

비공식 돌봄과 노동시장 참여 및 성과에 관한 분석

최 경 덕
(서강대학교)

안 태 현*
(서강대학교)

급속한 고령화로 인해 고령자에 대한 돌봄 및 수발의 필요성이 증가하고 있으며, 가족에 의한 비공식 돌봄은 중요한 위치를 차지하고 있다. 그러나 생산가능인구가 급격히 감소하는 가운데, 가족 수발로 인한 생산가능인구의 노동시장 이탈은 고용 및 경제 성장에 부담이 되는 요인이 될 수 있다. 이에 본 연구는 고령화연구패널조사 1차-6차 조사를 활용하여 가족에 대한 수발이 수발자의 노동시장 참여 및 성과에 미치는 영향을 분석하였다. 가족 수발과 노동공급에 동시에 영향을 주는 개인의 이질성을 통제하기 위해서 실증분석방법으로는 고정효과 모형을 활용하였다. 분석 결과, 가족 수발은 수발자의 근로 확률을 9.4%p, 연간 근로기간을 0.9개월 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 평균값을 고려하였을 때 근로 확률은 약 16%, 연간 근로기간은 약 14% 감소하는 것으로, 가족 수발이 수발자의 노동공급에 상당한 영향을 주는 것으로 나타났다. 그러나 수발자의 주당 근로시간과 시간당 소득에는 유의한 영향을 미치지 않았다. 가족 수발이 근로 확률과 연간 근로기간에 미치는 영향은 특히 여성, 고졸 이하, 무급가족종사자, 수발 대상자가 시부모인 경우와 소득이 평균 이상인 가구에서 두드러졌다.

주요 용어: 가족 수발, 고령화연구패널조사, 노인장기요양보험, 비공식 돌봄, 일상생활 수행능력

본 논문은 제1저자(최경덕)이 2018년 12월 서강대학교 대학원 경제학과에 제출한 박사학위 논문 4장을 수정·보완하여 작성되었음. 본 논문은 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받았음 (NRF-2017S1A3A2066494).

* 교신저자: 안태현, 서강대학교(ahn83@sogang.ac.kr)

■ 투고일: 2018.10.16 ■ 수정일: 2019.1.18 ■ 게재확정일: 2019.1.22

I. 서론

출산율 감소와 평균수명의 증가로 인해 한국은 급속한 고령화를 겪고 있다. 2018년 기준 한국의 고령인구비율과 노령화지수¹⁾는 각각 14.3%, 110.5로 나타났는데 이는 2009년에 비해 3.8%p, 47.6 증가한 수치이다(통계청, 2018). 이에 따라 고령자에 대한 돌봄 및 수발의 필요성이 증가하고 있는데, 가족에 의한 비공식 돌봄 및 수발(informal caregiving)이 특히 중요한 역할을 하고 있다. 2017년 기준 수발을 필요로 하는 우리나라 만 65세 이상 고령자 중 가족으로부터 수발을 받는 경우는 89.4%인 것으로 나타났다(정경희 등, 2017, p.12). 이는 한국 뿐 아니라 전 세계적인 양상이며, 비공식 돌봄 및 수발의 약 70%는 통상적 근로연령대인 생산가능인구에 의해 제공되고 있는 것으로 나타났다(Huber & Hennessy, 2005, p.110; Mentzakis, McNamee, Ryan, 2009). 이에 본 연구는 한국에서의 가족 수발이 수발자의 노동시장 참여 및 성과에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

노동공급의 감소는 경제성장에 부정적 영향을 미칠 수 있다. 기존 연구에 따르면 합계 출산율과 경제성장률 간 양의 상관관계가 있으며(곽소희, 김호범, 2007), 출산율 감소 및 고령화에 따른 노동력의 감소는 경제 전체의 저축률을 감소시킬 뿐 아니라, 국가 재정에 부정적 영향을 미쳐 장기적으로 국가의 성장잠재력을 저해시키는 요인이 된다(성명기, 2009). 출산율 감소 및 고령화로 인해 생산가능인구가 급격히 감소하는 가운데, 가족 수발로 인한 수발자의 노동시장 이탈은 생산가능인구에서 노동공급의 감소를 가져올 수 있다. 이는 관련 연구들에서 지적한 바 있듯, 장기적으로 경제성장에 부정적 요인으로 작용하게 된다. 이에 본 연구는 가족 수발이 수발자의 노동시장 참여 및 성과에 미치는 영향을 실증적으로 분석하여, 그 결과에 따른 대응방안 및 정책적 시사점을 찾아보고자 한다.

비공식 수발과 수발자의 노동시장 참여 및 성과 간 관련성을 규명한 해외 연구들은 상당수 축적되어 있는데, 대다수 연구에서 비공식 수발은 수발자의 노동시장 참여에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 이러한 부정적 영향은 특정 국가에 국한되지 않고 미국, 호주, 캐나다, 독일, 영국 등 여러 국가들에서 발견되었다(Ettner, 1995;

1) 고령인구비율은 총인구에 대한 65세 이상 인구의 비를 나타내며, 노령화지수는 14세 이하 유소년 인구 100명에 대한 65세 이상 인구의 비를 나타낸다.

Bolin, Lindgren, Lundborg, 2008; Leigh, 2010; Lilly, Laporte, Coyte, 2010 외 다수). 또한 부정적 영향은 수발자가 여성인 경우, 고강도 수발을 하는 경우에 더 큰 양상을 보였다(Do, 2008; Michaud, Heitmueller, Nazarov, 2010; Casado-Marín, García-Gómez, López-Nicolás, 2011 등). 반면 비공식 수발과 노동시장 참여 간 유의한 음의 관계를 밝혀내지 못한 연구도 존재하며(Wolf & Soldo, 1994; Dautzenberg, Diederiks, Philipsen, Stevens, Tan, Vernooij-Dassen, 2000; Meng, 2013), 특히 Dentinger & Clarkberg(2002)는 남성이 부모 혹은 배우자를 수발하는 경우 은퇴확률이 하락함을 지적하였다. 본 연구에서는 고령화연구패널조사를 활용하여 한국에서의 가족 수발이 수발자의 근로 여부, 연간 근로기간, 주당 근로시간, 시간당 소득에 미치는 영향을 분석한다. 특히 가족 수발의 인과효과를 추정하기 위하여 실증분석 방법으로는 노동공급과 수발 결정에 영향을 미치는 개인의 고정된 특성을 통제하는 고정효과 모형을 활용하였다. 또한 수발자의 특성 및 수발 대상자에 따른 분석결과를 바탕으로 관련 정책에 관한 시사점을 모색한다. 실증분석 결과, 가족 수발은 수발자의 근로 확률과 연간 근로기간을 감소시키지만 주당 근로시간 및 시간당 소득에는 큰 영향이 없는 것으로 나타났다. 가족 수발의 이러한 효과는 수발자의 특성 및 수발 대상자에 따라 상이한 양상을 보였는데, 여성, 고졸 이하, 무급 가족종사자, 수발 대상자가 시부모인 경우와 소득이 평균 이상인 가구의 수발자에게서 효과가 특히 두드러졌다. 또한 지난 기와 다음 기 가족 수발 및 주당 10시간 이하의 저강도 수발은 수발자의 이번 기 노동시장 참여에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

II. 이론적 논의 및 선행연구

1. 이론적 논의

가족 수발은 수발자의 노동공급에 영향을 미치는 요인이 될 수 있다. 주어진 시간이 제한된 상황에서 가족 수발은 수발자의 비시장시간(non-market time)을 감소시킨다. 이로 인해 수발자의 비시장시간 대한 가치가 상승하며, 수발자가 노동시장에서 받고자

하는 최소한의 임금 수준인 유보임금 또한 상승하게 된다. 이러한 유보임금의 상승은 수발자의 노동공급을 감소시키는 요인으로 작용한다(대체효과, substitution effect). 반면 가족 수발은 관련 지출을 증가시키는데, 피수발자에게 수발 비용 부담이 쉽게 전가되지 않는 상황에서 수발자의 가처분소득 감소가 특히 두드러지게 된다(Baldwin, 1985; Carmichael & Charles, 1998, p.749). 비시장시간을 정상재라고 가정하는 경우 가족 수발에 따른 소득 감소는 노동공급의 증가를 가져올 수 있다(소득효과, income effect). 대체효과와 소득효과는 수발자의 노동공급에 서로 상반되는 영향을 미치기 때문에 가족 수발로 인한 수발자의 노동공급 증감 여부는 대체효과와 소득효과의 상대적 크기에 의해 결정된다. 대체효과의 크기가 소득효과의 크기보다 큰 경우는 가족 수발로 인해 수발자의 노동공급이 감소하게 되며, 반대의 경우에는 수발자의 노동공급이 증가하게 된다. 혹은 두 효과의 크기가 거의 동일하다면 가족 수발이 수발자의 노동공급에 큰 영향을 미치지 않을 수도 있다(Carmichael & Charles, 1998, p.749).

수발자의 노동공급 증감 여부를 결정짓는 두 효과의 상대적 크기는 수발의 강도에 의해 영향을 받을 가능성이 있다(Do, 2008, p.7). 고강도 수발의 경우에는 비시장시간이 큰 폭으로 감소하여 수발자의 비시장시간에 대한 가치가 크게 상승한다. 이에 따라 수발자의 유보임금이 크게 상승하여 대체효과가 소득효과를 압도, 노동시장 참여가 감소할 것으로 예상된다. 그러나 저강도 수발은 고강도 수발에 비해 비시장시간의 감소폭이 작으며, 수발자가 노동시장에서 이탈하지 않고 노동시장 참여와 가족 수발을 병행할 여력이 있을 것이다. 이 때 대체효과의 크기가 소득효과의 크기와 비슷하거나 작다면 수발자의 노동시장 참여는 이전과 비슷하거나 오히려 증가할 수도 있다.

대체효과와 소득효과 외에도 가족 수발은 두 가지 추가적 경로를 통해 수발자의 노동공급에 영향을 미칠 수 있다. 수발자는 수발의 강도가 강해질수록 신체적, 심리적으로 과중한 부담을 느끼게 된다. 이 경우 수발자는 수발 부담을 회피하고 휴식을 취하고자하는 목적으로 일자리를 구할 수 있는데, 이는 수발자의 노동공급을 증가시킨다(respite effect). 또한, 수발 대상자가 상시적인 수발을 필요로 하는 경우, 수발자의 노동공급은 상대적으로 제한적인 수준에서 이루어진다. 수발 부담으로 인한 잦은 결근, 조퇴 등 업무 집중도 저하는 수발자의 노동 생산성 감소를 초래한다. 이러한 상황이 지속되는 경우 수발자는 직장을 잃거나 임금이 낮은 대신 시간제 근무가 가능한 일자리로의 이직을 선택하게 된다(discrimination effect)(Carmichael & Charles, 1998, pp.749-750;

Heitmueller, 2007, pp.537-538).

