

經濟學碩士 學位論文

선물시장의 변동성과 시간척도:
국채선물시장 고빈도자료를 이용한 실증연구

2006년 2월

釜慶大學校 大學院

經 濟 學 科

鄭 再 原

經濟學碩士 學位論文

선물시장의 변동성과 시간척도:
국채선물시장 고빈도자료를 이용한 실증연구

指導教授 윤 성 민

이 論文을 經濟學碩士 學位論文으로 提出함

2006년 2월

釜慶大學校 大學院

經 濟 學 科

鄭 再 原

鄭再原의 經濟學碩士學位論文을 認准함

2005年 12月

主 審 經濟學博士 서 석 흥 (인)

委 員 經濟學博士 홍 장 표 (인)

委 員 經濟學博士 윤 성 민 (인)

<목 차>

제1장 서론	1
제1절 연구 배경 및 필요성	1
제2절 논문의 목적	2
제3절 연구 방법 및 구성	3
 제2장 선행연구에 대한 검토	4
제1절 국외의 선행연구	4
제2절 국내의 선행연구	9
제3절 선행연구의 연구동향과 본 연구의 특징	12
 제3장 변동성 모형	17
제1절 선물가격의 변동성 분석 모형	17
제2절 GARCH모형의 추정	23
 제4장 실증분석	27
제1절 자료와 기초통계량 분석	27
제2절 GARCH모형의 차수 선택과 적합성 검정	36
제3절 GARCH모형에 의한 수익률 변동성추정	41
제4절 거래량을 포함한 GARCH 혼합모형의 추정	44

제5장 결론	49
참고문헌	51
부록	54

〈표 목차〉

<표 4-1> 실증분석 자료의 분류	27
<표 4-2> KTB503 수익률의 기초통계량	33
<표 4-3> KTB506 수익률의 기초통계량	35
<표 4-4> KTB503 국채선물 수익률의 GARCH 차수 분석	38
<표 4-5> KTB506 국채선물 수익률의 GARCH 차수 분석	39
<표 4-6> 국채선물 수익률 오차항의 시계열상관 Ljung-Box Q검정결과	40
<표 4-7> 국채선물KTB503 GARCH(1,1) 모형의 추정결과	41
<표 4-8> 국채선물KTB503 10분별, 시간별 IGARCH(1,1)모형의 추정결과	42
<표 4-9> 국채선물KTB506 GARCH(1,1) 모형의 추정결과	43
<표 4-10> 국채선물KTB503 거래량 변화율을 포함한 GARCH(1,1) 모형의 추정 결과	45
<표 4-11> 국채선물KTB506 거래량 변화율을 포함한 GARCH(1,1) 모형의 추정 결과	47

〈그림목차〉

〈그림 4-1〉 KTB503 분별 자료의 선물가격·거래량 지수	29
〈그림 4-2〉 KTB503 분별 자료의 선물 수익률·거래량 변화율	29
〈그림 4-3〉 KTB503 10분별 자료의 선물가격·거래량 지수	30
〈그림 4-4〉 KTB503 10분별 자료의 선물 수익률·거래량 변화율	30
〈그림 4-5〉 KTB503 시간별 자료의 선물가격·거래량 지수	31
〈그림 4-6〉 KTB503 시간별 자료의 선물 수익률·거래량 변화율	31
〈그림 4-7〉 KTB503 일별 자료의 선물가격·거래량 지수	32
〈그림 4-8〉 KTB503 일별 자료의 선물 수익률·거래량 변화율	32
〈그림 4-9〉 KTB503 시간척도별 밀집성과 히스토그램	34
〈그림 4-10〉 KTB506 시간척도별 밀집성과 히스토그램	36
〈그림 A-1〉 KTB506 분별 자료의 선물가격·거래량 지수	54
〈그림 A-2〉 KTB506 분별 자료의 선물 수익률·거래량 변화율	54
〈그림 A-3〉 KTB506 10분별 자료의 선물가격·거래량 지수	55
〈그림 A-4〉 KTB506 10분별 자료의 선물 수익률·거래량 변화율	55
〈그림 A-5〉 KTB506 시간별 자료의 선물가격·거래량 지수	56
〈그림 A-6〉 KTB506 시간별 자료의 선물 수익률·거래량 변화율	56
〈그림 A-7〉 KTB506 일별 자료의 선물가격·거래량 지수	57
〈그림 A-8〉 KTB506 일별 자료의 선물 수익률·거래량 변화율	57

