

KOSPI200과 KOSPI200선물수익률

변동성의 만기효과에 관한 실증연구

윤종인*

< 요약 >

본 연구는 주가지수200선물을 대상으로 변동성의 만기효과를 분석하고 그것이 기초자산에 해당되는 현물 주가지수200에 어떻게 과급되었는가를 살펴보고자 하였다. 2변량 GARCH모형을 이용하였을 때 잘 알려진 Samuelson효과와는 달리 만기에 대해 변동성이 U자형의 움직임을 보이는 것으로 나타났다. 주목할 만한 것은 이러한 특징이 선물시장만이 아니라 현물시장에서도 나타났다는 점이다. 이는 만기일 전후 두 시장에서 변동성이 높아졌음을 의미하는 것이다.

변동성의 U자형 만기구조를 위한 설명으로 2가지를 제시하였다. 첫째는 변동성군집현상과 변동성과급효과를 이용한 것인데 Samuelson효과가 성립한다는 전제 하에 만기일 전후 변동성이 증가하는 것에 관한 하나의 설명을 얻을 수 있었다. 둘째 GARCH모형에 의해 추정된 변동성을 종속변수로 설정한 회귀분석을 시도하였다. 설명변수는 U자형 또는 역 U자형 만기구조를 갖고 있는 개인투자자 및 외국인투자자비중, 프로그램매매비중이었는데 2000년 9월 이전의 자료에서만 외국인투자자비중과 프로그램매매비중이 U자형 만기구조와 부합되는 것으로 나타났다.

주제어 : 변동성, 변동성의 만기구조, Samuelson효과, GARCH모형

JEL 분류기호 : G13, C50

2. 문제제기

본 연구는 주가지수200과 주가지수200선물을 대상으로 변동성의 만기효과(maturity effect)를 분석한다.

선물수익률 변동성의 만기효과에 관한 고전적 주장은 Samuelson(1967)에 의해 처음 제기되었다. 선물 변동성은 만기일에 가까워질수록 커진다는 것인데 이후 Samuelson 가설이라고 불리워지고 있다. 하지만 1970년대 실증연구는 이에 대해 명확하게 지지하지 못하였고, 이를 설명하기 위한 노력이 1980년대 초반부터 이루어지기 시작하였다. 첫째 상태변수가설(state variable hypothesis)로 명명된 이론들이 Richard and Sundaresan(1981)과 Anderson and Danthine (1983)에 의해 발표되었다. Samuelson가설과 대비시키면 상태변수가설은 선물수익률의 변동성이 만기일에 가까워질수록 작아진다는 것으로 요약된다. 둘째 가장 최근에 제시된 설명은 Hong(2000)의 투기적 효과(speculative effect)이다. 그는 Samuelson효과가 성립되지 않는 이유로 투자자들의 비대칭적 정보를 지적한다. 즉 정보 비대칭성(information asymmetry)이 작다면 Samuelson효과가 성립될 수 있지만 정보 비대칭성이 크다면 Samuelson효과는 성립되지 않을 수 있다고 주장한다.

선물변동성의 만기효과에 관한 실증연구는 오랜 역사를 가지고 있지만 대부분 상품선물에 집중되었고 금융선물에 대한 것은 찾기 어렵다. Castello and Francis(1982), Anderson(1983), Milonas(1986), Keynon et al.(1987), Khoury and Yourougou(1993) 등이 모두 상품선물을 대상으로 한 것인데 이들의 결과는 대체적으로 Samuelson효과를 지지하는 편이다. 한편 Galloway and Kolb(1996)은 상품선물 뿐만 아니라 주가지수선물, 이자율선물, 통화선물 등 금융선물에 대해서도 만기효과를 검정하였는데 상품선물에 대해서는 Samuelson효과를 지지하는 결과를 얻었지만 금융선물에 대해서는 그렇지 못하였다. 물론 이들의 연구에서 방법론적 개선이 필요한 것도 사실이다. 이런 의미에서 한상범 외(2000)와 Moosa and Bollen(2001)의 연구는 주목할 만하다. 전자는 국내 주가지수200선물을 대상으로 한 것인데 GARCH모형에 의해 변동성을 정의하고 만기효과를 검정하여 금융선물에 대해서도 Samuelson효과를 지지한다는 결과를 얻었다. 반면에 Moosa and Bollen(2001)는 실현변동성(realized volatility) 개념을 이용하여 선물변동성의 만기효과를 검정한 바 있는데 이들이 대상으로 한 것은 S&P500선물이었으며 결과적으로 Samuelson효과를 지지할 수 없다는 결과를 얻었다.

이에 본 연구는 변동성에 관한 기존의 연구성과를 수용하여 변동성의 만기효과를 추정하고 이에 관한 설명을 시도한다. 변동성에 관한 연구는 최근에 방대하게 전개되고 있는데 본 연구는 모수적(parametric) 방법을 이용하였다. 즉 공적분(conintegration)관계에 기초한 오차수정모형(ECM : error correction model)과 2변량 GARCH모형을 이용하여 변동성의 만기구조를 추정하였다. 이에 따르면 선물 및 현물수익률의 변동성은 잔여만기에 대해 U자형의 패턴을 보여 주었다. 다소 의외의 결과로 받아들일 만한데 이하에서는 이에 대한 설명을 시도하고자 하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2절에서는 변동성 만기구조를 추정하기 위한 방법을 설명한다. 3절에서는 추정결과를 제시하고 4절에서는 도출한 변동성 만기구조에 관한 설명을 모색하고자 한다. 다음으로 결론을 맺게 될 것이다.

3. 변동성 만기구조 추정방법

여기에서는 변동성 만기구조를 추정하기 위한 연구방법에 대해 논의하기로 한다. 추정된 변동성 만기구조를 설명하기 위한 연구방법은 이하 4절에서 다루기로 한다.

우선 본 연구가 이용한 현물가격과 선물가격은 각각 증권선물거래소의 주가지수200과 주가지수200선물가격으로 1996년 5월 6일부터 2005년 5월 31일까지의 일별 자료(daily data)이다. 한편 주가지수200선물가격은 모두 최근월물의 것만 이용하였다.

GARCH모형은 변동성을 분석하는 일반적인 모형이다. 주가지수200선물가격과 현물가격의 변동성을 분석하는 것이므로 분산방정식은 2변량모형이며 평균방정식은 오차수정모형(error correction model)이다.

이에 관한 연구는 대단히 많은데 최근의 것만 언급하면 다음과 같다. 선물시장과 현물시장의 공적분관계에 기초하여 ECM을 추정한 연구로 Kwaller et al.(1987), Wahab and Lashgari (1993), Pizzi et al.(1998) 등이 있으며 국내에도 김술 외(2000), 변종국(2000) 등이 있다. 이들은 수익률이전효과를 분석하고 있는데 이에 추가하여 변동성이전효과까지 분석하는 경우 ECM과 GARCH를 동시에 이용하게 된다. 이의 대표적인 연구로 Koutmos and Tucker(1996), Tse (1999), Bhar(2001) 등이 있으며 이들은 일정상관관계(constant conditional correlation)를 가정하고 있다. 최근 시변상관관계(time varying conditional correlation)를 가정하는 다양한 GARCH모형도 이용되고 있는데 대표적으로 Zhong et al.(2004)은 보다 일반적인 상관관계를 가정하고 있다. 국내 연구 중 최근의 것만 언급하면 오세경(2002)은 일정상관관계 GARCH모형을 이용하였고 윤창현 외(2002)는 시변상관관계모형인 BEKK모형을 이용하였다. 이외에 ECM을 추정할 때 Threshold효과를 고려하는 방법이 있는데 대표적인 예로 고봉찬 외(2001), 강태훈(2001)이 있다.

