

노인 재가서비스의 확대가 가족의 생활시간에 미친 영향: 삼중차이 방법의 적용

이 승 호*·변 금 선**·신 유 미***

요약

본 연구는 노인 재가서비스의 확대가 노인을 돌보는 가족 구성원의 생활시간에 미친 효과를 분석하였다. 고령화와 가족구조의 변화 등으로 노인에 대한 가족의 돌봄부담이 가중되면서 공적 노인돌봄 서비스를 확대해야 한다는 사회적 공감대가 형성되었고, 2000년대 이후부터 관련 제도가 본격화되었다. 본 연구에서는 가족의 노인돌봄 부담을 구성원이 직접 노인을 돌보는 부분과 이로 인해 노동이나 가사, 여가 등의 다른 주요 생활에 제약을 받는 부분으로 구분하고, 노인 재가서비스의 확대로 이러한 부담이 감소하였는지를 확인하였다. 분석자료는 통계청의 생활시간자료를 이용하였으며, 제도 확대의 효과는 건강이 취약한 노인을 돌보는 중하위 소득수준의 가구를 처치집단으로 삼아서 비교적 건강한 노인을 돌보는 가구 및 고소득 가구와의 비교를 통해 제도 효과를 추정하는 삼중차이(DDD) 방법을 통해 확인하였다. 분석결과, 노인 재가서비스의 확대는 노인을 돌보는 가족 구성원의 노인돌봄 시간을 감소시켰다. 이는 제도 확대의 목적과 부합하는 결과이지만, 돌봄 시간의 감소 정도가 크지 않았고, 여성 가구원에게만 그러한 효과가 관측되었다는 점에서 한계도 드러났다. 또한 노인돌봄 시간이 감소한 여성 가구원의 경우에도, 가사, 노동, 여가, 비노인돌봄 및 개인유지 등의 다른 생활시간 범주에서는 유의미한 변화를 보이지 않았다. 가족의 노인돌봄 부담을 실질적으로 줄이기 위해서는 공적돌봄의 대체효과를 높이기 위한 노력이 더 필요해 보인다.

주제어: 장기요양보험, 노인돌봄서비스, 가족의 노인돌봄 시간

* 제1저자, 서울대학교 사회복지학과 박사과정 수료(bab57@naver.com).

** 제2저자 및 교신저자, 서울대학교 사회복지학과 박사과정 수료(tgoldsun@naver.com).

*** 제3저자, 서울대학교 사회복지학과 석사졸업(ym0211@gmail.com).

1. 서론

우리나라는 세계적으로 빠르게 고령사회로 진입하고 있다. 2000년에 65세 이상 노인인구가 7%를 넘어서 고령화 사회가 되었고, 2017년엔 그 두 배인 14%가 되어 고령사회가 될 것으로 예상되고 있다. 실제 2015년 현재 65세 이상 노인인구는 전체인구의 13.1%로 약 662만 명에 달한다(통계청, 2015: 2). 이에 더해 낮은 출산율과 가족 구조의 변화, 노인들의 높은 질병률은 노인돌봄에 대한 사회적, 개인적 부담을 가중시키고 있다.

우리 사회는 빠른 고령화 속도와 낮은 출산율, 그로 인한 노인돌봄 부담의 증대를 경험하면서, 노인돌봄이 가족의 책임이 아니라 사회적 책임이 되어야 한다는 공감대가 높아져왔다. 이에 따라 2000년대 이후부터 노인을 돌보아야 하는 가족의 부담을 덜어주기 위한 공적 노인돌봄서비스 정책이 본격화되기 시작했다. 2000년대 초반 가정봉사원 파견 등 국민기초생활보장 수급자나 저소득층 노인에게 국한해 제공되던 노인돌봄서비스는 2007년 노인돌봄미바우처사업이 시행되면서 전국가구 월평균소득 150% 이하로 그 대상이 확대되었으며, 2008년 노인장기요양보험제도가 시행되면서 건강상의 문제로 일상생활에 어려움이 있다고 인정된 노인이라면 소득과 무관하게 돌봄서비스를 받을 수 있게 되었다.

이와 같은 공적 노인돌봄서비스의 확대는 가족에 의해 수행되던 비공식돌봄이 공적 서비스로 대체 혹은 보완되고 있음을 의미한다. 그렇다면, 노인돌봄서비스의 확대로 가족의 노인돌봄 부담이 감소하였을까? 노인돌봄에 대한 가족의 부담은 건강이 취약한 노인의 간호와 일상생활에 대한 수발 등 직접적인 돌봄의 부담과 그로 인하여 다른 일상생활이 제약을 받는 이차적인 부담으로 구분할 수 있다. 따라서 노인돌봄서비스 확대의 효과를 확인하기 위해서는 돌봄이 필요한 노인이 있는 가족 구성원의 노인돌봄 시간이 감소하였는지, 그리고 그로 인하여 생활시간의 재구조화가 이루어졌는지를 추정해야 한다. 그러나 노인돌봄서비스의 효과를 추정한 기존 연구들은 제도의 주 효과가 아니라 구성원의 주관적 부양부담이나 가족관계에 미치는 영향 등에 초점을 두었다(석재은, 2009; 김수영·이재정, 2010; 민기채, 2011; 서문진희·정여주, 2011; 최인희 외, 2011; 모선희·최세영, 2013). 이에 본 연구에서는 노인에 대한 공적돌봄의 확대가 가족의 노인돌봄 부담을 완화하였는가를 보다 직접적으로 분석하고자 한다.

공적 노인돌봄서비스는 서비스의 제공 장소에 따라 시설서비스와 재가서비스로 나눌 수 있으며(이선희, 2014), 본 연구에서는 다음의 이유로 재가서비스의 확대에 주목한다. 첫째, 돌봄이 필요한 노인의 대다수가 재가 상태에 있기 때문이다. 시설의 보호를 받는 노인은 전체노인의 약 2.4%에 불과한 반면(이윤경 외, 2013: 26), 장기요양등급판정자 중 자택에서 서비스를 받는 경우는 전체의 71.6%로, 시설에서 서비스를 받는 경우의 26.6%에 비해 현저히 높은 수준이다. 바우처를 통한 재가서비스 이용을 포함할 경우 재가서비스를 받는 노인의 비율은 더 높아질 것이다(국민건강보험공단, 2009).¹⁾ 둘째, 시설서

1) 또한 노인을 돌보는 주 돌봄자가 배우자, 자녀, 손자녀 등 가족이라고 응답한 경우가 전체의 72.3%에 달했다(보건복지가족부, 2009a). 이는 노인들 대다수가 건강이 악화되면 자녀와 함께 살며 보살핌을 받는 것을 선호한다는 점, 그리고 노인 돌봄에 대한 주된 책임은 자녀에 있다는 인식이 강한 한국의 상황이 반영된 결과이기

비스의 경우 비공식돌봄을 완전히 대체하는 형태로 서비스가 제공되어 해당 가족의 일상에서 노인돌봄 시간이 관찰되기 어렵고, 자료상으로도 시설 입소 노인이 가구원으로 확인되지 않아서 서비스 수급 가구와 비수급가구를 구분하기 어렵다는 문제가 있다. 반면 재가서비스는 비공식돌봄을 조정하는 형태로 서비스가 제공되기 때문에, 서비스를 받더라도 노인에 대한 가족의 돌봄이 상당 부분 남게 된다는 점에서 서비스의 수급가구를 확인하기가 비교적 수월하다(이진아, 2015).

본 연구에서는 통계청의 생활시간자료를 이용하였는데, 이 자료는 가족 구성원의 일상생활에 대해 구체적인 행위별 시간 정보를 제공하기 때문에, 노인 재가서비스 확대에 의한 노인돌봄 시간 및 다른 생활시간의 변화를 정교하게 분석할 수 있다는 장점이 있다. 제도 확대의 효과는 건강이 취약한 노인을 돌보는 중하위 소득수준의 가구를 처치집단으로 삼아서 비교적 건강한 노인을 돌보는 가구 및 고소득 가구와의 비교를 통해 제도 효과를 추정하는 삼중차이(DDD) 방법을 통해 확인하였으며, 연구문제는 다음의 두 가지로 구분된다. 첫째, 노인 재가서비스의 확대는 돌봄이 필요한 노인과 동거하는 가족 구성원들의 돌봄시간을 감소시켰는가? 둘째, 가족 구성원의 노인돌봄 시간이 감소한 경우, 다른 일상 생활에는 어떠한 변화가 있었는가? 본 연구는 노인 재가서비스 확대의 주 효과를 실증자료를 통해 확인하고, 이후의 제도 발전을 위한 기초자료를 제공한다는 의미가 있다.

2. 문헌고찰

1) 공적 노인돌봄서비스 확대가 가족의 비공식돌봄에 미치는 영향

노인돌봄서비스 확대가 가족의 비공식돌봄에 미치는 효과는 보완(complementary)효과와 대체(substitution)효과로 구분할 수 있는데, 보완효과가 클 경우에는 서비스를 받더라도 가족에 의한 돌봄 시간에 큰 변화가 없을 수 있지만, 대체효과가 크면 가족에 의한 노인돌봄 시간이 크게 감소할 수 있다(Mentzakis et al., 2009).

초기의 연구들은 비공식돌봄에 대한 공적 서비스의 대체효과에 주목하였다. Cutler & Sheiner(1993)는 만성질환이 있거나 일상생활에 어려움이 있는 미국 노인을 대상으로 1982년부터 1984년까지 실시한 패널조사 National Long Term Care Survey (NLTCs) 자료를 이용하여, Medically Needy Program이 노인에 대한 비공식돌봄에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과, 경제적인 어려움으로 인해 의료비를 충당하기 어려운 노인들이 Medicaid 없이도 의료서비스를 받을 수 있도록 하여 돌봄서비스에 대한 접근성을 높여주는 제도를 운영하는 지역에서는 다른 지역에 비해 노인이 자녀로부터 도움을 받을 가능성이 2.1%p 감소하는 것으로 나타났다. 같은 자료를 이용한 Ettner(1994)의 연구에서도, Medicaid를 통

도 하다(선우덕, 2001).

해 재가 요양서비스 지원을 받는 경우가 받지 않는 경우에 비해 공적 재가서비스를 받을 가능성이 높고(6.77%), 가족의 비공식돌봄을 받을 가능성이 낮았다(7.74%). Hoerger et al.(1996)도 같은 자료를 이용한 연구에서 노인 재가서비스의 확대가 노인이 자녀와 동거하지 않고 독립적인 가구로 생활할 가능성을 높인다고 분석하였다.

하지만 공적 서비스가 확대된다고 해서, 가족의 비공식돌봄이 무조건 감소하는 것은 아니다. 공적 노인돌봄서비스의 내용이나 대상, 주체에 따라서 대체효과보다 보완효과가 강하게 나타날 수 있고, 이 경우에는 가족의 노인돌봄 부담에 큰 변화가 없을 수 있다(Van Houtven & Norton, 2004; Bolin et al., 2007; Mentzakis et al., 2009). 대표적으로 Mentzakis et al.(2009)는 영국의 British Household Panel Survey(BHPS)를 이용한 분석결과를 토대로, 단순과업 중심의 재가서비스는 보완효과가 큰 반면 기술이 필요한 전문적인 재가서비스는 대체효과가 크고, 주돌봄자가 여성인 경우에는 보완효과가 주로 관측되는 경향이 있다고 보고하였다. Survey on Health, Ageing and Retirement in Europe(SHARE) 자료를 이용하여 유럽 11개국(프랑스, 독일 오스트리아, 벨기에 등) 50세 이상을 대상으로 성인자녀의 비공식 돌봄과 공식돌봄의 관계를 분석한 Bonsang(2009)의 연구에서도, 전체적으로 공식돌봄이 비공식돌봄을 대체하기는 하지만, 노인의 장애수준이 높거나 간호가 필요한 경우에는 그러한 대체관계가 사라지거나 오히려 약한 보완관계가 나타난다고 분석한 바 있다. 따라서 재가서비스의 확대로 노인돌봄 시간이 감소하지 않더라도 그것이 곧 가족의 돌봄 부담이 감소하지 않았다는 의미는 아니며, 두 가지 효과를 모두 고려하여 해석에 신중할 필요가 있겠다.²⁾

2) 노인 재가서비스의 확대 및 국내 선행연구 검토

우리나라의 경우, 2000년 중반 이후 공적 노인돌봄서비스가 확대되었다. 2000년대 초반까지 재가서비스는 재가노인복지시설인 가정봉사원파견시설, 주·단기보호시설을 통해 국민기초생활보장 수급자를 포함한 저소득층(도시근로자 월평균소득 미만)에게만 제한적으로 제공되었다. 이후 2007년 노인돌봄미바우처사업, 2008년 노인장기요양보험제도가 도입되면서 소득기준이 완화되거나 없어지면서 공적 노인돌봄서비스의 대상 가구가 양적으로 크게 확대되었다. 노인돌봄종합서비스(구, 노인돌봄미바우처사업)³⁾에서 소득기준은 전국가구 월평균소득 150%이하로 완화되었고, 노인장기요양보험

2) 비공식 돌봄과 공식돌봄의 관계를 설명하는 이론은 매우 다양하다. 그 중 비공식 돌봄과 공식돌봄의 보완성을 주장하는 이론에는 과업특정모델과 보충모델 등이 있다. 과업특정모델(task-specific model)은 담당하는 과업이 분리되어 있기 때문에 상호간의 관계가 보완적 형태로 나타난다고 설명하며(Litwak, 1985), 보충모델(supplementation model)은 공식적 돌봄이 비공식돌봄 제공자의 스트레스 완화를 위해 이용되어 비공식 돌봄 제공자의 노력을 보충하는 수준에서 이루어진다고 설명한다(Edelman, 1986). 관련 이론에 대해서는 김금열(2010)을 참조하기 바란다.

