不完全金融市場과 消費行動: 패널데이터를 中心으로

車 殷 泳*

논 문 초 록 :

대부분의 기존 연구들은 생애주기-항상소득가설을 참모형(true model)으로 가정하고 소비 최적화를 도출하여 분석한 결과 자료와 부합하지 않으므로 소비자들이 합리적으로 행동하지 않는다는 결론을 내리고 있을 뿐 구체적인 대안모형(alternative model)의 설정에 대한 논의는 그다지 많이 찾아볼 수 없다. 생애주기-항상소득가설이 단순히 자료상으로 기각된다는 이유만으로 소비자가 생애예산제약식을 고려한 최적소비를 선택하는 모형이 소비행동을 제대로 설명하지 못한다고 말할 수는 없다. 본 논문은 실증분석상으로 추정과 검정이 가능하며 생애주기-항상소득가설을 따르지 않는 것으로 나타나는 소비자들의 행위를 분석할 수 있는 대안모형의 한 가지 유형을 제시한다. 가계가 직면하는 이자율이 시장이자율 이외에 보유한 순자산의 양에 따른 부가적인 프리미엄에도 의존하는 형태의 불완전금융시장을 명시적으로 고려함으로써 소비는 평균이자율이 아닌 한계이자율에 의존하는 모형을 도출하고 추정한다. 1993-1996의 한국가구패널조사를 이용하여 실증분석한 결과에 의하면 금융시장의 불완전성을 시사하는 이자율의 프리미엄이 순자산에 대해 비선형적으로 유의한 것으로 나타났다. 이것은 가계의 재정상태에 따라 서로 다른 이자율을 직면할 수 있다는 점에서 금융시장의 불완전성이 존재하고 있으며 일정한 이자율을 가정하여 도출된 소비최적화는 가계의 소비행동을 설명하는 데 있어 제한적임을 시사하는 증거가 된다.

핵심주제어: 생애주기-항상소득가설, 불완전금융시장, 소비최적화
경제학문헌목록 주제분류: E2

Ⅰ. 序 論

현대의 소비함수이론은 소비자들이 완전금융시장에서 자유로이 빌리고 빌려

* 이화여자대학교 경제학과

** 이 논문은 1996년도 한국학술진흥재단의 공모과제 연구비에 의해 연구되었음. 본 논문의 초기 단계에서 도움을 주신 Valerie Ramey 교수, Ross Starr 교수와 세심한 조언을 해주신 익명의 논평자께 감사드린다. 데이터작업을 도와준 이화여대 대학원의 정혜원 양에게도 고마움을 전한다.

줌으로써 생애 전체를 통하여 합리적으로 소비최적화를 달성한다고 본다. 생애주기-항상소득가설(life cycle-permanent income hypothesis)이 등장한 이래로 이러한 소비자행동을 설명하는 대표적 이론이 되어 온 것이 사실이다. Hall(1978)이 생애주기-항상소득가설에 합리적 기대를 고려하여 무작위보행가설(random walk hypothesis)을 발표한 이후 Flavin(1981, 1985, 1994), Hall and Mishkin(1982), Zeldes(1989), Jappelli(1990), Runkle(1991) 등을 비롯한 수많은 생애주기 — 항상소득가설의 타당성을 분석한 실증연구들이 1980년대와 1990년대에 걸쳐 활발히 진행되어 오고 있다. 대부분의 연구들은 시계열자료, 횡단면자료, 패널자료를 이용하여 생애주기 — 항상소득가설이 그다지 소비자들의 소비행위 최적화를 잘 설명하지 못하는 것으로 결론짓고 그 가능한 이유들 중에서 불완전한 금융시장 또는 유동성제약을 가장 주목하게 되었다.[2)]

그러나 소비자들이 과연 어떤 형태의 불완전한 금융시장에 직면하고 있는 지에 관한 구체적이고 명시적인 대안모형은 제시하지 못한 채 단지 실증모형이 자료를 잘 설명하지 못하거나 소비자들이 케인즈의 소비가설을 따라 현재소비가 현재소득에만 의존하는 소비자(rule of thumbs consumers)처럼 행동하는 것으로 결론을 내리고 있다.[3)] 구체적으로 불완전금융시장의 형태가 어떤 것인가에 대하여는 분석이 적극적으로 이루어지지 않고 있는 것이다. 그러므로 가계의 20-30% 정도가 생애주기-항상소득가설을 따르지 않는다(Hall and Mishkin, 1982)고 할 때 불완전금융시장을 고려하면서 실증연구를 가능하게 하는 소비행동모형의 도출과 분석은 소비행태의 연구와 발전에 매우 중요하다고 할 수 있다.[4)]

특히 우리 나라는 과거 수출위주의 고도성장이 추진되는 과정에서 사적 부문 중에서 기업에게만 금융정책과 대출의 초점이 맞추어져 왔다. 1980년대의 금융자율화의 시작으로 다소 소비자에 대한 금융규제 완화가 되기는 하였으나 여

2) Flavin(1985), Zeldes(1989), Jappelli(1990)에서는 불완전금융시장이 존재하는 것으로 나타난 반면에 Runkle(1991), Flavin(1994)은 불완전금융시장의 증거를 발견하지 못하였다. 불완전금융시장이외의 가능한 이유들에 대한 논의는 Hall(1990)을 참조.

3) Zeldes(1989), Jappelli(1990), Runkle(1991), Flavin(1994) 등은 불완전금융시장의 가능성을 대변해 줄 수 있는 유사한 지수를 이용하여 표본을 나누어 실증분석하였다.

4) Campbell and Mankiw(1990)는 시계열자료 분석을 통하여 항상소득이 아닌 현재소득에 따라 소비하는 소비자가 거의 50%에 달한다고 하였다.

전히 일반개인이나 가계대출은 과소비조장과 물가안정이라는 명분하에 억제되고 있는 것이 사실이다. 그러므로 규제가 전혀 없는 완전한 금융시장을 전제로 하여 분석하는 생애주기-항상소득가설모형은 이러한 소비자들의 소비행동을 설명하는 데 그다지 적합하지 않다.

