

유동성 제약하의 항상소득가설에 대한 연구 : Panel 자료를 이용한 분석*

임 주 영**

요 약 문

유동성제약가설은 거시재정정책의 효율성을 둘러싸고 그동안 많은 논쟁을 불러왔다. 본 연구는 항상소득의 가설이 유동성제약의 존재로 인하여 성립되지 못한다는 점을 직접적으로 보여주고자 이루어졌다. 이를 위해서 본 연구는 가계가 소유하고 있는 금융자산의 규모에 따라 유동성 제약에 걸린 집단과 그렇지 않은 집단으로 나누어 그들의 소비행위가 항상소득의 가설을 따르는지를 살펴보고자 한다. 만약 전자의 집단이 항상소득의 가설을 따르지 않고 후자의 집단이 항상소득의 가설을 따른다면 이야말로 가장 명백히 유동성제약의 존재를 증명하는 것이기 때문이다.

검증결과는 유동성제약이 존재하고 유동성제약이 항상소득가설의 실패이유임을 매우 강력하게 보여주고 있다. 자본시장이 불완전하고 신용거래에 제약이 존재할 수밖에 없는 현실에서는 현재소득의 감소가 발생하여 필요한 소비를 위한 재원을 대출받지 못한다면 현재소비를 줄일 수밖에 없다. 따라서 현재가처분소득을 증대시켜 소비를 증대시키고 이것이 다시 승수효과를 통하여 경제활성화로 이어진다는 총수요관리적 거시재정정책은 설득력을 가지게 된다.

핵심주제어 : 유동성제약, panel자료, 표본분리

JEL 번호 : H21, H30

I. 서 론

최근 정부의 경기정책을 둘러싸고 적지 않은 논란이 이어져 오고 있다. 그 가운데에는 참여정부 출범 이후 인위적인 경기부양이 정부주장대로 없었던 것이나 아니면 실제 있었느냐 하는 자못 한국적인 논쟁도 있지만, 케인즈적인 총수요관리가 실제

* 본 논문은 2006년 서울시립대학교 학술연구조정비의 지원을 받아 이루어진 것임을 밝혀둡니다.

** 서울시립대학교 세무학과 교수, e-mail: jyylim@uos.ac.kr

논문투고일 : 2007년 10월 15일, 심사완료일 2007년 11월 15일

효과가 있느냐 없느냐 하는 거시재정정책의 오래된 논쟁도 포함되어 있다. 합리적인 경제주체들의 미래예측력 앞에서 정부의 경기개입이 효력을 발휘하지 못한다는 신고전학파적 주장이 제기되고 있는 것이다. 이러한 논쟁은 이미 거시재정 분야를 벗어나 정부의 역할과 한계에 대한 논쟁으로 확대·재생산되는 조짐을 보이고 있다.

그런 논쟁 가운데 하나가 바로 한계소비성향을 둘러싼 논쟁이다. 케인즈는 한계소비성향이 승수효과를 불러 일으켜 총수요 증가분 이상으로 추가적인 소득을 창출해 낸다고 주장한 바 있다. 이에 대하여 고전적 시장주의자들은 합리적인 경제주체들의 소비는 현재소득의 변화에 상응하는 것이 아니라 평생소득의 변화에 상응하느니 만큼 현재소득의 변화를 초래하는 유효수요의 증대는 국민소득에 아무런 영향을 미치지 못한다고 주장한다. 이런 주장을 일반적으로 항상소득가설(LCPIH)이라고 지칭한다.

그러나 항상소득가설은 대다수 신고전학파의 주장이 그러하듯이 가정의 비현실성으로 인하여 비판을 받는다. 그 대표적인 것이 자본시장이 완전하다는 가정에 대한 비판이다. 항상소득가설에서 가정된 것과는 달리 경제주체는 불완전한 자본시장에 놓여있으므로 자유로운 대출을 전제로 한 평생소득에 입각한 소비행위가 불가능하게 된다는 것이다. 즉, 소득이 일시적으로 감소하는 경우 소비에 필요한 유동성의 확보에 제약을 받게 되므로 합리적인 주체라 할지라도 현재소득에 입각하여 소비를 할 수 밖에 없다는 주장이다¹⁾.

이와 같은 유동성제약가설(Liquidity Constraint Hypothesis)은 거시재정정책의 유용성을 둘러싸고 그동안 많은 논쟁을 불러왔다. Hall(1978)의 LCPIH에 대한 논문이 발표된 이래 Flavin, Campbell and Mankiw, Zeldes 등 무수한 학자들이 참여하여 때론 LCPIH의 타당성을 보여주고 때론 유동성제약가설의 정당성을 보여주기도 하였다. 그리고 이러한 논쟁은 최근까지도 이어지고 있다.

본 연구는 그러한 논쟁의 연장선상에서 유동성에 제약을 받는 소비자의 행위가 그렇지 않은 소비자의 행위와 여하히 다른지에 대하여 검증해보고자 이루어졌다. 일반적으로 많은 실증연구들에서 항상소득의 가설이 부정되는 것은 바로 유동성제약의 존재라고 받아들여졌다. 그러나 항상소득의 가설이 부정되는 것이 반드시 유동성제약의 존재를 의미하지는 않는다. 가설은 모형설정상의 오류(misspecification), 자

1) 유동성제약가설을 가장 명확히 설명하면 다음과 같다. 만일 어느 가계가 생애주기항상소득가설에 따라 평생소득에 의하여 계산된 소비행위를 하고 있다고 가정하자. 어느 특정 시점에 다른 조건은 모두 동일하고 소득만이 급속히 떨어지게 되면 이 가계는 당연히 은행에서 돈을 차입함으로써 소비에 부족한 돈을 충당하려고 할 것이다. 왜냐하면 현재의 소득은 현재소비에 비하여 부족하지만 평생소득은 그렇지 않기 때문이다. 그런데 만일 자본시장이 불완전하고 그에 따라 자유로운 차입이 불가능하다면 현재소비는 평생소득에 근거한 평생소비로부터 벗어날 수 밖에 없다. 자유로운 차입의 어려움 정도가 심할수록 가계는 필요한 소비를 위하여 더더욱 현재소득에만 의존하게 된다.

