

주식수익률 프리미엄과 무위험이자율 퍼즐

— 한국과 미국 자본시장의 비교 —

The Equity Premium Puzzle : A Comparative Study of the Korean and American Stock Markets

박종원* · 조재호**

(Park, Jong Won) · (Cho, Jae Ho)

〈개 요〉

Mehra and Prescott(1985)이 제기한 'equity premium puzzle'과 Weil(1989)이 제기한 'risk-free rate puzzle'은 아직까지 해결되지 않은 재무학의 오랜 의문현상이다. 많은 연구들이 주로 미국시장 자료를 이용하여 두 가지 puzzle 현상을 설명하고자 노력하여 부분적으로는 성공을 거두었으나 아직 뚜렷이 만족할 만한 대답은 제시하지 못하고 있는 실정이다. 본 연구는 Mehra and Prescott가 제기한 의문현상이 한국 자본시장에서도 존재하는지를 살펴봄으로써 표준적 Lucas 모형의 적합성을 검토한 후, 의문현상이 존재하는 경우 대체적 모형을 찾기 위한 첫 단계로서 Epstein and Zin이 개발한 비기대 효용함수가 그 의문을 해결하는데 도움이 될 수 있는지를 분석하였다. 본 연구의 결과는 한국시장에서도 미국시장에서와 같이 'equity premium puzzle' 및 'risk-free rate puzzle' 모두가 존재함을 보여준다. 미국의 경우와 비교하면 'risk-free rate puzzle' 현상이 특히 뚜렷하게 나타남도 발견하였다. 이러한 의문현상을 해소하기 위하여 Epstein and Zin(1989)이 개발한 비기대 효용함수를 적용하여 본 결과 Epstein and Zin의 효용함수가 부분적으로나마 유용함을 발견하였다. 위험회피계수를 고정 시켰을 때, 역사적 이자율이 미국의 경우보다는 훨씬 낮은 수준의 시점간 소비변화회피계수하에서 더욱 더 잘 설명됨을 볼 수 있었다. 이는 한국의 소비자들이 소비의 유연화(consumption smoothing)에 큰 신경을 쓰지 않음을 의미한다.

I. 서 론

금융시장에서 거래되는 여러 금융자산들 중 주식은 대표적인 위험자산으로서 투자자들이 위험회피형이라면 주식에 대한 기대수익률은 무위험이자율보다 높아야 한다. 두 수익률의 차이를 '주식수익률 프리

* 제주대학교 경상대학 조교수

** 서울대학교 경영대학 교수

미엄(equity premium)'이라 하는데 이의 적정 크기에 관한 문제는 여러 경제학자들의 주요 연구주제가 되어왔다. 미국 증권시장의 경우 과거 100년 동안 주식에 대한 실질수익률의 평균은 약 7 퍼센트이며 재무성이 발행하는 순수 할인채권인 Treasury Bill의 평균수익률은 기껏해야 1 퍼센트 정도로 그 차이는 약 6 퍼센트에 이른다. Mehra and Prescott은 주식수익률 프리미엄의 크기가 재무학에서 널리 알려진 소비자 가격결정모형이 예측하는 수준보다 훨씬 큰 것이어서 이 현상을 'equity premium puzzle'이라 일컬었다. 한편 Weil은 무위험이자율의 경우 역사적 평균이 모델 예측치 보다 현저히 낮아 이를 'risk-free rate puzzle'이라 하였다. Mehra and Prescott 이후 많은 연구들이 주로 미국시장 자료를 이용하여 위의 두 가지 의문현상을 설명하고자 노력하여 부분적으로는 성공을 거두었으나 아직 뚜렷이 만족할 만한 대답은 제시하지 못하고 있는 실정이다. 본 연구는 한국자본시장에서도 이러한 puzzle현상이 존재하는지를 검토하고 그럴 경우 의문현상을 대체적인 모형을 이용하여 설명할 수 있는지, 또 미국시장과는 어떠한 차이가 있는지를 분석하고자 한다.

주식수익률 프리미엄과 무위험이자율의 역사적 평균에 나타나는 puzzle을 이해하기 위해서는 우선 자산가격결정모형의 검토가 선행되어야 한다. Lucas(1978)가 제시한 순수 교환경제하의 동질적 소비자모형에 의하면 성격이 서로 다른 증권들의 실질수익률은 상당한 차이를 가질 수 있는데 그 차이는 증권수익률과 투자자들의 소비수준과의 공분산(covariance)의 정도에 달려있다는 것이다. 공분산이 크다면 투자자(혹은 소비자)들은 증권을 매도함으로써 소비의 위험을 없앨 수 있다. 따라서 투자자들이 증권을 보유하도록 하기 위해서는 높은 기대수익률이 요구된다.

Mehra and Prescott(1985)는 투자자의 위험회피정도가 비정상적으로 높지 않다면 주식수익률 프리미엄과 소비성장률의 공분산이 역사적 프리미엄을 설명할 수 있을 정도로 충분히 크지 않음을 발견하였다. 다시 말하면 과거 주식수익률이 Treasury Bill 수익률과의 차이를 정당화시킬 만큼 위험성이 충분히 높지 않다는 것이다. 이러한 사실이 위에서 소개된 'equity premium puzzle'의 내용이다. 이와 관련하여 Weil(1989)은 똑같은 미국시장의 자료로부터 또 다른 이상현상을 발견하였다. 소비자의 취향을 나타내기 위하여 널리 이용되는 시간부가적 기대효용함수(time-additive expected utility function)하에서는 투자자들이 소비의 위험을 싫어하면 시점간 소비의 변화도 싫어하게 된다. 즉 높은 주식수익률 프리미엄이 소비자의 위험회피정도가 매우 높다는 걸 의미한다면 이는 또한 소비자가 높은 소비성장을 회피함을 의미한다. 따라서 역사적 소비성장률이 약 2 퍼센트인 점을 고

려하면 1 퍼센트의 무위험이자율은 비정상적으로 낮은 수준이라는 것이다. 이러한 내용을 'risk-free rate puzzle'이라 하며, 이로써 Mehra and Prescott가 발견한 'equity premium puzzle'의 내용은 두 가지 이상현상의 결합을 의미하게 된다.

이러한 두 가지 puzzle 현상은 모형이 다음과 같은 세 가지 가정을 만족시킴을 전제로 한다. 첫째, 소비자의 취향은 시간부가적 기대효용함수로 표현되며 매기간의 효용함수 형태는 멱함수이다(power utility function). 둘째, 완전한 자본시장(complete market)이 존재한다. 즉 투자자들이 미래의 불확실성을 제거하기 위한 보험계약을 살 수 있다. 셋째, 세금이나 수수료 등 증권거래비용을 포함한 시장마찰요소가 거의 없다. 따라서 puzzle 현상을 설명하기 위해서는 이러한 가정들 중 적어도 한 가지 가정을 완화시킨 모형을 필요로 한다.