3) 2007년 시행된 노인돌봄미바우처사업은 2009년에 독거노인생활관리사파견사업과 통합되어 ‘노인돌봄서비스’로 명칭이 변경되었다. 노인돌봄서비스는 노인돌봄기본서비스(구, 독거노인생활관리사파견사업)와 노인돌봄종합서비스(구, 노인돌봄미바우처사업)로 나뉜다.

에서는 소득수준에 상관없이 65세 이상 노인 또는 65세 미만 노인성 질병을 가진 자로서 요양보호를 필요로 하는 장기요양 1-3등급 인정을 받은 사람은 누구나 서비스를 받을 수 있게 되었다.

[표 1] 공적 노인돌봄서비스의 변화 : 재가서비스를 중심으로

	2004년	2009년
주요사업 ¹⁾	가정봉사원 파견사업 주간보호(무료·실비), 단기보호	노인돌봄종합서비스 노인장기요양보험의 재가급여
대상	국민기초생활보장 수급자 및 저소득 가구	중산층 이상 소득계층까지 보편적 적용
예산	293억원 ²⁾	5,160억원 - 노인돌봄종합서비스: 299억원 ³⁾ - 노인장기요양보험: 4,861억원 ⁴⁾
이용자 수	23,070명	390,932명 - 노인돌봄종합서비스: 15,115명 - 노인장기요양보험: 375,817명 ⁵⁾

주 1) 2009년 요양이 필요한 노인에게 제공되는 재가서비스로, 복원기금 가사간병도우미, 자활근로 등이 있으나, 예산이나 이용자수 확인이 어렵고, 그 규모가 크지 않아 본 자료에서는 제외함.

- 2) 「보건복지부(2004a). 2004년 노인보건복지사업안내」를 활용하여 작성함. 2004년 재가노인복지시설운영 예산 11,735백만원원은 국고보조금임. 국고보조 기준이 국고40%, 지방비60% 라는 것을 감안하여 추산함
- 3) 노인돌봄종합서비스는 국가지원(국비 및 지방비), 본인부담으로 재원을 마련함. 「보건복지가족부(2009a). 2009년 노인보건복지사업안내」를 활용하여 작성함. 2009년 노인돌봄서비스 자치단체경상보조(종합) 예산 19,910백만원원은 국고보조금임. 국고보조율이 서울50%, 지방70%, 신활력지역80% 상이하나, 평균66.7%를 국고보조율로 가정하여 추산함.
- 4) 노인장기요양보험은 장기요양보험료, 국가지원(국비 및 지방비), 본인부담으로 재원을 마련함. 2009년 노인장기요양보험의 예산은 보건복지가족부의 2008년 11월 27일자 보도자료 ‘2009년 노인장기요양대상자 18만명에서 23만명으로 확대’를 활용하여 작성함. 총 20,955억원 중 요양보험료를 제외한 8,573억원은 국고 및 지방비임. 그 중 재가서비스의 예산은 「국민건강보험공단(2010). 2010년 노인장기요양보험 통계연보」에서 2009년 급여비 지출 중 재가급여가 차지하는 비중이 56.7%임을 감안하여 추산함.
- 5) 「국민건강보험공단(2009). 2009년 노인장기요양보험 통계연보」를 활용하여 작성함. 방문요양, 방문목욕, 방문간호, 주야간보호, 단기보호, 복지용구의 요양실인원을 단순합계함. 2개 이상의 서비스를 받은 중복인원이 포함됨.

자료: 1) 국민건강보험공단(2009). 2009년 노인장기요양보험 통계연보.

- 2) 국민건강보험공단(2010). 2010년 노인장기요양보험 통계연보.
- 3) 박병현(2011). 노인돌봄종합서비스 발전방안. 보건복지부.
- 4) 보건복지부(2004a). 2004년 노인보건복지사업안내.
- 5) 보건복지부(2004b). 2004년 노인복지시설현황.
- 6) 보건복지가족부(2008). 2008년 11월 27일 보도자료.
- 7) 보건복지가족부(2009a). 2009년 노인보건복지사업안내.
- 8) 노인장기요양보험 홈페이지(<http://www.longtermcare.or.kr>)

공적 노인돌봄서비스의 확대는 2007년 노인돌봄비마우처사업, 2008년 노인장기요양보험제도 도입 전후의 예산 규모와 이용자 수를 비교하면 더 확실하게 드러난다. 위의 [표 1]은 2004년과 2009년의 변

화를 신체수발과 가사지원 등 노인돌봄에 관한 재가서비스를 중심으로 비교 정리한 것이다.⁴⁾ 2004년과 2009년의 재가서비스 이용자 수와 예산을 비교해보면, 이용자 수는 23,070명에서 390,932명으로, 예산은 293억원에서 5,160억원으로 대략 17배가량 증가한 것으로 확인된다. 이러한 재가서비스의 확대는 돌봄이 필요한 노인과 그들을 돌보는 가족들의 비공식돌봄에 영향을 미쳤을 것이다. 특히 노인 재가서비스가 시간을 단위로 제공된다는 점을 고려하면, 가족의 노인돌봄 부담 완화 효과도 구성원의 생활시간 변화를 통해 확인하는 방법이 적절해 보인다. 구체적으로, 2004년에는 1가구당 4시간씩 주 2회, 즉 월 32시간의 가정봉사원파견서비스가 제공되었으며(보건복지부, 2004a: 75; 재가노인복지센터, 2000: 8). 2009년에는 장기요양등급에 따라 차등적으로 월 한도액이 적용되고 서비스별 시간당 단가를 달리 책정하여 1인당 서비스 이용시간이 동일하지는 않지만, 재가서비스를 가장 많이 이용하는 3등급을 예시로 보면 방문요양만 이용할 경우 최대 월 80시간의 재가서비스가 제공되었다(보건복지가족부, 2009c). 노인 재가서비스가 과업이 아닌 시간을 단위로 제공되고 있다는 점은, 이에 대한 가족의 비공식돌봄의 대응 역시 돌봄시간의 변화로 이어지게 한다(최인희, 2010). 예컨대 4시간의 서비스를 제공받는 경우, 기존에 노인을 돌보는 구성원은 이 시간 중 일부를 가사나 여가 등으로 재배치하는 식이다. 따라서 노인 재가서비스의 확대는 가족 구성원의 노인돌봄 시간을 줄이고, 전체적인 일상생활의 재구조화를 촉발하는 방향으로의 영향을 미칠 것이라 기대할 수 있다(Li & Hung, 1997).

한편, 공적 노인돌봄서비스의 효과를 다룬 국내 연구들은 서비스의 확대가 노인을 돌보는 가족의 삶에 긍정적인 영향을 미쳤고, 가족의 부양부담이 감소하였음을 보여주었다. 김동배·박서영·김상범(2010)은 2008년 고령화연구패널조사를 이용하여 장기요양 서비스의 이용으로 가족 구성원의 삶의 만족도가 높아졌음을 확인하였고, 석재은(2009)은 사례연구를 통해 노인 재가서비스의 이용으로 자녀들의 부양부담이 감소하였음을 보여주었다. 최인희 외(2011)는 서울·경기지역에 거주하는 노인의 주돌봄자 600명을 대상으로 한 설문조사를 통해, 재가서비스의 이용시간이 길수록 주돌봄자의 부양부담이 감소한다고 보고하였다. 모선희·최세영(2013)도 경기도와 충남지역의 장기요양기관 이용 가족 280명을 대상으로 설문조사를 실시하여 다중회귀모형을 적용해 분석한 결과, 서비스 이용으로 가족의 신체적, 정서적, 사회적 부양부담이 유의미하게 낮아졌음을 확인하였다. 최근의 연구에서는 노인 재가서비스의 이용으로 인한 가족 구성원의 부양부담 감소 외에도 근로나 여가 등 다른 생활영역에 대한 효과로 관심이 확대되고 있다. 이진아(2015)는 노인장기요양보험 재가서비스를 이용하는 35가구에 대한 질적조사에 기초한 분석결과, 노인 재가서비스의 이용으로 구성원의 근로와 여가가 모두 증가하였다

4) 공적노인돌봄에서 재가서비스는 시설이 아닌 가정에 거주하는 노인을 대상으로 하며, 노인 자신의 가정에서 제공받는 방문형서비스(in-home care service)뿐 아니라, 노인이 가정에 머물며 지역사회 내 시설에서 제공받는 지역사회서비스(communitary service)까지 포함한다(양옥남, 2000). 본 연구에서는 방문요양, 주간보호 등 ‘요양 관련 재가서비스’만을 다루었다. 이에 전통적으로 복지관의 재가복지사업을 통해 지원되는 급식지원(밀반찬 및 도시락배달, 푸드뱅크, 경로식당), 이미용서비스, 상담지원, 도배·장판 주거환경 개선 등은 제외되었다. 2004년과 2009년의 시점을 비교한 것은 본 연구에서 분석자료의 두 조사시점 간 비교를 통해 재가서비스 확대의 효과를 추정하고 있기 때문이다.

고 보고하였다. 그러나 이현주(2014)와 권현정·고지영(2015)의 연구에서는 노인장기요양보험 서비스의 이용이 구성원의 노동시간에 별다른 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나는 등 돌봄 이외의 생활시간에 미치는 효과에 대해서는 아직 논쟁이 진행 중이다.

이들 선행연구는 공적 노인돌봄서비스의 확대가 가족의 부양부담이 어떻게 변화했는지를 다양한 방법으로 보여준다는 점에서 의미가 있지만, 다음과 같은 한계를 지닌다. 첫째, 다수의 연구에서 노인돌봄서비스 이용의 효과를 주관적 변수를 통해 확인하고 있다는 점이다. 부양부담은 노인을 돌보는 과업을 수행하는 데 따르는 어려움을 의미하지만(최덕경·이혜자, 2007: 150), 상황과 조건에 따라 인지되는 변화의 정도가 다를 수 있어 제도의 객관적인 효과를 보여주는 지표로는 부족함이 있다. 둘째, 기존 연구들은 노인돌봄서비스 이용의 효과에 초점을 맞추고 있어서, 이를 통해서 서비스 확대의 효과를 확인하기에는 무리가 있다. 제도 확대의 효과를 확인하기 위해서는 최소 두 시점에서 노인을 돌보는 가족 구성원의 행위 변화에 주목해야 한다. 셋째, 기존 연구들은 서비스 이용 가족과 비이용 가족을 비교하거나 서비스 이용 전후의 시점을 단순 비교하는 분석을 주로 사용하였다. 이와 같은 분석방법으로는 효과에 영향을 미치는 요인들의 영향을 통제하는 데 한계가 있다.

본 연구는 다음의 측면에서 기존 연구와 차별성을 가진다. 첫째, 본 연구는 노인을 돌보는 가족의 구체적인 일상생활 시간 변화를 통해 제도의 효과를 추정한다. 가족이 노인을 돌봄으로써 발생하는 물리적 제약으로서의 시간 변화에 주목하고, 이러한 변화가 다른 일상생활에서의 시간 변화와 어떤 관계를 보이는가를 확인한다. 둘째, 본 연구는 기존 연구와 비교하여 보다 엄밀한 방법을 통해 제도 확대의 효과를 추정한다. 서비스의 이용여부로 정책의 효과를 확인하면 이용여부에 영향을 미치는 미관측 요인들로 인해 분석결과에 편의가 발생할 수 있다. 본 연구에서는 노인 재가서비스의 이용가능성이 높은 집단을 처치집단으로 하여, 이용하지 않을 것으로 예상되는 비교집단과의 차이를 이용하는 삼중차이(DDD) 방법을 적용하여 보다 제도 확대의 효과를 확인한다. 마지막으로, 본 연구는 가족 단위의 생활시간 변화에 대한 분석을 통해, 개인의 생활시간 변화에 대한 분석을 보완하고자 한다. 기존 연구는 주돌봄자에 초점을 두었지만, 현실에서 노인 돌봄은 가족 구성원들이 분담하는 방식으로 이뤄지는 경우가 적지 않다.⁵⁾ 또한, 주돌봄자 이외의 가족 구성원을 분석에 포함함으로써 가족 내에서 노인돌봄을 분담하는 변화를 살펴볼 수 있고, 노인을 직접적으로 돌보지 않더라도 경제적 비용의 지원 등을 담당하는 구성원의 생활시간 변화도 확인할 수 있다.

5) 장혜경 외(2006: 31)에 의하면, 주돌봄자가 있는 노인의 약 33%가 부돌봄자도 있다고 응답하였다.

