

노인장기요양보험제도가 대상노인 및 부양가족의 삶의 질과 가족관계 만족도에 미치는 영향 - 성향점수매칭(PSM)과 이중차이(DD) 결합모형을 이용한 분석 -*

권 현 정⁺

(성균관대학교)

조 용 운

(성균관대학교)

고 지 영

(성균관대학교)

[요 약]

이 연구는 우리나라 노인장기요양보험의 제도성과를 평가하는데 그 목적이 있다. 정확한 제도성과를 추정하기 위하여 준실험적 방법인 성향점수매칭과 이중차이 결합모형을 이용해 타당성을 저해할 수 있는 요인들을 제거하였다. 노인장기요양보험제도가 사회적 성과변수인 대상노인과 부양가족의 삶의 질과 가족관계 만족도에 미치는 영향을 분석하기 위해 한국복지패널 3-4차 조사자료를 이용하여 성향점수추정을 통해 실험집단과 비교집단을 매칭한 후, 정책시행 이전과 이후 실험집단과 비교집단 간의 성과의 차이를 추정하기 위해 패널고정효과모형을 이용한 이중차이분석을 실시하였다. 그 결과, 노인장기요양보험제도의 대상노인과 부양가족의 삶의 질은 통계적으로 유의미하지 않았고, 가족관계 만족도는 제도시행 이전에 비해 제도시행 이후 향상된 것을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 노인장기요양보험이 실시되고 제도가 충분히 성숙된 시점에 이루어진 평가가 아니라는 한계점을 가지지만, 노인장기요양보험제도의 최종 목표인 대상노인과 부양가족의 삶의 질 향상이라는 정책의 목표실현과 향후 제도개선에 있어서 중요한 함의를 가진다.

주제어: 노인장기요양보험, 영향평가, 삶의 질, 가족관계 만족도, 성향점수매칭과 이중차이 결합모형

* 이 논문은 2011년도 한국장학재단 국가연구장학금(인문사회계) 지원을 받아 연구되었음(제2011-B00047).

+ 주저자(martha8291@hanmail.net)

1. 서론

한국의 노인장기요양보험제도는 2008년 7월에 도입되어 현재 3년이 되는 시점이다. 보건복지부는 시행 2주년 자체평가에서 노인장기요양보험제도의 도입으로 대상자의 기능개선과 가족의 부양부담 경감 등의 국민적 만족도 제고라는 사회적 효과와 요양보호간호, 사회서비스 분야 일자리 창출, 건강보험 재정절감 등의 경제적 효과가 있다고 발표하였다(보건복지부, 2010; 정경실, 2010). 더불어 관련 분야의 연구자들은 이러한 긍정적 성과가 가시적인 평가에 그치지 않도록 성과지향적 제도운동을 추진해 나가야 할 시점임을 강조하고 있다(석재은, 2010; 선우덕, 2010; 정경실, 2010).

노인장기요양보험의 제도성고가 강조되는 이유는 노인장기요양보험이 일반적인 사회보험과 다르게 철저한 부과방식에 따라 사회보험금을 부과하지 않은 대상자에게 세대 간 연대원칙에 입각하여 서비스를 제공하고 있기 때문이다. 따라서 현재 보험금을 기여하고 있는 세대가 노인세대가 되었을 때 동일한 원리가 유지되고 그 수혜를 누릴 수 있기 위해서는 공적인 성격을 가지는 노인장기요양보험의 재원이 효과적이고 효율적으로 쓰이고 있는가에 대해 평가하는 것이 매우 중요하다.

이러한 검증은 위해서는 제도도입의 목적으로 한 제도성고를 측정해내야 한다. 제도도입 이전에 기대했던 제도성고가 실현될 수도 있지만, 만약의 경우 실패할 수도 있다. 제도성고가 달성되었는가를 알아보기 위해서는 제도가 시행된 이후에 정책평가(program evaluation)¹⁾가 필요하다.

제도성고를 측정함에 있어서는 두 가지 쟁점이 존재한다. 하나는 '무엇을' 측정할 것인가와 다른 하나는 '어떠한 방법으로' 측정할 것인가이다. 전자는 제도가 목적으로 하는 성과변수(outcome)로서, 제도도입 이전부터 계획했던 제도의 기대효과를 의미한다. 후자는 이러한 제도성고를 제도의 대상자를 대상으로 하여 정확하게 측정해내는 것을 말하는데, 이 연구와 관련지어 설명하자면, 노인장기요양보험 대상자인 노인과 부양가족에 대한 실증적 자료를 이용하여 과학적인 방법으로 정책성고를 분석하는 일이다.

그렇다면 노인장기요양보험의 정책평가에 있어서 무엇을 측정할 것인가에 해당하는 노인장기요양보험의 성과변수를 살펴보도록 하자. 우리나라보다 노인장기요양서비스를 먼저 실시한 미국의 경우, 노인장기요양보험의 성과지표로 경제적 성과(economic effects)와 사회적 성과(social effects)를 측정하고 있으며(My InnerView: The LEWIN GROUP²⁾), 이러한 성과에 대한 인과성을 추정하는 연구들이 진행되고 있다(Mezuk et al., 2008; Gure et al., 2009).

우리나라의 노인장기요양보험의 성과기준은 노인장기요양보험법에서 찾아볼 수 있다. 노인장기요양보험법 제1조에 따르면, 노인장기요양보험제도는 고령이나 노인성 질병 등으로 인하여 일상생활을

1) 제도에 대한 성과측정방법에는 2가지가 있다. 제도를 설계하기 위해 정책시행 이전에 하는 분석으로 시뮬레이션이나 경제모형을 통해 예측하는 방법과 제도시행 이후에 실증적 데이터를 가지고 실제적으로 정책개입으로 인한 영향(impact)에 대해 분석하는 방법이다. 이 연구는 후자에 해당된다.

2) My InnerView는 2008년부터 미국의 공공부문 보건분야를 대상으로 경제적 효과를 측정해 오고 있고, The LEWIN GROUP은 미국 장기요양데이터를 바탕으로 한 사회적 성과 연구자료를 매년 발표하고 있다.

혼자 수행하기 어려운 노인 등에게 신체활동 또는 가사지원 등의 장기요양급여에 관한 사항을 규정하여 노후의 건강증진 및 생활안정을 도모하고 그 가족의 부담을 덜어줌으로써 국민의 삶의 질을 향상하도록 함을 목적으로 한다. 즉, 우리나라 노인장기요양보험제도의 목적은 대상노인과 그 가족의 삶의 질을 향상시키며 그 가족의 부담을 경감시켜 생활을 안정시키는 것이라고 볼 수 있다.

그러나 우리나라의 경우, 노인장기요양보험제도가 목적으로 하고 있는 대상노인과 부양가족의 삶의 질과 생활안정에 실제로 어떤 성과를 나타내고 있는지를 과학적으로 측정된 연구는 거의 이루어지지 않았다.³⁾ 노인장기요양보험과 관련된 연구는 2000년 전후부터 나오기 시작하여 노인장기요양보험 국가비교, 노인장기요양보험 모형개발이나 등급에 대한 평가관정도구와 같은 제도적 기반을 다지는 연구들(석재은, 1999; 최성재 외, 2000; 최병호, 2001; 서동민 외, 2005; 임정기, 2005; 김진수 외, 2006)이 주를 이루며, 노인장기요양보험과 관련된 연구는 주로 제도도입에 따른 제도설계나 노인장기요양보험에 관한 당위성을 주장하는 연구가 대부분이었다. 그 후 노인장기요양보험제도의 시행을 앞두고 보건사회연구원이 시행한 2006년 이후 1차·2차 시범사업에 대한 평가연구와 박성훈 외(2007)의 노인장기요양보험제도에 대한 만족도 연구가 있었으나, 이러한 기존연구들은 제도시행 이전 시범사업에 대한 이용만족도 조사연구이며, 제도시행이 된 이후에 실증적 자료를 이용한 평가가 아니다.

또 다른 연구로는 노인장기요양보험의 서비스내용에 있어 전신이 되었던 재가노인복지서비스 효과성에 대한 관련 선행연구들(함철호, 1997; 최균, 2002)이 있다. 현 노인장기요양보험제도의 재가급여의 경우 서비스내용에 있어 재가노인복지서비스와 유사하다는 측면에서 재가노인복지서비스의 효과성을 살펴보는 것은 의미가 있을 것이다. 그러나 이에 대한 연구도 주로 수급노인과 비수급노인의 생활 만족도를 단순사전사후로 비교한 연구이며, 데이터의 경우도 대표성을 확보하지 못하였다. 연구결과 또한 수급노인의 생활만족도가 더 높다고 한 연구(최균, 2002)와 생활만족도를 증진시키는 효과까지는 없다고 한 연구(함철호, 1997)등으로 일치된 결과를 보이지 않는다.

이러한 기존연구의 경향은 무엇보다 이 주제에 접근하는 방식에 대한 방법론적 관점(전술한 어떠한 방법으로 측정할 것인가)에서의 문제가 제기된다. 실제로 제도의 효과를 확인하는 것이 쉽지 않은 작업인 것은 데이터의 문제와 인과성 추정에 대한 계량적 방법론 때문이다. 전자는 제도나 프로그램의 효과를 확인하기 위해서는 제도시행 전·후의 동일한 개인에 대한 정보를 토대로, 제도의 영향을 받는 집단과 그렇지 않은 집단 간 변이를 관찰할 수 있어야 한다. 우리나라 노인장기요양보험제도의 경우 이러한 체계적 접근이 용이한 패널자료가 최근에 와서야 구축되어지고 있다. 후자의 경우, 뒤에서 자세히 언급하겠지만 편의(bias)를 최소화하여 정확한 인과관계를 추정하는 계량적 방법과도 밀접한 관련이 있다.

한편, 기존의 연구들은 노인장기요양보험 성과측정과 관련된 대상자에 있어서도 노인(Kane, 2001; Mezuk et al., 2008)과 부양가족(Oura et al., 2005; Keigo et al., 2006; 김동배 외, 2010)을 분리하여

3) 지금까지 발표된 노인장기요양보험제도의 성과는 이용자의 확대나 요양비용부담의 감소, 대상자나 그 가족의 심리적·정서적 안정의 증대와 신규일자리가 만들어 내는 고용창출효과 등(보건복지부, 2010; 정경실, 2010)이지만, 이는 단순기술통계이며 정확한 인과적 효과를 추정하기 위한 교란요인(confounding factor)을 배제한 것이 아니다.

