

우리나라 가계의 자산보유 특성과 결정요인: 주식 직접투자 결정을 중심으로*

박 대 근**

본 연구는 통계청에서 작성한 2006년 가계자산조사자료를 이용하여 우리나라 가계의 자산보유 특성을 파악하는 한편, 주식직접보유 여부와 비중의 결정요인에 대해 분석하였다. 헤크만의 표본선택모형을 추정한 결과에 따르면 주식보유 확률은 연령이 높아짐에 따라 그리고 특히 65세 이상 고령가구에 있어 유의하게 낮아지는 것으로 나타났다. 그러나 조건부 주식보유 비중에서는 이와 같은 연령효과가 뚜렷하게 나타난다고 할 수 없다. 이는 전체 고령가구의 주식보유 비중이 낮아지는 현상이 개별 가구의 금융자산에서 주식보유 비중이 감소하는 것보다는 아예 주식투자를 하지 않는 고령가구의 비율이 높아지는 데에 주로 원인이 있음을 의미한다. 이와 같은 연령효과는 금융자산보다는 총자산 중 주식비중에서 더욱 명확하게 나타난다. 연령효과와는 대조적으로 교육 정도가 높을수록 주식보유 비중과 보유확률이 모두 유의하게 증가하는 것으로 나타났다.

핵심주제어: 가계자산선택, 주식보유 비중, 조건부 비중, 주식보유 확률, 가계자산조사

경제학문헌목록 주제분류: E21, G11

I. 서 론

가계가 금융자산을 어떻게 구성하는가는 경제학자와 정책입안자에 있어서 점차 중요한 관심사가 되고 있다. 사회보장제도나 국민연금제도에 있어서 확정기여형 요소를 추가할 것인지에 대한 정책 의사결정에 있어서는 과연 가계가 합리적인 자산구성을 할 수 있는 능력이 있는가가 관건이 된다. 고령화나 베이비붐 세대로 인한 인구의 연령구조 변화가 금융시장에 어떤 영향을 미칠 것인가를 분석함에 있어서도 연령에 따라서 가계가 금융자산의 구성을 어떻게 변화시

* 본 논문에 대해 유용한 논평을 해 주신 심사자분들과 자료의 분석에 도움을 준 이정은 양에게 감사드린다. 본 논문에 남아 있는 오류는 필자 자신의 책임임을 밝힌다.

** 한양대학교 경제금융학부 교수, 전화: (02) 2220-1033, E-mail: parkdk@hanyang.ac.kr
논문투고일: 2010. 4. 22 수정일: 2010. 5. 21 게재확정일: 2010. 6. 10

키는지를 파악하는 것이 중요하다. 이와 같은 맥락에서 Campbell(2006)도 가계의 자산구성에 대한 의사결정을 의미하는 가계금융(household finance)에 대한 연구가 전통적인 자산가격 결정이나 기업금융에 더하여 재무금융분야에서 새로운 주요 분야로 부상하고 있음을 지적하고 있다.

가계의 자산구성은 연령과 계획시야에 따라 최적 자산구성이 변할 수 있다는 점에 특징이 있다. 특히, 주식과 같은 위험자산에 대한 투자비중이 연령에 따라 어떻게 달라져야 하는지 그리고 실제로 어떻게 달라지는지에 대해서는 많은 이론적 연구와 실증적 분석이 이루어졌다.

1960년대의 이론적인 분석은 평생 동안의 최적 자산구성이 연령이나 재산규모와 관계 없이 일정해야 하는 조건을 제시하였다(Samuelson, 1969; Merton, 1969). 이들 조건은 ① 자산수익률이 시간에 따라 독립적이고 동일한 분포를 가지며, ② 경제주체의 효용함수는 시간에 따라 일정하고, 덧셈의 형태로 분리될 수 있고(additively separable), 상대적 위험회피도가 일정하며(CRRA), ③ 근로소득이나 비교역자산이 존재하지 않으며, ④ 시장은 마찰적 요인이 존재하지 않고 완전(complete)해야 한다는 네 가지로 요약될 수 있다. 이후의 연구들은 이들 조건이 충족되지 않을 경우 최적 자산선택이 연령이나 재산규모에 따라 달라질 수 있음을 보여 주었다. 특히, 자산선택이 연령에 따라 영향을 받을 수 있는 이유는 다음과 같다.

첫째, 인적자본과 같은 비교역자산이 존재할 경우이다. Campbell and Viceira (2002)에 따르면 미래 근로소득의 현재가치인 인적자본은 교역이 불가능하므로 각 경제주체는 자신의 인적자본을 그대로 총자산의 일부로 보유해야 한다. 이 경우 인적자본과 수익률 상관관계가 높은 자산의 보유비중은 낮아져야 한다. 예를 들어, 인적자본이 위험이 낮은 안전자산이라면, 연령이 젊을수록 다른 안전자산을 적게 보유해야 하며, 주식과 같은 위험자산의 보유비중이 높아져야 한다. 일반적으로 연령이 낮을수록 앞으로 근로소득을 벌 수 있는 기간이 길므로 인적자본이 총자산에서 차지하는 비중이 높기 때문이다. 인적자본이 위험자산인 경우에는 인적자본과 위험자산 간 수익률의 상관관계가 연령효과를 좌우한다. 만일 인적자본과 주식수익률 간 상관관계가 낮다면 연령이 낮을수록 주식보유 비중이 높아져야 한다.

둘째, 자산의 수익률이 시간에 따라 독립적이고 동일한 분포를 가지지 않는 경우에는 투자기간에 따라 최적 주식투자비중이 달라져야 한다. 특히, 자산수익률이 음의 자기상관관계를 가지는 경우에는 투자기간이 길수록 주식투자비중이

높아져야 한다. 이 경우 연령이 낮을수록 투자기간이 더 길기 때문에 주식투자 비중이 높아질 것으로 기대된다. 물론 주가수익률이 과연 음의 상관관계를 가지는지에 대해서는 논란이 있다.

셋째, 상대위험회피도가 일정하지 않은 경우 특히 연령이 높아질수록 위험회피도가 높아질 경우에는 당연히 주식보유비중이 낮아져야 한다. 실증적으로 연령에 따라 위험회피도가 높아진다는 연구결과도 제시되어 있다(Bellante and Green, 2004).

넷째, 세금도 연령별 자산구성에 영향을 미칠 수 있다. 경제주체들은 일반적으로 가장 과세부담이 높은 자산을 과세지연효과가 있는 연금성 계좌에 보유하고, 비연금성 계좌에는 과세부담이 낮은 자산을 보유한다. 일반적으로 주식은 채권에 비해 과세부담이 낮기 때문에 주로 비연금성 계좌에 보유되는데, 연령이 높아질수록 금융자산 중에서 연금성 계좌의 비중이 높아지고 비연금성 계좌의 비중이 낮아지기 때문에 주식보유비중이 감소할 수 있다.

다섯째, 거래비용도 자산구성에 영향을 미칠 수 있다. 거래비용에는 계좌개설비용, 최소 거래단위, 최소잔고 유지비용, 정보수집비용 등이 포함된다. 특히, 주식과 같은 위험자산의 투자에 있어서는 투자대상에 대한 정보를 수집하기 위한 비용이 발생하는데, Haliassos and Bertaut(1995)는 이와 같은 거래비용이 위험기피도 증가와 결합될 때 고령자는 아예 주식투자 자체를 포기할 수도 있음을 보여 주었다.

이상에서 보았듯이 이론은 연령이 주식과 같은 위험자산의 비중에 영향을 미칠 수 있음을 지적한다. 이처럼 연령에 따라서 가계가 보유한 자산의 규모나 구성이 변한다면 고령화와 같은 인구 연령구조의 변화는 해당 자산에 대한 수요변화를 통해 자산시장 규모와 자산가격에 영향을 미칠 수 있을 것이다. 바로 이와 같은 이유에서 고령화가 진전됨에 따라 자산가격이 하락하고 자산시장 규모가 줄어들 것임을 주장하는 ‘자산시장 붕괴가설(asset meltdown hypothesis)’의 타당성 여부도 자산보유에 대한 연령효과 추정을 통해 검증될 수 있다.

앞서 보았듯이 이론은 대체로 연령이 증가할수록 주식과 같은 위험자산의 보유비중이 감소해야 함을 지적한다. 하지만 연령효과는 이와 상반되게 작용할 수도 있다. 예를 들어, 불확실한 근로소득이 주식으로부터의 수익률과 양(+의 상관관계를 가지거나 주식투자 수익률이 양(+의 자기상관관계를 가진다면 연령효과가 반대로 나타날 수도 있다. 뿐만 아니라 자산소득에 대한 과세체계도 국가마다 차이가 있다. 이는 국가나 표본에 따라서 주식보유에 대한 연령효과

가 상이하게 나타날 수도 있음을 의미한다. 이에 더하여 과연 경제주체들이 실제로 이론이 예측하는 것과 같은 자산선택을 하고 있는지를 분석하는 것도 의미가 있다. 이에 따라 본 연구에서는 실증자료를 이용하여 우리나라 가계의 자산구성, 특히 주식보유의 결정요인을 연령효과를 중심으로 추정하고 분석하고자 한다.

본 연구는 다음과 같은 내용으로 구성된다. 다음의 제Ⅱ절에서는 가계조사자료를 이용하여 가계의 자산선택, 특히 주식과 같은 위험자산의 보유비중에 영향을 미치는 요인들을 분석한 기존의 문헌들을 소개한다. 제Ⅲ절은 자금순환표와 2006년 가계자산조사를 이용하여 우리나라 가계의 자산보유 현황과 특성을 파악해 본다. 제Ⅳ절에서는 우리나라 가계의 주식 직접보유 의사결정과 비중결정에 대한 토빗모형과 헤크만의 표본선택모형을 각각 추정하고 그 결과를 분석한다. 제Ⅴ절에서는 본 연구의 결론과 한계를 제시한다.

