한국사회복지학
Korean Journal of Social Welfare, Vol. 68, No. 3, 2016. 8, pp. 51-71

독신모가구 빈곤의 거시적 결정요인 국제비교

- 한국을 포함한 OECD 19개국을 대상으로(1981-2012) -*

심 상 용
(상지대학교)

[요 약]

이 연구의 목적은 한국을 포함한 OECD 주요국을 대상으로 사회구조적 요인, 복지제도, 노동시장 및 정치제도 등 독신모가구 빈곤의 국가 간 다양성에 영향을 끼치는 거시적 원인을 규명하는 것이다. 1981년부터 2012년 기간에 대해 불균형패널설계(unbalanced panel design)방법을 적용한 결합시계열회귀분석을 실시했다. 연구결과 독신모가구의 빈곤율은 국가 간 다양성이 현저했다. 1인당GDP는 빈곤위험감소에 기여하지 못했고, 여성고용율과 15세미만 아동비율은 빈곤위험을 증가시켰다. 전체사회복지지출, 아동에 대한 현금지출, 노조조직률, 정규직에 대한 고용보호, 비례대표선거제도, 누적좌파내각, 누적여성의석수는 독신모가구의 빈곤위험을 감소시키는 요인으로 나타났다. 한국은 경제성장 일변도와 노동시장유연화 위주의 탈빈곤전략에서 탈피해 보편적 복지제도, 아동에 대한 복지급여와 일-가정양립정책을 확대할 필요가 있다. 나아가 노조조직률향상과 고용보호확대 등 조정된 노동시장제도를 설계하고, 비례대표선거제도 등 합의제정치모델을 도입해 좌파정치세력과 여성의 정치적 대표성을 확립할 필요가 있다.

주제어 : 독신모가구 빈곤, 사회구조적 요인, 복지제도, 정치 및 노동시장제도, 불균형패널설계(unbalanced panel design), 결합시계열회귀분석

1. 서론

대부분의 복지국가에서 20년 이상 빈곤문제가 심각한 사회현상으로 부각되고 있다. 빈곤의 재발견

* 이 논문은 2015년도 상지대학교 교수 연구년제 지원에 의한 것임

의 근원에는 여성빈곤의 심각성이 반영돼 있다. 그런데 여성빈곤이라는 일반명사만으로는 빈곤의 여성화에 대해 규명하기 어려운 한계가 있다. 부부가족의 구성원인 여성들은 자원을 공유하는 가족배경 때문에 여성의 경제적 의존성이나 여성빈곤의 심각성을 대표하기에는 한계가 있다(Lewis and Hobson, 1997; Wiepking and Maas, 2005). 여성가구주가구도 가구원 중 근로소득자가 존재한다면 여성빈곤의 전형으로 삼기에는 부족한 측면이 있다(이은혜·이상은, 2009). 한부모가구로 초점을 좁히더라도 남성 한부모가구의 구성효과를 극복할 수 없다(고은주·김신욱, 2009; Pressman, 2003).

이에 따라 최근에는 독신모가구의 빈곤에 주목하는 경향이 있다. 그 이유는 다음과 같다. 첫째, 독신모가구의 확대는 일반적인 사회적 현상으로 자리 잡았다. 사별이 대표적인 원인이었던 과거와는 달리, 최근에는 이혼, 비혼출산(non-marital childbearing), 동거의 해체 때문에 독신모가 증가하고 있다(González, 2005). 둘째, 독신모가구가 빈곤에 노출될 위험이 증가하고 있어 독신모가구의 증가는 복지국가의 대표적인 신사회적 위험(new social risk, NSR)으로 부각되고 있다. 이혼이나 동거의 해체를 겪는 여성은 주 소득자의 부재로 인한 경제적 자원의 취약성, 고용의 단절과 숙련부족에 따른 고용가능성 부족, 아동양육의 부담과 일-가정양립의 난관 등 복합적인 어려움에 봉착하게 된다[1](Smeeding et al., 1999). 셋째, 독신모가구의 욕구에 대한 대응은 여성의 경제적 지위를 가름하는 결정적인 지표(bell-wether)이다. 독신모가구의 빈곤이 심각하다면 여성은 경제적 자율성을 보장받지 못해 남성으로부터 독립적인 가구를 형성할 수 있는 능력을 갖지 못하게 되는 것이다(Christopher, 2002a).

그런데 최근의 지표들에 의하면 독신모가구의 빈곤수준은 수렴되지 않고 국가별 다양성이 두드러지고 있다(Casper, 1994). 이는 독신모가구의 취약성에 대해 국가별로 상이하게 대응한 결과이다. 독신모가구가 적정한 생활수준을 유지하려면 국가가 개입해 유급고용과 복지급여 등 다양한 소득원을 결합(pooling)시킬 수 있도록 해야 하기 때문이다. 반면 일반부부가구의 소득구성에서는 시장소득의 비중이 압도적이고 노인가구는 연금과 건강보호 등 복지급여에 대한 의존도가 높다(Christopher, 2002b).

이 연구의 연구목적은 한국을 포함한 OECD 주요국을 대상으로 사회구조적 요인, 복지제도, 노동시장 및 정치제도 등 독신모가구 빈곤의 국가 간 다양성에 영향을 끼치는 거시적 원인을 규명하는 것이다. 이 연구에서는 LIS(Luxemburg Income Study) 빈곤자료를 이용해 1981년부터 2012년 기간에 대해 불균형패널설계(unbalanced panel design)방법을 적용한 결합시계열회귀분석을 실시했다.

이 연구는 다음과 같은 기여를 할 수 있을 것으로 생각된다. 첫째, 이 연구는 독신모가구 빈곤에 대한 매우 드문 거시적 비교연구이다. 기존연구들에서는 주로 미국 독신모가구의 빈곤에 주목해 독신모

1) 국제비교 상으로는 독신모의 비율과 빈곤율 간의 뚜렷한 관계는 발견되지 않는다. 독신모의 비율이 높은 캐나다, 미국, 영국뿐 아니라 낮은 수준인 이탈리아, 룩셈부르크도 독신모가구의 빈곤율이 높다. 반면 독신모의 비율이 높은 핀란드는 빈곤율이 매우 낮다(González, 2005). 독신모의 비율이 높지만 대부분이 빈곤하지 않은 국가들에서는 독신모를 사회적으로 배제하지 않는 고유의 사회적 문화적 종교적 요인이 작용한다. 이와 함께 caregiving레짐보다 parent/worker레짐에서 독신모가구의 빈곤율이 낮은 현상은 독신모의 비율이 높지만 대부분이 빈곤하지 않은 이유를 설명해준다. 이 국가들에서는 여성이 경제적 자율성을 갖고 독립적인 가구를 순조롭게 형성할 수 있기 때문이다(김수정, 2008; Christopher, 2002a; Christopher, 2002b; González, 2005).

가구 빈곤의 원인을 개인적 차원으로 돌리는 접근이 두드러졌다[2](Garfinkel and McLanahan, 1986; Handler and Hasenfeld, 2007; Brady and Burroway, 2012). 그러나 독신모가구 빈곤의 다양성은 정책적 개입의 산물이라는 점에서 거시적 비교연구가 활성화될 필요가 있다(Brady and Kall, 2008).

둘째, 이 연구는 독신모가구의 빈곤에 대한 매우 드문 다변량 국제비교연구이다. 기존의 국제비교연구는 빈곤수준과 노동시장참여, 젠더화된 복지제도의 유형의 관계에 대한 횡단면의 기술적 분석에 그친 경우가 대부분이었다(김수정, 2008; 강지원, 2009; Christopher, 2001; Christopher, 2002a; Christopher, 2002b; Wiepking and Maas, 2005; Moller and Misra, 2005; Misra et al., 2007; Gornick and Jämtti, 2010).

셋째, 이 연구는 독신모가구 대상의 다변량 국제비교 빈곤연구 중에서도 기존연구들과는 차별성을 갖고 있다.[3] 첫째로, 이 연구는 1981년부터 2012년까지를 연구기간으로 삼고 있다. 2000년대 이후의 시계열자료까지 이용함으로써 시의성 있는 결과를 얻을 수 있었다. 둘째로, 국제비교 빈곤연구 중 매우 드물게 한국을 포함시켰고 기존연구들에 비해 연구대상국가와 사례수를 확장했다. 셋째로, 이 연구는 복지제도에 대해서도 여성빈곤과 관련이 있는 변수를 추출했다. 전체사회복지지출과 공적부조지출 이외에도 일-가정양립과 관련된 지출, 아동에 대한 현금지출을 추가해 그 영향력을 검증했다. 넷째로, 기존연구들은 주로 사회구조적 요인, 복지제도, 권력자원과 관련된 요인만 고려했지만, 노동시장 및 정치제도와 여성의 정치세력화를 반영하는 변수를 추가했다.

