조직적 살림살이와 재정적 살림살이 간의 관계 연구: 수혜자인 부모와 제공자인 성인 자녀를 중심으로

민인식*, 전예지**, 홍경준***

본 연구의 목적은 성인 자녀가 부모에게 공유하는 조직적 살림살이와 재정적 살림살이의 관계를 파악하는 것이다. 이를 위해 한국노동패널조사 9차(2006년) ~ 23차(2020년) 자료를 활용하여 분석하였다. 분석결과, 조직적 살림살이는 재정적 살림살이에 부(-)적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이를 통해 조직적 살림살이와 재정적 살림살이는 대체관계임을 확인하였다. 다음으로 조직적 살림살이와 재정적 살림살이는 비탄력적인 관계인 것으로 드러났다. 이는 자녀가 부모에게 제공하는 조직적 살림살이의 양이 증가할 때 재정적 살림살이의 공유는 감소하는 정도가 크지 않다는 것을 의미한다. 성인 자녀가 부모가구에 제공하는 재정적 살림살이의 수준이 조직적 살림살이의 공유에 따라 달라진다는 분석결과는 재정적 살림살이에 영향을 미치는 요인으로 선행연구에서 강조되었던 공적이전소득 이외에 조직적 살림살이의 공유를 중요하게 고려할 필요가 있음을 제기한다.

주요용어 : 재정적 살림살이, 조직적 살림살이, 살림살이 공유

---

* 경희대학교 경제학과 교수(imin@khu.ac.kr), 주저자
** 성균관대학교 사회복지학과 박사수료(yeji.j@skku.edu), 공동저자
*** 성균관대학교 사회복지학과 교수(zookie@skku.edu), 교신저자

Ⅰ. 서 론

근대 사회에 접어들면서 서구 국가들의 가족구조는 부모와 자녀가 근거리에 살면서 자주 왕래하며 친밀한 관계를 유지하는 수정확대가족(Modified extended family)[1]으로 변화하였다(Litwak, 1960; Sussman & Burchinal, 1962). 가족구조의 변화는 비단 서구 국가들에서만 나타나는 현상이 아니다(남보람, 2021). 성인 자녀가 노부모와 함께 살면서 정서적·물리적으로 봉양하는 것은 우리나라 전통 사회에서 가장 이상적인 부양 방법으로 여겼지만, 산업화·도시화로 부모와 자식 간 동거가 감소하였고 교통·통신이 발달하면서 부모를 부양하는 방법은 다양해졌다(김두섭·박경숙·이세용, 2020). 그 결과, 성인 자녀가 부모를 부양하는 방식은 부모와 인접한 거리에 거주하면서 전화 혹은 방문을 통해 시간을 함께 보내는 방향으로 변화하였다. 한국사회조사(Korean General Social Survey)에 따르면 2016년 기준 35세 ~ 49세 성인 5명 중 1명은 부모의 가구와 15분 떨어진 거리에 사는 것으로 나타났다(이상림 외, 2016)[2].

부양 방식의 변화는 떨어져 사는 부모와 성인 자녀 사이에 공유되는 소득, 지출, 음식, 식사 등과 같은 살림살이(housekeeping)를 통해 살펴볼 수 있다. 살림살이의 공유 방향은 대개 부모에게서 자녀로 흐르지만 부모가 노년기에 이르면 그 흐름이 자녀에게서 부모로 전환된다(전길양·김태현, 1993). 살림살이 공유는 크게 재정적 살림살이와 조직적 살림살이로 구분되는데(Hoffmeyer-Zlotnik & Warner, 2008), 사적소득이전으로 일컬어지는 재정적 살림살이는 한국사회에서 개인의 소득을 안정화시키며 일정 정도 국가복지의 역할을 대신해왔다(홍경준, 2002). 그러나 노령연금 혹은 기초연금과 같은 부모의 공적이전소득이 증가하면서 성인 자녀가 제공하는 재정적 살림살이가 감소하는 추세이다(송지은·이수진·이채정, 2019).

한편, 부모와 식사를 함께 하거나 시간을 공유하는 조직적 살림살이는 재정적 살림살이와 더불어 자녀가 부모를 부양하는 방법이자 가족 간에 이루어지는 복지라 할 수 있다. 조직적 살림살이 공유는 자녀와 부모 사이에 방문과 접촉이 잦을 때 빈번하게 일어나는데, 지리적 근접성은 여러 연구들에서 조직적 살림살이가 공유되기 위한 중요한 요인으로 강조되었다(전길양·김태현, 1993; Fischer, 1981). 인접한 거리에 사는 자녀가 멀리 사는 자녀보다 부모와 자주 만나고 더 많은 시간을 함께 보낸다는 연구결과(Fischer, 1981)은 성인 자녀와 부모가 인접한 거리에 거주할 경우 자녀가 공유하는 조직적 살림살이가 증가한다는 것을 보여준다.

그렇다면 가족구조와 거주형태의 변화로 성인 자녀가 부모에게 공유하는 조직적 살림살이가 증가할 때 재정적 살림살이의 공유는 어떠한 양상을 보일까? 부모에게 제공하는 재정적 살림살이를 논의하기 위해서는 성인 자녀의 기회비용을 고려할 필요가 있다(Zissimopoulos, 2001). 가령, 조직적 살림살이에 대한 기회비용이 높은 자녀는 조직적 살림살이 대신 재정적 살림살이를

1) 수정확대가족은 정서적으로 결속된 핵가족들(nuclear families)이 서로 지속적으로 도움을 주는 형태의 가족을 의미하며 가족 간 권위보다는 평등한 관계를 중시한다는 측면에서 과거의 확대가족(extended family)과는 차이가 있다(Litwak, 1960).

2) 부모와 성인 자녀 간 거주형태의 변화는 부모 부양에 대한 전통적 가치관과 자녀 양육에 대하여 부모세대로부터 지원을 받고자 하는 필요성이 타협된 결과로 볼 수 있다(이상림 외, 2016).

공유하는 것을 선호하는 반면 조직적 살림살이에 대한 기회비용이 낮은 자녀는 부모에게 생활비를 보내기보다는 시간을 함께 보내는 것을 선호할 것이다. 따로 거주하면서 살림살이를 공유하는 수정확대가족이 보편화되는 상황에서 자녀가 부모에게 제공하는 재정적 살림살이를 포착하기 위해서는 자녀의 기회비용에 초점을 맞추어 조직적 살림살이의 공유를 살펴볼 필요가 있다.

기존의 연구들은 자녀가 부모에게 제공하는 재정적 혹은 조직적 살림살이를 논의하기 위하여 성인 자녀가 살림살이를 공유하는 동기에 초점을 맞추었다. 이 연구들은 성인 자녀가 살림살이를 공유하는 동기를 교환적 동기와 이타적 동기로 구분하였으며, 자녀가 어떠한 동기를 가지느냐에 따라 살림살이의 공유 양상이 달라진다는 것을 밝혔다(강성진·전형준, 2005; 김희삼, 2008; 설귀환·임병인, 2020; 손병돈, 1999 하석철, 2012; Becker, 1974; Lee, Parish, & Willis, 1994; Lillard & Willis, 1997; Xie & Zhu, 2009). 그러나 이 연구들은 살림살이를 공유하는데 어떠한 동기가 재배적인지에 대하여 어떠한 합의도 제공하지 않는다(Zissimopoulos, 2001).

다음으로 성인 자녀가 제공하는 재정적 살림살이와 공적이전소득의 관계를 논의한 연구들이 진행되었다. 이 연구들은 공적이전소득과 재정적 살림살이의 관계는 성인 자녀의 동기에 따라 달라지며(Andreoni, 1989), 공적이전소득이 증가할 때 재정적 살림살이의 공유가 감소하는 구축효과는 자녀가 이타적인 동기를 가질 때 나타난다는 것을 확인하였다(강성진·전형준, 2005; 박기백·성명재, 2016; Becker, 1974; Cox, 1987; Cox & Jimenez, 1990). 그러나 자녀가 부모에게 제공하는 재정적 살림살이를 논의하기 위한 이론적 모형(Andreoni, 1989)에서 자녀의 효용을 극대화하는 요인으로서 조직적 살림살이의 공유를 고려하지 않았다는 한계를 지닌다.

성인 자녀가 부모에게 제공하는 재정적 살림살이를 논의하기 위해서는 조직적 살림살이의 공유가 중요하게 고려될 필요가 있음에도 불구하고 지금까지 관련 연구는 제한적으로 이루어졌다. 이에 본 연구는 자녀가구의 효용극대화 모형에 기초하여 성인 자녀가 부모와 공유하는 조직적 살림살이가 재정적 살림살이에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하고자 한다. 이를 위해 부모와 자녀가 주고받는 살림살이 가운데 성인 자녀가 부모에게 제공하는 살림살이에 초점을 맞추어 조직적 살림살이와 재정적 살림살이의 관계를 살펴보는 것을 목적으로 한다.

본 연구는 성인 자녀가 부모에게 제공하는 재정적·조직적 살림살이의 양상을 이론적·실증적으로 포착함으로써 COVID-19 국민지원금[3]과 같은 사회적 자원을 배분하기 위한 동일 가구의 인정범위에 대하여 주요한 시사점을 제공할 수 있을 것으로 기대된다.

3) 정부가 지급한 코로나 상생 국민지원금은 주민등록상의 세대를 기준으로 하되 건강보험 피부양자의 개념을 적용하여 지급대상 가구가 선정되었다(대한민국 정책브리핑(2021.08.31.)). 이 과정에서 건강보험의 피부양자로 등록된 배우자와 자녀는 건강보험 가입자와 주소가 달라도 “하나의 경제공동체”로 인정되어 동일한 가구로 계산된 반면, 부모는 건강보험법상 피부양자로 등록되었더라도 건강보험 가입자와 주소를 달리하면 다른 가구로 간주되었다.

