

相對的 危險忌避係數의 推定과 資本資產價格決定의 消費基底模型에 대한 實證的 檢證

李 逸 均*

〈요 약〉

資本資產 價格決定의 消費基底模型은 자본시장의 성질들을 깊이 있게 반영한 모형이지만 이 모형을 정립하는 데 사용된 효용함수의 형태가 주어지지 않고 있다. 이 효용함수의 형태는 실증분석을 통하여 결정되어야 한다. 이 논문에서는 소비기저모형에 사용될 수 있는 效用函數로서 期待效用函數, 貨幣效用函數와 非期待效用模型을 상정하고 우리나라의 데이터를 사용하여 이 중 어느 函數가 우리나라의 투자활동과 자산의 가격결정에 적합한가를 실증적으로 분석하였다. 그 결과 상대적 위험기피계수는 대략 4이고, 주관적 할인율이 0.8정도이며 消費基底模型을 정당화시키는 效用函數는 非期待 模型임이 발견되었다.

I. 序 論

資本資產의 價格決定을 천착하는 現代新古典學派理論의 根底는 확률적 소비와 투자기회의 집합에 직면한 투자가가 動態的 最適化를 追求함으로써 그 결과로 소비와 자본자산의 가격의 변동이 발생한다는 가정이다. 資本市場의 움직임을 기술하고 설명하며 그 미래에 대한 豫測力을 제시하는 모형을 개발하는데 본질적 역할을 담당하는 요소는 消費와 資產價格의 相互作用이다. 이 상호작용의 관계를 靜態的 觀點에서 밝힌 것이 資本資產의 價格決定模型이고, 자본자산의 수요가 투자기회 집합의 불확실한 변화의 가능에 의하여 영향을 받는다는 동태적 틀 속에서 기대수익간의 균형관계를 정립한 것이 머튼 (Merton, 1973)의 異時的 資本資產의 價格決定模型이다. 이 모형에 의하면 투자는 정태적 모형에서 제시한 체계적 시장 위험에 대한 보상은 물론 투자기회가 투자자에게 불리하게 움직일 위험에 대한 보상도 요구한다는 것을 극명히 보여 준다. 따라서 투자기회가 일정하면 異時的 模型은 單一期間模型으로 收斂한다.

* 明知大學校 經營學科 教授

브리든 (Breeden, 1979)은 머튼모형의 모든 狀態變數가 消費과 연관된다는 점에 중점을 두어 이 변수들이 消費배타로 용해된다는 점을 입증하여 소비배타모형을 정립하였다.¹⁾ 루커스 (Lucas, 1978)는 異時的 單一財貨 純粹交換經濟를 가정하여 資本資產의 價格決定의 消費基底模型을 定立하였다. 이 모형은 오일러 方程式으로 표현되며, 자산의 가격은 資産의 未來補償(future payoffs)에 현재소비와 미래소비와의 限界代替率을 곱한 積의 合理的 期待值인 것이다. 이때 期待는 영원히 사는(生存) 代表的 消費者-投資者의 期待이다. 이 消費基底模型은 오일러 方程式으로 閉型解를 갖지 않는 편미분방정식으로 危險忌避係數(risk aversion coefficient)와 效用函數의 函數이다. 따라서 소비기저모형을 현실에 적용시키기 위해서는 자본시장의 행동을 표상하는 效用函數를 確定하고 危險忌避係數를 推定하는 것이 先決課題이다.

이 論文은 資本資產의 價格를 결정하는 消費基底模型을 動態的 韓國經濟를 통하여 檢證하는데 그 目的이 있다. 소비기저모형은 오일러 方程式에 사용되는 效用函數에 따라 그 樣態가 다르다. 이 논문에서는 두개의 효용함수를 사용하여 소비기저모형을 검증한다. 하나는 時間 및 狀態分離의 期待效用函數이고 다른 하나는 크렙스와 포트스 (Kreps and Porteus, 1978)의 異時的 選好(intertemporal preferences)에 기초를 둔 非期待效用函數이다. 우리경제는 貨幣經濟이다. 資産과 財貨와 서비스는 모두 화폐로 거래된다. 이 논문에서는 화폐의 역할도 아울러 분석한다.

消費基底模型은 資本資產의 未來補償에 대한 均衡價格은 현재 이용가능한 정보를 조건으로 하여 이 보상에 현재소비와 미래소비와의 限界代替率을 곱한 積에 대한 條件附 合理的 期待값이다. 그러나 이 이론은 많은 효용함수 중 어느 효용함수가 현실을 정확하게 기술하고 설명하며 나아가 정확한 미래예측력을 갖는지는 밝히지 못하고 있다. 따라서 이 규명을 實證的 檢證에 委任하고 있다 하겠다. 이 논문에서 화폐의 역할을 실증적으로 검증하고자 하는 것은 우리의 경제현실이 貨幣經濟이기 때문이다.²⁾ 이 논문에서 검증의 대상으로 삼은 효용함수는 相對的 危險忌避가 일정한, 異時的 狀態分離 時間 加算可能 期待效用函數와 엡스타인과 진 (Epstein and Zin, 1989, 1991)의 非期待效用函數이다. 前者는 자산가격의 결정을 설명하는데 많은 含意를 제공하는 효용함수이며 그 형태가 단순하여 모형정립이 용이하므로 가장 널리 사용될

1) 미래의 소비를 증가시키기 위하여 현재의 소비를 희생시켜 자산에 투자를 하게 되므로 소비는 모든 狀態變數의 函數로 표현될 수 있다. 이토確率過程(Ito stochastic process)이 이 점을 분명하게 제시해 준다.

2) 理論的으로 一般性を 훼손하지 않고도 numeraire를 상정할 수 있고 이 때 경제이론은 화폐의 도움없이 정립이 가능하다. 화폐의 존립근거를 제시한 이론이 세대중첩모형(overlapping generations model)과 cash-in-advance (Clower constraint) 모형이다.

뿐만 아니라 그 성질이 집중적으로 규명되었기 때문에 그 효용함수가 우리나라의 현실에 적합한지의 여부를 검토해야 할 필요성에 의한 것이다. 이 효용함수의 적합성이 판명되면 적용 가능한 자본자산 가격결정모형의 정립에도 많은 도움을 줄 것이다. 後者는 期待效用函數를 誘導하기 위한 公理들 중에는 알래 逆理(Allais paradox)가 발생하기 때문에 信賴度에 문제가 있어 이를 극복하기 위하여 개발된 효용함수이므로 그 檢證의 必要性이 대두된 것이며 이 逆理를 해소하는 길잡이의 구실을 할 수 있을 것이다. 화폐의 역할을 분석하기 위하여 디시트와 골드먼(Dixit and Goldman, 1970)과 리로이(LeRoy, 1984) 등이 전개하고 핀(Finn et al., 1990)등이 발전시킨 화폐효용함수(money-in-the-utility function)를 검증하여 화폐의 중요성 여부를 분석한다.

자본자산의 가격은 위험기피와 시간에 걸친 選好가 중요한 영향을 미친다. 이 논문의 실증분석의 결과에 의하면 자산가격결정에 이 요소등이 중요하다는 것이 입증되었다. 상대적 위험기피계수는 기대효용함수와 화폐효용함수에서는 4이상이고 消費의 異時的 代替 彈力性和 相對的 危險忌避가 分離된 非期待效用에서는 약 3.5이다. 時間에 걸친 選好는 이 세 모형에서 다 같이 약 0.8이다. 우리나라 경제의 특성은 위험기피계수와 할인율이 높은 사업에 투자할 태세를 갖추고 있으며 이로 인하여 고도성장이 가능케 되었다고 할 수 있다. 非期待效用函數에 있어서 危險母數(risk parameter)와 代替母數(substitution parameter)의 比率는 0.7로 높다. 이 비율은 不確實性이 늦게 해소됨을 선호한다는 것을 제시하는 비율이다. 상대적 위험기피계수, 시간에 걸친 選好率과 危險母數-代替母數 比率를 모두 함께 고려할 때, 한국경제는 진취적인 특성을 구비하여 고도의 성장을 실현시켰다고 할 수 있다. 위험을 덜 기피하고 할인율이 높고 불확실성을 늦게 해소하려는 것이 상호보완성을 견지하면서 경제 발전에 건인차를 제공하고 있다. 우리나라의 경제에 있어서 화폐는 자산의 가격결정에 중요성을 갖는 변수이다. 消費의 異時的 代替彈力性和 相對的 危險忌避는 分離되어 있다. 效用函數는 오목하지 않은 바, 이것은 代表的 經濟主體가 效用의 極大化에 있는 것이 아니라 말안장점에 있거나 極小化에 있다는 점을 제시하고 있다.

이 論文의 構成은 다음과 같다. 제II장에서는 資本資產 價格決定의 消費基底模型을 檢證에 적절한 모형의 관점에서 검토한다. 제III장에서는 이 논문에서 검증에 사용하는 一般化積率法을 설명하고, 제IV장에서는 사용한 데이터를 기술하고 이 데이터의 성질을 살펴보기 위하여 각종 통계량을 제시한다. 제V장에서는 실증결과를 분석하여 통계량들의 經濟的 妥當性 與否를 천착한다. 여기에서는 한국경제와 미국경제를 대비시켜 각각의 특성을 추출하여 양국의 경제적 차이를 밝히고 아울러 미국 경제를 대상으로 한 實證分析의 결과를 한국경제의 틀속에서 해석할 수 있는 단서를 제공한다. 제VI장에서 결론을 맺는다.

II. 資本資產의 價格決定과 效用函數

動態的 經濟에서 定立된 루빈스타인 (Rubinstein, 1976), 루커스(1978), 브리튼 (1979), 브록 (Brock, 1982) 등의 자본자산의 가격결정모형에서는 資本資產의 價格은 資產과 消費流量 間의 限界的 關係에 의하여 決定된다. 즉 자산의 가격은 경제주체가 특정한 효용함수를 동태적 상황에서 극대화 시킴으로서 시간에 걸쳐 결정되는데, 이 극대화의 결과가 오일러 方程式으로 표현된다. 브리튼은 머튼(1973)의 資本資產 價格決定의 異時的 模型에서 價格을 決定하는 因子로 전개되는 모든 狀態變數의 變化가 消費 베타로 一點化됨을 증명하여 消費베타模型을 정립하였다. 이 모형들에 의하면 資產의 收益들의 時系列 相關의 性質은 投資者의 消費과 危險忌避程度의 確率的 性質과 內的으로 연관이 된다.