2. 이론적 배경

독신모가구의 빈곤을 결정하는 거시적 요인은 사회구조적 요인, 복지제도, 노동시장 및 정치제도로 구분할 수 있다. 첫째, 사회구조적 요인이 전반적으로 악화되면 독신모가구는 빈곤에 처할 수 있다. 여기에서는 경제적 요인과 인구사회학적 요인으로 구분할 수 있다. 먼저, 경제적 요인의 악화는 독신모가구 빈곤의 원인이 될 수 있다. 경제성장으로 고용기회가 창출되면 독신모는 충분한 소득을 얻을 수 있다. 그러나 저성장과 함께 성장의 질이 악화돼 양질의 일자리가 창출되지 않는 현상이 발견되고 있다(Moller et al., 2003; Scruggs and Allan, 2006). 이에 따라 경제성장에도 불구하고 독신모의 고용이 충분히 이루어지지 않고 적절한 수준의 소득이 확보되지 않을 수 있다. 실증결과 경제성장은 독신

2) 한국에서는 IMF 경제위기를 계기로 빈곤의 여성화에 대해 주목한 이후, 주로 빈곤여성의 취약성을 규명하기 위한 연구가 활발히 전개돼 왔다. 대표적인 연구로는 석재은(2004), 윤홍식(2004), 김안나(2006), 홍백의・김혜연(2007), 김은하(2009), 고은주・김진욱(2009), 이은혜・이상은(2009), 김진욱(2010)을 들 수 있는데, 지면의 제약 때문에 자세한 소개는 생략한다.

3) 기존의 양적 연구는 1990년대의 특정시점의 횡단면자료를 이용한 다층모형분석이거나(이용우, 2006; Brady and Burroway, 2012), 1990대까지의 제한된 사례 수(15개국 71사례)를 활용한 결합시계열회귀분석 뿐이었다(Huber et al., 2009). 이 밖에도 Brady와 Kall(2008)은 1990년대까지의 18개국 93사례에 대해 여성가구주가구의 빈곤에 대한 결합시계열분석을 실시했다. 그러나 전체 연령대의 여성가구주가구에는 근로세대원이 포함돼 있는 경우가 있어 여성빈곤을 전형적으로 대표하기 어렵다.

모가구가 빈곤에 처할 위험을 줄이는데 기여하지 못하는 것으로 나타나기도 한다(Brady and Burroway, 2012). 이는 경제성장이 독신모의 고용확대에 기여하지 못한다는 발견과 무관하지 않다(Destro and Brady, 2011).

여성고용수준과 독신모가구 빈곤간의 관계에 대해서도 주목할 필요가 있다. 일반부부가구의 경우, 여성고용이 확대되면 저소득가구에 속한 여성의 노동시장참여가 활성화 돼 소득불평등이 완화되고 저소득가구는 빈곤에서 탈피할 수 있다(Estévez-Abe and Hethey, 2008). 독신모의 경우에도 소득활동에 참여하면 복지급여에만 의존할 때보다 빈곤에 처할 위험을 줄일 수 있을 것으로 기대된다. 그러나 아동양육의 부담을 안고 있거나 고용단절을 겪은 경우 전일제나 괜찮은 일자리에 참여하기 어렵다. 실증결과 노동시장 참여자체보다 참여수준(volume of work)이 더 중요하기 때문에 단시간고용보다는 전일제고용이 독신모가구의 탈빈곤에 유리하다(Huber et al., 2009). 또한 저임금고용은 빈곤위험을 줄이는데 도움이 되지 못할 수 있다(Kollmeyer, 2013).

한편, 인구사회학적 요인도 독신모가구의 빈곤과 관련된 요인으로 고려할 필요가 있다. 아동수의 증가는 가구의 집합적 소득능력의 약화를 초래하기 때문에 빈곤위험을 야기할 수 있다. 아동의 존재가 가구의 소득감소에 끼치는 영향은 일반부부가구보다 주 소득자가 없는 독신모가구에게 더욱 크게 나타날 것으로 생각된다. 실제로 전체빈곤에 대한 비교연구는 아동의 수가 증가해도 빈곤위험이 커지지는 않는다고 본다(Moller et al., 2003). 실증결과 아동이 많을수록 독신모는 일-가정양립에 곤란을 겪게 되기 때문에 빈곤의 원인이 된다(Brady and Burroway, 2012).

둘째, 복지제도는 독신모가구의 빈곤위험감소에 기여하는 중요한 요인으로 인정받아왔다. 복지제도는 독신모가구의 욕구에 반응해 사회적 위험에 대한 대처를 가능케 하고 가처분소득을 증가시키기 때문이다. 그런데 복지제도의 특성에 따라 독신모가구의 빈곤위험감소에 끼치는 영향이 상이할 수 있다. 일반적으로 이미 빈곤에 노출된 계층을 표적화 한 자산조사형 급여나 기초보장형 정률급여보다 소득연계형 보편적 급여가 소득불평등을 감소시키는데 더 크게 기여한다(Korpi and Palme, 1998). 특히 독신모가구의 경우 다른 가구형태보다 더 높게 빈곤위험에 노출돼 있다는 점을 중시할 필요가 있다. 실증결과 공적부조지출보다는 보편적 복지의 총량을 반영하는 전체사회복지지출수준이 독신모가구의 빈곤위험감소에 더 크게 기여한다(Huber et al., 2009; Brady and Burroway, 2012).

젠더적 관점에 의하면 아동 및 가족정책은 정책의 성격에 따라 한부모가구에게 상이한 영향을 끼칠 수 있다. 일반적으로 아동에 대한 현금지출은 아동빈곤을 완화하기 위한 보충적인 가구소득원으로 기능한다. 이는 독신모가구의 경우에도 예외가 아니다(Huber et al., 2009). 그런데 아동에 대한 현금지출만으로는 노동시장참여가 어려운 독신모의 가구차원의 빈곤위험을 감소시키기는 역부족일 수 있다. 이런 측면에서 독신모에 대한 일-가정양립정책은 독신모가 유급노동에 종사하는데 기여할 수 있다. 보육정책은 독신모가 양육부담에서 벗어나 왕성하게 경제활동에 참여할 수 있는 여건을 제공한다. 부모휴가제도는 독신모가 고용단절을 겪지 않으면서도 양육욕구를 충족하는데 기여한다. 따라서 독신모가구의 탈빈곤에는 독신모의 노동시장 참여의지를 좌절시키고 사회적 이전에 의존하게 하는 주 양육자모델보다는 독신모의 일-가정양립을 용이하게 하는 양육·소득자모델이 더 유리할 것으로 예상된다(Hobson, 1994; Lewis and Hobson, 1997; Hakovirta, 2001; Christopher, 2002b; Leitner, 2003;

Moller and Misra, 2005).

셋째, 최근 다변량 국제비교 빈곤연구가 가능해지면서 노동시장 및 정치제도에 대한 관심이 커지고 있다[4]. 비조정된(uncoordinated) 자유주의적 시장경제(liberal market economies, LMEs)는 저숙련-저비용의 생산레짐을 추구하기 때문에 노사 간에는 사적 조정이 지배적이다. 낮은 노조조직률, 기업단위의 노사협상, 낮은 고용보호수준은 LMEs 노동시장제도의 전형적인 특징이다. 반면, 고숙련-고비용의 생산레짐을 추구하는 조정된 시장경제(coordinated market economies, CMEs)는 노사 간의 사회적 조정을 추구한다. CMEs의 노동시장제도의 특징은 높은 노조조직률, 산업 및 전국단위의 노사협상, 높은 고용보호수준이다(Hancké et al., 2007).

LMEs의 노동시장제도와는 달리 CMEs의 노동시장제도는 독신모가구의 빈곤위험을 감소시킬 것으로 기대된다. 임금협상의 집중도는 임금결정과정에서 노동조합, 사용자, 정부 간에 조화를 이루는 정도를 말한다. 실증결과 임금협상의 집중도가 높으면 임금분산과 임금불평등이 감소돼 독신모가구의 빈곤위험을 줄이는데 기여한다(Huber et al., 2009). 노조조직률이 높은 국가에서는 노동시장에 참여하는 여성의 교섭력이 증진돼 임금과 근로조건 면에서 양성평등정책을 시현할 수 있다(Korpi, 2000). 고용보호는 독신모의 고용상 지위의 취약성을 보완해 줄 것으로 기대된다(Moller et al, 2003; Brady, 2003b; Brady et al., 2010).

정치제도는 정당의 구성과 정당 간 관계에 지대한 영향을 끼친다.[5] LMEs의 다수제모델에서는 주로 양당제도를 운영한다. 포괄정당(catch all party)을 지향하는 정당들은 중위투표자를 획득하려 하기 때문에 복지확대에 소극적이다. 좌파정당이 영향력이 있더라도 간헐적인 단독집권에 그쳐 정책의 안정성이 침해된다. 반면 다당제가 형성되는 합의제모델에서는 비례적 대표성이 확립돼 좌파정당의 영향력이 확장될 수 있다. 따라서 사회적인 소득함수를 반영하면 중도좌파 연합내각이 구성되는 경우가 많다(Iversen and Soskice, 2008). CMEs에서는 합의제모델에 따라 타협적인 정치문화가 자리 잡아 국가는 조정된(adjusted) 이익을 추구하는 경향이 있다. 이로 인해 제 정치세력은 노동 및 자본과 임금과 복지정책뿐 아니라 재정 및 금융정책, 노동시장정책 등에 대해 포괄적인 합의를 추구하는 경향이 있다(Rueda and Pontusson, 2000).

