

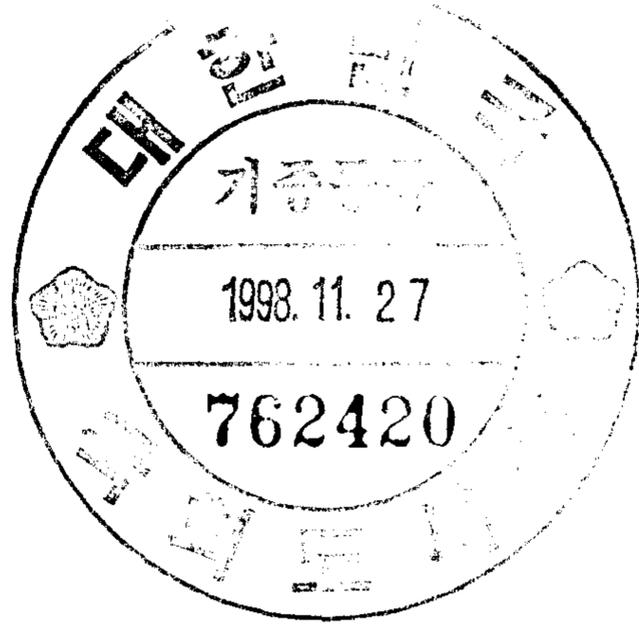
1996 가구소비실태조사 종합분석사업 보고서(5-2)

금융자산과 소비와의 관계분석

연구자 : 한 양 대 학 교
박 대 근

서 울 대 학 교
이 창 용

통 계 청



머 리 말

통계청에서는 우리나라 가계의 생활실태를 종합적으로 파악하기 위하여 1991년에 이어 1996년 10월부터 12월까지 전국의 비농가중 약 30,000가구를 대상으로 가구소비실태조사를 실시하였습니다.

이 조사는 조사대상가구에서 매일 매일 가계부를 기록할 수 있도록 설득을 해야 하고, 저축과 부채·연간소득·가구내구재 보유현황 등은 직접 방문해서 파악해야 하기 때문에 조사부담이 크고, 조사대상가구에서는 사생활 침해등에 대한 거부감으로 조사의 협조를 얻기가 매우 어려운 조사입니다만 여러단계의 준비를 거쳐 성공적으로 조사를 마쳤고 유용한 결과를 얻게 되었습니다.

이렇게 어려운 여건에서 조사된 자료를 보다 널리 유용하게 활용할 수 있도록 금년초에 5개 주제를 선정하여 종합분석사업을 시작하였고 세미나를 개최하여 활발한 논의를 하였으며, 이번에 종합분석 내용을 주제별 보고서로 발간하게 되었습니다.

주제별 보고서중 제1권에서는 우리나라 가구들의 금융자산보유현황에 대한 정형화된 사실을 도출하고 이에 따른 정책적 함의(policy implication)을 찾고자 하였으며, 제2권에서는 유동성 제약하에서의 소비함수를 추정하고 이를 이용하여 우리나라 가구의 소비결정에 있어 유동성제약의 중요성을 추정하여 정책적 시사점을 도출하고자 하였습니다.

제3권에서는 지역별 소득 및 소비지출 패턴의 차이에 대한 심층분석을 통하여 중앙정부의 지역별 형평을 고려한 개발정책수립의 기초자료를 제공 할 수 있도록 하였으며, 제4권에서는 저소득층가구의 생활실태 분석과 도시자영업자 소득을 추계하여 경제위기 국면에서 근로자가 직면하고 있는 고용위협이 가구에 미칠 파급효과를 전망하므로써 정부의 대응방안 모색에 유용한 정보를 제공하고 있습니다.

마지막으로 제5권에서는 여성의 활발해진 경제활동참여와 맞벌이가구 증가에 따른 가구의 생활실태변화의 분석을 통하여 여성고용정책 및 육아정책 등에 대한 정책방향을 모색하고자 하였습니다.

이와 같은 연구를 위하여 관련분야별로 연구자들께서 많은 수고를 해주셨습니다. 그동안 바쁘신 와중에도 심혈을 기울여 훌륭한 연구결과를 이끌어 내 주신데 대하여 감사를 드리며, 이 보고서가 우리나라 가구의 생활실태를 종합적으로 파악하는데 도움이 되고 각종 경제·사회정책수립에 유용한 자료로서 널리 활용될 수 있을 것으로 기대합니다.

끝으로 『96 가구소비실태조사』에 적극 협조하여 주신 조사대상가구에게 깊은 감사를 드리면서 본 보고서의 내용은 연구자들의 개인적인 의견이며 통계청의 공식적인 견해가 아님을 밝혀둡니다.

1998년 10월

통 계 청 장
윤 영 대

< 목 차 >

I. 서론	1
II. 가구별 금융자산의 보유 형태	4
1 금융자산의 분류	4
2 전체 가구의 금융자산 형태별 보유 특성	6
3 가구 특성별 금융자산 보유형태	11
(1) 소득별 금융자산 보유형태	11
(2) 가구주 연령별 금융자산 보유형태	13
(3) 1인가구와 2인이상 가구의 금융자산 보유형태	15
(4) 가구주 학력별 금융자산 보유형태	15
4 지역별 금융자산 보유패턴분석	17
III. 금융자산 보유규모의 추정	19
IV. 유동성 제약하의 소비지출	24
1 모형	25
2 실증분석을 위한 자료	31
3 소비함수 추정 및 가설검정	41
V. 결론	46
VI. 참고문헌	48

< 표 · 그림 목 차 >

[표]

<표 1> 가구소비실태조사의 금융기관 분류	5
<표 2> 가구원수별 금융자산 보유형태	7
<표 3> 금융자산부채잔액표	8
<표 4> 금융자산 보유분포 비교	11
<표 5> 소득계층별 금융자산 보유형태	11
<표 6> 금융자산 보유규모별 금융자산 보유형태	12
<표 7> 가구주 연령별 금융자산 보유형태	14
<표 8> 가구주 학력별 금융자산 보유형태	16
<표 9> 지역별 금융자산 보유형태	18
<표 10> 금융자산 추정액과 보유액 통계의 비교	21
<표 11> 가구주 연령별 금융자산 추정액과 보고액 비교	24
<표 12> 각 변수별 표본통계량	35
<표 13> 가구주 연령별 각 변수의 평균값 (괄호 안은 표본의 수)	35
<표 14> 두 소비자 집단의 비교 (괄호 안은 표본의 수)	36
<표 15> 두 소비자 집단의 비교 - 1인 가구 제외	37
<표 16> 두 소비자 집단의 비교 - Hayashi의 분석결과	38
<표 17> OLS 추정결과	41
<표 18> Tobit모형 추정결과	42
<표 19> 희망소비수준과 실제소비수준의 비교	44
<부표 1> 가구원수별 부채 보유형태	50
<부표 2> 가구주 연령별 부채 보유형태	50
<부표 3> 가구주 학력별 부채 보유형태	51
<부표 4> 소득계층별 부채 보유형태	51
<부표 5> 부채규모별 보유형태	52

<부표 6> 지역별 부채 보유형태53

[그림]

<그림 1> 소비와 가처분소득의 산포도 40
<그림 2> 평균소비성향의 분포 40

I. 서론

소비자의 합리적 의사결정을 전제로 하는 생애주기 소비이론(life cycle consumption theory)과 항상소득이론(permanent income theory)은 소비자가 평생동안의 소비의 흐름으로부터의 효용을 극대화시키기 위해 각 기간중의 소비량을 선택하며 그 결과 소비평활화(consumption smoothing) 현상이 나타난다고 주장한다. 즉 소비자는 장기적 안목에서 소비수준을 결정하기 때문에 일시적인 소득변동이 있더라도 소비를 크게 변화시키지 않으며 오히려 차입과 저축을 통해 소득변동에도 불구하고 소비를 평탄하게 유지하려는 경향이 있다는 것이다.

소비평활화가 가능하기 위해서는 소비자가 필요한 자금을 금융시장으로부터 차입하는데 아무런 제약이 없어야 한다. 즉 소비자가 유동성 제약(liquidity constraint)에 처하지 않아야 한다. 그러나 이들 이론이 전제하는 바와 같이 현실적으로 유동성 제약이 미미한가에 대해서는 많은 이견이 존재한다. 실증분석 연구에 따르면 소비지출은 생애주기이론이나 항상소득이론이 주장하는 것보다 소득 변동에 매우 민감한 반응을 보이고 있으며 이는 유동성 제약에 처한 소비자가 다수 존재함을 시사하는 증거로 여겨지고 있다. (Flavin (1985), Deaton (1991))

또한 유동성제약은 저축률의 결정에도 중요한 영향을 미친다. Japelli와 Pagano(1994)는 유동성제약의 정도가 심한 경제일수록 경제 전체의 저축률이 높아지고 이에 따라 경제 성장률이 높아질 수 있음을 보였다. 이처럼 유동성제약이 소비, 저축 및 경제성장에 있어 중요한 역할을 하는 것으로 주장됨에 따라 그 동안 유동성제약의 존재여부나 정도에 관해서 많은 실증연구들이 이루어져 왔다. (Campbell and Mankiw(1989), Zeldes (1989), Jappelli (1989))

유동성제약에 관한 실증연구를 위해서는 동일한 가구의 소비와 자산부채 소유현황을 시간의 흐름에 따라 조사한 패널자료(panel data)를

이용하는 것이 이상적이다.¹⁾ 그러나 자료 수집에 필요한 시간과 비용이라는 현실적 제약 때문에 장기간에 걸쳐 의미 있는 정보를 제공하는 패널자료는 매우 제한적으로만 존재한다. 따라서 유동성 제약을 검증하는 대부분의 기존연구는 패널자료가 아닌 횡단면 자료를 이용하거나 모의실험(simulation) 방법을 택하고 있다. (Hayashi(1985), Zeldes(1989)) 그러나 한국의 경우에는 그간 횡단면 자료 분석조차 크게 진척되지 못한 것이 사실이다. 소비나 유동성 제약에 대한 기존 연구가 활성화되지 못했던 가장 큰 이유는 가구의 소득 및 소비지출과 자산·부채 보유현황을 모두 포함한 방대한 조사자료가 국내에 없었기 때문이다. 예를 들어 가장 널리 사용되어온 도시가계조사자료는 소득 및 소비지출에 대해서는 조사하고 있으나 가구별 자산 및 부채 보유현황은 조사대상에 포함하고 있지 않다. 또한 금융자산실태조사는 자산보유현황은 조사하나 소비지출은 조사하지 않는다. 1996년에 시행된 통계청의 가구소비실태조사에서는 가계의 소득·소비뿐만 아니라 금융자산·부채 보유현황을 조사하였다. 이에 본 연구는 가구소비실태조사 자료를 이용하여 우리 나라 가계의 소비에 있어서 유동성제약의 존재여부를 검정하고 유동성제약의 정도를 추정하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장은 향후 논의의 기초 정보로서 가구소비실태조사 자료에 나타난 가구별 금융자산 보유의 특징 및 결정요인을 요약하였다. 가구소비실태조사 자료는 금융자산을 은행권 저축, 비은행권 저축, 보험권 저축, 유가증권, 기타(계불입금 및 빌려준 돈)로 분류하고 있다. 본 연구는 이와 같이 분류된 금융자산의 보유실태를 가구주 소득별, 학력별, 지역별로 구분하여 그 특성을 살펴보고 여타 경제변수와의 상관관계를 분석하였다. 이는 가구소비실태조사 자료의 특성을 요약하는 기초작업인 동시에 본 연구의 주목적인 유동성제약하의 소비함수 추정에 사용될 기초정보를 얻는 작업에 해당한다.

다음으로 제Ⅲ장에서는 가구소비실태조사자료의 조사항목 중 금융자산 자료의 내적 정합성(internal consistency)을 분석하였다. 가구소

1) 대표적인 예로 Hall and Mishkin (1982)를 들 수 있다.

비실태조사는 가구별 금융자산 보유액과 연간 이자소득 및 배당소득을 보고하고 있다. 이론적으로는 위에서 열거된 금융자산 보유액과 이자 및 배당소득을 자본가치화(capitalize)한 금액은 같아야 한다. 따라서 이자 및 배당 소득을 자본가치화한 금액과 실제 조사된 금융자산보유액을 비교함으로써 가구소비실태조사자료의 내적 정합성을 검증할 수 있다.

제IV장은 본 연구의 주목적인 유동성제약 (liquidity constraint)의 존재여부 및 그 정도를 검증하였다. 앞서 언급한 바와 같이 유동성제약 가설에 대한 검증은 주로 패널자료(panel data)를 이용하는 경우가 대부분이나 본 연구는 가구소비실태조사자료가 횡단면자료(cross-sectional data)임을 감안하여 횡단면 자료를 기초로 한 Hayashi(1985) 분석방법을 사용하여 우리 나라 가구소비에 있어서 유동성제약의 존재 여부와 정도를 추정하였다. 마지막으로 제V장은 결론을 대신하여 본 연구가 발견한 문제점과 향후 연구방향을 제시하고 있다.

II. 가구별 금융자산의 보유 형태

이 장에서는 가구별 금융자산 보유 형태를 은행권 저축, 비은행권 저축, 보험권 저축, 유가증권, 기타 등으로 나눈 후 가구주 소득별, 학력별, 지역별로 각 금융자산 보유실태의 특징을 살펴보고 주요 경제변수들과의 상관관계를 분석하였다. 이는 가구소비실태조사자료를 통해 우리나라 가구의 금융자산 보유 특성을 살펴보는 동시에 제IV장의 소비함수 추정 과정에서 설명변수의 하나로 사용될 금융자산 변수를 미리 살펴본다는 점에서 의의가 있다.