이 점을 심도있게 파악하기 위하여 루커스(1978)의 전개 과정을 따라가 보자. 영생하며 모두 동일한 단일의 消費者들을 대표하는 하나의 경제주체로서 단일의 消費者를 상정하자. 이 消費者는 자신의 期待效用을 極大化시키는 確率的 消費과 投資를 다음과 같이 선택한다.

$$E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i U(C_{t+i}) \mid \phi_t \right]. \quad (1)$$

위에서 C_t 는 기간 t 의 單一財貨의 消費를 表象하는 確率過程이고, $\beta \in (0, 1)$ 은 主觀的 割引 要素이고, $U(\cdot)$ 는 기간 t 의 效用選好를 표현하는 強增, 強오목函數이다. E_t 는 時間 t 에 이용가능한 정보를 조건부로 하는 期待值 因子(expectations operator)이다. ϕ_t 는 情報集合으로 時間 t 까지 그리고 이를 포함하는 기간까지 발생한 모든 狀態變數들의 歷史이며 이에겐 경제주체의 실질 자산의 수익의 현재 및 과거의 값이 포함되어 있다고 가정한다.

代表的 經濟主體는 자신의 일생에 걸친 효용을 극대화 할 수 있도록 자신의 富(wealth)를 n 個 資產과 消費에 配分한다. t 期初에 資產을 소유하면 t 期末에 이 자산으로부터 벡터 d_t 를 받는다. 이때 이 資產의 價格벡터는 P_t 이다. w_t 를 時間 t 에 있어 n 個 資產의 保有量이라 하자. 시간 t 에 있어서 이 경제주체의 소비는 다음과 같은 제약식으로 표시할 수 있다.

$$C_t + P_t W_{t+1} \leq (P_t + d_t) W_t + Y_t. \quad (2)$$

위에서 Y_t 는 時間 t 에 얻는 소득수준이다. 이 經濟主體가 期間 t 初에 완전한 정보를 갖고 있으며 式 (2)를 제약조건으로 式 (1)을 극대화시키면 필요조건은 다음과 같다.

$$U'(C_i) = \beta E_t[U'(C_{t+1})R_{i,t+1}], \quad i=1, 2, \dots, n. \quad (3)$$

위에서 $R_{i,t+1}$ 은 $t+1$ 期의 資産 i 의 收益이다. 式 (3)에 의하면, 이 經濟主體가 時間 t 에서 資産 i 를 더 구입하기 위하여 소비를 희생시킬 때 그가 잃게 될 限界效用은 時間 $t+1$ 에서 이 資産을 매각하여 그 금액을 소비에 충당할 때 얻게 되는 할인된 限界效用과 均衡에서 일치해야 한다는 것이다. 그런데 式 (3)에서 사용된 效用函數는 一般效用函數로서 함수형이 제시되어 있지 않다.

1. 期待效用函數

經濟主體의 선호가 위험기피가 일정한 효용함수라고 가정하자. 즉

$$U(C_t) = \frac{(C_t)^\gamma}{\gamma}, \quad \gamma < 1 \quad (4)$$

그러면 限界效用은 다음과 같다.

$$U'(C_t) = (C_t)^{\alpha}$$

위에서 $\alpha = \gamma - 1$. 이 한계효용을 式 (3)에 대입하면,

$$E_t[\beta \left[\frac{C_{t+1}}{C_t} \right]^\alpha R_{i,t+1}] = 1, \quad i=1, 2, \dots, n. \quad (5)$$

式 (5)는 危險忌避係數가 일정할 때 얻게 되는 자본자산의 가격을 결정하는 소비기저모형인 오일러 方程式이다. 이 式을 時間 및 狀態分離 可能 期待效用模型이라 하자. 이 모형은 한센과 싱글톤 (Hansen and Singleton, 1982, 1983), 코처래코타 (Kocherlakota, 1990)를 비롯한 많은 사람들이 미국 데이터를 사용하여 검증한 모형이다. 이 검증에는 한센(1982)이 개발한 一般化 積率法(generalized method of moments method)이 사용되었는데 이 방법에서 중요시 되는 것은 資産의 收益들과 消費變量이 時間的으로 같이 움직이는 것을 計量經濟學的으로 인식하는 것이다. 이것은 대표적

經濟主體의 選好, 경제주체들에 공통적인 情報集合, 資本市場에서 거래가능한 자산의 집합에 검증가능한 구조를 부과하여 달성할 수 있다. 특히 소비기저모형의 검증에서는 위험기피계수를 결정하는 選好母數(preference parameter), 消費의 異時的 代替彈力性과 非耐久財와 서비스 등의 규명이 가장 중요시 된다.

한센과 싱글튼(1982)은 相對的 危險忌避가 일정한 效用函數를 이용하여 同一加重值指數와 價值加重值指數를 사용하고 비내구재 및 서비스의 합계에 대하여 그리고 비내구재에 대하여 위험기피계수를 추정하고 소비기저모형을 검증하였다. 그들은 위험기피계수와 주관적 할인요소에 대하여는 經濟的 妥當性을 갖는 推定值를 얻었으나 소비기저모형은 기각하고 있다. 던과 싱글튼 (Dunn and Singleton, 1986)은 이자율의 기간구조모형을 개발하고 두개의 소비집합, 즉 내구재 집합과 내구재와 서비스의 집합을 사용하여 검증하고 있다. 그들은 소비재의 구매와 그 소비재로부터 발생하는 서비스 간의 관계를 정립하였다. 가이젤즈와 홀 (Ghysels and Hall, 1990)은 루카스(1976)가 중요한 과제로 제기한 경제정책에 따른 경제구조의 변화와 계량 경제학적 추정과의 관계에 관한 계량경제학적 정책에 대한 문제점을 인식하고 나아가 오일러 方程式은 데이터 生成過程을 일부만 기술하고 있으며 一般化 積率法의 추정에 부과된 가정 중의 하나가 母數의 決定性이라는 점을 강조하고, 한센과 싱글튼의 검증과 던과 싱글튼의 검증이 오일러 方程式 模型의 식별력 검증(diagnostic testing)을 위한 구조적 안정성을 제시하고 있는지의 여부를 검토하였다. 한센과 싱글튼 모형에서는 안정성의 귀무가설을 기각하였는 바, 가치가증지수를 사용한 모형이 안정적인 것이라는 결론을 내리고 있다. 반면 던과 싱글튼 모형은 여러 검증 방법을 사용하였으나 안정성이 결여되었음을 보여주고 있다.

2. 貨幣效用模型

메라와 프레스코트 (Mehra and Prescott, 1985)에 의하면 期待效用에 의한 代表的 經濟主體의 極大化模型은 實證力이 약하다. 일련의 균형모형은 미국경제에 있어 자본자산의 과거의 평균을 재생산시키지 못하고 있으며, 부채는 평균수익의 0.8%, 주식은 약 7.0%밖에 반영시키지 못하고 있는 바, 이것을 주식 프리미엄의 퍼즐(equity premium puzzle)이라고 명명하였다. 한센과 싱글튼(1982)의 추정에 의하면 相對的 危險忌避係數가 미국의 경우 약 2인 바, 그로스먼과 실러 (Grossman and Shiller, 1981), 메라와 프레스코트(1988)와 홀 (Hall, 1988)은 주식 프리미엄 퍼즐을 해소하기 위해서는 상대적 위험기피계수가 4이상이어야 한다고 주장하고 있으며, 그로스먼, 맬리노와

윌러 (Grossman, Melino and Shiller, 1987), 칸들과 스탬보 (Kandel and Stambaugh, 1989), 그리고 체케티와 마크 (Cecchetti and Mark, 1990)는 20~30의 범위에 있어야 한다고 주장한다. 코처래코타(1980)는 시간에 걸친 選好가 陰數이면 과거의 증권의 수익율을 재현시킬 수 있음을 제시하고 있다.

주식 프리미엄 퍼즐에 대한 해명을 시도하기 위하여 기대효용함수에 화폐요소를 도입하여 消費基底模型을 檢證하고자 한다. 오일러 方程式은 單一財貨의 순수교환 경제하에서 도출된 모형으로 가격, 배당, 이자 등이 모두 財貨로 표시된다. 그러나 현실경제는 화폐경제이므로 소비재와 자본의 가치는 모두 화폐로 표시된다. 따라서 投資者는 消費行爲와 資本市場에서의 활동에 있어 화폐의 중요성을 인식하고 경제 행위를 수행한다. 화폐의 역할은 루커스와 스토키 (Lucas and Stockey, 1987) 등의 cash-in-advance模型에서 중요시된다.

貨幣效用函數模型은 핀등(1990)이 미국자료를 사용하여 검증한 바 있다. 그들은 딕시트와 골드먼(1970), 파마와 파버 (Fama and Farber, 1979), 리로이(1986)과 스톨츠 (Stulz, 1983) 등에 입각하여 계량경제학적 모형을 정립하였다. 代表的 經濟主體는 消費와 實質貨幣殘高의 확률과정 위에 정의된 選好를 갖고 있으며 이 선호가 기대 효용함수로 표시된다고 가정한다. 경제주체는 예산제약조건 하에서 평생의 기대효용을 극대화한다. 즉

$$E_t \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (C_{t, m_t}) \right] \quad (6)$$

subject to

$$P_t C_t + P_t W_{t+1} + M_{t+1} = (P_t + d_t) W_t + M_t$$

위에서 m_t 는 실질화폐잔고, M_t 는 명목화폐잔고, P_t 는 시간 t 에서의 물가수준을 의미한다. 효용함수는 상대적위험기피계수가 일정한 형태를 취한다고 가정하면 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$U(C_t, m_t) = [C_t^\delta (m_t)^{(1-\delta)}]^\gamma / \gamma \quad \text{for } \gamma \neq 0 \quad (7)$$

$$U(C_t, m_t) = \delta \log(C_t) + (1-\delta) \log(m_t) \quad \text{for } \gamma = 0 \quad (8)$$

위에서 $\delta \in (0, 1)$ 는 효용함수에서 소비와 실질화폐잔고의 상대적 중요성을 반영하는 選好母數이다.