합의제모델에서는 독신모가구의 빈곤수준이 낮을 것으로 기대할 수 있다. 의회에서의 좌파정당의 영향력이 강화되고 좌파내각이 집권하면 친복지세력의 영향력이 확대될 수 있기 때문이다. 실증결과 좌파내각은 독신모가구의 빈곤감소에 기여한다(Huber et al., 2009). 합의제모델의 비례대표선거제도와 내각책임제는 여성의 정치적 진출에도 기여할 수 있다(Korpi, 2000; Ontiversos and Verardi,

4) 최근 비교제도론은 권력자원이론의 접근(Rueda and Pontusson, 2000; Brady, 2003a; Mahler, 2004; Anderson et al., 2008; Solt, 2008)이 제도 간 연관성에 대해 고려하지 못한 단편적인 시각이기 때문에 한계가 있다고 본다. 제도들은 지배적인 제도적 구조(institutions of governance) 아래 독특한 군집의 형태를 갖는다. 동형(同型, isomorphism)의 하위제도들은 수확체증의 미시적 효율성을 제공해 주는 전략적 보완성을 갖고 있어 상호적으로 강화하는 경향이 있기 때문이다.

5) 민주주의 정치제도는 다수제모델(majoritarian model)과 합의제모델(consensus model)로 구분할 수 있다. 다수제모델은 단순다수선거제도, 단순다수내각, 의회와 행정부의 균열, 합의제모델은 비례대표선거제도, 연합내각, 의회와 행정부의 균형이 이념형이다.

2005). 개별입후보방식의 단순다수선거제도보다 비례대표제도가 여성의 정치적 대표성확립에 유리하기 때문이다. 또 의회에서 좌파정당의 영향력이 강하고 좌파정당이 장기집권하면 노조와 여성운동의 영향력확대를 추동할 수 있다.

이 연구에서는 지금까지의 이론적 검토를 바탕으로 독신모가구의 빈곤위험에 영향을 끼칠 수 있는 거시적 변수들을 추출했다. 사회구조적 변수들은 1인당GDP, 여성고용률, 15세미만 아동비율로 구성했다. 복지제도에서는 독신모가구의 빈곤위험감소를 위해서는 노동시장참여와 복지급여의 결합이 중요하다는 점을 고려했다. 이에 따라 전체사회복지지출, 공적부조지출과 함께 일-가정양립지출, 아동에 대한 현금지출을 변수로 추가했다. 일-가정양립지출은 보육지출과 부모휴가의 합으로 구성했다. 노동시장제도변수로는 노조조직률, 임금협상의 집중도, 고용보호지수를 반영했다. 정치제도변수는 정부형태, 선거제도, 좌파정당의석, 누적좌파내각, 누적여성의석으로 구성했다.

이 연구에서 채택한 변수들은 여성빈곤에 대한 기존의 결합시계열회귀분석(Brady and Kall, 2008; Huber et al., 2009)에서 반영한 관련 변수들과 일부 차이가 있다. 사회구조적 요인에서는 경제적 요인 중 제조업고용비율은 장기시계열의 성분리지표를 확보할 수 없어 배제했다. 여성실업률과 여성경제활동참여율에 대해서는 여성의 노동시장 참여수준을 정확히 반영하기 위해 여성고용률을 채택했다. 여성단시간근로비율 역시 장기시계열을 확보할 수 없었다.

복지제도에서는 세부제도별 영향을 살펴보기 위해, 독신모가구 빈곤에 대한 선행연구에서 반영한 공적부조지출, 아동에 대한 현금지출과 함께 여성의 일-가정양립지출을 추가했다. 노동시장제도에서는 전체빈곤에 대한 연구에서 반영한 노조조직률과 고용보호를 추가했다. 고용보호에 대해서는 기존 연구처럼 단일변수로 취급하지 않고 정규직 및 비정규직 고용보호의 구분을 시도했다. 고용상의 지위가 취약한 여성의 특징을 고려할 때 비정규직에 대한 고용보호는 각별히 취급될 필요가 있기 때문이다. 정치제도에서는 독신모가구에 대한 선행연구에서는 여성의 정치적 영향력을 간접측정하기 위해 시민단체회원 중 여성비율을 대리변수로 사용했으나, 여기에서는 누적여성의석수를 채택했다. 또한 독신모가구 빈곤에 대한 선행연구에서 반영한 좌파내각뿐 아니라 권력자원이론에 바탕을 둔 빈곤연구에서 반영한 좌파의석수를 추가했고, 비교제도론의 성과를 참고해 정부형태와 선거제도를 변수로 구성했다.

3. 연구설계

이 연구의 연구대상은 17세 이하의 자녀를 양육하는 독신모가구이다. 자녀 연령을 17세 이하로 제한한 이유는 아동양육부담을 안고 있는 독신모가구의 특성을 순수하게 반영하려는 취지 때문이다. 자녀수에는 제한을 두지 않았다.

이 연구에서는 한국을 포함한 19개국에 대해 1981년부터 2012년까지의 자료를 사용했다. 사례 수는

총 127개이다. 1980년대 이전의 자료는 모든 사례에서 독립변수 중 연속변수가 하나 이상 누락돼 배제했고, 최근자료라도 연속변수가 누락된 경우에는 해당 사례를 채택하지 않았다.

〈표 1〉은 변수에 대해 소개하고 있다. 종속변수는 중위소득 50%기준(가처분소득) 17세 이하의 자녀를 양육하는 독신모가구 빈곤율이다. 한국을 제외한 18개국의 종속변수는 Brady 외(2014)에서 구했다. 한국에 대해서는 2006, 2008, 2010, 2012년의 〈가계동향조사〉 원자료를 사용했다. 〈가계동향조사〉는 2006년부터 도시가구 이외에 농어가 등 비근로자가구를 포함한 전체가구와 1인가구를 포함시킨 소득정보를 제공하고 있다. 모자가구 중 17세 이하의 자녀를 양육하는 독신모가구를 추출했다. 독립변수는 사회구조적 요인, 복지제도, 노동시장 및 정치제도로 구분했다.

패널자료를 이용한 회귀분석은 오차간의 독립성가정이 충족되지 않고 이분산성으로 인해 부정확한 표준오차를 산출하기 때문에 OLS(ordinary least square) 방법을 적용할 수 없다. 또 PCSE(panel corrected standard error)방법은 상대적으로 적은 패널단위에서 균질적인(even) 시계열자료를 확보할 때 사용한다. 패널자료가 10개 혹은 15개미만의 시점(time point)에 불과하고 시계열적으로 비균질적(uneven)일 때에는 적용할 수 없다(Beck and Katz, 2001).

LIS의 국가별 빈곤통계는 매년 연속적이지 않고 국가 간에도 비균질적인 연도에 대해 제공된다. 이 연구에서 사용하는 패널자료는 26년에 걸쳐 분포돼있다. 패널별 평균시점은 6.7이다. 이처럼 패널자료는 시간적으로 비균질적이고 특정시점의 국가수가 다른 특성이 있으며, 시계열수보다 횡단면수가 많다.

한편 최근 비교연구분야에서는 LIS 빈곤자료의 비균질성과 상대적으로 짧은 시계열수를 고려해 unbalanced panel design방법을 적용한 국제비교 빈곤연구가 활성화되고 있다[6]. 이 연구에서는 Stata 14.0 version의 종단-패널자료에 사용하는 확률효과모델을 적용한다. 확률효과모델에서는 시계열자료의 특성상 제1차 자기상관문제가 발생한다. 이에 따라 Stata 통계패키지는 효율적인 추정량을 얻기 위해 GLS(Generalized least squares)를 적용한다(StataCorp, 2013). 확률효과모델은 시계열수보다 횡단면수가 많고 상대적으로 적은 패널자료에 적합하고, 2, 3개 등 매우 적은 시점에도 적용할 수 있도록 고안된 것이다(Beck, 2001). 확률효과모델은 국가 간 변량과 국가 내 변량을 모두 반영할 수 있는 방법이므로 두 측면의 변량을 고려하는 연구에 적합하다. 실제로 LIS 빈곤자료의 경우 국가 내 변량보다 국가 간 표준편차가 크다[7](Alderson, 1999). 반면 고정효과모델은 시계열수보다 횡단면수가 많으면 비효율적인 추정치가 생긴다. 또 모든 변수에 대해 패널단위내부의 변량을 국가특수적인 평균 즉 상수로 대체해 국가 간 변량을 반영하지 못한다(Beck and Katz, 2001; Hsiao, 2003; StataCorp, 2013: 359-387).

6) 외국의 연구로는 Brady(2003b), Moller 외(Moller et al., 2003), Kenworthy와 Pontusson(2005), Brady(2005), Brady(2006)를 들 수 있다.

7) 이 연구에도 Housman 검정결과 모든 모형에서 설명변수의 외생성에 대한 귀무가설이 채택됐다($H_o: cov(x, u_i) = 0$). 이 경우 확률효과모형이 더 효율적인 추정량을 제공한다.

