패널내 추계적 요인들의 공분산 관계에 의한 최우추정

이회경* · 이진우*

Maximum-Likelihood Estimation using a Variance-Covariance Relationship of Stochastic Elements within a Panel

Hoe-Kyung Lee* · Jin-Woo Lee*

ABSTRACT

This paper analyses the stochastic nature of the Permanent Income Hypothesis (PIH) by specifying the variance−covariance structure of PIH based on Hall and Mishkin[3]. Maximum likelihood is employed to estimate the model by explicitely incorporating the heteroscedastic nature of the data into the likelihood. The data used are individual Korean household consumption and income data. The results indicate that the data are generally consistent with the Permanent Income Hypothesis, and about 11 percent of the total variation in consumption may be attributable to the excess sensitivity of consumption to income.

1. 서 론

항상소득가설(Permanent Income Hypothesis)에 의하면 소비수준의 결정은 단순히 현재소득에 근거해서 이루어지는 것이 아니라 미래에 예상되는 자산소득과 근로소득을 모두 포함한 항상소득에 근거해서 이루어지게 된다. 따라서 현재소득의 변화는 그것이 항상소득에 미치는 영향을 통해서 소비수준의 변동을 가져오게 된다. 더욱이 합리적 기대 가설(rational expectation hypothesis)하에서는 소득변동중 추계적 소득변동분만이 항상소득과 소비에 영향을 미치게 되며, 이와 같은 추계적 소득변동요인과 소비와의 관계는 Hall[4] 이후 이 분야 연구의 중심이 되어 왔다.

본 연구에서는 우리나라의 도시가계자료를 이용하여 소득변동중 추계적 변동요인과 소비와의 관계를 실증분석하고 항상소득가설에 대한 검증과 아울러 실증분석상의 방법론에 대하여 논하고자 한다. 일반적으로 거시 시계열자료는 통계산출과정에서 생기는 편의(bias)의 문제점이 있고, 또

* 한국과학기술원 경영정책학과

한 항상소득가설이 가계수준에서의 소비행태를 규명하는 가설이라는 점등으로 인해 미시자료를 이용한 분석은 소비행태에 대한 실증연구에서 큰 비중을 차지하고 있다. 지금까지의 연구중 가계(household) 수준의 미시자료를 이용한 대표적인 것으로 Hall & Mishkin[3], Shapiro[10], Dynarski & Sheffrin[3], Hayashi[5], Altonji & Siow[1], Zeldes[11], Runkle[9] 등이 있으며, 이중 Hayashi의 연구를 제외하고는 모두 미국의 PSID(Panel Study of Income Dynamics) 자료를 이용한 것이다. 이들 연구는 유동성제약([3], [11], [9], [1])이나 이자율([10]), 소비재의 내구성([5]) 등이 소비행태에 미치는 영향을 항상소득가설에 근거해서 실증분석하고 있으나, PSID 자료는 소비지출에 대한 조사가 식료품 소비에 한정되어 있고 Hayashi의 일본가계자료는 조사기간이 짧다(4분기)는 문제점들을 갖고 있다.

본 연구에서 사용된 도시가계자료는 각 조사가구에 대해 다수의 관찰치를 얻을 수 있는 패널자료로서, 역시 조사기간이 1년으로 비교적 짧다는 문제점이 있으나 소비지출과 가계특성에 대한 상세한 조사가 이루어져 있기 때문에 분석결과의 신뢰성을 높일 수 있을 것으로 본다. 항상소득가설 검정상의 주요 문제가 자료의 제약에 있다는 점을 감안할때, 비교적 자세한 정보를 담고 있는 도시가계자료를 이용한 실증분석이 의미를 가지리라 생각하며, 아울러 우리나라 가계의 소비행태를 밝히는 데에도 기여할 수 있을 것으로 본다. 추정모형은 Hall & Mishkin[3]의 모형을 근간으로 자료의 특성에 맞추어 조정된 모형을 사용하고자 한다.

2. 기본 모형

Hall & Mishkin[3]은 패널(panel)내 추계적 성분들의 공분산관계(variance-covariance structure)를 통해 모형내 파라미터들의 최우추정치를 얻는 방법을 이용하여 항상소득가설의 검증을 시도하였다. 간략히 그들의 모형을 소개하기로 한다.[1)]

먼저 관측된 소득 $\tilde{Y}_t$ 가 다음과 같이 구성된다고 가정한다.

$$\begin{aligned} &\tilde{Y}_t = Y_t^d + Y_t^p + Y_t^s \\ &\begin{cases} Y_t^p = Y_{t-1}^p + \varepsilon_t \\ Y_t^s = \sum_{m=0}^{\infty} \phi_m \eta_{t-m} \quad (\phi_0 = 1) \end{cases} \end{aligned} \tag{1}$$

(단, ε_t와 η_t 는 각각 평균이 0 이고 분산이 σ_ε^2, σ_η^2인 백색잡음이며 서로 독립이라고 가정.)

