

정책자료
2024-04

고령층 소득과 자산의 관련성

홍민기

한국노동연구원

목 차

요 약	i
제1장 서 론	1
제2장 자산분위별 통계	4
제1절 서 론	4
제2절 소득과 자산의 관련성	5
1. 순위 상관계수	5
2. 고령층 자산 분위별 통계 : 가계금융복지조사	7
제3절 고자산-저유동성 가구	10
제4절 요 약	13
제3장 기초연금에서 소득과 자산 기준	14
제1절 서 론	14
제2절 자료 및 방법	15
1. 자 료	15
2. 결합분포 계산 방법	16
3. 기초연금 대상자 계산	17
제3절 결 과	18
1. 기초연금 수급 기준의 특징	18
2. 불평등에 미치는 영향	22
제4절 기초연금 제도를 표현하는 결합분포	23

제5절 요약 및 결론	26
제4장 소득과 자산의 결합 빈곤	28
제1절 서 론	28
제2절 자료와 분석 대상	29
제3절 전체 연령 결합 빈곤	30
1. 코플라 함수 기준 결합 빈곤	30
2. 블록결합에 의한 결합 빈곤	34
제4절 고령층 결합 빈곤	37
제5절 기초보장 수급 가구	43
제6절 결 론	45
제5장 소득과 자산 조세 정책이 자산 불평등에 미치는 영향	48
제1절 서 론	48
제2절 기존 연구와의 관련성	49
제3절 자 료	50
제4절 동태적 생애주기 모형	52
1. 모 형	52
2. 모형의 구분	57
3. 자료와 모형에서의 자산 분포	58
제5절 소득세와 재산세가 자산 불평등에 미치는 영향	63
1. 자산수익률이 포함된 모형에서 모의실험	63
2. 자산수익률이 없는 모형에서 모의실험	66
제6절 자산수익률과 자산의 관계	68
제7절 결 론	69

제6장 결 론	71
제1절 소득과 자산을 모두 고려하는 제도	71
제2절 소득세와 자산보유세가 자산 불평등에 미치는 영향	72
참고문헌	80
[부록 1] Student 코플라와 BB1 코플라	84
[부록 2] 세율 계산	86
[부록 3] 자산 수익률	90
[부록 4] 자산 형성 모형 개관	94

표 목 차

〈표 2-1〉 자가주택자-저유동성 가구의 비중 : 자산분위별	12
〈표 3-1〉 제도와 모형에서의 기초연금 수급 가구의 분포	19
〈표 3-2〉 제도 기준 수급 대상이고 모형 기준 비수급 가구의 비중	21
〈표 3-3〉 제도 기준 비수급 대상이고 모형 기준 수급 가구의 비중	21
〈표 3-4〉 기초연금이 소득 불평등에 미치는 영향	22
〈표 3-5〉 제도 기준 분위별 기초연금 수급 비율	25
〈표 4-1〉 코플라 함수 결합 빈곤 기준 집단 구분	31
〈표 4-2〉 가구주 나이별 집단의 분포	33
〈표 4-3〉 소득기준, 결합분포 기준 연령별 빈곤 확률	36
〈표 4-4〉 연령별 소득, 자산 분위 분포	38
〈표 4-5〉 소득분위별, 연령집단별 결합 빈곤 비중	41
〈표 4-6〉 고령가구의 집단별 비중	42
〈표 4-7〉 집단별 결합 빈곤 비중 및 가구특성	42
〈표 4-8〉 노동패널 자료에서 기초보장 수급 확률	44
〈표 4-9〉 코플라 결합분포 기준 기초보장 수급 확률	44
〈표 5-1〉 근로소득 이전행렬의 예 : 45~49세	55
〈표 5-2〉 연령대별 조건부 생존확률	57
〈표 5-3〉 모형에서 모수 추정치	59
〈표 5-4〉 자료와 모형에서 자산의 통계량	60
〈표 5-5〉 모형 3에서 소득세와 자산세 증가 시뮬레이션 결과	64

〈표 5-6〉 소득세와 자산세 증가가 자산 불평등에 미치는 영향	65
〈표 5-7〉 자산수익률이 영인 모형에서 소득세와 자산세 증가가 자산 불평등에 미치는 영향	67
〈표 6-1〉 종합부동산세 통계	75

그림목차

[그림 2-1] 소득과 순자산의 스피어만 상관계수(1)	5
[그림 2-2] 소득과 순자산의 스피어만 상관계수(2)	6
[그림 2-3] 순자산 분위별 기초 통계	8
[그림 2-4] 총자산 분위별 기초 통계	9
[그림 2-5] 고자산 가구의 유동성(금융자산+경상소득): 소득분위별	11
[그림 2-6] 자가주택자-저유동성 가구의 비중: 자산분위별	11
[그림 3-1] 제도를 반영한 기초연금 수급 자격	20
[그림 3-2] 결합분포를 반영한 기초연금 수급 자격(1)	20
[그림 3-3] 결합분포를 반영한 기초연금 수급 자격(2)	25
[그림 4-1] 코플라 함수 소득과 자산의 결합 빈곤 확률: 전체 가구	31
[그림 4-2] 집단 1과 집단 4의 연령별 분포	32
[그림 4-3] 가구주 나이별 집단의 분포	33
[그림 4-4] 불록결합에 의한 결합 빈곤	35
[그림 4-5] 소득기준, 결합분포 기준 연령별 빈곤 확률	36
[그림 4-6] 연령집단별 소득 분위 분포	38
[그림 4-7] 연령집단별 자산 분위 분포	39
[그림 4-8] 코플라 함수 소득과 자산의 결합 빈곤 확률: 가구주 65세 이상	40
[그림 5-1] 노동패널과 가계금융복지조사의 연령별 자산	51
[그림 5-2] 연령별 평균 노동소득, 소비, 저축액	52
[그림 5-3] 노동소득이 영인 가구의 비중	54
[그림 5-4] 연령별, 분위별 노동소득	54

[그림 5-5] 자료와 모형의 연령별 평균 자산액 : 모형 1	59
[그림 5-6] 자료와 모형의 연령별 평균 자산액 : 모형 2	61
[그림 5-7] 자료와 모형의 연령별 평균 자산액 : 모형 3	62

요 약

1. 서론

본 연구에서는 소득과 자산의 관련성에 관하여 세 가지 주제를 다룬다. 첫째, 제3장에서 소득보장제도에서 소득과 자산을 고려하는 방식을 검토한다. 둘째, 제4장에서 소득과 자산의 결합 빈곤을 검토한다. 소득 뿐만 아니라 여러 가지 기준을 적용하여 빈곤을 적용하자는 의도에서 소득과 자산을 고려하여 빈곤을 정의하려는 연구가 있다. 소득과 자산을 고려할 때 여러 가지 방식이 있을 수 있는데 본 연구에서는 통계적인 결합분포를 검토하고자 한다. 셋째, 제5장에서는 소득세와 자산보유세가 자산 불평등에 미치는 영향을 검토한다.

2. 자산분위별 통계

가계금융복지조사로 소득과 자산의 순위 상관계수를 측정하였다. 한국 소득과 자산의 상관계수는 미국과 유럽 국가에서 중간 정도 수준이다. 추세로 보면, 소득과 자산의 상관관계는 최근 감소하고 있다.

가구주 65세 이상 가구의 자산과 소득 유동성의 관계를 살펴보았다. 자가주택이면서 즉시 사용가능한 유동성 소득이나 자산(금융자산)이 적은 가구는 대부분 소득 1,2분위 가구에만 있다. 자산 분위가 8분위 이상 이면서 자가주택-저유동성 가구는 65세 이상 가구의 0.28%를 차지한다. 숫자도 적고, 충분히 소득이나 자산으로 식별이 가능한 수준이다. 재산세를 소득과 연계하는 재산세 공제제도가 충분히 가능하다. 재산 가치가 상승했지만 소득은 고정되어 있는 고령 납세자에게는 세금 유예도 가능하다.

3. 기초연금에서 소득과 자산 기준

이 장에서는 기초연금제도에서 소득 인정액을 계산할 때 소득과 자산을 고려하는 방식에 대해 검토하였다. 2023년 가계금융복지조사 자료를 이용하여 가구주 나이 65세 이상인 가구를 대상으로, 실제 제도에서 기초연금 소득 인정액을 계산하는 과정을 반영하여 기초연금 수급 대상 가구를 설정하였다. 그리고 소득과 자산의 결합분포를 코플라 함수 모형으로 추정하여 제도의 수급 기준과 비교하였다.

비교 결과에 따르면, 코플라 함수 모형의 결합분포 기준에서는 소득이나 자산 가운데 하나가 매우 적으면 기초연금 수급 대상인 반면, 실제 제도에서는 소득이나 자산 가운데 하나가 매우 많으면 다른 하나가 매우 적어도 수급 대상에서 제외한다. 그리고 실제 제도에서는 소득 인정액을 계산할 때 소득보다는 자산에 더 많은 가중치가 부여된다. 그 결과 자산이 아주 많은 가구를 수급 대상에서 제외하려는 경향이 더 강하다. 실제 제도에서는 소득이나 자산이 아주 많은 가구를 수급에서 배제하려는 경향이 강하다 보니, 소득과 자산이 둘 다 상당히 있는 가구들이 기초연금 수급 대상이 된다.

코플라 함수로 결합분포를 설정한 결과와 실제 기초연금은 매우 다른 특성을 가지고 있음을 확인하였다. 이 장에서는 실제 기초연금 제도와 근접한 소득-자산 결합분포의 형태를 검토하였다. 실제 제도에서는 소득 분위나 자산 분위가 큰 값이면 결합분포에서 큰 값을 부여한다. 이런 특성과 부합하는 함수는 소득과 자산의 (부채פל 형태) 볼록 결합 함수이다. 함수에서 모수값을 제도에서의 분위별 수급률과 근접하도록 설정한 결과, 자산 분위에 대한 가중치는 0.529이다. 자산과 소득을 균등하게 반영하는 가중치 값인 0.5와 추정된 가중치 값을 비교하여 보면, 실제 기초연금 제도의 소득인정액 계산에서 자산 분위값을 5.8% 정도 더 많이 반영하고, 대신 소득 분위값은 5.8% 적게 반영하고 있다.

4. 소득과 자산의 결합 빈곤

빈곤을 정의할 때 소득뿐만 아니라 자산도 고려하고자 하는 시도가 있다. 고령층은 소득이 매우 적지만 자산은 상대적으로 있는 편이어서 소득과 자산을 고려하는 방식에 따라 빈곤 정의의 영향을 많이 받을 수 있다. 이러한 점을 고려하여 본 장에서는 소득과 자산의 결합분포를 추정하고 빈곤 기준에 미치는 영향을 살펴보았다.

2023년 가계금융복지조사 자료로 코플라 함수를 추정하여 소득-자산 결합분포에서 22.8% 이하인 가구를 빈곤 가구로 설정하였다. 코플라 함수 결합분포에서 빈곤 가구는 소득과 자산 분위에서 L자 형태에 가깝게 분포되어 있다. 그리고 소득이나 자산 가운데 하나의 분위가 아주 높으면 수급에서 배제하는, 기초연금의 철학을 반영하여 불록결합에 의한 결합 빈곤을 계산하였다. 코플라 함수 결합 빈곤 기준에서는 소득이나 자산 분위가 아주 낮으면 빈곤에 포함될 가능성이 높았는데, 불록결합 기준으로 하면 소득 분위가 매우 낮아도 자산이 많으면 빈곤에서 제외되고, 자산 분위가 매우 낮아도 소득이 아주 많으면 빈곤에서 제외된다.

기준이 빈곤 설정에 미치는 영향을 파악하기 위해, 본 장에서는 빈곤 가구를 소득 기준, 코플라 함수 결합분포 기준, 불록 결합분포 기준으로 설정하고 가구 연령별로 빈곤 확률을 계산하였다. 계산 결과, 소득과 자산을 모두 고려하여 빈곤선을 설정하면, 소득만을 기준으로 하였을 때보다 고령층의 빈곤율이 감소한다. 가구의 나이가 증가할수록 기준에 따른 빈곤율의 차이가 증가한다. 대신, 소득과 자산을 모두 고려하면 소득에 비해 자산이 상대적으로 적은 30대와 40대의 빈곤율이 증가한다. 하지만, 소득과 자산의 결합분포를 기준으로 하면 고령층의 빈곤율이 감소함에도, 70세 이후 고령층의 빈곤율이 높은 것은 변하지 않는다. 소득과 자산을 모두 고려해도 빈곤 완화 정책의 핵심 대상이 고령층인 것은 마찬가지이다.

가구주 65세 이상 고령 가구를 대상으로 코플라 함수 결합 빈곤을 계산한 결과에 따르면, 소득이나 자산 분위가 낮으면 대부분 빈곤 가구에

포함된다. 결합분포에서는 자산도 고려하지만, 65세 고령층 집단 내에서 소득분포의 편차가 자산분포의 편차보다 크기 때문에 결합 빈곤 확률에서 자산 분위보다 소득 분위의 영향력이 조금 더 크다. 고령일수록 1인 가구가 될 가능성이 높고, 이에 따라 소득이 낮아질 가능성이 높다. 고령 가구에서 소득을 고려하는 정책은 나이와 가구원 수를 고려하는 정책과 상관성이 높다.

이 장에서는 코플라 함수 결합분포 기준과 실제 제도에서 국민기초생활보장 제도의 수급 가구를 비교해 보았다. 노동패널 자료에서 기초보장 수급 가구는 소득과 자산이 모두 3분위(10분위 기준) 이하에 집중되어 있다. 반면, 코플라 결합분포 기준으로는 자산이 아주 많아도 소득이 1분위에 속하면 기초보장 수급 가구가 될 가능성이 있다. 전체 가구의 매우 작은 비율을 빈곤으로 설정하기 위해 코플라 결합분포 기준으로 대상 가구를 선정하는 것은 비합리적으로 판단된다.

기초연금, 국민기초생활보장 제도 등과 같은 제도에서는 소득이나 자산 가운데 하나가 매우 적더라도 다른 하나가 매우 많으면 제도 수급에서 배제하려는 철학이 작용하고 있다. 이러한 면에서 소득이나 자산의 불록결합을 구현하는 방식이 실제 제도의 세계관을 잘 반영한다.

5. 소득과 자산 조세 정책이 자산 불평등에 미치는 영향

이 장에서는 생애주기 저축 모형을 설정하고 소득세와 자산보유세가 자산 형성에 미치는 영향을 검토하였다.

본 연구에서는 근로소득이 1계 마르코프 과정을 따른다고 가정하여 가구노동소득을 6개 분위로 나누었다. 표준적인 생애주기 모형에서 근로소득은 확률적이기 때문에 가구는 소득 위험에 대비하여 예비적 저축을 한다. 그리고 가구는 상속에서 효용을 얻기 때문에 상속 자산 형성을 위한 저축 동기가 있다. 모형의 모수값은 연령별 평균 자산량이 자료에서의 연령별 자산액과 최대한 가깝게 되도록 설정하였다.

노동소득이 확률적이고, 상속으로부터 효용을 얻는 표준적인 모형에

서 생성된 자산의 편차는 자료에 비해 작다. 이러한 결과는 기존 연구에서 많이 보고되었고, 본 연구에서 설정한 모형에서도 확인된다. 예비적 저축과 상속 동기 저축만으로는 현실에서 나타나는 자산분포의 분산을 충분히 설명하기 어렵다는 의미이다.

표준 모형을 확장하여 자산수익률이 자산액에 비례한다고 설정한 모형(모형 3)에서는 자료와 매우 근접한 자산분포를 형성할 수 있었다. 이 장에서는 현실과 가장 부합하는 모형에 기반하여 소득세와 재산세가 자산 불평등에 미치는 영향을 모의실험을 통해 살펴보았다.

첫 번째 모의실험에서는 소득세를 10% 인상한다. 두 번째 모의실험에서는 재산세를 84.51% 인상한다. 소득세 인상의 효과와 비교하기 위해 재산세 인상으로 발생하는 세액 증가분이 소득세 10% 인상 때의 세액 증가분과 같도록 재산세 인상분을 설정하였다. 모형에서 재산세 실효세율이 약 0.16%이므로 재산세 84.5% 인상은 재산세 실효세율을 0.295%로 높이는 것이다.

모형에서 자산 지니계수는 0.584였는데, 소득세를 10% 인상하면 자산 지니계수가 0.578로 감소하고, 재산세를 84.51% 인상하면 0.554로 감소한다. 모형에서 p_{90}/p_{10} 배율은 17.1이었는데, 소득세를 10% 인상하면 배율이 16.4로 감소하고, 재산세를 84.51% 인상하면 배율이 14.8로 감소한다. 세율 인상이 자산 분위별 점유율에 미치는 영향을 보면, 소득세와 자산보유세 인상이 모두 최상위 집단의 자산 점유율을 낮추는 데 기여하지만, 정도로 보면, 자산보유세가 최상위 집단의 자산 점유율 감소에 더 큰 기여를 한다. 동일한 세액 증가를 전제로 하였을 때, 재산세 인상이 소득세 인상보다 자산 불평등을 감소시키는 효과가 크다.

자산수익률이 없는 모형에서 소득세나 자산보유세 증가가 자산 불평등에 미치는 영향은 매우 작고, 두 조세 간 영향의 차이도 매우 작다. 앞에서 자산수익률이 양인 모형에서의 결과와 비교하여 보면, 소득세나 자산보유세가 자산 불평등을 완화하는 효과는 자산수익률이 자산량과 어떠한 관련성을 가지는가에 달려 있다.

본 연구에서는 노동패널과 국세통계에서 자산수익률과 자산과의 관

계를 살펴보았다. 노동패널이나 가계금융복지조사에서는 자산수익률이 자산에 반비례하는 반면, 국세통계 자료에서는 자본이득 수익률이 자산에 비례하여 상반된 결과가 나타난다. 모형에서 산출한 자산분포가 자료의 자산분포와 부합하려면 자산수익률이 자산에 비례하여야 하지만 조사자료와 행정자료에서 일관된 관련성이 나타나지 않았다.

6. 결론

현재 기초연금 제도가 정확히 소득과 자산의 비중을 고려하여 소득 인정액 계산식을 만든 것은 아니지만, 본 연구의 결과에 따르면, 합리성을 갖춘 것으로 판단된다. 사회보장 수급 대상을 결정할 때 소득과 자산을 고려하는 방식의 특징을 정량적으로 파악하였다는 것에 본 연구의 의의가 있다.

소득세와 재산세가 자산 불평등에 어떠한 영향을 주는지 비교한 연구는 많이 없었다. 일부 연구에서는 가구 자산 자료에서 소득세와 재산세를 더하거나 빼는 방식으로 모의실험을 한 바 있다. 소득세나 재산세를 부과하면 가구의 선택에 영향을 주기 때문에, 본 연구에서는 소비와 저축 행동을 표현하는 모형을 구축하고 조세의 영향을 검토하였다.

소득세를 10% 인상하는 것과 재산세를 84.5% 인상하는 것 가운데 어떤 것이 더 현실적으로 가능한가는 쉽게 판단하기 어렵다. 재산세는 좋은 세금이라고 하는데 왜 세수가 적을까를 생각해 볼 필요가 있다. 종합부동산세가 자산 최상위 집단의 자산 선택에 영향을 줄 수 있지만, 대상 비중이 매우 작아서 종합부동산세가 전체 자산 불평등에 미치는 영향도 제한적이다. 과세 기반이 넓은 재산세는 지방세이고, 국세인 종합부동산세는 과세 기반이 넓지 않다는 어려움이 있다.

과세 기반과 자산 최상위 집단의 자산 선택을 감안하면, 부동산 자산과 금융자산을 합하여 보유한 총자산에 부과하는 부유세(wealth tax)를 생각해 볼 수 있다. Guvenen et al.(2023)의 연구에서는 자본소득세를 부유세로 대체하는 세수 중립적 세제 개편을 하면 부유층의 탈세 유인이

낮아지고 자본과세의 비효율성이 감소한다고 하였다. 이들이 계산한 최적 부유세율은 3%이며, 부유세의 높은 세수 덕분에 근로소득세를 감면할 수 있다고 하였다.

한편, 조세가 자산 불평등에 미치는 효과는 비대칭적이다. 조세로 자산 불평등을 억제하는 효과가 있지만 불평등을 완화하기 위해서는 조세 체계를 유지하고 강화하기 위한 많은 노력이 있어야 하는 반면, 소득세나 자산보유세를 인하하면 자산 불평등이 빠르게 증가한다.

조세 정책만으로 자산 불평등에 영향을 주는 것은 제한적일 수 있다. 불평등 완화가 목적이라면, 조세 정책과 더불어 재정 및 복지 정책을 결합하는 것이 효과적이다.

제 1 장 서 론

본 연구에서는 소득과 자산의 관련성에 관하여 세 가지 주제를 다룬다. 첫째, 제3장에서 기초연금제도에서 소득과 자산을 고려하는 방식을 검토한다. 기초연금은 65세 이상인 사람으로서 '소득인정액'이 선정기준액 이하인 사람에게 지급한다. 여기서 '소득인정액'은 소득 평가액과 자산의 월 소득 환산액을 합산한 금액을 말한다.

소득 평가액 계산에서는 일정 금액을 공제한 근로소득에 사업소득, 재산 소득, 공적이전소득 등을 합산한다. 재산의 소득 환산액을 계산할 때는 부동산과 금융자산을 합산한 재산액에 환산율(4%)을 곱하여 소득으로 환산한다. 부동산 재산액을 계산할 때에는 지역별로 자가주택 가격이 다른 점을 고려하여 지역별로 기본 재산액을 계산하고, 금융재산액에는 일정 금액을 공제한다. 소득인정액 산정 방식을 개략적으로 본 것이 이 정도이고, 실제로 소득인정액을 계산하는 과정은 더욱 복잡하다.

소득만으로 기준을 설정하면 소득이 아주 적지만 자산이 아주 많은 사람이 기초연금을 받을 수 있다. 이러한 상황을 피하기 위해 기초연금 지급 기준을 설정할 때 소득과 재산을 함께 고려한다. 그런데 기초연금 소득 인정액 계산식이 복잡해서 소득과 자산이 어떠한 방식으로 고려되고 있는지 쉽게 파악하기 어렵다. 소득인정액을 계산할 때 가구 소득과 자산의 분포에서 차지하는 위치가 반영되는 정도를 정량적으로 알 수 있으면 현재 기초연금 제도의 원칙을 명확하게 알 수 있고, 앞으로 소득과 자산의 반영 비중을 수

정하는 데에도 도움이 될 수 있다.

본 연구에서는 기초연금에서 수급 자격을 판단하는 원칙 혹은 소득과 자산의 결합 방식을 파악하기 위해, 먼저 가구 조사자료에 기초연금 제도의 소득환산액 방식을 적용하여 기초연금 수급 대상 가구를 식별한다. 그리고 수급 가구의 소득과 자산 분위를 살펴본다.

현재 기초연금제도에서 소득과 자산을 결합하는 원리를 파악하려면 소득과 자산을 결합하는 다른 방식과 비교하는 것이 도움이 된다. 소득과 자산의 통계적 상관성에 기반하여 결합분포를 구성하는 것이 코플라 함수이다. 본 연구의 분석 결과에 따르면, 코플라 함수 결합분포에서는 소득이나 자산 분위 가운데 하나가 매우 낮으면 다른 하나가 높더라도 결합분포에서 매우 낮은 값을 부여하고, 따라서 기초연금 수급 대상 가구가 된다. 반면, 실제 기초연금 제도에서는 소득과 자산 가운데 하나가 매우 높으면 다른 하나가 매우 낮더라도 결합분포에서 높은 값을 부여하여 기초연금 수급에서 배제하려는 경향이 강하다. 본 연구에서는 실제 기초연금 제도에서 소득과 자산을 결합하는 방식에 부합하는 함수의 형태를 탐색하고자 한다. 이를 통해 기초연금 제도에서 소득과 자산에 부여하는 가중치를 추정하고자 한다.

둘째, 제4장에서 소득과 자산의 결합 빈곤을 검토한다. 소득뿐만 아니라 여러 가지 기준을 적용하여 빈곤을 적용하자는 의도에서 소득과 자산을 고려하여 빈곤을 정의하려는 연구가 있다. 결합분포 구성 방식에 따라 빈곤선이 달라진다. 소득과 자산을 고려할 때 여러 가지 방식이 있을 수 있는데 본 연구에서는 통계적인 결합분포를 검토하고자 한다. 소득과 자산의 코플라 함수 결합분포에서는 소득이나 자산 가운데 하나가 매우 낮은 분위에 있으면 빈곤이 될 가능성이 높다. 한편, 현재 기초연금 제도처럼 소득과 자산을 결합하면 소득이나 자산 가운데 하나만 높은 분위에 있어도 빈곤에서 제외된다.

결합분포 방식에 따라 특히 고령층의 빈곤 정의가 달라질 수 있다. 본 연구에서는 소득 기준, 코플라 함수 결합분포 기준, 기초연금제도 결합분포 기준을 적용하였을 때 빈곤에 대한 정의가 어떻게 달라지는지, 특히 고령 가구의 빈곤율이 얼마나 달라지는지 검토한다.

셋째, 제5장에서는 소득세와 자산보유세가 자산 불평등에 미치는 영향을

검토한다. 소득세와 재산세는 모두 자산 형성 과정에 영향을 준다. 다음 기의 자산은 현재 기의 자산에 저축, 재산소득, 증여상속, 자본이득을 더한 것이다. 저축은 현재 기의 소득에 소비를 뺀 것이므로, 소득세가 증가하면 가처분소득이 감소하여 저축이 감소하고 자산 형성이 둔화될 수 있다. 그리고 자산보유세가 증가하면 자산 보유 유인이 감소하여 자산 형성이 둔화될 수 있다.

조세 체계가 변화하면 가구의 소비와 자산 선택이 달라지기 때문에, 소득세와 자산보유세의 효과를 파악하려면 가구의 동태적(dynamic) 선택을 모형화할 필요가 있다. 경제학의 표준적인 동태적 생애주기 모형에서는 근로소득이 불확실한 상황에서 가구가 위험에 대비한 예비적(precautionary) 저축을 한다. 그런데 표준적인 동태적 생애주기 모형으로는 실제 자료에서 보이는 자산분포의 분산을 형성할 수 없다. 표준적인 모형에 상속 동기를 포함하여도 마찬가지이다. 본 연구에서는 실제 자료의 자산분포를 생성하기 위해 표준적인 모형에 자산수익률이 자산에 비례하여 증가한다는 요소를 추가한다. 그리고 추가 요인이 포함된 확장 모형에서 소득세와 자산보유세의 영향을 검토한다.

제 2 장

자산분위별 통계

제1절 서 론

이 장에서는 가계금융복지조사 자료를 이용하여 소득과 자산의 관련성을 파악할 수 있는 기초 통계량을 제시한다. 제2절에서는 소득과 자산의 순위 상관관계를 측정한다. 측정 결과에 따르면, 소득과 자산의 상관관계는 최근 다소 하락하는 추세이다. 외국에서의 상관관계수 값과 비교하여 보면, 한국 소득과 자산의 상관관계는 국제적으로 중간 정도이다.

다음으로, 65세 이상 가구를 대상으로 자산 분위별 통계를 제시한다. 자산 기준으로 순자산 혹은 총자산을 사용하는가에 따라 저자산 분위 가구의 특성이 다르게 나타난다. 특별한 이유가 없는 한 통상적인 자산 분석에서는 순자산을 기준으로 한다. 순자산 기준으로 하면 소득이 높거나 부채로 자산을 형성하는 가구가 포함되기 때문에 저자산 가구를 부채가 없는 가구와 부채가 있는 가구로 나누어 볼 필요가 있다.

재산세와 종합부동산세는 주택이나 토지에 과세한다. 재산보유세를 높이려고 하면 자산은 많은데 소득이 없는 가구에게 큰 부담이 된다는 주장이 있다. 제3절에서는 자산과 소득 유동성(소득 및 금융자산액)의 관련성을 검토하여, 특히 고령가구에서 고자산이면서 소득 유동성이 낮은 가구가 얼마나 있으며, 소득이나 자산 분위에서 어디에 위치하는지 검토한다.

제2절 소득과 자산의 관련성

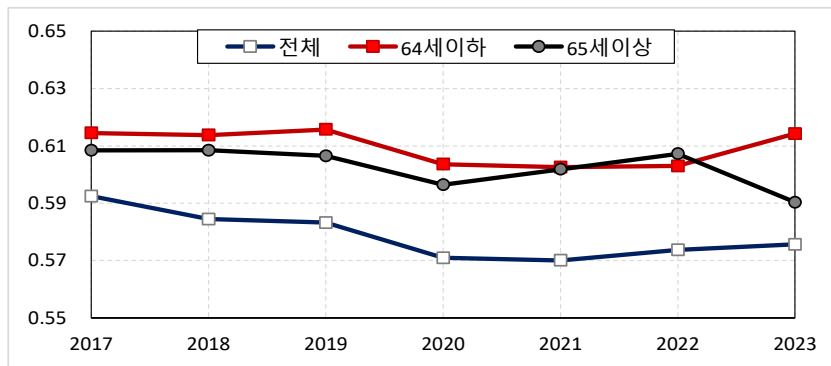
1. 순위 상관계수

소득과 자산의 관련성을 살펴보기 위해 순위 상관계수를 계산한다. 순위 상관계수에는 켄달(Kendall) 순위 상관계수(혹은 Kendall's tau)와 스피어만(Spearman's) 순위 상관계수(혹은 Spearman's rho)가 있다. 스피어만은 자료 내 편차에 민감하며 일반적으로 켄달 상관계수보다 높은 값을 가진다. 소표본이고 동순위가 많을 때에는 켄달 상관계수를 선호한다. 표본 수가 적절하면 스피어만 상관계수를 사용한다.

순위 상관계수는 -1부터 1 사이의 값을 갖는다. 가구의 자산과 소득 순위가 비슷하면 상관계수가 높다. 모든 가구의 자산 순위와 소득 순위가 같으면 순위 상관계수는 1이다. 스피어만 상관계수가 0.7 이상이면 두 변수의 상관관계가 높다고 해석하고, 0.5부터 0.7 사이의 값이면 상관관계가 중간 정도라고 해석한다.

가계금융복지조사 자료를 이용하여 소득과 순자산의 스피어만 상관계수를 계산한 결과를 [그림 2-1]에서 보여준다.

[그림 2-1] 소득과 순자산의 스피어만 상관계수(1)

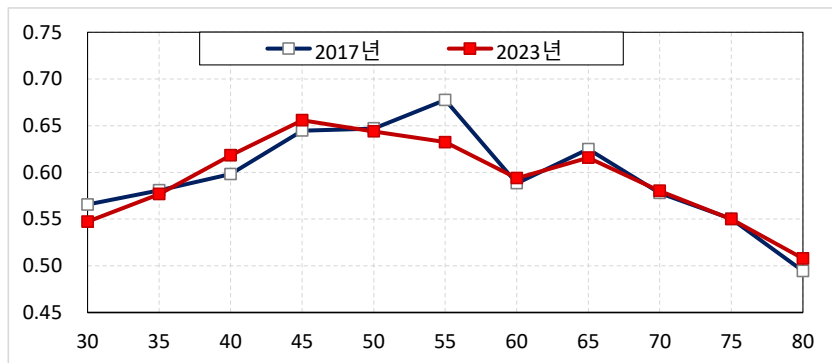


자료 : 가계금융복지조사. 저자 계산.

