

패널내 추계적 요인들의 공분산 관계에 의한 ML추정

- 합리적기대 항상소득가설의 검증 -

李會京, 李珍雨
한국과학기술원 경영정책학과

패널내 추계적 성분들의 공분산 관계(variance-covariance structure)를 이용한 ML 추정법을 항상소득가설(PIH)의 검증에 적용하였다. Hall & Mishkin의 모형을 기초로 분기별 이분산성(heteroscedasticity)을 고려한 모형의 추정 결과 전체 소비변동 중 약 11%가 과도민감성에 의한 것으로 나타났다.

I. 서론

항상소득가설(Permanent Income Hypothesis)에 의하면 소비수준의 결정은 단순히 현재의 소득에 의해서 이루어지는 것이 아니라 미래에 예상되는 모든 자산소득과 근로소득까지를 포함한 항상소득에 근거해서 이루어지게 된다. 따라서 현재소득의 변화는 소비와 직접적인 관계에 있기보다는 그것이 항상소득에 미치는 영향을 통해서 소비변동을 가져오게 된다. 즉 소득변동이 미리 예측된 것이라면 항상소득에 영향을 주지 않기 때문에 소비는 이에 반응하지 않게 되고 다만 기대하지 못했던 소득변동이 있을 경우에 한해 적절한 소비수준의 조절이 생기게 된다. 이와 같은 추계적 소득변동요인과 소비와의 관계는 Hall[4] 이후 이 분야 연구의 중심이 되어 왔다.

본 연구에서는 우리나라의 도시가계자료를 이용하여 소득변동 중 추계적 변동요인과 소비와의 관계를 실증분석하고 항상소득가설에 대한 검증과 아울러 실증분석상의 방법론에 대한 소개도 겸하고자 한다. 지금까지의 연구 중 가계(household) 수준의 미시자료를 이용한 대표적인 것으로 Hall & Mishkin[3], Shapiro[10], Hayashi[5], Altonji & Siow[1], Zeldes[11], Runkle[9] 등을 들 수 있으며, 이 중 Hayashi의 연구를 제외하고는 모두 미시간 대학의 PSID 자료를 이용한 것이다. 일반적으로 거시 시계열자료는 통계산출과정에서 생기는 偏倚(bias)의 문제점이 있고 또한 항상소득가설이 가계수준에서의 소비행태를 규명하는 가설이라는 점등으로 인해 미시자료를 이용한 분석은 소비이론에 대한 실증연구에서 큰 비중을 차지하고 있다.

본 연구에 사용된 도시가계자료는 조사기간이 1년으로 비교적 짧으나 각 조사가구에 대해 다수의 관찰치를 얻을 수 있는 패널자료로서 추계적 소득변동이 소비에 미치는 영향을 분석할 수 있다. 추정모형은 Hall & Mishkin의 모형을 근간으로 자료의 특성에 맞도록 조정된 모형을 사용하고자 한다.

II. 모형

Hall & Mishkin[3]은 패널(panel)내 추계적 성분들의 공분산 관계(variance-covariance structure)를 이용하여 모형내 파라미터들의 최우추정치를 얻는 방법을 통해 항상소득가설의 검증을 시도하였다. 항상소득가설에 의하면 소비의 변화는 소득변동 중 예기치 못한 변동에만 반응하도록 되어 있으며 그 반응정도는 각 소득변동이 항상소득에 미치는 영향에 의해 결정된다.

우선 관측된 소득 \hat{Y}_t 를 다음과 같이 모형화하자.

$$\begin{aligned} \hat{Y}_t &= Y_t^d + Y_t^p + Y_t^s. \\ Y_t^p &= Y_{t-1}^p + \varepsilon_t. \\ Y_t^s &= \sum_{m=0}^{\infty} \phi_m \eta_{t-m} \quad (\phi_0 = 1). \end{aligned} \quad \text{단, } \begin{cases} \text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 & \text{for } i \neq j \\ \text{Cov}(\eta_i, \eta_j) = 0 & \text{for } i \neq j \\ \text{Cov}(\varepsilon_i, \eta_j) = 0 & \text{for all } i, j \end{cases} \quad (\text{II-1})$$

여기서 소득은 크게 3가지 구성요소를 갖는데 Y_t^d 는 추계적 변동요인을 갖지 않는 확정적인 소득으로 가구특성(가구주 연령, 가구원 수, 직업 등)과 계절성, 추세(time trend) 등에 의해 변화하는 부분이고 Y_t^p 는 랜덤워크를 따르는 추계적 소득 성분이며 Y_t^s 역시 추계적 소득 성분이나 과거의 소득 충격들에 의한 MA과정을 따르는 것으로 가정한다.

이러한 가정 하에서 t 기에 관찰 가능한 소득변동 $\Delta \hat{Y}_t$ 는 확정적 변동과 추계적 요인에 의한 변동으로 나타나게 된다. 즉,

$$\begin{aligned} \Delta \hat{Y}_t &= \Delta Y_t^d + \Delta Y_t^p + \Delta Y_t^s \\ &= \Delta Y_t^d + \varepsilon_t + \eta_t - (1-\phi_1)\eta_{t-1} - (\phi_1-\phi_2)\eta_{t-2} - \dots \end{aligned} \quad (\text{II-2})$$

따라서 소득변동 중 확정적 요인에 의한 변동분 ΔY_t^d 를 제거시키고 나면 추계적 소득변동분만이 남게 되는데 이를 ΔY_t 라고 표기하면,

$$\Delta Y_t = \varepsilon_t + \eta_t - (1-\phi_1)\eta_{t-1} - (\phi_1-\phi_2)\eta_{t-2} - \dots \quad (\text{II-3})$$

으로 표기된다. 위 식 (II-3)에서 ε_t 는 랜덤워크를 따르는 소득 성분의 변동량으로 미래의 모든 기대소득을 ε_t 만큼씩 변화시키는 효과를 갖기 때문에 항상소득도 역시 ε_t 만큼 변화시키게 된다. 이를 영구적 소득 충격(permanent income shock)이라 하자. 반면에 η_t 는 미래의 기대소득변동에 미치는 영향이 한정적이며 그 크기는 MA 파라미터 ϕ 에 의해 나타나게 된다. 이를 일시적 소득 충격(transitory income shock)이라 하자. Hall & Mishkin은 효용함수의 시제간 분리가능성(intertemporal separability)과 오목성(concavity)의 가정 하에서, 총효용 극대화를 위한 1계 조건과 예산제약식(budget constraint)을 이용하여 소비변동이 추계적 소득변동과 다음의 관계에 있음을 보였다.

$$\begin{aligned} \Delta C_t &= \varepsilon_t + \beta \eta_t. \\ \beta &= \frac{1}{\sum_{m=0}^{\infty} (1+r)^{-m}} \sum_{m=0}^{\infty} (1+r)^{-m} \phi_m. \end{aligned} \quad (\text{II-4})$$

(r : 이자율).

