

정보흐름, 의견차이, 거래량에 관한 실증연구 (Information Flows, Differences of Opinion, and Trading Volumes : An Empirical Study)

유상엽
강원대학교 경영·관광학부 교수
E-mail: syrhiu@cc.kangwon.ac.kr

.....
본 연구는 정보흐름과 의견차이가 우리나라 주식시장과 KOSPI 200 선물시장의 거래량결정에 어떻게 복합적으로 영향을 미치는가에 관한 실증적 연구이다. 본 연구에서는 우리나라 선물시장 개장일인 1996년 5월 3일에서 1997년 9월 11일까지의 3개월물 선물의 증가 및 거래량, 동일 기간동안의 주식시장 932개 개별종목 증가 및 거래량, 동일 기간의 선물 미결제계약수와 대주잔고 일별자료를 이용하여 실증에 적합한 분석기법들을 사용하였다.

본 연구에서 제시하고 있는 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 정보흐름이 선물시장 및 주식시장의 거래량 결정에 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 우리나라에서는 시장전반적 정보보다는 기업특수적 정보에 의해 거래가 많이 이루어지는 것이 특이하다. 둘째, 선물시장의 경우는 미결제계약수 변동이, 주식시장의 경우에는 대주잔고의 변동이 각 시장의 거래량을 결정하는 요인으로 상호 비교되었다. 이러한 분석 결과는 거래자들의 의견차이가 선물시장 및 주식시장의 거래량 결정에 양(+)의 상관관계를 가지는 것을 의미한다. 셋째, 주식 및 선물 거래량의 요일효과가 분명하게 나타나고 있으며 이러한 현상은 거래시간이 짧은 토요일에 더욱 두드러지게 나타났다. 넷째, 선물시장의 경우, 만기일이 가까울수록 거래량이 증가하는 현상 즉, 만기효과도 뚜렷히 나타나고 있다. 다섯째, 주식과 선물 거래량에 있어서도 시간의존적 이분산성을 보이는 ARCH효과가 분명히 존재함을 확인 할 수 있었다.
.....

I. 서 론

최근 금융시장은 놀랄만한 발전을 하고 있다. 주식과 채권 등의 기초적 증권(primitive securities) 시장은 물론 이를 바탕으로 하는 신금융상품시장-선물, 스왑 및 옵션시장도 급격한 성장과 발전을 보이고 있다. 금융혁신을 점진적으로 추진하고 있는 우리나라에서도 1996년 5월에는

KOSPI 200 선물시장이, 이어 1997년7월에는 KOSPI 200 옵션시장이 개장되었다.

이렇게 다원화된 금융시장에서 가격 및 거래량 결정에 대한 이해는 매우 중요하다. 거래자를 비롯한 시장참여자의 합리적 행동 또는 최적의사결정에 기본이 될 뿐만 아니라 제도적 차원에서 바람직한 시장구조 구축을 위한 방안을 제공할 수 있기 때문이다. 거래에 관한 제 이론은 물론 실제 거래에서 보편적으로 표출

되는 정형화된 현상(regularities)을 정확히 파악하는 것이 필요하다.

지금까지 거래에 관한 연구는 거래대상 자산의 가격결정에 치중한 반면 거래량은 소홀히 취급해 왔다.(Harris and Raviv, 1993, p.475) 가격이 거래자의 의사결정에 매우 중요하다는 인식이 거래에 관한 연구에서 가격결정에 보다 많은 관심을 기울인 것으로 볼 수 있을 것이다. 그러나, 거래량을 등한시하고 거래에 관한 이론과 실재를 완전히 파악하는 것은 불가능하다.

따라서, 본 연구에서는 정보흐름과 의견차이가 우리나라 주식시장과 KOSPI 200 선물시장의 거래량결정에 어떤 복합적으로 영향을 미치는가를 실증적으로 분석하는데 그 목적을 둔다. 연구의 대상으로 주식(주식시장)과 주식을 기초자산으로 하는 KOSPI 200 선물(KOSPI 200 선물시장)로 한정된 이유는 이들의 거래량결정이 상이한 특성을 가질 수 있기 때문이다. 본 연구는 최근까지의 단순한 거래량 관계 실증연구를 지양하고자 한다. 두 시장의 거래량 결정요인을 실증적으로 규명하기 위해서 이를 객관적으로 뒷받침할 수 있는 제 이론적 거래모형을 포괄적으로 고찰하고, 이를 바탕으로 보다 정교하고 복합적인 실증연구를 하고자 한다.

본 논문의 구성은 3부분으로 구성되어 있다. 첫째 부분인 II장에서는 거래량 연구의 기초가 되는 이론적 거래모형과 분석을 위한 방법론적 사고를 제공할 수

있는 선행실증연구를 정리한다. 두 번째 부분은 본 실증연구의 내용이다. III장에서는 본 연구의 실증모형을 개발하고 가설을 설정한다. IV장은 실증분석을 위한 자료와 분석의 결과를 상세히, 집중적으로 기술하고 있다. 마지막으로 V장에서는 본 연구의 결과를 요약·정리한다.

II. 연구문헌의 고찰

1. 이론적 거래모형의 검토

1.1 정보적 거래모형(informed trading models)

정보의 유입은 금융거래를 발생시킨다. 즉, 새로운 정보의 유입 또는 흐름은 시장참여자 내지는 거래자의 수요(net demand)를 변경시킴으로써 거래를 야기시키게 되는 것이다.¹⁾ 정보적 거래모형은 크게 개별자산모형과 복수자산모형으로 대별된다. Kyle(1985), Admati and Pfleiderer(1988), 그리고 Foster and Viswanathan(1993a)은 개별자산을 거래 대상으로 하는 대표적인 정보적 거래모형이며 Subrahmanyam(1991)과 Gorton and Pennacchi(1993)은 합성자산(composite asset)을 대상으로 하는 대표적인 정보적 거래모형이다.

Kyle은 시장에 유동성 거래자가 존재하는 상황하에서 정보적 거래자(informed traders or insiders)의 거래전략에 초점을

1) 정보유입 그 자체가 거래를 발생시킬 수 없다는 이론도 제기되었다. 즉, 대표적 무거래 균형모형(no trade equilibrium models)은 Grossman(1976)과 Milgrom and Stokey(1982) 등에 의해 제시되었다.

둔 거래모형을 제시하고 있다. 그의 거래모형은 금융자산의 내재가치에 대한 사적 정보가 얼마나 빨리 가격에 반영되는가? 그러한 사적정보가 정보적 거래자에게 얼마나 가치가 있는가? 무엇이 시장의 가격 변동성 및 유동성을 결정하는가?에 관한 구체적인 해답을 보여준다. Admati and Pfleiderer(1988)는 유동성거래자와 정보적 거래자의 상호 전략적 행태(strategic behavior)가 거래집중양상(concentrated-trading patterns)을 보인다는 이론을 제시한다. 이와 같은 그들의 이론은 특히 최근의 일중 거래량과 가격(또는 수익률)변화의 양상에 관한 실증적 연구결과에 대한 이론적 배경을 제공하고 있다. 즉, 일초와 일말에 거래가 집중되며 동시에 가격변화도 크다는 사실이다.²⁾ Foster and Viswanathan은 의사결정변수들이 정규분포, 다변량 t분포, 다변량이중지수분포 등을 포함하는 보다 일반적인 원형체적(Elliptically Contoured)분포를 따른다는 가정하에서 공적정보와 거래량 및 가격변동성과의 관계를 규명할 수 있는 이론적 모형을 제시하였다.