연구해 왔으나, 노인장기요양보험제도가 대상노인과 그 가족 모두를 포함하고 있으며, 이 연구에서의 성과변수는 양자모두에게 해당되는 성과이므로 이를 함께 평가하고자 한다.

지금까지의 논의를 정리하면, 노인장기요양보험제도가 대상노인과 부양가족의 삶의 질⁴⁾과 가족의 생활안정에 미치는 효과를 확인하기 위해 정책에 주요한 대상집단을 실험집단으로, 실험집단과 유사한 개인들을 매칭하여 비교집단으로 설정하는 성향점수매칭과 이중차이모형을 적용하여 제도의 순수한 인과적 효과를 추정함으로써 노인장기요양보험제도가 대상노인 및 부양가족의 삶의 질과 가족관계 만족도에 미치는 영향을 알아보하고자 한다.

2. 이론적 검토

1) 노인장기요양보험제도의 성과변수

노인장기요양보험의 제도성고가 달성되었는가를 알아보기 위해서는 제도가 시행된 이후에 정책평가를 하는 것이다. 정책평가의 접근방법은 다양한 차원에서 학자들이 설명해왔지만, 본 연구에서는 제도시행 이후의 결과에 초점을 둔 과학적 분석에 의한 영향평가(impact evaluation)로 평가의 차원을 좁히고자 한다(Suchman, 1967; Cordray and Lipsey, 1986; Fischer, 1995; Mohr, 1995). Nachmias(1979)는 효과성분석의 방법론적인 측면을 강조하여 정책평가를 '달성하려는 구체적 정책목표에 대한 효과의 객관적·체계적·경험적 검토'로 정의한다.

그러하다면, 정책효과를 입증할 수 있는 성과변수로 무엇을 측정해야 할지를 정해야 한다. 성과를 무엇으로 보아야 할지를 알기 위해서는, 먼저 성과의 정의를 알아야 한다. 평가연구 분야에서 잘 알려진 Rossi·Lipsey·Freeman(2004)에 따르면, 성과란 '프로그램⁵⁾이 실시됨으로 인해 기대되는 대상집단의 변화'로 정의한다. 다시 말해, 프로그램이 생겨남으로 인해 발생된 프로그램의 수혜집단이 프로그램이 없었더라면 발생하지 않았을 변화이다. 달리 말한다면, 프로그램의 목적(goal)이나 목표(objective)를 달성함으로써 얻어지는 기대효과도 성과가 될 수 있다(Fischer, 1995).

또한 노인장기요양보험의 성과를 구체적으로 살펴보기 위해서는 이를 영역별로 구분해서 접근할 필요가 있다. 노인장기요양보험제도 성과의 영역은 장기요양 서비스 효과(long-term care service effects)와 경제적 효과(economic impacts) 그리고 사회적 효과(social effects)로 나누어진다(보건복지부, 2010).

이 연구는 이중에서도 사회적 성과에 관심을 두고 있다. 노인장기요양보험 사회적 효과의 주된 성

4) 삶의 질은 개인이 얼마나 만족스러운 삶을 살고 있는가를 이해하는데 필요한 모든 요소를 포함하고 있는 개념으로 만족감(satisfaction), 안녕(well-being), 복지(welfare), 행복감(happiness)과 같은 용어들과 유사한 의미로 사용되고 있다.

5) 프로그램이란, 사회문제를 개선시키기 위한 social program 또는 social intervention을 포괄하는 것으로, 제도나 정책·서비스를 의미한다(Rossi et al., 2004).

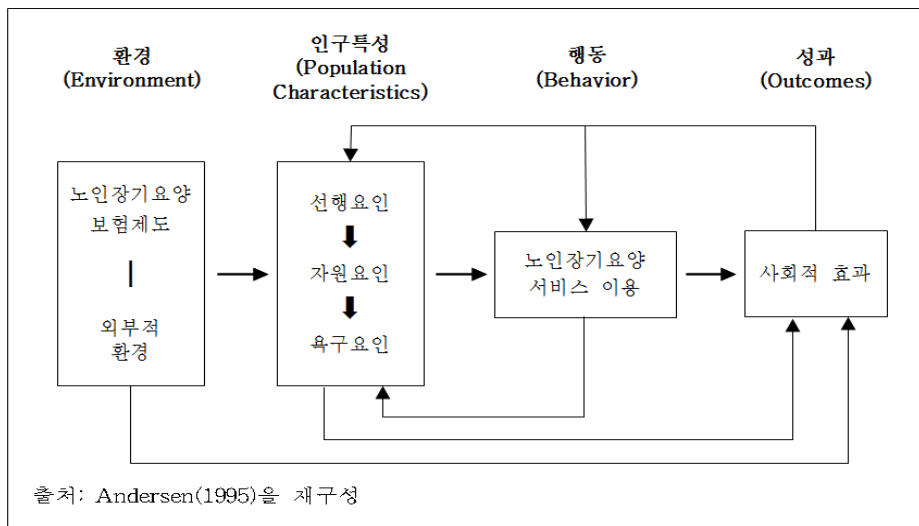
과변수는 삶의 질⁶⁾ 향상(Kane, 2001; 보건복지부, 2010)과 자살률(Mezuk et al., 2008)과 같은 심리적 안정, ADL(Phillips et al., 2007)과 같은 건강상태, 수발시간 대체효과로 가족관계, 자녀양육(보건복지부, 2010)을 측정해 오고 있다.

2) 노인장기요양보험의 제도성과에 대한 이론적 분석틀

이 연구는 노인장기요양서비스의 이용과 그에 따른 제도성과의 발생이 어떠한 과정을 거쳐 나타나 는지를 설명하기 위해 ‘Andersen의 의료행동모델’을 이용하였다.

본래 Andersen모델은 의료서비스 이용행동에 대한 이론적 분석틀(Health Service Behavior Model)이지만, 장기요양서비스 이용관련 연구에서도 폭넓게 사용되고 있다(임정기, 2008; 이윤경, 2009).

전통적인 Andersen모델은 주로 의료서비스 이용행동에 영향을 미치는 요인을 탐구했다. 그러나 시 간이 지남에 따라 점차 의료서비스 이용행동의 역동적이며 반복적인 특성을 반영하여, 행동의 결과로 서 심리적 안녕이나 삶의 만족도를 증가시키는지를 확인하는 모델로 확장되었다(Andersen et al., 1994; Andersen, 1995). [그림 1]은 확장된 Andersen모델을 이 연구에 적합하도록 재구성한 것이다.



[그림 1] 연구의 이론적 분석틀

이해를 돕기 위해 Andersen모델의 이론적 분석틀을 조금 더 자세히 설명하자면, 먼저 노인장기요

6) 삶의 질(생활만족도)이라는 지표가 과연 노인장기요양제도의 성과지표로 적절한가에 대하여 국내외 학계에서 논란의 대상이 되어 왔다. 이에 대한 쟁점은 다면적인(multidimensional) 지표여야 한다는 점(Qureshi et al., 1998)과 순수실험설계를 통한 인과적 효과를 추정해야 한다고 지적하였다. 일련의 논란에 대해 이 연구는 한국복지패널의 삶의 질(생활만족도)지표의 하위척도가 다면적 지표하는 것과, 순수실험설계의 차선의 방법인 유사실험의 방식을 채택하였다.

양보험제도의 도입과 그를 둘러싼 외부적 환경(external environment)에 의해서도 영향을 받기 마련이다. 이는 대상자가 노인장기요양서비스를 이용할 수 있는 환경을 제공한다. 이에 대상자는 선행요인, 자원요인, 욕구요인으로 구성되는 개인적 특성에 기반하여 노인장기요양서비스를 이용하게 된다 (Andersen and Newman, 1973; Andersen et al., 1994; Andersen, 1995).

첫째, 선행요인(predisposing characteristics)은 개인이 갖고 있는 기본적 특성으로 인구학적 특성과 사회구조적 특성을 의미한다. 둘째, 자원요인(enabling resources)은 서비스 이용에 도움을 주거나 가능하게 하는 자원과 관련된 요인이다. 개인과 가족차원에서의 자원 및 인력과 지역사회차원에서의 사회적 지지 관계망은 서비스 이용을 가능하게 하기도 하고 저해하기도 한다. 셋째, 욕구요인(need factor)은 개인의 질병이나 장애의 수준에 관한 요인으로 서비스를 필요로 하는 개인의 욕구를 나타낸다.

이러한 요인들의 영향을 받아 노인장기요양서비스를 이용하게 된 대상노인과 가족은 노인장기요양보험제도의 성과를 발생시키는데, 이 연구는 제도성과 중에서 노인장기요양보험제도의 사회적 성과를 평가하고자 한다.

3. 분석자료와 분석방법

1) 분석자료 및 분석대상)

이 연구에서 사용한 자료는 한국복지패널조사 3차(2008년) 및 4차(2009년) 데이터이다. 이 연구는 노인장기요양보험제도가 대상노인과 그 가족의 삶의 질과 가족관계 만족도에 미치는 영향을 분석하기 위하여, 한국복지패널 4차 자료에 나타나는 2008년에 노인장기요양보험급여를 수급 받은 가구원으로 실험집단을 구성하였다. 이에 대한 비교집단은 성향점수매칭을 통해 관측가능한 특성변수(observed characteristics)가 실험집단과 유사하도록 매칭된 노인장기요양보험 비수급가구의 가구원이다.

2) 변수의 정의와 측정

(1) 성향점수매칭을 위한 변수

이 연구는 성향점수매칭을 통해 프로그램 참여여부를 기준으로 실험집단과 비교집단을 구성하기 위하여, 장기요양서비스를 이용과 관련요인을 <표 1>과 같이 구성하였다.

- 7) 노인장기요양보험과 관련된 국내 패널조사로는 한국복지패널(4차), 고령화연구패널(2차), 국민노후보장패널(3차)이 있다. 이 가운데 한국복지패널을 이 연구의 분석자료로 선정한 이유는 노인장기요양보험의 제도성과 과약함에 있어 대상노인의 부양가족에 대한 사회적 성과에 해당하는 변수(예: 삶의 질과 가족관계 만족도)를 유일하게 포함하기 때문이다. 그러나 복지패널은 노인장기요양보험 수급판정과 관련된 일상생활능력정도(ADL) 등의 변수를 포함하고 있지 않아, 이에 대해서는 대체 변수를 활용하였다.