식 (II-4)가 의미하는 바는 다음과 같다. 영구적 소득충격 ε_t 는 항상소득을 ε_t 만큼 변화시킴으로써 동일한 양의 소비변화를 유발하는데 반해 일시적 소득 충격 η_t 는 그것이 항상소득에 미치는 변동량에 해당하는 $\beta \eta_t$ 만큼의 소비변화를 가져오게 된다. 여기서 β 는 1 단위의 일시적 소득 충격에 의한 미래 기대소득 증가분들의 할인된 현재가치의 합을 다시 미래의 모든 기간 별로 등배한 양으로 모든 $|\phi_m| < 1$ 이고 이자율이 0보다 클 경우 항상 1보다 작은 값을 갖게 된다. (II-4)식이 의미하는 다른 한가지는 t 기의 소비변화는 그기에 일어난 소득충격에만 관계된다는 것이다. 결국 이는 소비의 랜덤워크 가설을 나타내고 있다.

이제 위 식 (II-3)과 식 (II-4)를 같이 쓰면,

$$\begin{aligned}\Delta C_t &= \varepsilon_t + \beta \eta_t. \\ \Delta Y_t &= \varepsilon_t + \eta_t - (1 - \phi_1)\eta_{t-1} - (\phi_1 - \phi_2)\eta_{t-2} - \dots.\end{aligned}\quad (\text{II-5})$$

이로 부터 ΔC_t 와 ΔY_t 의 공분산 관계를 계산하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}\text{Var}(\Delta C_t) &= \sigma_\varepsilon^2 + \beta^2 \sigma_\eta^2. \\ \text{Var}(\Delta Y_t) &= \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\eta^2 \{1 + (1 - \phi_1)^2 + (\phi_1 - \phi_2)^2 + \dots\}. \\ \text{Cov}(\Delta C_t, \Delta Y_t) &= \sigma_\varepsilon^2 + \beta \sigma_\eta^2. \\ \text{Cov}(\Delta C_t, \Delta Y_{t-i}) &= 0, \quad i = 1, 2, 3, \dots. \\ \text{Cov}(\Delta C_t, \Delta Y_{t+i}) &= -\sigma_\eta^2(\phi_{i-1} - \phi_i), \quad i = 1, 2, 3, \dots.\end{aligned}\quad (\text{II-6})$$

이제 추계적 소비 변동과 소득 변동들로 구성된 벡터 $\Delta = (\Delta C_1, \Delta C_2, \dots, \Delta C_T, \Delta Y_1, \Delta Y_2, \dots, \Delta Y_T)'$ 을 생각하면 이의 공분산 행렬 Ω 의 각 행렬요소들은 위 식(II-6)의 관계에 의해 결정되고 ε_t 과 η_t 의 분포를 정규분포로 가정하면 이의 분포는 다변량 정규분포를 따르게 된다. 따라서 N개의 조사대상에 대해 (T+1)번 조사된 패널을 얻었다고 할 때 패널전체의 우도함수는,

$$L = \frac{1}{\{(2\pi)^T |\Omega|\}^{N/2}} \exp \left\{ -\sum \frac{\Delta' \Omega^{-1} \Delta}{2} \right\}.\quad (\text{II-7})$$

로 표시되고 이의 로그우도함수는,

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi) - \frac{N}{2} \log |\Omega| - \sum \frac{\Delta' \Omega^{-1} \Delta}{2}.\quad (\text{II-8})$$

로 표시된다.

이때 공분산행렬 Ω 는 모형내의 파라미터 $\beta, \sigma_\eta^2, \sigma_\varepsilon^2$ 등의 함수이므로 이 관계와 위 식 (II-8)에 의한 표본우도함수를 이용하여 파라미터들의 ML 추정량을 얻을 수 있다. 이 때 추정된 $\hat{\beta}_{ML}$ 은 일시적 소득충격에 대한 한계소비성향(MPC)의 추정치가 된다. 항상소득가설에 의하면 소비는 일시적 변동소득에는 크게 반응하지 않아야 하므로 추정된 β 값을 앞의 식 (II-4)에 의한 이론적 값과 비교하여 소비의 과도민감성(excess sensitivity) 여부를 검증하게 된다.

III. 자료

분석에 사용된 자료는 경제기획원 조사통계국에 의해 조사된 도시가계의 월별 소득 및 가계지출 자료로서 1984년도 자료이다. 이 조사는 전국의 주요 도시에 거주하는 가구 중에서 표본추출된 가구를 대상으로 조사표(일종의 가계부)를 배부하여 그날 그날의 수입과 지출에 대한 금액과 품목명을 작성토록 하는 방식으로 이루어졌다. 주요 조사항목을 보면 가구주의 연령, 가구원 수, 가구주 직업 등의 가구특성에 대한 항목과 가계지출, 소득 등이

포함된다. 가계지출은 다시 세분하여 조세 및 사회보장분담금, 이자 등에 대한 지출인 비소비지출과 식료품, 주거, 광열수도, 가구 및 집기용품, 피복 및 신발, 보건의료, 교육 및 교양 오락, 교통통신, 기타 소비지출 등에 대한 지출인 소비지출로 구성되어 있다.

본 연구에서는 소득변수로 총소득 중에서 비소비지출을 공제한 가처분소득을 사용하였고, 소비변수로 가계지출 중 비소비지출을 제외한 소비지출을 사용하였다.

이 자료의 특징은 모든 조사대상가구가 12개월 계속 조사되는 것이 아니라, 매월 표본크기의 일정비율(약 1/12)만큼 기존의 가구가 새로운 가구로 교체되어 조사되어 있다는 점이다. 따라서 월평균 조사가구는 2397 가구이지만 1984년 한 해를 통해 12개월 모두 조사된 가구는 118가구, 11개월 조사된 가구는 113가구, ..., 1개월 조사된 가구는 906가구 등으로 되어 있다. 본 연구에서 추정하고자 하는 모형은 동일한 가구에 대해 다수의 관찰치를 필요로 하기 때문에 자료의 이러한 특성은 추정에 이용될 수 있는 가구의 수를 감소시키게 된다.

