

노인장기요양보험제도의 노동공급효과 분석

- 부양가구원과 여성가구원을 중심으로 -

권 현 정⁺

(한림대학교)

고 지 영⁺⁺

(한국사회과학자료원)

[요 약]

본 연구의 목적은 노인장기요양서비스를 이용하는 부양가구원과 여성가구원의 노동공급효과를 확인하는데 있다. 노인장기요양보험제도의 공식적 돌봄 서비스가 부양가구원들의 비공식적 돌봄을 대체한다면, 이는 부양가구원들의 시간제약을 변화시켜 노동공급을 증가시킬 것이다. 따라서 이러한 노동공급효과는 각국의 공적 돌봄 서비스의 제도적 수준에 따라 달라질 수 있다. 지금까지 서구국가들에서는 이에 대한 연구가 활발히 전개되어 왔으나, 이러한 실증분석들은 혼재된 결과를 보인다. 선행연구들에서는 무엇보다 방법론상 내생성의 문제가 지속적으로 제기되어 왔다. 본 연구는 이러한 문제를 해결하고자 유사실험설계인 PSM(Propensity Score Matching)과 DD(Double Difference) 결합모형을 활용하여 선택편의를 최소화하였다. 한국복지패널 3차, 9차 데이터를 활용한 분석 결과, 한국의 노인장기요양보험제도의 노동공급효과는 나타나지 않았다. 단순이중차이분석에서는 노동시간과 근로소득이 유의미하게 증가한 것으로 나타났지만, 더 엄격하다고 볼 수 있는 이중차이 고정효과모형분석에서는 그 효과가 나타나지 않았다. 이를 서구의 경험적 연구결과에 비춰보면, 한국의 공적 돌봄서비스인 노인장기요양보험제도가 비공식적 돌봄을 대체하지 못하고 일부만을 보완하는 수준에 머물러 있는 것이라고 해석할 수 있다. 본 연구의 분석결과는 그동안 제기되어온 노인장기요양서비스의 급여불충분성에 대한 증거가 될 수 있으며, 노인장기요양서비스의 제도적 배열이 대상자 및 부양가족의 욕구에 맞도록 선택되어야 한다는 함의를 가진다.

주제어: 노인장기요양보험제도, 부양가구원의 노동공급, 성향점수매칭, 이중차이분석, 정책평가

+ 주저자

++ 교신저자

1. 서론

한국은 아시아에서 일본에 이어 급속한 인구고령화를 경험하고 있다. 인구고령화와 더불어 핵가족화, 여성의 고용확대, 부양가치관의 변화는 이른바 신 사회적 위험(new social risk)의 발생가능성을 증가시켰다. 특히 과거 돌봄의 주체였던 여성의 고용증가는 전통적 가족역할을 대체할 사회서비스의 제도화를 요구하게 되었다.

이에 대응하기 위해 정부는 지출구조에서 사회정책의 비중을 확대하고, 노인장기요양보험제도를 도입하고 보육정책을 강화하는 등 다양한 사회서비스 부문에서 노력하고 있다(강혜규, 2007). 그중에서도 본 연구의 관심인 노인장기요양보험제도는 고령이나 노인성 질병 등으로 일상생활을 혼자 수행하기 어려운 노인 등의 건강증진 및 생활안정을 도모하고 그 가족의 부담을 덜어주어 국민의 삶의 질을 향상시키기 위한 목적으로 도입되었다(법제처, 2007).

그러나 2008년 노인장기요양보험제도가 실시된 이래 노인돌봄 문제에 대한 정책적 대응이 7년차에 접어들었음에도 불구하고, 장기요양서비스는 서비스 제공시간의 부족, 본인부담금 부담과 같은 문제점들이 보고되는 바(민경민, 2015: 10), 여전히 가족책임의 과부하를 발생시키고 있는 것으로 보인다.

실제로 노인장기요양보험제도가 의도한 가족부담 경감이 달성되고 있는지, 얼마만큼 효과적인지에 대한 논의는 정책평가(program evaluation)를 통해 규명될 수 있다. 그러나 정책을 제대로 분석하기란 쉽지 않은데, 이는 첫째, 무엇을 정책의 효과(성과)로 볼 것인지에 대한 어려움 때문이고, 둘째, 이 효과를 정확히 측정해 내기 위한 과학적 방법론 상의 문제이다.

노인장기요양보험제도가 도입됨으로써 기대할 수 있는 효과는 사회적 효과와 경제적 효과로 나눌 수 있다(My InnerView: The LEWIN GROUP; 보건복지부, 2010).¹⁾ 본 연구는 노인장기요양보험제도의 경제적 성과 중에서도 미시적 차원인 부양가구의 노동시장 참여 증가에 관심을 둔다. 제도를 통해 제공되는 공식적 돌봄서비스가 부양가구의 비공식적 돌봄부담을 감소시키면, 돌봄 제공자의 노동공급을 장려하는 효과를 가져올 수 있다.

이러한 노인장기요양보험제도의 노동공급효과는 각 국가가 선택한 공적 장기요양서비스의 제도적 배열, 즉 공식적 돌봄이 비공식적 돌봄을 어느 정도 대체하게 되느냐에 따라 좌우될 수 있다. 서구에서는 노인돌봄과 노동공급 간의 관계에 대한 실증분석들이 활발히 전개된 것에 비해(Wolf and Soldo, 1994; Boaz and Muller, 1992; Ettner, 1995; McGarry, 2003; Carmichael and Charles, 2003; Heitmueller, 2007; Shimizutani et al., 2008; Crespo and Mira, 2010; Meng, 2013; Skira, 2015), 국내

1) The LEWIN GROUP은 미국 장기요양데이터를 바탕으로 한 경제적 효과 연구의 결과를 매년 발표하고 있다. 경제적 효과는 국가차원과 가계차원으로 나누어 볼 수 있다. 국가차원은 장기요양제도가 국가경제에 미치는 영향으로 거시적 고용창출효과, 세수증대, 산업발전(GDP), 의료비 절감 등을 들 수 있으며, 가계차원은 대상자 및 가족이 받는 영향으로 가계소득 증대, 부양비용감소, 미시적 차원의 노동시장 참여 등을 들 수 있다.

연구는 매우 부족한 실정이다.

기존 서구의 연구는 크게 3가지 흐름으로 전개되었다. 첫 번째, 돌봄과 여성의 노동공급 간에는 부적 관련성이 있다는 연구군이다(Ettner, 1995; Boaz and Muller, 1992; Carmichael and Charles, 2003; Heitmueller, 2007). 두 번째, 돌봄과 노동공급 간에는 아무런 관련성이 없다는 연구군이다(Wolf and Soldo, 1994; McGarry, 2003; Meng, 2013). 동일한 연구주체에 대한 이러한 모순된 연구결과는 노인돌봄과 노동공급 간에 존재하는 내생성으로부터 기인하며, 이는 계량적 방법론과 관련된다(Heitmueller 2007; Shimizutani et al., 2008). 세 번째 연구군은 노인장기요양보험제도의 도입이 비공식 돌봄을 대체하는가에 대한 연구(Li and Jensen, 2011)와 더 나아가 돌봄 제공자들에게 노동공급효과가 나타나는지에 대한 연구이다(이현주, 2015; Shimizutani et al., 2008; Crespo and Mira, 2010; Skira, 2015)²⁾. 이는 첫 번째 연구군의 부양가구원(또는 여성가구원)의 장시간 노인돌봄이 노동공급에 부정적인 영향을 미치기 때문에 노인 장기요양서비스의 욕구가 필요하다는 정책적 함의를 확장한 연구라고 볼 수 있다. 한국에서 장시간의 돌봄노동을 하는 여성들 중 노인돌봄 때문에 근로시간을 줄인 경우는 68.7%였으며, 현재 비취업 상태인 여성들 중 노인돌봄으로 인해 직장을 그만둔 경우도 86.4%에 이르는 것으로 나타났다(박영란·강순화, 2008: 107). 이처럼 제도 도입 이전에 비공식 돌봄과 노동공급 간의 부적 관련성을 밝힌 연구들(송다영·김미경, 2003; 박영란·강순화, 2008)은 본 연구의 중요한 단초이다.

본 연구는 세 번째 연구군에 해당되며, 한국 노인장기요양보험제도의 공식적 돌봄이 비공식적 돌봄을 어느 정도 대체하여 가계 차원에서의 고용성과를 발생시키는지를 검증하기 위해, 노인장기요양보험제도가 부양가구원의 노동공급에 미치는 효과를 확인하고자 한다.