Time-scale and Volatility in the Korean Futures Exchange Market: An Empirical Study on High-frequency Data over Korean Treasury Bond

Jae-Won Jung

Department of Economics, The Graduate School,
Pukyung National University

Abstract

This paper investigates a GARCH effect between the volatility of returns and the volatility of volumes in terms of the time varying data for the Korean Treasury Bond (KTB) in the Korean Futures Exchange market (KOFEX). Two different distributions of volatility are assumed in the paper. KTB503 and KTB506 used in this paper range from 7th December 2004 to 14th June 2005. The high-frequency data, such as 1 minute interval data, 10 minutes interval data, 1 hour interval data and daily data, are extracted from the tick data of KTB.

The results imply that the high-frequency data, 1 minute data, 10 minute data and 1 hour data, exhibit the GARCH effect. However, the relatively low frequency data, daily data, shows little evidence of the GARCH effect. This paper uncovers an IGARCH effect for 10 minutes data and 1 hour data of KTB503.

Furthermore, for the high-frequency data, 1 minute data, 10 minutes data and 1 hour data, the volatility of volumes has an impact on the volatility of returns. On the other hand, for the low-frequency data, daily data, little evidence of a volume volatility effect is found. In short, the volatility of volumes has sufficient and effective information on the volatility of returns because the volatility for the high-frequency data reduces the conditional heteroskedasticity in the returns.

Finally, characteristics of high-frequency data have leptokurtosis, such as t-student distribution, which exhibits fat tails and excess peakedness at the mean, rather than the Gaussian normal distribution.

Keywords: KTB(Korean Treasury bond), Volatility, Time-scale, GARCH model,
High-frequency data

제1장 서론

제1절 연구 배경 및 필요성

90년대 중반이후 세계 국제금융시장은 금융규제의 완화와 국제금융자유화 추세에 기인하여 국제자본이동이 급격히 증가하는 등 상당한 변화를 겪고 있다. 이런 여러 가지의 이유들로 인해 많은 투자 자산들이 금리와 환율의 위험에 놓이게 되었고 변동성이 증가하게 되었다. 금융자산 가격의 불확실성으로 인한 위험을 회피하고자 하는 의도에서 여러 가지 거래 기법이 개발되어 왔는데, 대표적으로 선물과 옵션 등의 파생상품시장이 급속히 확대되었다.

우리나라에서도 1996년 5월 3일부터 주가지수 선물시장과 1997년 7월 7일부터 주가지수 옵션시장이 개설됨에 따라 우리나라에도 본격적인 파생상품시대를 열어가고 있다. 파생상품은 위험을 회피하고자 하는 투자자들에게는 헷지 수단이 되지만 위험과 기대수익이 훨씬 큰 새로운 투자기회를 원하는 투자자들에게는 투기수단이 되기도 한다. 이 후 1999년 4월 23일에는 부산에 선물거래소(KOFEX)가 개장되면서부터 달러 선물 및 옵션, CD 금리선물, 금 선물, 국채선물, 통안증권 금리선물, 코스닥50 선물·옵션, 국채선물옵션이 등이 잇따라 시장에 개설되어 투자자들에게 더 다양한 기회를 제공하게 되었고 기관투자자들의 선물거래가 제도적으로 허용됨에 따라 국내 선물 시장의 거래유동성이 최근에는 국채선물을 중심으로 급격히 증가 하고 있다. 이에 따라 선물가격의 변동성이 증폭되고 선물 거래량의 급증되는 상황을 고려할 때 선물상품에 대한 수익률 및 거래량의 변동성에 대한 연구는 이론적·현실적 필요성이 크다고 본다.

가격의 변동성은 투자자에게 있어서 투자위험을 의미하기 때문에 이를 정확하게 표현하고 변동성의 원인을 규명하는 것은 자본자산의 가격결정이나 포트폴리오 관리 및 투자전략의 수립에 있어서 매우 중요하다. 따라서 변동성

자체에 관한 연구뿐만 아니라 변동성의 특성을 파악하고 가격변동에 영향을 미치는 요인과의 관계를 분석하는 것은 자산의 평가에 있어서 큰 의의가 있다. 실제로 기존의 연구들을 살펴보면 금융시장을 이해하는데 있어서 수익률이라는 한 가지 변수만을 고려하는 것보다는 거래량을 비롯한 여러 가지 정보와 관련된 시계열 변수들의 관계를 동시에 고려하는 것이 훨씬 더 효과적이라는 것이 지배적인 견해이다.

