

한국 주식시장의 지속적 변동성과 거시경제적 관련성 분석

김 영 일

(한국개발연구원 부연구위원)

The Long-lived Volatility of Korean Stock Market and Its Relation to Macroeconomic Conditions

Kim, Young Il

(Associate Fellow, Korea Development Institute)

* 본 논문은 김영일, 『우리나라 주식시장 변동성의 거시경제적 요인에 관한 연구』(정책연구시리즈 2010-16, 한국개발연구원)를 수정 및 보완하여 작성하였음을 밝힌다.

김영일: (e-mail) yikim@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 47, Hoegi-ro, Dongdaemun-gu, Seoul, 130-740, Korea.

- Key Word: 주식시장(Stock Market), 변동성(Volatility), 거시경제여건(Macroeconomic Conditions), GARCH-MIDAS
- JEL Code: C58, E44, G12
- Received: 2013. 4. 1 • Referee Process Started: 2013. 4. 8
- Referee Reports Completed: 2013. 8. 9

ABSTRACT

This study aims to understand the long-run movement of volatility in Korean stock market by decomposing stock volatility into the long-lived and the short-lived components. In addition, I analyze how the low-frequency movement of stock market volatility is related to changes in macroeconomic conditions. The volatility decomposition is made based on the GARCH-MIDAS model, in which the long-lived volatility is constructed based on the combination of realized volatilities (RVs). The results show that the long-lived volatility contains information of up to 3~4 years of past RVs. In addition, the changes in the long-lived volatility can explain about two thirds of volatility changes in the Korean stock market from 1994 to 2009. Meanwhile, the low-frequency movement in the market volatility can be related to changes in macroeconomic conditions. The analysis shows that the stock market volatility appears to be countercyclical while showing a positive correlation with the inflation. In addition, the stock market volatility tends to rise as macroeconomic uncertainty increases. These results imply that macroeconomic policies aiming at economic stabilization could contribute to reduction in the stock market volatility.

주식시장에서 관찰되는 변동성은 시간에 따라 변하는 특징이 있는데, 변동성의 지속성을 기준으로 지속적인 변동성(long-lived volatility)과 일시적인 변동성(short-lived volatility)으로 구분할 수 있다. 본 연구에서는 한국 주식시장의 변동성을 지속적 요소와 일시적 요소로 분해하였으며, 지속적 변동성에서 관찰되는 주요 특징과 거시경제적 관련성을 분석하였다. 전체 변동성을 지속적 요소와 일시적 요소로 분해하기 위해 GARCH-MIDAS 모형을 사용하였으며, 지속적 변동성을 구성하는 정보변수로는 실현된 변동성(realized volatility)을 활용하였다. 1990~2009년의 표본 기간에 대해 모형을 추정한 결과, KOSPI 수익률의 지속적 변동성에는 과거 3~4년까지의 정보가 주요하게 반영되는 것으로 나타났다. 또한 1994~2009년 기간에 있었던 KOSPI 일별 변동성의 변화 중 약 2/3 정도가 지속적 변동성의 변화에 의한 것으로 나타났다. 한편, 주식시장의 변동성에서 관찰되는 장기적인 변화는 그에 상응하는 거시경제여건의 변화와 관련이 있을 수 있는데, 1994~2009년의 기간에 대해 분석한 결과, 주식시장의 지속적 변동성은 경기역행적 특징을

ABSTRACT

보이는 가운데 물가상승률에 대해서는 유의한 양의 상관관계를 보였다. 또한 거시경제적 불확실성이 상승하는 시기에는 주식시장의 지속적 변동성도 상승하는 경향이 있음을 확인할 수 있었다. 주식시장의 지속적 변동성과 거시경제여건과의 관련성에 대한 이상의 분석 결과는 경제안정화를 위한 거시경제정책이 주식시장의 변동성 완화에도 기여할 수 있음을 시사한다.

I. 서론

한국의 주식시장은 경기변동 또는 경제위기 등의 시기에 주식가격의 급격한 변동을 경험하였다. 이러한 주식시장의 변동성 상승은 주식이 기업에는 자금조달 수단이 되며 가계에는 저축 수단이 되고 있음을 고려할 때 국민경제적 관심을 고조시킨다. 또한 주식가격의 급격한 변동은 기업가치에 대한 주가의 정보전달기능을 약화시킬 수 있어 경제주체의 의사결정과 금융자원의 배분 등에 있어 비효율을 초래할 수 있다.¹ 따라서 주식시장의 변동성에서 관찰되는 특징적인 변화에 대한 물음은 중요한 이슈가 되고 있다. 본 연구에서는 한국 주식시장의 변동성을 지속적 요소(long-lived component)와 일시적 요소(short-lived component)로 분해하여, 지속적 변동성의 특징과 거시경제적 관련성을 분석한다.

주식시장의 변동성은 주가지수가 나타내는 수익률의 변동성으로 정의할 수 있는데, 이는 고정되지 않고 시간에 따라 변하는 특징이 있다.² 따라서 해당 시점의 변동성이 얼마나 지속될지에 대한 물음은 중요한 이슈가 되고 있는데, 이는 전체 변동성의 변화에서 지속적 요소의 변화가 차지하는 비중에 의해 설명될 수 있다.³ 예컨대 전체 변동성의 변화에 대해 지속적 요소의 기여도가 클수록 해당 기간 중 변화된 변동성은 장기간 지속될 가능성이 크다고 할 수 있다. 반면에 일시적인 변동성의 비중이 높을 경우에는 해당 기간의 변동성은 일시적인 조정은 겪더라도 궁극적으로는 장기적인 수준의 변동성을 빠르게 회복할 것을 기대할 수 있다. 따라서 전체 변동성의 변화 중 지속적인 요소의 변화가 차지하는 비중은 해당 시기에 관찰되는 변동성의 수준에 있어 지속성을 판단하는 지표로 참고할 수 있다. 본 연구에서는 이상에서 언급한 특징을 고려하여 전체 변동성

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

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

3 본고에서는 변동성의 지속적 요소를 지속적(long-lived) 변동성, 저빈도(low frequency) 변동성, 추세적(trend) 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.

을 지속적 요소와 일시적 요소로 분해하고, 전체 변동성의 변화에 대한 지속적 변동성의 기여도를 분석한다.

또한 주식시장의 변동성과 거시경제적 관련성에 대한 물음도 중요한 이슈가 되고 있는데, 이에 대한 대답도 변동성의 지속적 요소와 일시적 요소로 구분하여 접근할 수 있다. 주식시장의 변동성은 시장 참여자가 접하는 뉴스의 영향을 받는데, 뉴스의 종류에 따라 변동성에 대한 효과는 지속적일 수도 있으며 일시적인 효과만을 가질 수도 있다. 예를 들어 경기변동의 주기에 상응하는 거시경제적 변화는 주식시장의 변동성에 대해 지속적인 효과를 나타낼 수 있는 반면, 프로그램 매매와 같은 시장 유동성의 변화 등은 일시적인 효과만을 보일 수 있다. 이는 주식시장의 변동성이 지속성의 정도에 따라 지속적 요소와 일시적 요소로 분해될 수 있으며, 이를 구분하여 변동성의 변화를 분석할 수 있음을 시사한다. 본 연구에서는 거시경제적 변화의 주기에 상응하는 주식시장의 지속적 변동성 요소를 추출하여 주식시장의 변동성과 거시경제적 여건과의 관련성을 분석한다.

한편, 주식시장의 가격지수는 실시간으로 발표되는 반면, 주요 거시지표는 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 거시경제적 여건과의 관련성을 분석할 수 있다. 그리고 일시적인 효과를 갖는 뉴스일지라도 변동성이 이미 추세적으로 높은 경우에는 시장수익률이 더 크게 반응할 수 있다. 예를 들어 주식시장의 변동성이 이미 추세적으로 높은 불확실한 상황에서 시장에 도달하는 일시적인 효과를 갖는 뉴스는 안정적인 경기국면에서 시장에 도달하는 동일한 뉴스에 비해 훨씬 큰 수익률의 변화를 초래할 수 있다. 이는 변동성의 지속적 요소가 일시적인 효과를 갖는 뉴스 충격에 대해 승수효과(multiplier effects)를 일으킬 수 있음을 의미한다. 여기서는 이상의 특징을 만족하는 변동성 모형으로 Engle, Ghysels, and Sohn (2013)이 제안한 GARCH-MIDAS 모형을 이용하여 주식시장의 변동성을 지속적 요소와 일시적 요소로 분해하였다.

본 연구에서는 주식시장의 지속적인 변동성 요소에 영향을 미칠 수 있는 요인으로 지속적인 효과를 나타낼 수 있는 뉴스에 해당하는 거시경제변수와의 관련성을 분석하였다. 주식시장의 변동성에 영향을 미칠 수 있는 주요 거시경제지표로는 경기상황, 물가 상승률, 거시경제여건의 불확실성 등을 고려하였다.⁴ 본 연구에서는 주식시장의 지속적

인 변동성 요소를 추출하여 이의 특징과 거시경제여건과의 관계를 분석하였는데, 이와 관련된 국내 선행연구가 매우 제한적이라는 점에서 본 연구는 국내 주식시장의 변동성에 대한 이해를 높이는 데 기여할 것으로 기대한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 국내외 주요 선행연구를 소개한다. 제Ⅲ장에서는 주식시장의 변동성과 거시경제지표와의 관련성에 대해 논의하며, 제Ⅳ장에서는 연구방법과 연구자료에 대한 기초적인 분석 결과를 제시하였다. 제Ⅴ장에서는 주식시장의 지속적인 변동성 요소를 추출하고 이의 주요 특징을 살펴보았다. 제Ⅵ장에서는 주식시장의 지속적 변동성과 거시경제여건과의 관련성에 대해 분석하였다. 마지막으로 제Ⅶ장에서는 요약과 시사점으로 결론을 맺었다.

