

정책연구시리즈 2010-16

우리나라 주식시장 변동성의 거시경제적 요인에 관한 연구

김 영 일

발 간 사

국내 주식시장은 경기변동 과정과 경제위기 국면에서 급격한 변화를 경험하였는데, 주식이 기업의 주요 자금조달 수단인 동시에 가계의 대표적인 저축 수단이 되고 있음을 고려할 때 시장 변동성의 상승은 국민 경제적 관심을 고조시킨다. 본 연구는 주식시장 변동성의 추세적 요소를 추출하여 이의 특징을 살펴보고 거시경제변수와의 관련성을 분석함으로써 시장 변동성에 대한 체계적인 이해에 기여하고자 한다.

주식시장의 변동성은 시장 참여자가 접하는 뉴스에 의해 영향을 받는데, 뉴스의 종류에 따라 변동성에 대한 영향의 지속성에는 차이가 있을 수 있다. 가령 경기변동에 상응하는 거시경제적 변화에 대한 정보는 변동성의 추세적 변화에 영향을 미칠 수 있는 반면, 시장 유동성 등에 대한 정보는 일시적인 효과만을 나타낼 수 있다. 본 연구는 이러한 문제 의식에 기초하여 국내 주식시장의 변동성을 추세적 요소와 일시적 요소로 분해하였으며, 각 변동성 요소의 특징과 더불어 전체 변동성의 변화에 대한 추세적 변동성 요소의 기여도를 분석하였다. 또한 추세적 변동성의 변화에 대해서는 이의 주요 요인으로서 거시경제적 변화와의 관련성을 분석하였다. 분석 결과, 거시경제적 안정은 주식시장 변동성의 추세적 감소와도 높은 상관관계가 있음을 확인할 수 있었다. 본 연구의 결과가 국내 주식시장의 변동성에 대한 이해 제고는 물론 주식시장과 거시경제 환경과의 상호 관련성에 대한 향후 연구에 있어 기초자료로 활용될 수 있을 것으로 기대한다.

저자는 연구과정에서 귀중한 조언과 비판을 아끼지 않은 본원의 동료 연구위원들과, 본 보고서의 초고에 대해 유익한 논평을 해준 익명의 검토자 두 분, 그리고 분석자료의 수집 및 정리에 있어 수고로움을 아끼지 않은 유주희 연구원에게 깊이 감사하고 있다.

마지막으로 본 보고서에서 제시된 견해는 집필자 개인의 의견이며,
본원의 공식견해가 아님을 밝힌다.

2010년 12월
한국개발연구원 원장
현 오 석

목 차

발간사	
요 약	1
제1장 서 론	3
제2장 관련 선행연구	6
제1절 국외 선행연구	6
제2절 국내 선행연구	8
제3장 주식시장 변동성의 거시경제적 요인에 관한 논의	10
제4장 변동성의 추정방법에 관한 논의	13
제1절 빈도별 변동성 추출방법	13
1. 일반적 논의	13
2. GARCH-MIDAS 모형에 기초한 변동성 분해방법	15
제2절 관련 거시변수의 변동성 추정방법	16
제5장 기초 데이터 분석	18
제1절 데이터	18
제2절 주식시장의 실현된 변동성(Realized Variance)	20
제3절 관련 거시지표의 변동성	21

제6장	주식시장 변동성에 대한 실증분석	24
제1절	주식시장 변동성의 추세적 요소와 이의 특징	24
1.	빈도별 주식시장 변동성 추정	24
2.	주식시장 변동성에 대한 추세적 변동성의 기여도	28
제2절	주식시장의 추세적 변동성과 거시경제변수와의 관련성	30
 제7장	 요약 및 결론	 35
 참고문헌		 38
 부 록		 40
 ABSTRACT		 41

표 목 차

<표 6- 1> GARCH(1,1)-MIDAS 모형의 모수 추정치(1994~2009년)	26
<표 6- 2> 월별 주식시장 저빈도 변동성에 대한 회귀분석 (표본기간: 1994~2009년)	31
<표 6- 3> 분기별 RV를 이용한 GARCH(1,1)-MIDAS 모형의 추정	32
<표 6- 4> 분기별 주식시장 저빈도 변동성에 대한 회귀분석 (표본기간: 1995~2009년)	33

그 림 목 차

[그림 5- 1] KOSPI 일별 수익률(1990~2009년)	19
[그림 5- 2] 관련 주요 거시지표의 추이(1990~2009년)	19
[그림 5- 3] KOSPI 수익률의 월별 실현된 변동성 (realized standard deviation)	21
[그림 5- 4] 주요 거시지표의 변동성(24개월 이동표본 표준편차)	22
[그림 5- 5] 관련 거시지표의 월별 변동성	23
[그림 6- 1] 최적가중치함수(optimal weighting functions)	25
[그림 6- 2] KOSPI 일별 수익률의 변동성과 해당 잔차의 절댓값	26
[그림 6- 3] KOSPI 일별 수익률의 저빈도 변동성($\sqrt{\tau_t}$)	27
[그림 6- 4] KOSPI 일별 수익률의 고빈도 변동성($\sqrt{g_{i,t}}$)	28
[그림 6- 5] KOSPI 일별 수익률의 변동성에 대한 추세적 변동성 요소의 기여도	29

요 약

한국의 주식시장은 경기변동 과정과 경제위기 국면에서 급격한 변화를 보였는데, 주식이 기업의 주요 자금조달 수단인 동시에 가계의 대표적인 저축 수단이 되고 있음을 고려할 때 시장 변동성의 상승은 중요한 이슈가 되고 있다. 본 연구는 이러한 주식시장의 변동성을 추세적 요소와 일시적 요소로 분해함으로써 변동성의 변화에 대한 체계적인 이해를 제고하고자 한다. 또한 장기 추세적인 변동성의 주요 요인으로서 거시경제변수와의 관련성을 분석한다.

본 연구는 주식시장 변동성을 지속성의 정도에 따라 빈도별로 구분하여 추세적인 변화를 반영하는 저빈도 변동성과 일시적인 변화만을 반영하는 고빈도 변동성으로 분해하였다. 변동성의 빈도별 분해를 위한 방법으로는 전체 변동성을 추세적 요소와 일시적 요소의 곱의 형태로 표현하는 Engle, Ghysels, and Sohn(2008)이 제안한 GARCH-MIDAS 모형을 사용하였다. 이러한 형태의 변동성 분해방법은, 일시적인 효과를 갖는 뉴스일지라도 변동성이 이미 추세적으로 높은 시기에 도달한 경우가 그렇지 않은 경우보다 시장에 대한 충격이 더 클 수 있음을 반영하는 특징이 있다. 이에 기초하여 거시경제적 변화에 상응하는 KOSPI 수익률 변동성의 추세적 요소를 추출하였으며, 추세적 요소의 전체 변동성의 변화에 대한 기여도를 분석하였다. 1994~2009년의 표본기간에 대해 분석한 결과, 주식시장 변동성의 변화 중 약 2/3 정도가 장기적인 변화를 의미하는 저빈도 변동성의 변화에 의해 설명될 수 있었다. 이는 일별 주식시장 변동성의 변화 중 약 2/3 정도는 장기적인 효과를 나타내는 뉴스에 의한 결과임을 의미하는 것으로 해석할 수 있다.

한편, 시장 변동성의 장기 추세적인 변화는 그에 상응하는 거시경제 여건의 변화와 관련이 있을 수 있는데, 본 연구에서는 주식시장의 추세적 변동성과 거시경제변수와의 관련성을 분석하였다. 거시경제 관련 주요 지표로는 경기상태, 물가상승률, 거시경제환경의 불확실성과 주식시장의 발달 정도 등을 고려하였다. 경기 관련 지표로는 생산증가율과 경기동행지수 등을 고려하였으며, 거시경제적 불확실성을 반영하는 대용 지표로는 생산, 물가, 이자율, 환율 등의 변동성을 사용하였다. 분석 결과, 주식시장의 변동성은 경기역행적인 특징을 보이는 가운데 물가상승률의 증가에 대해 유의한 양의 상관관계를 나타낸다. 또한 거시경제적 불확실성이 상승하는 시기에 주식시장의 변동성도 확대되는 경향이 있음을 확인할 수 있었다. 한편, 경제규모(GDP) 대비 시장규모의 확대는 주식시장의 변동성 축소와 유의한 양의 상관관계를 보였다.

이상의 주식시장 변동성과 거시경제적 변화와의 관련성은 경제안정화를 위한 거시경제정책이 주식시장의 변동성에 대해서도 유의한 효과가 있음을 시사한다. 가령 물가상승률을 안정화하고 거시경제적 불확실성을 줄이기 위한 정책은 주식시장의 추세적 변동성을 축소하는 데에도 기여할 가능성이 있다. 또한 주식시장의 양적 확대가 규제 및 제도 개선 등의 질적인 발전과 병행되었음을 고려할 때 주식시장의 질적인 발전은 추세적 변동성의 감소에 기여할 수 있다. 한편, 주식시장의 변동성에 대한 거시경제지표의 유의한 설명력은 주식시장의 변동성이 거시경제상태에 대해 중요한 정보를 포함하고 있음을 의미한다. 이는 시장 변동성의 변화가 거시경제여건의 건전성을 판단하는 지표로도 활용될 수 있음을 시사한다.

제1장 서론

우리 경제는 경기변동 과정과 경제위기 국면에서 주식시장의 급격한 변동을 경험하였다. 주식시장 변동성의 상승은 주식이 기업의 자금조달 수단이 될 뿐 아니라 가계의 대표적인 저축 수단이 되고 있음을 고려할 때 국민경제적 관심을 고조시킨다. 또한 주식시장 변동성의 상승은 주가의 기업가치에 대한 정보전달기능을 약화시킬 수 있어 금융자원의 배분 및 경제주체의 의사결정에 비효율을 초래할 가능성이 있다.¹⁾ 따라서 변동성의 추세적인 방향과 이의 요인에 대한 물음은 중요한 이슈가 되고 있다. 본고에서는 주식시장 변동성의 추세적 특징과 이의 요인으로서 거시경제변수와의 관련성에 대해 분석하고자 한다.

주식시장의 변동성은 해당 시장지수 수익률의 변동성으로 정의되는데, 이는 고정되어 있지 않고 변하는 특징이 있다.²⁾ 해당 시점의 변동성이 얼마나 지속될 수 있을지에 대한 물음은 중요한 이슈가 될 수 있는데, 이는 전체 변동성의 변화에서 추세적 변동성 요소의 변화가 차지하는 비중에 의해 설명될 수 있다.³⁾ 가령 전체 변동성의 변화에 대한 추세

1) 이 외에 기업의 관점에서 주식수익률의 변동성이 가지는 중요성에 대해 정리한 문헌으로 Karolyi(2001) 등을 참조할 수 있다.

2) 본고에서는 주식시장 변동성(stock market volatility)을 주식시장의 가격지수 수익률이 나타내는 변동성으로 정의하여 이 용어를 전체 본문에서 사용하였다.

3) 본고에서는 변동성의 추세적 요소를 추세적(trend) 변동성, 저빈도(low frequency) 변동성, 장기적인(long-lived) 변동성 등으로 명명하여 상호 교환적으로(interchangeably) 사용하였다. 한편, 변동성의 일시적 요소는 일시적(transitory or short-lived) 변동성 또는 고빈도(high frequency) 변동성 등으로 명명하여 사용하였다.

적 요소의 기여도가 클수록 해당 기간의 변동성은 추세적인 변화를 겪을 가능성이 높다고 할 수 있다. 반면에 일시적인 변동성의 비중이 높을 경우에는 해당 기간의 변동성은 일시적인 조정을 겪을 수는 있지만 궁극적으로는 장기적인 추세로 빠르게 수렴할 것을 기대할 수 있다. 따라서 전체 변동성의 변화 중 추세적인 요소의 변화가 차지하는 비중은 해당 시기의 변동성에 대한 지속성을 판단하는 지표로서 참고할 수 있다. 본 연구는 위에서 언급한 특징을 고려하여 전체 변동성을 추세적 요소와 일시적 요소로 분해하고 전체 변동성의 변화에 대한 추세적 변동성의 기여도를 분석한다.