여기에서 Y_t^d 는 가구특성과 계절성, 시간추세 등에 의해 결정되는 확정적 소득이며, Y_t^p 와 Y_t^s 는 각각 랜덤워크와 파라미터가 ϕ_m인 이동평균(MA) 과정을 따르는 추계적 소득성분인 것으로 가정한다. 이러한 가정하에서 t기에 관찰된 소득변동 $\Delta\tilde{Y}_t$ $(=\tilde{Y}_t - \tilde{Y}_{t-1})$는 확정적 변동분과 추계적 변동분의 합으로 구성되며, 이중 추계적 소득변동분을 ΔY_t 라고 하면,

$$\Delta Y_t = \varepsilon_t + \eta_t - (1-\phi_1)\eta_{t-1} - (\phi_1 - \phi_2)\eta_{t-2} - \cdots \tag{2}$$

로 나타낼 수 있다. 위 식(2)에서 ε_t는 랜덤워크를 따르는 소득성분의 변동량으로서, 미래의 모든 기대소득을 ε_t만큼씩 변동시키는 효과를 갖기 때

1) 본 연구에서는 계절별 이분산성과 기타 자료특성이 고려된 모형을 개발하여 추정에 이용하고 있으며 이에 대해서는 4.2절 추정모형에서 다루고자 한다.

문에 이를 영구적 소득충격(permanent income shock)이라 한다. 반면에 η_t는 일시적 소득충격(transitory income shock)으로서, 미래의 기대소득에 미치는 영향이 한정적이며 그 크기는 MA 파라미터 ϕ에 의해 결정된다.

한편 효용함수의 시제간 분리가능성(intertemporal separability)과 오목성(concavity)을 가정하고 총효용 극대화를 위한 1계 조건과 예산제약식(budget constraint)을 이용하게 되면, 항상소득가설에 따르는 소비변동 $\Delta C_t(=C_t-C_{t-1})$가 추계적 소득변동과 다음의 관계에 있음을 보일 수 있다(Hall & Mishkin[3]).

$$\Delta C_t = \varepsilon_t + \beta\eta_t$$
$$\beta = (1/\textstyle\sum_{m=0}^{\infty}(1+r)^{-m})\sum_{m=0}^{\infty}(1+r)^{-m}\phi_m \quad (r : \text{이자율}) \qquad (3)$$

여기서 영구적 소득충격 ε_t는 항상소득을 ε_t만큼 변화시킴으로써 동일한 양의 소비변화를 유발하는데 반해, 일시적 소득충격 η_t는 항상소득에 미치는 변동량에 해당하는 $\beta\eta_t$만큼의 소비변화만을 유발하고 있다($|\phi_m|<1$ 이고 이자율이 0보다 클경우, β는 항상 1보다 작게 된다). 또한 t기의 소비변동 ΔC_t는 t기에 발생한 소득충격에만 관계되고 있는데, 이는 다름아닌 소비의 랜덤워크 가설을 의미한다.

이제 위의 식(2)와 식(3)에 의해 ΔC_t와 ΔY_t의 공분산관계를 구하면 다음과 같다.

$$Var(\Delta C_t) = \sigma_\varepsilon^2 + \beta^2\sigma_\eta^2$$
$$Var(\Delta Y_t) = \sigma_\varepsilon^2+\sigma_\eta^2\{(1-\phi_1)^2+(\phi_1-\phi_2)^2+\cdots\}$$
$$Cov(\Delta C_t, \Delta Y_t) = \sigma_\varepsilon^2+\beta\sigma_\eta^2 \qquad (4)$$
$$Cov(\Delta C_t, \Delta Y_{t-i}) = 0,\ i=1,2,3,\cdots.$$
$$Cov(\Delta C_t, \Delta Y_{t+i}) = -\beta\sigma_\eta^2(\phi_{i-1}-\phi_i),\ i=1,2,3,\cdots.$$

따라서 추계적 소비변동과 소득변동으로 이루어진 벡터를 $\Delta(=(\Delta C_1, \Delta C_2,\cdots,\Delta C_T, \Delta Y_1, \Delta Y_2, \cdots,\Delta Y_T,)')$라고 하면, Δ의 공분산행렬 Ω는 식 (4)의 관계에 의해 결정된다. 또한 추정을 위한 우도함수의 도출을 위해 ε_t와 η_t의 분포를 정규분포로 가정하게 되면 식(2)와 식(3)에 따라 Δ는 다변량 정규분포를 따르게 되며, N개의 조사대상에 대해 (T+1)번 조사된 패널을 얻었다고 할때 j번째 가구의 소비변동과 소득변동 벡터를 Δ_j라고 하면, 패널전체의 로그우도함수는

$$\log L = -(NT/2)\log(2\pi)-(N/2)\log|\Omega| -(1/2)\textstyle\sum_{j=1}^{N}\Delta_j'\,\Omega^{-1}\,\Delta_j \qquad (5)$$

