

주가 변동성과 파생상품거래

장대홍*

〈요 약〉

논문은 주가가격의 변동성과 거시경제변수 및 파생상품거래와의 관계를 실증적으로 분석한다. 이전 연구들에서 밝혀진 바와 같이 주식수익률의 변동성은 거시 경제변수의 변동성에 비해 훨씬 크게 나타날 뿐 아니라, 변수의 설명력도 약해서 거시경제변수-주가가격 변동성의 이론적 관계를 확인하기에 충분하지 않다. 1980년 이후의 한국 데이터를 사용한 분석의 결과도 이런 결과를 확인해 준다. 그러나 이들 결과는 금융활동 변수들이 누락되었기 때문일 수 있다. 이 논문은 특히 파생상품 거래의 변동성이 주식수익률 변동성을 상당 부분 설명할 수 있을 뿐 아니라, 거시경제 변수의 설명력도 복원시킬 수 있음을 확인해준다.

주제어 : 주가변동성, 파생상품거래, 금융활동, 거시경제변수 변동성, 변수누락

I. 머리말

거시적 주식가격의 행태는 두 가지 퍼즐 현상을 나타낸다. 하나는 주식초과 수익률이 위험회피성향에 비해 지나치게 큰 현상, 즉, 주식 수익률 프리미엄 퍼즐(Mehra and Prescott(1985), Barro(2006))이고, 다른 하나는 주식가격의 변동성이 현금흐름의 변동성이나 거시경제 변수의 변동성 보다 훨씬 크게 나타나는 수익률 변동성 퍼즐이다(Shiller, 1981; LeRoy and Porter, 1981; Keim and Stambaugh, 1986; Campbell and Shiller, 1988; Cochrane, 1992; Hodrick, 1992). 현대 재무이론의 기본 명제인 수익률-위험의 상관관계를 따른다면, 이들 두 퍼즐 사이에는 분명히 어떤 연결 고리가 있어 보인다.

수익률 프리미엄 퍼즐에 대해서는 지난 20여 년간 이론적, 실증적 연구들이 축적되었다. 초기의 연구들은 무위험이자율의 변동성이 초과프리미엄을 어느 정도 설명할 수 있음에 주목하고, 실증적으로도 확인되고 있다. 최근의 연구는 유동성 위험이나 극단위험의 존재가 고려되면 주식수익의 위험이 크게 나타날 수 있고, 초과 프리미엄은 이를 반영한 것일 수 있음을 보여준다(Wachter, 2008).

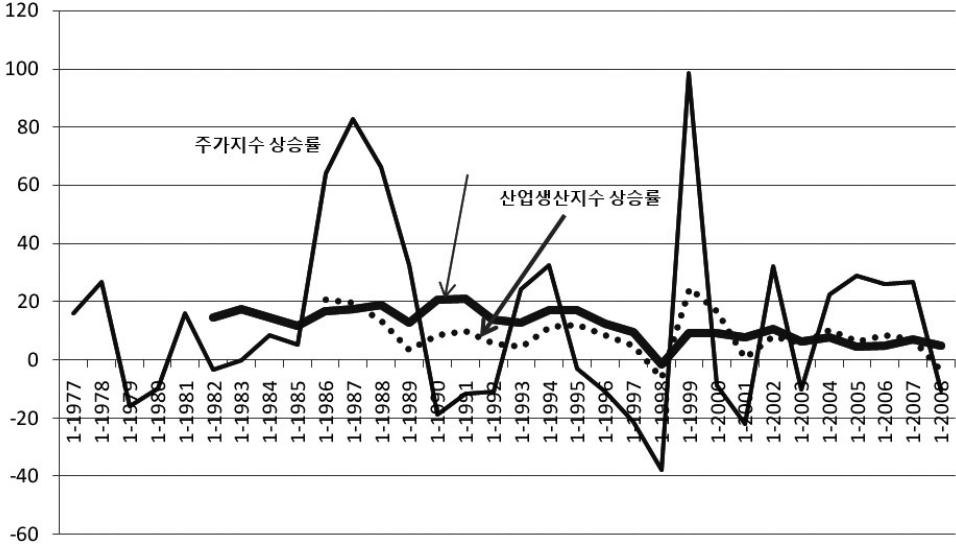
주식수익률의 과잉변동성 문제는 주로 실증적 증거를 해석하는 수준에서 논의 되었는데, 이는 아마도 변동성에 대한 이론적 분석이 어렵기 때문으로 생각된다. 특히 거시적 주식수익률의 변동성에 대한 이론적 해석은 별로 이루어져 있지 않다. 거시적 주식수익률의 변동성은 적어도 다음의 두 가지 이유에서 커다란 중요성을 가진다. 전통적 주식가격 모형인 배당 할인 모형에 따른다면, 수익률 변동성은 배당이나 할인율의 변동에 영향을 주는 요인의 변동성을 반영해야 할 것이다. 이를 검증하는 자연스러운 후보변수들은 산업생산지수, 통화량 증가율, 물가지수, 소비성향과 같은 거시경제 변수들의 변동성이다. 이들 변수들은 GDP와 밀접히 연계되어 있으므로, 주가수익률 변동성과의 관계는 거시경제의 변동성으로 해석될 수 있다는 점에서 중요성을 가진다.

그러나 실증적 연구결과들은 거시경제변수들의 변동성이 주가변동성을 잘 설명하지 못하며, 개별 변수들의 유의성도 크지 않다는 것을 확인해 주고 있다(Schwert, 1989; Campbell and Shiller, 1988; Campbell and Diebold, 2005).¹⁾ 이런 결과들은 실제 데이터를 관찰해보면 쉽게 확인할 수 있다. 거시 경제변수들의 변동성은 근년에 들어 현저히 감소하고 있음에도 불구하고 주가변동성의 크기는 여전히 높은 수준임이 드러나는 데, 한국의 경우에도 마찬가지이다([그림 1]).

1) 예를 들어, Schwert(1989)에서 산업생산지수나 생산자 물가지수의 변동성은 기간에 따라 유의적인 설명 변수가 아니며, 회귀모형의 설명력도 낮게 나타난다.

[그림 1] 주가수익률, 산업생산지수 및 GDP

주가수익률의 변동성은 GDP나 산업생산지수의 변동률에 비해 훨씬 크게 나타난다. 이런 경향은 2,000년대 이후, GDP나 산업생산지수의 변동성이 현저히 감소했음에도 불구하고, 지속되고 있다.

