

消費準據 資産價格模型(Time-nonseparable Consumption-based asset pricing model)을 이용한 소비행태의 분석 : 消費의 耐久性(durability)과 習慣性(habit persistence)*

南 周 廈*

< 目 次 >

- I. 머리말
- II. 消費準據資産價格 決定의 模型
- III. 資料 및 實證分析 結果
- IV. 要約 및 結論

I. 머리말

최근에 들어 소비와 투자자산에 대한 선택을 최적화함으로써 소비와 자산가격의 상호작용 및 동태적 움직임을 설명하는 消費準據 資産價格模型(consumption-based asset pricing model)에 대한 많은 연구들이 있어왔다(Rubinstein, 1976 ; Lucas, 1978 ; Breeden, 1979 ; Grossman and Shiller, 1981 ; Hansen and Singleton, 1982, 1983 ; Ferson, 1983 ; Singleton, 1985 ; Dunn and Singleton, 1986 ; Grossman, Melino and Shiller, 1987 ; Harvey, 1988 ; Gallant and Tauchen, 1989 ; Eichenbaum and Hansen, 1990 ; Ferson and Harvey, 1990 ; Ferson and Constantinides). 소비준거

* 韓國經濟研究院 研究委員

본 논문은 한국경제학회 정기학술세미나(1993.2)에 발표한 것을 수정·보완한 것입니다. 본 논문의 완성을 위해 도움말씀을 주신 한림대학교의 나성린 교수, 한국경제학회 심사위원과 익명의 referee께 감사드립니다.

자산가격결정모형은 확률적(stochastic) 소비지출과 여러 자산에 대한 투자가 회가 주어졌을때, 투자자가 자기일생에 걸친 소득을 고려하여 효용을 극대화시키는 소비와 자산선택을 함으로써 소비와 자산의 가격의 변동이 발생하고, 소비와 자산의 가격 사이의 동태적 상호작용을 설명하고 있다. 개개의 소비자를 위험기피자로 가정하고 소비의 異時的 한계대체율과 자산가격의 변동을 고려한 최적의 선택을 할 때, 소비자는 자기일생 동안의 효용을 극대화할 수 있고, 이러한 동태적 균형관계는 소위 「오일러 방정식(Euler equation)」으로 표시된다.

실증분석에 주로 사용되는 오일러 방정식은 현재 소비와 미래 소비지출의 한계대체율과 투자자산으로부터 발생하는 보상의 積의 기대치가 일정하다는 것인데, 효용함수의 형태에 따라 추정방정식은 조금씩 다를 수 있다.

최근에 들어 Dunn과 Singleton(1986), 그리고 Eichenbaum과 Hansen (1990)등은 지출이 현재에 뿐만 아니라 미래에도 소비의 서비스를 제공하고, 이러한 미래시점에서 제공되는 소비의 서비스로부터의 한계효용을 고려치 않고서는 消費準據 資産價格決定模型은 현실적으로 부합되기 어렵다고 주장한다. 실제로 일부 음식료품의 지출을 제외하고는 대부분의 소비는 소비자가 소비하는 시점(현재)에서 효용을 제공하고 바로 없어지기 보다는 다음시점(미래)에도 재화의 서비스 플로우(consumption service flow)에 의해 효용이 제공될 수 있다. 이러한 소비의 내구성을 고려치 않은 소위 「時間에 대해 분리된 資産價格 模型(time-additive pricing model)」은 소비자의 합리적인 소비 자산 선택에 관한 동태적인 상호관계를 설명하기 어렵고, 실제 자료에 의해서도 적합치 않은 것으로 나타난다.¹⁾

반면에 Ferson과 Constantinides(1990)는 소비의 내구정보다는 소비지출의 습관성에 의해 자산가격결정모형이 잘 설명되어지고 있으며, 과거 소비지출의 수준이 현재 소비결정에 영향을 주고, 이러한 습관성이 소비재화의 내구성을 압도하여 소비와 자산가격의 결정에 영향을 미친다고 한다.

특히, Constantinides(1990)는 소비가 습관적일때 시간에 대해 보완재가 되

1) 미국을 중심으로 시간분리모형을 이용한 연구는 Rubinstein(1976), Lucas(1978), Hansen 및 Singleton(1982, 1983)등이 있는데, 이러한 연구들의 결과는 소비·자산의 실제자료를 사용했을 때, 소비의 이시적 선택을 잘 설명하지 못하고 있는 것으로 나타나고 있다.

므로 소비의 異時的 限界代替率(the intertemporal marginal rate of substitution of consumption)의 변화를 심화시키기 때문에 Mehra와 Prescott (1985)의 equity premium puzzle은 해결될 수 있다고 한다.

본 논문은 이러한 소비준거자산가격 결정모형을 이용하여 위험기피와 시간에 대한 선호의 정도를 추정하고, 시간에 대한 分離資産模型(time-additive)이 현실적으로 타당한 것인가를 검증하고자 한다.

분기별 비내구재와 서비스의 실질소비지출과 분기별 회사채수익률, 사채수익률과 종합주가지수를 투자자산으로 사용했을 때 실증분석의 결과는 상대적 위험기피계수는 0.2에서 2.57사이의 값으로 나타나고 있고, 주관적 할인율은 회사채수익률과 종합주가지수를 사용한 경우에는 0.985, 사채수익률과 종합주가지수를 사용한 경우에는 0.96정도로 각각 나타나고 있다. 그러나 시간에 대해 분리된 자산가격결정모형은 소비자의 소비·투자선택에 관한 설명을 적절히 하지 못하고 있는 것으로 나타난다.

그러므로 우리나라에서도 소비지출의 내구성이나 습관성을 고려한 시간에 대해 비분리된 資産價格決定 模型(time-nonseparable pricing model)이 더욱 합당한 것으로 보여진다. 주관적 할인율은 시간분리 자산가격 모형의 결과와 비슷하나, 시간비분리 자산가격 모형을 이용했을 때의 상대적 위험기피계수는 0에 가깝게 접근하여 위험기피의 정도가 매우 낮거나 위험에 대해 중립적(risk neutral)으로 나타나고 있다.

특히, 소비재의 내구정보다는 소비지출의 습관성에 의해 소비준거자산모형의 시간에 대한 비분리성이 설명될 가능성이 있으며, 이러한 습관적인 소비지출에 의해 소비자의 위험에 대한 중립적인 태도가 설명될 수 있을 것이다.

이러한 실증분석 결과는 소비자의 소비지출 행태에 관한 중요한 분석이 될 뿐만 아니라 恒常所得假說(permanent income hypothesis)을 토대로한 소비함수를 설명하는데 큰 도움이 될 수 있을 것이다.

