

# 家計의 消費支出變化와 消費基準 CAPM

安 勝 轍\*

## 目 次

- I. 서 론
- II. 소비지출과 소비기준 CAPM
- III. 소비기준 CAPM의 도출과 소비변화의 추정
- IV. 실증분석
- V. 결 론

## I. 서 론

경제발전이 고도화됨에 따라 가계는 자금의 원천으로서 또한 자금의 수요자로서 점차 중요성을 가지게 되었으며 가계의 효과적인 자금의 운용은 가계자체에서 뿐만 아니라 국가경제 전체의 효율증대에 절대적 요인이 되고 있다. 특히, 금융시장을 통한 가계자금의 활용은 기업의 성장과 국가의 효율적인 자금운용을 통한 경제발전을 위해 중대하다고 볼 수 있다.

가계의 소비자들은 미래의 소비지출에 대비한다고 할 수 있으며 가계의 소득은 소비지출, 내구재 및 주택구입에 대한 지출, 주식이나 채권 등 증권을 포함한 금융자산의 매입, 현금·저축예금·요구불예금의 증가, 채무의 상환 등 다양한 형태로 이용된다.

일반적으로 가계의 소득이 높아지면 소비와 투자가 증가된다. 소비와 투자의 증가는 기업의 생산활동을 촉진시키며 경기를 활황으로 유도한다. 이에 따라 미래기대이익이 상승되어 기업의 주가가 높아지게 되며 주가의 상승으로 인해 가계가 보유하고 있는 금융자산의 가치가 높아지며 가계의 소비지출도 높아지게 될 것이다. 이 경우, 주식을 보유하고 있지 않은 가계라도 미래 경기에 대해 낙관적인 기대를 함으로써 소비지출을 증가시키게 된다.

이러한 논리하에서 미국에서는 소비지출과 주가의 관련성에 관한 연구가 전통적 CAPM의 한계를 극복하기 위한 노력의 일환으로 제한적이거나 진행되고 있다. 전통적 CAPM은 수많은 실증적

\* 經商大學 經營學科 副敎授

연구가 수행되었음에도 불구하고 그 가정상의 문제점과 특히 시장포트폴리오 측정의 어려움 때문에 이론적 모형과 실증적 결과가 왜곡되어 나타나고 있는 경우가 많다.

전통적 CAPM의 이러한 한계를 극복하기 위하여 Rubinstein(1976), Breeden & Litzenberger(1978), Breeden(1979) 등은 Ando & Modigliani(1963)의 라이프 싸이클 소득가설에 근거하여 시장포트폴리오의 수익률의 변화는 부(wealth)에 의해 기인되고 또한 부에 의해 소비지출이 결정된다는 논리에 입각하여 전통적 CAPM을 변형한 소비기준자산가격결정모형(consumption-oriented capital asset pricing model: CCAPM)을 제시하였다. 그 후, Mankiw & Shapiro(1986), Breeden, Gibbons & Litzenberger(1989) 등이 CCAPM의 타당성을 검증하였다.

CCAPM에서는 총소비변화율에서 도출된 소비베타와 자산의 기대수익률 사이의 선형관계를 설명하여 주고 있는데, 여기서 소비베타는 자산의 수익률과 소비변화율 사이의 공분산을 소비변화율의 분산으로 나눈 값으로 정의된다. 이러한 CCAPM은 거시경제변수인 총소비와 자산수익률 사이의 관련성을 이론적으로 규명하였다는 데서 그 의의를 찾을 수 있다.

본 연구에서는 소비기준 CAPM의 이론을 소개하고 가계의 소비지출과 주가 사이의 관련성을 실증적으로 분석하여 그 경제적 의미를 고찰하는 것을 목적으로 한다. 이러한 목적을 달성하기 위해 본 연구는 다음과 같이 전개된다.

서론에 이어 제2장에서는 가계의 소비지출과 주가의 관련성을 살펴본다. 제3장에서는 Breeden 등(1989)이 제시한 CCAPM을 이론적으로 도출하여 이 모형이 가지는 경제적 의미를 음미한 다음 CCAPM에서 가장 커다란 실증론적인 문제점으로 남아 있는 소비변화의 추정에 대하여 언급을 한다. 제4장에서는 우리나라의 자료를 이용하여 가계소비지출의 변화와 주가변화 사이의 관련성을 분석한 다음, 제5장에서 결론을 맺는다.

실증분석에 있어서 분석기간은 1980년 1/4분기에서 1991년 4/4분기까지 총 12년 48분기를 대상으로 하였으며, 이를 1981년 1/4분기에서 1985년 4/4분기를 약세시장, 1986년 1/4분기에서 1989년 1/4분기까지를 강세시장으로 구분하여 분석하였다. 자료는 각종 소비관련자료와 종합주가 지수 및 산업별 주가지수를 이용하였으며, 자료의 처리 및 통계분석은 SPSS/PC<sup>+</sup> Ver 3.10을 사용하였다.

## II. 소비지출과 소비기준 CAPM

### 1. 가계의 소비지출과 주가

가계의 소비행위와 관련된 이론적 규명은 소비이론(consumption theory)과 연관시켜 설명될

수 있다. 경제학에서 소비이론은 소비자들이 장기적 관점에서 어떠한 소비형태를 선택하는가를 설명하는 것인데, 주된 초점은 소비의 안정성과 관련되어 있다. 즉, 가계소비자들이 장기적인 관점에서 소득에 비해 안정된 소비를 여하히 원하는가가 연구의 과제였다.

Keynes의 절대소득가설(absolute income hypothesis)에 의하면 소비의 크기는 단기적으로 주로 소득의 절대적 크기에 의존한다고 보고 있다. 즉, 가계소비자들의 소비지출은 소득이 증가함에 따라 증가하는 경향이 있지만 소득의 증가속도만큼 증가하지 않는다는 사실을 경험적으로 주장하고 있다. 이때 한계소비성향(marginal propensity to consume)은 1보다 적으며, 이는 일정한 값을 가지는 것이 아니라 소득수준이 높아감에 따라 점점 작아지는 경향을 가진다. 이러한 사실은 미래의 안정적인 소비를 유지하기 위해 가계소비자들은 소득이 증가할 때 저축을 좀더 증가시키는 행위의 결과라 볼 수 있다. 따라서 총소득이 많아질수록 소득과 소비의 격차는 확대된다.

Friedman(1957)의 항상소득가설(permanent income hypothesis)에 의하면 개인의 소비는 주로 항상소득(permanent income)에 의해서 결정된다고 보고 있다. 가계소비자는 항상소득에 기준하여 미래의 소비지출을 계획하며 이들의 관계는 각 가계소비자들의 이자, 부, 기호, 연령분포에 따라 다르지만 일시소득(transitory income)의 변화와는 관계없다. 이때, 항상소득과 항상 소비는 비례하므로 가계소비자들의 장기적 한계소비성향은 그들의 평균소비성향과 일치할 것이고 따라서 총체적으로 본 장기한계소비성향은 총체적 평균소비성향과 같을 것이다. 따라서 가계소비자의 실제소비는 일시소득의 변동에 따라 변화될 수는 있으나 장기적으로는 항상소비에서 크게 이탈되지는 않으며 소비지출에 있어서 전반적인 안정성을 유지하게 되는 것이다.

