

한국주식시장에서의 기업고유변동성의 추세와 결정요인*

이 종 현**

조 재 호***

.....

본 논문은 1999년 10월부터 2010년 9월까지 코스피 상장 및 코스닥 등록 기업을 대상으로 주식 수익률의 변동성 중 기업고유변동성의 추세를 분석하였다. 우선 시간의 흐름에 따라 변동성이 변화하는지를 살펴보았으며, 또 이를 설명할 수 있다고 알려진 기업특성변수와 거래량변수 중 어느 것의 설명력이 높은지를 비교하였다. 기업고유변동성을 측정하기 위하여 시장모형을 이용하였고, 기업특성변수로 자기자본이익률의 변동성과 자산의 시장가치 대비 장부가치 비율을, 거래량변수로 거래대금과 기관투자자의 거래비중 및 외국인투자자의 지분보유 비중을 사용하였다. 분석 결과, 국내 주식시장에서도 미국 주식시장에서와 마찬가지로 2000년 이후에 기업고유변동성이 감소하는 현상을 발견하였다. 그러나 미국 주식시장과는 다르게 변동성에 대한 기업특성변수의 설명력은 거의 나타나지 않은 것으로 나타났고 오히려 거래량변수의 설명력이 다소 높은 것으로 나타났다. 특히 외국인투자자의 지분보유 비중의 증가가 기업고유변동성의 감소를 설명하는데 중요한 역할을 한다는 결론을 얻었다.

.....

I. 서 론

주식수익률의 변동성은 투자위험을 측정하는 지표로서 모든 주식에 공통적으로 영향을 미치는 경제적 요인에 기인하는 부분과 특정 주식의 고유한 사건에 기인하는 부분으로 분해될 수 있다. 흔히 전자를 체계적 위험, 후자를 비체계적 위험이라고 부른다. 전

*본 논문은 첫 번째 저자의 서울대학교 경영대학 석사논문인 “주식수익률의 변동성의 추세에 관한 연구”에 근거하여 작성되었다. 두 번째 저자는 서울대학교 경영대학 경영연구소의 연구 지원에 감사드린다.

**한국은행

***서울대학교 경영대학 교수

통적인 자산가격결정모형에 따르면 총 변동성 중 비체계적 위험을 나타내는 기업고유 변동성은 분산투자를 통해 제거될 수 있기 때문에 그리 중요하지 않은 것으로 여겨져 왔다. 그러나 비교적 최근에 기업고유변동성의 중요성이 부각되면서 이에 대한 많은 연구가 진행되어 왔다.

Campbell, Lettau, Malkiel, and Xu(2001)는 1962년과 1997년 사이에 미국 주식시장에서 주가지수의 변동성이 크게 증가하지 않았음에도 불구하고 기업고유변동성이 지속적으로 증가하는 현상을 발견하였다. 이러한 발견은 기업고유변동성의 증가를 설명하는 원인변수에 대한 연구를 촉발시키는 계기가 되는데, 변동성이 증가한 원인으로 금융기관의 주식보유 비중의 증가, 이익의 감소, 이익변동성의 증가, 이익성장옵션의 확대, 상장주식의 성격 변화, 파생상품 거래의 증가 등이 언급되었다. 그러나 이 중 어떠한 변수가 핵심적인 역할을 하는지에 대해서는 의견의 일치가 이루어 지지 않았다. 이와 관련하여 임진수(2001)는 Campbell et al.(2001)의 방법론을 국내 주식시장에 적용하여 1988년부터 1999년까지 국내시장에서도 미국시장과 동일하게 변동성이 증가하는 현상을 발견하였다. 또, Zhang(2010)은 2001년에서 2006년 사이에 미국시장에서 변동성의 패턴이 변화하여 기업고유변동성이 급격히 감소하는 현상을 발견하였고 또 변동성의 변화에 영향을 미치는 가장 중요한 변수들을 찾고자 하였다.

본 논문은 2000년 이후 국내 주식시장에서의 기업고유변동성의 추세를 살펴보고, 또 추세가 존재하는 경우 이를 설명할 수 있는 원인변수가 무엇인지를 Zhang(2010)의 방법론을 적용하여 분석하고자 한다. 이는 기존의 국내 연구가 주로 기업고유변동성과 주식의 초과수익률 또는 기대수익률과의 관련성을 찾는 것에 초점을 맞추었던 것과는 차이가 있다.

주식수익률 변동성이 변화하는 원인을 설명하는 두 가지 이론으로 기업특성이론(fundamentals-based theory)과 거래량이론(trading volume-based theory)이 있다. 전자에 따르면, 주가는 미래에 기대되는 배당액의 현재가치이다. 그러므로 주식수익률 변동성이 미래 배당액의 변동과 양의 관계를 보일 것이라는 결과는 어렵지 않게 도출된다. Vuolteenaho(2002)는 미래 기대배당의 대용치로 경영자의 자유재량에 영향을 받는 실현배당 대신 당기순이익을 사용하여 이러한 사실을 실증적으로 뒷받침하였다. Pastor and Veronesi(2003)도 횡단면 분석을 통해 기업의 이익변동성이 주식수익률 변동성을 설명할 수 있다고 주장하였고 Wei and Zhang(2006)은 횡단면 및 시계열 분석을 통해

기업수준의 이익감소와 이익변동성의 증가로 기업고유변동성의 증가를 설명할 수 있다고 주장하였다. 두 연구 모두에서 과거의 이익이 적거나 음(-)인 경우가 양(+인 경우보다 이익의 불확실성이 커진다는 점을 감안하여 실현된 이익을 설명변수에 추가하였는데, Wei and Zhang(2006)은 과거이익이 클수록, 이익변동성이 작을수록 주식수익률 변동성이 작아지는 것을 발견하였다. Gaspar and Massa(2006)는 경쟁의 심화로 변동성의 증가를 설명할 수 있다고 하였고, Irvine and Pontiff(2009)는 현금흐름과 매출액의 변동성이 높은 기업일수록 높은 변동성을 나타낸다고 주장하였다.

Schwert(2002)와 Fama and French(2004)가 신규상장 기업일수록 높은 변동성을 나타내는 경향이 있다고 주장한 이후, Fink, Grullon, and Weston(2005)은 신생기업일수록 안정성이 떨어져 설립 후 조기상장이 주식수익률 변동성을 증가시킨다고 주장하였다. Wei and Zhang(2006)도 변동성의 증가 추세가 소규모이고 설립기간이 짧은 신기술 산업군에 속하며 특히 낮은 이익과 높은 이익변동성을 가진 기업의 신규상장이 증가하는 것에 기인한다고 주장하였다. 또한, Brown and Kapadia(2007)도 상장시점이 변동성의 증가를 설명하는 주요한 변수라고 주장하였다.

Schwert(2002)는 1990년대 후반의 주식수익률 변동성의 증가가 신기술 발달로 인하여 성장가능성이 높아진 것에 기인한다고 주장하였다. 주가는 현재수준의 이익과 성장가능성의 현재가치의 합으로 구성되는데, 신기술 산업군의 경우 특히 후자가 주가를 형성하는 중요한 요소이기 때문에 기업의 성장가능성은 주식수익률 변동성을 설명하는 중요한 변수가 될 수 있다는 것이다. Cao, Simin, and Zhao(2008)는 성장가능성의 대응치인 자산 및 자본의 시장가치 대비 장부가치 비율(market to book ratio of assets and equity: MABA and MB) 및 두 변수의 변동성을 이용하여 성장가능성이 가치중평균 기업고유변동성을 잘 설명한다고 하였다. 나아가 이익변동성에 비해 성장가능성의 설명력이 우세하다는 걸 보였다.

거래량이론에 따르면, 변동성은 거래량과 밀접한 관련성을 보인다. Schwert(2002)는 주식수익률 변동성의 증가 추세를 주식거래 규모의 증가로 설명할 수 있다고 하였다. 주식거래의 활성화는 주식거래 비용의 감소, 규제 및 회계기준의 개선, 애널리스트들의 활발한 분석 등으로 투자대상 회사에 대한 정보접근이 용이해지기 때문인데, Harris(1986)와 Malliaris and Urrutia(1998)는 미국 주식시장에서 변동성과 거래량 사이에 양의 관계가 있다는 증거를 제시하였다. Gallant, Rossi, and Tauchen(1992)과 6개 남미

주식시장의 월별자료를 이용한 Saatcioglu and Starks(1998)는 거래량의 증가가 수익률의 변동성을 설명한다고 주장하였다. 한편, Girard and Biswas(2007)는 거래량의 증가가 변동성의 증가를 설명할 수 있다고 하였으나 그 설명력이 시간에 따라 안정적이지 않다는 것을 보였다.

분산투자자에 대한 인식이 확대되면서 각종 펀드를 통한 개인투자자들의 주식투자가 늘어나게 되었고 이에 따라 기관투자자의 주식거래 또한 매우 활발해졌다. 기관투자자의 거래는 그 규모로 인해 주식의 가격변동을 쉽게 하여 주식시장의 변동성을 증가시킬 수 있는데 Xu and Malkiel(2003)은 이러한 주식수익률의 변동성을 기관투자자의 지분 증가로 설명할 수 있다고 하였다. Bennett, Sias, and Starks(2003)도 상대적으로 변동성이 크다고 알려진 소규모이면서 위험한 주식에 대한 기관투자자의 지분 확대가 주식수익률의 평균변동성을 설명하는 원인이 된다고 하였다. 그러나 Brandt, Brav, Graham, and Kumar(2010)는 Bennett et al.(2006)의 결과는 고가 주식에 의한 현상일 뿐, 저가이면서 개인투자자의 거래비중이 높은 주식의 경우 기관투자자의 지분 증가와 변동성 사이에 음의 관계가 있다고 주장하였다.

이상과 같은 이론에 근거하여 Zhang(2010)은 2001부터 2006년 사이에 미국시장에서 발견된 기업고유변동성의 감소현상을 앞에서 제시한 기업특성변수와 거래량변수가 설명할 수 있는지를 분석하였다. 그는 기업특성변수로서 이익변동성과 성장옵션을 각각 반영하는 자기자본이익률의 변동성과 자산의 시장가치 대비 장부가치를 사용하였고, 거래량변수로는 거래대금과 기관투자자의 거래비중을 선정하였다. 분석 결과, 미국의 기업고유변동성은 거래량변수보다 기업특성변수에 의해 많은 부분이 설명되었고 또 그 설명력은 시간에 따라 변화하는 것으로 나타났다.

본 연구에서는 Zhang(2010)이 사용한 모든 변수 이외에도, 거래량변수로서 외국인투자자의 지분보유 비중을 추가로 선정하였다. 미국시장과는 달리 국내 시장에서 외국인거래의 영향력은 상대적으로 매우 크기 때문이다. 외국인투자자에 대한 주식거래의 확대¹⁾가 주식수익률 변동성을 증가 또는 감소시킬 것인지에 대해서는 두 가지의 설명이 모두 가능하다. 최창규(2005)는 외국인투자자의 주식시장 참여는 시장참가자의 군집현

1) 우리나라는 1992. 1. 3 이후 외국인투자자에게 주식시장을 개방하기 시작하였고, 1997. 12월 IMF 외환위기를 계기로 주식시장의 개방 폭을 크게 확대하였으며, 1998. 5. 25 외국인 주식투자의 제한을 완전히 철폐하였다.

상을 발생시킬 수 있으며²⁾ 또 정보비대칭 및 특정 정보에 대한 해석의 편차가 확대되어 주식수익률의 변동성을 증가시킨다고 주장하였다. 구맹회와 이윤선(1999)은 기업규모와 주식수익률의 변동성 사이에 양의 관계가 있음을 밝히면서 이의 원인이 기관 및 외국인 투자자의 투자집중현상에 기인한다고 하였다. 또한 Huang and Yang(2000)은 자본자유화 이전과 이후의 비교를 통해 외국인투자자의 거래확대가 주식수익률의 변동성을 높였다고 주장하였다.

한편 Santis and Imrohroglu(1997)는 외국인투자자들이 세계경제에 대한 공적정보의 정확성을 제고시켜 시장효율성을 증가시키므로 주식수익률 변동성을 감소시킨다고 주장하였으며, Domowitz, Glen, and Madhavan(1998)은 외국인투자자의 참여로 주식시장의 깊이가 심화되어 정보해석의 방향 및 강도를 상쇄시켜 수익률의 변동성이 감소한다고 주장하였다. Bekaert and Harvey(1997), Kim and Singal(2000), Umutlu, Akdeniz, and Altay-Salih(2010)는 외국인과 내국인 사이에 국가 간 리스크를 공유함에 따라 외국인투자자의 거래확대는 주식수익률의 변동성을 감소시킨다고 하였다. 그리고 송가현(2003)은 외국인지분율이 높을수록 거래회전율이 낮다는 결과를 통해 주식시장의 수익률변동성과 음의 관계에 있다고 주장하였다.

본 논문의 연구결과는 다음과 같다. 2000년 이후 국내 주식시장에서 기업고유변동성은 감소추세를 보였다. 이러한 변동성의 변화는 기업특성변수에 비해 거래량변수에 의하여 더욱 잘 설명되는 것으로 나타나 미국 주식시장에서와는 대조적인 결과를 얻었다. 특히 2007년 7월 서브프라임 위기를 전후하여 두 변수그룹의 설명력을 비교·분석한 결과 우리나라의 기업고유변동성 추세는 외국인투자자의 주식보유와 음의 상관관계를 가지며, 외국인투자자의 거래행태에 따라 영향을 받는 것으로 나타났다.

