다. 육아휴직 기간이 육아휴직 후 복직 여부에 부정적인 영향을 미친다는 이수영·김근주(2011) 등의 연구결과와 유사하다. 육아휴직 기간이 길수록 근로 단절에 따른 인적자본의 감소가 발생할 여지가 클 수 있으며(김정호, 2012:194), 육아휴직을 짧게

사용하는 근로자는 애초에 동일 직장에 복귀하려는 직장 애착도가 높은 근로자일 가능성이 높을 수 있기 때문이다(윤자영, 2019: 161). 뿐만 아니라 휴직 기간이 길수록 가족 및 자녀와의 유대관계가 깊어져 육아휴직 종료 후 노동시장으로의 복귀에 어려움을 겪을 수 있다(이수영·이근주, 2011: 71).

육아휴직을 사용한 대상 자녀의 연령이 높을수록 고용유지 가능성이 높게 나타났는데, 일반적으로 자녀가 어릴수록 양육과 가사부담이 크므로 여성 근로자의 노동시장 이탈이 크게 발생하기 때문이다(이수영, 2009: 233). 그리고 임금수준이 높을수록 고용유지의 가능성은 높아졌다. 이직에 따른 기회비용이 그만큼 크기 때문으로 해석된다.[11] 또한, 고소득 계층의 경우 대체양육자를 구하는 것이 상대적으로 용이하기 때문에 그만큼 직장 복귀 가능성이 높을 수 있다(이수영, 2009: 240). 끝으로, 기업규모를 보면 중규모 기업 또는 대규모 기업에서 상대적으로 고용유지율인 높은 것으로 나타났다.

(2) 남성 육아휴직 사용자

소득대체율 인상에 따른 남성의 고용유지율 변화는 모든 모형에서 유의미하지 않았다. 그리고 여성 육아휴직 사용자와 비교할 경우 휴직기간, 자녀연령, 임금수준, 기업규모가 고용유지에 미치는 효과는 유사한 결과가 도출되었다. 다만, 남성의 경우 여성과 달리 연령이 높을수록 고용유지에 긍정적인 효과를 보이지는 않았다. 남성의 경우 나이가 많더라도 전직 또는 자영업을 위해 동일 직장으로 복귀하지 않는 경우가 여성에 비해 상대적으로 많기 때문으로 추정된다.

11) 다만, 임금구간별로 볼 때 실질적인 소득대체율이 80%를 초과하지 않는 구간(W1, W2)에서 상대적으로 고용유지율이 감소하였다. 달리 말하면, 본 연구의 임금구간 중 실질 소득대체율이 80%를 초과하는 저임금 계층(월 통상임금 87.5만원 미만)에서는 고용유지율이 높은 것으로 볼 수 있다. 이는 소득수준이 낮을수록 노동시장에 대한 밀착도가 낮아 육아휴직 이용률은 높은 반면, 휴직 후 노동시장 복귀는 낮을 것이라는 추론(김정호, 2012: 195)이 다시 확인된 것이다.

[표 12] 소득대체율 인상에 따른 육아휴직 사용 후 고용유지율 변화 분석(남성)

변수	Model1		Model2		Model3	
	Coef.	한계효과	Coef.	한계효과	Coef.	한계효과
소득대체율 인상(A)	-0.034	-0.011	-0.017	-0.005	0.246	0.069
연령			0.013	0.004	0.014	0.004
연령^2			0.000	0.000	0.000	0.000
휴직기간			-0.002 ***	-0.001	-0.002 ***	-0.001
자녀연령			0.018 ***	0.005	0.018 ***	0.005
임금(로그값)			0.158 ***	0.044	0.153 ***	0.043
임금구간(W1)			-0.444 *	-0.125	-0.410	-0.115
임금구간(W2)			-0.303	-0.085	-0.228	-0.064
A×W1					-0.119	-0.033
A×W2					-0.219	-0.061
기업규모(S1)			0.145 ***	0.041	0.209 ***	0.059
기업규모(S2)			0.655 ***	0.184	0.654 ***	0.183
A×S1					-0.167 **	-0.047
A×S2					0.014	0.004
복직연도(2018)			-0.079	-0.022	-0.084 *	-0.024
복직연도(2019)			-0.136 *	-0.038	-0.147 **	-0.041
관측치	12,784		12,782		12,782	
Pseudo R^2	0.0001		0.118		0.119	