전체 가구의 스피어만 상관계수는 2017년 0.592이고 2023년 0.576이다. 한국에서 소득과 자산의 상관관계는 중간 정도이다. 소득과 자산의 상관관계는 2017년 이후 다소 하락하였다. 30세 이상 64세 이하 가구의 스피어만 상관계수는 2017년 0.615이고 2023년 0.614로 큰 변화가 없다. 65세 이상 고령가구의 스피어만 상관계수는 2017년 0.608에서 2023년 0.590으로 감소하였다.

김성아 등(2023)에서는 룩셈부르크자산자료(LWS)를 이용하여 국가별 소득자산 스피어만 상관관계를 계산하였다. 계산 결과, 미국 0.802, 노르웨이 0.584, 영국 0.527이었다. 한국의 스피어만 상관계수는 미국보다 낮고 노르웨이 정도 수준이다.

[그림 2-2] 소득과 순자산의 스피어만 상관계수(2)



주: '30'은 가구주 나이 30세부터 34세까지를 가리킴. '80'은 가구주 나이 80세 이상을 가리킴.

자료: 가계금융복지조사, 저자 계산.

[그림 2-2]에서는 5세 연령집단별 스피어만 상관계수 값을 보여준다. 2023년 스피어만 상관계수는 30세 0.547이고, 45세 0.656이고, 80세 0.508이다. 소득과 자산의 순위 상관관계는 청년기에는 상대적으로 낮았다가 중년기로 갈수록 높아지다가 은퇴 연령 이후에는 점점 감소한다. 2023년 스피어만 상관계수 값이 2017년보다 낮았다. 연령별로 보면, 55세 가구의 상관계수 값이 하락하였고, 나머지 연령집단에서는 큰 변화가 없다.

요약하면, 국제적으로 보아 한국 소득과 자산의 상관관계는 중간 정도이

다. 소득과 자산의 상관관계는 최근 다소 하락하였다. 고령이 될수록 소득과 자산의 상관관계가 감소한다.

2. 고령층 자산 분위별 통계 : 가계금융복지조사

가계금융복지조사를 이용하여 가구주가 65세 이상인 고령가구의 자산 분위별 통계를 살펴본다. 순자산(총자산-부채)을 기준으로 10개의 분위기를 만든다. 결과가 [그림 2-3]에 나와 있다.

순자산이 적을수록 가구주의 나이가 많고, 가구원 수가 적다. 가구주의 평균 나이는 순자산 1분위 77.1세, 7분위 72.9세이다. 평균 가구원 수는 순자산 1분위 1.28명, 6분위 2.10명이다.

자산과 취업 비중의 관계는 비선형적이다. 순자산 1분위부터 4분위까지는 자산이 많을수록 가구주 취업 비율이 높다. 1분위 22.6%, 4분위 53.1%이다. 5분위부터는 자산이 많을수록 취업 비율이 약간 낮아지는 경향이 있다. 10분위 취업 비율은 47.0%이다.

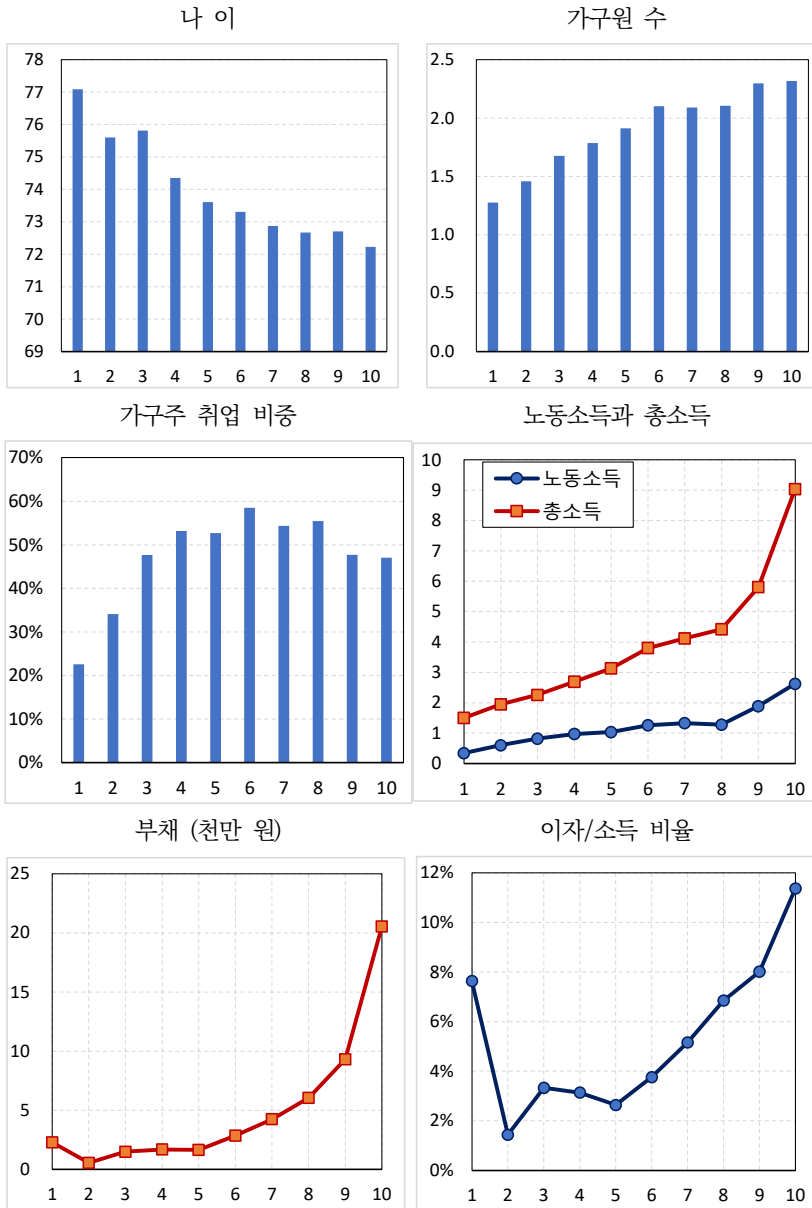
자산이 많을수록 노동소득과 총소득이 모두 많다. 고령 집단에서도 자산과 소득은 양의 관계가 있다. 순자산 1분위의 가구 총소득은 1,501만 원이고 10분위 가구 총소득은 9,038만 원이다.

부채가 많은 가구는 자산분포의 양쪽 끝에 있다. 부채는 자산이 가장 적은 1분위와 자산이 가장 많은 10분위에서 많다. 부채가 많은 가구는 전혀 다른 특징을 가진 두 집단으로 구성되어 있다.

노인집단에서 고자산 가구는 부채도 많은데, 자산 투자를 위한 것으로 보인다. 고자산 10분위 가구의 부채는 소득의 2.27배이다. 부채 이자율을 5%라고 가정하였을 때, 고자산 고령가구는 소득 가운데 약 11.4% 정도를 이자로 부담해야 하는데, 자산이 많기 때문에 큰 부담이라고 하기 어렵다.

자산이 매우 낮은 1분위 가구는 노동소득과 가구 총소득이 매우 낮으면 서도 부채가 많다. 생계 목적의 부채일 가능성이 높다. 자산 1분위 가구의 부채는 소득의 1.5배이다. 이자율을 5%라고 가정하였을 경우, 1분위 가구는 소득의 7.6%를 이자로 부담해야 한다. 2~9분위 가구에서 이자/소득 비율은 낮은 편이다. 부채가 문제가 될 정도는 아니다.

[그림 2-3] 순자산 분위별 기초 통계



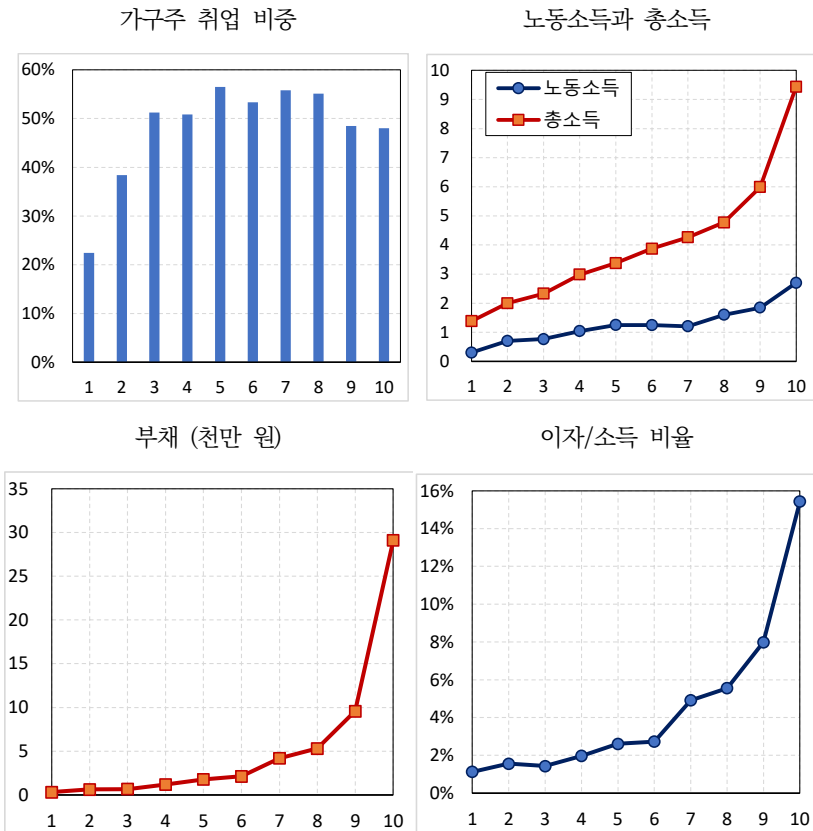
주: 이자는 부채의 5%라고 가정함.

자료: 가계금융복지조사 2022년(가구주 65세 이상 가구). 저자 계산.

가구주가 초고령이면서 1인 가구인 경우 소득과 자산이 모두 낮을 가능성이 높다. 부채는 자산 1분위와 10분위 가구에서 많다.

부채를 통해 자산을 형성하는 고소득 가구가 있어서 순자산과 총자산 기준에 따라 소득과의 관련성이 다를 수 있다. 총자산(=순자산+부채)을 기준으로 분위를 나누어 여러 가지 통계를 살펴본 결과가 [그림 2-4]에 나와 있다. 순자산을 기준으로 하였을 때와 마찬가지로, 총자산이 많을수록 노동소득과 총소득은 증가한다.

[그림 2-4] 총자산 분위별 기초 통계



주: 이자는 부채의 5%라고 가정함.

자료: 가계금융복지조사 2022년(가구주 65세 이상 가구). 저자 계산.

총자산이 많을수록 부채가 단조적으로 증가한다. 특히 총자산 10분위의 부채가 압도적으로 많다. 대출 이자율을 5%라고 가정하였을 경우, 총자산 10분위 가구의 이자/소득 비율은 11.4%로 높다.

순자산을 기준으로 하였을 경우에는 1분위와 10분위에서 부채가 많았다. 반면, 총자산을 기준으로 하면 1분위의 부채는 매우 작고, 10분위 가구의 부채가 압도적으로 많다. 총자산 10분위 가구는 자기자산도 많고 부채도 많은 가구이다. 순자산을 기준으로 하면 부채가 많은 가구가 1분위나 2분위에도 포함된다.

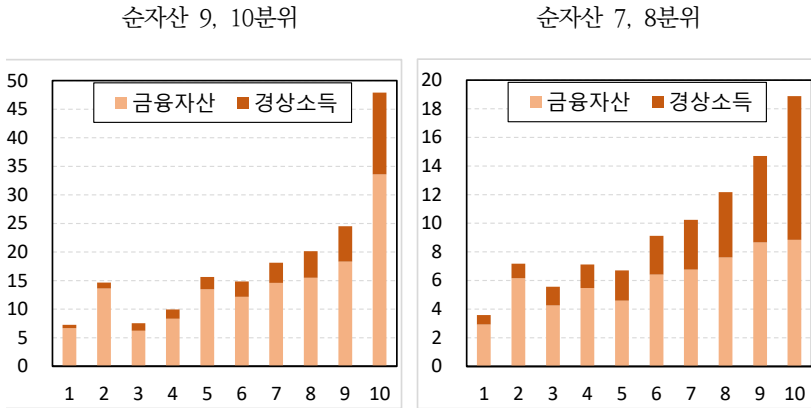
통상적으로는 자산 기준에서 순자산을 사용한다. 그런데 순자산 1분위 혹은 2분위에 있는 가구 중에는 부채로 자산을 형성하는 가구도 포함되어 있기 때문에, 순자산 1, 2분위 가구에서 부채가 있는 가구와 없는 가구를 분리하여 볼 필요가 있다.

제3절 고자산-저유동성 가구

부동산세와 종합부동산세는 주택 자산에 기반하여 세금을 부과한다. 그런데 부동산세가 증가하면, 자산은 많지만 소득이 적어서 세금이 부담스럽다는 주장이 있다. 특히, 자가주택만 소유하였는데 자가주택이 고가여서 고자산가로 구분되지만, 금융자산이나 소득이 적어서 지불 능력이 낮은 가구에게 부담이 된다는 것이다. 이 절에서는 가계금융복지조사 2023년 자료에서 가구주 65세 이상 가구를 대상으로 고령 가구의 자산과 소득 유동성의 관계를 살펴본다.

금융자산과 소득이 유동성이 될 수 있다. 순자산 분위 기준으로 고자산 가구의 유동성을 [그림 2-5]에 제시하였다. 고자산 가구인 자산 9분위와 10분위 가구의 유동성은 평균 2억 8,619만 원(금융자산액 2억 1,087만 원 + 경상소득 7,532만 원)이다. 고자산 가구이면서 소득 10분위에 속하는 가구의 유동성은 평균 4억 7,898만 원(금융자산 3억 3,581만 원 + 소득 1억 4,317만 원)이다. 고자산 가구이면서 소득 1분위에 속하는 가구의 유동성은 평균

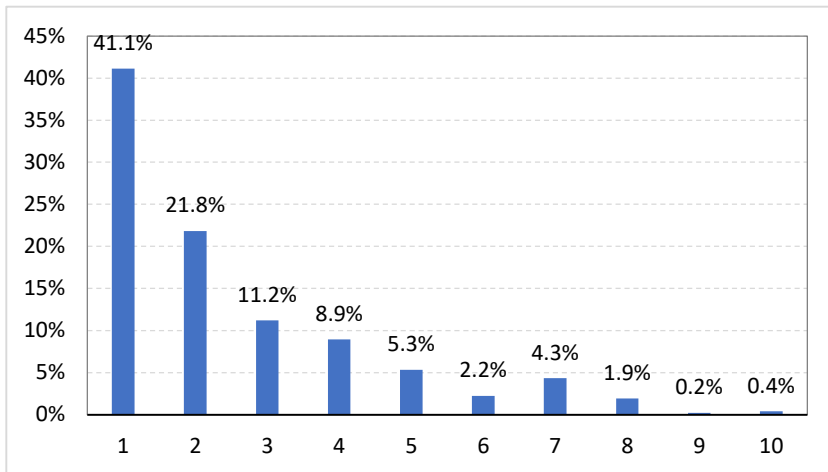
[그림 2-5] 고자산 가구의 유동성(금융자산+경상소득)(만 원) : 소득분위별



주: 가로축은 소득 분위임.

자료: 가계금융복지조사 2023년(가구주 65세 이상 가구). 저자 계산.

[그림 2-6] 자가주택자-저유동성 가구의 비중 : 자산분위별



주: 가로축은 자산 분위임.

자료: 가계금융복지조사 2023년(가구주 65세 이상 가구). 저자 계산.

〈표 2-1〉 자가주택자-저유동성 가구의 비중 : 자산분위별

자산 소득	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	합계
1	99.4	78.4	58.1	58.3	58.5	30.4	72.0	45.7	13.9	23.6	70.6
2	52.1	39.1	21.5	17.7	19.3	14.7	15.0	2.1	0	0	31.8
3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
합계	41.1	21.8	11.2	8.9	5.3	2.2	4.3	1.9	0.2	0.4	9.1

주 : 가로는 자산 분위임. 세로는 소득 분위임.

자료 : 가계금융복지조사 2023년(가구주 65세 이상 가구). 저자 계산.

7,228만 원(금융자산 6,642만 원 + 경상소득 585만 원)이다.

순자산 기준 8분위와 9분위에 속하는 가구의 평균 유동성은 1억 1,292만 원(금융자산 6,871만 원+경상소득 4,421만 원)이다. 이 가구 가운데 소득 1분위에 속하는 가구의 유동성은 3,578만 원(금융자산 2,906만 원+경상소득 672만 원)이다. 평균적으로 보면 고자산 가구는 금융자산도 보유하고 있고 상당한 소득도 있어서 상당한 유동성을 보유한 것으로 판단된다.

1주택 보유 가구이면서 유동성이 매우 낮은 가구를 파악하고자 한다. 유동성이 매우 낮은 가구를, 금융자산액이 2,000만 원 미만이면서 경상소득이 1,000만 원 미만인 가구로 정의한다. 65세 이상 가구 가운데 1주택 보유를 하면서 유동성이 낮은 가구는 9.1%를 차지한다. 이 가구들이 어디에 분포되어 있는지를 살펴본 결과가 [그림 2-6]과 〈표 2-1〉에 나와 있다.

자가주택-저유동성 가구는 소득 1, 2분위 가구에만 있다. 그리고 자산이 많을수록 자가주택-저유동성 가구의 비중은 감소한다. 자가주택-저유동성 가구는 대부분 자산 기준 1~3분위에 위치한다. 주택-저유동성 가구의 비중은 자산 9분위에서 0.2%, 자산 10분위에서 0.4%를 차지한다. 자산 분위로 8

분위 이상이면서 자가주택-저유동성 가구는 65세 이상 가구의 0.28%를 차지하며 약 16,135가구로 추산된다.

제4절 요약

가계금융복지조사로 소득과 자산의 순위 상관계수를 측정하였다. 한국 소득과 자산의 상관계수는 미국과 유럽 국가에서 중간 정도 수준이다. 추세로 보면, 소득과 자산의 상관관계는 최근 감소하고 있다.

가구주 65세 이상 가구의 자산과 소득 유동성의 관계를 살펴보았다. 자가주택이면서 즉시 사용가능한 유동성 소득이나 자산(금융자산)이 적은 가구는 대부분 소득 1,2분위 가구에만 있다. 자산 분위가 8분위 이상이면서 자가주택-저유동성 가구는 65세 이상 가구의 0.28%를 차지한다. 숫자도 적고, 충분히 소득이나 자산으로 식별이 가능한 수준이다.

제3장

기초연금에서 소득과 자산 기준

제1절 서론

기초연금에서는 소득 인정액을 계산할 때 소득과 자산을 함께 고려한다. 소득평가액과 재산의 소득환산액 계산식은 복잡하다. 소득과 자산의 공제액, 소득이 반영되는 비율이 있고, 포함되는 소득과 자산의 종류가 복잡해서 소득과 자산이 어떻게 반영되는지 쉽게 판단하기 어렵다. 이 장에서는 기초연금 제도에서 소득과 자산을 고려하는 방식에 대해 살펴본다.

이를 위해 먼저, 가계금융복지조사에 기초연금 제도의 소득환산액 계산 방식을 적용하여 기초연금 수급 대상 가구를 식별한다. 그리고 수급 가구가 소득과 자산 분위의 어디에 위치하는지를 살펴본다. 분석 결과에 따르면, 기초연금은 소득이나 자산 가운데 어느 하나의 분위가 매우 높으면, 다른 하나가 매우 낮더라도 연금 수급에서 배제하려는 경향이 강하다. 그리고 소득에 비해 자산이 많으면 수급에서 배제하려는 경향이 있다.

이 장에서는 기초연금에서 소득과 자산을 고려하는 방식을, 코플라 함수 결합분포와 비교하여 본다. 소득과 자산의 통계적 관련성에 기반한 코플라 결합분포에서는, 실제 기초연금 제도와는 달리, 소득이나 자산 분위가 매우 낮으면, 다른 하나가 높더라도 기초연금 수급 대상에 포함하려는 특성이 있다. 통계적 관련성에 기반한 코플라 함수 추정 방법과는 달리, 현재 기초연

금 제도는 소득과 자산 분위 중 하나가 큰 값이면 결합분포에서 큰 값을 부여한다. 제4절에서는 이러한 특성에 부합하는 함수를 찾아본다. 소득과 자산 분위기를 볼록결합한 함수의 형태를 발견하면, 실제 기초연금 제도에서 소득인정액을 계산할 때 소득과 자산에 부여하는 가중치를 알 수 있다.

제2절 자료 및 방법

1. 자 료

분석에서는 2023년 가계금융복지조사 자료를 이용한다. 실제 연금제도에서는 가구주가 아니더라도 65세 이상인 가구원도 기초연금 대상자가 될 수 있다. 그런데 공표된 자료에서는 가구주와 가구원의 나이를 별도로 구별하기 어렵다. 이에 따라 분석에서는 가구주 연령 65세 이상인 가구를 대상으로 한다. 가구주 나이를 기준으로 대상을 한정하였기 때문에, 자녀와 65세 이상 노인이 같이 거주하는데 조사에서 자녀가 가구주라고 응답한 경우는 분석에서 제외된다.

시장소득은 근로소득, 사업소득, 재산소득의 합으로 정의한다. 기초연금 지급 기준을 검토하기 위한 것이므로, 공적이전소득 가운데 기초연금 부분을 제외하는 것이 타당하다. 공표된 자료에서는 공적이전에서 기초연금액만은 가려내기 어려워 공적이전소득 전체를 차감한다. 참고로, 시장소득에 사적이전소득을 포함해도 결과에는 차이가 없다. 가구 소득과 자산은 가구원수의 제곱근으로 나누어 균등화된 값을 사용한다.

소득과 자산의 일반적인 결합분포를 파악할 때는 시장소득 기준과 총자산/순자산 기준을 적용하여 네 가지 결합분포를 비교할 수 있다. 본 연구에서는 순자산과 시장소득을 기준으로 결합분포를 계산한다.

2. 결합분포 계산 방법

소득과 자산의 결합분포를 만들기 위해 코플라(copula) 모형을 설정한다. 코플라는 한계분포들의 결합분포(joint distribution)이다. 코플라 함수는 여러 변수의 한계분포가 투입되었을 때 1차원 일양(uniform) 분포를 산출하는 함수이다. 두 변수 y_1, y_2 의 한계분포를 각각 F_1, F_2 라고 하고 두 변수의 결합분포를 $F_{1,2}$ 라고 할 때 이변량(bivariate) 코플라 C 는 다음과 같다.

$$F_{1,2}(y_1, y_2) = C(F_1(y_1), F_2(y_2)) \text{인 } C: [0,1]^2 \rightarrow [0,1]$$

θ_1, θ_2 를 한계분포 F_1, F_2 의 모수라고 하고, θ_c 를 코플라 함수의 모수라고 하면 추정하고자 하는 모수 벡터는 $\theta = (\theta'_1, \theta'_2, \theta'_c)$ 이다. 본 연구에서는 2단계 우도 극대화(maximum likelihood)방법을 사용한다. 1단계에서 한계분포 F_1, F_2 를 추정하고, 2단계에서는 코플라 함수의 모수 θ_c 를 우도 극대화 방법으로 추정한다.

1단계 소득과 자산의 한계분포는 경험적 누적분포(empirical cumulative distribution)를 사용하여 비모수적으로 추정한다. i 번째 자료 벡터를 $X_i = (X_{i,1}, \dots, X_{i,d})'$ 이라고 할 때, j 번째 한계분포 F_j 의 비모수적 추정 방법은 아래와 같다.

$$\hat{F}_j(x) = \frac{1}{n+1} \sum_{i=1}^n I_{\{X_{i,j} \leq x\}}$$

이로부터

$$\hat{U}_i = (U_{i,1}, \dots, U_{i,d})' = (\hat{F}_1(X_{i,1}), \dots, \hat{F}_d(X_{i,d}))'$$

를 계산하여 $\hat{U}_1, \dots, \hat{U}_n$ 벡터들을 만들고, 코플라 표본을 구성한다. 2단계에서는 최우추정법을 사용하여 코플라의 모수값을 추정한다. 본 연구에서는 2단계 추정에서 R 패키지 VineCopula를 이용하였다. 추정 결과, 최적 코플라 함수는 Student 코플라이고, 모수값 1=0.541, 모수값 2=10.56, $\tau=0.36$

이다. Student 코플라에 관해서는 [부록 1]에서 상세히 설명한다.

3. 기초연금 대상자 계산

이하에서는 보건복지부 홈페이지에 있는 내용을 기반으로 하여 기초연금 대상 기준에 대해 설명한다. 기초연금 수급 대상은 만 65세 이상이고, 소득 인정액이 기준액 이하인 사람이다. 연구에서 사용하는 2022년 기준액은 단독가구 180만 원, 부부가구 288만 원이다. 공무원연금, 사립학교교직원연금, 군인연금, 별정우체국연금 수급권자 및 배우자는 원칙적으로 기초연금 수급대상에서 제외된다.

소득인정액은 (1) 소득평가액과 (2)재산의 소득환산액을 합한 금액이다. 소득평가액 산식은 다음과 같다.

$$(1) \text{ 소득평가액} = 0.7 \times (\text{근로소득} - 103\text{만 원}) + \text{기타소득} \\ (2022\text{년 기준 } 103\text{만 원 차감})$$

산식의 기타소득에는 사업소득, 재산소득, 공적이전소득, 무료임차소득이 포함된다. 공적이전소득은 국민연금, 공무원연금, 군인연금, 교직원연금 등 정기적으로 지급되는 것을 말한다. 무료임차소득이란 본인 또는 배우자가 자녀 소유의 고가 주택에 거주하면 임차료에 상응하여 (시가표준 6억 원 이상인 경우 연 0.78%) 소득으로 인정하는 금액을 말한다.

재산의 소득환산액 산식은 다음과 같다.

$$(2) \text{ 재산의 소득환산액} = ((\text{일반재산} - \text{기본재산액1}) + (\text{금융재산} - 2000\text{만 원}) - \text{부채}) \times 0.04 \div 12 + \text{고급자동차 및} \\ \text{회원권의 가액}$$

지역별 기본재산액은 대도시(특별시, 광역시의 구) 1억 3,500만 원, 중소도시(특별자치도, 도의 시, 세종) 8,500만 원, 농어촌 7,250만 원이다. 고급자동차는 4천만 원 이상 자동차를 말한다. 회원권은 골프, 승마, 콘도미니엄, 종합체육시설이용, 요트 회원권 등을 포함한다.

자가주택 가격의 경우, 실거래 가격이나 기준시가가 아니라 시가표준액

을 적용한다. 기준시가는 국세청에서 관리하는 국세(양도소득세, 상속증여세 등)의 기준이 되는 가격이다. 시가표준액은 지방자치단체에서 관리하는 지방세(취득세, 등록세 등)의 기준이 되는 가격이다. 2021년 기준시가는 실거래가의 80% 수준이다. 이소영(2023)의 연구에 따르면, 건물 시가표준액은 기준시가보다 평균 17% 정도 낮다. 이 결과들을 이용하여, 본 연구에서는 시가표준액은 실거래 가격의 66.4%라고 설정한다.

전세보증금은, 기본공제 5%를 제외한 95% 금액을 전세입주자의 일반재산으로 간주한다. 전세보증금은 주택소유자의 부채로 간주한다. 참고로, 가계금융복지조사에서 전세보증금은 전세입주자의 금융자산으로 포함되어 있다.

지역별 기본재산액을 계산하기 위해서는 대도시를 식별하여야 한다. 이를 위해서는 거주지역 정보가 필요하다. 가계금융복지조사에는 수도권 여부 변수만 있어서 대도시를 식별할 수 없다.

대도시 식별을 위해 노동패널 자료를 이용하여 수도권여부 변수를 만들고 이 변수를 활용하여 가계금융복지조사 수도권여부 변수를 생성한다. imputation에 활용한 변수는 가구주 연령, 가구주 성별, 입주 형태(자가/전세/월세/기타), 총소득, 자가주택 가격, 금융자산액, 총자산액, 부채액이다. 선행회귀를 한 후 수도권여부 예측값을 만들고, 수도권 비율이 노동패널 자료와 일치하도록 수도권여부 변수를 만든다. 2022년 노동패널 자료에서 65세 이상 가구 가운데 수도권에 거주하는 비중은 43.0%이다. 참고로, 가계금융복지조사의 수도권여부 변수를 활용하여도 결과에는 큰 차이가 없다.

제3절 결 과

1. 기초연금 수급 기준의 특징

가계금융복지조사에서는 1년 전 소득을 조사하므로, 2023년 자료에서는 2022년 소득을 알 수 있다. 본 연구에서는 2022년 기준(단독가구 월 180만

원, 부부가구 월 288만 원)을 적용하여 기초연금 수급 자격을 설정한다.

제2절에서 설명한 기초연금 수급 기준을 가계금융복지조사에 적용한 결과, 자료에서 기초연금 수급 가구의 비중은 74.1%이다. 제도에서 목표로 하는 70%보다 크다. 자료에서는 가구주가 65세 이상인 가구만 포함하였기 때문에 목표보다 큰 비중이 산출되었다.

모형과의 비교를 위해 코플라 모형에 따라 소득·자산 결합분포를 구성한 뒤, 결합분포가 74.1% 미만인 집단을 모형의 수급 자격 가구로 설정하였다.

〈표 3-1〉 제도와 모형에서의 기초연금 수급 가구의 분포

		제도		
		비수급	수급	합계
모형	비수급	0.207	0.051	0.258
	수급	0.051	0.691	0.742
	합계	0.258	0.742	

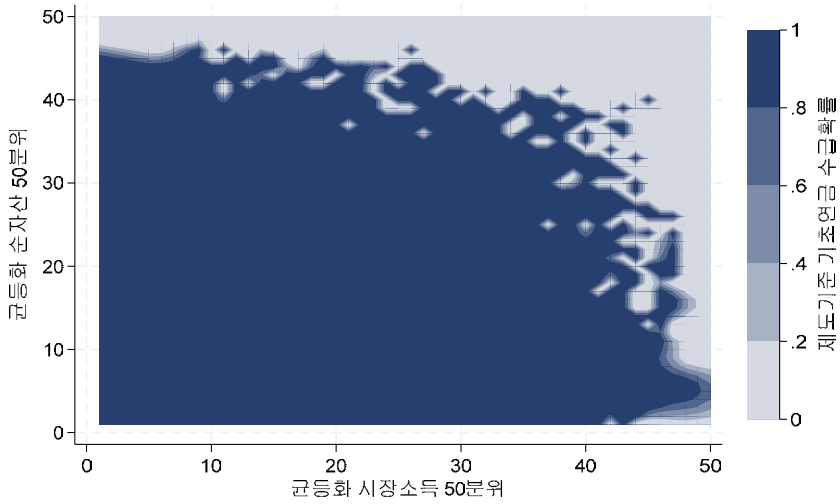
주: 표본수는 6,714개.

자료: 가계금융복지조사 2023년(가구주 65세 이상 가구). 저자 계산.

