

老齡社會의 所得隔差와 相續稅*

裴 垓 皓**

논문 초록 :

청장년기에 비해 노년기에 世代內 소득격차가 커진다는 사실이 Deaton-Paxson(1994)에 의해 실증분석과 이론적인 검토를 통해 확인된 바 있다. 본고는 노령화로 공적 연금의 보험료율이 높은 사회에서 노년기의 소득격차가 더 커질 수 있음을 밝히고 있다. 또 소득격차 해소법의 하나인 상속세에 주목하여 世代內 소득격차의 심화를 방지하기 위해 상속세를 어떻게 운영해야 할 것인지를 분석하고 있다. 우리는 부과방식의 공적 연금과 '단명시 균분상속과 장수시 선별상속'의 유산행동을 전제로 하여 연금보험료율이 낮을 때보다 높을 때 소득격차가 더 커질 수 있음을 밝히고 있다. 이는 상속 유무로 자녀세대의 청장년기 소득에 격차가 생기는데, 이 격차가 부과방식하의 높은 자본수익률과 소득비례 연금 때문에 자녀세대의 노년기까지 연장되기 때문이다. 우리의 분석결과는 적립방식의 공적 연금이 청장년기와 노년기의 소득격차를 축소시켜 줄 수 있다는 Abel(1985), Chu(1987)의 분석결과와 대비된다.

핵심주제어 : 선별적 이타주의, 공적 연금, 상속세
경제학문헌목록 주제분류 : D1

I. 序 論

우리 나라는 중국과 더불어 지구상의 어느 나라보다도 빨리 인구의 노령화가 진행되고 있다. 그 결과 2010년 이후에는 인구노령화지수가 0.10을 훨씬 초과해 0.15의 수준까지 진행될 것으로 전망되고 있다. 이 같은 수치는 일찍부터 노령화가 진행된 서구의 어느 나라보다도 높은 수준이다. 노령화의 진전과 가족제도의 핵가족화, 소가족화 현상으로 인해 노령자세대의 노후생활자금 마련이 해당자 자신은 물론이고 정부차원에서도 커다란 과제의 하나로 부각되고

* 본고의 작성과정에서 조언해 준 東京大學의 野口悠紀雄·福田愼一 教授, 一橋大學의 刈屋武昭·中馬宏之·深尾京司 教授에게 감사한다. 또 우리 나라 자료를 분석해 준 한국조세연구원의 홍충기 연구원에게 감사한다. 남은 오류는 필자의 책임이다.

** 한신대 일본학과 교수.

있다. 당국에서도 이 점을 고려하여 1988년에 국민연금을 도입하였고, 이후 적용대상을 확대시켜 1998년부터는 도시 자영업자와 5인 이하 사업장 종업원에 계까지 국민연금이 적용될 예정이다.

본고의 목적은 2010년 이후 도래할 것으로 전망되는 높은 공적 연금 보험료를 사회에서 노령자세대 간에 소득격차가 확대될 가능성이 있음을 보이는 것이다. 소득격차가 확대되는 메커니즘은 다음과 같다. 자본수익률은 적립방식의 공적 연금 경제에서 보다 부과방식의 공적 연금 경제에서 더 높게 나온다.¹⁾ 노년기까지 생존하는 부모의 경우 청장년기에 행한 저축에 큰 수익이 따라붙게 되고 연금까지 받게 된다. 이 때 연금은 소득비례방식을 가정하므로 고보험료를 경제에서는 연금도 높다. 노년기까지 생존하는 부모가 이렇게 축적한 재산의 일부를 유산으로 남길 때 모든 자녀에게 균등하게 나누어 주지 않는다고 가정해 보자. 이로 인해 자녀세대의 청장년기 소득(여기서는 자산을 포함한 광의의 소득개념으로 사용함)이 차이를 보이게 된다. 이 격차는 높은 자본수익률과 소득비례연금으로 인해 자녀세대의 노년기까지 연장되며, 또 다시 손자녀 세대의 소득격차로 연결된다.

이상의 분석들에서 소득격차를 가져오는 두 가지 요인으로 선별상속과 고보험료율의 부과방식 공적 연금을 제시하고 있다. 부과방식 공적 연금의 수익률은 인구증가율 등의 외생적인 요소에 의해 결정되며, 위의 두 요인에 의해 발생하는 소득격차를 조정하는 역할을 한다.

Abel(1985)은 유산이 없고 임금과 자본수익률이 외생적으로 정해지는 경제에서 자본수익률(R)이 인구증가율(n)보다 낮을 때, 적립방식 공적 연금의 높은 보험료율이 청장년기와 노년기의 소비분산을 축소시킨다고 주장한다. 그리고 Chu(1987)도 자녀 전원에 대한 유산상속과 자본수익률이 내생적으로 정해지는 경제하에서 적립방식 공적 연금의 낮은 보험료율이 노년기의 소비분산을 축소시킨다고 주장하고 있다. 또 Chu는 보험료율이 증가하면서 노년기의 소비분산이 감소에서 증가로 바뀌는 점을 확인해 아벨(1985)의 주장을 해석할 때

1) 자본수익률이 내생화될 경우 첫째, 자본수익률 R 은 적립방식 공적 연금하에서 보다 부과방식 공적 연금하에서 더 높고 양 방식 간의 자본수익률은 낮은 보험료율하에서보다 높은 보험료율하에서 더 크다. 둘째, 자본수익률(R)이 인구증가율(n)보다 낮을 때 연금수익률은 적립방식하의 수익률 $R/(1-p)$ 보다 부과방식하의 수익률 $n/(1-p)$ 는 더 높다. 여기서 p 는 사망확률. 이상의 두 가지 사실이 성립할 때 청장년기 저축과 연금급부에 의한 노령기의 소득과 소득분산(혹은 소득분산에 비례하는 소비분산)은 적립방식보다 부과방식에서 또 낮은 보험료율하에서보다 높은 보험료율하에서 더 크다.

주의가 필요함을 밝히고 있다. 그러나 낮은 보험료율보다 높은 보험료율하에서 소비분산이 더 커지는 사실을 확인하지 않고 있다.²⁾ 나아가 그는 높은 보험료율하에서 소득격차(혹은 소비격차)가 커지는 사실을 부정하고 있다.

이상의 분석들과 다소 다른 방법을 사용하여 Deaton and Paxson(1994)은 노년기의 세대 내 소득격차가 청장년기의 그것보다 크다는 사실을 밝히고 있다. 이들은 이 같은 사실을 이론과 실증의 두 가지 측면에서 접근하여 제시하고 있다. 즉, 항상소득가설(permanent income hypothesis)에서 얻어지는 “같은 시기에 태어난 코호트(cohort) 내 사람들의 소비와 소득의 불평등이 나이가 들어 감에 따라 증가하여 (소비분산으로 측정한) 이 불평등이 시간이 흐름에 따라 증가한다”라는 예측을 검증한 후 이론적인 해석을 시도하고 있다. 이들이 실증분석에서 사용한 자료는 미국, 영국, 대만의 가계조사이다. 코호트 자료를 이용한 회귀분석 결과를 보면 나이가 들어 감에 따라 노년기 世代內 소득불평등이 미국에서는 증가하고, 영국과 대만에서는 현상유지 내지는 약간 감소하는 추세를 보인다. 또 미국과 대만에서는 이 불평등이 시간의 경과와 더불어 증가하고 있다.

디튼과 팩슨의 분석과 본고의 차이점은 크게 보아 세 가지이다. 첫째, 이들의 분석에서는 노령자의 세대 내 소득불평등이 시간에 따라 바뀌는 것을 분석하는 데 비해 우리는 이 불평등이 보험료율의 변화에 따라 바뀌는 모습을 분석하고 있다. 둘째, 이들이 실증분석을 통해 항상소득가설의 주장을 검증하고 있는 데 비해 우리는 시뮬레이션 분석을 통해 보험료율이 불평등에 미치는 효과를 분석하고 있다. 셋째, 이들은 한 世代의 일생에 걸친 효용극대화 행동을 설명하는 항상소득가설 모형을 분석하지만 우리는 부모의 유산행동까지를 고려한 세대중복모형을 분석하고 있다.

이하 제Ⅱ절에서 노령자의 경제적 지위를 살펴보고 장수사회형 유산행동의 개념을 정의한다. 제Ⅲ절에서는 부과방식 공적 연금과 장수사회형 유산행동의 경제에서 대표적인 가계의 定常狀態 소비분포를 도출하여, 소득격차에의 함의를 파악하고, 제Ⅳ절에서는 제Ⅲ절의 상황에 상속세를 도입하여 소득격차의 변화를 살펴본다. 제Ⅴ절에서는 얻어진 결과식이 지니는 의미를 파악하기 위해

2) Chu(1987)의 <표 1>-<표 3> 참조. 단, <표 3>의 $\gamma=0.5$ 의 경우, 높은 보험료율하에서의 노년기 소비분산이 낮은 보험료율하에서의 소비분산보다 크다. 그러나 이 경우에도 변동계수로 비교한 소득격차(혹은 소비격차)는 낮은 보험료율보다 높은 보험료율에서 축소되고 있다.

시뮬레이션 작업을 통해 상속세의 운영방향에 따라 소비분포와 소득격차가 어떻게 달라지는가를 분석한다. 제Ⅵ절에서는 분석결과를 요약하고, 이들 결과가 지니는 정책적 함의를 정리하며, 연구의 발전방향에 대해 언급한다.

Ⅱ. 老齡者의 經濟的 地位와 長壽社會型 遺産行動

1. 노령자의 경제적 지위

소득격차는 가득능력이 있는 청장년기에 비해 가득능력이 없는 노년기에 덜 벌어지는 것으로 알려져 있다. 물론 이 때의 ‘소득’은 자산이 배제된 좁은 의미의 소득을 지칭한다. 한편, 자산격차는 청장년기보다 노년기에 더 벌어지는데, 이는 노년기에 소득격차의 효과가 누적적으로 나타나고, 연금수준도 청장년기의 경력에 비례하여 지급되는 것이 일반적이기 때문이다. 본고에서처럼 자산을 포함한 소득을 논의할 경우 소득격차는 청장년기에 누적된 가득소득의 격차에 연금소득의 격차가 추가되는 노년기에 더 벌어질 가능성이 크다.