주: 1) 2017년에 육아휴직을 시작한 수급자를 대상으로 함.
2) 임금구간 더미변수는 87.5~187.5만원 W1, 187.5만원 초과 W2이며, 기업규모 더미변수는 30~1,000인 S1, 1,000인 이상 S2임.
3) Model2와 Model3의 경우, 산업 분류와 지역 구분을 분석에 포함하였으나 본문에 결과를 제시하지는 않음(상수항을 포함한 모든 변수의 추정 결과는 부록 참고)
4) 유의수준은 ***p 〈 0.01, **p 〈 0.05, *p 〈 0.1

자료: 고용보험 DB를 활용하여 저자 작성

V. 결론 및 시사점

본 연구는 고용보험 DB를 활용하여 육아휴직 첫 3개월의 소득대체율이 40%에서 80%로 인상된 2017년 9월 전후로 육아휴직 사용자의 휴직기간과 고용유지율에 어떤 변화가 있었는지를 남성과 여성을 구분하여 분석하였다. 소득대체율 인상 후 단순 기술통계에서는 남성의 휴직기간이 감소하고 여성의 고용유지율이 감소한 것으로 나타났으나, 통제변수를 반영한 모형에서는 이러한 효과가 나타나지 않았다. 소득대체율 인상이 육아휴직 첫 3개월에 국한되며, 소득대체율이 비록 전보다 2배 증가하였더라도 인상액의 절대적인 크기가 크지 않아 적어도 휴직기간과 고용유지율에는 영향이 없는 것으로 해석할 수 있다.

다만, 여성과 남성을 비교할 경우 소득대체율 인상 전후로 다음과 같은 특성이 관찰되었다. 휴직기간의 경우, 남성은 여성과 달리 소득대체율 인상 후 휴직기간이 짧은 것으로 나타났다. 이러한 차이는 상시근로자 1,000인 이상의 대규모 기업에서 나타났는데, 남성과 여성의 육아휴직 활용 패턴이 다를 수 있음을 시사한다. 즉, 대규모 기업의 여성은 휴직기간이 상대적으로 긴 반면, 남성은 오히려 휴직기간이 짧은 것이다. 고용유지 측면에서 보면, 남성의 경우 여성과 달리 연령이 높을수록 고용유지에 긍정적인 효과를 보이지는 않았다. 남성 육아휴직 사용자는 나이가 많더라도 전직 또는 자영업을 위해 동일 직장으로 복귀하지 않는 경우가 여성에 비해 상대적으로 많기 때문으로 추정된다.

본 연구는 선행연구의 주요 결과를 재확인하고, 소득대체율 인상이라는 제도변화 전후로 여성과 남성의 육아휴직 사용의 특성을 분석하였으나, 다음과 같은 한계가 있다.

우선, 제도변화 전후를 기준으로 두 집단 간 특성을 비교분석하였으나, 본 연구에서는 두 집단의 동질성이 담보되지 않았다. 육아휴직 사용기간과 고용유지율에 영향을 미치는 것으로 선행연구에서 밝힌 주요 변수를 분석모형에 반영하여 통제하였음에도 분석자료의 한계 등으로 보다 정교한 모형을 구축하는데 어려움이 있었다. 특히, 가족요인(특히 가구 전체의 소득, 대체양육자 유무 등), 양육비용, 사회의 보육지원과 같은 변수 등이 두 집단 간에 매우 상이할 수 있다.[12)]

