

육아휴직 · 육아휴직 급여제도의 출생아 수 제고 효과 분석

임병인* · 이지민**

본 연구는 1970년부터 2019년까지 연간 시계열 자료를 자기회귀시차분포모형(ARDL)에 적용하여 대표적인 저출산 정책 중 육아휴직제도와 육아휴직 급여제도의 출생아 수 제고 효과를 실증하였다. 분석 결과, 첫째 1988년부터 시행된 육아휴직제도는 조출생률을 증가시키는 효과가 있음이 실증되었지만, 2001년부터 시행된 육아휴직급여 지급제도는 조출생률을 증가시키는 것으로 나타났지만 통계적으로 유의하지 않았다. 둘째, 여자 대학생 수 비율이 증가할수록 조출생률은 감소하는 것으로 나타났다. 셋째, 실질가계소득 변화율은 조출생률을 증가시키지만 통계적으로 유의하지 않았다. 이상의 분석 결과에서 현행 육아휴직제도를 더 길게, 더 많이 이용할 수 있도록 하거나, 출산과 육아 기간 사이의 기회비용을 충분히 보전할 수 있는 수준의 육아휴직급여 지급과 같은 정책 방안이 필요하다는 시사점을 도출할 수 있다.

핵심주제어: 육아휴직제도, 육아휴직 급여제도, 저출산, 조출생률, ARDL모형
경제학문헌목록 주제분류: H5, I3, J1

I. 서론

우리나라의 출산율이 떨어지기 시작한 조짐을 보이기 시작한 것은 1995년 인구증가율이 0.93%, 합계출산율이 1.75명으로 나타나서 대체출산력 이하로 합계출산율이 떨어지는 상황이 발생할 때부터였다. 합계출산율이 2명 이하로 하락하여 저출산 기조가 점차 고착화되어 감에도 여전히 총인구는 증가하였기 때문에 적

* 제1저자, 충북대학교 경제학과 교수, 전화: (043) 415-5285, E-mail: billforest@chungbuk.ac.kr

** 교신저자, 한국고용정보원 책임연구원, 전화: (043) 870-8804, E-mail: whogok@naver.com
논문투고일: 2020. 9. 2 수정일: 2020. 9. 27 게재확정일: 2020. 9. 30

극적인 인구 증대 정책을 도입, 시행하지 못했지만 눈에 띄는 정책 전환이 있었다. 즉, 출산 수준이 비교적 안정되고 합계출산율이 1.75명이던 1995년 1년 후인 1996년에 기존의 출산억제정책을 가족·보건 정책으로 전환하였던 것이다.

문제는 정책 전환 이후 2년이 지난 1997년 말 유례없는 외환위기로 결혼 적령기에 있는 연령계층들이 결혼을 연기하고, 출산을 지연 또는 기피하는 경향이 생기면서 출산율 하락속도가 더 빨라졌다는 것이다. 이후 약 10년이 지난 2005년 소위 ‘1.08 충격’이라는 세계 최저 수준의 합계출산율이 공표되면서 우리나라의 저출산 현상은 국가적인 해결 과제로 부상하였다.

눈여겨볼 대목은 ‘1.08 충격’이 발생하기 1년 전인 2004년 합계출산율이 1.15명이 되어서야 정부는 저출산 문제를 국가적 의제로 설정한 뒤, 2005년 대통령 직속으로 「저출산·고령사회 위원회」를 발족하였다는 점이다. 그러나 때 늦은 대응이라는 평가를 받아온 것이 사실이다. 이후 5개년 「저출산·고령사회 기본계획」이 2006년부터 시작되었는데, 2006~2010년 동안 제1차 기본계획, 2011~2015년 동안 제2차 기본계획이 수립, 추진되었다. 제1차 기간에 19조 7,000억 원의 예산이 투입되었으며, 제2차 기간에는 60조 5,000억 원으로 증가하였다.¹⁾ 이와 같은 정부의 적극적인 계획 수립과 실행 방안 추진을 통해 육아지원 인프라 및 일·가정 양립 제도적 틀 구축, 임신·출산 인프라 확충 등의 성과를 거둔 것은 분명하다. 2016년부터 제3차 기본계획이 추진되고 있는데, 과거에는 유배우 여성의 출산 지원에 초점을 두었다면 3차 계획에서는 만혼 현상의 완화를 위한 정책적 노력도 이루어지고 있다.²⁾

-
- 1) 2006년 정부에서 1차 저출산·고령사회 기본계획을 발표한 다음부터 12년간 153조 원을 쏟아 부었지만 이 기간 합계출산율은 1.13명에서 0.98명으로 감소했다. 2018년에만 저출산 관련 예산은 약 30.6조 원, 출생한 아이가 326,900명이니 출생아 1인당 9,360만 원을 쓴 셈이다(동아일보, 2019. 10. 12 보도, “강건너 불구경” 같던 저출산, 20년새 “발등의 불”에서 인용).
 - 2) 정부가 시행한 1~2차 저출산·고령사회 기본계획의 정책 방안들은 출산과 양육에 유리한 환경을 조성하고 일·가정 양립의 균형을 맞추는 방향 하에서 제시된 것들이다. 구체적으로 일과 가정의 양립 일상화(산전후 휴가, 육아휴직, 육아기 근로시간 단축제도 활성화, 근로형태 유연화, 출산·육아기 이후 여성의 노동시장 복귀 인센티브 지원 등), 양육의 경제적 지원(자녀 보육·교육비 지원, 방과 후 교육비 지원), 다자녀가정 지원(다자녀가정 소득 공제 지원, 다자녀가정 연금보험료 경감 지원, 다자녀가정 주택특별공급, 신혼부부 아파트 공급 등), 육아지원시설 확충(종일제 육아지원시설 확충, 시간제 육아보육시설 확충, 직장내 보육 육아지원시설 확충, 국공립 보육시설 확충 등), 임신·출산지원 확대(산전 진찰비용 지원, 불임부부 지원, 산모도우미 지원 등) 등이 있다. 한편, 3차 기본계획부터는 기존의 기혼가구 중심에서 전환하여 일자리, 주거 등 비혼 만혼대책 중심으로 접근하고 있다. 이에 따라 청년과 신혼부부의 주거 문제 해결, 출산환경 개선(난임지원 확대, 안전한 분만 인프라 구축, 고위험 출산 전문인력 확충 등) 지원에 힘쓰고 있다.

심각한 문제는 계속되는 국가적인 저출산 대응 노력에도 불구하고 2018년과 2019년의 합계출산율이 각각 0.98명, 0.92명, 출생아 수는 각각 326,900명, 303,100명을 기록하여 세계 최초로 합계출산율이 1명 이하로 떨어지는 초저출산 현상이 더욱 심화되고 있다는 것이다.

본 연구는 전술한 문제의식 하에서 저출산 고령사회 기본계획으로 시행된 정부의 정책 실효성에 관심을 가지게 되었다. 특히, 도입 이후 시행기간이 길어 통계가 많이 확보될 수 있고, 제도 자체가 계속 개선되면서 현재까지도 활발히 이용되고 있는 일·가정 양립지원 정책 중 ‘육아휴직제도’에 초점을 맞춘다. 육아휴직제도는 1988년 무급으로 도입되었고, 2001년에 유급으로 전환되었다. 참고로 2001년 유급 전환 이후, 육아휴직급여 지급액은 2001년 5백만 원이었으나 이후 급증하여 2006년 345.2억 원, 2007년 약 610억 원에 이르렀고, 2009년에는 1,397.2억 원으로 1,000억 원을 넘어섰다. 5년 후인 2014년 5,006.6억 원에 이르렀고, 2019년에는 약 10,673.3억으로 1조 원을 넘었다(<표 2> 참조).

한편, 육아휴직제도의 출산율 제고 효과를 살펴본 선행 연구들은 많지 않았지만, 몇몇 선행 연구들(이삼식·최효진·정혜은, 2010; 배호중·천재영, 2008 등)은 횡단면 자료를 이용하여 육아휴직제도 시행이 기대 자녀수 혹은 추가 출산 가능성에 긍정적으로 작용함을 보였고, 일부 연구(정의룡, 2018 등)들에서는 정책 효과가 없는 것으로 나타났다.

