

消費變動의 含蓄性 : 恒常所得假說과 流動性制約

李 珉 元*

< 目 次 >

- I. 序 論
- II. 分析 模型
- III. 實證 分析
- IV. 結 論

I. 序 論

Hall(1978)의 恒常所得假說에 의하면 消費는 추세를 가진 랜덤워크를 따른다. 이는 일단 1期前 時差消費가 포함되면 그 이외의 어떤 變數도 消費 豫測에 도움이 되지 못하므로 결국 消費의 예측이 불가능하다는 것을 意味한다. 그러나 많은 연구¹⁾들이 消費는 실제로 소득에 의존함을 보여주고 있으며 최근에는 消費가 恒常所得에 대해 오히려 둔감한 반응을 보인다는 연구가 Deaton(1988), Campbell and Deaton(1989), Flavin(1989) 등에 의해 선을 보이기도 했다. 이러한 많은 연구들은 Hall(1978)의 假說이 實證的으로 支持되지 못한다고 지적한다.

또한 거시시계열자료의 안정성에 관련된 특성을 규명하는 계량경제학의 발전에 힘입어 所得과 消費資料의 안정성 검증을 이용한 분석이 자주 시도되고 있다.²⁾ 이같은 연구들은 변수가 불안정적일 때 共積分(co-integrating)기법과

* 光州大學校 金融學科

1) Flavin(1981), Hall and Mishikin(1982), Hayashi(1982, 1985), Nelson(1987) Zeldes(1989) 등

2) Deaton(1991), Clarida(1991), Chah et al.(1991), Cuthbertson and Barlow(1991) Johnson et al.(1992).

오차수정모형(error correction model)을 사용한다.

본 논문은 이같은 최근의 경향을 고려하여 韓國의 消費資料에서 나타난 특징을 규명할 수 있는 恒常所得假說을 검증하고자 한다. 다른 대부분의 연구들에서 처럼 韓國의 경우에도 消費의 현재소득에 대한 과도민감성이 나타난다. 왜 그런가. 많은 이유가 있을 수 있지만 본 논문에서는 Flavin(1981, 1985) 등의 의견에 따라 流動性制約³⁾ 때문이라고 보겠다. 유동성제약을 나타내는 변수로서 Flavin은 失業率을 사용하였고 Zeldes(1989), Runkle(1991), Flavin(1991) 등은 낮은 자산보유를 들었다. 본고에서는 유동성제약을 나타내는 변수로서 실업율을 사용한다. 소득과정의 오차항으로 消費變化를 설명하는 방정식에 現在所得變化와 失業率을 추가하였을 때 추정식이 유의하면 消費者는 유동성제약하에 있다고 볼 수 있다.

현재소득은 恒常所得의 變化를 통해서만 消費에 영향을 줄 수 있다. 만일 消費의 현재소득에 대한 반응이 그러한 정도 이상으로 민감하게 나타난다면 恒常所得假說이 기각됨을 의미하며 그 원인은 消費者가 주먹구구식으로 행동하거나 유동성제약에 있다는 것이 대체적인 의견이다.⁴⁾ 그러므로 유동성제약이 완화되면 消費는 恒常所得에만 반응한다.

韓國의 消費變化의 원인은 恒常所得의 變化에 있는가 아니면 消費者의 非合理性⁵⁾에 있는가. 만일 유동성제약이 존재한다면 消費과열의 원인은 주먹구구식 행위나 인플레이기대의 상승에 있다. 그리고 유동성제약이 없다면 消費增加의 원인은 恒常所得의 증가에 있다고 볼 수 있다.

본고는 다음과 같이 전개된다. 제II절에서는 消費變化를 설명할 수 있는 항상소득가설모형을 세운다. 消費의 變化가 항상소득의 變化, 또는 비합리적동기에 의해 초래될 수 있다고 가정한다. 제III절에서는 실증분석결과를 제시하고 제IV절에서 결론을 맺는다.

3) 소비자의 임금소득 수준이 낮아질 때 마이너스 저축을 통해서 현재소비를 충당할 수 없는 경우를 말한다. 이들은 금융자산의 판매나 은행의 대출을 통한 정상수준의 소비를 하지 못한다. 그래서 소비는 낮은 소득수준에 의존한다.

4) 그러나 내구재를 포함하면 결론이 달라질 수 있다는 Mankiw(1982, 1985), 政府負債의 變動에 의하여 소비가 過度한 움직임을 보여 Ricardo등치정리가 성립하지 않는다는 Kotlikoff(1986), Evans(1988), 소비자료의 집계편의(aggregation bias) 때문이라는 Runkle(1991) 등도 주목해야 할 것이다.

5) 소비자가 두시점간최적화 모형의 효용극대화 원칙에 따라 행동하지 않음을 의미한다.

II. 分析 模型

1. 消費變化式을 통한 分析

본 연구에서 상정하는 消費者는 動態的 豫算制約下에서 現在價值化된 未來의 期待效用을 極大化한다.

$$\text{Max } E_t \sum_{s=t}^{\infty} (1+\delta)^{-(s-t)} U(ND_s, SD_s) \quad (1)$$

$$\text{s.t. } A_{t+1} = (1+r)(A_t + Y_t - P_{ND,t}D_t - P_{D,t}D_t) \quad (2)$$

$$P_{D,t}SD_t = (1-d)P_{D,t-1}SD_{t-1} + P_{D,t}D_t$$

위 식의 각 변수들은 A_t =資産스톡, Y_t =勤勞所得, ND_t =非耐久財購入量, SD_t =耐久財스톡, D_t =耐久財購入量, $P_{ND,t}$ =非耐久財價格, $P_{D,t}$ =耐久財價格, δ =割引率, r =利子率, d =耐久財의 감가상각율이다.

먼저 非耐久財의 경우 1차條件式을 구하면 다음과 같은 오일러 방정식을 얻는다.

$$E_t U'_{ND,t+1} = \left(\frac{1+\delta}{1+r} \frac{P_{ND,t+1}}{P_{ND,t}} \right) U'_{ND,t} \quad (3)$$

위식에서 $r=\delta$ 을 가정하고 테일러전개를 하면 다음과 같은 消費增加式을 얻는다.

$$E_t (ND_{t+1} - ND_t) = \frac{1}{2} \eta_a \sigma^2_{(ND),t+1} - \frac{1}{\alpha_a} \pi_{ND,t+1} \quad (4)$$

$$\text{단, } \pi_{ND,t+1} = \frac{P_{ND,t+1}}{P_{ND,t}} - 1$$

$$\sigma^2_{ND,t+1} = E_t (ND_{t+1} - ND_t)^2$$

위 식에서 $\sigma^2_{ND,t+1}$ 은 소비변화의 '0'을 중심으로한 분산이다. 혹은 소비에 측오차항의 분산이다. 이는 불확실성을 나타내는 위험변수⁶⁾로 간주된다. 만일에 消費財가 耐久財라면 1차조건식과 耐久財스톡 增加式은 다음과 같다.

