財務管理研究 第二十二券 第二號(2005. 12), 165~187

변동성, 위험프리미엄과 코리아 디스카운트

장 국 현*

〈요 약〉

본 연구에서는 궁극적으로 코리아 디스카운트 현상을 계량적으로 밝혀낼 수 있는 방법론 제시의 일환으로 금융시계열, 특히 주식수익률의 위험프리미엄을 적절하게 추정해내고 주가변동성을 정교하게 측정할 수 있는 확률모형을 제시하고자 하였다. 먼저 첫 번째로 주가변동성의 구조변동을 확률적으로 추정할 수 있는 Markov-Switching ARCH 모형을 도입하여 한국 주식시장의 변동성 구조변동을 확률적으로 정교하게 파악하여 각 변동성 국면별로 한국 주식시장의 변동성을 생성하는 분포가 근본적으로 어떠한 것인지를 정확하게 분석하였다. 둘째로, 한국 주식수익률처럼 이분성이나, 시장 급등락 현상으로 인한 점프리스크를 동시에 갖는 경우 금융시계열의 정확한 위험프리미엄의 측정을 위해서 모형에 이분산성과 점프위험항등을 어떻게 적절하게 고려하는 것이 필요한 지를 분석하고 특히 각 변동성 국면별로 시간가변적인 위험프리미엄을 각각 추정하고 이를 비교분석하였다. 셋째로, 정교한 확률모형으로부터 도출된 한국주식시장의 각 변동성 국면별로 시간가변적 위험프리미엄이 어떻게 다른지를 비교 분석하여 과도한 주가변동성과 과도한 시간가변적 위험프리미엄 및 코리아디스카운트와의 관계를 설명하고 또한 코리아 디스카운트의 정확한 파악 및 평가를 위하여 분석대상 자료를 미국 등의 선진 자본시장으로 확장하였다. 본 연구의 분석기간은 한국주식시장에서 주식거래가 이루어져 주가지수가 100으로 출발하는 1980년 1월 4일부터 가장 최근 자료인 2005년 8월 31일까지로 하였다. 본 연구의 결과 우리나라의 주식시장에서 고분산국면 기간 동안에 주식에 투자하는 투자자는 저분산국면 동안 투자하는 투자자에 비하여 약 13배나 높은 시간가변적 위험프리미엄을 지불해야하는 것으로 나타났다. 과도한 변동성에서 큰 위험프리미엄이라는 연결고리를 거쳐 코리아 디스카운트라는 현상으로 귀착되는 현상에 주목하고 있는 본 연구의 결과가 실무에서 유용하게 사용됨은 물론이요 또한 본 연구의 방법론 자체가 매우 정교하고 포괄적이어서 금융시계열을 포함한 다른 여러 분야에 크게 응용될 수 있는 외부효과도 기대된다.

주제어 : 코리아 디스카운트, 국면전환모형, 점프확산모형, 이분산성, 점프, 시변 위험프리미엄

논문접수일 : 2005년 10월 7일　　논문게재확정일 : 2005년 11월 22일

* 건국대학교 경영대학 부교수, Tel : 02-450-4138, E-mail : khchang@konkuk.ac.kr

** 본 논문에 많은 유익한 코멘트를 해주신 익명의 심사위원들께 깊은 감사를 드립니다.
이 논문은 2005년도 성곡학술문화재단의 연구비 지원을 받아 이루어 졌음.

Ⅰ. 서 론

최근 들어 코리아 디스카운트라는 말이 종종 우리들의 관심을 끈다. 한국 주식시장에서 거래되고 있는 우리나라 주식들이 주당 이익에 비하여 주가가 현저히 저평가 되어있다는 의미이다. 물론 단순하게 주가수익비율만의 기준으로 한국 주식시장이 다른 나라들에 비하여 현저하게 저평가 되어 있다고 단정하기에는 일부 무리가 있는 것도 사실이지만 코리아 디스카운트라고 불리 우는 한국 주식시장의 지속적인 저평가 상태는 국내기업의 영업실적, 국내기업들의 비전, 그리고 잠재적인 가치들을 종합적으로 고려할 때 지나치게 낮은 것이 사실로 보인다.

이러한 코리아 디스카운트의 원인은 여러 각도에서 설명될 수 있을 것이다. 우선적으로 한국이 지정학적으로 분단이라는 고유의 리스크를 가지고 있으며 정치적으로 여러 가지 부패의 사슬에서 자유롭지 못한 것도 사실이며 기업의 지배구조가 선진국의 그것에 비하여 투명하지 못하다는 요인도 무시하지 못할 것이다. 또 한편으로 한국 주식시장의 지속적인 저평가의 원인으로 장기적인 주식투자 수요의 부족을 들 수 있다. 실제로 최근 몇 년간의 경험으로 보아 시중에 유동자금이 풍부하게 있고 금리가 아주 낮은 수준에서 움직이고 있음에도 불구하고 주식의 투자수요를 나타내는 고객예탁금은 오히려 감소하고 있다. 유동자금들이 자본시장으로 들어가지 않고 신행정수도 근처의 부동산으로 몰리고 있는 것이다. 이처럼 주식시장이 투자처로서 제 역할을 하지 못하는 이유는 무엇일까. 주가도 시장에서 거래되는 상품처럼 공급보다 수요가 지속적으로 작으면 그 가격이 하락할 수밖에 없을 것이다. 이에 더해 한국 주식시장이 침체의 늪에서 헤어 나오지 못할 때면 정부에서는 대부분 증시부양책으로서 단기적으로 물량공급을 조절하고 수요를 확대하는 데에만 초점을 맞추었기 때문에 회복시점을 정확하게 예측하여 매수하고 적당한 시기에 매도전략을 구사할 수 있는 능력을 갖추지 못한 대부분의 개인 투자자에게는 큰 도움이 되지 못하였고 결국 장기적인 증시 수요를 창출하는 데는 실패한 것으로 판단된다.

코리아 디스카운트의 또 다른 원인으로는 한국주식시장의 큰 특징 중의 하나로 알려진 과도한 변동성을 들 수 있을 것이다. 일반적으로 선진국의 주식시장에서는 아주 특별하게 큰 사건이 발생하지 않으면 하루 주식기장의 변동폭이 1%를 넘지 않는 것이 보통이지만 한국의 주식시장에서는 하루에도 몇 번씩 주식가격이 급등락 하는 것으로 알려져 있다. 이를테면 한국 주식시장은 과도한 변동성에다 체계적인 점프 리스크(systematic jump risk)까지 추가로 더해지는 시장인 것이다. 이렇듯 변동성에 점프가

더해지면 재무 계량적으로는 일반적인 변동성모형인 GARCH 모형등에 diffusion-jump 항등을 추가하여 더 정교한 형태의 모형을 추정해야하는 것으로 알려져 있다. 이처럼 과도한 변동성을 유지하는 한국 주식시장에서는 선진국 주식시장에서의 투자전략인 매입후 보유전략은 불가하며 치고 빠지는 단타매매의 패턴을 유지할 수밖에 없으며 외국인 투자자들을 포함한 한국 주식시장 투자자들의 이러한 형태의 투자전략은 결국 한국 주식시장의 변동성을 더욱 크게 만드는 요인으로 작용하고 있는 것으로 보인다. 결국은 코리아 디스카운트현상을 설명하기 위해서는 금융시계열의 중요한 특성들인 이분산성이나 점프리스크 등의 정교한 분석이 필수적이며 이러한 분석이 심도 있게 진행되면 결국 한국 주식시장에 투자하고 있는 투자자들이 다른 외국시장에 투자하고 있는 투자자들에 비하여 time varying unit risk premium을 어느 정도나 지불하고 있는지 알아볼 수 있을 것이다.[1)]

본 연구에서는 궁극적으로 코리아 디스카운트 현상을 계량적으로 밝혀낼 수 있는 방법론 제시의 일환으로 금융시계열, 특히 주식수익률의 위험프리미엄을 적절하게 추정해내고 주가변동성을 정교하게 측정할 수 있는 확률모형을 제시하고자 하였다. 특히 주가변동성의 구조변동을 확률적으로 추정할 수 있는 Markov-Switching ARCH 모형을 도입하고 주식수익률의 이분산성과 초과첨도문제를 기초자산 수익률의 분포를 일반적인 분포로 확장함으로서 해결할 수 있는 extended normal distribution 옵션모형도 언급하고자 한다. 또한 주식수익률과 같은 금융시계열이 이분성이나, 시장 급등락 현상으로 인한 점프리스크를 동시에 갖는 경우 금융시계열의 정확한 위험프리미엄의 측정을 위해서 모형에 이분산성과 점프위험항등을 어떻게 적절하게 고려하는 것이 필요한지를 파악하기 위하여 포괄적이고 정교한 여러 가지 방법론을 도입하고자 하였다. 본 논문에서 행하고자 하는 일련의 연구들은 다음과 같이 크게 몇 가지로 요약될 수 있다.