실제 추정에 사용된 자료는 다음과 같이 구성되었다. 우선 각 가구 별로 매분기마다 2달 이상 조사된 경우에 한하여 해당 분기별 평균소득과 소비지출을 구하여 분기별 자료를 모형의 추정에 이용하였다. 이는 월별자료가 갖는 측정오차를 완화시켜줌과 동시에 표본가구 수를 늘리기 위해서이다. 그리고 실제 분석에 포함된 가구는 이렇게 구한 분기별 평균자료가 3분기 이상 연속해서 얻어지는 가구만을 대상으로 하였다. 따라서 (1, 2, 3), (2, 3, 4), (1, 2, 3, 4) 분기 관찰된 가구는 분석에 포함되나 (1, 2, 4), (1, 3, 4) 또는 2분기 이하 관찰된 가구는 분석에서 제외되게 된다. 이는 3분기 이상 연속 관찰된 경우에 한해 2개 이상의 연속적 소득, 소비 변동량을 얻을 수 있기 때문으로 1회의 변동량만을 관찰할 수 있는 경우는 공분산의 추정에 도움이 되지못하기 때문이다.

한편 조사대상가구는 가구주의 직업구분에 의해 근로자가구와 근로자외의 가구로 구분된다. 이 중 근로자가구는 노무자가구와 봉급자가구로 구성되고 노무자외가구는 자영업자 및 기타전문직 종사가구로 구성되는데 근로자외가구에 대하여는 소득조사자료가 미비하므로 분석대상에서 제외하고 근로자가구만을 대상으로 하였다.

결과적으로 최종적으로 분석에 포함된 가구는 근로자가구중에서 연속적으로 3분기 이상 조사된 가구로 모두 846가구가 된다. 최종적인 표본의 분기별, 조사빈도수별 가구수를 보면 다음 (표 1) 과 같다.

(표 1) 분기별, 조사빈도수별 표본가구수

분 기	1	2	3	4
(1,2,3)분기 조사된 가구	254	254	254	
(2,3,4)분기 조사된 가구		325	325	325
(1,2,3,4)분기 조사된 가구	267	267	267	267
분기별 조사가구수	521	846	846	592

총 가구수 = 846.

위 표에서 보면 4분기 모두 조사된 가구는 267가구이고 3분기 연속 조사된 가구는 679 가구이나 그 중 254가구는 (1, 2, 3)분기에 조사된 가구이고 325가구는 (2, 3, 4)분기에 조사된 가구이다. 4분기 모두 조사된 가구의 경우 소득, 소비 각각에 대해 3개의 연속적 변동량 $(\Delta Y_1, \Delta Y_2, \Delta Y_3), (\Delta C_1, \Delta C_2, \Delta C_3)$ 을 얻을 수 있고 (1, 2, 3)분기 조사된 가구에 대해서는 $(\Delta Y_1, \Delta Y_2), (\Delta C_1, \Delta C_2)$, (2, 3, 4)분기 조사된 가구에 대해서는 $(\Delta Y_2, \Delta Y_3), (\Delta C_2, \Delta C_3)$ 의 2개의 연속적 변동량을 얻을 수 있다. 여기서 $\Delta Y_t, \Delta C_t$ 는 각각 t 분기와 $t+1$ 분기 사이의 소득과 소비의 변동량을 나타낸다.

기존의 연구들에 사용된 자료들은 모든 가구에 대해 조사기간과 조사회수가 동일한데 반해 본 연구에서 사용하려는 자료는 위 (표 1) 에 나타나는 바와 같이 조사기간과 조사회수 모두 일치하지 않게 된다. 따라서 추정을 위해서는 이러한 자료 특성을 고려한 조정작

업이 필요하며 이에 대해서는 IV장에서 논하고자 한다.

IV. 모형의 추정 및 결과

1. 확정적 변동의 제거

모형의 추정을 위해서는 소득 및 소비변동분 중 확정적 변동분을 제거하고 추계적 요인에 의한 변동분만을 남겨 놓아야 한다. 기존의 연구들(Hall & Mishkin[3], Mork & Smith[8], Lage[7])을 보면 관측된 소득과 소비변동을 가구주의 연령이나 가구원수의 변화 등의 가구특성 관련 변수들과 시간추세 등에 대해 회귀시키고 난 잔차를 소득, 소비의 추계적 변동분으로 보고 추정을 하고 있다. Mork & Smith의 경우는 각 변동량을 매기간마다 전체가구의 평균변동량에 대해 조정함으로써 거시적 충격에 의한 영향을 제거하고 있다. 즉, 패널의 길이가 짧을 경우는 거시적 충격에 의한 영향을 모형내에 포함시키기가 어렵기 때문에 이러한 조정절차가 필요하게 된다. 우리 자료의 경우 분기별 자료이고 또한 조사기간이 1년으로 한정적이기 때문에 이러한 절차는 필수적이라고 볼 수 있다. 분기별로 볼 때 소득과 소비 모두 1, 2 분기 사이에서는 평균적으로 각각 -0.07¹⁾, -0.27 씩 감소한 데 반해 2,3 분기 동안에는 0.32와 0.22의 증가추세를 보였고 3,4분기 사이에서도 역시 각각 0.08과 0.14의 평균적 증가를 보였다. 이러한 변화는 소득, 소비의 계절성에 의한 것으로서 거시 시계열자료에서도 동일한 형태로 나타나고 있다.

이러한 계절적 변동요인에 의한 소득, 소비변동은 추계적 변동이라기 보다는 확정적 변동요인에 해당하며 따라서 사전적으로 이를 제거시켜 주어야 한다. 본 연구에서는 이를 위해서 1982-1989년까지 도시가계연보의 분기별 자료로부터 X-11 법에 의한 계절요인을 추정해 내고 이 중 1984년도에 해당하는 계절요인으로 해당 분기의 관찰치를 나누어줌으로써 계절조정하였다. 이 때 계절요인의 조정은 소득과 각 소비항목별로 이루어졌다. 즉, 예를 들면 소비지출의 경우 각 9개 세부항목별로 각각 계절조정 해주고 이렇게 계절조정된 세부지출 내역을 합계하여 총소비 지출을 구하였다. 패널자료인 경우 계절조정을 단순히 계절가변수(seasonal dummy)를 이용하여 해줄 경우 소득수준이 서로 다른 가구들에 대해 동일한 평균적 변화를 가정하게 되므로 부적합한 방법이라고 볼 수 있다.