제도 기준으로도 수급 대상이고 코플라 모형의 기준으로도 수급 대상인 가구는 전체의 69.1%이다. 코플라 모형의 기준으로는 수급 대상이 되지만 실제 제도의 기준으로는 수급 대상이 아닌 가구는 5.1%를 차지한다. 반대로, 코플라 모형의 기준으로는 수급 대상이 아니지만 실제 제도 기준으로는 수급 대상인 가구가 5.1%를 차지한다.

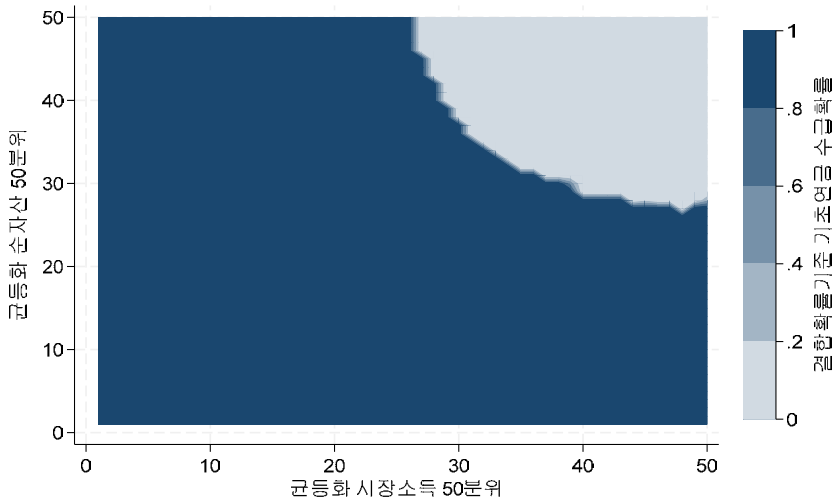
특징을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 모형의 결합분포 기준과 비교하여, 실제 제도에서는 자산이 아주 많거나, 소득이 아주 많으면 기초연금 수급 자격에서 배제한다. 자산이 10분위이고 소득은 낮은 (5분위 이하) 가구는 모형의 결합분포 기준으로는 수급 대상이 되지만, 실제 제도상으로는 기초연금 수급대상에서 제외된다. 마찬가지로, 소득이 10분위이고 자산은 적은 (5분위 이하) 가구는 결합분포상으로는 수급 대상이지만 실제 제도에서는 수급대상에서 제외된다.

[그림 3-1] 제도를 반영한 기초연금 수급 자격



자료: 가계금융복지조사(가구주 65세 이상 가구). 저자 계산.

[그림 3-2] 결합분포를 반영한 기초연금 수급 자격(1)



자료: 가계금융복지조사(가구주 65세 이상 가구). 저자 계산.

〈표 3-2〉 제도 기준 수급 대상이고 모형 기준 비수급 가구의 비중(%)

자산 소득	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
6	0	0	0	0	0	0	0	15.5	16.1	0
7	0	0	0	0	0	0	43.7	78.3	18.5	0
8	0	0	0	0	0	4.9	83.2	53.8	6	0.0
9	0	0	0	0	0	22.5	34.4	14.2	0	0
10	0	0	0	0	0	2.3	3.6	0	0	0

자료 : 가계금융복지조사(가구주 65세 이상 가구). 저자 계산.

〈표 3-3〉 제도 기준 비수급 대상이고 모형 기준 수급 가구의 비중(%)

자산 소득	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	100.0
2	0	0	0	0	0	0	0	0	5.5	92.5
3	0	0	0	0	0	0	0	0	17.4	91.2
4	0	0	0	0	0	0	0	0	31.2	100.0
5	0	0	0	0	0	0	0	7.7	37.6	100.0
6	0	0	0	0	0	0	0	7.7	14.8	16.3
7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
8	0	0	0	7.2	4.8	7.0	0	0	0	0
9	6.9	0	13.9	21.1	32.9	15.5	0	0	0	0
10	48.3	76.7	36.8	65.0	83.2	20.4	0	0	0	0

자료 : 가계금융복지조사(가구주 65세 이상 가구). 저자 계산.

둘째, 실제 제도에서는 소득 인정액을 계산할 때 소득과 자산 가운데 자산 기준에 더 많은 가중치가 부여된다. 그 결과 자산이 아주 많은 가구를 기초연금 수급 대상에서 제외하려는 경향이 더 강하다. 자산 10분위 가구의

평균 수급률은 0.8%로, 소득 분위와 상관없이 제도 기준 기초연금에서 거의 제외된다. 반면, 소득 10분위 가구는, 평균 수급률이 5.2%로, 자산이 매우 많아도 소득 분위가 낮을 경우 약간은 제도 기준 기초연금 대상자가 된다. 모형의 결합분포 기준으로는 소득 10분위이면서 자산 7분위 이상, 그리고 자산 10분위이면서 소득 7분위 이상 가구는 대칭적으로 수급 자격에서 제외된다.

셋째, 소득과 자산이 모두 7, 8분위인 가구는 모형의 결합분포 기준으로는 기초연금 수급 대상이 아니지만, 실제 제도상으로는 기초연금 수급 대상이 된다. 실제 제도에서 소득이 아주 많거나 자산이 아주 많은 가구(9분위 혹은 10분위) 가구를 수급에서 배제하려는 경향이 강하다 보니 소득과 자산이 둘 다 상당히 있는 가구들이 실제 제도에서는 기초연금 수급 대상이 된다.

2. 불평등에 미치는 영향

기초연금이 소득 불평등에 미치는 영향을 검토한 결과를 <표 3-4>에 제시하였다. 가구주 65세 이상 노인가구의 가구 균등화 시장소득 지니계수는 0.630이다. 현행 제도를 기준으로 74.2%의 가구에게 기초연금을 지급하였을 때, 소득 지니계수는 0.532로서 지니계수가 15.5% 감소한다. 결합분포를 기준으로 연금 대상 가구를 설정하고 기초연금을 지급하였을 때, 소득 지니계수는 0.530으로 시장소득 지니계수에 비해 불평등도가 15.9% 감소한다.

<표 3-4> 기초연금이 소득 불평등에 미치는 영향

	p90/p10	p90/p50	p10/p50	p75/p25	지니계수	빈곤율
시장소득	3,019.50	4.79	0	15.58	0.630	0.565
제도기준 기초연금	11.65	3.72	0.32	5.97	0.5319	0.518
결합분포 기초연금	11.79	3.69	0.31	5.72	0.5295	0.516

주: 빈곤율은 전체 가구 균등화 시장소득 중위값의 40% 이하임.
자료: 가계금융복지조사(가구주 65세 이상 가구). 저자 계산.

이러한 결과로 보면, 현재 기초연금 제도가 노인 가구 불평등도를 약 15.5% 이상 감소시키는 효과가 있다. 그리고 기초연금 대상 가구를 선정할 때, 현재 제도를 기준으로 사용하는 것과 결합분포를 사용하는 것은 지니계수에 비슷한 영향을 준다.

현재 제도와 결합분포를 사용하는 것이 소득 불평등 척도에 따라 영향의 정도가 약간 다르다. 현재 제도에 비해 결합분포를 사용하여 대상 가구를 설정하면 지니계수가 더 감소하는 반면, 빈곤율은 덜 감소한다. 현 제도를 기준으로 하면 빈곤율이 51.8%인 반면, 결합분포를 기준으로 하면 빈곤율이 51.6%로 약간 더 감소한다. 여기서 빈곤율은 중위소득의 40% 미만인 가구의 비중을 뜻한다.

분위별 비율을 비교하면 차이가 나는 이유를 유추할 수 있다. 제도 기준에 비해, 결합분포를 기준으로 대상을 선정할 경우 전체적인 분산 비율인 $p90/p10$ 이 더 크다. 반면, 하위 소득 불평등도를 나타내는 $p10/p50$ 과 상위 소득 불평등도를 나타내는 $p90/p50$ 은 거의 비슷하다. 그리고 중간 소득 불평등도를 나타내는 $p75/p25$ 가 더 작다. 결합분포를 사용하여 기초연금 대상을 선정할 경우, 중간 소득 불평등도를 줄이는 효과가 있어서 빈곤율을 줄이는 효과가 더 크다.

현재 제도에서는 극단적인 소득과 자산 가구를 기초연금에서 배제하고 있다. 대신 결합분포를 기준으로 하면 소득과 자산이 상당히 많은 7~8분위 가구는 기초연금 대상에서 제외되고, 대신 소득과 자산 어느 하나가 매우 적은 가구가 기초연금 대상에 포함된다. 빈곤율의 관점에서 보면, 결합분포를 기준으로 연금 대상을 선정하면, 자산과 소득이 모두 많은 가구가 기초연금에서 제외되고 자산이 많지만 소득이 적은 가구가 기초연금을 받게 되기 때문에, 중위 임금이 약간 더 감소하여 빈곤율이 감소한다.

제4절 기초연금 제도를 표현하는 결합분포

소득과 자산을 고려하는 방식에서 코플라 함수로 표현된 결합분포와 실

제 기초연금 제도에서의 분포는 상당한 차이가 있다. 코플라 결합분포에서는 소득이나 자산 어느 하나의 분위가 매우 낮으면 결합분포에서 하위에 위치한다. 소득이 매우 많아도 자산이 1분위이면 결합분포에서 하위에 있기 때문에 기초연금 수급 가구가 될 수 있다. 자산이 매우 많아도 소득이 1분위이면 기초연금 수급 자격이 된다.

반면, 실제 기초연금 제도에서는 소득이나 자산이 아주 많은 가구를 수급에서 배제하고 있다. 소득이 매우 적어도 자산이 많은 가구는 기초연금 수급이 어렵고, 자산이 아주 적어도 소득이 많은 가구는 수급이 어렵다. 결합분포의 관점으로 표현하면, 실제 기초연금 제도에서는 소득이나 자산 어느 하나의 분위가 매우 높으면 결합분포에서 상위에 위치한다.

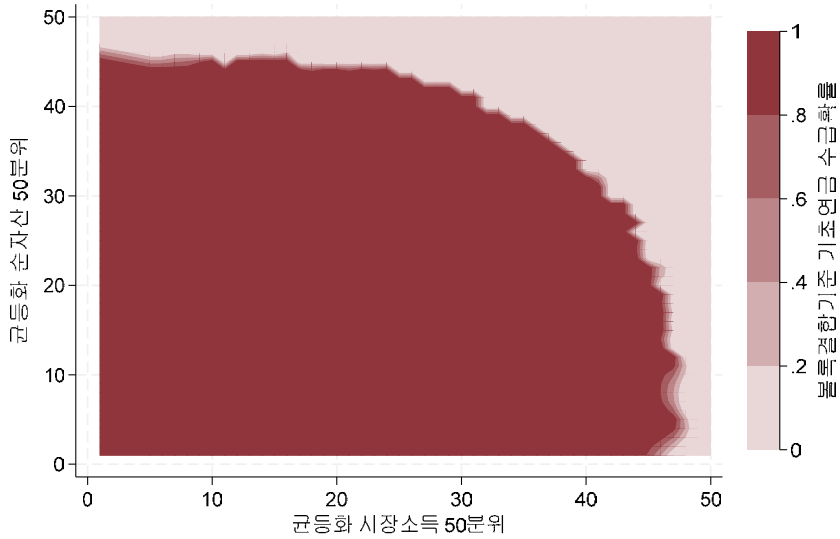
코플라 함수와 실제 기초연금 제도에서는 소득과 자산을 하나의 결합분포 함수로 표현하는 방식이 다르다. 코플라 함수에서는 최우도가 가장 높은 함수를 기준으로 코플라 함수의 형태를 결정한다. 이 절에서는 실제 기초연금제도와 근접한 소득-자산 결합분포는 어떠한 형태일지 검토해 보고자 한다.

실제 제도에서는 소득이나 자산 가운데 하나의 분위가 아주 높으면 수급에서 배제한다. 이는 소득 분위나 자산 분위가 높은 값이면 소득-자산 결합분포에서 높은 값을 부여한다는 것이다. 이를 간단히 표현하는 식은 다음과 같다.

$$C(Q_y, Q_w) = F[\alpha Q_y^\theta + (1 - \alpha) Q_w^\theta]$$

여기서, Q_y , Q_w 는 각각 소득과 자산의 분위기를 가리킨다. θ 는 결합분포를 구성할 때 분위에 부여하는 가치를 가리킨다. θ 가 클수록 높은 분위의 소득이나 자산에 결합분포에서 높은 값을 부여한다는 것을 의미한다. α 는 결합분포를 구성할 때 소득 분위에 부여하는 가중치를 가리킨다. $1 - \alpha$ 는 자산 분위에 부여하는 가중치를 가리킨다. F 는 내부의 인자값을 분포의 형태로 만드는 단조증가함수이다. $C(Q_y, Q_w)$ 는 결합분포를 가리킨다.

[그림 3-3] 결합분포를 반영한 기초연금 수급 자격(2)



자료 : 가계금융복지조사(가구주 65세 이상 가구). 저자 계산.

〈표 3-5〉 제도 기준 분위별 기초연금 수급 비율(%)

자산 소득	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	합계
1	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	0	99.6
2	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	94.5	7.5	97.0
3	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	82.6	8.8	94.5
4	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	68.8	0	94.5
5	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	92.3	62.4	0	88.7
6	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	89.3	39.9	2.0	82.5
7	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	78.3	18.5	0	78.1
8	100.0	100.0	100.0	92.8	95.2	89.8	87.5	53.8	5.6	0	64.7
9	93.1	100	86.1	78.9	67.1	55.5	34.4	14.2	0.5	0	37.2
10	51.7	23.3	63.2	35.0	16.8	6.0	3.6	0	0	0	5.2
합계	99.2	99.1	98.3	95.1	92.0	83.7	80.0	63.8	30.0	0.8	74.2

자료 : 가계금융복지조사(가구주 65세 이상 가구). 저자 계산.

위 식에서 모수값 θ , α 는 식에서 산출한 분위별 수급률이 실제 기초연금 제도에서 분위별 수급률과 근접하도록 설정한다. 모수값을 적률법(method of moments)에 의해 추정한 결과 $\theta=3.62$, $\alpha=0.471$ 이다. 추정한 모수값을 적용하여 계산한 제도 기준 분위별 기초연금 수급 확률을 [그림 3-3]으로 표시하였고, 구체적인 수치는 <표 3-5>에 나와 있다.

만약 기초연금 제도에서 소득 인정액을 계산할 때 소득과 자산을 동일한 비율로 고려하였다면 α 값이 0.5여야 한다. 추정된 값 0.471은 실제 기초연금 제도에 기반하여 결합확률을 계산할 때 소득 분위값이 반영되는 비중이 0.5에 약간 못 미친다는 것을 의미한다. 기초연금 제도에서는 결합확률이 낮을수록 수급 가능성이 높아진다는 것을 감안하면, α 는 기초연금 소득인정액 계산에서 소득이 불리하게 작용하는 정도, 즉 소득 분위에 대한 벌칙(페널티)으로 해석할 수 있다. 자산에 대한 가중치($1-\alpha$) 추정치 0.529는, 기초연금 소득 인정액을 계산할 때, 소득 분위에 비해 자산 분위에 대한 벌칙이 더 많이 부여된다는 것을 의미한다.

앞의 제3절에서는 기초연금 제도에서는 자산 분위가 매우 높은 가구를 수급에서 배제하려는 경향이 강하다고 하였다. 제4절에서 실제 기초연금 제도의 기준을 반영하는 함수 형태를 추정한 결과에서는 자산 분위가 매우 높은 가구를 배제하려는 경향의 정도를 정량적으로 파악할 수 있다. 자산과 소득을 균등하게 반영하는 값 $\alpha=0.5$ 를 기준으로 하였을 때, 자산에 대한 가중치 값($1-\alpha$)=0.529는, 소득인정액 계산에서 자산 분위기를 5.8% 정도 더 많이 반영하고, 대신 소득 분위는 5.8% 적게 반영한다는 것으로 해석할 수 있다.

제5절 요약 및 결론

이 장에서는 기초연금제도에서 소득 인정액을 계산할 때 소득과 자산을 고려하는 방식에 대해 검토하였다. 2023년 가계금융복지조사 자료를 이용하여 가구주 나이 65세 이상인 가구를 대상으로, 실제 제도에서 기초연금 소득 인정액을 계산하는 과정을 반영하여 기초연금 수급 대상 가구를 설정

하였다. 그리고 소득과 자산의 결합분포를 코플라 함수 모형으로 추정하여 제도의 수급 기준과 비교하였다.

비교 결과에 따르면, 코플라 함수 모형의 결합분포 기준에서는 소득이나 자산 가운데 하나가 매우 적으면 기초연금 수급 대상인 반면, 실제 제도에서는 소득이나 자산 가운데 하나가 매우 많으면 다른 하나가 매우 적어도 수급 대상에서 제외한다. 그리고 실제 제도에서는 소득 인정액을 계산할 때 소득보다는 자산에 더 많은 가중치가 부여된다. 그 결과 자산이 아주 많은 가구를 수급 대상에서 제외하려는 경향이 더 강하다. 실제 제도에서는 소득이나 자산이 아주 많은 가구를 수급에서 배제하려는 경향이 강하다 보니, 소득과 자산이 둘 다 상당히 있는 가구들이 기초연금 수급 대상이 된다.

코플라 함수로 결합분포를 설정한 결과와 실제 기초연금은 매우 다른 특성을 가지고 있음을 확인하였다. 이 장에서는 실제 기초연금 제도와 근접한 소득-자산 결합분포의 형태를 검토하였다. 실제 제도에서는 소득 분위나 자산 분위가 큰 값이면 결합분포에서 큰 값을 부여한다. 이런 특성과 부합하는 함수는 소득과 자산의 볼록 결합 함수이다. 함수에서 모수 값을 제도에서의 분위별 수급률과 근접하도록 설정한 결과, 자산 분위에 대한 가중치는 0.529이다. 자산과 소득을 균등하게 반영하는 가중치 값인 0.5와 추정된 가중치 값을 비교하여 보면, 실제 기초연금 제도의 소득인정액 계산에서 자산 분위값을 5.8% 정도 더 많이 반영하고, 대신 소득 분위값은 5.8% 적게 반영하고 있다.

제 4 장

소득과 자산의 결합 빈곤

제1절 서론

소득뿐만 아니라 다양한 기준으로 빈곤을 정의하고자 하는 시도가 있다. 그 가운데 소득과 자산을 결합하여 빈곤을 측정하려는 연구가 있다. 자산은 어느 정도 있지만 소득은 거의 없는 고령층이 많기 때문에, 자산을 고려하는 방식에 따라 고령층의 빈곤 정의가 달라질 수 있다.

빈곤을 측정할 때 자산을 고려하는 방법에는, 먼저 자산을 소득으로 전환하는 방법이 있다. 자산을 소득으로 전환할 때, 자산을 연금 소득처럼 전환(annuity value of net worth)하는 연구도 있고, 자가주택의 귀속임대료를 계산하고 소득에 포함하는 연구도 있다. 정지운·김주현(2014)의 연구에서는 소득 기준으로 70세 이상 가구의 빈곤율은 52.3%인데, 자산을 연금소득으로 전환하면 빈곤율이 20.4%로 많이 감소한다고 하였다. 국회예산정책처(2015)는 자가주택의 월세 평가액을 소득으로 포함하면, 노인 빈곤율이 44.1%에서 18.9%로 많이 감소한다고 하였다. 정해식·이원진·백혜연(2020)은 귀속 임대소득을 소득에 포함하면, 75세 이상 가구의 빈곤율이 65.8%에서 50.2%로 감소한다고 하였다.

둘째로, 소득과 자산 각각의 기준으로 결합 빈곤을 정의하는 방법 등이 있다. 이주미·김태완(2014)은, 소득이 중위값의 50% 이하이고, 자산이 최

저생계비 6개월 미만일 때를 빈곤으로 정의하였다. 김성아 등(2023)에서는 소득 빈곤선은 경상소득 중위값의 50%이고, 자산 빈곤선은 소득 빈곤선의 3개월분으로 정하였다. 그리고 이 두 빈곤을 모두 충족하는 경우를 소득·자산 결합 빈곤이라고 하였다. 안서연(2020)은 소득과 자산 각각의 기준을 모두 충족하는 경우를 빈곤으로 정의하였는데, 노인 빈곤율이 17%포인트 감소한다고 하였다.

본 연구에서는 소득과 자산의 결합분포를 추정하고, 빈곤 기준에 미치는 영향을 살펴본다. 결합분포를 구성할 때 앞서서와 마찬가지로 코플라 함수를 추정할 수 있다. 코플라 함수 결합분포에서는 소득이나 자산 가운데 하나가 아주 낮은 분위에 있으면 빈곤이 될 가능성이 높다. 한편, 기초연금 제도에서처럼 소득과 자산의 블록결합에 의해 결합분포를 구성할 수 있다. 블록 결합분포에서는 소득이나 자산 분위 중에 하나만 값이 커도 빈곤에서 제외한다.

코플라 함수 기준이든 블록결합 분포 기준이든 소득 외에 자산 기준을 추가하면, 소득만을 기준으로 하였을 때보다 고령층의 빈곤율이 감소한다. 기존 연구에서처럼 결합분포 기준으로 빈곤율을 파악했을 때 빈곤 완화의 핵심적인 대상이 변할 만큼 고령층의 빈곤율이 크게 감소하는지 이 장에서 파악하고자 한다.

국민기초생활보장 제도에서도 소득과 자산을 모두 수급 자격에서 고려한다. 제5절에서는 기초보장제도에서 소득과 자산을 고려하는 방식도 살펴보고자 한다.

제2절 자료와 분석 대상

가계금융복지조사 2023년 자료를 사용한다. 소득은 가구 시장소득이고, 자산은 순자산이다. 가구 균등화 소득, 자산을 사용한다. 앞서서와 마찬가지로 방법으로 코플라 함수를 추정한다. 먼저, 전체 가구를 대상으로 추정한 결과 최적 코플라 함수는 BB1 코플라(모수 1=0.178, 모수 2=1.3, $\tau=0.3$)이다.

코플라 함수로 소득-자산 결합분포를 계산한 후, 빈곤선을 설정하여야 한다. 소득 기준으로 빈곤을 정할 때는 중위소득의 40%를 기준으로 한다. 2023년 가계금융복지조사에서 균등화 중위소득 3,123.5만 원의 40% 미만인 가구는 22.8%이다. 이 비중에 맞추어 코플라 결합분포에서 0.228 이하인 가구를 빈곤 가구로 정의한다.

둘째로, 65세 이상 고령가구를 대상으로 위에서와 동일한 방법을 사용하여 소득과 자산의 결합 빈곤을 분석한다. 65세 이상 고령가구를 대상으로 추정 결과 최적 코플라 함수는 t-코플라(모수 1=0.54, 모수 2=10.52, τ =0.36)이다. 65세 이상 가구의 중위소득(891만 원)의 40% 미만인 가구는 34.9%를 차지한다. 이 기준과 동일하도록 코플라 결합분포 0.349 미만인 가구를 빈곤 가구로 정의한다.

제3절 전체 연령 결합 빈곤

1. 코플라 함수 기준 결합 빈곤

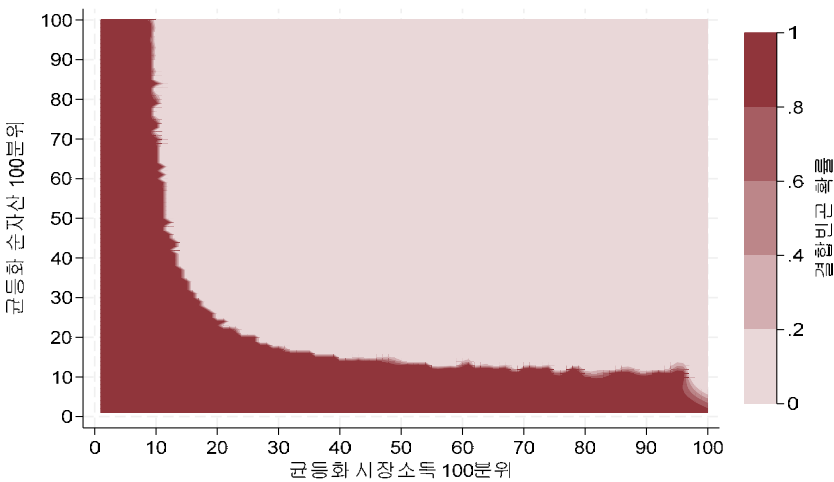
이 절에서는 전체 가구를 대상으로 결합 빈곤을 계산한 결과를 제시한다. 코플라 결합분포 기준 빈곤 가구의 위치를 [그림 4-1]에서 보여준다. 이 그림에서 가로축은 균등화 시장소득 100분위이고, 세로축은 균등화 순자산 100분위이다.

소득과 자산의 기준을 각각 적용하면, 빈곤 가구가 그림에서 자산과 소득 분위가 낮은 쪽에서 네모꼴로 나타날 것이다. 코플라 함수 결합분포를 기준으로 빈곤을 정의하면, 소득과 자산이 매우 낮은 가구가 빈곤 가구에 포함되고, 소득과 자산 15~20분위(100분위 기준) 부근에서 비선형으로 오목한 형태가 나타난다.

그림으로 보면, 소득 하위 10% 가구는 빈곤 가구에 속한다. 자산 하위 15% 가구는 빈곤 가구에 속한다. 그림에서 중간에 비선형으로 오목한 부분은 소득이 하위 20%이고 자산이 하위 약 30% 이하인 가구이다.

결합 빈곤 기준에 따라 좀 더 자세히 집단을 나누는 결과를 <표 4-1>에서 보 여준다. 소득과 자산 모두 15분위 이하이면서 결합 기준 빈곤인 가구(집단 1)는 전체의 5.6%를 차지한다. 소득이 15분위 이하이면서 집단 1이 아닌 가 구(집단 2)는 전체의 7.2%를 차지한다. 소득 기준으로는 빈곤이 아니지만 자 산이 15분위 이하인 빈곤 가구(집단 3)는 8.6%를 차지한다. 소득이나 자산 을 직선으로 적용하면 빈곤이 아니지만, 결합분포에 의해 빈곤으로 분류되 는 가구(집단 4)는 전체 가구의 1.43%, 빈곤 내 가구의 6.3%를 차지한다.

[그림 4-1] 코플라 함수 소득과 자산의 결합 빈곤 확률 : 전체 가구



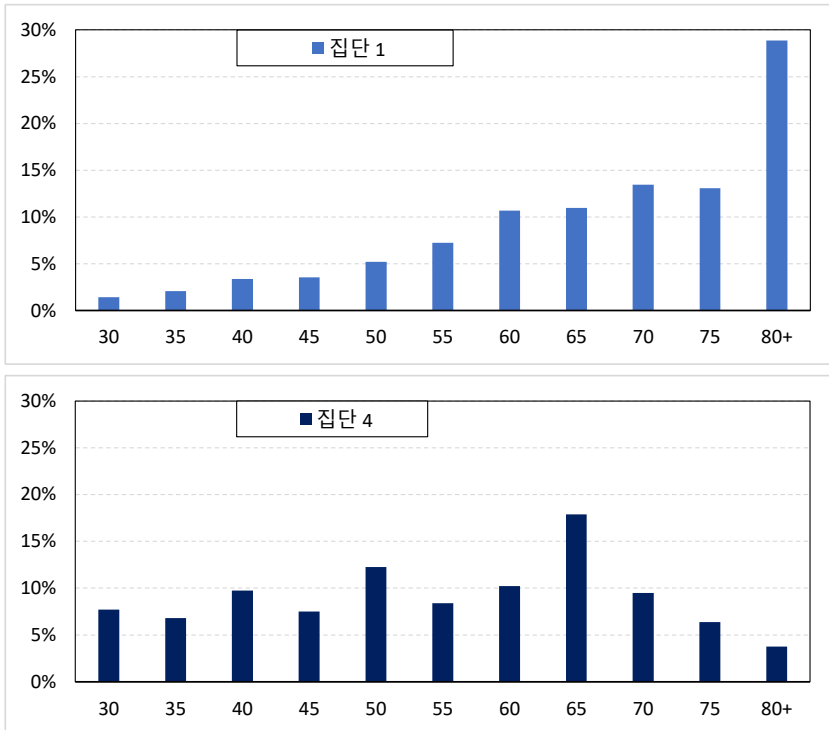
자료 : 가계금융복지조사 2023년. 저자 계산.

<표 4-1> 코플라 함수 결합 빈곤 기준 집단 구분

	집단	설명	비중 (%)	빈곤 내 비중(%)
빈곤	1	소득 15분위 이하 & 자산 15분위 이하	5.59	24.5
	2	소득 15분위 이하 & 집단 1이 아님	7.16	31.4
	3	자산 15분위 이하 & 집단 1이 아님	8.59	37.7
	4	집단 1, 2, 3이 아니면서 빈곤	1.43	6.3
비빈곤	5	빈곤가구가 아님	77.23	
		합계	100.0	

자료 : 가계금융복지조사 2023년. 저자 계산.

[그림 4-2] 집단 1과 집단 4의 연령별 분포



자료 : 가계금융복지조사 2023년. 저자 계산.

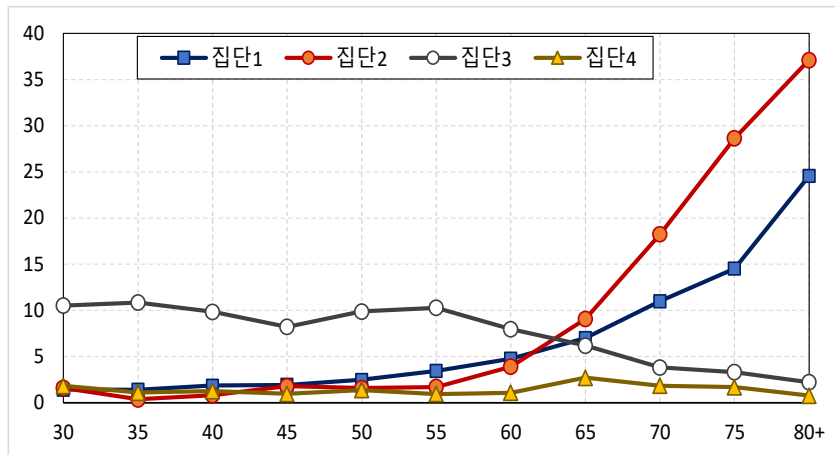
[그림 4-2]에서는 집단 1과 집단 4의 연령별 분포를 보여준다. 소득과 자산이 모두 15분위 이하인 빈곤 가구(집단 1)는 65세 이상 고령가구에 66.4%가 분포되어 있다. 특히 80세 이상 가구가 집단 1의 28.9%를 차지한다.

반면, 소득과 자산이 모두 15분위 이상이지만 결합 분포에 의해 빈곤 가구로 정의된 집단 4는, 상대적으로 모든 연령대에 고르게 분포되어 있다. 집단 4 가운데 65~69세 가구는 17.9%, 50~54세 가구는 12.2%를 차지한다. 집단 4에서 70세 이상 가구가 차지하는 비중은 높지 않다.

가구주 나이별로 집단의 분포를 살펴본다(그림 4-3과 표 4-2 참조). 가구주 나이 65세 미만 가구에서는 집단별 비중이 거의 비슷하다.

65세 미만 가구에서 빈곤 가구의 비중은 평균 15%이다. 65세 미만 가구에서 집단 1(소득과 자산 모두 15분위 미만인 빈곤)은 평균 2.5%, 집단

[그림 4-3] 가구주 나이별 집단의 분포



자료 : 가계금융복지조사 2023년. 저자 계산.