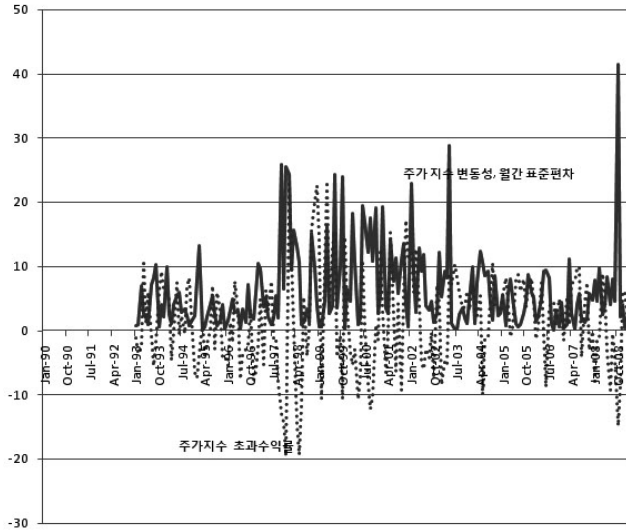


거시 주식수익률의 변동성은 자산가격의 주요 결정 요인이라는 점에서도 중요하다. 현대 재무이론은 자산에 대한 위험프리미엄이 시장위험과의 관계, 즉 체계적 위험에 비례하여 결정된다는 데서 출발한다. 따라서 시장위험인 거시 주식수익률의 변동성은 개별 자산의 위험프리미엄에 결정적으로 영향을 준다. 그럼에도 불구하고 재무이론은 시장위험의 가격(Market price for risk)에 대해서는 충분한 설명을 하지 못한다. 주식 수익률 변동성과 거시경제 변수의 접점(macro-finance interface)의 필요성이 강조되는 이유이다.

이런 점에서 주식수익률 프리미엄 퍼즐 현상도 수익률 변동성과의 관계에서 검토될 필요성이 있어 보인다. 대부분의 실증연구에서 수익률 변동성이 경기후퇴기에 현저히 크다는 점을 확인하고 있는데, 이는 시사하는 바가 크다. 즉, 수익률 변동성 자체도 변동함을 뜻하기 때문이다. 특히, 경기후퇴기의 변동성 확대는 경제상황에 대한 불확실성 증가 때문이거나(Barro, 1990; Hamilton and Lin, 1996; Wachter, 2008), 위험회피성의 확대(Abel(1991)), 또는 이들 요인이 복합한 결과일 수 있다. 한국의 경우에도 그런 개연성은 수익률 변동성과 초과수익률의 변동에서 관찰할 수 있다. 주가수익률의 변동성은 [그림 2]에서와 같이 초과수익률과 반대방향으로 움직이고 있음이 잘 드러난다.

[그림 2] 수익률 변동성과 초과수익률

주가지수 수익률의 변동성과 초과수익률(주가지수 변동률-국공채 수익률)은 반대방향으로 움직임을 보여준다.



이런 설명에도 불구하고, 변동성에 대한 의문은 여전히 남는다. 거시경제 변수들의 설명력이 왜 약하며, 일관되지 못하거나 유의적이지 않은가? 경기확장 기간에서도 변동성이 지속적으로 큰 이유는 무엇인가? 이런 의문에 대한 답의 하나는 변동성 결정요인이 일부 누락된 가능성을 찾아보는 것일 수 있다.

이 논문의 두 가지 주요 목적을 가지고 있다. 먼저 거시경제 변수와 수익률 변동성의 관계를 한국의 1990년대 이후 자료를 이용해서 재검증하고, 기존의 연구결과와 어떤 차이를 보이는지를 검토한다. 다음으로 1990년대 이후에 일어난 금융시장의 변화, 특히 파생상품 시장의 활동이 어떻게 주가변동성에 영향을 주는지, 그리고, 다른 거시경제 변수의 설명력이 달라지는지를 검증한다.²⁾

논문의 구성은 다음과 같다. 다음의 장에서는 연구에 사용된 자료를 설명하고, 실현 변동성(realized volatility)과 조건부 변동성(conditional volatility)을 산출한다. 제 III장은 수익률 변동성-거시경제변수 변동성의 관계를 이전 연구 결과를 인용해서 재검증한다. 한국의 경우 추가적 변수로서 환율 변동성의 중요성을 확인한다. 제 IV장은 파생

2) 파생상품시장은 크게 구조화 증권(Structured Finance products)상품시장과 선및 옵션시장으로 나눌 수 있다. 한국의 경우는 선및 옵션시장이 주도한다. 선물 및 옵션시장의 거래는 현물 주식시장의 변동성과 효율성에 상반된 효과를 미칠 수 있는데, 아래의 제 IV절에서 상세히 논의한다

상품 시장의 활동과 관련된 변수들이 수익률 변동성에 추가적인 설명력을 가지는지, 그리고, 다른 거시경제 변수들의 설명력에 어떤 영향을 주는지를 검정한다. 제 V장은 연구 결과를 요약하고 마무리한다.

II. 자료와 변동성 지표의 산출

주식 수익률은 1990년 이후 최근까지 한국거래소의 종합주가지수 및 코스피 일별 지수로부터 산출한다. 같은 방식으로 한국거래소의 파생상품 시장의 거래활동의 일별 자료로부터 거래활동 증가율을 산출한다. 이들 일별 수익률 및 변동률에 대해 다음과 같이 산출한 표준편차 $\hat{\sigma}_t$ 를 실현변동성의 추정치로 사용한다.³⁾

$$\hat{\sigma}_t^2 = \sum_t^{N_t} r_{it}^2 \tag{1}$$

여기서 r_{it} 는 t 월 i 일의 전기 대비 수익률, 또는, 성장률의 편차, N_t 는 월 중 거래일수이다.

산업생산지수, 생산자 물가지수, 통화량, 환율, 자산 과 부채 자료를 포함하는 그 밖의 자료들은 모두 한국은행과 통계청에서 제공한 자료들이다. 통화량 자료는 금융시장 활동을 포괄적으로 반영하기 위해 총유동성 지표 L_f 를 사용한다. 환율의 월간 변동성 추정치는 주식 수익률의 변동성과 같은 방식으로 산출한 실현 변동성을 사용한다.