II.1 금융자산의 분류

가구소비실태조사는 가구별 저축(액)을 금융기관을 중심으로 은행권, 비은행권, 보험권 등으로 나누고 은행권 저축을 다시 요구불예금과 저축성예금으로 나눈 후 여기에 유가증권, 계불입금, 빌려준 돈의 항목을 추가하여 총 7개 항목으로 분류하고 있다. 그러나 가구소비실태조사 자료를 사용할 때 용어 선택에 있어 한가지 조심할 것이 있다. 경제학에서 저축(saving)이란 소득 중 소비하지 않고 남는 부분을 의미하는 유량변수(flow variable)다. 그런데 가구소비실태조사는 저축을 가구별 보유 예금, 주식, 채권, 수익증권 등의 저장변수(stock variable)를 지칭하는 용어로 사용한다. 경제학적으로 볼 때 가구소비실태 조사의 저축항목은 저축이라기 보다 금융자산이라고 표현하는 것이 보다 적절할 것이다. 따라서 본 연구에서는 가구소비실태조사상 저축 분류 방식을 그대로 사용하되 이를 금융자산이라고 표현하기로 하자.

<표 1> 가구소비실태조사의 금융기관 분류

금융기관	종 류
은행권	시중은행, 지방은행, 특수은행, 농·수·축협, 외국은행 국내지점
비은행권	투자신탁, 종합금융, 상호신용금고, 신용협동조합, 우체국, 새마을금고, 증권회사
보험권	보험회사

자료: 통계청 「'96 가구소비실태조사 지침서」 1996.9.

<표 1>은 가구소비실태 조사의 금융기관 분류를 요약 정리하여 보여 준다. 은행권이란 시중은행, 지방은행, 농·수·축협을 포함한 특수은행, 그리고 외국은행 국내지점을 의미한다. 은행권 저축은 다시 요구불예금과 저축성예금으로 나누어진다. 요구불예금은 보통예금과 자유저축예금을 포함하여 입출금이 자유로운 예금을 말한다. 주의할 것은 요구불예금의 정의에 자유저축예금이 포함되어 있기 때문에 통화지표 측정시 사용되는 요구불예금 정의와는 차이가 있다는 사실이다. 저축성예금은 부금, 적금, 정기예금, 신탁예금 등 목돈 마련을 위한 적립식 저축이나 정기적으로 이자를 받는 저축을 말한다.

비은행권 저축 및 신탁은 투자신탁회사, 종합금융회사, 증권회사, 신용금고, 새마을금고, 우체국 등에서 취급하는 금융상품을 포함한다. 보험권 저축은 보험회사에서 취급하는 보장성 보험과 교육보험 등을 포함하는데 여기서 자동차 보험과 같은 소멸성 손해보험은 제외된다. 유가증권은 주식, 채권, 양도성정기예금(CD) 등을 직접적으로 보유한 것을 말한다.²⁾ 다만 수익증권을 통한 유가증권 간접투자나 기업어음(CP)에 대한 투자는 유가증권 정의에 포함되지 않고 비은행권 저축으로 분류되어 있음에 유의하여야 한다.

계불입금은 조사기준일 현재 끝나지 않은 계에 가입한 경우 불입

2) 증권회사의 위탁구좌를 통해 보유하고 있는 주식과 채권은 유가증권으로 분류되어 조사되었다.

한 금액의 총액을 조사한 것이고, 빌려준 돈이란 이자를 받을 목적으로 타인(개인 및 금융기관 외의 법인)에게 빌려준 돈을 의미하나 특별한 사유에 의해서 무이자로 빌려준 돈도 포함된다. 본 연구에서는 계불입금과 빌려준 돈을 합하여 기타 금융자산으로 분류하였다. 이 두 가지 저축은 제도권 금융기관을 통한 저축형태가 아닌 私金融이라고 할 수 있다.

II.2 전체 가구의 금융자산 형태별 보유 특성

<표 2>는 전체가구 및 1인 가구 및 2인 이상 가구에 대해 금융자산 형태별 보유액 분포를 보여 준다. <표 2>를 보면 전체 금융자산 보유액의 50% 정도가 은행권 예금으로 가계저축의 은행권에 대한 의존도가 매우 높음을 알 수 있다. 은행권 다음으로는 계불입금과 빌려준 돈을 합한 기타 저축이 17%를 차지하고 있어 우리 나라 가계저축에 있어서 私金融이 차지하는 비중이 상당히 높음을 알 수 있다. 금융기관 중에는 보험권 저축이 비은행권 저축 및 신탁보다 높은 비중을 차지하고 있으며 유가증권 보유액은 5%에 미달하여 유가증권에 대한 직접투자가 매우 미미한 것으로 나타났다.

본 연구에서는 이상에서 파악된 가구별 금융자산 보유 형태와 우리 나라 전체 가계 금융자산의 상대적 분포가 일치하는지의 여부를 총계자료(aggregate data)를 이용하여 검토해 보았다. 이와 같은 비교는 가구소비실태조사의 신뢰성 여부에 대한 검증이라는 점에서 의의가 있다. 우리 나라 전체 가계의 금융자산 보유분포는 한국은행에서 발표하는 자금순환표(금융자산부채 잔액표)상의 개인항목으로부터 읽을 수 있다. 그런데 가구소비실태조사와 자금순환표상의 금융자산 분포를 비교하는 데는 다음과 같은 세 가지 사실에 유의하여야 한다.

<표 2> 가구원수별 금융자산 보유형태

단위: 천원, %

	총 보유액	은행권 (요구불)	은행권 (저축성)	비은행권 및 신탁	보험권	유가증권	기타	관측수
전체가구	17115.1	2706.1	5881.7	2036.4	2756.3	827.1	2907.5	24290
	100%	15.8	34.4	11.9	16.1	4.8	17.0	
1인 가구	8951.2	1670.9	3562.9	871.3	986.5	355.4	1504.1	3187
	100%	18.7	39.8	9.7	11.0	4.0	16.8	
2인 이상 가구	18312.2	2857.5	6221.0	2207.5	3016.5	896.4	3113.4	21103
	100%	15.6	34.0	12.1	16.5	4.9	17.0	

첫째로 가구소비실태조사의 가구는 근로소득자 가구과 사업소득자 가구만을 포함한다. 그런데 자금순환표에서 개인이라 함은 가계뿐만 아니라 비영리단체까지를 포함하고 있으므로 비영리단체가 보유한 금융자산 분포가 가계의 금융자산 보유분포와 다르다면 두 자료의 금융자산 보유분포가 상이할 수 있다.

둘째로, 자금순환표는 제도금융권의 금융자산·부채만을 조사한 반면 가구소비실태조사는 가구의 모든 저축형태를 조사하므로 계불입금과 개인 또는 기업에 빌려준 돈 등 私金融도 포함하고 있다.

셋째로, 자금순환표상의 금융자산 분류항목과 가구소비실태조사상의 금융자산 분류항목이 일치하지 않는 경우가 있다. 이미 설명하였듯이 가구소비실태조사는 금융기관을 중심으로 금융자산을 분류하고 있으나 자금순환표는 금융상품 종류를 분류의 기준으로 삼고 있다. 따라서, 두 자료를 비교하기 위해서는 항목간의 조정이 필요하다. 본 연구는 필요한 경우 금융상품별 잔액을 이용하여 항목간 조정을 시도하였다.

<표 3> 금융자산부채잔액표

단위: 10억 원

	1995	1996	1997
합계	465,982.9	537,044.7	618,313.2
통화 및 통화성예금	18,032.3	17,595.2	15,362.5
현금통화	10,292.0	10,927.0	10,869.8
요구불예금	7,740.4	6,668.2	4,492.7
저축 및 신탁	249,953.1	289,951.3	335,233.3
저축성예금	78,808.8	92,600.1	108,602.8
양도성예금증서	7,147.4	8,287.0	6,067.7
예금은행표지어음	--	3,036.0	4,384.4
환매조건부채권	4,147.2	4,736.7	11,979.0
신탁	57,663.8	67,169.2	79,719.5
종금사예치금	6,070.2	4,374.5	6,014.6
기타예금	96,115.5	109,747.9	118,465.3
생명보험 및 연금	78,964.1	98,554.0	114,838.4
단기채권	6,894.8	7,533.4	5,665.2
국·공채	19.3	20.7	18.7
금융채	1,152.3	548.6	388.3
기업어음	5,723.2	6,964.1	5,258.2
장기채권	53,707.5	61,476.4	72,409.0
국·공채	5,580.0	7,071.5	8,035.4
금융채	7,511.1	6,258.4	7,500.6
회사채	527.7	2,841.8	4,294.0
투자수익증권	40,088.6	45,304.8	52,579.0
주식	33,583.4	35,101.3	40,687.6
출자지분	12,424.5	12,733.3	14,140.8
기타금융자산·부채	12,423.2	14,099.7	19,976.4

자료: 한국은행, 「자금순환」 각호.

<표 3>은 금융자산부채잔액표상에 나타난 개인의 금융자산 보유 분포를 요약하여 보여 준다. 이 표에서 요구불예금이라 함은 가계당좌예금, 보통예금, 별단예금만을 포함하므로 자유저축예금을 포함하는 가구소비실태조사상의 요구불예금에 비해 포함 범위가 작다. 반면에 저축성예금은 자유저축예금을 포함하고 있어 가구소비실태조사상의 은행권 저축성예금보다 더 넓은 범위의 금융자산을 포함하고 있다. 두 자료를 서로 비교하기 위해서는 전체 가계의 자유저축예금을 알아야 하는데 이 자료를 구할 수가 없으므로 본 연구에서는 은행권 예금을 요구불예금과 저축성예금으로 구분하지 않고 은행권 저축의 전체 규모만을 비교하였다.

따라서 가구소비실태조사에서 정의된 은행권 저축에 해당하는 항목으로는 <표 3>에서 요구불예금, 저축성예금, 예금은행 표지어음, 환매조건부 채권, 신탁, 그리고 기타예금의 일부를 포함시킬 수 있다.³⁾ 비은행권 저축에 해당하는 항목으로는 종금사예치금, 기업어음, 투자수익증권, 그리고 기타예금의 일부가 포함되었다. 기타예금은 새마을금고, 상호신용금고, 신용협동조합, 우체국, 농·수·축협의 상호금융계정, 산업은행, 장기신용은행 등의 예금을 포함하는데 가구소비실태조사는 이 중 농·수·축협과 산업은행 및 장기신용은행을 은행권으로 분류하고 있어 기타예금을 모두 비은행권으로 보는 것은 은행권 저축을 과소계상시키는 문제가 있다. 따라서, 1996년 12월말 현재 위에서 열거된 모든 금융기관의 총 예수금 잔액 중 농·수·축협 상호금융과 산업은행 및 장기신용은행의 예수금 잔액이 차지하는 비율이 48.1%이므로 기타예금의 48.1%는 은행권 저축으로 하고 나머지를 비은행권 저축으로 구분하였다.

다음으로 보험권 저축에 해당하는 항목으로는 금융자산부채잔액표상의 생명보험 및 연금 항목을 들 수 있다. 그런데 금융자산부채잔액표상의 생명보험 및 연금 항목에는 생명보험뿐만 아니라 손해보험과

3) 환매조건부 채권은 은행 이외에도 증권회사와 종합금융회사에서도 취급하므로 이를 모두 은행권 저축으로 포함시키는 것은 은행권 저축규모를 과대평가시키는 요인이 될 수 있다.

국민연금 등의 연금도 포함되므로 이를 모두 보험권 저축으로 보는 것은 보험권 저축을 과대평가할 우려가 있다. 마지막으로 유가증권으로는 장기 및 단기 국·공채, 금융채, 회사채, 양도성 예금증서, 주식 등이 포함되었다.

현금통화는 가구소비실태조사에서는 가구의 현금통화 보유액이 조사되지 않기 때문에 합산에서 제외하였으며, 기타 금융자산·부채는 주로 외상매출금과 같이 자영업주나 비영리단체와 관련된 자산을 의미하므로 비교대상에서 제외하였다.

<표 4>는 앞에서 설명한 방식에 따라 1996년 12월말 금융자산부채잔액표의 금융자산 보유 형태를 가구소비실태조사의 분류 방식으로 재 구분한 후, 각 금융자산의 보유 비율을 가구소비실태조사의 비율과 비교하고 있다. 표를 보면 가구소비실태조사자료가 금융자산부채잔액표에 비해 은행권 금융자산의 비중은 상대적으로 큰 반면 비은행권과 유가증권의 비중은 작은 것으로 나타났다. 반면에 보험권 저축의 비중은 서로 유사한 것으로 나타났다.

금융자산부채잔액표상의 유가증권 비중이 가구소비실태조사에서 나타난 비중보다 더 큰 이유로는 자금순환표상의 개인이 비영리단체를 포함한 반면 가구소비실태조사에서는 비영리단체가 포함되지 않았다는 점을 들 수 있다. 비영리단체에는 주식이나 채권 등 유가증권을 다량 보유한 재단법인들이 포함되므로 비영리단체의 금융자산 보유액을 포함한 자금순환표상의 유가증권 비중이 가구소비실태조사자료에서의 비중보다 큰 것은 당연하다고 하겠다.

반면에 비은행권 저축의 비중이 자금순환표에서 구한 비중보다 훨씬 낮게 나타나는 사실은 설명하기 쉽지 않다. 한 가지 가능성으로 조사 대상 가구들이 은행권 저축금액은 제대로 파악하고 있는 반면 비은행권 저축금액에 대해서는 부정확하게 보고하였을 가능성을 생각할 수 있으나 이는 검정을 거치지 않은 추측일 따름이다.

<표 4> 금융자산 보유분포 비교

단위: %

	은행권	비은행권	보험권	유가증권
가구소비실태조사	60.4	14.3	19.4	5.8
자금순환표	45.5	22.7	19.7	12.0

II.3 가구 특성별 금융자산 보유형태

(1) 소득별 금융자산 보유형태

<표 5>는 소득계층별 금융자산의 보유형태를 보여 준다. 소득계층은 상위 20%, 상위 20%에서 60%, 하위 40%의 세 집단으로 나누었다. 표를 보면 소득 수준이 낮을수록 은행권 저축 특히 요구불예금의 비중이 커짐을 알 수 있다. 반면에 비은행권 저축이나 유가증권의 보유비중은 소득 수준이 높을수록 큰 것으로 나타났다.