제2절 논문의 목적

이 논문은 한국선물거래소(Korea Future Exchange: KOFEX)에서 거래되고 있는 국채선물 KTB 시계열로부터 추출한 분별, 10분별, 시간별인 고빈도 자료(high-frequency data)를 이용하여 수익률 변동성과 거래량 변화율이 선물 수익률의 변동성에 미치는 영향을 시간척도에 따라 어떻게 다르게 나타나는지 분석하였다.

그 동안의 국내 선물시장에서 가격 변동성 및 거래량이 가격의 변동성에 어떠한 영향을 미치는지에 대해 역사적 변동성이나 내재변동성 또는 ARCH모형과 GARCH모형을 통해 연구 되어 왔지만 국채선물 KTB의 고빈도 시계열로는 아직 연구된 바가 없다. 그리고 국내 선행연구도 모두 일별 자료, 주별 자료등 저빈도 자료(low-frequency data)를 이용하여 분석하고 있으며, 분별, 10분별, 시간별 자료인 고빈도 자료를 이용한 연구는 없었다. 이에 본 논문에서는 수익률의 변동성과 함께 거래량 변화율이 수익률 변동성에 미치는 영향이 시간척도에 따라서 어떻게 변하게 되는지 분석하였다. 또 선물 수익률의 분포가 일반적인 정규분포보다는 꼬리가 두터운(fat-tail)형태를 가진 첨예분포(leptokurtic)하는 현상이 나타나므로 GARCH모형의 오차항의 조건부 분포에 있어서 정규분포 가정과 비정규분포 가정인 t-분포를 도입한 모형을 통해 비교 분석하였다.

제3절 연구 방법 및 구성

이 논문에서는 우리나라 국채선물시장에서 수익률 변동성과 거래량 변화율을 포함한 수익률 변동성에 대해 GARCH모형을 이용하여 수익률의 변동성이 국채선물 고빈도 자료의 시간척도에 따른 GARCH효과가 존재하는지와 GARCH모형에 거래량 변화율을 포함했을 때 선물 거래량 변화율이 선물 수익률 변동성에 유의한 설명력을 가지는지 시간척도별로 분석하였다. 지금까지 선행연구들은 수익률 및 거래량 변동성 관계에 관한 연구에서 일별, 주별 자료를 이용하였지만, 이 논문에서는 분별, 10분별, 시간별, 일별 자료를 이용하여 시간척도별로 분석하였다.

이 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 1장에서는 연구의 필요성과 목적, 연구의 방법에 대해서 제시하고 본 연구의 구성을 개략적으로 설명하였다. 제2장에서는 선물시장에서의 수익률 변동성과 거래량간의 관계에 관한 국내외 선행연구를 살펴본다. 제3장에서는 본 논문에서 실증분석에 사용할 국채선물 수익률 변동성모형으로 ARCH모형과 GARCH모형에 대해 살펴보고, 국채선물 고빈도 자료의 시간척도별 수익률 변동성 분석을 위한 일반적인 GARCH모형과 국채선물 거래량 변화율이 국채선물 수익률 변동성에 미치는 효과를 분석하기 위해 거래량 변화율을 고려한 GARCH혼합모형을 설정하여 설명하였다. 또 오차항의 조건부 분포의 정규분포와 비정규분포 가정인 t-분포의 각 모형에 대해 살펴보고 그 특징을 설명하였다. 제4장에서는 실증분석에 사용할 연구 자료의 통계적 특성을 파악하고 국채선물 시계열의 특성을 시간척도에 따라 살펴본 후, 앞 장에서 설명한 변동성 모형을 이용하여 우리나라 선물시장의 국채선물 수익률 및 거래량 변동성 관계를 실증분석 하였다.

연구 자료인 국채선물 틱(tick)자료는 한국선물거래소 자료를 이용하였고, 각각의 GARCH 모형의 계산은 Ox Package와 Eview를 이용한 간단한 프로그램을 작성 하여 실증분석 하였다. 제5장에서는 본 연구의 주요 결과를 요약하고, 앞으로의 연구과제에 대해서 서술하였다.

