

소비의 시간에 걸친 대체탄력성 추정과 몬테칼로 실험 : 한국의 경우(1979~1992)

조 하 현

본 연구는 시간에 걸쳐 분리적인 CES형태의 효용함수를 사용하여 효용극대화를 시도한 결과로서 오일러방정식을 도출하여 시간선호율과 상대적 위험기피도 및 시간에 걸친 대체탄력도의 크기를 추정하고 몬테칼로 실험을 통해 원래의 모수추정에 사용된 모형의 적합성을 살펴보는 것이다

I. 서 론

비록 동일한 재화라고 하더라도 각기 다른 시점에서는 그 재화가 상이한 재화로 취급된다는 것은, Hicks [22]에 의해 오래 전에 밝혀진 사실이다. 시점에 따라 재화가 상이하게 취급된다는 것은 각 시점에서의 가격이 상이하다는 것을 의미하며, 이러한 재화들 사이의 상대가격은 실질이자율로 나타낼 수 있다. 따라서, 실질이자율의 변화에 의해 다른 시점간의 소비에 대한 대체효과가 발생하며, 이를 '시간에 걸친 대체효과' (intertemporal substitution effect)라고 부른다. 즉, 실질이자율이 상승하는 경우 현재 소비에 대한 미래소비의 상대가격이 하락하므로 미래소비를 증가시키는 반면 현재소비를 감소시키게 된다. 이와 같은 과정은 효용극대화에 의한 최적소비결정모형에 의해 쉽게 도출될 수 있으며, 그 결과는 두 시점간 소비의 한계효용의 비율이 현재재화와 미래재화의 상대가격과 일치하게 된다. 두 시점간의 상대가격은 이자율에 의해 결정되므로 현재재화와 미래재화의 한계대체율은 이자율과 시간선호율에 의존하게 된다.¹⁾

만약 이자율이 상승하게 되면, 현재재화에 대한 미래재화의 한계대체율이 상승하게

연세대학교 경제학과, 서울시 서대문구 신촌동 134, 120-749.

1) 이에 관한 자세한 설명은 조하현 [5], pp. 133~139를 참조할 수 있다.

된다. 따라서, 균형을 회복하려면 미래재화에 대한 소비는 증가시키고 현재재화에 대한 소비는 감소시켜야 한다. 이와 같이 개별경제주체는 어느 한 시점만 고려해서 경제적 최적선택을 하는 것이 아니라, 시간에 걸친 최적화를 시도하기 때문에 현재 발생하는 경제적 충격(shock)은 미래의 경제행위에까지 영향을 미치게 된다. 이러한 방식은 경기변동의 현상에 있어서의 지속성(persistence)에 대한 설명에도 도움을 준다.

소비와 자산수익률의 시계열적 관계에 대한 연구는 Lucas [23]의 자산가격모형에 의해 시작되었으며, 그 후 Breeden [12], Brock [13] 등에 의해 소비자자산가격모형(consumption capital asset pricing model)으로 발전하여 금융이론의 주요한 과제가 되었다. Lucas [23] 등의 자산가격모형은 소비자들이 완전경쟁시장에서 기업의 지분을 거래함으로써 그들의 소비계획에 어떤 영향을 미치는가를 설명하고 있다. 그러한 모형의 기본적 아이디어는 주식수익률의 시계열적인 특성이 소비의 확률적 속성 및 투자자들의 위험기피 정도와 밀접하게 관련되어 있다는 것이다. 따라서, Hansen과 Singleton [21]은 자산가격에 관한 일반균형모형을 설정하여 자산수익률과 소비의 결합확률분포에 대하여 제약을 가하였고, 선호와 소비의 확률과정을 나타내는 모수(parameters)에 대한 최우추정치를 구하였다.