로 표시된다. 이때 공분산행렬 Ω는 파라미터 β, σ_η^2, σ_ε^2 등의 함수이므로, 위 식(5)에 의한 표본로그우도함수를 이용하여 파라미터들의 최우추정량을 얻을 수 있다. 특히 β는 일시적 소득충격에 의한 한계소비성향으로서, 항상소득가설에 의하면 소비는 일시적 변동소득에는 크게 반응하지 않아야 하므로, 추정된 $\hat{\beta}_{ML}$ 값과 식(3)에 의한 이론적 값을 비교함으로써 소비의 과도민감성(excess sensitivity) 여부를 검증할 수 있다.

3. 자료

분석에 사용된 자료는 경제기획원 조사통계국에 의해 조사된 1984년도 도시가계의 월별 소득 및 가계지출 자료이다. 이 자료는 소비지출에 대한 자세한 조사항목을 담고 있는데 반해, 매월 표본크기의 일정비율(약 1/12)만큼 기존의 가구를 새로운 가구로 교체하여 조사하였기 때문에 가구마다 조사기간과 조사시기가 다르다는 특징을 갖는다.

실제 추정에 사용된 자료는 다음과 같이 구성되었다. 우선 각 가구별로 매분기당 2개월 이상 조사된 경우에 한하여 해당 분기별 평균소득과

평균소비를 구하고, 이렇게 구한 분기별 자료를 모형의 추정에 이용하였다. 이는 월별자료가 갖는 측정오차를 완화시켜줌과 동시에 표본가구수를 늘리기 위함이다. 그러나 자영업과 전문직에 종사하는 가구의 경우에는 소득자료의 신빙성이 떨어지기 때문에 표본에서 제외하였으며, 3분기 이상 연속해서 분기별 평균이 얻어지지 않는 가구의 경우에는 소득과 소비의 동적관계에 대한 정확한 파악이 어렵다고 판단되어 역시 표본에서 제외하였다. 따라서 실제 분석에 이용된 표본은 노무자 가구와 봉급자 가구로 이루어진 근로자가구중에서 연속적으로 3분기 이상 조사된 가구로 구성되며, 총 846가구가 여기에 해당한다. 이중 4분기 모두 조사된 가구는 267 가구이고 3분기 연속 조사된 가구는 679 가구로서, 3분기 연속 조사된 가구중 254 가구는 (1, 2, 3)분기에 조사되었고 325 가구는 (2, 3, 4)분기에 조사된 가구이다.

기존의 연구들에서 사용된 자료들의 경우 모든 가구에 대해 조사기간과 조사회수가 동일한데 반해, 본 연구에서 사용하려는 자료는 조사기간과 조사회수 모두 일치하지 않게 된다. 따라서 적절한 추정을 위해서는 이러한 자료 특성을 고려한 조정작업이 필요하며 이에 대해서는 다음 장에서 논하고자 한다. 본 연구에서는 소득변수로 총소득중에서 비소비 지출을 공제한 가처분소득을 이용하였고, 소비변수로는 가계지출중 역시 비소비지출을 제외한 소비지출을 이용하였다.

4. 모형의 추정 및 결과

4.1 확정적 변동의 제거

모형의 추정을 위해서는 소득 및 소비변동분중 확정적 변동분을 제거하고 추계적 요인에 의한 변동분만을 남겨 놓아야 한다. 기존의 연구들(Hall & Mishkin[3], Mork & Smith[8], Lage[7], Kuehwein[6])을 보면 관측된 소득과 소비변동을 가구주의 연령이나 가구원수의 변화와 같은 가구특성 변수들과 시간추세 등에 대해 회귀시키고 난 잔차를 각각 소득과 소비의 추계적 변동분으로 보고 분석을 하고 있다. Mork & Smith의 경우는 각 변동량을 매기간마다 전체가구의 평균변동량에 대해 조정함으로써 거시적 충격에 의한 영향을 제거시키고 있는데, 패널의 길이가 짧을 경우에는 거시적 충격에 의한 영향을 모형내에 포함시키기가 어렵기 때문에 이러한 조정절차가 필요하게 된다.