II. 선행연구 검토

1. 재정적·조직적 살림살이의 개념

가구는 살림살이를 공유하는 사람들로 이루어진 집단이자 효용을 측정하는 기본 단위라는 측면에서 중요한 의미를 갖는다. 살림살이(housekeeping)는 사람들이 생계를 함께 하는지를 측정하기 위한 개념이다(OECD, 2013). 살림살이는 크게 재정적 살림살이(common housekeeping in a financial sense)와 조직적 살림살이(common housekeeping in an organisational sense)로 구분하며, 전자가 공통의 예산(common budget), 소득, 지출을 공유하는 것이라면 후자는 거실, 음식, 식사를 공유하는 것, 즉 물리적 공간에서 시간 혹은 식사를 함께 하는 것을 의미한다(Hoffmeyer-Zlotnik & Warner, 2008).

부모와 자녀가 공유하는 재정적 살림살이는 그동안 사적이전소득과 경제적 지원이라는 개념으로 논의되어 왔다(김두섭·박경숙·이세용, 2000; 김지경·송현주, 2008; 남보람, 2021; 박미려, 2007; 손병돈, 1999; 최유석, 2016; 최희정·빈보경, 2016; 최희진·한경혜, 2017; 한경혜·김상욱, 2010; Cohen & Wills, 1985; Kim, 2007; Lee, Netzer, & Coward, 1994; Lee, Parish, & Willis, 1994; Secondi, 1997). 한편, 조직적 살림살이의 공유는 성인 자녀가 부모에게 제공하는 도구적 지원을 고찰한 연구들을 통해 살펴볼 수 있다(김지연, 2006; 손병돈, 1999; 전길양·김태현, 1993; Altongji, Hayashi, & Kotlikoff, 1997; Hjälm, 2012; Lee, Parish, & Willis, 1994; Mulder & van der Meer, 2009).

전술한 바와 같이 살림살이의 공유는 성인 자녀와 부모가 주고받는 자원을 의미하며 자원의 종류에 따라 소득, 지출을 공유하는 경우에는 재정적 살림살이, 생계를 위한 시간을 공유하는 경우는 조직적 살림살이라 정의할 수 있다. 본 연구에서는 성인 자녀가 부모에게 제공하는 자원을 중심으로 재정적·조직적 살림살이 공유를 논하고자 한다.

2. 살림살이를 공유하는 동기

성인 자녀가 부모에게 제공하는 살림살이에 대한 연구는 주로 살림살이의 공유 동기를 밝히는데 중점을 두고 있으며 이를 설명하기 위한 이론은 이타주의이론과 교환이론이 있다.

가. 이타주의이론

이타주의이론에 따르면 성인 자녀의 효용은 본인의 소비와 부모의 효용함수로 구성된다(Becker, 1974). 성인 자녀가 자신의 효용을 극대화하기 위해서는 자신의 소비와 더불어 부모의 효용을 동시에 고려해야 한다. 성인 자녀가 소득을 이전하여 부모의 소비를 도모한다면 부모의

효용은 증가할 것이고 그 결과 자신의 효용이 극대화된다(Becker, 1974). 그런데 성인 자녀의 효용은 그들이 제공한 재정적 살림살이와 이를 받은 부모의 경제적 복지에 관한 함수에 의해 결정된다. 재정적 살림살이의 공유가 소득 수준이 많은 성인 자녀로부터 상대적으로 소득이 적은 부모에게 이루어지는 까닭에 부모의 소득과 재정적 살림살이 공유는 부(-)적인 관계를 갖는다(김지연, 2006). 즉, 부모의 경제적 상태가 악화되면 이타적인 성향을 가진 자녀는 부모에게 재정적 살림살이를 제공하여 자신의 효용을 극대화하는 것이다(강성호, 2011). 부모가구의 소득이 낮을수록 자녀가구가 더 많은 재정적 살림살이를 공유한다는 선행연구의 결과는 국내에서 이타적 동기가 작동하고 있음을 보여준다(강성진·전형준, 2005; 김희삼, 2008; 설귀환·임병인, 2020; 손병돈, 1999 하석철, 2012). 그러나 이타적 동기만으로는 부모에게 성인 자녀가 재정적 살림살이를 공유하는 행위를 모두 설명하기 어렵다(Schoeni, 1997).

나. 교환이론

교환이론은 부모와 성인 자녀 사이의 재정적 살림살이 공유를 시장에서 이루어지는 교환과 동일한 것으로 간주하고 합리적인 경제행위의 결과라 본다(Cox, 1987). 교환이론에 따르면 성인 자녀가 부모에게 제공하는 재정적 살림살이는 부모로부터 받은 서비스의 대가에 해당된다. 교환이론에서 재정적 살림살이를 제공하는 성인 자녀의 효용함수는 자신의 소비와 부모가 제공하는 서비스의 함수로 구성되는데(Cox, 1987), 여기서 서비스란 방문, 전화, 집 봐주기, 손자녀 돌봄, 가사 지원 등을 통칭한다(Cox & Rank, 1992). 교환적 동기에 근거하여 성인 자녀와 부모 사이에 공유되는 재정적 살림살이를 논의한 선행연구들은 부모로부터 손자녀 돌봄이나 가사 지원 등의 서비스를 제공받은 자녀가 부모에게 더 많은 재정적 살림살이를 제공함을 실증적으로 분석하였다(김희삼, 2014; Lee, Parish, & Willis, 1994; Lillard & Willis, 1997; Xie & Zhu, 2009).

이 밖에도 부모의 자산이 많을수록 자녀가 부모에게 더 많은 재정적 살림살이를 공유한다는 선행연구(설귀환·임병인, 2020)의 결과와 미래에 유산을 상속받고자 하는 성인 자녀가 부모에게 더 많은 재정적 살림살이를 공유한다는 연구(Norton & Van Houtven, 2006) 결과는 교환적 동기가 자녀로 하여금 부모에게 더 많은 재정적 살림살이를 공유하도록 작용한다는 것을 보여준다. 다시 말하면, 성인 자녀는 현재 혹은 미래의 경제적 이익에 대한 기대를 가지고 부모에게 재정적 살림살이를 공유하는 것이다(Cox & Rank, 1992).

다. 구축효과

성인 자녀가 부모에게 제공하는 재정적 살림살이는 공적이전소득의 영향을 받는데, 공적이전소득이 증가할 때 재정적 살림살이의 공유가 감소하는 현상을 구축효과(crowding out-effect)라 정의한다. 기존의 선행연구들은 성인 자녀가 재정적 살림살이를 공유하는 동기에 따라 구축효

과가 나타나는지 여부를 분석하였다. 결론부터 이야기하자면 이타적 동기로 공유되는 재정적 살림살이는 공적이전소득에 의해 대체되는(Becker, 1974) 반면, 교환적 동기에 기초하여 공유되는 재정적 살림살이는 공적이전소득에 의하여 대체되지 않을 수 있다(Cox, 1987; Cox & Jimenez, 1990).

이타주의이론에 따르면 정부가 성인 자녀에게 과세 후 재정적 살림살이를 공유하도록 한다면 과세된 만큼 부모의 한계효용이 감소하므로 성인 자녀가 살림살이를 공유할 의지는 감소한다(Becker, 1974). 그 결과 공적이전소득으로 인하여 재정적 살림살이의 공유가 감소하는 구축효과가 발생한다(강성진·전형준, 2005; 박기백·성명재, 2016). 한편, 교환이론은 성인 자녀가 부모에게 재정적 살림살이를 공유하는 목적을 부모로부터 현재 혹은 미래에 받게 될 보상에 두기 때문에 공적이전소득은 재정적 살림살이에 별다른 영향을 미치지 않는다고 본다(Cox, 1987; Cox & Jimenez, 1990).

라. 조직적 살림살이와 재정적 살림살이의 관계

성인 자녀와 부모 간 공유하는 재정적 살림살이는 공적이전소득의 영향을 받는 한편, 조직적 살림살이에 따라 그 수준이 달라질 수 있다. 이는 조직적 살림살이와 재정적 살림살이가 대체적 관계인지 보완적 관계인지 실증적으로 분석한 연구들(Bonsang, 2007; Zissimopoulos, 2001)을 통해 살펴볼 수 있다. Zissimopoulos(2001)는 미국의 사례를, Bonsang(2007)은 유럽의 사례를 분석하였으나 국내에서는 관련 연구가 거의 진행되지 않은 실정이다.

Zissimopoulos(2001)은 HRS(Health and Retirement Study) 자료를 통해 성인 자녀가 부모에게 제공하는 재정적 살림살이와 조직적 살림살이가 서로 대체 관계임을 확인하였다. 가령, 임금수준이 높은 자녀는 조직적 살림살이를 공유하는 것에 대한 기회비용의 증가로 조직적 살림살이 대신 재정적 살림살이의 공유를 선호하는 것으로 나타났다. 이 연구에서 자녀의 소득과 더불어 부모와 자녀가구 간의 거리는 자녀가 재정적 혹은 조직적 살림살이의 수준을 결정하는데 중요한 요인으로 제시되었다. 부모와 가까이 사는(16km 이내) 자녀는 멀리 사는 자녀보다 재정적 살림살이 대신 조직적 살림살이를 공유할 확률이 높은 것으로 나타났다. 이는 조직적 살림살이를 공유할 때 발생하는 기회비용이 큰 자녀(일을 하는 자녀 혹은 부모와 멀리 떨어져 사는 자녀)가 재정적 살림살이 공유를 선호한다는 것을 의미한다. 다시 말하면, 부모의 집에 방문하여 조직적 살림살이를 공유할 때 발생되는 시간적·금전적 비용이 적은 자녀일수록 재정적 살림살이보다 조직적 살림살이의 공유를 선호한다.