평균방정식과 분산방정식을 정리하면 아래의 (1)~(4)식과 같다.

$$(1) \quad \ln(f_t) = a_0 + a_1 t + a_2 \ln(s_t) + v_t$$

$$(2a) \quad \Delta \ln(f_t) = c_0^f + c_1^f t + c_2^f \xi_t^m + \pi^f \hat{v}_t + b_1^f \Delta \ln(f_{t-1}) + b_2^f \Delta \ln(s_{t-1}) + \varepsilon_t^f$$

$$(2b) \quad \Delta \ln(s_t) = c_0^s + c_1^s t + c_2^s \xi_t^m + \pi^s \hat{v}_t + b_1^s \Delta \ln(f_{t-1}) + b_2^s \Delta \ln(s_{t-1}) + \varepsilon_t^s$$

$$(2c) \quad \begin{bmatrix} \varepsilon_t^f \\ \varepsilon_t^s \end{bmatrix} \Big| \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t)$$

$$(3) \quad H_t = \begin{bmatrix} h_t^f & h_t^{sf} \\ h_t^{fs} & h_t^s \end{bmatrix}$$

$$(4a) \quad h_t^f = \gamma_0^f + \gamma_1^f h_{t-1}^f + \gamma_2^f (\varepsilon_{t-1}^f)^2 + \gamma_3^f (I_{t-1}^f)^2 + \alpha_1^f m_t + \alpha_2^f (m_t)^2 + \beta_1^f mon + \beta_2^f tue + \beta_3^f thu + \beta_4^f fri + \delta_1^f evol_t + \delta_2^f uvol_t$$

$$(4b) \quad h_t^s = \gamma_0^s + \gamma_1^s h_{t-1}^s + \gamma_2^s (\varepsilon_{t-1}^s)^2 + \gamma_3^s (I_{t-1}^s)^2 + \alpha_1^s m_t + \alpha_2^s (m_t)^2 + \beta_1^s mon + \beta_2^s tue + \beta_3^s thu + \beta_4^s fri + \delta_1^s evol_t + \delta_2^s uvol_t$$

$$(4c) \quad h_t^{fs} = h_t^{sf} = \rho \sqrt{h_t^f h_t^s}$$

(1)식은 선물가격과 현물가격의 공적분(cointegration)방정식이다. $\ln(f_t)$ 과 $\ln(s_t)$ 은 로그를 취한 선물가격과 현물가격이며 t 는 시간추세이다. v_t 가 바로 공적분오차(cointegration error)인데 이 값의 추정치인 \hat{v}_t 이 ECM인 (2)식에 설명변수로 포함되어 있다. (1)식과 (2)~(4)식은 결합하여 추정(joint estimation)할 수 있지만 본 연구는 이를 분리하여 2단계로 추정하였다. 그 이유는 결합추정할 경우 공적분오차가 편의(bias)를 갖는 것으로 판단하였기 때문이다.¹ 하지만 (2)식~(4)식은 결합추정하였다.

(2)식은 ECM이고 시차변수가 1개까지만 포함되어 있는데 이는 슈워츠정보기준(Schwartz Bayesian information criterion)이 최소화되도록 한 것이다. 한편 ξ_t^m 은 만기일 다음 날 1의 값을 갖고 그 이외에 0의 값을 갖는 가변수(dummy variable)이다. ξ_t^m 를 설명변수로 포함한 것은 만기일 직후 선물 최근월물이 교체되기 때문에 이로 인한 효과를 제거하기 위

¹ 결합추정한다고 해서 변동성의 만기구조에 관한 이하의 결과가 달라지는 것은 아니었다. 하지만 결합추정하는 경우 시간이 지날수록 공적분오차가 (+)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 공적분오차는 개념상 (+)과 (-)의 값을 모두 가져야 하는 것이므로 적절하다고 보기는 어렵다고 판단하였다.

한 것이다. (2c)식은 조건부분산이 시변한다는 것을 의미하고 있다.

(4)식은 2변량 GARCH(1,1)모형이다. (4a)식과 (4b)식은 각각 선물수익률과 현물수익률의 조건부분산 h_t^f 과 h_t^s 을 나타낸다. 이 방정식에 포함된 주요 설명변수 중 $(I_t^f)^2$ 은 변동성의 비대칭성을 포착하는 것이다. 즉 Glosten et al.(1993)에 따라 전기의 충격 ε_{t-1} 가 (-)이면 그대로의 값을 갖지만 (+)이면 0의 값을 갖는다. 한편 *mon*, *tue*, *thu*, *fri* 은 각각 월, 화, 목, 금요일에만 1의 값을 갖고 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는 가변수이다.² 수익률에는 요일효과가 없지만 변동성에는 요일효과가 있다는 강태훈(2001)의 지적을 반영한 것이다.

$evol_t$ 과 $uvol_t$ 은 선물거래량이 변동성에 미치는 영향을 반영하기 위한 것으로 각각 예상된 거래량과 예상치 못한 거래량이다.³ 선물거래량이 변동성에 영향을 미친다는 것은 이미 Bessembinder and Seguin(1992)에 의해 밝혀진 바 있으며 이들의 방법은 국내 선물 시장의 경우에도 Kim et al.(2004)에 의해 적용한 바 있다. 본 연구도 이들의 방법에 따라 거래량을 예상된 거래량과 예상치 못한 거래량으로 분해하여 설명변수로 포함하였는데 이를 위해 자기회귀모형을 이용하였다. 이 모형의 추정결과는 지면을 절약하기 위하여 생략하였지만 그 방법에 대해서는 간략하게 설명하기로 한다. 우선 자기회귀모형에는 상수항과 시차변수, 그리고 월요일의 가변수를 설명변수로 포함하였는데 시차변수는 슈워츠정보기준에 따라 4개까지 포함하였다.⁴ 월요일의 가변수만을 포함한 것은 다른 요일의 가변수는 유의하지 않았기 때문이다. 이렇게 설정된 자기회귀모형에서 적합치(fitted value)를 예상된 거래량으로 정의하고 그 나머지 잔차를 예상치 못한 거래량으로 정의하였다.

(4a)식과 (4b)식에서 중요한 설명변수는 m_t 와 $(m_t)^2$ 이다. m_t 는 선물 최근월물의 잔여만기이며 이의 제곱인 $(m_t)^2$ 도 설명변수로 포함하고 있다. 이는 잔여만기가 변동성에 미치는 영향의 비선형성을 포착하기 위한 것인데 이들의 효과를 정리하면 $\alpha_2^f [m_t + \alpha_1^f / (2\alpha_2^f)]^2$ 이 된다. α_2^f 이 (+)이고 α_1^f 이 (-)이면 잔여만기가 변동성에 미치는 영향은 2차함수의 형태를 갖게 된다. 게다가 $-\alpha_1^f / (2\alpha_2^f)$ 이 최근월물의 최장 잔여만기인 90보다 작고 0보다 큰 값이면 잔여만기의 변동성효과는 U자형의 형태를 갖게 된다. 즉 잔여만기가 클수록 변동성이 크지만 시간이 지날수록 변동성이 감소하다가 잔여만기가 작아져 만기일에 가까워지면 변동성이 오히려 증가한다는 것이다.

(4c)식은 일정상관관계(constant correlation)를 가정하는 조건부공분산에 관한 것이다. 현물

2 토요일에 거래가 있는 경우 *thu*, *fri*는 각각 금요일과 토요일에 대한 가변수이다.

3 표본기간이 2000년 9월 이전인 경우 예상치 못한 거래량은 설명변수에서 제외하였다. 이 변수를 포함할 경우 수치최적화의 해가 수렴하지 못하였기 때문인데 예비적 추정에 따르면 분산방정식에서 예상치 못한 거래량은 유의하지 못하였다.

4 본 연구의 방법은 Bessembinder and Seguin(1992)과 차이가 있다. 우선 이들은 변동성을 분석하기 위하여 GARCH모형을 이용하지 않았다. 또한 이들은 예상된 거래량과 예상치 못한 거래량 이외에 장기적 거래량을 분리하여 설명변수로 포함하였다. 이들은 거래량의 100일 이동평균을 장기적 거래량으로 정의하였는데 본 연구는 이것과 예상된 거래량과의 구분이 작위적이라고 판단하였다.

가격과 선물가격의 관계에 관한 연구 중 Tse(1999), Bhar(2001) 등이 이 모형을 이용하였는데 이 모형의 장점은 무엇보다도 추정해야 할 모수의 수가 대폭 축소된다는 것이다. 따라서 분산방정식에 많은 설명변수들이 추가되는 본 모형에서는 유용한 가정임에 틀림없다.