첫째로, 정교한 확률모형에 의한 주가변동성을 파악하고자 한다. 코리아 디스카운트 현상을 계량적으로 밝혀낼 수 있는 방법론 제시의 일환으로 주가변동성의 구조변동을 확률적으로 추정할 수 있는 Markov-Switching ARCH 모형을 도입하여 한국 주식시장의 변동성 구조변동을 확률적으로 정교하게 파악하여 각 변동성 국면별로 한국 주식시장의 변동성을 생성하는 분포가 근본적으로 어떠한 것인지를 정확하게 분석한다.

둘째로, 정교한 계량모형에 의한 시간가변적 위험프리미엄을 측정하고자 한다. 한국

1) 일별 금융시계열의 이분산성, 점프 등의 기본적 시계열특성을 다룬 연구로 Engle(1982)의 ARCH모형, Ball(1993), Kim, Oh, and Brooks(1994), Kim and Chang(1996), Chang and Kim(2001), 김명직,장국현(1996), 장국현(2003), 장국현(2004) 등의 점프-확산모형과 heteroscedasticity를 고려한 jump-diffusion 모형 등을 참조.

주식수익률처럼 이분성이나, 시장 급등락 현상으로 인한 점프리스크를 동시에 갖는 경우 금융시계열의 정확한 위험프리미엄의 측정을 위해서 모형에 이분산성과 점프위험항등을 어떻게 적절하게 고려하는 것이 필요한 지를 분석하고 특히 각 변동성 국면별로 시간가변적인 위험프리미엄을 각각 추정하고 이를 비교분석한다.

셋째로, 정교한 확률모형으로부터 도출된 한국주식시장의 각 변동성 국면별로 시간가변적 위험프리미엄이 어떻게 다른지를 비교 분석하여 과도한 주가변동성과 과도한 시간가변적 위험프리미엄 및 코리아디스카운트와의 관계를 설명한다. 또한 코리아 디스카운트의 정확한 파악 및 평가를 위하여 분석대상 자료를 미국 등의 선진 자본시장으로 확장한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 코리아 디스카운트 현상을 계량적으로 밝혀낼 수 있는 방법론 제시의 일환으로 금융시계열, 특히 주식수익률의 위험프리미엄을 적절하게 추정해내고 주가변동성을 정교하게 측정할 수 있는 확률모형을 제시한다. 제Ⅲ장에서는 금융시계열이 이분성이나, 시장 급등락 현상으로 인한 점프리스크를 동시에 갖는 경우 금융시계열의 정확한 위험프리미엄의 측정을 위해서 모형에 이분산성과 점프위험항등을 어떻게 적절하게 고려하는 것이 필요한 지를 간단하게 설명한다. 제Ⅳ장에서는 앞장에서 소개한 연구방법론을 사용하여 추정한 실증분석결과를 제시하고 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결론을 제시한다.

Ⅱ. 주가변동성과 확률모형

본 장에서는 궁극적으로 코리아 디스카운트 현상을 계량적으로 밝혀낼 수 있는 방법론 제시의 일환으로 금융시계열, 특히 주식수익률의 위험프리미엄을 적절하게 추정해내고 주가변동성을 정교하게 측정할 수 있는 확률모형을 제시한다. 먼저 주가변동성의 구조변동을 확률적으로 추정할 수 있는 Markov-Switching ARCH 모형을 간단하게 설명하고 주식수익률의 이분산성과 초과첨도문제를 기초자산 수익률의 분포를 일반적인 분포로 확장함으로서 해결할 수 있는 extended normal distribution 옵션모형을 소개하기로 한다.

1. SWARCH(k,q) 모형

Hamilton and Susmel의 ARCH 분산과정에 대한 Markov-Switching 모형, 즉 SWARCH (k,q) 모형은 일반적으로 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$R_t = r + \sum_{i=1}^{p} a_i R_{t-i} + \varepsilon_t \tag{1}$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{g_{s_t}} u_t\ ,\ \ u_t = \sqrt{h_t}\xi_t,\ \ \xi_t \sim N(0,1),\ \ s_t = 1,2,\cdots,k \tag{2}$$

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 u_{t-1}^2 + \beta_2 u_{t-2}^2 + \cdots + \beta_q u_{t-q}^2 \tag{3}$$

여기서 R_t는 본 연구의 대상이 되는 관측된 KOSPI, S&P500, NIKKEI225 등과 같은 금융시계열들의 수익률이고 변동성 국면 또는 상태를 나타내는 s_t는 관측되지 않는 확률변수로서 1차 Markov chain 을 따른다. 이때 상태 s_t가 t-1 시점에서 i상태라는 조건하에 t 시점에서 j 상태로 전이할 확률 P_{ij}는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} & P\ (s_t = j | s_{t-1} = i,\ s_{t-2} = k, \cdots, R_{t-1}, R_{t-2}, \cdots) \\ &= P\ (s_t = j\,| s_{t-1} = i\ ) \\ &= P_{ij}\ \ ,\ \ \mathrm{i,j} = 1,2, \ldots, \mathrm{k}. \end{aligned} \tag{4}$$

이때 ($k \times k$) 전이행렬 **P**는 아래와 같이 나타낼 수 있으며 각 열의 합은 1이다.

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{21} & \cdots & P_{k1} \\ P_{12} & P_{22} & \cdots & P_{k2} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ P_{1k} & P_{2k} & \cdots & P_{kk} \end{bmatrix} \tag{5}$$

위의 모형에서 k가 1이면 통상의 ARCH(q) 모형이 된다. 만약 변동성이 서로 다른 3개의 국면을 갖는다면(k=3), 분산이 가장 작은 상태($s_t = 1$)일 때의 변동성의 상대적 크기를 나타내는 변수 g_1 = 1로 고정시켰을 때 중간 분산 국면($s_t = 2$)과 분산이 가장 큰 국면($s_t = 3$)의 변동성의 상대적 크기는 각각 g_2, g_3 (1< g_2< g_3)로 나타낼 수 있다. 한편 $\xi_t \sim N(0,1)$이므로 식 (2)~식 (3)에 의하면 중간 분산국면과 분산이 가장 큰 국면 잔차(ε_t)는 조건부 분산이 각각 $g_2 h_t$, $g_3 h_t$인 정규분포에서 추출됨을 알 수 있다. 따라서 모형이 k개의 국면을 가지면 k개의 서로 다른 분산을 갖는 정규분포, 즉 $N(0, g_{s_t = j} h_t)$ (j=1,$\cdots$, k)로부터 잔차가 추출되는 것이다. 이때 잔차 ε_t의 조건부 분산은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} & E\ (\varepsilon_t^2 | s_t, s_{t-1}, \cdots, s_{t-q}, \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \cdots, \varepsilon_{t-q}) \\ &= g_{s_t} \times (\beta_0 + \beta_1 \frac{\varepsilon_{t-1}^2}{g_{s_{t-1}}} + \beta_2 \frac{\varepsilon_{t-2}^2}{g_{s_{t-2}}} + \cdots + \beta_q \frac{\varepsilon_{t-q}^2}{g_{s_{t-q}}}\ ) \\ &= g_{s_t} h_t (\, s_t, s_{t-1}, \cdots, s_{t-q}) \end{aligned} \tag{6}$$

파라미터 벡터를 $\theta=(\alpha_0, \alpha_1, \cdots)'$로 두었을 때 위와 같은 SWARCH(k,q) 모형에서 대수우도함수는 다음과 같은 일반적인 형태를 띈다.

$$L(\theta)=\sum_{t=1}^{T} \ln f(R_t|\theta) \tag{7}$$

따라서 $\sum_{j=1}^{k} P_{ij}=1,\ 0 \le P_{ij} \le 1,\quad i,j=1,\cdots,k$라는 제약 하에서 최우법에 의해 식 (7)의 우도함수를 극대화하는 모수 θ를 추정하게 된다. 한편 t시점까지 관측된 정보를 기초로 한 조건부 확률인 필터확률(filter probability)은 다음과 같이 나타내어질 수 있다.

