

## 자녀동거가 유산상속 선호형태에 미치는 영향: 노인의 성별 효과에 관한 종단적 분석

김 현 식  
(경희대학교)

황 선 재\*  
(중앙대학교)

본 연구는 자녀와의 동거형태가 노인의 유산상속 선호형태에 미치는 영향을 경험적으로 살펴보려는 연구관심에서 출발한다. 이를 위해 2008년과 2011년의 노인실태조사 및 사전후 연구설계(pre-test and post-test design)를 활용하여 종단분석을 실시하였다. 또한 자녀동거효과를 효과적으로 분석하기 위하여 복합적인 이론에 근거한 사회환원 자료, 아들선호 자료, 그리고 이타주의적 상속자료를 따로 추출한 후, 각 자료에 적합한 통계모형(다항, 서열, 이항 로짓모형)을 적용하여 결과를 도출하였다. 남녀 노인집단을 분리하여 분석한 주요결과를 살펴보면, 우선 남성노인에게 있어 딸과의 지속적인 동거는 사회에 환원하기보다는 자녀에게 유산을 상속할 의도를 높이는 것으로 나타났으며, 동시에 장자상속보다는 균분상속을 더 선호하게 하는 효과가 있었다. 그러나 여성노인의 경우 아들과의 지속적인 동거가 장자상속에 대한 의도를 유의미하게 높이는 것으로 나타났으며, 아들과 지속적으로 동거하는 경우 경제적으로 어려운 자녀에게 유산을 주겠다는 응답보다는 효도한 자녀에게 주겠다는 응답을 늘리는 것으로 나타났다. 종단분석, 그리고 이론적 모형에 근거를 둔 본 연구는 기존의 관련연구를 발전시키고 있을 뿐만 아니라 향후 유산상속 선호형태 연구를 위한 다양한 시사점을 제시한다.

**주요용어:** 자녀동거, 유산상속 선호형태, 사회환원, 아들선호, 균분상속, 현실·이타주의적 상속

본고의 문제의식은 2012년 동 저자들의 연구보고서(김현식·황선재·김윤희, 2012)에서 출발하였으나, 모든 분석과 해석은 새로운 것임을 일러둔다. 본고의 질적 향상을 위해 많은 도움을 주신 익명의 세 분의 논평자들에게 감사드리며, 그럼에도 불구하고 발견되는 모든 오류는 저자들의 책임이다.

\* 교신저자: 황선재, 중앙대학교(sunjaeh@gmail.com)

■ 투고일 2013.10.14    ■ 수정일: 2013.11.26    ■ 게재확정일: 2013.12.11

## I. 연구관심

유산상속의 문제는 개인적인 수준에서 뿐 아니라 가족수준에서, 더 나아가 사회적 수준에서 중요한 위치를 차지하고 있어 꾸준히 연구되고 있는 주제 중 하나이다(이정음 · 김명자, 2001; 이윤경 외, 2010; Becker, 1991). 개인적인 수준에서 유산상속은 부의 축적과 이전이라는 측면에서 큰 의미를 지니고 있으며, 부의 이전을 매개로한 가족 내 개인 간의 관계라는 측면에서도 중요한 함의를 가지고 있다. 상속문제는 비단 상속인과 피상속인의 관계에만 국한되는 것이 아니라 상속의 주요 단위가 되는 가족 전체 구성원에 미치는 파급력이 크기 때문에 상속으로 인한 가족 간의 갈등 또한 중요한 연구 대상이 되고 있다(이삼식 외, 2011). 사회적 수준에서도 재산상속의 문제는 세대 간 부의 이전과 관련하여 중요한 위치를 차지하고 있으며(문형표 외, 2006), 부를 재생산하는 특성으로 인해 상속의 바람직한 범위와 상속의 정당성에 대한 연구 또한 여러 방면에서 이루어져 왔다(예를 들어 Vandeveld, 1997).

이러한 이유로 서구에서는 유산상속의 형태나 그 동기에 대해 다양한 이론적 · 경험적 연구들이 축적되어왔다. 일례로 매슨과 페스티유(Masson & Pestieau, 1997)는 유산상속을 크게 우발적 상속, 자발적 상속과, 자본주의적 상속으로 나눈다. 우발적 상속은 부모가 미래에 대한 정보가 없기 때문에 부를 축적을 하지만 갑자기 죽게 됨으로써 나타나는 상속이며, 자발적 상속은 우리가 흔히 알고 있는 상속유형으로써 부모의 명확한 인식하에 자녀에게 부를 상속하는 것을 말한다. 자발적 상속에도 다양한 유형의 상속을 구분하는데 크게 자녀에게 부를 제공하기 위해서 부를 상속한다는 이타적인 상속과 상호호혜적인 교환을 목적으로 상속한다는 전략적 상속이 이 범주에 속한다. 자본주의적 상속은 축적을 위한 부의 축적과정에서 나타나는 것으로 자본가들에게서 볼 수 있는 유형으로 정의하고 있다.

유산상속에 관한 한국의 연구도 다양한 방향에서 전개되었는데, 기술적인 차원에서 어떤 유산상속 형태를 선호하는지를 분석한 글이 다수를 이루고 있으며 이들은 1994년 이후 꾸준히 실시되어온 노인실태조사를 분석하는 경향을 보이고 있다. 일례로 2004년 조사를 분석한 김혜경(2008)은 장남에게 주겠다는 응답과 공평하게 나누어주겠다는 응답이 가장 높아 각각 41.9%와 27.1%를 차지하고 있다는 발견을 보고하였다. 이윤경 외(2010)의 연구는 1994년부터 2008년까지의 노인실태조사를 함께 분석하였다는 점에

서 의미가 있는데, 이들은 기존의 장남중심의 상속행태가 최근으로 오면서 급격히 줄어들고 있다고 보았다.

최근의 연구들은 이러한 현상 기술적인 연구에서 탈피하여 설명적인 연구로 전환하는 양상을 보이는데, 강유진(2012)의 논문이 대표적이다. 강유진은 2008년 노인실태조사 중 단독가구노인들의 유산상속 선호형태를 평등형, 전통형, 현실형, 그리고 비상속형의 네 가지 선호형태로 구분하고, 어떠한 변수들이 이러한 유형의 구분에 영향을 미치는가를 탐구하고 있다. 이러한 맥락에서 김현식 외(2012)의 연구도 주목할 만한데 저자들은 1994년부터 2011년 사이의 모든 노인실태조사를 활용하여 저출산·고령화현상이 유산상속 동기를 어떠한 방향으로 변화시킬 것인가를 살피고 있다.

본고는 이러한 선행연구에 기초하여 자녀와의 동거가 선호하는 유산상속 형태에 미치는 영향을 탐구하고자 한다. 자녀동거가 유산상속 선호형태에 미치는 영향을 살펴보는 것은 여러 가지 면에서 중요하다. 우선 개인들의 의사결정에 도움을 주는 자료로서 자녀의 입장에 있는 독자들은 본 연구의 결과에 매우 많은 관심을 보일 것이다. 또한 역사사회적인 수준에서 가족의 의미를 추적해 볼 수 있는 계기를 제공하여, 자녀동거가 자녀유산상속에 영향을 주지 못한다고 한다면 전통적인 가족주의가 쇠퇴하는 것으로 파악할 수 있다. 또한 아들이나 딸에 따라 자녀동거 효과가 달리 나타난다면, 현재 한국 사회에서 성별에 따른 선호도를 보여주는 것으로 해석할 수 있다. 자녀와의 동거가 줄어들고 있는 현 시점에서(이윤경 외, 2010), 자녀와의 동거가 사회환원의도를 낮춘다고 한다면 향후 보다 평등한 자원의 배분이 이루어질 것이라고 예측할 수 있으므로 거시경제적 수준에서도 유의미한 작업이 될 것이다. 이에 더해 학술적인 측면에서 본다면, 향후 유산상속 행위 및 의도를 연구하는 연구자들에게 자녀동거가 중요한 변수로 다루어져야 한다는 것을 보여주는 유의미한 작업이 될 것이다.

우리의 연구는 여타의 연구와 많은 차이점을 보이는데, 무엇보다 우선 다양한 이론적 입장을 제시하고 비교하며 발전시킨다는 점에서 그렇다. 이전 연구들은 명확한 가설을 설정한 후 경험적 자료를 분석하여 그 가설을 검증하는 유형의 논문이라기보다는 여러 연구들을 병렬적으로 나열한 후 자료를 분석하고 결론을 내리는 유형의 글이 압도적으로 많았다. 하지만 본고는 이러한 연구방법에서 벗어나 여러 가지 이론적 가설을 세운 후 이 가설들을 검증하는 형식의 글이라는 점에서 중요한 의의를 가진다.

이에 더해 기존의 횡단적(cross-sectional) 연구에서 탈피하여 종단적(longitudinal) 연

구틀을 도입하고자 한다. 특히 사전후 연구설계(pre-test and post-test design) 모형을 차용하여 두 시기 사이 자녀동거 형태의 변화가 유산상속 선호형태의 변화에 어떠한 영향을 주는가를 경험적으로 추정할 것이다. 이러한 연구 설계는 기존연구들이 한계로 가지고 있었던 역인과관계(reverse causality)의 문제를 어느 정도 해결해 줄 것으로 생각된다. 만약 횡단자료 분석에서 자녀동거와 사회환원 의도가 유의미한 연관을 보이고 있었다면, 이러한 연관이 자녀동거가 사회환원 의도에 영향을 미친 것인지 아니면 사회환원 의도가 자녀동거에 영향을 준 것인지 확신하기 어렵다. 그러나 본 연구에서 활용하는 사전후 연구설계는 두 시기 사이의 변화를 측정하여 분석함으로써 이러한 비판으로부터 비교적 자유로운 것으로 알려져 있다(Shadish et al., 2002).

이러한 목적을 달성하기 위해 본고는 종단자료로 설계된 2008년과 2011년의 노인실태조사를 분석한다(정경희 외, 2012). 보다 생산적인 논의를 위해, 2011년 유산상속 선호형태에 대한 응답유형에 따라 세 가지의 다른 자료를 추출하여 분석한다. 첫째, ‘사회환원’ 자료는 1) 자녀에게 상속, 2) 자신을 위해 사용, 그리고 3) 조금이라도 사회에 환원하겠다는 범주로 이루어진 종속변수를 기준으로 만들어진 자료이며 이 자료를 분석하기 위해 다항 로짓모형(multinomial logit model)을 사용한다. 둘째, ‘아들선호’ 자료는 1) 모든 자녀에게 골고루 상속, 2) 모든 자녀에게 주되 장남에게 더 많이 상속, 3) 딸을 제외하고 아들에게만 골고루 상속, 4) 장남에게만 상속의 값으로 이루어진 종속변수를 담고 있는 자료이며, 이 범주들을 서열변수로 인식한 후 순서형 로짓모형(ordinal logit model)을 적용하여 분석한다. 마지막으로 ‘이타주의’ 자료는 1) 효도한 자녀에게 상속하겠다는 응답과 2) 경제사정이 어려운 자녀에게 상속하겠다는 응답의 두 가지 범주로 이루어진 종속변수를 가지고 있으며, 이를 분석하기 위해 이항 로짓모형(binary logit model)을 사용한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 먼저 II장에서 자녀동거가 유산상속 선호형태에 영향을 미치는 이론적 틀을 발전시키고, 이를 바탕으로 가설을 세운다. III장에서는 경험적 자료를 분석하는 방법에 대해 설명할 것이다. IV장에서는 노인실태조사를 이용해 자료를 구성한 방법과 사용 변수, 표본 추출방법을 소개하며, V장에서 기술통계와 추정결과를 제시한다. 마지막으로 VI장에서는 본 연구의 발견을 요약하고 한계점을 제시하는 한편, 향후 연구 방향에 대해 논의할 것이다.