Ⅱ. 기존 문헌

가계의 자산구성에 영향을 미치는 요인들을 분석하기 위해서는 주로 가구별 서베이 자료가 이용된다. 이들 연구들은 대체로 연령이 증가함에 따라서, 특히 고령가구에 있어서 주식과 같은 위험자산의 보유비중이 감소하며 아예 주식을 보유하지 않는 가구의 비중이 증가함을 보여 주었다.

Poterba and Samwick(1997)은 미국의 소비자금융조사(Survey of Consumer Finance: SCF) 자료를 이용하여 연령과 출생연도에 따른 가계의 자산구성 패턴을 분석한 결과, 이 두 가지 요인이 모두 가계의 특정자산보유 여부와 보유비중에 영향을 미침을 발견하였다. 우선 이들은 연령별 자산보유 확률과 비중이 자산의 종류에 따라서 상이함을 발견하였다. 이들은 또한 연령별 자산보유 패턴이 출생연도효과에도 크게 의존함을 발견하였다. 특히, 일찍 태어난 세대가 나중에 태어난 세대에 비해 동일한 연령대에 있어서 주식을 보유할 확률이 더 높은 반면 비과세 채권을 보유할 확률이 더 낮음을 발견하였다.

Bertaut and Starr-McCluer(2002)는 미국의 소비자금융조사 자료를 이용한 계량분석을 통해 고령가구에서 주식을 포함한 위험자산의 평균보유비중이 감소하는 현상이 나타나는 이유가, 모든 고령가구가 자산구성에 있어서 주식의 보유비중을 감소시키기 때문이 아니라 고령가구일수록 주식투자에 아예 참여하지

않는 가구의 비중이 높아지는 데에 있음을 발견하였다. Ameriks and Zeldes (2004)는 SCF 자료와 함께 미국의 교원연금기금인 TIAA-CREF로부터의 패널 자료를 결합하여 분석한 결과 Bertaut and Starr-McCluer의 주장을 지지하는 결과를 발견하였다. Banks and Tanner(2002) 역시 영국의 금융연구조사(Financial Research Survey)자료를 이용하여 주식을 포함한 위험자산보유 의사결정에 대한 Heckman(1979)의 표본선택모형을 추정한 결과, 연령은 위험자산의 보유 여부에는 중요한 영향을 미치나 위험자산을 보유하고 있는 가구의 위험자산 보유 비중에는 유의한 영향을 미치지 못함을 발견하였다. 이와 같은 현상은 이탈리아(Guiso and Jappelli, 2002)와 독일(Eymann and Borsch-Supan, 2002)의 자료를 이용한 연구에서도 공통적으로 나타난다.

우리나라 가계의 자산보유에 대한 연구는 한국가구패널조사자료, 가계자산조사자료, 노동패널조사자료 등을 중심으로 이루어졌다. 임경목(2004)은 한국가구패널조사자료를 이용하여 우리나라 가계의 주식보유 여부에 대한 결정요인을 분석하였다. 이 연구에서는 주식보유에 대한 패널프로빗모형을 추정한 결과, 장년층에 있어서 주식보유 확률이 가장 높으며 노년층일수록 주식보유 확률이 낮아지는 등 주식보유에 있어서 역U자 형태의 연령효과가 있음을 발견하였다. 이 연구에서는 가구주의 교육 정도가 높을수록 그리고 소득수준이 높을수록 주식시장 참가확률이 높아진다는 사실도 발견하였다.

유경원(2004)은 한국가구패널조사자료를 이용하여 가계의 주식보유 비중에 대한 의사결정을 분석하였다. 선택편의를 고려하기 위해 헤크만의 표본선택모형을 2단계 방식으로 추정하였는데, 소득위험이 높을수록 주식보유 확률과 보유비중이 모두 감소하는 반면 안전자산의 보유확률과 보유비중은 증가하여 예비적 자산선택이론을 지지하는 것으로 나타났다. 이 연구는 소득위험 이외에도 가구주 교육 정도가 높을수록 그리고 자가주택을 소유한 경우 주식보유 확률이 높아짐을 발견하였다. 그러나 가구주 연령, 가구주 연령의 제곱 두 변수 모두 추정치가 유의하지 못하여 가구주 연령은 주식보유 확률과 비중에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 반면에 안전자산 보유비중에 대한 추정결과는 30세 이후 가구주 연령이 증가할수록 안전금융자산 보유비중이 완만하게 상승하는 생애주기 패턴을 보임을 나타냈다.

박창균(2005)은 1994년부터 1998년까지의 한국가구패널조사자료를 이용하여 출생연도효과를 제거한 연령별 개인 자산보유액을 구한 결과, 우리나라의 자산보유 패턴에 대해 다음과 같은 특징을 발견하였다. 첫째, 연령별 총자산 및 순

자산 보유액을 보면 20세 이후 지속적으로 증가하여 65~69세에 정점에 달한 후 감소하는 패턴을 보이는데, 이는 대체로 생애주기소비이론의 예측과 일치한다. 둘째, 미국과 비교할 때 우리나라는 전체 자산 중 금융자산이 차지하는 비중이 매우 낮다. 특히, 금융자산 보유액이 연령에 따라 증가하는 미국과 달리 우리나라는 30세 이후 금융자산의 연령별 보유액이 거의 일정하다. 셋째, 연령별 주식보유 비중은 청장년기에 높고 노년기에 낮아지는 역U자(또는 낙타등) 모양을 보인다.

고광수·김근수·김재철(2006)은 2001년 도시가계조사자료를 이용하여 주식보유비중 결정요인을 토빗모형을 통해 분석하였다. 추정결과는 연령이 주식보유비중에 유의한 영향을 미치지 35~44세를 정점으로 하여 연령이 증가할수록 주식보유 비중이 감소함을 보여 주었다. 연령대별 더미변수 대신 연령과 연령의 제곱을 포함시킨 모형에서도 연령의 제곱이 통계적으로 유의한 음의 영향을 미쳐 더미변수를 통한 분석결과를 뒷받침해 주었다. 이 밖에도 가구주 교육수준이 높을수록, 가구주가 남성일 때, 가구의 재산과 소득수준이 높을수록 주식보유비중이 높아지며, 연금 및 사회보장 수혜액이 높을수록 주식보유비중이 낮아지는 것으로 나타났다. 프로빗모형을 통해 추정된 주식보유 여부 의사결정에 대한 추정결과도 모든 변수가 주식보유비중에 대한 추정결과와 유사한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

김경아(2007)는 한국노동패널조사자료를 이용하여 가계의 안전자산보유 결정요인을 파악하였는데 소득 불확실성이 높을수록 안전자산 보유비중이 유의하게 높아지는 것으로 나타나 국내 가계의 자산구성이 예비적 자산선택이론에 부합한다는 결론을 내릴 수 있었다. 그렇지만 동태적 GMM 추정결과는 가구주 연령이나 교육 정도가 안전자산 보유비중에 그다지 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 안전자산에 대응되는 위험자산보유가 가구주 교육 정도나 연령에 의해 영향을 받는다는 기존 연구들의 결과와 일치하지 않는다.

가계의 자산구성 의사결정을 분석하기 위해서는 가구별 조사자료가 필요하다. 우리나라에서 이와 같은 목적으로 사용할 수 있는 대표적인 가계조사자료로는 한국가구패널조사(KHPS), 한국노동패널조사(KLPS),¹⁾ 그리고 가계자산조

1) 한국노동패널조사는 비농촌지역에 거주하는 한국의 가구와 가구원을 대표하는 패널 표본 구성원의 경제활동, 노동시장 이동, 소득 및 소비, 교육 및 직업훈련, 사회생활, 자산 및 부채 등의 자료를 매년 조사하는 종단면 조사로 가계소비 분석을 위해 널리 사용되고 있다(차은영·조수진, 2008). 1998년 1차 조사를 시작으로 하여 매년 조사가 이루어지고 있

사를 들 수 있다.

임경목(2004)과 박창균(2005)의 연구에서 사용된 한국가구패널조사는 대우패널조사라고도 하는데 1993년부터 1998년까지 조사가 이루어진 패널자료로 가계의 저축, 소비, 자산선택 의사결정에 관한 실증분석에서 널리 이용되었다. 이 자료는 패널자료이기 때문에 출생연도효과(cohort effect)와 연령효과를 서로 분리하여 분석할 수 있다는 장점이 있다. 이와 반면에 매년 중도탈락한 가구로 인해 중도에 추가된 가구를 포함하더라도 1998년에는 조사된 가구가 2,468가구에 불과하며, 분가가구와 교육 정도를 비롯한 주요 변수가 보고되지 않은 가구를 제외할 경우 사용 가능한 표본의 수가 작아진다는 단점이 있다.²⁾ 뿐만 아니라 1998년을 끝으로 조사가 종료되었기 때문에 이 기간 이후, 특히 외환위기 이후 우리나라 가계의 자산구성에 있어서 나타난 변화를 파악하거나 분석하기가 불가능하다는 문제가 제기될 수 있다.

이와 같은 문제점을 고려해 볼 때 비교적 최근에 조사된 가계조사자료를 이용하여 가계의 자산보유 의사결정에 대해 분석하고 그 결과를 다른 가계조사자료를 이용한 분석결과와 비교하는 것은 의미가 있다고 하겠다. 본 연구에서는 2006년에 시행된 통계청의 가계자산조사를 이용하여 우리나라 가계자산구성의 특성을 파악하고, 주식보유 의사결정모형의 추정을 통해 주식보유 여부 및 비중결정요인을 파악하고 이를 기존 연구의 결과와 비교해 보고자 한다.