<표 5> 소득계층별 금융자산 보유형태

단위: 천원, %

	총저축	은행권 (요구불)	은행권 (저축성)	비은행권 및 신탁	보험권	유가증권	기타	관측수
상위 20%	35101.6	4625.5	11676.3	5397.6	5161.9	2189.1	6051.1	4858
	100.0	13.2	33.3	15.4	14.7	6.2	17.2	
상위 20- 60%	16139.5	2547.0	5620.2	1426.6	2969.9	769.7	2806.0	9716
	100.0	15.8	34.8	8.8	18.4	4.8	17.4	
하위 40%	7663.0	1753.4	2777.2	741.6	1114.7	95.5	1180.7	9716
	100.0	22.9	36.2	9.7	14.5	1.2	15.4	

이와 같은 사실은 요구불예금이 가치의 저장수단(store of value)보다는 교환의 매개수단(medium of exchange)으로서의 기능을 강하게 하고 있음을 고려하면 쉽게 이해할 수 있다. 즉, 소득 수준이 낮을수록 보유 금융자산 규모가 작은 반면 교환의 매개수단에 대한 기본 수요는 그에 비례해서 작아지지 않기 때문에 전체 금융자산에서 교환의 매개수단의 기능을 수행하는 요구불예금의 비중이 높게 나타나는 것이다.

<표 6> 금융자산 보유규모별 금융자산 보유형태

단위: 천원, %

	총저축	은행권 (요구불)	은행권 (저축성)	비은행권 및 신탁	보험권	유가증 권	기타	관측수
상위20%	50440.7	6551.9	16680.6	7905.9	6321.4	3401.1	9579.9	4858
	100.0	13.0	33.1	15.7	12.5	6.7	19.0	
상위20% - 상위60%	13075.1	2322.5	4937.5	778.2	2897.0	240.2	1899.6	9716
	100.0	17.8	37.8	6.0	22.2	1.8	14.5	
그 외	2872.0	974.0	877.8	110.0	622.6	19.6	267.	9716
	100.0	33.9	30.6	3.8	21.7	0.7	9.3	

이러한 사실은 금융자산 보유규모별 금융자산 보유비중을 보여주는 <표 6>에서 더욱 분명하게 드러난다. <표 6>은 전체 가구를 금융자산 보유규모에 따라 상위 20%, 상위 20%에서 60%, 하위 40%의 세 집단으로 나누어 금융자산 보유비중을 보여주고 있다. <표 6>으로부터 우리는 보유한 금융자산 보유규모가 작을수록 은행권 저축 특히 은행권 요구불예금의 비중이 월등하게 높음을 알 수 있다. 금융자산 보유규모 하위 40%인 가구들의 요구불예금 평균 보유비중은 33.9%로 상위 20%의 13.0%나 상위 20%~60%의 17.8%에 비해 월등하게 높다. 뿐만 아니라 비은행권 저축 및 신탁, 유가증권의 보유 비율은 보유 금

용자산 규모가 클수록 높아진다. 특히 상위 20% 집단은 다른 집단에 비해 비은행권 저축 및 신탁, 유가증권 보유비중이 월등히 높은 사실을 볼 수 있다.

한편 보험에 대한 수요를 보면 소득계층별로는 보험권 저축 비중에 뚜렷한 차이가 나타나지 않는 반면에 금융자산 보유규모별로 보면 상위 20% 가구의 보험권 저축 보유비중이 다른 집단에 비해 상당히 낮은 것으로 나타났다. 보험권 저축 조사에 포함되는 보장성 보험들은 주로 사고나 질병으로 인한 소득 손실을 보상해 주므로 미래 근로소득의 위험에 대한 부보의 성격을 가진다. 따라서, 보장성 보험에 대한 수요는 근로소득에 비례할 것이고 따라서 보험권 금융자산 비중이 소득계층에 관계없이 일정하게 나타날 것으로 기대된다. 그러나 보장성 보험에 대한 수요는 소득 규모의 경우와는 달리 자산규모가 커짐에 따라서 비례적으로는 증가하지 않을 것이므로 자산규모가 클수록 보험권 저축의 비중이 낮게 나타날 수 있다.

(2) 가구주 연령별 금융자산 보유형태

<표 7>은 가구주 연령별로 금융자산 보유형태를 비교하고 있다. 표에서 나타난 가구주 연령별 금융자산 비중의 특징은 다음과 같이 요약될 수 있다.

첫째, 가구주 연령이 30세 이상 60세 미만인 가구의 은행권 저축비중은 각각 48.3%, 48.9%, 47.2%인 반면에 가구주 연령이 30세 미만이거나 60세 이상인 경우에는 은행권 저축의 비중이 각각 60.1%와 58.5%로 높게 증가한다. 이처럼 30세 미만과 60세 이상 가구의 은행권 예금 의존도가 높은 것은 이들 가구의 소득수준이나 총자산 보유규모가 가구주 연령이 30세 이상 60세 미만인 가구에 비해 상당히 낮은 데서 원인을 찾을 수 있다.

둘째, 가구주 연령이 높을수록 비은행권 저축의 비중이 커지며, 보험권 저축의 비중은 가구주 연령이 30세 이상 40세 미만의 가구에서

20.3%로 최고치를 보이고 있으며 가구주 연령이 높아질수록 그 비중이 감소하고 있다. 이는 저축가구주 연령이 낮을수록 잔존 수명과 근로기간이 길기 때문에 보험에 대한 수요가 많아지기 때문일 것이다. 보험권 저축에는 저축성 보험상품과 함께 보장성 보험으로 생명보험이 주로 포함되어 있는데 보유재산 규모에 따라 수요가 증가하는 손해보험과는 달리 생명보험은 미래에 발생할 소득 즉 인적자본에 대한 부모의 성격을 가지며, 이와 같은 인적자본은 연령에 반비례하기 때문이다. 뿐만 아니라 자녀를 위한 교육보험과 생명보험의 수요도 가구주 연령이 낮을수록 높을 것으로 생각된다. 그러나 가구주 연령이 30세 미만인 가구는 아직 자녀가 없거나 혼인을 하지 않은 1인 가구가 많기 때문에 자녀를 위한 보험수요도 낮고 따라서 30세이상 가구에 비해 보험권 저축 비중이 낮게 나타난다.

<표 7> 가구주 연령별 금융자산 보유형태

단위: 천원, %

	총저축	은행권 (요구불)	은행권 (저축성)	비은행권 및 신탁	보험권	유가증권	기타	관측수
60이상	14564.0	2560.6	5957.8	2128.9	1006.5	542.8	2367.4	2946
	100.0	17.6	40.9	14.6	6.9	3.7	16.2	
60미만- 50이상	22070.8	3517.7	6917.4	3410.0	2981.0	973.0	4271.6	3969
	100.0	15.9	31.3	15.5	13.5	4.4	19.4	
50미만- 40이상	19666.7	3245.1	6371.4	2334.3	3249.3	940.2	3526.2	6101
	100.0	16.5	32.4	11.9	16.5	4.8	17.2	
40미만- 30이상	17100.3	2454.3	5790.4	1670.8	3463.8	1024.2	2696.7	7768
	100.0	14.4	33.9	9.8	20.3	6.0	15.8	
30미만	9568.0	1621.0	4129.1	824.0	1432.7	259.8	1301.3	3506
	100.0	16.9	43.2	8.6	15.0	2.7	13.6	

(3) 1인가구와 2인 이상 가구의 금융자산 보유형태

<표 2>는 전체가구를 1인가구 및 2인 이상 가구로 나누어서 각 집단의 금융자산 형태별 보유분포를 보여 준다. 두 집단간의 금융자산 보유패턴을 보면 1인 가구의 경우 은행권 저축의 비중이 58.5%로 2인 이상 가구의 49.6%에 비해 월등하게 높은 반면 비은행권과 보험권 저축의 비중은 2인 이상 가구에 비해 낮은 수준임을 알 수 있다.

이처럼 1인가구의 은행권 저축비중이 2인 이상 가구에 비해 높은 것은 다음의 두 가지 사실로 설명할 수 있다. 첫째, 1인가구의 연령별 분포를 보면 30세 미만인 35.1%이고 60세 이상이 27.6%로 이 두 연령 집단이 전체의 62.7%에 달하고 따라서 가구주 연령이 30세 미만 또는 60세 이상인 가구에서 나타나는 금융자산 보유형태가 1인가구에서 강하게 나타난다. 둘째, <표 2>에 제시된 1인가구의 금융자산 총보유액을 보면 2인 이상 가구에 비해 매우 낮은 수준이므로 상대적으로 금융자산 보유규모가 작은 가구의 금융자산 보유형태가 1인가구에서 나타난다.

(4) 가구주 학력별 금융자산 보유형태

<표 8>은 가구주 학력별 금융자산의 보유비중을 보여 준다. 학력에 따라 금융자산 보유패턴이 어떻게 달라질 것인지에 대해서는 확정된 이론이 없다. 그러나 유가증권에 대한 직접투자 비중은 학력이 높을수록 높을 것이라 기대할 수 있다. 주식이나 채권과 같은 유가증권에 직접 투자하기 위해서는 경제 및 기업정보를 수집하고 투자분석을 해야 하므로 학력이 어느 정도 필요할 것으로 기대되기 때문이다.

그런데 <표 8>을 보면 대졸이상의 학력을 가진 가구주의 유가증권 보유비중이 중졸미만 가구주에 비해 다소 높은 것으로는 나타나고 있기는 하나, 학력에 따라 유가증권 투자비중이 높아진다는 가설을 지

지할 정도로 뚜렷한 차이를 보이지는 않는다. 즉, 예측과는 달리 가구주 학력이 금융자산 보유형태에 큰 영향을 미치지 않고 있음을 알 수 있다. 이와 같은 사실은 투자자금을 보유하고 있는 한 투자자들이 학력과 관계없이 전문 금융기관의 투자자문을 받거나 조언을 구할 수 있는 현실을 반영한 결과일 것이다. 즉 앞서 언급한 예측은 대부분의 투자자들이 스스로 투자대상에 대한 정보를 수집하고 분석하기 보다 전문 투자기관에 의존하고 있는 현실을 고려하지 못한 오류를 범하고 있다.

<표 8> 가구주 학력별 금융자산 보유형태

단위: 천원, %

	총저축	은행권 (요구불)	은행권 (저축성)	비은행권 및 신탁	보험권	유가증권	기타	관측수
대졸이상	18925.5	2777.7	6492.9	2172.3	2998.6	1157.3	3326.7	3876
	100.0	14.7	34.3	11.5	15.8	6.1	17.6	
대졸미만 - 고졸이상	17180.2	2878.3	5742.3	2075.3	2813.0	830.8	2840.4	11936
	100.0	16.8	33.4	12.1	16.4	4.8	16.5	
고졸미만 - 중졸이상	17953.6	2620.3	6456.4	2017.7	2959.8	774.7	3124.8	3859
	100.0	14.6	36.0	11.2	16.5	4.3	17.4	
중졸미만	14634.6	2259.0	5223.3	1829.8	2218.2	572.2	2532.0	4619
	100.0	15.4	35.7	12.5	15.2	4.0	17.3	

II.4 지역별 금융자산 보유패턴분석

<표 9>는 지역별 금융자산 보유형태를 보여 주는데 지역별로 다소 차이가 있음을 알 수 있다. 요구불예금의 경우 서울, 제주, 광주 등이 가장 낮은 수준인데 이는 이들 지역이 총저축규모가 가장 크다는 점에 기인한 것으로 생각된다. 비은행권 저축의 비중은 광주와 전라남·북도가 가장 높은 수준이며 유가증권 보유비중과 사금융 비중은 서울이 각각 6.3%와 21.3%로 가장 높은 것으로 나타났다.⁴⁾

4) 지역별 금융자산 보유형태의 차이는 소득규모나 금융자산 보유규모 이외에 지역별 금융기관 또는 금융시장 발전정도를 통해서도 설명할 수 있을 것이다. 하지만 지역별 금융기관 및 금융시장 발전정도에 대한 자료를 구할 수 없기에 본고는 이에 대한 분석을 다룰 수 없었다.

<표 9> 지역별 금융자산 보유형태

단위: 천원, %

	총저축	은행권 (요구불)	은행권 (저축성)	비은행권 및 신탁	보험권	유가증권	기타	관측수
서울	20527.8	2638.3	6878.2	2180.5	3177.6	1289.6	4363.6	3111
	100.0	12.9	33.5	10.6	15.5	6.3	21.3	
부산	15966.3	2386.7	4953.9	2464.1	2810.4	782.0	2569.1	2539
	100.0	14.9	31.0	15.4	17.6	4.9	16.1	
대구	14997.7	2532.6	5326.8	2853.5	2072.4	629.5	1582.8	1712
	100.0	16.9	35.5	19.0	13.8	4.2	10.6	
인천	16230.4	3637.2	4554.5	1497.9	2863.7	563.3	3113.8	2144
	100.0	22.4	28.0	9.2	17.6	3.5	19.2	
광주	17511.5	2452.9	6072.1	3418.6	2760.7	699.8	2107.3	1710
	100.0	14.0	34.7	19.5	15.8	4.0	12.0	
대전	16013.9	2765.4	5532.4	2197.8	2905.7	899.8	1712.9	1669
	100.0	17.3	34.5	13.7	18.1	5.6	10.7	
경기	15418.8	2808.5	5221.2	1081.9	2984.0	597.3	2725.8	2731
	100.0	18.2	33.9	7.0	19.4	3.9	17.7	
강원	15432.4	3224.6	5424.3	1524.1	2567.6	304.2	2387.5	1224
	100.0	20.9	35.1	9.9	16.6	2.0	15.5	
충청	16926.1	2888.7	6685.7	2018.1	1977.7	524.0	2831.9	2152
	100.0	17.1	39.5	11.9	11.7	3.1	16.7	
전라	13979.9	2283.7	4828.1	2608.2	2249.7	399.8	1610.5	1887
	100.0	16.3	34.5	18.7	16.1	2.9	11.5	
경상	15204.4	2694.3	5924.1	1975.4	2188.9	730.0	1691.8	2821
	100.0	17.7	39	13,0	14.4	4.8	11.1	
제주	20242.2	2783.5	9900.6	3004.4	3017.5	293.9	1242.3	590
	100.0	13.8	48.9	14.8	14.9	1.5	6.1	

III. 금융자산 보유규모의 추정

개별가구가 보유하는 자산은 크게 금융자산, 부동산, 연금자산으로 나누어 볼 수 있다. 이들 보유자산 규모는 자산효과(wealth effect)를 통해 가계의 소비지출에 큰 영향을 미친다. 더욱이 유동성 제약이 존재한다면 보유자산의 총액뿐만 아니라 각 자산의 상대적 비중 또한 소비지출의 중요한 결정요소가 될 것이다. 즉, 유동성 제약이 존재한다면 부동산과 같은 비유동성 자산보다 단기 금융자산과 같은 유동성이 큰 자산일수록 소비에 미치는 영향이 크리라 짐작할 수 있다.