〈표 1〉 변수의 정의 및 자료 출처

구분	변수의 정의	비고[1)]
종속변수		
빈곤율	중위소득 50%기준(가처분소득) 독신모가구 빈곤율	lisrpr_smf
사회구조적 변수		
1인당GDP	2005년 불변가격 및 PPP 기준(달러)	rgdpecap
여성고용률	여성취업자/15-64세 여성	OECD
15세미만 아동비율	15세미만 아동이 전체인구에서 차지하는 비율	plt15/pop
복지제도 변수		
전체사회복지지출	GDP 대비 공적사회복지지출	socx_pub
공적부조지출	GDP 대비 공적부조지출	other_pub
일-가정양립지출	GDP 대비 부모휴가(모성휴가포함)지출과 보육지출의 합	OECD
아동에 대한 현금지출	GDP 대비 아동에 대한 현금지출	OECD
노동시장제도 변수		
노조조직률	임금노동자 중 순수노동조합원의 비율	ud
임금협상의 집중도	1=기업단위의 파편화된 협상 / 2=기업 및 산업단위 협상 / 3=pattern setting 없는 산업단위 협상 / 4=산업 및 경제전반의 협상 / 5=경제전반의 협상	wcoord
고용보호지수(정규직)	0=가장 덜 엄격 / 6=가장 엄격	permepl
고용보호지수(비정규직)	0=가장 덜 엄격 / 6=가장 엄격	tempepl
정치제도 변수		
정부형태	0=의회주의 / 1= 대통령제 혹은 합의제(collegial)내각	pres
선거제도	0=비례대표 / 1=수정된 비례대표제 / 2=단순다수선거제	singmemd
좌파정당의석수	최근 좌파정당의석비율	leftseat
누적좌파내각	1946년부터의 누적좌파내각의 비율	leftcum
누적여성의석수	1946년부터의 누적여성의석의 비율	femparca

주 1) 18개국 변수의 출처. 비고란에 소문자로 표기된 변수들은 Brady 외(2014)에서 정리한 것이고, 소문자는 CWS(Comparative Welfare States data set)코드를 의미함. OECD는 OECD 홈페이지(http://stats.oecd.org/Index)에서 정리했음.

출처 1) 한국의 종속변수는 〈가계동향조사〉 원자료에서 직접 계산했음.

2) 한국의 독립변수의 출처는 다음과 같음. 사회구조적 변수 전체, 복지제도변수 전체, 노동시장제도변수 중 노조조직률·고용보호지수는 OECD 홈페이지(http://stats.oecd.org/Index)에서 정리. 노동시장제도변수 중 임금협상의 집중도는 AIAS 홈페이지(http://www.uva-aias.net)에서 정리. 정치제도변수 전체는 서울대학교 사회정책그룹(2008), Brady 외(Brady et al., 2014), Beck and Stephens(2014), 대한민국 국회 홈페이지(http://www.assembly.go.kr)를 기초로 재구성했음.

4. 연구결과

〈표 2〉는 기술통계를 제시하고 있다. 독신모가구 빈곤율은 평균 29.4%이다. 자유주의국가들은 독신모가구 빈곤율이 전체빈곤율보다 훨씬 높아 빈곤격차(poverty difference)(단위 %p)가 매우 크다(미국 35.1, 캐나다 33.9, 아일랜드 30.3, 호주 19.4, 영국 23.6). 대륙유럽국가들은 전체빈곤율은 낮지만 독신모가구 빈곤율은 높아 빈곤격차가 큰 편이다(독일 27.0, 룩셈부르크 25.7, 프랑스 19.5, 오스트리아 19.4, 이탈리아 18.2, 네덜란드 17.3, 그리스 16.4). 사민주의국가들은 전체빈곤율과 독신모가구 빈곤율이 모두 낮아 빈곤격차가 매우 작다(스웨덴 2.1, 덴마크 2.8, 핀란드 5.3). 한국은 전체빈곤율은 가장 높지만 독신모가구 빈곤율은 중간수준이어서 빈곤격차는 3.6%p이다.

〈표 2〉 기술통계

	전체빈곤율	1인당GDP	여성 고용률	15세미만 아동	전체복지 지출	공적부조 지출	일-가정 양립지출	아동현금 지출	노조조직률
	독신모가구 빈곤율	임금협상 집중도	정규직 보호	비정규직 보호	정부형태	선거제도	좌파의석	누적좌파 내각	누적여성 의석
평균	10.1	29281.5	61.8	18.3	22.0	0.6	0.8(0.5/0.3)	0.9	37.8
(127)	29.4	2.9	2.0	2.1	-	-	36.7	16.1	9.5
평균	9.9	29416.0	61.9	18.4	22.4	0.6	0.8(0.5/0.3)	1.0	38.7
(123)	29.6	2.9	2.0	2.1	-	-	37.8	16.7	9.7
AUL	12.7	29866.6	65.3	20.9	15.7	0.2	0.4(0.3/0.1)	1.6	28.6
(7)	41.9	4→2	1.3	0.9	0	0	52.1	18.1	3.7
AUS	8.4	28704.3	43.5	17.1	26.8	0.3	0.8(0.3/0.5)	2.0	38.4
(5)	27.8	4	2.8	1.5	0	0	44.8	32.1	9.2
BEL	6.5	23660.0	54.1	15.5	25.7	0.4	0.2(0.1/0.1)	1.9	53.2
(6)	15.5	4→5	1.7	4.0	0	0	32.8	15.2	5.2
CAN	12.0	29744.6	69.8	19.2	18.1	2.8	0.3(0.1/0.2)	0.6	32.1
(9)	45.9	1	1.3	0.3	0	2	20.6	0	5.4
DEN	6.6	28694.0	76.2	18.0	27.1	1.0	2.4(1.8/0.6)	1.0	73.0
(7)	9.4	4	1.6	1.9	0	0	43.6	30.1	17.9
FIN	6.0	25663.3	72.5	18.1	26.7	0.6	1.8(1.0/0.8)	1.0	73.6
(7)	11.3	3→5→3	2.4	1.9	1	0	40.9	22.5	21.7
FRA	8.0	25958.2	63.2	19.1	28.7	0.3	1.3(0.9/0.3)	1.2	7.8
(5)	27.5	2	2.4	3.5	1	1	38.1	14.8	5.0
FRG	7.9	27775.3	64.7	14.5	25.8	0.3	0.6(0.4/0.2)	0.9	24.7
(6)	34.9	4→3→4	2.8	2.2	0	0	49.2	16.5	12.0
GRE	13.3	21981.3	51.8	15.2	20.5	0.3	0.2(0.1/0.1)	0.5	25.9
(5)	29.7	2	2.3	3.8	0	0	55.3	16.3	3.4
IRE	12.4	28358.5	55.4	22.5	17.7	0.4	0.3(0.2/0.1)	1.1	40.5
(7)	42.7	4→3→4	1.6	0.4	0	0	19.6	5.6	5.4
ITA	12.7	26621.6	47.1	14.9	23.1	0.4	0.6(0.4/0.1)	0.4	36.2
(8)	30.9	4→3	1.8	3.6	0	0	35.6	7.9	7.2
LUX	5.8	53195.8	48.6	18.2	21.1	0.3	0.8(0.3/0.5)	1.7	42.8
(8)	31.5	2	2.8	3.8	0	0	35.9	14.3	6.2

	전체빈곤율	1인당GDP	여성 고용률	15세미만 아동	전체복지 지출	공적부조 지출	일-가정 양립지출	아동현금 지출	노조조직률
	독신모가구 빈곤율	임금협상 집중도	정규직 보호	비정규직 보호	정부형태	선거제도	좌파의석	누적좌파 내각	누적여성 의석
NET	5.8	27049.3	59.5	18.5	23.8	0.9	0.7(0.3/0.4)	1.0	23.7
(8)	23.1	4→3	3.0	1.8	0	0	38.1	11.8	13.0
NOR	6.8	36177.1	74.9	19.4	22.4	0.7	1.5(0.9/0.6)	0.9	55.6
(6)	17.4	4→5→4	2.3	3.1	0	0	55.6	40.5	18.4
SPA	13.0	21510.1	51.3	16.9	21.2	0.1	0.4(0.3/0.2)	0.2	14.5
(7)	30.3	2→3→4	2.9	3.5	0	0	14.5	12.7	12.7
SWE	6.3	24812.9	76.7	18.4	30.3	0.7	2.3(1.5/0.8)	0.9	81.5
(6)	8.4	5→4→5→3→4	2.9	2.9	0	0	52.0	39.6	19.4
UKM	13.0	25645.6	67.1	18.8	20.2	0.3	0.6(0.5/0.2)	0.9	33.8
(8)	36.6	1	1.0	0.3	0	2	47.1	20.9	5.3
USA	17.4	36743.9	69.0	21.1	15.4	0.5	0.2(0.1/0.0)	0.2	13.6
(8)	52.5	1	0.2	0.3	1	2	0	0	4.7
KOR	18.3	25146.2	58.7	16.8	8.6	0.7	0.7(0.7/0.0)	0.0	10.0
(4)	21.9	3	2.4	2.1	1	1	2.8	0	3.4

주 1) 표준편차(127/123): 전체빈곤율(4.06/3.83), 독신모가구빈곤율(14.61/14.76), 1인당GDP(9953.54/10082.09), 여성고용률(11.32/11.49), 15세미만아동(2.36/2.37), 전체사회복지지출(5.24/4.72), 공적부조지출(0.69/0.70), 일-가정양립지출(0.73/0.74), 아동에 대한 현금지출(0.61/0.59), 노조조직률(20.91/20.63), 임금협상집중도(1.29/1.31), 고용보호(정규직)(0.82/0.83), 고용보호(비정규직)(1.48/1.50), 정부형태(0.39/0.37), 선거제도(0.80/0.81), 좌파의석(16.21/15.25), 누적좌파내각(12.10/11.93), 누적여성의석(6.21/6.21).

