勞 動 經 濟 論 集
第41卷 第1號, 2018. 3. pp.1～38
ⓒ 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

OECD 29개국 2000-2013년 데이터를 이용한 영유아교육보육 지원의 여성, 모성, 남성 고용률에 대한 효과 분석*

이 영** · 차 병 섭***

본 논문은 2000-2013년의 OECD 29개국 데이터를 이용하여, 여성, 모성, 남성, 전체 고용률의 결정요인들을 실증 분석하였다. 영유아교육보육 지원이 여성 고용률과 양의 상관관계를 가지고 있음을 발견하였고, 영유아교육보육 지원이 남성 고용률에는 부정적인 효과를 가지지는 않는 것으로 나타났다. 또한, 부소득자에 대한 한계세율이 높아질수록 여성뿐 아니라 남성의 고용률이 낮아지는 것으로 나타났다. 여성 전체를 대상으로 계산된 고용률에 비하여 어린 자녀를 둔 여성의 고용률이 보다 민감하게 정책 및 여건 변수들에 반응하는 것으로 나타났다. 이러한 분석 결과는 현금성 가족지원보다는 영유아교육보육 지원을 확대해 나가는 것이 바람직함을 의미한다.

키워드: 여성 고용률, 모성 고용률, 남성 고용률, 영유아교육보육, 가족수당, 현금성 지원

논문 접수일: 2018년 1월 10일, 논문 수정일: 2018년 3월 16일, 논문 게재확정일: 2018년 3월 19일
* 본 논문은 국회예산정책처의 공식적인 입장과 다를 수 있으며 본 논문에 대한 책임은 모두 저자에게 있음을 밝혀둔다. 논문 심사 과정에서 통찰력 깊은 의견을 주어 논문을 크게 개선하도록 도움을 준 익명의 검토자에게 감사드린다.
** (제1 저자) 한양대학교 경제금융대학 교수 (younglee@hanyang.ac.kr)
*** (교신저자) 국회예산정책처 추계세제분석실 추계세제총괄과 추계세제분석관 (felix@nabo.go.kr)

Ⅰ. 서 론

본 논문은 여성 고용률의 결정요인을 영유아교육보육 지원, 가족지원 중 현금성 지원, 사회복지지출 총액, 출산 휴가, 고용보호, 부소득자에 대한 한계세율 등 정책변수를 중심으로 실증적으로 분석하였다. 2000년부터 2013년 사이의 OECD 29개국의 국가별 데이터를 사용하여 분석한 결과, 여성 고용률은 영유아교육보육 지원과 양의 상관관계를 가지고 있으나, 현금성 지원과는 음(-)의 상관관계를 가지거나 또는 상관관계가 통계적으로 유의하지 못한 것으로 나타났다. 유급 육아 및 출산 휴가와 여성 고용률과의 관계는 역 U자형을 띠고 있고, 부소득자에 대한 한계세율이 높을수록 여성뿐 아니라 남성의 고용도 저해되는 것으로 나타났다. 교육은 여성과 남성의 고용률을 높이는 것으로 나타났다.

여성 고용률의 결정요인에 대한 연구는 정책적으로 매우 중요한 사안이다. 먼저, 고용률 제고는 경제성장뿐 아니라 형평성 개선을 위한 핵심 사안으로 인식되고 있다.[1] 특히, 이미 달성 가능한 최고 수준에 가까이 가 있는 남성의 고용률보다 여성의 고용률 제고에 대한 정책적 관심이 매우 높은 상황이다. 덧붙여서 여성의 고용률 제고와 전체 고용률 제고에 어떠한 정책이 보다 효과적인가에 대해서는 아직도 논쟁이 존재한다. 이후 자세히 논의하겠지만 여러 선진국에서 가족에 대한 현금 지원은 유지하면서 현물 지원을 확대하는 정책 기조의 변화가 나타나고 있다. 가족에 대한 정부의 지원이 확대되고 있는 우리나라의 경우 향후 현금성 지원(아동수당 포함)과 영유아교육보육 지원(보육료 지원과 누리과정 지원 포함) 중에서 어디에 보다 중점을 두어야 하는지에 대한 논쟁이 있다. 본 논문은 회귀분석, 선진국들과의 비교, 기존 문헌 정리 등을 통해 향후 가족 지원 정책 방향 논의에서 사용될 수 있는 기초자료를 제공하고자 한다.

본 논문은 다음과 같은 세 가지 점에서 기존 연구와는 차별성을 지니고 있다. 첫째로, 어린 자녀를 둔 여성의 고용률(이하 '모성 고용률', maternal employment rate)의 결정 요인을 국가별 데이터를 이용하여 분석하였다. 어린 자녀를 둔 여성은 그렇지 않은

1) 추가적인 여성의 고용은 당연히 경제 성장에 도움을 줄 것이다. 분배에도 도움을 줄 것이라는 주장은 여성 고용 증가가 경제적으로 풍요한 여성이 아니라 경제적으로 어려운 여성들이 고용됨에 따라 나타남을 암묵적으로 가정한 것이다.

여성에 비해 자녀에게 직접적인 영향을 줄 수 있는 영유아교육보육 지원과 현금성 지원을 보다 신중히 고려하면서 구직, 고용, 고용 형태 등의 경제적 의사결정을 내릴 것이다. 한 국가 내의 미시 데이터를 이용하여 모성 고용률을 분석한 연구(Berlinski et al., 2011; Mahringer & Zulehner, 2012)는 다수 존재하나, 국가별 데이터를 이용하여 모성 고용률을 분석한 연구는 없다. 거시 데이터를 이용한 분석은 미시 데이터를 이용한 분석에 비하여 보다 직접적인 정책적 함의를 가진다는 장점을 가진다. 회귀분석 결과, 어린 자녀를 둔 여성의 고용률은 통계적으로 그리고 경제적으로 유의하게 영유아교육보육 지원과 양의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다.

둘째로, 여성 고용률뿐 아니라 남성 고용률을 함께 분석함으로써 정책 효과를 보다 종합적으로 분석하였다. 기존 연구들은 남성 고용률을 고려하지 않고 여성 고용률만을 분석 대상으로 한 경우가 대부분이다(예를 들어, Jaumotte, 2003; Thévenon, 2013; Christiansen et al., 2016). 여성의 고용률 제고를 위해 도입된 정책이 남성 고용을 여성 고용으로 대체하는 효과만을 가질 수도 있고, 부정적 영향 없이 여성 고용을 높일 수도 있다. 이러한 두 가지 경우에 대한 엄밀히 구분은 최적 정책 도출에 필수적이다. 실증 분석 결과, 영유아교육보육 지원은 남성 고용률의 감소라는 비용을 수반하지 않고 여성 고용률 제고라는 효과를 가지고 있는 것으로 나타났다. 덧붙여, 부소득자에 대한 한계세율은 여성 고용률뿐 아니라 남성 고용률도 저해하는 것으로 나타났으며, 유급 휴가는 여성의 고용률과 양(+)의 상관관계를 가지지만 남성 고용률과의 상관관계는 통계적으로 유의하지 못하는 것으로 나타났다. 셋째로, 방법론적으로 하나의 SURE(Seemingly Unrelated Regression) 모형으로 여성, 남성, 전체 및 모성 여성 고용률들을 추정함으로써 회귀식들의 오차항에 존재하는 상관관계를 이용하여 추정의 효율성을 높였다.

논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서 관련 문헌을 고찰하고, 우리나라의 여성 고용률 관련 정책의 변화를 제Ⅲ장에서 정리한다. 제Ⅳ장에서 회귀식 모형과 데이터에 대해서 설명하고, 제Ⅴ장에서 기초통계치와 단순 관계 분석에 대해서 정리한다. 제Ⅵ장에서 회귀분석 결과들을 정리하고 제Ⅶ장에서 분석 결과를 요약하고, 정책적 시사점과 논문의 제약점에 대해서 논의한다.

Ⅱ. 문헌 고찰

성장과 분배를 동시에 개선할 수 있는 여성 고용률 제고를 위한 정책에 대해서 여러 선진국 정부들과 국제기구들은 깊은 관심을 표명하고 있다. OECD(2011, 141쪽)는 영유아교육보육 지원이 모성 고용률을 결정하는 핵심 요소라고 강조하면서 여러 선진국에서 경험한 여성 고용률 제고가 일·가정 양립정책의 발전과 그 궤를 같이하고 있다고 지적하였다. 이러한 정책적 관심에 힘입어 여성 고용률의 결정요인에 대해서는 많은 연구들이 축적되어 있다.[2)]

먼저 여성 노동공급 이론에 대한 문헌들을 정리하자. 여성 노동공급 분석을 위한 이론은 Becker(1965)의 시간배분 모형에서 출발하였는데, 모형의 핵심적인 요소는 여가와 노동 간의 선택에 자녀 출산과 돌봄을 포함한 자가생산(home production)을 추가하여 여성의 시간 배분을 이론적으로 분석하였다는 것이다(Jaumotte, 2003). 여성의 근로와 출산 결정을 엄밀하게 분석하기 위해서는 사용하는 시간배분 모형은 정태 모형이 아닌, 출산과 고용 간의 양방향의 인과관계와 과거 출산과 고용이 현재와 미래의 출산과 고용에 미치는 효과를 고려할 수 있는 동태 모형이어야 한다. 출산과 근로 간에는 당연히 양방향의 인과관계가 존재한다. 즉, 근로를 하고 있는 경우 자녀 출산의 기회비용이 높아져 출산이 억제되는 효과가 있고 반대로 자녀 출산과 양육은 근로를 저해하는 효과가 있다(Michaud & Tatsiramos 2008). 동태적 모형에서 근로와 출산 결정을 분석하기 위해서는 불확실성, 위험에 대한 태도, 선택 방식 설정 등 여러 어려운 요소들이 있어 완결된 모형이 존재하지 않으나, 과거의 출산과 근로가 현재의 근로시간에 주는 영향을 동태적으로 분석한 논문들이 존재한다(예를 들어, Carrasco, 2001).

전통적으로 남성보다는 여성의 역할로 여겨진 자가생산의 존재로 인해 여성은 노동시장과의 연결이 상대적으로 약하고 여성의 노동공급탄력성이 높게 나타난다(Jaumotte, 2003). 노동과 자가생산 간의 상대적 비용에는 여성의 교육, 부가소득자에 대한 조세정책, 일 가정 양립정책 등이 영향을 주게 된다. 교육은 여성의 노동시장과의 연계를 보

2) 관련 문헌들에 대한 정리는 Tekin (2007), Jaumotte(2003) 및 Christiansen 외(2016)을 참조하기 바란다.

다 강화시켜, 여성의 고용률의 향상을 유도하지만 자가생산은 약화시킬 것이다. 부가소득자에 대한 높은 과세는 자가생산의 기회비용을 낮추어 자가 생산을 증가시키는 효과를 가지게 될 것이다. 출산 및 돌봄에 대한 지원은 자가생산의 비용을 낮추어 출산율을 제고시키고 노동을 감소시키는 효과를 가지게 될 것이다. 돌봄에 대한 지원은 돌봄서비스를 시장에서 구입하는 것에만 지원하는 현물지원 형태를 띨 수도 있고 자가 생산을 포함한 돌봄에 대해서도 지원하는 현금지원 형태를 띨 수도 있다. 현금지원 형태의 경우 자가 생산에 대한 보조금으로 소득 효과만을 가져와 여성의 노동공급을 감소시키는데 반하여 현물지원 형태의 경우 소득 효과에 덧붙여 돌봄 서비스 시장 구입을 유도하는 대체 효과를 가지게 되어 여성의 시간 배분에서 여성 노동공급을 증가시키는 효과를 가진다(Jaumotte, 2003; Christiansen et al., 2016). 현물지원과 현금지원의 효과를 비교하게 되면 둘 다 출산 유도 효과와 노동공급을 감소시키는 소득효과로 인해 여성 노동을 감소시키는 효과를 가지고 있지만 현물지원은 시장 돌봄서비스 사용을 유도하는 대체효과를 추가적으로 가지고 있어 현금지원에 비하여 현물지원이 여성 노동공급을 상대적으로 보다 높이는 효과를 가지게 된다.

여성 고용률의 결정요인에 대한 실증적 분석 연구들을 정리하자. 여성 고용률에 영향을 주는 요인들은 크게 보아 노동수요 요인과 노동공급 요인으로 나누어 볼 수 있다. 먼저 노동 수요 요인과 관련하여, 여성 고용률은 경제발전에 따라 U자 형태로 변화하는 것으로 보고되고 있다. 저소득 국가의 단계에서는 여성이 가족기업이나 가족농사에 참여하는 경우가 많아 여성의 고용률이 높다가 남성의 노동시장 기회가 확대되고 여성의 유급 노동시장에 참여하는데 있어 장벽이 해소되지 못해 여성의 고용률이 낮아진다. 이후 경제발전이 지속되면서 여성의 교육성취도가 높아지고 서비스산업이 확대되면서 그리고 여성 근로에 대한 사회적 인식이 변화되면서 여성의 고용률은 다시 높아지게 된다(Thévenon, 2013). 여성에 대한 차별이 다른 부문에 비하여 적은 공공부문의 일자리 확대도 여성의 고용을 확대시키는 요인으로 주장되기도 하나, 실증분석을 통해 그 효과가 크지 않다는 추정 결과들이 보고되고 있다(Thévenon, 2013).

노동공급 요인으로 여성의 교육수준, 출산과 육아 비용, 가계의 다른 소득, 여성 근로에 대한 사회적 태도 등이 제시되었다. 노동공급 요인과 관련하여서 미시 데이터를 이용하여 여성 및 모성 고용률 결정요인에 대해 실증 분석한 연구가 다수 존재한다. 조세제도, 교육보육 지원 제도, 유급 휴가제도, 사회보장제도 등 정부의 여러 정책들은 여성의 노동공급과 수요에 영향을 주어 여성 고용률에 영향을 준다. 먼저, 여러 연구에

서 부소득자에 대한 한계세율이 높을수록 여성의 고용률이 낮아지는 것으로 보고되고 있다(Jaumotte, 2003; Thévenon, 2013; Christiansen et al., 2016). 유급 출산 및 육아 휴가 제도, 가족에 대한 현금수당(cash family allowance), 영유아교육보육 지원(early childhood education and childcare, ECEC) 등 일 · 가정 양립 지원 정책들이 여성 고용률에 미치는 영향에 대한 연구가 다수 존재한다. 가족에 대한 현금수당은 여러 연구에서 여성의 고용을 저해하는 것으로 보고되고 있고, 영유아교육보육 지원은 여성의 고용률을 높이는 것으로 보고되고 있다(Jaumotte, 2003; Christiansen et al., 2016).