앞으로의 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II절에서는 본 연구에서 검정할 가설을 설정한 후, 사용한 자료와 표본의 선정기준 그리고 분석에 사용될 주요 변수를 설명하고 기초 통계량을 다룬다. 제III절에서는 실증분석의 결과와 이에 대한 설명을 다루고, 마지막으로 제IV절에서는 요약 및 결론을 통해 연구의 의의에 대해 언급한다.

2) 시장의 정보가 부족하거나, 사적정보에 의한 정보의 비대칭성이 강할수록 정보가 부족한 투자자는 우월한 정보를 가진 투자자의 행위를 따라 가는 것이 유리하다고 판단할 것이므로 동시에 동일한 종목을 사거나 파는 현상이 나타난다[최창규(2005) 참조].

II. 가설설정과 분석자료

1. 가설설정

본 논문은 Zhang(2010)이 미국 주식시장의 기업고유변동성에 대하여 시기별 추세가 존재하는지의 여부와 그 원인에 대하여 분석한 내용을 국내 시장에 적용해 보고자 하는 것이다. 즉 국내 주식시장에서도 기업고유변동성이 추세를 가지고 있었는지를 살펴본 후, 이를 설명하는 것으로 잘 알려진 원인변수가 국내시장에서도 적절한 설명력이 있는지를 분석하고자 한다. Zhang(2010)의 연구를 따라 다음과 같은 가설을 설정하고 제III 절에서 이 내용들을 검정할 것이다.

가설 1: 2000년대 이후 국내 주식시장에서의 평균 기업고유변동성은 추세를 보이지 않는다.

가설 2: 기업고유변동성을 설명한다고 알려진 기업특성변수(자기자본변동성 및 자산의 시장가치 대비 장부가치)와 거래량변수(거래대금, 기관투자자의 거래비중, 외국인투자자의 지분보유 비중)들의 설명력은 0이다.

가설 3: 기업특성변수는 설명력을 가지는 반면 거래량변수의 설명력은 없다.

이 가설은 Zhang(2010)의 연구결과에 근거한 것이다. 앞의 절에서 설명하였듯이 기업특성변수인 자기자본이익률의 변동성과 자산의 시장가치 대 장부가치 비율의 변화는 변동성과 양의 관계를 가질 것으로 예측된다. 위의 가설이 성립한다면, 기업특성변수를 통제할 경우 기업고유변동성의 추세를 발견할 수 없으며 거래량변수는 동 변동성의 움직임을 설명할 수 없어야 한다. 즉 거래규모가 줄어들수록, 기관투자자의 거래비중이 낮아질수록, 외국인투자자의 보유비중³⁾이 높아질수록 기업고유변동성이 감소한다는 기

3) 외국인투자자의 지분보유 비중의 확대가 주식수익률의 변동성을 확대시킨다는 일부 연구가 있으나 외국인투자자가 주식시장을 불안하게 할 증거가 없다는 Choe, Kho, and Stultz(1999) 및 외국

존 연구의 예측은 기업특성변수의 통제여부와 관계없이 성립하지 않아야 한다.

2. 분석자료 및 기초통계량

본 논문은 1999년 10월부터 2010년 9월까지 코스피와 코스닥에 상장·등록된 기업과 상장·등록 폐지된 기업을 연구대상으로 하였는데, 대상기업의 총 수는 1,655개에 이른다. 기업고유변동성의 계산에 필요한 일별 주식수익률 자료는 자본시장연구원의 KCMi와 FnGuide의 DataGuidePro를 이용하였으며, 기업의 재무제표 자료, 시가총액, 거래대금 자료 및 외국인투자자의 지분보유 비중 자료는 FnGuide의 DataGuidePro를 활용하였다. 국내 기업의 분기별 재무제표 자료가 2000년 이후부터 수집가능하기 때문에 연구 대상기간을 1999년 10월 이후로 한정할 것이다.

1) 기업고유변동성

Campbell et al.(2001) 등 많은 논문들이 수익률의 분산으로 변동성을 측정하였으나, 본 논문에서는 최근의 시장상황에 표준편차가 더 부합한다고 판단하여 이것으로 변동성을 측정하였다. 이에 따라 기업고유변동성을 개별기업에 대하여 해당 월의 일별 주식수익률에 대한 잔차의 표준편차로 정의하였다.

기업고유변동성의 정의는 주식수익률 모형의 체계적 위험요소를 어떤 것으로 정의하느냐에 달려있다. r_{tdi} 를 t 월 d 일의 i 주식에 대한 일별 수익률이라고 정의하고 f_{td} 를 t 월 d 일의 요인 관찰값이라고 정의하면, 수익률을 생성하는 모형으로 다음과 같은 선형 관계식을 생각할 수 있다.

$$r_{tdi} - r_{fd} = a_{ti} + b_{ti}f_{td} + \epsilon_{tdi} \quad (1)$$

계수값인 a_{ti} 와 b_{ti} 는 월중에는 모두 같은 값이지만 월별로는 서로 다른 값을 가진다. t 월의 주식 i 에 대한 기업고유변동성은 식 (2)와 같이 나타낼 수 있다.

인투자자의 지분율과 거래회전을 간 음의 관계는 주가변동 폭을 감소시켜 주식시장을 안정화한다는 송가현(2003) 등의 연구 결과에 근거하여 외국인투자자의 지분보유 비중과 기업고유변동성을 음의관계로 설정하였다.

$$IV_{ti} = (12 \sum_{d=1}^{D_t} \epsilon_{tdi}^2)^{1/2} \quad (2)$$

D_t 는 t 월의 거래일수이며 ϵ_{tdi} 는 식 (1)에서 계산된 잔차이다. 수익률에 공통적으로 영향을 미치는 요인을 명시하기 위하여 두 가지 모형을 생각할 수 있는데 하나는 시장모형(market model)이며 또 하나는 Fama and French(1993)의 3요인모형이다. 본 논문에서는 시장모형을 사용하였는데 이는 연구 방법론상 시장별, 산업별로 표본을 그룹지어 분석하기 때문에 표본의 제외를 최소화하기 위하여 선택한 방법이었다.⁴⁾ 연구에서 사용한 개별기업의 고유변동성은 식 (1)의 f_{td} 에 $r_{md} - r_{fd}$ 를 대입하여 월별 회귀분석을 수행하고 이 회귀분석 결과 나온 잔차를 식 (2)에 대입하여 계산한다. 최종적인 분석에 사용될 평균 기업고유변동성(IV_t)은 해당월에 산출된 개별기업의 고유변동성을 시장가치 기준으로 가치가중 평균한 값으로 계산하였다.

앞으로의 연구에서 평균 기업고유변동성은 전체기업 뿐만 아니라 다양한 기준으로 기업을 그룹지어 분석하고자 한다. 우선, 주식이 유통되는 시장을 기준으로 코스피 상장 기업과 코스닥 등록 기업으로 구분하고, 또 상장기간을 기준으로 10년 이상의 기업(MATURE)과 10년 이내의 기업(YOUNG)⁵⁾으로 구분하며, 다음으로 시가총액을 기준으로 상위 30%, 중위 40%, 하위 30% 기업으로 구분하였다. 또한 통계청의 한국표준산업분류코드에 따라 9개의 산업군별로 그룹을 나누어 추가적인 분석을 실시하였다. 제조업을 제외한 다른 산업은 대분류 코드를 기준으로 기업을 구분하였으며, 제조업의 경우에는 중분류 코드를 기준으로 세분하였다. 분류된 산업별 그룹은 건설업(대분류 코드 기준의 건설업과 하수·폐기물 처리, 원료재생 및 환경복원업을 포함), 도매 및 소매업(대분류 코드 기준의 도매 및 소매업을 포함), 전기·가스·수도 및 전문과학·기술 서비스업(대분류 코드 기준의 전기, 가스, 증기 및 수도사업과 전문, 과학 및 기술 서비스업을 포함), 의약품 제조업(중분류 코드 기준의 의료용 물질 및 의약품 제조업을 포함), 전자부품 등 제조업(중분류 코드 기준의 전기장비 제조업과 전자부품, 컴퓨터, 영상, 음

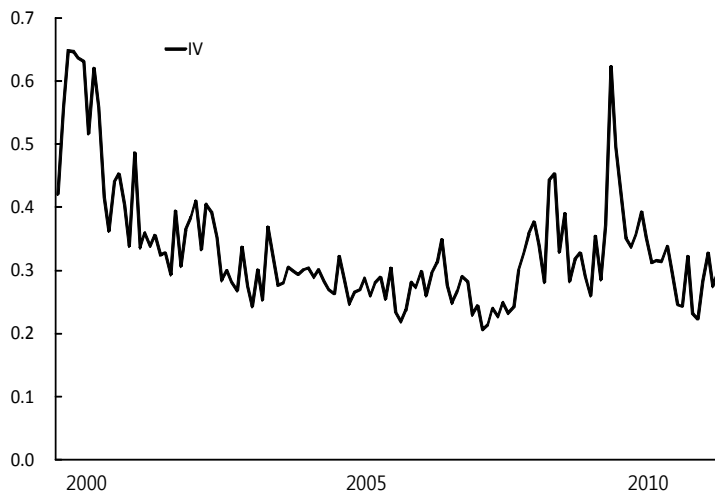
4) Zhang(2010)의 연구에 의하면, 시장모형과 Fama and French(1993)의 3요인모형에 의해 계산된 기업고유변동성은 매우 유사한 값을 보였다.

5) 상장기간 중앙값을 기준으로 그 이상인 주식과 그 이내의 주식으로 구분하였는데 분석대상 주식의 상장기간 중앙값은 10.1년으로 관찰되었다.

향 및 통신장비 제조업과 정보서비스업을 포함), 소비자 비내구재 제조업(중분류 코드 기준의 가죽, 가방 및 신발제조업과 담배 제조업, 식료품 제조업, 음료 제조업, 의복·의복액세서리 및 모피제품 제조업 등 소비자 비내구재 생산업을 포함), 기타 제조업(대분류 코드 기준 제조업에서 위의 세 가지 제조업에 포함되지 않는 모든 제조업을 포함), 출판 및 방송통신업(대분류 코드 기준 출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업을 포함), 그리고 기타(대분류 코드 기준 광업, 교육 서비스업, 농업·임업 및 어업, 부동산 및 임대업, 사업시설관리 및 사업지원 서비스업, 숙박 및 음식점업, 예술·스포츠 및 여가관련 서비스업, 운수업 그리고 금융 및 보험업을 포함)이다.

〈그림 1〉의 IV로 표시된 값은 전체기업의 가치가중 평균 기업고유변동성의 시계열 추세를 보여준다. 2007년 10월과 2008년 10월의 급등을 제외하면, 1999년 12월말 0.6461에서 2010년 9월말 0.2876으로 감소하여 2000년 이후 감소하는 현상을 보인다. 이러한 추세는 미국 주식시장의 추세와도 유사하다[Zhang(2010) 참조].

〈표 1〉은 가치가중 평균 기업고유변동성의 시계열 통계량을 보여준다. 국내 주식시장의 평균 기업고유변동성은 0.3317을 보이고 있다. 한편 동일가중 평균값은 0.4944로 가치가중 평균에 비해 높은 수준을 보이고 있는데 이는 동일가중의 경우 소규모 기업의



〈그림 1〉 전체기업의 가치가중평균 고유변동성

〈그림 1〉은 시장모형으로 계산한 전체기업의 기업고유변동성의 가치가중평균(IV)을 나타낸다.

〈표 1〉 기업고유변동성의 시계열 통계량

〈표 1〉은 1999년 10월부터 2010년 9월까지 일별수익률을 이용하여 시장모형에 의해 계산한 개별기업 기업고유변동성을 그룹별로 평균한 기초 통계량을 보여준다. 그룹은 전체기업, 코스피 상장 기업, 코스닥 등록 기업, 상장기간 10년 이내의 기업, 상장기간 10년 이상의 기업, 시가총액 상위 30% 기업, 중위 40% 기업, 하위 30% 기업으로 분류하였다. 전체기업에 대하여는 가치가중 및 동일가중 평균을 모두 나타내었고 나머지는 가치가중 평균을 나타낸다. 표본수는 그룹별로 포함되는 표본의 최대수를 나타내는데 시가총액 상위 30%, 중위 40%, 하위 30% 기업은 월별로 기준을 충족하는 기업을 모두 포함하여 평균값을 계산하게 되므로 합계가 전체 표본수를 상회할 수 있다.