Mehra and Prescott가 Lucas 모형에 의문을 제기한 이후 수많은 연구들이 이 의문을 해결하기 위하여 노력하였는데 이들의 내용을 위 가정들에 따라 분류 요약하면 다음과 같다. 우선 소비자의 취향에 초점을 맞춘 연구들은 기존의 연구에서 쓰였던 시간부가적 멱효용함수에서 탈피하여 새로운 효용함수를 이용하였다. 기존의 효용함수는 위험과 시점간 자원배분에 관한 선호도를 구별하지 못하였는데 Epstein and Zin(1989)이 개발한 비기대 효용함수(non-expected utility function)는 이러한 단점을 극복한다. Weil(1989)은 이 효용함수를 이용하더라도 Mehra and Prescott의 의문을 설명할 수 없다는 결과를 얻은 반면, Kandel and Stambaugh(1991)는 위험회피계수가 아주 큰 경우(약 29) 모형이 생성해 낸 프리미엄이 역사적 프리미엄과 근사함을 보였다. Hung(1994)은 위험회피계수가 Kandel and Stambaugh가 제시한 만큼 크지 않더라도 비기대 효용함수가 유용함을 보였다. 한편 Constantinides(1990)는 현재의 소비가 과거의 소비패턴을 반영하는 'habit formation' 효용함수를 이용하여 프리미엄에 관한 의문을 어느 정도 완화시킬 수 있음을 보였고 Abel(1991)은 전시효과와 유사한 행위를 반영하는 'catching up with the Joneses' 효용함수를 사용하여 모형과 현실의 격차를 줄이고자 시도하였다.

자본시장의 완전성(completeness)에 초점을 맞춘 연구로는 Weil(1992), Telmer(93), Constantinides and Duffie(1995) 등을 들 수 있다. Weil은 한계효용이 convex할 경우 시장이 불완전함으로써 발생하는 추가적 위험이 'risk-free rate puzzle'을 설명할 수 있음을 보였다.

Constantinides and Duffie는 노동소득에 대한 충격이 영구적일 경우 불완전 시장에서 주식수익률 프리미엄이 커질 수 있음을 보였다. Telmer는 불완전 시장 하에서 이질적 소비자 모형을 고려하였는데 기본모형에서 설명되지 못하는 부분을 크게 보완하지는 못함을 보였다.

시장마찰 요인을 강조한 연구로는 Hugget(1993), Heaton and D. Lucas(1995), Aiyagari and Gertler(1991), Mankiw (1986), Mankiw and Zeldes(1991) 등이 있다. Hugget와 Heaton and D. Lucas는 차입이나 대주에 제약이 있는 경우 무위험이자율이 매우 낮아질 수 있음을 보였고, Aiyagari and Gertler는 주식과 채권의 거래비용 차이가 클 경우 주식수익률 프리미엄이 커질 수 있으나 현실적으로 그 차이가 충분함을 발견하지는 못 하였다. Mankiw는 경제의 외생적 충격이 사후적으로 특정 투자자들에게 집중될 경우 주식수익률 프리미엄이 높아진다는 결과를 얻었다. 한편으로 Mankiw and Zeldes는 소비와 주식수익률의 공분산을 계산할 때 주식을 보유한 가구들의 소비만을 고려하여야 하며 이런 경우 미국의 예에서 공분산은 약 3배 증가하여 역사적 프리미엄을 설명하기 위한 위험회피계수를 2/3 가량 낮출 수 있다고 주장한다. 하지만 이들이 제시한 계산방식을 따르더라도 공분산이 충분히 크지 않아, 요구되는 위험회피정도는 여전히 높은 수준이다.

지금까지 소개된 연구들을 종합하면, 'risk-free rate puzzle'에 관하여는 여러 연구들이 그럴듯한 설명을 제시하여 그 의문이 다소 해소되고 있으나, 'equity premium puzzle'의 경우 투자자의 위험회피계수가 10보다 훨씬 크거나 주식 거래비용이 채권에 비해 월등히 높다는 증빙이 없는 한 그 의문은 여전히 풀리지 않고 있다.

본 연구는 Mehra and Prescott와 Weil이 제기한 의문현상이 한국 자본시장에서도 존재하는지를 살펴봄으로써 표준적 Lucas 모형의 적합성을 검토한 후, 의문현상이 존재하는 경우 대체적 모형을 찾기 위한 첫 단계로서 Epstein and Zin이 개발한 비기대 효용함수가 그 의문을 해결하는데 도움이 될 수 있는지를 분석하고자 한다. 이는 우리나라 경제상황에 적합한 총체적 자산가격결정모형을 제시함과 아울러 우리나라와 미국의 자본시장 및 투자자들의 특성을 이해하고자 하는데 그 목적이 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2 장에서는 한국경제의 자료를 요약하여 미국의 경우와 비교하며, 3 장에서는 Mehra and Prescott 및 Weil이 제기한 의문현상을 소개한다. 4 장에서는 Mehra and Prescott가 가정한 소비의 확률과정에 관계없이 의문현상이 존재함을 보임으로써 다른 각도에서 이

를 부각시킨 후 한국시장에서도 미국시장에서와 같은 의문현상이 존재함을 보인다. 5 장에서는 Epstein and Zin 효용함수의 유용성을 분석하고 6 장에서는 요약과 아울러 결론을 다룬다.

II. 한국 자본시장의 자료분석

본 연구의 첫 단계로, 과거 한국경제가 생성해 낸 소비성장률, 가격상승률, 주식수익률, 무위험이자율 등에 관한 자료들을 수집, 그 내용을 정리 요약한 후 미국의 경우와 비교하여 보았다(표 1 참조).

미국의 연평균 소비성장률은 약 1.8%이나 한국의 경우 이 보다 훨씬 높은 6.5%에 이른다. 연평균 실질 주식수익률은 한국의 경우 7.7%로 미국의 7.0%보다 약간 높으나 표준편차로 측정한 수익률의 변동성은 거의 두 배에 가깝다 (30.3% 대 16.5%). 무위험이자율은 한국이 2.8%, 미국이 1% 미만 을 기록하고 있으며, 주식수익률프리미엄은 한국이 약 5%, 미국이 약 6% 수준에 이른다.

미국시장의 주식프리미엄은 절대적 수치 면에서 한국시장의 프리미엄보다 약간 높지만, 위험의 정도까지 고려한 위험의 시장가격(market price of risk)면에선 월등 높은 수준이다 [0.16 (4.98/30.33) 대 0.47 (6.18/16.54)]. 이는 미국과 비교하여 한국의 주식시장은 고평가 되어있고 채권시장은 저평가 되어있음을 의미하며 따라서 상대적으로 채권투자는 한국이 유리하며 주식투자는 미국이 유리하다는 판단을 내릴 수 있게 한다.

[표 1]

요약 통계수치

(연간자료, 단위: 퍼센트)

한국의 경우 표본기간은 1976~1994년이며 주식수익률은 KOSPI를 이용하여 계산하였고 무위험이자율로는 정기에금금리를 사용하였음. 미국의 경우 표본기간은 1889~1978년이며 주식수익률은 S&P 500 Index에 대한 수익률이며 무위험이자율은 Treasury Bill Rate임.