한편 본 연구에서 사용한 자료는 분기별 자료이기 때문에 소득과 소비의 계절성이 추가로 고려되어야만 한다. 자료를 보면 소득과 소비 모두 1,2분기 사이에서는 평균적으로 각각 0.07[2], 0.27씩 감소한데 반해 2,3분기 동안에는 0.32와 0.22의 증가를 보였고 3,4분기 사이에서도 역시 각각 0.08과 0.14의 평균적 증가를 보이고 있다. 이러한 평균적 변화는 거시적 충격에 의한 영향과 계절요인에 의한 영향이 혼재되어 나타나는 것으로 볼 수 있다. 따라서 우선 계절성에 의한 확정적 변동분을 제거시켜 주어야 하며, 본 연구에서는 1982~1989년에 걸친 도시가계연보의 분기별 거시자료로부터 1984년도의 계절요인을 추정해내고 이 추정치로 해당분기의 관찰치를 나누어주는 방법으로 계절조정을 하였다. 특히 소비지출의 경우는 9개 세부지출항목별로 각각 계절조정한 결과를 합계하는 방식으로 계절조정을 하였다.

소득과 소비의 추계적 변동분 ΔY_t, ΔC_t는 계절조정된 자료로부터 확정적 변화와 거시적 충격에

2) 본고에서의 소득과 소비는 모두 10만원 단위임.

의한 변화를 제거시킴으로써 구할 수 있다. 이를 위하여 위에서의 방법으로 계절조정된 소비변동과 소득변동에 대하여 다음의 회귀식을 추정하고 그 잔차를 추계적 변동분으로 보았다.

$$\Delta \widetilde{C}_t = \underset{(0.1528)}{-0.0263} + \underset{(0.1193)}{0.3381}\, S_2 + \underset{(0.13)}{0.0538}\, S_3 + \underset{(0.1191)}{0.2078}\, CAT_2 - \underset{(0.1519)}{0.262}\, D_{22} - \underset{(0.1645)}{0.0787}\, D_{32} - \underset{(0.0033)}{0.0042}\, AGE + \underset{(0.0942)}{0.2275}\, DHHSZ \quad (6)$$

$$R^2 = 0.0104$$

$$\Delta \widetilde{Y}_t = \underset{(0.1583)}{-0.3072} + \underset{(0.1236)}{0.6253}\, S_2 + \underset{(0.1346)}{0.2613}\, S_3 + \underset{(0.1233)}{0.5087}\, CAT_2 - \underset{(0.1572)}{0.7580}\, D_{22} - \underset{(0.1704)}{0.3345}\, D_{32} - \underset{(0.0034)}{0.0004}\, AGE + \underset{(0.0976)}{0.3637}\, DHHSZ \quad (7)$$

$$R^2 = 0.0222$$

단, ( )안은 표준오차. t=1, 2, 3.

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

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

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

$D_{22} = S_2 \times CAT_2$, $D_{32} = S_3 \times CAT_2$

AGE : 가구주 연령.

$DHHSZ$: 가구원수의 변화.

위 회귀식에서 S_2, S_3는 분기별 가변수로서, 변동량을 각 해당 분기별 평균 변동량에 대해 조정해 주는 효과를 갖는다. ΔC_t, ΔY_t가 이미 계절조정된 변동량이므로 여기서의 S_2, S_3는 계절조정의 목적보다는 거시적 변동요인의 제거를 위하여 사용되었다. CAT_2는 가구주의 직업구분에 따른 가변수로서 노무자가구와 봉급자가구의 이질성을 고려해 주기 위한 것이다. 한편 D_{22}, D_{32}는 각각 S_2, S_3와 CAT_2 간의 상호영향(interaction effect)을 나타내며 AGE와 $DHHSZ$는 가구특성을 반영해 주고 있다.

위 회귀식으로부터 얻어진 추계적 소비변동량과 소득변동량의 표본공분산을 구해보면 다음 〈표 1〉과 같다.

〈표 1〉 추계적 소비변동과 소득변동의 표본공분산

	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 [1.000] (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.

4.2 추정모형

앞의 〈표 1〉을 보면 소비변동과 소득변동 모두 전기의 변동량과의 공분산이 크고 (−)값을 갖는 것으로 나타나고 있다. 상관계수 역시 크게 나타나고 있는데, 전기의 변동량과 갖는 (−)자기상관관계는 추정오차에 의한 것일 수도 있고(Altonji & Siow [1]), 혹은 소비재가 갖는 내구성(durability)에 의한 것일 수도 있다(Hayashi[5]). Hall & Mishkin의 연구에 사용된 PSID 자료에서는 $Corr(\Delta Y_t, \Delta Y_{t+1})=-0.2876$, $Corr(\Delta C_t, \Delta C_{t+1})=-0.386$, Mork & Smith의 노르웨이 가계자료에서는 $Corr(\Delta Y_t, \Delta Y_{t+1})=-0.0626$으로 나타나는 것에 비하면 우리의 도시가계자료는 비교적 높은 상관관계를 보이고 있음을 알 수 있다. 그러나 위의 자료들은 연간자료이기 때문에 분기별 평균을 사용하는 우리자료와 직접적인 비교는 어렵다. 분기별 자료를 사용한 Hayashi의 연구를 보면 $Corr(\Delta Y_t, \Delta Y_{t+1})$은 약 −0.6, $Corr(\Delta C_t, \Delta C_{t+1})$은 약 −0.45 정도로 우리 자료와 유사하게 나타나고 있다.