	평균	표준편차	최대값	최소값	표본수
전체(가치가중)	0.3317	0.0943	0.6475	0.2057	1,655
전체(동일가중)	0.4944	0.1128	0.9882	0.3577	1,655
코스피	0.3151	0.0905	0.6271	0.1905	663
코스닥	0.5125	0.1201	0.9758	0.3755	992
YOUNG	0.3594	0.1070	0.8784	0.1612	835
MATURE	0.3226	0.0971	0.7204	0.1958	820
상위 30%	0.2446	0.0926	0.6115	0.1177	16
중위 40%	0.3180	0.0887	0.6291	0.1792	114
하위 30%	0.4312	0.1142	0.8580	0.2959	1,632

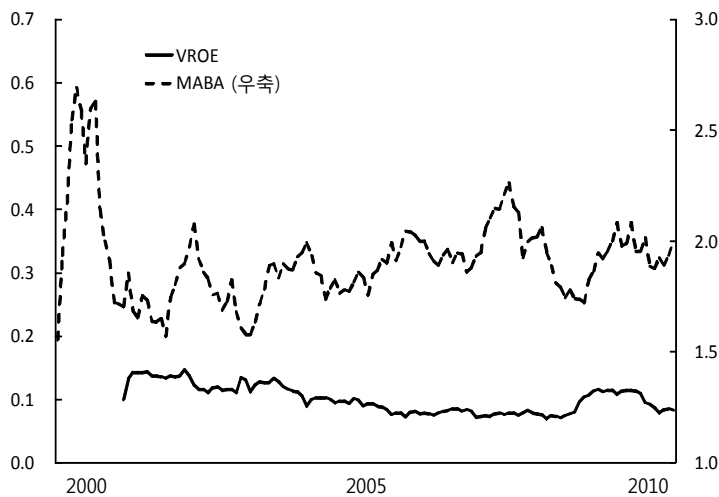
위험도에 높은 가중치가 적용됨에 따라 나타난 결과로, 상대적으로 기업규모가 작을수록 기업고유변동성이 높기 때문이다. 또한, 코스닥 등록 기업, 상장기간이 10년 이내인 기업 및 시가총액 하위 기업의 기업고유변동성이 높게 나왔는데 이는 해당 기업집단에 상대적으로 기업고유변동성이 큰 주식들이 많기 때문인 것으로 판단된다.

2) 기업특성변수

기업특성변수로는 두 가지를 고려하였다. 첫 번째는 자기자본이익률의 변동성(volatility of return on equity: VROE)이다. i 기업의 t 월에 해당하는 자기자본이익률(ROE)은 연간 환산된 직전 분기 당기순이익을 직전분기 자본의 장부가치로 나누어 계산하였다. 재무제표로부터 추출해야 하는 이 자료는 시장가치와는 달리 수집에 3개월 정도의 시차가 발생하게 된다. 따라서 시차를 반영하여 $t-3$ 월의 자료를 t 월의 값으로 매치하여 분석에 사용하였다. 또한 분기 중 자본잠식이 있거나 분기 ROE가 250%보다 크고 -250%보다 작은 이상치는 분석대상에서 제외하였다. $VROE_{it}$ 는 i 기업의 t 월 시점에서 관찰

가능한 직전 12개월의 연간환산 ROE의 표준편차로 계산하였다. 최종적인 설명변수인 $VROE_t$ 는 해당 월에 존재하는 모든 기업의 $VROE_{ti}$ 에 대한 시장가치 가중평균값을 나타낸다. <그림 2>를 보면 $VROE_t$ 는 시간의 흐름에 따른 움직임이 크지 않아 추세적 현상을 설명하기에 적합해 보이지 않는다.

두 번째 변수로는 Cao et al.(2008)의 방법에 따라 계산된 자산의 시장가치 대비 장부가치 비율(market to book ratio of assets: MABA)이다. 기업 i 의 t 월에서 자산의 시장가치 대비 장부가치 비율인 $MABA_{ti}$ 는 해당 월의 주식의 시장가치와 부채의 장부가치를 합한 후 이 값을 자산의 장부가치로 나누어 계산한다. 자산의 장부가치 역시 자기자본이익률의 변동성과 마찬가지로 수집에 시차가 발생하는 점을 고려하여 $t-3$ 월의 자료를 t 월의 값으로 매치하여 계산하였으며 시장가치 비율이 20보다 큰 경우는 분석대상에서 제외하였다. 최종적으로 사용되는 변수인 $MABA_t$ 는 해당 월에 존재하는 모든 기업의 $MABA_{ti}$ 를 가치가중 평균한 값이다.⁶⁾ <그림 2>에서 보여주듯이 가치가중평



<그림 2> 전체기업의 가치가중평균 기업특성변수

<그림 2>는 전체기업의 자기자본이익률의 변동성(VROE)과 자산의 시장가치 대비 장부가치 비율(MABA)의 가치가중 평균을 나타낸다.

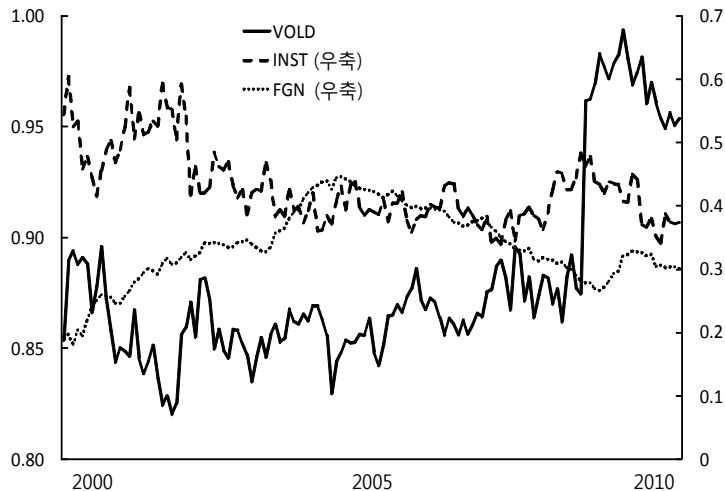
6) Cao et al.(2008)은 MABA의 표본분산을 추가적인 설명변수로 사용하였는데 이는 대부분 시장가치의 변동에서 발생하는 것으로 이는 타 변수를 설명하기보다 시장가치에 의해 설명되어야 할 부분이므로 설명변수에 추가하지 않았다.

균 MABA는 가치가중평균 기업고유변동성과 매우 유사한 움직임을 보였다.

3) 거래량변수

거래량과 관련된 첫 번째 변수로서 거래대금을 선정하였다. 백만원으로 표시된 i 기업 주식의 t 월 거래대금을 $VOLD_{ti}$ 라고 나타냈을 때 분석에 사용될 변수값인 $VOLD_t$ 는 해당 월에 존재하는 모든 주식 거래대금의 가치가중 평균에 자연로그(ln)를 취한 값을 나타낸다. <그림 3>에서 볼 수 있듯이 거래대금은 2000년 이후 소폭 상승하는 모습을 보이고 있으며 2009년 1월에 큰 폭의 상승을 보인 이후 지속적으로 높은 수준을 유지하고 있다.

두 번째로, $INST_{ti}$ 는 t 월의 i 주식에 대한 매수 및 매도거래 중 기관투자자가 차지하는 비중을 나타낸다. 기관투자자는 증권업, 보험업, 자산운용업, 은행업, 종금업, 연기금을 포함하였다. 최종적으로 사용하는 변수인 $INST_t$ 는 해당 월에 존재하는 모든 개별주식의 기관투자자 거래비중을 가치가중 평균한 값이다. <그림 3>의 $INST$ 는 전체기업에 대한 기관투자자 거래비중의 시계열을 보여주는데 1999년 11월 60.37%를 최고로 2010년 9월 말 37.43%로 감소추세를 보인다.



<그림 3> 전체기업의 거래량변수

<그림 3>은 백만원으로 표시된 주식거래대금의 로그변환값(VOLD), 기관투자자의 거래비중(INST) 및 외국인투자자의 지분보유 비중(FGN)의 가치가중 평균값을 나타낸다.

세 번째로, FGN_{it} 는 i 주식에 대하여 t 월 중 외국인투자자 지분보유 비율을 나타내며, 앞서와 마찬가지로 최종적으로 사용하는 FGN_t 는 해당 월에 존재하는 모든 개별 주식의 외국인투자자 지분보유 비율을 가치가중 평균한 값이다. 국내 주식시장의 경우 1998년 5월 이후 외국인투자자의 주식거래 제한을 완전히 폐지하였는데 이 조치 이후 외국인의 주식거래가 매우 활발해졌으며 외국인의 거래행태가 평균 기업고유변동성에 영향을 줄 수 있다고 판단하여 설명변수에 추가하였다.

III. 실증분석

1. 변동성의 추세

앞의 II.1절에서 설정한 가설 1을 검정하고자 시간(월)의 흐름을 독립변수로 하고 II.2.1절에서 구한 평균 기업고유변동성을 종속변수로 하는 다음과 같은 회귀분석식을 통해 변동성의 추세를 분석하였다.

$$IV_t = a + b_t \times t + \epsilon_t \quad (3)$$

〈표 2〉는 국내 주식시장 전체기업 및 코스피 상장 기업, 코스닥 등록 기업, 상장기간이 10년 이내 및 10년 이상인 기업, 시가총액 기준 상위 30% 및 중위 40% 그리고 하위 30% 기업의 가치가중 평균 고유변동성 및 동일가중 평균 고유변동성 추세에 대한 회귀계수 추정치를 보여준다.

모든 그룹의 가치가중 평균 및 동일가중 평균 기업고유변동성 시계열에서 통계적으로 유의한 음의 계수를 가지는 것으로 나타나 국내 주식시장에서 기업고유변동성은 감소 추세를 보이고 있음을 확인하였다. 표본기간 중 전체기업, 코스피 상장 기업, 상장기간 10년 이내인 기업, 상장기간 10년 이상인 기업은 가치가중 평균 기업고유변동성이 0.1%의 감소 추세를 나타내는 것으로 나타났다. 코스닥 기업과 시가총액 하위 30% 기업은 각각 0.15%와 0.14%로, 7개 소그룹 중 가장 큰 감소 추세를 가지는 것으로 나타났다.

〈표 2〉 평균 기업고유변동성의 추세에 대한 회귀분석

〈표 2〉는 식 (3)의 회귀분석 결과를 보여준다:

$$IV_t = a + b_t \times t + \epsilon_t \quad (3)$$

IV는 전체기업 및 각 소그룹의 가치가중 및 동일가중 평균 기업고유변동성을 나타낸다. 회귀계수 b_t 는 100을 곱한 값이며, 아래 괄호는 4기간 지연된 Newey-West(1987) t-통계량을 나타낸다. *, **, 그리고 ***는 각각 10%, 5% 및 1% 수준에서 유의한 값을 나타낸다.

	가치가중		동일가중	
	b_t	R^2	b_t	R^2
전체	-0.0999** (-2.1885)	0.1637	-0.1386** (-2.4748)	0.2207
코스피	-0.0911** (-2.1213)	0.1482	-0.1545*** (-2.9381)	0.2628
코스닥	-0.1493** (-2.5759)	0.2260	-0.1821*** (-2.6692)	0.2557
YOUNG	-0.0923* (-1.8990)	0.1090	-0.1895*** (-3.0660)	0.2999
MATURE	-0.1120** (-2.4353)	0.1947	-0.1589*** (-2.8164)	0.2636
상위 30%	-0.0786* (-1.7972)	0.1055	-0.0701* (-1.7021)	0.0929
중위 40%	-0.0800* (-1.9118)	0.1191	-0.1126** (-2.5223)	0.1862
하위 30%	-0.1407** (-2.5736)	0.2220	-0.1385** (-2.4443)	0.2163

〈표 3〉은 9개로 분류한 산업별 평균 기업고유변동성의 추세분석 결과를 보여준다. 9개의 산업별 그룹 중 분석기간 동안 평균 기업고유변동성의 변화가 미미한 전자제품 등 제조업과 출판 및 방송통신업을 제외한 모든 산업에서 평균 기업고유변동성이 유의한 감소추세가 나타나는 것을 확인할 수 있었다. 도매 및 소매업을 영위하고 있는 산업집단의 경우 추세에 대한 회귀계수 추정값이 -0.23%로 모든 산업 중 가장 큰 감소세를 보였다.

〈표 3〉 평균 기업고유변동성의 추세에 대한 회귀분석(산업별)

〈표 3〉은 식 (3)에 대한 산업별 회귀분석 결과를 보여준다. 산업에 대한 구분은 제9차 표준산업분류 방식을 따랐다. 제조업을 제외한 다른 산업은 대분류 코드를 사용하였으며, 제조업의 경우에는 중분류 코드를 사용하여 세분하였다. 회귀계수 b_t 는 100을 곱한 값이며, 아래 괄호는 4기간 지연된 Newey-West(1987) t-통계량을 나타낸다. *, **, 그리고 ***는 각각 10%, 5% 및 1% 수준에서 유의한 값을 나타낸다.