3. 연구방법

1) 분석자료 및 분석대상

본 연구에서는 노인 재가서비스의 확대가 가족 구성원의 생활시간에 미친 영향을 확인하기 위해서 통계청의 생활시간조사 자료를 이용하였다. 생활시간조사는 전국 대표성을 가지는 표본을 대상으로 조사하는 반복횡단(repeated cross section) 자료로 1999년부터 5년 마다 조사가 이뤄지고 있다. 생활시간자료는 응답자가 자신의 행동을 10분 간격으로 설계된 시간일지에 직접 기입하는 방식(after-coded diary)으로 조사가 이뤄지기 때문에, 가족 구성원이 일상생활에서 노인을 돌보는 데 어느 정도의 시간을 소요하고 있는가에 대하여 구체적인 정보를 제공하고, 가사와 노동, 여가, 개인유지 등의 다른 범주에 대한 시간 활용도 확인할 수 있다는 점에서 본 연구에 가장 적합한 자료라고 할 수 있다. 본 연구에서는 노인 재가서비스가 본격적으로 확대되기 이전인 2004년과, 확대된 이후인 2009년의 조사 자료를 이용하였다.⁶⁾ 또한 노인 재가서비스의 이용이 주로 평일에 이뤄진다는 점을 고려하여 평일에 작성된 일지만을 분석하였다.⁷⁾

본 연구의 목적은 노인 재가서비스의 확대가 노인을 돌보고 있는 가족 구성원의 생활시간에 어떠한 영향을 미쳤는지를 확인하는데 있다. 따라서 노인이 포함된 가구라고 하더라도 가족 구성원으로부터 돌봄을 받고 있는 것이 확인되지 않은 경우에는 분석에서 제외되었으며, 마찬가지로 이유로 모든 독거노인 가구도 분석에서 제외되었다. 최종 분석대상은 2004년 369가구의 705명, 2009년 305가구 509명, 총 674가구 1,214명이며, 시점 별 표본크기의 차이를 감안하여 각 연도 별로 표준화한 가중치를 적용하였다.⁸⁾ 기본 분석단위는 가구원 개인이며, 분석대상에는 노인의 주돌봄자 이외의 가족 구성원도 포함된다. 필요에 따라 가족 단위 분석결과를 보완적으로 제시하였다.⁹⁾

6) 최근 2014년의 생활시간조사 자료가 공개되었지만, 본 연구에서는 2004년과 2009년의 자료만을 이용하여 제도 도입의 효과를 분석하였다. 본 연구에서 관심을 가지는 두 가지 제도 중에서 노인돌봄비바우처사업은 2007년부터 시행되었으므로 2009년은 3년차에 접어드는 시점이고, 노인장기요양보험제도도 2008년 7월 시행되어 2009년의 조사시점인 3월과 9월은 도입 이후 최소 7개월에서 최대 14개월이 지난 시점이다. 제도가 성숙하기 전이기는 하지만, 도입 초기의 효과를 분석하기에는 무리가 없다고 판단하였다. 반면, 2014년의 조사 자료부터 가족의 돌봄과 관련된 변수가 세분화되어 이전에 조사된 변수와의 직접적인 비교가 어려워진 측면이 있으며, 2014년 7월에 노인장기요양보험의 치매특별등급제가 도입되었는데 7-11월에 조사된 2014년의 자료가 제도의 변화를 반영하고 있을지 확인하기 어렵다는 점도 고려하였다. 도입 초기 이후의 효과 분석은 후속 연구로 남겨두고자 한다.

7) 생활시간조사는 각 응답자가 2일의 일지를 작성하는데, 주말과 평일을 하루씩 작성한 경우에는 평일의 시간 일지만 분석에 포함하였고, 평일만 2일 작성한 경우에는 두 일지의 평균값을 사용하였다.

8) 2004년에 비해 2009년의 사례 수가 적은데, 이는 표본규모의 차이에 기인한다. 2004년에는 12,750가구의 32,000명을 대상으로 조사가 이뤄졌지만, 2009년에는 이보다 적은 8,100가구의 20,657명을 대상으로 조사가 이뤄졌다. 또한, 가구 수에 비해 가구원의 수가 적은 이유는 다음과 같다. 첫째, 본 연구의 분석대상은 19세 이상의 성인 가구원이므로, 19세 미만의 가구원은 분석에서 제외되었다. 둘째, 본 연구는 평일의 생활시간 변화만 분석하므로, 주말에만 일지를 작성한 가구원이 분석에서 제외되었다.

2) 분석방법

본 연구는 노인 재가서비스가 본격적으로 확대되기 전후 시점인 2004년과 2009년 사이에 노인을 돌보고 있는 가구의 생활시간 변화를 확인하기 위해서 삼중차이 추정(difference in difference in difference, DDD) 방법을 이용하였다.¹⁰⁾ 삼중차이 추정은 정책의 효과를 확인하는 데 많이 사용되어 온 이중차이 추정(difference in difference)을 확장한 방법이다. 이중차이 추정에서는 정책 대상이 될 것으로 예상되는 처치집단(treatment group)과 그렇지 않은 비교집단(control group)을 설정하고 두 집단 간 정책 도입 전후의 평균 차이를 비교한다. 비교집단에서의 두 시점 간 관측된 차이가 처치집단에서 정책이 없었을 경우의 가상적인(counterfactual) 변화라고 간주하는데, 이는 정책이 없었다면 두 집단이 동일한 변화를 보였을 것이라는 가정에 기인한다. 이를 본 연구에 적용하면, 건강이 취약한 노인이 포함된 가구 중에서 재가서비스를 이용할 가능성이 높은 중하위소득 가구와 그렇지 않은 고소득 가구의 전후 차이를 비교하는 방식을 고려할 수 있다. 하지만 두 집단에서 노인 재가서비스의 부재에 따른 생활시간의 변화가 동일할 것이라고 간주하기가 어렵다는 문제가 있다. 가구의 소득수준은 가구의 일상생활에 영향을 미치는 가장 큰 요인의 하나이기 때문이다.¹¹⁾

본 연구에서는 이러한 문제에 대처하기 위해 건강이 취약한 노인을 돌보는 구성원의 이중차이 추정에서, 비교적 건강한 노인을 돌보는 구성원의 이중차이 추정을 다시 차분하는 삼중차이 추정을 통해서 재가서비스 확대의 효과를 확인하였다. 이러한 방법으로 처치집단과 비교집단의 초기 특성 차이로 인한 분석결과의 편의를 줄일 수 있다(Chaudhury & Parajuli, 2010; Imbens & Wooldridge, 2007; Ravallion, 2007). 단순 삼중차이 추정 모형을 수식으로 나타내면 다음과 같다. 여기서 y 는 종속변수인 구성원의 범주별 생활시간을, W/N 은 노인 구성원의 건강상태(취약/ 비취약)를, L/H 는 가구소득(중하위소득/ 고소득)을, $T1/T2$ 는 시간더미(노인 재가서비스 확대 전/후)를 의미한다.

- 9) 가족 단위 분석을 보완적으로 제시한 것은, 본 연구의 주요 관심인 노인돌봄의 경우 필요한 총 시간이 현실적으로 가족 단위로 결정되고 있기 때문이다. 그러나 모든 가족 구성원이 평일에 일지를 작성한 것이 아니라서 평일의 가족 단위 생활시간을 온전히 확인하기가 어렵고, 시간에 따라 노인가구의 규모가 감소하여 가족 구성의 변화와 제도 확대의 효과를 구분하기가 쉽지 않다는 점 등을 고려하여 가족 단위의 분석은 보완적으로만 활용하였다.
- 10) 제도 도입의 효과를 확인하기 위해서는 무작위로 할당된 두 집단을 도입 전후의 시점에서 추적 조사한 자료를 이용한 분석이 이상적이지만, 현실적으로 그러한 조건의 실험은 찾기가 어렵다(구인회·임세희·문혜진, 2010: 129). 본 연구와 같이 반복 횡단조사 자료(repeated cross-sectional data)를 이용해서도 이중차이 혹은 삼중차이의 추정을 적용할 수 있으며, 많은 분야에서 실제로 이 방법이 적용되고 있다(Wooldridge, 2009: 450-455). 이 경우에도 단일 시점의 횡단조사만 활용하는 분석에 비해 제도 도입 이전의 집단 간 차이를 고려할 수 있다는 점에서 장점을 가지지만, 시간에 따른 집단 구성의 변화와 제도 도입의 효과를 구분하기 위한 주의가 필요하다(Shadish, Cook & Campbell, 2002: 117).
- 11) 대안으로 중하위 소득수준의 비교적 건강한 노인을 돌보는 가구를 비교집단으로 삼아 이중차이 추정을 할 수도 있지만, 이 경우에도 노인의 건강상태 차이에 따른 편이가 결과에 영향을 미치게 된다. 계량경제학에서는 처치집단과 비교집단을 구분하는 더미변수와 오차항 간의 상관관계가 내생성 문제를 야기하여 회귀계수가 불일치(inconsistent)하게 된다고 설명한다(Ravallion, 2007).

$$\hat{\beta} = [(\overline{y_{W,L,T2}} - \overline{y_{W,L,T1}}) - (\overline{y_{W,H,T2}} - \overline{y_{W,H,T1}})] - [(\overline{y_{N,L,T2}} - \overline{y_{N,L,T1}}) - (\overline{y_{N,H,T2}} - \overline{y_{N,H,T1}})]$$

생활시간의 배분은 연령, 성별, 교육수준, 취업여부, 건강 등의 개인 특성과 가구구성이나 규모 및 거주지역과 같은 가구 특성에 따라 달라질 수 있다. 이 경우에는 단순 삼중차이 추정에서 확인된 차이가 노인 재가서비스 확대에 의한 것이라고 단언하기 어렵다(변금선·허용창, 2014: 108). 특히, 본 연구와 같이 반복 횡단조사 자료를 활용하는 경우에는 집단의 구성 변화로 인한 영향과 제도 도입으로 인한 효과를 구분하는 것이 더욱 중요하다. 이에 본 연구에서는 구성원의 생활시간에 영향을 미치는 인구사회학적 요인을 통제한 상태에서 노인 재가서비스 확대의 효과를 확인하기 위해 삼중차이 추정을 적용한 다변인 회귀분석 모형을 구성하였다.¹²⁾

한편, 본 연구의 종속변수인 생활시간은 동일한 개인의 24시간에서 할당된 값이기 때문에 종속변수 간의 상관관계를 고려해야 한다. 돌봄, 가사, 노동, 여가시간 등을 종속변수로 한 회귀모형을 각각 분석하는 경우, 각 모형의 오차항 간 상관관계로 인해 가설검정 결과를 신뢰하기 어렵기 때문이다(변금선·허용창, 2014: 109). 이에 본 연구에서는 여러 회귀모형의 오차항 간 상관관계를 허용하는 SUR 회귀분석(Seemingly Unrelated Regression Analysis)을 적용하였다(Kimmel & Connelly, 2007). 삼중차이 추정을 적용한 회귀분석 모형을 수식으로 표현하면 다음과 같다(변금선·허용창, 2014: 109). 여기서 θ 는 처치 집단과 비교집단의 차이를 γ 는 두 시점의 차이를 의미하며, σ 는 생활시간에 영향을 미치는 인구사회학 요인의 영향을 나타낸다. 노인 재가서비스 확대의 영향은 두 가지 집단터미와 시기터미의 상호작용 항의 회귀계수인 β_4 를 통해 확인할 수 있다.¹³⁾ 모든 분석에는 생활시간조사에서 제공하는 가중치를 연도 별로 표준화하여 적용하였다.

$$Y_{it} = \alpha + \theta_1 Treat1_{it} + \theta_2 Treat2_{it} + \gamma After_i + \beta_1 Treat1_{it} \times Treat2_{it} + \beta_2 Treat1_{it} \times After_i + \beta_3 Treat2_{it} \times After_i + \beta_4 Treat1_{it} \times Treat2_{it} \times After_i + \sigma De + \epsilon$$

- 12) 생활시간을 다루는 선행연구들은 시간자료의 특성 상 종속변수에 '0'값이 많다는 점을 고려하여 토빗회귀분석(Tobit regression model)을 선호하였다. 그러나 0'이라는 값이 실제 해당 행위를 전혀 하지 않는다는 것을 의미하는 것이 아니라 시간일지가 제한된 날짜와 요일의 시간을 기록하는 것에서 기인한 측정오차이므로 '0'을 절단값으로 반영하는 토빗회귀분석을 적용하는 것이 적절하지 않다는 주장이 제기되었다(Brown & Dunn, 2011; Gershuny, 2012). 이 때문에 최근 시간연구에서는 OLS를 적용하는 것으로 연구방법 경향이 변화하고 있다. 본 연구에서도 최근 경향을 따라 OLS를 적용하였다.
- 13) 일반적으로 사회과학 연구에서는 $p < .05$ 의 유의수준을 적용하지만, 선행회귀분석의 상호작용항에 대해서는 검증력이 약하다는 한계가 지적된다(박현선·이상균, 2008: 408). 본 연구에서는 제도 확대의 효과를 보다 적극적으로 해석하고자 $p < .10$ 의 유의수준을 적용하였다.

3) 변수의 측정

삼중차이 추정은 준실험설계(quasi-experimental design)의 방법을 적용하여 정책의 효과를 확인하는 방법이다. 이를 위해서는 정책의 영향을 받는 처치집단과 정책의 영향을 받지 않으면서 처치집단과 유사한 특성을 지니는 비교집단을 적절하게 선정하는 것이 중요하다. 본 연구에서는 2000년대 중반 이후 확대된 노인 재가서비스의 대상 선정 기준과 이용 현황에 대한 선행연구를 참고하여, 노인의 건강상태와 가구의 소득수준을 이용하여 각 집단을 정의하였다.