이 장에서는 IV장에서 유동성제약하의 소비지출 패턴을 분석할 때 사용될 가구별 금융자산보유액을 이자소득과 배당소득으로부터 추정하고자 한다. 서론에서 언급한 바와 같이 금융자산의 추정은 가구소비실태조사자료의 내적 정합성을 검증하는 작업이기도 하다.

가구별 금융자산 보유액을 추정하는 방법을 간단히 소개하면 다음과 같다. 가구소비실태조사는 가구별 금융자산 보유액을 은행권, 비은행권, 보험권, 유가증권, 계불입금 및 빌려준 돈으로 구분하고 있다. 이를 모두 더하면 가구별 금융자산의 총보유액이 된다. 또한 가구소비실태조사는 연간 이자소득 및 배당금을 조사하고 있는데, 이론적으로 볼 때 이자소득과 배당소득을 자본가치화(capitalize)하면 이자지급 금융자산의 총액 및 주식 보유액과 일치하여야 한다.

물론 이자소득을 자본가치화하는 과정에서 어떠한 할인율을 선택하느냐에 따라 실제 이자지급 자산보유액과 추정된 액수간에 차이가 날 수 있다. 본 연구에서는 1996년 1년간 은행권, 비은행권 및 보험권의 수신이자율 및 채권 수익률의 가중평균값을 이자소득의 자본가치화를 위한 할인율로 사용하였으며, 이 때 가중치로는 각 자산의 상대적 규모를 사용하였다. 또한 1996년 보통주의 평균 배당률을 배당소득의 자본가치화를 위한 할인율로 사용하여 보유주식의 시장가치를 추정하였다.

할인을 추정에 사용된 이자율 자료는 다음과 같다. 요구불예금에 대한 이자율은 한국은행 발간 「조사통계월보」의 상품별 수신금리표에서 만기 3~6개월 자유저축예금의 이자율을 사용하였다. 그리고 저축성예금에 대한 이자율은 만기 1년이상 2년미만의 정기예금 이자율을 사용하였으며 비은행권 저축과 유가증권 그리고 계불입금 및 빌려준돈에 대한 이자율로는 양도성예금증서 유통수익률(91일물), 예금은행 표지어음 이자율, 신탁 및 단자회사 예치금 이자율, 장·단기 채권 수익률 등을 가중 평균한 값을 이용하였다. 또한 가구소비실태조사자료로부터는 위에서 언급된 개별 금융자산의 상대적 비중을 구할 수 없으므로 조사통계월보에서 집계하고 있는 금융자산 및 부채잔액표(96년 12월기준)중 개인항목에서 양도성예금증서, 예금은행 표지어음, 신탁 및 단자회사예치금, 그리고 장, 단기 채권이 차지하는 비율을 계산하여 가중평균 이자율 계산에 필요한 가중치로 사용하였다. 마지막으로 보험권 저축에 대한 이자율은 요구불예금의 이자율을 사용하였다.

만일 각 금융자산으로부터의 이자수입이 별도로 조사되어 보고된다면 금융자산별로 이에 상응하는 이자율을 할인률로 적용하여 현재가치를 구할 수 있을 것이다. 그러나 가계소비실태조사자료는 모든 이자소득의 총합만을 보고하고 있으므로 가계가 보유한 전체 이자지급 금융자산을 대표하는 이자율을 추정하고 이를 이용하여 금융자산의 가치를 추정할 수밖에 없다. 그런데, 각각의 가계마다 보유하고 있는 금융자산의 구성이 다르므로 가구별 이자소득을 자본가치화할 때 필요한 할인률 역시 이를 반영하여 달라져야 할 것이다. 따라서, 본 연구는 개별 가계가 보유하고 있는 금융자산의 비중을 가중치로 하여 가계별로 상이한 할인률을 추정하였다. 이상의 논의를 종합하여 본고가 추정한 가구별 이자소득 할인률을 수식으로 나타내면 다음과 같다.

가구별 이자소득 할인율 =

$$\begin{aligned} & \{(\text{요구불예금} + \text{보험권 저축}) / (\text{총저축보유액})\} \times \text{요구불예금 이자율} \\ & + \{\text{저축성 저축} / (\text{총저축보유액})\} \times \text{저축성예금 이자율} \\ & + \{(\text{비은행권 저축} + \text{유가증권} + \text{기타}) / (\text{총저축보유액})\} \times \text{비은행권이자율} \end{aligned}$$

한편 배당률은 「조사통계월보」의 증권거래 및 주가지수표로부터 가중평균배당수익률을 구하여 사용하였다. 모든 자료는 1996년 12월의 값을 기준으로 사용하였다. 이렇게 구한 이자율과 배당률을 할인률로 사용하여 금융자산을 추정하기 위해서는 우선 연간소득 항목에서 가구별 이자소득 항목과 배당소득 항목을 찾고 이를 각각 위에서 구한 가중평균이자율과 배당수익률로 나누어야 한다. 이렇게 추정된 이자지급 금융자산 총보유액과 주식보유액의 합은 가구소비실태조사에서 직접 조사된 은행권 및 비은행권 저축총액과 유가증권 보유액을 합한 액수와 이론적으로 일치하여야 한다.

본 연구는 양자간의 차이를 분석함으로써 가구소비실태조사 자료의 내적 정합성을 살펴보았다. 즉, 가구소비실태조사에서 직접 조사된 금융자산 자료와 위에서 설명한 방식에 따라 추정한 금융자산 총액간의 평균값, 분산, 상관관계 등이 유사하다면 조사자료의 신빙도가 높다고 결론 지을 수 있다.

앞으로 소비함수의 분석에 사용하기 위해 가구소비실태조사에서 직접 조사한 금융자산의 총액을 “금융자산 I”, 이자 및 배당소득을 자본가치화하여 얻은 금융자산 총액을 “금융자산 II”로 표기하기로 한다. 이들에 대한 비교결과는 <표 10>에 요약되어 있다.

<표 10> 금융자산 추정액과 보유액 통계의 비교

단위: 천원

	총저축 추정액 (금융자산 II)	총저축 보유액 (금융자산 I)
평균	7295.2	16991.6
표준편차	52573.6	29398.5
상관계수	0.4222	

위 표를 보면 이자 및 배당소득으로부터 추정된 금융자산이 가구 소비실태조사의 저축부채조사에서 보고된 총저축보유액에 비해 평균값이 훨씬 작을 뿐만 아니라 표준편차는 매우 큰 것으로 나타난다. 추정된 금융자산 보유액이 실태조사에서보다 작게 나타날 수 있는 이유로는 다음과 같은 점을 생각할 수 있다.

첫째, 실태조사에서 각 가게가 보고하는 이자수입은 조사년도중 실제 수령한 이자만을 포함하고 있다. 이 경우 만기가 일년을 초과하면서 만기시에 원리금을 일시에 지급하는 금융자산을 보유하고 있는 경우에는 이 금융자산으로부터의 이자소득은 전혀 없는 것으로 처리된다. 예를 들어 이년 만기 정기예금을 보유하는 경우 조사년도 중에 만기가 된다면 이자소득이 보고되겠지만 조사년도 이후에 만기가 도래한다면 조사년도 중에는 이자소득이 없는 것이며 나타난다. 이 경우 이자소득으로부터 추정된 금융자산의 가치가 실제 금융자산에 비해 과소평가될 가능성이 있다. 그러나 개별 가구의 입장이 아닌 표본 전체로 볼 때에는 만기시의 원리금 지급 문제가 금융자산 추정액과 조사액간의 차이를 설명할 수 없음에 유의하여야 한다. 유사한 논리로 조사년도에 만기가 도래하여 투자기간 중 축적된 원리금을 한꺼번에 받은 가구의 금융자산은 과대평가될 것이다. 따라서 조사년도 중에 만기가 도래하는 가게와 그렇지 않은 가게가 골고루 분포되어 있다면 과대평가액과 과소평가액은 서로 상쇄될 수 있기 때문이다.

둘째, 실태조사에서 가게가 보고하는 이자수입은 가구가 실제 수령한 세후 소득이다. 즉 금융기관들은 이자나 배당을 지급할 때 이자소득세와 배당소득세를 원천징수 한 후 지급하므로 각 가게가 보고하는 이자 또는 배당소득은 세후 소득이 된다. 본 연구에서 금융자산의 가치를 추정하기 위해 사용한 이자율은 세전 이자율이므로 추정된 금융자산은 과소평가되기 마련이다. 이를 수정하기 위해서 96년 당시의 이자 및 배당소득세율인 16.5%(주민세 포함)만큼 할인율을 감소시킨 후 금융자산 총액을 추정하면 추정액이 16.5% 증가하게 된다. 그러나, 이와 같은 조정을 거치더라도 두 총액간의 차이는 여전히 큼을 알 수 있다.

셋째, 본 연구에서 할인율로 사용한 이자율이 지나치게 높을 가능성이 있다. 예를 들어 요구불예금 이자율의 경우 3개월이상 6개월미만 자유저축예금 이자율을 사용하였지만 자유저축예금이 수시로 입출금되는 요구불예금이라는 점을 감안해 볼 때 실제 평균수신금리는 이보다 훨씬 낮을 가능성이 있다. 보험권 저축 이자율도 저축성 보험의 경우에는 이자율이 상당히 높지만 보장성 보험의 경우에는 이자율이 매우 낮으므로 본고에서 사용된 할인률이 과대추정되었음을 시사할 수 있다.

넷째, 실태조사에서 이자 또는 배당소득이 누락되어 보고될 가능성을 생각할 수 있다. 보고자가 기억을 하지 못하거나 소득규모의 노출을 우려하여 실제보다 축소하여 보고를 했을 가능성도 있다. 특히 1996년은 종합소득과세가 시행된 첫 해이므로 금융 고소득자의 경우 축소보고의 가능성을 배제할 수 없다.

특기할 것은 추정된 금융자산이 보고된 금융자산 총액을 과소평가하는 정도가 가구주 연령이 낮을수록 심해진다는 것이다. <표 11>은 가구주 연령별로 추정된 금융자산과 보고된 금융자산 총액의 평균과 상관계수를 보고하는데 가구주 연령이 50세 이상인 가구의 경우는 추정치가 보고된 값의 50%를 초과하나 30세 미만 가구의 경우에는 30%에 미달함을 볼 수 있다.

한편 추정된 금융자산 총액과 보고된 금융자산 총액간의 상관계수 (correlation coefficient)를 보면 0.4222로 그리 높은 편은 아니다. 그러나 t 검정을 해 보면 두 변수간 상관관계가 없다는 귀무가설이 1%의 유의수준으로 기각되므로 두 변수간에 유의한 상관관계가 존재하며 이런 점에서 보고된 금융자산과 이자, 배당소득 자료간에 어느 정도 내적 정합성이 있다고 생각된다.

<표 11> 가구주 연령별 금융자산 추정액과 보고액 비교

	금융자산 추정액 평균치	금융자산 보고액 평균치	상관계수	관측수
60 이상	8702.8	15873.1	0.73	2621
60 미만- 50 이상	13211.2	21215.3	0.36	3905
50 미만- 40 이상	8613.1	19883.5	0.56	6003
40 미만- 30 이상	4966.8	16320.3	0.31	7680
30 미만	2405.7	9501.6	0.50	3440

IV. 유동성 제약하의 소비지출

이 장에서는 가구소비실태조사자료를 사용하여 유동성 제약(liquidity constraint)이 우리 나라 가계의 소비지출에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 유동성 제약에 대한 국내의 실증연구로는 김준경(1995), 차은영(1996), 김준경·홍기석(1998) 등을 들 수 있다. 이 중 김준경과 차은영은 거시시계열자료를 이용하여 우리 나라의 소비가 유동성 제약에 의해 영향을 받고 있음을 밝혔으며 김준경·홍기석은 도시가계조사자료를 이용하여 우리 나라 가계의 소비 및 저축행태를 연구하면서 유동성 제약의 중요성을 검증해 보았다.

유동성 제약 가설을 검증하기 위해서는 소비와 소득자료 뿐만 아니라 가계가 보유한 유동성 자산에 대한 정보가 있어야 한다. 그런데 우

리 나라의 대표적 가계소비조사인 도시가계조사는 유동성자산 보유규모에 대한 정보를 조사하지 않고 있다. 따라서 김준경·홍기석의 연구는 가구주의 주택보유여부를 가지고 간접적으로 유동성제약을 검증할 수밖에 없었다. 이와 달리 본 연구는 소비와 소득자료 뿐만 아니라 가계의 금융자산 보유규모를 조사한 가구소비실태조사자료를 이용하여 유동성제약을 검토하였다. 물론 유동성 제약 가설에 대한 검증은 패널자료(panel data)를 이용하는 것이 이상적이나 본 연구는 가구소비실태조사자료가 횡단면자료(cross-sectional data)인 점을 감안하여 Hayashi(1985)의 분석방법을 이용하여 우리나라의 가계 소비에 있어서 유동성제약의 정도를 추정하였다. IV.1절은 추정될 모형을 간략히 설명하고 IV.2절은 추정과 검정에 사용될 변수 및 자료의 성격을 소개하며 IV.3절은 실증분석 결과를 제시한다.

IV.1 모형

Hayashi의 실증분석은 유동성 자산을 많이 보유한 가구일수록 유동성에 제약을 받지 않을 것이라는 점에 착안하고 있다. 따라서 전체 가구를 유동성 자산을 많이 보유한 가구와 그렇지 못한 가구로 나눈 후 두 그룹의 소비지출 패턴간에 차이가 있는지를 검증함으로써 유동성제약의 존재 유무를 판단할 수 있을 것이다.