Friedman의 소비이론과 같이 소비지출이 기대소득 내지 항상소득에 의존한다는 라이프사이클소득가설(life cycle income hypothesis)을 Modigliani & Brumberg(1954), Ando & Modigliani(1963) 등이 전개하였다. 이들 이론에 의하면 개인의 실제소득은 생애에 걸쳐 생산성이 변동하므로 초기에는 상대적으로 낮고 중기에는 높으며 말기에는 재차 낮아지는데, 이를 총체한 것이 항상소득이다. 따라서 단기에는 한계소비성향이 평균소비성향보다 낮으나 장기에는 소비지출은 항상소득과 관계를 가지므로 한계소비성향은 평균소비성향과 같게된다. 따라서 소비자들은 일생을 통하여 가장 이상적인 소비형태를 실현시키기 위하여 장기적으로 생애소득 내지 항상소득에 맞추어서 계획적으로 소비지출을 하게된다. 이상의 두 이론은 모두 소비의 안정성은 가계의 소비자들이 장기적 관점에서 최적소비형태를 선택하고자 하는 행위에서 기인된다고 보고 있다.

이러한 가계소비자의 미래소비지출과 관련하여 이하에서는 소비지출과 주가의 관련성을 살펴본다. 소득이 높아지면 일반적으로 소비와 투자가 증가하게 된다. 이들의 증가는 기업의 생산활동을 촉진시키게 되며 결과적으로 기업의 기대이익을 상승시켜 주가가 높아지게 된다. 반면에, 주가가 상승된다면 가계의 금융자산의 가치는 높아지게 되고 가계의 소비지출규모도 커지게 될 것이다. 기업의 측면에서는 증권시장의 활황으로 인해 자금조달이 수월하게 됨과 동시에 자본조달비용이

감소되어 투자가 촉진된다. 따라서 경기가 활발해 질 것이다. 이에 따라 주식을 보유하지 않은 가계일지라도 미래경제에 대한 낙관적인 기대로 소비지출을 증가시키게 된다.

Sprinkel(1971)은 과거 20여개의 비즈니스사이클을 조사하여 본 결과, 주가는 국민총생산(GNP)을 약 4개월 앞서서 예측하고 있음을 보여 주었다. 또한, Pearce(1983), Asprem(1980), Wasserfallen(1989) 등은 거시적인 경제변수로서 국민소득과 주가변화 사이에 높은 상관성이 존재한다는 사실을 실증적으로 입증하고 있다. 그러나 이들 변수들간의 관계는 동시적이 아니라 어느정도 시차를 가지는 것으로 나타났다. 즉, 주가의 상승 또는 하락이 소득변화를 포함한 실물경기의 상승 또는 하락보다 선행하고 있는 것으로 나타났다. 또 Bosworth(1975), Fisher & Merton(1984) 등은 주가변화가 총소비지출에 직접적인 영향을 미치고 있음을 실증적으로 입증하고 있다. 이러한 결과들은 주가가 경기의 중요한 선행지표의 하나로 사용될 수 있다는 것과 같은 의미이다.

우리나라의 경우에도 김철교 등(1990)의 연구에 의하면 주가지수가 실물경기변화를 선도하고 있는 것으로 나타났다. 특히 신동명(1991)의 경우는 주가변화가 소비지출에 미치는 영향을 분석하기 위해 소비지출증가율을 종속변수, 주가변화를 독립변수로 놓고 회귀분석을 하였다. 그 결과, 약 12개월 이전의 주가변화가 현재의 소비지출에 영향을 주는 것으로 나타났다. 이때 주가변화는 비내구재 및 서비스 보다는 내구재 및 준내구재에 대한 소비지출에 보다 많은 영향을 주는 것으로 나타났다.

이상의 결과들은 다음과 같이 정리할 수 있다. 소비지출의 증가는 기업의 이익을 증가시키며 이는 기대이익을 상승시켜 주가의 상승을 유발시키게 될 것이다. 그런데 주가변화가 소비자의 부를 변화시켜 소비지출의 변화가 발생하는데 이는 상당한 시차가 요구된다. 이러한 결과를 백용호(1991)는 Friedman의 항상소득가설로 설명하고 있다. 즉 주가변화가 일시적으로 계속 변동된다면 이는 일시소득을 변화시킬 뿐이고 항상소득은 변화시키지는 못할 것이기 때문에 소비지출에 영향을 미치지 못할 것이다. 따라서 주가변화로 인한 소득변화가 소비지출에 영향을 주기 위해서는 주가의 상승 또는 하락이 어느정도 지속되어야 한다고 보고 있다.

## 2. 소비지출과 소비기준 CAPM

소비지출과 자산의 수익률 사이의 관련성을 일반화한 모형이 소비기준자본자산가격결정모형(consumption-oriented capital asset pricing model: CCAPM)이다. Roll(1977)은 실증적인 측면에서 CAPM은 시장포트폴리오의 대용치로 시장지수를 사용하고 있기 때문에 이로 인해 실증분석의 결과가 왜곡되게 나타나고 있다. 따라서 진정한 시장포트폴리오의 존재와 추정이 불가능하다고 주장하고 있다.

이러한 CAPM의 한계를 극복하기 위한 수단으로서 Breeden(1979)은 시장포트폴리오의 수익률

의 변화는 부의 변화에 기인되고 또한 부의 변화에 의해 소비지출이 결정된다는 사실에 근거하여 소비기준 CAPM을 도출하였다. 여기서 부에 의해 소비가 결정된다는 논리는 Ando & Modigliani(1963)의 라이프사이클소득가설에서 근거하고 있다.

CAPM에서 시장베타는 개별자산 또는 포트폴리오의 수익률과 시장포트폴리오수익률 사이의 공분산을 시장포트폴리오수익률의 분산으로 나눈 것으로 정의된다. 그러나 CCAPM에서는 시장포트폴리오의 수익률과 부의 변화는 상관성이 있다고 보고 자산의 수익률과 시장포트폴리오수익률 사이의 공분산은 자산의 수익률과 부의 변화 사이의 공분산과 비례한다는 사실을 유도하였다. 또 개인의 효용함수가 시간부가적(time additive)이라는 가정하에서 소비지출의 한계효용과 부의 한계효용이 동등할 때 개인의 평생기대효용을 극대화할 수 있다는 것을 입증하였다.

CCAPM은 기대효용극대화 문제와 함께 자산의 수익률과 부의 변화 사이의 공분산은 개별자산의 수익률과 소비지출 사이의 공분산과 일정한 비례관계를 가짐을 보여주었다. 이는 소비가 부에 의해 결정된다는 사실에 근거하고 있다. CCAPM에서의 체계적 위험 즉, 소비베타(consumption beta)는 자산의 수익률과 소비변화 사이의 공분산을 소비변화의 분산으로 나눈 값으로 정의할 수 있다. 따라서 자산의 기대수익률은 소비지출과 직접적인 관련성을 갖고 있다고 할 수 있다.