## II. 이론적 배경

본 절에서는 자녀동거가 유산상속 선호형태에 미치는 영향을 이론적 측면에서 구성한다. 앞서 밝힌 것처럼, 본고에서는 세 가지 측면의 유산상속 행위의도를 분석하기 때문에, 자녀동거가 미칠 수 있는 영향을 각 행위별로 나누어 살펴본다. 또한, 아들과의 동거와 딸과의 동거가 서로 다른 영향을 줄 수 있는 경우에는 이를 개별적으로 고려한다.

### 1. 사회환원

우선 자녀동거가 자녀에게 유산을 상속하는 방향으로 유인을 높일 것인지, 자신을 위해 사용할 동기를 증대시킬 것인지, 아니면 사회환원의 유인을 높일 것인지 생각해본다. 일반적인 수준에서 자녀와의 동거는 자녀에게 유산을 상속할 유인을 높일 것으로 예상된다. 무엇보다 동거는 가족 간 친밀도를 높일 것이고, 공동으로 일상을 영위하며 발생하는 여러 가지 문제를 해결하는 과정에서 동질감을 형성시킬 것이다. 또한 부모세대와 자녀세대 간 감정과 물질의 교환 속에서 유대감이 깊어질 수밖에 없을 것이며 상호 이해에 대한 틀을 넓혀 갈 것으로 생각된다(이민아 외, 2011). 베커(Becker, 1991)는 가족 내 이타주의를 “한 구성원이 자신의 효용을 다른 구성원의 복지와 연계시키는 것”이라고 정의하는데, 가족 내 동질감의 형성은 이타주의를 통해 자녀상속에 대한 유인을 높일 것이다. 이러한 관점에서 아들과의 동거보다는 딸과의 동거가 자녀에게 유산을 상속하고자 하는 유인을 높일 것으로 추론할 수 있다. 아무래도 한국사회의 특성 상 아들과의 감정적 교류는 제한적일 것이지만 딸은 보다 표현적이고 감성적일 것이기 때문이다.

친밀감과 유대감이라는 정서적 교류의 측면 뿐 아니라 자녀와의 동거는 자녀상속에 대한 심리적 압박으로 나타날 수 있다. 최근 많이 쇠퇴하고 있기는 하지만 장자와의 혹은 아들과의 동거는 가족의 당사자들에게 뿐 아니라 동거하지 않는 가족, 그리고 이들을 넘어서 주위에 있는 지인들 사이에도 승계나 상속의 의미로 받아들여진다. 특히, 자녀와의 동거가 최근 급속히 감소하고 있다는 점을 고려했을 때(권태환·박영진, 1995; 김정석, 2002; 정경희·이윤경, 2012), 이러한 의미는 더 클 것으로 사료된다. 애초에 자녀와의 동거가 이러한 이유로 시작되지는 않았다고 할지라도 시간이 지나면서

이러한 태도를 내재화 할 가능성이 높고, 이는 자녀에게 유산을 물려주려는 동기를 강화시킬 것이다. 한국사회에서는 아들의 호주승계 개념이 여전히 강하기 때문에 이런 면에서는 딸과의 동거에 비해 아들과의 동거가 자녀상속에 대한 유인을 높일 것으로 생각된다.

하지만 모든 형태의 자녀동거가 자녀에게의 상속유인을 강화시킬 것이라고 믿기는 어렵다. 동거를 한다는 것은 늘 즐겁고 좋은 일만 있는 것이 아니라 오해하고 갈등하는 과정을 필연적으로 동반하기 때문이다. 특히 노인과 동거하는 자녀들은 대개 결혼을 하고 자신들의 자녀를 두고 있는 경우가 많을 것이기 때문에 갈등의 가능성이 적지 않다. 일례로, 1998년 노인실태조사를 분석한 오영희(1999)의 연구는 부모와 같이 사는 노인 중 31.5%가 부모와의 갈등으로 어려움을 겪고 있다는 발견을 보고하였다. 세대간의 동거가 협력적이거나 호혜적인 관계를 벗어나서 갈등적 관계로 전환되고 고착화하면 자녀에게 유산을 상속할 유인이 적어질 것이다. 이와 유사한 맥락에서 부모와 동거하더라도 노부모부양관이 약한 중년층은 노후 생활에 대한 독립성을 강조하는 경향이 있다는 발견은(김두섭 외, 2000) 동거하는 세대들 간 상속의 연결고리가 약할 수 있음을 암시한다는 점에서 매우 시사적이다.

이에 더하여 동거를 하는 과정에서 발생하는 도움의 교환이 상속유인을 약화시킬 가능성도 배제할 수 없다. 상속이라는 것은 넓은 의미에서 일상적으로 이루어지는 도움 또한 의미한다는 것을 생각한다면 일상적으로 자연스럽게 제공하는 도움이 미래의 상속을 억제할 것이다. 양적인 측면에서 보았을 때 지속적인 도움은 현재의 재산을 줄여 미래에 대한 불확실성을 늘리는 한편, 미래에 상속할 수 있는 재산의 양을 줄일 것이다. 또한 한 번 재산을 상속하게 되면 이미 한 번 했다는 인식을 갖게 되어 두 번째나 세 번째에도 자녀에게 상속을 할 유인이 적어질 것이다. 따라서 자녀와의 동거는 자녀에게 상속하려는 유인보다 자신을 위해 사용하려고 하는 의도를 증진시킬 가능성이 있다. 이러한 문제의식을 경험적 연구로 발전시킨 배희선의 연구(2008)는 기존 증여의 유형에 따라 상속의도에 미치는 영향이 다르지만 모두 통계적으로 유의미하지 않다는 것을 보여주고 있다.

이렇게 생각해 보면 자녀와의 동거는 그 동거원인이 무엇이고 현재 동거하는 사람들의 관계가 어떤 것인가에 따라 재산상속 선호형태에 미치는 영향이 다를 것이라 볼 수 있다. 하지만 전체적인 시각에서 보았을 때 자녀와의 동거는 자녀에게 상속을 하고자 하는 의도를 높일 것으로 생각된다(강유진, 2012). 따라서 우리의 첫 번째 가설은 다음과 같다.

가설1. 다른 모든 상황을 통제하였을 경우, 자녀와의 동거는 자신을 위해 사용하거나 사회환원을 하기 보다는 자녀에게 유산을 상속할 유인을 높일 것이다.

## 2. 아들선호

자녀동거가 자녀에 대한 유산상속 동기를 높일 것이라는 가설과 관련된 논의를 확장한다면, 동거하는 자녀에 대한 유산상속 동기를 높일 것이라는 가설이 도출된다. 다시 말해, 노인이 아들과 동거한다면 아들에 대한 유산상속 의도가 강해질 것이며, 딸과 동거한다면 딸에 대한 유산상속 의도가 커질 것이다(신화용 외, 1997). 이렇게 보았을 때, 아들과의 동거는 아들선호적인 유산상속 방식을 채택할 가능성을 높이고, 딸과의 동거는 균분상속에 대한 의도를 강화할 것으로 판단된다. 이정읍과 김명자의 연구(2001)는 자녀와 동거하는 확대가족의 경우 핵가족에 비해 장자상속을 선호한다는 결과를 보여주었는데, 아들과 동거하는 경구가 많은 현실을 감안했을 때 이러한 가설을 지지하고 있다.

아들선호 상속과 관련하여 더 생각해 보아야 할 것은 복수의 아들이 있을 경우, 장자 중심의 상속을 선호할 것인가의 문제이다. 앞서 논의한 맥락에서 보았을 때, 장자와 동거하면 장자에게 상속하려는 의도가 커질 것이지만, 장자가 아닌 아들과 동거하게 되면 균분상속에 응답할 가능성이 커질 것이다. 따라서 아들과의 동거는 어떤 아들과 동거하느냐에 따라 장자중심상속과 균분상속에 대한 응답으로 갈릴 수 있으며, 아들과의 동거가 미치는 평균효과는 이들 유형의 상대적 빈도에 의해 결정될 것이다(김현식 외, 2012).

특정 아들과의 동거는 많은 경우 동거하는 아들에 대한 유산상속 의도라는 신호를 보내줄 것이기 때문에 동거하지 않는 아들들은 균분상속에 대한 주장을 강하게 하지 못할 가능성이 크다. 하지만 반대로 아들과 동거하지 않으면 자녀들은 균분상속의 가능성을 염두에 두고 노인과의 다양한 형태의 교류를 통해 상속에 있어 유리한 위치를 점하고자 노력할 것으로 예측된다. 부모자녀 사이에 애착이 크다면 아들에게만 상속한다는 응답이 증가한다는 문영소와 김양희(1999)의 발견은 이러한 가설을 지지해 주는 것으로 생각된다.

만약 이런 상황이 현실을 적절히 반영하는 것이라면 노인의 경우 아들선호 유산상속

의도가 있다고 하더라도 균분상속에 대한 가능성을 열어두는 차원에서 균분상속에 응답하였을 가능성이 높다. 즉, 아들과 동거함으로써 아들선호적인 유산상속의 가능성을 높일 것이지만, 아들과 동거하지 않음으로써 자녀로 하여금 균분상속에 대한 기대를 높이고 자녀 간 경쟁을 유도한다는 양면에서 아들과 동거는 아들선호적인 유산상속 의도를 높일 것으로 보인다. 이러한 맥락에서 우리의 가설은 다음과 같다.

가설2. 다른 조건이 동일하다면, 아들과의 동거는 아들선호적인 유산상속 동기를 높일 것이지만 딸과의 동거는 균분상속 의도를 높일 것이다.

### 3. 이타주의

동거하는 자녀에게 유산을 상속할 가능성이 높다는 관점에서 본다면 자녀와의 동거가 현실주의적 상속 형태를 선호하는 방향으로 영향을 주게 될지, 이타주의적 상속 형태를 선호하는 방향으로 영향을 주게 될지 판단하는 것은 쉽지 않다. 이는 동거하는 자녀가 효도하는 자녀인지 아니면 경제적으로 어려운 자녀인지를 판단하기 어렵고 그 두 가지 요소가 노인의 가구구성에 따라 달리 나타날 것이기 때문이다. 물질적이고 개인주의적 입장에서 본다면 효도하는 자녀와 동거를 하게 될 것이고 이는 효도한 자녀에게 더 많은 유산을 주겠다는 입장을 형성할 것이다. 하지만 “열손가락 깨물어 안 아픈 손가락이 없다”는 규범적인 입장에서 본다면 경제적으로 어려운 자녀와 동거할 가능성이 높으며, 이는 이타주의적 상속의도를 높이는 효과를 지닐 것이다.

따라서 효도하는 자녀와 동거하는 노인이 더 많다면 자녀와의 동거는 현실주의적 유산상속 가능성을 높일 것이고, 규범적인 입장에서 자녀와 동거하는 노인이 더 많다면 이타주의적 유산상속 유형이 더 많아질 것이다. 이러한 점에서 정경희와 이윤경 외의 연구(2012: 29-30)는 매우 시사적인데, 이들은 노인실태조사를 분석하여, 동거가 당연하기 때문에 동거하는 유형이 38.4%를 차지하고 자녀의 필요에 의해 동거를 하는 것이 35.4%, 그리고 노인의 필요로 인한 경우가 나머지 26.1%를 차지하고 있다는 발견을 보고 한 바 있다. 이러한 발견에 비추어 자녀동거는 여전히 규범적인 맥락에서 이루어지고 있다고 판단되고, 자녀동거는 이타주의적 유산상속과 연관되어 있을 것으로 보인다.

그렇다면 동거형태가 이타주의적 유산상속에 미치는 영향은 아들·딸 구분에 따라 달리 나타날 것인가? 상대적으로 본다면 아들과의 동거는 전통적인 규범을 가진 가족에서 많이 나타날 것이고, 딸과의 동거는 선택적인 맥락에서 이루어질 가능성이 높다. 이런 면에서 아들과의 동거는 이타주의적 상속의도를 높일 것으로 예상되며, 딸과의 동거는 현실주의적 상속의도를 높일 것으로 보인다. 이러한 논의에 기초해 우리는 다음과 같은 마지막 가설을 도출한다.

가설3. 자녀와의 동거는 이타주의적 유산상속 의도를 높일 것이지만 그 정도는 아들·딸에 따라 달리 나타날 것이다.

