

성평등 인센티브의 남성 육아휴직 사용 확대효과
: 민간부문을 중심으로

박미진

성평등 인센티브의 남성 육아휴직 사용 확대효과 : 민간부문을 중심으로

박미진*

초 록

본 연구는 남성의 육아휴직 사용을 촉진하기 위해 도입된 육아휴직제도의 성평등 인센티브가 의도했던 결과를 가져왔는지 여부를 실증 분석하는데 초점을 두었다. 지금까지 수행된 국내의 육아휴직 사용 관련 연구는 대부분 여성만을 대상으로 하여 분석하였다. 남성을 대상으로 한 일부의 연구들도 육아휴직 사용이 저조한 배경에 대해 정성적인 접근을 주로 하였고, 남성 육아휴직 사용에 대한 계량연구가 부족하였다. 이를 보완하기 위해 본 연구는 고용보험 DB 자료를 사용하여 성평등 인센티브 도입에 대한 남성 육아휴직 사용의 실질적인 추이 변화를 분석하였다. 2012년 4월부터 2017년 3월까지 총 60개월을 분석시기로 삼고, 남성 육아휴직 사용률을 종속변수로 하여 구간별 회귀분석을 실시하였다. 성평등 인센티브가 처음 도입된 2014년 10월을 1차 개입으로, 성평등 인센티브의 적용기간이 1개월에서 3개월로 확대된 2016년 1월을 2차 개입으로 설정하였다. 분석 결과, 성평등 인센티브의 도입은 남성 육아휴직 사용률 추세를 유의미하게 증가시키지 못한 반면, 성평등 인센티브의 확대적용은 남성 육아휴직 사용률 추세를 가속화한 것으로 드러났다. 이는 성평등 인센티브 도입 자체로는 효과가 불충분하고 최소 3개월 이상 인센티브가 제공될 때 남성 육아휴직 사용의 유의미한 추세변화를 유도할 수 있음을 나타낸다. 더 나아가, 이러한 연구결과가 남성의 하위특성별로 구분하여 볼 때, 어떠한 차이를 보이는지에 대해 추가 분석하였다. 먼저 임금수준별로 나누어 분석한 결과, 성평등 인센티브의 도입 및 확대적용과 저임금 남성 집단의 육아휴직 사용률 간에는 유의한 인과관계를 발견할 수 없었다. 반면 고임금 남성 집단에서는 성평등 인센티브의 확대적용으로 인한 유의미한 육아휴직 사용률 증가가 포착되었다.

* 서울대학교 사회복지학과 박사과정 (mijin1030@daum.net)

마지막으로 남성이 종사하고 있는 기업의 규모별로 나누어 분석한 결과, 소규모 기업에 종사하는 남성 집단에서는 성평등 인센티브의 도입이 경미한 수준으로 남성 육아휴직 사용률을 증가시켰다. 반면 대규모 기업에 종사하는 남성 집단에서는 성평등 인센티브의 확대적용이 남성 육아휴직 사용률의 추세를 뚜렷하게 증가시킨 것으로 드러났다. 본 연구는 지금까지 남성 육아휴직 사용과 관련한 연구들의 한계를 극복하고 실증 연구를 시도한 것과, 향후 육아휴직제도의 성평등성을 높이기 위한 개혁 방향의 길잡이가 될 수 있다는 점에서 의의를 갖는다.

주제어 : 일-가정 양립정책, 육아휴직제도, 성평등 인센티브, 남성 육아휴직 사용, 구간별 회귀분석

I. 서론

육아휴직제도는 자녀가 있는 근로자들이 일과 가정을 양립할 수 있도록 도와주는 대표적인 제도이다. 2014년에 개정된 「남녀고용평등과 일·가정 양립 지원에 관한 법률」 제19조에 따르면, 만 8세 이하 자녀가 있는 근로자는 부모 각각 최대 1년까지 법적으로 휴직을 보장받을 수 있다. 자녀가 어린 가족형성기에 있을수록 부모의 시간자원이 많이 요구되고, 어린 자녀를 둔 젊은 부모일수록 경력개발상 중요한 시기에 놓인 경우가 많다(Craig, Mullan, 2010). 이와 같이 직장내 가정 내에서 상충되는 시간적 압박을 해소하기 위해 도입된 제도가 육아휴직제도이다.

이 때 일생의 중차대한 두 개의 과업, 즉 직장내 노동자로서의 지위를 확립하는 것과 자녀를 낳아 부모로서의 역할을 시작하는 것을 동시에 꾸려나가기 위해 불안한 생활을 이어가는 쪽은 대개 여성이다. 남성은 흔히 일-가정 양립을 해야 하는 주체로 인식되지 못하고 일-가정 양립의 이슈는 젠더화 되는 경향이 있다(Lammi-Taskula, 2008; 장지연·신동균·박선영, 2014: 16). 이와 같은 일-가정 양립의 젠더화 현상은 크게 경제적인 측면과 사회적인 측면에서 해석될 수 있다(Duvander, Mussino, Tervola, 2016). 보통 남성이 여성보다 임금 수준이 높기 때문에 육아휴직 등을 이용할 경우

단기적인 소득 상실이 더 크고, 장기적인 경력 유지에도 해가 되므로 남성은 무급노동(unpaid work)인 비공식 영역(informal sector)보다는 유급노동(paid work)인 공식 영역(formal sector)에 집중하게 된다. 또한 사회적으로도 남성은 생계를 책임지고, 여성은 양육을 담당한다는 가부장적인 인식이 잔존하여 남성의 적극적인 육아 참여를 방해한다. Esping-Andersen(2009)은 이를 지체된 혁명(stalled revolution)이라고 지적하며, 남성이 여성과 동일하게 일-가정 양립의 주체가 되어야 한다고 주장한다.

본 연구는 이러한 문제의식과 궤를 같이한다. 한국 사회에 만연한 저출산 현상과 여성의 경력단절 문제 등을 풀기위해 여성에게 초점을 맞추는 젠더 특수적(gender-specific)인 개입은 반쪽짜리 정책이 될 수 밖에 없다(Gornick, Meyers, 2008). 십 수 년간 여성 근로자 위주의 일-가정 양립을 위해 노력해왔지만, 결과적으로 출산율은 더욱 낮아지고, 여성의 경제활동참가율도 제자리걸음 중이며, 여성의 이중부담(dual burden)은 심화되고 있다(통계청, 2016). 심지어 출산 및 양육은 ‘여성의 일’로 여기는 사회적 분위기로 인해, 기업에서도 여성 근로자의 채용을 꺼려하는 악순환이 계속된다. 합리적으로 생각해볼 때, 가족은 남성과 여성으로 구성되고, 남녀가 동등하게 노동시장에 참여한다면, 양육 및 가사일도 남녀 모두 대등한 입장에서 참여하는 것이 자연스럽다. 따라서 남녀 모두 일-가정 양립을 위한 주체로 인식될 필요가 있고, 이를 위해 남성 생활양식의 적극적인 변화가 요구된다.

남성의 생활이 유급노동으로만 구성되었을 때보다 유급노동과 무급노동이 함께 어우러질 때 가족 구성원 모두의 삶에 긍정적인 영향력을 미칠 수 있고, 사회의 다양한 분야에서 변화가 시작될 수 있다. 우선, 일하는 여성의 이중부담을 경감할 수 있다. 여성 홀로 일-가정 양립의 주체가 된다면, 노동시장에서 여성의 시계는 남성보다 더디게 갈 수 밖에 없다. 남성과 여성과 동일한 양과 강도로 가사 및 양육을 감당할 때, 여성의 경제활동참가도 활발해질 것이며, 정체되어있는 여성 고용률도 상승 곡선을 그릴 수 있다(Arnarson, Mitra, 2010; 윤자영·홍민기·김근주, 2016). 또한 자녀를 출산함으로써 발생하는 압박이 양쪽 부모로 분산될 때 여성의 부담감도 경감되어 출산율 제고에 도움이 될 수 있다. 뿐만 아니라, 장시간 노동 문제가 심각한 한국에서 남성 본인의 생활도 유급노동시간으로만 채워지는 것보다 일과

후에 일정 정도 가족과 함께하는 시간을 가질 때 일-생활 균형 측면에서 더 만족도가 높을 수 있다(Hook, 2006). 자녀의 입장에서조차 양쪽 부모의 동등한 일-가정 양립 노력은 유익한 결과를 가져온다. 남성이 양육에 참여하였을 때, 자녀의 인지능력 및 사회성이 상당히 개선된다는 지적은 여러 학문 분야에서 밝혀져 왔다(Pragg, Knoester, 2017; Bünning, 2015; Cools, Fiva, Kirkeboen, 2015; Boll, Leppin, Reich, 2014; Kotsadam, Finseraas, 2011). 게다가 남성의 적극적인 가사참여를 통해 부모 개인의 성역할태도도 점차 개선되고, 이에 대한 사회적 파급효과도 점증할 수 있다(Palkovitz, 2002).

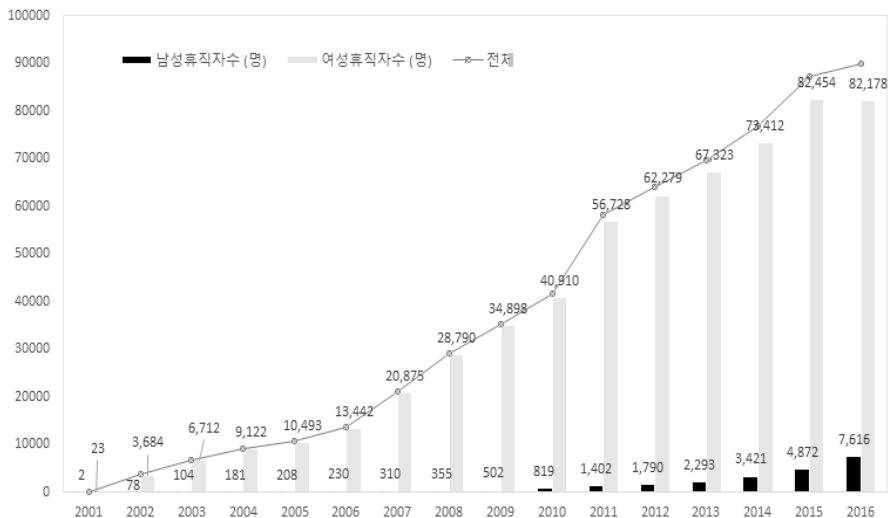
본 연구에서는 남성의 ‘육아휴직제도’ 사용에 대해 주목한다. 현재 우리나라에서 유자녀 남성이 사용할 수 있는 일-가정 양립 정책은 배우자 출산휴가제도와 육아휴직제도, 그리고 육아기 근로시간단축제도 등이 있다. 이 중 ‘배우자 출산휴가제도’는 유급으로 보장되는 기간이 1주일일 채 되지 않고, ‘육아기 근로시간단축제도’는 아직 도입 초기의 상황으로 실증적 평가 대상으로 삼기엔 한계가 있다(박종서·김문길·임지영, 2016: 30). 반면 육아휴직제도는 중·장기적인 가족 운영을 위해 활용되고, 육아휴직을 사용하는 남성도 꾸준히 증가하고 있다. 이를 고려할 때, 육아휴직제도의 남성 활용 정도를 살펴보는 것이 남성의 일-가정 양립 실태를 포착할 수 있는 가장 현실적인 방안일 것이다. 최근 한국의 육아휴직제도는 남성의 사용을 증진시키기 위해 제도적 발전을 거듭하고 있다. 대표적으로, 2014년에 성평등 인센티브¹⁾를 도입하여 두 번째 육아휴직자에게 임금의 100%(최대 150만원)까지 휴직급여를 지급하고 있다. 첫 번째 육아휴직자가 대개 여성이고, 이들에게는 임금의 40%(최대 100만원)만 보전해주는 것과 비교할 때, 상당히 진일보한 변화이다.

하지만 이러한 제도의 개혁이 실제로 목표했던 남성의 육아휴직 사용을 증진시켰는지에 대한 정보는 거의 없는 실정이다. 국내의 육아휴직제도 효과성에 대한 연구는 대부분 여성 근로자를 대상으로 실시되어왔다. 이는

1) 정부에서 제공하는 각종 정책 홍보물이나 고용보험 백서 등에서는 ‘아빠의 달’로 제도 소개를 하고 있다(고용노동부, 2016). 아빠의 달은 영어로 daddy quota(아빠할당제)로 번역이 되고, 이는 남성에게 일정 기간을 강제로 할당하는 의미를 내포하고 있으므로 정확한 표현이 아니라고 판단된다. 따라서 본 연구에서는 ‘성평등 인센티브’라 표기하도록 한다.