료의 오류(noisy data), 가정의 오류 등의 이유로도 부정될 수 있기 때문이다.

본 연구는 이런 문제점을 피하고 항상소득의 가설이 유동성제약의 존재로 인하여 성립되지 못한다는 점을 직접적으로 보여주고자 한다. 이를 위해서 본 연구는 가계가 소유하고 있는 금융자산의 규모에 따라 유동성 제약에 걸린 집단과 그렇지 않은 집단으로 나누어 그들의 소비행위가 항상소득의 가설을 따르는지를 살펴보고자 한다. 만약 전자의 집단이 항상소득의 가설을 따르지 않고 후자의 집단이 항상소득의 가설을 따른다면 이야말로 가장 명백히 유동성제약의 존재를 증명하는 것이기 때문이다.

본 연구에서 가설검증을 위한 기본 모형은 Hall(1978)이 사용한 Euler equation 모형을 원용하였다. 또 실증자료로는 PSID(Panel Study of Income Dynamics) data를 이용하였다. PSID가 panel 자료이기 때문에 연구 자체가 time-series & cross-section의 방법으로 이루어지는 않았다. 이미 적지 않은 기존 연구들이 PSID 자료를 이와 같은 방식으로 활용하여 이루어졌기 때문이다²⁾.

대신 본 연구에서는 panel 자료를 유동성제약에 걸린 집단과 그렇지 않은 집단의 시계열자료로 전환하여 이를 토대로 유동성제약의 존재를 증명하고자 한다. 이를 위한 집단의 분리기준과 시계열자료화 방식은 Zeldes(1989)의 방식을 원용하였음을 밝혀둔다. 모형과 자료에 대한 보다 상세한 설명은 뒤에 나타난다.

연구의 출발 자체가 거시재정정책적 문제의식에서 출발한 만큼 결론의 도출과 해석도 철저히 거시재정정책의 논점에서 이루어질 것이다.

본 논문의 구성은 다음과 같이 이루어져있다. 제2장에서는 가설검증을 위한 기본 모형을 구축하고 이에 대하여 설명하고 있다. 제3장에서는 PSID data에 대한 간략한 설명과 함께 검증을 위하여 추출된 표본집단의 특성을 설명하고 있다. 또한 보유한 금융자산의 크기에 따라 유동성제약에 걸린 집단과 그렇지 않은 집단을 구분하는 방법에 대해서도 상세히 설명하고 있다. 제4장에서는 검증의 결과를 설명하고 그 함의를 살펴보고 있다. 마지막으로 제5장에서는 본 연구가 도출한 결론과 그 성과 및 향후 연구방향에 대하여 설명하고 있다.

2) Hall and Mishikin(1982), Hayashi(1985), Altonji and Siow(1987), Browning(1987), Zeldes(1989) 등이 이미 panel 기법을 사용하여 검증한 바 있다. 또한 본 연구자의 학위논문도 PSID를 panel 기법을 사용하여 활용하였다.

II. 분석모형

분석모형의 구축을 위하여 자본시장이 불완전한 경제를 가정하기로 한다. 따라서 효용극대화를 추구하는 개인은 자유로운 대출에 있어서 제한을 받게 된다. 그렇다면 개인 i 가 추구하는 생애기대효용의 극대화는 다음과 같이 생애예산제약과 추가적인 유동성제약을 받게 된다.

$$\begin{aligned} \text{Max} \quad & E_t \sum_{\tau=t}^T (1+\rho_i)^{\tau-t} U(C_{i\tau}) \\ \text{subject to} \quad & A_{i\tau} = (1+r_{\tau-1})A_{i,\tau-1} + Y_i - C_{i\tau}, \\ & A_{i\tau} \geq 0 \end{aligned}$$

$U()$ 는 기간별 개인의 효용함수, $C_{i\tau}$ 는 기간별 개인의 소비, $Y_{i\tau}$ 는 기간별 개인의 가처분소득, $A_{i\tau}$ 는 기간별 개인의 금융자산, $r_{\tau-1}$ 는 기간별 이자율, ρ_i 는 개인의 시간선호도를 각각 의미한다.

본 모형에서 정의된 유동성제약은 각 개인의 소득과 소비가 이루어진 후 기말 금융자산은 음의 수가 될 수 없다는 형태로 제시되고 있다. 이는 즉 만일 어느 개인이 특정 기간에 유동성제약에 묶인다면 해당 기간의 소비를 위하여 본인소유의 모든 금융자산을 소비해야만 한다는 것을 의미한다. 따라서 그 개인의 현재 부채총액이 현재 자산총액을 넘지 못하게 되는 것이다³⁾.

모형에서 제시된 유동성제약하의 효용극대화 문제는 Kuhn-Tucker first order condition을 이용하여 풀면 다음과 같은 Euler condition으로 표현된다.

$$U'(C_{it}) = E_t [U'(C_{i,t+1}) \cdot (1+r_{it}) / (1+\rho_i)] + \lambda_{it}$$

여기서 $U'(C_{it})$ 는 효용함수를 소비함수로 일차미분한 해를 나타낸다. 또 λ_{it} 는 유동성제약과 관련된 Lagrangean multiplier, 즉 유동성제약이 한 단위 해제될 경우 얻게되는 추가효용을 의미하게 된다. 만일 개인 i 가 유동성 제약에 걸리지 않는다면

3) 이와 같은 형태의 유동성 제약은 Bewley(1987)에 의하여 사용된 이후 Scheinkman and Weiss, Zeldes 등에 의하여 이용되었다. 보다 일반적인 형태는 $A_{i\tau} \geq -M$ 일 수 있다. 여기서 M 은 가능한 최대부채규모이다.

면, 즉 $A_{it} > 0$ 이라면 $\lambda_{it} = 0$ 가 된다. 역으로 개인 i 가 유동성 제약에 걸려있다면, 즉 $A_{it} = 0$ 이라면 $\lambda_{it} > 0$ 이 되어야 한다. 만일 유동성제약이 없다면, 즉 $\lambda_{it} = 0$ 이라면 상기 Euler condition은 R. Hall이 도출한 기간간 대체조건과 동일함에 주목할 필요가 있다⁴⁾.