한편 추정모형에서는 식(2)에서 일시적 충격에 의한 소득 성분인 Y_t^2가 MA(2) 과정을 따르는 것으로 가정하였으며, 아울러 소비변동에도 MA(2)

과정을 따르는 일시적 소비에 의한 변동분을 추가하였다. 일시적 소득변동과 소비변동을 MA(1) 과정으로 모형화할 경우 2기 전의 변동량과의 상관관계를 전혀 설명할 수 없게 되고, MA(3) 이상으로 모형화할 경우에는 최대 조사회수가 4회로 제한되어 있기 때문에 추정이 불가능하게 된다. 따라서 실제 추정모형에서의 추계적 소비변동과 소득변동은 식 (8)과 같이 표시된다.

그러나 식 (8)의 관계에 따르면 t기의 소비변동과 $t-1$기의 소득변동과는 전혀 상관관계가 존재하지 않기 때문에 표본에서 나타나는 ΔC_2와 ΔY_1, ΔC_3와 ΔY_2간의 (−) 상관관계를 전혀 설명할 수 없게 되는 문제점이 발생한다. Hall & Mishkin은 이 문제를 해결하기 위하여 유동성 제약(liquidity constraint)의 존재를 제안하고, 전체 표본가구중 일정비율(λ)의 가구들이 유동성제약하에 있다는 가정하에 소비변동을 식 (9)와 같이 모형화하였다.

$$\begin{aligned}\Delta C_t &= \varepsilon_t + \beta\eta_t + v_t - (1-\theta_1)v_{t-1} - (\theta_1-\theta_2)v_{t-2} - \theta_2 v_{t-3} \\ \Delta Y_t &= \varepsilon_t + \eta_t - (1-\phi_1)\eta_{t-1} - (\phi_1-\phi_2)\eta_{t-2} - \phi_2\eta_{t-3}\end{aligned} \tag{8}$$

$$\begin{aligned}\Delta C_t &= (1-\lambda)(\varepsilon_t+\beta\eta_t) + \lambda\,\Delta Y_t + v_t - (1-\theta_1)v_{t-1} - (\theta_1-\theta_2)v_{t-2} - \theta_2 v_{t-3} \\ &= \varepsilon_t + \eta_t\{\beta(1-\lambda)+\lambda\} - \lambda(1-\phi_1)\eta_{t-1} - \lambda(\phi_1-\phi_2)\eta_{t-2} \\ &\quad - \lambda\phi_2\eta_{t-3} + v_t - (1-\theta_1)v_{t-1} - (\theta_1-\theta_2)v_{t-2} - \theta_2 v_{t-3}\end{aligned} \tag{9}$$

이 경우, 표본 전체로부터 추정되는 공분산은 다음과 같이 나타나게 된다.

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

유동성제약이 있게 되면 $t-1$기에서의 일시적 소득충격 η_{t-1}가 있을 경우, 소비가 이에 전적으로 반응하여 일시적으로 상승하나 다음 기인 t기에서는 다시 원래의 수준으로 감소하게 됨으로써, ΔC_t와 ΔY_{t-1} 사이에 (−)상관관계가 존재하게 된다. 본 연구에서는 위의 식 (8)과 식 (9)의 관계를 이용하여 소비의 소득변동에 대한 과도민감성 존재여부를 검증한다.

한편 각 조사가구별로 조사분기수가 다르기 때문에 표본전체의 최우추정을 위해서는 최소한 2개의 로그우도함수가 필요하게 된다.[3] 또한 각 분기별 소비변동과 소득변동의 표본분산을 보면 〈표 1〉에서 나타난 바와 같이 매분기별로 이분산성(heteroscedasticity)이 존재하며 각 변동량간의 상관관계 역시 분기별로 큰 차이가 있음을 알 수 있다. 따라서 올바른 추정을 위해서는 자료가 갖는 이러한 특성이 고려되어야 한다.

본 연구에서는 분기별 이분산성을 고려하기 위하여 매분기별로 추계적 요인들의 이분산성을 가정하였다. 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 (1,2,3), (2,3,4), (1,2,3,4)분기

3) 4분기 모두 조사된 가구의 우도함수는 6변량 정규분포로, 3분기에 걸쳐 조사된 가구의 우도함수는 4변량 정규분포로 나타낼 수 있다.