이렇게 얻어진 계절조정된 자료를 이용하여 다음 회귀식을 추정하고 그 잔차를 소득과 소비의 추계적 변동분 $\Delta Y_t, \Delta C_t$ 로 보았다.

$$\begin{aligned} \Delta \hat{C}_t = & - 0.0263 + 0.3381 S_2 + 0.0538 S_3 + 0.2078 CAT_2 \\ & (0.1528) \quad (0.1193) \quad (0.13) \quad (0.1191) \\ & - 0.262 D_{22} - 0.0787 D_{32} - 0.0042 AGE + 0.2275 D-HHSZ \\ & (0.1519) \quad (0.1645) \quad (0.0033) \quad (0.0942) \end{aligned} \quad (IV-1)$$

$$R^2 = 0.0104.$$

$$\begin{aligned} \Delta \hat{Y}_t = & - 0.3072 + 0.6253 S_2 + 0.2613 S_3 + 0.5087 CAT_2 \\ & (0.1583) \quad (0.1236) \quad (0.1346) \quad (0.1233) \\ & - 0.7580 D_{22} - 0.3345 D_{32} - 0.0004 AGE + 0.3637 D-HHSZ \\ & (0.1572) \quad (0.1704) \quad (0.0034) \quad (0.0976) \end{aligned} \quad (IV-2)$$

$$R^2 = 0.0222.$$

$t = 1, 2, 3.$

$\Delta \hat{C}_t, \Delta \hat{Y}_t$: 실제 관측된 소비변동과 소득변동.

1. 단위는 10만원. 본 연구에서의 소득, 소비에 관계된 모든 수치는 10만원 단위임.

$$S_2 = \begin{cases} 1 & t=2 \\ 0 & t=1,3 \end{cases} \quad S_3 = \begin{cases} 1 & t=3 \\ 0 & t=1,2 \end{cases}$$

$$CAT_2 = \begin{cases} 1 & \text{노무자가구} \\ 0 & \text{봉급자가구} \end{cases}$$

$$D_{22} = S_2 \times CAT_2$$

$$D_{32} = S_3 \times CAT_2$$

AGE : 가구주 연령.

D-HHSZ : 가구원수의 변화.

위 회귀식에서 S_2, S_3 는 분기별 가변수로서 변동량을 각 해당 분기별 평균 변동량에 대해 조정해 주는 효과가 있다. $\Delta C_i, \Delta Y_i$ 가 이미 계절조정된 변동량이므로 여기서 S_2, S_3 는 계절조정의 목적보다는 거시적 변동요인의 제거를 위해 사용되었다. CAT_2 는 가구의 직업 구분에 의한 가변수로 노무자가구와 봉급자가구의 이질성을 고려해 주기 위한 것이다. D_{22}, D_{32} 는 S_2, S_3 와 CAT_2 의 상호영향(interaction effect)을 보고 있다. 한편 AGE와 D-HHSZ는 가구특성을 반영해 주고 있다.

위 회귀식으로부터 얻어진 추계적 소비와 소득변동의 표본 공분산을 구해 보면 (표 2)와 같다.

(표 2) 추계적 소비, 소득 변동의 표본공분산 (단위 : 십만원)

	ΔC_1	ΔC_2	ΔC_3	ΔY_1	ΔY_2	ΔY_3
ΔC_1	1.1879 [1.0000] (521)	-0.4553 [-0.3035] (521)	0.1766 [0.0910] (267)	0.5897 [0.4067] (521)	-0.2250 [-0.1475] (521)	-0.0141 [-0.0080] (267)
ΔC_2		1.6813 [1.0000] (846)	-1.1841 [-0.5712] (592)	-0.1824 [-0.0997] (521)	0.6401 [0.3737] (846)	-0.6331 [-0.3181] (592)
ΔC_3			2.3449 [1.0000] (592)	0.0860 [0.0357] (267)	-0.5790 [-0.2968] (592)	1.1307 [0.5023] (592)
ΔY_1				1.7694 [1.0000] (521)	-0.6937 [-0.3726] (521)	0.3606 [0.1654] (267)
ΔY_2					1.7453 [1.0000] (846)	-0.9405 [-0.5021] (592)
ΔY_3						2.1611 [1.0000] (592)

[] 안은 상관계수. () 안은 관찰치 수.

2. 추정모형

앞의 (표 2)를 보면 소비변동, 소득변동 모두 전기의 변동량과의 공분산이 크고 (-)값을

갖는 것으로 나타나고 있다. 상관계수 역시 크게 나타나고 있는데 전기의 변동량과 갖는 (-)상관관계는 추정오차에 의한 것일 수도 있고 혹은 일시적 변동요인(소득의 경우 일시적 소득 변동, 소비의 경우는 preference shock에 의한 변동적 소비)에 의한 것일 수도 있다. 또한 Hayashi에 의하면 소비재에 내구성(durability)이 있을 경우에도 소비변동간에 (-)상관관계가 나타날 수 있다. 즉 소비(consumption)와 소비지출(consumption expenditure)을 구분해서 보면, 소득의 증가는 소비지출의 증가를 가져오고 소비재에 내구성이 있을 경우 이러한 소비재 스톡(stock)의 증가는 다음 기의 소비지출을 감소시키는 효과가 생김으로써 소비는 랜덤워크를 따르더라도 관찰된 소비지출의 변동량은 (-)의 상관관계를 갖게 된다. Hall & Mishkin의 연구에 사용된 PSID 자료를 보면, $Corr(\Delta Y_t, \Delta Y_{t+1}) = -0.2876$, $Corr(\Delta C_t, \Delta C_{t+1}) = -0.386$ 으로 나타나고 Mork & Smith의 노르웨이 가계자료의 경우는 $Corr(\Delta Y_t, \Delta Y_{t+1}) = -0.0626$ 으로 나타나는 것에 비하면 우리의 도시가계자료는 비교적 높은 상관관계를 보이고 있다. 그러나 위의 자료들은 연간자료이므로 분기별 평균을 사용하는 우리자료와 직접적인 비교는 어렵다. 분기별 자료를 사용한 Hayashi의 연구를 보면 $Corr(\Delta Y_t, \Delta Y_{t+1})$ 는 약 -0.6, $Corr(\Delta C_t, \Delta C_{t+1})$ 은 약 -0.45 정도로 우리 자료와 유사하게 나타나고 있다.

