

노동정책연구
2014. 제14권 제4호 pp.31~57
한국노동연구원

연구논문

육아휴직제도의 여성 고용 효과: 정액제에서 정률제 급여제도로의 변화를 중심으로

윤자영*
홍민기**

이 논문에서는 육아휴직 급여액이 정률제로 변화한 상황을 이용하여 이중차분법으로 육아휴직 급여제도가 육아휴직 이용률과 동일직장 복귀율에 미치는 영향을 분석하였다. 제도 변화 이전 시기의 추세를 살펴보고 실증분석 결과의 타당성을 검증했다. 분석 결과, 육아휴직 급여액이 정률제로 변화하여 육아휴직 급여액이 증가한 결과 육아휴직 이용률이 증가하였으며, 특히 급여액이 크게 증가한 고소득 집단에서 영향이 컸다는 것을 발견하였다. 동일직장 복귀율에 미치는 효과를 추정한 결과 육아휴직 급여액 증가가 중간소득 집단의 동일직장 복귀율에 통계적으로 유의한 수준에서 영향을 미치지 않았고, 고소득 집단에 대해서는 1개월 정도 단기기간에는 복귀율을 높이는 효과가 있었지만 1개월 이후에는 효과가 없는 것으로 나타났다.

급여 제도 개편은 상대적 고소득층의 육아휴직 이용을 증가시켰다는 점에서 실질적인 이용권을 보장하고 있다고 평가할 수 있다. 그러나 이러한 육아휴직 이용이 동일직장의 복귀로 이어지고 있지 않다는 점에서는 육아휴직제도의 본래 목적을 달성하는 데 한계가 있음을 보여주고 있다. 육아휴직제도를 통해 근로자 동일직장 복귀율을 제고하기 위한 법제도적 정비와 노력은 급여의 확대를 통한 이용률 제고와는 별개로 중요하게 다루어져야 한다.

핵심용어 : 육아휴직, 휴직급여, 정률제, 동일직장 복귀, 이중차분

논문접수일: 2014년 8월 20일, 심사의뢰일: 2014년 9월 22일, 심사완료일: 2014년 10월 14일

* (교신저자) 한국노동연구원 연구위원(jayoung@kli.re.kr)

** (제1저자) 한국노동연구원 연구위원(hminki@kli.re.kr)

I. 서론

우리나라 기혼 여성의 생애주기별 경제활동참가 양태를 보여주는 M자 곡선은 영유아 자녀를 둔 여성의 일과 양육 책임의 충돌이 남성과 달리 기혼 여성의 경력단절로 이어져왔음을 시사한다. 일과 양육의 충돌로 인한 노동시장 이탈을 방지하기 위하여 우리나라는 육아책임이 있는 근로자가 육아휴직을 할 수 있도록 제도적으로 보장하고 있다. 육아휴직제도는 1987년 도입되었으며, 이후 그 대상과 사용 시기, 휴직급여 등을 확대하여 일가정 양립을 촉진시키기 위해 노력해 왔다. 소득과 상관없이 50만 원 정액으로 제공하던 급여제도를 2011년부터 정률제로 바꾸어 급여의 40%를 지급함으로써, 상대적으로 높은 급여를 받는 근로자의 소득대체율을 높여 그들의 이용을 확대하고자 했다. 2014년 1월 14일부터는 육아휴직제도를 만 8세 이하나 초등학교 2학년 이하 자녀가 있는 경우 활용할 수 있도록 대상자를 확대하였다. 이러한 육아휴직제도의 개편은 주로 소득대체율의 인상과 대상 아동 연령 상한의 연장을 통해 육아휴직 이용을 장려하기 위한 데 초점을 두어왔다.

육아휴직제도의 목적은 근로자에게 휴가의 권리를 부여함으로써 근로자가 육아책임 때문에 다니던 직장을 퇴사하지 않을 수 있도록 하는 것이다. 남녀고용평등법은 사업주가 육아휴직을 이유로 해고하거나 그 밖의 불리한 처우를 하여서는 안 된다는 점과 육아휴직 기간에는 그 근로자를 해고하지 못한다는 점, 그리고 육아휴직 종료 후 휴직 전과 동일한 업무 또는 동등한 수준의 임금을 지급하는 직무에 복귀시켜야 한다는 점을 명시하고 있다. 육아휴직을 이용한 근로자가 동일직장에 동일한 조건으로 복귀하지 못한다면 육아휴직제도의 본래의 목적은 달성되었다고 보기 어렵다. 육아휴직급여는 육아휴직제도를 ‘실질적’으로 활용할 수 있도록 제공하는 것으로, 근로자가 휴가기간 동안 소정의 급여를 받아 안정된 생활을 영위한 다음 직장에 복귀할 수 있도록 경제적으로 뒷받침하는 것으로 이해할 수 있다(김혜원, 2014). 다시 말해 우리나라의 육아휴직제도는 일정 기간 육아를 위해 휴가를 갈 수 있도록 근로자에게 휴가의 실질

적 권리를 보장하기 위해 급여를 제공하고 있다.

그러나 우리나라 육아휴직 이용자의 동일직장 복귀율은 급여를 제공하기 시작한 2002년 이후 계속 감소해왔다. 고용보험 원자료를 분석한 것에 따르면, 2001년 육아휴직 이용자의 73.6%가 1개월 후에 동일직장에 재직하고 있었는데 2011년에는 63.6%만이 동일직장에 재직하고 있었다. 같은 기간 산전후 휴가자 가운데 육아휴직 이용자가 18.1%에서 56.9%로 크게 상승했지만 이용자들의 동일직장 복귀율은 하락한 것이다. 육아휴직제도는 제도가 없었으면 직장을 그만두었을 근로자가 일자리를 유지할 수 있도록 뒷받침하여 여성 고용에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 기대되지만, 실제 추세를 보면 육아휴직제도의 이용이 증가하면서 동시에 동일직장 복귀율은 감소하고 있다(장지연 외, 2014). 본 연구는 육아휴직 이용자의 동일직장 복귀율이 장기적으로 하락해온 추세를 보이는 가운데, 육아휴직제도의 급여율 인상이 동일직장 복귀율에 어떤 영향을 미쳤는지 분석한다. 연구 결과를 통해 근로자가 휴직 후 동일직장에 동일한 조건으로 복귀할 수 있도록 하는 육아휴직제도의 목적을 제대로 달성하고 있는지를 평가하는 데 기여하며 육아휴직제도의 발전 방향을 모색하는 데 시사점을 도출하였다.

II. 기존 연구

영유아 자녀를 둔 근로자, 특히 여성 근로자는 영유아 보육의 사회화가 불완전하다면 근로자 스스로 양육을 위해 노동시장을 이탈할 수밖에 없는 위험에 노출된다. 육아휴직제도는 이러한 위험을 감소시키고 그 위험 감소 비용을 개별 기업이 부담하지 않도록 하는 제도이다. 대다수의 국가에서는 일반회계나 고용보험 등 여타 공적재원을 통해 육아휴직급여를 마련하고 있다.

서구의 육아휴직제도와 여성 고용의 관련성에 대한 연구는 (1) 제도 도입 자체가 육아휴직 이용과 여성 고용, 특히 동일직장 복귀 여부와 복귀시점에 어떠한 영향을 미쳤는지, (2) 육아휴직 기간의 변화가 여성 고용에 미친 영향들을 다루고 있다.

서구의 연구들은 육아휴직제도 도입 자체가 여성 근로자에 미치는 긍정적인 고용효과가 있음을 보고하고 있다. Waldfogel et al.(1998)은 미국, 영국, 일본의 패널자료 분석을 통해 출산은 여성 고용에 매우 강하게 부정적인 영향을 미치지만 육아휴직제도는 여성이 출산 이후 동일 직장에 복귀할 확률을 높이며 이러한 긍정적인 효과는 일본에서 특히 강하게 나타났다고 분석했다.