2. 노인장기요양보험제도와 노동공급에 대한 이론적 검토

노인돌봄과 노동공급에 대한 이론에 따르면, 가족 안에서 비공식적인 노인돌봄을 제공해야 하는 부양가구원들은 자신의 노동공급을 결정함에 있어서 개인의 여가와 노동 또는 여가와 소득 간의 교환을 보다 복잡하게 만드는 시간적 제약에 직면하게 된다. 비공식적인 노인돌봄이 부양가구원들의 임금노동시간 결정에 미치는 영향은 대체효과와 소득효과로 나누어진다. 노인돌봄에 따라 부양가구원들이 직면하게 되는 가용시간의 부족은 의중임금을 상승시켜 노동공급을 감소시키고(대체효과), 근로시간의 감소는 소득의 감소로 이어지는데(소득효과), 부양가구원들이 소득효과보다 대체효과를 크게 인식하는 경우 비공식적 돌봄은 가구원들의 노동시장 참여를 감소시키게 된다. 노동공급에 대한 결정은 소득효과와 대체효과 크기 및 여가와 비공식적 돌봄 간의 선호관계 등에 따라 달라질 수 있지만, 일반적으로 가족 안에서 비공식적인 노인돌봄을 제공하는 부양가구원들은 임금노동시간을 감소시킨

2) Shimizutani 외(2008)는 일본 개호보험에 대한 고용효과를 이중차이모형으로 분석하였고, Skira(2015)는 미국의 Long-Term Care의 3가지 정책들의 고용효과 차이를 시뮬레이션 분석하였다. 기존의 연구들은 내생성을 통제하기 위한 방법으로 로짓·프로빗, 도구변수모형, 헤크만 2단계 모형, 이중차이 분석 등을 활용하였다.

다(Carmichael and Charles, 2003; Heitmueller, 2007; Bui, 2008).

그러나 제도 도입으로 공적 노인돌봄 서비스가 제공된다면, 부양가구원들은 다음 효용함수를 통해 노동공급량을 결정할 것이다(Johnson and Lo Sasso, 2000).

$$\text{부양가구원의 효용: } U = u(c_c) + v(T - h_w - h_c) + x(y, h_c, h_0, g, c_c, c_r)$$

부양가구원의 효용함수는 크게 3가지 요소로 구성된다. u 는 해당 부양가구원의 소비 c_c 로부터 도출되는 효용이며, v 는 전체 가용시간 T 로부터 임금노동시간 h_w 와 비공식적인 노인돌봄시간 h_c 를 차감한 시간만큼의 여가로부터 얻게 되는 효용이다. x 는 돌봄 대상자인 노인의 행복수준으로부터 부양가구원이 얻게 되는 효용을 의미하는데, 이 효용은 부양노인의 건강³⁾ y , 비공식적인 노인돌봄시간 h_c , 공식적인 노인돌봄시간 h_0 , 장기요양급여 g , 노인의 소비 c_r , 부양가구원의 소비 c_c 등으로부터 결정된다.

부양가구원들은 아래와 같은 예산 및 시간의 제약에 직면하게 되는데, w 는 해당 부양가구원의 시간당 임금, A 는 가구 내 다른 가구원들이 벌어들이는 근로소득과 전체 가구원들의 기타소득을 모두 더한 금액이다. 만약, 부양가구원이 공식적 돌봄과 비공식적 돌봄을 대체재로 인식한다면, 공식적인 노인돌봄시간 h_0 의 제공량이 커질수록 비공식적인 노인돌봄시간 h_c 는 감소하여 부양가구원의 전체 가용시간 T 는 증가할 것이다. 부양가구원은 증가된 가용시간을 여가 혹은 임금노동에 활용할 수 있다. 부양가구원은 소비의 한계효용×시간당 임금, 여가의 한계효용, 돌봄제공의 한계효용이 모두 같아 지는 즉, $u'w = v' = x'$ 가 만족되는 수준에서 자신의 시간을 임금노동, 비공식적인 노인돌봄, 여가 사이에서 어떻게 배분할지를 결정한다(Meng, 2013).

$$\text{예산제약: } c \leq wh_w + A$$

$$\text{시간제약: } T \geq h_w + h_c$$

이러한 맥락에서 공적 장기요양서비스가 도입되어 비공식적 노인돌봄을 충분히 대체할 수 있다면, 부양가구원들은 돌봄에 대한 책임과 부담에서 벗어나 자신의 비공식적 노인돌봄시간을 감소시킬 수 있다. 이에 따라 부양가구원은 추가로 주어진 가용시간만큼 휴식을 취할 수 있게 되며, 여가시간의 증가는 곧 부양가구원들이 인식하는 여가의 한계효용과 의존임금을 감소시켜 가구원들의 노동시장 참여를 증가시키게 될 것이다. 단, 이는 제도를 통해 제공되는 공적 돌봄이 신뢰성과 함께 가족 내 비공식 돌봄에 대한 대체가능성을 충분히 확보할 수 있어야만 가능해진다(Heitmueller, 2007; Meng, 2013). 부양가구원들이 국가에서 제공하는 공적 돌봄 서비스를 신뢰하지 않아 시장에서 돌봄 서비스를 구매

3) 돌봄 대상자인 노인의 건강상태와 돌봄 제공은 보통 대체관계에 있기 때문에 노인의 건강이 양호할수록, 부양가구원은 비공식적 돌봄 제공을 감소시키는 대신 임금노동시간을 증가시킬 것이다. 이때 제도를 통한 공식적 돌봄이 제공된다면, 부양가구원은 자신의 비공식적 돌봄 제공을 보다 감소시킬 수 있다(Meng, 2013).

하거나 비공식적 돌봄을 선호하는 경우라면, 전자는 여가의 효용한계는 증가하지만 의증임금은 상승하게 되어 노동공급효과가 나타나지 않게 되고, 후자는 부양가구원이 직면하게 되는 가용시간의 부족으로 의증임금을 상승시켜 노동공급효과가 나타나지 않게 된다. 또한 공식적 돌봄 서비스가 비공식적 돌봄을 대체하기에 부족한 수준에서 제한적으로 제공된다면 대상가구는 공식적 돌봄 서비스를 이용하더라도 가족들의 비공식적 돌봄에 일부 보완하는 형식으로만 활용하게 될 것이다. 이러한 상황에서는 노인장기요양보험제도 시행에 따른 부양가구원들의 노동공급효과가 충분히 나타나지 않을 수 있다.

즉, 노동공급효과는 공적 돌봄 서비스의 제도적 수준에 따라 다르게 나타날 수 있다. 예를 들어, 서비스 제공시간이 높을수록 여가의 한계효용과 의증임금을 감소시켜 노동시장 참여가 증가할 것이며, 제도의 재원비중 가운데 이용자 본인부담금이 낮을수록 의증임금이 감소되어 노동공급이 증가할 것이다.

3. 연구방법

1) 분석자료 및 분석대상

본 연구의 분석에는 한국복지패널(KOWEPS)의 3차년도(2007년 기준) 및 9차년도(2013년 기준) 데이터가 사용되었다. 한국복지패널은 2008년 노인장기요양보험제도가 시행된 이래 제도와 관련된 정보를 지속적으로 수집하고 있으며, 패널가구의 경제활동상태 및 유형별 소득액을 다양하게 조사하기 때문에 본 연구에 활용하기 적합하다.

본 연구의 분석대상은 2013년에 노인장기요양급여를 수급한 실험집단가구와 수급하지 않은 비교집단가구의 가구원이다. 노인돌봄에 대한 시간배분 및 돌봄내용은 돌봄 대상자의 가족 내에서 결정된다. 가족적 맥락에서 아내 또는 딸의 지위를 가지는 여성가구원들은 가족 내에서의 남성에게 비해 상대적으로 낮은 기대소득으로 인하여 그들이 노인돌봄의 주된 책임을 담당하게 되는 경우가 많았다. 과거 통계자료에서는 가족수발자의 74.3%가 여성이었으나(정경희 외, 2001), 가부장적 문화가 약해지고 여성의 취업률이 증가함에 따라 더 이상 여성의 수발은 당연시 되지 않고 있다. 최근 조사에 따르면 배우자(37.7%)가 주수발자의 역할을 맡고 있으며, 딸이나 며느리 등의 여성(33.0%) 외에도 남성(25.2%)에 의한 수발이 상당한 비중을 차지한다(보건복지부, 2014). 이에 본 연구는 노인장기요양서비스 수급가구 내에서 돌봄제공자의 노동공급효과를 규명함에 있어, 그동안 주수발자의 역할을 맡아왔던 여성가구원과 부수발자를 포함하는 전체 부양가구원을 나누어서 노동공급효과를 추정하고자 한다.