그리고 최근의 제도변화를 분석대상으로 하였기에 육아휴직 종료 후 보다 긴 시점에서의 고용유지율을 분석하지 못했다. 2017년에 육아휴직을 시작한 사용자의 경우 1년 간 휴직을 하였다면 현 시점에서는 육아휴직 종료 후 1년 시점에서의 고용유지 여부를 확인할 수 없다. 일부 선행연구를 보면, 육아휴직 종료 후 1년 시점뿐 아니라 보다 장기적인 시계(視界)에서 3년 시점, 10년 시점에서의 고용유지율을 분석하고 있어 향후 관련 자료가 구축되면 보다 장기적인 관점에서 육아휴직의 고용효과에 대한 연구를 수행할 필요가 있다.

최근 정부는 「저출산·고령사회 기본계획」을 일·생활의 균형이라는 관점에서 재구조화하였다.[13] 단순히 모성보호와 육아지원을 위한 재정사업의 확대뿐 아니라 일·가정의 양립을 넘어 일·생활의 균형을 목표로 보육환경 개선과 같은 과제에 보다 집중하기로 한 것이다. 육아휴직과 관련된 정책 변화의 효과에 대한 연구는 육아휴직 제도 자체만이 아니라 사회 전반의 보육서비스 등 맥락적 특성을 반영하여 보다 다양한 관점에서 이루어질 필요가 있다. 본 연구는 육아휴직 사용자의 성별 특성을 이러한 맥락적 특성의 하나로 보고 연구를 수행한 것이며, 향후 여성과 남성의 특성을 고려한 정책변화를 보다 더 고려할 필요가 있을 것으로 보인다.

12) 김영숙 외(2014)에 따르면, 여성 근로자의 경우 가족의 육아지원(비공식 보육)이 있는 경우 취업을 계속할 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 반면, 김인경(2017)은 시부모나 친정부모가 집안일을 도와줄 때 여성의 출산 의사에는 양의 영향을 미치지만 경제활동 의사에는 영향을 미치지 않는다고 한다. 한편, 김은지·홍승아·민현주·성경(2016)에 따르면, 여성의 소득이 가구 소득에서 차지하는 비중이 높을수록 육아휴직 가능성은 낮아졌다.

13) 저출산고령사회위원회, "제3차 저출산·고령사회 기본계획(2016~2020), 핵심과제 위주로 선택과 집중"(2018.12.7.)

참고문헌

고용노동부, 「2018 고용보험백서」, 고용노동부, 2018.

_____, 「2018회계연도 세입세출 및 기금 결산 사업설명자료(고용보험기금)」, 고용노동부, 2019. 3.

김영숙 외, 「일·가정양립지원정책의 효과성 분석」, 국회예산정책처, 2014.

김인경, 「일-가정 양립정책의 효과성과 정책적 시사점」, 한국개발연구원, 2017.

김은지·홍승아·민현주·성경, 「육아휴직 소득보장 실효성 확보방안 연구」, 한국여성정책연구원, 2016.

김정호, "육아휴직 지원과 여성의 노동공급," 「한국개발연구」 제34권 제1호, 2012, 169~197쪽.

김종훈 외, 「제3차 저출산·고령사회 기본계획 재구조화 연구」, 저출산고령사회위원회·한국보건사회연구원, 2018.

민인식·최필선, 「STATA 패널데이터 분석」, 한국STATA학회, 2009.

신종각 외, 「고용노동부 모성보호·육아지원 사업의 수급실태 조사 및 추계방법론 연구」, 국회예산정책처, 2019.

원숙연, "일가정 양립지원 정책을 둘러싼 수사와 현실 출산휴가 및 육아휴직을 중심으로 한 탐색적 사례연구," 「한국정책학회보」 제14권 제2집, 2005, 157~188쪽.

윤명수·부가청, "육아휴직제도 사용실태와 결정요인 사업체패널을 이용하여," 「여성연구논총」 제18집, 2016, 63~90쪽.

윤자영, "육아휴직제도의 고용유지 효과: 사후지급금 제도를 중심으로," 「사회보장연구」 제35권 제2호, 2019, 143~165쪽.