이를 좀 더 상세히 설명하면 다음과 같다. 유동성 자산을 충분히 보유한 가구는 소비지출이 유동성에 의해 제약받지 않으나, 유동성 자산이 충분치 않은 가구의 소비지출은 그 상한이 유동성 보유액을 초과할 수 없다. 따라서 유동성 제약하에 놓인 가구의 소비지출은 상한이 잘려져서 관측된 소비지출(truncated observation)로 해석할 수 있다. 만일 전체가구에서 이들의 비중이 크다면 상한이 잘려진 관측치가 있음을 감안하여 회귀모형을 추정하는 Tobit 추정법에 의한 추정결과와 이를 감안하지 않는 OLS 추정법에 의한 추정결과 사이에는 큰 차이가 있을 것이다. 이러한 차이의 존재여부는 Hausman(1978)이 제시한 설정검정(specification test)을 통하여 검증할 수 있다.

이상의 논의를 구체적인 모형을 통해 살펴보자.⁵⁾ 소비자가 다음과 같이 소비지출을 결정한다고 가정하자.

$$\max \sum_{i=0}^T \beta^i u(c_{t+i}) \quad (1)$$

$$\sum_{i=0}^T \frac{c_{t+i}}{R_{t+i}} + a_t = \sum_{i=0}^T \frac{y_{t+i}}{R_{t+i}} \quad (2)$$

$$c_{t+i} \leq k_{t+i} \quad (3)$$

식 (1)은 소비자의 생애 효용함수(life-time utility)이며 β 는 시간 선호도를 의미하는 할인율이며 c_{t+i} 는 $t+i$ 기 동안의 소비지출을 나타낸다. 식 (2)는 소비자의 생애 예산제약식 (life-time budget constraint)으로 y_{t+i} 는 $t+i$ 기 동안에 벌어들이는 가처분소득을, a_t 는 t 기초에 보유하고 있는 자산을 나타낸다. R_{t+i} 는 미래 소비와 소득을 현재가치로 환산하기 위한 할인율로서 r_t 를 t 기 동안의 이자율이라 할 때 R_{t+i} 는 $(1+r_{t+1})(1+r_{t+2}) \cdots (1+r_{t+i})$ 로 정의된다. 식 (3)은 소비자가 당면한 유동성 제약을 의미하는데, 주어진 시장금리 하에서 원하는 만큼의 차입이 불가능하면 소비지출의 상한이 매기간의 유동성 보유규모인 k 에 의해 제약됨을 나타낸다. 매기간의 유동성 k 가 무엇을 의미하는지는 뒤에 자세히 논의하기로 하자. 이러한 가정 하에서 소비자의 최적화 결정은 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$c_t = \min(c_t^*, k_t) \quad (4)$$

식 (4)에서 c_t^* 는 t 기에 유동성 제약이 존재하지 않을 경우 소비자가 선택할 최적 소비지출을 나타낸다. 그러나 c_t^* 가 항상소득가설에서 결

5) 이하에서 설명된 모형은 Hayashi (1985) 모형의 일부를 수정한 것임을 밝혀둔다.

정되는 소비지출을 의미하는 것은 아니다. 항상소득가설은 모든 기간에 유동성제약이 없는 것을 전제로 하는 반면, 식 (4)에 들어있는 c_t^* 는 t 기에만 유동성제약이 없다고 가정할 뿐 t 기 이후에는 유동성제약이 있을 가능성을 배제하지 않고 있다.

이제 x 를 각 가구의 특성을 나타내는 변수들의 벡터라고 정의할 때, c_t^* 와 x 와는 다음 관계가 있다고 가정한다.

$$\text{가정 1: } E(c^* | x) = x'b$$

$$\text{즉, } c^* = x'b + u, \quad E(u|x) = 0. \quad (5)$$

즉, [가정 1]은 유동성제약을 받지 않는 경우의 최적소비지출 c_t^* 가 가구주 특성을 나타내는 변수들의 벡터인 x 의 선형함수로 표시될 수 있음을 의미한다. x 벡터에는 소비함수에 대한 횡단면 분석에서 일반적으로 사용되는 여러 변수들이 포함된다. 예를 들면 가처분소득, 자산보유액, 가구주 연령, 가구원 수 등과 같은 변수와 이들 변수들의 제곱항, 상호 교차항 (cross product) 등을 x 에 포함시킬 수 있다.

또한 가구가 보유한 유동성은 k 는 다음과 같이 결정된다고 가정하자.

$$\text{가정 2: } k \geq YD^* + 0.2 \times LIQ \quad (6)$$

[가정 2]에서 YD^* 는 가처분소득을 나타내며 LIQ 는 요구불예금, 저축성예금, 주식, 채권 등과 같은 유동성 자산의 보유총액을 나타낸다. [가정 2]는 부동산과 같은 비유동성 자산과는 달리 예금, 주식, 채권 등은 단기간에 현금화하여 소비의 재원이 될 수 있음을 시사하고 있다. 또한 유동성 자산을 단기간에 현금화하는데 소요되는 거래비용을 고려하여 LIQ 에 0.2를 곱하였다. 물론 0.2라는 수치는 매우 자의적인 선택이기 때문에 실증분석을 하는 과정에서 다른 값을 사용하여도 분

석결과에 변화가 없는지를 살펴보아야 한다.

다음으로 [가정 3]은 소비에 측정오차 v 를 도입하고 있다.

$$\text{가정 3: } CON = c + v, \quad v \sim i.i.d.N(0, \sigma_v^2) \quad (7)$$

위에서 CON 은 관측된 소비를 나타낸다. [가정 3]은 Hayashi(1985)에서 사용된 가정과는 차이가 있다. Hayashi가 사용한 자료는 소비지출에 대한 정보가 존재하지 않기 때문에 Hayashi는 두 시점간 보유자산액의 차이로부터 저축액을 구하고 이를 가처분소득으로부터 차감하여 소비를 추정하였다. 따라서, Hayashi에서는 저축이 오차 없이 측정되었다면 가처분소득의 측정오차가 그대로 소비의 측정오차와 동일하게 된다. 반면에 가구소비실태조사 자료는 소비와 가처분소득을 모두 조사하고 있으므로 두 변수의 측정오차가 동일한 필요가 없다.⁶⁾ 이제 식 (5)와 (7)을 결합하면, 다음과 같은 관계를 구할 수 있다.

$$c^* + v = x'b + (u + v) \quad (8)$$

위 식은 유동성 제약이 없는 경우 소비자가 원하는 소비수준을 나타내는 축약형 식(reduced form equation)이라 할 수 있다. 그러나 실제 소비는 유동성 제약 때문에 c^* 와 차이가 있을 수 있으므로 실제 관측된 소비지출 CON 과 c^* 와의 관계를 살펴볼 필요가 있다.

이제 Y 를 다음과 같이 제약된 종속변수(limited dependent variable)로 정의하기로 하자.

$$Y = \begin{cases} CON & \text{if } CON < U \\ U & \text{otherwise.} \end{cases}$$

6) Hayashi는 또한 조세 등의 이유로 가처분소득이 과소보고되었을 가능성을 감안하여 측정오차 v 가 가구주 특성을 나타내는 변수 x 와 독립이 아닐 수 있는 가능성을 고려하였다.

$$\text{where } U = 0.85 \times (YD + 0.2 \times LIQ) \quad (9)$$

즉 실제 관측된 소비가 보유 유동성 자산보다 작은 가구, 즉 유동성 제약이 없는 가구의 경우에 Y 는 관측된 소비지출을 나타낸다. 반면 유동성 제약에 처한 가구의 소비지출은 식 (4)의 가정에 따라 소비지출이 보유 유동성 자산으로 제약될 것이다. 식 (9)에서 제약된 소비지출을 나타내는 U 를 식 (6)과는 달리 유동성 자산의 총액에 0.85를 곱한 이유에 대해서는 뒤에 자세히 설명하기로 하자. 결론적으로 Y 는 유동성 제약 가능성을 고려하여 각 가구의 소비지출을 일반적 수식으로 표현한 것에 해당한다. 식 (7)과 식 (8)을 이용하여 식 (9)를 바꾸어 쓰면 다음과 같이 된다.

$$\begin{aligned} \rightarrow \quad Y &= x'b + u + v && \text{if } x'b + u + v < U \\ &= U && \text{otherwise} \end{aligned} \quad (10)$$

식 (9)에서는 측정오차로 말미암아 실제로 유동성제약에 처한 가구의 소비가 유동성제약에 처하지 않은 것처럼 나타날 확률을 줄이기 위해 U 를 정의할 때 앞서 식 (6)에서 정의된 k 에 0.85를 곱하였다. 즉 유동성자산을 충분히 보유한 가구만이 유동성제약 조건을 피할 수 있게 모형을 보수적으로 설정한 셈이다. 물론 0.85라는 수치는 자의적이므로 실증분석을 할 때 이를 다른 수치로 바꾸더라도 때 분석결과에 변화가 없는지 확인해야 한다.

경험적으로 볼 때 식 (9)와 (10)의 잔차항인 $u+v$ 는 이분산성 (heteroscedasticity)을 갖는 것이 일반적이다. 따라서 이분산성의 정도가 가처분 소득 YD 에 비례한다는 가정을 도입하여 위의 모형을 다음과 같이 수정하였다.

$$\begin{aligned} Y/YD &= (x/YD)'a + e && \text{if } (x/YD)'a + e < U/YD \\ &= U/YD && \text{otherwise} \end{aligned} \quad (11)$$

식 (10)의 잔차항인 $u+v$ 의 표준편차가 YD 에 비례한다면 식 (11)의 잔차항 e 은 동분산적(homoscedastic)이라고 가정할 수 있으며, 더불어 잔차항 e 가 정규분포를 갖는다면 식 (11)은 Tobit으로 추정 가능하다.

가정 4: $e \mid x, U$ 는 동분산성과 정규분포를 가진다.

만일 모든 가구의 소비가 유동성제약을 받지 않는다면 식 (11)은 Tobit으로 추정한 필요가 없으며 소비함수 $Y/YD = (x/YD)'a + e$ 는 일반최소자승법(OLS)에 의해 추정하더라도 일치추정량을 구할 수 있다. 즉 모집단의 가구 중 유동성제약에 처한 가구가 전혀 없다면 $c = c^*$ 가 되고 따라서 식 (8)과 [가정 3]으로부터 다음 식을 구할 수 있다.

$$CON = x'b + (u + v) \quad (12)$$

이 경우 OLS 추정량은 b 에 대한 효율적 추정량이며 점근적 정규성(asymptotic normality)을 가진다. 그러나 모집단의 가구 중에 유동성제약에 처한 가구가 있다면 OLS 추정량은 불일치추정량이 된다. 반면에 Tobit 추정량은 모집단의 가구들 중 일부가 유동성제약을 받고 있더라도 b 에 대한 일치추정량이 된다. 따라서, 효율성을 가진 OLS 추정량과 비효율적이기는 하나 일치성을 가진 Tobit 추정량을 서로 비교함으로써 유동성제약의 존재유무를 검정할 수 있는데 이를 위해 사용될 수 있는 검정방법이 바로 Hausman(1978)의 설정검정(specification test)이다. 보다 자세한 검정방법은 실증분석 결과를 제시한 IV.3장에서 논의하기로 하자.

IV.2 실증분석을 위한 자료

회귀식에 포함될 각 변수들은 다음과 같이 정의되었다.

소비지출(CON)

소비지출은 가구소비실태조사의 10월 및 11월 소비지출을 연간자료로 환산하였다. 소비지출은 계절성에 의해 크게 영향받기 때문에 10월 및 11월 소비지출의 합을 단순히 6배 하여서는 정확한 연간 소비지출을 구할 수 없다. 따라서 계절성의 문제를 해결하기 위해 과거 5년간의 도시가계조사 자료로부터 연간소비지출 및 10월, 11월 소비지출 자료를 구해 연간 소비지출/(10월, 11월 소비지출) 값을 구한 후, 과거 5년간의 평균치를 계절성 조절을 위한 환산비로 사용하였다. 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\text{연간 소비지출} = (\text{10월 소비지출} + \text{11월 소비지출}) \times \text{환산비}$$

한편 소비지출을 정의함에 있어서는 자가 및 전세주택의 월세평가액을 소비지출에 포함시킬 것인지 여부를 결정해야 한다. 자가평가액이란 자가점유주택과 무상주택에 거주하는 가구에 대해 소유 주택과 동일 규모의 인접 차가에 대한 지출월세를 참작하여 평가한 귀속임료를 의미하며, 전세평가액이란 전세주택에 대한 귀속임료를 의미한다. 자가 및 전세주택의 월세평가액을 조정하는 이유는 임대주택의 경우에는 매월 지급하는 월세가 소비지출에 포함되나 자가 및 전세주택의 경우에는 월세를 지급하지 않기 때문에 소비지출이 과소 계상되는 문제가 있기 발생하기 때문이다. 따라서 소비 또는 저축에 관한 연구에서는 일반적으로 자가 및 전세 주택의 월세평가액을 구하여 소비지출과 가처분소득에 더해 준다.

그러나, 본 연구의 연구대상인 유동성제약이란 실제로 지출되는 소비규모가 유동성 자산규모에 의해 제약되는지의 여부를 보는 것이기

때문에 실제 금액의 지출이 필요하지 않은 자가 및 전세 주택의 월세 평가액을 소비지출에 포함시킬 필요가 없다고 판단된다. 따라서, 월세 평가액을 포함하지 않고 가구소비실태조사에서의 소비지출자료를 그대로 이용하였다.

가처분소득(YD)

소비 지출뿐만 아니라 소득 계산에도 개념적 문제가 뒤따른다. 본 연구에서는 기존 연구에서 가장 널리 사용되는 것처럼 근로소득, 자산 소득, 기타 소득의 합에서 각종 조세 (소득세, 방위세, 주민세, 재산세 등)와 사회보장분담금 등 비소비지출을 차감한 액수를 세후소득(after tax income)으로 사용하였다. 이와 같이 정의된 소득은 국민계정상의 가처분소득과 마찬가지로 자산이득소득을 포함하지 않는다. 또한 추정된 소득은 자가평가액과 전세평가액을 어떻게 처리하는가에 따라 크게 영향을 받는데, 앞서 설명된 이유로 인해 소비지출 자료에 이들을 포함시키지 않았으므로 가처분소득에도 이들을 포함시키지 않았다.