본 연구는 노인장기요양보험제도가 도입되기 전인 2007년과 제도시행 5년 후인 2013년 사이의 가구원들의 노동공급 변화를 살펴보기 위하여 성향점수매칭을 통한 실험집단과 비교집단의 구성에는 9차년도 가구데이터를 활용하였고, 노동공급효과에 대한 이중차이분석에는 3차년도와 9차년도 개인데이터를 결합하여 활용하되, 근로능력이 없는 가구원⁴⁾은 분석에서 제외하였다.⁵⁾

2) 변수설명 및 측정

(1) 성향점수매칭을 위한 변수

본 연구는 이중차이모형을 통해 노인장기요양보험제도의 노동공급효과를 분석하기에 앞서, 2013년의 노인장기요양급여 수급여부를 종속변수로 하는 성향점수매칭을 시행하여 가구 단위의 실험집단과 비교집단을 구성하였다.⁶⁾

이를 위해 가구의 노인장기요양서비스 이용과 관련된 특성들을 <표 1>과 같이 가구주 및 가구 특성으로 구분하여 성향점수매칭에 투입하였다. 투입된 변수는 노인장기요양서비스 이용경향에 영향을 주는 인구학적·사회구조적 특성인 가구주의 연령과 교육수준, 가족차원의 자원 및 인적 특성인 가구소득과 가구원수, 장애가구원 및 돌봄아동 가구원의 존재 여부, 지역사회차원의 특성인 거주지역, 서비스에 대한 직접적 욕구요인인 65세 이상 아픈 노인 및 65세 미만 노인성질환 가구원의 존재 여부이다(Andersen et al., 1994; Andersen, 1995; 임정기, 2008).

<표 1> 성향점수매칭을 위한 변수의 구성 및 측정

변수		변수의 구성 및 측정
가구주 특성	가구주의 연령	2013년 가구주의 만 나이(세)
	가구주의 교육수준	가구주의 교육연한(년)
가구 특성	가구소득	$\log(\text{가구균등화소득(만원)} = \text{가처분소득} / \sqrt{\text{가구원수}})$
	가구원수	가구원수(명)
	거주지역	서울·광역시·시=1, 군·도농복합군=0
	장애 가구원	있음=1, 없음=0
	돌봄아동 가구원	있음=1, 없음=0
	65세 이상 아픈 노인 가구원	있음=1, 없음=0
65세 미만 노인성질환 가구원	있음=1, 없음=0	

(2) 이중차이분석을 위한 변수

- 4) 만 14세 이하이거나 경제활동이 불가능한 가구원
- 5) 근로능력이 없는 가구원을 제외하는 시점(매칭 전 또는 매칭 후)은 최종 분석사례 수 증감에 영향을 미치지 않는데, 이는 가족적 맥락에서 이루어지는 노인돌봄의 특성상 매칭의 단위를 가구로 설정하였기 때문이다.
- 6) 2013년을 기준으로 매칭을 실시하는 경우, 2013년의 장기요양급여 수급가구 중 일부는 2007년 당시에는 서비스 욕구가 없었을 수도 있기 때문에 노동공급효과 추정에 편의가 나타날 수 있다. 반면, 제도 도입 이전인 2007년을 기준으로 매칭하는 경우에는 서비스 대상자의 정확한 판별이 곤란할 뿐만 아니라, 분석가능 가구가 77개에 불과하여 사례수 확보 측면에서도 한계가 있다. 본 연구는 매칭 시점별로 노동공급효과를 분석해본 결과, 거의 유사한 결과를 얻을 수 있었기에 2013년을 기준으로 매칭을 시행하여 분석집단을 구성하였다.

본 연구는 성향점수매칭의 결과로 구성된 실험집단과 비교집단의 가구원들을 대상으로 이중차이분석을 시행하여 노인장기요양보험제도의 노동공급효과를 평가하였다. 이중차이분석에 활용된 변수의 구성 및 측정방식은 <표 2>와 같다.

① 종속변수

본 연구는 노인장기요양보험제도 시행에 따른 수발부담 감소로 예상되는 고용성과로서 가구원의 경제활동여부, 근로소득, 근로시간의 변화를 분석하였다. 첫째, 경제활동여부는 해당 시점에 각 가구원이 임금근로자, 고용주, 자영업자, 무급가족종사자 등으로서 근로활동을 하고 있는가의 여부로 측정하였다. 둘째, 근로소득은 해당 가구원이 임금근로자인 경우에는 연간총급여, 고용주와 자영업자 및 농림축산어업 경영주인 경우에는 연간순소득으로 측정된 뒤 소비자물가지수⁷⁾를 반영한 실질근로소득액을 투입하였다. 셋째, 근로시간은 해당 가구원의 연간총근로시간(연간근로일수×하루평균근로시간)으로 측정하였다.

② 독립변수

독립변수는 노인장기요양보험제도와 관련된 변수들인 시점더미, 집단더미, 제도효과 변수이다. 시점더미는 분석의 시점을 노인장기요양서비스를 이용하기 전인 2007년과 이용 이후인 2013년으로 구분하는 변수이며, 집단더미는 분석의 대상을 노인장기요양서비스를 이용한 집단인 실험집단과 이용하지 않은 집단인 비교집단으로 구분하는 변수이다. 제도효과변수는 노인장기요양서비스의 이용이라는 정책적 개입 전과 후의 실험집단과 비교집단의 차이를 이중차이 효과로 나타내는 변수로서, 시점더미와 집단더미의 상호작용항(시점더미×집단더미)으로 표현된다.

③ 통제변수

통제변수로는 개인의 노동공급에 영향을 미치는 것으로 알려진 요인들인 연령, 성별, 교육수준, 건강상태, 가구원수, 거주지역, 가구소득, 가구자산, 돌봄아동 및 장애가구원 존재여부 등을 투입하였다. 이 중 가구소득이나 가구자산은 부양가구원의 노동시장참여를 결정하는 주요한 요인으로 파악될 수 있다. 노인돌봄시간과 노동시장참여에 있어 가구소득이나 자산이 높을수록 노동시장 참여는 낮아질 가능성이 높다. 특히 노인장기요양급여의 수급으로 요양보호사가 가구원들의 비공식 돌봄을 대체할 경우, 비공식 돌봄제공자는 노동공급여부를 결정함에 있어서 다른 가구원들의 소득을 고려하게 된다. 또한 아동돌봄 및 장애가구원은 만혼으로 인한 이중돌봄의 부담이 나타날 수 있기 때문에 고용효과에 있어 중요한 통제변수이다.

7) 2007년과 2013년 사이의 소비자 물가상승률은 19.23%이다(통계청 e-나라지표, 2015a).

〈표 2〉 이중차이분석을 위한 변수의 구성 및 측정

변수		변수의 구성 및 측정
종속변수	경제활동참여	경제활동 참여=1, 경제활동 비참여=0
	근로소득	연간총근로소득(원)
	근로시간	연간총근로시간(시간)
독립변수	시점더미	2013=1, 2007=0
	집단더미	실험집단(노인장기요양서비스 이용함)=1, 비교집단(노인장기요양서비스 이용하지 않음)=0
	제도효과	상호작용항=시점더미×집단더미
통제변수	연령	만 나이(세)
	성별	남=1, 여=0
	교육수준	고졸이상=1, 고졸미만=0
	건강상태	5점 척도=아주 건강하다(1)~건강이 아주 좋지 않다(5)
	가구원수	가구원수(명)
	거주지역	서울·광역시·시=1, 군·도농복합군=0
	가구소득	$\log(\text{가구균등화소득(만원)} = \text{가처분소득} / \sqrt{\text{가구원수}})$
	가구자산	가구자산액(원)
돌봄아동 및 장애가구원	있음=1, 없음=0	

3) 분석방법

본 연구의 분석에는 준(准)실험설계(혹은 유사실험설계)의 매칭방법론에 해당하는 성향점수매칭과 이중차이분석 결합모형이 활용되었다. 우선 성향점수매칭을 통해 실험집단과 특성이 가장 유사한 비교집단을 구성한 뒤, 이중차이모형으로 프로그램 효과를 추정하여 성향점수매칭에서 통제할 수 없었던 관찰불가능한 특성으로 인한 편의를 최대한 제거하고자 하였다.