Baum II(2003)은 1993년 연방정부 차원에서 클린턴 대통령이 서명한 12주간의 무급출산휴가(Family Medical Leave Act) 도입이 육아휴직 이용률과 직장 복귀율, 그리고 출산 후 직장 복귀에 걸린 기간에 미친 효과를 분석하였다. The National Longitudinal Survey of Youth(NLSY)를 사용하여 제도 도입 전과 후의 효과를 실증적으로 분석할 수 있었다. 무급육아휴직은 육아휴직 이용률에는 통계적으로 유의한 수준의 변화를 가져오지는 않는 것으로 드러났다. 하지만 출산 후 직장에 돌아올 확률을 10~17% 증가시켰고, 다른 직장으로 갈 확률은 6~11% 감소시키는 것으로 나타났다. 또한 출산 후 2개월째에 복직할 확률이 상당히 줄어드는 대신 3개월째에 복직할 확률이 증가했다. 휴가를 사용하지 않은 집단은 8개월째까지 복직하지 않을 확률이 11.6%였지만 사용한 집단은 7.6%로, 무급육아휴직이 출산 후 모성의 복직 확률은 높이는 것으로 나타났다.

Rossin-Slater et al.(2011)은 March Current Population Survey 자료를 이용하여 최근 캘리포니아 주에서 도입된 유급육아휴직제도가 여성의 휴가 이용과 노동시장 성과에 미친 영향을 차분모형을 추정함으로써 분석했다. 그들은 1999~2010년 사이 제도 도입을 전후하여 여성의 육아휴직 사용이 두 배 이상 증가하였을 뿐 아니라 1~3세 자녀를 둔 여성의 주당 근로시간과 소득이 6~9% 정도 증가하였음을 보여주었다.

Burgess, S., P. Gregg, C. Propper, and E. Washbrook(2008)도 영국의 육아휴직 도입 사례를 이용하여 육아휴직의 권리가 있는 여성과 없는 여성이 동일직장에 복귀하는 시점을 비교함으로써 육아휴직 도입이 동일직장 복귀에 미친 영향을 분석하였다. 영국의 에이번 지역에서 1991년과 1992년 출생한 12,000명의 코호트를 가지고 분석하였는데, 1990년 법 제정 당시 이미 상당 기간 노동시장에 참여한 여성들에게만 육아휴직 권리를 주었다. 분석 결과, 육아휴직 권리가 있는 여성은 그렇지 않은 여성보다 직장에 더 빨리 복귀하는 경향이 있었다.

육아휴직 도입의 여성 고용 효과에 대해서는 대체로 긍정적이라는 연구 결과가 보고되고 있지만, 육아휴직 기간과 동일직장 복귀의 관계에 관한 연구는 다소 혼재된 결론을 도출하고 있다. Baker and Milligan(2008)은 캐나다 주들에서 육아휴직 기간의 길이가 다른 점을 이용하여 육아휴직 기간이 여성들의 동일직장 복귀에 미치는 영향을 분석하였다. 육아휴직 기간을 적게 보장하는 지방과(17~18주) 육아휴직을 훨씬 더 많이 보장하는 지방을(29~70주) 분석한 결과, 낮은 수준이든 높은 수준이든 휴직기간에 관계없이 육아휴직의 보장이 출산 이전 직장에서의 고용 연속성을 증가시켰다.

Schönberg(2007)도 독일에서 육아휴직 기간의 변화가 여성 고용에 단기적으로는 부정적인 영향을 미치지만 장기적으로는 거의 영향을 미치지 않는다고 분석했다. 독일에서 육아휴직 기간은 최대 3년까지 길어져서 단기적으로 노동시장 복귀 시점을 지연시키는 부정적인 영향이 있지만 장기적으로는 부정적인 영향이 나타나지 않았다는 것이다. 그러나 Ondrich et al.(2003)은 독일 패널자료를 사용한 분석에서 육아휴직 기간이 긴 여성은 짧은 여성에 비해 직장 상황이나 경력에 대한 기대가 달라질 가능성이 높기 때문에 동일직장으로 복귀할 가능성이 낮아질 수 있음을 밝히기도 했다.

Lalive and Zweimüller(2009)도 오스트리아의 육아휴직 개혁 사례를 통해 육아휴직 기간의 출산행태와 직장 복귀에 대해 분석했다. 오스트리아에서는 육아휴직에 대해 두 번의 개혁이 있었는데 1990년 육아휴직을 1년에서 2년까지로 연장하는 개혁과 1996년 이것을 다시 2년에서 18개월로 축소하는 개혁을 단행했다. 1년에서 2년으로 육아휴직을 연장한 개혁의 효과는 둘째 자녀를 출산하는 대신 노동시장으로 복귀하는 확률을 감소시켰다. 그러나 이러한 노동시장 복귀에 대한 부정적인 영향은 단기적으로 그러한 것이었으며 장기적으로는 그러하지 않았다. 그러나 1996년 기간을 다시 단축시키는 개혁을 단행했는데 그 결과 첫째와 둘째 자녀의 출산 터울이 짧아졌고 노동시장 복귀율은 높아졌다.

우리나라에서도 여성 근로자의 고용안정을 위해 모성보호제도가 도입된 이후 이 제도의 고용효과에 대해 지속적인 관심이 이루어지고 있다. 그러나 육아휴직제도 아래에서는 근로자 개인이 휴가를 통한 직접 양육과 근로를 선택할 수 있기 때문에, 육아휴직제도가 근로자의 고용안정에 어떠한 영향을 미치는지

는 지속적인 관심거리이다(김혜원, 2014). 출산 후 건강 회복을 위해 불가피하게 일정 기간 동안의 휴가가 반드시 보장되어야 하고 대다수 여성 근로자가 사용한다는 점에서 산전후휴가제도와 급여의 고용효과는 육아휴직에 비해 상대적으로 덜 논란거리가 된다. 물론 장지연 외(2013)에서 밝히고 있듯이 출산 이전에 이미 해고나 권고사직이 이루어져서 산전후휴가를 통해 일자리를 유지하는 것이 원천적으로 불가능한 모성보호제도의 사각지대가 발생하고 있다.

우리나라의 경우 육아휴직제도 도입 자체의 직장 복귀의 고용효과를 개인 근로자 단위에서 대표성 있는 통계자료를 사용하여 실증적으로 분석한 연구는 거의 없다. 그것은 자료의 한계에 전적으로 기인한다. 계량경제학적으로 강건한 분석 결과를 도출하기 위해서는 육아휴직제도의 전과 후를 비교할 수 있는 시계열 자료가 존재하거나 육아휴직제도 이용 여부를 식별할 수 있는 정보가 있어야 한다. 그러나 가장 긴 시계열을 가지고 있는 한국노동패널의 경우 육아휴직 제도 도입 이전 시계열은 그리 길지 않고 육아휴직제도 이용 여부 식별 자료가 없다. 경제활동인구조사는 출산 정보가 없어 육아휴직제도 이용 대상 집단을 식별할 수 없다. 고용보험 DB 자료 역시 모성보호제도를 이용했을 경우에 한해서만 근로자의 출산 정보가 있기 때문에 근로자 전체를 대상으로 한 육아휴직 대상 집단을 파악할 수 없는 한계가 있다. 이러한 이유로 고용보험 DB 자료는 개인 근로자 단위가 아니라 사업장 단위에서의 여성 고용률에 초점을 맞춰 분석이 수행되고 있다(장지연 외, 2013).

기존 국내 연구들은 육아휴직제도가 여성 고용에 부정적인 영향을 준다는 결과를 보고하고 있다. 대표성 있는 통계자료를 사용한 것은 아니지만 김진욱(2008)은 2003년 한국노동연구원의 실태조사자료를 이용한 연구에서 육아휴직을 활용한 경우 여성 근로자의 직장 복귀에 부정적인 영향을 주었다고 하였다. 근속기간을 종속변수로 삼은 이수영(2009)의 연구에서는 2001년 11월부터 2006년 12월 31일까지의 고용보험 DB 원자료를 분석하여, 육아휴직을 사용할 경우 동일 사업장에서의 근속기간이 오히려 줄어든다고 밝히고 있다.

우리나라의 육아휴직제도는 급여율 인상을 통해 육아휴직 이용을 확대시키는 방향으로 개편되어 왔고, 기존 연구들은 이러한 육아휴직의 급여제도 개편이 어떠한 고용효과를 갖고 있는지 분석하고 있다. 김정호(2012)는 고용보험

DB 원자료를 이용하여 지난 2001년에 도입된 육아휴직급여제도의 단계적인 확대가 여성의 제도 이용률과 근로 연속성을 증진시켰는지를 분석했다. 분석 결과 육아휴직급여의 증액이 여성 근로자의 육아휴직 이용률을 증가시켰지만, 육아휴직 급여액의 증가가 단기적으로는 출산 이후 노동시장 복귀율에 부정적인 영향을 미쳤고 장기적으로는 부정적인 효과의 크기가 줄어드는 경향이 있다고 밝히고 있다. 그러나 동일직장으로의 복귀 가능성에 대한 부정적인 효과는 장단기적으로 지속되어 육아휴직제도 이용은 확대되고 있지만 동일직장 복귀율에는 긍정적인 영향을 미치지 못하고 있다고 하였다.