$$E_t U'_{D,t+1} = \left(\frac{1+\delta}{d+r} \frac{P_{D,t+1}}{P_{D,t}} \right) U'_{D,t} \quad (5)$$

6) 李珉元(1991) 참조.

$$E_t(SD_{t+1}-SD_t) = \frac{1}{2}\eta_a\sigma_{D,t+1}^2 - \frac{1}{\alpha_a}\left(\frac{1+\delta}{d+r}\pi_{D,t}\right) \quad (6)$$

이 때, $\pi_{D,t+1} = (P_{D,t+1}/P_{D,t} - 1)$

$$\sigma_{D,t+1}^2 = E_t(SD_{t+1}-SD_t)^2$$

위 식에서 $\eta_a (= -U'''/U'')$ 는 절대적 의미의 慎重度を 나타내며 $\alpha_a (= -U''/U')$ 는 절대적 의미의 危險回避度を 나타낸다.⁷⁾ π_{t+1} 은 t 기의 $t+1$ 기에 대한 인플레이션기대로 해석된다. 모형에서는 가격을 내구재가격과 비내구재가격으로 구분하고 있지만 실제로는 변수의 실질치를 집계소비재 단위로 평가한다고 보아 소비자물가지수를 가지고 인플레이션 기대변수를 계산한다. 여기서 인플레이션 및 불확실성이 일정하면 消費는 추세를 가진 랜덤워크를 따른다는 것을 알 수 있다. 非耐久財의 경우를 중심으로 위 식의 의미를 살펴보자. 식 (4)에서 다음을 얻을 수 있다.⁸⁾

$$\Delta ND_{t+1} - \Delta ND_t = \frac{1}{2}\eta_a\Delta\sigma_{ND,t+1}^2 - \frac{1}{\alpha_a}\Delta\pi_{t+1} + \Delta\epsilon_{ND,t+1} \quad (7)$$

단, $\Delta\epsilon_{ND,t+1}$ = 소비변화의 변동오차항

식 (7)은 인플레이션이 변동할 때 消費者들이 인플레이션에 대처하는 인플레이션 예방행위(inflation hedge)를 통해 최적화 행동을 한 결과를 보여준다. t 기의 기대인플레이션의 변화는 危險回避度の 逆數($1/\alpha$)만큼 期待消費증가의 변동을 감소시킨다.⁹⁾

한편 식 (6)은 내구재의 감가상각율이 클수록 期待消費증가는 높아짐을 보여준다. 이상에서 消費증가의 기대치는 기대인플레이션의 변동에 의해 설명될 수 있음을 보았다. 이제 消費증가 변동의 예측오차를 고려하면 실제의 消費증가 변동은 기대인플레이션의 변동에 의한 消費증가 變動의 期待部分과 체계적인 설명이 불가능한 비기대부분으로 구성된다. 그런데 消費증가 變動의 비기대부분은 현재

7) 慎重度は Kimball(1989)의 아이디어임. 李珉元(1991)에 의하면 한국 소비자들의 신중도 및 위험회피도가 감소해가고 있다.

8) 식 (7)에서 불확실성과 인플레이션이 일정하면 소비증가는 다음과 같은 랜덤워크를 따른다.

$$\Delta ND_{t+1} = \Delta ND_t + \Delta\epsilon_{ND,t+1} \quad (7)'$$

9) 여기에서 대체탄력성은 위험회피도의 역수임을 알 수 있다. 무차별곡선의 곡률이 클수록 현재소비의 증가에 따른 효용증가가 작고 이에 따라 효용함수의 오목도가 커지기 때문에 위험회피도가 증대한다. 그런데 무차별곡선의 곡률이 클수록 대체효과는 작다. 따라서 위험회피도와 대체탄력성은 역관계에 있다.

소득변동에 포함되어 있는 새로운 정보에 의해 야기된다. 이제 消費增加를 인플레이션과 새로운 정보를 나타내는 소득오차항¹⁰⁾으로 설명할 수 있다.

$$\Delta ND_{t+1} - \Delta ND_t = \frac{1}{2} \eta_a \Delta \sigma^2_{ND, t+1} - \frac{1}{\alpha_a} \Delta \pi_{t+1} + \gamma \Delta \varepsilon_{Y, t+1} \quad (8)$$

위 식은 기대인플레이션이 期待消費變化를 통해서 체계적으로 消費變化에 영향을 줄 수 있고 소득오차항은 非期待 消費變化를 가져옴을 나타낸다. 따라서 항상소득가설을 검증하기 위해서는 인플레이션과 소득오차항 이외의 정보가 消費變化에 영향을 주는가를 살펴보면 된다. 만일 유의한 영향을 주고 있다면 항상소득가설은 기각된다.

이제 일부의 消費者가 이와같은 항상소득가설모형을 따르지 않고 근시안적(myopic)이어서 주먹구구식(rule of thumb)으로 消費支出을 한다면 다음과 같이 현재소득에 반응하는 부문이 존재한다.

$$\begin{aligned} \Delta ND_{t+1} - \Delta ND_t = & \frac{1}{2} \eta_a \Delta \sigma^2_{ND, t+1} - \frac{1}{\alpha_a} \Delta \pi_{t+1} \\ & + \theta_1 \Delta Y_{t+1} + \gamma \Delta \varepsilon_{Y, t+1} \end{aligned} \quad (9)$$

위 식에서 인플레이션의 영향력은 위험회피도의 역수로서 항상소득가설에 의한 消費반응을 나타내고 현재소득의 변동의 계수 θ_1 은 消費者가 주먹구구식 消費행위를 하는 부분을 포착한다. 그리고 소득오차항의 계수 γ 는 현재소득이 가지고 있는 새로운 정보가 消費變化를 설명하는 것을 나타내는 것으로서 恒常所得에 반응하는 부분을 포착한다.

그런데 Flavin(1981, 1985), Campbell and Mankiw(1987, 1989) 등의 아이디어를 따라 항상 소득에 반응하는 消費者와 주먹구구식 消費를 하는 消費者로 분리할 수 있다면 위 식은 $\theta_1 - 1/\alpha_r + \gamma = 1$ 의 제약을 갖는다. 이제 θ_1 은 소득 중에서 주먹구구식 消費者에게 가는 부분을 나타낼 것이다.¹¹⁾ 주먹구구식 消費者

10) a) $\Delta C_{t+1} - \Delta C_t = \Delta \varepsilon_{C, t+1} = \Delta Y_{p, t+1} - \Delta Y_{p, t} = \Delta \varepsilon_{Yp, t+1}$,

이때, $Y_{p, t+1}$ = 恒常所得

b) $\Delta Y_t = \rho(L) \Delta Y_t + \Delta \varepsilon_{Y, t}$, 이 식에서 誤差項은 새로운 정보이다. 恒常所得의 變動이 $\Delta \varepsilon_{Y, t+1}$ 의 一定倍數인 γ 배 만큼 招來된다고 하자.

c) $\varepsilon_{Yp, t+1} = \gamma \Delta \varepsilon_{Y, t+1}$, 이를 소비변화식에 대입하면 다음을 얻는다.

d) $\Delta C_{t+1} - \Delta C_t = \Delta \varepsilon_{C, t+1} = \gamma \Delta \varepsilon_{Y, t+1}$

11) 그러나 이같은 방법론의 문제점은 이것이 모형에서 내생적으로 결정되지 않고 임의로 선정된다는 것이다.