여기서 한국, 일본, 미국 노령자의 소득과 보유자산 등 경제적 지위를 살펴보자. 우리 나라의 경우 노령자의 소득과 자산분포에 대한 통계가 불충분하지만 우리가 1995년도 『도시가계조사』와 『대우패널데이터』를 이용해 분석한 사항을 소개하면 다음과 같다. 첫째, 노령자세대의 소득격차는 청장년세대의 소득격차보다 더 크다³⁾(『도시가계조사』의 근로자·자영업자, 『대우패널』의 근로자·자영업자). 둘째, 노령자세대의 자산불평등은 청장년세대의 자산불평등보다 낮다⁴⁾(『도시가계조사』의 근로자, 『대우패널』의 근로자·자영업자). 셋

3) 『도시가계조사』에서 근로자의 경우 70대 제외 전계층에서 일관성 있는 결과가 나타난다. 이용표본수는 1995년도 근로자가구 2,882가구로 연령별 가구수는 20대 543, 30대 1,219, 40대 656, 50대 368, 60대 91, 70대 5이다. 자영업자의 경우 소비지출을 토대로 추계한 소득(추계 방법은 襄壤皓(1996b) 참조)의 변동계수는 加齡에 따라 증가하는 추세이지만 40대와 60대에서 불규칙한 값을 보여 소득격차는 70대, 50대, 30대, 40대, 60대, 20대 순이다. 이용표본수는 1,402가구로 20대 113, 30대 620, 40대 423, 50대 194, 60대 37, 70대 15이다. 『대우패널』에서는 근로자보다 자영업자에서 보다 뚜렷한 추세를 찾아볼 수 있다. 근로자가구의 경우 청장년세대에서 불규칙한 모습을 보여 소득격차는 60대, 20대, 40대, 50대, 30대의 순이다. 이용표본수는 1,124가구로 20대 88, 30대 575, 40대 260, 50대 157, 60대 43, 70대 1이다. 자영업자의 경우 60대, 30대, 50대, 40대, 20대, 70대의 순이다. 연령별 표본수는 747가구로 20대 19, 30대 299, 40대 247, 50대 131, 60대 47, 70대 4이다. 70대는 청장년세대보다 소득격차가 더 낮게 나오는데, 5가구 이하이고 가구주가 70대 취업자라는 점에서 대표성이 낮아 배제시켰다.

째, 동거율 저하에 의한 노령자 단독세대나 부부세대의 증가로 노령자세대는 물론 전세대의 소득불평등도가 증가할 것으로 유추된다. 이는 3세대가구의 감소와 1세대가구, 1인가구의 증가가 저소득 노령자계층이 다수 독립하고 있음을 시사하고 있기 때문이다.⁵⁾ 넷째, 노령자의 저축률이 낮으므로 장수화는 유산의 감소로 연결되어 청장년세대의 소득과 자산격차를 축소시킬 가능성이 있다.⁶⁾

일본의 경우, 첫째 노령자세대의 소득격차는 청장년세대의 소득격차보다 크다. 둘째, 1984년에 비해 1989년에 지니계수로 측정한 노령 초기(60-69세)의 소득불평등은 축소되었다. 그러나 노령 후기(70세 이상)에서는 이 불평등도가 확대되었다. 노령자안에서도 나이가 들면서 소득불평등이 확대된 것이다.⁷⁾ 셋째, 변동계수로 측정한 60-64세 계층의 연금수급자(남자)의 소득불평등은 1986년에 비해 1992년에 축소되었다. 그러나 취업하지 않고 있는 연금수급자의 소득불평등은 약간 확대되었다.⁸⁾ 넷째, 지니계수로 측정한 노령자 세대의

4) 『도시가계조사』의 경우 월 이자소득·임대소득을 보유자산의 대리변수로 간주해 이들 소득의 변이계수로 측정·비교한 것이다. 50대가 40대보다 자산불평등도가 더 높게 나타나고 있는 점이 다소 의외이다. 그런데 보유 부동산(주거용)가액의 변이계수를 측정·비교해도 마찬가지로 결과가 얻어진다. 또 부동산 보유자만을 대상으로 비교해도 같은 결과가 얻어진다. 연령계층별 보유 주거용 부동산가액(보증금 포함)은 20대 1,333만 원, 30대 2,427만 원, 40대 3,686만 원, 50대 4,863만 원, 60대 3,794만 원, 70대 2,104만 원이다. 이는 연간 귀속임료에 할인을 0.08을 적용하여 계산한 값이다. 부동산가액이 낮게 나온 것은 비보유자까지를 포함한 전체 해당 연령 한 가구당 평균이고 할인이 다소 높게 책정되었기 때문일 것이다. 『대우패널』의 경우 근로자가구에서는 40대가 가장 낮게 나오는 점이 다소 의외이지만 전체적인 추세는 加齡에 따라 줄어든다. 『대우패널』에서는 이자소득, 임대료소득 외에 주식양도차익까지를 함께 고려해도 마찬가지로 결과가 얻어진다. 자영업자가구에서도 기본적으로 들어맞고 있지만 청장년세대에서 다소 불규칙하게 나타난다. 즉, 소득격차는 40대, 30대, 50대, 60대, 20대 순으로 낮아진다.

5) 통계청, 『인구주택총조사』(1995). 1인가구는 164만 2,000가구로, 1990년에 비해 60.8%가 증가했고 60세 이상 노인 1인가구가 114.6%나 늘었다. 부부나 자녀만이 사는 1세대가구가 164만 가구로 34.4%가 늘었다. 또 3세대가구는 126만 6,000가구로 1990년에 비해 8.5%가 줄었다.

6) 『도시가계조사』의 경우 연령계층별 월 이자소득과 임대료소득의 합계가 50대를 경계로 낮아지는 사실에서 유추된 해석이다. 이 합계소득은 20대 17,240원, 30대 18,167원, 40대 37,397원, 50대 79,840원, 60대 44,071원, 70대 34,125원이다. 대우패널의 경우 40대를 경계로 낮아지고 있다. 다만 자영업자는 50대보다 60대에 이 합계소득이 더 높게 나오는 점이 다소 의외이다. 또 한 가지 주의할 점은 자산의 변동을 나타내는 순기타지출(기타지출-기타수입)이 60대와 70대 가구에서 대부분 陽으로 나타나고 있는데, 이는 이자소득과 임대료소득의 합계소득이 이 연령대에서 감소한다는 사실과 부분적으로 상반되는 측면을 지니고 있다는 사실이다.

7) 野口(1992), 八代(1993, p. 40, 〈그림 4〉), 후자의 기술은 大竹(1994, p. 338, 〈그림 2〉) 참조. 이 같은 결론은 횡단면자료에서 얻어진 지니계수에 근거하고 있다. 1984년의 60-64세 계층에 비해 1989년의 65-69세 계층에서 지니계수가 높게 나타난다. 이 같은 사실은 1984년의 65-69세 계층과 70-74세 계층에도 적용된다.

8) 日本 厚生省(1988, 1994)을 이용한 본고의 분석. 소득의 변동계수는 전체가 1986년의 0.709

자산불평등도는 청장년자세대의 자산불평등보다 낮지만 1984년에 비해 1989년에는 불평등이 확대되었다.⁹⁾ 다섯째, 동거을 저하에 의한 노령자 단독 또는 부부세대의 증가로 노령자세대는 물론 전세대의 소득불평등이 증가하고 있다.¹⁰⁾ 여섯째, 노령자의 저축률이 陽이라는 사실이 유산의 증가로 연결되면 이 증가된 유산을 넘겨받는 청장년세대의 소득과 자산의 격차가 확대될 우려가 있다. 또 이들 세대가 노령자가 될 경우 연금수급액과 저축격차를 통해 소득과 자산의 격차가 증대될 우려가 높다.¹¹⁾

미국의 경우,¹²⁾ 첫째 1979년부터 1984년간에 노령자의 소득격차가 증대되었다. 그 이유는 취업률의 저하에도 불구하고 개인연금 등 사적 연금이 증가하는 등의 이유로 자산격차가 확대되었기 때문이다. 둘째, 1980년대의 소비격차(소비분산으로 측정)는 60대 전반층(1980년 시점)이 1986년을 정점으로 1990년까지 축소되고 60대 후반층(1980년 시점)은 1984년 이후 축소되고 있다(단, 1989년은 제외).

2. 장수사회형 유산행동

〈표 1〉에는 본고에서 가정하는 유산행동이 정리되어 있다. 이것은 Abel (1989)이 제시한 선별적으로 이타적인(selectively altruistic) 선호를 균분상속을 규정하고 있는 법률제약과 관련시킨 것이다.¹³⁾ 이 같은 유산행동을 고려

에서 1992년의 0.658로 축소되고, 일자리가 있는 경우는 0.713에서 0.618로, 일자리가 없는 경우는 0.622에서 0.627로 확대되었다. 일자리가 있는 경우의 소득격차가 줄어든 것은 제직자노령연금이 지니는 간접보조금효과와 1990년의 이 연금의 감액을 개정에 의한 중간소득계층의 취로증가가 그 이유로 고려될 수 있다.

- 9) 高山(1992), 高山他(1994). 같은 『全國消費實態調査』(1989)를 이용한 八代(1993)는 노령자세대의 자산분포가 근로자세대의 그것보다 치우쳐 있다고 지적하고 있다(p. 41, 〈그림 5A〉).
- 10) 大竹(1994), p. 388. 60세 이상의 세대에서 단독이나 부부만인 세대비율은 29.9%(1980년)에서 40.4%(1992년)로 증가했다. 후자의 기술은 大竹(1994)의 〈그림 1〉과 〈표 1〉 참조. ‘가난한’ 노령자세대수의 증가에 의한 ‘세대구성변화효과’는 참된 불평등도의 증가와 구별되지 않으면 안 된다. 세대구성변화효과에 의한 불평등은 照山・伊藤(1994)이 지적하는 ‘외형상의 불평등(1)’에 해당한다(p. 284).
- 11) 高山他(1994), Weil(1994)도 미국의 노령자의 저축률이 陽이라는 사실을 지적하고 있다. 한편 大竹・ホリオカ(1994)는 부모로부터 자녀에게로의 순이전(유산-자녀가 유산을 받기 위해 들인 제비용)이 그렇게 많지 않다고 주장한다. 이 근거로서 부모의 높은 저축률에도 불구하고 자녀세대의 자산격차가 그렇게 심하게 진전되지 않고 있음을 들고 있다(p. 240).
- 12) 첫째는 Hurd(1990)의 〈표 11〉-〈표 12〉, 둘째는 Deaton-Paxson(1994)의 〈그림 2〉 참조.
- 13) 여기서는 부모가 자녀의 행동까지를 고려하여 행동하는 Bernheim *et al.* (1985), Cox(1987)

〈표 1〉 두 가지 遺産行動

구 분	상속결정배경	부모수명	상속패턴	유산배분	부모 선호, 제약
구미형	유언	단명	선별상속	$m(b')$ $n-m$	선별적 이타주의
	유언	장수	선별상속	$m(b')$ $n-m$	Abel(1989)
장수 사회형	법률	단명	균분상속	$n(b')$	균분상속제약하의 선별적 이타주의
	유언·관습	장수	선별상속	$m(b')$ $n-m$	

주: n : 全子女, m : 相續받는 子女, $b'(b)$: 短命(長壽)時 相續받는 자녀 1人當 遺産.

하는 이유는 두 가지이다.