MaCurdy(1981)에 의하면 불완전금융시장은 세 가지 개념으로 정리될 수 있다. 첫번째 형태는 가계가 마음대로 빌릴 수 없고 빌려 줄 수 없다는 점에 착안한 것으로 늘 비음(nonnegative)의 자산을 소유해야 한다는 것이다. 이 경우 가계는 생애예산제약식 외에도 자산의 양이 매기에 0과 같거나 0보다 크다는 제약식하에서 소비를 최적화하게 된다.[5]

두 번째 형태의 불완전금융시장은 가계가 직면하는 대부이자(lending rate)와 차입이자(borrowing rate)가 서로 다르다는 것이다. 완전한 금융시장에서는 같은 이자율에서 마음대로 빌리고 빌려 줌으로써 소비최적화를 달성하게 되지만 차입이자가 대부이자와 차이가 날 경우는 자유롭게 빌릴 수 없으므로 생애 전체를 통하여 소비평탄화(consumption smoothing)를 할 수 없음을 시사한다.[6]

세 번째는 수익률이 가계가 소유한 자산의 양에 관계없이 일정하다는 가정에 관한 것으로 가계가 직면하는 이자율은 가계가 소유하고 있는 자산 또는 비인적 자산의 총가치에 의존한다는 개념이다.[7] 음(-)의 자산소유자를 차입자(borrower)라 하고 양(+)의 자산소유자를 대부자(lender)라 하면 차입자는 차입액이 커질수록 불량고객으로 간주되어 추가적인 대출을 받으려고 할 때는 시장이자율보다 더 높은 이자를 감수해야 한다. 대부자는 보유자산액이 클수록 높은 수익이 보장되는 프로젝트에 투자할 여유자금이 있으므로 자산이 많아짐에 따

5) 이 개념을 사용한 연구 중에 대표적인 Zeldes(1989)는 비음자산제약식(nonnegative asset constraint)하에서 오일러방정식을 도출하였다. 자산/소득 비를 기준으로 하여 두 그룹으로 나누어 분석한 결과 저소득계층은 오일러방정식이 위반되었고 고소득계층은 위반되지 않는 것으로 나타났다. 또 차입제약과 연관된 평균라그랑지승수의 추정치가 저소득계층은 0보다 큰 것으로 나타나 불완전금융시장이 존재함을 보여 주었다.

6) King(1986)은 역선택(adverse selection)과 도덕적해이(moral hazard)에 의해 차입자(borrowers)와 대부자(lenders) 사이에 정보의 비대칭성이 나타나는 모형에서 내생적으로 결정되는 차입이자와 대부이자의 차이(wedge)에 대해 분석하였다.

7) Stiglitz and Weiss(1981)는 이자율과 차입액(loan size)의 관계를 분석하였다. 이 모형에서 일반적으로 차입에 대한 초과수요가 있을 때, 차입액에 대해 만족스럽지 못한 차입자는 더 높은 이자를 감수하고서라도 차입하기를 희망하게 되고 그 결과 이자율이 증가하여 대부시장의 수요와 공급을 일치시키게 된다. 따라서, 이자율은 차입액이 증가할수록 오르게 된다.

라 시장수익률보다 더 높은 이자를 향유할 수 있는 가능성이 커지게 된다. 보유하고 있는 음의 자산과 양의 자산이 줄어들게 되면 빌려 주는 사람과 빌리는 사람이 직면하는 이자율은 모두 시장이자율로 접근하게 된다. 그러므로 이자율이 자산의 양에 의존한다고 할 수 있는 것이다. 이 경우 소비의 최적화는 평균이자율 대신에 자산의 양의 변화가 이자율에 미치는 효과를 고려한 한계이자율에 의존하게 되는 것이다.

본 연구는 단순히 생애주기-항상소득가설이 데이터에 대한 설명력이 떨어지므로 소비자들이 일생을 통한 소비최적화를 하지 않는다는 결론에서 한 단계 나아가 실제로 추정이 가능한 대안모형을 제시한다. 이자율을 단순히 고정되어 있는 것으로 가정하지 않고 가계가 직면하는 이자율이 그 가계가 소유한 자산의 양에 의존한다는 개념을 이용하여 불완전금융시장하에서 합리적인 가계의 소비행동을 명시적으로 설명할 수 있는 실증모형을 도출하고 분석한다. 대부분의 가계는 차입자인 동시에 대부자일 수 있으므로 가계가 보유한 순자산가치(net worth)의 함수로 정의한다.

불완전금융시장모형으로부터 도출된 오일러방정식을 1993년부터 1996년까지 조사된 우리 나라 패널데이터(KHPS)를 이용하여 분석한 결과 가계가 직면하는 이자율은 시장이자율 외에도 보유하고 있는 순자산의 양과 비선형적인 관계가 있는 부가적인 프리미엄에 의해 영향을 받는 것으로 나타났다. 순자산의 절대값이 커짐에 따라 가계의 금융자산과 채무의 보유상태에 의존하는 프리미엄의 크기가 증가하므로 가계는 재정상태에 따라 상이한 이자율에 직면할 수 있다. 금융시장의 불완전성이 가계의 소비행동에 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 이것은 고정된 이자율모형으로부터 유도된 가계의 소비최적화의 설명력에 대한 한계를 보여 주는 증거가 된다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 II 절에서는 이자율이 일정한 완전금융시장모형과 이자율이 순자산의 함수로 나타나는 불완전금융시장모형의 오일러방정식을 도출하고 구체적 함수형태를 설정하여 추정모형을 유도한다. 다음으로 제 III 절에서는 패널데이터와 사용된 변수들에 관하여 설명하고 추정결과를 논의한다. 마지막으로 제 IV 절에서는 연구결과의 요약과 앞으로의 연구방향에 대해 언급한다.

II. 模型과 推定

1. 기본모형

(1) 완전금융시장

완전한 금융시장에서 소비자가 직면하는 기간 간 최적화문제는 다음과 같다.

$$\underset{C_{i,t}}{\text{Max}}\ E_t\sum_{t=0}^{T}(1+\rho)^{-t}U(C_{i,t}) \tag{1}$$

$$\text{s.t. } A_{i,t+1}=(A_{i,t}+Y_{i,t}-C_{i,t})(1+r) \tag{2}$$
$$i=1,\cdots\cdots,\ N,\ t=1,\cdots\cdots,\ T$$

식 (1)은 가계 i의 시간분리(time separable) 기대생애효용함수이고 식 (2)는 생애자원제약식을 나타낸다.[8] E_t는 t기의 정보에 기초한 기대값이고 $C_{i,t}$는 t기에 가계 i의 비내구재 소비, $A_{i,t}$는 가계 i가 t기에 보유하고 있는 금융자산, $Y_{i,t}$는 t기에 가계 i의 노동소득, r은 실질이자율, ρ는 주관적인 시간선호율을 나타낸다.