Subrahmanyam은 복수자산 거래를 원하는 유동성 거래자의 전략적 의사결정에 초점을 두고 거래에 관한 이론적 모형을 제시하였다. 복수자산을 거래하고자 하는 유동성 거래자는 다수의 자산을 동시에 거래하거나 또는 이들 자산의 현금흐름과

동일한 자산, 즉 바스켓(basket)을 거래할 수 있다.³⁾ 따라서 거래과정에서 유리한 정보를 소유하고 있지 않으면서도 정해진 유동성 욕구에 따라 즉시 거래를 할 수밖에 없는 유동성 거래자는 거래손실을 최소화시킬 수 있는 전략적 선택 즉, 바스켓 거래를 선택하게 된다는 것이다. 이들 모형은 주가지수선물 시장과 같은 바스켓 시장의 존립 근거를 제시할 수 있을 뿐 아니라 최근 바스켓 시장의 괄목할만한 성장·발전 이유를 이론적으로 설명할 수 있다. Subrahmanyam모형에서 괄목할만한 점은 정보를 기업특수적 정보(firm-specific information)와 시장전반적 정보(market-wide information)를 구분하는데 있다. Gorton and Pennacchi는 합성증권이 비정보적 유동성 거래자들이 정보적 거래자에 대한 거래 손실을 줄여 그들의 복지를 증진시킬 수 있는 거래 대상임을 이론적으로 설명하였다. Gorton and Pennacchi는 부(wealth)에 대한 위험 차원에서 유동성 거래자들은 여러 다른 부류(clienteles)로 구분한다.⁴⁾ 그들의 주장에 따르면, 금융시장에서 clientele의 수가 작아서 각 clientele에 속하는 유동성 거래자의 수가 많을 경우에는 clientele별로 적합한 합성증권(customized composite securities)의 거래가 유동성 거래자의 복지를 증진시킨다는 것이다.

2) Wood, McNiss, and Ord(1985)연구와 Jain and Joh(1985)연구 참조.

3) 바스켓증권의 대표적 예는 S&P500 지수선물, NYSE 종합지수선물, Index Participations(IPS), KOSPI 200 지수선물 등이다.

4) clientele의 수, N은 시장에 존재하는 기초증권 수, M보다는 작거나 같다. 즉, $N \leq M$. 여기서 각 clientele에 속하는 유동성 거래자 수는 $(\frac{M}{N})$ 동일한 것으로 가정한다.

1.2 의견차이 거래모형(differences-of-opinion trading models)

의견의 차이(differences of opinion)는 거래자들 사이에 거래대상 자산의 가치에 대한 인식(beliefs)이 다르거나 정보를 표출하는 동일한 신호에 대한 해석(assessment or interpretation)에 차이가 있을 때 나타날 수 있다. 의견차이 모형은 거래자들 사이에 의견차이가 크면 클수록 거래가 많이 일어나 거래량이 증가될 수 있음을 이론적으로 규명한다.

일반적으로 의견차이 모형은 크게 두 가지 모형, 즉 정보해석차이 모형과 인식차이 모형으로 구분한다. Kim and Verrecchia(1991)와 Harris and Raviv(1993)모형은 전자의 대표적 모형이며, Varian(1985)과 Shalen(1993)은 후자의 대표적인 모형으로 간주된다. Kim and Verrecchia에 의하면, 거래자 개개인이 사전에 가지고 있는 사적정보의 정확도가 상이한 경우 공통적 공적정보의 발표에 대해서 상이한 반응을 보일 수밖에 없으므로 거래가 발생한다는 것이다. 말하자면, 거래자들간의 공적정보에 대한 평가 차이가 거래량을 결정하는 요인이라는 것이다. 한편, Harris and Raviv은 거래자들이 모두 동일한 공적정보를 수신하지만 그 정보를 해석하는데 서로 다른 인식을 함으로써 거래가 발생한다는 이론을 제시하였다. 그들의 모형에 의하면 모든 거래자들이 대상자산 가치의 사전확률분포에 대해서는 동일하게 인식하더라도 주어진 자산가치에 대한 공적정보의 조건부확률분포가 다를 때 동일한 대상자산 가치의

사후확률분포를 서로 다르게 평가하게 된다. 이러한 공적정보에 대한 평가차이는 거래를 발생시키고 거래량을 결정하는 요인이 된다는 것이다.

거래대상 자산가치 인식차이 모형으로서 Varian모형은 거래자들은 자산가치에 대한 각자의 주관적 사전확률분포(subjective prior distribution)와 자산가치를 추정할 수 있는 사적 또는 공적정보를 가진다고 가정한다. 따라서, 거래자들은 사전확률과 획득한 표본정보로써 상이한 자산가치의 사후확률분포를 추정할 수 있게 되어 자산가치에 대한 상이한 평가를 하게 함으로써 거래를 발생시키게 된다는 것이다. 한편, Shalen모형은 다수의 헤저(hedgers)와 투기자(speculators)가 존재하는 선물시장에서 거래량이 기대선물가격 또는 가치에 대한 인식차이에 따라 결정될 수 있음을 규명하였다. Shalen은 각 정보적 거래자(투기자)의 거래자산의 기대가격에 대한 인식의 차이를 기대가격과 그 기대가격의 평균과의 가중평균거리(차이)로 정의하고, 거래량은 이들간의 차이에 비례함을 보인다. 즉, 거래자들 사이의 자산가격에 대한 인식차이가 클수록 거래량은 증가할 수 있다는 것이다.

2. 선행 실증연구의 검토

2.1. 단순 거래량관계 연구

금융시장에서 새로운 정보의 유입은 가격의 변동을 야기시키고 동시에 새로운 거래량을 결정하게 된다. 즉, 거래량과 가격변동성은 정보흐름에 의해 결정되는 것

이다. 정보에 의해 야기된 가격변동성과 거래량과의 관계(이를 가격-거래량 관계라 말함)는 금융시장의 구조 및 현상 등을 규명하는데 매우 중요하므로 많은 실증연구의 대상이 되어 왔다. 최근까지의 가격-거래량에 관한 실증연구는 크게 (i) 거래량(V)과 가격변동의 절대치($|\Delta P|$)와의 관계 연구와, (ii) 거래량(V)과 가격변동량(ΔP)과의 관계 연구로 나누어 설명할 수 있다.(Karpoff, 1987, pp.112-118)

Godfrey, Granger and Morgenstern (1964) 연구를 비롯하여 Richardson, Sefcik and Thompson(1987) 연구는 V 와 $|\Delta P|$ 에 대한 실증연구이다. 그들의 연구 결과는, 주식 및 선물 두 시장에서 거래량과 가격변동의 절대치 사이에는 양의 상관관계가 존재하고 있음을 보였다. 즉, 가격의 변동이 크면(가격이 많이 오르거나 많이 내리면) 동시에 거래량도 늘어난다는 것이다. Granger and Morgenstern (1963) 연구를 포함하여 Richardson, Sefcik and Thompson(1987) 연구에서는 V 와 ΔP 사이에 양의 상관관계가 존재하고 있음을 보이고 있다. 즉, 가격이 떨어지면(in bear markets) 거래량은 적은 반면 가격이 오르면(in bull markets) 거래량은 많다는 것이다.

한편, 거래량과 가격변동성 및 정보흐름간의 단순한 상관관계 연구는 Ziebart (1990), Lang, Lizenberg and Madrigal (1992), Gerety and Mulherin(1992), Bessembinder and Seguin(1993), Foster

and Viswanathan(1993b), Mitchell and Mulherin(1994) 등에서도 살펴 볼 수 있다. 이들 연구는 거래량을 설명하는 오차항의 이분산성, 거래량의 일중 및 주중효과, 공적정보에 대한 평가차이와 거래량과의 관계 등을 거래량 분석의 주요내용으로 하고 있다.