첫째, 유언에 의한 상속이 일반적인 구미와 달리 우리 나라와 일본 등 동아시아 국가들에서는 법률에 의한 상속(통상, 균분상속)이 많다.¹⁴⁾ 둘째, 부모의 연령이 높을수록 자녀가족과의 동거율이 높고 동거하지 않을 때에도 가족을 포함한 친족에 의지하여 생활하는 경우가 많다. 당연히 부모와 동거하여 부모를 모시는 자녀 등이 유산분배에서 우대를 받게 된다.¹⁵⁾

오늘날 우리 나라에서 이 같은 유산행동이 지배적일지 아닐지 명확하게 이

등의 전략적 유산동기와 달리 자녀의 행동을 부모가 고려하지 않고 있다. 駒村(1994)는 노령자의 자산데이터, 大竹・ホリオカ(1994)는 부자 간의 부양관련 송금과 동거행동 데이터를 이용한 각각의 프로빗분석을 통해 부모가 자녀의 행동에 대한 보답으로 유산을 배분하는 이기적인 유산동기를 확인하고 있다. 선별적 유산동기나 이기적인 유산동기는 일정 규모 이상의 자산을 보유하고 있는 노령자일수록 강하게 나타난다. 가족 내 식료품소비지출에 대한 옹겔곡선과 관련한 실증분석을 통해 Altonji *et al.*(1992)은 미국, Hayashi(1995)는 일본, 裴煥晔(1996a)는 한국에서 각각 순수이타주의의 존재가 확인되지 않는다고 주장한다.

14) 우리 나라의 경우 이와 관련된 공표된 자료가 아직 없으며 대우경제연구소가 1996년에 조사하여 1997년 6월 이후 공표할 예정으로 있다. 한편 일본의 경우 (財)日本慈善(チャリティ)협회가 동경의 각 지구 노인클럽에 소속된 1,780명(남자 1,004명, 여자 776명, 60대 26%, 70대 60%, 80대 13%)을 조사하였다. 이에 따르면 상속대책에 관심을 지닌 이가 남자 52%, 여자 42%로 나왔는데, 유언장을 써 두고 있는 이들은 각각 7%와 6%로 일부에 지나지 않았다(『朝日新聞』, 1989년 9월 13일자).

15) 일본의 경우 總務廳(1991), 野口(1992) 참조. 우대하는 근거는 유언에 의하거나 가족 간의 암묵적인 양해일 것이다. 1980년의 민법개정(제904조의 2)으로 부모에 대한 공헌기여분으로 재산의 일부를 분여받을 수 있게 되었다. 그러나 기여분 산정을 둘러싸고 트러블이 많아 동거상속인의 기여분을 명확하게 규정할 필요가 있다는 주장이 대두되고 있다(田原想介, 『朝日新聞』, 1990년 4월 25일자). 우리 나라도 민법 제1008조의 2가 개정되어 1991년 1월 1일부터 기여분제도가 시행되고 있다. 그러나 일본과 마찬가지로 기여분 산정에 관한 명확한 규정이 없어 공동상속인 간의 협의나 가정법원의 결정에 의해 기여분이 결정되고 있다. 또 기여분은 상속개시시점의 피상속인 재산가액에서 유증가액을 공제한 금액을 넘지 못하며, 遺留分보다 우선한다(李光宰, 1996, pp. 43-44).

야기할 수 없다. 도시나 시골이냐에 따라 차이가 있고 연령계층별로 유산동기에 차이가 있기 때문이다. 그러나 定常狀態 경제를 분석하는 모형에서는 이 같은 유산행동이 장기적으로 나타나 한 시대의 정형화된 유산행동을 대변할 수 있다면 그것으로 가정이 충분한 의미를 지니므로 현재 지배적이냐, 그렇지 않느냐 하는 것은 중요하지 않다.

Ⅲ. 賦課方式年金 經濟下의 定常狀態 消費分布

앞에서 노령자의 경제적 지위와 노년기 소득격차의 현황에 대해 일본과 미국의 사례를 중심으로 살펴보았다. 여기서는 노년기의 소득격차를 초래하는 메커니즘을 밝히기 위해 유산행동과 부과방식의 공적 연금이 시행되고 있는 경제에서 유산동기를 지닌 부모의 최적화행동을 모형화한다. 즉, 청장년기에는 유산행동을 통해 소득격차가 생길 수 있고, 노년기에는 차등적인 연금급부를 통해 소득격차가 발생할 수 있음을 보이자는 것이다. 이하에서는 먼저 부모가 자녀들에게 지니는 선호인 선별적인 이타주의를 설명하고, 생산함수를 고려해 임금과 자본수익률이 모형 내에서 결정되는 경제를 기술하고, 경제가 정상상태에 이르렀을 경우의 世代內 소비분포를 검토해 소득격차에 대한 함의를 찾아본다.

1. 選別的 利他主義

부모가 생애효용함수인 식 (1)을 극대화하는 행동을 취한다고 가정한다. 효용함수 $U(\cdot)$ 는 가법분리이고 $U' > 0$, $U'' < 0$ 의 성질을 만족시키는 오목함수이다. 부모는 제2기 초에 n 명의 자녀를 낳고 이들 중 m 명을 상속인으로 지정하는 이른바 ‘선별적 이타주의(selective altruism)’ 선호를 지니고 있다($m \leq n$). 부과방식의 공적 연금이 시행되고 있으므로 부모는 제1기인 청장년기의 소득(Y)에서 연금보험료(zY)를 납부하고 제2기, 즉 노년기에 연금급부($zYn/(1-p)$)를 받는다.¹⁶⁾ z 는 연금보험료율을 가리킨다.

16) 이 같은 정식화는 Chu(1987)에서도 행해지고 있다. 따라서, 본고의 결과를 Chu의 결과와 비교해 보는 것이 흥미 있는 주제의 하나가 될 수 있다. 소득을 정의함에 있어 동일한 가정을 채용하고 있음에도 불구하고 우리의 결론은 Chu의 결론과 크게 다르다. 관련논의가 Chu(1987, p. 193, 주 3))에 기술되어 있다.

청장년기 소득은 임금(W)과 유산(B)의 합계로 정의된다. 여기서 연금보험료 적용대상 소득을 노동소득으로 한정시키지 않고 (노동소득+유산)으로 확대시켜 적용하는 것이 비현실적이라는 지적이 제기될 수 있다. 일견 타당한 지적이다. 그런데 본고의 모형경제는 청장년기의 노동소득이 동일하고 유산의 유무에 따라 청장년기의 총소득에 차이가 발생하는 구조로 되어 있어 노동소득에서만 보험료를 징수할 경우 보험료가 차등화된 현실을 설명할 수 없다. 본고의 논의에서 중요한 것은 총소득(또는 총소비)수준이지 소득의 구성내역이 아니다. 즉, 부모의 효용극대화 행동이 소득의 구성을 염두에 두고 행해지는 것이 아니라는 것이다. 따라서, 자산소득까지를 포함한 총소득을 보험료 징수대상 소득으로 간주하는 것은 분석목적에 부합된다고 할 수 있다.¹⁷⁾

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{C_1} [U(C_1) + p\rho mV\{R((1-z)Y - C_1)/n\} + (1-p)\rho \text{Max}_{C_2}\{U(C_2) \\ & \quad + mV(R((1-z)Y - C_1) + zYn/(1-p) - C_2)/m\}]. \end{aligned} \quad (1)$$

식 (1)에서 ρ 는 시간선택효율, p 는 부모가 제2기 초에 사망할 확률, R 은 자본수익률, C_1 은 제1기 소비, C_2 는 제2기 소비를 지칭한다. n 은 출생률이며, 인구증가율($=n-1$)로도 해석가능하다. 두 번째 항인 $p\rho mV\{R((1-z)Y - C_1)/n\}$ 은 부모가 단명시에 남기는 유산에서 얻어지는 효용을 나타내는 항이고, 1인당 유산액인 $R((1-z)Y - C_1)/n$ 의 함수로 되어 있다. 제3항의 $(1-p)\rho \cdot mV(R((1-z)Y - C_1) + zYn/(1-p) - C_2)/m$ 은 부모가 장수시에 남기는 유산에서 얻는 효용을 나타내는 항으로 1인당 유산액 $(R((1-z)Y - C_1) + zYn/(1-p) - C_2)/m$ 의 함수이다.

단명시에는 법률에 따라 자녀 전원에게 균분상속이 발생하지만 장수시에는 부모의 선호에 의해 m 명에게 선별적인 상속이 행해진다고 가정한다. 단명시의 유산은 자산소득뿐이지만 장수시의 유산에는 자산소득에 연금급부가 가산되고 부모의 제2기 소비가 차감된다. 장수시의 상속을 제2기 초의 생존증여의 형

17) 자산소득이 청장년기의 인적 자본의 축적으로 연결될 경우 (노동소득+자산소득)에서 보험료를 징수한다는 본고의 설정이 지니는 비현실성은 상당분 완화될 것이다. 즉, 자산소득을 지니는 자녀가 인적 자본을 지녀 가득소득 수준이 높아진다는 사실을 부정할 수 없다면 이들이 보다 높은 보험료를 납부한다는 본고의 설정이 현실성을 지닐 수 있다는 것이다.

태로 가정하는 것은 청장년기의 소비·저축결정시에 발생할 수 있는 소득의 불확실성을 없애기 위함이다.

두 가지 형태의 유산 중 단명시 남기는 유산을 의도하지 않은 유산(unintended bequest)이라고 하고, 장수시 남기는 유산을 의도적 유산(intended bequest)이라고 하자. 앞에서 거론된 문헌들이 유산을 모형경제에 포함시키는 상태를 보면 Abel(1985)은 이들 유산의 어느 것도 고려하지 않는 이기주의의 경제를 모형화하므로 $n=m=0$ 이고, Chu(1987)는 부모의 수명패턴과 관계없이 자녀 전원이 유산을 상속하는 순수이타주의 경제를 모형화하므로 $n=m=1$ 이다. 이에 비해 Abel(1989)은 본고와 같이 $n \geq m$ 인 선별적 이타주의 경제를 모형화하고 있다.

다음으로 이 문헌들이 年金을 모형경제에 포함시키는 상태를 보면 Abel(1985)은 보험수리적으로 공평한 적립방식의 개인연금, Chu(1987)는 보험수리적으로 공평한 공적 연금, Abel(1989)은 보험수리적으로 (불)공평한 개인연금을 고려하고 있다. 따라서, 본고에서 고려되는 부과방식의 공적 연금은 이들이 고려하는 연금과 근본적으로 구별된다. 부과방식 연금의 수익률은 $n/(1-p)=R$ 로서 보험수리공평인 적립방식 연금의 수익률 $r/(1-p)$ 와 구별된다.

본고가 사용하고 있는 선별적 이타주의 경제모형은 Abel(1989)¹⁸⁾에서 채택되고 있으며 식 (1)과 같은 정식화로 나타낼 수 있다. 아벨과 본고가 다른 점은 가입이 선택적인 개인연금 대신 가입이 강제적인 공적 연금을 고려하는 점과 임금과 자본수익률을 내생화시키고 있는 점이다.