에 조사된 가구수를 각각 N_1, N_2, N_3라 하고, 이에 해당하는 소비변동과 소득변동으로 이루어진 벡터를 각각 Δ_1, Δ_2, Δ_3, 그리고 이들 Δ의 공분산 행렬을 각각 Ω_1, Ω_2, Ω_3라고 하면, 추정을 위한 표본전체의 우도함수 및 로그우도함수는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$
\begin{aligned}
L &= L_1 \times L_2 \times L_3 \\
&= \{\textstyle\prod_{i=1}^{N_1} f(\Delta_{1i};\Omega_1)\}\{\textstyle\prod_{j=1}^{N_2} f(\Delta_{2j};\Omega_2)\}\{\textstyle\prod_{k=1}^{N_3} f(\Delta_{3k};\Omega_3)\} \\
\Delta_1 &= (\Delta C_1, \Delta C_2, \Delta Y_1, \Delta Y_2)' \\
\Delta_2 &= (\Delta C_2, \Delta C_3, \Delta Y_2, \Delta Y_3)' \\
\Delta_3 &= (\Delta C_1, \Delta C_2, \Delta C_3, \Delta Y_1, \Delta Y_2, \Delta Y_3)' \qquad (10) \\
\log L &= \log L_1 + \log L_2 + \log L_3 \\
\log L_1 &= -(4N_1/2)\log(2\pi) - (N_1/2)\log|\Omega_1| - (1/2)\textstyle\sum_{i=1}^{N_1} \Delta_{1i}'\,\Omega_1^{-1}\,\Delta_{1i} \\
\log L_2 &= -(4N_2/2)\log(2\pi) - (N_2/2)\log|\Omega_2| - (1/2)\textstyle\sum_{j=1}^{N_2} \Delta_{2j}'\,\Omega_2^{-1}\,\Delta_{2j} \\
\log L_3 &= -(6N_3/2)\log(2\pi) - (N_3/2)\log|\Omega_3| - (1/2)\textstyle\sum_{k=1}^{N_3} \Delta_{3k}'\,\Omega_3^{-1}\,\Delta_{3k}
\end{aligned}
$$

4.3 추정결과

우선 표본공분산행렬을 모형내 파라미터들에 의한 제약없이 최우추정하였다. 그 결과는 다음 〈표 2〉와 같다.

〈표 2〉 공분산행렬에 의한 최우추정치

	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.

〈표 2〉의 최우추정결과는 〈표 1〉의 표본공분산과 대체적으로 일치하고 있음을 보여주고 있다. 다음 〈표 3〉은 모형내 파라미터들에 대한 최우추정결과를 보여준다.

〈표 3〉 모형내 파라미터들의 최우추정치

	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	$\sigma^2_{\theta_1}$	1.2858(0.2102)	1.5952(0.1739)
2분기에서의 일시적 소득충격의 분산	$\sigma^2_{\theta_2}$	0.8344(0.1100)	0.7100(0.1068)
3분기에서의 일시적 소득충격의 분산	$\sigma^2_{\theta_3}$	1.2412(0.0807)	1.2326(0.0790)
4분기에서의 일시적 소득충격의 분산	$\sigma^2_{\theta_4}$	0.8901(0.1429)	1.1490(0.1396)
2분기에서의 영구적 소득충격의 분산	$\sigma^2_{\epsilon_2}$	0.2264(0.0785)	0.0030(0.0271)
3분기에서의 영구적 소득충격의 분산	$\sigma^2_{\epsilon_3}$	0.0003(0.0048)	0.0004(0.00367)
4분기에서의 영구적 소득충격의 분산	$\sigma^2_{\epsilon_4}$	0.4214(0.0119)	0.1733(0.11)
1분기에서의 일시적 소비충격의 분산	$\sigma^2_{\nu_1}$	0.4779(0.0914)	0.7654(0.0998)
2분기에서의 일시적 소비충격의 분산	$\sigma^2_{\nu_2}$	0.4267(0.0559)	0.4744(0.0608)
3분기에서의 일시적 소비충격의 분산	$\sigma^2_{\nu_3}$	1.0842(0.0734)	1.1165(0.0671)
4분기에서의 일시적 소비충격의 분산	$\sigma^2_{\nu_4}$	0.8909(0.0934)	1.2098(0.0846)

( )안은 표준오차

위 결과에서 유동성제약을 고려하지 않은 경우의 β의 최우추정치는 0.3867로서, 이론적인 예측치를 훨씬 초과하고 있다.[4] 항상소득가설은 소비가 일시적 소득변동에는 큰 영향을 받지 않을 것

4) $\phi_1=\phi_2=0.36$, $T=\infty$를 가정할 때 β의 이론적인 값은 1분기 실질이자율 r에 따라 0.0173(r=0.01)에서 0.11(r=0.07)의 값을 갖게 된다.