또한 주식시장의 변동성 수준과 이의 경제적 요인과의 관련성에 대한 물음도 중요한 이슈가 될 수 있는데, 이에 대한 대답도 추세적인 변화와 일시적인 변화로 구분하여 접근할 수 있다. 주식시장의 변동성은 시장 참여자가 접하는 뉴스에 의해 영향을 받는데, 뉴스의 종류에 따라 변동성에 대한 효과는 지속적일 수도 있으며 일시적인 효과만을 나타낼 수도 있다. 예를 들어 경기변동주기에 상응하는 거시경제적 변화는 주식시장의 변동성에 대해 지속적인 효과를 나타낼 수 있는 반면, 프로그램 매매와 같은 시장 유동성의 변화 등은 일시적인 효과만을 나타낼 수 있다. 이는 주식시장의 변동성이 지속성의 정도에 따라 추세적 변동성과 일시적 변동성 요소로 분해될 수 있으며 이를 구분하여 변동성의 요인을 분석할 수 있음을 시사한다. 본 연구는 거시경제적 변화주기에 상응하는 주식시장 변동성의 추세적 요소를 추출하여 주식시장의 변동성과 거시경제변수와의 관련성을 분석한다.

한편, 주식시장의 가격지수는 실시간으로 발표되는 반면, 주요 거시 지표는 월 또는 분기 이상의 빈도로 공표된다. 이처럼 상이한 빈도로 발표되는 지표들 사이의 관계를 분석하기 위해서도 지표들 사이의 빈도를 일치시킬 필요가 있다. 이를 위해 주식시장의 일별 수익률 자료로부터 월별 또는 분기별 빈도에 상응하는 변동성을 추출함으로써 이와 거시경제적 여건과의 관련성을 분석할 수 있다. 그리고 일시적인 효과를 갖는 뉴스일지라도 변동성이 이미 추세적으로 높은 경우에 시장수익률은 더 크게 반응할 수 있다. 예를 들어 주식시장의 변동성이 이미 추세적으로 높은 불확실한 경제상황에서 시장에 도달하는 일시적인 효과를 갖는 뉴

스는 안정적인 성장국면에서 시장에 도달하는 동일한 뉴스에 비해 훨씬 큰 수익률의 변화를 초래할 수 있다. 이는 추세적 변동성이 일시적인 효과를 갖는 뉴스 충격에 대해 승수효과(multiplier effects)를 가질 수 있음을 의미한다. 본 연구는 이러한 특징을 만족하는 변동성 모형으로서 Engle, Ghysels and Sohn(2008)이 제안한 GARCH-MIDAS 모형을 사용하여 국내 주식시장의 변동성을 추세적 요소와 일시적 요소로 분해하였다.

본 연구는 주식시장의 추세적 변동성에 영향을 미칠 수 있는 요인으로서 변동성에 대해 지속적인 효과를 나타낼 수 있는 뉴스에 해당하는 거시경제변수와의 관련성을 분석하고 있다. 주식시장의 변동성에 영향을 미칠 수 있는 주요 거시경제 관련 정보로서 경기상태, 물가상승률, 거시경제여건의 불확실성, 그리고 주식시장의 발달 정도 등을 고려하였다.⁴⁾ 본 연구는 국내 주식시장 변동성의 추세적 요소를 추출하여 이의 특징을 살펴보고 이와 관련된 거시경제여건과의 관계를 분석하고 있는데, 이와 관련된 국내 선행연구가 매우 제한적이라는 점에서 본 연구는 국내 주식시장의 변동성에 대한 이해를 제고하는 데 기여할 수 있을 것으로 기대한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 국내외 주요 선행연구를 소개한다. 제3장에서는 주식시장 변동성의 거시경제적 요인에 대해 논의하며, 제4장에서는 주식시장 변동성의 빈도별 분해방법과 거시지표의 불확실성을 추정하는 방법에 대해 서술한다. 제5장에서는 분석에 사용된 데이터와 이의 기초적인 특징에 대해 기술한다. 제6장에서는 주식시장의 빈도별 변동성을 추출하고 이의 주요 특징을 살펴본 다음 추세적 변동성과 거시경제여건과의 관련성에 대해 분석한다. 마지막으로 제7장에서는 요약과 결론을 제시한다.

4) 본 연구에서 경기상태(economic activity)를 나타내는 대용지표로는 생산증가율, 경기동행지수 등을 고려하였고, 거시경제여건의 불확실성을 나타내는 지표로는 생산, 물가, 금리, 환율 등의 변동성을 사용하였다. 한편, 주식시장의 발달 정도를 나타내는 지표로는 명목 GDP 대비 주식시장 시가총액을 사용하였다.

제2장

관련 선행연구

금융자산(financial assets) 수익률의 변동성에 관한 연구는 수많은 변동성 모형(volatility model)의 출현과 이에 기초한 자산가격결정모형(asset pricing model) 그리고 금융상품 및 금융시장의 발전에 기여하였다. 하지만 Engle and Rangel(2008)에서도 언급하고 있듯이 기존의 변동성에 관한 연구성과에 비취볼 때 금융시장의 변동성과 이의 경제적 요인에 관한 연구는 미진한 편이다. 다음에서는 변동성의 경제적 요인과 관련된 선행연구를 국외와 국내로 구분하여 살펴본다.

제1절 국외 선행연구

확률적 변동성 모형(stochastic volatility model)에 대한 관심을 불러일으킨 Clark(1973)과 Tauchen and Pitts(1983)의 연구는 변동성이 정보의 흐름을 반영하는 거래량(trading volume)과 밀접한 관련이 있음을 밝히고 있다. 하지만 거래량이 반영하는 정보의 실체에 대해서는 대답을 제시하지 못하는 한계가 있다. 한편, Officer(1973)는 1929~39년의 대공황 시기에 이례적으로 높았던 미국의 주식시장 변동성을 산업생산 변동성과 레버리지에 의해 설명하고자 시도하였다. 반면, Shiller(1981)는 주가의 변동폭이 주식가치의 펀더멘털만을 반영하는 배당수입의 변동폭보다 훨씬 크므로 펀더멘털만에 기초한 주식가격결정모형은 문제가 있음을

주장하였다. 하지만 주식시장의 변동성이 경제상황에 따라 변하는 이유에 대해서는 답을 제시하지 못하였다. 이러한 문제의식에 기초하여 Schwert(1989)는 미국 주식시장의 변동성이 변하는 이유를 설명하기 위해 거시경제변수의 불확실성과 레버리지 등을 고려하였다. Schwert(1989)는 관련 거시변수의 조건부 변동성이 주식시장의 실현된 변동성(realized volatility)에 대해 양의 상관관계를 보이지만 VAR 분석에 기초할 때 미래의 시장 변동성에 대한 예측력은 높지 않은 것으로 보고하고 있다. 이와 유사한 연구로서 Hamilton and Lin(1996)은 미국의 산업생산과 주식수익률을 국면전환모형(regime switching model)에 기초하여 분석하였는데, 경기 확대 또는 수축 등의 경제활동(economic activity) 국면이 주식시장의 변동성에 대해 중요한 설명변수가 될 수 있음을 언급하였다.

하지만 주식시장 변동성과 거시경제적 요인에 관한 기존 연구가 거시경제적 변화에 상응하는 주식시장의 추세적 변동성을 일시적 변동성과 구분하고 있지 않다는 문제의식이 제기되었다. 다시 말해 거시경제상황의 변화 또는 이에 관한 뉴스는 주식시장에 대해 일시적이기보다는 지속적인 효과를 미칠 수 있는데, 이를 고려하기 위해서는 주식시장의 변동성도 일시적이기보다는 추세적인 요소만을 대상으로 분석할 필요가 있다는 것이다. 이에 대한 초기의 반응으로 Engle and Lee(1999)는 변동성을 추세적 요소와 일시적 요소의 합으로 표현하는 2-요소 GARCH 모형을 제안하였다. 하지만 이 모형의 추세적 변동성이 궁극적으로 상수값에 평균회귀하는 특성을 나타내고 해당 변동성 요소의 동태적 변화를 모형화하는 뚜렷한 방법론이 제시되지 못함에 따라 이에 대한 대안으로 Engle and Rangel(2008)은 Spline-GARCH 모형을 제안하였으며, Engle, Ghysels, and Sohn(2008)은 GARCH-MIDAS 모형을 제안하였다. Spline-GARCH 모형과 GARCH-MIDAS 모형은 변동성을 추세적 변동성과 일시적 변동성의 곱으로 표현하고 있다는 점에서는 공통적이거나 추세적 변동성을 모형화하는 방법에 있어서는 차이를 보인다. 전자의 모형은 Spline 함수를 사용하여 추세적 변동성을 반영하는 반면, 후자의 모형은 최근의 MIDAS(Mixed Data Sampling) 방법을 사용하여 추세적 변동성을 모형화하였다. 본 연구는 GARCH-MIDAS 모형에 기초하여 주식시장의 추세적 변동성을 추출하고 이의 동태적 변화를 관련 거시경제변

수에 의해 설명하고자 하였다.

주식시장 변동성과 거시경제변수와의 관련성에 관한 대부분의 선행 연구가 미국의 경우에 초점이 맞추어져 있는 가운데 최근에는 국가별 자료를 이용한 패널 분석(Engle and Rangel[2008])과 횡단면 분석(Diebold and Yilmaz[2008])도 시도되고 있다. 하지만 미국 이외의 개별 국가에 대한 시계열자료를 이용한 연구는 많지 않아 보인다. Kearney and Daly (1998)는 오스트레일리아 주식시장 변동성의 결정요인으로 산업생산, 도매물가, 경상수지, 환율, 통화량, 이자율 등의 거시변수를 고려하였으며, Errunza & Hogan(1998)은 VAR 모형에 기초하여 유럽 주요 선진국의 주식시장 변동성을 산업생산, 통화량, 물가상승률 등에 의해 설명하고자 하였다. 하지만 이들 연구는 주식시장의 변동성을 거시경제적 변화에 상응하는 추세적 요소와 일시적 요소로 구분하지는 않고 있다.

제2절 국내 선행연구

국내 주식시장의 변동성과 관련한 연구는 다수 찾아볼 수 있으나 변동성의 거시경제적 요인에 관한 연구는 많지 않아 보인다. 변영태·박갑제·임순영(2009)은 주식시장 변동성과 거시경제 변동성 간의 관계에 대한 연구가 전무한 상태임을 언급하면서 둘 사이의 관계를 분석하고자 하였다. 이들은 AR(1)-GARCH(1,1) 모형에 기초하여 이자율, 환율, 물가상승률의 변동성이 KOSPI 수익률의 변동성에 유의한 효과가 있음을 보였다. 한편, 김세완(2009)은 경기상태 더미변수를 포함한 AR(1)-EGARCH(1,1)-M 모형에 기초하여 KOSPI 초과수익률의 변동성이 경기 의존적임을 보이고 있다. 하지만 이들 연구는 거시환경의 변화에 상응하는 주식시장 변동성의 추세적 요소와 일시적 변화를 구분하지는 않았다. 반면, 유한수(2008)는 EGARCH(1,1) 모형과 상태공간모형을 단계적으로 적용하여 KOSPI 수익률과 산업생산의 변동성을 영속적 요소와 일시적 요소로 분해한 후 둘 사이의 선도-지연(lead-lag) 관계를 추정하였다. 하지만 주식시장 변동성의 거시경제적 요인에 관한 그 이상의 체계적인 분석은 발견할 수 없다. Engle and Lee(1999)의 2-요소(two

component) GARCH 모형에 기초하여 국내 주식시장의 변동성을 장기 요소와 단기 요소로 분해하여 분석을 진행한 국내연구로는 한상범·오승현(2007)이 있으나 이들은 경제적 요인보다는 프로그램 거래가 갖는 단기적인 효과에만 초점을 맞추고 있다.