이 문제의 극대화를 위한 필요조건은 오일러방정식으로 다음과 같다.

$$E_t[\beta (\frac{C_{t+1}}{C_t})^{\delta\gamma-1} (\frac{m_{t+1}}{m_t})^{1-\delta\gamma} R^e_t - 1] = 0 \quad (9.1)$$

$$E_t[\beta (\frac{C_{t+1}}{C_t})^{\delta\gamma} (\frac{m_{t+1}}{m_t})^{1-\delta\gamma} (\frac{m_t}{C_{t+1}}) + \frac{1-\delta}{\delta} - \frac{m_t}{C_t}] = 0 \quad (9.2)$$

위에서 上位添字 e 는 期末의 값을 의미한다.

3. 消費의 異時的 代替彈力性和 非期待效用

時間 및 狀態分離 效用函數 模型에서는 $(1-\gamma)$ 가 상대적 위험기피계수이며 동시에 소비의 異時的 代替彈力性의 逆數이다. 홀(1988)에 의하면 위험기피와 이시적 대체는 연관이 없다. 따라서 위험기피계수와 소비의 이시적 탄력성의 계수는 서로 다른 數值이나 期待效用模型에서는 이 두 母數가 融合되어 있다.

非期待效用函數는 이 두 母數가 융합되지 않고 분리된 효용함수이다. 엡스타인과 진(1989, 1991)과 윌(Weil, 1989)이 一般均衡下에서의 자본자산가격결정을 이 효용함수의 측면에서 고찰한 바 있다. 한센과 싱글튼(1982, 1983), 타우첸(Tauchen, 1987), 휘틀리(Wheatley, 1988) 등이 기대효용에 의한 소비기저모형이 미국경제에서 기각되고 있는 실정임을 실증분석을 통하여 제시하고 있는 바, 이 기각의 가능성은 이시적 대체와 위험기피가 미분화된 데서 기인하는 것으로 해석할 수 있으므로 이 점을 극복하기 위하여 비기대효용함수를 사용한 소비기저모형에 대한 검증이 요청된다. 엡스타인과 진이 개발한 기대효용함수는 다음의 형태를 갖는다.

$$U_t = [(1+\beta)C_t^\rho + \beta E_t U_{t+1}^{\rho/\alpha}]^{1/\rho} \quad (10)$$

위에서 $\beta = 1/(1+\delta)$, $\delta > 0$ 이며 δ 는 時間에 걸친 選好率(rate of time preference)이다. $\sigma = 1/(1-\rho)$ 는 消費의 異時的 代替彈力性이다. 따라서 母數 ρ 는 代替를 반영하는 母數로 해석할 수 있다. α 는 危險忌避係數이다. 式 (10)에서 알 수 있듯, 이 효용함수에서는 이시적 대체성과 위험기피가 분리되어 있으므로 개별적으로 추정할 수 있다.

엡스타인과 진(1989, 1991)은 異時的 動態經濟에서 벨먼 方程式(Bellman equation)을

極大化시키는 조건을 유도하여 確率的 오일러 方程式을 도출하였는 바 그 式은 다음과 같다.

$$E_t[\beta^n (\frac{C_{t+1}}{C_t})^{n(\rho-1)} \mu_t^{n-1} R_{it}] = 1, \quad i=1,2, \dots, n. \quad (11)$$

위에서 $\eta = \alpha/\rho$ 이며 이것은 불확실성이 낮게 해소되는 것을 의미하는 母數이다. μ 는 R_i 와는 다른 자본자산의 수익율이며, 모수추정에는 시장포트폴리오 수익율을 사용한다. $\rho=1$ 일 때 기대효용함수에 의한 오일러 方程式을 얻는다. 選好가 代數的일때 비기대효용에 의한 오일러 方程式은 다음과 같다.

$$E_t \left[\frac{[\beta(C_{t+1}/C_t)^{\rho-1} \mu_t]^{\eta} - 1}{\eta} \right] = 0 \quad (12)$$

위에서 α 가 0으로 접근함에 따라 η 도 0으로 접근한다. 式 (12)에서 볼 수 있듯이 代數選好를 표상하는 비기대효용함수는 代數選好를 표상하는 기대효용모형과 相異하다.³⁾

III. 一般化 積率法

앞에서 논의한 오일러 方程式은 편미분방정식으로 閉型解(closed-form solution)를 갖지 않는다. 한센(1982)과 한센과 싱글튼(1982)은 오일러 方程式을 추정하는 방법으로서 이론적 타당성을 구비하고 있는 접근법이 非線形의 instrument變數에 의한 것이라는 점을 제시하고 있다. 이 방법 중의 하나가 一般化 積率法(generalized method of moments)이다. 이 방법은 한센(1982), 한센과 싱글튼(1982), 타우첸 (Tauchen, 1986)이 개발 심화시켰는 바, 이 논문에서는 一般化 積率法에 의하여 소비기저모형을 검증한다. 이 방법의 장점으로 되는 異時的 效用의 分離 可能性에 대한 요청이 없으며 이시적 效用函數의 母數를 직접 추정할 수 있다는 것이다. 오일러 方程式은 一般型으로 다음과 같이 쓸 수 있다.

3) habit persistence가 존재할 때 이 논의는 타당성이 결여될 수도 있다.

$$E_t h(X_{t+1}, \theta_0 | \phi_t) = 0 \quad (13)$$

위에서 X_t 는 t 期에 경제주체와 계량경제학자가 관찰한 변수의 n 次元 벡터이고 θ_0 는 r 次元 母數벡터로서 $R^n \times R^r$ 로부터 R_k 에로의 函數이다. E_t 는 경제주체의 t 期 情報集合 ϕ_t 를 條件附로하는 期待值因子이다. 期待는 合理的 期待이다. 式 (13)의 確率攪亂項들은 情報集合 ϕ_t 내에 존재하는 變數와는 相關性이 없어야 한다는 것을 의미한다. E_t 를 ϕ_t 測度可能 確率變數들의 m 次元 벡터라 하자. 그러면 law of iterated expectations에 의하여

$$f(\theta_0) = E_t h(X_{t+1}, Z_t, \theta_0) = 0 \quad (14)$$

위에서 Z_t 는 추정을 하기 위한 instrument variable들이다. instrument의 集合은 消費와 資產收益의 현재값과 時差值도 포함하고 있다. 다음과 같이 함수를 정의하자.

$$g_T(\theta) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T f(\theta) \quad (15)$$

式 (15)는 函數 f 의 標本平均이다. $\theta = (X_{t+1}, Z_t, \theta_0)$ 이다. 正則性條件(regularity conditions) 하에서 $g(\theta)$ 는 $T \rightarrow \infty$ 함에 따라 θ 에 있어 almost surely uniformly 하게 $E_t[g(\theta)]$ 로 수렴한다. $E_t[g(\theta)] = 0$ 이므로 $g(\theta)$ 를 극소화 시키도록 θ 를 추정하면 이 추정식은 θ_0 의 consistent estimator가 된다. 한센(1983)은 다음의 式이 성립함을 증명한 바 있다.

$$D_T(\theta) = g_T(\theta)' W_T g_T(\theta) \quad (16)$$

위에서 W_T 는 $W_T \rightarrow W$ 를 almost surely로 만족시키는 對稱加重行列이고, W 는 對稱 正則行列이다. 正則性的 條件 아래에서 式 (16)을 극소화시키는 추정치 θ 가 θ_0 의 consistent estimator로서 점근선 공분산행렬은 Σ_w 으로 이 共分散은 極限行列(limiting matrix) W 에 의존한다. 極限共分散行列(limiting covariance matrix)을 最小化 하는 것은 다음과 같다.

$$W_0 = [E_t(f(\theta)f(\theta)')]^{-1} \quad (17)$$

行列 W_0 는 確率變數 $f(\theta_0)$ 의 공분산의 역수이다. $W_T \rightarrow W_0$ (almost surely)이면 일반화

적률법 추정식의 극한공분산행렬은 다음과 같다.

$$\Sigma_0 = [E(\partial g_T(\theta_0)' / \partial \theta) W_0 E(\partial g_T(\theta_0) / \partial \theta')]^{-1} \quad (18)$$

위에서 방정식의 수가 q 개이고 母數가 r 個이고 instrument가 m 個이면 $q \times m$ 個 直交條件의 r 個 1次結合이 형성된다. $q \times m > r$ 이면 추정에서 零으로 놓을 수 없는 $(q \times m - r)$ 個의 1次獨立의 直交條件이 존재하는데 모형의 형성에 대한 제약조건을 올바르게 설명하면 이 직교조건식들은 0에 접근한다. W_T 를 최적으로 추정할 때 식 (16)에 T 를 곱하면 이것은 점근선적으로 χ^2 확률변수가 되며 自由度는 $(q \times m - r)$ 이다.