따라서 본 연구는 기존 연구와 차별되게 분석 자료를 횡단면이 아닌 시계열 자료를 사용하고, 육아휴직제도의 시행을 시간적 지원(육아휴직제도 사용)과 금전적 지원(육아휴직급여 수령)으로 양분하여 각각의 출산율 제고 효과를 살펴보고자 하였다.³⁾ 본 연구가 사용한 자료는 1970년부터 2019년까지 총 50년간의 시계열 자료로서 이를 자기회귀시차모형(autoregressive distributed lag model, 이하 ARDL모형)의 장기 균형관계식에 적용하여 저출산 해소를 위한 대표적인 일·가정 양립 정책인 육아휴직제도로 인한 저출산 진작 효과를 실증한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 II절에서 기존 국내외 연구를 논의한다. III절에서는 우리나라 육아휴직제도의 연혁 및 제도에 대하여 상술한다.

3) 이와 관련하여 본 연구의 의미를 제시해 본다. 출산 의사결정은 가구 단위에서 다양한 요인과 여건을 고려하여 이루어지므로 거시변수들을 이용한 효과를 분석하는 것에는 한계가 있다. 그럼에도 본 연구에서는 정부에서 5년 단위로 수립, 공표하고 있으며, 현재까지 공표된 3차 저출산·고령화 대책에 대한 정책 효과를 살펴보는 것은 의미가 있다고 보았다. 더 나아가 장기 시계열 자료를 이용한 선행 연구들도 많지 않아 관련 연구의 지평을 넓힌다는 점에서 학술적 의의도 있다고 판단하였다.

IV절에서는 육아휴직제도의 출생아 수 제고 효과 추정모형을 ARDL모형으로 설정하여 추정하고, 그 추정 결과들을 분석한다. V절에서는 분석 결과들을 요약한 뒤, 그에 근거하여 정책적 시사점을 도출, 제언한다.

II. 기존 국내외 연구

1. 출산에 영향을 미치는 요인에 관한 선행 연구

출산에 대한 사회경제적 결정 요인에 대한 연구는 1960년대 중반부터 시작된 서구 산업사회의 저출산 현상에 대한 논의에서부터 시작되었다. 특히, 출산율에 영향을 미치는 요인들에 대한 논의를 정리해 보면 다음과 같다.

Becker(1992)는 여성의 경제활동이 출산율을 결정하는 중요한 요인이라고 주장하였다. 구체적으로 논의해 보면 다음과 같다. 여성의 교육 수준 증가로 시장임금이 높아지면 자녀 양육의 기회비용이 증가하므로 자녀수가 감소하는 대체 효과가 발생하며, 동시에 가구소득 증가에 따라 자녀수가 증가할 수 있는 소득 효과도 발생한다. 그는 중첩세대모형(overlapping generations model, OLG모형)을 사용하여 세대 간 출산율 변화를 분석하면서 1인당 소득의 증가, 인적 자본과 고정자본의 증가, 여성의 경제활동 참가 확대가 출산율을 감소시킨다는 결론을 도출하였다.

조남훈 외(1977)는 1970년도 시·군·구 행정단위 185개의 횡단면 자료를 이용하여 단순회귀분석을 바탕으로 출산력 저하에 가장 큰 영향을 미치는 요인은 소득 수준 향상, 교육 수준 향상 및 결혼연령의 상승과 같은 변수임을 보였다.

김병우(2010)는 1970년부터 2004년까지의 시계열 자료를 사용한 중첩세대모형을 바탕으로 여성의 출산율(여성 인적 투자 등의 요인으로)은 남성 간 상대임금 변화에 영향을 받으므로 현재의 출산율 하락은 여성의 인적 자본 축적, 절대적 임금격차의 확대 등에서 기인한다고 주장하였다.

황진영(2013)은 1980년, 1995년, 2005년 130개 국가 간 불균형 패널 자료를 이용하여 고정 효과와 임의 효과 모형을 바탕으로 여성의 경제활동 참가와 출산율 간에는 U자형 관계가 도출되고, 전체 국가 및 여성의 경제활동 참가가 상대적으로 낮은 수준의 국가(우리나라는 여성의 경제활동 참가가 53.7%로 상대적으로 낮은 국가에 해당)는 여성의 경제활동 참가의 정도가 첫 아이 출산 나이에 양(+)

의 영향을 미칠 뿐만 아니라 출산율에 음(-)의 영향을 미침을 보였다.

정진화 · 김현숙 · 임지은(2019)은 1990~2016년 OECD 국가들의 자료를 패널화하여 차분(difference)동학패널모형을 이용하여 합계출산율 결정 요인을 분석하였다. 추정 결과, 가구소득 및 여성 경제활동 참가율의 증가와 여성 근로시간의 감소는 출산율을 높이는 효과를 보였다. 그리고 청년층의 실업률이 높거나 상대적 코호트의 크기가 클수록 출산율이 낮아져서 상대소득가설을 지지하는 것으로 나타났다.

이상의 기존 연구들에서 출산에 영향을 미치는 요인들은 여성의 경제활동 참가, 개인의 소득증가, 양육의 기회비용 증가, 혼인에 대한 인식 변화 등임을 알 수 있다.

이외에도 인적 자본 축적은 여성의 학력 수준 증가로 이어져 출생아 수 감소에 영향을 미치고 있다는 연구도 있는데, 이에는 김태현 외(2006)와 김두섭(2007) 등이 있다. 김태현 외(2006)는 통계청의 인구센서스 자료에서 1980년, 1990년, 2000년 시계열 자료를 이용하여 다변량 분석기법을 바탕으로, 과거에는 고졸 학력층이 그리고 최근에는 대학 이상 고학력층의 출생아 수 감소가 어떠한 변수보다 통계적으로 유의함을 제시하고 있다.

김두섭(2007)은 여성의 교육 수준을 출산 수준과 연관시켜 설명하고 있다. 1990년, 2000년, 2005년에 실시된 인구센서스 자료, 1990년, 1997년, 2000년 및 2005년 동태통계(출생) 원자료와 한국보건사회연구원의 「2003년, 2005년 전국 결혼 및 출산동향조사」를 이용하여 기술통계 분석을 하였다. 그에 따르면, 출산 수준이 저학력층 집단보다 고학력층 집단에서 우선적으로 감소하는데, 고학력층 집단에서 자녀에 대한 기대가 커서 자녀에 대한 투자를 증가시키고 투자의 질을 높이기 위하여 적극적으로 자녀수를 조절한다는 것이다.

2. 육아휴직제도의 출산율 제고 효과 관련 선행 연구

본 연구와 같이 육아휴직제도의 출산율 제고 효과를 살펴보는 유사 국내 연구들은 이삼식 · 최효진 · 정혜은(2010), 정의룡(2018), 배호중 · 천재영(2008), 정진화 · 김현숙 · 임지은(2019) 등이 있다. 이하에서 이 연구들의 주요 내용을 논의해 본다.

이삼식 · 최효진 · 정혜은(2010)은 2009년 「전국 결혼 및 출산동향조사」 자료를 이용하여 유배우 여성(20~44세)을 대상으로 산전후 휴가와 육아휴직제도의 기대

자녀수 간의 연관성을 살펴보았다. 추정 결과 산전후 휴가는 기대 자녀수에 미치는 영향력은 통계적으로 유의하지 않았으나, 육아휴직 이용 경험은 기대 자녀수에 양(+)의 영향을 주고 있음을 보이고 있다.

정의룡(2018)은 2차, 4차 복지패널 자료(2차: 2008~2009년, 4차: 2012~2013년)를 이용하여 가임기 여성 및 그 배우자의 육아휴직 혜택 이후 출산 효과를 이중차분 분석기법을 이용하여 추정한 결과, 육아휴직제도의 정책 효과는 출산율에 긍정적이지 않음을 보였다.