Bonsang(2007)은 SHARE(The Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe) 자료를 활용하여 자녀가 부모에게 제공하는 조직적 살림살이가 부모와 자녀가구 간 거리, 형제의 수, 부모의 나이와 건강상태, 부모의 자산에 영향을 받는다는 것을 밝혔다. 부모와 가까이 살수록, 형제의 수가 적을수록, 부모의 건강이 안 좋을수록, 부모의 나이가 많을수록, 부모의 자산이 많을수록 성인 자녀는 더 많은 조직적 살림살이를 공유하는 것으로 나타났다. Bonsang(2007)는

부모의 자산과 성인 자녀의 조직적 살림살이 공유 간에 교환적 동기가 작용하였다고 보았다. 부모는 자신에게 더 많은 살림살이를 공유한 자녀에게 더 많은 금전적 보상을 한다는 교환이론(Cox, 1987)에 따라 성인 자녀는 미래에 부모로부터 더 많은 재산을 물려받을 수 있다는 기대를 가지고 조직적 살림살이를 공유하는 것이다.

III. 이론모형 및 가설도출

본 장에서는 실증분석에서 검증하고자 하는 가설을 도출하기 위해 가구 간 사적이적소득(inter-household private income transfer)을 최적화하는 효용극대화 모형을 제시하고 이론적 결과를 제시한다. Becker(1974)는 동일 가구 내(intra-household) 부모(공여자)-자녀(수혜자) 간 이전소득 모형을 제시한다. 가구원 내의 자원배분을 변화시키는 정부 개입효과는 가구원 간 이전소득에 의해 상쇄됨을 이론모형의 결과로 제시하고 있다. Rosenzweig(1988)는 부모-자녀 간 사적이전소득의 기능을 보험과 유사하다고 해석하고 있다. 이전소득 금액 자체가 효용함수에 포함되어 효용을 증가시킨다고 가정하는 모형을 제시한다. 사적-공적 이전소득 간 구축효과(crowding-out effect)를 이론적으로 설명하기 위해 Andreoni(1989)는 불완전 구축효과모형을 제시한다. 성인 자녀(공여자)-부모(수혜자) 간 이전소득 모형에서 사회적 규범(social norms)의 영향으로 이전소득 자체가 효용함수의 구성요소가 된다. 성인 자녀가구의 효용은 부모의 소비(consumption)에 의해 영향을 받는다고 가정할 수 있다. 박기백·성명재(2016)에는 Andreoni(1989) 모형을 차용하여 사적-공적 이전소득 간 구축효과 이론모형을 논의한다. 구축효과의 크기는 자녀가구 가처분소득(disposable income)이 사적이전소득에 미치는 한계효과에 의존한다는 결론을 얻었다. 한계효과=0이면 구축효과는 존재하지 않는다. 한계효과=-1 이면 완전한 구축효과가 발생하는 이론적 결과를 도출하였다.

본 연구에서도 Rosenzweig(1988)과 Andreoni(1989) 효용극대화 모형과 유사하게 살림살이 공유가 효용에 직접적으로 영향을 미친다고 가정하는 함수 형태를 가정한다. 식 1의 효용함수에서는 부모가구(수혜자) 소비수준이 직접적으로 자녀가구 효용에 영향을 미치는 대신 Tamura(2018)의 모형과 유사하게 부모가구 효용함수에 의해 영향을 받는다고 가정한다. 또한 이전소득(Tr)과 공유시간(s)은 자녀가구의 하위 효용함수(subutility function)와 부모가구 효용함수에 직접적으로 영향을 미친다. 자녀가구(c)의 효용함수는 다음과 같이 정의한다.

$$U^c\left(X^c, S, u^p(X^p, S)\right) = (1-\alpha)u^c(X^c, S) + \alpha u^p(X^p, S) \qquad \text{(식 1)}$$
$$\text{where } S = w \times s + Tr$$

위 식에서 U^c는 자녀가구의 총 효용이고 해당 가구의 소비(X^c)와 부모가구 효용 u^p로 구성된다. 부모가구와 공유하는 s(공유시간)과 Tr(이전소득)을 화폐적 가치로 환산한 S가 직접적

으로 자녀 하위효용함수와 부모 효용함수에 영향을 미친다.

부모가구 효용함수 u^p는 해당 가구의 소비 X^p와 자녀로부터 얻는 공유가치 S에 의해 결정된다. Tamura(2018) 효용함수 모형을 따라 자녀가구 효용함수는 자녀가구의 하위 효용함수와 부모가구 효용함수의 가중 합으로 정의한다. $0<\alpha<1$이며 $\alpha\rightarrow1$일수록 부모가구 효용이 자녀가구 효용에 미치는 영향이 커진다고 해석한다. 효용함수 구성요소의 한계효용에 대한 가정은 다음과 같다.

$$\frac{\partial u^c}{\partial X^c}>0,\ \frac{\partial u^c}{\partial S}>0,\ \frac{\partial u^p}{\partial X^p}>0,\ \frac{\partial u^p}{\partial S}>0,\ \frac{\partial u^p}{\partial S}>\frac{\partial u^c}{\partial S}\quad (식\ 2)$$

식 2에서 자녀가구 소비와 공유가치는 자녀가구 효용을 증가시키고 한계효용 체감 법칙이 적용된다. 부모가구 역시 소비와 공유가치는 부모가구 효용을 증가시키고 한계효용 체감 법칙이 적용된다. 식 2의 마지막 가정은 공유가치 1단위 증가는 부모가구 효용에 미치는 영향이 자녀가구 하위 효용함수에 미치는 영향보다 더 크다는 것이다. 공유가치 1단위는 자녀가구보다 부모가구에 미치는 직접적 효과가 더 크다.

효용극대화 문제에 필요한 예산제약식은 다음과 같다. y^c는 자녀가구 소득이며 근로소득에서 이전소득을 뺀 값으로 주어진다. w는 시간당 임금률이며 H는 자녀에게 이용 가능한 총 시간, L는 여가시간 그리고 s는 부모가구와 공유하는 시간으로 정의한다. Ⅱ장에서 논의한 조직적 살림살이 공유 정도를 s에 의해 측정될 수 있다. y^p는 부모가구 소득을 의미하며 노동시장에서 은퇴하여 근로소득은 없다고 가정한다. 따라서 자산소득(A^p)와 자녀에게 얻는 이전소득(Tr)의 합으로 구성된다.

$$y^c=w(H-s-L)-Tr\quad :\text{자녀가구 예산제약 (식 3)}$$
$$y^p=A^p+Tr\quad :\text{부모가구 예산제약 (식 4)}$$

각 가구의 소득은 모두 소비에 사용된다고 가정하면 X^c와 X^p는 다음과 같이 쓸 수 있다. 자녀가구 소비는 단위재로 가정하여 $p^c=1$이다. 부모가구 소비 가격은 p로 외생적으로 주어진다고 가정하자.

$$y^c=p^cX^c=X^c\quad (식\ 5)$$
$$y^p=pX^p\quad (식\ 6)$$

식 5와 식 6을 식 1에 대입하면 극대화 대상이 되는 자녀가구 효용함수를 도출할 수 있다. 식 7에서 자녀가구는 공유가치 S^*를 선택해야 하는데 공유시간 s는 외생적으로 결정되고 이전

소득 금액 Tr^*을 선택한다고 가정한다. 자녀가구는 이전소득 Tr을 증가시키면 직접적으로 자신의 효용이 증가하지만 소비(X^c) 감소로 인한 효용감소가 동시에 발생하기 때문에 최적화된 Tr^*를 결정해야 한다.

$$\max_{Tr} \; L = (1-\alpha)u^c(w(H-s-L)-Tr, ws+Tr) + \alpha u^p\left(\frac{A^p+Tr}{p}, ws+Tr\right) \qquad \text{(식 7)}$$

식 7의 극대화 문제를 풀어보면 균형 이전소득 Tr^*은 다음과 같이 외생적 변수의 함수로 쓸 수 있게 될 것이다.

$$Tr^* = f(w, H, s, L, A^p, p, \alpha) \quad \text{(식 8)}$$

본 연구목적인 조직적 살림살이 공유(s)와 재정적 살림살이 공유(Tr)의 대체성/보완성을 판단하기 위해 먼저 식 7에서 1계 조건(FOC)를 다음과 같이 구한다.

$$\frac{\partial L}{\partial Tr} = (1-\alpha)\left[\frac{\partial u^c}{\partial S} - \frac{\partial u^c}{\partial X^c}\right] + \alpha\left[\frac{\partial u^p}{\partial S} + \frac{1}{p}\frac{\partial u^p}{\partial X^p}\right] = 0 \quad \text{(식 8)}$$

$$\Rightarrow \frac{1-\alpha}{\alpha} = -\left[\frac{\dfrac{\partial u^p}{\partial S} + \dfrac{1}{p}\dfrac{\partial u^p}{\partial X^p}}{\dfrac{\partial u^c}{\partial S} - \dfrac{\partial u^c}{\partial X^c}}\right] \quad \text{(식 9)}$$

식 9의 FOC에서 가중치 비율은 0보다 크기 때문에 분모가 음(-)이 되어야 한다. 즉 $\frac{\partial u^c}{\partial X^c} > \frac{\partial u^c}{\partial S}$이 성립해야 한다. 자녀가구 소비 1단위 증가가 효용에 미치는 영향은 공유가치 1단위 증가가 효용에 미치는 영향보다 커야 한다. 자녀가구 하위 효용(subutility)은 공유가치보다 자신의 소비에 의해 더 크게 영향을 받고 이는 직관과 일치하는 결과이다.