임을 예측하고 있으나, 여기서의 추정결과는 소비의 과도민감성이 존재함을 보여주고 있다. 그러나 이러한 추정결과는 표본공분산에서 소비변동과 1기전의 소득변동간의 유의적인 (−)상관관계를 비추어 볼때 어느 정도 예상된 결과라고 할 수 있다.

한편 유동성제약을 고려한 경우의 추정결과를 보면 λ=0.3327로서 β에서 나타난 과도민감성이 λ에 의해 설명되고 있음을 알 수 있다. Hall & Mishkin은 λ를 전체 표본가구중 유동성제약하에 있는 가구비율로 보고 있으나 이는 다소 임의적인 해석이라고 판단된다. 표본가구의 동질성(homogeneity)을 가정하는 경우에도 만일 각 가구의 소비행위가 부분적으로 소득변동에 민감하다면 위와 동일한 결과가 나올 수 있기 때문이다. 따라서 여기서의 추정방법과 모형만으로는 λ에 대한 명확한 해석은 사실상 어렵다고 할 수 있다. 그러나 λ에 의해 소비의 과도민감성이 설명됨으로인해 β값이 0.0506으로 낮게 추정되고 있으며, 소비변동이 유동성제약 외의 다른 요인에 의해 영향받지 않는다고 가정할 때 여기서 추정된 β는 모형이 의미하는 바대로 일시적 소득변동에 의한 한계소비성향을 나타낸다고 볼 수 있다.

소득과 소비의 변동요인별 분산추정치를 보면, 소득변동의 경우에는 대부분이 일시적 충격에 의한 것으로 추정되고 있으며 영구적 소득변동은 4분기에서만 크게 나타나고 있다. 소비변동의 경우에는 일시적 소비변동이 3,4분기에서 큰 것으로 나타나고 있는데, 이는 (3,4)분기 사이에서의 대폭적인 소비변동의 원인이 대부분 일시적 소비변동에 있음을 보여 주고 있다.

본 연구에서는 결과의 새로운 해석방법으로 소비변동중 각 변동요인들이 차지하는 비중을 계산하고 있다. 유동성제약이 고려된 경우에 각 변동요인들이 차지하는 비중을 계산하기 위하여 먼저 식 (9)로부터 소비변동의 이론적 분산을 구해보면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} Var(\Delta C_t) = {} & \sigma^2_{\varepsilon_t} + \sigma^2_{\eta_t} \{\beta(1-\lambda)+\lambda\}^2 + \sigma^2_{\eta_{t-1}}(1-\phi_1)^2\lambda^2 + \sigma^2_{\eta_{t-2}}\lambda^2(\phi_1-\phi_2)^2 \\ & + \sigma^2_{\eta_{t-3}}\lambda^2\phi_2^2 + \sigma^2_{\nu_t} + \sigma^2_{\nu_{t-1}}(1-\theta_1)^2 + \sigma^2_{\nu_{t-2}}(\theta_1-\theta_2)^2 + \sigma^2_{\nu_{t-3}}\theta_2^2 \end{aligned} \tag{11}$$

이중 $\sigma^2_{\varepsilon_t}$ 관련항은 일시적 소비변동에 의한 변동량에 해당하고 나머지 부분은 추계적 소득변동과 관련된 변동량으로서, 소비의 과도민감성이 없을 경우 추계적 소득변동에 의한 소비의 변동량은 $\sigma^2_\varepsilon + \beta^2\sigma^2_\eta$로 주어지므로 추정된 파라미터값들을 이용하여 그 크기를 계산해낼 수 있다. 소비변동량중 위 요인에 의한 변동량을 제거한 나머지 부분은 과도민감성에 의한 변동량이라고 볼 수 있을 것이다. 다음 〈표 4〉는 모형에서 추정된 파라미터값들을 이용하여 각 변동요인별로 소비변동에서 차지하는 비중을 계산한 결과이다.

〈표 4〉에서 보면 일시적 소비지출에 의한 변동량은 평균적으로 약 86%를 차지하고 나머지 14%정도에 해당하는 변동량은 소득변동에 의해 설명된다. 소득변동에 의한 변동량은 거의 대부분이 과도민감성에 의한 변동량으로, 항상소득의 변동에 의한 부분은 전체 소비변동중 3% 정도를 차지하나 과도민감성에 의한 변동량은 약 11% 정도를 차지하는 것으로 나타났다. 따라서 소비의 과도민감성이 없을 경우에, 보다 안정적인 소비행태가 나타날 것으로 기대할 수 있다.

〈표 4〉 소비변동의 변동요인별 비중

분기	소비변동의 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 해당분기의 분산중 차지하는 비율(%)

다음 〈표 5〉는 유동성제약하에 얻어진 파라미터들의 최우추정치들을 이용하여 계산한, 이론적 표본공분산행렬을 나타낸다. 추정된 파라미터들에 의한 분산-공분산 행렬값이 표본으로부터 얻어진 〈표 1〉에서의 값과 대체적으로 일치하는 것을 볼 수 있다.