배호중·천재영(2008)은 한국노동패널(KLIPS) 4~19차 연도 자료를 이용하여 혼인 당시 임금근로자인 여성을 대상으로 출산 전후 휴가와 육아휴직을 사용할 수 있는 집단과 사용할 수 없는 집단을 나눈 뒤, 두 집단의 출산이행 기간(혼인~첫째 아이 생일 사이의 간격)과 3년 내 자녀출산 가능성 차이를 비교 분석하였다. 분석 결과, 출산 전후 휴가를 사용할 수 있을 것으로 기대되는 여성 임금근로자들이 이를 사용할 수 없는 집단에 비해 출산 가능성이 상대적으로 높았다. 육아휴직의 활용 가능성 측면을 보면, 육아휴직을 사용할 수 있는 여성 임금근로자들이 그렇지 못한 여성 임금근로자들에 비해 출산 가능성이 높았다. 혼인 후 3년 내 출산 가능성에 있어서도 해당 제도를 사용할 수 있는 이들의 출산 가능성이 이를 사용할 수 없는 근로자들에 비해 높은 것으로 나타났다.

정진화·김현숙·임지은(2019)은 1990~2016년 OECD 국가들의 자료를 패널화하여 합계출산율 결정 요인을 분석하였다. 추정 결과, 육아휴직은 남유럽과 동유럽 국가에서 출산율을 높이고, 보육 서비스는 동유럽과 아시아 국가에서 출산율을 높인 것으로 나타났다.

한편, 육아휴직제도가 출산에 어떠한 영향을 주는지를 살펴본 해외 연구로는 Rosen(2004), Lalive and Zweimuller(2009), Duvander *et al.*(2009) 등이 있다.

Rosen(2004)은 1988년 “Norwegian Family and Occupation Survey”의 1945~1968년 출생 여성, 1989년 “Finnish Population Survey”의 1938~1967년 출생 여성 등을 대상으로 시계열 자료를 이용한 동적구조방정식 모형을 이용하여 분석하였다. 분석 결과 육아휴직 기간이 길수록 임신확률이 높아짐을 보였다.

Lalive and Zweimuller(2009)는 Austrian Social Security Dataset(ASSD)의 1972년부터의 시계열 자료를 이용하여 회귀불연속 분석을 바탕으로 1990년 오스트리아에서 육아휴직 기간을 1년에서 2년으로 증가시킬 경우 여성들의 출산확률이 증가하였고, 기간을 줄이면 첫째 자녀와 둘째 자녀 출산 사이의 간격이 줄어들지만, 둘째 자녀의 출산율에는 유의한 영향을 미치지 않음을 보였다.

Duvander *et al.*(2009)은 1988~1999년 스웨덴 인구등록 자료와 1993~2003년 노르웨이 인구등록 자료를 이용하여 부부의 육아휴직 사용과 출산 지속성 간의 관계에 대하여 실증하였다. 사건역사 분석(event history analysis)을 실시한 결과, 노르웨이와 스웨덴에서 모두 한 자녀 혹은 두 자녀가 있는 가정에서 남성의 육아휴직 사용은 추가 출산의 지속성과 긍정적으로 밀접한 관계가 있는 것으로 나타났다. 또한 노르웨이에서만 두 자녀가 있는 가족에서 여성의 장기적인 육아휴직 사용은 셋째 자녀 출산에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이상에서 살펴본 기존 연구들과 본 연구는, 첫째 우리나라의 저출생 대책 중 시간간지원형 정책 방안인 육아휴직제도에 초점을 맞추어 그 효과를 제도와 급여 모두 추정한다는 점, 둘째 출생아 수에 영향을 줄 수 있는 대표적인 변수 중 여자 대학재학생 수 및 실질가계소득을 추정에 반영한다는 것, 셋째 일반적인 시계열 자료로서 파악할 수 있는 단기 균형관계가 아닌 장기 균형관계를 ARDL모형으로 추정한다는 점, 넷째 패널 또는 횡단면 자료를 사용한 기존 국내외 연구들은 제도 도입 시점을 기준으로 전후의 효과를 비교한 것임에 반해, 본 연구는 1970년까지 소급하여 비교적 장기(50년) 시계열 자료로서 제도 도입 전후에 나타나는 추세를 모두 반영하여 저출생 대책의 효과를 실증하고자 했다는 점 등에서 차별된다.

III. 육아휴직제도와 육아휴직 급여제도 개요

출산을 제고 정책을 『3차 저출산·고령사회 기본계획』을 중심으로 살펴보면, 크게 비용 분야, 시간 분야, 돌봄 분야, 문화 분야, 기반 분야 등으로 구분할 수 있다. 구체적으로 비용 분야에서는 출산·양육비 부담 최소화, 시간 분야에서는 아이와 함께하는 시간 최대화, 돌봄 분야에서 촘촘하고 안전한 돌봄체계 구축, 문화 분야에서는 모든 아동 존중과 포용적 가족문화 존중, 기반 분야에서 2040세대 안정적인 삶의 기반(일·주거·교육) 조성 등이 제시되어 있다.

먼저 이러한 분류 중 시간 분야와 비용 분야에 속하는 대표적 제도인 육아휴직제도에 대해서 상술한다. 육아휴직제도는 합계출산율이 2.1명이었던 1983년보다 4년 후인 1987년 「남녀고용평등법」 제정 당시 무급으로 도입되었다. 육아휴직제도는 근로자가 고용을 유지하면서 일정 기간 자녀 양육을 위해 휴직할 수 있는 제도이다(<표 1> 참조). 동 제도는 1987년 「남녀고용평등법」이 제정되면서 도입

되어 1988년부터 시행되었다. 제도 도입 당시에는 생후 1년 미만의 영아가 있는 여성 근로자만 사용할 수 있었고, 급여는 지급되지 않았다. 1989년에는 육아휴직 기간을 1년 이내로 규정하고 육아휴직 기간을 근속기간에 포함하였다.

1995년에 고용보험 내 육아휴직장려금 지원 제도를 신설하여 육아휴직을 이용하는 여성 근로자가 있는 기업에 육아휴직 근로자 1인당 일정 금액의 장려금을 지급하였고, 육아휴직 적용 대상을 남성으로까지 확대하였다.

2001년에는 「남녀고용평등법」이 전부 개정되면서 육아휴직급여를 신설하여, 고용보험에서 육아휴직 이용자에게 월 20만 원씩 정액으로 지급하기 시작하였고, 2002년과 2004년에 육아휴직급여가 각각 10만 원씩 인상되었다. 2006년에 육아휴직 대상 아동 연령을 만 1세에서 만 3세로 확대하였고, 2007년에 급여를 40만 원(정액)에서 50만 원(정액)으로 인상하였다.

한편, 「2차 저출산·고령사회기본계획」에서 육아휴직급여 산정 방식을 정액제에서 정률제로 전환하였고, 경력단절을 방지할 목적으로 휴직급여의 일부를 복귀 후에 지급하도록 변경(육아휴직급여의 15%는 직장 복귀 6개월 후에 신청받아 지급 가능)하였다. 그 결과 2011년 급여 산정 방식이 정액 50만 원(정액)에서 통상 임금의 40%(정률제)로 바뀌었고, 지급액의 하한액은 50만 원, 상한액은 100만 원으로 정해졌다.

다음은 육아휴직 대상 아동 기준의 연혁에 대하여 논의해 본다(<표 1> 참조). 육아휴직 대상 아동 연령은 2006년 생후 1년 미만의 영아에서 생후 3년 미만의 영유아로, 2010년 만 6세 이하 초등학교 취학 전 자녀를 가진 경우로 확대하였다. 그러다가 「제2차 기본계획」 시기인 2014년에는 만 8세 이하 또는 초등학교 2학년 이하의 자녀(입양자녀 포함)로 확대하였다. 또한 육아휴직제도를 남성과 여성 모두 1년씩 신청 가능하며 분할 이용도 가능하다.⁴⁾

4) 법령 규정과 달리 실제 육아휴직으로 사용할 수 있는 총 기간은 재직하고 있는 직장에 따라 다르다. 공무원과 공공기관 근로자의 경우, 자녀 1인에 대하여 3년(분할 사용 가능, 부부가 동일 자녀에 대하여 각각 사용 가능, 동시 사용도 가능 등)까지 사용할 수 있다.

