

인구고령화와 가계의 금융자산 선택: 이론 및 실증분석

이상호* · 유경원** · 이상현***

본 연구는 인구고령화의 진전으로 위험기피 성향이 상승하면 금융자산 선택에 있어 위험자산 수요가 감소할 수 있음을 명시적으로 고려한 후 이를 이론 및 실증적으로 분석하였다. 이를 위해 기존 연구와는 달리 연령증가에 따라 위험기피 성향이 커지는 RRA(relative risk aversion) 형태의 효용함수를 모형에 반영하였다. 또한 노동소득 및 자산가격의 불확실성 개념을 도입함으로써 2000년대 들어 크게 달라진 경제상황을 고려하고자 하였다.

이론모형을 통해 분석한 결과, 최적 위험자산 비중은 위험자산의 초과수익률(위험자산과 안전자산 간의 수익률 차), 투자자의 위험기피도, 그리고 투자자산수익률의 불확실성 이외에 연령, 노동소득, 노동소득의 불확실성 및 자산규모 등에 의해 결정되는 것으로 나타났다. 특히, 연령의 증가는 다른 조건이 동일할 때 위험기피 성향의 증가를 가져오며 이는 위험자산 비중을 낮추는 것으로 나타났다. 또한 위험자산가격의 불확실성과 노동소득의 불확실성 확대도 위험자산 수요감소 요인으로 작용하는 것으로 분석되었다. 이러한 이론적 분석결과는 토빗모형에 의한 실증분석을 통해서도 확인되었다.

핵심주제어: 인구고령화, 효용함수, 자산선택, 위험기피도, 불확실성

경제학문헌목록 주제분류: D91, D81, E44, G10, J11

I. 서 론

경제·사회적으로 발전단계가 낮은 일부 국가들을 제외하면 인구구조의 고령

* 주저자, 한국은행 경제연구원 연구조정팀장, 전화: (02) 759-5436, E-mail: shyi@bok.or.kr

** 교신저자, 상명대학교 금융경제학과 전임강사, 전화: (02) 2287-5039, E-mail: kwyo@smu.ac.kr

*** 공동저자, 자본시장연구원 국제금융실 연구원, 전화: (02) 3771-0644, E-mail:stoll80@kcmi.re.kr

논문투고일: 2010. 9. 15 수정일: 2010. 12. 14 게재확정일: 2011. 1. 6

40 인구고령화와 가계의 금융자산 선택: 이론 및 실증분석

화는 세계적인 추세가 되었다. 서유럽 국가들의 경우 20세기 중반을 전후하여 고령화 문제가 이미 심각한 수준에 이르고 있으며, 우리나라의 경우 현재 고령화가 이미 고착화된 선진국에 비해서 심각한 수준은 아니지만 앞으로 짧은 기간 내에 이른바 ‘고령사회’를 거쳐 ‘초고령사회’에 진입할 것으로 예상된다. 이러한 고령화의 원인으로는 의학기술 발달과 소득증가 등으로 인한 기대수명의 연장, 출산율 저하로 인한 유년인구의 감소, 베이비붐 세대의 고령인구 편입¹⁾ 등이 제기되고 있다.

향후 인구구조의 변화는 단순한 예측의 문제가 아니라 실현가능성이 매우 높은 실제상황의 문제라 할 수 있다. 왜냐하면, 기대수명, 출산율 등이 주어져 있는 현재의 인구구조하에서 앞으로의 고령화는 큰 오차 없이 실현될 가능성이 높기 때문이다. 물론 인구고령화는 세계적 현상으로 우리나라에만 국한된 문제는 아니다. 그러나 문제의 심각성은 전술한 것처럼 우리나라의 고령화가 지나치게 빠르게 진행되고 있다는 데 있다.

연령별 인구구성 등 인구구조의 급격한 변화는 우리나라의 경제·사회 전반에 적지 않은 영향을 미칠 것으로 보인다. 즉, 거시경제 측면에서 인구고령화는 소비, 저축, 노동공급 등에 변화를 초래하고, 나아가 생산성 또는 성장잠재력에 부정적인 영향을 초래할 뿐만 아니라 자산수요 및 금융산업 전반에 적지 않은 영향을 미칠 것으로 예상된다.

금융면에서 인구구조의 변화가 저축, 자산의 가격 및 수요에 미치는 영향에 관하여는 국내외에 많은 연구결과들이 있으나 일치된 결론을 보이고 있지는 않다. 예를 들어, Mankiw and Weil(1989), Bergantino(1998), Brooks(1998), Davis and Li(2003) 등은 인구구조의 변화가 자산수요 및 가격에 유의한 영향을 미친다고 보는 반면 Poterba(2001, 2004), Yoo(1994) 등은 유의한 상관관계가 발견되지 않는다고 주장하였다.²⁾ 인구구조 변화와 관련하여 이렇게 상반된 견해가 나

1) 우리나라의 경우 베이비붐 세대는 통상 1955~1963년 기간 중 태어난 세대를 지칭한다. 2010년 현재 약 712.5만 명(전체 인구의 14.6%)으로 47~55세에 해당한다. 이들 세대는 55세를 정년나이가 가정할 경우 금년부터 은퇴가 시작되고 2020년 이후에는 고령인구로 편입된다.

2) 특히, Poterba(2001, 2004)는 미국에서 1945~1964년에 태어난 베이비붐 세대가 은퇴하는 시기인 2020~2050년 기간이 도래하여도 자산수요가 급격히 줄지는 않을 것이라고 주장하면서 ‘자산시장 붕괴(asset market meltdown)’ 가설의 실현가능성에 의문을 제기하였다. 자산시장 붕괴가설은 미국에서 제2차 세계대전 이후 1945~1964년 기간 중 태어난 베이비붐 세대들이 은퇴 이후 소비를 위해 그 동안 축적한 금융자산(특히, 주식)을 매각하기 시작함에 따라 2020년 또는 2030년을 전후하여 자산가격이 급락하고 그 결과 자산시장이 붕괴될 것이라는 주장을 말한다. 동 가설을 처음 제기한 사람들은 Sterling and Waite

타난 이유는 분석에 사용한 모형 및 가정, 분석기간 및 설정된 변수 등에서 차이가 있기 때문이다. 우리나라에서도 박창균(2003)과 김기호·유경원(2007) 등의 연구가 있다. 박창균(2003)은 실증분석을 통해 미래 금융자산 수요를 예측하였고, 김기호·유경원(2007)은 일반균형모형을 이용하여 미래 금융자산 수요를 예측하였다. 두 연구 모두 인구구조 변화가 가계의 금융자산 수요에 영향을 미친다는 공통된 견해를 보였으나, 그 규모에 대해서는 다른 견해를 보였다.

대부분의 기존 연구들은 인구고령화를 연구할 때 고령계층의 위험기피 성향 증대가가능성에 대해 언급하면서도 일정한 값의 상대위험기피도(constant relative risk aversion: CRRRA)를 가정하는 효용함수하에서 모형을 설정하고 있다. 즉, 많은 연구자들이 고령인구의 위험기피 성향이 젊은 연령층에 비해 높다는 점을 지적하고 있지만 이를 분석모형에 적절히 반영하지는 않았다. 그러나 본 연구에서는 연령에 따라 위험기피 성향이 달라지는 RRA(relative risk aversion) 형태의 효용함수를 도입하여 자산선택에 대한 위험기피 성향의 이론적 효과와 실증적 분석결과를 함께 제시한다. 이는 이전의 연구들이 모형 추정시 단순히 다수의 연령별 더미변수(dummy)를 이용하여 자산수요에 대한 연령변화의 효과를 분석하였던 것과 비교해 볼 때 분석방법면에서 본 연구가 갖는 중요한 차별성이라 할 수 있다. 왜냐하면, 각 연령별 더미변수를 이용하는 분석은 각 연령의 평균값을 비교하는 것이고 연령 자체를 이용하는 것은 연령과 위험자산 간의 상관관계를 직접 비교하는 것이기 때문이다. 또한 더미변수를 이용할 경우 각 연령효과에 자산효과가 포함되므로 연령에 따른 자산형성의 양태가 실제 연령 때문인지, 자산효과 때문인지 여부를 판단하기 어렵다. 왜냐하면, 대체로 연령과 소득의 관계가 연령과 금융자산의 관계와 동일한 형태를 보이기 때문이다.

따라서 본 연구의 주된 목적은 이 두 효과를 구분함과 동시에 인구의 고령화 진전이 금융시장에서 금융자산 수요에 어떤 영향을 미치는지를 살펴보는 데 있다. 좀더 구체적으로 본 연구는, 첫째 최적자산선택모형을 통하여 위험기피 성향이 연령변화에 따라 달라질 수 있다는 점을 명시적으로 고려하였다.³⁾ 이를 통해 고령인구의 증가가 사회 전반의 위험기피 성향을 높여 장기적으로 금융자산의 구성이 위험자산보다는 안전자산 위주로 재편될 가능성이 있는지를 분석하였다. 둘째, 기존 연구들은 실증분석을 수행함에 있어 한국가구패널조사(Korea

(1998), Dent(1998) 등으로 금융시장에 직접 참여하고 있던 시장전문가들이었다.

3) 소비자의 효용이 연령에 의해 영향을 받으며, 연령이 높아짐에 따라 위험기피도가 커진다는 주장(가설)은 Bakshi and Chen(1994)의 의해 처음으로 모형에 반영되었다.

Household Panel Survey: KHPS, 이하 ‘대우패널’)와 같은 외환위기 이전에 조사된 자료를 이용하여 분석하고 있으나, 본 연구에서는 최적자산선택모형을 토대로 도출된 결과들을 외환위기 이후 작성된 한국노동패널조사(Korea Labor and Income Panel Study: KLIPS, 이하 ‘노동패널’) 자료를 이용하여 분석함으로써 최근 상황을 반영함과 동시에 연구분석상의 일관성을 기하고자 하였다.

본고의 구성은 다음과 같다. 우선 제Ⅱ절에서는 거시자료를 이용하여 우리나라 가계의 자산보유 현황과 특징을 살펴본다. 그리고 노동패널 자료를 이용하여 연령대별 자산구성 및 변화 등 고령화로 인한 자산구조 변화가능성에 초점을 맞추어 패널자료에 대한 기초분석을 실시한다. 제Ⅲ절에서는 인구고령화와 자산선택에 관한 고전적 이론을 소개한다. 그리고 노동소득, 가변적인 위험기피도, 불확실성 등의 개념을 도입하는 등 논의를 더욱 확장하여 생애주기 자산선택모형을 설정하고 소비자의 효용극대화를 위한 최적해를 도출한다. 제Ⅳ절에서는 앞 절에서 도출한 최적자산선택모형에 기초하여 실증분석을 시도하고, 그 결과를 정리한다. 아울러 오일러방정식 추정을 통해 구한 위험기피도(degree of risk aversion)를 이용하여 인구고령화에 따른 금융자산 수요 예측을 위한 모의 실험을 실시한다. 마지막으로 제Ⅴ절에서는 분석결과를 요약하고 시사점을 제시한다.

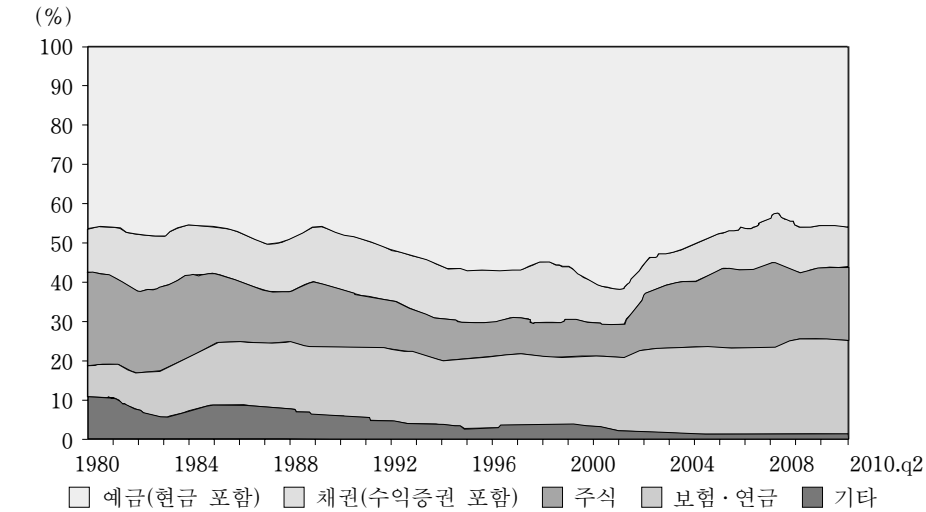
Ⅱ. 가계의 금융자산 보유현황 및 특징

1. 개인부문의 금융자산 보유현황: 거시자료

거시총량지표인 자금순환표를 통해서 가계를 포함한 개인부문⁴⁾의 자산구성비를 파악해 볼 수 있다. <그림 1>에는 우리나라 자금순환표상 개인부문의 금융자산 구성변화 추이가 그려져 있다. 전체 금융자산 중 예금자산(현금 포함)⁵⁾ 비중은 2009년 말 40%를 웃돌고 있으며, 주식 등 위험자산 비중은 이에 크게 못 미치고 있다.⁶⁾ 다만 1990년대 말 이후 예금자산 비중이 줄어드는 추세를 보

4) 자금순환표상의 개인부문은 순수가계 이외에 소규모 개인기업, 민간비영리단체 등이 포함되어 있어 순수가계만을 대상으로 하는 서베이 자료에 비해 포괄범위가 넓다. 따라서 두 자료로부터 산출되는 자산구성비를 직접 비교·평가할 때 이 점에 유의할 필요가 있다.