성향점수매칭(P propensity score matching: PSM)은 관찰가능한 특성들(X)로 추정된 해당 관측치의 프로그램 참여($T=1$) 확률을 조건부 확률인 성향점수 $P(X) = \Pr(T=1|X)$ 로 단순화시킨 후, 각 성향점수를 토대로 참여자집단의 관측치와 가장 유사한 비참여자집단의 관측치를 매칭⁸⁾하여 실험집단과 비교집단을 구성한다(Rosenbaum and Rubin, 1983; Ravallion, 2008; Khandker et al., 2010). 본 연구는 2013년에 노인장기요양급여를 수급한 가구를 실험집단으로 설정하고, 이들과 유사한 가구들로 비교집단을 구성하기 위하여 노인장기요양서비스 이용과 관련된 가구주 특성 및 가구특성들을 관찰가능한 특성 X 로 설정하여 가구단위의 성향점수를 추정하였다. 해당 가구의 노인장기요양급여 수급 여부에 대한 예측확률인 성향점수는 프로빗 모형을 통해 추정되며, 각 가구별로 부여된 성향

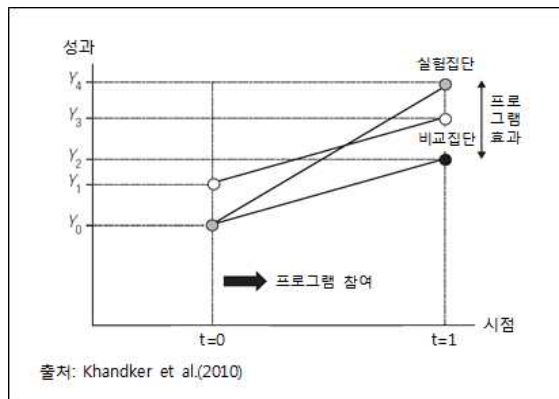
8) 매칭기법은 참여자와 비참여자의 성향점수 간의 거리에 가중치를 부여하는 방법에 따라 Nearest-Neighbor(NN) Matching, Caliper/Radius Matching, Stratification/Interval Matching, Kernel/Local Linear Matching 등으로 구분되는데, 특정 기법이 나머지 기법보다 우월한 것은 아니며 저마다 장단점을 지닌다. 각 기법에 따른 평균정책수급효과(ATT) 추정값의 편차 또한 거의 유사하게 나타난다(Becker and Ichino, 2002; Smith and Todd, 2005; 권현정 외, 2011).

점수를 토대로 실험집단에 속한 가구와 가장 유사한 비수급 가구가 비교집단으로 매칭된다. 본 연구는 실험집단 관측치의 손실을 최소화하기 위하여 집단 간 성향점수 차이의 최대허용범위인 캘리퍼(caliper)를 0.01로 설정하고, 실험집단과 비교집단을 1:5의 비율로 NN매칭하여 최종표본을 구성하였다.⁹⁾

다음 단계로 이중차이(Double Difference: DD) 분석을 통해 앞서 성향점수매칭에서 고려하지 않았던 관찰불가능한 이질성을 시점 간 차분으로 상쇄시켰다(권현정 외, 2011; Khandker et al., 2010). 이중차이 값 DD는 시점(프로그램 참여 이전: $t = 0$, 참여 이후: $t = 1$)에 따른 참여자와 비참여자의 성과(시점 t 에서 참여자의 성과: Y_t^T , 비참여자의 성과: Y_t^C)의 평균차이를 구한 뒤, 다시 두 집단 간의 평균차이로 계산한 값이다(Khandker et al., 2010).

$$DD = E(Y_1^T - Y_0^T | T_1 = 1) - E(Y_1^C - Y_0^C | T_1 = 0)$$

아래 그래프에서 이중차이 값은 실험집단의 시점 간 성과차이에서 비교집단의 시점 간 성과차이를 차분한 $(Y_4 - Y_0) - (Y_3 - Y_1)$ 에 해당하는데, 비교집단의 구성 시의 선택편의로 인한 효과는 시불변성 가정에 따라 각 시점에 걸쳐 $(Y_1 - Y_0) = (Y_3 - Y_2)$ 로 동일하므로 $DD = (Y_4 - Y_2)$ 로 최종 도출된다. 이는 프로그램에 참여한 실험집단에서 실제로 관찰된 성과로부터 실험집단이 프로그램에 참여하지 않았다는 가상적인 상황에서 얻게 되었을 예상 성과를 차분한 값으로서, 보다 정확하게 추정된 프로그램 참여 효과이다(Khandker et al., 2010).



〈그림 1〉 이중차이로 추정된 프로그램 효과

9) 다양한 매칭기법을 시행하여 비교한 결과, 적절한 사례수가 확보되는 매칭에서는 본 연구의 분석결과와 동일한 결과가 도출되는 반면, 수급가구의 절반 이상이 탈락되는 엄격한 매칭에서는 분석집단 구성이 어렵고 분석결과의 신뢰성 또한 약화되는 문제가 발생하였다. 이에 본 연구는 대상가구의 탈락을 최소화하는 동시에 매칭의 질을 확보하고자 1:5 NN매칭과 Caliper매칭을 복수로 활용하였다. 즉, 실험집단 관측치 하나 당 최단거리에 있는 비교집단 5개의 관측치 대체를 허용하는 1:5 NN매칭을 시행되, Caliper매칭을 옵션으로 추가해 일정한 성향점수의 범위 내에서 매칭하여 보다 우수한 질의 비교집단을 선정하였다.

본 연구는 성향점수매칭과 이중차이 결합모형에 있어, 회귀모형보다 정교한 다(多)시점 데이터를 가진 패널고정효과모형(panel fixed-effects model)을 활용하여 관측되지 않는 시불변 변수의 이질성 뿐만 아니라 다시점에 대한 관측된 특성의 이질성을 추가로 통제하였다. 패널고정효과모형은 비관측 시불변 변수를 제거함으로써 편의를 줄일 수 있다.

$$Y_{it} = \phi T_{it} + \delta X_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it}$$

위 식에서 오른쪽과 왼쪽부분을 시점에 따라 차분하면, 아래와 같이 오차항 n_i 가 사라진 차분방정식이 도출된다.

$$(Y_{it} - Y_{it-1}) = \phi(T_{it} - T_{it-1}) + \delta(X_{it} - X_{it-1}) + (\eta_i - \eta_i) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})$$

따라서 패널고정효과모형은 $cov(X_{it}, n_i) \neq 0$ 이더라도 OLS 추정을 통해 ϕ 에 대한 추정량을 구할 수 있다. 이 경우 내생성의 원인인 관측되지 않는 개인적 특성 n_i 가 사라지기 때문에 편향되지 않은 프로그램 효과를 추정할 수 있다. 다음은 본 분석에서 사용된 이중차이 패널고정효과모형이다(권현정 외, 2011).

$$\Delta Y_{it} = \phi \Delta T_{it} + \delta \Delta X_{it} + \Delta \varepsilon_{it}, \quad \phi = DD_i$$

본 연구는 성향점수매칭을 통해 구성한 실험집단과 비교집단 가구의 가구원(전체 및 여성)을 대상으로 노인장기요양보험제도의 노동공급효과를 추정하기 위하여 제도 도입 이전인 2007년과 수급 이후인 2013년의 경제활동여부, 근로소득, 근로시간을 종속변수로 하는 이중차이분석을 시행하였다.

4. 분석결과

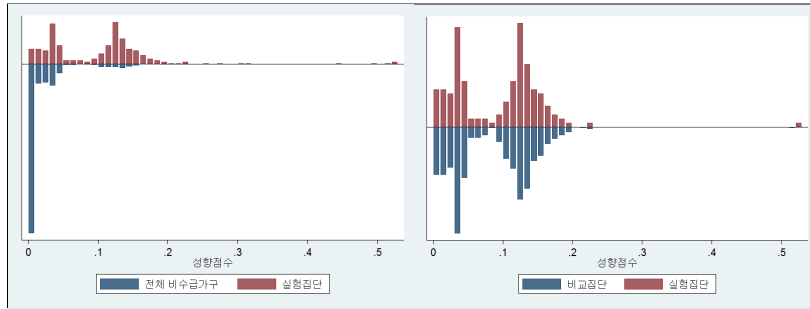
1) 성향점수매칭을 통한 표본구성 결과

본 연구의 실험집단은 한국복지패널 9차년도(2013년 기준) 데이터 상에서 노인장기요양급여를 수급한 것으로 조사된 158개 가구이며, 노인장기요양서비스 이용에 영향을 미치는 관찰가능한 특성 변수들로 성향점수¹⁰⁾를 추정하여 이를 토대로 1:5비율의 NN매칭과 Caliper매칭을 복합적으로 시행한 결과 전체 6,890개 비수급가구 중에서 617개 가구가 비교집단으로 구성되었다.