$$p(s_t, s_{t-1}, \cdots, s_{t-q}|\, y_t, y_{t-1}, \cdots) \tag{8}$$

이것은 t 시점의 상태는 s_t, t-1 시점의 상태는 s_{t-1}, … , 그리고 t-q 시점의 상태는 s_{t-q}인 조건부 확률을 나타낸다. 식 (8)의 경우 $(s_t, s_{t-1}, \cdots, s_{t-q})$가 k^{q+1} 가지의 형태를 가질 수 있으므로 식 (8)도 k^{q+1} 가지 확률을 가질 수 있지만 그 합은 1이 될 것이다. 그러나 전체의 관측치가 사용되어지는 경우의 조건부확률, 즉 평활화 확률(smoothed probability)은 다음과 같이 표시되어진다.

$$p(s_t|\, y_T, y_{T-1}, \cdots) \tag{9}$$

식 (9)의 경우 시점 t에서 k개의 확률이 나오고 이들의 합은 1이 될 것이다. 일반적으로 SWARCH모형은 금융시장의 구조변동으로 말미암아 주식수익률이나 채권수익률의 변동성이 이질적인 분포에서 오는 경우 서로 다른 분산국면의 확률적 식별이 가능하며 이를 고려하지 않은 경우 지속성이 과대 계산되는 GARCH모형보다 조건부 변동성에 대한 예측능력이 뛰어난 모형으로 알려져 있다. 본 연구에서 실행되는 Markov-Switching ARCH 모형의 자세한 추정기법은 김명직 · 장국현(2002)을 참조하였다.

2. 이분산성과 초과첨도

앞 절에서 설명한 Markov-Switching ARCH 모형 등은 주가지수 수익률이나 이자율, 또는 환율 변화율 등의 시계열에 이분산성이 있을 경우, 특히 변동성 시계열들이 구조변동 할 때 이를 잘 표현할 수 있는 모형으로 알려져 있다. 이러한 이분산성이나 volatility clustering 등의 특성을 보이는 시계열들은 전형적으로 leptokurtic한 분포를 보이게 되는데 이는 결국 옵션시장에서 빈번하게 이야기되는 volatility smile 현상등과 직

결되어 있다. 만기 때 기초자산의 대수가격이 정규분포 한다는, 즉 기초자산 수익률이 정규분포 한다는 가정에서 출발한 Black and Scholes(1973)의 옵션가격결정모형은 결국 이처럼 기초자산이 되는 금융시계열들의 수익률이 정규분포하지 않고 초과첨도를 가지게 됨으로서 ITM이나 OTM에서 옵션가격을 과소평가하게 되는 결점을 가지게 되었고 그동안의 수많은 국내외 연구들은 이러한 결점을 보충하기위한 대안 모형을 제시하게 되었다.

이러한 결점을 제시한 모형들은 크게 세 가지 부류로 나눌 수 있는데 그중 첫 번째는 변동성이 확률적으로 변화할 수 있도록 확률변동성을 도입하거나 모형에 시장의 급등락위험을 반영하는 점프리스크를 포함시키는 것으로 Merton(1973), Hull and White (1987), Heston(1993), Bates(1996), Bakshi et al.(1997), Chang and Kim(2001), 김명직, 장국현(1996), 장국현(2003)의 연구를 들 수 있고 두 번째의 부류는 옵션의 시장가격에서 기초자산 수익률의 확률적인 밀도함수를 추정하는 방법으로서 Derman and Kani (1994), Dupire(1994), Ait-Sahalia(1998)등의 연구를 들 수 있으며 마지막으로 부류는 기초자산 수익률의 분포를 정규분포에 한정하지 기존의 정규분포에 Edgeworth series expansion이나 Gram-Chalier series expansion 등을 적용하여 기초자산 수익률에 왜도나 첨도를 허용하려는 모형들이다. Jarrow and Rudd(1982), Corrado and Su(1996), Rubinstein(1998), Li(2000), Jurczenko et al.(2004), 그리고 Chang et al.(2004) 등의 연구들이 그 예이다.

이러한 연구들의 대부분은 결국 기초자산 수익률의 이분산성과 점프 리스크, 변동성 스마일, volatility clustering 현상 등이 기초자산 수익률의 초과첨도등과 밀접하게 연관되어 있음을 직간접적으로 암시하고 있다. 특히 기초자산 수익률에 왜도와 초과첨도를 허용하고 Longstaff(1995)의 martingale restriction 조건과 대등한 moment restriction을 제시하여 기초자산 수익률이 어떠한 임의적인 분포를 갖더라도 위험중립적 가격결정 조건을 만족시키도록 닫힌 해를 제시한 Ki, Choi, Chang and Lee(2005)의 콜 옵션 가격결정모형은 다음과 같다.

먼저 기초자산 수익률분포가 평균 0, 표준편차가 각각 α와 β인 두 정규분포, 그리고 두 분포의 혼합 가중치가 각각 p와 (1-p), 그리고 첨도 κ가 비음일 경우 각각을 다음과 같이 정의한다.

$$p = 1 - \frac{9}{k^2}, \tag{10}$$

$$\alpha^2 = 1 - \frac{1}{p}\sqrt{p(1-p)\left(\frac{k}{3} - 1\right)}, \tag{11}$$

$$\beta^2 = 1 + \frac{1}{1-p}\sqrt{p(1-p)\left(\frac{k}{3}-1\right)}. \tag{12}$$

이렇게 되면 어떤 분포에 대해서도 비음인 실수의 첨도수준에 대해서 조정이 가능하게 된다. 구체적으로 먼저 $l_k(x) = p\ h_{0,\alpha}(x) + (1-p)\ h_{0,\beta}(x)$와 같은 형태로 두개의 정규밀도함수를 정의하고 다음과 같이 새로운 함수 $J_{\xi,k}$를 정의하면 함수 $J_{\xi,k}$는 유동적인 왜도와 첨도를 가지게 될 것이다.

$$\begin{aligned} J_{\xi,k}(x) &= l_k(x) - \frac{\xi}{6}\ l_k'''(x) \\ &= p\left\{1+\frac{\xi}{6\alpha^6}(x^3-3\alpha^2 x)\right\}h_{0,\alpha}(x) + (1-p)\left\{1+\frac{\xi}{6\beta^6}(x^3-3\beta^2 x)\right\}h_{0,\beta}(x). \end{aligned} \tag{13}$$

이제 변수 Y의 밀도함수가

$$f_{m,\sigma,\xi,k}(y) = \frac{1}{\sigma}J_{\xi,k}\left(\frac{y-m}{\sigma}\right) \tag{14}$$

형태로 주어지면 변수 Y가 평균, 표준편차, 왜도, 첨도가 각각 m, σ, ξ, x인 *Extended Normal Distribution*, 즉 $EN(m, \sigma, \xi, k)$이라고 정의하면 $EN(m, \sigma, \xi, k)$의 모멘트 생성함수는 다음과 같다.

$$M(\theta) = exp\,(m\,\theta)\int_{-\infty}^{\infty} exp\,(\sigma\theta z)\ J_{\xi,k}(z)dz \tag{15}$$

한편 만기 T에서 기초자산의 대수가격 $\ln S_T$가 확장정규분포 즉, $EN(m, \sigma, \xi, k)$를 따르면 위험중립 measure하에서 $\ln S_T$의 평균은 다음과 같다.

$$m = \left[\frac{S_0 e^{(rT)}}{\int_{-\infty}^{\infty} e^{(sz)} J_{\xi,k}(z)dz}\right] \tag{16}$$

단, 이때 $s = \sigma\sqrt{T}$ 이다. 그런데 여기서

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} e^{(sz)} f_{\xi,k}(z)dz &= \left(1+\frac{1}{6}\xi s^3\right)\int_{-\infty}^{\infty} e^{(sz)} l_k(z)dz \\ &= \left(1+\frac{1}{6}\xi s^3\right)\ \left\{pe^{\frac{1}{2}\alpha^2 s^2} + (1-p)e^{\frac{1}{2}\beta^2 s^2}\right\} \end{aligned} \tag{17}$$

이므로 모멘트 제약조건을 만족하는 분포의 평균은 다음과 같다.