2. 배경 및 선행연구

비공식 돌봄 및 수발(informal caregiving)은 고령자 복지에 있어서 중요한 부분을 차지하고 있다(Nguyen & Connelly, 2004; Van Houtven & Norton, 2004). OECD에 따르면 고령자에 대한 수발의 대부분은 민간 영역에서 제공되고 있으며, 전체 수발 시간의 80% 이상을 차지하고 있다(Huber & Hennessy, 2005, p.108). 돌봄 및 수발 대상자 중 상당수가 고령자임을 감안할 때 이러한 비공식 돌봄 및 수발의 중요성은 기대수명 증가 및 고령화로 인해 앞으로 더 부각될 것으로 예상된다. 또한 비공식 돌봄 및 수발의 약 70%는 생산가능인구에 의해 제공되고 있는 것으로 나타났는데(Huber & Hennessy, 2005, p.110), 이는 비공식 돌봄 및 수발이 수발자의 노동시장 참여에 영향을 미칠 수 있음을 의미한다. 이에 상당수 실증 연구는 비공식 돌봄 및 수발이 수발자의 노동시장 참여 및 성과에 미치는 영향을 분석하였다.

비공식 돌봄 및 수발의 영역에서 중추적인 역할을 맡아온 것은 여성들이다. 관련 연구들에 따르면 65세 이상 고령자에 대한 수발에서 여성이 주 수발자 역할을 한 경우가 전체의 약 62%를 차지하며(Stone & Kemper, 1989, p.496), 스스로를 수발자라고 응답한 여성들의 비율이 남성들에 비해 약 1.5배 정도 높았다(Carmichael & Charles, 2003a, p.784). 이 외 다수의 연구에서도 여성 수발자의 비율이 남성 수발자의 비율보다 높은 양상을 확인할 수 있다(Johnson & Wiener, 2006, p.32; Jones & Latreille, 2007, p.29; Coe & Van Houtven, 2009, p.997 등). 이처럼 비공식 돌봄 및 수발의 영역에서 여성들이 중추적 역할을 맡아왔기 때문에 관련 연구들 중 상당수는 분석 대상을 돌봄 및 수발 제공자가 여성인 경우로 한정하였다. 해당 연구들에서는 대부분의 경우에 비공식 돌봄 및 수발이 노동시장 참여에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 유럽의 사례를 분석한 Carmichael과 Charles(2003b), Michaud, Heitmueller, Nazarov(2010), Moscarola(2010), Casado-Marín, García-Gómez, López-Nicolás(2011), Crespo & Mira(2014) 뿐 아니라 미국의 경우를 분석한 Ettner(1995), Pavalko와 Artis(1997), Johnson과 Lo Sasso(2006), Schmitz와 Westphal(2017) 모두 비공식 돌봄 및 수발과 노동시장 참여 간 음의 관계를 밝혀냈다. 반면 비공식 돌봄 및 수발과 노동시장 참여

간 유의한 관계를 밝혀내지 못한 연구들도 일부 존재한다(Wolf & Soldo, 1994; Dautzenberg, Diederiks, Philipsen, Stevens, Tan, Vermooij-Dassen, 2000). Dautzenberg, Diederiks, Philipsen, Stevens, Tan, Vermooij-Dassen(2000)은 여성의 근로는 부모를 수발할 확률을 낮추지만 부모 수발이 여성의 근로 확률을 낮추지는 않음을 지적하였으며, Wolf와 Soldo(1994)는 부모 및 배우자의 부모에 대한 수발이 여성의 근로 여부와 근로시간에 유의한 영향을 미치지 않음을 밝혀냈다.

돌봄 및 수발이 전통적으로 여성의 역할로 간주되어왔으나, 여성의 노동시장 참여 증가 및 노인 인구의 증가에 따라 남성이 돌봄 및 수발을 제공하는 경우가 점점 증가하고 있다(이민숙, 신창식, 양소남, 2015). 이에 분석 대상을 여성으로 한정하지 않고 남성과 여성을 모두 포함하는 연구들도 상당수 축적되어 있는데, 해당 연구들의 경우도 가족에 대한 돌봄 및 수발이 노동시장 참여에 부정적인 영향을 미친다고 지적한 경우가 대다수이다(Carmichael & Charles, 2003a; Heitmueller, 2007; Jones & Latreille, 2007; Bolin, Lindgren, Lundborg, 2008; Ciani, 2012; King & Pickard, 2013; 이상 유럽, Leigh, 2010; Nguyen & Connelly, 2014; 이상 호주, Ettner, 1996; Van Houtven, Coe, Skira, 2013; 이상 미국, Lilly, Laporte, Coyte, 2010 캐나다). 반면 Meng(2013)에 따르면 수발은 근로 여부에는 영향을 미치지 않으며, 근로시간을 감소시키기는 하나 그 크기가 굉장히 작은 것으로 나타났다. 또한 Dentinger와 Clarkberg(2002)는 남성이 부모 혹은 배우자를 수발하는 경우 은퇴확률이 하락함을 지적하였다.

가족에 대한 돌봄 및 수발이 노동시장 참여에 미치는 부정적 영향은 장기에 걸쳐 지속되는 양상을 보이기도 하였으며(Schmitz & Westphal, 2017), 고강도 수발의 경우 노동시장 참여에 미치는 부정적 영향이 저강도 수발의 경우에 비해 큰 것으로 나타났다(Carmichael & Charles, 2003b; Lilly, Laporte, Coyte, 2010; Michaud, Heitmueller, Nazarov, 2010; Casado-Marín, García-Gómez, López-Nicolás, 2011). 특히 가족 수발의 동태적 효과를 분석한 Michaud, Heitmueller, Nazarov(2010)에 따르면 상대적으로 저강도인 비 동거 수발의 경우 수발자의 다음 기 근로 여부에 영향을 미치지 않지만, 상대적으로 고강도인 동거 수발의 경우에는 다음 기 근로 확률을 하락시키는 것으로 나타났다.

한국의 경우에도 가족에 대한 수발은 수발자의 노동시장 참여 및 성과에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(Do, 2008; 함선유, 2017). 고령화연구패널조사 1차 조

사를 활용한 Do(2008)에 따르면 이러한 부정적 영향은 여성들에게서만 나타났다. OLS 및 Probit 분석 결과, 여성들이 주당 10시간 이상 가족을 수발하는 경우 근로할 확률이 15.2%p 낮으며, 주당 10시간 이상 가족을 수발하는 근로여성은 가족을 수발하지 않는 근로여성에 비해 시간당 임금이 약 1,650원 정도 낮은 양상을 보였다. 고령화연구패널 조사 1차~5차 조사를 활용한 함선유(2017)는 주당 40시간 이상 가족을 수발하는 경우 수발자의 근로 확률이 4%p~7%p 낮으며, 특히 남성 수발자의 경우에는 근로할 확률이 10%p 이상 낮음을 발견하였다. 한편 Do(2008)는 수발 여부의 내생성을 파악하기 위해 가족들의 ADL 제한 여부를 도구변수로 활용하였는데, 도구변수들의 설명력은 높지만 Van Houtven, Coe, Skira(2013) 및 Nguyen과 Connelly(2014) 에서와 같이 수발 여부가 외생적이라는 귀무가설은 기각하지 못하는 것으로 나타났다. 이는 수발 여부의 내생성을 지적한 Ettner(1996), Heitmueller(2007), Bolin, Lindgren, Lundborg(2008) 등과 상반되는 결과이다.

한국의 사례를 분석한 두 연구는 각각의 한계점이 존재하는데, Do(2008)는 고령화연구패널조사 1차 조사만을 활용하여 패널 데이터의 이점을 활용한 종적인 분석을 할 수 없었다.²⁾ 또한 함선유(2017)는 고령화연구패널조사 1차~5차 조사를 활용하였으나 수발자의 인구통계학적 특성에 따라 가족 수발의 효과가 이질적일 수 있음에도 불구하고 수발자의 특성에 따른 분석을 시행하지 못했다는 한계점이 있다. 본 연구에서는 Do(2008), 함선유(2017)의 한계점을 보완하여 고령화연구패널조사 1차~6차 조사 자료를 모두 활용한 패널 데이터 분석과 더불어, 전체 조사 대상자의 성별, 학력, 가구소득, 임금근로자/비임금근로자 여부 및 수발 대상자에 따른 가족 수발의 이질적 효과를 분석하였다. 이를 통해 노인장기요양보험 등 관련 정책에 관한 시사점을 찾아보고자 한다.

2) 패널 데이터를 활용, 고정효과 모형 분석을 시행하는 경우 횡단면 데이터에서 발생할 수 있는 관측되지 않는 개인의 시간 불변 특성에 기인하는 편의를 제거할 수 있다.

III. 연구 방법

1. 분석 모형

가족 수발이 수발자의 노동시장 참여 및 성과에 미치는 영향을 분석하기 위하여 본 연구에서 활용한 실증분석모형은 다음과 같다.

$$Y_{it} = \beta_1 C_{it} + X_{it} \Gamma_0 + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Y_{it} 는 조사 대상자 i 의 t 시점에서의 노동시장 참여 및 성과를 의미하며, 근로 여부, 연간 근로기간, 주당 근로시간, 시간당 소득 4가지 지표를 활용하였다. C 는 수발 여부, X 는 조사 대상자의 노동시장 참여 및 성과에 영향을 미칠 수 있는 인구통계학적 특성을 포함하는 통제변수들의 벡터이다. 또한 α 는 개인 고정효과, ε 는 오차항을 나타낸다.

통제변수들은 조사 대상자의 관측 가능한 여러 특성들을 포함하고 있지만, 수발 여부와 잠재적으로 관련이 있고 동시에 노동시장 참여 및 성과에 영향을 줄 수 있는 관측 불가능한 개인 특성들이 존재할 수 있다. 개개인의 능력 및 자질은 이러한 특성들 중 하나이다. 노동시장에서 능력이 뛰어난 사람은 대체로 근로할 확률 및 소득이 높은 양상을 보인다. 또한 시간에 대한 기회비용이 크므로 근로를 중단하고 스스로 가족 수발을 하는 대신 근로를 지속하기 위하여 공식 돌봄 수단을 활용할 가능성이 높다(Dwyer & Coward, 1991; Heitmueller, 2007). 다른 예로는 근로를 통한 성취감 추구의 정도를 들 수 있다. 근로를 통한 자아실현 및 성취감 추구를 중요하게 여길수록 노동시장에 참여하는 경향이 높으며, 가족 수발은 하지 않을 가능성이 높을 것이다.³⁾ 데이터상의 한계 등으로 인하여 해당 특성들을 통제하지 못하는 경우 최소자승법(Ordinary least square: OLS)을 통한 분석은 누락변수 편의(omitted variable bias)를 야기할 수 있다. 이에 본 연구는 고정효과 모형(Fixed effect model: FE) 분석을 주된 방법론으로 활용하였다. 고정효과 모형은 노동시장 참여 및 성과에 영향을 미칠 수 있는 관측 불가능한

3) 정미현과 신미아(2006, p.172), 이정숙과 강기정(2015, p.34)은 조사 대상자들의 취업 및 구직의 목적 중 자아실현이 높은 비중을 차지하고 있음을 발견하였다. 즉, 근로를 통한 자아실현 및 성취감의 정도와 노동시장 참여 간 양의 상관관계를 유추할 수 있다.