Ⅱ. 선행연구

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

1. 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. 그러나 거래량이 반영하는 정보의 실체에 대해서는 대답을 제시하지 못하는 한계가 있었다. 한편, Officer(1973)는

4 본 연구에서 경기상황(economic activity)을 나타내는 대용지표로는 생산증가율, 경기동행지수 등을 고려하였고, 거시경제여건의 불확실성을 나타내는 지표로는 생산, 물가, 금리, 환율 등의 변동성을 고려하였다.

1929~39년의 대공황 시기에 이례적으로 높았던 미국의 주식시장 변동성에 주목하였으며, 이를 산업생산의 변동성과 레버리지(leverage)를 통해 설명하고자 하였다. 반면, Shiller(1981)는 주가의 변동폭이 주식가치의 펀더멘털만을 반영하는 배당수입의 변동폭보다 훨씬 크므로 펀더멘털에만 기초한 주가가격결정모형에는 문제가 있다고 주장하였다. 하지만 주식시장의 변동성이 경제상황에 따라 달라지는 이유에 대해서는 대답을 제시하지 못하였다. 이상의 문제의식에 기초하여 Schwert(1989)는 미국의 주식시장에서 관찰되는 변동성이 시기에 따라 변하는 이유를 설명하기 위해 거시경제여건의 불확실성과 레버리지 등에 주목하였다. Schwert(1989)는 주요 거시변수의 조건부 변동성이 주식시장의 실현된 변동성(realized volatility)에 대해서는 양의 상관관계를 보이지만, VAR 분석을 토대로 한 미래의 시장 변동성에 대한 예측력은 높지 않은 것으로 보고하였다. 이와 유사한 연구로서 Hamilton and Lin(1996)은 미국의 산업생산과 주식수익률을 국면 전환모형(regime switching model)을 이용하여 분석하였는데, 경기확대 또는 경기수축 등의 경기순환변동이 주식시장의 변동성에 대해 중요한 설명력이 있음을 언급하였다.

이상에서의 주식시장의 변동성과 거시경제적 관련성에 대한 기존 연구에 대해 거시경제적 변화에 상응하는 주식시장의 지속적인 변동성 요소를 일시적인 변동성 요소와 구분하고 있지 않다는 문제가 제기되었다. 다시 말해 거시경제여건의 변화 또는 이에 관한 뉴스는 주식시장에 대해 일시적이기보다는 지속적인 효과를 미칠 수 있는데, 이를 고려하기 위해서는 주식시장의 변동성도 일시적이기보다는 지속적인 요소만을 대상으로 분석할 필요가 있다는 것이다. 이에 대한 초기의 반응으로 Engle and Lee(1999)는 변동성을 지속적 요소와 일시적 요소의 합으로 표현하는 2-요소 GARCH 모형을 제안하였다. 그러나 해당 모형의 지속적 변동성이 궁극적으로는 상수값에 평균회귀하는 특성을 보이며, 해당 변동성 요소의 동태적 변화를 모형화하기 위한 구체적인 방법론이 제시되지 못한 한계가 있다. 이에 대한 대안으로 Engle and Rangel(2008)은 Spline-GARCH 모형을 제안하였으며, Engle, Ghysels, and Sohn(2013)은 GARCH-MIDAS 모형을 제안하였다. Spline-GARCH 모형과 GARCH-MIDAS 모형은 변동성을 지속적 요소와 일시적 요소의 곱으로 표현하고 있다는 점에서는 공통적이거나 지속적 변동성을 모형화하는 방법에 있어서는 차이를 보인다. 전자의 모형은 스플라인(spline) 함수를 이용하여 지속적 변동성 요소를 반영하는 반면, 후자의 모형은 최근의 MIDAS(Mixed Data Sampling) 방법을 이용하여 지속적 변동성을 모형화하였다. 본 연구에서는 GARCH-MIDAS 모형에 기초하여 주식시장의 지속적 변동성을 추출하고 이의 동태적 변화를 주

요 거시경제변수와 관련하여 설명하고자 하였다.

주식시장의 변동성과 거시경제여건과의 관련성에 대한 대부분의 선행연구는 미국의 경우에 초점이 맞추어져 있었으며, 최근에는 국가별 자료를 이용한 패널 분석(Engle and Rangel[2008])과 횡단면 분석(Diebold and Yilmaz[2008])이 시도되었다. 그러나 미국 이외의 개별 국가에 대한 시계열자료를 이용한 연구는 많지 않아 보인다. Kearney and Daly(1998)는 호주의 주식시장에 대한 변동성의 결정요인으로 산업생산, 도매물가, 경상수지, 환율, 통화량, 이자율 등의 거시변수를 고려하였으며, Errunza and Hogan(1998)은 VAR 모형을 이용하여 유럽 주요 선진국의 주식시장에서 관찰되는 변동성을 산업생산, 통화량, 물가상승률 등을 통해 설명하고자 하였다. 그러나 이상의 연구는 주식시장의 변동성을 거시경제적 변화에 상응하는 지속적 요소와 일시적인 요소로 구분하지는 않았다.

2. 국내 선행연구

국내 주식시장의 변동성과 관련한 연구는 다수 찾아볼 수 있으나, 주식시장의 변동성과 거시경제적 관련성에 대한 연구는 많지 않아 보인다. 변영태·박갑제·임순영(2008)에서는 주식시장 변동성과 거시경제 변동성 간의 관련성에 대한 연구가 전무한 상태임을 언급하면서 양자 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 경기의존적임을 언급하였다. 그러나 상기의 연구는 거시경제여건의 변화에 상응하는 주식시장의 지속적인 변동성 요소를 일시적인 변동성 요소와 구분하지는 않았다. 한편, 유한수(2009)는 EGARCH(1,1) 모형과 상태공간모형을 단계적으로 적용하여 KOSPI 수익률과 산업생산의 변동성을 영속적 요소와 일시적 요소로 분해한 후 양자 사이의 선도-지연(lead-lag) 관계를 추정하였다. 그러나 주식시장의 변동성과 거시경제적 관련성에 대한 그 이상의 체계적인 분석은 발견할 수 없다. Engle and Lee(1999)의 2-요소 GARCH 모형에 기초하여 국내 주식시장의 변동성을 장기 요소와 단기 요소로 분해하여 분석한 국내 연구로는 한상범·오승현(2007)이 있으나 이들은 거시경제적 관련성보다는 프로그램 거래가 변동성에 미치는 단기적인 효과에만 초점을 두었다.

Ⅲ. 주식시장의 지속적 변동성과 거시경제적 관련성에 대한 논의

주식시장의 변동성은 시장수익률 중 예상치 못한 변화(충격)에 대한 조건부 분산으로 정의할 수 있다. 여기서 주식수익률은 자본이득(capital gain)과 배당수익률(dividend yield)의 합으로 계산되는데, 주가, 배당수입, 수익률을 각각 P , D , R 이라 하면 주식 수익률은 $R_{t,t+1} = (P_{t+1} + D_{t+1})/P_t$ 과 같이 표현된다. Campbell(1991)과 Campbell and Shiller(1988)는 이 식을 로그선형근사기법을 이용하여 전개함으로써 이상의 예상치 못한 수익률을 다음과 같이 표현하였다.

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

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 예상수익률의 변화로 분해하여 표현하고 있다. 상기 근사식에 따르면 미래의 배당증가율에 대한 기대치가 상승하거나 미래의 수익률에 대한 기대치가 하락할 경우에 현재 수익률은 예상보다 증가함을 보이고 있다. 한편, 예상수익률은 무위험이자율(riskless interest rate) 또는 위험 프리미엄(risk premium)이 하락할 경우에 미래에 대한 할인율(discount rate)이 작아지게 되어 하락한다. 따라서 미래의 배당수입 또는 할인율과 관련한 뉴스가 주식시장 참여자에게 도달할 경우에 이는 투자자들의 향후 배당증가율과 주식수익률에 대한 기대를 변화시킴으로써 현재의 주식수익률에 영향을 미치는 것으로 이해할 수 있다. 이는 시장 참여자의 기대를 변화시킬 수 있는 뉴스의 흐름이 주식수익률에 대한 충격으로 작용할 수 있음을 시사한다.

이처럼 주식시장의 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 거시경제여건의 변화는 주식시장의 변동성에 대해 비교적 지속적인 영향을 미칠 수 있는 반면, 일시적인 유동성의 변화 등은 주식시장의 변동성에 대해 일시적인 효과만을 보일 수 있다. 거시경제여건

의 변화는 월(또는 분기) 빈도 이상의 비교적 긴 기간에 걸쳐 발생하는 경향이 있으며, 이를 반영하는 거시지표의 관찰 빈도 또한 월(또는 분기) 빈도 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 거시경제여건을 반영하는 주요 지표는 주식시장의 변동성에 대해 지속적인 변화를 초래하는 요인이 될 수 있다. Schwert(1989), Errunza and Hogan(1998), Kearney and Daly(1998), Engle and Rangel(2008), Engle, Ghysels, and Sohn(2013) 등은 주식시장의 변동성을 결정하는 요인으로 거시경제지표(산업생산, 생산자물가, 경기국면 등)를 고려하였다. 한편, 거시 관련 지표가 주식시장의 지속적인 변동성에 대한 변화요인이 될 수 있음을 고려할 때, 주식시장의 전체 변동성보다는 일시적 요소(short-lived component)와 대비되는 지속적 요소(long-lived component)를 추출하여 거시경제적 관련성을 분석하는 것이 적절할 수 있다. 이러한 문제의식에 기초하여 Engle and Rangel(2008)과 Engle, Ghysels, and Sohn(2013)은 거시지표의 관찰 빈도에 상응하는 주식시장의 월별(또는 분기별) 저빈도 변동성을 추출하여 이의 결정요인으로서 거시경제적 상황의 변화를 분석하였다.