일별 자료가 없는 산업생산지수, 생산자 물가지수, 통화량의 경우, 변동성은 월별 자료로부터 조건부 변동성을 다음과 같이 산출한다.⁴⁾ 먼저 각 변수의 월별 증가율 r_t^m 를 아래의 12~개월 자기상관 회귀방정식(식 (2a))에 의해 추정한다. 더미 변수 D_{kt} 는 변동률의 월별 차이를 허용하게 만든다. 다음으로 식 (2a)에서 얻어진 추정잔차 $\hat{\epsilon}_{t-i}$ 의 절대값에 대해 같은 방식을 적용해서(식 (2b)) 얻어지는 추정잔차의 절대값(Absolute value of fitted residual) $|\hat{\epsilon}_{t-i}|$ 는 해당 변수의 조건부 변동성(conditional volatility)이다.⁵⁾

3) 변동성 지표로서는 이 논문에서 사용 실현 변동성 외에도 과거자료를 이용한 조건부 변동성(아래의 설명 참조)을 사용할 수 있다. 그러나, 후자는 사전 변동성 지표로서는 한계를 가지고 있어서 모형의 검증에는 적절치 못한 이유(장대홍(2009) 참조)로 제외하였다. 이 논문에서는 일별자료가 없는 경우(예를 들어 산업생산지수)에 한해서만 조건부 변동성을 사용하였다.

4) Schwert(1989) 참조.

5) 조건부 변동성의 특성에 대해서는 위의 각주 2) 참조.

$$(i) \quad r_t^m = \sum_{k=1}^{12} D_{kt} + \sum_i^{12} \beta_i r_{t-i}^m + \epsilon_t \quad (2a)$$

$$(ii) \quad |\hat{\epsilon}_t| = \sum_{k=1}^{12} r_{kt} + \sum_{i=1}^{12} \rho_i |\hat{\epsilon}_{t-i}| + u_t \quad (2b)$$

레버리지 비율은 자금순환표상의 비금융기업 부문의 부채를 자기자본으로 나눈 값인 부채-자기자본 비율을 사용한다. 이렇게 구한 분기별 부채-자기자본 비율은 1, 4, 7, 10월의 월별 레버리지 비율 $\left(\frac{B}{S}\right)_t$ 로 간주하고, 나머지 월별 비율은 직전 분기의 비율에(주식성장률/채권성장률) 비율을 곱한 값으로서 다음과 같이 구한다.

$$\left(\frac{B}{S}\right)_t = \left(\frac{B}{S}\right)_{t-1} \left\{ \frac{(1+r_S)_t}{(1+r_B)_t} \right\}^j, \quad j = 1, 2 \quad (3)$$

여기서 r_S, r_B 는 주식성장률, 채권수익률이며, 후자는 AA 등급회사채 수익률과 BB 등급회사채 수익률의 평균값을 사용한다.

한국의 경기후퇴기에 대한 공식적인 정의가 없으므로, 1997년 10월~2001년 12월의 기간과 2007년 10월 이후 현재까지를 경기후퇴기로 보고, 이들 기간에 대해 더미 변수 1을 부여한다.

<표 1> 원 자료 통계 값

이 표는 원 자료의 기술적 통계량을 보고하고 있다. 변수들은 다음과 같이 정의되었다. GSPI: 종합주가지수 증가율(일간), GXRATE: 대미화 환율 증가율(일간), IPI: 산업생산지수 증가율(월간), PPI: 생산자 물가지수지수 증가율(월간), MLF: 총 유통성 증가율(월간), DER: 파생상품거래금액 증가율(일간), DERVOL: 파생상품거래량 증가율(일간).

	GSPI	GEXR	IPI	PPI	MLF	DER	DERVOL
Mean	0.021244	0.016024	0.596719	0.234159	0.814243	3.786979	2.634598
Median	0.018836	0	-0.23603	0.127307	0.835433	0.259095	4.333893
Maximum	11.94567	19.82759	21.63121	6.511057	3.120918	302.1198	48.85806
Minimum	-12.0188	-18.226	-14.3116	-2.27273	-0.6227	-98.7532	-92.1843
Std. Dev.	1.807009	0.845497	6.536419	0.869981	0.667843	31.38155	16.29849
Skewness	-0.02321	2.074466	0.701756	3.143145	0.25441	2.382779	-3.23103
Kurtosis	6.63816	175.2955	3.991701	22.69567	3.098759	17.67568	15.79135
Jarque-Bera	2851.764	6475247	18.70436	2707.099	1.701462	32836.04	28324.89
Probability	0	0	0.000087	0	0.427103	0	0
Sum Sq. Dev.	16878.25	3739.457	6451.44	114.2869	67.34825	3258708	879005.5
Observations	5170	5232	206	206	206	3310	3310

<표 1>, <표 2>는 원 자료와 산출된 변동성 지표에 대한 통계 값, 그리고, <표 3>, <표 4>는 원 자료와 산출된 변동성 지표들 간의 상관계수를 보여준다. 산출된 변동성들 간에는 두드러진 상관관계는 나타나지 않음을 알 수 있다.

<표 2> 변동성 추정치 통계 값

이 표는 변동성 추정치 통계값을 보고하고 있다. 변수들은 다음과 같이 정의되었다. VSPI: 종합주가지수 수익률 변동성(월간 표준편차), STDEXR: 대미화 환율 증가율 변동성(월간 표준편차), VIPI: 산업생산지수 증가율 조건부 변동성(월간), VPPI: 생산자 물가지수지수증가율 조건부 변동성(월간), VMLF: 총 유동성 증가율 조건부 변동성(월간), STDAMT: 파생증권 거래금액 증가율 변동성(월간 표준편차), STDVOL: 파생증권 거래량 증가율 변동성(월간 표준편차).

	VSPI	VIPI	VPPI	VMLF	DER	STDEXR
Mean	6.093314	2.499699	0.360558	0.456717	479.0664	0.322867
Median	4.003687	2.398165	0.32461	0.462425	487.9215	0.13681
Maximum	41.50951	7.16559	0.9934	0.78438	602.5734	13.37618
Minimum	0.034435	-0.33952	0.08627	0.165	374.3344	0
Std. Dev.	6.267957	1.124714	0.168112	0.119579	51.214	1.035665
Skewness	2.07819	0.618957	1.637509	-0.1589	-0.03084	10.40106
Kurtosis	8.894288	4.247306	5.846548	2.60144	2.407332	126.0574
Jarque-Bera	446.4889	26.50706	161.6119	2.230391	3.047596	133692.8
Probability	0	0.000002	0	0.327851	0.217883	0
Sum Sq. Dev.	8053.894	259.3213	5.793617	2.931341	537689.2	219.8834
Observations	206	206	206	206	206	206

<표 3> 원 자료 상관계수

이 표는 원 자료의 상관계수를 보고하고 있다. 변수들은 다음과 같이 정의되었다. GSPI: 종합주가지수 증가율(월간), GXRATE: 대미화 환율 증가율(월간), IPI: 산업생산지수 증가율(월간), PPI: 생산자 물가지수 증가율(월간), MLF: 총 유동성 증가율(월간), DER: 파생상품거래금액 증가율(월간), DERVOL: 파생상품거래량 증가율(월간).