완전금융시장에서는 이자율이 순자산에 의존하지 않으므로 일정한 것으로 가정하면 오일러방정식은 다음과 같다.

$$E_t\left[\frac{U^c_{i,t+1}(1+r)}{U^c_{i,t}(1+\rho)}\right]=1, \tag{3}$$

$$\left[\frac{U^c_{i,t+1}(1+r)}{U^c_{i,t}(1+\rho)}\right]=1+\varepsilon_{i,t+1}. \tag{4}$$

$U^c_{i,t}$는 $C_{i,t}$에 관한 효용함수의 도함수를 나타내고 $\varepsilon_{i,t+1}$은 t기의 정보와 상

8) 미래소득이나 이자율의 불확실성으로 인해 미래지향적 소비자는 기대생애효용함수를 극대화하게 된다.

관관계가 없는 예측오차이다.

(2) 불완전금융시장

불완전금융시장모형을 설정하기 위해서 이자율이 일정하다는 가정을 완화하면 이자율은 순자산에 의존하는 함수로 나타나게 된다. 이 경우 가계 i는 수정된 새 생애예산제약식하에서 다음의 최적화문제를 풀게 된다.

$$\underset{A^*_{i,t},\, C_{i,t}}{\text{Max}}\; E_t \sum_{t=0}^{T}(1+\rho)^{-t}U(C_{i,t})$$

$$\text{s.t.}\quad A_{i,t+1} = A^*_{i,t}\times(1+\tilde{r}_{i,t+1}(A^*_{i,t}))\,, \qquad (2)'$$

$$A^*_{i,t} = A_{i,t}+Y_{i,t}-C_{i,t}\,, \qquad (2)''$$

$$\tilde{r}_{i,t+1}(A^*_{i,t}) = r_{t+1}+r(A^*_{i,t})\,. \qquad (2)'''$$

r_{t+1}은 t기와 $t+1$기 사이의 실질시장이자율이고, $r(A^*_{i,t})$는 순자산이 이자율에 미치는 영향을 나타내는 부분으로 $A^*_{i,t}$에 대해 연속적인 것으로 가정한다. 식 (2)‴은 금융시장의 불완전성을 나타내는 제약식으로 모든 가계가 동일하게 직면하는 시장이자율 r_{t+1}과 보유한 자산의 양에 따라 가계에게 미치는 영향이 서로 다른 부분을 나타내는 부가적인 $r(A^*_{i,t})$항으로 나누어져 있다.

위 최적화문제의 라그랑지안은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$L = U(C_{i,t})+\frac{1}{1+\rho}E_tV[A^*_{i,t}\times(1+\tilde{r}_{i,t+1}(A^*_{i,t}))]$$
$$+\lambda_{i,t}(Y_{i,t}-C_{i,t}-A^*_{i,t}+A_{i,t})\,.$$

최적 1차조건식은

$$\frac{\partial L}{\partial C_{i,t}} = \frac{\partial U}{\partial C_{i,t}}-\lambda_{i,t} = 0,$$

$$\frac{\partial L}{\partial A^*_{i,t}} = \frac{1}{1+\rho}E_t\frac{\partial V_{i,t+1}}{\partial A_{i,t+1}}\left[1+\left(\tilde{r}_{i,t+1}(A^*_{i,t})+A^*_{i,t}\frac{\partial \tilde{r}_{i,t+1}(A^*_{i,t})}{\partial A^*_{i,t}}\right)\right]$$
$$-\lambda_{i,t} = 0$$

이고, 이것을 다시 정리하면,

$$U^c_{i,t} = \lambda_{i,t}, \tag{5}$$

$$\frac{1}{1+\rho} E_t \frac{\partial V_{i,t+1}}{\partial A_{i,t+1}} \left[1 + \left(\tilde{r}_{i,t+1}(A^*_{i,t}) + A^*_{i,t} \frac{\partial \tilde{r}_{i,t+1}(A^*_{i,t})}{\partial A^*_{i,t}} \right) \right] = \lambda_{i,t}. \tag{6}$$

이다. 아래의 포락정리(envelope theorem)를 이용하여 식 (6)을 다시 쓰면 식 (7)이 된다.

$$\frac{\partial V_{i,t+1}}{\partial A_{i,t+1}} = \frac{\partial L}{\partial A_{i,t+1}} = \lambda_{i,t+1},$$

$$\frac{1}{1+\rho} E_t \left[\lambda_{i,t+1} \left\{ 1 + \left(\tilde{r}_{i,t+1}(A^*_{i,t}) + A^*_{i,t} \frac{\partial \tilde{r}_{i,t+1}(A^*_{i,t})}{\partial A^*_{i,t}} \right) \right\} \right] = \lambda_{i,t}. \tag{7}$$

식 (5)를 이용하여 식 (7)을 다시 쓰면,

$$\frac{1}{1+\rho} E_t \left[U^c_{i,t+1} \left\{ 1 + \left(\tilde{r}_{i,t+1}(A^*_{i,t}) + A^*_{i,t} \frac{\partial \tilde{r}_{i,t+1}(A^*_{i,t})}{\partial A^*_{i,t}} \right) \right\} \right] = U^c_{i,t}$$

이다. 그러므로 불완전금융시장의 오일러방정식은 다음과 같이 평균이자율이 아닌 한계이자율 $R_{i,t+1}$에 의존하는 함수로 나타나게 된다.

$$E_t \left[\frac{U^c_{i,t+1} R_{i,t+1}}{U^c_{i,t}(1+\rho)} \right] = 1, \tag{3}'$$

$$\left[\frac{U^c_{i,t+1} R_{i,t+1}}{U^c_{i,t}(1+\rho)} \right] = 1 + \varepsilon_{i,t+1}, \tag{4}'$$

$$R_{i,t+1} = 1 + \left[\tilde{r}_{i,t+1}(A^*_{i,t}) + A^*_{i,t} \frac{\partial \tilde{r}_{i,t+1}(A^*_{i,t})}{\partial A^*_{i,t}} \right]. \tag{8}$$

2. 추 정

소비행동의 추정에 대한 접근방법은 크게 오일러방정식접근과 소비함수접근으로 나눌 수 있다. 소비함수접근은 소비가 항상소득에 의존한다는 점에 착안하여 소비를 종속변수로 항상소득을 설명변수의 관계로 분석하는 방법이다. 이 접근의 문제점은 항상소득을 추정하는 것이 자의적(ad hoc)일 수 있다는 것이다. 항상소득이 어떤 형태로 구성되어 있는가에 따라서 계수들의 유의성에 상당한 차이가 있을 수 있다. 반면에 오일러방정식접근은 이러한 자의성을 배제하고 생애예산제약하에서 효용극대화를 통하여 최적 1차조건식(오일러방정식)을 이용하여 소비행동을 분석한다. 이 접근의 우월성은 전통적 미시경제의 근거 위에서 도출한 최적조건식을 이용할 수 있다는 것과 선호변수가 이 식으로부터 직접적으로 추정가능하다는 데 있다.