제3장

주식시장 변동성의 거시경제적 요인에 관한 논의

주식시장 변동성은 시장수익률의 예상치 못한 변화(충격)의 조건부 분산으로 정의할 수 있다. 여기서 주식수익률은 자본이득(capital gain)과 배당수익률(dividend yield)의 합으로 정의되는데, 주가, 배당수입, 수익률을 각각 P , D , R 이라 하면 주식수익률은 $R_{t,t+1} = (P_{t+1} + D_{t+1})/P_t$ 과 같이 표현된다. Campbell(1991)과 Campbell and Shiller(1988)는 이 식을 로그선형근사기법에 기초하여 전개함으로써 예상치 못한 수익률을 다음과 같이 표현하고 있다.

$$r_t - E_{t-1}r_t = (1 - \rho) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (E_t - E_{t-1}) \Delta d_{t+j} - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (E_t - E_{t-1}) r_{t+j}$$

여기서 d 와 r 은 각각 로그배당수입과 로그수익률을 나타내며, $\rho = 1/(1 + \overline{D/P})$ 이다. 이 식은 예상치 못한 로그수익률($r_t - E_{t-1}r_t$)을 예상 배당증가율의 변화와 기대수익률의 변화로 분해하여 표현하고 있다. 이 근사식에 따르면, 미래 배당증가율에 대한 기대치가 상승하거나 예상수익률이 하락할 경우 현재 수익률은 예상보다 증가함을 보이고 있다. 한편, 기대수익률은 무위험이자율(riskless interest rate)이 하락하거나 리스크 프리미엄(risk premium)이 감소할 경우 미래에 대한 할인율(discount rate)이 작아지게 되어 하락한다. 따라서 미래의 배당수입 또는 할인율과 관련한 뉴스가 주식시장 참여자에게 도달할 경우 이는 투자자

들의 향후 배당증가율과 주식수익률에 대한 기대를 변화시킴으로써 현재의 주식수익률이 영향을 받는 것으로 이해할 수 있다. 이는 시장 참여자의 기대를 변화시킬 수 있는 뉴스의 흐름이 주식수익률에 대한 충격으로 작용할 수 있음을 시사한다.

이처럼 주식시장 변동성은 시장수익률에 대한 충격으로 작용하는 뉴스에 의한 결과로 이해할 수 있는데, 뉴스의 종류에 따라 변동성에 대한 영향의 지속성에는 차이가 있을 수 있다. 예를 들어 경제위기 또는 경기변동과 같은 거시환경의 변화에 관한 뉴스는 시장 변동성에 비교적 지속적인 영향을 미칠 수 있는 반면, 일시적인 유동성의 변화 등에 관한 뉴스는 시장 변동성에 대해 일시적인 효과만을 보일 수 있다. 거시경제 환경의 변화는 월 또는 분기 단위 이상의 비교적 긴 기간에 걸쳐 발생하는 경향이 있으며, 이를 반영하는 거시지표의 관찰빈도 또한 월 또는 분기 이상의 기간에서 일어난다. 또한 거시 관련 뉴스는 특정 거시지표의 발표시점에만 국한하지 않고 이전 기간에라도 관련 정보가 조금씩 드러남에 따라 일시적이기보다는 비교적 긴 기간에 걸쳐 주식시장의 변동성에 지속적으로 영향을 미칠 가능성이 높다. 따라서 거시경제상황에 관한 뉴스는 주식시장 변동성의 추세적인 변화를 초래하는 요인이 될 수 있다. Schwert(1989), Errunza and Hogan(1998), Kearney and Daly(1998), Engle and Rangel(2008), Engle, Ghysels, and Sohn(2008) 등은 주식시장 변동성의 장기적인 변화를 결정하는 수 있는 요인으로서 거시경제 관련 뉴스(산업생산, 생산자물가, 경기국면 등)를 고려하고 있다. 한편, 거시 관련 뉴스가 주식시장 변동성의 추세적인(또는 장기적인) 변화요인이 될 수 있음을 고려할 때, 주식시장 변동성 전체보다는 일시적 요소(cyclical component)와 대조되는 추세적 요소(trend component)를 추출하여 이의 거시적 결정요인을 분석하는 것이 적절할 수 있다. 이러한 문제의식에 기초하여 Engle and Rangel(2008)과 Engle, Ghysels, and Sohn(2008)은 거시지표의 관찰빈도에 상응하는 월별 또는 분기별 저빈도 주식시장 변동성을 추출하여 이의 결정요인으로서 거시환경의 변화를 분석하고 있다.

주식시장 변동성의 변화는 향후 예상되는 배당수입에 대한 충격(dividend shock) 또는 할인율을 결정하는 무위험이자율과 리스크 프리미엄

업에 대한 충격(expected return shock)에 의해 설명될 수 있다. 거시경제 변수가 시장 변동성에 미치는 영향도 이러한 경로에 기초하여 이해할 수 있다. 시장 변동성에 영향을 미칠 수 있는 거시경제적 요인으로는 경기국면, 주요 거시변수의 증가율과 변동성, 시장의 발달 정도 등을 고려할 수 있다. 먼저, 경기국면의 경우 경기하강기가 상승기에 비해 레버리지의 악화됨에 따라 리스크 프리미엄의 상승에 의해 주식시장의 변동성도 확대될 가능성이 있다. 주식시장 변동성은 거시경제환경의 불확실성과도 밀접한 관련이 있다. 주요 거시변수의 변동성에 반영되는 거시환경의 불확실성은 기업 수익(profitability)의 불확실성과 관련 리스크 프리미엄을 상승시킴으로써 주식시장의 변동성도 높아지게 된다. 예를 들어 주요 거시변수로서 산업생산, 생산자물가, 이자율, 환율 등의 불확실성은 기업 수익의 불확실성을 증폭시킬 수 있으며, 관련 기대수익률에도 영향을 미침으로써 주식시장의 변동성이 상승할 수 있다. 또한 높은 물가상승률도 향후 경기에 대한 불안과 통화정책에 대한 부담을 가중시킴으로써 주식시장의 변동성을 확대시킬 가능성이 있다. 한편 주식시장의 발달 정도는 분산투자 기회의 확대와 거래비용의 감소 등을 통해 리스크의 축소에 기여함으로써 시장 변동성을 완화할 수 있다.

또한 거시경제상황을 반영하는 주식시장의 추세적 변동성은 일시적인 효과만을 나타내는 뉴스의 시장에 대한 충격을 확대 또는 축소하는데 기여할 수 있다. 이는 일시적 효과만을 갖는 뉴스일지라도 주식시장의 변동성이 이미 추세적으로 높은 시기에 도달한 경우에는 시장에 대한 충격의 정도가 훨씬 클 수 있기 때문이다. 다시 말해, 동일한 일시적인 충격요인일지라도 경제위기 또는 불황국면에서 발생하는 일시적 충격이 호황국면에서 발생하는 일시적 충격보다 시장에 대한 영향이 더 클 수 있다. 이는 변동성의 추세적인 움직임을 묘사하는 저빈도 변동성이 일시적인 효과를 갖는 뉴스의 시장에 대한 충격에 대해 승수로서 작용할 수 있음(multiplier effects)을 시사한다.

제 4 장

변동성의 추정방법에 관한 논의

주식시장에 도달하는 뉴스가 나타내는 효과의 지속성에 기초할 때 주식시장의 변동성은 저빈도(low frequency) 변동성과 고빈도(high frequency) 변동성으로 구분할 수 있다. 저빈도 변동성은 일 단위 또는 주 단위의 짧은 기간 동안에는 변화가 없지만 월 또는 분기 이상의 비교적 긴 기간에는 변화를 보이는 변동성의 추세(trend)로 이해할 수 있다. 반면, 고빈도 변동성은 일 단위 또는 주 단위의 비교적 짧은 기간에는 큰 변화를 보일 수 있으나 그 이상을 넘어서는 장기에는 변동성에 대한 영향이 없는 일시적인(transitory) 변동성으로 생각할 수 있다. 다음에서는 저빈도 변동성과 고빈도 변동성을 추출하는 방법에 대해 논의한다.

제1절 빈도별 변동성 추출방법

1. 일반적 논의

주식시장에 도달하는 뉴스는 투자자들의 향후 기업 수익에 대한 기대 또는 리스크 프리미엄 등에 영향을 미침으로써 현재의 주가와 그 변동성에 변화를 초래한다. 이처럼 수익률의 변화를 가져오는 뉴스는 다음과 같이 수익률에 대한 예상치 못한 충격으로 표현할 수 있다.

$$r_t - E_{t-1}(r_t) = u_t,$$

여기서 r_t 는 t 시점의 수익률이며 $E_{t-1}(r_t)$ 는 t 기의 수익률에 대한 $t-1$ 시점에서의 예상치이므로 $r_t - E_{t-1}(r_t)$ 는 t 기의 예상치 못한 수익률을 의미한다. 이러한 t 기의 예상치 못한 수익률은 수익률에 대한 충격(u_t)으로 볼 수 있다.

수익률에 대한 충격은 충격의 지속 정도에 따라 빈도별로 분해하여 이해할 수 있다. 장기적인 효과를 묘사하기 위한 저빈도의 시점들을 t 로 표시하면 고빈도의 시점들은 이를 세분화하여 i, t 로 표시할 수 있다. 예를 들어, i, t 에서 t 가 월별(분기별) 시점을 표시한다면 i 는 해당 t 월(t 분기)의 i 일 또는 i 주를 나타낸다. 따라서 i, t 시점에서 수익률에 대한 예상치 못한 충격은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$r_{i,t} - E_{i-1,t}(r_{i,t}) = u_{i,t}$$

예상치 못한 충격 $u_{i,t}$ 의 조건부 변동성($E_{i-1,t}[u_{i,t}^2]$)은 지속성의 정도에 따라 장기 효과를 갖는 저빈도 변동성과 단기 효과를 갖는 고빈도 변동성으로 분해할 수 있다.

$$u_{i,t} = \sqrt{\tau_t \cdot g_{i,t}} \varepsilon_{i,t}$$

여기서 τ_t 는 장기적인 변동성의 추이를 묘사하는 저빈도 변동성을, $g_{i,t}$ 는 일시적인 변동성의 변화를 묘사하는 고빈도 변동성을 나타낸다. 이 식에서 $\varepsilon_{i,t}$ 는 $E_{i-1,t}[\varepsilon_{i,t}] = 0$ 과 $Var_{i-1,t}[\varepsilon_{i,t}] = 1$ 을 만족하는 확률변수이다. 한편, 위 식의 좌변을 저빈도 변동성($\sqrt{\tau_t}$)으로 나누어 주면, 이는 예상치 못한 수익률에서 장기적인 추세를 제거하게 되므로 다음과 같이 수익률의 일시적인 충격요인만 남게 된다.

$$\frac{r_{i,t} - E_{i-1,t}(r_{i,t})}{\sqrt{\tau_t}} = \sqrt{g_{i,t}} \varepsilon_{i,t}$$

여기서 고빈도 변동성($g_{i,t}$)은 일시적인 효과만 있고 평균적으로는 변동성에 영향을 미치지 못하므로 이의 비조건부 기대치(unconditional expectation)는 $E_{t-1}[g_{i,t}] = 1$ 을 만족하게 된다. 따라서 수익률에 대한 비조건부 변동성(분산) $E_{t-1}[u_{i,t}^2]$ 은 수익률의 저빈도 변동성(τ_t)과 같게

된다. 이는 수익률의 변동성이 장기적인 변화를 묘사하는 저빈도에서는 τ_t 에 의해 표현되지만, 개별 시점(i, t)에서는 고빈도 변동성을 함께 반영하는 $\tau_t \cdot g_{i,t}$ 에 의해 표현됨을 의미한다.

2. GARCH-MIDAS 모형에 기초한 변동성 분해방법

위 식에 기초하여 빈도별 변동성을 추출하기 위해서는 저빈도 변동성(τ_t)을 모형화할 필요가 있다. Engle and Rangel(2008)은 exponential quadratic spline function을 사용하여 τ_t 를 비모수추정할 것을 제안(Spine-GARCH 모형)하고 있으며, Engle, Ghysels, and Sohn(2008)은 MIDAS filtering을 이용하여 τ_t 를 추정할 것을 제안(GARCH-MIDAS 모형)하고 있다. 본 연구에서는 GARCH-MIDAS에 기초하여 빈도별 변동성을 추출한다.

