

공적연금이 민간소비에 미치는 영향 - 재정패널조사와 소비 및 저축간 선택*

김 병 우**

논문초록 중복세대모형에서 집계변수로 이루어진 소비함수 행태방정식의 전환가능성(structural break)이 본 연구의 문제의식이다. 만일, 공적연금가입이 소비함수 방정식에 유의한 영향을 미친다면, 이는 나아가 연금개혁이 거시경제의 동태적 효율성에 미치는 분석으로까지 확대할 수 있다. 실증분석은 한계소비성향(MPC)과 소비의 소득탄력성 변화에 집중되며, 거시지표를 통한 동태적 효율성 여부도 검토하게 된다.

검정결과를 보면, 두 표본에서 회귀계수가 동등하다는 귀무가설은 통계적으로 유의하게 기각된다. 이에 대해서는 두가지의 해석이 가능하다. 첫째, 재정패널은 동일한 표본에 대한 추적조사로 이루어져, 거시경제이론에서 상정하는 대표적 가계(representative family)의 소비-저축행태에 대한 추정을 가능하게 한다. 둘째, 우리나라의 가계는 부분적 적립방식(partially funded)의 국민연금 가입여부에 따라 소비-저축행태를 변화시킨다는 것이다. 적립방식(fully funded)의 사회보장제도하에서 예측하는 매기간 총저축과 총투자에 대한 이론적인 최적화행위(dynamic optimization)의 해와 달리, 공적연금에 가입한 가구소비의 소득탄력성은 유의하게 감소한다. 이같은 결과는 우리나라가 완전한 적립방식(fully funded)을 채택하지 않은데서 기인한 것으로 보인다.

핵심 주제어: 부과방식, 중첩세대모형, 시점간소비, 동태적 효율성

JEL 주제분류: E32, O30

논문투고일: 2017. 12. 15. 심사완료일: 2018. 2. 2. 게재확정일: 2018. 2. 10.

* 본 논문은 2017년 한국조세재정연구원 재정패널 학술대회에서 발표한 논문을 기초로 작성되었다. 세미나의 토론자로 참여해주신 한국조세재정연구원의 우진희 부연구위원께 깊은 감사를 드린다. 본 연구는 한국교통대학교 2018년 교내학술연구 지원사업의 일환으로 수행됨.

** 한국교통대 교양학부 부교수, e-mail: bwkim2@daum.net

I. 서론

사회보장에 관한 우리나라의 실정법으로는 사회보장기금법, 국민복지연금법, 국민연금법, 공무원연금법, 군인연금법, 사립학교교원 연금법 등이 있다.

이 중, 국민연금제도는 1988년 도입이후 29년이 경과하였지만, 2017년 현재기준으로 볼 때 아직도 완전히 정착되었다고 보기 어렵다. 미국의 경우에는 2005년 기준으로 소요재원은 5,300억 달러수준으로 GDP의 4.25%를 차지하였다.¹⁾ 한국은 기금규모가 미국의 약 (1/6) 수준이다.

국민연금의 급여와 관련한 이슈는 복지정책에서 중요한 비중을 차지한다. 이 중 가장 기본적인 것은 가입기간이 20년이 넘고 60세에 이르렀으면서 소득이 있는 업무에 종사하지 않는 사람이 받게 되는 노령연금이다.²⁾ 기본연금액중 균등부분은 모든 가입자가 똑같은 수준으로 받게 되는 것을, 소득비례부분은 가입자 자신의 가입기간 중 평균보수에 비례해 변화하는 부분을 의미한다. 소득대체율 (replacement ratio) 은 연금 급여수준이 얼마나 관대한가의 척도로 사용된다.

미국에서 젊은 세대로부터의 강제기부 (mandatory contributions) 를 통해 이루어지는 사회보장제도는 근로자의 노동공급결정에 대해 영향을 미친다. 특히, 근로자의 은퇴시점 선택에 대해 영향을 미칠수 있는데, 이는 Cahuc and Zylberberg (2004) 에서 잘 요약하고 있다. 즉, 62세에 은퇴하는 중위층 노년인구 임금의 41% 정도를 제공한다고 밝히고 있다.

한편 Modigliani, and Brumberg (1954) 는 거시경제의 소비결정이론으로 생애주기가설 (life cycle hypothesis) 을 제시한 바 있다. 평생효용함수를 극대화하는 경제주체는 청년기, 장년기 및 노년기의 소비를 평활화 (smoothing) 하는 소비-저축결정을 내린다. 사회보장제도는 이와 관련하여 저축규모결정 및 평생부 축적과정에도 영향을 미친다.

공적연금과 같은 사회보장제도는 부분적으로 개인이 근시안적 (myopic) 이어서

1) Social Security Trustee, 2006.

2) 노령연금, 장애연금, 유족연금, 반환일시금 등이 있으며, 가입기간이 짧은 사람에게 지급하는 것이 반환일시금이다.

노후를 충분히 대비하지 못할 가능성이 있으므로 은퇴후 최저수준의 소득을 보장해 준다는 취지에서 시행되었다. 즉, 소득재분배효과를 위해 시행되는 측면이 크다. 그러나, 이는 동태적으로 개인이 생애주기에서 수취하는 소득수준에 영향을 주게 되고, 저축과 나아가 자본축적에도 영향을 미칠 수 있다. 국민연금이 소비-저축행위에 미치는 영향의 유형은 다음과 같이 분류할 수 있다(이준구, 2011).

첫째, 재산대체효과(wealth substitution effect)는 저축을 감소시킨다. 일종의 강제저축 프로그램으로 인해 자발적인 저축의 필요성이 줄어드는 효과를 의미한다. 적립방식의 경우에는 이 효과를 정부부문의 저축 증가로 어느 정도로 상쇄가능하지만 부과방식하에서는 정부저축은 증가하지 않는다. 둘째, 상속효과(bequest effect)는 저축을 늘리게 된다. 미래세대의 가처분소득이 줄어들게 된다고 인식하기 때문에 저축을 더 늘려 더 많이 물려주려고 할 것이라는 것이다. 셋째, 은퇴효과(retirement effect)도 저축을 부추기게 된다. 국민연금은 사람들로 하여금 종전보다 더 빨리 은퇴하게 만드는 효과를 지니므로 퇴직상태에 있는 기간이 늘게 되면 그 만큼 더 많은 저축을 필요로 하게 된다.

여기서 가장 뚜렷한 재산대체효과만 저축을 줄이는 방향으로 영향을 주고 나머지는 모두 저축을 증가시키는 효과를 지닌다. 본 실증연구는 세가지 효과를 분리해서 추정할 수 있는 방법론을 분석하여 대안을 제시한다. 퇴직연금과 관련한 사회보장제도가 민간 경제주체의 행위에 미치는 영향을 분석하는 것은 거시경제에서 예를 들어, 연금개혁(pension reform)이 국민소득의 처분 즉, 소비-저축선택행위를 예측하는데 필요하다. 한편, 노동시장 은퇴후 근로자에게 연금급여를 지급하는 공적연금제도는 근로자의 은퇴시점 결정에도 영향을 미친다. 이같은 자발적 또는 제도적 은퇴는 생애주기 관점에서 볼 때, 경제주체의 소비-저축행태에 영향을 미치는 또다른 통로가 될 수 있다.

연금제도에 대한 최근의 연구는 준실험적 방법(quasi-experiments)에 의존한다. 이는 연금 프로그램에서 다양한 계층의 사람들에게 기대순편익(expected net benefits)의 급격한 변화를 가져오는 개혁의 경우에 적용된다. 국민연금제도의 효과를 통계적 방법으로 추정하는데 가장 큰 문제는 그 제도가 동시에 전국적

으로 시행되었다는데 있다. 예를 들어, 연금프로그램의 급여수준 변화에 따라 민간저축 패턴이 어떻게 변화하는가를 검토하는 경우, 혼동요인(confounding factors)이 저축에 영향을 미치게 될 수 있다는 문제가 발생한다(Rosen and Gayer, 2008).

본 연구는 우리나라가 향후 부과방식의 국민연금제도로 전환된다면 이는 물적 자본의 과다축적 문제를 해결하여 거시경제의 동태적 효율성을 제고할 가능성이 있음을 제시한다. Abel et al. (1989)은 이미 실행가능한 경우로 한정하여 1달러를 젊은세대에서 은퇴세대로 이전하는 부과방식(pay-as-you-go)의 사회보장제도가 파레토개선을 가져올 수 있음을 지적한바 있다.³⁾

이에 대한 본격적인 연구를 위해 우선, 국민연금 등 공적연금 가입여부가 소비함수 및 저축함수에 통계적으로 유의한 영향을 미치는가를 분석한다. 만일, 재정패널조사에 나타난 바와 같이, 부분적 적립방식의 연금가입이 소비함수에 영향을 미친다면, 이는 향후 부과방식의 연금제도가 거시경제적 사회후생에 영향을 미칠수 있다는 하나의 실증자료를 제공하게 된다.

제Ⅱ장 이론모형 및 실증분석은 거시경제적 행태함수에 대한 Chow 검정을 수행하기 위한 과정과 결과를 제시하며, 제Ⅲ장은 연구결과를 요약하고 향후 연구과제를 제시한다.

Ⅱ. 이론모형 및 실증분석

1. 자료

본 연구에서 사용하는 자료는 한국조세재정연구원에서 발간하는 재정패널조사(2008-)이다. 이는 복지정책과 조세정책의 연계성을 분석하는데 유용하고 정책이 개별가계에 미치는 영향을 용이하게 분석할 수 있다. 소득, 조세(공제), 복

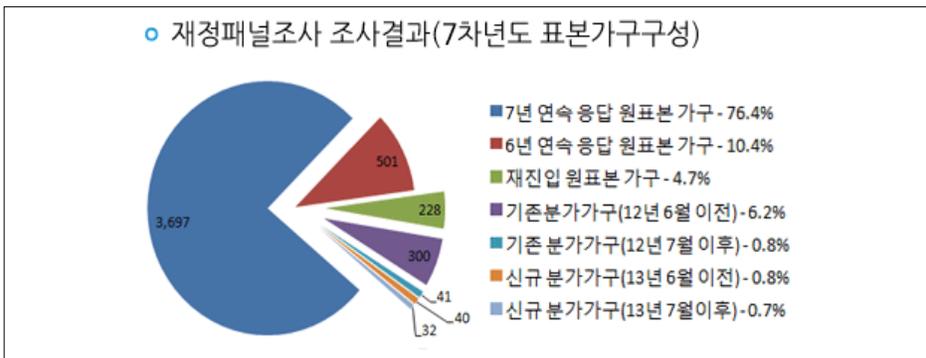
3) 단, 그들은 무위험이자율이 음(negative)의 값을 가지며 평균 성장률이 양(positive)의 값을 가지는 경우로 한정하였다.