2) AUL(호주, 85, 89, 95, 01, 03, 08, 10), AUS(오스트리아, 94, 95, 97, 00, 04), BEL(벨기에, 85, 88, 92, 95, 97, 00), CAN(캐나다, 87, 91, 94, 97, 98, 00, 04, 07, 10), DEN(덴마크, 87, 92, 95, 00, 04, 07, 10), FIN(핀란드, 87, 91, 95, 00, 04, 07, 10), FRA(프랑스, 89, 94, 00, 05, 10), FRG(독일, 89, 94, 00, 04, 07, 10), GRE(그리스, 95, 00, 04, 07, 10), IRE(아일랜드, 94, 95, 96, 00, 04, 07, 10), ITA(이탈리아, 91, 93, 95, 98, 00, 04, 08, 10), LUX(룩셈부르크, 85, 91, 94, 97, 00, 04, 07, 10), NET(네덜란드, 83, 87, 90, 93, 99, 04, 07, 10), NOR(노르웨이, 91, 95, 00, 04, 07, 10), SPA(스페인, 85, 90, 95, 00, 04, 07, 10), SWE(스웨덴, 81, 87, 92, 95, 00, 05), UKM(영국, 86, 91, 94, 95, 99, 04, 07, 10), USA(미국, 86, 91, 94, 97, 00, 04, 07, 10), ROK(한국, 06, 08, 10, 12).

3) 1인당GDP는 t-1년 기준.

4) 일-가정양립지출은 GDP대비 보육지출과 GDP대비 부모휴가지출의 합계. 합계와 보육휴가지출 및 부모휴가지출이 불일치하는 경우는 소수점 두 자리 수에서 반올림했기 때문임.

5) 평균(127)은 한국 포함, 평균(123)은 한국 제외.

1인당GDP는 평균 29,281.5달러이다. 여성고용률은 평균 61.8%이다. 15세미만 아동인구의 비율은 평균 18.3%이다. 전체사회복지지출은 평균 22.0%이다. 스웨덴(30.3) 등 7개 국가는 25%가 넘고, 한국(8.6), 미국(15.4), 호주(15.7)는 낮은 편이다. 일-가정양립지출은 평균 0.8%인데, 보육지출은 0.5%이고 부모휴가는 0.3%이다. 사민주의국가들이 높지만 대부분의 국가들은 1% 미만을 나타냈다. 아동에 대한 현금지출은 평균 0.9%이다.

노조조직률은 평균 37.8%이다. 겐트(Ghent)제도를 운영한 경험이 있는 스웨덴(81.5), 덴마크(73.0), 노르웨이(55.6), 벨기에(53.2)는 압도적으로 높다. 단체협약의 효력확장제도(expanding coverage system)를 적용하는 프랑스(8.7)를 예외로 하면, 한국(10.0), 미국(13.6), 스페인(14.5)은 매우 낮다.

임금협상의 집중도는 평균 2.9로 산업단위협상과 유사한 수준이다. 고용보호수준은 정규직과 비정규직이 각각 2.0과 2.1이다. 정규직 고용보호수준은 유럽국가들이 높고 자유주의국가들은 낮은 편이었다. 비정규직 고용보호수준에서는 유럽국가들과 자유주의국가들의 격차가 매우 크다.

대통령제 혹은 합의제(collegial)내각의 정부형태를 취하고 있는 국가는 4개국이고, 14개국은 의원내각제를 채택하고 있다. 선거제도는 3개국은 단순다수선거제, 2개국은 수정된 비례대표제, 14개국은 비례대표제를 운영한다. 좌파정당의석은 평균 36.7%이다. 누적좌파내각의 비율은 평균 16.1%이다. 누적여성의석비율은 평균 9.5%이다. 핀란드(21.7) 등 사민주의국가들은 높고 한국(3.4)과 그리스(3.4)는 매우 낮다.

〈표 3〉은 독신모가구의 빈곤에 대한 패널확률효과모델이다. 독립변수와 종속변수는 t년도의 수치를 투입했다. 단, 경제성장의 영향은 시차를 두고 개인소득에 반영된다는 가정에 따라 1인당GDP는 t-1년의 수치를 채택했고(Brady, 2003b), 자연log값을 반영했다.

이 연구의 이론적 설정은 사회구조적 요인보다 제도적 요인(복지제도, 노동시장제도, 정치제도)의 영향 때문에 독신모가구 빈곤율의 국가 간 다양성이 유지될 것이라는 점이다. 따라서 이 연구에서 적용한 위계적 회귀모형은 사회구조적 요인을 기본모형으로 삼고, 복지제도, 노동시장제도, 정치제도를 추가로 투입하는 방식이다.

여기에서는 총 5개의 모형을 구성했다. 모형1은 사회구조적 요인만 포함시켰다. 모형2와 모형3은 사회구조적 요인과 함께 복지제도변수들을 추가했다. 전체사회복지출에는 각 분야별 지출이 포함된다는 점을 고려해, 모형2에서는 전체사회복지지출을 제외하고 공적부조지출, 일-가정 양립지출, 아동에 대한 현금지출의 영향을 살펴보고자 했다. 모형4는 사회구조적 요인과 함께 노동시장제도변수들을 추가했다. 모형5와 모형6은 사회구조적 요인과 정치제도변수들을 포함시켰다. 모형5에서는 정부형태, 선거제도와 함께 좌파정당의석수와 누적좌파내각 등 좌파변수들을 추가했다. 모형6에서는 여성의 정치적 영향력을 측정하기 위해 좌파변수들 대신 누적여성의석수를 포함시켰다.

독신모가구 빈곤에 대한 변수들의 영향력 검증결과는 다음과 같다. 사회구조적 변수에서 1인당GDP는 모든 모형에서 유의하지 않았다. 여성고용률은 모형2, 모형3에서 오히려 독신모가구의 빈곤위험을 확대시키는 요인이었다. 15세미만 아동비율은 모형1, 모형4에서 빈곤위험을 증가시켰다. 복지제도변수에서 전체사회복지지출은 독신모가구의 빈곤위험을 감소시켰다. 공적부조지출과 일-가정양립지출은 모형3뿐 아니라 모형2에서도 유의하지 않았다. 아동에 대한 현금지출은 모형2, 모형3 두 모형 모두에서 빈곤위험감소에 기여했다. 노동시장제도변수에서 노조조직률은 빈곤위험을 감소시키는 요인이었다. 임금협상의 집중도는 유의하지 않았다. 정규직에 대한 고용보호는 빈곤위험감소에 기여했으나, 비정규직에 대한 고용보호는 유의하지 않았다. 정치제도변수에서 정부형태는 모형5, 모형6 두 모형 모두에서 유의하지 않았다. 비례대표선거제도는 모형5에서 빈곤위험을 감소시켰다. 좌파정당의석수는 유의하지 않았다. 누적좌파내각과 누적여성의석수는 빈곤위험감소에 기여했다.

〈표 3〉 패널확률효과모델(종속변수는 독신모가구 빈곤율(중위소득 50%), 19개국 대상(N=127))

구분	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6
사회구조적 요인						
1인당GDP(log)	0.637 (0.82)	0.040 (0.85)	0.211 (0.83)	0.477 (0.82)	1.094 (0.86)	1.042 (0.85)
여성고용률	1.240 (14.21)	2.819** (15.93)	2.182** (16.28)	-0.920 (12.25)	1.270 (15.09)	1.580 (17.86)
15세미만 아동비율	1.772** (0.62)	1.333 (0.57)	0.722 (0.58)	1.683** (0.53)	1.011 (0.57)	0.886 (0.59)
복지제도						
전체사회복지지출			-2.382** (0.33)			
공적부조지출		-1.053 (2.58)	-0.656 (2.63)			
일-가정양립지출		-0.490 (6.12)	0.620 (6.54)			
아동에 대한 현금지출		-3.121** (3.72)	-2.450** (3.77)			
노동시장제도						
노조조직률				-4.063*** (0.08)		
임금협상집중도				1.043 (1.17)		
고용보호지수(정규직)				-3.642*** (2.12)		
고용보호지수(비정규직)				-1.502 (0.99)		
정치제도						
정부형태					-1.439 (5.54)	-0.960 (5.51)
선거제도					2.049** (2.86)	1.422 (3.16)
좌파정당의석수					0.442 (1.08)	
누적좌파내각					-2.518** (0.17)	
누적여성의석수						-1.961** (0.41)
상수항	-7.136 (19.29)	-4.636 (17.17)	19.270 (19.87)	42.853** (18.16)	0.584 (19.47)	-1.138 (18.97)
Wald X^2	3.56	17.78	22.76	47.38	18.58	18.01
R^2 Within	0.045	0.032	0.073	0.046	0.002	0.004
R^2 Between	0.005	0.520	0.463	0.702	0.566	0.573
R^2 Overall	0.017	0.378	0.400	0.556	0.442	0.451

*** p<.01 ** p<.05 * p<.10 (양측 검정)

주 1) 표준화 회귀계수와 표준편차(괄호 안).

지금까지의 연구에서 다음과 같은 결과를 확인할 수 있다. 첫째, 제도적 요인의 영향으로 인해 독신모가구 빈곤수준의 국가별 다양성이 두드러지고 있다. 최근 독신모가구의 고빈곤은 많은 국가들에서 나타나는 NSR임에는 틀림없으나 국가군별로 상이한 양상을 나타내고 있다. 〈표 2〉에서 보듯이 많은 국가들에서 전체빈곤과 독신모가구 빈곤 간의 빈곤격차가 큰데, 자유주의국가들에서의 전체빈곤의 심화는 독신모가구의 고빈곤에 기인하고 대륙유럽국가들에서는 독신모가구에게 빈곤위험이 편중돼 있다. 반면 사민주의국가들은 전체빈곤 뿐 아니라 독신모가구의 빈곤위험도 매우 낮은 예외적인 경우에 속한다.