많은 연구들이 일-가정 양립 정책을 활용하는 주체로서 여성 근로자에게만 주목했던 탓이 크다. 하지만 보다 근본적으로는 일-가정 양립 정책 사용자의 대부분이 여성이고, 남성의 사용률은 매우 저조한 현실 때문이기도 하다. [그림 1]에서도 볼 수 있듯이 2016년 기준 여성 육아휴직자는 82,178명인 데 반해 남성 육아휴직자는 10%에도 못 미치는 7,616명에 불과하다. 10년 전 2006년에는 남성 육아휴직자의 비중이 2%가 채 안되었던 것을 고려하면, 최근에 급속한 성장을 이루어 온 것은 사실이나, 아직도 여성 근로자에 비하면 충분히 활용되지 못하고 있는 것 또한 사실이다. 이러한 현실적인 제약으로 인해, 남성의 육아휴직 사용에 대한 연구는 정량적 접근보다는 문헌 검토나 FGI, 심층인터뷰 등의 정성적 접근이 주가 되었다(최숙희, 2016; 마경희 외, 2016; 김연진·김수영, 2015; 김진욱·권진, 2015; 홍승아·이인선, 2012). 남성 육아휴직 사용이 저조한 현실에 대해 문제제기를 한다는 측면에서는 질적인 접근도 충분한 의미가 있을 수 있으나, 최근 남성 육아휴직자가 큰 폭으로 증가하고 있고, 보다 구체적인 제도 설계를 위해서는 계량 연구 또한 뒷받침될 필요가 있다고 판단된다.

이에 본 연구에서는 육아휴직제도의 성평등 인센티브 효과성을 파악하여, 향후 남성 육아휴직 사용 증진을 위한 구체적인 정책 개선 방향을 타진해



[그림 1] 성별 육아휴직 사용자수 (출처: 고용보험DB 자료로 저자가 작성)

보고자 한다. 남성의 육아휴직 사용을 촉진하는 정책과 남성 육아휴직 사용 간의 인과관계는 정량 자료를 통해 보다 명확하게 규명될 필요가 있다. 더 나아가 남성 전체 집단의 평균적인 정책 효과는 남성의 특성에 따른 하위집단의 효과성을 과소 혹은 과대 추정하는 오류를 발생시킬 수 있다(Steiber, Haas, 2012: 356). 이를 고려하여 남성 육아휴직 사용과 관련이 깊다고 알려진 ‘임금수준’과 ‘기업규모’별로 남성 육아휴직 사용률의 차이가 어떻게 달라지는지도 확인하고자 한다(Sundstrom, Duvander, 2002 등). 임금수준은 개인차원에서 남성 육아휴직 사용에 영향을 미치고, 기업규모는 직장차원에서 남성 육아휴직 사용에 영향을 준다. 육아휴직 사용의 결정은 개인차원에서만 이루어지는 것도 아니고, 직장차원에서만 이루어지는 것이 아니기 때문에 이를 통합적으로 살펴볼 필요가 있다. 이에 다차원적으로 파악된 성평등 인센티브의 효과 분석 결과는 남성의 육아휴직 사용에 대한 최초의 양적 연구로서의 의미를 지닐 뿐 아니라, 향후 남성의 일-가정 양립을 위한 정책 개발 시 참고할 수 있는 유용한 이정표가 될 것으로 기대된다.

II. 문헌검토

1. 이론적 배경

1) 육아휴직제도의 발달

한국의 유급 육아휴직제도는 2001년에 최초로 도입되었다. 처음에는 월 20만원 정액의 휴직급여가 지급되었고, 6년 동안 서서히 증가하여 2007년에 월 50만원이 지급되었다. 이후 2011년에 육아휴직제도에서 가장 혁신적인 변화라고 볼 수 있는 정률제가 도입되어, 육아휴직 기간 동안 소득의 40%(최소 50만원, 최대 100만원) 수준을 보장해주었다. 이는 고소득층 근로자들의 육아휴직 사용을 촉진하는 기제가 된다. 단적인 예로 월평균임금 250만원을 받는 근로자가 육아휴직급여를 신청한 경우 정률제 도입 전후 급여액 차이는 정확히 2배가 된다.

정률제 도입으로 육아휴직자수가 전반적으로 크게 증가하였으나, 그럼에도 불구하고 남성 육아휴직자가 여성 육아휴직자의 3%에도 못 미치자(그림 1 참고), 남성의 육아휴직 사용을 보다 획기적으로 증진시킬 필요성이 제기되었다. 또한 자녀 양육은 남녀 공동의 책임임을 강조하는 시대적 흐름을 반영하여 2014년 10월 성평등 인센티브 제도가 도입되었다. 이는 두 번째 육아휴직 사용자에게 휴직 첫 달 동안 임금의 100% 수준(최대 150만원)을 보장해주는 것이다. 보통 산전후휴가에 이어 육아휴직을 먼저 쓰는 쪽은 여성이므로 두 번째 육아휴직자인 남성에게 경제적 인센티브를 제공하여 육아휴직 사용을 고양하기 위한 제도적 장치라고 볼 수 있다. 성평등 인센티브는 2016년 1월에 적용기간을 1개월에서 3개월로 확대하는 두 번째 개혁이 실시된다.

이처럼 남성 육아휴직 사용 증진을 위한 급진적인 제도개혁이 이행될 수 있었던 배경에는 정부의 정책기조 변화가 있었다(박종서 외, 2016: 12; 마경희 외, 2016). 2000년대 초반 보건복지부에서는 저출산·고령화 문제를 국가의 시급한 당면과제로 인식하여 위원회를 설립한 후, 저출산·고령사회 기본계획을 발표해왔다. 특히 제3차 저출산·고령사회기본계획(2016-2020년)에서는 남성의 육아휴직 사용을 하나의 목표로 두고 세부계획을 제시하였다. 또한 여성가족부에서는 1996년부터 여성의 권익증진을 위해 제정해 온 여성발전기본법을 2015년부터 양성평등기본법으로 이름을 개정하여 여성만을 위한 정책이 아닌 남녀평등을 강조한 법안으로 성격을 전환하였다. 또한, 고용노동부에서는 2015년부터 ‘일·가정 양립’이라는 캠페인을 실시하여 남성의 육아휴직 사용을 적극적으로 권장하고 일-가정 양립을 위한 기업문화 개선을 위해 대대적인 홍보 및 교육을 실시하였다. 이와 같은 국내 정책기조의 변화는 남녀 모두를 일-가정 양립 주체로서 인식해야 한다는 서구의 정책 흐름과 무관하지 않다. 예컨대, 2006년 유럽회의에서는 ‘남성과 성평등에 대한 합의문(Council Conclusions on Men and Gender Equality)’을 발표하는 등 남성의 가족 내 역할을 강화하는 국제적인 움직임이 확산되었다(European Commission, 2006).

2) 남성의 육아휴직 사용에 영향을 미치는 요인

남성이 육아휴직을 결정하는데 영향을 주는 요인들은 개인과 직장 및 가구차원으로 구분해 볼 수 있다. 개인차원에서 남성 육아휴직 결정에 영향을 미치는 요소로 알려진 변수들은 임금, 학력, 연령, 성역할태도 등이 있다. 가구경제이론(Becker, 1991)에 따르면 육아휴직은 가구의 경제적 효용을 극대화하는 방향으로 조정된다(Kangas, 2016). 다시 말해, 맞벌이 가구에서 남편의 상대임금이 아내보다 높을수록 남성 육아휴직 사용률은 낮아진다. 남성 외벌이 가구에서는 남성이 고임금일수록 육아휴직을 사용할 유인이 적어진다. 하지만 대부분의 실증 연구들은 가구경제이론과 상반된 결과를 도출하고 있다. 즉, 저임금 남성일수록 단기적인 소득상실을 우려하여 육아휴직 사용을 꺼린다고 보고한다(Duvander et. al, 2016). 가계경제가 빠듯하게 돌아가는 상황에서 불과 몇 달의 휴직도 경제적으로 부담이 될 수 있기 때문이다. 고임금 남성일수록 상대적으로 재정적 여유가 있어서, 당장의 소득 감소를 감당할 수 있기 때문에 육아휴직 사용 확률이 높다는 것이다.

또한 학력은 육아휴직 사용 확률과 정적인 관계를 나타낸다고 알려져 있다. 인적자본론(Schultz, 1963)에 따르면 고학력 남성일수록 임금수준이 높을 것이고, 고임금 남성일수록 휴직으로 인한 경제적 손실이 크기 때문에 육아휴직을 덜 사용하게 된다. 하지만 실증연구들을 살펴보면 정반대의 방향으로 귀결됨을 알 수 있다(Geisler, Kreyenfeld, 2012). 학력이 높을수록 고용지위가 안정되고 직장에서의 의사결정이 용이하며, 성역할태도도 개방적일 확률이 높기 때문에 육아휴직 사용률이 높다는 것이다. 특히 남성 본인의 학력보다 여성의 학력이 높을수록 남성 육아휴직 사용률이 증가한다고 보고된다(Gíslason, Eydal, 2011: 56). 또한 연령은 육아휴직 사용과 비선형의 관계로, 연령이 매우 낮거나 높은 경우에는 육아휴직 사용이 저조하고, 중간 연령집단에서 육아휴직 사용이 가장 활발한 것으로 나타난다(Escot, Fernandez-cornejo, Poza, 2014). 그리고 부성정체성이론에 따르면, 성역할태도가 개방적인 남성일수록 육아휴직 사용 확률이 높다고 밝히고 있다(Pragg, Knoester, 2017). 이와 같이 육아휴직제도의 효과를 분석하기 위해서는 개인차원에서 육아휴직 사용과 연관된 변수들을 적절히 고려하는 것이

필요하다. 따라서 본 연구에서는 이러한 요인들 중 가장 핵심적인 변수인 임금수준이 육아휴직 사용에 미치는 영향을 살펴보고자 한다.

두 번째로 직장차원에서 육아휴직 사용과 관계된 변수들은 기업규모, 직종, 여성근로자비중, 가족친화문화 등이 지목된다(Brygen, Duvander, 2006). 대개 기업규모가 클수록 대체인력의 가용성이 높아 육아휴직 사용률이 높아지는 것으로 알려져 있다. 일반적으로 한 남성이 육아휴직을 쓰게 되면 대체 근로자를 단기 고용하든지, 조직 내에서 업무 재분배를 한다. 두 가지 경우 모두 대기업일수록 대체 근무자 채용이나 업무 재배치가 용이하므로 육아휴직을 보다 쉽게 사용할 수 있는 것이다. 또한 가정친화적인 문화가 강하고, 여성이 많은 서비스직이나 공공부문 등에서 육아휴직 사용이 높은 것으로 알려진다. 본 연구에서는 이러한 요인들 중 기업규모에 따라 남성 육아휴직 사용이 어떻게 차이가 나는지 살펴보고자 한다. 다른 요인들은 고용보험 DB에서는 제공되지 않아 분석에 포함할 수 없었다.

마지막으로, 남성 육아휴직 사용과 관련이 깊은 요소로 가구차원의 요인들도 살펴볼 필요가 있다. 맞벌이여부, 가구내 성인여부, 가사도움여부 등은 남성 육아휴직 사용에 결정적인 영향을 미칠 수 있다(Duvander et al., 2016; Haas, Allard, Hwang, 2002). 맞벌이일수록 남성 육아휴직 사용률이 높아지는 것은 일반적으로 많이 알려져 있다. 전업주부가 있는 상황에서 외벌이 생계부양자인 남성이 육아휴직을 사용할 유인은 낮아지기 때문이다. 혹은 맞벌이를 하더라도 가구내 육아 및 가사에 도움을 줄 수 있는 성인이 존재한다면 남성 육아휴직 사용은 낮아질 수 있다. 위와 같은 요소들은 남성 육아휴직 사용 여부에 결정적인 영향을 미칠 수 있지만 현재 접근할 수 있는 자료가 제한되어 본 연구에서는 다루지 못하였다.

2. 선행 연구

남성 육아휴직 사용에 관한 연구는 서구를 중심으로 축적되어 왔다(홍승아·이인선, 2012: 19). 특히 북유럽에서는 일찍이 성평등한 사회문화가 조성되어 남성의 육아휴직 사용을 장려하는 정책들이 발달해왔다. 때문에 제도적인 개혁과 그에 따른 남성 육아휴직 사용에 관한 실증적인 연구들이 적지

않게 누적되었다. 따라서 선행연구는 서구의 연구들을 중심으로 살펴본 후, 국내의 일부 연구들을 확인해보도록 한다.