〈표 4-2〉 가구주 나이별 집단의 분포(%)

	빈곤				비빈곤	
	저소득&저자산	저소득	저자산	비선행영역		
가구주 나이	집단 1	집단 2	집단 3	집단 4	집단 5	합계
30~34세	1.4	1.6	10.5	1.8	84.7	100.0
35~39세	1.4	0.4	10.8	1.1	86.3	100.0
40~44세	1.8	0.8	9.8	1.3	86.3	100.0
45~49세	1.9	1.8	8.2	1.0	87.2	100.0
50~54세	2.5	1.6	9.9	1.4	84.7	100.0
55~59세	3.4	1.7	10.3	0.9	83.7	100.0
60~64세	4.7	3.9	8.0	1.1	82.3	100.0
65~69세	7.0	9.1	6.2	2.7	75.1	100.0
70~74세	11.0	18.2	3.8	1.8	65.1	100.0
75~79세	14.5	28.6	3.3	1.7	51.9	100.0
80세 이상	24.6	37.1	2.2	0.8	35.4	100.0
전 체	5.7	7.3	8.0	1.3	77.6	100.0

자료 : 가계금융복지조사 2023년. 저자 계산.

2(저소득 가구이면서 집단 1이 아님)는 1.7%, 집단 3(저자산 가구이면서 집단 1이 아님)은 9.6%, 집단 4(비선형 영역에 속하는 빈곤 가구)는 1.2%를 차지한다.

가구주 나이 65세 이상 가구에서는, 나이가 증가할수록, 소득과 자산이 모두 낮은 집단 1과 소득이 낮은 집단 2의 비중이 급격히 증가한다. 특히 집단 1은 아니지만 소득이 15분위 이하여서 빈곤 가구로 분류된 가구는 75~79세 가구 중 28.6%, 80세 이상 가구 중 37.1%로 급증한다. 소득과 자산이 모두 낮은 가구(집단 1)의 비중은, 75~79세 가구에서 14.5%, 80세 이상 가구에서 24.6%로 급증한다.

자산이 상당히 있는 고령 가구도 존재하여서 소득과 자산의 결합분포 기준을 적용하면 소득 기준만 적용하였을 경우와 비교하여 빈곤율이 감소한다. 하지만, 소득 외에 자산을 추가적으로 기준으로 적용하더라도, 소득이 매우 낮은 고령 가구가 많아서 빈곤인 가구가 많다.

2. 볼록결합에 의한 결합 빈곤

제3장에서는 실제 기초연금제도와 근접한 소득-자산 결합분포 식을 제시한 바 있다. 기초연금 제도에서는 소득이나 자산 가운데 하나의 분위가 아주 높으면 수급에서 배제하고, 이는 소득 분위나 자산 분위가 높은 값이면 소득-자산 결합분포에서 높은 값을 부여한다는 것이다. 이를 표현하는 식은 다음과 같다.

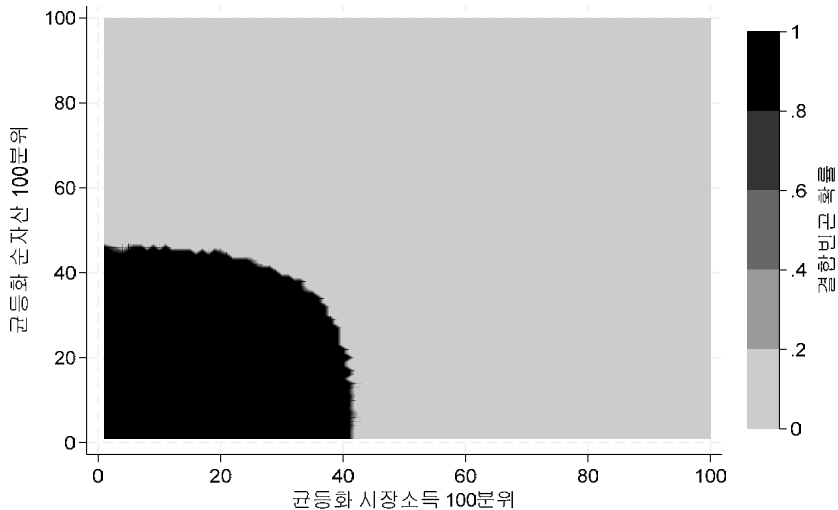
$$C(Q_y, Q_w) = F[\alpha Q_y^\theta + (1 - \alpha) Q_w^\theta]$$

위 식에서 산출한 분위별 수급률이 실제 기초연금제도에서 분위별 수급률과 근접하도록 설정한 결과, 모수값 추정치는 $\theta=3.62$, $\alpha=0.471$ 이었다.

위의 결합분포 식을 결합 빈곤 기준을 정할 때도 적용하여 볼 수 있다. 위 결합분포 식에 따라 산출된 결합 빈곤선은 소득과 자산 1분위 점을 중심으로 원형에 가깝게 그려진다. 여기서는 결합 빈곤선의 형태를 고려하여 소득과 자산의 '볼록 결합'에 의한 결합 빈곤이라고 부를 것이다.

위 블록 결합식에 따라 소득과 자산 결합분포를 계산하고, 분포값이 0.228 이하의 값을 가지는 가구를 결합 빈곤 가구로 설정한 결과를 [그림 4-4]에서 보여준다. 코플라 함수 결합분포 기준으로 빈곤을 설정한 [그림 4-1]에서는 소득이나 자산 분위가 아주 낮으면 빈곤에 포함되는 가능성이 높았는데, 블록결합에 기준으로 빈곤을 설정하면 소득 분위가 매우 낮아도 자산 분위가 높으면 빈곤에서 제외되고, 자산 분위가 매우 낮아도 소득 분위가 높으면 빈곤에서 제외된다.

[그림 4-4] 블록결합에 의한 결합 빈곤

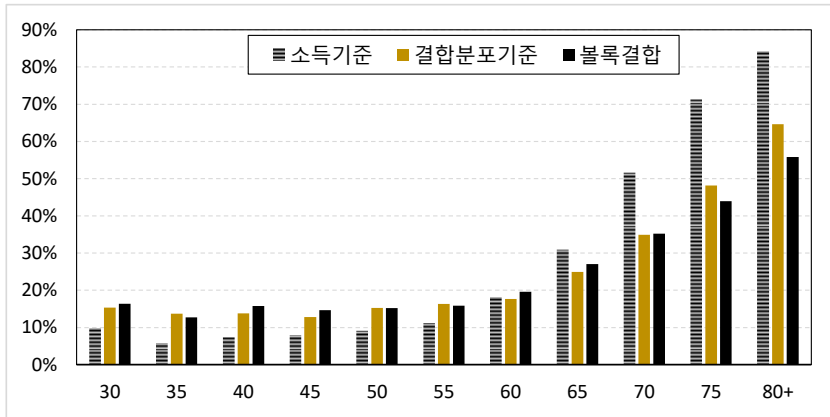


자료 : 가계금융복지조사 2023년. 저자 계산.

빈곤 가구를 (1) 소득 기준, (2) 코플라 결합분포 기준, (3) 블록 결합 기준으로 설정하고, 빈곤 확률을 가구주 연령별로 계산한 결과를 [그림 4-5]와 <표 4-3>에서 보여준다. 빈곤의 소득 기준은 중위 균등화 가구 소득의 40% 이하로, 전체 가구의 22.8%를 차지한다. 빈곤 가구의 비율이 동일하도록 결합분포 기준 빈곤선을 설정하였다. 특징을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 65세 이상 고령층의 빈곤율은 기준에 따라 다르다. 고령층의 자산을 감안하여 결합분포로 빈곤을 정의하면 소득을 기준으로 하였을 때보다 빈곤율이 감소한다. 65~69세 가구의 빈곤율은 소득 기준으로 30.9%이고, 코

[그림 4-5] 소득기준, 결합분포 기준 연령별 빈곤 확률



자료 : 가계금융복지조사 2023년. 저자 계산.

〈표 4-3〉 소득기준, 결합분포 기준 연령별 빈곤 확률

가구주 연령	소득기준 (1)	결합분포 기준 (2)	블록결합 기준 (3)	차이 (2)-(1)	차이 (3)-(1)
30~34세	0.098	0.153	0.164	0.055	0.066
35~39세	0.057	0.137	0.127	0.080	0.070
40~44세	0.074	0.137	0.158	0.064	0.084
45~49세	0.079	0.128	0.146	0.050	0.068
50~54세	0.091	0.153	0.152	0.062	0.062
55~59세	0.111	0.163	0.158	0.052	0.047
60~64세	0.182	0.177	0.196	-0.005	0.014
65~69세	0.309	0.249	0.270	-0.060	-0.039
70~74세	0.516	0.349	0.352	-0.167	-0.164
75~79세	0.714	0.481	0.439	-0.232	-0.274
80세 이상	0.843	0.646	0.558	-0.197	-0.285

자료 : 가계금융복지조사 2023년. 저자 계산.

플라 결합분포 기준으로 24.9%이고, 블록결합 기준으로 27.0%이다. 기준에 따른 빈곤율 차이는 6.0%포인트, 3.9%포인트이다. 가구주 연령이 증가할수록 기준에 따른 빈곤율의 차이는 더 커진다. 가구주 연령 70~74세의 빈곤율은 소득 기준 51.6%, 코플라 함수 결합 빈곤 기준 34.9%, 블록결합 분포 기

준 35.2%로, 16.7%포인트와 16.4%포인트 차이가 난다. 75~79세 가구의 빈곤율은 소득 기준 71.4%, 코플라 함수 결합 빈곤 기준 48.1%, 불록결합 분포 기준 43.9%로, 23.2%포인트와 27.4%포인트 차이가 난다. 80세 이상 가구의 빈곤율도 기준에 따라 19.7%포인트와 28.5%포인트 차이가 난다.

둘째, 소득에 비해 자산이 상대적으로 적은 30대와 40대는 결합분포 기준을 적용하면 빈곤율이 5.0~8.0%포인트 증가한다. 예를 들어, 35~39세 가구의 빈곤율은 소득 기준으로 하면 5.7%인데, 코플라 결합분포 기준으로 하면 13.7%, 불록결합 분포 기준으로 하면 12.7%로 증가한다. 참고로, 60~64세 가구의 빈곤율은 기준에 따라 차이가 거의 없다.

셋째, 소득을 기준으로 하였을 때와 비교하여 결합분포를 기준으로 하면 고령층의 빈곤율이 감소하기는 하지만, 70세 이후 빈곤율이 급격히 증가하는 것은 마찬가지이다. 빈곤 완화 정책의 핵심적인 대상이 변하는 것은 아니다.

제4절 고령층 결합 빈곤

여기서는 가구주 65세 이상 고령가구를 대상으로 소득과 자산의 상황을 살펴본다. 이 절에서는 고령가구만을 대상으로 균등화 소득과 자산 분위를 나눈다.

먼저, 고령층의 연령집단별 소득 분위 분포를 살펴본다. <표 4-4>와 [그림 4-6]에서 나타나듯이, 연령이 높을수록 저소득 분위에 위치하는 비중이 증가한다. 가구주 연령 65세 가구 가운데 소득 1분위에 있는 비중은 6.0%, 2분위 4.1%, 3분위 4.1%로 상대적으로 낮고, 소득 9분위 비중은 17.6%, 10분위 비중은 18.9%로 높다.

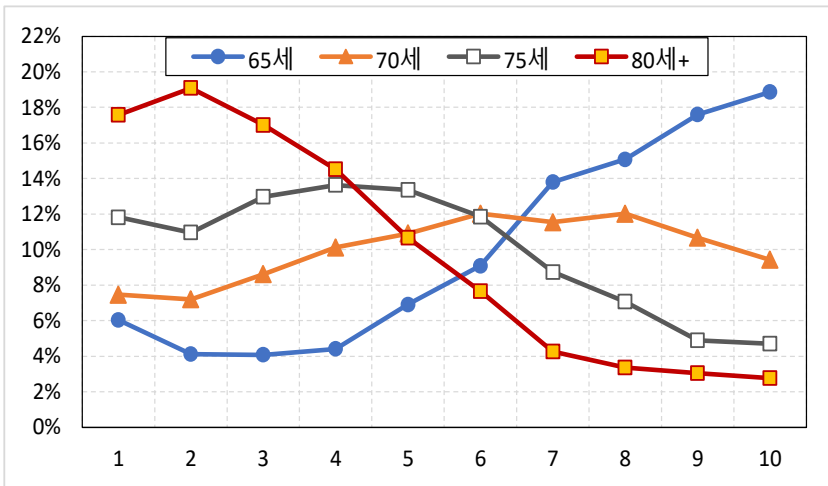
반면, 80세 이상 고령가구 가운데 1분위의 비중은 17.6%, 2분위 비중은 19.1%, 3분위 비중은 17.0%로 높고, 9분위 비중은 3.1%, 10분위 비중은 2.8%로 낮다. 가구주 연령에 따라 저소득과 고소득 분위에 위치하는 비중의 편차가 크다.

〈표 4-4〉 연령별 소득, 자산 분위 분포

분위	소득				자산			
	65세	70세	75세	80세+	65세	70세	75세	80세+
1	0.060	0.075	0.118	0.176	0.069	0.073	0.101	0.170
2	0.041	0.072	0.110	0.191	0.085	0.096	0.099	0.126
3	0.041	0.086	0.130	0.170	0.090	0.091	0.106	0.118
4	0.044	0.101	0.136	0.145	0.079	0.113	0.106	0.111
5	0.069	0.109	0.134	0.107	0.101	0.097	0.115	0.090
6	0.091	0.120	0.119	0.077	0.098	0.121	0.103	0.079
7	0.138	0.115	0.087	0.043	0.120	0.105	0.092	0.074
8	0.151	0.120	0.071	0.034	0.113	0.096	0.094	0.091
9	0.176	0.107	0.049	0.031	0.132	0.091	0.097	0.070
10	0.189	0.094	0.047	0.028	0.114	0.117	0.089	0.071
합계	1	1	1	1	1	1	1	1

자료 : 가계금융복지조사 2023년(가구주 65세 이상 가구). 저자 계산.

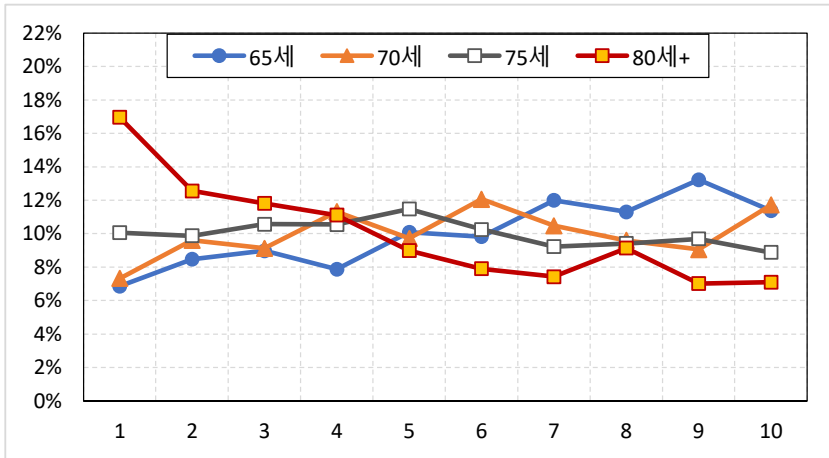
[그림 4-6] 연령집단별 소득 분위 분포



자료 : 가계금융복지조사 2023년(가구주 65세 이상 가구). 저자 계산.

다음으로, 노인가구의 연령집단별 자산 분위 분포를 살펴본다. 〈표 4-4〉와 [그림 4-7]에 나타나듯이, 자산 분위 분포는 연령분포에 따라 소득 분위

[그림 4-7] 연령집단별 자산 분위 분포



자료 : 가계금융복지조사 2023년(가구주 65세 이상 가구). 저자계산.

분포와 비교하여 상대적으로 편차가 작다. 65세 이상 가구 가운데 자산 1분위의 비중은 6.9%, 2분위 비중은 8.5%, 3분위 비중은 9.0%인데, 고자산인 9분위 비중은 13.2%, 10분위 비중은 11.4%로, 상대적으로 고르게 분포되어 있다. 80세 이상 가구 가운데 자산 1분위 비중은 17.0%, 2분위 비중은 12.6%, 3분위 비중은 11.8%이고, 9분위 비중은 7.0%, 10분위 비중은 7.1%이다. 80세 이상 가구가 다른 연령대에 비해 노인 연령층에서도 저자산 분위에 상대적으로 많이 분포되어 있지만, 소득 분위에서의 분포와 비교하면 상대적으로 분포의 편차가 작은 편이다.

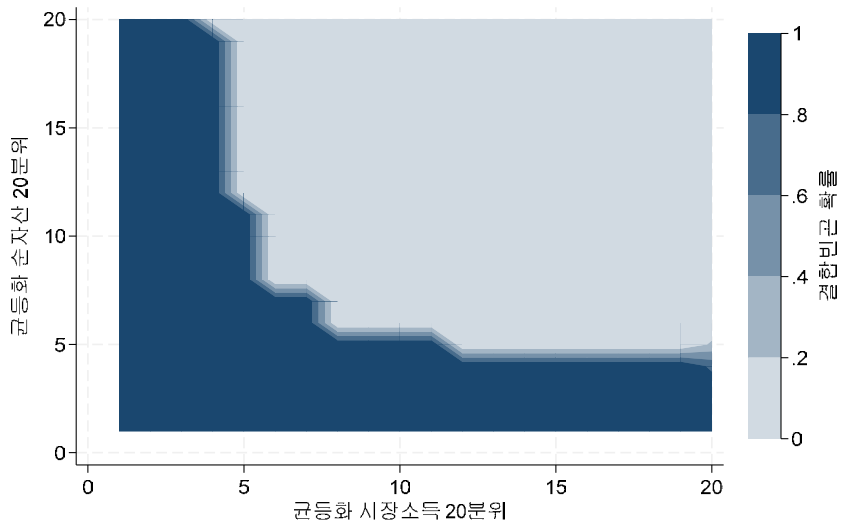
연령집단별 소득 분위와 자산 분위의 분포를 비교하여 보면, 연령이 증가할수록 소득과 자산에서 아래쪽 분위에 위치하는 비중이 높기는 하지만, 상대적으로 소득에서 가구 연령별 분포 편차가 큰 반면, 자산에서 가구 연령별 편차는 상대적으로 작다는 것을 알 수 있다. 따라서 고령층 가구를 대상으로 빈곤 가구를 정의할 때 소득만을 기준으로 하면 연령이 많을수록 빈곤 가구에 속할 가능성이 매우 높은 반면, 소득과 더불어 자산 기준을 동시에 적용하면 빈곤 가구에서 연령의 중요성이 하락할 수 있다.

가구주 65세 이상 고령층을 대상으로 코플라 함수 결합 빈곤 확률을 계산한 결과를 [그림 4-8]에서 보여준다. 이 그림에서 균등화 시장소득 분위와

자산 분위는 65세 이상 고령 가구 내의 분위이다. 그림에서 나타나듯이, 소득 5분위(20분위 기준) 이하이거나 자산 5분위(20분위 기준) 이하이면 대부분 빈곤 가구에 포함된다. 그리고 소득과 자산이 모두 6분위 정도인 가구는 빈곤 가구에 포함될 가능성이 높다.

만약 소득과 자산 모두 일정 기준 이하인 경우를 빈곤 가구로 정의하였다면, 그림에서 빈곤 가구는 네모 형태였을 것이다. 코플라 함수로 결합 빈곤을 정의하면 소득과 자산 분위기를 곱한 포물선 형태에 가깝다.

[그림 4-8] 코플라 함수 소득과 자산의 결합 빈곤 확률 : 가구주 65세 이상



자료 : 가계금융복지조사 2023년(가구주 65세 이상 가구). 저자 계산.

코플라 함수 결합분포로 정의한 빈곤 가구의 분포를 연령별로 나타낸 것이 <표 4-5>이다. 연령이 증가할수록 결합 빈곤 확률이 증가한다. 코플라 함수 결합분포의 정의에 따르면, 65~69세 가구의 21.5%가 결합 빈곤에 있고, 80세 이상 가구의 55.0%가 결합 빈곤에 있다. 당연히, 소득이 낮을수록 결합 빈곤에 있을 가능성이 높다. 동일한 소득 분위에 있으면, 연령별로 결합 빈곤 비중이 거의 차이가 나지 않는다. 연령이 증가할수록 결합 빈곤 비중이 증가하는 것은, 연령이 높을수록 저소득일 가능성이 높기 때문이다.

〈표 4-5〉 소득분위별, 연령집단별 결합 빈곤 비중

소득 분위	65~69세	70~74세	75~79세	80세 이상	합계
1	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2	0.981	0.984	1.000	1.000	0.994
3	0.355	0.589	0.541	0.551	0.531
4	0.344	0.309	0.376	0.354	0.347
5	0.215	0.140	0.160	0.181	0.172
6	0.236	0.152	0.129	0.136	0.169
7	0.147	0.109	0.087	0.065	0.118
8	0.110	0.075	0	0	0.096
9	0.035	0.031	0.013	0.132	0.039
10	0	0.037	0	0	0.026
합계	0.215	0.290	0.403	0.550	0.349

자료: 가계금융복지조사 2023년(가구주 65세 이상 가구). 저자 계산.

고령 가구의 집단별 비중을 살펴보면(표 4-6 참조), 자산과 소득이 모두 3분위 이하인 집단(집단 1)은 전체의 16.9%를 차지한다. 집단 1에 속하지 않으면서 자산과 소득 가운데 하나만 3분위 이하인 집단(집단 2, 집단 3)은 각각 13.1%를 차지한다. 소득과 자산이 모두 3분위를 초과하면서 결합 빈곤인 가구는 전체의 3.1%를 차지한다.

80세 이상 가구는 소득과 자산 모두 3분위 이하인 집단 1에 가장 많고(31.6%), 다음으로 소득이 3분위 이하인 집단(집단 3)에 많다(22.1%). 코플라 함수 결합 빈곤에서는 소득뿐만 아니라 자산도 기준으로 포함시키기 때문에 소득만을 기준으로 하였을 때보다 빈곤을 정의할 때 소득의 영향이 감소하기는 하지만, 여전히 자산보다는 소득의 영향이 상당히 크다. 앞에서 보았듯이, 자산의 분위별 분포는 연령별로 크게 차이가 나지 않는 반면, 소득의 분위별 분포는 연령별로 크게 차이가 나기 때문이다.

다음으로, 집단별 결합 빈곤 및 가구의 특성을 살펴본다. 〈표 4-7〉에 나타내듯이, 자산과 소득이 모두 2분위 미만인 가구(집단 1)는 모두 결합 기준에서 빈곤에 속한다. 집단 1이 아니면서 자산 2분위 미만인 가구(집단 2)의 결합 빈곤율은 72.4%이다. 집단 1이 아니면서 소득 2분위 미만인 가구(집단 3)의 결합 빈곤율은 63.8%이다.

〈표 4-6〉 고령가구의 집단별 비중(%)

집단		65~69세	70~74세	75~79세	80세+	합계
1	자산3분위 이하 & 소득3분위 이하	7.9	13.1	18.6	31.6	16.9
2	자산3분위 이하 & 집단 1이 아님	16.4	12.9	11.9	9.7	13.1
3	소득3분위 이하 & 집단 1이 아님	6.3	10.2	17.2	22.1	13.1
4	집단 1~3이 아님 & 결합 빈곤	0.9	3.7	4.1	4.6	3.1
5	기타	68.5	60.1	48.3	32.0	53.8
합계		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

자료 : 가계금융복지조사 2023년(가구주 65세 이상 가구). 저자 계산.

〈표 4-7〉 집단별 결합 빈곤 비중 및 가구특성

집단		빈곤율	나이 (세)	가구원수 (명)	자산 (만 원)	소득 (만 원)
1	자산2분위 미만 & 소득2분위 미만	1	78.2	1.3	1,943	42
2	자산2분위 미만 & 집단 1이 아님	0.724	72.7	1.8	3,286	1,969
3	소득2분위 미만 & 집단 1이 아님	0.638	77.5	1.5	34,272	111
4	집단 1,2,3이 아님 & 결합 빈곤	0.061	76.7	1.5	33,312	372
5	기타	0	72.2	2.2	72,951	4,344
합계		0.349	74.1	1.9	45,540	2,629

자료 : 가계금융복지조사 2023년(가구주 65세 이상 가구). 저자 계산.

결합분포의 구성 특성상 자산 분위도 상당히 큰 영향을 준다. 다만, 앞에서 본 바와 같이, 65세 고령층 집단 내에서 소득 분포의 편차가 자산 분포의 편차보다 크기 때문에, 결합 빈곤 확률에 대해 자산 분위보다는 소득 분위의 영향력이 조금 더 크다.

만약, 특정한 정책의 목표 때문에 고자산이나 고소득 분위 가구를 결합

빈곤 20%에서 제외하고자 한다면, 대신 집단 4(소득 자산이 모두 3분위부터 4분위 사이인 집단)의 일부가 결합 빈곤에 포함될 것이다. 집단 4는 집단 1이나 집단 2에 비해 가구주 연령이 높고 가구원 수가 적다. 자산은 어느 정도 있지만 소득은 매우 낮은 편이다.

나이와 가구원 수로 보면, 상대적으로 고령이면서 1인 가구가 결합 빈곤일 가능성이 높다. 고령일수록 1인 가구가 될 가능성이 높기 때문에 두 가지가 서로 관련되어 있다. 또한 나이와 가구원 수는 소득을 결정하는 중요한 요인이다. 고령 가구에서 소득을 고려한다는 정책은 나이와 가구원 수를 고려하는 정책과 상관성이 높을 수밖에 없다.

제5절 기초보장 수급 가구

코플라 함수 결합분포 기준과 실제 제도에서 국민기초생활보장 제도의 수급 가구를 비교해 보고자 한다. 노동패널 자료에는 기초보장 수급(설문에서는 기초보호대상) 가구에 대한 설문이 있다. 2022년 노동패널 자료에서 기초보장제도 수급 가구는 전체 가구의 4.4%이다. 비교를 위해, 앞에서와 마찬가지로 균등화 소득과 자산을 이용하여 소득-자산 결합분포 코플라 함수를 추정한다. 적합한 코플라 함수는 Tawn type 2(모수 1=1.44, 모수 2=0.37, τ =0.16)이다. 소득-자산 결합분포가 0.044 이하인 경우를 결합분포 기준 기초보장 수급 가구로 설정하였다.

〈표 4-8〉에 노동패널 자료에서 소득과 자산 분위별 기초보장 수급 확률을 보여준다. 노동패널 자료에서 기초보장 수급 가구는 소득과 자산이 모두 3분위 이하에 집중되어 있다.

〈표 4-9〉에서는 코플라 결합분포 기준 기초보장 수급 확률을 보여준다. 코플라 함수 결합분포 기준으로는 소득 1분위 혹은 자산 1분위에 기초보장 가구가 집중되어 있다. 노동패널 자료로는 기초보장 수급 가구가 저소득이면서 저자산인 가구인 반면, 결합분포 기준으로는 소득과 자산 가운데 하나가 매우 낮은 가구이다. 앞에서 기초연금 수급 기준 때와는 다른 양상을 보인다.

〈표 4-8〉 노동패널 자료에서 기초보장 수급 확률(%)

자산 소득	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	합계
1	53.6	33.6	23.9	13.5	5.5	5.1	3.7	0.4	1.0	0	23.3
2	38.6	19.9	14.1	2.0	5.4	2.0	1.2	0.2	0.7	4.0	9.7
3	13.6	12.8	5.1	3.9	1.9	0	0.3	0.2	0	0	5.2
4	5.0	2.5	1.0	0.7	0	0.7	1.5	0	0	0	1.3
5	0.5	0	2.8	0	0	0	0	0	1.7	0	0.5
6	0	0.5	0	0	0	1.5	0	0	0	0	0.2
7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
10	0	2.2	0	0	0	0	0	0	0	0	0
합계	22.7	9.8	5.5	2.0	1.1	0.9	0.5	0.1	0.3	0.3	4.4

자료: 노동패널, 전체 연령, 저자 계산.

〈표 4-9〉 코플라 결합분포 기준 기초보장 수급 확률(%)

자산 소득	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	합계
1	61.6	25.8	23.8	10.7	10.1	10.8	4.7	9.1	4.5	6.7	26.3
2	13.4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1.7
3	11.8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1.9
4	10.5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1.2
5	8.4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.9
6	15.1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1.4
7	23.2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1.3
8	25.7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1.2
9	20.0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.9
10	43.6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.8
합계	29.3	4.5	3.5	1.1	1.0	1.0	0.3	0.7	0.4	0.7	4.4

자료: 노동패널, 전체 연령, 저자 계산.

코플라 결합분포 기준으로는 자산이 매우 많아도 소득이 1분위에 속하면 기초보장 수급 가구가 될 가능성이 있다. 기본적인 생활을 보장하기 위해

설계된 제도로 전체 가구의 4.4%만 수급하고 있는데, 자산이 아주 많은 가구가 이 4.4%에 포함되어 기초보장 가구가 된다면, 기초생활보장이라는 제도의 취지와 부합하지 않는다.

앞에서 기초연금은 고령 가구의 약 70% 정도를 수급 대상으로 한다. 상당히 많은 가구를 대상으로 선정할 때에는 코플라 함수로 결합분포를 계산하여 수급 대상을 선정하는 것이 나름 합리성이 있어 보였다. 반면, 기초보장 가구는 전체 가구의 매우 작은 비율이 수급을 한다. 전체 가구의 매우 작은 비율을 빈곤으로 설정하기 위해 코플라 결합분포로 대상 가구를 선정하는 것은 매우 비합리적인 것으로 판단된다.

코플라 함수를 이용한 결합분포 계산에서는, 소득이나 자산 가운데 하나가 매우 낮은 분위에 있으면 다른 하나가 매우 많아도 결합분포에서 낮은 위치에 있게 된다. 반면, 현실의 제도에서는 소득이나 자산 가운데 하나가 매우 낮은 분위에 있어도 다른 하나가 매우 많으면 제도 수급에서 배제하려는 철학이 작용하고 있다. 이러한 면에서 코플라 함수 결합분포와 현실의 제도는 매우 상반된 세계관을 담고 있다. 소득이나 자산의 불록결합을 구현하는 방식이 실제 현실에서 작동하고 있는 제도의 세계관을 잘 반영한다.

제6절 결 론

빈곤을 정의할 때 소득뿐만 아니라 자산도 고려하고자 하는 시도가 있다. 고령층은 소득이 매우 적지만 자산은 상대적으로 있는 편이어서 소득과 자산을 고려하는 방식에 따라 빈곤 정의의 영향을 많이 받을 수 있다. 이러한 점을 고려하여 본 장에서는 소득과 자산의 결합분포를 추정하고 빈곤 기준에 미치는 영향을 살펴보았다.

2023년 가계금융복지조사 자료로 코플라 함수를 추정하여 소득-자산 결합분포에서 22.8% 이하인 가구를 빈곤 가구로 설정하였다. 코플라 함수 결합분포에서 빈곤 가구는 소득과 자산 분위에서 L자 형태에 가깝게 분포되어 있다. 그리고 소득이나 자산 가운데 하나의 분위가 아주 높으면 수급에서 배

제하는, 기초연금의 철학을 반영하여 불록결합에 의한 결합 빈곤을 계산하였다. 코플라 함수 결합 빈곤 기준에서는 소득이나 자산 분위가 아주 낮으면 빈곤에 포함될 가능성이 높았는데, 불록결합 기준으로 하면 소득 분위가 매우 낮아도 자산이 많으면 빈곤에서 제외되고, 자산 분위가 매우 낮아도 소득이 아주 많으면 빈곤에서 제외된다.