CCAPM은 실제소비변화율을 오차없이 정확하게 관측할 수 있다면 시장포트폴리오의 대응치를 이용하는 CAPM의 한계를 극복할 수 있는 자산가격결정모형이 될 것이다. 그러나 현실적으로 관련기관에서 발표되는 소비자료는 실제의 소비변화추정에 어려움이 많기 때문에 CCAPM의 실증적 검증결과가 한계점을 가질 수 있다. 최근 CCAPM에 대한 검증은 Mankiw & Shapiro(1986), Breeden, Gibbons & Litzenberger(1989)에 의해 이루어졌다. 특히 Breeden 등(1989)은 1929년에서 1982년 사이의 주가자료와 소비자료를 이용하여 CCAPM을 검증한 결과, 대부분의 기간에서 소비베타와 자산의 기대수익률간에 선형관계가 존재하고 있음을 밝히고 CCAPM이 CAPM과 비슷한 설명력을 가진다는 결과를 제시하여 소비지출변화와 주가변화 사이의 정(+)의 관련성을 실증적으로 입증하였다.

### Ⅲ. 소비기준 CAPM의 도출과 소비변수의 추정

#### 1. 소비기준 CAPM의 도출

Rubinstein(1976)은 각 개인의 최적소비와 모든 자산수익의 결합분포는 불연속기간(discrete time interval)에 걸쳐서 정규분포를 이룬다는 가정하에서 소비기준 CAPM(CCAPM)을 도출하였다. Breeden & Litzenberger(1978)는 불연속기간의 프레임워크에서 자산의 수익과 총소비는 결합로그정규분포(joint lognormal distribution)를 이룬다고 가정하고 자산의 부분집합에 대해

적용가능한 CCAPM을 도출하였다. 그러나 Breeden (1979)은 연속시간(continuous time)의 프레임워크에서 CCAPM을 도출하였는데, 이 모형은 자산의 수익과 개인의 최적소비는 확산과정(diffusion process)을 거친다는 가정하에서 모든 자산에 적용가능하다고 주장하고 있다. 이상의 이론들은 모두 효용함수는 시간부가적(time additive)이라는 가정을 공통적으로 하고 있다.

이하에서는 불연속적인 표본자료(discretely sampled data)를 사용한 수익의 비조건적 적률(unconditional moment)에 기초를 둔 Breeden, Gibbons & Litzenberger (1989)의 모형을 중심으로 서술한다. 이 모형은 CCAPM의 실증적 분석에 보다 적합한 것으로 알려져 있다.

모형을 도출하기 위해, 모든 개인의 효용함수는 일생의 소비기간동안 시간부가적이고, 단조증가적이며 원점에 오목한 Von Neumann-Morgenstern 효용함수를 가진다고 가정한다. 또한 모든 개인은 동질적 신념을 가지고 단일소비재를 사용하며 소비의 배분에 있어서 비계약적인 Pareto 최적을 허용하는 자본시장이 존재한다고 본다.

이상의 가정하에서 개인 k의 최적소비와 포트폴리오계획에 대한 1차조건으로부터 다음이 도출된다.

$$E \left[ (\bar{R}_{it} - \bar{R}_{2t}) \left[ \frac{U^k(\bar{C}_t^k)}{U^k(C_{t-1}^k)} \right] \mid \phi_{t-1} \right] = 0, \forall i, k \dots\dots\dots (1)$$

$\bar{R}_{it}$  : t기의 위험자산의 수익률 ( $i=1, 2, \dots, m$ )

$\bar{R}_{2t}$  : t기의 총소비의 성장률과 상관성이 없는 제로베타포트폴리오의 수익률

$U^k$  : 개인 k의 효용

$\bar{C}_t^k$  : t기의 개인 k의 소비지출

$U^k(C_t^k)$  : t기의 개인 k의 소비지출에 대한 효용

$\phi_{t-1}$  : t-1기의 완전정보집합

Lucas (1978)에 의하면 식(1)은 모든 표본추출기간에서 동일하게 적용된다. 개인 k는 자신의 소비계획과 포트폴리오의 가중치를 조정함으로써 최적포트폴리오를 달성할 수 있다.

Breeden & Litzenberger (1978)는 소비의 Pareto의 최적분배가 허용되는 자본시장에서, 특정일의 각 개인의 소비지출은 총소비의 증가함수라는 것을 보여주었다. 더더욱이, 주어진 시간 t에서의 각 개인 소비지출의 최적한계효용은 스칼라  $a_k$ 와 모든 개인에 동등한 단조감소함수  $g(C_t, t)$ 를 곱한 것과 동일하다. 모든 개인들은 주관적인 시간선호(time preference)를 갖고 있다고 가정한다면 총한계효용함수는 모든 기간에 있어서 동일하다는 것을 의미한다. 즉  $g(C_t, t) = f(C_t)$ 이다. 따라서 Pareto최적하에서 소비의 한계효용의 성장률은 모든 개인에게 동등하고 소비의 총한계효용의 성장률과도 동등하다. 즉,

$$\frac{U'(C_t)}{U'(C_{t-1})} = \frac{f(C_t)}{f(C_{t-1})} \cong 1 - [-C_{t-1}f'(C_{t-1})/f(C_{t-1})]C_t^k \dots\dots\dots (2)$$

여기서  $C_t^*$  는 1인당 총소비의 성장률을 의미하며, 접근치는 1차 Taylor 급수를 따른다. 또한  $-C_{t-1}f'(C_{t-1})/f(C_{t-1})$  은  $t-1$ 기의 소비  $C_{t-1}$ 에서 평가된 총상대위험회피계수이다. 이때 이를 일정하다고 보고  $b$ 로 놓고 식(2)의 우항을 식(1)과 결합하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$E[(\tilde{R}_i - \tilde{R}_m)(1 - b\tilde{C}_t^*) | \phi_{t-1}] = 0 \dots\dots\dots (3)$$

식(3)은 특정정보에 대하여 0의 조건이기 때문에 이를 비조건적기대(unconditional expectations)의 견지에서 표현하면 다음과 같다.

$$E[(\tilde{R}_i - \tilde{R}_m)(1 - b\tilde{C}_t^*)] = 0 \dots\dots\dots (4)$$

자산의 수익률은 1인당 총소비의 증가율  $C_t^*$  와 확률착란요소의 합의 선형함수로서 나타낼 수 있다. 이때 확률착란요소는 자산의 부분집합( $i=1, 2, \dots, m$ )에 대한  $\tilde{C}_t^*$ 와 관련성이 없는 것으로 정의된다. 이러한 조건들은 일정한 비조건적 소비베타(constant unconditional consumption beta)의 가정과 결합되어 다음을 의미한다.

$$\tilde{R}_i = \alpha_{ci} + \beta_{ci}\tilde{C}_t^* + \tilde{\epsilon}_{it}, \quad i=1, \dots, m \dots\dots\dots (5)$$

$$\beta_{ci} = \frac{\text{Cov}(\tilde{R}_i, \tilde{C}_t^*)}{\text{Var}(\tilde{C}_t^*)}$$

$$\alpha_{ci} = \mu_i - \beta_{ci}E(\tilde{C}_t^*) \quad \text{단, } \mu_i = E(\tilde{R}_i)$$

$$E(\tilde{\epsilon}_{it}) = 0, \quad E(\tilde{\epsilon}_{it}\tilde{C}_t^*) = 0$$

여기서  $\beta_{ci}$ 는 소비베타를 의미한다. 자산이  $m$ 개로 구성된 제로소비베타 포트폴리오는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\tilde{R}_m = r_0 + \tilde{\epsilon}_{mt} \dots\dots\dots (6)$$

$$E(\tilde{\epsilon}_{mt}) = 0, \quad E(\tilde{\epsilon}_{mt}\tilde{C}_t^*) = 0$$

식(5)와 식(6)의 우항을 식(4)에 대입하면 소비기준 CAPM이 도출된다.

$$\mu_i - r_0 = r_1\beta_{ci} \quad \forall \quad i=1, 2, \dots, m \dots\dots\dots (7)$$

여기서,  $r_1 = \frac{b \text{ var}(\tilde{C}_t^*)}{[1 - b E(\tilde{C}_t^*)]}$

이때,  $r_1$ 은 소비베타위험의 시장가격으로서 소비증가의 변동에 따라 증가된다. 만일  $[1 - bE(\tilde{C}_t^*)] > 0$ 이고,  $E(\tilde{C}_t^*) > 0$ 이면,  $r_1$ 은 상대위험회피의 증가에 따라 역시 증가된다.