추정방법을 구체적으로 살펴보자. 消費成長과 資產收益 X_{t+1} 과 instrument Z_t 를 관찰했을 때 β 를 추정하기 위하여 다음과 같이 정의하자.

$$g_t(\theta) = (1/T) \sum_{t=1}^T f(X_{t+1}, Z_t, \theta) \quad (19)$$

眞母數를 θ^* 라 하자. 그러면 $E.f(X_{t+1}, Z_t, \theta^*) = 0$ 이다. 따라서 $g_T(\theta^*)$ 는 $T \rightarrow \infty$ 에서 0에 접근한다. $W_0 = W^* = E_t[f(\theta_0)f(\theta_0)']^{-1}$ 이라 하자. 그러면 $\theta^* = \min[g(\theta^*)'W^*g(\theta^*)]$ 로서 asymptotically efficient estimator이다. 그러나 W^* 는 관찰이 불가능하다. 한센(1982)에 의하면 $\hat{\theta}_T$ 가 consistent estimator일 때 다음의 식이 W^* 의 consistent estimator이다.

$$W_T(\hat{\theta}_T) = \frac{1}{T} [\sum f(X_{t+1}, Z_t, \hat{\theta}_T) f(X_{t+1}, Z_t, \hat{\theta}_T)']^{-1} \quad (20)$$

이때 最適推定식은 다음과 같다.

$$J_T(\hat{\theta}^*_T) = \text{Min}[g_T(\theta_0)' W_T(\hat{\theta}_T) g_T(\theta_0)] \quad (21)$$

一般化 積率法에 의한 추정치는 식 (21)을 最小化하는 θ 를 선택하면 얻는다. 이때 검증 통계량은 다음과 같다.

$$J_T(\hat{\theta}^*_T) = T[g_T(\theta^*)' W_T g_T(\theta^*)] \quad (22)$$

이 통계량을 J 통계량이라 한다. 추정식 θ^* 의 공분산 행렬의 추정식은 다음과 같다.

$$T^{-1}[(\partial g(\hat{\theta}_T)/\partial \hat{\theta}_T)' W_T (\partial g(\hat{\theta}_T)/\partial \hat{\theta}_T)] \quad (23)$$

IV. 데이터

이 검증에 사용된 소비는 비내구재와 서비스의 일인당 실질 지출액과 이 兩者의 합계이다. 韓銀 調査月報의 分期別 資料에 消費物價指數를 調整하여 얻었다.

주식 수익률로서는 종합주가지수를 소비자 물가지수로 조정하여 사용하였다. 산업별 주가지수로서는 건설, 기계와 금융산업을 하나의 세트로서 사용하였다. 주지하다시피 건설산업이 금융산업을 주가를 주도하는 산업이므로 그 효과를 보기 위하여 이 세트를 사용하였다. 다른 세트로서는 건설, 비금속과 의류가죽산업을 사용하였다. 이것은 앞의 세트와 비교하기 위하여 이용한 것이다. 후자의 세트에 건설산업이 포함된 것은 두 세트 간에 모수 추정치의 차이가 발생할 경우 증권시장을 주도한 산업 중의 하나가 모형의 추정치에 미치는 영향을 간접적으로 살펴보기 위해서이다.

貨幣供給은 통계연감과 한은 조사월보를 사용하였으며 실질공급을 얻기 위하여 소비자 물가지수로 조정하였다. 이 검증에 사용된 데이터는 오류 가능성을 배제하기 위하여 여러모로 비교 검토하였다. 사용 기간은 1980~1991년으로 12년 간이다.

이 검증에 사용된 데이터에 대한 각종 통계량을 <표 1>에 제시한다. <표 1>에서 마지막 6개 行을 제외하고 모든 수치는 成長率이다. <표 1>의 처음 6行을 보면 1980-1991년 間 平均 分期別 資産(포트폴리오)收益率은 10%이다. 第1列과 2列에서 볼 수 있듯이 第1分期와 第2分期에 있어서 平均 資産收益이 第3分期와 第4分期보다 높다. 의류가죽산업의 第1分期 收益은 23%이고 第3分期의 收益이 가장 낮다. <표 1>의 통계량을 자세히 관찰하면 한국 자본시장에도 正月效果가 존재한다는 증거를 발견할 수 있다. 자산수익의 표준편차는 표본의 전산업에 걸쳐서 매우 높다. 주가의 높은 變動性(volatility)이 한국자본시장의 특성중의 하나이다.

<표 1>의 第7行은 1人當 實質貨幣殘高 成長率인 바 이 자료를 통하여 한국의 화폐정책을 파악할 수 있다. 하반기에 화폐공급이 급격히 증가한 후 다음 해의 전반기에는 화폐공급이 급격히 감소한다. 이것은 하반기에 경제에 활력을 주기 위하여 화폐공급을 증가시킨후 과도한 화폐공급으로 인하여 발생하는 부작용을 제거하기 위하여 다음에는 화폐공급을 급격히 감소하고 있다고 해석할 수 있다.

分期別 平均 消費增加率は 2%이다. 이 數値는 各 消費測定値에 대하여 同一하다.

〈표 1〉 檢證에 사용한 變數의 統計量
(기간: 1980년 1분기~1991년 4분기)

변수*	통계량**	1980.1Q ~1991.4Q	Q1	Q2	Q3	Q4
VWR	MEAN	0.0979	0.1607	0.1128	0.0333	0.0848
	SDEV	0.2939	0.3064	0.3839	0.2125	0.2251
CON	MEAN	0.0963	0.1631	0.1382	0.0276	0.0564
	SDEV	0.3854	0.3406	0.5771	0.2557	0.2591
MAC	MEAN	0.1112	0.1858	0.1575	0.0280	0.0734
	SDEV	0.3047	0.2260	0.4248	0.2265	0.2692
FIN	MEAN	0.1057	0.1229	0.0997	0.1271	0.0732
	SDEV	0.3176	0.3572	0.3395	0.3203	0.2386
CLT	MEAN	0.1138	0.2329	0.1059	0.0052	0.1114
	SDEV	0.2909	0.3457	0.3285	0.2175	0.1911
NMT	MEAN	0.1179	0.1270	0.1374	0.0340	0.1733
	SDEV	0.2667	0.2878	0.2940	0.2188	0.2385
MON	MEAN	0.0237	-0.1003	-0.0193	0.0965	0.1180
	SDEV	0.1156	0.0526	0.0692	0.0848	0.0854
NDS	MEAN	0.0196	-0.1157	0.0599	0.0804	0.0540
	SDEV	0.0810	0.0277	0.0150	0.0166	0.0138
ND	MEAN	0.0229	-0.2078	0.0972	0.1284	0.0737
	SDEV	0.1375	0.0338	0.0294	0.0297	0.0174
S	MEAN	0.0225	0.0319	0.0146	0.0183	0.0251
	SDEV	0.0167	0.0193	0.0147	0.0146	0.0116
M_t/NDS_{t+1}	MEAN	-0.2878	-0.2910	-0.3594	-0.3343	-0.1663
	SDEV	0.0897	0.0581	0.0304	0.0493	0.0508
M_t/NDS_t	MEAN	-0.2783	-0.2492	-0.3080	-0.2986	-0.2574
	SDEV	0.0568	0.0540	0.0335	0.0507	0.0611
M_t/ND_{t+1}	MEAN	0.2424	0.2455	0.0788	0.1008	0.5445
	SDEV	0.2114	0.0908	0.0600	0.0894	0.1446
M_t/ND_t	MEAN	0.2485	0.3650	0.2174	0.1813	0.2302
	SDEV	0.1205	0.0846	0.0747	0.0914	0.1328
M_t/S_{t+1}	MEAN	0.6898	0.6592	0.5860	0.6936	0.8202
	SDEV	0.1869	0.2229	0.1318	0.1649	0.1295
M_t/S_t	MEAN	0.7296	0.6818	0.6158	0.7362	0.8846
	SDEV	0.1960	0.2137	0.1446	0.1714	0.1353

* VWR은 實質綜合株價指數 收益率

CON(MAC, FIN, CLT, NMT)은 實質建設(機械, 金融, 의류가죽, 非金屬) 産業指數 收益率

MON은 實質 1人當 貨幣殘高

NDS(ND, S)은 實質 非耐久財와 서비스(非耐久財, 서비스)消費의 합

** SDEV는 標準偏差

〈표 2〉 自己相關
(기간: 1980년 1분기~1991년 4분기)

변수*	ρ_1	ρ_2	ρ_3	ρ_4	ρ_5	ρ_6	ρ_7	ρ_8	ρ_9	ρ_{10}	ρ_{12}	ρ_{15}
VWR	0.67	0.60	0.57	0.52	0.45	0.26	0.24	0.20	0.10	0.12	0.02	-0.01
BP**	21.37	38.71	54.41	67.19	77.11	80.43	83.30	85.26	85.72	86.36	86.78	86.83
CON	0.48	0.51	0.47	0.31	0.31	0.15	0.04	0.07	0.02	-0.03	-0.08	-0.07
BP	10.95	23.35	33.80	38.52	43.13	44.25	44.33	44.54	44.55	44.61	45.12	45.44
MAC	0.63	0.55	0.54	0.53	0.42	0.32	0.24	0.27	0.17	0.17	0.09	0.03
BP	19.11	33.58	47.35	61.06	69.71	74.50	77.26	80.71	82.17	83.51	84.54	84.79
FIN	0.58	0.62	0.53	0.39	0.36	0.17	0.16	0.07	-0.02	0.00	-0.17	-0.12
BP	16.38	34.98	48.60	55.74	61.86	63.24	64.52	64.75	64.77	64.77	66.44	68.26
CLT	0.60	0.45	0.51	0.50	0.34	0.17	0.24	0.22	0.16	0.09	0.13	-0.01
BP	17.53	27.18	39.67	51.51	57.11	58.41	61.24	63.49	64.73	65.01	66.41	66.45
NMT	0.63	0.53	0.53	0.51	0.34	0.32	0.31	0.26	0.16	0.29	0.07	0.03
BP	18.85	32.45	46.04	58.31	63.91	68.68	73.36	76.57	77.84	82.01	84.31	85.44
NON	-0.05	-0.42	-0.14	0.46	0.05	-0.35	-0.14	0.51	-0.09	-0.38	0.43	-0.08
BP	0.11	8.45	9.45	19.68	19.80	25.84	26.78	39.37	39.76	46.53	56.29	60.78
NDS	-0.20	-0.51	-0.19	0.90	-0.20	-0.49	-0.17	0.84	-0.19	-0.46	0.74	-0.10
BP	1.86	14.48	16.29	55.50	57.41	68.86	70.28	103.79	105.56	115.59	142.59	152.58
ND	-0.19	-0.54	-0.20	0.92	-0.19	-0.51	-0.19	0.86	-0.18	-0.47	0.76	-0.13
BP	1.82	15.68	17.56	58.40	60.11	72.58	74.24	109.67	111.21	121.88	150.96	161.60
S	-0.27	-0.12	-0.20	0.44	0.06	-0.24	-0.19	0.20	0.20	-0.31	0.00	-0.18
BP	3.42	4.13	6.13	15.31	15.50	18.26	20.08	22.04	23.93	28.63	29.13	39.50
M_t/NDS_{t+1}	0.03	-0.41	-0.06	0.58	-0.13	-0.52	-0.09	0.50	-0.20	-0.45	0.53	0.01
BP	0.05	8.01	8.17	24.21	24.96	37.76	38.12	50.19	52.06	61.99	75.75	81.90
M_t/NDS_t	0.28	0.04	-0.01	0.16	-0.12	-0.30	-0.20	0.01	-0.29	-0.24	0.19	0.07
BP	3.78	3.85	3.86	5.09	5.75	10.17	12.15	12.15	16.31	18.98	20.96	21.34
M_t/ND_{t+1}	0.00	-0.42	-0.03	0.71	-0.08	-0.47	-0.05	0.62	-0.17	-0.48	0.59	-0.03
BP	0.00	8.61	8.67	33.00	33.27	43.72	43.85	62.20	63.54	74.55	91.67	100.04
M_t/ND_t	0.25	0.02	0.09	0.45	0.01	-0.19	-0.07	0.24	-0.28	-0.32	0.27	-0.17
BP	3.07	3.09	3.47	13.28	13.28	14.95	15.19	17.89	21.57	26.59	30.47	32.59
M_t/S_{t+1}	0.45	0.17	0.20	0.34	0.04	-0.19	-0.01	0.24	0.04	-0.01	0.31	0.06
BP	9.81	11.22	13.11	18.63	18.72	20.50	20.50	23.30	23.37	23.38	28.50	29.65
M_t/S_t	0.43	0.10	0.18	0.39	0.06	-0.23	-0.02	0.29	0.06	-0.06	0.33	0.02
BP	9.05	9.57	11.06	18.45	18.62	21.19	21.22	25.25	25.44	25.64	30.95	32.03