여기서 식 (1)의 함수를 특정화시켜 논의를 전개해 보자. $U(\cdot)$, $V(\cdot)$ 를 $U(C) = C^{1-\gamma}/(1-\gamma)$, $V(C) = \theta B^{1-\gamma}/(1-\gamma)$ 의 버거슨(Bergson)형 함수로 특정화해 보자. θ 는 유산동기 파라미터이며 이 값이 0일 때 이기주의를 나타내고, 이 값이 1보다 작을 때는 자신의 효용이 자녀의 효용보다 우선한다는 것을 의미한다. 벨만의 최적화원칙에 따라 식 (1)을 뒤에서부터 풀면 제2기인 노년기의 평가함수를 식 (2)와 같이 쓸 수 있다. 이 때 S 는 청장년기 저축인 $(1-z-a)Y$

18) Abel(1989)의 식 (1)에서는 Barro(1974)의 리카도 등가명제(Ricardian Equivalence Theorem)를 도출해 낼 수 있는 데 비해 본고의 식 (1)에서는 이를 도출할 수 없다. 그럼에도 불구하고 식 (1)과 같은 정식화를 사용하는 것은 유산동기를 '주는 즐거움(joy of giving)'의 형태로 정식화하면 1차조건 등의 결과를 수치해로 풀 수 있는 이점이 있기 때문이다. 이 같은 정식화는 일찍이 Yaari(1965) 등에서 이용되고 있다. 이를 Abel and Warshawsky(1987)가 '주는 즐거움' 유산동기라고 정의한 바 있다.

이다.

$$V(I) = \text{Max}_{C_2} [U(C_2) + mV(I - C_2)/m], \quad I = SR + zYn/(1-p). \quad (2)$$

식 (2)를 $U(\cdot)$, $V(\cdot)$ 에 관한 앞의 가정 아래 풀어 최적해 C_2^* 가 내부해로 얻어지면 $C_2^* = bI$ 와 같이 쓸 수 있다. 제2기의 평균소비성향 b 는 m , θ 와 식 (3)의 관계를 지닌다.

$$[(1-b)/bm]^\gamma = \theta. \quad (3)$$

가령 $\theta=1$ 에서 자신의 소비와 유산에서 얻는 효용이 같다고 하면 $b=1/(1+m)$ 이 된다. 식 (3)에서 b 가 보험료를 z 와 독립이므로 $C_2^* = bI$ 를 식 (2)에 대입하고 식 (3)을 이용하면 식 (4)가 얻어진다. 식 (4)를 식 (1)에 대입하면 최대화문제는 식 (1)'이 된다.

$$V(I) = b^{-\gamma} I^{1-\gamma} / (1-\gamma). \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \Phi/(Y;z) \equiv \text{Max}_{C_1} [C_1^{1-\gamma}/(1-\gamma) + p\rho m\theta\{R(1-z)Y - C_1\}/n]^{1-\gamma}/(1-\gamma) \\ + (1-p)\rho b^{1-\gamma}\{R((1-z)Y - C_1) + zYn/(1-p)\}^{1-\gamma}/(1-\gamma). \quad (1)' \end{aligned}$$

위험회피도인 γ 가 陽일 경우 위에 기술한 목적함수가 오목함수이고 내부해를 지니는 것은 분명하다. C_1 에 대해 미분한 결과와 최적해 C_1 이 Y 에 비례한다고 하는 $C_1 = aY$ (a 는 제1기 평균소비성향)의 관계를 이용하여 식 (5)를 얻는다. 이 식은 생애효용최대화의 결과 얻어지는 a 와 R 에 관한 비선형 연립방정식이다. 식 (5)'은 t 기 저축이 $t+1$ 기의 자본수익률에 의존하고 있음을 나타낸다.

$$\begin{aligned} a^{-\gamma} p\rho \cdot m/n \cdot \theta((1-z-a)/n)^{-\gamma} R^{1-\gamma} + R(1-p)\rho b^{-\gamma}\{R(1-z-a) \\ + zn/(1-p)\}^{-\gamma}. \quad (5) \end{aligned}$$

$$a_i^{-\gamma} = p\rho \cdot m/n \cdot \theta((1-z-a_i)/n)^{-\gamma} R_{i+1}^{1-\gamma} \\ + R_{i+1}(1-p)\rho b^{-\gamma} \cdot \{R_{i+1}(1-z-a_i) + zn/(1-p)\}^{-\gamma}. \quad (5)'$$

2. 내생적인 요소가격

노동력과 저축으로 대표되는 경제의 공급측면을 고려해 보자. 우선 금기의 청장년수를 N 명이라고 하면, 다음 기의 노동자수는 nN 명이 된다. 한편, 전가계의 저축인 $\int (1-bz-a_i)Y_i dF_i(Y_i) \equiv (1-bz-a_i)\overline{NY}_i$ 는 식 (5)'의 a_i 와 Y_i 의 독립관계에서 얻어진 것이다. 여기서 $F_i(Y_i)$ 는 Y_i 의 조건부밀도함수, \overline{Y}_i 는 연금 이외의 집계소득 Y_i 의 평균이다. 집계저축은 청장년이 행하는 저축인 $(1-bz-a_i)\overline{NY}_i$ 로 $t+1$ 기의 자본이 된다.

청장년이 행하는 집계저축이 $(1-bz-a_i)\overline{NY}_i$ 가 되는 것을 설명해 보자. 논의를 간단히 하기 위해 다음과 같이 가정한다. 청장년의 총소득 \overline{NY}_i 는 노동소득과 부모로부터 유산으로 물려 받은 자산소득으로 구성되어 있다. 여기서 부자간의 소득이전이 발생한다. 청장년으로부터 노령자에게 행해지는 연금급부가 $z\overline{NY}_i$ 이고 노령자로부터 청장년에게 주어지는 유산(연금의 일부)이 $(1-b)z\overline{NY}_i$ 이므로 청장년이 노령자에게 행하는 순이전은 $z\overline{NY}_i - (1-b)z\overline{NY}_i = bz\overline{NY}_i$ 가 된다. 이 같은 사실을 고려하여 청장년이 납부하는 집계연금보험료를 $bz\overline{NY}_i$ 라고 정식화한다.

이 연금유산에 세율 t 의 상속과세(제IV절에서 논의)가 행해질 경우 징수된 세수 $t(1-b)z\overline{NY}_i$ 전액이 같은 기의 청장년들에게 이전된다고 할 경우 청장년으로부터 노령자에게 행해지는 순이전은 상속과세가 없을 때와 변함이 없다.

여기서 콥-더글러스형 생산함수 $F(K, L) = K^\alpha N^{1-\alpha}$ 를 고려해 보자. $t+1$ 기의 전생산(O_{t+1})은 식 (6), 자본수익률은 완전경쟁요소시장의 가정에서 자본의 한계생산으로 결정되므로 식 (7)과 같이 된다.

$$O_{t+1} = (nN)^{1-\alpha} ((1-bz-a_i)\overline{Y}_i)^\alpha = n^{1-\alpha} N (1-bz-a_i)^\alpha \overline{Y}_i^\alpha. \quad (6)$$

$$R_{t+1} = \alpha n^{1-\alpha} (1-bz-a_i)^{\alpha-1} \overline{Y}_i^{\alpha-1}. \quad (7)$$

이어서 $t+1$ 기의 모든 청장년이 벌어들이는 총요소소득을 구해 보자. 이것은 전체 노동소득인 $(1-\alpha)O_{t+1}$ 과 부모로부터 받는 전체 자산소득 $\alpha O_{t+1}(1-b+bp)$ 로 구성된다. 이 자산소득은 부모가 단명시의 의도하지 않은 유산인 $\alpha O_{t+1}p$ 와 장수시의 의도적 유산인 $\alpha O_{t+1}(1-p)(1-b)$ 의 합계이다. 따라서, $t+1$ 기의 모든 청장년의 총요소소득($n\bar{Y}_{t+1} = (1-\alpha)O_{t+1} + \alpha O_{t+1}(1-b+bp)$)을 식 (6)을 이용하여 다시 쓰면 식 (8)이 된다.

$$\bar{Y}_{t+1} = n^{-\alpha}(1-bz-a_t)^{\alpha} Y_t^{\alpha} [1-b\alpha(1-p)]. \quad (8)$$

식 (5)', (7), (8)의 차분방정식체계는 식 (5)'이 부모의 생애(t 기, $t+1$ 기)에 걸친 효용극대화행동에서 a_t , R_{t+1} 의 관계를, 또 식 (7)과 식 (8)이 t 기의 소득 분배와 父子의 저축행동, 그리고 집계생산함수에서 R_{t+1} , a_t , \bar{Y}_t 의 관계, 그리고 \bar{Y}_{t+1} , a_t , \bar{Y}_t 의 관계를 나타내고 있다. 이들 관계식을 음함수형태로 쓰면 식 (9)와 같이 된다.

$$f(R_{t+1}, a_t) = 0, g(R_{t+1}, a_t, \bar{Y}_t) = 0, h(\bar{Y}_{t+1}, a_t, \bar{Y}_t) = 0. \quad (9)$$

식 (9)의 음함수체계는 특정 條件(regularity condition)하에서 안정적이고 유일한 해 (a, Y, \bar{R}) 를 지닌다. 여기서 분석을 간단하게 하기 위해 이 연립 방정식들이 만드는 체계가 안정조건을 만족하고,¹⁹⁾ 소득 \bar{Y}_t 가 정상상태의 수준에 이르는 경로가 보장된다고 가정하자. 정상상태에서는 식 (5)', (7), (8)의 하첨자 t 가 없어지므로 식 (8)에서 평균소득 \bar{Y} 에 대해 풀면 $\bar{Y}^{1-\alpha} = n^{-\alpha}(1-bz-a)^{\alpha}[1-b\alpha(1-p)]$ 가 된다. 이 균형 \bar{Y} 를 식 (7)에 대입하여 R 와 a 에 대한 식인 식 (10)을 얻는다.

19) 정상상태의 존재와 안정성에 관한 논의는 선형의 경우 Gandolfo(1980, pp. 108-115, 136-139)를 참조하고, 비선형의 경우는 同書의 pp. 428-459 참조. '안정조건'이라 함은 차분방정식에서 유도된 특성방정식의 해가 실수나 복소수일 경우 절대치가 1보다 작아야 한다는 조건이다. 즉, 모든 해가 복소수평면상의 단위원(unit circle)의 내부에 존재한다는 조건이다. 본고의 식 (8)은 비선형의 차분방정식이 되어 있으므로 통상은 이들을 선형근사하여 얻은 선형체계에서 안정조건을 구하는 방법이 취해진다. 선형근사에 대해서는 Stokey-Lucas(1989, pp. 148-156) 참조.

$$R = \frac{\alpha n}{(1-bz-a)pba + (1-bz-a)(1-b\alpha)} \quad (10)$$

식 (5)와 식 (10)에서 γ 값이 결정되면 a 와 R 에 관한 연립방정식이 확정된다. 다른 파라미터값이 확정되면 이 연립방정식에서 (a, \bar{Y}, R) 의 해를 구할 수 있다.

3. 定常狀態 消費分布

지금까지의 논의를 통해 정상상태에서의 (a, \bar{Y}, R) 값이 구해졌다. 이하에서는 이 값들하에 정상상태에서의 개별가계의 평균소득과 소득분산, 그리고 소비분포를 구하는 방법을 제시한다.