<표 1> 육아휴직과 육아휴직 급여제도 연혁

| 시기 (시행일) | 내용 | 관련 법령 |
|-------------|--|--|
| 1988. 4 | · 육아휴직제도 도입(생후 1년 미만의 영아를 가진 여성근로자, 1년 이내, 무급) | 남녀고용평등법 제11조 |
| 1989. 4 | · 육아휴직 기간을 근무 기간에 포함 | 남녀고용평등법 제11조 |
| 1995. 7 | · 육아휴직장려금(기업 제공) 지원 제도 신설 | 고용보험법 시행령 제23조 |
| 1995. 8 | · 남성 육아휴직 가능(여성 근로자의 배우자인 남성 근로자, 남성은 여성을 대신해서만 신청 가능) · 생후 1년이 되는 날을 경과하면 휴직 불가 | 남녀고용평등법 제11조 |
| 2001. 11 | · 생후 1년 미만의 영아를 가진 근로자는 남녀 모두 육아휴직 가능 · 육아휴직급여 지급 근거규정 및 급여(월 20만 원) 신설 | 남녀고용평등법 제19조 고용보험법 제55조의2 고용보험법 시행령 제68조의3 |
| 2002. 12 | · 육아휴직급여 인상(월 20만 원 → 월 30만 원) | 고용보험법 시행령 제68조의3 |
| 2004. 2 | · 육아휴직급여 인상(월 30만 원 → 월 40만 원) | |
| 2006. 3 | · 육아휴직 대상 아동 연령 확대(생후 1년 미만 → 생후 3년 미만의 영유아를 가진 근로자, 다만, 2008년 1월 1일 이후 출생 아동부터 적용) · 생후 3년이 되는 날을 경과하면 휴직 불가 | 남녀고용평등법 제19조 |
| 2007. 4 | · 육아휴직급여 인상(월 40만 원 → 월 50만 원) | 고용보험법 시행령 제68조의3 |
| 2008. 6 | · 생후 3년이 되는 날을 경과하면 휴직불가규정 삭제 | 남녀고용평등법 제19조 |
| 2010. 2 | · 육아휴직 대상 아동 연령 확대(생후 3년 미만 → 만 6세 이하 초등학교 취학 전 자녀를 가진 근로자, 입양자녀 포함) | 남녀고용평등법 제19조 |
| 2011. 1 | · 육아휴직급여 정률제 전환(월 50만 원 → 월 통상임금의 40%, 상한액 100만 원, 하한액 50만 원) · 육아휴직급여 사후 지급(육아휴직급여의 15%는 육아휴직 종료 후 복직하여 6개월 이상 근무한 경우에 지급) | 고용보험법 시행령 제95조 |
| 2012. 8 | · 기간제·파견근로자의 육아휴직 사용촉진규정 신설 | 남녀고용평등법 제19조 |
| 2014. 1 | · 육아휴직 대상 아동 연령 확대(만 6세 이하 미취학 자녀 → 만 8세 이하 또는 초교 2학년 이하의 자녀를 가진 근로자) | 남녀고용평등법 제19조 |
| 2014. 10 | · ‘아빠의 달’ 육아휴직 특례제도 신설 · 두 번째 육아휴직자의 첫 1개월 통상임금 100%, 최대 150만 원) | 고용보험법 시행령 제95조의2 |
| 2015. 7 | · 육아휴직급여 사후지급 비율 조정(15% → 25%) | 고용보험법 시행령 제95조 |
| 2016. 1 | · ‘아빠의 달’ 인센티브 확대(1개월 → 3개월) | 고용보험법 시행령 제95조의2 |
| 2017. 7 | · 첫째 자녀는 그대로 상한 150만 원 유지, 둘째 자녀의 경우 ‘아빠의 달’ 휴직급여 상한액 인상(150만 원 → 200만 원) | 고용보험법 시행령 제95조의2 |
| 2017. 9 | · 육아휴직 첫 3개월 급여 인상(월 통상임금의 40% → 80%, 하한 50만 원 → 70만 원, 상한 100만 원 → 150만 원) | 고용보험법 시행령 제95조의2 |

<표 2> 연도별 육아휴직급여 지원 실적

(단위: 명, 백만 원)

| 연도 | 인원 | | | 지급액 | 월급여액 |
|------|---------|--------|--------|-----------|---------------------------------------|
| | 전체 | 여성 | 남성 | | |
| 2001 | 25 | 23 | 2 | 5 | 20만 원 |
| 2002 | 3,763 | 3,685 | 78 | 3,087 | 30만 원 |
| 2003 | 6,816 | 6,712 | 104 | 10,576 | 30만 원 |
| 2004 | 9,304 | 9,123 | 181 | 20,803 | 40만 원 |
| 2005 | 10,700 | 10,492 | 208 | 28,242 | 40만 원 |
| 2006 | 13,670 | 13,440 | 230 | 34,521 | 40만 원 |
| 2007 | 21,185 | 20,875 | 310 | 60,989 | 50만 원 |
| 2008 | 29,145 | 28,790 | 355 | 98,431 | 50만 원 |
| 2009 | 35,400 | 34,898 | 502 | 139,724 | 50만 원 |
| 2010 | 41,732 | 40,913 | 819 | 178,121 | 50만 원 |
| 2011 | 58,134 | 56,732 | 1,402 | 276,261 | 월 통상임금의 40% |
| 2012 | 64,069 | 62,279 | 1,790 | 357,798 | 월 통상임금의 40% |
| 2013 | 69,616 | 67,323 | 2,293 | 420,248 | 월 통상임금의 40% |
| 2014 | 76,833 | 73,412 | 3,421 | 500,663 | 월 통상임금의 40% |
| 2015 | 87,339 | 82,467 | 4,872 | 619,663 | 월 통상임금의 40% |
| 2016 | 89,795 | 82,179 | 7,616 | 625,243 | 월 통상임금의 40% |
| 2017 | 90,123 | 78,080 | 12,043 | 680,430 | 육아휴직 첫 3개월 통상임금의 80%, 나머지 기간 통상임금 40% |
| 2018 | 99,199 | 81,537 | 17,662 | 839,083 | 육아휴직 첫 3개월 통상임금의 80%, 나머지 기간 통상임금 40% |
| 2019 | 105,165 | 82,868 | 22,297 | 1,067,303 | 육아휴직 첫 3개월 통상임금의 80%, 나머지 기간 통상임금 40% |

자료: 고용노동부, 「고용보험 DB자료」.

한편, 「제2차 저출산·고령사회기본계획」에 포함되지는 않았지만, 2014년 ‘아빠의 달’이라는 제도가 도입, 시행되었다. 이는 육아휴직 특례조항을 신설하여 남성 육아휴직 사용을 촉진하고자 한 것으로 동일 자녀에 대해 부모가 순차적으로 육아휴직을 사용할 경우, 두 번째 사용자의 육아휴직급여를 상향 지급하는 조치이다. 동일 자녀에 대해 육아휴직 두 번째 사용자에게 첫 1개월 동안 당초 통상

임금의 40%이던 급여비율을 100%로 인상하고, 상한액을 100만 원에서 150만 원으로 상향 지급하였다. 이는 남성의 육아휴직 사용률이 저조한 당시 현실을 개선하고자 단 1개월이라도 육아휴직을 사용할 수 있도록 경제적 유인을 강화한 조치이다. 또한 2016년에 ‘아빠의 달’ 기간을 1개월에서 3개월로 확대, 시행하였다.

2017년 9월부터 육아휴직급여가 인상되어 육아휴직 첫 3개월 동안 통상임금의 40%에서 80%로 인상하고 상한액 및 하한액도 각각 150만 원과 70만 원으로 인상하였다.

IV. 육아휴직제도의 출생아 수 제고 효과 추정

1. 사용 자료

본 연구에서는 육아휴직제도가 출생아 수에 영향을 미치는가를 실증하기 위해 시계열 자료를 이용한 회귀추정 방법을 사용하였다.

추정에 사용한 변수들에 대하여 논의해 본다. 첫째, 종속변수는 조출생률(인구 1천 명당 출생아 수)을 사용하였고, 통계청 「인구동향조사」 자료에서 구득하였다.