	가치가중		동일가중	
	b_t	R^2	b_t	R^2
건설업	-0.1494** (-2.5262)	0.1840	-0.1685** (-2.3749)	0.1738
도매 및 소매업	-0.2335*** (-4.3332)	0.4002	-0.1266** (-2.0822)	0.1568
전기·가스·수도 및 전문과학·기술 서비스업	-0.0836** (-2.3704)	0.1415	-0.1224** (-2.5537)	0.2111
의약품 제조업	-0.1894** (-2.5468)	0.2032	-0.1895*** (-2.8623)	0.2041
전자부품 등 제조업	-0.0574 (-1.1818)	0.0499	-0.1064* (-1.8997)	0.1397
소비자 비내구재 제조업	-0.1503*** (-3.5283)	0.3051	-0.1932*** (-3.2273)	0.3134
기타 제조업	-0.1421*** (-3.0954)	0.2631	-0.1439** (-2.4308)	0.2164
출판 및 방송통신업	-0.0601 (-1.2223)	0.0631	-0.1098** (-2.1593)	0.1571
기타	-0.1786*** (-2.8484)	0.2446	-0.1712*** (-3.3919)	0.3015

2. 기업특성변수 및 거래량변수에 대한 분석

이 절에서는 III.1절에서 발견한 국내 주식시장에서의 기업고유변동성의 추세와 이를 설명할 수 있다고 알려진 기업특성변수 및 거래량변수 등 원인변수와의 관계를 분석하고자 한다. 즉 기업특성변수인 자기자본이익률의 변동성(VROE), 자산의 시장가치 대비

장부가치 비율(MABA), 그리고 거래량변수인 로그거래대금(VOLD), 기관투자자의 거래비중(INST), 외국인투자자의 지분보유 비중(FGN) 등의 설명력을 검증하고 또 비교하고자 한다.

1) 단순회귀분석

먼저, 원인변수 각각의 설명력을 확인하기 위하여 II.1절에서 설정한 가설 2를 검정할 목적으로 단순회귀분석을 수행하였다. 평균 기업고유변동성인 IV_t 를 종속변수로 하고 독립변수로서 $VROE_{t-1}$, $MABA_{t-1}$, $VOLD_{t-1}$, $INST_{t-1}$, FGN_{t-1} 각각을 사용하여 모형을 구축하였고 회귀분석 식은 다음과 같다.

$$IV_t = a_X + b_X \times X_{t-1} + \eta_t \quad (4)$$

여기서 X 는 위에서 제시한 다섯 개의 독립변수를 나타낸다.

만약 식 (4)에서 사용한 독립변수가 종속변수인 평균 기업고유변동성을 잘 설명하는 변수라면 잔차인 η_t 는 시간적 추세를 가지지 않을 것이다. 따라서 식 (4)로부터 추정된 잔차에 시간적으로 추세가 존재하는지를 확인하기 위하여 다음의 회귀분석식 (5)를 추가하였다.

$$\hat{\eta}_t = a_t + b_t \times t + \epsilon_t \quad (5)$$

그리고 회귀분석식 (4)에 서브프라임 위기를 기준으로 시점더미변수를 추가한 모형을 구축하였다. 즉, 전체 분석기간 중 독립변수와 종속변수인 기업고유변동성 간에 어떠한 관계를 발견하지 못할 경우 변수의 설명력이 서브프라임 위기를 전후하여 차이가 발생했을 가능성을 생각해 볼 수 있기 때문에 다음의 식 (6)을 추가하였다.

$$IV_t = (a_{X1}d_{1t} + a_{X2}d_{2t}) + (b_{X1}d_{1t} + b_{X2}d_{2t})X_{t-1} + \xi_t \quad (6)$$

여기서 d_{1t} 는 더미변수를 나타내며 서브프라임 위기 이전인 1999년 10월부터 2007년 7월까지 1의 값이 주어졌고 서브프라임 위기 이후인 2007년 8월부터 2010년 9월까지

0의 값이 주어졌다. 그리고 d_{2t} 에 $1-d_{1t}$ 의 값을 대입함으로써 서브프라임 위기를 기점으로 독립변수의 상대적 설명력을 살펴보았다.

〈표 4〉는 〈표 1〉과 〈표 2〉에서와 같이 국내 주식시장의 전체기업과 7개 소그룹별로 식 (4), 식 (5), 그리고 식 (6)의 단순회귀분석을 수행한 결과이다. 패널 A는 기업고유변동성과 자기자본이익률 변동성(VROE)과의 관계에 대한 결과를 보여주고 있는데 전체 기간 중 모든 그룹에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었다. 그러나 서브프라임 위기 이전에는 코스닥 기업 및 시가총액 상위 30% 기업을 제외하고 VROE가 증가할수록 기업고유변동성이 증가하는 것을 확인할 수 있었다. 한편, 서브프라임 위기 이후에는 코스닥 기업 및 상장기간 10년 이내 기업을 제외한 소그룹에서 VROE와 평균 기업고유변동성이 유의한 음의 관계를 보였다. 이는 이 기간 중에 발생하는 금융시장의 이벤트가 시장의 안정성에 변화를 주어 변수의 설명력에 영향을 미쳤다고 해석할 수 있다. 결국, 전체 기간 동안의 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없다고 해서 VROE와 기업고유위험이 관계가 없다는 결론을 내릴 수는 없었다.

패널 B는 기업고유변동성과 자산의 장부가치 대비 시장가치 비율(MABA)과의 관계에 대한 결과를 나타내는데, 코스닥 기업과 시가총액 하위 30% 기업을 제외하고 MABA의 값이 증가할수록 기업고유변동성이 증가하는 것으로 나타났다. 이는 성장가능성이 높을수록 기업고유변동성이 높아진다는 이론을 지지하는 결과이다. 시점 더미 변수를 추가한 분석에서 서브프라임 위기 이전에는 전체 기간에서와 같은 현상을 보였으나 이후의 기간에 대해서는 동 설명력이 사라지는 것으로 나타났다. 잔차의 추세에 대한 회귀분석 결과 전체 기간 중 유의한 감소추세가 나타나는 것으로 보아 MABA가 기업고유변동성에 대하여 설명력을 가지기는 하나 이 외의 추가적인 설명변수가 있음을 시사한다.

패널 C는 기업고유변동성과 거래대금(VOLD)의 관계에 대한 결과이다. 코스닥 기업에서 거래대금(VOLD)이 증가할수록 기업고유변동성이 증가하는 것으로 나타나 두 변수 간에 유의한 양의 관계가 있었다. 한편, 서브프라임 위기 이전의 결과를 살펴보면 코스닥 기업, 상장기간이 10년 이내인 기업, 시가총액이 중·하위권인 기업 등 상대적으로 평균변동성이 높은 그룹에서 두 변수가 유의한 양의 관계를 보였다. 서브프라임 위기 이후 기간에는 코스닥 기업 및 시가총액 하위 30% 기업을 제외하고 VOLD가 증가할수록 기업고유변동성이 감소하였는데 이는 2009년 1월 이후 거래대금이 큰 폭으로

증가하면서 발생한 현상으로 판단된다. 주식거래가 활발하게 이루어지면 대체로 변동성의 확대를 가져오는 점을 생각할 때 서브프라임 위기 이후에 나타난 거래대금과 기업 고유변동성과의 관련성은 해석상 어려움이 있다.

패널 D는 기업고유변동성과 기관투자자의 거래비중(INST)에 대한 회귀분석 결과이다. 전체기업, 코스피 기업, 시가총액 상위 30% 및 중위 40% 기업에서 기관투자자의 거래비중이 높을수록 기업고유변동성이 높았으며, 코스닥 기업 및 시가총액 하위 30% 기업의 경우 기관투자자의 거래비중이 높을수록 기업고유변동성이 낮았다. 뮤추얼 펀드 등을 통한 주식투자의 확대로 기관투자자의 거래가 매우 활발해 짐에 따라 이들의 거래비중이 기업고유변동성과 연관이 있을 것이라는 예측과 일치하는 결과였다. 한편, 잔차의 추세에 대한 회귀분석 결과를 보면 상장기간이 10년 이상인 기업을 제외하고 추세가 나타나지 않아 INST 변수가 평균 기업고유변동성을 설명하는 변수로서 적절할 수 있음을 보여준다.

패널 E는 기업고유변동성과 외국인투자자 지분보유 비중(FGN)의 회귀분석 결과를 나타내는데, 모든 소그룹에서 통계적으로 유의한 음의 계수값을 나타냈다. 외국인투자자의 지분보유 비중이 증가할수록 기업고유변동성이 감소했다는 것을 의미하는데, 이는 외국인이 군집거래 등으로 국내 주식시장을 교란하여 주식시장의 변동성을 증가시킨다는 일부 주장과는 반대의 결과이다. 한편, 잔차의 추세에 대한 분석을 보면 FGN 변수가 기업고유변동성을 잘 설명하지만 여전히 추세가 존재하여 FGN이외에 기업고유변동성을 설명하는 추가적인 변수가 있음을 시사한다. 또한 서브프라임 위기 이후 외국인 지분보유 비중의 기업고유변동성에 대한 설명력이 현저하게 떨어지는 것을 볼 수 있다.

단순회귀분석 결과, 기업고유변동성을 설명하는 변수로서 기업특성변수와 거래량변수 중 어느 것의 설명력이 더 나은지에 대한 판단은 명확하지 않다. 전체 기간 동안의 결과에서는 기업특성변수 중 VROE보다 MABA가 기업고유변동성을 더 잘 설명하는 것으로 나타났으며, 거래량변수에서는 기관투자자의 거래비중이 나 외국인투자자 비중의 설명력이 높은 것으로 나타났다. 그러나 이러한 설명력은 대부분 서브프라임 위기 이전의 영향에 기인하는 것이라고 할 수 있다.

〈표 4〉 기업고유변동성과 설명변수의 단순회귀분석

〈표 4〉는 전체그룹과 〈표 1〉에서 분류한 각 소그룹에 대하여 식 (4), (5), (6)의 회귀분석 결과를 보여 준다:

$$IV_t = a_X + b_X \times X_{t-1} + \eta_t \quad (4)$$

$$\hat{\eta}_t = a_t + b_t \times t + \epsilon_t \quad (5)$$

$$IV_t = (a_{X1}d_{1t} + a_{X2}d_{2t}) + (b_{X1}d_{1t} + b_{X2}d_{2t})X_{t-1} + \xi_t \quad (6)$$

IV 는 1999년 10월부터 2010년 9월까지 일별수익률을 이용하여 시장모형에 의해 계산한 개별기업의 고유변동성을 가치가중 평균한 것이며, X 는 자기자본이익률 변동성(VROE), 자산의 시장가치 대비 장부가치 비율(MABA), 백만원으로 표시된 로그거래대금(VOLD), 기관투자자 거래비중(INST), 외국인 투자자 지분보유 비중(FGN)을 가치가중 평균한 값이다. 더미변수 d_{1t} 는 1999년 10월부터 2007년 7월까지 1의 값이 주어졌고 2007년 8월부터 2010년 9월까지 0의 값이 주어졌다. 그리고 $d_{2t} = 1 - d_{1t}$ 의 값을 나타내는 더미변수이다. 회귀계수인 b_t 는 1000을 곱한 값이며, 아래 괄호는 4기간 지연된 Newey-West(1987) t-통계량을 나타낸다. *, **, 그리고 ***는 각각 10%, 5% 및 1% 수준에서 유의한 값을 나타낸다.

패널 A: VROE	b_{vroe}	b_t	b_{vroe1}	b_{vroe2}
전체	0.1576 (0.3385)	-0.0148 (-0.0539)	1.0154*** (2.9810)	-1.8380* (-1.9506)
코스피	0.2337 (0.4873)	0.0318 (0.1161)	1.0788*** (3.1910)	-2.0798* (-1.9669)
코스닥	-0.0710 (-0.7043)	-0.3022 (-0.9829)	-0.0207 (-0.2372)	-0.3667 (-0.8312)
YOUNG	0.2059 (1.2674)	0.1524 (0.4764)	0.4577*** (4.5473)	-0.4889 (-0.4899)
MATURE	0.2663 (0.5423)	-0.0821 (-0.3087)	1.1975*** (3.2003)	-2.3371*** (-2.7158)
상위 30%	-0.4636 (-1.2278)	-0.0446 (-0.1617)	0.1501 (0.4372)	-1.1966* (-1.7349)
중위 40%	0.2615 (0.6031)	0.0981 (0.3712)	0.9212*** (3.0774)	-2.6034** (-2.0910)
하위 30%	0.0600 (0.2292)	-0.2631 (-0.8031)	0.4261** (2.0472)	-1.2290* (-1.6998)

〈표 4〉 계속

패널 B: MABA	b_{maba}	b_t	b_{maba1}	b_{maba2}
전체	0.1798** (2.1264)	-1.0221*** (-2.9825)	0.2241*** (2.7645)	-0.0958 (-0.5555)
코스피	0.1979*** (2.6875)	-0.8677*** (-2.8551)	0.2343*** (3.3901)	-0.0728 (-0.4079)
코스닥	-0.0576 (-1.1174)	-1.2063** (-2.0253)	-0.0520 (-0.8554)	-0.0630 (-0.8677)
YOUNG	0.0884*** (2.9908)	-0.9229** (-2.5974)	0.0989*** (3.6283)	-0.2874** (-1.9860)
MATURE	0.1990** (2.1405)	-1.0034*** (-2.8322)	0.2415** (2.4354)	0.0325 (0.3175)
상위 30%	0.0522* (1.6949)	-0.3554 (-0.8687)	0.0845*** (3.0039)	-0.0142 (-0.1852)
중위 40%	0.1010** (2.0636)	-1.0636*** (-3.5714)	0.1310** (2.3632)	-0.1242 (-0.6984)
하위 30%	-0.0546 (-0.7292)	-1.2176** (-2.1507)	-0.0305 (-0.2664)	-0.0744 (-0.5057)