시간에 걸친 대체효과는 소비에 국한된 것이 아니며, 노동과 여가의 선택문제에도 동일하게 적용될 수 있다. 전통적인 케인즈학파의 거시경제모형에서는 고용이 수요에 의해 결정되며(demand-determined) 고용의 변동은 노동공급의 변화에 크게 의존하지 않는다. 반면에 고전학파의 거시경제모형에서는 소비자들이 전반적인 경제여건을 고려하는 상태에서 효용극대화를 통해 최적노동공급량을 결정하게 된다. 특히 여가단위로 측정되는 실질이자율의 변화에 대해 현재의 여가와 미래의 여가를 대체시킨다. 또한, 실질임금의 변화도 현재의 노동과 미래의 노동 사이의 대체에 영향을 미친다. 이를 노동에 대한 시간에 걸친 대체효과라고 부르며, 소비에 대한 시간에 걸친 대체효과와 함께 거시경제학의 주요 연구과제로 등장하였다.

이상에서 설명한 바와 같이, 이자율 변화에 대한 소비와 저축의 반응의 크기 정도를 결정짓는 주요 요인은 시간에 걸친 대체탄력성의 크기이다. 미국의 경우 시간에 걸친 대체탄력성(intertemporal elasticity of substitution, 이하 IES로 표기)의 크기에 대한 연구가 많이 있으며, 그 결과는 실증분석의 기법과 통계자료에 따라 상당한 차이를 보여주고 있다. Hall [18]은 IES의 부호가 양(+)이라는 근거를 찾을 수 없으며 기껏해야 0.2 정도에 불과하다고 했다. 그러나, Hansen과 Singleton [20], [21]에 의하면 IES는 0.5~2의 값을 갖는다. 또한, Eichenbaum, Hansen과 Singleton [16]은 사용되는 자료에 따라 IES의 크기가 10이 될 수 있음을 보였다. 반면에 Hansen과 Singleton [20]은 IES가 음(-)일 수도 있음을 보였다.

이와 관련하여 한국의 경우 유진방 [3], 김학은과 허정식 [2], 이명훈 [4], 고영선 [1] 등에 의한 연구가 있었는데, 사용된 자료와 실증분석의 방법에 따라 시간에 걸친 대체탄력성과 상대적 위험기피도 및 시간선호율의 추정치들이 서로 상이하게 나타나고 있다.

따라서, 본 연구에서는 시간대체탄력성 및 상대적 위험기피도의 추정뿐 아니라, 몬테칼로 실험(Monte Carlo experiment)을 사용함으로써 효용극대화에 의한 오일러방정식을 일반화 적률법(GMM)에 의해 추정하는 방식의 적합성 여부를 살펴보았다. 또한, 균형경기변동이론에 기초한 모형을 설정하여 효용극대화에 의한 오일러 조건을 도출하고, 균형경기변동모형에 의하여 소비와 이자율에 대한 이론적 자료를 생성시켜 필요한 모수를 추정하였다. 그러한 작업을 100회 반복시행함으로써 이론적 추정치의 평균과 분산을 구하여 원래의 추정에 사용된 오일러방정식모형의 적합성을 살펴보았다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 시간에 걸친 대체탄력성의 정의와 그 추정방법을 살펴본다. 제Ⅲ절에서는 한국의 분기별 자료(1979:Ⅰ~1992:Ⅳ)를 사용하여 시간에 걸친 대체효과와 상대위험기피도 및 효용합인인자를 추정한다. 제Ⅳ절에서는 균형경기변동모형에 의해 소비와 이자율에 대한 이론적 자료를 생성시켜 몬테칼로 실험을 행하며, 제Ⅴ절에서는 요약 및 결론을 제시한다.

Ⅰ. 시간에 걸친 대체탄력성(IES)의 추정

일반적으로 IES는 효용수준이 일정할 때 t 기의 소비 c_t 와 $t+1$ 기의 소비 c_{t+1} 의 한계 대체율(MRS)의 1% 변화에 대한 소비의 비율 $\frac{c_{t+1}}{c_t}$ 의 % 변화의 크기로 정의된다. 즉, ISE를 σ 라고 하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\sigma = \frac{d \ln(c_{t+1}/c_t)}{d \ln[u'(c_t)/u'(c_{t+1})]} \Big|_{u=\bar{u}} \quad (1)$$

식 (1)에서 $u'(\cdot)$ 은 소비의 한계효용을 나타내며, \bar{u} 는 일정한 효용수준을 의미한다. 만약 효용함수가 동조적(homothetic)이라면 실질소득불변(Hicks 개념에서의 소득이 보상된 상태)의 대체탄력도와 화폐소득불변(즉, 소득이 보상되지 않은 상태)의 대체탄력도는 동일하므로 다음과 같이 나타낼 수도 있다.

