

# 공적이전소득이 사적이전소득에 미치는 영향 분석

전승훈\* · 박승준\*\*

통계청에서 발표하는 가계동향조사 1990년 1월부터 2010년 12월까지의 자료에 대한 기초자료 분석, 벡터오차수정모형을 이용한 시계열 분석, 패널토빗모형을 이용한 미시자료 분석 등을 통해 공적이전소득과 사적이전소득 간의 관계를 분석하였다. 주요 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 사적이전소득 수혜가구의 비중이 증가할 때에는 시장소득 대비 사적이전소득의 비중이 감소하고, 반대로 사적이전소득 수혜가구의 비중이 감소할 때에는 시장소득 대비 사적이전소득의 비중이 증가하는 것으로 나타났다. 둘째, 벡터오차수정모형을 이용한 시계열 분석결과 공적이전소득 증가가 사적이전소득에 미치는 효과는 통계적으로 유의하지 않았다. 셋째, 패널토빗모형을 통한 미시분석 결과 공적이전소득에 대한 사적이전소득의 탄력성은 1990년대 중반까지는 음의 값을 갖는 것으로 나타나지만, 이후 점차적으로 통계적으로 유의하지 않거나 작으나마 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이상의 결과는 우리나라에서 공적이전소득의 사적이전소득 구축효과가 점차 약화되고 있음을 보여주고 있다.

핵심주제어: 공적이전소득, 사적이전소득, 구축효과, 벡터오차수정모형, 패널토빗 모형

경제학문헌목록 주제분류: D10, H31, H53

## I. 문제제기

Jensen(2003)에서 언급된 바와 같이 공적이전이 사적이전에 미치는 영향은 정부의 복지지출의 효과를 평가할 때 중요한 시사점을 갖는다. 만일 공적이전이 증가할 때 사적이전이 감소하는 구축효과가 존재한다면 공적이전소득의 증가에도 불구하고 실제 가구의 소득은 공적이전소득의 증가만큼 증가하지 않는 결과

\* 제1저자, 대구대학교 경제학과 전임강사, 전화: (053) 850-6214, E-mail: jsh1105@daegu.ac.kr

\*\* 교신저자, 국회예산정책처 재정정책분석팀 경제분석관, 전화: (02) 788-4662, E-mail: sjpark@assembly.go.kr

논문투고일: 2011. 10. 21 수정일: 2011. 11. 26 게재확정일: 2011. 12. 7

가 나타날 것이다. 이는 공적이전지출을 통해 목표대상 가구의 소득을 증가시키고자 하는 정부의 정책이 충분한 효과를 가질 수 없음을 의미한다. 따라서 Jensen(2003)이 지적한 바와 같이 공적이전정책을 새롭게 도입하거나 확대하고자 할 때에는 공적이전과 사적이전 간의 관계를 충분히 고려할 필요가 있다.

공적이전이 사적이전에 미치는 영향은 Becker(1974)와 Barro(1974) 이래로 여러 연구자에 의해 연구가 된 바 있다. Barro(1974)는 전통적인 중첩세대모형에 세대 간 이타주의 개념을 도입하여 구축효과를 추정한 결과 사회보장 프로그램과 같이 세대 간 자원의 재분배를 변화시키는 정부정책은 사적이전에 의해 그 효과가 상쇄될 수 있다는 결과를 보인 바 있다. 한편, Bernheim *et al.*(1985)와 Cox(1987)는 만약 사적이전이 이타적 동기에 의해 이루어지지 않고 부모와 자녀 간의 명시적 교환주의 동기에 의해 이루어진다면, 구축이 발생하지 않을 것이라고 주장하였다. 이 밖에도 Roberts(1984)는 빈곤층에 대한 대규모 연방지원 프로그램이 처음 시행되었던 1930년대에 빈곤층에 대한 민간구호(private charity)가 거의 0의 수준으로 떨어졌다는 사실을 발견하였으며, Rozenweig and Wolpin(1994)은 미국의 AFDC 수당 수준이 부모의 지원을 다소 감소시킨다는 사실을 발견하였다.

Cox and Jakubson(1995)은 미국의 공적이전 프로그램들(AFDC, OASDI, Food Stamps 등의 기타 공적이전)이 사적이전을 고려했을 때 빈곤감소 효과가 나타나는지 조사하였다. 이들은 이타주의적인 동기의 사적이전이 공적이전지출의 분배효과에 중립적이고, 교환주의적 동기의 사적이전은 경제적 부의 재분배에 관한 공적이전의 효과를 강화시킬 것이라고 보고 이러한 가설에 대한 실증분석을 수행하였다. 실증분석 결과 공적이전소득이 소득재분배에 강력한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이타주의 가설이 강하게 성립하지 않는 것으로 나타났다. 공적이전과 사적이전 간의 관계에 대한 연구는 개발도상국 국가들을 대상으로도 상당수 이루어졌다. Cox and Jimenz(1992)는 페루를 대상으로 한 연구에서 사회보장소득을 받는 가구들의 사적 금융이전이 감소하며, 가구 간 사적이전이 사회보장 프로그램 부재시 20% 더 높아질 것이라는 전망을 하였다. 또한 Cox and Jimenz(1995)는 필리핀의 자료를 분석하여 공적 프로그램의 도입이 사적이전을 구축한다는 연구결과를 얻었다. Jensen(2003)은 남아프리카공화국 노령연금의 대폭적인 증가가 사적이전에 미치는 영향을 분석한 결과 사적이전의 구축이 유의한 정도로 발생한다는 증거를 발견하였다.

우리나라의 경우 공적이전과 사적이전 간의 관계에 대한 연구가 몇몇 연구자

에 의해 제한적으로 이루어졌을 뿐이다. 강성진·전형준(2005)은 1995~1998년 기간의 대우패널조사자료와 1999~2003년 기간의 한국노동패널자료 등 두 가지 균형가구패널자료를 이용하여 외환위기 전후 한국 가구의 사적이전의 동기와 공적이전의 사적이전 구축효과를 분석하였다. 실증분석 결과 공적이전이 사적이전을 구축하는 것으로 나타났으며, 이들은 이를 사적이전에 이타적인 동기가 강하게 작용한다고 해석하였다. 김희삼(2008)은 한국노동패널자료를 이용하여 공공부조가 노부모에 대한 사적이전을 상당 부분 구축한다는 연구결과를 제시하였으며, 성명재·박기백(2009)은 통계청의 가계조사자료와 한국조세연구원의 재정패널자료를 이용하여 공적이전소득이 증가할 때 그 중 일부가 구축효과에 의해 사적이전소득의 감소로 이어지는 만큼 총체적인 국민부담의 증가효과는 구축효과만큼 상쇄된다고 주장하였다.

우리나라를 대상으로 한 이들의 연구가 공적이전과 사적이전 간의 구축효과가 존재한다는 결과를 제시하고 있다면, 한국노동패널의 6~7차 연결자료를 사용한 성재민(2006)의 연구는 공적이전과 사적이전 간의 구축효과가 통계적으로 유의하지 않다는 결론을 제시하고 있다.

앞서 논의한 바와 같이 공적이전정책을 새롭게 도입하거나 확대하고자 할 때에는 공적이전과 사적이전 간의 관계를 충분히 고려할 필요가 있다. 그러나 살펴본 바와 같이 우리나라에서의 관련 연구는 몇몇 연구자들에 의해 이루어졌을 뿐이다. 따라서 관련 연구가 다양하게 충분히 이루어질 필요가 있다.

본 연구는 공적이전과 사적이전 간의 관계분석에 있어서 다음과 같은 점들을 새롭게 고려함으로써 기존연구를 발전시키고자 한다. 첫째, 기존연구는 비교적 짧은 기간을 대상으로 공적이전과 사적이전 간의 관계를 분석하고 있다. 강성진·전형준(2005)의 경우 대우패널조사자료와 한국노동패널자료를 이용하여 외환위기 전·후 기간에 대한 분석을 시도하였으나, 동일한 자료를 사용한 것이 아니기 때문에 연구결과와의 비교에 다소 문제가 있다고 할 수 있다. 그러나 본 연구의 경우 통계청에서 발표하는 가계동향조사 1990~2010년 자료를 이용함으로써, 1990년 이후부터 2009년 글로벌 금융위기 전·후의 기간에 걸쳐 공적이전과 사적이전 간의 관계 변화를 일관되게 살펴볼 수 있는 장점이 있다. 둘째, 본 연구는 기초자료 분석, 1990~2010년 기간에 대한 시계열 분석, 그리고 각 연도 자료에 대한 미시적인 분석을 동시에 실시하여 공적이전과 사적이전에 대한 보다 강건한 결과를 구하고자 하였다. 셋째, 기존 국내 연구와 달리 공적연금, 기초생활보장제도의 급여를 포함한 사회수혜금, 현물이전 등 다양한 공적이

전 프로그램들이 사적이전에 미치는 효과를 분석한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 본 연구에 사용되는 공적이전과 사적이전 소득에 대해 정의한 후, 가구의 공적이전소득과 사적이전소득의 변화 추이를 분석한다. 제Ⅲ절에서는 가계동향조사 월간자료를 이용하여 1990년 1월부터 2010년 12월까지의 시계열 자료를 구축한 후 벡터오차수정모형을 이용하여 공적이전소득과 사적이전소득 간의 관계를 분석한다. 제Ⅳ절에서는 가계동향조사 월간자료를 이용하여 1990~2010년까지 각 연도의 패널자료를 구축한 후 패널토빗 분석을 통해 공적이전과 사적이전 간의 관계를 분석한다. 마지막으로 제Ⅴ절에서는 연구결과를 요약하고 시사점을 제시한다.

## Ⅱ. 기초자료 분석

### 1. 자 료

본 연구에서는 통계청에서 발표하는 가계동향조사(舊 도시가계조사)를 사용한다. 가계동향조사는 인구주택 총조사 10% 표본조사구 중 심조사구 및 시설 단위 조사구를 제외한 조사구를 대상으로 조사가 이루어지는 대표적인 가계조사자료이다. 농가, 어가, 가계수지 파악이 곤란한 가구<sup>1)</sup> 외국인 가구 등이 조사대상에서 제외되나, 이들을 제외한 1인 이상 전국에 거주하는 가구를 조사대상으로 하고 있어 우리나라 가계의 실태를 잘 반영하는 자료라고 할 수 있다.

공적이전소득과 사적이전소득 간의 관계를 분석하기 위해 본 연구에서는 가계동향조사에 조사된 이전소득의 항목을 이용하였다. 우선 공적이전소득에 해당하는 항목은 공적연금, 기초노령연금, 사회수혜금, 사회적 현물이전 등이며 구체적인 내용은 다음과 같다. 공적연금은 기여금 적립을 통해 일정 연령 이후 받게 되는 국민연금 등을 포함하며, 기초노령연금은 기여금 적립 없이 연령, 소득, 자산 등의 상태를 평가하여 일정 조건을 만족할 경우 지급이 되는 연금을 의미한다. 사회수혜금은 기초노령연금 이외에 기초생활보장수급자, 모자가구, 차상위계층, 노인가구 등 사회적 약자에게 지급하는 현금과 고용보험 및 산재

1) 가계수지 파악이 곤란한 가구는 ① 음식점, 여관, 하숙업 등을 경영하는 겸용주택가구로서 영업수지와 가계수지를 분리하기 곤란한 가구와 ② 가구원의 구성이 가족을 위주로 하지 않는 혼성된 가구를 의미한다.