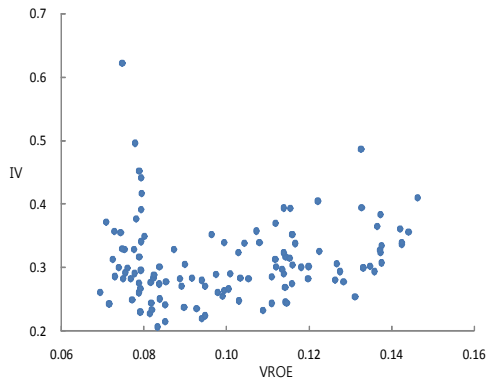
패널 C: VOLD	b_{vold}	b_t	b_{vold1}	b_{vold2}
전체	0.0048 (0.0227)	-0.9931** (-2.2161)	2.2547 (1.4928)	-0.6501** (-2.1736)
코스피	-0.0538 (-0.3136)	-0.8556** (-2.0124)	1.6224 (1.1993)	-0.6498** (-2.3991)
코스닥	2.3797*** (4.2862)	-0.5350 (-1.3318)	2.7421*** (5.9749)	-1.1071 (-1.1567)
YOUNG	0.2212 (0.6587)	-1.0678** (-2.2481)	2.0918* (1.7847)	-0.7688* (-1.9374)
MATURE	-0.1174 (-0.6231)	-1.0214** (-2.2140)	1.8742 (1.1919)	-0.6421** (-2.4047)
상위 30%	-0.0116 (-0.0701)	-0.7600* (-1.7601)	0.9026 (0.5781)	-0.5847*** (-3.5721)
중위 40%	0.0778 (0.3950)	-0.8547** (-2.1297)	2.4449** (2.0440)	-0.6246** (-2.1971)
하위 30%	0.0631 (0.1757)	-1.4425*** (-2.6760)	2.2600* (1.9590)	-0.6854 (-1.3160)

〈표 4〉 계속

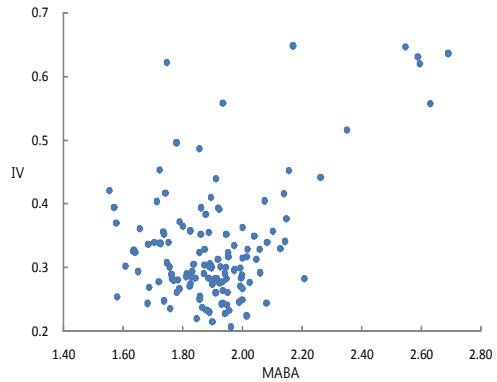
패널 D: INST	b_{inst}	b_t	b_{inst1}	b_{inst2}
전체	0.7412*** (2.9828)	-0.2988 (-0.6893)	0.8470*** (3.1229)	0.4447 (1.5514)
코스피	0.6429*** (2.9695)	-0.1720 (-0.4359)	0.7407*** (3.1939)	0.3610 (1.2890)
코스닥	-1.2412** (-2.3543)	-0.8526 (-1.4600)	-1.2302** (-2.2917)	-0.9019 (-1.0414)
YOUNG	0.2989** (2.3435)	-0.6619 (-1.3231)	0.2728** (2.2372)	1.9142*** (5.5650)
MATURE	0.4251 (1.4233)	-1.1259** (-2.5704)	0.7181* (1.7024)	-0.0594 (-0.2104)
상위 30%	0.2424* (1.9438)	-0.4111 (-0.9704)	0.4069** (2.5076)	0.0037 (0.0514)
중위 40%	0.3377** (2.5585)	-0.2383 (-0.5931)	0.3767*** (2.9092)	-0.0529 (-0.1384)
하위 30%	-1.0478** (-2.4065)	-0.8207 (-1.5012)	-1.5399*** (-4.2998)	0.7812** (2.1183)

패널 E: FGN	b_{fgn}	b_t	b_{fgn1}	b_{fgn2}
전체	-1.0934*** (-4.9227)	-0.6124** (-2.2801)	-1.2151*** (-5.6501)	-0.6602 (-1.1289)
코스피	-1.0474*** (-5.1623)	-0.5534** (-2.2037)	-1.1546*** (-5.8312)	-0.8917 (-1.3613)
코스닥	-1.5722*** (-2.8948)	-1.2251*** (-2.6551)	-1.9675*** (-3.3308)	0.2924 (0.4423)
YOUNG	-0.7335*** (-3.2808)	-0.3248 (-0.7554)	-0.7313*** (-2.9895)	-0.7533** (-2.4378)
MATURE	-1.0882*** (-4.6187)	-0.7803*** (-2.9987)	-1.2390*** (-5.7036)	-0.6154 (-0.7324)
상위 30%	-0.9271*** (-6.8873)	-0.5484*** (-2.7105)	-1.0259*** (-8.6671)	-0.4480 (-1.0905)
중위 40%	-0.7611*** (-4.8045)	-0.5571** (-2.0629)	-0.8288*** (-4.9147)	-0.6829 (-1.4486)
하위 30%	-1.3627*** (-3.0458)	-0.9851** (-2.1021)	-1.6278*** (-3.4287)	0.7796 (0.9870)

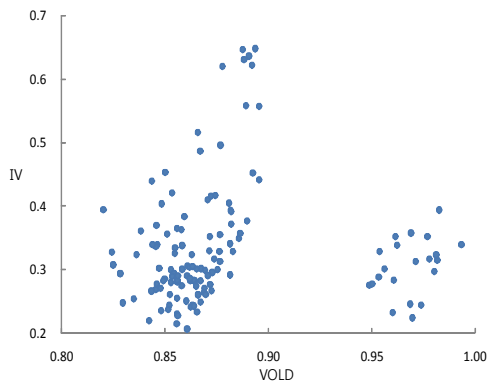
〈표 4〉의 단순회귀분석 결과는 전체기업에 대한 기업고유변동성인 IV와 설명변수인 VROE, MABA, VOLD, INST 그리고 FGN의 산점도를 나타내고 있는 〈그림 4〉에서 더욱 잘 나타난다. 〈표 4〉의 결과와 마찬가지로 〈그림 4-2〉(IV와 MABA)와 〈그림 4-5〉(IV와 FGN)에서 상대적으로 강한 상관관계를 확인할 수 있었던 반면에 VROE는 IV에 비해 자료가 좁은 구간에 집중되어 있고, INST의 경우도 양의 관계를 보이긴 했으나 자료가 넓게 분포하고 있어 기업고유변동성을 설명하기에는 한계가 있다는 것을 확인할 수 있었다.



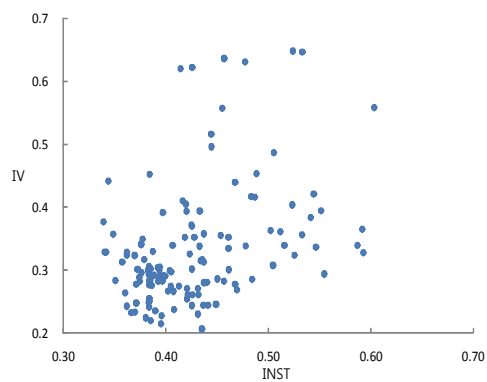
〈그림 4-1〉 IV와 VROE



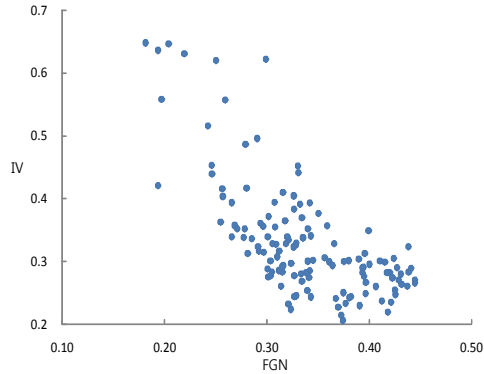
〈그림 4-2〉 IV와 MABA



〈그림 4-3〉 IV와 VOLD



〈그림 4-4〉 IV와 INST



〈그림 4-5〉 IV와 FGN

〈그림 4〉 전체기업의 평균 기업고유변동성과 VROE, MABA, VOLD, INST 및 FGN과의 산점도
 〈그림 4-1〉에서 〈그림 4-5〉는 1999년 10월부터 2010년 9월까지 시장모형으로 계산한 전체기업의 기업고유변동성(IV)과 자기자본이익률의 변동성(VROE), 자산의 시장가치 대비 장부가치 비율(MABA), 백만원으로 표시된 주식거래대금의 로그변환 거래대금(VOLD), 기관투자자의 거래비중(INST) 및 외국인투자자의 주식보유 비중(FGN)의 산점도를 나타낸다.

〈표 5〉는 〈식 4〉의 단순회귀분석을 산업별로 수행한 결과이다. 외국인투자자의 지분 보유 비중이 모든 산업에서 기업고유변동성과 유의한 음의 관계를 보이며 설명력이 상당히 높은 변수로 나타난 것과 달리 다른 변수들은 〈표 4〉의 결과와는 다른 흐름을 보였다. VROE가 건설업과 도매 및 소매업의 변동성을 잘 설명하는 변수로 나타난 반면, MABA의 경우는 산업별로 설명력을 가지지 못하거나 변동성과의 관계도 예측한 것과 다른 방향을 나타내었다. 코스닥 기업을 제외하고 전체 기간 중 설명력이 없는 것으로 나타난 VOLD가 건설업, 도매 및 소매업, 소비자 비내구재 제조업 및 기타제조업의 기업고유변동성을 잘 설명하는 것으로 나타났다. 한편 기관투자자의 거래비중(INST)은 다섯 개 산업군에서 통계적으로 유의한 설명력을 보였으나 산업별로 상관관계의 방향이 다르게 나타났다.

〈표 5〉 기업고유변동성에 대한 단순회귀분석(산업별)

〈표 5〉은 식 (4)에 따라 가치가중 평균 기업고유변동성을 기업특성변수(VROE, MABA)와 거래량변수(VOLD, INST, FGN) 각각에 대해 회귀분석한 결과를 보여준다.

$$IV_t = a_X + b_X \times X_{t-1} + \eta_t \quad (4)$$

기업고유변동성(IV)은 1999년 10월부터 2010년 9월까지 일별수익률을 이용하여 시장모형에 의해 계산한 개별기업의 기업고유변동성을 산업별로 나누어 가치가중 평균한 값이다. 산업분류는 제9차 표준산업분류를 따랐다. 제조업을 제외한 다른 산업은 대분류 코드를 사용하였으며, 제조업의 경우에는 중분류 코드를 사용하여 산업별 그룹을 나누었다. X는 자기자본이익률 변동성(VROE), 자산의 시장 가치 대비 장부가치 비율(MABA), 백만원으로 표시된 로그거래대금(VOLD), 기관투자자 거래비중(INST), 외국인투자자 지분보유 비중(FGN)을 가치가중 평균한 값이다. 회귀계수인 b_i 는 1000을 곱한 값이며, 아래 괄호는 4기간 지연된 Newey-West(1987) t-통계량을 나타낸다. *, **, 그리고 ***는 각각 10%, 5% 및 1% 수준에서 유의한 값을 나타낸다.

	b_{vroe}	b_{maba}	b_{vold}	b_{inst}	b_{fgn}
건설업	0.8533*** (2.6699)	-0.1287** (-2.0273)	-0.5011* (-1.7180)	-0.1372 (-0.4043)	-0.7713*** (-3.9340)
도매 및 소매업	2.2289*** (3.6004)	-0.2181*** (-3.7034)	-0.6782*** (-3.0316)	-0.8882*** (-3.7227)	-1.1175*** (-3.0772)
전기·가스·수도 및 전문과학·기술 서비스업	0.2143 (0.4883)	-0.0384 (-0.7930)	0.0281 (0.1211)	0.2573 (1.6403)	-0.5872** (-2.5921)
의약품제조업	-0.5188 (-0.8225)	-0.0545 (-1.2371)	0.1450 (0.4435)	-0.9875*** (-2.8304)	-2.2925*** (-3.3675)
전자부품 등 제조업	0.4092 (1.0293)	-0.0780 (-1.6526)	-0.3932** (-2.0591)	0.0646 (0.2783)	-0.5358*** (-3.6713)
소비자 비내구재 제조업	-1.4902*** (-3.1361)	-0.0798** (-1.9886)	-0.4074** (-2.0733)	0.1773** (2.0036)	-0.5326*** (-3.7458)
기타제조업	0.5382 (1.3242)	-0.0499 (-1.3613)	-0.4662** (-2.4379)	0.7353*** (2.6273)	-1.0467*** (-3.9599)
출판 및 방송통신업	-0.6005** (-2.5725)	0.0682** (2.3524)	0.9685** (2.0066)	-0.1134 (-0.9586)	-0.8996*** (-3.7380)
기타	0.3930** (2.5900)	-0.3052*** (-2.9126)	-0.7371** (-2.5551)	0.7964*** (2.7439)	-0.8993*** (-4.3069)

2) 다중회귀분석

앞 절에서는 단순회귀분석을 통하여 기업고유변동성에 영향을 미치는 각 독립변수의 설명력을 검증하였다. 이 절에서는 기업특성변수와 거래량변수 등 두 독립변수 그룹의 설명력을 비교하기 위하여 다중회귀분석을 수행하고자 한다. 다음의 식 (7)은 기업특성 변수인 VROE, MABA를 독립변수로, 기업고유변동성을 종속변수로 한 다중회귀분석이다.

$$IV_t = a + b'_{vroe} \times VROE_{t-1} + b'_{maba} \times MABA_{t-1} + \eta_t \quad (7)$$

