流動性制約과 恒常所得假說: Micro Data 分析*

車 殷 泳**

논문초록 합리적 기대를 고려한 항상소득가설에서 도출되는 소비최적화는 미시자료와 잘 부합하지 않고 그 원인으로써 유동성제약이 지적되어 왔다. 본 연구는 금융자산이 매기에 음(−)이 될 수 없다는 양적 제약식을 명시적으로 고려하여 구체적으로 검정 가능한 모형을 도출하고 소비행동을 분석한다.

한국의 가계 패널자료를 이용하여 자산과 소득의 비교를 기준으로 그룹을 나누어 그룹별로 항상소득가설을 검정한 결과 모든 계층이 항상소득가설을 따르는 것은 아니고 인구의 일정 비율은 유동성제약에 직면함으로써 항상소득가설로부터 도출되는 소비최적화를 따르지 못하는 것으로 나타났다. 특히 저소득계층의 경우 소득의 성장률이 소비 성장률을 설명하는 데 있어 통계적으로 유의한 것으로 나타나 유동성제약이 구속력이 있음을 시사하고 있다. 자산과 소득 기준의 변화에 관계없이 강한 일관성을 보여주는 이 결과는 소비자 금융정책에 시사점을 제공한다.

핵심주제어: 항상소득가설, 유동성제약, 소비최적화

경제학문헌목록 주제분류: E2

* 이 연구는 1996학년도 이화여자대학교 교내연구비의 지원에 의한 연구임. 유익한 논평을 해주신 익명의 두 분 논평자께 감사드린다.

** 이화여자대학교 경제학과 부교수.

Ⅰ. 서 론

신고전파의 소비이론은 미래지향적 소비자와 완전한 금융시장, 볼록한(convex) 선호를 전제로 한다. 소비자들은 일생 동안 이용 가능한 자원에 의존하여 현재와 미래의 소비를 기간간 최적화(intertemporal optimization)하게 된다. 실증분석상으로 이러한 소비함수의 가장 중요한 시사점은 현재의 소비는 과거의 소비 외에는 소득을 비롯한 어떤 예측 가능한 정보에 의해서도 영향받지 않는다는 것이다. 그러나 Hall(1978) 이후 최근 많은 연구결과에 의하면 합리적 기대(rational expectations)와 일정한 이자율을 고려한 항상소득가설(permanent income hypothesis) 모형은 실증분석상으로 그다지 성공적이지 못하다.[1] Campbell and Mankiw(1990, 1991), Shea(1995) 등은 거시 자료(macro data)를 이용하여 실증분석한 결과 인구 중에서 항상소득가설모형을 따르지 않는 계층이 존재함을 보여주었다. 미시 자료(micro data)를 이용한 연구 중에서 Altonji and Siow(1987)와 Runkle(1991)은 항상소득가설이 자료와 부합하지 않는 이유를 찾을 수 없었으나 Hall and Mishkin(1982), Hayashi(1985), Zeldes(1989), Jappelli and Marco(1989), Jappelli(1990), Engelhardt(1996) 등을 비롯한 많은 연구들은 인구의 일정 비율이 항상소득가설을 따르지 않는 것으로 나타났으며 그 이유로 가장 타당한 것은 유동성제약(liquidity constraints)이라는 의견을 제시하였다.[2] 유동성제약은 불완전 금융시장의 한 형태로서 소비자가 원하는 시점에서 자유롭게 차입할 수 없기 때문에 소비최적화를 달성하지 못하는 상황을 의미한다. 이 연구들은 전체 인구의 20~30% 정도가 항상소득가설을 따르지 않거나(Hall and Mishkin, 1982) 주로 저소득층으로 간주되는 계층이 유동성제약에 직면하는 결과(Hayashi, 1985; Zeldes, 1989)를 보여준다.[3]

우리나라는 과거의 급속한 경제성장 속에서 실물부문에 많은 축적이 이루어졌다.

---

1) Flavin(1981)은 항상소득가설을 기각할 수 없었다.

2) Hall(1990), Attanasio(1995, 1998)에 의하면 유동성제약 외에도 내구재, 기간간 대체성(intertemporal substitution)을 통한 이자율 효과, 선호의 충격 등이 영향을 미칠 수 있다고 하였다.

3) 시계열 자료를 이용한 연구 Campbell and Mankiw(1990)의 경우 유동성제약에 직면한 것으로 보이는 인구의 비율은 50% 내외이고, PSID를 이용한 Zeldes(1989)는 금융자산을 기준으로 할 때 저소득층으로 간주되어 유동성제약에 직면하는 것으로 보이는 계층의 비율이 67%인 것으로 보고하였다.

생활수준의 향상과 더불어 사람들의 소비패턴이 매우 다양해지고 소비에 대한 욕구와 상대적 기준은 꾸준히 상승하고 있다. 반면에 금융부문은 이러한 경제성장 속도를 따라 발달하지 못하고 상대적으로 정체되어 온 것이 사실이다. 낙후된 금융시장, 특히 가계대출에 대한 지속적인 제약은 일생을 통한 소비평탄화(consumption smoothing)로써 증가된 소비욕구를 만족시키려는 합리적 소비자에게는 유동성제약으로 나타날 것이다. 그러므로 유동성제약을 명시적으로 고려하지 않는 일반적인 항상소득가설모형은 이러한 소비자들의 소비행동을 제대로 설명하지 못할 수밖에 없다.

본 연구의 목적은 첫째, 유동성제약을 명시적으로 고려한 항상소득가설 실증모형을 도출하고 소비행동을 분석하는 것이다. 항상소득가설이 자료를 설명하지 못함으로써 소비자들은 소비평탄화를 하지 않는다는 기존 연구의 결과에서 한 걸음 더 나아가 금융자산이 음이 될 수 없다는 금융시장의 불완전성 개념을 도입하여 구체적으로 검정 가능한 모형을 도출하는 것이다.[4] 둘째, 생산자 중심의 오랜 금융관행으로 인해 소비자금융은 상대적으로 도외시됨으로써 소비자들이 직면하는 유동성제약의 정도가 심하고 특히 저소득층의 경우는 매우 심각할 것으로 예상된다. 이런 점에서 한국의 가계 패널자료를 이용하여 소비행태를 추정하고 분석하는 것은 의미가 있다.[5]

구체적으로 소득계층을 나누어 유동성제약을 실증분석한 기존 연구들은 저소득층과 고소득층을 구분하는 기준을 단순히 금융자산과 두 달 치 소득을 비교하는 것으로 삼고 있다.[6] 그러나 두 달 치 소득이라는 것은 다분히 자의적이고 국가별로

---

4) 본 논문에서 고려된 금융자산이 비음(nonnegative)이어야 한다는 조건은 자본시장의 불완전성의 여러 가능한 형태 중 한 가지이다. King(1985)은 차입이자(borrowing rate)와 대부이자(lending rate)가 괴리되는 형태를 이용하고 차은영(1997)은 가계가 직면하는 이자율이 보유한 자산의 양에 의존하는 형태를 고려하였다.

5) 김준경(1995)은 우리나라의 시계열 분기별 자료를 이용하여 내구재에 대한 소비지출에서 유동성제약에 직면하는 것으로 보고하였다. 우리나라의 패널자료를 이용한 연구로는 차은영(1991, 1997)이 있다. 도시가계패널(통계청) 자료를 이용한 차은영(1991)은 비내구재소비지출의 경우 유동성제약에 직면하는 것으로 나타났다. 차은영(1997)은 가계가 직면하는 이자율이 시장이자율 이외에 보유한 순자산의 양에 따른 부가적인 프리미엄에도 의존하는 형태의 자본시장 불완전성을 고려하여 분석한 결과 가계들이 금융시장의 불완전성으로 인해 소비최적화에 영향받는 것으로 나타났다.

6) 이러한 기준을 이용한 연구로는 대표적으로 Zeldes(1989)와 Runkle(1991) 등이 있지만 유동성제약에 직면할 것 같은 저소득계층과 직면하지 않을 것 같은 고소득계층을 구분해 주는 기

금융관행 또는 금융시장의 발달정도에 따라 적합한 기준이 아닐 수도 있으므로 본 논문에서는 다양한 기준으로 그룹을 나누어 그룹별로 항상소득가설을 검정한다.