둘째, 독립변수 중 정책변수는 육아휴직제도 시행 여부와 육아휴직급여이다. 육아휴직제도는 1988년부터 시행되었고, 최초 시행 당시에는 단지 육아를 할 수 있는 기간을 제공한 것에 불과하였고, 육아휴직급여라는 유인을 제공한 것은 2001년부터이다. 이를 반영하여 육아휴직제도 시행 이전의 기간은 ‘0’, 시행 이후에는 ‘1’로 하는 가변수(dummy variable)를 사용하였는데, 정책 시행 이후 실질적으로 출산에 영향을 미치는 시차를 고려하여 1989년까지를 ‘0’ 그 이후를 ‘1’로 두었다. 육아휴직급여 지급이 시행된 2001년 이전을 0원으로, 휴직급여 지급 이후는 연도별 책정액을 반영하였다.⁵⁾ 또한 비율변수로 변환시키기 위하여 가구당 명목 소득 대비 육아휴직 급여액으로 설정하였다.

셋째, 또 다른 독립변수로는 여자 대학생 수 비율과 실질가계소득 변화율을 사용한다. 이 변수들은 출생아 수에 영향을 미친다고 실증된 기존 선행 연구들을 바탕으로 사용한 것이다(II.1. 참조). 구체적으로 논의하면, 여자 대학생 수 비율을 독립변수로 사용한 것은 여성들이 대학을 졸업하면 경제활동 참가의 증가로

5) 정률제의 지급 기준은 월 통상임금의 40%이지만, 본 연구에서 추정된 급여액은 육아휴직급여 수혜자들의 연도별 월 통상임금 자료를 구할 수 없어 부득이 월 상한액으로 사용하였다.

이어져 여성의 경제적 지위 제고와 성별 임금격차 축소가 나타나 출산과 육아의 기회비용을 높일 것으로 판단했기 때문이다.⁶⁾ 실질가계소득 변화율을 반영한 이유는 소득증가와 함께 위생 상태가 좋아지면 영아사망률이 떨어져⁷⁾ 출생아 수가 시간이 지나면서 감소폭이 줄어들 것이고, 더 나아가 소득이 높은 대부분의 OECD 국가들의 합계출산율이 낮다는 점을 반영하기 위함이다.⁸⁾ 여자 대학생 수 비율은 한국교육개발원 「교육통계연보」에서 구득하였고, 실질가계소득은 통계청 「가계동향조사」 자료에 나오는 경상소득을 연도별 물가지수로 나눈 것이다.

본 연구에서 사용되는 변수들의 연도별 추세는 <그림 1>과 같다.

<그림 1>에 따르면, 출생아 수는 계속 감소하고 있고, 전년 대비 증가율은 연도별로 양(+)과 음(-)이 상당히 큰 폭으로 엇갈리면서 나타나고 있다. 전체 인구 수는 증가하고 있으나, 연도별로 양(+)과 음(-)이 엇갈리게 나타나는 폭은 크지 않았다. 실질가계소득은 증가하는 추세를 보여주었고, 전년 대비 증가율은 출생아 수와 비슷하게 증가와 감소가 상당히 큰 폭으로 엇갈리면서 나타났다. 특히, 실질가계소득은 1997년 외환위기 직후에는 전년 대비 실질소득이 눈에 띄게 감소한 것을 볼 수 있다.

여자 대학생 수는 꾸준히 증가하고 있으며 증가율은 시간이 경과하면서 감소 추세를 보여주고 있다. 특히, 여자 대학생 수는 1980년 졸업정원제 실시와 함께 증가율이 폭발적으로 높아졌고, 1990년대 중반의 대학 확대 정책 실시 이후에도 급증 추세를 보여주고 있다.⁹⁾

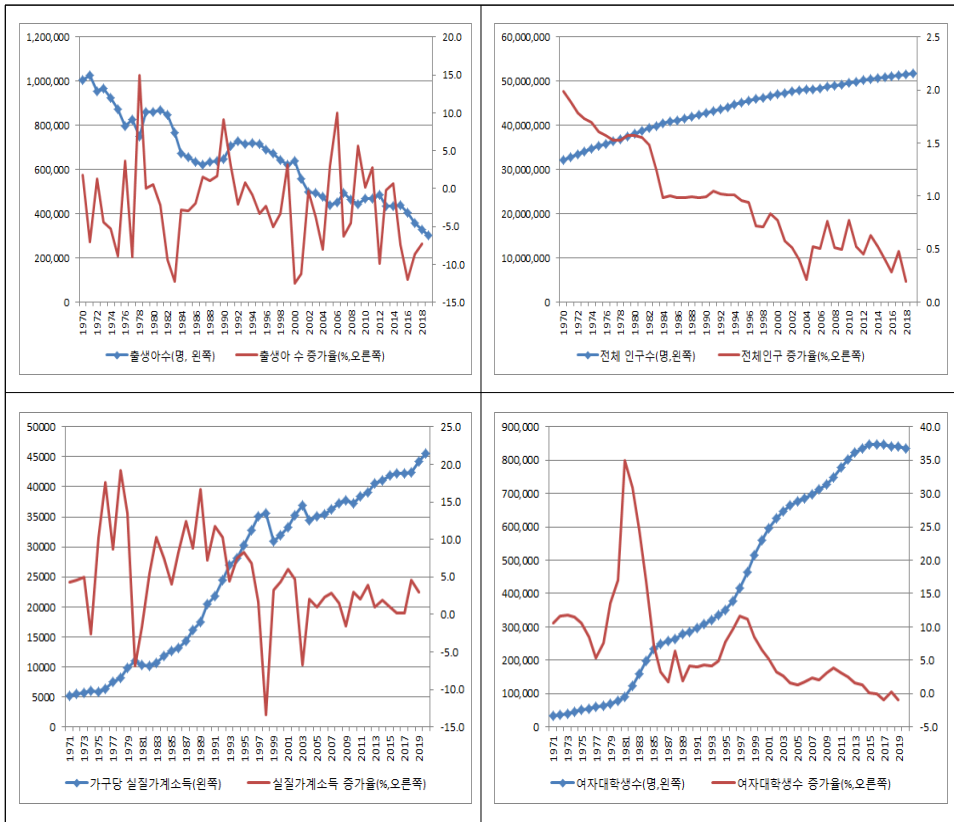
6) 여성 경제활동인구와 여자 대학생 수를 동시에 독립변수로 반영하고자 하였으나 두 변수 간에 다중공선성이 존재하여 여자 대학생 수를 사용하였다. 이는 기존 연구(김태현 외, 2006; 김두섭, 2007; Palomba *et al.*, 1997)에서 확인할 수 있듯이 고학력일수록 결혼에 관한 인식이 달라져 궁극적으로 출산에 영향을 준다고 보았기 때문이다.

7) 1인당 조정실질총생산이 높을수록 모성사망률과 영아사망률이 낮아진다(Tresserras *et al.*, 1992).

8) 1인당 명목 GDP 대신에 실질가계소득을 사용한 이유는 1인당 GDP가 출산 또는 양육의 단위인 가구를 대표하기보다는 한 나라 경제의 평균소득 수준을 가늠하는 것이라 판단했기 때문이다. 다시 말하면, 경제공동체의 기본 단위인 가구소득이 1인당 GDP보다는 출산과 양육과 관련성이 높다고 판단했다. 참고로 심사자께서 자녀 출산은 1차적으로 가임기 여성의 의사결정에 의한 것이므로 설명변수 중 휴직급여 비율은 가계소득 대비 비중이 아니라 가임기 여성 중 취업자 소득으로 해야 한다고 지적하여 실질가계소득이 아닌 가임기 여성 취업자의 소득으로 휴직급여 비율을 계산하여 독립변수로 사용하여 추정하였으나, 실질가계소득 대비 육아휴직급여 비율의 추정 결과와 동일하게 통계적으로 유의하지 않았다.