다만, 본 논문에서는 분기별 소비지출만 사용하고 있으나 월별자료와 좀 더 미시적인 소비자료를 사용한 實證分析이 앞으로 행해져야만 좀 더 신뢰할 수 있는 消費行態의 분석이 가능할 것으로 판단된다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 소비준거 자산가격결정모형을 설명하고, 소비의 내구성과 습관성을 고려한 비분리자산가격 모형으로 확장한다. 제3장은 이 논문의 실증분석을 위해 사용된 자료와 실증분석 결과를 통하

여 통계량들의 타당성과 유의성에 대해 살펴본다. 마지막으로 제4장은 실증분석 결과의 요약과 미래의 연구과제에 대해 논의하고자 한다.

II. 消費準據資產價格 決定의 模型

2. 1. 時間分離資產價格 模型

(time-additive consumption-based asset pricing model)

Lucas(1978), Breeden(1979), Hansen과 Singleton(1982, 1983), 그리고 Sargent(1987)에 따르면 개별소비자들은 생존기간의 소득을 고려하여 효용을 극대화시키는 일생동안의 소비와 투자계획을 세운다는 것이다. 이러한 소비와 투자에 관한 동태적 최적화 과정을 보기 위해서는 개별 소비자의 경제주체의 효용함수는 아래의 식(2.1)에서처럼 소비의 내구성이나 습관성을 고려치 않은 시간에 대해 분리되는 效用函數(time-additive utility function)를 가정한다.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t), \quad 0 < \beta < 1 \quad (2.1)$$

단, C_t 는 t 기에 이루어진 소비지출이고, β 는 주관적 할인율(a subjective discount factor)을 나타낸다. 개별소비자의 제약조건은 노동임금을 포함하는 일생동안의 부(wealth)가 될 것이다. 그러나 문제의 단순화를 위해 부의 축적수단으로는 k 개의 金融資產(B_i)만 있다고 가정한다. t 기의 초기에 B 만큼의 금융자산을 구입하게 되면 t 기말에는 $(1+r)B$ 만큼의 보상이 있게 될 것이다. 그러므로 예산제약조건은 식(2.2)로 표시된다.

$$C_t + \sum_{i=1}^k P_{it} B_{it} = \sum_{i=1}^k (1+r_{it}) B_{it-1} \quad (2.2)$$

주어진 예산제약하(식(2.5))의 생존기간의 효용을 극대화시키는 소비·투자계획을 도출하기 위한 필요조건은 식(2.3)과 같다.

$$U'(C_t) = \beta E_t[(1+r_{it+1}) U'(C_{t+1})], \quad i=1, \dots, k. \quad (2.3)$$

식(2.3)에 의하면 소비 한단위를 현재 t 시점에서 희생시킴으로써 잃게되는 효용($U'(C_t)$)과 이러한 투자로부터 발생하는 미래의 $t+1$ 시점에서 얻어지는

한계효용의 현재가치($\beta E_t[(1+r_{t+1}) U'(C_{t+1})]$)가 일치해야만 생존기간 동안의 효용이 극대화된다는 것이다.

실증분석을 위해서 식(2.3)에 사용되는 효용함수는 상대적 위험기피의 정도가 일정한 효용함수인, $U(C_t) = C_t^{(1-a)/(1-a)}$ (단, a 는 상대적 위험기피계수)를 사용하고, 이를 식(2.3)에 대입하면 식(2.4)의 추정가능한 오일러 방정식(Euler equation)이 도출된다.

$$E_t[\beta(C_{t+1}/C_t)^{-a} (1+r_{t+1}) - 1] = 0 \quad (2.4)$$

2. 2. 消費의 耐久性(durability)과 習慣性(habit persistence)

앞절 2.1에서 사용된 효용함수는 소비자의 소비지출의 내구성이나 습관성을 고려치 않았기 때문에 시간에 대해서 분리될 수 있다. 그러나, 대부분의 소비재는 현재 시점 t 기의 주어진 시간(예를들면, 한달 혹은 1분기)내에 모두 소비되어 소진되는 것이 아니고 다음달 혹은 다음분기, 즉 미래시점 $t+1$ 기에도 소비의 서비스는 제공될 수 있다.²⁾

그러므로, 소비재화의 이러한 내구성을 고려해야만 소비자의 소비·투자에 관한 행위를 정확히 설명할 수 있다.

Dunn과 Singleton(1986), 그리고 Ferson과 Constantinides(1990)에서 사용된 것처럼 t 기의 소비지출 C_t 는 $(1-\theta)$ 만큼의 소비서비스를 t 기에 제공하고 θ 만큼은 소비재의 스톡으로 저장되어 t 기 이후에 소비서비스를 제공한다는 것이다. 그러므로 소비재의 내구성으로부터 발생하는 t 기의 소비 서비스 플로우(service flow)는 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$C_t^s = (1-\theta) \sum_{\tau=0}^{\infty} \theta^{\tau} C_{t-\tau} \quad (2.5)$$

또 하나의 소비행태의 특징에는 소비자의 현재 소비지출은 과거의 소비수준에 의해서도 영향을 받을 수 있다는 것이다.

이러한 습관적인 소비행태(habit persistence)가 있는 경우의 소비재는 시

2) 예를들면, 옷이나 신발들은 구매한 분기내 뿐만 아니라 다음분기에도 사용할 수 있기 때문에 내구성을 고려한 소비가격결정모형이 필요하다.

간에 대해서 보완재(complementary goods)가 되므로 현재시점에서 소비를 많이 하는 소비자는 미래에도 소비를 많이 하게 된다. 반면에 소비재의 내구성은 시간에 대해서 대체적(substitutable) 성격을 지니게 되어 현재 소비를 하는 소비자는 미래에는 소비를 줄이게 되는 것이다.

소비자의 생존기간동안의 효용함수에서 소비의 습관성을 고려하게 되면³⁾

$$E_0 = [(1-a)^{-1} \sum_{p=0}^{\infty} \beta^p \{C_{t-p-1}^s - \delta_t\}^{1-a}] \quad (2.6)$$

단, δ_t 는 습관성을 고려하기 위해 사용되는 최저수준의 消費(subsistence level)를 나타내며, 과거의 소비서비스 플로우에 의해 결정된다고 가정한다. 즉,

$$\delta_t = k(1-\pi) \sum_{p=0}^{\infty} \pi^p C_{t-p-1}^s \quad (2.7)$$

단, π 는 할인율($0 < \pi < 1$)이고 k 는 최저수준을 결정하는 계수($0 \leq k < 1$)이다.