$$m = \ln S_0 + rT - \ln(A+B) - \ln\left(1+\frac{1}{6}\xi s^3\right) \tag{18}$$

이때, $A = pe^{-\frac{1}{2}\alpha^2 s^2}$, $B = (1-p)e^{-\frac{1}{2}\beta^2 s^2}$. (19)

이제 연간 배당률 q를 지급하는 기초자산에 대하여 현재시점 0에서 평가한 만기 T의 선물가격 F_0를 $F_0 = S_0 e^{(r-q)T}$라고 놓으면 초과첨도등을 고려하면서 위험중립적 가격결정조건을 만족하는 콜옵션가격은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} C = F_0 e^{-rT}&\left[\frac{A}{A+B}\Phi\left(\frac{D}{\alpha}+\alpha s\right)+\frac{B}{A+B}\Phi\left(\frac{D}{\beta}+\beta s\right)\right] \\ &- Xe^{-rT}\left[p\Phi\left(\frac{D}{\alpha}\right)+(1-p)\Phi\left(\frac{D}{\beta}\right)\right] \\ &+ Xe^{-rT}\frac{\xi s}{6}\left[\frac{p}{\alpha}\left(s-\frac{D}{\alpha^2}\right)\Phi'\left(\frac{D}{\alpha}\right)+\frac{1-p}{\beta}\left(s-\frac{D}{\beta^2}\right)\Phi'\left(\frac{D}{\beta}\right)\right], \end{aligned} \tag{20}$$

여기서

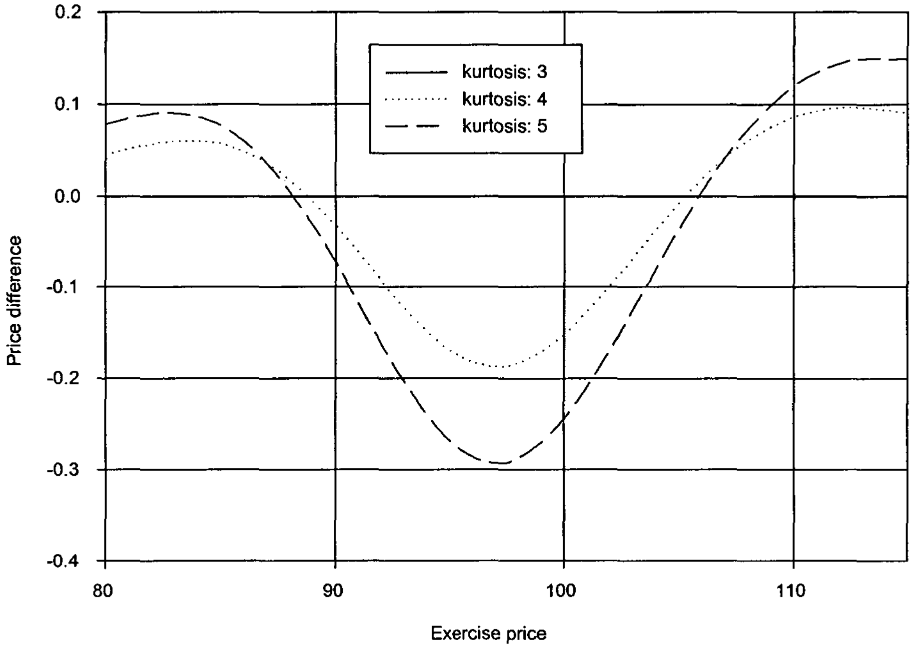
$$D = \frac{Log_e(F_0/X) - Log_e(A+B) - Log_e(1+1/6\ \xi s^3)}{\sigma\sqrt{T}} \tag{21}$$

본 연구에서는 지금까지 소개한 옵션모형의 유용성과 함께 이분산성과 초과첨도의 중요성을 살펴보기 위하여 <표 1>과 [그림 1]을 제시하고 있다. <표 1>에 의하면 1984년 1월부터 2005년 8월까지 약 20여 년 동안 한국주식시장의 변동성은 월간 약 8.4%, 연율로는 약 30% 정도였으며 첨도는 약4.9를 기록하고 Jaque-Bera 통계량은 43.22로서 한국주식시장의 수익률분포는 정규분포와는 거리가 먼 전형적인 leptokurtic 분포를 보이고 있음을 알 수 있다. 조금 더 심층적인 분석을 위하여 [그림 1]을 살펴보기로 한다. [그림 1]은 1984년 1월부터 2005년 8월까지 월별 KOSPI 지수수익률의 변동성이 연율로 약 30%, 그리고 첨도가 약 4.9이었던 것을 감안하여 기초자산의 변동성을 30%로 고정하고 그 외에 현재의 주가지수선물가격을 97.5로, 행사가격을 80에서 115까지, 무위험수익률을 5%로, 만기까지의 기간을 0.1년으로 설정한 다음 왜도와 첨도를 고려한 본문의 식 (20)~식 (21)을 사용하여 첨도가 3, 4, 5일때 Black and Scholes 콜옵션가격 모형오차가 어떤 형태를 보이는가를 도시한 것이다. 사실 Black and Scholes

콜옵션가격모형은 기초자산가격 수익률의 분포가 정규분포 하여 첨도가 3인 경우는 아무런 문제가 없지만 이분산성이나 점프위험이 상존하여 leptokurtic한 분포를 보이는 경우, 특히 한국 주가지수수익률의 경우처럼 첨도가 약 4.8인 경우 ATM근처에서는 콜옵션가격을 과대평가하고 OTM근처에서는 과소평가하고 있음을 여실히 보여준다.

이처럼 기초자산 수익률이 이분성이나 변동성의 구조변동을 보이는 경우, 그리고 때때로 시장 급등락 현상에 의하여 점프리스크를 갖는 경우 이러한 금융시계열의 정확한 위험프리미엄의 측정을 위해서는 모형에 이분산성과 점프위험항등을 적절하게 고려하는 것이 필요하다. 다음에는 장을 바꾸어서 위험프리미엄을 적절하게 측정할 수 있는 계량모형을 살펴보기로 한다.

[그림 1] 첨도와 콜옵션가격 모형오차



주) 본 그림은 1984년 1월부터 2005년 8월까지 월별 KOSPI 지수수익률의 변동성이 연율로 약 30%, 그리고 첨도가 약 4.9이었던 것을 감안하여 기초자산의 변동성을 30%로 고정하고 그 외에 현재의 주가지수 선물가격을 97.5로, 행사가격을 80에서 115까지, 무위험수익률을 5%로, 만기까지의 기간을 0.1년으로 설정한 다음 왜도와 첨도를 고려한 Ki, Choi, Chang and Lee(2005)의 모형을 사용하여 첨도가 3, 4, 5일때 Black and Scholes 콜옵션가격모형오차가 어떤 형태를 보이는가를 나타내고 있음. Black and Scholes 콜옵션가격모형은 기초자산가격 수익률의 첨도가 3인 경우, 즉 정규분포인 경우는 아무런 문제가 없지만 이분산성이나 점프위험이 상존하여 leptokurtic한 분포를 보이는 경우, 특히 한국 주가지수수익률의 경우처럼 첨도가 약 4.8인 경우 ATM근처에서는 콜옵션가격을 과대평가하고 OTM근처에서는 과소평가하고 있음을 보여준다.

<표 1> 주요국 월별주가지수 수익률의 기초통계량(1984.1~2005.8)

	KOSPI	NIKEEI 225	S&P 500
평 균	0.842	0.076	0.770
표준편차	8.742	6.114	4.434
왜 도	0.305	-0.374	-1.045
첨 도	4.902	3.600	7.050
Jarque-Bera	43.22	9.93	225.01
(p-값)	(0.000)	(0.007)	(0.000)

주) 자료는 각 주가지수 월말가격을 대수차분하여 퍼센트로 표시한 연속복리수익률형태로 사용되었음.

Ⅲ. 위험프리미엄 측정을 위한 계량모형

본 장에서는 주식수익률과 같은 금융시계열이 이분성이나, 시장 급등락 현상으로 인한 점프리스크를 동시에 갖는 경우 금융시계열의 정확한 위험프리미엄의 측정을 위해서 모형에 이분산성과 점프위험항등을 어떻게 적절하게 고려하는 것이 필요한 지를 간단하게 살펴보기로 한다.