먼저, 육아휴직제도의 개혁이 남성 육아휴직 사용에 미치는 영향에 대해 살펴본 서구의 선행연구들은 다음과 같다. 육아휴직제도 개혁의 내용 및 정도의 차이는 있지만, 남성의 육아휴직 증진을 꾀하기 위한 제도개혁이 있을 때마다 남성의 육아휴직 사용률은 유의미하게 증가하였다. 유럽 국가들을 대상으로 다양한 종류의 육아휴직제도 개혁의 효과를 분석한 Haas, Rostgaard(2011)는 휴가기간 연장, 휴가사용의 유연성 제공, 성평등 인센티브 등의 육아휴직제도 개혁보다 남성에게 강제로 할당하는 개혁이 남성의 휴가사용을 가장 큰 폭으로 증가시킨다고 보고하였다. 스웨덴의 육아휴직제도 개혁 효과를 이중차이법으로 분석한 Duvander, Johansson(2012)에서도 성평등 인센티브를 도입한 3차 개혁보다 남성할당제를 도입한 1차 개혁의 효과가 더욱 뚜렷함을 밝혔다. 노르웨이의 남성할당제 도입 효과성을 토빗 회귀분석으로 살펴본 Lappégard(2008)에서는 남성할당제의 도입이 남성 육아휴직 사용을 큰 폭으로 증가시켰음을 보여주었다. 아이슬란드의 육아휴직제도 개혁을 살펴본 Gíslason(2007)에서는 3개월의 남성할당제 도입이 남성 육아휴직 사용률을 90%까지 증가시켰다고 보고하였다. 스페인의 육아휴직제도 개혁 효과성을 분석한 Escot, Fernandez-cornejo, Poza(2014)는 남성할당제의 도입이 남성 육아휴직 사용을 유의미하게 증가시켰음을 이중차이법으로 분석하였다. 요약하면, 남성의 육아휴직 사용을 증진시키기 위한 다양한 시도는 대체로 효과가 있는 것으로 증명되었고, 강제성이 높을수록 효과가 증가하는 것을 알 수 있다.

다음으로, 남성의 임금수준별로 육아휴직제도 개혁이 남성 육아휴직 사용에 미치는 영향이 어떻게 달라지는지에 대한 연구들을 살펴본다. 일반적으로 초고소득층을 제외하면 임금이 높은 남성들이 육아휴직을 많이 쓰는 경향이 있다. 인적자본론은 고임금 남성일수록 기회비용이 높아 휴직을 사용할 확률이 낮아진다고 설명하고 있으나, 현실에서는 정 반대의 현상들이 포착된다. Duvander et al.(2016)에 의하면, 고소득 남성일수록 육아휴직 사용 확률이 높다고 분석하였다. Månsdotter et al.(2010)도 저소득 남성일수록 남성성을 유지하기 위해 양육에 참여하지 않으려는 경향이 있고, 육아휴직

사용 확률도 현저히 낮다고 보고하였다. 스페인 남성을 대상으로 한 Escot et al.(2014)에서도 초고득층을 제외하면, 임금수준과 남성 육아휴직 사용의 관계는 정적임을 밝혔다. 육아휴직제도의 개혁 효과가 임금수준별로 어떻게 차이를 보이는지에 대한 직접적인 연구 결과는 없지만, 임금수준과 육아휴직 사용 패턴의 일반적인 상관관계를 볼 때, 육아휴직제도 개선의 효과도 고소득 남성 집단에서 더욱 분명하게 나타날 것으로 예상된다.

마지막으로, 기업의 규모별로 육아휴직제도의 개선이 남성 육아휴직 사용에 미치는 효과가 어떻게 차이가 나는지 살펴본다. 먼저, 기업의 규모가 클수록 육아휴직을 사용하는 남성이 많다는 연구결과들이 존재한다. 호주 남성을 대상으로 한 Whitehouse, Diamond, Baird(2007)에서 소규모 기업에서 종사하는 남성일수록 육아휴직 사용 확률이 낮아짐을 보고하였다. 스웨덴 남성을 대상으로 한 Brygen, Duvander(2006)에서도 기업의 규모가 작을수록 남성 육아휴직 사용률이 낮아짐을 밝혔다. 육아휴직제도의 개혁 효과를 기업규모별로 나누어 분석한 연구는 찾아볼 수 없었지만, 기업규모에 따른 남성 육아휴직 사용 양상의 차이를 고려하면, 육아휴직제도 개선의 효과도 대기업에 종사하는 남성 집단에서 더욱 뚜렷하게 드러날 것이라는 추론이 가능하다.

전술한 해외 연구들은 남성의 육아휴직 사용을 고양시키기 위한 제도적 개선이 있을 때, 남성의 육아휴직 사용이 실제로 유의미하게 증가함을 보여주었다. 또한 여러 종류의 제도적 개선 중에 남성의 육아휴직 사용을 강제하는 할당방식이 가장 강력한 효과를 나타냄을 규명하였다. 아직 우리나라에서 남성할당제도는 도입되지 않았다. 따라서 직접적인 비교는 어려울 수 있으나, 남성의 육아휴직 사용을 증진시키려는 목적은 동일하므로 남성에게 더 강한 인센티브를 제공할수록 남성 육아휴직 사용이 늘어날 수 있다는 결론은 눈여겨 볼만하다. 또한 임금이 높을수록, 기업의 규모가 클수록 남성 육아휴직 사용 확률이 높다는 일관된 연구 결과는 참고할만한 가치가 있다.

이러한 결과들이 과연 국내 상황에서도 동일하게 적용이 될까? 국내에서 육아휴직제도의 효과성을 검증하는 연구는 종종 시도되어 왔으나 남성을 대상으로 한 연구는 거의 부재한 실정이다. 이는 앞서 언급하였듯이, 남성

육아휴직자 수 자체가 많지 않고, 이에 대한 개인수준의 자료를 구하는 것이 매우 제한적이기 때문이다. 따라서 육아휴직제도의 효과성을 검증하는 일부 연구들조차 여성근로자만을 대상으로 이루어져 왔다(김은지 외, 2016; 윤자영·홍민기, 2014).

유일하게 남성을 대상으로 육아휴직제도의 개혁의 효과성을 분석한 손운진(2015)에서는 2011년 정률제의 도입 효과를 이항 로짓분석을 통해 살펴보았다. 그 결과, 정률제로의 개혁이 남성의 육아휴직 사용을 유의미하게 증가시킨 것으로 분석되었다.²⁾ 이는 본 연구가 주목하는 제도개혁인 2014년의 성평등 인센티브가 아닌, 2011년 정률제 도입의 효과를 분석한 것이지만, 휴직급여 증액의 측면에서 볼 때 유사한 효과를 나타낼 것이라고 추정할 수 있다.

윤자영·홍민기(2014)는 2011년 정률제의 도입이 여성 육아휴직 사용률에 미치는 영향을 이중차분법으로 살펴보았다. 정률제 도입 이전에는 고소득층 여성의 실제 소득대체율이 낮아 육아휴직 사용이 저조하였으나, 정률제 도입이후 고소득 집단에서 가장 빨리 사용률이 증가하는 것을 볼 수 있었다. 이러한 경제적인 논리가 남성에게도 동일하게 적용된다면, 성평등 인센티브의 도입이 고소득 남성의 육아휴직 사용률을 가장 급격하게 증가시킬 것이라는 예상이 가능하다.

남성 육아휴직자 1000명을 대상으로 설문조사한 김영옥 외(2014)는 남성 육아휴직 사용이 낮은 이유에 대해서, 직장 내 경쟁력 감소(37%), 소득감소(35%), 사회의 시선(23%), 육아는 여성의 몫이라고 인식함(4%)의 순으로 지목하였다고 보고한다. 남성들이 육아휴직 사용을 고민하는 가장 큰 이유로 ‘경력훼손’ 및 ‘소득감소’ 등 경제적인 측면에서의 우려가 큰 것을 알 수 있다. 또한 대규모 기업에 종사할수록 경쟁력 감소에 대한 우려가 증가하였고, 소규모 기업에 종사할수록 소득감소 우려가 증가하였다. 성평등 인센티브

2) 단, 손운진(2015)에서 활용한 한국노동패널 자료의 ‘육아휴직 사용’ 변수는 다소 부정확하게 측정되었을 소지가 있다. 한국노동패널에서는 ‘배우자 출산휴가 사용’을 묻는 변수가 별도로 존재하지 않아, 육아휴직을 사용했다고 응답한 남성 중에는 배우자 출산휴가 사용을 의미한 경우가 상당 수 포함되었을 것으로 예상된다. 실제로 응답된 육아휴직 사용일수를 살펴보면 3일 미만 사용한 경우가 절반 이상을 차지한다. 따라서 본 연구의 분석결과는 유의하여 해석할 필요가 있다고 판단된다.

도입으로 더 높은 휴직급여를 제공하게 되면, 소득감소에 대한 고민은 일부 경감될 수 있고, 이에 대해 더 높은 우려를 표했던 소규모 기업 종사자들이 육아휴직을 보다 적극적으로 활용할 수 있다고 추측할 수 있다.

또한 김영옥 외(2014)에서 ‘성평등 인센티브를 도입하면 효과가 클 것이라고 생각하는지’에 대해 질문한 결과, 효과가 클 것이라고 보는 사람(15%)보다, 효과가 없을 것이라고 보는 사람(38%)이 더 많았다. 이러한 결과에 대해서 기업규모별로 나누어 보면 더욱 흥미롭다. 30인 미만의 소규모 기업에 종사하는 남성의 경우 23%가 효과가 클 것이라고 응답하였으나, 2000인 이상 대규모 기업에 종사하는 남성은 48%가 효과가 없을 것이라고 응답하였다. 따라서 기업규모별로 성평등 인센티브에 대한 인식이 상이함을 엿볼 수 있다. 소규모 기업에 종사하는 남성일수록 경제적인 어려움으로 휴직을 신청하지 못하는 경우가 많아, 성평등 인센티브에 대한 기대감도 더 높은 것으로 볼 수 있다. 이에 휴직급여의 인상은 소규모 기업에 종사하는 남성들의 육아휴직 사용을 견인할 것으로 추론할 수 있으나, 이는 실증적으로 뒷받침될 필요가 있다.

남성 육아휴직자를 대상으로 심층인터뷰를 실시한 김진욱·권진(2015)에서는 육아휴직을 사용한 남성들은 대부분 공공기관이나 굴지의 대기업에 종사하고 있었고, 민간 소기업에 종사하는 남성이 육아휴직을 사용한 경우 퇴직을 경험한 것으로 나타났다. 민간 소기업에서의 남성 육아휴직 권리가 가장 취약한 것으로 판단된다. 또한 남성이 육아휴직 중엔 여성의 임금으로 생활을 꾸려나가게 되고 가게 경제는 불안정해지는 것으로 나타났다. 여성의 임금이 낮거나 가처분 소득이 낮은 경우 남성 육아휴직 결정에 많은 걸림돌이 될 것으로 예상된다. 따라서 성평등 인센티브로 남성의 육아휴직 급여가 증가할 경우, 경제적인 사유로 육아휴직 결정을 내리지 못했던 남성들의 육아휴직 사용을 장려할 수 있을 것으로 예상되나, 저임금 남성들에게 더 효과적일지 고임금 남성들에게 더 효과적일지 정확히 추정하기는 어렵다.

이와 같이 성평등 인센티브의 도입이 남성 육아휴직 사용에 미칠 효과는 명확하지 않고, 그 방향성이 애매모호하여 추가적인 규명이 필요하다. 특히 남성 하위집단(임금수준별, 기업규모별)에 따른 육아휴직 사용의 차이를

밝히는 것은 향후 육아휴직제도의 개선 방향과 보완점을 파악하는 데 중요한 기초자료가 될 수 있다. 연구문제를 정리하면 아래와 같다.

[연구문제 1] 육아휴직제도의 성평등 인센티브 도입 및 확대적용은 남성 육아휴직 사용을 증가시켰는가?

[연구문제 2] 육아휴직제도의 성평등 인센티브 도입 및 확대적용이 남성 육아휴직 사용에 미치는 효과가 남성 하위집단에 따라 차이가 나는가?

[연구문제 2-1] 육아휴직제도의 성평등 인센티브 도입 및 확대적용이 남성 육아휴직 사용에 미치는 효과가 남성의 월평균 임금수준에 따라 차이가 나는가?

[연구문제 2-2] 육아휴직제도의 성평등 인센티브 도입 및 확대적용이 남성 육아휴직 사용에 미치는 효과가 남성이 종사하는 기업의 규모에 따라 차이가 나는가?

Ⅲ. 연구방법

1. 자료 및 분석대상

본 연구는 고용보험 DB 원자료를 활용한다. 한국고용정보원에서는 사업장 현황, 피보험자 현황, 실업급여 및 모성보호사업 현황 등의 정보를 집계하여 매달 홈페이지에 공개하고 있다. 육아휴직급여는 고용보험 재정에서 지급되므로, 고용보험 DB는 전체 육아휴직 사용자에 대한 정확한 통계치를 알 수 있는 국내 유일한 자료이다. 또한 성별, 통상임금 등의 피보험자 특성과 산업, 규모 등의 사업장 특성에 따른 세부 정보도 파악할 수 있다는 장점이 있다. 하지만 육아휴직 사용자에 대한 미시자료는 제공되지 않아, 학력이나 연령

등 개인특성에 따른 차이를 살펴보는 데에는 한계가 있다. 이와 같은 집계 자료(aggregate data)의 제약에도 불구하고, 고용보험 DB를 활용하는 것이 남성 육아휴직의 전반적인 사용 추이를 관찰하고 제도변화의 효과성을 추정하는 데에는 큰 무리가 없고, 가장 현실적인 자료인 것으로 판단된다.