	GSPI	GXRATE	IPI	PPI	MLF	DER	DERVOL
GSPI	1						
GXRATE	-0.35252	1					
IPI	-0.00514	-0.00391	1				
PPI	-0.03893	0.32395	-0.00814	1			
MLF	0.065725	0.060472	-0.14622	-0.0104	1		
DER	-0.15134	0.17413	-0.03483	-0.00328	0.221284	1	
DERVOL	-0.02246	0.100847	-0.09378	0.019072	0.033086	0.117619	1

<표 4> 변동성 지표의 상관계수

이 표는 변동성 지표들의 상관계수를 보고하고 있다. 변수들은 다음과 같이 정의되었다. VSPI: 종합주가지수 수익률 변동성(월간 표준편차), STDEXR: 대미화 환율 증가율 변동성(월간 표준편차), VIPI: 산업생산지수 증가율 조건부 변동성(월간), VPPI: 생산자 물가지수증가율 조건부 변동성(월간), VMLF: 총 유동성 증가율 조건부 변동성(월간), STDAMT: 파생증권 거래금액 증가율 변동성(월간 표준편차), STDVOL: 파생증권 거래량 증가율 변동성(월간 표준편차).

	VSPI	VIPI	VPPI	VMLF	DER	STDEXR
VSPI	1					
VIPI	0.080894	1				
VPPI	0.077449	0.288634	1			
VMLF	0.137843	0.232877	0.305678	1		
DER	0.065924	-0.00082	0.087806	-0.0269	1	
STDEXR	0.299234	0.141602	0.330865	0.073503	0.087211	1

Ⅲ. 주식수익률 변동성과 거시경제 변수의 변동성

먼저 주식수익률 변동성과 거시경제 변수의 변동성 사이의 관계를 살펴보기로 하자. 식 (4)의 회귀방정식은 기존의 연구에서 사용된 모형과 거의 일치한다.

$$vol_t = \alpha_0 + \alpha_d d_t + \beta_{ipi} vipi_t + \beta_{mg} vmzm_t + \beta_{ppi} vppi_t + \beta_{bts} bts_t + \epsilon_t \tag{4}$$

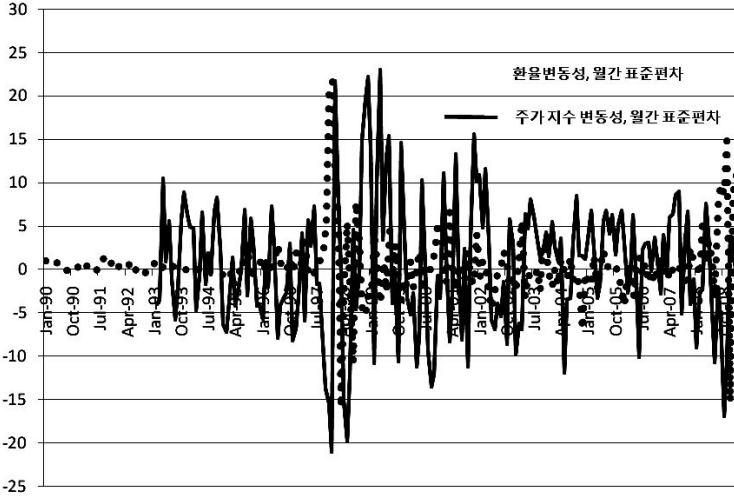
여기서 vol_t 는 t월의 주식 수익률 변동성을, d_t 는 불황기에 대한 더미 변수이다. 따라서 회귀계수 α_d 는 불황기에 주식수익률의 표준편차가 얼마나 증가하는지를 나타낸다. 거시경제 변수들의 변동성인 $vipi_t$, $vmzm_t$, $vppi_t$ 은 각각 산업생산지수, 통화량 및 생산자 물가지수의 증가율에 대한 조건부 변동성 지표이다. 레버리지 변수 bts_t 는 비금융 기업의 부채-자기자본 비율을 나타낸다. 한국의 경제가 수출의존도가 큰 점을 고려할 때, 대미화 환율이 수익률 변동성에 영향을 줄 수 있을 것으로 추정할 수 있는데, [그림 3]은 이를 잘 보여준다. 환율변동성은 주가변동성과 강한 정의상관관계를 보이는데, 이는 특히 1990년대 후반에 두드러지게 나타난다.

환율변동성의 영향을 검정하기 위해 환율변동성 $vxrate_t$ 를 추가하여 식 (4)를 다음과 같이 수정한다.

$$vol_t = \alpha_0 + \alpha_d d_t + \beta_{ipi} vipi_t + \beta_{mg} vmzm_t + \beta_{ppi} vppi_t + \beta_{bts} bts_t + vxrate_t + \epsilon_t \tag{5}$$

[그림 3] 주식수익률 변동성과 환율 변동성

환율변동성은 주가변동성과 강한 정의상관관계를 보이는데, 이는 특히 1990년대 후반에 두드러지게 나타난다.



<표 5> 주가 변동성과 거시경제변수 변동성

종속변수인 주가 변동성을 거시경제변수 변동성에 대해 회귀 분석한 결과를 보여준다. 변수들의 정의는 다음과 같다. VSPI: 종합주가지수 수익률 변동성(월간 표준편차), STDEXR: 대미화 환율 증가율 변동성(월간 표준편차), VIPI: 산업생산지수 증가율 조건부 변동성(월간), VPPI: 생산자 물가지수지수증가율 조건부 변동성(월간), VMLF: 총 유동성 증가율 조건부 변동성(월간), DER: 부채-자기자본비율, STDAMT: 파생증권 거래금액 증가율 변동성(월간 표준편차), STDVOL: 파생증권 거래량 증가율 변동성(월간 표준편차), FINC: 불황기의 더미변수(불황기간 = 1, 이외 기간 = 0) *, **, **는 1 퍼센트 및 5퍼센트 수준에서 유의함. ()안의 수치는 t-통계 값을 의미한다.