1. Heteroscedasticity를 고려한 diffusion-jump 모형[2)]

GARCH(1,1)형태의 모형에 heteroscedasticity를 고려한 이산자료형태의 diffusion-jump 모형은 일반적으로 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$R_t = r + \sum_{i=1}^{p} a_i R_{t-i} + \chi\sigma_t + \sigma_t\xi_t + \sum_{j=0}^{q_t} v_{jt}, \quad \xi_t \sim N(0,1), \tag{22}$$

$$q_t \sim e^{-\lambda}\lambda^j / j!, \quad v_t \sim N(\theta, \nu^2), \tag{23}$$

$$\sigma_t^2 = \beta_0 + \beta_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2\sigma_{t-1}^2, \quad \varepsilon_t = \sigma_t\xi_t. \tag{24}$$

여기서 R_t는 본 연구의 대상이 되는 KOSPI, S&P500, NIKKEI225 등의 수익률이고 독립적으로 대수정규분포하는 점프는 ξ_t와 독립이고 포아송 분포하는 확률변수 q_t에 의해 결정되며 정보의 시장유입량을 나타내는데 이때 q_t의 평균은 λ이고 포아송 이벤트는 그 점프의 사이즈가 각각 exp{ v_j}, j = 1,2,$\cdots$, q_t인 이산적 점프를 주식가격에 야기시키게 된다. 따라서 v_j는 평균이 θ, 분산이 ν^2인 *i.i.d.* 정규분포를 하는 확률변수로

2) Jump-diffusion 모형에 대한 자세한 설명은 장국현(1997), 장국현(2004), Chang and Kim(2001)을 참조하기 바람.

가정된다. 한편 GARCH 형태 이분산은 식 (24)에 의해 정의된다. 이때 β_0, β_1, β_3는 $\beta_0 > 0$, $\beta_1 + \beta_2 < 1$의 조건을 만족하는 상수이다. 만약 포아송 점프위험항인 $\sum_{j=0}^{q_t} v_{jt}$가 생략된다면 위의 모형은 Bollerslev(1986)의 GARCH 모형과 동일하게 될 것이다. 비관측 상태변수를 포함하는 식 (22)~식 (24)는 다음과 같은 상태-공간모형으로 변환시킨 후에 널리 알려진 Kalman 필터모형을 이용하여 추정할 수 있으며 자세한 추정기법은 김명직 · 장국현(2002)을 참조하였다.

$$R_t = r(q_t) + G(q_t)\alpha_t + \varepsilon_t, \tag{25}$$

$$\alpha_t = F_t \alpha_{t-1} + R\eta_t. \tag{26}$$

GARCH 형태의 변동성을 고려한 확산-점프모형의 KOSPI, S&P500, NIKKEI225 등의 주가지수 수익률변동성은 h_t로 표시되며 이것은 다음과 같이 확산부분과 점프부분의 가중평균으로 계산되어질 수 있다.

$$h_t = \sum_{j=0}^{J} (\sigma_t^2 + q_t \cdot \nu^2) \Pr[q_t = j | \phi_t] \tag{27}$$

이에 따라 t시점에서 고려한 $t+k$시점의 조건부예측은 다음과 같이 얻어질 수 있다.

$$h_{t+k,t} = \sum_{j=0}^{J} (\sigma_{t+k,t}^2 + j \cdot \nu^2) w_j^k \Pr[q_t = j | \phi_t] \tag{28}$$

식 (28)에서 확산부분의 GARCH 변동성 $\sigma_{t+k,t}^2$은 다음과 같이 표시되어 반복적으로 계산되어질 수 있다.

$$\begin{aligned} \sigma_{t+k,t}^2 &= \beta_0 + \beta_1 E(\varepsilon_{t+k-1,t} | \phi_t)^2 + \beta_2 \sigma_{t+k-1,t}^2 \\ &= \beta_0 + \beta_1 \Big(\sum_{j=0}^{J} (\sigma_{t+k-1,t}^2 + j \cdot \nu^2) w_j^{k-1} \Pr[q_t = j | \phi_t] \Big) + \beta_2 \sigma_{t+k-1,t}^2 \end{aligned} \tag{29}$$

Ⅳ. 실증분석

1. 자　료

본 연구는 기본적으로 한국주식시장의 과도한 변동성으로 인한 코리아 디스카운트현상을 정교한 계량모형을 이용한 시간가변적인 위험프리미엄 분석을 통하여 실행하려는

연구이므로 우선적으로 분석기간은 한국주식시장에서 주식거래가 이루어져 주가지수가 100으로 출발하는 1980년 1월 4일부터 가장 최근 자료인 2005년 8월 31일까지로 한다. 한국주식시장의 변동성 구조변동을 파악하기 위하여 1980년 1월부터 2005년 8월까지의 월별 KOSPI지수가 사용되었으며 각 변동성 국면별로 시간가변적 위험프리미엄을 추정하기 위하여 1980년 1월4일부터 2005년 8월 31일까지 일별 KOSPI지수가 사용되었다. 한편 우리나라 주식수익률과 미국 및 일본 주식수익률 특성을 비교하기 위하여 본 연구에서는 1984년 1월부터 2004년 8월까지 한국의 KOSPI, 미국의 S&P500, 일본의 NIKKEI225 월별지수를 사용하여 분석하고 있으며 특히 한국주식시장의 과도한 변동성과 과도한 시간가변적 위험프리미엄의 비교를 위하여 동기간동안의 일별 S&P500지수를 사용하였다.

2. 실증분석

먼저 한국과 미국 및 일본의 주식수익률 특성을 파악하기 위하여 본 연구에서는 1984년 1월부터 2005년 8월까지 한국의 KOSPI, 일본의 NIKKEI225, 미국의 S&P500 지수들의 월말가격을 대수차분하고 100을 곱하여 수익률 형태로 표시한 것들의 기초통계량을 <표 1>에 제시하고 있다. 예상했던 대로 각국 주가지수 수익률들은 초과첨도를 보이면서 꼬리가 두터운 전형적인 leptokurtic한 분포를 보였으며 Jaque-Bera 통계량은 모두 분포의 정규성을 기각하였다. 표본기간동안 한국 주식시장과 미국주식시장을 기초통계량만 가지고 단순하게 비교해 보면 한국 주식시장은 미국 주식시장에 비하여 수익률에 비하여 매우 큰 변동성구조를 보이고 있음을 알 수 있다. 또한 전술한대로 [그림 1]에서는 한국 주식시장에서와 같은 초과첨도는 전통적인 Black and Scholes의 옵션가격결정모형에서 ITM과 OTM 근처에 심각한 모형오차를 야기 시킬 수 있음을 보여주고 있다.

이번에는 한국주식시장의 변동성 구조변동을 확률적으로 추론하기위하여 1980년 1월부터 2005년 8월까지 KOSPI 월별 수익률을 Markov-Switching ARCH모형, 즉 SWARCH(3,2) 모형을 본문의 식 (1)~식 (3)을 이용하여 추정하였으며 그 추정결과를 <표 2>와 [그림 2] 및 [그림 3]에 제시하였다. [그림 2]에서는 1980년 초부터 2005년 8월까지 연율 변동성의 시간가변성을 연율로 표시한 표준편차로 도시하고 있으며 [그림 3]에서는 1980년부터 2005년 8월까지 시간대별로 한국주식시장의 변동성 국면확률을 3가지 상태로, 즉 저분산 국면확률, 중분산 국면확률, 그리고 고분산 국면확률로 나누어

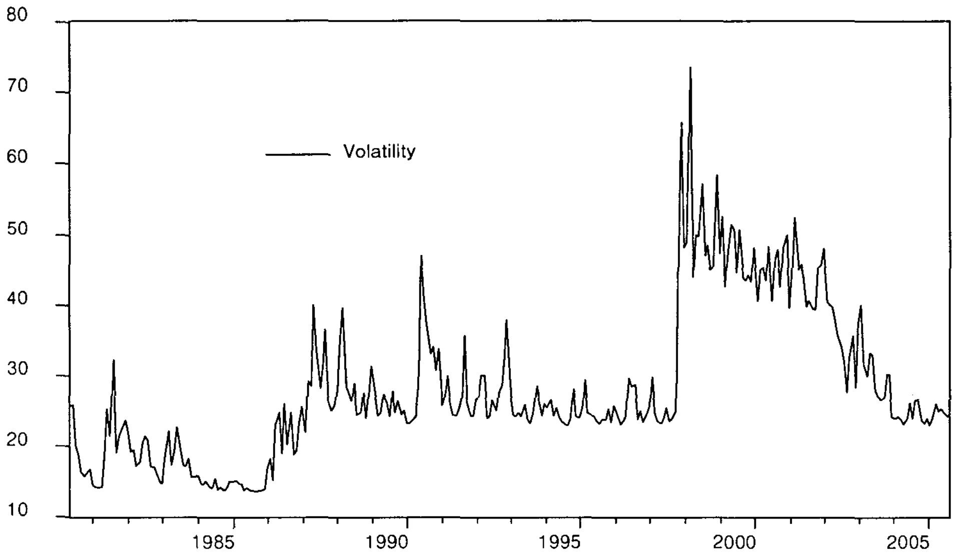
<표 2> SWARCH(3,2) 모형의 최우추정값(KOSPI : 1980.1~2005.8)