기준이 빈곤 설정에 미치는 영향을 파악하기 위해, 본 장에서는 빈곤 가구를 소득 기준, 코플라 함수 결합분포 기준, 불록 결합분포 기준으로 설정하고 가구 연령별로 빈곤 확률을 계산하였다. 계산 결과, 소득과 자산을 모두 고려하여 빈곤선을 설정하면, 소득만을 기준으로 하였을 때보다 고령층의 빈곤율이 감소한다. 가구의 나이가 증가할수록 기준에 따른 빈곤율의 차이가 증가한다. 대신, 소득과 자산을 모두 고려하면 소득에 비해 자산이 상대적으로 적은 30대와 40대의 빈곤율이 증가한다. 하지만, 소득과 자산의 결합분포를 기준으로 하면 고령층의 빈곤율이 감소함에도, 70세 이후 고령층의 빈곤율이 높은 것은 변하지 않는다. 소득과 자산을 모두 고려해도 빈곤 완화 정책의 핵심 대상이 고령층인 것은 마찬가지이다.

가구주 65세 이상 고령 가구를 대상으로 코플라 함수 결합 빈곤을 계산한 결과에 따르면, 소득이나 자산 분위가 낮으면 대부분 빈곤 가구에 포함된다. 결합분포에서는 자산도 고려하지만, 65세 고령층 집단 내에서 소득분포의 편차가 자산분포의 편차보다 크기 때문에 결합 빈곤 확률에서 자산 분위보다 소득 분위의 영향력이 조금 더 크다. 고령일수록 1인 가구가 될 가능성이 높고, 이에 따라 소득이 낮아질 가능성이 높다. 고령 가구에서 소득을 고려하는 정책은 나이와 가구원 수를 고려하는 정책과 상관성이 높다.

이 장에서는 코플라 함수 결합분포 기준과 실제 제도에서 국민기초생활보장 제도의 수급 가구를 비교해 보았다. 노동패널 자료에서 기초보장 수급 가구는 소득과 자산이 모두 3분위(10분위 기준) 이하에 집중되어 있다. 반면, 코플라 결합분포 기준으로는 자산이 아주 많아도 소득이 1분위에 속하면 기초보장 수급 가구가 될 가능성이 있다. 전체 가구의 매우 작은 비율을 빈곤으로 설정하기 위해 코플라 결합분포 기준으로 대상 가구를 선정하는 것은 비합리적으로 판단된다.

기초연금, 국민기초생활보장 제도 등과 같은 제도에서는 소득이나 자산

가운데 하나가 매우 적더라도 다른 하나가 매우 많으면 제도 수급에서 배제하려는 철학이 작용하고 있다. 이러한 면에서 소득이나 자산의 불록결합을 구현하는 방식이 실제 제도의 세계관을 잘 반영한다.

제 5 장

소득과 자산 조세 정책이 자산 불평등에 미치는 영향

제1절 서론

여기서는 소득세와 자산보유세가 자산 불평등에 미치는 영향을 검토한다. 소득과 자산은 밀접하게 연관되어 있다. 다음 기의 자산은 (1) 현재 기의 자산에 (2) 저축 (3) 재산소득(이자, 배당, 임대료 등), (4) 증여상속, (5) 자본이득을 더한 것이다. 자산을 형성하는 방법은 저축(=소득-소비), 증여상속, 재산소득, 자본이득이다.¹⁾

근로소득세나 재산소득세가 증가하면 가처분 소득이 감소하므로 저축이 감소할 수 있고, 이에 따라 자산 형성이 둔화될 수 있다. 또한 자산보유세, 상속세, 양도소득세와 같이 자산과세가 증가하면 자산 형성이 둔화될 수 있다. 소득세와 자산과세가 자산 불평등에 미치는 영향은 많이 연구되지 않았다.

이 장에서는 모형을 설정하고 모의실험(simulation)을 통해 소득세와 자산과세의 영향을 살펴본다. 소득세와 자산세의 영향을 살피기 위해서는 먼저 모형이 자료에서의 자산 분포를 잘 표현할 수 있어야 한다. 경제학의 표

1) 본 연구에서 '자산', '재산', '자본'은 동일한 대상(토지, 건물, 예금, 적금, 주식 등을 포괄하는 것)을 가리킨다. 가능한 한 '자산'을 사용할 것인데, 관련 소득에 대해서는 익숙한 용어인 '재산소득'으로, 재산을 사고팔아서 얻는 이득에 대해서는 '양도소득' 혹은 '자본이득'으로 표기한다.

준적인 동태적 생애주기 모형(dynamic life-cycle model)에서 가구는 근로 소득의 불확실성하에서 소비와 자산을 선택한다. 그런데 표준적인 모형은 자료에서의 자산 분포를 충분히 잘 생성할 수 없다. 이 장에서는 자산수익률이 자산에 비례하여 증가한다는 요소를 표준 모형에 추가하여 자산 분포를 설명하고자 한다. 그리고 요소가 추가된 모형으로 소득세와 자산세의 영향을 검토하고자 한다.

제2절 기존 연구와의 관련성

여기서는 자산 불평등을 모형으로 설명하려는 기존 연구를 개괄한다. 자세한 설명은 [부록 4]에서 하고, 여기서는 본 연구와의 관련성을 간략하게 논의한다.

표준적인 생애주기 모형에서는 소득이 확률적으로 변화할 때 최적 선택의 결과로 예비적(precautionary) 저축을 한다. 그런데 소득 불평등과 예비적 저축 모형은 자료에서 관찰되는 자산 불평등의 분포, 특히 상위 점유율이 큰, 두꺼운 오른쪽 꼬리를 재현할 수 없다. 산출한 자산 분포의 편차가 자료에서의 자산 분포 편차보다 작다는 것은 기존 연구에서도 여러 가지 방식으로 표현된다.

예를 들어, Gabaix, Lasry, Lions, and Moll(2016)에서는 표준적인 모형, 즉 소득이 확률적으로 증가하는 모형(random growth model)에서는 현실적인 오른쪽 꼬리가 두꺼운 소득분포(파레토 분포)를 만들 수 없다는 점, 정확히 말하자면, 수렴 속도가 너무 느리다는 것을 증명하였다. Benhabib, Bisin, and Zhu(2015)에서는 소득분포와 자산분포와의 이론적 관련성을 보여준다. 소비가 자산량에 선형적으로 비례하는 경우, 자산분포의 오른쪽 꼬리는 소득분포의 오른쪽 꼬리보다 두꺼울 수 없다. 즉, 소득에만 의존하여 자산분포의 실제 자료에 부합하도록 만들 수 없다.

현실적인 자료와 부합할 만큼 충분히 큰 자산분포를 생성하기 위해서는 다른 요소가 추가되어야 한다. 기존 연구에서는 일반적인 가구 외에 다른

특성을 지닌 집단을 모형에 포함한다. 예를 들어, 소득 편차가 매우 크고 저축률이 높은, 기업가나 관리자를 모형에 포함한다. 미국에서는 기업가가 노동자보다 소득의 편차도 크고 평균 소득도 아주 높아서 모형에 포함하는 것이 충분히 설득력이 있다. 실제로 미국의 자료를 보면, 개인 사업의 수익 분포가 매우 큰 편차를 가진다. 그런데 한국에서는 상황이 달라서, 사업가 혹은 자영업자가 노동자보다 충분히 평균 소득이 높다고 하기 어렵다.

충분한 자산 분포를 설명하기 위해서는 자산의 확률적 요소가 모형에 포함되는 것도 가능하다. 근로소득 분포의 분산이 매우 크지 않더라도 자산 축적이 폭발적이면 자산 분포의 분산이 크고, 오른쪽 꼬리가 두꺼울 수 있다. 자산형성의 확률적 요소로는 이질적인 증여상속과 자산에 비례하는 자산 수익률이 있다. 이질적인 수익률에 관한 연구로는 Bach, Calvet, and Sodini(2020), Fagereng et al.(2020), Smith, Zidar, and Zwick(2023) 등이 있다. 본 연구에서는 자산수익률이 자산에 비례한다는 가정을 표준 모형에 도입하여 모형을 확장한다.

제3절 자 료

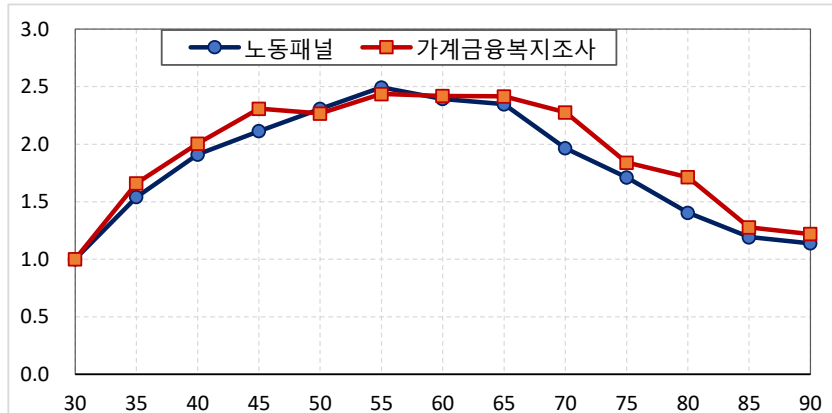
동태적 생애주기 모형에서는 근로소득이 확률적으로 결정된다. 근로소득의 불확실성이 있기 때문에 이 모형에서 가구는 위험에 대비하여 예비적 저축을 한다. 모형에서 근로소득의 불확실성은 근로소득이 AR(1) 과정을 따른다는 것으로 표현된다. 근로소득을 AR(1) 마르코프 과정으로 표현하기 위해 본 연구에서는 각 기 근로소득을 6개의 분위로 나누고 각 분위마다 다음 기의 분위로 이동하는 행렬, 즉 이전 행렬(transition matrix)을 계산한다. 이전 행렬 계산을 위해서는 패널자료가 있어야 한다. 이러한 점을 감안하여 본 연구에서는 노동패널 자료를 이용한다.

노동패널 자료는 가계금융복지조사와 비교하여 소득이나 자산의 포착률이 다소 낮은 편이다. 그런데 동태적 생애주기 모형을 구축하기 위해서는 소득이나 자산의 절대적 수준보다는 자산의 연령별 형태(profile)가 중요하다.

[그림 5-1]에서는 노동패널과 가계금융복지조사의 연령별 평균 자산액을 비교하였다. 연령별 형태가 중요하기 때문에 두 자료에서 30~34세 가구의 소득을 1로 정규화하여 연령별 평균 자산액을 비교하였다.

그림에서 나타난 바와 같이, 노동패널과 가계금융복지조사에서 30세부터 65세까지의 연령별 형태가 거의 동일하다. 두 자료에서 모두 자산액은 55~59세 때 가장 높은 수준을 나타낸다. 30~34세 가구 평균 소득과 비교하여, 55~59세 때 평균 자산액은 노동패널에서 2.49배, 가계금융복지조사에서 2.44배이다.

[그림 5-1] 노동패널과 가계금융복지조사의 연령별 자산



주: 30세 소득을 1로 정규화한 것임.

자료: 노동패널, 가계금융복지조사, 저자 계산.

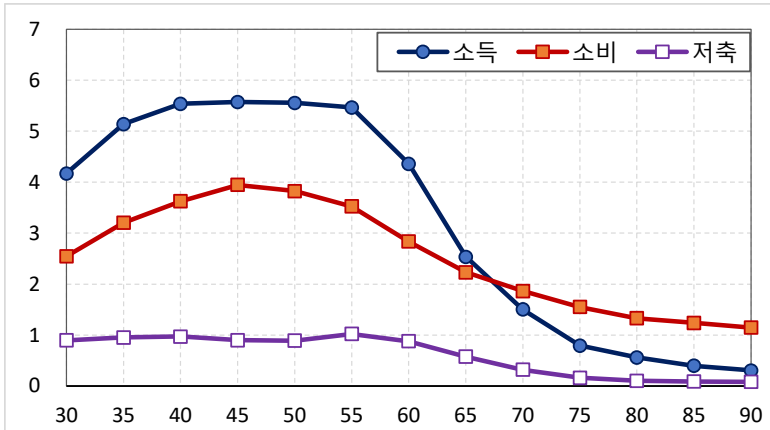
두 자료에서 65세 이후 고령층의 연령별 자산 형태가 약간 차이가 난다. 노동패널 자료에서는 65세 이후, 상대적으로 빠르게 자산이 감소하고, 가계금융복지조사에서는 상대적으로 자산 감소가 빠르지 않다. 노동패널 자료에서는 65세 이후 고령층의 소비가 가계금융복지조사에 비해 더 많다는 것을 의미한다. 나중에 보겠지만, 자산 형성에 대한 생애주기 모형에서는 65세 이후 자산 감소 속도가 노동패널보다 다소 빠르게 나타난다.

두 자료의 연령별 자산 형성 형태가 완전히 동일하지는 않지만, 그 차이가 생애주기 모형에서 생성된 자산 형성 흐름과 비교하여 큰 차이가 날 정

도는 아니다. 생애주기 모형의 기준으로 삼기에는 두 자료의 차이가 무시할 만한 정도라 할 수 있다.

[그림 5-2] 연령별 평균 노동소득, 소비, 저축액

(단위: 천만 원)



자료: 노동패널 2021년.

참고로, [그림 5-2]에서는 노동패널 자료에서 연령별 평균 노동소득, 소비, 저축액을 보여주고 있다. 생애주기 모형에서 가구는 소득이 주어졌을 때 소비, 저축, 자산액을 선택한다. 위 그림에서는 평균 소득액을 보여주고 있는데, 다음의 동태적 생애주기 모형에서는 매기 확률적인 노동소득이 분위별로 가구에게 주어진다.

제4절 동태적 생애주기 모형

1. 모 형

모형에서 근로소득 Y_t 는 확률적이다. 가구는 사전적으로는 동일하지만 근로소득의 실현에 따라 사후적으로 이질적이다. 가구가 t 기에 생존을 하면

소비 C_t 를 통해 효용을 얻고, 자산 A_{t+1} 을 축적한다. 생존을 하지 않으면 축적한 자산을 상속한다.

가구는 근로소득과 자산소득으로부터 소득을 얻고 소비를 한다. 노령연금 수급연령 이후에는 연금 B 를 받는다. 이자율이 r 일 때, 가구는 전기에 축적한 자산 A_t 로부터 자산소득 rA_t 를 얻는다. 조세는 근로소득세 τ_y , 자산보유세 τ_a , 자산소득세 τ_r , 상속세 τ_b 가 있다.

가구의 효용극대화 문제는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \max_{\{C_t, A_{t+1}\}_{t=h}^T} & E \sum_{t=h}^T S_{t,h} \beta^{t-h} \left(\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + (1-s_{t+1})b(A_{t+1}) \right) \\ \text{s.t. } & C_t = (1-\tau_a)(1+p_t)A_t + (1-\tau_r)r_t A_t + (1-\tau_y)Y_t + B - A_{t+1} \end{aligned}$$

여기서, $S_{t,h} = \prod_{\tau=h}^{t-1} s_\tau$ 는 t 기까지 생존할 확률이고, s_τ 는 $\tau-1$ 에서 τ 세까지 생존 확률이다. 상속 b 로부터 얻는 효용은

$$b(A_{t+1}) = \phi_1 \left(\frac{(1-\tau_b)A_{t+1}}{\phi_2} \right)^{1-\sigma}$$

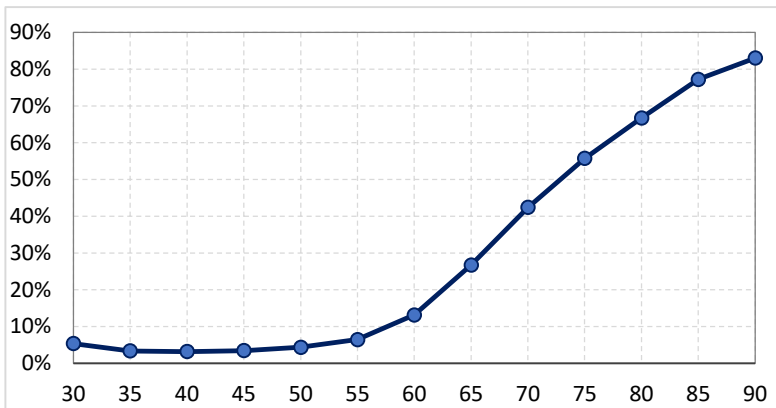
여기서, $b(\cdot)$ 는 상속액이고, ϕ_1 는 상속 동기의 강도, ϕ_2 는 상속이 사치재인 정도를 나타내는 계수이다.

위 가구의 예산 제약식에서 p_t 는 자산가치 증가율이다. 기본 모형(모형 1)에서는 t 기 자산가치 증가율이 모든 가구에 동일하다고 가정한다. 이후 모형 2에서는 이 가정을 완화하여 자산가치 증가율 p_t 가 연령별로 다르다고 설정한다. 마지막으로 모형 3에서는 자산이 많을수록 자산가치 증가율이 높은 경우를 상정한다.

[모형에서 시기] 본 연구에서는 가구주 연령의 시작 시기는 30세이고 마지막 시기는 95세까지라고 설정한다. 그리고 가구의 5세 단위를 하나의 시기(t)로 설정한다. 이에 따라 모형의 $t=1$ 은 가구주 연령 30~34세에 해당하고, 모형의 총기간 $T=15$ 이다. 연금수급 연령 $t_R=8$ 로, 가구주 연령 65세에 해당한다.

[근로소득 과정] 근로소득은 1계 마르코프 과정을 따른다고 가정한다. 가구 노동소득을 6개 분위로 나눈다. 0분위는 가구 소득이 영인 가구이다. 노동소득이 있는 가구를 1분위부터 5분위까지 나눈다. 가구 소득이 영인 가구의 비중이 연령별로 달라서 '분위'의 정의와 엄밀하게 일치하는 것은 아니지만, 가구 소득이 있는 가구를 분위별로 나누었기 때문에 편의상 분위로 통칭한다.

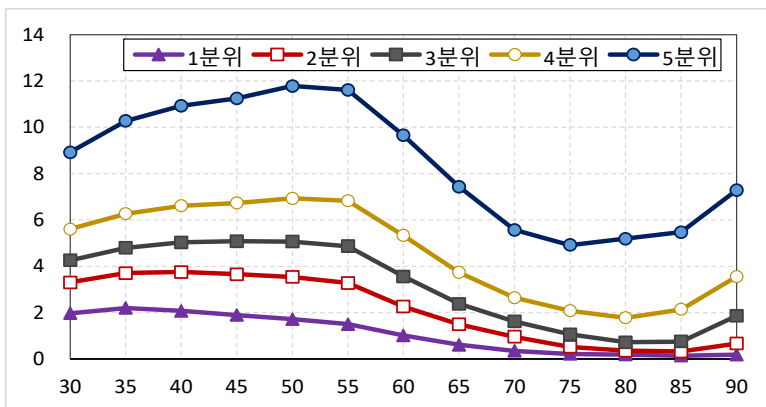
[그림 5-3] 노동소득이 영인 가구의 비중



자료 : 노동패널 2001~2022년, 가구주 30세 이상 가구.

[그림 5-4] 연령별, 분위별 노동소득

(단위 : 천만 원)



자료 : 노동패널 2001~2022년, 가구주 30세 이상 가구.

[그림 5-3]에서는 5세 연령별로 노동소득이 영인 가구의 비중을 표시하였다. 노동소득이 영인 가구의 비중은 60세 이후에 급격히 증가하기 시작하여, 90세 이상이 되면 80%가 된다. [그림 5-4]에서는 노동소득이 영을 초과하는 가구를 대상으로 분위별 평균 소득을 보여준다. 고소득 4분위와 5분위 가구는 생애주기 단계에서 50세부터 59세 사이에 가장 높은 소득 수준을 보이는 반면, 저소득 분위 가구의 소득은 근로연령대에 큰 변화가 없이 일정하거나 오히려 연령이 증가함에 따라 감소하는 형태를 보여준다.

[근로소득 이전행렬] 근로소득의 불확실성은 소득 이전행렬(transition matrix)로 표현된다. 근로소득의 이전 확률 행렬 $P(y_{t+1} | y_t)$ 은 각 연령대별로 y_t 의 분위에서 y_{t+1} 의 분위로 이동할 확률이다. 노동패널 자료에서 5세 연령별로 $t = 1$ 부터 $t = 15$ 까지 14개의 근로소득 이전 확률을 계산한다. 예시로, 14개의 이전 행렬 가운데 45~49세 시기의 이전 행렬을 <표 5-1>에서 보여준다.

<표 5-1> 근로소득 이전행렬의 예 : 45~49세

$t \backslash t+1$	0	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
0	0.3671	0.3534	0.1315	0.0575	0.0438	0.0466
1분위	0.0477	0.4608	0.2754	0.1291	0.0608	0.0261
2분위	0.0208	0.1824	0.3691	0.2459	0.1344	0.0475
3분위	0.0124	0.0911	0.2123	0.3428	0.2424	0.0989
4분위	0.0089	0.0555	0.1026	0.2135	0.3741	0.2454
5분위	0.0108	0.0340	0.0428	0.0763	0.2144	0.6216

주: 숫자는 소득 분위기를 나타냄. '0'은 근로소득이 영인 가구를 가리킴.
자료: 노동패널 2001~2022년. 저자 계산.

45~49세 소득 1분위 가구가 다음 기(50~54세)에 1분위일 확률은 46.1%이고 5분위가 될 확률은 2.6%, 소득이 0이 될 확률은 4.8%이다. 소득 5분위 가구가 소득 0이 될 확률, 1분위가 될 확률, 5분위가 될 확률은 각각 1.1%, 3.4%, 62.2%이다. 이와 같이 $t=1$ 부터 $t=15$ 까지 분위별 이전 확률을 계산한다.

[가치함수 계산] 모형에서 소비와 자산 선택은 가치함수(Value function)를 설정하여 계산한다. 가구의 소비와 자산 선택에 대한 가치함수는 다음과 같다.

$$V_t(A_t) = \max_{C_t, A_{t+1}} u(C_t) + \beta E_t[V_{t+1}(A_{t+1})]$$

$$\text{s.t. } A_{t+1} = (1 - \tau_a)(1 + p_t)A_t + (1 - \tau_r)r_t A_t + (1 - \tau_y)Y_t - C_t$$

이 가치함수를 마지막 시기 T 부터 역으로 계산하여 최적 소비와 자산선택량을 계산한다. 가치함수를 계산할 때에는 자산의 구간을 나누고(finite grid), 각 구간에서 최적 소비와 자산량을 계산하였다.

[세율] 모형에서 세율은 현재 제도에서 실효세율을 계산하여 설정한다. 자세한 설명은 [부록 2]에서 하고, 여기서는 간단한 결과만 소개한다. 근로소득세 τ_y 는 소득에 따라 누진세율이 적용된다. 예를 들어, 국세통계 자료에서 1천만 원 이하 근로소득의 실효세율은 0.5%이고, 10억 초과 근로소득의 실효세율은 38.2%이다.

자산소득세율(τ_r)은 자산소득세를 자산으로 나눈 값이다. 자산소득세에는 이자소득세, 배당소득세, 주택임대소득세를 포함한다. 자산량은 국민계정 대차대조표 가계부문의 순자산액을 사용한다. 자료로부터 계산한 결과 $\tau_r = 2.5\%$ 로 설정한다. 상속세율(τ_b)은 국세통계에서 상속세/상속액으로 계산하여 5.1%로 설정한다.

자산보유세에는 재산세와 종합부동산세가 있다. 지방세 통계와 국세통계를 참고하여 재산세율은 0.115%로, 종합부동산세율은 0.15%로 설정한다. 이때 종합부동산세 20억 원 이상 자산에 대해서 적용한다고 가정한다.

[초기 변수값 설정] 초기 자산량은 노동패널에서 가구주 나이가 25~29세인 가구를 대상으로 계산한다. 25~29세 가구의 로그 자산액은 평균 7.885이고 표준편차 2.133이다. 로그 자산액이 정규분포를 따른다고 가정하고, 모형의 초기 자산을 로그 정규분포로부터 임의 추출한다. 초기에 각 소득 분위에 속할 확률은 무작위(1/6)로 배정한다.

[생존 확률] 조건부 생존확률 s_t 는 인구동향조사 자료로부터 구한다. 예를 들어, 65~69세의 10만 명당 사망자는 853명이므로 조건부 생존 확률은 0.991이다. 65세 이전까지의 조건부 생존 확률을 곱한 결과 65~69세 비조건부 생존 확률은 0.976이다.

〈표 5-2〉 연령대별 조건부 생존확률

연령(5세)별	10만 명당 사망자	조건부생존확률	비조건부생존확률
25~29세	48.2	1.000	
30~34세	56.5	0.999	
35~39세	76.5	0.999	0.999
40~44세	114.7	0.999	0.998
45~49세	170.9	0.998	0.996
50~54세	248.6	0.998	0.993
55~59세	374.1	0.996	0.990
60~64세	547.4	0.995	0.984
65~69세	852.3	0.991	0.976
70~74세	1,491.4	0.985	0.961
75~79세	2,778.9	0.972	0.935
80~84세	5,554.5	0.944	0.883
85~89세	10,775.3	0.892	0.788
90세 이상	22,315.5	0.777	0.612

자료 : 인구동향조사(통계청, 2022년). 저자 계산.

[모수값 설정] 모형에서 생성된 자산 분포를 자료의 자산 분포와 비교한다. 모형의 모수값은 연령별 평균 자산량이 자료에서의 연령별 자산과 최대한 가깝게 되도록 설정한다. (method of moments)

2. 모형의 구분

모형은 자산가치 증가율의 설정 방식에 따라 다르다. 가구의 예산 제약식은 다음과 같다.

$$C_t = (1 - \tau_a)(1 + p_t)A_t + (1 - \tau_r)r_t A_t + (1 - \tau_y)Y_t + B - A_{t+1}$$

예산 제약식에서 p_t 가 자산가치 증가율이다. 기본 모형(모형 1)에서는 t 기 자산가치 증가율이 0이라고 가정한다. 즉, $p_t = 0$. 이 가정에서는 자산가치 증가율이 모든 가구에 동일하며, 연령별로도 동일하다. 모형 2에서는 이 가정을 완화하여 자산가치 증가율 p_t 가 연령별로 다르다고 설정한다. 마지막으로 모형 3에서는 자산이 많을수록 자산가치 증가율이 높은 경우를 상정한다.

3. 자료와 모형에서의 자산 분포

모형별로 모형의 모수값은 연령별 평균 자산량이 자료에서의 연령별 자산과 최대한 가깝게 되도록 설정한 결과를 <표 5-3>에서 보여준다.

상대적 위험기피도(σ), 시간할인자(β), 실질이자율(r)은 모형에 따라 큰 차이가 나지 않는다. 상대적 위험기피도는 모형에 따라 3.23~3.80 정도로 추정되었다. 시간할인자는 0.97~0.98 정도로 추정되었다. 실질이자율은 3.0~3.35%로 추정되었다.

모형 3에서는 자산수익률이 자산액에 비례한다고 설정하였다. 비례상수는, 국세통계 양도소득세 자료에서 자산액과 자산수익의 관계로부터 계산하였다. 계산 결과 비례상수는 $8.98e-07$ (자산 단위는 만 원)이다.

상속 함수의 모수값은 모형별로 매우 다르게 추정되었다. 모형 1에서는 상속 동기 강도 ϕ_1 이 0.6으로 매우 낮게 추정되었고, 상속의 사치재 성격을 나타내는 모수 ϕ_2 는 매우 높게 추정되었다. 자산수익률이 연령별로 다른 모형 2에서는 상속 동기 강도와 상속사치재 정도 모수가 모두 큰 값으로 추정되었다. 자산수익률이 자산액에 비례하는 모형 3에서는 상속 동기와 상속의 사치재성을 나타내는 모수가 중간 정도로 추정되었다. 모형 3에서는 자산수익률이 자산액에 비례한다는 요인 때문에 자산이 충분히 높게 형성되기 때문에, 모형에서 상속 동기가 크지 않아도 실제 자료의 자산량과 부합하기 때문이다.

〈표 5-3〉 모형에서 모수 추정치

		모형 1	모형 2	모형 3
모수	표기	자산수익률=0	자산수익률이 연령별로 다름	자산수익률이 자산액에 비례
상대적위험기피도	σ	3.80	3.23	3.49
시간할인자	β	0.981	0.98	0.966
실질이자율	r	0.032	0.03	0.0335
상속동기 강도	ϕ_1	0.6	63	14
상속사치재성	ϕ_2	97.0	25	13

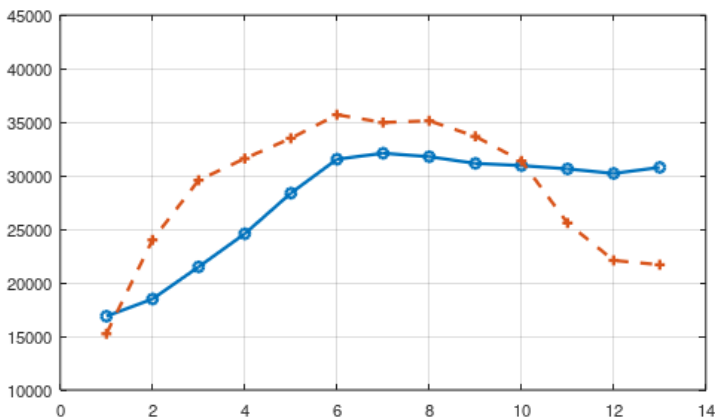
자료 : 저자 작성.

[그림 5-5]에서는 자산가치 증가율이 없다고 가정한 모형 1에서 생성된 연령별 평균 자산액을 자료와 비교하여 보여준다. 그리고 자료와 모형의 자산 통계량을 〈표 5-4〉에서 보여준다.

1) 자료의 연령별 자산액은 역 U자 형태를 보여준다. 자료에서는 연령이 증가하면서 자산액이 증가하다가 $t=6(55\sim 59\text{세})$ 일 때 자산액 평균값이 가장 크고, 이후 연령이 증가함에 따라 자산액이 감소한다. 반면, 모형 1에서 생

[그림 5-5] 자료와 모형의 연령별 평균 자산액 : 모형 1

(단위 : 만 원)



주 : 점선(+)는 자료, 실선(o)는 모형임.
자료 : 노동패널자료. 저자 계산.

성된 자산액은 (1) $t=1$ 일 때부터 $t=6$ 일 때까지 자산 형성의 속도가 자료에 비해 느리고, (2) $t=6$ 이후에 자산이 거의 감소하지 않는다.

2) 모형 1에서 생성된 자산은 편차가 충분히 크지 않다. 자료에서 자산의 지니계수 값은 0.577인 데 반해, 모형 1에서 생성된 자산의 지니계수 값은 0.378로 작다. p_{90}/p_{10} 배율도 자료에서는 48.3인 반면, 모형 1에서는 6.2에 불과하다. 자산 분위별 점유율을 보면, 자료에서는 최상위 1% 집단이 전체 자산의 9.9%를 소유한 반면, 모형 1에서는 5.0%로 작다.