추정가능한 오일러방정식의 도출을 위해 효용함수와 이자율이 아래와 같이 2차함수의 형태를 갖는다고 가정한다.[9]

$$U(C_{i,t})=\frac{1}{2}(\bar{C}-C_{i,t})^2, \tag{9}$$

$$\tilde{r}_{i,t+1}(A_{i,t}^{*})=\gamma_{t+1}+\alpha+\beta A_{i,t}^{*}+\gamma A_{i,t}^{*2}. \tag{10}$$

이자율함수를 2차함수 형태로 설정하는 것은 가계가 보유한 음의 자산과 양의 자산의 양이 늘어남에 따라 한계이자율이 증가한다는 가설의 검정을 가능하게 해 준다. 금융시장이 불완전하다면 γ는 양의 값을 갖고 포물선의 모양을 갖게된다. 자산의 절대값이 증가하면 이자율에 미치는 효과는 가속화되는 형태를 갖게 되는 것이다. 식 (10)을 식 (8)에 대입하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} R_{i,t+1}&=1+[r_{t+1}+\alpha+\beta A_{i,t}^{*}+\gamma A_{i,t}^{*2}+A_{i,t}^{*}(\beta+2\gamma A_{i,t}^{*})] \\ &=1+(r_{t+1}+\alpha+2\beta A_{i,t}^{*}+3\gamma A_{i,t}^{*2}). \end{aligned} \tag{11}$$

9) 2차함수 형태의 효용함수 설정은 Hall(1978)과 Hall and Mishkin(1982)에서 사용되었다.

식 (9)와 식 (11)을 식 (4)′에 대입하면 추정가능한 오일러방정식은 다음과 같다.

$$\left(\frac{\bar{C}-C_{i,t+1}}{\bar{C}-C_{i,t}}\right)\left[\frac{1+(r_{t+1}+\alpha+2\beta NA_{i,t}+3\gamma NA_{i,t}^{2})}{1+\rho}\right]=1+\varepsilon_{i,t+1}. \quad (12)$$

$NA_{i,t}$는 t기에 i가 보유하고 있는 순자산을 말하며 금융자산에서 부채를 뺀 값이다. 대부분의 가계는 자산과 부채를 함께 갖고 있으므로 순자산이 그 가계의 재정상태를 나타내주는 변수로써 더 적절하다고 할 수 있다.

식 (12)를 추정하여 순자산항의 계수의 추정치가 통계적으로 유의하지 않다면 완전금융시장으로부터 도출한 오일러방정식과 다르다고 할 수 없으므로 가계의 소비최적화에 불완전금융시장이 영향을 준다고 말할 수 없다. 그러나 계수의 추정치가 통계적으로 유의하고 γ의 추정치가 양의 값을 갖는다면 가계가 직면하는 이자율에 있어 시장이자율 외에 순자산의 상태에 따라 영향을 받게 되는 부가적인 프리미엄이 존재한다는 것을 시사하는 증거이므로 모든 가계가 일정하고 동일한 이자율을 직면하고 있다는 전제로부터 도출한 소비최적화는 더 이상 그 타당성을 갖지 못하게 된다.

본 연구에서는 이자율이 단순히 미리 결정된 변수(predetermined variable)가 아니라 금융자산에 의존하는 내생변수이므로 오일러방정식이 1차선형식으로 나타나지 않는다. 소비지출, 금융자산, 시장이자율과 선호변수 등이 비선형식의 형태이므로 비선형 TSLS(two stage least squares)방법을 사용하여 추정한다. 도구변수(instrumental variables)로는 자녀의 수, 가구주의 나이, 가구주의 교육 정도, 실업률과 전기의 소득수준이 사용되었다. 이자율과 시간선호율은 같이 움직이므로 둘 중의 하나가 고정되기 전에는 추정이 불가능하다. 이러한 식별문제(identification problem)를 해결하기 위해서 시간선호율을 0.05~1.0 사이로 제한하여 추정하였다.[10]

10) 시간선호율에 대한 추정치는 Kurz *et al.*(1973)에서 소득과 인종에 따라 0.18-0.8 사이로 추정되었다. Hausman(1979)의 추정치는 0.089-0.39 사이로 소득과 역의 관계에 있는 것으로 나타났고, Lawrance(1991)의 추정치는 0.04-0.21 사이로 소득이 높을수록 낮고 흑인보다는 백인이 낮은 것으로 나타났다.

Ⅲ. 實證分析

1. 자 료

패널데이터는 미시적인 분석뿐만 아니라 개별경제주체들의 시간에 따른 행동양식들을 동태적으로 분석할 수 있게 해 준다는 점에서 횡단면자료나 시계열자료보다 가계의 소비행동을 연구하는 데는 더 포괄적인 정보를 갖고 있다. 다른 자료에 비해 가계에 대한 패널데이터는 그 양의 방대함이나 내용의 복잡함으로 인해 이용가능한 양질의 자료를 찾기 힘들지만 본 연구의 특성상 불가피하다. 본 논문에서 사용된 한국가구패널조사(KHPS)는 1993년부터 대우경제연구소가 전국을 대상으로 조사해 온 패널데이터이다. KHPS는 가구의 소비지출과 소득 전반에 관한 자료와 더불어 금융자산과 부채 등의 변수가 가구별·개인별로 조사되어 있다. 가계특성변수들도 조사되어 있어 도구변수로 사용가능하다. 본 논문에서는 1993년부터 1996년까지 4개의 웨이브(wave)가 사용되었고 1993년부터 계속해서 표본으로 남아 있는 가구만을 선택하여 사용하였다. 결손값을 정리한 후의 4웨이브의 총관찰치는 5,368가구이다.