제2장 선행연구에 대한 검토

이 장에서는 가격 변동성 및 거래량 변동성연구에 대한 초기의 대표적인 이론을 제시한 문헌에 대해 고찰하고 가격 변동성 및 거래량 변동성에 대해 실증 연구된 기존문헌을 검토해본다.

제1절 국외의 선행연구

1. 혼합분포가설과 순차적정보가설에 관한 연구

1) Clark(1973)의 연구

Clark는 일일가격변동의 분포가 첨예분포(leptokurtic)하게 되는 이유를 하루 중의 거래횟수가 무작위적(random)으로 발생하기 때문으로 설명했다. Clark의 모형에서는 일일 가격변동은 무작위적으로 발생하는 횟수의 하루 중 가격변동의 합으로 정의된다. 따라서 일일 가격변동의 분산은 하루 중 거래 횟수에 비례하는 확률변수가 된다. 거래량은 하루 중 거래횟수와 정(+)의 관계가 있게 되므로 결국 거래량과 가격변동성은 정(+)의 관계를 가지게 된다는 것이다.

2) Epps and Epps(1976)의 연구

거래량과 가격 변동성 사이의 상관관계를 규명하는데 이론적 근거를 제시한 것은 Epps and Epps의 연구이다. Epps and Epps는 주가변화가 정(+)인 거래의 거래량이 부(-)의 가격변화와 거래량보다 많다는 것을 의미하는 모형을 설정했다. 낙관적인 투자자와 비관적인 투자자를 가정했는데, 낙관적인 투자

자는 자산의 가치에 대해 낙관적이고 긍정적인 정보에만 반응하는 반면 비관적인 투자자는 부정적인 정보에만 반응한다. 시장에서 거래의 수요곡선은 낙관적인 투자자의 수요에 의해서만 구성되며, 거래의 공급곡선은 비관적인 투자자에 의해서 구성되는 것이다. Epps and Epps는 투자자의 효용함수에 대한 적당한 가정을 하여 낙관적인 투자자의 상대적인 낙관주의는 공급곡선보다 기울기가 더 가파른 수요곡선을 형성한다는 것을 보여주었다. 이것 때문에 가격 상승폭에 대한 거래량의 비율이 가격 하락폭에 대한 거래량의 비율보다 크게 된다. 따라서 거래량과 가격 변동간에 정(+)의 상관관계가 존재한다고 했다.

3) Tauchen and Pitts(1983)의 연구

Tauchen and Pitts는 Clark(1973)와 Epps and Epps(1976)의 모형을 결합하여 거래자들이 증가하면 가격변동의 분산은 줄어든다고 주장했다. 이들은 Epps and Epps에서와 같이 시장가격의 변화를 거래자들의 유보가격 변화의 평균으로 정의하고 거래자들의 유보가격 변화는 공적인 충격(public shock)과 사적인 충격(private shock)의 두 부분으로 구성된다고 가정하였다. 여기에 Clark에서와 같이 거래의 발생 원인이 정보의 도착 때문이라고 가정을 더해 결국 거래자들의 증가는 거래자들 간의 차이를 줄여주는 효과를 가져올 수 있다고 주장하였다.

4) Copeland(1976)의 연구

Copeland의 모형에서는 시장에서 활동하는 거래자들이 시장에 유입되는 새로운 정보를 동시적이고 즉각적이 아닌 순차적이고 무작위한(random) 방법으로 습득한다는 가정에 기초하고 있다. 모든 거래자가 동시적으로 정보를 습득하지 않고 일부의 거래자만이 정보를 습득한다. 따라서 새로운 정보가 모든 거래자에게 동시에 전파되지 않고 순차적으로 다른 거래자에게 전파되

기 때문에 순차적인 방법으로 자산가격변동성을 거래량에 대한 정보를 이용하여 예측할 수 있음을 제시하고 거래량과 가격변화의 절대치사이에는 정(+)의 상관관계가 있음을 주장하였다.