통계청에 의해 작성되는 가계자산조사자료는 패널자료가 아닌 횡단면 자료이며, 2006년에 처음 현재의 형태로 조사가 이루어졌다. 패널조사가 아니기 때문에 출생연도효과(cohort effect)를 제거한 순수한 연령효과 추정이 불가능하다는 한계가 있기는 하지만³⁾ 표본가구의 수가 8,276가구로 다른 조사자료에 비해 이용할 수 있는 표본의 수가 크고, 2006년에 조사가 이루어져 비교적 최근의 우리나라 가계자산구성 현황과 특성을 분석할 수 있다. 따라서 이 자료를 이용한 분석결과를 한국노동패널조사자료를 비롯한 다른 자료와 방법론을 이용한

으며, 1차 조사에 있어서는 세부 자산항목에 대한 자료가 공개되지 않아 가계자산보유 분석을 위해서는 1999년의 2차 조사 이후의 자료만이 사용되고 있다.

- 2) 임경목(2004)에 따르면 분가가구와 주요 변수의 미보고로 인해 사용할 수 없는 가구를 제외할 경우 가용표본의 수가 1,206개에 불과하다. 한국가구패널조사의 가용표본수의 문제는 박대근·성태운(2006)에서도 지적되었다.
- 3) 패널자료를 이용할 경우 연령효과, 출생연도효과, 시간효과와 세 효과를 모두 파악할 수가 없기 때문에 출생연도효과나 시간효과 중 하나만을 제거하고 연령효과를 파악할 수밖에 없다. 그런데 기존의 연구들은 모두 이들 중에서 시간효과만을 제거하였으며 이는 모든 연령에 있어서 출생연도효과를 동일하게 두는 것과 마찬가지로다.

분석결과와 비교하는 것도 의미가 있다.⁴⁾

Ⅲ. 가계의 자산보유 현황

〈표 1〉은 자금순환표 중 금융자산부채잔액표를 통해서 본 우리나라의 개인부문 금융자산 보유실태의 추이를 보여 준다. 자금순환표에서의 개인부문에는 가계에 더하여 민간 비영리단체와 소규모 개인기업이 포함되어 있으므로 이 표를 통해서 순수한 가계부문의 금융자산 구성을 파악하는 데는 한계가 있다(한국은행, 2007). 금융자산부채잔액표는 2002년 이전까지는 구 SNA체제에 의해 작성되었고, 2002년부터 신 SNA체제에 의해 작성되고 있는데, 두 체제하에서의 금융자산 분류기준이 상이하서 서로 비교하는 것이 의미가 없기 때문에 2002년 이후의 자산보유 실태만 제시하였다.

개인부문의 자산에서 가장 큰 비중을 차지하는 것은 보통예금과 저축예금을

〈표 1〉 자금순환표를 통해서 본 개인부문 금융자산 보유

(단위: %, 조 원)

	2002	2004	2006	2008
현금 및 보통예금	18.0	15.0	13.4	10.3
저축예금	36.3	35.1	33.4	36.5
보험 및 연금	21.4	22.6	22.6	25.0
주식	12.8	15.1	17.6	14.9
출자 지분	1.5	1.5	1.5	1.4
채권	3.5	2.2	3.6	3.8
수익증권	4.9	5.1	7.2	7.1
기타 자산	1.6	1.1	0.8	0.9
금융자산 총계(조 원)	1,084.3	1,246.1	1,532.2	1,689.9

자료: 한국은행 경제통계시스템.

4) 한국노동패널조사에서는 전체 가구 중에서 금융자산을 보유한 가구의 비중이 한국가구패널조사나 가계자산조사에 비해 상당히 낮게 나타나 금융자산 보유에 관하여 전체 가구를 대표할 수 있는지의 문제가 제기될 수도 있다. 예를 들어, 2006년 노동패널조사자료에 따르면 금융자산 보유에 대하여 응답을 하지 않은 가구를 제외한 전체 5,002 표본가구 중에서 금융자산을 보유한 가구가 3,122가구로 전체 가구의 62.4%에 불과하다. 은행예금을 보유한 가구는 2,905가구로 전체 가구의 58.0%에 불과하다. 이와 반면에 2006년 가계자산조사에서는 금융자산을 보유한 가구의 비중이 99.4%에 달한다.

〈표 2〉 자산별 보유비중과 보유가구 비율: 가계자산조사

	총자산 내 비중	금융자산 내 비중	보유가구의 비율
금융자산	21.1	100.0	99.4
자유저축	2.4	11.4	96.8
저축예금	8.6	40.7	61.0
저축성보험	4.0	18.8	72.5
주식	1.0	4.6	10.1
채권	0.1	0.4	0.9
기타 금융자산	5.1	24.1	45.9
비금융자산	78.9		92.8
거주주택	30.2		66.4
투자부동산	45.8		51.5
기타 비금융자산	3.0		83.6
부채			85.2
금융기관 대출			82.8
기타 부채			31.0
총자산	100.0		

주: 1) 기타 금융자산: 갯돈불입금, 빌려준 돈, 전세보증금, 월세보증금.

2) 기타 비금융자산: 자동차, 회원권, 귀금속, 골동품, 고가내구재.

3) 기타 부채: 개인, 대부업체, 직장대출, 갯돈미불입금, 임대보증금.

자료: 가계자산조사(2006).

합한 금융기관 예치금으로 전체 자산의 절반 정도를 차지하고 있다. 하지만 주로 지불수단으로 보유되는 현금 및 보통예금의 보유비중이 꾸준히 감소함에 따라 금융기관 예치금의 보유비중은 2008년에는 46.8%로 감소하였다. 이와 반면에 다른 금융자산의 보유비중은 대체로 증가세를 보였다. 보험 및 연금은 소폭이지만 지속적으로 비중이 증가하였으며 주식과 수익증권의 보유비중도 크게 증가하였다. 주식보유비중의 증가는 주가상승에 따른 시가총액 증가와도 관련이 있는데, 특히 2008년에 주식비중이 크게 감소한 것은 글로벌 금융위기로 인해 주가가 폭락한 데에도 원인이 있다.

〈표 2〉는 2006년도 가계자산조사자료를 이용하여 계산한 자산별 보유비중과 해당 자산을 보유하고 있는 가구의 비율을 보여 준다. 〈표 2〉에서 가장 눈에 띄는 현상은 전체 자산에서 금융자산이 차지하고 있는 비중은 21.1%에 불과한

반면, 주택을 비롯한 부동산의 비중이 절대적으로 높은 76.0%를 차지하고 있다는 사실이다. 우리나라 가계자산구성에서의 부동산 비중은 미국의 38.3% (Survey of Consumer Finances, 1998)이나 영국의 38.1% (Financial Research Survey, 1997~1998)에 비해 매우 높은 수준이다.

전체 금융자산에서 각 금융자산이 차지하는 비중은 저축예금, 기타 금융자산, 저축성보험, 자유저축, 주식 그리고 채권의 순으로 나타난다. 이는 대체로 안정적인 수익을 제공하는 저축성자산에 대한 선호도가 높은 데에 원인이 있는 것으로 해석할 수 있다. 그런데 채권의 경우는 주식보다도 안전한 투자대상임에도 불구하고 가계금융자산 구성에서 차지하는 비중이 0.4%로 가장 낮다. 이는 우리나라에서 발행되는 대부분의 채권 액면가나 매매단위가 매우 높아서 국민 주택채권을 비롯한 일부 첨가소화형 채권을 제외하고는 일반 개인이 채권에 직접투자하는 것이 쉽지 않기 때문이다. 물론 채권형 펀드와 같은 간접투자 기구를 통하여 채권을 보유할 수는 있지만 가계자산조사에서는 직접 보유하는 경우만 채권으로 분류되고 채권형 펀드와 같은 간접투자 재산의 보유는 저축예금으로 분류되어 조사되고 있다.

한편, 각 자산을 보유하고 있는 가구들이 전체 가구에서 차지하는 비율을 보면 자유저축예금이 96.8%로 대부분의 가구가 거래 목적으로 예금을 보유하고 있음을 알 수 있다. 그렇지만 자유저축예금이 전체 금융자산에서 차지하는 비중은 11.4%에 불과하여 거래 목적으로 보유하는 자산의 규모 자체는 매우 한정되어 있음을 알 수 있다. 자유저축예금 다음으로는 저축성 보험을 보유한 가구가 72.5%, 저축예금을 보유한 가구가 61.0%의 순이다. 이와 반면에 주식과 채권에 직접투자를 하는 가구는 각각 전체 가구의 10.1%와 0.9%에 불과한 것으로 나타났다.

<표 3>~<표 5>는 위험자산을 대표하는 자산이라 할 수 있는 주식을 직접 보유하고 있는 가구의 특성을 보여 준다. <표 3>에서는 주식을 보유한 가구와 보유하지 않은 가구의 특성을 비교하고 있는데 주식을 보유한 가구는 보유하지 않은 가구에 비해 가구주의 교육 정도가 높으며, 소득과 순자산 규모가 더 크고, 가구주의 평균연령이 다소 낮은 것으로 나타났다.

<표 4>는 가구주의 교육수준에 따른 주식보유비중을 보여 준다. 교육수준의 효과가 가장 뚜렷하게 나타나는 것은 주식보유가구의 비중이다. 즉, 주식보유가구의 비중은 교육수준이 높을수록 뚜렷하게 높아지며, 특히 대졸 이상 가구에 있어 매우 높게 나타나고 있다. 이처럼 교육수준이 높을수록 주식보유 확률이

〈표 3〉 주식보유가구와 비보유가구의 특성 비교

특 성	보유가구	비보유가구
가구주의 평균연령(세)	47.0	49.3
가구주의 교육 정도(%)		
고등학교 미만	12.6	35.7
고등학교 졸업	31.3	35.3
대학교 이상	56.2	29.0
소득(중간치, 만 원)	4,397.0	2,954.5
순자산(중간치, 만 원)	24,332.0	10,362.5

자료: 가계자산조사(2006).