국가	1인당 소비성장률		실 질 주식수익률		실 질 무위험이자율		주식수익률 프리미엄	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
한 국	6.50	5.46	7.73	30.33	2.75	5.99	4.98	28.41
미 국	1.83	3.57	6.98	16.54	0.80	5.67	6.18	16.67

III. Mehra and Prescott의 의문

자본시장 연구에서 핵심적 연구과제라고 할 수 있는 '자산가격결정'에 관하여는 1960년대 중반 Sharpe, Lintner, Mossin, 그리고 Black 등에 의해 소개된 mean-variance capital asset pricing model(이하 M-V CAPM이라 함)을 기점으로 1970년대에 접어들며 많은 이론적·실증적 연구가 이루어졌다. M-V CAPM에 관한 실증연구에서 위험측정치인 베타(β)가 증권수익률에 대해 어느 정도의 설명력이 있긴 하나 그리 만족스러운 편이 아니어서 추가적인 설명변수가 존재함을 시사하게 되고, 이는 Ross(1976)로 하여금 다중요인모형(multi-factor model)에 바탕을 둔 차익거래 가격결정이론(arbitrage pricing theory)을 개발하게 하였다. 한편, M-V CAPM이 단일기간 모형이고 소비의 역할이 없다는 단점을 극복하기 위하여 Merton(1973)은 연속시점하의 동적 상황에서 intertemporal CAPM을 개발하였고, Breeden(1979)은 Merton의 모형을 발판으로 M-V CAPM에서 시장포트폴리오가 담당하던 역할을 총체적 소비가 대신하게 되는 consumption CAPM을 도출하였다.

이상의 모형들은 여러 상이점에도 불구하고 모형내의 자산가격이 외생적으로 주어지는 부분균형접근법의 틀을 벗어나지 못하는 공통점이 있다. 이러한 부분균형분석의 한계를 극복하기 위하여 증권가격이 상태변수들에 의해 내생적으로 결정되는 일반균형분석에 대한 요구가 대두되는데 Lucas(1978)가 순수 교환경제하의 동질적 소비자모형(representative consumer model)을 제시하여 그 이후의 수많은 일반균형분석 연구에 기본틀을 마련하여 주었다. Lucas모형에서 증권가격의 기본평가식인 오일러 방정식(Euler equation)은 이론연구뿐 아니라 많은 실증연구에도 이용되었는데, 대표적인 실증연구로 Hansen and Singleton(1982)을 들 수 있다. 이들은 오일러 방정식에서 수익률과 소비의 결합확률분포 및 효용함수에 제약을 가한 다음 이러한 제약들이 의미하는 소비와 수익률의 시계열적 특성을 제시하였고, 나아가서 현실의 자료들이 이러한 특성과 부합하는지를 검증하였다.

Mehra and Prescott(1985)는 Lucas 모형의 현실적 설명력을 검증하기 위하여 종래의 실증연구와는 다른 새로운 접근방법을 사용하였다. Lucas 모형에서 증권의 기대수익률은 소비의 한계효용과 증권수익률의 공분산에 의해 결정되는데, 한계효용은 위험에 대한 취향을 나타내는 위험회피계수에 의해 결정된다. Mehra and Prescott는 위험회피계수를 적절히 변화시키면서 미국의 역사적인 소비

성장률을 이용하여 주식수익률과 무위험이자율의 차이, 즉 주식수익률 프리미엄을 계산한 후, 이를 미국의 역사적인 수치와 비교함으로써 모형의 설명력을 분석하였다. Mehra and Prescott의 연구를 간단히 소개하면 아래와 같다.

Lucas의 동질적 소비모형에서 소비자는 다음과 같은 목적함수를 가진다고 가정하자.

$$\text{Max } E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s u(c_{t+s}). \quad (1)$$

여기에서 E_t 는 t 시점에서의 모든 정보를 반영한 조건부 기대치를 나타내며 β 는 미래효용에 대한 할인율, c_t 는 t 시점의 소비수준을 나타낸다. u 는 효용함수로서 $u(c)=[1/(1-\gamma)]c^{1-\gamma}$ 의 멱함수(power function) 형태를 취한다고 가정한다. 위의 목적함수는 시간부가적 기대효용함수로서 미시 및 거시적 경제문제를 분석하는데 널리 사용되어 지며, 멱효용함수 역시 현실적으로 바람직한 여러 성질들을 가지는 형태로 받아들여 진다. 여기에서 파라메타 γ 는 두 가지 다른 의미를 가진다. 첫째, Arrow-Pratt의 상대적 위험회피계수로서 γ 값이 클수록 미래소비의 변동성(혹은 불확실성)에 대한 혐오감이 증가함을 의미한다. 둘째, 시점간 자원배분에 관한 선호도를 나타내는 파라메타로서 시점간 소비의 격차에 대한 혐오감의 정도를 나타낸다.

소비자가 기대효용을 극대화하기 위한 최적소비는 다음과 같은 균형조건들을 동시에 만족시켜야 한다.

$$E_t[(c_{t+1}/c_t)^{-\gamma}(R_{t+1}^s - R_{t+1}^b)] = 0, \quad (2)$$

$$\beta E_t[(c_{t+1}/c_t)^{-\gamma} R_{t+1}^b] = 1. \quad (3)$$

여기에서 R_{t+1}^s 는 주식수익률을, R_{t+1}^b 는 무위험이자율을 나타낸다. 이 균형조건들은 Euler equation이라 불리며 식 (2)는 주식프리미엄, 식 (3)은 무위험이자율의 크기를 결정 지워준다. 식 (2)는 투자자들이 추가적인 소비로부터 얻는 효용가치, 즉 한계효용을 가중치로 하여 계산한 가중평균 수익률이 주식과 무위험자산 모두 동일해야 함을 의미한다. 결국 주식프리미엄과 무위험이자율의 크기는 (i) 수익률과 소비성장률의 공분산의 정도, 그리고 (ii) 상대적 위험회피정도에 의하여 결정된다. 여기서 상대적 위험회피정도는 한계효용의 크기를 결정한다. 즉, γ 의 크기는 소비가 1% 감소

할 때 한계효용이 몇 % 증가하는지를 말해 준다. 예를 들면 $\gamma=4$ 이고 소비가 2% 증가할 경우 한계효용은 8% 감소할 것이다.