분석의 편의를 위하여 λ_{it} 를 다음과 같이 대체한다면

$$\lambda'_{it} = \lambda_{it} / E_t[U'(C_{i,t+1}) \cdot (1+r_{it}) / (1+\rho_i)]^{5)}$$

상기 Euler equation 은 다음과 같이 치환될 수 있다.

$$E_T[U'(C_{i,t+1})/U'(C_{it})] \cdot [(1+r_{it})/(1+\rho_i)] \cdot (1+\lambda'_{it}) = 1$$

합리적 기대가설의 가정 하에서 상기 조건의 양변에 로그를 취해준다면 이는 다시 다음과 같이 전환된다.

$$\ln(U'(C_{i,t+1})/U'(C_{it})) = \ln((1+\rho_i)/(1+r_{it})) - \ln(1+\lambda'_{it}) + \ln(1+\lambda_{i,t+1})$$

여기서 $\lambda_{i,t+1}$ 는 기대오차를 의미한다⁶⁾.

만일 효용함수가 constant relative risk aversive 하다고 가정한다면 그 형태는

$U(C_{it}) = \frac{C_{it}^{1-\alpha}}{1-\alpha}$ 와 같다. 이를 대입하면 상기조건은 다음과 같이 전환될 수 있다.

$$\ln(C_{i,t+1}/C_{it}) = (1/\alpha) \cdot [-\ln((1+\rho_i)/(1+r_{it})) + \ln(1+\lambda'_{it}) - \ln(1+\lambda_{i,t+1})]$$

도출된 조건이 의미하는 바는 다음과 같다. 만일 유동성제약이 존재하지 않는다면

4) R. Hall(1978)은 유동성제약이 없는 모형을 통하여 최적배분상태에서는 현재와 미래의 한계효용 간 한계대체율이 한계전환율과 동일함을 보여준 바 있다.

5) λ_{it} 와 λ'_{it} 는 동일한 성격을 가지게 된다.

6) $\lambda_{i,t+1}$ 는 t 기의 정보와는 아무런 연관이 없다. t 기의 정보와 $t+1$ 기의 예상오류간의 이사후적인 무관성이 합리적 기대가설과 자본시장의 완전성의 가정하에서는 항상 성립되어야 한다. 다수의 연구자들이 이 조건을 이용하여 항상소득가설을 검증하여 왔다.

면, 즉 $\lambda'_{it}=0$ 이라면 소비의 성장률은 한계전환율과 예상오류의 합을 위험기피도 만큼 자승한 값과 같아진다. 최적화조건에 의하여 t기의 어떤 정보도 t+1기와 t기 사이의 소비성장률에 영향을 미칠 수는 없다. 역으로 유동성제약이 존재한다면, 즉 $\lambda'_{it}>0$ 이라면 소비성장률은 t기의 변수들에 의하여 영향을 받게 되고 항상소득가설 하의 소비성장률로부터 $\ln(1+\lambda'_{it})-\ln(1+\lambda'_{i,t+1})$ 만큼 차이가 나타나게 된다.

만일 λ'_{it} 가 큰 값을 가진다면 이는 바로 t기와 t+1기간의 기대소비성장률이 크다는 것을 의미한다. 또한 이는 대출이 주는 한계효용이 매우 높다는 것을 의미하며 그만큼 심각한 유동성제약에 걸려있음을 의미하게 된다. 물론 역의 논리도 동시에 성립된다.

만약 개인의 시간선호율(ρ_i)이 고정된 이자율(r_{it})과 동일하다고 가정하면 위의 Euler equation은 최종적으로 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\ln(C_{i,t+1}/C_{it})=(1/\alpha)\cdot[\ln(1+\lambda'_{it})-\ln(1+\lambda'_{i,t+1})]$$

위의 식이 보여주는 것은 결국 미래소비의 증가율은 대출의 한계효용, λ'_{it} , 과 기대오차의 함수로만 표현될 수 있다는 점이다. 즉, 미래소비의 변화율은 다음과 같은 함수형식으로 재구성될 수 있는 것이다.

$$\ln(C_{i,t+1}/C_{it})=\beta \ln f(\lambda_{it})+u_{i,t+1}.$$

여기서 $f(\lambda_{it})$ 는 유동성제약의 심각도를 표현하는 유동성제약함수로서 현재소득과 밀접한 연관을 가지며 유동성제약이 없다면 0의 값을 가지게 된다. $u_{i,t+1}$ 는 기대오차로서의 일반적인 성격을 가진 것으로 가정된다. 대출의 한계효용으로서의 λ'_{it} 로 표현되건 혹은 유동성제약함수로서의 $f(\lambda_{it})$ 로 표현되건 이 함수는 그 특성상 다른 어떤 함수보다도 현재소득과 매우 밀접히 연관될 수 밖에 없다. 그러므로 본 연구에서는 일반성의 손실없이 현재소득을 유동성제약함수로 대체하여 다음의 식을 모형으로 하여 유동성제약의 존재여부를 검증해보고자 한다.

결과적으로 시계열자료를 이용한 유동성제약의 분석이라는 본 연구의 목적에 적합한 형태로 전환된 추정식은 다음과 같이 나타난다.

$$\Delta \ln C_{t+1} = \beta_1 + \beta_2 \ln Y_t + e_{t+1} \quad : \text{검증모형 1)}$$

만약 항상소득가설이 옳다면 β_2 는 통계적으로 무의미하여야 하며 t+1기의 소비는 random walk의 경로를 따라야 할 것이다. 역으로 만약 유동성제약가설이 옳다면 β_2 는 통계적으로 유의하여야 하며 음수(-)여야만 한다⁷⁾.