MIDAS filter를 사용할 경우 장기 변동성 τ_t 는 다음과 같이 정보변수 X 의 후행시차변수들의 선형조합으로 표현할 수 있다.

$$\tau_t = \theta \sum_{k=1}^K \phi_K(k, w) X_{t-k}$$

여기서 θ 는 스케일(scale)을 조정하는 모수(parameter)이며, $\phi_K(k, w)$ 는 X_{t-k} 에 대한 가중치함수(weighting function)를 나타낸다. 이는 정보변수 X 의 각 후행시차변수(lagged X s)에 대해 어느 정도의 가중치를 부여하여 저빈도 변동성 τ_t 에 반영할 것인지를 결정한다. $\phi_K(k, w)$ 로는 다음과 같이 베타 가중치 기법(Beta weighting scheme) 등을 사용할 수 있다.

$$\phi_K(k, w) = (1 - k/K)^{w-1} / \sum_{k=1}^K (1 - j/K)^{w-1}$$

위 모형을 추정하기 위해서는 저빈도 변동성(τ_t)을 구성하는 정보변수 X 가 필요한데 이에 해당하는 변수로는 특정 변동성 지표 자체를 직접 고려하거나 관련 거시변수 등과 같은 장기 변동성 요인을 고려할 수도 있다. 예를 들어, Schwert(1989) 또는 Campbell *et al.*(2001) 등에서 사용하고 있는 변동성 지표인 실현된 변동성(Realized Volatility: RV)을 사

용하여 저빈도 변동성을 구성할 수도 있으며, Engle, Ghysels, and Sohn (2008)에서처럼 산업생산, 생산자물가 등과 같은 관련 거시변수를 이용하여 저빈도 변동성을 구성할 수도 있다.

일단 저빈도 변동성을 구하게 되면 예측치 못한 수익률을 저빈도 변동성으로 나누어 단기적인 효과만을 반영하는 변동성 요인($\sqrt{g_{i,t}} \varepsilon_{i,t}$)을 얻을 수 있다. 고빈도 변동성($g_{i,t}$) 모형으로는 수익률의 단기적인 변동성을 비교적 잘 묘사하는 것으로 알려진 GARCH 모형을 사용할 수 있는데, 단기적인 효과만을 반영하기 위해 $E_{t-1}[g_{i,t}] = 1$ 의 제약조건을 부여한다. 본 연구에서는 적은 수의 모수(parameter)만으로 변동성을 효과적으로 반영하는 GARCH(1,1) 모형을 사용한다.

$$\begin{aligned} g_{i,t} &= (1 - \alpha - \beta) + \alpha(g_{i-1,t} \varepsilon_{i-1,t}^2) + \beta g_{i-1,t} \\ &= (1 - \alpha - \beta) + \alpha(r_{i-1,t} - E_{i-2,t}(r_{i-1,t}))^2 / \tau_t + \beta g_{i-1,t} \end{aligned}$$

여기서 첫째 항은 단기 변동성($g_{i,t}$)의 기대치(expectation)가 1이 되도록 하는 제약조건이고, 둘째 항은 ARCH항, 셋째 항은 GARCH항을 나타낸다. 이는 고빈도 변동성 $g_{i,t}$ 가 장기적으로는(평균적으로는) 1을 중심으로 변하지만, 단기에서는 전기의 고빈도 변동성($g_{i-1,t}$)과 전기의 예측 오차($r_{i-1,t} - E_{i-2,t}(r_{i-1,t})$)를 반영하여 변함을 의미한다.

제2절 관련 거시변수의 변동성 추정방법

주식시장의 변동성은 거시환경의 불확실성에 의해 영향을 받는데, 이러한 거시환경의 불확실성은 관련 거시변수의 변동성에 반영되는 것으로 볼 수 있다. 거시변수 X_t 의 로그증가율($\ln(X_t/X_{t-1})$)을 g_t 라고 하면 이의 예상치 못한 증가율($\varepsilon_t \equiv g_t - E_{t-1}[g_t]$)에 대해서 변동성을 구할 수 있다. 변동성을 추정하기 위한 방법으로 Officer(1973), Fama(1976), Merton(1980), Schwert(1989) 등은 예상치 못한 증가율의 절댓값 $|\varepsilon_t|$ 을 다음과 같은 자기회귀(AR)모형으로 추정할 수 있음을 보이고 있다.

$$|\epsilon_t| = \sum_j \gamma_j D_j + \sum_k |\epsilon_{t-k}| + u_t$$

여기서 D_j 는 계절성을 제거하기 위한 더미변수이다.

한편, Engle(1982)과 Bollerslev(1989)은 예측치 못한 증가율의 변동성을 ARCH/GARCH 모형으로 추정할 수 있음을 보이고 있다. 본 연구에서는 GARCH 모형에 기초하여 예측치 못한 해당 거시변수 증가율의 변동성을 추정한다.

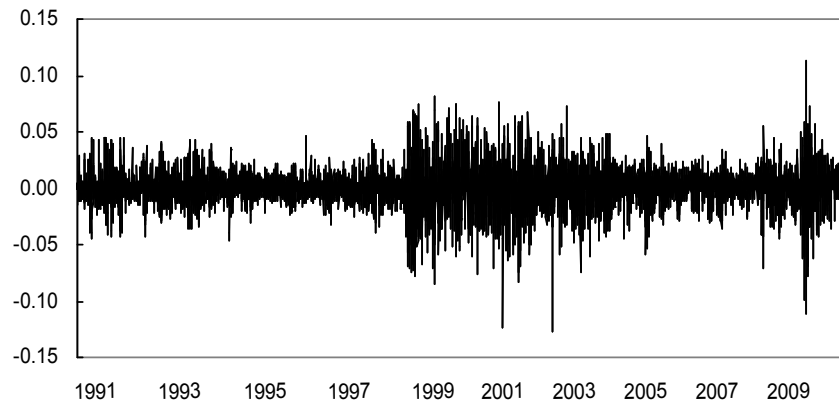
제5장 기초 데이터 분석

제1절 데이터

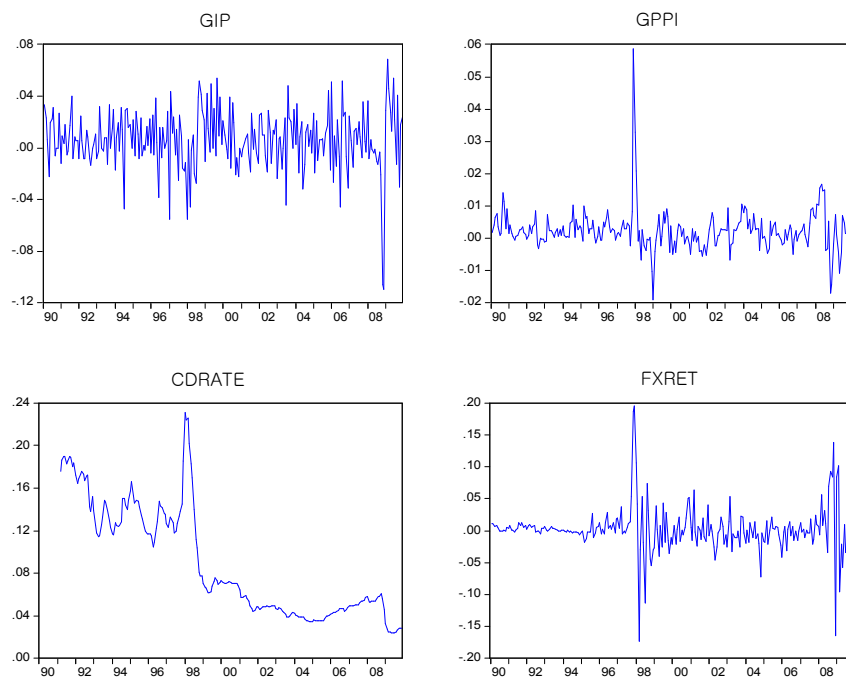
본 연구는 주식시장 변동성과 거시경제적 여건과의 관련성을 분석하고 있는데, 이를 위해 주식시장 관련 자료와 거시경제 관련 자료를 사용하였다. 우선 주식시장 수익률과 변동성을 추정하기 위해 KOSPI 가격지수를 사용하였다. 주식시장 일별 수익률 r_i 는 해당일 i 의 종가를 P_i 라 할 때 이의 로그수익률($\ln(P_i/P_{i-1})$)로 정의할 수 있다. [그림 5-1]은 KOSPI 일별 수익률을 1990년 1월 3일부터 2009년 12월 30일까지 20년의 기간에 대해 보여주고 있다. 그림에서 보듯이 유가증권시장은 1997년 IMF 외환위기 이후 4~5년간 비교적 높은 변동성을 보였으며, 최근의 금융위기 기간에도 높은 변동성을 기록하였다.

한편, 주식시장의 변동성과 관련된 거시변수로서 산업생산, 생산자물가지수, CD 금리, 원/달러 환율 등을 고려하였다. 이 변수들 중 산업생산은 통계청 자료를 이용하였으며, 나머지는 한국은행 자료를 이용하였다. 산업생산, 생산자물가지수, 환율의 월별(분기별) 증가율은 해당 변수의 계절조정값을 로그차분한 로그증가율로 정의하였다. [그림 5-2]는 산업생산 증가율, 생산자물가 상승률, CD 금리, 원/달러 환율 변화율을 1990~2009년의 기간에 대해 보여주고 있다. CD 금리의 경우 2000년 이후 절대적인 수준이 낮아지는 가운데 변화폭도 축소되는 모습을 보이는데, 이는 물가상승률과 경제성장률 둔화 그리고 이자율 중심의 통화정책

[그림 5-1] KOSPI 일별 수익률(1990~2009년)



[그림 5-2] 관련 주요 거시지표의 추이(1990~2009년)



주: 위 그림에서 GIP, GPPI, CDRATE, FXRET은 각각 산업생산 증가율, 생산자물가 상승률, CD 수익률, 원/달러 환율을 나타낸다.

도입 등에 의해 영향을 받은 것으로 이해할 수 있다. 한편, 원/달러 환율 수익률은 1997년을 전후하여 변화폭에 있어 큰 차이를 보이는데, 이는 1997년 외환위기 이후 변동환율제로 전환된 결과로 볼 수 있다. 우리 경제는 1997년의 외환위기와 2008년의 금융위기 시에 거시경제상황이 급격한 변화를 겪었는데, 그림의 모든 거시지표들에서 이러한 변화가 반영되고 있음을 확인할 수 있다. 또한 주식시장의 변동성에 영향을 미칠 수 있는 요인으로 시장의 발달 정도를 고려하기 위해 이에 대한 대용지표로서 GDP 대비 주식시장 시가총액을 이용하였다.

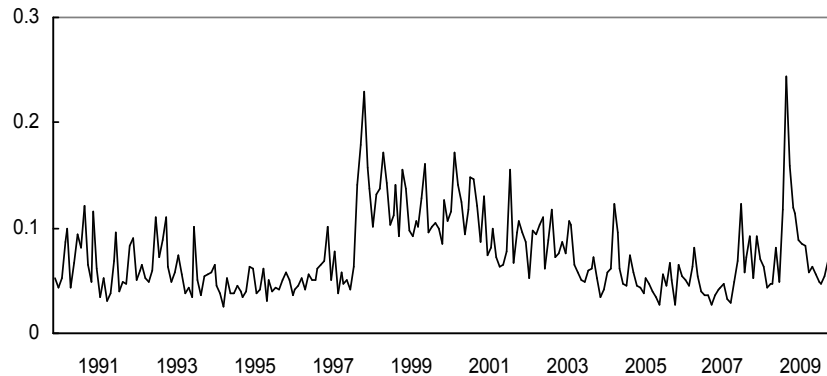
제2절 주식시장의 실현된 변동성 (Realized Variance)

주식시장의 저빈도 변동성을 구하기 위한 한 방법으로 MIDAS filtering을 고려할 수 있는데, 이를 위해서는 저빈도 변동성을 구성하는 정보변수가 필요하다. 본 연구에서는 실현된 변동성(Realized Variance: RV)을 저빈도 변동성을 구성하는 정보변수로 활용하였다. 해당 t 월(분기)의 실현된 변동성 RV_t 는 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$RV_t = \sum_{i=1}^{N_t} (r_{i,t} - \bar{r}_t)^2$$

여기서 N_t 는 해당 t 월(분기)에 관찰된 일별 수익률 $r_{i,t}$ 의 개수이며, \bar{r}_t 는 해당 t 월(분기)의 일평균 수익률을 나타낸다. [그림 5-3]은 월별 실현된 변동성을 보여주고 있는데, 1997년 외환위기 시에 높아진 변동성은 위기 이전 수준으로 회귀하는 데 5년 정도의 긴 기간이 걸린 반면, 최근 금융위기 시에 높아진 변동성은 상대적으로 빨리 안정되고 있음을 알 수 있다.