〈표 1〉 공적이전소득의 정의

본 연구의 정의	가계동향조사의 조사 항목
공적연금	공적연금+기초노령연금
공적이전소득1	공적연금+기초노령연금+사회수혜금
공적이전소득2	공적연금+기초노령연금+사회수혜금+사회적 현물이전

보험으로부터의 현금수혜를 포함하며, 사회적 현물이전은 정부 및 비영리단체 등이 특정 지출목적용 지정하거나 직접 현물을 구입하는 등 현물형태로 제공하는 상품과 서비스를 의미한다. 본 연구에서는 공적연금과 기초노령연금을 합하여 공적연금으로 정의하였으며, 공적연금과 사회수혜금을 더한 금액을 공적이전소득1, 공적연금, 사회수혜금, 사회적 현물이전 등을 합한 금액을 공적이전소득2로 정의하였다. 사적이전은 가구 간 이전소득 항목을 이용하였으며 타 가구로부터 정기적으로 보조받는 생활비, 교육비 등의 이전으로 정의된다.

한편, 가계조사는 2006년 이후부터는 1인 이상 전국 가구를 대상으로 조사가 이루어지고 있지만, 2005년까지는 1인가구가 조사에서 제외되어 있었으며, 2002년 이전에는 도시 이외의 지역<sup>2)</sup>이 조사대상에서 제외되어 있다. 이에 본 연구에서는 2인 이상 도시가구를 대상으로 분석을 실시하였다. 또한 최근 통계청의 개편작업에 의해 구축된 가계동향조사의 신분류자료에서는 자료 조사월에 대한 정보를 제공하고 있기 때문에 본 연구에서는 이를 최대한 활용하였다. 제Ⅱ절의 기초자료 분석에서는 연간자료를 활용하여 공적이전소득과 사적이전소득의 변화 추이를 살펴보았지만, 제Ⅲ절과 제Ⅳ절의 분석에서는 월간자료를 최대한 활용하여 시계열 분석과 연도별 패널분석을 실시하였다.

## 2. 이전소득의 변화 추이

〈표 2〉는 1990~2010년 기간 중 우리나라 2인 이상 도시가구의 사적이전소득 및 공적이전소득, 그리고 시장소득의 평균을 보여주고 있다. 여기서 시장소득은 가구의 경상소득 중 근로소득, 사업소득, 재산소득의 합으로 정의하였다. 사적이전소득은 1990년 4,000원에서 2010년 15만 1,000원으로 연평균 6.9% 증가한 것으로 나타난다. 공적이전의 경우 공적이전소득1을 기준으로 보면 1990년 6,000원에서 2010년 13만 6,000원으로 연평균 17.0%, 공적이전소득2를 기준

2) 도시지역은 행정구역상 동 이상의 지역을, 도시 이외 지역은 읍·면지역을 의미한다.

〈표 2〉 연도별 공적이전 및 사적이전소득: 전체 가구 대상

(단위: 천 원, %)

연도	사적이전	공적이전					
		시장소득	공적연금 (A)	사회수혜금 (B)	공적이전1 (C=A+B)	현물이전 (D)	공적이전2 (E=C+D)
1990	40	4	2	6	1	7	840
1991	49	5	3	8	1	9	1,025
1992	56	6	3	9	1	10	1,191
1993	52	6	2	8	1	9	1,307
1994	59	7	3	10	1	11	1,489
1995	73	10	4	13	1	14	1,682
1996	83	11	5	16	2	18	1,866
1997	88	14	6	20	2	22	1,961
1998	91	13	5	18	1	19	1,726
1999	111	19	7	26	2	28	1,748
2000	113	26	10	36	3	39	1,906
2001	122	29	14	43	4	47	2,089
2002	121	32	13	45	4	49	2,256
2003	114	32	14	46	4	50	2,423
2004	139	34	17	51	5	56	2,541
2005	153	39	24	63	8	71	2,602
2006	155	46	26	72	8	81	2,721
2007	154	58	32	90	10	101	2,859
2008	154	72	34	106	10	116	3,052
2009	144	85	40	125	17	143	3,014
2010	151	95	41	136	25	161	3,186
연평균증가율	6.9	17.8	15.6	17.0	19.3	17.3	6.9

으로 보면 1990년 7,000원에서 2010년 16만 1,000원으로 연평균 17.3% 증가한 것으로 나타난다. 공적이전소득과 사적이전소득을 비교해 보면 1990년 초반에는 사적이전소득과 공적이전소득 간의 차이가 크게 났으나, 공적이전소득이 빠른 속도로 증가함에 따라 최근에는 사적이전소득과 공적이전소득 간의 차이가

거의 나지 않는 것을 확인할 수 있다. 이러한 추세와 공적연금 수급자가 늘어나고, 각종 사회보장 프로그램이 확대되는 추세를 고려할 때, 향후 가구소득에서 공적이전소득이 차지하는 비중이 사적이전소득이 차지하는 비중에 비해 증가할 가능성이 높은 것으로 보인다.

〈표 3〉은 1990~2010년 기간 중 사적이전소득 수혜가구의 사적이전소득 및 공적이전소득 추이다. 사적이전소득을 받고 있는 가구의 비중은 1990년 20.1%에서 1993년 16.6%로 감소한 후 2000년까지 지속적인 증가 추세를 보이고 있다. 이후 사적이전소득 수혜가구의 비중은 2000~2008년 기간 중 50% 내외 수준에서 안정적으로 유지되었으나, 2009년과 2010년에는 21.0%와 20.0%로 급격히 감소하였다. 사적이전가구 수혜가구의 사적이전소득은 1990년 16만 2,000원에서 2010년 78만 2,000원으로 연평균 8.2% 증가한 것으로 나타난다. 공적이전의 경우 공적이전소득1을 기준으로 보면 1990년 1만 1,000원에서 2010년 17만 6,000원으로 연평균 15.0%, 공적이전소득2를 기준으로 보면 1990년 1만 2,000원에서 2010년 20만 1,000원으로 연평균 17.3% 증가한 것으로 나타난다.

한편, 전체 가구를 대상으로 볼 때에는 최근 들어 사적이전소득과 공적이전소득 간의 격차가 거의 사라진 것으로 나타났지만, 사적이전소득 수혜가구만을 대상으로 놓고 보면 여전히 사적이전소득이 공적이전소득에 비해 많은 것으로 나타났다. 한편, 사적이전소득과 공적이전소득 모두 전체 가구에 비해 사적이전소득 수혜가구가 많았다. 이는 사적이전소득 수혜가구의 공적이전소득이 사적이전소득을 수혜하지 않는 가구의 공적이전소득보다 상대적으로 많음을 시사하는 결과이다.

〈표 2〉와 〈표 3〉에서는 전체 가구와 사적이전소득 수혜가구의 소득규모를 살펴보았다. 그런데 소득의 절대적인 규모는 가구 소득수준의 변화 등을 고려할 때 큰 의미가 없을 수도 있다. 이에 〈그림 1〉에서는 사적이전소득의 시장소득 대비 비중과 공적이전소득 대비 비중을 구하여 비교하였다. 앞서 살펴본 바와 같이 사적이전소득을 수혜하고 있는 가구의 비중은 1990년 20.1%에서 1993년 16.6%로 감소한 후 2000년까지 지속적인 증가 추세를 보이고 있다. 이후 사적이전소득 수혜가구의 비중은 2000~2008년 기간 중 50% 내외 수준에서 안정적으로 유지가 되었으나, 2009년과 2010년에는 21.0%와 20.0%로 급격하게 감소하였다. 가구 간 이전소득을 수혜하고 있는 가구의 사적이전소득 수준을 살펴보면, 시장소득 대비 사적이전소득의 비중은 1990~1993년 기간 중 26.0%에서 34.7%로 증가하지만, 이후 2008년까지는 하락 추세를 보였다. 2008년 기준

〈표 3〉 연도별 공적이전 및 사적이전소득: 사적이전 수혜가구

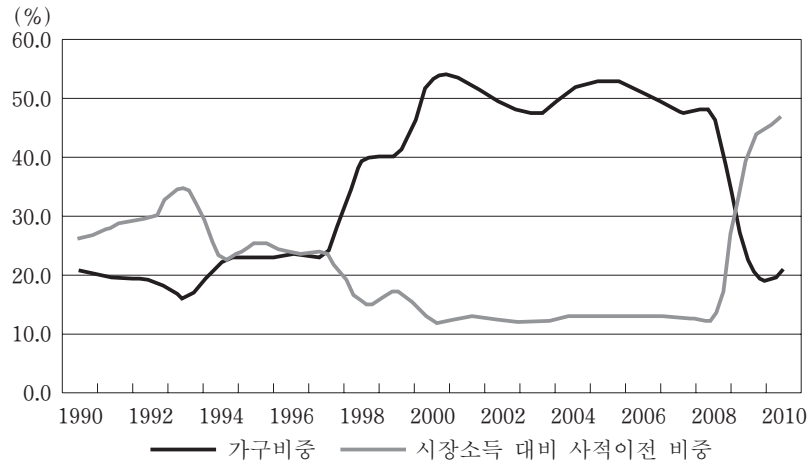
(단위: 천 원, %)

연도	가구비중	공적이전						시장소득
		사적이전	공적연금 (A)	사회수혜 금(B)	공적이전1 (C=A+B)	현물이전 (D)	공적이전2 (E=C+D)	
1990	20.1	162	7	3	11	1	12	622
1991	19.6	213	9	4	13	1	14	745
1992	19.0	261	10	2	12	0	13	867
1993	16.6	291	11	3	14	1	15	839
1994	22.4	249	14	3	17	1	18	1,074
1995	23.1	304	12	6	18	2	19	1,195
1996	23.6	324	20	5	25	1	27	1,382
1997	24.1	335	30	5	35	1	36	1,429
1998	38.9	215	15	5	21	2	22	1,428
1999	40.8	248	22	10	32	3	35	1,444
2000	53.2	206	29	13	42	4	46	1,695
2001	51.9	232	31	17	48	5	53	1,835
2002	49.0	241	32	15	47	5	51	1,969
2003	47.4	238	40	19	59	6	65	2,010
2004	51.3	271	40	23	63	7	71	2,109
2005	52.5	281	42	30	72	10	82	2,222
2006	50.5	297	52	33	85	11	96	2,317
2007	47.5	312	70	42	111	13	125	2,385
2008	47.0	317	86	45	131	14	144	2,461
2009	21.0	677	121	49	170	22	192	1,649
2010	20.0	782	127	49	176	25	201	1,661
연평균증가율	—	8.2	15.2	14.4	15.0	17.4	15.2	5.0

시장소득 대비 사적이전소득의 비중은 12.9%로 조사되었다. 그러나 2009년과 2010년 사적이전소득의 비중은 41.0%와 47.1%로 급증하였다.