물론 시변(time varying)상관관계를 가정하는 다변량(multivariate) GARCH모형으로 여러 형태가 이용되어 왔다. 제약이 적다는 이유로 최근에는 많이 이용되고 있지만 그렇다고 해서 조건부상관계수가 일정하지 않다는 것을 엄밀하게 검정하고 있는 것은 아니다. 어쨌든 일정상관관계란 검정할 수 있는 하나의 가설이다. 이에 본 연구는 Tse(2000)가 제시한 라그랑지 승수검정을 이용하여 주가지수200선물가격과 현물가격의 조건부상관계수가 일정한가 여부를 검정하고자 한다.⁵ 결과에 따르면 상관계수가 일정하다는 귀무가설은 기각할 수 없었기 때문에 본 연구에서는 일정상관관계모형을 이용하고자 한다. 이제 이 방법에 대해 간략하게 설명하면 다음과 같다.

본 모형이 2변량모형이므로 정보행렬(information matrix)을 $V = E[-\partial^2 L / \partial \theta \partial \theta']$ 이라고 할 때 라그랑지승수 검정통계량은 $\hat{s}' \hat{V}^{-1} \hat{s}$ 이다. 여기에서 L 은 우도(likelihood)이고 θ 는 모수이며 \hat{s} 는 스코어(score)이다. 실제로 V 의 추정치를 구하는 방법은 다양한데 보통은 스코어의 추정치를 이용하는 방법이 많이 이용된다. 즉 $\partial L / \partial \theta'$ 을 구하면 스코어벡터 \hat{s} 로 이루어진 행렬 \hat{S} 를 얻게 되고 이로부터 $\hat{S}' \hat{S}$ 을 구하여 이를 V 의 추정치로 이용한다. 일정상관계수를 검정하기 위한 \hat{s} 의 공식은 Tse(2000, p.113)에 제시되어 있다. 이를 정리하면 검정통계량은 아래의 (5)식과 같다.

$$(5) \quad LMC = \hat{s}' (\hat{S}' \hat{S})^{-1} \hat{s} = I' \hat{S} (\hat{S}' \hat{S})^{-1} \hat{S}' I$$

여기에서 I 는 1로 이루어진 벡터인데, (5)식의 둘째 등식은 잘 알려진 것이다. 이 경우 검정통계량을 구하는 방법이 아주 간단해지는데, (5)식에 따르면 검정통계량 LMC 는 1로 이루어진 벡터 I 를 스코어벡터들로 이루어진 행렬 \hat{S} 에 대해 회귀분석하여 얻은 $T \times R^2$ 가 된다. 여기에서 T 는 표본의 수이며 R^2 는 결정계수(coefficient of determination)이다.

따라서 라그랑지승수 검정통계량을 구하기 위해서는 우선 스코어를 구하고 벡터 I 를 스코어에 대해 회귀분석하기만 하면 된다. 특히 본 연구의 귀무가설은 2변량모형에서 상관계수가 일정하다는 것이기 때문에 주요 관심사는 벡터 I 를 시변상관계수의 스코어벡터에 대해 회귀분석하여 얻은 추정계수에 집중되어야 한다. 만약 이 추정계수의 t 값이 유의하다면 상관계수가 일정하다는 귀무가설은 기각된다. 그렇지 않다면 상관계수가 일정하다는 귀무가설은 기각할 수 없는데 이것이 바로 본 연구가 이하에서 얻게 될 결과이다.

⁵ Tse(2000)는 실증분석결과를 제시하기도 하였다. 첫째 Nikkei225 현물수익률과 선물수익률의 경우와 둘째 일본, 말레이시아, 싱가포르의 환율의 경우에는 일정상관관계모형이 타당한 것으로 나타났다. 하지만 셋째 홍콩, 일본, 싱가포르 주가지수수익률의 경우에는 시변상관관계모형이 타당한 것으로 나타났다.

최종적으로 평균방정식과 분산방정식이 주어지면 로그우도함수(likelihood function)는 다음과 같이 된다.

$$(6) \quad L(\Theta) = -T \ln(0.5\pi) - 0.5 \sum_{i=1}^T \ln |H_i| - 0.5 \sum_{i=1}^T \varepsilon_i' H_i^{-1} \varepsilon_i$$

(6)식은 정규분포 가정 하에 얻은 로그우도함수이므로 본 연구의 방법은 준최우추정법(quasi-maximum likelihood estimation)에 해당된다. 한편 본 연구는 수치최적화에 BFGS(Broyden, Fletcher, Goldfarb, Shanno)방법을 이용하였다.

변동성의 만기구조가 어떤 형태인가는 m_t 와 $(m_t)^2$ 의 추정결과로부터 대부분 알 수 있다. 하지만 변동성과 만기의 관계를 보다 시각적으로 제시하기 위하여 본 연구는 다음과 같은 비모수적 추정방법을 이용하였다. 즉 y_t 가 일별 변동성이고 m_t 가 최근월 선물의 잔여만기라고 할 때 아래의 (7)식을 추정하였다.

$$(7) \quad y_t = f(m_t) + u_t$$

(7)식은 변동성의 만기효과에 대해 어떠한 함수형태도 가정하고 있지 않다. 변동성의 만기효과가 지나는 비선형성까지 모두 포착할 수 있으리라고 판단하였기 때문이다.

본 연구는 비모수적 추정의 표준적인 방법을 선택하였다. 즉 Nadaraya-Watson kernel 추정법을 이용하였고 가중치로는 Epanechnikov kernel을 이용하였다. 가중치로는 여러 방법이 제시되어 있지만 그 차이는 별로 크지 않은 것으로 알려져 있다. 오히려 중요한 것은 커널의 폭(bandwidth)인데 이 값을 $0.79 \times IQR / N^{1/5}$ 로 하였다. 여기에서 IQR (inter-quartile range)은 설명변수의 75% 백분위값(percentile)과 25% 백분위값의 차이이고 N 은 표본의 수이다. 폭이 클수록 부드러움(smoothness)는 증가하지만 이와 동시에 편의(bias)도 증가하기 때문에 폭의 값을 적절하게 정해야 한다.

5. 변동성의 만기구조 분석

선물 및 현물수익률의 변동성 만기구조가 U자 형태임이 본 연구의 문제제기이다. 2변량 GARCH모형의 추정결과로부터 이 결과를 제시할 것이지만 다양한 모형의 설정에도 불구하고 결과는 달라지지 않았다.⁶ 또한 모든 실증분석은 2000년 9월 이전과 이후의 하위기간으로 구분하여 진행하였다.

가장 먼저 주가지수200선물가격과 현물가격의 단위근 검정결과를 살펴 보기로 한다. ADF 검정을 이용하였는데 상수항만을 포함한 경우와 시간추세까지 포함한 경우의 결과를 모두 제시하였다. 결과에 따르면 주가지수200선물가격과 현물가격은 I(1)임을 알 수 있다. 다만 2000년 9월 이후 선물가격의 경우 시간추세까지 포함하였을 때 검정통계량은 10% 유의수준 임계치보다 조금 작았다. 하지만 선물가격과 현물가격은 모두 비정상(nonstationary)시계열로 보고 이하의 분석을 전개하기로 한다.

이어서 선물가격과 현물가격의 공적분관계를 검정하였다. <표2>의 결과에 따르면 하위기간에 관계없이 선물가격과 현물가격 사이에 공적분관계가 있음을 확인할 수 있다. Engle-Granger 공적분검정은 잔차가 I(1)임을 귀무가설로 하고 있는데 검정통계량이 1% 유의수준 임계치보다 작은 것으로 나타났기 때문에 이 귀무가설은 기각된다. 이 때 이용한 검정통계량의 임계치는 MacKinnon의 response surface regressions에 의해 계산된 것이다. 공적분 회귀 분석에서 설명변수로 상수, 시간추세가 포함되었다.