시간 불변적 개인 특성들을 제거해줌으로써 추정치의 편의를 감소시킬 수 있는 장점이 있다. 그러나 관측 불가능한 시간 가변적 특성들에 기인하는 편의는 일정 부분 존재할 수 있다.

수발이 노동시장 참여 및 성과에 미치는 영향은 이번 기 뿐 아니라 다음 기까지 지속될 수 있으며, 다음 기의 수발이 이번 기의 노동시장 참여 및 성과에 영향을 미칠 수도 있다(Michaud, Heitmueller, Nazarov, 2010; Schmitz & Westphal, 2017). 이에 강건성 확인 및 추가 분석 절에서는 가족 수발의 동태적 효과(dynamic effect)를 파악하고자 아래 식 (2)와 같이 지난 기, 이번 기, 다음 기 수발 여부를 모두 포함하여 수발이 수발자의 노동시장 참여 및 성과에 미치는 영향을 추가적으로 분석하였다.

$$Y_{it} = \beta_1 C_{it-1} + \beta_2 C_{it} + \beta_3 C_{it+1} + X_{it} \Gamma_0 + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

2. 데이터 및 표본

본 연구는 한국고용정보원의 고령화연구패널조사(Korean Longitudinal Study of Ageing: KLoSA)를 사용하였다. 고령화연구패널조사는 향후 초고령사회로 변화해 가는 과정에서 고령화사회의 다양한 측면들을 포착하고 효과적인 사회경제정책을 시행하는데 활용될 목적으로 수집된 자료로, 제주도를 제외한 지역에 거주하는 45세 이상 고령자 10,254명을 대상으로 2006년 1차 조사를 실시하였다. 이후 대상자들을 추적 조사하고 있는 패널 데이터이며, 격년주기의 조사를 실시하여 2016년 제 6차 조사까지 이루어졌다.⁴⁾ 조사는 고령자의 사회, 경제, 심리 및 건강상태 등을 측정할 수 있는 인구, 가족, 건강, 고용, 소득과 소비, 자산, 주관적 기대감과 삶의 질 총 7개 영역 질문 약 1,500개에 대해 응답으로 구성되어 있다.

본 연구에서는 1차~6차 조사를 모두 사용하며 전체 조사 대상자 중 65세 초과인 고령자는 분석 대상에서 제외하였다. OECD에 따르면 2009년~2014년 OECD 국가 평균 실질은퇴연령은 남성 64.6세, 여성이 63.2세이며, 2017년 기준 우리나라 가구주의

4) 1차 조사 전체 패널 대비 6차 조사 기준 78%의 높은 표본 유지율을 보이고 있으나 사망 등 기존 패널들의 지속적 이탈로 인해 5차 조사에 920명 표본이 신규로 추가되었다. 그러나 분석의 일관성을 위하여 중도 진입한 신규패널은 분석 대상에 포함하지 않았다.

평균 은퇴 연령은 62.1세인 것으로 나타났다 (통계청, 2018). 고령자의 노동시장 참여 및 성과를 분석한 상당수 연구에서도 생산가능인구 및 통상적 근로연령대 고령자들에 초점을 맞추기 위하여 65세 이하(혹은 미만) 만을 분석 대상으로 하고 있다(Do, 2008; Leigh, 2010; Ciani, 2012; Nguyen & Connelly, 2014 외 다수). 1차~6차 조사 중 65세 초과 고령자 및 결측치를 제외한 후 최종적으로 6,394명의 고령자, 24,428개의 관측치를 분석에 활용하였다.

3. 변수 구성

가. 수발 여부

본 연구의 주요 변수는 일상생활 수행능력(ADL: Activities of daily living) 또는 도구적 일상생활 수행능력(IADL: Instrumental activities of daily living)에 제한이 있는 가족에 대한 수발 여부이다. ADL은 목욕하기, 옷 갈아입기 등 기본적인 일상 활동을 독립적으로 할 수 있는지 측정하는 지표이며 IADL은 전화 걸고 받기, 물건사기 등 기본적인 일상생활 이상의 도구적 일상생활이 가능한지 측정하는 지표를 의미한다. 조사 대상자는 먼저 ‘배우자, 부모님, 형제자매, 자녀, 배우자의 부모와 형제자매 등 10세 이상의 가족 중에 기본적인 일상생활을 수행하시기 어려운 분이 있습니까? 계시다면 누구인지 모두 말씀해 주십시오.’ 라는 ADL 관련 질문에 응답을 하게 된다. 일상생활을 수행하기 불편한 가족이 있다고 응답한 경우 조사일 기준 지난 1년 중 해당 가족에 대한 수발 여부와 함께 주당 평균 수발 시간, 수발 기간에 관한 질문에도 응답하게 된다. 또한 조사 대상자는 ‘현재 함께 살고 계신 가족 이외의 가족 배우자, 부모, 배우자의 부모, 형제자매, 자녀 등 10세 이상의 가족 중에서 육체적 또는 정신적인 쇠약으로 스스로 하지 못하는 여러 가지 일을 지난 1년 중 도와 드린 적이 있으십니까?’ 라는 IADL 제한 가족에 대한 수발 여부를 묻는 질문 및 주당 평균 수발 시간, 수발 기간에 관한 질문에도 응답하게 된다.⁵⁾

위 질문들을 종합하여 ADL 혹은 IADL 제한이 있는 가족을 주당 10시간 초과 수발한

5) ADL의 경우 ADL제한 가족 유무, ADL제한 가족에 대한 실제 수발 여부가 따로 식별 가능하지만, IADL은 IADL제한 가족에 대한 실제 수발 여부만 식별 가능하다.

경우 1, 10시간 이하 수발하였거나 수발하지 않은 경우 0의 값을 갖는 가변수를 생성하였으며 이를 본 연구의 관심 변수로 활용하였다. 본 연구뿐 아니라 관련 연구들에서도 10시간을 기준으로 삼는 경우가 상당수 존재하며(Ettner, 1995; Carmichael & Charles, 2003a, 2003b; Do, 2008; Leigh, 2010 등), 주당 10시간 이하 (일 평균 약 1.4시간)의 수발은 수발자의 노동 시장 참여와 성과에 유의미한 영향을 미치기에는 저강도라고 판단하였다.⁶⁾

나. 노동시장 참여 및 성과 변수

노동시장 참여 및 성과를 파악하기 위한 지표로는 근로 여부, 연간 근로기간, 주당 근로시간, 시간당 소득을 고려하였다. 근로 여부는 현재 근로하는 경우 1, 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는 가변수이다. 고령화연구패널조사 고용 영역에서는 종사상지위를 크게 임금근로자, 자영업자, 무급가족종사자 3가지로 구분하는데, 이러한 종사상지위와 관계없이 현재 근로하는 경우는 모두 1로 간주하였다.⁷⁾ 연간 근로기간은 각 조사일 기준 지난 12개월 간 근로한 개월 수를 의미하며 0부터 12사이의 값을 갖는다. 또한 시간당 소득은 임금근로자의 경우 (월 평균 소득)/(주당 근로시간×4.3), 자영업자의 경우에는 (월 평균 순수입)/(주당 근로시간×4.3)으로 산출하였다. 근로 여부와 연간 근로 기간은 모든 샘플을 활용해 변수를 생성하였으며, 주당 근로시간과 시간당 소득의 경우에는 조사 대상자가 근로하는 경우에 한정하여 변수를 생성해주었다.

다. 통제변수들

수발 여부 외에 조사 대상자들의 노동시장 참여 및 성과에 영향을 미칠 수 있는 다양한 특성들을 설명변수로 포함하였다. 성별, 연령, 혼인상태, 학력, 거주 지역, 자가 소유

6) 수발의 강도에 따라 수발자의 노동시장 참여 및 성과에 미치는 효과가 상이할 수 있다. 이에 강건성 확인 및 추가 분석 절에서는 기준점을 0시간, 20시간으로 설정하는 경우 가족 수발의 효과가 어떻게 달라지는지 분석하였다.

7) 종사상지위에 따른 가족 수발의 이질적 효과를 파악하기 위하여 수발 대상 및 수발자 특성별 분석 절에서는 전체 조사 대상자를 임금근로자/비임금근로자(자영업자, 무급가족종사자)로 구분하여 가족 수발의 이질적 효과를 분석하였다.

여부, 자녀 수 외에 수발자 자신의 건강상태를 나타내는 주관적 건강상태, 만성질환 여부, ADL/IADL 제한 여부를 모두 고려해주었다. 또한 조사별 시간효과를 고려하기 위하여 조사별 가변수를 포함하였다.

IV. 연구결과

1. 기초통계량

<표 1-1>은 실증분석에 활용한 모든 변수들의 기초통계량을 보여주고 있다. 조사 대상자 중 약 58%가 근로하고 있다고 응답하였으며, 조사일 기준으로 지난 1년 간 취업 기간은 약 6.6개월, 현재 일자리에에서의 주당 평균 근로시간은 약 47시간, 시간당 소득은 약 1.3만원인 것으로 나타났다. 가족을 주당 10시간 초과 수발한 경우는 1.3%이며 전체 표본 중 남성은 약 44%, 대졸 이상은 약 14%, 만성질환을 앓고 있는 경우는 약 43%, 수발자 본인에게 ADL 혹은 IADL 제한이 있는 경우는 약 6%로 나타났다.