위 CCAPM은 존재하는 모든 자산의 일부에만 국한되어 도출된 것이다. 이러한 자산들은 측정구간에 걸친 소비성장률  $\tilde{C}_t^*$ 와 조건적으로 선형관계를 갖고 있다. 그러나 식(5)를 만족시키지 못하는 자산들은 이들 자산에 대한 소비지출과 이득과의 결합확률분포에 따라 가격결정이 되지만, 이러한 가격결정이 이루어지기 위해서는 불연속기간(discrete interval)에 걸쳐서 소비지출과의 고차의

공적률(co-moment)이 요구되어 진다. 연속기간 모형에 있어서는 모든 자산의 수익률과 소비지출은 논리적으로 결합정규분포이기 때문에 수익이 동시적 기간(instantaneous intervals)에 걸쳐 측정될 수 있는 한 CCAPM은 모든 자산에 적용된다. 그러나 Breeden 등(1989)은 가능한 소비자료가 불연속적으로 측정되기 때문에 식(7)의 CCAPM이 실증적 검증에 있어서 보다 현실적으로 유용하다고 주장하고 있다.

## 2. 소비변화의 추정

소비기준 CAPM에서 소비베타(consumption beta)는 자산의 기대분기수익(예를들어, 1월 1일에서 3월 31일)과 분기의 시작에서 분기의 끝까지의 시점소비율(spot consumption rate)의 변화의 공분산을 시점소비율변화의 분산으로 나눈 값으로 정의된다. 따라서 CCAPM에서 이론적으로 소비변수의 변화는 두 시점 사이의 총소비변화(stock 개념)의 관점에서 전개가 되었지만, 반면에 총소비에 대해 실제 획득가능한 자료는 일정기간에 걸쳐 측정된 총지출(flow 개념)과 관련된 것이다.

이러한 이론적 모형에서의 소비변화개념과 실제 분기별로 발표되는 관측가능한 소비자료의 근본적인 차이로 인해 CCAPM의 추정에 중대한 측정상 문제점이 존재할 수 있다. 즉, 한 분기에 실제 관측되는 기간소비율(interval consumption rate)은 그 분기 동안의 시점소비율(spot consumption rate)을 합한 것이라 할 수 있기 때문에 합산편의(summation bias)가 야기된다. 이러한 합산편의는 측정된 소비성장률의 분산을 과소평가하고 또한 진정한 소비성장률이 자기상관을 갖지 않더라도 정(+)의 자기상관을 나타내게 한다.

이하에서는 이러한 문제점을 인식하여 시점소비에 대한 소비베타와 기간소비에 대한 소비베타의 관계를 정의하여 현실의 소비자료에서 측정오차를 최소화할 수 있는 소비베타를 도출하여 본다.

첫째 분기의 시작이  $t=0$ 이고 분기의 끝이  $t=T$ 인 분기를 고려하여 소비율을 연간화(annualized)시켜 분석하기로 한다. 그러면 한 분기에 있어서  $T=0.25$ 가 된다. 먼저, 1분기에 걸친 시점소비의 변화는 첫 분기에 대해서는  $\{\Delta\bar{C}_1, \Delta\bar{C}_2, \dots, \Delta\bar{C}_n\}$ , 둘째 분기에 있어서는  $\{\Delta\bar{C}_{n+1}, \Delta\bar{C}_{n+2}, \dots, \Delta\bar{C}_{2n}\}$  인  $n$ 개의 불연속변화의 누적이라고 할 수 있다. 즉,

$$\bar{C}_T = C_0 + \sum_1^n \Delta\bar{C}_i \dots\dots\dots (8)$$

비슷하게, 0기에 어떤 자산의 1주를 매입하고 배당을 재투자한다고 할 때, 기간 T에서의 부(wealth)는 자산의 최초가격과  $n$ 개의 확률증분  $\{\Delta\tilde{a}_i\}$ 의 합과 같다고 할 수 있다. 즉,

$$P_T = P_0 + \sum_1^n \Delta\tilde{a}_i \dots\dots\dots (9)$$

소비변화  $\Delta\bar{C}_i$ 와 자산의 수익변화  $\Delta\tilde{a}_i$ 는 등분산(homoscedastic)을 가지고 계열적으로 상관성이



없다는 가정을 한다. 또, 소비변화와 자산수익변화의 동시적 공분산은  $Cov(a, c)$ 라 하고 비동시적 공분산은 0라 하자, 한 분기의 처음에서 말까지의 시점소비변화의 분산은 다음과 같다.

$$\text{Var}(\bar{C}_T - \bar{C}_0) = \text{Var}\left(\sum_1^n \Delta \bar{C}_i\right) = \sigma_c^2 T$$

$\sigma_c^2$  : 소비변화의 분산

첫분기의 공표된 기간소비율을 연간화시켰을 때 이를  $C_{q1}$ 이라 한다면 분기동안의 소비를 합하고 4 또는  $1/T$ 를 곱하여 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} C_{q1} &= (1/T) \sum_{j=1}^n C_j \Delta t \\ &= (1/T) \sum_{j=1}^n (C_0 + \sum_{i=1}^j \Delta C_i) \Delta t \dots\dots\dots (10) \end{aligned}$$

두번째 분기에 대한 기간소비율  $C_{q2}$ 는 같은 방법으로 다음과 같다.

$$\begin{aligned} C_{q2} &= (1/T) \sum_{j=n+1}^{2n} C_j \Delta t \\ &= (1/T) \sum_{j=n+1}^{2n} (C_0 + \sum_{i=1}^j \Delta C_i) \Delta t \dots\dots\dots (11) \end{aligned}$$

따라서, 소비변화는 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} C_{q2} - C_{q1} &= (1/T) \left\{ \sum_1^{n+1} \Delta C_i + \sum_1^{n+1} \Delta C_i + \dots + \sum_1^{2n} \Delta C_i \right\} \Delta t \\ &\quad - (1/T) \left\{ \sum_1^1 \Delta C_i + \sum_1^2 \Delta C_i + \dots + \sum_1^n \Delta C_i \right\} \Delta t \\ &= n^{-1} \{ \Delta C_2 + 2\Delta C_3 + \dots + (n-1)\Delta C_n + n\Delta C_{n+1} \\ &\quad + (n-1)\Delta C_{n+2} + \dots + \Delta C_{2n} \} \dots\dots\dots (12) \end{aligned}$$

불연속적 이동은 분기별 불연속이동의 수를  $n$ 으로 놓으면 이는 무한대로 접근가능하다. 이러한 방법으로 시점소비변화는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$C_{q2} - C_{q1} = \int_0^T (t/T) \Delta C_t dt + \int_T^{2T} ((2T-t)/T) \Delta C_t dt \dots\dots\dots (13)$$

이때, 기간소비변화의 분산은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{Var}(\bar{C}_{q2} - \bar{C}_{q1}) &= \int_0^T ((t/T)^2 \sigma_c^2) dt \\ &\quad + \int_T^{2T} ((2T-t/T)^2 \sigma_c^2) dt = (2/3) \sigma_c^2 T \dots\dots\dots (14) \end{aligned}$$

윗 식에서 한 분기에 대한 기간소비의 모집단의 변화는 한 분기의 시작에서 분기의 끝까지 시점소비변화에 대한 모집단분산의 2/3임을 보여주고 있다.