임의의 정상상태인 (a, R) 하에 i 가계의 청장년 한 사람의 소득 Y_{i+1}^i 의推移 규칙은 식 (11)과 같이 W 의 노동소득과 부모로부터 이전되는 자본소득의 합계이다.

所得	確率
$Y_{i+1}^i = W + (1-z-a)RY_i^i / n,$	p
$= W + \{[(1-z-a)R + zn / (1-p)] \cdot Y_i^i (1-b)\} / m,$	$(1-p)(m/n)$
$= W + 0,$	$(1-p)(1-m/n).$

(11)

부모가 확률 p 로 단명하면 자녀 전원이 한 사람당 $(1-z-a)RY_i^i / n$ 의 의도하지 않은 유산을 넘겨받고, 확률 $(1-p)$ 로 장수하면 상속인으로 정해진 자녀가 한 사람당 $(1-p)(m/n)$ 의 확률로 $\{[(1-z-a)R + zn / (1-p)]Y_i^i (1-b)\} / m$ 의 의도적 유산을 받는다. 한편, $n-m$ 명의 자녀는 $(1-p)(1-m/n)$ 의 확률로 상속을 받지 못하게 된다.

식 (11)의 청장년기 소득의 추이롤은 마르코프 연쇄(Markov Chain)로 되어 있다. 확률변수 Y_i^i 의 분포가 수렴하기 위한 충분조건은 더블린(Doeblin, 혹은 D)조건이 만족되는 것이다.²⁰⁾ D조건이 만족이 나타내는 경제적인 의미는

20) Stokey-Lucas(1989, pp. 344-351), Doob(1953, p. 192, 256) 참조. D조건은 상태공간에서

부모의 수명과 상속패턴으로 인해 현재의 자녀세대가 서로 다른 (세 종류의) 소득을 지니고 있더라도, 자녀세대의 자손이 (정상상태에서) 같은 소득분포(평균과 분산이 동일)를 지니는 경제를 상정하여 논의할 수 있다는 것을 의미한다.

식 (11)에서 얻어지는 Y_i^j 의 평균과 분산은 식 (12), (13)이다. 여기서 $x = 1 - z - a$, $q = (1 - p)$, $F = n/m - q$ 이다. 식 (12), (13)은 i 가계가 보험료를 z 에서 세대간 이전을 계속할 경우 정상상태에서의 자녀세대의 평균소득과 소득분산을 나타내고 있다. 이렇게 보면 現世代의 소득격차는 前世代의 세대간 이전의 결과라고 생각할 수 있다. 식 (12), (13)이 의미를 지니는 것은 분포가 陽일 때이다. 또 $E[Y_i^j]$ 와 $\text{var}(Y_i^j)$ 는 i 와 독립이므로 $E[Y_i^j]$ 와 $\text{var}(Y_i^j)$ 를 사회 전체의 평균소득과 소득분산으로 간주하여 상점자 i 를 생략할 수 있다.

$$E[Y_i^j] = W / (1 - \pi),$$

$$\pi = (1/n) \cdot [Rp(1-z-a) + (1-b)\{R(1-p)(1-z-a) + zn\}]. \quad (12)$$

$$\text{var}(Y_i^j)$$

$$= \frac{(E[Y_i^j])^2 \frac{q}{n^2} \left[x^2(1-b)^2F - 2p(1-b) + pR^2 + \frac{2(1-b)zx\{(1-bF-p)Rn\}}{q} + \frac{z^2F(1-b)^2n^2}{q^2} \right]}{1 - \frac{1}{n^2} \left[px^2R^2 + \frac{n}{m} q(1-b)^2(xR + \frac{zn}{q})^2 \right]} \quad (13)$$

IV. 相續稅 導入

제Ⅲ절의 부과방식 공적 연금의 경제에 비례세율 t_a , t_b 의 상속세²¹⁾를 도입한 경우를 고려해 보자. t_a 는 부모가 단명할 경우의 유산인 前期遺産에 대한 세율이고 t_b 는 부모가 장수할 경우의 유산인 後期遺産에 대한 세율을 지칭한다. 제Ⅴ절의 시뮬레이션에서는 전기유산과 후기유산을 차별적으로 과세하는 경우

에르고딕 집합(ergodic set)과 불변분포가 무한히 있거나 하나도 없는 경우를 배제하여 Y_i^j 의 추이확률을 나타내는 마르코프(Markov)행렬이 수렴하는 것을 보장해 준다. 즉, D조건의 충족 $\rightarrow Y_i^j$ 의 추이확률을 나타내는 추이행렬의 수렴 $\rightarrow Y_i^j$ 의 분포수렴과 같이 정리할 수 있다.

21) 현실의 상속세제는 누진세율구조로 되어 있다. 비례세율구조를 가정한 것은 분석의 편의를 위함이다. 상속세는 부모세대로부터 자녀세대로의 소득이전효과를 가져야 하는데 이 재분배효과는 누진세율구조하에서 보다 비례세율구조하에서 약하게 나타나는 것이 일반적이다. 제Ⅲ절의 분석결과를 해석함에 있어 이 점이 고려되어야 할 것이다.

와 보험료율을 상속세율의 인상과 연동시키는 경우의 두 사례가 노년기 소득 격차에 미치는 영향을 분석한다. 상속세를 추가적으로 고려할 경우 관계식은 다음 식과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{Max}_{C_1} [U(C_1) + p\rho mV\{R((1-z)Y - C_1)/n \cdot (1-t_a)\} + (1-p)\rho \text{Max}_{C_2} \{U(C_2) \\ + mV\{R((1-z)Y - C_1) + zYn/(1-p) - C_2\}/m \cdot (1-t_b)\}]. \end{aligned} \quad (14)$$

$$V(I) = \text{Max}_{C_2} [U(C_2) + mV(I - C_2)/m \cdot (1-t_b)]. \quad (15)$$

$$[(1-b)/bm]^\gamma = \theta(1-t_b)^{1-\gamma}. \quad (16)$$

여기서 식 (4)을 식 (14)에 대입하면 최대화문제가 식 (14)'가 되어 이것을 미분하여 식 (14)*를 얻는다.

$$\begin{aligned} \Phi(Y; z) \equiv \text{Max}_{C_1} [C_1^{1-\gamma}/(1-\gamma) + p\rho m\theta\{R((1-z)Y - C_1)/ \\ n \cdot (1-t_a)\}^{1-\gamma}/(1-\gamma) + (1-p)\rho b^{-\gamma} \\ \{R((1-z)Y - C_1) + zYn/(1-p)\}^{1-\gamma}/(1-\gamma)]. \end{aligned} \quad (14)'$$

$$\begin{aligned} a^{-\gamma} p\rho \cdot m/n \cdot \theta(1-z-a)/n)^{-\gamma} R^{1-\gamma}(1-t_a)^{1-\gamma} + R(1-p)\rho b^{-\gamma} \\ \cdot \{R(1-z-a) + zn/(1-p)\}^{-\gamma}. \end{aligned} \quad (14)^*$$

이상이 부모의 $t, t+1$ 기에 있어서의 효용최대화행동의 결과이다. 다음으로 경제의 집계노동력은 N 명, 집계저축은 $(1-bz-a_t)N\bar{Y}_t$ 이다. 또 상속세는 식 (16), (14)*가 보여주는 것처럼 (b, a, \bar{Y}_t) 를 변화시켜 가계저축수준을 변화시킨다.

콕-더글러스형 생산함수하에서 $t+1$ 기의 자본(K_{t+1})은 $(1-bz-a_t)N\bar{Y}_t$, 생산(O_{t+1})은 식 (17)로 나타낼 수 있다. $t+1$ 기의 자본수익률은 식 (18)이다.

$$O_{t+1} = (nN)^{1-\alpha} ((1-bz-a_t)N\bar{Y}_t)^{\alpha} = n^{1-\alpha} N (1-bz-a_t)^{\alpha} \bar{Y}_t^{\alpha}. \quad (17)$$

$$R_{t+1} = \alpha n^{1-\alpha} (1-bz-a_t)^{\alpha-1} \bar{Y}_t^{\alpha-1}. \quad (18)$$

$t+1$ 기의 청장년 총요소소득은 집계노동소득 $(1-\alpha)O_{t+1}$ 과 부모의 집계자산 소득으로부터의 유산 $\alpha O_{t+1}[p(1-t_a)+(1-p)(1-b)(1-t_b)]$ 의 합계이다. 이 자산소득은 부모가 단명할 경우의 의도하지 않은 유산 $\alpha O_{t+1}p(1-t_a)$ 와 장수 시의 의도적 유산 $\alpha O_{t+1}(1-p)(1-b)(1-t_b)$ 의 합계이다.

따라서, $t+1$ 기의 청장년 총요소소득은 $nN\bar{Y}_{t+1} = (1-\alpha)O_{t+1} + \alpha O_{t+1}[p(1-t_a) + (1-p)(1-b)(1-t_b)] + T_{t+1}$ (단, $T_{t+1} = \alpha O_{t+1}[pt_a + (1-p)(1-b)t_b]$)로 나타낼 수 있다. 식 (17)를 이용하여 이것을 다시 쓰면 식 (17)'가 된다.

$$\bar{Y}_{t+1} = n^{-\alpha} (1-bz-a_t)^{\alpha} \bar{Y}_t^{\alpha} [1-b\alpha(1-p)]. \quad (17)'$$

정상상태에서 식 (17)'를 \bar{Y} 에 대해서 풀면 $\bar{Y}^{1-\alpha} = n^{-\alpha} (1-bz-a_t)^{\alpha} [1-b\alpha(1-p)]$ 가 얻어진다. 이 균형 \bar{Y} 를 식 (18)에 대입하여 R 와 a 에 관한 식 (10)을 얻는다. 상속세 도입으로 (a, b) 가 변화하면 R 도 바뀐다.

이상에서 얻은 定常值(a, R)하에 i 가계 개인의 청장년기 소득의 추이규칙은 식 (19)가 된다.

所得	確率
$Y_{t+1}^i = W + (1-z-a)RY_t^i / n \cdot (1-t_a) + T_{t+1}^i,$	p
$= W + [(1-z-a)R + zn/(1-p)]Y_t^i(1-b) / m \cdot$	
$(1-t_b) + T_{t+1}^i,$	$(1-p)(m/n)$
$= W + T_{t+1}^i,$	$(1-p)(1-m/n).$
단, $T_{t+1}^i = [p \cdot (1-z-a)RY_t^i t_a + (1-p) \cdot$	
$[(1-z-a)R + zn/(1-p)]Y_t^i(1-b)t_b] / n.$	(19)

T^i 는 정부에서 i 가계 청장년 한 사람당 주는 이전소득을 나타낸다. 정부는 i 가계의 유산에 상속세를 부과하여 이것을 i 가계의 청장년 전원에게 평등하게

나누어 준다. 따라서, 정부의 예산식은 명시적으로 사용되지 않고 식 (19)에 T^i 의 형태로 포함된다. 상속세 배분은 부모세대로부터 자녀세대로의 이전인데, 부과방식 연금의 배분은 반대로 자녀세대로부터 부모세대로의 이전이다. $zn = z \cdot n / (1-p) \cdot (1-p)$ 가 보여 주듯 좌변의 보험료 징수액을 살아 있는 부모 $(1-p)$ 명에 대해 한 사람당 $z \cdot n / (1-p)$ 씩 급부해 준다. 본고에서는 상속세와 연금의 예산제약을 구분하고 있다.