모형의 추정을 위해서 식 (II-5)의 기본모형에서 일시적 충격에 의한 소득 성분인 y_t^* 의 MA(2) 과정을 가정하고 아울러 소비의 변동도 MA(2) 과정을 따르는 일시적 소비변화에 의한 변동분을 추가적으로 가정하였다. 일시적 소득변동과 소비변동을 MA(2)로 모형화한 것은 MA(1)일 경우는 표본에서 나타나는 2기전의 변동량과의 상관관계를 전혀 설명할 수 없게 되고 MA(3) 이상의 경우는 조사회수가 최대 4회로 한정되고 있기 때문에 추정이 어렵게 되기 때문이다. 따라서 실제적인 추정모형에서의 추계적 소비변동과 소득변동은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned}\Delta C_t &= \varepsilon_t + \beta \eta_t + v_t - (1-\theta_1)v_{t-1} - (\theta_1-\theta_2)v_{t-2} - \theta_2 v_{t-3} \\ \Delta Y_t &= \varepsilon_t + \eta_t - (1-\phi_1)\eta_{t-1} - (\phi_1-\phi_2)\eta_{t-2} - \phi_2 \eta_{t-3}.\end{aligned}\quad (IV-3)$$

그러나 식 (IV-3)의 관계에 의하면 금기의 소비변동과 전기의 소득변동과는 전혀 상관관계가 존재하지 않게 되므로 표본에서 나타나는 ΔC_2 와 ΔY_1 , ΔC_3 와 ΔY_2 의 (-) 상관관계를 설명할 수 없게 된다.

Hall & Mishkin에 의하면 표본 중 유동성 제약(liquidity constraint)하에 있는 가구가 있을 경우 소득변동만큼 소비변화가 이루어지므로 (-)상관관계가 나타날 수 있다. 전체 표본 중 λ 에 해당하는 비율의 가구들이 유동성 제약하에 있다고 가정하면 소비의 변동은 다음과 같이 나타나게 된다.

$$\begin{aligned}\Delta C_t &= (1-\lambda)(\varepsilon_t + \beta \eta_t) + \lambda \Delta Y_t + v_t - (1-\theta_1)v_{t-1} - (\theta_1-\theta_2)v_{t-2} - \theta_2 v_{t-3} \\ &= \varepsilon_t + \eta_t \{\beta(1-\lambda) + \lambda\} - \lambda(1-\phi_1)\eta_{t-1} - \lambda(\phi_1-\phi_2)\eta_{t-2} \\ &\quad - \lambda\phi_2 \eta_{t-3} + v_t - (1-\theta_1)v_{t-1} - (\theta_1-\theta_2)v_{t-2} - \theta_2 v_{t-3}.\end{aligned}\quad (IV-4)$$

이 경우 표본전체로부터 추정되는 공분산은

$$Cov(\Delta C_t, \Delta Y_{t-1}) = -\lambda(1-\phi_1)\sigma_{\eta_{t-1}}^2 + \lambda(\phi_1-\phi_2)(1-\phi_1)\sigma_{\eta_{t-2}}^2 + \lambda(\phi_1-\phi_2)\phi_2\sigma_{\eta_{t-3}}^2.$$

로 나타나게 된다. 이는 유동성 제약이 있을 경우 전기에서의 일시적 소득충격 η_{t-1} 에 대하여 소비가 이에 전적으로 반응하여 일시적으로 상승하나 다음 기인 t 기에 가서는 다시 원래의 수준으로 감소하게 됨으로써 ΔC_t 와 ΔY_{t-1} 의 (-)상관관계가 존재하게 되는 것이다. 본 연구에서는 위의 식 (IV-3)과 식 (IV-4)를 이용하여 소비의 소득변동에 대한 과도민감성에 대한 검증을 시도한다.

한편 각 조사 가구 별로 조사분기수가 3과 4로 차이가 있기 때문에 앞의 식 (II-8)에 의한 우도함수가 조사분기수가 다른 가구에 대해서는 서로 다르게 나타나게 된다. 즉 4분기 모두 조사된 가구의 우도함수는 6변량 정규분포에 의해 나타내지나 3분기만 조사된 가구의 경우는 4변량 정규분포에 의해 나타내어지므로 ML추정을 위해서는 2개의 로그우도함수가 필요하다.

그리고 각 분기별 소비, 소득 변동량의 표본 분산을 보면 (표 2)에 나타난 바와 같이 매 분기별로 이분산성(heteroscedasticity)이 존재함을 알 수 있다. Hall & Mishkin은 표본 공분산 행렬 Ω 에 적절한 상수들을 곱함으로써 Ω 의 대각 행렬 원소가 소득, 소비 변동별로 동일한 분산을 갖도록 조정해 주었다. 그러나 우리 자료의 경우 분기별 이분산성이 심하게 나타나고 또한 각 변동량간의 상관관계 역시 분기별로 큰 차이를 보이고 있기 때문에 위와 같은 방법은 적절하지 못하다고 판단된다. 특히 공분산에서 나타나는 이분산성은 위와 같은 방법으로는 해결될 수 없는 문제이다. 따라서 본 연구에서는 각 분기별로 추계적 요인들의 이분산성을 모형안에 포함시키고 추정을 행하였다. 즉 매분기마다 소비와 소득 중 추계적 요인의 분산이 일정하다고 보기 어려우므로 분기별로 각각의 분산을 추정하였다.