표 1-1. 기초통계량

| 변수 | 관측치 | 평균 | 표준편차 | 최소값 | 최대값 |
|-------------------------|-----------------|-------|-------|-----|--------|
| 종속변수 | | | | | |
| 근로 여부 | | | | | |
| 근로 | 14,088 (57.67%) | | | | |
| 근로하지 않음 | 10,340 (42.33%) | | | | |
| 연간 근로기간(단위: 월) | 24,202 | 6.62 | 5.82 | 0 | 12 |
| 주당 근로시간(단위: 시간) | 13,958 | 46.85 | 16.54 | 1 | 126 |
| 시간당 소득(단위: 만원) | 12,466 | 1.33 | 3.39 | 0 | 145.35 |
| 관심변수 | | | | | |
| 수발 여부(기준점: 10시간) | | | | | |
| 수발 | 318 (1.30%) | | | | |
| 수발하지 않음 | 24,110 (98.70%) | | | | |

| 변수 | 관측치 | 평균 | 표준편차 | 최소값 | 최대값 |
|-----------------------|-----------------|-------|------|-----|-----|
| 통제변수 | | | | | |
| 성별 | | | | | |
| 남성 | 10,765 (44.07%) | | | | |
| 여성 | 13,663 (55.93%) | | | | |
| 연령 | | 56.65 | 5.38 | 45 | 65 |
| 배우자 유무 | | | | | |
| 배우자 유 | 21,479 (87.93%) | | | | |
| 배우자 무 | 2,949 (12.07%) | | | | |
| 학력 | | | | | |
| 초졸 이하 | 6,731 (26.08%) | | | | |
| 중졸 | 5,124 (20.98%) | | | | |
| 고졸 | 9,591 (39.26%) | | | | |
| 대졸 이상 | 3,342 (13.68%) | | | | |
| 거주 지역 | | | | | |
| 대도시 | 11,094 (45.42%) | | | | |
| 중소도시 | 8,496 (34.78%) | | | | |
| 읍면부 | 4,838 (19.81%) | | | | |
| 자가 소유 여부 | | | | | |
| 자가 | 19,528 (79.94%) | | | | |
| 그 외 | 4,900 (20.06%) | | | | |
| 자녀 수 | | 2.32 | 0.97 | 0 | 8 |
| 주관적 건강상태 | | | | | |
| 최상 | 660 (2.70%) | | | | |
| 매우 좋음 | 6,101 (24.98%) | | | | |
| 좋은 편 | 10,114 (41.40%) | | | | |
| 보통 | 5,809 (23.78%) | | | | |
| 나쁜 편 | 1,744 (7.14%) | | | | |
| 만성질환 여부 | | | | | |
| 유 | 10,447 (42.77%) | | | | |
| 무 | 13,981 (57.23%) | | | | |
| ADL/IADL 제한 여부 | | | | | |
| 유 | 1,542 (6.31%) | | | | |
| 무 | 22,886 (93.69%) | | | | |
| 관측치 | 24,428 | | | | |

주: 자영업자의 시간당 소득은 적자인 경우 음의 값을 갖지만, 이 경우 0으로 변환해주었음 (54개의 관측치).

주당 10시간 초과 수발한 경우는 전체 조사 대상자 중 약 1.3%이지만, 주당 수발 시간과 무관히 가족을 수발한다고 응답한 경우는 전체 수발자의 약 2.05%임. 연간 근로기간, 주당 근로시간, 시간당 소득 변수를 제외한 모든 변수들의 관측치는 24,428임.

<표 1-2>는 수발 여부에 따른 노동시장 참여 및 성과, 통제변수들의 상이한 양상을 보여준다. 가족을 수발하는 경우는 그렇지 않은 경우에 비해 근로할 확률이 약 20%p 낮으며, 연간 근로기간은 약 2개월 짧게 나타났다. 통계적으로 유의하지는 않지만, 주당 근로시간 및 시간당 소득도 가족을 수발하는 경우에 낮은 양상을 보였다. 한편 수발자들은 비수발자에 비하여 여성의 비율이 높으며 (13%p), 배우자가 없을 확률 (4%p), 대도시에 거주할 확률 (13%p), 만성질환을 앓고 있을 확률 (7%p)이 높은 것으로 나타났다.

표 1-2. 표본 평균 검정

| | 수발 O | 수발 X | 차이 (수발 O - 수발 X) |
|------------------------------------|-------------------|-----------------------|---------------------|
| 종속변수 | | | |
| 근로 여부 | 0.38 | 0.58 | -0.20*** |
| 연간 근로기간(단위: 월) | 4.56 (n = 318) | 6.65 (n = 23,884) | -2.09*** |
| 주당 근로시간(단위: 시간) | 45.7 (n = 119) | 46.86 (n = 13,839) | -1.16 |
| 시간당 소득(단위: 만원) | 0.89 (n = 104) | 1.33 (n = 12,362) | -0.44 |
| 통제변수 | | | |
| 성별(남성: 1, 여성: 0) | 0.31 | 0.44 | -0.13*** |
| 연령 | 56.95 | 56.65 | 0.30 |
| 배우자 유무(유: 1, 무: 0) | 0.84 | 0.88 | -0.04** |
| 학력(대졸 이상: 1, 고졸 이하: 0) | 0.12 | 0.14 | -0.02 |
| 거주지역(대도시: 1, 그 외: 0) | 0.58 | 0.45 | 0.13*** |
| 자가 소유 여부(소유: 1, 미소유: 0) | 0.75 | 0.80 | -0.05** |
| 자녀 수 | 2.23 | 2.32 | -0.09* |
| 주관적 건강상태 (좋은 편 이상: 1, 보통 이하: 0) | 0.57 | 0.69 | -0.12*** |
| 만성질환 여부 (유: 1, 무: 0) | 0.50 | 0.43 | 0.07*** |
| ADL/IADL 제한 여부 (유: 1, 무: 0) | 0.07 | 0.06 | 0.01 |

주: 모든 값은 소수 셋째 자리에서 반올림하였으며, 마지막 열은 수발하는 경우의 노동시장 참여 및 성과, 통제변수들이 수발하지 않는 경우에 비해 어떠한가를 나타냄. 연간 근로기간, 주당 근로시간, 시간당 소득변수를 제외한 모든 변수들의 관측치는 수발한 경우 318, 수발하지 않은 경우 24,110으로 모두 동일함. 시간당 소득은 월 평균 소득/(주당 근로시간 × 4.3)으로 산출하였는데, 조사 대상자들이 소득 관련 항목에 응답하지 않은 경우가 상당수 존재하여 시간당 소득 변수 관측치가 주당 근로시간 변수 관측치 수보다 작음.

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10

2. 실증분석 결과

먼저 <표 2> A열에서는 수발 여부와 노동시장 참여 및 성과 간 연관성을 살펴보기 위해 우선 OLS 분석을 시행하였다. 수발은 근로 여부, 연간 근로기간, 시간당 소득과 음의 관계가 있는 것으로 나타났는데, A열에 따르면 가족을 수발하는 경우 근로할 확률이 10.6%p(약 18%) 낮으며, 연간 근로기간도 약 1개월 정도(약 15%) 짧은 양상을 보인다. 또한 가족을 수발하는 근로자는 그렇지 않은 근로자에 비해 시간당 소득이 약 2,000원 정도(약 15%) 낮은 것으로 나타났다.

<표 2>의 B열에서는 개인의 시간 불변적 이질성을 추가적으로 통제한 고정효과 모형 추정치를 제시하였다. 분석 결과, OLS 추정치와 마찬가지로 가족에 대한 수발은 수발자의 근로 여부와 연간 근로기간에 부정적 영향을 미치지만 주당 근로시간과 시간당 소득에는 유의한 영향이 없는 것으로 나타났다.⁸⁾ <표 2>에 보고된 근로 확률과 연간 근로기간에 미치는 부정적 영향을 통해, 가족 수발로 인한 대체효과의 크기가 소득효과의 크기보다 크다고 유추해 볼 수 있다. 가족에 대한 수발은 수발자의 근로 확률을 9.4%p(약 16%), 연간 근로기간은 약 0.9개월(약 14%) 감소시키는 것으로 나타났는데, 이러한 양상은 선행연구들의 결과와 일치한다(Ettner, 1995; Casado-Marín, García-Gómez, López-Nicolás, 2011; Schmitz & Westphal, 2017 외 다수). 근로 여부와 연간 근로기간은 가족 수발 외에 조사 대상자들의 건강지표들에 의해서도 영향을 받는다. 만성질환을 앓고 있는 경우 근로 확률과 연간 근로기간이 각각 약 3.5%p, 0.6개월 감소하며 IADL에 제한이 있는 경우 근로 확률과 연간 근로기간이 약 4.1%p, 0.5개월 감소한다. 또한 조사 대상자의 주관적 건강상태가 나쁜 편인 경우에는 좋은 편인 경우에 비해 근로 확률과 연간 근로기간이 약 10.6%p, 1.1개월 감소하는 것으로 나타났다.

8) 이러한 결과는 가족을 수발해야 하는 상황에서 잠재적 수발자들이 근로 강도를 조정하기보다는 노동 시장에서 이탈하는 의사결정을 하는 것으로 해석할 수 있다.

표 2. 가족 수발의 효과: OLS / FE⁹⁾

| | (1) 근로 여부 | (2) 연간 근로기간 | (3) 주당 근로시간 | (4) 시간당 소득 |
|-----------|---------------------------------|---------------------------------|-----------------------------|-------------------------------|
| A : OLS | | | | |
| 수발 | -0.106*** (0.031) [-18.3] | -0.997*** (0.349) [-15.1] | -0.862 (1.907) [-1.8] | -0.199* (0.113) [-15.0] |
| 관측치 | 24,428 | 24,202 | 13,958 | 12,466 |
| R-squared | 0.207 | 0.209 | 0.034 | 0.049 |
| B : FE | | | | |
| 수발 | -0.094*** (0.028) [-16.2] | -0.910*** (0.300) [-13.7] | -0.277 (1.900) [-0.6] | 0.058 (0.144) [4.4] |
| 관측치 | 24,428 | 24,202 | 13,958 | 12,466 |
| R-squared | 0.022 | 0.014 | 0.044 | 0.036 |
| 종속변수 평균값 | 0.58 | 6.62 | 46.85 | 1.33 |

주: 소괄호 안은 추정치의 가구 cluster 표준오차, 대괄호 안은 추정치의 % 변화분임.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

3. 수발 대상 및 수발자 특성별 분석

<표 2>에서는 가족 수발이 전체 조사 대상자의 노동시장 참여 및 성과에 미치는 평균적인 효과를 살펴보았다. 그러나 조사 대상자의 인구통계학적 특성에 따라 가족에 대한 수발이 노동시장 참여 및 성과에 미치는 영향이 상이할 가능성이 있으며, 기존 문헌들에서는 주로 조사 대상자의 성별에 따른 수발의 이질적인 효과를 분석하였다(Dentinger & Clarkberg, 2002; Do, 2008; King & Pickard, 2013 등). 본 절에서는 조사 대상자의 성별, 학력, 가구소득, 임금근로자/비임금근로자 여부 및 수발 대상자에 따른 가족 수발의 이질적 효과를 분석하고자 한다.¹⁰⁾

9) 종속변수가 근로 여부인 경우 로짓, 패널로짓, 프로빗 분석을 추가적으로 시행하였으며, 세 가지 비선형 추정의 한계효과들은 모두 <표 2>에 보고된 계수 추정치와 크게 다르지 않은 것으로 나타났다. 또한, 시간당 소득의 최대값은 145.35만원이며, 시간당 소득이 10만원 이상인 관측치가 95개 (0.76%)인 것으로 나타났다. <표 2>에서는 해당 관측치들을 그대로 활용하였으며, 해당 관측치들을 결측 처리하는 경우에도 계수 추정치의 크기에는 거의 변화가 없다.

10) 본 절의 모든 회귀분석 결과들은 고정효과 모형 추정치이다.