먼저 노인돌봄서비스의 방문서비스나 노인장기요양보험의 재가급여는 제도에 따라 정도의 차이는 있지만, 혼자서 일상생활을 수행하기 어려울 정도로 건강수준이 취약한 노인을 대상으로 한다. 따라서 건강이 취약한 노인을 돌보는 가구를 처치집단으로 비교적 건강이 덜 취약한 노인을 돌보는 가구를 비교집단으로 구분할 수 있다. 그런데 생활시간조사에서는 응답자의 건강상태에 대한 직접적인 변수를 제공하지 않는다는 문제가 있다. 이에 본 연구에서는 노인 가구원이 일상생활에서 의료적인 건강관리를 받고 있는지의 여부로 측정하여 건강이 매우 취약한 노인이 있는 경우를 처치집단으로, 비교적 건강이 덜 취약한 노인이 있는 경우를 비교집단으로 설정하였다.¹⁴⁾

다음으로 본 연구는 가구의 소득수준을 기준으로 중하위소득 가구를 처치집단으로, 고소득 가구를 비교집단으로 설정하였다. 노인돌봄서비스는 가구소득이 전국가구 평균소득의 150% 이하여야 한다는 소득기준을 두고 있으며, 노인장기요양보험은 소득수준이 아닌 노인의 기능상태에 의해 수급자격을 결정하고 있지만, 실제 이용자의 대부분은 중하위소득에 해당하는 것으로 추정된다(윤희숙 외, 2010: 102).¹⁵⁾ 이에 본 연구에서는 재가서비스 확대의 영향을 받는 처치집단을 가구의 소득수준이 노인가구 기준 하위 80%에 해당하는 중하위소득 가구로, 그리고 이에 대한 비교집단을 상위 20%에 해당하는 고소득 가구로 정의하였다.¹⁶⁾ 이와 같은 집단 구분을 표로 정리하면 다음의 [표 2]와 같으며, 본

14) 생활시간조사에서 확인할 수 있는 의료적 건강관리의 범주에는 자가 치료와 의료서비스 이용, 아파서 쉬는 행동이 포함된다. 이와 같은 측정은 재가서비스가 필요한 노인의 범위를 과다 포함할 가능성이 있지만 이러한 측정은 처치집단의 범위를 확실하게 보장하는 데 도움이 되고, 비슷한 특성의 비교집단을 충분히 확보할 수 있다는 장점이 있다(Ravallion, 2007: 3819-3820). 참고로 김진구(2008)에 의하면, 노인의 건강상태는 의료서비스 이용을 결정하는 핵심요인으로 꼽힌다.

15) 소득수준에 따라 제도 이용에 차이를 보이는 점은 본 연구의 범위를 넘어서는 부분이지만, 제도적으로 소득수준에 따라 본인부담금에 차등을 두고 있다는 점이나, 고소득 가구일수록 공공 재가서비스보다 민간 간병인 서비스를 선호한다는 점이 영향을 미쳤을 수 있다(Stable et al., 2006; Wittenberg et al., 1998).

16) 이러한 기준은 임의적이라는 비판을 받을 수 있지만, 자료의 한계로 인한 판단이었다. 생활시간조사에서는 소득 정보를 가구가 아닌 개인 단위로 측정하며, 정확한 소득 금액이 아니라 50만원 단위의 서열변수로 정보를 제공하고 있다. 이에 본 연구에서는 가구 단위로 개인의 소득을 합한 후, 가구규모로 균등화하여 가구의 소득수준을 측정하였다. 이러한 소득수준에는 적지 않은 측정오차가 포함될 수밖에 없지만, 재가서비스 이용가능성이 높은 집단을 최대한 포함하면서 비교집단의 적절 사례 수를 보장하려는 의도로 노인가구 하위 80%의 기준을 선정하였다. 가구소득을 정확하게 확인하기 어렵다는 점을 보완하기 위해 주거형태를 통제변수로 추가하였다(Stable et al., 2006).

연구에서는 처치집단의 생활시간에 대한 노인 재가서비스 확대의 효과를 세 가지 비교집단을 이용한 삼중차이 추정을 통해 확인한다.

[표 2] 처치집단과 비교집단의 구성

		가구의 소득수준	
		중하위소득	고소득
노인의 건강상태*	건강 취약	처치집단	비교집단1
	건강	비교집단2	비교집단3

주: 노인의 건강상태에 따른 집단은 서술의 편의상 '건강 취약' 집단과 '건강' 집단으로 구분하고 있지만, 본 연구에서의 '건강 취약'은 일상생활에서 의료적 건강관리가 필요할 정도로 건강이 취약하다는 의미이고, '건강'은 일반적인 의미에서의 건강하다는 뜻이 아니라 '건강 취약' 집단에 비해서 비교적 건강하다는 의미이다.

본 연구에서 가장 관심을 가지는 종속변수는 가구 구성원의 노인돌봄 시간이다. 노인돌봄 시간은 구성원이 노인을 간호하거나 돌보는 시간으로 측정하였으며, 가구원이 노인의 배우자인 경우에는 배우자 돌봄 시간을, 노인의 자녀(또는 손자녀)인 경우에는 (조)부모 돌봄 시간을 노인돌봄 시간으로 측정하였다. 또한 본 연구에서는 노인돌봄의 변화를 다른 시간 범주들의 변화와 같이 확인하므로, 가사, 노동, 여가, 비노인 돌봄, 개인유지의 다섯 가지 범주의 시간들도 종속변수로 포함하였다. 가사 시간은 음식 준비, 의류 관리, 청소 및 정리, 집 관리 등 가정관리 범주에 포함되는 행동의 시간을 합산하였고, 노동 시간은 고용된 일과 자영업, 무급가족종사 등의 일 범주에 포함된 시간을 합산하였다. 여가 시간은 소극적 의미의 여가활동 외에 적극적 의미의 여가에 해당하는 참여 및 봉사활동 범주의 시간을 같이 합산하였고, 비노인 돌봄에는 노인을 제외한 성인돌봄과 자녀돌봄 시간을 포함하였다. 개인유지 시간은 식사, 개인관리 등의 시간을 의미한다.

통제변수는 개인의 생활시간에 영향을 미치는 인구사회학 특성들로 구성하였다. 개인 특성으로는 연령과 성별, 결혼지위, 교육수준, 가구주 여부, 건강상태 및 취업여부를 포함하였고, 가구 특성으로는 가구 규모와 미취학 자녀의 여부, 거주 지역 및 주거 형태를 포함하였다. 연령이 많을수록 가족을 돌보는 데 할애하는 시간이 많은데, 이는 고연령층이 가족돌봄에 대한 의무감이 크거나, 연령이 낮은 경우에는 상대적으로 노동에 대한 기회비용이 더 높다는 점 등으로 설명된다(Ettner, 1996; Leontaridi & Bell, 2001). 노인 돌봄에 있어서 성별은 중요한 변수로 작용하는데, 이는 가족에 의한 돌봄인 비공식돌봄의 역할이 기혼 여성에 집중될 수 있기 때문이다(Couch et al., 1999; Wolf & Soldo, 1994). 배우자가 있는 여성은 배우자가 없는 여성에 비해 가족돌봄에 더 많은 시간을 할애하며, 이로 인해 남성은 교육수준과 요일에 따른 돌봄시간의 차이가 크지 않은 반면 여성은 그 차이가 확연히 나타날 수 있다(김정석, 2005). 교육수준은 노동에 대한 기회비용을 반영한다. 임금수준이 높은 경우 노인을 돌보는 것의 기회비용이 높아지므로 돌봄보다는 노동에 시간을 할당할 가능성이 높다. 가구주인 경우에는 가족의 생계를 책임져야 하므로 돌봄에 할애하는 시간보다는 노동시간이 더 높은 비중을 차지한다(유소이·최윤

지, 2005). 건강상태가 나쁜 경우 돌봄에 참여하거나 돌봄에 할애하는 시간이 감소하는 것으로 보고되지만 잠재적 동시성을 고려할 때 둘 사이의 인과관계는 다소 불명확할 수 있다(Sawatzky & Fowler-Kerry, 2003; Schulz & Williamson, 1991). 시간은 희소자원이기 때문에 시간집약적인 활동인 노동을 할 경우 시간배분 양상이 달라질 수 있다. 그러나 노동과 돌봄의 내생성을 고려할 때 노동과 돌봄의 인과관계 역시 명확하지 않다. 돌봄이 증가하면 노동을 하지 않는다는 연구(Checkovich & Stern, 2002; Johnson & Lo Sasso, 2006)와 역으로 돌봄이 노동시간을 감소시킨다는 연구(Ettner, 1996), 일정한 양 이상의 돌봄시간에 고용이 미치는 영향은 유의하지 않다는 연구(Byrne et al., 2009)가 공존한다.

한편, 일반적으로 가구규모가 클수록 여러 구성원이 돌봄을 분담해 개인별 노인 돌봄시간이 감소할 수 있으나 동시에 돌봄이 필요한 구성원이 포함될 가능성도 커지므로 돌봄시간의 감소가 일정한 방향으로 나타나지 않을 수 있다. 또한 미취학 자녀가 있는 경우에는 돌봄의 우선순위에 따라서 시간배분의 양상이 달라질 수 있다(Mentzakis et al., 2009). 대도시 및 수도권 지역과 지방의 농어촌은 노동시장을 비롯한 돌봄과 여가 관련 여건에 있어서 적지 않은 차이를 보인다(이기영 외, 2006). 분석모형에 포함된 주요 변수들의 목록과 측정 방법을 정리하면 다음의 [표 3]과 같다.

[표 3] 변수의 측정

구분	변수 명	속성 및 단위
독립 변수	집단더미 1	가구 구성원 중 건강이 취약한 노인이 있으면 1, 없으면 0
	집단더미 2	가구소득이 하위 80%면 1, 상위 20%면 0
	시기더미	2009년=1, 2004년=0
	상호작용항	집단더미1×집단더미2/ 집단더미1×시기더미/ 집단더미2×시기더미/ 집단더미1×집단더미2×시기더미
종속 변수	돌봄시간	노인을 간호하거나 보살핀 시간
	가사시간	음식준비, 의류관리, 청소 등의 가정관리 시간
	노동시간	고용된 일, 자영업, 무급가족종사, 구직활동 등 일 관련 시간
	여가시간	교제 및 여가활동과 봉사활동, 학습 등을 포함한 시간
	기타 시간	개인유지, 이동 등 기타 시간
통제 변수	연령	19-29세(ref.)/ 30-39세/ 40-49세/ 50-59세/ 60-69세/ 70세 이상
	성별	여성=1, 남성=0
	교육수준	초등학교 졸업 이하(ref.)/ 중학교 졸업 이하/ 고등학교 졸업 이하/ 전문대 재학 이상
	가구주 여부	가구주=1, 가구주 아님=0
	결혼지위	배우자 있음=1, 배우자 없음=0
	취업여부	취업=1, 미취업=0
	건강	의료적 건강관리에 시간을 보내면 1, 아니면 0
	가구규모	가구원 수

구분	변수 명	속성 및 단위
	미취학자녀 여부	미취학 자녀가 있으면 1, 없으면 0
	거주지역	대도시 및 수도권 거주=1, 그 밖의 지역=0
	주거형태	비자가=1, 자가=0

4. 분석결과

1) 일반적 특성

다음의 [표 4]는 본 연구의 분석대상인 노인을 돌보는 가구 및 구성원의 일반적인 특성을 정리한 것이다. 먼저 구성원의 연령 분포를 살펴보면, 60-69세와 70-79세 연령대의 구성원이 전체의 절반 이상을 차지하였고, 2009년에는 그 비중이 2004년보다 더 증가하였다. 50대 이하 구성원의 비중은 전체적으로 감소하였는데, 20대 구성원의 감소가 가장 컸다. 남성과 여성의 비율은 큰 차이가 없었고, 시간에 따른 변화도 크지 않았다. 교육수준은 초등학교 졸업 이하의 학력을 가진 비중이 가장 높았는데, 노인 구성원의 비중이 높은 것과 관련된 결과로 보인다. 가구주의 비율과 배우자가 있는 구성원의 비율은 각각 2004년에 비해 약간 높아졌지만, 통계적으로 유의미한 차이는 아니었다. 2004년에는 대략 구성원의 절반 정도가 취업 상태에 있었지만, 2009년에는 그 비중이 약간 감소하였으며, 두 시점 모두 가구 구성원의 약 1/4이 건강관리를 위해 시간을 보내는 것으로 나타났다. 노인과의 관계에서는 노인 및 배우자의 비중이 가장 높았고, 다음으로 기혼자녀, 미혼자녀의 순서였다. 2004년에는 기혼자녀의 비중이 미혼자녀보다 많았지만, 2009년에는 그 차이가 크게 감소하였고, 노인 및 배우자의 비중이 증가하였다.

다음으로 가구 특성을 보면, 가구 규모는 2004년 3.1명에서 2009년 2.8명으로 0.3명이 줄었고, 약 5%의 가구에는 미취학 아동이 존재하는 것으로 나타났다. 대도시 또는 수도권에 거주하는 가구의 비율은 2004년 66%에서 2009년 72.9%로 크게 증가하였으며, 전세나 월세 등 비자가에 거주하는 비율은 20% 정도 수준이었다. 구성원 중에 건강이 취약한 노인이 포함된 가구는 전체 가구의 58% 정도였고, 시간에 따른 변화는 크지 않았다. 균등화 소득의 분포에서는 소득이 낮은 구간일수록 해당 가구의 비중이 높았는데, 이는 노인을 돌보는 가구가 경제적으로 어려움을 겪고 있음을 반영한다.