주) 약자는 〈표 1〉과 동일.

* Bartlett Statistic is 0.1443.

** BP는 Box-Pierce 통계량

〈표 3〉 相關係數

(기간 : 1980년 1분기~1991년 4분기)

VARs	VWR	CON	MAC	FIN	CLT	NMT	MON	NDS	ND	S	$\frac{M_t}{NDS_{t+1}}$	$\frac{M_t}{NDS_t}$	$\frac{M_t}{ND_{t+1}}$	$\frac{M_t}{ND_t}$	$\frac{M_t}{S_{t+1}}$	$\frac{M_t}{S_t}$
VWR	1.00	0.90	0.92	0.91	0.90	0.89	-0.29	-0.20	0.18	-0.15	0.01	0.03	-0.09	-0.31	0.46	0.44
CON		1.00	0.85	0.82	0.71	0.76	-0.22	-0.14	-0.13	-0.05	0.01	0.06	-0.17	-0.23	0.42	0.40
MAC			1.00	0.77	0.81	0.84	-0.32	-0.19	-0.19	-0.08	-0.04	-0.01	-0.22	-0.30	0.38	0.37
FIN				1.00	0.79	0.77	-0.19	-0.09	-0.07	-0.16	-0.05	-0.03	-0.24	-0.36	0.42	0.40
CLT					1.00	0.85	-0.33	-0.33	-0.31	-0.07	0.06	0.08	-0.10	-0.18	0.41	0.38
NMT						1.00	-0.11	-0.11	-0.10	-0.13	0.19	0.16	-0.02	-0.24	0.59	0.58
MOB							1.00	0.62	0.62	-0.10	0.44	0.22	0.41	-0.06	0.37	0.40
NDS								1.00	0.99	-0.23	-0.66	-0.35	-0.08	-0.57	0.02	0.07
ND									1.00	-0.33	-0.08	-0.34	-0.12	-0.56	0.03	0.07
S										1.00	0.10	0.03	0.16	0.18	-0.08	-0.12
M_t/NDS_{t+1}											1.00	0.76	0.95	0.42	0.73	0.76
M_t/NDS_t												1.00	0.65	0.80	0.71	0.70
M_t/ND_{t+1}													1.00	0.46	0.49	0.53
M_t/ND_t														1.00	0.16	0.13
M_t/S_{t+1}															0.10	0.99
M_t/S_t																1.00

주) 약자는 〈표 1〉과 동일.

〈표 4〉 期待效用函數의 推定과 檢證

(기간 : 1980년 1분기~1991년 4분기)

CONS ^a	RETURN	α	SE(α) ^b	β	SE(β)	J*	DF**	MSL***
NDS	VWR ^c	5.1145	0.1933	0.8264	0.0072	6.8664	1	0.0084
ND	VWR	4.1228	0.1515	0.8170	0.0068	7.4195	1	0.0068
S	VWR	8.7053	0.0252	0.7701	0.0008	12.4975	1	0.0004

a: CONS은 消費

b: SE는 標準誤差

c: 實質綜合株價指數 收益率

* J는 J 統計量

** DF는 自由度

*** MSL은 J 統計量의 限界有意水準

이 수치는 GNP의 성장율에 비추어 볼 때 經濟的 妥當性을 갖는 數值이다. 표본기간의 평균 경제성장율은 8.5%이다. 따라서 소비증가율은 경제성장율과 대체적으로 일치하고 있음을 알 수 있다.

分期別 觀察値에 대하여 모든 변수의 自己相關은 <표 2>에 제시한다. 모든 변수의 자기 상관계수가 상당히 높다. Box-Pierce 통계량이 무척 높아 장기 간에 걸친 자기 상관이 존재함을 알 수 있다. 특기할 것은 모든 자산은 모두 자기상관이 처음 4기에 걸쳐 0.5를 초과하고 있다. 觀察値가 시계열상관이 없다는 假說下에서 自己相關의 표준오차는 $1/\sqrt{T}$ 인 바 Bartlett 통계량은 0.14이다. 한국자본시장에서도 자본시장이 일반적으로 효율적이라는 믿음과는 달리 효율적 시장가설이 부인되는 것이 아닌가 하는 감이 든다.

各 變數間의 相關係數를 <표 3>에 제시한다. 資產들은 모두 相互間에 높은 相關性이 존재하고 消費變數들도 모두 상호간에 상관성이 높다. 실질화폐공급변수는 모든 다른 변수와 높은 상관관계를 유지하고 있다. 貨幣-消費比率 變數는 모두 相互間에 相關性이 높다. 흥미있는 것은 標本內의 證券收益率 變數들이 貨幣供給과 陰의 相關關係를 갖고 있다는 점이다. 이 경우 상관계수들이 약 0.3이다. 資產收益들은 貨幣-서비스 比率과는 陽의 相關關係가 높은 반면 貨幣-非耐久財 比率과는 陰의 相關關係가 낮다.

V. 實證分析

<표 4>에서 부터 <표 6>까지 消費基底模型의 검증결과를 제시한다. 표본기간은 1980년 1분기 부터 1991년 4분기이며 消費測定變數로서는 비내구재(ND), 서비스(S), 그리고 이 兩者의 합(NDS)을 사용하였다. 이 消費變數는 證券收益率과 짝을 이루어 추정과 검증에 사용하였으며 instrument로서는 1인당 실질소비변수로 현재값과 시차값, 그리고 실질증권수익률의 현재값과 시차값을 사용하였다. 그리고 貨幣效用函數模型에서는 現在 및 時差 貨幣供給과 現在 및 時差 貨幣-消費 比率變數를 추가로 사용하였다. 비효용함수모형에서는 산업별 실질주가지수를 추가적으로 사용하였다. 사용된 instrument는 구체적으로 추후 해당항목에서 제시한다.

1. 期待效用函數模型

時間 및 狀態分離의 期待效用函數를 사용하여 소비기저모형을 검증하였는 바 母數의 추정치와 통계량을 <표 4>에 제시한다. 앞절에서 분석한 instrument는 Z_t 로서 사용한 변수는 상수, C_t/C_{t-1} 과 $R_{it,t-1}$ 이다. 이 모형에서는 실질 종합주가지수가 R_{it} 와 시차변수 $R_{it,t-1}$ 로 사용되었다.

<표 4>에서 보는 바와 같이 相對的 危險忌避係數는 4.12에서 8.75이다. 이 係數는 상당히 높다. 이 추정치에 대한 표준오차의 추정치는 낮다. 이 계수는 母數空間에서 非오목領域內에 존재하며, 소비변수의 선택에 따라 그 값이 상당한 차이를 보이고 있다. 그러나 표준오차는 낮고 소비변수의 선택에 상관없이 거의 동일하다. 위험기피계수의 추정치는 경제적 타당가능성(economic plausibility)이 존재한다. 그런데 소비변수로서 사용한 서비스를 제외하면, 비내구재와 비내구재와 서비스의 합은 그 相對的 危險忌避係數가 각각 5.1과 4.1로서 차이가 크지 않다. 서비스의 경우, 8.7로서 이 둘에 비하여 상당히 높다. 이 결과를 볼 때 소비 측정치로서 서비스는 그 타당성이 결여된 듯이 보이며 이 점은 추후에 논의하겠다.

消費基底模型의 도출과정에서 분석한 바와 같이 β 는 1보다 적다. 時間에 걸친 選好率 β 는 그 추정값이 0.77~0.83이다. 이것은 主觀的 割引率이 약 20%임을 의미한다. 따라서 현재의 소비를 희생시켜 보다 크게 될 가능성이 있는 소비를 얻기 위하여 危險性 資産에 投資할 때 한국의 소비자는 참을성이 크지 못하다는 것을 알 수 있다. 한국의 利子率의 추이를 볼 때 이 수치는 경제적 타당성을 보유하고 있다. 따라서 이 추정치에 의하여 한국경제에는 이자율이 높으며 이것이 한국 경제의 특성 중의 하나를 형성하고 있다고 할 수 있다.

표에 χ^2 검증량, 즉 J 統計量이 제시되었다. 과도한 제약식의 個數는 DF로 표시되어 있으며 이것이 χ^2 분포의 自由度이다. MSL은 J 統計量의 限界有意水準(marginal significance level)이다. J 統計量에 의하면 期待效用模型은 기각되며 最大 限界有意水準은 0.84%이다.