이와 같이 각 분기별 이분산성을 모형에 도입시키게 되면 똑같이 3분기 조사된 관찰치인 경우라도 (1, 2, 3)분기 조사된 가구와 (2, 3, 4)분기 조사된 가구의 우도함수 및 로그우도함수는 구별되어 추정되어야 한다. 따라서 추정에 사용될 표본전체의 우도함수 및 로그우도함수는 다음과 같이 나타낼 수 있다. 여기서 N_1, N_2, N_3 는 각각 (1, 2, 3), (2, 3, 4), (1, 2, 3, 4)분기에 조사된 가구수이고 $\Delta_1, \Delta_2, \Delta_3$ 는 그에 해당하는 가구의 소비변동과 소득변동의 벡터이며 $\Omega_1, \Omega_2, \Omega_3$ 는 각각 $\Delta_1, \Delta_2, \Delta_3$ 의 공분산 행렬이다.

$$L = L_1 \times L_2 \times L_3 \\ = \{ \prod_{i=1}^{N_1} f(\Delta_{1i}; \Omega_1) \} \{ \prod_{j=1}^{N_2} f(\Delta_{2j}; \Omega_2) \} \{ \prod_{k=1}^{N_3} f(\Delta_{3k}; \Omega_3) \}.$$

$$\Delta_1 = (\Delta C_1, \Delta C_2, \Delta Y_1, \Delta Y_2)'$$

$$\Delta_2 = (\Delta C_2, \Delta C_3, \Delta Y_2, \Delta Y_3)'$$

$$\Delta_3 = (\Delta C_1, \Delta C_2, \Delta C_3, \Delta Y_1, \Delta Y_2, \Delta Y_3)'$$

$$\log L = \log L_1 + \log L_2 + \log L_3. \quad (IV-5)$$

$$L_1 = - \frac{4N_1}{2} \log(2\pi) - \frac{N_1}{2} \log |\Omega_1| - \sum_i \Delta_{1i}' \Omega_1^{-1} \Delta_{1i}.$$

$$L_2 = - \frac{4N_2}{2} \log(2\pi) - \frac{N_2}{2} \log |\Omega_2| - \sum_j \Delta_{2j}' \Omega_2^{-1} \Delta_{2j}.$$

$$L_3 = - \frac{6N_3}{2} \log(2\pi) - \frac{N_3}{2} \log |\Omega_3| - \sum_k \Delta_{3k}' \Omega_3^{-1} \Delta_{3k}.$$

표본전체의 로그우도함수 $\log L$ 이 위와 같이 주어졌을 때 공분산 행렬 $\Omega_1, \Omega_2, \Omega_3$ 는 모형내의 파라미터들의 함수로 표시되므로 ML 추정법을 이용하여 구할 수 있다.

3. 추정결과

우선 표본 공분산 행렬을 모형내 파라미터에 의한 제약없이 ML 추정하였다. 그 결과는 (표 3)과 같다.

(표 3) 공분산 행렬에 의한 ML 추정치

(단위 : 십만원)

	ΔC_1	ΔC_2	ΔC_3	ΔY_1	ΔY_2	ΔY_3
ΔC_1	1.1762 (0.0722)	-0.4147 (0.0588)	0.0694 (0.0802)	0.5873 (0.0669)	-0.2174 (0.0587)	0.0020 (0.0820)
ΔC_2		1.6794 (0.0816)	-1.0791 (0.0828)	-0.1886 (0.0695)	0.6393 (0.0628)	-0.5332 (0.0749)
ΔC_3			2.2713 (0.1275)	0.0079 (0.0956)	-0.4788 (0.0822)	1.0653 (0.0983)
ΔY_1				1.7363 (0.1058)	-0.6141 (0.0737)	0.3462 (0.0981)
ΔY_2					1.7433 (0.0848)	-0.9790 (0.0861)
ΔY_3						2.1641 (0.1251)

()안은 표준오차.

전체적으로 앞 (표 2)의 표본공분산과 잘 일치하고 있다. 다음 (표 4)는 모형내 파라미터에 대한 ML 추정결과를 보여준다.

(표 4) 모형내 파라미터에 대한 ML 추정치

	파라미터	유동성제약을 고려안한 경우	유동성제약을 고려한 경우
표본중 유동성 제약 하에 있는 가구 비율	λ	-	0.3327(0.0451)
일시적 소득변동에 대한 한계소비성향	β	0.3867(0.0379)	0.0506(0.0941)
일시적 소비충격의 MA 파라미터	θ_1	0.1503(0.0561)	0.2325(0.0432)
일시적 소비충격의 MA 파라미터	θ_2	0.1544(0.0987)	0.2213(0.0709)
일시적 소득충격의 MA 파라미터	ϕ_1	0.3756(0.0474)	0.2357(0.0436)
일시적 소득충격의 MA 파라미터	ϕ_2	0.3861(0.0780)	0.2788(0.0625)
1분기에서의 일시적 소득충격의 분산	$\sigma_{\eta_1}^2$	1.2858(0.2102)	1.5952(0.1739)
2분기에서의 일시적 소득충격의 분산	$\sigma_{\eta_2}^2$	0.8344(0.1100)	0.7100(0.1068)
3분기에서의 일시적 소득충격의 분산	$\sigma_{\eta_3}^2$	1.2412(0.0807)	1.2326(0.0790)
4분기에서의 일시적 소득충격의 분산	$\sigma_{\eta_4}^2$	0.8901(0.1429)	1.1490(0.1396)
2분기에서의 영구적 소득충격의 분산	$\sigma_{\epsilon_2}^2$	0.2264(0.0785)	0.0030(0.0271)
3분기에서의 영구적 소득충격의 분산	$\sigma_{\epsilon_3}^2$	0.0003(0.0048)	0.0004(0.00367)
4분기에서의 영구적 소득충격의 분산	$\sigma_{\epsilon_4}^2$	0.4214(0.0119)	0.1733(0.11)
1분기에서의 일시적 소비충격의 분산	$\sigma_{v_1}^2$	0.4779(0.0914)	0.7654(0.0998)
2분기에서의 일시적 소비충격의 분산	$\sigma_{v_2}^2$	0.4267(0.0559)	0.4744(0.0608)
3분기에서의 일시적 소비충격의 분산	$\sigma_{v_3}^2$	1.0842(0.0734)	1.1165(0.0671)
4분기에서의 일시적 소비충격의 분산	$\sigma_{v_4}^2$	0.8909(0.0934)	1.2098(0.0846)

()안은 표준오차.

위 결과에서 유동성 제약을 고려하지 않은 경우 β 의 ML 추정치는 0.3867로 나타나고 있는데 이는 이론적인 예측치를 훨씬 초과하는 값이다. 소득의 MA 파라미터 $\phi_1 = 0.36$, $\phi_2 = 0.36$ 를 가정할 때 β 의 이론적인 값은 1분기 실질 이자율에 따라 다음과 같이 나타난다.