식(2.5)의 내구성을 표시하는 소비서비스의 방정식과 습관성을 나타내는 식(2.7)을 식(2.6)에 대입하면 소비자의 일생동안의 효용함수는 다음과 같이 소비지출뿐만 아니라 소비서비스에 대해서도 시간과 비분리되는 효용함수가 도출된다.

$$\begin{aligned} E_0 &= [(1-a)^{-1} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t C_t^{*(1-a)}] \\ \text{단, } C_t^* &= (1-\theta) \sum_{\tau=0}^{\infty} \theta^{\tau} C_{t-\tau} - k(1-\pi) \sum_{S=0}^{\infty} \pi^S (1-\theta) \sum_{\tau=0}^{\infty} \theta^{\tau} C_{(t-\tau-p-1)} \\ &= (1-\theta) \sum_{\tau=0}^{\infty} b_{\tau} C_{t-\tau} \end{aligned} \quad (2.8)$$

$$b_0 = 1$$

$$b_{\tau} = \theta^{\tau} [1 - k(1-\pi) / (\theta - \pi)] + \pi^{\tau} [k(1-\pi) / (\theta - \pi)] \quad (2.9)$$

식(2.9)에서 b_{τ} 의 부호는 내구성을 나타내는 계수 θ 와 습관성을 나타내는 계수들인 k 와 π 에 의해 결정되는 것을 알 수 있다. 만약 내구성의 계수 θ 가

3) 소비의 습관성을 고려한 효용함수를 사용한 연구는 Ryder와 Heal(1973), Sundaresan(1989), Constantinides(1990), Ferson과 Constantinides(1990), 그리고 Abel(1990)등이 있다.

k와 π 보다 크다면 $b\tau$ 는 양(+)이 되고, 반대로 습관성의 계수 k와 π 가 θ 보다 크다면 $b\tau$ 는 음(-)의 부호가 된다.

목적함수인 식 (2.8)을 극대화시키는 確率的 오일러 方程式(stochastic Euler equation)을 도출하기 위해서는 다음의 必要條件이 만족되어야 한다.

$$\left. \frac{\partial(8)}{\partial B} \right|_{B=0} = 0 \quad (2.10)$$

다시 풀어 정리하면,

$$\left(\frac{\partial(8)}{\partial C^*} \right) \left(\frac{\partial C^*_{t+\tau}}{\partial B} + \frac{\partial C^*_t}{\partial B} + \frac{\partial C^*_{t+\tau}}{\partial B} \right) = 0 \quad (2.11)$$

식 (2.11)으로부터 다음의 확률적 오일러 방정식이 도출될 수 있다.⁴⁾

$$E_t \left[\sum_{\tau=1}^{\infty} \beta^{\tau} (C^*_{t+\tau} / C^*_t)^{-\alpha} (b_{\tau-1}(1+r_{t+1}) - b_{\tau}) - 1 \right] = 0 \quad (2.12)$$

만약 소비재의 내구성이나 소비의 습관성이 1기 동안만 지속한다고 가정하면 (즉, $b_1 \neq 0$ 이고 $b\tau=0$, $\tau \geq 2$), 식 (2.12)의 오일러 방정식은 다음과 같이 단순화될 수 있다.

$$E_t \left[\beta \left((C_{t-1} + b_1 C_t) / (C_t + b_1 C_{t-1}) \right)^{-\alpha} ((1+r_{t+1}) - b_1) + \beta^2 \left(((C_{t+2} + b_1 C_{t+1}) / (C_t + b_1 C_{t-1}))^{-\alpha} ((b_1(1+r_{t+1})) - 1) \right] = 0 \quad (2.13)$$

위에서도 살펴본 바와 같이 소비지출의 1기동안의 내구성이나 습관성만을 고려하면, b_1 이 음(-)의 부호이면 소비의 습관성이 내구성을 압도하게 되고, 양(+)의 부호이면 소비의 내구성이 습관성을 압도하는 것을 보여준다.

4) 식(2.11)로부터 확률적 오일러 방정식을 도출하기 위해서는 소비자들의 예산 제약 조건을 고려해야 하고, 개별 소비자들이 합리적이어야 한다는 가정이 필요하다. 즉, t기에 소비자들이 소비한 단위를 희생하면 t+1기에는 소비지출이 C_{t+1} 에서 $(C_{t+1} + R_{t+1}B)$ 으로 증가하게 된다. 이러한 t기와 t+1기 사이의 소비지출의 변화는 식(2.8)을 통하여 소비의 서비스 플로우인, C_t^S 와 소비의 최저생계수준을 나타내는 δ_t 에 각각 영향을 미친다. 만약 소비자들이 합리적이라면 t기에 소비지출에 관한 결정을 할때 이러한 소비지출의 변화가 C_t^S 와 δ_t 에 미치는 영향을 각각 고려하게 되므로 식(2.12)와 같은 확률적 오일러 방정식의 도출이 가능하게 된다.

Ⅲ. 資料 및 實證分析 結果

3.1 資料

소비준거 자산가격모형을 추정하기 위해서 사용되는 자료는 분기별 소비지출과 투자자산과 수익률로서는 회사채수익률, 사채수익률, 그리고 종합주가지수가 사용된다. 소비자료는 비내구재와 서비스의 소비지출로서 실질소비지출을 사용하기 위해서는 비내구재와 서비스의 물가지수가 사용된다. 비내구재 및 서비스의 실질 소비지출을 총인구로 나누어 1인당 비내구재와 서비스의 실질 소비지출을 구하고, 이를 오일러 방정식(2.4)와 (2.13)의 추정을 위한 소비자료로 사용한다.⁵⁾

투자자산의 자료는 회사채 수익률, 사채수익률, 그리고 종합주가지수를 사용한다. 회사채 수익률과 종합주가지수 그리고 사채수익률과 종합주가지수를 각각 동시에 投資資産의 자료로 사용한다. 실질수익률을 얻기 위해 위의 수익률들은 비내구재와 서비스의 물가지수에 의해 조정된다.

〈표 1〉은 소비지출과 자산수익률의 기초통계치들을 나타내는데, 비내구재와 서비스의 실질소비지출은 1분기마다 1.4%의 증가를 보여주고 있으며, 회사채와 주식투자는 1.65%와 1.62%의 실질 보상을 나타내고 사채수익률은 1분기에 4.7%의 높은 수준을 보여주고 있다. 각 변수들의 변동은 주식이 매우 높

〈표 1〉 實質消費支出 및 資産收益의 基礎統計值(1972.Ⅲ ~ 1991.Ⅳ)

변 수	Mean	STDV	δ_1	δ_2	δ_3	δ_4	δ_5	δ_6	δ_7	δ_8
비내구재 및 서비스의 1인당 실질 소비지출	0.0137	0.0147	-0.237	0.147	-0.046	0.147	-0.009	-0.002	-0.022	-0.102
Asset 1	0.0165	0.0188	0.538	0.391	0.432	0.218	0.127	0.179	0.067	-0.033
Asset 2	0.0473	0.0182	0.405	0.225	0.288	0.046	-0.093	0.043	-0.141	-0.247
Asset 3	0.0162	0.115	0.422	0.291	0.331	0.249	-0.025	0.016	0.108	0.004

주 : (1) STDV는 표준편차를 나타내고, δ_j 는 시차 j에서의 표본자기상관을 보여준다.