5) 자금순환표에서 예금자산은 결제 및 단기저축성예금, 장기저축성예금, 기타 예금 등을 포함한다.



자료: 한국은행, 『ECOS』, 자금순환표 각 연도.

〈그림 1〉 우리나라 개인의 연도별 금융자산 구성변화(잔액기준)

이고 있는 반면 보험·연금은 꾸준히 높아져 왔다.

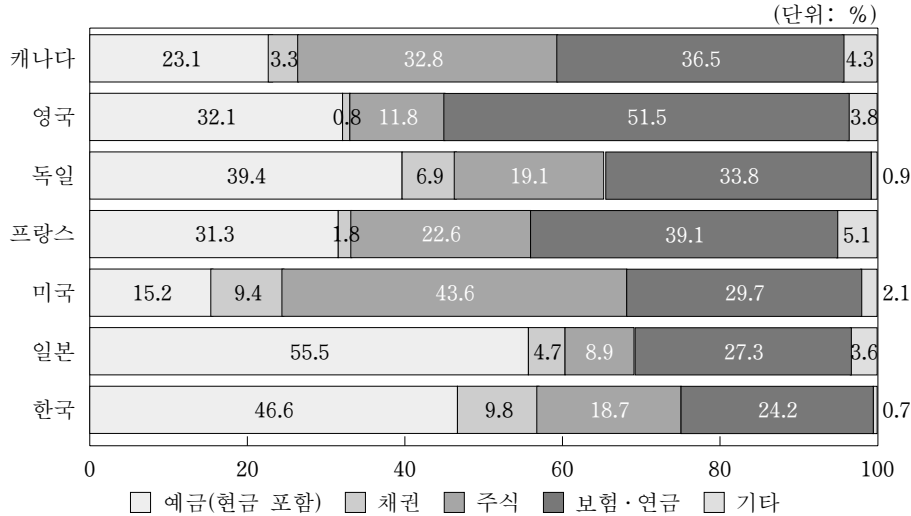
보험·연금자산의 비중 확대는 우리나라의 보험시장이 보장성보다는 저축성이 강한 보험을 중심으로 발달해 온 가운데 두 차례에 걸친 금융위기 이후 높아진 불확실성과 이로 인한 안전자산 선호에서 비롯된 것으로 보인다. 대표적 위험자산인 주식의 비중은 1990년대 말까지 계속 줄어들다가 2000년대 들어 늘어나는 모습을 보였으나 최근에는 18%대에서 머물고 있다.

한편, 〈그림 2〉는 자금순환표를 통해 개인부문의 국별 금융자산 보유현황(2008년 말 잔액기준)을 비교하고 있다. 미국의 경우 위험자산인 주식의 비중이 43.6%로 비교대상국 중 가장 높았으나 안전자산인 예금 및 현금자산은 15.2%에 불과하였다. 반대로 일본은 예금 및 현금자산의 비중이 55.5%로 매우 높았으나 주식은 8.9%에 그쳤다. 미국이나 일본을 제외한 영국, 프랑스 등 주요 선진국들은 그 동안의 고령화 현상 등을 반영하여 보험자산 및 연금자산의 비중이 상대적으로 높은 수준을 보였다.

우리나라의 경우 2010년 2/4분기 말 개인부문의 주식 및 채권 보유비중(잔액 기준)은 각각 18.7% 및 9.8%로 나타났으나 예금자산의 비중은 46.6%로 일본(2008년 말 55.5%)에 이어 높게 나타났다. 특히, 주식의 비중은 일본(8.9%)이나

6) 연구자에 따라 채권은 안전자산 또는 위험자산으로 분류되기도 한다. 본고에서는 위험자산으로 간주하였으며 이에 대한 설명은 자료설명 부분에 기술되어 있다.

44 인구고령화와 가계의 금융자산 선택: 이론 및 실증분석



주: 1) 한국은 2010년 2/4분기 말 잔액기준.
 자료: OECD Database, Financial Accounts; 한국은행, 『ECOS』, 자금순환표.

〈그림 2〉 주요국 개인부문의 금융자산 구성 비교(2008년 말¹⁾ 잔액기준)

영국(11.8%)을 제외하면 비교대상국 중 가장 낮았다.

2. 연령별 금융자산 보유현황: 미시자료

연령별 금융자산 보유현황을 살펴보기 전에 주요국의 가계자산 구성비를 살펴보면, 미국과 일본은 총자산 대비 금융자산의 비중이 각각 65.4%, 58.7%로 매우 높은 수준이며 영국도 45.2%로 금융자산의 비중이 꽤 높다. 반면 우리나라는 가계자산 구성의 실물자산 편중도가 매우 심하다. 2006년 기준으로 금융자산이 총자산의 20.4%에 불과한 반면 실물자산의 비중은 80%에 이른다. 이와 같이 가계의 자산구성에 있어 실물자산의 비중이 높은 것은 주택가격의 지속적인 상승기대⁷⁾를 반영하여 투자수단으로서 주택 등 부동산자산에 대한 선호가 높다는 점을 들 수 있다.

노동패널은 개인 및 가구의 경제활동을 관찰하기 위해 조사하는 패널조사로 횡단면 정보와 시계열 정보를 동시에 담고 있어 시간변화에 따른 가계의 자산

7) 주택가격의 지속적 상승기대 형성은 우리나라 인구구조 특성상 주택 실수요자인 30~40대 연령층 인구가 크게 늘어난 데다 자가소유 주택을 선호하는 40~50대 중장년층 인구가 계속 증가해 왔기 때문이다(유경원, 2004; 최공필·남재현, 2005 참조).

〈표 1〉 주요국 가계의 자산구성비 비교

(단위: 구성비, %)

	한 국 (2006)	일 본 (2008)	미 국 (2009)	영 국 (2009)
금융자산	20.4	58.7	65.4	45.2
실물(비금융)자산	79.6	41.3	34.6	58.4

자료: 한국 가계자산 조사(2006); 일본 내각부 국민경제계산(2009); 미국 FRB, Flow of Funds (2010); 영국 통계청 National Accounts(2010).

구성 변동상황을 분석할 수 있다는 장점이 있다. 따라서 이하에서는 노동패널 자료를 이용하여 연령별 금융자산 보유현황과 특징을 살펴본다.

(1) 두 시점(1999년 및 2008년) 간 비교

가계의 연령별 금융자산 보유행태를 살펴보기 위해 노동패널의 각 연도별 전체 표본을 가구주 연령에 따라 분류하였다.⁸⁾ 연령대는 20세 이상 74세 이하 가구주 연령을 5년 단위로 11개 연령층 및 75세 이상 연령층 등 모두 12개로 분류하였다.

〈표 2〉에는 1999년(제2차) 및 2008년(제11차) 노동패널 자료에 기초하여 작성된 연령층별 평균총자산 및 금융자산 보유현황이 제시되어 있다. 두 시점 간 자산보유 규모를 명목금액을 기준으로 비교할 경우 1999년 시점의 자산규모가 과거 물가수준이 반영된 만큼 과소평가되고, 반대로 2008년 시점의 자산규모는 물가상승분만큼 과대평가되는 문제가 있으므로 소비자물가지수(CPI, 2005=100)를 이용하여 실질금액화한 후 비중을 구하였다.

총자산 대비 금융자산의 비중(실질금액 기준)은 1999년 14.0%에서 2008년 10.4%로 낮아진 것으로 나타났는데 거시자료 분석에서와 마찬가지로 자산이 상당부분 실물자산에 편중되어 있다.⁹⁾ 그리고 연령대가 높아질수록 평균금융자산 보유액이 증가하다가 일정 연령대(1999년: 50~54세, 2008년: 55~59세) 이후 금융자산 보유금액과 비중이 작아졌다.

〈그림 3〉에서 보는 바와 같이 가구주 연령대별 금융자산 곡선은 대체로 역U자형(hump-shape)을 나타내고 있다. 이러한 형태의 금융자산 보유곡선은 소득

8) 노동패널에서 1998년(제1차)은 소득 및 자산의 세부 항목이 조사되지 않아 분석에서 제외하였다.

9) 명목금액기준 금융자산 비중도 1999년 15.7%에서 2008년 9.5%로 낮아졌다. 이러한 비중은 이미 언급하였듯이 통계청의 다른 조사결과에 비해 낮은 수치이다.

46 인구고령화와 가계의 금융자산 선택: 이론 및 실증분석

〈표 2〉 연령별 평균자산 보유현황

(단위: 만 원, %)

연령	구분	1999년도 조사(제2차)		2008년도 조사(제11차)	
		총자산	금융자산	총자산	금융자산
20~24세		2,599	768(29.5)	449	449(100.0)
25~29세		2,405	1,115(46.4)	7,521	1,506(20.0)
30~34세		6,334	1,480(23.4)	8,488	1,422(16.8)
35~39세		8,520	1,676(19.7)	12,493	1,795(14.4)
40~44세		10,829	1,622(15.0)	14,897	1,863(12.5)
45~49세		15,026	1,877(12.5)	19,326	1,403(7.3)
50~54세		16,778	2,013(12.0)	21,552	1,701(7.9)
55~59세		14,911	1,715(11.5)	27,644	3,278(11.9)
60~64세		14,698	1,809(12.3)	23,845	2,037(8.5)
65~69세		13,550	1,223(9.0)	19,443	1,846(9.5)
70~74세		11,265	662(5.9)	15,013	1,620(10.8)
75세 이상		9,737	654(6.7)	14,010	1,257(9.0)
전 체		11,447	1,604(14.0)	17,336	1,810(10.4)

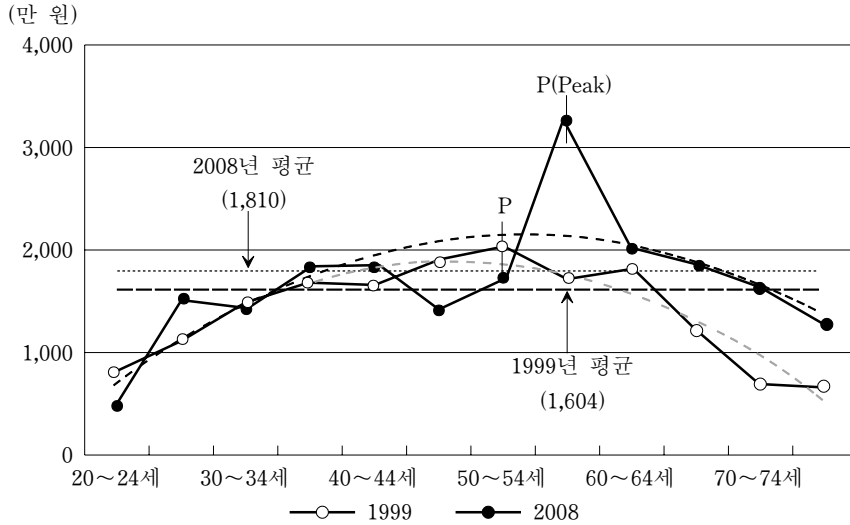
주: 모든 수치는 실질금액기준이며, () 안은 총자산 대비 금융자산의 비중(%), 여기서 총자산은 금융자산 이외에 부동산 같은 실물자산을 포괄하는 것으로 정의함.
 자료: 한국노동패널조사, 1999년(2차) 및 2008년(11차).

이 많은 중장년기에 자산을 축적하고, 은퇴 후 이를 노후생활자금으로 쓴다는 생애주기가설의 관측을 뒷받침하는 사례가 될 수 있다.

조사시점이 다른 두 자료를 비교해 보면 두 가지 특징이 발견된다. 첫째, 1999년 자료에서 자산보유액의 정점이 가구주 연령 50~54세에서 나타난 반면 2008년 자료에서는 55~59세에서 나타나 정점이 뒤로 이동하였다. 2008년 자료상의 정점은 박창균(2003)의 연구결과(45~49세에서 정점)와 강석훈(2005)의 연구결과(50~54세에서 정점)에 비해서도 뒤로 이동한 것이다.¹⁰⁾ 둘째, 1999년과 2008년 두 시점의 조사자료에서 자산의 수준이 정점에 도달한 이후 비교적 빠르게 감소하는 모습을 보인다.¹¹⁾ 다만 절대금액면에서 전자에 비해 후자의 보

10) 박창균(2003)은 대우패널 1997년 자료를, 강석훈(2005)은 한국보건사회연구원의 자활사업 실태조사 2002년 자료를 이용하였음을 유의하라.

11) 개인의 자산축적 패턴은 국가에 따라, 그리고 분석에 이용된 자료에 따라 다르게 나타난다. 특히, 미국의 경우 개인의 자산축적 패턴이 생애주기가설에서 예측하는 것처럼 역U



주: 1) 실질금액기준임.
 자료: 한국노동패널조사.