〈표 1〉 성향점수매칭을 위한 변수의 구성 및 측정

변수설명		변수의 구성 및 측정
선행요인	연령	2008년의 가구원 만 나이(세)
	성별	남=1, 여=0
	교육수준	초졸이하, 중졸이하, 고졸이하, 전문대졸 이상
	취업상태	취업=1, 비취업=0
자원요인	가구소득	일반=1, 저소득층=0(중위 균등화소득의 60% 기준)
	가구형태	일반=1, 단독=0
	가구원수	가구원수(명)
	동거여부	동거, 비동거(직장·학업), 비동거(입원·요양)
	거주지역	서울·광역시·시=1, 군·도농복합군=0
욕구요인	장애여부	있음=1, 없음=0
	건강상태	5점 척도(아주 건강하다(1)~건강이 아주 안 좋다(5))
	65세 이상 아픈 노인 존재여부	있음=1, 없음=0

앞서 논의한 Andersen 모델에 따라, 선행요인으로는 노인장기요양서비스를 이용하게 만드는 인구학적 특성과 사회구조적 특성인 연령과 성별, 교육수준과 취업상태를 설정하였다. 자원요인 중 개인과 가족의 차원으로는 가구소득, 가구형태, 가구원수, 동거여부를 투입하고, 지역사회차원으로는 서비스에 대한 지리적 접근성과 관련된 거주지역을 투입하였다. 욕구요인은 서비스를 필요로 하는 직접적 원인이 되는 장애여부와 건강상태 외에, 대상가족의 가구원을 분석에 포함시키기 위하여 가구 내에 65세 이상의 아픈 노인이 존재하는가의 여부를 측정하여 분석에 활용하였다.

(2) 이중차이분석을 위한 변수

노인장기요양보험제도의 제도성과를 평가하기 위한 이중차이분석에 활용된 변수의 구성 및 측정방법은 〈표 2〉와 같다.

〈표 2〉 이중차이분석을 위한 변수의 구성 및 측정

변수설명		변수의 구성 및 측정
성과변수	삶의 질	5점 척도(매우불만족(1)~매우만족(5))
	가족관계 만족도	7점 척도(매우불만족(1)~매우만족(7))
제도변수	제도효과변수	상호작용항=시점더미변수×집단더미변수
	시점더미변수	2008=1, 2007=0
	집단더미변수	노인장기요양보험 급여를 받은 가구원 존재 유=1, 노인장기요양보험 급여를 받은 가구원 존재 무=0
통제변수	개인적 요인 연령	가구원의 만 나이(세)

	성별	남=1, 여=0
	혼인상태	유배우자=1, 기타=0
	교육수준	고졸이상=1, 고졸미만=0
	건강상태	5점 척도(아주건강하다(1)~건강이 아주 안 좋다(5))
	취업상태	취업=1, 비취업=0
가구특성요인	가구소득	연간가구소득 / $\sqrt{\text{가구원수}}$
	동거여부	동거=1, 비동거=0

① 성과변수

이 연구에서의 노인장기요양보험제도의 성과변수는 우리나라의 노인장기요양보험법에 명시된 대상자와 가족의 삶의 질(Quality of Life) 그리고, 미국의 사회적 성과변수 중 심리적 안정(psychological stability)과 관련된 대상자와 가족의 가족부양 및 관계증진과 관련된 가족관계 만족도이다. 가령 대상자와 가족의 삶의 질이 향상되고 가족관계 만족도가 높아진다면, 이러한 변화의 정도를 제도성으로 간주할 수 있다.

② 제도변수

제도변수는 노인장기요양보험제도라는 정책개입 전·후의 이중차이 효과를 나타내는 변수이다. 이는 정책개입 시점의 전과 후를 나타내는 '시점더미변수(period)'와 노인장기요양 프로그램에 참여하여 급여를 받은 집단인 실험집단과 프로그램에 참여하지 않은 집단인 비교집단을 구분하는 '집단더미변수(treat)', 그리고 이 두 변수 간의 '상호작용항(period×treat)'으로 표현되는 제도변수이다.

③ 통제변수

통제변수는 삶의 질과 가족관계 만족도에 영향을 미칠 수 있는 개인적 요인과 가구특성요인으로 구성된다. 개인적 요인으로는 '연령(Cumming and Henry, 1961; 권중돈·조중연, 2000)', '성별'(Beutel and Marini, 1995)', '혼인상태(Keith, 1986; 김미혜 외, 2005)', '교육수준(권중돈·조중연, 2000)', '건강상태(Borghesi and Vercelli, 2008)', '취업상태(이지현 외, 2008)'를, 가구특성요인으로는 '소득(Chatfield, 1977; 최성재·장인협, 2004)'과 '동거여부(Chappell and Badger, 1989)'를 투입하였다.

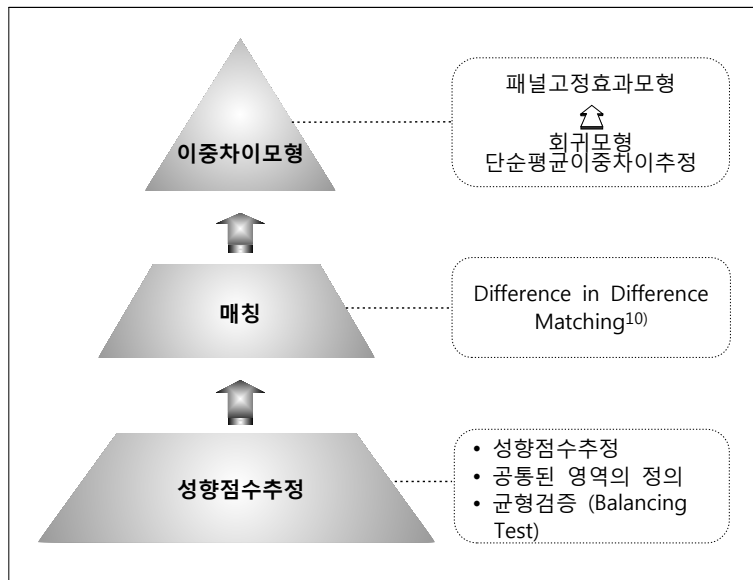
3) 분석방법

이론적으로 볼 때 제도성효과를 평가(impact evaluation)하는 방법론 중 가장 우수한 방법은 무작위 배정(randomized)을 실행하는 실험적 설계이다.⁸⁾ 그러나 현실에 있어서 프로그램 참여여부가 무작위로 배정되기를 불가능한 경우가 많다. 그러한 경우 차선의 방법은 실험설계를 최대한 유사하게 모방

8) 실험적 설계가 우수한 이유는 프로그램 참여여부에 있어 무작위로 대상을 추출하는 방법으로 관측 가능한 변수(설명변수)와 오차항 사이에 상관관계가 존재하지 않기 때문이다($cov(x, \epsilon) = 0$). 따라서 선택편의(selection bias)가 없는 효과추정을 할 수 있다.

하는 준(準)실험적 방법 또는 비(非)실험적 방법(quasi-experimental method)이다(Khandker et al., 2010). 대표적인 준실험적 방법론으로는 매칭(matching)방법론, 다(多)시점 방법론, 도구변수방법론이 있다.⁹⁾

이 중에서 본 연구가 노인장기요양보험의 제도성과를 측정하기 위해 적용한 분석방법은 성향점수매칭과 이중차이의 결합모형(The DD Method Combined with Propensity Score Matching)으로, 분석절차는 [그림 2]와 같다.



[그림 2] 본 연구의 분석절차: 성향점수매칭과 이중차이결합모형(The DD Method Combined with PSM)

(1) 성향점수매칭(Propensity Score Matching: PSM)

성향점수매칭의 기본논리는 유사한 특성을 가진 개인들끼리 짝을 지어서 실험집단과 비교집단을 구성하는 것이다. 여러 가지 비실험설계 방법론 중 성향점수매칭이 우수한 이유는 다른 방법론에 비해 편의(bias)발생이 작아서 더욱 정확한 성과측정이 가능하기 때문이다. 성향점수매칭은 실험집단과 비교집단의 비동질성에 따른 편의를 실험설계의 무작위배정과 유사하게 통계적 방법으로 만들어주는

9) 매칭방법론에는 성향점수매칭모형이 있고, 다시점 방법론에는 이중차분모형, 무작위성장모형이 있으며, 도구변수방법론에는 도구변수모형과 회귀단절모형이 있다(김용성 외, 2007).
 10) 여기서 Difference in Difference Matching은 성향점수매칭과 이중차이의 결합모형(The DD Method Combined with Propensity Score Matching)시 사용하는 매칭기법이다. 이 연구에서는 Difference in Difference Matching을 구현하는 명령어(command)는 pscore인데, 이 명령어의 옵션에서 성향점수의 값은 pscore에서 취한 후, 관측치 손실, 추정치의 분산과 매칭의 질을 고려하여 복수의 매칭기법을 함께 사용할 수 있다. 이 연구에서는 pscore를 한 후, psmatch2 명령어를 사용하여 옵션에서 NN(1:5)매칭을 복수로 사용하였다.

것이다. 즉, 성향점수매칭은 넓은 비교집단(프로그램 비참가자집단)속에서 참가자(실험집단)와 관측 가능한 설명변수(observable covariates) X 의 차이에 따라 성향점수를 토대로 비참가자와 매칭된다.

이 연구의 경우, Y_i^T 는 장기요양급여 수급가구에 속하는 가구원의 삶의 질과 가족관계 만족도를, Y_i^C 는 장기요양급여 비수급가구에 속하는 가구원의 삶의 질과 가족관계 만족도를 나타낸다. T_i 는 노인장기요양보험 프로그램 참여여부를 나타내며, X_i 는 설명변수들의 벡터로서 개인의 관측 가능한 특성변수들로 구성된다. 여기에서 중요한 것은 관측 가능한 설명변수를 얼마나 잘 구성하는가이다. 실험 설계의 성과추정에 해당하는 ATE(Average impact of Treatment Effect: ATE)가 ATT(Average impact of Treatment on the Treated: ATT)와 같아지려면 편의가 없어야 하므로¹¹⁾, 관측 가능한 설명변수를 누락시키지 않아야 한다.