2.2. 복합적 거래량관계 연구

단순한 가격-거래량 관계연구는 금융시장의 구조(market structure)내지는 거래행동(trading activity)을 이해하는데 어느 정도의 필요한 지식과 통찰력을 제공할 수는 있다. 그러나, 여러 가지 요인이 복잡하게 상호작용하는 금융시장의 거래량 결정에 대한 보다 정확한 분석을 위해서는 부족한 면이 없지 않다. 최근의 거래량 연구에서 괄목할만한 발전은 거래량에 결정적 영향을 줄 수 있는 제 요인들을 복합적으로 파악하려는데 있다.

Bessembinder, Chan, and Seguin (1996) 연구는 최초의 거래량에 관한 복합적 관계 연구이다. BCS는 가격 변동성을 정보흐름의 대응변수로 보고, 거래량-가격변동성 관계를 정보의 종류와 거래대상 자산 구분이라는 두 차원에서 설명될 수 있음을 실증적으로 분석하였다.⁵⁾ BCS는 거래대상 자산을 주식(기초자산)과 주가지수선물(합성자산)로, 정보를 기업특수적 정보(firm-specific information)와 시장전반적 정보(market-wide information)

5) Ross(1989)는 차익거래(arbitrage)기회가 없고 거래가 원활한 시장에서 정보의 흐름은 가격변동성(price volatility)으로 측정될 수 있음을 규명하였다.

로 구분하여 각 거래대상 자산의 거래량 결정을 설명한다. 동시에 그들은 거래자들의 의견차이(differences of opinion)를 거래량 결정 요인으로 강조하여 이것이 어떻게 거래량 결정에 상이하게 작용하는지를 보여주고 있다. BCS 연구는 위에서 열거한 세 요인들이 각 대상자산별 거래량 결정에 어떻게 상이한 영향력을 가지는가? 하는 복합적 거래량 관계 실증연구이다.

2.3 선행연구의 문제점

BCS 이전의 단순한 거래량관계에 관한 연구들은 거래량과 가격변동성 사이의 상관관계 규명이나, 공적정보도 거래량의 결정요인의 될 수 있다는 점 또는 거래량의 일중 및 주중효과를 규명하는데 그치고 있다. 이에 비해 BCS연구는 거래대상 자산을 기초자산(주식)과 합성자산(S&P 500 지수선물)으로 나누고, 기업특수적 정보와 시장전반적 정보흐름과 거래자들의 의견차이가 어떻게 각 거래 대상자산 거래량 결정에 상이하게 작용하는지를 복합적으로 규명하였다. BCS연구는 최초의 복합적 거래량 관계 실증 연구로서 금융 시장 거래량 결정구조 이해의 범위(scope)를 넓혔다고 볼 수 있다.

그러나, BCS연구는 다음과 같은 점에서 수정 내지는 보완되어야 할 것이다.

첫째, 거래량 결정에 영향을 줄 수 있는 추가적인 요인이 고려되어야 한다.⁶⁾ 둘째, BCS연구에서는 분석방법론으로 조건부 이분산성(heteroschedasticity)과 자기상관(autocorrelation)을 고려하여 GMM (Generalized Method of Moments)만이 사용되고 있으나 그 외 적합한 방법론도 고려되어야 한다.⁷⁾

Ⅲ. 실증모형 및 가설

1 변수의 설정

1.1 종속변수

본 연구에서는 선물시장과 주식시장의 거래량을 종속변수로 하고 각 시장의 거래를 설명하기 위한 모형을 설정한다. 여기서 유의해야 할 것은 각 시장의 거래량은 추세(trend)를 제거해서 설명될 수 있는 부분만을 고려해야 한다는 점이다. 따라서 본 연구에서는 각 거래량의 5일 이동평균을 각각의 거래량에서 차감함으로써 추세를 제거한 시계열을 종속변수를 사용한다.

추세를 제거하기 전 선물거래량의 자기상관계수는 0.703이고 주식거래량의 자기상관계수는 0.732로 나타나 추세를 제거하지 않고 모형을 설정할 경우 오차항들의 시계열

6) BCS연구에서는 의견차이 대용변수로 대주잔고(short sale)가 더 이상적이나 미결제 계약수(open interest) 수를 이용하고 있다. 왜냐하면, 자료 구득상 일별 대주잔고 파악이 불가능했기 때문이다. 그러나, 우리나라의 경우 대주잔고에 관한 일별 자료이용이 가능하다.

7) 조건부 이분산성과 자기상관을 가질수 있는 시계열 자료분석에서 ARCH효과를 감안한 방법론이 최근의 많은 연구에서 제시되고 있다.

상관문제가 발생하게 된다. 5일 이동평균을 차감한 후의 선물거래량의 자기상관계수는 0.184이고 주식거래량의 자기상관계수는 0.139이다.⁸⁾

1.2 설명변수

2.1.1 정보흐름

우선 시장 전반적 정보흐름을 반영하기 위하여 시장(주가지수)수익률의 절대치($|R_m|$)를 설명변수로 사용한다. 시장 전반적 정보유입은 거래를 발생시키게 되고 따라서 가격, 즉 시장수익률의 변동성을 가져오기 때문이다. 주식의 거래량을 결정하는 요인으로 KOSPI 200수익률을 사용하는 것이 더 타당하겠지만 실제로 종합주가지수(KOSPI) 수익률과 KOSPI 200수익률의 상관계수는 0.9451로서 두 지수는 거의 동일한 움직임을 보이고 있으므로 종합주가지수 수익률을 사용하더라도 큰 문제는 없을 것이다.

또 시장을 구성하는 개별기업에 관한 정보 즉, 기업 특수적 정보를 반영하기 위하여 MAD(Mean Absolute Deviation) 또는 EQMAD(Equally Weighted Mean Absolute Deviation)라는 변수를 설명변수로 사용할 수 있다. 왜냐하면, 기업특수적 정보유입은 해당기업의 증권거래를 발생시키고 따라서 그 기업의 증권가격, 즉 수익률 변동성을

가져오기 때문이다. 이 두 변수는 시장모형을 사용해서 개별주식들의 시장초과수익률을 계산하고 여기에 절대값을 취한 후 시장전체의 평균을 내는 방법으로 다음의 식 (1)과 (2)에서와 같이 계산된다.⁹⁾

$$MAD = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N |R_{jt} - \beta_j R_{mt}^{VM}| \quad (1)$$

$$EQMAD = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N |R_{jt} - \beta_j R_{mt}^{EQ}| \quad (2)$$

2.2.2 의견차이

정보가 시장 구성원 모두에게 알려지더라도 이 정보를 받아들이는 투자자들의 의견이 서로 다르다면 거래가 발생하게 된다. 따라서 이러한 영향을 분석하기 위한 변수로 선물시장에서의 미결제계약수(open interest) 변화의 절대치($|ΔOpin|$)를 설명변수로 도입한다. 이 변수는 선물거래량 결정에 있어서 시장참가자들의 의견차이를 반영하기 위한 것이다. 왜냐하면, 거래들사이에 선물가격의 변동(상승 또는 하락)에 대한 인식 또는 평가가 서로 달라 선물포지션에 대한 의사결정(계약 또는 청산)이 상이할 수 있기 때문이다. 상이한 선물포지션에 대한 의사결정은 미결제 계약수의 변동을 가져온다. BCS연구에서 보이는 바와 같이, 선물가격 변동에 대한 의견차이가 클수록 미결제계약수의 변동성은 증가하게 될 것이다.

8) 물론 5일 이동평균으로 충분할 정도의 trend가 제거되는 것은 아니지만 자료의 손실을 막기 위하여 불가피하게 5일 이동평균을 사용하였다. 실제로 5일 이동평균을 차감한 결과는 20일 이동평균을 차감한 결과와 크게 다르지 않았다.

9) 본 논문의 실증분석을 위해서는 주로 계산상의 용이성 때문에 EQMAD를 기업 특수적 정보를 반영하기 위한 설명변수로 사용할 것이다.