KHPS가 조사한 비내구재 소비지출에는 식료품비, 주거비, 피복 및 신발, 교양오락비 등이 포함된다. 실질소비지출은 소비지출액을 소비자물가지수로 나누어서 사용한다. 순자산은 실질금융자산에서 실질부채액을 뺀 것이다. 금융자산에는 요구불예금, 저축성 예금, 주식, 채권 등이 포함되고 부채는 금융기관에서 받은 대출의 잔액, 친지로부터 빌린 돈, 월부나 외상매입금 등이 포함된다. 명목순자산을 소비자물가지수로 나누어 사용한다. 시장이자율에는 3년 만기 회사채율과 국채율이 사용되었다. 실질세후이자율은 명목이자율에서 이자세율을 뺀 후에 물가상승률을 제함으로써 구한다. 도구변수에는 가구주의 나이, 가구주의 교육 정도, 자녀의 수, 실업률, 전기의 근로소득 등의 가계특성변수들이 사용되었다. 가구주의 교육 정도는 최종적으로 졸업한 학년 연수로 하였고 근로소득은 가구주의 세금을 제한 후에 소비자물가상승률로 나누어서 실질세후노동소득을 계산하였다.

2. 결 과

〈표 1〉과 〈표 2〉는 불완전금융시장하에서 도출된 오일러방정식 식 (12)를 추정한 것이다. 〈표 1〉에서는 시장이자율에 회사채율을 사용하였다. 시간선호율이 0.05에서 1.0까지 변할 때 앞에서 예측한 대로 순자산이 이자율에 미치는 영향의 정도를 나타내는 추정치 β와 γ는 대부분 양의 값을 가지며 통계적으로 매우 유의하다. 극단적인 ρ값을 제외하고는 시간선호율에 상관없이 일관성 있는 결과를 보여 주고 있음을 알 수 있다. 이자율함수의 상수 α는 순자산의 수준과 연관되지 않은 금융시장의 불완전성을 설명한다고 할 수 있다. 예를 들어, 순자산의 양이 같은 두 사람이 동시에 대출을 신청할 경우 그들의 항상소득, 신용의 양호 정도, 직업, 나이 등 그 이외의 요소에 의해 차입 여부가 결정되기 때문이다. α의 추정치의 통계적 유의성은 ρ값에 따라 약간씩 변하는 것으로 나타났다.

〈표 2〉는 시장이자율에 국채율을 사용하여 오일러방정식을 추정한 결과를 보여 준다. 회사채율을 사용한 결과와 유사한 것을 볼 수 있다. 금융시장의 불완전성으로 인해 순자산이 이자율에 미치게 되는 효과를 보여 주는 추정계수들은 대부분 유의하며 ρ값의 변화가 결과에 별다는 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다.

〈표 3〉은 순자산에 부동산을 포함한 경우의 추정결과이다. 일반적으로 부동산을 소유할 경우 대출을 용이하게 많이 받을 수 있거나 대출이자를 약간 낮게 받을 수 있을 것이다. KHPS에서 토지소유에 대한 조사는 실시하지 않고 주택소유와 그 가치에 대한 조사만 하였으므로 주택을 소유하지 않고 토지만 소유한 사람 등은 고려될 수 없었고 주택소유자의 주택가치만을 사용하였다. 주택을 구입할 때 이용한 금융기관 융자금, 비금융기관 융자금, 사채는 제외하였다. 결과에서 보다시피 ρ값에 따라 다소 다른 값을 보이고 있음을 알 수 있다. 이것은 대출에 주로 영향을 주는 토지가 부동산에 고려될 수 없었기 때문이라 생각된다.

〈표 4〉는 처음부터 금융시장의 불완전성의 형태에 $\beta=0$이라는 제약을 가한 후에 식 (12)를 추정한 결과를 나타낸다. ρ값이 0.5부터는 계수가 매우 큰 값을 보이고 있다. 일반적으로 대부분의 가계는 차입자인 동시에 저축자이므로 순자산이 0이라 해도 금융시장의 불완전성으로부터 완전히 자유롭기는 어렵다는

점에서 $\beta=0$으로 제약을 가한 모형은 소비자의 행동을 잘 반영하지 못한다고 할 수 있다.

〈그림 1〉은 〈표 1〉에서 ρ가 0.15일 때와 0.8일 때 α, β, γ의 추정치를 이용하여 금융시장의 불완전 정도를 나타내는 이자율함수의 부가적인 프리미엄 항을 계산한 값과 순자산의 관계를 플랏(plot)으로 나타내 본 것이다. 패널데이터의 성격상 사용된 총관찰치의 규모가 워낙 방대하여 자세하게는 나타나지 못했지만 관찰치의 99.6%가 반영된 것이고 0.4%만이 극단치(outlier)로서 표시되지 못하였다. 포물선의 형태를 보이는 것을 알 수 있고, 순자산의 절대값이 증가할수록 가계가 직면하는 시장이자율 이외의 프리미엄은 가속적으로 증가하게 된다. 양의 자산을 많이 가진 사람은 적게 가진 사람보다 높은 수익률을 누릴 수 있는 기회가 많으며, 음의 자산의 양이 증가하면 한계차입이자율도 증가하는 것을 시사하는 것으로 간주할 수 있다.

$\rho=0.15$인 경우와 $\rho=0.8$인 경우를 비교하면 ρ의 값이 클수록 더 가파르게 나타나는 것을 알 수가 있다. 이것은 시간선호율이 증가할수록 순자산에 대한 이자율의 민감성이 증가하는 것을 반영하는 것이다. 낮은 시간선호율을 가진 소비자는 현재보다는 미래를 중요시 여기므로 미래의 소비를 위해 주로 저축하는 고소득층으로 순자산이 많은 사람이다. 반면에 높은 시간선호율을 가진 소비자는 미래보다 현재가 중요하므로 현재에 소비를 하고 싶어하며 그 소비를 위해 차입하기를 원하는 저소득층으로 대개 적은 자산을 가진 사람이다. 시간선호율이 높은 소비자가 직면하는 한계이자율이 더 가파른 포물선을 나타낸 것은 상대적으로 금융시장의 불완전프리미엄이 더 큰 것을 의미한다. 이것은 저소득층이 주로 유동성제약에 직면한다는 기존의 연구결과와 일치한다.[11]