지, 가구(구성원) 특성 등을 패널자료 형태로 구성하였다. 본 연구에서는 제6차년도(2014)와 제7차년도(2015)의 패널자료를 사용한다. 제6차년도(2014)까지의 자료수집률은 30%대 수준에서 머물렀다.

공적연금 가입여부(CHOICE4) 변수의 경우, (1 가입, 3 수급중)으로 응답한 가구는 1로, (2 미가입 가입제외 포함)로 응답한 경우, 0의 값을 가지도록 이산 변수로 코딩하였다.⁴⁾ 본 연구에서의 주된 관심은 연금가입의 관측여부로 표본을 분리(D=1, 국민연금 등 공적연금 가입)했을 때 $C = CONS$ (월평균 소비지출)와 $Y = INCOME1$ (총소득), $INCOME2$ (총경상소득) 간 체계적 차이가 있는가의 여부이다.

가입년도(ENROLLY) 변수는 1993에서 2013까지의 값을 지닌다.⁵⁾ 또한, 소비방정식에서 재산효과(wealth effect)를 통제하기 위해 본 실증분석에서는 재정패널조사 설문항목중 현재 거주하는 주택의 시가총액을 명목부의 변수로 사용하였다.

〈그림 1〉 재정패널조사 표본(재정조세연구원)



4) 1의 값을 가지는 빈도는 2014-2015년 패널자료 전체에서는 3,173개로 나타난다.
 5) 행태함수 추정에는 (2017-ENROLLY)의 변수로 변형하여 분석할 필요성이 제기된다. 가입년도 응답항목은 응답가구의 표본수도 적고, 응답여부가 행태방정식의 파라미터와 관련이 있다고 보기 어려워 분석에서 제외하였다.

〈표 1〉 재정패널 코드표(2017, 가구특성과 소득처분)

(Ac.가구원교육/경제현황) 작년말 기준 공적연금 가입여부 - 가구원02	w_pps02	1 가입 2 미가입(가입제외 포함) 3 수급중	
(Ac.가구원교육/경제현황) 임의(임의계속)가입년도 - 가구원01	w_rpy01	(Ca.가계지출현황기본정보) 작년 한 해 월평균 총 경상소득	h_ca004
(Ac.가구원교육/경제현황) 임의(임의계속)가입월 - 가구원01	w_rpm01	(Ca.가계지출현황기본정보) 작년 월평균 직접 소비지출	h_ca002
(Ac.가구원교육/경제현황) 임의(임의계속) 총 가입기간 - 가구원01	w_rpp01	(Ca.가계지출현황기본정보) 작년 월평균 저축	h_ca003
(Ac.가구원교육/경제현황) 작년 한 해 임의(임의계속) 납부금액 - 가구원01	w_rpa01		
(Ac.가구원교육/경제현황) 작년 근로월수 - 가구원01	w_whm01		
(Ac.가구원교육/경제현황) 작년 기준 통상적 일주일 총 근로시간(잔업시간 포함) - 가구원01	w_whw01		
(Ac.가구원교육/경제현황) 작년 기준 급여가 지급되는 일주일 총 잔업시간 - 가구원01	w_whe01		
(Ac.가구원교육/경제현황) 작년 구직여부 - 가구원01	w_jhd01		
(Ac.가구원교육/경제현황) 작년 구직사유 - 가구원01	w_jhr01		
**5차조사 이후 선택문항 변경되었음			
(Ac.가구원교육/경제현황) 작년 미구직사유 - 가구원01	w_jhn01		
**5차조사 이후 선택문항 변경되었음			
(Fb.부동산/기타자산) 보유유무 - 현재 거주주택	h_fb030	1 예 2 아니오	
(Fb.부동산/기타자산) 시가총액 - 현재 거주주택	h_fb031	≥0 금액 -9 모름/무응답	
(Fb.부동산/기타자산) 보유유무 - 현재 거주주택 외 보유주택	h_fb009	1 예 2 아니오	
(Fb.부동산/기타자산) 시가총액 - 현재 거주주택 외 보유주택	h_fb010	≥0 금액 -9 모름/무응답	
(Fb.부동산/기타자산) 보유유무 - 주택 이외의 보유 부동산(토지, 건물)	h_fb011	1 예 2 아니오	
(Fb.부동산/기타자산) 시가총액 - 주택 이외의 보유 부동산 총액(토지, 건물)	h_fb012	≥0 금액 -9 모름/무응답	

우리 거시경제의 동태적 효율성 여부를 판단하기 위해서는 한국은행(BOK) 경제통계시스템으로부터의 1953-2016년의 시계열자료를 사용하였다. 총자본소득(gross capital income)에는 기업 및 재산소득(rK, 단위: %)를, 총투자에는 총고정자본형성(INVEST, 단위: %)를 각각 사용하였다.

〈표 2〉 기초통계량(자료: 재정조사패널 6차, 7차)

Series	Obs	Mean	Std Error	(Value)
YR 년도	9512	6.50	0.50	
FN 가구원	9512	21620	24117	
CHOICE4 공적연금 가입여부	9512	0.330	0.470	
HOUSE거주주택 시가총액(만원)	5713	21879	22848	(-9 280000)
ENROLLY 가입년도	32	2006	5.44	(1993-2013)
ENROLLM 가입월	32	4.25	3.55	(-9-11)
MATURITY 총가입기간(개월수)	32	60.31	48.33	
WORKM 작년 근로월수	7193	11.44	1.80	
WORKW 일주일 총 근로시간	7193	46.46	14.19	
OVER 일주일 총 잔업시간	7193	0.86	5.09	
SEEKR 작년 구직사유	173	1.21	0.65	(1-5)
INCOME1 월평균 총소득(백만원)	9512	4.05	2.52	(-9-11)
INCOME2 월평균 총경상소득(만원)	9512	347.85	285.94	(-9-6250)
CONS 월평균 소비지출(만원)	9512	214.34	157.42	(-9-3000)
SAVE 월평균 저축(만원)	9512	55.35	85.07	(-9-1700)

2. 거시경제모형 - 사회보장제도와 소비

연구에서 사용하는 이론모형은 다이아몬드(Diamond, 1965)의 이산적 중복세대모형(overlapping-generations model)이다.⁶⁾ 이 모형에서 인구구성에 지속적인 순환(turnover)이 존재한다. 이같이 인구에 순환이 있다는 점은 램지-카스-쿠프만(Ramsey-Cass-Koopmans)의 모형(overlapping-generations model)간 가지는 가장 큰 차이점이다.

국민연금과 같은 사회보장제도가 저축에 미치는 영향과 관련하여 제기되는 이

6) 이는 Romer (2006)에서 단순화되어 제시되었다.

슈는 거시경제 동태효율성(dynamic efficiency)이다. 경제의 자본축적 수준이 황금률(golden rule) k_{GR} 을 넘어선 과잉축적 ($k^* > k_{GR}$)의 경우, 사회보장제도를 위한 부과방식의 정부개입은 장기균형에서의 1인당자본 k^* 을 감소시켜 오히려 사회의 후생수준을 증가시킬 가능성을 가진다. 자본의 한계생산과 실질이자율이 동일하다고 가정하면, 만일 실질이자율이 인구증가율보다 낮아 자본의 과잉축적이 존재하는 경우, 부과방식의 사회보장제도는 자본축적속도를 낮춰 사회 후생을 증가시키게 된다.

이와 관련한 논의중 하나가 피케티(T. Picketty)의 『21세기 자본』이다. 그는 여기에서 자본소득 비율을 자본주의 경제의 핵심지표로 제시한다. 자본소득 비율은 자본생산성의 역이다.⁷⁾ 따라서 피케티가 제기하는 과도하게 높은 자본소득 비율의 문제는 사실 자본의 과잉축적과 관련이 있다. 한국의 피케티 비율은 세계에서 가장 높은 수준이다. 선진국을 대상으로 (국부/소득) 비율을 평가한 결과 미국 4.45, 영국 4.92, 캐나다 5.03, 독일 5.67로서 국부가 국민소득의 4.5~6배 수준이고, 이 비율이 가장 높은 수준을 나타내는 나라들이 호주 7.07, 프랑스 7.34, 일본 7.95로서 약 7~8배에 이른다. 한국은행 자료에 의하면 2012년에 한국의 피케티 비율은 무려 9.45였다.⁸⁾ 그가 조사한 국가들의 경우, 자본수익률은 경제성장률보다 높다. 이와 관련하여 Abel, Mankiw, Summers and Zeckhauser (1989)는 1926년에서 1986년까지의 미국경제 데이터를 사용하여 평균적으로 실질이자율이 경제성장률 및 황금률 자본수준에 대응하는 한계생산보다 평균적으로 낮음을 발견한바 있다.

두 기간을 사는 개인은 소비에 관해 다음의 로그적(logarithmic)이며 CRRA(constant-relative-risk-aversion) 효용함수를 지닌다.

$$U(t) = \ln C(1,t) + [1/(1+\rho)]\ln C(2,t+1)$$

7) 피케티의 자본은 생산과정에 투입하는 자본만이 아니라 소득을 발생시키는 모든 형태의 부를 통칭하는 개념이다. 하지만 대부분의 국부는 직간접적으로 생산에 활용되기 때문에 큰 차이는 없다.

8) 유종일(2017), 문제는 과잉축적이다, 경향신문.

다수의 기업은 다음과 같은 동일한 생산함수를 지닌다.

$$Y(t) = F[K(t), A(t)L(t)]$$

여기서 AL 은 유효노동(effective labor)을 나타내며 이러한 유형의 기술진보를 노동부가적(labor augmenting, Harrod-neutral)이라 부른다.

실질이자율과 유효노동 단위당(per effective labor) 실질임금은 다음과 같이 주어진다.

$$r(t) = f'(k)$$

$$w(t) = f(k) - kf'(k)$$

1) 부과방식의 사회보장제도

우선 사회적 계약을 통해 청년세대가 자원을 부모세대에 이전하는 부과방식(pay as you go)의 사회보장제도를 고려하자. 이 경우, 정부는 청년세대에게 T 만큼의 조세(contribution)를 부과하여 수익금(원리금, benefit)을 부모세대에게 지급하여 각 구성원은 $(1+n)T$ 을 수취한다. 이러한 변화가 자본 운동방정식(dynamics of capital)에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴보자.