주식시장 변동성의 변화는 향후 예상되는 배당수입에 대한 충격(shocks to expected dividends) 또는 할인율을 결정하는 예상수익률에 대한 충격(shocks to expected returns)에 의해 설명될 수 있다. 거시경제적 변화가 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 레버리지가 악화됨에 따라 위험 프리미엄이 상승하여 주식시장의 변동성도 확대될 가능성이 있다. 주식시장의 변동성은 거시경제여건의 불확실성과도 밀접한 관련이 있다. 주요 거시변수의 변동성에 반영되는 거시적 여건의 불확실성은 기업 수익(profitability)에 대한 불확실성과 이에 대한 위험 프리미엄을 증가시킴으로써 주식시장의 변동성도 커지게 된다. 예를 들어 주요 거시변수에 해당하는 산업생산, 생산자물가, 이자율, 환율 등의 불확실성은 기업 수익성에 대한 불확실성을 증폭시킬 수 있으며, 이와 관련된 예상수익률에도 영향을 미침으로써 주식시장의 변동성이 상승할 수 있다. 또한 높은 물가상승률도 향후 경기에 대한 불안과 통화정책에 대한 부담을 가중시킴으로써 주식시장의 변동성을 확대할 가능성

이 있다. 한편, 주식시장의 발달 정도는 분산투자 기회의 확대와 거래비용의 감소 등을 통해 위험의 축소에 기여함으로써 시장 변동성을 완화할 수 있다.⁵

또한 거시경제여건을 반영하는 주식시장의 지속적 변동성은 일시적인 효과만을 나타내는 시장에 대한 충격을 확대 또는 축소하는 데 기여할 수 있다. 이는 일시적 효과만을 갖는 뉴스일지라도 주식시장의 변동성이 이미 추세적으로 높은 시기에 도달할 경우에는 시장에 대한 충격의 정도가 훨씬 클 수 있기 때문이다. 다시 말해 동일한 일시적인 효과를 갖는 충격일지라도 경제위기 또는 경기불황 국면에서 발생할 경우에는 경기호황 국면에서 발생하는 일시적인 충격보다 시장에 대한 영향이 더 클 수 있다. 이는 지속성이 큰 변동성을 의미하는 저빈도 변동성이 일시적인 효과를 갖는 충격에 대해 승수로서 작용(multiplier effects)할 수 있음을 시사한다.

IV. 연구방법과 기초자료 분석

1. 연구방법

가. 주식시장의 지속적 변동성 추출방법

주식시장의 변동성은 시장에 도달하는 뉴스가 갖는 효과의 지속성을 기준으로 저빈도(low frequency) 변동성과 고빈도(high frequency) 변동성으로 구분할 수 있다. 저빈도 변동성은 일(day) 또는 주(week) 단위의 짧은 기간에는 변화가 없지만 월(month) 또는 분기(quarter) 이상의 비교적 긴 기간에는 변화를 보이는 변동성의 추세적(trend) 요소로 이해할 수 있다. 반면, 고빈도 변동성은 일 또는 주 단위의 비교적 짧은 기간에는 큰 변화를 보일 수 있으나, 그 이상을 넘어서는 장기에는 주목할 만한 변화가 없는 변동성의 일시적인(transitory) 요소로 이해할 수 있다. 다음에서는 주식시장의 변동성을 빈도

⁵ Engle and Rangel(2008), Bekaert and Harvey(1997), King and Levine(1993) 등은 금융시장의 발달 정도를 나타내는 지표로서 GDP 대비 주식시장 규모를 대용변수로 사용하였다. 특히 Engle and Rangel(2008)은 국가 간 횡단면 자료를 분석한 결과, GDP 대비 시가총액이 클수록 주식시장의 변동성이 낮아지는 경향이 있음을 보였다. 본 연구는 국가 간 횡단면 분석이 아닌 한국 주식시장의 변동성에 대한 시계열적인 분석이므로 국가 간 변동성의 차이가 시장의 발달 정도에 의해 설명될 수 있는지를 분석하지는 않았다.

별로 분해하는 방법에 대해 소개한다.

주식시장에 도달하는 뉴스는 향후 기업수익에 대한 투자자들의 기대와 위험 프리미엄(risk premium) 등에 영향을 미침으로써 현재의 주가와 그 변동성에 영향을 미치게 된다. 이처럼 수익률에 변화를 초래하는 뉴스는 수익률에 대한 예상치 못한 충격, 즉 수익률이 예상수익률을 벗어난 정도에 의해 표현할 수 있다. 만약 t 시점의 수익률을 r_t , $t-1$ 시점에서 t 기의 수익률에 대한 기댓값을 $E_{t-1}(r_t)$ 로 정의하면, t 기의 예상치 못한 수익률은 $r_t - E_{t-1}(r_t)$ 과 같이 표현되므로, 수익률에 대한 뉴스, 즉 예상치 못한 수익률(u_t)은 $u_t = r_t - E_{t-1}(r_t)$ 과 같이 표현할 수 있다. 이러한 t 기의 예상치 못한 수익률은 수익률에 대한 충격(u_t)이 작용한 결과로 해석할 수 있다.

수익률에 대한 충격은 충격의 지속 정도에 따라 빈도별로 분해하여 분석할 수 있다. 장기적인 효과를 묘사하기 위해 저빈도를 구성하는 시점들을 t 로 표시하면 고빈도에 해당하는 시점들은 이를 세분화하여 i, t 로 표시할 수 있다. 예컨대 저빈도 주기에 해당하는 t 월(분기)의 고빈도 주기에 해당하는 i 일(주)을 i, t 로 표시할 수 있다. 만일 $i-1, t$ 시점에서 예상한 i, t 시점의 수익률($r_{i,t}$)을 $E_{i-1,t}(r_{i,t})$ 로 표현하면, i, t 시점에서 예상치 못한 수익률($u_{i,t}$)은 다음과 같이 표현할 수 있다.

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

여기서 일별 기대수익률은 $E_{i-1,t}(r_{i,t}) = \mu$ 등으로 설정할 수 있다. 한편, 예상치 못한 수익률을 의미하는 뉴스충격($u_{i,t}$)의 조건부 변동성($E_{i-1,t}[u_{i,t}^2]$)은 효과의 지속성에 따라 장기적인 효과를 갖는 저빈도의 변동성 요소(τ_t)와 단기적인 효과를 갖는 고빈도의 변동성 요소($g_{i,t}$)로 다음과 같이 분해할 수 있다.

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

여기서 τ_t 는 저빈도에서의 조건부 변동성으로 $E_{t-1}[\tau_t] = \tau_t$ 을 만족하며, 고빈도 변동성인 $g_{i,t}$ 는 전체 변동성의 움직임에 대해 일시적인 효과만 가지며 장기적으로는(평균적으로는) 변동성에 영향을 미치지 못하므로 $E_{t-1}[g_{i,t}] = 1$ 의 조건을 만족한다. 그리고 $\varepsilon_{i,t}$ 는 $E_{i-1,t}[\varepsilon_{i,t}] = 0$ 과 $Var_{i-1,t}[\varepsilon_{i,t}] = 1$ 을 만족하는 확률변수이다. 따라서 수익률에 대한 저빈도에서의 조건부 변동성(분산)을 나타내는 $Var_{t-1}[r_{i,t}] (= E_{t-1}[u_{i,t}^2])$ 은 τ_t 가 된다. 이는 수익률의 변동성이 장기적인 변화를 묘사하는 저빈도(low-frequency time horizon)에서는 τ_t 에 의해 표현되지만, 개별 시점(i, t)에서는 고빈도 변동성을 함께 반

영하는 $\tau_t \cdot g_{i,t}$ 에 의해 표현됨을 의미한다. 한편, 위 식에서 좌변을 저빈도 변동성 ($\sqrt{\tau_t}$)으로 나누게 되면, 예상치 못한 수익률에서 장기적인 추세적 요소가 제거되므로 다음과 같이 수익률의 일시적인 충격요인만 남게 된다.

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

위 식에 기초하여 빈도별 변동성 요소를 추출하기 위해서는 저빈도 변동성(τ_t)을 구체적으로 모형화할 필요가 있다. Engle and Rangel(2008)은 지수 2차 스플라인 함수(exponential quadratic spline function)를 이용하여 τ_t 를 비모수 추정할 것을 제안(Spline-GARCH 모형)하였으며, Engle, Ghysels, and Sohn(2013)은 MIDAS 필터링(filtering) 방법을 이용하여 τ_t 를 추정할 것을 제안(GARCH-MIDAS 모형)하였다. 본 연구에서는 GARCH-MIDAS 모형에 기초하여 빈도별 변동성을 추출한다.

MIDAS 필터를 사용할 경우 장기 변동성 τ_t 는 다음과 같이 정보변수 X 의 후행시차 변수(X_{t-k})들의 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 가중치 함수(weighting function)를 나타낸다. 이는 정보변수 X 의 각 후행시차(lagged X 's)에 대해 어느 정도의 가중치를 부여하여 저빈도 변동성 τ_t 에 반영할지를 결정한다. 여기서 $\phi_K(k, w)$ 는 다음과 같은 베타가중기법(Beta weighting scheme) 등에 의해 표현할 수 있다.

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

위 모형을 추정하기 위해서는 저빈도 변동성(τ_t)을 구성하는 정보변수(X)가 필요한데, 이에 해당하는 변수로는 저빈도 변동성과 관련된 금융지표 또는 주요 거시지표를 고려할 수 있다. 예를 들어 Schwert(1989), Campbell *et al.*(2001) 등에서 활용된 실현된 변동성(realized volatility: RV)을 이용하여 저빈도 변동성을 구성할 수도 있으며, Engle, Ghysels, and Sohn(2013)에서처럼 산업생산, 생산자물가 등과 같은 거시지표를 이용하여 저빈도 변동성을 구성할 수도 있다.