여성 고용률에 영향을 주는 이러한 요인들을 함께 분석한 실증분석 연구들을 출간된 연도 순으로 논문별로 정리한다. 먼저, Eggebeen(1988)은 미국의 미시 데이터를 이용하여 가족의 다른 소득이 낮을수록 어린 자녀의 수가 적을수록 여성의 교육이 높을수록 여성의 고용은 높아진다는 분석 결과를 보고하고 있다. Neumark and Postlewaite(1998)는 미취업의 여동생이 있는 여성들이 그녀의 남편의 소득이 여동생의 남편의 소득보다 낮을 때 더 많이 고용되고 싶어 한다고 보고하고 있다. 저자들은 이러한 결과는 부분적으로 상대적인 소득에 대한 우려(relative income concerns)로 인한 여성의 고용결정과 일치하는 것으로 설명하고 있다. Jaumotte(2003)은 1985-1999년 사이의 OECD 17개국 데이터를 이용하여 여성의 경제활동참가율의 결정요인을 분석하였는데, 산출한 부소득자에 대한 한계세율이 높을수록 여성의 경제활동참가율이 낮아짐을 관찰하였다. 자녀수당(child benefits)은 여성의 경제활동참가율을 낮추는 것으로 추정되었는데 이는 자녀수당이 일정액으로 주어짐으로 인해 소득효과만이 발생하는 것에 기인하는 것으로 설명하였다. Tekin(2007)은 미시 테이터를 이용하여 이론적 예측과 부합하게 보육비용이 증가함에 따라 여성의 고용이 낮아지고 유료 보육사용이 낮아진다는 결과를 보고하였다. Tekin(2007)은 또한 영유아교육보육 지원과 임금 보조금의 효과를 비교 분석하여 정부지출 1단위당 증가한 노동시간으로 측정한 비용효율성 측면에서 영유아교육보육 지원이 임금 보조금에 대비하여 보다 비용 효율적이라는 실증 분석 결과를 보고하고 있다.

Bertola et al.(2007)은 노조가 상대적으로 탄력적인 노동공급을 가진 청년, 고령자, 여성의 고용률을 낮출 수 있다는 모형의 예측을 OECD 17개국의 1960-1996 데이터를 이용하여 실증 분석하였다. 분석 결과 노조가입률이 높은 국가에서 장년의 고용률에 비하여 청년과 노령 고용률이 낮음을 발견하였다. Michaud and Tatsiramos(2008)은 출산이 여성의 고용을 저해하는 효과가 있음이 보고하였다. Münch, Wijnbergen and Lejour(2009)와 England, Gornick and Shafer(2012)은 교육 수준이 여성의 노동시장 참여율 또는 고용

률과 양의 상관관계를 가지고 있음을 보고하였다.

Berlinski et al.(2011)는 아르헨티나의 미시 데이터를 이용하여 6월 30일에 태어난 만 5세 아동까지만 유치원 입학이 가능하다는 사실에 기반을 두어 7월 1일에 태어나 유치원에 입학 하지 못하는 자녀와 대비시켜 회귀불연속 추정법을 이용하여 분석하였다. 분석 결과, 가정에서 가장 어린 자녀가 유치원을 가게 됨에 따라 자녀가 있는 여성 중 13%가 일을 시작하게 된다는 추정치를 제시하였다. 이러한 실증분석은 육아 부담이 여성의 고용에 영향을 주게 됨을 인과관계로 보여 주고 있는 연구의 예로 볼 수 있다. Mahringer and Zulehner(2012)는 1995-2002년 사이의 오스트리아의 미시 데이터를 이용하여 양육비용이 낮아지고, 임금수준이 높아지고, 여성의 소득을 제외한 다른 가계소득이 낮아질수록 15세 이하의 자녀를 둔 여성의 고용률이 높아짐을 발견하였다.

Thévenon(2013)은 OECD 18개 국가들의 1980년대 데이터를 이용하여 여성의 경제활동참여율의 결정요인을 분석하였다. Thévenon(2013)은 여성의 교육성취도와 서비스산업의 비중이 높아질수록 여성의 경제활동참가율이 높아짐을 관찰하였다. 여러 정책들 중에서는 조세, 휴가제도, 특히 영유아교육보육 지원이 여성 경제활동참가율과 상관관계가 있다는 추정결과를 보고하였다. 영유아교육보육 지원의 여성 경제활동 참여 제고 효과는 특히 영어권 국가(아일랜드, 영국, 호주, 캐나다, 뉴질랜드, 미국)와 북구 국가(덴마크, 핀란드, 아이슬란드, 노르웨이, 스웨덴)에서 높은 것으로 추정되었다. 가족 현금 보조금과 유급휴가 기간이 여성의 경제활동 참여에 대해 미치는 효과는 국가별로 상이하게 나타나는 것으로 추정되었다.

이동선(2013)은 일 · 가정 양립정책이 남성 대비 여성의 고용률에 미치는 영향을 1980년부터 2005년까지의 OECD 16개국 데이터를 이용하여 분석하였다. 분석 결과, 보육재정지원 정책이 고용률 증가에 가장 크게 기여하는 정책 요소로 나타났는데, 저자는 보육재정 지원 정책이 높은 효과를 가지는 이유를 출산 및 육아휴가에 비하여 보다 장기적이고 보편적인 성격을 가지고 있음에 기인하는 것으로 해석하였다. 또한 부모휴가는 여성 고용률에 긍정적인 영향을 주는데 반하여 모성휴가는 음의 효과를 가지는 것으로 관찰되었다. 다만, 노동시간 단축 정책과 가족과세비율의 영향은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정되었다.[3] 윤희숙 외(2013)는 우리나라의 보육 · 유아교육 정책이 급속하게 확대되면서 관련 재정지원이 불과 4년(2009-2013년) 만에 2.6배로 급증하면서 여

3) 가족과세비율은 독신 1인 소득가구 대비 2명의 아이를 가진 남성 생계부양자 가구에 부과된 소득세 비율을 의미하는 것으로 높을수록 가족에 대한 조세혜택이 작음을 의미한다.

러 문제점을 노정하고 있음을 지적하였다. 향후 개선 방안과 관련하여, 북구 국가에서처럼 복지혜택이 취업 여부에 연동되어서 제공되어야 하고 보육시간은 부모의 수요를 고려하여 적절히 축소해야 하며, 저소득 맞벌이에 대해서는 추가시간을 지원하여야 하고, 교육 · 보육 시설 평가 결과에 재정지원을 연동해야함을 강조하였다.

변금선 · 허용창(2014)은 2004년과 2009년 통계청 생활시간자료를 이용하여 분석을 실시한 결과, 보육료 지원 확대로 인해 미취학자녀가 있는 중하위소득 가구 여성의 노동시간은 증가하였으나, 돌봄과 가사시간은 감소한 것으로 추정하였다. 이는 여성의 경제활동 참여 증진과 자녀양육 부담 완화라는 보육료 지원제도의 목표에 부합하는 결과이다. 하지만 그 유의수준이 낮고, 미취학자녀가 있는 여성 전체의 보육료 지원 확대 전후 시간 변화는 여전히 노동(-), 돌봄(+), 가사(+)였다는 점을 고려할 때 보육료 지원 확대가 미취학자녀가 있는 여성의 생활시간 배분에 미치는 영향은 미미할 수 있다고 해석하였다.

Christiansen et al.(2016)는 유럽 국가들의 미시 데이터와 거시 데이터를 결합하여 여성의 고용 여부(extensive margin)와 근로시간(intensive margin)의 결정요인을 분석하였다. 분석 결과에 따르면 높은 교육, 낮은 출산, 노동시장에 참여한 어머니, 여성 근로에 대한 우호적 태도 등 개인적 요소들이 여성의 고용 여부의 결정요인으로서 중요하게 작동하고 있음을 관찰하였다. 정책적 요소들 중에서 일정액 형태의 가족수당은 여성 고용을 저해하는 반면, 높은 수준의 영유아교육보육 지원은 여성 고용을 촉진하는 것으로 관찰되었는데, 영유아교육보육 지원의 양의 효과는 특히 신흥 유럽 국가에서 강한 것으로 보고되었다. 근로시간 결정요인과 관련하여서는 결혼한 여성일수록 근로시간이 짧은 경향이 있음을 확인하였다. 부소득자에 대한 높은 과세는 고용 여부뿐 아니라 근로시간에도 부정적인 영향을 주고 있음을 확인하였다. 한편, 가족수당과 영유아교육보육 지원은 고용 여부에는 강하게 영향을 주나 근로시간에는 강하게 영향을 주지 않는 것으로 추정되었다.

Heath and Jayachandran(2017)은 기존 연구의 결과들을 종합하면서 여성의 고용률에 영향을 주는 요인들에 대해 설명하였다. 그들은 여성 교육의 증가가 상대적으로 고소득 직업에서 여성의 경제 참가를 증가시키는 주요한 요인으로 지적하였다. 또한 선진국에서는 육아 보조금(child care subsidy)이 모성들이 노동인구로 재진입할 수 있도록 자유롭게 하는 수단으로 많이 연구되고 사용되고 있음을 지적하였다.[4)]

4) 관련 문헌들에 대한 자세한 정리는 Heath and Jayachandran(2017)을 참조하기 바란다.

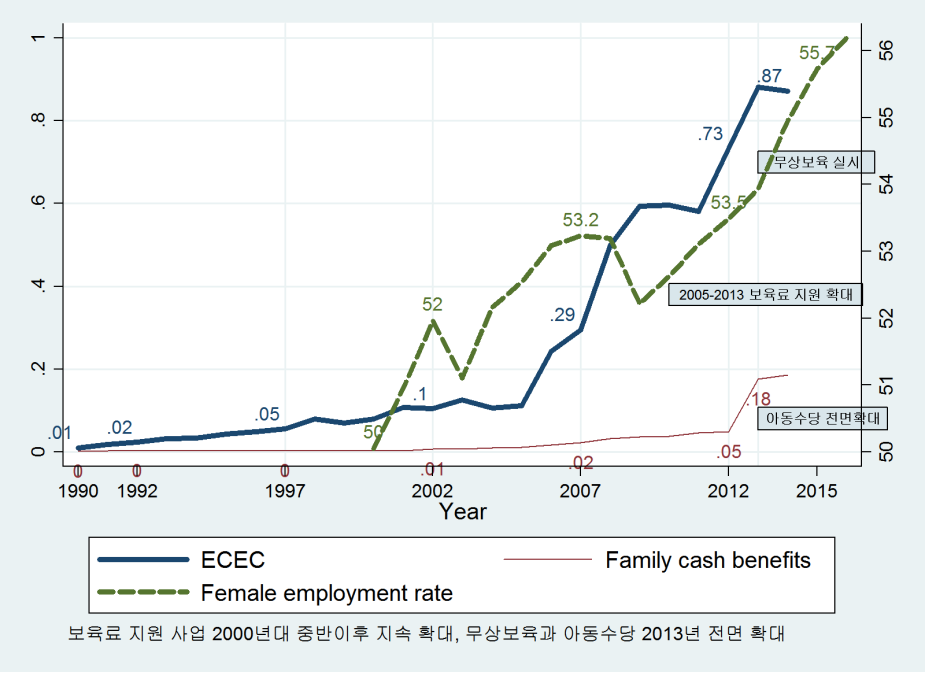
Ⅲ. 우리나라의 여성 고용률과 관련 정책 추이

우리나라에서는 여성의 고용률은 서서히 높아지고 있으나 2015년 현재 여전히 55% 수준을 보이고 있어 75% 수준을 보이고 있는 남성의 고용률과는 여전히 20%p 정도의 차이를 보이고 있다. 이러한 20%p라는 성별 고용률의 차이는 OECD 평균인 11-12%p에 비해 월등히 높은데, 이는 우리나라에서 여전히 여성 고용률 제고가 가능하고 필요한 정책 목표임을 의미한다. 이미 앞에서 논의한 바와 같이 여성 고용률 제고를 통한 전체 고용률 제고는 성장과 분배라는 두 마리 토끼를 함께 잡을 수 있는 정책임을 고려하여, 새 정부에서도 여러 지난 정부에서와 같이 여성 고용률 제고를 주요 정책과제로 설정하고 있다.

김종숙 외(2012: 31)는 여성 고용 정책을 여성 취업지원, 일 · 가정 양립지원, 모성보호(산전후 휴가), 차별개선으로 분류하고, 일 · 가정 양립지원에 보육료 지원 정책, 보육시설 맞벌이 우선 이용제도, 유연근로제, 육아휴가 등을 포함하였다. 김종숙 외(2015)는 2000년 이후 추진되어 온 보육료 지원 정책과 가정양육수당 정책들을 정리하고 이 정책들의 여성 취업제고 효과를 실증 분석하였다. 보육료 지원은 2003년까지는 저소득층만을 대상으로 하였다가 2004년 이후 대상자가 확대되고 지원금액이 높아지면서 2013년에는 소득계층과 무관하게 보육시설을 이용하는 6세 미만 아동을 모두 지원하는 '무상보육'제도가 되었다(김종숙 외, 2015: 24). 이와 같이 보육시설 이용 아동에 대한 보육료 지원이 확대되면서 보육시설 미이용 아동에 대한 형평성을 제고하기 위해 2009년 7월부터 아동양육수당이 도입되었다. 이후 양육수당 지원대상 아동의 연령과 금액이 높아지다가 2013년 소득계층과 무관하게 보육시설이나 유치원을 이용하지 않는 모든 취학 전 아동에게 지급하는 보편적 급여가 되었다(김종숙 외, 2015: 25). 2018년 9월부터 소득 상위 10% 제외한 모든 가정의 0-5세 아동에게 매월 10만 원씩 지급되는 아동수당제도가 도입되는데, 아동수당은 양육수당과 중복 수혜가 가능한 수당으로 설정되었다.