< 표 1 > 주가지수200선물가격과 현물가격의 ADF 검정결과

구분	선물가격	현물가격
1996.5~2000.8		
상수항만 있는 경우	-1.66	-1.77
상수항과 시간추세를 포함한 경우	-2.55	-2.63
2000.9~2005.5		
상수항만 있는 경우	-1.35	-1.25
상수항과 시간추세를 포함한 경우	-3.22	-3.10

주) 상수항만 있는 경우 1%, 5%, 10% 유의수준에서 임계치는 -3.43, -2.86, -2.57이며 상수항과 시간추세를 포함한 경우 -3.96, -3.41, -3.12임.

< 표 2 > 주가지수200선물가격과 현물가격의 공적분 추정결과

⁶ 모수적 방법의 경우 워낙 다양한 모형이 개발되었기 때문에 여전히 모형설정과 관련된 의문이 제기될 수 있다. 이에 본 연구는 아예 비모수적(nonparametric) 방법인 실현변동성(realized volatility)의 개념을 이용하여 변동성의 만기구조를 추정하기도 하였다. 실현변동성의 추정결과는 본문의 결과와 크게 다르지 않았으므로 생략하기로 하였다.

변수	추정결과		
1996.5~2000.8			
상수		-0.296	(-19.82) ***
t	$10^{-4} \times$	0.517	(13.09) ***
$\ln(s_t)$		1.065	(318.94) ***
Engle-Granger 공적분 검정통계량			-5.45 ***
2000.9~2005.5			
상수		-0.066	(-10.44) ***
t	$10^{-4} \times$	-0.041	(-4.49) ***
$\ln(s_t)$		1.015	(672.36) ***
Engle-Granger 공적분 검정통계량			-7.61 ***

주1) 계수의 추정치 중 괄호 안은 t 값이며 (***)는 1% 유의수준, (**)는 5% 유의수준, (*)는 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

주2) Engle-Granger 공적분 검정통계량의 임계치는 MacKinnon의 response surface regressions에 의해 계산된 것으로 1%, 5%, 10% 유의수준에서 각각 -4.34, -3.79, -3.50임.

다음으로 변동성을 추정한 결과를 제시한다. GARCH모형의 추정결과는 <표3>과 <표4>에 각각 제시되어 있다. <표3>은 2000년 9월 이후 자료를 이용한 것이며 <표4>는 그 이전의 자료를 이용한 것이다.

평균방정식의 추정결과 중 중요한 2가지만 언급하기로 한다.

가장 주목할 만한 것은 선물수익률의 경우 오차수정계수가 유의한 (-)의 값이지만 현물수익률의 경우 그 계수가 유의하지 않았다는 점이다. 이는 선물수익률이 공적분관계에서 이탈하였을 때 균형으로 복귀하는 움직임이 있었지만 현물수익률의 경우 그렇지 않았다는 것을 의미한다. Johansen(1992)의 개념에 따르면 이 경우 현물가격은 공적분관계에 대해 약외생적 (weakly exogeneous)이라고 말한다.

다음으로 ξ_t^m 의 추정계수는 선물 및 현물수익률에서 유의한 (-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 단 2000년 이후 현물수익률에서는 유의하지 않았다.

분산방정식의 추정결과에 대해 언급하면 다음과 같다.

첫째 2000년 9월 이후의 경우 $(\varepsilon_t^f)^2$ 의 추정계수는 유의하지 않았지만 $(I_t^f)^2$ 의 추정계수는 유의한 (+)의 값을 가졌다. 이는 전기의 충격이 (+)의 값을 가질 경우 변동성이 커지지 않지만 (-)의 값을 가질 경우 변동성이 커진다는 것을 의미한다. 반면에 2000년 9월 이전의 경우에는 그렇지 않았다. $(\varepsilon_t^f)^2$ 와 $(I_t^f)^2$ 의 추정계수는 모두 유의한 (+)의 값을 가졌다.

< 표 3 > 주가지수200선물 및 현물가격의 ECM 및
2변량 GARCH모형 추정결과 (2000.9~2005.5)

변수	선물가격			현물가격		
평균방정식						
상수	0.0025	(2.43)	**	0.0020	(2.07)	**
t	$10^{-4} \times$	-	(-1.57)	$10^{-4} \times$	-	(-1.30)
ξ_t^m	0.0211			0.0164		
\hat{v}_t	-0.0088	(-2.03)	**	-0.0060	(-1.44)	
\hat{v}_t	-0.3933	(-4.75)	**	-0.0837	(-1.08)	
$\Delta \ln(f_{t-1})$	-0.0248	(-0.32)		0.2352	(3.26)	**
$\Delta \ln(s_{t-1})$	0.0208	(0.25)		-0.2298	(-2.98)	**
분산방정식						
상수	$10^{-4} \times$	(5.86)	**	$10^{-4} \times$	(4.74)	**
h_{t-1}^f	0.7031			0.6059		
h_{t-1}^f	0.9099	(102.82)	**	0.9194	(107.25)	**
$(\varepsilon_t^f)^2$	0.0054	(0.64)		-0.0049	(-0.65)	
$(I_t^f)^2$	0.0793	(6.93)	**	0.0834	(7.75)	**
m_t	$10^{-4} \times$	-	(-8.44)	$10^{-4} \times$	-	(-6.59)
m_t	0.0098			0.0085		
$(m_t)^2$	$10^{-6} \times$	(6.99)	**	$10^{-6} \times$	(5.45)	**
mon	0.0108			0.0087		
mon	$10^{-4} \times$	-	(-3.57)	$10^{-4} \times$	-	(-3.01)
tue	0.6256			0.4143		
tue	$10^{-4} \times$	-	(-6.30)	$10^{-4} \times$	-	(-3.60)
thu	0.6999			0.5044		
thu	$10^{-4} \times$	-	(-0.36)	$10^{-4} \times$		(0.42)
fri	0.0696			0.0834		
fri	$10^{-4} \times$	(0.31)		$10^{-4} \times$	-	(-0.34)
$evol_t$	0.0517			0.0531		
$evol_t$	$10^{-4} \times$	-	(-4.01)	$10^{-4} \times$	-	(-4.89)
$evol_t$	0.0006			0.0007		**
$uvol_t$	$10^{-4} \times$	(5.43)	**	$10^{-4} \times$	(4.94)	**
$uvol_t$	0.0085			0.0076		
ρ	0.9677	(551.76)	**			
우도값	7539.46					
LMC	-0.5603	(-0.57)				

주1) 수익률의 시차변수는 1개까지만 포함하였는데 슈워츠정보기준이 최소화되도록 한 것이다.

주2) 계수의 추정치 중 괄호 안은 t값이며 (**), (*)는 5%, 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

주3) 일정상관관계 검정통계량은 1로 이루어진 벡터를 시변상관관계 모수의 스코어벡터에

대해 회귀분석하여 얻은 것으로 라그랑지승수검정의 검정통계량에 해당되며, 괄호 안 이 일정상관관계를 검정하기 위한 검정통계량인 t값임.

< 표 4 > 주가지수200선물 및 현물가격의 ECM 및
2변량 GARCH모형 추정결과 (1996.5~2000.8)

변수	선물가격			현물가격		
평균방정식						
상수	-0.0006	(-0.97)		-0.0008	(-1.50)	
ξ_t^m	-0.0201	(-3.23)	***	-0.0173	(-3.19)	***
\hat{v}_t	-0.0879	(-2.65)	***	0.0277	(1.03)	
$\Delta \ln(f_{t-1})$	-0.0106	(-0.16)		0.1602	(3.06)	***
$\Delta \ln(s_{t-1})$	0.0841	(1.10)		-0.0259	(-0.41)	
분산방정식						
상수	$10^{-4} \times$	(1.84)	*	$10^{-4} \times$	(0.65)	
h_{t-1}^f	0.2828 0.0528	(3.14)	***	0.0728 0.0477	(3.02)	***
$(\varepsilon_t^f)^2$	0.8915	(53.50)	***	0.8998	(51.83)	***
$(I_t^f)^2$	0.0945	(3.48)	***	0.1011	(3.99)	***
m_t	$10^{-4} \times$ - 0.0111	(-11.80)	***	$10^{-4} \times$ - 0.0062	(-3.40)	***
$(m_t)^2$	$10^{-4} \times$ 0.0001	(34.85)	***	$10^{-4} \times$ 0.0001	(3.45)	***
mon	$10^{-4} \times$ - 0.2195	(-0.59)		$10^{-4} \times$ 0.2404	(1.12)	
tue	$10^{-4} \times$ - 0.7311	(-2.02)	**	$10^{-4} \times$ 0.0314	(0.10)	
fri	$10^{-4} \times$ 0.3665	(0.98)		$10^{-4} \times$ 0.2343	(0.93)	
sat	$10^{-4} \times$ 0.3796	(1.04)		$10^{-4} \times$ - 0.1485	(-0.64)	
evol _t	$10^{-4} \times$ 0.0097	(1.88)	*	$10^{-4} \times$ 0.0052	(1.46)	
ρ	0.8833	(117.92)	***			
우도값	4771.9					
LMC	-7.075	(-0.99)				

주1) 수익률의 시차변수는 1개까지만 포함하였는데 슈워츠정보기준이 최소화되도록 한 것이다.