한편, 주식시장에서의 의견차이를 반영하기 위해서 대주잔고의 변동량의 절대치 ($|\Delta Short|$)를 설명변수로 도입한다.¹⁰⁾ 대주잔고의 증가(감소)를 주가가 하락(상승)하리라는 거래자들의 인식으로 볼 때 ($|\Delta Short|$)를 거래자 상호간의 의견차이로 볼 수 있다. 실제로 우리나라의 경우 대주에 있어 제약이 따르므로 거래자들의 의견차이를 완전히 반영하기는 어려울 것이다. 그러나 대주잔고가 우리나라 경우에서도 거래자들의 의견차이를 상당히 반영할 수 있는 자료가 됨은 분명하다. 더욱이 최근의 거래량 관계 실증연구에서는 시장에서 거래자들사이의 의견차이를 설명하기 위해 대주잔고가 바람직한 것으로 논의되고 있다.¹¹⁾

2.2.3 통제변수

① 만기효과

선물시장과 주식시장 모두 각 시장의 특성을 고려해야 한다. 선물의 거래량은 선물의 만기와 밀접한 연관이 있다. 즉,

만기가 가까울수록 선물의 거래는 활발하지만 만기일에는 기존의 선물계약이 자동적으로 청산되므로 선물거래량은 줄 수밖에 없는 것이다. 따라서 만기까지 남은 기간을 선물거래량의 통제변수(Day)로 사용한다.

② 요일효과

선물 및 주식 모두 요일에 따라 거래의 양상이 다르다는 것이 일반적으로 밝혀진 현상이다. 이와 같은 요일효과는 거래량 결정 모형에서 고려되어야 한다.¹²⁾ 선물시장과 주식시장에서의 요일효과를 고려하기 위하여 각 요일을 통제변수(C)로 사용한다.

③ 더미(dummy) 변수

또한, 선물시장에서 미결제계약수의 변화량이 만기 전(증가할 때와 감소할 때)인지 혹은 만기일인지에 따라 더미(dummy)변수(A)를 사용한다. 그 이유는 만기 전에는 미결제계약수의 변동(증가 또는 감소)은 거래의 발생을 의미하지만, 선물 만기일의 경우 선물의 미결제계약수

10) 개념상으로 대주잔고와 미결제계약수 사이에는 높은 상관관계가 존재하여 분석모형에서 다중공선성(multicollinearity)문제가 야기될 수 있다. 그러나, 실증분석모형을 구성하는 변수는 각각 차분된 값을 반영하므로 다중공선성은 문제가 되지 않는다. 차분된 두 변수사이의 상관계수는 -0.099이다.

11) Bessembinder et al.(1996)은 대주(short interest)를 주식시장에서의 의견차이를 설명할 수 있는 바람직한 대응변수로 제시하고 있다. 그러나 그들의 연구에서는 대주잔고의 일별자료가 구득상 불가능하여 대신 미청산계약수(open interest)를 이용하였다.

12) Jain and Joh(1988)는 주식시장과 선물시장의 거래량이 주중에 집중되고, 주초와 주말에 상대적으로 적게 나타나는 현상을 실증적으로 규명하였다. 특히, 우리나라의 경우 토요일은 주식과 선물 모두 거래시간이 짧아 다른 요일에 비해 거래량이 현저히 적다.

13) 만기전인 경우, 미청산 계약수 변동 즉, 증가와 감소가 거래량에 미치는 영향이 같지 않음(asymmetric) 때문에 기존연구(Bessembinder, Chan and Sequin, 1996)에서과 같이 이를 반영하는 dummy 변수를 사용한다.

는 변동(감소)하지만 거래는 발생하지 않기 때문이다.¹³⁾

한편, 주식시장 거래자들 사이의 의견 차이를 나타내는 대주잔고의 변동 양상 즉, 증가 또는 감소가 거래량에 미치는 영향은 다를 수 있다. 이러한 현상을 고려할 수 있는 dummy변수(B)도 사용되어야 한다.

2 분석 모형 및 계수추정방법

2.1 분석모형

선물시장과 주식시장의 거래량 결정요인들을 알아보기 위하여 다음과 같은 선형모형을 설정하였다. 식 (3)과 (4)는 기초적 분석을 위한 선물시장과 주식시장의 거래량 결정모형이다.¹⁴⁾

$$\begin{aligned}
 DTFV = & \alpha_f + \beta_{f1} MAD^{EW} + \beta_{f2} |R_m^{VW}| \\
 & + \sum_{i=1}^3 \gamma_{fi} A_{fi} |\Delta Opin| + \sum_{j=1}^2 \delta_{fj} B_{fj} |\Delta Short| \\
 & + \sum_{k=1}^5 \eta_{fk} C_{fk} + \beta_{f3} Day + \epsilon_f \quad (3)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 DTSV = & \alpha_s + \beta_{s1} MAD^{EW} + \beta_{s2} |R_m^{VW}| \\
 & + \sum_{i=1}^3 \gamma_{si} A_{si} |\Delta Opin| + \sum_{j=1}^2 \delta_{sj} B_{sj} |\Delta Short| \\
 & + \sum_{k=1}^5 \eta_{sk} C_{sk} + \beta_{s3} Day + \epsilon_s \quad (4)
 \end{aligned}$$

여기서, $DTFV$: trend를 조정한 future의 거래량

$DTSV$: trend를 조정한 주식의 거래량

α_f, α_s : 상수항

β_{f1}, β_{s1} : $MAD^{EW}(EQMAD)$ 의 계수

β_{f2}, β_{s2} : $|R_m^{VW}|$ 의 계수

β_{f3}, β_{s3} : 만기효과(Day)의 계수

γ_{fi}, γ_{sj} : $|\Delta Opin|$ 의 계수

δ_{fj}, δ_{sj} : $|\Delta Short|$ 의 계수

η_{fk}, η_{sk} : 요일 dummy C_{fk}, C_{sk} 의 계수

ϵ_f, ϵ_s : 오차항

2.2 계수 추정방법

모형의 계수추정은 OLS를 사용할 경우 오차항의 이분산성 문제와 자기 상관 문제가 발생할 수 있으므로 GMM을 사용한다. 추정된 계수는 OLS를 이용하여 추정된 것과 동일하지만 추정오차(standard error)는 다르다. 추정오차는 Newey and West(1987) 방법에 의해 구할 것이다. 아울러, 이 후에 언급할 ARCH효과를 고려한 분석을 위해서는 GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)모형을 사용하게 될 것이다.

3. 실증분석의 가설

다음은 실증분석에 앞서 지적해야 할

14) ARCH효과를 고려한 분석모형은 이 후 분석에서 언급될 것이다. 구체적인 모형은 식 (5)와 (6)을 참조.

15) 【가설 V】는 기초적 분석 이후의 개선된 결과를 보여주기 위한 추가적인 분석을 위해 설정되어야 할 가설에 관한 내용이다.

예상 내지는 가설에 관한 내용이다.¹⁵⁾ 본 실 증분석의 가설은 전술한 이론적 거래모형들의 결과와 부합되어야 할 뿐만 아니라 최근의 Bessembinder, Chan, and Seguin(1996)연구를 비롯한 기존 실증연구의 주요내용과도 일치되는 것이어야 할 것이다.

【가설 I】 기업특수적 정보는 주식거래량의 결정요인이 될 수 있을 것이다. 기업특수적 정보 유입은 MAD를 증가시켜 주식거래량 증가를 가져오게 된다. 따라서 주식거래량 설명변수 MAD의 계수는 유의적이며, 양(+)의 값을 가지게 될 것이다. 그러나, 주식포지션에 대한 헤징수단으로 KOSPI 200 선물의 거래가 유발될 수 있어 기업특수적 정보 유입도 선물거래량의 결정요인이 될 수도 있을 것이다.