Mehra and Prescott는 Euler equation내의 소비성장률(c_{t+1}/c_t)이 Markov Chain이란 확률과정(stochastic process)을 따른다고 가정한 후 과거 소비성장률 자료를 이용하여 모형이 예측하는 주식의 기대수익률과 무위험이자율을 계산하였다. 적절한 위험회피계수의 범위 내에서 모형이 생성해 낸 주식수익률 프리미엄의 최대치는 0.35%인데 비해 역사적인 평균치는 약 6.18%이어서 두 수치간에 심한 격차를 보였는데, Mehra and Prescott는 이 현상을 'equity premium puzzle'이라 부르며 완전시장하에서 Lucas모형의 설명력에 의문을 제기하였다. 동일한 위험회피계수 범위 내에서 무위험이자율의 최소치는 4%인데 비해 무위험이자율의 대응치로 흔히 사용되는 Treasury Bill 수익률의 역사적 평균치는 1% 미만이어서 Weil은 이 현상을 'risk-free rate puzzle'이라 불렀다. 결국 역사적으로 주식프리미엄은 너무 높고 무위험이자율은 너무 낮아 모형과 현실의 격차를 해소할 수 있는 설명이 요구됨을 시사하게 된다. 즉 높은 프리미엄과 낮은 이자율을 생성해 낼 수 있는 모형이 필요하다는 것이다.

Mehra and Prescott의 분석에서 중요한 전제는 위험회피계수의 크기가 10 이내라는 점이다. 이보다 높은 위험회피계수는 현실성이 없다는 주장인데 그 근거는 다음과 같은 예에서 찾을 수 있다. 어떤 투자자가 처한 투자안이 자산의 50%를 벌어들일 확률이 50%이고 50%를 잃을 확률이 50%라고 가정하자. 만약 투자자가 위험을 회피하기 위하여 자기 자산의 일부를 보험료로 지불한다면 얼마 정도를 지불할 용의가 있겠는가? 투자자가 위험중립형이라면 위험을 피할 이유가 없으므로 보험료를 지불하지 않을 것이며, 위험회피형이라면 보험료의 크기는 위험회피 성향의 강도에 달려있을 것이다. 투자자의 γ 가 2인 경우 자산의 25%, γ 가 10인 경우는 46%, γ 가 30인 경우에는 49%에 해당하는 금액을 지불할 용의가 있다는 계산이 나오는데 대부분의 경제학자들은 γ 값이 10 이상인 경우의 결과는 현실적으로 그럴 듯 하지 않음을 시인한다.

한편, 한국의 과거 소비성장률을 이용하여 Mehra and Prescott의 방식에 따라 수익률 및 프리미엄을 계산해 낸 후 역사적 수치들과 비교하여 보았다(표 2 참조). 약 5% 수준의 역사적인 위험 프리미엄(표 1 참조)을 생성해 내기 위하여는 위험회피계수의 크기가 약 14~15 정도이어야 하는데

이 경우 모형이 의미하는 무위험이자율은 90% 이상에 이르러 현실(약 2.75%)과는 동떨어진 결과를 가져온다. 위험회피계수가 아주 낮은 경우(1 이하), 무위험이자율은 8% 이하로 떨어져 역사적 수치에 조금 다가갈 수 있으나 여전히 높은 수준이며 이 경우 주식 프리미엄은 0.3% 이하로 떨어지게 된다. 결국 적절한 위험회피계수의 범위인 10이내에서 약 5% 수준의 역사적 프리미엄과 2.75% 수준의 무위험이자율을 생성해 내기란 불가능 하게되어 한국 자본시장에서도 'equity premium

[표 2]

한국자본시장에서의 이론적 증권수익률

Lucas 모형 하에서 Mehra and Prescott의 방식에 따라 한국 자본시장의 실질 주식수익률과 실질 무위험이자율을 계산한 값들임. 소비성장률 자료의 기간은 1976~1994년이며 할인율(β)은 0.99로 가정하였음.

위험회피계수(γ)	주식수익률	무위험이자율	주식프리미엄
1	0.0867	0.0838	0.0029
2	0.1541	0.1482	0.0059
3	0.2222	0.2131	0.0091
4	0.2908	0.2784	0.0124
5	0.3595	0.3437	0.0158
6	0.4282	0.4089	0.0193
7	0.4966	0.4736	0.0230
8	0.5644	0.5378	0.0266
9	0.6314	0.6011	0.0303
10	0.6974	0.6633	0.0341
11	0.7597	0.7221	0.0376
12	0.8234	0.7820	0.0414
13	0.8857	0.8406	0.0451
14	0.9466	0.8978	0.0488
15	1.0060	0.9535	0.0525
16	1.0639	1.0077	0.0562
17	1.1202	1.0605	0.0597
18	1.1745	1.1113	0.0632
19	1.2278	1.1612	0.0666
20	1.2797	1.2097	0.0700

puzzle'과 'risk-free rate puzzle'이 존재하게 된다. 단, 미국의 경우와 비교하면 'equity premium puzzle'은 다소 약하게 나타나는 반면 'risk-free rate puzzle'은 매우 강하게 나타나는 특징을 보이고 있다.

IV. 의문의 재조명

Mehra and Prescott의 연구에서는 소비 성장률이 조건부 이항분포의 Markov Chain을 따른다고 가정함으로써 소비 확률과정에 대한 제약이 가해진다. 아래에서는 이러한 확률과정에 아무런 제약이 없더라도 미국과 한국 자본시장에서 위에서 제기된 의문들이 존재하는지의 여부를 검토하고자 한다. 우선 식 (2)와 (3)의 조건부 기대치는 law of iterated expectations에 의하여 다음과 같은 무조건부 기대치(unconditional expectation)로 바꿔 쓸 수 있다.

$$E[(c_{t+1}/c_t)^{-\gamma}(R_{t+1}^s - R_{t+1}^b)] = 0 \quad (2')$$

$$\beta E[(c_{t+1}/c_t)^{-\gamma} R_{t+1}^b] = 1 \quad (3')$$

여기에서 괄호 안의 내용들을 다음과 같이 정의하여 보자.

$$x_{t+1}^s = [(c_{t+1}/c_t)^{-\gamma}(R_{t+1}^s - R_{t+1}^b)] \quad (4)$$

$$x_{t+1}^b = \beta [(c_{t+1}/c_t)^{-\gamma} R_{t+1}^b] \quad (5)$$

x_{t+1}^s 와 x_{t+1}^b 각각을 하나의 확률변수로 취급하여, 장기간에 걸친 소비 및 증권수익률 자료들이 주어지면 이들의 표본평균과 분산값을 계산해 냄으로써 식 (2') 및 (3')에 대한 가설검증이 가능할 것이다. 이는 일종의 method of moments test로서 식 (2')와 (3') 모두가 기각될 경우 3장에서 설명된 두 가지 의문 모두가 존재함을 의미하게 될 것이다. 다음의 표 3과 4는 미국시장의 경우, 표 5와 6은 한국시장의 경우에 각각의 통계량과 t-값을 나타낸 것이다.