### III. 통계적 방법론

본고의 분석자료는 세 가지로 이루어져 있는데, 그 첫째는 사회환원 자료로 1) 자녀에게 상속, 2) 자신을 위해 사용, 그리고 3) 조금이라도 사회에 환원하겠다는 범주로 이루어진 종속변수를 담고 있다. 이 변수의 값들은 순서의 의미를 지니고 있지 않은 범주형 변수들이므로 다항 로짓모형(multinomial logit model)을 사용하기에 적합하다. 다항 로짓모형을 간략히 설명하기 위해 먼저 종속변수가  $j$  범주를 가질 확률을  $\pi_j$ 라고 표현하자 (통계적 방법론에 대한 아래의 기술은 김현식 외(2012)의 논의를 참고하였다). 즉,

$$P(Y_2=j|t_1, \mathbf{x}_1) = \pi_j(t_1, \mathbf{x}_1), \sum_j \pi_j = 1.$$

여기에서  $t_1$ 는 처치변수인 자녀동거 변수를 뜻하고,  $\mathbf{x}_1$ 는 종속변수와 처치변수 모두에 영향을 주는 것으로 가정되는 혼동변수(confounding variable)를 뜻한다. 아래첨자로 나타낸 숫자는 각 변수들이 측정된 시기를 나타내는데 1은 첫 번째 시기, 즉 2008년에 측정되었다는 것을 뜻하고 2는 2011년에 측정되었다는 것을 나타낸다. 측정에 관한 부분에서 언급하겠지만, 처치변수  $t_1$ 는 2008년과 2011년 측정의 조합으로 구성될 것이나 기호의 사용을 줄이기 위해 1의 값을 주었다. 앞선 식의 원 편에서 ' $1$ '의 의미는 '주어진(given)'이라는 뜻이고, 이는 확률이 조건부확률로 나타난다는 것을 뜻하는데 처

치변수가  $t_1$ 값을 가지고 혼동변수가  $x_1$ 값을 가질 때의 확률이라는 것을 의미한다. 이들 변수집합은 모두 하나 이상의 변수로 이루어져 있고, 따라서 열벡터로 표현하였다. 이 때, 본 연구에 적용될 다항 로짓모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\log[\pi_j(t_1, \mathbf{x}_1) / \pi_b(t_1, \mathbf{x}_1)] = \alpha_j + \beta_j t_1 + \lambda_j' \mathbf{x}_1 \quad (1)$$

여기서  $\pi_b(t_1, \mathbf{x}_1)$ 는 기본범주(baseline category)의 확률을 뜻하는데, 본고에서는 자녀에게 상속하겠다는 응답을 기본범주로 설정하였다. 이러한 다항 로짓모형은 두 개의 범주만을 사용하여 분석하는 이항 로짓모형과 동일하지는 않지만 유사한 계수를 보여지게 된다. 이항 로짓모형을 사용하지 않고 다항 로짓모형을 사용하는 이유는 이항 로짓모형을 사용할 경우 통계적 효율성(efficiency)이 떨어져 추정오차가 커지기 때문이다 (Agresti, 2002). 또한 <식 1>에서  $\alpha$ 값은 절편을 뜻하고, 이는  $J-1$ 개의 절편을 추정하게 된다.  $\beta$ 나  $\lambda$  또한  $J-1$ 개의 추정치가 나온다. 우리의 관심은 처치변수와 연관된 계수인  $\beta$ 의 방향과 크기에 모아진다. 흔히 벡터는 열벡터로 표현되기 때문에  $\beta$ 의 위첨자인 '는 전치(transpose)를 나타낸다.

두 번째 자료는 1) 모든 자녀에게 골고루 상속, 2) 모든 자녀에게 주되 장남에게 더 많이 상속, 3) 딸을 제외하고 아들에게만 골고루 상속, 4) 장남에게만 상속의 값을 가지고 있는 종속변수를 담고 있다. 이러한 변수의 측정은 순서형 범주변수로 볼 수 있다. 즉 '모든 자녀에게 주되 장남에게 더 많이 상속하는 경우를 '모든 자녀에게 골고루 상속하는 경우와 비교하는 것이, '딸을 제외하고 아들에게만 골고루 상속하는 경우를 '모든 자녀에게 주되 장남에게 더 많이 상속하는 경우를 비교하는 것과 아들에 대한 상속을 선호한다는 의미에서 유사한 성격을 지니고 있는 것으로 볼 수 있다. 이러한 인식에 기초하여 두 번째 자료분석에 있어서는 순서형 범주변수를 분석하는 방법인 순서형 로짓모형(ordinal logit model)을 사용할 것이다. 이를 조금 더 자세히 설명하면 다음과 같다.

먼저 <식 1>에서와 유사하게, 2011년에 측정된 종속변수의 값을  $Y_2$  라고 했을 때 우리의 경우  $Y_2$ 는 4개의 순서형 범주를 갖는 변수이다( $j=1,2,3,4$ ). 이때,  $j$  이하의 값을 가질 확률은 다음과 같이 표현된다(Agresti, 2002).

$$P(Y_2 \leq j | t_1, \mathbf{x}_1) = \pi_1(t_1, \mathbf{x}_1) + \dots + \pi_j(t_1, \mathbf{x}_1) \quad (2)$$

또한 로지스틱 회귀분석의 실질적인 종속변수가 되는 누적 로짓(cumulative logit)은 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned} \text{logit}[P(Y_2 \leq j | t_1, \mathbf{x}_1)] &= \log\{P(Y_2 \leq j | t_1, \mathbf{x}_1) / [1 - P(Y_2 \leq j | t_1, \mathbf{x}_1)]\} \\ &= \log\{[\pi_1(t_1, \mathbf{x}_1) + \dots + \pi_j(t_1, \mathbf{x}_1)] / [\pi_{j+1}(t_1, \mathbf{x}_1) + \dots + \pi_J(t_1, \mathbf{x}_1)]\} \end{aligned} \quad (3)$$

그리고 <식 3>에 대해 비례확률모형(proportional odds model)을 적용하면, 누적 로짓의 설명변수들에 대한 선형적 변환 (linear transformation), 혹은 로그 누적 승산비(log cumulative odds ratio)의 비례적(proportional) 변환인 다음의 식으로 표현할 수 있다.

$$\text{logit}[P(Y_2 \leq j) | t_1, \mathbf{x}_1] = \alpha_j + \beta t_1 + \lambda' \mathbf{x}_1 \quad (4)$$

<식 4>에서  $\alpha$ 는 각 누적 로짓에서의 절편(intercept)을 뜻하고, 모형을 추정하면  $J-1$ 개의 절편이 나오게 된다. 한 가지 언급할 만한 사실은  $j$ 의 값이 커질수록  $\alpha$ 의 값이 정(定)의 방향으로 증가하게 되는데, 이는  $j$  이하의 범주가 많아지면서 확률이 커지기 때문이다. <식 4>에서  $\beta$ 는 처치변수와 연관된 계수 값을 의미하며, 첫 번째 분석에서와 마찬가지로 우리의 관심은 이 계수들의 방향과 크기에 놓여 있다. <식 4>에서 가장 큰 특징은 누적 로짓의 범주들이 변화되어도, 즉  $j$ 의 값이 변화되어도 설명변수의 영향은  $\beta$  혹은  $\lambda$ 로 일정하다는 점이다. 또한 로그 누적 확률비가  $t_1$  혹은  $\mathbf{x}_1$ 의 값에 비례적이라는 것인데 이는 로그 누적 확률비가  $t_1$  혹은  $\mathbf{x}_1$ 의 값의 변화에 따라  $\beta$  혹은  $\lambda$ 의 양만큼 비례적으로 변한다는 것을 뜻한다(Agresti, 2002: 276).

마지막 자료는 효도한 자녀에게 상속하겠다는 응답과 경제적으로 어려운 자녀에게 상속하겠다는 응답으로 이루어진 이항변수가 종속변수로 설정되었다. 이러한 종속변수를 분석할 경우 가장 많이 사용되는 것이 이항 로짓모형(binary logit model)이며, 본 연구도 이러한 규칙을 따라 이항 로짓모형으로 모수를 추정한다. 이항 로짓모형에 대해서는 많이 알려져 있을 뿐만 아니라 기초통계 책에서 쉽게 접할 수 있으므로, 부가적인 설명은 생략하기로 한다(예를 들어, 김두섭과 강남준(2008) 참조).

## IV. 자료 및 측정

자녀와의 동거여부가 선호하는 유산상속형태에 미치는 영향에 관한 이론들을 경험적으로 살펴보기 위해 본 연구에서는 2008년과 2011년에 수집된 노인실태조사 자료를 분석한다. 노인실태조사는 정책적 목적으로 노인들의 건강과 경제활동 및 사회관계에 관한 전반적인 정보를 수집한 사회조사이며 1994년 처음 실시된 이래 1998년, 2004년, 2008년, 그리고 2011년에 실시되었다(박명화 외, 2009; 정경희 외, 2012). 이전의 연구들은 반복횡단자료(repeated cross-sectional survey)의 형태를 띠었으나, 2011년에는 2008년에 응답한 노인들을 추적조사함으로써 2008년과 2011년 자료는 종단적 성격을 지니고 있다. 노인들의 삶과 관련한 전반적인 정보를 담고 있다는 점과 종단자료로 수집되었다는 점에서 2008년과 2011년의 노인실태조사는 노인들의 선호 유산상속형태의 변화를 살펴볼 수 있는 최적의 자료로 평가된다.

노인의 선호 유산상속형태와 관련하여 2008년 조사는 “어르신께서는 재산상속방식으로 가장 좋다고 생각하는 것은 무엇입니까”라는 질문을, 2011년에는 “귀하께서는 재산처리방식으로 가장 좋다고 생각하는 것은 무엇입니까”라는 질문을 물었다. 1) 모든 자녀에게 골고루, 2) 모든 자녀에게 주되 장남에게 더 많이 상속, 3) 장남에게만, 4) 딸을 제외하고 아들에게만 골고루, 5) 효도한 자녀에게, 6) 경제사정이 나쁜 자녀에게, 7) 사회에 환원, 8) 가족과 사회에 나누어 상속 및 환원, 9) 나 자신을 위해 쓰겠다는 선택지는 2008년과 2011년에 공통적으로 들어있다. 이에 더해 2008년에는 10) 상속할 재산이 없음과 11) 기타를 넣었으며, 2011년에는 10) 기타만을 포함하였다. 본 논문에서는 앞서 공통된 질문에만 응답한 노인들을 대상으로 자료를 분석한다. 다시 말해, 두 조사 시기 중 한번이라도 10번이나 11번에 응답한 노인들은 분석대상에서 제외하였다.

보다 의미 있는 분석을 위해 우리는 응답의 유형을 크게 세 가지로 나누었다. 첫 번째는 사회환원 의도가 있는가에 관한 것으로서 자녀에게 상속하겠다는 응답(1-6번)은 0의 값을 주었으며, 자신을 위해 사용하겠다는 응답(9번)은 1의 값을, 그리고 조금이라도 사회에 환원할 의도가 있는 경우(7-8번)에는 2의 값을 준 후 범주형 변수로 처리하였다. 2011년에 측정된 변수는 종속변수로 설정되었으며, 2008년에 측정된 변수는 통계적 모형 추정 시 통제변수로 활용되었다.

두 번째 종속변수는 2011년에 응답한 아들선호 관련 변수이다. 이 변수를 만들기

위해 1번부터 4번의 응답을 재배열하여 1) 모든 자녀에게 골고루 상속, 2) 모든 자녀에게 주되 장남에게 더 많이 상속, 3) 딸을 제외하고 아들에게만 골고루 상속, 4) 장남에게만 상속의 값을 주었다. 이 변수는 값이 커질수록 아들선호의 정도가 커진다고 볼 수 있기 때문에 서열변수로 인식하였다. 2011년의 질문 중 이들 4개의 응답 중 하나를 선택한 노인들만 분석에 활용하였으며, 이 자료를 아들선호 자료로 명명하였다. 한 가지 주의할 점은 2008년 조사시 위의 네 범주 중 하나가 아닌 다른 범주를 선택한 노인들을 분석에서 제외하는 것은 상당한 정보의 손실을 가져 올 수 있다는 것이다. 이를 피하기 위해 2008년 변수에서는 위에서 제시한 네 개의 범주가 아닌 다른 범주에 응답한 노인을 '기타'라는 새로운 범주로 포괄한 후 분석에 활용하였다. 따라서 2008년의 아들선호 범주는 5개의 범주를 가지고 있는 범주형 변수로 취급되었으며, 통계모형 추정 시 혼동 변수로 통제되었다.