기존 연구 결과는 육아휴직급여액을 높여서 육아휴직 이용을 제고하려는 제도적 개편이 본래의 목적인 동일직장 복귀라는 고용안정을 달성하지 못하고 있음을 보여준다. 김혜원(2014)은 육아휴직의 권리를 보장하는 것은 효율성 제고라는 이론적 근거를 갖지만 육아휴직 기간에 휴직급여를 지급해야 하는지에 대한 이론적 근거는 충분히 논의된 적이 없다고 주장한다. 휴가의 권리를 사용할지 여부는 개인의 선택이며 자신에게 유리한 것을 선택한다는 점에서 급여의 필요성은 경제적 근거가 없다는 견해가 일반적이라는 것이다.

그러나 다른 측면에서 보면 육아휴직급여 지급이 사회경제적 효율성과 효용성을 증대시킬 수 있다. 육아휴직급여로 근로자 가구 입장에서 겪는 유동성 제약이 완화될 수 있고, 실질적으로 육아휴직권이 보장될 수 있다. 아동발달 과정에서, 특히 영아기에 부모가 직접 양육할 수 있는 권리를 보장하는 것은 매우 중요한 사회적 가치이다. 실제로 영국과 미국을 제외하고 대부분의 국가에서 채용은 다양하지만 육아휴직급여를 제공하고 있다(장지연 외, 2013).

그러나 육아휴직급여의 수준은 이용률뿐만 아니라 휴직 기간에 영향을 주기 때문에 동일직장 복귀라는 고용효과를 예단하기는 어렵다. 육아휴직급여의 인상은 근로자의 육아휴직 이용률을 높이며 이는 육아휴직을 둘러싼 직장문화와 사회적 규범을 변화시킨다. 육아휴직급여 수준이 높아지면 낮을 때보다 근로자에게 육아휴직을 허락하지 않았을 때 근로자가 감당하는 경제적 손실이 크기 때문에 사용주는 육아휴직 요청을 거부하기 어렵게 될 가능성이 높아진다. 다른 한편으로, 육아휴직급여액이 높아지면 육아휴직 기간 동안 상대적으로 안정적인 소득을 얻게 되어 육아휴직 기간이 길어질 수 있다. 육아휴직 기간이 길어

지면 동일직장에 복귀할 유인이 줄어들 수 있다.

최근 육아휴직급여는 정액제에서 정률제로 개편되어 상대적으로 소득이 높은 근로자의 이용을 활성화하고자 하였다. 50만 원이라는 정액 급여는 소득이 높은 근로자의 실질적인 육아휴직 사용권을 보장하지 못해 이들 집단에서의 이용률이 낮은 것이 현실이었다. 정액제에서 정률제로의 변화가 소득계층별로 다른 영향을 미칠 것이라는 전망에서 김정호(2012)는 시뮬레이션 방법을 사용하여 정액제에서 정률제로의 정책 개편이 육아휴직 이용률과 노동시장 복귀율에 미친 효과를 추정하고 있다. 분석 결과, 급여의 정률제 전환으로 인해 근로소득이 높은 여성 근로자의 육아휴직 이용률이 증가하고, 이 계층의 노동시장과 동일직장 복귀율이 하락할 것으로 예측했다.

본 연구는 실제 개편된 급여제도가 적용되고 난 이후의 수급자가 어느 정도 축적된 현시점에서 고용보험 DB 원자료를 사용하여 정액제에서 정률제로의 급여제도 변화가 육아휴직 이용과 동일직장 복귀에 미친 영향을 실증적으로 분석했다는 점에서 의의가 있다.

Ⅲ. 자료와 분석 방법

1. 자 료

본 연구는 고용보험 행정 원자료를 사용하였다. 육아휴직 이용자의 동일직장 복귀 효과를 분석하기 위하여 피보험 근로자 이력 자료, 피보험 사업장 자료, 모성보호급여 수급자 자료를 결합하였다. 피보험 근로자 이력 자료로부터는 근로자의 근속, 경력, 동일직장 복귀 여부를 식별하는 변수를 구축했다. 피보험 사업장 자료로부터는 육아휴직 이용 근로자가 재직하고 있는 사업장의 업종과 규모 변수를 가져왔다. 모성보호급여 수급자 자료로부터는 산전후휴가 수혜 여부, 육아휴직 수혜 여부, 근로자의 출산 시점, 육아휴직 이용 당시 아동의 연령 등의 변수를 구축하였다.

모성급여 수급자 자료가 가지고 있는 개별 근로자의 육아휴직 건수와 월별

육아휴직 급여액수급 정보로부터, 급여 지급 시작월과 지급 종료월을 기준으로 육아휴직 건당 총수급기간과 총급여액을 계산하였다. 이렇게 월별 수급 자료를 근로자의 육아휴직 건별 자료로 전환하여 자료를 재구성하였다. 분석 기간 동안 한 근로자가 두 번의 출산과 육아휴직 이용이 있었다면 두 건의 자료가 된다. 따라서 분석 단위는 육아휴직 건별 자료인데, 급여 시작 연도를 육아휴직 이용 연도로 삼고 제도 변화의 고용효과를 분석하였다. 육아휴직이 분할 수급이 가능하므로 한 아동에 대해 시간의 공백이 있는 복수의 수급 정보가 있을 경우, 최초 수급 연도를 제도 이용 연도의 변수로 만들었다.

육아휴직 이용률은 전체 대상 집단 중 육아휴직을 사용한 사람의 비중으로 표현된다. 육아휴직 급여액이 늘어나서 육아휴직 이용률이 늘어났는지를 살펴려면 전체집단, 즉 육아휴직을 사용한 집단과 육아휴직이 가능하지만 육아휴직을 하지 않은 사람들까지 포괄하는 집단에 대한 정보가 필요하다.

본 연구에서는 산전후휴가를 다녀온 근로자를 전체 대상 집단으로 설정한다. 육아휴직 사용이 가능한 고용보험 6개월 이상 가입자 가운데 대상 자녀가 있는 근로자가 전체 대상 집단이 되어야 하겠지만, 고용보험 피보험자 DB는 피보험 근로자의 출산 정보를 수집하지 않고 있다. 따라서 산전후휴가를 가지 않는 이상 육아휴직 사용이 가능한 자녀가 있는 근로자를 식별할 방법이 없다. 이러한 이유로 본 연구에서는 산전후휴가자를 육아휴직 사용 자격이 주어지는 근로자로 가정하고 표본으로 삼았다. 기초 통계는 <부표 1>과 <부표 2>에 나타나 있다.

2. 육아휴직제도의 변화와 통제집단의 설정

육아휴직급여제도는 2011년을 기점으로 정책제에서 정률제로 바뀌었다. 육아휴직 급여액은 2010년까지 임금수준에 상관없이 월 50만 원 정액으로 고정되어 있었는데, 2011년부터 정률제로 바뀌어서 통상임금의 40%가 되었다. 단, 상한액은 100만 원이고 하한액은 50만 원이다.¹⁾

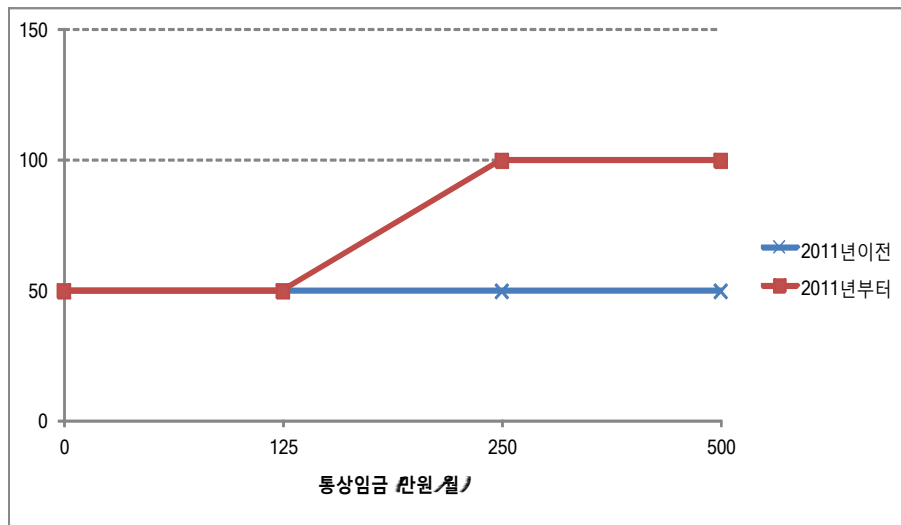
[그림 1]과 <표 1>에서는 제도 변화 전후의 상황을 비교하여 보여주고 있다.