한국가구패널조사(KHPS)를 이용한 분석결과는 기준이 되는 소득보다 금융자산이 적은 저소득계층의 경우 소비의 성장률이 소득의 성장률에 의해 설명될 수 있는 것으로 나타난 반면에 기준이 되는 소득보다 많은 금융자산을 갖고 있는 고소득계층의 경우 소득의 성장률은 소비의 성장률을 설명하는 데 있어 통계적으로 유의하지 못하였다. 이러한 결과는 금융자산과 비교함으로써 그룹을 나누는 기준이 되는 소득의 크기에 상관없이 대체로 동일하였다. 또 금융자산과 주택의 가치를 포함한 총자산을 중심으로 그룹을 나눈 경우와 주택소유를 기준으로 분류한 경우에도 모두 저소득층은 유의하고 고소득층은 유의하지 않게 나타남으로써 일관성 있는 결과를 보여준다.

본 논문은 이 분야의 많은 연구에서 나타난 결론과 마찬가지로 모든 계층이 항상소득가설을 따르는 것은 아니고 인구의 일정 비율은 유동성제약에 직면함으로써 항상소득가설로부터 도출되는 소비최적화를 따르지 못함을 보여준다. 특히 유동성제약이 주로 구속력이 있는 그룹은 저소득층이라 할 수 있는 반면에 고소득층에게는 유동성제약이 구속력이 없다는 사실을 지지함으로써 주택할부금융과 같은 소비자금융시장에 대한 규제의 완화가 활발해지고 있는 시점에서 재정·금융정책을 비롯한 거시경제정책에 의미있고 유용한 시사점을 제공한다.

논문의 구성은 다음과 같다. 제 II 절에서는 유동성제약이 없을 경우와 있는 경우의 모형에서 소비최적화 관계를 도출한다. 제 III 절은 자료를 분석한다. 그룹을 분류하는 기준이 되는 소득과 자산의 비교에 따른 자료의 분포를 살펴보고 실증분석에서 사용되는 변수들을 설명한다. 제 IV 절에서 구체적인 함수형태를 가정함으로써 실증분석모형을 도출한다. 이용되는 추정방법과 검정을 설명하고 그 결과를 분석한다. 제 V 절은 요약 및 결론이다.

준으로써 왜 두 달 치 소득이 사용되는가에 대한 이유는 명확하지 않다.

Ⅱ. 모 형

1. 유동성제약이 없는 모형

유동성제약이 없는 완전한 금융시장에서 가계가 기대 시간분리(time separable) 생애효용함수를 극대화한다고 가정할 때의 최적화 문제는 다음과 같다.

$$Max \quad E_t \sum_{t=1}^{T} \left(\frac{1}{1+\rho_i}\right)^t U(C_{i,t}, H_{i,t}) \tag{1}$$

$$s.t. \quad A_{i,t} = (A_{i,t-1})(1+r_{i,t-1}) + Y_{i,t} - C_{i,t} \tag{2}$$

$U(\,) =$ 시간분리 기대효용함수
$C_{i,t} =$ 가계 i의 t기 실질 비내구재 소비지출
$H_{i,t} =$ 가계 i의 t기 선호
$\rho_i =$ 가계 i의 시간선호율
$E_t =$ t기 정보에 대한 조건부 기대값
$T =$ 가계의 기대수명
$N =$ 가계의 수
$A_{i,t} =$ 가계 i의 t기 말 실질금융자산
$r_{i,t} =$ t기와 $t+1$기 사이의 실질세후수익률
$Y_{i,t} =$ 가계 i의 t기 실질가처분 노동소득

이고 $C_{i,t} \geq 0$, $A_{i,T} \geq 0$, $t=1, \cdots, T$, $i=1, \cdots, N$이다. 식(2)는 생애예산제약식을 나타낸다. 위의 모형에서 도출되는 오일러 방정식은 다음과 같다.

$$U'(C_{i,t}, H_{i,t}) = E_t \frac{U'(C_{i,t+1}, H_{i,t+1})(1+r_{i,t})}{1+\rho_i} \tag{3}$$

$U'(\,)$는 C에 관한 효용함수의 편도함수를 의미한다. 식(3)은 효용극대화의 1차 최적조건식으로 현재의 소비를 한 단위 증가 혹은 감소시키고 미래의 소비를 감소 혹은 증가함으로써 효용의 변화를 가져올 수 없는 상태를 의미한다. 식(3)의 예측오차는 t기에 알려진 정보와 상관관계가 없다. 합리적 기대를 가정하면 오일러방

정식은

$$\frac{U'(C_{i,t+1},\ H_{i,t+1})(1+r_{i,t})}{U'(C_{i,t},\ H_{i,t})(1+\rho_i)} = 1 + e_{i,t+1} \tag{4}$$

$$E(e_{i,t+1} \mid I_{i,t}) = 0$$

$I_{i,t}$는 t기에 i가계에 이용가능한 정보집합이고 $e_{i,t+1}$은 t기의 정보와 직교하는 (orthogonal) 예측오차이다.

2. 유동성제약 하에서의 모형

유동성제약 하에서 가계는 미래 기대노동소득을 대가로 차입이 불가능하므로 부채는 현재 보유하고 있는 자산의 가치보다 클 수 없다. 그러므로 가계는 비음(nonnegative)의 금융자산을 매기 소유해야 한다. 이 경우 가계의 최적화 문제는 생애예산제약식과 금융자산의 양이 매기에 0과 같거나 0보다 크다는 조건식하에서 기대생애효용함수의 극대화로 나타나게 된다.

$$A_{i,t} \geq 0, \quad t = 1, \cdots, T-1 \tag{2-1}$$

식(2-1)을 추가적인 제약식으로 고려할 때 도출되는 오일러방정식은

$$U'(C_{i,t},\ H_{i,t}) = E_t\left[\frac{U'(C_{i,t+1},\ H_{i,t+1})(1+r_{i,t})}{1+\rho_i}\right] + \lambda_{i,t} \tag{5}$$

이다.[7] $\lambda_{i,t}$는 매기 금융자산이 비음이어야 한다는 제약식(2-1)에 대한 라그랑지

---

7) 식(5)는 벨만방정식(Bellman equation)에 쿤-터커(Kuhn-Tucker) 1차조건식을 적용함으로써 얻을 수 있다. 편의상 $H_{i,t}$는 제외한다. $X_{i,t}$를 가계 i의 t 기초자산이라고 가정하면 $A_{i,t}=X_{i,t}-C_{i,t}$이고 $X_{i,t+1}=A_{i,t}(1+r_{i,t})+Y_{i,t+1}=(X_{i,t}-C_{i,t})(1+r_{i,t})+Y_{i,t+1}$, $t=1, \cdots, T$이다. 이때 가계가 직면하는 최적화문제는 다음과 같다.

$$V_{i,t}(X_{i,t}) = \underset{C_{i,t}}{Max}\left[U(C_{i,t})+\left(\frac{1}{1+\rho_i}\right)E_t V_{i,t+1}(X_{i,t+1})+\lambda_{i,t}(X_{i,t}-C_{i,t})\right] \quad \text{(i)}$$

$$s.t. \quad X_{i,t+1}=(X_{i,t}-C_{i,t})(1+r_{i,t})+Y_{i,t+1}$$

$$V_{T+1} \equiv 0$$

승수로서 제약이 한 단위 완화될 때 증가되는 기대효용의 증가분을 의미한다. $\lambda'_{i,t}$를 다음과 같이 $\lambda_{i,t}$를 정규화한 값으로 정의하면

$$\lambda'_{i,t} \equiv \frac{\lambda_{i,t}}{E_t\left[\left(\frac{1+r_{i,t}}{1+\rho_i}\right)U'(C_{i,t+1},\ H_{i,t+1})\right]} \tag{6}$$