2004년과 2009년 사이의 변화에서 통계적으로 유의한 차이를 보인 것은 개인 특성의 연령, 노인과의 관계, 가구 특성의 가구 규모, 거주 지역, 소득수준이었다. 이 중에서 연령, 노인과의 관계, 가구원 수의 변화는 자녀와 동거하지 않는 노인 단독가구 및 부부가구가 증가하고 있는 추이와 관련된 결과로 보인다. 특히 기혼 자녀와 동거하는 노인이 줄어들고 있는 현실은 고령자 통계에서도 동일하게 확인된

다.¹⁷⁾ 이와 같은 변화는 노인을 돌보는 여러 주체 중에서 자녀의 비중은 줄어들고, 노인이 노인을 돌보는 비중이 증가하고 있음을 의미한다. 노인을 돌보는 가구의 소득수준이 향상된 것은 물가상승과 같은 요인 외에도 기초노령연금제도의 도입이나 국민연금제도의 성숙과 같은 제도적인 변화가 영향을 미친 결과일 것이다. 대도시 및 수도권 거주 비율의 증가는 도시로의 인구집중이 지속적으로 누적되고 있음을 보여준다. 이렇듯 2004년과 2009년 사이에는 노인 돌봄과 관련된 재가서비스만 확대된 것이 아니고, 비슷한 시기에 여러 가지 변화들이 같이 나타났다는 점을 고려할 필요가 있다.

[표 4] 연구대상의 특성

(단위: %)

개인 특성				가구 특성							
구분	2004년	2009년	차이 검정 ¹⁾	구분	2004년	2009년	차이 검정				
연령	19-29세	10.2	3.9	19.135**	가구원 수(명) ³⁾	3.1	2.8	3.338***			
	30-39세	12.7	10.0		미취학 아동 있음	4.8	5.0	1.314			
	40-49세	10.5	9.6		대도시/수도권	66.0	72.9	9.659**			
	50-59세	10.2	8.6		비자가	19.9	21.6	1.035			
	60-69세	27.5	32.1		건강 취약 노인가구	58.4	57.8	0.002			
	70-79세	23.1	27.9		균등화 소득 ⁴⁾	~100만원	54.6	35.0	27.076***		
	80세 이상	5.8	7.9			~150만원	23.2	31.6			
여성	51.9	49.1	1.713	~200만원		9.6	13.1				
	교육 수준	40.9	41.0	2.911		~250만원	7.1	10.8			
중졸 이하		15.9	15.7		250만원~	5.5	9.5				
고졸 이하	28.7	30.5	N		369	305	-				
전문대 이상	14.5	12.9									
가구주	36.3	39.4	1.831	주 1) 차이검정은 연속변수에 대해서는 t test를, 더미변수에 대해서는 χ^2 test를 실시하였음. +: p<.10, *: p<.05, **: p<.01, ***: p<.001 2) 노인과의 관계에서 노인 및 배우자의 범주에는 노인의 배우자인 비노인을 포함하고 있음. 3) 가구 규모는 10세 이상 가구원 수에 미취학 자녀 수를 더한 값을 의미함. 2004년은 미취학 자녀 여부만 알 수 있기 때문에 평균에 가까운 1을 더하였음. 4) 균등화지수는 가구원 수의 양의 제곱근을 이용하여 추정하였음.							
배우자 있음	71.9	76.6	2.114								
취업	48.6	44.5	1.538								
건강 취약	24.9	25.9	0.208								
노인과의 관계 ²⁾	노인 및 배우자	57.5	68.8					23.235***			
	기혼자녀	24.0	15.5								
	미혼자녀	18.0	15.4								
	기타	0.5	0.3								
N	705	509	-					자료: 통계청, 생활시간조사(2004, 2009)			

17) 통계청이 발표한 ‘2015 고령자 통계’에 따르면 고령자 가구 중 부부와 자녀로 구성된 가구의 비중은 2000년 10.6%에서 2010년 9.6%으로 감소한 반면, 부부가구와 독거가구 비중은 33.0%와 31.4%에서 33.6%와 34.2%로 증가하였다(통계청, 2015: 20).

2) 단순 삼중차이 분석 결과

본 연구에서는 노인 대상 재가서비스 확대가 가구 및 가구원의 생활시간 배분에 미친 영향을 살펴보기 위해서, 노인을 돌보는 가구를 노인의 건강상태와 가구의 소득수준을 기준으로 네 집단으로 구분하였다. 여기서는 이들 네 집단에서의 범주별 생활시간 변화를 단순 삼중차이의 방법으로 확인하였다. 단순 삼중차이 결과는 네 집단에 공통으로 영향을 미친 시기적 요인의 효과를 통제된 상태에서의 제도 효과를 의미하며, 다음의 [표 5]와 [표 6]은 각각 개인 단위와 가구 단위의 생활시간에 대한 삼중차이 추정 결과를 정리한 것이다.¹⁸⁾

먼저 노인돌봄 시간의 변화를 보면, 본 연구의 처치집단인 중하위소득 건강 취약 노인가구 구성원의 노인돌봄 시간은 2004년 하루 28.1분에서 2009년 23.3분으로 약 4.9분 감소하였다. 고소득 건강 취약 노인가구 구성원은 노인돌봄시간이 오히려 6.8분 증가하는 등 다른 집단에서의 변화를 같이 고려한 단순 삼중차이 추정에서는, 재가서비스 확대로 인한 노인돌봄 시간의 감소 정도가 14.7분이었다. 가구 단위의 시간 변화에서는 제도 효과의 크기가 32.9분으로 더 컸다. 이러한 결과는 노인 재가서비스의 확대가 목표하는 방향과 일치하는 것이다.

[표 5] 노인돌봄 가구 가구원 생활시간의 단순 삼중차이 추정 결과

(단위: 분/일)

집단구분		2004년	2009년	차이/ 이중차이/삼중차이	
노인 돌봄	중하위소득	건강 취약 노인가구	28.14	23.25	-4.89
		건강 노인가구	14.70	15.81	1.11
		차이/이중차이	13.44	7.44	-6.00
	고소득	건강 취약 노인가구	14.43	21.24	6.81
		건강 노인가구	8.45	6.54	-1.91
		차이/이중차이	5.98	14.70	8.72
삼중차이				-14.72	
가사	중하위소득	건강 취약 노인가구	115.14	115.01	-0.13
		건강 노인가구	110.88	120.76	9.88
		차이/이중차이	4.26	-5.75	-10.01
	고소득	건강 취약 노인가구	103.89	84.65	-19.24
		건강 노인가구	92.25	96.15	3.90
		차이/이중차이	11.64	-11.50	-23.14
삼중차이				13.13	

18) 생활시간의 감소분과 증가분을 합해도 0이 되지 않는 것은, 본 연구의 시간 범주가 개인의 24시간을 포괄적으로 포함하지 않고 있기 때문이다. 예컨대 수면 시간과 이동 시간, 기타 시간 등은 분석에서 제외되었다.

집단구분		2004년	2009년	차이/ 이중차이/삼중차이	
노동	중하위소득	건강 취약 노인가구	100.36	125.92	25.56
		건강 노인가구	172.56	207.73	35.17
		차이/이중차이	-72.20	-81.81	-9.61
	고소득	건강 취약 노인가구	186.98	198.97	11.99
		건강 노인가구	304.99	224.44	-80.55
		차이/이중차이	-118.01	-25.47	92.54
삼중차이				-102.15	
여가	중하위소득	건강 취약 노인가구	360.28	351.44	-8.84
		건강 노인가구	362.23	307.35	-54.88
		차이/이중차이	-1.95	44.09	46.04
	고소득	건강 취약 노인가구	302.89	329.44	26.55
		건강 노인가구	283.55	291.07	7.52
		차이/이중차이	19.34	38.37	19.03
삼중차이				27.01	
비노인 돌봄	중하위소득	건강 취약 노인가구	13.63	10.50	-3.13
		건강 노인가구	16.34	14.06	-2.28
		차이/이중차이	-2.71	-3.56	-0.85
	고소득	건강 취약 노인가구	30.32	2.22	-28.10
		건강 노인가구	14.91	3.63	-11.28
		차이/이중차이	15.41	-1.41	-16.82
삼중차이				15.97	
개인 유지	중하위소득	건강 취약 노인가구	254.67	263.10	8.43
		건강 노인가구	194.74	220.37	25.63
		차이/이중차이	59.93	42.73	-17.20
	고소득	건강 취약 노인가구	237.68	219.56	-18.12
		건강 노인가구	185.42	212.53	27.11
		차이/이중차이	52.26	7.03	-45.23
삼중차이				28.03	

가사 시간의 변화에서는, 처치집단의 가사 시간이 두 시점 모두 115분 정도로 거의 변화가 없었다. 삼중차이 추정에서는 고소득 건강 취약 노인가구 구성원의 가사 시간이 크게 감소하여서, 건강 노인가구 구성원의 가사 시간이 약간 증가했음에도 처치집단의 가사 시간이 13.1분 정도 증가한 것으로 나타났다. 노인돌봄 시간과 마찬가지로, 가구 단위 삼중차이 추정에서는 처치집단의 가사 시간 증가 정도가 70.2분으로 더 컸다. 가구 단위 변화에서는 모든 집단에서 가사 시간이 감소하는 경향을 보였지만

처치집단에서의 감소 정도가 가장 적었다. 구성원 개인 단위에서 가사 시간이 증가하거나 거의 변화가 없었음에도 가구 단위로 가사 시간이 감소한 것은 노인 가구의 규모가 전반적으로 감소한 것을 반영한 결과로 볼 수 있다.

노동 시간의 변화를 보면, 처치집단 구성원의 노동 시간은 2004년 100.4분에서 2009년 125.9분으로 약 25.6분 증가하였고, 중하위소득 건강 노인가구 구성원의 노동 시간도 약 35.2분 증가하였다. 고소득 가구 구성원의 변화까지 고려한 단순 삼중차이 추정에서는 재가서비스의 확대가 개인의 노동 시간을 102.2분 감소시킨 것으로 나타났고, 가구 단위로는 노동 시간이 253.2분 감소하였다. 그러나 이러한 변화가 온전히 노인돌봄 재가서비스 확대에 의해 나타난 결과라고 보기는 어려울 것 같다. 제도 확대에 시장노동을 해야 할 동기가 감소했을 가능성이 있지만, 노인가구를 둘러싼 다른 변화들의 효과가 더 커 보이기 때문이다. 우선 노인 재가서비스 확대와 비슷한 시기에 중하위소득 노인가구를 대상으로 기초노령연금이 도입되었다. 또한 자녀와 동거하지 않는 노인가구가 늘어나면서 노인가구 내에서의 근로가능 인구가 감소하였고, 본 연구의 분석 대상 시기가 금융위기 직후인 2009년이라는 점도 고려할 필요가 있다. 노동시장에서는 시간제 근로를 포함한 비정규직의 비율이 지속적으로 증가하고 있다. 이러한 변화들은 개인의 근로능력 정도, 가구의 소득수준 및 근로능력 가구원의 수 등에 따라 각 집단에 차등적인 영향을 미칠 수 있고, 이 경우 단순 삼중차이의 추정 결과를 해석하는데 유의할 필요가 있다.

여가 시간은 여러 시간 범주들 중에서 가장 큰 비중을 차지하고 있다. 처치집단 구성원의 여가 시간은 2004년 360.3분에서 2009년 351.4분으로 8.8분 감소하였으며, 다른 집단의 변화를 종합한 단순 삼중차이 추정에서는 노인 대상 재가서비스의 확대에 처치집단의 여가 시간이 27분가량 증가한 것으로 나타났다. 가구 단위로는 증가 정도가 304.3분으로 늘어났다.

[표 6] 노인돌봄 가구 생활시간의 단순 삼중차이 추정 결과

(단위: 분/일)

	중하위소득 노인돌봄가구 집단 내 차이/이중차이			고소득 노인돌봄가구 집단 내 차이/이중차이			삼중차이
	건강 취약	건강	이중차이	건강 취약	건강	이중차이	
노인돌봄	-16.69	-7.12	-9.57	9.77	-13.57	23.34	-32.91
가사	-25.65	-52.62	26.97	-106.31	-63.11	-43.21	70.18
노동	33.64	27.75	5.89	-48.52	-307.61	259.09	-253.19
여가	-46.19	-272.73	226.54	-100.64	-22.86	-77.78	304.32
비노인돌봄	-6.28	-16.09	9.81	-18.24	-33.04	14.80	-5.00
개인유지	-17.49	-26.38	8.89	-108.65	16.95	-125.59	134.49

비노인 돌봄 시간에는 노인을 제외한 성인 돌봄 시간과 취학 및 미취학 자녀에 대한 돌봄 시간이 포함된다. 처치집단 구성원의 경우 비노인 돌봄 시간이 2004년 13.6분에서 2009년 10.5분으로 약 3.1분 감소하였다. 개인 단위 분석결과와 가구 단위 분석결과의 방향이 다르게 나타났지만, 두 분석 모두 변화의 정도는 다른 시간 범주에 비해 작은 편이었다.

마지막으로 개인유지 시간을 보면, 처치집단 구성원은 2004년 254.7분을 개인유지에 소요했지만, 2009년에는 개인유지에 8.4분이 증가한 263.1분을 보냈다. 중하위소득의 건강 노인가구 구성원은 개인유지 시간이 25.6분 정도 늘어났기 때문에, 이중차이 결과에서는 약 17.2분 개인유지가 감소한 것으로 나타났다. 그러나 삼중차이 추정에서는 재가서비스의 확대가 처치집단 구성원의 개인유지 시간을 28.0분 가량 증가시키는 것으로 나타났다. 가구의 개인유지 시간은 134.5분 증가하였다.