식 (19)에서 얻은 정상상태에서의 Y^i 의 평균과 분산은 식 (20), (21)이 되는데 평균은 상속세 도입 전과 같다.

상속세는 노년기의 소비·유산행동은 물론 청장년기의 소비·저축에도 영향을 미친다. 이 결과 자산소득이 변화한다. 즉 상속세의 도입으로 (a, b, R) 가 바뀐다. 당연하지만 상속세가 고려되는 식 (21)은 상속세가 없는 식 (21)은 비해 작은 값을 지닐 것이다. 그러나 상속세의 영향으로 양식의 (a, b, R) 는 더이상 같지 않다. 따라서, 식 (21)과 식 (13)의 직선적인 비교는 의미가 없고 상속세 도입이 i 가계의 정상상태 소득의 분산에 얼마만한 영향을 미치고 있는가를 확인하기 위해서는 시뮬레이션 작업이 불가피하다.

$$E[Y^i] = W / (1-\pi),$$

$$\pi = 1/n \cdot [Rp(1-z-a) + (1-b)\{R(1-p)(1-z-a) + zn\}]. \quad (20)$$

$$\text{var}(Y^i)$$

$$= \frac{(E[Y^i])^2 \left[\frac{p(xR(1-t_a))^2}{n^2} + \frac{q}{nm} \{(xR + \frac{zn}{q})(1-b)(1-t_b)\}^2 + \frac{2\nu(\mu-\nu)+\nu^2}{n^2} - \pi^2 \right]}{1 - \left[\frac{p(xR(1-t_a))^2}{n^2} + \frac{q}{nm} \{(xR + \frac{zn}{q})(1-b)(1-t_b)\}^2 + \frac{2\nu(\mu-\nu)+\nu^2}{n^2} \right]} \quad (21)$$

$$\text{단, } X = 1-z-a, \quad q=1-p, \quad \mu = pxR + q(xR + zn/q)(1-b),$$

$$\nu = pxRt_a + q(xR + zn/q)(1-b)t_b$$

V. 시뮬레이션 分析結果

이하에서는 지금까지 행한 定式上의 分析의 효과를 수량적으로 파악해 보기 위해 각 파라미터에 가상적인 값을 주어 시뮬레이션 작업을 시도한다. 이 같은

작업이 의미를 지닐 수 있는 것은 식 (5)와 식 (10)으로 구성되는 비선형연립 방정식을 정성적으로 해석하는 것이 어렵기 때문이다.

1. 파라미터치의 설정과 분석방법

우선 기본 파라미터($\gamma, p, \alpha, \rho, \theta$)의 값을 (2, 0.5, 0.3, 0.4, 0.5)로 고정시켜 놓고 (b, m, n, t_a, t_b)만을 변화시킨다. (m, n, t_a, t_b)는 외생이고 b 는 (θ, m, t_b)가 주어지면 식 (3)에서 얻어진다. 또 인구의 변화는 1기를 30년으로 보아 기간중 일정한 변화율을 가정한다.

분석절차는 먼저 ($p, \alpha, \rho, b, m, n, t_a$)의 값하에서 식 (5)와 식 (10)의 비선형연립방정식을 풀어서 제1기 평균소비성향과 이자율 (a, R)을 구한다. 연립방정식 해의 계산에는 가우스-자이델(Gauss-Seidel) 반복법을 이용한다. a, R 에서 정상상태의 청장년기소득 Y 가 정해지면 평균기대소비는 청장년기(EC_1)이 aEY , 노년기(EC_2)가 $b\{(1-z-a)R+zn/(1-p)\}EY$, 소비분산은 청장년기(VC_1)이 $a^2var(Y)$, 노년기(VC_2)가 $b^2\{(1-z-a)R+zn/(1-p)\}^2var(Y)$ 로 얻어진다. 또 양기의 정상상태의 소비와 유산에서 (조건 없는)기대간접효용(EU)을 계산한다.

이어서 소득과 소비의 변동계수($h^2=var(Y)/EY^2$, $h_c^2=VC_1/EC_1^2=VC_2/EC_2^2$, $h^2=h_c^2$)를 구한다. z 는 연금보험료율, R_1 은 의도하지 않은 유산 $R(1-z-a)$, R_2 는 연금을 포함한 제2기 초 소득 $R(1-z-a)+zn/(1-p)$ 이다.

소비분산(VC_1, VC_2)은 실제치에 10^6 을 곱하고, 소득의 변동계수(h^2)는 10^2 을 곱한 수치를 나타낸다. 소비분산은 절대치, 소득격차는 소득의 변동계수에 근거한 것으로 '소비분산의 확대'와 '소득격차의 확대'가 반드시 일치하지 않는 경우도 있다. 또 소득에 비례하는 보험료에 수익률 $n/(1-p)$ 가 붙기 때문에 높은 보험료율은 노년기에 지급받는 연금급부수준이 높아지는 것을 의미한다.

2. 分析結果

(1) 자녀 전원이 상속인 경우(<표 2> 참조)

소득격차는 전기유산과 후기유산의 크기의 차이에 의해 발생한다. 전기유산

〈표 2〉 全員相續(純粹利他主義, $b, m, n = 0.59, 1, 1$)

z	R_1	R_2	\bar{Y}	EC_1	EC_2	VC_1	VC_2	EU	R	a	h^2
0.00	0.329	0.329	<u>0.655</u>	0.323	0.126	1,036	158	-6.262	0.650	0.494	0.991
0.05	0.313	0.413	0.597	0.324	0.144	563	112	<u>-5.988</u>	0.767	0.542	0.538
0.10	0.293	0.493	0.548	0.310	0.158	202	52	-6.005	0.875	0.566	0.209
0.15	0.269	0.569	0.507	0.290	0.169	25	8	-6.203	0.964	0.571	0.030
0.20	0.244	0.644	0.474	0.266	0.179	<u>10</u>	4	-6.529	1.026	0.562	<u>0.014</u>
0.25	0.219	0.719	0.447	0.242	0.188	98	59	-6.960	1.059	0.543	0.166
0.30	0.196	0.796	0.424	0.219	0.198	231	189	-7.492	1.068	0.516	0.482

은 자본수익률과 p , 후기유산은 자본수익률과 p 외에 연금수익률과 b 에 의해 결정된다. 일정한 보험료율(20%)까지는 소득격차가 축소된다. 가장 소득격차가 축소되는 경우는 전기유산과 후기유산이 같은 금액이 될 때이다. 보험료율이 30%까지 상승하더라도 연금도입이 없었을 경우(보험료율=0)보다 소득격차는 작다.

(2) 부모가 장수하여 자녀의 반수를 상속인으로 지명한 경우(〈표 3〉 참조)

보험료율의 인상으로 일정한 보험료율(15%)까지 소득격차가 줄어들지만 노년기의 소비분산의 절대치는 확대된다. 장수사회(낮은 p)에서는 보험료율의 인상으로 소득격차도 확대된다. 그 이유는 높은 연금급부와 높은 자본수익률로 늘어난 노년기 자산이 장수하는 부모에 의해 선별적으로 상속되기 때문이다.

〈표 3〉 長壽社會型 相續(均分相續制約下의 選別利他主義, $b, m, n = 0.74, 0.5, 1$)

z	R_1	R_2	\bar{Y}	EC_1	EC_2	VC_1	VC_2	EU	R	a	h^2
0.00	0.337	0.337	<u>0.582</u>	0.339	0.145	2,380	<u>437</u>	-5.075	0.807	0.582	2.076
0.05	0.324	0.424	0.520	0.327	0.163	2,001	498	<u>-5.018</u>	1.008	0.628	1.874
0.10	0.306	0.506	0.469	0.304	0.175	1,601	533	-5.190	1.212	0.648	1.738
0.15	0.283	0.583	0.426	0.276	0.183	1,288	569	-5.513	1.398	0.648	<u>1.690</u>
0.20	0.257	0.657	0.392	0.248	0.190	1,086	636	-5.950	1.546	0.634	1.762
0.25	0.230	0.730	0.364	0.222	0.196	977	763	-6.481	1.645	0.610	1.981
0.30	0.205	0.805	0.342	0.198	0.203	<u>926</u>	975	-7.099	1.694	0.579	2.363

(3) 자녀 전원이 상속인이고 세율 30%의 상속세가 도입된 경우²²⁾(〈표 4〉 참조).

청장년기는 물론 노년기의 소득격차가 축소되고 정상상태의 소득이 증가한다. 이는 부모가 세후유산을 확보하기 위해 노년기 소비를 축소시켰기 때문이다.

〈표 4〉 相續稅(稅收全額을 移轉, $t_a, t_b, b, m, n=0.3, 0.3, 0.54, 1, 1$)

z	R_1	R_2	\bar{Y}	EC_1	EC_2	VC_1	VC_2	EU	R	a	h^2
0.00	0.327	0.327	0.679	0.314	0.120	402	59	-6.901	0.607	0.462	0.408
0.05	0.310	0.410	0.624	0.317	0.139	197	38	-6.547	0.702	0.508	0.196
0.10	0.291	0.491	0.578	0.307	0.154	54	13	-6.511	0.786	0.530	0.057
0.15	0.268	0.568	0.540	0.289	0.166	1	0	-6.669	0.852	0.535	0.001
0.20	0.245	0.645	0.508	0.268	0.177	24	11	-6.965	0.895	0.527	0.034
0.25	0.222	0.722	0.482	0.245	0.188	95	56	-7.377	0.917	0.508	0.158
0.30	0.200	0.800	0.460	0.222	0.199	183	147	-7.903	0.922	0.483	0.371

(4) 유산에 대한 차별과세(〈표 5〉, 〈표 6〉 참조)

높은 보험료를 경제에서는 후기유산에 중과세하고, 낮은 보험료를 경제에서는 전기유산에 중과세하는 것이 소득격차를 줄인다. 전자의 경우 연금을 포함한 규모가 큰 유산에 과세하므로 선별상속에 따른 청장년기의 소득격차를 축소시킬 수 있다. 〈표 4〉에 비해 양기의 소비성향이 감소하고 소득수준이 증가한다. 후자의 경우 보다 큰 전기유산에 중과세하는 것이 청장년기의 소득격차를 축소시키는 방법이다. 〈표 4〉에 비해 청장년기의 소비성향이 감소하고 소득수준이 증가한다.