요컨대 기대효용함수에 의한 소비기저모형은 위험기피계수 α 와 시간에 걸친 選好率 β 의 推定値가 경제적 타당성을 갖고 있는 數值이다. 그러나 1% 미만의 유의수준에서 기각되고 있다. 期待效用函數에 의한 消費基底模型의 추정된 모수가 경제적 타당성을 갖고 있음에도 기각되고 있는 것은 경제주체가 추정된 값에 의하여 경제활동을 수행하고 있으나 이 모형에 의하여 소비와 투자 및 저축활동을 전개하고 있지는 않다는 점을 제시하고 있는 것으로 해석할 수 있다.

2. 貨幣效用函數模型

화폐효용함수에 의한 소비기저모형은 이미 분석한 바 있다. 이 모형에서 사용한 方程式 (9.1)과 (9.2)에 대한 instrument는 式 (24)와 (25)로 제시한다.

$$Z_1 = (1, C_t/C_{t-1}, m_t/m_{t-1}, R_{t-1}^e) \quad (24)$$

$$Z_2 = \{1, C_t/C_{t-1}, m_t/m_{t-1}, (M_t/P_t)/C_t\} \quad (25)$$

〈표 5〉 貨幣效用函數 模型의 檢證
(기간 : 1980년 1분기~1991년 4분기)

CONS	RETURN	α	SE(α)	β	SE(β)	δ	SE(δ)	J	DF	MSL
NDS	VWR	4.1885	0.1269	0.8337	0.0044	0.8663	0.0031	25.1502	5	0.0001
ND	VWR	4.1282	0.0798	0.7914	0.0044	0.8988	0.0106	41.3161	5	0.0001
S	VWR	3.8622	0.2268	1.4033	0.0128	2.3256	0.1124	37.8891	5	0.0001

주) 약자는 〈표 4〉와 동일

이 모형에 의한 추정치와 검증통계량은 〈표 5〉에 제시한다. 이 모형에서 경제주체는 期末에 투자한다고 가정한다. 화폐효용 함수에서 1인당 실질 소비증가율, 1인당 실질 화폐공급증가율과 실질수익률이 변수로 도입된다.

이 검증에서 사용되는 instrument로서는 時差消費, 時差 綜合株價指數, 時差 貨幣供給增加率, 그리고 時差 貨幣-消費比率이다.

〈표 5〉에서 보는 바와 같이, 상대적 위험기피계수는 3.86~4.19로 추정되었다. 이 값들에 대한 표준오차 추정치는 적다. α 의 推定値는 母數空間의 非오목領域에 존재한다. 여기에서 서비스를 제외하면 비내구재와 비내구재와 서비스의 합을 사용한 위험기피계수가 일치한다.

時間에 따른 할인율인 β 가 서비스일 경우 1.4인 반면 나머지의 경우 약 0.8이다. 서비스의 경우 1.0보다 크다. α 가 1에 비하여 무척 큰데 이것은 log 효용의 가능성을 棄却하고 있다는 점을 제시하고 있다. δ 의 추정치는 비내구재와 비내구재와 서비스의 합인 경우 거의 동일하며 0보다 크고 1보다 적다. 서비스를 소비의 表象變數로 볼 때 효용함수에서 소비와 실질화폐잔고의 상대적 중요성을 수렴하는 選好母數인 δ 는 2.33으로 1보다 무척 크다. δ 의 추정치를 볼 때 $\delta=1$ 이라는 제약조건은 기각이 된다. 따라서 실질화폐잔고가 효용함수에서 중요한 역할을 담당하고 있다. α 와 δ 의 추정값에

의하여 選好가 오목하지 않음을 알 수 있다.

貨幣效用函數에 의한 消費基底模型은 J 統計量에 의할때 棄却된다. 이 모형의 검증결과 화폐잔고가 한국경제에서 중요함이 인정되고 있으나 화폐효과의 중요성이 인지 된다고 해도 자본자산의 가격결정과정을 해명하는데 큰 설명력은 확보하고 있지 못한 실정이다.

이 모형에서도 알 수 있듯이 서비스와 다른 소비 포상변수들과는 그 성질이 서로 다르다는 것을 알 수 있다. 비내구재와 비내구재와 서비스의 합을 消費 表象値로 사용할 때 추정치는 일치하고 있다. 홀(1979)은 비내구재와 서비스의 합을 소비의 표상변수로 사용하면 만족스러운 결과가 도출된다는 주장을 제시하고 있는데 검증 결과는 이 주장과 일치한다.

3. 非期待效用函數 模型

위의 두 모형은 期待效用函數를 사용한 模型인 바 이 두 模型이 資本資產의 價格決定을 해명하는 모형으로 사용될 수 있다는 가설이 기각되었다. 그렇다면 다른 效用函數를 고려해야 할 것이다. 消費基底模型은 實證分析에 의하여 그 모형에 사용되는 效用函數를 결정하도록 요구하고 있기 때문이다. 여기에서 비기대효용함수를 사용한 소비기저모형을 검증할 필요성이 대두된다.

〈표 6〉 非期待효用的 推定과 檢證
(기간 : 1980년 1분기~1991년 4분기)

REGIME I

CONS	R	α	SE(α)	δ	SE(δ)	η	SE(η)	σ	SE(σ)	J	DF	MSL
NDS	VWR	3.2614	0.2368	0.1524	0.0159	0.6656	0.0062	-0.2121	0.0153	11.3692	9	0.2496
ND	VWR	3.7591	0.2580	0.2566	0.0321	0.7345	0.0066	-0.2256	0.0167	10.2369	9	0.2875
S	VWR	4.8838	0.6384	0.2316	0.0252	0.7380	0.0053	-0.1731	0.0261	20.6867	9	0.0018

REGIME II

NDS	VWR	3.5041	0.1811	0.1212	0.0105	0.7025	0.0083	-0.1587	0.0061	12.9707	9	0.1813
ND	VWR	3.5819	0.1697	0.1341	0.0184	0.7010	0.0081	-0.1932	0.0076	14.9393	9	0.0999
S	VWR	3.1953	0.5916	0.1750	0.0228	0.7242	0.0053	-0.2342	0.0484	15.2064	9	0.0683

주) 약자는 〈표 4〉와 동일

이 母數를 추정하기 위하여 4個 方程式 集合을 사용하였다. 母數 $\sigma = (1 - \rho)^{-1}$ 를

인지하기 위하여 式 (12)를 사용하였는데, 이것은 이 式이 엡스타인과 진(1991)이 사용한 바와 같이 로그함수의 選好의 形態로 市場收益과 消費增加率을 결합시키는 역할을 담당하기 때문이다.

이 검증에 있어서 Regime I 은 종합주가지수 이외에 건설산업, 기계산업과 금융산업의 지수를 표현하는 4個 方程式을 사용하였다. 기계산업을 제외한 두개의 산업은 주지하는 바와 같이 한국의 증권시장을 주도한 산업으로서 일종의 귀여운 ‘악마’(demon)이다. Regime II 에서는 금융산업과 기계산업 대신 의류가죽산업과 비금속 산업에 대한 방정식을 사용하였다. 이것은 demon의 效果를 分析하기 위하여 의도적으로 취한 조치이다. 이 모형에서 사용한 instrument는 時差消費增加率과 時差綜合株價指數의 收益率이다.

〈표 6〉에 의하면 σ 의 추정치는 3.20에서 4.88에 이른다. 서비스에 대한 추정치를 제외하면 두 추정치는 거의 일치한다. σ 의 표준오차는 비교적 높다. σ 의 값은 〈표 4〉에서 제시한, 기대효용을 사용할 때의 값보다 적다. 위험기피모수는 크며 非오목 選好領域에 존재한다. 따라서 貨幣效用函數는 기각된다. 時間에 걸친 選好率 δ 는 크다. 그러나 기대효용함수에서 추정된 값과 화폐효용함수에서 추정된 값과 일치한다. δ 의 표준오차는 적다.

危險母數와 代替母數의 比率 η 는 불확실성이 낮게 해소되는 것을 選好한다는 것을 의미한다. η 의 추정값은 비교적 크고 각 소비변수마다 거의 동일하다. η 의 표준오차는 매우 적다. 母數 η 가 기대효용모형에 비하여 상대적 위험기피계수의 크기를 감소시키는데 일조를 하고 있다. 消費의 異時的 代替彈力性 σ 는 부호가 陰이다. σ 의 표준오차는 비교적 낮다.

期待效用函數에서 相對的 危險忌避係數는 消費의 一時的 代替彈力性의 逆數이다. 경제주체의 위험기피가 크면 대체탄력성은 낮다. 기대효용의 모형에서 α 의 추정치는 약5인데 이때 이시적 탄력성은 0.2이다. 이 수치는 비기대효용 모형에서 이시적 대체탄력성 σ 의 절대값과 동일하다. 그러나 代替 彈力性은 그 符號가 陰이다. 따라서 異時的 彈力과 危險忌避가 자동적으로 연결된다는 가설은 성립하기 어렵다. J 통계량에 의하면 5% 수준에서 이 모형은 기각에 실패한다. 따라서 비기대효용함수에 의한 소비기저모형은 한국경제의 데이터와 일치하고 있다.

4. 韓國經濟와 美國經濟

한국경제와 미국경제에 대한 기술통계량을 제시하면 〈표 7〉과 같다. 미국의 통계량은 브리튼등(1989)과 퍼슨과 콘스탄티니데스(1991)에서 借用하였다. 물론 표본기

간은 서로 다르다. 브리든 등의 표본기간은 1939~1982이고 퍼슨등은 1948~1986이며 이 논문의 표본기간은 1980~1991이다. 期間이 相異하며 정확한 비교는 어렵지만 이 두 경제의 특성을 대체적으로는 파악할 수 있으리라고 판단된다.

〈표 7〉에 의하면 消費增加率과 資産의 收益은 미국에 비해 한국이 4배 이상이나 높다. 비내구재와 서비스의 합과 비내구재의 변동계수가 한국이 미국보다 높다. 예상과는 달리 브리든 등의 연구에 의한 變動係數(4.5)는 한국(2.9)보다 상당히 높다. 그러나 변동계수는 퍼슨 등의 계산에 의한 자산의 수익에 있어 한국과 미국이 유사하다. 따라서 이와 같은 추세가 지속된다면 한국의 자본시장은 유리한 투자기회를 제공하는 시장이라고 볼 수 있다.