가구소비실태조사에서는 10월 및 11월 소득자료뿐만 아니라 연간 소득자료도 보고하고 있으므로 소득은 연간 소득자료를 그대로 사용하였다. 그러나 연간소득으로부터 가처분소득을 구하기 위해서는 가구 연간소득에서 비소비지출(조세 등이 포함됨)을 빼야 하는데 이에 대한 자료는 10월 및 11월밖에 없으므로 먼저 소비지출과 같은 요령을 통해 연간 비소비지출을 구한 다음 이를 연간 소득으로부터 차감하여 가처분소득을 구하였다.

유동성자산(LIQ)

가계가 보유한 유동성 자산으로는 두 가지 추정치(LIQ1과 LIQ2)를 사용한다.

LIQ1: 가구소비실태조사의 총저축보유액+유동성가중치×전세금

LIQ2: 제Ⅲ.1절에서 추정된 금융자산보유액+유동성가중치×전세금

위에서 전세금을 더한 이유는 전세금의 경우에는 전세 계약 중에도 위약금을 지불하거나 새로운 세입자를 구함으로써 현금으로 전환하는 것이 가능하기 때문에 어느 정도 유동성이 있다고 생각되기 때문이다. 다만 거래비용의 크기를 고려하여 다른 금융자산 유동성의 1/5에 해당하는 0.2를 유동성 가중치로서 부여하였다.

순자산(ASSET)

순자산은 금융자산과 부동산 보유액에서 금융부채를 차감한 값을 말한다. 순자산으로는 다음의 두 가지 실태조사자료(ASSET1)와 추정치(ASSET2)의 두 가지 척도를 이용하였다. 현금자산은 자료를 구하거나 추정하기가 곤란하여 순자산의 추정에서 제외하였다.

ASSET1: 가구소비실태조사의 조사된 부동산보유평가액 + 총저축
- 총부채

ASSET2: 이자 및 배당소득으로부터 추정된 금융자산 + 임대료수
입으로 부터 추정된 부동산보유액 - 총부채

자가주택 또는 전세주택 더미변수(House)

자가주택 소유자 또는 전세주택 거주자의 경우 1의 값을 가지는 더미변수(dummy variable)를 말한다. 이 변수를 소비함수의 설명변수로 포함시키는 이유는 다음과 같다. 자가주택 소유자와 전세주택 거주자는 월세를 지급하지 않으므로 월세주택 거주자에 비해 월세지급액만큼 소비지출이 적은 것으로 조사될 것이다. 따라서 소비함수 추정에 있어서 자가 또는 전세주택 거주자인 경우 1의 값을 가지는 더미변수를 설명변수로 포함함으로써 추정결과의 왜곡을 방지할 수 있다. 이

변수의 계수값은 음(-)의 부호를 가질 것으로 기대된다.

가구주 연령(AGE)

가구주 연령을 나타낸다. Hayashi(1985)는 45세를 breaking point로 잡았으나 우리 나라는 박대근·이창용(1997)의 연구에서 나타나듯이 연령별 소비 또는 저축 프로파일에서 특별히 breaking point가 나타나지 않으므로 본 연구에서는 AGE와 AGE의 제곱항만을 그대로 설명변수로 이용하였다.

가구원수(FSZ)

소비함수의 종속변수인 소비는 가구원 일인당 소비가 아닌 가구 전체의 소비이므로 가구원수가 많을수록 소비가 크게 나타날 것이다.

표본으로는 가구소비실태조사에서 조사된 전체 가구중 outlier를 제거하고, 분포의 정규성(normality)과 동분산성(homoskedasticity)을 확보하기 위해 다음 기준에 해당하는 가구를 제외시켰다. 아래 기준 중에서 (4)~(6)은 정규성과 동분산성을 위해 도입되었다.

- (1) 사업자이거나 무직인 가구(9,382 가구)
- (2) 농업에 종사하는 가구(118 가구)
- (3) 가처분소득이 평균의 30배이상 혹은 1/30배 이하인 가구(1,662가구)
- (4) 자산보유액이 평균의 50배 이상 혹은 1/50배 이하인 가구(1,337 가구)
- (5) 소비/가처분소득의 비율이 5를 초과하는 가구
- (6) 가구주 연령이 65세 이상인 가구(1,698 가구)

<표 12> 각 변수별 표본통계량

변 수	평 균	표준편차	skewness
CON(천원)	13559.4	9232.2	3.304449
YD(천원)	22133.9	12988.0	3.700531
LIQ(천원)	20370.6	25040.8	12.57122
ASSET(천원)	76567.4	119000.0	8.233366
HOUSE	0.818	0.385943	-1.64744
AGE	39.60	10.57255	0.361744
FSZ	3.40	1.329921	0.052847

<표 12>는 위 기준에 해당하는 표본을 제외하고 남은 13,443개의 가구에 대해 구한 각 변수의 표본통계량을 보여 준다. <표 13>은 이를 가구주 연령별로 구분하여 살펴본 결과이다. 표에서 ASSET과 LIQ는 위에서 정의된 ASSET1과 LIQ1을 의미한다.⁷⁾

<표 13> 가구주 연령별 각 변수의 평균값 (괄호 안은 표본의 수)

변 수	18-33세 (4433)	34-43세 (4430)	44-53세 (2826)	54-64세 (1754)
CON(천원)	13177.1	13857.5	13890.1	13240.3
YD(천원)	18253.0	22752.3	25679.6	24667.8
LIQ(천원)	17715.0	22225.2	21815.1	20071.0
ASSET(천원)	42759.3	76186.7	110000.0	109000.0
HOUSE	0.744	0.813	0.879	0.918
AGE	28.35	38.08	48.28	57.93
FSZ	2.76	3.83	3.82	3.21

7) ASSET2와 LIQ2를 사용하여도 유사한 실증분석 결과를 얻었기에 본고에는 이에 대한 결과를 별도로 제시하지 않고 있다.

<표 14> 두 소비자 집단의 비교 (괄호 안은 표본의 수)

변 수	비계약집단(CON<U: 10194)		계약집단(CON≥U: 3249)	
	평균	표준편차	평균	표준편차
CON(천원)	10930.8	5591.4	21807.1	12841.2
YD(천원)	24972.9	13224.6	13226.3	6679.1
LIQ(천원)	23017.7	27642.3	12065.1	10301.9
ASSET(천원)	85837.2	127000	47482.4	81678.6
HOUSE	0.837	0.369239	0.757	0.428683
AGE	39.95	10.31809	38.51	11.26538
FSZ	3.52	1.297565	3.00	1.353698

<표 14>는 전체 표본을 [가정 2]에서 제시한 조건에 따라 유동성 제약에 처한 가구와 그렇지 않은 가구로 나누어 각 변수의 평균값과 표준편차를 보여 준다. U의 값으로는 식 (9)와 같이 $0.85 \times (YD + 0.2 \times LIQ)$ 를 선택하였다. 전체 13,443개 가구 중 3,249개 가구가 유동성 제약 조건에 의해 제약받는 것으로 나타났는데, 주로 가처분소득에 비해 소비수준이 높은 가구가 이 범주로 분류된 것으로 보인다. 뿐만 아니라 계약집단은 비계약집단에 비해 유동성자산의 규모와 순자산의 규모가 낮으며 가구주 평균연령도 낮은 것으로 나타났다.

물론 두 집단을 나누는 데에 사용된 기준에서 LIQ에 곱해진 계수나 전체 유동성에 곱해진 계수의 값의 선택에 따라 두 집단의 특성이 달라질 수 있다. 따라서, 이들 계수값을 여러 가지로 변화시켜 가면서 집단을 분류해 보았는데 두 집단간 특성의 차이에는 큰 변화가 없었다. 뿐만 아니라 1인 가구를 제외한 2인 이상 가구들만을 가지고 집단을 나누어 보아도 <표 15>에서 보여주는 바와 같이 결과는 마찬가지였다.

<표 15> 두 소비자 집단의 비교 - 1인 가구 제외

변 수	비계약집단(CONS<U : 9422)		계약집단(CONS≥U: 2668)	
	평균	표준편차	평균	표준편차
CON(천원)	11178.8	5597211	22968.5	13418884
YD(천원)	25698.3	12418616	14106.5	6796477
LIQ(천원)	23676.2	28279627	12635.1	10778680
ASSET(천원)	90174.5	1.30E+08	53217.0	87723813
HOUSE	0.861	0.346335	0.808	0.394165
AGE	40.53	10.07339	39.76	10.66882
FSZ	3.73	1.12155	3.44	1.080107

<표 14>나 <표 15>에서 제시된 두 집단간의 차이는 동일한 기준을 이용하여 미국의 소비자들의 유동성제약을 연구한 Hayashi(1985)의 결과와 대조를 이룬다. Hayashi는 1963-1964 Survey of Financial Characteristics of Consumers에서 조사된 가구들을 $U=0.85 \times (YD + 0.2 \times LIQ)$ 의 정의를 사용하여 계약집단과 비계약집단으로 나누었는데 그 결과는 <표 16>에 요약되어 있다. <표 14>와 <표 16>을 비교해보면 동일한 분류기준을 적용했음에도 불구하고 한국과 미국에 있어서 유동성 제약집단의 성격에 상당한 차이가 있음을 알 수 있다.

우선 미국의 경우는 제약집단에 속하는 가구의 비중이 한국에 비해 매우 높음을 알 수 있다. 그렇다면 한국과 미국의 가구간에는 왜 이와 같은 차이가 있는 것일까? 전체 가구 중 제약집단으로 분류된 가구의 비중이 한국이 미국보다 훨씬 낮은 이유는 가구당 평균소비성향이 한국이 미국에 비해 매우 낮기 때문이다. 전체 표본평균으로부터 계산된 평균소비성향은 한국이 0.61, 미국이 0.92로 한국이 미국에 비해 크게 낮다. 따라서, 위에서 제시된 분류기준을 이용하는 한 소비성향이 매우 낮은 한국의 가구 중에서 위 제약조건을 만족시키는 가구의 수가 미국에 비해 상대적으로 작게 나타나는 것이 당연하다. 직관적으

로 생각할 때 저축을 하고 있는 가구의 소비지출이 유동성 제약을 받고 있는지는 않을 것이기 때문이다.

<표 16> 두 소비자 집단의 비교 - Hayashi의 분석결과

변 수	CON<U (455)		CON≥U (576)	
	평 균	표준편차	평 균	표준편차
CON(\$)	7,360	7,393	6,796	7,318
YD(\$)	9,709	8,745	5,987	4,367
LIQ(\$)	26,961	87,653	1,956	12,383
ASSET(\$)	49,888	117,968	11,026	29,061
HOUSE(\$)	19,946	44,644	9,927	16,844
AGE	45.4	11.3	40.7	11.6
FSZ	3.4	1.7	3.9	2.1

주: Hayashi(1985)는 보유주택가격을 HOUSE변수로 사용하였음.

자료: Hayashi(1985)에서 轉載.

다음으로는 한국의 경우에는 소비수준이 유동성 제약 여부를 결정하는데 중요한 역할을 한 반면 미국은 가처분소득 수준이 유동성 제약 집단과 비제약 집단을 구분하는 중요한 변수라는 사실이다. <표 16>을 보면 미국의 경우 두 집단간에 소비수준에는 큰 차이가 없으나 유동성 제약에 처한 집단이 그렇지 않은 집단에 비해 가처분소득과 유동성 자산의 수준이 매우 낮음을 알 수 있다. 즉, 미국의 경우에는 제약 집단으로 분류된 가구들이 특별히 소비가 높아서가 아니라 가처분소득과 유동성 자산의 규모가 낮기 때문에 제약 집단에 속하게 된 것이다. 반면 <표 14>를 보면 한국의 경우에는 두 집단간에 가처분소득과 유동성 자산의 수준에 차이가 있을 뿐만 아니라 소비지출에도 큰 차이가 있음을 알 수 있다. 한국의 경우 이해하기 힘들게도 유동성 제약 집단의 소득과 보유 유동성 자산이 적음에도 불구하고 소비지출은 오히려 비제약 집단의 지출보다 큰 사실을 볼 수 있다.

이와 같은 차이의 원인은 우리 나라 개별 가계의 소비패턴의 분포가 미국과 다른 특성을 가지고 있다는 점에서 찾아볼 수 있다. 우리

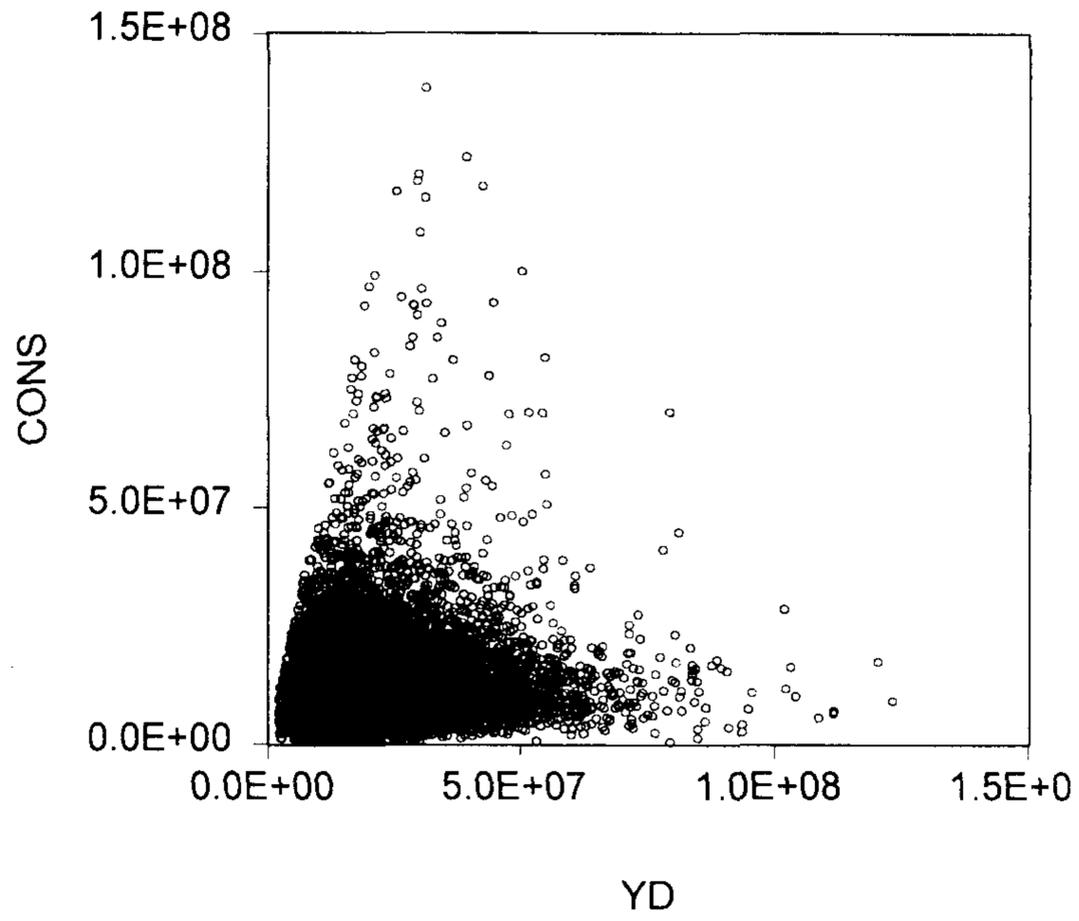
나라 가구소비실태조사자료에 나타난 가계의 소비패턴 분포의 특성에 대해 논의하기 위해서 [그림 1]은 소비와 가처분소득간의 산포도(scatter diagram)를 보여 준다. 이 그림에서 특이한 것은 관측치가 소비와 가처분소득간의 평균적 관계를 나타내는 직선을 중심으로 타원형의 분포를 가지고 않고 원점을 중심으로 한 원추형의 분포를 가지고 있다는 사실이다.