〈그림 3〉 연령층별 금융자산¹⁾ 규모 비교

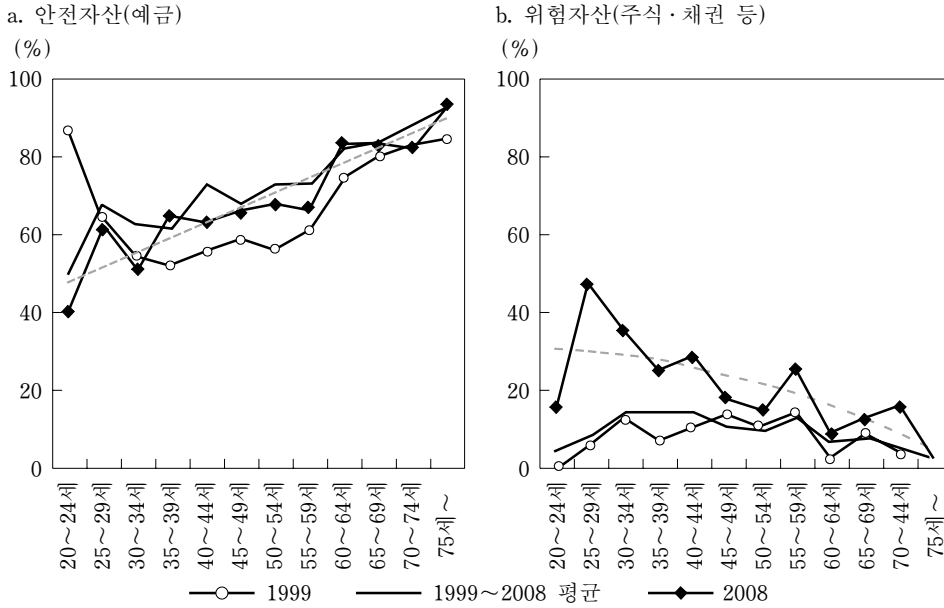
유자산 규모가 정점에 도달한 후에 상대적으로 덜 감소하였다. 즉, 55세 이상의 고령층의 경우 금융자산 규모가 10년 전에 비해 증가한 것으로 나타났다. 이러한 두 가지 특징을 초래한 요인은 여러 가지 있을 수 있겠지만, 그 중에서도 인구고령화의 진전과 관련이 있는 것으로 판단된다.

(2) 연령별 자산보유 비중 비교

〈그림 4〉는 1999년 및 2008년의 안전자산과 위험자산, 그리고 각 자산의 과거 10년간 평균비중을 보여준다. 앞서 살펴본 연령층의 금융자산 보유 패턴과 달리 연령이 높을수록 안전자산인 예금의 비중이 점차 증가하는 반면 위험자산인 주식/채권의 비중은 하락한다. 즉, 안전자산의 경우 연령이 증가함에 따라 보유비중도 커져 우상향하는 곡선을 형성한다. 반면 위험자산은 약한 역U자곡선을 보이며 우하향하고 있다. 이는 가계의 (총)금융자산 보유곡선이 연령에 따라 역U자 형태를 보였던 것과 다른 모습이다.

보통 고연령층은 수익성이 높은 금융자산보다는 안전성이 높은 금융자산을 선호하는 반면 저연령층은 그 반대의 성향을 보이는 것으로 알려져 있는 점으

자 모양을 보이지만 은퇴시기인 60세 이후에도 자산규모가 매우 완만하게 감소하는 것으로 알려져 있다(Poterba, 2001).



자료: 한국노동패널조사.

〈그림 4〉 연령에 따른 안전자산 및 위험자산 보유비중 비교

로 보아, 이와 같이 자산별로 각기 다른 모습의 수요곡선이 나타난 것은 연령 변화에 따라 금융자산에 대한 가계의 선호 차이가 생겨 자산구성이 달라지기 때문이라 여겨진다.

III. 금융자산 선택에 관한 이론적 논의 및 모형의 확장

본절에서는 Merton(1969)이 제시한 고전적 자산선택이론의 함의를 간략히 논의한 후, 연령에 따라 위험기피도가 변하는 RRA 효용함수 및 노동소득의 존재를 고려하여 Merton(1969)의 이론을 확장한다.

1. 자산선택에 관한 고전적 이론

일반적으로 개인¹²⁾은 일생을 살면서 소비와 자산구성의 변화를 통해 효용을

12) 본고에서 ‘개인’이라는 용어와 ‘가계’라는 용어를 엄밀하게 구분하지 않고 사용한다. 또한 효용극대화의 주체로서 개인 또는 가계는 소비자인 동시에 투자자이므로 특별한 경우가

극대화하려 한다. 일생 동안 소비와 자산의 선택과 관련하여 가계가 직면하는 문제에 관한 연구는 1960년대 말 이후 처음으로 다루어지기 시작하였다(Merton, 1969; Samuelson, 1969 등). 가계의 자산선택에 관한 고전적인 이론모형은 위험은 존재하지만 기대수익률이 높은 위험금융자산과 안전금융자산¹³⁾ 간의 선택문제를 다루고 있다.

Merton(1969)은 자산을 위험자산 및 무위험자산으로 구분하고 효용함수 형태, 수익률 결정방식 등에 관한 몇 가지 가정하에서 동태적 최적 자산선택 문제를 보여주고 있다. 즉, 시장이 완전하고 금융자산 수익 이외에 노동소득이 없다고 가정¹⁴⁾할 때, 투자자의 효용극대화를 위한 최적 자산구성준칙(optimal portfolio rule)은 총자산(total wealth)¹⁵⁾에 대한 위험금융자산(risky financial asset)의 비중(θ)이 아래의 식과 같이 투자자 개인의 연령, 부(wealth)의 크기 등에 관계 없이 일정한 수준으로 유지되어야 함을 보였다.

$$\theta^* = \frac{\mu - r}{\sigma_a^2} \cdot \frac{1}{\gamma}$$

- 여기서, μ : 위험자산 투자수익률의 평균
- r : 무위험자산 수익률
- γ : CRRA 형태 효용함수의 위험기피도
- σ_a^2 : 위험자산 평균수익률의 분산

위 식이 의미하는 바는, 총자산 대비 위험자산 최적보유 비중(θ)이 부의 수준이나 연령에 의해 결정되는 것이 아니라 위험자산의 초과수익률($\mu - r$), 투자자의 위험기피도(γ), 그리고 투자자산수익률의 불확실성(σ_a^2)에 의해 결정된다는 것이다.

Samuelson(1969)은 고위험투자(businessman's risk) 개념을 도입하여 “자금이 풍부하고 미래소득의 증가를 기대할 수 있는 젊은 사업가에게 위험자산인 주식에 대한 투자를 권할만하지만, 은퇴자·고령자에게는 그렇지 않다”는 투자자를 위한 일반적인 통념(folk wisdom)이 유효하지 않음을 보였다. 즉, 투자자의 위험

가 아니면 이 둘도 혼용하여 사용한다.

13) 본고에서 안전자산(safe asset)과 무위험자산(risk-free asset)은 동일한 의미로 사용되었다.
 14) 시장이 완전하여 어떠한 마찰비용(세금, 거래비용 등)이 존재하지 않는다는 가정과 노동소득이 존재하지 않는다는 가정 이외에 개별 자산의 수익률이 독립적이고 동일한 분포(i.i.d.)를 가지며, 투자자의 효용함수가 CRRA 형태이어야 한다는 가정이 추가된다(Merton, 1969).
 15) Merton(1969)의 모형에서 총자산(금융자산)은 제II절에서의 총자산(금융자산+실물자산)과 구별됨에 유의하라.

감내도(risk-tolerance)가 일생에 걸쳐 동일한 수준으로 유지될 때 효용이 극대화 되는 것으로 나타났다. Samuelson(1969)의 연구결과는 일생 동안 위험자산과 무 위험자산 간의 구성비를 일정하게 유지하는 것이 최적의 자산선택임을 보였던 Merton(1969)의 연구결과와 부합되는 것이다.

이상의 고전적 자산선택이론은 제약이 매우 강한 가정을 전제하고 논의되었기 때문에 너무 비현실적이라는 비판을 받아왔다. 이에 따라 후속 연구들은 기존의 가정을 수정하여 투자자의 자산선택이 연령이나 자산규모 변화에 따라 어떻게 달라지는지 분석하고 있다. 우선, 노동소득이 존재하지 않는다는 가정의 완화이다. 1990년대 말을 전후하여 연구자들의 관심은 경제주체의 부의 원천으로서 불확실한 노동소득¹⁶⁾의 존재를 가정하고 투자자의 연령변화와 최적 자산 선택 간의 관계를 이론적으로 규명하는 데로 옮겨졌다. Samuelson(1989)은 투자자들이 자기 자신 또는 상속자를 위해 저축을 한다는 점을 반영한 효용함수를 가정할 경우 은퇴시기가 가까워질수록 총자산에 대한 위험자산(주식) 비중이 낮아짐을 이론모형을 통해 보였다. Bodie and Samuelson(1989) 및 Bodie *et al.* (1992)은 개인의 자산구성 일부로서 금융자산 이외에 미래소득의 원천인 인적 자본의 중요성을 강조하였다. 이들은 각각 노동공급-자산선택의 2기간모형 및 연속시간 자산선택모형을 이용하여 생애에 걸쳐 노동공급의 유연성¹⁷⁾이 높은 개인은 젊은 시기에 위험자산을 더 많이 보유하고, 연령이 높아질수록 줄이는 것이 최적행위임을 보였다.¹⁸⁾ 이는 노동공급의 유연성과 위험자산 보유 간에 양(+)의 상관관계가 있음을 시사하는 것이다.

16) 어떤 문헌에서는 노동소득, 사업소득, 부동산소득 등과 같은 원천으로부터 발생하는 개인의 소득위험을 배경위험(background risk)이라 부른다. 배경위험은 개인의 의지대로 통제할 수 없을 뿐만 아니라 보험으로도 회피하기 어려운 성격의 위험으로 효용극대화를 추구하는 개인의 위험자산 수요에 영향을 미치는 것으로 알려져 있다(Arrondel and Pardo, 2002; Heaton and Lucas, 2000; Eeckhoudt *et al.*, 1996).

17) 여기서 '노동공급의 유연성'이란 주어진 여건에서 얼마나 일할 것인지, 퇴직(또는 실직) 후 새로운 직업을 찾아 일을 할 것인지 여부, 또는 언제 은퇴할 것인지 등 노동의 공급에 대해 효용극대화를 추구하는 개인들이 자유로이 결정할 수 있는 정도를 말한다(Bodie *et al.*, 1992).

18) 김재철 외(2006)는 노동소득의 불확실성이 존재하는 상황에서 연령이 증가할수록 위험자산을 덜 보유하는 것이 최적인 이유로 두 가지 사항을 언급하고 있다. 첫째, 미래 노동소득의 기반이 되는 인적자본(human capital)의 가치 자체가 줄어든다. 그 결과 위험자산의 보유로 손실이 발생할 경우 젊은 시절에 비해 손실을 만회할 가능성이 줄어들기 때문에 위험자산의 보유를 기피하게 된다. 둘째, 나이가 많아짐에 따라 개인의 노동공급의 탄력성이 약화된다. 젊은 시절에는 위험자산 보유로 인해 손실이 발생해도 노동투입을 더 많이 하거나 부업을 통해 소득을 증대시킬 수 있으나 나이가 많아질수록 그렇게 하는 것이 점차 어려워지게 된다.

다음으로, 시장의 완전성(complete market) 가정의 완화이다. 현실 경제에 존재하는 세금, 거래비용 등 마찰비용, 투자자가 직면하는 유동성 제약 등은 효용극대화를 추구하는 소비자의 자산선택에 영향을 미칠 것이다. 이 밖에도 상속동기, 예비적 동기(잔여수명 및 의료비 지출 등의 불확실성 대비를 위한 동기) 등 고전적 이론에서는 고려되지 않았던 요인들을 반영하여 소비자의 최적 자산선택 행위를 설명하려는 시도들이 있다(Poterba, 2001; Davies, 1981; Kotlikoff, 1988).

지금까지 살펴본 일반이론을 종합하면 다음과 같다. 첫째, 개인의 자산선택은 투자수익률의 평균과 분산, 투자자의 위험기피도에 의해 영향을 받는다. 즉, 위험자산 투자수익률이 높을수록, 투자수익률의 변동성(불확실성)이 낮을수록, 그리고 상대적 위험기피도가 작을수록 위험자산에 대한 투자를 늘릴 것이다. 둘째, 불확실한 노동소득이 존재하는 경우 위험자산보다는 안전자산 수요가 늘어날 것이다. 셋째, 마찰비용, 유동성 제약 등 시장불완전성 요인과 상속동기 등도 경제주체의 자산구성에 영향을 미칠 것이다.

2. 생애주기 자산선택모형: Merton모형의 확장¹⁹⁾

(1) 예산제약식

본 연구의 기본모형이 되는 Merton(1969)의 경우 전술하였듯이 생애주기에 걸친 노동소득과 이와 관련된 불확실성을 반영하지 않고 금융자산만을 상정하여 예산제약식을 설정하고 있다. 따라서 소비자의 생애주기상 외생적 충격에 따른 소득의 변동가능성이 있음에도 불구하고 이를 모형에 반영하지 못하는 문제점이 있다. Bodie *et al.*(1992)은 이러한 문제점을 보완하기 위해 노동소득을 예산제약식에 포함하여 모형을 전개하였다.

본 연구와 같이 인구고령화와 이에 따른 노동소득의 불확실성 문제를 고려하는 경우 분석모형 설정에 있어 예산식의 정확한 식별은 매우 중요하다. 개인의 미래 노동소득을 결정하는 주된 요인은 인적자본에 대한 투자인데 각 개인은 미래의 노동소득 형태로 위험자산(이를 ‘암묵적’ 위험자산이라 함)을 보유한다고 할 수 있다. 따라서 노동소득 불확실성의 존재는 개인의 생애주기상 위험금융자산(‘명시적’ 위험자산)의 선택에 영향을 미치게 될 것이다. 이러한 점을 고려하여 설정한 동태적 예산제약식은 다음과 같다.