이다. $\lambda'_{i,t}$와 $\lambda_{i,t}$가 0보다 크면 유동성제약이 구속력이 있고 0이면 구속력이 없는 것을 의미하게 된다. $\lambda'_{i,t}$를 사용하여 오일러방정식(5)를 다시 쓰면

$$E_t\left[\frac{U'(C_{i,t+1},\ H_{i,t+1})(1+r_{i,t})}{U'(C_{i,t},\ H_{i,t})(1+\rho_i)}\right](1+\lambda'_{i,t}) = 1 \tag{7}$$

$$\frac{U'(C_{i,t+1},\ H_{i,t+1})(1+r_{i,t})}{U'(C_{i,t},\ H_{i,t})(1+\rho_i)}(1+\lambda'_{i,t}) = 1 + e'_{i,t+1} \tag{8}$$

1차조건식은

$$U'(C_{i,t}) - \left(\frac{1}{1+\rho_i}\right)E_t[V'_{i,t+1}(X_{i,t+1})\cdot(1+r_{i,t})] - \lambda_{i,t} = 0 \tag{ii}$$

$$A_{i,t} = X_{i,t} - C_{i,t} \geq 0$$

이고 $A_{i,t}=0$이면 $\lambda_{i,t}>0$이다. $C^*_{i,t}(X_{i,t})$를 이 최적화 문제의 해라고 하면 (i)은

$$\begin{aligned} V_{i,t}(X_{i,t}) &= U(C^*_{i,t}(X_{i,t})) \\ &+\left(\frac{1}{1+\rho_i}\right)E_t V_{i,t+1}\{[X_{i,t}-C^*_{i,t}(X_{i,t})](1+r_{i,t})+Y_{i,t+1}\} \\ &+\lambda_{i,t}[X_{i,t}-C^*_{i,t}(X_{i,t})] \end{aligned} \tag{iii}$$

이 되고 (iii)을 $X_{i,t}$에 관하여 미분하면

$$\begin{aligned} V'_{i,t}(X_{i,t}) &= U'(C^*_{i,t}(X_{i,t}))\cdot C^{*'}_{i,t}(X_{i,t}) \\ &+\left(\frac{1}{1+\rho_i}\right)E_t\{V'_{i,t+1}(X_{i,t+1})\cdot[1-C^{*'}_{i,t}(X_{i,t})](1+r_{i,t})\} \\ &+\lambda_{i,t}[1-C^{*'}_{i,t}(X_{i,t})] \end{aligned} \tag{iv}$$

이다. (ii)를 (iv)에 대입하면

$$\begin{aligned} V'_{i,t}(X_{i,t}) &= [U'(C^*_{i,t}(X_{i,t}))\cdot C^{*'}_{i,t}(X_{i,t})] \\ &+[1-C^{*'}_{i,t}(X_{i,t})][U'(C^*_{i,t}(X_{i,t}))] \\ &= U'(C^*_{i,t}(X_{i,t})) \end{aligned} \tag{v}$$

이 되고 $t=t+1$일 때 (v)를 (ii)에 대입하면 식(5)이다.

이 된다. $e'_{i,t+1}$은 $(1+\lambda'_{i,t})$에 한계대체율과 이자율의 곱으로부터 오는 예측오차를 곱한 값이고 $E(e'_{i,t+1}|I_{i,t})=0$이다.

실증분석모형의 도출을 위해 다음과 같은 일정상대위험회피(constant relative risk aversion) 효용함수를 가정하자.

$$U(C_{i,t}, H_{i,t}) = \frac{C_{i,t}^{1-\alpha}}{1-\alpha} \times \exp(H_{i,t}) \tag{9}$$

α는 상대위험회피 계수(coefficient of relative risk aversion)를 나타내고 모든 가계에서 동일하다고 가정한다. 식(9)를 (8)에 대입하면

$$\frac{C_{i,t+1}^{-\alpha} \times \exp(H_{i,t+1}-H_{i,t})(1+r_{i,t})(1+\lambda'_{i,t})}{C_{i,t}^{-\alpha}(1+\rho_i)} = 1+e'_{i,t+1} \tag{10}$$

이다. 가계의 선호를 다음과 같다고 하자.

$$H_{i,t} = d_0\, age_{i,t} + d_1\, age_{i,t}^2 + u_{i,t} \tag{11}$$

가계의 선호는 두 부분으로 나누어 볼 수 있다. 관찰 가능한 부분은 가구주의 나이로서 생애주기효과를 고려하였다.[8] 관찰이 가능하지 않은 부분은 가계 i가 t기에 갖는 오차 $u_{i,t}$로 나타난다. 식(11)을 (10)에 대입하여 로그를 취하면 오일러방정식은

$$\begin{aligned}\ln\left(\frac{C_{i,t+1}}{C_{i,t}}\right) = \frac{1}{\alpha}\,[\,& d_0 - \ln(1+\rho_i) + \ln(1+r_{i,t}) \\ & + d_1(age_{i,t+1}^2 - age_{i,t}^2) + (u_{i,t+1}-u_{i,t}) \\ & - \ln(1+e'_{i,t+1}) + \ln(1+\lambda'_{i,t})\,]\end{aligned} \tag{12}$$

이다. $t+1$기의 가구주의 나이가 t기에 알려져 있고 관찰 가능하지 않은 선호의 충격 $(u_{i,t+1}-u_{i,t})$는 시간과 가계에 걸쳐 독립적으로 동일하게 분포(i. i. d)되어

8) 식(11)은 추정가능한 모형의 도출을 위해 연령효과만을 고려한 한계점이 있다. 다양한 가계특성을 고려한 선호식을 통하여 더 포괄적인 연구가 가능할 것이다.

있는 것으로 가정한다. $e'_{i,t+1}$의 평균은 0이지만 $\ln(1+e'_{i,t+1})$의 평균은 0이 아니므로 2차 테일러 확장(Taylor expansion)을 취하면 $\ln(1+e'_{i,t+1}) \fallingdotseq e'_{i,t+1} - \frac{1}{2} e'^{2}_{i,t+1}$이 된다. 만약 $e'_{i,t+1}$이 로그정규분포를 따른다면 t기에 가계 i에게 이용가능한 정보집합 $I_{i,t}$에 대한 조건부기대값은 $E(-\ln(1+e'_{i,t+1}) \mid I_{i,t}) = \frac{1}{2} Var(e'_{i,t+1} \mid I_{i,t})$이다. 그러므로 오일러방정식의 오차항의 평균은 예측오차의 분산과 관계가 있게 된다. 이것을 이용하여 정리하면 식(12)는

$$\ln\left(\frac{C_{i,t+1}}{C_{i,t}}\right) = b_0 + \frac{1}{\alpha}\ln(1+r_{i,t}) + \frac{2d_1}{\alpha} age_{i,t} + v_{i,t+1} + \frac{1}{\alpha}\ln(1+\lambda'_{i,t}) \tag{13}$$

로 쓸 수 있다.[9] 이 때 $v_{i,t+1}$의 평균은 0이고

$$b_0 = \frac{1}{\alpha}\left[d_0 + d_1 + \frac{1}{2}\sigma^2 - \ln(1+\rho_i)\right]$$

$$v_{i,t+1} = \frac{1}{\alpha}\left[(u_{i,t+1} - u_{i,t}) + \frac{1}{2} e'^{2}_{i,t+1} - \frac{1}{2}\sigma^2 - e'_{i,t+1}\right]$$

$$\sigma^2 = E(e'^{2}_{i,t+1})$$

이다. 식(13)에서 나타난 소비최적화는 유동성제약이 존재하지 않을 경우 $\lambda'_{i,t}$가 0이 되므로 식(9)와 (11)을 유동성제약이 없는 오일러방정식(4)에 대입하여 얻는 식과 동일하게 되고 이 때 소비성장률은 이자율과 가구주의 나이 이외의 어떤 t기 변수에 의해서도 예측될 수 없다. 그러나 유동성제약에 직면할 경우 $\lambda'_{i,t}$는 0보다 크고 소득 또는 다른 t기 변수와 상관관계를 가질 것이다. 특히 저소득층과 고소득층으로 그룹을 나누어 분석할 경우 유동성제약이 구속력이 없을 것으로 생각되는 고소득층($\lambda'_{i,t} = 0$)은 소비성장률을 설명하는 데 있어 소득이 유의하지 않지만 유동성제약이 구속력이 있을 것으로 예측되는 저소득층($\lambda'_{i,t} > 0$)은 소득이 소비의 변화에 대해 설명력이 있는 것으로 나타나게 된다.