[그림 5-3] KOSPI 수익률의 월별 실현된 변동성
(realized standard deviation)



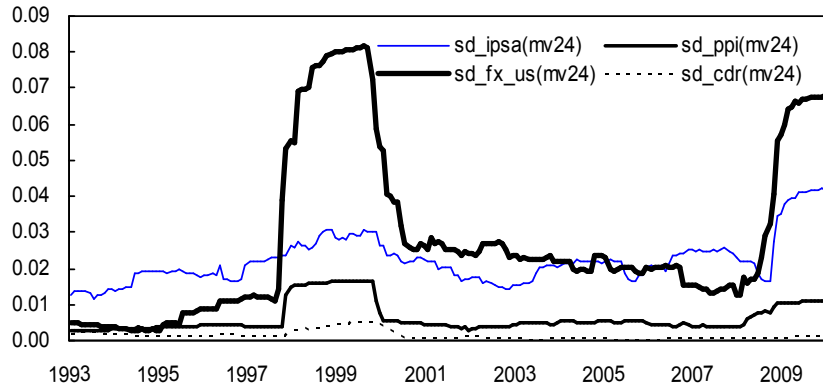
제3절 관련 거시지표의 변동성

본 연구에서는 거시환경의 불확실성이 주식시장의 변동성에 미칠 수 있는 영향에 관심이 있는데, 주식시장의 변동성과 관련된 거시지표로서 산업생산, 생산자물가, CD 금리, 원/달러 환율 등을 고려할 수 있다. 해당 거시변수들의 변동성을 24개월 이동표본 표준편차(24-month moving sample standard deviation)에 기초하여 개략적으로 살펴보면 [그림 5-4]와 같다. 그림에서 보듯이 대부분 거시변수들의 변동성은 1997년 외환위기 와 최근의 금융위기 기간에 급격하게 상승하는 모습을 보이는 가운데, 이외의 기간에는 상대적으로 낮은 변동성을 기록하고 있다.

한편, 거시환경의 불확실성을 시점별로 분석하기 위해서는 해당 거시지표의 증가율에 대한 예상치 못한 충격이 갖는 변동성을 추정할 필요가 있다. 거시변수 X_t 의 로그증가율($\ln(X_t/X_{t-1})$)을 g_t 라고 하면, 이의 예상치 못한 증가율 충격은 $g_t - E_{t-1}[g_t]$ 로 표현할 수 있다. 여기서 $E_{t-1}[g_t]$ 은 t 기의 증가율에 대한 $t-1$ 시점의 기대치인데, 이는 다음과 같은 자기회귀(AR)모형 등으로 표현할 수 있다.

$$g_t = const. + \sum_{i=1}^p \beta_i g_{t-i} + \epsilon_t$$

[그림 5-4] 주요 거시지표의 변동성(24개월 이동표본 표준편차)



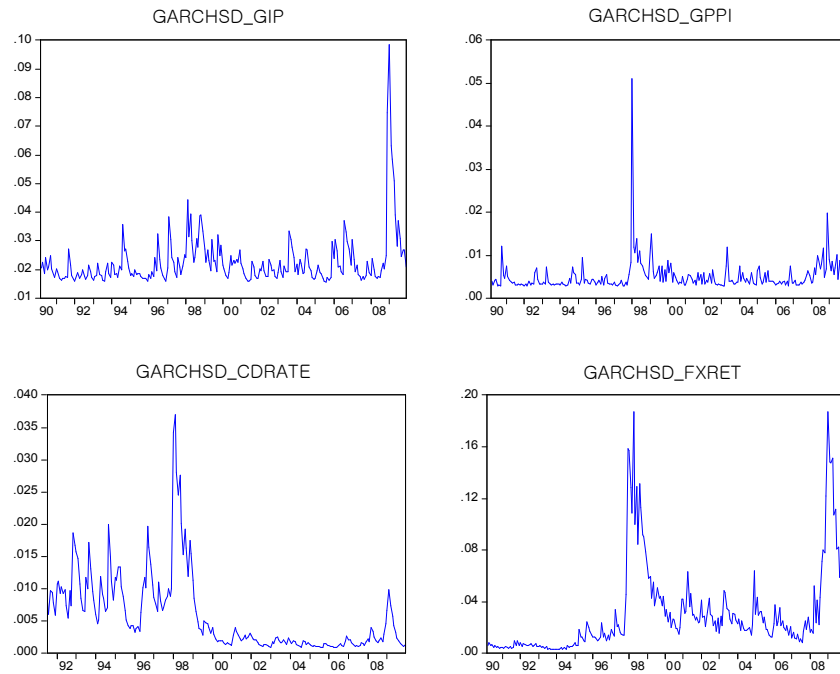
주: 위 그림에서 sd_ipsa, sd_ppi, sd_fx_us, sd_cdr은 각각 산업생산 증가율, 생산자물가 상승률, 원/달러 환율 수익률, CD 수익률의 24개월 이동표본표준오차를 나타낸다.

실제 증가율과 예상 증가율의 차이인 잔차(residual)는 증가율에 대한 예상치 못한 충격으로 해석할 수 있는데, 이의 조건부 변동성은 자기회귀모형 또는 GARCH 모형 등으로 추정 가능하다. 본 연구에서는 GARCH 모형에 기초하여 해당 거시지표의 변동성을 추정하였다. 관련 거시지표로는 산업생산, 생산자물가, 이자율, 환율 등을 고려하였으며, 해당 변수의 통계적 성질에 기초하여 산업생산 증가율은 AR(1)-GARCH(1,1)로, 생산자물가 상승률은 AR(1)-GARCH(1,2)로, CD 금리는 AR(4)-GARCH(1,1)로, 원/달러 환율 수익률은 AR(1)-GARCH(2,1)로 각각 모형을 설정하여 해당 거시지표의 월별 조건부 변동성을 추정하였다.⁵⁾ 또한 분기별 거시지표의 변동성에 대해서도 AR-GARCH 모형을 사용하였으나, 증가율과 GARCH 모형의 후행시차(lag) 구조는 다소 차이가 있다.

[그림 5-5]는 해당 거시지표의 월별 조건부(GARCH) 표준편차를 1990년부터 2009년까지의 기간에 대해 추정한 값을 보여주고 있다.

5) AR(a)-GARCH(b,c)에서 a는 해당 거시지표의 후행시차 수를, b와 c는 GARCH 모형에서 각각 GARCH항의 후행시차 수와 ARCH항의 후행시차 수를 나타낸다.

[그림 5-5] 관련 거시지표의 월별 변동성



주: 위 그림에서 GARCHSD_GIP, GARCHSD_GPPI, GARCHSD_CDRATE, GARCHSD_FXRET은 각각 산업생산, 생산자물가 상승률, CD 수익률, 원/달러 환율 수익률의 조건부 표준편차를 나타낸다.

그림은 대부분 거시지표의 변동성이 두 번의 경제위기를 기점으로 급격하게 상승하는 모습을 보여주는데, 이는 거시경제적 불확실성이 위기국면에서 급격하게 확대되었음을 시사한다.

제6장 주식시장 변동성에 대한 실증분석

제1절 주식시장 변동성의 추세적 요소와 이의 특징

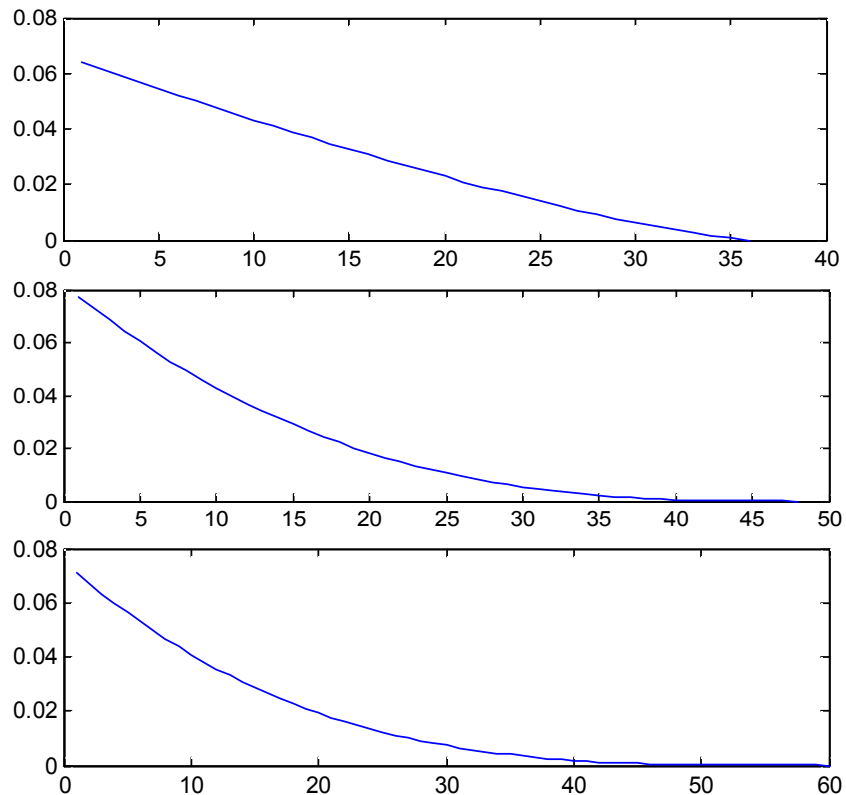
1. 빈도별 주식시장 변동성 추정

본 소절에서는 GARCH-MIDAS 모형에 기초하여 KOSPI 일별 수익률의 변동성을 추정하고 이를 저빈도의 장기적인 변동성 추세(trend)와 고빈도의 일시적인 변동성 요소(transitory component)로 분해하여 각각의 특징을 살펴보고자 한다. 추정에 사용된 모형은 다음과 같이 요약할 수 있다.

$$r_{i,t} = \mu + \sqrt{\tau_t \cdot g_{i,t}} \varepsilon_{i,t}$$
$$\tau_t = \theta \sum_{k=1}^K \phi_K(k, w) R V_{t-k} \quad \text{with}$$
$$\phi_K(k, w) = (1 - k/K)^{\omega-1} / \sum_{k=1}^K (1 - j/K)^{\omega-1}$$
$$g_{i,t} = (1 - \alpha - \beta) + \alpha (r_{i-1,t} - \mu)^2 / \tau_t + \beta g_{i-1,t}$$

위 모형은 QMLE(Quasi Maximum Likelihood Estimation)를 사용하여 추정할 수 있다. 모형의 추정에 있어 저빈도 변동성(τ_t)을 구성하는 정보변수 RV 의 후행시차의 개수인 K 는 외생적으로 주어지는 것으로 가정하였다. [그림 6-1]은 3년($K=36$), 4년($K=48$), 5년($K=60$)의 후행시차를

[그림 6-1] 최적가중치함수(optimal weighting functions)($K=36, 48, 60$ 인 경우)



허용할 경우 각각에 대한 최적가중치함수(optimal weighting function) ϕ_K 를 보여주고 있다. 그림에서 보듯이 RV 의 후행시차변수는 과거 3~4년 정도까지가 저빈도 변동성에 주요하게 반영되며, 그 이상의 시차를 갖는 RV 는 현재의 저빈도 변동성에 별 영향이 없는 것으로 볼 수 있다.