<그림 2>는 실험집단과 비교한 전체 비수급집단 및 비교집단의 성향점수분포를 나타내는데, 실험집단

10) 노인장기요양서비스 이용확률인 성향점수의 계산에는 가구주 및 가구특성을 독립변수로, 노인장기요양급여 수급여부를 종속변수로 하는 프로빗 회귀분석이 활용된다(<부표 1> 참조).

과 비교집단 간 성향점수분포의 유사성은 곧 두 집단 간에 관찰가능한 특성이 유사하다는 것을 의미한다.



〈그림 2〉 매칭 전과 후의 집단별 성향점수분포

성향점수매칭으로 구성된 비교집단과 실험집단 간의 유사성을 보다 자세히 검토해보면 〈표 3〉과 같다. 우선, 노인장기요양급여 수급여부와 가장 관련성이 높을 것으로 예상되는 가구특성인 65세 이상의 아픈 노인 가구원이 존재할 비율이 전체 비수급가구 0.16에서 비교집단 0.73으로 증가되어 실험집단의 0.73과 같은 수준에서 매칭되었으며, 65세 미만이면서 노인성질환을 앓고 있는 가구원이 존재할 비율 역시 전체 비수급가구 0.01에서 비교집단 0.07로 증가되어 실험집단의 0.11에 더욱 가까워졌다. 또한 실험집단은 장애를 가진 가구원이 존재하는 경우가 많은데 비하여 돌봄이 필요한 아동가구원이 존재하는 비율은 낮았는데, 비교집단 역시 이러한 특성을 가지는 가구들로 구성되었다. 그밖에 가구주가 비교적 고령자라는 점, 가구소득이 낮은 수준인 점 등을 비롯한 기타 특성들도 모두 유사하게 나타나는 것으로 미루어보아, 성향점수매칭을 통해 실험집단과 비교집단 간의 선택편의가 상당부분 제거되었다고 평가할 수 있다.

〈표 3〉 집단별 특성의 기술통계

변수		수급가구(실험집단)		비수급가구(비교집단)		비수급가구(전체)	
		Mean	Std. dev.	Mean	Std. dev.	Mean	Std. dev.
가구주 특성	가구주의 연령	65.76	13.72	67.53	12.13	54.82	14.78
	가구주의 교육연한	9.07	5.72	8.09	5.19	10.83	4.93
가구 특성	가구균등화가처분소득	1940.00	1431.20	1737.56	1842.92	2580.06	2748.91
	가구원수	2.45	1.45	2.32	1.21	2.58	1.30
	지역(군·도농복합군)	0.87	0.34	0.82	0.38	0.90	0.29
	장애 가구원(무)	0.68	0.47	0.61	0.49	0.17	0.37
	돌봄아동 가구원(무)	0.02	0.15	0.03	0.18	0.21	0.40
	65세이상 아픈노인 가구원(무)	0.73	0.45	0.73	0.44	0.16	0.37
	65세미만 노인성질환 가구원(무)	0.11	0.32	0.07	0.25	0.01	0.10
관측치		158 가구 (가구원 249명)		617 가구 (가구원 902명)		6,890 가구 (가구원 16,885명)	

- 주 1) 범주형 변수의 경우 ()가 기준변수
- 2) 가중치: 가구표준가중치사용

이렇게 구성된 실험집단의 가구원 249명과 비교집단의 가구원 902명 중에서 노동공급효과의 분석을 위해 근로능력이 없는 가구원을 제외한 결과, 실험집단 191명과 비교집단 832명이 최종 분석대상으로 선정되었으며, 여성가구원만을 분석하는 경우의 분석대상은 실험집단 84명과 비교집단 365명이다.

2) 단순이중차이분석 결과

본 연구는 우선 단순이중차이분석을 통해 거시적 영향을 통제한 집단 간 성과차이를 비교하고 그 이중차이에 관한 변화를 파악한 뒤, 추가적으로 개인의 미시적 특성으로 인한 영향을 통제하고 비관 측 시불변 개인적 특성에 대한 선택편의를 제거한 패널고정효과모형 이중차이분석을 실시하였다.

〈표 4〉는 노인장기요양서비스 이용에 따른 전체가구원 및 여성가구원의 노동공급효과를 평가하기 위해 2007년과 2013년의 경제활동참여 여부, 근로시간, 근로소득 변화를 단순이중차이모형으로 분석한 결과이다.

〈표 4〉 단순이중차이 분석결과

분석대상	종속변수	Group	Obs	Mean	t	P < t
전체가구원	경제활동참여	비교집단	818	-0.30	0.20	0.841
		실험집단	189	-0.29		
		DD		-0.01		
	근로시간	비교집단	309	-815.04	2.28	0.023*
		실험집단	58	-381.61		
		DD		-433.43		
근로소득	비교집단	818	-1438.10	3.40	0.001***	
	실험집단	189	-685.94			
	DD		-752.16			
여성가구원	경제활동참여	비교집단	458	-0.29	0.35	0.729
		실험집단	105	-0.27		
		DD		-0.02		
	근로시간	비교집단	150	-992.79	0.59	0.559
		실험집단	25	-803.96		
		DD		-188.83		
근로소득	비교집단	458	-1309.30	1.73	0.085+	
	실험집단	105	-906.64			
	DD		-402.66			

- 주 1) + p<.1, * p<.05, *** p<.001
- 2) 가중치: 개인표준가중치사용
- 3) 물가지수적용

먼저 전체가구원의 노동공급효과 분석에서는 2007년보다 2013년에 경제활동참여가 1%p 증가하였지만 유의미한 수준은 아닌 반면, 근로시간의 경우 급여수급 이후 연간 근로시간이 433시간만큼 증가

하여 주당 8.3시간, 하루 1.7시간 증가라는 주목할 만한 노동공급효과가 관찰되었고($p < .05$), 근로소득 또한 연간 752만원 가량 증가하였다($p < .001$).

여성가구원의 경우, 경제활동참여는 2007년보다 2013년에 2%p가 증가하였지만 통계적으로 유의미하지 않았고, 근로시간의 증가(연간 189시간, 주당 3.5시간, 하루 0.7시간) 역시 통계적으로 유의미하지 않아 급여수급으로 인한 증가효과로 추정할 수 없었다($p < .56$). 반면, 여성가구원의 근로소득은 연간 403만원 가량 증가한 것으로 나타났다($p < .1$).

이를 정리하면, 노인장기요양급여 수급에 따른 노동공급효과 변수 가운데 경제활동참여는 전체가구원과 여성가구원 모두 효과가 나타나지 않았지만, 전체가구원의 근로소득과 근로시간, 여성가구원의 근로소득이 유의미하게 증가한 것으로 나타났다. 전체가구원의 경우에는 노인장기요양서비스 이용에 따른 가구원들의 근로시간 증가가 근로소득의 증대로까지 이어진 것으로 나타났고, 여성가구원의 경우에는 근로소득의 증가만 유의하기 때문에 노동공급효과가 명확하게 나타났다고 단정할 수 없다. 이는 노인장기요양보험제도가 부양가구원들의 신규취업을 촉진하기보다는 기존 취업자(집단 특성으로 볼 때 주로 남성가구원)들의 노동시간과 근로소득을 증가시킨 것으로 해석할 수 있다.

3) 패널고정효과모형 이중차이분석 결과

본 연구는 보다 정확한 제도효과 추정을 위하여 비관측 시불변 변수들을 통제하는 패널고정효과모형 이중차이분석을 실시하였다.¹¹⁾ <표 5>와 <표 6>은 노인장기요양급여의 수급에 따른 실험집단 내 전체가구원들과 여성가구원들의 노동공급 증가효과를 패널고정효과모형¹²⁾ 이중차이분석한 결과이다.

먼저 <표 5>의 전체가구원부터 살펴보면, 경제활동참여, 근로시간, 근로소득 모두에서 노인장기요양서비스 수급에 따른 노동공급효과가 나타나지 않았다. 앞서 단순이중차이분석에서 유의미한 영향력을 가졌던 근로시간, 근로소득이 패널고정효과모형 이중차이분석에서는 그 효과가 나타나지 않은 것인데, 이를 통계적 관점에서 보면, 유의미한 영향력을 지닌 것으로 나타난 다른 통제변인(예, 연령, 교육수준이나 가구소득, 건강상태)의 영향력의 크기에 비해 노동공급 증가효과의 영향력이 크지 않았을 가능성을 생각해 볼 수 있다.