종속변수 : VSPI

VIPI	VPPI	VMLF	DER	FINC	STDEXR	R-squared	Obs
1990. 1 ~ 2009. 3							
-0.0306 (-0.0765)	-0.4601 (-0.1690)	7.1302** (1.9086)	-0.0039 (-0.4461)	4.4004* (4.2264)		0.1065	206
-0.1253 (-0.3272)	-4.0730 (-1.4948)	7.7000** (2.1552)	-0.0059 (-0.7105)	4.3559* (4.3772)	1.8380* (4.4682)	0.1880	206
1990. 1 ~ 1997. 12							
0.3813 (0.4585)	1.9599 (0.4855)	3.3500 (0.5608)	-0.0054 (-0.6301)			0.0307	72
-0.1646 (-0.2246)	-4.1145 (-1.1004)	5.3359 (1.0233)	-0.0076 (-1.0123)		1.7457* (4.7422)	0.2770	72

식 (4)~식 (5)를 1990년 1월~2009년 3월의 기간과 1990년 1월~1998년 12월의 하반기 간에 대해 추정한 결과는 <표 5>에 정리되어 있다.⁶⁾ 하반기간의 설정은 1997년 말 이후에 발생한 두 가지 변화인 자본시장의 개방과 금융시장 활성화, 특히 파생금융시장의 활성화가 어떤 영향을 주는지를 알아보기 위함이다. 추정 결과는 산업생산지수, 물가변동, 통화량과

<표 6> 변동성 변수에 대한 VAR 추정

이 표는 변동성 변수에 대한 VAR 추정 결과를 보고하고 있다. 변수들의 정의는 다음과 같다. VSPI: 종합 주가지수 수익률 변동성(월간 표준편차), STDEXR: 대미화 환율 증가율 변동성(월간 표준편차), VIPI: 산업생산지수 증가율 조건부 변동성(월간), VPPI: 생산자 물가지수증가율 조건부 변동성(월간), VMLF: 총 유동성 증가율 조건부 변동성(월간), DER: 부채-자기자본비율, STDAMT: 파생증권 거래금액 증가율 변동성(월간 표준편차), STDVOL: 파생증권 거래량 증가율 변동성(월간 표준편차).

	VSPI	VIPI	VPPI	VMLF	DER	STDEXR
VSPI(-1)	0.0146 [0.15705]	-0.0082 [-0.70958]	0.0020 [1.27356]	0.0003 [0.29202]	-0.0137 [-0.21464]	0.0157 [1.19318]
VSPI(-2)	-0.0440 [-0.47850]	0.0199 [1.74157]	0.0002 [0.13470]	-0.0012 [-1.03818]	-0.1075 [-1.70425]	0.0169 [1.29442]
VIPI(-1)	-1.5494 [-2.03299]	0.4133 [4.35817]	0.0175 [1.37878]	0.0089 [0.94398]	0.2112 [0.40385]	-0.0525 [-0.48594]
VIPI(-2)	-0.0076 [-0.00922]	0.0183 [0.17850]	-0.0177 [-1.28407]	-0.0041 [-0.40559]	-0.3050 [-0.53966]	0.0782 [0.66953]
VPPI(-1)	4.9805 [1.00363]	0.7415 [1.20098]	0.0221 [0.26705]	0.0924 [1.51162]	3.1688 [0.93062]	-0.4401 [-0.62557]
VPPI(-2)	10.2989 [2.02433]	1.5878 [2.50847]	0.0329 [0.38746]	0.1357 [2.16654]	-4.4061 [-1.26219]	0.1270 [0.17604]
VMLF(-1)	-3.7746 [-0.52842]	0.2286 [0.25722]	-0.1745 [-1.46307]	-0.6164 [-7.00758]	-0.2547 [-0.05197]	-0.9996 [-0.98706]
VMLF(-2)	2.1622 [0.25379]	-0.0373 [-0.03518]	-0.0356 [-0.25020]	-0.3724 [-3.54950]	4.0081 [0.68564]	-2.5460 [-2.10778]
DER(-1)	-0.1687 [-1.31498]	0.0117 [0.73335]	0.0032 [1.50848]	-0.0013 [-0.83568]	1.9606 [22.2701]	0.0596 [3.27782]
DER(-2)	0.2398 [0.86128]	-0.0315 [-0.90857]	-0.0045 [-0.97011]	0.0025 [0.74023]	-1.0141 [-5.30813]	-0.1184 [-2.99966]
STDEXR(-1)	0.6832 [1.37091]	0.0173 [0.27908]	0.0370 [4.44560]	-0.0028 [-0.46014]	-0.1583 [-0.46301]	0.2284 [3.23196]
STDEXR(-2)	-0.7310 [-1.33356]	0.0588 [0.86160]	-0.0196 [-2.14342]	0.0030 [0.43791]	-0.3451 [-0.91759]	-0.0928 [-1.19471]
R-squared	0.5144	0.7703	0.8091	0.7952	0.9958	0.6564
F-statistic	1.7415	5.5141	6.9682	6.3835	394.2778	3.1398

6) 각 변수의 로그 값을 이용한 회귀모형에 대해서도 추정하였으나, 추정치의 효율성이 훨씬 낮게 나와서, 여기서는 보고하지 않는다.

같은 거시 경제변수의 설명력이 약하다는 점, 불황기에 수익률 변동성이 커진다는 점, 그리고, 전체적으로 회귀모형의 설명력이 낮다는 점에서 이전 연구결과와 대체로 비슷하다. 특히, 불황기에는 수익률 변동성이 67퍼센트나 증가하는 것으로 나타난다. 이전의 미국의 연구결과와 두드러지게 다른 점은 실물 경제의 변동성 지표로 볼 수 있는

<표 7> 변동성 변수들에 대한 VAR Pairwise Granger Causality

이 표는 Granger Causality 추정 결과를 보고하고 있다. 변수들의 정의는 다음과 같다. VSPI: 종합주가지수 수익률 변동성(월간 표준편차), STDEXR: 대미화 환율 증가율 변동성(월간 표준편차), VIPI: 산업생산지수 증가율 조건부 변동성(월간), VPPI: 생산자 물가지수지수증가율 조건부 변동성(월간), VMLF: 총 유동성 증가율 조건부 변동성(월간), DER: 부채-자기자본비율, STDAMT: 파생증권 거래금액 증가율 변동성(월간 표준편차), STDVOL: 파생증권 거래량 증가율 변동성(월간 표준편차).