19) 본절의 자세한 수식 유도과정은 이상호(2010)를 참조하라.

$$dW(t) = \{W(t)[r_0 + \theta(t)(\mu - r_0)] - C(t) - w(t)l(t)\}dt + \theta(t)W(t)\sigma_a(t)X(t)\sqrt{dt}. \quad (1)$$

여기서 $W(t)$: 금융자산과 노동소득의 합으로 정의된 총자산

$\theta(t)$: 총자산에서 위험자산이 차지하는 비중

$C(t)$: 소비

$w(t)$: 시간당 임금

$l(t)$: 여가

μ : 위험자산의 기대수익률

r_0 : 안전자산의 수익률

$\sigma_a(t)$: 위험자산수익률의 표준편차

X_t : $N(0, 1)$ 의 정규분포를 따르는 확률변수

(2) 최적해와 위험자산 선택

소비자의 효용함수 문제를 고려해 보자. 소비자는 소비와 여가의 선택을 통해 자신의 생애효용을 극대화하고자 한다. 따라서 생애주기에 걸친 소비자의 효용함수(U)는 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$U = E_t \left\{ \sum_{t=0}^T e^{-\rho t} u[C_t, l_t] + B[W_T] \right\}. \quad (2)$$

여기서 E_t 는 초기자산 수준, 즉 $W_t = W_0$ 하에서의 조건부 기대연산자(conditional expectation operator)이며 $u[C_t, l_t]$ 는 $u'[C_t, l_t] > 0$ 과 $u''[C_t, l_t] < 0$ 의 성질을 갖는 강오목함수(strictly concave function)라고 가정한다. ρ 는 시간선호 할인인자(time preference discount factor)로서 $\rho > 0$ 의 조건을 충족한다. 그리고 $B[W_T]$ 는 소비자의 유산가치함수(bequest valuation function)로 정의되는데, 효용함수와 마찬가지로 W 에 대해 강오목함수라고 가정하였다. 소비자는 생애주기 마지막 기인 T 기에 C_T 와 l_T 을 소비한 직후 나머지 자산을($W_T > 0$) 유산으로 남기고 죽는다고 가정하였다.

소비자의 효용극대화 문제는 식 (2)를 시간연속형으로 바꾼 다음, 예산제약조건인 식 (1)하에서 기대효용을 최대화하는 것이다. 이를 확률동태적 계획법(stochastic dynamic programming) 형태로 나타내면 다음과 같다.

$$V[W(t), w(t), t] = \max E_t \left\{ \int_t^T e^{-\rho s} u[C(s), l(s)] ds + B[W(T), w(T), T] \right\}, \quad (3)$$

$$\text{s.t. } dW(t) = \{W(t)[r_0 + \theta(t)(\mu - r_0)] - C(t) - \omega(t)l(t)\}dt + \theta(t)W(t)\sigma_a(t)X(t)\sqrt{dt}.$$

식 (3)에서 최종기(T)에는 $V[W(T), w(T), T] = B[W(T), w(T), T]$ 의 조건을 만족한다. 이후 몇 가지 가정을 추가하고, 최적화 과정을 거치면 소비, 여가 및 총자산에서 위험자산이 차지하는 비중을 구할 수 있다. 최적화 과정 중에는 테일러정리(Taylor's theorem)와 적분의 평균정리(mean value theorem for integrals) 그리고 각 변수의 1계조건이 이용된다.

[가정 1] 시간당 임금(w_t)의 확률차분방정식(stochastic differential equation)은 다음과 같다.

$$w_{t+\Delta t} - w_t = g_t w_t \Delta t + \sigma_w w_t X_t \sqrt{\Delta t}, \text{ 단 } X_t \sim N(0, 1), \sigma_w = k\sigma_a. \quad (4)$$

[가정 1]에서 g_t 는 임금상승률을 나타내며, $g_t \geq 0$ 의 조건을 충족한다. X_t 는 $N(0, 1)$ 의 확률분포를 따르는 임의변수이다. 그리고 k 는 노동소득 변동성(σ_w)과 위험자산 가격변동성(σ_a)의 관계를 나타내는 모수(parameter)로 0이 아닌 임의의 값을 갖는다고 가정한다.²⁰⁾

[가정 2] 소비자의 효용함수는 소비(C)와 여가(l) 이외에 Bakshi and Chen (1994)을 따라 연령(age)의 함수로 가정하며 그 형태는 다음과 같다.

$$u[C(t), l(t); A(t)] = \frac{\{C(t)^{1-(\gamma+\lambda \cdot A(t))} + l(t)^{1-(\gamma+\lambda \cdot A(t))}\}}{1-(\gamma+\lambda \cdot A(t))}, \lambda > 0. \quad (5)$$

[가정 2]에 따르면 소비자의 효용은 연령이 증가할수록 소비자의 상대적 위

20) 이는 금융시장에서 위험자산의 가격변화는 임금(노동소득의 변화를 초래할 수 있다는 점을 고려하면 쉽게 이해할 수 있다. 예를 들면, 임금의 예상치 않은 상승은 주식시장이 호황을 보일 때 발생할 가능성이 높기 때문에 노동소득과 자산가격 간에는 양(+의 상관관계가 있다고 가정할 수 있다. k 가 취하는 값에 따라 다음 3가지 해석이 가능하다.

- ① $0 < k < 1$ 인 경우: $0 < k = \sigma_w / \sigma_a < 1$ 이므로 노동소득의 변동성(불확실성)이 위험자산 가격의 변동성보다 작다(즉, 노동소득이 위험자산가격 변동에 대해 비탄력적으로 반응한다).
- ② $k > 1$ 인 경우: $k = \sigma_w / \sigma_a > 1$ 이므로 노동소득 불확실성이 위험자산가격 불확실성보다 크다(즉, 노동소득이 위험자산가격 변동에 대해 탄력적으로 반응한다).
- ③ $k = 1$ 인 경우: $k = \sigma_w / \sigma_a = 1$ 이므로 노동소득 불확실성과 위험자산가격 불확실성이 동일하다(즉, 노동소득 불확실성과 위험자산가격 불확실성 간에 완전상관 관계가 있다).

험기피 성향이 높아진다. 여기서 $A(t)$ 는 t 시점의 연령을 나타낸다. 그리고 효용함수에서 $(\gamma + \lambda \cdot A(t))$ 는 Arrow-Pratt의 상대적 위험기피계수를 의미하는데, 단순히 시간불변적(time-invariant) 위험기피도를 갖는 CRRA 형태의 효용함수로 가정하는 Merton(1969), Bodie *et al.*(1992)의 연구와 차별성을 갖는다. 즉, RRA 형태의 효용함수는 상대적 위험기피도가 일정(상수: γ)한 효용함수를 가정하는 기존 연구와는 달리 소비자의 위험기피 성향이 연령과 선형결합 관계를 보인다고 가정하는 것이다. 이는 연령이 높을수록 위험기피 성향이 높아진다는 가설(즉, $\lambda > 0$)을 반영하기 위한 것이다.²¹⁾

[가정 3] Merton(1969)을 따라 최종기(T)의 가치함수인 유산상속함수는 다음과 같다.

$$V[W(t), w(t), t; A(t)] = b(t)e^{-\rho t} \frac{W(t)^{1-(\gamma+\lambda \cdot A(t))}}{1-(\gamma+\lambda \cdot A(t))}. \quad (6)$$

[가정 3]에서 $b(t)$ 는 유산상속의 모수인데 이 값이 클수록 소비자는 많은 유산을 남기려 한다는 것을 의미한다. 이렇게 정의된 가정들은 식 (3)의 최적화 과정 중 이용된다. 식 (3)과 각 가정들을 통해 도출된 C , l 및 θ 의 최적해는 각각 다음과 같다.

$$C^*(t) = W(t) \left(\frac{1}{b(t)} \right)^{\frac{1}{\gamma+\lambda \cdot A(t)}}, \quad (7)$$

$$l^*(t) = W(t) \left(\frac{1}{w(t)b(t)} \right)^{\frac{1}{\gamma+\lambda \cdot A(t)}}, \quad (8)$$

$$\theta^*(t) = \frac{(u-\gamma)}{\sigma_a^2} \cdot \frac{1}{(\gamma+\lambda \cdot A(t))} - \frac{w(t)L(t)}{W(t)}, \quad \text{여기서 } k = \frac{\sigma_w}{\sigma_a}. \quad (9)$$

(3) 최적해의 의미 및 비교 정태분석

위에서 도출한 최적해의 의미를 살펴보자. 먼저, 식 (7)에서 최적 소비는 자산규모와 유산 상속동기의 함수로 나타난다. 소비자가 보유한 자산이 많을수록 소비는 증가한다. 유산동기(bequest motive)는 현재 소비와 음(-)의 관계에 있

21) 연령의 변화와 위험기피도의 관계에 대해서는 일치된 결론이 없다(양자 간의 관계에 대한 기존 연구결과는 고휘수 외(2005)를 참조). 한편, Bakshi and Chen(1994)은 GMM 추정법을 통해 $\lambda > 0$ 가 성립함을 실증분석하였다. 또한 Morin and Suarez(1983)도 연령이 높아질수록 위험기피도가 높아짐을 실증적으로 보여주었다.

다. 유산동기가 높은 사람은 현재의 소비를 줄여 자산을 축적하고 이를 다음 세대에 물려줌으로써 효용을 극대화할 수 있다.

식 (8)에서 최적 여가의 경우 소비와 마찬가지로 자산수준과 유산동기의 함수이며 임금의 수준에 의해서도 영향을 받는 것으로 나타난다. 자산이 많은 소비자는 노동보다는 여가를 더 선호할 가능성이 있다. 반면 유산동기가 클수록 소비자는 여가를 줄일 것이다. 왜냐하면, 여가를 줄이고 노동시간을 늘리면 많은 자산을 축적하고 이를 다음 세대에게 물려줄 수 있기 때문이다. 한편, 임금 수준의 상승은 여가에 대한 기회비용의 상승을 의미하므로 소비자는 여가를 줄이고 노동에 더 많은 시간을 할당할 것이다.

본 연구의 주된 관심사항인 최적 위험자산 비중은 위험자산의 초과수익률, 투자자의 위험기피도, 그리고 투자자산수익률의 불확실성 이외에 연령, 노동소득, 노동소득의 불확실성 및 자산규모 등에 의해서 영향을 받는 것으로 나타난다. 이는 앞서 논의하였던 Merton(1969)의 최적 위험자산 비중 결정요인과 대비된다.

한편, 각 변수의 변화가 최적 위험자산 비중에 미치는 영향은 비교 정태분석을 통해 파악할 수 있다. 비교 정태분석은 앞에서 구한 최적해 식 (9)에 대하여 실시되었다. 우선 다른 조건이 동일할 때 연령의 증가는 위험기피 성향의 증가를 초래하며 이는 위험자산 비중을 하락시키는 요인으로 작용한다.

$$\frac{\partial \theta^*(t)}{\partial A(t)} = -\frac{(\mu-r)}{\sigma_a^2} \cdot \frac{\lambda}{(\gamma+\lambda \cdot A(t))^2} < 0.$$

다음으로, 위험자산가격의 불확실성이 커질 경우 소비자는 위험자산의 비중을 줄일 것이라는 점은 자명하다.

$$\frac{\partial \theta^*(t)}{\partial \sigma_a^2} = -\frac{(\mu-r)}{(\sigma_a^2)^2} \cdot \frac{1}{(\gamma+\lambda \cdot A(t))} < 0.$$

또한 노동소득(임금)의 불확실성 확대도 위험자산가격의 불확실성과 마찬가지로 위험자산 비중을 줄이는 것으로 나타난다. 이를 살펴보기 위해 $\sigma_w = k\sigma_a$ 의 관계를 이용하면 최적해 $\theta^*(t)$ 는 아래와 같이 변형된다.

$$\theta^*(t) = \frac{k^2(\mu-r)}{\sigma_w^2} \cdot \frac{1}{(\gamma+\lambda \cdot A(t))} - \frac{w(t)L(t)}{W(t)}.$$

그러면,

$$\frac{\partial \theta^*(t)}{\partial (\sigma_w^2)} = -\frac{k^2(\mu - r)}{(\sigma_w^2)^2} \cdot \frac{1}{(\gamma + \lambda \cdot A(t))} < 0$$

이므로 노동소득 불확실성과 위험자산 비중 간에는 음(-)의 관계가 성립한다. 이는 노동소득은 인적자본 투자에 의해 결정되는데, 각 개인이 미래의 인적자본(노동소득) 형태로 위험자산을 이미 보유하고 있다고 할 때 노동소득 불확실성의 존재는 위험자산의 선택을 줄이는 방향으로 작용할 것이라는 점에서 타당하다.²²⁾

마지막으로 노동소득의 변동은 자산효과(wealth effect)와 대체효과의 상대적 크기에 따라 위험자산 수요의 증감요인으로 작용한다. 즉, 노동소득의 증가는 총자산을 증가시키며 총자산의 증가는 위험자산 비중을 상승시킨다. 반면, 노동소득의 증가는 대체효과로서 위험자산 비중을 하락시키는 방향으로 작용할 수 있다.²³⁾

IV. 실증분석

1. 추정모형 및 자료의 설명

본절에서는 노동패널을 이용하여 앞서 논의한 각 변수가 최적 위험자산 수요에 미치는 효과를 실증분석한다.