〈표 5-4〉 자료와 모형에서 자산의 통계량

	자료	모형 1	모형 2	모형 3
		자산수익률=0	자산수익률이 연령별로 다름	자산수익률이 자산액에 비례
p_{90}/p_{10}	48.3	6.2	5.3	17.1
p_{90}/p_{50}	4.0	2.3	2.2	3.4
p_{10}/p_{50}	0.1	0.4	0.4	0.2
p_{75}/p_{25}	6.0	2.4	2.2	3.3
지니계수	0.577	0.378	0.416	0.584
분위별 점유율				
0~80%	0.404	0.562	0.521	0.379
80~90%	0.184	0.155	0.138	0.143
90~95%	0.138	0.107	0.098	0.125
95~99%	0.175	0.126	0.149	0.194
99~100%	0.099	0.050	0.094	0.158

자료 : 노동패널 자료, 저자 계산.

전체적으로, 자산 가치 증가율이 없다고 가정한 모형 1은 자료에서 보인 연령별 자산액을 잘 표현하기도 어렵고, 자료에 나타난 자산의 분포를 충분히 표현하기도 어렵다.

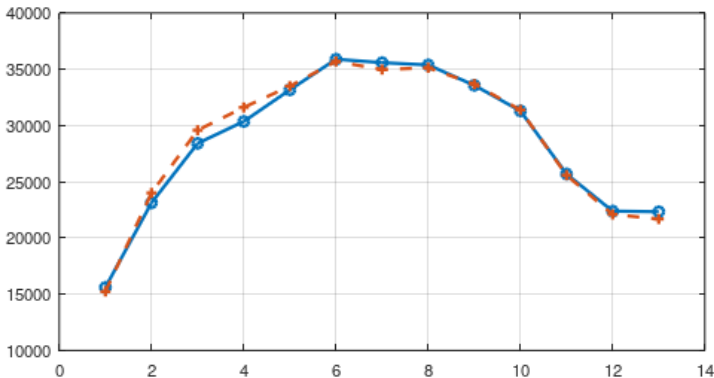
다음으로, [그림 5-6]에서는 자산수익률이 연령별로 다르다고 설정한 모형 2와 자료의 연령별 자산액을 비교하여 보여준다. 모형 2에서 생성된 연령별 평균 자산액은 실제 자료와 상당히 일치한다. 이러한 결과는 매우 당

연한데, 자산수익률이 연령별로 다르다고 설정할 때 자료에서의 연령별 자산수익률을 그대로 참고하였기 때문이다.

〈표 5-4〉에서는 모형 2와 자료에서 자산분포의 편차를 보여준다. 자료에서 자산의 지니계수는 0.577인데 모형 2에서는 0.416이다. 모형 2가 자산수익률이 없다고 가정한 모형 1보다는 자산의 편차가 크기는 하지만 자료의 편차에 비해서는 여전히 작다. 자산 배율 p_{90}/p_{10} 을 보아도, 자료에서는 48.3인 반면, 모형 2에서는 5.3으로 작다.

[그림 5-6] 자료와 모형의 연령별 평균 자산액 : 모형 2

(단위 : 만 원)



주: 점선(+)는 자료, 실선(o)는 모형임.

자료: 노동패널 자료. 저자 계산.

자산 최상위 1% 집단의 자산 점유율도 자료에서는 9.9%인데 모형 2에서는 9.4%로 자료의 점유율에 근접하였다. 그런데 자산 분위 80% 이하 집단의 점유율이 자료에서는 40.4%인 반면, 모형 2에서는 52.1%로 크다. 모형 2는 최상위 자산집단의 점유율은 잘 표현하지만, 저자산 분위의 점유율은 과다하게 산출하는 경향이 있다.

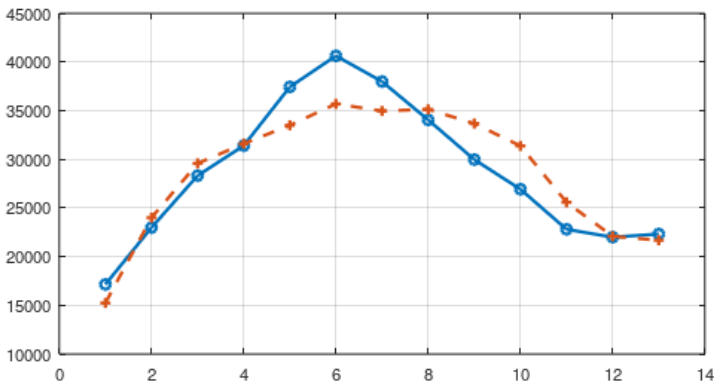
[그림 5-7]에서는 자산수익률이 자산액에 비례하여 증가한다고 설정한 모형 3과 자료의 연령별 자산액을 보여준다. 자료와 비교하여, 모형 3에서 생성된 자산은 (1) $t=1$ 부터 $t=6$ 까지 자산 형성 속도가 자료보다 빠르고, (2) $t=6$ 에서 자산 평균액이 자료보다 많고, (3) $t=6$ 이후 자산 감소 속도가 자료

보다 빠르다.

〈표 5-4〉에서는 모형 3과 자료에서 자산 분포의 편차를 보여준다. 자료에서 자산의 지니계수 값은 0.577인데 모형 3에서는 0.584로 자료와 매우 근접한다. 자산 배율 $p90/p10$ 값은 자료에서 48.3인데 모형 3에서는 17.1로서 모형에서 자산 배율값이 여전히 자료보다 작지만, 다른 모형과 비교해 보면 자료에 많이 근접해 있다.

[그림 5-7] 자료와 모형의 연령별 평균 자산액 : 모형 3

(단위 : 만 원)



주: 점선(+)는 자료, 실선(o)는 모형임.
자료: 노동패널 자료, 저자 계산.

분위별 자산 점유율을 비교하여 보면, 모형 3에서 자산분포의 편차가 크을 알 수 있다. 자산 최상위 1% 집단의 점유율은 자료에서 9.9%인 데 반해, 모형 3에서는 15.8%로 자료보다 큰 값이다. 모형 3은 자산 분위 80% 이하 집단의 자산 점유율은 자료와 비슷하게 산출하는 반면, 80~95% 분위의 자산 점유율은 자료보다 과소하게 산출한다.

전체적으로, 자산수익률이 자산액에 비례하도록 설정한 모형에서는, 다른 모형에 비해 실제 자료와 가장 비슷한 편차를 가지는 자산분포를 생성할 수 있다.

기존 연구에서도 자산에 비례하는 자산수익률이 모형에 포함되지 않으면 표준적인 생애주기 모형이 실제 자료에서 파악된 자산분포를 잘 생성하지

않는다는 것을 보여주었다. 그리고 자산수익률이 모형에서 중요한 역할을 한다는 것은 여러 기존 연구에서 언급된 바 있다. 본 연구에서는 이러한 언급을 한국의 자료로 재확인하였다. 본 연구와 기존 연구와의 관련성에 대해서는 [부록 4]에서 자세하게 설명하였다.

제5절 소득세와 재산세가 자산 불평등에 미치는 영향

1. 자산수익률이 포함된 모형에서 모의실험

위에서 설정한 모형을 이용하여 소득세와 재산세가 자산 불평등에 미치는 영향을 모의실험(simulation) 한다. 자산수익률을 포함한 모형이 실제 자료의 자산분포와 가장 근접하였으므로 모형 3을 이용한다.

모형에서 소득세액, 재산세액, 자산소득세액(이자, 배당세액)의 평균값은 각각 252.3만 원, 34.9만 원, 24.1만 원이다. 이들을 합한 총 세액은 가구당 평균 311.3만 원이다.

첫 번째 모의실험에서는 소득세를 10% 인상한다. 실제 소득세는 구간별로 누진적인 구조로 되어 있다. 모형에서도 실제 소득세 구조를 최대한 반영하였다. 모든 구간에서 소득세를 10% 인상하면, 평균 소득세액은 277.5만 원으로 10% 증가한다. 소득세를 10% 인상하면, 아래에서 자세히 보겠지만, 자산이 약간 감소하기 때문에 재산세액과 자산소득세액이 약간 감소하는데, 감소폭은 평균 0.7만 원과 0.4만 원으로 매우 작다. 소득세를 10% 인상하면 소득세액은 10% 증가하는 대신에 재산세액과 자산소득세액은 약간 감소하기 때문에 총 세액은 24.1만 원 증가(7.7% 증가)한 335.4만 원이 된다.

두 번째 모의실험에서는 재산세를 인상한다. 소득세 인상의 효과와 비교하기 위해서는 재산세 인상으로 추가적으로 발생하는 세액 증가분이 소득세 10% 인상 때의 세액 증가분과 같은 인상폭을 찾는다. 소득세가 10% 증가했을 때 총 세액 증가분이 평균 24.1만 원이었고, 이 증가분이 발생하도록

하는 자산보유세 증가폭은 84.51%이다. 모형에서 재산세 실효세율이 약 0.16%이므로 재산세 84.5% 인상은 재산세 실효세율을 0.295%로 높이는 것이다.

〈표 5-5〉 모형 3에서 소득세와 자산세 증가 시뮬레이션 결과

(단위 : 만 원)

	모형 3	소득세 10% 인상	자산보유세 84.51% 인상 (0.16%→0.295%)	자산보유세 40% 인상 (0.16%→0.224%)
평균 소득세액 (증감)	252.3	277.5 (+25.2)	252.3 (0)	252.3 (0)
평균 재산세액 (증감)	34.9	34.2 (-0.7)	60.3 (+25.4)	48.9 (+13.9)
평균 재산소득세액 (증감)	24.1	23.7 (-0.4)	22.9 (-1.2)	24.2 (+0.1)
총 세액 (증감)	311.3	335.4 (+24.1)	335.5 (+24.1)	325.3 (+14.0)

자료 : 모형으로 저자가 모의실험한 결과임. 총 세액에서 상속세액은 제외함.

자산보유세가 84.51% 증가하면 모형에서 소득세액은 변함이 없고, 자산세액은 평균 25.4만 원 증가한다. 그리고 자산보유세 증가로 자산보유가 약간 감소한 결과 자산소득세액은 평균 1.2만 원 감소한다.

이제, 모형에서 소득세를 10% 인상하였을 때와 자산보유세를 84.51% 인상하였을 때 자산 불평등에 미치는 효과를 비교한다. 결과가 〈표 5-6〉에 제시되어 있다.

모형에서 자산 지니계수는 0.584였는데, 소득세를 10% 인상하면 자산 지니계수가 0.578로 감소하고, 재산세를 84.51% 인상하면 0.554로 감소한다. 모형에서 p90/p10 배율은 17.1이었는데, 소득세를 10% 인상하면 배율이 16.4로 감소하고, 재산세를 84.51% 인상하면 배율이 14.8로 감소한다. 동일한 세액 증가를 전제로 하였을 때, 재산세 인상이 소득세 인상보다 자산 불평등을 감소시키는 효과가 크다. 그런데 감소 폭 차이는 크지 않다.

분위별 점유율을 비교하면 소득세와 자산보유세의 영향 차이가 어디서

발생하는지 좀 더 자세히 알 수 있다. 모형에서 자산 최상위 1% 집단의 자산 점유율은 15.8%였는데, 소득세를 10% 인상하면 점유율이 15.5%로 감소하고, 재산세를 84.51% 인상하면 점유율이 13.2%로 감소한다.

〈표 5-6〉 소득세와 자산세 증가가 자산 불평등에 미치는 영향

통계량	모형 3	소득세 10% 인상	자산보유세 84.51% 증가	자산보유세 40% 인상
p90/p10	17.12	16.41	14.82	16.62
p90/p50	3.390	3.258	3.118	3.324
p10/p50	0.198	0.199	0.210	0.200
p75/p25	3.296	3.260	3.109	3.267
지니계수	0.584	0.578	0.554	0.578
분위별 점유율				
0~80%	0.379	0.386	0.408	0.385
80~90%	0.143	0.142	0.146	0.144
90~95%	0.125	0.124	0.124	0.126
95~99%	0.194	0.193	0.191	0.194
99~100%	0.158	0.155	0.132	0.152

자료 : 모형으로 저자가 모의실험한 결과임.

한편, 소득세와 자산보유세 인상이 자산 점유율에 미치는 영향은 80~99% 분위에서는 큰 차이가 없다. 모형에서 자산 상위 95~99% 집단은 전체 자산의 19.4%를 보유하고 있었는데, 소득세가 인상되면 점유율이 19.3%로 하락하고, 자산보유세를 인상하면 점유율이 19.1%로 하락하여 큰 변화가 없다. 자산 상위 90~95% 집단의 자산 점유율은 소득세나 자산보유세 인상 이전과 이후에 차이가 없다. 자산 순위 80% 이하 집단의 자산 점유율은 모형에서 37.9%였는데, 소득세를 인상하면 38.6%로 증가하고, 자산보유세를 인상하면 40.8%로 증가한다.

전체적으로 보면, 소득세와 자산보유세 인상이 모두 최상위 집단의 자산 점유율을 낮추는 데 기여하지만, 정도로 보면, 자산보유세가 최상위 집단의 자산 점유율 감소에 더 큰 기여를 한다.

세 번째 모의실험에서는 자산보유세 인상의 정도를 소득세 인상 때의 자산 지니계수 수준으로 맞추어 보았다. 소득세를 10% 인상하면 자산 지니계수가 0.578이 되는데, 이 지니계수값이 되도록 하는 보유세 인상분은 40%이다. 다시 말해, 자산보유세를 40% 인상하면 소득세를 10% 인상할 때와 자산 지니계수 값이 동일하다. 재산세를 40% 인상하면 소득세를 10% 인상하였을 때와 거의 비슷한 정도로 자산 불평등을 완화하는 효과가 있지만, 재산세를 84.51% 인상할 때와 비교하여 전체 세액은 약 절반 정도 증가한다.

보유세를 40% 인상하면 자산 최상위 1% 집단의 점유율이 15.2%로, 소득세 10% 인상 때의 15.5%보다 약간 낮다. 그리고 보유세 40% 인상 때 자산 하위 80% 집단의 자산 점유율은 38.5%로서, 소득세 10% 인상 때의 38.6%와 거의 동일하다. 두 번째와 세 번째 모의실험을 통해, 소득세 인상과 비교하여 자산세 인상이 최상위 자산 집단의 집중도에 영향을 준다는 것을 알 수 있다.

2. 자산수익률이 없는 모형에서 모의실험

여기서는 자산수익률이 없는 모형(모형 2)으로 모의실험을 한 결과를 살펴본다. 자산 수익률이 없는 모형에서 소득세와 자산보유세의 영향을 살펴보면 자산 수익률과 자산보유세 영향과의 관련성을 파악할 수 있다.

결과가 <표 5-7>에 나와 있다. 자산수익률이 없는 모형에서 자산 지니계수는 0.416이었는데 소득세를 10% 인상하면 자산 지니계수가 0.416으로 변화가 없다. 자산보유세를 84.51% 증가시키면 자산 지니계수가 0.415로 역시 큰 변화가 없다.

자산수익률이 없는 모형에서 소득세나 자산보유세를 증가하면 자산 분위 배율이 감소하지만 두 조세의 효과 차이는 매우 작다. 모형 2에서 자산 p90/p10 배율은 5.34였는데, 소득세를 10% 인상하면 배율이 5.316로 감소하고, 자산보유세를 84.51% 인상하면 배율이 5.318로 감소하여, 두 조세의 효과 차이가 거의 없다. p90/p50, p10/p50, p75/p25와 같은 자산 배율에서도 두 조세의 효과 차이가 거의 나타나지 않는다.

자산수익률이 없는 모형에서 자산 최상위 1%의 자산 점유율은 9.4%였는

데, 소득세를 10% 인상하거나 자산보유세를 84.51% 인상하여도 최상위 1%의 자산점유율은 변화가 없다. 자산 80% 이하 집단, 상위 10% 집단 등 다른 분위 집단별 자산 점유율도 큰 차이가 없다.

〈표 5-7〉 자산수익률이 영인 모형에서 소득세와 자산세 증가가 자산 불평등에 미치는 영향

통계량	모형 2	소득세 10% 인상	자산보유세 84.51% 증가	자산보유세 40% 인상
p90/p10	5.342	5.316	5.318	5.345
p90/p50	2.153	2.146	2.147	2.154
p10/p50	0.403	0.404	0.404	0.403
p75/p25	2.216	2.209	2.215	2.219
지니계수	0.416	0.416	0.415	0.416
분위별 점유율				
0~80%	0.521	0.521	0.521	0.521
80~90%	0.138	0.137	0.137	0.138
90~95%	0.098	0.098	0.098	0.098
95~99%	0.149	0.149	0.149	0.149
99~100%	0.094	0.094	0.094	0.094

자료 : 모형으로 저자가 모의실험한 결과임.

자산수익률이 없는 모형에서 자산보유세 40% 인상이 자산 지니계수나 분위별 자산 점유율에 미치는 영향은 거의 없다. 자산보유세를 84.51% 인상하면 자산 p90/p10 배율이 하락하는 반면, 자산보유세를 40% 인상하면 자산 배율이 인상 이전 때와 거의 차이가 없다. 자산수익률이 없는 모형에서 자산보유세 증가로 자산 배율이 감소하려면 자산보유세가 상당히 큰 폭으로 증가하여야 한다.

전체적으로 보면, 자산수익률이 없는 모형에서 소득세나 자산보유세 증가가 자산 불평등에 미치는 영향은 매우 작고, 두 조세 간 영향의 차이도 매우 작다. 앞에서 자산수익률이 양인 모형에서의 결과와 비교하여 보면, 소득세나 자산보유세가 자산 불평등을 완화하는 효과는 자산수익률이 자산량과

어떠한 관련성을 가지는가에 달려 있다.

제6절 자산수익률과 자산의 관계

그러면 실제 자료에서 자산수익률과 자산의 관계는 어떠한지 살펴볼 필요가 있다. 본 연구에서는 노동패널과 국세통계에서 자산수익률과 자산과의 관계를 살펴본다. 자료별로 수익률을 계산하는 방법이 다르다. 자세한 설명은 [부록 3]에서 하고, 여기서는 결과만 보고한다.

연구에서는 자산수익률을 자산소득을 운용가능한 총자산으로 나눈 값으로 정의한다. 노동패널 자료로 계산한 결과, 자산이 많을수록 자산수익률이 감소한다. 이러한 경향은 연도에 상관없이 일관되게 나타난다.

노동패널 자료에서는 1년 전 소득과 현재 시점 자산을 조사하기 때문에 현재 시점에서의 가계의 자산수익률을 엄밀하게 계산하려면 두 해의 패널 자료를 결합하여야 한다. 가계금융복지조사에서도 상황은 동일해서, 1년 전 소득과 현재의 자산을 조사하는데, 패널자료가 아니어서 엄밀하게 가계의 자산수익률을 계산하기 어렵다.

엄밀하지는 않지만 2023년 가계금융복지조사 자료에서 1년 전 소득과 현재 시점에서의 자산 정보를 이용하여 수익률을 계산하여 보았다. 계산 결과, 자산수익률은 자산량에 반비례(계수값 $-7.65e-8$)한다.

국세통계 자료에서는 양도소득세 통계 자료로 자산(부동산자산+주식자산)과 자산수익(양도차익)의 관계를 볼 수 있다. 자산수익률은 자산소득과 양도차익으로 구성된다. 노동패널에서는 양도차익이 과소 포착되는 반면, 양도소득세 통계에서는 양도차익만 볼 수 있다는 차이가 있다. 국세통계 자료에서 양도차익은 자산액에 거의 선형적으로 비례한다. 자산을 구분하여, 주식자산액과 주식 양도차익의 관계를 보아도 양의 관계를 나타낸다.

노동패널이나 가계금융복지조사에서는 자산수익률이 자산에 반비례하는 반면, 국세통계 자료에서는 자본이득 수익률이 자산에 비례하여 상반된 결과가 나타난다. 모형에서 산출한 자산 분포가 자료의 자산 분포와 부합하려

면 자산수익률이 자산에 비례하여야 하지만, 조사자료와 행정자료에서 일관된 관련성이 나타나지 않았다. 좀 더 연구가 필요한 주제이다.

제7절 결 론

이 장에서는 생애주기 저축 모형을 설정하고 소득세와 자산보유세가 자산 형성에 미치는 영향을 검토하였다.

본 연구에서는 근로소득이 1계 마르코프 과정을 따른다고 가정하여 가구 노동소득을 6개 분위로 나누었다. 표준적인 생애주기 모형에서 근로소득은 확률적이기 때문에 가구는 소득 위험에 대비하여 예비적 저축을 한다. 그리고 가구는 상속에서 효용을 얻기 때문에 상속 자산 형성을 위한 저축 동기가 있다. 모형의 모수값은 연령별 평균 자산량이 자료에서의 연령별 자산액과 최대한 가깝게 되도록 설정하였다.

노동소득이 확률적이고, 상속으로부터 효용을 얻는 표준적인 모형에서 생성된 자산의 편차는 자료에 비해 작다. 이러한 결과는 기존 연구에서 많이 보고되었고, 본 연구에서 설정한 모형에서도 확인된다. 예비적 저축과 상속 동기 저축만으로는 현실에서 나타나는 자산분포의 분산을 충분히 설명하기 어렵다는 의미이다.

표준 모형을 확장하여 자산수익률이 자산액에 비례한다고 설정한 모형(모형 3)에서는 자료와 매우 근접한 자산분포를 형성할 수 있었다. 이 장에서는 현실과 가장 부합하는 모형에 기반하여 소득세와 재산세가 자산 불평등에 미치는 영향을 모의실험을 통해 살펴보았다.

첫 번째 모의실험에서는 소득세를 10% 인상한다. 두 번째 모의실험에서는 재산세를 84.51% 인상한다. 소득세 인상의 효과와 비교하기 위해 재산세 인상으로 발생하는 세액 증가분이 소득세 10% 인상 때의 세액 증가분과 같도록 재산세 인상분을 설정하였다. 모형에서 재산세 실효세율이 약 0.16%이므로 재산세 84.5% 인상은 재산세 실효세율을 0.295%로 높이는 것이다.

모형에서 자산 지니계수는 0.584였는데, 소득세를 10% 인상하면 자산 지

니계수가 0.578로 감소하고, 재산세를 84.51% 인상하면 0.554로 감소한다. 모형에서 p90/p10 배율은 17.1이었는데, 소득세를 10% 인상하면 배율이 16.4로 감소하고, 재산세를 84.51% 인상하면 배율이 14.8로 감소한다. 세율 인상이 자산 분위별 점유율에 미치는 영향을 보면, 소득세와 자산보유세 인상이 모두 최상위 집단의 자산 점유율을 낮추는 데 기여하지만, 정도로 보면, 자산보유세가 최상위 집단의 자산 점유율 감소에 더 큰 기여를 한다. 동일한 세액 증가를 전제로 하였을 때, 재산세 인상이 소득세 인상보다 자산 불평등을 감소시키는 효과가 크다.

자산수익률이 없는 모형에서 소득세나 자산보유세 증가가 자산 불평등에 미치는 영향은 매우 작고, 두 조세 간 영향의 차이도 매우 작다. 앞에서 자산 수익률이 양인 모형에서의 결과와 비교하여 보면, 소득세나 자산보유세가 자산 불평등을 완화하는 효과는 자산수익률이 자산량과 어떠한 관련성을 가지는가에 달려 있다.

본 연구에서는 노동패널과 국세통계에서 자산수익률과 자산과의 관계를 살펴보았다. 노동패널이나 가계금융복지조사에서는 자산수익률이 자산에 반비례하는 반면, 국세통계 자료에서는 자본이득 수익률이 자산에 비례하여 상반된 결과가 나타난다. 모형에서 산출한 자산분포가 자료의 자산분포와 부합하려면 자산수익률이 자산에 비례하여야 하지만 조사자료와 행정자료에서 일관된 관련성이 나타나지 않았다.

제 6 장 결 론

제1절 소득과 자산을 모두 고려하는 제도

기초연금 제도에서는 소득 인정액을 계산할 때 소득과 자산을 모두 고려하고 있다. 현재 기초연금 제도에서는 소득과 자산 가운데 어느 하나의 분위가 매우 높으면 기초연금 수급에서 배제하려는 경향이 강하다. 소득이 거의 없더라도 자산이 많은 가구는 수급에서 배제하고, 자산이 거의 없더라도 소득이 아주 많은 가구도 수급에서 배제하고자 한다. 그러다 보니, 소득과 자산이 모두 7~8분위(10분위 기준)로 둘 다 상당히 많은 가구가 기초연금을 받을 가능성이 있다.

만약 소득과 자산의 통계적 상관성에 근거해서 코플라 함수 결합분포를 구성하여 기초연금 수급 자격 기준을 만들었다면, 소득과 자산이 모두 7~8 분위에 있는 가구는 기초연금에서 배제되었을 것이고, 대신 소득이 아주 많지만 자산이 아주 적은 가구와 자산이 아주 많지만 소득이 매우 적은 가구가 포함될 것이다. 현재 제도와 코플라 함수 결합분포로 구성한 제도 가운데 어떤 것이 더 합리적인지를 가르는 기준이 하나로 정해진 것은 아니다. 다만, 현재 기초연금이 소득과 자산을 고려하는 방식에 담긴 세계관을 확인할 수 있었다.

본 연구에서는 현재 기초연금의 소득 인정액 계산 방식을 잘 표현할 수

있는 결합 분포식을 계산하여 보았다. 결과에 따르면, 기초연금 소득인정액 계산에서는 자산 분위값을 5.8% 정도 더 많이 반영하고, 대신 소득 분위값을 5.8% 적게 반영한다. 현재 기초연금 제도에서는 소득이 많은 가구보다는 자산이 많은 가구를 수급에서 배제하려는 경향이 더 강하다.

현재 기초연금 제도가 정확히 이러한 비중을 고려하여 소득인정액 계산식을 만든 것은 아니지만, 본 연구의 결과에 따르면, 나름 합리성을 갖춘 것으로 판단된다. 사회보장 수급 대상을 결정할 때 소득과 자산을 고려하는 방식의 특징을 정량적으로 파악하였다는 것에 본 연구의 의의가 있다. 기초연금 수급 설정 기준을 정량적으로 파악하였기 때문에 여러 가지 방식의 모의실험을 통해 제도 변화를 예측해 볼 수 있을 것이다. 예를 들어, 소득 인정액 계산에서 소득과 자산의 가중치를 동일하게 부여하는 경우, 자산이 많은 가구를 더 많이 배제하기 위해 자산에 대한 가중치를 더 크게 하는 경우 등을 고려해 볼 수 있다. 본 연구에서는 기초연금에서 소득과 자산을 고려하는 일반적인 특성을 파악하는 것이 목적이어서 모의실험을 구현하지 않았다. 여러 가지 모의실험 결과에 대해서는 이원진 외(2022)를 참고할 수 있다.

제2절 소득세와 자산보유세가 자산 불평등에 미치는 영향

자산을 형성하는 방식을 보면, 자산 불평등을 줄이는 방법을 유추할 수 있다. 다음 기의 자산은 저축(=소득-소비) + 현재기의 자산 + 재산소득 + 증여상속으로 형성된다. 자산을 형성하는 방법은 저축, 증여상속, 재산소득(배당, 이자, 임대료 등), 자본이득(양도소득)이다. 조세 정책으로 보면, (1) 근로소득과 재산소득에 부과하는 소득세, (2) 자산보유에 대해 부과하는 자산보유세, (3) 증여상속, 자본이득에 부과하는 자본세로 구분할 수 있다.

자산불평등 완화와 관련하여 자본세 개편은 중요도가 낮은 편이다. 우선, 증여상속세는 세율이 낮지 않다. 상속세 개편을 둘러싸고 상속을 하는 사람

의 상속액이 아니라 받는 사람의 상속액을 기준으로 세금을 매기는 논의가 진행 중이다. 실제 받는 소득에 대해 과세하는 소득과세의 원리로 생각하면 충분히 가능한 논리이다.

자본이득에 과세하는 양도소득세는 세율도 낮지 않다. 세간의 생각과는 달리 양도차익을 실현한 자산 가운데 장기 보유 자산의 비중이 높다. 1~2년 단기에 양도차익을 실현하는 경우가 투기성이 강하다고 할 수 있는데 현재에도 보유기간에 따라 양도세를 차등하고 있다.

국제적으로 비교하여 보면 한국은 부동산자산의 비중이 높고 금융자산의 비중이 낮다. 금융자산의 비중이 낮아서 배당, 이자와 같은 금융소득액이 많지 않고, 따라서 재산소득이 자산불평등에 기여하는 정도가 낮다. 현재 국내에서는 금융자산 보유에 대해서는 조세를 부과하지 않으므로, 자산보유세는 사실상 종합부동산세 및 재산세와 같은 의미이다. 여기서는 종합부동산세와 재산세를 합하여 재산세라고 묶어서 부를 것이다.

이와 같은 이유에서, 여기서는 근로소득세와 재산세에 한정하여 자산 불평등에 미치는 영향에 대해 논의한다. 재산세를 높이면 자산 형성이 감소할 수 있다. 한편 근로소득세도 자산 불평등에 영향을 준다. 근로소득세가 높으면 가처분 소득이 감소하고 저축이 감소하여 자산이 감소할 수 있다. 그런데 소득세와 재산세가 자산 불평등에 어떠한 영향을 주는지 비교한 연구는 많이 없었다. 일부 연구에서는 가구 자산 자료에서 소득세와 재산세를 더하거나 빼는 방식으로 모의실험을 한 바 있는데, 조세의 변화가 가구의 소비와 저축 선택에 변화를 줄 수 있다는 점을 충분히 고려하지 않았다고 볼 수 있다. 소득세나 재산세를 부과하면 가구의 선택에 영향을 주기 때문에, 본 연구에서는 소비와 저축 행동을 표현하는 모형을 구축하고 조세의 영향을 검토하였다.

자료에서의 자산 분포와 근접하게 구성된 모형에서 자산 지니계수는 0.584였는데, 소득세를 10% 인상하면 자산 지니계수가 0.578로 감소하고, 재산세를 84.51% 인상하면 0.554로 감소한다. 소득세와 재산세 인상이 모두 최상위 집단의 자산 점유율을 낮추는 데 기여하지만, 정도로 보면, 재산세가 최상위 집단의 자산 점유율 감소에 더 큰 기여를 한다. 동일한 세액 증가를 전제로 하였을 때, 재산세 인상이 소득세 인상보다 자산 불평등을 감소시키

는 효과가 약간 더 크며, 감소 효과는 대부분 최상위 집단의 자산 점유율을 낮추는 데서 비롯한 것이다.

자산수익률이 없는 모형에서 소득세나 자산보유세 증가가 자산 불평등에 미치는 영향은 매우 작고, 두 조세 간 영향의 차이도 매우 작다. 앞에서 자산 수익률이 양인 모형에서의 결과와 비교하여 보면, 소득세나 자산보유세가 자산 불평등을 완화하는 효과는 자산수익률이 자산량과 어떠한 관련성을 가지는가에 달려 있다. 자산수익률이 자산액에 비례하는 정도가 클수록 재산세 인상이 최상위 집단의 자산을 감소시키는 효과가 크다. 자산과 자산수익률의 관계가 선형이거나 오목(concave)하다면, 소득세와 재산세의 효과에서 차이가 없을 것이다.