이 연구에서는 이러한 설명변수를 직관이나 임의가 아닌 이론적 모델에 근거해 설정하였다. 기존연구들의 경우 프로그램(정책 또는 제도) 참여여부를 결정하는 설명변인들을 찾을 때 이론적 모델에서 변인들을 끌어오지 않은 연구들이 대부분이다.

성향점수매칭은 2가지 중요한 가정을 충족해야 한다.

첫째, ‘조건부 독립성의 가정(conditional independence assumption)’이다. 조건부 독립성이란 관측 가능한 설명변수 X (covariates)¹²⁾를 통제하면 프로그램 참가는 잠재적 성과와 독립이라는 것이다. 즉, 비관측 설명변인(unobservable covariates)은 프로그램 참여자에게 영향을 미치지 않으며, 개인의 성과와 관련된 모든 차이는 관측가능한 공변량에 의해 통제될 수 있음을 의미한다.¹³⁾ 만약, 성향점수 매칭에 있어, 비관측 설명변인이 프로그램 참여를 결정하게 되면, 조건부독립성 가정은 결렬되고 성향 점수매칭은 적합하지 않게 된다.¹⁴⁾

$$(Y_i^T, Y_i^C) \perp T_i | X_i \quad (3.1)$$

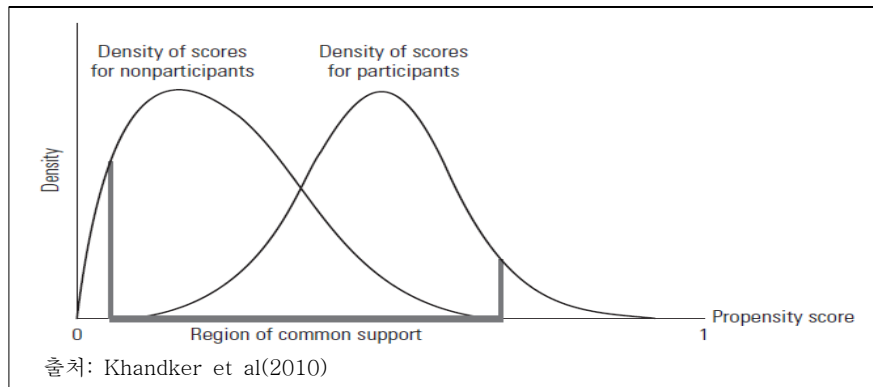
둘째, ‘공통영역(the range of common support) 존재의 가정’이다. 이는 중첩(overlap)이라고도 하며, 중첩이 되지 않는 부분은 자연 탈락하게 된다([그림 3] 참고).

11) ATE는 causal effect로 볼 수 있으며, 무작위 실험설계에서는 ATE=ATT이지만, 유사실험설계는 ATE≠ATT가 될 수도 있다. 즉, ATT+selection bias로 선택편의가 발생할 수 있다.

12) 공변량 X (covariates)를 X 의 공변량 또는 X 의 설명변수라고 한다.

13) 프로그램 참여여부(독립변수)와 오차항의 상관관계가 발생할 경우, 독립변수의 추정계수는 편의(bias)가 발생하게 되는데 이를 ‘자기선택(self selection)의 편의’라고 한다.

14) 비관측요인이 참여(treatment)와 상관관계를 가지게 되면 조건부독립성의 가정이 결렬되는데, 이것은 sensitivity analysis로 체크할 수 있다. 이에 대한 자세한 설명은 Guo and Fraser(2010) 8장을 참고하라.



[그림 3] 공통영역(common support)의 예

이는 실험집단과 비교집단에 동일한 공변량(X_i)을 갖는 개체들이 존재해야 한다는 것으로 실험집단과 비교집단의 관측가능한 변수들의 분포에 있어서 유사한 성향점수의 개체들끼리 중첩하여 매칭이 이루어져야 함을 의미한다(Khandker et al., 2010).

$$0 < \Pr(T_i = 1|X_i) < 1 \quad (3.2)$$

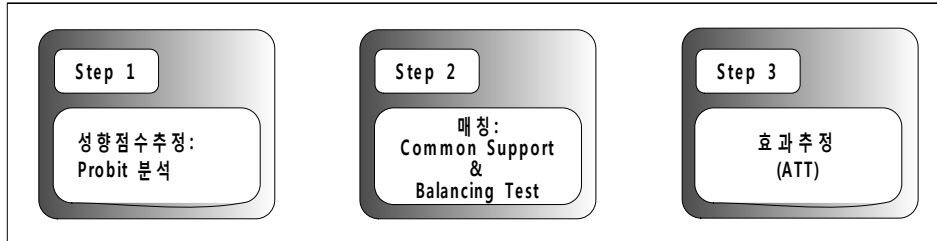
성향점수매칭의 적용단계는 [그림 4]와 같다. 먼저 1단계에서는 실험집단과 유사한 비교집단을 만들기 위해 성향점수(propensity score)를 추정한다. 성향점수란 관측된 공변량 X_i 에 대하여 추정된 프로그램 참여 T_i 의 예측확률로, 프로그램 참여자와 비참여자의 모든 표본에 대해 도출된다(Ravallion, 2008). 성향점수는 조건부확률 모형을 통하여 다음과 같이 정의된다(Rosenbaum and Rubin, 1983).

$$P(X_i) = \Pr(T_i = 1/X_i). \quad (3.3)$$

그 다음 2단계에서는 추정된 성향점수를 토대로 실험집단과 비교집단을 짝짓기(matching)한다. 먼저 공통영역을 정의하여 실험집단과 비교집단의 성향점수 분포에 대한 공통된 또는 중첩된 영역을 점검한다. 이는 성향점수분포의 각 사분위수 안에서 평균성향점수와 X 의 평균이 같은지를 점검하는 균형검증(balancing test)을 통해서 확인할 수 있다. 이러한 과정을 통해 2단계에서 '공통영역 존재의 가정'이 충족되어진다. 실험집단과 비교집단의 분포는 $\hat{P}(X|T=1) = \hat{P}(X|T=0)$ 로 유사하게 균형을 이루어야 한다.

마지막 3단계는 프로그램의 평균적인 정책수급효과(ATT)를 추정하는 것인데, 이는 두 집단 간의 성과를 비교하는 것이다. 그러나 앞선 성향점수의 추정만으로는 관심이 되는 ATT의 추정을 할 수가 없으며, 이러한 문제를 해결하기 위해서 다양한 매칭기법이 사용되고 있다. 일반적으로 매칭기법에는 Nearest-Neighbor Matching(NN), Caliper or Radius Matching, Stratification or Interval Matching,

Kernel and Local Linear Matching, Difference in Difference Matching 등이 있다. 기술한 매칭기법은 어느 하나가 나머지보다 우월한 것은 아니며, 각기 상이한 장단점을 가지고 있다(Becker and Ichino, 2002).¹⁵⁾



[그림 4] 성향점수매칭의 적용단계

(2) 이중차이모형(Difference-in-difference: DD)

이중차이모형은 정책시행 전 기초조사(baseline survey)와 정책시행 후 추적조사(follow-up survey)를 통해 수급집단과 비교집단의 평균성과 차이를 구한 뒤, 다시 그 평균 간의 이중차이를 구해 ATT로 나타낸다. 이 연구와 관련지어 설명하자면, 노인장기요양보험제도의 수급집단이 노인장기요양보험 시행이후 변화된 성과와 정책의 혜택을 받지 않았더라면 얻게 되었을 가상적인 상황¹⁶⁾에서의 성과 간의 차이를 구하는 것이다. 이중차이모형은 성향점수매칭과는 다르게 선택편의를 가져올 수도 있는 관찰 불가능한 이질성을 용인하는 대신, 이러한 이질성이 '시불변(time invariant)'이라고 가정하여 차분을 통해 편의를 상쇄한다. 이중차이모형은 이질적인 개인을 비교할 때 발생하는 내생성 문제의 회피가능성과 단순성의 측면에서 각광을 받고 있다(Bertrand et al., 2004).

이중차이모형은 크게 3개의 단계에 걸쳐 적용되는데([그림 5] 참고), 제1단계는 정책시행 이전의 정책 참가자와 비참가자 모두에 대한 기초조사의 실시 및 정책시행 이후 1회 이상의 추적조사의 실시이다. 이 연구는 노인장기요양보험정책의 시행 이전 3차 복지패널데이터와 시행 이후 4차 복지패널데이터를 사용함으로써 제1단계를 충족시키고 있다. 제2단계는 실험집단과 비교집단에 대하여 각각 정책시행 이전과 이후의 성과 차이를 계산하는 것이다. 제3단계에서는 앞서 측정한 실험집단과 비교집단의 두 평균 차이를 계산하여, 정책의 성과에 대한 추정치를 구한다. 즉, 실험집단의 삶의 질과 가족관계 만족도 변화의 평균 차이와 비교집단의 삶의 질과 가족관계 만족도 변화의 평균차이의 차이

15) 각각의 매칭기법의 선택은 연구자의 판단이나 시각은 상이할 수 있다. 연구주제에 적합한 매칭이 무엇인가, 또 분석에 사용된 실험집단의 관측치가 충분한가에 따라 매칭의 질을 더 높일 것인지, 실험집단의 관측치의 최소손실을 고려할 것인지에 대한 관점이 존재할 수 있기 때문이다. 본 분석의 경우, 관측치(4차 자료의 노인장기요양보험의 대상자와 가족의 관측치는 123개에서 균형패널로 인한 자료손실과 미성값을 제외한 사용가능한 관측치가 112개임)가 112개로 충분한 케이스가 아니므로, 매칭의 질보다는 관측치의 손실을 줄이기 위해 NN매칭(1:5)을 사용하였다.

16) 이를 'counterfactual'이라고 한다.

(difference in differences)가 노인장기요양보험제도의 성과로써 추정된다.