본 연구에서는 조직적 살림살이 공유 s가 균형 이전소득 Tr^*에 미치는 영향을 도출하는 것이 목적이다. 식 8의 1계 조건에 음함수 정리(Implicit Function Theorem: IFT)를 적용하여 이론적 결과를 얻을 수 있다[4]. 식 10의 도출과정은 부록 1에서 자세히 주어진다.

---

4) y가 x에 대한 종속변수이나, x와 y에 대한 명확한 관계식이 없고 $h(x,y)=k$과 같이 x와 y에 대한 이변수 함수가 상수 k 와 같다고 하자. 이 때 $y=f(x)$와 같이 x에 대한 y의 함수를 찾기 어렵다. 이때, 음함수 정리를 이용하여, x에 대해 구별이 가능하므로 주어진 함수의 미분값을 찾을 수 있다. $H(x)=h(x,f(x))=k$ 일 때, $H(x)$에 대하여 x로 전미분을 하면 다음과 같다.

$$\frac{dTr^*}{ds} = -\frac{w(1-\alpha)\left[\frac{\partial^2 u^c}{\partial S^2}+\frac{\partial^2 u^c}{\partial X^{c2}}-2\frac{\partial^2 u^c}{\partial S\partial X^c}\right]+w\alpha\left[\frac{\partial^2 u^p}{\partial S^2}+\frac{1}{p}\frac{\partial^2 u^p}{\partial X^p\partial S}\right]}{(1-\alpha)\left[\frac{\partial^2 u^c}{\partial S^2}+\frac{\partial^2 u^c}{\partial X^{c2}}-2\frac{\partial^2 u^c}{\partial S\partial X^c}\right]+\alpha\left[\frac{\partial^2 u^p}{\partial S^2}+2\frac{1}{p}\frac{\partial^2 u^p}{\partial X^p\partial S}+\frac{1}{p^2}\frac{\partial^2 u^p}{\partial X^{p2}}\right]} \gtreqless 0 \quad \text{(식 10)}$$

식 10에서 분모 부분은 1계 조건을 다시 Tr에 대해 미분한 것과 같으므로 2계 조건에 해당한다. 따라서 분모는 음이 된다. 식 10 부호는 분자에 의해 결정된다. $\frac{\partial^2 u^c}{\partial X^{p\,2}}<0$, $\frac{\partial^2 u^c}{\partial S^2}<0$ 이지만 $\frac{\partial^2 u^c}{\partial S\partial X^c}$ 와 $\frac{\partial^2 u^p}{\partial S\partial X^p}$ 의 부호가 확정되지 않기 때문에 최종 부호는 알 수 없다. 다만 특정한 조건 하에서는 $\frac{dTr^*}{ds}$ 의 부호를 확정할 수 있다. 첫째, u^c와 u^p 함수 형태가 X와 Tr의 가산형(additive form)이면 $\frac{\partial^2 u^c}{\partial S\partial X^c}=\frac{\partial^2 u^p}{\partial S\partial X^p}=0$ 이 되고 따라서 $\frac{dTr^*}{ds}<0$이 된다. 둘째, 부모 자산소득과 자녀 이전소득 간 구축효과가 발생하고 그 구축효과의 범위가 $-1<\frac{dTr}{dA^p}<0$ 이 성립하면 $\frac{dTr^*}{ds}<0$ 로 확정할 수 있다[5]. 이러한 조건 하에서 부모와 공유하는 시간(s)이 증가할수록 재정적 살림살이 공유(Tr)는 감소한다. 식 10에서 도출한 이론적 결과를 바탕으로 다음과 같이 연구가설을 설정하고 실증분석 모형을 통해 $\frac{dTr^*}{ds}$의 부호를 검증하고자 한다.

연구가설: 조직적 살림살이 공유(s)가 증가하면 자녀가구 효용을 극대화하는 사적이전소득(Tr)은 증가하거나 감소할 수 있다. 그러나 합리적인 조건 하에서 사전이전소득 감소로 나타날 것이다.

$\frac{dH(x)}{dx}=\frac{\partial h(x,h(x))}{\partial x}+\frac{\partial h(x,h(x))}{\partial y}\frac{df(x)}{dx}=0$이며, $\frac{df(x)}{dx}$로 정리하면 $\frac{df(x)}{dx}=-\frac{\frac{\partial h(x,f(x))}{\partial x}}{\frac{\partial h(x,f(x))}{\partial y}}$이다. 본 연구모형과 비교하면 $y=Tr^*$ 그리고 $x=s$ 라고 이해할 수 있다.

5) 자세한 도출과정은 부록 2를 참고하라.

IV. 데이터 및 실증분석

1. 데이터 및 표본선택

본 연구에 사용된 자료는 한국노동연구원(Korea Labor Institute: KLI)에서 1998년부터 조사하기 시작한 한국노동패널(Korea Labor and Income Panel Survey: KLIPS)이다. KLIPS는 우리나라 대표가구와 그에 속한 가구원의 경제활동, 노동시장 참여, 소득 및 소비와 다양한 사회활동을 추적하여 조사하는 종단(longitudinal) 서베이이다. KLIPS는 우리나라에서 가장 장기간 조사가 진행된 패널서베이로서 그 가치를 인정받고 있다. 2021년 9월 현재 한국노동패널은 1차(1998년) ~ 23차(2020년)까지 공개되어 있다[6]. 본 연구에서는 서로 독립된 주거를 유지하는 자녀가구와 부모가구의 조직적·재정적 살림살이 공유를 분석하기 위해 KLIPS의 가구용 데이터를 사용한다.

가구용 데이터 내에 본 연구목적과 관련된 주요 설문 문항은 다음과 같이 8가지로 정리할 수 있다. 해당 문항은 4차(2001년)부터 포함되어 조사되었지만 4차(2001년) ~ 8차(2005년)에는 7번과 8번 문항을 구별하지 않고 전체 금액을 조사하였다. 따라서 본 연구에서는 7번과 8번 문항이 구별되기 시작한 9차(2006년)부터 실증분석에 포함한다. 9차(2006년) ~ 23차(2020년)까지 총 15년 조사 데이터를 활용한다.

<표 1> 한국노동패널 주요 설문 문항

순번	설문 문항
1	(가구주 부모님) 따로 사는 부모님 유무
2	(가구주 부모님) 따로 살고 계시는 분
3	(가구주 부모님) 왕래 정도
4	(가구주 부모님) 왕래 횟수
5	(가구주 부모님) 부모님으로부터 받은 경제적 도움 여부
6	(가구주 부모님) 부모님께 드리는 경제적 도움 여부
7	(가구주 부모님) 부모님께 드리는 경제적 도움(현물)
8	(가구주 부모님) 부모님께 드리는 경제적 도움(현금)

6) 23차 데이터는 학술대회용으로 공개되어 있다.

위 설문 문항에서 확인할 수 있듯이 본 연구에서는 가구주의 부모가구의 살림살이 공유만을 분석대상으로 삼는다. 가령 결혼한 부부에서 남편이 가구주이면 남편의 부모가구만 분석대상에 포함한다. 아내(가구주의 배우자)의 부모가구와 살림살이 공유는 분석에서 제외한다. 아내의 부모가구 살림살이 공유 정도는 식 1에서 X^C에 포함된다고 가정할 수 있다. 다만 아내의 부모가구 효용함수는 직접적으로 자녀가구 효용에 영향을 미치는 것은 아니고 X^C의 일부분으로 자녀가구 효용에 간접적으로 포함된다.

위 설문 문항에 기초하여 다음과 같은 조건을 만족한 자녀가구만을 실증분석 대상으로 삼는다. KLIPS 9차 ~ 23차 데이터에서 한 번이라도 조사된 가구는 14,340가구이다. 1단계 조건에서는 “따로 사는 부모님 = 있음”으로 한정한다. 해당 가구는 7,903가구로 줄어든다. 2단계에서는 부모가구 연령이 자녀가구에게서 경제적 지원을 받을 정도여야 한다. 따라서 자녀가구의 나이를 30세 ~ 60세로 한정한다. 부모가구의 나이는 60세 이상이 될 것으로 예상한다. 3단계에서는 자녀가구가 “부모가구에서 경제적 도움 = 받지 않음”으로 한정한다. 자녀가구 살림살이 공유는 부모가구로부터 경제적 지원의 대가로 행해지는 것을 최소화하고자 하는 목적이다. 마지막 4단계에서는 가구주 성별이 분석기간 내에서 변경되는 경우를 제외한다. 가령 남편 가구주가 사망하거나 이혼으로 인해 부인이 가구주가 되는 경우는 가구번호는 제외한다. 남편이 가구주일 때 남편 부모가구 살림살이 공유와 부인이 가구주일 때 부인 부모가구 살림살이 공유 성향이 달라질 것으로 예상하기 때문이다. 1단계 ~ 4단계 표본 제약조건을 통과한 자녀가구 수는 6,264가구이다.