시간총괄(time aggregation)과 관련하여 이와 비슷한 결과가 Lambert(1978), Beaver,

Lambert & Morse(1980)에 의해 주가와 기업이익의 연구에 사용되었으며, Grossman, Melino & Shiller(1987)는 소비자자료의 시간총괄을 명백히 고려한 CCAPM 매개변수의 최우추정치(maximum-likelihood estimates)를 유도하였다. 이상에서 전개된 Breeden 등(1989)의 편의수정 방법도 비슷한 결과를 제공하고 있다고 보여진다.

소비의 분기별 변화와 자산의 분기별 수익의 공분산을 고려하여 시점소비베타(spot consumption beta)를 추정하여 보자. 한 분기의 시점소비변화와 동일기간의 자산수익률과의 공분산은  $\text{Var}(a, c)T$ 이다. 공표된 기간소비자료로 공분산은 식(13)에서 다음과 같이 도출된다.

$$\begin{aligned} \text{Cov}(\bar{C}_{q2} - \bar{C}_{q1}, \bar{P}_{2T} - \bar{P}_T) &= T^{-1} \int_T^{2T} (2T-t) \text{Cov}(a, c) dt \\ &= \frac{\text{Cov}(a, c)T}{2} \dots\dots\dots (15) \end{aligned}$$

윗 식에서 기간소비와 자산의 분기별 수익의 모집단분산은 시점소비변화와 자산수익의 모집단공분산의 1/2수준이다. 식(14), 식(15)가 주어졌을 때, 공표된 분기별 소비변화에 대해 측정된 소비베타  $\beta_{ac}^t$ 는 시점소비베타  $\beta_{ac}^s$ 의 3/4이라고 할 수 있다. 즉,

$$\beta_{ac}^t = \frac{(\frac{1}{2}) \text{Cov}(a, c)T}{(\frac{3}{4}) \sigma_c^2 T} = (\frac{3}{4}) \beta_{ac}^s \dots\dots\dots (16)$$

$\beta_{ac}^t$  : 기간소비베타

$\beta_{ac}^s$  : 시점소비베타

여기서 (3/4)은 평균조정소비성장률(mean-adjusted consumption growth rate)이라 할 수 있다. 이론적 CCAPM은 시점소비베타에 대한 분기별 수익과 관련되어 있기 때문에, 본 연구의 실증적 검증에서는 편의되지 않은 시점베타를 획득하기 위해 평균조정소비성장률 3/4을 곱한다.

## IV. 실증 분석

### 1. 자료와 모형

본 연구에서의 실증분석은 가계소비지출의 변화와 주가변화 사이의 관련성을 분석하여 소비기준 CAPM의 적용가능성을 모색하고자 함이 목적이다.

이를 위해 가계소비지출변수로는 한국은행의 「조사통계월보」를 참고로 도시근로자 소비지출액을 분기별로 구하였으며, 수익률변수로는 분기말 기준으로 산업별 포트폴리오의 주가지수수익률을 산출하였다. 따라서 검증대상이 되는 포트폴리오는 총 12개이다. 분석대상기간은 1980년 1/4분기에서 1991년 4/4분기까지 이다. 이때, 분석대상 전기간을 약세국면으로 1980년 1/4분기에서 1985년 3/4분기, 강세국면으로 1985년 4/4분기에서 1989년 1/4분기로 나누어서 각각 분석하였

다. 참고로 <표 1>에 도시근로자 가구당 평균가계소비지출액을 연도별로 나타내었다.

<표 1> 도시근로자 가구당 평균가계소비지출

단위 : 천원

기간 중	소 비 지 출										
	합계	식 료 품		주 거	광 열 수 도	가구집기 가사용품	피복및 신 발	보 건 의 료	교 육 교양오락	교 통 신	기 타
		계	곡 류								
1980	175.4	74.7	26.7	8.0	13.0	9.0	16.0	11.5	14.9	10.2	17.8
1981	213.4	90.2	32.5	8.8	17.4	9.5	17.4	15.4	19.3	12.8	22.1
1982	239.1	97.2	33.5	10.3	18.3	10.3	19.3	17.5	22.9	15.4	27.5
1983	264.4	102.5	32.8	12.0	19.3	12.5	21.9	19.7	26.1	16.6	33.4
1984	288.3	108.5	31.9	13.4	20.8	13.8	22.5	21.8	28.8	18.0	40.3
1985	302.2	113.9	32.3	14.2	22.4	14.8	23.5	16.3	31.0	19.7	46.0
1986	331.5	120.6	33.9	15.5	22.7	17.2	25.7	18.5	36.2	21.4	53.2
1987	379.7	134.9	35.0	16.8	24.1	20.7	30.2	20.4	41.6	25.5	65.1
1988	443.3	154.8	37.1	18.8	24.7	24.7	37.0	23.5	48.7	32.4	78.3
1989	561.6	181.9	37.6	23.4	25.8	33.1	48.3	30.8	67.2	46.0	104.6
1990	649.9	211.1	40.9	29.8	29.1	37.8	54.6	34.1	77.4	54.8	120.9
1991	779.6	247.9	42.3	34.5	32.2	45.5	63.0	41.7	96.3	68.7	149.7

자료 : 한국은행, 「조사통계월보」, 각호

소비베타를 추정하기 위하여 소비지출변화율을 독립변수, 산업별 포트폴리오의 수익률을 종속변수로 하여 다음과 같은 시계열 회귀모형을 사용하였다.

$$\tilde{R}_{pit} = \alpha_{pi} + \beta_{pi}\tilde{C}_t + \epsilon_{pit} \dots\dots\dots (17)$$

여기서,  $\tilde{R}_{pit}$  : t기의 i산업의 포트폴리오수익률

$\tilde{C}_t$  : t기의 가계소비지출변화율

$\beta_{pi}$  : i산업의 소비베타

$\epsilon_{pit}$  : 오차항

식(17)에서 가계소비지출변화율  $\tilde{C}_t$  와 자산수익률 사이의 결합분포는 오차항  $\epsilon_{pit}$  는 평균이 0이고  $\tilde{C}_t$  와는 상관성이 없다고 가정이 되었다. 또한, 이론적 소비기준 CAPM은 시점소비의 변화율과

직접적으로 관련이 되어 있다. 따라서, 본 연구에서 산출된 소비베타는 기간소비를 기준으로 측정 되었기 때문에, Breeden 등(1989)의 소비베타조정방법을 통하여 시점소비베타로 전환시켰다.