[그림 5] 이중차이모형의 적용단계

(3) 성향점수매칭과 이중차이 결합모형

성향점수매칭(PSM)과 이중차이모형(DD)결합모형은 각각의 모형을 개별적으로 적용하는 것보다 훨씬 좋은 성과를 보이는 것으로 알려져 있다.¹⁷⁾ 특히, 성향점수추정만으로는 제거할 수 없었던 선택 편이에 대한 문제를 완화시킨다. 물론 실제 사회복지 프로그램의 평가에서의 준실험설계는 실험적 평가의 비편의적 효과를 추정하기에는 한계가 있다. 그러나 데이터의 특성 및 제도적 맥락과 잘 부합하는 경우에는 효과적으로 선택편의가 통제될 것으로 기대되며, 특히 성향점수매칭과 이중차이 결합모형은 수행가능성 측면에서 실험적 방법론에 비해 상대적으로 우수하다고 평가된다(김용성, 2007).

성향점수매칭과 이중차이 결합모형을 사용하기 위해서는 데이터 구축에 대한 문제를 언급해야만 한다. PSM만을 적용할 때는 횡단면 데이터로도 가능하지만, 성향점수매칭과 이중차이 결합모형에서의 PSM은 다시점 데이터가 필요하기 때문이다.

이 연구는 성향점수매칭과 이중차이 결합모형에 있어, 앞서 설명한 회귀모형보다 좀 더 정교한 다시점 데이터를 가진 패널고정효과모형(panel fixed-effects model)을 통하여 관측되지 않는 시불변변수의 이질성뿐만 아니라 다시점에 대한 관측된 특성의 이질성을 통제하였다. 패널고정효과모형에서는 비관측 시불변변수를 제거하는 것으로 편의를 줄일 수 있다. 특히, 독립변수 T_{it} , 시변변수의 영역 X_{it} , 그리고 관측되지 않는 시불변변수 n_i 에 의해 추정된 Y_{it} 는 다른 관측되지 않는 특성 ε_{it} 와 설명 변수간의 상관관계가 존재할 가능성이 있다.

$$Y_{it} = \phi T_{it} + \delta X_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (3.4)$$

식 (3.4)의 오른쪽과 왼쪽부분을 시점에 따라 빼주면(차분을 적용하면), 다음의 차분방정식을 얻을 수 있다.

17) Smith and Todd(2005)는 Dehejia and Wahba(1998)의 PSM모형보다 PSM과 DD를 결합한 이중차이 매칭(Difference-in-Difference Matching)방법론이 PSM방법론에 비하여 실험평가 결과에 근접한 결과를 가져올 수 있음을 주장하였다.

$$(Y_{it} - Y_{it-1}) = \phi(T_{it} - T_{it-1}) + \delta(X_{it} - X_{it-1}) + (\eta_i - \eta_i) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) \quad (3.5a)$$

$$\Rightarrow \Delta Y_{it} = \phi \Delta T_{it} + \delta \Delta X_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (3.5b)$$

식 (3.5b)을 살펴보면, 오차항 n_i 가 사라진 것을 알 수 있다. 따라서 패널고정효과모형은 $cov(X_{it}, n_i) \neq 0$ 이더라도 OLS 추정을 통해서도 ϕ 에 대한 추정량을 구할 수 있다. 이러한 경우, 내생성(endogeneity)의 원인 즉, 관측되지 않는 개인적 특성 n_i 가 사라지기 때문에, 편향되지 않는 프로그램 효과를 추정하기 위한 ϕ 는 (3.5b) 방정식 즉 두 시점 데이터를 가진 경우, OLS를 적용할 수 있으며 두 시점 데이터를 가진 ϕ 는 공변량 X_{it} 에 의해 통제된다.¹⁸⁾

따라서 이 연구의 최종분석모형 방정식은 다음과 같다.¹⁹⁾

$$\Delta Y_{it} = \phi \Delta T_{it} + \delta \Delta X_{it} + \Delta \varepsilon_{it}, \quad \phi = DD_i \quad (3.6)$$

4. 분석결과

1) 기술통계

장기요양서비스 참여여부에 대해 성향점수를 추정한 결과²⁰⁾, 실험집단인 수급가구원과 전체 비수급가구원, 비교집단인 비수급가구원의 특성은 <표 3>과 같다.

18) 그러나 패널고정효과모형에 대해 논란을 제기한 Bertrand et al(2004)은 고정효과모형의 오차항의 경우 자기상관(serial correlation)으로 인해 수정되어야 할 필요가 있으며, 시점이 두시점 이상일 경우 DD로부터 벗어나게(diverge) 되는 것에 대한 보완연구가 필요하다고 설명하였다.

19) 이것을 두 시점(time period: $t=1, 2$) 데이터가 있는 회귀방정식을 빌어 설명하자면, PSM을 결합한 DD의 식은 다음과 같다.

$$DD_i = (Y_{i2}^T - Y_{i1}^T) - \sum_{j=C} \omega(i, j)(Y_{j2}^C - Y_{j1}^C)$$

식에서 $\omega(i, j)$ 는 실험집단 i 에 성향점수로 매칭된 비교집단영역에 주어진 가중치이다(Hirano et al., 2003).

20) 이 연구에서 stata패키지를 사용하였으며, 성향점수추정을 위해 사용한 명령어(command)는 'pscore'이다. 먼저 pscore를 이용하여 성향점수매칭을 한 다음, 'psmatch2'명령어를 사용하여 앞에서 사용한 pscore의 점수를 옵션에서 사용하면서 NN매칭을 사용하였고, 대체를 허용하는 $n=5$ 를 옵션에 추가하였다. 사용한 명령어 구성은 psmatch2 policy, pscore(ps value 변수명) neighbor(5)이다. i) pscore 명령어만을 사용하는 방법, ii) pscore + psmatch2를 사용한 방법, iii) psmatch2를 사용한 방법 3가지 모두 실행해 보았으나, 이중차이분석에서의 성과추정결과는 거의 유사한 것으로 나타났다.

〈표 3〉 집단별 설명 변수의 통계량

	수급가구원 (실험집단)		비수급가구원 (전체)		비수급가구원 (매칭된 비교집단)	
	Mean	Std. dev.	Mean	Std. dev.	Mean	Std. dev.
연령	56.53	21.30	37.05	20.15	51.39	21.96
성별(여)	0.47	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50
취업상태(비취업)	0.28	0.45	0.58	0.49	0.32	0.47
가구소득						
저소득층	830.95	259.71	736.73	1212.46	826.79	238.39
일반가구	2040.80	935.01	2944.32	1772.85	3076.54	1744.22
가구원수	3.20	1.43	3.51	1.18	3.43	1.55
지역(군·도농복합군)	0.87	0.33	0.91	0.28	0.87	0.34
장애여부(유)	0.67	0.47	0.94	0.24	0.76	0.43
건강상태(아주건강)						
건강한편	0.25	0.44	0.49	0.50	0.28	0.45
보통	0.14	0.35	0.15	0.36	0.12	0.32
불건강한편	0.29	0.46	0.10	0.30	0.26	0.44
매우불건강	0.19	0.39	0.02	0.13	0.13	0.34
65세 이상 아픈 노인 존재 여부(무)	0.70	0.46	0.16	0.37	0.62	0.49
교육수준(고졸미만)*	0.45	0.50	0.56	0.50	0.48	0.50
동거여부(비동거)*	0.91	0.29	0.97	0.18	0.94	0.24
혼인상태(기타)*	0.65	0.48	0.64	0.48	0.54	0.50
관측치(observation)	112		15,511		501	

주 1) 범주형 변수의 경우 ()가 기준변수

2) 가중치: 개인표준가중치사용

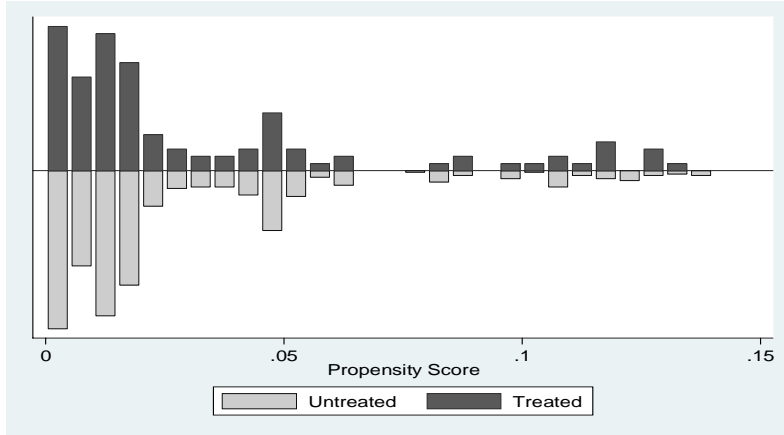
3) *표시 변수는 성향점수매칭에 투입된 변수가 아닌 이중차이분석에 사용될 통제변수

이 연구는 노인장기요양보험 대상노인과 부양가족 모두가 연구대상이므로, 실험집단의 관측치는 노인장기요양급여를 받은 가구원을 포함하는 가족의 구성원인 총 112명이다. 비교집단의 경우, 실험집단과 유사한 특성의 비교집단을 구성하기 위해 성향점수매칭을 실시하여 전체 비수급가구원 15,511명 중에서 성향점수가 유사한 501명을 선택하였다.²¹⁾

그 결과 장기요양급여 수급여부와 관련성이 높을 것으로 생각되는 변수인 '65세 이상 아픈 노인의 존재 비율'을 비롯하여 장애여부와 건강상태, 연령, 성별, 취업상태, 가구소득, 가구원수, 거주지역 등이 유사한 실험집단과 비교집단이 구성되었다. 특히, 성향점수매칭에 투입된 설명변수가 아닌 교육수준, 동거여부, 혼인상태의 경우 후술하게 될 이중차이에서 사용된 주요 통제변수로 매칭에 투입된 변

21) 이에 대한 성향점수매칭의 프로빗 분석결과는 〈부표 1〉을 참고하라.

수가 아님에도 불구하고, 교육수준과 동거여부 변수들은 매칭의 효과가 나타났다. [그림 6]에 따르면, 실험집단과 비교집단의 집단별 성향점수의 분포가 거의 유사한 것을 알 수 있다. 성향점수는 장기요양급여 수급여부에 대한 예측확률과 동일하므로, 두 집단 간 성향점수분포가 유사하다는 것은 수급여부에 영향을 미치는 관찰된 특성이 두 집단 간에 상당히 유사하다는 것을 의미한다.