9) 이외에도 출산에 영향을 미칠 수 있는 다른 변수들도 고려하였으나 본 연구의 핵심 주제인 육아휴직제도와 육아휴직급여에 초점을 맞추면서 통계적으로 유의하지 않은 변수들은 추정에서 제외하였다. 본 연구에서 고려했던 변수들인 인구증가율, 실업률, 영아사망률, 성별 임금 격차 등을 반영하여 추정을 시도하였으나 통계적으로 유의하지 않았다. 또한 출생아 수

<그림 1> 주요 변수의 연도별 및 증감률 추이



2. 연구방법과 검정 결과

본 연구에서는 앞서 언급했듯이 시계열 분석방법인 ARDL(autoregressive distributed lag)모형을 이용하여 육아휴직제도의 시행에 따른 출생아 수 제고 효과를 알아본다. 흔히 여성 노동공급의 저해 요인으로 기혼 여성의 육아 부담을 들고 있지만, 다른 한편으로 여성의 노동시장 참여가 결혼과 출산의 지연, 나아가 출산율을 하락시킨다는 점 또한 선행 연구들에서 확인된다(II.1 참조). 따라서 기혼여성이 현재의 경제활동 상태를 중단하지 않으면서도 양육을 병행할 수 있도록

에 영향을 미칠 수 있는 혼인건수(또는 혼인율)도 있겠지만, 본 연구의 핵심 주제인 육아휴직제도는 결혼과 자녀 존재를 전제하고 있으므로 제외하였다. 이상의 변수들은 시계열 기간이 더 길어지면 유용한 변수가 될 수 있을 것이므로 향후 과제로 남긴다.

록 하여 출산을 감소 정도를 완화시키는 것이 정부의 일·가정 양립제도의 목적이다. 그런데 육아휴직과 출생아 수 간의 장·단기 관계에 대한 이론적 근거를 명확하게 보이면서 실증한 연구는 없지만, 기존 연구에서 확인할 수 있듯이 두 변수 간에 단기 영향관계가 있음을 실증하고 있다. 본 연구에서는 이에 더해 ARDL모형으로서 두 변수 간의 장기 균형관계에 초점을 맞추어 추정한다.

기존의 관련 선행 연구들은 대부분 횡단면 자료를 이용한 미시적 분석방법(단순회귀분석, 이중차분분석, 이항로지분석)을 사용하였지만, 본 연구에서는 분석기간을 1970년까지 소급하여 2019년까지의 시계열 자료를 사용한다.

시계열 분석모형은 일반적으로 모든 변수가 동일하게 단위근이 없거나(I(0)), 차분해서 단위근이 사라지는 경우(I(1))에 적용 가능한 모형이다. 그런데 ARDL 모형은 I(0), I(1)가 혼합된 변수에서도 적용할 수 있는 장점이 있다.

이제 본 연구에서 사용한 변수들의 단위근 검정 결과를 제시한다(<표 3> 참조). <표 3>에 단위근 검정 결과를 제시하였는데, 조출생률, 휴직급여 비율, 여자 대학생 수 비율은 5% 수준에서 변수가 I(1)임을 확인할 수 있었다. 이외에 실질가계소득 변화율은 I(0)로 단위근이 없는 것으로 나타났다.

한편, 본 연구에서 사용한 수준(level)변수인 출생아 수, 실질가계소득, 육아휴직급여, 여자 대학생 수는 모두 비율변수로 전환하였다. 이는, 첫째 추정에 사용한 변수들이 증가 혹은 감소 추세를 가지는 장기 시계열 자료여서 초기 시점과 최종 시점 간의 자료 편차가 크므로 비율변수로 바뀌어서 그 차이를 완화해 줄 필요가 있었고, 둘째 추정된 회귀계수를 탄력성으로 해석할 수 있기 때문이다.

<표 3> 단위근 검정 결과

| 변수 | ADF값 | | I(d) |
|---------------------------------------|-----------|-----------|------|
| | 수준 | 1차 차분 | |
| 조출생률(=(출생아 수/전체 인구수)×1000) | -2.311 | -3.744*** | I(1) |
| 휴직급여 비율(=(휴직급여/명목가계소득)×100) | 0.544 | -5.000*** | I(1) |
| 실질가계소득 변화율(=(실질가계소득 변화분/실질가계소득)×100) | -4.752*** | | I(0) |
| 여자 대학생 수 비율(=(여자 대학생 수/전체 대학생 수)×100) | -0.285 | -3.919*** | I(1) |

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

본 연구에서 사용하는 자료가 50년에 걸친 장기 시계열 자료이므로 공적분 관계가 존재하는 것을 확인하여 장기 균형관계를 살펴보는 것이 필요하다. ARDL 모형도 시계열 추정모형이므로 공적분 관계를 검정해야 할 것이다.

육아휴직 여부에 따른 조출생률 제고 효과를 추정하기 위한 기본모형은 다음과 같다.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Dum_t + \sum_{i=2}^4 \sum_{j=1}^3 \beta_i X_{j,t} + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

여기서, Y_t : 조출생률

Dum : 육아휴직제도 더미변수(1989년까지 0, 1990년부터 1)(이하 동일)

X_j : 육아휴직급여 비율, 실질가계소득 변화율, 여자 대학생 수 비율

식 (1)에 사용된 변수들의 장기적 관계와 동태적인(dynamic) 상호작용을 확인하기 위해서 식 (2)와 같은 ARDL-UECM(unrestricted error correction modal) (이하 ARDL-UECM)¹⁰⁾ 모형을 제시한다(Pesaran M. H. and Y. Shin, 1999; Pesaran *et al.*, 2001 참조).

$$\begin{aligned} \Delta Y_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{2i} \Delta X_{1t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{3i} \Delta X_{2t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \beta_{4i} \Delta X_{3t-i} \\ & + \pi_1 Y_{t-1} + \pi_2 Dum_{t-1} + \pi_3 X_{1t-1} + \pi_4 X_{2t-1} + \pi_5 X_{3t-1} + \epsilon_t \\ & t = 1, \dots, T \end{aligned} \quad (2)$$

식 (2)에서 차분연산자(Δ)가 있는 변수들은 조출생률과 그 결정 요인 간의 단기 동태적인 상호작용을 보여주며 조출생률과 그 결정 요인 간의 단기 탄력성으로 해석할 수 있다. π 계수가 붙어 있는 변수들은 장기 균형관계를 보여주고, $\pi_1 Y_{t-1} + \pi_2 Dum_{t-1} + \pi_3 X_{1t-1} + \pi_4 X_{2t-1} + \pi_5 X_{3t-1} = 0$ 에서 장기 균형관계로부터 장기 육아휴직제도에 대한 조출생률의 탄력성은 $-\pi_2/\pi_1$ 로 추정된다. 만약 π 값이 0이면 장기 균형관계는 존재하지 않는다고 해석한다.

본 연구에서는 장기 균형관계를 검정하기 위한 방법으로 ARDL-한계검정법

10) Pesaran *et al.*(2001)은 식 (1)을 conditional equilibrium correction model(CECM)이라고 부른다.

<표 4> 공적분 검정 결과(한계검정)

| 독립변수 | F값 | 하한 임계값 (5% 수준) | 상한 임계값 (5% 수준) | 공적분 |
|---|------|-------------------|-------------------|-----|
| 육아휴직제도(더미), 육아휴직급여 비율, 실질가계소득 변화율, 여자 대학생 수 비율 | 4.05 | 2.56 | 3.49 | 존재 |

(bounds test)을 사용한다. ARDL-한계검정법은 귀무가설($H_0: \pi_1 = \pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = \pi_5 = 0$ 변수들 간의 공적분 미존재)과 대립가설($H_1: \pi_1 \neq \pi_2 \neq \pi_3 \neq \pi_4 \neq \pi_5 \neq 0$ 변수들 간의 공적분 존재)에 대한 Wald 검정을 수행하여 F값을 구한다. 추정된 F값에는 하한 임계값(lower critical bounds value)과 상한 임계값(upper critical bounds value)이 있다. 만약 F-통계량이 설정한 상한 임계값보다 크다면 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하게 되고, 하한 임계값보다 작다면 귀무가설을 기각할 수 없어 공적분 관계가 존재하지 않음을 의미한다. F-통계량이 상한 임계값과 하한 임계값 중간에 있으면 공적분 관계의 존재 여부에 대해서 명확한 결론을 내릴 수 없다(Fosu and Magnus, 2006).