〈표 4〉 교육수준별 주식보유비중(금융자산 기준)

(단위: %)

	무조건부 비중	주식보유가구 비중	주식의 조건부 비중
초졸 미만	0.1	0.4	17.9
초졸 이상 중졸 미만	0.4	3.3	13.2
중졸 이상 고졸 미만	1.0	5.9	17.2
고졸 이상 대졸 미만	2.0	9.1	21.5
대졸 이상	4.0	18.9	21.0
전 체	2.1	10.1	20.5

자료: 가계자산조사(2006).

높아지는 것은 주식투자를 하기 위해서는 어느 정도의 전문적인 지식이 필요한 데에서 그 원인을 찾을 수 있다. 주식보유비중도 무조건부 비중과 조건부 비중이 모두 교육수준이 높을수록 높아지는 것으로 나타났다. 그러나 가구주 교육수준에 따른 주식보유비중의 차이는 조건부 비중이 무조건부 비중에 비해 더 적어지는 것으로 나타났다. 여기서 무조건부 비중은 전체 가구들의 평균주식보유 비중이며 조건부 비중은 주식을 보유한 가구들에 있어서의 평균주식보유 비중이다.

〈표 5〉는 가구주 연령분포에 따라 전체 금융자산에서 주식이 차지하는 비중이 어떻게 변하는지를 보여 준다. 각 연령대의 금융자산에서 주식이 차지하는 비중인 주식의 무조건부 비중은 35세 미만이 가장 낮고, 35~44세가 가장 높으며 그 이후 점차 낮아지다가 65세 이상에서 급격히 감소하는 전형적인 역U자

〈표 5〉 연령대별 주식보유비중(금융자산 기준)

(단위: %)

	무조건부 비중	주식보유가구 비중	주식의 조건부 비중
35세 미만	1.1	8.2(86)	13.3
35~44세	2.7	13.1(305)	20.3
45~54세	2.4	11.3(250)	20.9
55~64세	2.1	9.9(140)	24.7
65세 이상	1.2	4.4(53)	27.5
전 체	2.1	10.1(834)	20.5

주: 괄호 안은 주식보유가구의 수.
자료: 가계자산조사(2006).

패턴을 보인다.

제I절에서 설명했듯이 이론은 대체로 연령이 높아짐에 따라 그리고 특히 고령자에 있어서 주식보유비중이 감소할 것을 예측한다. 〈표 5〉에 제시된 우리나라 가계의 무조건부 주식보유비중은 이와 같은 이론의 예측과 일치하며, 미국과 영국을 비롯한 다른 국가의 가계조사자료에서 나타나는 연령별 무조건부 주식보유비중의 패턴과도 유사하다. 〈표 5〉의 셋째 열에 제시된 연령대별 주식보유가구의 비중도 무조건부 보유비중과 동일한 연령별 패턴을 보여 준다. 즉, 35세 미만과 65세 이상이 가장 낮고, 35~64세가 높은 전형적인 역U자 패턴을 보인다.

〈표 5〉의 마지막 열은 주식의 조건부 보유비중, 즉 주식을 보유한 가구에 있어서의 평균적인 주식보유비중을 제시하고 있는데, 무조건부 보유비중이나 보유가구비중과는 다른 연령별 패턴을 보인다. 35세 미만 가구의 조건부 보유비중이 가장 낮은 것은 무조건부 비중의 경우와 동일하나, 35세 이상 가구에 있어서는 보유비중이 연령이 증가할수록 오히려 높아져 65세 이상의 조건부 보유비중이 가장 높다.

〈표 5〉에 제시된 연령별 주식보유 패턴은 이론의 예측이나 외국의 자료를 이용한 기존 실증연구들과 어느 정도 일치되는 현상이다. 주식보유비중을 보유확률과 조건부 보유비중으로 분리하여 추정된 기존 연구들은, 고령가구에 있어서 주식보유비중이 감소하는 현상이 주로 주식보유를 아예 하지 않는 가구의 비중이 증가하기 때문이며, 주식을 보유하는 가구에 있어서의 보유비중은 연령별로 큰 차이가 없음을 발견하였다(Bertaut and Starr-McCluer, 2002; Banks and

〈표 6〉 연령대별 부동산보유 비중(총자산 기준)

(단위: %)

	무조건부 비중	부동산보유가구 비중	부동산의 조건부 비중
35세 미만	33.7	49.4(521)	68.2
35~44세	51.7	73.4(1,719)	70.5
45~54세	60.2	82.6(1,832)	72.9
55~64세	68.8	90.0(1,285)	76.4
65세 이상	69.8	84.7(1,031)	82.4
전 체	57.3	77.3(6,388)	74.1

자료: 가계자산조사(2006).

Tanner, 2002; Ameriks and Zeldes, 2004).

다만 주식의 무조건부 보유비중이 연령이 높아짐에 따라 상승하고, 특히 65세 이상이 가장 높은 것은 의외라 할 수 있다. 이처럼 주식의 무조건부 보유비중이론의 예측이나 외국의 가계조사자료와 상이하게 나타나는 것은, 가계자산 조사의 표본으로 추출된 고령가구주가 자식과 함께 살지 않고 독립적으로 가구를 구성할 수 있을 만큼 충분한 수준의 재산을 보유하고 있을 가능성이 높기 때문에 발생하는 일종의 표본추출 편익(sampling bias)에도 원인이 있을 수 있다. 또한 인적자본이 위험성이 높은 자산이고 그 수익률이 주식으로부터의 수익률과 높은 상관관계를 가진다면 연령이 높을수록 주식보유비중이 높게 나타날 수도 있다.

하지만 표본추출 편익이나 수익률의 상관관계만으로는 우리나라 자료에서만 나타나는 특이한 현상을 설명하기에 불충분한 것으로 보인다. 이와 같은 문제는 외국의 가계조사자료에서도 존재할 수 있기 때문이다.

우리나라 가계조사자료에서 나타나는 이와 같은 특이현상은 전체 자산에서 부동산이 차지하는 비중이 매우 높은 데에 원인이 있을 수도 있다. 전체 자산에서 금융자산이 차지하는 규모가 상당히 작을 경우 금융자산에서의 주식보유 비중과 총자산에서의 주식보유비중의 연령별 패턴이 상이할 수 있기 때문이다. 실제로 〈표 6〉에서 보듯이 우리나라 가계의 총자산에서 부동산이 차지하는 비중은 매우 높다. 무조건부 비중을 기준으로 할 때 전체 가계가 평균적으로 총자산의 57%를 부동산으로 보유하고 있다. 연령대별로 보면 35세 미만이 가장 낮으며 그 후로는 연령대가 높아질수록 부동산 보유비중이 높아진다. 35세 미

〈표 7〉 연령대별 주식보유비중(총자산 기준)

(단위: %)

	무조건부 비중	주식보유가구 비중	주식의 조건부비중
35세 미만	0.5	8.2	5.5
35~44세	0.9	13.0	7.3
45~54세	0.8	11.3	6.7
55~64세	0.5	9.8	5.2
65세 이상	0.2	4.4	5.1
전 체	0.6	10.1	6.4

자료: 가계자산조사(2006).

만의 부동산 보유비중이 가장 낮은 것은 아직 부동산을 구입할 만한 자산을 축적하지 못하였고 주택구입을 위한 저축을 주로 금융자산으로 보유하고 있다는 데서 이유를 찾을 수 있을 것이다. 65세 이상 고령자에 있어서 부동산 보유비중이 가장 높은 것은 부의 저축으로 인해 총자산이 감소함에도 불구하고 강한 주택소유 선호로 인해 부동산을 계속 보유하는 데서 이유를 찾을 수 있다. 이 경우 고령자가구에 있어서 부동산의 보유비중은 증가하는 반면 금융자산의 보유액과 보유비중은 크게 감소할 것이다. 이와 같은 사실은 한국가구패널조사자료를 이용하여 우리나라 가계의 연령대별 자산보유 패턴을 분석한 Park(2005)의 연구에서도 지적되었다.

주택을 포함한 부동산 보유가 주식보유비중의 연령별 패턴에 미치는 영향을 보기 위해 〈표 7〉은 총자산 중 주식보유비중을 연령대별로 보여 준다. 모든 연령대에서 부동산이 총자산의 절반 이상을 차지하고 있는 만큼 주식보유비중은 〈표 5〉에 제시된 금융자산 중 비중에 비해 매우 낮다. 그런데 〈표 7〉에 제시된 무조건부 주식보유비중의 연령대별 패턴은 〈표 5〉와 상당한 차이가 있다. 금융자산에서 무조건부 비중은 35세 미만이 가장 낮고 65세 이상의 고령가구가 가장 높은 패턴, 즉 연령이 높아짐에 따라 비중이 높아지는 패턴을 보였다. 이와 반면에 총자산에서의 무조건부 주식보유비중은 35~44세가 가장 높고 35세 미만과 65세 이상이 가장 낮은 역U자의 모습을 보인다. 다만 무조건부 비중에 있어서의 연령대별 차이는 조건부 비중에 있어서의 차이보다는 상대적으로 작다.

이와 같은 사실은 우리나라처럼 고령층의 부동산 보유비중이 매우 높은 경우에는 금융자산 중 주식비중보다는 총자산 중 비중이 더 정확한 주식보유 패턴

을 보여 줄 수도 있음을 시사한다. 또한 주택보유 여부가 연령효과에 영향을 미칠 수 있는 만큼 주식보유비중 결정요인을 분석함에 있어서 주택보유 여부를 고려할 필요가 있음을 시사한다.