1) 육아휴직 이용 후 직장 복귀 인센티브를 제공할 목적으로 육아휴직급여의 15%는 동일한 직장에 복귀한 뒤 6개월 후에 지급되며 85%만이 수급 기간 동안 지급된다. 복귀하지 않거나 6개월 이전에 그만둘 경우 15%를 받지 못하게 된다.

통상임금이 125만 원 이하인 경우에는 제도 변화 전후 동일하게 월 50만 원을 받는다. 통상임금이 125만 원에서 250만 원 사이인 경우에는 월 50만 원을 받다가 통상임금의 40%를 받는다. 이 구간에서 육아휴직 급여액은 임금에 비례하여 증가한다. 통상임금이 월 250만 원 이상인 경우에는 정책제하에서 50만 원을 받다가 정률제하에서는 그 두 배인 상한액 100만 원을 받는다.

정률제로의 변화 때문에 육아휴직 급여액이 늘어난 집단과 그렇지 않은 집단이 나타났다. 통상임금이 125만 원 이하인 경우 육아휴직급여액이 변하지 않았으므로 이 집단을 통제집단(control group)으로 설정할 수 있다. 통상임금이 125만 원 이상인 경우에는 육아휴직급여액이 증가하였으므로 이 집단을 처치집단(treatment group)으로 설정할 수 있다.

〈그림 1〉 육아휴직급여제도의 변화



〈표 1〉 통제집단과 처치집단의 구분

	통제집단 (저소득)	처치집단 1 (중간소득)	처치집단 2 (고소득)
통상임금	125만 원 이하	125만~250만 원	250만 원 이상
2011년 이전	50만 원	50만 원	50만 원
2011년 이후	50만 원	50만~100만 원	100만 원

통상임금이 125만 원부터 250만 원 사이인 집단의 경우 임금에 비례하여 육아휴직급여액이 늘어났고, 통상임금이 250만 원 이상인 경우에는 육아휴직급여액이 일률적으로 50만 원 늘어났으므로 소득액에 따라 소득대체율이 달라져 육아휴직의 효과가 다르게 나타날 가능성이 있다. 이를 감안하여 처치집단을 둘로 나누어 정책의 효과를 분석할 수 있다. 이 논문에서는 통상임금이 125만 원부터 250만 원 사이인 중간소득 집단을 처치집단1이라 하고, 통상임금이 250만 원 이상인 고소득 집단을 처치집단 2라 할 것이다.

3. 평가 대상 집단의 설정

육아휴직제도는 최근에 급여뿐만 아니라 자녀 연령 조건에서도 많은 변화가 있었다. 육아휴직 대상이 연도에 따라 다르기 때문에 이러한 상황을 고려하여 평가 대상을 설정하여야 한다.

<표 2>에서는 연도별로 육아휴직 대상 여부를 보여주고 있다. 2006년 이전에는 자녀가 1세 미만인 경우에만 육아휴직을 할 수 있었다. 2006년부터는 자녀가 3세 미만인 경우로 육아휴직 대상이 확대되었지만 2008년 1월 1일 이후 출생자에 대해서만 적용되었다. 2010년부터는 자녀가 6세 이하인 경우로 확대되었지만 역시 2008년 1월 1일 이후 출생자부터 적용되었다.

<표 2> 출생연도별 육아휴직 대상 여부

	2007년생	2008년생	2009년생	2010년생	2011년생
2007	0세				
2008		0세			
2009		1세	0세		
2010		2세	1세	0세	
2011		3세	2세	1세	0세
2012		4세	3세	2세	1세
2013		5세	4세	3세	2세
2014		6세	5세	4세	3세
2015			6세	5세	4세
2016				6세	5세

〈표 3〉 육아휴직급여 지원 실적

	지원 인원 (명)	증가율 (%)	지원 금액 (백만 원)	지원 수준
2007	21,185	55.0	60,989	월 50만 원
2008	29,145	37.6	98,431	월 50만 원
2009	35,400	21.5	139,724	월 50만 원
2010	41,732	17.9	178,121	월 50만 원
2011	58,137	39.3	276,261	월 또는 일 통상임금의 40%
2012	64,069	10.2	357,797	월 통상임금의 40%

자료: 고용노동부(각 연도), 고용보험 DB 자료를 바탕으로 재구성.

2008년 이전 출생 자녀의 경우 만 0세 때를 제외하고는 육아휴직 대상이 아닙니다. 자녀가 2008년 이후에 태어난 경우에는 6세가 될 때까지 부모가 육아휴직을 사용할 수 있다. 2008년 이전과 이후 출생자의 적용 조건이 다르다는 상황을 고려하여, 2008년 이전 출생 자녀의 경우에는 분석 대상에서 제외하고 자녀가 2008년 이후 출생자인 경우를 분석 대상으로 하였다.

최근 제도가 변화하면서 육아휴직이 가능한 대상이 확대되고 있다. 2010년에는 만 2세 자녀까지 육아휴직이 가능했지만 2011년에는 만 3세 자녀에 대해서도 육아휴직이 가능하였다. 따라서 2011년에는 제도 변화의 두 가지 효과가 겹쳐서 나타난다. 하나는 육아휴직 대상 연령이 늘어난 것이고 다른 하나는 육아휴직 급여액이 늘어난 것이다.

〈표 3〉에는 육아휴직급여 지원 실적이 나타나 있다. 2010년과 2011년 사이에 육아휴직급여를 받은 사람은 41,732명에서 58,137명으로 39.3% 급증하였다. 육아휴직 대상자가 늘어난 것과 휴직급여액이 늘어난 것은 모두 육아휴직 이용률을 높이는 방향으로 작용한다. 이 두 가지 요소의 효과를 분리하는 것이 중요하다.

2011년에는 3세 자녀가 적용대상에 추가되었다. 만약 자녀의 연령 구분 없이 분석을 하면 두 가지 효과가 함께 나타난다. 2011년 당시 자녀가 3세인 집단을 제외하고, 2010년과 2011년 당시 자녀가 0세부터 2세인 경우를 대상으로 분석하면 육아휴직급여액이 늘어난 효과만을 분석할 수 있다.

4. 이중차분법

본 논문에서는 이중차분법을 이용하여 육아휴직급여의 효과를 분석한다.²⁾ 정책 변화 이후의 시기인 경우 $T_i = 1$ 이고, 통제집단에 속하면 $B_i = 1$ 이라고 하자. 정책 변화 이후 처치집단에 속할 경우 $D_i = 1$ 이라고 하면, 다음과 같은 회귀분석식에서 계수 δ 가 정책효과를 나타낸다.

$$Y_i = \alpha + \beta T_i + \gamma B_i + \delta D_i + \epsilon_i. \quad (1)$$

식 (1)에서 α 는 정책 도입 이전 통제집단의 평균 결과를, β 는 집단에 공통적으로 작용하는 시간효과(time or aggregate effect)를, γ 는 집단에 고유한 요소(group effect)를 가리킨다. 식 (1)을 회귀분석하여 얻어진 δ 의 추정치가 정책효과에 대한 일치추정량이기 위한 조건은, 만약 정책이 없었다면 처치집단과 통제집단의 결과는 같은 추세를 보였을 것이라는 것이다. 즉 이중차분법은 공통추세(parallel trend)의 가정하에서 정책효과를 측정한다.

본 연구에서는 이중차분법 결과가 믿을 만한지를 확인하기 위해 몇 가지 검증을 한다.

첫째, 정책 변화 이전의 자료를 이용하여 결과값 Y 의 추세를 그려본다. 공통 추세의 가정은 가상적 결과(counterfactual outcomes)에 대한 가정이어서 직접적으로 검증할 수는 없지만, 정책 변화 이전의 추세가 비슷했는지를 살펴봄으로써 간접적으로 확인하여 볼 수 있다.