---

9) $age^2_{i,t+1} - age^2_{i,t} = (age_{i,t+1} - age_{i,t})(age_{i,t+1} + age_{i,t}) = 2\,age_{i,t} + 1$ 이다.

Ⅲ. 자 료

본 연구는 1993년도에서 1996년까지 한국가구패널조사(KHPS) 자료를 이용한다. 한국가구패널조사는 가구의 소비지출과 소득 전반에 관한 자료와 더불어 금융자산과 부채도 조사되어 있다. 가계특성변수들 및 개인정보도 조사되어 있어 도구변수(instrumental variables)로 사용 가능하다. 음식에 관한 소비지출이 유일한 비내구재 소비지출 자료로 조사되어 있는 미국의 대표적인 패널데이터 PSID(Panel Study of Income Dynamics)에 비해 KHPS는 식료품비 이외의 다양한 비내구재 소비지출 자료가 조사되어 포괄적으로 분석할 수 있는 장점이 있다.

결손값을 정리한 후에 사용된 전체 관찰치는 5,022가구이다. 실증분석에서 사용된 모든 변수는 실질변수이다. 소비지출은 식료품비, 피복 및 신발비, 주거비, 교양·오락비를 합한 비내구재 소비지출을 소비자물가지수로 나누어서 사용한다. 이자율은 3년 만기 회사채율이 사용되었다. 실질세후이자율은 명목이자율에서 종합소득세율을 뺀 후에 물가상승률을 제하여 구한다.[10] 총금융자산은 요구불예금, 저축성예금, 주식, 채권 등이 포함되고 순금융자산은 총금융자산에서 금융부채를 뺀 것이다. 총자산은 금융자산과 부동산을 합한 것으로 순금융자산과 주택의 실질자산가치를 더하여 구한다.[11] 근로소득은 가구주의 세금을 제한 후에 소비자물가상승률로 나누어서 가처분 노동소득을 계산하였다.

〈표 1-1〉은 순금융자산과 소득의 상대적 크기를 기준으로 하여 두 그룹으로 나누었을 때 나타나는 자료의 분포를 보여준다.[12] 편의상 기준이 되는 소득보다 적은 자산을 가진 계층을 저소득층(그룹 1), 기준 소득보다 많은 자산을 가진 계층을 고소득층(그룹 2)로 구분하여 부르기로 한다. 한 달 치의 소득보다 적은 순금융자산을 가진 그룹 1이 차지하는 비율이 53.86%로 전체의 반 이상이고 두 달 치와 네 달 치 소득을 기준으로 할 때 그룹 1은 61.2%와 71.37%, 그룹 2는 38.8%와 28.63%를 각각 차지하고 있다. Zeldes(1989)는 PSID 자료 10웨이브 18,181개의

10) 한국가구패널조사는 한계세율(marginal tax rate)에 대한 조사를 실시하지 않아 대용변수(proxy variable)로 종합소득세율을 이용하였다.

11) 주택을 소유한 가계의 경우는 주택의 실질가치를 사용하고 전세나 월세의 경우는 보증금의 실질가치를 이용하였다.

12) 금융자산과 총자산은 1996년도 자료이고 소득은 1993년부터 1996년까지의 소득을 평균한 값이다.

〈표 1-1〉 순금융자산에 의한 분포

소 득	그룹 1 (순금융자산 ≤ 소득)	그룹 2 (순금융자산 > 소득)
1/2개월	2,495 (49.68)	2,527 (50.32)
1개월	2,705 (53.86)	2,317 (46.14)
2개월	3,076 (61.20)	1,946 (38.80)
4개월	3,584 (71.37)	1,438 (28.63)
6개월	3,901 (77.68)	1,121 (22.30)
12개월	4,449 (88.59)	573 (11.41)

주: ( ) 안은 전체 표본(5,022)에서 차지하는 비율.

〈표 1-2〉 총금융자산에 의한 분포

소 득	그룹 1 (총금융자산 ≤ 소득)	그룹 2 (총금융자산 > 소득)
1/2개월	1,681 (33.47)	3,341 (66.53)
1개월	1,992 (36.67)	3,030 (60.23)
2개월	2,519 (50.16)	2,503 (49.84)
4개월	3,203 (63.78)	1,819 (36.22)
6개월	3,645 (72.58)	1,377 (27.42)
12개월	4,320 (86.02)	702 (13.98)

주: ( ) 안은 전체 표본(5,022)에서 차지하는 비율.

〈표 1-3〉 총자산에 의한 분포

소 득	그룹 1 (총자산 ≤ 소득)	그룹 2 (총자산 > 소득)
2개월	276 (5.50)	4,746 (94.50)
4개월	380 (7.57)	4,642 (92.43)
6개월	505 (10.06)	4,517 (89.94)
12개월	1,028 (20.47)	3,994 (79.53)

주: ( ) 안은 전체 표본(5,022)에서 차지하는 비율.

자료를 이용했기 때문에 평면적으로 비교하기는 어렵지만 두 달 치 소득보다 적은 금융자산을 갖는 그룹 1의 비율이 67%이고 그보다 많은 금융자산을 갖고 있는 그룹 2의 비율이 33%인 것으로 보고했다.

여섯 달 치 소득보다 적은 순금융자산을 가진 그룹 1은 77.68%를 차지하는데 이것은 한국은행이 1998년 10월에 발표한 '저축률 및 금융저축 현황'에서 도시직장인 1,500명을 대상으로 실시한 조사의 응답자 68.5%가 연간소득의 절반도 안되는 저축규모를 보유하고 있는 것과 비교할 때 9% 정도 높다. 특히 우리나라는 금융자산에 대한 금융부채비율이 외국에 비해 높은 편이므로 순금융자산 대신 금융부채를 제하지 않은 총금융자산과 소득을 비교해 보는 것도 유용하다.[13]

〈표 1-2〉는 총금융자산과 소득의 비교에 따른 분포를 보여준다. 금융부채를 제하지 않았으므로 그룹 1에 속하던 가계도 그룹 2에 포함될 가능성이 높아지게 된다. 〈표 1-1〉에 나타난 수치보다 전체적으로 그룹 1의 비율이 낮고 그룹 2의 비율이 높음을 알 수 있다. 〈표 1-3〉은 총자산과 소득을 비교하여 계층별 분포를 보여준다. 부동산인 주택의 실질가치가 포함되면 총자산의 값은 매우 커지므로 대부분의 가계가 그룹 2에 속하게 되어 그룹 1의 비율은 전체적으로 낮아지고 그룹 2의 비율은 매우 높다. 두 달 치 소득을 기준으로 보면 그룹 1은 5.5%이고 1년 치 소득을 기준으로 보더라도 그룹 1의 비율은 20% 정도이다.[14]

---

13) 금융자산에 대한 금융부채비율은 1996년을 기준으로 할 때 우리나라가 0.48로 미국의 0.32, 일본의 0.26, 대만의 0.34보다 높다.

14) Zeldes(1989)에서 두 달 치의 소득을 총자산과 비교할 경우 그룹 1의 비율이 29%이고 그룹

Ⅳ. 실증 분석

1. 추 정

오일러방정식을 이용한 소비행동의 실증분석은 자의적일 수 있는 소득의 구조를 구체화시킬 필요 없이 전통적 미시경제의 이론적 근거 위에서 도출한 최적조건식을 이용할 수 있다는 것과 선호변수(preference parameter)가 이 식으로부터 직접적으로 추정이 가능하다는 이유 때문에 많이 사용되어 왔다.[15] 오일러방정식을 이용한 검정은 직교검정(orthogonality test)을 통하여 유동성제약이 가계의 소비최적화에 미치는 효과를 살펴보는 것이다. 직교검정은 t기의 이용가능한 정보는 오차항과 직교한다는 과대식별제약(overidentifying restrictions) 조건을 검정하는 것으로서 소득과 같은 추가적인 t기의 변수가 오일러방정식에 있어 통계적으로 유의한가를 조사하는 것이다.[16]

유동성제약이 없다는 귀무가설하에서는 오일러방정식(7)의 $\lambda'_{i,t}$가 0이 되어 식(4)와 같게 된다. 따라서 소득을 비롯한 어떤 t기 변수도 소비 변화를 설명하는 데 유의하지 못하다. 만약 유동성제약이 존재한다면 $\lambda'_{i,t}$는 0보다 크고 소득을 비롯한 다른 t기 변수들과 독립적이지 않게 된다. 소득과 유동성제약이 상관관계를 갖는다면 $\lambda'_{i,t}$에 대한 대용변수로 소득을 사용할 수 있고 소득의 계수가 유의하여 소비변화를 설명할 수 있다면 오일러방정식이 위반된다. 이는 항상소득가설에 의한 소비최적경로를 벗어나는 것을 의미하고 유동성제약이 존재하는 것으로 간주할 수 있다.