마지막으로 유산상속에 있어 이타주의와 현실주의를 살펴보기 위해 2011년 조사에서 5) 효도한 자녀에게 라는 응답과 6) 경제사정이 나쁜 자녀에게 라는 응답을 한 노인들을 뽑아 이타주의 자료를 만들었다. 5)번에 응답한 노인에게 0의 값을 주고 6)번에 응답한 노인에게 1의 값을 준 후 이항변수로 취급하였다. 이전의 경우와 마찬가지로 2008년 조사에서 이 두 응답이 아닌 다른 응답을 한 노인을 분석에서 제외하면 정보의 손실을 가져올 수 있으므로 두 범주 이외에 선택지를 고른 노인은 기타의 범주로 취급한 후 분석에 활용하였다. 이 변수 또한 범주형 변수로 다룬 후 통계적 분석에서 통제하였다.

우리에게 가장 중요한 설명변수인 자녀동거변수는 아들 동거변수와 딸 동거변수로 구분하였다. 성별 동거변수에서는 2008년과 2011년의 정보를 모두 활용하여, 다음과 같은 범주를 설정하였다. 0) 두 시기 모두 동거, 1) 2008년 동거 하지만 2011년 별거, 2) 2008년 별거 하지만 2011년 동거, 3) 두 시기 모두 별거, 4) 아들 혹은 딸 없음. 이러한 구분을 통해 한 시기 동거 및 별거의 효과를 살펴볼 수 있으며, 예를 들어, 0) 두 시기 모두 동거와 1) 2008년 동거 하지만 2011년 별거를 비교함으로써 두 시기 사이에 자연스럽게 발생한 별거의 효과를 보다 명확하게 이해할 수 있다.

본고와 같이 관찰 자료(observational data) 분석을 통해 인과적 추론(causal inference)을 하고자 하는 연구에서 가장 중요한 것은 혼동변수(confounding variables)를 통제하는 일이다(Rosenbaum, 2002). 예를 들어 노인의 교육수준은 여러 가지 측면에서 자녀 동거와 유산상속 선호형태에 영향을 미칠 것으로 예측할 수 있다. 노인의 교육수준은

자녀의 교육수준을 향상시키는 경향이 있고 자녀들의 교육은 소득을 높이고 개인주의적 가치관을 함양할 가능성이 높으므로, 노인의 높은 교육수준은 자녀와의 동거를 억제하는 경향이 강할 것으로 생각된다. 다른 한편으로 노인의 교육수준이 높아지면 사회에 환원하고자하는 의도가 커진다는 이전 연구 결과가 있다(김현식 외, 2012). 이러한 발견을 종합하면, 노인의 교육을 통제하지 않게 되면 사회환원 의도에 미치는 자녀동거 효과의 경험적 추정치가 음의 방향으로 편향되게 된다. 따라서 노인의 교육수준을 통제하는 것이 보다 타당성 있고 신뢰할 만한 결과를 얻는 방법일 것이다.

이렇듯 측정되지 않은 변수에 의한 편의(unobserved variable bias)를 극복하기 위하여 우리는 다음과 같은 변수를 통제하였다(곽인숙, 2012; 김미영과 이성우, 2009). 앞서 서술한 것처럼, 2011년 사용되는 종속변수와 동일하게 측정된 2008년의 변수는 통제변수로 활용되었다. 이는 2008년의 선호 유산상속 형태를 통제함으로써 2011년에 변화하는 선호도에 미치는 영향을 살펴보기 위함이다. 자녀동거와 유산상속 의도에 가장 중요한 영향을 미치는 변수 중 하나는 자녀수이다(강유진, 2012), 자녀수를 통제하기 위해 본 연구에서는 아들수와 딸 수를 연속형 변수로 측정하여 통제하였다. 노인의 삶에 가장 큰 영향을 미치는 것은 연령이기 때문에 2008년에 측정된 만연령 역시 통제하였다(김정석, 2007). 교육은 앞서 제시한 이유로 통제할 필요가 있으며, 중학교 이하, 고등학교 졸업, 대학교 이상의 범주로 나눈 후 범주형 변수로 통제하였다(기본범주: 중학교 이하). 취업 여부는 일을 하는지 그렇지 않은지를 구분하는 변수로서 이항변수로 취급하였다(기본범주: 무직).

노인의 건강상태 또한 중요한 혼동변수로 생각되기 때문에 이를 통제할 필요가 있다. 2008년 노인실태조사에서는 건강상태에 관한 질문에 대한 응답을 1) 매우 건강하다부터 5) 매우 건강하지 않다 의 5점 척도로 구성하였는데, 여기에서는 이를 0-4점으로 변환한 후 연속형 변수로 간주하고 분석에 활용하였다. 현재 혼인을 한 상태인지 그렇지 않은지도 자녀와의 동거와 유산상속 선호형태에 많은 영향을 줄 것으로 여겨지므로, 현재 혼인 상태와 그렇지 않은 상태로 구분한 후 통제하였다(기본범주: 독신). 가구소득과 집 소유형태는 사회경제적 지위를 반영하는 변수로 많이 인식된다. 특히 집 소유여부는 단시간에 변하지 않는 사회경제적 지위를 반영하는 것으로 널리 활용되고 있으며 본고 또한 이러한 논리를 따라 두 변수를 통제하였다. 가구소득은 자연로그를 취하였는데 소득이 0일 경우 결측치로 변환되는 문제를 피하기 위해 모든 사례에 1의 값을 더

한 후 로그를 취하였다. 가구소득의 단위는 만원이었다. 집 소유형태는 소유와 그렇지 않은 노인으로 구분하였으며 집을 소유한 노인을 기본범주로 설정하였다. 거주지의 문제 또한 자녀동거와 유산상속에 영향을 미치는 중요한 변수로 생각되어(오희장과 조덕호, 2009), 노인이 등에 거주하는지 아니면 읍면에 거주하는지 구분하는 변수를 이용하여 이항 변수를 만든 후 통제변수로 활용하였다(기본범주: 동부).

노인의 성별 또한 분석에서 고려되어야 할 중요한 변수라는 점은 의심의 여지가 없다. 본 분석에서는 성별을 하나의 변수로 활용하여 통제하기 보다는 성별로 자료를 구분하여 모형을 추정하는 방법을 채택하였다. 이러한 결정은 자녀와의 동거 유형이 성별로 매우 다르게 나타나기 때문이기도 하지만(정경희 외, 2012), 유산상속 선호형태에 미치는 여러 변수의 영향이 성별에 따라 차이가 클 것이라는 고려에 근거한 것이다. 예를 들어, 설명변수의 효과가 매우 다른 두 집단을 하나의 통계적 모형에서 같이 분석할 경우 그 추정치가 편의 된다는 것이 알려져 있다(Elwert & Winship, 2010).

혼동변수의 설정과 관련하여 언급해야 할 것 중의 하나는 모든 혼동변수들이 2008년에 측정되었다는 것이다. 우리가 앞서 언급한 변수 중 여러 변수가 2011년에도 측정되었으나 이 때 측정된 변수는 통제를 하지 않았다. 이는 이들 변수를 통제하였을 경우, 우리가 보고자 하는 설명변수의 효과를 억제하는(control-away) 경향이 생길 수 있기 때문이다(Rosenbaum, 2002). 보다 쉬운 설명을 위해 가구소득의 경우를 생각해 보자. 자녀와의 동거가 유산상속 선호형태에 영향을 준다고 했을 때, 그 하나의 인과기제는 가구소득이 될 것이다. 즉, 자녀와의 동거는 가구소득을 상승시켜 줄 것이며 이는 여유자금의 축적으로 이루어져 자녀에게 상속을 하려는 유인을 약화시킬 수 있을 것이다. 이 경우, 가구소득을 통제하게 되면 자녀와의 동거가 미치는 영향을 통제하게 됨으로써 편의된 결과를 얻을 수 있다. 이러한 이유로 본 논문에서는 2011년에 측정된 변수들을 혼동변수로 활용하지 않고 모두 2008년의 변수를 활용하였다.

분석 자료를 만들기 위해 2008년과 2011년에 모두 응답한 노인들만을 추출하였다. 또한 자녀동거가 유산상속 동기변화에 미치는 영향을 추적하고자 하였기 때문에 자녀가 한명도 없는 노인의 경우 분석에서 제외하였다. 2008년 조사는 여타의 조사들과 달리 60세 이상을 표적모집단(target population)으로 설정하였으며, 본고도 이러한 노인의 정의를 따랐으므로 본 분석의 모집단은 2008년 전국 60세 이상의 자녀가 있는 노인이라고 할 수 있다(박명화 외, 2009; 정경희 외, 2012). 분석 자료를 만드는 과정에서

흔히 결측사례 제거법(listwise deletion)이라고 불리는 방법을 사용하여 결측 값을 가진 변수가 하나라도 있는 경우에는 분석에서 제외하는 방법을 채택하였다.

노인실태조사와 같은 대규모의 종단자료를 사용할 때 여러 변수에서 결측 값이 나타나는 것은 극히 자연스러운 현상이다(Lohr, 1999). 이러한 결측은 각 질문에 대한 응답 거부로 나타나기도 하지만 종단분석에서 가장 문제가 되는 것은 추적실패나 여타의 원인으로 인한 종단유실(longitudinal attrition)의 문제이다. 일례로 2008년 노인실태조사는 15,146명의 응답자가 있었으나, 2011년에는 10,003명으로 표본유지율은 66.0%를 기록하였다(정경희 외, 2012). 본 연구에서는 이러한 문제를 해결하기 위하여 종단가중치를 활용하는 방법을 사용하였다. 즉 노인실태조사 자료 수집기관에서 고안하고 추천하는 종단가중치("wsp\_1")를 활용하였으며, 차후의 모든 분석은 이 가중치를 활용한 추정치를 보여준다.

## V. 결과

### 1. 기술통계

다음 쪽의 <표 1>은 분석에 사용된 자료의 기술통계를 보여주고 있는데, 범주형 변수의 경우 빈도와 백분율을, 그리고 연속형 변수의 경우 평균과 표준편차를 보여주고 있다. 종속변수의 구분에 따라 세 개의 분석 자료를 만들었기 때문에 각 자료에서의 기술통계를 열로 구분하여 보여주고 있다. <표 1>에 제시한 모든 수치는 가중치를 준 후의 수치<sup>1)</sup>이기 때문에 범주형 변수의 경우 빈도에서 정수로 나오지 않은 경우가 많은데, 이 경우 반올림을 하여 정수의 값을 취했다. 그렇기 때문에 각 변수에 있는 빈도를 모든 변수 값에 대해 더했을 때 전체 빈도수와 차이가 나는 경우도 발견할 수 있다.