[그림 6] 실험집단과 비교집단의 예측확률 히스토그램

2) 단순평균이중차이 분석결과

〈표 4〉는 노인장기요양보험 정책 전과 후의 실험집단과 비교집단의 삶의 질 및 가족관계 만족도의 평균변화의 차이와 집단 간의 평균차이인 이중차이를 나타낸다. 〈표 4〉의 이중차이 값(DD)은 비교집단의 차이에서 실험집단의 차이를 뺀 것이다.

〈표 4〉 단순평균이중차이분석

성과변수	Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]		t
삶의 질	Untreated	429	-.224	.213	4.418	-.643	.196	0.32
	Treated	81	-.398	.526	4.738	-1.446	.649	
	DD		.174	.542		-.890	1.238	
가족관계 만족도	Untreated	447	-.300	.196	4.151	-.686	.086	-3.06***
	Treated	84	1.185	.399	3.655	.392	1.978	
	DD		-1.485	.485		-2.437	-.532	

주 1) *** p<.001

2) 가중치: 개인표준가중치사용

삶의 질의 경우, 정책시행 전(2007년)에 비해 정책시행 후(2008년)에 실험집단의 삶의 질이 더 크

게 감소했으나, 이는 통계적으로 유의하지 않다.

이에 비해 가족관계 만족도의 경우, 정책 시행 전과 후의 차이가 비교집단의 가족관계 만족도는 -.2999이고 실험집단의 가족관계 만족도가 1.1849로 이중차이는 1.4848만큼 증가한 것으로 나타났다.²²⁾ 즉, 장기요양보험제도가 대상노인과 그 가족들의 가족관계 만족도를 증가시키는 것으로 나타났다($p < .001$).

이 연구는 성향점수매칭을 통하여 실험집단과 유사한 비교집단을 구성하였으므로, 단순평균이중차이분석만으로도 제도효과를 파악할 수 있다. 그러나 추가적으로 회귀모형²³⁾을 통한 이중차이분석과 패널고정효과모형을 통한 이중차이분석을 실시하여 노인장기요양보험제도의 영향을 보다 정확히 평가하고자 한다.

3) 패널고정효과모형에 의한 이중차이 분석결과

노인장기요양보험제도가 대상노인과 부양가족의 삶의 질과 가족관계 만족도에 미치는 영향에 대한 패널고정효과모형 분석결과는 <표 5>와 같다.

① 노인장기요양제도가 삶의 질에 미치는 영향

패널고정효과모형에서 관측되지 않은 시불변변수의 영향을 통제된 상태에서 독립변수인 노인장기요양의 제도효과(상호작용항)는 삶의 질에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 제도 설계 이전에 실시한 시범사업의 결과분석과 최근의 노인장기요양시행 2주년을 맞이하여 분석한 성과 측정연구와는 상반되는 결과이다. 이에 대한 이유로는 대표성 있는 표본이 아닌 경우 편의를 발생시킬 수 있다는 점과 과학적인 측정에 있어 오류가능성도 배제할 수 없다. 한편, 집단더미변수가 탈락된(omitted) 것을 발견할 수 있다. 집단더미변수의 추정계수가 주어져 있지 않다고 해서 집단더미변수가 설명변수로서 사용되지 않는 것은 아니다. 이 변수는 패널 개체의 이질성에 해당하는 오차항 ϵ_{it} 에 포함되어 있기 때문이다. 따라서 집단더미변수가 일정하다는 조건 하에서 다른 변수들의 추정계수를 해석하면 된다.

한편, 통제변인으로 투입된 변인들 중 회귀분석에서 유의미한 변인으로 나타난 변인들 중 연령을 제외한 혼인상태, 건강상태, 취업상태, 가구소득만이 삶의 질에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

② 노인장기요양제도가 가족관계 만족도에 미치는 영향

<표 5>에 제시된 노인장기요양제도가 가족관계 만족도에 미치는 영향은 제도효과변수가 유의미한 것으로 나타났다.

22) 실험집단에서 비교집단을 뺀 값이 아니고, 비교집단에서 실험집단을 뺀 값이므로 부호를 반대로 해석해야 한다.

23) 회귀모형의 경우, 관찰된 통제변수들을 통제함으로써 단순평균이중차이보다 더 정확하다. 이 결과는 <부표 2>를 참고하라.

〈표 5〉 패널고정효과모형 분석

		Number of obs = 1070			Number of obs = 1092		
		Number of groups = 564			Number of groups = 566		
		F(10, 496) = 3.60***			F(10, 496) = 2.78**		
		Prob > F = 0.000			Prob > F = 0.002		
변수		삶의 질			가족관계 만족도		
		Coef.	Std. Err.	t	Coef.	Std. Err.	t
제도효과		-.395	.539	0.73	1.374	.491	2.80**
집단더미		(omitted)			(omitted)		
시점더미		-1.526	1.855	-0.82	.106	1.719	0.06
개인적 요인	연령	.296	1.836	0.71	-.369	1.703	-0.22
	성별	.223	1.837	0.67	-3.032	1.705	-1.78+
	혼인상태	-3.086	.815	-1.70+	3.333	1.684	1.98*
	교육수준	2.454	2.555	0.96	1.703	2.370	0.72
	건강상태	1.515	.371	4.08***	.160	.339	0.47
	취업상태	1.091	.611	1.79+	1.380	.551	2.51*
가구특성 요인	가구소득	.001	.000	3.03**	.000	.000	1.15
	동거여부	-.831	1.102	-0.75	.349	.970	0.36
_Cons		-57.129	113.918	-0.50	37.583	105.765	0.36
F test that all u _i =0 :		F(563, 496)	=	2.32***	F(565, 516)	=	3.99***
		Prob > F	=	0.000	Prob > F	=	0.000

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

p<.01수준에서 가족관계 만족도의 추정계수가 제도 실시이전보다 노인장기요양보험의 혜택을 받고 난 이후 1.3739정도 증가하는 것으로 나타났다. 이는 앞선 단순평균이중차이의 결과와 회귀분석을 통한 이중차이결과와 일치되며, 패널고정효과모형에서는 매우 유의미한 수준에서 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이러한 제도성과 또는 프로그램 효과를 해석할 때 고려해야 할 점이 있다(Rossi et al., 2004). 첫째, 프로그램 효과의 실질적 유의미성(practical significance of program effect)과 통계적 유의미성(statistical significance)의 해석이다. 통계적으로 유의하더라도 실질적으로 그 효과의 크기가 너무 작아 의미가 없는 경우도 존재하고, 통계적 유의수준이 P값이 .05보다 크더라도 실질적인 추정계수의 값이 크기 때문에 의미가 있는 경우가 있다(이 연구의 〈부표 2〉의 회귀분석처럼). 둘째, 추정계수의 값으로 보면 다른 변수들에 비해 큰 값이기는 하지만, 각 변수의 측정단위의 모호함(arbitrary units)으로 인한 해석의 어려움이 있다. 이 연구의 결과 노인장기요양보험제도의 효과로서 가족관계 만족도의 점수는 노인장기요양보험 정책실시 이후 비교집단에 비해 실험집단의 점수가 1.3739가 증가하였다는 것이 큰 수치임에는 틀림없지만, 어느 정도의 크기인지에 대해 가늠하기가 쉽지 않다. 경제적 변수

의 경우 이러한 프로그램 효과를 퍼센트 증감인 %p로 해석하면 직관적으로 이해하기가 쉽지만, 사회적 효과의 경우 변수의 속성이 지표이거나 단위가 점수일 경우 애매모호하다. 이에 대해 Rossi et al(2004)은 프로그램 효과크기의 기준을 제시하였는데, 이미 실행되어진 유사한 프로그램에 대한 효과크기를 체계적으로 모은 영향분석의 많은 결과물을 통합하여 보고한 메타분석(meta analysis)이 유용하다고 설명하였다. 그러나 이 연구와 같이 관련된 유사한 효과평가가 아예 없는 경우나 많지 않은 경우 적용에 한계가 있다. 앞으로 이러한 성과측정연구가 축적이 된다면 Rossi et al(2004)의 견해처럼 효과크기에 대한 비교가 가능한 보다 의미있는 결과해석이 가능하리라 판단된다.

한편, 통제변인의 경우, 회귀분석에서 유의미한 변인으로 나타났던 많은 변인들 중 성별, 혼인상태, 취업상태만이 가족관계 만족도에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

5. 결론 및 제언

이 연구의 분석결과에 기초하여 제시할 수 있는 연구의 의의는 다음과 같다.

첫째, 이 연구의 실험집단이 된 관측치(가구원)는 112개이지만, 노인장기요양서비스를 이용한 가구는 52개이며, 이를 노인장기요양 대상자의 수급비율로 환산했을 때 1.75%에 이른다.²⁴⁾ 이는 보건복지부의 제도 도입초기 조사발표의 2.7%(보건복지부 2008년 7월 집계 등급인정자수)에 못 미치는 수치이다. 그 이유는 아직 노인장기요양보험 정책의 수혜를 받는 대상자가 패널에 충분히 포함되지 않았기 때문이라고 볼 수 있다. 관련 학자들은 노인장기요양보험 제도가 시행되고 그 제도의 효과가 나타나기 위해서는 제도가 성숙하기까지 약 3년의 시간 경과 후에 영향평가가 이루어져야 정확한 추정이 가능하다고 말하고 있다. 따라서 아직 정확한 영향평가의 결과라고 단정 짓기에는 한계가 있으나, 제도시행 1년이 되는 시점의 실증적 분석 자료를 이용하여 과학적인 측정방법으로 이루어진 연구라는 점에서는 제도성과분석에 단초가 될 것이다.

둘째, 노인장기요양보험의 사회적 성과변수 중 대상노인과 부양가족의 가족관계 만족도를 향상 시키는 것으로 나타난 반면, 대상노인과 부양가족의 삶의 질은 제도성고가 나타나지 않았다. 가족관계만족도는 노인장기요양보험제도가 가족의 안정과 가족관계개선이라는 목표를 지향하고 있다는 측면에서 성과라고 볼 수 있으며, 노인장기요양보험제도의 시행이 가족의 수발부담을 경감시킨 결과라고 해석되어질 수 있다.