$$\sigma = \frac{d \ln(c_{t+1}/c_t)}{d \ln[u'(c_t)/u'(c_{t+1})]} \Big|_{u=\bar{u}} \quad (2)$$

각 시점에 대하여 분리적인 효용함수(time-separable utility function)를 다음과 같이

가정한다.

$$u(c_t) = \begin{cases} \frac{1}{1-\gamma} [c_t]^{-\gamma} & \text{if } \gamma > 0, \gamma \neq 1 \\ \ln(c_t) & \text{if } \gamma = 1 \end{cases} \quad (3)$$

식 (3)에서 γ 는 상대적 위험기피도이며 IES와 역수관계이다. 즉, 다음과 같다.

$$\gamma = \frac{1}{\sigma}$$

이제 제약조건을 살펴보기로 하자. t 시점의 초기에 소비자가 전기의 저축에 의한 자산 K_t 를 보유하고 있고 신용시장에서의 이자율이 r_t 라고 하면 $t+1$ 기의 자금의 원천은 $(1+r_t)K_t$ 가 된다. 또한, 소비자는 c_t 만큼 소비를 하고 다음 기를 위해 K_{t+1} 로 보유할 수 있다. 즉, 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$c_t + K_{t+1} = (1+r_t)K_t \quad (4)$$

무한계획기간에서의 적정소비계획은 효용함수의 할인된 현재가치의 합을 자신의 예산제약식에 극대화시킴으로써 구해진다. 따라서, 소비자의 효용극대화 문제는 다음과 같다.

$$\max E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \right] \quad (5)$$

$$\text{s.t. } c_t + K_{t+1} = (1+r_t)K_t$$

여기서 β 는 시간선호를 반영하는 효용할인인자(utility discount factor)이며 E_0 는 0시점의 정보를 바탕으로 하는 조건부 기대연산자(conditional expectation operator)이다. 위 효용극대화 문제는 다음과 같이 가치함수(value function)를 설정할 수 있다.

$$V(k_t) = \max \{ u(c_t) + \beta \cdot E[V(k_{t+1})] \} \quad (6)$$

여기서 k_t 는 상태변수이다. 따라서, 제어변수 c_t 에 대한 1차조건은 다음과 같다.

$$-u'(c_t)(1+r_t) + \beta E[V'(k_{t+1})(1+r_t)] = 0 \quad (7)$$

식 (6)의 가치함수를 상태변수 k_t 에 대해 미분하면 다음과 같은 B-S조건을 구할 수 있다.

$$V'(k_t) = u'(c_t)(1+r_t) \quad (8)$$

따라서, 다음과 같은 식을 구할 수 있다.

$$V'(k_{t+1}) = u'(c_{t+1})(1+r_{t+1}) \tag{8'}$$

식 (8')과 (7)에 의해 다음과 같이 Euler방정식을 구할 수 있다.

$$u'(c_t) = \beta \cdot E[u'(c_{t+1})(1+r_t)] \tag{9}$$

식 (9)는 t 시점에서 재화 1단위를 소비하지 않고 투자했을 때의 한계비용(즉, 소비의 한계효용감소분)과 그 투자행위의 결과로 얻어지는 한계수익(즉, $t+1$ 시점에서의 이자가 가산된 한계효용의 현재가치의 기대값)과 일치함을 의미한다.

위 Euler방정식에 효용함수 식 (3)을 대입하면 식 (10)과 같다.

$$E \left[\beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\frac{1}{\sigma}} (1+r_{t+1}) - 1 \mid I_t \right] = 0 \tag{10}$$

식 (10)은 t 시점의 정보집합 I_t 에 포함된 어떠한 정보도 잔차항(residual)과 독립적임을 의미한다. 이를 직교화조건(orthogonality condition)이라고 부르며, Hansen [19] 또는 Hansen과 Singleton [20]에 볼 수 있듯이 이러한 제약조건식은 모두 β 와 σ 의 추정에 있어서 대변수(instrumental variables)의 사용을 가능케 한다.