특히 유동성제약에 직면할 것 같은 저소득층(그룹 1)과 유동성제약에서 상대적으로 자유로울 것 같은 고소득층(그룹 2)으로 나누어 보면 유동성제약이 존재하지 않을 경우는 두 그룹 모두 소득이 오일러방정식(13)을 설명하지 못하지만 유동성제약이 존재할 때는 그룹 2에 있어서는 소득이 유의하지 않지만 그룹 1은 소득이 설명력이 있는 것으로 나타날 것이다.

2의 비율이 71%인 것에 비추어 볼 때 그룹 1의 비율이 매우 낮다. 이것은 미국과 한국의 주택에 대한 가치관의 차이를 엿볼 수 있게 한다.

15) 오일러방정식 접근과 소득구조를 구체적으로 도입하는 소비함수 접근에 관한 자세한 설명은 Hayashi(1987)를 참조.

16) 과대식별제약조건의 검정에 관한 자세한 설명은 Hansen and Singleton(1983)을 참조.

식(13)으로부터 도출된 추정식은 아래와 같이 나타난다.

$$\ln\left(\frac{C_{i,t+1}}{C_{i,t}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(1+r_{i,t}) + \beta_2 \ln(Y_{i,t}) + \beta_3 age_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (14\text{-}1)$$

$$\ln\left(\frac{C_{i,t+1}}{C_{i,t}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(1+r_{i,t}) + \beta_2 \ln(Y_{i,t}) + \beta_3 age_{i,t} + \beta_4 h_i + \varepsilon_{i,t+1} \quad (14\text{-}2)$$

$$\ln\left(\frac{C_{i,t+1}}{C_{i,t}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(1+r_{i,t}) + \beta_2 \ln\left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}}\right) + \beta_3 age_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (14\text{-}3)$$

$$\ln\left(\frac{C_{i,t+1}}{C_{i,t}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(1+r_{i,t}) + \beta_2 \ln\left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}}\right) + \beta_3 age_{i,t} + \beta_4 h_i + \varepsilon_{i,t+1} \quad (14\text{-}4)$$

소비최적화로부터 도출된 추정모형은 종속변수가 실질소비성장률이고 설명변수는 가구주 나이, 실질세후이자율이고 직교검정을 위한 추가적인 변수로 소득이 포함된다. 식(14-1)과 (14-2)는 소득수준(level)의 로그값을 고려하고 식(14-3)과 (14-4)는 소득의 성장률을 추가적인 변수로 포함한 것이다. 식(14-2)와 (14-4)는 가계 고유 특성을 고려하기 위해 고정가계효과(fixed family effect)를 의미하는 h_i를 포함하여 추정하였다.[17] 실질세후이자율과 소득성장률은 소비성장률의 오차와 상관관계가 있을 수 있으므로 TSLS(Two Stage Least Squares) 방법을 이용하여 추정한다. 도구변수(instrumental variables)로는 가구주의 교육 정도, 실업률, 자녀의 수, 전기의 근로소득과 소비지출이 사용되었다.

2. 결 과

본 논문에서는 다른 선행 연구들처럼 그룹을 나누는 기준으로 금융자산과 두 달치의 소득만을 비교하지 않고 다양한 기준으로 그룹을 분류하여 분석하고 비교함으로써 보다 포괄적인 결과를 제시하고자 한다.

〈표 2-1〉에서 〈표 4-2〉는 각각 두 달 치, 네 달 치, 여섯 달 치의 소득과 순금융자산의 비교를 기준으로 그룹 1과 그룹 2에 유동성제약이 구속력이 있는가 대한 추

17) h_i는 가계고유번호 자료를 이용하였다. 가계 고유의 고정효과를 고려하기 위해서 일반적으로 가계 더미(dummy)변수를 사용하지만 한국가구패널조사 자료의 성격상 모든 가계에 대해 더미변수를 취하기가 어렵기 때문에 가계고유번호를 가계고정효과에 대한 대용변수로 사용하였다.

정결과를 제시하고 있다. 표에 나타난 식(1)~(4)는 (14-1)~(14-4)를 각각 추정한 것으로 (1)과 (2)는 소득수준, (3)과 (4)는 소득의 성장률을 이용한 결과이다.

기준 소득에 관계없이 두 그룹 모두에서 소득수준은 통계적으로 유의하지 않지만 음의 값을 보임으로써 소득이 증가할 때 소비수준이 증가하여 소비의 성장률을 감소시키는 것으로 볼 수 있다. 소득의 성장률은 모두 양의 값을 보여 소득의 성장률이 증가하면 소비의 성장률도 증가하는 것으로 나타났다. 이것은 기존의 실증연구 결과와 맥락을 같이한다.[18] 소득의 성장률은 두 달 치 소득을 기준으로 한 경우를 제외하고는 그룹 1에서만 모두 유의하고 그룹 2는 유의하지 않은 것으로 나타나 저소득계층(그룹 1)의 경우는 오일러방정식이 위반되었지만 고소득계층(그룹 2)에 있어 오일러방정식이 위반되는 증거를 발견하지 못하였다. 이 결과는 고소득층에게는 유동성제약이 구속력이 없지만 저소득층은 유동성제약에 직면하고 있는 것을 의미한다고 할 수 있다.

두 달 치 소득을 기준으로 할 때 그룹 1과 그룹 2에서 모두 소득의 성장률이 통계적으로 유의한 것으로 나타난 이유는 〈표 1-1〉에서 볼 수 있듯이 순금융자산과 두 달 치 소득을 비교할 경우 그룹 2의 비율이 40% 가량 되어 유동성제약에 직면한 가계도 그룹 2에 일부 포함된 것으로 생각해 볼 수 있다. 네 달 치와 여섯 달 치 소득을 기준으로 할 때 그룹 2의 비율이 30% 이하가 되고 여기에 속하는 가계들은 소득의 성장률이 유의하지 않으므로 오일러방정식을 위반하지 않는 것으로 나타났다. 순금융자산에 의한 분류에서 약 70%에 해당하는 가계가 항상소득가설을 따르지 못하고 유동성제약에 직면할 가능성이 있는 것으로 보인다. 이자율의 계수는 상대위험회피계수의 역수로서 통계적으로 전부 유의하며 양의 값을 갖는다.[19] 이것은 이자율이 증가할 때 소비수준이 감소하여 소비의 성장률이 증가하는 것으로 대체효과가 소득효과보다 크게 나타나고 있음을 보여준다. 가구주의 나이는 음의 값을 보여 가구주의 나이가 많아질수록 소비성장률은 감소하는 것으로 나타났다.

〈표 5-1〉에서 〈표 7-2〉는 총금융자산을 소득과 비교하여 분류한 그룹별 결과이

18) Zeldes(1989)에서 소득수준의 계수가 음의 값을 갖고, Runkle(1991)은 소득성장률의 계수가 양의 값을 보였다.

19) Zeldes(1989)와 Runkle(1991)에서 이자율의 계수가 모두 양의 값을 갖는 것으로 나타났지만 Zeldes(1989)는 유의하지 않았다. 상대위험회피계수는 기존의 연구들에서 다양한 값을 보이고 있는데 Hansen and Singleton(1983)은 1, Zeldes(1989)는 2.3, Runkle(1991)은 1 내외로 보고되었다.

다.[20] 금융부채를 고려하지 않은 총금융자산을 기준으로 할 때 부채가 많은 가구도 금융자산을 많이 보유하고 있다면 그룹 2에 포함될 수 있으므로 그룹 1의 비율은 낮아지고 그룹 2의 비율은 높아진다. 소득변수의 계수들의 부호와 유의성은 순금융자산의 경우와 매우 유사한 패턴을 보여 그룹 1은 소득의 성장률이 모두 유의하고 그룹 2는 유의하지 않았다. 이자율과 가구주의 나이도 대부분 유의하였다. 두 달 치 소득으로 비교한 경우에도 그룹 1만이 유의하여 오일러방정식이 위반되는 계층은 그룹 1임을 지지하였다.