윤자영·홍민기, "육아휴직제도의 여성 고용 효과: 정액제에서 정률제 급여제도로의 변화를 중심으로," 「노동정책연구」 제14권 제4호, 2014, 31~57쪽.

윤자영·홍민기·김근주, 「일·가정 양립제도의 노동시장 효과」, 한국노동연구원, 2016.

이성우 외, 「로짓·프로빗모형 응용」, 박영사, 2005.

이수영, "한국 육아휴직제의 고용연장효과 분석," 「한국사회와 행정연구」 제20권 제1호, 2009, 229~255쪽.

이수영·이근주, "한국 민간기업 근로여성의 육아휴직 활용 패턴 영향요인 연구: 고용보

험 DB 분석을 중심으로," 「사회과학연구논총」 제25호, 2011, 61~91쪽.

저출산·고령사회위원회, 〈제3차 저출산·고령사회 기본계획(2016~2020), 핵심과제 위주로 선택과 집중〉, 2018. 12. 7.

정한나·윤정혜·최숙희, 「한국 여성의 고용과 경력단절에 관한 연구: 고용보험 DB를 활용하여」, 한국고용정보원, 2016.

Baker, Michael and Kevin Milligan, "How Does Job-Protected Maternity Leave Affect Mothers' Employment?," *Journal of Labor Economics*, Vol.26, No.4, 2008, pp.655-691.

Hanratty, Maria and Eileen Trzcinski, "Who Benefits from Paid Family Leave? Impact of Expansions in Canadian Paid Family Leave on Maternal Employment and Transfer Income," *Journal of Population Economics*, Vol.22, No.3, 2009, pp.693-711.

Lalive, Rafael and Josef Zweimüller, "How Does Parental Leave Affect Fertility and Return to Work? Evidence from Two Natural Experiments," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.124, No.3, 2009, pp.1363-1402.

Ondrich, Jan, C. Katharina Spiess, Qing Yang, and Gert G. Wagner, "The Liberalization of Maternity Leave Policy and the Return to Work after Childbirth in Germany," *Review of Economics of the Household*, Vol.1, No.1~2, 2003, pp.77-110.

Schönberg, Uta and Johannes Ludsteck, "Maternity Leave Legislation, Female Labor Supply, and the Family Wage Gap," *IZA Discussion Paper*, No.2699, 2007.

부록

[부표 1] 소득대체율 인상에 따른 육아휴직 사용기간 변화 분석(OLS 분석)

변수	여성		남성	
	Coef.	Beta	Coef.	Beta
소득대체율 인상(A)	-8.423	-0.038	2.508	0.008
연령	2.514 **	0.087	3.600	0.096
연령^2	-0.048 **	-0.107	-0.042	-0.077
자녀연령	-3.246 ***	-0.070	8.823 ***	0.159
임금(로그값)	-45.216 ***	-0.165	-8.821 *	-0.022
임금구간(W1)	19.022 ***	0.089	-22.990	-0.058
임금구간(W2)	27.382 ***	0.129	-21.299	-0.054
A×W1	2.206	0.007	-6.313	-0.011
A×W2	4.900	0.019	-0.415	-0.001
기업규모(S1)	-8.229 ***	-0.039	-36.326 ***	-0.118
기업규모(S2)	19.537 ***	0.090	-43.227 ***	-0.148
A×S1	7.859 ***	0.025	-11.193	-0.026
A×S2	8.315 ***	0.024	-14.904 **	-0.039
광업	-4.623	0.000	47.737	0.004
제조업	-8.234	-0.031	-21.761	-0.073
전기,가스,증기및수도사업	37.140 ***	0.025	13.394	0.010
하수·폐기물처리,원료재생및환경복원	12.802	0.004	77.771 **	0.025
건설업	-1.756	-0.002	-75.357 **	-0.109
도매및소매업	-12.104	-0.037	-3.080	-0.007
운수업	14.671	0.023	0.988	0.001
숙박및음식점업	13.647	0.020	13.912	0.016
출판,영상,방송통신및정보서비스업	-2.265	-0.005	-6.579	-0.013
금융및보험업	8.885	0.027	28.024	0.037
부동산업및임대업	3.657	0.003	69.061 **	0.047
전문,과학및기술서비스업	-4.598	-0.011	-12.161	-0.022
사업시설관리및사업지원서비스업	0.834	0.002	19.495	0.030
공공행정,국방및사회보장행정	20.707 *	0.030	21.293	0.020