모 수	추정치	근사 t 통계량
a_0	0.6686	(1.831)
a_1	0.0218	(0.295)
β_0	14.6522	(4.169)
β_1	0.0140	(0.219)
β_2	0.1936	(2.153)
θ_{11}	13.6860	(0.889)
θ_{22}	10.1468	(1.383)
θ_{31}	0.1047	(1.590)
θ_{32}	0.1379	(0.978)
g_2	2.8857	(3.757)
g_3	11.3972	(2.733)
Log Likelihood	-1040.60	

$$P=\begin{bmatrix} P_{11} & P_{21} & P_{31} \\ P_{12} & P_{22} & P_{32} \\ P_{13} & P_{23} & P_{33} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.9947 & 0.0000 & 0.0106 \\ 0.0053 & 0.9904 & 0.0185 \\ 0.0000 & 0.0096 & 0.9709 \end{bmatrix}$$

주) 본문의 식 (1)~식 (3)을 이용하여 추정한 결과임. 자료는 1980년 1월부터 2005년 8월까지 KOSPI 월말 가격을 대수차분하여 퍼센트로 표시한 연속복리수익률형태로 사용하였고 처음 4개의 관찰치는 초기치를 계산하기 위하여 사용되었으며 ( )는 t-통계량을 나타냄.

[그림 2] 한국주식시장의 변동성 구조변동 추이(1980.1~2005.8)



주) 변동성은 연율로 표시한 표준편차를 나타내며 변동성은 SWARCH(3,2) 모형으로 추출하였음.

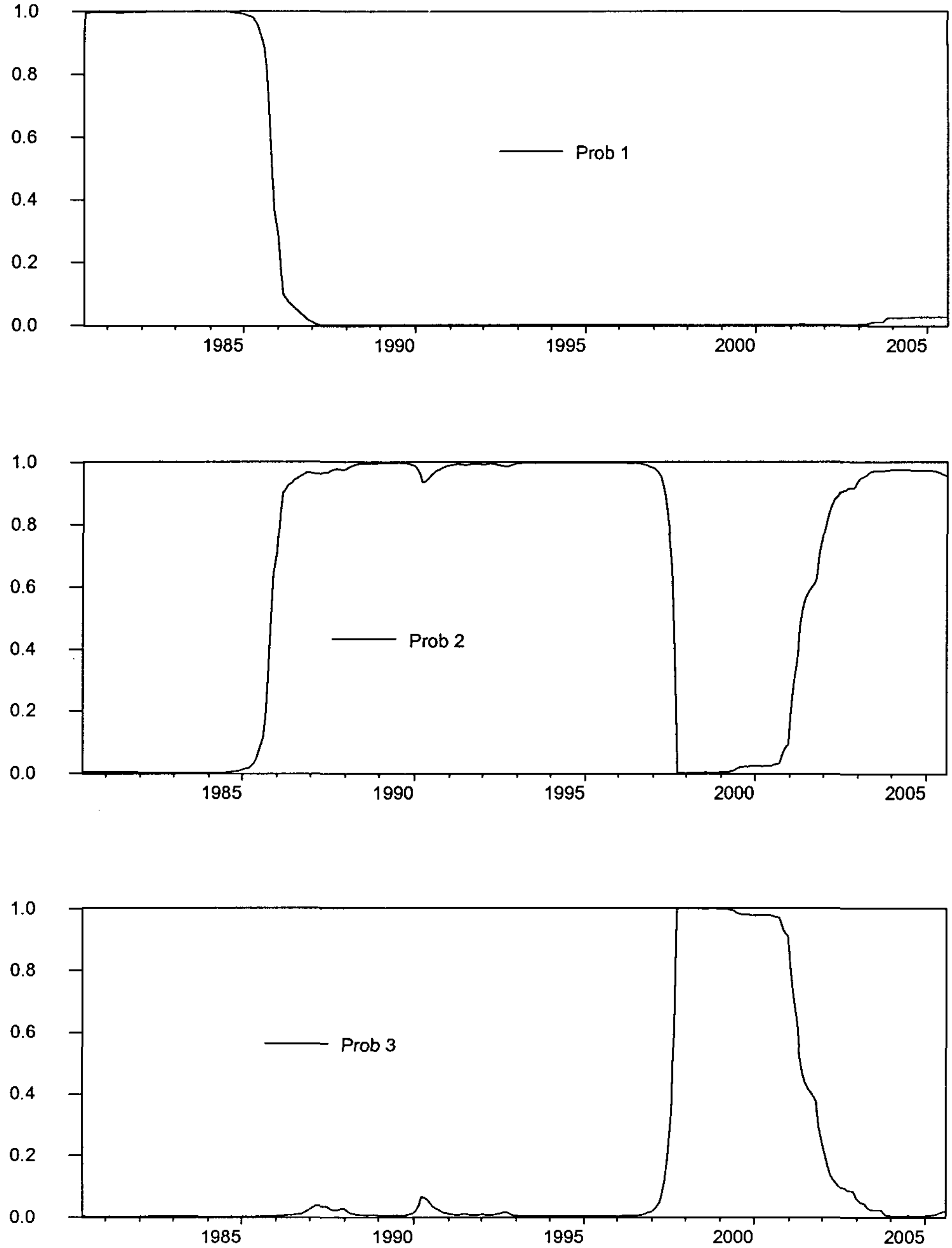
서 도시하고 있다. 표본기간동안 추정된 SWARCH(3,2) 모형에 의하면 이분산성과 서로 다른 상태국면을 나타내는 주요 추정변수들이 대부분 통계적으로 유의하여 우선적으로 Markov-Switching ARCH 모형을 이용한 한국 주식시장의 국면별 변동성 구조변동 분석은 비교적 적절한 것으로 보인다. 우선 이분산성을 나타내는 ARCH항 중 비조건부 분산 β_0는 14.6522로서 그리고 2번째 ARCH항인 β_2는 0.1936으로 각각 통계적으로 유의하게 추정되었으며 각 변동성 국면상태의 magnitude를 나타내는 변수 중 중분산 국면의 magnitude를 나타내는 g_2는 2.8857로, 고분산 국면의 magnitude를 나타내는 g_3는 11.3972로 각각 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하게 추정되고 있다. 한편 표본기간동안 추정된 SWARCH(3,2) 모형에 의하면 [그림 2]의 도시에서처럼 한국주식시장의 변동성은 매우 시간가변적이다. 특히 우리나라 주식시장의 초창기에 해당하는 1980년 1월부터 1985년 11월까지는 비교적 조용한 분산국면을 보이다가 1985년 12월부터 외환위기가 시작되기 직전인 1997년 8월까지는 중간정도의 변동성 국면을 보이고 있으며 외환위기가 시작되면서 1997년 9월부터 2001년 5월까지 기간 중에는 아주 극심한 고분산 변동성 국면을 보였으며 2001년 6월부터 2005년 9월 현재까지는 중간정도의 분산국면을 유지하고 있음을 알 수 있다. 본 연구모형에서 확률적으로 추정된 결과에 의하면 외환위기를 포함하는 고분산 국면기간 중에는 저분산 국면기간 동안보다 변동성의 크기가 평균적으로 약 11.4배정도 증가했음을 알 수 있고 중분산 국면기간동안 보다는 약 4배정도 큰 변동성을 보였음을 추론할 수 있다.