집단별로 추세가 나란하다고 볼 수 없는 경우에는 2009년 자료까지 포함하여 삼중차분을 하여 본다(Moffitt, 1991: 301~303). 삼중차분식은 시간 지시변수 λ_t , 집단 지시변수 γ_g , 시간과 집단의 교호항 $\gamma_g \lambda_t$ 과 정책 지시변수 D_i 를 모두 포함한 것이다. 즉,

$$Y_i = \gamma_g + \lambda_t + \gamma_g \lambda_t + \delta_i D_i + \epsilon_i \quad (2)$$

삼중차분법은 집단별로 추세가 다를 수 있다는 것을 고려한다는 점에서 이중

2) 이중차분법에 대해서는 Imbens and Wooldridge(2009)와 Wooldridge(2007)에서 개괄하였고, 이 논문들의 참고문헌들을 통해 실증분석에 사용한 사례를 볼 수 있다.

차분법보다 유연한 방법이다. 이중차분법과 삼중차분법의 결과가 통계적으로 다르지 않으면 추정의 결과가 매우 강건하다고 할 수 있다.

둘째, 2009년과 2010년 자료를 이용하여 이중차분을 해본다. 2009년과 2010년은 정책 변화가 일어나기 이전이므로 이중차분 추정량의 결과가 0이어야 한다. 이렇게 가짜(placebo)로 이중차분한 결과가 0이 아니면 2010년과 2011년을 비교한 결과도 편의(bias)되었을 가능성이 높다.

셋째, 통제변수 없이 추정한 결과와 통제변수 X 를 포함하여 추정한 결과를 비교하여 본다. 즉 식 (1)이나 식 (2)로 δ 를 추정한 결과와 다음과 같은 식 (3)으로 추정한 결과를 비교하여 본다. 정책변수 D 가 외생적(exogenous)이라면 두 결과는 통계적으로 다르지 않아야 한다.

$$Y_i = \alpha + \beta T_i + \gamma B_i + \delta D_i + \kappa X_i + \epsilon_i \quad (3)$$

IV. 분석 결과

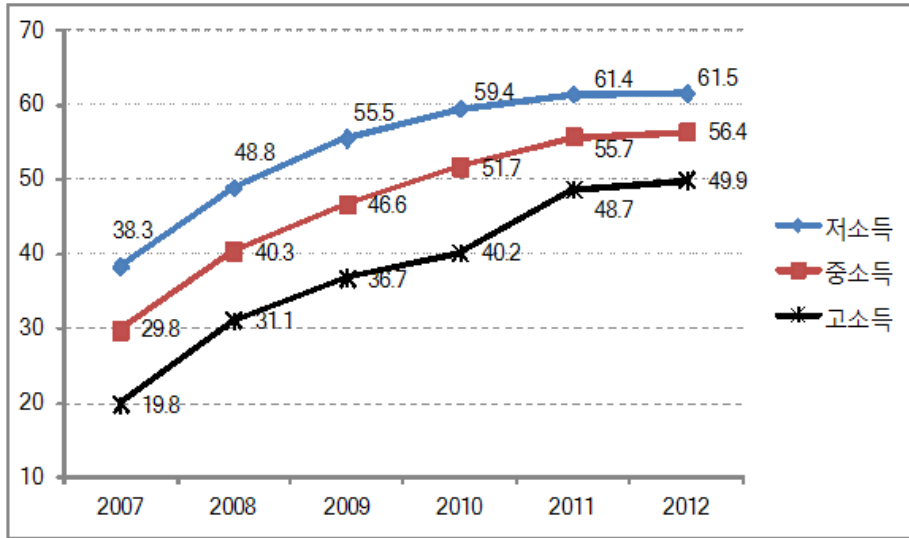
1. 육아휴직 이용률에 미친 영향

[그림 2]에서는 육아휴직 이용률의 추세를 소득별로 보여주고 있다. 소득이 낮을수록 육아휴직 이용률이 높은 경향은 시간이 지나도 계속 이어지고 있다. 고소득일수록 육아휴직급여액의 소득대체율이 낮기 때문에 육아휴직 이용률이 낮은 것으로 보인다.

그림에서 확인할 수 있듯이, 육아휴직 이용률은 소득 집단 간에 매우 비슷한 추세를 보이면서 나란히 증가하고 있다. 제도 변화 직전인 2010년과 직후인 2011년 사이에 고소득 집단의 육아휴직 이용률이 다른 집단에 비해 많이 상승하였다. 2011년 고소득 집단의 육아휴직급여가 늘어나서 육아휴직 이용률이 높아진 효과를 눈으로 확인할 수 있다.

(그림 2) 육아휴직 이용률

(단위: %)



<표 4>에서는 육아휴직급여가 육아휴직 이용률에 미친 효과를 추정한 결과를 보여주고 있다. 가장 기본적인 이중차분 추정식 (1)을 이용하여 2010년과 2011년을 대상으로 추정한 결과가 표의 (A)열와 (B)열에 나와 있다. 처치집단을 구분하지 않고 하나의 집단으로 놓고 추정한 결과, 정률제로의 변화는 육아휴직 이용률을 통계적으로 유의미하게 2.6%p 높이는 것으로 나타났다.

처치집단을 둘로 나누어 추정한 결과는 (B)열에 제시되었다. 중간소득 집단의 경우에는 정률제 변화로 급여액이 약간 늘었고, 고소득 집단의 경우에는 급여액이 두 배 증가하였다. 따라서 제도 변화의 효과가 중간소득 집단보다는 고소득 집단에서 더 크게 나타날 것으로 예상된다. 예상과 마찬가지로, 제도 변화로 중간소득 집단의 육아휴직 이용률이 2.1%p 소폭 늘어난 반면, 고소득 집단의 육아휴직 이용률은 6.5%p 대폭 증가한 것으로 나타났다.

이중차분법의 타당성을 확인하기 위해 통제변수를 포함하여 추정한 결과가 (C)열에 나와 있다. 중간소득 집단에서의 영향은 +2.0%p이고, 고소득 집단에서의 영향은 +6.0%p로 추정되었다. 이 결과는 통제변수를 포함하지 않고 추정한 결과와 통계적으로 다르지 않다.

〈표 4〉 육아휴직 이용률에 미치는 효과

변수	2010-2011년			2009-2010년	
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)
처치	0.026** (0.005)			0.009 (0.005)	
처치: 중간소득		0.021** (0.005)	0.020** (0.005)		0.011* (0.005)
처치: 고소득		0.065** (0.009)	0.060** (0.009)		-0.004 (0.010)
중간소득 집단	-0.081** (0.004)	-0.078** (0.004)	-0.011** (0.005)	-0.088** (0.004)	-0.188** (0.008)
고소득 집단	-0.170** (0.005)	-0.192** (0.007)	-0.045** (0.010)	-0.196** (0.006)	0.039** (0.004)
2011년	0.020** (0.004)	0.020** (0.004)	0.021** (0.004)		
2010년				0.039** (0.004)	0.039** (0.004)
로그 임금			-0.128** (0.006)		
모 나이			0.014** (0.005)		
모 나이제곱			-0.0002** (0.0001)		
근속			-0.004** (0.0004)		
경력			0.006** (0.0003)		
아이나이 1세			0.132** (0.009)		
2세			-0.380** (0.109)		
기타 통제변수			산업 22개 규모 12개 직종 10개 지역 18개		
관측치	160,149			140,801	

주: () 안은 표준오차임. **와 *는 각각 1%와 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

또한 이중차분법의 타당성을 확인하기 위해 제도 변화 이전 두 시기인 2009년과 2010년을 대상으로 마치 2010년에 제도 변화가 일어난 것처럼 가정하여 ‘가짜’ 이중차분법을 실행하였다. 이 결과가 (D)열과 (E)열에 나와 있는데, 정책의 효과는 통계적으로 0과 다르지 않다. 실제로 제도 변화가 없는 시기에 대해서 이중차분법을 실시한 결과 제도의 효과가 없는 것으로 나타났다.