한편, 식 (10)은 비선형이므로 추정의 어려움을 피하기 위해 분포에 대한 가정을 추가시킴으로써 선형화를 유도할 수 있다. 따라서, 소비비율 c_{t+1}/c_t 와 이자율 $(1+r_{t+1})$ 이 lognormal 분포를 한다고 가정하자.

이러한 추가적인 가정에 의해 식 (10)은 다음과 같은 회귀방정식 형태로 변형될 수 있다.²⁾

$$\ln \frac{c_{t+1}}{c_t} = \eta + \sigma \cdot E[\ln(1+r_{t+1}) \mid I_t] + \epsilon_{t+1} \tag{11}$$

여기서 $\eta = \sigma \left[\ln \beta + \frac{\nu}{2} \right]$ 이다.³⁾

모형의 모수를 추정하기 위하여 일반적으로 많이 사용되는 방법이 최우추정법(MLE)이다. 그러나, 최우추정법을 사용하려면 우도함수(likelihood function)를 설정해

2) $x_{t+1} = \beta(c_{t+1}/c_t)^{-1/\sigma} (1+r_{t+1})$ 이라고 정의하면 $\ln x_t$ 는 평균이 μ , 분산이 ν 인 정규분포를 갖게 된다. 즉, $E(x_t) = \exp[\mu + \nu/2]$ 이다.

3) ν 에 대해서는 각주 2) 참조.

야 하는 문제가 따른다. Hansen [19]에 의해 제시된 일반화적률(GMM)은 모수추정에 있어서 특정한 적률조건(moment condition)만이 요구되므로 최근의 합리적 기대모형의 추정에서 많이 사용되고 있다. 추정될 모수벡터 (β, σ) 를 θ_0 라고 하고, 소비증가율 및 이자율 변수를 x_{t+1} 으로 나타내면 다음과 같이 함수 $h(\cdot)$ 또는 변수 u_{t+1} 을 정의할 수 있다.

$$u_{t+1} = h(x_{t+1}, \theta_0) = \beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\frac{1}{\sigma}} (1+r_{t+1}) - 1$$

위 $h(\cdot)$ 함수 또는 변수 u_{t+1} 을 사용하여 앞에서 구한 Euler방정식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$E_t(u_{t+1}) = E_t[h(x_{t+1}, \theta_0)] = 0$$

위 식은 오차항의 조건부기대치가 0임을 의미한다. 또한, 경제주체의 정보집합으로부터 구해지는 도구변수(instrumental variable)를 Z_t 라고 하고 이를 위 함수 $h(\cdot)$ 에 곱해주면 다음과 같은 함수 $f(\cdot)$ 가 정의된다.

$$f(x_{t+1}, z_t, \theta) = h(x_{t+1}) \otimes z_t$$

따라서, Euler방정식은 다음의 관계가 성립함을 의미한다.

$$E[f(x_{t+1}, z_t, \theta)] = 0$$

여기서 $E[\cdot]$ 는 비조건부 기대연산자(unconditional expectation operator)이다. 위 식은 모집단의 직교화조건(population orthogonal condition)을 의미한다. 분석을 위해 사용되는 도구변수는 소비증가율 및 이자율의 과거자료로서 이를 이용하여 위 식을 나타내면 다음과 같다.

$$f(x_{t+1}, z_t, \theta) = \begin{bmatrix} \beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\frac{1}{\sigma}} (1+r_{t+1}) - 1 \\ \left[\beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\frac{1}{\sigma}} (1+r_{t+1}) - 1 \right] \cdot \left\{ \frac{c_{t+1}}{c_t} \right\}_{-p} \\ \left[\beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\frac{1}{\sigma}} (1+r_{t+1}) - 1 \right] \cdot \{1+r_{t+1}\}_{-p} \end{bmatrix}$$

여기서 p 는 도구변수의 시차(time lag)를 의미한다. 그리고 $f(x_{t+1}, z_t, \theta)$ 의 기대치를 다음과 같이 나타내기로 하자.

$$g_0(\theta) = E[f(x_{t+1}, z_t, \theta)]$$

함수 $g_T(\theta)$ 의 GMM추정치는 T 가 상당히 커졌을 때 다음의 함수가 0에 가까워져야 한다.