〈그림 1〉을 보면 대체로 사적이전소득 수혜가구의 비중이 증가할 때에는 시장소득 대비 사적이전소득의 비중이 감소하고, 반대로 사적이전소득 수혜가구





〈그림 1〉 사적이전 수혜가구 비중 및 시장소득 대비 사적이전 비중

의 비중이 감소할 때에는 시장소득 대비 사적이전소득의 비중이 증가하는 것으로 나타나고 있다. 이러한 추세가 나타난다는 사실은 사적이전소득 수혜가구의 비중 변화가 주로 시장소득 대비 사적이전소득의 비중이 상대적으로 낮은 가구에 의해 이루어짐을 보여주는 결과이다. 즉, 사적이전소득 수혜가구의 비중이 높아질 때에는 새롭게 수혜가구로 편입된 가구의 경우 시장소득 대비 사적이전소득의 비중이 상대적으로 낮은 수준이며, 사적이전소득 수혜가구의 비중이 낮아질 때에는 시장소득 대비 사적이전소득의 비중이 상대적으로 낮은 가구가 수혜가구에서 탈락하는 것으로 볼 수 있다. 또한 이러한 결과는 시장소득 대비 사적이전소득의 비중이 상대적으로 높은 가구의 경우 거의 지속적으로 사적이전소득을 수혜하고 있을 가능성이 크다는 점을 보여주고 있다.

### Ⅲ. 시계열 분석

#### 1. 모형 및 추정절차

제Ⅲ절에서는 공적이전소득과 사적이전소득 간의 관계에 대해 거시적 관점에서 시계열 분석을 수행한다. 즉, 공적이전소득, 사적이전소득, 시장소득 사이의 동태적 과급효과를 분석함으로써 기간 간에 공적이전의 사적이전소득 구축

〈표 4〉 공적분 및 벡터오차수정모형 검정모형

구분	기간	사용변수		
		사적이전소득	공적이전소득	시장소득
모형 1	1990년 1월~ 2010년 12월	가구 간 이전	공적이전소득1 ((공적연금+기초노령연금)+사회수혜금)	근로소득 +
모형 2			공적연금	사업소득 +
모형 3			사회수혜금	재산소득

효과가 나타나는지 살펴보았다. 이를 위해 본 연구에서는 1990~2010년의 가계 동향조사 월간자료를 사용하여 2인 이상 근로자 가구의 공적이전소득, 사적이전소득, 시장소득 등에 대한 평균자료를 구축하였으며 이들 자료를 계절조정된 후 로그변환하여 사용하였다.<sup>3)</sup>

제Ⅲ절에서 사용한 분석방법은 시계열 변수 간 동태적 관계를 분석할 수 있는 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model: VECM)을 활용하였다. 벡터오차수정모형은 특정 변수에 발생한 충격(shock)이 모형 내 다른 변수들에게 장기적으로 어떠한 동태적 경로를 통해 영향을 미치는지 분석하는 벡터자기회귀모형(Vector Autoregression: VAR)의 변형형태로서 시계열자료의 차분없이 수준변수를 그대로 사용하여 추정할 수 있다. 만약 변수들 간에 공적분 관계가 존재함에도 불구하고 벡터자기회귀모형을 적용하게 되면 설정오류 문제가 발생하여 추정계수에 편의(bias)가 나타나게 된다. 반면 벡터오차수정모형의 경우에는 공적분 개념을 도입함으로써 단위근의 존재로 인한 가성회귀(spurious regression)와 과도차분 문제를 해소한다.

분석절차는 먼저 공적이전소득, 사적이전소득, 시장소득 등에 대한 단위근 검정을 실시한 후, 각각의 시계열에 단위근이 존재할 경우 〈표 4〉의 시나리오에 따라 이들 간의 공적분 관계 존재 여부를 검정한다. 만약 공적이전소득, 사적이전소득 및 시장소득 간에 공적분 관계가 성립한다면 이는 장기적인 균형관계가 성립함을 의미한다고 할 수 있다.

공적분 검정을 통해 분석대상 변수들 간의 장기적 균형관계가 존재함을 확인하게 되면, 벡터오차수정모형을 통해 이들 사이에 단기 동태적 행태가 안정적으로 이루어지는지를 분석한다. 즉, 전기에 시장소득 및 공적이전소득 증가가

3) 원시계열의 분산이 시간에 따라 다르게 나타나는 바 계절조정 및 로그변환을 통해 분산을 안정화시켰다.

발생할 경우 당기의 사적이전소득의 반응이 구축효과 움직임에 보이는지를 검증하는 것이다. 이후 추가적으로 충격반응 분석을 통해 시장소득 및 공적이전소득에 예상치 못한 충격이 가해질 때 사적이전소득이 시간의 흐름에 따라서 어떻게 반응하는가를 살펴보도록 한다.

## 2. 단위근 및 공적분 검정결과

### (1) 단위근 검정결과

단위근 검정의 대상이 되는 변수는 공적연금, 사회수혜금과 이 두 가지 항목에 기노초령연금을 더한 공적연금, 그리고 사적이전이다. 단위근 검정방법은 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정법과 Phillips-Perron(PP) 검정법을 이용하였다. <표 5>는 1990년 1월에서 2010년 12월까지 기간에 대한 각 이용변수의 단위근 검정결과를 나타낸 것이다. 첫째, Phillips-Perron(PP) 검정결과의 경우 모든 시계열변수들이 단위근을 가지는 것으로 분석되었다. 둘째, Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정결과에서는 사적이전, 공적연금, 사회수혜금, 공적이전은 모두 단위근이 있는 것으로 분석되었으나, 시장소득은 1% 유의수준에서 단위근의 존재가 기각되는 것으로 나타났다.

<표 5> 분석대상 변수에 대한 단위근 검정결과

	PP 검정값			ADF 검정값		
	검정값	임계치		검정값	임계치	
사적이전소득	-1.85	1%	-3.46	-1.87	1%	-3.46
		5%	-2.87		5%	-2.87
공적연금	-1.40	1%	-3.46	-1.25	1%	-3.46
		5%	-2.87		5%	-2.87
사회수혜금	-1.65	1%	-3.46	-0.74	1%	-3.46
		5%	-2.87		5%	-2.87
공적이전소득	-1.11	1%	-3.46	-0.90	1%	-3.46
		5%	-2.87		5%	-2.87
시장소득	-2.20	1%	-3.46	-4.34	1%	-3.46
		5%	-2.87		5%	-2.87

## (2) 공적분 검정결과

비정상적인 시계열들의 장기적 관계를 파악하기 위해 공적분(cointegration)이라는 개념을 이용한다. 공적분 관계의 존재는 변수들 사이에 공유되는 공통의 확률적 추세(common stochastic trend)가 있다는 사실을 의미한다. 즉, 두 개의 비정상적인 시계열 간에 장기적 관계가 존재하고 이 장기적 관계로부터 괴리(乖離)가 안정적인 경우 두 변수들은 공적분되어 있다고 할 수 있다.

공적분 관계 검정을 위해 Johansen 공적분 검정법을 이용하였다.<sup>4)</sup> 앞에서 설명한대로 공적분 검정절차는 <표 4>의 시나리오 구성대로 공적분 검정을 수행하는 것을 전제로 한다. <표 6>의 3변수에 대한 Johansen 공적분 검정결과를 보면 모형 1, 모형 2 및 모형 3에서 모두 5% 유의수준에서 공적분 1개를 가지고 있는 것으로 나타났다.<sup>5)</sup> 이러한 결과는 이들 변수 간에 장기적으로 안정적인

&lt;표 6&gt; 공적분 검정결과

	Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Prob. Value	
모형 1	None*	0.119	42.559	29.797	0.0010
	At most 1	0.036	11.163	15.495	0.2017
	At most 2	0.008	1.969	3.845	0.1605
모형 2	None*	0.119	44.042	29.797	0.0006
	At most 1	0.354	12.492	15.494	0.1348
	At most 2	0.014	3.564	3.841	0.0590
모형 3	None*	0.132	47.176	29.797	0.0002
	At most 1	0.039	11.988	15.495	0.1575
	At most 2	0.008	2.048	3.841	0.1524

주: \*는 5%에서 유의함을 의미함.

- 4) 공적분 검정에 있어서는 Engel and Granger 2단계 검정법 등이 있는데 일반적인 Monte Carlo 연구에 의하면 Engel and Granger 검정법보다는 Johansen 검정에 의한 추정결과가 신뢰성이 높은 것으로 밝혀졌다. 특히, Johansen 검정방법은 단순히 공적분을 검정하는 데 지나지 않고 공적분이 존재할 때 공적분 모수의 추정과 기타 모형이 설정에 관련한 여러 가지 가설 검정까지도 수행할 수 있다는 장점이 있다.
- 5) 본 논문에는 소개하지 않았지만, 3변수 모형에 대한 공적분 검정에 앞서 2변수 모형에 대한 공적분 검정을 수행하였다. 그 결과 사적이전과 시장소득, 공적이전변수들(공적연금, 사회수혜금, 공적이전)과 시장소득의 2변수 모형에서는 공적분 관계가 1개 이상 존재하는 것으로 나타났으나, 공적이전변수들과 사적이전변수의 2변수 모형에서는 공적분 관계가

관계가 성립한다는 사실을 의미한다. 즉, 일시적으로 장기적인 균형에서 이탈하는 불균형이 발생하더라도 오차수정항의 조정과정을 통해 다시 균형상태를 회복하게 된다는 것이다. 그러나 공적이전소득 변수들과 사적이전소득 사이에는 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타나 이들 사이에는 장기적인 안정관계가 성립하지 않는다고 하겠다.

### 3. 벡터오차수정모형 추정결과

〈표 7〉은 벡터오차수정모형 추정결과이다. 모형 1 추정결과에 따르면 전기(1개월 전)에 가구 시장소득이 1단위 증가할 경우 당월의 사적이전소득이 1% 유의수준에서 0.84만큼 감소하는 것으로 나타났다. 반면 전기(1개월 전, 2개월 전 및 3개월 전)에 공적이전(공적연금+기초노령연금+사회수혜금)이 증가할 경우에는 사적이전소득이 각각 0.004, 0.05, 0.049씩 미미하게 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 통계적 유의성이 발견되지 않았다.

모형 2의 추정결과에서도 1개월 전 가구의 시장소득이 증가하면 사적이전소득은 0.85만큼 통계적으로 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 한편, 공적연금의 1단위 증가시에는 1기(1개월) 전 공적연금이 증가할 때 사적이전소득이 0.016만큼 감소하는 것으로 나타났으나 통계적 유의성이 확보되지 못하였다.

모형 3의 추정결과를 살펴보면, 전기 가구의 시장소득 증가는 모형 1 및 모형 2 추정값과 유사한 크기로 사적이전소득의 감소를 초래하였지만, 사회수혜금의 경우 전기에 증가하더라도 사적이전소득이 변화가 없는 것(0)으로 나타났다. 그러나 이 역시 통계적 유의하지 않았다.