우선 미국시장의 경우를 살펴보자. 표 3에서 보듯이 위험회피계수가 8.5 이하이면 식 (2')는 기각되어 'equity premium puzzle'이 존재하게 된다. 이는 주식수익률과 소비성장률의 공분산이 충분히 크지 않아 위험회피정도가 8.5 이하인 투자자들은 차입을 하여 주식에 투자함으로써 초과수익률을

[표 3]

미국 자본시장에서의 The Equity Premium Puzzle

표에서 γ 는 위험회피계수를 나타내며, \bar{x}^γ 는 $x_{t+1}^\gamma = [(c_{t+1}/c_t)^{-\gamma}(R_{t+1}^s - R_{t+1}^b)]$ 의 표본평균이며 t-stat은 student t-분포 통계치임. 출처: Kocherlakota (1996), pp. 50.

γ	\bar{x}^γ	t-stat
0.0	0.0594	3.345
0.5	0.0577	3.260
1.0	0.0560	3.173
1.5	0.0544	3.082
2.0	0.0528	2.987
2.5	0.0512	2.890
3.0	0.0496	2.790
3.5	0.0480	2.688
4.0	0.0464	2.584
4.5	0.0449	2.478
5.0	0.0433	2.370
5.5	0.0418	2.262
6.0	0.0403	2.153
6.5	0.0390	2.044
7.0	0.0372	1.934
7.5	0.0357	1.824
8.0	0.0341	1.715
8.5	0.0326	1.607
9.0	0.0310	1.501
9.5	0.0295	1.395
10.0	0.0279	1.291

얻을 수 있음을 의미한다. 표 4를 보면, 위험회피계수가 1.0 이상인 경우 식 (3')이 기각되어 'risk-free rate puzzle'이 확인된다. 이 경우 $\bar{x}^\gamma - 1$ 은 음의 값을 취하며 이는 채권이 과대 평가되어 투자자는 미래소비를 줄이고 현재소비를 늘림으로써, 즉 저축을 줄임으로써, 이득을 볼 수 있음을 의미한다.

종합하면, 위험회피계수가 8.5 이상일 경우 'equity premium puzzle'은 해소될 수 있으나 'risk-free rate puzzle'은 설명할 수 없으며 위험회피계수가 0.5 이하일 경우 'risk-free rate puzzle'

은 해소될 수 있으나 'equity premium puzzle'은 설명할 수 없다. 따라서 10 이내의 위험회피계수 범위에서 식 (2')와 (3')를 동시에 만족시키기는 불가능하다는 결론을 내릴 수 있으며 이는 표준적 Lucas 모형이 자산수익률을 잘 설명하지 못함을 의미한다.

[표 4]

미국 자본시장에서의 The Risk-Free Rate Puzzle

표에서 γ 는 위험회피계수를 나타내며, \bar{x}^b 는 $x_{t+1}^b = [(c_{t+1}/c_t)^{-\gamma}(R_{t+1}^b)]$ 의 표본평균이며 t-stat은 student t-분포 통계치임. 출처: Kocherlakota (1996), pp.51.

γ	$\bar{x}^b - 1$	t-stat
0.0	0.0033	0.057
0.5	-0.0081	-1.296
1.0	-0.0162	-2.233
1.5	-0.0239	-2.790
2.0	-0.0313	-3.100
2.5	-0.0382	-3.263
3.0	-0.0448	-3.339
3.5	-0.0510	-3.360
4.0	-0.0569	-3.348
4.5	-0.0624	-3.312
5.0	-0.0675	-3.259
5.5	-0.0723	-3.195
6.0	-0.0768	-3.123
6.5	-0.0808	-3.043
7.0	-0.0846	-2.959
7.5	-0.0880	-2.871
8.0	-0.0910	-2.779
8.5	-0.0937	-2.685
9.0	-0.0960	-2.590
9.5	-0.0980	-2.492
10.0	-0.0997	-2.394

한편 한국시장의 경우 투자자의 위험회피계수가 12-17 범위에서 식 (2')를 기각하지 못하여 주식프리미엄의 크기에 대한 의문이 해소될 수 있으나(표5 참조), 위험회피 정도가 여전히 비현실적으로 높은 수준이며 이 범위에서 무위험이자율에 대한 의문은 여전히 남아있게 된다(표6 참조). 위험회피 정도가 아주 높거나(20 이상), 아주 낮은 범위에서(0과 1사이) 식 (3')를 기각하지 못하지만 결국 위험회피 정도가 10이내에서 식 (2')와 (3')를 만족시키기는 불가능함을 볼 수 있다. 따라서 한국 자본시장에서도 두 가지 의문현상의 존재가 확인된다.

[표 5]

한국 자본시장에서의 The Equity Premium Puzzle

γ 와 \bar{x}^s 는 표 3에서와 같으며 s 는 $x_{t+1}^s = [(c_{t+1}/c_t)^{-\gamma}(R_{t+1}^s - R_{t+1}^b)]$ 의 표본 표준편차를 나타냄. 표본수 $n = 19$, $t-stat = \frac{\bar{x}^s - 0}{s/\sqrt{n}}$

γ	\bar{x}^s	s	t-stat
0	0.0517	0.0807	2.79
1	0.0480	0.0697	3.00
2	0.0442	0.0604	3.19
3	0.0406	0.0526	3.36
4	0.0369	0.0461	3.49
5	0.0333	0.0406	3.57
6	0.0297	0.0362	3.57
7	0.0260	0.0326	3.49
8	0.0224	0.0298	3.28
9	0.0188	0.0277	2.96
10	0.0151	0.0263	2.51
11	0.0114	0.0255	1.95
12	0.0076	0.0254	1.30
13	0.0037	0.0259	0.62
14	-0.0004	0.0291	-0.05
15	-0.0045	0.0291	-0.67
16	-0.0089	0.0319	-1.21
17	-0.0134	0.0356	-1.64
18	-0.0182	0.0403	-1.96
19	-0.0232	0.0463	-2.19
20	-0.0286	0.0537	-2.31

[표 6]

한국 자본시장에서의 The Risk-Free Rate Puzzle

γ 와 \bar{x}^b 는 표 4에서와 같으며 s는 $x^b_{t+1} = [(c_{t+1}/c_t)^{-\gamma}(R^b_{t+1})]$ 의

표본 표준편차를 나타냄. 표본수 $n=19$, $t\text{-stat} = t\text{-stat} = \frac{\bar{x}^b - 1}{s/\sqrt{n}}$

γ	\bar{x}^b	s	t-stat
0	1.0154	0.0036	18.45
1	0.9544	0.0031	-65.13
2	0.8994	0.0066	-66.81
3	0.8497	0.0134	-48.78
4	0.8050	0.0233	-36.49
5	0.7648	0.0361	-28.38
6	0.7288	0.0521	-22.69
7	0.6967	0.0717	-18.45
8	0.6683	0.0954	-15.16
9	0.6433	0.1241	-12.53
10	0.6216	0.1588	-10.38
11	0.6031	0.2008	-8.62
12	0.5876	0.2514	-7.15
13	0.5750	0.3127	-5.92
14	0.5653	0.3867	-4.90
15	0.5585	0.4761	-4.04
16	0.5546	0.5841	-3.32
17	0.5535	0.7145	-2.72
18	0.5554	0.8719	-2.22
19	0.5602	1.0617	-1.81
20	0.5681	1.2905	-1.45
21	0.5792	1.5662	-1.17