그런데 검증에서 가장 유의하여야 할 점은 현재소득 $\ln Y_t$ 와 e_{t+1} 간의 상관관계이다. e_{t+1} 는 회귀편차로서 기대오차와 측정오차를 포함하게 된다. 합리적 기대가설의 가정하에서는 t기의 모든 정보는 t+1기의 기대오차와 상관관계를 가질 수 없다. 따라서 현재소득 $\ln Y_t$ 도 역시 e_{t+1} 의 기대오차와 상관관계를 가지지 않게 된다.

그러나 여전히 현재소득은 e_{t+1} 내의 측정오차와 연관관계를 가질 수 있다. 본 연구에서 사용한 시계열자료를 취득하기 위하여 방식은 그 가능성을 매우 낮게 해주는 장점을 가지고 있다. 즉, 미시자료의 시계열자료화 과정에서 과대계상되거나 과소계상된 측정오차가 상쇄효과를 일으키기 때문이다. 실제 시계열화된 소득과 소비의 표준오차는 0.040과 0.027로 매우 낮은 수치를 보이고 있다. 이는 실제로 OLS 방식으로도 충분히 robust한 추정치가 도출 가능함을 의미하고 있다.

그럼에도 불구하고 본 연구에서는 보다 consistent한 추정치를 도출하기 위하여 OLS만이 아니라 Instrumental Variable Method(IV)를 사용하고자 한다. 사용된 IV로서는 $\ln Y_{t-1}$ 를 사용하였다. t-1기의 소득은 $\ln Y_t$ 와는 상관관계가 매우 높으나 e_{t+1} 과는 상관관계가 없기 때문이다.

본 연구에서 추진한 미시자료의 시계열화 방법은 또 다른 형태의 유동성제약에 대한 검증을 가능하게 하여준다. 보유한 유동성자산의 규모에 따라 유동성제약에 묶일 가능성 있는 가계들로 구성된 집단과 그렇지 않은 가계로 구성된 집단을 나누어 소득과 소비자료를 합산하였다고 가정하자. 만약 한 집단의 가계들의 일부가 유동성 제약 하에 놓여 있고 이들이 받는 소득이 전체소득의 $\theta \cdot \Delta Y_t$ 만큼을 차지한다고 가정하자. 그리고 이들의 소비와 소득을 각각 C_{1t} 와 Y_{1t} 로 표현한다고 하자.

그렇다면 집단전체의 소득인 Y_t 와 유동성제약에 묶인 가계들의 소득인 Y_{1t} 사이에는 $Y_{1t} = \theta \cdot \Delta Y_t$ 의 관계가 존재한다. 유동성제약에 묶인 가계들은 항상소득이 아닌 현재소득

7) 만약 특정 가계가 유동성제약에 묶여있다고 가정하자. 만약 이들의 현재소득이 오른다면 유동성 제약이 약화되면서 현재소비도 동시에 증대될 것이다. 이는 바로 미래소비의 증가율이 낮아짐을 의미하게 된다. 즉, 유동성제약이 존재하는 경우, 현재소득의 증가는 미래소비증가율의 하락을 의미하게 되는 것이다.

에 따라 소비를 할 것이고 유동성제약이 심화될수록 $C_{1t} = Y_{1t}$ 의 형태를 지닌 소비행위를 하게 될 것이다. 따라서 유동성제약에 놓인 가계들의 소비는 다음과 같게 된다.

$$\Delta C_{1t} = \Delta Y_{1t} = \Theta \cdot Y_{1t}$$

나머지 $(1-\Theta) \cdot Y_{1t}$ 만큼의 소득을 차지하는 가계들은 유동성제약에 묶이지 않은 만큼 항상소득의 가설에 따라 소비행위를 할 것이므로 다음과 같이 나타난다.

$$\Delta C_{2t} = (1-\Theta) \cdot Y_{1t}$$

결과적으로 이 집단 전체의 소비는 다음과 같이 나타나게 되고,

$$\Delta C_t = \Delta C_{1t} + \Delta C_{2t} = \theta \cdot \Delta Y_t + (1-\Theta) \cdot Y_{1t}$$

이 식이 의미하는 바는 다음과 같게 된다. 만약 $\theta \cdot \Delta Y_t = 0$ 이라면 이 집단의 전체 가계는 항상소득가설에 따르는 소비행위를 하는 것이 된다. 만약 0이 아니면 항상소득가설에 따르지 않는 소비행위를 하는 것을 의미한다. 가계의 분류가 금융자산에 따른 유동성제약의 가능성에 의하여 이루어진 만큼 만약 $\theta \cdot \Delta Y_t$ 가 0이 아니라면 이는 바로 이 집단의 일부 가계가 유동성제약에 묶여 있음을 의미하게 된다.

따라서 회귀방정식은 최종적으로 다음과 같이 정리할 수 있다⁸⁾.

$$\Delta \ln C_t = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta \ln Y_t + e_t \quad : \text{검증모형 2)}$$

이 경우에도 본 연구에서는 consistent 한 추정치를 구하기 위하여 OLS 방식과 IV 방식을 동시에 실행하고자 한다. $\Delta \ln Y_t$ 의 IV로서 사용된 변수는 $\Delta \ln Y_{t-1}$ 이다. 주지하다시피 합리적기대가설의 가정에 의하여 t-1기의 소득은 t기의 오차항과 서로 무관한 대신 $\Delta \ln Y_t$ 과는 밀접히 연관되기 때문이다.

8) 소비, 소득 등의 변수들은 일반적으로 linear process가 아닌 log-linear process를 따르는 경향이 있으므로 양변에 log를 취하여 전환시키고자 한다.

III. 분석자료

본 연구에서 사용된 자료인 PSID(Panel Study of Income Dynamics)는 미국의 대표적인 panel 자료이다. PSID는 원래 60년대 말 Johnson 대통령이 취임한 이후 복지정책 확대를 위한 기반구축사업의 일환으로 근로중산계층에 속한 가계들의 소득과 지출행태를 추적하기 위하여 고안되었다. Michigan 대학이 대행하여 4,802가구를 대상으로 1968년부터 시작된 자료는 현재까지 지속적으로 동일 가계를 이혼/분가 등에도 불구하고 추적하고 있다. 본 연구에 사용된 자료는 1968년부터 1987년까지 만들어진 자료이다⁹⁾. 참고로 1987년의 PSID는 7,061가계를 대상으로 수집되었다.