첫째기에 부모세대(old generation, retiree)는 자본소득과 부를 소비하며 청년세대(young generation, worker)는 노동소득 $Aw(t)$ 를 첫째기 소비와 저축으로 나누어 처분한다.

t 시점에 태어난 청년세대의 첫째기 소득처분은 다음과 같다.

$$\ln C(1,t) + S(t) = Aw(t) - T$$

t 시점에 태어난 개인의 둘째기의 소비(은퇴후 소비)는 다음과 같다.⁹⁾

9) 이 $(t+1)$ 기의 소비는 t 시점에서의 부모세대 소비 $C(2,t)$ 와 구별해야 한다. 따라서, t 시점에서의 총소비는 $C(1,t) + C(2,t)$ 이며 $(t+1)$ 시점에서는 $C(2,t+1) + C(1,t+1)$ 이 된다.

$$\ln C(2, t+1) = [1 + r(t+1)]S(t) + (1+n)T$$

로그적 효용함수의 경우, 각 개인의 평균소비성향은 평생부에서 $(1+\rho)/(2+\rho)$ 의 비율로 결정된다. 이 경우, 첫째 기의 소비는 다음과 같다.

$$C(1, t) = [(1+\rho)/(2+\rho)][Aw(t) - [r(t+1) - n]/[1+r(t+1)]T] \quad (1)$$

첫째 기의 저축처분은 실질이자율에 의해 영향을 받으며 다음과 같다.

$$S(t) = [1/(2+\rho)]Aw(t) - \{[(2+\rho)(1+r(t+1)) - (1+\rho)(r(t+1) - n)] / [(2+\rho)(1+r(t+1))]\}T$$

반면, 사회보장제도가 없는 경제에서, 로그적 효용함수를 가진 경제주체의 첫째 기 소비는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} C(1, t) &= [1 - s(r_{(t+1)})]Aw(t) \\ &= [1 - 1/(2+\rho)]Aw(t) \end{aligned} \quad (2)$$

단, $s(r_{(t+1)})$: $(t+1)$ 기 실질이자율의 함수인 한계저축성향.

공적연금제도의 도입은 시점간 효용극대화 과정에서 민간저축을 구축(crowd out) 할 가능성이 있으며, 재산대체효과(wealth substitution effect)에 의해 부과 방식의 도입은 민간저축을 감소시키게 된다. 만일, 실질이자율이 인구증가율보다 작아($r < n$) 거시경제에 비효율성이 존재한다면, 제도도입은 균형경로상의 1인당 자본을 축소시켜 사회후생을 증가시킬 여지가 있다.¹⁰⁾

Blanchard(1989)는 부분균형분석을 통해 명시적으로 사회보장조세가 민간저축에 미치는 편도함수의 부호가 음(negative; $\partial s/\partial T < 0$)임을 도출하였다. 또

10) 반면, $(\partial s/\partial r > 0)$ 의 관계가 성립하면, 실질이자율이 젊은세대의 저축을 증가시키는 일 반균형효과(general equilibrium effect)에 의해 저축감소효과가 상쇄될 수 있다.

한, 편도함수의 절대값이 1보다 큰가의 여부는 실질이자율 $[r(t+1)]$ 과 인구증가율 (n) 간의 차이에 의해 결정됨을 보였다.¹¹⁾

중복세대모형에서 집계변수로 설정되는 소비함수 추정의 대상이 되는 행태방정식(behavioral equation)의 전환가능성(structural break)이 본 연구의 문제의식을 제공한다. 부과방식의 연금제도 도입은 노동소득 $Aw(t)$ 과 관련한 첫째 기의 소비함수 형태에 변화를 가져오게 된다. 식 (1)에서 실질이자율과 인구증가율간의 차이에 따라 t 기에 태어난 세대의 첫째기소비 $C(1,t)$ 는 기여금 T 에 비례하여 증가할 수도 있고, 감소할 수도 있다.

부분적립방식의 국민연금제도는 부과방식과 적립방식이 혼재된 방식이라 볼 수 있다. 우리나라의 공적연금이 적립방식으로 운영되고 있으나, 급여재원이 기여한 연금보험료와 수익금으로 전적으로 조달되는 완전적립방식(fully funded)이 아니기 때문이다. 즉, 연금급여 수준이 이보다 더 높은 수준으로 설정되어 있어 부분적립방식(partially funded)으로 보기 때문이다(Rosen and Gayer, 2008).¹²⁾

이하의 실증분석은 재정패널조사에서 공적연금에 가입한 가구와 그렇지 않은 가구간 소비함수 파라미터에 체계적인 차이가 있는가를 검정하게 된다. 만일, 연금도입이 소비함수 방정식에 유의한 영향을 미친다면, 이는 나아가 향후 부과방식의 연금전환이 거시경제의 동태적 효율성에 미치는 논의로 확대할 수 있다.

11) 또한, 부모계층(은퇴자, 연금수급자)은 연금제도에서 발생하는 세대간 소득재분배효과를 상쇄하기 위해 저축을 늘려 상속을 증가시키는 유인(bequest effect)을 가질 수도 있다. 기존 연구(Blanchard, 1989)는 연금도입이전 양의 상속이 존재했다면, 사회보장의 도입은 자본축적에 아무런 영향을 미치지 않음을 보이고 있다. Weil(1987)은 이타적 상속(altruistic bequest)이 존재하여 리카도 대등정리가 성립하기 위한 필요조건이 동태효율성이라 보았다. 이는 다른 시각에서 보면, 유한기간을 사는 경제주체의 일련의 세대가 마치 하나의 가구(household)처럼 행동함을 의미한다. 만일, 우리경제가 비효율적이라면 이는 민간부문이 국채보유를 부(net wealth)로 인식한다고 볼 수 있다(Barro, 1974).

12) Yang (2009)은 중국이 2005년 연금개혁을 통해 운용하고 있는 부분적립식(partially funded)의 공적연금제도를 내생적 성장과 관련하여 분석하고 있다. 정부는 각 근로자에 대한 개인계정과 전체 근로자와 은퇴자에 대한 연금기금풀(social pool)을 모두 설정한다. 고용주는 기준소득월액(payload)의 일정비율을 연금기금풀 조성에, 가입자는 소득월액의 다른 비율을 개인계정에 각각 투입한다. 전자는 현재 은퇴자에 대한 부과방식의 연금지급에 사용되고, 후자는 실제 은퇴후 적립방식의 연금지급에 사용된다.

실증분석은 소비의 소득탄력성과 한계소비성향(MPC)의 변화에 집중되지만 소비 행태방정식에서 절편(기초소비, basic consumption)의 변화도 관심의 대상이 된다.

다음으로 복잡한 수식의 도출과정을 통해 또한, 현재기와 미래기간 1인당 자본량의 관계를 다음과 같이 얻을 수 있다.

$$k(t+1) = [1/(n+1)][1/(\rho+2)(1-\alpha)k^\alpha(t) - Z(t)T/A]$$

이같은 부과방식의 사회보장제도가 1인당자본의 균형성장경로(balanced-growth-path) k^* 에 미치는 영향을 알기 위해서는 자본축적방정식에 등장하는 $Z(t)$ 항의 부호를 알 필요가 있다. 수식을 변형하는 과정을 거쳐 이 항이 양의 부호를 가지는 것을 확인할 수 있다(부록 참조). 요약하면, 사회보장제도를 위한 조세 T 의 도입은 $k(t+1)$ 곡선을 하방이동시켜 정상상태(steady state)에서의 1인당자본 k^* 을 감소시킴을 알 수 있다.

만일 우리 경제에서 $k^* > k_{GR}$ 가 성립하여 동태적으로 비효율적인 상황에 있었다면, 부과방식의 사회보장제도는 노년계층에게 주어지는 추가적 편익외에, 균형성장경로상 1인당자본의 감소를 가져와 미래세대에게 더많은 소비를 제공함으로써 후생을 증가시킬 수 있다. 즉, 정부에 의한 조세의 도입은 자본의 과잉축적에서 비롯된 거시경제의 (동태적) 비효율성을 제거하는 역할을 하게된다. 원래 국민연금의 당위성은 사회적 계약(social contract)을 통해 모든 세대의 후생을 증진시킨다는데 있다. 이와 함께 연금제도는 성장과정에서 파이(pie)의 크기와 처분변화를 통해 사회후생에 또다른 영향을 미치게 된다.¹³⁾

13) 반면, Weil(1987)은 자본축적이 이미 1인당소비를 극대화하는 수준에서 이루어져 동태효율성이 성립하는 경우, 상속(bequest)이 존재하여 리카도 대등정리(Barro, 1974)가 성립한다면 사회보장제도는 사회후생에 영향을 미치지 못한다고 보았다. 또한, 대등성이 성립하지 않는다면, 사회보장제도로 인한 조세(T)의 증가는 노년계층에게 추가적 편익을 가져다주게 되지만 미래세대에게는 보다 작은 자본축적으로 인한 소비가능성의 감소를 가져다주게 된다. Barro(1974)의 가장 큰 기여는 세대간 연계(intergenerational links)가 유한기를 사는 개인(가계구성원)들로 하여금 무한기(infinite horizon)를 사는 하나의 가계처럼

2) 적립방식의 사회보장제도

우리나라 국민연금제도는 기본적으로 부분적립방식 (partially funded)에 의해 운영되고 있다. 가입자의 보험료는 국민연금기금조성에 투입되고, 여기서 은퇴 후 연금이 지급되는 재정운영의 틀을 지닌다.

완전한 적립방식 (fully funded)은 부과방식에 비해 다음과 같은 점에서 장점을 지닌다.¹⁴⁾ 첫째, 자신이 일할 때 맡겨 둔 돈을 되찾아 이후의 생계에 사용하는 측면에서 세대간 이해관계 갈등문제가 없다. 둘째, 사회심리학적 측면에서 수혜자가 예전에 자신이 기여한 바를 그대로 돌려 받는다는 만족감이 있다. 셋째, 제도의 지불능력 (solvency)에 문제가 발생할 수 없다.

이 경우, 둘째 기의 소비는 다음과 같다.

$$\ln C(2,t+1) = [1+r(t+1)]S(t) + [1+r(t+1)]T$$

첫째 기의 저축처분은 1:1의 비율로 사회보장세만큼 감소하며 다음과 같다.

$$S(t) = [1/(2+\rho)]Aw(t) - T$$

복잡한 수식의 도출과정을 통해 현재기와 미래기간 1인당 자본량의 관계를 다음과 같이 얻을 수 있다.

$$k(t+1) = [1/(n+1)][1/(\rho+2)](1-\alpha)k(t)^\alpha(t)$$

정부에 의한 강제적 저축의 도입은 민간저축과 동일한 수익률 (rate of return)을 가져다주며 완전적립방식의 도입은 자본축적에 아무런 영향을 끼치지 않는다. 이같이 적립방식은 자본동학에 아무런 영향을 미치지 않음을 알 수 있다.¹⁵⁾

행동하게 할 유인을 제공한다고 본데 있다(Altonji, Hayashi and Kotlikoff, 1997).

14) 이준구(2011) 재정학.

15) 이는 사회보장세 T 가 제도도입이전의 민간저축보다 크지 않다는 가정에 기초한다.

이같이 경제에서 이루어지는 저축과 투자는 변화없지만 정부가 나서서 젊은세대의 저축을 대신하는 것이다. 이는 사회보장제도가 민간저축과 동일한 수익률을 제공하므로 가능하다. 그럼에도 불구하고 현재까지 각국이 경험한 바에 따르면, 제도출범시 적립방식을 택했다 하더라도 일정 단계에 이르면, 이를 포기하고 부과방식으로 전환할 상황이 발생할 수 있다. 경제상황의 변화과정에서 완전한 적립방식을 유지하기가 어려우므로, 사실상 재원충당방식은 선택사항이 아닐 수 있다(이준구, 2011).