주2) 계수의 추정치 중 괄호 안은 t값이며 (**), (*)는 5% 유의수준, 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

주3) 일정상관관계 검정통계량은 1로 이루어진 벡터를 시변상관관계 모수의 스코어벡터에 대해 회귀분석하여 얻은 것으로 라그랑지승수검정의 검정통계량에 해당되며, 괄호 안이 일정상관관계를 검정하기 위한 검정통계량인 t값임.

둘째 요일효과에 대한 추정결과는 다음과 같다. 2000년 9월 이후 선물수익률과 현물수익률 모두에서 월요일과 화요일 가변수는 유의한 (-)의 추정계수를 갖는 것으로 나타났다. 월요일과 화요일에 변동성이 작았다는 것을 의미하는 것이다. 2000년 9월 이전의 경우에는 선물수익률의 경우 화요일 가변수에 대해서만 유의한 (-)의 효과가 관찰되었다. 화요일 선물수익률의 변동성만이 작았음을 의미하는 것이다.

셋째 2000년 9월 이후의 경우 예상된 거래량 $evol_t$ 과 예상치 못한 거래량 $uvol_t$ 의 추정결과도 기존의 연구와 같았다. 예상된 거래량 증가는 변동성을 감소시키고 예상치 못한 거래량 증가는 변동성을 증가시키는 것으로 나타났던 것이다. 하지만 2000년 9월 이전의 경우 거래량의 설명력은 유의하지 못했을 뿐만 아니라 유의한 경우에도 해석하기 어려운 결과를 얻었다. 선물수익률의 경우 예상된 거래량이 변동성을 증가시켰다는 것인데 기존 연구의 맥락에서 보면 의외의 것이다.

넷째로 조건부상관계수의 추정치는 2000년 9월 이후의 경우 0.9766과 2000년 9월 이전의 경우 0.8833으로 대단히 유의하였다. 2000년 9월 이후의 경우 조건부상관계수가 더 큰 것으로 나타났기 때문에 시간에 따라 상관관계가 더 강화되었음을 시사하는 것으로 볼 수 있을 것이다. 한편 조건부상관계수가 일정한가를 검정하기 위한 검정통계량은 2000년 9월 이후의 경우 -0.5603이고 2000년 9월 이전의 경우 -7.075로 모두 유의하지 않게 나타났다. 따라서 조건부상관계수가 일정하다는 귀무가설은 기각할 수 없다.

이제 만기구조와 관련하여 가장 중요한 설명변수인 m_t 와 $(m_t)^2$ 의 추정결과에 대해 살펴 보기로 한다. 우선 m_t 의 추정계수는 유의한 (-)의 값을 갖는 것으로 나타났으며 $(m_t)^2$ 의 추정계수는 (+)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이 결과는 표본기간에 관계없이, 그리고 선물수익률과 현물수익률에서 공통적으로 나타났다. 선물수익률의 경우 이 항을 정

리하면 $\alpha_2^f [m_t + \alpha_1^f / (2\alpha_2^f)]^2$ 과 같은 2차 형태로 정리할 수 있다. 이 때 이 값이 최소가 되는 잔여만기 - $\alpha_1^f / (2\alpha_2^f)$ 은 2000년 9월 이후의 경우 45.7일이며 2000년 9월 이전의 경우 55.5일이다. 잔여만기가 90일 이내인 점을 감안하면 변동성은 잔여만기에 대해 U자 형태를 갖게 됨을 알 수 있다. 즉 2000년 9월 이후 선물수익률의 경우 잔여만기가 45.7일보다 클 경우 시간이 지남에 따라 변동성이 감소하다가 잔여만기가 45.7일일 때 최소가 되고 이후 잔여만기가 작아질수록 변동성은 다시 증가한다는 것이다. 이와 같은 U자형 만기 효과는 현물수익률에서도 거의 동일하게 나타났으며 추정계수가 조금 더 작을 뿐이다. 예를 들면 2000년 9월 이후 현물수익률의 경우 변동성이 최소가 되는 잔여만기는 49.3일이다.

<그림1>에는 GARCH모형에 의해 구한 선물 및 현물수익률의 변동성 추정치의 만기구조가 제시되어 있다.⁷ 즉 변동성을 만기에 대해 비모수적으로 추정으로 한 결과에 해당된다. 추정방법은 (7)식을 설명할 때 언급한 바 있는 Nadaraya-Watson kernel 추정법이다. 이 그림에 따르면 부분기간에 따른 차이는 있지만 만기일이 멀 때 변동성이 큰 편임을 알 수 있다.

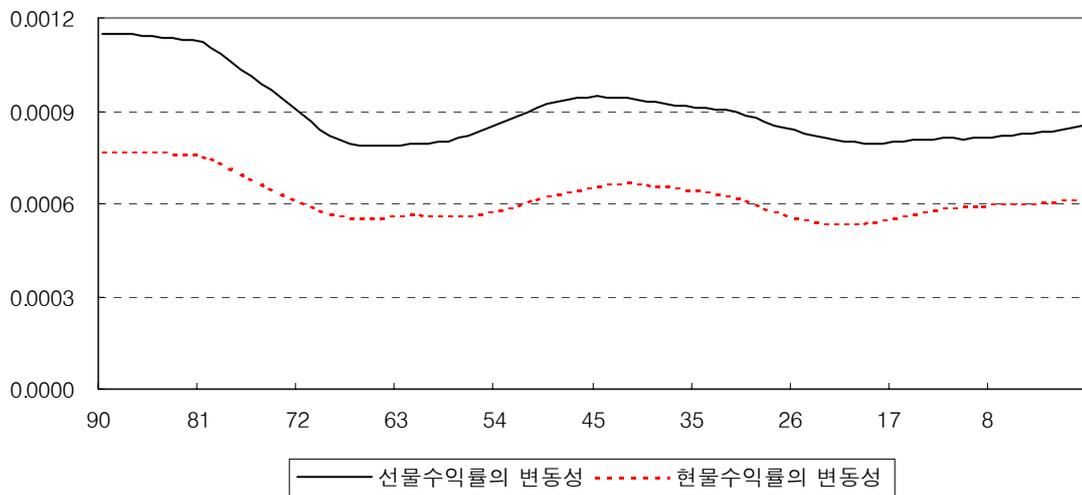
잔여만기가 많이 남아 있을 때에는 시간이 지남에 따라 변동성이 감소하지만 이후 만기일에 접근함에 따라 변동성은 다시 증가한다. 이외에도 몇 가지 특징이 있는데 이를 요약하면

⁷ 이 결과가 GARCH모형에 m_t 와 $(m_t)^2$ 을 포함하였기 때문은 아니다. 이 변수들일 없는 GARCH모형을 추정하여도 변동성은 여전히 <그림1>과 <그림2>의 형태를 갖는다. 즉 다양한 형태의 모수적 방법을 이용하여도 결과의 차이는 없다.