〔그림 1〕은 우리나라의 1990년부터 2013년 사이의 영유아교육보육 지원과 현금성 지원을 보여 주고 있는데, 앞에서 언급한 2000년대 중반에 이루어진 보육료 지원의 확대와 2013년에 이루어진 '무상보육'과 양육수당의 보편화로 인해 GDP 대비 영유아교육

〔그림 1〕 우리나라의 영유아교육보육 지원, 현금성지원, 여성 고용률 추이



보육 지원이 1990년 0% 수준에서 2013년 0.87%로 증가되고 현금성지원도 동일 기간에 0%에서 0.18%로 확대되었다.

여러 다른 국가에서와 같이(그림 2 참조) 우리나라에서도 현금성 지원 중심이 아닌 영유아교육보육 지원을 중심으로 일 · 가정 양립 지원이 확대되어 온 것으로 평가될 수 있다.[5] 즉, 이 기간 동안 우리나라의 보육 지원의 정책적 목표를 여성의 경력단절 최소화와 경제활동 참가율의 증대로 볼 수 있다. 무엇보다도 여전히 OECD 국가들에 비하여 여성 고용률은 낮고 성별 고용률 격차는 높은 편이기는 하나 우리나라의 여성의 고용률은 2000년부터 50.0%에서 2015년 55.7%로 상당히 큰 폭(5.7%p)으로 증가하였다. 이

5) 2018년 도입되는 아동수당으로 인해 현금성지원도 향후 50% 정도로 큰 폭으로 증가할 것으로 예상된다. 향후 현금성지원을 추가적으로 확대할 것인지에 대해서는 정책효과에 대한 체계적인 평가와 논의가 필요한 것으로 판단한다. 이는 본 논문을 포함하여 여러 연구에서 현금성지원의 확대는 교육보육시설 이용과 무관하게 이루어져 소득효과만을 가져와 여성 고용률에 대한 효과는 부정적이거나 미미한 것으로 나타났음에 유의하여야 한다. 현금성지원 정책을 온전히 평가하기 위해서는 물론 여성 고용률 제고 효과뿐 아니라 출산율 제고 효과를 함께 살펴보아야 한다.

러한 여성 고용률의 개선은 동 기간 이루어진 영유아교육보육 지원의 확대와 양의 상관관계를 가지고 있음이 〔그림 1〕에 잘 나타나 있다. 물론 이러한 양의 상관관계가 영유아교육보육 지원의 확대로부터 여성 고용률 증가로의 인과관계를 반드시 의미하는 것은 아니다. 이에 본 연구에서는 영유아교육보육 지원의 정책적 목표가 여성의 고용률 제고라는 점에서 영유아교육보육 지원이 영유아 자녀를 가진 여성의 고용률에 미치는 영향을 분석한다. 더불어 영유아교육보육 지원이 여성, 남성, 또는 전체 고용률에 미치는 영향을 분석하고 비교함으로써 정책적 측면에서의 효과성도 살펴본다.

Ⅳ. 회귀식 모형과 데이터

회귀식 모형은 거시 변수를 사용하여 여성고용률을 분석한 문헌(예를 들어, Jaumotte, 2003; Bertola et al., 2007; Thévenon, 2013; Christiansen et al., 2016)에서 가장 널리 사용되는 변수들로 구성되었다. 핵심 종속변수는 물론 여성 고용률인데, 전체 여성 고용률에 덧붙여 영유아교육보육 정책의 직접 수혜자가 되는 어린(0-2세와 3-5세) 자녀를 둔 여성의 고용률도 추가적으로 분석하였다. 또한 남성 고용률과 전체 고용률도 종속변수로 사용하여 정책 및 여건 변수들이 남성과 전체 고용률에 미치는 영향까지 포함하여 종합적으로 평가하였다. 고용률 변수는 OECD Labor Market Statistics에서 가져 왔는데, 각각 상응하는 노동가능인구(working age population, 즉 15-64세 인구)를 모수로 계산된 여성, 남성, 전체, 모성 고용률들을 사용하였다.[6)]

독립변수에는 세 가지 분류의 변수들을 포함하였는데, 세 가지 분류는 사회복지지출 구성, 일 · 가정 양립에 영향을 주는 추가적 정책요소, 사회 · 경제 여건이다. 먼저, 사회복지지출 구성을 대표하는 변수에는 영유아교육보육 지원, 현금성 가족 지원 및 사회복지지출 총액을 포함하였다. OECD 사회복지지출 변수들은 1980년 이후 35개 OECD

6) 이때, 영유아교육보육 정책의 효과를 분석하기 위해 성별 고용률의 연령층을 통일시킬 필요가 있다. 하지만 자료의 한계로 인해 여성의 경우 0-5세의 자녀를 둔 여성의 고용률은 15-64세 혹은 25-54세로 구분되어 있는 반면, 동일한 연령대 자녀를 가진 남성의 고용률 자료는 없다. 따라서 본 연구에서는 경제활동인구의 연령대인 15-64세를 기준으로 여성의 고용률과 남성의 고용률, 전체 고용률에 대한 영유아교육보육 정책의 효과를 분석하고 비교함으로써 분석의 통일성을 확보하고자 한다.

국가들에 대해서 취합되어 있는데, 고령, 유가족, 장애 관련, 건강, 가족, 적극적노동시장정책, 주택, 기타의 8개 분야로 대분류되어 있다. <표 1>은 OECD 사회복지지출 중 가족 분야의 중분류, 세분류 및 세세분류들을 보여 주고 있는데, 가족 분야 사회복지지출은 현금성 지원과 현물성 지원으로 중분류 되고, 현금성 지원은 다시 가족수당, 모성 및 부모 휴가 및 기타로 세분류되고 현물성 지원은 영유아보육교육, 주거서비스 지원 및 기타로 세분류되어 있다. 가족수당은 편부모가족수당, 보훈연금수당 및 자녀돌봄수당으로 세세분류되어 있는데, 세세분류 변수들은 다수의 결손치를 가지고 있어 사용하지 못하였다. 현금성 가족 지원과 관련하여 중분류인 현금성 가족 지원 총액과 세분류인 가족수당 두 변수를 사용하여 분석을 하였는데, 세분류인 가족수당을 사용한 분석 결과가 해당 변수의 추정계수 값의 크기를 제외하고는 별다른 차이를 보이지 않아, 논문에는 현금성 가족 지원 총액을 사용한 분석 결과만을 보고하였다.

〈표 1〉 OECD 사회복지지출 – 가족 분야의 구성

Cash benefits		
Cash benefits* 현금성 지원	Family allowances	
	Family allowances 가족수당	Single-parent families
		Patriots and veteran pension, etc.
		Childcare allowance
	Maternity and parental leave	
	Maternity and parental leave 모성 및 부모 휴가	Maternity leave (Employment Insurance)
		Parental leave (Employment Insurance)
	Other cash benefits	
Benefits in kind		
Benefits in kind 현물성 지원	Early childhood education and care(ECEC)	
	Early childhood education and care(ECEC)* 영유아교육보육	Child welfare services
		Childcare subsidy
		Pre-primary education (3-5 years old)
	Home-help/Accommodation	
	Home-help/ Accommodation	Support for day care for family
		Children facilities
		Residential service for child & adolescent
		Residential service for women & families
	Other benefits in kind	

주 : * 분석에 사용된 변수임을 표기.
출처 : OECD Statistics.

회귀식의 계수는 편미분 값으로 해석될 수 있기 때문에 영유아교육보육 지원의 계수는 사회복지지출 총액과 현금성 가족 지원을 고정시킨 상태에서 영유아교육보육 지원을 한 단위 늘렸을 때의 고용률에 미치는 효과로 해석될 수 있다. 만약 현금성 가족 지원을 한 단위 줄이고 영유아교육보육 지원을 한 단위 늘렸다면 그 효과는 영유아교육보육 지원의 계수에서 현금성지원 계수를 차감한 것으로 추정될 수 있다. 반대의 경우는 또한 상응하게 해석될 수 있으며, 사회보장총액 추정계수는 영유아교육보육 지원과 현금성 가족 지원을 유지한 상태에서 다른 사회복지지출을 한 단위 증가시킬 경우의 고용률 제고 효과로 해석될 수 있다.

현물지원과 현금지원의 여성 고용률 효과에 대해서 기존 문헌들은 효과의 방향이 이론적으로 다를 수 있음을 지적하고 실제로 실증분석에서 현물지원의 여성 고용률 효과가 양인데 반하여 현금지원의 효과가 음임을 보고하고 있다(Jaumotte, 2003; Christiansen et al., 2016). 앞 문단의 논의와 같이, 가족에 대한 현금성 지원은 여성의 고용과 관계없이 일정액으로 지급되기 때문에 소득효과만을 발생시켜 여성의 경제활동 참여를 저해하며, 영유아교육보육 지원은 여성의 경제활동 참여에 도움이 되는 어린 자녀의 교육 및 보육 서비스 이용을 요건으로 한 지원이기 때문에 여성의 경제활동 참여를 촉진하는 것이라는 설명이 제시되고 있다.

일 · 가정 양립에 영향을 주는 추가적 정책의 요소로 부소득자에 대한 한계세율, 임시직에 대한 고용보호 정도, 유급 출산 및 육아 휴가와 그 제곱항을 포함하였다. 기존 문헌에서 부소득자에 대한 한계세율과 임시직에 대한 고용보호는 여성 고용률과 음의 상관관계를 가지는 것으로 보고되었고, 휴가기간은 역 U자 형태의 상관관계를 가지는 것으로 보고되고 있다. 부소득자의 한계세율은 Jaumotte(2003)에서 사용된 방법론을 이용하여 2자녀를 둔 평균임금을 벌고 있는 외벌이 가구에 대해서 부소득자의 추가소득 대비 가구에 부과되는 추가 조세의 비율로 계산하였다. 동일한 방법론을 사용하여 계산된 부소득자에 대한 상대 한계세율은 Thévenon(2013)과 Christiansen et al.(2016)에서도 사용되었으며, 이 연구들에서 부소득자의 한계세율이 높을수록 여성의 고용률이 낮아지는 경향이 발견되었다. 고용보호 지수는 OECD에서 취합한 해고나 임시계약 사용에 대한 규제의 엄격성을 나타내 주는 종합지표이다.

마지막으로 사회 · 경제 여건 변수들로 GDP갭, 실업률, 3차 산업 비중 및 고등교육 이수율을 포함하였다. GDP갭은 PPP를 사용하여 실질화한 GDP의 자연로그 값에 Hodrick-Prescott 필터를 적용하여 추세를 제거하여 산정하였으며 경기변동을 대리하는

변수로 사용되었다. 실업률은 전체적인 노동시장의 여건과 시차를 가지고 경기변동을 대리해 주는 변수로 계수가 음으로 추정될 것으로 예상된다. 여성 고용이 더 용이한 3차 산업의 비중이 높아짐에 따라 여성의 고용이 증가할 것으로 예상되지만 국가 더미와 국가별 추세변수를 통제하는 경우 3차 산업의 비중이 여성 고용의 여건을 대리하는 변수로서의 역할은 제한될 것이다. 고등교육 이수율은 성별로 25-64세 연령자 중 고등교육을 이수한 비율을 OECD의 Education at a glance에서 가져 왔다. 여성과 모성 고용률 회귀식에는 여성 고등교육 이수율을, 남성 고용률 회귀식에는 남성 고등교육 이수율을, 전체 고용률 회귀식에는 여성과 남성 고등교육 이수율을 모두 포함하였다. 물론 교육과 관련된 이수율들은 고용률과 양의 상관관계를 가질 것으로 예상한다.

이러한 통제변수들에 추가하여, 국가 더미,[7] 연도 더미, 국가별 추세변수를 포함하였다. 국가 더미는 시간에 따라 변하지는 않는 고정효과를 통제하고, 연도 더미는 국제경기와 같은 여러 국가에 동일하게 영향을 주는 요소들을 통제하며, 국가별 추세변수는 관찰되지 않은 국가별 추세를 통제하는데 이 변수가 포함되는 경우 다른 독립변수들은 경기변동 요소를 대리하여 주는 부분이 커지는 경향이 존재한다. 지금까지 논의한 회귀식 모형은 아래의 식 (1)로 표현되어 있다.

$$E_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ECEC_{it} + \alpha_2 FCB_{it} + \alpha_3 SOCX_{it} + \gamma X_{it}' + \sum \alpha_{4i} N_i + \sum \alpha_{5t} Y_t + \sum \alpha_{6i} tN_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

여기에서 E_{it}는 i 국가의 t 연도의 여성, 모성, 남성, 또는 전체 고용률,

$ECEC_{it}$는 GDP 대비 영유아교육보육 지원,

FCB_{it}는 현금성 가족 지원,

$SOCX_{it}$는 사회복지지출,

X_{it}'는 다른 통제변수 벡터,

N_i는 국가 더미, Y_t는 연도 더미, tN_i는 국가별 추세변수이다.

7) 국가-시기 별로 영유아교육보육 서비스의 질이 다르다면 이를 통제하여야 하나, 교육보육의 질을 나타내 주는 변수가 가용하지 못하다. 만약 영유아교육보육 서비스 질이 시간에 따라 변화하지 않아 국가 간 차이만이 존재한다면 국가 더미변수를 통제한 회귀분석 결과에서는 이미 통제가 된 것으로 볼 수 있다. 만약 영유아교육보육 서비스의 질이 국가 그룹별로 차이가 있다면, 이러한 국가 그룹별 차이도 이미 국가 더미 변수로 통제가 된 것으로 해석될 수 있다.