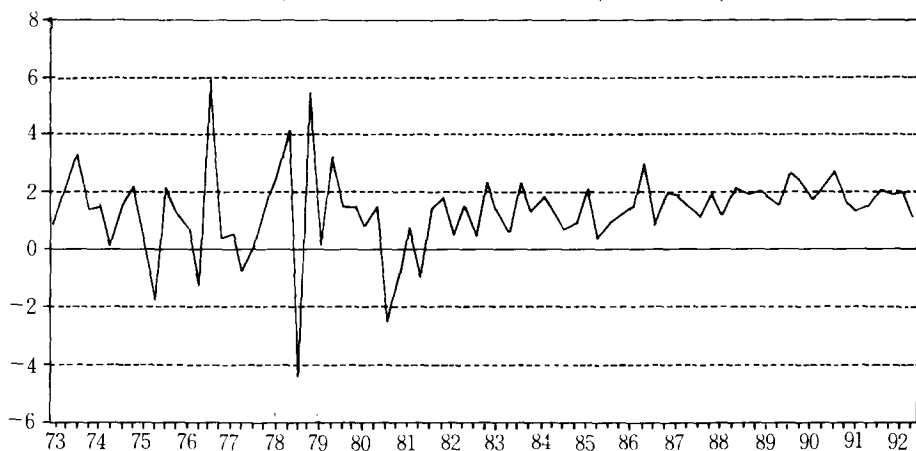
(2) Asset 1과 Asset 2는 실질회사채수익률과 실질사채수익률을 각각 나타내고, Asset 3은 실질종합주가지수를 나타낸다.

5) 비내구재 및 서비스의 분기별 실질 및 경상 소비지출의 자료를 제공해준 한국은행의 유진방 박사께 감사드리며, 기타자료는 한국은행 조사월보를 주로 참조하였다.

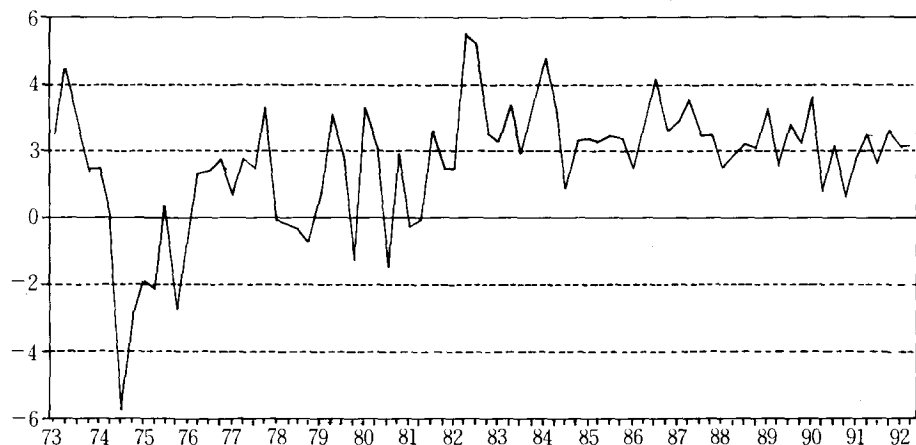
고 소비는 상대적으로 안정되어 있음을 알 수 있다.⁶⁾ 각 변수들의 자기상관은 실질소비지출의 경우는 낮은 것으로 나타나고 있으며, 금융자산의 수익률은 1기에서 3기 사이의 시차를 두고 자기상관이 존재하고 있음을 보여준다.

〈그림 1〉은 1인당 실질소비지출의 증가를, 〈그림 2〉에서 〈그림 4〉는 자산수익의 분기별 증가율을 각각 보여준다.

〈그림 1〉 1인당 실질소비지출의 증가율(1973~1991)

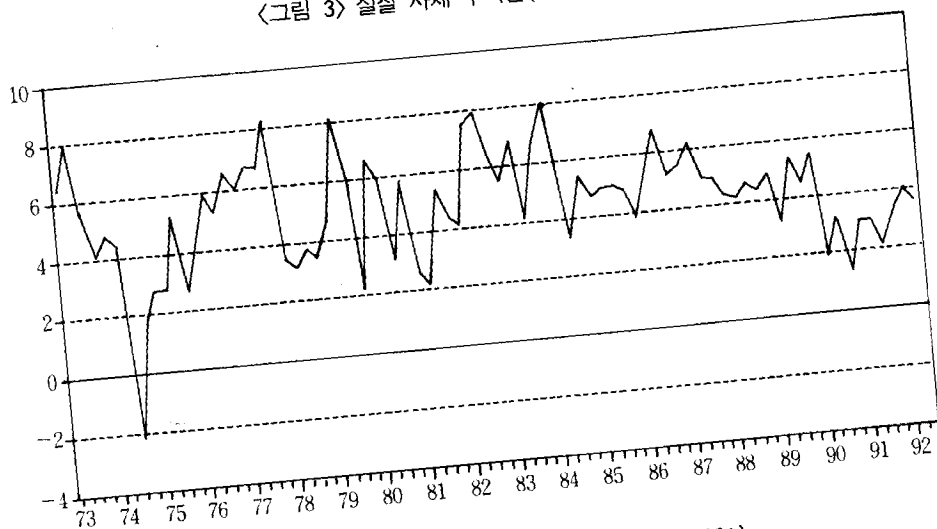


〈그림 2〉 실질 회사채 수익률(1973~1991)

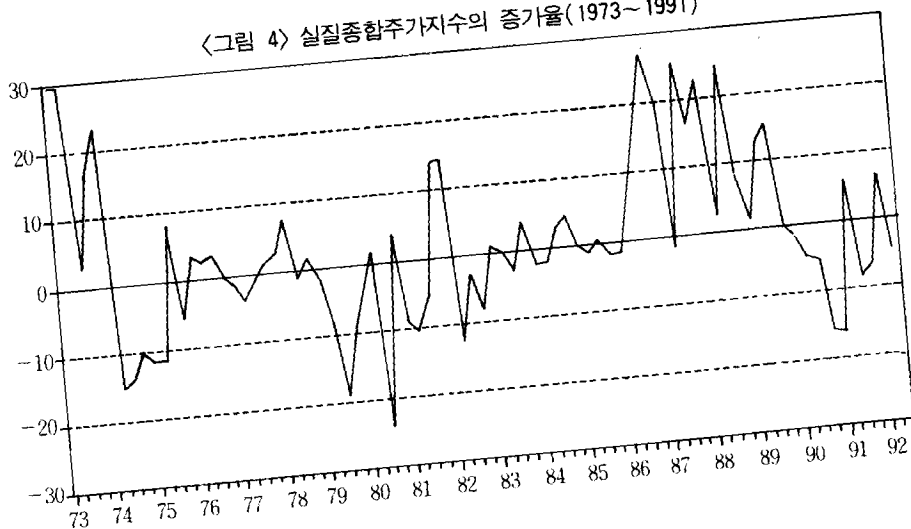


6) 우리나라의 경우 투자자산의 수익률이 실질소비지출의 증가에 비해 크게 높지 않기 때문에 Mehra와 Prescott(1985)의 equity premium puzzle은 관찰될 수 없는 것으로 보여진다.