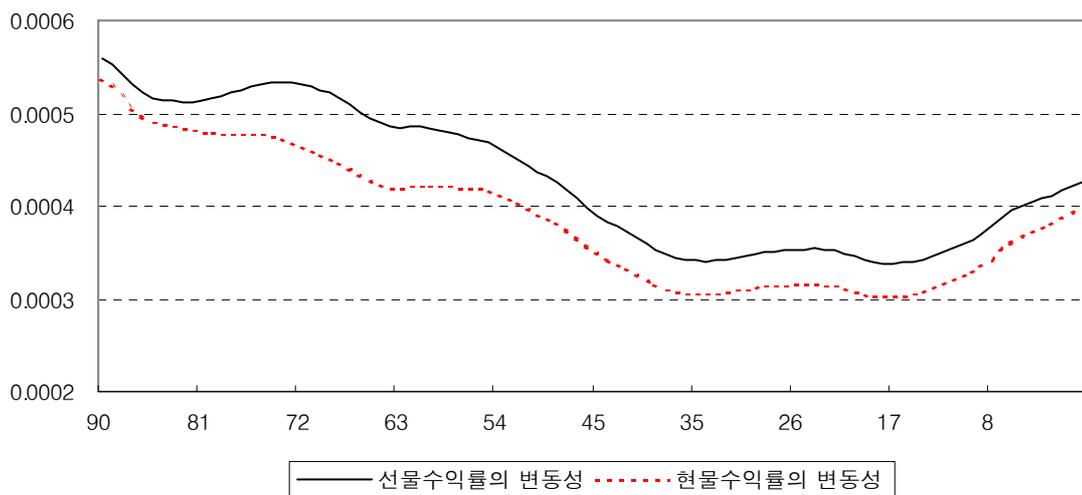
다음과 같다. 둘째 전반적으로 볼 때 만기일이 상당히 멀 경우의 변동성이 만기일이 임박했을 때의 변동성보다는 큰 것을 알 수 있다. 셋째 확연하게 드러나고 있지는 않지만 옵션 만기일 근방에서도 변동성은 높아지는 듯하다. 즉 만기일이 60일 또는 30일 근방에서 변동성은 조금 높은 편이다. 넷째 이와 같은 U자형 만기구조가 선물수익률과 현물수익률 모두에서 나타났다. 이른 바 변동성의 만기구조는 선물시장만의 특징이 아닌 것이다. 다섯째 선물수익률의 변동성은 현물수익률의 변동성보다 큰 편이다.

< 그림 1 > GARCH 변동성의 만기구조

1996.5~2000.8



2000.9~2005.5



6. 변동성 만기구조에 관한 설명

선물수익률과 현물수익률의 변동성 만기구조가 U자 형태를 가진다는 것은 GARCH모형의 다양한 확장 또는 실현변동성의 이용에도 불구하고 확인된다. 만기일이 가까워지면서 변동성이 증가한다는 것은 Samuelson효과에 의한 것으로 설명할 수 있지만 만기일이 멀 때 변동성이 크다는 것은 특이한 현상임에 틀림없다.

만기일이 멀 때 변동성이 큰 현상에 관한 설명으로 시계열분석이론을 적용할 수 있다. 이른 바 변동성군집현상과 변동성과급효과가 Samuelson효과와 결합된다면 나름대로의 설명은 가능하다. 또한 본 연구는 회귀분석을 이용하여 변동성의 만기구조에 관한 추가적인 설명을 시도한다. 종속변수는 GARCH모형으로부터 구한 변동성 측정치이고 종속변수는 이하에서 논의된 설명변수들로 이루어진다. 이 회귀분석결과로부터 각 설명변수가 유의하고 적절한 만기구조를 갖는다면 변동성의 U자형 만기구조를 설명하는 것으로 볼 수 있을 것이다.

1.1 변동성군집과 변동성과급의 효과

시계열분석이론이 하나의 설명을 제공한다. 이 때 중요한 개념은 2가지이다. 하나는 변동성군집(volatility clustering)현상이고 또 다른 하나는 변동성과급(volatility spillover)효과이다. 변동성군집현상은 일단 변동성이 커지면 큰 변동성은 한동안 유지된다는 것을 의미한다. 한편 변동성과급효과란 선물시장의 변동성과 현물시장의 변동성이 상호간에 과급된다는 것을 의미한다.

이 2가지 현상은 만기일 직후 변동성이 커지는 이유를 설명할 수 있다. 우선 만기일 직후 선물시장에서 변동성이 커졌다고 하자. 이는 Samuelson효과에 의해 설명될 수 있는 것이고 앞서의 실증결과에서도 검정된 바 있다. 둘째로 그렇다면 변동성과급효과에 의해 현물시장의 변동성도 커질 것이다. 셋째로 큰 변동성은 밀집되게 마련이므로 현물시장의 커진 변동성은 한동안 유지될 것이고 이는 선물 최근월물의 만기일 직후에도 유지될 가능성이 높다. 즉 변동성군집현상에 의하면 만기일 직후 현물시장의 변동성은 높은 수준에서 유지된다. 넷째로 그렇다면 직전 최근월물의 만기일 직후 새로이 최근월물이 된 선물 종목의 변동성도 높아질 것이다. 왜냐하면 변동성과급효과에 의해 선물시장의 변동성은 현물시장의 영향을 받게 마련이기 때문이다. 따라서 Samuelson효과가 성립되고 변동성군집현상과 변동성과급효과가 있다면 만기일 직후 현물시장과 선물시장에서의 높은 변동성은 시계열분석의 이론만으로도 설명할 수 있다.

1.2 투자자 및 프로그램매매비중의 효과

변동성군집현상과 변동성과급효과에 의한 설명은 앞에서 시도한 실증분석결과에 기초한 것이므로 이를 위해 또 다른 분석이 필요하지는 않다. 다만 이 요인이 만기일 직후의 변동성이 만기일 직전의 변동성보다는 현저하게 큰 현상까지 설명하지는 못한다. 따라서 만기일 직후 큰 변동성에 관한 추가적인 설명은 여전히 필요하다.

< 표 5 > 설명변수의 만기효과

변수	개인투자자비중	외국인투자자비중	프로그램매매비중
----	---------	----------	----------

1996.5~2000.8									
상수	0.319	(18.58)	***	0.041	(15.86)	***	6.396	(8.99)	***
m_t	23.551	(2.63)	**	-4.875	(-3.65)	***	-0.090	(-2.47)	**
$(m_t)^2$	-0.239	(-2.47)	**	0.045	(3.15)	***	0.001	(2.88)	***
$T \times R^2$	699.1			509.2			136.9		
2000.9~2005.5									
상수	0.460	(86.58)	***	0.183	(28.93)	***	8.101	(28.79)	***
m_t	26.053	(9.43)	***	-13.555	(-4.11)	***	-0.074	(-5.08)	***
$(m_t)^2$	-0.215	(-7.20)	***	0.086	(2.41)	**	0.001	(4.57)	***
$T \times R^2$	1123.3			903.8			916.0		

주1) 계수의 추정치 중 괄호 안은 t값이며 (***)는 5% 유의수준, (**)는 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

주2) 개인투자자비중 및 외국인투자자비중의 m_t 와 $(m_t)^2$ 의 추정계수는 실제값에 10^6 을 곱한 값임.

이에 본 연구는 회귀분석을 통하여 추가적인 설명을 얻고자 한다. 즉 GARCH모형으로부터 얻은 변동성 측정치를 종속변수로 설정하고 설명력이 있으리라 짐작되는 변수들을 설명변수로 설정하여 회귀분석을 시도한다. 물론 종속변수와 설명변수는 모두 일별 자료이며 1996년 5월 이후 2005년 5월까지의 것이다.

이하에서 다시 언급하겠지만 이 변수들은 주가지수200선물의 만기에 대해 일정한 패턴을 갖고 있다. 즉 U자형 또는 역U자형의 만기구조를 갖는 변수들이다. 따라서 이 변수들과 함께 m_t 와 $(m_t)^2$ 를 GARCH모형에 포함할 경우 다중공선성(multicollinearity)의 문제가 발생할 수 있으므로 GARCH모형에는 포함하지 않았던 것이다.

첫째 설명변수는 선물시장에서 개인투자자와 외국인투자자가 차지하는 비중이다. 이에 관한 일별 자료는 96년 이후 증권선물거래소에서 제공하고 있으며, 이 두 변수를 이용할 경우 기관투자자가 차지하는 비중은 설명변수로 포함할 수 없다. 기관투자자의 비중을 제외하였던 것은 만기에 따른 비중의 변화가 개인 및 외국인에 비해 상대적으로 적었기 때문이다.