4년의 후행시차($K=48$)를 허용한 경우의 모형 추정 결과는 <표 6-1>과 같다.⁶⁾ GARCH항의 추정계수는 0.87로 1에 가까운데, 이는 고빈도

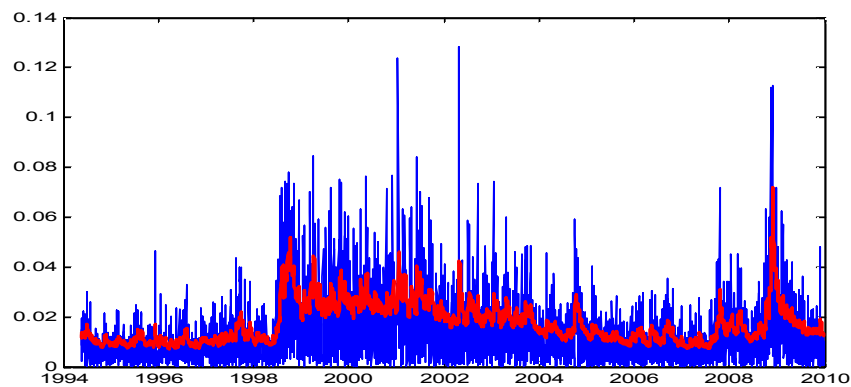
6) 모형의 실제 추정에 있어서는 일차적으로 일별 주식수익률의 비조건부 평균치(unconditional mean)에 해당하는 상수항 μ 를 먼저 추정된 후 두 번째 단계에서 예상치 못한 수익률($r_{i,t} - \mu$; demeaned return)을 이용하여 GARCH-MIDAS 모형의 모수들(parameters)을 동시에 추정(joint estimation)하였다. 해당 기간에 대한 상수항 μ 의 추

〈표 6-1〉 GARCH(1,1)-MIDAS 모형의 모수 추정치(1994~2009년)

표본기간	α	β	θ	ω
1990~2009	0.0909 (0.0001)	0.8740 (0.0000)	0.0500 (0.0000)	3.7755 (1.0869)

주: () 안은 표준오차(standard error)를 표시.

[그림 6-2] KOSPI 일별 수익률의 변동성과 해당 잔차의 절댓값

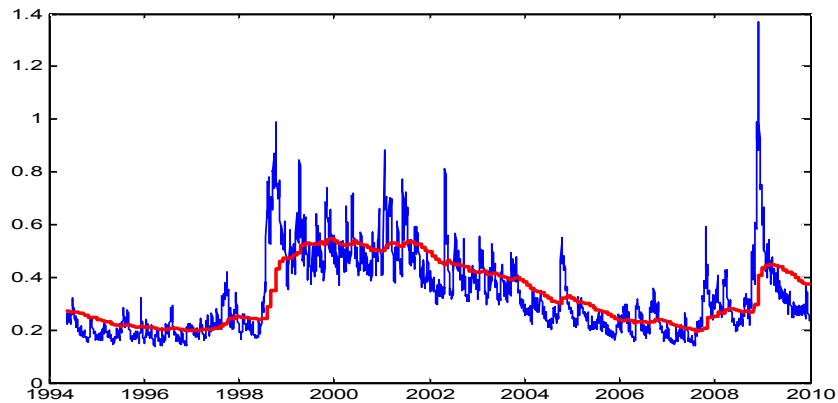


변동성 $g_{i,t}$ 가 비교적 높은 지속성(persistence)을 보임을 의미한다.

추정된 모형에 따르면, KOSPI 일별 수익률의 변동성은 [그림 6-2]와 같이 나타난다. 그림은 예상치 못한 수익률($r_{i,t} - \mu$)의 절댓값도 함께 보여주고 있는데, 추정된 변동성이 이를 비교적 잘 묘사하고 있음을 확인할 수 있다.

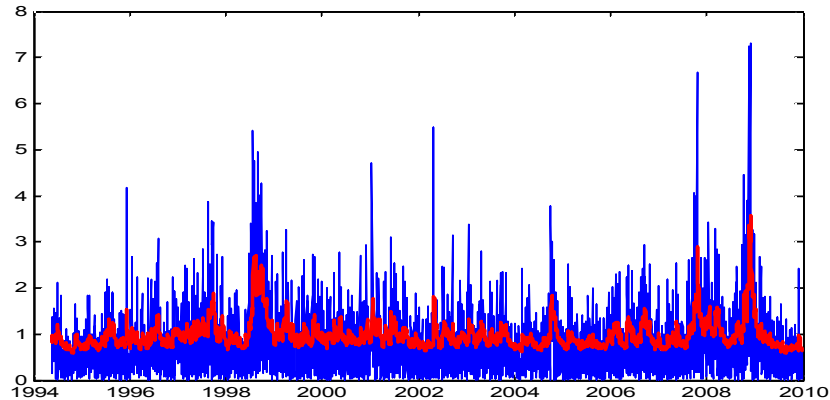
한편, 주식시장 일별 변동성은 변동성의 장기적인 추세를 반영하는 저빈도 변동성과 단기의 일시적인 변화를 반영하는 고빈도 변동성으로 분해할 수 있다. [그림 6-3]은 연율로 환산한(annualized) 저빈도 변동성을 보여주고 있다. 그림은 연율로 환산한 KOSPI 수익률의 일별 변동성도 함께 보여주고 있는데, GARCH-MIDAS로 추정한 저빈도 변동성이 KOSPI 변동성의 장기적인 추세를 비교적 잘 묘사하고 있음을 확인할 수 있다.

정치는 0.000159인데, 이는 연율로 5.8%의 수익률에 해당한다.

[그림 6-3] KOSPI 일별 수익률의 저빈도 변동성($\sqrt{\tau_t}$)

그림에서 보듯이 저빈도 변동성은 1997년 IMF 외환위기 이후 수년간 이전보다 훨씬 높은 수준을 유지하였음을 알 수 있다. 이처럼 높은 수준의 저빈도 변동성은 이후 점차 안정화되는 추세를 보이는 가운데 2005년에 들어서야 위기 이전의 변동성 수준을 회복하였다. 하지만 최근의 금융위기를 경험하면서 다시 빠른 속도로 상승하였고 위기가 마무리되는 국면에서 다시 안정화되는 모습을 보이고 있다.

한편, KOSPI 수익률의 고빈도 변동성($g_{i,t}$)은 저빈도 변동성(τ_t) 대비 일별 변동성($\tau_t g_{i,t}$)의 비율로 계산된다. [그림 6-4]는 KOSPI 수익률의 고빈도 변동성과 예상치 못한 일시적인 수익률 충격의 절댓값($|(r_{i,t} - \mu)/\sqrt{\tau_t}|$)을 함께 보여주고 있다. 그림에서 보듯이 고빈도 변동성은 평균적으로 1을 중심으로 변하고 있으며 상수값 1로의 평균회귀성향(mean reversion)을 보인다. 또한 고빈도 변동성이 일시적인 변동성 요소(transitory component)를 비교적 잘 반영하고 있음을 확인할 수 있다. 고빈도 변동성은 특히 IMF 외환위기와 최근의 금융위기에서 일시적으로 급격히 상승하는 모습을 보였지만 위기가 마무리되는 무렵에는 1 근처로 빠르게 회귀함을 알 수 있다.

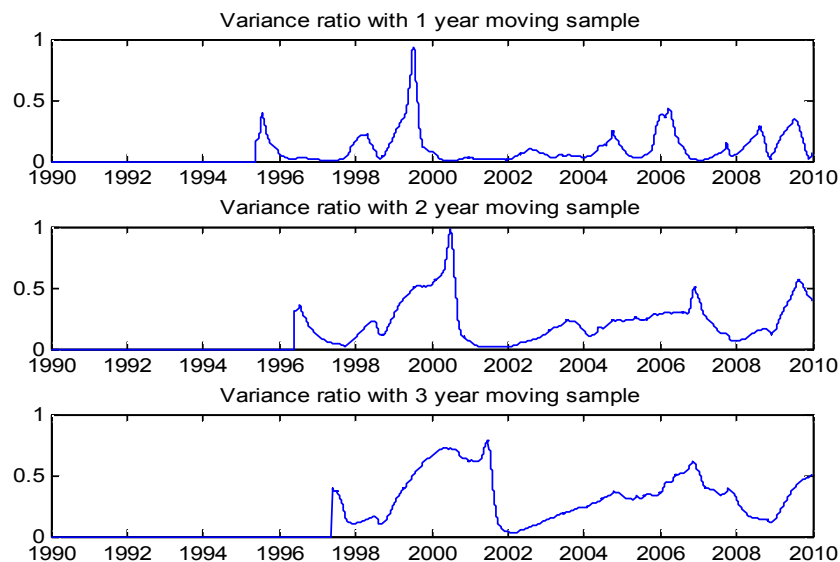
[그림 6-4] KOSPI 일별 수익률의 고빈도 변동성($\sqrt{g_{i,t}}$)

2. 주식시장 변동성에 대한 추세적 변동성의 기여도

위에서 주식시장의 일별 변동성을 추정하고 이를 장기적인 추세를 설명하는 저빈도 변동성과 일시적인 변화를 설명하는 고빈도 변동성으로 분해하였다. 저빈도 변동성은 주식시장 참여자들이 접하는 뉴스 중 지속적인 영향을 미칠 수 있는 뉴스를 반영하는 반면, 고빈도 변동성은 일시적인 효과만을 갖는 뉴스를 반영하는 것으로 이해할 수 있다. 따라서 전체 주식시장 변동성의 변화 중 어느 정도가 주식시장에 지속적인 영향을 미칠 수 있는 뉴스에 의해 설명될 수 있는지를 파악하기 위해서는 전체 변동성의 변화에 대한 저빈도 변동성의 설명력을 분석할 필요가 있다. 이를 위해 저빈도 변동성의 변화가 전체 변동성의 변화에서 차지하는 비중을 의미하는 $Var(\ln \tau_t) / Var(\ln(\tau_t g_{i,t}))$ 의 분산비율을 계산할 수 있다. 1994년부터 2009년까지의 표본기간에 대해 해당 분산비율은 65.5%로 추정된다.⁷⁾ 이는 국내 주식시장 변동성의 변화 중 비교적 큰 부분이 시장에 대한 영향이 비교적 지속적인 뉴스에 의해 설명될 수

7) 한편, 이와 유사한 방법을 사용한 미국의 경우에 대한 분석 결과에 따르면, 추세적 요소에 의해 설명되는 주식시장 변동성의 변화는 표본기간에 따라 9.1~52.1% 사이의 값을 가진다. 해당 비율은 1985~2004년의 비교적 최근 표본기간에 대해서는 30.5%의 다소 작은 값을 보이는 한편, 대공황 시기를 포함하는 비교적 긴 1890~2004년의 표본기간에 대해서는 41.2%의 값을 갖는다.

[그림 6-5] KOSPI 일별 수익률의 변동성에 대한 추세적 변동성 요소의 기여도



있음을 시사한다.

한편, 주식시장 변동성의 변화에 대한 추세적 요소의 기여도는 기간에 따라 달라질 수 있다. 시장 변동성의 변화 중 어느 정도가 추세적 변동성의 변화에 의해 설명될 수 있는지를 기간별로 살펴보기 위해 $Var(\ln \tau_t) / Var(\ln(\tau_t g_{i,t}))$ 의 분산비율을 이동 표본기간(moving sample)에 대해 계산할 수 있다. [그림 6-5]는 각각 1년, 2년, 3년의 이동 표본기간을 사용하여 시점별로 계산한 위의 분산비율을 보여주고 있다.⁸⁾ 해당 그림은 1998~2000년, 2004~06년, 2008~09년의 세 시기에 주식시장 변동성의 변화에 대한 추세적 요소의 기여도가 두드러지게 상승하였음을 나타낸다. 이는 1998년 외화위기에 따른 시장 변동성의 상승 중 상당 부분이 추세적인 변동성 요소의 상승에 의해 주도되었음을 시사한다. 한편,

8) 각 시점에서의 표본기간은 각각 과거 1년, 2년, 3년부터 해당 시점까지로 설정하였는데, 이로 인해 이동 표본구간의 포함기간이 길어질수록 그림에서 보듯이 분산비율의 변화가 완만해지고 해당 비율의 고점도 조금씩 우측으로 이동하게 된다.