〈표 5〉 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 추정결과는 어느 정도 만족할 만한 결과를 보이고 있으나, 일시적 변동에 대한 MA 파라미터들의 추정치는 이론적으로나 직관적으로나 설명이 어려운 수치를 보이고 있다. 즉, 소득이나 소비 모두 1기전의 충격에 대한 MA 파라미터보다 2기전의 충격에 의한 MA 파라미터가 크게 추정되고 있으며, 이는 일시적 충격의 효과가 시간이 지남에 따라 감소하리라는 일반적인 직관과 부합되지 않는 결과이다. 그러나 〈표 1〉의 실제 통계량을 보더라도 ΔY_1과 ΔY_3, ΔC_1과 ΔC_3 간의 공분산이 모두 (+)값으로 크게 나타나고 있는 것을 볼때, 이러한 추정결과는 자료자체가 갖는 편의(bias)에 의한 결과일 가능성이 높은 것으로 판단된다.

따라서 만일 ΔY_1과 ΔY_3의 (+)공분산이 표본수가 작기 때문에 생긴 편의에 의한 것이거나 혹은 자료처리 과정에서 발생한 방법론상의 오류에 의한 것일 경우, $Cov(\Delta Y_1, \Delta Y_3)$가 파라미터들에 부과하는 제약을 제거하고 추정하게 되면 이론에 보다 부합되는 결과를 얻을 수 있을 것으로 기대된다. 다음 〈표 6〉은 공분산행렬중 $Cov(\Delta Y_1, \Delta Y_3)$에 해당하는 부분을 〈표 2〉에서 추정된 표본공분산의 최우추정치로 대신했을때 얻어진 결과이다.

〈표 6〉 공분산 제약하의 최우추정치

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)

각 추계적 요인들에 대한 분산은 앞서의 추정결과와 유사하게 나타났으나, MA 파라미터의 추정치는 기대했던 바대로 2기전의 충격에 대한 파라미터 값이 바로 전기의 충격에 대한 파라미터 값보다 작게 추정되었다. 그러나 유동성제약을 고려한 경우를 보면 일시적 소득변동에 대한 MA 파라미터 추정치들중 2기전의 변동에 대한 파라미터가 (−)값으로 추정되고 있다. 전체적으로 볼 때, 이와 같이 추정치의 변동이 심하고 불안정적인 것은 조사기간이 짧고 표본수도 한정적이기 때문인 것으로 판단된다.

5. 결 론

본 연구에서는 Hall & Mishkin의 방법론을 기초로 패널내 추계적 요인들의 공분산관계를 이용한 최우추정법을 사용하여 항상소득가설을 검증하였다. 검증에 사용된 자료는 분기별 자료로서, 분기별 자료의 경우 매분기마다 이분산성이 크게 나타나고, 따라서 모형의 추정시에 이분산성에 대한 고려가 함께 이루어져야 한다. 분기별 이분산성을 고려한 모형의 최우추정결과 소비가 소득변동에 대해 과도민감성을 보이는 것으로 나타났으며, 분기별 소비변동중 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 표본공분산이 추정된 모형에 의해 잘 설명되고 있다. 앞으로의 연구과제는 보다 다기간에 걸친 자료의 확충과 아울러, 가구간 이질성(heterogeneity)에 의한 이분산성과 소비재의 내구성에 의한 영향을 고려한 모형의 정립과 추정이 필요할 것으로 생각한다.

參 考 文 獻

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 (1987), 293-328.
2. Dynarski, M. and M. Sheffrin, "Housing Purchases and Transitory Income : A Study with Panel Data", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 67(1985), 195-204.
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(1982), 461-481.
4. Hall, R.E., "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis : Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, Vol. 86, No. 6(1978), 971-987.
5. Hayashi, F., "The Permanent Income Hypothesis and Consumption Durability : Analysis Based on Japanese Panel Data", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100, No. 4(1985), 1083-1113.
6. Kuehlwein, M., "A Test for the Presence of Precautionary Saving", *Economics Letters*, Vol. 37(1992), 471-475.
7. Lage, M.J., "Sensitivity of Tests of the PIH to Alternative Consumption Proxies", *Economics Letters*, Vol. 36(1991), 429-433.
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(1989), 287-296.
9. Runkle, D.E., "Liquidity Constraints and the Permanent-Income Hypothesis, Evidence from Panel Data", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 27(1991), 73-98.
10. Shapiro, M.D., "The Permanent Income Hypothsis and the Real Interest Rate : Some Evidence from Panel Data", *Economics Letters*, Vol. 14, No. 1(1984), 93-100.
11. Zeldes, S.P., "Consumption and Liquidity Constraints : An Empirical Investigation", *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 2(1989), 305-346.