〈표 5〉 相續稅(前期遺産重課稅, 後期遺産 輕課稅, $t_a, t_b, b, m, n=0.6, 0.3, 0.54, 1, 1$)

z	R_1	R_2	\bar{Y}	EC_1	EC_2	VC_1	VC_2	EU	R	a	h^2
0.00	0.327	0.327	0.690	0.305	0.122	17	3	-7.411	0.586	0.442	0.018
0.05	0.311	0.411	0.642	0.307	0.143	1	0	-7.085	0.661	0.479	0.001
0.10	0.294	0.494	0.603	0.297	0.161	39	12	-7.069	0.721	0.493	0.045
0.15	0.274	0.574	0.570	0.281	0.177	118	47	-7.243	0.765	0.492	0.150
0.20	0.254	0.654	0.544	0.261	0.193	216	118	-7.559	0.793	0.480	0.317
0.25	0.234	0.734	0.521	0.240	0.207	316	236	-8.003	0.808	0.461	0.550
0.30	0.215	0.815	0.500	0.218	0.221	404	414	-8.578	0.814	0.436	0.848

22) 〈표 2〉에 대해서 상속세 도입을 고려한 것은 〈표 3〉에 대해서 상속세를 고려할 경우 상속세 효과가 장수사회형 유산행동의 효과와 겹쳐지는 것을 방지하기 위함이다. 또 소득증가는 순수이타주의 가정과 γ 값에 기인하므로 장수사회형 상속과 이기주의 경제에서 저축이 증가한다는 보장도 없다. 왜냐 하면, 상속세 과세로 유산의 가격이 높아져 수요감소가 일어날 수 있기 때문이다.

〈표 6〉 相續稅(前期遺産輕課稅 後期遺産重課稅, $t_a, t_b, b, m, n=0.3, 0.6, 0.47, 1, 1$)

z	R_1	R_2	\bar{Y}	EC_1	EC_2	VC_1	VC_2	EU	R	a	h^2
0.00	0.323	0.323	0.711	0.301	0.108	605	78	-7.851	0.560	0.423	0.668
0.05	0.306	0.406	0.656	0.310	0.126	427	70	-7.308	0.641	0.473	0.444
0.10	0.285	0.485	0.607	0.304	0.139	236	49	-7.157	0.715	0.5801	0.255
0.15	0.262	0.562	0.566	0.290	0.150	95	25	-7.243	0.774	0.512	0.113
0.20	0.237	0.637	0.531	0.270	0.160	20	7	-7.493	0.813	0.509	0.027
0.25	0.213	0.713	0.502	0.248	0.169	0	0	-7.875	0.833	0.494	0.000
0.30	0.191	0.791	0.478	0.226	0.178	16	10	-8.379	0.836	0.472	0.031

(5) 보험료율과 상속세율의 인상의 連動(〈표 7〉 참조)

〈표 4〉의 경제에 비해 소득수준은 증가하고 소득격차는 축소한다. 이것은 상속세에 의한 재분배와 청장년기·노년기 소비성향이 감소하기 때문이다.

〈표 7〉 相續稅와 年金 連動(前後期遺産 無差別, 高保險料率과 高率課稅, $t_a, t_b, b, m, n=0.3-0.6, 0.3-0.6, 0.54-0.47, 1, 1$)

z	R_1	R_2	\bar{Y}	EC_1	EC_2	VC_1	VC_2	EU	R	a	h^2
0.00	0.327	0.327	0.679	0.314	0.120	402	59	-6.901	0.607	0.462	0.408
0.05	0.310	0.410	0.630	0.315	0.138	157	30	-6.685	0.689	0.500	0.158
0.10	0.290	0.490	0.592	0.304	0.151	28	7	-6.785	0.751	0.5141	0.030
0.15	0.267	0.567	0.562	0.286	0.163	1	0	-7.092	0.785	0.509	0.001
0.20	0.245	0.645	0.541	0.265	0.175	29	12	-7.566	0.792	0.490	0.041
0.25	0.224	0.724	0.527	0.243	0.186	72	42	-8.211	0.777	0.462	0.121
0.30	0.205	0.805	0.517	0.220	0.196	105	83	-9.064	0.747	0.426	0.216

3. 感應度 分析

여기서는 위에서 얻은 첫째 높은 보험료율하에서 소득격차가 크다, 둘째 높은 보험료율하에서 후기유산에 중과세하는 것이 노년기의 소득격차를 축소시킨다는 두 가지 결론의 안정성을 검토해 보자.

첫째 결론과 관련해 $\gamma=0.5$ 와 $p=0$ 의 경우를 보면 $\gamma=0.5$ 의 경제²³⁾에서는 청

23) $\gamma=2.0$ 의 경우 기대효용에서 판단되는 적정보험료율은 5%나 10% 수준이다. 그런데 이것이 $\gamma=0.5$ 에서는 제로가 된다. 즉, 기대효용의 측면에서 보면 연금이 없는 경제가 가장 바람직하다. 보험료를 제로의 코너해는 고정요소가격을 채용한 Eckstein *et al.* (1985), Abel(1985) 등이 完全保險(full-insurance)의 코너해를 얻고 있는 것과 대비된다.

〈표 8〉 長壽社會型 相續($p, b, m, n=0, 0.74, 0.5, 1$)

z	R_1	R_2	\bar{Y}	EC_1	EC_2	VC_1	VC_2	EU	R	a	h^2
0.00	0.385	0.385	0.516	0.262	0.147	711	223	-7.502	0.784	0.508	1.034
0.05	0.374	0.424	0.484	0.255	0.151	816	288	-7.500	0.883	0.527	1.257
0.10	0.359	0.459	0.452	0.243	0.153	879	349	-7.637	0.994	0.5381	1.483
0.15	0.342	0.492	0.421	0.229	0.153	894	399	-7.908	1.116	0.544	1.706
0.20	0.320	0.520	0.390	0.212	0.150	862	431	-8.327	1.249	0.544	1.917
0.25	0.294	0.544	0.359	0.193	0.144	789	440	-8.918	1.394	0.539	2.108
0.30	0.264	0.564	0.328	0.173	0.137	683	423	-9.732	1.549	0.529	2.269

장년기 저축이 낮아지고 자본수익률이 높다. 선별상속하에서는 보험료율이 상승할수록 소득격차가 확대된다. 또 장수하여 $p=0$ (〈표 8〉, 다른 사항은 〈표 3〉과 동일)일 때에는 낮은 보험료율보다 높은 보험료율하에서 소득격차가 확대된다. p 의 축소는 청장년기의 저축증가를 상회하는 의도하지 않은 유산감소를 초래하고 전체 저축을 감소시켜 자본수익률을 상승시킨다. 여기에 높은 보험료율에 의한 고급부가 결합되면 노령기의 자산이 증가해 선별상속에 의한 소득격차가 확대된다. 그리고 p 의 축소로 연금수익률이 자본수익률보다 낮을 경우($p=0$ 와 $z=0.15-0.30$, $p=0.3$ 과 $z=0.25-0.30$)에도 높은 보험료율하에서 소득격차가 커진다.²⁴⁾ 나아가 $n < 1$ 로 인구가 감소하고 연금수익률이 자본수익률보다 낮은 경우에도 높은 보험료율하에서 소득격차가 확대된다.

둘째 결론인 높은 보험료율하에서 후기유산에 중과세하는 경우 노년기의 소득격차가 축소하는 것은 자녀 전원이 상속인인 경제에서는 물론이고 장수사회형 유산행동이 나타나는 경제에서도 찾아볼 수 있다.

요컨대, 위험회피도 γ , 사망확률 p , 인구 n 의 변화, 그리고 전원상속에서 장수사회형 유산행동으로의 변화에도 불구하고 본고에서 얻은 定性的인 결론은 바뀌지 않는다.

24) p 의 축소는 자본수익률에 두 가지 방향으로 영향을 미친다(식 (7)). 유산의 감소와 Y 의 감소를 초래하여 R 를 증가시키는 효과가 하나이고, a 의 감소가 저축을 증가시켜 R 을 저하시키는 효과가 다른 하나이다. 가령 보험료율 z 가 0%의 경우에는 후자의 효과가 크게 작용하고 R 가 낮아진다. 그러나 z 가 30%의 높은 보험료율에서는 가처분소득의 축소로 후자의 효과가 별로 나타나지 않으므로 R 이 증가한다. 즉, p 의 변화는 연금수익률과 자본수익률에 모두 영향을 미친다.

VI. 結 論

청장년기에 비해 노년기에 世代內 소득격차가 커진다는 사실은 실증분석과 이론적인 검토를 통해 이미 주장된 바 있다(Deaton-Paxson, 1994). 본고는 이 같은 노년기의 소득격차가 인구의 노령화로 연금의 보험료율이 높게 유지되는 사회에서 가속될 수 있음을 밝히고 있다. 또 소득격차를 해소하는 방법의 하나라고 할 수 있는 상속세에 주목하여 世代內 소득격차가 심화되는 것을 방지하기 위한 상속세의 운영방법을 검토하였다.

우리가 고려한 경제환경은 부과방식의 공적 연금이 존재하고 그 보험료율이 비교적 높으며, 부모가 자녀들에게 선별적으로 유산을 남겨 주는 경제였다. 이 같은 경제환경은 장래 우리 경제가 당면하게 될 모습 중 유력한 경제환경의 하나라고 가정해 볼 수 있다. 우리는 이 같은 경제에서 소득격차가 청장년기는 물론이고 노년기까지 연장됨을 보였다. 노년기의 소득격차는 청장년기의 저축 차이와 청장년기의 소득에 비례하여 지급되는 연금급부수준의 차이에 기인하고 있다.

본고에서 얻은 결론을 정리하고 기존의 연구결과와 비교하면 다음과 같다.

첫째, 장수사회이고 높은 보험료율 사회일수록 노년기의 소득격차가 크다. 이유는 부과방식의 공적연금때문에 생긴 높은 자본수익률로 청장년기의 저축이 불어나 큰 소득(자산을 포함)을 지닌 부모세대의 부에 청장년기 소득에 비례해 지급되는 연금급부가 추가되어 부모세대의 부는 늘어난다. 부의 일부는 노년기에 일부 사용되지만 상당부분이 선별상속을 통해 일부 자녀들에게 전달되어 자녀세대의 청장년기 소득에 격차가 발생하고, 이 격차가 높은 자본수익률과 소득비례 연금에 의해 자녀세대의 노년기까지 연장된다.

이 같은 결과는 Abel(1985)의 적립방식 공적 연금, 이기주의의 라이프사이클모형 경제에서 얻은 결과와 반대되며, Chu(1987)의 적립방식 공적 연금, 순수이타주의(전원 상속)의 왕조모형경제에서 얻은 결과와는 높은 보험료율하에서 발생하는 소득격차의 크기가 다른 점에서 구별된다. 즉, Chu는 보험료율의 상승으로 소비분산이 축소에서 확대로 바뀌는 경우가 있다는 사실을 지적하고 있는 데 비해, 본고에서는 높은 보험료율(30%)일 때에 소득격차가 가장 확대된다는 사실을 지적하고 있다. 이 같은 경향은 사망확률 p 가 낮을수록 명확해진다.