1) 가중치를 주지 않았을 경우의 총관측수는 다음과 같다

	사회회원 자료		아들선호 자료		이타주의 자료	
	남성	여성	남성	여성	남성	여성
관측사례수	3793	5487	2903	4272	392	674

표 1. 분석 자료의 기술통계

변수	변수 값	사회환원 자료 <sup>1)</sup>				변수 값	아들선호 자료 <sup>1)</sup>				변수 값	이타주의 자료 <sup>1)</sup>			
		남성 (N=4666)		여성 (N=5975)			남성 (N=3516)		여성 (N=4585)			남성 (N=511)		여성 (N=798)	
		M <sup>2)</sup>	S <sup>3)</sup>	M <sup>2)</sup>	S <sup>3)</sup>		M <sup>2)</sup>	S <sup>3)</sup>	M <sup>2)</sup>	S <sup>3)</sup>		M <sup>2)</sup>	S <sup>3)</sup>	M <sup>2)</sup>	S <sup>3)</sup>
종속변수1	0: 자녀	4027	86.3	5336	89.3	0: 모든자녀	1981	56.3	2427	52.9	0: 현실	20	4.0	47	5.9
	1: 자신	519	11.1	535	9.0	1: 장남더	577	16.4	824	18.0	1: 이타	52	10.1	113	14.1
	2: 사회	120	2.6	103	1.7	2: 아들	78	2.2	65	1.4	2: 기타	439	85.9	638	80.0
						3: 장남만	151	4.3	271	5.9					
종속변수2	0: 자녀	4039	86.6	5383	90.1	0:모든자녀	2425	69.0	3031	66.1	0: 현실	154	30.1	247	30.9
	1: 자신	481	10.3	469	7.9	1: 장남더	709	20.2	1023	22.3	1: 이타	358	69.9	551	69.1
	2: 사회	146	3.1	123	2.1	2: 아들	66	1.9	67	1.5					
						3: 장남만	317	9.0	464	10.1					
아들동거	0: 동거,동거	760	16.3	1190	19.9		564	16.0	924	20.2		107	20.8	180	22.6
	1: 동거,별거	269	5.8	253	4.2		197	5.6	176	3.8		33	6.4	48	6.1
	2: 별거,동거	212	4.5	253	4.2		169	4.8	187	4.1		19	3.6	43	5.4
	3: 별거,별거	3120	66.9	3882	65.0		2383	67.8	3036	66.2		301	58.8	464	58.1
	4: 아들없음	306	6.6	397	6.6		203	5.8	262	5.7		53	10.4	63	7.8
딸동거	0: 동거,동거	254	5.4	294	4.9		168	4.8	215	4.7		38	7.4	50	6.3
	1: 동거,별거	151	3.2	126	2.1		125	3.5	103	2.3		17	3.3	15	1.9
	2: 별거,동거	88	1.9	109	1.8		61	1.7	88	1.9		0	0.0	6	0.7
	3: 별거,별거	3457	74.1	4654	77.9		2615	74.4	3600	78.5		378	73.9	599	75.0
	4: 딸없음	716	15.4	792	13.3		548	15.6	578	12.6		78	15.3	129	16.1
아들 수		1.8	1.0	2.0	1.3		1.8	1.0	2.0	1.2		1.8	1.1	2.0	1.3
딸 수		1.8	1.8	1.9	1.9		1.8	1.9	2.0	1.9		1.8	1.8	1.9	2.0
연령1		68.8	38.7	69.9	44.2		68.8	38.9	70.0	45.2		69.4	42.1	69.8	42.2
교육1	0: 중등 이하	3093	66.3	5403	90.4		2380	67.7	4181	91.2		314	61.4	702	87.9
	1: 고졸	965	20.7	399	6.7		726	20.7	290	6.3		107	20.9	55	6.9
	2: 대졸 이상	608	13.0	173	2.9		410	11.7	113	2.5		91	17.7	41	5.2
취업1	0: 무직	2499	53.6	4127	69.1		1835	52.2	3097	67.6		315	61.5	589	73.8
	1: 취업	2167	46.4	1848	30.9		1681	47.8	1487	32.4		197	38.5	209	26.2
건강1		2.0	1.2	1.5	1.0		1.9	1.2	1.5	1.0		2.1	1.2	1.5	1.1
혼인1	0: 독신	372	8.0	2448	41.0		286	8.1	1877	40.9		32	6.3	341	42.7
	1: 혼인	4294	92.0	3527	59.0		3230	91.9	2708	59.1		479	93.7	457	57.3
로그소득1		7.3	0.9	6.9	1.1		7.3	0.9	6.9	1.1		7.2	1.0	6.9	1.3
집소유1	0: 자가	3980	85.3	4746	79.4		3061	87.0	3716	81.1		416	81.5	590	74.0
	1: 기타	686	14.7	1229	20.6		455	13.0	868	18.9		95	18.5	208	26.0
거주지1	0: 동부	3268	70.0	4080	68.3		2353	66.9	3016	65.8		409	80.0	621	77.8
	1: 읍면부	1398	30.0	1894	31.7		1163	33.1	1569	34.2		102	20.0	177	22.2

\* 1) N은 가장 후 사례수를 의미, 2) 평균 혹은 빈도를 나타냄, 3) 표준편차 혹은 백분율을 나타냄.  
빈도수의 합은 반올림으로 인해 총사례수와 다를 수 있음. 변수에 있는 수는 측정된 시기를 나타냄.

<표 1>을 보면 세 자료 모두에서 남성보다 여성 응답자들이 많은 것을 볼 수 있으며, 이는 여성노인의 사망률이 남성노인에 비해 낮고 평균 기대여명이 높기 때문에 나타나는 현상이다. 세 자료 중 표적모집단을 가장 잘 대표하는 사회회원 자료의 경우 여성 1명당 남성의 수를 나타내는 성비가 0.781 정도로 나타나는데, 이는 2008년 60세 이상 노인의 성비가 0.746이라는 점에 비추어 그리 크게 차이가 나는 것 같지 않다(통계청, 2013). 아들선호 자료와 이타주의 자료에서 성비는 점차 적어져 순서대로 0.767과 0.640을 기록하고 있으며, 이는 2011년 조사에서 자녀에게 유산을 상속하겠다는 응답과 효도한 자녀나 경제사정이 나쁜 자녀에게 물려주겠다는 응답에서 남성보다 여성의 비율이 높다는 것을 시사한다.

2008년과 2011년 사회회원 변수의 분포를 살펴보면 여성노인은 남성노인에 비해 자녀에게 물려주겠다는 응답을 한 경우가 많은 반면, 자신을 위해 사용하겠다는 사회에 환원하겠다는 응답의 백분율이 적은 것을 볼 수 있다. 하지만 성별을 막론하고 90%에 가까운 노인들이 자녀에게 물려주겠다는 응답을 해 자녀상속이 지배적인 유산상속 선호형태라는 것을 알 수 있다. 반면 사회에 조금이라도 환원하겠다는 응답은 4% 미만의 수준에 머무르고 있다. 2008년과 2011년의 응답양상을 비교했을 때 흥미로운 발견 중의 하나는 자신을 위해 사용하겠다는 응답이 줄어드는 반면 다른 두 선택지에 대한 응답의 비율이 올라가고 있다는 것이다. 이러한 응답유형이 연령이 높아지면서 나타나는 현상인지 아니면 기간효과(period effect)인지를 구분하는 것은 쉽지 않은 일이며, 이를 구분하기 위해서는 추가적인 연구가 필요하다.

아들선호 자료와 이타주의 자료를 볼 때에는 2008년의 경우 기타라는 잔여범주가 하나 더 있기 때문에 2011년의 분포와 직접 비교할 수 없다는 점을 주의할 필요가 있다. 또한 이들 자료들은 2011년 각 범주를 선택한 노인들만을 뽑은 자료이기 때문에 2008년의 응답양상을 대표하지도 않는다. 다시 말해 주어진 표로는 알 수 없는 수의 노인들이 예를 들어 2008년에 모든 자녀에게 라는 응답을 하였다가 2011년에는 사회에 환원하겠다고 응답한 경우, 이들 노인들은 분석에서 제외되었기 때문에 <표 1>은 2008년 ‘모든 자녀에게’라고 응답한 사람들을 대표하지 못한다는 것이다. 따라서 이들 자료의 기술통계에서는 2011년의 응답만을 살펴본다. 또 하나 주의해야 할 점은 이들 자료는 주변분포(marginal distribution)가 아니라 조건부분포(conditional distribution)를 보여준다는 것이다. 예를 들어, 아들선호 자료에서 2011년 응답분포의 백분율은 전체 모집

단에 대한 추정치가 아니라 자녀에게 상속하겠다는 조건하에 각 범주를 선택할 확률인 조건부확률이라는 점에 유념할 필요가 있다.

아들선호 자료에서 2011년 각 범주의 분포를 보면 남녀 모두에서 모든 자녀에게 골고루 라는 응답이 가장 많고, 모든 자녀에게 주되 장남에게 더 많이 주겠다는 응답이 그 뒤를 잇는 것을 볼 수 있는데, 이러한 발견은 남성일수록 아들에게 상속하는 것을 더 선호한다는 이전의 결과들과는 다른 것이다(이정음·김명자, 2001). 아들에게만 주겠다는 응답은 매우 낮아 2%이하에 머무르고 있으나, 장남에게만 주겠다는 응답은 10%에 이르러 여전히 장자상속에 대한 인식이 널리 퍼져 있다는 것을 알 수 있다. 이타주의 자료에서는 효도한 자녀에게 주겠다는 응답보다는 경제사정이 나쁜 자녀에게 주겠다는 응답이 많은 것을 볼 수 있는데, 이는 이타주의적 상속에 대한 의도가 상대적으로 더 광범위하게 퍼져 있다는 것을 보여준다.

아들동거와 딸동거에 관한 변수를 살펴보면 사회환원 자료와 아들선호 자료가 유사한 분포를 보이고 있다. 이들의 분포 특성으로 거론할만한 것은 1) 아들이 없는 것보다 딸이 없는 경우가 더 많다, 2) 대부분의 노인들은 2008년과 2011년에 자녀와 같이 살기 보다는 따로 살고 있다, 3) 두 년도에서 한 번이라도 아들과 동거하는 노인의 비율이 딸과 동거하는 비율보다 높다, 그리고 4) 한 번 동거를 하면 차후년도에도 동거를 하는 양상을 보이지, 동거에서 별거로 혹은 별거에서 동거로 변화하는 비율은 높지 않다는 점을 들 수 있다. 이들 자료와 비교해서 이타주의 자료는 아들·딸을 막론하고 지속적으로 자녀와 동거한 노인의 비율이 높다는 특징을 보이고 있다. 마지막으로 이타주의 자료에서 딸동거 변수의 별거, 동거 범주 중 남성의 경우 사례수가 하나도 없는데, 이로 인해 차후 통계모형을 추정할 경우 이 범주의 상대적 효과에 대한 추정치는 없다는 점을 미리 밝힌다.

이제 혼동변수들의 분포를 살펴보도록 하자. 남성노인은 평균 아들 수와 딸 수가 1.8명으로 자녀수가 3.6명 정도로 것으로 나타나고 있다. 이에 반해 여성노인은 약간 더 많은 것으로 추정되는데, 아들 수와 딸 수가 약 2.0명과 1.9명 정도로 나타나고 있다. 이렇게 남성노인과 여성노인이 차이를 보이는 것은 여성노인의 경우 고연령의 코호트가 더 많고, 이들 고연령 코호트들의 상대적으로 높은 출산력을 반영하는 것으로 생각된다. 여성노인의 경우 딸 수보다 아들 수가 많은 것도 남아선호사상에 더 크게 영향을 받을 수밖에 없었던 고연령 코호트가 상대적으로 더 많기 때문이다.

세 종류의 자료 모두에서 남성노인의 평균연령은 69세 정도, 그리고 여성의 평균연령

은 70세 정도로 나타나고 있다. 교육의 분포를 보면 중등이하의 학력을 가진 노인들이 대다수라는 것을 알 수 있으나, 이에는 남녀에 따른 차이가 매우 크다는 점이 도드라져 보인다. 예를 들어 사회회원 자료에서 중등이하의 학력을 가진 남성노인은 66.3%인데 반해 여성은 90.4%로 나타나고 있으며 대졸이상의 경우 남성은 13.0%인데 여성은 2.9%에 지나지 않고 있다. 이러한 여성의 상대적 불평등은 그 정도의 차이는 다르지만 여러 사회경제적 변수에서도 공통적으로 나타나고 있다. 예를 들어 취업여부의 경우에도 여성의 취업이 낮고, 소득의 측면에서도 여성의 경우 낮은 가구소득을 기록하고 있으며, 집의 자가소유에 있어서도 여성노인의 백분율이 떨어지는 것을 볼 수 있다. 이는 ‘노인여성의 빈곤화’라고 명명된 사회현상과도 무관하지 않다.