구성원과 가구 단위로 각각 단순 삼중차이를 추정한 결과, 비노인 돌봄을 제외한 다른 시간 범주에서는 제도 확대가 생활시간에 미친 영향의 방향이 일치하였다. 제도 확대의 주 목표인 노인을 돌보는 시간은 감소하였고, 가사와 여가, 개인유지 시간은 증가하였으며, 노동 시간은 감소하였다.

3) 삼중차이 추정을 적용한 회귀분석 결과

단순 삼중차이 추정에서는 각 집단에 공통적으로 영향을 미치는 시기적 요인을 통제했지만, 집단별로 개인 및 가구의 생활시간에 영향을 미치는 여러 인구사회학적 특성의 차이는 고려하지 않았다. 이에 본 연구에서는 삼중차이를 적용한 다중 회귀모형을 구성하여, 생활시간에 영향을 미치는 인구사회학적 요인의 영향을 통제된 상태에서 노인 재가서비스 확대가 가구 및 구성원의 생활시간에 미친 영향을 확인하였다. 먼저 노인을 돌보는 가구원의 생활시간 변화를 살펴보면, 다음의 [표 7]과 같다.¹⁹⁾

삼중차이 회귀모형에서 제도 변화의 효과는 세 가지 독립변수의 곱으로 이뤄진 상호작용항의 회귀계수를 통해 확인할 수 있다. 6개 시간 범주에서의 회귀계수는 각각 노인돌봄 -19.1, 가사 -2.7, 노동 -99.1, 여가 31.3, 비노인 돌봄 10.5, 개인유지 23.4였고, 이 중에서 노인돌봄 시간과 노동 시간의 변화만이 통계적으로 유의미하였다. 즉, 다른 조건들이 통제된 조건에서 노인 대상 재가서비스의 확대는 노인을 돌보는 가구 구성원의 노인돌봄 시간을 평균 19.1분 감소시키는 효과를 보였고, 더불어 노동 시간도 99.1분 정도 줄어들었음을 보여준다. 이러한 변화는 앞서 단순 삼중차이에서의 변화 방향과도 일치하는 것이며, 노인 대상 재가서비스 확대의 목표에도 부합하는 결과이다. 반면에 단순 삼중차이에서의 결과와 달리, 가사 시간의 변화는 부호가 바뀌었고, 여가와 개인유지 시간은 변화의 정도가 큰 폭으로 감소하였다. 이러한 변화는 해당 범주의 시간들이 개인과 가구의 인구사회학적 특성에 따라 크게 영향을 받고 있음을 반영한다. 비노인 돌봄 시간도 부호가 바뀌었지만 비교적 변화의 정도가 적었다.

19) 결과를 제시하지는 않았지만, 종속변수 간차항 간의 상관관계를 보여주는 $\rho(\rho)$ 값이 대부분 통계적으로 유의하여 SUR을 적용한 다변인 삼중차이 분석을 실시하는 것이 적합한 것으로 나타났다.

[표 7] 개인 단위 SUR 회귀분석 결과

	노인 돌봄		가사		노동		여가		비노인 돌봄		개인유지	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
취약가구(A)	10.692	3.954 ^{**}	22.806	15.264	-102.680	25.151 ^{***}	12.324	20.401	17.371	8.760 [*]	9.256	14.184
중하위소득(B)	-0.094	4.176	5.164	11.546	-49.785	19.805 [*]	30.791	18.788	5.132	6.068	-0.543	8.124
2009년(C)	-6.189	2.779 [*]	-11.284	14.237	-52.577	22.457 [*]	-10.434	18.383	-3.329	4.527	17.646	10.865
A×B	12.019	7.296 ⁺	-6.027	19.789	108.877	33.404 ^{***}	-0.555	27.906	-16.516	9.218 ⁺	-44.652	19.482 [*]
B×C	9.377	6.495	-10.309	17.139	91.236	28.208 ^{***}	-51.066	26.432 ⁺	-17.165	10.248 ⁺	-3.328	17.721
A×C	7.795	5.263	17.344	17.548	75.424	27.976 ^{**}	-37.499	26.230	1.801	7.572	5.852	13.239
A×B×C	-19.053	10.113 ⁺	-2.665	24.134	-99.124	39.103 [*]	31.274	36.788	10.549	11.568	23.396	23.596
연령 30-39세	-2.047	5.060	38.757	12.914 ^{**}	19.161	25.340	27.739	23.715	0.162	8.898	36.666	9.474 ^{***}
40-49세	5.649	6.858	59.341	14.095 ^{***}	-16.844	25.966	71.262	23.112 ^{**}	-8.965	10.261	40.364	10.827 ^{***}
50-59세	5.203	6.700	72.622	16.200 ^{***}	-54.939	28.302 ⁺	117.866	27.106 ^{***}	-31.522	10.745 ^{**}	58.379	13.081 ^{***}
60-69세	-3.267	6.087	27.235	14.358 ⁺	-23.880	24.856	119.151	26.041 ^{***}	-31.645	10.499 ^{**}	66.045	13.239 ^{***}
70-79세	-6.100	6.284	0.923	14.087	-42.049	23.772 ⁺	169.422	26.426 ^{***}	-32.948	10.231 ^{***}	76.184	14.096 ^{***}
80세 이상	-3.516	8.711	-29.607	17.093 ⁺	-47.584	23.432 [*]	162.245	30.931 ^{***}	-31.048	8.979 ^{***}	120.053	20.932 ^{***}
여성	15.748	3.632 ^{***}	116.467	7.386 ^{***}	-18.916	11.652	-87.521	11.391 ^{***}	16.878	3.813 ^{***}	-18.428	6.965 ^{**}
교육수준 중졸이하	7.312	4.648	11.011	8.835	1.707	13.926	-6.938	13.992	7.062	4.956	6.545	8.692
고졸이하	10.429	4.810 [*]	6.870	8.451	-2.755	11.554	-6.758	12.693	-1.437	3.048	12.912	7.928
전문대 이상	6.043	4.554	6.918	11.462	10.108	17.878	-5.887	17.912	-0.346	5.070	34.649	11.381 ^{**}
가구주	5.041	4.474	-28.046	7.752 ^{***}	39.208	12.348 ^{***}	-14.456	12.889	1.652	3.399	-9.705	8.025
배우자 있음	9.405	3.353 ^{**}	57.688	8.802 ^{***}	-9.629	11.868	-57.082	12.253 ^{***}	24.412	4.500 ^{***}	-18.401	8.297 [*]
취업	-19.308	3.521 ^{***}	-71.300	7.424 ^{***}	321.796	11.394 ^{***}	-178.590	11.279 ^{***}	-10.018	3.968 [*]	-20.689	6.412 ^{***}
건강 취약	-22.911	4.378 ^{***}	-57.371	8.918 ^{***}	-19.511	10.817 ⁺	9.357	11.988	-7.245	2.835 [*]	118.339	9.401 ^{***}
가구 규모	-2.604	1.442 ⁺	-9.678	2.583 ^{***}	9.053	4.074 [*]	8.397	3.976 [*]	-0.964	1.082	-1.386	2.455
미취학자녀	-7.758	4.344 ⁺	-7.930	12.780	-15.435	24.033	7.879	18.060	38.463	8.920 ^{***}	-17.015	9.360 ⁺
데모시/수도권	-7.573	3.213 [*]	-8.429	6.317	14.797	9.104	-3.530	9.553	-3.762	2.964	2.819	6.673
비자가	4.181	3.891	10.579	8.058	4.319	11.017	5.240	12.288	3.125	3.474	-2.725	8.218
상수	18.116	9.167 [*]	62.194	20.471 [*]	58.267	35.476	377.064	34.343 ^{***}	14.648	9.037	163.156	17.032 ^{***}
Log pseudo likelihood	-43483.965											
Wald Chi ²	5541.18 ^{***}											
N	1214											

주) ⁺: p<.10, ^{*}: p<.05, ^{**}: p<.01, ^{***}: p<.001

다른 독립변수 및 상호작용항의 회귀계수도 각 집단의 범주별 시간 차이에 대한 정보를 보여준다. 건강이 취약한 노인이 포함된 가구의 구성원은 그렇지 않은 가구의 구성원에 비해 노인과 비노인에 대한 돌봄 시간이 초기 시점부터 많았고, 노동 시간은 적었다(A). 중하위소득 가구의 구성원은 고소득 가구의 구성원에 비해 노동을 더 적게 했고(B), 2009년은 2004년에 비해 전반적으로 노인돌봄 시간과 노동 시간이 감소하는 추이를 보였다(C). 노인돌봄과 노동, 비노인 돌봄, 개인유지 시간 범주에서는 건강이 취약한 노인의 존재여부에 따른 생활시간의 차이가 가구의 소득수준에 따라 다르게 나타났다(A×B). 예컨대 중하위소득에서 노인의 건강에 따른 노인돌봄 시간의 차이가 고소득에서의 차이보다 더 크게 나타났다. 노동, 여가, 비노인 돌봄 시간은 가구의 소득수준에 따른 생활시간의 차이가 두 시점에서 다르게 나타났고(B×C), 노동시간에서는 건강이 취약한 노인의 존재가 생활시간에 미친 영향도 시기별로 차이를 보였다(A×C). 이러한 결과는 본 연구의 처치집단인 건강이 취약한 노인을 포함한 중하위소득 가구의 구성원이 제도 확대 이전부터 다른 집단에 비해 노인돌봄의 부담이 더 많았음을 확인시켜준다.

한편, 가구원의 생활시간에 대한 인구사회학 변수들의 영향은 대체로 선행연구의 결과와 다르지 않았다. 여성은 남성에 비해 돌봄과 가사에 더 많은 시간을 소요하는 반면, 여가와 개인유지에는 더 적은 시간을 보냈다. 연령에 따른 차이를 보면, 가사는 30-50대의 중장년층과 60대의 젊은 노인층이 주로 담당하고, 여가와 개인유지는 연령이 높은 집단에서 더 많은 시간을 보내는 반면, 비노인 돌봄은 주로 젊은 층에서 담당하는 것으로 나타났다. 가구주인 구성원은 가사 시간이 짧고 노동 시간이 길었지만, 다른 시간 범주에서는 유의미한 차이를 보이지 않았고, 배우자가 있는 구성원은 돌봄과 가사를 더 부담하는 반면, 여가와 개인유지에는 더 적은 시간을 보냈다. 취업 중인 가구원은 노동에, 건강이 취약한 가구원은 개인유지에 많은 시간을 보냈고, 미취학 아동이 있는 가구의 가구원은 비노인 돌봄에 들이는 시간이 많았다.

[표 8] 가구 단위 SUR 회귀분석 결과(A×B×C의 회귀계수 및 표준오차, N=674)

	노인 돌봄	가사	노동	여가	비노인 돌봄	개인유지
B	-46.617	52.605	-281.346	-91.977	65.980	81.573
S.E.	23.083*	60.729	133.479*	103.630	38.183+	69.589

주) +: p<.10, *: p<.05, **: p<.01, ***: p<.001

위의 [표 8]은 가구 단위로 합산한 생활시간의 변화를 정리한 것이다.²⁰⁾ 각 시간 범주별 제도의 효과는 개인 단위 분석결과와 큰 차이가 없었다. 노인 대상 재가서비스의 확대로 노인을 돌보는 가구의 노인돌봄 시간은 49.6분 감소하였고, 노동 시간은 281.3분 줄어들었다. 비노인 돌봄의 변화도 통계적으로

20) 앞서 개인 단위 분석과 마찬가지로 가구 특성과 가구주의 개인 특성을 통제변수로 포함하여 분석했지만, 지면의 한계로 제도 효과를 의미하는 상호작용항의 회귀계수와 표준오차만 제시하였다.

유의한 것으로 나타나, 66.0분 증가하였다. 노인돌봄 시간과 노동 시간의 변화는 구성원 단위에서의 변화가 가구 단위로 합쳐진 것으로 볼 수 있고, 비노인 돌봄에서의 변화는 미취학 아동이 존재하는 가구에서의 돌봄 시간 증가가 가구 단위 모형에서 더 분명하게 드러나기 때문인 것으로 보인다. 가사와 여가, 개인유지 시간의 변화는 통계적으로 유의하지 않았다. 표에 제시하지는 않았지만, 다른 통제변수의 영향도 개인 단위 분석결과와 크게 다르지 않았다.

인구사회학적 변수를 포함한 SUR 회귀분석 결과를 정리하면, 노인 대상 재가서비스의 확대는 가구 및 가구원의 노인돌봄 시간을 감소시키는 효과를 보였으며, 같은 시기에 처치집단에서 노동 시간도 감소하였다. 다음 절에서는 제도의 효과를 보다 구체적으로 이해하기 위해서, 이러한 생활시간의 변화가 성별 및 노인과의 관계에 따라 어떠한 차이를 보이는지를 확인하고자 한다.

4) 하위집단별 노인돌봄 시간의 변화

생활시간의 배분을 다룬 국내 연구들에서는 가족 내에서의 무급노동과 돌봄 이외에 유급노동과 여가 등에서도 성별에 따른 차이가 나타남을 보여준 바 있다(김수정·김은지, 2007; 주은선, 2014). 또한 자녀와 따로 사는 노인의 증가와 노인가구의 고령화 등과 같은 변화는 노인돌봄을 담당하는 주체의 변화를 동반할 수밖에 없다. 여기서는 앞서 추정된 제도 확대의 효과가 구성원의 성별 및 가구 내 지위에 따라서 어떠한 차이를 보이는지 확인하고자 한다.