이와 같은 분포는 가구들의 평균소비성향이 전체 가구의 평균값을 중심으로 한 정규분포를 이루고 있지 못하고 양끝이 매우 두터운 밀도 함수를 가지고 있음을 의미한다. 이와 같은 사실은 가구당 평균소비성향의 도수분포를 보여 주는 [그림 2]에서도 확인할 수 있다. 특히 가처분소득은 낮으나 소비수준이 매우 높은 집단과 가처분소득은 높으나 소비수준이 매우 낮은 집단의 크기가 무시할 수 없을 정도로 크다는 것이 가구소비실태조사 자료에 나타난 우리나라 가구의 소비지출 특성이다.

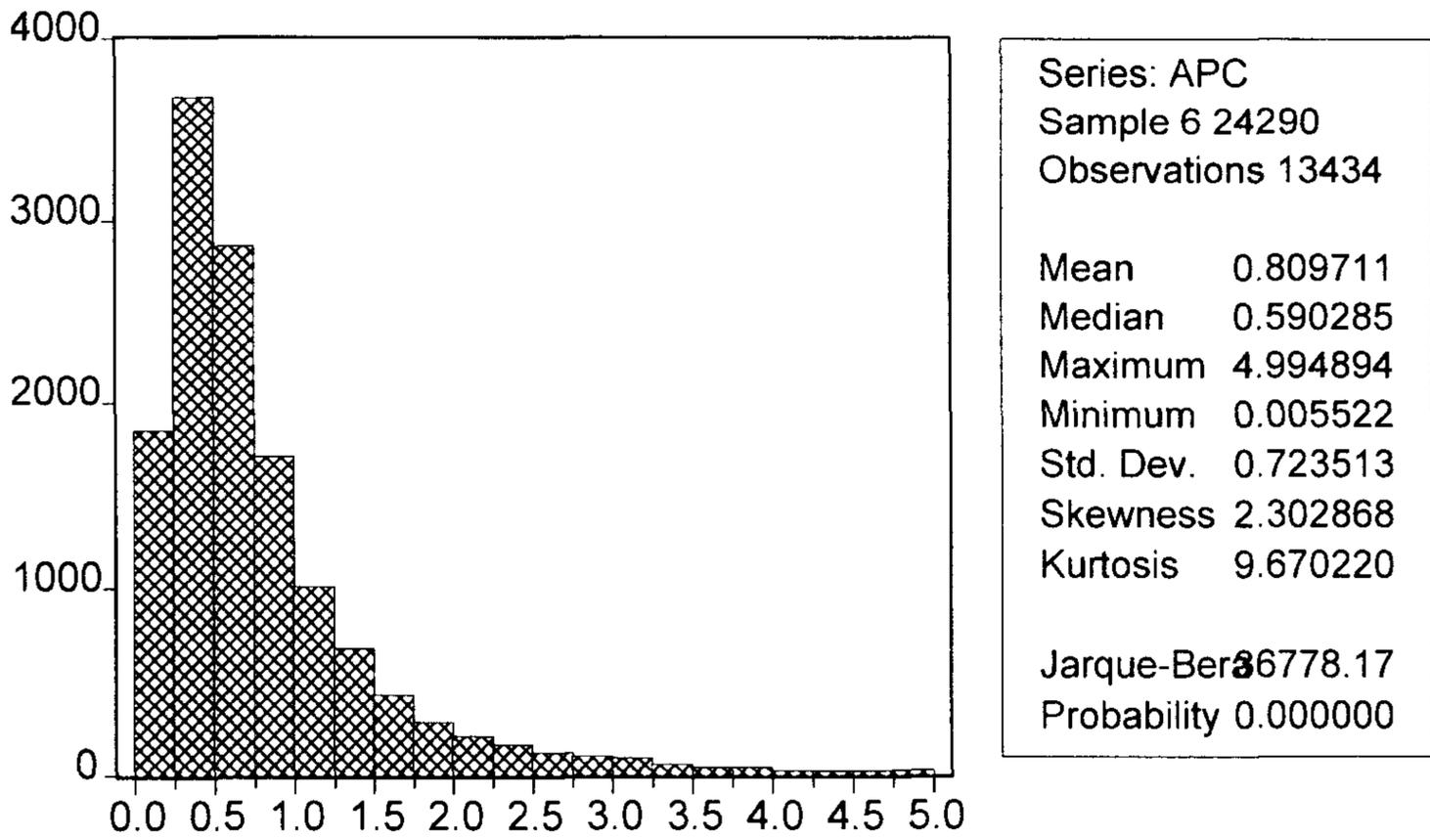
위에서 두 집단을 분류하기 위해 사용된 기준은 결국 위 산포도에 절편이 $0.85 \times 0.2 \times LIQ$ 이고 기울기가 0.85인 직선을 긋고 이 직선보다 위에 있는 점들을 제약집단으로 분류하는 것에 해당한다. 그런데 이 기준에 따라 가구들을 분류하면 당연히 제약집단에 평균소비성향이 높은 가구들이 포함되는데 이들 중에는 소비수준이 매우 높은 가구들이 상당히 많이 포함된다. 반면에 비제약집단에는 가처분소득은 높으나 소비수준이 매우 낮은 가구들이 상당히 많이 포함되므로 제약집단에 비해 평균소비수준은 낮고 가처분소득은 높게 나타난 것이다.

이러한 특징을 염두에 두고 다음 절에서는 유동성제약의 정도를 추정할 실증분석 결과를 해석하여 보기로 한다.

[그림 1] 소비와 가처분소득의 산포도



[그림 2] 평균소비성향의 분포



IV.3 소비함수 추정 및 가설검정

소비함수의 추정을 위해 회귀식에 포함된 변수는 AGE, AGE², FSZ, ASSET, ASSET*AGE, ASSET*AGE², ASSET*FSZ, YD, YD*AGE, YD*AGE², YD*FSZ, LIQ, ASSET², YD², HOUSE 등이다. 이분산성을 해결하기 위해 종속변수(CON)와 상수항을 비롯한 모든 설명변수들을 가처분소득(YD)으로 나누었다.

<표 17>은 OLS 추정결과를 보여 주는데 대체로 이론이 예측하는 바와 일치하는 부호를 가지고 있음을 볼 수 있다. 우선 가처분소득과 순자산의 제곱항의 계수가 음의 값을 가지고 있어 저소득 가구와 고소득 가구간에 소비패턴에 차이가 있음을 보여준다. 또한 유동자산의 양과 가구의 수가 커질수록 소비가 증가함을 알 수 있다. 한편 HOUSE의 계수는 이론의 예측과는 반대로 양의 값을 가지고 있지만 유의한 수준은 아니다.

<표 17> OLS 추정결과

variable	coefficient	t-statistic
상수	4.26E+06	2.994598
AGE	2.83E+05	3.766799
AGE*AGE	-4.57E+03	-5.167781
FSZ	4.31E+05	4.491262
ASSET	-0.008305	-0.468511
ASSET*AGE	0.001231	1.390827
ASSET*AGE*AGE	-1.41E-05	-1.390903
ASSET*FSZ	-0.003884	-4.25604
YD	0.437245	3.177392
YD*AGE	-0.010151	-1.43232
YD*AGE*AGE	0.000192	2.336137
YD*FSZ	0.000293	0.039077
LIQ	0.020617	4.33267
LIQ*ASSET*ASSET	-6.58E-13	-0.516621
YD*YD	-6.84E-09	-12.57571
HOUSE	1.74E+05	1.052716

한편 식 (10)에 제시된 Tobit 모형을 최우추정법을 이용하여 추정하였는데 그 결과는 <표 18>에 나타나 있다.

<표 18> Tobit모형 추정결과

변 수	coefficient	z-statistic
상수	-647128.0	-0.85812
AGE	144347.7	3.60005
AGE*AGE	-2100.46	-4.46177
FSZ	208736.7	3.949014
ASSET	0.006676	0.791156
ASSET*AGE	0.000136	0.32984
ASSET*AGE*AGE	-2.30E-06	-0.47474
ASSET*FSZ	-0.001805	-4.290054
YD	0.752058	11.14077
YD*AGE	-0.0083	-2.39372
YD*AGE*AGE	0.000118	2.924312
YD*FSZ	-0.00244	-0.64405
LIQ	0.047989	21.86302
LIQ*ASSET*ASSET	-1.42E-12	-2.40291
YD*YD	-7.80E-09	-29.4628
HOUSE	284981.1	3.460061

<표 17>과 <표 18>에 보고된 OLS와 Tobit 추정결과는 상당한 차이가 있는 것으로 보인다. 이들 추정치 간에 유의한 차이가 있는지는 Hausman의 설정검정을 통해 분석할 수 있다. Tobit과 OLS 추정계

수를 각각 b_T , b_O 라 하고, Tobit과 OLS 추정량의 분산-공분산 행렬에 대한 일치추정량을 각각 V_T , V_O 라고 할 때, Hausman의 검정통계량 W 는 식 (21)과 같이 정의되며 이는 모집단에 유동성제약에 처한 가구가 없다는 귀무가설 하에서 χ^2 (Chi-square) 분포를 가진다.

$$W = (b_T - b_O)'(V_T - V_O)^{-1}(b_T - b_O) \quad (21)$$

<표 17>과 <표 18>의 추정결과로부터 구한 Hausman 검정통계량의 값은 1,159.4였다. 귀무가설하에서 W 는 자유도 16인 χ^2 분포를 가지므로 모집단 가구중에 유동성제약에 처한 가구가 없다는 귀무가설이 확실히 기각된다.⁸⁾ 이처럼 검정통계량이 매우 큰 값을 가지는 것은 Tobit 추정량의 분산이 OLS 추정량의 분산과 큰 차이가 없다는 데 주된 이유가 있다.

대부분의 경제학자들에게 유동성 제약의 존재를 확인한 위의 결과는 그리 새롭지 않은 사실일 것이다. 보다 흥미로운 질문은 우리 나라 가구의 소비에 있어서 유동성제약이 어느 정도로 중요한 영향을 미쳤는가에 대한 것이다. 이를 알아보는 방법으로 전체가구에 대한 소비의 표본평균(sample mean)과 Tobit모형에 의해 추정된 희망소비수준의 표본평균을 비교해 볼 수 있다. 즉 b_T 를 추정된 Tobit모형의 계수벡터라 하고, x 를 설명변수라 표시하면 $x'b_T$ 는 소비자가 유동성제약에 처하지 않았을 때 선택되었을 희망소비수준(desired consumption)의 추정치이다. 이 소비수준을 실제 소비수준과 비교함으로써 유동성제약이 전체 소비에 미친 영향을 가늠해 볼 수 있다.

<표 19>는 <표 18>에 제시된 Tobit 추정치에 각 설명변수의 평균 값을 곱하여 구한 소비수준과 표본으로부터 계산된 소비수준을 비교하고 있다. Tobit 모형을 추정할 때 이분산성을 제거하기 위해 종속변수

8) V_T 는 b_T 값에서 평가된 우도함수의 Hessian 행렬을 사용하여 추정되었다. 한편 V_O 를 추정함에 있어서 e 의 분산 추정치로 OLS 추정량 대신 Tobit 추정량을 이용하였는데, 이는 e 의 분산으로 OLS 추정량을 사용할 경우 $V_T - V_O$ 가 반드시 positive definite matrix가 되지 않을 수 있기 때문이다.

를 비롯한 모든 설명변수들을 YD 로 나누었으므로 Tobit모형으로부터 구한 추정치는 희망소비수준이 아니라 평균소비성향(희망소비수준/가처분소득)을 나타낸다. <표 19>에 따르면 $x'b_T/YD$ 의 값은 0.639이고 소비의 표본평균을 가처분소득의 표본평균으로 나눈 값이 0.613이다. 이를 연간소비지출로 환산하면 Tobit을 이용한 소비지출의 추정치는 1,414만원이고 표본평균의 값은 1,356만원이므로 유동성제약은 우리나라 가계의 소비를 약 4.1% 감소시키며 평균소비성향을 2.6% 낮추는 효과가 있다고 결론지을 수 있다. 참고로 Hayashi는 미국의 경우 유동성제약이 소비를 약 2.7%, 평균소비성향을 약 5.5% 포인트 낮춘다는 결론을 얻었다. 소비자 금융에 대한 규제로 말미암아 한국의 소비자 금융이 미국에 비해 덜 발달된 반면에 한국의 저축률이 미국에 비해 매우 높다는 점을 고려할 때 한국의 유동성 제약 정도가 미국에 비교하여 특별히 높게 나타나지 않은 것은 이해할만한 결과라 생각된다.