Sample : 1990 : 01 2009 : 03				Included observations : 194			
Dependent variable : VSPI				Dependent variable : VIPI			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.	Exclude	Chi-sq	df	Prob.
VIPI	17.6317	12	0.1273	VSPI	9.066659	12	0.6972
VPPI	19.29509	12	0.0817	VPPI	43.77634	12	0
VMLF	13.73522	12	0.3179	VMLF	7.729275	12	0.8059
DER	23.96448	12	0.0206	DER	6.17872	12	0.9068
STDEXR	10.85953	12	0.541	STDEXR	10.36868	12	0.5837
All	91.32809	60	0.0057	All	122.3485	60	0
Dependent variable : VPPI				Dependent variable : VMLF			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.	Exclude	Chi-sq	df	Prob.
VSPI	9.730457	12	0.6396	VSPI	18.79622	12	0.0936
VIPI	22.42467	12	0.033	VIPI	13.84334	12	0.3108
VMLF	29.82379	12	0.003	VPPI	32.06542	12	0.0014
DER	7.539048	12	0.82	DER	7.102956	12	0.8507
STDEXR	107.0794	12	0	STDEXR	18.10797	12	0.1125
All	250.9545	60	0	All	107.4788	60	0.0002
Dependent variable : DER				Dependent variable : STDEXR			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.	Exclude	Chi-sq	df	Prob.
VSPI	11.37573	12	0.497	VSPI	10.43371	12	0.578
VIPI	5.746071	12	0.9283	VIPI	4.835833	12	0.9632
VPPI	11.73975	12	0.4668	VPPI	7.620602	12	0.814
VMLF	16.22445	12	0.1812	VMLF	19.17209	12	0.0845
STDEXR	6.778045	12	0.8719	DER	109.9661	12	0
All	42.56271	60	0.957	All	187.5686	60	0

산업생산 지수의 변동성의 영향이 전혀 유의적이지 않다는 점이다. 그러나, 환율변동성의 영향은 전체 기간 및 하부기간에서 모두 매우 유의적으로 나타날 뿐 아니라, 이 변수의 추가가 모형의 설명력을 크게 증가시키고 있다. 이 결과는 자본시장의 본격적 개방이 이루어지기 전인 하부기간에서 더욱 뚜렷이 나타나는 점으로 보아, 외국자본의 자본시장 유입은 그 자체로서 수익률 변동성을 크게 변화시키지 않은 것으로 보인다.

변동성 변수들간의 내생성과 인과관계를 검증하기 위해 12~월 VAR 모형추정의 결과, Granger Causality <표 6>, <표 7>에 정리되어 있다. 추정결과는 거시변동성 변수들간에 비정상성(non-stationarity), 내생성의 가능성이 있음을 나타내고 있는데, 특히 산업생산지수-생산자물가지수, 산업생산지수-환율, 레버리지-환율, 산업생산지수-통화량, 통화량-생산자물가지수, 생산자물가지수-환율의 경우에 두드러지게 나타난다. 이를 수정하기 위해 아래의 회귀모형 추정에서는 이들 변수에 대해 1차의 후행변수(lagged variable)항을 조정한 공분산행렬을 사용하기로 한다.⁷⁾(<표 8> 참조)

IV. 수익률 변동성과 파생상품 거래

위에서 논의한 수익률 변동성-거시경제변수 변동성 모형의 검증 결과는 적어도 세 가지 면에서 만족스럽지 않다. 회귀모형의 설명력이 매우 낮다는 점, 그리고, 산업생산 지수와 같은 주요 설명변수가 거의 쓸모없이 나타난다는 점은 받아들이기 어렵다. 또 다른 의문점은 지난 20여년 간 일어난 금융시장의 변동이 반영되어 있지 않다는 것이다. 이 기간 중에 획기적인 금융규제 완화가 일어났으며, 미국과 한국의 금융산업도 겸업화, 증권화가 진전되어 종전에 볼 수 없던 금융활동이 활발히 이루어졌다. 특히 금융상품 부문에서의 구조화 증권, 파생금융상품의 거래가 금융시장의 주요한 활동영역으로 부상하였다. 이들 금융상품의 기초자산이 주식이거나 주식과 연계되어 있으므로, 이들 금융활동이 주식수익률이나 그 변동성에 아무런 영향을 주지 않는다고 보기는 어려울 것이다.

상품특성과 거래방식으로 보면, 이들 신종상품은 구조화 증권과 파생금융상품으로 나누는 것이 편리하다. 주택금융과 같은 자산을 담보로 하는 자산담보부증권, 즉, ABS로 불리는 유동화 증권, CDO, CDS와 같은 상품은 전자에, 주가지수 선물이나 옵션, 선물환, 선물옵션은 후자로 분류할 수 있을 것이다. 한국의 경우, 1998년 외환위기 이후

7) 이들 변동성변수에 대한 충격반응(impulse response)을 보면, 2차 이상의 후행변수의 영향은 급격히 떨어지는 것으로 나타난다. 지면의 제한으로 충격반의 상세한 내용은 논문에 포함하지 않기로 한다.

MBS와 같은 유동화 증권 시장이 형성되고 있지만, 그 규모는 그리 크지 않다. 이에 비해 파생상품시장은 1990년 후반에 들면서 급격히 성장하여, 거래규모가 세계 4위의 수준에 이르고 있다. 이 논문에서는 금융활동이 수익률 변동성에 주는 영향을 파생상품, 특히 선물 및 옵션 거래활동의 경우에 한해 분석해보기로 한다.

<표 8> 주식 수익률, 거시변수 변동률 및 파생상품 거래 변동률의 변동성

종속변수는 주가 변동성이며, 회귀모형은 <표 5>의 회귀방정식에 파생상품거래량을 추가하였고, 이분산성(heteroscedasticity)과 <표 6>, <표 7>의 자기상관성을 수정하기 위해 Newey-West 방법으로 추정된 결과임. *, **, ***는 1퍼센트, 5퍼센트 및 10퍼센트 수준에서 유의함. ()안의 수치는 t-통계값을 의미한다.