<표 2> 분석대상 선정

단계	자녀가구 선택 조건	전체 가구 수 (14,340 가구)
1단계	따로 사는 부모님 = 있음	7,903
2단계	자녀가구 가구주 나이: 30세 ~ 60세	7,084
3단계	부모님으로부터 받은 경제적 도움 = 없음	6,488
4단계	분석기간 내 가구주 성별이 바뀌는 경우 제외	6,264

2. 기초통계 분석

KLIPS에서 “부모님과의 왕래 정도(횟수)”는 본 연구에서는 조직적 살림살이 공유인 s에 해당한다. 왕래 정도는 3가지 중 하나를 할 수 있고 각 응답별 관측치 수(observations)는 표 3에서 정리한다. 거의 찾아뵙지 않은 경우는 3.4% 정도로 미미한 수준이고 가끔 찾아뵙는 비율과 자주 찾아뵙는 비율이 거의 50:50 임을 판단할 수 있다.

<표 3> 부모가구와 왕래 정도

	obs	비율 (%)
거의 없음	1,074	3.4
가끔 찾아뵙는다	14,649	46.8
자주 찾아뵙는다	15,517	49.6
합계	33,071	100

KLIPS에서는 “왕래 정도”에 따라 “왕래 횟수”를 정의하는 설문이 다르다. “거의 없음”인 경우에는 왕래 횟수=0이 되고 “가끔 찾아뵙는다” 경우에는 “1년 간 왕래 횟수”를 질문한다. “자주 찾아뵙는다” 경우에는 “1개월 간 왕래 횟수”를 질문한다. 본 연구에서는 왕래 횟수를 1년 간 왕래 횟수로 정의하기 위해 “자주 찾아뵙는다”인 경우에는 12를 곱해서 1년 간 왕래 횟수로 변환한다.

표 4에서는 왕래 정도의 3개 그룹별 왕래 횟수에 대한 기초통계량을 정리하여 보고한다. “가끔 찾아뵙는다” 가구에서는 1년 평균 5회 정도 왕래가 있다는 것을 알 수 있다. 평균 2개월에 1번 정도 부모가구와 왕래함을 예상한다. “자주 찾아뵙는다” 그룹에서는 1년 간 평균 53회/중앙값은 24회이다. 왕래 횟수가 극단적으로 많은 답변도 있어서 평균이 중앙값보다 훨씬 크다는 것을 알 수 있다. 중앙값 24회이면 1개월에 2회 정도 부모가구와 왕래가 있다고 예상한다. 전체 그룹의 왕래 횟수 중앙값은 12회로 월 평균 1회 정도임을 알 수 있다. 이러한 수치는 통계청에서 발표한 “따로 사는 부모의 존재와 연락 정도” 결과와 거의 유사함을 알 수 있다. 통계청에서는 보건사회연구원에서 조사·발표하는 “한국복지패널” 데이터에 기초하여 매년 관련 통계 자료를 제공한다[7]. 해당 통계표에 따르면 “따로 사는 부모와 왕래 횟수” 2018년 중앙값은 12회로 표 4의 결과와 일치한다. 다만 왕래 횟수 평균은 2018년 39회로 표 4와는 차이가 있다.

<표 4> 왕래횟수 (1년 간)

	obs	평균	중앙값	표준편차	최소값	최대값
거의 찾아뵙지 않는다.	1,074	0	0	0	0	0
가끔 찾아뵙는다.	14,471	5.00	5	2.38	1	12
자주 찾아뵙는다.	15,501	53.3	24	71.2	12	360
전체	31,046	28.9	12	55.9	0	360

주) “가끔 찾아뵙는다”와 “자주 찾아뵙는다” 그룹에서 왕래횟수=0으로 답한 경우는 분석에서 제외하였다.

7) www.kosis.kr를 참고할 수 있다.

본 연구의 실증분석에서는 “왕래 정도” 그룹 중 “자주 찾아뵙는다” 그룹으로 한정하여 분석결과를 제시한다. Ⅲ장의 이론모형에서 조직적 살림살이(s)는 효용함수와 예산제약식에 모두 포함된다. “거의 찾아뵙지 않는다” 그룹은 예산제약식과 효용함수에서 모두 제외되기 때문에 $\frac{dTr^*}{ds}$ 를 정의하는 것이 불가능하다. “가끔 찾아뵙는다” 그룹의 경우, 예산제약식에서 s에 대한 기회비용이 거의 0에 근접하게 되고 $\frac{du^c}{ds} \approx 0$이 될 것으로 예상한다. 이론모형에서 도출한 연구가설은 “자주 찾아뵙는다” 그룹으로 한정할 때만 적절한 검증 대상이 될 수 있다.

최종적으로 제약된 자녀 가구 수는 4,367가구이고 관측치 수는 15,501개이다. 해당 표본에 대한 조직적 살림살이 공유(s)와 재정적 살림살이 공유(Tr) 기초통계량은 표 5에서 제시한다. Tr(경제적 지원)은 1년 간 자녀가구에서 부모가구로 이전된 금액(현물+현금)으로 정의한다. (자주 찾아뵙는 자녀가구로 한정하였을 때) 1년 평균 162만 원을 부모가구에 지원해 주는 것을 알 수 있다.

<표 5> s와 Tr의 기초통계량

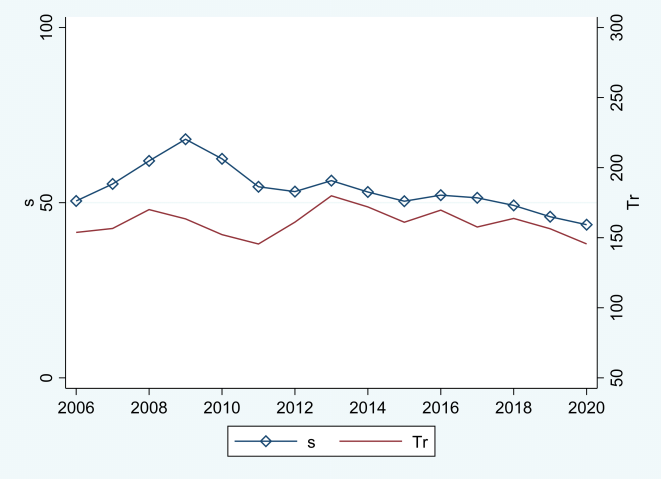
(단위: 횟수, 만원)

	obs	평균	중앙값	표준편차	최소값	최대값
조직적 살림살이 공유 (s)	15,501	53.3	24	71	12	360
재정적 살림살이 공유(Tr)	15,214	160	87.2	201	0	1300

주) 재정적 살림살이 공유금액은 년도별 소비자 물가지수를 이용하여 2015년 불변가격으로 환산함

그림 1에서는 본 연구의 분석대상 기간인 2006년 ~ 2020년 연도별 s와 Tr 변수의 평균을 라인그래프로 보여준다. 공유시간(s)은 2009년 최대값에 도달한 이후 최근까지 꾸준히 감소하고 있음을 알 수 있다. 재정적 지원(이전소득)은 2006년 ~ 2020년 동안 큰 변화는 없지만 최근 3년 동안(2018년 이후) 평균 지원금액이 지속적으로 감소하는 추세이다.

[그림 1] 연도별 평균적 살림살이 공유



실증분석의 회귀모형에서 재정적 살림살이 공유(Tr)에 영향을 미칠 수 있는 통제변수를 포함할 필요가 있다. 가구레벨에서 관측한 통제변수는 다음 표 6에서 정리하여 제시한다. 통제변수는 대부분 자녀가구 특성만을 고려한다. KLIPS에서는 설문대상이 되는 자녀가구에 대해서는 자세히 조사하지만 자녀가구가 지원하는 부모가구는 설문대상이 아니다. 따라서 부모특성 변수를 포함하는 것에 한계가 있다. 다만 "부모가구의 구성(num_p)"은 자녀가구의 설문응답으로 확인할 수 있다. 회귀모형에서 비록 부모가구 특성을 통제하지 않더라도 패널 회귀모형을 통해 시간불변 이질성(time-invariant heterogeneity)을 포함하여 각 자녀가구에 매칭되는 부모가구의 특성을 고려할 수 있는 장점이 있다. 가령 부모가구의 교육수준, 거주지역 등 시간불변적 특성을 가지는 요인은 패널 회귀모형에 통제되어 있다[8]. 부모가구의 나이 역시 자녀가구주 나이와 공선성(linearity)을 가지고 정비례하기 때문에 제외하더라도 문제가 없다고 판단한다.

8) 부모가구의 소득은 시간가변적인 속성을 가지고 있지만 분석대상 자녀가구 선정에서 "부모가구로부터 경제적 도움 = 없음"으로 한정하기 때문에 부모가구 소득에 대해서는 어느 정도 통제되고 있음을 예상한다.

<표 6> 통제변수 정의

변수명	변수 정의
가구주 나이 (age)	자녀가구 가구주의 나이
가구주 성별 (male)	자녀가구 가구주 성별(남자=1, 여자=0)
가구주 결혼상태 (married)	자녀가구 가구주의 배우자 유무 (1=배우자 있음, 2=배우자 없음, 이혼, 사별포함)
가구주 교육수준 (edu)	자녀가구 가구주의 교육수준 (1=중졸이하, 2=고졸, 3=전문대졸 이상)
가구주 거주지역 (region)	자녀가구 거주지역 (시도): 17개 시도
부모가구 구성 (num_p)	지원받는 부모가구의 구성 (1=부와 모, 2=부, 3=모)
연간 총소득 (income)	자녀가구 연간 총소득 (로그값)

표 7에서는 분석대상에 포함된 전체 관측치를 이용하여 통제변수의 기초통계량을 제시한다. 자녀가구 가구주 평균 나이는 42.6세이고 제약조건에서 언급하였듯이 30세 ~ 60세 자녀가구주만 포함한다. 자녀가구의 평균 가구소득은 (연간) 5,415만 원이다. 가구주의 85%는 남자 가구주이고 여자 가구주인 표본은 15% 정도이다. 결혼하여 배우자가 있는 자녀가구가 전체의 80%를 차지한다. 자녀가구의 (가구주) 교육수준은 58%가 전문대졸 이상에 해당한다. 시도변수는 17개 시도 더미변수로 구성되어 있으며 서울과 경기 거주 자녀가구가 전체의 46%를 차지한다. 부모가구의 구성은 부와 모인 경우가 58%로 가장 높고 모만 생존하여 있는 경우가 38%를 차지한다.