<표 19> 희망소비수준과 실제소비수준의 비교

	전체가구
Tobit에 의해 예측된 평균소비성향	0.639
표본의 평균소비성향	0.613
Tobit에 의해 예측된 소비지출	14,141,775
표본의 평균소비지출	13,559,447
observation	13,443

주: y 는 Tobit의 계수에 각각의 설명변수의 평균값을 곱하여 구한 값임. 여기서 설명변수는 원래의 설명변수를 지칭하는 것이 아니라, 각각을 가처분소득(YD) 나눈 것을 말한다.

실증분석 결과에 대한 논의를 마치기 전에 위의 추정 결과가 유동성제약가구와 비제약가구를 분리하는 기준인 U 를 변화시킬 때 어떻게 변화하는지 살펴보자. 구체적으로 본고는 U 의 값으로 정의한 $0.85 \times (YD+0.2LIQ)$ 에서 계수 0.85를 1 또는 0.6, 계수 0.2를 0.5 또는 0으로 변화시켜 보았다. 그 결과 Hausman 검정결과는 앞서와 마찬가지로 모두 유동성제약이 없다는 귀무가설을 기각하였다. 그러나 Hayashi의 결과와는 달리 우리 나라의 경우에는 추정된 유동성제약의 정도가 계수의 변화에 따라 크게 상이하였으며 경우에 따라서는 유동성제약 정도가 극히 미미한 것으로 나타났다. 이와 같이 추정 결과가 U 의 정의에 따라 민감하게 변화한 것은 IV.2 절에서 밝힌 바와 같이 가구소비실태조사 자료의 평균소비성향이 정규분포를 따르기 보다 양끝이 두터운 분포를 따르고 있기 때문이라 생각된다. 따라서 유동성제약 정도를 추정하기 위해서는 미국 자료와는 달리 평균소비성향의 분포가 정규분포를 따르지 않고 있는 가구소비실태조사의 성격이 자료수집의 문제 때문에 발생한 것인지 아니면 우리 나라 가구 소비성향의 진정한 특징인지가 우선적으로 밝혀져야 한다. 이를 위해 가구소비실태조사 자료 이외의 자료에서도 이러한 현상이 나타나는지 분석하는 것은 향후 중요한 연구과제라 생각된다.

V. 결론

국내에는 동일 가구의 소비지출 및 자산·부채 보유현황을 모두 조사한 자료가 존재하지 않았기 때문에 소비실태에 관한 실증분석 연구가 매우 제한적일 수밖에 없었다. 예를 들어 그간 소비지출에 대한 연구대상으로 가장 널리 사용되어온 도시가계조사자료는 소득 및 소비지출은 조사하고 있으나 가구별 자산 및 부채 보유현황은 조사대상에 포함하고 있지 않다. 또한 금융자산실태조사는 가구별 자산보유현황을 조사하나 소비지출은 조사하지 않는다. 이러한 상황에서 통계청이 1996년 새로이 실시한 가구소비실태조사는 가구별 소득·소비에 대한 정보뿐만 아니라 저축·부채 보유현황을 조사한 국내 최초의 자료로서 향후 국내 소비이론 연구에 크게 기여할 자료라 생각된다.

본고는 가구소비실태조사를 두 목적을 가지고 분석하였다. 첫째, 새로이 발표된 자료라는 점을 고려할 때 가구소비실태조사 자료와 기존 자료와의 일치성, 신빙성 등을 검증하는 것은 매우 의미 있는 작업이다. 따라서 본고는 가구소비실태조사 자료로부터 나타난 저축·부채 보유실태의 특성을 파악하고 기존 자료와의 비교를 통해 자료의 신빙성 및 내적 정합성을 검증하였다. 둘째, 본 연구는 가구소비실태조사 자료를 이용하여 유동성제약 하에서의 소비함수를 추정하고 이를 이용하여 우리 나라 가구의 소비결정에 있어 유동성제약의 중요성을 추정하였다.

Hayashi(1985) 방법을 통해 유동성제약 정도를 추정한 결과 본고는 유동성제약이 우리 나라 가계의 소비를 약 4.1% 감소시키며 평균 소비성향을 2.6% 포인트 낮추는 효과가 있음을 발견하였다. 참고로 동일한 방법을 통해 Hayashi는 유동성제약으로 인해 미국 가구의 소비가 약 2.7%, 평균소비성향이 약 5.5% 포인트 감소한 것으로 추정하였다. 우리 나라의 유동성 제약 정도가 미국에 비교하여 적게 나타난 것은 한국의 저축률이 미국에 비해 매우 높은 것을 고려할 때 쉽게 이해할 수 있다. 또한 유동성제약의 정도가 그리 크지 않다는 사실은 매우 중요한 정책적 시사점을 가진다.

과거 우리 나라는 수출촉진과 경제성장을 도모하는 과정에서 금융 지원이 기업위주로 이루어지고 이를 위해 소비자금융이 규제되어왔다.⁹⁾ 그런데 우리 나라는 90년대에 들어 금융자율화를 추진하는 과정에서 소비자금융에 대한 기존 규제가 완화되고 할부금융을 비롯한 소비자신용제도가 확대되고 있다. 이로 인해 많은 사람들이 가계의 차입이 확대되고 소비증대와 저축하락이 초래될 것을 우려하고 있다. 그러나 소비자 금융의 확대가 어느 정도 소비증대를 가져올 지 판단하기 위해서는 현재 가계소비가 어느 정도 유동성 제약에 의해 영향받고 있는지에 대한 평가가 먼저 이루어져야 한다. 만일 1996년 현재 한국의 가계소비는 유동성제약의 영향을 받고는 있으나 그 정도는 그다지 크지 않다는 본고의 결과가 옳다면, 이는 소비자 금융확대로 인한 저축률 하락이 그리 크지 않을 것이다.

그러나 유동성제약의 중요성에 대한 본고의 추정결과는 유동성제약의 유무를 구분하는 모형 설정에 따라 민감하게 변화하였기 때문에 위에서 언급한 정책적 시사점 또한 추정결과에 따라 달라질 수 있다. 특히 본고는 추정 결과가 불안정한 까닭은 가구소비실태조사 자료의 평균소비성향이 미국과는 달리 정규분포를 따르기 보다 양끝이 두터운 분포를 따르고 있기 때문임을 주장하였다. 따라서 유동성제약의 중요성을 보다 정확히 추정하기 위해서는 가구소비실태조사의 이러한 성격이 자료수집 문제에서 발생한 것인지 아니면 우리 나라 가구 소비성향의 진정한 특징인지를 우선적으로 밝혀야 한다. 이를 위해 가구소비실태조사 자료 이외의 자료에서도 이러한 현상이 나타나는지 분석하는 것은 향후 중요한 연구과제라 생각된다.

9) 차은영(1996)은 한국의 가계저축률이 국제적 기준으로 볼 때 매우 높다는 사실도 소비자금융에 대한 규제와 무관하지 않다고 주장하였다.

VI. 참고문헌

- 김준경, “유동성제약과 소비지출: 한국·일본·미국 비교분석,” 『정책연구』 제17권, 한국개발연구원, 63-95, 1995.
- 김준경·홍기석, “우리 나라 저축률의 결정요인”, 한국개발연구원, 1998.
- 박대근·이창용, 『한국의 저축률 추이에 관한 연구』, 연구보고서 97-06, 조세연구원.
- 차은영, “저축행동과 유동성제약: 한국자료를 중심으로,” 『경제학연구』, 제44집, 한국경제학회, 1996, pp. 27-48.
- 통계청, 『도시가계연보』, 각년호.
- 통계청, 『가구소비실태조사보고서』, 1998.
- 한국은행, 『국민계정』, 각년호.
- Campbell, John Y. and N. Gregory Mankiw, “Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence,” Olivier J. Blanchard and Stanley Fischer eds. *NBER Macroeconomics Annual 1989*, pp. 185-215.
- Carroll, Christopher D., Rhee, Byung-Kun and Rhee, Changyong, “Are There Cultural Effects on Saving? : Cross-Sectional Evidence,” *Quarterly Journal of Economics*, 1994.
- Carroll, Christopher D. and Summers, Lawrence H., “Consumption Growth Parallels Income Growth : Some New Evidence,” Douglas Bernheim and John Shoven, eds., *National Saving and Economic Performance*, University of Chicago Press, 1991.
- Deaton, Angus, “Panel Data from Time Series of Cross Sections,” *Journal of Econometrics*, 1985.
- Deaton, Angus, “Saving and Liquidity Constraints,” *Econometrica*, 1991.
- Flavin, Marjorie, “Excess Sensitivity of Consumption to Current Income: Liquidity Constraints or Myopia?” *Canadian Journal of Economics*, February 1985.

- Hall, Robert E. and Frederic S. Mishkin, "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households," *Econometrica*, March 1982.
- Hausman, Jerry A., "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, XLVI, 1978, pp. 1251-1272.
- Hayashi, Fumio, "The Effects of Liquidity Constraints on Consumption: A Cross-Sectional Analysis," *Quarterly Journal of Economics*, vol. 100, 1985, pp. 183-206.
- Japelli, Tullio, "Who is Credit Constrained in the U.S. Economy?" *Quarterly Journal of Economics*, February 1989.
- Japelli, Tullio and Macro Pagano, "Consumption and Capital Market Imperfection: An International Comparison," *American Economic Review*, vol. 79, 1989, pp. 1088-1105.
- Mace, Barbara J., "Consumption Volatility: Full Insurance in the Presence of Aggregate Uncertainty," Ph.D. dissertation, Univ. of Chicago, 1988.
- Mace, Barbara J., "Full Insurance in the Presence of Aggregate Uncertainty," *Journal of Political Economy*, 1991.
- Poterba, James, *International Comparisons of Household Saving*, Chicago: Chicago University Press, 1994.
- Zeldes, Stephan (1989), "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, vol. 97, pp. 305-335.

<부표 1> 가구원수별 부채 보유형태

	총부채	은행권	비은행권	보험권	기타	관측수
전체가구	6445.2	3549.6	595.4	387.2	1913.0	24290
	100.0	55.1	9.2	6.0	29.7	
1인 가구	1596.3	624.1	168.7	33.3	770.1	3187
	100.0	39.1	10.6	2.1	48.2	
2인 이상 가구	7158.8	3980.4	658.2	439.3	2080.9	21103
	100.0	55.6	9.2	6.1	29.1	

<부표 2> 가구주 연령별 부채 보유형태

	총부채	은행권	비은행권	보험권	기타	관측수
60이상	3736.4	2272.3	402.6	103.2	958.3	2946
	100.0	60.8	10.8	2.8	25.6	
60미만- 50이상	6567.1	3447.4	794.9	256.2	2068.6	3969
	100.0	52.5	12.1	3.9	31.5	
50미만- 40이상	7216.6	4047.1	643.3	507.8	2018.4	6101
	100.0	56.1	8.9	7.0	28.0	
40미만- 30이상	8004.4	4461.1	618.7	549.8	2374.8	7768
	100.0	55.7	7.7	6.9	29.7	
30미만	3603.2	1770.1	395.2	178.3	1259.5	3506
	100.0	49.1	11.0	5.0	35.0	

<부표 3> 가구주 학력별 부채 보유형태

	총부채	은행권	비은행권	보험권	기타	관측수
대출이상	7080.9	3903.1	701.8	406.0	2070.0	3876
	100.0	55.1	9.9	5.7	29.2	
대출미만- 고졸이상	6614.2	3704.6	583.3	413.4	1913.1	11936
	100.0	56.0	8.8	6.2	28.9	
고졸미만- 중졸이상	6635.2	3737.7	622.3	347.8	1927.4	3859
	100.0	56.3	9.4	5.2	29.0	
중졸미만	5274.8	2665.9	511.2	334.9	1762.8	4619
	100.0	46.6	9.7	6.3	33.4	

<부표 4> 소득계층별 부채 보유형태

	총부채	은행권	비은행권	보험권	기타	관측수
상위 20%	11927.6	6722.3	1082.3	691.8	3431.3	4858
	100.0	56.4	9.1	5.8	28.8	
상위 20- 상위 60%	7010.6	3921.9	655.5	457.3	1975.9	9716
	100.0	55.9	9.4	6.5	28.2	
그 외	2617.5	1286.3	244.6	132.2	954.5	9716
	100.0	49.1	9.3	5.0	36.5	

<부표 5> 부채규모별 보유형태

	총부채	은행권	비은행권	보험권	기타	관측수
상위20%	23121.2	13071.6	2298.6	1468.6	6282.4	4858
	100.0	56.5	9.9	6.4	27.2	
상위20%- 상위60%	3280.2	1617.6	211.8	152.5	1298.3	9716
	100.0	49.3	6.5	4.6	39.6	
그 외	1.4	0.1	0.0	0.0	1.3	9716
	100.0	7.2	0.0	0.0	92.8	

<부표 6> 지역별 부채 보유형태

	총부채	은행권	비은행권	보험권	기타	관측수
서울	8696.5	4779.6	464.0	557.9	2894.9	3111
	100.0	55.0	5.3	11.7	33.3	
부산	4982.3	2322.6	744.0	272.4	1643.2	2539
	100.0	46.6	14.9	5.5	33.0	
대구	4252.9	2053.3	706.6	198.1	1294.9	1712
	100.0	48.3	16.6	4.7	30.4	
인천	7174.0	4101.9	662.4	281.6	2128.1	2144
	100.0	57.2	9.2	3.9	29.7	
광주	4689.2	2384.0	565.7	269.9	1469.6	1710
	100.0	50.8	12.1	5.8	31.3	
대전	5530.3	3098.6	636.6	456.0	1339.1	1669
	100.0	56.0	11.5	8.2	24.2	
경기	6937.2	4143.0	620.0	450.4	1723.9	2731
	100.0	59.7	8.9	6.5	24.9	
강원	4691.8	2727.7	496.8	255.7	1211.6	1224
	100.0	58.1	10.6	5.4	25.8	
충청	4927.5	2618.8	805.8	233.4	1269.5	2152
	100.0	53.1	16.4	4.7	25.8	
전라	5087.7	2885.0	806.2	221.6	1174.8	1887
	100.0	56.7	15.8	4.4	23.1	
경상	4448.8	2503.1	498.0	246.5	1201.2	2821
	100.0	56.3	11.2	5.5	27.0	
제주	4905.1	1425.9	1306.5	1022.0	1150.7	590
	100.0	29.1	26.6	20.8	23.5	