본 연구에서 연구의 대상으로 사용한 기간은 1974년부터 1987년의 14년간이다. 이는 1974년 이전에 발생한 석유파동으로 인하여 그 이전과 이후간의 자료가 확연히 차이를 보이기 때문이다. 또한 본 연구에서는 1987년 현재 조사된 7,061 가구 전체를 대상으로 하지 않고 이 가운데 연구대상 기간 중 동일한 가장이 유지된 가계만을 대상으로 하였다. 즉, 이혼이나 분가 등에 따라 파생된 가계는 전부 제외하였다. 그 결과 남은 가계는 3,050 가구로 나타났다. 마지막으로 조사대상 기간 중 필요변수의 값이 명백한 오류치로 나타나거나 집계되지 않은 경우는 예외없이 전체를 제외하였다. 그 결과 최종적으로 1,961 가구가 선정되었다.

PSID가 비록 개별가계의 소득 및 소비행태를 추적하기 위하여 만들어진 자료이나 실제 소비행태를 대변할 수 있는 변수로는 음식소비가 유일하다. 그러나 현재 본 연구의 모형이 비내구재를 대상으로 할 수 밖에 없는 만큼 음식소비야말로 가장 이에 적합한 변수라고 할 수 있다. 이런 측면에서 음식소비변수를 소비변수로 대체하여 사용하는데 별다른 문제는 없는 것으로 보인다¹⁰⁾. 음식소비는 다시 가정음식소비(food expenditure at home)과 외식소비(food expenditure at restaurants)로 구분된다. 본 연구에서는 이 두 가지 소비를 합하고 무료식권을 차감한 값을 사용하였다. 이는 다시 소비자물가지수(CPI)로 deflate하였다.

소득변수는 가계의 총가처분소득을 사용하였다. 이는 가계의 총과세대상소득에 이전소득을 합산한 총현금소득에서 소득세와 재산세를 차감하여 구하여진다. 이를 다

9) 연구자가 확인한 바에 의하면 PSID자료는 현재 2005년까지 추적된 자료가 사용가능하다. 그러나 연구자가 보유하고 있는 자료가 1968년부터 1987년까지 밖에 없어 연구에 제한이 있음을 밝혀두고자 한다. 그러나 한편으로는 1987년은 자본의 개방과 국제화가 본격적으로 이루어지지 않은 시점이라는 측면에서 유동성제약의 효과를 더욱 분명히 보여줄 수 있다는 장점을 가지고 있음을 지적하고 싶다.

10) Hall & Mishikin, Bernanke, Shapiro, Zeldes 등 우수한 동분야의 연구자들도 모두 음식소비변수를 소비변수의 대용으로 사용하였다.

시 소비자물가지수에 나오는 연간평균구매력으로 deflate하였음을 밝혀둔다.

아래의 표에는 이런 과정을 통하여 추출된 표본과 변수의 통계치가 나타나고 있다.

<표 1> 표본 추출 후 소비와 소득의 평균치

연도	관측치	C_t	Y_t
총계	27,454	3,966(1,921)	25,966(15,182)
1974	1,961	4,186(2,013)	24,249(13,052)
1975	1,961	3,990(1,848)	24,157(13,798)
1976	1,961	4,172(1,952)	24,889(13,542)
1977	1,961	4,079(1,866)	26,006(14,273)
1978	1,961	3,984(1,828)	25,862(13,240)
1981	1,961	3,882(1,839)	24,857(13,814)
1982	1,961	3,876(1,819)	25,337(14,414)
1983	1,961	3,925(1,922)	26,118(15,188)
1984	1,961	3,924(1,935)	26,914(16,274)
1985	1,961	3,969(2,034)	27,830(17,206)
1986	1,961	3,916(2,035)	28,727(18,337)
1987	1,961	3,913(2,026)	29,033(19,658)

* 괄호안의 숫자는 표준편차임.

표본을 유동성의 제약을 받는 집단과 그렇지 않은 집단으로 구분하기 위해서 가장 바람직한 구분은 금융자산의 크기가 될 것이다. 다량의 금융자산을 보유한 경우 유동성제약에 걸릴 확률은 극히 낮으며 반대의 경우도 성립하기 때문이다. 그러나 PSID에는 보유한 금융자산의 실태에 대한 정보는 나와 있지 않다¹¹⁾. 그러나 PSID에는 연구대상기간 중 1984년 한해에 한하여 가계의 금융자산보유실태를 조사보고하고 있다. 나머지 기간 동안은 주택을 제외하고는 나머지 자산에 대한 정보도 전무한 실정이다. 그러나 연구대상기간 동안 임대료, 배당, 이자, 신탁수익, 로얄티의 자산소득은 조사보고되고 있다. 본 연구에서는 이들 정보에 근거하여 다음과 같은 방식으로 금융자산규모를 역추적 하였다.

우선 가족구성원 전체의 자산소득을 합산한 후에 250\$에 해당하는 금액은 시중은행 보통예금의 연평균이자율로 나누어 값을 구하고 나머지 자산소득은 3개월 만기 국채의 연평균이자율로 나누어 값을 구한다. 만일 가계의 자산소득이 250\$ 미만인 경우 이를 시중은행의 보통예금 연평균이자율로 나누어 값을 구한다. 이들은 다시 CPI로 deflate하였다¹²⁾.

11) 미국의 어떤 panel data도 가계의 보유 금융자산의 규모에 대한 정보를 담고 있지는 못하고 있다.

PSID에는 1975, 79, 80년의 조사기간 중에 가계가 보유한 금융자산 규모가 2개월치 소득금액보다 큰 지를 물어보는 항목이 있다. 본 연구에서는 여기서 주어진 정보를 최대한 활용하기 위하여 유동성제약 여부를 결정하는 기준으로 이를 사용하고자 하였다. 위에서 역추정된 값들을 금융자산규모로 보고 이들이 해당 가계의 2개월치 소득보다 적다면 유동성에 제약을 받는 가계에 포함시키고 반대로 크다면 제약을 받지 않는 가계로 포함시킨 것이다.