하지만 삶의 질이 제도성고가 나타나지 않고, 가족관계 만족도만 제도성고가 나타난 것에 대해 다음의 가능성을 생각해 볼 수 있다. 두 변수의 하위지표를 살펴보면, 생활만족도는 개개인의 삶의 질을

24) 복지패널의 가구주 데이터와 가구원 데이터를 이용하여 수급비율을 환산한 것이다. 먼저, 가구주 데이터를 이용하여 가구원 중 노인장기요양보험 서비스를 받는 가구원이 있는 가구의 빈도를 산출 (한 가구에 한명의 노인이라는 전체를 바탕으로 환산한 것이기 때문에 다소 오차가 있을 수 있음) 한 후, 이를 다시 전체 가구주와 가구원을 합친 머지 데이터를 이용하여 한국복지패널에서의 전체 인구에서 65세 이상 노인인구를 구한 다음, 노인인구 대비 노인장기요양보험서비스를 받은 대상자에 대한 비율을 환산하였다.

측정한 지표이지만, 가족관계 만족도의 하위지표 구성을 살펴보면, '가족생활에 대한 만족도', '배우자와의 관계', '형제자매간의 관계', '자식간의 관계 만족도' 등으로 가족구성원들과의 유기적인 관계에서 비롯된 지표이다. 달리 말한다면, 가족구성원과 유기적인 관계에 놓인 다른 부양가족의 만족이 모두의 가족관계 만족도에 서로 관련되어 영향을 미칠 수 있다. 우리나라의 가족구조를 볼 때, 부양이나 수발에 대한 책임을 배우자, 아들(특히 장남)이나 며느리, 그리고 다른 형제자매에게 공동으로 지우는 우리나라 가족구조 상황에서, 제도가 가족수발자의 부담을 경감시킴으로 인해 대상노인과 부양가족 모두의 가족관계 만족도가 높아진 결과로 해석할 수 있다.

그러나 삶의 질의 경우, 대상노인과 부양가족의 삶의 질이 상이할 수 있다. 예측해 보건데, 대상자인 노인의 삶의 질은 제도 시행 이후보다 제도 시행 이전에 더 높았을 수도 있다. 즉, 노인장기요양보험의 대상자인 노인(서비스 이용자 중에서 평균연령이 70대에서 80대 초반이 가장 큰 연령집단을 차지함²⁵⁾)의 경우, 돌봄 체계가 사회화되기 이전 가족수발자에 의해 보호를 받았을 때가 (지금의 요양보호사의 손길보다) 더 편안했을 수도 있다. 이러한 논의들은 다른 연구에서도 발견된다. 돌봄을 받는 노인은 돌봄노동을 제공하는 사람과의 관계나 그들과의 정서적 공감을 증시하기에, 가족과 친구 등의 비공식 수발을 공식적 수발보다 선호²⁶⁾한다(김금열, 2010). 이에 덧붙여, 우리나라 노인장기요양보험의 제도설계가 대상자인 노인보다 수혜의 주체가 가족중심으로 이루어졌다는 비판과 함께 서비스제공에 따른 수혜의 주체를 가족중심에서 이용자당사자로 전환시킬 필요가 있다고 한 연구(선우덕, 2010)와도 어느 정도 이 연구와 연관 지을 수 있다. 다만, 이러한 논의에 대한 정확한 규명은 대상자와 부양가족이 그 속성이 다른 집단으로 정책 효과도 다르게 나타날 가능성이 높기 때문에 대상을 분리하여 살펴보아야 한다. 이 연구에서는 데이터상의 한계로 인해 대상을 분리하지 못하였지만, 이에 대한 추가적 연구는 후속연구에 대한 제언으로 남겨두고자 한다. 하지만, 서론에서 강조하였듯이 기존의 쏟아져 나왔던 연구들과 가시적인 성과측정에 대해 이 연구의 결과와 상치되는 것에 대해서는 분석적 문제일 가능성이 크며, 실제로 분석의 결과는 이를 확인시켜주었다. 이 연구에서 노인장기요양제도가 대상노인과 부양가족의 삶의 질에 성과를 발생시키지 못하였다는 결과가 미약하게나마 관찰되었으므로, 대상노인과 가족을 분리하여 삶의 질에 대한 추가적 성과측정에 대한 연구들이 활발히 전개되어 이용자의 다양한 선호를 반영한 선택권을 부여하자는 방안 즉, 가족원에 의한 보호에 대해 보상이나 급여체계를 인정해주는 제도를 보편적으로 실행하자는 방안이 경험적으로 지지되어지길 바란다. 이러한 성과측정에 대한 제도분석이 쌓여져 갈 때, 노인장기요양보험제도의 약점을 보완해 가는 자료로 활용될 것이며, 노인장기요양보험제도의 발전적 경로설정에 다양한 목소리에 귀를 기울이고 정책을 실현해 나아갈 것이다.

셋째, 과학적 연구방법에 대해 논의하자면, 전술한 바와 같이 실험적 설계가 현실적으로 어렵기 때문에 패널자료를 이용한 확률추정방식으로 비교집단을 형성할 수 있는 준실험적 방법론을 이 연구에 사용된 한국복지패널을 통해 적극적으로 활용할 수 있었다. 여기에 한 가지 부언을 하자면, 우리

25) 최인덕 외(2010). 노인장기요양보험 대상자 및 시설, 인력 추계.

26) 노인돌봄에 대한 위계적 보상 모델에 따르면, 노인이 선호하는 돌봄제공자의 1순위는 배우자이며, 그 다음은 자녀, 나머지 가족, 친구들, 공식적 지지의 순이다(Cantor, 1975).

나라의 경우 현재 다양한 패널들이 활발하게 생성되고 있는 시점에서 프로그램 평가 패널의 설문지 설계 시 사전에 비교집단이 추출될 가능성이 있는 자료와의 연계성을 충분히 고려해 볼 필요가 있을 것이다.

마지막으로 이 연구의 한계점이다.

대상자와 부양가족은 그 속성이 다른 집단으로 정책 효과도 다르게 나타날 가능성이 높기 때문에 분리하여 분석하는 것이 필요함에도 불구하고, 본 분석자료가 2차 자료(패널자료)라는 한계로 인해 분리시키지 못하였다. 대상자인 노인에 대한 데이터는 다소 존재하지만, 부양가족에 대한 사회적 성과 변수 데이터는 한국복지패널이 유일하다. 그러나 이 패널에서도 대상노인과 그 가족을 분리할 수 있는 변수는 찾지 못하였기 때문에 활용할 수 있는 자료의 범위 안에서 최대한 고민하고 취사선택하였음을 밝힌다. 마찬가지로, 데이터 상의 한계로 인해 선택변수가 충분치 않아 성향점수 프로빗 모델 선정에 있어 한계가 있었다.

참고문헌

- 권중돈·조중연. 2000. “노년기의 삶에 만족도에 영향을 미치는 요인”. 『한국노년학』, 20(3): 61-76.
- 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 비교”. 『한국가족학회』, 15(3): 117-135.
- 김미혜·신경림. 2005. “한국 노인의 ‘성공적 노후 척도’ 개발에 관한 연구”. 『한국노년학』, 25(2): 35-52.
- 김용성·조숙진·강지령·이석원·심우찬. 2007. 『사회·복지 프로그램 패널자료구축에 관한 타당성 연구』. 서울: 한국개발연구원.
- 김진수·박은영·안수란. 2006. “노인수발보장제도 도입의 쟁점과 정책 과제”. 『한국사회정책학회』, 13(1): 1-28.
- 박성훈·김태일. 2007. “정책수단의 변화에 따른 재가복지 만족도 차이에 관한 연구: 노인장기요양보험 제도를 중심으로”. 『한국정책학회 동계학술대회 자료집』, pp. 275-296.
- 보건복지부. 2010. 『노인장기요양보험 제도 시행 2주년 기념 심포지움: 노인장기요양보험 제도의 성과지향적 발전방안 모색』. 서울: 보건복지부.
- 서동민·장병원. 2005. “노인요양보장제도도입에 따른 재정추계 기본모형 개발 및 관련 변수에 대한 연구”. 『사회보장연구』, 21(4): 161-199.
- 석재은. 1999. “노인 장기수발보호 공급주체간 역할분담 유형에 관한 비교 연구”. 이화 여자대학교 박사학위논문(미간행).
- _____. 2010. “공급자 관점에서의 노인장기요양보험제도의 개선방안”. 『보건복지포럼』, 2010년 10월호: 34-44.
- 선우덕. 2010. “정부 정책의 방향 설정을 위한 노인장기요양보험제도의 개선방안”. 『보건복지포럼』, 2010년 10월호: 16-24.
- 이윤경. 2009. “노인장기요양서비스 이용 결정요인 분석: 다층모형(HLM)을 통한 개인과 지역요인 분