이상 세 가지 모형 분석결과를 종합해 보면 가구의 시장소득 증가가 사적이전소득의 감소를 초래하는 사실을 확인할 수 있었다. 그러나 공적이전소득의 증가가 사적이전소득에 미치는 영향은 명확하게 확인할 수 없었다.

### 4. 충격반응 분석결과

충격반응함수는 관련변수의 표준편차 1단위의 초기충격에 대한 내생변수의 반응을 나타낸다. 충격반응 분석은 특정 변수에 1표준편차만큼의 충격이 가해졌을 때 모형 내 다른 변수에 미치는 영향을 동태적으로 추적하는 것이다. 백

존재하지 않는 것으로 나타났다.

〈표 7〉 벡터오차수정모형 추정결과

	모형 1			모형 2			모형 3		
	공적이전	시장소득	사적이전	공적이전	시장소득	사적이전	공적이전	시장소득	사적이전
공적이전 (t-1)	-0.445 [-6.732]	0.024 [1.222]	0.004 [0.085]	-0.423 [-6.350]	0.011 [0.582]	-0.016 [-0.326]	-0.621 [-9.549]	0.015 [1.283]	0.000 [0.014]
시장소득 (t-1)	0.320 [1.408]	-0.856 [-12.860]	-0.840 [-4.803]	0.523 [2.179]	-0.841 [-12.704]	-0.845 [-4.890]	-0.021 [-0.057]	-0.900 [-13.676]	-0.849 [-4.851]
사적이전 (t-1)	0.075 [0.842]	0.006 [0.238]	-0.488 [-7.068]	-0.078 [-0.811]	0.010 [0.380]	-0.480 [-6.900]	0.379 [2.622]	0.020 [0.773]	-0.475 [-6.882]
공적이전 (t-2)	-0.261 [-3.742]	0.034 [1.684]	0.054 [1.011]	-0.270 [-3.921]	0.014 [0.750]	0.061 [1.237]	-0.318 [-4.351]	0.028 [2.146]	0.003 [0.088]
시장소득 (t-2)	0.498 [1.777]	-0.443 [-5.385]	-0.414 [-1.914]	0.527 [1.773]	-0.438 [-5.342]	-0.387 [-1.808]	0.342 [0.747]	-0.478 [-5.816]	-0.473 [-2.166]
사적이전 (t-2)	-0.013 [-0.132]	-0.008 [-0.270]	-0.232 [-3.065]	-0.022 [-0.212]	0.000 [-0.004]	-0.233 [-3.096]	0.153 [0.956]	-0.004 [-0.147]	-0.217 [-2.837]
공적이전 (t-3)	-0.017 [-0.262]	0.008 [0.410]	0.049 [0.979]	-0.036 [-0.559]	-0.016 [-0.876]	0.028 [0.597]	-0.185 [-2.962]	0.021 [1.845]	0.032 [1.089]
시장소득 (t-3)	0.167 [0.753]	-0.097 [-1.495]	-0.043 [-0.250]	-0.042 [-0.176]	-0.113 [-1.741]	-0.055 [-0.322]	0.278 [0.777]	-0.091 [-1.409]	-0.078 [-0.453]
사적이전 (t-3)	0.078 [0.903]	-0.017 [-0.660]	-0.083 [-1.238]	0.083 [0.900]	-0.008 [-0.317]	-0.073 [-1.091]	0.157 [1.114]	-0.020 [-0.792]	-0.065 [-0.960]
상수항	-0.469 [-0.823]	0.971 [5.805]	0.718 [1.636]	-0.659 [-0.970]	1.088 [5.803]	0.810 [1.656]	-0.772 [-0.979]	0.873 [6.168]	0.721 [1.917]
오차수정 (t-1)	-0.013 [-0.853]	0.026 [5.741]	0.019 [1.606]	-0.020 [-0.996]	0.031 [5.741]	0.023 [1.629]	-0.021 [-1.006]	0.022 [6.090]	0.018 [1.879]

주: 1) 모든 변수는 차분변수가 사용되었음.

2) 적정시차는 AIC(Akaike information criterion)와 SC(Schwarz criterion) 값을 참고로 하여 정함.

3) 괄호 안의 숫자는 *t*-statistics임.

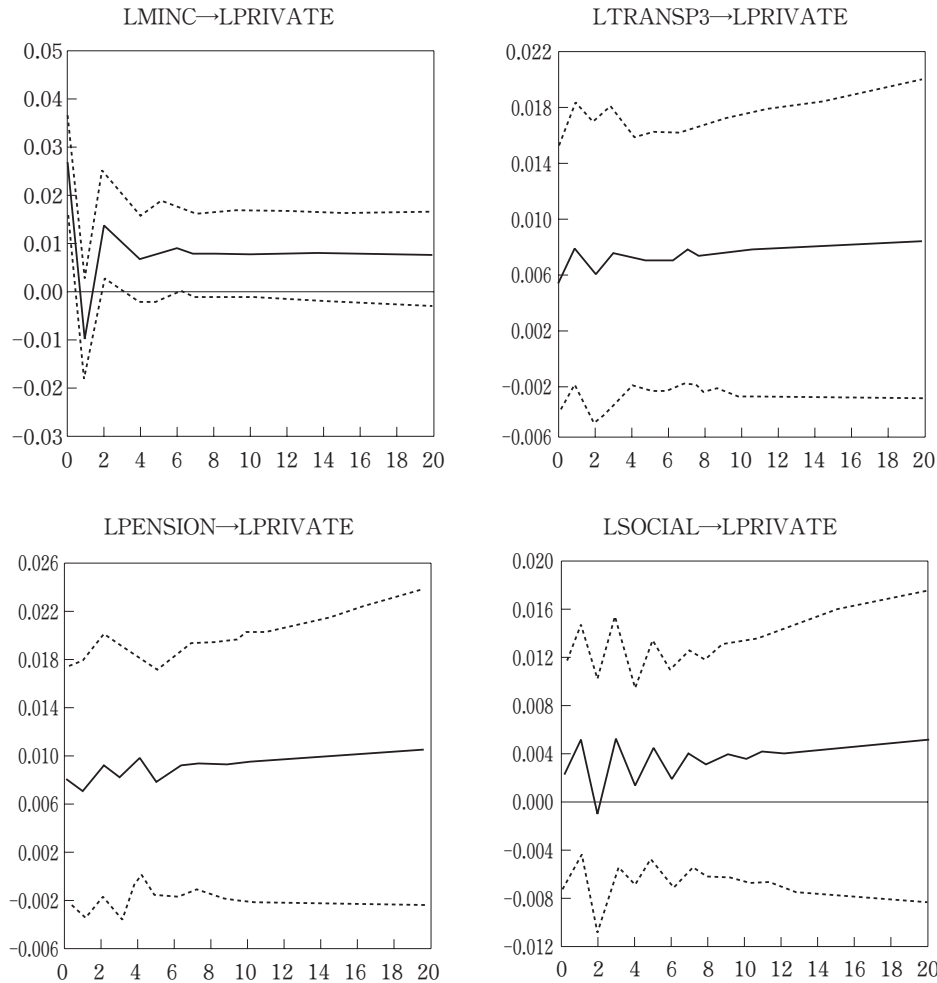
터오차수정모형 추정을 통한 충격반응 분석은 일반적으로 사용되는 벡터자기회귀모형 분석과 매우 다르다. 변수의 안정성을 가정하는 벡터자기회귀모형에서는 모든 교란항들이 일시적인 효과만 가지게 되어 교란의 단기적인 효과만을

볼 수 있는 반면에, 벡터오차수정모형 분석에서는 단위근과 공적분 관계를 직접적으로 수용함으로써 충격으로 인한 경제변수들의 단기적인 움직임과 장기균형으로 가는 조정과정 모두를 추적할 수 있게 된다(박준용 외, 2004).

본 연구의 벡터오차수정모형 추정을 통한 충격반응 분석에서는 Pesaran and Shin(1998)의 일반화충격반응함수 방법을 이용하였다. 이전까지는 한 변수가 다른 변수에 미치는 동태적 효과를 살펴보기 위해 전형적으로 출레스키분해(Cholesky Decomposition)에 의한 직교화충격반응함수(orthogonalized impulse response analysis) 방법을 사용하였다. 하지만 내생변수들 상호 간에 외생성의 정도를 미리 제약하여 순서(order)를 정하는 출레스키 분해방법이 경제이론에 기초하지 못할 뿐 아니라, 여러 가지의 서로 다른 변수배열(ordering)에 따라 충격반응함수의 형태와 그에 따른 경제적 해석이 달라지기 때문에 그간 많은 비판을 받아왔다. 이러한 문제의식 속에서 내생변수로 들어가는 변수들의 충격, 즉 이노베이션의 순서(odering)에 의존하지 않는 일반화된 충격반응함수 분석방법이 Koop *et al.*(1996)과 Pesaran and Shin(1998)에 의해 소개된 후 최근에 동태적인 충격반응 분석에서 많이 이용되고 있다(김태역 외, 2007). 그러나 일반화 충격반응 분석이 가능한 Eviews(7 version) 프로그램은 충격반응함수의 신뢰구간이 결여되어 있다. 따라서 본 연구에서는 이를 보완하기 위해 직교화충격반응 분석을 추가로 수행하였으며, Hall bootstrap percentile 신뢰구간 추정방법을 이용하여 1,000번 반복한 95% 신뢰구간을 구하였다. 실제 분석결과에서는 일반화충격반응함수 방법을 사용한 결과와 직교화충격반응함수를 사용한 결과가 거의 동일하였다.

〈그림 2〉는 벡터오차수정모형을 이용한 충격반응함수 분석결과 중 공적이전소득 및 시장소득 충격이 발생할 경우 사적이전소득이 어떻게 반응하는지에 대한 시간적 추이를 보여주고 있다.<sup>6)</sup> 한편, 〈그림 2〉에서는 충격반응함수 분석결과와 함께 신뢰구간을 함께 보여주기 위해 직교화 충격반응 분석결과로 제시하였다. 앞서 밝힌 바와 같이 본 논문에서 제시하지 않은 일반화 충격반응 분석결과 역시 직교화 충격반응 분석결과와 거의 동일하였다.

6) 〈그림 2〉의 결과는 직교화충격반응함수 방법을 이용한 결과이다. 이는 일반화충격반응함수를 이용해 분석한 결과와 거의 유사한데다 신뢰구간을 구할 수 있는 장점이 있기 때문에 지면관계상 본 연구에서는 직교화 충격반응 분석결과만을 제시하였다. 직교화충격반응함수 추정에 있어서는 그랜저 인과관계 분석을 통해 변수의 배열순서를 정하였다. 추정된 오차항들은 서로 독립적이지 않고 한 변수에 충격으로 인해 다른 변수들이 변하고 이것이 다시 처음 충격이 시작된 변수에 다시 영향을 미치게 된다. 따라서 충격들 사이에 독립이 되는 형태로 오차항을 변경시켜야 하는데 이를 공분산행렬의 직교화라고 한다.