이제 식 (2)을 이용하여 추정한 공적분 검정 결과는 <표 4>와 같다. <표 4>에 따르면, F-통계값이 육아휴직제도 더미를 사용할 때의 상한 임계값 범위보다 높으므로 독립변수들 간 장기적 균형 관계가 성립, 즉 공적분이 존재한다.

ARDL(p, q_1 , q_2 , q_3 , q_4)모형의 각 변수에 대한 시차는 Akaike Information Criterion(AIC) 또는 Bayesian Information Criterion(BIC) 기준에 의해 결정하였다. 시차 검정 결과, ARDL (2,2,2,2,2)이 최적 시차인 것으로 나타났다.¹¹⁾ 그리고 출산에는 일정한 기간이 소요되므로 그 시차(time-lag)도 고려해야 할 것이다. 본 연구에서는 임신과 출산 간의 시차, 육아휴직제도라는 정책 시행 이후 출산의사 결정까지의 시차를 2년이 적정하다고 판단하여 ARDL(2,2,2,2,2)를 최적 시차로 최종 결정하였다.

3. 실증 결과

<표 5>는 식 (2)로 추정한 장·단기 탄력성 결과가 제시되어 있다. 첫째, 본

11) AIC와 BIC 검정 결과는 다음과 같다. ARDL1_0(AIC: -540.8548, BIC: -531.3957), ARDL1_1(AIC: -536.5006, BIC: -521.3661), ARDL2_1(AIC: -528.5573, BIC: -511.7165), ARDL2_2(AIC: -526.2225, BIC: -503.7681).

연구에서 살펴보고자 하는 육아휴직제도 가변수는 장기적으로 조출생률에 양(+)이며 통계적으로 유의한 효과가 있는 것으로 나타났다. 육아휴직제도 가변수(-)의 계수를 조출생률(-1)로 나누어 구한 장기 탄력성은 11.5606로 산출되어, 육아휴직제도 시행에 따라 조출생률이 11.56% 증가하였다고 해석할 수 있다.

둘째, 육아휴직급여 비율 부호는 양(+)이나 통계적으로 유의하지 않았다. 즉, 육아휴직급여 정책은 조출생률을 증가시키지만 통계적으로 유의하지 않았다는 것이다.

셋째, 실질가계소득 변화율 역시 부호는 양(+)이나 통계적으로 유의하지 않았고, 이는 육아휴직급여 정책의 효과와 동일하였다.

넷째, 여자 대학생 수 비율은 음(-)이고 통계적으로 조출생률에 영향을 미치는 것으로 나타났고, 장기 탄력성(=여자 대학생 수 비율(-1)의 계수÷조출생률(-1))은 -1.5920으로 추정되었다. 이는 여자 대학생 수 비율이 1% 증가하면 조출생률이 1.59% 감소한다는 것이다.

다섯째, 단기 균형관계를 살펴보면 통계적으로 유의한 변수는 없는 것으로 나타났으나, 각 통제변수별로 간략히 해석해 보면 다음과 같다. 육아휴직급여 비율의 변화는 1년 후 혹은 2년 후 시점의 조출생률에 미치는 영향은 음(-)의 부호이나 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 이는 여자 대학생 수 비율에서도 동일한 분석 결과를 보여주고 있다. 실질가계소득 변화율의 변화는 1년 후에는 음(-)의 영향을 미치지만, 2년 후에는 조출생률에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으나 통계적으로 유의하지 않았다. 분석 결과를 요약하면, 본 연구에 사용한 출산에 영향을 미치는 요인들(정부의 정책변수 포함)은 단기적 관점에서는 모두 유의미한 영향을 미치지 않았으며, 장기적 관점에서는 육아휴직제도 시행과 여자 대학생 수 비율만이 각각 양(+)과 음(-)의 효과가 있음을 확인할 수 있었다. 이외의 변수들은 장기적으로도 유의미하지 않았다.

이상에서 1988년 시행된 육아휴직제도가 조출생률을 장기적으로 증가시키는 효과를 주었음을 확인할 수 있다. 이는 기존 연구인 이삼식·최효진·정혜은(2010), 배호중·천재영(2008)과 정진화·김현숙·임지은(2019)의 결과와 부합한다. 반면, 정의룡(2018)의 결과와는 배치되는데, 이는 육아휴직급여의 큰 제도 변화가 있었던 2011년 이전과 이후 간의 이중차분 분석(DID)으로 출생아 수 효과를 살펴본 것이어서 본 연구의 추정 결과인 육아휴직급여 변수의 계수값이 양(+)이지만 통계적으로 유의하지 않은 것과 일맥상통한다. 또한 해외 연구들인 Rosen(2004), Lalive and Zweimuller(2009), Duvander *et al.*(2009)에서 보인 분석

<표 5> 식 (2)의 ARDL 추정 결과

| 종속변수: D(조출생률) | | | | | 구분 |
|--------------------|------------|--------|---------|--------|----------------|
| 독립변수 | 계수 | 표준오차 | t값 | p값 | |
| 상수항 | 7.3365** | 3.5827 | 2.0477 | 0.0481 | 장기 균형 관계 |
| 조출생률(-1) | -0.1348*** | 0.0508 | -2.6521 | 0.0119 | |
| 육아휴직급여 비율(-1) | 0.0129 | 0.0192 | 0.6707 | 0.5068 | |
| 여자 대학생 수 비율(-1) | -0.2146** | 0.1079 | -1.9893 | 0.0545 | |
| 실질가계소득 변화율(-1) | 0.0091 | 0.0415 | 0.220 | 0.8267 | |
| 더미_육아휴직 | 1.5587** | 0.7017 | 2.2211 | 0.0329 | |
| D(조출생률(-1)) | -0.2429* | 0.1458 | -1.6656 | 0.1047 | 단기 균형 관계 |
| D(육아휴직급여 비율) | -0.0049 | 0.0286 | -0.1732 | 0.8634 | |
| D(육아휴직급여 비율(-1)) | -0.0269 | 0.0275 | -0.9769 | 0.3353 | |
| D(여자 대학생 수 비율) | -0.3236 | 0.2433 | -1.3297 | 0.1922 | |
| D(여자 대학생 수 비율(-1)) | -0.2795 | 0.2145 | -1.3032 | 0.201 | |
| D(실질가계소득 변화율) | -0.0133 | 0.0247 | -0.5399 | 0.5927 | |
| D(실질가계소득 변화율(-1)) | 0.0023 | 0.0287 | 0.0834 | 0.934 | |
| 관측치 | 48 | | | | |
| R-squared | 0.9850 | | | | |
| Adjusted R-squared | 0.9798 | | | | |
| Durbin-Watson stat | 2.1825 | | | | |
| 육아휴직제도 장기 탄력성 | 11.5606 | | | | |
| 여자 대학생 수 장기 탄력성 | -1.5920 | | | | |

주: 1) D: 차분을 의미함.

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

결과와 유사하다.

그러나 육아휴직급여는 장기적인 관점에서 조출생률 증가에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그 이유에 대하여 논의해 보면 다음과 같다. 첫째, 육아휴직 급여제도의 지급 방식이 정률제로 전환되었음에도 여전히 자녀 출산과 양육의 기회비용을 충분히 보상해 주지 못하기 때문이다. 둘째, 2011년부터 일괄지급 방식의 육아휴직급여가 아닌 지급액의 일정액(현재 25%)을 직장복귀 6개월 후 지급하는 방식으로 변경하였는데, 그 이유가 여성의 경력단절을 막고 노동시장 복

귀를 독려하기 위한 방안이었다. 그러나 오히려 기회비용 보전액을 줄이는 부정적인 효과로 작동했기 때문이다. 셋째, 1년 이후부터 사용하는 육아휴직은 원칙적으로 무급이라서 육아휴직 급여제도 자체가 한시적으로 운영되기 때문이다. 이런 관점에서 육아휴직급여 정책이 저출산 감소 속도를 줄이기 위한 실효적인 방안으로 작동하려면 급여제도를 개선할 필요가 있다는 정책적인 시사점을 도출할 수 있다.¹²⁾

V. 요약 및 정책적 시사점

지금까지 1970년부터 2019년까지의 시계열 자료를 ARDL모형의 장기 균형관계식에 적용하여 육아휴직제도와 육아휴직급여 지급으로 인한 출생아 수 제고 효과를 추정해 보았다.