IV. 주식투자 결정요인 분석

본절에서는 2006년 가계자산조사자료를 이용한 계량경제 분석을 통해 우리나라 가계의 주식 직접보유 의사결정에 대해 분석하고자 한다. 주식을 비롯한 가계의 자산보유 의사결정을 계량적으로 분석함에 있어서 유의해야 할 점은, 많은 가계들이 아예 주식과 같은 위험자산을 보유하지 않고 있다는 사실이다. <표 2>에서 보듯이 가계자산조사에서도 주식을 보유한 가구의 비중이 전체 표본가구의 10.1%에 불과하다. 이와 같은 현실을 감안할 때 횡단면 자료를 이용하여 자산보유 의사결정을 분석하기 위해서는 다음의 두 가지 방법이 이용될 수 있다.

첫째, 가계들은 최적 자산보유비중이 어떤 최소 수준을 초과할 경우에만 주식을 보유하려고 할 수 있다. 이 경우 최적 주식보유비중은 일정한 최소 수준을 초과할 경우에만 관측될 것이다. 이는 검열된 회귀모형(censored regression), 즉 변수들은 연속적이지만 특정 값에서 절단된 자료분석에 사용하는 회귀모형에 해당되며 토빗(Tobit)모형을 통해 추정될 수 있다.

둘째, 토빗모형을 적용한다 함은 주식보유 여부와 보유비중에 관한 의사결정이 동일한 틀에서 이루어짐을 가정하는 것이다. 즉, 주식보유 여부와 비중에 대한 의사결정에 있어서 동일한 변수들이 동일한 정도로 영향을 미침을 가정하는 것에 해당한다. 이에 대한 대안은 주식보유에 관한 의사결정이 최적 주식보유비중에 대한 의사결정과 상이할 수 있음을 인정하는 것이다. 이 경우 주식보유에 대한 의사결정을 보유비중에 대한 의사결정과 분리시켜서 모형을 설정해야 한다. 이와 같은 모형은 헤크만(Heckman)의 표본선택모형을 이용하여 추정될 수 있다.

본 연구에서는 토빗모형과 헤크만의 표본선택모형을 모두 이용하여 주식보유 여부 및 보유비중에 대한 의사결정을 분석해 보았다. 주식보유비중으로는 금융자산에 대한 비중을 이용하였으며, 부동산 보유비중이 높은 점을 고려하여 총자산에 대한 비중결정식도 추정하였다. 설명변수로는 먼저 연령변수가 포함되

었다. 연령변수로는 가구주 연령과 가구주 연령의 제곱을 포함시킨 경우(모형 1, 2)와, 가구주 연령을 기준으로 하여 35세 미만, 35~44세, 45~54세, 55~64세, 65세 이상일 경우⁵⁾ 각각 1의 값을 가지는 더미변수들을 포함시킨 경우(모형 3, 4)의 두 가지를 사용하였다. 후자의 경우 전자에 비해 연령효과를 보다 구체적으로 제시할 수 있을 것으로 기대된다. 실제 추정에 있어서는 45~54세 더미를 제외하였다. 따라서 이들 더미변수의 계수는 해당하는 연령이 45~54세에 비해 주식보유 비중에 얼마나 큰 양(+) 또는 음(-)의 영향을 미치는지를 보여 준다.

재산변수로는 금융자산 중 주식비중 분석에서는 금융자산의 로그값을, 그리고 총자산 중 주식비중 분석에서는 총자산의 로그값을 사용하였다. 이에 더하여 주택소유가 주식보유 여부나 비중에 미치는 영향을 파악하기 위해 모형 2, 4에서는 주택소유 여부를 나타내는 더미변수를 추가하였다. 제Ⅲ절에서 논했듯이 총자산 중 주택비중이 매우 높은 우리나라의 경우 주택의 보유는 주식보유 여부나 비중에 영향을 미칠 수도 있기 때문이다.

가구의 일반적 특성을 나타내는 변수로는 가구소득의 로그값, 가구주의 혼인 여부를 나타내는 더미변수, 가구주가 여성인지의 여부를 나타내는 더미변수, 가구주가 자영업자인지의 여부를 나타내는 더미변수, 그리고 가구주의 교육 정도를 나타내는 더미변수가 포함되었다. 자영업자 가구의 경우 근로자 가구에 비해 소득의 변동성이 크기 때문에 이 변수는 소득변동성이 주식보유비중에 미치는 효과를 간접적으로 보여 줄 수 있다(Bertaut and Starr-McCluer, 2002). 교육 정도를 나타내는 변수는 고등학교 졸업을 기준으로 하여 고졸 미만, 대학 졸업 이상일 경우 각각 1의 값을 가지는 더미변수를 포함시켰다. 따라서 이들 더미변수의 계수는 고졸 미만과 대졸 이상의 교육 정도가 각각 고졸 이상 대졸 미만의 중간수준의 교육 정도에 비해 주식보유비중에 미치는 영향이 어떻게 다른지를 보여 준다. <부표 1>과 <부표 2>는 주요 변수의 기초통계량과 연령대별 관측치의 수를 보여 준다.

<표 8>은 금융자산 중 주식비중을 종속변수로 하여 토빗모형을 추정한 결과를 보여 준다. 모형 1에는 가구주 연령과 연령의 제곱이 연령변수로 포함되었고, 모형 3에는 연령대별 더미변수들이 연령변수로 포함되었다. 모형 2와 모형 4는 모형 1과 모형 3에 주택소유 여부에 대한 더미변수가 추가된 모형이다.

5) 주식을 보유한 25세 미만, 75세 이상 가구수가 매우 작아 더 상세한 연령분류를 사용하지 않았다.

〈표 8〉 주식보유에 대한 토빗모형 추정결과(금융자산 중 주식비중)

	모형 1		모형 2		모형 3		모형 4	
	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차
상수	-2.413**	.164	-2.184**	.162	-1.922**	.131	-1.921**	.130
연령	.018**	.005	.010*	.005	-	-	-	-
연령 ²	-.0002**	.0001	-.0001*	.0001	-	-	-	-
35세 미만	-	-	-	-	-.106**	.030	-.048	.031
35~44세	-	-	-	-	-.018	.021	.008	.021
55~64세	-	-	-	-	.032	.026	.014	.026
65세 이상	-	-	-	-	-.033	.034	-.060*	.034
여성가구주	.011**	.027	.023	.027	.009	.027	.020	.027
로그 재산	.124**	.009	.133**	.009	.124**	.009	.133**	.009
고졸 미만	-.136**	.026	-.132**	.026	-.132**	.026	-.130**	.026
대졸 이상	.096**	.020	.094**	.019	.093**	.019	.092**	.019
자영업자	-.099**	.021	-.108**	.021	-.098**	.021	-.108**	.021
주택 소유	-	-	.158**	.020	-	-	.160**	.020
혼인 여부	.056*	.032	.048	.032	.059*	.032	.048	.032
로그 소득	.043**	.015	.021	.014	.042**	.015	.019	.014
Pseudo R ²	0.177		0.192		0.178		0.193	
관측치수	8,222		8,222		8,222		8,222	

주: *와 **는 5% 및 1%의 유의수준에서 계수값이 0이라는 귀무가설이 기각됨을 의미함.

〈표 8〉에 제시된 추정결과는 이론의 예측과 대체로 일치한다. 추정결과는 재산이 많을수록 주식보유비중이 더 높아짐을 보여 준다. 소득수준의 경우 모형 1과 모형 3에서는 보유비중에 양의 효과를 미치나 주택소유더미가 모형에 포함될 경우에는 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 반면에 주택소유는 주식보유 비중을 유의하게 높이는 것으로 나타났다.

이 밖에 다른 변수들도 대체로 이론의 예측과 일치되는 추정치를 보여 준다. 예를 들어, 자영업자 가구는 근로자 가구에 비해 주식보유비중이 더 낮는데, 이는 자영업자 가구의 경우 소득 불확실성이 더 높기 때문에 인적자산과 비인적자산을 포함한 전체 자산의 위험을 관리하기 위해 위험자산인 주식투자비중을 낮추는 것으로 해석될 수 있다. 또한 고졸 가구에 비해 고졸 미만의 학력을 가

진 가구의 주식보유비중이 더 낮고 대졸 가구의 주식보유비중이 더 높은 것으로 나타나, 교육수준이 주식보유비중에 확실한 양의 영향을 미침을 알 수 있다. 한편, 가구주의 성별은 주식보유비중에 유의한 영향을 미치지 못하는 반면에 가구주가 혼인을 한 경우는 그렇지 않은 경우에 비해 대체로 주식보유비중이 높은 것으로 나타났다.

연령효과를 보면 연령과 연령의 제곱항이 모두 유의하게 0이 아닌 값을 가지며, 모형 1의 경우 58세, 모형 2의 경우 51세를 정점으로 하여 연령이 증가함에 따라 주식보유비중을 감소시키는 효과가 있음을 보여 준다.⁶⁾ 연령대별 더미변수를 포함시킨 모형 3과 모형 4에서는 35세 미만의 가구의 경우 45~54세의 기준 연령층에 비해 주식보유비중이 유의하게 낮다. 반면에 35~44세, 55~64세, 65세 이상의 다른 연령층의 연령효과는 기준 연령층과 유의한 차이가 없으므로 나타났다. 다만 모형 4에서는 10%의 유의수준에서 65세 이상의 주식보유비중이 다른 연령층에 비해 낮은 것으로 나타났다.