건강변수에서 높은 점수가 좋지 못한 건강을 의미하기 때문에 남성보다 여성의 자기 기입식 건강이 낮다는 것을 보여주고 있다. 이에 반해 혼인과 독신의 분포를 비교해 보면 많은 여성노인이 독신으로 살고 있는 것을 볼 수 있으며, 이는 여성의 기대여명이 남성보다 높아 사별한 경우가 많기 때문이라고 여겨진다. 이렇듯 기대여명에 있어서는 여성이 남성보다 좋은 위치에 있으나 건강에 있어서는 남성이 좋은 위치를 점하는 것은 노인인구에서 많이 관찰되는 현상이며, 이는 여성의 사회경제적 지위가 낮기 때문이라는 연구결과가 있다(Chun et al., 2008). 이렇듯 다양한 혼동변수의 분포를 살펴보면 우리의 자료가 노인인구에 대한 대표성을 유지하고 있다는 것을 알 수 있다.

## 2. 모형추정결과

다음의 <표 2>는 사회회원 자료를 분석한 모형 추정결과를 보여주고 있다. 통계적 방법론에 관한 부분에서 살펴본 것처럼 각 결과는 일반 로짓모형을 해석하는 방법을 따른다. 예를 들어, 남성노인에 관한 결과에서 자신(vs. 자녀) 열을 보면, 2008년 자신을 위해 사용하겠다고 응답한 사람들의 계수가 0.493인 것을 볼 수 있다. 이는, 2008년 자신을 위해 사용하겠다고 응답한 사람의 경우, 2011년 자녀에게 물려주겠다고 한 응답에 비해 자신을 위해 사용하겠다고 응답한 확률의 비인 승산(odds)이, 2008년 자녀에게 물려주겠다고 응답한 사람에 비해  $\exp(0.493)=1.637$ 배라는 것, 혹은 승산이 63.7% 많다는 것을 뜻한다. 혹은 계수가 양의 값을 가지기 때문에 자녀에게 물려주겠다는 응답에 비해 자신을 위해 사용하겠다고 응답할 확률이 더 높다고 해석할 수도 있다.

표 2. 사회환원 자료 모형추정결과

변수	변수 값	남성				여성			
		자신(vs. 자녀)		사회(vs. 자녀)		자신(vs. 자녀)		사회(vs. 자녀)	
		계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차
결과1	1: 자신	0.493*	(0.214)	-0.894*	(0.451)	0.395†	(0.229)	0.801*	(0.349)
	2: 사회	0.698	(0.455)	1.311*	(0.553)	-0.020	(0.483)	1.436*	(0.602)
아들동거	1: 동거,별거	-0.010	(0.366)	1.122†	(0.654)	0.525	(0.355)	0.046	(0.680)
	2: 별거,동거	-0.129	(0.519)	1.040	(0.673)	0.078	(0.351)	0.371	(0.713)
	3: 별거,별거	0.113	(0.225)	0.902*	(0.438)	0.299	(0.207)	-0.058	(0.349)
	4: 아들없음	0.120	(0.401)	0.492	(0.651)	0.777*	(0.305)	0.037	(0.741)
딸동거	1: 동거,별거	-2.753***	(0.705)	15.673***	(0.396)	-0.726	(0.675)	1.382	(1.191)
	2: 별거,동거	-0.016	(0.638)	14.384***	(0.880)	0.419	(0.537)	1.152	(1.471)
	3: 별거,별거	-0.571†	(0.318)	15.120	N.A.	-0.046	(0.306)	1.778†	(1.049)
	4: 딸없음	-0.587	(0.395)	14.408***	(0.370)	-0.066	(0.365)	1.328	(1.136)
아들 수		-0.036	(0.088)	-0.169	(0.175)	-0.135†	(0.073)	-0.017	(0.140)
딸 수		-0.018	(0.067)	-0.103	(0.136)	-0.117*	(0.059)	-0.206†	(0.121)
연령1		-0.021	(0.013)	0.012	(0.028)	-0.015	(0.011)	-0.006	(0.017)
교육1	1: 고졸	-0.232	(0.209)	0.320	(0.327)	-0.142	(0.254)	0.785†	(0.412)
	2: 대졸 이상	-0.304	(0.259)	1.123**	(0.364)	0.077	(0.506)	-0.848	(0.834)
취업1	1: 취업	-0.014	(0.183)	0.327	(0.297)	-0.198	(0.162)	0.015	(0.322)
건강1		0.023	(0.072)	0.138	(0.141)	-0.145*	(0.072)	0.324*	(0.129)
혼인1	1: 혼인	0.506	(0.366)	-0.925**	(0.298)	0.026	(0.147)	0.415	(0.275)
로그소득1		0.073	(0.088)	-0.139	(0.139)	-0.148*	(0.064)	-0.103	(0.130)
집소유1	1: 기타	0.556**	(0.211)	0.496	(0.366)	0.040	(0.148)	0.778*	(0.317)
거주지1	1: 읍면부	-0.466**	(0.168)	-0.370	(0.286)	-0.269†	(0.147)	0.116	(0.269)
절편		-1.148	(1.158)	-18.408***	(2.337)	0.146	(1.009)	-5.152*	(2.071)

\* N.A.는 관측사례가 없어 추정이 불가능함을 뜻함. p-value: † <0.1, \* <0.05, \*\* <0.01, \*\*\* <0.001

남성노인의 결과를 먼저 살펴보면, 우리의 핵심 처치변수 중 아들동거의 범주들은 아들과 지속적으로 동거했을 경우에 비해 자신을 위해 사용하겠다는 응답확률을 낮추기도 하고 올리기도 하지만 모두 통계적으로 유의미하지 않았다. 이에 반해, 딸과 동거했다 별거를 했을 경우, 자녀에게 물려주기 보다는 자신을 위해 사용하겠다는 확률을 낮추는 것으로 나타났는데, 이 계수는 통계적으로 유의미할 뿐 아니라 그 계수의 절대 값에 있어서도 그 어떤 변수의 효과보다 크다. 또한 동거-별거 범주를 다른 여타의 범주, 예를 들어 별거-별거와 비교하면 0.05의 유의수준에서 통계적으로 유의미한 결과를 얻는다.

이러한 결과는 ‘동거를 하던 딸이 따로 살게 되면 자녀에게 물려주기보다는 자신을 위해 사용할 확률을 낮춘다’ 혹은, 반대로 이야기하면, 자신을 위해 사용하기보다는 자녀에게 물려줄 확률을 높인다는 것을 의미한다.

남성노인에서 자녀에게 상속하겠다는 응답과 사회에 환원하겠다는 응답을 비교한 모형을 살펴보면, 2008년 자녀에게 물려주겠다고 응답했을 때에 비교해 사회에 환원하겠다고 응답했을 때 2011년 응답 시에도 사회에 환원하겠다고 응답할 확률이 높아지는 것을 볼 수 있다. 또한 아들동거 관련 범주들은 모두가 통계적으로 유의미한 것은 아니지만 지속적으로 동거할 때에 비해 그렇지 않을 때 사회에 환원하고자 하는 의도가 커지는 것을 볼 수 있다. 예를 들어, 지속적인 동거인 기본범주와 별거-별거인 범주를 비교한 결과는 승산비가  $\exp(0.902)=2.465$ 로 매우 크며 통계적으로도 유의미하다. 이러한 결과는 일반적으로 남성노인의 경우 아들이 있을 때, 동거를 하면 그렇지 않을 때와 비교해 자녀에게 상속할 의도가 커지는 것으로 풀이할 수 있다. 이와 유사하게 딸과 지속적으로 동거할 때에 비해 그렇지 않으면 자녀에게 상속할 확률에 비해 사회에 환원할 확률을 유의미하게 올리는 것을 볼 수 있다. 이러한 결과는 자녀와 동거하는 노인들의 경우 사회에 환원하기 보다는 자녀에게 유산을 상속하는 것이 더 바람직하다고 여긴다는 것을 보여준다.

남성노인에게 있어 한 가지 흥미로운 결과는 대학이상의 교육을 받았을 경우 중학교 이하의 학력일 경우에 비해 자녀에게 유산을 물려주기보다는 사회에 환원하는 것을 선호한다는 결과이다. 대학이상의 범주와 고등학교 학력의 범주의 차에 대한 통계적 검정 역시 0.05 유의수준에서 통계적으로 유의미한 결과를 보여주는데, 이는 대학교육에 따른 가치관의 차이를 반영하는 것으로 생각된다. 한 가지 주의해야 할 점은 위에서 제시한 교육의 추정치는 전체효과(total effect) 혹은 평균효과(average effect)로 해석되어서는 안 된다는 점이다. 특히 또 다른 혼동변수로 가구소득이 통제되었기 때문에 교육의 효과 중 소득이 매개하는 효과가 통제되었다는 점에서 이러한 사실을 명확히 인지할 수 있다. 이런 면에서 위에서 제시한 교육의 효과는 가치관의 효과를 더 많이 반영하는 것이라고 할 수 있으나, 여전히 그 교육에 있는 계수가 어떤 효과를 반영하는지는 알기 어렵다. 이런 이유로 향후 혼동변수의 계수에 대한 해석은 하지 않기로 한다.

다음으로 여성노인에 관한 결과를 살펴보면, 아들이 없는 경우 지속적으로 아들과 동거한 경우에 비해 자녀에게 유산을 상속하기 보다는 자신이 사용할 확률을 높이는

것을 볼 수 있는데 이는 그리 놀라운 결과는 아닌 것으로 보인다. 마지막 열에 있는 계수들을 살펴보면 아들과의 동거여부는 여성노인의 사회환원 의도에 큰 영향을 주지 못하는 것처럼 보인다. 이에 반해 지속적으로 딸과 별거를 했을 경우 지속적으로 동거를 했을 경우에 비해 사회에 환원하고자 하는 의도를 높이는 것을 볼 수 있는데(0.10 유의수준에서 유의미), 이는 딸과의 동거가 유산상속 행위동기에 어느 정도 영향을 미치는 것이 아닌가 짐작하게 만든다.

이제 <표 3>을 통해 장자상속에 대한 선호에 영향을 미치는 자녀동거형태에 대해 살펴보도록 하자. 앞서 통계적 모형에서 설명한 것처럼, <표 3>을 보는데 있어 계수는 로그 누적 승산에 미치는 영향을 보여주기 때문에 양수는 장자선호 확률을 높인다는 것을 의미하며 음수는 균등상속에 대한 의도를 높인다는 것을 의미한다고 해석한다.