$$g_T(\theta) = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T f(x_{i+1}, z_i, \theta)$$

즉, T 가 상당히 클 경우 $g_T(\theta) = 0$ 가 성립하여야 한다. 따라서, θ_0 의 GMM추정치 θ_T 는 다음과 같이 정의된 $J_T(\theta)$ 를 최소화시켜 얻는다.

$$J_T(\theta) = g_T(\theta)' \cdot w_T \cdot g_T(\theta)$$

여기서 $w_T = \left[\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T f(x_{i+1}, z_i, \theta) f(x_{i+1}, z_i, \theta)' \right]^{-1}$ 이며 이를 최적가중행렬(optimal weighting matrix)이라고 부른다.

직교화조건의 개수가 r 이고 추정되어야 할 모수의 개수가 k 일때 $r \geq k$ 이어야 order condition이 만족된다. 여기서는 시차 $p = 1$ 인 경우 직교화 조건의 개수 = 3이며, 모수의 개수 $k = 2$ 이므로 order condition이 만족된다. 또한, $r - k > 0$ 인 경우 과대식별제약(over-identifying restriction)에 대한 검정은 다음과 같이 χ^2 분포에 의해 가능하다.

$$T \cdot J_T(\theta_T) \rightarrow \chi^2(r-1)$$

III. 한국자료를 사용한 실증분석

본 연구에서는 한국의 분기별 자료(1979: I~1992: IV)로서 민간소비와 회사채 수익률을 사용하였다. 민간소비자료는 1990년 가격기준의 실질변수이며 X-11로 계절조정하였고 매분기 말의 인구로 나누어 1인당 민간실질소비를 구하여 사용하였다. 회사채에 대한 명목이자율은 소비자물가지수(CPI)를 사용하여 실질이자율로 변환시켰다. 이 상과 같이 도출된 1인당 민간실질소비와 회사채에 대한 실질이자율을 사용하여 GMM 방법에 의해 효용할인인자 β 와 상대위험기피도 $1/\sigma$ 및 시간에 걸친 대체효과 σ 를 추정한 결과는 <표 1>에 나타나 있다.

<표 1>에서 보는 바와 같이 시차 1과 2에서 $\beta = 0.807 \sim 0.840$, $\alpha = 0.208 \sim 0.399$ 로 나타났다. χ^2 통계량은 5% 유의수준에서 기각시킬 수 없는 것으로 나타났다. 초기값을 여러 가지로 변화시켜 보았으나 추정치는 거의 변화가 없는 것으로 나타났다. 따라서, 한국의 경우 시차가 4와 6인 경우 상대위험기피도는 1.262~1.159 그리고 시간에 걸친 대체탄력성은 0.792~0.863 정도임을 알 수 있었다. 미국의 경우 시간에 걸친 대체탄력성이 (-)값이 나오거나 또는 0.5~10 정도의 크기를 보이고 있는데 반해 본 연구의 결

〈표 1〉 GMM에 의한 추정치

1	0.807(0.039)	4.804(2.832)	0.208	0.015	0.904
2	0.840(0.015)	2.507(0.976)	0.399	0.543	0.315
4	0.857(0.007)	1.262(0.402)	0.792	18.374	0.010
6	0.854(0.008)	1.159(0.516)	0.863	82.776	0.000

주: 괄호 안의 값은 표준오차를 나타냄.

과는 언제나 (+)값으로 나타났고 0.792~0.863 정도로 안정성을 보였다.

또한, 효용할인인자는 0.854~0.857로 나타남으로써 시간선택효율은 0.167~0.171 정도인 것으로 밝혀졌다.