개인 및 외국인투자자의 만기구조에 관한 근거는 <표5>에 제시되어 있는데 표본기간에 관계없이 동일한 결과를 얻었다. 우선 개인투자자비중의 경우 m_t 와 $(m_t)^2$ 에 대한 회귀분석결과 각각 유의한 (+)와 (-)의 추정계수를 얻었다. 한편 외국인투자자비중의 경우

m_t 와 $(m_t)^2$ 에 대해 각각 유의한 (-)와 (+)의 추정계수를 얻었다. 즉 개인투자자의 비중은 잔여만기에 대해 역U자형 패턴을 보여 주었고 외국인투자자의 비중은 U자형 패턴을 보여 주었다.

둘째 설명변수는 프로그램매매의 비중이다. 이에 관한 일별 자료는 증권선물거래소에서 98년 9월 이후부터 제공하고 있으며 이 값은 프로그램매도와 프로그램매수의 거래금액을 총

거래금액×2로 나누어 계산된 것이다. <표5>의 결과에 따르면 프로그램매매 비중도 U자형 패턴을 보여 주었다. 이는 잔여만기가 많았을 때 프로그램매매 비중이 크지만 이후 감소하다가 잔여만기가 적어지면 다시 프로그램매매 비중이 증가하였다는 것을 의미한다. 이 변수의 추정계수가 (+)의 값을 가진다면 프로그램매매 비중이 클수록 변동성이 크다는 것을 의미하는 것이므로 이 결과는 만기일 직후 큰 변동성이 프로그램매매비중 때문임을 시사한다.

따라서 투자자비중과 프로그램매매비중은 모두 일정한 만기구조를 갖는 변수들이다. U자형의 만기구조를 갖는 변수가 변동성을 증가시키는 요인으로 작용한다면, 또는 역U자형 만기구조를 갖는 변수가 변동성을 감소시키는 요인으로 작용한다면 이 변수들은 변동성의 U자형 만기구조를 설명하는 요인으로 볼 수 있을 것이다.

이제 선물 및 현물수익률의 변동성을 각 설명변수에 대해 회귀분석한 결과인 <표6>과 <표7>의 결과를 살펴 보기로 하자. 투자자비중과 프로그램매매비중을 함께 설명변수로 포함하지 않은 것은 다중공선성으로 인해 프로그램매매비중의 추정계수 부호가 크게 영향을 받았기 때문이다. 물론 개인투자자비중과 외국인투자자비중을 함께 설명변수로 포함하여도 다중공선성의 문제가 있을 수 있지만 이 경우 추정계수의 부호를 바뀌지 않았다.

첫째 개인투자자비중의 효과는 2000년 9월 이전과 이후 일치하는 것으로 나타났다. 즉 2000년 9월 이후 현물수익률 변동성에 대한 결과만이 유의하지 않았을 뿐 나머지는 모두 유의한 (+)의 추정계수를 얻었다. 하지만 개인투자자비중은 역U자형 만기구조를 갖는 변수이므로 추정계수가 (+)일 때 U자형의 변동성 만기구조를 설명하지는 못한다. 오히려 관찰된 U자형 변동성 만기구조에 대해 반대의 작용을 미쳐왔다고 볼 수 있다.

둘째 외국인투자자비중의 효과는 모두 유의하였다 하지만 2000년 9월 이전과 이후 뚜렷하게 다른 것으로 나타났다. 2000년 9월 이전에는 변동성을 증가시키는 요인으로 작용한 반면 2000년 9월 이후에는 오히려 변동성을 감소시키는 요인으로 작용하였다. 개인투자자비중과는 달리 외국인투자자비중의 역할은 시기별로 큰 변화를 보인 셈이다. 어쨌든 외국인투자자비중은 U자형 만기구조를 갖고 있으므로 변동성을 증가시키는 요인이어야만 변동성 만기구조를 설명할 수 있다. 따라서 2000년 9월 이전의 경우에만 변동성 만기구조를 설명하는 요인이 된다.

셋째 프로그램매매비중의 효과도 모두 유의하였지만 시기별로 큰 차이를 보였다. 2000년 9월 이전에는 변동성을 증가시키는 요인으로 작용한 반면 2000년 9월 이후에는 오히려 변동성을 감소시키는 요인으로 작용하였다. 프로그램매매비중 역시 U자형 만기구조를 갖고 있으므로 변동성을 증가시키는 요인이어야만 변동성 만기구조를 설명할 수 있다. 따라서 2000년 9월 이전의 경우에만 변동성 만기구조를 설명하는 요인이 된다.

종합하면 이들 설명변수가 변동성의 만기구조를 설명할 수 있는 경우는 2000년 9월 이전의 경우뿐이었다. 2000년 9월 이후에는 어떤 변수도 변동성 만기구조를 설명한다고 볼 수 없었다. 또한 2000년 9월 이전의 경우 변동성 만기구조를 설명하는 변수는 외국인투자자비중과 프로그램매매비중이었는데 2000년 9월 이후에는 설명력이 없었으므로 강건함(robustness)을 갖는다고 보기도 어렵다.

< 표 6 > 투자자비중에 대한 회귀분석결과

변수	선물수익률 변동성			현물수익률 변동성		
1996.5~2000.8 (표본수 867)						
상수	$10^{-4} \times$	(-5.27)	***	$10^{-4} \times$	(-5.79)	***
	2.45			2.05		
개인비중	$10^{-4} \times$	(29.64)	***	$10^{-4} \times$	(27.60)	***
	29.85			21.26		
외국인비중	$10^{-4} \times$	(3.90)	***	$10^{-4} \times$	(4.42)	***
	26.19			22.72		
2000.9~2005.5 (표본수 1140)						
상수	$10^{-4} \times$	(6.21)	***	$10^{-4} \times$	(9.15)	***
	4.08			5.33		
개인비중	$10^{-4} \times$	(3.92)	***	$10^{-4} \times$	(0.94)	
	4.30			0.92		
외국인비중	$10^{-4} \times$	- (-15.13)	***	$10^{-4} \times$	- (-16.46)	***
	14.45			13.93		

주) (***)는 1% 유의수준, (***)는 5% 유의수준, (*)는 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

< 표 7 > 프로그램매매비중에 대한 회귀분석결과

변수	선물수익률 변동성			현물수익률 변동성		
1996.5~2000.8 (표본수 867)						
상수	$10^{-4} \times$	(32.07)	***	$10^{-4} \times$	(29.84)	***
	8.81			6.06		
프로그램매매비중	$10^{-4} \times$	(2.95)	***	$10^{-4} \times$	(3.24)	***
	0.26			0.21		
2000.9~2005.5 (표본수 1140)						
상수	$10^{-4} \times$	(30.65)	***	$10^{-4} \times$	(31.96)	***
	4.94			4.51		
프로그램매매비중	$10^{-4} \times$	- (-5.17)	***	$10^{-4} \times$	- (-5.94)	***
	0.11			0.11		

주) (***)는 1% 유의수준, (***)는 5% 유의수준, (*)는 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

본문에 보고하지는 않았지만 이들 변수 외에 다른 설명변수를 이용하기도 하였다. 대표적인 것은 Cochrane(1988)이 제시한 지속성(persistence)측도였다. 이 측도는 σ_k^2/σ_1^2 로 정의 되는데, σ_k^2 은 k 기간 수익률의 분산이고 σ_1^2 는 1기간 수익률의 분산이다. 흔히 분산 비라고 알려져 있지만 Cochrane(1988)은 Beveridge-Nelson분해를 이용하여 k 가 큰 값일 때 이 측도가 지속성의 비중을 측정함을 보인 바 있다. 지속성이란 시계열자료를 항상적 성분(permanent component)과 일시적 성분(transitory component)으로 분해할 때 전자가 차지하는

비중을 시사한다. 따라서 지속성이 크다면 항상적 성분이 큰 셈인데 이는 비정상시계열 (nonstationary time series)에서 적분(integrated)의 정도가 강하다는 것으로 이해할 수 있다. 결국 큰 지속성이란 큰 분산을 의미하는 것이기 때문에 이를 설명변수로 포함했던 것이다. 하지만 지속성측도는 만기구조를 갖지 않았을 뿐더러 변동성에 대한 설명력도 갖지 못했다.