는 두시점간의 합리적 선택행위를 하지 않고 현재소득을 우선 소비하는 성향을 가진 소비자들이므로 이들이 존재하면 소비는 항상소득가설이 의미하는 것 보다 더 변동적이 된다.

특히 이상의 식에 失業率을 추가하였을 때 失業率의 소비변화 설명력이 높고 現在所得變化的 설명력이 낮아지면 이전의 식에서 현재소득의 설명력은 失業率의 설명력을 의미하는 것으로 볼 수 있다. 즉 항상소득가설에 따르는 소비자일 지라도 실업의 상태에 있으면 미래소득을 담보로 대출을 받기가 어려워 소비支出은 현재소득에 의존할 수 밖에 없는 것이다.

$$\Delta ND_{t+1} - \Delta ND_t = \frac{1}{2} \eta_a \Delta \sigma^2_{ND,t-1} - \frac{1}{\alpha_a} \Delta \pi_{t+1} + \theta_1 \Delta Y_{t+1} + \theta_2 \Delta UN_{t+1} + \gamma \Delta \epsilon_{Y,t+1} \quad (10)$$

위식에서 θ_2 는 失業率(UN)의 계수로서 유동성제약을 받는 부분을 나타낸다.¹²⁾ 그리고 $\theta_2 \neq 0$ 이면 식 (10)은 설정오류를 범한 것이다. 이제 만일 항상소득가설이 기각된다면 소비자는 유동성제약에 처해 있음을 나타낸다.¹³⁾

그런데 소득이 單位根을 가지고 있는 경우에는 소득의 변화가 바로 소득과정의 오차항이다. 이 오차항이 항상소득의 변화를 초래하고 이에 의해 소비의 변화가 초래된다. 즉, 소득과정이 불안정적일 때 소비변화는 現在所得變化에 의존할 수 밖에 없다. 그러므로 소비변화식에 現在所得變化를 포함하면 항상소득에 대한 반응은 감소하는 것처럼 보인다. 또한 소득과정이 單位根을 가지는 경우에는 所得變化가 期待되지 않는다. 즉, $E_t(Y_{t+i+1} - Y_{t+i}) = 0$ 이다(단, $i=0, 1, \dots, n$). 소득이 갑자기 감소되었다고 해서 소득감소가 기대되지도 않으며, 소득이 갑자기 늘었다 해서 소득증가가 기대되지도 않는다. 따라서 자산을 축적할 유인을 갖지 않

12) 물론 이와같이 실업율을 모형에 포함시키면 소득변수와 실업율변수간의 관계로 인해 '다중공선성'문제가 야기된다. 그러나 그럼에도 불구하고 여기에서는 실업율을 유동성제약이라는 금융변수의 하나로 보고 있기 때문에 양해(apology)가 될 수 있으리라 고 판단하였다. 이외에 신용카드보급율, 저축율, 금융자산보유 등도 대안일 수 있다.

13) 본 논문은 집계거시자료의 대표소비자 모형을 사용하므로 어느 소비자집단이 유동성 제약되었는가는 파악할 수 없다. 미시자료를 사용하여 소비자집단별 분석을 시도한 연구는 Hall and Mishkin(1982), Zeldes(1989), Flavin(1991), Runkle(1991) 등이 있다. Runkle은 유동성제약을 발견하지 못했고 집계자료를 사용한 연구의 항상소득가설 기각은 집계편의 때문이라고 한다. 그러나 이들의 자료들은 내구재자료가 결여되어 있고 두 시점간 분석에는 적합치 않는 등의 한계가 있다. 따라서 흔히 집계자료를 이용한 대표자모형을 쓴다.

는다. 그러므로 流動性制約이 존재하고 消費은 현재소득에 의존할 수 밖에 없다.

그런데 未來所得變化가 기대되지 않는다는 것은 항상소득의 變化가 기대되지 않음을 의미한다. 그렇다면 항상소득도 랜덤워크를 따른다. 그러므로 消費가 랜덤워크를 따르는 것이다. 소득이 單位根을 가지면 消費者가 미래지향적일지라도 消費은 현재소득에 의존한다. 이러한 경우에는 유동성제약을 받는 消費者가 合理的 消費行爲를 한다고 하여도 消費은 주먹구구식으로 나타나 현재소득에 의존하게 된다.¹⁴⁾ 한편 식 (10)에서 ΔY_t 가 單位根을 갖지 않는다면 ΔY_t 의 예측오차항인 $\Delta \varepsilon_{Y,t+1}$ 는 기대 ΔY_t 와 直交하므로 기대 ΔY_t 를 사용하여 OLS를 적용할 수 있다.

그리고 所得이 單位根을 갖는 것이 확인되면 消費가 현재소득에 의존하는 것이 반드시 消費者의 非合理性을 의미하는 것은 아님을 알 수 있다.

2. 非耐久財와 耐久財스톡의 共積分關係(Co-integrating Relationship)

非耐久財消費와 耐久財스톡간의 선택행위에 관한 1차조건식은 다음과 같다.

$$E_t U'_{ND,t+1} = \left(\frac{1+\delta}{d+r} \frac{P_{ND,t+1}}{P_{D,t}} \right) U'_{D,t} \quad (11)$$

이때 效用函數가 다음과 같다고 하자.

$$U(ND, SD) = \frac{ND^{1-\alpha}}{1-\alpha} + \chi \frac{SD^{1-\beta}}{1-\beta} \quad (12)$$

效用函數에서 α 및 β 는 非耐久財와 耐久財保有에 대한 危險回避尺度를 나타낸다. 그리고 χ 는 消費者의 耐久財에 대한 選好係數이다. 이를 식 (11)에 대입하면 다음을 얻는다.

$$\frac{ND_{t+1}^\alpha}{\chi SD_t^\beta} \left(\frac{1+\delta}{d+r} \frac{P_{ND,t+1}}{P_{D,t}} \right) = 1 + \varepsilon_D, \quad (13)$$

ε_D = 耐久財스톡豫測誤差

위 式의 양변에 로그를 취하고, $\ln(1+\varepsilon) = \varepsilon - (1/2)\varepsilon^2$ 의 Taylor 展開式을

14) Deaton(1991).