(1) 추정모형

앞에서 도출한 최적 위험자산 비중 결정모형(최적해 식 (9))에서 종속변수로 비중지표를 이용할 경우 종속변수가 수준지표인 설명변수의 규모와 일치하지 않는 문제점이 발생한다. 가령 μ 및 r 은 각각 위험자산의 평균투자수익률 및

22) 이와 관련하여 김시원(2009)은 독립적 위험이 존재할 때 위험자산 수요가 줄어들 수 있다는 가설을 대우패널을 이용하여 실증분석하였는데, 금융자산가격과 소득 간의 상관관계는 독립적이라고 가정하였다.

23) 이러한 논의는 생애에 걸쳐 효용극대화를 도모하는 소비자가 자기 자신에게 가장 최적의 위험자산 투자액을 조정하고자 한다는 가정을 전제하고 있다. 따라서 노동소득이 증가할 경우 굳이 고위험을 감수하면서 위험자산을 보유할 유인이 축소된다고 할 수 있다. 자산효과와 대체효과에 관한 자세한 논의는 Bodie *et al.*(1992)을 참조하라.

안전자산의 평균수익률을 나타내는데, 본 연구에서 이용하는 노동패널 자료에는 이에 관한 정보를 담고 있지 않다. 사실 이질적인 개별 가구들이 직면하는 투자수익률을 조사하는 것은 매우 어려운 일이다. 따라서 이러한 자료상 문제를 해결하기 위해 위험자산 비중 결정식을 수요식으로 전환할 필요가 있다. t 기 i 가구의 위험자산 수요식($D_{i,t}$)은 위험자산 비중 최적해 식 (9)의 양변에 W_t 를 곱하여 구할 수 있다. 즉,

$$D_{i,t} \equiv \theta_{i,t} \cdot W_{i,t} = \frac{(\mu_{i,t} - r_{i,t})}{\sigma_{a,i}^2} \cdot \frac{1}{(\gamma + \lambda \cdot A_{i,t})} W_{i,t} - w_{i,t} L_{i,t} k_i. \quad (10)$$

노동소득의 불확실성이 없는 경우(즉, $k_i=0$) 최적 위험자산 수요는 식 (11)에 의해 결정될 것이다.

$$D_{i,t} \equiv \bar{\theta}_{i,t} \cdot W_{i,t} = \frac{(\mu_{i,t} - r_{i,t})}{\sigma_{a,i}^2} \cdot \frac{1}{(\gamma + \lambda \cdot A_{i,t})} W_{i,t}. \quad (11)$$

반대로 노동소득의 불확실성이 존재하는 경우(즉, $k_i \neq 0$) 식 (10)은 식 (12) 같이 다시 쓸 수 있다.

$$D_{i,t} \equiv \theta_{i,t} \cdot W_{i,t} = \bar{\theta}_{i,t} a_{i,t} + (\bar{\theta}_{i,t} - k_i) y_{i,t}, \quad (12)$$

여기서, $\bar{\theta}_{i,t} = \frac{(\mu_{i,t} - r_{i,t})}{\sigma_{a,i}^2} \cdot \frac{1}{(\gamma + \lambda \cdot A_{i,t})}$.

위 식에서 노동소득 증가의 위험자산 수요에 대한 효과는 자산효과와 대체효과에 의해 그 크기가 결정된다. 노동소득 증가에 따른 자산효과는 쉽게 이해할 수 있다. 대체효과에 대해서는 추가적인 설명이 필요하다. 만일 $k = \sigma_w / \sigma_a > 1$ 이면(특히, k 가 상당히 크다면) 노동소득의 불확실성이 금융소득의 불확실성보다 높다는 것을 의미한다. 따라서 이러한 상황에서는 노동소득이 증가해도 소비자는 위험자산 수요를 오히려 줄일 수 있다(대체효과).²⁴⁾ 이러한 대체효과가 나타나는 이유는 소비자가 생애에 걸쳐 자신의 효용을 극대화하고자 하는데 이를 위해 θ 를 일정 수준으로 유지하려 하기 때문이다(Bodie *et al.*, 1992).

회귀추정모형 식 (10)에서 종속변수 $D_{i,t}$ 는 0의 값에서 절단된 분포의 특성을 가진다. 따라서 절단된 분포자료의 추정에 적합한 토빗모형(Tobit model)을 이용하여 분석한다.²⁵⁾ 식 (10)을 축약형방정식으로 전환하고 각 변수를 시간에

24) $\bar{\theta}$ 는 1을 초과할 수 없다는 점을 상기하기 바란다. 즉, $\bar{\theta} \leq 1 < k = \sigma_w / \sigma_a$ 를 의미한다.

대하여 평균²⁶⁾을 취하면 다음과 같은 회귀방정식을 얻을 수 있다.

$$\bar{D}_i = f_i((\mu_i - r_i), \sigma_{a,i}^2, \text{ 또는 } \sigma_{w,i}^2), \bar{A}_i, \bar{y}_i, \bar{W}_i). \quad (13)$$

(2) 자료 설명 및 변수 정의

실증분석에 이용된 자료는 노동패널 1999년(2차)부터 2008년(11차)까지의 10년간 패널자료이다.²⁷⁾ 자산관련 항목은 크게 금융자산과 부동산자산(거주주택, 거주이외 주택이나 건물·임야·토지 등의 부동산)으로 구성된다. 이 중 우리가 관심을 갖는 금융자산은 다시 은행예금, 주식/채권/신탁자산, 기타 자산(저축성 보험·계·사채·기타)으로 세분된다. 노동패널 자료상 주식, 채권 및 신탁은 한 항목에 합산되어 있어 개별 금융자산에 대한 수요를 파악할 수 없다는 점이 한계이다. 본 연구에서는 통상적인 분류방식을 따라 주식과 채권을 위험자산으로, 그리고 나머지 자산은 안전자산으로 간주하였다.²⁸⁾ 다만 신탁자산의 경우 주식이나 채권자산으로부터 분리할 수 없다는 점을 감안해 위험자산에 포함시켰다.²⁹⁾ 원자료의 표본은 매년 5,000 내외의 가구로 구성(10년간 총 45,126가구) 되지만 소득, 금융자산 등이 누락된 가구들의 자료는 이용할 수 없기 때문에 제외되었으며, 분산의 계산을 위해 다시 최소 3회 이상 설문에 응답한 가구들만이 추출되었다. 그 결과 최종 표본수는 4,985가구이다.

한편, 추정에 이용된 변수들은 다음과 같이 정의하였다. 우선 $(\mu_i - r_i)$ 의 경우 위험자산수익률(가격변화율) 및 안전자산수익률(금리) 자료가 있어야 계산할 수 있는데, 미시자료의 특성상 개별 가구가 보유한 위험자산의 가격변화와 안전자산의 금리수준을 알 수가 없다. 따라서 노동패널조사 설문지의 금융소득 항목 중 ‘주식/채권 매매차익+배당금’에서 ‘은행 등 금융기관 이자/투자소득’을 차감한 후 이를 해당연도 소비자물가지수로 나누어 실질화한 월평균값을 대리변수

25) 가계의 자산선택 문제를 토빗모형을 통해 실증분석한 연구에는 Guiso *et al.*(1996), Poterba and Samwick(1999), 김재철 외(2006) 등이 있다.

26) 단, 불확실성을 나타내는 분산의 경우 가계별로 일정한 값(상수)을 가진다고 가정하였으므로 불확실성 변수는 상수값을 그대로 사용하였다.

27) 1998년(제1차) 패널자료에서는 가구의 소득 및 자산의 세부 항목들이 조사되지 않았기 때문에 분석에서 제외하였다.

28) 대표적인 위험자산에는 주식이 있다. 채권 중 회사채도 통상 위험자산으로 분류된다. 다만 채권 중 국공채는 원금상환의 불이행 위험이 없다는 점에서 안전자산이라 볼 수도 있으나 수익률이 변동한다는 점에서 위험자산으로 보기도 한다(김시원, 2009; Guiso *et al.*, 1996; 박창균, 2003).

29) 신탁자산은 예금으로 분류되는데 2010년 1/4분기 말 기준 비중이 2%에 불과해 위험자산에 포함시켜 분석을 해도 결과에는 영향을 미치지 않을 것으로 판단된다.

로 이용하였다. 편의상 양자 간의 차이를 간단히 ‘금융소득 간 차’라고 부르기로 한다. 그리고 위험자산가격의 불확실성은 월평균 ‘주식/채권 매매차익+배당금’의 분산으로 정의하였으며, 시간당 임금의 불확실성은 가구주 월평균 소득변화의 분산으로 정의하였다.³⁰⁾ 총자산은 가구주의 ‘금융자산(월평균)+임금(월평균)’을 이용한다. 마지막으로 종속변수의 경우 ‘주식/채권/신탁’의 월평균 보유액을 이용하였다. 이후 각 가구에 배정된 가중치를 이용하여 개별 가구의 위험자산 월평균 보유액을 계산하였다.

2. 기초통계 및 모형 추정결과

(1) 기초통계

모형 추정에 이용되는 변수들의 기초통계량은 <표 3>에 정리되어 있다. 가구주의 평균연령은 48.5세, 월평균 위험자산은 13.76만 원, 총자산은 261.14만 원, 그리고 노동소득은 145.79만 원으로 각각 나타났다.

(2) 모형 추정결과

식 (13)의 추정시 위험자산 수요와 연령변수 간의 비선형 관계를 포착하기 위하여 모형②와 모형④에서는 가구주 평균연령의 제곱(\bar{A}^2)을 설명변수로 추가하였다.

토빗모형 추정결과는 <표 4>에 제시되어 있다. 거의 모든 변수들이 위험자산 수요를 설명하는 데 있어서 1% 수준에서 통계적 유의성을 가지는 것으로 나타났다. 또한 추정계수의 부호가 이론모형에 대한 정태분석을 통해 예상했던 부호와 일치하였다. 각 변수가 위험자산 수요에 미치는 방향성을 정확히 예측하

30) 이론상으로는 위험자산 수익률(가격변화율)과 안전자산 수익률(금리)의 차이, 위험자산가격의 분산을 이용하여야 한다. 익명의 심사자로부터 본고에서 사용한 대리변수와 관련해 지적이 있었다. 심사자는 안전자산보다 위험자산에 많은 자금을 투자한 가계는 당연히 위험자산 소득이 안전자산 소득보다 크게 될 것이라고 주장하였다. 실제 자료를 확인해보니 위험자산에 많은 자금을 투자한 가계의 위험자산 소득이 항상 안전자산 소득보다 많은 것은 아니었다.

위험자산 수익률이 높을수록 위험자산(주식) 투자로부터 발생하는 투자소득이 커지며, 마찬가지로 예금금리가 높을수록 예금자산으로부터 발생하는 이자소득이 커질 것이다. 결국 위험자산 소득 및 안전자산 소득의 크기는 각 자산수익률의 변동을 반영한다고 할 수 있다. 따라서 위험자산 소득이 증가하거나 안전자산 소득이 상대적으로 작아져 양자 간 차이가 확대된다면 투자자는 위험자산에 대한 수요를 늘리는 방향으로 포트폴리오를 조정할 것이다. 이러한 이유로 우리는 ‘금융소득 간 차’가 ‘위험자산과 안전자산 간 수익률 차($\mu-r$)’를 대신할 수 있다고 보았다.

60 인구고령화와 가계의 금융자산 선택: 이론 및 실증분석

〈표 3〉 기초통계량

(단위: 만 원, 세)

변수명	평균	표준편차	최소값	최대값
위험자산 평균보유액(\bar{D})	13.76	81.94	0.00	2,485.01
금융소득 간 차($\mu-r$)	-1.73	12.58	-321.84	218.93
위험자산가격 불확실성(σ_a^2)	182.31	-	0.00	140,516
노동소득 불확실성(σ_w^2)	34,414.80	-	0.00	14,800,000
가구주 연령(\bar{A})	48.50	13.59	21.51	88.69
노동소득(임금)(\bar{y})	145.79	133.56	0.00	1,614.97
총자산(\bar{W})	261.14	321.52	0.10	7,438.71

주: 각 가구 월평균값의 평균이며, 분석에 이용된 관측치는 4,985가구임.
 자료: 한국노동패널 1999년(2차)~2008년(11차) 자료.

〈표 4〉 토빗모형 추정결과 I

설명변수	위험자산소득 불확실성(σ_a^2) 고려시		노동소득 불확실성(σ_w^2) 고려시	
	모형①	모형②	모형③	모형④
금융소득 간 차($\mu-r$)	3.471*** (0.255)	3.507*** (0.255)	2.639*** (0.179)	2.692*** (0.179)
불확실성	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.004*** (0.001)
가구주 연령(\bar{A})	-3.738*** (0.113)	-6.580*** (0.353)	-3.787*** (0.116)	-7.014*** (0.372)
연령제곱(\bar{A}^2)(/100)		4.818*** (0.534)		5.405*** (0.554)
노동소득(\bar{y})	-0.367*** (0.023)	-0.253*** (0.026)	-0.309*** (0.022)	-0.166*** (0.026)
총자산($\bar{W} = \bar{a} + \bar{y}$)	0.425*** (0.012)	0.415*** (0.012)	0.393*** (0.009)	0.382*** (0.009)
LR	-7,309.840	-7,268.719	-7,317.998	-7,269.541
$\hat{\sigma}$	125.277*** (2.864)	125.469*** (2.869)	125.961*** (2.884)	126.193*** (2.891)
총관측치수/절단된 관측치수	4,985/3,993			

주: 1) () 안의 숫자는 표준오차를 나타내며, ***, **는 각각 1%, 5%의 유의수준을 의미함.
 2) 불확실성 변수로 모형① 및 모형②는 '위험자산소득의 불확실성'을, 모형③ 및 모형④는 '노동소득의 불확실성(/100)'을 사용하였음.