Variable	Coefficient	t stat	Coefficient	t stat	Coefficient	t stat	Coefficient	t stat	Coefficient	t stat
VIPI	1.243805**	1.982594	1.296531**	2.181619	0.995763	2.181619	1.243484**	2.118884	1.158518**	1.953597
VPPI	-8.751506*	-2.661982	-8.558866*	-2.612274	-8.095035**	-2.612274	-7.811656*	-2.63152	-8.160803**	-2.378885
VMLF	6.064886	1.204149	5.968801	1.225333	6.882981	1.225333	6.053274	1.438374	6.151237	1.422032
DER	-0.011237	-1.583964	-0.011556	-1.628145	-0.012517**	-1.628145	-0.008222	-1.364479	-0.008446	-1.00109
STDEXR	3.691709*	3.139952	3.658532*	3.127585	3.909079*	3.127585	3.998409*	3.841046	4.046697*	2.790693
FINC	4.576388*	4.422486	4.471481*	4.451883	3.886437*	4.451883	4.306957*	4.204195	4.453193*	4.156772
STDAMT	0.003462	0.121588								
STDAMT(-1)	-0.030216	-0.711162	-0.031314	-0.790193	-0.031537	-0.790193				
STDAMT(-2)	-0.020127	-0.561303	-0.022216	-0.636281	-0.017098	-0.636281				
STDAMT(-3)	-0.052964***	-1.755265	-0.053074***	-1.716059	-0.054568**	-1.716059				
STDAMT(-4)	0.019903	0.680252	0.018493	0.645134	0.027738	0.645134				
STDAMT(-5)	-0.017565	-0.973796	-0.017798	-0.993537						
STDAMT(-6)	0.028349	1.346756	0.029255	1.383473						
STDVOL									0.010095	0.331625
STDVOL(-1)							-0.001506	-0.057976	-0.002336	-0.076705
STDVOL(-2)							-0.044529***	-1.859612	-0.04181	-1.353313
STDVOL(-3)							-0.055916	-1.55958	-0.057577**	-1.955531
STDVOL(-4)							0.03258	1.208092	0.035491	1.218362
STDVOL(-5)							-0.026426	-1.353021	-0.024322	-0.819338
STDVOL(-6)							-0.034259	-0.992957	-0.035351	-1.198836
R-squared	0.327833		0.328285		0.332725		0.332725		0.328285	
Incl. obs.	118		119		120		120		119	

파생상품의 거래는 주식 수익률 변동성에 두 가지 효과를 줄 수 있다. 하나는 유동성 효과인데, 선물옵션이나 구조화 증권의 거래가 거래비용이나 위험관리 비용을 낮출 수 있기 때문에, 기초자산 또는 선물 모두, 거래량을 증가시키는 원인이자 효과일 수 있다. 다른 하나는 정보효과로서 이들 상품의 거래가 정보 흐름을 촉진시키는 효과이다. 파생증권이 정보효율성을 증진시킨다는 균형이론에 따르면 파생증권의 거래증가는 주식 수익률 변동성을 감소시킬 것이다. 그러나, 유동성 거래가 주로 투기적 거래에 치중하든가, 정보흐름의 증가가 반대로 작용한다면, 주식 수익률 변동성은 커질 것이다. 후자는 새로운 정보의 빈도가 증가가 거래활동의 증가로 이어지든지(Ross, 1989; Cox, 1979), 또는 현물시장의 상대적 비효율성이 정보흐름을 방해함(Brorsen, 1991)으로써 발생할 수 있다. 최종적인 효과의 검정은 실증적 문제일 것이다.

선물 및 옵션과 같은 파생금융상품의 거래가 주식수익률 변동성에 끼치는 영향을 분석하는 한 가지 방법은 다음과 같이 식 (5)에 파생상품 거래량 증가율의 변동성 $vderiv_t$ 을 추가해서 검증하는 것이다.

$$vol_t = \alpha_0 + \alpha_d d_t + \beta_{ipi} vipi_t + \beta_{mg} vmzm_t + \beta_{ipm} vppi_t + \beta_{bts} bts_t + vxrate_t \sum_{k=0}^K vderiv_{t-k} + \epsilon_t \quad (6)$$

여기서 $vderiv_{t-k}$ 는 t 월에서 k 전월의 파생상품 거래량 증가율의 실현변동성이다.⁸⁾

전월의 변동성을 포함시킨 것은 선물이나 옵션이 만기를 가지고 있어서 전월의 변동성이 주식의 현물거래에 주는 영향을 검증하기 위함이다.

식 (6)의 회귀모형의 추정 결과는 <표 8>에 요약되어 있다. 모형의 설명력은 모든 경우에 뚜렷이 향상되었을 뿐 아니라, 주요 변수들의 영향이 유의적임이 드러나고 있다. 환율변동성과 불황기의 영향은, 위의 식 (4)~식 (5)의 경우와 마찬가지로, 유의적으로 수익률 변동성을 크게 한다. 보다 큰 의미를 갖는 결과는 거시변수의 변동성이 뚜렷이 유의적으로 나타난다는 점이다. 대부분의 경우, 산업생산의 변동성은 유의적으로 수익률 변동성을 증가시키며, 생산자 물가지수의 변동성은 유의적으로 수익률 변동성을 감소시키는 것으로 보인다.

파생상품거래의 변동성은 수익률 변동성을 낮추는 경향이 있는 것으로 나타나는 데,

8) 위에서 정의 및 산출한 일파생상품 거래량 증가율의월간 표준편차이다.

그 영향은 3개월 이전의 변동성일 경우에 유의적으로 나타난다. 이는 파생상품의 3개월 만기에 주식시장의 현물거래에 대한 영향이 나타날 거라는 예상과 부합하는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

V. 맺는 말

거시적 주식 수익률의 변동성은 거시 경제에 대한 위험의 지표로서, 그리고, 위험자산의 가격 결정요인의 하나로서 중요한 의미를 가진다. 주식이가격이 미래의 현금흐름의 자산가치라는 측면에서 거시적 수익률 변동성은 거시경제변수의 변동성을 반영해야만 한다. 그러나, 종전의 연구결과들은 거시경제변수의 변동성이 수익률변동성을 잘 설명하지 못한다는 수익률 변동성 퍼즐 현상을 보여준다. 이 논문은 그 이유를 주요 설명변수의 누락에 있을 수 있음에 주목하고, 그런 변수로서 금융거래 활동의 변동성에 착안하였다, 주요 금융거래 활동변수로서 파생금융상품의 변동성을 거시경제 변동성에 추가하고, 이들에 대한 수익률 변동성과의 관계를 검정한 결과는 수익률 변동성의 상당 부분이 유의적으로 설명됨을 보여준다. 이들 결과는 주식 수익률 변동성에서 금융활동의 영향을 간과할 수 없을 뿐 아니라, 이들을 누락시킬 경우, 주식 수익률 변동성에 대한 거시경제 변수 변동성의 영향을 제대로 설명할 수 없음을 보여준다.