본 연구의 모의실험에서는 소득세 10% 인상과 재산세 84.5% 인상을 비교하였다. 재산세 인상으로 발생하는 세액 증가분이 소득세 10% 인상 때의 세액 증가분과 같도록 재산세 인상분을 설정하였다. 그래야 두 조세의 영향을 동등하게 비교할 수 있기 때문이다. 모형에서 재산세 실효세율이 약 0.16%이므로 재산세 84.5% 인상은 재산세 실효세율을 0.295%로 높이는 것이다. 소득세를 10% 인상하는 것과 재산세를 84.5% 인상하는 것 가운데 어떤 것이 더 현실적으로 가능한가는 쉽게 판단하기 어렵다.

경제학자들은 재산세가 공정하고 회피가 어렵기 때문에 좋은 세금이라고 주장하여 왔다(Bird, 2000). 그런데 자본주의 발전국에서 재산세는 GDP의 3%를 넘지 않는다. 1965년부터 2008년까지의 통계를 보면, GDP 대비 재산세의 비율은 영국에서 3% 이상, 미국과 캐나다에서 약 3%, 프랑스, 일본, 뉴질랜드는 2%를 약간 넘는 수준이다. 나머지 국가들은 비중이 더 낮다. 지난 40년 동안 재산세 비중은 거의 모든 나라에서 증가하지 않았다. (OECD, Revenue Statistics, Slack(2010)에서 재인용) 그에 비해 경제학적으로 나쁘다고 하는 소득세와 법인세 비중은 매우 높다. 재산세는 좋은 세금이라고 하는데 왜 세수가 적을까를 생각해 볼 필요가 있다.

Slack(2010)은 재산세 활용도가 낮은 이유를 네 가지로 설명한다. 첫째, 재산세는 다른 종류의 세금과는 달리 눈에 보이는 세금이고 원천징수되지 않는다. 가시성 때문에 정치적으로 인기가 없고 다른 세금에 비해 인상이나 개혁이 더 어렵다.

둘째, 재산세는 시장가치를 기준으로 하기 때문에 변동성이 크고 예측이 어렵다. 부동산 가치가 증가하는 것은 개별 납세자가 통제할 수 없는 환경의 변화가 영향을 주는 경우가 많다. 시장가치 평가를 사용하면 부동산 가치가 급등할 때 재산세 부담이 크게 증가한다. 주택 소유자들은 집의 가치나 서비스에 변화가 없는데 재산세 부담이 늘어나면 불공평하다고 느낄 수 있다. 부동산 가치가 늘어난 것으로 주택 소유자들이 이득을 보려면 부동산 매매를 하여야 하는데, 거래를 통해 이득을 얻으면 양도소득세를 납부해야 한다. 부동산 매매를 하지 않는 주택 소유자들은 자본이득을 취하지 않는데 세금 부담만 늘어나니 불만이 더 클 수 있다.

셋째, 재산의 가치는 경제활동보다 느리게 반응하기 때문에 부동산의 가치 평가와 과세 기준이 즉시 조응하지 않을 수 있다. 부과 한도, 세율 제한, 면세 등으로 수평적 형평성이 감소할 수 있다.

넷째, 토지와 건물의 용도 등에 따라 공제 한도, 세율이 매우 다르다. 공공적인 목적을 지닌 토지나 건물(정부 부동산, 교육기관, 교회, 묘지, 공립병원, 자선기관, 도로, 공원, 도서관, 대사관 등)은 대부분의 국가에서 재산세 과세 대상에서 제외된다. 공업용, 상업용, 농업용 등 용도에 따라 차등 과세

〈표 6-1〉 종합부동산세 통계

시점	합계		개인		법인		법인의 비중	
	인원 (천 명)	세액 (십 억)	인원 (천 명)	세액 (십 억)	인원 (천 명)	세액 (십 억)	인원	세액
2015	283	1,408	266	372	17	1,036	0.059	0.736
2016	336	1,530	317	426	19	1,104	0.055	0.722
2017	397	1,686	376	498	21	1,188	0.052	0.705
2018	464	1,877	436	574	27	1,304	0.059	0.694
2019	592	3,007	558	1,121	34	1,886	0.057	0.627
2020	744	3,901	707	1,617	36	2,284	0.049	0.586
2021	1,017	7,268	940	3,713	76	3,555	0.075	0.489
2022	1,283	6,720	1,206	3,197	77	3,522	0.060	0.524
2023	495	4,195	417	989	78	3,207	0.158	0.764

자료 : 국세통계연보, 저자 계산.

한다. 차등 과세는 토지와 건물의 사용과 경제 활동에 영향을 줄 것을 목적으로 한다. 차등 과세가 실제 경제적으로 얼마나 효과가 있는지, 공평한지는 명확하지 않지만, 차등 과세를 없애기는 불가능하다.

자산보유세는 재산세와 종합부동산세로 나뉜다. 재산세는 지방세로, 학교, 도로, 교통 접근성 등 지역 서비스 비용을 지불하는 데 사용된다. 재산세는 지방세이고 사용처가 상당히 정해져 있기 때문에 중앙정부에서 자산 불평등을 완화하는 목적으로 조세 체계를 변경하는 것이 쉽지 않다.

종합부동산세가 자산 불평등에 어떠한 영향을 줄지도 생각해 보아야 한다. <표 6-1>에서 보이듯이, 종합부동산세를 납부하는 개인은 약 50만~100만 명으로 전체 인구의 0.1~0.2%를 차지한다. 종합부동산세의 영향을 받는 개인은 매우 소수이다. 종합부동산세가 자산 최상위 집단의 자산 선택에 영향을 줄 수 있지만, 대상 비중이 매우 작아서 종합부동산세가 전체 자산 불평등에 미치는 영향도 제한적이다. 과세 기반이 넓은 재산세는 지방세이고, 국세인 종합부동산세는 과세 기반이 넓지 않다는 어려움이 있다.

부동산세가 증가하면, 자산은 많지만 소득이 적어서 세금이 부담스럽다는 주장이 있다. 특히, 자가주택만 소유하였는데 자가주택이 고가여서 고자산가로 구분되지만, 금융자산이나 소득이 적어서 지불 능력이 낮은 가구에겐 부담이 된다는 주장이 있다. 본 연구의 결과(2장)에 따르면, 자가주택이면서 즉시 사용가능한 유동성 소득이나 자산(금융자산)이 적은 가구는 대부분 소득 1, 2분위 가구에만 있다. 자산 분위가 8분위 이상이면서 자가주택-저유동성 가구는 65세 이상 가구의 0.28%를 차지한다. 숫자도 적고, 충분히 소득이나 자산으로 식별이 가능한 수준이다. 재산세를 소득과 연계하는 재산세 공제제도가 충분히 가능하다. 재산 가치가 상승했지만 소득은 고정되어 있는 고령 납세자에게는 세금 유예도 가능하다. 전체적으로 작은 비중을 차지하는 사소한 문제인데 큰 목소리를 내는 상황이라면, 재산세 부과 시 소득 기준이나 연령 기준을 적절히 적용하는 것도 가능하다.

과세 기반과 자산 최상위 집단의 자산 선택을 감안하면, 부동산 자산과 금융자산을 합하여 보유한 총자산에 부과하는 부유세(wealth tax)를 생각해 볼 수 있다. Guvenen, Kambourov, Kuruscu, Ocampo, and Chen(2023)의 연구에서는 수익률이 이질적일 때 자본과세의 영향을 모형화하였다. 부유

세에서는 생산성에 관계없이 자산에 대해 동일한 세금을 납부하므로, 과세 기반을 확대하고, 비생산적인 기업가에게 세금 부담을 전가하며, 생산적인 기업가에 대한 잠재적인 세금 왜곡을 줄인다. 부유세는 유휴 기업가의 자산을 점진적으로 줄이고, 성공한 기업가의 자산을 늘려서 총자본의 효율성을 높이고, 결국 생산성과 산출량을 높인다. 이들은 자본소득세를 부유세로 대체하는 세수 중립적 세제 개편을 하면 부유층의 탈세 유인이 낮아지고 자본과세의 비효율성이 감소한다고 하였다. 이들이 계산한 최적 부유세율은 3%이며, 부유세의 높은 세수 덕분에 근로소득세를 감면할 수 있다고 하였다.

부유세 정책에 필요한 행정정보는 이미 중앙정부가 가지고 있다. 서로 다른 부처가 관리하고 있는 금융정보와 부동산 정보를 합치면 가능하다. 두 정보를 합치는 것이 기술적으로 어려운 일은 아니다. 다만, 부유세 정책에 대한 사회적 합의를 만드는 일이 쉽지 않을 수 있다.

한편, 조세가 자산 불평등에 미치는 효과는 비대칭적이다. 조세로 자산 불평등을 억제하는 효과가 있지만 불평등을 완화하기 위해서는 조세 체계를 유지하고 강화하기 위한 많은 노력이 있어야 하는 반면, 소득세나 자산보유세를 인하하면 자산 불평등이 빠르게 증가한다. Hubmer, Krusell, and Smith, Jr.(2019)의 연구에서는 1960년 이후 미국의 자산 불평등 변화를 설명하기 위해 이질적 개인 거시모형을 사용하였는데, 소득세 누진성의 현저한 감소가 자산 불평등을 증가시킨 가장 중요한 요인이라고 하였다. 다른 모든 요인이 동일할 때, 조세 누진성이 감소하면 가처분 소득의 분산이 증가한다. 이에 따라 부유층의 자산 축적이 증가하고, 자산수익률이 자산액에 비례한다면 자산 축적 속도는 더 빨라진다.

조세는 불평등이나 자산 가격을 결정하는 많은 요인 가운데 하나이다. 다른 요인을 통제하고 나면 조세가 불평등이나 자산 가격에 영향을 줄 수 있다. 현실에서는 불평등이나 자산 가격에 영향을 주는 요인이 매우 많고, 조세는 영향력이 작은 요소일 경우가 많다. 그렇지만 조세 효과의 비대칭성을 고려하면, 자산 불평등을 완화하기 위해서는 소득세와 자산보유세의 누진성을 강화해야 한다. 조세의 누진성이 약화되면 자산 불평등은 급방 증가한다. 특히 자산수익률이 보유자산액에 비례해서 증가하는 상황에서는 조세 누진성을 약화하면 빠르게 자산 불평등이 증가한다.

자산 불평등 완화를 위해 조세 정책과 더불어 다른 정책이 병행되어야 한다. 첫째, 소득 불평등만으로 자산 불평등을 다 설명할 수 없지만 소득 불평등이 자산 불평등에 매우 중요한 요인이다. 예를 들어, 김문수·백종성(2024)의 연구에서는 샤플리값 분해를 통해 2016년 이후 자산 불평등의 요인 기여도를 분석한 결과, 총소득, 주택 소유 여부가 가장 중요한 요소임을 보여주었다. 국제적으로 보아도 소득 불평등이 높은 나라가 자산 불평등이 높은 경향이 있다. 자산은 저축이 누적된 결과인데 저축은 소득에서 소비를 뺀 것이다. 소비 변동은 소득 변동보다 작은 편이어서, 소득 불평등은 저축의 불평등으로 이어지고, 장기적으로는 자산 불평등으로 이어진다. 소득 불평등을 완화하는 정책이 장기적으로 자산 불평등 완화에 도움이 된다.

둘째, 주택 보유 비율이 높을수록 자산 불평등이 낮다. OECD 국가의 자가 소유 비율과 자산 불평등 지표(상위 10% 자산 비율)는 음의 상관관계에 있다(박정재·이승훈, 2023). 국제적으로 보면, 한국은 소득 불평등도는 상대적으로 높지만 자산 불평등도는 상대적으로 낮다. 자산 가운데 금융자산에 비해 부동산 자산의 비중이 높으면 이러한 현상이 나타난다. 한국은 부동산 자산의 비중이 높고, 특히 주택 보유 비율이 높다. 그리고 월세보다 전세가 많아서 다른 나라에 비해 주택 자산의 집중도가 낮다. 자산 중 부동산 자산의 비중이 높고, 월세보다 전세가 많다는 것은 어떤 면에서는 부정적인 면으로 언급되기도 하는데, 국제적인 불평등 비교에서 보면 한국의 자산 불평등도가 낮은 이유가 된다.

국제 비교 통계나 자산 불평등 요인 분해 연구 결과를 보면, 가구의 자가 소유는 자산 불평등을 완화하는 데 기여한다. 그렇다면 자가 소유를 높이는 정책, 즉 무주택자가 주택을 보유할 수 있도록 하는 정책을 생각해 볼 수 있는데 현실적으로 고려해야 할 요소가 있다. 신용등급이 낮은 저소득 무주택자가 부채를 일으키는 것도 바람직하지 않을 수 있고, 저소득 무주택자에게만 대출 조건을 완화해서 주택을 보유하도록 하는 것이 쉽지 않다. 일반적으로 대출 규제를 완화하면 저소득 무주택자보다는 고소득 유주택자가 혜택을 볼 가능성이 높다. 김문수·백종성(2024)은 소득 분위별로 차등화된 차입규제 정책을 제안하였다. 시도해 볼 만한 정책이지만 매우 정밀한 설계가 필요한 정책이다.

최소한, 대출 규제를 무차별적으로 완화하여 고소득 다주택자가 주택을 더 구매할 수 있는 정책으로 만드는 것은 피해야 한다. 다른 한편으로, 저소득 무주택자를 위해 공공주택 공급을 확대하는 정책도 생각해 볼 수 있다. 공공주택의 비중이 외국에 비해 낮은 편이어서 확대해야 한다는 요구는 항상 존재하고 있다.

본 연구에서는 조세 정책이 자산 불평등에 미치는 영향을 살펴보았다. 본 연구의 결과에 따르면, 소득세나 자산보유세 인상 등과 같은 조세 정책이 자산 불평등을 완화할 수 있다. 하지만 조세 정책만으로 자산 불평등에 영향을 주는 것은 제한적일 수 있다. 불평등 완화가 목적이라면, 조세 정책과 더불어 재정 및 복지 정책을 결합하는 것이 효과적이다.

참고문헌

- 국회예산정책처(2015), 『2015 회계연도 재정사업 성과평가 II : 다부처경제 · 산업사회 · 행정』, 국회예산정책처.
- 김문수 · 백종성(2024), 「한국의 자산불평등 분석 : 주택을 중심으로」, 『사회경제평론』 37(2), pp.43~83.
- 김성아 · 노현주 · 박형준 · 신영규(2023), 『생애관점 소득 · 자산 결합분포 분석 및 소득 · 자산 기반 복지체계 연구』, 한국보건사회연구원 연구보고서.
- 박정재 · 이승훈(2023), 「부동산 가격 변동과 경제불평등과의 관계 - 자산과 소득 불평등을 중심으로」, 한국금융연구원 working paper.
- 안서연(2020), 「노인의 소득과 자산을 이용한 빈곤 재측정」, 김태완 외, 『노인 빈곤의 실태와 사회경제적 영향 분석 연구』, pp.75~136, 경제 · 인문 사회연구회.
- 이소영(2023), 「건축물 시가표준액 산정방식 개선방안」, 한국지방세연구원 연구보고서.
- 이원진 · 이다미 · 정해식 · 남윤재(2022), 『노인빈곤과 기초연금의 관계』, 한국보건사회연구원 정책보고서.
- 이주미 · 김태완(2014), 「우리나라 노인가구의 소득 및 자산빈곤 실태와 정책 방안」, 『보건복지포럼』 6, pp.64~73.
- 정지운 · 김주현(2014), 「소득-순가치(Income-Net Worth) 개념을 활용한 노인빈곤의 재고찰」, 『한국노년학』 34, pp.595~611.
- 정해식 · 이원진 · 백혜연(2020), 「노인의 주거자산 활용 효과 연구」, 정해식 외, 『소득불평등 심화의 원인과 정책적 대응 효과 연구 3』, pp.285~235, 경제 · 인문사회연구회.

- Risk, Return, and Skill in the Household Wealth,” *The American Economic Review* 110(9), pp.2703~2747.
- Benhabib, Jess, Alberto Bisin, and Shenghao Zhu(2011), “The Distribution of Wealth and Fiscal Policy in Economies with Finitely Lived Agents,” *Econometrica* 79(1), pp.123~157.
- _____(2015), “The Wealth Distribution in Bewley Models with Capital Income Risk,” *Journal of Economic Theory* 159, pp.459~515.
- _____(2016), “The Distribution of Wealth in the Blanchard-Yaari Model,” *Macroeconomic Dynamics* 20(2), pp.466~481.
- Bernheim, B. Douglas, Jonathan Skinner, and Steven Weinberg(2001), “What Accounts for the Variation in Retirement Wealth among U.S. Households?,” *The American Economic Review* 91(4), pp.832~857.
- Bird, R. M.(2000), “Subnational Revenues: Realities and Prospects,” Washington, DC: World Bank Institute.
- Cagetti, Marco and Mariacristina De Nardi(2006), “Entrepreneurship, Frictions, and Wealth,” *Journal of Political Economy* 114 (5), pp.835 ~870.
- Castañeda, Ana, Javier Díaz-Giménez, and José-Víctor Ríos-Rull(2003), “Accounting for the U.S. Earnings and Wealth Inequality,” *Journal of Political Economy* 111(4), pp.818~857.
- Demarta, S. and A. McNeil(2004), “The t Coupla and Related Copulas,” Mimeo.
- De Nardi, M.(2004), “Wealth Inequality and Intergenerational Links,” *The Review of Economic Studies* 71(3), pp.743~768.
- De Nardi, Mariacristina, Giulio Fella, and Gonzalo Paz-Pardo(2016), “The Implications of Richer Earnings Dynamics for Consumption and Wealth,” NBER Working Paper No. 21917.
- De Nardi, Mariacristina and Giulio Fella(2017), “Saving and Wealth Inequality,” *Review of Economic Dynamics* 26, pp.280~300.

- De Nardi, Mariacristina and Fang Yang(2014), "Bequests and Heterogeneity in Retirement Wealth," *European Economic Review* 72, pp.182~196.
- Fagereng, Andreas, Luigi Guiso, Davide Malacrino, and Luigi Pistaferri (2020), "Heterogeneity and Persistence in Returns to Wealth," *Econometrica* 88, pp.115~170.
- Flavin, Marjorie and Takashi Yamashita(2002), "Owner-occupied Housing and the Composition of the Household Portfolio," *The American Economic Review* 92(1), pp.345~362.
- Gabaix, Xavier, Jean-Michel Lasry, Pierre-Louis Lions, and Benjamin Moll(2016), "The Dynamics of Inequality," *Econometrica* 84(6), pp. 2071~2111.
- Gokhale, Jagadeesh, Laurence J. Kotlikoff, James Sefton, and Martin Weale(2001), "Simulating the Transmission of Wealth Inequality via Bequests," *Journal of Public Economics* 79(1), pp.93~128.
- Güvenen, Fatih, Gueorgui Kambourov, Burhan Kuruscu, Sergio Ocampo, and Daphne Chen(2023), "Use It or Lose It: Efficiency and Redistributive Effects of Wealth Taxation," *The Quarterly Journal of Economics* 138(2), pp.835~894.
- Hubmer, Joachim, Per Krusell, and Anthony A. Smith, Jr.(2019), "Sources of U.S. Wealth Inequality: Past, Present, and Future," working paper.
- Joe, H.(1997), *Multivariate Models and Dependence Concepts*, Chapman and Hall.
- Jones, Charles I. and Jihee Kim(2018), "A Schumpeterian Model of Top Income Inequality," *Journal of Political Economy* 126, pp.1785~1826.
- Kaplan, Greg, Benjamin Moll, Giovanni L. Violante(2016), "Monetary Policy According to HANK," Mimeo.
- Kartashova, Katya(2014), "The Returns to Entrepreneurial Investment: A private equity premium puzzle?", *The American Economic Review*

- 104(10), pp.3297~3394.
- Kindermann, Fabian and Dirk Krueger(2015), "High Marginal Tax Rates on the Top 1%? Lessons from a life cycle model with idiosyncratic income risk," Mimeo.
- Lockwood, Lee(2016), "Incidental Bequests: Bequest motives and the choice to self-insure late-life risks," Mimeo.
- Moskowitz, Tobias J. and Annette Vissing-Jørgensen(2002), "The Returns to Entrepreneurial Investment: A private equity premium puzzle?," *The American Economic Review* 92(4), pp.745~778.
- Quadrini, Vincenzo(1999), "The Importance of Entrepreneurship for Wealth Concentration and Mobility," *The Review of Income and Wealth* 45(1), pp.1~19.
- Slack, Enid(2010), "The Property Tax ... in Theory and Practice," IMFG working paper.
- Smith, Matthew, Owen Zidar, and Eric Zwick(2023), "Top Wealth in America: New estimates under heterogeneous returns," *Quarterly Journal of Economics* 138, pp.515~573.
- Venti, Steven F. and David A. Wise(1998), "The Cause of Wealth Dispersion at Retirement: Choice or chance?," *The American Economic Review* 88(2), pp.185~191.
- Wälde, Klaus(2016), "Pareto-improving Redistribution of Wealth - The case of the NLSY 1979 cohort," Mimeo.

[부록 1] Student 코플라와 BB1 코플라

여기서는 Demarta and McNeil(2004)에 기반하여 Student 코플라에 관해 설명한다. Student 코플라는 다변량 Student- t 분포를 기반으로 하는 코플라이다. t 코플라는 큰 값에서의 상호의존성을 잘 포착하기 때문에, 정규분포 코플라(Gaussian Copula)보다 적합성이 더 높은 경우가 있다. 특히, 금융 수익률 자료를 모형화할 때 많이 사용된다.

d 차원의 확률벡터 $X = (X_1, \dots, X_d)'$ 가 아래와 같은 확률밀도를 가질 때 자유도 ν , 평균 벡터가 μ , 분산행렬이 Σ 인 다변량 t 분포라고 한다.

$$f(\mathbf{x}) = \frac{\Gamma(\frac{\nu+d}{2})}{\Gamma(\frac{\nu}{2}) \sqrt{(\pi\nu)^d |\Sigma|}} \left(1 + \frac{(\mathbf{x} - \mu)' \Sigma^{-1} (\mathbf{x} - \mu)}{\nu} \right)^{-\frac{\nu+d}{2}}$$

이 경우 $X \sim t_d(\nu, \mu, \Sigma)$ 라고 표기한다.

한계분포들을 정규화하여도 코플라의 특성이 유지된다. 나아가 확률벡터 X 의 구성요소들을 강단조 증가 변화하여도 코플라의 특성이 유지된다. 즉, Σ 행렬로부터 상관계수 행렬 P 를 계산하였다면, $t_d(\nu, \mu, \Sigma)$ 의 코플라는 $t_d(\nu, 0, P)$ 의 코플라와 동일하다. 따라서 t 코플라의 형태는 다음과 같다.

$$C_{\nu, P}^t(\mathbf{u}) = \int_{-\infty}^{t_{\nu}^{-1}(u_1)} \cdots \int_{-\infty}^{t_{\nu}^{-1}(u_d)} \frac{\Gamma(\frac{\nu+d}{2})}{\Gamma(\frac{\nu}{2}) \sqrt{(\pi\nu)^d |P|}} \left(1 + \frac{\mathbf{x}' P^{-1} \mathbf{x}}{\nu} \right)^{-\frac{\nu+d}{2}} d\mathbf{x}$$

여기서, t_{ν}^{-1} 는 단변량 t_{ν} 분포의 분위(quantile) 함수를 가리킨다. 두 변수인 경우, 두 변수의 상관계수가 ρ 라면 t 코플라를 간단히 $C_{\nu, \rho}^t$ 라고 표기할 수 있다. t 코플라에서 $\nu \rightarrow \infty$ 인 경우를 정규분포 코플라라고 볼 수 있다.

t 코플라 밀도함수의 형태는 아래와 같다.

$$c_{\nu, P}^t(\mathbf{u}) = \frac{f_{\nu, P}(t_{\nu}^{-1}(u_1), \dots, t_{\nu}^{-1}(u_d))}{\prod_{i=1}^d f_{\nu}(t_{\nu}^{-1}(u_i))}, \quad \mathbf{u} \in (0, 1)^d$$

여기서, $f_{\nu, P}$ 는 $t_d(\nu, 0, P)$ 의 결합분포를 가리키고, f_{ν} 는 자유도가 ν 인

단변량 t 분포의 확률밀도 함수를 가리킨다.

모수가 2개인 이변량 코플라 가운데 τ 에 대한 식이 있고 꼬리가 두꺼운 경우를 BB1이라고 한다(Joe, 1997). 이 코플라는 Gumbel과 Clayton 코플라를 일반화한 것이다.

$$\begin{aligned}
 C(u, v) &= \{1 + [(u^{-a} - 1)^c + (v^{-a} - 1)^c]^{1/c}\}^{-1/a}, \quad a > 0, c \geq 1. \\
 C_1(u, v) &= \{1 + [(u^{-a} - 1)^c + (v^{-a} - 1)^c]^{1/c}\}^{-1/a-1} \\
 &\quad \times [(u^{-a} - 1)^c + (v^{-a} - 1)^c]^{1/c-1} (u^{-a} - 1)^{c-1} u^{-a-1}. \\
 c(u, v) &= \{1 + [(u^{-a} - 1)^c + (v^{-a} - 1)^c]^{1/c}\}^{-1/a-2} \\
 &\quad \times [(u^{-a} - 1)^c + (v^{-a} - 1)^c]^{2/c-2} \\
 &\quad \times \{ac + 1 + a(c-1)[(u^{-a} - 1)^c + (v^{-a} - 1)^c]^{-1/c}\} \\
 &\quad \times (u^{-a} - 1)^{c-1} u^{-a-1} (v^{-a} - 1)^{c-1} v^{-a-1}. \\
 \tau &= 1 - 2/[c(a+2)]. \\
 R(1) &= 2 - 2^{1/c}; \quad L(0) = 2^{-1/(ac)}.
 \end{aligned}$$

$a \rightarrow 0$ 인 경우 Gumbel이다. $c = 1$ 인 경우 Clayton이다.

[부록 2] 세율 계산

1. 근로소득 세율

모형에서 근로소득은 국세통계에서 임금과 사업소득을 합한 것으로 간주한다. 2021년 귀속 국세통계 자료(2022년 국세통계연보)에서 근로소득 연말정산 신고 현황과 종합소득세 신고현황 자료를 이용한다.

실효세율을 계산하는 것이 목적이므로, 결정세액이 없는 사람과 있는 사람을 모두 고려한다. 근로소득연말정산자 가운데 결정세액이 있는 사람은 64.7%, 결정세액이 없는 사람은 35.3%이다. 이 두 집단의 결정세액을 급여 총계로 나누어 소득 구간별로 세율을 계산한다. 전체연말정산자의 평균세율은 6.5%이다. 과세대상 급여가 5천만 원 이하인 사람들의 평균세율은 3.9%이다. 급여액이 10억 원을 넘는 경우 세율은 39.2%이다.

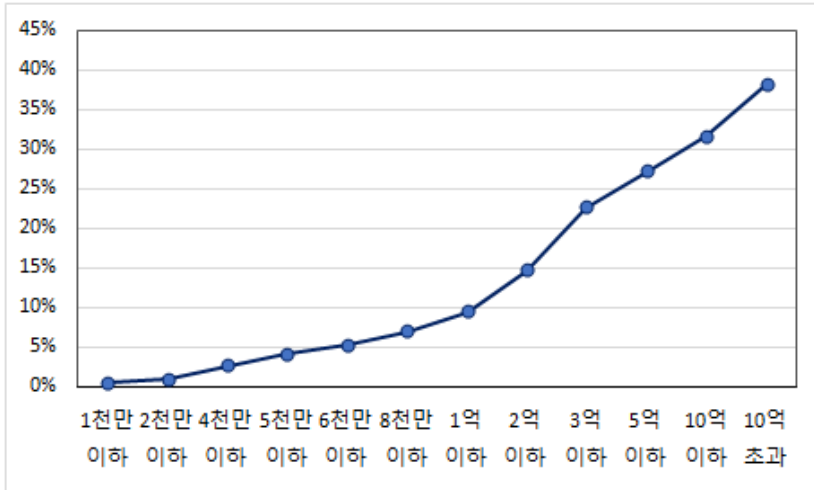
종합소득세 신고 자료도 결정세액을 소득금액으로 나누어 소득 구간별로 세율을 계산한다. 종합소득 5천만 원 이하자의 평균 세율은 3.87%로 연말정산자의 세율과 거의 비슷하다.

〈부표 1〉 근로소득 세율의 계산

소득 구간	연말정산자 세율	종합소득 세율	가중평균 세율
1천만 원 이하	0.000	0.014	0.005
2천만 원 이하	0.002	0.023	0.009
4천만 원 이하	0.013	0.051	0.026
5천만 원 이하	0.026	0.070	0.040
6천만 원 이하	0.039	0.080	0.052
8천만 원 이하	0.055	0.100	0.069
1억 원 이하	0.081	0.122	0.094
2억 원 이하	0.134	0.172	0.146
3억 원 이하	0.224	0.231	0.226
5억 원 이하	0.274	0.267	0.272
10억 원 이하	0.321	0.307	0.316
10억 원 초과	0.392	0.361	0.382

자료 : 국세통계연보로부터 저자 계산.

[부도 1] 근로소득 구간별 실효세율



자료 : 2021년 귀속 국세통계연보로부터 저자 계산.

종합소득 10억 원을 초과하는 경우 세율은 36.1%로 연말정산자의 세율보다 약간 낮다.

근로소득 세율은 연말정산자의 세율과 종합소득 신고자의 세율을 가중 평균하여 계산한다. 가중치는 신고자의 비율로 계산한다. 연말정산자가 0.67이고 종합소득 신고자가 0.33의 가중치가 부여된다.

[부도 1]에서는 근로소득 구간별 실효세율을 보여준다. 근로소득이 4천만~5천만 원인 구간에서 실효세율은 4.0%이고, 10억 초과 구간에서는 실효세율이 38.2%이다.

2. 이자 배당세, 상속세율

이자와 배당 원천세율은 11.3%이다. 모형에서는 이 세율을 그대로 적용한다. 상속재산 기준 실효세율은 5.1%이다.

3. 자산보유세

자산보유세는 종합부동산세 통계를 바탕으로 계산한다. 그리고 부동산 시가 20억 원을 기준으로 나누어 실효세율을 계산한다. 먼저, 시가 20억 원 이상 부동산에 대한 세율은 공시가격, 시장가액, 과세표준, 세율, 세액의 과정을 거쳐서 계산한다.

공시가격 : 정부에서는 아파트 공시가격 현실화율 목표를 70%로 제시하고 있지만, 실제로는 그보다 낮다. 본 연구에서 공시가격은 시가의 67%로 가정한다.

시장가액, 과세표준 : 공정시장가액은 주택공시가격의 60%로 가정한다. 종합부동산세법에서 주택은 9억 원을 공제한다. 모형에서는 다주택 보유, 세액공제를 고려하지 못하기 때문에 8억 원을 공제한다. 즉, 과세표준 = (공시가격 - 8억 원) × 60%로 계산한다. 참고로, 재산세법에서 과세표준은 주택 공시가격의 60%, 건축물은 70% 정도이다.

세율 : 종합부동산세율은 과세표준(2주택 이하) 3억 원 이하 0.5%, 6억 원 이하 0.7%, 12억 원 이하 1.0%이다. 이 세율을 계산에 적용한다.