한국의 자료를 사용한 기존의 연구결과와 비교해 보자. 유진방 [3]은 우리 나라 보유 외화자산의 적정통화구성분석을 통해 상대적 위험기피도가 0.06~0.294이며 효용할인인자는 0.97 정도임을 밝혔다. 그러나, 상대위험기피계수값이 거의 통계적으로 유의적이지 못한 것으로 나타났다. 이에 대해 유진방 [3]은 우리 나라의 경제주체들이 외화자산의 분산투자에 있어서 위험중립적(risk-neutral)인 것으로 해석하였다. 김학은과 허정식 [2]에 의하면 효용할인인자는 0.847~0.990, 시간선택효율은 0.82~0.99, 상대위험기피도는 2~23, 시간에 걸친 대체탄력성은 0.04~0.5로 나타나 추정치의 변화범위가 매우 큰 것으로 나타났다. 이명훈 [4]은 시간비분리적인 효용함수를 사용하여 추정한 결과 상대위험기피도가 -3~10으로 나타남으로써 효용함수의 오목성이 충족되지 않는 경우도 있었으며, 추정치의 유의성도 비교적 낮았다.

황단면 자료를 사용한 고영선 [1]은 시간선택효율이 0.14~0.15, 효용할인율은 0.870~0.877임을 밝혔는데, 이는 본 연구의 $\beta = 0.854 \sim 0.857$ 과 상당히 일치하는 결과라고 할 수 있다.

IV. 균형경기변동모형과 몬테칼로 실험

실제로 σ 값은 모르며, 앞의 식과 같은 Euler방정식을 사용해서 추정한 결과는 연구자에 따라 상이하다. 따라서, 식 (9)와 같은 Euler방정식이 시간에 걸친 대체탄력성을 추정하는 데 적합한 회귀방정식인가를 살펴보기로 한다. 이제 σ 를 어떤 주어진 값으로 알고 있다고 가정하고 이론적 모형으로부터 소비와 이자율에 대한 자료를 생성시킨 다음 σ 값을 모르는 상태에서처럼 재추정하는 몬테칼로 실험(Monte Carlo experiment)을 해 보기로 하자.

일반균형모형을 설정하기 위해 우선 생산함수를 다음과 같이 가정한다.

$$y_t = \lambda_t f(k_t)$$

여기서 k_t 는 자본, λ_t 는 생산기술수준, y_t 는 산출량을 각각 나타낸다. 산출량은 투자 또는 소비로서 모두 사용된다고 가정한다. 그리고 자본의 형성과정은 다음과 같다.

$$k_{t+1} = (1-\delta)k_t + i_t$$

그러면 효용극대화 문제는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \max E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \right] \\ \text{s.t. } c_t + i_t = \lambda_t f(k_t) \end{aligned}$$

앞에서와 마찬가지로 가치함수(value function)에 의해 오일러방정식을 구하면 다음과 같다.

$$u'(c_t) = \beta \cdot E_t \{ u'(c_{t+1}) \cdot [\lambda_{t+1} f'(k_{t+1}) + (1-\delta)] \}$$

위의 극대화 문제의 해는 λ_t 에 따른 투자와 소비의 경로로 구성된다. 따라서, 이와 같은 방식으로 균형경기변동모형에 의해 모의자료를 생성시킨 다음, σ 를 반복적으로 추정함으로써 몬테칼로 실험을 행하였다.

일반적으로 몬테칼로 실험이란 이미 알고 있는 모수를 사용하여 가상적인 경제모형을 설정하고 가공적인 자료(artificial data)를 발생시킨 뒤, 원래 모형의 모수를 추정하는 것이다. 그렇게 추정된 모수와 실제 모수값을 비교함으로써 일정한 가정에 의해 유도된 추정치와 모형의 적합성에 대한 정보를 얻을 수 있다.

본 연구에서는 $\sigma = 1$ (즉, $\gamma = 1$)임을 가정하고 몬테칼로 실험을 시행하였다. 이는 식 (3)의 효용함수가 선형대수형태(linear-logarithmic form)를 가지는 것을 의미한다. 앞에서 설명한 바와 같이 균형경기변동모형에 의해 소비와 이자율에 대한 50개의 자료를 생성시켰으며 이러한 방법을 100번을 반복시행하였다.⁴⁾ 이와 같이 생성된 자료를 사용하여 σ 값을 추정한 결과 추정치는 1.045로 나타나 $\sigma = 1$ 의 이론값에 근접하는 것을 알 수 있었다. 이는 균형경기변동모형이 적절히 시계열자료를 생성시키는 것을 보인 결과이며, 설정된 오일러방정식의 적합성을 재확인시켜 주는 것으로 간주된다. 다만 문제

4) 본 연구의 몬테칼로 실험에 사용된 균형경기변동모형은 time-to-build technology 모형에 근거하고 있다. 자세한 내용은 조하현 [6] 참조.