이용하고, $E_t(\varepsilon_D^2) = \sigma_D^2$ 을 假定하면, 다음과 같은 非耐久財購入量과 耐久財스톡의 관계식을 얻는다.

$$\ln ND_{t+1} = \frac{1}{2} \frac{1}{\alpha} \sigma_D^2 + \frac{1}{\alpha} \ln \chi + \frac{1}{\alpha} \ln \left(\frac{1+\sigma}{d+r} \frac{P_{ND,t+1}}{P_{D,t}} \right) + \frac{\beta}{\alpha} \ln SD_t + \frac{1}{\alpha} \varepsilon_{D,t+1} \quad (14)$$

논의를 간단히 하기 위해 耐久財의 감가상각율이 '1'이라고 하고 이자율과 할인율이 일치한다고 가정하자. 그러면 다음을 얻는다.

$$\ln ND_{t+1} = \frac{1}{2} \frac{1}{\alpha} \sigma_D^2 + \frac{1}{\alpha} \ln \chi + \frac{1}{\alpha} \ln \left(\frac{P_{ND,t+1}}{P_{D,t}} \right) + \frac{\beta}{\alpha} \ln SD_t + \frac{1}{\alpha} \varepsilon_{D,t+1} \quad (15)$$

이제 非耐久財購入量은 상대가격과 耐久財스톡에 의해서 설명되고 있다. 未來消費와 現在의 耐久財스톡을 동시에 고려했을 때 未來消費 豫測에는 現在耐久財만이 도움이 됨을 나타내고 있다. 이는 非耐久財와 耐久財스톡이 비례적임을 意味한다. 그리고 이와 같은 두 변수의 선형결합이 안정적이면 두 변수는 共積分되어(co-integrated)있다고 한다. 그런데 항상소득가설에 따라 非耐久財가 랜덤워크를 따르면 그와 선형관계에 있는 耐久財스톡도 랜덤워크를 따른다. 이 경우 공적분의 검증은 바로 위식의 검증이 된다. 非耐久財購入量이나 耐久財스톡이 랜덤워크를 따를지라도 이들이 장기적으로 함께 움직인다고 하면 두 변수의 선형결합은 안정적이다.

그런데 이상의 결과는 우리가 소득의 한계효용인 라그랑지 승수값이 일정하다는 가정하에서 얻어진 것이다. 우리가 만일 그 같은 가정을 완화하면 1차조건식은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$U'_{SD,t} = \frac{P_{D,t}}{P_{ND,t}} U'_{ND,t} - \frac{1+r}{1+\delta} \frac{P_{D,t}}{P_{ND,t-1}} (1-d) E_t U'_{ND,t+1} \quad (16)$$

위 식의 의미는 現在 耐久財를 1단위 더 구입하는 것은 消費者의 한계효용을 $U'_{SD,t}$ 만큼 가져다 줌을 나타낸다. 그러나 동시에 非耐久財消費를 줄여야 하기 때문에 발생하는 효용손실이 우측 첫째항이다. 그리고 이 효용의 손실은 다음 기에 아직 남아있는 $(1-d)$ 단위의 耐久財스톡이 주는 효용만큼 일부가 보상된다. 즉, 남아있는 耐久財스톡을 매각하여 非耐久財를 구입하여 消費하면 효용이 보상된다. 消費者는 현재의 非耐久財 희생에 의한 한계비용과 현재 耐久財를 얻는 데서 오는 한계편익이 일치되도록 그의 總消費를 非耐久財와

耐久財로 나누는 것이다. 이제 위 식에 식(13)의 效用函數를 대입하고 로그를 취해 정리하면 다음을 얻는다.

$$\ln ND_{t+1} = \frac{1}{\alpha} \ln(1-d) - \frac{1}{\alpha} \ln \left\{ \left(\frac{P_{ND,t+1}}{P_{ND,t}} \right) ND_t^{-\alpha} - \left(\frac{P_{D,t}}{P_{ND,t+1}} \right) \chi SD_t^{-\beta} \right\} \quad (17)$$

III. 實證分析

1. 資料說明

본 연구에서는 1970년 1/4분기에서 1991년 2/4분기까지의 分期別 자료를 사용한다. 그리고 기간을 구분할 필요가 있을 때는 70年代와 80年代로 구분한다. 구분하는 근거는 Chow test이다. 소득자료로는 실질 GNP를 사용하고 消費資料는 實質非耐久財購入量과 耐久財購入量으로 구분하여 같은 범주로 사용한다. 다만 耐久財스톡의 경우에는 스톡자료를 구할 수가 없어서 부득이 耐久財購入量資料를 사용하였다.¹⁵⁾ 인플레이션 변수는 消費者物價指數를 이용하여 얻어졌다. 이는 변수의 集計消費로 실질치를 평가한 것으로 보기 때문이다. 그러나 상대가격이 필요할 때는 비내구재 및 내구재도매물가지수를 이용하였다. 그리고 기타 실업율, 사채이자율 등의 자료가 사용되었다.

그리고 모형에서 사용되는 변수가 갖는 시계열변수로서의 특징을 검토하였다. 검정방법은 Dickey-Fuller(DF) tests와 Augmented Dickey-Fuller(ADF) tests이다. 1分期時差變數를 이용하면 所得과 非耐久財購入量の 경우에는 F값이 Dickey-Fuller의 기준치보다 작아 소득이 單位根을 갖는다는 귀무가설을 기각하지 못했다. 또한 1차 차분변수의 안정성도 지지되지 못했고

15) 스톡대신에 지출자료를 사용하면 ARMA모형으로 추정하여야 한다. 효용함수가 식(15)와 같을 때 이를 내구재의 1차조건식에 넣으면 내구재스톡은 다음과 같은 랜덤 워크를 따름을 보여줄 수 있다.

$$SD_{t+1} = [(r+d)/(1+r) \cdot (P_{D,t}/P_{D,t-1})]^{-\beta} SD_t + \varepsilon_{t+1}$$

위식과 예산제약식의 $P_{D,t} \cdot SD_t = (1-d)P_{D,t-1} SD_{t-1} + P_{D,t} D_t$ 을 이용하면 내구재지출은 다음과 같이 ARMA(1,1)을 따름을 보여줄 수 있다.

$$D_{t+1} = [(r+d)/(1+r) \cdot (P_t/P_{t+1})]^{-\beta} D_t - (1-d)(P_t/P_{t+1}) \varepsilon_t + \varepsilon_{t+1}$$

〈表 1〉 期待인플레이션 彈力性

消費區分 範 圍	非耐久財			耐 久 財		
	全期間	70年代	80年代	全期間	70年代	80年代
인플레이계수	-0.13 (-3.15)	-0.02 (-0.24)	-0.27 (-5.64)	-0.63 (-3.12)	-0.68 (-1.72)	-0.93 (-3.70)
危險回避度	7.69	50.0	3.70	1.58	1.47	1.07

註：()안은 t값임.

2차차분을 하여야 안정성이 나타났다. 이와 같이 소득과 消費가 동시에 單位根을 가져 불안정적이라면 消費의 랜덤워크 경향은 소득과정의 특성 때문일 수 있다. 그리고 時差變數를 4分期前 변수로 채택하면 변수들의 불안정성은 기각된다.