주: 좌측상단은 시장소득(모형 1), 우측상단은 공적연금+사회수혜금(모형 1), 좌측하단은 공적연금(모형 2), 우측하단은 사회수혜금(모형 3)에 충격이 주어졌을 경우 사적이전 소득의 반응을 의미함.

〈그림 2〉 충격반응함수

〈그림 2〉를 살펴보면 시장소득에 1표준편차의 증가 충격이 가해질 경우 이후 사적이전소득은 대략 1개월 동안 통계적으로 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 공적이전소득 증가시에는 모든 경우에서 사적이전소득이 미미하게 항구적으로 증가되는 것으로 나타났지만 통계적 신뢰성이 확보되지 못하였다.



## IV. 미시패널 분석

### 1. 추정방법 및 모형

제IV절에서는 공적이전소득이 사적이전소득에 미치는 영향에 대한 미시적인 분석을 실시하였다. 본 연구에 사용된 기본적인 모형은 다음과 같다. 가구가 수혜하고 있는 사적이전소득은 해당가구의 경제적 상황, 공적이전소득, 그리고 가구주 및 가구특성변수에 의해 영향을 받는다. 본 연구에서는 해당가구의 경제적 상황을 나타내 주는 변수로 시장소득과 음식료품 소비액을 사용하였으며, 가구주 및 가구특성변수로 가구주 연령, 가구주 연령자승, 가구주 성별, 가구주 교육연수, 가구원수, 15세 미만 가구원수, 65세 이상 가구원수를, 그리고 공적이전소득으로는 모형에 따라 공적연금, 사회수혜금, 공적이전소득1, 공적이전소득2를 사용하였다.<sup>7)</sup> 본 연구에서는 사용변수 중 화폐단위로 표시되는 사적이전소득, 공적이전소득, 시장소득, 음식료품소비액 등은 대수변환하여 사용하였다.

추정에 사용된 자료는 가계동향조사의 월간자료이며 1990~2010년에 대해 각 연도별로 월별 가구패널자료를 구축한 후 확률효과 패널토빗(random effect panel tobit) 분석방법을 사용하였다.<sup>8)</sup>

### 2. 추정결과

본 절에서는 패널토빗모형 추정결과를 간단하게 소개하기로 한다. 그런데 추정결과가 너무 많아 본 논문에서 모두 소개하는 데에는 한계가 있어 부록의 <부표 5>~<부표 8>에 공적연금, 사회수혜금, 사회적 현물이전을 모두 합한 공적이전소득2를 이용한 추정결과를 소개하고, 본문에서는 <표 8>과 <그림 3>을 통해 각 추정결과를 통해 추정된 사적이전소득의 공적이전소득 탄력성만을 보고 하였다.<sup>9)</sup>

7) 본 연구에서는 사적이전소득을 받는 수혜가구 입장에서 공적이전소득이 사적이전소득에 미치는 영향을 분석하고 있다. 그러나 공적이전소득이 사적이전소득에 미치는 영향은 타 가구에게 소득을 공여하는 가구의 입장에서도 분석할 수 있다. 이와 관련된 논의는 성명재·박기백(2009)을 참고할 수 있다.

8) 확률효과 패널토빗분석모형에 대한 내용은 Cameron and Trivedi(2005), Wooldridge(2002) 등에 자세히 소개되어 있다.

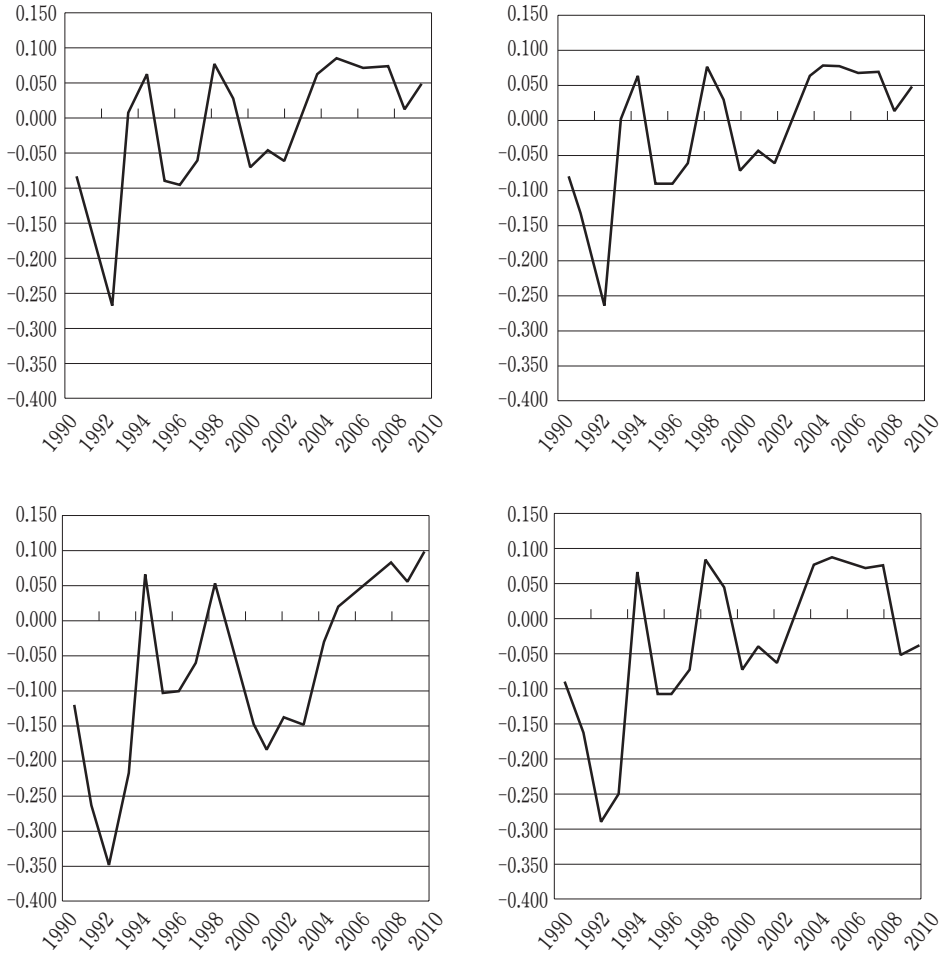
〈표 8〉 공적이전소득변수 계수 추정결과

	공적이전소득1 (C=A+B)	공적이전소득2 (D=C+현물이전)	공적연금 (A)	사회수혜금 (B)
1990	-0.084**	-0.083**	-0.121***	-0.090**
1991	-0.156***	-0.153***	-0.266***	-0.160***
1992	-0.261***	-0.257***	-0.344***	-0.286***
1993	0.001	-0.002	-0.228***	-0.251***
1994	0.058**	0.058*	0.065*	0.065*
1995	-0.090***	-0.089***	-0.102***	-0.103***
1996	-0.092***	-0.091***	-0.101***	-0.106***
1997	-0.060**	-0.059**	-0.063**	-0.067**
1998	0.071***	0.070***	0.048	0.080***
1999	0.032*	0.032**	-0.054**	0.043**
2000	-0.070***	-0.068***	-0.130***	-0.070***
2001	-0.050***	-0.047***	-0.181***	-0.043***
2002	-0.061***	-0.058***	-0.140***	-0.059***
2003	-0.007	-0.004	-0.150***	0.006
2004	0.063***	0.063***	-0.042***	0.075***
2005	0.081***	0.080***	0.020	0.089***
2006	0.078***	0.077***	0.041***	0.082***
2007	0.069***	0.068***	0.059***	0.071***
2008	0.073***	0.072***	0.080***	0.077***
2009	0.015	0.012	0.052***	-0.050***
2010	0.046***	0.048***	0.092***	-0.039***

주: \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.

우선 〈부표 5〉~〈부표 8〉에 소개되어 있는 가구주 및 가구특성변수와 가구의

9) 본 연구에서는 1990년부터 2010년까지 21년의 기간에 대해 각 연도별로 공적이전소득에 대한 정의에 따라 4개의 모형(공적연금, 사회수혜금, 공적이전소득1(공적연금+사회수혜금), 공적이전소득2(공적연금+사회수혜금+사회적 현물이전))를 추정하였다. 이에 따른 모든 총추정결과는 84개에 달한다. 본 논문에 소개하지 못한 공적연금모형, 사회수혜금모형, 공적이전소득1 모형에서 추정된 가구주 및 가구특성변수, 가구의 경제적 상황 관련변수의 추정결과는 공적이전소득2 모형에서의 추정결과와 아주 유사하였다.



주: 좌측상단은 공적연금+사회수혜금, 우측상단은 공적연금+사회수혜금+사회적이전지출, 좌측 하단은 공적연금, 좌측 하단은 사회수혜금이 공적이전소득변수로 사용되었음.

<그림 3> 사적이전소득의 공적이전소득 탄력성 추이(1990~2010년)

경제적 상황 관련변수 추정결과를 소개하면 다음과 같다. 가구주 연령변수는 유의한 음의 부호를 가지며, 가구주 연령자승변수는 유의한 양의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 이는 일정 연령까지는 가구주 연령이 증가함에 따라 사적이전소득이 감소하지만, 일정 연령을 넘어설 경우 가구주 연령이 증가함에 따라 사적이전소득이 증가함을 의미한다. 이러한 결과는 부록에 제시한 가구주 연령별 사적이전 통계에서 보여주는 결과와 일치한다. <부표 1>과 <부표 3>에 따르면 사적이전소득 수혜자의 비중과 시장소득 대비 사적이전소득의 비중은 가구

주 연령이 30세 이전인 경우와 가구주 연령이 60세 이상인 경우에 상대적으로 높게 나타난다.

가구주 성별은 유의한 음의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 이는 가구주 성별이 남성인 경우 상대적으로 사적이전소득이 작음을 의미한다. 가구주의 교육연수는 연도별로 다소 상이한 결과가 나타났다. 1990~1993, 1995, 1997, 2001, 2009~2010년 등에는 유의한 양의 부호를 갖는 것으로 나타났으나 1994, 1996, 1998, 1999, 2000, 2002~2003년 등에는 5% 수준에서 유의하지 않았다. 그리고 2004~2008년 기간에는 유의한 음의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 이상의 결과를 살펴보면 대체적으로 연금수급자의 비중이 20% 내외 수준에 머물러 있는 시점에는 대체로 유의한 양의 부호를 보이다가, 연금수급자의 비중이 50% 내외 수준을 유지하는 시점에서는 대체로 유의하지 않거나 유의한 음의 부호가 나타났다.

가구원수와 관련된 변수를 살펴보면 가구원수는 일관되게 유의한 음의 부호를 가지며, 65세 이상 가구원수는 일관되게 유의한 양의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 그리고 15세 미만 가구원수 역시 1990년과 1991년을 제외할 경우 유의한 양의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 이를 통해 알 수 있는 것은 15세 미만 가구원과 65세 이상 가구원 등 사회적인 보호가 필요한 연령대의 가구원이 많을수록 사적이전소득이 증가한다는 사실을 확인할 수 있었다.