V. 일반화된 효용함수의 적용

Mehra and Prescott와 Weil 이후 수많은 연구들이 Lucas모형의 주요 가정들을 완화시키며 현실과 모형 프리미엄간의 격차(약 600 basis point)와 낮은 수준의 무위험이자율을 설명하고자 노력하였는데, 그 중 여러 연구들이 새로운 효용함수의 이용에 초점을 두었다. 즉, Mehra and Prescott의 연구에서 사용된 시간부가적 기대효용함수 및 멱함수는(식 1 참조) 재무분야의 연구에서 흔히 사용되는 효용함수 이기는 하나 위험에 대한 선호도(risk aversion)와 시점간 소비배분에 대한 선호도(intertemporal substitution)를 구분하지 못하는 단점이 있다. 이 문제를 극복하기 위하여 Epstein and Zin(1989), 그리고 Weil(1990)은 위의 두 가지 선호도를 구별할 수 있는 비기대 효용함수(non-expected utility function)를 개발하였는데, Weil(1989), Kandel and Stambaugh(1991), Cho and Francis(1994), 그리고 Hung(1994) 등이 이러한 형태의 효용함수를 이용하여 'equity premium puzzle'을 설명하려 하였다. 하지만 위 연구들은 새로운 효용함수의 유용성에 관하여 상이한 결론들을 내리게 되는데 이는 소비성장률의 확률과정에 관한 상이한 가정에 기인하기도 한다. 아래에서는 비기대 효용함수가 Mehra and Prescott가 제기한 의문을 해결하는데 도움을 줄 수 있는지를 고찰하고자 한다.

Epstein and Zin(1989)이 Kreps and Porteus(1978)가 마련한 이론적인 틀을 기반으로 하여 개발한 효용함수는 다음과 같은 형태를 취한다 [이하 EZ 효용함수라 함]:

$$u_t = [c_t^{1-\rho} + \beta \cdot \{E_{t+1} u_{t+1}^{\gamma}\}]^{(1-\rho)/(1-\gamma)} \quad (6)$$

여기에서 u_t 는 현재의 효용, c_t 는 현재의 소비, u_{t+1} 은 미래의 효용, γ 는 위험회피정도, ρ 는 시점간 소비변동의 회피정도, β 는 미래효용에 대한 할인율, E_t 는 t 시점에서의 모든 정보를 반영한 조건부 기대치를 나타낸다. 위의 효용함수에서는 현재의 효용이 현재의 소비와 미래효용의 확실성 등가(certainty equivalent)의 크기에 의하여 결정되며 함수는 constant elasticity of substitution (CES)의 형태를 취한다. EZ 효용함수의 유용성은 위험에 대한 선호도와 시점간 자원배분에 대한 선호도를 구분한다는 데 있다. 식 (1)의 시간부가적 멱 기대효용함수에서는 위험회피정도와 시점간 소비변동의 회피정도가 모두 γ 의 크기에 의하여 측정되어 서로 다른 두 종류의 선호도가 구별되지 못하는 단점이 있다. 반면 EZ 효용함수에서는 γ 와 ρ 가 각각의 선호도를 독립적으로 나타냄으로써 여러 경제문제를 분석할 때 두 선호도의 서로 다른 역할을 명확히 구분할 수 있다. 따라서 EZ 효용함

수는 시간부가적 먹 기대효용함수의 일반화된 형태로 여겨진다.

EZ 효용함수하에서 소비자의 최적 의사결정을 위한 균형조건은 다음의 두 식을 만족시켜야 한다 [Kocherlakota (1996) 참조].

$$E_t [u_{t+1}^{\rho-\gamma} (c_{t+1}/c_t)^{-\rho} (R_{t+1}^s - R_{t+1}^b)] = 0 \quad (7)$$

$$\beta E_t [(E_t u_{t+1}^{1-\gamma})^{(\gamma-\rho)/(1-\gamma)} u_{t+1}^{\rho-\gamma} (c_{t+1}/c_t)^{-\rho} R_{t+1}^b] = 1 \quad (8)$$

식 (7) & (8)은 식 (2) & (3)의 일반화된 형태이며 이는 위 식들에 $\gamma=\rho$ 를 대입하여 식 (2) & (3)과 일치함을 관찰함으로써 쉽게 확인할 수 있다. 4장에서와 같이 과거 자료를 이용하여 식 (7) & (8)의 가설을 검증하는 데는 다음과 어려움이 있다. 즉 기대치 부호내의 한계대체율(marginal rate of substitution)이 관찰 불가능한 미래의 효용 u_{t+1} 의 크기에 의하여 결정된다는 점이다. 이 문제를 피하기 위하여 미래의 소비성장률이 현 시점에서 이용 가능한 모든 정보와 통계적으로 독립적이고 확률분포가 동일하다고 가정하자[i.i.d. 가정]. 독립성 가정은 Hall(1978)의 실증연구에 의해 뒷받침되고 있다. 이 경우 (t+1)기의 효용은 시간과 상태에 관계없이 (t+1)기의 소비에 비례하게 되어 law of iterated expectations를 적용하게 되면 식 (7)과 (8)은 각각 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$E [(c_{t+1}/c_t)^{-\gamma} (R_{t+1}^s - R_{t+1}^b)] = 0 \quad (7')$$

$$\beta E [[E_t (c_{t+1}/c_t)^{1-\gamma}]^{(\gamma-\rho)/(1-\gamma)} [(c_{t+1}/c_t)^{-\gamma} R_{t+1}^b]] = 1 \quad (8')$$

식 (7')은 식 (2')와 동일하게 됨을 볼 수 있으며 이는 i.i.d. 가정 하에서 주식프리미엄은 시점간 소비배분에 대한 선호도와 무관함을 의미한다. 결과로 표 3과 표 5의 내용에는 변화가 없게 되어 미국이나 한국의 경우 모두 일반화된 효용함수가 'equity premium puzzle'을 설명할 수 없게 된다. 식 (8')은 식 (3')과는 달리 시점간 소비배분에 대한 선호도의 역할이 독립적으로 나타나게 되어 'risk-free rate puzzle'에 대한 설명 가능성을 엿보게 한다.

Kocherlakota(1996)는 미국시장의 경우 두 가지 의문을 해소할 수 있는 γ 와 ρ 값을 제시하였는데 γ 값이 10 이하일 경우 ρ 값은 1 이하 수준이 요구되며 높은 γ 값이 허용될수록 ρ 값이 높아짐을 발견하였다. 하지만 ρ 값이 1 보다 훨씬 높다는 Hall(1978)의 실증연구 결과를 받아들인다면 γ 값이 낮은 수

준에서 두 가지 의문을 동시에 해결하기는 불가능하게 된다. 한국시장의 경우 γ 값이 12-17의 범위에서 'equity premium puzzle'이 해소될 수 있어(표 5 참조) 각각의 경우 'risk-free rate puzzle'이 해소될 수 있는 ρ 값을 구해 보았는데 ρ 가 0 - 5사이의 값을 가질 경우 전통적인 유의수준(10% 또는 5%)에서 'risk-free rate puzzle'이 해소될 수 있다. 특히 t-값을 0으로 만드는 ρ 값은 매우 낮은 것(약 0.2 수준)으로 나타났다[표 7 참조]. 미국의 경우 γ 값이 12-17의 범위라면 ρ 값은 약 1.3에서 4 수준으로 한국의 경우 보다 훨씬 높은 수준임을 보여준다.