<표 7> 통제변수 기초통계량

변수 유형	변수명	obs	평균	표준편차	최소값	최대값
연속형	age	15,501	42.6	7.8	30	60
	income	15,407	5,415	4,017	2.87	103,542
범주형	male	남자 13,292 (85%) 여자 2,209 (14.9%)				
	married	배우자 없음 2,942 (19%) 배우자 있음 11,943 (80.9%)				
	edu	중졸 이하 915 (5.9%), 고졸 5,536 (35.7%) 전문대졸 이상 9,049 (58.3%)				
	region	서울 3,102 (20%), 경기 4,049 (26.1%) 그 외 시도 8,350 (53.8%)				
	num_p	부와 모 8,949 (57.7%), 부 684 (4.4%) 모 5,868 (37.8%)				

3. 실증분석 결과

Ⅲ장에서 도출한 연구가설을 실증적으로 도출하기 위해 다음과 같이 패널 선형회귀모형(Panel Linear Regression Model)을 설정한다. 부모가구와 조직적 살림살이를 공유(s)하는 가구는 4,367가구이고 노동패널 9차 ~ 23차 기간 중 최소 1번부터 최대 15번 포함된 가구가 존재한다. 따라서 패널 회귀모형을 통해 반복적으로 관찰된 가구별 이질성(group heterogeneity)을 추정에서 고려하는 것이 필요하다. 다음과 같이 시간불변 그룹 이질성 u_i과 시간 이질성(time heterogeneity) μ_t를 모두 포함한 이원(two-way) 패널회귀모형을 설정한다.

$$\log(Tr_{it}) = \alpha + \beta \log(s_{it}) + \gamma X_{it} + \delta Z_i + u_i + \mu_t + e_{it} \quad \text{(식 11)}$$

식 11에서 종속변수는 재정적 살림살이 공유에 해당하는 이전소득 금액(Tr)이고 독립변수는 부모가구와 왕래횟수 (s)로 설정한다. 위 식에서 종속변수와 독립변수에 모두 로그값을 사용하기 때문에 β는 탄력성(elasticity)로 해석할 수 있다. 시간가변 통제변수 X_{it}는 자녀가구주 나이, 소득, 혼인상태, 거주지역, 부모가구 구성 변수를 포함한다. 시간불변 통제변수 Z_i는 성별과 교육수준 변수이다[9].

식 11의 회귀계수를 추정하기 위해 패널 확률효과(random effects) 추정량을 적용한다. 패널 확률효과 추정량이 일치추정량이 되기 위해서는 상관이질성(correlated heterogeneity)이 존재하지 않는다는 가정, 즉 $cov(u_i, X_{it}) = 0$ 또는 $cov(u_i, s_{it}) = 0$ 조건이 필요하다(민인식·최필선 2019). 외생적인 시간불변 변수인 성별과 교육수준 변수를 포함하여 상관이질성 가능성을 줄이고자 한다. 또한 자녀가구 선택에 있어서도 표 3에 제시된 일정한 조건을 만족하는 가구만을 분석대상에 포함하였고 부모-자녀 가구 관계에서도 왕래가 일정 횟수인 경우로 한정하였다. 이러한 표본 선택과정을 통해 가능한 동질적인 자녀가구를 분석대상에 포함한다. 이러한 과정은 관찰되지 않은 자녀가구 이질성 u_i와 시간가변 설명변수의 상관관계를 감소시킬 것으로 예상한다.

식 11에서 설정한 회귀모형에 대한 Pooled OLS와 패널 확률효과 추정 결과를 표 8에서 정리하여 제시한다.

9) 자녀가구 나이를 30세 이상으로 한정하였기 때문에 교육수준이 분석기간 내에서 거의 변화가 없다. 그러나 교육수준이 가끔 바뀌는 가구는 존재한다. 교육수준의 그룹 내 표준편차가 거의 0에 가깝기 때문에 본 연구에서는 교육수준 변수는 시간불변 변수로 간주한다.

<표 8> 선형회귀모형 추정결과

	Pooled OLS	패널 확률효과		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
조직적 살림살이 공유 (s)	-0.023 (0.017)**	-0.092 (0.018)***	-0.045 (0.019)**	-0.035 (0.018)**
성별: 여자	-0.171 (0.050)***		-0.205 (0.073)***	-0.242 (0.073)***
나이	0.024 (0.002)***		0.038 (0.002)***	0.029 (0.003)***
배우자 유무: 배우자 없음	-0.427 (0.048)***		-0.354 (0.060)***	-0.322 (0.060)***
(로그) 가구소득	0.918 (0.027)***		0.705 (0.030)***	0.692 (0.030)***
교육수준: 고졸	0.147 (0.073)**		0.322 (0.105)**	0.203 (0.107)*
교육수준: 전문대졸 이상	0.244 (0.075)***		0.561 (0.107)***	0.393 (0.110)***
부모가구 구성: 부	0.116 (0.079)		0.088 (0.092)	0.095 (0.090)
부모가구 구성: 모	0.253 (0.037)***		0.222 (0.047)***	0.243 (0.047)***
$trend$ (시간 효과)	0.021 (0.003)***			0.026 (0.004)***
obs	14,511	15,214	14,511	14,511
R^2	0.14	0.002	0.14	0.14
$\rho = \frac{var(u_i)}{var(u_i)+var(e_{it})}$		0.438	0.382	0.382

주1. ***, **, *는 각각 1%, 5% 그리고 10% 수준에서 유의한 추정치임을 의미함
주2. 상수항과 시도더미 변수를 포함하여 추정하였지만 지면 제약 상 추정치를 제시하지 않음
주3. $trend$ 변수는 2006년=0, 2007년=1...., 2020년=14로 변환한 연속형 변수임.

Pooled OLS 추정에서는 같은 자녀가구가 반복적으로 관찰되고 있다는 패널 데이터 특성을 고려하지 않은 단점이 있다. 패널 확률효과와 Pooled OLS 추정 간 가설검정은 우도비검정(Likelihood Ratio Test: LR test)을 통해 판단할 수 있다. Model 4 추정결과에서 우도비 검정결과는 χ^2 검정통계량은 2165이고 p-value는 0.000이다. 따라서 시간불변 오차항 u_i를 포함 패널 확률효과 추정치를 해석하는 것이 적절하다.

Model 2에서는 독립변수인 조직적 살림살이 공유 s_{it} 변수만 포함한 추정결과를 제시하고 있다. 왕래횟수가 많을수록 이전소득(Tr)이 감소하는 것을 확인할 수 있다. 그러나 다른 통제변수를 포함한 Model 3과 Model 4의 추정치와 비교하면 2배 이상 크다는 것을 확인할 수 있다.

Model 3에서 시간가변 통제변수 X_{it}와 시간불변 통제변수 Z_i를 포함한 모형 추정결과이다. $\hat{\beta}=-0.045$로 역시 음의 추정치이며 5% 유의수준에서 유의하다는 것을 확인할 수 있다. 식 11에서 Tr와 s 변수가 모두 로그 변환이기 때문에 왕래횟수의 10% 증가는 이전소득 금액 0.45% 감소로 나타난다. 탄력성이 1보다 작으므로 조직적 살림살이 공유와 재정적 살림살이 공유는 비탄력적(inelastic) 관계로 해석할 수 있다. 즉 부모-자녀가구 간 왕래횟수(s)가 증가하더라도 이전소득 금액(Tr) 감소는 그리 크지 않다고 예상할 수 있다. 시간 고정효과인 $trend$ 변수를 포함하더라도 $\hat{\beta}$ 추정치의 부호와 유의성은 바뀌지 않는다는 것을 Model 4 추정결과에서 확인할 수 있다.

III장에서 도출한 연구가설은 부모가구 효용함수를 하위 효용함수(subutility)로 포함한 자녀가구의 경우 최적 이전소득에 영향을 미치는 다른 요인을 통제할 때 조직적 살림살이 공유가 증가할수록 재정적 살림살이 공유는 감소한다는 내용이다. Tr에 영향을 미치는 다른 요인을 통제한 패널 회귀모형을 추정 결과는 이러한 이론 모형에서 도출한 연구가설과 일치함을 확인할 수 있다. 추가적으로 실증분석 결과에서는 s와 Tr 변수는 부적 관계일 뿐 아니라 비탄력적 관계임을 이해할 수 있다.

Model 3과 Model 4 추정결과에서는 여타 통제변수가 이전소득 금액에 미치는 영향을 추가적으로 살펴볼 수 있다. 자녀가구 가구주 성별인 남자가구인 경우 자신의 부모가구와 공유하는 이전소득 금액은 유의하게 증가한다. 자녀 가구의 나이가 많을수록 (즉 부모가구 나이가 많아질수록) 이전소득 금액은 증가한다. 결혼한 자녀가구가 미혼(또는 이혼/사별) 자녀가구보다 부모가구와 공유하는 이전소득 금액이 더 크다. 자녀가구 소득이 증가할수록 이전소득 금액은 증가한다. 즉 재정적 살림살이 공유는 정상재(normal goods)라고 판단할 수 있다. 자녀가구의 교육수준이 높을수록 이전소득은 유의하게 높아지고 부모가구 구성이 “모”만 생존한 경우에 이전소득 금액이 더 크게 된다.