본 연구의 분석대상은 육아휴직을 사용한 남성이다. ‘남성 육아휴직 사용률’은 해당 월의 산전후휴가 사용자 중 육아휴직을 사용한 남성의 비중으로 계산된다. 이러한 방식은 노동부의 사업평가지침에서도 제안된 바 있고(노동부, 2007: 427), 실제 다수의 실증분석(윤자영·홍민기, 2014 등)에서도 활용되고 있다. 보다 엄밀하게 본다면, 육아휴직 사용률은 고용보험에 6개월 이상 가입되어 있고 만8세 이하의 자녀가 있어 육아휴직을 사용할 수 있는 자격이 주어진 근로자 중 실제로 육아휴직을 사용한 사람의 비중이 되는 것이 타당하다. 하지만 고용보험 DB에는 고용보험가입이력 및 자녀여부를 식별할 수 있는 변수가 제공되지 않는다. 따라서 통상적으로 육아휴직을 사용하기 전 단계인 산전후휴가를 사용한 사람을 분모로 상정한다.

2. 분석 방법

육아휴직제도의 성평등 인센티브 도입 효과를 확인하기 위해 구간별 회귀 분석(segmented regression)을 활용한다. 구간별 회귀분석은 일정한 간격으로 반복 측정된 자료가 있을 때, 정책 개입에 따른 관심변수의 변화가 유의미한지 여부를 검정하는 방법이다. 구간별 회귀분석의 장점은 정책 개입의 효과를 가시적으로 보여줄 수 있고, 가시적으로 확인했을 때 정책 개입에 따른 정적 혹은 부적 효과가 예상되면 이를 회귀분석의 모형으로 설정하고 통계적으로 효과 검증을 할 수 있다는 것이다. 구간별 회귀분석은 주로 공공보건정책 및 경영학 분야에서 활용되고 있다(Gillings, Makuc, Siegel, 1981; Wagner et al., 2002; Taljaard et al., 2014; 김명화, 2009; 임재진·이현철, 2016 등)

구간별 회귀분석의 특징 중 하나는 분석시기가 독립변수가 된다는 것이다. 시기 변수는 개입 이전과 이후 구간으로 나누어지고, 각 구간마다 절편과 기울기를 갖게 된다. 정책 개입 이전의 절편과 기울기가 정책 개입 이후의

절편과 기울기와 통계적으로 다른지 검정하는 것이 구간별 회귀분석의 기본 개념이다. 정책 개입이 관심 변수에 갑작스런 증가나 감소를 야기할 수도 있고, 아니면 기존 추세에 점진적인 변화를 불러올 수도 있다. 구간별 회귀 분석은 이러한 급등 혹은 추세변화를 포착하기 위한 모수들을 모델에 포함시켜, 추정된 회귀계수의 값이 0과 유의미하게 다른지를 확인할 수 있다. 또한 구간별 회귀분석은 장기간에 걸쳐 서서히 일어나는 변화(secular change), 즉 개입이 없었더라도 일어났을 변화를 통제할 수 있다는 장점이 있다. 뿐만 아니라, 정책 개입지점을 복수로 선택할 수도 있다는 것도 이점으로 지목된다.

반면, 반복적으로 측정된 시계열 자료는 대개 오차항의 자기상관(serial autocorrelation) 문제로 인해, 최소자승(OLS) 추정치에 편의를 줄 수 있음에 주의해야 한다. 일반 회귀분석에서는 독립변수들이 오차항과 상관관계가 없다는 것을 가정하지만, 구간별 회귀분석에서는 시기를 독립변수로 설정하므로 반복 관찰된 변수의 오차항은 대개 자기상관이 존재하게 된다(Wagner et al., 2002: 305). 자기상관이 발생한 경우 표준오차를 과소추정하고, 정책 개입의 효과를 과대추정하게 되므로, 적절한 교정이 요구된다. 따라서 모형의 결과를 해석하기에 앞서 잔차 플롯(plot)을 그려 어떠한 패턴이 발견되는지 여부를 가시적으로 평가하고, 통계적으로도 더빈-왓슨 검정(Durbin-Watson test)을 통해 자기상관 여부를 확인할 필요가 있다.

제도의 효과성을 평가하는 가장 좋은 방법은 무작위하게 반복 측정된 자료로 실험설계를 하는 것이지만, 현실 사회에서는 거의 불가능에 가깝다. 따라서 본 연구에서는 준실험설계(quasi-experimental design)의 일종인 구간별 회귀분석을 실시하고, 정책 개입의 효과를 인과관계로 해석한다. 하지만 정책 개입이 없었더라도 이미 그러한 변화 추세가 있었거나(common trend), 정책 효과가 아닌 제 3의 변수에 의해 종속변수가 영향을 받는(confounding effect) 등의 경우는 인과관계 해석이 어려울 수 있다. 이러한 준실험설계의 한계를 보완하기 위해 다양한 방법이 제시되고 있다(Meyer, 1995: 157). 본 연구에서는 그 중 통제집단을 설정하여 비교분석 하는 것과 플라시보 효과를 고려하는 것 등을 적용하여 추가적으로 민감도 분석을 실시한다.

3. 연구 모형

본 연구에서는 남성의 육아휴직 사용 증진을 위해 2014년 10월 1일에 최초로 도입된 성평등 인센티브를 첫 번째 정책 개입으로 보고, 성평등 인센티브 적용기간을 1개월에서 3개월로 확대한 2016년 1월 1일을 두 번째 정책 개입으로 삼는다. 따라서 첫 번째 개입 이전의 시기는 1구간, 첫 번째 개입과 두 번째 개입 사이의 시기는 2구간, 두 번째 개입 이후의 시기는 3구간에 해당된다. 두 개입지점 전후의 수준(intercept)과 추세(slope) 변화를 통계적으로 검증하는 것이 본 연구의 목적이다.

구간별 회귀분석을 수행하기 위해서는 계절적 요인 및 기타 편의를 줄이기 위해, 최소한으로 개입 전후 각각 12개 시점 이상의 자료가 요구된다(Wagner et al., 2002: 301). 본 연구에서는 1차 개입 전에 30시점(2012년 4월-2014년 9월), 1차 개입과 2차 개입 사이의 15시점(2014년 10월-2015년 12월), 그리고 2차 개입 이후에 15개 시점(2016년 1월-2017년 3월) 등 총 60개 시점을 확보하였다. 구간별 회귀분석을 수식으로 나타내면 아래와 같다.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 * time_t + \beta_2 * treat1_t + \beta_3 * time after treat1_t + \beta_4 * treat2_t + \beta_5 * time after treat2_t + e_t$$

‘Y’는 t시점의 남성 육아휴직 사용률이고, ‘time’은 월별 시점을 나타내는 연속변수이다. ‘treat1’은 첫 번째 단절 지점을 나타내는 변수로 개입 이전은 0, 개입 이후는 1로 코딩된다. ‘time after treat1’은 첫 번째 단절후의 연속변수, ‘treat2’는 두 번째 단절 지점을 나타내는 지시변수, ‘time after treat2’는 두 번째 단절후의 연속변수, ‘e’는 모델에 의해 설명되지 못하는 오차항을 나타낸다.

따라서 β_0 는 성평등 인센티브가 도입되기 이전 남성육아휴직 사용률의 수준(1구간의 수준), β_1 은 정책 개입 이전 월별 남성육아휴직 사용률의 변화(1구간 추세의 기울기: secular trend), β_2 는 1차 정책 개입 전후의 수준 차이의 변화(정책 개입에 의한 수준 차이의 변화폭: immediate effect), β_3 는

1차 정책 개입 전후의 남성 육아휴직 사용률 추세 차이의 변화(정책 개입에 의한 기울기 차이의 변화폭: gradual effect), β_4 는 2차 정책 개입 전후의 수준 차이의 변화(2차 정책 개입에 의한 수준 차이의 변화폭), β_5 는 2차 정책 개입 전후의 남성 육아휴직 사용률 추세 차이의 변화(2차 정책 개입에 의한 기울기 차이의 변화폭)를 의미한다.

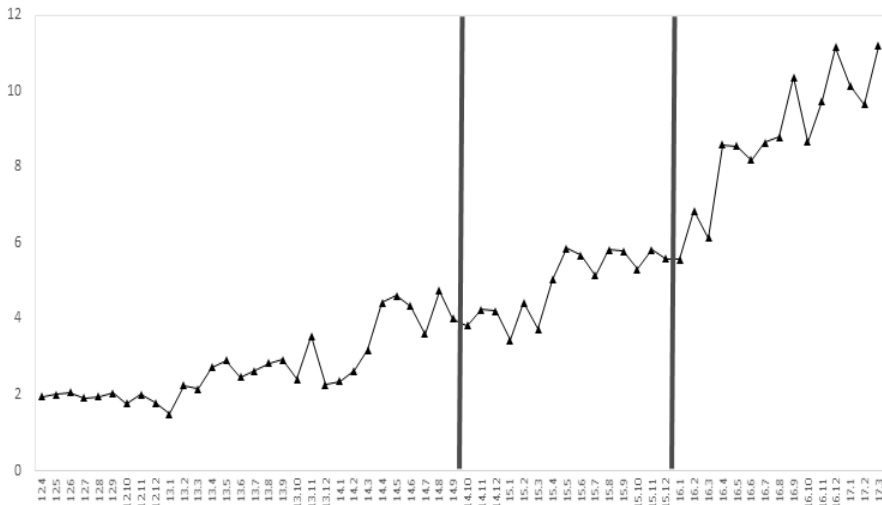
만약 1구간의 선형 추세가 2구간에도 계속된다면 β_3 은 0이 될 것이다. 정책 개입이 없었더라면 일어났을 반사실적(counterfactual) 추세와 개입 이후 실제 추세를 비교하는 것이 β_3 과 β_5 이고 이 두 회귀계수가 본 연구에서 주목하여 살펴볼 변수이다. 분석에 앞서 오차항의 자기상관을 검증하기 위해 잔차 플롯(plot)을 그려 가시적으로 확인한 결과, 자기상관이 의심되는 경우는 발견되지 않았다.

IV. 연구결과

1. 성평등 인센티브의 남성 육아휴직 사용 확대효과

1) 성평등 인센티브 도입이 남성 육아휴직 사용에 미치는 영향

성평등 인센티브의 도입으로 인해 실제로 남성의 육아휴직 사용이 증가하였는지 알아보기 위해 구간별 회귀분석을 실시하였다. 2012년 4월부터 2017년 3월까지(총60개월) 매월 남성의 육아휴직 사용률 변화 추이는 [그림 2]와 같다. 통계적인 방법을 사용하지 않더라도 지난 5년간 남성 육아휴직 사용률은 지속적인 증가세에 있음을 쉽게 확인할 수 있다. 두 차례의 정책개혁을 전후로 남성 육아휴직 사용률이 모두 상승하였으나, 첫 번째 개혁보다는 두 번째 개혁 후의 상승폭이 더 큰 것으로 보인다. 이러한 가시적 평가가 실제 통계적으로도 검증이 되는지 구간별 회귀분석을 통해 살펴 보았다.



[그림 2] 남성 육아휴직 사용률 변화 추이

구간별 회귀분석 결과는 <표 1>과 같다. \bar{R}^2 은 0.952로 시기변수가 남성 육아휴직 사용률을 대부분 설명하고 있는 것으로 나타났다. F값은 237.423으로 0.05 수준에서 유의하여, 모델은 적합한 것으로 판단된다. 오차항의 자기상관 여부를 검증하는 Durbin-Watson의 검정 결과 1.733으로 2와 충분히 근접하여, 오차항에 자기상관이 없는 귀무가설이 채택되어 현재의 모델링 결과가 적합하다고 볼 수 있다. 구체적으로 회귀분석 결과를 살펴보면, 회귀모형의 모수들 중 β_0 , β_1 , β_5 가 0.05 유의수준에서 통계적으로 유의미한 것으로 드러났다. β_0 는 정책 개입 이전의 남성 육아휴직 사용률의 수준으로 성평등 인센티브가 도입되기 이전에도 육아휴직 사용하는 남성이 일정 정도 존재하였던 것으로 보인다. β_1 는 정책 개입 이전의 남성 육아휴직 사용률 추세를 나타내는 것으로, 아무런 정책개혁이 없었을 때에도 남성 육아휴직 사용률은 유의미한 증가 추세를 보이고 있는 것으로 나타났다.

〈표 1〉 남성 육아휴직 사용률에 대한 구간별 회귀분석 결과

	B	s.e	β	t	sig.
β_0 : 개입이전 수준	1.379 ***	.224		6.157	.000
β_1 : 개입이전 추세	.087 ***	.013	.555	6.915	.000
β_2 : 개입1이후 수준 변화	-.344	.389	-.063	-.886	.380
β_3 : 개입1이후 추세 변화	.071 †	.038	.259	1.880	.066
β_4 : 개입2이후 수준 변화	.126	.438	.020	.287	.775
β_5 : 개입2이후 추세 변화	.173 **	.051	.260	3.427	.001
$(\overline{R}^2 = 0.952)$ $(F = 237.423^{**})$ $(D-W = 1.733)$					

주) ***: $p < .001$, **: $p < .01$, *: $p < .05$, †: $p < .10$

본 연구의 주요 관심은 개입1과 개입2 이후의 유의미한 추세 변화를 확인하는 것이다. 다시 말해, β_3 와 β_5 가 통계적으로 유의미한지를 보는 것인데, 이 중 β_5 , 즉 개입2 이후(3구간)의 추세 변화를 나타내는 회귀계수가 0.173으로 0.01 수준에서 유의하였다. 따라서 성평등 인센티브의 확대적용은 개입이전의 추세보다 약 0.173만큼 추세를 증가시켰다고 볼 수 있다. 이는 개입이전의 추세(0.087)를 거의 2배 가까이 가속화한 것이다.