식(17)에서 산출된 소비베타를 독립변수로 놓고 산업별 포트폴리오의 기대수익률을 종속변수로 하여 식(18)과 같은 횡단면 회귀분석을 실시한다.

$$E(r_{pi}) = a_{pi} + b_{pi}\hat{\beta}_{pi} + e_{pi} \dots\dots\dots (18)$$

$E(r_{pi})$  : i산업포트폴리오의 기대수익률

$\hat{\beta}_{pi}$  : i산업포트폴리오의 소비베타추정치

$e_{pi}$  : 오차항

위 횡단면 회귀모형의 분석결과, 절편  $a_{pi}$ 의 추정치가 무위험자산의 수익률과 통계적으로 유의하고 기울기  $b_{pi}$ 가 위험의 시장가격과 통계적으로 유의함과 동시에 모형의 선형성이 입증된다면 소비 기준 CAPM의 성립을 의미한다고 할 수 있다.

Breeden(1979)은 총소비에 대해 추정된 소비베타 대신에 총소비의 성장과 최대상관을 가진 포트폴리오에 대하여 추정된 소비베타를 정의하여 CCAPM을 도출하였는데, 이는 Breeden 등(1989)에 의해 실증적으로 검증되었다. 이러한 포트폴리오에 대해 추정된 소비베타를 최대상관포트폴리오(maximum correlation portfolio : MCP) 베타라 한다. MCP 베타는 소비베타를 MCP의 소비베타로 나누는 것으로 정의된다. MCP 베타를 도입한 이유는 자산의 수익률은 일별단위로 측정이 가능하지만 소비자료는 분기별로 발표되기 때문에 양자를 직접적으로 대응시키면 측정상 오차가 발생할 가능성이 있으므로 이러한 측정오차를 극소화시키기 위해서 였다.

또한 소비베타에 대한 위험의 시장가격  $b_{pi}$ 와 제로베타포트폴리오의 수익률  $a_{pi}$ 를 추정하기 위해서는 Kandel(1984), Shanken(1985) 등이 제시한 기간 t가 무한대로 접근함에 따른 전최대우도절차(full maximum-likelihood procedure)를 사용하는 것과 같은 보다 정교한 계량경제적 기법을 사용할 수 있다. 그러나 본 실증연구에서는 총소비지출이 아닌 가계소비지출에 국한시켜 소비베타를 추정하고, 이 소비베타가 포트폴리오의 수익률과 여하히 관계가 있는가를 살피는 것이기 때문에 보다 단순화시킨 식(17)과 식(18)을 이용해서 분석한 결과만 제시한다.

## 2. 실증분석의 결과

가계소비지출에 대한 소비베타는 1980년 1/4분기에서 1991년 4/4분기 까지를 전체기간, 1981년 1/4분기에서 1985년 4/4분기 까지를 약세시장, 1986년 1/4분기에서 1989년 1/4분기까지를 강세시장으로 구분하여 시계열 회귀분석을 통하여 추정하였고 그 결과를 <표 2>, <표 3>, <표 4>에 시장베타와 비교하여 각각 나타내었다.

<표 2> 소비베타의 추정치 (전기간: 1980년 1/4분기~1991년 4/4분기)

구 분	소 비 베타	시 장 베타
음 식 료 품	-0.0325 (-0.414)	0.4983*** (2.979)
섬 유 · 의 복 제 품	-0.0066 (-0.131)	0.5529*** (6.404)
종 이 제 품	-0.0179 (-0.331)	0.6336*** (7.587)
화 학 · 석 유 · 프 라 스틱 제 품	0.0131 (0.180)	0.8872*** (8.319)
비 금 속 제 품	0.0259 (0.433)	0.5506*** (4.868)
제 1 차 금 속	-0.0320 (-0.656)	0.5828*** (7.887)
조 립 금 속 · 전 자 제 품	-0.0502 (-0.839)	0.6806*** (7.003)
건 설	-0.0034 (-0.087)	0.3620*** (5.050)
도 · 소 매 품	0.0436 (0.716)	0.7397*** (8.190)
운 수 · 창 고	-0.0396 (-0.787)	0.5606*** (6.712)
금 용	0.0281 (0.703)	0.4345*** (6.420)
보 험	0.0680** (2.280)	0.2450*** (3.856)

( )은 t-value

\*\* p < 0.05

\*\*\* p < 0.01

<표 3> 소비베타의 추정치 (약세시장: 1981년 1/4분기~1985년 4/4분기)

구 분	소 비 베타	시 장 베타
음 식 료 품	-0.1487 (-1.587)	0.3545** (2.057)
섬 유 · 의 복 제 품	-0.0790 (-0.441)	0.4114 (1.244)
종 이 제 품	-0.2146* (-1.734)	0.7033*** (3.571)
화 학 · 석 유 · 프 라 스틱 제 품	-0.0336 (-0.275)	0.6727*** (3.825)
비 금 속 제 품	-0.0172 (-0.227)	0.3569*** (2.959)
제 1 차 금 속	-0.1238 (-1.330)	0.6126*** (5.033)
조 립 금 속 · 전 자 제 품	-0.1616* (-1.766)	0.5807*** (4.346)
건 설	-0.0430 (-1.091)	0.2532*** (4.896)
도 · 소 매 품	-0.0155 (-0.180)	0.4624*** (3.641)
운 수 · 창 고	-0.0971 (-1.310)	0.4627*** (4.487)
금 용	-0.0355 (-0.390)	0.2845*** (1.758)
보 험	-0.0347 (-0.287)	-0.0508 (-0.220)

( )은 t-value

\* p < 0.10

\*\* p < 0.05

\*\*\* p < 0.01

〈표 4〉 소비베타의 추정치 (강제시장 : 1986년 1/4분기~1989년 1/4분기)

구 분	소 비 베타	시 장 베타
음 식 료 품	0.0204 (0.125)	0.4000 (1.229)
섬 유 · 의 복 제 품	-0.0222 (-0.316)	0.4448*** (4.832)
종 이 제 품	-0.0334 (-0.401)	0.4878*** (4.041)
화 학 · 석 유 · 프 라 스틱 제 품	-0.0408 (-0.299)	0.8031*** (4.120)
비 금 속 제 품	0.0004 (0.031)	0.6838*** (3.213)
제 1 차 금 속	-0.0446 (-0.595)	0.5073*** (5.790)
조 립 금 속 · 전 자 제 품	-0.0462 (-0.411)	0.5391*** (2.849)
건 설	0.0633 (0.534)	0.4796*** (2.222)
도 · 소 매 품	0.0717 (0.520)	0.8790*** (4.901)
운 수 · 창 고	-0.0844 (-0.945)	0.5962*** (5.267)
금 용	0.0003 (0.052)	0.3586*** (3.503)
보 험	0.0702 (1.601)	0.1396 (1.520)

( )은 t-value

\*\* p < 0.05

\*\*\* p < 0.01

시장베타의 경우는 거의 통계적으로 유의할 뿐만 아니라 모두 정(+)의 값을 갖고 있다. 그러나 가계소비지출변화에 대한 소비베타의 값은 거의 부(-)의 값을 가지면서 통계적 유의성이 거의 없는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 약세시장에서 보다 두드러진 결과를 보여주고 있다. 이러한 결과는 소비변수의 추정과정에서 발생된 측정오차와 본 연구에서 설정된 보다 단순화시킨 실증분석모형이 가지는 한계점 때문이라고 생각된다 이에 대한 보다 구체적인 연구가 필요할 것이라 사료된다.