일단 저변도 변동성을 구하게 되면 예상치 못한 수익률($u_{i,t}$)을 저변도 변동성으로 나누어 단기적인 효과만을 반영하는 변동성 요소($\sqrt{g_{i,t}} \varepsilon_{i,t}$)를 얻을 수 있다. 고변도 변동성($g_{i,t}$)에 대한 모형으로는 수익률의 단기적인 변동성을 비교적 잘 묘사하는 것으로 알려진 GARCH 모형을 사용할 수 있는데, 단기적인 효과만을 가지므로 $E_{t-1}[g_{i,t}] = 1$ 의 제약조건을 만족한다. 본 연구에서는 고변도 변동성을 모형화하는 데 있어 적은 수의 모수(parameter)만으로 해당 변동성을 효과적으로 묘사하는 것으로 알려진 GARCH (1,1) 모형을 사용한다.

$$g_{i,t} = (1 - \alpha - \beta) + \alpha(g_{i-1,t} \varepsilon_{i-1,t}^2) + \beta g_{i-1,t}$$

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

여기서 첫 번째 항은 일시적인 변동성($g_{i,t}$)의 기댓값(expectation)이 1이 되도록 하는 제약조건이고, 두 번째 항은 ARCH항, 세 번째 항은 GARCH항에 해당한다. 이는 고변도 변동성($g_{i,t}$)이 장기적으로는(평균적으로는) 1을 중심으로 움직이지만, 단기에서는 전기의 고변도 변동성($g_{i-1,t}$)과 전기의 예측오차($r_{i-1,t} - E_{i-2,t}(r_{i-1,t})$)를 반영하여 결정됨을 의미한다.

이상에서 설명한 GARCH-MIDAS 모형을 요약하면 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$r_{i,t} = \mu + \sqrt{\tau_t \cdot g_{i,t}} \varepsilon_{i,t}$$

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

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

$$g_{i,t} = (1 - \alpha - \beta) + \alpha(r_{i-1,t} - \mu)^2 / \tau_t + \beta g_{i-1,t}$$

나. 주요 거시변수의 변동성 추정방법

주식시장의 변동성은 거시경제적 불확실성의 영향을 받는데, 이러한 거시적 여건의 불확실성은 관련 거시변수의 변동성에 반영되는 것으로 볼 수 있다. 거시변수 X_t 의 로그증가율($\ln(X_t/X_{t-1})$)을 g_t 라 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 $|\epsilon_t|$ 을 다음과 같은 자기회귀(AR)모형으로 추정하였다.

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

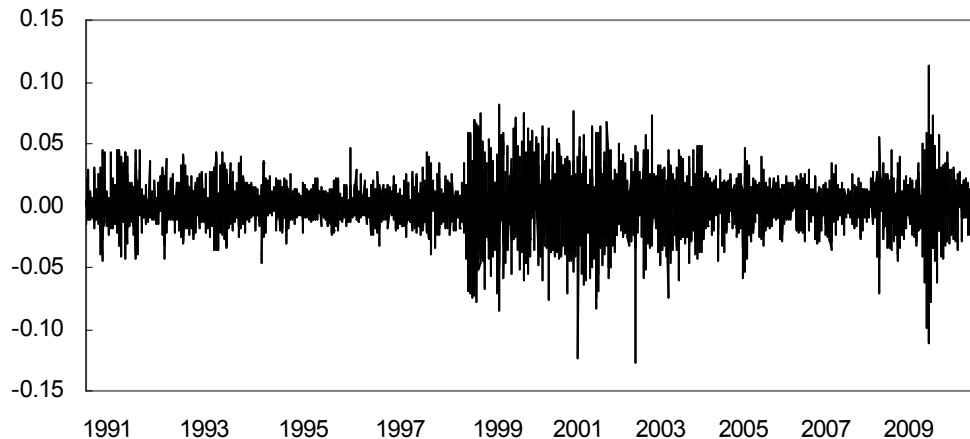
여기서 D_j 는 계절성을 제거하기 위한 더미변수이다.

한편, Engle(1982), Bollerslev(1989) 등은 예측치 못한 증가율의 변동성을 ARCH/GARCH 형태의 모형으로 추정할 수 있음을 보였다. 본 연구에서는 주요 거시변수의 증가율에 대한 변동성을 GARCH 모형을 이용하여 추정한다.

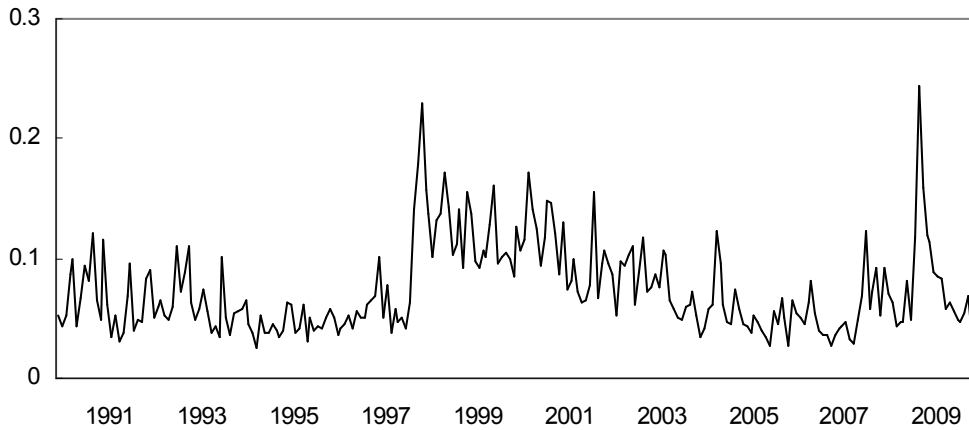
2. 기초자료 분석

본 연구에서는 주식시장의 지속적 변동성이 나타내는 주요 특징과 거시경제적 여건과의 관련성을 분석하였는데, 이를 위해 주식시장 자료와 거시경제 관련 지표를 이용하였다. 우선 주식시장에서 발생하는 수익률과 이의 변동성을 추정하기 위해 코스피(KOSPI) 지수를 분석하였다. 주식시장의 일별 수익률(r_i)은 i 일의 증가를 P_i 라 할 때 전일($i-1$)의 증가 대비 로그수익률($\ln(P_i/P_{i-1})$)로 정의할 수 있다. [Figure 1]은 KOSPI 일별 수익률을 1990년 1월 3일~2009년 12월 30일의 기간에 대해 보여주고 있다. 그림에서 보듯이 유가증권시장은 1997년 아시아 외환위기 이후 4~5년 동안 비교적 높은 변동성을

[Figure 1] Daily KOSPI Returns (1990~2009)



[Figure 2] Monthly Realized Standard Deviation of KOSPI Returns (\sqrt{RV})



보였으며, 최근의 글로벌 금융위기 기간 중에도 높은 변동성을 기록하였다.

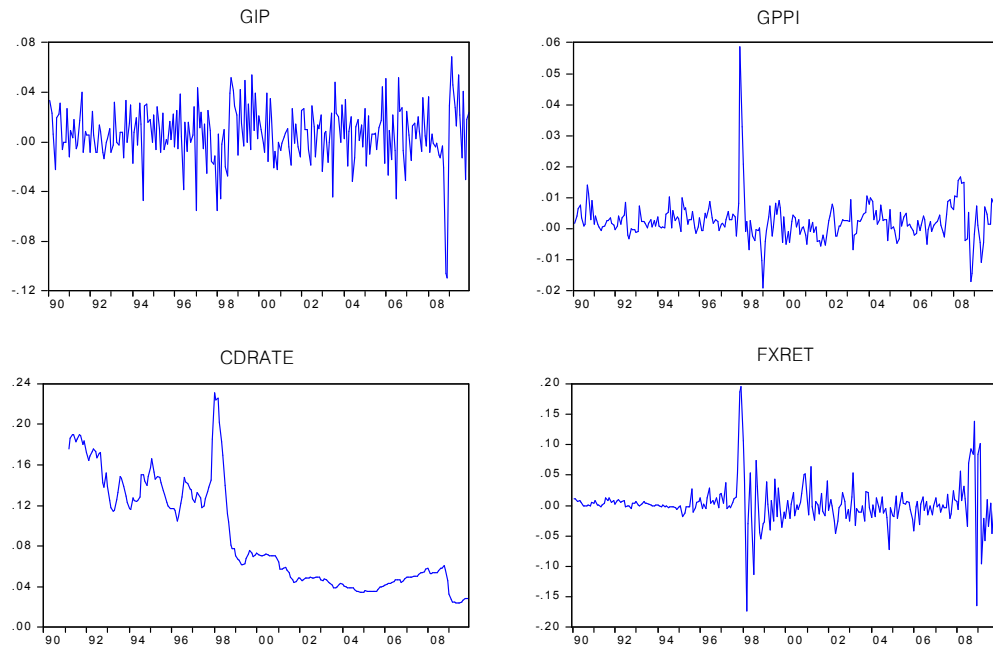
주식시장의 저빈도 변동성을 추출하기 위한 한 방법으로 MIDAS 필터를 이용할 수 있는데, 이를 위해서는 저빈도 변동성을 구성하는 정보변수가 필요하다. 본 연구에서는 실현된 변동성(realized variance: RV)을 저빈도 변동성을 구성하는 정보변수로 활용하였다. t 월(분기)의 실현된 변동성(RV_t)은 다음과 같이 계산할 수 있다.