2. 거래량과 가격변동성 관계에 관한 실증 연구

1) Cornell(1981)의 연구

Cornell은 1968년 1월부터 1979년 5월까지 17개 선물계약의 일별자료를 이용하여 가격변동성과 거래량 관계를 검토하였다. 각 계약의 가격변동성은 일별결제가격을 이용하여 계산된 1개월과 6주간의 표준편차이며, 거래량은 1개월간 6주간의 일별평균거래량이다. Cornell은 표준편차의 변화를 종속변수로 하여 설명변수인 선·후행시차와 동시간대 거래량의 변화변수를 회귀분석하였다. 결과는 14개 선물계약에 대하여 동시간대의 유의한 정(+)의 상관관계 존재하는 것을 발견하였다.

2) Akgiray(1989)의 연구

Akgiray는 1963년부터 1986까지의 CRSP(Center for Research in Security prices)의 일별수익률에 대한 가치가중지수와 동일가중지수를 이용하여 CRSP 지수수익률에 대한 자기상관계수(autocorrelation function: ACF) 분석을 통하여 ARCH모형이 지수수익률에 적합하다는 것을 보였으며, CRSP 지수에 대한 AR(1)-ARCH, AR(1)-GARCH모형을 사용하여 유의한 시간변동성을 보였다. 또 AR(1)-GARCH(p,q)모형의 추정결과 AR(1)-GARCH (1,1)모형이 가장 차수가 적합한 것으로 나타났고, ARCH모형과의 비교에 있어서도 GARCH(1,1)모형이 금융시계열 데이터에 적합하다고 주장하였다.

3) Lamoureux and Lastrapes(1990)의 연구

Lamoureux and Lastrapes는 주식수익률 분포의 비정규성을 설명하는 경제 이론인 혼합모형(mixture model)을 ARCH과정으로 모형화하여, 20개의 개별 주식의 일별 수익률을 사용하여 조건부 분산이 하루동안(intraday)의 정보 도착률과 유의하게 정(+)의 관계에 있는가를 분석하였다. Lamoureux and Lastrapes는 하루 동안의 정보 도착율의 대용변수(proxy variable)로 일별 거래량을 사용하여 GARCH(1,1)모형의 조건부 분산방정식에 추가하여 추정하였다. 그 결과 혼합모형을 사용하지 않은 일반적 GARCH모형에서는 뚜렷한 ARCH 효과가 나타났으나, 조건부 분산식에 거래량 변수를 추가하는 혼합모형에서는 몇몇 주식을 제외하고는 ARCH효과가 없는 것으로 나타났다. 그러나 거래량 변수의 계수는 매우 유의하게 양으로 나타나 주식수익률의 조건부 분산은 주식거래량이 증가함에 따라 커진다는 가설을 ARCH모형에 의해서 입증됨을 의미한다. 또 이들은 ARCH효과가 거래량에 있어서의 변동성 군집을 분명하게 나타낸다고 주장하였다.

4) Board and Sutcliffe(1990)의 연구

Board and Sutcliffe는 1984년 5월 3일부터 1989년 8월 10일 동안 20개의 FTSE100 주가지수 선물계약의 일별자료를 이용하여 가격변화와 거래량의 관계, 변동성과 거래량간의 관계를 검토하였다. 이들의 검정결과에 의하면 가격변화와 거래량의 관계에 대하여 6개 선물계약의 경우에서 가격 상승시가 가격하락시보다 더 큰 거래량을 발생시킨다는 것을 발견하여 거래량과 가격 변동성간의 정(+)의 상관관계가 존재하며 이는 혼합분포가설과 순차적정보도착가설의 결과와 일치한다고 주장하였다.

5) Najand and Yung(1991)의 연구

Najand and Yung은 Treasury-bond 선물계약을 이용하여 선물가격 변화의 분포특성에 대하여 재검증하고, GARCH모형을 이용하여 Treasury-bond 선물계약의 거래량과 가격변동간의 관계에 대하여 검증을 실시하였다. 분석 자료는 1986년부터 1989년간 Treasury-bond 일별종가와 거래량 자료를 이용하였다. Najand and Yung은 거래량과 가격변동간의 관계에서 정(+)의 관계는 1986년과 1988년에서만 통계적으로 의미 있는 관계를 보여주고 있지만, 1986년과 1988년을 제외하고는 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못했다. 또 거래량에 2일간의 시차를 가지는 모형을 검증한 결과 과거의 변동성이 현재의 변동성을 설명하는 것으로 나타났고, 전체기간과 대부분의 하위기간에서 시차를 가진 거래량과 가격변화 사이에서 유의적인 정(+)의 관계를 발견하였다. Najand and Yung은 이러한 연구결과는 거래량과 가격변동간의 관계가 동시적인 것이 아니라 연속적인 성질의 것이라는 것이라고 주장하였다. 이는 앞에서 살펴본 Lamoureux and Lastrapes(1990)이 주장한 ARCH효과는 분산방정식에 거래량이 포함되는 경우 사라지는 경향이 있다는 결과와는 차이가 난다.