1 결과의 해석 및 시사점

본 연구는 현물가격인 주가지수200과 주가지수200선물가격의 변동성 만기효과에 대해 분석하였다. 흔히 Samuelson효과의 검정으로 알려져 있지만 우리나라의 경우 특이한 만기구조를 얻었기 때문에 이에 대한 설명까지도 필요한 상황이 되었다. 방법론상의 문제를 생략하고 주요 결론만을 요약하면 다음과 같다.

첫째 변동성은 만기일이 멀수록 큰 것으로 나타났으며 이후 시간이 지남에 따라 감소하다가 만기일이 가까워졌을 때 다시 증가하는 것으로 나타났다. 이른 바 변동성의 U자형 만기구조가 존재한다는 것을 의미하는데 이러한 결과는 선물수익률과 현물수익률 모두에서 나타났다. U자형 만기구조는 변동성이 만기일 전후에 커지는 군집현상을 보인다고 해석할 수 있을 것이다.

둘째 만기일 직후, 즉 최근월물의 교체 직후 변동성이 커지는 것은 변동성군집현상과 변동성과급효과에 의해 부부적으로 설명할 수 있다. 이외에 변동성의 U자형 만기구조에 대한 추가적인 설명 요인을 찾기 위해 회귀분석을 시도하였다. 설명변수로 투자자비중과 프로그램매매비중을 이용한 결과를 보고하였는데 2000년 9월 이전의 경우에만 외국인투자자비중과 프로그램매매비중이 변동성 만기구조를 설명한다. 하지만 이 변수들은 2000년 9월 이후 변동성 만기구조를 설명하지 못하였으므로 강건한 설명요인이 되지는 못한다고 판단된다.

변동성의 U자형 만기구조는 특이한 형태의 계절성이 변동성에 존재한다는 것을 시사한다. 이러한 만기구조는 선물시장뿐 아니라 주가지수200이라는 현물시장에서도 관찰되었기 때문에 주식시장과 파생금융상품시장 모두에서 의의를 갖는다. 변동성이 증시되는 투자 및 위험관리에서 변동성의 U자형 만기구조는 유용하게 활용될 수 있을 것이다. 그럼에도 불구하고 이에 관한 충분한 설명이 이루어졌다고 보기는 어려우므로 향후 과제로 남겨 두어야 할 것 같다.

참고문헌

- 강태훈, “한국금융시장의 비선형 동학과 이레현상”, 「경제학연구」 제49권 제4호, 2001, 167-197
- 고봉찬, 김봉한, 서병선, “Threshold Cointegration을 이용한 KOSPI200 현선물의 비선형 동적 관계연구”, 「선물연구」 제9권 제1호, 2001, 105-139
- 김민호, 김민철, “KOSPI200옵션의 거래량, 미결제약정수량, 그리고 현물주식시장의 변동성”, 「금융연구」 제18권 제1호, 2004, 111-140
- 김술, 김동석, “주가지수선물과 주가지수의 가격발견기능에 관한 실증연구 : 공적분과 오차 수정모형”, 「선물연구」 제7호, 2000, 87-127
- 변종국, “현선물간 선후행성에 관한 연구 : 오차수정모형”, 「재무관리연구」 제17권 제1호, 2000, 227-251
- 오세경, “한국 주가지수 현물시장과 주가지수 선물시장간의 일중 변동성에 관한 실증분석”, 「선물연구」 제10권 제1호, 2002, 55-80
- 윤창현, 조태근, 한상일, “국채 및 달러선물시장의 일중 변동성과 시장간 변동성 전이(spillover) 효과”, 「선물연구」 제10권 제2호, 2002, 115-144
- 한상범, 이진범, “우리나라 주가지수선물시장의 변동성 및 만기효과에 대한 연구”, 「금융연구」 제14권 제1호, 2000, 107-125
- Anderson, R.W., and J.P. Danthine, “The time pattern of hedging and the volatility of futures prices”, *Review of Economic Studies*, 50, 1983, 249-266
- Anderson, R.W., “Some determinants of the volatility of futures price”, *Journal of Futures Market*, 5, 1983, 331-348
- Antoniou, A., Holmes, P., and Priestley, R., “The effects of stock index futures trading on stock index volatility : An analysis of the asymmetric response of volatility to news”, *Journal of Futures Market*, 18, 1998
- Bessembinder, H., and P.J. Seguin, “Futures-trading activity and stock price volatility”, *Journal of Finance*, 47, 1992, 2015-2034
- Bhar, R., “Return and volatility dynamics in the spot and futures markets in Australia : An intervention analysis in a bivariate EGARCH-X framework”, *Journal of Futures Market*, 21, 2001, 833-835
- Castello, M.G., and J.C. Francis, “Basis speculation in commodity futures : the maturity effect”, *Journal of Futures Market*, 2, 1982, 195-206
- Cochrane, J., , “How big is the random walk in GNP?”, *Journal of Political Economy*, 96, 1988
- Galloway, T., and R.W. Kolb, “Futures price and the maturity effect”, *Journal of Futures Market*,

16, 1996, 809-828

- Glosten, L.R., R. Jagannathan, and D. Runkle, "On the relation between the expected value and the volatility of the normal excess return on stocks", *Journal of Finance*, 48, 1993, 1779-1801
- Hong, H., "A model of returns and trading in futures markets", *Journal of Finance*, 55, 2000, 959-988
- Johansen, S., "Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis," *Journal of econometrics*, 52, 389-402
- Keynon, D., K. Kenneth, J. Jordan, W. Seale, and N. McCabe, "Factors affecting agricultural futures price variance", *Journal of Futures Market*, 7, 1987, 73-91
- Khoury, N., and P. Yourougou, "Determinants of agricultural futures price volatilities : evidence from Winnipeg commodity exchange", *Journal of Futures Market*, 13, 1993, 345-356
- Kim, M., G.R. Kim, and M. Kim, "Stock market volatility and trading activities in the KOSPI 200 derivatives markets", *Applied Economics Letters*, 11, 2004, 49-53
- Koutmos, G., and M. Tucker, "Temporal relationships and dynamic interactions between spot and futures stock markets", *Journal of Futures Market*, 16, 1996, 55-69
- Kwaller, I., P. Koch, and T. Koch, "The temporal price relationship between S&P 500 futures and S&P 500 index", *Journal of Finance*, 42, 1987, 1309-1329
- Milonas, N.T., "Price volatility and the maturity effect in futures market", *Journal of Futures Markets*, 6, 1986, 443-460
- Moosa, I.A., and B. Bollen, "Is there a maturity effect in the price of the S&P 500 futures contract?", *Applied Economics Letters*, 8, 2001, 693-695
- Pizzi, M.A., Economopoulos, A.J., and O'Neill, H.M., "An examination of the relationship between stock index cash and futures markets : A co-integration approach", *Journal of Futures Markets*, 19, 1998, 297-305
- Richard, S.F., and M. Sundaresan, "A continuous time equilibrium model of forward prices and futures prices in a multigood economy", *Journal of Financial Economics*, 9, 1981, 347-371
- Samuelson, P.W., "Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly", *Industrial Management Review*, 6, 1967, 41-49
- Tse, Y.K., "Price discovery and volatility spillovers in the DJIA index and futures markets", *Journal of Futures Markets*, 19, 1999, 911-935
- Tse, Y.K., "A test for constant correlations in a multivariate GARCH model", *Journal of Econometrics*, 98, 2000, 107-127
- Wahab, M., and M. Lashgari, "Price dynamics and error correction in stock index and stock index futures markets : A cointegration approach", *Journal of Futures Markets*, 13, 1993, 711-742
- Zhong, M., A.F. Darrat, and R. Otero, "Price discovery and volatility spillovers in index futures

markets : Some evidence from Mexico”, *Journal of Banking and Finance*, 28, 2004, 3037-3054