[표 9] 성별 제도효과 차이(A×B×C의 회귀계수 및 표준오차)

		노인 돌봄	가사	노동	여가	비노인 돌봄	개인유지
여성 (N=635)	B	-36.525	-13.484	-26.061	-56.368	10.505	51.425
	S.E.	16.952*	38.729	44.846	45.591	20.522	31.885
남성 (N=579)	B	-0.682	-5.332	-123.325	91.094	12.722	4.473
	S.E.	10.076	20.872	58.167*	55.020 ⁺	10.880	34.177

주) ⁺: p<.10, * : p<.05, ** : p<.01, *** : p<.001

위의 [표 9]는 노인을 돌보는 가구 구성원의 성별에 따라 회귀분석의 결과가 어떠한 차이를 보이는지 정리한 것이다. 전체 구성원을 분석한 결과에서는 노인돌봄이 감소하고, 노동이 증가하는 변화만이 통계적으로 유의미했는데, 구성원의 성별로 구분하여 각각 분석한 결과에서는 성별에 따라 제도 확대의 효과가 상이한 것으로 나타났다. 노인돌봄 시간의 감소 효과는 주로 여성 가구원에게서 나타났고, 노동 시간의 감소는 주로 남성 가구원에게서 발견되었다. 이러한 결과는 가족 내에서 노인을 돌보는 주돌봄자가 주로 기혼여성이라는 선행연구와도 일치한다(장혜경 외, 2006: 273).²¹⁾ 2009년 처치집단의 성별 노인돌봄 시간 평균을 보면, 여성이 28.7분을 노인돌봄에 소요하는 것에 비해 남성의 노인돌봄 시

간은 16.6분에 불과한 상황으로, 여전히 여성이 남성에 비해 노인돌봄의 부담을 더 많이 떠맡고 있다. 남성 구성원의 경우, 감소한 노동 시간의 상당 부분은 여가 시간으로 활용된 것으로 보인다. 결국 노인 재가서비스의 확대로 노인돌봄의 부담이 감소한 집단은 노인을 돌보는 여성 가구원이라고 볼 수 있다. 따라서 여성 가구원의 생활시간 변화는 남성에 비해 노인돌봄의 부담 감소가 직간접적으로 영향을 미쳤을 가능성이 높다. 통계적으로 유의한 차이는 아니었지만, 가사와 노동, 여가 시간은 감소하는 방향으로의 변화를, 비노인 돌봄과 개인유지 시간은 늘어나는 방향으로의 변화를 보였는데, 이것 역시 제도 확대의 목표와 어느 정도 부합하는 결과라고 볼 수 있다.

한편, 노인 재가서비스 확대에 의한 노인돌봄 부담의 감소 정도는 성별 이외에 구성원의 가족 내 지위에 따라서도 다르게 나타났다.²²⁾ 다음의 [표 10]은 구성원의 가족 내 지위 및 성별에 따라 제도 확대의 효과가 어떠한 차이를 보이는지 정리한 것이다.²³⁾ 가장 눈에 띄는 차이는 역시 여성 구성원에게서 노인돌봄의 감소가 더 크게 나타났다는 점이지만, 같은 여성이더라도 노인 및 배우자 집단과 기혼자녀 집단 사이에 회귀계수의 값이 적지 않은 차이를 보였다. 마찬가지로 노동 시간의 감소에서도 남성 노인에 비해 기혼자녀의 감소 정도가 훨씬 컸다. 미혼자녀의 경우에는 노인돌봄 시간과 노동 시간의 감소 정도가 다른 집단에 비해 아주 작은 수준이었다. 이러한 차이는 현실에서 노인돌봄의 부담을 가장 크게 지고 있는 집단이 여성 기혼자녀와 여성 노인이라는 점을 반영한 결과라고 할 수 있다. 남성 노인과 남성 기혼자녀의 경우 노인돌봄 시간에 거의 차이가 없었던 점을 고려하면, 노인 재가서비스의 확대는 노인을 돌보는 가구의 구성원 간 노인돌봄의 부담이 평등한 방향으로 분배되는 효과를 보였다고 할 수 있다.

[표 10] 하위 집단별 구성원의 평일 생활시간 변화

	N	노인 돌봄	가사	노동	여가	비노인 돌봄	개인유지
여성 노인	434	-24.316	16.030	-56.827	-56.117	4.489	74.445
남성 노인	347	0.231	-18.703	-113.400	77.330	9.358	17.465
여성 기혼자녀	133	-47.025	-26.970	34.574	2.756	40.085	-1.582
남성 기혼자녀	125	-4.395	-25.430	-287.974	214.169	46.601	17.821
미혼자녀	170	-7.608	-30.893	-6.516	27.501	-21.715	-57.321

21) 장혜경 외(2006: 273)에 의하면, 노인돌봄의 주돌봄자는 남성 노인의 경우에는 배우자가, 여성 노인의 경우에는 며느리와 장남의 경우가 가장 많았다. 이러한 경향은 2004년도 전국 노인생활실태 및 복지욕구조사(정경희 외, 2005), 2008년도 노인실태조사(박명화 외, 2008)에서도 나타난다(최인희 외, 2011)

22) 여기서의 노인은 노인 및 배우자를 포함하며, 기혼자녀는 노인의 아들·딸과 그 배우자를 포함한다.

23) 가족지위와 성별로 하위집단을 구분한 분석에서는 집단 별 사례 수가 크게 감소하여 상호작용항의 회귀계수가 통계적으로 유의하지는 않았지만, 회귀계수의 값은 각 집단에서의 생활시간 변화를 반영한 결과라고 볼 수 있다. 여기서는 회귀계수 값의 차이를 중심으로 논의하였다.

5. 결론

본 연구에서는 개인의 생활시간에 대한 구체적인 실증 자료를 이용하여, 2000년대 중반 노인 재가서비스의 확대가 노인을 돌보는 가족 구성원의 노인돌봄 부담에 미친 효과를 분석하였다. 두 가지 연구 문제를 제시하였는데, 하나는 구성원의 노인돌봄 시간이 감소하였는지에 대한 것이고, 다른 하나는 노인돌봄 시간의 변화가 다른 범주의 생활시간 변화와 어떤 관계를 보였는가에 대한 것이다. 이에 답하기 위해서 노인을 돌보는 가구를 노인의 건강상태와 가구의 소득수준을 기준으로 네 개의 하위집단으로 구분한 후, 각 집단의 2004년과 2009년의 생활시간 차이를 이용한 삼중차이 추정을 통하여 정책의 효과를 추정하였다.

첫 번째 연구문제의 분석결과, 노인 재가서비스의 확대는 노인을 돌보는 가족 구성원의 노인돌봄 시간을 감소시킨 것으로 나타났다. 이러한 결과는 노인을 대상으로 한 공적 요양서비스의 확대로 인해 비공식돌봄이 감소한다는 기존의 연구결과와 일치하는 것이며(Cutler & Sheiner, 1993; Ettner, 1994; Stabile et al; 2006), 노인을 돌보는 가족의 요양부담 완화라는 노인 재가서비스의 정책목표에 부합한다는 점에서 의미가 있다. 노인돌봄 시간의 감소는 남성보다 여성에게서 관측되었는데, 이는 노인돌봄의 주된 제공자가 여성이라는 점을 반영한 결과이다. 기존 연구에 따르면 한국의 중년 기혼여성은 주로 가사와 돌봄에 많은 시간을 할애하는 가족중심형 시간 배분 양상을 보이고 있으며(차승은, 2008), 배우자를 돌보는 경우에도 남편이 아내를 돌보기보다는 아내가 남편을 수발하거나 보살피는 경우가 많은 것으로 보고된다(김정석, 2005). 이러한 양상은 노인돌봄 관련 통계에서도 일관적으로 확인된다. 노인 재가서비스가 확대되기 이전에 실시한 ‘노인 장기요양보호 욕구 및 실태조사에 따르면 가족돌봄을 받고 있는 노인들의 주된 수발자는 며느리(35.1%), 배우자(31.5%), 딸(13.5%), 아들(6.7%) 순으로 나타났으며(선우덕 외, 2001), 이후 실시한 ‘장기요양보험통계’에서도 주된 돌봄 제공자는 자녀와 배우자가 다수를 차지했다(보건복지부, 2009). 본 연구의 분석은 노인 재가서비스의 확대로 가족 내에서 비공식 돌봄을 맡아 온 여성 가구원의 돌봄부담이 일정 정도 감소하였음을 보여주었다.

노인돌봄 시간의 감소 정도가 크지 않았다는 점에도 주목할 필요가 있다.²⁴⁾ Mentzakis et al.(2009)에 의하면, 이러한 결과는 현재의 노인 재가서비스가 가지는 특성에서 비롯된 것일 수 있다. 노인 재가서비스의 확대로 노인돌봄 시간이 감소한 대상이 주로 여성이라는 점, 재가서비스의 내용이 주로 일상생활을 보조하는 단순 서비스에 초점이 맞춰져 있다는 점을 고려하면, 공식돌봄의 확대가 비공식돌봄을 대체하기보다는 보완하는 효과를 보이기 때문이다.

두 번째 연구문제의 분석에서는 노인돌봄 시간의 감소와 함께 노동 시간도 감소하는 것으로 나타났지만, 이러한 변화가 노인 재가서비스 확대로 인한 결과라고 단정짓기에는 주의가 필요해 보인다. 노동시간의 변화는 노인 재가서비스의 확대로 인한 영향이라기보다는 노동에 영향을 미칠 수 있는 다른 변화에 의한 결과로 볼 수 있다.²⁵⁾ 더욱이 성별 분석결과에서도 노동 시간의 감소는 노인돌봄 시간이

24) 이러한 결과는 본 연구의 처치집단이 서비스 대상의 범위를 과대표집하고 있기 때문이기도 하다.

감소하지 않은 남성 가구원 집단에서만 나타났다. 따라서 노인 재가서비스 확대에 의한 생활시간의 변화는 제도의 확대에 노인돌봄 시간이 감소한 여성 가구원에게서 확인하는 것이 적절할 것이다. 그런데 여성 가구원은 노인 재가서비스 확대에 의해 노인돌봄 시간이 감소하였으나, 다른 시간의 변화는 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 노인돌봄 시간의 감소가 다른 영역 시간의 증가나 감소로 이어지지 않았음을 보여주며, 노인 재가서비스의 확대가 돌봄 부담을 완화하는 효과를 보였더라도 그 수준이 삶의 질적인 변화를 촉발할 정도에 이르지 못하는 못하였음을 의미한다. 다만, 노인돌봄이 가장 크게 감소한 여성 기혼자녀 집단의 생활시간 변화를 보면, 다른 시간 범주에 비해 비노인 돌봄 시간의 변화량이 가장 컸는데, 향후 노인 재가서비스가 더 확대되어 노인돌봄 부담이 추가로 감소하더라도, 이들 집단은 자녀돌봄 등 또 다른 가족돌봄의 부담에서 자유롭지 못할 수 있다는 가능성을 보여준다.

본 연구의 정책적 함의는 다음과 같다. 우선, 본 연구의 분석은 노인 재가서비스의 확대가 가족의 노인돌봄 부담을 일정 부분 완화하는 데 영향을 미쳤음을 실증자료를 통해 확인하였다. 이는 제도 확대의 목적에 부합하는 것으로, 관련 제도의 지속적으로 확대하기 위한 근거 자료로서의 의미가 있다. 그러나 노인돌봄 부담의 감소 정도는 노인을 돌보는 가족 구성원의 삶을 질적으로 변화시키기에는 부족한 수준이었다. 공적 노인돌봄서비스가 가족의 노인돌봄을 실질적으로 대체하기 위해서는 전문적인 서비스를 확대하는 등의 고민이 필요해 보인다. 또한 기혼여성의 경우 노인과 자녀 등에 대한 돌봄의 이중부담에 처해 있을 가능성이 제기되었다. 노인뿐만 아니라 공적 돌봄서비스의 보편적인 확대를 통해 여성에게 집중된 돌봄부담을 완화하기 위한 사회적 노력이 요구된다고 하겠다.

그러나 본 연구는 다음과 같은 한계를 가진다. 첫째, 본 연구의 삼중차이 연구모형은 처치집단에서의 시기적인 변화를 제도의 효과로 간주하는데, 비슷한 시기에 동일한 집단을 대상으로 다른 정책이 도입된 경우, 이를 분리하기가 쉽지 않다. 예컨대 본 연구의 처치집단의 상당수는 2008년 도입된 기초노령연금의 수급대상과 겹칠 가능성이 높다. 둘째, 본 연구에서는 노인을 돌보는 가구를 노인의 건강상태와 가구의 소득수준을 이용하여 네 집단으로 구분하였는데, 생활시간조사는 두 기준에 대한 구체적인 변수를 제공하지 않는다는 한계가 있다. 본 연구는 이에 대응하기 위하여 처치집단을 과다 표집하였지만, 이로 인해 분석결과에서 제도 효과가 과소추정되었을 수 있다. 셋째, 본 연구는 제도 도입 이전과 이후 시점으로 2004년과 2009년을 비교하고 있는데, 노인 재가서비스가 2007년과 2008년에 확대되었음을 고려하면, 본 연구의 분석은 제도 시행 초기의 효과를 보여주는 것에 그친다. 서비스의 주요 내용이 그대로더라도 제도의 성숙에 따라 최근의 효과는 초기에 비해 달라졌을 수 있으며, 2014년 노인장기요양보험의 치매특별등급제 도입 등을 고려하면 더욱 그러하다. 마지막으로, 본 연구는 전국 대표성이 있는 자료를 이용하였지만, 실제 분석에 사용된 사례 수를 고려할 때 본 연구의 결과를 일반화하는 데는 주의가 필요해 보인다. 이후의 연구에서는 이러한 점들이 적절히 다뤄질 수 있기를 바란다.