본 연구에서 실증분석의 대상이 되는 소비함수의 구조적 변화가능성은 이같은 미래상황을 염두에 두고 있다. 만일, 중첩세대모형이 시사하는 바대로 민간의 소비, 저축, 투자 나아가 자본축적이 둔화되어 균형성장경로상의 1인당자본이 감소한다면, 이는 우리 거시경제의 동태적 효율성에 영향을 미칠 수 있다.

3. 기존연구 및 실증분석

1) 기존연구

국민연금과 같은 사회보장제도의 경제효과연구는 대부분 저축행위와 노동공급행위에 집중되고 시점간 자원배분 변화를 통해 소비패턴에 미치는 영향에는 관심이 상대적으로 덜한 편이다. 실증분석도 공적연금의 재산대체효과에 초점을 맞추어 주로 민간저축이 구축(crowd out)되는 규모의 추정에 규명에 집중하였다(Congressional Budget Office, 1998).

Feldstein (1974, 1996)은 1971년을 기준으로 할 때 미국에서 사회보장제도의 도입은 경제 전체의 총 저축을 38%나 감소시켰다고 한다. 단, 감소의 규모에 대해서는 의문을 갖는 연구자들이 많았다. Attanasio and Brugiavini (2003)은 1992년 행해진 이탈리아의 사회보장개혁의 효과를 연구하였다. 이 개혁은 각 가정의 퇴직급여를 실질적으로 감소시켰으나, 그 규모가 각 가정마다 상이하였으므로 연구자들이 DID (difference-in-difference) 기법을 적용하는 것을 가능하게 하였다. 그들은 \$100의 연금증가가 \$40의 저축을 구축(crowd out) 하는 것을 발견하였다. Attanasio and Rohwedder (2003)은 유사한 연구를 영국의 연금개

혁에 적용하여 저축률에 미치는 영향이 더 크다는 것을 발견하였다.

성혜영·이은영(2015)는 생애주기별 소비 및 저축실태를 검토하였다. 이에 따르면, 가구당 총저축액은 자녀양육기에 71만 5천원에서 자녀학령후기까지 54만 3천원으로 감소하였다. 그들은 또한, 국민연금을 포함한 저축금액 변화추이를 살펴보았다. 이에 따르면, 연금납입액수는 생활주기에 따라 감소하다가 자녀의 성인기에 다시 증가하는 패턴을 보였다.

조세재정연구원이 발간한 7차년도 재정패널조사 기초분석보고서(2016)는 가구단위 공적연금 보험료의 경우 가구 내 보험료 납부 가구원이 있는지 여부와 해당 가구 내 가구원의 보험료 납부 총합을 산출하였다. 조사결과 전체 가구 중 약 41% (2012년 40.5%, 2013년 39.3%)이 국민연금 지출 가구원이 있는 것으로 조사되었다. 해당 가구를 대상으로 산출한 연간 납부금액은 평균 2012년 153.0만원, 2013년 162.2만원인 것으로 나타났다. 총 비소비 지출금액의 경우, 가장 지출 금액이 많은 항목은 사회보험 및 연금보험 지출 부분으로 전체 비소비 지출 중 약 68%를 차지하고 있었고, 그 금액을 살펴보면, 2012년 546.5만원, 2013년 574.9만원이었다

〈표 3〉 연도별 공적연금 납부여부 및 금액

단위(% , 만원)

		2007년	2008년	2009년	2010년	2011년	2012년	2013년
국민연금	지출유무	36.1	40.8	39.7	45.8	41.4	40.5	39.3
	평균 지출 (중앙값)	138.2 (124.0)	135.4 (120.0)	133.1 (123.6)	137.4 (122.4)	146.7 (132.0)	153.0 (144.0)	162.2 (154.8)
특수직연금	지출유무	2.0	5.0	5.1	5.2	5.1	4.5	4.5
	평균 지출 (중앙값)	220.4 (210.0)	243.9 (225.0)	229.0 (212.4)	289.6 (256.8)	296.8 (264.0)	351.2 (312.0)	357.5 (334.6)

주: 각 연도별 종단면 가중치를 적용한 기준으로 분석함.

자료: 재정패널조사 기초분석보고서.

2) 실증분석 - 거시경제의 동태적 효율성

Abel, Mankiw and Zeckhauser(1989)이 제시한 수익률(rate of return) 기준을 따라 동태적 효율성 여부를 판단하였다. 대표적 수익률로 그들은 단기국채

(government debt)에 대한 이자율을 사용하였다. 본 연구에서는 무위험 이자율(safe interest rate)로 국고채 3년물 수익률(〈그림 2〉, TBILL)을, 자본재가치 증가율로(gK^2)는 자산별 순자본스톡(명목, 연말기준) 변수의 로그차분치 변수들로 구성된 증가율 변수를 각각 사용하였다. Abel et al. (1989)은 시장포트폴리오 가치증가율 변수를 정의하고 명제(Proposition 2.)를 통해 무위험이자율이 자본스톡 증가율보다 큰 경우, 동태적으로 효율적임을 보였다. 보다 일반적으로는(자본에 대한) 실질수익률과 경제성장률(growth rate of economy)을 비교하는 방법이 사용된다(Romer, 2006). Abel et al. (1989)은 실질수익률 $[f'(k^*) - \delta]$ 이 경제성장률보다 작은 경우, 균형성장경로(balanced growth path)가 동태적으로 비효율적이라 보았다. Abel et al. (1989)은 단기국채에 대한 실질이자율이 1926년에서 1986년까지의 미국경제에서 이자율은 평균적으로 0.1%대에 머물러 성장률보다 훨씬 낮았다고 판단하였다. 이는 과도한 자본축적을 시사한다.

우리나라의 경우, 국채금리(TBILL)가 2000년대를 기준으로 자본스톡 증가율(gK^2) 및 경제성장률(g)보다 모두에서 작아지기 시작한다.¹⁶⁾ 이같이, 우리경제의 실질수익율(국고채 3년물 수익률)이 성장률수준을 지속적으로 하회한다면, 이는 또한 동태적 비효율성의 근거로 삼을 수 있다. 일반적으로 1997년 말 발생한 IMF 외환위기의 원인으로 수익성이 낮은 부문에서 발생한 과잉투자(overinvestment)를 들고 있는 점에 비추어, 이론과도 부합하는 실증자료이다.

경제에 불확실성이 존재하는 경우, Romer(2006)은 자본의 순환계생산, $(rK - \delta K)/K$ 은 총자본소득에서 감가상각을 제외한 부분을 자본스톡가치로 나눈으로써 구할 수 있다고 보았다. Romer(2006)은 이 비율이 미국경제에서 평균적으로 10%정도라고 보고, 경제성장률보다 훨씬 큰 값을 가져 미국경제가 동태적으로 효율성이라는 주장의 근거로 삼았다.

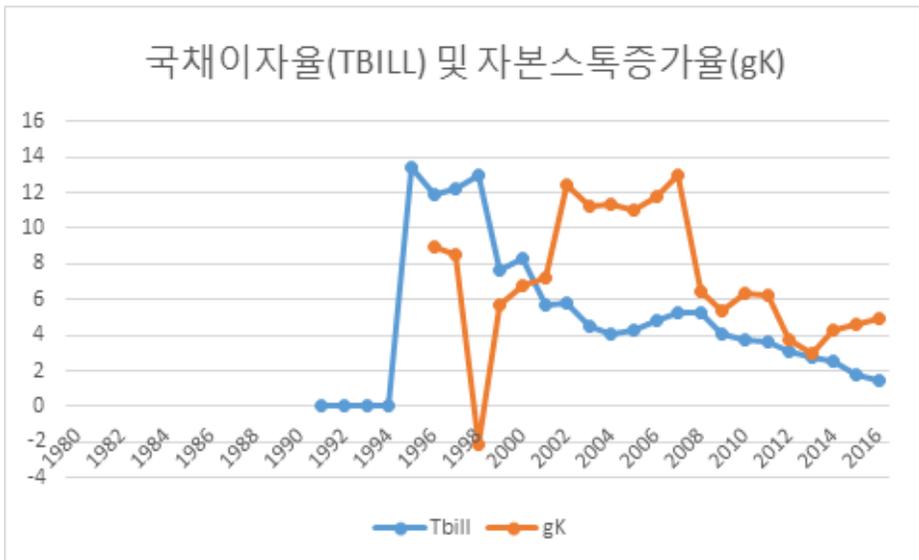
한편, Abel et al. (1989)은 미국경제의 효율성에 대한 상충되는 판단이 발생하는 것에 대해, 불확실성하에서 동태적 효율성 여부를 판단하기 위한 충분조건은

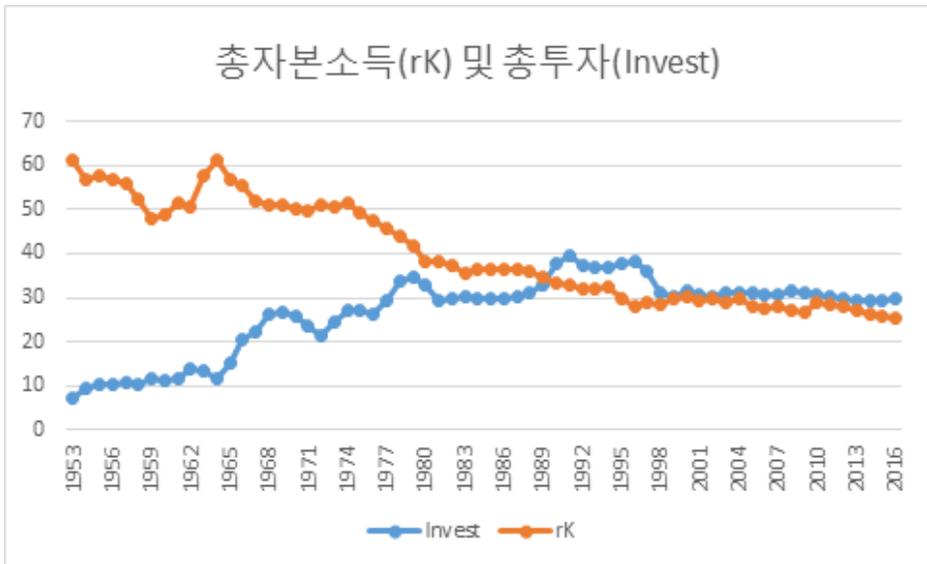
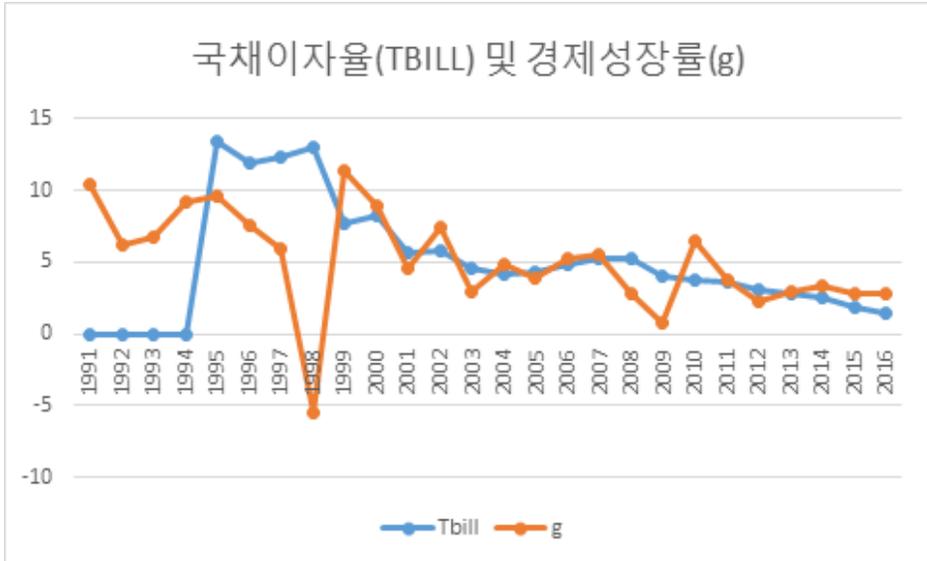
16) 국채의 명목이자율을 사용한 점은 개선의 여지가 있으나 우리나라의 인플레이션율이 그리 높지 않았음을 고려할 필요가 있다. 또한, 경제를 대표하는 수익률이라는 개념은 불확실성이 없음을 가정해야만 하는 한계를 지닌다(Romer, 2006).