이는 외환위기 기간 중 한국 주식시장에 주식을 투자했던 투자자들은 2005년 9월 현재 한국 주식시장에 투자하고 있는 투자자들에 비해 무려 4배정도나 큰 위험을 감수해야 했음을 의미한다. 이는 매우 시사적인 문제로 최근 6자회담성사와 8월 부동산 대책 이후에 주식시장에 유동자금이 많이 몰리면서 주식시장이 강세장을 이어가고 있으나 주식시장의 변동성 구조는 매우 안정적이고 탄탄한 중분산 국면을 이어가고 있음을 주시할 필요가 있다.[3] 즉 주식시장 변동성 구조와 주식시장의 할인 현상은 매우 밀접하게 연결되어 있으며 그 연결고리는 시간가변적 위험프리미엄이라는 것이다.

한편 표본기간동안 추정된 SWARCH(3,2) 모형으로부터 도출된 한국주식시장의 조건부 변동성을 나타내는 [그림 2]와 한국주식시장의 변동성 국면확률을 나타내는 [그림 3]을 보면 한국주식시장의 변동성은 구조적으로 국면전환이 매우 뚜렷함을 알 수 있다.

3) 본 연구의 변동성 구조변동 추정 모형인 SWARCH(3,2) 추정결과에 의하면 2005년 8월이 중분산 국면에 속할 확률은 95.8%임.

[그림 3] 한국주식시장의 변동성 국면확률(1980.1~2005.8)



주) SWARCH(3,2) 모형으로 추정한 결과로서 1980년 1월부터 2005년 8월까지 시간대별로 한국주식시장의 변동성 국면확률을 3가지 상태로, 즉 저분산 국면확률(prob 1), 중분산 국면확률(prob 2), 그리고 고분산 국면확률(prob 3)로 나누어서 도시한 것임.

예를 들어 1997년 9월이 고분산 국면에 속할 확률은 63.3%, 1998년 1월이 고분산 국면에 속할 확률은 1.0이며 2001년 5월이 고분산 국면에 속할 확률은 52.6% 이다. 이는 한국주식시장의 변동성을 일반적인 이분산 모형인 GARCH모형 등으로 추정할 경우 변동성구조를 정확하게 파악하지 못할 수 있는 가능성이 매우 큼을 시사하고 있다. 즉 한국 주식시장에서는 각 국면별로 변동성을 생성하는 분포가 근본적으로 다름에도 불구하고 일반적인 GARCH모형 등은 이들을 모두 같은 분포에서 추출해내는 모순을 범하고 있기 때문이다.

<표 3-1>부터 <표 3-3>까지는 본문의 식 (22)~식 (24)에서 보여주고 있는 것처럼 heteroscedasticity를 고려한 jump-GARCH 모형을 각 변동성 국면별로 추정한 결과를 제시하고 있다. 저분산국면에 속하는 1980년 1월 4일부터 1985년 11월 30일까지 heteroscedasticity를 고려한 jump-GARCH 모형 추정결과를 제시한 <표 3-1>에 의하면 이분산성과 시장급등락위험이 통제된 상태 하에서 추정된 시간가변적인 위험프리미엄인 χ가 0.0284로 통계적으로 유의하게 추정되고 있으며 중분산국면에 속하는 1985년 12월 2일부터 1997년 8월 30일까지 jump-GARCH 모형 추정결과를 제시한 <표 3-2>에 의하면 이분산성과 시장급등락위험이 통제된 상태 하에서 시간가변적인 위험프리미엄인 χ가 0.2418로 통계적으로 유의하게 추정되고 있음을 알 수 있다. 또한 고분산국면에 속하는 1997년 9월 1일부터 2001년 5월 31일까지의 jump-GARCH 모형 추정결과를 제시한 <표 3-3>에 의하면 동기간동안 이분산성과 시장급등락위험이 통제된 상태 하에서 시간가변적인 위험프리미엄인 χ는 가장 큰 값인 0.3625로 추정되고 있다. 이처럼 변동성국면별로 각각 다르게 추정되는 시간가변적 위험프리미엄을 따로 비교하기 위하여 <표 4>를 제시하였다. <표 4>에 의하면 우리나라의 주식시장에서 고분산국면 기간 동안에 주식에 투자하는 투자자는 저분산국면 동안 투자하는 투자자에 비하여 약 13배나 높은 시간가변적 위험프리미엄을 지불해야하는 것으로 나타났다. 즉 큰 변동성과 높은 시간가변적 위험프리미엄으로 특징지어지는 주식시장에는 그에 상응하는 수익률이 보장되지 않을 경우 국내외 투자자들이 그 시장을 외면할 수밖에 없어서 만성적인 주식시장의 수요기반 부족으로 이어져 주식시장 할인현상이 나타날 수밖에 없는 것으로 추정된다. 이와 같은 현상은 우리나라 주식시장의 변동성 국면이 중분산국면이었던 1985년 12월 초부터 1997년 8월 말까지 동일한 모형으로 미국 S&P500 지수 수익률을 추정한 결과를 제시한 <표 3-4>에서도 그대로 나타나고 있다. <표 3-4>에 의하면 미국 주식시장을 대상으로 이분산성과 시장급등락위험이 통제된 상태 하에서 추정된 시간가변적인 위험프리미엄인 χ가 0.0702인데 반하여 동일한 기간 동안 한국주식시장

에서 추정된 시간가변적인 위험프리미엄인 κ는 0.2418로 미국주식시장보다 무려 3.4배나 높았음을 알 수 있다. 결국 과도한 변동성에서 큰 위험프리미엄이라는 연결고리를 거쳐 코리아 디스카운트라는 현상으로 귀착됨을 추론할 수 있다.

<표 3-1> Jump-GARCH모형 추정치(KOSPI 저분산국면)

모 수	추정치	t-통계량
r	-0.0458	(-3.135)
a_1	0.0658	(2.256)
β_0	0.1151	(7.347)
β_1	0.3238	(7.935)
β_2	0.5799	(15.895)
λ	0.0019	(1.3306)
θ	3.4640	(13.221)
ν	0.0000	(0.0007)
k	0.0284	(6.861)
Log Likelihood	-2092.17	

주) 자료는 연속복리수익률형태로 사용하였으며 ( )는 t-통계량을 나타냄. KOSPI 저분산국면 800104-851130 까지의 기간을 추정한 값임.

<표 3-2> Jump-GARCH모형 추정치(KOSPI 중분산국면)

모 수	추정치	t-통계량
r	-0.2861	(-2.806)
a_1	0.1027	(5.668)
β_0	0.0958	(4.536)
β_1	0.1945	(7.741)
β_2	0.7345	(21.423)
λ	0.0988	(2.188)
θ	0.7460	(2.922)
ν	1.4171	(6.718)
k	0.2418	(2.512)
Log Likelihood	-5081.48	

주) 자료는 연속복리수익률형태로 사용하였으며 ( )는 t-통계량을 나타냄. KOSPI 중분산국면 851202-970830 까지의 기간을 추정한 값임.

<표 3-3> Jump-GARCH모형 추정치(KOSPI 고분산국면)

모 수	추정치	t-통계량
r	-1.0581	(-1.327)
a_1	0.1072	(3.177)
β_0	0.7130	(2.607)
β_1	0.1017	(2.968)
β_2	0.7983	(13.433)
λ	0.0368	(0.470)
θ	3.2176	(1.493)
ν	0.0000	(0.002)
k	0.3625	(1.186)
Log Likelihood	-2358.11	

주) 자료는 연속복리수익률형태로 사용하였으며 ( )는 t-통계량을 나타냄. KOSPI 고분산국면 970901-010531 까지의 기간을 추정한 값임.

<표 3-4> Jump-GARCH모형 추정치(SP500 중분산국면)

모 수	추정치	t-통계량
r	0.0073	(0.307)
a_1	0.0587	(2.758)
β_0	0.0134	(3.397)
β_1	0.0894	(8.214)
β_2	0.8986	(65.569)
λ	0.0028	(0.987)
θ	2.0111	(3.321)
ν	0.0102	(0.259)
k	0.0702	(1.823)
Log Likelihood	-3603.09	

주) 자료는 연속복리수익률형태로 사용하였으며 ( )는 t-통계량을 나타냄. SP500 중분산국면 851202-970829 까지의 기간을 추정한 값임.