본 논문에는 보고되지 않았지만 순자산에 대한 이자율의 민감성은 빌리는 사람과 빌려 주는 사람에게 서로 다를 수 있기 때문에 순자산이 차입이자율과 대부이자율에 미치는 영향이 다를 가능성에 대하여 분석하였다. 가계가 소유하고 있는 음의 자산과 양의 자산의 상태가 4년 동안 변동하기 때문에 4년 내내 음의 자산을 소유한 가계와 양의 자산을 소유한 가계로 표본을 나누어 추정한 결과 순자산의 계수들은 차입이자율과 대부이자율 모두에 있어서 통계적으로 유

11) 시간선호율과 소득수준의 역의 관계에 관해서는 Hausman(1973), Lawrance(1991)를 참조. Zeldes(1989)에 의하면 고소득층과 저소득층으로 나누어 각각 유동성제약이 구속력을 갖는가에 대한 실증분석결과 저소득층만이 유동성제약을 받는 것으로 보고되었다.

의하지 않은 것으로 나타났다. ρ에 따라서 계수들이 수렴(converge)하지 않거나 편의(biased)되는 경우도 있었다. 이것은 표본을 나누는 과정에서 많은 관찰치가 빠져나가서 차입이자율과 대부이자율을 차별화할 수 있을 만큼의 정보를 데이터가 갖고 있지 못한 데서 기인하는 것으로 보인다.

〈표 1〉 회사채율을 이용한 오일러방정식 추정

	$\bar{C}$	α	β	γ
$\rho=0.05$	0.013 (0.28)	0.083 (0.76)	0.241 (8.82)	0.009 (1.53)
$\rho=0.1$	0.032 (2.52)	0.249 (1.26)	0.936 (6.57)	0.051 (4.38)
$\rho=0.15$	0.038 (7.02)	0.407 (2.76)	0.641 (4.65)	0.033 (3.97)
$\rho=0.2$	0.129 (2.44)	0.122 (2.76)	0.369 (10.03)	−0.489 (−13.55)
$\rho=0.25$	0.057 (7.87)	−0.054 (−0.17)	0.761 (3.07)	0.039 (3.07)
$\rho=0.3$	0.040 (5.36)	0.596 (2.35)	0.747 (6.69)	0.039 (7.90)
$\rho=0.4$	0.088 (0.50)	0.399 (2.92)	1.744 (9.37)	0.091 (8.05)
$\rho=0.5$	0.039 (4.02)	1.917 (1.52)	3.288 (2.35)	0.176 (2.67)
$\rho=0.6$	0.037 (3.41)	0.843 (2.90)	1.801 (6.92)	0.097 (8.59)
$\rho=0.7$	0.041 (4.73)	1.405 (1.39)	0.121 (2.33)	−2.616 (−2.42)
$\rho=0.8$	0.034 (0.55)	2.013 (0.24)	3.385 (0.36)	0.937 (0.36)
$\rho=0.9$	0.023 (0.15)	1.639 (0.35)	2.835 (0.83)	0.756 (0.47)
$\rho=1.0$	0.047 (9.62)	2.253 (1.97)	−0.101 (−2.67)	−2.335 (−2.90)

주: ( )는 t값을 나타낸다.

〈표 2〉 국채율을 이용한 오일러방정식 추정

	$\overline{C}$	α	β	γ
$\rho=0.05$	0.014	−0.004	3.472	9.040
	(0.27)	(−0.03)	(0.45)	(0.34)
$\rho=0.1$	0.038	0.356	0.611	0.032
	(7.05)	(2.53)	(4.76)	(4.08)
$\rho=0.15$	0.019	0.271	0.206	−0.962
	(0.22)	(0.70)	(3.27)	(−3.21)
$\rho=0.2$	0.040	0.480	0.685	0.035
	(5.41)	(2.05)	(6.64)	(7.85)
$\rho=0.25$	0.099	0.119	0.639	−0.202
	(1.45)	(0.88)	(5.37)	(−2.22)
$\rho=0.3$	0.027	0.435	1.111	0.059
	(1.01)	(1.90)	(5.92)	(6.33)
$\rho=0.4$	0.028	0.524	1.929	0.103
	(1.21)	(2.42)	(6.89)	(6.80)
$\rho=0.5$	0.045	0.937	1.891	−0.324
	(2.38)	(0.79)	(0.64)	(−0.12)
$\rho=0.6$	0.022	0.731	1.604	0.087
	(0.76)	(4.08)	(9.85)	(3.00)
$\rho=0.7$	0.067	0.455	0.857	−0.519
	(4.54)	(2.66)	(10.08)	(−6.63)
$\rho=0.8$	0.019	1.230	2.460	0.654
	(0.17)	(0.62)	(2.88)	(0.32)
$\rho=0.9$	0.037	1.325	1.134	0.059
	(5.33)	(3.93)	(5.28)	(4.76)
$\rho=1.0$	0.075	0.786	0.903	−0.321
	(1.24)	(2.21)	(4.81)	(−4.97)

주: ( )는 t값을 나타낸다.

〈표 3〉 부동산을 포함한 오일러방정식 추정

	$\overline{C}$	α	β	γ
$\rho=0.05$	−0.042	−0.020	0.298	1.065
	(−0.26)	(−0.50)	(0.25)	(0.36)
$\rho=0.1$	−0.304	0.078	0.292	−0.134
	(−0.17)	(1.56)	(3.06)	(−16.04)
$\rho=0.15$	−0.056	0.128	0.236	0.008
	(−0.86)	(6.00)	(4.83)	(0.87)
$\rho=0.2$	−0.056	0.179	0.247	0.008
	(−0.86)	(7.98)	(4.80)	(0.87)
$\rho=0.25$	−0.026	0.167	0.568	0.003
	(−0.03)	(0.80)	(0.07)	(0.0)
$\rho=0.3$	−0.269	0.277	0.216	−0.221
	(−0.45)	(15.17)	(6.49)	(−8.66)
$\rho=0.4$	0.025	0.490	0.051	−0.344
	(0.33)	(0.94)	(1.48)	(−2.91)
$\rho=0.5$	0.042	1.385	−0.164	−0.629
	(7.42)	(1.08)	(−1.34)	(−1.85)
$\rho=0.6$	0.041	1.426	0.520	−0.265
	(3.84)	(0.76)	(1.47)	(−1.12)
$\rho=0.7$	0.060	0.408	0.051	−0.197
	(1.04)	(0.43)	(1.80)	(−1.50)
$\rho=0.8$	0.032	1.029	0.580	0.023
	(2.65)	(5.18)	(15.34)	(1.67)
$\rho=0.9$	−0.069	0.824	0.475	1.379
	(−0.31)	(13.49)	(0.29)	(0.34)
$\rho=1.0$	0.043	2.445	−0.136	−0.149
	(5.57)	(0.61)	(−0.53)	(−0.83)