변수	여성		남성	
	Coef.	Beta	Coef.	Beta
교육서비스업	4.952	0.010	4.258	0.003
보건업및사회복지서비스업	0.625	0.002	18.656	0.021
예술,스포츠및여가관련서비스업	9.907	0.010	13.191	0.012
협회및단체,수리및기타개인서비스업	8.992	0.012	7.370	0.006
국제및외국기관	-15.137	-0.004	39.990	0.007
부산광역시	14.568 ***	0.029	7.067	0.008
대구광역시	6.726 ***	0.011	13.658	0.011
인천광역시	3.503	0.006	28.723 ***	0.027
광주광역시	-8.523 ***	-0.012	11.797	0.008
대전광역시	0.137	0.000	3.235	0.004
울산광역시	11.139 ***	0.013	7.129	0.007
세종특별자치시	-0.655	0.000	26.046	0.010
경기도	6.058 ***	0.023	34.892 ***	0.089
강원도	2.677	0.004	-30.255 ***	-0.029
충청북도	-4.965 *	-0.007	19.816 **	0.016
충청남도	1.426	0.002	-14.536 *	-0.015
전라북도	-4.366	-0.006	15.128	0.012
전라남도	-17.661 ***	-0.022	-28.464 ***	-0.026
경상북도	4.917 **	0.008	-16.494 **	-0.020
경상남도	4.154 **	0.008	-119.600 ***	-0.307
제주도	-15.317 ***	-0.016	-26.455 **	-0.017
상수항	910.276 ***	.	310.023 ***	.
관측치	76,359		12,784	
R^2	0.042		0.206	

주: 1) 2017년에 육아휴직을 시작한 수급자를 대상으로 함.

2) 유의수준은 ***p 〈 0.01, **p 〈 0.05, *p 〈 0.1

자료: 고용보험 DB를 활용하여 저자 작성

[부표 2] 소득대체율 인상에 따른 육아휴직 사용 후 고용유지율 변화 분석(프로빗 분석)

변수	여성		남성	
	Coef.	한계효과	Coef.	한계효과
소득대체율 인상(A)	-0.058	-0.018	0.246	0.069
연령	0.057 ***	0.018	0.014	0.004
연령^2	-0.001 ***	0.000	0.000	0.000
휴직기간	-0.002 ***	-0.001	-0.002 ***	-0.001
자녀연령	-0.004 *	-0.001	0.018 ***	0.005
임금(로그값)	0.471 ***	0.145	0.153 ***	0.043
임금구간(W1)	-0.310 ***	-0.095	-0.410	-0.115
임금구간(W2)	-0.149 ***	-0.046	-0.228	-0.064
A×W1	0.039	0.012	-0.119	-0.033
A×W2	0.028	0.009	-0.219	-0.061
기업규모(S1)	0.127 ***	0.039	0.209 ***	0.059
기업규모(S2)	0.622 ***	0.191	0.654 ***	0.183
A×S1	0.013	0.004	-0.167 **	-0.047
A×S2	-0.022	-0.007	0.014	0.004
복직연도(2018)	0.012	0.004	-0.084 *	-0.024
복직연도(2019)	-0.013	-0.004	-0.147 **	-0.041
광업	-0.028	-0.009	-0.991	-0.278
제조업	-0.469 ***	-0.144	-0.731 **	-0.205
전기,가스,증기및수도사업	0.654 ***	0.201	0.202	0.057
하수·폐기물처리,원료재생및환경복원	-0.115	-0.035	0.227	0.064
건설업	-0.368 **	-0.113	-0.591	-0.166
도매및소매업	-0.529 ***	-0.163	-0.727 *	-0.204
운수업	-0.226	-0.069	-0.626 *	-0.176
숙박및음식점업	-0.386 **	-0.119	-0.666 *	-0.187
출판,영상,방송통신및정보서비스업	-0.471 ***	-0.145	-0.741 **	-0.208
금융및보험업	0.095	0.029	-0.545	-0.153
부동산업및임대업	-0.355 **	-0.109	-0.466	-0.131
전문,과학및기술서비스업	-0.444 ***	-0.136	-0.669 *	-0.188
사업시설관리및사업지원서비스업	-0.733 ***	-0.226	-0.918 **	-0.258