<표 4> 변동성국면별 시간가변위험프리미엄 비교

변동성국면	위험프리미엄
저분산국면	0.0284
중분산국면	0.2418
고분산국면	0.3625

V. 결 론

한국 주식시장은 세계 여느 다른 나라들과 비교해보아도 주당 이익에 비하여 주식가격이 저평가 되어있다는 말들을 많이 듣게 된다. 이른바 코리아 디스카운트 현상이다. 물론 정치적 위험, 문화적인 요소, 투쟁을 불사하는 노조의 문제, 투명하지 못한 기업지배구조의 문제 등 코리아 디스카운트에 대한 설명 요인들이 수없이 많겠지만 그중 빼놓을 수 없는 것 중의 하나가 한국 주식시장의 과도한 변동성으로 인하여 주식시장에 대한 장기적인 수요와 공급이 불균형을 이루는 문제일 것이다. 외국인 투자자의 투자지분이 시장가격으로 전체상장액의 반절을 넘나드는 요즈음 정보력과 분석력을 앞세운 외국인 투자자들이 한국 주식시장의 과도한 변동성과 자기들이 지불하는 위험프리미엄, 코리아 디스카운트 문제를 어떻게 보고 있는지도 매우 궁금한 문제이다.

외국인 투자자가 한국 주식시장에서 조금만 등을 돌리거나 발을 뺄 경우 한국 주식시장은 거의 공황상태에 빠질 것이라는 예측도 있고 여러모로 저평가 되어있는 한국주식시장에서 국제 분산투자를 원하는 외국인 투자자들이 쉽게 빠져나가지 못 할 것이라는 낙관적인 예측도 있다. 본 연구는 요즈음 이러한 혼돈된 상황에서 기본적으로 그동안 재무학자들이 소홀하게 다루어온 코리아 디스카운트의 문제를 매우 정교하고 포괄적인 여러 가지 계량모형들을 이용하여 정확하게 분석해 내려는 시도로 볼 수 있을 것이다. 큰 변동성과 높은 시간가변적 위험프리미엄으로 특징지어지는 우리나라 주식시장의 경우에는 그에 상응하는 수익률이 보장되지 않을 경우 국내외 투자자들이 그 시장을 외면할 수밖에 없어서 만성적인 주식시장의 수요기반 부족으로 이어져 주식시장 할인현상이 나타날 수밖에 없는 것으로 추정되며 본 연구는 이처럼 과도한 변동성에서 큰 위험프리미엄이라는 연결고리를 거쳐 코리아 디스카운트라는 현상으로 귀착되는 현상에 주목하고 있다.

정교한 연구방법론을 이용한 정확한 한국 주식시장의 분석을 시도하는 본 연구를 통하여 일반 투자자, 지속적인 저평가에 시달리고 있는 국내 기업, 증권업계, 금융정책 및 감독기관 모두에게 큰 혜택을 가져다 줄 수 있을 것으로 기대한다. 특히 본 연구의 결과가 실무에서 유용하게 사용됨은 물론이요 또한 본 연구의 방법론 자체가 매우 정교하고 포괄적이어서 금융시계열을 포함한 다른 여러 분야에 크게 응용될 수 있는 외부효과도 기대된다. 따라서 본 연구결과의 학문적, 사회적 기여도 및 교육현장에서의 활용도도 매우 클 것으로 기대된다.

참 고 문 헌

김명직, 장국현, "KOSPI200 지수의 확률변동성 측정방법", 선물연구, 제4호, 1996, 131-156.

김명직, 장국현, 제2판 금융시계열분석, 경문사, 2002.

장국현, "한국자본시장의 점프위험과 조건부 이분산성에 관한 연구", 증권학회지, 제20호, 1997, 273-300.

장국현, "우리나라 주식수익률의 확률변동성 특성에 관한 연구", 재무관리연구, 제20권 제1호, 2003, 213-231.

장국현, "아시아 외환시장의 점프위험과 이분산성및 시변상관관계에 관한 연구", 재무연구, 제17권 제2호, 2004, 103-133.

Ait-Sahalia, Y. and A. Lo, "Nonparametric Estimation of State-Price Densities Implicit in Financial Asset Prices," *Journal of Finance*, 53, (1998), 499-547.

Bakshi, G., C. Cao, and Z. Chen, "Empirical Performance of Alternative Option Pricing Models," *Journal of Finance*, 52, (1997), 2003-2049.

Ball, C. A. and W. N. Torous, "On Jumps in Common Stock Prices and Their Impact on Call Option Pricing," *Journal of Finance*, 40, (1985), 155-173.

Bates, D., "Jumps and Stochastic Volatility : Exchange Rate Processes Implicit in Deutche Mark Options," *Review of Financial Studies*, 9, (1996), 69-107.

Black, F. and M. Scholes, "The Pricing of Options and Corporate Liabilities," *Journal of Political Economy*, 81, (1973), 637-659.

Bollerslev, T., "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31, (1986), 307-327.

Chang, K. H. and M. J. Kim, "Jumps and Time-Varying Correlations in Daily Foreign Exchange Rates," *Journal of International Money and Finance*, 20, (2001), 611-637.

Corrado, C. J. and T. Su, "Skewness and Kurtosis in S&P 500 Index Returns Implied by Option Prices," *Journal of Financial Research*, 19, (1996), 175-192.

Derman, E. and I. Kani, "Riding on a Smile," *RISK*, 7(2), (1994), 32-39.

Dupire, B., "Pricing with a Smile," *RISK*, 7(1), (1994), 18-20.

Engle, R. F., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50, (1982), 987-1007.

Hamilton, J. D. and R. Susmel, "Heteroscedasticity and Changes in Regime," *Journal of Econometrics,* 64, (1994), 307-333.

Heston, S., "A Closed-Form Solution for Options with Stochastic Volatility with Applications to Bond and Currency Options," *Review of Financial Studies*, 6, (1993), 327-344.

Hull, J. and A. White, "The Pricing of Options on Assets with Stochastic Volatilities," *Journal of Finance*, 42, (1987), 281-300.

Jarrow, R. and A. Rudd, "Approximate Option Valuation for Arbitary Stochastic Processes," *Journal of Financial Economics,* 10(3), (1982), 347-369.

Jorion, P., "On Jump Processes in the Foreign Exchange and Stock Markets," *Review of Financial Studies,* 1, (1989), 427-445.

Jurczenko, E., B. Maillet, and B. Negrea, "Skewness and Kurtosis Implied by Option Prices : A Second Comment," *forthcoming in Quantitative Finance,* (2004).

Ki, BW Choi, K. H. Chang, and M. Lee, "Option Pricing under Extended Normal Distribution," *Journal of Futures Market,* 25, (2005), 845-871.

Kim, M. J., and K. H. Chang, "Volatility and Jump Risk in Korean Financial Markets,"*Journal of Economic Research,* 1, (1996), 349-368.

Kim, M. j., Y. H. Oh, and R. Brooks, "Are Jumps in Stock Returns Diversifiable? Evidence and Implications for Option Pricing," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29, (1994), 609-631.

Li, F., "Option Pricing : How Flexible Should the SPD be?," *Journal of Derivatives*, Summer, (2000), 49-65.

Merton, R. C., "Theory of Rational Option Pricing," *Bell Journal of Economics and Management Science*, 4, (1973), 141-183.

Rubinstein, M., "Edgeworth Binomial Trees," *Journal of Derivatives*, 5, (1998), 20-27.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT
Volume 22, Number 2, Dec. 2005

Volatility, Risk Premium and Korea Discount

Kook-Hyun Chang*

〈abstract〉

This paper tries to investigate the relationships among stock return volatility, time-varying risk premium and Korea Discount. Using Korean Composite Stock Price Index (KOSPI) return from January 4, 1980 to August 31, 2005, this study finds possible links between time-varying risk premium and Korea Discount. First of all, this study classifies Korean stock returns during the sample period by three regime-switching volatility period, that is to say, low-volatile period, medium-volatile period and highly-volatile period by estimating Markov-Switching ARCH model. During the highly volatile period of Korean stock return (09/01/1997-05/31/2001), the estimated time-varying unit risk premium from the jump-diffusion GARCH model was 0.3625, where as during the low volatile period (01/04/1980-11/30/1985), the time-varying unit risk premium was estimated 0.0284 from the jump-diffusion GARCH model, which was about thirteen times less than that. This study seems to find the evidence that highly volatile Korean stock market may induce large time-varying risk premium from the investors and this may lead to Korea discount.

Keywords : Korea Discount, Markov-Switching ARCH, Jump-Diffusion Model, Time-Varying Risk Premium, Heteroscedasticity, Volatility

* Associate Professor, College of Business Administration, Konkuk University, Seoul 143-701, Korea; E-mail : khchang@konkuk.ac.kr
This work was supported by Sungkok Research Foundation Grant, 2005.