앞서 설명한 것처럼 토빗모형은 주식보유 여부와 보유비중 의사결정에 있어서 동일한 변수들이 동일한 비중을 가지고 영향을 미침을 전제로 한다. 따라서 토빗모형은 표본선택모형을 구성하는 두 식인 소유결정식과 비중결정식에 포함된 설명변수가 동일하고 그 계수도 동일하다는 제약이 부가된 식이라 할 수 있으며, 따라서 이와 같은 제약에 대해서는 통계적인 검증이 가능하다. 이러한 토빗모형에 대한 설정검증(specification test)으로는 Lin and Schmidt(1984)의 LM 검증이나 Greene(2003)⁷⁾의 우도비 검증을 사용할 수 있다. 이 중 Greene의 우도비 검증을 적용하면 모형 1과 모형 3에 있어서 우도비의 값이 각각 153.1과 157.9로 토빗모형이 기각된다. 이에 따라 본 연구에서는 토빗모형이 아니라 헤크만의 표본선택모형을 중심으로 주식보유비중 결정을 분석하기로 한다.

<표 9>와 <표 10>은 금융자산 중 주식보유비중을 설명하기 위한 헤크만의 표본선택모형 추정결과를 보여 준다. <표 9>에 제시된 모형 1과 모형 2에는 연령 변수로서 연령과 연령의 제곱항이 포함되었으며, 모형 2에는 모형 1에 주택소유 여부를 나타내는 더미변수가 추가되었다. <표 10>에 제시된 모형 3과 모형 4에는 연령변수로서 각 연령대별 더미변수가 포함되었다.

헤크만의 표본선택모형을 이단계 추정법으로 추정하기 위해서 보유결정식에

6) 연령 및 연령 제곱항의 추정치를 이용하면 $0.0177492/(2*0.0001531)=58$, $0.0101454/(2*0.0000993)=51$ 이 구해진다.

7) William H. Greene(2003), p. 770.

〈표 9〉 주식보유비중 결정모형 추정결과 1(금융자산 중 주식비중)

	모형 1				모형 2			
	보유		비중		보유		비중	
	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차
상수	-6.31*	.385	-1.09*	.589	-5.849**	.390	-1.64**	.831
연령	.038**	.014	.018**	.007	.021	.014	.014*	.007
연령 ²	-.0003**	.0001	-.0001**	.00007	-.0002*	.0001	-.0001	.00007
여성가구주	.026	.069	.116	.026	.052	.070	.019	.029
로그금융자산	.333**	.021	.046	.033	.359**	.022	.089*	.050
고졸 미만	-.276**	.064	-.154**	.039	-.273**	.065	-.176**	.050
대출 이상	.249**	.049	.055*	.030	.244**	.050	.078**	.040
자영업자	-.221**	.053	-.103**	.031	-.244**	.053	-.135**	.042
주택 소유	-	-	-	-	.363**	.051	.162**	.055
혼인 여부	.156*	.082	-	-	.141*	.083	-	-
로그 소득	.142**	.037			.093**	.038	-	-
IMR			.241**	.111			.364**	.164
Rho			0.809				0.952	
AIC			-2.413				-1.913	
표본의 수	8,222		834		8,222		834	

주: 1) *와 **는 5% 및 1%의 유의수준에서 계수값이 0이라는 귀무가설이 기각됨을 의미함.

2) IMR은 Inverse Mills Ratio, Rho는 보유식과 비중식의 오차항 간 상관관계임.

3) AIC(Akaike Information Criteria) = $\ln(e'e/n) + 2k/n$.

는 포함된 로그 소득과 혼인 여부 터미변수를 비중결정식에서는 제외하고 추정하였다. 추정결과를 보면 모든 모형에 있어서 IMR(inverse Mill's ratio)의 계수가 유의한 값을 가지며, 보유결정식과 비중결정식의 오차항 간 상관관계가 높아 표본선택모형을 통한 추정이 적절하다고 판단된다.

추정된 계수값들은 대체로 예상된 부호를 가진다. 먼저 주식보유결정식의 추정결과를 보면 대부분의 계수가 유의하며 부호나 통계적 유의성 면에서 토빗모형의 추정결과와 대체로 일치함을 알 수 있다. 우선 소득수준이 높거나 재산규모가 클수록 주식의 직접보유 확률이 높아지는데, 이는 우리나라 가계의 주식 보유 여부에 대한 결정을 프로빗모형으로 추정한 임경묵(2004)의 결과와도 일치한다. 자영업자 가구는 근로자 가구에 비해 주식보유 확률이 낮는데 이 역시

자영업자의 경우 소득변동 위험이 근로자에 비해 높으므로 위험자산인 주식을 보유할 확률이 낮을 것이라는 이론의 예측과 부합된다. 그리고 가구주의 교육 수준이 높을수록 주식보유 확률이 높아지며, 주택을 소유한 경우와 가구주가 혼인을 한 경우에 주식보유 확률이 더 높다.

모형 1과 모형 2에서 주식보유 여부에 대한 연령효과는 토빗모형의 추정결과와 매우 유사하다. 가구주 연령의 제곱항의 계수가 유의하게 음의 값을 가지는데 이는 고령자일수록 주식보유 확률이 낮아질 것임을 의미한다. 구체적으로 계수의 추정치를 통해 볼 경우 주식보유 확률이 가장 높은 연령은 모형 1에서는 64세, 모형 2에서는 60세로 나타나는데 이는 주식보유 확률이 감소하는 것은 60세 이상의 고령에서 나타나는 현상임을 의미한다.

한편, <표 9>에 제시된 비중결정식⁸⁾의 추정결과를 보면 주식을 보유한 가구에 있어서 주식보유비중의 결정요인은 보유 여부의 결정요인과 다소 차이가 있음을 알 수 있다. 물론 대부분의 변수들이 주식보유 여부와 비중 모두에 유의한 영향을 미친다. 주택을 소유한 경우, 그리고 소득수준이 높을수록 보유확률뿐 아니라 비중이 높아진다. 자영업자의 경우는 다른 가구에 비해 보유 확률과 비중이 낮아진다. 또한 가구주의 교육 정도가 높을수록, 즉 고졸 이상의 가구가 고졸 미만의 가구에 비해 그리고 대졸 이상의 가구가 대졸 미만의 가구에 비해 보유비중이 높은 것으로 나타났다. 이처럼 주식보유비중이 교육수준에 따라 높아지는 현상은 기존의 실증분석 결과와 일치한다(Hubbard, Skinner, and Zeldes, 1995; Bertaut and Starr-McCluer, 2003). 앞서 설명했듯이 교육수준이 높을수록 주식보유 확률이 높아지는 것은 주식투자에는 최소한의 전문지식이 필요하고 이러한 전문지식의 습득 정도가 교육수준에 의존한다는 점에서 원인을 찾을 수 있다. 그런데 주식투자비중이 교육수준에 의존하는 것은 이러한 논리로 설명하기 어려울 수 있다. 이에 대하여 Hubbard, Skinner, and Zeldes(1995)는 교육수준이 높을수록 소득이 안정적, 즉 소득의 변동성이 낮다는 점을 이유로 들었으며, Haliassos and Bertaut(1995)는 교육수준이 높을수록 정보를 취득하거나 해석하는 데에 유리하다는 점을 이유로 들었다.

연령효과의 경우 모형 1에서는 연령제곱변수의 계수가 유의한 음의 값을 가지는데 이는 고령자에 있어서 주식보유 확률뿐 아니라 보유비중도 낮아짐을 의미한다. 그러나 모형 2의 경우에는 모형 1에 비해 연령효과가 불명확한 것으로 나타났다. 한편, 금융자산의 경우는 보유확률에는 유의한 영향을 미치나 비중

8) 비중결정식은 조건부 보유비중을 설명한다.

〈표 10〉 주식보유비중 결정모형 추정결과 2(금융자산 중 주식비중)

	모형 3				모형 4			
	보유		비중		보유		비중	
	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차
상수	-5.293**	.309	-.502	.454	-5.352**	.310	-1.262*	.751
35세 미만	-.189**	.075	-.157**	.036	-.056	.078	-.118**	.036
35~44세	-.026	.054	-.031	.021	.033	.055	-.004	.025
55~64세	.069	.065	.027	.026	.028	.066	.018	.029
65세 이상	-.125*	.075	.051	.040	-.191**	.088	.012	.052
여성가구주	.018	.069	.013	.026	.045	.070	.021	.029
로그금융자산	.335**	.021	.043	.033	.360**	.022	.090*	.051
고졸 미만	-.272**	.065	-.146**	.039	-.272**	.065	-.173**	.051
대졸 이상	.243**	.049	.050*	.029	.243**	.049	.076*	.040
자영업자	-.217**	.053	-.103**	.030	-.241**	.053	-.137**	.042
주택 소유					.368**	.051	.166**	.057
혼인 여부	.165**	.081			.141*	.083		
로그 소득	.335**	.021			.088**	.038		
IMR			.233**	.109			.369**	.168
Rho			0.797				0.958	
AIC			-2.450				-1.894	
표본의 수	8,222		834		8,222		834	

주: 1) *와 **는 5% 및 1%의 유의수준에서 계수값이 0이라는 귀무가설이 기각됨을 의미함.

2) IMR은 Inverse Mills Ratio, Rho는 보유식과 비중식의 오차항 간 상관관계임.

3) AIC(Akaike Information Criteria) = $\ln(e'e/n) + 2k/n$.

는 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

〈표 10〉은 주식보유에 대한 연령효과를 보다 구체적으로 살펴보기 위해 연령 대별 더미변수를 연령변수로 사용하여 추정한 결과를 보여 준다. 추정결과는 모형 3과 모형 4에 있어서 연령변수를 제외한 모든 변수들이 대부분 모형 1과 모형 2에서와 동일한 부호와 유의성을 가지고 주식보유 여부와 비중결정에 영향을 미침을 보여 준다.