2000년 이후 수년간은 추세적 변동성의 기여도가 낮은 수준을 유지하였는데, 이는 2000년 이후 수년간 전체 변동성이 큰 변화 없이 높은 수준을 유지하였던 것을 반영한다. 하지만 2004~06년에는 시장 변동성에 대한 추세적 요소의 기여도가 상승하였는데, 이는 해당 시기에 있었던 시장 변동성의 하락이 추세적 변동성의 감소에 의해 주도되었음을 시사한다. 금융위기를 전후한 2008~09년에는 추세적 변동성 요소의 기여도가 재상승하였는데, 이는 위기국면에서 전체 변동성의 상승 중 상당 부분이 추세적인 요소의 상승에 의해 설명될 수 있음을 나타낸다. 이러한 결과는 주식시장 변동성 수준의 장기간 지속 여부가 추세적 변동성 요소의 변화 정도에 의해 결정되는 것으로 이해할 수 있다.

제2절 주식시장의 추세적 변동성과 거시경제변수와의 관련성

주식시장 변동성에 대한 거시경제 관련 정보의 영향을 이해하기 위해 주요 거시경제변수가 주식시장 변동성에 대해 갖는 설명력을 분석할 수 있다. 거시경제적 변화는 일시적이기보다는 경기변동주기에 상응하여 지속적인 변화를 나타내므로 이의 주식시장 변동성에 대한 영향을 분석하기 위해서는 주식시장의 변동성도 이에 상응하는 빈도의 변동성을 추출하여 이에 대한 설명력을 분석하는 것이 적절할 수 있다. 본 연구에서는 생산증가율, 물가상승률, 거시경제여건의 불확실성, GDP 대비 주식시장의 상대적 크기 등을 주요 거시적 정보변수로 고려하여 주식시장의 변동성에 대한 설명력을 살펴보았다.

<표 6-2>는 GARCH-MIDAS 모형에 기초해 추정한 월별 주식시장 변동성을 관련 거시변수에 대해 회귀분석한 결과를 보여주고 있다. 모든 회귀분석에서 통제변수(control variable)로서 후행시차 종속변수를 포함하였는데, 해당 추정계수는 0.9 이상으로서 주식시장의 추세적 변동성이 강한 지속성(persistence)이 있음을 알 수 있다. 그리고 거시경제환경의 불확실성을 나타내는 산업생산, 생산자물가, 이자율, 환율 등의 변동성은 주식시장의 변동성 추이에 대해 유의한 설명력을 가짐을 알 수 있다.

〈표 6-2〉 월별 주식시장 저빈도 변동성에 대한 회귀분석
(표본기간: 1994~2009년)

	로그주식시장변동성(저빈도 변동성)							
로그주식시장변동성(-1) (저빈도 변동성)	0.987 (0.00)	0.977 (0.00)	0.992 (0.00)	0.956 (0.00)	0.976 (0.00)	0.959 (0.00)	0.966 (0.00)	0.971 (0.00)
로그산업생산변동성 (log GARCH variance)	0.019 (0.08)				0.007 (0.52)	-0.012 (0.28)	-0.004 (0.70)	-0.001 (0.92)
로그생산자물가변동성 (log GARCH variance)		0.037 (0.00)			0.036 (0.00)	0.018 (0.04)	0.010 (0.23)	0.007 (0.38)
로그금리변동성 (log GARCH variance)			0.010 (0.00)			0.007 (0.03)	0.008 (0.01)	0.008 (0.01)
로그환율변동성 (log GARCH variance)				0.024 (0.00)		0.020 (0.00)	0.018 (0.00)	0.017 (0.00)
산업생산 증가율							-1.176 (0.00)	-1.239 (0.00)
생산자물가 상승률								1.762 (0.00)
Adjusted- R^2 (%)	98.5	98.6	98.5	98.7	98.6	98.7	98.9	98.9

주: () 안의 숫자는 p-값을 표시.

볼드체 숫자는 10% 미만의 유의성을 표시.

이는 기업활동과 관련한 해당 거시지표의 불확실성이 주식시장의 불확실성을 높이는 요인으로 작용할 수 있음을 시사한다. 한편 산업생산의 변동성과 생산자물가의 변동성을 함께 설명변수로 사용할 경우 산업생산의 변동성은 유의성을 잃게 되는데, 이는 생산자물가의 변동성이 포함하는 거시적 불확실성에 대한 정보가 산업생산의 경우보다 더 포괄적임을 나타낸다. 또한 관련 거시지표의 변동성을 설명변수로 함께 고려한 다중회귀분석에 의하면 산업생산의 변동성과 생산자물가의 변동성은 유의성을 잃게 되는데, 이는 이자율 또는 환율의 변동성이 주식시장의 변동성에 대해 비교적 더 포괄적인 정보를 포함하고 있음을 시사한다.

한편, 경기상황을 나타내는 간접지표로서 산업생산 증가율을 설명변수로 포함할 경우 산업생산 증가율은 유의한 음의 효과를 보이는데, 이는 주식시장의 변동성이 경기역행적인(countercyclical) 특징이 있음을

〈표 6-3〉 분기별 RV를 이용한 GARCH(1,1)-MIDAS 모형의 추정

표본기간	α	β	θ	ω
1990-2009	0.0891 (0.0001)	0.8833 (0.0000)	0.0174 (0.0000)	3.5949 (0.6977)

주: () 안은 표준오차를 표시.

시사한다. 이러한 결과는 경기하강기에 주가의 변동성에 반영되는 기업 리스크가 상승함을 의미하는바, 기업안정성과 관련된 지표—예를 들어 레버리지(leverage)—가 경기하강기에 악화되는 데 기인할 수 있다.⁹⁾ 또한 위의 다중회귀분석에 생산자물가 상승률을 추가적인 설명변수로 고려할 경우 유의한 양의 효과를 나타내는데, 이는 물가상승률의 증가가 변동성을 확대시키는 요인이 될 수 있음을 시사한다.

위의 결과는 월 단위의 저빈도 변동성에 대해 거시경제적 여건이 중요한 설명변수가 될 수 있음을 시사하는데, 분기 단위의 저빈도 변동성에 대해서도 이와 유사한 실증분석 결과를 확인할 수 있다. 회귀분석을 위해 주식시장의 분기별 저빈도 변동성도 앞서서와 같이 GARCH-MIDAS 모형에 기초하여 구하였다. 다만, 저빈도 변동성의 정보변수인 실현된 변동성(RV)의 후행시차(lagged years)는 5년을 사용하였는데, 이는 5년의(20개에 해당하는 관찰치) 후행시차변수까지가 분기별 저빈도 변동성에 주요하게 반영됨을 고려하기 위함이다. 이 경우에 GARCH-MIDAS 모형의 추정 결과는 <표 6-3>과 같다. 대부분 모수의 추정값이 월별 모형에 대한 추정값과 비슷한 가운데 스케일 파라미터(scale parameter)에 해당하는 θ 만이 1/3 정도로 작아짐을 알 수 있다. 이는 빈도가 월 단위에서 분기 단위로 바뀌는 데 따른 결과로 이해할 수 있다. 또한 전체 주식시장 변동성의 변화에 대해 추세적 변화를 반영하는 저빈도 변동성의 설명력을 의미하는 $Var(\ln \tau_i) / Var(\ln(\tau_i g_{i,t}))$ 의 분산비율은 64.4%로 계산된다. 이는 월 단위의 저빈도 변동성이 보이는 설명력과 상당히 유사한 수준에 해당한다.

9) Schwert(1989) 등은 경기수축기에 기업의 레버리지(leverage)가 상승함에 따라 주가의 변동성이 증가할 수 있음을 언급하고 있다.

〈표 6-4〉 분기별 주식시장 저빈도 변동성에 대한 회귀분석
(표본기간: 1995~2009년)

	로그주식시장변동성(저빈도 변동성)							
로그주식시장변동성(-1) (저빈도 변동성)	0.906 (0.00)	0.937 (0.00)	0.938 (0.00)	0.786 (0.00)	0.913 (0.00)	0.794 (0.00)	0.891 (0.00)	0.813 (0.00)
로그산업생산변동성 (log GARCH variance)	0.095 (0.00)				0.061 (0.01)	0.042 (0.04)		0.055 (0.01)
로그생산자물가변동성 (log GARCH variance)		0.161 (0.00)			0.095 (0.01)	-0.010 (0.82)		-0.019 (0.69)
로그금리변동성 (log GARCH variance)			0.026 (0.02)			-0.003 (0.74)		-0.010 (0.51)
로그환율변동성 (log GARCH variance)				0.160 (0.00)		0.135 (0.00)		0.132 (0.00)
산업생산 증가율							-0.101 (0.82)	0.272 (0.54)
생산자물가 상승률							4.484 (0.00)	2.829 (0.06)
로그(시가총액/GDP)							-0.123 (0.00)	-0.041 (0.40)
경기동행지수 순환변동치							-0.040 (0.00)	0.003 (0.82)
Adjusted- R^2 (%)	94.5	94.4	92.5	95.8	95.0	95.9	94.8	96.2

주: () 안의 숫자는 p-값을 표시.

볼드체 숫자는 10% 미만의 유의성을 표시.

분기별 주식시장 변동성을 관련 거시변수에 대해 회귀분석한 결과는 <표 6-4>와 같다. 표에서 보듯이 주식시장의 분기별 저빈도 변동성도 산업생산, 생산자물가, 이자율, 환율 등의 거시경제적 불확실성에 대해 유의한 양(+)의 상관관계를 나타냄을 알 수 있다. 특히 다중회귀분석의 결과에 의하면, 산업생산의 변동성과 환율의 변동성이 주식시장의 변동성과 관련하여 유의한 설명력이 있음을 확인할 수 있다. 이는 산업생산 변동성의 유의한 설명력이 다중회귀분석에서도 유지된다는 점에서 같은 기간에 대해 월별 자료를 사용하여 분석한 결과와는 다소 차이가 있

다. 그리고 분기별 빈도의 경우에 있어서도 주식시장 변동성은 물가상승률과 유의한 양의 상관관계가 있음을 알 수 있다. 주식시장 변동성의 경기 관련 특성을 이해하기 위해 경기동행지수 순환변동치에 대해 회귀분석한 결과에 따르면, 시장 변동성은 경기역행적인 특징이 있음을 확인할 수 있다. 다만, 거시경제여건의 불확실성을 나타내는 지표까지 포함한 다중회귀분석에서는 경기동행지수의 유의성이 사라지는데, 이는 거시여건의 불확실성이 갖는 경기역행적 특징이 경기동행지수의 설명력을 약화시키기 때문으로 해석할 수 있다. 한편, 주식시장의 발달 정도를 나타내는 총량지표인 GDP 대비 주식시장 시가총액의 비율은 유의한 음의 상관관계를 나타내는데, 이는 시장규모의 확대와 시장리스크의 축소가 높은 관련성이 있음을 시사한다.¹⁰⁾

10) 한 경제의 금융시장 발달 정도를 나타내는 지표로서 GDP 대비 주식시장의 규모를 대용변수로 사용한 실증분석 문헌으로는 Engle and Rangel(2008), Bekaert and Harvey(1997), King and Levine(1993) 등을 참조할 수 있다. 특히 Engle and Rangel(2008)은 국가 간 횡단면 자료의 분석 결과, GDP 대비 시가총액이 높을수록 주식시장의 변동성은 낮아지는 경향이 있는데, 이는 금융시장의 발달에 의한 결과일 수 있음을 언급하였다.

제7장

요약 및 결론

한국의 주식시장은 경기변동 과정과 경제위기 국면에서 급격한 변화를 보였는데 주식이 기업의 주요 자금조달 수단인 동시에 가계의 대표적인 저축 수단이 되고 있음을 고려할 때 시장 변동성의 상승은 중요한 이슈가 되고 있다. 이러한 주식시장 변동성은 시장에 도달하는 정보흐름에 의해 영향을 받는데, 시장 참여자들이 접하는 뉴스의 종류에 따라 일시적 또는 장기적이고 지속적인 효과를 나타내기도 한다. 가령 경기변동주기에 상응하는 거시경제적 변화는 주식시장의 변동성에 대해 일시적이기보다는 그에 상응하는 지속적인 효과를 나타낼 가능성이 있는 반면, 프로그램 매매 등 시장 유동성 등에 관한 정보는 일시적인 효과만을 나타낼 수 있다.