회귀식 추정 방식은 최소자승법을 기본으로 사용하였다. 추가적으로 여러 고용률의 오차항들 간에 존재할 수 있는 상관관계를 이용하여 추정의 효율성을 높이기 위해 여성, 남성, 전체, 0-2세 자녀를 둔 15-64세 여성, 0-2세 자녀를 둔 25-64세 여성 고용률의 5개 회귀식을 하나의 SURE(Seemingly Unrelated Regression) 모형으로 추정하였다.

Ⅴ. 기초통계치와 상관관계 분석

<표 2>는 성별 고용률 회귀분석에 사용된 29개국 표본에 대한 기초통계치와 변수들의 출처를 보고하고 있고, <표 3>은 모성 고용률 회귀분석에 사용된 22개국 표본에 대해서 보고하고 있는데, 모성 고용률에 결손치가 추가적으로 존재하여 표본이 22개국으로 작아져 있다.

<표 2>에서 여성 고용률의 평균은 59%로 나타났다. 여성 고용률은 대부분의 국가에서 상승하는 추세를 보이고 있으며, 여성 고용률은 국가별로 상당한 차이를 보이고 있다. 〔부도 1〕은 여성 고용률 추이를 국가별로 보여 주고 있는데, 터키는 30% 미만 수준을 보이고 있고, 그리스, 멕시코, 이탈리아는 40% 내외를 보이고 있으며, 우리나라, 스페인, 슬로바키아, 아일랜드, 폴란드, 헝가리는 50%대를 보이고 있다. 노르웨이, 덴마크, 스웨덴, 스위스, 아이슬란드는 70%대를 보이고 있는데, 이 국가들에서는 표본 기간 동안 여성 고용률이 크게 증가하지 못하는 모습을 보이고 있다. 이는 출산, 학업, 필수 복무, 개인 선호 등으로 인하여 고용률에 상한이 존재하며, 고용률이 매우 높은 상태에서 추가적으로 고용률을 향상시키는 것은 매우 어려움을 의미한다. 남성 고용률의 평균은 73%로 여성 고용률보다 14.3%p 높게 나타나고 있다.

자녀를 둔 여성의 고용률 회귀분석에 사용된 변수들의 기초치를 보여주는 <표 3>에서 0-2세 자녀를 둔 여성의 고용률은 전체 여성 고용률보다 낮고 3-5세 자녀를 둔 여성의 고용률은 전체 여성 고용률보다 높은 경향이 있음을 보여 주고 있다. 15-64세 여성으로 대상으로 계산된 여성 고용률은 25-54세 여성을 대상으로 계산된 여성 고용률에 비하여 낮게 나타났는데, 이는 15-64세를 대상으로 하는 경우 학업이나 조기 퇴직으로 인한 비고용 상태의 여성들이 추가되기 때문인 것으로 보인다.

〈표 2〉 전체 여성 고용률 회귀식에 사용된 기초통계량, n=338, OECD 29개국[8)]

변수	출처	평균	표준편차	최소	최대
여성 고용률	OECD Labor Market Statistics	58.85	10.41	22.75	79.58
남성 고용률	OECD Labor Market Statistics	73.14	6.10	56.48	87.30
전체 고용률	OECD Labor Market Statistics	65.96	7.52	44.23	83.58
(가족-현물성지원-) 영유아교육보육 지원, ECEC	OECD Social Expenditure	0.59	0.37	0.08	1.84
(가족-)현금성지원, Cash benefits	OECD Social Expenditure	1.24	0.73	0.00	3.62
(가족-현금성지원-)가족수당,* Family allowance	OECD Social Expenditure	0.81	0.56	0.00	2.61
총사회복지지출, Social expenditure	OECD Social Expenditures	20.60	5.46	4.53	31.49
부소득자의 한계세율	저자 계산	28.59	9.77	-1.94	51.81
고용보호 정도(임시)	OECD EPL**	1.69	1.16	0.25	4.88
유급 출산, 육아 등을 위해 지급된 총 연수	OECD Family Dataset	1.09	1.05	0.00	4.12
GDP갭	저자 계산	0.01	0.05	-0.18	0.18
실업률(15-64세)	World Bank WDI***	7.62	4.03	2.12	26.09
서비스산업 비중	World Bank WDI***	69.27	6.56	53.94	87.65
여성의 고등교육 이수율	OECD Education at a Glance	28.27	10.96	9.01	58.73
남성의 고등교육 이수율	OECD Education at a Glance	27.14	9.83	7.30	47.52

주: 모든 비율 변수들의 단위는 %임.
* 관찰점수는 331개. 현금성지원 변수 대신 가족수당을 대신 사용한 분석 결과는 보고되지 않았으나, 전체적으로 추정 결과는 거의 유사함.
** Employment Protection Legislation.
*** World Development Indicator.

8) Australia, Austria, Belgium, Canada, Czech Republic, Denmark, Finland, France, Germany, Greece, Hungary, Iceland, Ireland, Italy, Japan, Korea, Rep., Luxembourg, Mexico, Netherlands, Norway, Poland, Portugal, Slovak Republic, Spain, Sweden, Switzerland, Turkey, the United Kingdom, the United States.

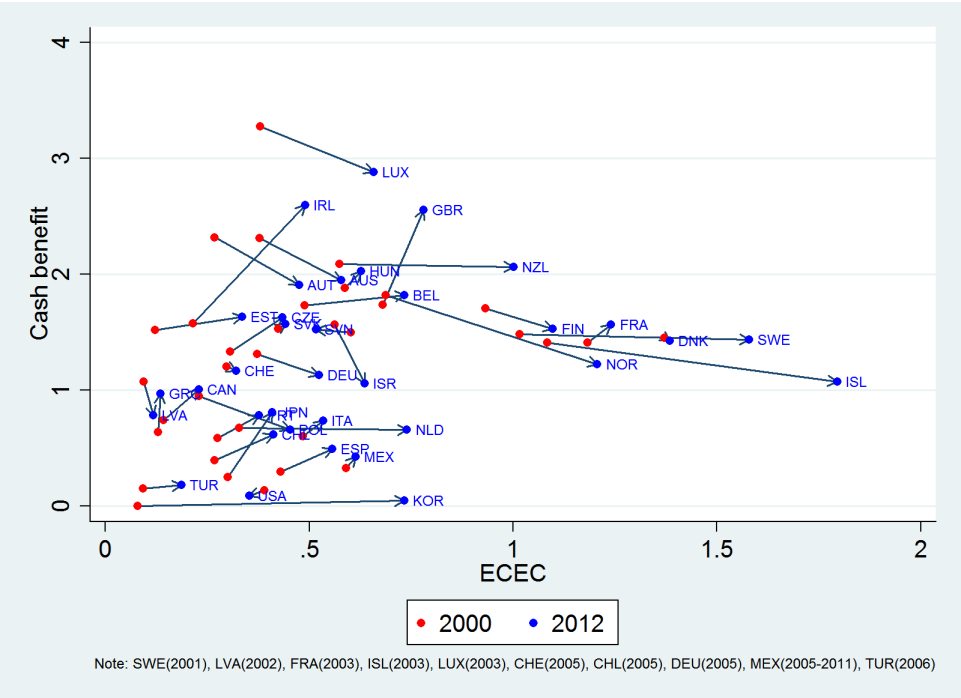
〈표 3〉 모성 고용률 회귀식에 사용된 기초통계량, n=223, OECD 22개국[9)]

Variable	출처	평균	표준편차	최소	최대
0-2세 자녀를 둔 15-64세 여성 고용률, W1564_C02	OECD Family Dataset	48.89	19.22	9.43	78.33
3-5세 자녀를 둔 15-64세 여성 고용률, W1564_C35	OECD Family Dataset	62.52	11.35	20.07	81.73
0-2세 자녀를 둔 25-54세 여성 고용률, W2554_C02	OECD Family Dataset	51.06	19.66	10.48	80.07
3-5세 자녀를 둔 25-54세 여성 고용률 W2554_C35	OECD Family Dataset	63.33	11.30	20.83	82.55
여성 고용률	OECD Labor Market Statistics	57.00	9.59	22.75	71.53
남성 고용률	OECD Labor Market Statistics	71.77	5.59	59.23	83.18
전체 고용률	OECD Labor Market Statistics	64.36	6.82	44.23	77.18
(가족-현물성지원-) 영유아교육보육 지원, ECEC	OECD Social Expenditure	0.51	0.26	0.09	1.40
(가족-)현금성지원, Cash benefits	OECD Social Expenditure	1.26	0.76	0.09	3.62
(가족-현금성지원-)가족수당, Family allowance	OECD Social Expenditure	0.81	0.55	0.09	2.61
총사회복지지출, Social expenditure	OECD Social Expenditures	21.74	4.16	10.34	31.49
부소득자의 한계세율	저자 계산	29.76	8.14	18.00	51.81
고용보호 정도(임시)	OECD EPL**	1.75	1.23	0.25	4.88
유급 출산, 육아 등을 위해 지급된 총 연수	OECD Family Dataset	1.16	1.10	0.00	4.12
GDP갭	저자 계산	0.01	0.05	-0.18	0.18
실업률	World Bank WDI***	8.27	3.85	2.12	26.09
서비스산업 비중	World Bank WDI***	70.70	6.42	57.80	87.65
여성의 고등교육 이수율	OECD Education at a Glance	27.64	11.21	9.01	58.73
남성의 고등교육 이수율	OECD Education at a Glance	26.37	10.07	7.30	47.52

주: 모든 비율 변수들의 단위는 %임
** Employment Protection Legislation
*** World Development Indicator

9) Austria, Belgium, Canada, Czech Republic, Denmark, Finland, France, Germany, Greece, Hungary, Ireland, Italy, Japan, Luxembourg, Netherlands, Poland, Portugal, Slovak Republic, Spain, Turkey, the United Kingdom, the United States.

〔그림 2〕 영유아교육보육 지원과 현금성지원지출의 변화, 2000-2012

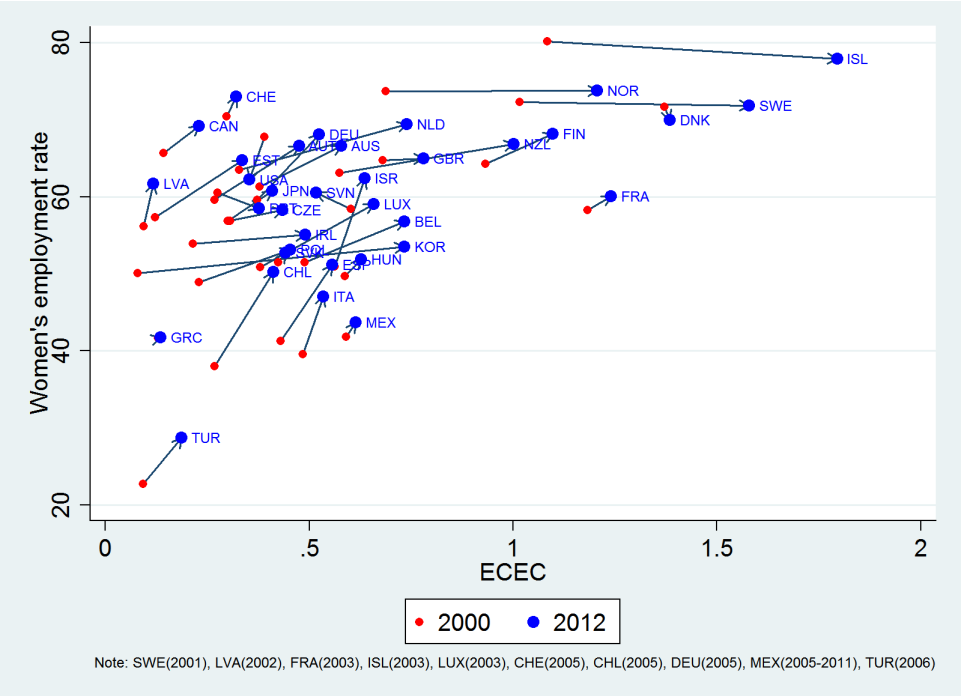


핵심 독립변수인 GDP 대비 영유아교육보육 지원의 평균은 29개국 표본에서는 0.59%, 22개국 표본에서는 0.51%에 불과한 것으로 나타났다. 국가별로 시기별로 큰 차이를 보이는 영유아교육보육 지원의 최솟값은 0.08%이고 최댓값은 1.84%로 나타났다. 표본기간 동안 영유아교육보육 지원의 평균은 2000년 0.45%에서 2013년 0.69%로 13년 동안 50% 가량 증가했다. 〔그림 2〕는 2000년에서 2012년 사이의 국가별 영유아교육보육 지원과 현금성지원지출의 변화를 보여 주고 있다. 2000년에서 2012년 사이의 변화를 국가별로 화살표로 표시하였는데, 우리나라, 네덜란드, 노르웨이, 뉴질랜드, 독일, 룩셈부르크, 벨기에, 스웨덴, 아이슬란드, 오스트리아, 핀란드, 호주 등 대다수의 국가에서 화살표가 우측을 가리키거나 또는 우하향을 하고 있다. 이는 해당 기간 동안 이 국가들에서 영유아교육보육 지원은 증가하고 동시에 현금성 가족 지원은 유지 또는 감소하고 있음을 의미한다. 그리스, 스페인, 아일랜드, 영국, 캐나다, 프랑스 등 국가에서는 화살표가 우상향하고 있다. 해당 기간 동안 영유아교육보육 지원이 크게 증가한 국가에는 우리나라, 노르웨이, 뉴질랜드, 네덜란드, 아이슬란드, 스웨덴 등이 있다. GDP 대

비 현금성 가족 지원의 평균은 1.25% 내외로 2000년 1.19%에서 2009년 1.40%로 높아졌다가 2013년 1.25%로 다시 낮아졌다. 현금성 가족 지원의 평균은 영유아교육보육 지원의 평균에 비하여 2000년 2.8배 수준을 보이다가 2013년에는 1.8배 수준으로 낮아졌다. 이러한 현금성 가족 지원의 감소 추세와 영유아교육보육 지원의 증가 추세는 영유아교육보육 지원이 많은 선진국에서 주요 정책으로 자리매김을 하고 있음을 보여 준다.