고 있다는 점에서 모형의 적합성이 입증되었다.

추정결과 중에서 연령 및 연령제곱 변수의 계수값, 그리고 노동소득 및 총자산 변수의 계수값에 대한 해석에 유의할 필요가 있다. 먼저, 모든 모형에서 가구 연령변수의 추정계수가 음(-)의 값을 보였는데 이는 연령이 높아질수록 위험자산에 대한 수요가 감소한다는 것을 의미한다. 또한 가구주 연령의 제곱 변수를 추가한 모형②와 모형④에서 \bar{A}^2 의 추정계수가 양(+)의 값을 보였다.³¹⁾ 이는 연령과 위험자산에 대한 수요 간에 비선형 관계가 존재할 가능성이 있음을 시사한다. 즉, 위험자산에 대한 수요함수가 연령에 대해 오목한(concave) 형태이기보다는 볼록한(convex) 형태일 수 있다는 것이다.³²⁾ 연령과 위험자산 수요 간에 단순히 음(-)의 선형관계가 있다는 것은 연령이 증가할 때 위험자산에 대한 수요가 동일한 크기로 감소함을 의미한다. 그러나 연령에 대해 볼록한 형태의 비선형 관계는 연령이 높아질수록 위험자산에 대한 수요가 감소하면서도 그 감소폭이 점차 축소됨을 의미한다. 따라서 연령이 증가할 때 위험자산에 대한 수요가 감소하지만 고연령층의 경우 여전히 위험자산을 수요한다는 점, 즉 위험자산에 대한 수요감소폭이 완만히 줄어든다는 점에서 연령과 위험자산 수요 간의 볼록한 비선형적인 관계가 보다 현실을 잘 설명하는 것으로 판단된다.

그러나 이러한 회귀분석 결과와는 달리 실제 자료를 보면 위험자산에 대한 수요가 연령변화에 대해 오목한 형태를 보이는 것이 일반적이다. 이에 대한 직관적인 설명을 다음과 같이 할 수 있다. 나이가 어렸을 때는 부의 축적수준이 낮기 때문에 위험자산에 대한 수요가 크지 않지만, 중년기에는 높은 소득이 부의 축적으로 이어지고 그 결과 위험자산에 대한 수요가 증가한다(자산효과). 고연령층 진입 이후에는 소득이 줄어들어 자산효과가 거의 나타나지 않는데다 연령증가에 따른 위험기피 성향의 상승으로 위험자산에 대한 수요가 줄어들기 때

31) 본 연구에서는 모든 모형에서 연령변수의 추정계수 부호(연령 -, 연령제곱 +)가 일관되게 나왔으며 통계적 유의성이 매우 높았다. 이와는 달리 김시원(2009)의 경우 추정계수가 모든 모형에서 통계적으로 유의한 것은 아니었으며, 도구변수에 따라 추정계수의 부호가 다르게 추정되었다. 그리고 김시원은 연령 및 연령제곱변수가 각각 플러스(+) 및 마이너스(-) 부호를 보인 추정결과를 택한 후 오목함수의 연령효과가 성립하며 실제 자료와 일치한다고 주장하였다.

32) 일반적으로 볼록함수는 최소점을 지나면 다시 상승한다. 그러나 본 연구의 추정결과를 이용하여 최소점을 확인해 보았는데, 다른 조건이 변하지 않을 때 연령 70세 초반에서 함수가 최소점을 지나는 것으로 나타났다. 우리나라의 기대수명(2009년 현재 남자 77세, 여자 83.8세)을 감안할 때 1970대 초반 연령에서는 위험자산을 보유하지 않을 것으로 보여 상당히 타당한 결과라 여겨진다. 따라서 연령에 따른 위험자산수요곡선은 '우하향' 하는 것으로 해석되고 이는 앞서 분석한 이론모형의 결과와 동일하다.

문이라 여겨진다.

다음으로 노동소득 및 총자산 변수의 변동에 따른 효과를 살펴보자. 제Ⅲ절 3항에서 우리는 자산효과와 대체효과에 대해 논하였다. 즉, 이론모형에서 자산효과는 ‘금융자산’과 ‘노동소득’의 합(총자산)의 변동에 의해 나타나며, 대체효과는 노동소득의 변동에 의해서만 나타남을 확인하였다. 실증분석 결과를 통해 이러한 두 효과가 어떠한 의미를 가지는지를 파악할 수 있다. 가령 다른 조건이 불변인 상태에서 소비자의 금융자산이 0이고 노동소득이 100만 원 발생하였을 경우, 소비자는 자산효과(0.393)와 대체효과(-0.309)의 관계(모형③)의 추정결과 기준)에서 0.084만큼, 즉 8.4만 원(=(0.393-0.309)×100)의 위험자산 수요를 늘린다. 이와 같이 위험자산 수요에 대한 노동소득 변동의 효과를 파악하려면 자산효과와 대체효과를 동시에 고려해야 한다. 요컨대, 노동생산성이 높은 중장년층의 경우 자산효과가 대체효과를 압도하여 노동소득의 증가가 위험자산 수요 증가로 나타나지만 고령층의 경우에는 반대의 상황이 발생할 것으로 예상된다. 이러한 점도 현실에서 관측되는 위험자산 보유곡선이 연령에 대해 오목한 형태로 나타나게 작용할 것으로 판단된다.³³⁾

이해를 돕기 위해 <표 5>에 노동소득과 금융자산을 분리하여 동일한 모형을 추정한 결과를 제시하였다. 여기서 <표 4>의 노동소득과 총자산 변수의 계수값을 더하면 <표 5>의 노동소득변수 계수값과 동일한 것을 확인할 수 있다. 또한 금융자산변수의 계수값이 <표 4>와 <표 5>에서 동일함을 확인할 수 있다.³⁴⁾ 이는 앞서 논의하였던 자산효과와 대체효과의 결과를 반영하는 것이다.

33) 이에 대한 설명은 앞서 설명한 연령효과와 자산효과의 관계에도 적용할 수 있다. 우선 연령은 1년 단위로 1씩 증가하는 변수이고, 자산은 월평균값이다. <표 4> 모형①에서 연령의 계수값은 -3.735이므로 연간 위험자산에 대한 수요가 약 4만 원 정도 줄어든다고 할 때, 자산효과는 $8.4 \times 12 = 100.8$ 만 원이므로 자산효과-연령효과=96.8만 원이다. 따라서 노동생산성이 높은 젊은 시기에 소비자는 위험자산 수요를 점차 늘리다가, 노동생산성이 정점을 이룬 시점 이후부터는 자산효과-연령효과의 값이 점차 작아지는 것이다.

34) 이를 수식을 통해 보일 수 있다. 추정식 $D = \beta_1 y + \beta_2 W + X' \phi + \varepsilon$ 에서 W 를 a 와 y 로 분리하면 $D = \beta_1 y + \beta_2 a + \beta_2 y + X' \phi + \varepsilon$ 이 된다(편의상 평균을 나타내는 변수 위의 ‘-’ 표시는 생략). 여기서 β_1 은 대체효과를, β_2 는 자산효과를 각각 나타내는 계수이다. 이를 다시 정리하면, $D = \beta_2 a + \delta y + X' \phi + \varepsilon$ 이 된다. 단, $\delta = \beta_1 + \beta_2$ 이다. 결국 <표 4>는 대체효과와 자산효과를 분리하여 추정한 결과를 나타내며, <표 5>는 노동소득의 변동이 가져오는 두 효과를 합하여 추정한 결과를 나타낸다.

〈표 5〉 토빗모형 추정결과 II

설명변수	위험자산소득 불확실성(σ_a^2) 고려시		노동소득 불확실성(σ_w^2) 고려시	
	모형①	모형②	모형③	모형④
금융소득 간 차($\mu-r$)	3.488*** (0.255)	3.522*** (0.255)	2.648*** (0.179)	2.699*** (0.179)
불확실성	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.004*** (0.001)
가구주 연령(\bar{A})	-3.735*** (0.113)	-6.560*** (0.353)	-3.784*** (0.116)	-6.993*** (0.371)
연령제곱((\bar{A}^2))/100		4.789*** (0.534)		5.374*** (0.554)
노동소득(\bar{y})	0.056*** (0.017)	0.160*** (0.020)	0.083*** (0.018)	0.214*** (0.023)
금융자산(\bar{a})	0.425*** (0.012)	0.415*** (0.012)	0.393*** (0.009)	0.382*** (0.009)
LR	-7,308.523	-7,267.878	-7,316.930	-7,269.020
$\hat{\sigma}$	125.202*** (2.862)	125.414*** (2.867)	125.900*** (2.882)	126.155*** (2.890)
총관측치수/절단된 관측치수	4,985/3,993			

주: 1) () 안의 숫자는 표준오차를 나타내며, ***, **는 각각 1%, 5%의 유의수준을 의미함.
 2) 불확실성 변수로 모형① 및 모형②는 ‘위험자산소득의 불확실성’을, 모형③ 및 모형④는 ‘노동소득의 불확실성(/100)’을 사용하였음.

3. 모의실험: 위험 및 안전자산 비중 장기경로 예측

본절에서는 추정된 γ 와 λ 의 값을 이용하여 2030년까지의 위험자산 비중의 경로를 예측해 본다(γ 와 λ 의 추정방법과 결과는 〈부록〉 A1을 참조).

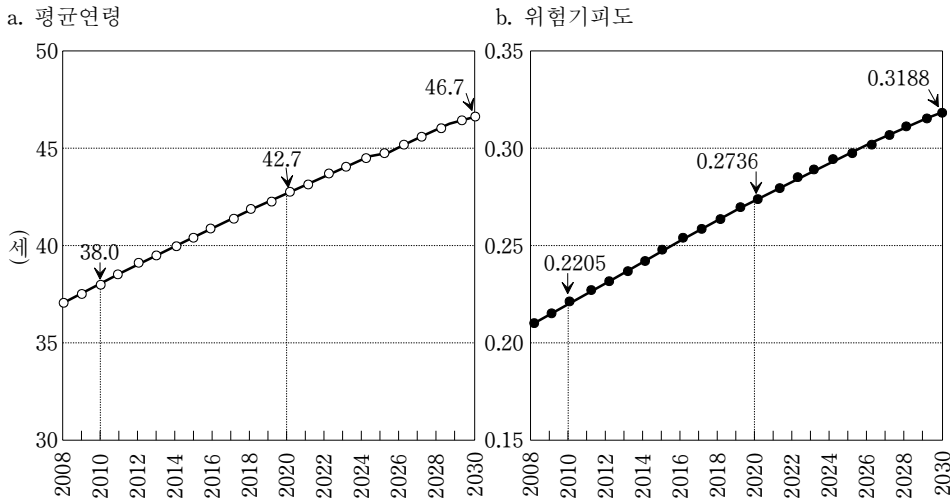
모의실험(simulation)을 위해 필요한 주식수익률, 채권수익률, 예금금리, 경제성장률 등 주요 변수의 전제는 〈표 6〉에 정리되어 있다. 위험자산인 주식의 평균수익률(μ_s)은 KOSPI 지수를 이용하여 계산하였다. 채권수익률은 회사채를 기준으로 계산하였다. 그리고 안전자산수익률은 예금은행 가중평균 수신금리(순수저축성 예금금리)를 대용변수로 사용하였다. 모든 수익률변수는 소비자물가지수로 실질화한 값을 기준으로 산출하였다.

64 인구고령화와 가계의 금융자산 선택: 이론 및 실증분석

〈표 6〉 주요 변수에 대한 전제(1996~2009 기간중)

변수명	평균	분산	표준편차(σ)	$k(=\sigma_w/\sigma_a)$
μ_s (주식시장 평균수익률)	0.0435	0.1223	0.3498	0.1135
μ_b (채권수익률 ¹⁾)	0.0281	0.0001	0.0085	4.6515
r (안전자산 수익률)	0.0279	0.0005	0.0233	—
GDP성장률(임금상승률 대응변수)	0.0477	0.0016	0.0397	—
위험기피도 관련 모수	γ	-0.2089	오일러방정식 추정결과 (〈부록〉 A2 참조)	
	λ	0.0113		

주: 1) 공모회사채(무보증, 10년) 기준이며, 2001~2009년 기간 평균.
 자료: 한국은행, 『ECOS』; fnguide.



주: 추정된 모수 γ 및 λ 값과 평균연령 예상경로를 반영하여 산출함.
 자료: 통계청.

〈그림 5〉 인구의 고령화(평균연령) 및 위험기피도 예상경로(2010~2030년)

2030년까지 예상되는 평균연령의 변화경로는 〈그림 5a〉와 같다. 평균연령은 통계청에서 발표한 자료를 사용하였다. 2010년 현재 우리나라 인구구조의 평균연령은 38세인데 앞으로 인구고령화가 계속 진행되어 2020년에는 42.7세로 높아진 후 2030년에는 46.7세로 더욱 높아질 것으로 예상된다.

이러한 인구구조의 변화를 주어진 것으로 가정하고, 오일러방정식 추정을 통해 구한 모수 γ 및 λ 값을 이용하여 금융자산 선택 관련 위험기피 정도를 시산해 본 결과는 〈그림 5b〉와 같다. 인구구조의 변화를 반영하여 위험기피도가 지

속적으로 상승하는 것으로 나타났다.