- 석”. 『보건사회연구』, 29(1): 213-235.
- 이지현·강형곤·정우식·채유미·지영진. 2008. “취업이 노인의 삶의 질에 미치는 영향: 서울지역 남성 노인을 중심으로”. 『한국노년학』, 28(1): 143-156.
- 임정기. 2005. “우리나라 노인요양보장제도의 평가판정도구에 관한 고찰”. 『보건사회연구』, 25(2): 173-220.
- _____. 2008. “의사결정분석을 이용한 우리나라 노인의 요양시설서비스 이용 결정요인에 관한 연구”. 『한국사회복지학』, 60(3): 129-150.
- 정경실. 2010. “노인장기요양보험제도의 성과와 향후 추진계획”. 『보건복지포럼』, 2010년 10월호: 5-9.
- 최균. 2002. “독거노인에 대한 방문보건·재가복지 통합프로그램의 효과성 분석”. 『한국노년학』, 22(2): 147-162.
- 최병호. 2001. “의료보장을 위한 공보험과 민간보험의 바람직한 역할분담 모색”. 『보건복지포럼』, 2001년 2월호: 56-63.
- 최성재·차홍봉·김익기·서혜경. 2000. “노인장기요양보호에 관한 한·일 비교연구”. 『한국노년학』, 20(3): 143-167.
- 최성재·장인협. 2004. 『노인복지학』. 서울: 서울대학교 출판부.
- 최인덕·이상림·이정면. 2010. “노인장기요양보험 대상자 및 시설, 인력 추계”. 『한국사회보장학회』, 26(2): 375-400.
- 함철호. 1997. “재가복지사업의 효과성 평가 연구: 수혜노인과 비수혜노인의 사회적지원망과 생활만족도의 차이검증”. 『한국노년학』, 17(1): 139-159.
- Andersen, M. Ronald, and Newman, F. John. 1973. “Societal and Individual Determinants of Medical Care Utilization in the United States.” *The Milbank Memorial Fund Quarterly: Health and Society* 51(1): 95-124.
- Andersen, M. R., Davidson L. P, and Ganz, A. P. 1994. “Symbiotic relationships of quality of life, health services research and other health research.” *Quality of Life Research* 3(5): 365-371.
- Andersen, M. Ronald. 1995. “Revisiting the Behavioral Model and Access to Medical Care: Does it Matter?” *Journal of Health and Social Behavior* 36(3): 1-10.
- Becker, O. Sascha, and Ichino, Andrea. 2002. “Estimation of Average Treatment Effects based on Propensity Scores.” *The Stata Journal* 2(4): 358-377.
- Bertrand, Marianne., Duflo, Esther, and Mullainathan, Sendhil. 2004. “How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?” *Quarterly Journal of Economics* 119(1): 249 - 275.
- Beutel, M. Ann and Marini, M. Margaret. 1995. “Gender and Values.” *American Sociological Review* 60(3): 436-448.
- Borghesi, Simone and Vercelli, Alessandro. 2008. “Happiness and Health: Two Paradoxes.” *DEPFID Working papers*.
- Cantor, M. H. 1975. “Life space and the social support system of the inner city elderly of New York.” *Gerontologist* 15: 23-27.
- Chappell, L. Neena and Badger, Mark. 1989. “Social isolation and wellbeing.” *Journal of Gerontology* 44(5): 169-176.
- Chatfield, F. Walter. 1977. “Economic and Sociological Factors Influencing Life Satisfaction of Aged.” *Journal of Gerontology* 32(5): 593-599.

- Cordray, S. David, and Lipsey, W. Mark. 1986. *Program Evaluation and Program Research*. California: Sage Publications, Inc.
- Cumming, Elaine, and Henry, E. William. 1961. *Growing old: The Process of Disengagement*. New York: Basic Books.
- Dehejia, H. Rajeev, and Wahba, Sadek. 2002. "Propensity Score Matching Methods for Non-experimental Causal Studies." *The Review of Economics and Statistics* 84(1): 151-161.
- Fischer, Frank. 1995. *Evaluating Public Policy*. Chicago: Nelson-Hall Publishers.
- Guo, Shenyang, and Fraser, W. Mark. 2009. *Propensity Score analysis: statistical methods and applications*. California: Sage Publications, Inc.
- Gure, R. Tanya., Kabeto, U. Mohammed, and Langa, M. Kenneth. 2009. "The Influence of Long-Term Care Insurance on the Likelihood of Nursing Home Admission." *Journal of the American Geriatrics Society* 57(10): 1862-1867.
- Hirano, Keisuke., Imbens, W. Guido, and Ridder, Geert. 2003. "Efficient Estimation of Average Treatment Effects Using the Estimated Propensity Score." *Econometrica* 71(4): 1161-1189.
- Kane, A. Rosalie. 2001. "Long-Term Care and a Good Quality of Life: Bringing Them Closer Together." *The Gerontologist* 41(3): 293-304.
- Keigo, Kumamoto., Yumiko, Arai, and Zarit, H. Steven. 2006. "Use of home care services effectively reduces feelings of burden among family caregivers of disabled elderly in Japan: preliminary results." *International Journal of Geriatric Psychiatry* 21(2): 163-170.
- Keith, M. Pat. 1986. "Isolation of the unmarried in later life." *Family Relations* 35(3): 389-395.
- Khandker, S., Koolwal, G, and Samad, H. 2010. *Handbook on Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices*. Washington: The World Bank.
- Mezuk, Briana., Prescott, R. Marta., Tardiff, Kenneth., Vlahov, David, and Galea, Sandro. 2008. "Suicide in Older Adults in Long-Term Care: 1990 to 2005." *The American Geriatrics Society* 56: 2107-2111.
- Mohr, B. Lawrence. 1995. *Impact analysis for Program Evaluation*. California: Sage Publications, Inc.
- Nachmias, David. 1979. *Public Policy Evaluation: Approaches and Methods*. New York: St. Martin's Press.
- Oura, A., Washio, M., Izumi, H, and Mori, M. 2005. "Burden among caregivers of the frail elderly and its correlation with the introduction of a long-term care insurance system for the elderly in fourth year." *Japanese Journal of Geriatrics* 42(4): 411-416.
- Phillips, D. Charles., Shen, R., Chen, M, and Sherman, Michael. 2007. "Evaluating Nursing Home Performance Indicators: An Illustration Exploring the Impact of Facilities on ADL Change." *The Gerontologist*: 47(5): 683-689.
- Qureshi, Hazel., Charles, Patmore., Elinor, Nicholas, and Claire, Bamford. 1998. "Outcomes in Community Care Practice." *Overview Outcomes of Social Care for Older People and Carers* 5. York: Social Policy Research Unit, University of York.
- Ravallion, Martin. 2008. "Evaluation Anti-Poverty Program." In *Handbook of Development Economics* 4: 3787-3846. Amsterdam: North-Holland.
- Rosenbaum, R. Paul, and Donald, B. Rubin. 1983. "Central Role of the Propensity Score in

Observational Studies for Causal Effects.” *Biometrika* 70(1): 41-45.

Rossi, H. Peter., Lipsey, W. Mark, and Freeman, E. Howard. 2004. *Evaluation: a systematic approach*. California: Sage Publications, Inc.

Smith, Jeffrey, and Todd, Petra. 2005. “Does Matching Overcome LaLonde’ Critique of Nonexperimental Estimators?” *Journal of Econometrics* 125(1): 305 - 313.

Suchman, A. Edward. 1967. *Evaluative Research: Principles and Practice in Public Service & Social Action Programs*. New York: Russel Sage Foundation.

My InnerView <http://www.myinnerview.com/index.php>

The LEWIN Group <http://www.lewin.com/>

The Effects of Long-term Care Insurance on the Life Satisfaction and Satisfaction in Family Relationships - The DD Method Combined with Propensity Score Matching -

Kwon, Hyun-Jung
(Sungkyunkwan University)

Cho, Yong-Un
(Sungkyunkwan University)

Ko, Ji-Young
(Sungkyunkwan University)

The major purpose of this study is to evaluate the impact of the long-term care insurance program. In order to estimate the impact of policy accurately, certain bias which might hamper the validity of this study has been removed by Propensity Score Matching(PSM) and Double Difference(DD) method from the semi-experimental design.

To study the effects of long-term care insurance on the elderly and their family members as social outcome variable and the quality of life of their family and satisfaction in family relationships, the third and fourth waves of Korea Welfare Panel are used to match experimental and comparative groups by the propensity score matching. Then, DD method, using the panel fixed effects model, is applied to estimate the differences of those groups' treatment effects before and after the policy implementation.

As a result, it was found that the Quality of life on the elderly and their family members is statistically meaningless, while the satisfaction in family relationships has much increased after the policy implementation. The result has a limitation in that this evaluation is performed at the point when the long-term insurance program has not been ripened enough.

However, there is an important implication on the significance of realizing the main goal of the long-term care insurance to improve the quality of life of the elderly and their family members and as for the potentiality of further system improvements.

Key words: Long-term care insurance, program outcome, Quality of life, satisfaction in family, Impact evaluation, PSM with DD

[논문 접수일 : 11. 08. 16, 심사일 : 11. 09. 06, 게재 확정일 : 11. 10. 05]

부 록

〈부표 1〉 성향점수매칭 프로빗(probit)분석 결과

변수	Coef.	Robust Std. Err.	z	[95% Conf. Interval]	
연령	.003	.003	1.04	-.003	.009
성별(여)	-.002	.095	-0.03	-.188	.184
취업상태(비취업)	-.187	.099	-1.89+	-.381	.007
가구소득(저소득층)	-.178	.107	-1.66+	-.388	.032
가구원수	.065	.035	1.85+	-.004	.133
거주지역(군·도농복합군)	.018	.106	0.17	-.191	.227
장애여부(무)	-.450	.107	-4.18***	-.660	-.239
건강상태(아주건강)					
건강한편	-.141	.148	-0.95	-.432	.150
보통	-.242	.162	-1.49	-.559	.076
불건강한편	-.140	.167	-0.84	-.467	.187
매우 불건강	.309	.190	1.63	-.063	.682
65세 이상 아픈 노인 존재여부(무)	.667	.118	5.63***	.435	.899
_cons	-2.55	.234	-10.91***	-3.008	-2.092
Number of obs = 13,057		Wald chi2(18) = 200.17		Prob > chi2 = 0.000	

주 : 1) + p<.1 *** p<.001
 2) 가중치: 개인표준가중치

〈부표 2〉 회귀모형

변수	삶의 질			가족관계 만족도			
	Coef.	Robust Std. Err.	t	Coef.	Robust Std. Err.	t	
제도효과	-.257	.760	-0.34	.939	1.019	1.90+	
집단더미	-.331	.547	-0.60	-1.938	.723	-2.68**	
시점더미	-.141	.339	-0.42	-.561	.375	-1.50	
개인적 요인	연령	.024	.012	1.95+	.147	.014	10.46***
	성별	-.316	.325	-0.97	-.811	.358	-2.27*
	혼인상태	.237	.335	0.71	9.644	0.409	23.55***
	교육수준	1.519	.456	3.33***	1.688	.548	3.08**
	건강상태	2.591	.381	6.81***	.577	.394	1.47
가구특성 요인	취업상태	.256	.373	0.69	.987	.400	2.47*
	가구소득	.001	.001	10.25***	.001	.001	2.00*
	동거여부	-2.146	.929	-2.31*	.150	.754	0.20
_Cons		21.713	1.224	17.73***	1.656	1.255	1.32
Number of obs = 1,058			Number of obs = 1,080				
F(11, 1046) = 29.79***			F(11, 1068) = 137.81***				
Prob > F = 0.000			Prob > F = 0.000				
R-squared = 0.341			R-squared = 0.615				

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