변수	여성		남성	
	Coef.	한계효과	Coef.	한계효과
공공행정,국방및사회보장행정	0.810 ***	0.249	0.115	0.032
교육서비스업	0.087	0.027	-0.865 **	-0.243
보건업및사회복지서비스업	-0.474 ***	-0.146	-0.669 *	-0.188
예술,스포츠및여가관련서비스업	-0.029	-0.009	-0.232	-0.065
협회및단체,수리및기타개인서비스업	-0.140	-0.043	-0.363	-0.102
국제및외국기관	0.302	0.093	-0.295	-0.083
부산광역시	0.152 ***	0.047	0.114	0.032
대구광역시	0.145 ***	0.045	0.506 ***	0.142
인천광역시	0.103 ***	0.032	0.320 ***	0.090
광주광역시	0.203 ***	0.062	0.179	0.050
대전광역시	0.201 ***	0.062	0.258 ***	0.072
울산광역시	0.139 ***	0.043	0.386 ***	0.108
세종특별자치시	0.238 ***	0.073	0.388 *	0.109
경기도	0.211 ***	0.065	0.120 ***	0.034
강원도	0.389 ***	0.120	0.149	0.042
충청북도	0.231 ***	0.071	0.276 ***	0.077
충청남도	0.203 ***	0.062	0.260 ***	0.073
전라북도	0.305 ***	0.094	-0.019	-0.005
전라남도	0.202 ***	0.062	0.203 **	0.057
경상북도	0.319 ***	0.098	0.357 ***	0.100
경상남도	0.223 ***	0.069	0.241 ***	0.068
제주도	0.329 ***	0.101	0.514 ***	0.144
상수항	-6.459 ***		-0.992	
관측치	76,354		12,782	
Pseudo R^2	0.110		0.119	

주: 1) 2017년에 육아휴직을 시작한 수급자를 대상으로 함.

2) 유의수준은 ***p 〈 0.01, **p 〈 0.05, *p 〈 0.1

자료: 고용보험 DB를 활용하여 저자 작성

A Study on the Gender Characteristics of the Users of Child Care Leave: The Comparison Before and After the Increase of Income Replacement Ratio

Yoon, Joochul*

Abstract

Using the employment insurance DB, this study separately analyzed the changes in the leave period and employment retention rate of employees on paternity leave around September 2017, when the income replacement rate for the first three months of paternity leave was raised from 40% to 80%. Simple statistics after the increase in income replacement rates showed a decrease in the length of men's leave and a decrease in the rate of women's employment, but this was not the case in the model that reflected the control variables.

However, gender differences were observed before and after the increase in income replacement rate when comparing women and men. In the case of the leave period, men were found to have a shorter period of leave after the income replacement rate was raised, unlike women. The difference came in large companies with more than 1,000 permanent workers, suggesting that the pattern of using parental leave for men and women may differ. Also, in terms of job security, the older the men were, unlike women, the more positive their employment was.

□ Keywords: paternity leave, employment returning, policy reform

* Estimation and Tax Analyst, Economic Cost Estimation Division(National Assembly Budget Office)