〔그림 3〕은 영유아교육보육 지원과 여성 고용률 간의 상관관계를 국가별로 2000년에서 2012년 사이의 변화를 통해 살펴보고 있다. 〔그림 2〕에서와 마찬가지로 2000년에서 2012년 사이의 변화를 국가별로 화살표로 표시하였는데, 2000년에 여성 고용률이 70%보다 낮은 수준을 기록하고 있는 국가 대부분에서 화살표의 방향이 우상향으로 나타나 이들 국가에서 영유아교육보육 지원의 증가와 여성 고용률의 증가가 동시에 나타났음을 보여 준다. 우리나라의 경우 영유아교육보육 지원은 0% 수준에서 OECD 평균 이상으로 크게 증가하였으나 여성 고용률은 상대적으로 작은 폭의 증가만을 나타내 화살표의 기울기가 낮게 나타났다. 2000년에 이미 여성 고용률이 매우 높은 70% 이상의

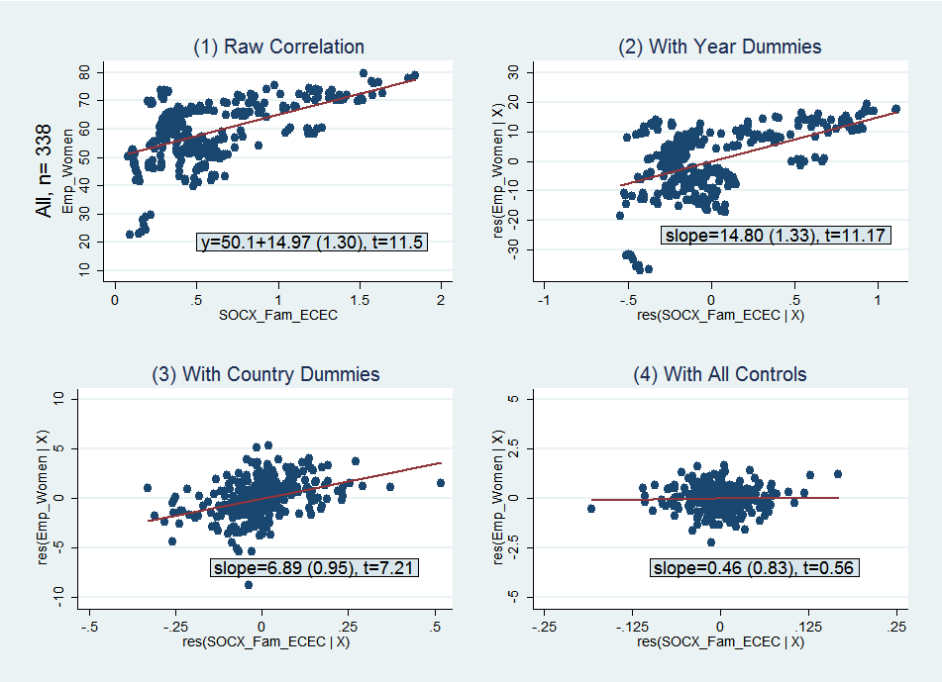
〔그림 3〕 영유아교육보육 지원과 여성 고용률의 변화, 2000-2012



수준을 보였던 노르웨이, 스웨덴, 아이슬란드는 영유아교육보육 지원은 큰 폭으로 증가시켰으나 여성 고용률은 별다른 변화를 보이지 못하였음이 관찰된다. 〔그림 3〕은 영유아교육보육 지원과 여성 고용률이 2000년과 2012년 사이의 변화분에서 뿐만 아니라 횡단면으로 본 수준에 있어서도 양의 상관관계를 가지고 있음을 잘 보여 주고 있다. 빨간색으로 표시된 2000년의 관찰점들에서 관찰되는 양의 상관관계의 계수값이 파란색으로 표시된 2012년의 관찰점들에서 관찰되는 양의 상관관계의 계수값보다 큰 것으로 보인다.

〔그림 4〕와 〔그림 5〕는 영유아교육보육 지원과 여성 고용률의 상관관계가 다른 변수들을 통제하는 경우 어떻게 변화하는가를 보여 주고 있다. 〔그림 4〕의 패널 (1)은 영유아교육보육 지원과 여성 고용률 간의 단순 상관관계가 통계적으로 유의하고 기울기도 15.0으로 매우 높게 나타남을 보여 주고 있다. 연도 더미를 통제하였을 때 통계적 유의성이나 기울기에는 별다른 변화가 나타나지 않고, 국가 더미를 통제하였을 때에는 통계적 유의성이나 기울기가 낮아지기는 하나 여전히 매우 강한 관계를 보이고

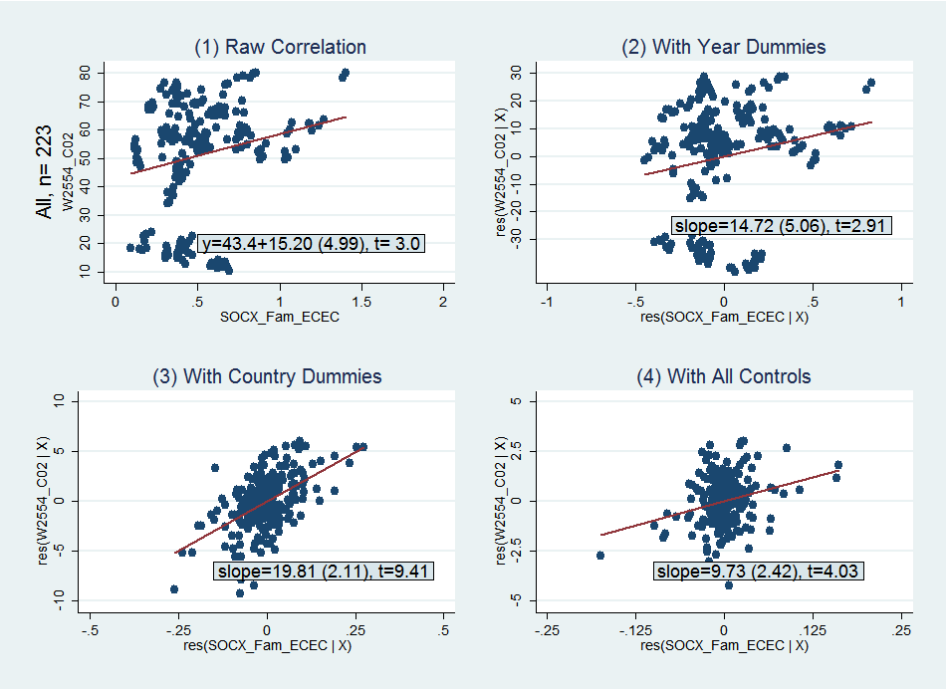
〔그림 4〕 여성 고용률과 영유아교육보육 지원 간의 상관관계, 29개국, 2000-2013



있다. 다만 패널 (4)는 연도 더미, 국가 더미, 국가별 추세변수, 그 외 모든 통제변수를 포함하는 경우(표 4의 (8)열 회귀식 추정 결과임)로 상관관계의 통계적 유의성이 사라지는 것을 보여 주고 있다.

〔그림 5〕는 0-2세 자녀를 둔 25-54세 여성의 고용률과 영유아교육보육 지원 간의 상관관계를 보여주고 있는데, 모든 통제변수를 포함하는 경우(<표 5>의 (6)열 회귀식 추정 결과임)에도 상관관계의 기울기가 9.7(t=4.0)로 추정되어 경제적으로 그리고 통계적으로 유의하게 나타나고 있다. 영유아교육보육 지원이 0-4세 아동을 대상으로 하고 있기 때문에 전체 여성이 아닌 어린 자녀를 둔 여성에 대해서 그 영향력이 강하게 나타나는 것은 논리적으로 자연스러운 결과이며, 영유아교육보육 지원과 모성 고용률과의 강한 상관관계는 관찰된 상관관계가 영유아교육보육 지원의 고용률 제고 효과일 가능성이 높음을 의미한다.

〔그림 5〕 0-2세 자녀를 둔 25-54세 여성의 고용률과 영유아교육보육 지출, 22개국



통제변수로 사용된 변수들의 기초 통계치를 살펴보자. 부소득자에 대한 한계세율의 평균은 29% 내외를 보이고 있고 국가별로 큰 차이를 보이고 있어 0% 이하에서 50% 이상의 수준을 보이고 있다. 우리나라의 경우 가구단위 소득세 과세가 아니라 개인별 소득세 과세를 시행하고 있어 부소득자의 한계세율이 상대적으로 낮은 수준을 보이고 있으며 2000년 7.8%에서 2013년 10.7%로 지속적으로 증가하였다. 임시직에 대한 고용보호 정도의 평균은 1.7 내외로 0.25에서 4.88 사이의 값을 보이고 있다. 유급 출산 및 육아 휴가연수는 평균 1.1년 정도로 전혀 제공되지 않는 국가에서 4년 이상 제공되는 국가까지 존재하고 있다. GDP갭의 평균은 계산 구조로 인해 당연히 0으로 나타나고 있다. 실업률의 평균은 7-8%로 나타났는데 이는 표본기간이 2009년부터 시작된 글로벌 금융위기 기간을 포함하고 있음에 기인한다. 서비스산업의 비중은 평균적으로 70% 내외이며, 53%에서 88% 사이의 넓은 분포를 보이고 있다. 여성과 남성의 고등교육 이수율의 평균은 26-28%을 나타내고 있으며, 여성의 평균 고등교육 이수율이 남성의 평균 고등교육 이수율보다 1%p 정도 높은 것으로 나타났다.

Ⅵ. 회귀분석 결과

회귀분석 결과는 여성 고용률에 대한 최소자승법 추정 결과, 모성 고용률에 대한 최소자승법 추정 결과, 남성과 전체 고용률에 대한 최소자승법 추정 결과, 여러 고용률들을 하나의 SURE (seemingly unrelated regression) 모델로 추정한 결과, 평균차분한 변수들을 사용하여 SURE 모델로 추정한 결과의 순으로 보고한다.

<표 4>는 여성 고용률을 국가 더미, 연도 더미, 국가별 추세변수 및 통제변수의 여러 다른 조합에 대해서 최소자승법 회귀분석을 행한 결과를 보고하고 있다.〔그림 4〕에서 보고하였던 바와 같이 (2)열의 결과는 단순 상관관계의 기울기가 15.0 정도임을 보여 주고 있으며, (4)열의 결과는 국가 더미를 통제한 경우에도 그 기울기가 6.9 정도로 추정됨을 보여 주고 있다. (1)열과 (3)열은 영유아보육지출과 여성 고용률이 결손치가 아닌 경우 통제변수들이 결손치를 보여 표본에 포함되지 못했던 관찰점들까지 모두 포함하여 회귀분석한 결과로, 여기에서도 영유아교육보육 지원은 통계적으로 매우 유의하게 여성 고용률과 양의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 통제변수들을 포함하

는 경우 아무런 더미를 포함하지 않은 (5)열의 결과를 제외하고 영유아교육보육 지원 추정계수는 매우 작아지고 통계적 유의성이 사라지는 것으로 추정되었다. 영유아교육보육 지원의 유의성이 낮아지는 것은 다른 변수들의 높은 설명력을 가지는 것에도 기인하지만 종속변수가 영유아교육보육 지원 정책의 직접적 대상이 되는 어린 자녀를 둔 여성만이 아닌 전체 여성을 대상으로 계산된 고용률이라는 점에도 기인하는 것으로 보인다. 어린 자녀를 둔 여성의 고용률을 종속변수로 사용하는 <표 5>에서는 통제변수들을 모두 포함한 경우에도 영유아교육보육 지원 추정계수의 통계적 유의성은 높은 것으로 나타났다. 뿐만 아니라 모성 고용률을 SURE 모델 내에 포함하여 다른 종속변수에서 나타나는 오차항들 간의 상관관계를 이용하는 경우에도 영유아교육보육 지원이 여성 고용률과 통계적으로 유의한 양의 상관관계를 가지는 것으로 추정되었다.