둘째, 소득격차를 시정하기 위해 상속세를 이용할 경우 낮은 보험료율 경제에서는 부모가 단명하여 남기는 전기유산에 중과세하고, 높은 보험료율 경제에서는 부모가 장수하여 남기는 후기유산에 중과세하는 것이 소비분산을 최소화시킬 수 있다. 또 상속세율을 보험료율의 인상에 맞추어 인상시키는 것도 유효책의 하나일 수 있다. 이 같은 결과는 野口(1994)에서 제시된 ‘보유기간이 길고, 기회이득이 큰 전기유산에 중과세해야 한다’는 주장²⁵⁾이 높은 보험료율에서는 성립하지 않음을 의미한다.

우리는 부과방식의 공적 연금을 전제로 하여 논의를 전개하였다. 여기서 Abel이나 Chu가 행한 것과 같은 적립방식의 공적 연금을 전제로 받아들이고 여기에 장수사회형 유산행동이 고려되는 경제를 분석하면 얼마만큼 달라지는가를 간략히 언급해 보자. 이 같은 경제에선 보험료율의 증가에 따라 소비분산은 일정한 보험료율(10%)까지는 감소하고 그 후에 증가로 바뀐다.²⁶⁾ 이것을 Chu(1987)와 비교하면 Chu에서는 20%에서 소비분산이 증가로 바뀌는 데 비해 이 경제에서는 보다 낮은 보험료율에서 소비분산이 증가로 바뀐다. 이상의 논의를 종합하면 보험료율의 증가로 소비분산이 증가하는 본고의 결과는 장수사회형 유산행동이 부과방식의 공적 연금과 결합되어 얻어진 것이라고 할 수 있다.

본고에서 얻어지는 정책함의는 노년기의 소득격차를 축소시키는 데는 상속세 실효세율의 인상에 의한 청장년기의 (자산을 포함한) 소득격차를 시정하는 것이 노년기에 지급되는 연금급부의 인상보다 더 유효하다는 것이다.

이상에서 얻어진 결과를 해석함에 있어 몇 가지 주의할 점이 있다. 첫째, 우리의 결론이 장수사회형 유산행동을 전제로 하여 얻어졌다는 점이다. 최근 우리 사회에서도 이 같은 유산행동이 증가하고 있지만 어느 정도 보편화되고 있는지에 대해서는 보다 치밀한 조사가 요구되고 있다. 둘째, 우리가 가정하고 있는 연금체계가 소득비례형 연금으로 현실의 연금체계와 일치하지 않는 점이다. 즉, 우리의 연금에는 재분배효과를 가져오는 요소가 포함되어 있는데, 이

25) 野口(1994), p. 120 참조.

26) ‘소비분산’의 경우 일정 보험료율 이상이면 증가로 바뀌는 경우가 많은데, 소득의 변동계수(h^2)에 주목하면 보험료율 증가에 따라 이 계수가 줄어들고 있음을 알 수 있다. 이것은 적립방식하에서 높은 보험료율이 소득불평등을 시정해 주는 역할을 할 수 있음을 의미한다. 즉, h^2 은 보험료율 0%일 때 0.02784, 5%일 때 0.01578, 30%일 때 0.01338로 낮아진다. 소득의 변동계수와 소비분산이 조금씩 상이한 양상을 보이는 것은 변동계수의 경우 소득분산 외에 평균소득(\bar{Y}) 변화까지가 반영되기 때문이다.

같은 측면을 고려하지 않을 경우 연금이 미치는 효과가 왜곡될 수 있고, 또 이 상태에서 상속세효과를 논의하는 것이 한계를 지닐 수 있다는 점이다. 이 문제는 지속적인 연구가 필요한 분야이다. 다만, 여기서 추론해 볼 수 있는 것은 연금의 재분배 측면을 고려할 경우 우리의 분석결과가 뒤바뀌는 결과가 얻어지기보다 정량적인 수준의 변화가 얻어질 가능성이 크다는 점이다.

參 考 文 獻

1. 裴垞皓, “우리 나라 都市家計의 利他的 連繫度 檢證,” 『財政論集』, 韓國財政學會, 제11집 제1호, 1996a, pp. 299-326.
2. _____, “勤勞者와 自營業者의 稅負擔 比較分析,” 『根據課稅 定着과 推計課稅 合理化方案』, 한국조세연구원, 1996b, pp. 19-50.
3. 李光宰, 『相續・贈與稅의 理論과 實務』, 稅經社, 1996.
4. 高山憲之, “高齡者夫婦世帶の所得・消費・資産,” 『經濟研究』, Vol. 43, No. 2, 1992, pp. 158-178.
5. 高山憲之 外, “家計資産の増加とその原因,” 『經濟研究』, Vol. 45, No. 1, 1994, pp. 16-31.
6. 駒村康平, “高齡者家計における遺産行動の經濟分析,” 『社會保障研究』, 夏 1994, pp. 62-74.
7. 大竹文雄, “1980年代の所得・資産分配,” 『季刊理論經濟學』, Vol. 45, No. 5, 1994, pp. 385-402.
8. _____, チャールズ・ユウジ, ホリオカ, “貯蓄動機,” 『日本の所得と富の分配』, 東京大學出版會, 1994, pp. 211-244.
9. 野口悠紀雄, “家族内の世代間移轉,” 『日本經濟研究』, No. 22, 1992, pp. 166-189.
10. _____, “相續稅に關する基礎的考察,” 『稅制改革の新設計』, 日本經濟新聞社, 1994.
11. 照山博司, 伊藤陸敏, “見せかけの不平等と眞の不平等,” 『日本の所得と富の分配』, 東京大學出版會, 1994, pp. 279-320.
12. 朝日新聞, 1989. 9. 13, 1990. 4. 25.
13. 總務廳長官 官房老人對策室, 『老人の生活と意識: 國際比較調査結果報告

- 書』, 1991.
14. 厚生省, 『國民生活基礎調査 1986, 1992』, 1988, 1994.
15. 八代尙宏, 「高齢者の經濟的地位」, 『日本經濟研究』, No. 25, 1993, pp. 34-57.
16. Abel, Andrew B., "Precautionary Savings and Accidental Bequest," *A. E. R.*, Vol. 75, No. 4, Sep. 1985, pp. 777-791.
17. _____, "Birth, Death, and Taxes," *J. P. E.*, Vol. 39, 1989, pp. 1-15.
18. _____ and M. Warshawsky, "Specification of Joy of Giving Insights from Altruism," *The Wharton School WP*, No. 3-87, Univ. of Penn., 1992.
19. Altonji, J. G. *et al.*, "Is the Extended Family Altruistically Linked? Direct Tests Using Micro Data," *A. E. R.*, Vol. 82, No. 5, 1992, pp. 1177-1198.
20. Barro, Robert J., "Are Government Bonds Net Wealth?," *J. P. E.*, Vol. 82, No. 6, 1974, pp. 1095-1117.
21. Bernheim, B. D. *et al.*, "The Strategic Bequest Motive," *J. P. E.*, Vol. 93, No. 6, 1985, pp. 1045-1076.
22. Chu, Cyrus, C. Y., "The Effect of Social Security on the Steady State Distribution of Consumption," *J. P. E.*, Vol. 34, 1987, pp. 189-210.
23. Cox, Donald, "Motive for Private Income Transfer," *J. P. E.*, Vol. 95, No. 3, 1987, pp. 508-546.
24. Deaton, A. and C. Paxson, "Intertemporal Choice and Inequality," *J. P. E.*, Vol. 102, No. 3, 1994, pp. 437-467.
25. Doob, J. L., *Stochastic Processes*, John Wiley & Sons, Inc., 1953.
26. Eckstein, Z. *et al.*, "The Distribution of Wealth and Welfare in the Presence of Incomecomplete Annuity Markets," *Q. J. E.*, Vol. 100, 1985, pp. 789-806.
27. Gandolfo, G., *Economic Dynamics: Methods and Models*, North-Holland, 1980.
28. Hayashi, Fumio, "Is the Japanese Extended Family Altruistically Lin-

- ked? A Test Based on Engel Curves," *J. P. E.*, Vol. 103, No. 3, 1995, pp. 661-674.
29. Hurd, Michael D., "Research on the Elderly: Economic Status, Retirement, and Consumption and Saving," *J. Econ. Liter.*, Vol. 28, June 1990, pp. 565-637.
30. Stokey, N. L. and R. E. Lucas, Jr., *Recursive Methods in Economic Dynamics*, Harvard Univ. Press, 1989.
31. Weil, D. N., "The Saving of the Elderly in Micro and Macro Data," *Q. J. E.*, Vol. 109, 1994, pp. 55-81.
32. Yaari, M. E., "Uncertain Lifetime, Life Insurance, and the Theory of the Consumer," *Review of Economic Studies*, Vol. 32, 1965, pp. 137-150.

〈附 錄〉

식 (11)에서 $EY_{i+1}^i = W + \pi EY_i^i$ 의 관계식을 얻는다. $1 - \pi > 0$ 이면 정상상태의 평균소득 EY^i 는 $W / (1 - \pi)$ 가 된다. 또 식 (11)에서 다음의 관계식이 얻어진다.

$$\begin{aligned} E[Y_{i+1}^i | Y_i^i] &= W + \pi Y_i^i, \\ \text{var}(Y_{i+1}^i | Y_i^i) &= Y_i^i \left[\frac{p(1-z-a)^2 R^2}{n^2} + \frac{1}{nm} (1-p)(1-b)^2 \{(1-z-a)R \right. \\ &\quad \left. + \frac{zn}{1-p} \}^2 - \pi^2 \right]. \end{aligned}$$

여기서

$$\text{var}(E[Y_{i+1}^i | Y_i^i]) = \pi^2 \text{var}(Y_i^i) \text{와}$$

$$\begin{aligned} E[\text{var}(Y_{i+1}^i | Y_i^i)] &= EY_i^i \left[\frac{p(1-z-a)^2 R^2}{n^2} + \frac{1}{nm} (1-p)(1-b)^2 \{(1-z-a)R \right. \\ &\quad \left. + \frac{zn}{1-p} \}^2 - \pi^2 \right] \\ &= [\text{var}(Y_i^i) + (EY_i^i)^2] [\Phi - \pi^2] \end{aligned}$$

의 관계를 얻는다. 여기서 Φ 는

$$\frac{p(1-z-a)^2 R^2}{n^2} + \frac{1}{nm} (1-p)(1-b)^2 \{(1-z-a)R + \frac{zn}{1-p}\}^2 \text{ 이다.}$$

다음으로 공식

$$\text{var}(Y_{i+1}^i) = E[\text{var}(Y_{i+1}^i | Y_i^i)] + \text{var}(E[Y_{i+1}^i | Y_i^i])$$

을 이용하여,

$$\text{var}(Y_{i+1}^i) = \phi \text{var}(Y_i^i) + [\phi - \pi^2](EY_i^i)^2$$

의 관계를 얻는다.

이 때 $1 - \phi > 0$, $[\phi - \pi^2] > 0$ 의 관계가 만족되면 정상상태에서의 소득 Y_i^i 의 분산이 존재한다. $x = 1 - z - a$, $q = 1 - p$, $F = n/m - (1 - p)$ 로 대체하여 식을 정리하면 식 (13)이 얻어진다.