종합하면 미국의 경우 낮은 ρ 값(0.7-1)을 받아들인다면 10이하의 γ 값 범위에서 두 가지 의문이 동시에 해소될 가능성이 보이며, 한국의 경우 10이하의 γ 값 범위에서 'equity premium puzzle'은 불가능 하나 높은 γ 값(12-17) 범위에서 ρ 값이 아주 낮다면 (0.2 정도) 'risk-free rate puzzle'이 해소될 수 있다. 어느 경우든 EZ 효용함수가 두 가지 의문현상을 설명하는데 부분적으로나마 도움이 될 수 있음을 말해준다.

[표 7]

한국 자본시장에서의 The Risk-Free Rate Puzzle

γ 는 위험에 대한 선호도를, ρ 는 시점간 소비배분에 대한 선호도를 나타내며,

$$\bar{x}^b \text{는 } x_{t+1}^b = [\beta E\{(c_{t+1}/c_t)^{1-\gamma}\}^{(\gamma-\rho)/(1-\gamma)}] [(c_{t+1}/c_t)^{-\gamma} (R_{t+1}^b)]$$

표본평균, s는 그 표준편차를 나타냄. 표본수 n=19, $t\text{-stat} = \frac{\bar{x}^b - 1}{s/\sqrt{n}}$

γ	ρ	\bar{x}^b	s	t-stat
12	0	1.0150	0.7505	0.09
	0.25	1.0336	0.7336	0.02
	0.5	0.9922	0.7170	-0.05
	1	0.9699	0.6851	-0.19
	2	0.9267	0.6255	-0.51
	3	0.8854	0.5710	-0.87
	4	0.8460	0.5212	-1.29
	5	0.8083	0.4758	-1.75
13	0	1.1013	0.9073	0.06
	0.25	1.1002	0.9494	0.01
	0.5	0.9911	0.9290	-0.04
	1	0.9698	0.8894	-0.15
	2	0.9284	0.8152	-0.38
	3	0.8889	0.7472	-0.64
	4	0.8510	0.6849	-0.95
	5	0.8147	0.6277	-1.28

γ	ρ	\bar{x}^b	s	t-stat
14	0	1.1011	1.2357	0.04
	0.25	1.0001	1.2103	0.00
	0.5	0.9899	1.1855	-0.04
	1	0.9695	1.1373	-0.12
	2	0.9301	1.0467	-0.29
	3	0.8923	0.9634	-0.49
	4	0.8561	0.8867	-0.70
	5	0.8213	0.8161	-0.95
15	0	1.0081	1.5510	0.02
	0.25	0.9982	1.5207	-0.01
	0.5	0.9884	1.4911	-0.03
	1	0.9692	1.4335	-0.09
	2	0.9318	1.3250	-0.22
	3	0.8958	1.2247	-0.37
	4	0.8612	1.1320	-0.53
	5	0.8280	1.0463	-0.71
16	0	1.0054	1.9197	0.01
	0.25	0.9961	1.8843	-0.01
	0.5	0.9869	1.8496	-0.03
	1	0.9687	1.7821	-0.08
	2	0.9333	1.6544	-0.17
	3	0.8993	1.5358	-0.29
	4	0.8665	1.4258	-0.41
	5	0.8348	1.3236	-0.54
17	0	1.0026	2.3440	0.00
	0.25	0.9938	2.3034	-0.01
	0.5	0.9852	2.2635	-0.03
	1	0.9681	2.1858	-0.06
	2	0.9349	2.0383	-0.14
	3	0.9028	1.9007	-0.22
	4	0.8718	1.7724	-0.32
	5	0.8419	1.6527	-0.42

VI. 맺음말

본 연구는 Mehra and Prescott(1985)에 의해 제기된 미국 자본시장의 수익률에 대한 의문현상을 소개하고 이러한 의문현상이 한국시장에서도 존재하는지를 분석한 후, 새로운 효용함수를 이용한 모형의 유용성 여부를 검토하였다. 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

한국시장에서도 미국시장에서와 같이 'equity premium puzzle' 및 'risk-free rate puzzle' 현상 모두가 존재함을 발견하였다. 즉 적절한 수준의 위험회피정도에서 역사적 증권수익률을 모형의 예측치와 비교할 때, 주식프리미엄의 경우 현저하게 높으며 무위험이자율의 경우는 현저하게 낮다는 것이다. 미국의 경우와 비교하면 'The Risk-Free Rate Puzzle' 현상이 특히 뚜렷하게 나타남도 발견하였다. 여기에서 모형의 예측치란 표준적 Lucas(1978) 소비모형에서 소비자가 시간부가적 역 효용함수를 가졌다고 가정하고 과거 소비성장률 자료를 이용하여 계산해 낸 수치를 말한다.

이러한 의문현상을 해소하기 위하여 Epstein and Zin(1989)이 개발한 비기대 효용함수를 적용하여 보았다. 이 효용함수의 특징은 위험선호도와 시점간 소비배분에 대한 선호도를 구분한다는 점이다. 결과로, 위험회피계수가 10 이하인 경우 'equity premium puzzle'은 여전히 남게되나 시점간 소비변화 회피계수가 아주 낮은 경우 (약 0.2) 'risk-free rate puzzle'은 해소될 수 있어 Epstein and Zin의 효용함수가 부분적으로나마 유용함을 발견하였다.

한편 위험회피계수 γ 를 고정시켰을 때, 미국의 경우 보다 훨씬 낮은 수준의 시점간 소비변화회피계수(ρ)하에서 역사적 이자율의 크기가 잘 설명됨을 볼 수 있었다. 이는 한국의 소비자들이 소비의 유연화(consumption smoothing)에 큰 신경을 쓰지 않음을 의미한다. 또한 ρ/γ 비율이 1 보다 훨씬 낮아 Constantinides(1990)가 제시한 'habit formation' 효용함수가 지지되지 않게 되는데, 이는 한국의 소비자들이 과거 소비에 집착하지 않음을 의미하기도 한다.

본 연구는 향후 다음의 두 가지 방향으로 더욱 더 많은 노력을 기울일 가치가 있다고 판단된다. 첫째, 한국의 자료뿐 아니라 일본, 유럽, 동남아 등 다른 나라들을 포함한 자료들을 분석하여 국가간의 차이점을 비교함으로써 국제자본시장 연구에 기여할 것으로 기대된다. 둘째, 본 연구에서는 Mehra and Prescott가 설정한 세 가지 주요 가정 중 효용함수에 관한 가정에만 초점을 두었으나 거래비용이나 완전시장에 관한 가정들도 완화하여 의문현상의 해결을 시도해 볼 필요가 있다.