이는 우리나라 장기요양서비스의 급여수준(예, 서비스 제공시간)이 충분하지 않기 때문에 돌봄제공자가 노동공급을 결정함에 있어 의중임금을 상승시킨 결과로 해석된다. 이것은 장기요양서비스의 서비스 제공시간이 부족하다는 장기요양현황 수요일분석의 결과(민경민, 2015)를 뒷받침하는 것으로 볼 수 있다. 이외 통제변수에서 유의미한 변인으로 나타난 연령, 교육수준, 장애 가구원 및 아동가구원 등의 돌봄가구원 존재여부 등의 결과는 기존 연구들(Heitmueller, 2007; Shimizutani et al., 2008;

11) 개인의 노동공급에 영향을 미치는 관찰 가능한 변수들을 통제하여 분석한 이중차이회귀모형 결과는 <부표 2>와 <부표 3>에 제시하였다.

12) 경제활동참여여부와 같은 이분형 종속변수는 로지스틱 회귀분석을 통해 분석하는 것이 일반적이지만, 본 연구의 경우에는 추정된 계수값을 이중차이값으로 해석해야 한다는 측면에서 종속변수의 확률이 균일분포를 따른다고 가정하는 선형확률모형을 활용하여 이중차이에 대한 해석의 용이함을 확보하고자 하였다(구인회 외, 2010).

Meng, 2013)에 부합한다. 단, 가구소득 변수의 경우 서구의 연구(Meng, 2013)에서는 가구소득이 높을수록 노동공급이 낮은 것으로 나타난 것에 비해, 본 연구결과에서는 가구소득과 가구원의 노동공급이 정의 방향성을 가지는 것으로 나타났다.

〈표 5〉 패널고정효과모형 이중차이분석 결과: 전체가구원

변수		경제활동참여			근로시간			근로소득		
		Coef.	Std. Err.	t	Coef.	Std. Err.	t	Coef.	Std. Err.	t
독립 변수	제도효과	.01	.04	0.21	188.98	184.52	1.02	12.89	99.36	0.13
	시점더미	.06	.16	0.36	-35.41	532.03	-0.07	383.86	385.78	1.00
	집단더미	(omitted)			(omitted)			(omitted)		
통제 변수	연령	.04	.03	1.41	-1.69	99.10	-0.02	19.60	68.75	0.29
	연령제곱	-0.00	.00	-5.59***	-.43	.40	-1.07	-.74	.22	-3.35***
	성별	(omitted)			(omitted)			(omitted)		
	교육수준	.20	.08	2.42*	-1070.10	585.42	-1.83+	47.67	202.79	0.24
	건강상태	.03	.02	1.61	59.11	68.63	0.86	69.35	38.14	1.82+
	가구원수	-0.00	.02	-0.26	-31.02	74.51	-0.42	-129.74	42.95	-3.02**
	거주지역	-0.01	.07	-0.15	310.88	258.92	1.20	53.54	173.25	0.31
	가구소득	.12	.03	4.80***	256.17	122.39	2.09*	723.23	63.41	11.41***
	가구자산	-0.00	.00	-0.14	.00	.00	0.96	.00	.00	0.03
	돌봄가구원 존재여부	-0.10	.05	-1.88+	-377.61	310.16	-1.22	-21.82	127.12	-0.17
_Cons		-0.90	1.56	-0.58	1845.35	5090.39	0.36	-2761.22	3820.92	-0.72
		Num of obs = 2,048			Num of obs = 906			Num of obs = 2,048		
		Num of groups = 1,129			Num of groups = 596			Num of groups = 1,129		
		F(11, 908) = 12.25***			F(11, 299) = 3.77***			F(11, 908) = 15.13***		
test that all u _i =0		F(1128, 908) = 2.34***			F(595, 299) = 2.16***			F(1128, 908) = 2.58***		

주 1) + p<.1, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

2) 가중치: 개인표준가중치사용

3) 물가지수적용

〈표 6〉의 여성가구원에 대한 패널고정효과모형 이중차이분석에서는 근로소득 분석에서만 정책변수들 가운데 시점 변수가 유의미한 것으로 나타났다(p<.001). 시점 변수는 2007년과 2013년 동안 시간의 흐름에 따른 여성의 노동공급 변화를 설명하는 것으로, 이는 2007년에 비해 2013년에 여성가구원들의 근로소득이 약 962만원 증가하였다는 것을 의미하지만 이는 제도의 도입에 따른 효과는 아니다.¹³⁾ 노인장기요양보험제도 도입에 따른 영향을 나타내는 제도효과 변수는 유의미한 증가를 보이지 않아, 결

13) 〈부표 3〉의 여성가구원에 대한 이중차이 회귀분석에서는 근로소득과 경제활동참여 부분에서 시점 변수가 유의미한 증가를 나타냈다(p<.1). 이는 비록 노인장기요양보험제도와는 관련이 없지만, 2007년에 비해 2013년에 여성가구원들의 근로소득이 122만원, 특히 경제활동참여가 7%p 증가하였다는 것인데, 이는 통계청의 여성고용률이 2007년 50.2%에서 2013년 55.6%로 5.4%p 증가한 것과 수치의 차이는 있지만 유사한 추세를 보여주는 경험적 증거이다(통계청 e-나라지표, 2015b).

국 여성가구원의 경우에는 노인장기요양급여 수급에 따른 노동공급효과가 관찰되지 않았다.

〈표 6〉 패널고정효과모형 이종차이분석 결과: 여성가구원

변수		경제활동참여			근로시간			근로소득		
		Coef.	Std. Err.	t	Coef.	Std. Err.	t	Coef.	Std. Err.	t
독립 변수	제도효과	.03	.05	0.56	-302.35	306.49	-0.99	-84.00	75.30	-1.12
	시점더미	.15	.18	0.85	605.97	680.79	0.89	961.59	246.63	3.90***
	집단더미	(omitted)			(omitted)			(omitted)		
통제 변수	연령	.03	.03	0.82	-8.16	132.65	-0.06	-94.72	45.27	-2.09*
	연령제곱	-.00	.00	-3.86***	-1.22	.67	-1.81+	-.52	.18	-2.87**
	성별	(omitted)			(omitted)			(omitted)		
	교육수준	.28	.12	2.43*	-1142.03	874.29	-1.31	315.34	161.01	1.96+
	건강상태	.01	.02	0.58	-50.75	115.91	-0.44	-10.06	29.47	-0.34
	가구원수	-.02	.02	-0.70	8.15	115.74	0.07	-61.70	34.25	-1.80
	거주지역	.09	.10	0.95	77.52	513.12	0.15	99.18	134.60	0.74
	가구소득	.09	.04	2.53*	239.59	199.23	1.20	247.99	48.83	5.08***
	가구자산	.00	.00	0.72	.01	.00	1.49	.00	.00	0.68
	돌봄가구원 존재여부	-.06	.07	-0.82	-354.72	425.91	-0.83	58.20	94.72	0.61
_Cons		.03	1.80	0.02	4896.36	6631.14	0.74	6229.08	2509.76	2.48*
		Num of obs = 1,150 Num of groups = 632 F(11, 507) = 6.22***			Num of obs = 432 Num of groups = 290 F(11, 131) = 2.08*			Num of obs = 1,150 Num of groups = 632 F(11, 507) = 7.36***		
test that all u _i =0		F(631, 507) = 2.27***			F(289, 131) = 1.91***			F(631, 507) = 2.19***		

주 1) + p<.1, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

2) 가중치: 개인표준가중치사용

3) 물가지수적용

이는 기존 서구의 선행연구들(Shimizutani et al., 2008; Skira, 2015)과는 상반된 결과이다. 앞서 주지하였듯이, 이는 각 국가가 선택한 장기요양서비스의 제도적 수준에 따라 노동공급효과가 차이를 보이는 것으로 해석할 수 있다. 특히, 우리나라와 유사한 공적요양서비스 체계를 가진 일본에서 제도의 노동공급효과를 분석한 Shimizutani 외(2008)의 연구 결과¹⁴⁾와 비교해 보았을 때, 노인장기요양서비스 이용에 따른 부양가구원들의 노동공급효과를 유도하기 위해서 어떻게 제도를 보완해야 할지에 대한 비교정책적 측면에서 방향성이 될 수 있을 것이다.

통제변수의 경우 연령, 교육수준, 가구소득이 노동공급에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다.¹⁵⁾ 이는 부양가구원들이 상대적으로 젊을수록, 고학력일수록, 건강할수록 노동시장에 참여할 수 있는 기회가 더 크게 작용하는 것이라 해석할 수 있다.