기존 연구들(예를 들면, 김기호·유경원, 2007)이 지적하였듯이 가계의 자산별 보유비중은 시간의 경과에 따라 세대별로 다르게 나타날 것이다. 자산수요 결정모형을 구성하는 몇 개의 설명변수에 대한 전제 및 예측을 통해 자산별 보유 비중의 향후 변화경로를 정확히 파악하는 데는 한계가 있다. 이런 점을 감안하여 본 연구에서는 2009년 자금순환표상 위험자산(주식 및 채권)과 안전자산의 비중을 구한 후, 동 비중이 앞으로도 유지된다는 가정하에 인구구조가 변할 때 각 자산비중이 어떻게 변하는지 살펴보았다.

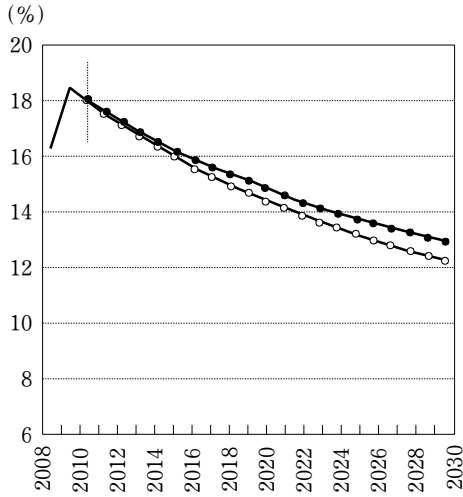
<그림 6>은 각 자산비중의 장기경로에 대한 모의실험 결과를 보여준다. 주식과 채권의 비중은 먼저 산출하였으며, 안전자산의 비중은 단순히 100에서 두 자산의 비중합을 차감하는 방식으로 계산하였다.³⁵⁾ 주식의 비중은 2009년 18.5%에서 2030년에는 12%대로 낮아지는 것으로 나타났다. 주식보다는 상대적으로 위험도가 낮지만 위험자산으로 분류된 채권의 경우 2009년 10%대에서 2030년 경에는 7% 후반대로 소폭 낮아질 것으로 예상되었다. 이와는 달리 주식과 채권을 제외한 안전자산(예금, 보험·연금 등)의 비중은 2009년 70%대에서 2030년에는 80% 정도로 높아지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 인구구조 변화에 따른 위험자산(주로 주식) 비중의 장기 변동경로를 예측한 박창균(2003), 김기호·유경원(2007)의 연구결과와 방향성 면에서 대체로 유사한 것이다. 다만 박창균(2003)은 위험자산의 구성이 2000년에 약 19%에서 2028년경 17%까지 내려갔다가 이후 반전하여 다시 점차 높아질 것으로 예측한 반면, 김기호·유경원(2007)은 주식의 경우 2010년 15%에서 2030년 2%로 채권은 1% 미만으로 낮아지는 것으로 예상하였다. 김기호·유경원(2007)은 특히 주식의 비중이 10% 이상에서 점차 하락하는 반면, 채권의 비중은 3%대로부터 크게 상승하여 2030년경을 기점으로 주식과 채권의 비중이 서로 뒤바뀔 것으로 예상하였다. 대체로 본 연구는 선행연구들과 비슷한 추이를 나타내지만 수치가 다른 이유는 박창균(2003)의 경우 대우패널로부터 추정된 계수를 이용하여 예측하였고, 김기호·유경원(2007)은 일반균형모형을 이용하였기 때문이다.

이와 같이 인구구조의 고령화는 자산구성에 적지 않은 영향을 줄 것으로 확인되었는데, 고령인구의 증가에 따른 사회 전체적인 위험기피 성향의 증대로 위험자산보다는 안전자산에 대한 선호도가 높아질 가능성이 있다. 다만 자산선

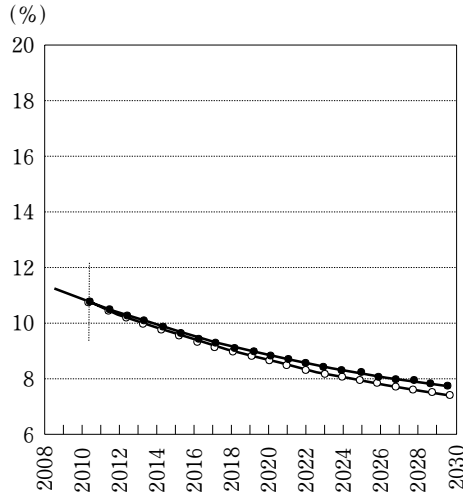
35) 따라서 시산된 안전자산 비중은 예·적금은 물론 보험·연금자산, 현금자산 등을 모두 포함한다.

66 인구고령화와 가계의 금융자산 선택: 이론 및 실증분석

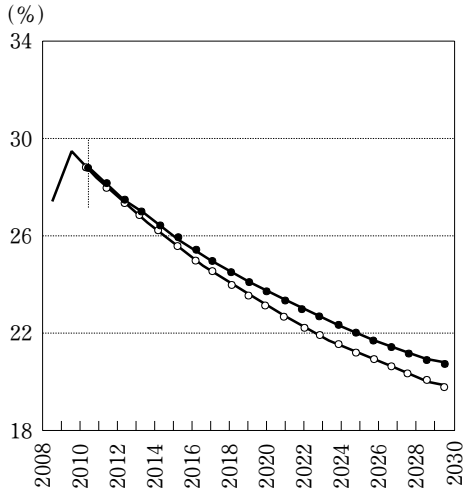
a. 주식



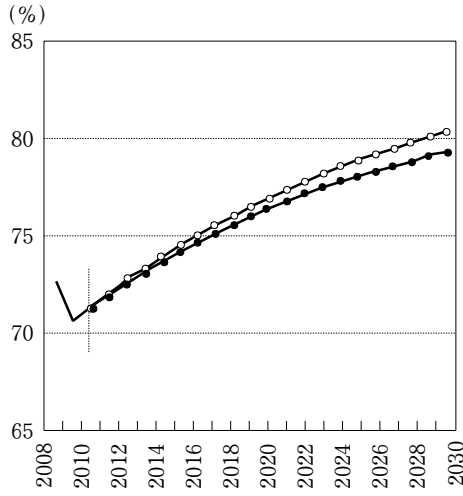
b. 채권



c. 위험자산: 주식+채권



d. 안전자산: 주식과 채권 이외 자산



○ 평균연령 증가만 고려시 ● 평균연령과 총자산 증가 고려시

주: 점선은 인구고령화 효과 이외에 총자산 증가효과도 고려할 경우 자산비중 변동경로를 나타냄.

〈그림 6〉 인구고령화에 따른 금융자산 비중변화 전망(2010~2030년)

택에 있어 인구구조의 변화가 초래하는 효과와는 상반된 방향, 즉 위험자산에 대한 수요증가 혹은 수요감소 완화가능성도 있어 위험자산에 대한 수요감소폭이 모의실험 결과보다 작아질 수도 있다. 왜냐하면, 소득수준의 증대로 자산규모가 확대되면 동일한 조건에서 위험자산에 대한 수요를 늘릴 수도 있기 때문

이다. 아울러 교육수준이 높은 경제주체들은 고령인구에 편입되더라도 주식시장에 지속적으로 참여할 가능성이 높다.³⁶⁾ 따라서 이러한 요인들은 위험자산 수요에 대한 인구구조 변화의 음(-)의 효과를 상쇄시키거나 약화시키는 방향으로 작용할 것이다. 실제 총자산 규모가 증가할 경우 위험자산 수요에 어떤 방향으로 영향을 미치는지를 살펴보기 위해 인구구조 변화와 함께 총자산이 증가하는 경우를 상정³⁷⁾하고 자산수요의 예측경로를 시산해 보았다. 그 결과는 점선으로 표시되어 있다.

총자산이 변동하지 않는다는 가정하에 시산되었던 인구고령화의 효과(위험자산 기피-안전자산 선호)가 총자산이 지속적으로 증가할 경우 약화되는 것으로 나타났다. 다만 위험자산 수요에 대한 총자산 증가의 양(+)의 효과는 인구고령화 효과에 의해 압도될 것으로 보여 ‘위험자산 수요감소-안전자산 수요증가’라는 방향 자체를 바꾸지는 못하였다.

V. 맺 음 말

본 연구는 인구의 고령화 진전으로 금융자산 선택에 있어 경제주체의 위험기피 성향 상승가능성이 있음을 이론모형에 명시적으로 고려한 후, 고령화와 위험자산 수요의 관계에 초점을 맞추어 위험기피도 증대가 금융자산 선택에 미치는 영향을 분석하였다. 이를 위해 기존 연구와는 달리 연령증가에 따라 위험기피 성향이 커지는 RRA 형태의 효용함수를 모형에 반영하였다. 또한 노동소득 및 자산가격 불확실성 개념을 도입함으로써 2000년대 들어 크게 달라진 경제상황을 고려하고자 하였다.

이론모형을 통해 분석한 결과, 최적 위험자산 비중은 위험자산의 초과수익률(위험자산과 안전자산 간의 수익률 차), 투자자의 위험기피도, 그리고 투자자산 수익률의 불확실성 이외에 연령, 노동소득, 노동소득 불확실성 및 자산규모 등에 의해 결정되는 것으로 나타났다. 특히, 연령의 증가는 다른 조건이 동일할 때 위험기피 성향의 증가를 가져오며 이는 위험자산 비중을 하락시키는 요인으

36) 일반적으로 가구주의 교육수준이 높을수록 주식과 같은 위험자산에 대한 수요가 많은 것으로 알려져 있다(Yoo, 1994; 임경목, 2004; 김재철, 2005; 김재철 외, 2006).

37) 총자산은 금융자산과 노동소득의 합으로 정의하였다. 금융자산은 2030년까지 연평균 3.3%씩 증가하고 노동소득은 인구의 고령화로 노동생산성이 하락할 것으로 예상됨에 따라 현 수준에 머무는 것으로 가정하였다.

로 작용하였다. 또한 위험자산가격의 불확실성이 높아질 경우 소비자는 위험자산의 비중을 줄이며, 노동소득(임금)의 불확실성 확대도 위험자산 수요감소 요인으로 작용하였다.

이러한 이론적 분석결과는 토빗모형에 의한 실증분석을 통해서도 확인되었다. 즉, 이론모형에서 고려되었던 모든 결정요인들이 위험자산 수요를 유의적으로 잘 설명하였다. 특히, 연령이 증가할수록 위험자산에 대한 수요가 감소하였으며 연령과 위험자산 수요 간에는 비선형 관계(convexity)가 있는 것으로 나타났다.

이러한 연구결과를 종합해 볼 때, 인구고령화의 진전과 자산수요 행태변화와 관련하여 몇 가지 시사점을 얻을 수 있다. 첫째, 베이비붐 세대의 금융자산 축적 지속, 고령화 대비를 위한 공적 및 사적 연기금 활성화 등에 힘입어 당분간 주식을 비롯한 금융자산에 대한 수요기반이 확충될 수도 있다(최공필·남재현, 2005). 그러나 장기적으로 초고령사회에 진입될 것으로 예상되는 2020년대 중반 이후에는 고령화에 따른 위험기피도 증가의 영향으로 주식 등 위험자산에 대한 수요가 줄어들 가능성이 높다. 둘째, 미래보다 현재를 더 중시하는 고연령층은 안전성과 유동성이 높은 금융상품을 선호하기 때문에 이러한 특징을 지닌 금융상품(예: 채권형 상품, 장기간접투자 상품)에 대한 수요가 늘어날 것으로 보인다. 셋째, 연령증가와 위험자산 수요 간 비선형 관계가 존재할 수 있으므로 향후 고연령층의 위험자산 수요가 점차 줄어들더라도 그 속도가 빠르지는 않을 것으로 예상된다.

본 연구는 연령증가에 따라 위험기피 성향이 높아질 수 있다는 암묵적 가정을 기반으로 한 이전의 연구와 달리 이를 명시적으로 제시하여 분석하였다. 또한 기존 연구와 달리 사회적 평균위험기피 성향의 증가를 인구고령화의 자연적 결과로 파악하였다. 그러나 부분균형의 이론모형을 중심으로 논의를 진행하였기 때문에 일반적으로 생산가능인구의 감소와 같은 거시적 요인을 모두 반영하지 못하는 한계점을 지닌다. 따라서 본고에서 제시되었던 가계부문에 기업부문을 추가한 2부문 일반균형모형을 이용할 경우, 생산가능인구의 감소와 위험기피 성향의 증대가 금융자산 선택문제에 미치는 효과를 파악할 수 있을 것으로 판단된다. 이에 대한 연구는 향후 연구과제로 남겨둔다.