2. 實證分析

1) 두 時點間 代替彈力性

가) 인플레이션 彈力性

여기서는 기대인플레이션에 의한 대체탄력성을 구한다. 본 논문에서는 기대인플레이션이 증가하면 消費者들은 現在의 貯蓄을 감소시키고 이에 따라 未來의 消費가 감소하게 됨을 보여주었다. 즉, 기대인플레이션의 증가는 미래의 消費를 현재로 이전시키는 것이다. 대체탄력성을 얻기 위해 식(4)의 消費變化를 消費增加率로 바꾸자.

$$E_t\left(\frac{C_{t+1}-C_t}{C_t}\right)=\frac{1}{2}\eta_r\sigma^2_{C,t-1}-\frac{1}{\alpha_r}\pi_{t-1} \quad (4)'$$

(以下, C는 非耐久財와 耐久財를 모두 포함한다.)

消費增加率을 사용하면 η_r (상대적 신중도)과 $1/\alpha_r$ (상대적 위험회피도)이 나타난다.¹⁶⁾ 〈表 1〉은 이를 추정한 결과이다. 비내구재의 대체탄력도는 0.02에서 0.27까지 대단히 미미한 것으로 나타났으나 내구재는 0.63에서 0.93까지

16) 분산이 설명변수로 되어 있어 그 계수의 추정이 이루어져야 할 것이다. 그러나 본 논문에서는 위험변수인 분산이 일정하다고 가정한다. 이 부분에 대한 설명 및 추정은 李珉元(1991) 참조. 그리고 李明薰(1992)은 소비의 합리성 검증에 불확실성을 명시적으로 도입하여 사용하고 있다.

높게 나타난다. 내구재가 비내구재 보다 탄력성이 큰 것은 내구재의 사치재적 성격이 반영된 것으로 보인다. 그리고 공통적으로 시간이 지날 수록 탄력성이 커지는 것으로 나타났다. 이는 위험회피도의 감소 추세의 결과라고 보여진다. 그러나 70년대 비내구재의 경우 위험회피도가 너무 크게 나타나 적정성¹⁷⁾ 여부가 의문시 된다.

한편 이자율변수를 사용하여 분석하고 있는 李明薰(1992)의 결과를 보면 비내구재의 경우 대체탄력도가 0.1에서 0.2의 수준, 위험회피도가 6에서 10의 수준을 나타내고 있어 본고의 결과와 유사하다.

나) 一般化積率法(GMM)을 利用한 推定

Hansen and Singleton(1982)이 제시한 일반화적률법(generalized method of moments, GMM)을 사용하면 1차조건식으로 부터 직접 파라메타를 추정할 수 있다.

$$\varepsilon_{ND,t+1} = \frac{1+r_t}{1+\delta} \frac{P_{C,t}}{P_{C,t+1}} \frac{U'_{C,t+1}}{U'_{C,t}} - 1 \quad (3)'$$

여기에 다음의 효용함수를 대입하면 (3)''를 얻는다.

$$U(C) = \frac{C^{1-\alpha}}{1-\alpha} \quad (13)'$$

$$\varepsilon_{C,t+1} = \frac{1+r_t}{1+\delta} \frac{P_{C,t}}{P_{C,t+1}} \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} - 1 \quad (3)''$$

위 식에서 $E_t(\varepsilon_{C,t+1})=0$ 이다. 이제 식 (3)''을 $h(\cdot)$ 로 표시할 때 다음 函數를 정의할 수 있다. 道具變數 Z_t 를 도입하면 다음을 얻는다.

$$f(X_{t+1}, \alpha, Z_t) = h(X_{t+1}, \alpha, \delta) \otimes Z_t \quad (3)'''$$

$$\text{이때, } X_{t+1} = \{(C_{t+1}/C_t), r_t\}, Z_t = (1, X_{t-s})$$

그런데 식 (3)''에서 오차항의 기대값은 '0'이므로 다음의 直交條件이 성립한다.

$$E_t[f(X_{t+1}, \alpha, \delta, Z_t)] = 0 \quad (3)''''$$

17) 상대적 위험회피도가 대체로 '10'이하이면 적정으로 본다.

〈表 2〉 割引率과 危險回避度 및 代替彈力性

消費區分	非耐久財			耐久財		
範 圍	全期間	70年代	80年代	全期間	70年代	80年代
代替彈力度	0.69	0.32	1.69	6.25	3.24	3.26
危險回避度	1.44 (4.07)	3.07 (2.8)	0.59 (1.3)	0.16 (2.7)	0.308 (3.13)	0.307 (4.38)
割引率	0.10 (4.47)	-0.01 (-0.16)	1.55 (5.0)	0.22 (12.6)	0.24 (7.44)	0.14 (7.79)

註: 1) ()안은 t 값을 나타냄.

2) 代替彈力度는 危險回避度の 逆數임.

〈表 3〉 非線形模型을 利用한 파라메타 推定

파라메타	α	β	κ	d
推定값	0.22	0.48	0.38	0.03
代替彈力度	4.54	2.08		

〈表 2〉는 이상의 식을 추정한 결과이다. 道具變數의 時差는 2, 4로 주어 추정하였는데 그 결과가 비슷하여 4차의 경우만 소개한다.

일반화적률법을 이용한 추정에서는 非耐久財의 경우에 위험회피도가 줄어들어 가는 특징이 다시 확인된다. 그리고 대체탄력도는 耐久財의 경우에 더 크게 나타나고 있어 耐久財支出이 가격변수에 민감하게 반응함을 보여주고 있다. 한편 할인율은 인플레이션계수안에 포함되어 있어 그 증가를 짐작했을 뿐인데 여기의 非耐久財의 추정에서 할인율의 증가현상을 직접 확인할 수 있다. 그러나 耐久財의 경우에는 오히려 할인율이 하락하고 있다. 그 이유는 耐久財의 경우 기술진보가 신속히 이루어지고 있어 현재의 제품 보다는 미래의 제품을 선호하는 경향이 반영된 데 있다고 생각된다.

다) 非線形模型推定

耐久財消費增加가 非耐久財消費를 줄임으로써 나타나는 최적조건식 식 (18)에서 消費者들의 效用函數의 파라메타를 추정한다. 〈表 3〉의 추정에서는 耐久財 탄력성이 오히려 낮게 나오고 있어 다른 추정과 상반되고 있다. 그리고 耐久財 선호계수가 저조한 결과를 나타냈다. 그러나 이는 耐久財資料上的의 문제로 보여진다.

〈表 4〉 推定結果

$$\text{추정식: } \Delta ND_{t-1} - \Delta ND_t = (1/2) \eta_a \Delta \sigma_{ND,t-1}^2 - (1/\alpha_a) \Delta \pi_{t-1} + \theta_1 \Delta Y_{t-1} \\ + \theta_2 \Delta UN_{t-1} + \gamma \Delta \varepsilon_{ND,t-1}$$

變數	非耐久財		耐 久 財	
常數項	-0.050(-3.7)	-0.03(-2.6)	-0.124(-1.6)	0.001(0.02)
인플레이션	-0.001(-0.9)	-0.001(0.7)	-0.011(-1.4)	-0.006(-0.9)
現在所得	0.587(4.18)	0.42(2.71)	1.450(1.89)	-0.18(-0.25)
失業率		-0.07(-2.2)		-0.78(-4.79)
所得誤差項		-0.0003(-0.1)		0.01(2.237)
R ²	0.20	0.25	0.07	0.36

註: 1) ()안은 t값을 나타냄.