14) Shimizutani 외(2008)는 2000년 일본의 공적 장기요양보험제도가 여성의 노동시장 참여율을 8%p, 주당 노동시간을 10~20%p만큼 증가시켰다고 분석하였다.

15) 이종차이 회귀분석에서는 모든 통제변수들이 유의하게 나타났다(〈부표 2〉, 〈부표 3〉).

5. 결론 및 제언

이 연구는 노인장기요양보험제도의 도입이 비공식 돌봄 제공자인 부양가구의 노동공급을 증가시켰는가를 분석하여 이를 정책개입의 효과로 추정하였다. 이를 위해 한국복지패널 3차 및 9차 자료를 활용하여 유사실험설계인 성향점수매칭과 이중차이분석을 통해 가구원들의 노동공급효과를 실증적으로 규명하였다. 이 연구의 주요 연구결과와 우리나라 노인장기요양보험제도의 발전을 위한 제언은 다음과 같다.

첫째, 단순이중차이 분석에서는 전체가구원의 근로소득과 근로시간, 여성가구원의 근로소득이 증가된 것으로 나타났다. 전체가구원의 경우에는 노인장기요양서비스 이용에 따른 가구원들의 근로시간의 증가가 근로소득 증대로 이어졌으나, 여성가구원의 경우에는 근로소득 변수만 유의했기 때문에 노동공급효과가 있다고 단정할 수 없었다. 이러한 결과는 노인장기요양보험제도가 전통적으로 주수발자의 역할을 해 온 여성가구원들의 신규 취업보다는 기존 취업자인 남성가구원들의 노동시간 증가와 근로소득의 증대를 촉진시킨 것으로 해석할 수 있다. 즉, 이는 노인장기요양보험제도가 여성가구원들에게는 새로운 노동시장 참여의 유인을 주지 못하고 있다는 것을 시사한다.

둘째, 패널고정효과모형 이중차이분석에서는 단순이중차이 분석결과와는 다르게, 경제활동참여 뿐만 아니라 근로소득과 근로시간 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이처럼 고정효과모형에서 노동공급효과가 전혀 나타나지 않은 이유로는 공적 장기요양보험제도의 급여수준이 다른 영향들을 상쇄시킬 정도로 충분하지 못했을 가능성을 생각할 수 있다. 즉, 서구의 경험적 연구결과들에 비추어 볼 때, 우리나라의 공적 노인장기요양보험제도가 비공식 돌봄 서비스를 충분히 대체했다는 증거는 관찰되지 않았으며, 일부만을 보완하는 수준에 머물러 있다고 평가할 수 있다.

이에 본 연구결과는 그동안 제기되어온 노인장기요양서비스의 급여 불충분성의 문제(서비스 제공시간의 부족, 본인부담금의 부담 등)에 대한 보완이 요구되며, 특히 노인장기요양서비스의 제도적 배열이 대상자 및 부양가족의 욕구에 맞도록 선택되어야 한다는 함의를 가진다.

다음은 이 연구의 한계와 후속연구에 대한 제언이다.

첫 번째, 이 연구의 단순이중차이분석은 성향점수매칭을 통해 실험집단과 유사한 비교집단을 설정하였다는 점에서 외생변수가 통제되었다고 볼 수 있다. 따라서 단순이중차이 분석결과에서 나타난 부양가구원들의 근로시간과 근로소득 증가효과를 가볍게 보아서는 안 될 것이다. 실증 연구들의 분석결과는 단순한 실증의 문제를 넘어서는 현상에 대한 관찰이 함께 요구되기 때문이다. 따라서 이는 후속 연구를 통해 지속적으로 관찰되기를 기대한다.

두 번째, 최근 장기요양등급 체계가 3등급에서 5등급으로 세분화됨에 따라 치매특별등급이 신설되어 대상자가 확대되었다(2014년 7월 1일자). 현재 한국복지패널데이터가 2013년도 자료까지만 이용 가능하였기 때문에 본 연구는 최근 대상자가 확대된 이후의 내용을 담지는 못하였다. 대상자가 확대되어 예산규모가 성장한 것과 본 연구가 지적한 서비스 급여수준의 불충분성은 내용적 측면에서 다르

기는 하나, 최신 데이터가 확보된다면 변화된 제도에 대한 시점별 정책평가를 통해 대상자의 확대라는 제도 보완이 부양가구원들의 노동공급에 어떠한 영향을 미칠지에 대한 흥미로운 분석도 가능할 것으로 보인다. 본 연구결과에서 나타나지 않은 부양가구원들의 노동공급효과가 후속연구에서 발생할지에 대한 기대는 이후의 과제로 남겨둔다.

참고문헌

- 강혜규, 2007, “한국 사회서비스 정책의 현황과 서비스 확충의 과제”, 『보건복지포럼』, 125: 6-22.
- 구인회·임세희·문혜진, 2010, “국민기초생활보장제도가 근로, 소득, 빈곤에 미친 영향: 이중차이 방법을 이용한 추정”, 『한국사회학』, 44(1): 123-129.
- 권현정·조용운·고지영, 2011, “노인장기요양보험제도가 대상노인 및 부양가족의 삶의 질과 가족관계 만족도에 미치는 영향”, 『한국사회복지학』, 63(4): 301-326.
- 민경민, 2015, “고령친화산업 소비자 수요 현황분석”, 『고령친화산업 REPORT』, SFI R 2015-2, 청주: 한국보건산업진흥원.
- 박영란·강순화, 2008, “여성의 취업 및 취업상태 변화가 노인돌봄스트레스에 미치는 영향”, 『노인복지연구』, 42: 99-122.
- 법제처, 2007, <http://www.moleg.go.kr>.
- 보건복지부, 2010, 『노인장기요양보험 제도 시행 2주년 기념 심포지움: 노인장기요양보험 제도의 성과 지향적 발전방안 모색』, 서울: 보건복지부.
- _____, 2014, 『2014년도 노인실태조사』, 서울: 보건복지부.
- 송다영·김미경, 2003, “여성의 취업실태별 노인부양부담과 역할갈등”, 『한국여성학』, 19(2): 145-176.
- 이현주, 2015, “노인장기요양보험제도가 제도이용자 가구의 노동공급에 미치는 효과”, 『사회보장연구』, 31(2): 185-208.
- 임정기, 2008, “의사결정분석을 이용한 우리나라 노인의 요양시설서비스 이용 결정요인에 관한 연구”, 『한국사회복지학』, 60(3): 129-150.
- 정경희·조애저·오영희·선우덕, 2001, 『장기요양보호대상 노인수발실태 및 복지욕구: 2001년도 전국 노인 장기요양보호서비스 욕구조사』, 서울: 한국보건사회연구원.
- 통계청 e-나라지표, 2015a, “물가 상승률”, <http://www.index.go.kr/>.
- _____, 2015b, “여성 고용동향”, <http://www.index.go.kr/>.
- Andersen, M. R., 1995, “Revisiting the behavioral model and access to medical care: Does it matter?”, *Journal of Health and Social Behavior*, 36(3): 1-10.
- Andersen, M. R., Davidson, L. P., and Ganz, A. P., 1994, “Symbiotic relationships of quality of life, health services research and other health services research”, *Quality of Life Research*, 3(5): 365-371.
- Becker, O. S., and Ichino, A., 2002, “Estimation of average treatment effects based on propensity scores”, *The Stata Journal*, 2(4): 358-377.
- Boaz, R. F., and Muller, C. F., 1992, “Paid work and unpaid help by caregivers of the disabled and frail elders”, *Medical Care*, 30: 149-158.