표 3. 아들선호 자료 모형추정결과

변수	변수 값	남성		여성	
		계수	표준오차	계수	표준오차
결과1	1: 장남더	0.538***	(0.131)	0.597***	(0.107)
	2: 아들	0.943**	(0.350)	0.826**	(0.308)
	3: 장남만	1.006***	(0.287)	0.614***	(0.170)
	4: 기타	0.145	(0.162)	0.100	(0.106)
아들동거	1: 동거,별거	-0.395	(0.267)	-0.439†	(0.245)
	2: 별거,동거	0.296	(0.316)	-0.182	(0.225)
	3: 별거,별거	-0.151	(0.156)	-0.494***	(0.115)
	4: 아들없음	-1.640*	(0.643)	-2.151***	(0.340)
딸동거	1: 동거,별거	0.808	(0.542)	-0.252	(0.399)
	2: 별거,동거	0.502	(0.696)	0.144	(0.502)
	3: 별거,별거	0.782**	(0.278)	0.420	(0.256)
	4: 딸없음	0.877**	(0.327)	0.709*	(0.287)
아들 수		-0.104	(0.065)	-0.176***	(0.045)
딸 수		0.181***	(0.049)	0.078*	(0.034)
연령1		0.003	(0.010)	0.004	(0.007)
교육1	1: 고졸	-0.188	(0.163)	-0.281	(0.214)
	2: 대졸 이상	-0.701**	(0.255)	-1.129*	(0.566)
취업1	1: 취업	-0.055	(0.134)	0.153	(0.098)

변수	변수 값	남성		여성	
		계수	표준오차	계수	표준오차
건강1		0.006	(0.054)	-0.020	(0.044)
혼인1	1: 혼인	-0.228	(0.201)	-0.140	(0.092)
로그소득1		0.100	(0.074)	-0.065	(0.046)
집소유1	1: 기타	-0.346	(0.215)	-0.165	(0.116)
거주지1	1: 읍면부	0.355**	(0.122)	0.422***	(0.093)
절편	0	2.398*	(1.072)	0.458	(0.708)
	1	3.791***	(1.085)	1.905**	(0.711)
	2	4.008***	(1.086)	2.063**	(0.711)

\* p-value: † <0.1, \* <0.05, \*\* <0.01, \*\*\* <0.001

남성노인에게 있어서 아들이 없는 경우를 제외한 아들동거 변수의 다른 범주에 놓인 계수들이 유의미하지 않는 것으로 미루어 아들동거의 형태는 장자상속 의도에 영향을 미치지 못하는 것처럼 보인다. 별거-동거 범주와 별거-별거 범주의 계수 차를 비교해 보아도 통계적으로 유의미한 차이를 얻지 못하였다. 다만, 지속적으로 아들과 동거할 때 아들이 없을 때에 비해 장자상속의식이 높아지는 것을 볼 수 있는데 이는 동거효과가 있기 때문으로 생각된다. 이에 반해 지속적으로 딸과 동거하는 경우에 비해 지속적으로 별거하는 경우 장자상속의 확률을 높이는 것처럼 보인다. 이를 달리 말하면, 딸과 지속적으로 동거하면 균분상속을 바람직한 상속형태로 바라볼 가능성이 높아진다는 것이다.

이에 반해 여성노인의 경우, 아들과의 동거가 장자상속에 대한 선호도를 높이는 것으로 나타났다. 예를 들어, 지속적인 별거에 있는 계수가 음수이면서 통계적으로 유의미해, 지속적으로 동거하는 경우에 비해 지속적으로 별거를 하면 장자상속에 대한 의도가 줄어드는 것을 볼 수 있다. 또한 아들이 없는 경우, 장자상속에 대한 의지가 적어지는 것을 볼 수 있는데 아들이 있는 경우에 한해 장자상속을 할 수 있다는 점에서 이러한 결과는 그리 놀랍지 않다. 이에 반해 딸과의 동거변수에 있는 범주들의 계수가 통계적으로 유의미하지 않은 것은 딸과의 동거가 어떤 방향으로라도 영향을 미치지 않는다는 것을 암시한다. 이러한 결과를 종합했을 때 남성노인의 경우 딸과의 동거가, 여성노인의 경우 아들과의 동거가 장자상속이나 균분상속 의도에 더 큰 영향을 준다는 것을 알 수 있는데 이는 매우 흥미로운 발견이라 할 수 있다.

이제 아래에 제시된 <표 4>를 통해 현실주의 및 이타주의적 상속형태를 분석한 결과

를 살펴보도록 하자. 이 표의 결과는 널리 쓰이는 이항 로짓모형의 결과를 보여주고 있으며 계수는 로그 승산에 대한 효과로 해석할 수 있다.

표 4. 이타주의 자료 모형추정결과

변수	변수 값	남성		여성	
		계수	표준오차	계수	표준오차
결과1	1: 이타	0.964	(0.749)	2.126***	(0.549)
	2: 기타	0.471	(0.528)	1.484***	(0.445)
아들동거	1: 동거, 별거	0.549	(0.865)	2.083***	(0.552)
	2: 별거, 동거	0.358	(0.954)	1.051†	(0.593)
	3: 별거, 별거	-0.684	(0.443)	0.376	(0.312)
	4: 아들없음	-1.141	(0.776)	0.665	(0.521)
딸동거	1: 동거, 별거	-0.220	(0.932)	-0.444	(0.988)
	2: 별거, 동거	0.000	0.000	-0.566	(1.375)
	3: 별거, 별거	0.038	(0.744)	-0.507	(0.501)
	4: 딸없음	0.611	(0.888)	-0.466	(0.609)
아들 수		0.293	(0.180)	0.131	(0.123)
딸 수		0.406**	(0.149)	0.144	(0.103)
연령1		-0.036	(0.029)	0.011	(0.020)
교육1	1: 고졸	-0.088	(0.416)	-0.295	(0.436)
	2: 대졸 이상	0.879†	(0.521)	0.702	(0.672)
취업1	1: 취업	0.042	(0.355)	0.141	(0.294)
건강1		-0.052	(0.151)	0.107	(0.124)
혼인1	1: 혼인	0.276	(0.544)	0.205	(0.275)
로그소득1		-0.066	(0.202)	-0.229*	(0.101)
집소유1	1: 기타	0.721†	(0.395)	-0.368	(0.273)
거주지1	1: 읍면부	-0.525	(0.362)	-0.380	(0.272)
절편		2.240	(2.891)	-0.417	(1.762)

\* N.A.는 관측사례가 없어 추정이 불가능함을 뜻함. p-value: † <0.1, \* <0.05, \*\* <0.01, \*\*\* <0.001

먼저 남성노인의 이타주의적 유산상속 선호에 자녀동거가 영향을 주는가를 살펴보면 아들이건 딸이건 어느 유형의 자녀와의 동거도 유산상속 의도에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 하지만 여성노인의 자료를 분석한 결과를 제시한 마지막

열 묶음으로 넘어가보면 아들과의 동거와 관련하여 지속적으로 아들과 동거한 노인에 비해 동거, 별거한 노인의 경우 이타주의적 유산상속의 확률이 높아지는 것을 볼 수 있다. 별거, 동거를 한 경우에도 0.10 유의수준에서 유의미하게 이타주의적 확률이 높아지는 것을 볼 수 있으나, 흥미롭게도 지속적으로 별거를 한 경우에는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 딸과의 동거는 현실주의적이거나 이타주의적인 상속의도와 연관이 없는 것으로 나타났다.

## VI. 요약 및 토의

본고에서는 가족구조의 급속한 변동이라는 맥락에서(김승권 외, 2000), 자녀와의 동거형태가 유산상속 선호형태에 영향을 미칠 것이라는 가설 하에 노인실태조사를 활용하여 경험적인 검증을 실시하였다. 특히 유산상속 형태를 사회환원, 아들선호 및 이타주의의 세 가지의 형태로 나누어 살펴봄으로써 보다 풍부한 논의를 이끌어 내었다. 이러한 분석을 통해 드러난 발견과 함의를 제시하면 다음과 같다.

남성노인에게 있어 딸과의 지속적인 동거는 그렇지 않은 경우에 비해 자녀에게 유산을 상속할 의도보다 사회에 환원하고자 하는 의도를 낮추는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 앞서 이론적 배경에서 제시한 가설을 부분적으로 지지해 주는 것이다. 한편으로 남성노인과 딸의 동거가 상속의도를 높인다는 점에서 자녀와의 동거는 자신을 위해 사 용하거나 사회환원을 하기 보다는 자녀에게 유산을 상속할 유인을 높일 것이라는 가설에 부합한다. 하지만 아들과의 동거는 이러한 결과를 보여주지 않았다는 점, 그리고 여성 노인의 경우 아무런 효과가 없었다는 점에서 연구가설을 지지하지 못한다.

또한 남성노인의 경우 딸과의 지속적인 동거는 장자상속보다 균분상속을 더 선호하게 만들었으며, 여성노인의 경우 아들과의 지속적인 동거가 장자상속에 대한 의도를 높이는 것으로 나타났다. 이러한 연구결과는 아들과의 동거는 아들선호적인 유산상속 동기를 높일 것이지만 딸과의 동거는 균분상속 의도를 높일 것이라는 연구가설을 역시 부분적으로 지지해 준다. 남성노인이 아들과 동거하는 경우와 여성노인이 딸과 동거하는 경우 유의미한 결과가 나오지 않았다는 점에서 연구가설을 부분적으로 지지하는 것으로 평가할 수 있다.

마지막으로 여성노인에게 있어서 아들과 지속적으로 동거하는 경우 경제적으로 어려운 자녀에게 유산을 주겠다는 응답보다는 효도한 자녀에게 주겠다는 응답을 늘리는 것으로 나타났다. 이러한 연구결과는 자녀와의 동거는 이타주의적 유산상속 의도를 높일 것이라는 애초의 연구가설에 반대되는 결과라는 점에서 해석이 쉽지 않다. 이러한 결과가 나온 원인을 완전히 밝힐 수는 없기 때문에 여기에서는 몇 가지 가설을 제시하는 수준에서 논의를 진행한다.

우선, 여성노인들이 경제적으로 어려운 아들과 동거를 하고 경제적·정서적으로 도움을 주면서 유산상속에 있어서는 효도를 하는 자녀에게 주겠다는 태도를 가질 수 있을 것이다. 그 반대의 측면에서 지속적인 아들과의 동거는 갈등관계를 심화시킬 가능성이 있다는 점을 상기한다면(오영희, 1999), 아들과 동거를 하면서 갈등관계에 놓인 여성노인들이 효도하는 아들에게 유산을 상속하겠다는 응답빈도를 높였을 것으로 볼 수 있다. 마지막으로 생각해 볼 수 있는 것은, 동거 후 분가한 경우 이타주의가 늘어났다는 점에서 분가한 아들이 어려움을 겪으면서 이타주의적 태도가 상승했을 가능성이 있다. 물론 이러한 것들은 가설에 지나지 않으므로 향후 보다 엄밀한 경험적 검증이 요구된다.

본 논문의 발견은 다양한 측면에서 시사점을 제공해 준다. 무엇보다 우선 자녀의 입장에 놓인 독자들은 부모와 동거하는 것이 유산상속과 유의미한 연관을 가지고 있다는 발견에 주목할 것이다. 이러한 측면에서 본고는 아버지 혹은 어머니의 상속의도를 헤아리는데 있어 중요한 자료가 될 것이며 유산상속을 둘러싼 가족의 갈등을 완화하는데 일조할 수 있다. 본고의 발견은 역사사회적인 수준에서 유산상속과 가족의 의미가 서서히 변하며 현실주의적 관점에서 유산상속이 이루어지고 있다는 관점을 지지해 주는데 딸과 동거하는 경우 균분상속 의도가 상승하는 반면 아들과의 동거는 장자상속을 선호하는 유인을 준다는 점에서 그렇다.

거시적인 수준에서 사적이전을 통한 사회적 불평등의 재생산이라는 측면에서 본고의 발견은 흥미로운 시사점을 제공하고 있다. 우선 최근으로 올수록 자녀와 동거하는 노인들이 줄어들고 노인부부나 노인독신 가구가 증가한다는 것은 널리 알려져 있다(이윤경 외 2010). 본고의 핵심적인 발견이 자녀동거가 자녀에게 유산상속 동기를 높인다는 것이라고 한다면 자녀동거가 적어진다면 그만큼 자녀로의 유산상속이 적어질 것이다. 그렇다면 유산상속을 통한 부의 사적이전이 줄어들 것이고, 다른 조건이 동일하다면, 보다 평등한 기회를 제공하는 사회로 나아가고 있다는 판단을 할 수 있다.

우리의 연구에 대해 보다 엄밀한 평가를 수행하고 향후 연구의 방향을 설정하기 위해 본 글의 몇몇 한계를 명시할 필요가 있다. 우리 연구의 가장 시초적인 출발점은 횡단연구에서 쉽게 풀 수 없는 인과관계를 보다 명확하게 고려하기 위해서 종단분석을 도입한 다는 것이었다. 예를 들어 횡단자료를 분석할 때, 아들동거와 장자상속 의도가 연관을 맺고 있다면 이러한 관계가 아들동거가 장자상속 의도에 영향을 주기 때문인지, 아니면 장자상속 의도가 아들동거에 영향을 주기 때문인지 결정짓기 어렵다. 이러한 이유로 종단자료에 기반해 사전후 검사 연구 설계를 이용하여 첫 번째 시기에서 유산상속 동기를 통제하고 첫 번째 시기와 두 번째 시기의 자녀동거 형태를 구분하여 분석하면 자녀동거 형태가 유산상속 동기의 변화에 미치는 영향을 더 잘 볼 수 있을 것이라는 가정이 본 연구의 중요한 동기 중 하나였다(Shadish et al., 2002).