추정 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 1988년부터 시행된 육아휴직제도는 조출생률을 증가시키는 효과가 있음이 실증되었다. 이는 기존 국내외 연구 중 일부와 일치한다. 2001년부터 시행된 육아휴직급여 지급제도는 조출생률을 증가시키는 것으로 추정되었지만 통계적으로는 유의하지 않았다. 이는 현재까지는 육아휴직제도와 같이 양육 기간을 의무적으로 제공하는 시간지원형 정책이 효과가 있음을 보여주지만, 금전적인 지원 방식인 육아휴직 급여제도는 출산과 육아의 기회비용을 충분히 보전해 주지 못하고 있음을 시사해 준다(Becker, 1992).

둘째, 실질가계소득 변화율은 조출생률을 증가시킴을 확인하였으나 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 Becker(1992)가 주장한 소득 효과와 대체 효과 중 소득 효과가 작용하지 않고 있음을 시사해 준다.

셋째, 여자 대학생 수 비율의 증가는 조출생률에 음(-)의 효과를 주면서 통계적으로 유의하였다. 이는 여성의 인적 자본 증가와 그에 따른 경제활동 참가 증가는 과거에 비해 자녀 출산과 양육의 기회비용 증대와 직결되어 대체 효과가

12) “2017년 기준 일·가정 양립 실태조사”(2019. 3, 고용노동부)에 따르면, 조사 대상 사업체 가운데 육아휴직을 ‘자유롭게 활용’한다는 응답 비율은 34.3%에 불과하였다. ‘충분히 사용 곤란’(19.1%), ‘활용 불가능’(23.7%) 등 부정적인 응답이 많았고, 육아휴직제도 자체를 모르는 응답도 22.9%로 조사되었다. 참고로 육아휴직 신청에 부담이 있다고 답한 사업체들이 제시한 이유로는 ‘동료 근로자의 업무 부담’(23.1%), ‘근로자가 매우 적음’(22.0%), ‘근로자 모두 개별 고유 업무로 어려움’(17.7%), ‘소득 감소 우려’(17.5%), ‘대체인력 채용 곤란’(12.5%) 등이었다.

크게 작동하고 있음을 시사해 준다.

현실에서는 공무원과 공공기관 종사자와 같은 일부를 제외하고는 1년 기간 내에 육아휴직제도와 육아휴직급여를 동시에 활용하는 방식으로 육아휴직 관련 제도를 활용하고 있는 것이 사실이다. 이러한 실상과 본 연구 결과를 연계하면, 육아휴직제도를 기업에서 언제든지 사용할 수 있는 분위기를 조성하고, 출산과 육아의 기회비용을 충분히 보존하여 Becker가 설명한 소득 효과가 대체 효과를 압도할 수 있는 방안을 도입, 실행해야 한다는 정책적인 시사점을 도출할 수 있다. 예를 들어, 출산과 육아 기간 동안 실질소득의 감소를 충분히 상쇄시켜 줄 수 있는 육아휴직급여의 인상이나 급여제공 기간 확장 등이 필요하다는 것이다.

한편, 본 연구는 장기 시계열 자료를 이용한 분석이므로 저출산 원인으로 제기되고 있는 비혼 또는 만혼을 비롯하여 사회·문화적 변수들을 모두 반영하지 못하였다는 점에서 한계가 있으므로 향후 충분한 장기 시계열 자료를 구득할 경우, 추가적인 연구가 가능할 것으로 판단된다.

참 고 문 헌

- 김두섭·차승은·송유진·천희란·김정석, 『저출산 사회의 결혼·자녀양육과 가족생활 연구』, 경제·인문사회연구회 협동연구총서, 2007.
- 김병우, “교육, 내구재, 임금 등 출산을 저하의 요인이 여성노동과 성장에 미치는 효과,” 『보건사회연구』 제30권 제1호, 2010, 111~141.
- 김태현·이삼식·김동희, “인구 및 사회경제적 차별출산력: 인구센서스 자료분석을 중심으로,” 『한국인구학』 제29권 제1호, 2006, 1~23.
- 배호중·천재영, “출산전후 휴가 및 육아휴직 활용가능성이 출산에 미치는 영향: 신혼여성을 중심으로,” 『여성연구』 제96권 제1호, 2008, 79~118.
- 이삼식·최효진·정혜은, 『저출산정책 효과성 평가연구』, 한국보건사회연구원, 2010.
- 정의룡, “육아휴직의 정책효과에 관한 분석: 출산에 미치는 효과를 중심으로,” 『문화기술 진흥연구(JCCT)』 제4권, 2018, 145~154.
- 정진화·김현숙·임지은, “OECD국가들의 합계출산율: Becker 및 Easterlin 가설 검증과 가족정책의 효과와 시사점,” 『재정학연구』 제12권 제4호, 2019, 1~47.

- 조남훈 · 이규식 · 홍성렬 · 김성희, 『출산행태에 영향을 미치는 경제적 요인분석』, 가족계획연구원, 1977.
- 황진영, “여성의 경제활동 참가가 출산의 시기 및 수준에 영향을 미쳤는가,” 『보건사회연구』 제33권 제3호, 2013, 361~384.
- Becker, G. S., “Fertility and the Economy,” *Journal of Population Economics*, 5(3), 1992, 185~201.
- Duvander, A., T. Lappegard, and G. Andersson, “Family Policy and Fertility: Fathers’ and Mothers’ Use of Parental Leave and Continued Childbearing in Norway and Sweden,” *Journal of European Social Policy*, 2(1), 2009, 45~57.
- Fosu, A. K. and F. J. Magnus, “Bounds Testing Approach to Cointegration: An Examination of Foreign Direct Investment Trade and Growth Relationships,” *American Journal of Applied Sciences*, 3(11), 2006, 2079~2085.
- Lalive, R. and J. Zweimuller, “How Does Parental Leave Affect Fertility and Return to Work? Evidence from Two Natural Experiments,” *Quarterly Journal of Economics*, 124(3), 2009, 1363~1402.
- Pesaran, M. H. and Y. Shin, “An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis in Econometrics and Economic Theory in the 20th Century,” *The Ragnar Frish Centennial Symposium*, 11, S. Cambridge University Press, 1999.
- Pesaran, M. H. and R. J. Smith, “Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships,” *Journal of Applied Econometrics*, 16, 2001, 289~326.
- Rosen, M., “Fertility and Public Policies—Evidence from Norway and Finland,” *Demographic Research*, 10(6), 2004, 143~170.
- Tresserras, R., J. Canela, J. Alvarez, J. Sentis, and L. Salleras, “Infant Mortality, Per Capita Income, and Adult Illiteracy: An Ecological Approach,” *American Journal of Public Health*, 82(3), 1992, 435~438.

[Abstract]

An Analysis on the Effect of the Parental Leave & Paternity Leave Allowances on a Low Birthrate

Byung In Lim* · Ji Min Lee**

This study estimates whether both a parental leave scheme and paternity leave allowances, two of on-going many policies for solving a low fertility rate, has a positive effect on increasing crude fertility rate with the annual time-series data for 1970~2019, using the ARDL(autoregressive distributed lag) model. Empirical results are as follows: first, the parental leave plan, which has implemented since 1988, had a positive effect on increasing it, but the payment of parental leave benefits, which has been paid since 2001, made it increase with no statistical significance. Second, the more the female graduate students rate the less crude fertility rate. On the contrary, the higher real income rate the higher the crude fertility rate with no statistical significance. Linking empirical results and status quo of two policies derive the following policy implications, i.e., various measures to make the current parental leave system longer, or use it more, and further both direct and indirect benefits to fully compensate for a pecuniary loss, i.e., opportunity costs, during a child-birth and child-care periods, should be required.

Keywords: parental leave, parental leave benefit, low fertility rate, crude fertility rate, ARDL model

JEL Classification: H5, I3, J1

* First Author, Professor, Department of Economics, Chungbuk National University, Tel: +82-43-261-2216, E-mail: billforest@chungbuk.ac.kr

** Corresponding Author, Senior Researcher, Korea Employment Information Service, Tel: +82-43-870-8804, E-mail: whogok@naver.com