2) 增加率 자료를 사용함.

2) 恒常所得假說의 檢定¹⁸⁾

推定式에 所得變化를 넣었을 때 所得變化가 消費變化에 영향을 주면 恒常소득가설은 지지되기가 어렵다.¹⁹⁾ 그런데 소득이 랜덤워크를 따르는 경우에는 所得變化 자체가 비기대적이며 또한 소득이 안정적이어도 現在所得變化分 중에서 비기대적인 부분이 존재한다. 이같은 소득변화의 비기대부분은 恒常所得의 變化和 소비변화 오차의 변동을 통해 消費의 변동을 가져 오게 된다. 그 부분이 바로 위 추정식의 오차항이다. 따라서 現在所得變化를 사용하게 되면 所得變化和 오차항이 서로 의존되어 있으므로 OLS 추정이 불가능하다. 본 논문에서는 期待所得變化를 道具變數로 사용한다.

소득변수가 들어가면 인플레이션은 설명력이 매우 약하며 소득변수는 큰 영향력을 갖고 있다. 따라서 恒常소득가설을 지지하기가 어렵다.

다음에 소득과정의 오차항이 恒常소득의 變化를 가져오는 부분을 명시적으로 도입하고 실업율²⁰⁾을 추가한 결과를 보자. 추정식의 마지막항은 소득과정 오차항이 恒常소득의 變化를 가져오는 부분이다. 내구재의 경우 소득오차항, 즉 미래소득에 대한 비기대적 정보는 소비를 증가시킨다. 반면 비내구재의 경

18) 본 추정식은 시차소비변수의 계수가 1이라는 제약을 가지고 있다. 論者は 이같은 제약을 하지 않고도 추정해 보았는데 추정결과는 제약 모형과 비슷하였다.

19) 論者は 所得增加率과 각종 消費支出의 증가율자료의 그림표와 교차상관관계분석을 통하여 소득과 소비는 같은 방향으로 그리고 시차가 없이 동행함을 확인 하였다.

20) 論者は 실업율의 변화와 소비증가율의 그림표를 통해 두 변수가 마이너스의 상관관계가 있음을 확인하였다.

〈表 5〉 流動性制約의 效果 推移

變數	非耐久財		耐 久 財	
	70年代	80年代	70年代	80年代
常數項	-0.06(-2.3)	-0.01(-0.97)	-0.18(-2.07)	0.15(1.66)
인플레이션	-0.001(-1.10)	-0.007(-1.15)	-0.002(-0.4)	-0.08(-2.87)
現在所得	0.70(2.71)	0.156(0.73)	1.92(2.09)	-1.98(-1.8)
失業率	-0.01(-0.2)	-0.15(-3.27)	-0.96(-4.57)	-1.00(-4.39)
所得誤差項	-0.004(-1.3)	-0.00(-0.01)	0.0006(0.05)	0.009(1.55)
R ²	0.26	0.37	0.59	0.44

註: 1) ()안은 *t*값을 나타냄.

2) 증가율자료를 사용함.

우 소득과정 오차항이 消費變化를 설명하는 비율이 낮고 통계적 유의성도 낮다. 그리고 所得變化의 설명력도 크게 떨어진다. 이는 비내구재의 소비에서 금융이용이 더 어려움을 의미한다. 이로써 비내구재의 경우 항상소득가설은 기각된다. 그러나 이와같이 소득오차항이 消費變化를 설명하는 정도가 약한 것은 消費變化가 恒常所得變化에 반응하지 않는다기 보다 소득과정오차항 자체가 恒常所得變化를 초래하지 않았을 가능성도 있다.

추정식에서 두시점간 대체행위의 결과인 인플레이션 계수는 유의성이 없고 失業率의 계수가 가장 강력하다. 내구재의 경우 이러한 성향이 더욱 강하다. 그런데 소득이 單位根을 가져 불안정적이므로 소득의 期待變化가 일정하다. 그 결과 소득감소나 增加期待도 없다. 만일 소득과정이 안정적이었으면 갑작스런 소득감소 때 소득감소기대가 생겼을 것이고 이에 따라 자산축적을 통한 消費安定化를 가져왔을 것이다. 그러나 유동성제약이 존재하고 소득과정이 불안정적이면 자산축적의 동기가 없게 되고 따라서 유동성제약된 消費者들의 주먹구구식 消費가 정당화된다. 이러한 효과가 失業率의 계수에 나타나 있다.²¹⁾

〈表 5〉에서는 유동성제약 효과의 추이를 분류하였다. 70년대에서 80년대에 오면 실업율이 소득변화의 영향력을 현저히 흡수하고 있다. 내구재의 경우에는 소득변화의 영향력이 마이너스치를 기록할 정도로 하락하고 있다. 이러한

21) 기본식인 식(4)도 추정해 보았다. 사용되는 대부분의 시계열자료들은 불안정적이었지만 추정식의 *D-W*치나 잔차항의 안정성 분석을 통해 볼 때 추정식의 잔차항은 안정성을 나타내고 있었다. 이러한 점을 고려하여 오차수정모형(error correction model)을 이용하여 추정해본 결과 失業率의 영향력이 가장 큰 것으로 나타났다. 非耐久財의 경우 失業率의 *t*-value가 -3.4로서 가장 높았고 耐久財 역시 失業率의 *t*-value가 -2.7로서 가장 높았다.

〈表 6〉 非耐久財와 耐久財의 誤差修正模型

說明變數	非耐久財水準(從屬變數)		
常數項	0.018(2.60)	0.01(2.55)	0.01(2.66)
時差從屬變數	0.463(4.94)	0.46(4.94)	0.47(5.14)
相對價格인플레이션	-0.01(-0.3)	-0.012(-0.35)	0.01(0.34)
時差耐久財支出	0.07(3.31)	0.07(3.26)	0.05(2.23)
誤差修正項	-0.01(-0.62)	-0.02(-0.81)	-0.01(-0.43)
現在所得		0.08(0.8)	0.10(1.00)
失業率			-0.04(-1.87)

註: 1) ()안은 t 값을 나타냄.

2) 增加率 자료를 사용함.

결과들은 유동성제약의 영향력의 강화²²⁾로 인하여 항상소득가설이 기각됨을 보여준다. 그러나 내구재의 경우에 한해 인플레이션의 영향력이 강화되고 있어 80년대에 유의수준 1% 이내에서 인플레이션기대의 영향력이 확인된다. 이것은 항상소득가설을 지지하는 것이며 최근의 소비과열이 유동성제약의 영향력 강화와 더불어 일어난다면 그것은 인플레이션 기대 때문이라고 해석될 수 있는 것이다.