통제변수로 포함된 변수들은 이론적으로 예상되는 부호와 크기를 가지는 것으로 추정되었다. 먼저 현금성 지원 지출과 여성 고용률 간의 상관관계는 기존 문헌(Jaumotte, 2003; Christiansen et al., 2016)에서 다수 보고된 결과와 마찬가지로 통계적으로 유의한 음의 관계 또는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정되었다. 여성 고용률 최소자승법 추정에서는 사회복지지출은 양수로 추정되었는데, SURE 추정에서는 반대로 통계적으로 유의한 음으로 추정되었다. 임시직에 대한 고용보호를 강화하는 경우 여성 고용률이 오히려 낮아지는 것으로 추정되었는데, <표 7>의 (6)열에 보고된 22개국 표본을 이용한 SURE 추정에서는 통계적으로 유의하게 음인 것으로 추정되었다. 유급 출산 및 육아 휴가연수의 효과는 역 U자 형태로 1.8-2.6년까지는 여성 고용률을 높이는 방향으로 작동하나 그 이상에서는 오히려 여성 고용률을 낮추는 효과가 있는 것으로 추정되었다. 실업률은 예상한 바와 같이 여성 고용률과 음(-)의 상관관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 3차 산업의 추정계수는 <표 4>의 일부 회귀식에서 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났으나, 이후 살펴보는 다른 회귀식 추정 결과에서는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

0-2세 또는 3-5세의 어린 자녀를 둔 여성의 고용률을 종속변수로 사용한 추정 결과는 <표 5>와 〔그림 5〕에 보고되어 있다. 〔그림 5〕의 패널 (1)은 국가 더미, 연도 더미, 다른 통제변수를 포함하지 않은 경우인 영유아교육보육 지원의 계수는 모두 통계적으로 경제적으로 매우 유의미한 것으로 추정되었음을 보여 주었다. 영유아교육보육 지원과 자녀를 둔 여성의 고용률과의 상관관계는 전체 여성 고용률과의 상관관계보다 통계적 유의성이 높은 것으로 추정되었다. 영유아교육보육 지원의 효과는 0-2세의 자녀

〈표 4〉 여성 고용률 회귀분석 결과, OLS, 29개국 표본, 2000-2013년

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
영유아교육보육 지원	12.282***	14.970***	10.933***	6.885***	7.989***	1.564	1.289	0.462
	(2.699)	(3.179)	(2.917)	(2.236)	(2.053)	(1.067)	(1.115)	(0.950)
현금성지원지출					-0.413	-0.942	-1.102*	0.053
					(1.227)	(0.612)	(0.659)	(0.459)
사회복지지출					0.432	0.188*	0.198*	-0.151
					(0.258)	(0.108)	(0.119)	(0.095)
부소득자의 한계세율					-0.003	-0.064*	-0.071*	-0.100***
					(0.116)	(0.034)	(0.036)	(0.027)
고용보호 정도(임시)					-3.627***	-0.923***	-0.927***	-0.041
					(0.972)	(0.301)	(0.310)	(0.211)
유급 출산, 육아 등을 위해 지급된 총 연수^2					0.776	0.393**	0.406**	0.083
					(0.633)	(0.166)	(0.169)	(0.118)
유급 출산, 육아 등을 위해 지급된 총 연수					-2.789	-2.039**	-2.053**	-0.327
					(2.759)	(0.834)	(0.853)	(0.578)
GDP갭					1.012	14.485***	14.399***	-0.492
					(9.612)	(2.976)	(3.682)	(2.245)
실업률					-0.861***	-0.320***	-0.300***	-0.571***
					(0.257)	(0.052)	(0.057)	(0.040)
3차산업 비중					-0.013	0.176**	0.150*	0.073
					(0.169)	(0.080)	(0.084)	(0.055)
여성의 고등교육 이수율					0.277**	0.237***	0.245***	0.252***
					(0.121)	(0.034)	(0.070)	(0.053)
국가 더미 포함	No	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes
연도 더미 포함	No	No	No	No	No	No	Yes	Yes
국가별 추세 포함	No	No	No	No	No	No	No	Yes
관찰점수	547	338	547	338	338	338	338	338
R-squared	0.215	0.282	0.925	0.971	0.746	0.985	0.985	0.997

주: 1) 표시된 더미 및 추세변수와 상수항은 추정에는 포함하였으나 상기 표에 보고되어 있지 않음.
2) ( ) 안은 각 국가별로 클러스터링을 허용한 표준오차(standard errors)임.
3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

를 가지고 있는 25-54세 여성의 경우를 대상으로 계산된 고용률이 사용되는 경우가 가장 통계적으로 유의한 결과치를 나타내었다. 이러한 결과는 영유아교육보육 지원 정책의 대상이 0-4세 아동이고 여성은 25-54세에 보다 적극적으로 노동시장에 참여한다는 사실을 감안한다면 매우 자연스러운 결과이다.

〈표 5〉 모성 고용률 회귀분석 결과, OLS, 22개국 표본, 2000-2013년

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
종속변수	0-2세 자녀를 둔 15-64세 여성 고용률		3-5세 자녀를 둔 15-64세 여성 고용률		0-2세 자녀를 둔 25-54세 여성 고용률		3-5세 자녀를 둔 25-54세 여성 고용률	
영유아교육보육 지원	9.554**	7.625**	7.188	2.010	11.132***	9.730***	6.997	1.642
	(3.494)	(2.988)	(4.989)	(5.157)	(3.810)	(3.397)	(5.105)	(4.997)
현금성지원지출	1.594	0.661	-2.497	-3.572	1.936	1.280	-2.557	-3.932
	(1.365)	(1.552)	(2.265)	(2.854)	(1.357)	(1.789)	(2.260)	(2.931)
사회복지지출	-0.139	-0.660	0.033	0.086	-0.073	-0.700	0.033	0.116
	(0.425)	(0.445)	(0.541)	(0.437)	(0.432)	(0.481)	(0.554)	(0.460)
부소득자의 한계세율	-0.300**	-0.129**	-0.289	-0.052	-0.280**	-0.104	-0.297	-0.057
	(0.123)	(0.059)	(0.169)	(0.144)	(0.131)	(0.071)	(0.175)	(0.157)
고용보호 정도(임시)	-2.918***	-0.237	-0.655	0.060	-3.007***	-0.055	-0.648	0.065
	(0.607)	(0.532)	(0.648)	(1.011)	(0.726)	(0.497)	(0.667)	(0.896)
유급 출산, 육아 등을 위해 지급된 총 연수^2	1.069*	0.391	-0.115	0.384	1.231*	0.515*	-0.032	0.306
	(0.605)	(0.409)	(0.654)	(0.521)	(0.650)	(0.289)	(0.661)	(0.445)
유급 출산, 육아 등을 위해 지급된 총 연수	-5.713	-1.627	-2.026	-1.809	-6.735*	-2.535	-2.318	-1.335
	(3.477)	(2.497)	(3.661)	(2.927)	(3.748)	(1.673)	(3.659)	(2.402)
GDP갭	6.494	-11.477*	9.495	-13.852*	5.481	-13.870*	9.557	-13.654
	(9.493)	(6.425)	(16.565)	(7.744)	(10.248)	(6.764)	(17.116)	(8.150)
실업률	-0.037	-0.449***	-0.154	-0.812***	0.004	-0.453***	-0.121	-0.801***
	(0.199)	(0.140)	(0.228)	(0.148)	(0.211)	(0.153)	(0.242)	(0.158)
3차산업 비중	-0.069	0.116	-0.317	-0.165	-0.108	0.133	-0.306	-0.158
	(0.314)	(0.204)	(0.386)	(0.237)	(0.347)	(0.197)	(0.416)	(0.238)
여성의 고등교육 이수율	0.759***	0.923***	0.341	0.670*	0.710***	0.951***	0.385	0.748*
	(0.215)	(0.303)	(0.379)	(0.383)	(0.218)	(0.328)	(0.380)	(0.391)
국가 더미 포함	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
연도 더미 포함	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
국가별 추세 포함	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
관찰점수	223	223	223	223	223	223	223	223
R-squared	0.991	0.996	0.964	0.985	0.991	0.996	0.962	0.984

주: 1) 표시된 더미 및 추세변수와 상수항은 추정에는 포함하였으나 상기 표에 보고되어 있지 않음.
2) ( ) 안은 각 국가별로 클러스터링을 허용한 표준오차(standard errors)임.
3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

모성 고용률 회귀 추정에서 현금성 가족 지원의 추정계수는 통계적으로 유의성이 없는 것으로 나타났다. 하지만 영유아교육보육 지원 계수의 추정치와 현금성지원지출 계수의 추정치 간의 차이는 영유아교육보육 지원의 추정치가 통계적으로 유의미하지 않는 (4)열과 (8)열의 경우에도 그 값이 5.5이고 통계적으로 유의미한 것으로 추정되었다. 이러한 추정결과는 현금성 지원 지출을 줄이고 그 재원을 영유아교육보육 지원을 늘리는 곳에 사용하는 경우 여성의 고용률이 높아질 수 있음을 의미한다. 부소득자의 한계세율의 효과는 모성 고용률에 대해서 월등히 큰 것으로 추정되었으며, 유급 출산 및 육아 휴가는 앞에서의 추정 결과와 유사하게 2.6년 정도에서 효과가 극대화되는 것으로 추정되었다. GDP갭의 추정계수는 국가별 추세변수를 포함하는 (2), (4), (6) 열의 결과에서 음수로 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미한 것으로 추정되었는데, 이는 여성 고용률의 증가 추세를 통제한다면 여성 고용률은 경기 호황기에 낮아짐을 의미한다. 여성의 고등교육 이수율은 대부분의 경우 통계적으로 유의미한 양수로 추정되었다.

<표 6>는 영유아교육보육 지원의 남성과 전체 고용률에 대한 효과를 분석하여 보고하고 있다. 영유아교육보육 지원은 남성 고용률이나 전체 고용률과는 통계적으로 유의하지는 않지만 양의 상관관계를 가지고 있는 것으로 추정되었다. 이러한 추정 결과는 영유아교육보육 지원을 높이는 경우 여성 고용률을 높일 수 있는데 남성 고용률을 희생하면서 얻어지는 결과가 아닐 수 있음을 의미한다. 여성 고용률 추정 결과와 매우 상이한 추정계수값을 가지는 독립변수들도 일부 존재한다. 먼저 사회복지지출은 국가더미가 통제되는 경우 남성 고용률과 전체 고용률과는 음의 상관관계를 가지는 것으로 추정되었다. 본 논문에는 보고하지는 않았지만 사회복지지출 구성 중 연금은 고용률과는 음의 상관관계를 가지고 적극적노동시장정책과는 양의 상관관계를 가지는 것으로 추정되었다.[10] 부소득자의 한계세율이 높은 경우 여성뿐 아니라 남성의 고용률을 낮추어 전체 고용률이 낮아지는 것으로 추정되었다. 유급 출산 및 육아 휴가 년수와 남성의 고용률 간의 관계는 통계적 유의미하지 못해지는 것으로 추정되었는데, 이는 여전히 많은 국가에서 남성의 출산 및 육아 휴가를 넓게 사용하지 않음에 기인하는 것으로 추측된다.

10) 사회복지 구성의 경제성장 효과에 대한 연구는 차병섭 · 이영(2015)를 참고하기 바란다.

〈표 6〉 남성 및 전체 고용률 회귀분석 결과, OLS, 29개국 표본, 2000-2013년

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
종속변수	남성 고용률				전체 고용률			
영유아교육보육 지원	2.377	1.640	1.233	0.141	6.909***	1.603	1.397	0.038
	(1.494)	(1.115)	(1.159)	(1.329)	(2.169)	(1.665)	(1.633)	(1.515)
현금성지원지출	-1.075	0.314	0.421	0.009	-0.589	-0.333	-0.318	0.096
	(0.751)	(0.683)	(0.671)	(0.566)	(0.860)	(0.651)	(0.730)	(0.520)
사회복지지출	-0.043	-0.454***	-0.502***	-0.376**	0.285	-0.131	-0.177	-0.280*
	(0.180)	(0.127)	(0.141)	(0.152)	(0.181)	(0.167)	(0.187)	(0.152)
부소득자의 한계세율	-0.003	-0.044	-0.051	-0.104*	0.013	-0.053	-0.057	-0.099**
	(0.082)	(0.041)	(0.043)	(0.059)	(0.093)	(0.051)	(0.055)	(0.046)
고용보호 정도(임시)	-0.632	-0.389	-0.373	-0.074	-2.238***	-0.650***	-0.593**	-0.107
	(0.522)	(0.290)	(0.283)	(0.233)	(0.673)	(0.219)	(0.247)	(0.259)
유급 출산, 육아 등을 위해 지급된 총 연수^2	0.544	-0.035	-0.021	-0.107	0.883*	0.184	0.209	0.014
	(0.507)	(0.145)	(0.160)	(0.106)	(0.508)	(0.189)	(0.195)	(0.091)
유급 출산, 육아 등을 위해 지급된 총 연수	-2.763	-0.083	-0.030	0.406	-3.776	-1.125	-1.139	-0.057
	(2.268)	(0.849)	(0.917)	(0.618)	(2.318)	(1.057)	(1.088)	(0.551)
GDP갭	10.249	6.686*	9.542**	2.128	11.518	10.841*	11.890**	0.926
	(6.321)	(3.768)	(4.544)	(5.325)	(7.739)	(5.311)	(5.670)	(5.435)
실업률	-0.947***	-0.748***	-0.728***	-0.820***	-0.766***	-0.533***	-0.513***	-0.699***
	(0.152)	(0.046)	(0.056)	(0.085)	(0.220)	(0.068)	(0.069)	(0.091)
3차산업 비중	0.010	0.043	0.058	0.060	-0.083	0.109	0.114	0.073
	(0.129)	(0.072)	(0.083)	(0.086)	(0.153)	(0.107)	(0.115)	(0.081)
여성의 고등교육 이수율					-0.083	0.096	0.005	0.267
					(0.161)	(0.114)	(0.160)	(0.198)
남성의 고등교육 이수율	0.131	0.067	0.073	0.082	0.337	0.074	0.148	-0.076
	(0.078)	(0.041)	(0.057)	(0.061)	(0.247)	(0.118)	(0.135)	(0.116)
국가 더미 포함	No	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes
연도 더미 포함	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
국가별 추세 포함	No	No	No	Yes	No	No	No	Yes
관찰점수	338	338	338	338	338	338	338	338
R-squared	0.720	0.985	0.986	0.993	0.755	0.986	0.987	0.996

주: 1) 표시된 더미 및 추세변수와 상수항은 추정에는 포함하였으나 상기 표에 보고되어 있지 않음.
2) ( ) 안은 각 국가별로 클러스터링을 허용한 표준오차(standard errors)임.
3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

<표 7>은 OLS 결과와 비교하여 여성 고용률, 남성 고용률, 전체 고용률의 3개 종속변수들을 하나의 SURE 모델로 추정한 결과를 보고하고 있다. <표 4>와 <표 6>과 달리 22개국 표본을 사용하였으며, 국가 더미, 연도 더미, 국가별 추세변수를 모두 포함하여서 추정하였다. SURE 모델은 포함된 회귀식들의 잔차항들 간에 존재하는 상관관계를 활용하여 추정의 효율성을 높이는 방식이다. 이러한 점에 부합하게 OLS 추정치에 비하여 SURE 추정값들의 표준편차는 감소하고 통계적 유의성은 높아진 것으로 나타났다. 최소자승법 추정 결과와 비교하면, 특히 전체 고용률 SURE 추정식에서 영유아교육보육 지원, 사회복지지출 변수, 남성 교육 변수들의 통계적 유의성이 높아지는 것으로 추정되었다. 고등교육 이수율은 여성, 남성, 전체 고용률과 모두 통계적으로 유의한 양의 관계를 나타내어 고용률을 높이는데 있어서 교육의 중요성을 보여 준다. 22개국 표본을 사용하여 SURE 모형으로 추정한 경우 사회복지지출이 남성, 여성, 전체 고용률과 강한 음의 상관관계를 가지는 것으로 추정되었는데, 독립변수에 영유아교육보육 지원, 현금성 지원 지출, 사회복지지출을 포함하고 있기 때문에 해석은 영유아교육보육 지원과 현금성 지원 지출을 유지하고 다른 사회복지지출 항목을 늘려 사회복지지출 총액을 높이는 경우의 효과로 해석되어야 한다.