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

여기서 N_t 는 t 월(분기)에 관찰한 일별 수익률($r_{i,t}$)의 개수이며, \bar{r}_t 는 t 월(분기)의 일평균 수익률을 나타낸다. [Figure 2]는 월별 실현된 변동성($\sqrt{RV_t}$)을 보여주는데, 1997년 외환위기 시에 높아진 변동성은 위기 이전 수준으로 회귀하는 데 5년 정도의 긴 기간이 걸린 반면, 최근 글로벌 금융위기 시에 높아진 변동성은 비교적 빨리 안정되었음을 알 수 있다. 한편, 그림에서 월별 실현된 변동성은 매끄럽지 못하고 다소 들쭉날쭉한 모습을 보이는데, 다수의 선행연구에 따르면 일별 수익률 자료를 이용하여 구성된 월별 RV는 변동성의 다소 부정확한 측정치(measure)인 것으로 보고되고 있다. 변동성에 대한 측정의 정확도를 높이기 위해서는 일중(intraday) 자료처럼 빈도가 아주 높은(high frequency) 자료를 이용하여 실현된 변동성을 구성하거나,⁶ (초)고빈도 자료가

6 이와 관련해서는 Jacod(1994), Barndorff-Nielsen and Shephard(2002) 등 다수의 선행연구를 참고할 수 있다.

[Figure 3] Major Indices for Macroeconomic Conditions (1990~2009)



Note: GIP, GPPI, CDRATE, and FXRET represent growth rate of industrial production, inflation of producer prices, returns from CD, and returns from won/dollar exchange rates respectively.

부재한 경우에는 Engle, Ghysels, and Sohn(2013)에서 제안하였듯이 MIDAS 필터의 사용을 고려할 수 있다.

주식시장의 변동성과 관련된 주요 거시변수로는 산업생산, 생산자물가, CD 금리, 원/달러 환율 등을 고려하였다. 이상의 거시지표 중 산업생산은 통계청 자료를 이용하였으며, 나머지는 한국은행 자료를 이용하였다. 산업생산지수, 생산자물가지수, 환율의 월별(분기별) 증가율은 해당 변수의 계절조정값을 로그차분하여 계산한 로그증가율로 정의하였다. [Figure 3]은 산업생산 증가율(GIP), 생산자물가 상승률(GPPI), CD 금리(CDRATE), 원/달러 환율의 변화율(FXRET)을 1990~2009년의 기간에 대해 보여주고 있다. CD 금리의 경우 2000년 이후 절대적인 수준이 낮아지는 가운데 변화폭도 축소되는 모습을 보였는데, 이는 물가상승률과 경제성장률이 둔화되는 가운데 이자율 중심의 통화정책이 도입된 데 따른 것으로 이해할 수 있다. 한편, 원/달러 환율의 수익률은 1997년을 전후하여 변화폭에 있어 큰 차이를 보이는데, 이는 1997년 외환위기 이후 변동환율제로 전환된 결과로 이해할 수 있다. 한국경제는 1997년 외환위기와 2008년 글로벌

별 금융위기 시에 거시경제여건에 있어 급격한 변화를 겪었는데, 이상의 거시지표들에 이러한 변화가 반영되고 있음을 확인할 수 있다.

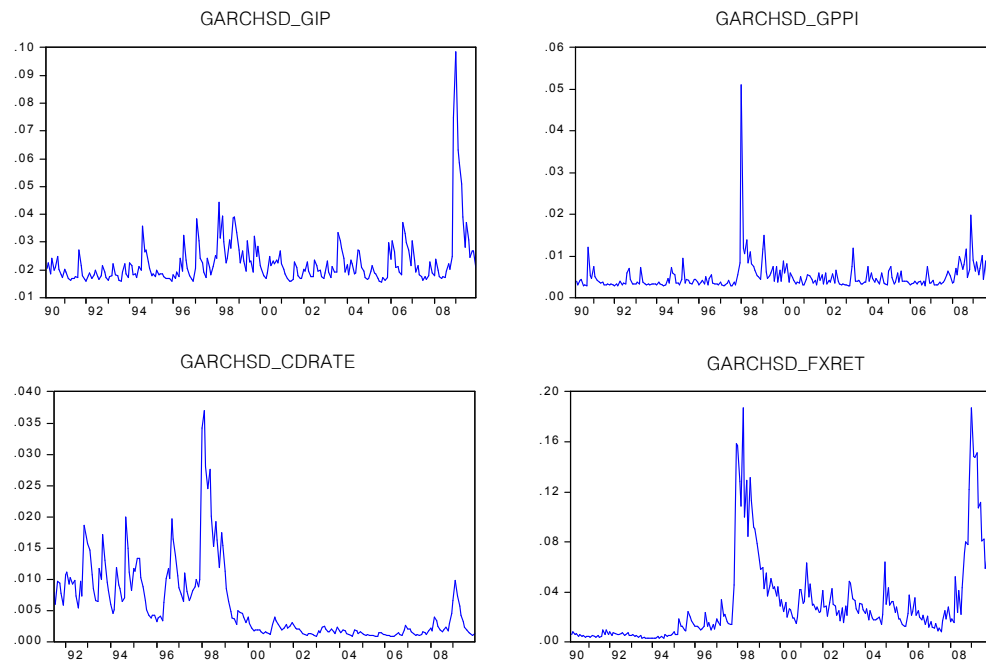
한편, 거시경제여건의 불확실성을 시점별로 분석하기 위해서는 해당 거시지표의 증가율에 대한 예상치 못한 충격이 갖는 변동성을 추정할 필요가 있다. 거시변수 X_t 의 로그 증가율($\ln(X_t/X_{t-1})$)을 g_t 라 하면, 이에 대한 예상치 못한 충격은 $g_t - E_{t-1}[g_t]$ 로 표현할 수 있다. 여기서 $E_{t-1}[g_t]$ 은 t 기의 증가율에 대해 $t-1$ 기에서 형성한 기대치인데, 이는 다음과 같이 자기회귀(AR)모형 등으로 표현할 수 있다.

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

실제 증가율과 예상 증가율의 차이($g_t - E_{t-1}[g_t]$)인 잔차(residual)는 증가율에 대한 예상치 못한 충격으로 해석할 수 있는데, 이의 조건부 변동성은 GARCH류의 모형을 이용하여 추정이 가능하다. 본 연구에서는 GARCH 모형에 기초하여 해당 거시지표의 변동성을 추정하였다. 해당 변수의 통계적 성질에 기초하여 산업생산 증가율은 AR(1)-GARCH(1,1), 생산자물가 상승률은 AR(1)-GARCH(1,2), CD 금리는 AR(4)-GARCH(1,1), 원/달러 환율 수익률은 AR(1)-GARCH(2,1)으로 각각 모형을 설정하여 해당 거시지표의 월별 조건부 변동성을 추정하였다.⁷ 또한 거시지표의 분기별 변동성에 대해서도 AR-GARCH 모형을 이용하였으나, 증가율과 GARCH 모형의 후행시차(lag) 구조에는 다소 차이가 있다. [Figure 4]는 상기 거시지표의 월별 조건부 표준편차(GARCH standard deviation)를 1990~2009년의 기간에 대해 추정한 값을 보여주고 있다. 그림에서 보듯이 대부분 거시지표의 변동성이 두 번의 경제위기를 기점으로 급격히 상승한 것으로 나타나는데, 이는 거시경제여건의 불확실성이 위기국면에서 빠르게 확대되었음을 시사한다.

⁷ AR(a)-GARCH(b,c)에서 a는 해당 거시지표의 후행시차 수를, b와 c는 GARCH 모형에서 각각 GARCH항의 후행시차 수와 ARCH항의 후행시차 수를 나타낸다.

[Figure 4] Volatility of Monthly Macroeconomic Indices



Note: GARCHSD_GIP, GARCHSD_GPPI, GARCHSD_CDRATE, and GARCHSD_FXRET represent conditional standard deviation of industrial production growth, PPI inflation, returns from CD, and returns from won/dollar exchange rates respectively.

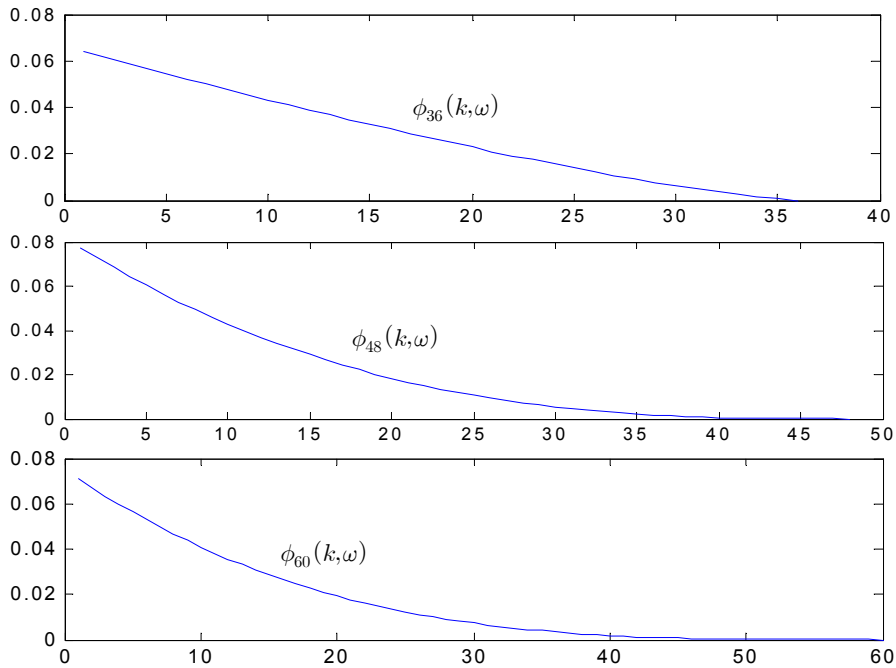
V. 주식시장의 지속적 변동성 추출과 주요 특징 분석

여기서는 GARCH-MIDAS 모형에 기초하여 KOSPI 일별 수익률의 변동성을 추정하고 이를 저빈도의 지속적인 요소(long-lived component)와 고빈도의 일시적인 요소(short-lived component)로 분해하여 각각의 특징을 살펴보고자 한다.