부 록

A1. 오일러방정식(Euler Equation)의 유도

최적자산선택모형에서 위험기피도를 나타내는 γ 와 λ 의 값을 추정하기 위한 오일러방정식 도출과정을 설명한다. 효용함수 및 가치함수에 대한 제 가정, 각 변수의 명칭은 본문과 동일하다

Bakshi and Chen(1994)은 $A(t)$ 의 모수(parameter)인 λ 를 구하기 위해 오일러 방정식을 이용하였다. 본 연구에서도 이와 동일한 방법을 적용하여 λ 값을 추정한다. 연속형의 효용극대화 문제에서는 추정에 적합한 오일러방정식을 찾기 어렵다. 따라서 제Ⅲ절 2항의 식 (2)를 이산적인 형태의 동태방정식으로 고려하면 다음과 같다.

$$V[W_t]=u[C_t, l_t]+E_t\{e^{-\rho\Delta t}V[W_{t+\Delta t}+B[W_T]]\},$$

$$\text{s.t. } W_{t+\Delta t}=\left[(1-\theta_t)(1+r_0\Delta t)W_t+\theta_t\frac{P_{t+\Delta t}}{P_t}W_t\right]-C_t\Delta t-w_tl_t\Delta t. \quad (\text{A1})$$

이제 각 변수의 1계조건을 이용하면 다음과 같은 오일러방정식을 구할 수 있다.

$$E_t\left\{e^{-\rho\Delta t}\frac{u_C[C_{t+\Delta t}, l_{t+\Delta t}]}{u_C[C_t, l_t]}\frac{P_{t+\Delta t}}{P_t}\right\}=1. \quad (\text{A2})$$

이때 제Ⅲ장 2항에서 가정한 효용함수의 형태를 식 (A2)에 적용하면 다음과 같은 형태의 오일러 방정식이 도출된다.

$$E_t\left\{e^{-\rho\Delta t}\frac{C_{t+\Delta t}^{-(\gamma+\lambda\cdot A_{t+\Delta t})}}{C_t^{-(\gamma+\lambda\cdot A_t)}}\frac{P_{t+\Delta t}}{P_t}\right\}=1. \quad (\text{A3})$$

이제 기대연산자 E_t 를 제거하면 식 (A3)은

$$e^{-\rho\Delta t}\frac{C_{t+\Delta t}^{-(\gamma+\lambda\cdot A_{t+\Delta t})}}{C_t^{-(\gamma+\lambda\cdot A_t)}}\frac{P_{t+\Delta t}}{P_t}=1+\epsilon_t, \quad \epsilon_t\sim\text{i.i.d } N(0, \sigma_\epsilon^2) \quad (\text{A4})$$

가 되며 이를 오차항(ϵ_t)에 관하여 정리하면 Hansen and Singleton(1982)의 일반

적률추정법(Generalized Method of Moments: 이하 GMM)을 도출할 수 있다. 추정방법은 도구변수(instrumental variables)를 이용한 $E[Z_t' \epsilon_t] = 0$ 의 직교조건(orthogonality conditions)을 이용한다.

$$0 = E \left\{ \delta \frac{C_{t+1}^{-(\gamma+\lambda \cdot A_{t+1})}}{C_t^{-(\gamma+\lambda \cdot A_t)}} (1 + R_{P, t+1}) - 1 \mid Z_t \right\} = E \{ \epsilon_t \mid Z_t \}. \quad (A5)$$

여기서 $\delta = e^{-\rho t}$ 이고, $(1 + R_{P, t+1}) = P_{t+1}/P_t$ 이며, Z_t 는 도구변수를 나타낸다. 도구변수로는 소비변화(C_{t+1}/C_t) 및 위험자산가격 변화율(R_p)의 시차변수를 이용한다. 위 식을 이용하면 γ 와 λ 의 값을 얻을 수 있다.

A2. 오일러방정식의 추정결과

오일러방정식 추정에 필요한 변수는 평균연령을 의미하는 \bar{A} , 소비를 나타내는 C , 마지막으로 자산가격 변화를 의미하는 R_p 가 필요하다. 각 변수는 통계청, 한국은행 경제통계시스템을 통해 구하였다.

우선 평균연령(\bar{A})의 경우 통계청의 장래인구 추계자료를 이용하였다. 통계청은 1960년부터 2050년까지의 추계인구를 제공하는데, 평균연령은 다음의 가중평균방식을 통해 구해진다.

$$\bar{A}_t = \sum_{k=1}^K \left((A_{t,k} + 0.5) \times \frac{POP_t^{A_{t,k}}}{POP_t} \right),$$

$k = 0 \sim 4$ 세, $5 \sim 9$ 세, $10 \sim 14$ 세, \dots , 75세 이상.

즉, 해당연도(t) 각 연령구간의 중위값($A_{t,k}$)에 0.5를 더한 값에 구간별 인구의 비중($POP_t^{A_{t,k}}/POP_t$)을 곱하여 얻은 값들을 모두 더한 총합을 해당연도의 평균연령이라 정의하였다. 소비(C)의 경우 실질 총소비지출을 총인구수로 나누어 1인당 소비지출액으로 변환하였다. 자산가격상승률(R_p)역시 KOSPI를 소비자물가지수로 나누어 실질화한 후 이를 이용하여 산출하였다.

식 (A5)에서 GMM을 이용하여 추정한 결과는 다음과 같다. 우선 시간선호율을 나타내는 δ 의 경우 거의 1에 가까운 값을 보이고 있으며 기존의 다른 연구와 비슷한 결과를 보이고 있다. 다음으로 위험기피도를 나타내는 모수의 경우 도구변수를 2기부터 6기의 과거시차까지 확장한 모형에서의 $\gamma = -0.2089$ 및 $\lambda = 0.0113$ 의 값이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 따라서 각 연도의 위험

〈부표 1〉 GMM에 의한 오일러방정식 추정결과(추정기간: 1980~2009년)

모수 \ 도구변수	2~3	2~4	2~5	2~6
δ	1.1067*** (0.0397)	1.0540*** (0.0284)	1.0299*** (0.0087)	1.0304*** (0.0045)
γ	0.0228 (0.7578)	-0.4611 (0.3879)	-0.1977 (0.1449)	-0.2089*** (0.0793)
λ	0.0244 (0.0153)	0.0209** (0.0102)	0.0115*** (0.0025)	0.0113*** (0.0016)
J-통계량	1.4997 (0.2207)	5.5578 (0.1352)	7.2008 (0.2061)	7.3374 (0.3946)
자유도	1	3	5	7
관측치수	26	25	24	23

주: 1) () 안의 숫자는 이분산을 고려한 표준오차이며, ***, **는 각 1%, 5%의 유의수준을 의미함.

2) J-통계량은 과잉식별제약의 검정결과이며 () 안의 숫자는 유의확률(p-value)임.

3) 도구변수 항목에 2~3은 2기 전 및 3기 전 변수값을, 2~4는 2기 전부터 4기 전 변수값을 도구변수로 사용하였음을 의미함.

자료: 한국은행 『ECOS』; 통계청, 『KOSIS』.

기피 정도는 λ 에 평균연령을 곱하고 γ 를 더함으로써 구할 수 있다. 마지막으로 도구변수의 과잉식별제약(over-identifying restrictions)에 대한 통계적 검정을 나타내는 J-통계량의 경우 GMM 추정에서 ‘도구변수의 사용이 적절하다’는 귀무가설을 모든 모형에서 기각하지 못하였으므로 도구변수 사용이 적절했음을 나타낸다.

참 고 문 헌

- 강석훈, “인구구조와 자산선택: 부동산자산을 중심으로,” 『금융학회지』 제10권 제2호, 2005.
- 고광수·김근수·김재철, “인구고령화와 우리나라의 자본시장: 가계의 주식보유와 3층 사회보장제도를 중심으로,” 『금융연구』 제19권 별책, 2005, 61~128.
- 김기호·유경원, “출산율 저하가 인적투자 및 금융시장에 미치는 영향,” 『금융경제연구』 제304호, 한국은행 금융경제연구원, 2007.
- 김시원, “노동소득 불확실성하의 위험자산 수요: 패널분석,” 『경제분석』 제15권 제4호, 한국은행 금융경제연구원, 2009, 82~117.
- 김재철, 『가계의 주식보유 비중결정에 대한 연구: OECD 국가간 비교를 중심으로』, 한국증권연구원 연구 05-02, 2005.
- 김재철·고광수·김근수·박진모·박창욱, 『인구고령화와 우리나라의 자본시장I: 가계의 주식보유에 미치는 영향을 중심으로』, 한국증권연구원 연구 06-02, 2006.
- 박창균, “고령화의 진전과 자산수요의 변화,” 『인구구조 고령화의 경제적 영향과 대응과제(I)』 중 제5장 제2절, 한국개발연구원, 2003.
- 유경원, “우리나라 가계의 금융자산선택 결정요인 분석,” 『금융경제연구』 제185호, 한국은행 금융경제연구원, 2004.
- 이상호, “인구고령화와 금융자산선택: 미시자료 분석을 중심으로,” 『금융경제연구』 제432호, 한국은행 금융경제연구원, 2010.
- 임경목, “한국가계의 주식시장 참가 결정요인 분석,” 『KDI 정책연구』 제1호, 한국개발연구원, 2004, 36~69.
- 최공필·남재현, 『인구고령화의 경제적 영향과 시사점』, 한국금융연구원 금융조사보고서 2005-07, 2005.
- Arrondel, L. and H. Calvo Pardo, “Portfolio Choice with a Correlated Background Risk: Theory and Evidence,” *DELTA wp*, 2002-16, 2002.
- Bakshi, G. and Z. Chen, “Baby Boom, Population Aging, and Capital Markets,” *Journal of Business*, Vol. 67, 1994, 165~202.
- Bergantino, S., “Life-cycle Investment Behavior, Demographics, and Asset Prices,”

- Ph.D. Dissertation, New Haven, CT: Yale University Department of Economics, 1998.
- Bodie, Z. C. and W. F. Samuelson, "Labor Supply Flexibility and Portfolio Choice," *NBER Working Paper Series*, 3043, 1989.
- Bodie, Z. C., R. Merton, and W. F. Samuelson, "Labor Supply Flexibility and Portfolio Choice in a Life Cycle Model," *Journal of Economic Dynamics and Control* 16, 1992, 427~449.
- Brooks, R. Jermyn, "Asset Market and Savings Effects of Demographic Transitions," Ph.D. Dissertation, New Haven, CT: Yale University Department of Economics, 1998.
- Davies, J. B., "Uncertain Lifetime, Consumption, and Dissaving in Retirement," *Journal of Political Economy*, Vol. 89, 1981, 561~578.
- Davis, E. Philip and C. Li, "Demographics and Financial Asset Prices in The Major Industrial Economies," Brunel University Department of Economics and Finance, Discussion Paper No 03-07, London: Brunel University, 2003.
- Dent, Harry S. Jr., *The Roaring 2000s*, New York: Simon and Schuster, 1998.
- Eeckhoudt, L., C. Gollier, and H. Schlesinger, "Changes in Background Risk and Risk Taking Behavior," *Econometrica*, Vol. 64, 1996, 683~689.
- Gregory, Mankiw N. and David N. Weil, "The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 19, 1989, 235~258.
- Guiso, L., T. Jappelli, and D. Terlizzese, "Income Risk, Borrowing Constraints, and Portfolio Choice," *The American Economic Review*, Vol. 6, No. 1, 1996, 158~172.
- Hansen, L. and K. Singleton, "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models," *Econometrica* 50, 1982, 1269~1286.
- Heaton, J. and D. Lucas, "Portfolio Choice in the Presence of Background Risk," *The Economic Journal*, Vol. 110, 2000, 1~26.
- Kotlikoff, L., "Health Expenditures and Precautionary Saving," in L. Kotlikoff, ed., *What Determines Saving?* Cambridge, MIT Press, 1988.
- Merton, R., "Lifetime Portfolio Selection under Uncertainty: the Continuous-time

- Case,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 51, 1969, 247~257.
- Morin, R. and A. Suarez, “Risk Aversion Revisited,” *Journal of Finance* 38, 1983, 1201~1216.
- Poterba, J., “Demographic Structure and Asset Returns,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 83, 2001, 565~584.
- _____, “The Impact of Population Aging On Financial Markets,” *NBER Working Paper Series* 10851, 2004.
- Samuelson, Paul A., “Lifetime Portfolio Selection by Dynamic Stochastic Programming,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 51, 1969, 239~246.
- _____, “Case At Last for Age-Phased Reduction in Equity,” *Proceedings of the National Academy of Sciences*, Vol. 86, 1989, 9048~9051.
- Sterling, W. and S. Waite, *Boomernomics: The Future of Your Money in the Upcoming Generational Warfare*, New York: Ballantine Publishing Group, 1998.
- Yoo, Peter S., “Age Dependent Portfolio Selection,” *Working Paper* No. 94-003A, MO: Federal Reserve Bank of St. Louis, 1994.

[Abstract]

Population Aging and Household's Financial Asset Portfolio Decisions

Sangho Yi* · Kyeongwon Yoo** · Sang Heon Lee***

This study theoretically and empirically analyzes the household's financial asset portfolio decisions considering the impact of an increase in risk aversion on demand for risky assets due to population aging. To this end, we incorporate a relative risk-aversion type of utility functions into the theoretical model in order to capture that the risk aversion would increase as population aging is progressing in an economy. Also, we introduce uncertainty in labor income and asset price to reflect changes in economic situation since 2000.

Our model implies that optimal risk asset holdings among the financial assets would be determined by excess returns (the returns on risky asset minus returns on safe asset), the degree of risk aversion of investors, and the uncertainty in investment asset returns, along with age, labor income, labor income uncertainty and total asset size. In particular, an increase in age, other things being equal, leads to an increase in risk aversion, and then it appears to reduce the weight of risk assets among the financial assets. Furthermore, the uncertainty in risky asset prices and labor income results in the similar impact. These theoretical implications are empirically supported by the household data in Korea using the Tobit model.

Keywords: population aging, utility function, portfolio decision, risk aversion, uncertainty

JEL Classification: D91, D81, E44, G10, J11

* First author, Economic Research Institute, The Bank of Korea, Tel: (02) 759-5436, E-mail: shyi@bok.or.kr

** Corresponding author, Dept. of Economics and Finance, Sangmyung University, Tel: (02) 2287-5039, E-mail: kwyoo@smu.ac.kr

*** Coauthor, Korea Capital Market Institute(KCMI), Tel: (02) 3771-0644, E-mail: stoll80@kcmi.re.kr

— |

| —

— |

| —