연령이 주식보유 확률이나 비중에 미치는 영향은 모형별로 차이가 있다. 35세 미만 가구의 경우 다른 연령의 가구에 비해 주식보유 확률과 보유비중이 모

두 낮다. 그러나 35~64세 연령층에서는 주식보유 확률이나 비중에 있어서 연령대별 차이가 없다고 할 수 있다. 반면에 65세 이상 고령가구에 있어서 주식보유 확률은 45~54세의 기준연령 가구에 비해 유의하게 낮은 반면 주식보유비중은 유의한 차이가 없다.

<표 9>과 <표 10>을 통해서 본 연령효과를 종합하면 주식보유 확률의 경우 네 모형이 모두 연령이 높아짐에 따라 주식보유 확률이 유의하게 감소함을 보여 준다. 보다 구체적으로는 65세 이상의 고령자에 있어서 주식보유 확률이 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 헤크만의 표본선택모형을 이용하여 주식보유와 비중에 대한 의사결정을 분리하여 추정하였던 유경원(2004)의 결과와는 다소 상이하다. 유경원의 연구에서 연령변수로 포함되었던 연령과 연령의 제곱변수는 주식 보유와 비중에 모두 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.⁹⁾

한편, 주식보유자의 조건부 보유비중은 모형에 따라 상이하게 나타났다. 모형 1에서는 비중식에서 연령제곱변수의 계수가 유의하게 음의 값을 가져 연령이 높아짐에 따라서 주식보유비중이 감소함을 보여 준다. 하지만 모형 2에서는 연령제곱변수의 계수가 유의하지 않다. 연령대별 더미변수를 사용한 모형 3과 모형 4에서는 65세 이상 고령가구의 조건부 보유비중이 45~54세의 기준연령 가구에 비해 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다.

주식보유 비중결정에 있어서 연령효과가 모형에 따라 다르게 나타남에 따라, <표 9>와 <표 10>의 하단에 제시된 AIC(Akaike information criteria)의 값을 비교한 결과 모형 3이 가장 작은 값을 가진 것으로 나타났다. 이에 따라 본 연구에서는 모형 3을 주된 모형으로 하여 연령효과를 해석하기로 한다. 즉, 65세 이상의 고령가구에 있어서 보유확률은 낮아지나 조건부 보유비중은 유의하게 감소하지 않는다. 다만 모형 1의 비중식에서 연령제곱변수가 유의한 음의 연령효과를 나타낸 것으로 보아 주식의 조건부 보유비중에 있어서 연령효과가 없다는 결론은 강건성이 있는 결론이라고는 할 수 없다. 즉, 65세 이상 가구에 있어서의 연령효과는 없으나 이것이 다른 형태의 연령효과가 존재하지 않음을 의미하는 것은 아니라 할 수 있다.

<표 8>~<표 10>에 제시된 실증분석에서는 금융자산 중 주식비중을 종속변수로 사용하였는데, 여기서 금융자산에는 월세 및 전세 보증금이 포함되었다. 그

9) 물론 유경원(2004)의 연구에서는 한국가구패널조사가 사용되었고, 소득위험변수가 설명변수로 포함되었다는 점에서 본 연구와 중요한 차이가 있다.

〈표 11〉 새로운 금융자산 정의를 이용한 추정결과

	모형 3				모형 4			
	보유		비중		보유		비중	
	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차
상수	-4.980**	.307	-1.334*	.805	-4.974**	.307	-1.314	.835
35세 미만	-.048	.077	-.094**	.040	-.024	.078	-.094**	.040
35세~44세	.023	.055	.008	.027	.034	.055	.005	.028
55세~64세	.040	.066	.028	.033	.034	.066	.027	.033
65세 이상	-.163*	.088	.018	.056	-.174**	.089	.018	.058
여성가구주	.058	.071	.018	0.33	.063	.071	.020	.033
로그금융자산	.359**	.020	.104*	.059	.355**	.020	.103*	.060
고졸 미만	-.272**	.065	-.180**	.057	-.273**	.066	-.181**	.059
대출 이상	.257**	.049	.102**	.047	.259**	.050	.099**	.048
자영업자	-.240**	.053	-.158**	.047	-.244**	.053	-.156**	0.49
주택 소유	-	-	-	-	.081	.051	-.009	.029
혼인 여부	.135	.084	-	-	.132	.084	-	-
로그 소득	.359**	.020	-	-	.082**	.037	-	-
IMR			.441**	.193			.439**	.199
Rho			0.985				0.984	
표본의 수	8,197		834		8,197		834	

주: 1) *와 **는 5% 및 1%의 유의수준에서 계수값이 0이라는 귀무가설이 기각됨을 의미함.
 2) IMR은 Inverse Mills Ratio, Rho는 보유식과 비중식의 오차항 간 상관관계임.

런데 월세 및 전세 보증금은 주택을 임대하기 위해 발생하는 자산이므로 이들은 금융자산이 아니라 부동산으로 분류되어야 한다는 견해도 있다. 이에 따라 〈표 11〉에서는 월세 및 전세 보증금을 제외한 금융자산에 대한 주식비중을 종속변수로 하여 모형 3과 모형 4를 추정한 결과를 보여 준다.

〈표 11〉에 제시된 추정결과를 보면 대체로 추정치의 부호나 유의성 면에서 대체로 〈표 10〉과 일치함을 알 수 있다. 다만 금융자산의 규모가 보유와 비중 결정에 있어서 모두 유의하게 양의 영향을 미치는 점은 차이가 있다.¹⁰⁾ 또한

10) 이런 점에서 월세 및 전세 보증금을 제외하고 금융자산을 측정하는 방안도 의미가 있다고 할 수 있다.

〈표 12〉 토빗모형 추정결과(총자산 중 주식비중)

	모형 1		모형 2		모형 3		모형 4	
	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차
상수	-.854**	.060	-.867**	.061	-.753**	.049	-.757	.049
연령	.004**	.002	.005**	.002	-	-	-	-
연령 ²	-.00005**	.00002	-.00005**	.00002	-	-	-	-
35세 미만	-	-	-	-	-.010	.011	-.012	.011
35세~44세	-	-	-	-	.007	.008	.006	.008
55세~64세	-	-	-	-	-.004	.010	-.003	.009
65세 이상	-	-	-	-	-.041**	.013	-.041**	.013
여성가구주	.009	.010	.009	.010	.008	.010	.008	.010
로그총자산	.039**	.003	.040**	.004	.039**	.003	.040**	.003
고졸 미만	-.042**	.009	-.042**	.009	-.042**	.009	-.041**	.009
대졸 이상	.025**	.007	.024**	.007	.025**	.007	.024**	.007
자영업자	-.041**	.008	-.040**	.008	-.040**	.008	-.040**	.008
주택 소유	-	-	-.011	.007	-	-	-.011	.007
혼인 여부	.017	.012	.016	.012	.013	.011	.013	.011
로그 소득	.023**	.005	.023**	.005	.022**	.005	.022**	.005
Pseudo R ²	0.2400		0.2408		0.2417		0.2425	
관측치수	8,259		8,259		8,259		8,259	

주: *와 **는 5% 및 1%의 유의수준에서 계수값이 0이라는 귀무가설이 기각됨을 의미함.

연령효과의 추정결과에서 약간의 차이가 있다. 특히, 모형 3의 보유식에서 35세 미만 가구의 계수가 유의하지 않게 나타났다. 그러나 35~64세 연령의 보유확률이나 보유비중이 연령대에 따라 유의한 차이가 없다는 점이나, 65세 이상 고령자에 있어서 주식보유비중은 유의하게 낮아지나 주식보유 확률은 유의하게 낮아지지 않는 점은 〈표 10〉의 추정결과와 마찬가지로¹¹⁾ 따라서 〈표 10〉에 제시된 결과와 연령효과에 대한 분석은 금융자산 척도에 대해서는 어느 정도 강건성이 있다고 할 수 있다.

제Ⅲ절의 〈표 5〉~〈표 7〉이 보여주듯이 주택소유에 대한 선호도가 높고, 주

11) 별도로 결과를 제시하지는 않았으나 새로운 금융자산 정의를 이용하여 모형 1과 모형 2를 추정한 결과도 〈표 9〉에 제시된 결과와 유사하다.

택을 소유한 고령자의 비율이 높은 우리나라에서는 금융자산보다는 총자산 중 주식비중이 자산선택에 대한 연령효과를 보다 명백히 보여 줄 것으로 기대된다. 이에 따라 <표 12>는 금융자산 중 주식보유비중 대신 총자산 중 주식보유비중을 종속변수로 하여 토빗모형을 추정한 결과를 보여 준다.¹²⁾

<표 12>에 제시된 추정결과는 <표 9>에 제시된 결과와 질적으로 큰 차이가 없다. 다만 연령효과에 있어서는 모든 모형에 있어서 고령층의 주식보유비중이 청장년층에 비해 낮아지는 패턴이 <표 9>에 비해 보다 명확하고 유의성이 높게 나타남을 볼 수 있다. 이는 우리나라에서는 금융자산 중 주식비중보다는 총자산 중 주식비중이 자산선택에 대한 연령효과를 보다 명확히 보여 줄 수 있는 것으로 해석될 수 있다.