하지만 개입1 이후(2구간)의 추세 변화는 0.05 수준에서 유의하지 않아, 성평등 인센티브의 도입 자체는 남성 육아휴직 사용에 직접적인 영향을 미쳤다고 보기 어렵다. 인센티브 제공기간을 1개월로 한정하였을 때는 남성의 실질적인 육아휴직 사용 추세를 변화시키는 효과는 제한적인 것이다. 단, 유의수준을 0.10수준에서 해석을 한다면 개입1 이후(2구간)의 추세에도 약 0.071의 정적인 추세 변화를 야기했다고 볼 수 있다. 즉 성평등 인센티브의 도입 및 확대적용이 실질적인 단절의 효과를 나타내어, 남성 육아휴직 사용률의 증가추세 변화에 대한 원인으로서의 의미가 있음을 나타낸다.

한편 주의해야 할 것은, 개입2 이후의 추세 변화가 실제로 개입2의 효과인지, 아니면 개입1의 효과가 이 시기에 발생한 것인지는 구분하기가 쉽지 않다. 이러한 불명확한 부분을 검증하기 위해서는 개입2 이후의 시기도 충분히 확보될 필요가 있으나, 본 연구에서는 가장 최근의 시계열까지를 확보한 것이므로 개입2 이후 시기에 대한 검증은 후속 연구에서 보완될 필요가

있다.

또한 남성의 육아휴직 사용 변화가 실제로 정책 개입으로 인한 것인지에 대한 의구심을 해소하기 위해서는 정책 개입 이외의 변화들을 통제할 필요성도 존재한다. 정책 개입이 일어날 시점에 남성의 육아휴직 사용에 영향을 미칠만한 사회적인 변화가 존재하였는지 여부는 보다 구체적으로 규명될 필요가 있다. 뿐만 아니라 남성 육아휴직 사용을 증진시키기 위해 도입된 성평등 인센티브가 여성에게는 유의하지 않고, 남성의 육아휴직 사용만을 증가시켰는지에 대해서도 검토가 필요하다. 따라서 남성의 육아휴직 사용과 관련된 상황들을 조금씩 변화시켰을 때에도 동일한 분석 결과가 도출되는지 민감도 분석을 실시하여 본 연구모형의 강건성(robustness)을 검증하고자 한다.

2) 민감도 분석

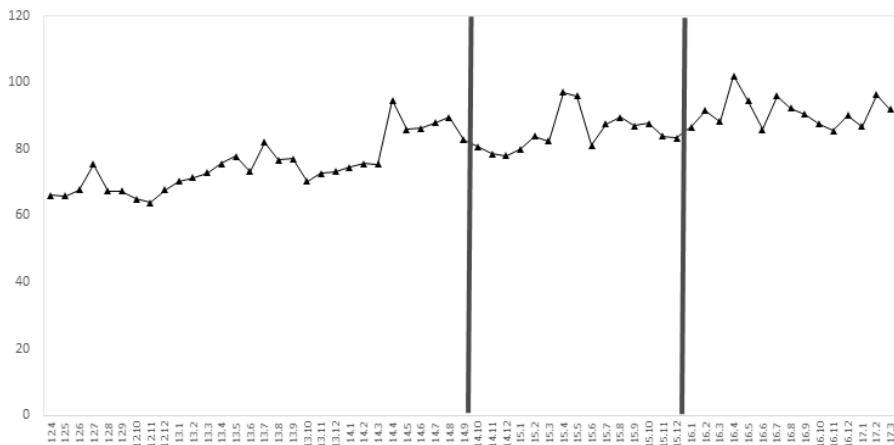
성평등 인센티브 효과 분석의 내적 타당도를 확인하기 위해 추가적으로 민감도 분석을 수행한다. Wagner et al.(2002: 301)은 타집단, 타시기 등을 기본 모형과 비교하는 것이 본 모형의 타당성을 검토하는 데 도움이 된다고 지적한 바 있다. 따라서 본 연구에서는 성평등 인센티브의 효과가 여성 집단에도 나타나는지, 혹은 다른 시기에도 나타나는지, 다른 제도의 사용률에도 영향을 미치는지 추가 검토해 본다. 만약 여성 집단, 타시기 및 타제도를 대상으로 분석을 해도 정책 개입의 효과가 나타난다면, 성평등 인센티브 도입 및 확대적용이 남성 육아휴직 사용률에 영향을 미칠 것이라는 본 연구의 결과는 신뢰하기 어렵게 된다.

(1) 타집단 비교: 여성의 육아휴직 사용률

먼저 성평등 인센티브의 도입 및 확대적용이 여성 육아휴직 사용률에 어떠한 영향을 미쳤는지 확인한다. 성평등 인센티브의 주된 도입 목적이 남성의 육아휴직 사용을 고양하기 위한 것이라면, 정책 개입에 따른 여성의 육아휴직 사용률은 유의미한 변화가 없어야 한다. 성평등 인센티브 도입이 여성

집단에 미치는 영향을 남성 집단의 결과와 엄정하게 비교하기 위해, 남성을 대상으로 한 기본 모델과 분석시기 및 개입 지점은 동일하게 설정하였다.

육아휴직제도의 성평등 인센티브 도입으로 인해 여성의 육아휴직 사용이 증가하였는지 알아보기 위해 구간별 회귀분석을 실시하였다. 2012년 4월부터 2017년 3월까지(총60개월) 매월 여성의 육아휴직 사용률 변화 추이는 [그림 3]과 같다. 통계적인 방법을 사용하지 않더라도 지난 5년간 여성 육아휴직 사용률은 지속적인 증가세에 있음을 육안으로 확인할 수 있다. 두 차례의 정책개혁을 전후로 여성 육아휴직 사용률이 모두 소폭 상승한 것으로 보이나, 남성 육아휴직 사용률의 증가추세에 비하면 다소 완만한 증가세인 것으로 판단된다. 이러한 가시적 평가가 실제 통계적으로도 검증이 되는지 구간별 회귀분석을 통해 살펴본다.



[그림 3] 여성 육아휴직 사용률 변화 추이

여성을 대상으로 한 구간별 회귀분석 결과는 <표 2>와 같다. \bar{R}^2 은 0.731로 시기변수가 여성 육아휴직 사용률을 약 73% 설명하고 있는 것으로 나타났다. F값은 33.037로 0.05 수준에서 유의하여, 모형의 타당성은 확보되었다. 오차항의 자기상관 여부를 검증하는 Durbin-Watson의 검정 결과 1.505로 2와 충분히 근접하여, 오차항에 자기상관이 존재하지 않는 것으로 볼 수 있다. 모수값을 살펴보면 개입 이전의 회귀계수(β_0 , β_1)들만 유의하였

고, 개입 이후 추세 변화에는 어느 것에도 유의미한 변화가 포착되지 않았다. 즉, 성평등 인센티브의 도입 및 확대가 여성의 육아휴직 이용 수준을 증가시키거나 추세를 가속화하지는 못하였다고 볼 수 있다. 따라서 남성의 육아휴직 이용 증진을 위해 도입된 성평등 인센티브는 여성의 이용 패턴에는 영향을 주지 않고, 남성 집단에게만 유효한 제도임이 확인되었다.

〈표 2〉 여성 육아휴직 사용률에 대한 구간별 회귀분석 결과

	B	s.e	β	t	sig.
β_0 : 개입이전 수준	63.821 ***	1.857		34.377	.000
β_1 : 개입이전 추세	.726 ***	.105	1.328	6.947	.000
β_2 : 개입1이후 수준 변화	-4.444	3.221	-.234	-1.380	.173
β_3 : 개입1이후 추세 변화	-.231	.314	-.241	-.735	.466
β_4 : 개입2이후 수준 변화	2.950	3.633	.135	.812	.420
β_5 : 개입2이후 추세 변화	-.558	.419	-.240	-1.332	.188
$(\bar{R}^2 = 0.731)$ $(F = 33.037^{**})$ $(D-W = 1.505)$					

주) ***: $p < .001$, **: $p < .01$, *: $p < .05$, †: $p < .10$

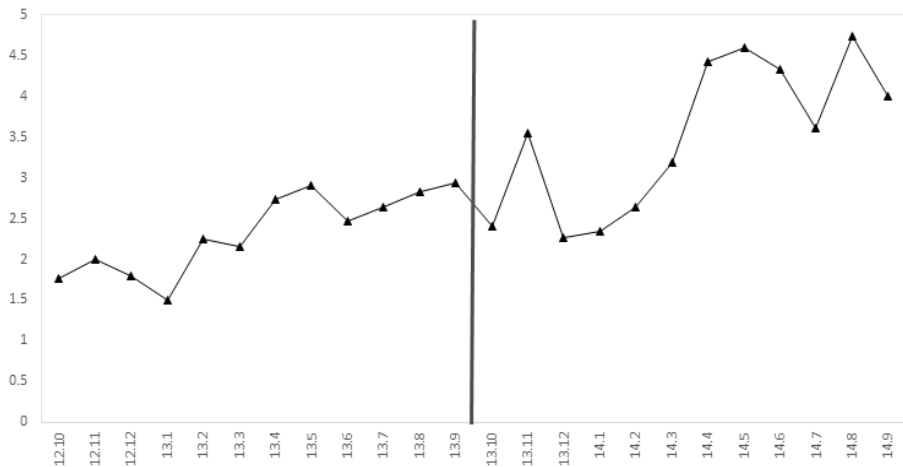
(2) 타시기 비교: 성평등 인센티브 도입 1년 전 기준

두 번째 민감도 분석은 정책 개입 시점을 달리하여 분석한다. 다시 말해, 성평등 인센티브가 최초로 도입된 2014년 10월이 아닌 아무런 정책 변화가 없었던 2013년 10월을 정책 개입이라고 가정한 플라시보 효과를 확인한다. 성평등 인센티브의 도입 효과가 우연히 발생하거나 제 3의 변수로 인해 발생한 것이라면, 정책 개입이 일어나지 않은 시기를 기준으로 하여도 남성 육아휴직 사용률의 유의미한 증가가 포착될 수 있다. 반대로, 성평등 인센티브의 도입 효과가 우연히 발생한 것이 아니라, 도입 취지에 맞게 남성 육아휴직 사용률을 실제로 증진시킨 것이라면, 정책 개입이 일어나지 않은 시기를 기준하였을 때에는 정책의 효과성이 나타나지 않을 것이다.

지금까지의 분석은 개입 지점을 기준으로 전후 30시점씩의 시계열을 확보하여 분석하였다. 하지만 플라시보 효과를 볼 때에는 실제 정책 개입이 있었던 시기를 분석대상에 포함시키지 않아야 한다. 따라서 플라시보 개입

시점 전후 각각 12개의 시점을 분석대상(2012년 10월-2014년 9월)으로 하여, 실제 정책 개입이 있었던 2014년 10월 직전의 총 24개월을 분석한다.

플라시보 정책 개입으로 인한 남성의 육아휴직 사용률 변화를 파악하기 위해 구간별 회귀분석을 실시하였다. 2012년 10월부터 2014년 9월까지 매월 남성의 육아휴직 사용률 변화 추이는 [그림 4]와 같다. 통계적인 방법을 사용하지 않더라도 2년간 남성 육아휴직 사용률은 지속적인 증가세에 있음을 육안으로 확인할 수 있다. 플라시보 정책 개입을 전후로 남성 육아휴직 사용률이 소폭 상승한 것으로 보이나, 이러한 가시적 평가가 실제 통계적으로도 검증이 되는지 구간별 회귀분석을 통해 살펴본다.



[그림 4] 남성 육아휴직 사용률 변화 추이 : 플라시보 효과

플라시보 효과에 대한 회귀분석 결과는 <표 3>과 같다. \bar{R}^2 은 0.724로 설명력이 상당히 높았고, F값은 21.153으로 0.05 수준에서 유의하여, 모형은 적절하게 설정된 것으로 판단된다. Durbin-Watson의 검정 결과 1.708로 2와 충분히 근접하여, 오차항에 자기상관이 없는 모델로 추정할 수 있다. 모수값을 살펴보면 개입 이전의 회귀계수(β_0 , β_1)들만 유의하였고, 개입 이후 추세 변화에는 어느 것에도 유의미한 변화가 포착되지 않았다. 즉, 플라시보 정책 개입이 남성의 육아휴직 사용률을 증가시키거나 추세를 가속화하지는 못하였다고 볼 수 있다. 따라서 남성의 육아휴직 사용 증진을 위해 도입된

성평등 인센티브는 남성의 육아휴직 사용률 추세에 유의미한 변화를 야기한 제도라는 기본 모형의 결론을 더욱 신뢰할 수 있다.