상기 변동성 모형에서 저빈도 변동성(τ_t)을 추출하기 위해 MIDAS 필터를 구성하는 정보변수로 RV 를 사용하였으며, RV 후행시차의 최댓값은 K 이며 외생적으로 주어지는 것으로 가정하였다.⁸ GARCH-MIDAS 모형의 추정에는 QMLE(Quasi Maximum

⁸ GARCH-MIDAS 모형을 추정하기 위해 MIDAS 필터를 구성하는 정보변수로 거시변수를 이용할 수도 있으나 거시지표의 움직임과 주식시장 변동성의 추세적 움직임 사이에 비교적 큰 차이가 있을 경우에는 해당 변동성의 추세적인 움직임을 반영하는 저빈도 변동성을 추출하는 데 어려움이 있을 수 있다.

[Figure 5] Optimal Weighting Functions $\phi_K(k, \omega)$ for $K=36, 48, 60$



Likelihood Estimation)를 사용하였다.⁹ [Figure 5]는 3년($K=36$), 4년($K=48$), 5년($K=60$)의 후행시차를 허용한 경우 각각에 대한 최적가중치 함수(optimal weighting function) ϕ_K 를 보여주고 있다. 그림에서 보듯이 저빈도 변동성을 구성하는 RV 는 과거 3~4년 정도의 후행시차까지가 저빈도 변동성에 주요하게 반영되며, 그 이상의 후행시차에 해당하는 RV 는 현재의 저빈도 변동성에 별 영향이 없는 것으로 이해할 수 있다. 4년의 후행시차($K=48$)를 허용한 경우에 모형의 추정 결과는 <Table 1>과 같다.¹⁰

또한 MIDAS 필터에 포함되는 거시변수의 종류가 늘어날수록 추정 파라미터의 수가 많아지고 우도함수의 표면이 일그러지는(ill-behaved likelihood surface) 등의 문제가 발생할 수 있다. 이상의 문제들을 고려할 때 MIDAS 필터의 구성변수로 거시지표를 이용하기 위해서는 해당 거시정보의 특성과 주식시장 변동성과의 관련성 등을 충분히 고려하여 제한적인 범위에서 MIDAS 필터를 구성할 수 있다. 본 연구에서는 이에 대한 대안으로 RV 를 이용하여 MIDAS 필터를 구성함으로써 주식시장의 저빈도 변동성을 추출하였으며, 저빈도 변동성과 거시변수와의 (통계적) 관련성은 회귀분석에 의해 평가하였다.

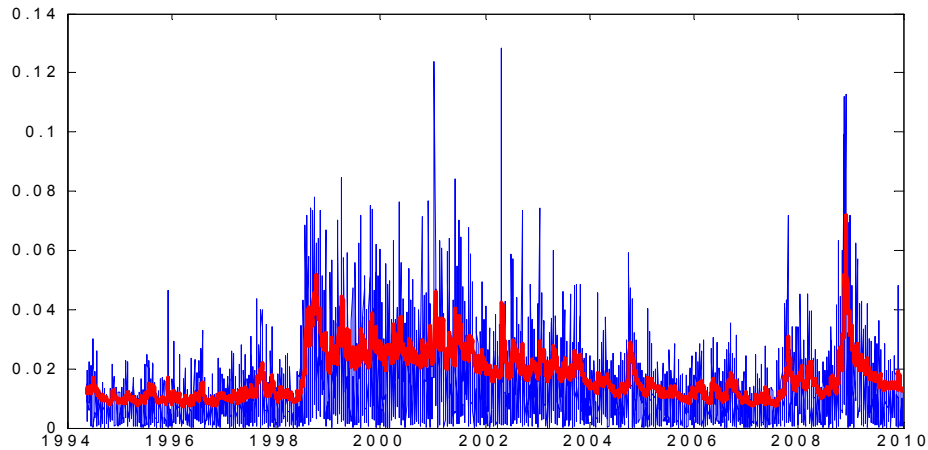
- 9** QMLE는 분포에 대한 가정에 관계없이 추정의 점근적 일치성(asymptotic consistency)을 보장하는 특징이 있다(Glosten *et al.*, [1993] 참고).
- 10** 모형의 실제 추정에 있어서는 일차적으로 일별 주식수익률의 비조건부 평균치(unconditional mean)에 해당하는 상수항 μ 를 먼저 추정한 후 두 번째 단계에서 예상치 못한 수익률($r_{i,t} - \mu$; demeaned return)을 이용하여 GARCH-MIDAS 모형의 모수들(parameters)을 동시에 추정(joint estimation)하였다. 해당 기간에 대한 상수항 μ 의 추정치는 0.000159인데, 이는 연율로 5.8%의 수익률에 해당한다.

<Table 1> Estimation Results of GARCH(1,1)-MIDAS Model

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

Note: Monthly RVs are used for the long-lived variance component.
Numbers in () are standard errors.

[Figure 6] Conditional Volatility and Absolute Values of Daily KOSPI Returns

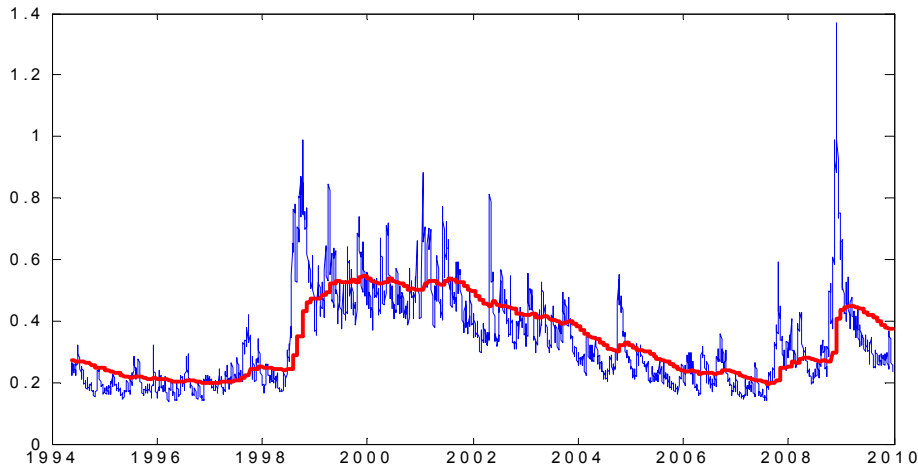


고빈도 변동성($g_{i,t}$)의 지속성(persistence)은 ARCH항과 GARCH항의 추정계수의 합 ($\alpha + \beta$)에 의해 결정되는데, 이는 0.96으로 1보다 작기는 하나 어느 정도 지속성이 있음을 시사한다.

KOSPI 일별 수익률의 변동성은 상기에서 추정된 모형을 토대로 [Figure 6]과 같이 얻어진다. 그림에서는 예상치 못한 수익률($r_{i,t} - \mu$)의 절댓값도 함께 보여주는데, 추정된 변동성이 이를 비교적 잘 묘사함을 확인할 수 있다.

주식시장의 일별 변동성은 변동성의 장기적인 추세를 반영하는 저빈도 변동성과 일시적인 변화를 반영하는 단기적인 고빈도 변동성으로 분해할 수 있다. [Figure 7]은 연율로 환산한(annualized) 저빈도 변동성과 KOSPI 수익률의 일별 변동성을 함께 보여주고 있다. GARCH-MIDAS 모형을 이용하여 추정된 저빈도 변동성이 KOSPI 변동성의 장기적인 추세를 비교적 잘 묘사하고 있음을 확인할 수 있다. 저빈도 변동성은 1997년 아시아 외환위기 이후 수년간 이전보다 훨씬 높은 수준을 유지하였으며, 이후 점차 안정화되는 추세를 보이면서 2005년에 들어서는 위기 이전의 변동성 수준을 거의 회복하였다.

[Figure 7] Volatility of Daily KOSPI Returns and Its Long-lived Component ($\sqrt{\tau_t}$)

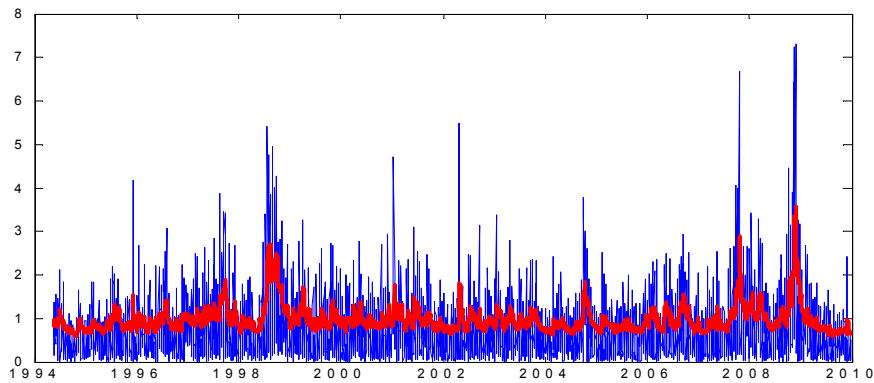


그러나 최근의 글로벌 금융위기를 경험하면서 다시 빠른 속도로 상승하였으며, 회복국면에서 다시 안정화되는 모습을 기록하였다.

KOSPI 수익률의 고빈도 변동성($g_{i,t}$)은 저빈도 변동성(τ_t) 대비 전체 변동성($\tau_t g_{i,t}$)의 비율로 계산되는데, [Figure 8]은 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 움직이며 평균회귀성향(mean reversion)을 나타낸다. 또한 고빈도 변동성은 일시적인 변동성 요소(transitory component)를 비교적 잘 반영하고 있음을 확인할 수 있다. 고빈도 변동성은 특히 아시아 외환위기와 글로벌 금융위기 국면에서 일시적으로 급격히 상승하는 모습을 보였지만, 위기가 마무리되는 무렵에는 평균적 수준에 해당하는 1 근처로 빠르게 회귀하였음을 확인할 수 있다.