명시적으로 제시하였다. 이를 검토하기 위해 본 연구에서는 한국은행 통계자료 중에서 총자본소득(gross capital income)에는 기업 및 재산소득(rK , 단위: %)를, 총투자에는 총고정자본형성(INVEST, 단위: %)를 각각 사용하였다. 그들의 효율성에 대한 충분조건은 자본소득(capital income)이 총투자(gross investemnt)를 초과해야 한다는 것이다. 그들은 Phelps(1961)의 황금률 기준을 따라 총자본에 대한 수익인 rK 보다 신규투자인 gK 가 더 크다면 그 경제는 동태적으로 비효율적이라 보았다. (g : 경제성장률) 즉, 실질이자율(r)이 경제성장률(g)보다 낮다면 이는 경제의 소비를 작게 만드는 효과가 있다는 것이다. 반면, 그들은 1929년에서 1985년까지의 미국자료는 자본소득이 지속적으로 투자를 상회하였으므로 비효율성의 근거를 찾기 어렵다는 주요 실증분석 결과를 제시하였다.

한편, 우리나라의 경우, <그림 2>에서와 같이 1980년대 후반을 기점으로, 투자(INVEST)가 자본소득(rK)을 초과하기 시작했음을 확인할 수 있다. 이는, 우리경제에 투자로 인한 과잉자본축적이 발생했을 가능성을 시사한다.

<그림 2> 동태적 비효율성 여부

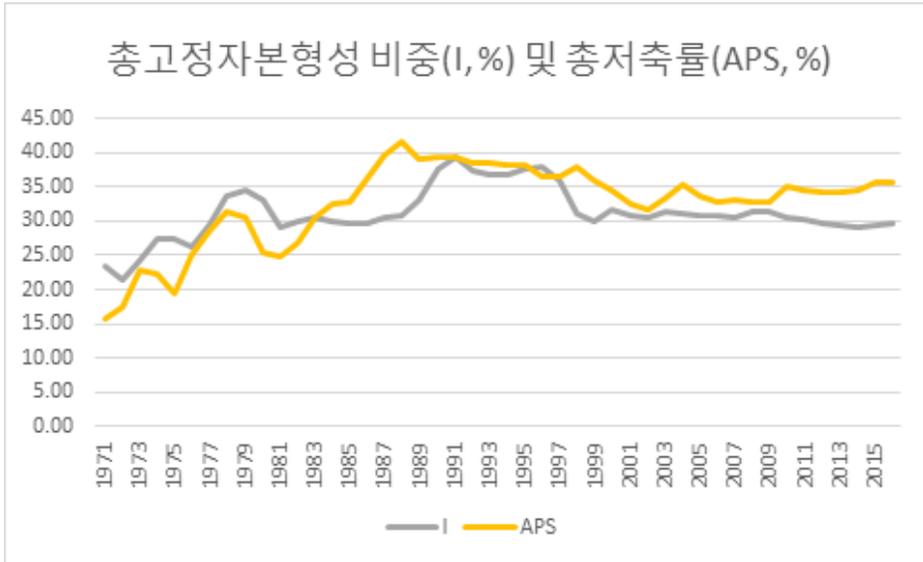




자료: 한국은행 경제통계시스템.

다이아몬드의 중첩세대모형에서는 경제전체의 자본축적을 결정하는 것이 가계의 저축이라 상정하고 있다. 반면, 현실에서는 기업과 정부의 저축도 자본축적 경로에 영향을 미친다. 가계, 기업, 정부를 모두 합친 우리나라의 총저축률(〈그림 3〉, APS)은 아직도 총투자(I) 보다 높은 수준이다.

〈그림 3〉 총투자와 총저축



자료: 한국은행 경제통계시스템.

그럼에도 불구하고 최근 고령화 및 가계부채 급증에 따라 가계저축률은 급격히 하락하고 있다. 1986-95년에는 16%가 넘는 수준을 보이던 가계저축률은 97년 외환위기 이후 10% 아래로 떨어졌으며 2000년대에는 4%대까지 하락하였다. 이점은 연금도입이 동태효율성에 미치는 영향을 논의할 때 주의를 요하는 대목이다.

3) 실증분석- 행태방정식 추정 및 가설검정

가. 폴링자승법과 패널추정법

Diamond (1965) 에서 각 개인의 예산제약은 평생소비의 현재가치가 평생노동소득의 현재가치 합과 같다고 상정한다.¹⁷⁾ 그러나, 실제 개인은 실물 또는 명목부(wealth)를 보유하고 있으며 이는 소비지출에 영향을 미친다. 이를 재산효과(wealth effect)라 하며 그 크기에 대해서는 일치된 견해가 없다. 일반적으로, 금

17) 분석과정에서 초기부(initial wealth)를 0으로 두고 있다.

용자산보다 주택 등 부동산에서 발생하는 재산효과의 크기가 더 큰 경향을 보인다. 18) 본 실증분석에서는 재정패널조사 설문항목중 현재 거주하는 주택의 시가총액(HOUSE)을 명목부의 변수로 사용하였다. 소득변수로는 INCOME1(총소득)을 설명변수로 사용하였다.

소비(CONS)의 소득탄력성(또는, 한계소비성향)을 추정할 때, 패널추정(panel estimation)과 풀링자승법(pooled OLS)을 모두 사용하였다. 19) 원칙적으로, 가계의 소비성향은 최적화문제에서 도출되므로 그룹내변동(within variation)을 이용하는 고정효과(fixed effects)모형이 가장 바람직하다고 볼 수 있다. 이는 각 가계의 평균으로부터의 편차(deviation from the mean form) 변수들을 사용하는 방법이다.

가계소비 고유의 효과(household-specific effect)를 상수나 교란항으로 간주함에 따라 고정효과와 임의효과모형으로 나뉜다. 만일, 이를 고려하지 않고 가계 소비(저축)행태 방정식간 교란항의 상관관계만 고려하면 pooled OLS는 일치성(consistency) 있고 효율적(efficient)인 추정량이 된다. 패널자료에 대한 변수변환에 GLS를 적용하면 임의효과 모형에서 교란항 분산 추정치가 다소 상이하게 도출된다. 추정결과는 <표 4>, <표 5>에 나타나있다. 유의할 사항은 고정효과모형에서 가구별 평균으로부터의 편차데이터를 사용한 것과 달리, 최소자승더미모형(LSDV)에서는 고유효과를 더미변수로 처리하였다는 점이다. 20)

18) 이의 근거로는, 금융자산에 비해 주택은 보다 광범위한 계층이 소유하고 있으며, 주택가격 변화는 영구적이라고 판단하는데 근거를 둔다. 반면 무주택자를 고려하면, 주택의 재산효과가 매우 작을 것이라는 견해도 있다.

19) 그럼에도 불구하고, 패널자료를 이용한 Chow 검정은 생략되었다. 이같이 패널데이터에서 가구의 공적연금 가입여부에 대한 집단내변동(within variation)을 활용하여 데이터의 패널구조를 사용하지 않고 풀링자승법만을 이용하고 있는 것은 본 연구의 한계로 지적될 수 있다. 이 경우, 가입여부에 차이가 있는 가구들간 사회경제적 특성을 최대한 통제할 필요가 있는데, 본 연구에서는 보유실물자산의 시가총액을 통제변수로 사용하였다.

20) 이외에도 교란항간의 상관관계를 고려하는 SUR 모형을 사용할수도 있으나, 본 연구에서 사용하는 “짧고 넓은(short and wide)” 데이터의 경우, 실용성이 거의 없다.

〈표 4〉 패널자료를 이용한 소비함수(CONS)의 소득탄력성 추정

	CONS	$\overline{R^2}$
Fixed Effects(고정효과)	0.953 (109.8, 0.00*)	0.786
Random Effects(임의효과)	0.977 (170.1, 0.00*)	
First Diff.(1계차분)	0.953 (109.8, 0.00*)	
LSDV(더미상수)	0.980 (172.0, 0.00*)	0.756
Random effects(Panel Data Transformations)	0.966 (162.9, 0.00*)	0.736

주: 1) 괄호안은 t-value 및 관측된 유의수준. 2) 1%, 5% 유의수준에서 회귀계수가 유의한 경우 p-value 에 각각 **, *표시. 3) Fixed Effects (고정효과)에서 상수는 시간불변(time-invariant) 변수로서 표시되지 않음.

〈표 5〉 패널자료를 이용한 소비함수(CONS)의 소득탄력성 추정
- 재산효과 고려

	ln(CONS)	ln(HOUSE)	$\overline{R^2}$
Fixed Effects(고정효과)	0.876 (0.00**)	0.0859 (0.00**)	0.800
Random Effects(임의효과)	0.898 (0.00**)	0.0749 (0.00**)	
First Diff.(1계차분)	0.876 (0.00*)	0.0859 (0.00*)	
Group Means(더미상수)	0.909 (0.00*)	0.070 (0.00*)	0.777
Random effects(Panel Data Transformations)	0.896 (0.00*)	0.0803 (0.00*)	0.740

주: 1) 괄호안은 관측된 유의수준. 2) 1%, 5% 유의수준에서 회귀계수가 유의한 경우 p-value 에 각각 **, *표시. 3) Fixed Effects (고정효과)에서 상수는 시간불변(time-invariant) 변수로서 표시되지 않음. 4) $\overline{R^2}$ 는 원칙적으로 OLS에서 정의됨.