먼저 <표 3-1> A열에서는 조사 대상자의 성별에 따른 가족 수발의 효과를 살펴보았다. 추정 결과에 따르면 남성과 여성의 노동시장 참여에 모두 부정적 영향이 있으며, 남성에 비해 여성에게서 근소하게 큰 영향이 있는 것으로 나타났다. 가족 수발은 남성 수발자와 여성 수발자의 근로 확률을 각각 11.8%p/7.9%p, 연간 근로기간을 약 1.1개월/0.8개월 감소시켜 감소폭은 남성에게서 큰 양상을 보인다. 그러나 남성과 여성의 근로 확률, 연간 근로기간의 평균치를 고려하면 가족 수발은 남성과 여성 수발자의 근로 확률을 약 15.1%/18.8%, 연간 근로기간은 약 11.9%/17.1% 감소시켜 여성에게 더 큰 영향이 있는 것으로 나타났다.

이러한 양상은 선행연구들의 결과와 유사한데, Dentinger와 Clarkberg(2008)는 여성이 배우자를 수발하는 경우 은퇴확률이 상승하지만, 남성이 부모 혹은 배우자를 수발하는 경우에는 오히려 은퇴확률이 하락함을 지적하였다. 또한 한국의 경우에는 남성에게는 영향이 없지만 여성이 가족을 수발하는 경우 근로 확률이 15.2%p 감소하며 시간당 임금은 약 1,650원 낮아지는 양상을 보였다(Do, 2008).

<표 3-1>의 B열에서는 전체 조사 대상자를 대졸 이상과 고졸 이하로 구분하여 학력에 따른 가족 수발의 이질적 효과를 제시하였으며, 분석 결과 고졸 이하 수발자의 경우에만 노동시장 참여가 줄어드는 양상을 보인다. 대졸 이상 수발자의 노동시장 참여 및 성과는 수발에 의해 영향을 받지 않지만 고졸 이하인 조사 대상자가 가족을 수발하는 경우는 근로 확률이 11.1%p(약 19.8%) 낮아지고 연간 근로기간은 약 1개월(약 16.1%) 감소하는 것으로 나타났다.

학력에 따른 상반된 결과는 기회비용 차이에 기인하는 것으로 해석할 수 있다. 가족 수발을 위해 노동시장에서 이탈하는 경우 수발자의 노동소득은 가족 수발 특화에 대한 기회비용이며, 가족 수발과 근로를 병행할 것인지 혹은 가족 수발에 전념할 것인지 의사 결정을 하는 과정에서 기회비용은 중요한 요인으로 작용하게 된다. 기회비용이 클수록 노동시장에서 이탈하기보다는 가족 수발과 근로를 병행할 가능성이 높아지게 되는데, 대체로 학력이 높을수록 노동소득이 크다.¹¹⁾ 따라서, 고학력층 보다는 기회비용이 낮은 저학력 층에서 노동시장에서 이탈 가능성이 높다고 볼 수 있다.

<표 3-1>의 C열에서는 가구소득별 가족 수발의 효과를 제시하였다. 수발은 가구소득

11) 2017년 기준으로 중졸 이하, 고졸 근로자의 평균 월 임금총액은 각각 174.2만원, 228.1만원이며, 대졸과 대학원졸의 경우에는 362.7만원, 521.6만원이다(통계청, 2018).

과 무관히 수발자의 근로 확률과 연간 근로기간을 감소시키는데, 가구소득이 평균 이상인 경우에 더 큰 영향이 있는 것으로 나타났다. 소득이 평균 이상인 가구에서 가족을 수발하는 경우 수발자의 근로 확률은 12.9%p(약 20.5%), 연간 근로기간은 약 1.1개월(약 14.4%) 감소하며 평균 미만인 경우에는 7.9%p(약 14.6%), 약 0.8개월(약 13.5%) 감소한다. 가족 구성원에게 수발의 필요성이 생기는 경우 잠재적 수발자의 노동시장 참여 여부를 더 탄력적으로 결정할 수 있는 그룹은 소득이 평균 이상인 가구이다. 소득이 평균 미만인 가구에서는 가구생계 부양 문제로 인해 소득이 평균 이상인 가구에 비해 노동시장에서 쉽게 이탈할 수 없으며 가족 수발과 근로를 병행할 개연성이 높다. 또한 가구 구성원 중 2명 이상 근로하고 있는 가구의 비율은 소득이 평균 이상인 경우 약 31.3%, 평균 미만인 경우 약 24.1% 로 소득이 평균 이상인 경우에 조금 더 높게 나타났다. 해당 수치와 더불어 가족 수발 및 노동시장에서의 이탈이 가구생계 부양 문제와 결부되어 있다는 점을 고려할 때, <표 3-1> C열의 결과는 가구소득이 평균 이상인 다인 근로자 가구에서 근로자 중 일부가 노동시장에서 이탈하여 가족 수발에 전념하는 것으로 이해할 수 있다.

표 3-1. 수발자의 인구통계학적 특성에 따른 가족 수발의 효과

| | | (1) 근로 여부 | (2) 연간 근로기간 | (3) 주당 근로시간 | (4) 시간당 소득 |
|-------|-----------|---------------------------------|--------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| | | 남성 | | | |
| A: 성별 | 수발 | -0.118*** (0.040) [-15.1] | -1.080** (0.436) [-11.9] | -1.132 (2.621) [-2.4] | 0.137 (0.257) [8.7] |
| | 관측치 | 10,765 | 10,691 | 8,333 | 8,050 |
| | R-squared | 0.040 | 0.035 | 0.031 | 0.041 |
| | 종속변수 평균값 | 0.78 | 9.05 | 47.56 | 1.58 |
| | | | 여성 | | |
| A: 성별 | 수발 | -0.079** (0.036) [-18.8] | -0.802** (0.404) [-17.1] | 0.032 (2.719) [0.1] | -0.061 (0.098) [-7.0] |
| | 관측치 | 13,663 | 13,511 | 5,625 | 4,416 |
| | R-squared | 0.021 | 0.014 | 0.072 | 0.066 |
| | 종속변수 평균값 | 0.42 | 4.70 | 45.80 | 0.87 |

| | (1) 근로 여부 | (2) 연간 근로기간 | (3) 주당 근로시간 | (4) 시간당 소득 | |
|----------|--------------|---------------------------------|---------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| 대출 이상 | | | | | |
| B: 학력 | 수발 | 0.055 (0.061) [8.1] | 0.306 (0.707) [3.8] | -3.663 (3.428) [-8.3] | -0.074 (0.166) [-3.5] |
| | 관측치 | 3,342 | 3,321 | 2,269 | 2,152 |
| | R-squared | 0.054 | 0.047 | 0.047 | 0.032 |
| | 종속변수 평균값 | 0.68 | 7.97 | 44.37 | 2.12 |
| | 고졸 이하 | | | | |
| B: 학력 | 수발 | -0.111*** (0.030) [-19.8] | -1.029*** (0.328) [-16.1] | 0.481 (2.245) [1.0] | 0.124 (0.187) [10.7] |
| | 관측치 | 21,086 | 20,881 | 11,689 | 10,314 |
| | R-squared | 0.022 | 0.014 | 0.048 | 0.039 |
| | 종속변수 평균값 | 0.56 | 6.41 | 47.33 | 1.16 |
| | 평균 이상 | | | | |
| C: 가구 소득 | 수발 | -0.129** (0.054) [-20.5] | -1.053** (0.514) [-14.4] | -0.766 (2.722) [-1.6] | -0.060 (0.138) [-3.6] |
| | 관측치 | 10,335 | 10,239 | 6,421 | 5,860 |
| | R-squared | 0.030 | 0.023 | 0.048 | 0.033 |
| | 종속변수 평균값 | 0.63 | 7.31 | 47.40 | 1.67 |
| | 평균 미만 | | | | |
| C: 가구 소득 | 수발 | -0.079** (0.033) [-14.6] | -0.825** (0.365) [-13.5] | -0.173 (2.463) [-0.4] | 0.135 (0.209) [13.1] |
| | 관측치 | 14,093 | 13,963 | 7,537 | 6,606 |
| | R-squared | 0.024 | 0.017 | 0.045 | 0.043 |
| | 종속변수 평균값 | 0.54 | 6.12 | 46.38 | 1.03 |

주: <표 3-1>은 고정효과 모형 분석 결과임. C열에서는 1차 조사 기준 가구 소득을 활용하여 소득이 평균 이상 및 평균 미만인 가구로 구분하였음. 소괄호 안은 추정치의 가구 cluster 표준오차, 대괄호 안은 추정치의 % 변화분임.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

성별, 학력, 가구소득 외에도 조사 대상자의 임금근로/비임금근로 여부에 따라 가족 수발이 노동시장 참여 및 성과에 미치는 영향이 상이할 가능성이 있다. 고령화연구패널 조사는 1차~6차 총 6차례의 정기조사 외에 조사 대상자들의 직업력에 관한 특별조사를

실시하였다. 특별조사 데이터를 활용하여 조사 대상자들의 2007년(직업력 조사 시점) 이전까지의 근로이력을 살펴보고 가장 오랜 기간 종사한 종사상지위를 식별하였으며, 이를 기준으로 임금근로/비임금근로 여부에 따른 수발 효과를 분석하였다(표 3-2). 분석 결과, 추정치에 약간의 차이가 있기는 하나 가족 수발이 노동시장에 미치는 영향은 두 집단 간 유사한 양상을 보인다. 가족 수발은 임금근로자, 비임금근로자의 근로 확률을 각각 7.0%p(약 12.3%), 9.3%p(약 14.8%) 낮추며 비임금근로자의 연간 근로기간을 약 0.9개월(약 13.2%) 감소시키는 것으로 나타났다.

<표 3-2> B열의 추정치는 가족 수발이 모든 비임금근로자에 미치는 평균적인 효과를 포착하는데, 비임금근로자를 다시 자영업자와 무급가족종사자로 나누어 분석하면 두 그룹 간에 크게 다른 양상이 나타난다. <표 3-2> b열은 자영업자에게서 나타나는 가족 수발의 효과를 보여주는데, 노동시장 참여 및 성과에 유의한 영향이 없는 것으로 나타났다. 최근 통계에 따르면 자영업자들의 하루 평균 근로시간은 약 11시간, 한 달 간 평균 휴무일은 3일로, 임금근로자에 비해 근로시간이 상당히 높은 수준이다(중소기업중앙회, 2018, pp.9-10). 따라서 가족 수발의 효과가 미미한 b열의 결과는 자영업자들의 경우, 가족을 수발함에도 불구하고 가구생계 부양 문제로 인해 근로 여부 및 근로시간을 유연하게 조정하지 못하기 때문인 것으로 해석할 수 있다.