〈표 3〉 플라시보 개입에 대한 남성 육아휴직 사용률의 구간별 회귀분석 결과

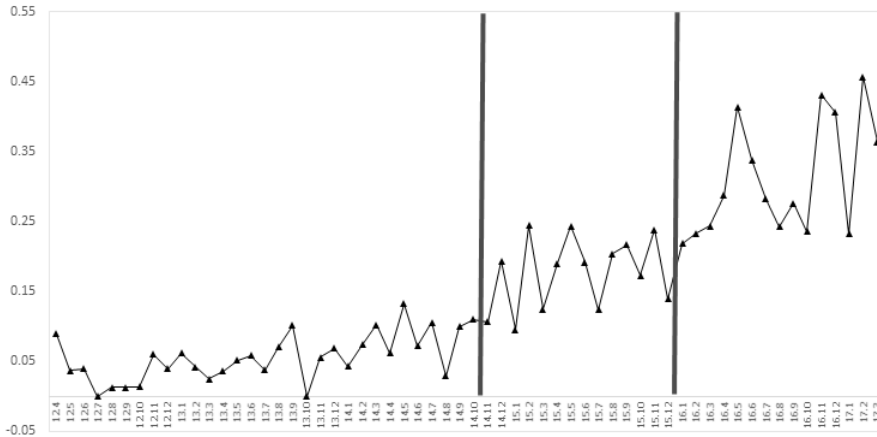
	B	s.e	β	t	sig.
β_0 : 개입이전 수준	1.563 ***	.305		5.129	.000
β_1 : 개입이전 추세	.118 **	.041	.882	2.843	.010
β_2 : 플라시보 개입이후 수준 변화	-.713 †	.406	-.386	-1.754	.095
β_3 : 플라시보 개입이후 추세 변화	.074	.059	.325	1.259	.223
<hr/>					
$(\overline{R}^2 = 0.724)$	$(F = 21.153^{**})$		$(D-W = 1.708)$		

주) ***: $p < .001$, **: $p < .01$, *: $p < .05$, †: $p < .10$

(3) 타제도 비교 : 남성의 근무시간단축 사용률

세 번째 민감도 분석은 동일한 시기, 유사한 일-가정양립 정책의 효과를 비교한다. 성평등 인센티브 도입으로 인한 남성의 육아휴직 사용 증가가 실제로는 정책 개입의 효과가 아닌 전반적인 사회문화적 분위기 때문이라면 정책 개입과 결과 변수는 허위의 관계일 수 있다. 만약 남성 육아참여 문화의 확산, 정부의 적극적인 홍보 등 전반적인 사회분위기가 남성의 일-가정 양립을 위한 노력이 활발해지는 시기였다면, 유사한 내용의 일-가정 양립정책인 육아기 근무시간단축제도의 사용률도 비슷한 증가 추세를 보여야 한다. 따라서 마지막 민감도 분석에서는 육아기 근무시간단축제도의 사용률에 대해 동일한 시기, 동일한 대상으로 구간별 회귀분석을 실시한다.

먼저, 지난 5년간 남성의 근무시간단축제도 사용률 변화를 살펴보면 [그림 5]와 같다. 전반적인 추세는 우상향하고 있으나, 정책 개입으로 인해 증가세가 더해졌는지 여부에 대해서는 면밀한 검토가 필요할 것으로 보인다.



[그림 5] 남성 근무시간단축 사용률 변화 추이

남성 육아기 근무시간단축제도 사용률의 구간별 회귀분석 결과는 <표 4>와 같다. \bar{R}^2 은 0.833로 상당히 높고, F값은 59.743으로 0.05 수준에서 유의하여, 모형은 적절하게 설정된 것으로 판단된다. Durbin-Watson의 검정 결과 2.348로 2와 충분히 근접하여, 오차항에 자기상관이 없고 현재의 모델링 결과가 적합하다고 볼 수 있다. 단, 2016년 3월의 경우, 기존의 사용자수에 비해 약 10배가량 높게 보고되었다. 이 시기 특기할 만한 사건이 있었다고 보이지는 않아, 이상값(outlier)으로 판단하여 해당 값을 제외한 후 분석하였다.³⁾

모수값을 살펴보면 성평등 인센티브 도입 이후 수준 및 추세 변화에는 어느 것에도 유의미한 변화가 포착되지 않았다. 즉, 육아휴직의 성평등 인센티브 도입 및 확대가 남성의 단축근무제도 사용 수준을 증가시키거나 추세를 가속화하지는 못하였다고 볼 수 있다. 따라서 남성의 육아휴직 사용 증진을 위해 도입된 성평등 인센티브는 남성의 육아휴직 사용률 추세에 유의미한 변화를 야기한 제도라는 기존의 결론을 더 신뢰할 수 있다.

3) 이상값을 포함하였을 때를 기준으로도 분석을 실시하였는데, 모형설정은 타당하였고, 모수치 중에서는 β_4 만 유의한 것으로 나타났다. 참고로 이상값 제거 기준은 분석대상기간의 평균값에서 3표준편차 내에 있는지 여부로 결정하였다. 대상기간동안 단축근무를 사용한 남성은 평균 12.87명이었고, 해당 월의 값(125명)은 3표준편차인 6.98명-18.76명 범주와도 큰 차이를 보였다. 따라서 2016년 3월의 값은 이상치로 간주하였고, 해당 월의 전후 5개월 평균값으로 대체하여 분석하였다(Rosenberg, 1997).

〈표 4〉 남성 근무시간단축 사용률의 구간별 회귀분석 결과

	B	s.e	β	t	sig.
β_0 : 개입이전 수준	.023	.018		1.271	.209
β_1 : 개입이전 추세	.002 †	.001	.293	1.946	.057
β_2 : 개입1이후 수준 변화	.053 †	.032	.226	1.688	.097
β_3 : 개입1이후 추세 변화	.003	.003	.210	.812	.420
β_4 : 개입2이후 수준 변화	.031	.036	.115	.881	.382
β_5 : 개입2이후 추세 변화	.005	.004	.168	1.180	.243
<hr/>					
($\bar{R}^2 = 0.833$)	(F = 59.743**)		(D-W = 2.348)		

주) ***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

2. 남성 하위집단별 성평등 인센티브의 남성 육아휴직 사용 확대효과

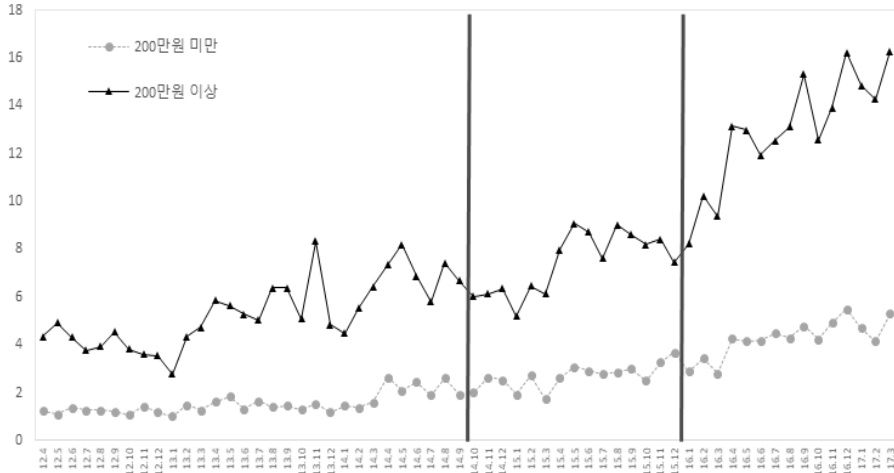
두 번째 연구질문인 성평등 인센티브 도입이 남성 육아휴직 사용에 미치는 효과가 남성의 하위집단별로 차이가 있는지 살펴보기 위해, 기본 모형을 임금수준과 기업규모별로 나누어 추가 분석하였다. 임금수준은 200만원을 기준으로, 기업규모는 300인을 기준으로 각각 양분하였다.

1) 성평등 인센티브 도입이 남성 육아휴직 사용에 미치는 영향: 임금 수준별 차이

임금수준별 남성 육아휴직 사용 추이를 살펴보면 [그림 6]과 같다. 200만 원 이상 집단과 200만원 미만 집단은 각각 따로 분석되었고, 비교 용이성을 고려하여 하나의 그림 위에 제시하였다.⁴⁾ 두 집단 모두 전반적으로는 남성 육아휴직 사용률이 증가하는 추세를 볼 수 있는데, 200만원 미만 집단보다 200만원 이상 집단에서 증가 추세가 더욱 가파른 것을 시각적으로 확인

4) 2017년 경제활동인구조사의 남성 첫 일자리 월평균임금의 중위수가 150-200만원 구간에 포함되어 있는 것을 고려하면(www.kosis.kr참고), 200만원을 기준으로 임금수준을 구분하여 살펴보는 것이 현실과 그리 동떨어진 기준은 아님을 알 수 있다. 참고로 2017년 3월 기준, 임금수준별 출산휴가자수의 비율은 대략 45:55(3570명:4124명)로 큰 차이가 없었다.

할 수 있다. 임금수준별 성평등 인센티브 도입 효과를 구간별 회귀분석을 통해 구체적으로 살펴보자.



[그림 6] 임금수준별 남성 육아휴직 사용률 변화 추이

임금수준별 성평등 인센티브 도입에 대한 회귀분석 결과는 <표 5>와 같다. R^2 은 '200만원 미만 집단'과 '200만원 이상 집단'이 각각 0.911과 0.917로 시기변수가 남성 육아휴직 사용률을 상당부분 설명하고 있는 것으로 나타났다. F값은 각각 121.135와 131.548로 0.05 수준에서 유의하여, 모형은 타당하게 구성된 것으로 판단된다. 오차항의 자기상관 여부를 검증하는 Durbin-Watson의 검정 결과 2.040과 1.711로 2와 충분히 근접하여, 오차항에 자기상관이 없는 귀무가설이 채택되어 현재의 모델링 결과가 적합하다고 볼 수 있다.

월평균임금 200만원 미만 남성을 대상으로 한 회귀모형의 모수들 중 정책 개입 이후 0.05 유의수준에서 통계적으로 유의미한 것은 하나도 발견되지 않았다. 단 유의수준을 0.10까지 확대하여 해석한다면, β_3 과 β_5 가 유의하였지만, 전체 남성을 대상으로 한 기본 모형의 회귀계수(β_3 : 0.071, β_5 : 0.173)와 비교해 볼 때 개입이후의 추세 변화(β_3 : 0.046, β_5 : 0.056)가 그리 크지 않은 것으로 판단된다.

다음으로, 월평균임금 200만원 이상 남성의 성평등 인센티브 도입 및 확대

적용에 대한 회귀분석 결과, 회귀모형의 모수들 중 β_5 가 0.05 유의수준에서 통계적으로 유의미한 것으로 드러났다. 개입2 이후의 추세 변화를 나타내는 β_5 가 0.246으로 개입이전의 추세보다 약 0.246만큼 추세를 증가시켰다고 볼 수 있다. 이는 전체 남성을 대상으로 분석했던 기본 모형의 결과와 동일한 것이고, 그 효과의 크기는 훨씬 큰 것으로 나타났다. 기본 모형에서 β_5 는 0.173이었으나, 고임금 집단만 따로 분석한 모형에서는 β_5 가 0.246으로 약 1.5배 더 높다. 즉, 성평등 인센티브 확대적용은 월평균임금 200만원 이상의 남성 육아휴직 이용을 더욱 뚜렷하게 증가시켰음을 드러낸다.

〈표 5〉 임금수준별 남성 육아휴직 사용률에 대한 구간별 회귀분석 결과

	200만원 미만		200만원 이상	
	B	s.e	B	s.e
β_0 : 개입이전 수준	1.008***	.140	3.490***	.384
β_1 : 개입이전 추세	.035***	.008	.120***	.022
β_2 : 개입1이후 수준 변화	-.012	.243	-1.314†	.665
β_3 : 개입1이후 추세 변화	.046†	.024	.087	.065
β_4 : 개입2이후 수준 변화	-.074	.274	.497	.750
β_5 : 개입2이후 추세 변화	.056†	.032	.246**	.087
$\overline{R}^2=0.911$			$\overline{R}^2=0.917$	
F=121.135**			F=131.548**	
D-W=2.040			D-W=1.711	

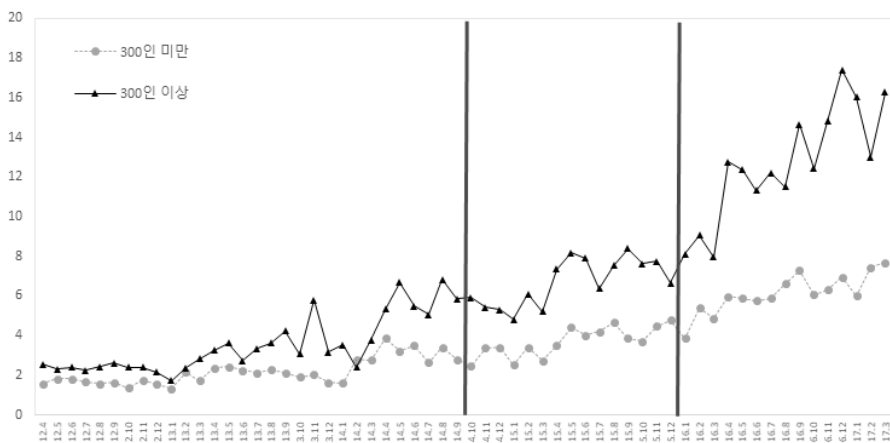
주) ***: $p < .001$, **: $p < .01$, *: $p < .05$, †: $p < .10$

2) 성평등 인센티브 도입이 남성 육아휴직 사용에 미치는 영향: 기업 규모별 차이

마지막으로, 성평등 인센티브의 남성 육아휴직 사용 확대효과가 기업규모 별로 차이가 있는지 살펴보기 위해, 기본 모형을 기업규모별로 나누어 추가 분석하였다. 통상적으로 상시 근로자 300인을 기준으로 정책들이 차등 적용 되므로, 본 연구에서도 이를 기준으로 양분하여 보고자 한다.⁵⁾

5) 2017년 3월 기준, 기업규모별 출산휴가자수의 비율은 대략 6:4(4554명:3140명)로 거의 유사하다.