V. 결론 및 시사점

본 연구의 목적은 성인 자녀가 부모에게 제공하는 조직적 살림살이와 재정적 살림살이의 관계를 살펴보는 것이다. 이를 위하여 한국노동패널 9차(2006년) ~ 23차(2020년) 자료를 활용하여 분석하였다. 그 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 조직적 살림살이 공유가 증가할수록 재정적 살림살이의 공유가 감소하는 것으로 나타났다. 이를 통해 조직적 살림살이와 재정적 살림살이가 대체관계임을 확인하였다. 둘째, 조직적 살림살이와 재정적 살림살이가 비탄력적(inelastic) 관계인 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 자녀가 제공하는 조직적 살림살이의 정도가 증가할 때 재정적 살림살이의 감소 크기가 크지 않다는 것을 의미한다. 셋째, 통제변수가 재정적 살림살이에 미치는 영향을 분석한 결과 자녀가구의 가구주 성별이 남자인 경우, 기혼일 경우, 나이가 많을수록, 소득이 높을수록, 교육수준이 높을

수록, 부모가구에 “모”만 생존한 경우에 재정적 살림살이의 공유가 증가하는 것으로 나타났다.

본 연구의 결과는 다음과 같은 이론적·정책적 함의를 가진다. 먼저, 본 연구의 이론적 함의는 자녀가구의 효용극대화 모형에 기초하여 조직적 살림살이와 재정적 살림살이가 대체관계임을 확인하였다는 것이다. 지금까지 재정적 살림살이의 공유에 관한 연구들(강성진·전형준, 2005; 박기백·성명재, 2016; Andreoni, 1989; Becker, 1974; Cox, 1987; Cox & Jimenez, 1990)은 공적이전소득으로 인한 구축효과가 발생하는지에 관심을 가지고 있었지만, 재정적 살림살이의 공유가 조직적 살림살이에 따라 달라질 수 있음에 주목하지 않았다. 하지만 조직적 살림살이의 공유가 증가하면 재정적 살림살이의 공유가 감소한다는 본 연구의 결과는 성인 자녀가 부모에게 제공하는 재정적 살림살이를 논의하기 위해서는 기존의 선행연구에서 강조하는 공적이전소득 이외에 조직적 살림살이의 공유를 중요하게 고려할 필요가 있음을 보여준다.

최근 정부는 ‘코로나 상생 국민지원금’의 대상 가구를 선정하기 위하여 주민등록상의 세대와 건강보험 피부양자의 개념을 사용하였다. 이에 건강보험의 피부양자인 배우자[10]·자녀는 가입자와 주소를 달리하여도 ‘하나의 경제공동체’로 간주되어 동일한 가구로 인정되었다[11]. 다시 말하면, 건강보험 피부양자인 배우자와 자녀는 주소지가 같지 않더라도 가입자와 살림살이를 공유하는 관계로 인정된 것이다. 하지만 부모는 건강보험 피부양자로 등록되었더라도 가입자인 성인 자녀와 주소를 달리하면 동일한 가구로 인정되지 않았다. 즉, 주소지를 달리하는 부모는 성인 자녀에게 살림살이를 제공받고 있더라도 자녀가구의 가구원으로 인정되지 않은 것이다. 그 결과, 부모를 실질적으로 부양하는 자녀들 가운데 일부는 건강보험료 본인부담금 가구별 합산액이 선정기준(기준 중위소득 180% 상당)보다 높은 것으로 평가되어 지원금 대상에서 제외되었다[12]. 이는 코로나 상생 국민지원금의 대상을 선정하는 과정에서 성인 자녀가 부모에게 제공하는 살림살이가 반영되지 못한 결과라 할 수 있다. 살림살이를 공유한다는 것은 소득과 소비를 비롯하여 음식을 나누고 식사를 함께한다는 것을 의미하기 때문에 성인 자녀가 부모에게 지속적으로 살림살이를 공유하고 있다면 떨어져 사는 부모 역시 성인 자녀가구의 실질적인 가구원으로 고려할 필요가 있다.

최근 가족구조의 변화로 부모와 인근에 거주하면서 조직적 살림살이를 공유하는 성인 자녀가 증가하는 상황에서 조직적·재정적 살림살이의 공유가 자원배분 효율성과 소득불평등 완화에 미치는 영향을 분석하는 것은 후속 연구과제로 남긴다.

---

10) 주소지가 다른 맞벌이 부부는 별도의 가구로 인정되지만 이의신청을 통해 동일가구로 구성될 수 있다.

11) 대한민국 정책브리핑(2021.08.31.), 「20문 20답으로 풀어 본 ‘코로나 상생 국민지원금’」, https://www.korea.kr/news/top50View.do?newsId=148892407&cateId=subject

12) 내외경제TV(2021.09.06.), 「"똑같은 연봉인데 난 왜 못받지?" 국민지원금 선정 기준표」, https://www.nbntv.co.kr/news/articleView.html?idxno=934212

참고문헌

강성진·전형준(2005),「사적이전소득의 동기와 공적이전소득의 구축효과에 대한 연구」,『공공경제』, 10, pp. 23-46.

강성호(2011),「부양의식 및 공적이전소득의 사적이전소득 구축효과와 소득보장효과」,『재정정책논집』, 13(1), pp. 113-144.

김두섭·박경숙·이세용(2000),「중년층과 노부모의 세대관계와 중년층의 노후부양관」,『한국인구학』, 23(1), pp. 55-89.

김지경·송현주(2008),「결혼으로 분가한 자녀와 부모 간의 사적소득이전」,『사회보장연구』, 24(3), pp. 77-98.

김지연(2006),「성인자녀와 부모간 경제적 자원교류 분석」, 이화여자대학교 박사학위논문.

김희삼(2008),「사적소득이전과 노후소득보장」,『한국개발연구』, 30(1), pp. 71-130.

_____(2014),「노후소득보장을 위한 가족과 정부의 역할(정책연구시리즈 2014-02)」,『한국개발연구원』, 2, pp. 1-106.

남보람(2021),「기혼자녀의 경제적 지원과 중고령 부모의 우울」, 성균관대학교 박사학위논문.

내외경제TV(2021.09.06.),「"똑같은 연봉인데 난 왜 못받지?" 국민지원금 선정 기준표」, https://www.nbntv.co.kr/news/articleView.html?idxno=934212

대한민국 정책브리핑(2021.08.31.),「20문 20답으로 풀어 본 '코로나 상생 국민지원금'」, https://www.korea.kr/news/top50View.do?newsId=148892407&cateId=subject

민인식·최필선(2019),「STATA 패널데이터 분석」,『지필미디어』.

박기백·성명재(2016),「공적·사적이전소득이 가구내 소득 이전에 미치는영향 분석」,『경제발전연구』, 22(3). pp. 1-30.

박미려(2007),「은퇴노인의 경제적 자원 수혜여부 및 수혜액에 영향을 미치는 요인 분석」, 충남대학교 석사학위논문.

설귀환·임병인(2020),「비동거 자녀가구의 부모가구로의 소득 이전 동기 분석」,『한국경제연구』, 38(2), pp. 93-113.

손병돈(1999),「부모 부양의 동기와 재분배 효과」,『한국노년학』, 19(2), pp. 59-78.

송지은·이수진·이채정(2019),「기초연금 도입의 정책효과 분석: 공적이전소득 및 사적이전소득의 증감에 미친 영향을 중심으로」,『한국사회복지정책학회 춘계학술대회자료집』, 2019, pp. 173-190.

이상림·김석호·김지범·강정한·박원호·신난희·신인철·최인희·황규성·최인선·이윤석·최슬기·진보미·이연희·김솔이(2016),「동아시아 국제사회조사 참여 및 가족태도 국제비교 연구」,『경제·인문사회연구회』.

전길양·김태현(1993),「노모와 성인딸간의 상호작용과 부양기대감」,『한국노년학』, 13, pp. 17-38.

최유석(2016),「노인의 거주형태와 경제적 지원: 기혼여성의 부모, 시부모의 비교」,『한국인구학』, 39(1), pp. 59-84.

최희정·빈보경(2016),「기혼자녀의 성과 출생순위가 부모와의 접촉과 경제적지지에 미치는 영향」,『가정과삶의질연구』, 34(2), pp. 15-27.

최희진·한경혜(2017),「세대 간 지원교환의 장기적·단기적 호혜성: 아들과 딸의 비교」,『한국노년학』, 37(1), pp. 83-102.

하석철(2012),「부모-자녀 간 소득이전에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 수혜자인 부모와 제공자인 자녀를 중심으로」,『가족과 문화』, 24(2), pp. 101-136.

한경혜·김상욱(2010),「세대 간 지원교환 설명요인에 있어서의 부계와 모계의 비교」,『한국사회학』, 44(4), pp. 1-31.

홍경준(2002),「공적 이전과 사적 이전의 빈곤 감소 효과 분석: 기초생활보장제도 도입 이후를 중심으로」,『한국사회복지학』, 50, pp. 61-85.

Andreoni, J.(1989), "Giving with impure altruism: Applications to charity and Ricardian equivalence", *Journal of political Economy,* 97(6), pp. 1447-1458.

Becker, G. S.(1974), "A theory of social interactions", *Journal of political economy,* 82(6), pp. 1063-1093.

Bonsang, E.(2007), "How do middle-aged children allocate time and money transfers to their older parents in Europe?" *empirica,* 34(2), pp. 171-188.

Cohen, S., & Wills, T. A.(1985), "Stress, social support, and the buffering hypothesis", *Psychological bulletin,* 98(2), pp. 310-357.