지금까지의 추정 결과에서 R^2가 1에 가깝게 매우 높게 나타나고 있는데, 이는 종속변수와 주요 설명변수의 자기상관관계가 높음에 기인할 수 있다.[11] 실제로 자기상관관계가 매우 높은 것으로 추정되었다. 자기상관관계로 인해 표준편차가 과소 추정되는 것을 시정하기 위해 모든 OLS에서 사용한 표준편차는 동일 국가내의 클러스터링을 허용하여서 추정하였다. 덧붙여 이러한 자기상관관계로 인한 편의가 낮을 수 있음을 보여 주기 위해 <표 8>은 모든 변수들의 평균차분 값을 사용한 SURE 추정 결과를 보고하고 있다. <표 8>의 추정결과는 여전히 여성 고용률과 전체 고용률은 영유아교육보육 지원과 통계적으로 유의한 양의 관계를 가지고 있음을 보여 주고 있으며, 연도 더미 통제 여부가 추정계수 값을 아주 크게 변화시키지는 않는 것으로 나타났다. 평균 차분값을 사용한 SURE 추정에서 사회복지지출과 부소득자 한계세율은 노동경제학 기존 이론과 연구에 가장 부합하는 값을 가지고 있는 것으로 추정되었다. 사회복지지출의 음의 효과는 주노동자인 남성 노동자에게 가장 큰 것으로 나타났으며, 부소득자 한계세율의 근로 저해 효과는 부소득자인 여성 노동자에게 가장 큰 것으로 나타났다.

11) 이러한 점을 파악하고 통찰력 있게 클러스터링을 허용한 표준편차 사용과 평균 차분값을 사용한 추정을 제안하여 주신 검토자에게 감사드린다.

〈표 7〉 OLS와 SURE 회귀분석 결과, 22개국 표본, 2000-2013년

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
추정방식	OLS	OLS	OLS	SURE		
종속변수	여성 고용률	남성 고용률	전체 고용률	여성 고용률	남성 고용률	전체 고용률
영유아교육보육 지원	3.630*** (1.236)	0.824 (1.235)	2.036 (1.222)	3.626*** (0.941)	0.877 (0.832)	2.209*** (0.770)
현금성지원지출	0.536 (0.853)	-0.227 (0.627)	0.209 (0.582)	0.533 (0.442)	-0.228 (0.388)	0.173 (0.361)
사회복지지출	-0.220 (0.222)	-0.302* (0.173)	-0.259 (0.172)	-0.219** (0.091)	-0.306*** (0.080)	-0.263*** (0.074)
부소득자의 한계세율	-0.077* (0.042)	-0.075** (0.033)	-0.074** (0.033)	-0.077*** (0.023)	-0.075*** (0.021)	-0.075*** (0.019)
고용보호 정도(임시)	-0.009 (0.376)	-0.296 (0.181)	-0.201 (0.234)	-0.010 (0.212)	-0.282 (0.188)	-0.146 (0.173)
유급 출산, 육아 등을 위해 지급된 총 연수^2	0.381*** (0.082)	0.069 (0.097)	0.217*** (0.067)	0.383*** (0.140)	0.063 (0.123)	0.218* (0.114)
유급 출산, 육아 등을 위해 지급된 총 연수	-1.799*** (0.496)	-0.433 (0.525)	-1.064*** (0.370)	-1.812** (0.755)	-0.400 (0.661)	-1.083* (0.615)
GDP갭	-5.362 (3.718)	-6.625** (2.853)	-5.998** (2.527)	-5.453*** (2.097)	-6.354*** (1.818)	-5.965*** (1.695)
실업률	-0.597*** (0.097)	-0.904*** (0.058)	-0.756*** (0.072)	-0.598*** (0.036)	-0.901*** (0.032)	-0.754*** (0.029)
3차산업 비중	-0.036 (0.117)	-0.045 (0.064)	-0.043 (0.080)	-0.037 (0.055)	-0.043 (0.048)	-0.044 (0.045)
여성의 고등교육 이수율	0.284** (0.118)		0.243* (0.136)	0.276*** (0.060)		0.147*** (0.030)
남성의 고등교육 이수율		0.101 (0.106)	-0.046 (0.115)		0.125*** (0.045)	0.054** (0.024)
관찰점수	223	223	223	223	223	223
R-squared	0.998	0.995	0.997	0.998	0.995	0.997

주: 1) 국가 더미, 연도 더미, 국가별 추세변수 및 상수항은 추정에는 포함하였으나 보고되어 있지 않음.
2) OLS의 경우 ( ) 안은 각 국가별로 클러스터링을 허용한 표준오차(standard errors)임.
3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

〈표 8〉 평균차분값 변수 사용, SURE 회귀분석 결과, 22개국 표본, 2000-2013년

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
추정방식	SURE			SURE		
종속변수	여성 고용률	남성 고용률	전체 고용률	여성 고용률	남성 고용률	전체 고용률
영유아교육보육 지원	6.173*** (1.652)	-0.950 (1.032)	2.470** (1.177)	5.801*** (1.635)	-1.144 (1.004)	2.182* (1.155)
현금성지원지출	-0.654 (0.736)	-0.249 (0.463)	-0.447 (0.527)	-0.746 (0.775)	-0.184 (0.481)	-0.463 (0.550)
사회복지지출	0.178 (0.136)	-0.266*** (0.084)	-0.038 (0.097)	0.116 (0.148)	-0.358*** (0.091)	-0.119 (0.105)
부소득자의 한계세율	-1.081*** (0.332)	-0.177 (0.206)	-0.625*** (0.236)	-1.121*** (0.329)	-0.216 (0.202)	-0.663*** (0.233)
고용보호 정도(임시)	0.834*** (0.200)	0.141 (0.125)	0.480*** (0.143)	0.838*** (0.198)	0.156 (0.123)	0.489*** (0.141)
유급 출산, 육아 등을 위해 지급된 총 연수^2	-4.393*** (1.060)	-1.040 (0.667)	-2.697*** (0.758)	-4.369*** (1.045)	-1.048 (0.648)	-2.684*** (0.741)
유급 출산, 육아 등을 위해 지급된 총 연수	17.906*** (2.914)	5.706*** (1.828)	11.968*** (2.082)	18.618*** (3.690)	7.770*** (2.313)	13.501*** (2.624)
GDP갭	-0.251*** (0.056)	-0.813*** (0.035)	-0.533*** (0.040)	-0.228*** (0.062)	-0.789*** (0.039)	-0.508*** (0.044)
실업률	0.157 (0.104)	0.004 (0.065)	0.074 (0.074)	0.124 (0.107)	0.005 (0.065)	0.059 (0.075)
3차산업 비중	-0.134*** (0.043)	-0.080*** (0.027)	-0.104*** (0.030)	-0.132*** (0.042)	-0.081*** (0.026)	-0.103*** (0.030)
여성의 고등교육 이수율	0.265*** (0.039)		0.141*** (0.021)	0.239*** (0.058)		0.127*** (0.030)
남성의 고등교육 이수율		0.144*** (0.032)	0.065*** (0.018)		0.118*** (0.040)	0.054** (0.022)
연도 더미 포함	No			Yes		
관찰점수	223	223	223	223	223	223
R-squared	0.627	0.925	0.801	0.643	0.930	0.814

주: 1) 종속변수와 모든 독립변수를 원값이 아닌 평균차분값(mean-differenced values)을 사용. 즉, 각 변수들의 원값에서 국가별 평균값을 뺀 값을 사용.
2) ( ) 안은 표준오차(standard errors)임.
3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Ⅶ. 결 론

본 논문은 2000-2013년의 OECD 29개국 데이터를 이용하여, 여성, 모성, 남성, 전체 고용률의 결정요인들을 실증 분석하였다. 분석 결과, 기존 문헌과 부합하게 영유아교육보육에 대한 지원이 여성 고용률과 양의 상관관계를 가지고 있음을 발견하였고, 영유아교육보육 지원이 남성 고용률에는 부정적인 효과를 가지지는 않는 것으로 나타났다. 여성 전체를 대상으로 계산된 고용률에 비하여 어린 자녀를 둔 여성의 고용률이 보다 민감하고 통계적으로 유의하게 영유아교육보육 지원과 양의 상관관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 여러 정책변수들에 대한 결과도 기존 문헌에서 보고된 결과와 부합하게 나타났는데, 부소득자에 한계세율이 높아질수록 여성 고용률이 낮아지는 것으로 나타났다. 유급 휴가와 여성 고용률 간의 상관관계는 최고점이 2.5년 정도에 나타나는 역 U자로 추정되었다. 교육은 여성과 남성의 고용률을 통계적으로 유의하게 높이는 것으로 나타났다.

이러한 분석 결과는 다음과 같은 정책적 함의를 가진다. 첫째로, 여성 고용률에 긍정적인 영향을 줄 수 있으며 남성 고용률에 대한 유의한 부정적인 효과를 주지 않는 것으로 추정된 영유아교육보육 지원을 확대해 나가는 것이 바람직할 것이다. 2000년대에 들어와 지속적으로 확대하고 있기는 하나 여성 고용률을 매우 높은 수준으로 유지하고 있는 여러 OECD 국가들에서도 추가적으로 확대하고 있음은 우리나라에서도 향후에도 영유아교육보육 지원을 확대하는 것이 바람직함을 의미한다. 둘째로, 현금성 가족 지원은 급격히 증가시키는 것은 지양함이 바람직할 것이다. 본 논문의 분석뿐 아니라 많은 여러 다른 연구에서도 현금성 지원이 여성 고용률에 부정적 효과를 가지는 것으로 나타났음에 유의하여야 한다. 본 논문에서는 현금성 가족 지원을 줄이고 영유아교육보육 지원을 증가시키는 경우 여성 고용률이 증가하는 것으로 추정되었다. 셋째로, 소득세 체계를 부소득자 친화적으로 만드는 것이 중요한데, 우리나라의 경우 가구별 과세가 아닌 개인별 과세가 이루어지고 있어 이미 상당 수준으로 부소득자 친화적이다. 향후에도 고용률 측면에서는 개인별 과세체제를 유지하는 것이 필요하며 추가적으로 부소득자 소득에 대한 감면도 검토하는 것이 필요하다. 마지막으로 교육성취도와 고용률

간의 양의 상관관계를 고려하여, 저소득층을 중심 대상으로 교육에 대한 접근성을 높이고 고용 친화적인 교육제도와 4차산업 혁명에 부합하는 방향으로의 교육 내용 개편도 필요하다.

본 논문의 실증분석은 최대 29개국, 2014년의 국가-연도 불균형 패널 데이터를 이용한 분석이다. 국가-연도 패널 데이터에서 여러 변수들이 동시에 결정되고 변수 간에 양방향의 인과관계가 존재하는 것이 일반적이기 때문에, 이러한 성격의 데이터를 이용해 정책적 함의를 도출함에 있어 매우 주의하여야 한다. 기존 문헌에서 미시 데이터와 준실험적 요소를 활용한 분석에서 영유아교육보육 지원에서 여성 고용으로의 인과관계의 실증분석 결과를 제시한 바 있다는 점과 높은 고용률을 유지하고 있는 여러 국가에서 영유아교육보육 지원의 중요성이 더욱 높아지고 있음은 여전히 이러한 분석상의 주의점에도 불구하고 영유아교육보육 지원 확대 정책이 바람직한 방향일 가능성이 높음을 의미한다. 향후 좀 더 정확한 영유아교육보육 지원의 정책 효과를 변수들 간의 양방향의 인과관계의 문제를 도구변수 등을 활용해 분석하는 것도 중요한 연구 과제가 될 것이다.

참고문헌

김종숙·마경희·권소영·윤자영·안주희.「정부정책의 여성 고용영향과 분야별 개선 과제」. 한국여성정책연구소 연구보고서 16 (2015. 12.): 1-169.

변금선·허용창「보육료 지원 확대가 여성의 생활시간 배분에 미치는 영향」.『한국사회복지학 Korean Journal of Social Welfare』66 (2) (2014. 5): 101-125.

윤희숙·김인경·권형준. 「보육유아교육 지원에 관한 9가지 사실과 그 정책적 함의」. 「*KDI 포커스*」통권 제34호 (2013. 8): 1-8.

이동선. 「일가족 양립지원 정책이 여성 고용률에 미치는 영향 OECD 16개국 대상」. 이화여자대학교 박사학위 논문 (2013. 1).

차병섭·이영. 「사회복지 구성의 고용과 경제성장 효과에 대한 실증분석」.『경제학연구』63 (4) (2015. 12): 81-119.

Becker, G. S. “A Theory of the Allocation of Time.” *The Economic Journal* 75(299)(september 1965): 493-517.

Berlinski, S., Galiani, S., and Mc Ewan, P. J. “Preschool and Maternal Labor Market Outcomes: Evidence from a regression discontinuity design.” *Economic Development and Cultural Change* 59 (2) (january 2011): 313-344.

Bertola, G., Blau, F. D., and Kahn, L. M. “Labor Market Institutions and Demographic Employment Patterns.” *Journal of Population Economics* 20 (4) (march 2007): 833-867.

Christiansen, L., Lin, H., Pereira, J., Topalova, P. B., and Turk, R. “Individual Choice or Policies? Drivers of Female Employment in Europe.” IMF Working Paper WP/16/49 (march 2016): 1-44.

Carrasco, R. “Binary Choice With Binary Endogenous Regressors in Panel Data: Estimating the Effect of Fertility in Female Labor Participation.” *Journal of Business and Economic Statistics* 19 (4) (october 2001): 385-394.

Eggebeen, D. J. “Determinants of Maternal Employment for White Preschool Children: 1960-1980.” *Journal of Marriage and Family* 50 (1) (febrary 1988): 149-159.