반면 <표 3-2> b'열에 따르면 무급가족종사자의 경우에는 자영업자와 달리 가족 수발이 노동시장 참여에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 가족 수발은 무급가족종사자의 근로 확률을 17.3%p(약 35.3%) 낮추며, 통계적으로 유의한 값은 아니지만 연간 근로기간을 약 1.2개월(약 22.5%) 감소시키는 양상을 보인다. 무급가족종사자는 대부분 자영업자 가구주의 가족일 것이며, 사업체 운영에 필요한 부가적 노동력을 여성들이 주로 제공하고 있다. 실증분석에 활용한 전체 조사 대상자 중 여성의 비율은 약 56%, 현재 근로하고 있다고 응답한 조사 대상자 중 여성의 비율은 약 41% 이지만 무급가족종사자 중 여성의 비율은 90% 이상인 것으로 나타났다. 또한 이들은 사업체 운영과 직결되지는 않기 때문에 이들의 노동공급에 관한 의사결정은 탄력적으로 이루어질 가능성이 높다. <표 3-2>의 결과는 가족 구성원에게 수발의 필요성이 생기는 경우 자영업자는 주로 노동시장에서 이탈하지 못하고 수발과 사업체 운영을 병행하는 양상을 보이지만 부가적으로 노동력을 제공하고 있던 무급가족종사자는 노동시장에서 탄력적으로 이탈하여 가족 수발에 전념하는 것으로 해석할 수 있다.

표 3-2. 임금근로자/비임금근로자 여부에 따른 가족 수발의 효과

| | (1) 근로 여부 | (2) 연간 근로기간 | (3) 주당 근로시간 | (4) 시간당 소득 |
|--------------------------|--------------------------------|--------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| A : 임금근로자 | | | | |
| 수발 | -0.070* (0.041) [-12.3] | -0.577 (0.415) [-8.7] | 1.365 (2.455) [3.0] | 0.116 (0.251) [9.0] |
| 관측치 | 12,429 | 12,345 | 7,114 | 6,875 |
| R-squared | 0.024 | 0.018 | 0.054 | 0.034 |
| 종속변수 평균값 | 0.57 | 6.64 | 45.21 | 1.29 |
| B : 비임금근로자(자영업자/무급가족종사자) | | | | |
| 수발 | -0.093** (0.040) [-14.8] | -0.948** (0.461) [-13.2] | -0.011 (2.569) [-0.0] | -0.059 (0.159) [-4.3] |
| 관측치 | 9,885 | 9,751 | 6,089 | 4,918 |
| R-squared | 0.029 | 0.018 | 0.048 | 0.052 |
| 종속변수 평균값 | 0.63 | 7.16 | 48.92 | 1.37 |
| b : 자영업자 | | | | |
| 수발 | -0.055 (0.048) [-8.0] | -0.857 (0.540) [-10.7] | 1.461 (3.015) [2.9] | 0.031 (0.149) [2.1] |
| 관측치 | 6,608 | 6,537 | 4,533 | 4,201 |
| R-squared | 0.028 | 0.017 | 0.051 | 0.058 |
| 종속변수 평균값 | 0.69 | 8.01 | 49.60 | 1.47 |
| b' : 무급가족종사자 | | | | |
| 수발 | -0.173** (0.072) [-35.3] | -1.219 (0.814) [-22.5] | -3.978 (4.259) [-8.5] | 0.319 (0.510) [38.9] |
| 관측치 | 3,277 | 3,214 | 1,556 | 717 |
| R-squared | 0.053 | 0.035 | 0.067 | 0.078 |
| 종속변수 평균값 | 0.49 | 5.41 | 46.95 | 0.82 |

주: <표 3-2>는 고정효과 모형 분석 결과임. b열과 b'열에서는 B열 비임금근로자를 각각 자영업자와 무급가족종사자로 구분하였음. 소괄호 안은 추정치의 가구 cluster 표준오차, 대괄호 안은 추정치의 % 변화분임.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

마지막으로 아래 <표 3-3>에서는 수발 대상자별로 구분하여 가족 수발의 효과를 살펴 보았다. 배우자, 부모, 배우자의 부모, 자녀, 형제자매가 수발 대상자인 경우를 분석하였는데 배우자의 부모를 수발하는 경우에 특히 노동시장 참여에 미치는 영향이 큰 것으로 나타났다. 배우자의 부모를 수발하는 경우 수발자가 근로할 확률은 18.7%p(약

32.2%) 낮아지며, 연간 근로기간은 약 1.4개월(약 21.5%) 줄어드는 양상을 보였는데(C 열), 영향의 대부분은 여성의 시부모 수발 효과를 나타낸다. 수발자의 성별에 따른 배우자 부모 수발의 효과를 추가적으로 살펴보았는데, 여성이 배우자의 부모를 수발하는 경우에 근로할 확률과 연간 근로기간 모두 남성에 비해 약 4배 크게 감소하는 것으로 나타났다. 유교문화권에 속해 있는 한국에서는 전통적으로 남성 중심적, 가부장적 문화로 인해 처부모보다는 시부모와 동거하며 그들을 수발하는 일이 세대 간 동거의 보편적 형태였다. 이러한 문화가 많이 사라진 최근에도 처부모와의 동거보다 시부모와의 동거가 여전히 높은 비율을 차지하고 있다. 2016년 기준 남성 가구주가 아들 또는 며느리와 동거하는 비율은 23.4%이지만 딸 또는 사위와 동거하는 비율은 5.1%에 그치는 것으로 나타났다 (통계청, 2018) 12). 이러한 문화로 인해 근로하고 있는 여성들이 시부모를 수발해야 하는 경우 노동시장에서 이탈하는 상황이 빈번하게 발생한다.

표 3-3. 수발 대상자에 따른 가족 수발의 효과

| | (1) 근로 여부 | (2) 연간 근로기간 | (3) 주당 근로시간 | (4) 시간당 소득 |
|-----------|------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|---------------------------|
| A : 배우자 | | | | |
| 수발 | -0.042 (0.043) [-7.2] | -0.422 (0.545) [-6.4] | 4.840 (3.197) [10.3] | 0.030 (0.437) [2.3] |
| 관측치 | 24,208 | 23,982 | 13,875 | 12,396 |
| R-squared | 0.021 | 0.013 | 0.045 | 0.036 |
| 종속변수 평균값 | 0.58 | 6.64 | 46.87 | 1.33 |
| B : 부모 | | | | |
| 수발 | -0.060 (0.041) [-10.3] | -0.374 (0.426) [-5.6] | -2.619 (2.512) [-5.6] | 0.036 (0.099) [2.7] |
| 관측치 | 24,241 | 24,015 | 13,898 | 12,410 |
| R-squared | 0.021 | 0.013 | 0.045 | 0.036 |
| 종속변수 평균값 | 0.58 | 6.64 | 46.84 | 1.33 |

12) 통계청 자료 외에 본 연구에서 활용한 고령화연구패널조사의 경우에도 배우자의 부모를 수발했다고 응답한 경우 수발자의 약 90%가 여성이며, 남성의 비율은 약 10%에 그쳤다.

| | (1) 근로 여부 | (2) 연간 근로기간 | (3) 주당 근로시간 | (4) 시간당 소득 |
|-------------|---------------------------------|---------------------------------|--------------------------------|------------------------------|
| C : 배우자의 부모 | | | | |
| 수발 | -0.187*** (0.059) [-32.2] | -1.427** (0.623) [-21.5] | 1.042 (5.434) [2.2] | -0.258 (0.294) [-19.4] |
| 관측치 | 24,158 | 23,932 | 13,850 | 12,370 |
| R-squared | 0.022 | 0.013 | 0.044 | 0.036 |
| 종속변수 평균값 | 0.58 | 6.64 | 46.86 | 1.33 |
| D : 자녀 | | | | |
| 수발 | -0.232 (0.145) [-40.0] | -2.909*** (1.063) [-43.7] | -15.160 (12.365) [-32.4] | 0.538 (0.431) [40.5] |
| 관측치 | 24,138 | 23,912 | 13,848 | 12,370 |
| R-squared | 0.021 | 0.014 | 0.044 | 0.036 |
| 종속변수 평균값 | 0.58 | 6.65 | 46.85 | 1.33 |
| E : 형제자매 | | | | |
| 수발 | -0.060 (0.073) [-10.3] | -0.759 (1.452) [-11.4] | -3.061 (6.600) [-6.5] | 0.017 (0.139) [1.3] |
| 관측치 | 24,126 | 23,900 | 13,846 | 12,368 |
| R-squared | 0.021 | 0.013 | 0.044 | 0.036 |
| 종속변수 평균값 | 0.58 | 6.65 | 46.86 | 1.33 |

주: <표 3-3>은 고정효과 모형 분석 결과이며, 각 열에서는 해당 수발 대상자를 수발한 수발자들과 비수발자들을 활용하여 회귀분석하였음. 즉, A열의 경우 배우자 외 다른 가족을 수발한 경우는 분석 대상에서 제외하였음.

소괄호 안은 추정치의 가구 cluster 표준오차, 대괄호 안은 추정치의 % 변화분임.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

4. 강건성 확인 및 추가 분석

연구 방법 절에서 언급하였듯 본 연구의 실증분석에서는 수발 여부와 수발 강도를 모두 고려하여 주당 10시간 초과 수발한 경우만 수발자로 간주하였다(표 2, 표 3). 주당 10시간 이하의 수발은 수발자의 노동시장 참여와 성과에 유의미한 영향을 미치지에는 저강도라고 판단하였기 때문이다. 실제로 관련 연구들에 따르면 고강도 수발을 하는 경우에 수발자의 근로 확률 및 근로시간이 더 크게 감소하는 양상을 보인다(Heitmueller, 2007; Michaud, Heitmueller, Nazarov, 2010; King & Pickard, 2013;

Van Houtven, Coe, Skira, 2013 등). 이에 본 절에서는 이 기준점을 변경하는 경우 가족 수발이 노동시장 참여 및 성과에 미치는 효과가 어떻게 달라지는지 살펴보고자 한다.

먼저 <표 4> A열에서는 조사 대상사자 가족을 수발했다고 응답한 경우 수발 강도와 관계없이 모두 수발자로 간주하였다. 즉 <표 4> A열에서 수발 변수는 수발한 경우 1, 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는 가변수이다. 분석 결과 <표 2> B열과 동일하게 가족 수발은 수발자의 근로 확률과 연간 근로기간을 감소시키지만, 추정치의 크기는 <표 2> B열에 비해 작아지는 것으로 나타났다. <표 2> B열의 결과와 비교해 볼 때 근로 여부 추정치는 -0.094에서 -0.051로, 연간 근로기간 추정치는 -0.910에서 -0.416으로 크기가 줄어든다. <표 2> B열과 <표 4> A열의 유일한 차이가 주당 10시간 이하로 수발한 조사 대상자를 수발자로 간주할 것인지 여부를 감안하면 추정치 크기의 감소는 주당 10시간 이하의 저강도 수발은 근로 여부와 연간 근로기간에 큰 영향을 미치지 못함을 의미한다. 또한, 10시간 이하 저강도 수발의 경우 수발자의 비시장시간 감소폭이 작아 소득효과와 대체효과 크기가 서로 비슷해 노동공급 감소폭이 크지 않은 것으로 해석할 수 있다(Do, 2008).