【가설 II】 시장전반적 정보는 KOSPI 200 선물거래량의 결정요인이 될 수 있을 것이다. 시장전반적 정보 유입은 $|R_{m}|$ 를 증가시켜 KOSPI 200 선물거래량 증가를 초래하게 된다. 따라서, KOSPI 200 선물거래량 설명변수 $|R_{m}|$ 의 계수는 유의적이어야 하고 동시에 양(+)의 값을 가지게 될 것이다. 한편, 시장전반적 정보유입은 특정기업에 영향을 끼칠 수 있거나 KOSPI 200 선물거래로부터 일시적으로 나타날 수 있는 가격차이 때문에 차익거래(arbitrage)가 발생하여 주식거래가 증가할 수 있다. 즉, 시장전반적 정보가 주식거래량 결정요인도 될 수도 있을 것이다.

【가설 III】 거래자들 사이의 의견차이는 주식 및 KOSPI 200 선물의 거래량 결정요인이 될 수 있을 것이다. 주식시장의 거래자 의견차이는 대용(proxy)설명변수인 대주잔고 변동량의 절대치 $|\Delta Short|$ 를 증가시켜 주식거래량 증가를 가져오게 되고,

KOSPI 200 선물시장의 거래자 의견차이는 KOSPI 200 선물거래량 설명변수인 미결제계약수 변동량 $|\Delta Opin|$ 을 증가시켜 KOSPI 200 선물거래량은 증가하게 된다. 따라서, 주식거래량 결정모형에서는 $|\Delta Short|$ 의 계수가 유의적이며, 양(+)의 값을 가지는 반면, KOSPI 200 선물거래량 결정모형에서는 만기전인 경우는 $|\Delta Opin|$ 의 계수가 유의적이고, 양(+)의 값을 가지게 될 것이다. 한편, 만기일인 경우, 선물거래량은 감소하고 주식거래량은 증가하는 현상에 입각할 때 주식거래량 모형의 $|\Delta Opin|$ 의 계수는 유의적인 양(+)의 계수를, KOSPI 200 선물거래량 모형의 $|\Delta Opin|$ 의 계수는 유의적인 음(-)의 계수를 가지게 될 것이다.

【가설 IV】 주식 및 KOSPI 200 선물거래량 결정모형에서는 요일효과가, KOSPI 200 선물거래량 결정에는 만기효과가 나타나게 될 것이다. 주식 및 선물 시장에서 주중에 거래가 집중되고 주초와 주말에 거래가 감소하는 현상에 입각할 때, 요일 dummy의 계수는 유의적이며 특히 월요일 및 토요일 계수가 상대적으로 작을 것이다. 한편 만기일이 가까울수록 선물거래량이 증가하는 현상에 따라, KOSPI 200 선물거래량 결정모형의 통제변수 Day의 계수는 유의적이며 음(-)의 값을 가지게 될 것이다.

【가설 V】 주식 및 KOSPI 200 선물거래량에서 ARCH효과가 나타날 수 있을 것이다. 즉, 수익률에서 뿐만 아니라 거래량에 있어서도 거래량의 큰변동 뒤에 역시 큰 거래변동이 따르고 거래량의 변동이 작은 경우 다음 기에도 거래량의 변동이 작을 수 있을 것이다. 따라서 조건부 분산식의 계수가 유의적인 값을 가질 것이다.

IV. 실증분석

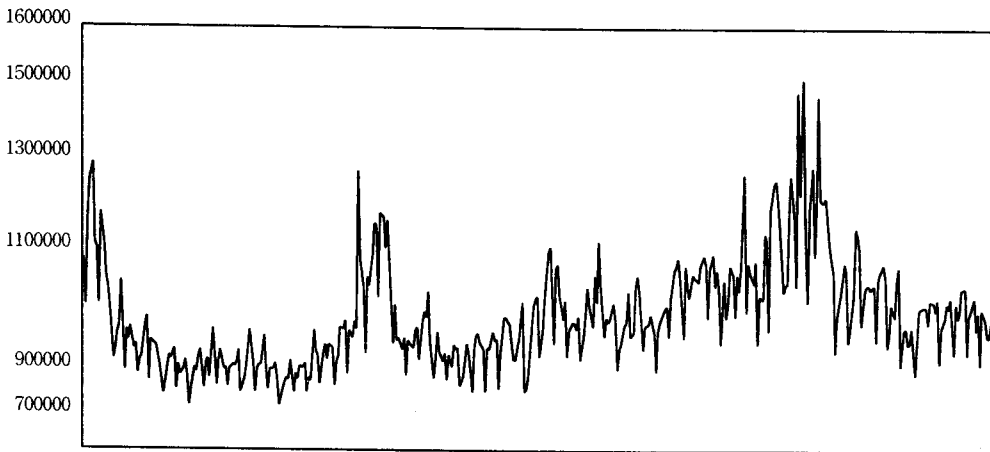
1. 자료와 표본기간

본 연구에서 사용한 자료는 일별자료로서 우리나라 선물시장 개장일인 1996년 5월 3일에서 1997년 9월 11일까지의 3개월물 선물의 증가 및 거래량과 같은 기간동안의 주식시장 932개 개별종목 증가 및 거

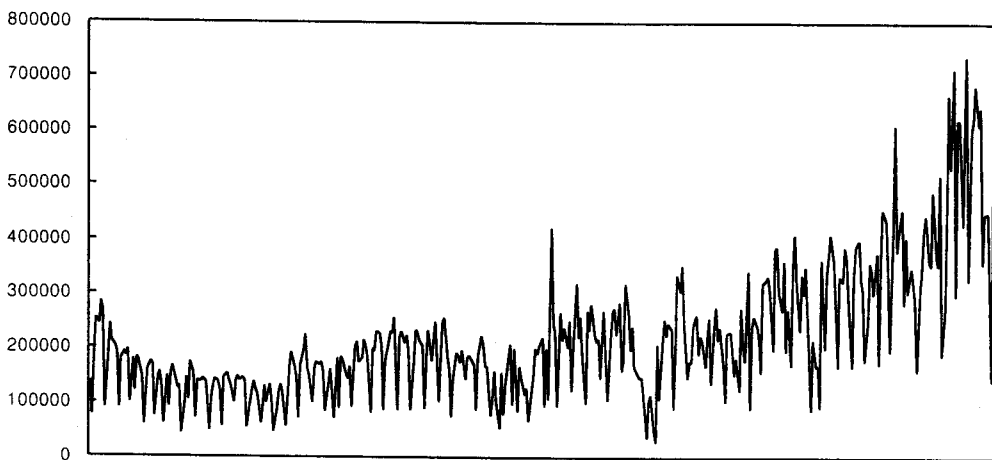
래량이다. <그림 1>과 <그림 2>는 각 시장의 거래량 추이를 보여주고 있다. 자료의 총 개수는 401개이며, 9월 11일은 9월물 선물의 만기일이다. 주식시장의 개별종목 증가는 정보흐름 설명변수인 EQMAD를 계산하는데 사용하였다. 또한, 본 연구에서는 의견차이 설명변수 자료로 동일 기간의 선물 미결제계약수와 대주잔고를 이용하였다.