만일 유동성제약의 영향력 뿐만 아니라 유동성제약 자체가 강화되고 있다면 그것은 금융기관에서 제공하는 소비자금융이 절대적으로는 개선되고 있다고 하여도 소비자들의 소비관행상 신용이용이 정착되어감에 따라 현재의 금융제도는 소비자들의 요구에 미치지 못하고 있음을 시사한다고 생각된다.²³⁾

이상의 내용을 종합해 보면 내구재 보다는 비내구재의 경우 소비자 금융이용이 더 어려워 유동성제약이 강하게 나타났을 가능성이 있다.

22) 80년대의 실업율(5.5%)이 70년대의 실업율(3.9%) 보다 낮아진 상황을 유동성제약의 완화로 해석한다면 본문의 설명에 모순이 있는 것처럼 보인다. 그러나 본문의 설명은 다만 유동성제약의 효과가 크게 나타난다는 것을 지적하고 있을 뿐이다. 유동성제약의 정도는 작아져도 그 탄력성이 커질 수 있는 것이다. 실업율의 완화가 반드시 유동성제약의 완화를 의미하는 것은 아니며 '유동성제약의 측정'에 대해서는 별도의 연구를 계획하고 있다.

23) 그러나 90년 초에 오면 유동성제약의 완화를 나타낼 수 있는 지표라고 생각되는 신용카드보급이 급증한다. 그 증가율을 보면 90년 3분기에 최고 81.7%의 증가율을 기록하여 90년 1분기에 최고 11.2%를 나타낸 GNP증가율을 훨씬 상회하고 있다. 이 같은 신용카드의 급속한 보급은 소비자들의 신용구매비율을 급증시켜 미래소득을 담보로 한 현재소비의 일시적 증가를 초래하였을 것이다. 그러나 이같은 증가율은 이후 급속한 감소(92년 1분기, 1.5%)를 보여 앞으로 이러한 요인에 의한 소비과열은 진정될 것이 예상된다.

3) 非耐久財와 耐久財의 共積分 檢定(Co-integration test)

여기서는 로그변수를 사용한다. 여기서 사용된 모든 자료의 DF 검증 결과 F 값이 1.53에서 1.91에 머물렀다. 따라서 로그변수가 불안정하다는 귀무가설을 기각하지 못하여, 공적분 검정을 하고 오차수정모형을 이용하여야 한다. 먼저 기본식인 식(14)을 추정한 결과 미래의 非耐久財支出은 現在의 耐久財支出 및 상대가격에 의해서 영향을 받고 있었다. $D-W$ 통계치가 '0'이라는 귀무가설은 기각되므로 추정식의 오차항은 안정적이었다. 그리고 DF분석의 F 값이 19.54에 달해 오차항이 單位根을 갖는다는 귀무가설을 기각한다.²⁴⁾ 따라서 <表 6>과 같이 오차수정모형을 추정할 수 있다.

종속변수의 時差變數가 모형에 포함되면 기타 변수들의 非耐久財의 未來消費에 대한 설명력이 현저히 떨어진다. 위 추정결과를 보면 t 값이 낮아 의미있는 해석이 어렵다. 다만 時差 耐久財만이 非耐久財에 플러스의 영향을 주는데 이는 耐久財支出으로 인한 非耐久財 대체효과로 감소된 효용손실을 보상하기 위한 미래의 非耐久財消費의 增加 때문으로 생각된다. 또한 耐久財를 사용하려면 각종 非耐久財가 필요하여 점차 非耐久財消費가 뒤따르기 때문이기도 하다. 그리고 오차수정항 보다는 現在所得이나 失業率의 설명력이 높아서 유동성제약의 가능성을 배제할 수는 없다.

IV. 結 論

본 논문에서는 韓國消費支出 자료에서 다음과 같은 가능성을 항상소득가설 모형에서 眺望하였다.

可能性 (i) : 근년의 消費變化 현상이 유동성 제약이 완화된 상태에서 일어난 것이라면 消費者들이 미래소득의 급증을 예상하고 있기 때문일 것이다. 미래의 기대소득이 증가할 때 時差를 두고 소득증가가 실현될 것을 가정하면 消費增加가 클 때에는 소득증가율의 상승이 뒤따를 것이다.

可能性 (ii) : 유동성제약이 완화되는 추세라면 과거 유동성제약으로 인해 억제되었던 소비가 신용카드 등을 이용한 소비로 나타난다.

可能性 (iii) : 消費者가 비합리적인 消費行爲를 하면 현재소득과 消費의 관계

24) 이상의 분석에 참조한 표는 Pindyck and Rubinfeld(1991), p. 461, p. 467.

가 밀접해진다. 이때 실업율이 消費變化를 설명해주면 消費가 현재소득에 밀접한 움직임을 보이는 이유는 流動性制約 때문이다.

可能性(iv) : 消費增加가 流動性制約이 존재함에도 불구하고 일어난 것이라면 이는 消費變化에 대한 기대인플레이션의 역할 때문이다.

可能性(v) : 消費增加가 유동성제약이 존재함에도 불구하고 일어난 것이라면 消費增加현상은 할인율의 상승과 위험회피도의 하락 때문이다.

본 논문의 결과는 소비증가율도 랜덤워크를 따른다는 것이다. 이 체계안에서 위의 가능성을 검토한 결과는 다음과 같다.

첫째, 消費變化率과 소득증가율은 時差없이 동행하는 것으로 보아 消費支出의 증가가 消費者들의 항상소득의 증가 예상을 반영한 것이라기 보다는 消費者의 비합리적인 消費행위 때문일 수 있음을 시사해주고 있다. 이는 可能性(iii) 보다는 可能性(i)이 유망하다는 것을 의미한다.

둘째, 消費變化와 실업율의 變化率은 밀접한 마이너스의 관계를 가지고 있음을 보았다. 실업상태에 있는 消費者들은 미래소득을 담보로 한 消費행위에 제약이 있는 것이다. 따라서 消費者는 현재소득에 따라 消費를 할 수 밖에 없는 것이다.

셋째, 기대인플레이션이 갖는 消費增加勢에 대한 영향력은 시간이 흐를수록 커지는 것으로 나타났다. 이는 위험회피도가 감소함을 의미한다. 따라서 可能性(v)가 적용될 수 있다. 한편 여기에 現在所得變化를 추가하면 인플레이션의 영향력은 현저하게 떨어지고 소득변수의 역할이 크게 나타난다. 이것은 항상소득가설을 기각하는 현상이다. 왜 기각되는가. 그것은 유동성제약 때문이다. 따라서 우리는 최근의 消費過熱 현상을 可能性(v)로 설명할 수 있다.