〈그림 3〉 실질 사채 수익률(1973~1991)



〈그림 4〉 실질종합주가지수의 증가율(1973~1991)



〈표 2〉 실질소비지출 및 자산수익의 상관관계

변수	Con	asset1	asset2	asset3
Con	1			
Asset1	0.181	1		
Asset2	0.013	0.775	1	
Asset3	0.212	0.344	0.293	1

주: (1) Con은 비내구재 및 서비스의 1인당실질지출의 증가율, Asset 1은 회사채수익률, Asset 2는 사채수익률을, 그리고 Asset 3는 종합주가지수를 각각 나타낸다.

〈표 2〉는 각 변수들의 相關關係(correlation) 정도를 보여주는데, 회사채수익률과 사채수익률의 상관계수가 0.775로써 상당히 높은 수준의 상관관계

갖고 있으므로 본 논문에서는 세 자산을 동시에 사용하는 실증분석은 하지 않고 2개의 자산, 즉 회사채 수익률과 종합주가지수 그리고 사채수익률과 종합주가지수를 각각 동시에 사용하여 오일러 방정식을 추정한다.

3. 2. 실증분석 결과

본 논문의 실증분석을 위한 계량경제학적 방법론으로서는 GMM(generalized method of moments)이 사용되고, 분석대상이 되는 투자자산으로는 회사채 수익률과 종합주가지수 그리고 사채수익률과 종합주가지수 등 각각 2개의 자산이 동시에 사용되어진다. 그러므로 GMM의 추정에 사용되는 오일러 방정식도 2개의 聯立方程式(simultaneous equations)으로 구성되어진다.

먼저 <표 3>은 소비의 내구성과 습관성을 고려하지 않은 시간분리 소비준거 자산가격 결정모형을 추정한 결과이다. 추정에 사용된 instrument로서는 실질 소비와 자산수익률의 자기시차가 각각 사용된다. 즉,

$$\text{Instrument} = \{\text{Constant}, (C_{i+1}/C_i)_{-1}, (\text{Asset}_1)_{-1}, (\text{Asset}_3)_{-1}\}$$

단, $i=1, 2, j=1, 2$

만약 Instrument로서 NLAG=1이 사용되면 직교화 조건(orthogonality condition)의 갯수는 8이 되고, 자유도는 추정하고자 하는 계수 $2(a, \beta)$ 를 빼면 6이 된다. 우선 상대적 위험기피계수인 a 는 0.211에서 2.5사이로 0보다 큰 양(+)의 부호로 나타난다. 이것은 위험기피정도가 $a=2.5$ 인 경우를 제외하고는 매우 약하고, 설명력도 매우 떨어지는 것으로 나타난다.⁷⁾⁸⁾

7) 최근의 消費準據資産價格模型의 실증분석을 위해 GMM을 사용한 대표적인 연구는 Hansen과 Singleton(1982, 1983), Dunn과 Singleton(1986), Harvey(1988), Eichenbaum과 Hansen(1990), 그리고 Ferson과 Constantinides(1990) 등이 있다. 반면에 Gallant와 Tauchen(1990), 그리고 Gallant, Hansen, 그리고 Tauchen(1990) 등은 Semiparametric(SNP) 방법을 사용하였다.

8) 이러한 추정결과는 우리나라의 消費資料를 이용한 危險忌避計數의 추정결과와 어느정도 일치하고 있는 것으로 보여진다. 유진방(1991)은 0.06~0.294 사이의 값을, 이민원(1992)은 0.69, 그리고 남주하(1993)는 1.5정도로 추정하고 있으며, 반면에 이명훈(1992)은 6에서 10 사이의 값으로 추정하고 있으나 統計的 有意性은 없는 것으로 보여진다. 美國의 경우, 상대적 위험기피계수의 값은 1~2의 값을 주로 나타내고 있으며, Arrow(1971)는 富에 대한 相對的 危險忌避 정도는 一定해야 하며, 理論的으로는 a 는 1에 가까워야 한다고 한다.

주관적 할인율 β 는 Asset1(실질회사채수익률)과 Asset3(종합주가지수), Instrument로써 NLAG=2를 사용한 경우를 제외하고는 0.957에서 0.985로 추정되었다.⁹⁾

이것은 우리나라의 소비자들이 매년 시간에 대해 약 6%에서 17%정도를 주관적인 할인률로 생각하고 있음을 말해준다. overidentifying restriction의 검증을 통해 시간분리 消費準據 資産價格決定模型(Time-additive consumption-based asset pricing model)이 실제자료에 의해 얼마 만큼 부합되는지를 알아보았다.

Asset1과 Asset3의 NLAG=2인 경우를 제외하고는 유의성 수준이 5%미만으로 2개의 자산을 사용한 시간분리자산가격모형은 실제자료에 의해 잘 설명될 수 없음을 알 수 있다. 이러한 실증분석의 결과는 소비의 내구성이나 습관성을 고려한 時間非分離模型이 필요하다는 것을 암시해 줄 수 있다.

추정방정식 :

$$E[\beta(C_{t+1}/C_t)^{-a} (1+r_{t+1})-1]=0$$

단, a 는 상대적 위험기피계수와 β 는 주관적 할인율을 각각 나타낸다. 실증 분석 대상기간은 1972.Ⅲ~1991.Ⅳ분기로 79개의 관찰개수가 된다.

〈표 3〉 時間分離 消費準據 資産價格 模型의 實證分析結果

Asset returns	NLAG	a	SE(a)	β	SE(β)	X ²	P-value
Asset1 & Asset3	1	0.297	0.493	0.985	0.007	14.998	0.020
	2	2.571	1.097	1.017	0.017	15.580	0.211
Asset2 & Asset3	1	0.211	0.423	0.957	0.006	21.175	0.002
	2	0.280	0.359	0.957	0.005	23.529	0.024

주 : (1) SE는 표준오차를 나타냄.

(2) Asset1~Asset3은 회사채수익률, 사채수익률, 그리고 종합주가지수를 각각 나타냄.

(3) NLAG는 수단변수에 사용된 시차의 수를 나타냄.

9) 만약 Instrument variable로서 더욱 많은 시차들을 포함하면(예를들면, NLAG=4) 잔차항 U_t 의 조건부 이분산(conditional heteroskedasticity)과 자기상관(serial correlation)을 제거하는데 도움이 된다. 그러나 Tauchen(1986)이 지적하였듯이, 가장 작은 갯수의 instrument를 사용할때 계수의 점근적 최적추정이 가능하다.

〈표 4〉는 시간비분리 소비준거자산가격결정 모형을 GMM을 사용하여 추정 한 실증분석 결과이다. 소비의 내구성이나 습관성은 1분기만 지속한다는 가정 하에 시간비분리를 나타내는 추정계수 b_1 이 0보다 크다면 소비의 내구성이 습 관성을 압도한 것이 되고, 반대로 0보다 작은 음(-)의 값을 갖으면 소비의 습관성이 내구성을 압도한 결과를 나타내 준다.