2. 기초적 분석결과

<그림 1> 주식거래량 추이



<그림 2> 선물거래량 추이



<표 1> 기초적 분석결과

	선물거래량(Model I)	주식거래량(Model II)
절편	-0.1360 (-1.66) *	0.0132 (0.26)
EQMAD	6.1841 (1.69) *	3.29 (1.50)
시장수익률의 절대치	0.007 (0.06)	1.053 (1.53)
미결제계약의 변동(증가) A1	0.0004 (0.11)	-0.0000211(-0.78)
미결제계약의 변동(감소) A2	0.000143(4.99) ***	0.0000231 (1.35)
미결제계약의 변동(만기) A3	-0.00051(-6.80) ***	-0.0000713(-0.75)
대주잔고의 변동(증가) B1	0.000298(0.10)	-0.000235(-0.93)
대주잔고의 변동(감소) B2	-0.00150(-3.12) ***	0.000369 (1.29)
요일효과(월요일) C1	0.00384 (0.12)	-0.1076 (-5.61) ***
요일효과(화요일) C2	0.1163 (3.70) ***	-0.057 (-3.01) ***
요일효과(목요일) C4	0.0026 (0.68)	-0.067 (-3.39) ***
요일효과(금요일) C5	0.05916 (1.82) *	-0.0064 (-0.32)
요일효과(토요일) C6	-0.6126(-18.74) ***	-0.429 (-21.59) ***
만기까지 기간	-0.000694(1.89) *	0.00029 (0.13)
Adj R-square	0.67	0.66
D-W statistics	2.05	2.03
F-Value	62.37	57.20

주 : 괄호안의 값은 t value이며, '***'은 1%, '**'는 5%, '*'는 10%의 유의수준을 나타낸다.

분석모형 식 (3)과 (4)를 사용하여 분석한 결과는 <표 1>에 구체적으로 요약되어 있다. 분석결과를 살펴보면 다음과 같다.

2.1 선물거래량의 결정요인

기업특수적 정보를 나타내는 변수인 EQMAD, 선물시장 참가자들의 의견차이를 반영하는 변수인 미결제계약수의 변동(감소하거나 만기인 경우), 주식시장 참가자들의 의견차이를 반영하는 대주잔고의 변동(감소하는 경우), 그리고 요일별 거래량 차이를 반영하는 요일 더미(dummy) 변수가 유의적으로 나타나고 있다.(그림 3 참조) 또한, 선물시장에서의 만기효과도 뚜렷함을 볼 수 있다. 반면, 시장전반적인

정보흐름을 나타내는 변수인 시장수익률의 절대치가 유의적이지 않은 것으로 나타나고 있다.

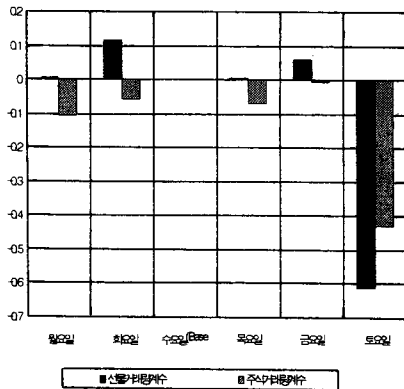
위와 같은 결과는 대부분 앞에서 설정한 가설(가설 I, II, IV)과 부합하는 결과이다. 다만 선물시장의 거래량 결정에 있어 시장전반적인 정보가 영향력이 없는 것으로 나타난 것은 기존의 이론들과 선행연구의 결과와 부합되지 않는다. 이러한 결과는 선물시장이 1996년 5월 3일에 개장되어 표본기간이 짧은다는 점, 또는 이 기간 중에 선물거래가 정보에 입각한 거래가 아니라 주식포지션에 대한 헤징수단으로 주로 선물이 이용되고 있는 현상에 기인하는 것으로 볼 수 있을 것이다.

2.2 주식거래량의 결정요인

대부분의 설명변수가 통계적으로 유의적이지 않은 결과를 보이고 있다. 그러나, 모형의 설명력(Adjusted R²)이 높고 Durbin-Watson 통계량을 살펴보면 잔차들의 시계열 상관성이 아주 낮음을 알 수 있다. 따라서 모형의 설정에는 큰 오류가 없었음을 알 수 있다. 그럼에도 불구하고 주식거래량의 결정에 있어 설명변수들이 유의적이지 않게 나타난 것은 표본기간이 짧은 점, 또는 표본기간 중에 계속적인, 동시에 큰 폭의 주가하락이 있었던 시장의 이상현상 때문인 것으로 해석될 수 있을 것이다.

그러나, 주식시장에서 요일별 거래량 차이를 반영하는 요일 dummy 변수가 유의적으로 나타나 요일효과가 뚜렷함(가설 IV)을 볼 수 있다.(그림3참조)

<그림 3> 요일별 거래량



3. ARCH 효과를 고려한 분석결과

조건부 분산에 대한 방정식을 가지고 수익률의 행태를 설명하는 ARCH 모형은 변동성의 시계열 상관, 즉, 주식의 큰 가격 변동 뒤에는 큰 가격 변동이 따르고 작은 가격 변동 뒤에는 작은 가격 변동이 따르는 시장 상황을 명확하게 반영하고 있다는 점에서 수익률 변동성에 대한 더 높은 예측력을 기대할 수 있다. 따라서 수익률과 같은 시계열자료에 있어 이러한 ARCH효과를 고려하는 것은 일반적인 방법론이 되고 있다. 본 연구에서는 수익률뿐만 아니라 거래량에 있어서도 거래량의 큰 변동 뒤에 역시 큰 거래량 변동이 따르고 거래량의 변동이 작은 경우 다음 기에도 거래량의 변동이 작을 수 있다는 직관적인 판단으로 ARCH효과를 거래량 결정모형에 도입하여 분석을 시도하였다.

거래량의 결정에 있어 ARCH효과를 분석하기 위하여 다음과 같은 GARCH(1,1) 모형을 설정하였다.¹⁶⁾

Model I (선물시장)

$$DTFV_t = \alpha_f + \beta_\Delta MAD^{EW} + \beta_\Delta |R_m^{VM}| + \sum_{i=1}^3 \gamma_{fi} A_{fi} \Delta Opin_i + \sum_{j=1}^2 \delta_{fj} B_{fj} \Delta Short_j + \sum_{k=1}^5 \eta_{fk} C_{fk} + \beta_\beta Day + \varepsilon_{ft} \quad (5)$$

where, $\varepsilon_{ft} \sim N(0, h_{ft})$

$$h_{ft} = a_0 + a_\Delta e_{f,t-1}^2 + b_\Delta h_{f,t-1}$$

16) 선물시장의 경우 GARCH(2,1)이 주식시장의 경우 GARCH(2,2)가 가장 적합한 모형으로 나타났지만 GARCH(1,1)의 분석과 큰 차이가 없으므로 여기에서는 GARCH(1,1)의 결과만 보고한다.

Model II (주식시장)

$$\begin{aligned}
 DTSTV_t = & \alpha_s + \beta_{s1}MAD^{EW} + \beta_{s2}|R_m^{VW}| \\
 & + \sum_{i=1}^3 \gamma_{si} A_{si} |\Delta Opin| + \sum_{j=1}^2 \delta_{sj} B_{sj} |\Delta Short| \\
 & + \sum_{k=1}^5 \eta_{sk} C_{sk} + \beta_{s3} Day + \varepsilon_{st} \quad (6)
 \end{aligned}$$

where, $\varepsilon_{st} \sim N(0, h_{st})$

$$h_{st} = a_{s0} + a_{s1} e_{s,t-1}^2 + b_{s1} h_{s,t-1}$$

분석모형 식(5)와 (6)을 사용하여 분석한 결과는 <표 2>에 구체적으로 요약되어 있다. ARCH효과를 고려한 분석결과를 살펴보면 다음과 같다.

3.1 선물거래량의 결정요인

기업특수적 정보흐름은 나타내는 EQMAD가 유의적이며 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타나고 있다. 이는 기업특수적 정보유입이 선물거래량 결정요인이 될 수 있음을 시사한다(가설 I). 그리고, 의견차이를 반영하는 미결제계약수의 변동이 선물거래량에 유의적으로 나타나고 있으며, 특히 만기일에 미결제계약수의 변동이 선물거래량의 감소를 가져오는 것으로 나타나고 있다(가설 III).