추정과정에서 주목을 요하는 부분은 다음과 같다. 고정효과모형에서 원래 교란항 분산을 추정할 때 $\hat{\sigma}_e^2 = SSE/(NT-N-2)$ 를 구하여야 하나 대부분의 통계

패키지는 이대신, $\hat{\sigma}_e^2 = SSE/(NT-2)$ 의 값을 계산한다는 점이다. $\hat{\sigma}_e^2$ 의 계산은 변수들을 표본평균을 통해 변환하는 과정에서 발생하는 $N=4,756$ 의 자유도 손실을 무시한다(Hill, Griffiths and Lim, 2008).

우선, <표 4>에서 연금가입 여부와 관계없이 고정효과 모형을 적용하면 소비의 소득탄력성이 0.953으로 추정된다. 이는 풀링자승법을 적용하여 연금미가입 집단에서 0.9924, 연금가입집단에서 0.9094로 추정되는 것과 비교하면 중간정도의 값을 가진다. 전체표본에 대해 구한 탄력성값인 0.9802보다도 다소 낮게 추정된다. 이 추정치는 가계고유의 소비효과를 상수항처럼 취급해서 통제된 결과 얻어진 추정값으로 볼 수 있으며 풀링자승법은 탄력성을 다소 큰 수치로 추정하는 경향이 있다. 거주주택 시가총액을 재산효과로 통제할 경우, 소득탄력성은 유의하게 작아져, 변수누락(omitted variables)의 문제가 해결된 것으로 볼 수 있다. 한국은행의 분석결과에 따르면, 우리나라 소비자들은 재산가치가 100원 증가함에 따라 소비지출을 3.5원 정도 늘린다. <표 5>에서의 고정효과모형 추정 결과에 따르면 소비의 주택가격탄력성이 0.0859로 추정된다. 이를 분석에서 사용한 변수평균값에서 계산해보면, 재산가치가 109만원 증가시 소비지출을 9만원 정도 늘린다는 것으로 기존 분석보다 그 탄력성의 값이 크게 추정된다.²¹⁾

중첩세대모형에서 소비함수 추정시 설명변수는 현재소득(current income)보다 항상소득(permanent income) 변수를 사용하는 것이 바람직하다. 그러나, 이는 관측가능한 변수가 아니므로 측정오차(measurement error) 문제가 발생한다. 이를 다루기 위해서는 도구변수법(IV) 또는 일반적률법(GMM)의 사용이 바람직하나 향후연구로 미루기로 한다(Stock and Watson, 2003; Cameron and Trivedi, 2005). 추가적으로 지적할 사항은 설문조사(survey data)와 같은 표본에 대해 풀링자승법(pooled OLS)을 적용하는 경우, 군집(clustering) 문제가 발생한다. 본 연구에서와 같이 국민연금 가입여부에 의해 표본이 그룹화 된 경우, 군집조정 표준오차(cluster corrected standard error)를 구하여야 할 필요가 있다.

21) 그룹평균(Group Means)을 이용한 패널추정시 0.7로 추정되고 표본을 나누어 공적연금 가입자에 대한 재산효과 탄력성 추정치가 0.0419로 도출되어, 기존 연구결과와 큰 차이는 나지 않는다고 볼 수 있다.

이는 가계단위간 발생하는 이분산성 (heteroscedasticity) 과 가계단위 관측치간 발생하는 일반적인 상관관계 (general intercorrelation) 을 고려한다 (Wooldridge, 2002).

나. Chow 검정결과와 의미

우선, 국민연금 가입자와 그렇지 않은 경우, 소비함수에 체계적 차이가 있는가를 살펴보기 위해 다음과 같이 더미변수 (dummy variables) 를 통해 검정하게 된다.

$$C = \alpha + \delta D + \beta Y + \gamma(Y \times D) + \theta H + \varepsilon, \quad (3)$$

$$E(C) = \zeta + \eta Y + \theta H, \quad D = 1$$

$$\alpha + \beta Y + \theta H, \quad D = 0$$

단, $\zeta = \alpha + \delta$, $\eta = \beta + \gamma$, $C = \text{CONS}$ (월평균 소비지출), $D (=1, \text{공적연금 가입})$, $Y = \text{INCOME1}$ (총소득), $H = \text{HOUSE}$ (주택 시가총액) 가 성립한다.

더미변수를 사용하여 두 회귀방정식의 동등성 (equivalence) 을 검정하는 방법이 바로 Chow검정이다. 이는 추정식 (3) 에 대해 각각 상이한 추정을 시행한 다음, F-검정을 통해 통계적으로 두 회귀식에 통계적으로 유의한 차이가 있는가를 검정하는 방법이다.

즉, 다음과 같은 귀무가설을 검정한다.

$$H_0: \zeta = \alpha, \eta = \beta$$

본 연구에서 사용하는 회귀모형은 공적 연금가입자와 비가입자간의 소비-저축 행위의 차이를 설명하는데 사용된다. 이는 이산적 거시동태모형인 다이아몬드 모형 (Diamond overlapping-generations model) 이 부과방식의 사회보장제도 도입에 대해 예측하는 시점간 소비행태의 변화를 실증적으로 검정하는 예비단계로

서의 의미를 지닌다.

연금가입 여부를 설명변수의 더미로 처리한 검정결과를 나타내는 <표 5>를 보면, 두 표본에서 회귀계수가 동등하다는 귀무가설은 기각되어 모집단간 행태방정식에 구조적 전환이 존재함을 알 수 있다. 이같은 Chow 검정외에도 파라미터 구조변화가 점진적(gradual)으로 발생한다는데 중점을 둔 Hansen (1992)의 안정성 검정을 통해서도 소비함수의 전환이 발생한다는 사실을 확인할 수 있다.²²⁾

이에 대해 두가지의 설명이 필요하다. 첫째, 분석의 대상이 되는 각 년도의 표본수가 $n=4,756$ 이다. 즉, 재정패널조사는 주로 동일한 표본에 대한 추적조사로 이루어지며, 기타표본은 기존 분가가구, 신규 분가가구, 재진입 원표본 가구 등으로 구성된다. 이는 거시경제이론에서 상정하는 대표적 가계(representative family)의 소비-저축행태에 대한 추정을 가능하게 한다. 둘째, 가설검정 결과는 중첩세대모형이 시사하는 바와 상이하다. 이론에 따르면, 가계는 완전적립방식(fully funded)의 국민연금 가입여부에 따라 소비-저축행태를 변화시키지 않는다.²³⁾ 이는 이론적으로 적립방식(fully funded)의 사회보장제도하에서 예측하는 매기간 총저축과 총투자에 대한 동태적 최적화행위(dynamic optimization)의 해와 상응한다. 즉, 적립방식의 연금은 민간의 저축을 정부가 대신 행하는 것이므로, 소비행태에 변화를 주지않는다.

그럼에도 불구하고, 본 실증분석에서와 같이 연금가입이 한계소비성향을 통계적으로 유의하게 감소시킨다면, 이는 우리나라가 채택하고 있는 국민연금 등 공적연금 급여수준이 근로활동 기간에 기여한 연금보험료와 수익금보다 높게 설정되어 있는 (완전하지 않은) 부분적 적립방식(partially funded)의 운용에서 기인한다고 해석할 수 있다. 향후, 우리나라 국민연금제도가 부분적립식에서 부과방식으로의 운영체제 전환이 불가피하다면 이는 가계 소비-저축행태변화를 통한

22) 검정통계량은 회귀분석과 분산 모두를 포괄하며 Joint Test Statistic 4.15, P-Value 0.00의 결과가 도출되었다.

23) 적립방식의 도입은 정부가 대신 행하는 민간저축을 줄이는 방향으로 영향을 미치게 된다. 이외에도 추가적으로 고려할 사항이 많으므로, 이 문제에 대한 본격적인 분석은 향후연구로 돌려 8차년도 전체에 대한 데이터 가공을 통해 이루어지는 본격적인 모형추정과 가설검정을 통해 모색하기로 한다.

거시경제 효율성에 영향을 미칠 수 있다는 정책시사점을 얻을 수 있다.²⁴⁾ 즉, 부과방식으로의 연금개혁이 이루어진다면, 이는 과잉 자본축적으로 인한 비효율성 및 사회후생에 영향을 미칠 가능성이 있다.

〈표 5〉 소비함수의 동등성을 검정하는 Chow검정
- 소비함수(CONS)의 소득탄력성 추정

	CONS	표본수	$\overline{R^2}$
D=0(연금미가입)	0.9924 (140.67, 0.00*)	6369	0.75
D=1(연금가입)	0.9094 (82.144, 0.00*)	3140	0.68
TOTAL(전체표본)	0.9802 (172.05, 0.00*)	9512	0.75
Chow 검정	F(2,9505)=30.12 (0.00**)		

주: 1) 괄호안은 t-value 및 관측된 유의수준. 2) 5% 유의수준에서 회귀계수가 유의한 경우 p-value 에 *표시.

〈표 6-1〉 소비함수의 동등성을 검정하는 Chow검정
- 재산효과를 고려한 한계소비성향(MPC) 추정

	MPC	HOUSE	$\overline{R^2}$
D=0(연금미가입)	46.912 (0.00*)	0.00051 (0.00*)	0.61
D=1(공적연금가입)	47.01 (0.00*)	0.00036 (0.00*)	0.54
Chow 검정	F(3,5707)=4.82850 (0.00**)		

주: 1) 추정치는 100을 곱한 값임. 2) 괄호안은 t-value 및 관측된 유의수준. 3) 5% 유의수준에서 회귀계수가 유의한 경우 p-value 에 *표시.

24) 미국의 공적연금 도입과정을 보면, 1935년 적립방식으로 출범하였다가 4년만에 부과방식으로 전환하였다. 그 배경에 대해서는 Rosen and Gayer(2008)을 참조할 수 있다.

〈표 6-2〉 소비함수의 동등성을 검정하는 Chow검정
- 재산효과를 고려한 소비함수(CONS)의 소득탄력성 추정

	ln(CONS)	ln(HOUSE)	표본수	$\overline{R^2}$
D=0(연금미가입)	0.896 (0.00*)	0.0894	3638	0.77
D=1(연금가입)	0.874 (0.00*)	0.0419	2064	0.70
TOTAL(전체표본)	0.8996 (0.00*)	0.0742	9512	0.76
Chow 검정	F(3,5696)=15.31 (0.00**)			

Chow검정 수행에서 중요한 가정의 하나는 연금가입 자료를 지닌 응답가구와 그렇지 않은 가구간 소비 및 저축회귀식에서 오차항의 분산이 같다는 것이다. 그러나, 국민연금에 가입한 가구는 소비행태에 있어 보다 안정적인 소비패턴을 보일 가능성이 크다. 이같은 직관적인 문제를 해결하기 위해, Toyoda and Ohtani(1986) 등이 제시한 이분산을 고려하기 위해 더미변수를 사용한 Chow 검정을 시도한다.²⁵⁾ 즉, 소비함수에서 소득, 더미변수, 상호교차항(interaction term)을 사용하여 추정한 다음 Wald 검정통계량으로써 귀무가설을 검정한다.