25) 노동시간의 변화 요인을 확인하기 위해서는 재가서비스 확대와 노인 돌봄시간, 노동시간 간의 내생성들을 반영한 모델을 마련해 분석해야 하지만 이는 본 연구의 연구문제와 분석 범위를 벗어나므로 후속 연구의 과제로 남긴다.

■ 참고문헌 □

- 국민건강보험공단(2009). 2009년 노인장기요양보험 통계연보. 서울: 국민건강보험공단.
- _____(2010). 2010년 노인장기요양보험 통계연보. 서울: 국민건강보험공단.
- 권현정, 고지영(2015). 노인장기요양보험제도의 노동공급효과 분석: 부양가구원과 여성가구원을 중심으로. 한국사회복지학. 67(4). 279-299
- 김금열(2010). 장기요양대상노인의 비공식적, 공식적 자원연계 유형에 따른 서비스 만족도 연구. 한국노년학. 30(4). 1027-1044.
- 김동배, 박서영, 김상범(2010). 장기요양서비스 이용이 가족수발자의 우울감 및 삶의 만족도에 미치는 영향: 여가활동 참여여부에 따른 집단 간 비교연구. 한국가족관계학회지. 15(3). 117-135
- 김수영, 이재정(2010). 재가서비스 이용노인 가족부양자의 부양부담에 영향을 미치는 요인: 주부양자의 연령집단별 차이. 사회복지정책. 37(2). 179-199.
- 김영란(2007). 가족 돌봄자의 노인 돌봄노동시간 및 돌봄스트레스에 영향을 끼치는 요인에 대한 연구. 여성연구. 72(1). 31-72.
- 김정석(2005). 한국 중년 남녀의 무급노동내용과 시간량. 한국인구학. 28(1). 173-201.
- 김진구(2008). 노인의 의료이용과 영향요인 분석. 노인복지연구. 39. 273-302.
- 모선희, 최세영(2013). 노인장기요양서비스 이용가족의 부양부담 변화. 비판사회정책. 40. 7-31.
- 민기채(2011). 노인장기요양보험제도가 가족관계에 미치는 영향: 이중차이모형을 적용하여. 한국노년학. 31(4). 128-139.
- 박명화, 김은정, 하정철, 이재모, 임영미 외(2008). 2008년도 노인실태조사. 서울: 보건복지가족부.
- 박병현(2011). 노인돌봄종합서비스 발전방안. 서울: 보건복지부.
- 박현선, 이상균(2008). 청소년기 비행친구의 영향에 대한 보호요인의 조절효과: 자아존중감, 부모애착 및 지도감독을 중심으로. 사회복지연구. 37. 399-427.
- 변금선, 허용창(2014). 보육료 지원 확대가 여성의 생활시간 배분에 미치는 영향: 미취학자녀가 있는 중하위 소득 가구의 여성을 중심으로. 한국사회복지학. 66(2). 101-125.
- 보건복지가족부(2008). "2009년 노인장기요양대상자 18만명에서 23만명으로 확대". 보도자료. (2008. 11. 27)
- 보건복지가족부(2009a). 2009년 노인보건복지사업안내. 서울: 보건복지가족부.
- _____(2009b). "장기요양급여비용 등에 관한 고시". 제2009-157호. 2009년 3월 2일.
- 보건복지부(2004a). 2004년 노인보건복지사업안내. 서울: 보건복지부.
- _____(2004b). 2004년 노인복지시설현황. 서울: 보건복지부.
- 서문진희, 정여주(2011). 장기요양필요노인 부양자의 부양부담 경험에 관한 질적 연구. 사회과학연구. 22(4). 3-30.
- 석재은(2009). 노인돌봄 공적재가서비스 이용에 따른 노인과 가족 간 관계변화에 대한 사례연구. 가족과 문화. 21(1). 29-61.

- 선우덕, 정경희, 오영희, 조애저, 석재은(2001). 노인 장기요양보호 욕구실태조사 및 정책방안. 서울: 보건복지부, 한국보건사회연구원.
- 양옥남(2000). 한국 재가노인복지의 현황을 통해 본 문제와 발전방향. 강남대학교 논문집. 36. 1-15
- 유소이, 최윤지(2002). 성인남녀의 생활시간 실태 및 결정요인 분석-유급노동시간, 가사노동시간, 육아시간 및 여가시간. 한국지역사회생활과학회지. 13(3). 53-68.
- 윤희숙, 박능후, 정경희, 전병유, 권용진(2010). 노인장기요양보험제도 현황과 과제. 한국개발원.
- 이기영, 조희금, 김외숙, 이연숙, 이승미, 홍두승, 조홍식, 김유경, 김소영, 정수인(2006). 고령화 사회 농촌 노인의 노동과 여가의 시간배분. 한국가족자원경영학회지. 10(3). 131-148.
- 이윤경, 염주희, 이선희(2013). 고령화 대응 노인복지서비스 수요전망과 공급체계 개편. 서울: 보건복지부·한국보건사회연구원.
- 이진아(2015). 노인장기요양보험 재가서비스가 수급자 가족에 미치는 영향에 관한 연구: 근로와 여가활동 경험의 변화를 중심으로, 노인복지연구. 70. 81-112.
- 이현주(2014). 한국 노인장기요양보험제도 이용자 가구의 노동공급 효과에 관한 연구: 재가급여서비스 이용자를 중심으로. 숭실대학교 박사학위논문.
- 재가노인복지센터(2000). 재가노인복지센터 운영규정. 서울: 재가노인복지센터.
- 장혜경, 홍승아, 이상원, 김영란, 강은화, 김고은(2006). 가족내 돌봄노동 실태조사. 서울: 한국여성개발원.
- 정경희, 오영희, 석재은, 도세록, 김찬우, 이윤경, 김희경(2005). 2004년도 전국 노인생활실태 및 복지욕구 조사. 서울: 한국보건사회연구원·보건복지부.
- 주은선(2014). 노동인가, 돌봄인가, 여가인가?-전일제 임노동자 맞벌이 부모의 시간배분에 대한 젠더 영향과 학력의 조절효과. 사회복지연구. 45(3). 5-34.
- 차승은(2008). 중년의 일, 가족, 여가시간 배분유형과 유형결정요인: 취업한 기혼 남녀를 중심으로. Family and Environment Research. 46(1). 103-116.
- 최덕경, 이혜자(2007). 사회복지사의 사회적 지지가 장기요양보호노인 주부양자의 부양부담에 미치는 영향: 노인주간보호시설에 근무하는 사회복지사를 중심으로. 한국가족관계학회지. 12(1). 147-165.
- 최인희, 김은지, 정수연, 양난주(2011). 노인장기요양보험제도가 가족에 미치는 영향 연구. 한국여성정책연구원.
- 통계청(2010). 고령자통계. 서울: 통계청.
- _____ (2015). 고령자통계. 서울: 통계청.
- Bolin, K., Lindgren, B. & Lundborg, P. (2007). Informal and formal care among single-living elderly in Europe. Health Economics Letters. 17(3). 393-409.
- Bonsang, E. (2009). Does informal care from children to their elderly parents substitute for formal care in Europe? Journal of Health Economics. 28(1). 143-154.
- Brown, J. & Dunn, P. (2011). Comparisons of tobit, linear, and poisson-gamma regression models: An application of time use data. Sociological Methods & Research. 40(3). 511-535.

- Byrne, D., Goeree, S., Hiedemann, B. & Stern, S. (2009). Formal home health care, informal care, and family decision making. *International Economic Review*, 50(4), 1205-1242.
- Chaudhuty, N. & Parajuli, D. (2010). Conditional cash transfers and female schooling: The impact of the female school stipend programme on public school enrollments in Punjab, Pakistan, *Applied Economics*, 42(28), 3565-3583.
- Checkovich, J. & Stern, S. (2002). Shared caregiving responsibilities of adult siblings with elderly parents. *The Journal of Human Resources*, 37(3), 441-478.
- Couch, A., Daly, C. & Wolf, A. (1999). Time? Money? Both? The allocation of resources to older parents. *Demography*, 36(2), 219-232.
- Cutler, M. & Sheiner, L. (1994). Policy options for long-term care. In W. David, (ed.), *Studies in the Economics of Aging*. University of Chicago Press.
- Edelman, P. (1986). *The impact of formal services to the homebound elderly on informal caregivers and the level and types of services they provide*. Doctoral dissertation, Loyola University of Chicago.
- Ettner, S. (1994). The effect of the medicaid home care benefit on long-term care choices of the elderly. *Economic Inquiry*, 32, 103-127.
- Hoerger, T., Picone, G. & Sloan, F. (1996). Public subsidies, private provision of care and living arrangements of the elderly. *Review of Economics and Statistics*, 78(3), 428-440.
- Imbens, G. & Wooldridge, J. (2007). What's new in econometrics. NBER Summer Institute Course notes, National Bureau of Economic Research.
- Johnson, W. & Lo Sasso, T. (2006). The impact of elder care on women's labor supply. *Inquiry*, 43(3), 195-210.
- Gershuny, J. (2012). Too many zeros: A method for estimating long-term time-use from short diaries. *Annales d'Économie et de Statistique*, 105/106, 247-270.
- Kimmel, J. & Connelly, R. (2007). Mothers' time choices caregiving, leisure, home production, and paid work. *Journal of Human Resources*, 42(3), 643-681.
- Li, W. & Hung, K. (1997). Consumption of discretionary time: An exploratory study. *Advances in Consumer Research*, 24, 542-550.
- Litwak, E. (1985). *Helping the Elderly: The complementary roles of informal networks and formal system*. New York: Guilford Press.
- 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), 283-303.
- Mundt, J. & Lusch, R. F. (1997). Informal and formal care for the elderly: Decision determinants and their implications. *Health Marketing Quarterly*, 14(3), 53-68.
- Pezzini, L., Kemper, P. & Reschovsky, J. (1996). Does publicly provided home care substitute for family care? *Journal of Human Resources*, 31(3), 650-676.

- Ravallion, M. (2007). Evaluating anti-poverty programmes. In P. Schultz & A. Strauss(eds). *Handbook of Developmental Economics, Vol. 4*. Elsevier B.V.
- Rothbaum, F. & Weisz, R. (1994). Parental caregiving and child externalizing behavior in nonclinical samples: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, *116*(1), 55-74.
- Sawatzky, E. & Fowler-Kerry, S. (2003). Impact of caregiving: Listening to the voice of informal caregivers. *Journal of Psychiatric and Mental Health Nursing*, *10*(3), 277-286.
- Schulz, R. & Williamson, M. (1991). A 2-year longitudinal study of depression among Alzheimer's caregivers. *Psychology and Aging*, *6*(4), 569-578.
- Shadish, R., Cool, D. & Campbell, T. (2002), *Experimental and Quasi-experimental Designs for Generalized Causal Inference*. Boston: Houghton Mifflin Company.
- Stabile, M., Laporte, A. & Coyte, C. (2006). Household responses to public home care programs. *Journal of Health Economics*, *25*(4), 674-701.
- Van Houtven, H. & Norton, C. (2004). Informal care and health care use of older adults. *Journal of Health Economics*, *23*(6), 1159-1180.
- Wittenberg, R., Pickard, L., Comas-Herrera, A., Davies, P. & Darton, R. (1998). Demand for long-term care: Prospecions of long-term care finance for elderly people. Personal Social Services Research Unit, London School of Economics.
- Wolf, A. & Soldo, J. (1994). Married women's allocation of time to employment and care of elderly parents. *Journal of Human resources*, *29*(4), 1259-1276.
- Wooldridge, J. (2009). *Introductory Econometrics: A modern approach*(4th edition), Boston: South-Western Cengage Learning.

◀ Abstract ▶

The Effects of the Expansion of Formal Home Care Services for the Elderly on Time Allocation of Family in Korea

Lee, Seungho* · Byun, Geumsun** · Shin, Yumi***

This study examines whether formal home care has led to a reduction in family member's allocation of time to care of elderly and changing the allocation of other time: informal care, market work, leisure, etc. Long-term care for the elderly is not the entire burden of elderly families anymore due to the increasing of the formal home care service for elderly since mid-2000's. This study uses triple difference(DDD) methods for evaluating policy reforms when reforms are equally and nation-wide accessible and analyzes data from the 2004 and 2009 Time Use Survey Data of the National Statistical Office in Korea. The treatment group is composed of the families of the elderly who need care and low- and middle- income family. Controlling for demographic characters, the three-way interaction term has statically significant and negative impact on care time of family members in treatment group statistically significant. The results reveal that the policy changes in elderly home care service affect time allocation of family members with old adults, which decreases caregiving time in a daily life. This result becomes apparent when we limit the case of women. But the level of reduction is not enough to change other kinds of time-informal care, market work, leisure, etc. The results indicate that formal home care for the elderly can reduce the burden of caregiving in families, but only minimally.

Key Words: long-term care insurance, care service for the elderly, family's time allocation for aged care

◆ 2016.01.20. 접수/ 2016.3.20. 1차 수정/ 2016.3.21. 게재확정

* First Author, Department of Social Welfare, Seoul National University(bab57@naver.com).

** Corresponding Author, Department of Social Welfare, Seoul National University(tgoldsun@naver.com).

*** Department of Social Welfare, Seoul National University(ym0211@gmail.com).