또 식 (8)은 식 (7)의 잔차를 거래량변수 각각에 대하여 추세분석한 것이다. 즉 VROE와 MABA를 통제한 후 거래량변수를 이용하여 잔차에 대한 추가적인 설명력을 분석하기 위한 것이다. 식 (7)의 두 변수가 기업고유변동성을 잘 설명한다면 각 거래량 변수는 식 (7)의 잔차에 대하여 설명력을 가질 수 없어야 한다.

$$\hat{\eta}_t = a + b''_{vold} \times VOLD_{t-1} + \epsilon_t \quad (8-1)$$

$$\hat{\eta}_t = a + b''_{inst} \times INST_{t-1} + \epsilon_t \quad (8-2)$$

$$\hat{\eta}_t = a + b''_{fgn} \times FGN_{t-1} + \epsilon_t \quad (8-3)$$

한편 식 (9)는 단순회귀분석에서와 마찬가지로 식 (7)의 결과가 서브프라임 위기를 전후하여 시기별로 차이가 있는지를 보기 위해 시점더미변수를 추가한다.

$$IV_t = (a_1 d_{1t} + a_2 d_{2t}) + (b_{vroe1} d_{1t} + b_{vroe2} d_{2t}) VROE_{t-1} + (b_{maba1} d_{1t} + b_{maba2} d_{2t}) MABA_{t-1} + \xi_t \quad (9)$$

<표 6>의 패널 A는 기업특성변수에 대한 다중회귀분석 결과로 VROE와 MABA는 전체 기간 중 유의한 계수값이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 또한 VROE와 MABA를 통제한 후 잔차를 분석하였을 때 코스닥 기업의 경우 VOLD가 추가적인 설명력을 가지는 것으로 나타났고, INST는 전체기업, 코스피 기업 및 시가총액 중위 40% 기업에서 추가적인 설명력을 가지는 것으로 나타났다. 특히 FGN은 모든 기업집단에서 추가적인 설명력을 보이는 것으로 나타나 VROE와 MABA가 기업고유변동성을 설명하기에

〈표 6〉 기업고유변동성에 대한 다중회귀분석

〈표 6〉의 패널 A는 기업특성변수인 VROE, MABA에 대한 다중회귀분석인 식 (7), 식 (7)의 잔차를 거래량변수에 대하여 추세분석한 식 (8)의 결과를, 패널 B는 서브프라임 위기를 기준으로 한 시점더미변수를 추가한 식 (9)의 회귀분석과 결과를 나타낸다.

$$IV_t = a + b'_{vroe} \times VROE_{t-1} + b'_{maba} \times MABA_{t-1} + \eta_t \quad (7)$$

$$\hat{\eta}_t = a + b''_{vold} \times VOLD_{t-1} + \epsilon_t \quad (8-1)$$

$$\hat{\eta}_t = a + b''_{inst} \times INST_{t-1} + \epsilon_t \quad (8-2)$$

$$\hat{\eta}_t = a + b''_{fgn} \times FGN_{t-1} + \epsilon_t \quad (8-3)$$

$$IV_t = (a_1 d_{1t} + a_2 d_{2t}) + (b_{vroe1} d_{1t} + b_{vroe2} d_{2t}) VROE_{t-1} + (b_{maba1} d_{1t} + b_{maba2} d_{2t}) MABA_{t-1} + \xi_t \quad (9)$$

IV는 1999년 10월부터 2010년 9월까지 일별수익률을 이용하여 시장모형에 의해 계산한 개별기업의 고유변동성을 가치가중 평균한 것이며, 더미변수 d_{1t} 는 1999년 10월부터 2007년 7월까지 1의 값을 주어졌고 2007년 8월부터 2010년 9월까지 0의 값을 주어졌다. 그리고 $d_{2t} = 1 - d_{1t}$ 의 값을 나타내는 더미변수이다. 회귀계수인 b_i 는 1000을 곱한 값이며, 아래 괄호는 4기간 지연된 Newey-West(1987) t-통계량을 나타낸다. *, **, 그리고 ***는 각각 10%, 5% 및 1% 수준에서 유의한 값을 나타낸다.

패널 A	b'_{vroe}	b'_{maba}	R^2	b''_{vold}	b''_{inst}	b''_{fgn}
전체	0.1603 (0.2259)	0.0008 (0.0076)	0.0030	0.0306 (0.1938)	0.3279*** (2.6740)	-0.5975*** (-4.6646)
코스피	0.3026 (0.4452)	0.0232 (0.2173)	0.0079	0.0042 (0.0300)	0.2650** (2.5899)	-0.6016*** (-4.3569)
코스닥	-0.1113 (-1.0519)	-0.0464 (-1.4358)	0.0459	0.7872** (2.2538)	-0.2666 (-0.9494)	-0.4794** (-2.2723)
YOUNG	0.2170 (1.1626)	0.0098 (0.2368)	0.0266	0.0655 (0.3551)	0.1746 (1.5523)	-0.3226*** (-2.9776)
MATURE	0.2976 (0.4677)	0.0099 (0.1023)	0.0080	-0.0426 (-0.2893)	0.2750 (1.4961)	-0.5506*** (-4.5142)
상위 30%	-0.3898 (-0.9863)	-0.0132 (-0.3666)	0.0231	0.0383 (0.2537)	0.1073 (1.3853)	-0.6245*** (-5.8966)
중위 40%	0.4838 (0.9701)	0.0400 (1.0722)	0.0215	-0.0219 (-0.1508)	0.1319* (1.9472)	-0.3862* (-3.3881)
하위 30%	-0.1221 (-0.3128)	-0.0540 (-0.7180)	0.0186	0.0929 (0.3754)	-0.3104 (-0.9686)	-0.4850*** (-2.8702)

〈표 6〉 계속

패널 B	b_{vroe1}	b_{vroe2}	b_{maba1}	b_{maba2}	R^2
전체	1.3531*** (3.3139)	-1.9013** (-2.2182)	0.0990 (1.3335)	-0.1117 (-0.8492)	0.2692
코스피	1.3210*** (3.5495)	-2.1862** (-2.1727)	0.0864 (1.2131)	-0.1026 (-0.7043)	0.2713
코스닥	-0.0584 (-0.6036)	-0.3019 (-0.6812)	-0.0480 (-1.4429)	-0.0577 (-0.8471)	0.0620
YOUNG	0.4646*** (4.7841)	0.1114 (0.1732)	0.0119 (0.3448)	-0.2926** (-2.0217)	0.2879
MATURE	1.3408*** (3.0011)	-2.5428*** (-2.9035)	0.0476 (0.6483)	-0.0520 (-0.5644)	0.2674
상위 30%	-0.0375 (-0.0925)	-1.2058* (-1.7811)	0.0424 (0.9749)	-0.0182 (-0.2507)	0.1959
중위 40%	0.9885*** (3.2575)	-2.5442** (-2.2470)	0.0139 (0.3105)	-0.1070 (-0.8101)	0.2679
하위 30%	0.3351 (1.0381)	-1.4354** (-2.0550)	-0.0292 (-0.3430)	-0.1265 (-1.1245)	0.1457

적절한 변수라고 말 할 수 없었다. 이 결과는 미국시장에서 전체기업, NYSE 상장기업 및 상장기간 7년 이상인 기업에서 MABA가 더 높은 설명력을 보인다는 Zhang(2010)의 연구결과가 국내시장에서는 적용되지 않음을 보여준다.

〈표 6〉의 패널 B는 식 (7)에 시점더미변수를 추가하여 분석한 결과이다. VROE의 경우 단순회귀분석의 결과와 마찬가지로 서브프라임 위기 이전에는 코스피 기업과 시가 총액 상위 30% 및 하위 30% 기업을 제외하고 예상과 일치하는 유의한 양의 관계를 보였고, 이후에는 대다수의 그룹에서 유의한 음의 관계를 보였다. 한편 단순회귀분석에서 설명력을 가졌던 MABA가 다중회귀분석에서는 전체 기간뿐 아니라 및 시점더미변수를 추가한 경우에도 기업고유변동성을 설명하는데 적합하지 않았다. 이는 MABA가 VROE보다 기업고유변동성에 대하여 더 높은 설명력을 보인다는 Cao et al.(2008)의 연구결과와는 대조적이다.

다음 단계에서는 거래량변수인 VOLD, INST, FGN를 통제하고 그 잔차를 분석하였

다. 식 (7')는 기업고유변동성의 VOLD, INST, FGN에 대한 다중회귀분석식을 나타내고, 식 (8')는 식 (7')의 잔차를 기업특성변수 각각에 대하여 추세분석하기 위한 것이며, 식 (9')는 식 (7')에 시점더미변수를 추가한 것이다.

$$IV_t = a + b'_{vold} \times VOLD_{t-1} + b'_{inst} \times INST_{t-1} + b'_{fgn} \times FGN_{t-1} + \eta_t \quad (7')$$

$$\hat{\eta}_t = a + b''_{vroe} \times VROE_{t-1} + \epsilon_t \quad (8'-1)$$

$$\hat{\eta}_t = a + b''_{maba} \times MABA_{t-1} + \epsilon_t \quad (8'-2)$$

$$IV_t = (a_1 d_{1t} + a_2 d_{2t}) + (b_{vold1} d_{1t} + b_{vold2} d_{2t}) VOLD_{t-1} + (b_{inst1} d_{1t} + b_{inst2} d_{2t}) INST_{t-1} + (b_{fgn1} d_{1t} + b_{fgn2} d_{2t}) FGN_{t-1} + \xi_t \quad (9')$$

〈표 7〉의 패널 A는 기업고유변동성의 VOLD, INST, FGN에 대한 다중회귀분석과 VORE, MABA를 이용하여 잔차의 추가적인 설명력을 분석한 결과이다. 단순회귀분석에서 VOLD와 유의한 양의 관계를 보인 코스닥 기업은 다중회귀분석에서도 여전히 기업고유변동성을 잘 설명하는 변수로 나타났다. 설명력이 없다고 여겨진 VOLD가 상장기간 10년 이내 기업 및 시가총액 하위 30% 기업집단을 제외하고 기업고유변동성과 유의한 음의 관계를 나타내었다. 기관투자자의 거래비중인 INST는 기업고유변동성을 설명하는데 적합하다고 말할 수 없었다. 이는 거래비용의 감소 등에 기인한 주식거래의 활성화가 투자대상 기업에 대한 정보접근성을 향상시켜 주식수익률의 변동성을 확대시킬 것이라는 주장과는 다른 결과였다. 한편, 외국인투자자 지분보유 비중은 코스닥 등록 기업을 제외한 모든 그룹에서 여전히 높은 설명력을 보였다. VOLD, INST, FGN을 통제한 식 (7')의 잔차에 대해 기업특성변수가 추가적인 설명력을 가지는지를 검증해본 결과, MABA가 거래량변수에 더하여 추가적인 설명력을 가지는 것으로 나타나 거래량변수가 기업고유변동성의 감소추세를 완전히 설명하기에 적합하다는 결론을 내릴 수 없었다.

〈표 7〉의 패널 B는 서브프라임 위기를 전후하여 시기별로 차이가 있는지를 검증한 결과이다. 기업특성변수인 VROE와 MABA와는 달리 VOLD와 FGN은 서브프라임 위기를 전후하여 설명력에 변화가 없는 것으로 나타나 기업고유변동성의 감소추세를 설명하는데 적합한 변수임을 확인할 수 있었다.

〈표 8〉은 전체기업, 코스피 및 코스닥 기업을 대상으로 기업특성변수와 거래량변수

〈표 7〉 기업고유변동성에 대한 다중회귀분석(계속)

〈표 7〉의 패널 A는 거래량변수인 VOLD, INST, FGN에 대한 다중회귀분석인 식 (7')과 식 (7')의 잔차를 기업특성변수에 대하여 추세분석한 식 (8')의 결과를, 패널 B는 서브프라임 위기를 기준으로 한 시점더미변수를 추가한 식 (9')의 회귀분석 결과이다.

$$IV_t = a + b'_{vold} \times VOLD_{t-1} + b'_{inst} \times INST_{t-1} + b'_{fgn} \times FGN_{t-1} + \eta_t \quad (7')$$

$$\hat{\eta}_t = a + b''_{vroe} \times VROE_{t-1} + \epsilon_t \quad (8'-1)$$

$$\hat{\eta}_t = a + b''_{maba} \times MABA_{t-1} + \epsilon_t \quad (8'-2)$$

$$IV_t = (a_1 d_{1t} + a_2 d_{2t}) + (b_{vold1} d_{1t} + b_{vold2} d_{2t}) VOLD_{t-1} + (b_{inst1} d_{1t} + b_{inst2} d_{2t}) INST_{t-1} + (b_{fgn1} d_{1t} + b_{fgn2} d_{2t}) FGN_{t-1} + \xi_t \quad (9')$$

IV는 1999년 10월부터 2010년 9월까지 일별수익률을 이용하여 시장모형에 의해 계산한 개별기업의 고유변동성을 가치가중 평균한 것이며, 더미변수 d_{1t} 는 1999년 10월부터 2007년 7월까지 1의 값을 주어졌고 2007년 8월부터 2010년 9월까지 0의 값을 주어졌다. 그리고 $d_{2t} = 1 - d_{1t}$ 의 값을 나타내는 더미변수이다. 회귀계수인 b_i 는 1,000을 곱한 값이며, 아래 괄호는 4기간 지연된 Newey-West(1987) t-통계량을 나타낸다. *, **, 그리고 ***는 각각 10%, 5% 및 1% 수준에서 유의한 값을 나타낸다.