참 고 문 헌

- ABEL, ANDREW B. "Asset Prices Under Habit Formation and Catching Up With the Joneses," *Amer. Econ. Rev.*, May 1990, 80(2), pp. 38-42.
- _____. "The Equity Premium Puzzle," *Bus. Rev. Fed. Res. Bank Philadelphia*, Sept./Oct. 1991, pp. 3-14.
- AIYAGARI, S. RAO AND GRETHER, MARK. "Asset Returns with Transaction Costs and Uninsured Individual Risk," *J. Monet. Econ.*, June 1991, 27(3), pp. 311-31.
- BENNINGA, SIMON AND PROTOPAPADAKIS, ARIS. "Leverage, Time Preference, and the 'Equity Premium Puzzle'," *J. Monet. Econ.*, Jan. 1990, 25(1), pp. 49-58.
- BREEDEN, DOUGLAS T. "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities," *J. Finan. Econ.*, Sept. 1979, 7(3), pp. 265-96.
- BREEDEN, DOUGLAS T.; GIBBONS, MICHAEL R. AND LITZENBERGER, ROBERT H. "Empirical Tests of the Consumption-Oriented CAPM," *J. Finance*, June 1989, 44(2), pp. 231-62.
- CAMPBELL, JOHN. Y. "Intertemporal Asset Pricing Without Consumption Data," *Amer. Econ. Rev.*, June 1993, 83(3), pp. 487-512.
- CHO, JAEHO and FRANCIS, JACK. "Asset Pricing Implications of a Non-expected Utility Function," *International Rev. of Financial Analysis*, 1994, 3(1), pp. 19-35.
- CONSTANTINIDES, GEORGE M. "Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle," *J. Polit. Econ.*, June 1990, 98(3), pp. 519-43.
- CONSTANTINIDES, GEORGE M. AND DUFFIE, DARREL. "Asset Pricing with Heterogeneous Consumers," *Working Paper. U. of Chicago*, 1995.
- EPSTEIN, LARRY G. AND ZIN, STANLEY E. "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption Growth and Asset Returns I: A Theoretical Framework," *Econometrica* July 1989, 57(4), pp. 937-69.

- ____ "First Order Risk Aversion and the Equity Premium Puzzle," *J. Monet. Econ.*, Dec. 1990, 26(3), pp. 387-407.
- ____ "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption Growth and Asset Returns II: An Empirical Analysis," *J. Polit. Econ.*, Apr. 1991, 99(2), pp. 263-86.
- GROSSMAN, SANFORD J. AND SHILLER, ROBERT J. "The Determinants of the Variability of Stock Market Prices," *Amer. Econ. Rev.*, May 1981, 71(2), pp. 222-27.
- HALL, ROBERT E. "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory And Evidence," *J. Polit. Econ.*, Dec. 1978, 86(2), pp 971-87.
- HANSEN, LARS PETER AND SINGLETON, KENNETH. "Generalized Instrument Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Model," *Econometrica*, Sept. 1982, 50(5), pp. 1269-86.
- HEATON, JOHN AND LUCAS, DEBORAH. "The Importance of Investor Heterogeneity and Financial Market Imperfections for the Behavior of Asset Prices," *Carnegie-Rochester Ser. Public Pol.*, 1995.
- HUGGET, MARK. "The Risk-Free Rate in Heterogeneous-Agent Incomplete-Insurance Economies," *J. Econ. Dynam. Control*, Sep./Nov. 1993, 17(5/6), pp. 953-69.
- HUNG, MAO. "The Interaction between Nonexpected Utility and Asymmetric Market Fundamentals," *J. Finance*, 1994, 49, pp. 325-43.
- KANDEL, SAMUEL AND Stambaugh, ROBERT F. "Expectations and Volatility of Consumption and Asset Returns," *Rev. Finan. Stud.*, 1990, 3(2), pp. 207-32.
- KOCHERLAKOTA, NARAYANA. "On the Discount Factor in Growth Economies," *J. Monet. Econ.*, Jan. 1990a, 25(1), pp. 43-47.
- ____ "Disentangling the Coefficient of Relative Risk aversion from the Elasticity of Intertemporal Substitution: An Irrelevance Result," *J. Finance*, Mar. 1990b, 45(1), pp. 175-90.

- ____ "The Equity Premium: It's Still a Puzzle," *J. Econ. Literature*, Mar. 1996, 34, pp. 42-71.
- KREPS, D. and PORTEUS, E. "Temporal Resolution of Uncertainty and Dynamic Choice Theory," *Econometrica*, 1978, 46, pp. 185-200.
- LUCAS, ROBERT E., JR. "Asset Prices in Exchange Economy," *Econometrica*, Nov. 1978, 46(6), pp. 1429-45.
- MANKIW, N. GREGORY. "The Equity Premium and the Concentration of Aggregate Shocks," *J. Finan. Econ.*, Sept. 1986, 17(1), pp. 211-19.
- MANKIW, N. GREGORY AND Zeldes, STEPHEN P. "The Consumptions of Stockholders and Nonstockholders," *J. Finan. Econ.*, Mar. 1991, 29(1), pp. 97-112.
- MEHRA, RAJNISH AND PRESCOTT, EDWARD C. "The Equity Premium: A Puzzle," *J. Monet. Econ.*, Mar. 1985, 15(2), pp. 145-61.
- ____ "The Equity Risk Premium: A Solution?" *J. Monet. Econ.*, July 1988, 22(1), pp. 133-36.
- RIETZ, THOMAS A. "The Equity Risk Premium: A Solution," *J. Monet. Econ.*, July 1988, 22(1), pp. 117-31.
- RUBINSTEIN, MARK. "The valuation of Uncertain Income Streams and the Pricing of Options," *Bell J. Econ.*, Autumn 1976, 7(2), pp. 407-25.
- SIEGEL, JEREMY J. "The Real Rate of Interest from 1800-1990: A Study of the U.S. and U.K.," *J. Monet. Econ.*, Apr. 1992, 29(2), 227-52.
- TELMER, C., "Asset-pricing Puzzles and Incomplete Markets," *J. Finance*, 1993, 48, pp. 1803-32.
- WEIL, PHILIPPE "The Equity Premium Puzzle and the Risk-Free Rate Puzzle," *J. Monet. Econ.*, Nov. 1989, 24(2), pp. 401-21.
- ____ "Nonexpected Utility in Macroeconomics," *Quart. J. Econ.*, Feb. 1990, 105(1), pp. 29-42.
- ____ "Equilibrium Asset Prices with Undiversifiable Labor Income Risk," *J. Econ. Dynm. Control*, July/Oct. 1992, 16(3/4), pp. 769-90.