Breeden (1980)은 소비베타는 수요의 소득탄력도와 가격탄력도 및 공급탄력도와 관련되어 있어야 된다고 주장하였다. 즉 높은 소득탄력도를 가진 재화는 다른 조건이 동일한 한 높은 소비베타를 가져야 한다. 따라서 내구재, 건설, 레저, 서비스산업과 같이 높은 소득탄력도를 가지는 재화는 높은 소비베타를 가지며 반면 공익산업, 석유, 음식료품 및 운수산업 등과 같은 낮은 소득탄력도를 가지는 재화는 낮은 소비베타를 가지게 된다. Breeden 등(1989)은 실증연구에서 서비스산업을 제외하고는 소비베타와 소득탄력도간의 정(+)의 관계를 입증하고 있다.

우리나라의 경우는, 가계소비지출에 대한 소비베타의 수준은 거의 비슷하게 나타나고 있다. 그러나, 전반적으로 볼 때 도소매, 금융, 보험 등의 소비베타가 비교적 크게 나타나고 있어서 주가의 상승이 가계소득을 상승시켜 가계소비자들이 금융상품을 선호하게 하고 동시에 잡화 등 일상적인 소비지출에 상승작용을 한다는 것을 부분적으로나마 알 수 있다.

〈표 5〉에는 가계소비지출에 대한 소비베타를 독립변수로, 산업별포트폴리오의 기대수익률을 종속변수로 놓은 횡단면모형 식(18)의 결과를 나타내었다.

〈표 5〉 소비베타추정치와 포트폴리오의 기대수익률의 관계

구 분	$a_{pi}$	$b_{pi}$	F-value	R
전 기 간	-0.044 (-1.032)	0.7734 (1.057)	1.1176	0.3171
약 세 시장	-0.032 (-0.189)	-1.626 (-1.440)	2.0716	0.4143
강 세 시장	-0.0256 (-0.576)	1.1603 (0.524)	0.2741	0.1633

( )은 t-value

본 연구에서 제시된 실증적 소비기준 CAPM에 내포된 의미는 첫째, 위험의 시장가격은 정(+)이어야 한다는 것이다. 즉, 위험이 증가함에 따라 자산의 기대수익률도 증가되어야 한다. 둘째, 소비베타와 자산수익률의 관계는 선형성을 가져야 한다. 이러한 문제는 주어진 포트폴리오에 대한 평균-분산의 효율성문제와도 동일한 것이다. 셋째, 제로베타포트폴리오의 기대실질수익률과 절편이 같은가 하는 문제이다.

〈표 5〉에서 보는 바와 같이 전체기간과 강세시장의 경우는 소비베타에 대한 위험의 시장가격이 정(+)의 방향을 보이고 있지만 통계적으로 유의하지는 않았고 특히 약세시장의 경우는 부(-)의 값을 나타내고 있다. 또한 세 기간 모두 회귀선의 선형성이 기각되고 있으며, 특히 절편값이 모두 부(-)를 나타내고 있어서 제로베타포트폴리오의 기대실질수익률과의 비교를 무의미하게 만들고 있다. 결론적으로 가계소비지출에 대한 소비베타는 자산의 기대수익률을 적절하게 설명하고 있지 못하다고 할 수 있다. 이러한 결과는 향후 보다 더 정교하게 연구가 되어야 하겠지만 김철교 등(1990)이 우리나라 증시가 경제지표에 대한 정보에 비효율적이라고 언급한 결과와 무관하지 않다고 보여진다.

이상의 결과들은 본질적인 소비기준 CAPM을 부정하는 것이 아니라, 본 연구의 실증분석이 가지는 다음과 같은 한계에서 연유되었을 가능성을 배제할 수 없다.

첫째, 편의되지 않은 시점소비베타를 획득하기 위해 두 기간 사이의 총소비흐름의 개념을 총소비변화의 개념으로 전환시키는 과정에서 측정상 오차 및 합산편의가 발생하였을 가능성이 있다.

둘째, 실증분석자료로서 모형에서 요구하는 총소비자료가 아닌 가계소비지출자료로 국한시켜 사용함으로써 인한 소비자정보의 불충분성과 본 연구에서 제시된 보다 단순화된 실증적 모형이 본질적인 소비기준 CAPM의 설명력을 저하시켰을 가능성이 있다.

셋째, 소비지출과 주가사이의 관련성을 분석한 기존의 연구에 의하면 주가변화가 미래소비지출 변화에 상당한 시간을 두고 영향을 주는 선행변수임을 감안할 때 이에 따른 시차변화를 본 연구에서는 무시하였다.

그러나 전체기간과 강세시장에서는 통계적 유의성은 비록 미약했으나 부분적으로 가계의 소비지출과 자산수익률 사이의 정(+)의 선형적 관계를 어느 정도 시사해 주고 있다.

## V. 결 론

소비기준 CAPM(CCAPM)은 가계가 소유하는 부의 변화는 시장포트폴리오수익률변화의 함수라는 근거하에서, 자산의 수익률과 시장포트폴리오수익률 사이의 공분산이 자산의 수익률과 부의 변화 사이의 공분산과 비례한다는 사실을 밝히고, 또한 부와 소비지출의 함수관계를 이용하여 자산과 부의 변화 사이의 공분산이 자산과 소비변화 사이의 공분산과 비례함을 보여주고 있다.

따라서 CCAPM에서는 자산의 기대수익률은 소비베타에 의해 결정되며 소비베타는 자산의 수익률과 소비지출변화 사이의 공분산에 의해 결정된다는 사실을 이론적으로 설명하고 있다. 그러므로 CCAPM의 검증은 실제로 소비지출을 측정할 수 있다는 면에서 시장포트폴리오를 이용하는 CAPM의 한계를 극복할 수 있는 수단이 될 수 있다.

그러나 소비기준 CAPM은 다음과 같은 이론적 및 실증적 한계를 내포하고 있다.

첫째, 소비기준 CAPM에서는 이론적으로는 소비의 변화는 기간 사이의 총소비변화인 스톡(stock)개념으로 전개가 되고 있으나 실제 공표되는 소비자료는 기간에 걸쳐 측정된 총소비의 흐름인 플로우(flow)개념의 측정치이다. 이는 실증적 측면에서 중대한 오류가 발생되기 때문에 이에 대한 충분한 연구가 필요하다고 사료된다.

둘째, 소비기준 CAPM에서는 소비지출변화와 주식수익률 사이에 있어서 시차를 무시하고 있기 때문에 모형의 현실적용에 한계가 있을 수 있다. 따라서 이러한 시차를 이론적으로 고려한 보다 발전적인 모형의 개발이 요구된다.

그러나 이러한 한계점에도 불구하고 소비기준 CAPM은 증권시장에서 자산의 수익률과 거시경제 변수인 총소비변수간의 상호관계를 논리적으로 규명한 이론적 프레임을 제시하였다는데서 커다란 의의를 갖고 있다고 볼 수 있다.