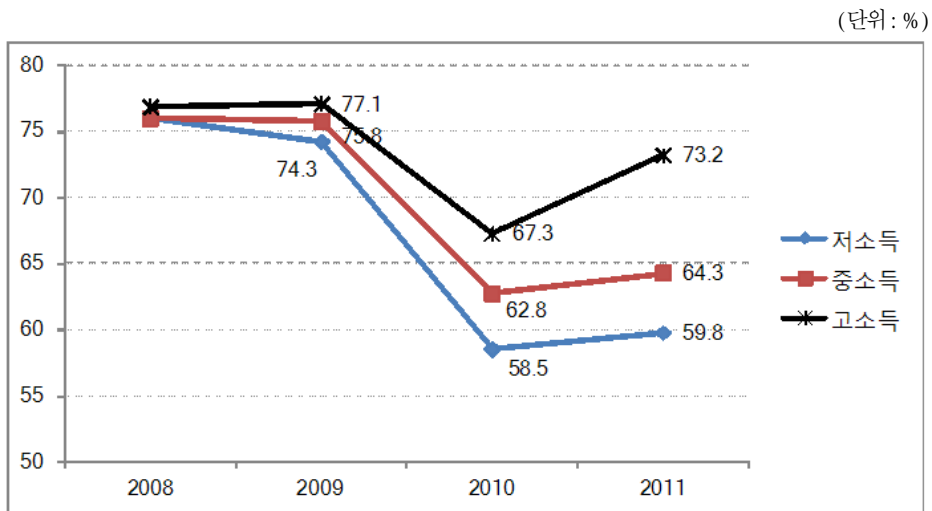
이상과 같이 제도 변화 이전 시기의 추세를 살펴보고, 여러 가지 타당성 검증을 해본 결과, 이중차분법으로 추정된 결과가 매우 강건(robust)하다고 할 수 있다. 결론적으로, 육아휴직급여액이 정률제로 변화한 결과 육아휴직 이용률이 증가하였으며, 특히 급여액이 크게 증가한 고소득 집단에서의 영향이 컸다고 할 수 있다.

2. 동일직장 복귀율에 미치는 영향

이 절에서는 육아휴직급여제도가 동일직장 복귀율에 미치는 영향을 살펴본다. 육아휴직급여제도의 효과가 단기와 장기에 다를 수 있다는 점을 고려하여 동일직장 복귀 여부를 1주일, 1개월, 3개월, 6개월 단위로 나누어 살펴본다.

[그림 3]에서는 동일직장 복귀율의 추세를 보여주고 있다. 2008년에는 0세

(그림 3) 1개월 시점 동일직장 복귀율(만 0세 자녀)



자녀에 대해서만 육아휴직을 할 수 있었으므로, 이 그림에서는 만 0세 자녀를 대상으로 동일직장 복귀율을 계산하였다. 또한 1개월 시점의 동일직장 복귀율도 보여주고 있다. 복귀 시점을 바꾸어도 추세는 비슷하기 때문에 다른 시점에 대한 그림은 생략한다.

그림에서 나타나듯이, 제도 변화 이전이었던 2008년부터 2010년 사이에 소득 집단별 추세가 평행하지 않다. 전반적으로 집단별 동일직장 복귀율이 약간씩 벌어지는 추세가 나타난다. 제도 변화 전후인 2010년과 2011년 사이에는 고소득 집단의 복귀율이 크게 증가하였다. 이중차분법의 가정은 만약 정책 변화가 없었다면 집단별 추세가 비슷하다는 것인데, 2009년과 2010년을 잇는 추세로 보면 제도 변화가 없었더라도 2011년에 고소득의 복귀율이 다른 집단에 비해 상승할 것이라고 보는 것이 타당하다. 따라서 2011년에 고소득의 복귀율이 상대적으로 상승한 것이 제도의 효과인지 아니면 추세를 반영한 것인지 불분명해진다. 추정에서는 이러한 점을 잘 고려해야 한다.

먼저 2010년과 2011년 자료를 이용하여 이중차분법으로 추정한 결과가 <표 5>에 나타나 있다. 2010년부터 육아휴직이 가능한 대상은 0세부터 2세 자녀였지만 1세나 2세 자녀를 가진 부모의 육아휴직 비율은 0세 자녀에 비해 매우 적었다. 추정대상을 0세부터 2세까지로 한 결과와 0세만으로 한정된 결과가 동일하다. 표에서는 만 0세부터 2세 자녀를 대상으로 추정한 결과를 보여주고 있다.

추정결과를 보면, 중간소득 집단에 대해서는 육아휴직급여액 증가가 동일직장 복귀율에 미치는 효과가 시점에 상관없이 통계적으로 유의하지 않았다. 고소득 집단에 대해서는 1개월 시점까지는 육아휴직 급여액 증가가 동일직장 복귀율을 약 4%p 높이는 것으로 나타났다. 하지만 육아휴직 종료 후 3개월이나 6개월 시점에서는 복귀율이 약간 감소하여 추정치가 통계적으로 유의하지 않았다.

이중차분의 결과를 요약하면, 육아휴직급여액의 증가가 중간소득 집단의 동일직장 복귀율을 높이는 효과는 없었고, 고소득 집단에 대해서는 1개월 정도 단기기간에는 복귀율을 높이는 효과가 있었지만 1개월 이후에는 효과가 없었다.

<표 5> 육아휴직 종료자의 동일직장 복귀율에 미치는 영향(0~2세 자녀, 2010~2011년 자료)

	1주일 시점	1개월 시점	3개월 시점	6개월 시점
처치: 중간소득	-0.005 (0.008)	-0.005 (0.008)	-0.015 (0.008)	-0.010 (0.008)
처치: 고소득	0.037* (0.016)	0.044* (0.017)	0.026 (0.017)	0.023 (0.017)
중간소득 집단	0.032* (0.006)	0.045* (0.006)	0.082* (0.006)	0.090* (0.007)
고소득 집단	0.054* (0.014)	0.067* (0.015)	0.129* (0.015)	0.150* (0.015)
2011년	0.010 (0.006)	0.012* (0.006)	0.033* (0.006)	0.030* (0.006)
관측치	77,826			

주: () 안은 표준오차임. *는 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

<표 6> 육아휴직 종료자의 동일직장 복귀율에 미치는 영향(0세 자녀, 2009~2011년 자료)

	1주일 시점	1개월 시점	3개월 시점	6개월 시점
처치: 중간소득	0.001 (0.008)	0.003 (0.008)	-0.008 (0.009)	-0.001 (0.009)
처치: 고소득	0.039* (0.018)	0.047* (0.018)	0.034 (0.019)	0.030 (0.019)
중간소득 집단	0.031** (0.007)	0.042** (0.007)	0.080** (0.007)	0.086** (0.007)
고소득 집단	0.073** (0.016)	0.087** (0.017)	0.147** (0.017)	0.167** (0.017)
2010년	-0.084** (0.028)	-0.098** (0.028)	-0.115** (0.029)	-0.121** (0.030)
2011년	-0.073** (0.028)	-0.086** (0.029)	-0.079** (0.030)	-0.088** (0.031)
2009×저소득	0.053 (0.030)	0.059 (0.031)	0.083* (0.032)	0.077* (0.033)
2009×중간소득	0.026 (0.029)	0.032 (0.030)	0.054 (0.031)	0.053 (0.032)
관측치	71,593			

주: () 안은 강건 표준오차임. **와 *는 각각 1%와 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

2009년 자료까지 포함하여 삼중차분을 한 결과가 <표 6>에 나와 있다. 삼중차분을 할 때 추정대상을 만0세 자녀인 경우로 한정하였다. 삼중차분을 한 결

과에서는 이중차분의 결과와 마찬가지로 중간소득 집단의 복귀율이 높아지지 않았다. 그리고 고소득 집단의 경우, 1개월 시점까지는 복귀율이 높아지는 효과가 있었지만 3개월이나 6개월 시점에서는 효과가 통계적으로 유의하지 않았다. 이중차분과 삼중차분의 결과는 양적으로나 질적으로 다르지 않아서 결과가 강건하다고 할 수 있다. 지면상 생략하였지만, 2008년까지 분석 기간을 확장하여 추정을 하여도 삼중차분을 한 결과와 거의 동일하였다.