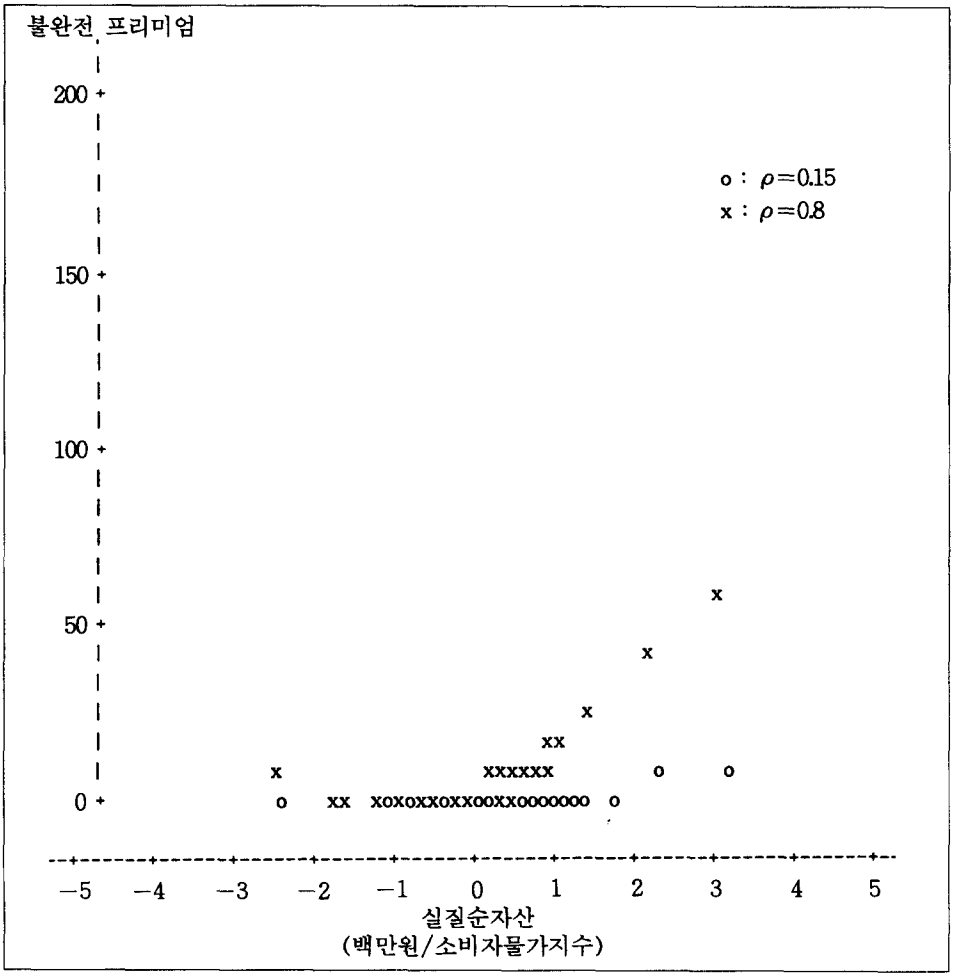
주: ( )는 t값을 나타낸다.

〈표 4〉 β=0인 경우 오일러방정식 추정

	$\overline{C}$	α	γ
$\rho=0.05$	−0.021	−0.031	2.023
	(−0.16)	(−0.44)	(0.33)
$\rho=0.1$	−0.024	0.018	2.030
	(−0.17)	(0.24)	(0.32)
$\rho=0.15$	0.021	0.270	−0.151
	(0.85)	(1.91)	(−8.72)
$\rho=0.2$	−0.028	0.117	2.056
	(−0.17)	(1.45)	(0.31)
$\rho=0.25$	0.153	0.189	−0.816
	(0.75)	(6.84)	(−7.57)
$\rho=0.3$	−0.032	0.216	2.081
	(−0.18)	(2.48)	(0.29)
$\rho=0.4$	−0.036	0.315	2.109
	(−0.18)	(3.36)	(0.28)
$\rho=0.5$	0.048	−0.211	532.59
	(9.21)	(−0.72)	(0.48)
$\rho=0.6$	0.048	−0.156	572.05
	(9.25)	(−0.50)	(0.48)
$\rho=0.7$	0.048	−0.100	611.77
	(9.29)	(−0.30)	(0.48)
$\rho=0.8$	0.048	−0.047	650.72
	(9.31)	(−0.13)	(0.48)
$\rho=0.9$	0.048	0.010	689.96
	(9.34)	(0.03)	(0.48)
$\rho=1.0$	0.048	0.066	729.06
	(9.36)	(0.17)	(0.48)

주: ( )는 t값을 나타낸다.

〈그림 1〉 순자산과 금융시장의 불완전성



Ⅳ. 結 論

일정한 기대이자율을 가정할 때 합리적 기대가설을 고려한 생애주기-항상소득가설은 자료를 잘 설명하지 못하는 것으로 최근의 연구에서 나타나고 있다. 이러한 자료와의 불일치(inconsistency)에 대한 원인으로서 불완전금융시장이 가장 유력한 것으로 알려져 있다. 대부분의 연구들은 생애주기-항상소득가설이 참모형이라는 귀무가설하에서 소비최적화를 유도하고 검정하고 있다. 그러나

불완전금융시장을 명시적으로 고려하여 최적소비행동을 도출하고 분석할 수 있는 구체적인 대립가설에 대한 연구는 그다지 진전되지 못하였다. 생애주기-항상소득가설이 단순히 자료상으로 기각된다는 이유만으로 소비자가 생애예산제약식을 고려한 최적소비를 선택하는 모형이 소비행동을 제대로 설명하지 못한다고 말할 수는 없다.