기업규모별 남성 육아휴직 사용 추이를 살펴보면 [그림 7]과 같다. 두 집단 모두 전반적으로는 시간이 지남에 따라 남성 육아휴직 사용률이 증가하는 추세를 볼 수 있는데, 300인 미만 집단보다 300인 이상 집단에서 증가 추세가 더욱 가파른 것을 육안으로 확인할 수 있다. 앞서 임금수준별 남성 육아휴직 사용률 변화추이에서는 분석시작 시점에서부터 고임금 집단과 저임금 집단의 육아휴직 사용률 격차가 존재하였다. 반면, 기업규모별 남성 육아휴직 사용률은 분석시작 시점에서는 두 집단 간 격차가 크지 않았으나, 정책 개입 이후 두 집단 간 차이는 점차 뚜렷해지는 것을 볼 수 있다. 통계적 방법을 활용하여 기업규모별 성평등 인센티브 도입 효과를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다.



[그림 7] 기업규모별 남성 육아휴직 사용률 변화 추이

기업규모별 성평등 인센티브 도입에 대한 회귀분석 결과는 <표 6>과 같다. R^2 은 '300인 미만 집단'과 '300인 이상 집단'이 각각 0.927과 0.932로 시기변수가 남성 육아휴직 사용률을 상당부분 설명하고 있는 것으로 나타났다. F값은 각각 151.034와 162.003으로 0.05 수준에서 유의하여, 모형은 타당하게 구성된 것으로 판단된다. 오차항의 자기상관 여부를 검증하는 Durbin-Watson의 검정 결과 1.756과 1.847로 2와 충분히 근접하여, 오차항에 자기상관이 없는 귀무가설이 채택되어 현재의 모델링 결과가 적합하다고 볼 수 있다.

300인 미만 기업에 종사하는 남성을 대상으로 한 회귀모형의 모수들 중 β_3 가 0.05 유의수준에서 통계적으로 유의미한 것으로 드러났다. 개입1 이후의 추세 변화를 나타내는 β_3 가 0.074로 개입이전의 추세보다 약 0.074만큼 추세를 증가시켰다고 볼 수 있다. 하지만 개입2 이후의 수준 및 추세 변화에는 유의미한 영향을 미치지 못하였다. 즉 전체 남성을 대상으로 분석했던 기본 모형의 결과와는 달리, 성평등 인센티브의 도입은 300인 미만 기업에 종사하는 남성의 육아휴직 이용 증가에 유의미한 영향을 미쳤으나, 적용기간의 확대는 그렇지 못하였다.

300인 이상 대규모 기업의 성평등 인센티브 도입에 대한 회귀분석 결과, 회귀모형의 모수들 중 β_5 가 0.05 유의수준에서 통계적으로 유의미한 것으로 드러났다. 개입2 이후의 추세 변화를 나타내는 β_5 가 0.356으로, 개입이전의 추세보다 약 0.356만큼 추세를 증가시켰다고 볼 수 있다. 이는 전체 남성을 대상으로 분석했던 기본 모형의 결과와 동일한 것이고, 그 효과의 크기는 훨씬 두드러지는 것으로 나타났다. 기본 모형에서 β_5 는 0.173이었으나, 대기업 집단만 따로 분석한 모형에서는 β_5 가 0.356으로 약 2.1배 더 높다. 즉, 성평등 인센티브의 확대적용은 대기업에 종사하는 남성의 육아휴직 이용을 큰 폭으로 증가시켰다고 볼 수 있다.

〈표 6〉 기업규모별 남성 육아휴직 사용률에 대한 구간별 회귀분석 결과

	300인 미만		300인 이상	
	B	s.e	B	s.e
β_0 : 개입이전 수준	1.304***	.182	1.500***	.408
β_1 : 개입이전 추세	.058***	.010	.132***	.023
β_2 : 개입1이후 수준 변화	-.381	.315	-.248	.708
β_3 : 개입1이후 추세 변화	.074*	.031	.054	.069
β_4 : 개입2이후 수준 변화	.019	.356	.317	.798
β_5 : 개입2이후 추세 변화	.053	.041	.356***	.092
	$\bar{R}^2=0.927$		$\bar{R}^2=0.932$	
	F=151.034**		F=162.003**	
	D-W=1.756		D-W=1.847	

주) ***: $p<.001$, **: $p<.01$, *: $p<.05$, †: $p<.10$

V. 결론

1. 요약

본 연구의 목적은 육아휴직제도의 성평등 인센티브 도입 및 확대적용이 실제로 남성 육아휴직 사용을 증진시켰는지 여부를 실증 분석하는 데 있다. 이를 위해 남성 육아휴직 사용률이 시간의 흐름에 따라 어떻게 변화해 왔는지를 구간별 회귀분석을 통해 살펴보았다. 2014년 10월 성평등 인센티브가 도입된 시점을 첫 번째 개입으로, 2016년 1월 성평등 인센티브의 적용기간을 1개월에서 3개월로 확대한 시점을 두 번째 개입으로 설정하였다. 정책 개입 전후의 수준과 기울기 변화를 통계적으로 검증한 결과, <표 7>에서 볼 수 있듯이, 1차 개입보다 2차 개입의 효과가 더욱 뚜렷한 것으로 나타났다. 다시 말해, 육아휴직 사용 첫 달에만 인센티브가 제공되는 성평등 인센티브의 도입 자체로는 남성의 육아휴직 사용을 높이지 못하고, 최소 3개월 이상 인센티브가 제공되어 일정 수준 이상의 소득이 보장될 경우에 육아휴직 사용이 증가할 수 있다는 것이다. 이러한 연구 결과의 강건성을 판단하기 위해, 세 가지의 민감도 분석을 추가적으로 실시하였다. 대상 집단과, 대상 기간 및 대상 제도를 달리하여 분석한 결과 어느 것에서도 유의미한 변화를 포착할 수 없었다. 따라서 성평등 인센티브의 적용기간 확대가 남성 육아휴직 사용률을 증가시킨다는 기본 모형의 분석 결과는 더욱 신뢰할만한 것으로 여겨진다.

두 번째로, 성평등 인센티브 도입으로 인한 남성 육아휴직 사용률 변화가 남성의 하위집단별로 어떻게 차이가 나타나는지 살펴보았다. 먼저 임금수준별로 나누어 분석한 결과, 200만원 미만의 저소득 남성 근로자에게 성평등 인센티브 도입 및 확대적용은 육아휴직 사용에 아무런 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 반면, 월평균 200만원 이상 임금을 받는 남성의 경우에는 성평등 인센티브의 확대적용이 유의미한 육아휴직 사용률 증가를 야기한 것으로 파악되었다.

마지막으로, 성평등 인센티브 도입 및 확대적용이 남성 육아휴직 사용에 미치는 효과가 기업규모별로도 차이가 나는지를 검토하였다. 분석 결과,

300인 미만의 기업에서는 성평등 인센티브 도입이 미약하게나마 남성의 육아휴직 사용을 증가시킨 것으로 나타났다. 반면, 300인 이상 기업에서는 성평등 인센티브 확대적용이 남성 육아휴직 사용률에 뚜렷한 추세 변화를 야기하였다. 300인 이상 기업에서 성평등 인센티브 확대적용으로 인한 유의미한 추세 변화는 전체 남성을 대상으로 한 기본 모형 추세 변화의 2.1배가 될 정도로, 남성 육아휴직 사용률 증가를 강하게 견인한 것으로 추정된다.

〈표 7〉 구간별 회귀분석 결과 정리

		유의한 회귀계수	회귀계수값 (s.e)	t값 (sig.)	F값 (sig.)	\overline{R}^2
남성 육아휴직 사용률		β_5 : 개입2이후 추세 변화	.173 (.051)	3.427 (.001)	237.423 (0.000)	0.952
민 감 도	여성	없음	-	-	33.037 (0.000)	0.731
	플라시보	없음	-	-	21.153 (0.000)	0.724
	근무시간단축 제도	없음	-	-	59.743 (0.000)	0.833
임금 수준별	200만원 미만	없음	-	-	121.135 (0.000)	0.911
	200만원 이상	β_5 : 개입2이후 추세 변화	.246 (.087)	2.847 (.006)	131.548 (0.000)	0.917
기업 규모별	300인 미만	β_3 : 개입1이후 추세 변화	.074 (.031)	2.415 (.019)	151.034 (0.000)	0.927
	300인 이상	β_5 : 개입2이후 추세 변화	.356 (.092)	3.864 (.000)	162.003 (0.000)	0.932

주) '유의한 회귀계수'는 정책 개입 이후의 회귀계수 중, 유의한 것을 제시함($p < .05$).

2. 정책적 함의

육아휴직제도의 성평등 인센티브 확대적용이 남성 육아휴직 사용을 유의미하게 증가시켰다는 사실은 향후 육아휴직제도의 발전 방향에 중요한 정책적 함의를 제공한다. 첫째, 남성의 육아휴직 사용을 촉진하기 위해 도입된

성평등 인센티브는 최소 3개월 이상 지급될 때 실제로 목표했던 바를 적절히 달성할 수 있을 것으로 판단된다. 이는 남성의 육아휴직 사용을 통한 자녀와의 관계 개선, 여성의 고용시장 진출 등 긍정적인 효과가 뒤따를 수 있으므로 중요성이 부각될 필요가 있다. 비록 남성의 육아휴직 사용률의 증가 속도가 여성을 따라잡을 수 있을 만큼 가속화되지는 못하였으나, 최소한 정책 설계의 방향은 올바르게 설정되었다고 판단된다. 단, 선행연구에서 규명된 바와 같이, 보다 강도 높은 정책 개입은 보다 급진적인 사용률 증가를 유도할 수 있음을 주지해야 한다. 일례로, 아이슬란드의 경우 남성에게 3개월의 휴직 기간을 강제로 할당한 결과, 스웨덴과 노르웨이보다도 남성 육아휴직 사용률이 높은 성평등한 국가로 자리매김을 하였다. 따라서 우리나라와 같이 남성의 육아 및 가사참여가 저조하고 성평등 지수가 세계 최하위 수준인 상황에서는 남성할당제와 같은 보다 강력한 정책 개입이 필요함을 유념해야 한다. 한국에 남성할당제 도입을 한다면 4주가 적절할 것이라고 제안한 윤홍식(2006)의 연구도 되새겨볼 필요가 있다.

둘째, 남성 하위집단별 정책개혁의 효과가 달리 나타나는 점은 주의 깊게 살펴볼 필요가 있다. 저임금 집단에서 육아휴직 사용 확대효과가 미약한 것으로 드러났다. 이 부분은 선행 연구에서도 지적된 것과 동일한 결과이고 (Brandth, Kvande, 2014), 한국에서도 육아휴직제도 사용의 계층화 현상이 드러난 것으로, 향후 정책적 보완이 요구된다. 즉, 저임금 집단이 경제적인 보상의 증가에도 불구하고 육아휴직을 쓸 수 없는 환경이 무엇일지 세부적으로 파악할 필요가 있다. 특히 임금수준별로 남성 육아휴직 사용률의 격차는 초기부터 상당히 존재하였다. 저임금 남성이 육아휴직을 적게 쓸 수밖에 없었던 구조적 요인에 대해 심층적으로 분석해 볼 필요가 있다. 선행연구에 따르면 저임금 남성일수록 비정규직 등 일자리의 안정성이 낮을 확률이 높고, 휴직 후 복귀 가능성이 낮아 육아휴직 사용을 꺼려하는 것으로 나타나고 있다. 임금수준이나 임금수준으로 대변되는 일자리의 보장성 여부와 상관없이 남성 근로자가 육아휴직 사용을 선택할 수 있는 제도적 여건이 마련되어야 한다.