본 연구의 실증분석에서는 가계의 소비지출과 주가와 관련성을 밝히기 위해 소비기준 CAPM을 이용하여 소비베타를 도출하고 소비베타가 증권의 기대수익률을 여하히 설명하는가를 분석하였



다. 이때, 기간소비변화율에 의해 측정된 소비베타는 합산편의를 제거하기 위해 시점 소비베타로 조정하여 사용하였다. 실증분석의 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 가계소비지출에 대한 소비베타의 값은 거의 부(-)의 값을 가지면서 통계적 유의성이 거의 없는 것으로 나타났으며, 재화별로 소비베타의 수준이 거의 비슷하였다. 그러나, 전반적으로 볼 때 도·소매, 금융, 보험 등의 소비베타가 부분적으로 정(+)의 방향으로 나타나고 있어서 주가의 상승이 가계의 소득을 상승시키며 이에따라 가계의 일상적인 지출을 상대적으로 높이며 금융상품의 선호를 촉진시킨다는 것을 간접적으로 시사해 주고 있다.

둘째, 위험의 시장가격은 정(+)의 값을 가지지만 통계적 유의성을 보이지는 않았고 모형의 선형성도 기각되었다. 따라서 소비베타는 자산의 기대수익률을 적절하게 설명하고 있다고 보기는 힘들다. 그러나 부분적으로는 가계의 소비지출과 증권수익률 사이의 정(+)의 선형관계를 간접적으로 보여주고 있다.

본 연구의 실증분석에서는 첫째, 소비자료를 가계소비지출에만 국한시켜 분석하였으나, 내구재, 준내구재, 비내구재, 서비스 등 소비지출의 형태별로 소비베타를 추정하고 둘째, 소비자료와 자산 수익률의 측정시점의 상이함으로 인해 발생하는 오차를 극소화하기 위해 총소비성장과 최대상관을 가진 포트폴리오(MCP)를 이용하여 실증분석을 확장시킨다면 보다 나은 결과가 도출될 수 있을 것이다.

그러나 본 연구는 새로운 자산가격결정이론인 소비기준 CAPM을 소개하고 가계소비지출과 자산 수익률간에 편이가 조정된 소비베타를 실증적으로 도출하여 증권의 수익률과의 관련성 분석을 간접적으로 시도해 보았다는데서 그 연구의 의의를 찾아본다.

## 참 고 문 헌

- 金喆敎·朴正旭·白容鎬, "諸 經濟指標가 綜合 및 業種指數에 미치는 영향에 관한 研究", 「證券學會誌」, 第12輯, 韓國證券學會, 1990, pp.347~374.
- 白容鎬, 「證券金融論」, 博英社, 1991.
- 申東領, "株價變化와 景氣 및 實物經濟의 關係", 「금융연구」, 第5卷 1號, 한국금융연구원, 1991, pp.83-115.
- Ando, A. and F. Modigliani, "The Life Cycle Hypothesis of Saving : Aggregate Implications and Test", *American Economic Review*, Mar. 1963, pp.55~84.
- Asprem, M., "Stock Prices, Asset Portfolios and Macroeconomic Variables in Ten European Countries", *Journal of Banking and Finance*, 1980, pp.589~612.
- Beaver, W., R. Lambert and D. Morse, "The Information Content of Security Prices", *Journal of Accounting and Economics*, 2, 1980, pp.3~28.
- Black, F., "Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing", *Journal of Business*, 45, pp.444~454.
- \_\_\_\_\_, M. Jensen and M. Socholes, The Capital Market Asset Pricing Model : Some Empirical Findings, in M. Jensen ed., *Studies in The Theory of Capital Markets*, (New York : Praeger, 1972)
- Bosworth, B., "The Stock Market and the Economy", *Bookings Papers on Economic Activity*, 1975, pp.257~300.
- Breeden, D., M.R. Gibbons and R.H. Litzenberger, "Empirical Tests of the Consumption-Oriented CAPM" *Journal of Finance*, June 1989, pp.231~262.
- \_\_\_\_\_, "Consumption Risk in Future Markets", *Journal of Finance*, 3, 1980, pp.503~520.
- \_\_\_\_\_, "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities", *Journal of Financial Economics*, 7, 1979, pp.265~296.
- \_\_\_\_\_, and R. Litzenberger, "Prices of State-Contingent Claims Implicit in Option Prices", *Journal of Business*, 51, 1978, pp.621~651.
- Cornell, B., "The Consumption Based Asset Pricing Model : A Note on Potential Tests and Applications", *Journal of Financial Economics*, 9, 1981, pp.103~108. pp.103~108.
- Fama, E., *Foundations of Finance*, (New York : Basic Books, 1976)
- Fisher, S. and C. Merton, "Macroeconomic and Finance", *NBER Working Paper*,

- 1984.
- Friedman, M., *A Theory of the Consumption Function*, (Princeton N. J. :Princeton University Press, 1957)
- Grossman, S., and R. Shiller, "Consumption Correlatedness and Risk Measurement in Economies with Non-Traded Assets and Heterogeneous Information", *Journal of Financial Economics*, 10, 1982, pp.195~210.
- Hall, R., "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis : Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, 86, 1978, pp.971~987.
- Kandel, S., "The Likelihood Ratio Test Statistic of Mean-Variance Efficiency without a Riskless Asset", *Journal of Financial Economics*, 13, 1984, pp.575~592.
- Keynes, J.M., *The General Theory of Employment, Interest and Money*, (New York : Harcourt Brace, 1936).
- Lambert, R., "The Time Aggregation of Earning Series", *Unpublished Manuscript*, Graduate School of Business, Stanford University, 1978.
- Litzenberger, R. and E. Ronn, "A Utility-Based Model of Common Stock Returns", *Journal of Finance*, 41, 1986, pp.67~92.
- Lucas, R., "Asset Prices in an Exchange Economy", *Econometrica*, 46, 1978, pp.1429~1445.
- Mankiw, N. and M. Shapiro, Risk and Return : Consumption Beta versus Market Beta, *Unpublished Manuscript*, Cowles Foundation, Yale University.
- Merton, R., "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", *Econometrica*, 41, 1973, pp.129~176.
- Modigliani, F. and R. Brumberg, "Utility Analysis and the Consumption Function : An Integration of Cross-Section Data", *Post Keynesian Economics ed.*, by Kurihara, 1954.
- Pearce D.K., "Stock Prices and The Economy" *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 1983, pp.7~22.
- Roll, R., "A Critique of the Asset Pricing Theory's Test-Part 1 : On Past and Potential Testability of the Theory, *Journal of Financial Economics*, 4, 1977, pp.129~176.
- Rubinstein, M., "The Valuation of Uncertain Income Streams and the Pricing of Options", *Bell Journal of Economics and Management Science*, 7, 1976, pp.407~425.

- Shanken, J., "Multivariate Tests of the Zero-Beta CAPM, *Journal of Financial Economics*, 14, 1985, pp. 327~348.
- Sprinkel, B., *Money and Market*, (Homewood, Ill: Richard D. Irwin Inc., 1971).
- Wasserfallen, W., "Macroeconomic News and the Stock Market Evidence from Europe", *Journal of Banking and Finance*, 1989, pp. 613-626.
- Wheatley, S., "Some tests of the Consumption Based Asset Pricing Model", *Unpublished Manuscript*, School of Business Administration, University of Washington.