먼저 상대적 위험기피 정도를 나타내주는 a 의 추정을 살펴보면, 회사채수익 률(Asset1)과 종합주가지수(Asset3)를 사용한 경우의 $Lag=1$ 를 제외하고는 0에 가깝다. 유의성은 떨어지나 時間 非分離 資産價格模型에 의하면 소비자의 위험기피 정도는 매우 미미하며, 오히려 위험에 대해 중립적인 것으로 보여진 다.

시간에 대한 선호를 나타내는 회사채 수익률과 종합주가지수를 사용한 경우 에는 매년 7%정도 사채수익률과 종합주가지수를 사용한 경우에는 약 18%의 실질할인율을 나타내준다.

시간비분리를 나타내는 추정계수인 b_1 은 Asset1과 Asset3의 $NLAG=1$ 인 경우를 제외하고는 -0.90 에 가까운 음(-)의 부호를 보여주고 있다. 이것은 소비의 습관성(habit persistence)이 내구성(durability)보다 매우 크다는 것 을 암시하고 있다.

특히, 습관성이 나타나는 경우의 상대적 위험기피계수는 0에 가까운 정(+) 의 값을 보여주는데, 이것은 Mehra와 Prescott(1985)의 equity premium puzzle이 존재하지 않는 우리나라의 경우, 습관성이 소비의 異時的 限界代替 率의 변동을 매우 심하게 만들기 때문이다. 자산에 대한 투자의 수익이 소비 의 실질증가에 비해 그렇게 높지않기 때문에 이러한 일정수준하의 투자환경에 서는 습관성에 의한 소비의 한계대체률의 변동을 설명하기 위해서는 상대적 위험기피 정도는 낮아지거나 중립에 가까워야 한다.¹⁰⁾

10) Constantinides(1990)는 미국의 경우 equity premium puzzle을 해결하기 위해서는 현재소 비는 최저수준의 최소한 80%는 되어야 한다고 한다. 자세한 설명은 Constantinides(1990)의 table을 참조할 것. 그리고 습관성과 소비지출과 소비자의 위험기피 정도와의 상호관계를 설 명해주는 기존의 실증분석 결과로는 Ferson과 Constantinides(1990)와 Nam(1992)이 있음.

추정방정식 :

$$E[\beta((C_{t+1}+b_1C_t)/(C_t+b_1C_{t-1}))^{-a}(1+r_{t,t+1})-b_1]+\beta^2((C_{t+2}+b_1C_{t+1})/(C_t+b_1C_{t-1}))^{-a}(b_1(1+r_{t,t+1})-1)=0$$

단, b_1 은 시간비분리계수이며, b_1 이 0보다 크다면 소비의 내구성이 습관성보다 크고, 반대로 0보다 작다면 습관성이 내구성을 압도하는 것을 나타낸다.

〈표 4〉 時間非分離 資産價格模型의 推定結果

Asset returns	NLAG	a	SE(a)	β	SE(β)	b_1	X^2	P-value
Asset1 & Asset3	1	3.079	1.342	1.027	0.020	0.75	10.533	0.104
	2	0.0012	0.0013	0.981	0.002	-0.89	12.465	0.409
Asset2 & Asset3	1	0.001	0.002	0.954	0.002	-0.86	13.157	0.041
	2	0.0005	0.0012	0.953	0.001	-0.89	14.746	0.256

주 : (1) SE는 표준오차를 나타냄.

끝으로 〈표 4〉의 추정을 위해 b_1 을 -1과 1사이에 고정시키고, 일정한 간격을 갖고 GMM에 의한 추정을 하였기 때문에 b_1 의 유의성 검증이 필요하다.¹¹⁾¹²⁾

Eichenbaum, Hansen, 그리고 Singleton(1988)에 의하면, 시간비분리 계수 b_1 에 제약을 가하는 경우($b_1=0$)와 제약이 없는 경우($b_1 \neq 0$)의 목적함수의 값의 차이는 $X^2(1)$ 의 분포를 갖는다고 한다.

〈표 5〉는 〈표 3〉의 시간분리자산가격 모형의 목적함수의 값과 〈표 4〉의 시간비분리 모형의 목적함수의 값의 차이를 보여준다.

- 11) GMM을 사용하여 a , β 그리고 b_1 을 동시에 직접 추정하는 경우에 Newey와 West(1987)에 제안된 weighting matrix를 사용하더라도 weighting matrix가 invert되지 않는 경우가 있다. 그러므로 본 논문에서는 b_1 을 0.05의 일정한 간격을 두고 고정시킨 다음에 GMM을 수행하는 grid search방법을 사용하여 시간비분리 자산가격 모형 인식(2.13)을 추정하였다. 좀 더 구체적으로 살펴보면, 우선 0.05의 일정한 간격을 두고 GMM을 추정한 후 local minimum point를 찾는다. 이렇게 추정한 값이 global minimum인지를 확인하기 위해 b_1 의 local minimum point 주위를 0.01의 간격을 두고 정밀하게 재추정한다. 이러한 b_1 의 값에 따른 목적함수의 값의 변화를 보기 위해서는 〈Appendix〉의 〈그림1〉과 〈그림2〉를 참조할 것.
- 12) Grid search를 사용하여 시간비분리 소비준거자산가격모형을 추정하는 경우에 b_1 대신에 β 를 고정시킨 후 a 와 b_1 의 값을 추정하는 방법도 있을 수 있다. 그러나 β 의 값을 고정시키는 grid search 방법에는 일단 β 의 적절한 값을 설정하기 어렵고, 더욱이 β 의 값에 따라 a 와 b_1 그리고 목적함수의 값이 크게 변하기 때문에 본 논문에서는 β 를 고정시키는 방법보다는 b_1 의 값을 고정시키는 grid search방법을 선택하기로 한다.

X^2 의 값에 의하면 Asset 1과 Asset 3의 NLAG=2인 경우는 10%의 유의 수준에서 설명력이 있으며, 나머지는 5%수준에서도 유의성이 있는 것으로 나타나고 있다.

〈표 5〉 時間非分離 계수의 有意性 檢證

Asset returns	NLAG	$X^2(1)$
Asset1 & Asset3	1	4.46*
	2	3.12**
Asset2 & Asset3	1	8.01*
	2	8.78*

주 : (*) (**)는 b_1 이 유의성이 없다는 귀무가설($b_1=0$)이 5%와 10%의 유의수준에서 각각 기각됨을 나타낸다.

이와같이 〈표 4〉의 시간비분리자산가격 모형이 시간분리 모형보다 설명력이 뛰어난 것은 소비의 내구성보다는 습관성에 의한 시간비분리의 특성때문인 것으로 보여진다.