패널 A	b'_{vold}	b'_{inst}	b'_{fgn}	R^2	b''_{vroe}	b''_{maba}
전체	-0.5833*** (-3.0669)	-0.1013 (-0.5107)	-1.2684*** (-4.6752)	0.5432	-0.6828** (-2.0400)	0.1215*** (4.1351)
코스피	-0.5577*** (-3.4975)	-0.1295 (-0.7672)	-1.2528*** (-4.9195)	0.5423	-0.4606 (-1.2991)	0.1216*** (4.8301)
코스닥	2.0319*** (2.7642)	0.1492 (0.3337)	-0.5238 (-1.2928)	0.4214	-0.0955 (-0.6951)	-0.0534** (-1.9796)
YOUNG	-0.0072 (-0.0275)	-0.2096 (-0.9256)	-0.8386*** (-3.0418)	0.3121	-0.4704*** (-3.6465)	0.0506** (2.0198)
MATURE	-0.5610*** (-3.6876)	-0.2088 (-1.1698)	-1.2586*** (-5.3573)	0.5565	-0.3142 (-0.8188)	0.1172*** (3.3566)
상위 30%	-0.5173*** (-4.6481)	-0.0295 (-0.4215)	-1.0253*** (-8.0989)	0.5795	-0.6753** (-2.4437)	0.0382*** (2.6628)
중위 40%	-0.4960*** (-2.8105)	-0.1195 (-1.0165)	-0.9692*** (-5.0687)	0.4383	-0.1322 (-0.3733)	0.0548* (1.8332)
하위 30%	-0.2806 (-0.7284)	-0.3681 (-0.9577)	-1.2284*** (-2.6899)	0.2750	-0.9527*** (-4.1709)	0.0313 (0.4986)

〈표 7〉 계속

패널 B	b_{vold1}	b_{vold2}	b_{inst1}	b_{inst2}	b_{fgn1}	b_{fgn2}	R^2
전체	1.8483*** (3.4778)	-0.8542*** (-3.2494)	0.1815 (0.9568)	0.1610 (0.7282)	-1.0365*** (-4.8142)	-1.1667*** (-2.9470)	0.6382
코스피	1.5621*** (3.1132)	-0.7789*** (-3.3100)	0.1410 (0.8639)	0.0331 (0.8984)	-1.0126*** (-4.8385)	-1.2731*** (-2.6584)	0.6181
코스닥	2.4010*** (4.5502)	-1.6026* (-1.8142)	0.6640 (1.5427)	-1.6118** (-2.5646)	-0.7090 (-1.6330)	-0.1601 (-0.2334)	0.5353
YOUNG	1.9791*** (3.1698)	-1.4488** (-2.1790)	-0.1892 (-0.9700)	-0.8527 (-0.6006)	-0.8251*** (-3.8601)	-1.5975** (-2.1325)	0.4964
MATURE	1.4862** (2.3991)	-0.7273*** (-3.0238)	0.0251 (0.0975)	0.1020 (0.4979)	-1.2077*** (-7.1543)	-0.8955** (-2.0446)	0.6311
상위 30%	0.2183 (0.3692)	-0.6486*** (-4.0331)	-0.0002 (-0.0017)	0.0479 (0.5964)	-1.0213*** (-7.9838)	-0.4788** (2.3872)	0.5969
중위 40%	1.4750** (2.1551)	-0.8597*** (-2.7152)	0.0316 (0.3159)	-0.9373** (-2.0693)	-0.7126*** (-4.7684)	-1.7380*** (-3.6551)	0.5319
하위 30%	2.2506*** (3.0175)	-0.6752 (-0.9526)	-0.3212 (-0.7589)	0.5016 (1.2855)	-1.4571*** (-2.7924)	-0.5906 (-0.50387)	0.4858

의 회귀분석식인 식 (7)과 식 (7')에 다른 변수를 추가하였을 경우 R^2 의 값과 회귀계수의 유의성이 어떻게 달라지는지를 비교한 결과이다. 전체기업과 코스피 및 코스닥 기업 모두 기업특성변수에 비해 거래량변수를 이용한 회귀분석에서 현저히 높은 R^2 값을 보이며 기업고유변동성을 잘 설명하는 것으로 나타났다. 그리고 VOLD, INST, FGN에 기업특성변수를 추가하여 회귀분석한 경우인 〈표 8〉의 (5), (6), (7)에 비하여 VROE, MABA에 거래량변수를 추가[〈표 8〉의 (1), (2), (3), (4)]하였을 때 R^2 가 크게 변화한다는 점에서 역시 기업특성변수보다 거래량변수가 기업고유변동성의 감소추세를 설명하는데 적합한 변수임을 확인할 수 있었다. 그러나 거래량변수에 MABA를 추가한 〈표 8〉의 회귀분석 (7)의 R^2 가 회귀분석 (5)의 R^2 에 비해 모든 집단에서 높게 나타나 거래량변수가 기업고유변동성의 감소추세를 완전히 설명하지는 못하는데, 이는 역시 〈표 7〉의 패널 A와 일치하는 것이다.

〈표 9〉는 기업고유변동성에 대한 다중회귀분석을 산업별로 수행한 결과이다. 건설업

〈표 8〉 전체기업, 코스피 및 코스닥 기업의 평균 기업고유변동성에 대한 다중회귀분석

〈표 8〉은 설명변수 VROE, MABA, VOLD, INST, FGN을 이용한 가치가중 평균 기업고유변동성에 대한 다중회귀분석 결과이다. IV는 1999년 10월부터 2010년 9월까지 일별수익률을 이용하여 시장모형에 의해 계산한 기업집단별 가치가중 평균 기업고유변동성이다. 회귀계수인 b_1 는 1000을 곱한 값이며, 아래 괄호는 4기간 지연된 Newey-West(1987) t-통계량을 나타낸다. *, **, 그리고 ***는 각각 10%, 5% 및 1% 수준에서 유의한 값을 나타낸다.

종 속 변 수 (IV)	설명변수																		
	전체기업					코스피 상장 기업					코스닥 등록 기업								
	VROE	MABA	VOLD	INST	FGN	R^2	VROE	MABA	VOLD	INST	FGN	R^2	VROE	MABA	VOLD	INST	FGN	R^2	
(1)	0.1603 (0.2259)	0.0008 (0.0076)				0.0030	0.3026 (0.4452)	0.0232 (0.2173)				0.0079	-0.1113 (-1.0519)	-0.0464 (-1.4358)				0.0459	
(2)	0.1522 (0.2092)	-0.0043 (-0.0342)	0.0366 (0.1715)			0.0036	0.3024 (0.4435)	0.0226 (0.1917)	0.0048 (0.0277)			0.0079	-0.1234 (-1.1618)	-0.0565* (-1.7283)	0.8120** (2.3647)			0.1100	
(3)	-0.4282 (-0.6323)	0.0876 (0.9201)		0.5935*** (4.2586)		0.1517	-0.5251 (-0.7163)	0.1017 (1.1132)	0.5410*** (3.9112)			0.1483	-0.1659 (-1.6065)	-0.0412 (0.2024)	-0.3393 (-1.1828)			0.0581	
(4)	-0.3048 (-0.5049)	-0.0075 (-0.0893)				0.2450	-0.0728 (-0.1240)	0.0272 (0.3258)				0.2433	-0.1423 (-1.2707)	-0.0349 (-1.1019)			-0.5097** (-2.4020)	0.1080	
(5)	-0.5833*** (-3.0669)			-0.1013 (-0.5107)		0.5432	-0.5577*** (-3.4975)		-0.1295 (-0.7672)			0.5423	2.0319*** (2.7642)	-0.5238*** (0.3337)	0.1492 (0.3337)			-0.5238*** (-1.2928)	0.4214
(6)	-0.6413 (-1.4831)			0.3403** (2.3686)		0.3132	-0.4695 (-0.9668)		0.0556 (0.3747)			0.3024	0.0682 (0.1212)	-0.3168 (-0.8532)	0.0682 (0.1212)			-0.5197 (-1.6345)	0.0984
(7)	0.1617*** (4.1880)			-0.5882*** (-4.1544)		0.6338	0.1496** (4.4501)	-0.5442*** (-4.3660)	0.0644 (0.4054)			0.6312	-0.0614** (-2.1351)	2.4032*** (3.8281)	0.3009 (0.7574)			-0.1872 (-0.4886)	0.4731

〈표 9〉 평균 기업고유변동성에 대한 다중회귀분석(산업별)

〈표 9〉의 패널 A는 기업특성변수인 VROE, MABA에 대한 다중회귀분석인 식 (7), 식 (7)의 잔차를 거래량변수에 대하여 추세분석한 식 (8)의 회귀분석 결과를 나타낸다.

$$IV_t = a + b'_{vroe} \times VROE_{t-1} + b'_{maba} \times MABA_{t-1} + \eta_t \quad (7)$$

$$\hat{\eta}_t = a + b''_{vold} \times VOLD_{t-1} + \epsilon_t \quad (8-1)$$

$$\hat{\eta}_t = a + b''_{inst} \times INST_{t-1} + \epsilon_t \quad (8-2)$$

$$\hat{\eta}_t = a + b''_{fgn} \times FGN_{t-1} + \epsilon_t \quad (8-3)$$

패널 B는 거래량변수인 VOLD, INST, FGN에 대한 다중회귀분석인 식 (7'), 식 (7')의 잔차를 기업특성변수에 대하여 추세분석한 식 (8')의 회귀분석 결과를 나타낸다.

$$IV_t = a + b'_{vold} \times VOLD_{t-1} + b'_{inst} \times INST_{t-1} + b'_{fgn} \times FGN_{t-1} + \eta_t \quad (7')$$

$$\hat{\eta}_t = a + b''_{vroe} \times VROE_{t-1} + \epsilon_t \quad (8'-1)$$

$$\hat{\eta}_t = a + b''_{maba} \times MABA_{t-1} + \epsilon_t \quad (8'-2)$$

IV는 1999년 10월부터 2010년 9월까지 일별수익률을 이용하여 시장모형에 의해 계산한 산업군별 가치가중 평균 기업고유변동성을 나타낸다. 회귀계수인 b_t 는 1000을 곱한 값이며, 아래 괄호는 4기간 지연된 Newey-West(1987) t-통계량을 나타낸다. *, **, 그리고 ***는 각각 10%, 5% 및 1% 수준에서 유의한 값을 나타낸다.

패널 A	b'_{vroe}	b'_{maba}	R^2	b''_{vold}	b''_{inst}	b''_{fgn}
건설업	0.8843** (2.5543)	0.0058 (0.1379)	0.0937	-0.0335 (-0.1540)	-0.0971 (-0.4309)	-0.0771 (-0.4544)
도매 및 소매업	1.7977*** (2.6457)	-0.0614 (-1.2956)	0.2161	-0.2557* (-1.7106)	-0.1782 (-1.2236)	-0.1810 (-1.2974)
전기·가스·수도 및 전문과학·기술 서비스업	0.2315 (0.5175)	0.0165 (0.4233)	0.0086	-0.1718 (-1.1202)	-0.0453 (-0.5402)	-0.2108 (-1.3450)
의약품 제조업	-0.8369 (-1.0752)	-0.0205 (-0.8392)	0.0192	0.1765 (0.6905)	-0.2065 (-1.2011)	-0.5048* (-1.7361)
전자부품 등 제조업	0.2515 (0.6440)	-0.1095*** (-2.8890)	0.1560	-0.2903 (-1.4341)	-0.1682 (-1.2071)	-0.3398*** (-5.2682)
소비자 비내구재 제조업	-1.3962*** (-2.8257)	-0.0195 (-0.6323)	0.1287	0.0371 (0.2649)	0.0848 (1.5086)	-0.1913** (-2.1631)
기타 제조업	0.4538 (1.0850)	-0.0165 (-0.4394)	0.0288	-0.1674 (-1.3513)	0.1965 (1.0458)	-0.3524** (-2.1483)
출판 및 방송통신업	-0.5958** (-2.5811)	0.0095 (0.7326)	0.0866	0.1837 (1.3794)	-0.0536 (-1.2898)	-0.0597 (-0.3307)
기타	0.3414 (1.2635)	-0.0296 (-0.3249)	0.1123	0.0251 (0.1808)	0.4607* (1.8611)	-0.3022*** (-2.7640)

〈표 9〉 계속

패널 B	b'_{vold}	b'_{inst}	b'_{fgn}	R^2	b''_{vroe}	b''_{maba}
건설업	0.0903 (0.4003)	0.1087 (0.2829)	-0.8091*** (-3.8845)	0.3226	-0.6112* (-1.6602)	0.0183 (0.3994)
도매및소매업	-0.2951 (-1.2533)	-0.6992*** (-3.5626)	-1.0827*** (-4.6660)	0.5667	-0.1495 (-0.2785)	-0.0545 (-1.4040)
전기·가스·수도 및 전문과학·기술 서비스업	-0.2529 (-0.9590)	0.1670 (1.0106)	-0.6458*** (-3.0277)	0.1583	-0.1170 (-0.2393)	0.0032 (0.0733)
의약품제조업	0.4097 (1.3837)	-0.1633 (-0.6345)	-2.1679*** (-2.8264)	0.3565	-1.2550** (-2.0089)	0.0251 (0.7219)
전자부품 등 제조업	-0.6670** (-2.4457)	0.4936** (2.5232)	-0.6093*** (-4.9767)	0.3215	-0.0383 (-0.1577)	-0.0111 (-0.2751)
소비자 비내구재 제조업	0.0885 (0.3588)	-0.0555 (-0.5613)	-0.5704*** (-3.5410)	0.3509	-1.5226*** (-4.7500)	0.0478 (1.5524)
기타제조업	-0.7777*** (-7.1128)	0.0615 (0.3223)	-1.2007*** (-6.3384)	0.5488	-0.1872 (-0.5449)	0.0122 (0.4120)
출판 및 방송통신업	0.0574 (0.3723)	-0.0845 (-1.1447)	-0.8800*** (-3.6268)	0.4093	-0.5285** (-2.2847)	0.0040 (0.2217)
기타	-0.2669 (-1.5499)	-0.2834 (-0.6665)	-0.9592*** (-3.4499)	0.4507	-0.5211*** (-4.2730)	-0.0253 (-0.3091)

등 네 산업의 경우 기업특성변수인 VROE가 여전히 변동성을 설명하는 변수였으나, 나머지 다섯 산업의 경우 그렇지 않았다. 또한 거래량변수의 다중회귀분석 결과 외국인투자자의 지분보유 비중에 대해서만 〈표 7〉의 결과와 비슷하였다. 그리고 상대적으로 기업고유변동성의 크기가 큰 산업집단인 의약품 제조업, 소비자 비내구재 제조업, 기타제조업⁷⁾의 경우 거래량변수에 의한 설명력이 대체로 높게 나타났다.