- Bui, V., 2008, "Women's employment and informal care for the elderly parents", *Economics of Aging Term Paper*.
- Carmichael, F., and Charles, S., 2003, "The opportunity costs of informal care: Does gender matter?", *Journal of Health Economics*, 22(5): 781-803.
- Crespo, L., and Mira, P., 2010, "Caregiving to elderly parents and employment status of european mature women", *CEMFI Working Paper*, 1007.
- Ettner, S. L., 1995, "The impact of 'parent care' on female labor supply decisions", *Demography*, 32: 63-80.
- Heitmueller, A., 2007, "The chicken or the egg? Endogeneity in labour market participation of informal carers in England", *Journal of Health Economics*, 26: 536-559.
- Johnson, R. W., and Lo Sasso, A. T., 2000, "The trade-off between hours of paid employment and time assistance to elderly parents at midlife", *The Urban Institute*: 1-40.
- Khandker, S., Koolwal, G., and Samad, H., 2010, *Handbook on Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices*. Washington: The World Bank.
- Li, Y., and Jensen, G. A., 2011, "The impact of private long-term care insurance on the use of long-term care", *INQUIRY: The Journal of Health Care Organization, Provision, and Financing*, 48(1): 34-50.
- McGarry, K., 2003, "Does caregiving affect work? Evidence based on prior labor force experience", *JCER Economic Journal*, 49: 188-208.
- Meng, A., 2013, "Informal home care and labor-force participation of household members", *Empirical Economics*, 44(2): 959-979.
- My InnerView, <http://www.myinnerview.com/index.php>.
- Ravallion, M., 2008, "Evaluation anti-poverty program", *Handbook of Development Economics*, Amsterdam: North-Holland.
- Rosenbaum, R. P., and Rubin, D. B., 1983, "Central role of the propensity score in observational studies for causal effects", *Biometrika*, 70(1): 41-45.
- Shimizutani, S., Suzuki, W., and Noguchi, H., 2008, "The socialization of at-home elderly care and female labor market participation: Micro-level evidence from Japan", *Japan and the World Economy*, 20(1): 82-96.
- Skira, M. M., 2015, "Dynamic wage and employment effects of elder parent care", *International Economic Review*, 56(1): 63-93.
- Smith, J., and Todd, P., 2005, "Does matching overcome lalonde' critique of nonexperimental estimator?", *Journal of Econometrics*, 125(1): 305 - 313.
- The LEWIN Group, <http://www.lewin.com>.
- Wolf, D., and Soldo, B., 1994, "Married women's allocation of time to employment and care of elderly parents", *The Journal of Human Resources*, 29: 1259-1276.

The Effect of Long-Term Care Insurance on Labor Supply

Kwon, Hyunjung

(Hallym University)

Ko, Jiyoung

(Korea Social Science Data Archive)

This study examines the impact of Long-Term Care Insurance(LTCI) on family caregivers(especially focused on female household members) labor supply in South Korea. When public care and informal care are substitutes, LTCI will change allocation of time of family caregivers to spend more time to paid work. The impact of LTCI on labor supply depends on each country's institutional level of public care services. If public care can not substitute for informal care, labor supply of family caregivers will not rise significantly. The conclusions of vigorous empirical study from western countries' are incompatible and problem of endogeneity in terms of methodology has been raised consistently. The dataset of this study are used the third and ninth waves of Korea Welfare Panel.

As a result, the introduction of LTCI had no effect on labor supply of household members. Robust findings suggest the positive effects of caregiving on labor market outcomes in simple comparison t-test, but not in fixed-effect regression. Compared with western countries, South Korea's public care services can be interpreted as a supplement to only part that remained at the level does not substitute informal care. These findings may suggest that if LTCI become much more prevalent in the future, senior citizens and family members will be able to choose the LTCI arrangement that best suits their needs.

Key words: long-term care insurance, labor supply on family caregivers, propensity score matching, double difference model, program evaluation

[논문 접수일 : 15. 10. 03, 심사일 : 15. 10. 15, 게재 확정일 : 15. 11. 16]

부록

<부표 1> 성향점수매칭 프로빗(probit)분석 결과

변수	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]	
가구균등화가처분소득	.02	.07	0.27	0.787	-.126	.166
가구원수	.10	.04	2.18*	0.029	.010	.182
지역(군·도농복합군)	-.05	.09	-0.59	0.557	-.227	.123
장애 가구원(무)	1.05	.10	0.26***	0.000	.853	1.255
돌봄아동 가구원(무)	1.03	.21	4.83***	0.000	.614	1.455
65세 이상 아픈 노인 가구원(무)	.67	.08	8.45***	0.000	.514	.824
65세 미만 노인성질환 가구원(무)	-.50	.22	-2.35*	0.019	-.926	-.083
가구주의 연령	.00	.00	1.17	0.243	-.003	.013
가구주의 교육연한	.01	.01	0.89	0.371	-.010	.026
_cons	-3.54	.62	-5.67***	0.000	-4.767	-2.319

Number of obs = 7,026 LR chi2(9) = 346.74 Prob > chi2 = 0.00 Pseudo R2 = 0.23

주1) * p<.05 *** p<.001
 2) 가중치: 개인표준가중치

<부표 2> 이중차이 회귀분석 결과: 전체가구원

변수		경제활동참여			근로시간			근로소득		
		Coef.	Std.Err.	t	Coef.	Std.Err.	t	Coef.	Std.Err.	t
독립 변수	제도효과	-.01	.06	-0.09	117.22	301.85	0.39	-166.73	302.90	-0.55
	시점더미	.01	.03	0.42	-179.30	107.56	-1.67+	43.32	95.30	0.45
	집단더미	.05	.00	13.13***	88.29	20.75	4.25***	115.17	10.38	1.09***
통제 변수	연령	.10	.03	3.78***	287.57	106.30	2.71**	665.27	85.13	7.81***
	연령제곱	.07	.03	2.20*	11.07	152.73	0.07	409.73	75.60	5.42***
	성별	.06	.02	3.62***	108.33	64.48	1.68+	89.27	47.04	1.90+
	교육수준	.02	.01	1.62	24.09	42.85	0.56	-4.34	50.15	-0.09
	건강상태	-.20	.03	-7.75***	-132.88	102.51	-1.30	-96.08	87.83	-1.09
	가구원수	.11	.02	4.75***	323.39	91.53	0.53***	782.13	133.11	5.88***
	거주지역	-.00	.00	-3.09**	-.01	.00	-3.45***	-.00	.00	-0.85
	가구소득	-.10	.03	-3.39***	-115.78	145.83	-0.79	-89.42	141.28	-0.63
	가구자산	-1.33	.20	-6.96***	-2427.39	693.57	-3.50***	-7986.55	1058.13	-7.55***
	돌봄가구원 존재여부	-1.0	.03	-3.39***	-115.78	145.83	-0.79	-89.42	141.28	-0.63
_Cons		-1.33	.20	-6.96***	-2427.39	693.57	3.50***	-7986.55	1058.13	-7.55***
		Num of obs = 2,047 F(13, 2033) = 63.78*** R-squared = 0.28			Num of obs = 906 F(13, 892) = 9.79*** R-squared = 0.14			Num of obs = 2,047 F(13, 2033) = 23.44*** R-squared = 0.32		

주 1) + p<.1, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001
 2) 가중치: 개인표준가중치사용

<부표 3> 이중차이 회귀분석 결과: 여성가구원

변수		경제활동참여			근로시간			근로소득		
		Coef.	Std.Err.	t	Coef.	Std.Err.	t	Coef.	Std.Err.	t
독 립 변 수	제도효과	.03	.09	0.35	-350.13	516.29	-0.68	-218.88	179.21	-1.22
	시점더미	.07	.04	1.93+	-86.04	149.61	-0.58	122.36	73.01	1.68+
	집단더미	.04	.00	9.19***	67.08	29.24	2.29*	43.00	7.36	5.84***
통 제 변 수	연령	.09	.05	1.99*	-10.61	259.56	-0.04	433.03	94.45	4.58***
	연령제곱	.05	.02	2.40*	67.73	82.75	0.82	63.95	33.52	1.91+
	교육수준	.04	.12	2.32*	-98.50	75.49	-1.30	44.26	29.42	1.50
	건강상태	-.20	.04	-5.22***	36.11	136.94	0.26	26.27	38.12	0.69
	가구원수	.08	.03	2.36*	556.81	151.94	3.66***	299.79	59.29	5.06***
	거주지역	-.00	.00	-3.34***	-.01	.00	-1.76+	-.01	.00	-4.62***
	가구소득	-.15	.04	-3.35***	-526.76	194.14	-2.71**	-66.99	84.56	-0.79
	가구자산	-1.03	.26	-3.99***	-3172.50	1120.62	-2.83**	-3082.93	503.66	-6.12***
돌봄가구원 존재여부	-.15	.04	-3.35***	-526.76	194.14	-2.71**	-66.99	84.56	-0.79	
_Cons		-1.03	.26	-3.99***	-3172.50	1120.62	-2.83**	-3082.93	503.66	-6.12***
		Num of obs = 1,149 F(12, 1136) = 34.46*** R-squared = 0.26			Num of obs = 432 F(12, 419) = 5.30*** R-squared = 0.13			Num of obs = 1,149 F(12, 1136) = 12.50*** R-squared = 0.26		

주 1) + p<.1, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001
 2) 가중치: 개인표준가중치사용