최근의 소비의 내구성과 습관성에 관한 연구에 의하면, 대체적으로 월별자료를 이용한 연구들은 소비의 내구성이 습관성을 압도하여 b_1 이 양(+)의 부호를 보여준다(Dunn과 Singleton, 1986 ; Eichenbaum과 Hansen, 1991 ; Gallant와 Tanchen, 1989 ; Gallant, Hansen과 Tauchen, 1989).

반면에 Ferson과 Constantinides(1990)에 의하면 분기자료 혹은 연도별자료를 이용한 경우에는 습관성이 내구성을 압도한다고 한다.¹³⁾ 특히, Nam(1992)은 소비의 습관성과 내구성에 관한 실증분석결과는 자료의 기간이나 계량경제학적 방법론에 의해 결정되는 것이 아니라 Instrument에 사용되는 자료에 크게 의존한다고 한다. Nam(1992)에 의하면 실제로 미국의 경우는 월별자료 및 분기별자료에 상관없이 습관성이 내구성을 압도할 수도 있는 것으로 나타나고 있다.

13) Ferson과 Constantinides(1990)는 미국자료를 이용한 시간비분리자산가격 모형의 실증분석에서 분기별 자료를 사용했을 경우에는 $b_1 = -0.95$, 그리고 연도별 자료는 $b_1 = -0.79$ 정도로 습관성이 내구성을 압도한다고 한다.

V. 要約 및 結論

본 논문은 消費準據資產價格 決定模型을 이용하여 우리나라에서 消費와 投資決定의 動態的 相互關係를 알아보았다. 비내구재 및 서비스의 실질 1인당 소비지출과 회사채수익률과 종합주가지수 그리고 사채수익률과 종합주가지수 등 2개의 투자자산이 각각 있는 경우를 가정하여 상대적 위험기피정도(a), 주관적 할인율(β), 그리고 소비행태의 한 특징을 말해주는 내구성과 습관성에 대한 계수(b_1)를 추정하였다.

소비지출이 1분기내에만 서비스를 제공한다는, 소위 「소비가 시간에 대해 분리되어 있다는 單純模型(time-additive consumption-based asset pricing model)」은 소비자의 소비 투자의 동태적 상호관계를 설명하는데 적합치 않은 것으로 나타난다.

위험의 기피정도는 0.2에서 2.57사이로 나타나고, 주관적 할인율은 회사채수익률과 종합주가지수를 사용하는 경우에는 매년 6%, 사채수익률과 종합주가지수를 투자자산으로 사용하는 경우에는 16%정도의 시간에 대한 선호정도를 보여준다.

소비의 내구성과 습관성을 고려하기 위해 소비지출이 현재시점뿐만 아니라 다음 분기에도 내구성(durability)과 습관성(habit persistence)에 의해 서비스가 제공되고 한계효용이 영향을 받는다는 時間非分離 消費準據 資產價格 模型(time-nonseparable asset pricing model)으로 확장하면 소비자의 소비 투자에 관한 동태적 상호관계가 잘 설명되어지는 것으로 보여진다.

시간비분리 소비준거 자산가격 모형 하에서는 위험기피 정도는 0에 가까워 위험기피의 정도가 매우 낮거나 중립적으로 나타난다. 그리고 消費의 習慣性과 耐久性의 특징을 말해주는 시간비분리 계수의 추정에 의하면 우리나라의 소비지출은 내구성을 고려한 합리적인 소비행태 보다는 습관적인 소비를 하고 있을 가능성이 있는 것으로 보여진다.

時間非分離 模型의 경우, 상대적 위험기피 계수가 위험에 대해 중립적으로 나타나는 이유는 다음과 같다. 우리나라의 경우 소비의 실질증가에 비해 투자 자산의 실질보상이 그렇게 높지 않아 Mehra와 Prescott의 equity premium puzzle이 관찰되기 어려운 상황이기 때문에 소비의 습관성이 있는 경우에 소비의 異時的 한계대체 정도가 더욱 심하게 변동함으로 투자로부터 일정한 수

준의 실질보상을 유지하기 위해 위험의 기피정도가 낮아지게 되는 것이다.

이러한 소비형태에 관한 실증분석결과는 Freedman의 「항상소득가설」이 우리나라에서는 맞지 않을 방향으로 유도하고 있음을 알 수 있다.

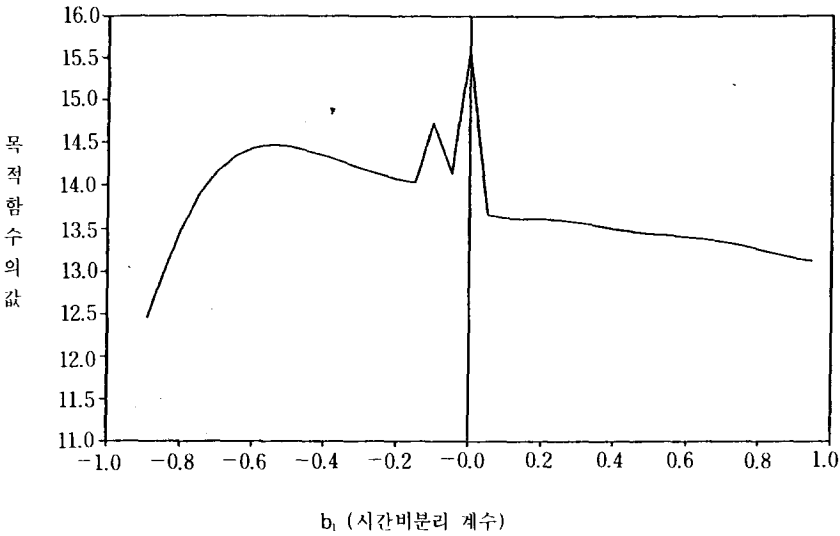
왜냐하면 습관적인 소비행태가 있는 경우, 소득의 변화가 있다면 소비지출의 변화와 이에 따른 한계효용의 변화가 소비의 습관성에 의해 더욱 심하게 된다. 그러므로 현재 소비가 항상소득수준에 의해 결정되고, 현재 소득수준에 대해서는 민감하지 않다는 가정이 성립하지 않게 되는 것이다.