V. 결 론

본 연구에서는 통계청에서 발표한 2006년 가계자산조사자료를 이용하여 우리나라 가계의 자산보유 특성을 파악하는 한편, 헤크만의 표본선택모형을 추정함으로써 주식보유 여부와 보유비중의 결정요인에 대해 분석하였다. 이처럼 보유와 비중 의사결정을 분리하여 추정함으로써 본 연구에서는 주식보유 확률에 있어서는 65세 이상 고령층의 보유확률이 청장년층에 비해 유의하게 감소하나, 주식보유가구의 주식보유비중, 즉 주식의 조건부 비중에 있어서는 65세 이상 고령층과 35~64세의 청·장년층 간 유의한 차이가 없음을 볼 수 있었다. 이 같은 결과는 미국과 영국의 자료를 이용하여 주식보유의 연령효과를 분석하였던 Bertaut and Starr-McCluer(2002), Banks and Tanner(2002), Ameriks and Zeldes(2004) 등의 연구결과와 일치한다. 다만 연령대별 더미변수 대신 연령제곱변수를 사용한 모형에서는 주식의 보유확률뿐만 아니라 조건부 비중에 있어서도 연령이 높아짐에 따라 보유비중이 낮아지는 연령효과가 존재하는 것으로 나타나, 조건부 보유비중에 있어서 연령효과가 존재하지 않는다는 결론은 강건성이 있는 결론이라고는 할 수 없다. 또한 본 연구는 우리나라처럼 주택소유에 대한 선호가 높고, 주택을 보유한 고령자의 비중이 높은 경우에는 금융자산 중 주식

12) 이 경우에도 헤크만의 표본선택모형을 2단계 추정법으로 추정해 보았으나 IMR의 계수값이 유의하지 않아 표본선택모형이 부적절한 것으로 판단됨에 따라 토빗모형의 추정결과만을 제시하였다.

비중보다는 총자산 중 주식비중이 고령층의 주식보유가 감소하는 현상을 더욱 명확하게 보여 줄 수 있음을 확인하였다.

본 연구에서 사용한 가계자산조사자료는 패널자료가 아니기 때문에 연령효과와 출생연도효과를 분리하여 분석할 수 없었으며, 주식보유 비중결정에 있어 소득위험 등 기존이론에서 제기하는 주요 변수들을 설명변수로 사용할 수 없었다. 이와 같은 문제들은 본 연구의 결과에 영향을 미쳤을 수도 있으며 패널자료를 이용한 기존의 국내연구와 다른 결과가 나온 원인이 될 수도 있다는 점에서 분명히 본 연구의 한계라 할 수 있다. 하지만 본 연구는 다른 가계조사자료에 비해 표본의 수가 많으며 비교적 최근에 조사된 자료를 이용하였다는 점에서, 한국가구패널조사자료나 노동패널조사자료를 이용한 다른 연구들과 보완성이 있다고 하겠다. 물론 본 연구의 결과는 노동패널조사자료 등을 통해 검증될 필요가 있으며, 앞으로 추가적으로 이루어질 가계자산조사자료를 이용하여 개선될 필요가 있다.

참 고 문 헌

- 고광수·김근수·김재철, “인구고령화와 우리나라의 자본시장: 가계의 주식보유와 3층 사회보장제도를 중심으로,” 『금융연구』 제19권 제2호, 2006, 62~128.
- 김경아, “국내가계의 자산선택행위에 관한 연구,” 『제8회 한국노동패널학술대회 발표논문집』, 2007, 561~590.
- 김재철, 『가계의 주식보유비중 결정요인에 대한 연구: OECD 국가간 비교를 중심으로』, 한국증권연구원, 2005.
- 김진영·박창균, 「가계의 자산구성 변화와 조세정책에 대한 함의」, 연구보고서 01-08, 한국조세연구원, 2001.
- 박대근·성태윤, “한국의 개인 연령별 저축률 추정,” 『한국경제연구』 제17권, 2006, 149~167.
- 박창균, “1997년 경제위기 이후 가계신용 증가현상에 대한 평가,” 한국경제의 분석패널 제59차 정기회의 발표논문, 2009.
- 유경원, “우리나라 가계의 예비적 자산선택행태에 관한 연구,” 『경제분석』 제10권 제3호, 2004, 112~143.

- 임경목, “한국 가계의 주식시장 참가 결정요인 분석,” 『KDI 정책연구』, 한국개발연구원, 2004, 36~69.
- 차은영·조수진, “한국가계의 소비특성: 습관형성 대 내구성,” 『한국경제연구』 제23권, 2008, 123~141.
- 한국은행, 『우리나라 자금순환계정의 이해』, 2007.
- Ameriks, John and Stephen P. Zeldes, “How Do Household Portfolio Shares Vary with Age?” Working Paper, Graduate School of Business, Columbia University, 2004.
- Banks, James and Tanner Sarah, “Household Portfolios in the United Kingdom,” in L. Guiso, M. Haliassos, and T. Jappelli, eds., *Household Portfolios*, Cambridge: MIT Press, 2002, 219~250.
- Bellante, Don and Carol A. Green, “Relative Risk Aversion among the Elderly,” *Review of Financial Economics* 13, 2004, 269~281.
- Bertaut, Carol and Starr-McCluer Martha, “Household Portfolios in the United States,” in L. Guiso, M. Haliassos, and T. Jappelli, eds., *Household Portfolios*, Cambridge: MIT Press, 2002, 181~217.
- Campbell, John Y., “Household Finance,” *The Journal of Finance* 61(4), 2006, 1553~1604.
- Campbell, John Y. and Luis M. Viceira, *Strategic Asset Allocation*, Clarendon Lectures in Economics, Oxford University Press, 2002.
- Gollier, Christian, “What Does Classical Theory Have to Say About Household Portfolios?” in L. Guiso, M. Haliassos, and T. Jappelli, eds., *Household Portfolios*, Cambridge: MIT Press, 2002, 27~54.
- Greene, William H., *Econometric Analysis*, 5th edition, Prentice Hall, 2003.
- Haliassos, Michael and Carol C. Bertaut, “Why Do So Few Hold Stocks?” *Economic Journal* 110, 1995, 1110~1129.
- Heckman James, “Sample Selection Bias as a Specification Error,” *Econometrica* 47, 1981, 153~161.
- Hubbard, Robert Glenn, Jonathan Skinner, and Stephen Zeldes, “Precautionary Saving and Social Insurance,” *Journal of Political Economy* 103, 1995, 360~399.
- Lin, Tsai-Fen and Peter Schmidt, “A Test of the Tobit Specification Against an

Alternative Suggested by Cragg,” *The Review of Economics and Statistics* 66, 1984, 174~177.

Merton, Robert C., “Lifetime Portfolio Selection under Uncertainty: the Continuous Time Case,” *Review of Economics and Statistics*, 1969.

Park, Chang-Gyun, “Aging and Asset Demand in Korea,” unpublished manuscript, Korea Development Institute, 2005.

Poterba, James M. and Andrew A. Samwick, “Household Portfolio Allocation over the Life-Cycle”, in S. Ogura, T. Tachibanaki, and D. Wise, eds., *Aging Issues in the U.S. and Japan*, Chicago: University of Chicago Press, 2001.

Samuelson, Paul A., “Lifetime Portfolio Selection by Dynamic Stochastic Programming,” *The Review of Economics and Statistics* 51, 1969, 239~243.

부 록

〈부표 1〉 주요 변수의 기초통계량

	전체 가구			주식보유가구		
	평균	표준편차	중위값	평균	표준편차	중위값
혼인 여부 더미	0.832	0.373	1.000	0.930	0.255	1.000
여성가구주더미	0.195	0.396	0.000	0.113	0.316	0.000
연령	49.086	13.139	47.000	46.927	10.688	45.500
주식/총자산	0.006	0.035	0.000	0.064	0.091	0.029
주식/금융자산	0.021	0.092	0.000	0.205	0.214	0.127
로그 소득	7.945	0.739	8.033	8.379	0.654	8.392
로그 총자산	9.388	1.505	9.549	10.356	1.005	10.298
로그 금융자산	7.777	1.658	8.083	8.953	0.997	9.008
고졸 미만 더미	0.334	0.472	0.000	0.126	0.332	0.000
고졸 이상 대출 미만 더미	0.349	0.477	0.000	0.312	0.463	0.000
대출 이상 더미	0.318	0.466	0.000	0.562	0.496	1.000
자영업자 더미	0.269	0.443	0.000	0.171	0.377	0.000
주택보유 더미	0.664	0.472	1.000	0.759	0.428	1.000

〈부표 2〉 연령대별 관측치수

	35세 미만	35~44세	45~54세	55~64세	65세 이상	총계
전체	1,058	2,345	2,221	1,431	1,219	8,274
주식보유	86	305	250	140	53	834
혼인	768	2,083	1,906	1,230	901	6,888
여성가구주	214	363	400	319	314	1,610
고졸 미만	39	221	737	870	893	2,760
고졸 이상 대출 미만	391	1,030	943	347	174	2,885
대출 이상	628	1,094	541	214	152	2,629
자영업자	121	453	674	518	456	2,222
주택보유	373	1,365	1,602	1,187	968	5,495

[Abstract]

Characteristics and Determinants of Household Portfolio in Korea

Daekeun Park*

This paper investigates the characteristics of household portfolio and the determinants of equity holdings in Korea using the data from the 2006 Household Asset Survey. Estimation of the Heckman's sample selection model reveals that the probability of holding equities declines significantly in households over age 65, whereas there is hardly any age difference in the conditional share of equities in household portfolio. Such a finding implies that the decline in the average share of equities in the portfolio of the elderly household group occurs because the proportion of households that do not invest in equities at all increases in this age group. Contrary to the age effect, education has significant positive effects on both of the probability of holding equities and the share of equities in total financial wealth.

Keywords: household portfolio, equity holdings, age effect, conditional share

JEL Classification: E21, G11

* Professor, Department of Economics and Finance, Hanyang University, Tel: (02) 2220-1033,
E-mail: parkdk@hanyang.ac.kr