독신모가구 빈곤수준의 다양성은 사회구조적 요인보다는 제도적 요인의 영향 때문인 것으로 보인다. 따라서 독신모가구 빈곤수준의 국가 간 다양성의 원인을 규명하기 위해서는 제도적 요인에 주목할 필요가 있다. 사회구조적 변수들만 투입한 모형1에서는 총변량이 0.017에 불과할 뿐 아니라 집단 간 변량은 0.005로 집단 내 변량 0.045의 1/9수준에 머물렀다. 그러나 복지제도, 노동시장 및 정치제도 변수들을 포함시킨 모형2~6에서는 총변량이 0.378~0.556에 이를 뿐 아니라 집단 간 변량은 집단 내 변량보다 최소 6.34배 이상 컸다.

둘째, 최근 독신모가구 빈곤의 확대는 사회구조적 요인이 불리하게 작용한 데 따른 것이다. 경제성장은 독신모가구의 빈곤위험을 줄이는데 기여하지 못하고 있다. 성장의 질이 악화돼 경제성장은 독신모가구의 고용과 소득확대에 기여하지 못하고 있기 때문이다(Brady and Burroway, 2012). 설사 여성고용이 증가해도 독신모가구가 빈곤에 처할 위험을 줄이지는 못한다. 최근 여성고용이 확대되고 있지만 단시간근로를 위주로 이루어져 독신모가구의 소득능력향상에 크게 도움이 되지 못하기 때문이다[8] (Orsini et al., 2003).

15세미만 아동비율은 독신모가구의 빈곤위험을 증가시키는 요인이었다. 일반부부가구와는 달리 독신모가구에게는 아동의 수의 증가는 빈곤위험을 가중시키고 소득활동참여를 어렵게 하는 요인일 것으로 예상한 바 있다(Brady and Burroway, 2012). 결국 아동의 존재에 따른 빈곤위험을 감소시키기 위한 제도적 노력정도가 독신모가구 빈곤수준의 국가 간 다양성을 낳는다. 특히 아동빈곤극복에 초점을 맞추는 아동에 대한 현금지출, 독신모가구의 소득확충에 기여하는 여성의 일-가정양립을 위한 지출에 주목할 필요가 있다.

셋째, 복지국가의 노력은 독신모가구 빈곤의 국가 간 다양성을 낳는 원인이지만 제도별로 상이한 결과를 낳았다. 예상했던 대로 전체사회복지지출은 빈곤위험을 감소시키는 요인이었지만 공적부조지출은 기여하지 못했다. 보편적 복지가 확대될수록 빈곤예방효과를 발휘할 수 있기 때문에 복지급여의 보편성과 적절성수준을 확충할 필요가 있다(Brady and Burroway, 2012).

---

8) 최근 여성고용은 늘고 있지만 주로 서비스업부문의 단시간근로의 확대를 동반하고 있다. 최근년도(종속변수의 국가별 최근 지표)를 기준으로, 그리스(67.5), 한국(70.0), 오스트리아(77.0), 독일(79.0)을 제외한 대부분의 국가들의 서비스업 여성고용비율은 80%를 넘고, 네덜란드(95.6), 영국(92.5), 아일랜드(90.7), 이탈리아(90.0)는 90%를 초과한다. 여성단시간근로자의 비율은 독신모가구의 빈곤이 심각한 네덜란드(58.4), 호주(45.8), 독일(45.3), 영국(42.2), 룩셈부르크(38.3), 프랑스(30.1) 뿐 아니라, 빈곤율이 낮은 노르웨이(41.0), 벨기에(40.5),덴마크(38.3),스웨덴(36.0),덴마크(27.6)도 매우 높다(http://stats.oecd.org/Index).

아동에 대한 현금지출이 주 소득자가 없는 독신모가구의 빈곤위험을 줄이는데 상당한 기여를 한다(Misra et al., 2007). 특히 모형3에서는 전체사회복지지출보다 기여도가 큰 것으로 나타났다. 반면 여성의 일-가정양립을 위한 지출은 유의하지 않았다. 이는 대부분의 국가들에서 독신모가구의 고빈곤이 NSR로 대두되지만 일-가정 양립지출수준이 높은 사민주의국가들은 예외인 이유를 설명해준다. 그런데 상관관계분석에서는 여성의 일-가정양립을 위한 지출은 독신모가구의 빈곤율과 부적 상관관계(-0.614)가 있었다(이하 상관관계분석은 〈부표 1〉 참조). 여성의 일-가정 양립을 위한 지출은 독신모의 양육부담을 완화해 소득능력을 확충해줄 수 있는 것이다(Christopher, 2002b; Huber et al., 2009).

넷째, CMEs의 노동시장제도는 독신모가구의 빈곤위험완화에 기여하는 제도적 요인임을 확인할 수 있었다. 강한 노조는 여성의 노조활동참여를 확대하고 여성의 권익신장에 기여하기 때문에 독신모가구의 빈곤을 예방할 수 있다(Korpi, 2000). 정규직에 대한 고용보호의 기여도는 노조의 영향력보다도 높게 나타났다. 이로 미루어 경직된 노동시장과 숙련노동력을 보호하려는 남성노동자의 기득권 때문에 노조활동과 고용보호가 여성에게 불리하게 작용한다는 전통적인 가정(Estévez-Abe and Hethey, 2008)의 수정이 불가피해 보인다. 과거와는 달리 여성의 고용수준이 확대되면서 여성의 정규직취업 또한 무시하지 못할 비중을 점하고 있기 때문에 이들의 고용불안을 해소할 필요가 있는 것이다. 임금협상의 집중도는 유의하지는 않았지만 여전히 CMEs의 노동시장제도의 배경을 제공하고 있는 것으로 생각된다. 임금협상의 집중도는 독신모가구의 빈곤율과 부적 상관관계(-0.534)에 있고 노조조직률, 정규직 및 비정규직 고용보호와는 정적 상관관계(각각 0.510, 0.513, 0.367)가 있었다.

그러나 예상과는 달리 비정규직에 대한 고용보호는 유의하지 않았다. 이는 두 가지에 기인하는 것으로 보인다. 〈표 2〉에서 살펴보았듯이 상당수 국가들에서는 정규직 보다 비정규직에 대한 고용보호 수준이 낮다. 또한 비정규직에 대한 고용보호수준이 높은 대륙유럽국가들에서는 여성고용수준이 낮고 독신모가구의 빈곤율이 높은데, 사민주의국가들처럼 여성의 노동시장참여수준이 높을 때 비정규직에 대한 고용보호가 독신모의 빈곤위험감소에 기여할 수 있는 것이다. 그런데 비정규직에 대한 고용보호는 독신모가구의 빈곤율과 부적 상관관계(-0.459)가 있었다. 최근 여성들이 주로 비정규직위주로 경제활동에 참여하고 있는 점을 상기할 때, 비정규직에 대한 고용보호는 향후 중요한 의미를 가질 것으로 예상된다.[9)]

다섯째, 합의제모델의 정치제도가 독신모가구의 빈곤위험감소에 기여하고 있음을 확인할 수 있었다. 비례대표선거제도는 독신모가구의 빈곤위험을 감소시킨다. 정치적 다양성을 제도화하기 때문에 친복지적인 좌파와 여성의 정치세력화에 기여하기 때문이다(Korpi, 2000; Ontiversos and Verardi, 2005). 비례대표선거제도는 누적좌파내각, 누적여성의석수와 정적 상관관계(각각 0.459, 0.496)에 있다. 또한 독신모가구의 빈곤을 완화하고 여성권익을 신장하는 정책을 확립하기 위해서는 좌파세력의 간헐

9) 여성비정규직의 비율은 대부분의 국가에서 확대되는 추세에 있어, 비정규직 여성의 고용불안, 저임금해소 등 양성평등정책은 주요 정책이슈로 등장하고 있다. 여성비정규직의 비율은 한국(25.8)이 가장 높지만, 최근에는 독일(45.3), 스페인(26.1), 네덜란드(20.0), 핀란드(18.5), 스웨덴(17.6), 프랑스(15.8), 이탈리아(14.4), 캐나다(13.7), 벨기에(12.3), 그리스(10.4), 아일랜드(10.3)도 10%를 넘고 있다(미국은 통계 없음)
(http://stats.oecd.org/Index).

적인 집권이 아니라 연속적인 집권이 필요하다(Huber et al., 2009).

이 연구의 성과 중의 하나는 독신모가구 빈곤위험완화에 대한 여성의 정치적 영향력을 확인했다는 점이다. 특히 모형6에서 정부형태, 선거제도와 함께 투입했을 때 유일하게 유의한 요인이었다. 또한 누적여성의석수는 여성의 일-가정 양립지출, 전체사회복지지출과 정적 상관관계(각각 0.767, 0.588)에 있었다. 여성의 정치세력화는 여성친화적인 복지정책을 확충하는데 강력한 추동력을 제공해 줄 수 있는 것이다(Korpi, 2000; Ontiversos and Verardi, 2005).