본 논문은 이러한 점에 착안하여 실증분석상으로 추정과 검정이 가능하며 생애주기-항상소득가설을 따르지 않는 것으로 나타나는 소비자들의 행위를 분석할 수 있는 대안모형의 한 가지 유형을 단순한 모형설정을 통하여 제시하였다. 수익률이 가계가 보유한 순자산의 양에 의존하는 형태의 불완전금융시장 개념을 도입함으로써 소비는 평균이자율이 아닌 한계이자율에 의존하게 되는 모형을 도출하고 추정한다. 우리 나라의 패널데이터를 이용하여 실증분석한 결과에 의하면 시장이자율 이외에 가계가 보유하고 있는 순자산가치가 이자율에 미치는 효과는 비선형적으로 유의한 것으로 나타나 가계의 소비행동이 한계이자율에 영향을 받는 것으로 볼 수 있다. 이것은 완전금융시장을 전제로 하여 도출된 소비최적화의 경로에서 이탈하는 것을 의미하고 가계가 직면하는 금융시장의 불완전성에 대한 증거로 간주할 수 있다.

이자율이 순자산에 비선형적으로 의존한다는 금융시장의 불완전성의 개념은 금융시장 자체가 다양한 것을 전제로 하고 있다. 즉, 양의 자산이 많을 경우 다양한 고수익 금융상품에 투자할 기회가 많다거나 음의 자산이 많을 경우 높은 이자를 지불하고서라도 대출을 원하는 만큼 받을 수 있는 여러 형태의 금융기관이 존재한다는 것을 암묵적으로 가정하고 있기 때문이다. 따라서, 이자율이 순자산에 의존한다는 것은 시장이자율에 부가적인 프리미엄의 요소가 자산의 양에 따라 결정된다는 점에서 불완전성이 나타나는 것을 포착하는 것이다.

우리 나라는 실물시장의 발달에 비해 금융시장이 상대적으로 낙후되어 있다. 최근에 주택할부금융을 비롯한 소비자금융에 대한 규제완화가 조금씩 진행되고 있기는 하지만 오래된 관행상 소비자들은 특별한 경우를 제외하고는 차입에 있어 상당한 제약을 받아 온 것이 사실이다. 그리고 그 제약의 형태는 차입자는 대출 자체를 아예 받지 못하거나 혹은 원하는 만큼 받지 못하고 대부자는 투자할 마땅한 상품이 없거나 금융기관에 예탁조차 시키기 어려운 경우도 있었던 것이 사실이다. 이러한 맥락에서 우리 나라 금융시장의 불완전성을 포착하는 모형으로 매기의 보유자산의 양이 제약을 받는 형태의 불완전금융시장을 명시적으

로 고려하여 연구하는 것도 앞으로 해볼 만한 가치가 있다고 생각된다.

參 考 文 獻

1. 대우경제연구소, 『한국인의 경제활동』, 1994-1997.
2. 대우경제연구소, 『KHPS 대우패널 데이터 설명서』, 1994-1997.
3. Campbell, John Y. and N. Gregory Mankiw, "Permanent Income, Current Income, and Consumption," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 8, No. 3, July 1990, pp. 265-279.
4. Flavin, Marjorie, "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income," *Journal of Political Economy*, Vol. 89, October 1981, pp. 974-1009.
5. _____, "Excess Sensitivity of Consumption to Current Income: Liquidity Constraints or Myopia?" *Canadian Journal of Economics*, Vol. 18, 1985, pp. 117-136.
6. _____, "The Joint Consumption/Asset Demand Decision: A Case Study in Robust Estimation," *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No. 3802, August 1994.
7. Hall, Robert E., "Stochastic Implication of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, Vol. 86, December 1978, pp. 971-987.
8. _____, "Intertemporal Substitution in Consumption," *Journal of Political Economy*, Vol. 96, 1988, pp. 339-357.
9. _____, "Survey of Research on the Random Walk of Consumption," in Robert E. Hall, *The Rational Consumer: Theory and Evidence*, Cambridge: MIT Press, 1990, pp. 133-157.
10. _____ and Frederic S. Mishkin, "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Household," *Econometrica*, Vol. 50, March 1982, pp. 461-481.
11. Hausman, Jerry A., "Individual Discount Rates and the Purchase and

Utilization of Energy-using Durbles," *Bell Journal of Economics*, Vol. 10, Spring 1979, pp. 33-54.

12. Hayashi, Fumio, "Tests for Liquidity Constraints: A Critical Survy and Some New Observations," in Truman Bewley ed., *Advances in Econometrics*, Vol. 2, Cambridge: Cambridge University Press, 1987.
13. Jappelli, Tullio, "Who is Credit Constrained in the U. S. Economy?," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, February 1990, pp. 219-234.
14. King, Mervyn, "The Economics of Saving: A Survey of Recent Contributions," in Kenneth Arrow and S. Honkapohja, eds., *Frontiers of Economics*, New York: Basil Blackwell, 1985.
15. ————, "Capital Market" "Imperfections and the Consumption Function," *Scandinavian Journal of Economics*, Vol 88, 1986, pp. 59-80.
16. Kurz, Mordecai, Robert G. Spiegelman, and Richard W. West, "The Experimental Horizon and the Rate of Time Preference for the Seattle and Denver Income Maintenance Experiments," Occasional paper, Stanford, Calif.: Stanford Res. Inst., November 1973.
17. Lawrance, Emily C., "Poverty and the Rate of Time Preference: Evidence from Panel Data," *Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 1, 1991, pp. 45-77.
18. MaCurdy, Thomas, "An Intertemporal Model of Portfolio Choice and Human Capital Accumulation under Uncertainty with Extension Incorporating Taxes, Consumer Durables Imperfections in Capital Markets, and Nonseparable Preferences," Working Papers in Economics No. E-81-18, The Hoover Institution, Stanford University, 1981.
19. Mariger, Randall P., *Consumption Behavior and the Effects of government Fiscal Polices*, Cambridge: Harvard University Press, 1986.
20. Runkle, David E., "Liquidity Constraints and the Permanent Income Hypothesis: Evidence from Panel Data," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 27, February 1991, pp. 73-98.
21. Sargent, Thomas, *Dynamic Macroeconomic Theory*, New York, Harvard University Press, 1987.

22. Stiglitz, Joseph and Andrew Weiss, "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information," *American Economic Review*, Vol. 71, June 1981, pp. 393-410.
23. Zeldes, Stephen, "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, Vol. 97, April 1989, pp. 305-346.