이상에서 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 나타내는 뉴스를 반영하는 것으로 이해할 수 있다. 따라서 전체 주식시장 변동성의 변화 중 어느 정도가 주식시장에 지속적인 영향을 미치는 뉴스에 의해 설명될 수 있는지 파악하기 위해서는 전체 변동성의 변화에서 저빈도 변동성의 변화가 차지하는 비중을 계산할 필요가 있다. 이를 위해 전체 변동성의 변화에서 저빈도 변동성의 변화가 차지하는 비중을 의미하는 $Var(\ln \tau_t) / Var(\ln(\tau_t g_{i,t}))$ 의

[Figure 8] Short-lived Volatility of Daily KOSPI Returns ($\sqrt{g_{i,t}}$)



비율을 계산할 수 있다. 1994~2009년의 표본기간에 대해 해당 분산비율은 65.5%로 추정된다.¹¹ 이는 국내 주식시장의 변동성이 보이는 변화 중 비교적 큰 부분이 시장에 대한 영향이 비교적 지속적인 뉴스에 의해 설명될 수 있음을 시사한다. 한편, 이러한 특징은 1994~2009년의 비교적 짧은 기간 중에 한국경제가 경험한 두 번의 경제위기와 관련이 큰 것으로 이해된다. 상기의 [Figure 7]에서 보듯이 해당 위기국면을 중심으로 국내 주식시장의 저빈도 변동성이 크게 상승하였는데, 이는 전체 변동성의 변화에 크게 기여하였던 것으로 보인다.

Ⅵ. 주식시장의 지속적 변동성과 거시경제적 관련성 분석

주식시장의 변동성과 거시경제적 여건과의 관련성을 이해하기 위해 주식시장의 변동성에 대해 주요 거시경제변수가 갖는 설명력을 분석할 수 있다. 거시경제여건의 변화는 일시적이기보다는 경기변동의 주기에 상응하여 지속적인 변화를 나타내므로 주식시장의 변동성에 대한 영향도 지속적 요소를 중심으로 설명할 수 있을 것이다. 본 연구에서는 생산증가율, 물가상승률, 거시경제여건의 불확실성 등 주요 거시경제여건을 중심으로

¹¹ 한편, 이와 유사한 방법을 사용하여 미국의 경우에 대해 분석한 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 보이며, 대공황 시기를 포함하는 1890~2004년의 비교적 긴 표본기간에 대해서는 41.2%의 값을 갖는다(Engle *et al.*, [2013]).

〈Table 2〉 Regression Results for the Monthly Long-lived Volatility

	log(long-lived volatility)							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
log(long-lived volatility(-1))	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)
log(GARCHVAR_GIP)	0.019 (0.08)				0.007 (0.52)	-0.012 (0.28)	-0.004 (0.70)	-0.001 (0.92)
log(GARCHVAR_GPPI)		0.037 (0.00)			0.036 (0.00)	0.018 (0.04)	0.010 (0.23)	0.007 (0.38)
log(GARCHVAR_CDRATE)			0.010 (0.00)			0.007 (0.03)	0.008 (0.01)	0.008 (0.01)
log(GARCHVAR_FXRET)				0.024 (0.00)		0.020 (0.00)	0.018 (0.00)	0.017 (0.00)
GIP							-1.176 (0.00)	-1.239 (0.00)
GPPI								1.762 (0.00)
Adjusted- R^2 (%)	98.5	98.6	98.5	98.7	98.6	98.7	98.9	98.9

Note: GIP, GPPI, CDRATE, and FXRET indicate growth rates of industrial production, PPI inflation, CD rate, and FX returns respectively. GARCHVAR_GIP, GARCHVAR_GPPI, GARCHVAR_CDRATE, and GARCHVAR_FXRET indicate GARCH variances of GIP, GPPI, CDRATE, and RXRET respectively. Sample periods are from 1994 to 2009. Numbers in () are p-values. Numbers in bold indicate significance within 10%.

주식시장의 변동성에 대한 설명력을 분석하였다.

〈Table 2〉는 GARCH-MIDAS 모형에 기초해 추정된 월별 주식시장 변동성을 관련 거시변수를 이용하여 회귀분석한 결과를 보여주고 있다.¹² 모든 회귀분석에서 자기 후행 시차를 포함하였는데, 해당 추정계수는 0.9 이상으로 주식시장의 저빈도 변동성에 강한

12 회귀식을 구성하는 변수들에 대해 ADF 테스트를 적용하여 단위근 검정을 실시한 결과 저빈도 변동성의 경우에는 단위근 가설을 기각하지 못하였으며, 나머지 변수들은 단위근 가설을 기각하는 것으로 나타났다. 그러나 단위근 검정이 갖는 약한 검정력(low power), 주식수익률의 변동성에 대한 충격의 효과가 영구적이기보다는 다소 오랜 시간이 걸리더라도 소멸될 것으로 기대되는 점, 1차 차분(first-differencing)한 값을 종속변수로 사용할 경우 발생할 수 있는 정보손실과 추정 결과에 대한 경제학적 해석의 어려움 등의 문제가 제기될 수 있다. 따라서 본 연구에서는 저빈도 변동성의 1차 차분값을 종속변수로 사용하기보다는 저빈도 변동성의 후행시차를 설명변수로 포함하여 확률적 추세(stochastic trend)의 상당 부분을 제거하는 방법으로 회귀분석하였다. 참고로 본 논문에서 보고하지는 않았지만, 후행시차에 대한 추정계수가 0.971로 1에 가깝기 때문에 1차 차분한 값을 종속변수로 사용하여 회귀분석하더라도 추정값의 크기에서는 다소 차이가 있더라도 분석 결과에 대한 전반적인 해석에는 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

지속성(persistence)이 있음을 알 수 있다. 그리고 거시경제여건의 불확실성을 반영할 것으로 기대되는 산업생산, 생산자물가, 이자율, 환율 등의 변동성은 주식시장의 지속적 변동성에 대해 유의한 설명력이 있음을 알 수 있다. 이는 기업활동과 관련한 해당 거시 지표의 불확실성이 주식시장의 불확실성을 높이는 요인으로 작용할 수 있음을 시사한다. 한편, 산업생산의 변동성과 생산자물가의 변동성을 함께 설명변수로 사용한 모형 (5)에서 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 모형 (6)에서 산업생산의 변동성은 유의성을 잃게 되는데, 이는 생산자물가, 이자율, 환율 등의 변동성이 주식시장의 변동성에 대해 비교적 더 포괄적인 정보를 포함하고 있음을 시사한다.

이상의 설명변수에 산업생산 증가율을 추가한 모형 (7)의 추정 결과에 따르면 산업생산 증가율은 유의한 음(-)의 효과를 보이는데, 이는 주식시장의 변동성이 경기역행적인 (countercyclical) 특징이 있음을 시사한다. 이러한 결과는 경기하강기에 주가의 변동성에 반영되는 기업 리스크가 상승함을 의미하는데, 기업 안정성과 관련된 지표, 예컨대 레버리지(leverage)가 경기하강기에 악화되는 데 기인할 수 있다.¹³ 또한 모형 (8)에서 생산자물가 상승률을 추가적인 설명변수로 고려할 경우 유의한 양(+)의 효과를 보이는데, 이는 생산자물가 상승률의 증가가 주식시장의 변동성을 확대하는 요인이 될 수 있음을 시사한다.

이상의 결과는 주식시장의 월 빈도(monthly frequency)에 해당하는 지속적 변동성에 있어 거시경제적 여건이 중요한 설명변수가 될 수 있음을 시사한다. 한편, 분기 빈도(quarterly frequency)의 지속적 변동성에 대해서도 이상과 유사한 실증분석 결과를 확인할 수 있다. 주식시장의 분기별 저빈도 변동성도 앞서와 같이 GARCH-MIDAS 모형을 이용하여 구하였다. 다만, 저빈도 변동성의 정보변수에 해당하는 실현된 변동성(RV)의 후행시차(lagged years)는 5년을 사용하였는데, 이는 5년의(20개에 해당하는 관찰치) 후행시차까지가 분기별 저빈도 변동성에 주요하게 반영됨을 고려하기 위함이다. 이 경우에 GARCH-MIDAS 모형의 추정 결과는 <Table 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

13 Schwert(1989) 등은 경기수축기에 기업의 레버리지(leverage)가 상승함에 따라 주가의 변동성이 증가할 수 있음을 언급하였다.

〈Table 3〉 Estimation Results of GARCH(1,1)–MIDAS Model

Sample periods	α	β	θ	ω
1990~2009	0.0891 (0.0001)	0.8833 (0.0000)	0.0174 (0.0000)	3.5949 (0.6977)

Note: Quarterly RVs are used for the long-lived variance component.
Numbers in () indicate standard errors.

〈Table 4〉 Regression Results for the Quarterly Long-lived Volatility

	log(long-lived volatility)							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
log(long-lived volatility(-1))	0.906 (0.00)	0.937 (0.00)	0.938 (0.00)	0.786 (0.00)	0.913 (0.00)	0.794 (0.00)	0.913 (0.00)	0.811 (0.00)
log(GARCHVAR_GIP)	0.095 (0.00)				0.061 (0.01)	0.042 (0.04)		0.055 (0.01)
log(GARCHVAR_GPPI)		0.161 (0.00)			0.095 (0.01)	-0.010 (0.82)		-0.025 (0.59)
log(GARCHVAR_CDRATE)			0.026 (0.02)			-0.003 (0.74)		-0.003 (0.76)
log(GARCHVAR_FXRET)				0.160 (0.00)		0.135 (0.00)		0.142 (0.00)
GIP							-0.313 (0.49)	0.193 (0.65)
GPPI							4.738 (0.00)	2.934 (0.05)
Cyclical component of the CCI							-0.037 (0.00)	0.005 (0.71)
Adjusted- R^2 (%)	94.5	94.4	92.5	95.8	95.0	95.9	94.1	96.3

Note: GIP, GPPI, CDRATE, FXRET, MarketSize, and CCI indicate growth rates of industrial production, PPI inflation, CD rate, FX returns, stock market capitalization, and Coincident Composite Index respectively. GARCHVAR_GIP, GARCHVAR_GPPI, GARCHVAR_CDRATE, and GARCHVAR_FXRET indicate GARCH variances of GIP, GPPI, CDRATE, and RXRET respectively. Numbers in () are p-values. Numbers in bold indicate significance within 10%. Sample periods are from 1994 to 2009.