이러한 의도에도 불구하고 우리가 발견한 추정치들이 자녀동거의 형태가 유산상속 유형에 미치는 영향을 정확히 반영한다고 주장하기에는 여러 가지 해석상의 어려움이 존재한다. 일례로 두 관측시기 사이에 유산상속 동기가 먼저 변하고 이후에 자녀동거 형태가 변했을 가능성, 즉 역인과관계의 가능성을 완전히 배제할 수는 없다. 따라서 우리가 본고에서 제시한 결과를 해석할 때 독자들은 충분한 주의를 기울여야 할 것이다.

또 하나 주의해야 할 것은 측정도구의 문제로서 특히 아들선호 모형과 이타주의에 대한 모형을 고려할 때 잘 드러난다. 즉 우리의 측정방법에서는 아들선호 관련 범주들과 이타주의 관련 범주들이 하나의 변수 속에서 상호배타적인 것으로 다루어졌으나 개념적으로 그러한가는 의문의 여지가 있다. 다시 말해, 아들선호와 균분상속에 대한 개념은 이타주의적인 것과 현실주의적인 관점을 구분하는 개념과 일정정도 겹칠 가능성이 크다. 즉, 아들선호는 일정정도 현실주의적 상속동기와 연관이 있을 것으로 생각된다. 만약 두 개념, 즉 아들선호와 이타주의 개념이 이처럼 한 개념 내에서 배타적인 것이 아니라고 한다면, 두 가지 다른 질문을 가지고 각 개념을 측정하는 도구들을 개발할 필요가 있을 것으로 생각된다.

우리의 분석대상이 특정 유산상속 행위가 아니라 선호형태라는 점 또한 본 글의 한계로 지적될 만하다. 유산상속 선호형태가 실제행위와 직접적인 연관이 낮다는 점과 선호형태는 앞서 살펴본 결과가 제시하듯이 어떤 특정한 틀로 단순하게 이해할 수 없다는 점에서 연구대상이 될 수 있는가에 의문을 제기할 수 있다. 하지만 이러한 한계에도 불구하고 선호형태에 대한 탐구는 매우 중요한 것으로 여겨지는데, 이는 1) 직접적인

연관은 낮을 수 있으나 실제 행위를 예측하는데 가장 중요한 변수 중 하나가 선호변수라는 점, 2) 선호형태를 결정하는 사회경제적 변수에 대한 이해가 향후 실제 행위에 영향을 준다는 점, 그리고 3) 유산상속이라는 전반적 행위에 대한 이해를 위해 기초단계로서 선호형태에 대한 이해가 필요하다는 점 등을 들 수 있다(Masson & Pestieau, 1997).

이렇듯 다양한 한계에도 불구하고, 본 연구는 여러 가지 점에서 유산상속에 대한 문헌을 발전시키고 있다. 무엇보다 이론적 종합을 이루기 위해 시도했다는 점에서 그러하며, 또한 중단자료를 활용하여 분석을 진행하였다는 점에서 그러하다. 또한 유산상속의 한 형태에만 천착한 것이 아니라, 세 가지 유형을 구분하고 각각의 특수하면서도 보편적인 성격을 살펴봄으로써 향후 연구에 디딤돌을 놓았다. 노인의 유산상속 행위는 개인의 부를 축적한다는 점에서 뿐 아니라 사회 전체의 부의 이전이라는 면에서 중요한 함의를 가지고 있기 때문에 이에 영향을 미치는 다양한 원인을 찾고자 하는 노력이 이어져야 할 것이다.

김현식은 서울대학교 사회학과를 졸업하고 미국 University of Wisconsin-Madison 통계학과에서 석사학위 취득 후, 동대학원 사회학과에서 박사학위를 받았다. 현재 경희대학교 사회학과 조교수로 재직 중이며 인구학, 통계방법론, 아동성장, 교육사회학 등에 관심을 가지고 있다.

(E-mail: sochyunsik@khu.ac.kr)

황선재는 미국 University of Michigan, Ann Arbor에서 사회학 박사학위 및 통계학 석사학위를 받았고, 현재 중앙대학교 사회학과 연구전담교수 및 BK21플러스 '복합위기 시대의 지속가능한 사회통합' 사업팀 박사후연구원으로 재직 중이다. 주요 연구관심 분야는 사회계층과 불평등, 사회인구학, 그리고 통계적 방법론 등이다.

(E-mail: sunjaeh@gmail.com)

## 참고문헌

- 강유진(2012). 단독가구노인의 재산상속의식과 관련요인: 개인특성과 세대관계특성을 중심으로. 한국지역사회생활과학회지, 23(2), pp.145-162.
- 곽인숙(2012). 베이비부머세대와 노인의 성인자녀와의 동거를 결정하는 요인. 한국가족자원경영학회지, 16(4), pp.23-44.
- 권태환, 박영진(1995). 2장. 가구 및 가족의 성격변화: 센서스 보고서 자료의 시계열적 분석. 권태환, 김태헌, 최진호(편). 한국의 인구와 가족. 서울: 일신사, pp.250-286.
- 김두섭, 강남준(2008). 회귀분석: 기초와 응용, 개정판. 나남.
- 김두섭, 박경숙, 이세용(2000). 중년층과 노부모의 세대관계와 중년층의 노후부양관. 한국인구학, 23(1), pp.55-89.
- 김미영, 이성우(2009). 노부모-자녀 동거의 결정요인과 지역 간 차이, 1985-2006. 농촌계획, 15(4), pp.89-107.
- 김승권, 장경섭, 이현송, 정기선, 조애저, 송인주(2000). 한국 가족의 변화와 대응방안. 서울: 한국보건사회연구원.
- 김정석(2002). 제8장 가족과 가구. 김두섭, 박상태, 은기수 편, 한국의 인구. 계영사. pp.247-281.
- 김정석(2007). 패널자료를 이용한 노년기 거주형태 변화분석. 한국인구학, 30(1), pp.1-24.
- 김현식, 황선재, 김윤희(2012). 저출산·고령화에 따른 유산상속 동기변화 전망과 정책과제. 연구보고서 2012-47-11. 서울: 한국보건사회연구원.
- 김혜경(2008). 노인의 유산상속과 사회적 지원. 한국노년학, 28(2), pp.309-323.
- 문영소, 김양희(1999). 한국가족의 재산상속 의식에 관한 연구. 한국가정관리학회지, 17(2), pp.157-171.
- 문형표, 김희삼, 안중범, 김을식, 이상협, 전영준, Mason, A.(2006). 인구구조 고령화와 소득이전. 서울: 한국개발연구원.
- 박명화, 외 15명(2009). 2008년도 노인실태조사: 전국 노인생활실태 및 복지욕구조사. 대구: 계명대학교 산학협력단.
- 배희선(2008). 중·노년기 가계의 성인 자녀에 대한 경제적 자원의 이전시기와 이전여부: 증여와 상속을 중심으로. Financial Planning Review, 1(1), pp.47-79.

- 신화용, 조병은, Walker, A. J.(1997). 비교문화적 관점에서 본 노부모부양과 재산상속의식: 한국과 미국의 비교. *한국가정관리학회지*, 15(4), pp. 1-12.
- 오영희(1999). 자녀의 동거여부에 따른 부모부양실태와 정책과제. *보건복지포럼*, 30, pp.57-66.
- 오희장, 조덕호(2009). 농지연금제도 도입을 위한 기반조사로서 농촌 고령자의 상속성향 분석. *지방정부연구*, 13(2), pp.93-108.
- 이민아, 김지범, 강정환(2011). 동거형태와 한국노인의 삶의 질 만족도: 자녀와의 관계 만족도가 갖는 매개효과. *보건과 사회과학*, 29, pp.41-67.
- 이삼식, 장경섭, 김선엽, 이병훈, 송다영, 박종서, 김은정, 최효진(2011). 저출산·고령화와 사회갈등. 대통령소속사회통합위원회.
- 이윤경, 정경희, 염지혜, 오영희, 유혜영, 이은진(2010). 한국 노인의 삶의 변화 분석 및 전망. 서울: 한국보건사회연구원.
- 이정읍, 김명자(2001). 중노년기 기혼남녀의 재산상속의식에 관한 연구. *한국가정관리학회지*, 19(4), pp.151-165.
- 정경희, 외 13명(2012). 2011년도 노인실태조사. 서울: 보건복지부, 한국보건사회연구원.
- 정경희, 이윤경, 박보미, 이소정, 이윤환(2012). 2011년도 노인실태조사 심층분석. 서울: 한국보건사회연구원.
- 통계청(2013). 가정별 연령별 (전국) 추계인구: 중위가정. <http://kosis.kr/> 2013.8.30.
- Agresti, A. (2002). *Categorical data analysis*, 2nd ed. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, Inc.
- Becker, G. S. (1991). *A treatise on the family*, enlarged eds. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Chun, H., Khang, Y., Kim, I., Cho, S. (2008). Explaining gender differences in ill-health in South Korea: The roles of socio-structural, psychosocial, and behavioral factors. *Social Science & Medicine*, 67(6), pp.988-1001.
- Elwert, F., Winship, C. (2010). Effect Heterogeneity and Bias in Main-Effects-Only Regression Models. In Dechter, R., Geffner, H., and Halpern, J. Y.(eds.). *Heuristics, probability and causality: A tribute to Judea Pearl*, UK: College Publications, pp.327-336.

- Erreugers, G., Candevelde, T. eds. (1997). *Is inheritance legitimate? Ethical and economic aspects of wealth transfers*. Berlin, Germany: Springer.
- Lohr, S. L. (1999). *Sampling: Design and analysis*. Pacific Grove, CA: Brooks/Cole Publishing Company.
- Masson, A., Pestieau, P. (1997). Bequests motives and models of inheritance: A survey of the literature. In Erreugers, G., & Candevelde, T. (eds.). *Is inheritance legitimate?; Ethical and economic aspects of wealth transfers*. Berlin, Germany: Springer, pp.54-88.
- Rosenbaum, P. R. (2002). *Observational studies*, 2nd ed. New York: Springer-verlag.
- Shaddish, W. R., Cook, T. D., Campbell D. T. (2002). *Experimental and quasi-experimental designs for generalized causal inference*. New York: Houghton Mifflin Company.
- Vandavelde, T. (1997). Inheritance taxation, equal opportunities and the desire of immortality. In Erreugers, G., Candevelde, T. (eds.). *Is inheritance legitimate?; Ethical and economic aspects of wealth transfers*. Berlin, Germany: Springer, pp.1-15.

# The Effects of Co-Residence with Adult Children on Bequest Preferences: Longitudinal Analyses of Gender-Specific Effects

**Kim, Hyunsik**  
(KyungHee University)

**Hwang, Sunjae**  
(Chung-Ang University)

---

This study attempted to investigate the effects of co-residence with adult children on the bequest intentions of elderly Korean parents. Various theoretical perspectives are discussed and are empirically tested by utilizing the Survey of Living Conditions and Welfare Needs of Korean Older Persons (2008-2011). A pre-test and post-test design for analyzing longitudinal data was adopted in order to conduct a more rigorous study. After drawing three distinctive datasets by dimensions of bequest intention - charitable giving, son preference, and altruistic bequest - , multinomial, ordinal, and binary logit models were applied. The results revealed that co-residence of an elderly fathers with their daughters tended to enhance the probability of bequeathing wealth to children, rather than making charitable giving decisions. Elderly fathers who lived with their daughters were also more likely to prefer equal inheritance among children than those who did not. In contrast, elderly mothers living with sons were more likely to express son preference than those who were not. Lastly, the probability of elderly mothers preferring altruistic bequest was higher when they lived separately from their sons.

---

**Keywords:** Co-residence with Adult Children, Bequest and Inheritance, Charitable Giving, Equal Bequest, Son Preference, Altruistic Bequest