消費基底模型에 대한 비교는 〈표 8〉에 제시한다. 이 표에 제시된 값들은 미국의 경우 한센과 싱글튼(1982), 핀둥(1990)과 엡스타인과 진(1991)의 연구를 종합한 것이다.

이 표에서 알 수 있듯이 모든 模型의 危險忌避係數의 값이 미국보다 한국이 높다. 그리고 時間에 걸친 選好率은 모든 模型에서 한국이 낮다.

〈표 7〉 韓國經濟와 美國經濟의 記述 統計量

韓國經濟		自己相關					
	MEAN	SDEV	CV	ρ_1	ρ_2	ρ_3	ρ_4
NDS	0.024	0.081	3.375	-0.20	-0.51	-0.19	-0.090
ND	0.020	0.138	6.9	-0.19	-0.54	-0.20	0.92
S	0.023	0.017	0.739	-0.27	-0.12	-0.20	0.44
VWR	0.098	0.294	3.0	0.67	0.60	0.57	0.52
美國經濟							
NDS*	0.005	0.010	0.2	0.29	0.03	-0.00	0.07
ND**	0.03	0.009	3.0	0.07	0.08	0.12	-0.05
D**	0.09	0.042	4.7	0.09	0.15	-0.14	-0.03
VWR ⁺	0.026	0.116	4.5	NA	NA	NA	NA
VWR ⁺⁺	0.037	0.099	2.7	0.10	-0.10	-0.06	-0.01

* FROM BREEDEN et al.(1989) : TABLE 1

** FROM FERSON AND CONSTANTINIDES (1991) : TABLE 2

+ FROM BREEDEN et al.(1989) : CALCULATED FROM TABLE 4

++ FROM FERSON AND CONSTANTINIDES (1991) : TABLE 2

THE VALUE-WEIGHTED PORTFOLIO OF COMMON STOCK OF MEDIUM-SIZED FIRM

엡스타인과 진(1991)에 의하면 α 가 감소함에 따라 危險忌避에 대한 태도는 완화된다. 위험을 피하는 태도는 상대적 위험기피계수의 量에 反比例한다. 이 검증의 결과를 볼때 한국이 미국보다 위험성이 높은 投資案을 보다 잘 받아들이는 성향을 갖고 있다고 할 수 있다. 말하자면 한국인이 높은 위험을 받아들일 수 있는 태세를 갖추고 있다고 할 수 있다.

엡스타인과 진(1991)에 의하면 α 가 감소함에 따라 위험을 기피하고자 하는 성향은 증가한다. <표 8>에서 제시된 바와 같이 한국이 미국보다 위험기피계수가 높다. 따라서 이 위험성이 높은 투자안에서 위험에 대한 적절한 보상이 주어진다면 한국사람들이 미국사람 보다 이 투자안을 수락할 용의가 크다고 할 수 있다. 시간에 걸친 선호율이 미국보다 낮다. 따라서 미국보다 한국에서 이자율이 높다.

貨幣效用函數에 의한 消費基底模型에서 消費와 實質貨幣殘高의 相對的 重要性을 나타내 주는 選好母數 δ 는 한국이 미국보다 낮다. 이것은 효용함수에 도입되는 실질화폐잔고가 미국에 비해 한국이 보다 중요하다는 점을 의미한다. 말하자면 화폐가 미국보다 한국에서 그 중요성이 보다 인정된다고 할 수 있다. 이와 같은 성향으로 GNP에 대한 貨幣供給率이 미국보다 낮은 것이 아닌가 하는 감이 든다. 이 점은 <표 3>의 상관계수에 의해서도 확인되고 있다. 즉 화폐정책이 소비와 자산수익에 큰 영향을 미치고 있다는 점이 제시되어 있다. 이와 같은 검증결과 한국의 경제정책이 화폐공급을 대단히 중요시하는 경제운용을 해 오고 있다는 점을 支持하고 있다.

危險母數와 代替母數의 比率 η 는 전술한 바와 같이 위험이 늦게 해소되는 것을 선호함을 의미하는 바, 한국경제에서 이 η 의 추정치는 상당히 높다. 엡스타인과 진(1989,1991)에 논의된 바와 같이, $\eta=1$ 이면 非期待效用模型은 期待效用模型으로 변환된다. $\eta=0$ 이면 資本資產의 價格決定模型이 도출된다. $\eta=1$ 일 때 異時的 模型이나 消費基底模型에서는 價格決定이 消費增加에 의해서 결정되며 $\eta=0$ 이면 자본자산의 가격결정모형에서와 같이 시장수익에 의하여 자본자산의 가격이 결정된다. 그 이외의 η 의 값에서는 異時的 限界代替率을 결정하는데 소비의 증가와 시장수익이 다같이 필요하다. 한국경제의 경우 η 가 약 0.7이고 미국은 0.04에서 -0.02에 달하여 0에 접근하고 있다. 이 결과에 의하면 한국사람이 미국에 비하여 危險性 投資에 進取的(aggressive)이라고 할 수 있다. 한국사람이 위험에 대한 이와 같은 태도로 인하여 한국 경제는 고도성장을 구가할 수 있게 되었다고 할 수 있다. 반면 위험이 높고 위험의 해소를 늦추는 성향으로 인하여 割引率이 높게 되고 따라서 利子率은 다른 나라에 비하여 높게 된다.

〈표 8〉 韓國經濟와 美國經濟의 特性

1. 期待效用											
ECOM	CONS	R	α	SE(α)	β	SE(β)	J	DF	MSL		
ROK	NDS	VWR	5.1145	0.1933	0.8264	0.0072	6.8664	1	0.0084		
ROK	ND	VWR	4.1228	0.1515	0.8170	0.0068	7.4195	1	0.0068		
ROK	S	VWR	8.7053	0.0252	0.7701	0.0008	12.4975	1	0.0004		
USA*	NDS	VWR	-0.0350	1.8765	0.9982	0.0045	1.071	1	0.3007		
USA**	ND	VWR	-1.2028	0.7789	0.9976	0.0027	1.457	1	0.2274		
2. 貨幣效用											
ECOM	CONS	R	α	SE(α)	β	SE(β)	δ	SE(δ)	J	DF	MSL
ROK	NDS	VWR	4.1885	0.1269	0.8337	0.0044	0.8663	0.0031	25.1502	5	0.0001
ROK	ND	VWR	4.1282	0.0798	0.7914	0.0044	0.8988	0.0106	41.3161	5	0.0001
ROK	S	VWR	3.8622	0.2268	1.4033	0.0128	2.3256	0.1124	37.8891	5	0.0001
USA	NDS	VWR	0.2570	0.1147	0.9981	0.0008	0.9741	0.0029	12.01	5	0.0346
USA	ND	VWR	0.0625	0.0973	0.9959	0.0013	0.9345	0.0101	10.09	5	0.0720
3. 非期待效用											
韓國經濟											
REGIME I											
CONS	R	α	SE(α)	δ	SE(δ)	η	SE(η)	σ	SE(σ)	J	DF MSL
NDS	VWR	3.2614	0.2368	0.1524	0.0159	0.6656	0.0062	-0.2121	0.0153	11.3692	9 0.2496
ND	VWR	3.7591	0.2580	0.2566	0.0321	0.7345	0.0066	-0.2256	0.0167	10.2369	9 0.2875
S	VWR	4.8838	0.6384	0.2316	0.0252	0.7380	0.0053	-0.1731	0.0261	20.6867	9 0.0018
REGIME II											
NDS	VWR	3.5041	0.1811	0.1212	0.0105	0.7025	0.0083	-0.1587	0.0061	12.9707	9 0.1813
ND	VWR	3.5819	0.1697	0.1341	0.0184	0.7010	0.0081	-0.1932	0.0076	14.9393	9 0.0999
S	VWR	3.1953	0.5916	0.1750	0.0228	0.7242	0.0053	-0.2342	0.0484	15.2064	9 0.0683
美國經濟											
CONS	R	α	SE(α)	δ	SE(δ)	η	SE(η)	σ	SE(σ)	J	DF MSL
NDS ⁺	VWR	-0.1001	0.1510	-0.0020	0.0036	0.0355	0.0509	0.2616	0.1528	30.12	12 0.003
ND ⁺	VWR	0.0033	0.0182	0.0033	0.0018	-0.0146	0.0564	0.8158	0.5021	24.20	12 0.019
NDS	VWR	0.0211	0.1455	-0.0029	0.0018	-0.0083	0.0546	0.2814	0.0710	34.96	12 0.000
ND	VWR	-0.0233	0.0182	0.0017	0.0007	0.0595	0.0564	0.7183	0.1673	37.91	12 0.000

* HANSEN AND SINGLETON(1982, 1984)

** FINN et al. (1990)

+ EPSTEIN AND ZIN (1991)

消費의 異時的 代替彈力性은 한국의 경우 陰數이고 미국은 陽數이다. 실질기대 이자율이 높으면 경제주체는 현재의 소비를 연기한다. 이 점이 소비기저모형의 도출을 가능케 하는 기본적 전제이다. 홀(1988)에 의하면 소비증가와 실질기대 이자율 간의 관계에 의하여 異時的 代替彈力性이 결정된다. 株式의 收益은 利率과 逆의 관계를 갖는다. 주식수익율이 증가하면 미래의 소비를 증가시키기 위하여 현재의 소비가 연기되고 이에 따라 이자율은 하락할 것이다. 주식의 수익이 금융시장을 지배하는 증권역의 역할을 수행하고 소비와 주식수익 간의 관계가 자본시장의 핵심으로서 작용하면, 주식수익과 이자율을 대체할 수 있도록 주식수익과 실질이자율의 차이가 허용되는 범위 내에서 實質利率은 消費와 逆의 관계를 갖게 될 것이다. 이 경우 이시적 대체탄력성은 상대적 위험기피의 역수라고 해석이 되지 않고 동시에 주식을 대상으로 소비기저모형을 검증할 때 이시적 대체탄력성은 음수가 될 것이다. 이 논문에서는 채권은 포함시키지 않고 주식을 대상으로 검증하고 있어 이 값이 음수가 된 것이다. 한국경제에 있어 이자율은 표본기간 중 주식 수익율에 비해 상당히 낮다.