가구의 경제적 상황과 관련된 변수 중 가구의 시장소득은 모든 경우에 유의한 음의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 이는 근로소득, 사업소득, 재산소득이 많아질수록 사적이전소득이 줄어든다는 것을 의미한다. 한편, 연도별로 볼 때 가구의 시장소득변수의 계수값의 절대값이 작아지는 추세를 보이고 있다. 이는 시장소득이 증가함에 따라 사적이전소득이 감소하지만, 줄어드는 정도는 추세적으로 작아지는 것으로 나타났다. 가구의 식음료품 지출은 모든 연도에 유의한 음의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 이는 다른 모든 조건이 동일할 경우 식음료품 지출이 많아질수록, 즉 엔겔계수가 높아질수록 사적이전소득이 많아짐을 의미한다.

<표 8>과 <그림 3>은 연도별 공적이전소득변수 정의별로 공적이전소득변수의 계수값을 추정한 결과이다.<sup>10)</sup> 추정결과에 따르면 사적이전소득의 공적이전소득 탄력성은 1990년대 중반까지는 음의 값을 갖는 것으로 나타나지만, 이후 점차적으로 통계적으로 유의하지 않거나 작으나마 양의 값을 갖는 것으로 나타나고

10) 종속변수와 설명변수가 모두 대수변환한 변수이기 때문에 계수값은 탄력성을 의미한다.

있다. 이는 공적이전소득의 사적이전소득 구축효과가 추세적으로 볼 때 점차적으로 사라지고 있음을 보여주는 결과이다.

## V. 요약 및 시사점

본 연구는 통계청에서 발표하는 가계동향조사 1990년 1월부터 2010년 12월까지의 자료에 대한 기초자료 분석, 벡터오차수정모형을 이용한 시계열 분석, 패널토빗 분석을 이용한 미시자료 분석 등을 통해 공적이전소득과 사적이전소득 간의 관계를 분석하였다. 본 연구에서는 공적이전소득변수로는 공적연금, 사회수혜금, 공적이전소득1(공적연금+사회수혜금), 공적이전소득2(공적연금+사회수혜금+사회적 현물이전) 등을 사용하였고, 사적이전소득변수로는 가구 간 소득을 사용하였다. 본 연구의 주요 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 사적이전소득은 1990년 4,000원에서 2010년 15만 1,000원으로 연평균 6.9% 증가한 것으로 나타났다. 공적이전의 경우 공적이전소득1을 기준으로 보면 1990년 6,000원에서 2010년 13만 6,000원으로 연평균 17.0%, 공적이전소득2를 기준으로 보면 1990년 7,000원에서 2010년 16만 1,000원으로 연평균 17.3% 증가하였다. 공적이전소득과 사적이전소득을 비교해 보면 1990년 초반에는 사적이전소득과 공적이전소득 간의 차이가 크게 났으나, 공적이전소득이 빠른 속도로 증가함에 따라 최근에는 사적이전소득과 공적이전소득 간의 차이가 거의 사라진 것을 확인할 수 있었다.

둘째, 사적이전소득을 받고 있는 가구의 비중은 1990년 20.1%에서 1993년 16.6%로 감소한 후 2000년까지 지속적으로 증가하였으며, 이후 2000~2008년 기간 중 50% 내외 수준에서 안정적으로 유지가 되었으나, 2009년과 2010년에는 21.0%와 20.0%로 급격한 감소하였다. 사적이전가구 수혜가구의 사적이전소득은 1990년 16만 2,000원에서 2010년 78만 2,000원으로 연평균 8.2% 증가한 것으로 나타난다. 공적이전의 경우 공적이전소득1을 기준으로 보면 1990년 1만 1,000원에서 2010년 17만 6,000원으로 연평균 15.0%, 공적이전소득2를 기준으로 보면 1990년 1만 2,000원에서 2010년 20만 1,000원으로 연평균 17.3% 증가한 것으로 나타난다. 한편, 전체 가구를 대상으로 볼 때에는 최근 들어 사적이전소득과 공적이전소득 간의 격차가 거의 사라진 것으로 나타났지만, 사적이전소득 수혜가구만을 대상으로 놓고 보면 여전히 사적이전소득이 공적이전소득에

비해 많은 것으로 나타났다.

셋째, 사적이전소득의 시장소득 대비 비중과 공적이전소득 대비 비중을 구하여 비교한 결과 대체로 사적이전소득 수혜가구의 비중이 증가할 때에는 시장소득 대비 사적이전소득의 비중이 감소하고, 반대로 사적이전소득 수혜가구의 비중이 감소할 때에는 시장소득 대비 사적이전소득의 비중이 증가하는 것으로 나타났다.

넷째, 벡터오차수정모형의 충격반응함수를 이용한 시계열 분석결과 시장소득에 1표준편차의 증가 충격이 가해질 경우 이후 사적이전소득은 대략 1개월 동안 통계적으로 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 공적이전소득 증가 시에는 사적이전소득이 미미하게 항구적으로 증가되는 것으로 나타났지만 통계적 신뢰성이 확보되지 못하였다.

다섯째, 패널토빗 분석을 통한 미시분석 결과 가구의 시장소득이 증가함에 따라 사적이전소득이 감소하지만, 줄어드는 정도는 추세적으로 작아지는 것으로 나타났다. 또한 사적이전소득의 공적이전소득 탄력성은 1990년대 중반까지는 음의 값을 갖는 것으로 나타나지만, 이후 점차적으로 통계적으로 유의하지 않거나 작으나마 양의 값을 갖는 것으로 나타나고 있다. 이는 공적이전소득의 사적이전소득 구축효과가 추세적으로 볼 때 점차적으로 사라지고 있음을 보여주는 결과이다.

이상의 분석결과를 통해 본 연구에서는 다음과 같은 시사점을 얻을 수 있었다. 첫째, 우리나라의 가구의 사적이전소득 동기가 이타적 동기에서 이기적 혹은 교환주의적 동기로 변하고 있는 것으로 보인다. 기존연구에서는 사적이전이 이타적 동기에 의해 이루어진다면 공적이전과 사적이전 간의 구축효과가 나타날 것이며, 만일 이타적 동기가 아닌 이기적 동기 혹은 교환주의적 동기에 의해 사적이전에 이루어진다면 구축효과가 발생하지 않을 것이라고 주장하고 있다. 그런데 본 연구의 분석결과는 일관되게 구축효과가 점차 감소하고 있는 추세를 보여주고 있다. 우선 미시분석 결과에서는 1990년대까지는 공적이전소득이 사적이전소득을 감소시키는 구축효과가 존재하였지만, 2000년대에 들어서면서 그 효과가 점차 줄어들거나 사라지고 있는 것으로 나타났다. 한편, 이러한 결과는 아직 우리나라의 공적이전지출 정도가 다른 OECD 국가 등 선진국에 비해 높지 않은 편이기 때문에 향후 고령화의 진전, 공적연금제도의 성숙 등으로 인해 사회복지·복지 지출이 확대될 경우 다른 결과를 초래할 여지가 있다.

그 밖에 시장소득의 증가가 사적이전소득에 미치는 효과를 분석한 결과 계수

값이 음의 값을 갖지만 그 절대값이 점점 작아지는 것으로 나타났다. 이는 시장소득이 증가할 때 사전이전소득이 감소하는 정도가 점점 작아진다는 것으로 사적이전 과정에서 이타적인 동기가 점차 약화되는 것으로 해석할 수 있다. 왜냐하면 이타적인 동기가 작동한다면 시장소득이 증가할 경우 사적이전소득이 크게 감소할 것이기 때문이다. 시계열 분석에서 공적이전소득이 사적소득에 미치는 효과가 통계적으로 유의하지 않게 나타난 것은 1990~2010년 기간 중 구축효과가 존재하지 않음을 의미하는데, 이는 구축효과가 존재하는 1990년대 자료와 구축효과가 약화되거나 사라진 2000년대의 자료가 함께 사용되었기 때문에 나타난 결과로 해석할 수 있다. 기초자료 분석에서 사적이전 수혜가구가 증가할 때 시장소득 대비 사적이전소득의 비중이 감소하고 사적이전 수혜가구가 감소할 때 시장소득 대비 사적이전소득의 비중이 증가하는 것 역시 구축효과가 작아지거나 사라지고 있는 증거로 이해할 수 있다. 이러한 결과는 새롭게 사적이전소득을 받는 가구의 경우 실제 시장소득 대비 이전소득의 비중이 낮다는 것을 의미하는데, 이는 소득에 크게 영향을 미치지 않을 정도의 사적이전이 늘어나고 있음을 보여주는 것이다. 즉, 소득이 필요한 가구에게 이타적인 동기로 이루어지는 사적이전과는 다른 형태의 사적이전소득이 증가하고 있는 것으로 이해할 수 있다.

둘째, 이상의 결과에서와 같이 공적이전과 사적이전 간의 구축효과가 감소하거나 유의하지 않게 된다는 것은 2000년 이후 지속적으로 확대되고 있는 공적이전정책의 효과를 기대할 수 있음을 의미한다. 단 이러한 평가는 공적이전지출이 실제 소득이 필요한 곳에 정확히 이루어진다는 것을 전제로 한다.

셋째, 본 연구의 분석결과는 향후 공적이전의 재원을 조세로 확보하고자 할 때 가구의 부담이 증가할 수 있음을 보여준다. 공적이전과 사적이전 간의 구축효과가 존재할 경우 공적이전의 재원확보를 위해 조세부담을 증가시키더라도, 가구가 사적인 이전을 감소시키기 때문에 실제 가구의 부담증가가 크지 않을 수 있다. 그러나 공적이전과 사적이전 간의 구축효과가 존재하지 않을 경우 공적이전의 재원확보를 위한 조세부담의 증가는 100% 가구부담으로 이어지게 된다. 따라서 향후 공적이전제도를 도입하거나 확대할 때에는 가구부담의 급격한 증가를 막을 수 있는 다양한 재원확보 방안에 대한 검토가 이루어질 필요가 있다.

본 연구는 기초자료 분석, 시계열 분석, 미시패널자료 분석 등 다양한 분석방법을 통해 비교적 장기간에 걸쳐 우리나라의 공적이전과 사적이전 간의 관계를

분석하였다. 그러나 본 연구는 여전히 몇 가지 점에서 한계를 갖고 있다. 우선 사적이전소득을 수혜 받는 가구의 특성에 따라 사적이전소득을 공급하는 가구의 이전동기에 차이가 날 수 있으며, 이에 따라 구축효과 역시 상이하게 나타날 수 있다. 실제 부록의 〈부표 1〉~〈부표 4〉를 보면, 가구주의 연령별로, 모자 가구, 노인가구, 일반가구 등 가구특성별로, 그리고 소득분위별로 수급가구 비중의 변화 추이와 시장소득 대비 이전소득 비중의 변화 추이가 상이하게 나타난다. 그러나 본 연구에서는 가구 특성을 충분히 세분화하여 분석하고 있지 않다. 따라서 이에 대한 고찰은 향후 추가적인 연구를 통해 이루어질 필요가 있다.