1975, 79, 80년의 경우 가계의 대답이 '2개월치 소득보다 적다'라고 하면 전자에 '크다'라고 하면 후자에 포함시킨다. 또한 1984년의 경우 가계가 밝힌 금융자산의 규모가 2개월치 소득보다 '적다'라면 전자에 '크다'라고 하면 후자에 포함시켰다.

그 결과 얻어진 유동성제약을 받는 집단과 그렇지 않은 집단 각각의 통계치를 아래 표에 소개하고 있다.

<표 2> 유동성제약 여부로 나누어진 표본의 소비와 소득의 평균치

12) 이런 방식으로서의 금융자산 역추정은 Zeldes(1989)에 의하여 최초로 시도되었고 그 이후 많은 연구에서 활용되었다.

연도	소비		소득	
	유동성 제약된 집단	제약되지 않은 집단	유동성 제약된 집단	제약되지 않은 집단
1974	4,316 (2,102)	3,926 (1,801)	22,333 (12,723)	28,077 (13,751)
1975	3,993 (1,901)	3,988 (1,807)	19,096 (10,883)	28,119 (14,149)
1976	4,200 (1,967)	4,105 (1,917)	22,457 (11,823)	30,768 (15,507)
1977	4,067 (1,790)	4,106 (2,044)	23,695 (12,573)	31,621 (16,454)
1978	3,983 (1,793)	3,984 (1,909)	24,029 (12,163)	30,017 (14,594)
1979	3,862 (1,831)	4,088 (1,998)	21,654 (11,513)	28,456 (13,542)
1980	3,796 (1,761)	3,971 (1,870)	21,470 (12,077)	28,242 (14,423)
1981	3,904 (1,795)	3,831 (1,939)	23,155 (12,485)	28,809 (15,818)
1982	3,911 (1,974)	3,805 (1,870)	23,324 (12,959)	29,422 (16,253)
1983	3,961 (1,887)	3,863 (1,981)	23,427 (13,601)	30,581 (16,586)
1984	3,829 (1,852)	3,996 (1,996)	22,121 (13,551)	30,614 (17,220)
1985	3,870 (1,871)	4,117 (2,251)	24,976 (15,071)	32,138 (19,229)
1986	3,867 (1,981)	3,982 (2,108)	25,554 (16,302)	33,109 (10,030)
1987	3,757 (1,980)	3,932 (2,088)	25,619 (16,300)	33,775 (22,720)
계	3,965 (1,889)	3,982 (1,974)	23,214 (13,347)	30,165 (16,704)

* 괄호안의 숫자는 표준편차임.

도출된 집단은 본 연구에서 설정한 검증모형을 위하여 다시 시계열자료로 aggregate되었다. 그 결과 1974년과 1987년 사이에는 14개의 관측치가 도출된다. 이들 가운데에서 $t+1$ 기의 소비와 $t-1$ 기의 IV를 구하기 위하여 각각 1개의 관측치가 사용되어 결국 12개의 관측치만이 사용되기로 하였다. log를 취한 소비와 소득의 표준편차는 유동성제약에 걸린 집단의 경우 0.031과 0.073으로 나타나고 그렇지 않은 집단의 경우 0.027과 0.053으로 나타났다. 결국 기대한 바와 같이 측정오차가 급속히 감소하였음을 알 수 있다.

IV. 분석결과에 대한 설명

본 연구의 분석결과는 아래 표에 나타나 있듯이 항상소득가설이 실패하는 요인이 유동성제약에 있음을 강하게 보여주고 있다.

우선 첫 번째 분석모형의 추정치에서 이러한 점이 분명히 드러난다.

유동성제약에 걸린 집단의 경우 현재소비의 계수값은 5% 유의수준 내에서 명백히 의미있는 수치로 추정되고 있다. 이는 OLS 와 IV 두 방식에서 공히 나타나고 있다. 즉, 이들 집단의 경우 현재소비가 이들의 미래소비 변화치를 예측하는데 유력한 의미를 가지게 된다. 결국 이들 집단의 경우 항상소득가설이 성립되지 못하고 현재소득이 증가하면 미래소비를 증가시키는 행위를 하고 있는 것이다. 그 이유가 유동성제약에 있음은 자명하다¹³⁾.

반대로 유동성제약에 걸리지 않은 집단의 경우 현재소득은 미래소비를 예측하는데 통계적으로 유의한 의미를 보이지 못하고 있는 것으로 나타난다. 이 역시 OLS와 IV 두 가지 방식에서 공히 나타나고 있다. 즉, 이 집단의 경우 소비행위는 현재소득과 관계없이 이루어져 항상소득가설에 일치하는 행위를 하는 것으로 나타난다.

이러한 사실은 두 번째 분석모형의 결과치를 통해서 더욱 명백히 나타나고 있다.

유동성제약에 걸린 집단의 현재소득의 계수값은 5% 유의수준 내에서 매우 강하게 의미를 가지는 것으로 나타나고 있다. 이는 OLS 방식과 IV 방식에서 공히 나타나고 있다. 즉 이 집단의 현재소비는 현재소득에 의하여 강하게 영향을 받고 있어 항상소득의 가설이 적용되지 못함을 보여준다.

반대로 유동성제약에 걸리지 않은 집단의 소득의 계수값은 OLS와 IV의 두 방식 모두 통계적으로 0과 다르지 않은 값을 나타내고 있다. 이 집단의 경우 현재소득의 변화는 현재소비의 변화를 설명하는데 아무런 의미를 가지지 못하고 소비가 항상소득가설을 따름을 보여주고 있다. IV 방식으로 추정한 결과치는 이러한 점을 보다 명확히 보여주고 있다.

이러한 결과는 두 집단의 계수 추정치의 크기를 통해서도 잘 알 수 있다. IV 방식을 통해 도출된 유동성제약에 걸린 집단의 추정치는 그렇지 않은 집단의 추정치에 비하여 거의 5배가 크다. OLS 방식에 의하여 도출된 결과치도 거의 두배의 크기로 나타나고 있다. 나아가 유동성 제약에 걸리지 않은 집단의 경우 R^2 의 값이 매우 낮아 이 집단의 소득증가율이 소비증가율을 거의 설명하지 못함을 보여주고 있다.