연금응답자료가 있는 집단(n1)과 없는 집단(n2)의 소비함수가 같다는 제약하 추정식(restricted model)에서 두 번째 집단에서 소비함수 교란항 분산(σ_2^2)이 더 큰 경우, 통상최소자승법에 의거하여 수행되는 구조전환(structural break)에 대한 가설검정은 오류를 지닐 수 있다. Toyoda(1985) 등에 따르면 가설검정에서의 type I 오류 발생확률이 연구자가 설정한 유의수준(significance level) 5%보다 더 클 수 있다. 재정패널조사와 같이 표본수가 충분히 큰 경우, 이분산성에 대한 고려없이 다음과 같은 검정을 수행할 수 있다.

θ_1 과 θ_2 가 각각의 표본에 대해 적용된 일관성을 지니고 점근적으로 정규분포를 지닌 추정량이라 하고 V_1 과 V_2 가 이에 상응하는 점근적 공분산행렬이라 하자.

25) 이하는 주로 Greene(2008)을 참고하였다.

모수 파라미터가 동일하다는 귀무가설하에서 다음이 성립한다.

$$(\theta_1 - \theta_2) \text{는 } 0 \text{의 평균과 } (V_1 + V_2) \text{의 점근적 공분산행렬을 가진다.}$$

또한, 귀무가설하에서 Wald 검정통계량 K 의 자유도를 가지는 카이제곱분포를 따른다. Andrews and Fair(1988)가 논의한 가설검정에서 실제 규모(true size of test)는 불확실하다는 문제점을 지닌다.

$$W = (\theta_1 - \theta_2)(V_1 + V_2)(\theta_1 - \theta_2)$$

다만, 소표본의 경우, Type I의 오류확률이 커서 더 큰 임계치(critical value)를 사용해야 할 필요성이 제기된다. Ohtani and Kobayashi(1986)은 이 문제를 부분적으로 수정하는 경계검정(bounds test)를 고안하였다.

〈표 7〉 이분산을 고려하는 Chow 검정
(이분산-일치적 Eicker-White 표준오차)

	CONS	$\overline{R^2}$
Constant	50.02(0.00*)	
Income	0.463(0.00*)	
(D=1)	21.07(0.04*)	
Income*(D=1)	-0.026(0.32)	
Sample Split Test-Robust Standard Errors	Chi-Squared(2)=25.44 F(2,*)= 12.72 (0.00*)	0.69

주: 1) 괄호안은 관측된 유의수준. 2) 5% 유의수준에서 회귀계수가 유의한 경우 p-value 에 *표시.

가설검정의 규모(size of test)가 연구자들이 가정한 것보다 다른 경우가 발생한다. 이 차이는 대립가설의 함수로 표현될 수 있다. 연금가입자와 비가입자간의 모집단으로부터의 소비함수를 비교하기 위해서 대립가설에 대한 특정 정보없이 가설검정 결과를 해석하는데 어려움을 겪을 수 있다. 현재, 다수 이러한 통

계량에 대한 연구가 시계열분석의 맥락에서 논의되고 있으며 이 경우에는 대립가설이 보다 명확하게 정의될 수 있다.

한편, Chow 검정을 수행하기 위해서는 부분표본의 관측수가 각각 충분해야만 한다는 제약이 따른다. 그러나, 오일쇼크 전후의 가솔린시장분석과 같이 처리(treatment) 이후의 표본기간이 제한된 경우와 같이, 재정패널조사에서 국민연금관련 특정문항(예컨대, 가입년도, 가입월, 총가입기간 등)과 같이 응답한 표본의 수가 아주 작은 경우가 종종 발생한다(Fisher, 1970). 이 경우, 우선 두 표본에서 파라미터가 동일하다는 제약하에서와 표본이 충분한 집합에서 회귀분석을 시행하여 얻은 오차제곱합(sum of squares)들을 사용하여 F 검정을 시행한다. 이것이 예측검정(Chow predictive test)이다. 이는 대립가설에 표본에 의존하는 파라미터를 부가하여 모형의 안정성을 검정(test of model stability)을 시행하는데 사용되기도 한다.

Ⅲ. 요약 및 향후연구

Abel et al. (1989)은 매기간 1달러씩을 청년세대에서 노년세대로 이전하는 부과방식의 사회보장이 파레토개선(Pareto improving)의 효과를 가져올 수 있다고 보았다. 또한, 이는 세대간 위험분산(risk spreading)의 효과도 가져올 수 있다고 보았다.

부과방식의 사회보장제도(국민연금)을 중첩세대모형에 도입했을 때 각 세대에 미치는 효과는 다음과 같다. 이미 자본축적수준이 소비를 극대화하는 황금률(golden rule) 수준에 있어 동태적 효율성을 달성하고 있었다면, 사회보장세 T 의 증가는 은퇴세대에게 추가적인 후생증가를 가져다준다. 또한, 균형성장경로(balanced growth path)상에서의 자본수준이 동태적으로 비효율적이었다면, 이 경우 또한 은퇴세대에게 이득을 가져다준다. 연금제도가 균형자본수준을 낮추는 경우, 청년세대는 증가된 소비로 말미암아 복지수준을 향상시킬 수 있다. 즉, 국민연금제도가 자본의 과잉축적으로 인한 동태적 비효율성 문제를 해결할 수 있

다. 본 연구의 문제의식은 공적연금가입이라는 처리효과(treatment)가 소비-저축행태에 영향을 미치는가를 실증적으로 검정하는 예비단계를 제시하는데 있다.

만일, 우리나라의 연금제도를 개혁하여 부과방식으로 전환된다면, 이는 균형성장경로상의 투자대신 소비를 증가시킬 수 있다면 이는 사회후생을 증진시킬 수 있다. 본 연구는 부분적립방식하 연금도입이 균제상태(steady state)에서의 소비-저축 패턴과 같은 거시변수에 영향을 미침을 보임으로써, 연금제도 운용에 대한 향후 연구를 위한 기초자료를 제공한다고 볼 수 있다.

그럼에도 불구하고, 연금제도가 거시경제에 미치는 효과의 중요성을 고려할 때, 통계적으로 보다 정교한 실증분석이 향후연구에서 이루어질 필요가 있다. 재정패널조사를 활용하여 공적연금제도의 영향을 분석할 수 있는 향후 연구과제를 정리하면 다음과 같다.

첫째, Auerbach(1997)은 기대 재정불균형규모에 대한 측정치를 고안하였다. 이를 통해 GDP의 몇 %만큼 증세를 해야하는가라는 의문을 가졌다. 이 문제는 연금 수혜자 숫자를 일하는 사람의 숫자로 나눈 비율인 의존비율(dependency ratio)이 증가하게 되는 상황에서 (평균임금대비) 몇 %만큼 보험료율을 인상해야 하는가라는 문제와 관련된다. 또한, 보험료 동결을 위해서는 소득대체율(replacement ratio)을 낮춰야 한다. 우리나라의 경우, 국민연금기금의 고갈가능성과 관련하여 앞서 소개한 연구방법을 적용할 필요성이 대두된다. 이 경우, 가입자의 소득, 소비-저축행위 변화를 반영하는 원자료인 재정패널조사는 유용한 정책시사점을 제공할 수 있다.

둘째, 앞서 논의한 바와 같이, Chow 검정을 수행하기 위해서는 부분표본의 관측수가 각각 충분해야만 한다는 제약이 따른다. 그러나, 패널조사에서 특정문항에 응답한 표본의 수가 아주 작은 경우가 종종 발생한다. (Fisher, 1970) 이 경우, 시행하는 예측검정(Chow predictive test)을 확장할 수 있다. 이는 대립가설에 표본에 의존하는 파라미터를 부가하여 모형의 안정성을 검정(test of model stability) 한다.

셋째, 공적연금제도가 노동공급에 대해 미치는 영향은 소득을 변화시킴으로써 소비-저축행태에 효과를 가져올 수 있다. 이는 생애부(lifetime wealth)에 가

져오는 소득효과와 대체효과(wealth substitutions effect)의 모형으로 분석할 수 있다. 분석의 어려움을 가져오는 부분은 주로 대체효과(wealth substitutions effect)이다. 이는 여가의 기회비용에 나타는 변화를 관찰함으로써 가능하다. 만일, 세금(또는 보험료)으로 납부한 것보다 더 커진 연금의 혜택을 받는다면, 여가의 기회비용을 상승시켜 오히려 노동공급을 늘릴수 있다. 궁극적으로, (평균적 연금수준/평균임금)의 비율인 소득대체율(replacement ratio)이 1시간의 여가기회비용의 증감을 결정하게 된다.

넷째, 생애주기의 상이한 단계에서 각 세대는 서로 다른 한계소비성향(propensity to consume)을 보일 수 있다. 이는 다이아몬드모형과 같은 집계변수(aggregate variables)를 사용하는 거시모형 구축을 어렵게 할 수 있다. 소비뿐만 아니라 각 세대는 부의 규모패턴도 시점에 따라 상이해질 수 있다. 이 문제는 Auerbach and Kotlikoff(1987)에 의해 논의된바 있다. 이 모형에서는 인적부(human wealth)개념을 명시적으로 도입해서 총소비(aggregate consumption)에 미치는 영향을 분석한다.

다섯째, 본 연구에서 소비함수 추정시 해당기간 소득과 명목부(실물자산)만을 이용하였으나, 가처분소득 이외에 소비에 영향을 미치는 변수인 전체소비중 노동소득 및 금융소득의 비중, 이자율, 미래소득(항상소득) 등의 변수도 고려할 필요가 있다.

〈 참 고 문 헌 〉

- 국민연금발전위원회, 「2003 국민연금 재정계산 및 제도 개선방안」, 2003.
- 성혜영 · 이은영, 「생애주기별 소비 및 저축실태분석에 따른 노후준비 전략」, 정책보고서, 국민연금연구원, 2015.
- 이준구, 『재정학』, 4thEd., 다산출판사, 2011.
- 한국조세재정연구원, 「7차년도 재정패널조사 기초분석보고서」, 2016.
- Abel A., B. Mankiw, G. Summers and L. Zeckhauser, "Assessing Dynamic Efficiency," *Review of Economic Studies*, 56, 1989, pp.1-20.
- Aghion P. and P. Howitt, *The Economics of Growth*, MIT Press, 1999.