(표 5) 일시적 소득충격에 대한 한계소비성향 ($\phi_1 = 0.36, \phi_2 = 0.36, T = \infty$)

r	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07
β	0.0173	0.034	0.0503	0.066	0.081	0.096	0.11

따라서 모형의 추정결과에 의하면 실제 표본가구의 소비는 항상소득가설에 의한 소비행위를 하는 경우보다 소득변동에 민감한 것으로 보인다. 즉 소득변동이 일시적인 충격에 의한 것일 때 소비는 소득의 변동에 큰 영향을 받지 않아야 하나 도시가계자료를 이용한 추정결과는 소득변동에 대한 소비의 과도민감성이 존재함을 나타낸다. 이러한 추정결과는 표본공분산에서 소비변동과 1기전의 소득변동간의 유의적인 (-) 상관관계로부터 어느 정도 예상된 결과이다.

한편 각 추계적 변동량의 분산을 보면 소득의 경우 대부분의 소득변동이 일시적 소득충격에 의한 것으로 추정되고 있으며 영구적 소득변동은 4분기에서 분산이 크게 나타나고 있다. 일시적 소비의 경우는 1, 2 분기에서는 3, 4 분기에 비해 안정적인 변동을 보여주고 있다. 소비변동의 표본분산을 보면 (3, 4)분기 사이에서 가장 크게 나타나고 있는데 위의 추정결과와 연관시켜 볼 때 이는 3, 4 분기에서 소득충격의 분산이 크고 일시적인 소비변동 역시 심하기 때문으로 해석해 볼 수 있다.

유동성 제약을 고려한 경우의 추정결과를 보면 $\lambda = 0.3327$ 로서 β 에서 나타난 과도민감성이 λ 에 의해 설명되고 있다. λ 에 대한 해석으로는 Hall & Mishkin 식으로 전체 표본가구 중 유동성 제약에 걸려 있는 가구비율이라고 볼 수도 있겠으나 이는 다소 임의적인 해석이라고 판단된다. 표본가구의 동질성(homogeneity)을 가정하는 경우에도 만일 각 가구의 소비행위가 부분적으로 소득변동에 민감하다면 위와 같은 결과가 나올 수 있는 것이다. 따라서 본 연구에서의 추정방법과 모형만으로는 λ 에 대한 명확한 해석은 사실상 어렵다고 볼 수 있다.

그러나 λ 에 의해 소비의 과도민감성이 설명됨으로 해서 β 값은 0.0506으로 낮아졌고 (표 5)에서 계산된 이론적 값에 부합되는 결과를 보이고 있다. 소비변동이 유동성 제약 외에 다른 요인에 의해 영향받지 않는다고 할 때 여기서 추정된 β 는 모형이 의미하는 바대로 일시적 소득변동에 대한 한계소비성향이 된다.

한편 총소비변동을 각 변동요인별로 구분해 볼 수 있다. 식 (IV-4)의 유동성 제약을 고려한 소비변동모형에서 총소비변화의 분산은 다음과 같이 나타난다.

$$\begin{aligned} \text{Var}(\Delta C_t) = & \sigma_{v_t}^2 + \sigma_{v_t}^2 \{\beta(1-\lambda) + \lambda\}^2 + \sigma_{v_{t-1}}^2 (1-\phi_1)^2 \lambda^2 + \sigma_{v_{t-2}}^2 \lambda^2 (\phi_1 - \phi_2)^2 \\ & + \sigma_{v_{t-3}}^2 \lambda^2 \phi_2^2 + \sigma_{v_t}^2 + \sigma_{v_{t-1}}^2 (1-\theta_1)^2 + \sigma_{v_{t-2}}^2 (\theta_1 - \theta_2)^2 + \sigma_{v_{t-3}}^2 \theta_2^2. \end{aligned} \quad (\text{IV-6})$$

이 중 $\sigma_{v_t}^2$ 관련항은 일시적 소비변동에 의한 변동량에 해당하고 나머지 부분은 추계적 소득변동과 연관된 변동량이다. 소비의 과도민감성이 없을 경우, 추계적 소득변동에 의한 소비의 변동량은 $\sigma_{v_t}^2 + \beta^2 \sigma_{v_t}^2$ 로 주어지므로 추정된 파라미터값들을 이용하여 그 크기를 계산할 수 있다. 총소비변동량 중 위 요인에 의한 변동량을 제거한 나머지 부분은 과도민감성에 의한 변동량이라고 볼 수 있다. 다음 (표 6)은 각 변동요인별로 소비변동에서 차지하는 비중을 추정된 파라미터값으로부터 계산한 것이다.

(표 6)을 보면 일시적 소비지출에 의한 변동량은 평균적으로 약 86%를 차지하고 나머지 14% 정도에 해당하는 변동량은 소득변동에 의해 설명되어 진다. 소득변동에 의한 변동량은 거의 대부분이 과도민감성에 의한 변동량으로, 항상소득의 변동에 의한 부분은 총소비 변동 중 3% 정도를 차지하나 과도민감성에 의한 변동량은 약 11%를 차지하는 것으로 나타났다. 따라서 소비의 과도민감성이 없을 경우보다 안정적인 소비행태가 나타나게 될 것으로 기대할 수 있다.

(표 6) 총소비 변동의 변동요인별 비중

분 기	총소비의 분산	일시적소비지출에 의한 변동량	유동성 제약이 없을 경우 소득변동에 의한 변동량	과도민감성에 의한 변동량
(1, 2)	1.1887 (100)	0.9801 (82.45)	0.00482 (0.41)	0.2038 (17.14)
(2, 3)	1.6651 (100)	1.4553 (87.4)	0.00356 (0.21)	0.2063 (12.39)
(3, 4)	2.1437 (100)	1.9050 (88.87)	0.1762 (8.22)	0.0624 (2.91)
평 균	1.6658 (100)	1.4468 (86)	0.0615 (3)	0.1575 (11)

()안은 해당 분기의 총분산 중 차지하는 비율(%).

(표 7)은 유동성 제약을 고려한 모형의 파라미터들에 대한 ML 추정치로부터 얻어진 이론적 표본 공분산 행렬을 나타낸다. 추정된 파라미터들에 의한 분산 공분산 값이 표본으로부터 계산된 값(표 2)과 대체적으로 일치하는 것을 볼 수 있다.