<표 3> 분석결과

13) 현재소득의 증가는 유동성제약을 완화시켜 미래소비의 증가로 이어지게 된다.

검증모형 1) 피설명변수 $\Delta \ln C_{t+1}$

설명변수	OLS 추정		IV 추정	
	유동성 제약된 집단	제약되지 않은 집단	유동성 제약된 집단	제약되지 않은 집단
constant	2.4172 (3.00)	0.6475 (0.39)	2.1593 (1.85)	0.7624 (0.31)
$\Delta \ln Y_t$	-0.2413 (-3.01)	-0.0629 (-0.39)	-0.2162 (-1.86)	-0.0740 (-0.31)
R^2	0.4756	0.0153	0.2395	0.0147

검증모형 2) 피설명변수 $\Delta \ln C_t$

설명변수	OLS 추정		IV 추정	
	유동성 제약된 집단	제약되지 않은 집단	유동성 제약된 집단	제약되지 않은 집단
constant	-0.0121 (-2.15)	-0.0039 (-0.46)	-0.0189 (-1.62)	0.0005 (0.03)
$\Delta \ln Y_t$	0.2865 (3.74)	0.1806 (0.87)	0.5667 (1.66)	-0.1081 (-0.13)
R^2	0.5841	0.0715	0.0254	-0.1113

* 괄호안의 숫자는 t값임.

이상의 추정결과에서 볼 수 있듯이 낮은 금융자산을 보유하여 유동성제약에 직면하고 있는 것으로 추론되는 집단의 경우 항상소득가설과는 무관한 소비행위를 하고 있는 것으로 나타난다. 현재소득의 변화가 현재소비의 변화와 미래소비의 변화에 대하여 매우 의미있는 영향을 미치고 있는 것이다. 반면 많은 금융자산을 보유하여 유동성제약에 걸리지 않을 것이라고 추론된 집단의 경우 이와 정반대의 결과를 보이고 있다. 이 집단의 시계열자료는 이들이 항상소득가설과 일치하는 소비행위를 하고 있음을 명백히 보여주고 있다.

이상의 검증결과를 정리하면 다음과 같다. 충분한 금융자산을 보유하지 못한 가계의 경우 일시적인 현재소득의 감소가 발생하면 유동성제약으로 인하여 본인들의 소망스러운 소비행위에서 일탈하게 된다. 만약 자본시장이 완벽하여 이들의 신용거래에 문제가 없고 이들이 자유로이 대출을 받을 수 있다면 이들의 소비행태는 대출을 통하여 여전히 소망스러운 소비행태를 따를 수 있을 것이다. 그러나 현실은 자본시장이 완벽하지 못하고 신용거래에 일정한 제약이 분명히 존재하기 때문에 이들의 현재와 미래소비가 현재소득에 의하여 직접적으로 영향을 받을 수밖에 없는 것이다.

V. 결론

본 연구는 항상소득가설의 실패가 유동성제약에서 기인하는지를 규명하는 것을 주된 목적으로 이루어졌다. 이를 위하여 본 연구는 세 가지 점에서 특징을 가지고 있다. 첫째, 연구의 기본모형으로 Hall의 Euler equation을 원용함으로써 소비행위에서의 또 다른 대안이나 특수한 소득의 성격이 개입할 여지를 없애고자 하였다. 주지하다시피 Euler equation은 유동성제약 하에서 소비자의 평생효용 극대화모형으로부터 도출된 것이므로 소비나 소득변수에 대한 별도의 성격규명이 필요하지 않다.

둘째, 현재소득과 소비행태의 연관성을 규명하기 위하여 금융자산의 충분성 여부를 기준으로 대상 가계를 두 가지 집단으로 나누었다. 충분한 금융자산을 보유한 가계의 경우 일시적인 소득의 감소가 발생하여도 보유한 금융자산을 활용하여 바람직한 소비행태를 계속 유지할 수 있을 것이다. 그러나 금융자산이 부족한 가계의 경우 일시적으로 소득이 감소하면 유동성제약으로 인하여 바람직한 소비행태를 유지할 수 없게 된다. 즉, 이들이야말로 현실세계에서 항상소득가설이 성립되지 못하는 강력한 증거가 되는 것이다. 이러한 방식으로 유동성제약에 걸린 집단과 그렇지 않은 집단으로 구별하면 두 집단 간 소비행태의 차이를 관찰할 수 있을 뿐 그 차이가 다른 이유가 아닌 유동성제약에서 발생한 것임을 직접적으로 볼 수 있게 된다.

셋째, 지금까지 있어온 많은 연구결과들이 그러하듯이 panel 자료를 이용한 연구는 측정오차의 문제로부터 자유롭지 못하다. 대부분의 설문조사가 안고 있는 이 문제는 오랜 세월을 거쳐 이루어진 panel 조사의 경우에는 더욱 심하게 발생할 수 밖에 없다. 본 연구는 이러한 문제점을 해결하기 위하여 각 집단의 관측치들을 시계열자료로 aggregate하였다. 이를 통하여 panel 자료가 가지는 측정오차의 문제가 최소화되기를 기대한 것이다. 나아가 이 방식은 지금까지 시계열자료를 이용하여 항상소득가설이 성립되지 않음을 보여준 각종 연구결과들이 실제로 유동성제약 때문에 발생한 결과인지를 보여줄 것으로 기대되었다.

검증결과는 유동성제약이 존재하고 유동성제약이 항상소득가설의 실패이유임을 매우 강력하게 보여주고 있다. 항상소득가설은 일시적으로 현재소득이 변화하더라도 가계들은 평생소득을 계산하여 이에 따른 소비행위를 하기 때문에 소비를 줄이거나 늘리지 않을 것이라고 주장한다. 그러나 자본시장이 불완전하고 신용거래에 제약이 존재할 수밖에 없는 현실에서는 현재소득의 감소가 발생하여 필요한 소비를 위한 재원을 대출받지 못한다면 현재소비를 줄일 수밖에 없다. 따라서 현재가처분소득을

증대시켜 소비를 증대시키고 이것이 다시 승수효과를 통하여 경제활성화로 이어진다는 Keyense의 주장은 현실적으로 설득력을 가지게 된다. 즉 총수요관리를 통한 거시재정정책의 유용성이 현실적으로 인정될 수 있음을 의미하는 것이다.