7) 기업고유변동성의 평균이 의약품제조업 0.4302, 소비자 비내구재 제조업 0.3524, 기타제조업 0.3749로 전체 평균 0.3317에 비해 높은 수준을 보였다.

IV. 요약 및 결론

본 논문은 미국 주식시장에서 기업고유변동성의 추세와 그 원인을 분석한 Zhang (2010)의 방법론을 따라 2000년 이후 국내 주식시장의 기업고유변동성을 분석하였다. 표본을 전체기업, 코스피 상장·코스닥 등록 기업, 상장기간 10년 이내·10년 이상 기업, 시가총액 상위·중위·하위 기업, 산업별 9개 기업으로 분류하여 1999년 10월부터 2010년 10월까지를 연구대상으로 하였다. 우선 표본기간 중 국내시장에서 기업고유변동성이 추세를 가지고 변화하였는지를 살펴보았다. 그리고 이러한 추세를 설명할 수 있는 원인변수를 기업특성변수와 거래량변수 등 두 그룹으로 나누어 단순회귀분석 및 다중회귀분석을 통하여 각각의 설명력을 분석하고 비교하였다. 기업고유변동성을 측정하기 위하여 시장모형을 이용하였고, 기업특성변수로 자기자본이익률의 변동성(VROE)과 자산의 시장가치 대비 장부가치 비율(MABA)을, 거래량변수로는 거래대금(VOLD)과 기관투자자의 거래비중(INST) 및 외국인투자자의 지분보유 비중(FGN)을 사용하였다.

본 연구의 결과는 다음과 같다. 첫째, 국내 주식시장에서도 미국의 경우와 같이 2000년 이후에 기업고유변동성이 감소하는 현상이 나타났다. 특히 소규모 기업이나 도매 및 소매업의 경우에 감소추세가 뚜렷하였다.

둘째, 단순회귀분석의 결과를 보면 기업특성변수와 거래량변수 중 어느 것이 기업고유변동성을 더 잘 설명하는지는 명확하지 않다. 전체 기간 동안에 기업특성변수 중에서는 MABA가, 거래량변수 중에서는 FGN의 설명력이 상대적으로 높게 나타났다. 그러나 서브프라임 위기를 전후하여 설명력이 변화하는 것으로 나타났으며, FGN을 제외하면 각 변수의 설명력이 산업별로도 차이를 보였다.

셋째, 두 설명변수 그룹의 상대적 설명력을 비교하기 위한 다중회귀분석의 결과를 보면 단순회귀분석에서 설명력을 가졌던 MABA의 유의성이 사라지는 반면 FGN은 여전히 높은 설명력을 유지하였다. 전체적으로는 기업특성변수를 독립변수로 한 경우보다 거래량변수를 독립변수로 했을 때의 R^2 가 훨씬 높게 나타났다. 그러나 거래량변수를 통제 후의 기업고유변동성에 대한 기업특성변수의 설명력이 여전히 존재하는 것으로 나타나 거래량변수가 변동성의 추세를 완전히 설명한다고 결론을 내릴 수 없었다. 이러한 결과들은 FGN을 제외한 나머지 설명변수들에 대해서 산업별로 차이를 보였다.

종합하면, 2000년 이후 국내 주식시장에서도 기업고유변동성의 감소 추세가 발견되었으나, 미국 주식시장에서와는 달리 이 현상에 대한 기업특성변수의 설명력은 거의 나타나지 않는 것으로 분석되었다. 오히려 거래량변수의 설명력이 높은 것으로 나타났으며, 특히 외국인투자자의 지분보유 비중이 가장 중요한 역할을 한다는 결론을 얻었다.

자료기간을 서브프라임 위기 전후로 나누었을 때, 이후의 기간이 짧다는 점과 서브프라임 위기를 전후하여 외국인투자자의 보유비중을 제외한 설명변수들의 설명력이 변화된 점에 대하여 직접적인 분석이 부족하였다는 점은 이 논문의 한계로 지적될 수 있다. 그럼에도 불구하고, 기업고유변동성에 대한 기존의 연구들이 2000년 이전의 증가 추세와 주식의 초과기대수익률과의 관련성에 초점을 둔 것에 비해 본 논문은 최근에 발견된 감소추세를 확인하고 이의 원인에 대하여 다각도로 분석하였다는데 의의가 있다. 특히 미국시장에서 발견되지 않았던 외국인투자자의 역할이 국내에서는 가장 중요한 변수였다는 사실을 발견한 것은 이 논문의 가장 큰 성과라고 할 수 있으며, 국내 주식시장이 기업의 펀더멘탈 외에도 수급상황에 상당히 많이 좌우된다는 것을 시사하기도 한다.

참고문헌

- 구맹희 · 이윤선, 1998, “변동성과 레버리지 그리고 기업규모에 관한 실증분석”, 『재무관리연구』 제16권 제1호, 159-192.
- 송가현, 2003, “외국인 소유지분율과 시장변동성에 관한 연구”, 서울대학교 대학원.
- 연주모, 2007, “기업고유의 위험의 증가와 원인: 상장시점을 중심으로”, 서울대학교 대학원.
- 이근영, 1998, “주식시장개방이 주식수익률 변동성과 뉴스충격반응곡선에 미치는 영향”, 『금융학회지』 제3권 제2호, 215-246.
- 이치송, 2009, “거래량과 시장 변동성에 관한 연구”, 『산업경제연구』 제22권, 495-511.
- 임진수, 2003, “한국주식시장에서의 개별주식 변동성에 관한 연구: 기업고유위험 (Idiosyncratic Risk)의 실증적 분석을 중심으로”, 서울대학교 대학원.
- 최창규, 2005, “외국인 주식거래와 주가수익률 변동성”, 『경제연구』 제23권, 45-69.
- Bekaert, G. and C. Harvey, 1997, “Emerging Equity Market Volatility,” *Journal of*

- Financial Economics* 43, 29-77.
- Bekaert, G., R. Hodrick, and X. Zhang, 2008, "Is There a Trend in Idiosyncratic Volatility?," Columbia University Working paper.
- Bennett, J., R. Sias, and L. Starks, 2003, "Greener Pastures and the Impact of Dynamic Institutional Preferences," *Review of Financial Studies* 16, 1203-1238.
- Bennett, J. and R. Sias, 2006, "Why Company-Specific Risk Changes Over Time," *Financial Analysts Journal* 62, 89-100.
- Brandt, M., A. Brav, J. Graham, and A. Kumar, 2010, "The Idiosyncratic Volatility Puzzle: Time Trend or Speculative Episodes?," *Review of Financial Studies* 23, 863-899.
- Brown, G. and N. Kapadia, 2007, "Firm-Specific Risk and Equity Market Development," *Journal of Financial Economics* 84, 358-388.
- Campbell, J., M. Lettau, B. Malkiel, and Y. Xu, 2001, "Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk," *Journal of Finance* 56, 1-43.
- Cao, C., T. Simin, and J. Zhao, 2008, "Can Growth Options Explain the Trend in Idiosyncratic Risk?," *Review of Financial Studies* 21, 2599-2633.
- Choe, H., B. Kho, and R. Stulz, 1999, "Do Foreign Investors Destabilize Stock Markets?," *Journal of Financial Economics* 54, 227-264.
- Domowitz, I., J. Glen, and A. Madhavan, 1998, "International Cross-Listing and Order Flow Migration: Evidence from an Emerging Market," *Journal of Finance* 53, 2001-2027.
- Fama, E. and K. French, 2004, "New Lists: Fundamentals and Survival Rates," *Journal of Financial Economics* 73, 229-269.
- Fink, J., K. Fink, G. Grullon, and J. Weston, 2005, "IPO Vintage and the Rise of Idiosyncratic Risk," Unpublished working paper.
- Gallant, A., P. Rossi, and G. Tauchen, 1992, "Stock Prices and Volume," *Review of Financial Studies* 5, 199-242.
- Gaspar, J. and M. Massa, 2006, "Idiosyncratic Volatility and Product Market

- Competition,” *Journal of Business* 79, 3125-3152.
- Girard, E. and R. Biswas, 2007, “Trading Volume and Market Volatility: Developed versus Emerging Stock Markets,” *Financial Review* 42, 429-459.
- Harris, L., 1986, Cross-security “Tests of the Mixture of Distributions Hypothesis,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 21, 39-46.
- Huang, B. and C. Yang, 2000, “The Impact of Financial Liberalization on Stock Price Volatility in Emerging Markets,” *Journal of Comparative Economics* 28, 321-339.
- Irvind, P. and J. Pontiff, 2009, “Idiosyncratic Return Volatility, Cash Flows, and Product Market Competition,” *Review of Financial Studies* 22, 1149-1177.
- Karpoff, J., 1987, “The Relation Between Price Changes and Trading Volume: A Survey,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 22, 109-126.
- Li, D., Q. Nguyen, P. Pham, and S. Wei, 2010, “Large Foreign Ownership and Firm-Level Return Volatility in Emerging Markets,” Working paper.
- Malliaris, A. and J. Urrutia, 1998, “Volume and Price Relationships: Hypotheses and Testing for Agricultural Futures,” *Journal of Futures Markets* 18, 53-72.
- Newey, W. and K. West, 1987, “Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation,” *International Economic Review* 28, 777-787.
- Pastor, L. and P. Veronesi, 2003, “Stock Valuation and Learning about Profitability,” *Journal of Finance* 58, 1749-1789.
- Saatcioglu, K. and L. Starks, 1998, “The Stock Price-Volume Relationship in Emerging Markets: the Case of Latin America,” *International Journal of Forecasting* 14, 215-226.
- Santis, G. and S. Imrohroglu, 1997, “Stock Returns and Volatility in Emerging Financial Markets,” *Journal of International Money and Finance* 16, 561-579.
- Schwert, G., 1989, “Why Does Market Volatility Change over Time?,” *Journal of Finance* 44, 1115-1153.
- Schwert, G., 2002, “Stock Volatility in the New Millennium: How Wacky is NASDAQ?,” *Journal of Monetary Economics* 49, 3-26.
- Vuolteenaho, T., 2002, “What Drives Firm-Level Stock Returns?,” *Journal of Finance*

57, 233-264.

Wei, S. and C. Zhang, 2006, "Why Did Individual Stocks Become More Volatile?,"
Journal of Business 79, 259-292.

Xu, Y. and B. Malkiel, 2003, "Investigating the Behavior of Idiosyncratic Volatility,"
Journal of Business 76, 613-644.

Time-Varying Idiosyncratic Volatilities and Their Determinants in Korean Stock Market

Jong-hyun Lee*

Jaeho Cho**

This paper investigates the trend of idiosyncratic volatilities and their determinants in Korean stock market over the period from October 1999 to September 2010. Having examined whether a trend of idiosyncratic volatilities really exists during the sample period, we then attempt to find out the causes of such a trend. Using the market model to measure idiosyncratic volatilities, we compared explanatory powers of the two groups of independent variables, fundamentals-related and trading volume-related, by performing both simple and multiple regression analyses.

We find that as in U.S. stock market, the average idiosyncratic volatility in Korean stock market has declined since 2000. Contrasted with the U.S. case, however, fundamental variables fail to explain the trend while volume-related variables show relatively high explanatory power. In particular, it is found that increased stock holdings of foreign investors play an important role in explaining the declining average idiosyncratic volatility.

Keywords: Idiosyncratic volatility, fundamentals-related variables, trading volume-related variables

*Bank of Korea

**Professor, Business School, Seoul National University