라고 한다면 σ 추정치의 표준오차가 1.887로서 상당히 크게 나타난 점이다. 이러한 문제의 해결 및 모형의 일반화는 향후의 연구과제라고 할 수 있다.

V. 요약 및 결론

본 연구는 시간에 걸쳐 분리적인 CES형태의 효용함수를 사용하여 효용극대화를 시도한 결과로서 오일러방정식을 도출하여 시간선호율과 상대적 위험기피도 및 시간에 걸친 대체탄력도의 크기를 추정하고 몬테칼로 실험을 통해 원래의 모수추정에 사용된 모형의 적합성을 살펴보는 것이다.

한국의 분기별 자료(1979: I ~ 1992: IV)로서 1인당 민간실질소비와 회사채의 실질수익률을 사용하였고 GMM에 의해 계수를 추정하였다. 그 결과 시간할인인자는 0.854~0.857, 상대적 위험기피도는 1.159~1.262, 시간에 걸친 대체탄력성은 0.792~0.863으로 상당히 안정적으로 나타났다. 또한, $\sigma=1$ 의 가정하에서 균형경기변동모형에 의해 소비와 이자율에 대한 50개의 시계열 자료를 생성시켰고, 그러한 방법을 100번을 반복 시행하여 추정한 결과 σ 추정치가 1.045로 나타남으로써 본 연구에서 사용된 오일러방정식의 적합성을 확인할 수 있었다.

본 연구에서 얻어진 주요한 결과는 다음과 같이 정리할 수 있다.

첫 번째, 소비의 시간에 걸친 탄력성의 크기는 0.792~0.863으로서 정(+)의 부호를 가질 뿐 아니라, 도구변수의 시차변화 등에 의해서도 안정적인 것으로 나타났다. 이는 이른바 케인즈학파의 소비이론보다 동태적 최적화모형을 사용하는 새고전학파의 모형이 우리 나라의 소비변수에 적합함을 보여 주는 것이라고 해석할 수 있다.⁵⁾ 만약 IES의 추정치가 0에 가까운 것이었다면 그 반대의 해석이 가능했을 것이기 때문이다.

두 번째, 상대적 위험기피도의 크기는 1.159~1.262로 나타남으로써 위험기피적인 소비자의 가정이 타당한 것으로 밝혀졌다. 즉, 효용함수가 오목성(concavity)을 갖는 것을 확인할 수 있었다. 이는 미국과 한국의 일부 연구가 효용함수의 볼록성(convexity)이라는 결과를 도출한 것과 비교할 때 현실적으로 더욱 타당성이 높은 결과라고 하겠다.

세 번째, 균형경기변동모형을 사용한 몬테칼로 실험의 결과는 효용극대화모형에 의해 유도된 오일러방정식의 적합성을 확인시켜 주었다. 이는 한국의 경우에도 시간에 걸친 대체효과가 안정적으로 존재하며, 소비자는 위험기피적이라는 위의 첫 번째와 두

5) 새고전학파이론이 소비뿐만 아니라 한국의 재정정책과 관련하여 설명력이 높다는 결과는 조하현 [8]을 참조할 수 있다.

변재의 결론을 더욱 강력히 뒷받침하는 것이다.

본 연구의 한계는 여러 가지를 들 수 있다. 예를 들어, σ 추정치의 표준오차가 비교적 크게 나타나는 문제가 있었다. 이러한 문제의 해결을 위해서는 보다 다양한 모형을 사용해야 할 것이다. 가령 효용함수에 여가(leisure)변수등을 추가시키거나, 소비의 습관 형성(habit formation) 또는 소비지속성(consumption persistence)을 고려하는 것 등과 같이 모형을 다양하게 확장시킬 수 있다. 또한, 현재여가와 미래여가의 시차함수관계를 고려하는 형태로서 시간비분리 효용함수⁶⁾를 사용하는 것도 모형확장의 또 다른 방향이 될 수 있다.