〈표 8-1〉에서 〈표 9-2〉는 총자산을 소득과 비교하여 그룹별로 추정한 결과이다. 총자산은 주택의 가치를 포함한 변수이므로 매우 값이 크다. 두 달 치의 소득을 기준으로 하면 그룹 1이 전체 가계의 5% 정도밖에 되지 않기 때문에 네 달 치와 여섯 달 치의 소득만을 고려하였다. 앞의 결과와 마찬가지로 계수들의 부호와 유의성이 동일한 패턴으로 나타나 그룹 1만 소득의 성장률이 유의하고 그룹 2는 전부 유의하지 못하였다.

마지막으로 〈표 10-1〉과 〈표 10-2〉는 주택소유를 기준으로 그룹을 나누어 그 결과를 보여준다. 자료 조사기간 동안 계속 주택을 소유한 가구가 그룹 2이고 그렇지 못한 가구가 그룹 1에 포함된다.[21] 〈표 2-1〉부터 〈표 9-2〉까지 나타난 소득을 기준으로 한 결과와 유사하고 그룹 1의 경우 소득의 성장률뿐만이 아니라 소득수준까지 통계적으로 매우 유의한 것으로 나타난 반면 그룹 2는 전혀 유의하지 않았다.

앞에서 살펴본 것처럼 다양한 분류기준에도 불구하고 지속적으로 그룹 1은 소득의 성장률이 통계적으로 유의하여 항상소득가설을 따르지 않는 것으로 나타났고 그룹 2는 소득변수가 유의하지 않아 오일러방정식은 위반되지 않는 결과를 보였다. 이것은 예측한 대로 고소득층인 그룹 2는 유동성제약이 구속력이 없지만 저소득층인 그룹 1은 유동성제약에 직면할 가능성을 강하게 시사한다고 할 수 있다.

---

20) 〈표 5-1〉에서 〈표 9-2〉는 부록을 참조.

21) 1993년부터 1996년까지 주택을 계속 소유한 그룹 2에 속하는 관찰치는 2,795개로 전체 5,022개 중에서 55.66%를 차지하고 그룹 1은 2,227개로 44.34%이다.

〈표 2-1〉 그룹 1: 순금융자산 ≤ 2개월치 소득

	(1)	(2)	(3)	(4)
β_0	-0.043 (-0.500)	-0.063 (-0.724)	-0.078 (-1.414)	-0.092 (-1.637)
β_1	3.508* (3.378)	3.524* (3.394)	3.483* (3.668)	3.435* (3.615)
β_2	-0.010 (-0.803)	-0.008 (-0.685)	0.022* (2.172)	0.022* (2.217)
β_3	-0.004* (-3.898)	-0.004* (-3.975)	-0.003* (-3.577)	-0.003* (-3.695)
β_4		0.057 (1.227)		0.064 (1.371)

주: ( ) 안은 t값을 나타낸다. *는 5% 수준에서 유의함을 표시한다.
F 통계량은 9.2, 7.3, 10.6, 8.4이다.

〈표 2-2〉 그룹 2: 순금융자산 > 2개월치 소득

	(1)	(2)	(3)	(4)
β_0	-0.025 (-0.250)	-0.051 (-0.511)	-0.120 (-1.888)	-0.139 (-2.166)*
β_1	2.852* (2.438)	2.769* (2.366)	3.240* (3.002)	3.058* (2.827)
β_2	-0.020 (-1.467)	-0.019 (-1.354)	0.026* (2.042)	0.028* (2.207)
β_3	-0.003* (-2.334)	-0.003* (-2.474)	-0.002 (-1.789)	-0.002* (-2.006)
β_4		0.103 (1.852)		0.118* (2.111)

주: ( ) 안은 t값을 나타낸다. *는 5% 수준에서 유의함을 표시한다.
F 통계량은 4.9, 4.67, 5.6, 5.3이다.

〈표 3-1〉 그룹 1: 순금융자산 ≤ 4개월치 소득

	(1)	(2)	(3)	(4)
β_0	-0.020 (-0.253)	-0.050 (-0.631)	-0.060 (-1.184)	-0.081 (-1.568)
β_1	3.269* (3.437)	3.283* (3.453)	3.283* (3.772)	3.201* (3.677)
β_2	-0.011 (-0.945)	-0.009 (-0.767)	0.022* (2.340)	0.023* (2.447)
β_3	-0.004* (-4.491)	-0.004* (-4.623)	-0.003* (-4.128)	-0.003* (-4.314)
β_4		0.089* (2.093)		0.097* (2.280)

주: ( ) 안은 t값을 나타낸다. *는 5% 수준에서 유의함을 표시한다.
F 통계량은 11.1, 9.4, 12.6, 10.7이다.

〈표 3-2〉 그룹 2: 순금융자산 > 4개월치 소득

	(1)	(2)	(3)	(4)
β_0	-0.079 (-0.702)	-0.089 (-0.782)	-0.157 (-2.121)*	-0.165 (-2.208)*
β_1	3.208* (2.372)	3.171* (2.341)	3.488* (2.792)	3.401* (2.712)
β_2	-0.016 (-1.043)	-0.016 (-0.999)	0.026 (1.767)	0.027 (1.817)
β_3	-0.002 (-1.462)	-0.002 (-1.512)	-0.001 (-1.016)	-0.001 (-1.111)
β_4		0.041 (0.625)		0.054 (0.814)

주: ( ) 안은 t값을 나타낸다. *는 5% 수준에서 유의함을 표시한다.
F 통계량은 3.5, 2.7, 4.2, 3.3이다.

〈표 4-1〉 그룹 1: 순금융자산 ≤ 6개월치 소득

	(1)	(2)	(3)	(4)
β_0	-0.006 (-0.086)	-0.034 (-0.453)	-0.046 (-0.942)	-0.066 (-1.332)
β_1	3.032* (3.357)	3.021* (3.347)	3.050* (3.678)	2.953* (3.559)
β_2	-0.011 (-0.958)	-0.009 (-0.801)	0.022* (2.384)	0.023* (2.520)
β_3	-0.004* (-4.717)	-0.004* (-4.879)	-0.003* (-4.364)	0.004* (-4.578)
β_4		0.090* (2.236)		0.099* (2.437)

주: ( ) 안은 t값을 나타낸다. *는 5% 수준에서 유의함을 표시한다.
F 통계량은 11.4, 9.8, 13.1, 11.3이다.

〈표 4-2〉 그룹 2: 순금융자산 > 6개월치 소득

	(1)	(2)	(3)	(4)
β_0	-0.319 (-1.085)	-0.146 (-1.122)	-0.221* (-2.615)	-0.227* (-2.658)
β_1	3.857* (2.510)	3.847* (2.502)	4.138* (2.935)	4.086* (2.889)
β_2	-0.017 (-0.987)	-0.016 (-0.950)	0.029 (1.804)	0.030 (1.824)
β_3	-0.001 (-0.952)	-0.001 (-0.968)	-0.001 (-0.458)	-0.001 (0.509)
β_4		0.023 (0.302)		0.037 (0.486)

주: ( ) 안은 t값을 나타낸다. *는 5% 수준에서 유의함을 표시한다.
F 통계량은 3.8, 2.8, 4.5, 3.5이다.

V. 요약 및 결론

합리적 기대가설을 고려한 항상소득가설이 자료를 잘 설명하지 못하는 것에 대한 원인으로서 유동성제약이 가장 유력한 것으로 알려져 있다. 본 연구는 금융자산이 매기에 비음이라는 유동성제약의 형태를 예산제약식과 더불어 소비자가 직면하는 제약식으로 고려하여 추정과 검정이 가능한 실증모형을 도출하였다. 한국 가계의 패널자료를 이용하여 추정한 결과 저소득층의 경우 소득변수가 소비의 변화에 영향을 주는 것으로 나타났지만 고소득층의 경우는 소득이 소비의 변화에 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 저소득층은 소비최적경로를 따를 수 없고 이것은 유동성제약 때문인 것으로 예측할 수 있다. 자산과 소득의 형태에 관계없이 계층간의 소비행동의 차이는 뚜렷한 일관성을 보였다.