(표 7) 파라미터 추정치에 의한 공분산 행렬

	ΔC_1	ΔC_2	ΔC_3	ΔY_1	ΔY_2	ΔY_3
ΔC_1	1.1887	-0.4219	0.1571	0.6059	-0.2209	0.1243
ΔC_2		1.6651	-0.9662	-0.2026	0.6209	-0.3594
ΔC_3			2.1437	0.1233	-0.3276	0.8757
ΔY_1				1.7428	-0.6090	0.3633
ΔY_2					1.7401	-0.9846
ΔY_3						2.1677

전체적인 추정결과를 볼 때 어느 정도 만족할 만하다고 볼 수 있으나 일시적 변동에 대한 MA 파라미터에 대한 추정치는 이론적으로나 직관적으로나 설명이 어려운 수치를 보이고 있다. 즉, 소득이나 소비 모두 1기전의 충격에 대한 MA 파라미터보다 2기전의 충격에 의한 MA 파라미터가 크게 추정되고 있는데 이는 소득이 소비 충격의 효과가 시간이 지남에 따라 감소하리라는 일반적 직관과 부합되지 않는 결과이다. 이러한 추정치가 얻어진 것은 표본에서 ΔY_1 과 ΔY_3 , ΔC_1 과 ΔC_3 의 공분산이 모두 (+) 값으로 크게 나타나기 때문이다. 표본내 소득 변동의 추계적 성질에 대한 유의적인 결론을 내리기에는 표본수가 작고 조사기간이 짧다는 문제점이 있으나 이러한 (+) 공분산은 MA 과정을 따르는 소득 모형으로는 설명이 어렵다.

만일 ΔY_1 과 ΔY_3 의 (+) 공분산이 표본수가 작음으로 해서 생길 수 있는 偏倚(bias)나 혹은 자료처리 과정 중 방법론상의 오류에 의한 것이라고 하면, $Cov(\Delta Y_1, \Delta Y_3)$ 가 파라미터들에 부과하는 제약을 없애고 추정을 함으로써 보다 이론과 부합되는 결과를 얻을 수 있을 것이다. 다음 (표 8)은 공분산 행렬 중 $Cov(\Delta Y_1, \Delta Y_3)$ 에 해당하는 부분을 (표 3)에

서 추정된 표본 공분산의 ML 추정치로 대신했을 때 얻어진 결과이다. 각 추계적 요인들에 대한 분산은 앞서의 추정에서와 유사하게 나타났다.

(표 8) 공분산 제약하의 ML 추정치

파라미터	유동성제약을 고려안한 경우	유동성제약을 고려한 경우
λ	-	0.3232(0.0443)
β	0.3725(0.0382)	0.0846(0.0899)
θ_1	0.1170(0.0679)	0.1969(0.0499)
θ_2	0.0979(0.1054)	0.1317(0.0777)
ϕ_1	0.2792(0.0988)	0.0361(0.1210)
ϕ_2	0.2001(0.1729)	-0.0313(0.1370)

MA 파라미터의 값은 기대했던 바와 같이 2기전의 충격에 대한 파라미터 값이 바로 전기의 충격에 대한 파라미터 값보다 작게 추정되었다. 그러나 유동성 제약을 고려한 경우에 일시적 소득변동에 대한 MA파라미터 값들 중 2기전의 변동에 대한 파라미터 값이 (-) 값으로 추정되고 있다. 전체적으로 볼 때 이와 같이 파라미터 값의 변동이 심한 것은 조사기간이 짧고 표본수도 한정적이기 때문으로 판단된다.

V. 결론

본 연구에서는 Hall & Mishkin의 방법론을 기초로 패널내 추계적 요인들의 공분산 관계를 이용한 ML 추정법을 써서 항상소득가설을 검증하였다. 검증에 사용된 자료는 분기별 자료로서, 분기별 자료의 경우 매 분기마다 이분산성이 크게 나타나고 따라서 모형의 추정시에 이분산성에 대한 고려가 함께 이루어져야 한다. 분기별 이분산성을 고려한 모형의 ML 추정결과 소비가 소득변동에 대해 과도민감성을 보이는 것으로 나타났으며, 분기별 소비변동 중 약 11%가 소비의 과도민감성에 의한 것으로 추정되었다.

추정과정에서 나타난 문제점으로는 소득의 추계적 변동과정에 대한 MA모형이 소득의 표본 공분산에 대해서 갖는 설명력이 떨어지는 것을 들 수 있으나 전체적으로 볼 때 표본 공분산이 추정된 모형에 의해 잘 설명되고 있다. 앞으로의 연구과제는 보다 다기간에 걸친 자료의 확충과 아울러, 가기간 이질성(heterogeneity)에 의한 이분산성과 소비재의 내구성에 의한 영향을 고려한 모형의 정립과 추정이 필요하리라 생각된다.

<References>

- [1] Altonji, J.G. and A. Siow, "Testing the Response of Consumption to Income Changes with (Noisy)Panel Data", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102, 293–328, 1987.
- [2] Dynarski, M. and M. Sheffrin, "Housing Purchases and Transitory Income : A Study with Panel Data", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 67, 195–204, 1985.
- [3] Hall, R.E. and F.S. Mishkin, "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income : Estimates from Panel Data on Households", *Econometrica*, Vol. 50, No. 2, 461–481, 1982.
- [4] Hall, R.E., "Stochastic Implications of the Life Cycle–Permanent Income Hypothesis : Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, Vol. 86, No. 6, 971–987, 1978.
- [5] Hayashi, F., "The Permanent Income Hypothesis and Consumption Durability : Analysis Based on Japanese Panel Data", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. c, No. 4, 1083–1113, 1985.
- [6] Kuehlwein, M., "A Test for the Presence of Precautionary Saving", *Economics Letters*, Vol. 37, 471–475, 1992.
- [7] Lage, M.J., "Sensitivity of Tests of the PIH to Alternative Consumption Proxies", *Economics Letters*, Vol. 36, 429–433, 1991.
- [8] Mork, K.A. and V.K. Smith, "Testing the Life–Cycle Hypothesis with a Norwegian Household Panel", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 7, No. 3, 287–296, 1989.
- [9] Runkle, D.E., "Liquidity Constraints and the Permanent–Income Hypothesis, Evidence from Panel Data", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 27, 73–98, 1991.
- [10] Shapiro, M.D., "The Permanent Income Hypothesis and the Real Interest Rate : Some Evidence from Panel Data", *Economics Letters*, Vol. 14, No. 1, 93–100, 1984.
- [11] Zeldes, S.P., "Consumption and Liquidity Constraints : An Empirical Investigation", *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 2, 1989.