끝으로 본 논문에서 밝혀진 실증분석 결과들이 신뢰성을 갖기 위해서는 좀 더 미시적인 소비자자료와 다양한 資産(asset returns)들을 사용한 실증분석들이 앞으로 더욱 연구되어야 할 것이다.¹⁴⁾

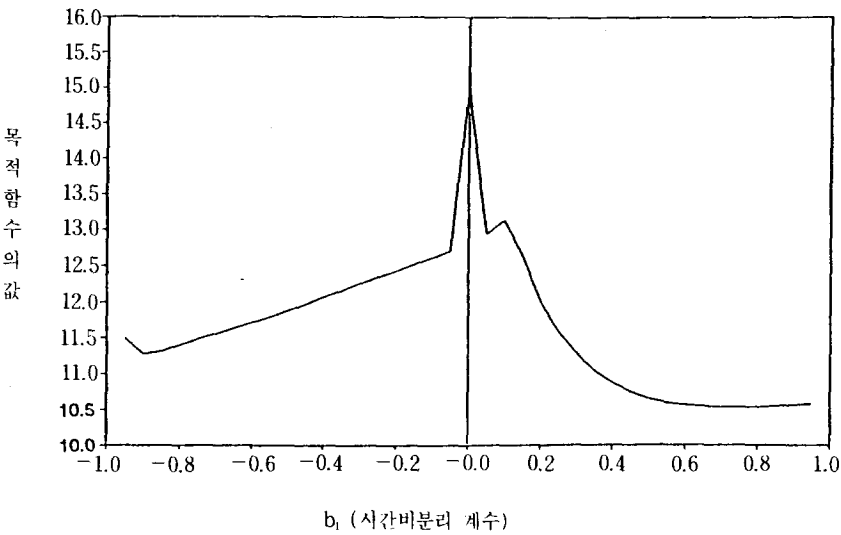
14) 제4장에서도 보았듯이 미국의 경우에도 소비의 습관성이 내구성을 압도할 가능성이 매우 큰 것으로 나타나고 있고, 좀 더 엄밀한 실증분석이 필요하지만 우리나라의 경우도 소비지출이 습관적인 것으로 보려진다. 이와같이 미국과 한국의 소비자의 소비행태가 습관적인 경우, 저축 부족에 의해 지속적인 경제성장에 장애가 될 수 있다. 향후 다만, 일본 등을 포함하는 국가별 소비행태에 관한 연구가 진행된다면 소비행태와 저축 그리고 경제성장에 관하여 매우 중요한 거시적인 정책적 함의가 도출될 수도 있을 것이다.

〈Appendix〉

〈그림 1〉 투자자산으로 Asset1과 Asset3, 수단변수로는 NLAG=1을 사용한 경우



〈그림 2〉 투자자산으로 Asset1과 Asset3, 수단변수로는 NLAG=2를 사용한 경우



參 考 文 獻

1. 南周廈, 1993, 「내구재 소비지출의 이시적 한계 대체율(intertemporal marginal rate of substitution)과 경제성장예측」, 한국금융학회 정기학술 세미나 발표 논문 (1993. 6), 「금융연구」 7권 2호에 게재예정.
2. 劉鎭邦, 1991, 「우리나라 보유외화자산의 적정통화구성 : 평균분산모형 및 소비준가자 산가격 결정모형에 의한 시론적 접근」, 韓國銀行 금융경제연구 제31호.
3. 이명훈, 1992, 「우리나라의 소비지출의 행태분석」, 한국은행, 조사통계월보 9.
4. 이민원, 1992, 「소비변동의 함축성 : 항상소득가설과 유동성 제약」, 경제학연구, 제40 집 제2호.
5. Abel, A. B., 1990, Asset Pricing under Habit Formation and Catching up with the Joneses, Economic Letters, May, 38-42.
6. Arrow, K. T., 1971, Essays in the Theory of Risk-bearing (North-Holland, Amsterdam)
7. Breedon, D. T., 1979, An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities, Journal of Financial Economics 7, 265-296.
8. Campbell, J. Y., 1987, Stock Returns and the Term Structure, Journal of Financial Economics 18, 373-399.
9. Campbell, J. Y. and R. J. Shiller, 1988, Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends, The Journal of Finance, July, 661-676.
10. Constantinides, G. M., 1990, Habit Formation : A Resolution of the Equity Premium Puzzle, Journal of Political Economy, vol. 98, 519-543.
11. Dunn, K. B. and K. G. Singleton, 1986, Modelling the Term Structure of Interest Rates under Non-separable Utility and Durability of Goods, Journal of Financial Economics 17, 27-56.
12. Eichenbaum, M. S. and L. P. Hansen, 1990, Estimating Models with Intertemporal Substitution Using Aggregate Time Series

- Data, *Journal of Business and Economic Statistics* 8, 53-69.
13. Eichenbaum, M. S., L. P. Hansen and K. J. Singleton, 1988, A Time Serise Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choices under Uncertainty, *Quarterly Journal of Economics* 103, 51-78.
14. Ferson, W. E., 1983, Expected Real Interest Rates and Consumption in Efficient Financial Markets : Empirical Tests, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 18, 477-498.
15. Ferson, W. E. and G. M. Constantinides, 1990, Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption: Empirical Tests, Working paper, University of Chicago, March.
16. Ferson, W. E. and C. R. Harvey, 1990, Seasonality and Consumption-based Asset Pricing, Working paper Duke University and University of Chicago, Jan.
17. Gallant, A. R. and G. Tauchen, 1989, Seminonparametric Estimation of Conditioned Heterogeneous Processes : Asset Pricing Applications, *Econometrica* 57, no. 5, 1091-1120.
18. Gallant, A. R., Hansen, L. P. and G. Tauchen, 1989, Using conditional Moments of Asset Payoffs to infer the Volatility of Intertemporal Marginal Rates of Substitution, North Carolina State University, University of Chicago, and Duke University, Working paper.
19. Grossman, S. J., A. Melino and R. J. Shiller, 1987, Estimating the Continuous-Time Consumption-Based Asset Pricing Model, *Journal of Business and Economic Statistics* 5, July, 315-327.
20. Grossman, S. J. and R. J. Shiller, 1981, The Determinants of the Variability of Stock Market Prices, *American Economic Review* 71, 222-227.
21. Hansen, L. P., 1982, Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimates, *Econometrica* 50, 1029-1054.
22. Hansen, L. P. and K. Singleton, 1982, Generalized Instrumental

- Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models, *Econometrica* 50, 1269-1286.
23. _____, 1983, Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns, *Journal of Political Economy* 91, 249-266.
24. Lucas, R. E., Jr., 1978, Asset Prices in an Exchange Economy, *Econometrica* 46, 1429-1446.
25. Nam, J. H. 1993, Seasonality and Habit Persistence in a Time-Nonseparable Consumption-Based Asset Pricing Model, forthcoming in *International Economic Journal*.
26. Nam, J. H., 1992, Habit Persistence and Durability, in Consumption-Based Asset Pricing Model, submitted to the *Korean Economic Review*.
27. Newey, W. K. and K. D. West, 1987, A Simple, Positive Semidefinite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica* 55, 703-708.
28. Rubinstein, M. E., 1976, The Volatility of Uncertain Income Streams and the Pricing of Options, *Bell Journal of Economics* 7, 407-425.
29. Ryder, H. E., Jr, and G. M. Heal, 1973, Optimal Growth with Intertemporally Dependent Preferences, *Review of Economic Studies* 40, 1-31.
30. Singleton, K. J., 1985, Testing Specifications of Economic Agents Intertemporal Optimum Problems in the Presence of Alternative Models, *Journal of Econometrics* 30, 391-413.
31. Tauchen, G., 1986, Statistical properties of Generalized Method of Moments Estimates of Structural Parameters Using Financial Market Data, *Journal of Business and Economic Statistics* 4, 397-425.