한국은 빠른 경제성장과 생활수준 향상으로 소비욕구는 증가하고 있지만 금융시장의 제약 때문에 항상소득가설에 따른 최적소비경로를 따르지 못할 것으로 예상된다. 현재 소비자금융에 대한 규제완화가 진행되고 있으나 전통적인 금융관행과 금융시장의 후진성으로 인해 특히 저소득층의 경우 자유롭게 차입하여 소비평탄화를 하는 데는 현실적으로 많은 제약이 존재하는 것이 사실이다.

이 연구의 결과는 만약 소비자들이 유동성제약으로 인해 소비최적화가 제약받는 상황이고, 고소득계층은 유동성제약에 직면하지 않고 저소득계층만이 유동성제약에 직면해 있다면 전체 인구 중에서 차지하는 상대적 비율에 따라 정책의 효과를 분석하고 예측하는 데 활용될 수 있고 소비자금융시장에서의 경쟁촉진에 관한 방향제시에 일조할 수 있으리라 기대된다. 특히 극빈층보다는 중산층이 오히려 유동성제약에 심각하게 직면할 가능성이 있으므로 앞으로 코호트(cohort) 분석을 해 볼 필요가 있고 정부도 정책의 목표를 계층별로 다변화할 수 있는 시각이 요구된다.[22]

한국에서 과소비, 모방소비, 실망소비 등으로 나타나는 지나친 소비증가(소득에 비해)는 유동성제약하의 소비행동과 무관하지 않을 수 있다.[23] 소비에 대한 욕구의

---

22) 본 논문에 보고되지는 않았지만 저소득층으로 분류하는 기준이 되는 소득을 매우 낮추면 그룹 1에 있어 소득변수가 유의하지 않게 나타나 극빈계층보다는 중산층이 항상소득가설에 따라 행동할 수 없다는 예측을 가능하게 한다.

23) 유동성제약은 이러한 소비행태들을 설명할 수 있는 여러 요인들 중의 하나이다. 오히려 비금융적이고 사회적인 요인에 의해서 영향받는 부분이 매우 클 가능성도 있다.

증가에 비해 낙후된 소비자금융으로 인해 자금의 융통이 상대적으로 용이하지 못할 때 소비자는 유동성제약에 처하게 되고 이것은 초과소비증가(excessive consumption growth)로 나타나게 될 수 있기 때문이다. 그러므로 소비행동의 결과만을 조정하려는 정책보다는 그 행동을 야기시키게 되는 원인을 규명하고 그에 기초하여 정책을 입안하는 것이 중요하다. 유동성제약에 대한 효과적인 완화정책을 통하여 좀 더 장기적이고 미래지향적인 소비행동이 촉진될 것으로 기대한다.

■ 參考文獻

1. 김준경, "유동성제약과 소비지출: 한국·일본·미국 비교분석," 『KDI 정책연구』, 제 17 권, 한국개발연구원, 1995, pp. 63~86.
2. 대우경제연구소, 『KHPS 대우패널 데이타 설명서』, 1994~1997.
3. 차은영, "한국도시가계의 소비지출 추정과 분석," 『국민경제제도연구원 제도·정책 연구자료 9120』, 1991.
4. ———, "불완전금융시장과 소비행동: 패널데이터를 중심으로," 『경제학연구』, 제 45 집 제 4 호, 1997.
5. Altonji, J. G. and A. Siow, "Testing the Response of Consumption to Income Changes with (Noisy) Panel Data," *Quarterly Journal of Economics*, 102, 1987, pp. 293~328.
6. Attanasio, O. P., "The Intertemporal Allocation of Consumption: Theory and Evidence," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 42, 1995, pp. 39~89.
7. ———, "Consumption Demand," *NBER Working Paper*, 6466, 1998.
8. Campbell, J. Y. and N. G. Mankiw, "Permanent Income, Current Income, and Consumption," *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 1990, pp. 265~279.
9. ———, "The Response of Consumption to Income: A Cross-Country Investigation," *European Economic Review*, 35, 1991, pp. 723~767.
10. Deaton, A., *Understanding Consumption*, Oxford: Clarendon Press, 1992.
11. Engelhardt, G. V., "Consumption, Down Payments and Liquidity Constraints," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28, 1996, pp. 255~271.
12. Flavin, M., "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income," *Journal of Political Economy*, 89, 1981, pp. 974~1009.
13. Hall, R. E., "Stochastic Implication of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, 86, 1978, pp. 971~987.
14. ———, "Survey of Research on the Random Walk of Consumption," in R. E. Hall, *The Rational Consumer: Theory and Evidence*, Cambridge: MIT Press, 1990.
15. ——— and F. S. Mishkin, "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income:

Estimates from Panel Data on Household," *Econometrica*, 50, 1982, pp. 461~481.

16. Hansen, L. P. and K. J. Singleton, "Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns," *Journal of Political Economy*, 91, 1983, pp. 249~265.
17. Hayashi, F., "The Effect of Liquidity Constraints on Consumption: A Cross-Sectional Analysis," *Quarterly Journal of Economics*, 100, 1985, pp. 183~206.
18. ———, "Tests for Liquidity Constraints: A Critical Survey and Some New Observations," in T. Bewley(ed.), *Advances in Econometrics*, Vol. 2, Cambridge: Cambridge University Press, 1987.
19. Jappelli, T., "Who is Credit Constrained in the U. S. Economy?" *Quarterly Journal of Economics*, 105, 1990, pp. 219~234.
20. ——— and M. Pagano, "Consumption and Capital Market Imperfections: An International Comparison," *American Economic Review*, 79, 1989, pp. 1088~1105.
21. King, M., "Capital Market Imperfections and the Consumption Function," *Scandinavian Journal of Economics*, 88, 1985, pp. 59~80.
22. Runkle, D. E., "Liquidity Constraints and the Permanent Income Hypothesis: Evidence from Panel Data," *Journal of Monetary Economics*, 27, 1991, pp. 73~98.
23. Shea, J., "Myopia, Liquidity Constraints, and Aggregate Consumption: A Simple Test," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27, 1995, pp. 798~805.
24. Zeldes, S., "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, 97, 1989, pp. 305~346.

〈부 록〉

〈표 5-1〉 그룹 1: 총금융자산 ≤ 2개월치 소득

	(1)	(2)	(3)	(4)
β_0	-0.009 (-0.096)	-0.014 (-0.139)	-0.073 (-1.192)	-0.078 (-1.253)
β_1	2.878* (2.461)	2.879* (2.462)	2.957* (2.800)	2.938* (2.779)
β_2	-0.016 (-1.151)	-0.016 (-1.129)	0.029* (2.546)	0.029* (2.562)
β_3	-0.003* (-3.332)	-0.003* (-3.341)	-0.003* (-2.741)	-0.003 (-2.770)
β_4		0.013 (0.256)		0.023 (0.446)

주: ( ) 안은 t값을 나타낸다. *는 5% 수준에서 유의함을 표시한다.
F 통계량은 6.5, 4.9, 8.2, 6.2이다.

〈표 5-2〉 그룹 2: 총금융자산 > 2개월치 소득

	(1)	(2)	(3)	(4)
β_0	-0.056 (-0.633)	-0.095 (-1.065)	-0.115* (-2.008)	-0.139* (-2.417)
β_1	3.498* (3.348)	3.440* (3.296)	3.711* (3.829)	3.526* (3.635)
β_2	-0.013 (-1.049)	-0.010 (-0.826)	0.018 (1.635)	0.021 (1.819)
β_3	-0.003* (-2.952)	-0.003* (-3.131)	-0.003* (-2.706)	-0.003* (-3.004)
β_4		0.132* (2.652)		0.141* (2.843)

주: ( ) 안은 t값을 나타낸다. *는 5% 수준에서 유의함을 표시한다.
F 통계량은 7.3, 7.2, 7.8, 7.9이다.