통제변수를 포함하여 삼중차분을 한 결과가 <표 7>에 나타나 있다. 통제변수를 포함하면 고소득 집단에 미치는 영향이 통제변수를 포함하지 않았을 때에

<표 7> 육아휴직 종료자의 동일직장 복귀율 : 통제변수를 포함한 결과

변수	1주일 시점	1개월 시점	3개월 시점	6개월 시점
처치: 중간소득	0.023* (0.011)	0.026* (0.011)	0.020 (0.011)	0.022* (0.011)
처치: 고소득	0.036 (0.024)	0.036 (0.025)	0.032 (0.025)	0.029 (0.024)
중간소득 집단	-0.008 (0.011)	-0.005 (0.011)	0.002 (0.011)	0.002 (0.011)
고소득 집단	0.010 (0.025)	0.019 (0.025)	0.020 (0.025)	0.021 (0.025)
2010년	0.002 (0.033)	0.009 (0.034)	0.016 (0.034)	0.012 (0.034)
2011년	-0.015 (0.034)	-0.011 (0.035)	0.006 (0.035)	0.002 (0.035)
2009×저소득	0.073* (0.036)	0.093* (0.037)	0.110** (0.037)	0.105** (0.037)
2009×중간소득	0.035 (0.035)	0.051 (0.036)	0.066 (0.036)	0.058 (0.035)
모 나이	0.062** (0.007)	0.073** (0.007)	0.091** (0.007)	0.110** (0.007)
모 나이제곱	-0.001** (0.0001)	-0.001** (0.0001)	-0.001** (0.0001)	-0.001** (0.0001)
근속	-0.004** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.001 (0.001)
경력	-0.035** (0.0005)	-0.039** (0.0005)	-0.047** (0.0005)	-0.052** (0.0005)
로그임금	0.068** (0.010)	0.072** (0.010)	0.093** (0.010)	0.096** (0.010)
기타통제변수	산업 22개, 규모 12개, 직종 10개, 지역 18개			
관측치	55,163			

주:() 안은 강건 표준오차임. **와 *는 각각 1%와 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

비해 약간 감소하면서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난다. 통제변수를 포함하였을 때와 포함하지 않았을 때 고소득 집단에 미치는 영향은 통계적으로 차이가 나지 않는다. 이중차분과 삼중차분을 한 결과를 그대로 받아들일 수 있다는 증거가 된다.

통제변수를 포함하여 추정을 하면, 육아휴직급여액의 증가가 중간소득 집단의 동일직장 복귀율에 미치는 영향이 통계적으로 유의하게 나오는데, 이는 통제변수를 포함하지 않은 결과와 차이가 난다. 통제변수를 포함 여부에 따라 차이가 나는 것은 강건하지 않은 결과이므로, 엄밀히 말해 육아휴직급여액 증가가 중간소득 집단의 복귀율에 긍정적인 영향을 주었다고 할 수는 없다.

V. 맺음말

이 논문에서는 육아휴직급여액이 정률제로 변화한 상황을 이용하여 이중차분법으로 육아휴직급여제도가 육아휴직 이용률과 동일직장 복귀율에 미친 영향을 분석하였다. 제도 변화 이전 시기의 추세를 살펴보고 여러 가지 타당성 검증을 해보았는데, 육아휴직급여액이 정률제로 변화하여 육아휴직급여액이 증가한 결과 육아휴직 이용률이 증가하였으며, 특히 급여액이 크게 증가한 고소득 집단에서의 영향이 컸다는 것을 발견하였다. 동일직장 복귀율에 미치는 효과를 추정한 결과 육아휴직급여액의 증가가 중간소득 집단의 동일직장 복귀율에 통계적으로 유의한 수준에서 영향을 미치지 않았고, 고소득 집단에 대해서는 1개월 정도 단기간에는 복귀율을 높이는 효과가 있었지만 1개월 이후에는 효과가 없는 것으로 나타났다. 즉 정률제로의 개편은 육아휴직 이용 확대에 기여했으며, 주된 이용 확대 집단인 중간소득 이상 계층에서 동일직장 복귀율에 통계적으로 유의한 수준에서 영향을 미치고 있지 않았다. 따라서 2010년 이후 여성이 동일직장에 복귀하는 확률이 다소 높아졌지만, 이는 제도 개편의 효과라기보다는 제도 이외의 다른 노동시장 및 경제적 환경의 변화라고 보는 것이 타당하다.

급여제도 개편은 상대적 고소득층의 육아휴직 이용을 증가시켰다는 점에서

실질적인 이용권을 보장하고 있다고 평가할 수 있다. 그러나 이러한 육아휴직 이용이 동일직장의 복귀로 이어지고 있지 않다는 점에서는 육아휴직제도의 본래의 목적을 달성하는 데 한계가 있음을 보여주고 있다. 이는 육아휴직제도의 급여가 실질적으로 ‘휴가권’을 보장하고 있지 못하고 있음을 의미한다. 휴가가 권리로 자리매김하기 위해서는 동일직장에 복귀할 수 있어야 한다. 동일직장에 복귀하지 못하면 그것은 휴가가 아니라 이미 노동시장을 이탈한 것과 다름없기 때문이다.

동일직장에 복귀하지 못하는 데는 기업 측 요인과 근로자 측 요인이 혼재하고 있다. 기업 측 입장에서는 대체인력 활용 등의 여건이 개선되지 않은 상황에서 일부 사용자들은 산전후휴가와 육아휴직제도를 통해 근로자의 복직을 보장하기보다는 육아휴직 종료와 동시에 근로자를 해고하거나 퇴사를 권고하는 관행이 여전하다. 최근의 2009~2012년 육아휴직 이용자를 대상으로 한국노동연구원 등이 실시한 실태조사에 따르면 육아휴직 직후 직장을 그만둔 근로자는 32.1%였고, 1년 뒤에 동일직장에 남아 있는 근로자는 50.2%였다. 이는 고용보험 DB 분석 결과와 크게 다르지 않았다. 육아휴직 종료 직후에 직장을 그만둔 이유를 살펴보면, 회사 측이 육아휴직 신청 당시나 육아휴직 이용 중에 직장을 그만두도록 압박했기 때문에 복귀하지 않은 비자발적 이탈이 20.5%였다. 즉 육아휴직 이용 직후 직장을 그만둔 5명 중 1명이 육아휴직 사용과 함께 원하지 않는 퇴사를 경험하고 있다. 한편 동일직장에 복귀하지 못하는 데는 근로자 측 요인도 존재한다. 근로자는 휴직 중 아이를 돌보면서 본인이 직접 돌보고 싶다는 마음의 변화가 생길 수 있다. 같은 조사에 따르면, 이러한 자발적 이탈이 45.9%를 차지하고 있었다. ‘왜’ 본인이 직접 돌보고 싶은 마음의 변화가 발생했는지 실태조사가 구체적으로 질문하지 않았지만, 적절한 대체보육을 찾을 수 없는 등의 환경적인 요인이었거나 아동과 형성된 애착관계가 직장 복귀보다는 직접 보육에 더 큰 가치를 부여하게 된 근로자 개인의 심리적 요인이 근로자로 하여금 의도하지 않게 직장을 그만두는 결정을 하게 만들었으리라 추측된다(장지연 외, 2014). 이러한 상황에서 육아휴직급여는 실질적으로 휴가권을 보장하기 위해 근로자에게 지급하는 안정적인 소득의 의미가 감소된다. 기업 측에 의한 비자발적 퇴사의 경우 육아휴직급여는 일종의 해고 위로금에 불과하며, 근

로자 측에 의한 자발적 퇴사의 경우라도 아동을 양육하는 데 필요한 금전적 지원이 거의 없는 한국과 같은 상태에서 부모가 기댈 수 있는 유일한 양육수당으로서 역할하게 된다.