참 고 문 헌

- 독고윤, 박종원, 조재호, 한국 주식시장의 수익률 프리미엄에 관한 연구, 재무연구, 제14권, 제1호, 2001.
- 소재용, 주식 프리미엄 퍼즐에 대한 연구, 금융학회지, 제12권, 제2호, 2007.
- 오세경, 주가 변동 결정요인에 대한 실증적 분석, 재무연구, 제9호, 1995.
- 장대홍, Do Financial Activities affect Stock Volatility, Working Paper, 2009.
- Abel, Andrew, Risk premia and term premia in general equilibrium, *Journal of Monetary Economics*, 43, (1999), 3-33.
- Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., and Wu, J., "A Framework for Exploring the Macroeconomic Determinants of Systematic Risk," *American Economic Review*, 95, (2005 May), 398-404.
- Barro, R. J., "The Stock Market and Investment," *Review of Financial Studies*, 3, (1990), 115-131.
- Barro, Robert J., Rare disasters and asset markets in the twentieth century, *The Quarterly Journal of Economics*, (2006), 823-866.
- Bollerslev, T., Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 31, (1986), 307-327.
- Brorsen, B. W., Futures Trading, Transactions Costs, and Stock Market Volatility, *Journal of Futures Markets*, 11, (1991), 153-163.
- Campbell, John Y. and Robert J. Shiller, The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors, *Review of Financial Studies*, 1, (1988), 195-228.
- Campbell, J. Y., "A Variance Decomposition for Stock Returns," *Economic Journal*, 101, (1991), 157-179.
- Campbell, J. Y. and Cochrane, J. H., "By Force of Habit : A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior," *Journal of Political Economy*, 107, (1999), 205-251.
- Campbell, S. D. and F. X. Diebold, Stock returns and expected business conditions : half century of direct evidence, NBER WP, (2005), 11736.
- Chen, N.-F., Roll, R. and Ross, S. A., "Economic Forces and the Stock Market," *Journal*

- of Business*, 56, (1986), 383-403.
- Cochrane, John H., Explaining the variance of price-dividend ratios, *Review of Financial Studies*, 5, (1992), 243-280.
- Cochrane, John H., Permanent and transitory components of GDP and stock prices, *Quarterly Journal of Economics*, 109, (1994), 241-265.
- Cox, John C., Jonathan C. Ingersoll, and Stephen A. Ross, A theory of the term structure of interest rates, *Econometrica*, 53, (1985), 385-408.
- Croushore, D., "The Livingston Survey: Still Useful After All these Years," *Business Review*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, (1997 March), 15-27.
- Duffie, Darrell, Jun Pan, and Kenneth Singleton, Transform analysis and asset pricing for affine jump-diffusions, *Econometrica*, 68, (2000), 1343-1376.
- Duffie, Darrell, and Costis Skiadas, Continuous-time asset pricing : A utility gradient approach, *Journal of Mathematical Economics*, 23, (1994), 107-132.
- Fama, E. and French, K., "Dividend Yields and Expected Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, 19, (1988), 3-29.
- Fama, E. and French, K., "Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, 25, (1989), 23-49.
- Fama, E. and French, K., "Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity," *Journal of Finance*, 45, (1990), 1089-1108.
- Hamilton, J. D. and Lin, G., "Stock Market Volatility and the Business Cycle," *Journal of Applied Econometrics*, 11, (1996), 573-593.
- Hodrick, R., "Dividend Yields and Expected Stock Returns : Alternative Procedures for Inference and Measurement," *Review of Financial Studies*, 5, (1992), 357-386.
- Keim, Donald B., and Robert F. Stambaugh, Predicting returns in the stock and bond markets, *Journal of Financial Economics*, 17, (1986), 357-390.
- LeRoy, Stephen F., and Richard D. Porter, The present-value relation : Tests based on implied variance bounds, *Econometrica*, 49, (1981), 555-574.
- Leitch, G. and Tanner, J. E., "Economic Forecast Evaluation : Profits Versus the Conventional Error Measures," *American Economic Review*, 81, (1991), 580-90.
- Mehra, Rajnish, and Edward Prescott, The equity premium puzzle, *Journal of Monetary Economics*, 15, (1985), 145-161.

- Miller, E., "Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion," *Journal of Finance*, 32, (1977), 1151-1168.
- Officer, R. R., The Variability of Market Factor of New York Stock Exchange, *Journal of Business*, 40, (1973), 434-453.
- Reitz, Thomas A., The equity risk premium: A solution, *Journal of Monetary Economics*, 22, (1988), 117-131.
- Ross, S. A., Information and Volatility: The No-arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy, *Journal of Finance*, 44, (1989), 1-17.
- Shiller, Robert J., Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends?, *American Economic Review*, 71, (1981), 421-436.
- Shiller, Robert J., Market Volatility(MIT Press Cambridge, MA). Schwert, G. W.(1989), "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?," *Journal of Finance*, 44, (1989), 1115-1153.
- Stulz, R. M., Should We Fear Derivatives?, NBER WP (2004), 10574.
- Veronesi, Pietro, The Peso problem hypothesis and stock market returns, *Journal of Economic Dynamics and Control*, (2004), 707-725.
- Wachter, J., Can time-varying risk of rare disasters explain aggregate stock market volatility?, NBER WP (2008), 14836.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT
Volume 26, Number 4, December 2009

Stock Volatility and Derivative Trading

Daehong Jaang*

〈abstract〉

This paper empirically examines the relation between stock volatility and volatilities of macroeconomic variables and financial derivative trading. Previous studies have shown that stock volatility has been much greater than volatilities of macroeconomic variables, and their explanatory powers are too weak to confirm hypothesized theoretical relation between stock volatility and macroeconomic volatilities. The test for the relation using Korean data since 1980 verified such a finding. It is argued that this may have been the result from omitting the influence of financial activities on stock volatility. In particular, this paper demonstrates that, by including the volatility of financial derivative trading, stock volatility-macroeconomic volatility relation can not only be explained better, but also the hypothesized significance of macroeconomic volatilities can be restored.

Keywords : Stock Volatility, Financial Derivative Trading, Macroeconomic Volatilities, Financial Activities, Omitted Variables

* Professor, Department of Finance, College of Business, Hallym University