5. 결론: 한국에 대한 함의

이 연구결과는 한국에 대해 다음과 같은 함의를 제공해 준다. 첫째, 경제성장이 독신모가구 빈곤의 감소에 기여하지 못한다는 점을 고려할 필요가 있다. 최근 한국도 성장의 질이 악화돼 경제성장은 저소득층의 양질의 고용창출과 소득확대에 기여하지 못하는 현상이 발견돼 왔다. 경제성장의 낙수효과(trickle-down effect)에 의존하는 전략에서 탈피하고, 취약한 여성들이 적절한 수준의 시장소득을 확보하고 복지급여를 제공받아 빈곤에서 탈피할 수 있도록 하는 방안을 마련해야 한다. 특히, 무분별한 노동시장 유연화전략에 대해 재고할 필요가 있다. 시장전략에 의존해 여성고용률이 증가해도 독신모가구의 빈곤위험을 줄이지 못한다. 일자리창출에 있어서는 충분한 근로시간과 소득을 보장할 수 있어야한다. 여성단시간근로의 확대는 독신모가구의 빈곤위험을 줄이지 못하고, 과도한 여성 임시일용직 비중을 고려할 때 비정규직 일자리도 한계가 있다.[10)]

둘째, 한국의 복지제도는 독신모가구의 빈곤을 완화하기에는 역부족이다. 독신모가구의 빈곤율이 21.9%에 달하지만 전체사회복지지출은 8.6%로 매우 낮은 수준이기 때문이다. 연금제도, 장기요양제도, 건강보험제도를 중심으로 복지지출이 확대될 전망이지만, 독신모가구에 대한 제도적 포괄성을 확대하는 구상은 발견하기 어렵다. 특히 아동에 대한 복지급여와 일-가정양립정책을 확대할 필요가 있다. 아동의 수는 독신모가구를 빈곤에 처하게 하는 강력한 인구사회학적 요인이다. 한국은 아동에 대한 복지급여가 미미해 주 소득자가 없는 독신모가구의 빈곤위험을 완화하지 못하고 있다. 또한 여성의 일-가정 양립정책이 부족해 독신모는 아동양육부담을 덜고 활발히 경제활동에 참여하기 어렵다. 우선, 독신모의 부모휴가제도 이용을 활성화하기 위해 저소득여성이나 독신모에 대해 소득대체율(현

10) 한국의 여성저임근로자비율(중위소득 2/3 미만 근로자비율)은 37.3%로 조사대상국가들 중 가장 높다. 한국 다음으로는 미국(29.9), 영국(28.1), 독일(26.4), 아일랜드(24.4), 덴마크(23.5), 캐나다(21.3), 스페인(20.2), 호주(19.7), 그리스(16.4), 이탈리아(12.9), 핀란드(10.9) 순이다(그 외의 국가는 통계 없음)(http://stats.oecd.org/Index). 이는 노동시장에서의 양성평등정책이 확립되지 않은 환경에서 여성비정규직 비율이 높은데 따른 것으로 보인다. 또한 여성자영업비율(여성자영업자/여성취업자)이 26.0%에 이르는 것도 원인이 된다. 과도한 자영업진출은 취업빈곤으로 이어져 유효한 탈빈곤전략이 되기에는 한계가 있기 때문이다. 한국의 여성자영업비율은 그리스(31.0)에 이어 두 번째이다. 10%가 넘는 국가는 이탈리아(18.5), 벨기에(13.5), 스페인(12.3), 네덜란드(11.5), 오스트리아(10.3) 뿐이다(http://stats.oecd.org/Index).

재 통상임금의 40%)을 높이고 최저급여수준(현재 100~50만원)을 상향조정하는 등 제도를 내실화 할 필요가 있다. 또한, 독신모의 경력단절을 최소화하기 위해 현재 경력단절여성에 대한 고용촉진지원금 제도에 대해 정규직 채용에 대한 인센티브 제공(현재 사업주에게 2년간 연간 600~900만원 지급), 상한선 폐지(현재 통상임금의 75% 한도) 등을 통해 제도를 내실화 및 활성화할 필요가 있다.

셋째, 현재의 노동시장제도는 독신모가구 빈곤의 감소에 기여하기에는 한계가 있음을 확인할 수 있다. 현재 매우 낮은 노조조직률로 인해 노조가 취약한 여성들의 권익을 대변하기에는 한계가 있다. 노조조직률을 높이고 여성의 노조가입을 활성화해 노조가 취약한 여성들의 권익을 대변할 수 있도록 해야 한다. 나아가 정규직노동자의 고용보호수준을 유지할 뿐 아니라 비정규직에 집중돼있는 취약한 여성들의 고용보호를 위해 노력해야 한다. 한국의 임금협상의 집중도는 산업별협상 수준이나 독신모가구 등 취약계층의 권익을 보호하기에는 한계가 있다. 이는 조정된 노동시장제도가 경제정책, 노동시장정책, 복지정책 등에 대한 노사정간 합의의 의제를 확충하고 구속력을 강화하는 등 이익교환제도를 확립함으로써 취약계층의 권익을 보호할 수 있는 조정된 노사관계의 기반을 확충해온 점과 대비된다.

넷째, 한국의 정치제도는 여성과 좌파의 정치적 대표성을 확립하기에는 취약한 형태이다. 한국의 비례대표의석수는 전체의석수에서 차지하는 비중이 낮기 때문에 좌파와 여성의 정치적 대표성확립에 우호적인 환경을 조성해 주기 어렵다. 그 결과 좌파의석은 2.8%에 불과하고 좌파는 집권에 참여한 적이 없다. 누적여성의석은 3.4%로 20% 수준인 사민주의국가들과 격차가 매우 크다. 단순다수선거제 위주의 현행 선거제도에서 비례대표제를 대폭 확대할 필요가 있다. 나아가 지역구에서도 여성의원을 확충하기 위해서는 지역구 여성공천할당제를 내실화하고, 중대선거구제도입을 고려할 필요가 있다.

참고문헌

강지원, 2009, 국제비교를 통해서 본 한국의 한부모정책, 『보건사회연구』, 29(2): 30-54.

고은주・김진욱, 2009, 한부모 가구의 빈곤요인에 관한 연구, 『사회복지정책』, 36(2): 219-236.

김수정, 2008, 비교 국가적 관점에서 본 한국 여성가구주의 빈곤, 『보건사회연구』, 28(2): 33-52.

김안나, 2006, 한국사회 여성빈곤과 빈곤대책, 『보건사회연구』, 26(1): 36-67.

김은하, 2009, 근로빈곤층 여성의 빈곤탈출 결정요인: 인적자본, 가구특성, 노동시장 지위를 중심으로, 『사회복지정책』, 36(3): 239-268.

김진욱, 2010, 한부모 가구의 빈곤과 소득이전: 양부모 가구와의 비교를 중심으로, 『사회복지정책』, 37(1): 101-125.

서울대학교 사회정책그룹, 2008, 『한국 복지국가 패러다임 전환을 위한 비교사회정책 연구』, 한국연구재단 보고서.

석재은, 2004, 한국의 빈곤의 여성화에 대한 실증 분석, 『한국사회복지학』, 56(2): 167-194.

윤홍식, 2004, 결혼해체를 경험한 여성의 소득수준 및 빈곤실태와 공・사적소득이전의 역할, 『한국사회복지학』, 56(2): 5-27.

이용우, 2006, 여성 한부모 가구의 빈곤지위에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 미국을 중심으로 한 국가간 비교연구, 『사회복지정책, 25: 53-80.

이은혜 · 이상은, 2009, 우리나라 도시근로자 가구의 남녀 가구주 간 빈곤 격차 요인 분해, 『한국사회복지학』, 61(4): 333-354.

홍백의 · 김혜연, 2007, 성별 집단 내 소득불평등(inequality among gender)의 변화 추이 및 원인, 『한국사회복지학』, 61(2): 391-415.

Alderson, A. S., 1999, "Explaining deindustrialization: Globalization, failure, or success?", *American Sociological Review*, 64: 701-721.

Anderson, C. J., and Singer, M. M., 2008, "The sensitive left and the impervious right: Multilevel models and the politics of inequality, ideology, and legitimacy in Europe", *Comparative Political Studies*, 41(4/5): 564-599.

Beck, N., 2001, "Time series-cross section data: What have we learned in the past few years", *Annual Review of Political Science*, 4: 271-293.

Beck, N., and Katz, J. N., 2001, "Throwing out the baby with the bath water", *International Organization*, 5: 487-495.

Brady, D., 2003a, "The poverty of liberal economics", *Socio-Economic Review*, 1: 369-409.

_____, 2003b, "The politics of poverty: Left political institutions, the welfare state and poverty", *Social Forces*, 82: 557-588.

_____, 2005, "The welfare state and relative poverty in rich Western democracies, 1967-1997", *Social Forces*, 83(4): 1329-1364.

_____, 2006, "Structural theory and relative poverty in rich Western democracies, 1969-2000", *Research in Social Stratification and Mobility*, 24(2): 153-175.

Brady, D., Fullerton, A., and Cross, J. M., 2010, "Putting poverty in political context: A multi-level analysis of working-aged poverty across 18 affluent democracies", *Social Forces*, 83(1): 271-299.

Brady, D., Beck, E., and Stephens, J. D., 2014, Comparative welfare states data set, http://www.lisdatacenter.org/resources/other-databases.

Brady, D., and Burroway, R., 2012. "Targeting, universalism and single mother poverty: A multi-level analysis across 18 affluent democracies", *Demography*, 49(2): 719-746.

Brady, D., and Kall, D., 2008, "Nearly universal, but somewhat distinct: The feminization of poverty in affluent Western democracies, 1969-2000", *Social Science Research*, 37(3): 976-1007.