단위로 바뀐 데 따른 결과로 이해할 수 있다. 또한 전체 주식시장의 변동성이 나타내는 변화에 대해 추세적 변화를 반영하는 저빈도 변동성이 갖는 설명력을 의미하는 $Var(\ln\tau_t)/Var(\ln(\tau_t g_{i,t}))$ 의 비율은 64.4%로 계산된다. 이는 월 단위의 저빈도 변동성이 보이는 설명력과 상당히 유사하다고 할 수 있다.

주식시장의 분기별 저빈도 변동성을 관련 거시변수를 이용하여 회귀분석한 결과는 〈Table 4〉와 같다. 표에서 보듯이 주식시장의 분기별 저빈도 변동성도 산업생산, 생산

자물가, 이자율, 환율 등의 거시경제적 불확실성에 대해 유의한 양(+)¹의 상관관계를 나타냄을 알 수 있다. 특히 모형 (6)의 추정 결과에 의하면, 산업생산의 변동성과 환율의 변동성이 주식시장의 변동성과 관련하여 유의한 설명력이 있음을 확인할 수 있다. 이는 산업생산 변동성의 유의한 설명력이 다수의 거시지표 변동성을 설명변수로 함께 고려한 다중회귀분석에서도 유지된다는 점에서 월별 자료를 사용하여 분석한 결과와는 다소 차이가 있다. 그리고 분기별 빈도의 경우에 있어서도 주식시장의 변동성은 물가상승률과 유의한 양(+)²의 상관관계가 있음을 확인할 수 있다(모형 (7), (8)). 주식시장의 변동성이 나타내는 경기 관련 특성을 이해하기 위해 경기동행지수의 순환변동치를 추가하여 회귀 분석한 모형 (7)에서 주식시장의 변동성은 경기역행적인 특징이 있음을 확인할 수 있다. 다만, 거시경제여건의 불확실성을 나타내는 지표까지 포함한 모형 (8)에서는 경기동행지수의 유의성이 사라지는데, 이는 거시여건의 불확실성이 갖는 경기역행적 특징이 경기동행지수의 설명력을 약화시키기 때문으로 해석할 수 있다.

Ⅷ. 결 론

한국의 주식시장은 경기변동 또는 경제위기 등의 시기에 주가의 급격한 변화를 경험하였는데, 주식이 기업에는 자금조달의 수단이며 가계에는 저축의 수단임을 고려할 때 시장 변동성의 상승은 중요한 이슈가 되고 있다. 이러한 주식시장의 변동성은 시장에 도달하는 정보의 흐름의 영향을 받는데, 시장 참여자들이 접하는 뉴스의 종류에 따라 일시적인 또는 지속적인 효과를 나타내기도 한다. 예컨대 경기변동 주기에 상응하는 거시경제여건의 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 연구에서는 주식시장의 변동성을 지속성의 정도에 따라 빈도별로 구분하여 지속적인 효과를 반영하는 저빈도 변동성과 일시적인 효과만을 반영하는 고빈도 변동성으로 분해하였다. 변동성의 빈도별 분해를 위한 방법으로는 전체 변동성을 지속적 요소와 일시적 요소의 곱의 형태로 표현한 Engle, Ghysels, and Sohn(2013)이 제안한 GARCH-MIDAS 모형을 사용하였다. 이러한 형태의 변동성 분해방법은, 일시적인 효과

를 갖는 뉴스일지라도 변동성이 이미 추세적으로 높은 시기에 도달한 경우가 그렇지 않은 경우보다 시장에 대한 충격에 있어 상대적으로 더 클 수 있음을 반영한다. 변동성의 지속적 요소를 추출하기 위해서는 지속적 변동성을 구성하는 정보변수가 필요한데, 본 연구에서는 실현된 변동성(RV)을 이용하여 저빈도 변동성을 구성하였다. 1990~2009년의 표본자료를 이용하여 GARCH-MIDAS 모형을 추정한 결과, 추출된 월별 빈도의 지속적 변동성에는 과거 3~4년까지의 실현된 변동성이 주요하게 반영되는 것으로 나타났다. 이는 과거 3~4년보다 이전의 정보는 KOSPI 수익률의 지속적 변동성을 설명하는데 별 기여를 하지 못함을 시사한다. 또한 전체 변동성에 대한 지속적 변동성의 기여도를 분석한 결과, 1994~2009년의 기간에 있었던 주식시장 변동성의 변화 중 약 2/3 정도가 장기적인 변화를 의미하는 지속적 요소의 변화에 의한 것으로 나타났다. 이는 KOSPI 일별 수익률의 변동성이 보이는 변화 중 약 2/3 정도는 장기적인 효과를 나타내는 뉴스에 의한 결과임을 의미하는 것으로 해석할 수 있다.

한편, 주식시장의 변동성이 보이는 장기적인 변화는 그에 상응하는 거시경제여건의 변화와 관련이 있을 수 있는데, 본 연구에서는 주식시장의 지속적 변동성과 거시경제여건과의 관련성을 분석하였다. 주요 거시경제지표로는 경기상태, 물가상승률, 거시경제여건의 불확실성 등을 고려하였다. 경기 관련 지표로는 생산증가율과 경기동행지수를 고려하였으며, 거시경제적 불확실성을 반영하는 지표로는 산업생산, 물가, 이자율, 환율 등의 변동성을 이용하였다. 1994~2009년의 기간에 대해 분석한 결과, 주식시장의 지속적 변동성은 경기역행적 특징을 보이는 가운데 물가상승률의 증가에 대해 유의한 양의 상관관계를 보였다. 또한 거시경제적 불확실성이 상승하는 시기에 주식시장의 지속적 변동성도 상승하는 경향이 있음을 확인할 수 있었다.

이상에서 분석한 주식시장의 지속적 변동성과 거시경제적 여건과의 관련성은 경제안정화를 위한 거시경제정책이 주식시장의 변동성에 대해서도 유의한 효과가 있을 수 있음을 시사한다. 예를 들어 물가상승률을 안정화하고 거시경제적 불확실성의 감소에 기여하는 정책은 주식시장의 지속적 변동성을 축소하는 데에도 기여할 가능성이 있다. 한편, 주식시장의 변동성에 대해 거시경제지표가 가지는 유의한 설명력은 주식시장의 변동성이 거시경제여건에 대해 중요한 정보를 포함하고 있음을 의미한다. 이는 시장 변동성의 변화가 거시경제여건의 건전성을 판단하는 지표로 활용될 수 있음을 시사한다.

본 연구에서는 주식시장의 변동성과 거시경제여건과의 관련성을 실증분석함에 있어 양자 사이에 있을 수 있는 중간 파급경로(interaction channel or propagation channel)

를 충분히 고려하지 못한 측면이 있다. 만일 양자 사이의 상호작용 또는 중간 파급경로를 반영하여 이론모형과 더불어 보다 효과적인 실증분석방법이 개발된다면 주식시장의 위험과 거시경제여건과의 관련성에 대한 이해의 제고에 큰 도움이 될 것이다. 또한 일반적인 금융시장의 변동성과 관련하여 거시경제적 요인뿐 아니라 제도적 요인까지 함께 고려하여 심층적인 후속연구가 진행된다면 금융시장의 발전과 거시경제정책의 방향 설정에 있어서도 큰 도움이 될 것으로 기대한다.

참고문헌

- 김세완, 「경기변동을 고려한 주식수익률과 변동성 관계의 변화: 비대칭 GARCH 모형을 이용하여」, 『금융연구』, 제23권 제2호, 한국금융학회, 2009.
- 변영태·박갑제·임순영, 「거시경제변수의 주식시장에 대한 변동성 전이효과에 관한 실증연구」, 『재무관리논총』, 제14권 제1호, 한국재무관리학회, 2008.
- 유한수, 「산업생산지수 변동성과 주가지수 변동성」, 『재무와회계정보저널』, 제9권 제1호, 한국회계정보학회, 2009.
- 한상범·오승현, 「프로그램거래가 주식시장의 변동성에 미치는 장단기 효과」, 『선물연구』, 제15권 제1호, 한국파생상품학회, 2007.
- Barndorff-Nielsen, Ole E. and Neil Shephard, “Econometric Analysis of Realized Volatility and Its Use in Estimating Stochastic Volatility Models,” *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 64, 2002.
- 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. and Robert Shiller, “The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors,” *Review of Financial Studies*, Vol. 1, 1988.
- Campbell, John Y., Martin Lettau, Burton G. Malkiel, and Yexiao Xu, “Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk,” *Journal of Finance*, Vol. 56, No. 1, 2001.
- 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. and G. Lee, “A Long Run and Short Run Component Model of Stock Return Volatility,” in R. Engle and H. White (eds.), *Cointegration, Causality and Forecasting: A Festschrift in Honor of Clive W. J. Granger*, Oxford: Oxford University Press, 1999.
- 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., Eric Ghysels, and Bumjean Sohn, “Stock Market Volatility and Macroeconomic Fundamentals,” *Review of Economics and Statistics*, 2013. (forthcoming)
- 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.
- Glosten, Lawrence R., Ravi Jagannathan, and David Runkle, “Relationship between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks,” *Journal of Finance* 48, 1993.
- Hamilton, James D. and Gang Lin, “Stock Market Volatility and the Business Cycle,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 5, 1996.
- Jacod, Jean, “Limit of Random Measures Associated with the Increments of a Brownian Semimartingale,” Tech. rep., Universit’e de Paris VI, 1994.
- 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.