둘째, 본 연구에서는 공적이전과 사적이전 간의 관계에 대해 추세를 중심으로 논의하였다. 그러나 공적이전과 사적이전 간의 관계를 살펴보면 연도별로 특이한 추세가 나타나는 경우가 많이 발견되고 있다. 대표적으로 2009년과 2010년의 경우 사적이전소득 수혜가구의 비중도 크게 감소하고, 사적이전소득의 공적이전소득 탄력성도 감소하는 것으로 나타난다. 이러한 일이 발생하는 원인에 대해 논의하기 위해서는 공적이전소득과 사적이전소득 간의 관계에 영향을 미치는 사회·경제적 요인에 대한 추가적인 연구가 이루어질 필요가 있다.



## 부 록

〈부표 1〉 연령별 가구특성별 사적이전 수혜자 비중

(단위: %)

	가구주 연령					가구 특성		
	~29	30~39	40~49	50~59	60~	노인가구	모자가구	일반가구
1990	31.9	15.4	14.3	22.1	58.3	71.4	65.6	19.2
1991	29.9	15.0	14.2	22.3	55.9	74.4	55.5	18.6
1992	30.7	14.6	13.5	19.4	54.5	79.3	54.8	17.9
1993	28.1	11.8	10.3	16.2	52.0	73.7	43.6	15.2
1994	33.4	15.8	15.4	24.3	60.3	78.5	47.9	20.5
1995	33.0	15.9	16.6	25.6	60.4	81.5	52.0	21.0
1996	34.1	18.0	15.1	25.5	57.7	77.8	53.1	21.7
1997	35.9	18.9	15.5	23.4	55.1	77.0	55.0	22.1
1998	50.5	38.2	30.9	30.9	64.9	81.3	74.8	37.0
1999	53.5	40.5	32.0	33.4	65.6	84.3	75.4	38.6
2000	61.8	53.8	45.8	47.9	72.0	88.3	82.3	51.2
2001	61.7	52.0	46.5	44.3	70.9	85.9	82.9	49.8
2002	60.0	47.0	45.2	41.7	65.8	86.1	77.6	46.8
2003	61.2	44.7	41.8	41.9	70.8	81.1	78.1	44.9
2004	62.6	52.1	45.4	43.6	69.7	86.3	82.3	48.5
2005	69.7	54.4	46.4	43.4	71.0	88.1	82.3	49.7
2006	62.7	53.4	43.4	41.1	70.5	87.1	76.6	47.6
2007	60.3	50.5	41.0	35.6	68.6	85.0	75.6	44.2
2008	60.9	49.1	40.6	36.6	66.3	83.0	79.2	43.5
2009	30.5	17.3	15.2	14.9	42.2	58.7	69.4	16.4
2010	27.0	17.3	15.6	13.8	36.4	55.1	69.2	15.3

〈부표 2〉 소득분위별 사적이전 수혜자 비중

(단위: %)

	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	6분위	7분위	8분위	9분위	10분위
1990	37.4	22.3	20.6	19.9	20.1	17.1	15.5	14.3	17.0	16.9
1991	40.4	18.2	18.1	19.8	16.9	17.4	15.4	16.2	15.3	18.9
1992	39.6	18.8	16.1	15.8	17.8	16.0	14.8	16.6	17.2	17.3
1993	39.9	21.5	15.0	14.7	12.1	12.7	13.5	12.9	12.2	11.3
1994	50.0	28.1	22.7	20.4	16.2	18.9	17.1	15.7	17.3	17.5
1995	50.3	29.3	23.7	19.2	18.9	18.5	17.6	19.7	16.0	17.5
1996	48.3	30.9	23.8	22.3	18.8	18.8	15.8	19.9	19.9	17.8
1997	51.5	31.2	24.3	20.2	19.9	17.7	18.9	18.1	18.0	21.2
1998	57.4	46.9	43.3	38.3	34.7	35.9	34.7	34.1	33.8	29.9
1999	56.5	49.4	41.1	37.8	41.7	36.2	37.9	37.4	35.3	34.9
2000	67.9	57.3	57.7	54.7	49.9	50.5	52.2	44.1	52.0	46.1
2001	68.9	58.0	57.2	48.0	51.3	49.8	47.4	49.6	47.1	42.2
2002	69.9	54.1	50.3	47.9	47.4	42.8	45.6	45.1	44.0	42.6
2003	65.9	59.1	55.2	49.8	42.0	44.8	43.6	41.4	38.2	34.1
2004	70.6	60.5	57.1	53.7	51.3	48.1	43.9	42.9	44.8	39.7
2005	68.9	64.9	58.0	53.4	53.3	48.1	47.4	45.2	45.4	40.6
2006	63.1	62.2	57.8	50.9	48.6	51.6	45.9	46.5	41.9	36.2
2007	63.4	53.7	55.4	51.7	46.1	47.8	42.2	43.8	35.9	34.5
2008	64.3	56.4	51.1	50.7	46.7	43.8	43.6	40.2	41.1	32.1
2009	43.3	30.3	26.9	21.8	19.5	16.5	15.4	13.7	11.6	10.8
2010	42.2	32.1	23.5	21.4	17.1	15.2	15.9	11.2	10.3	11.2

〈부표 3〉 연령별 가구특성별 시장소득 대비 사적이전의 비중: 수혜자 기준

(단위: %)

	가구주 연령					가구 특성		
	~29	30~39	40~49	50~59	60~	노인가구	모자가구	일반가구
1990	49.0	31.9	42.0	26.8	67.7	293.3	149.0	35.4
1991	47.6	29.6	48.3	29.4	80.6	253.3	83.1	36.5
1992	46.2	33.7	44.6	28.2	74.7	381.9	74.2	37.3
1993	49.1	39.5	47.5	29.3	84.5	193.2	58.5	41.5
1994	36.8	26.5	28.5	19.0	61.9	169.7	67.3	26.8
1995	33.9	29.9	38.2	20.3	58.8	149.5	63.2	29.5
1996	39.9	28.6	38.6	18.2	43.6	133.7	81.8	28.4
1997	40.8	26.5	36.0	22.2	42.5	123.8	62.1	28.7
1998	30.9	12.9	19.4	16.5	50.6	209.6	159.7	15.4
1999	34.8	16.0	19.8	18.5	48.3	176.8	223.7	16.7
2000	18.9	9.4	12.4	11.4	41.6	147.7	106.4	10.6
2001	21.2	9.3	13.1	13.4	37.4	127.7	101.5	11.2
2002	18.8	8.5	12.1	12.7	36.6	141.4	84.7	10.9
2003	16.4	12.4	11.5	9.0	32.5	98.8	99.8	9.5
2004	18.4	11.8	11.5	10.5	30.6	98.4	96.3	9.6
2005	21.6	12.1	11.8	11.1	36.5	116.8	110.6	9.9
2006	24.5	12.4	13.1	10.0	39.0	186.3	133.9	10.0
2007	21.8	11.1	12.7	10.3	37.0	160.9	129.3	9.4
2008	21.0	13.6	14.3	10.3	36.1	118.5	168.4	9.7
2009	49.2	43.9	63.9	29.4	44.1	140.4	201.5	28.3
2010	49.9	51.7	70.5	37.0	51.2	165.1	211.3	33.3

198 공적이전소득이 사적이전소득에 미치는 영향 분석

〈부표 4〉 소득분위별 시장소득 대비 사적이전의 비중: 수혜자 기준

(단위: %)

	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	6분위	7분위	8분위	9분위	10분위
1990	128.1	58.5	47.0	36.0	38.2	28.8	28.4	27.8	34.2	34.5
1991	116.0	50.6	43.7	39.1	31.2	32.8	30.4	37.2	33.5	36.4
1992	121.4	43.6	42.8	25.4	38.5	38.1	34.7	28.5	36.2	39.2
1993	152.0	57.0	58.8	44.6	37.6	36.7	30.2	35.6	34.9	37.0
1994	123.0	44.4	41.1	26.0	31.3	23.8	28.5	19.8	23.0	19.5
1995	134.7	48.3	37.0	26.4	28.4	23.6	28.6	25.9	27.5	27.8
1996	122.3	49.5	33.3	27.1	24.8	25.2	29.4	20.9	24.8	30.1
1997	130.2	44.1	26.1	26.0	25.7	22.1	26.4	22.8	27.5	31.9
1998	110.5	48.4	24.9	22.2	19.7	16.5	14.0	13.6	14.3	14.7
1999	100.1	50.5	28.6	32.2	17.4	17.6	15.7	19.6	15.3	18.0
2000	73.2	30.7	18.7	15.7	16.6	11.0	12.7	11.8	10.2	7.1
2001	76.4	29.0	18.4	13.6	16.0	13.5	13.0	11.9	9.3	9.1
2002	82.1	32.6	20.6	14.9	16.5	10.2	13.6	9.8	10.2	6.1
2003	63.5	31.4	17.8	15.8	12.6	11.2	11.3	11.5	6.8	10.2
2004	63.8	30.5	21.2	17.6	13.2	13.3	10.5	9.7	10.9	7.4
2005	79.5	36.2	24.9	17.2	13.4	14.3	12.4	9.6	9.7	8.2
2006	84.7	36.7	20.8	21.6	17.7	11.5	11.9	10.9	11.4	9.4
2007	98.1	36.3	19.8	19.9	13.2	16.0	12.9	10.2	9.7	7.3
2008	92.3	37.5	24.8	20.7	16.5	13.9	14.2	11.5	11.0	7.7
2009	142.1	63.4	47.0	43.2	37.2	41.1	48.0	32.0	45.2	46.6
2010	158.0	77.8	58.9	57.3	63.4	48.0	41.0	41.1	44.4	46.2

〈부표 5〉 가족 간 이전소득함수 추정결과: 공적이전소득2 기준(1990~1995)

	1990	1991	1992	1993	1994	1995
상수항	16.849***	14.293***	11.883***	12.135***	12.586***	10.952***
	(1.356)	(1.329)	(1.323)	(4.301)	(1.271)	(1.225)
가구주 연령	-0.925***	-0.799***	-0.851***	-1.376***	-0.997***	-0.845***
	(0.038)	(0.037)	(0.036)	(0.116)	(0.032)	(0.032)
가구주 연령 자승	0.011***	0.010***	0.010***	0.011***	0.012***	0.010***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.000)
가구주 성별 (1=남성)	-8.594***	-8.952***	-8.777***	-4.996***	-8.035***	-8.758***
	(0.184)	(0.178)	(0.176)	(0.544)	(0.162)	(0.161)
교육연수	0.147***	0.180***	0.113***	0.340***	0.023	0.109***
	(0.021)	(0.021)	(0.020)	(0.063)	(0.019)	(0.018)
가구원수	-0.481***	-0.630***	-0.633***	-1.569***	-0.735***	-0.780***
	(0.068)	(0.068)	(0.067)	(0.219)	(0.066)	(0.067)
15세 미만 가구원수	0.037	0.147	0.340***	-0.689**	0.295***	0.215**
	(0.096)	(0.095)	(0.093)	(0.287)	(0.090)	(0.089)
65세 이상 가구원수	1.551***	1.379***	1.655***	1.456***	1.220***	1.699***
	(0.150)	(0.148)	(0.139)	(0.440)	(0.130)	(0.124)
대수 공적이전소득	-0.083**	-0.153***	-0.257***	-0.002	0.058*	-0.089***
	(0.034)	(0.033)	(0.035)	(0.119)	(0.030)	(0.029)
대수 음식료품 소비	0.971***	0.935***	1.310***	3.011***	1.570***	1.399***
	(0.125)	(0.120)	(0.120)	(0.383)	(0.113)	(0.107)
대수 시장소득	-0.776***	-0.684***	-0.719***	-2.563***	-0.764***	-0.712***
	(0.020)	(0.021)	(0.020)	(0.057)	(0.018)	(0.017)
관측수	51,900	51,366	54,270	59,993	64,065	64,162
절단자료	45,656	45,258	48,155	53,367	56,031	55,936
비절단자료	6,244	6,108	6,115	6,626	8,034	8,226

주: ( )는 표준오차, \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.