◆참 고 문 헌◆

1. 고영선, "횡단면 자료를 이용한 시간할인율의 추정", 『한국개발연구』, 1994년 가을, 한국개발연구원.
2. 김학은·허정식, "한국에 있어서 소비의 시제조대체탄력도 및 시간선호율의 추정", 『산업과 경영』, 1992. 5, 연세대학교 산업경영연구소.
3. 유진방, "우리나라 보유외화자산의 적정통화구성", 『금융경제연구』, 제31호, 1991, 한국은행 금융경제연구실.
4. 이명훈, "우리나라 소비지출의 행태분석", 『조사통계월보』, 1992. 9, 한국은행.
5. 조하현, 『거시경제이론: 거시경제학의 미시경제학적 기초와 합리적 기대모형을 중심으로』, 제2판, 1996, 세경사, pp. 133~139.
6. _____, "균형경기변동모형과 한국의 경기변동현상: Time-to-build technology 모형", 『KCCI 경제전망』, 1991. 7, 대한상공회의소 한국경제연구센터, pp. 45~78.
7. _____, "비분리노동모형과 한국의 경기변동", 『연세논총』, 제29집, 1993. 7, 연세대학교 대학원, pp. 77~93.
8. _____, "시간비분리 효용함수와 한국의 경기변동", 1996, 한국계량경제학회 계량경제학보, 제7권.
9. _____, 『韓國의 景氣變動과 巨視經濟政策의 方向』, 1991, 대한상공회의소 한국경제연구센터.
10. Barro, R. J. and R. G. King, "Time-Separable Preferences and Intertemporal-

6) 이러한 시간비분리 효용함수를 이용하여 균형경기변동모형을 확장시킬 수도 있다. 이에 대해서는 조하현 [8] 참조.

- Substitution Models of Business Cycles," *Quarterly Journal of Economics*, Nov. 1984.
11. Blanchard, O. J. and S. Fischer, *Lectures on Macroeconomics*, 1989, MIT Press.
 12. Breeden, Douglas T., "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities," *Journal of Financial Economics*, 7, Sep. 1979, pp. 265~292.
 13. Brock, William A., "Asset Prices in a Production Economy," in *The Economics of Information and Uncertainty*, edited by John J. McCall, 1982, Chicago: Univ. of Chicago Press.
 14. Constantinides, George M., "Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle," *Journal of Political Economy*, 98, 1990.
 15. Dunn, Kenneth B. and Kenneth J. Singleton, "Modeling the Term Structure of Interest Rates under Non-separable Utility and Durability," *Journal of Financial Economics*, 17, 1986.
 16. Eichenbaum, Martin S. and Lars Peter Hansen and Kenneth J. Singleton, "A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice under Uncertainty," *Quarterly Journal of Economics*, Feb. 1988.
 17. Ferson, Wayne E. and George M. Constantinides, "Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption," *Journal of Financial Economics*, 29, 1991.
 18. Hall, R. E., "Intertemporal Substitution in Consumption," *Journal of Political Economy*, 1988, pp. 339~357.
 19. Hansen, L. P., "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica*, 50, Jul. 1982.
 20. _____ and Kenneth J. Singleton, "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Expectations Models," *Econometrica*, 50, Sep. 1982.
 21. _____, "Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns," *Journal of Political Economy*, 91, 1983.
 22. Hicks, J., *Value and Capital: An Inquiry into Some Fundamental Principles of Economic Theory*, 1939, Oxford University Press.
 23. Lucas, Robert E. Jr., "Asset Prices in Exchange Economy," *Econometrica*, 46, Nov. 1978.
 24. Mankiw, N. Gregory and Julio J. Rotemberg and Lawrence H. Summers, "Intertemporal Substitution in Macroeconomics," *Quarterly Journal of Economics*, Feb. 1985.

25. Mao, Ching Sheng, "Estimating Intertemporal Elasticity of Substitution: The Case of Log-Linear Restriction," *Federal Reserve Bank of Richmond*, Nov. ~Dec. 1989.
26. Ryder, Harl E. Jr. and Geoffrey M. Heal, "Optimal Growth with Intertemporally Dependent Preferences," *Review of Economic Studies*, 40, 1973.