기준점을 20시간으로 설정한 경우에도 가족 수발은 수발자의 근로 여부와 연간 근로기간에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다(표 4 B열). 가족에 대한 수발은 수발자의 근로 확률을 10.5%p (약 18.1%), 연간 근로기간을 약 1개월(약 15.3%) 감소시키는 효과가 있는데, 기준점을 10시간으로 설정한 <표 2> B열의 추정치와 크기가 거의 일치한다. <표 2> B열 및 기준점 변경에 따른 <표 4>의 이러한 결과는 수발자들이 실제로 수발의 부담을 느끼기 시작하며 노동시장 참여에 유의미한 영향을 미치게 만드는 주당 수발 시간은 10시간이며, 20시간 초과 수발이 야기하는 노동시장에서의 추가적인 이탈이 크지 않다고 해석할 수 있다.

이상의 분석에서는 이번 기의 가족 수발이 수발자의 이번 기 노동시장 참여 및 성과에 미치는 영향에 초점을 맞추었다. 그러나 수발이 노동시장 참여 및 성과에 미치는 영향은 이번 기 뿐 아니라 다음 기까지 지속될 수 있으며, 반대로 다음 기의 수발이 이번 기의 노동시장 참여 및 성과에 영향을 미칠 수도 있다(Michaud, Heitmueller, Nazarov, 2010; Schmitz & Westphal, 2017). 이에 <표 4> D열에서는 식 (2)와 같이 지난 기, 이번 기, 다음 기의 수발 여부(C_{it-1} , C_{it} , C_{it+1})를 모두 포함하여 가족 수발의 동태

적 효과를 분석하였다.¹³⁾

첫 시점인 1차 조사의 경우 지난 기의 수발 여부를, 마지막 시점인 6차 조사의 경우에는 다음 기의 수발 여부를 생성할 수 없기 때문에 동태적 효과를 제시한 <표 4> D열에서는 1차, 6차 조사를 제외하고 2차 - 5차 조사만을 활용하였다. 그러나 1차 조사와 6차 조사를 제외함으로써 <표 2>의 표본 수와 달라지는 문제가 발생한다. 일관성 있는 비교를 위하여 <표 2>에서 시행한 회귀분석을 2차 - 5차 조사만을 활용, 재분석하여 그 결과를 <표 4> C열에 추가적으로 제시하였다.

분석 결과, 수발자의 이번 기 근로 여부와 연간 근로기간은 주로 이번 기의 가족 수발에 의해 영향을 받으며 지난 기와 다음 기의 수발과는 큰 관련이 없는 것으로 나타났다. 고정효과 모형을 활용해 동태적 효과를 분석한 <표 4> D열에 따르면 이번 기의 수발은 이번 기 근로할 확률을 9.6%p(약 16.0%), 연간 근로기간을 약 0.8개월(약 12.0%) 감소시킨다. 또한 <표 4> D열의 이러한 결과는 2차 - 5차 조사만을 활용, 이번 기 수발의 효과를 분석한 <표 4> C열의 결과와도 크게 다르지 않은 것으로 나타났다.

표 4. 기준점 변경(수발 여부, 주당 수발 20시간) 및 가족 수발의 동태적 효과

| | (1) 근로 여부 | (2) 연간 근로기간 | (3) 주당 근로시간 | (4) 시간당 소득 |
|----------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------|-----------------------------|
| A : 수발 여부 | | | | |
| 수발 여부 | -0.051** (0.020) [-8.8] | -0.416* (0.225) [-6.3] | 1.087 (1.193) [2.3] | -0.043 (0.085) [-3.2] |
| 관측치 | 24,428 | 24,202 | 13,958 | 12,466 |
| R-squared | 0.021 | 0.014 | 0.044 | 0.036 |
| B : 주당 수발 20시간 | | | | |
| 수발 | -0.105*** (0.034) [-18.1] | -1.013*** (0.360) [-15.3] | 0.421 (2.305) [0.9] | 0.007 (0.092) [0.5] |
| 관측치 | 24,428 | 24,202 | 13,958 | 12,466 |
| R-squared | 0.022 | 0.014 | 0.044 | 0.036 |
| 종속변수 평균값 | 0.58 | 6.62 | 46.85 | 1.33 |

13) 이번 기와 다음 기 수발 여부를 포함하여 회귀분석하는 경우, 조사 대상자가 연속적인 세 번의 조사에 빠짐없이 응한 경우를 제외하면 변수 생성 과정에서 필연적으로 결측이 발생하게 된다. 가용 가능한 관측치를 최대한 확보하기 위하여 결측이 발생하는 경우에는 가장 가까운 시기의 값으로 대체해주었다.

| | | (1) | (2) | (3) | (4) | |
|-------------|-------------------------|---------------------------------|--------------------------------|-----------------------------|------------------------------|--|
| | | 근로 여부 | 연간 근로기간 | 주당 근로시간 | 시간당 소득 | |
| C : 이번 기 수발 | | | | | | |
| 동태적 효과 | 수발 (t) | -0.082** (0.033) [-13.7] | -0.635* (0.348) [-9.4] | 1.966 (2.000) [4.2] | 0.216 (0.196) [18.6] | |
| | 관측치 | 15,548 | 15,359 | 9,198 | 8,204 | |
| | R-squared | 0.021 | 0.013 | 0.034 | 0.014 | |
| | D : 지난 기, 이번 기, 다음 기 수발 | | | | | |
| | 수발 (t - 1) | -0.015 (0.028) [-2.5] | -0.412 (0.342) [-6.1] | -0.641 (1.834) [-1.4] | -0.127 (0.093) [-10.9] | |
| | 수발 (t) | -0.096*** (0.036) [-16.0] | -0.814** (0.385) [-12.0] | 2.235 (2.222) [4.8] | 0.165 (0.202) [14.2] | |
| | 수발 (t + 1) | -0.063* (0.033) [-10.5] | -0.569 (0.395) [-8.4] | 2.099 (2.432) [4.5] | -0.114 (0.116) [-9.8] | |
| | 관측치 | 15,548 | 15,359 | 9,198 | 8,204 | |
| | R-squared | 0.021 | 0.014 | 0.035 | 0.014 | |
| | 종속변수 평균값 | 0.60 | 6.79 | 46.91 | 1.16 | |

주: <표 4>는 고정효과 모형 분석 결과이며, 소괄호 안은 추정치의 가구 cluster 표준오차, 대괄호 안은 추정치의 % 변화분임.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

V. 결론

본 연구는 고령화연구패널조사를 활용하여 가족에 대한 수발이 수발자의 노동시장 참여 및 성과에 미치는 영향을 분석하였다. 관련 연구들이 상당수 축적되어 있지만 한국의 사례를 분석한 연구는 부족한 실정이다. 이에 본 연구에서는 기존 한국의 사례를 분석한 연구들(DO, 2008; 함선유, 2017)의 한계점을 보완, 한국에서의 가족에 대한 수발이 수발자의 근로 여부, 연간 근로기간, 주당 근로시간, 시간당 소득에 미치는 영향을 분석하였다. 방법론적으로는 패널 데이터의 특성을 활용한 고정효과 모형을 활용하여 가족 수발의 인과효과를 추정하고자 하였다.

본 연구의 실증분석 결과에 따르면, 가족에 대한 수발은 수발자의 근로 확률과 연간

근로시간을 감소시키지만 주당 근로시간과 시간당 소득에는 큰 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 노동시장 참여에 미치는 이러한 부정적 효과는 여성, 고졸 이하, 무급 가족종사자, 수발 대상자가 시부모인 경우, 소득이 평균 이상인 가구의 수발자에게서 두드러졌다. 또한 대졸 이상과 자영업자에게서는 수발의 부정적 효과가 전혀 나타나지 않았는데, 이는 대졸 이상 수발자의 경우 수발의 기회비용이 크고 자영업자는 노동시간이 과도함에도 가구생계 부양 문제로 인해 노동시간을 줄일 여력이 없기 때문인 것으로 해석할 수 있다. 이외에 지난 기와 다음 기 가족 수발 및 주당 10시간 이하의 저강도 수발은 수발자의 이번 기 노동시장 참여에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 가족 수발이 수발자의 노동시장 참여에 부정적 영향을 미친다는 본 연구의 주요 결과는 Wolf와 Soldo(1994), Meng(2013)등을 제외한 대다수의 기존 연구 결과와 매우 유사하다. 그러나 기존 연구에서 거의 수행한 바 없는 학력별, 종사상지위별, 수발 대상자별 분석 등을 통해 가족 수발의 실질적 효과를 파악하였다는 점이 본 연구의 기여점이라 할 수 있다.

현재 한국에서는 고령이나 노인성 질병 등의 사유로 일상생활을 혼자서 수행하기 어려운 고령자에게 신체활동 또는 가사활동 지원 등 장기요양급여를 제공하는 노인장기요양보험¹⁴⁾ 제도가 운영되고 있으며, 급속한 고령화로 인해 해당 제도의 보장성이 꾸준히 확대되고 있다. 노인장기요양보험 급여비는 2008년 7월 도입 이후 2013년 약 3조 5,000억에서 2017년 약 5조 8,000억으로 지속적으로 증가하고 있다. 또한, 수급자 수는 2013년 399,591명에서 2017년 578,867명으로 증가하고 있으며, 65세 이상 인구 대비 급여 수급자 비율도 2013년 6.45%에서 2017년 7.91%로 증가세가 뚜렷하다. 이러한 보장성 확대에도 불구하고 돌봄 및 수발을 필요로 하는 65세 이상 고령자 중 노인장기요양보험 이용 비율은 가족으로부터 수발을 받는 비율의 약 20% 수준에 그치는 것으로 나타났다(정경희 등, 2017, p.384). 또한, 65세 이상 고령자의 소득수준을 제외하면 수발자와 수발 대상자의 특성에 따른 급여비의 차등이 없어 차별화된 보장은 충분히 이루어지고 있지 않다.

14) 노인장기요양보험은 65세 이상의 고령자 또는 65세 미만 중 노인성질환을 가진 경우 수급대상자가 되며, 요양시설에 장기간 입소하여 신체활동 지원 등을 제공하는 시설급여, 가정을 방문하여 신체활동 및 가사활동 등 지원, 목욕, 간호 등을 제공하는 재가급여 및 장기요양 인프라가 부족한 가정, 천재지변 등의 사유로 장기요양기관이 제공하는 장기요양급여를 이용하기 어렵다고 인정하는 경우 특별현금급여를 지급받게 된다.