한편, 주중에 거래량이 집중되고 주식에 거래량이 적은 주중효과도 뚜렷함을 보이고 있다(가설 IV). 또한, 만기까지 남은 날 수가 적을수록, 즉 만기가 가까워질수록 선물거래량이 많아지는 만기효과도 보여주고 있다(가설 IV). 아울러, GARCH모형의 계수들을 살펴보면 각 계수들이 매우 높은 유의성을 나타내고 있어 거래량관계 실증분석에 있어서도

ARCH효과를 간과해서는 안된다는 점을 나타내고 있다(가설 V).

위와 같은 분석결과는 앞에서 설정한 대부분의 가설을 입증하는 결과이다. 그러나, 선물거래량 결정에 있어 시장전반적 정보가 영향력이 없는 것으로 나타난 것은 기존의 이론들로는 설명되지 않을 뿐만 아니라 BCS(1995)실증분석 결과와 다른점이다. 이러한 결과는 기초적 분석에서 지적하였듯이 선물시장이 1996년 5월 3일에 개장되어 표본기간이 짧다는 점, 또는 이 기간 중에 선물거래가 정보에 입각한 거래가 아니라 주식포지션에 대한 헤징수단으로 주로 선물이 이용되고 있는 현상에 기인하는 것으로 볼 수 있을 것이다.

3.2 주식거래량의 결정요인

EQMAD의 계수가 유의적이며 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 기업특수적 정보유입이 주식거래량의 증가를 가져올 수 있음을 시사한다. 그리고, 주식시장의 의견차이를 반영하는 대주잔고 변동 계수가 유의적이며 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타나고 있다. 이는 주식시장 거래자들 사이에 의견차이가 클 수록 주식거래량의 증가를 가져올 수 있다는 점을 알 수 있게 한다. 그리고, 주식시장에서는 만기효과는 없는 것으로 나타나고 있으나, 반면 주중효과와 ARCH효과는 뚜렷이 나타나고 있다.

위와 같은 분석 결과는 앞에서 설정한 대부분의 가설(가설 I, II, IV와 V)과 부합되고 있다. 그러나, 시장전반적 정보

<표 2> ARCH효과를 고려한 분석결과

	선물시장	주식시장
절편	-0.11 (-1.40)	0.02 (0.45)
EQMAD	7.33 (2.07) **	3.64 (1.77) *
시장수익률의 절대치	-1.25 (-1.51)	0.77 (1.22)
미결제계약의 변동(증가) A1	0.000019(0.36)	-0.000022(-0.74)
미결제계약의 변동(감소) A2	0.000165(2.97) ***	-0.000005(-0.32)
미결제계약의 변동(만기) A3	-0.00047(-3.15) ***	0.000019 (0.68)
대주잔고의 변동(증가) B1	0.000058(0.06)	-0.000044 (-0.99)
대주잔고의 변동(감소) B2	-0.00017(-1.25)	0.000074 (2.52) **
요일효과(월요일) C1	-0.029 (-0.98)	-0.107 (-6.78) **
요일효과(화요일) C2	0.077 (2.70) ***	-0.057 (-3.21) ***
요일효과(목요일) C4	0.0006 (0.02)	-0.075 (-0.43) ***
요일효과(금요일) C5	0.026 (0.84)	-0.007 (-0.34)
요일효과(토요일) C6	-0.661 (-23.31) ***	-0.427 (-24.27) ***
만기까지의 기간	-0.0002 (-1.70) *	-0.00039 (-0.2)
a ₀	0.0133 (3.03) ***	0.0042 (2.72) ***
a ₁	0.297 (3.45) ***	0.29 (3.55) ***
b ₁	0.326 (1.97) **	0.3353 (1.88) *
Adj R-square	0.66	0.64
D-W statistics	2.04	2.02
F-Value	53.93	48.84
Log-likelihood value	130.34	248.65

주 : 괄호안의 값은 t value을 나타내며, '***'는 1%, '**'는 5%, '*'는 10%의 유의수준을 나타낸다.

흐름이 주식거래량에 영향력을 미치지 않는다는 점이 특이하다.¹⁷⁾ 이론상으로는, 시장전반적 정보유입은 특정기업에 영향을 끼칠 수 있거나 시장정보에 민감한 KOSPI 200 선물거래로부터 일시적으로 나타날 수 있는 가격효과 때문에 차익거래(arbitrage)가 발생하여 주식거래가 증가될 수 있다. 그러나, 시장전반적 정보흐름이 주식거래량에 영향을 미치지 않고 있다. 실증분석 결과는 우리나라 주식시장에서는 시장전반적 정보가 누구에게나

알려질 뿐만 아니라 쉽게 소멸될 수밖에 없다는 점에서 주식거래에 영향력이 없는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

4. 기초적 분석과 ARCH효과를 고려한 분석의 비교

앞에서 언급한 분석결과를 살펴 볼 때, 우리나라의 주식시장과 선물시장의 거래량 결정요인 분석에서는 GMM보다는 ARCH효과를 고려한 GARCH모형이

17) BCS(1995)의 분석결과에서도 시장전반적 정보흐름은 주식거래량에 영향을 미치지 않는 것으로 나타나고 있다.

보다 적합하다고 볼 수 있다. 왜냐하면, 거래량을 설명하는데 ARCH효과의 존재를 확인할 수 있다는 면에서 뿐만아니라 GARCH모형으로 추정한 결과가 GMM을 이용한 기초적 분석결과보다 확연히 개선되고 있기 때문이다.

ARCH효과를 고려한 분석이 상대적으로 개선된 결과를 가져올 수밖에 없는 이유는 첫째로, 우리나라의 주식 및 선물시장이 비교적 규모가 작고(small) 거래자수가 적은(thin)점등으로 변동성이 크다는 현상에 기인하는 것으로 볼 수 있을 것이다. 둘째로, 충격(shock)에 민감할 수밖에 없는 시계열 자료를 이용한 최근의 국·내외 연구에서 ARCH효과를 고려한 방법론이 일반적으로 많이 이용되고 있다는 점에서도 위와 같은 결과의 개선여부를 설명할 수 있을 것이다.

V. 요약 및 결론

본 연구는 정보흐름과 의견차이가 우리나라 KOSPI 200 선물시장과 주식시장의 거래량결정에 어떻게 복합적으로 영향을 미치는가에 관한 실증적 연구이다. 본 연구에서는 객관적이고 정교한 실증분석을 위하여 거래량 결정의 제 이론적 모형들을 포괄적으로 살펴보았을 뿐만 아니라 최근의 선행 실증연구들도 종합적으로 참고하였다.

본 연구에서 사용한 자료는 일별자료로서 우리나라 선물시장 개장일인 1996년 5월 3일에서 1997년 9월 11일까지의 3개

월물 선물의 증가 및 거래량과 같은 기간 동안의 주식시장 932개 개별종목 증가 및 거래량이다. 주식시장의 개별종목 증가는 정보흐름 설명변수인 EQMAD를 계산하는데 사용하였다. 또한, 본 연구에서는 의견차이 설명변수 자료로 동일 기간의 선물 미결제계약수와 대주잔고를 이용하였다.