본 연구는 주식시장의 변동성을 지속성의 정도에 따라 빈도별로 구분하여 추세적인 변화를 반영하는 저빈도 변동성과 일시적인 변화만을 반영하는 고빈도 변동성으로 분해하였다. 변동성의 빈도별 분해를 위한 방법으로는 전체 변동성을 추세적 변동성과 일시적 변동성의 곱의 형태로 표현하는 Engle, Ghysels, and Sohn(2008)이 제안한 GARCH-MIDAS 모형을 사용하였다. 이러한 형태의 변동성 분해방법은, 일시적인 효과를 갖는 뉴스일지라도 변동성이 이미 추세적으로 높은 시기에 도달한 경우가 그렇지 않은 경우보다 시장에 대한 충격이 더 클 수 있음을 반영하는 특징이 있다. 이러한 방법론에 기초하여 거시경제적 변화에 상응하는 KOSPI 수익률 변동성의 추세적 요소를 추출하였으며, 이에 기초하여

추세적 변동성 요소의 전체 시장 변동성의 변화에 대한 기여도를 분석하였다. 1994~2009년의 표본기간에 대해 분석한 결과, 주식시장 변동성의 변화 중 약 2/3 정도가 장기적인 변화를 의미하는 저빈도 변동성의 변화에 의해 설명될 수 있었다. 이는 일별 주식시장 변동성의 변화 중 약 2/3 정도는 장기적인 효과를 나타내는 뉴스에 의한 결과임을 의미하는 것으로 해석할 수 있다.

한편, 시장 변동성의 장기 추세적인 변화는 그에 상응하는 거시경제여건의 변화와 관련이 있을 수 있는데, 본 연구에서는 주식시장의 추세적 변동성과 거시경제변수와의 관련성을 분석하였다. 거시경제 관련 주요 지표로는 경기상태, 물가상승률, 거시경제환경의 불확실성과 주식시장의 발달 정도 등을 고려하였다. 경기 관련 지표로는 생산증가율과 경기동행지수를 고려하였으며, 거시경제적 불확실성을 반영하는 대용지표로는 생산, 물가, 이자율, 환율 등의 변동성을 사용하였다. 1994~2009년의 기간에 대한 분석 결과, 주식시장의 변동성은 경기역행적 특징을 보이는 가운데 물가상승률의 증가에 대해 유의한 양의 상관관계를 나타낸다. 또한 거시경제적 불확실성이 상승하는 시기에 주식시장의 변동성도 확대되는 경향이 있음을 확인할 수 있었다. 한편, 경제규모(GDP) 대비 시장규모의 확대는 주식시장 변동성의 축소와 유의한 양의 상관관계를 보였다.

이상의 주식시장 변동성과 거시경제적 변화와의 관련성은 경제안정화를 위한 거시경제정책이 주식시장의 변동성에 대해서도 유의한 효과가 있을 수 있음을 시사한다. 가령 물가상승률을 안정화하고 거시경제적 불확실성을 줄이기 위한 정책은 주식시장의 추세적 변동성을 축소하는 데에도 기여할 가능성이 있다. 또한 주식시장의 양적 확대가 규제 및 제도 개선 등의 질적인 발전과 병행되었을 가능성을 고려할 때 주식시장의 질적인 발전은 추세적 변동성의 감소에 기여할 수 있다. 한편, 주식시장 변동성에 대해 거시경제지표가 나타내는 유의한 설명력은 주식시장의 변동성이 거시경제상태에 대해 중요한 정보를 포함하고 있음을 의미한다. 이는 시장 변동성의 변화가 거시경제여건의 건전성을 판단하는 지표로 활용될 수 있음을 시사한다.

한편, 본 연구는 주식시장의 변동성과 거시경제여건과의 관련성에

관한 실증분석에 있어 양자 사이의 상호작용 가능성과 중간채널들을 충분히 반영하고 있지 않은 한계가 있으므로 양자 사이의 상관관계에 관한 추정 결과를 100% 인과관계로 해석하는 데는 무리가 있을 것으로 사료된다. 향후 양자 사이의 상호작용 메커니즘을 반영한 이론모형의 개발과 좀더 효과적인 실증적 분석방법이 적용될 수 있다면 주식시장의 위험과 거시경제환경과의 관련성에 대한 이해의 제고에 도움이 될 것이다. 또한 금융시장의 변동성과 관련하여 거시경제적 요인뿐 아니라 제도적 요인까지 함께 고려하여 심층적인 후속 연구가 진행된다면 금융시장의 발전과 거시경제정책의 방향 설정에 있어서도 큰 도움이 될 것으로 기대된다.

참 고 문 헌

- 김세완, 「경기변동을 고려한 주식수익률과 변동성 관계의 변화: 비대칭 GARCH 모형을 이용하여」, 『금융연구』, 제23권 제2호, 2009.
- 변영태 · 박갑제 · 임순영, 「거시경제변수의 주식시장에 대한 변동성 전이효과에 관한 실증연구」, 『재무관리논총』, 제14권 제1호, 2008.
- 유한수, 「산업생산지수 변동성과 주가지수 변동성」, 『재무와회계정보저널』, 제9권 제1호, 2009.
- 한상범 · 오승현, 「프로그램거래가 주식시장의 변동성에 미치는 장단기 효과」, 『선물연구』, 제15권 제1호, 2007.
- Bekaert, Geert and Campbell R. Harvey, “Emerging Equity Market Volatility,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 43, 1997.
- Bollerslev, Tim, “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, Vol. 31, 1989.
- Campbell, John Y., “A Variance Decomposition for Stock Returns,” *The Economic Journal of Finance*, Vol. 101, 1991.
- Campbell, John Y., Martin Lettau, G. Burton Malkiel, and Yexiao Xu, “Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk,” *Journal of Finance*, Vol. 56, No. 1, 2001.
- Campbell, John Y. and Robert Shiller, “The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors,” *Review of Financial Studies*, Vol. 1, 1988.
- Clark, Peter K., “A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices,” *Econometrica*, Vol. 41, No. 1, 1973.
- Diebold, Francis X. and Kamil Yilmaz, “Macroeconomic Volatility and Stock Market Volatility, World-wide,” Penn Institute for Economic Research Working Paper 08-031, 2008.
- Engle, Robert F., “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of the United Kingdom Inflation,” *Econometrica* Vol. 50, 1982.
- Engle, Robert F., Eric Ghysels, and Bumjean Sohn, “On the Economic Sources of Stock Market Volatility,” Working Paper, 2008.

- Engle, Robert F. and Jose Gonzalo Rangel, "The Spline-GARCH Model for Low-Frequency Volatility and Its Global Macroeconomic Causes," *Review of Financial Studies*, Vol. 21, No. 3, 2008.
- Engle, Robert F. and G. Lee, "A Long Run and Short Run Component Model of Stock Return Volatility," in Engle R. and White H. (eds.), *Cointegration, Causality and Forecasting: A Festschrift in Honor of Clive W. J. Granger*, Oxford, Oxford University Press, 1999.
- Errunza, Vihang and Ked Hogan, "Macroeconomic Volatility of European Stock Market Volatility," *European Financial Management*, Vol. 4, No. 3, 1998.
- Fama, Eugene F., "Inflation Uncertainty and Expected Returns on Treasury Bills," *Journal of Political Economy*, Vol. 84, 1976.
- Hamilton, James D. and Gang Lin, "Stock Market Volatility and the Business Cycle," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 5, 1996.
- Karolyi, Andrew G., "Why Stock Return Volatility Really Matters," *Strategic Investor Relations*, March 2001.
- Kearney, Colm and Kevin Daly, "The Causes of Stock Market Volatility in Australia," *Applied Financial Economics*, Vol. 8, 1998.
- King, Robert G. and Ross Levine, "Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, 1993.
- Merton, Robert C., "On Estimating the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation," *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, 1980.
- Officer, R. Robert, "The Variability of the Market Factor of New York Stock Exchange," *Journal of Business*, Vol. 46, 1973.
- Schwert, Williams G., "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?" *Journal of Finance*, Vol. 44, 1989.
- Shiller, Robert J., "Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Change in Dividends," *American Economic Review*, Vol. 75, 1981.
- Tauchen, George E. and Mark Pitts, "The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets," *Econometrica*, Vol. 51, 1983.

부 록

〈변수일람표〉

변수명	단 위	기 간	출처
KOSPI 지수	지수	1990:1~2009:4	한국거래소
원/달러 환율	명목, 원/달러	1990:1~2009:4	한국은행
생산자물가지수	지수	1990:1~2009:4	한국은행
CD 유통수익률(91일물)	연리, %	1990:1~2009:4	한국은행
광공업생산지수	지수	1990:1~2009:4	통계청
주식시장 시가총액	명목, 10억원	1990:1~2009:4	한국거래소
국내총생산(GDP)	명목, 10억원	1990:1~2009:4	한국은행

■ ABSTRACT

**A Study on Stock Market Volatility and
Macroeconomic Conditions in Korea**

Young Il Kim

Korea's stock market went through radical changes in the business fluctuation process and economic crises. Given that stock is a significant financing tool of a company and also a typical method for household savings, the increasing volatility in the market is an issue of great importance. This study aims to improve a systematic understanding of volatility change by breaking it down into trend elements and temporary elements. In addition, the study analyzes the relevancy between main factors behind long-term volatility trend and macroeconomic variables.

In this study, the stock market volatility is divided into low-frequency volatility—reflecting trend components—and high-frequency volatility—reflecting temporary components—based on the degree of volatility longevity of the stock market. The study uses GARCH-MIDAS model suggested by Engle, Ghysels and Sohn (2008), who show the total volatility as a multiple of trend elements and temporary elements, as a method for the frequency-based division of volatility. This type of method tends to reflect the possibility that even news with temporary effects might have larger impact in the highly volatile period in terms of trend, compared to the non-volatile period. Based on this model, the study extracts trend elements of KOSPI returns volatility that corresponds to macroeconomic changes, and analyzes the contribution of trend elements to the total volatility. The analysis of the sample period between 1994 and 2009 reveals that two thirds of volatility changes in the Korean stock market can be explained by the changes in low-frequency volatility—i.e. long-lived volatility. This also can be understood as that the two thirds of daily changes in stock market volatility are the result of news with long-term effects.

Meanwhile, the long-term trend changes in market volatility can be related to the changes in corresponding macroeconomic conditions. This study analyzes the relevancy between the trend volatility of the stock market and macroeconomic variables. In this analysis, major indicators related to macroeconomy include economic conditions, inflation, uncertainty of macroeconomic conditions, and the degree of development in the stock market, while economic conditions indicators include production growth rate and coincident index. The study also uses volatility in production, prices, interest rates, and foreign exchange rate, as proxy indices for macroeconomic uncertainty. According to the result, the stock market volatility appears to show countercyclical

characteristics and have a meaningful positive correlation with the rise in inflation. In addition, in the case when macroeconomic uncertainty increases, the stock market volatility tends to rise as well. Also, the expansion of market size against GDP is confirmed to have a positive correlation with the decrease in stock market volatility.

These results imply that the macroeconomic policy aiming at economic stabilization could bring meaningful effects on the volatility of the stock market. Also, changes in the stock market volatility might be used as an indicator to monitor the macroeconomic soundness of Korean economy.

정책연구시리즈 2010-16

우리나라 주식시장 변동성의
거시경제적 요인에 관한 연구

2010년 12월 27일 인쇄

값 2,000원

2010년 12월 31일 발행

저 자 김 영 일

발행인 현 오 석

발행처 한국개발연구원

서울특별시 동대문구 회기로 49

대표전화: 958-4114 팩시밀리: 958-4310

등 록 1975년 5월 23일 제6-0004호

인 쇄 한국컴퓨터인쇄정보사

© 한국개발연구원 2010

ISBN 978-89-8063-494-1

* 잘못된 책은 바꿔드립니다.