Casper, L. M., McLanahan, S. S., and Garfinkel, I., 1994, "The gender-poverty gap: What we can learn from other countries", *American Sociological Review*, 59: 594-605.

Christopher, K., 2001, Caregiving, welfare state and mother's poverty, LIS Working Paper No. 287.

_____, 2002a, "Welfare state regimes and mothers' poverty", *Social Politics*, 9(1): 60-86.

_____, 2002b, Helping mothers escape poverty: As European policy shows, better wages and generous supports are better cure than promoting marriage, LIS Working Paper No. 298.

Destro, L., and Brady, D., 2011, "Does European-style welfare generosity discourage single mother employment?", 53-82, in *Comparing European workers(Part. B. Policies and institutions)*, edited by Brady D., Bindley: Emerald Group Publishing Limited.

Estévez-Abe, M., and Hethey, T., 2008, How politics affect women's economic position within the family: Labor market institutions and wives' contribution to household income, LIS Working

paper No. 505.

Garfinkel, I., and McLanahan, S. S., 1986, Single mothers and their children: A new American dilemma, Washington: Urban Institute Press.

González, L., 2005, The determinants of the prevalence of single mothers: A cross-country analysis, Discussion papers from Institute for the Study of Labor (IZA) No. 1677.

Gornick, J. C., and Jämtti, J., 2010, Women, poverty, and social policy regimes: A cross-national analysis, LIS Working Paper No. 534.

Hakovirta, M., 2001, The income sources of single parents: A comparative analysis, LIS Working Paper No. 282.

Hancké, B., Rhodes, M., and Thatcher, M., 2007, "Introduction: Beyond varieties of capitalism", 3-38 in *Beyond varieties of capitalism: Conflict, contradictions, and complementarities in the European economy*, edited by Hancké, B., Rhodes, M., and Thatcher, M., Oxford: Oxford University Press.

Hassel, A., 2007, "What does business want? Labour market reforms in CMEs and its problems", 253-277, in *Beyond varieties of capitalism: Conflict, contradictions, and complementarities in the European economy*, edited by Hancké, B., Rhodes, M., and Thatcher, M., Oxford: Oxford University Press.

Hsiao, C., 2003, Analysis of Panel Data, 2nd ed, New York: Cambridge University Press.

Handler, J. F., and Hasenfeld, Y., 2007, Blame welfare, ignore poverty and inequality, Cambridge: Cambridge University Press.

Hobson, B., 1994, "Solo mothers, social policy regimes and the logics of gender", 170-187, in Gendering welfare states, edited by Sainsbury, D., London: Sage Publications.

Huber, E., Stephens, J. D., Bradley, D., Moller, S., and Nielsen, F., 2009, "The politics of women's economic independence", *Social Politics*, 16: 1-39.

Iversen, T., and Soskice, D., 2008, "Partisan politics, the welfare state, and three worlds of human capital formation", *Comparative Political Studies*, 41(4/5): 600-637.

Kenworthy, L., and Pontusson, J., 2005, "Rising inequality and the politics of redistribution in affluent countries", *Perspectives on Politics*, 3(3): 449-471.

Kollmeyer, C., 2013, "Family structure, female employment, and national income inequality: A cross-national study of 16 Western countries", *European Sociological Review*, 29: 816-827.

Korpi, W., 2000, "Faces of inequality: Gender, class, and patterns of inequalities in different types of welfare states", *Social Politics*, 7(2): 127-191.

Korpi, W., and Palme, J., 1998, "The paradox of redistribution and the strategy of equality: Welfare state institutions, inequality and poverty in the Western countries", *American Sociological Review*, 63: 661-687.

Leitner, S., 2003, "Varieties of familialism: The caring function of the family in comparative perspective", *European Societies*, 5: 353-375.

Lewis J., and Hobson, B., 1997, "Introduction", 1-20, in *Lone mothers in European welfare regimes*, edited by Lewis J., and Hobson, B., London: Jessica Kingsley Publishers.

Mahler, V. A., 2004, "Economic globalization, domestic politics and income inequality in the developed

countries: A cross-national analysis", *Comparative Political Studies*, 37(9): 1025-1053.

Misra, J., Buding, M., and Moller, S., 2007, "Reconciliation policies and the effects of motherhood on employment, earnings, and poverty", *Journal of Comparative Policy Analysis*, 9(2): 135-155.

Moller, S., Bradley, D., Huber, E., Nielsen, F., and Stephens, J. D., 2003, "Determinants of relative poverty in advanced capitalist democracies", *American Sociological Review*, 68: 22-51.

Moller, S., and Misra, J., 2005, Familialism and welfare regimes: Poverty, employment and family policies, LIS Working Paper No. 399.

Ontiversos, D., and Verardi, V., 2005, Electoral systems, poverty and income inequality, LIS Working Paper No. 402.

Orsini, K., Büchel, F., and Mertens, A., 2003, Is mothers' employment an effective means to fight family poverty? Empirical evidence from seven European countries, LIS Working Paper No. 362.

Pressman, S., 2003, "Feminist explanations for the feminization of poverty", *Journal of Economic Issues*, 37(2): 353-361.

Rueda, D., and Pontusson, J., 2000, "Wage inequality and varieties of capitalism", *World Politics*, 52: 350-383.

Scruggs, L., and Allan, J., 2006, "The material consequences of welfare states", *Comparative Political Studies*, 39(7): 880-904.

Smeeding, T. M., Ross, K., England, P., Christopher, K., and McLanahan, S. S., 1999, Poverty and parenthood across modern nations: Findings from the Luxembourg Income Study, LIS Working Paper No. 194.

Solt, F., 2008, "Economic inequality and democratic political engagement", *American Journal of Political Science*, 52(1): 48-60.

StataCorp, 2013, Stata longitudinal data/panel data reference manual: release 13, Texas: Stata Press Publication.

Wiepking, P., and Maas, I., 2005, "Gender differences in poverty: A cross-national research", *European Sociological Review*, 21(3): 187-200.

Abstract

Comparative Study on The Macro Causes of Single-Mother Households Poverty And Implications on Korea

- Focusing on OECD 19 Countries Including Korea(1980-2012) -

Sim, Sang Yong
(Sangji University)

The purpose of this study is to clarify macro causes influencing on the diversity of single-mother households poverty among OECD Countries including Korea. This study carried out pooled time series cross-section analysis applying unbalanced panel design on the period from 1981 to 2012. There is marked diversity on single-mother households poverty. GDP per capita does not contributes to reduce poverty, and female employment rate and % population 0-14 exacerbate poverty. Several factors contribute on poverty reduction including social spending, child cash spending, union density, employment protection on regular workers, proportional representation system, cumulative left cabinet, cumulative women seat. In Korea, it needs to overcome the limit of anti-poverty strategy mainly based on economic growth and labor market flexibility. And it needs to enlarge universal welfare institutions, child benefits, work-family reconciliation policy, and to design adjusted labor market institutions including union density and employment protection, to introduce consensus political model including proportional representation system to enhance left power and women's representation.

Key words: single-mother households poverty, socio-structural factors, welfare institutions, political and labor market institutions, unbalanced panel design, pooled time series cross-section analysis

〔논문 접수일 : 16. 06. 17, 심사일 : 16. 07. 19, 게재 확정일 : 16. 08. 02〕

〈부표 1〉 상관관계(19개국 대상(N=127))

구분	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
1. 독신모가구빈곤율	1																
2. 1인당GDP	0.173	1															
3. 여성고용률	-0.121	0.179	1														
4. 15세미만아동	0.282	-0.012	0.114	1													
5. 전체복지지출	-0.577	-0.079	0.131	-0.343	1												
6. 공적부조지출	0.099	0.020	0.366	0.170	0.170	1											
7. 일-가정양립지출	-0.614	0.137	0.576	-0.158	0.604	0.027	1										
8. 아동 현금지출	-0.247	0.049	-0.155	0.111	0.385	-0.130	0.081	1									
9. 노조조직률	-0.572	-0.069	0.303	0.057	0.499	0.087	0.641	0.271	1								
10. 협상집중도	-0.534	-0.229	-0.068	-0.154	0.435	-0.276	0.387	0.205	0.484	1							
11. 정규직고용보호	-0.506	-0.069	-0.296	-0.384	0.457	-0.200	0.284	0.207	0.119	0.512	1						
12. 비정규고용보호	-0.459	-0.071	-0.397	-0.424	0.348	-0.360	0.145	0.117	0.144	0.367	0.551	1					
13. 정부형태	0.028	0.003	0.226	0.163	-0.152	-0.059	0.105	-0.276	-0.192	-0.208	-0.217	-0.121	1				
14. 선거제도	0.561	0.031	0.261	0.293	-0.497	0.388	-0.339	-0.313	0.416	-0.772	-0.742	-0.577	0.296	1			
15. 좌파정당의석수	-0.358	-0.181	-0.014	-0.322	0.485	-0.310	0.311	0.257	0.292	0.297	0.485	0.344	-0.489	-0.459	1		
16. 누적좌파내각	-0.566	0.095	0.358	-0.186	0.612	-0.226	0.696	0.340	0.604	0.445	0.355	0.190	-0.260	-0.459	0.638	1	
17. 누적여성의석수	-0.585	0.085	0.521	-0.243	0.588	0.023	0.767	-0.014	0.595	0.529	0.402	0.101	0.003	-0.496	0.359	0.686	1

주) 정부형태와 선거제도는 명목변수, 임금협상의 집중도는 서열변수.