VI. 結 論

이 論文은 資本資產의 價格을 결정하는 消費基底模型을 우리나라의 자료를 사용하여 검증하는 것을 목적으로 하였다. 특히 危險忌避係數의 推定과 消費基底模型에 도입되는 效用函數模型을 결정하는데 제 1 차적 목적이 있었다. 나아가 한국과 미국의 경우를 비교하여 양국의 위험에 대한 태도를 분석함으로써 양국의 위험성 프로젝트에 대한 投資樣態를 파악하고 이를 통하여 한국이 미국시장을 대하는 방침을 형성하는데 일조하고, 또한 미국시장을 상대로 한 실증검증 문헌을 이해하고 해석하는데 도움을 주고자 하였다.

이 논문에서 추정된 각종 모수값은 그 경제적 타당성이 입증되었다. 위험에 대하여 덜 기피적이고 불확실성을 낮게 해소하려는 성향은 높은 割引率과 짝을 이루어 한국의 實物投資와 資本資產에 대한 投資가 형성되어 있다. 이 세개 요소가 한국경제의 급속한 발전과 성장에 견인차 역할을 담당하여 왔다. 뿐만 아니라 이 세 요소가 대단히 밀접하게 연결되면서 상호보완적인 방법으로 진행됨에 따라 한국자본시장이 좋은 투자기회의 장소가 되어 왔다.

期待效用에 의한 消費基底模型과 貨幣效用選好에 의한 消費基底模型은 각각이 된 반면, 非期待效用函數에 의한 消費基底模型은 각각이 되지 않았다. 따라서 消費의

異時的 代替彈力性은 相對的 危險忌避係數의 逆數가 아님이 한국경제에서 입증되었다. 모든 母數의 推定値는 한국경제의 움직임과 일치하며 그 經濟的 妥當性을 갖고 있다. 추정된 效用함수는 오목하지 않다. 이것은 경제주체가 效用의 극대화에 있는 것이 아니라 謫安장점이나 最小化에 있다는 점을 의미한다.

참 고 문 헌

- Breeden, Douglas, "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunity," *Journal of Financial Economics* 7 (1979), 265-296.
- Breeden, Douglas, Michael Gibbons, and Robert Litzenberger, "Empirical Tests of the Consumption-Oriented CAPM," *Journal of Finance* 44 (1989), 231-262.
- Brock, W. A., An Integration of Stochastic Growth Theory and the Theory of Finance, Part 1 : The Growth Model, in : J. Green and J. Scheinkman, eds., *General Equilibrium, Growth & Trade* (Academic Press, New York), 1979.
- Brock, W. A., Asset Prices in a Production Economy, in : J. J. McCall, ed., *The Economics of Information and Uncertainty* (University of Chicago Press, Chicago, IL), 1982.
- Constantinides, George M. and W. Ferson, "Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption : Empirical Tests," *Journal of Financial Economics* 29 (1991), 199-240.
- Dixit, A. and S. Goldman, "Uncertainty and the Demand for Liquid Assets," *Journal of Economic Theory* 2 (1970), 368-382.
- Duffie, Darrell and Larry G. Epstein, "Stochastic Differential Utility," *Econometrica* 60 (1992), 353-394.
- Dunn, Kenneth B. and Kenneth J. Singleton, "Modeling the Term Structure of Interest Rates under Nonseparable Utility and Durability of Goods," *Journal of Financial Economics* 17 (1986), 27-56.
- Eichenbaum, Martin, Lars P. Hansen, and Kenneth Singleton, "A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choices under Uncertainty," *Quarterly Journal of Economics* 103 (1988), 51-78.
- Eichenbaum, Martin and Lars P. Hansen, "Estimating Models with Intertemporal Substitution Using Aggregate Consumption Data," *Journal of Business and Economic Statistics* 8 (1990), 53-69.
- Epstein, Larry G., and Stanley E. Zin, "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Return : A Theoretical Framework," *Econometrica* 57 (1989), 937-969.
- Epstein, Larry G., and Stanley E. Zin, "Substitution, Risk Aversion and the Temporal

- Behavior of Consumption and Asset Returns : An Empirical Analysis," *Journal of Political Economy* 99 (1991), 263-286.
- Fama, E. and A. Farber, "Money, Bonds and Foreign Exchange," *American Economic Review* 69 (1979), 639-649.
- Ferson, Wayne E. and George M. Constantinides, "Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption : Empirical Tests," *Journal of Financial Economics* 29 (1991), 199-240.
- Finn, Mary G, Dennis L. Hoffman, and Don E. Schlagenhauf, "Intertemporal Asset-Pricing Relationship in Barter and Monetary Economics : An Empirical Analysis," *Journal of Monetary Economics* 25 (1990), 431-451.
- Friend, Irwin and Marshall E. Blume, "The Demand for Risky Assets, American," *Economic Review* 65 (1975), 900-922.
- Gallant, A. Ronald, Lars P. Hansen, and George Tauchen, "Using Conditional Moments of Asset Payoffs to Infer the Variability of Intertemporal Marginal Rates of Substitution," *Journal of Econometrics* 45 (1990), 141-179.
- Ghysels, Eric and Alastair Hall, "Are Consumption-Based Intertemporal Capital Asset Pricing Models Structural," *Journal of Econometrics* 45 (1990), 121-139.
- Ghysels, Eric and Alastair Hall, "Testing Nonnested Euler Conditions with Quadrature-Based Methods of Approximation," *Journal of Econometrics* 46 (1990), 273-308.
- Giovannini, A. and P. Labadie, "Asset Prices and Interest Rates in Cash-in-Advance Models," *Journal of Political Economy* 99 (1991), 1215-1251.
- Grossman, Sanford J. and Laroque, Guy, "Asset Pricing and Optimal Portfolio Choice in the Presence of Illiquid Durable Consumption Goods," *Econometrica* 58 (1990), 25-51.
- Grossman, S., A. Melino and R. Shiller, "Estimating the Continuous-Time Consumption-Based Asset Pricing Model," *Journal of Business and Economic Statistics* 5 (1987), 315-327.
- Grossman, S. and R. J. Shiller, "The Determinants of the Variability of Stock Market Prices," *American Economic Review* 71 (1981), 222-227.
- Hall, Robert E., "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis : Theory and Evidence," *Journal of Political Economy* 86 (1978), 971-987.

- Hall, Robert E., "Intertemporal Substitution in Consumption," *Journal of Political Economy* 96 (1988), 339-357.
- Hansen, Lars P., "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica* 50 (1982), 1029-1084.
- Hansen, Lars P. and Ravi Jagannathan, Restrictions on Intertemporal Marginal Rates of Substitution Implied by Asset Returns, Working Paper 12 (Department of Finance, Northwestern University, Evanston, IL), 1989.
- Hansen, Lars P. and Ravi Jagannathan, "Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economics," *Journal of Political Economy* 99 (1991), 225-262.
- Hansen, Lars P. and Kenneth J. Singleton, "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models," *Econometrica* 50 (1982), 1269-1268.
- Hansen, Lars P. and Kenneth J. Singleton, "Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Stock Market Returns," *Journal of Political Economy* 91 (1983), 249-265.
- Kocherlakota, Narayana, R., "Disentangling the Coefficient of Relative Risk Aversion from the Elasticity of Intertemporal Substitution : An Irrelevance Result," *Journal of Finance* 45 (1990), 175-190.
- Kocherlakota, Narayana, R., "On Tests of Representative Consumer Asset Pricing Models," *Journal of Monetary Economics* 26 (1990), 285-304.
- Kreps, David M. and Evan L. Porteus, "Temporal Resolution of Uncertainty and Dynamic Choice Theory," *Econometrica* 46 (1978), 185-200.
- Le Roy, S. F., "Norminal Prices and Interest Rates in General Equilibrium : Endowment Shocks," *Journal of Business* 57 (1984a), 177-195.
- Le Roy, S. F., "Norminal Prices and Interest Rates in General Equilibrium : Monetary Shocks," *Journal of Business* 57 (1984b), 177-195.
- Lucas, Robert E., Jr. and Nancy Stokey, "Money and Interest in a Cash-in-Advance Economy," *Econometrica* 55 (1978), 491-513.
- Lucas, Robert E., Jr., "Asset Prices in an Exchange Economy," *Econometrica* 46 (1978), 1429-1445.
- Lucas, Robert E., Jr., "Interest Rates and Currency Prices in a Two-Country World," *Journal of Monetary Economics* 10 (1982), 335-360.

- Lucas, Robert E., Jr., "Money in a Theory of Finance," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 21 (1984), 9-46.
- Mankiw, N. G., J. Rotemberg, and L. H. Summers, "Intertemporal Substitution in Macroeconomics," *Quarterly Journal of Economics* 100 (1985), 225-252.
- Mehra, Rajnish and Edward C. Prescott, "The Equity Premium : A Puzzle, Income Model of Consumption," *Journal of Monetary Economics* 15 (1985), 145-161.
- Merton, R., "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model," *Econometrica* 44 (1973), 867-887.
- Rubinstein, M., "The Valuation of Uncertain Income Streams and the Pricing of Options, Bell," *Journal of Economics* 7 (1976), 407-425.
- Svensson, Leo E. O., "Currency Prices Terms of Trade and Interest Rates : A General Equilibrium Asset-Pricing Cash-in Advance Approach," *Journal of International Economics* 18 (1985), 17-41.
- Svensson, Lars E. Q., "Portfolio Choice with Non-Expected Utility in Continuous Time," *Economic Letters* 30 (1989), 313-317.
- Tauchen, George, "Statistical Properties of Generalized Method of Moments Estimates of Structural Parameters Using Financial Market Data," *Journal of Business and Economic Statistics* 4 (1986), 397-425.
- Weil, Philippe, "The Equity Premium Puzzle and the Riskfree Rate Puzzle," *Journal of Monetary Economics* 24 (1989), 401-421.
- Wheatley, S., "Some Tests of the Consumption-Based Asset Pricing Model," *Journal of Monetary Economics* 22 (1988), 193-216.