200 공적이전소득이 사적이전소득에 미치는 영향 분석

〈부표 6〉 가족 간 이전소득함수 추정결과: 공적이전소득2 기준(1996~2000)

	1996	1997	1998	1999	2000
상수항	9.666***	11.227***	26.396***	5.177***	6.270***
	(1.215)	(1.216)	(1.107)	(1.121)	(1.209)
가구주 연령	-0.765***	-0.709***	-0.892***	-0.880***	-0.799***
	(0.031)	(0.030)	(0.031)	(0.029)	(0.030)
가구주 연령 상승	0.009***	0.008***	0.010***	0.009***	0.008***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
가구주 성별 (1=남성)	-8.102***	-8.096***	-6.076***	-5.428***	-6.035***
	(0.159)	(0.156)	(0.148)	(0.134)	(0.142)
교육연수	0.020	0.055***	0.034*	-0.015	0.021
	(0.018)	(0.019)	(0.018)	(0.017)	(0.018)
가구원수	-0.755***	-0.958***	-0.953***	-0.990***	-1.285***
	(0.067)	(0.069)	(0.066)	(0.063)	(0.070)
15세 미만 가구원수	0.342***	0.539***	1.417***	1.158***	1.449***
	(0.089)	(0.089)	(0.076)	(0.071)	(0.078)
65세 이상 가구원수	2.053***	2.653***	1.786***	1.495***	2.112***
	(0.120)	(0.118)	(0.139)	(0.128)	(0.134)
대수 공적이전소득	-0.091***	-0.059**	0.070***	0.167***	0.079***
	(0.026)	(0.024)	(0.023)	(0.011)	(0.012)
대수 음식료품 소비	1.423***	1.209***	0.218***	2.096***	1.969***
	(0.106)	(0.106)	(0.091)	(0.094)	(0.101)
대수 시장소득	-0.701***	-0.636***	-0.475***	-0.489***	-0.513***
	(0.017)	(0.017)	(0.014)	(0.014)	(0.015)
관측수	62,799	61,143	64,435	62,946	62,632
절단자료	54,306	52,715	51,329	48,699	48,655
비절단자료	8,493	8,428	13,106	14,247	13,977

주: ( )는 표준오차, \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.

〈부표 7〉 가족 간 이전소득함수 추정결과: 공적이전소득2 기준(2001~2005)

	2001	2002	2003	2004	2005
상수항	9.008***	11.979***	16.418***	10.835***	8.253***
	(1.143)	(1.134)	(1.156)	(1.022)	(0.987)
가구주 연령	-0.913***	-0.818***	-1.009***	-0.778***	-0.765***
	(0.030)	(0.030)	(0.031)	(0.028)	(0.027)
가구주 연령 상승	0.010***	0.008***	0.011***	0.008***	0.008***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
가구주 성별 (1=남성)	-5.876***	-5.149***	-7.092***	-6.620***	-5.854***
	(0.136)	(0.132)	(0.142)	(0.121)	(0.113)
교육연수	0.086***	0.013	-0.032*	-0.032**	-0.060***
	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.015)	(0.015)
가구원수	-1.126***	-0.971***	-1.470***	-1.415***	-1.454***
	(0.069)	(0.070)	(0.077)	(0.068)	(0.063)
15세 미만 가구원수	1.388***	1.208**	1.444**	1.422***	1.317***
	(0.077)	(0.077)	(0.080)	(0.070)	(0.067)
65세 이상 가구원수	1.634***	1.707***	1.689***	2.032***	1.879***
	(0.132)	(0.127)	(0.135)	(0.118)	(0.112)
대수 공적이전소득	-0.047***	-0.058**	-0.004	0.063	0.080***
	(0.013)	(0.013)	(0.014)	(0.011)	(0.010)
대수 음식료품 소비	1.893***	1.507***	1.547***	1.658***	1.923***
	(0.092)	(0.092)	(0.090)	(0.079)	(0.075)
대수 시장소득	-0.505***	-0.493***	-0.478***	-0.357***	-0.325***
	(0.015)	(0.015)	(0.015)	(0.013)	(0.012)
관측수	61,689	60,207	73,838	72,624	72,132
절단자료	47,778	46,774	59,859	55,587	52,442
비절단자료	13,911	13,433	13,979	17,037	19,690

주: ( )는 표준오차, \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.

202 공적이전소득이 사적이전소득에 미치는 영향 분석

〈부표 8〉 가족 간 이전소득합수 추정결과: 공적이전소득2 기준(2006~2010)

	2006	2007	2008	2009	2010
상수항	4.898***	8.359***	9.272***	15.189***	11.431***
	(0.986)	(0.995)	(1.002)	(0.941)	(0.918)
가구주 연령	-0.644***	-0.761***	-0.607***	-0.490***	-0.420***
	(0.029)	(0.029)	(0.028)	(0.027)	(0.027)
가구주 연령 상승	0.006***	0.008***	0.006***	0.005***	0.004***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
가구주 성별 (1=남성)	-4.599***	-4.205***	-4.549***	-7.810***	-7.556***
	(0.117)	(0.117)	(0.118)	(0.113)	(0.108)
교육연수	-0.071***	-0.090***	-0.135***	0.049***	0.128***
	(0.015)	(0.015)	(0.015)	(0.015)	(0.015)
가구원수	-1.504***	-1.404***	-1.557***	-1.415***	-1.353***
	(0.066)	(0.066)	(0.067)	(0.070)	(0.066)
15세 미만 가구원수	1.611***	1.402***	1.476***	1.121***	1.113***
	(0.070)	(0.071)	(0.071)	(0.079)	(0.077)
65세 이상 가구원수	1.861***	1.464***	1.191***	2.120***	1.920***
	(0.112)	(0.110)	(0.110)	(0.104)	(0.099)
대수 공적이전소득	0.077***	0.068***	0.072***	0.012	0.048
	(0.009)	(0.009)	(0.009)	(0.009)	(0.008)
대수 음식료품 소비	1.852***	1.736***	1.544***	0.410***	0.463***
	(0.072)	(0.069)	(0.070)	(0.068)	(0.062)
대수 시장소득	-0.258***	-0.197***	-0.259***	-0.249***	-0.224***
	(0.013)	(0.012)	(0.012)	(0.009)	(0.009)
관측수	62,532	58,796	58,085	59,503	59,961
절단자료	44,809	41,820	41,105	51,147	51,337
비절단자료	17,723	16,976	16,980	8,356	8,624

주: ( )는 표준오차, \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.



## 참 고 문 헌

- 강성진·전형준, “사적이전소득의 동기와 공적이전소득의 구축효과에 대한 연구,” 『공공경제』 제10권 제1호, 2005, 23~46.
- 김태혁·박갑제·변영태, “위험프리미엄의 거시경제변수충격에 대한 반응 연구,” 한국경영학회 통합학술대회 자료집, 2007, 1~15.
- 김희삼, “사적소득이전과 노후소득보장,” 『한국개발연구』 제30권 제1호, 한국개발연구원, 2008, 71~130.
- 박준용·장유순·한상범, 『경제시계열분석』, 경문사, 2004.
- 성명재·박기백, 『공적이전소득이 사적이전소득 및 소비구조에 미치는 영향』, 한국조세연구원, 2009.
- 성재민, “한국노동패널조사에서 나타난 사적이전,” 『월간노동리뷰』 15, 한국노동연구원, 2006, 75~83.
- Barro, R. J., “Are Government Bonds Net Wealth?,” *Journal of Political Economy* 82, 1974, 1095~1117.
- Becker, G. S., “A Theory of Social Interactions,” *Journal of Political Economy* 82, 1974, 1063~1094.
- Bernheim, B. D., A. Schleifer, and L. H. Summers, “The Strategic Bequest Motive,” *Journal of Political Economy* 93(6), 1985, 1045~1076.
- Cameron, C. A. and P. K. Trivedi, *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge: Cambridge University Press, 2005.
- Cox, D. and G. Jakubson, “The Connection between Public Transfers and Private Interfamily Transfers,” *Journal of Public Economics* 57, 1995, 129~167.
- Cox, D. and E. Jimenez, “Private Transfers and the Effectiveness of Public Income Redistribution in the Philippines,” In: van de Wall, D. and K. Nead, eds., *Public Spending and the Poor: Theory and Evidence*, Johns Hopkins University Press, 1995.
- Jensen, R. T., “Do Private Transfer ‘Displace’ the Benefits of Public Transfer? Evidence from South Africa,” *Journal of Public Economics* 88, 2003, 89~112.
- Koop, G., M. H. Pesaran, and S. M. Potter, “Impulse Response Analysis in Non-linear Multivariate Model,” *Journal of Econometrics* 74, 119~147.

Pesaran, M. H. and Y. Shin, "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models," *Economics Letters* 58, 1998, 17~29.

Rober, R. D., "A Positive Model of Private Charity and Public Transfers," *Journal of Political Economy* 92, 1984, 136~148.

Rosenzweig, M. R. and K. I. Wolpin, "Parental and Public Transfers to Young Women and Their Children," *American Economic Review* 84(5), 1994, 1195~1213.

Wooldridge, J. M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, 2002.

[Abstract]

## The Effect of Public Transfer on Private Transfer

Seung-Hoon Jeon\* · Seung Jun Park\*\*

By using the 1990~2010 monthly household income and expenditure survey, we analyzed the effect of public transfer on private transfer. Estimation results from the VECM show that the effect of public transfer on private transfer is not statistically significant. According to the estimation results from the random effect panel tobit model, the public transfer income elasticities of private transfer income had significant negative signs till the mid 1990s, but since then they had insignificant negative signs or significant positive signs. These results imply that the crowding out effect of public transfer on private transfer has been gradually weakened.

**Keywords:** public transfer, private transfer, crowding out effect, vector error correction model, random effect panel tobit model

**JEL Classification:** D10, H31, H53

---

\* First Author, Department of Economics, Daegu University, Tel: +82-053-850-6214, E-mail: jsh1105@daegu.ac.kr

\*\* Corresponding Author, National Assembly Budget Office, Tel: +82-2-788-4662, E-mail: sjpark@assembly.go.kr

— |

| —

— |

| —