가족 수발로 인한 노동시장에서의 이탈은 수발자 개인 차원 뿐 아니라 성장 동력 감소 등 국가 경제 차원에서도 비용을 발생 시키는 요인이 된다. 관련 연구에 따르면 비공식 돌봄과 대체 관계에 있는 공식 돌봄 수단의 확대는 비공식 돌봄 제공자들의 부담을 완화시켜 노동시장 참여를 증가시키는 요인이 된다(Charles & Sevak, 2005). 가까운 예로, 고령화 속도가 매우 빠른 일본에서 장기요양보험 제도의 확대는 수발 부담을 경감시켜 남성과 여성 가족 수발자 모두의 노동시장 참여를 증가시켰다(Fu, Noguchi, Kawamura, Takahashi, Tamiya, 2017). 또한, 노동시장 취약 층이라 할 수 있는 여성, 저학력 층에서 노동시장에서의 이탈이 두드러졌던 본 연구 결과에 비추어 볼 때, 장기요양 및 돌봄 관련 제도의 보완 및 확충은 급격한 고령화에 대비한 복지 정책으로서의 역할 뿐만 아니라, 성별 및 계층 간 노동시장 성과 격차를 해소하는 기능을 할 수 있을 것이다. 이를 위해서 관련 제도의 보완은 전체적 보장성 확대와 더불어 수발자 및 수발 대상자의 특성을 고려한 차등적 지원이 가능토록 하는 방향으로 이루어져야 할 것이다. 또한 노동시장에서의 이탈과, 이로 인한 경제적 충격이 클 것으로 예상되는 저학력 및 여성가구주 가구 등에 대한 지원을 우선적으로 고려하여 수발 부담으로 인한 노동시장 영향을 최소화 시키는 방향으로 제도적 개선이 이루어져야 할 것이다.

최경덕은 서강대학교에서 경제학 석사학위를 받았으며, 현재 서강대학교에서 경제학 박사과정에 재학 중이다. 주요 관심분야는 노동경제학, 보건경제학이며 현재 돌봄노동의 영향을 연구하고 있다.

(E-mail: 91124415@naver.com)

안태현은 미국 오하이오주립대학교에서 경제학 박사학위를 받았으며, 현재 서강대학교 경제학과 교수로 재직 중이다. 주요 관심분야는 노동경제학, 보건경제학, 공공경제학이며, 현재 노동 및 사회보험 정책, 고령화 및 돌봄의 경제사회적 영향을 연구하고 있다.

(E-mail: ahn83@sogang.ac.kr)

참고문헌

- 곽소희, 김호범. (2007). 노동력 공급 감소와 질적 향상이 경제성장에 미치는 효과. *산업경제연구*, 20(1), pp.73-95.
- 국민건강보험공단. (2017). 노인장기요양보험 통계연보. 원주: 동 기관.
- 성명기. (2009). 저출산 및 고령화가 경제에 미치는 영향과 시사점. 서울: 국회예산정책처.
- 이민숙, 신창식, 양소남. (2015). 남성가족요양보호사의 돌봄 경험과 융복합 정책적 함의. *디지털융복합연구*, 13(4), pp.283-293.
- 이정숙, 강기정. (2015). 경력단절여성의 희망근로형태 (시간제/전일제) 에 영향을 미치는 재취업결정요인. *인적자원개발연구*, 18(4), pp.23-51.
- 정미현, 신미아. (2006). 간호대학생의 자아존중감과 전공만족과의 관계. *한국간호교육학회지*, 12(2), pp.170-177.
- 정경희, 강은나, 김경래, 오영희, 오미애, 이윤경, 등. (2017). 2017년도 노인실태조사. 세종: 보건복지부, 한국보건사회연구원.
- 중소기업중앙회. (2018). 대한민국 소상공인 워라벨(WLB) 리서치. 서울: 중소기업중앙회.
- 함선유. (2017). 비공식 돌봄과 시장 노동 참여: 일상생활활동에 제약이 있는 가족에 대한 돌봄. *사회보장연구*, 33(4), pp.295-321.
- 통계청 (2018). KOSIS 국가통계포털 Korean Statistical Information Services, <http://kosis.kr/> 에서 2018.10.1. 인출.
- Baldwin, S. (1985). *The cost of caring*. London, Rutledge and Kegan Paul.
- Bolin, K., Lindgren, B., & Lundborg, P. (2008). Your next of kin or your own career?: Caring and working among the 50+ of Europe. *Journal of health economics*, 27(3), pp.718-738.
- Carmichael, F., & Charles, S. (1998). The labour market costs of community care1. *Journal of Health Economics*, 17(6), pp.747-765.
- Carmichael, F., & Charles, S. (2003a). The opportunity costs of informal care: does gender matter?. *Journal of health economics*, 22(5), pp.781-803.
- Carmichael, F., & Charles, S. (2003b). Benefit payments, informal care and female

- labour supply. *Applied Economics Letters*, 10(7), pp.411-415.
- Casado-Marín, D., García-Gómez, P., & López-Nicolás, Á. (2011). Informal care and labour force participation among middle-aged women in Spain. *SERIEs*, 2(1), pp.1-29.
- Charles, K. K., & Sevak, P. (2005). Can family caregiving substitute for nursing home care?. *Journal of health economics*, 24(6), pp.1174-1190.
- Ciani, E. (2012). Informal adult care and caregivers' employment in Europe. *Labour Economics*, 19(2), pp.155-164.
- Coe, N. B., & Van Houtven, C. H. (2009). Caring for mom and neglecting yourself? The health effects of caring for an elderly parent. *Health economics*, 18(9), pp.991-1010.
- Crespo, L., & Mira, P. (2014). Caregiving to elderly parents and employment status of European mature women. *Review of Economics and Statistics*, 96(4), pp.693-709.
- Dautzenberg, M. G., Diederiks, J. P., Philipsen, H., Stevens, F. C., Tan, F. E., & Vernooij-Dassen, M. J. (2000). The competing demands of paid work and parent care: Middle-aged daughters providing assistance to elderly parents. *Research on Aging*, 22(2), pp.165-187.
- Dentinger, E., & Clarkberg, M. (2002). Informal caregiving and retirement timing among men and women: Gender and caregiving relationships in late midlife. *Journal of Family Issues*, 23(7), pp.857-879.
- Do, Y. K. (2008). The effect of informal caregiving on labor market outcomes in South Korea. *Asia Health Policy Program Working Paper*, (1).
- Dwyer, J. W., & Coward, R. T. (1991). A multivariate comparison of the involvement of adult sons versus daughters in the care of impaired parents. *Journal of Gerontology*, 46(5), pp.259-269.
- Ettner, S. L. (1995). The impact of "parent care" on female labor supply decisions. *Demography*, 32(1), pp.63-80.
- Ettner, S. L. (1996). The opportunity costs of elder care. *Journal of Human Resources*,

- 31(1), pp.189-205.
- Fu, R., Noguchi, H., Kawamura, A., Takahashi, H., & Tamiya, N. (2017). Spillover effect of Japanese long-term care insurance as an employment promotion policy for family caregivers. *Journal of health economics*, 56(4), pp.103-112.
- Heitmueller, A. (2007). The chicken or the egg?: Endogeneity in labour market participation of informal carers in England. *Journal of health economics*, 26(3), pp.536-559.
- Huber, M., & Hennessy, P. (2005). *Long-term care for older people*. Paris: OECD.
- Johnson, R. W., & Lo Sasso, A. T. (2006). The impact of elder care on women's labor supply. *INQUIRY: The Journal of Health Care Organization, Provision, and Financing*, 43(3), pp.195-210.
- Johnson, R. W., & Wiener, J. M. (2006). *A profile of frail older Americans and their caregivers*. Washington, DC: Urban Institute.
- Jones, M. K., & Latreille, P. L. (2007). *Disability, health, caring and the labour market: Evidence from the Welsh Health Survey*. Sawnsea, United Kingdom: University of Wales.
- King, D., & Pickard, L. (2013). When is a carer's employment at risk? Longitudinal analysis of unpaid care and employment in midlife in England. *Health & Social Care in the Community*, 21(3), pp.303-314.
- Leigh, A. (2010). Informal care and labor market participation. *Labour Economics*, 17(1), pp.140-149.
- Lilly, M. B., Laporte, A., & Coyte, P. C. (2010). Do they care too much to work? The influence of caregiving intensity on the labour force participation of unpaid caregivers in Canada. *Journal of health economics*, 29(6), pp.895-903.
- Meng, A. (2013). Informal home care and labor-force participation of household members. *Empirical Economics*, 44(2), pp.959-979.
- Mentzakis, E., McNamee, P., & Ryan, M. (2009). Who cares and how much: exploring the determinants of co-residential informal care. *Review of Economics of the Household*, 7(3), pp.283-303.

- Michaud, P. C., Heitmueller, A., & Nazarov, Z. (2010). A dynamic analysis of informal care and employment in England. *Labour Economics*, 17(3), pp.455-465.
- Moscarola, F. C. (2010). Informal caregiving and women's work choices: lessons from the Netherlands. *Labour*, 24(1), pp.93-105.
- Nguyen, H. T., & Connelly, L. B. (2014). The effect of unpaid caregiving intensity on labour force participation: Results from a multinomial endogenous treatment model. *Social Science & Medicine*, 100(1), pp.115-122.
- Pavalko, E. K., & Artis, J. E. (1997). Women's caregiving and paid work: Causal relationships in late midlife. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 52(4), pp.170-179.
- Schmitz, H., & Westphal, M. (2017). Informal care and long-term labor market outcomes. *Journal of health economics*, 56(4), pp.1-18.
- Stone, R. I., & Kemper, P. (1989). Spouses and children of disabled elders: How large a constituency for long-term care reform?. *The Milbank Quarterly*, 67(3/4), pp.485-506.
- Van Houtven, C. H., & Norton, E. C. (2004). Informal care and health care use of older adults. *Journal of health economics*, 23(6), pp.1159-1180.
- Van Houtven, C. H., Coe, N. B., & Skira, M. M. (2013). The effect of informal care on work and wages. *Journal of health economics*, 32(1), pp.240-252.
- Wolf, D. A., & Soldo, B. J. (1994). Married women's allocation of time to employment and care of elderly parents. *Journal of Human resources*, 29(4), pp.1259-1276.

An Analysis of Informal Caregiving and Labor Market Outcomes

Choi, Kyong Duk

(Sogang University)

Ahn, Taehyun

(Sogang University)

With rapid population ageing, the need of caregiving for the elderly is increasing. Also, informal caregiving plays an important role in caregiving for the elderly. However, with the rapid decline in the working-age population, labor market exit from the working-age population due to family care can be a burden on employment and economic growth. Using data from the Korean Longitudinal Study of Ageing (KLoSA), this study examines the effects of informal caregiving on caregiver's labor market outcomes. To investigate the causal influences of informal caregiving, we implement fixed effects model, which can control for unobserved time invariant factors by exploiting the advantages of a panel data structure. The estimation results reveal that informal caregiving has negative effects on the probability of working and on annual working time. However, it has no effects on caregiver's working hours and hourly wage. The negative impacts of informal caregiving on labor force participation are salient among women, unpaid family workers, less-educated workers, and caregivers in higher-income households.

Keywords: Family Caregiving, Korean Longitudinal Study of Ageing (KLoSA), Long Term Care, Informal Caregiving, Activities of Daily Living (ADL)