〈표 6-1〉 그룹 1: 총금융자산 ≤ 4개월치 소득

	(1)	(2)	(3)	(4)
β_0	-0.013 (-0.150)	-0.035 (-0.409)	-0.073 (-1.358)	-0.090 (-1.640)
β_1	2.948* (2.909)	2.947* (2.909)	3.062* (3.318)	2.989* (3.237)
β_2	-0.015 (-1.204)	-0.014 (-1.093)	0.025* (2.514)	0.026* (2.605)
β_3	-0.003* (-3.767)	-0.004* (-3.877)	-0.003* (-3.200)	-0.003* (-3.345)
β_4		0.070 (1.565)		0.079 (1.781)

주: ( ) 안은 t값을 나타낸다. *는 5% 수준에서 유의함을 표시한다.
F 통계량은 8.4, 6.9, 10.1, 8.3이다.

〈표 6-2〉 그룹 2: 총금융자산 > 4개월치 소득

	(1)	(2)	(3)	(4)
β_0	-0.068 (0.639)	-0.090 (-0.863)	-0.214 (-1.858)	-0.141* (-2.080)
β_1	3.591* (2.939)	3.551* (2.906)	3.784* (3.344)	3.662* (3.230)
β_2	-0.013 (-0.904)	-0.011 (-0.787)	0.021 (1.595)	0.022 (1.689)
β_3	-0.003* (-2.427)	-0.003* (-2.512)	-0.002* (-2.215)	-0.003* (-2.374)
β_4		0.081 (1.372)		0.092 (1.545)

주: ( ) 안은 t값을 나타낸다. *는 5% 수준에서 유의함을 표시한다.
F 통계량은 5.3, 4.5, 5.9, 5.1이다.

〈표 7-1〉 그룹 1: 총금융자산 ≤ 6개월치 소득

	(1)	(2)	(3)	(4)
β_0	0.025 (0.319)	0.003 (0.039)	-0.040 (-0.790)	-0.056 (-1.106)
β_1	2.629* (2.805)	2.612* (2.788)	2.801 (3.268)	2.715* (3.164)
β_2	-0.016 (-1.317)	-0.014 (-1.209)	0.023* (2.436)	0.025* (2.559)
β_3	-0.004* (-4.480)	-0.004* (-4.626)	-0.003* (-3.952)	-0.003* (-4.135)
β_4		0.077 (1.832)		0.086 (2.060)

주: ( ) 안은 t값을 나타낸다. *는 5% 수준에서 유의함을 표시한다.
F 통계량은 9.9, 8.3, 11.3, 9.6이다.

〈표 7-2〉 그룹 2: 총금융자산 > 6개월치 소득

	(1)	(2)	(3)	(4)
β_0	-0.171 (-1.464)	-0.197 (-1.651)	-0.209* (-2.702)	-0.227* (-2.879)
β_1	4.487* (3.187)	4.471* (3.176)	4.515* (3.478)	4.415* (3.394)
β_2	-0.009 (-0.611)	-0.008 (-0.497)	0.024 (1.675)	0.025 (1.728)
β_3	-0.002 (-1.373)	-0.002 (-1.407)	-0.001 (-1.168)	-0.002 (-1.267)
β_4		0.073 (1.063)		0.082 (1.201)

주: ( ) 안은 t값을 나타낸다. *는 5% 수준에서 유의함을 표시한다.
F 통계량은 4.9, 3.9, 5.7, 4.7이다.

〈표 8-1〉 그룹 1: 총자산 ≤ 4개월치 소득

	(1)	(2)	(3)	(4)
β_0	-0.030 (-0.462)	-0.050 (-0.752)	-0.081 (-1.887)	-0.095* (-2.186)
β_1	2.948* (3.669)	2.934* (3.653)	3.028* (4.091)	2.949* (3.979)
β_2	-0.012 (-1.337)	-0.011 (-1.195)	0.025* (3.035)	0.026* (3.126)
β_3	-0.003* (-4.229)	-0.003* (-4.352)	-0.003* (-3.748)	-0.003* (-3.940)
β_4		0.065 (1.771)		0.074* (2.014)

주: ( ) 안은 t값을 나타낸다. *는 5% 수준에서 유의함을 표시한다.
F 통계량은 3.6, 3.1, 3.0, 2.7이다.

〈표 8-2〉 그룹 2: 총자산 > 4개월치 소득

	(1)	(2)	(3)	(4)
β_0	-0.037 (-0.140)	-0.092 (-0.342)	-0.317 (-1.854)	-0.358* (-2.067)
β_1	5.450 (1.793)	5.364 (1.765)	7.436* (2.774)	7.088* (2.636)
β_2	-0.053 (-1.414)	-0.051 (-1.351)	0.012 (0.400)	0.018 (0.600)
β_3	-0.003 (-0.816)	-0.003 (-0.884)	-0.002 (-0.480)	-0.002 (-0.555)
β_4		0.175 (1.252)		0.197 (1.392)

주: ( ) 안은 t값을 나타낸다. *는 5% 수준에서 유의함을 표시한다.
F 통계량은 11.1, 9.1, 13.6, 11.3이다.

〈표 9-1〉 그룹 1: 총자산 ≤ 6개월치 소득

	(1)	(2)	(3)	(4)
β_0	-0.034 (-0.514)	-0.055 (-0.815)	-0.088 (-1.994)	-0.103* (-2.304)
β_1	3.005* (3.675)	2.995* (3.665)	3.095* (4.103)	3.107* (3.996)
β_2	-0.013 (-1.370)	-0.011 (-1.223)	0.025* (3.051)	0.026* (3.147)
β_3	-0.003* (-4.105)	-0.003* (-4.234)	-0.003* (-3.594)	-0.003* (-3.796)
β_4		0.068 (1.817)		0.078* (2.069)

주: ( ) 안은 t값을 나타낸다. *는 5% 수준에서 유의함을 표시한다.
F 통계량은 3.5, 2.9, 3.0, 2.5이다.

〈표 9-2〉 그룹 2: 총자산 > 6개월치 소득

	(1)	(2)	(3)	(4)
β_0	0.010 (0.046)	-0.021 (-0.094)	-0.208 (-1.475)	-0.231 (-1.617)
β_1	4.511 (1.779)	4.381 (1.726)	6.010* (2.693)	5.720* (2.547)
β_2	-0.042 (-1.307)	-0.041 (-1.255)	0.011 (0.430)	0.014 (0.555)
β_3	-0.003 (-1.273)	-0.004 (-1.328)	-0.003 (-0.971)	-0.003 (-1.038)
β_4		0.114 (0.998)		0.129 (1.118)

주: ( ) 안은 t값을 나타낸다. *는 5% 수준에서 유의함을 표시한다.
F 통계량은 10.9, 9.0, 13.4, 11.1이다.

〈표 10-1〉 그룹 1: 비주택소유가구

	(1)	(2)	(3)	(4)
β_0	0.048 (0.519)	0.022 (0.238)	-0.093 (-1.557)	-0.118 (-1.937)
β_1	2.951* (2.760)	2.888* (2.701)	3.385* (3.426)	3.259* (3.295)
β_2	-0.034* (-2.442)	-0.033* (-2.394)	0.043* (3.543)	0.044* (3.675)
β_3	-0.003* (-3.065)	-0.003* (-3.007)	-0.002* (-2.243)	-0.002* (-2.185)
β_4		0.087 (1.703)		0.103* (2.022)

주: ( ) 안은 t값을 나타낸다. *는 5% 수준에서 유의함을 표시한다.

F 통계량은 6.1, 5.6, 7.8, 7.1이다.

〈표 10-2〉 그룹 2: 주택소유가구

	(1)	(2)	(3)	(4)
β_0	-0.091 (-0.999)	-0.127 (-1.356)	-0.112 (-1.852)	-0.135* (-2.184)
β_1	3.290* (2.981)	3.293* (2.985)	3.281* (3.251)	3.173* (3.140)
β_2	-0.005 (-0.434)	-0.003 (-0.235)	0.014 (1.313)	0.015 (1.392)
β_3	-0.003* (-2.557)	-0.003* (-2.598)	-0.002* (-2.432)	-0.002* (-2.542)
β_4		0.086 (1.682)		0.091 (1.783)

주: ( ) 안은 t값을 나타낸다. *는 5% 수준에서 유의함을 표시한다.

F 통계량은 7.8, 7.3, 7.6, 7.9이다.