본 연구의 실증분석 결과는 제 거래이론과 실증적인 면에서 일반적으로 수용되고 있는 대부분의 가설과 일치하고 있다. 본 연구에서 제시하고 있는 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 정보흐름이 선물시장 및 주식시장의 거래량 결정에 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 대체적으로 우리나라에서는 시장전반적 정보보다는 기업특수적 정보에 의해 거래가 이루어지는 것이 특이하다. 둘째, 선물시장의 경우는 미결제계약수 변동이, 주식시장의 경우에는 대주잔고의 변동이 각 시장의 거래량을 결정하는 요인으로 상호 비교되었다. 이러한 분석 결과는 거래자들의 의견차이가 선물시장 및 주식시장의 거래량 결정에 양(+)의 상관관계를 가지는 것을 의미한다. 셋째, 주식 및 선물 거래에서 요일효과가 분명하게 나타나고 있으며 이러한 현상은 거래시간이 짧은 토요일에 더욱 두드러지게 나타났다. 넷째, 선물시장의 경우, 만기일이 가까울수록 거래량이 증가하는 현상 즉, 만기효과도 뚜렷히 나타났다. 다섯째, 주식과 선물의 거래량에서 ARCH효과가 분명히 존재함을 확인할 수 있었다. 즉 거래량의 큰 변동 뒤에도 역시 큰 거래량 변동이 따르고 거래량의 변동이 작은 경우 다음 기에도 거래량의 변동이 작을 수 있다는 점이다.

본 연구는 주식시장과 선물시장의 거래량 결정을 정보흐름 변수들과 의견차이 변수들 뿐만아니라 요일효과와 만기효과 변수들도 사용하여 설명하려는 시도였고 채택된 변수들 대부분이 유의적으로 나타나고 있어 적절한 분석이라 할 수 있다. 특히 주식시장의 의견차이를 측정할 수 있는 대주잔고의 변동량은 본 연구에서 최초로 사용된 변수이다. 아울러, ARCH 효과를 도입하여 분석결과를 개선 시킨점 또한 본 연구가 거래량관계 분석에 기여한 점이라고 할 수 있다.

참 고 문 헌

- Admati, A. and P. Pfleiderer, 1988, "A theory of intraday patterns : volume and price variability", *Review of Financial Studies* 1, 3-40.
- Beaver, W., 1968, "The information content of annual earnings announcements", *Empirical Research in Accounting : Selected Studies* 1968, 67-92.
- Bessembinder, H. and P. J. Seguin, 1992, "Futures-trading activity and stock price volatility", *Journal of Finance* 47, 2015-2034.
- Bessembinder, H., K. Chan, and P. J. Seguin, 1996, "An empirical examination of information, differences of opinion, and trading activity", *Journal of Financial Economics* 40, 105-134.
- Bollerslev, T., 1986, "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics* 31, 307-327.
- Brennan, M. J., N. Jegadeesh, and B. Swaminathan, 1993, "Investment analysis and the adjustment of stock prices to common information", *Review of Financial Studies* 6, 799-824.
- Chu, K. C., 1973, "Estimation and decision for linear systems with elliptical random processes", *IEEE Transactions on Automatic Control* AC-18, 499-505.
- Diamond, D. W., and R. E. Verrecchia, 1987, "Constraints on short-selling and asset price adjustment to private information", *Journal of Financial Economics* 18, 277-312.
- Foster, F. D. and S. Viswanathan, 1990, "A theory of interday variations in volumes, variances, and trading costs in securities markets", *Review of Financial Studies* 3, 593-624.
- _____, 1993a, "The effects of public information and competition on trading volume and price volatility", *Review of Financial Studies* 6, 23-56.
- _____, 1993b, "Variations in trading volume, return volatility, and trading costs : Evidence on recent price formation models", *Journal of Finance* 48, 187-211.
- Gerety, M. S. and J. H. Mulherin, 1992, "Trading halts and market activity : An analysis of volume at the open and the close", *Journal of Finance* 47, 1765-1784.
- Godfrey, M. D., C. W. Granger, and O.

- Morgenstern, 1964, "The random walk hypothesis of stock market behavior", *Kyklos* 10, 1-30.
- Gorton, G. and G. Pennacchi, 1993, "Security baskets and index -linked securities", *Journal of Business* 66, 1-28.
- Granger, C. W., and O. Morgenstern, 1963, "Spectral analysis of New York Stock Market prices", *Kyklos* 16, 1-27.
- Grossman, S. J., 1976, "On the efficiency of competitive stock markets when traders have diverse information", *Journal of Finance* 31, 573-585.
- Harris, M. and A. Raviv, 1993, "Differences of opinion make a horse race", *Review of Financial Studies* 6, 473-506.
- Jain, P. and G. Joh, 1988, "The dependence between hourly prices and trading volume", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 23, 269-284.
- Jones, C. M., G. Kaul and M. L. Lipson, 1994, "Information, trading and volatility", *Journal of Financial Economics* 36, 127-154.
- Karpoff, J. M., 1987, "The relation between price changes and trading volume : A survey", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 22, 109-126.
- Kim, O., and R. Verrecchia, 1991, "Trading volume and price reactions to public announcements", *Journal of Accounting Research* 29, 302-321.
- Kyle, A. S., 1985, "Continuous auctions and insider trading", *Econometrica* 53, 1315-1335.
- Lang, L. H. P., R. H. Lizenberger, and V. Madrigal, 1992, "Testing financial market equilibrium under asymmetric information", *Journal of Political Economy* 100, 317-348.
- Milgrom, P. and N. Stokey, 1982, "Information, trade, and common knowledge", *Journal of Economic Theory* 26, 17-27.
- Mitchell, M., and J. H. Mulherin, 1994, "The impact of public information on the stock market", *Journal of Finance* 49, 923-950.
- Newey, W. and K. West, 1987, "A simple positive definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica* 55, 703-715.
- Richardson, G., S. E. Sefcik, and R. Thompson, 1986, "A test of dividend irrelevance using volume reaction to a change in dividend policy", *Journal of Financial Economics* 17, 313-333.
- Ross, S., 1989, "Information and volatility : The no-arbitrage martingale approach to timing and resolution irrelevancy", *Journal of Finance* 44, 1-18.
- Shalen, C. T., 1993, "Volume, volatility, and the dispersion of beliefs", *Review of Financial Studies* 6, 405-434.
- Subrahmanyam, A., 1991, "A theory of trading in stock index futures", *Review of Financial Studies* 4, 17-51.
- Tauchen, G., and M. Pitts, 1983, "The price variability-volume relationship on speculative markets", *Econometrica* 51, 485-505.

- Varian, H. R., 1985, "Differences of opinion and the volume of trade", Working Paper (University of Michigan, Ann Arbor, MI).
- Ziebart, D. A., 1990, "The association between consensus of beliefs and trading activity surrounding earnings announcements", *Accounting Review* 65, 477-488.
- Wood, R. A., T.H. McNish, and J. K. Ord, 1985, "An Investigation of Transaction Data for NYSE Stocks", *Journal of Finance*, 40, 723-741.

Information Flows, Differences of Opinion, and Trading Volumes : An Empirical Study

Sang-Yup Rhieu*

Abstract

In this study, we empirically investigate the relations between trading volumes and our proxies for information flows and differences of opinion. Econometric methods to analyze the relations in the equity and KOSPI 200 futures markets include Generalized Method of Moment(GMM) and Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity(GARCH) models.

Major findings from our empirical analyses are summarized as follows;

(i) Trading volume in both the equity and KOSPI 200 futures markets varies positively with proxies for information flows. We find that trading volumes in both markets are closely related to firm-specific information rather than market-wide information.

(ii) Trading volumes in the equity and KOSPI 200 futures market have positive relations with our proxies for differences of opinion.

(iii) Day-of-the-week effect is clear in both markets. Trading volumes in both the equity and KOSPI 200 futures markets tend to be relatively low early and late in the week.

(IV) Futures contract life-cycle effect is clear. In other words, futures trading volume increases in the period around contract expiration.

(V) In addition, ARCH effect on trading volumes is reported significant enough to take into account. The disturbance of trading volumes in both markets seem to be conditional heteroscedastic.

*Professor, The faculty of Business administration and tourism, Kangwon national university