넷째, 유동성제약의 정도의 변화에 대한 분석이 이루어지지 않아서 可能性(ii)에 대해서는 구체적으로 언급할 수 없다. 다만 실업율이외의 다른 요인²⁵⁾에 의해 유동성제약이 강화되었다면 可能性(ii)는 성립되지 않을 것이다. 그러나 90년 이후 신용카드 보급 증가율이 80%이상 나타나고 있어서 극히 단기적인 소비과열현상은 설명할 수 있을 것으로 보인다. 그리고 내구재 보다는 비내구재의 경우 소비자 금융이용이 더 어려워 유동성제약이 강하게 나타났을 가능성이 있다.

25) 예컨대 실업율이 완화되었을지라도 금융기관의 금융행위적 측면에서 유동성제약을 강화시켰을 수 있다.

다섯째, 일반화적률법을 이용한 결과에 의하면 非耐久財의 경우에는 할인율이 증가하고 위험회피도는 감소하고 있어 消費增加勢를 설명해준다. 그러나 耐久財자료에서는 위험회피도의 하락이 미미하고 할인율은 오히려 감소하고 있다. 왜 그런가. 그것은 아마도 耐久財의 경우에는 기술개발의 속도가 빨라서 신형으로의 모델 교체시기의 단축이 예상되어 오히려 현재의 消費보다는 미래의 消費를 선호하는 결과라고 생각된다. 그럼에도 불구하고 나타나는 耐久財支出의 과열현상은 무엇을 의미하는가. 그것은 割引率에 의존하는 가격효과보다는 소득효과가 더 크게 나타나는 결과로 짐작된다.

여섯째, 소득이 單位根을 갖는다면 消費가 현재소득에 의존하는 것이 반드시 消費者의 非合理性을 의미하는 것은 아님도 알 수 있었다.

마지막으로 이상과 같은 여러가지 사항을 고려하여 볼 때 流動性制約이 존재한다고 볼 수 있다. 따라서 消費 과열의 원인은 주먹구구식 행위나 (특히 내구재의 경우에는) 인플레이션기대의 상승에 있다. 그러나 기타 다른 요인 즉, 할인율의 增加나 위험회피도의 감소 등의 측면도 소홀히 할 수 없다. 그리고 流動性制約이 없다면 消費增加의 원인은 항상소득의 증가라는 점도 간과할 수 없으며 항상소득의 증가여부에 대한 연구도 보완되어야 할 것이다.

參 考 文 獻

1. 李明薰, “우리나라 消費支出의 行態分析—一期間間 最適化模型을 利用한 合理性 檢證,” 『조사통계월보』, 韓國銀行, pp. 3~24.
2. 李珉元, “Hall type 消費函數에서 不確實性 및 인플레이션과 消費變化,” 『經濟學研究』, 第39輯2號, 韓國經濟學會, 1991.
3. Campbell, J.Y., “Does Savings Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis,” *Econometrica*, Vol. 55 No. 6, 1987, pp. 1249~1273.
4. Campbell, J.Y. and A. Deaton, “Is Consumption Too Smooth?,” NBER Working Paper, No. 2134, 1987.
5. _____ and N.G. Mankiw, “Permanent income, Current Income, and Consumption,” NBER Working Paper, No. 2436, 1987.
6. _____, “Consumption, Income and Interest Rates:

- Reinterpreting the Time Series Evidence," NBER Working Paper, No. 2924, 1989.
7. Chah, E.Y., V.A. Ramey, and R.M.Starr., "Liquidity Constraints and Intertemporal Consumer Optimization: Theory and Evidence from Durable Goods," NBER Working Papers, No. 3907,1991.
 8. Clarida, R.H., "Co-integration, Aggregate Consumption, and the Demand for Imports: A Structural Econometric Investigation," NBER Working Paper, No. 3812, 1991.
 9. Cuthbertson,H. and D.Barrow., "Disequilibrium,Buffer Stocks and Consumers' Expenditure on Non-durables," *The Review of Economics and Statistics*, 1991, pp. 643~653.
 10. Deaton, A.S., "Life-Cycle Models of Consumption: Is the Evidence Consistent with The Theory?," NBER Working Paper, No. 1910, 1986.
 11. _____, "Saving and Liquidity Constraints," *Econometrica*, Vol. 59 No. 5, 1991, pp. 1221~1248.
 12. Evans, P., "Are Consumers Ricardian ? Evidence for the United States," *Journal of Political Economy*, Vol. 96 No. 5, 1988, pp. 983 ~1004.
 13. Flavin, M.A., "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income," *Journal of Political Economy*, Vol 89, 1981, pp. 1020~1037.
 14. _____, "Excess Sensitivity of Consumption to Current Income," *Canadian Journal of Economics*, Vol. 18, 1985, pp. 117~136.
 15. _____, "Excess Smoothness of Consumption: Identification and Interpretation," NBER Working Paper, No. 2807, 1989.
 16. _____, "The Joint Consumption/Asset Demand Decision: A Case Study in Robust Estimation," NBER Working Paper, No. 3802, 1991.
 17. Hall, R.E., "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, Vol. 86, 1978, pp. 971~987.

18. _____, and F.S. Mishkin, "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households," *Econometrica*, Vol 50, 1982, pp. 461~481.
19. Hansen, L.P., and K.J Singleton, "Generalized Instrmental Variables Estimation of Non-linear Rational Expectation Models," *Econometrica*, Vol 50, 1982, pp. 1269~1286.
20. Hayashi, F., "The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testingwith Instrumental Variables," *Journal of Political Economy* Vol. 90, 1982, pp. 895~916.
21. _____, "The Effect of Liquidity Constraints on Consumption: A Cross Sectional Analysis," *Journal of Political Economy*, Vol. 100, 1985(a), pp. 183~206.
22. _____, "Tests for Liquidity Constraints: A Critical Survey," NBER Working Paper, No. 1720,1985b.
23. Johnson, J.A., E.H. Oksanen, M.R. Veall, and D. Fretz, "Short-run and Long-run Elasticities for Canadian Consumption of Alcoholic Beverages: An Error-Correction Mechanism/Cointegration Approach," *The Review of Economics and Statistics*, 1992, pp. 64~74.
24. Kimball, M.S., "Precautionary Saving in the Small and in the Large," NBER Working Paper, No. 2848, 1989.
25. Mankiw, G.N., "Hall's Consumption Hypothesis and Durable Goods," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, 1982, pp. 417~425.
26. _____, "Consumer Durables and Real Interest Rate," *Review of Economic Statistics*, Vol. 67, 1985, pp. 353~362.
27. _____, J. Rotemberg, and L. Summers, "Intertemporal Substitution in Macroeconomics," *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 100, 1985, pp. 225~251.
28. Pindyck, R.S., and D.L. Rubinfeld, *Econometric Models & Economic Forecasts*, McGraw-Hill, 1991.
29. Wirjanto, T.S., "Testing the Permanent Hypothesis: the Evidence from Canadian Data," *Canadian Journal of Economics*, Vol. 24 No. 3,

1991, pp. 563~577.

30. Zeldes, S.P., "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, Vol. 97, 1989, pp. 305~346.