물론 본 연구의 결과를 전적으로 신뢰하고 우리 현실에 적용하는 데에는 적지 않은 문제가 있다.

첫째, 무엇보다도 본 연구에 사용된 자료가 미국의 자료라는 점에 있다. 앞으로 우리나라에도 PSID 자료와 같은 panel 자료가 가능해진다면 반드시 추가적인 연구가 이루어져야 할 것으로 보인다.

둘째, panel 자료를 시계열자료화 하다 보니 관측치가 불과 14개에 지나지 않게 되는 엄청난 정보의 누실이 있었다. 특히 시계열분석의 특성상 일반적으로 최소한 30개 이상의 관측치는 활용되어야 분석결과의 타당성을 부여할 수 있을 것이다. 이는 연구자가 보유하고 있는 자료의 한계로 불가피하다고 하겠지만 추후 추가적인 자료 확보를 통하여 반드시 보완되어야 할 점으로 믿어진다.

[참고문헌]

- Alvarez, F., and U. Jermann, "Efficiency, Equilibrium, and Asset Pricing with the Risk of Default," *Econometrica*, 45, 2000, pp. 775~798.
- Campbell, J.Y. and N.G. Mankiw, "Consumption, Income, and Interest Rate: Reinterpreting the Time Series Evidence," in O.J. Blanchard and S. Fischer, eds., *NBER Macroeconomics Annual 1989*(Cambridge: MIT Press, 1989), pp.185~216.
- Deaton, A., "Saving and Liquidity Constraints," *Econometrica* 59, 1991, pp. 1221~1248.
- Emily C. Lawrance, "Poverty and the Rate of Time Preference: Evidence from panel Data," *The Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 1, Fed., 1991, pp. 54~77.
- Eun Young Chah; Valerie A. Ramey; Ross M. Starr, "Liquidity Constraints and Intertemporal Consumer Optimization: Theory and Evidence from Durable Goods," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27, No. 1, Fed., 1995, pp. 272~287.
- Flavin, M.A., "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income," *Journal of Economics* 85, 1985, pp. 117~136.
- Hall, Robert E., "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income

- Hypothesis: Theory and Evidence,” J.P.C. 86, December 1978, pp. 971~987.
- Hall, Robert E., and Mishkin, Frederic S., “The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households,” *Econometrica* 50, March 1982, pp. 461~481.
- Hayashi, F., “Tests for Liquidity Constraint: A Critical Survey and Some New Observations,” in T. Bewley, ed., *Advances in Econometrics: Fifth World Congress*, Vol. 2 (Cambridge: Cambridge University Press), 1987, pp. 91~120.
- James P. Dow, Jr.; Lars J. Olson, “An Analytic Solution to a Stochastic Consumption/Saving Problem with Liquidity Constraint,” *Southern Economic Journal*, Vol. 58, No.2, Oct., 1991, pp. 459~464.
- Kehoe, T.J., and D.K. Levine, “Debt Constrained Asset Markets,” *Review of Economic Studies*, 60, 1993, pp. 865~888.
- Krueger, D., and F. Perri, “The Effects of Redistributive Taxes in Debt Constrained Economies,” Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1998.
- Michael J. Boskin, “Consumption, Saving, and Fiscal Policy,” *The American Economic Review*, Vol. 78, No.2, Papers and Proceedings of the One-Hundredth Annual Meeting of the American Economic Association, May, 1988, pp. 401~407.
- Runkle, David E., “Liquidity Constraints and the Permanent Income Hypothesis: Evidence from Panel Data,” Ph.D. dissertation, Massachusetts Inst. Tech., 1983.
- Shapiro, Matthew D., “A Note on Tests of the Permanent Income Hypothesis in Panel Data,” Manuscript, New Haven, Conn.: Yale Univ., 1982.
- Timothy J. Kehoe; David K. Levine, “Liquidity Constrained Markets versus Debt Constrained Markets,” *Econometrica*, Vol. 69, No. 3. May, 2001, pp. 575~598.
- Xiaonian Xu, “Precautionary Saving under Liquidity Constraint: A Decomposition,” *International Economic Review*, Vol. 36, No. 3. Aug., 1995, pp. 675~690.
- Zedes, S.P., “Consumption and Liquidity Constraint: An Empirical Investigation,” *Journal of Political Economy*, 97, 1989, pp. 305~346.
- _____, “Optimal Consumption with Stochastic Income: Deviations from Certainty Equivalence,” *Quarterly Journal of Economics* 104(1989), pp. 275~299.

[Abstract]

A Study on the Liquidity Constraint :
Evidence from Panel Data

Joo Young Lim

The existence of liquidity constraint has brought a long debate about the effectiveness of fiscal policy. This research examines whether the liquidity constraint is really the main reason for the consumption behavior to deviate from the implications of Permanent-Income-Hypothesis. The model is based on the Hall's Euler equation and the data used is PSID. In order to observe the difference in consumption behavior between the liquidity constrained households and those not, we separate the sample by the criterion whether they have ample amount of liquid assets to prevent liquidity constraint in the presence of income fluctuation. For this, we utilize the method used by Zeldes. This sample separation also allows us to distinguish between the existence of liquidity constraint and the possible failure of other auxiliary assumptions. The empirical results show the consumption of liquidity-constrained households deviates from their lifetime income and reacts directly to their current income. So the estimation results provide strong evidence that the liquidity constraint is the reason for the empirical rejections of Permanent-Income-Hypothesis. As far as the capital market is not perfect and liquidity constraint exists, fiscal policy can be effective in the business cycle.

Keyword : Liquidity constraint, Panel data, Sample separation

JEL Code : H21, H30