- Altonji J., F. Hayashi and L. Kotlikoff, "Parental Altruism and Inter Vivos Transfers: Theory and Evidence," *Quarterly Journal of Economics*, 102(Dec.), 1997, pp.1121-1166.
- Andrews D. and R. Fair, "Inference in Nonlinear Econometric Models with Structural Change," *Review of Economic Studies*, 55, 1988, pp.615-640.
- Attanasio O. and A. Brugiavini, "Social Security, and Households Saving," *Quarterly Journal of Economics*, 118(3), 2003, pp.1075-1120.
- Attanasio O. and S. Rohwedder, "Pension Wealth and Household Saving," *American Economic Review*, 93(5), 2003, pp.1499-1521.
- Auerbach A. and L. Kotlikoff, *Dynamic Fiscal Policy*, Cambridge Univ. Press, 1987.
- Auerbach A., "Quantifying the Current U. S. Fiscal Imbalance," *National Tax Journal*, 50, 1997, pp.387-398.
- Auerbach A., Gale, Orszag, and Potter, "Budget Blues," *Agenda for the Nation*, 1997, pp.190-143.
- Barro, R., "Are Government Bonds Net Wealth?" *Journal of Political Economy*, 82, 1974, pp.1095-1117.
- Barro R. and X. Sala-i-Martin, *Economic Growth*, Second Ed. MIT Press, 2004.
- Baumol W. J. and A. Blinder, *Economics*, Sixth Ed. The Dryden Press, 1994.
- Blanchard O., *Lectures on Macroeconomics*, MIT Press, 1989.
- Blanchard O. and Weil P., 2001, "Dynamic Efficiency, the Riskless Rate and Debt Ponzi Games under Uncertainty," *Advances in Macroeconomics*, 1:2, Article 3.
- Blinder A. and R. Solow, "Does Fiscal Policy Matter?" *Journal of Public Economics*, 2, 1973, pp.318-337.
- Brown M., "Early Retirement Windows," *Forecasting Retirement Needs and Retirement Wealth*, Philadelphia: Univ. of Pennsylvania Press, 1999.
- Cameron C. and P. Trivedi, *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge Press, 2005.
- Cahuc P. and A. Zylberberg, *Labor Economics*, MIT Press, 2004.
- Congressional Budget Office, *Social Security: A Premier*, Washington DC: US Government Printing Office, 1998.
- Diamond P., "National Debt in a Neoclassical Growth Model," *American Economic Review*, 55(Dec.), 1965, pp.1126-1150.
- Feldstein M., "Social Security, Induced Retirement and Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, 82(5), 1974, pp.905-926.
- _____, "Perceived Wealth in Bonds and Social Security. A Comment," *Journal of Political Economy*, 84, 1976, pp.331-336.
- _____, "Social Security, and Saving: New Time Series Evidence," *National Tax Journal*, 49, 1996, pp.151-164.

- Grill et al., "Political and Monetary Institutions and Public Financial Policies in the Industrial Countries," *Economic Policy*, 1991, pp.341-392.
- Gruber J. and D. Wise, "An International Perspective on Policies for an Aging Society," NBER Working Paper, 8103, 2001.
- Hansen B., "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, No. 3, 1992, pp.321-335.
- Hill R., W. Griffiths and G. Lim, *Principles of Econometrics*, 3/e, Wiley, 2008.
- Lumsdaine R., J. Stock and D. Wise, "Efficient Windows and Labor Force Reduction," *Journal of Public Economics*, 43, 1990, pp.131-159.
- Modigliani F. and R. Brumberg, "Utility Analysis and the Consumption Function," In *Post-Keynesian Economics*, pp.388-436, Rutgers Univ., 1954.
- Ohtani K. and M. Kobayashi, "A Bounds Test for Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regression Models Under Heteroscedasticity," *Econometric Theory*, 2, 1986, pp.220-231.
- Phelps E., "The Golden Rule of Accumulation: A Fable for Growthmen," *American Economic Review*, 51, 1961, pp.638-643.
- Picketty T., "The Dynamics of Wealth Distribution and Interest Rate with Credit Rationing," *Review of Economic Studies*, 64, 1997, pp.173-189.
- Roubini N. and J. Sachs, "Political and Economic Determinants and of Budget Deficits in the Industrial Democracies," *European Economic Review*, 33, 1989, pp.903-933.
- Romer D., *Advanced Macroeconomics*, International Edition, McGraw-Hill, 2006.
- Rosen H. and T. Gayer, *Public Finance*, 8th Edition, McGrawHill, 2008.
- Stock J. and D. Wise, "Pension, the Optimal Value of Work and Retirement," *Econometrica*, 58(5), 1990, pp.1151-1180.
- Toyoda T. and K. Ohtani, "Testing Equality Between Sets of Coefficients After a Preliminary Test for Equality of Disturbance Variances in Two Linear Regressions," *Journal of Econometrics*, 31, 1986, pp.67-80.
- Weil, P., "Love Thy Children: Reflections on the Barro Debt-Neutrality Theorem," *Journal of Monetary Economics*, 19, 1987, pp.377-391.
- Wooldridge, J., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, 152, 2002.
- Yang, J., "Partially Funded Pension, Fertility and Endogenous Growth," *MPRA Paper*, No. 18681, posted 21. (November), 2009, pp.1-10.

〈 부 록 〉

1) 연금제도하 자본운동 방정식

부과방식의 사회보장제도가 1인당자본의 균형성장경로 (balanced-growth-path) k^* 에 미치는 영향을 알기 위해서는 자본축적방정식에 등장하는 $Z(t)$ 항의 부호를 알 필요가 있다.

$$k(t+1) = [1/(n+1)][1/(\rho+2)(1-\alpha)k(t)^\alpha - Z(t)T/A]$$

$$Z(t) = [1+r(t+1) + (n+1)(1+\rho)] / [(2+\rho)(1+r(t+1))] > 0$$

수식을 변형하는 과정을 거쳐 이 항이 양의 부호를 가지는 것을 확인할 수 있다.

2) 연속적 기간-생애주기소비

한편 Modigliani, and Brumberg (1954)는 거시경제의 소비결정이론으로 생애주기가설 (life cycle hypothesis)을 제시한 바 있다.

평생효용함수는 다음과 같다.

$$U = \int_{t=0}^T u[C(t)]dt$$

경제주체의 기간별 소득은 다음과 같다.

$$Y_0 + gt, \quad 0 < t < R$$

$$0, \quad R < t < T$$

단, R = 은퇴시점

소비에 대한 스무딩 (consumption smoothing)이 이루어진 후, 매기간 일정한 소비지출은 다음과 같다.

$$C^* = (R/T)[+(1/2)gR]$$

직관적으로 설명하면, 개인은 은퇴후 소득이 없으므로 총근로기간 저축한 금액으로 은퇴후 소비가 (균등하게) 이루어진다는 것이다. 그래프상의 평생부 (lifetime wealth)를 나타내는 곡선의 기울기는, 은퇴전 기간에는 소득이 소비를 초과하는 부분(저축)을 나타낸다. 은퇴후 기간의 평생부 곡선은 직선의 일정한 기울기를 가진다. 따라서, 생애주기에서 부의 축적과정은 낙타 등모양의 저축 (hump saving)이라 불리기도 한다.

다음으로, 생애주기가설에 따를 때 연금도입이 근로자의 은퇴시점 (R) 결정과정에서 의사결정의 대상이 되는 변수가 되어 소비-저축행태에 영향을 미치는 효과를 살펴보자.

앞서 은퇴시점 R 의 함수인 극대화된 평생효용함수의 값을 $V(R)$ 라 하자.

$$V(R) = U^* = \int_{t=0}^T u[C(t)]dt$$

이는 현재 시점에서 은퇴하지 않는 의사결정에 부과되는 옵션가치 (option value)를 고려할 필요를 가져온다 (Stock and Wise, 1990). 직관적으로, 노동시장에 참가한 현재시점 ($T=0$)에서 은퇴하지 않는 결정과 결부된 옵션가치는 다음과 같다.

$$V(R^*) - V(0)$$

단, $V(R^*)$: 평생효용을 극대화하도록 결정된 최적은퇴시점에서의 효용.

결국, 생애주기모형이 시사하는 바는 합리적 소비자가 생애에 걸친 효용을 극

대화하는 과정에서, 연금제도 도입은 최적 은퇴시점 결정에도 영향을 미쳐 생애에 걸친 소비-저축패턴을 변화시킬 가능성이 있다는 것이다. 예기치 않은 은퇴 환경의 변화에 대한 근로자의 반응은 Lumsdaine, Stock and Wise (1990), Brown (1999), Gruber and Wise (1999, 2001) 등이 분석한 바 있다.

3) 평균 처리효과(average treatment effect in DID)

표본선택 (sample selection, incidental truncation) 문제의 발생은 2기간 모형의 처리집단 (treatment group)에 대한 처리효과 (treatment effects; γ^*)와 바람직한 한계소비성향 (β^*)을 측정하는데 정교한 기법을 사용할 것을 요구한다 (Angrist, 2001). 이 경우, DID (difference-in-difference) 방법을 사용하여 국민연금에 가입하지 않았더라면 나타날 소비-저축행위를 비교하여 국민연금가입 기간과 규모가 효용극대화 행위에 미치는 영향을 분석할 수도 있다.

$$y_{it} = \theta_t + \beta' X_{it} + \gamma C_i + u_i + \varepsilon_{it}, \quad t = 0, 1 \quad (1)$$

단, y_{it} = 소비, 저축, X_{it} = (경상)소득, C_1 = 공적연금 가입, C_0 = 공적연금 미가입.

이 경우 처리효과에 대한 DID 추정량은 다음과 같다.

$$\gamma^* = \overline{\Delta y} | (\Delta C_i = 1) - \overline{\Delta y} | (C_i = 0)$$

연구자가 원하는 효과는 전체인구에서 처리효과 (공적연금 가입)가 개인에 미치는 영향이 아니라 이의 평균치인 다음의 처리집단에 대한 평균 처리효과 (average treatment effect on the treated)이다.

$$ATE/T = E(y_1 - y_c | C_i = 1)$$

본 연구에서 추출한 6차, 7차년도로 구성된 패널표본에서 8차년도 표본을 추가한 본격적인 추정은 향후 연구로 미루기로 한다.

Effects on Consumption of Public Social Security*

ByungWoo Kim**

Abstract

In this study, we analyze the possibility of structural break in behavioral equation for consumption. The introduction of partially-funded social security makes the consumption behavior change with regard to labor income in the first period. Empirical results for hypotheses testing show that we reject the null hypothesis of no break in equations.

We can explain this as follows: First, we can justify our results since we have samples for representative family due to appropriate sampling process. Second, we can infer that households respond to the introduction of partially-funded social security. This does not correspond to the solution for aggregate saving and investment in dynamic optimization problem in the case of fully-funded.

Key Words: pay-as-you-go, overlapping-generations model, intertemporal consumption, dynamic efficiency

JEL Code: E32, O30

* This was Supported by Korea National University of Transportation in 2018.

** Associate Professor, Division of Liberal Arts, KNUT, ChungJu, Korea,
Corresponding Author, e-mail: bwkim2@daum.net