이상의 계산과정이 <부표 2>에 나와 있다. 계산 결과에 따르면, 시가 30억 원 주택의 과세표준은 7.26억 원이고 실효세율은 약 0.12%이다. [부도 2]에서 시가와 실효세율의 관계를 나타냈다.

참고로, 재산세의 과세표준대비 세율은 0.1~0.4%이다. 2022년 귀속 지방세통계연감에서 개인 토지 세액/과표=0.29%, 주택 세액/과표=0.25%이다. 개인의 토지 및 건물에 대한 평균 실효세율을 국민계정 및 지방세통계연감으로부터 계산해 볼 수 있다. 개인의 부동산 시가를 국민계정대차대조표 가계의 건설자산+토지자산액으로부터 계산한다. 지방세통계연감 개인 토지와 주택의 과표/시가 비율은 0.435이다. 이를 이용하면, 개인의 토지 및 건물의 평균 실효세율은 약 0.115%이다.

국토연구원에서는 2015~2020년 부동산 보유세 실효세율은 약 0.16%라고 계산한 바 있다.

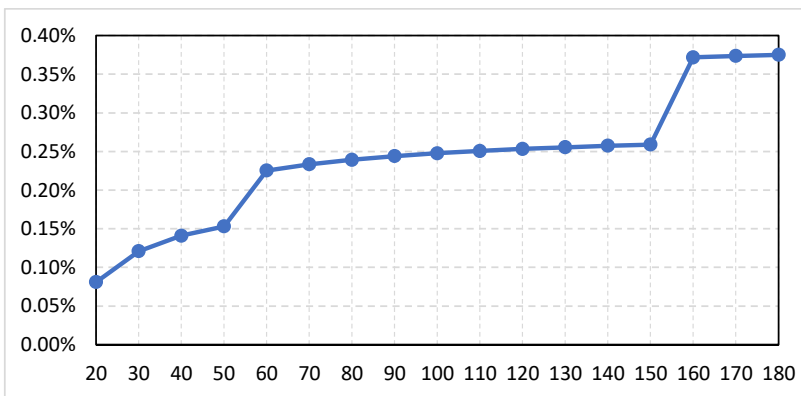
〈부표 2〉 종합부동산세 계산 과정

(단위 : 억 원)

시가	공시 가격	시장 가액	과세 표준	세율	세액	실효 세율	과세표준/ 시가
(1)	(2)=(1)×0.67	(3)=(2)-8	(4)=(3)×0.6	(5)	(6)=(4)×(5)	(7)=(6)/(1)	(8)=(4)/(1)
20	13.4	5.4	3.24	0.005	0.016	0.0008	0.1620
30	20.1	12.1	7.26	0.005	0.036	0.0012	0.2420
40	26.8	18.8	11.28	0.005	0.056	0.0014	0.2820
50	33.5	25.5	15.3	0.005	0.077	0.0015	0.3060
60	40.2	32.2	19.32	0.007	0.135	0.0023	0.3220
70	46.9	38.9	23.34	0.007	0.163	0.0023	0.3334
80	53.6	45.6	27.36	0.007	0.192	0.0024	0.3420
90	60.3	52.3	31.38	0.007	0.220	0.0024	0.3487
100	67	59	35.4	0.007	0.248	0.0025	0.3540
110	73.7	65.7	39.42	0.007	0.276	0.0025	0.3584
120	80.4	72.4	43.44	0.007	0.304	0.0025	0.3620
130	87.1	79.1	47.46	0.007	0.332	0.0026	0.3651
140	93.8	85.8	51.48	0.007	0.360	0.0026	0.3677
150	100.5	92.5	55.5	0.007	0.389	0.0026	0.3700
160	107.2	99.2	59.52	0.01	0.595	0.0037	0.3720
170	113.9	105.9	63.54	0.01	0.635	0.0037	0.3738
180	120.6	112.6	67.56	0.01	0.676	0.0038	0.3753

자료 : 국세통계 자료로부터 저자 작성.

[부도 2] 시가(가로축, 억 원)와 실효세율의 관계



자료 : 국세통계 자료로부터 저자 작성.

[부록 3] 자산 수익률

여기서는 노동패널 자료와 국세통계 자료로 자산 수익률을 계산하여 비교하여 본다. 노동패널 자료로 계산할 때 자산수익률, 자산, 자산소득을 다음과 같이 정의한다.

자산수익률 = 자산소득 / 총자산

총자산 = 저축액 + 거주주택외 부동산 + 임대보증금

자산소득 = 금융소득 + 부동산소득 + 자산이득

자산수익률을 계산할 때 총자산액은 운용가능한 자산액으로 정의한다. 자산수익을 발생시키지 않는 자가주택 부동산은 운용가능 자산에서 제외한다. 임대보증금은 주택소유자의 입장에서 보면 금융부채이지만 수익을 발생시킬 수 있으므로 운용가능한 자산에 포함한다.

자산이득은 한 번에 실현된다. 자산이득에 대한 수익률은 보유기간으로 나누어야 한다. 여기서는 그냥 한 번에 실현된 자산이득을 자산소득에 포함한다. 이렇게 하면 자산수익률을 과대평가한다. 참고로, 자산이득을 포함하면 자산수익률이 증가하지만 추세는 자산이득을 포함하지 않았을 때와 비교하여 차이가 없다.

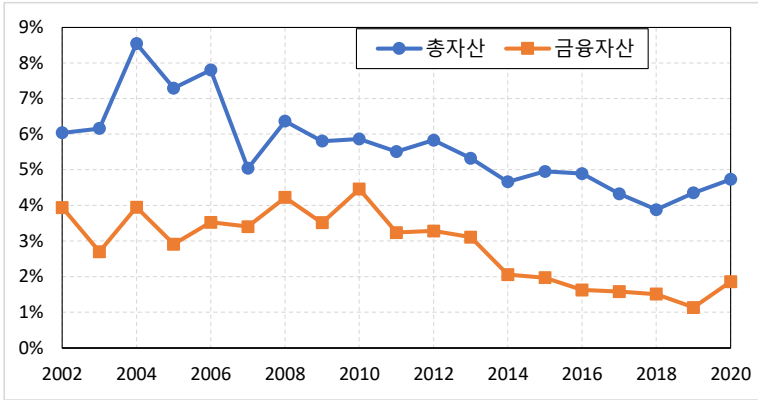
수익률 계산에서는 자산소득이 있는 가구만 포함한다. 극단적인 표본(수익률이 1 이상인 가구)은 통계에서 제외한다. 금융자산 수익률을 다음과 같이 계산한다.

금융자산 수익률 = 금융소득(배당, 이자) / 금융자산

운용가능 금융자산 = 저축액 + 임대보증금

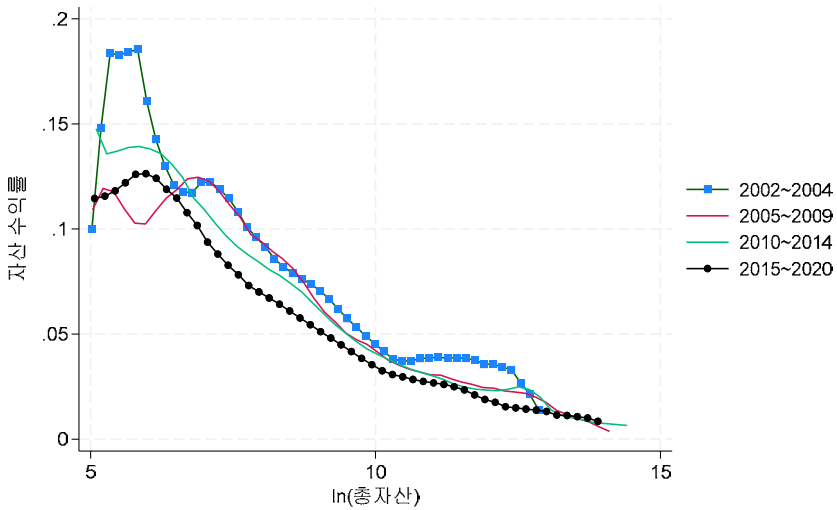
평균 수익률 계산 결과를 [부도 3]에서 보여준다. 총자산 수익률은 감소하는 추세이다. 금융자산 수익률도 감소하는 추세이다.

[부도 3] 연도별 총자산과 금융자산 수익률



자료 : 노동패널자료. 저자 계산.

[부도 4] 총자산과 자산수익률의 관계



주 : 그림은 local polynomial을 이용함.
 자료 : 노동패널자료. 저자 계산.

본 연구의 모형에서는 자산수익률과 자산과의 관계가 중요한 요소이다. [부도 4]에서 연도별 자산과 수익률 관계를 보여준다. 자산이 많을수록 자산 수익률은 감소하는 경향이 있다. 연도에 상관없이 일관된 경향이다.

생애주기 모형에서 자산분포를 생성하는 것이 목표이다. 그런데 표준적인 모형에서는 자산분포의 분산이 충분히 크지 않다. 자산이 많을수록 자산수익률이 높으면 자산분포의 분산을 크게 할 수 있다. 하지만 노동패널 자료로 보면, 이와는 반대로 자산이 많을수록 자산수익률이 낮다.

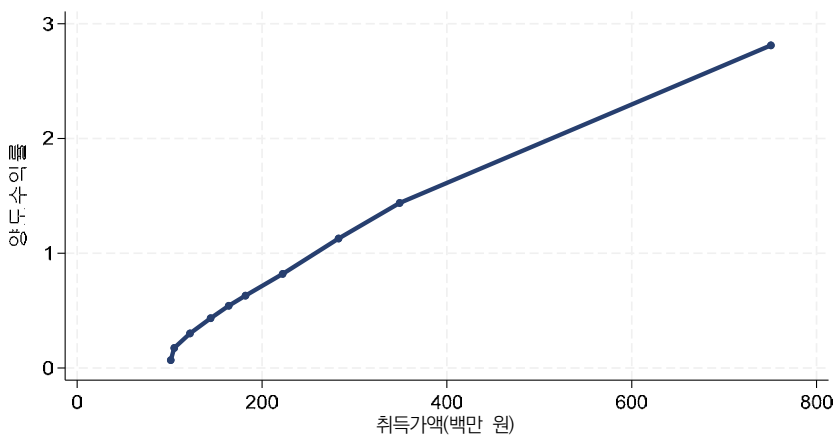
다음으로, 국세통계에서 자산과 자산수익률의 관계를 살펴본다. 양도소득세 통계로 자산액과 자산수익(양도차익)의 관계를 볼 수 있다. 이 통계는 부동산 자산과 주식자산을 모두 합한 것이다. 물론 양도차익은 자산수익률의 부분이다(자산수익=이자, 배당, 렌트, 양도차익). 하나의 사례로 참고할 수 있다.

$$\text{건당 취득가액} = \text{취득가액} / \text{신고건수}$$

$$\text{양도차익 비율} = \text{양도차익} / \text{취득가액}$$

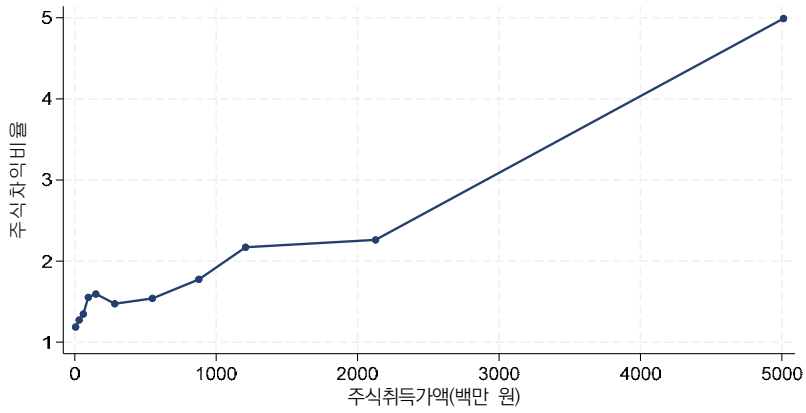
[부도 5]에서 나타나듯이, 양도차익 비율은 선형으로 우상향한다. [부도 6]에 보이듯이, 주식의 자산과 양도차익비율을 보면 역시 양의 관계에 있다. 노동패널 자료에서는 자산과 자산수익률이 음의 상관관계를 보였는데, 국세통계에서는 양의 상관관계가 나타났다.

[부도 5] 취득가액과 양도수익비율의 관계



자료 : 국세통계, 양도소득세 예정신고 현황(5-1-3).

[부도 6] 주식액과 차액비율



자료 : 국세통계, 주식 양도소득세 예정신고 현황(5-1-8).

[부록 4] 자산 형성 모형 개관

실제 자료와 부합하는 자산 형성을 만들 수 있는가? De Nardi and Fella (2017)을 중심으로 자산 형성 모형을 개관한다.

1. 기본 모형(Bewley 모형)

기본 모형에서 근로소득은 확률적 과정을 따른다. 즉, 근로소득의 불확실성이 있다. 근로소득이 아주 낮을 경우에 대비해서 예비적 동기의 저축(precautionary savings)을 한다.

가장 간단한 모형에서는 가구가 사전적으로는 동일하지만 사후적으로는 근로소득의 실현에 따라 다른 가구가 된다. 사전적으로 동일한 가구의 극대화 문제는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \max_{\{c_t, a_{t+1}\}_{t=h}^T} & E \sum_{t=h}^T S_{t,h} \beta^{t-h} \frac{c^{1-\sigma}}{1-\sigma} \\ \text{s.t. } & a_{t+1} = (1+r)a_t + y_t - c_t, \quad a_{t+1} \geq \underline{a} \end{aligned}$$

여기서, $S_{t,h} = \prod_{\tau=h}^{t-1} s_\tau$ 는 t 기까지 생존할 확률을 가리키고, s_τ 는 $\tau-1$ 에서 τ 세까지 생존할 조건부 확률을 가리킨다. 간단한 모형에서는 수명이 모든 개인에게 동일하다고 가정한다. 근로소득은 1계 마르코프 과정을 따른다고 가정한다.

기본 모형은 생애주기가 무한한 모형과 유한한 모형으로 나눌 수 있다.

(1) 생애주기가 무한한 모형

생애주기가 무한한 모형에서는 근로소득의 위험에 대비한 예비적 동기의 저축이 유일한 저축의 동기이다. 부자들이 충분히 저축하지 않기 때문에 이 간단한 모형에서는 실제의 자산 분포를 만들지 못한다. 이 모형에서 산출된 자산의 분포는 실제 분포에 비해 분산이 매우 작다.

간단한 모형을 확장하는 모형에서는 여러 가지 형태의 저축 동기 요소를

모형에 도입해서 저축률을 높이고자 한다.

(2) 중첩세대 모형(overlapping-generation model)

생애주기 차원을 도입하기 위해 매 기간마다 연속적으로 세대가 탄생한다고 가정한다. 각 세대는 T기간 동안 생존하며 연령별 생존확률이 다르다. L기까지 일하고 그 이후에 은퇴한다. 연금시장은 없고, 조기에 사망한 사람은 우발적인 유산을 남기고 이는 살아있는 모든 사람에게 균등하게 재분배된다. 무한수명 모형에서는 근로소득의 위험에 대비한 예비적 동기의 저축만 있었는데, 유한 생애주기 중첩세대 모형에서는 두 가지 저축 동기(은퇴 후 소비를 위한 저축, 장수 위험에 대비하기 위한 자기 보험)가 더 존재한다. 추가 저축 동기 때문에 무한수명 모형에서보다 자산 불평등과 저축률이 높다.

중첩세대 모형은 자산 지니계수를 일치시키는 데 성공했지만 자산 분포 오른쪽 두꺼운 꼬리를 생성하는 데에는 실패하였다. 자료에서는 부자의 저축률이 높은 반면, 모형에서는 부자 가구라도 예비적 저축과 은퇴 대비 저축을 충분히 하고 은퇴 이후에 저축을 중단한다. 모형에서 은퇴가 임박하였을 때의 자산이 현재 소득의 10배를 넘지 않는다. 차입제약을 완화하면 자산이 0이거나 음인 가구의 비율이 증가하지만 부자들의 자산축적이 크게 늘지 않는다. 특히 모형에서 40대 이후 자산축적을 설명하기 어렵다.

요약하면 이러한 모형에서는 부자들의 높은 저축률을 설명하지 못한다. 일반화하면, 근로소득이 (로그) 선형 과정을 따른다면, 자산 분포의 오른쪽 두꺼운 꼬리가 나오지 않는다.

(3) 상속과 인적자본의 전승

지금까지의 모형에서는 매기마다 사망하는 가구가 있고 이 가구들이 축적한 자산이 있지만 이는 우발적인 상속에 해당한다. 모형에 자발적(의도적) 상속을 포함하면 저축의 동기가 더 늘어난다. De Nardi(2004)에서는 중첩세대 모형에 세대 간 이전(자발적 상속 + 인적자본의 전승)을 도입하였다. 모형에서 가구는 노동소득 충격, 수명위험, 은퇴에 대비하여 저축을 하고, 자

너에게 유산을 남기기 위해 저축을 한다.

$$\max_{\{c_t, a_{t+1}\}_{t=h}^T} E \sum_{t=h}^T S_{t,h} \beta^{t-h} \left(\frac{c^{1-\sigma}}{1-\sigma} + (1-s_{t+1}) \phi(b(a_{t+1})) \right)$$

$$\text{s.t. } a_{t+1} = (1+r)a_t + y_t - c_t, \quad a_{t+1} \geq \underline{a}$$

여기서, $\phi(b(a_{t+1})) = \phi_1 \left(1 + \frac{b(a_{t+1})}{\phi_2} \right)^{1-\sigma}$ 는 상속 b 로부터 얻는 효용을 나타낸다. 상속액 $b(\cdot) = \text{상속액} - \text{상속세}$ 이다. ϕ_1 : 상속 동기의 강도. ϕ_2 : 상속이 사치재인 정도이다.

우연적 상속의 시점이나 상속배분 방식(균등 배분, 자녀만 한 번 수령)은 자산 분포에 큰 영향을 주지 않는다. 왜냐하면 모형에서 상속 자체는 부자들의 저축에 영향을 주지 않기 때문이다. 자녀가 매년이 아니라 부모 사망 시 한 번만 상속을 받는 경우 세대 간 자산 이전 비율은 자료에서보다 매우 낮다. 설명력을 더 높이려면 상속이 자주 발생한다고 하여야 한다. 다시 말해, 사망 시 상속뿐만 아니라 생존 시의 증여(이전소득)가 모형에 포함되면 자산액이 증가한다.

자발적 상속에 더해 능력이 세대 간 이전된다고 하면, 모형에서 자산 분포를 더 잘 설명할 수 있다. 생산성이 높은 부모가 더 많은 자산을 축적하고 더 많은 유산을 남겨서 후손이 더 생산성이 높고 더 많은 자산을 축적한다.

사치품 유형의 상속 동기는 부유한 가구의 더 높은 저축을 설명하는 데 도움이 된다. 사치형 유산 동기가 존재할 경우 부유층의 노년기 자산 감소 속도가 느리다. 이는 자료와 일치한다.

이 모형은 은퇴 시점 자산의 이질성에도 영향을 준다. Venti and Wise (1998), Bernheim et al.(2001)에 따르면, 생애 소득이 비슷한 사람들조차 은퇴 시점에서 자산의 분산이 크다. 은퇴 시점에서 자산의 분산은 경제적으로 완전한 합리성으로 설명하기 어렵다는 설명(Bernheim et al., 2001)도 있다. De Nardi and Yang(2014)에서는 자발적 상속과 증여를 모형에 추가하면 중첩세대 모형에서 은퇴 시점의 자산 분포와 생애 소득의 상관관계를 자료와 일치시킬 수 있음을 보여준다.

(4) 시간 선호의 이질성

$$\max_{\{c_t, a_{t+1}\}_{t=h}^T} E \sum_{t=h}^T S_{t,h} \beta_i^{t-h} \left(\frac{c^{1-\sigma_i}}{1-\sigma_i} \right)$$

시간 선호의 이질성은 자산 보유의 이질성을 어느 정도 증가시킬 수 있다. 하지만 선호 이질성을 어느 정도 반영하는 것이 합리적인지는 판단하기 어렵다. 모형화에 좋은 방법이 아니다.

(5) 근로소득(임금)의 불확실성(위험)

간단한 모형에서는 임금이 연령에 무관한 선형 과정을 따른다고 하였다. 임금 수준이나 연령에 상관없이 소득 충격의 평균 회귀가 일어난다는 것을 의미한다. 근로소득의 확률 과정을 달리 설정하는 노력이 있다.

특히 최상위 자산 분포를 모형에서 생성하기 어려웠기 때문에 최상위 임금 과정을 달리하고자 하는 연구가 있었다. Castañeda et al.(2003)의 모형에서는 최상위 임금의 확률 과정에서 매우 큰 음의 충격이 있다고 가정하였다. 이 때문에 최상위 소득 가구는 저축을 많이 하고 따라서 자산 분포의 두꺼운 꼬리가 모형에서 생성된다. 그러나 최상위 소득 가구의 확률 과정에 대한 가정이 실제와 부합하는지 의문이다.

De Nardi et al.(2016)에서는 임금 동학을 좀 더 다채롭게 하면 하위 60%의 자산 분포를 생성할 수 있지만, AR(1)과정으로는 최상위 쪽 자산 분포를 생성하기 어렵다고 하였다. 상위 1% 부자는 모형에서 전체 자산의 약 10%만을 보유하는 반면, 실제 자료에서는 최소 28%를 보유한다.

(6) 의료비 지출

노령기 의료비 지출을 모형에 포함하면 저축과 자산 형성이 증가한다. 미국처럼 의료비 지출이 큰 경우에는 중요한 요소이다. 미국에서는 80세 이후 고소득일수록 본인 부담 의료비가 빠르게 증가한다. 미국에서는 항상소득이 높은 노인과 낮은 노인들은 아주 고령이 될 때까지 저축을 거의 하지 않는 반면, 항상소득이 중간인 노인은 저축을 한다. 이에 따라 항상소득이 높은 노인들은 90대까지 상당한 자산을 보유하는 경향이 있는 반면, 항상소득

이 중간인 노인들은 나이가 들어감에 따라 자산이 감소한다. 항상소득이 높은 사람들의 기대 수명도 더 길었다.

De Nardi et al.(2016)에서는 소득이 많을수록 기대 수명이 길다는 것을 모형에 포함하였다. 즉, s_i^t (생존 확률)이 사람마다 다르다는 점을 포함하였다. 그리고 의료비 지출(m_t)을 모형에 포함하였다.

$$a_{t+1} = (1+r)a_t + y_t - c_t - m_t, \quad a_{t+1} \geq \underline{a},$$

의료비가 포함된 모형은 74세 이후 연령별, 항상소득별 저축 자료와 잘 맞는다. 연령과 항상소득에 따라 증가하는 의료비가 항상소득이 높은 고령층이 자산을 소진하지 않는 중요한 이유이며, 고령연금 제도는 은퇴 후 저축을 하지 않는, 항상소득이 낮은 가구의 자산을 보장한다. 따라서 직업에 따라 의료비와 정부 고령연금 제도가 저축에 미치는 영향은 크고 이질적이다.

Gokhael et al.(2001)은 의료비와 양로 주택(nursing-home) 지출 위험을 별도로 고려한다. Lockwood(2016)에 따르면, 의료비, 요양원 비용, 사치형 유산이 모두 부유한 은퇴자들의 낮은 저축률과 낮은 장기 요양보험 가입률을 이해하는 데 중요하다. 직관적으로, 사치형 유산 동기는 부유층의 저축을 크게 증가시킬 뿐만 아니라 예비적 저축의 기회비용을 낮춤으로써 노후 위험에 대한 보험 수요를 크게 감소시킨다. 그런데 의료비 지출은 미국에서 주요한 요인이지만 한국에서는 중요성이 낮다. 한국에서 자산 분포를 산출하는 모형에서는 중요한 요인이 될 수 없다.

이상의 논의를 정리하자면, 많은 요소를 표준 모형에 모두 포함해도 자산 불평등, 자산 분포를 충분히 생성하기 어렵다. 표준적인 생애주기 모형에서 산출한 자산 분포의 편차가 자료에서의 자산 분포 편차보다 작다는 것은 기존 연구에서도 여러 가지 방식으로 표현된다.

예를 들어, Gabaix, Lasry, Lions, and Moll(2016)은 표준적인 모형, 즉 소득이 확률적으로 증가하는 모형(random growth model)에서는 현실적인 오른쪽 꼬리가 두꺼운 소득 분포(파레토 분포)를 만들 수 없다는 점, 정확히 말해서 수렴속도가 너무 느리다는 점을 증명하였다.

자산분포에서 충분히 큰 편차를 만들 수 있는 요소들은 다음과 같다.

[자산수익률의 이질성] 표준적인 모형에서는 자산수익률이 개인별, 소득별, 자산액별로 다르지 않다고 가정하였다. 자산수익률의 이질성을 검토한 실증 연구가 많다. 예를 들어, Flavin and Yamashita(2002)는 주택 보유 수익률과 다른 자산수익률을 비교하였다. Moskowitz et al.(2002)은 1990년대에는 사모펀드의 수익률이 공채 수익률보다 높지 않다고 한 반면, Kartashova(2014)는 차이가 있다고 하였다. Bach et al.(2020)은 스웨덴에서 자산이 많은 가구의 포트폴리오를 평가하였는데, 상위 1% 자산 가구의 금융자산 수익률은 평균보다 4% 높고, 위험도 높다는 것을 발견하였다. Fagereng et al.(2020)은 노르웨이를 대상으로 한 연구에서 자산수익률이 이질적임을 보고하였다.

확률적 자산수익률 모형에서는 자산수익률이 가구마다 다른 것을 허용한다(예를 들어, Benhabib et al., 2011, 2015; Gabaix et al., 2016).

$$a_{t+1} = (1 + r_t^i)a_t + y_t - c_t$$

통계학적 연구에 따르면, 적절한 조건하에서 위 과정에 따라 생성된 자산 분포는 긴 파레토 오른쪽 꼬리를 갖는다.

자산수익률의 이질성은 자산의 세대 간 이동성에서도 중요한 역할을 한다. Benhabib et al.(2016)은, 자산이 많을수록 저축과 상속 동기가 크다는 것이 중요한 역할을 하지만 충분하지 않고, 자산이 많을수록 저축률이 높다는 것과 사치적 유증 동기가 최상위 자산 불평등을 설명하는 데 필요하며 중요하다고 하였다. 그리고 자산수익률의 확률적 변동성이 사회적 이동성, 특히 아래쪽 이동성을 높이는 데 중요한 역할을 한다는 것을 모형을 통해 보여주었다.

위 예산 제약식을 다시 쓰면 다음과 같다.

$$a_{t+1} = (1 + r_t^i)a_t + y_t - c_t = \left(1 + r_t^i - \frac{c_t}{a_t}\right)a_t + y_t$$

위 식에서 자산 앞에 있는 비례 증가항이, 개인이나 자산 증가에 관계없이, 지속되는 정도가 양의 피드백을 일으키고, 자산의 불평등도를 증가시킨다.

Kaplan et al.(2016)은 자산이 많을수록 자산수익률이 증가하는 모형을

설정하였다. 수익성이 높은 비유동자산(예. 부동산자산) 포트폴리오를 조정하는 데 고정비용이 있기 때문이다. 그 밖에 Walde(2016)과 Fagereng et al. (2020)의 모형이 있다.

Güvenen, Kambourov, Kuruscu, Ocampo, and Chen(2023)의 연구에서는 수익률이 이질적일 때 자산과 자본과세의 경제적 메커니즘을 모형화하였다. 모형에서 자본 부유세에서는 생산성에 관계없이 자산에 대해 동일한 세금을 납부하므로, 과세 기반을 확대하고, 비생산적인 기업가에게 세금 부담을 전가하며, 생산적인 기업가에 대한 잠재적인 세금 왜곡을 줄인다. 자본 부유세는 유희 기업가의 자산을 점진적으로 줄이고, 성공한 기업가의 자산을 늘려서 총자본의 효율성을 높이고, 결국 생산성과 산출량을 높인다.

[사업가(기업인)] 사업소득의 분산이 근로소득 분산보다 매우 크기 때문에 모형에 사업소득을 포함하면 상황이 좀 나아진다. 고소득 사업자들이 사업소득 분포의 양쪽 끝의 위험(소득이 아주 작아지거나 아주 커질) 가능성이 더 높다. 임금미든 사업소득미든 고소득자들이 소득변동 위험이 더 크다. 미국의 상황에서는 합리적인 요소일 수 있다.

기업가의 존재가 부자 가구의 자산 집중도를 생성하는 핵심 요소라는 연구가 많다. 예를 들어, Quadrini(1999), Cagetti & De Nardi(2006)에서는 기업가 선택을 내생화하였다. 사업가를 고려한 모형에서 사업가에게 차입제약이 있기 때문에 저축률이 높고, 자산 보유가 많다.

Gabaix, Lasry, Lions, and Moll(2016)은 현실적인 소득분포를 생성하기 위해 확률성장 모형에 두 가지 요인을 추가한다: (1) 소득증가가 매우 빠른 유형이 존재한다. 기업가나 관리자와 같은 일부 집단의 소득 증가율이 매우 높다. (2) 규모 의존성. 소득이 높을수록 소득 증가율이 높다. Johns and Kim (2018)은 사업가를 모형에 도입하여 최상위 임금 불평등을 설명한다.

미국 자료에서는 사업체 운영 자영업자를 사업자로 식별한다. 사업자는 전체 인구의 8%이고 전체 순자산의 40%를 보유하고 있으며 부자의 상당 부분을 차지한다. 자산 최상위 1% 부자 중 63%가 사업가이며, 1% 집단 자산의 68%를 보유하고 있다.

정책적 함의: 세금이 인상되면 저축과 경제활동이 위축된다는 것을 반영

하더라도, 기업가 혹은 상위 소득자의 소득 위험이 높은 모형에서는 최적이 한계 소득세율이 90%에 가깝다(Kindermann and Krueger, 2015). 노동소득이 매우 높은 개인은 다음 기에 소득이 매우 크게 감소할 가능성이 있기 때문에 예방적 저축을 한다. 따라서 소득세 인상으로 순이익이 감소하더라도 내일 순이익이 오늘의 순이익에 비해 충분히 낮다면 여전히 높은 비율로 저축을 한다. 저축 동기에 따라 정책적 함의가 매우 다르다. 더 많은 연구가 필요하다. 그동안 한 시점의 불평등 요인에 대해 연구하였지만, 시간에 따른 불평등의 변화와 결정요인을 이해하기 위해서는 더 많은 연구가 필요하다.

◆ 執筆者

- 홍민기(한국노동연구원 선임연구위원)

고령층 소득과 자산의 관련성

▪ 발행연월일	2024년 12월 26일 인쇄 2024년 12월 30일 발행
▪ 발 행 인	허 재 준
▪ 발 행 처	한국노동연구원 30147 세종특별자치시 시청대로 370 세종국책연구단지 경제정책동 ☎ 대표 (044) 287-6081 Fax (044) 287-6089
▪ 조 판 · 인쇄	거목정보산업(주) (044) 863-6566
▪ 등 록 일 자	1988년 9월 13일
▪ 등 록 번 호	제2015-000013호

© 한국노동연구원 2024 정가 5,000원

ISBN 979-11-260-0755-4



한국노동연구원

30147 세종특별자치시 시청대로 370 경제정책동
TEL : 044-287-6093 <http://www.kli.re.kr>



ISBN 979-11-260-0755-4