Cox, D.(1987), "Motives for private income transfers", *Journal of political economy,* 95(3), pp. 508-546.

Cox, D., & Rank, M. R.(1992), "Inter-vivos transfers and intergenerational exchange", *The review of economics and statistics,* 74(2), pp. 305-314.

Cox, D., & Jimenez, E.(1990), "Achieving social objectives through private transfers: A review", *The World Bank Research Observer,* 5(2), pp. 205-218.

Fischer, L. R.(1981), "Transitions in the mother-daughter relationship", *Journal of Marriage and the Family,* 43(3), pp. 613-622.

Hoffmeyer-Zlotnik, J. H., & Warner, U.(2008), *Private household concepts and their operationalisation in national and international social surveys,* GESIS.

Hjälm, A.(2012), "“Because we know our limits”: Elderly parents' views on intergenerational proximity and intimacy", *Journal of Aging Studies,* 26(3), pp. 296-308.

Kim, H.(2007), *Intergenerational transfers and old-age income security in Korea,* Korea Development Institute.

Lee, G. R., Netzer, J. K., & Coward, R. T.(1994), "Filial responsibility expectations and patterns of intergenerational assistance", *Journal of Marriage and the Family*, 56(3), pp. 559-565.

Lee, Y. J., Parish, W. L., & Willis, R. J.(1994), "Sons, daughters, and intergenerational support in Taiwan", *American journal of sociology,* 99(4), pp. 1010-1041.

Lillard, L. A., & Willis, R. J.(1997), "Motives for intergenerational transfers: Evidence from Malaysia", *Demography,* 34(1), pp. 115-134.

Litwak, E.(1960), "Geographic mobility and extended family cohesion", *American Sociological Review,* pp. 385-394.

Mulder, C. H., & van der Meer, M. J.(2009), "Geographical distances and support from family members", *Population, space and place,* 15(4), pp. 381-399.

Norton, E. C., & Van Houtven, C. H.(2006), "Inter-vivos transfers and exchange", *Southern Economic Journal,* 73(1), pp. 157-172.

OECD(2013), *OECD framework for statistics on the distribution of household income, consumption and wealth.* OECD Publishing.

Rosenzweig, M. R.(1988), "Risk, implicit contracts and the family in rural areas of low-income countries", *The Economic Journal,* 98(393), pp. 1148-1170.

Schoeni, R. F.(1997), "Private interhousehold transfers of money and time: New empirical evidence", *Review of Income and Wealth,* 43(4), pp. 423-448.

Secondi, G.(1997), "Private monetary transfers in rural China: are families altruistic?", *The Journal of Development Studies,* 33(4), pp. 487-511.

Sussman, M. B., & Burchinal, L.(1962), "Kin family network: Unheralded structure in current conceptualizations of family functioning", *Marriage and Family Living,* 24(3), pp. 231-240.

Tamura, Y.(2018), *Private Interhousehold Transfers: What Happens to Sender Households' Human Capital Investment?,* ANU.

Xie, Y., & Zhu, H.(2009), "Do sons or daughters give more money to parents in urban China?", *Journal of Marriage and Family,* 71(1), pp. 174-186.

Zissimopoulos, J.(2001), *Resource transfers to the elderly: Do adult children substitute financial transfers for time transfers,* RAND.

부록 1. 식 10 도출과정

효용극대화 문제의 1계 조건(FOC)은 다음과 같다.

$$\frac{\partial U^c}{\partial Tr} = (1-\alpha)\left[\frac{\partial u^c}{\partial S} - \frac{\partial u^c}{\partial X^c}\right] + \alpha\left[\frac{\partial u^p}{\partial S} + \frac{1}{p}\frac{\partial u^p}{\partial X^p}\right] \text{(식 A1)}$$

1계 조건(FOC)과 음함수 정리(IFT)를 이용하면 $\frac{dTr}{ds}$을 다음과 같이 나타낼 수 있다.(표기의 편의상 상첨자 *는 제외한다.)

$$\frac{dTr}{ds} = -\frac{\frac{\partial}{\partial s}\frac{\partial U^c}{\partial Tr}}{\frac{\partial}{\partial Tr}\frac{\partial U^c}{\partial Tr}} \quad \text{(식 A2)}$$

식 A2의 분자는 $\frac{\partial U^c}{\partial Tr}$을 s로 한 번 더 미분해준 것을 의미하며 다음과 같다.

$$\frac{\partial}{\partial s}\frac{\partial U^c}{\partial Tr} = \frac{\partial^2 U^c}{\partial s \partial Tr} = w(1-\alpha)\left[\frac{\partial^2 u^c}{\partial S^2} + \frac{\partial^2 u^c}{\partial X^{c2}} - 2\frac{\partial^2 u^c}{\partial S \partial X^c}\right] + w\alpha\left[\frac{\partial^2 u^p}{\partial S^2} + \frac{1}{p}\frac{\partial^2 u^p}{\partial S \partial X^p}\right]$$
(식 A3)

식 A2의 분모는 $\frac{\partial U^c}{\partial Tr}$을 Tr로 한 번 더 미분해준 것을 의미하며, 효용극대화의 2계 조건을 의미한다. 따라서 효용극대화 2계 충분조건에 의해 식 A4는 음의 값(-)을 가진다.

$$\frac{\partial}{\partial Tr}\frac{\partial U^c}{\partial Tr} = \frac{\partial^2 U^c}{\partial Tr^2} = (1-\alpha)\left[\frac{\partial^2 u^c}{\partial S^2} + \frac{\partial^2 u^c}{\partial X^{c2}} - 2\frac{\partial^2 u^c}{\partial S \partial X^c}\right] + \alpha\left[\frac{\partial^2 u^p}{\partial S^2} + \frac{1}{p^2}\frac{\partial^2 u^p}{\partial X^{p2}} + 2\frac{1}{p}\frac{\partial^2 u^p}{\partial S \partial X^p}\right]$$
(식 A4)

따라서 식 A2를 식 A3과 식 A4를 이용하여 나타내면 다음과 같은 $\frac{dTr}{ds}$을 도출할 수 있다. 나타내면

$$\frac{dTr}{ds} = -\frac{w(1-\alpha)\left[\frac{\partial^2 u^c}{\partial S^2} + \frac{\partial^2 u^c}{\partial X^{c2}} - 2\frac{\partial^2 u^c}{\partial S \partial X^c}\right] + w\alpha\left[\frac{\partial^2 u^p}{\partial S^2} + \frac{1}{p}\frac{\partial^2 u^p}{\partial S \partial X^p}\right]}{(1-\alpha)\left[\frac{\partial^2 u^c}{\partial S^2} + \frac{\partial^2 u^c}{\partial X^{c2}} - 2\frac{\partial^2 u^c}{\partial S \partial X^c}\right] + \alpha\left[\frac{\partial^2 u^p}{\partial S^2} + \frac{1}{p^2}\frac{\partial^2 u^p}{\partial X^{p2}} + 2\frac{1}{p}\frac{\partial^2 u^p}{\partial S \partial X^p}\right]}$$

부록 2. $\frac{dTr^*}{ds}<0$ 조건 도출

부록 1의 $\frac{dTr^*}{ds}$ 은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\frac{dTr}{ds} = - \frac{wK - w\alpha\left[\frac{\partial^2 u^p}{\partial X^{p2}} + \frac{1}{p}\frac{\partial^2 u^p}{\partial S \partial X^p}\right]}{K} \text{ (식 A5)}$$

where $K \equiv (1-\alpha)\left[\frac{\partial^2 u^c}{\partial S^2} + \frac{\partial^2 u^c}{\partial X^{c2}} - 2\frac{\partial^2 u^c}{\partial S \partial X^c}\right] + \alpha\left[\frac{\partial^2 u^p}{\partial S^2} + \frac{1}{p^2}\frac{\partial^2 u^p}{\partial X^{p2}} + 2\frac{1}{p}\frac{\partial^2 u^p}{\partial S \partial X^p}\right]$

한편, 부모의 자산변화가 자녀의 이전지출에 미치는 영향은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\frac{dTr^*}{dA^p} = - \frac{\alpha\left[\frac{\partial^2 u^p}{\partial X^{p2}} + \frac{1}{p}\frac{\partial^2 u^p}{\partial S \partial X^p}\right]}{K} \text{ (식 A6)}$$

식 A6을 이용하여 식 A5를 다음과 같이 간략하게 표현할 수 있다.

$$\frac{dTr}{ds} = -w\left(1 + \frac{dTr}{dA^p}\right) \quad \text{(식 A7)}$$

따라서 $\frac{dTr}{dA^p} > -1$이면 $\frac{dTr}{ds}<0$이 된다. 부모 자산소득과 자녀의 이전소득 지출은 서로 구축효과가 발생한다(강성진·전형준, 2005; Becker, 1974). 따라서 $\frac{dTr}{dA^p}<0$이라고 받아들일 수 있다. 그러나 구축효과의 절대값은 1보다 작을 가능성이 크다. 절대값이 1보다 크다면 부모 자산소득 1단위 증가는 자녀 이전소득이 1단위 이상으로 감소한다는 의미이고 이는 직관과 일치하지 않는다. 따라서 $-1 < \frac{dTr}{dA^p} < 0$ 범위에 속하고 $\frac{dTr}{ds}<0$이 된다.

2021
한국노동패널
학술대회

[제11주제]

구직

1. 구직기간에 대한 실증분석
2. 가구원의 급여 및 가구 총소득의 수준과 그 변동성이 미취업 가구원의 취업, 소득 및 구직 기간에 미치는 영향