육아휴직제도 이용의 확대가 재정 압박을 가속화하면서 비용의 사회적 부담의 새로운 형식을 모색해야 한다는 논의가 제기되고 있다. 비정규직과 영세사업장 소속의 근로자, 자영업자들이 사회보험의 실질적인 적용에서 배제되고 있고, 실업급여계정에서 지급되고 있는 모성보호급여의 확대에 의해 실업급여계정의 재정 수지가 악화되고 있는 상황에서 새로운 기금 구조 혹은 일반회계 투입 검토가 필요하다는 것이다(김혜원, 2014). 정책제에서 정률제로의 급여제도 개편이 고소득층의 육아휴직 이용률을 증가시켰지만 동일직장 복귀율에 아무런 영향을 미치고 있지 않다는 본 연구 결과는 육아휴직제도 비용의 사회적 부담 논의에 중요한 시사점을 제시하고 있다. 육아휴직의 소득대체율을 높여 고소득층의 육아휴직 이용이 확대되었다는 점은, 육아휴직제도의 사회적 비용 부담 방안 가운데 고용보험 구조 안에서 육아휴직 재원을 일반회계로 조달하는 방식이 육아휴직 이용제도의 계층적 형평성을 저해하면서 재정효율성을 담보하지 못하는 결과를 가져온다. 즉 육아휴직 이용의 실질적 사각지대를 그대로 둔 채 일반회계를 투입하는 것은 육아휴직제도의 계층적 형평성을 악화시키는 결과를 가져온다. 고용보험기금 내에서 육아휴직급여를 충당하는 기존의 방식이 아닌 일반회계 등으로 개편하여 수급자 자격을 완화하고 비정규직, 자영업자, 학생 등 현재 피고용 상태가 아닌 과거 근로 이력이 있는 부모도 육아휴직 급여 혜택을 받을 수 있도록 한다면 계층적 형평성을 어느 정도 교정할 수 있을 것이라 기대할 수 있다. 이렇게 된다면 육아휴직급여는 근로자가 잠시 근로를 중단하고 자녀를 양육할 수 있도록 해주는 소득안정의 의미가 크게 부각될 것이다. 즉 육아휴직급여는 과거 근로 이력이 있는 부모 근로자가 일정 기간 동안 소득 활동을 쉬고 양육을 할 수 있도록 소득을 지원하는 것이다. 그러한 소득지원원은 임금근로자든 비임금근로자든, 정규직이든 비정규직이든, 고용보험 가입 상태 6개월 미만이든 이상이든 상관없이 과거에 근로활동을 했다면 누릴 수 있는 동일한 혜택이어야 한다.

그럼에도 불구하고 간과되어서는 안 될 것은 육아휴직제도의 본래의 목적인

실질적인 휴가권의 보장, 즉 일정 기간 휴가를 사용하고 동일직장에 복귀할 수 있는 권리를 어떻게 보장할 것인가이다. 본 연구에서 밝혀졌듯이, 동일직장 복귀율의 감소 추이 속에서, 육아휴직 이용 이후 동일직장 복귀율에 정액제에서 정률제로의 개편이 적어도 부정적인 영향을 미치지 않았다는 것은 긍정적인 신호이나 좀 더 긴 시간의 관찰이 필요하다. 육아휴직제도를 통해 근로자의 동일 직장 복귀율을 제고하기 위한 법제도적 정비와 노력, 그리고 휴가 이후 직장에 복귀할 수 있는 직장 내 여건 개선 등은 급여의 확대를 통한 이용률 제고와 별개로 중요하게 다루어져야 한다.

참고문헌

- 김혜원(2014). 「산전후휴가 및 육아휴직급여의 사회적 분담 확대 방안」. 『출산휴가 및 육아휴직급여의 사회적 분담 확대 방안 토론회』. 경제사회발전노사정위원회 · 한국여성정책연구원. 2014년 4월 17일.
- 김정호(2012). 「육아휴직 지원과 여성의 노동공급」. 『한국개발연구』 34(1).
- 김진욱(2008). 「여성근로자의 육아휴직과 근로지속성에 관한 실증연구」. 『사회복지정책』 33권.
- 이수영(2009). 「한국 육아휴직제도의 고용연장효과 분석」. 『한국사회와 행정연구』 20(1).
- 장지연 · 윤자영 · 신현구(2013). 『모성보호 사각지대 해소 및 고용효과 강화를 위한 모성보호제도 재설계방안 연구』. 고용노동부 학술연구용역사업.
- 장지연 · 윤자영 · 이경희 · 강병식 · 박혁(2014). 『2013년 고용보험사업 평가보고서: 제2부 여성 및 모성지원사업군 평가』. 한국노동연구원 고용보험평가센터.
- 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 II, C.(2003). "The Effects of Maternity Leave Legislation on Mothers' Labor Supply after Childbirth." *Southern Economic Journal* 69 (4) : 772~799.
- Burgess, S., P. Gregg, C. Propper, and E. Washbrook(2008). "Maternity rights and mothers' return to work." *Labour Economics* 15 : 68~201.
- Imbens, G. and J. Wooldridge(2009). "Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation." *Journal of Economic Literature* 47 (1) : 5~86.
- Lalive, R. and J. Zweimüller(2009). "How Does Parental Leave Affect Fertility and Return to Work? Evidence from Two Natural Experiments." *The Quarterly Journal of Economics*. pp.1363~1402.
- Moffitt, R.(1991). "Program Evaluation with Nonexperimental Data." *Evaluation Review* 15 (3) : 291~314.
- Ondrich, Jan, C. Katharina Spiess, et al.(2003). "The Liberalization of Maternity Leave Policy and the Return to Work after Childbirth in Germany." *Review of Economics of the Household* 1 : 77~110.
- Rossin-Slater, Maya, Christopher Ruhm, et al.(2011). "The Effects of California's Paid Family Leave Program on Mothers' Leave-Taking and Subsequent Labor Market Outcomes." IZA Discussion Paper Series 6240.
- Schönberg, Uta(2007). "Maternity Leave Legislation, Female Labor Supply, and the Family Wage Gap." IZA Discussion Paper Series 2699.
- Waldfogel, Jane, Yoshio Higuchi, et al.(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.(2007). "Difference-in-Differences Estimation" Lecture Note. NBER.

〈부표 1〉 연도별 산전후휴가 수혜자 중 육아휴직 수혜자의 비율

	산전후휴가자(명)	육아휴직(명)	비율(%)
2007	58,312	19,558	33.54
2008	68,564	29,843	43.53
2009	70,556	35,062	49.69
2010	75,718	40,671	53.71
2011	90,322	51,414	56.92
2012	93,402	53,406	57.18

주: 산전후휴가 급여 수급 시작연도 기준 연도별 계산.
 자료: 고용보험 DB(2012년 12월 31일까지 수급 시작자).

〈부표 2〉 육아휴직 이용자 특성

기금결재연도		2007	2008	2009	2010	2011	2012
육아휴직 이용자(명)		21,181	29,141	35,376	41,726	57,970	64,116
여성(%)		98.53	98.78	98.58	98.04	97.59	97.21
휴직 시 연령 (%)	24세 이하	2.49	2.36	2.20	1.95	1.86	1.71
	25~29세	40.54	39.19	37.57	33.41	28.64	24.96
	30~34세	48.10	47.88	48.58	51.43	53.81	56.00
	35~39세	8.42	10.02	10.87	12.19	14.23	15.62
	40~44세	0.43	0.54	0.73	0.98	1.40	1.65
	45세 이상	0.00	0.01	0.05	0.04	0.06	0.06
통상임금 수준 (%)	125만 원 미만	30.80	31.17	29.30	27.89	34.73	29.33
	125만~250만 원	63.93	60.80	60.90	62.61	55.83	59.36
	250만 원 이상	5.27	8.03	9.80	9.50	9.44	11.30
사업장 규모 (%)	5인 미만	15.34	15.70	15.50	14.19	13.21	11.98
	5~9인	7.91	8.12	8.62	8.69	8.14	9.44
	10~29인	9.67	10.44	11.19	11.21	10.62	11.95
	30~49인	3.27	3.69	3.99	4.08	3.95	4.34
	50~69인	1.84	2.05	2.25	2.40	2.37	2.68
	70~99인	2.38	2.35	2.66	2.95	2.79	3.03
	100~149인	2.84	2.88	3.05	3.34	3.30	3.70
	150~299인	4.92	4.81	5.06	5.49	5.39	5.85
	300~499인	3.98	4.17	4.45	4.27	4.22	4.41
	500~999인	6.42	6.25	6.04	6.68	6.52	6.81
	1,000인 이상	41.42	39.54	37.21	36.70	39.50	35.81
평균휴직기간(일)		212.0	244.4	274.1	277.8	282.6	263.6
평균총급여액(만 원)		336.5	410.7	464.6	482.6	542.1	523.4

주: 통상임금수준 2006년부터 2009년까지 표본의 80~90% 정도 DB에 정보 누락.
 자료: 고용보험 DB(2012년 12월 31일까지 수급 시작자).

abstract

Effects of the Paid Maternity Leave Policy on Female Employment

Yoon, Ja Young · Hong, Minki

This paper studies the effects of the paid maternity leave policy on the use of the service and the back-to-workplace. This paper estimates the effects by difference-in-difference estimators exploiting the policy reforms on maternity leave payments in 2010. The results show that the increase in the payments extended the use of the maternity leave. However, we did not find the evidences that the increase in the payments help the back-to-workplace after the maternity leave in the long run.

Keywords : paid maternity leave, policy reforms, back-to-workplace, difference-in-difference.