셋째, 기업규모별로도 정책개혁의 효과에 격차가 드러났다. 300인 미만 기업에서 종사하는 남성의 경우 정책개혁의 효과가 미미하였다. 특히 정책

개입 이전에는 소규모나 대규모의 남성 육아휴직 사용률 격차가 뚜렷하지 않았는데, 정책 개입 이후에 한쪽 집단에서만 효과가 나타난다는 것은, 소규모 기업에 체계적인 남성 육아휴직 사용 저해요인이 존재함을 시사한다. 국내 선행연구를 살펴본 바에 의하면, 소규모 기업에 종사하는 남성들이 경제적 보상에 대한 요구가 높았고, 성평등 인센티브의 도입으로 휴직급여를 증가시켜주는 것이 소기업에서 더 많은 효과를 드러낼 것으로 예상하였으나, 이러한 요구와는 달리 성평등 인센티브 도입효과는 대기업에서 더 뚜렷하게 나타났다. 개인의 욕구와는 달리, 현실적인 제약이 소규모 기업에 더 많이 존재하는 것으로 볼 수 있다. 따라서 소규모 기업을 위한 육아휴직 장려금, 대체인력 수당 확대제공 등 추가적인 제도적 장치가 검토되어야 하고, 이에 관한 지속적인 학술적 관심이 요청된다.

3. 연구의 한계

본 연구의 결과는 남성을 대상으로 하여 육아휴직제도의 효과성을 실증적으로 밝혀낸 최초의 시도로서 중대한 의미를 가질 수 있다. 특히, 일-가정 양립 정책의 젠더화된 사용에 대한 문제의식으로 출발한 본 연구가 남성 육아휴직제도의 계층화된 사용 문제 또한 규명하여 젠더화와 계층화의 문제는 동시에 해결될 필요가 있음을 밝혀내었다. 이처럼 연구의 이론적·정책적 기여에도 불구하고, 다음과 같은 한계가 존재한다. 첫째, 본 연구는 고용보험 DB를 사용한 것으로 민간부문 기업만 분석 대상이 되었다. 공공부문 종사자에게 적용되는 육아휴직 관련법은 민간부문 종사자의 그것과는 상이하고 수집되는 정보의 주체도 달라 고용보험 DB에서 함께 포착할 수 없었다. 현실적으로 성평등 문화를 주도하는 것은 공공부문에 종사하는 남성들이라고 볼 수 있는데, 이들이 분석 대상에 빠진 것은 실제의 변화 추이를 과소보고하는 오류를 내포할 수 있다. 향후 민간부문과 공공부문의 자료를 병합하여 우리나라의 전체적인 남성 육아휴직 사용의 추이를 살펴보는 작업이 요구된다.

둘째, 본 연구 결과의 해석에 있어 또 한 가지 주의해야 할 점은 성평등 인센티브의 지급 조건이다. 성평등 인센티브는 같은 자녀에 대하여 부모가

순차적으로 육아휴직을 사용하는 경우 두 번째 육아휴직을 사용한 근로자에게 지급되는 것으로, 두 번째 육아휴직자에 성별 제한을 두지 않고 있다. 본 연구에서는 두 번째 육아휴직자가 남성일 것이라고 전제한 후 분석한 것으로, 성평등 인센티브의 실제 수급 현황과는 다소 차이가 발생할 수 있다. 추후 고용보험 DB에서 개인수준의 자료가 공개되고, 육아휴직 순서를 식별할 수 있는 변수가 제공된다면 이와 같은 모호성은 개선될 수 있을 것으로 기대한다.

참고문헌

- 고용노동부(2016). 2016 고용보험백서. 세종: 고용노동부.
- 김명화(2009). 노인의 외래본인부담제도에 따른 의료이용의 변화. 서울대학교 석사학위논문.
- 김연진·김수영(2015). 남성의 육아휴직 경험에 대한 연구. 사회복지연구. 제46권 제4호, 285-319.
- 김영옥·이택면·강민정·임희정·나성은(2014). 남성의 육아휴직 활용 및 육아기 근로시간 단축제도 활성화 방안 연구. 세종: 고용노동부.
- 김은지·홍승아·민현주·성 경(2016). 육아휴직 소득보장 실효성 확보방안 연구. 서울: 한국여성정책연구원.
- 김진욱·권진(2015). 아버지들의 육아휴직 경험에 관한 질적연구. 한국사회 정책. 제22권 제3호, 265-302.
- 노동부(2007). 고용보험사업 심층평가. 노동부.
- 마경희·문희영·김현경·박지성(2016). 남성의 양성평등정책 통합을 위한 정책논리와 추진과제. 서울: 한국여성정책연구원.
- 박중서·김문길·임지영(2016). 일·가정양립 지원 정책 평가와 정책과제: 모성 보호제도와 출산의 관계를 중심으로. 세종: 한국보건사회연구원.
- 손윤진(2015). 남성의 육아휴직 결정요인에 대한 연구: 2011년 정률제 도입의 효과를 중심으로. 서울대학교 석사학위논문.
- 윤자영·홍민기(2014). 육아휴직제도의 여성 고용 효과: 정액제에서 정률제 급여제도로의 변화를 중심으로. 노동정책연구. 제14권 제4호, 31-57.
- 윤자영·홍민기·김근주(2016). 일·가정 양립제도의 노동시장 효과. 세종: 한국노동연구원.
- 윤홍식(2006). 육아휴직 아버지할당제 도입의 원칙과 방향. 노동리뷰. 63-68.
- 임재진·이현철(2016). 운송산업 안전정보시스템의 효과적 운영을 위한 실증 연구. 한국항공경영학회지. 제14권 제5호, 97-120.
- 장지연·신동균·박선영(2014). 적극적 복지국가와 여성. 세종: 한국노동연구원.

- 최숙희(2016). 남성육아휴직제도 활성화에 대한 고찰: 해외사례 중심으로. 여성연구논총. 제18집. 37-62.
- 통계청(2016). 2016 일·가정 양립 지표. 통계청 보도자료.
- 홍승아·이인선(2012). 남성의 육아참여 활성화를 위한 제도개선 방안. 서울 : 한국여성정책연구원.
- Arnarson, B. T., & Mitra, A. (2010). The Paternity Leave Act in Iceland: implications for gender equality in the labour market. *Applied Economics Letters*. 17(7). 677 - 680.
- Becker, G. (1991). *A Treatise on the Family*. Harvard University Press.
- Boll, C., Leppin, J., & Reich, N. (2014). Paternal childcare and parental leave policies: Evidence from industrialized countries. *Review of Economics of the Household*. 12(1). 129 - 158.
- Bünning, M. (2015). What happens after the “Daddy Months”? Fathers’ involvement in paid work, childcare, and housework after taking parental leave in Germany. *European Sociological Review*. 31(6). 738 - 748.
- Bygren, M., & Duvander, A. Z. (2006). Parents’ workplace situation and fathers’ parental leave use. *Journal of Marriage and Family*. 68(2). 363 - 372.
- Cools, S., Fiva, J. H., & Kirkeboen, L. J. (2015). Causal Effects of Paternity Leave on Children and Parents. *Scandinavian Journal of Economics*. 117(3). 801 - 828.
- Craig, L. & Mullan, K. (2010). Parenthood, Gender and Work-Family Time in the United States, Australia, Italy, France, and Denmark. *Journal of Marriage and Family*. 72(5): 1344-1361.
- Duvander, A.-Z., & Johansson, M. (2012). What are the effects of reforms promoting fathers’ parental leave use? *Journal of European Social Policy*. 22(3). 319 - 330.

- Duvander, A-Z., Mussino, E. & Tervola, J. (2016). Men's childcare : a comparative study of fathers' parental leave use in Sweden and Finland. (unpublished)
- Escot, L., Fernández-Cornejo, J. A., & Poza, C. (2014). Fathers' Use of Childbirth Leave in Spain. The Effects of the 13-Day Paternity Leave. *Population Research and Policy Review*. 33(3). 419 - 453.
- Esping-Andersen, G. (2009). *The Incomplete Revolution*. Polity Press.
- European Commission (2006). *A Roadmap for equality between women and men 2006-2010*. European Commission.
- Geisler, E. & Kreyenfeld, M. (2012). How Policy Matters : Germany's Parental Leave Benefit Reform and Fathers' Behavior 1999-2009. *MPIDR Working Paper*. 49. 1-34.
- Gillings, D., Makuc, D., & Siegel, E. (1981). Analysis of interrupted time series mortality trends: An example to evaluate regionalized perinatal care. *American Journal of Public Health*. 71(1). 38 - 46.
- Gíslason, I. V., & Eydal, G. B. (2011). *Parental Leave, Childcare and Gender Equality in the Nordic Countries*. Nordic Council of Ministers.
- Gíslason, I. V. (2007). *Parental leave in Iceland: Bringing the Fathers in*. Ásprent, Akureyri.
- Gornick, J. C., & Meyers, M. K. (2008). Creating Gender Egalitarian Societies : An Agenda for Reform. *Politics & Society*. 36(3). 313 - 349.
- Haas, L., & Rostgaard, T. (2011). Fathers' rights to paid parental leave in the Nordic countries: consequences for the gendered division of leave. *Community, Work & Family*. 14(2). 177 - 195.

- Haas, L., Allard, K., & Hwang, P. (2002). The impact of organizational culture on men's use of parental leave in Sweden. *Community, Work & Family*. 5(3). 319 - 342.
- Hook, J. L. (2006). Care in Context: Men's Unpaid Work in 20 Countries, 1965 - 2003. *American Sociological Review*. 71. 639 - 660.
- Kangas, M. (2016). *Determinants of Parental Leave Uptake among Fathers*. Lund University. Master Thesis.
- Kotsadam, A., & Finseraas, H. (2011). The state intervenes in the battle of the sexes: Causal effects of paternity leave. *Social Science Research*. 40(6). 1611 - 1622.
- Lammi-Taskula, J. (2008). Doing Fatherhood : Understanding the Gendered Use of Parental Leave in Finland. *Fathering*. 6(2). 133 - 148.
- Lappegard, T. (2008). Changing the Gender Balance in Caring : Fatherhood and the Division of Parental Leave in Norway. *Population Research & Policy Review*. 27. 139 - 159.
- Månsdotter, A., Fredlund, P., Hallqvist, J., & Magnusson, C. (2010). Who takes paternity leave? A cohort study on prior social and health characteristics among fathers in Stockholm. *Journal of Public Health Policy*. 31(3). 324 - 341.
- Meyer, B. D. (1995). Natural and Quasi-Experiments in Economics. *Journal of Business & Economic Statistics*. 13(2). 151-161.
- Palkovitz, R. (2002). Involved fathering and child development: Advancing our understanding of good fathering, in C. S. Tamis-LeMonda and N. Canbrera (Eds.), *Handbook of father involvement: multidisciplinary perspectives*. Erlbaum Mahwah. 141-167.

- Pragg, B., & Knoester, C. (2017). Parental Leave Use Among Disadvantaged Fathers. *Journal of Family Issues*. 38(8). 1157 - 1185.
- Rosenberg, D. (1997). *Trend Analysis and Interpretation*. Division of Science, Education and Analysis Maternal and Child Health Bureau.
- Schultz, T. W. (1963). *Economic Value of Education*. Columbia University Press.
- Sundstrom, M., & Duvander, A. E. (2002). Gender Division of Childcare and the Sharing of Parental Leave among New Parents in Sweden. *European Sociological Review*. 18(4). 433 - 447.
- Taljaard, M., McKenzie, J. E., Ramsay, C. R., & Grimshaw, J. M. (2014). The use of segmented regression in analysing interrupted time series studies: an example in pre-hospital ambulance care. *Implementation Science*. 9(1). 77.
- Wagner, A. K., Soumerai, S. B., Zhang, F., & Ross-Degnan, D. (2002). Segmented regression analysis of interrupted time series studies in medication use research. *Journal of Clinical Pharmacy and Therapeutics*. 27(4). 299 - 309.
- Whitehouse, G., Diamond, C., & Baird, M. (2007). Fathers' Use of Leave in Australia. *Community, Work & Family*. 10(4). 387 - 407.
- 고용보험 DB 원자료 www.ei.go.kr에서 2017.6.15. 인출.

Abstract

Effect of Gender Equality Incentive on Men's Parental Leave Up-take : Focusing on the Private Sector

Mijin Park*

This study explored whether the parental leave reform brought the real change of men's parental leave up-take. For doing this, the research utilized social insurance database of 60 months of men's parental leave up-take rate from 2012 April to 2017 March. The introduction of gender equality incentive was regarded as 1st reform and the expansion of gender equality incentive as 2nd reform. The findings are as follows. First, the introduction of gender equality incentive did not affect the men's parental leave up-take whereas the expansion of gender equality incentive did affect it. Second, the gender equality incentive was not effective at all for low income group, while it was highly influential for high income group. Third, the gender equality incentive was not effectual for the men in small company. On the other hand, it was greatly effective for the men in large company. This research had a significant role in filling the gap of previous research by performing empirical study on men's parental leave up-take and providing meaningful direction of the Korea's parental leave policy development.

Keywords : work-family balance policy, parental leave, gender equality incentive, men's parental leave up-take, segmented regression

* Doctoral Candidate, Department of Social Welfare, Seoul National University