England, P., Gornick, J., and Shafer, E. F. “Women's Employment, Education, and the Gender Gap in 17 countries.” *Monthly Lab. Rev.* 135 (4) (april 2012): 3-12.

Heath, Rachel and Seema Jayachandran. “The Causes and Consequences of Increased Female Education and Labor Force Participation in Developing Countries.” Prepared for Inclusion in the Oxford Handbook of Women and the Economy, Edited by Susan L. Averett, Laura M. Argys, and Saul D. Hoffman (august 2017): 1-28

Jaumotte, F. “Female Labour Force Participation: Past trends and main determinants in OECD countries” OECD Economics Department Working Papers No. 376 (december 2003): 1-64.

Mahringer, H., and Zulehner, C. “Child-Care Costs and Mothers' Employment Rates. An Empirical Analysis for Austria.” Austrian Institute of Economic

Research (WIFO), WIFO Working Papers No. 429 (june 2012): 1-48.

Michaud, Pierre-Carl and Konstantinos Tatsiramos. "Fertility and Female Employment Dynamics in Europe: The Effect of Using Alternative Econometric Modeling Assumptions" IZA Discussion Paper Series No. 3853 (november 2008): 1-36.

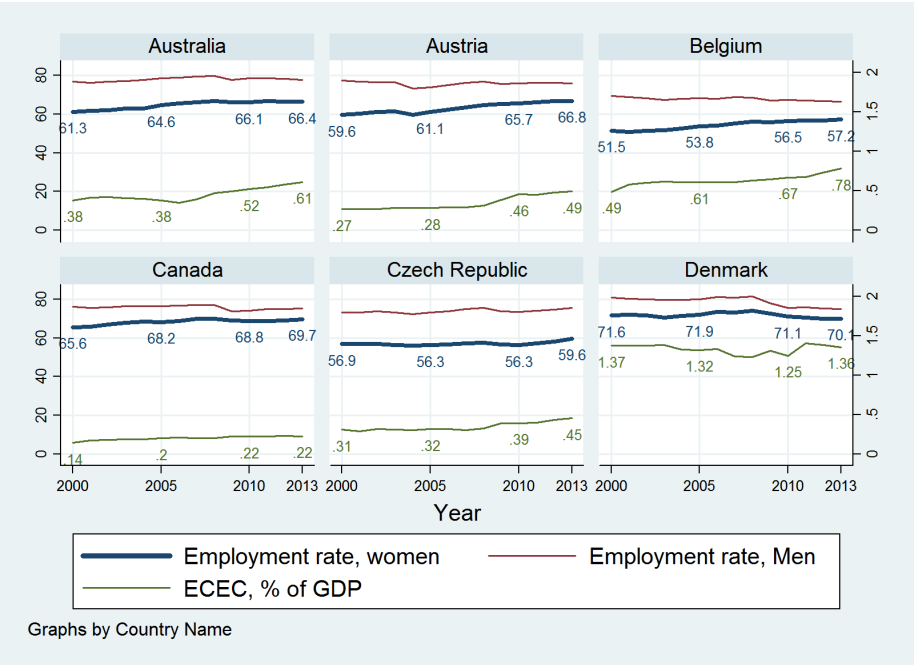
Münch, Claudia, Sweder van Wijnbergen and Arjan Lejour. "Education and Labor Market Activity of Women: An Age-Group Specific Empirical Analysis." Network for Studies on Pensions, Aging and Retirement Discussion Paper 11/2009-050 (november 2009): 1-32.

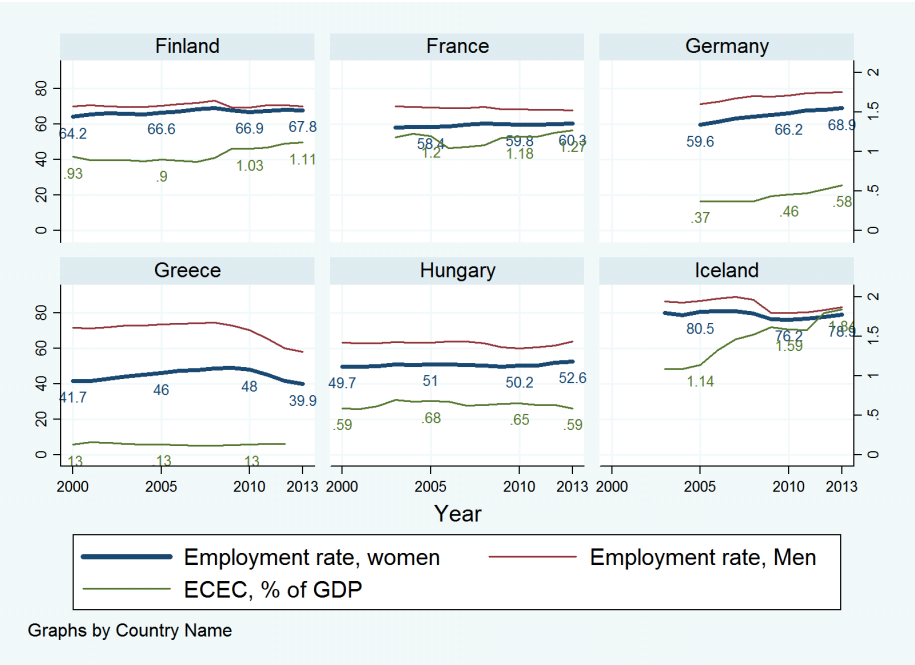
Neumark, David and Andrew Postlewaite. "Relative Income Concerns and the Rise in Married Women's Employment." *Journal of Public Economics* 70 (1) (october 1998): 157-183.

Tekin, E. "Childcare Subsidies, Wages, and Employment of Single Mothers." *Journal of Human Resources* 42 (2) (spring 2007): 453-487.

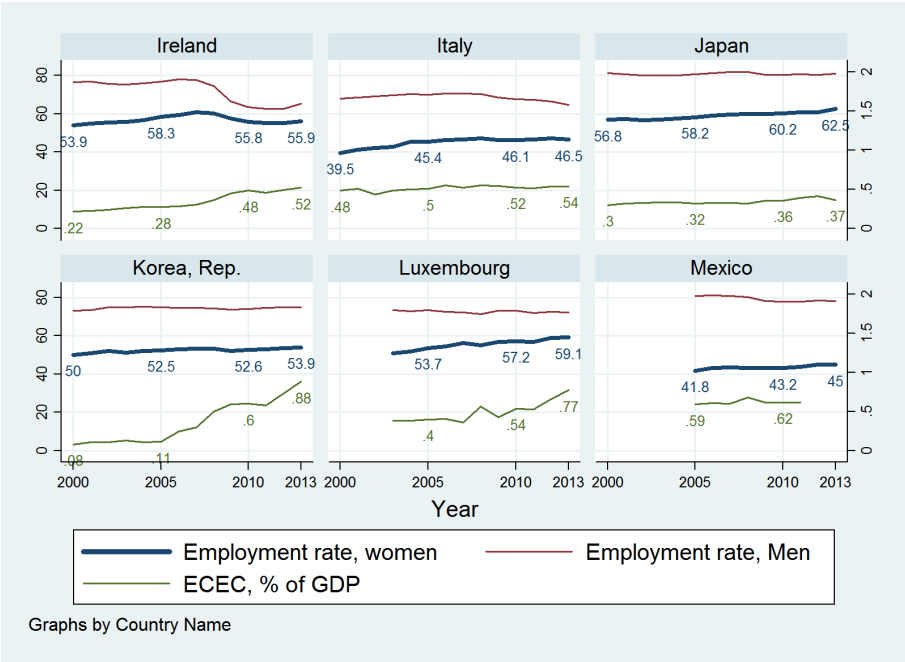
Thévenon, O. "Drivers of Female Labour Force Participation in the OECD." OECD Social, Employment and Migration Working Papers No. 145 (may 2013): 1-57.

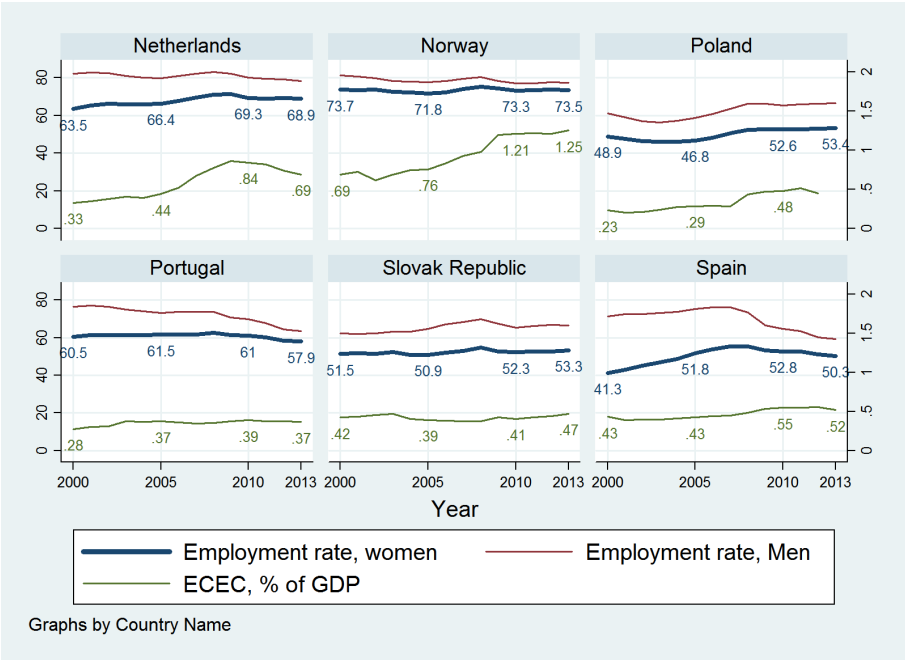
〔부도 1〕 여성 고용률, 남성 고용률, 영유아교육보육 지원의 추이, 29개국



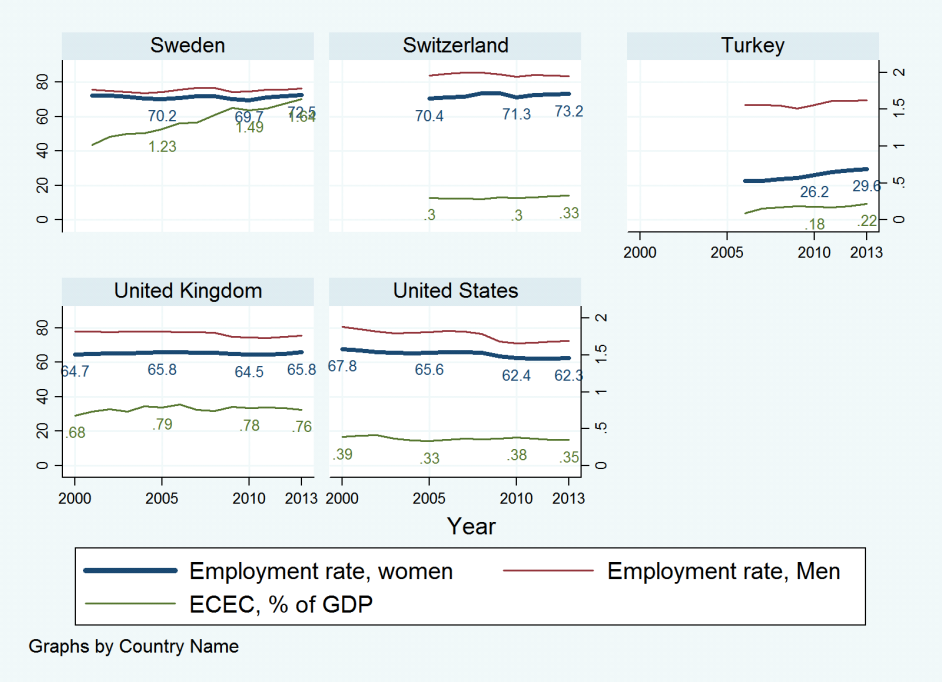


〔부도 1〕의 계속


Ireland
Italy
Japan
Korea, Rep.
Luxembourg
Mexico
Year
Employment rate, women
Employment rate, Men
ECEC, % of GDP
Graphs by Country Name


Netherlands
Norway
Poland
Portugal
Slovak Republic
Spain
Year
Employment rate, women
Employment rate, Men
ECEC, % of GDP
Graphs by Country Name

〔부도 1〕의 계속


Sweden
Switzerland
Turkey
United Kingdom
United States
70.2
69.7
72.5
1.49
1.64
1.23
70.4
71.3
73.2
.3
.3
.33
26.2
29.6
.18
.22
64.7
65.8
64.5
65.8
.68
.79
.78
.76
67.8
65.6
62.4
62.3
.39
.33
.38
.35
Year
Employment rate, women
Employment rate, Men
ECEC, % of GDP
Graphs by Country Name

abstract

The Effects of Early Childhood Childcare and Education on Female, Maternal, and Male Employment: Evidence from an unbalanced panel data of 29 OECD countries*

Young Lee** · Byungsub Cha***

The paper investigates the determinants of female, maternal, and male employment in a comparable setting using an unbalanced panel data of 29 OECD countries from 2000-2013. Our empirical results show that early childhood childcare and education (ECEC) is positively associated with female employment. Furthermore, we find that ECEC does not hurt male employment. We also find that tax rates on the second earner are negatively associated with male employment as well as female employment. The estimated coefficients of ECEC, social expenditure, tax rates, and tertiary education attainment rates in maternal employment regressions are much larger in the absolute value than those in female employment regressions. Policy implications of our analysis are that an expansion of ECEC, a lower tax on secondary earner, and education are key to promote the total employment as well as female employment.

Keywords: female employment, maternal employment, male employment, early childhood childcare and education, family allowance.

---

* The views expressed in the paper are those of the authors and do not necessarily represent the views of National Assembly Budget Office.

** Hanyang University, Department of Economics and Finance (younglee@hanyang.ac.kr)

*** National Assembly Budget Office, Estimates & Tax Coordination Division (felix@nabo.go.kr)