6) Engle and Mustafa(1992)의 연구

Engle and Mustafa는 기초자산 수익률(the underlying asset returns) 변동성의 내재된 확률과정(implied stochastic process)을 얻기 위해 옵션가격을 사용하였으며, 이 확률과정으로부터 변동성 충격에 대한 내재된 지속성과 현물시장으로부터 직접적으로 추정되어진 지속성을 비교하였다. 이러한 추정을 위해 IBM, Dow Chemicals, Bethlehem Steel 세 회사의 일별 주식수익률에 대한 GARCH(1,1)추정결과 높은 유의성을 발견하였고, 모수들의 합이 '1'에 가까워 변동성의 충격에 대한 지속성이 길다고 하였다.

7) Foster(1995)의 연구

Foster는 원유선물시장의 거래량과 가격변동에 대하여 GARCH 및 GMM (Generalized method of moments)모형을 사용하였다. 그 결과 거래량과 가격변동은 정보와 동일한 요소에 의해 도출된 것이므로 이들 변수간에는 강한 동시적인 관계에 있지만 거래량이 정보흐름의 대용변수가 되지 않는다는 것이다. 지연된 거래량으로 현재가격변동을 설명하는 GARCH 및 GMM의 결과는 혼합분포가설과는 일치되지 않으며 원유선물가격의 비효율성의 정도를 설명하고 있다.

제2절 국내의 선행연구

1. 현물시장에서의 거래량과 가격변동성 관계에 관한 실증연구

1) 조담(1994)의 연구

조담은 투자위험의 설명과 예측을 위한 기초적 작업의 일환으로서 주식수익률의 조건부 이분산성을 ARCH 및 GARCH모형으로 1975년 1월부터 1992년 6월까지의 한국주가지수 수익률의 일별자료를 사용하여 실증 분석하였다. 그 결과, 주식수익률은 ARCH(3) 또는 GARCH(1,1)에 의하여 유의하게 설명되어 조건부 이분산성을 갖는다고 하였으며, ARCH(3)과 GARCH(1,1)에 의하여 추정된 조건부 표준편차는 역사적 표준편차와 높은 상관성을 가진다고 하였다.

2) 구맹회, 이윤선(1996)의 연구

구맹회와 이윤선은 우리나라 주식시장의 종합주가지수를 1980년에서 1994년까지 기간을 전체기간과 세부 4개의 기간으로 나누고 EGARCH모형을 이

용하여 수익률의 변동성에 대하여 실증분석 하였다. 실증 분석결과 조건부 이분산은 세부기간을 통하여 일관적이지는 못하였지만 동일가치가중지수 위험프리미엄 보다는 가치가중지수인 종합주가지수 위험프리미엄에 대하여 상대적으로 잘 설명하고 있다고 하였으며, 변동성의 정보 비대칭 반응효과 분석에서 우리나라 주식시장에서 주식수익률 변동성에 비대칭성이 발견된다고 보았다.

2. 선물시장에서의 거래량과 가격변동성 관계에 관한 실증연구

1) 김영갑(1997)의 연구

김영갑은 GARCH(1,1)모형으로 상장초기 KOSPI200 주가지수선물과 S&P 500 주가지수선물의 일별종가와 거래량을 사용하여 거래량과 가격변동성간의 관계를 실증분석 하였다. 김영갑은 KOSPI200주가지수선물과 S&P500선물 모두에서 GARCH효과를 발견 하였으며, 거래량과 가격변동성 간에는 유의한 정(+)의 상관관계가 존재하는 것으로 주장하였다.

2) 서상구, 엄철준, 강인철(1999)의 연구

서상구, 엄철준, 강인철은 한국주가지수 선물시장에서 1996년 5월부터 1998년 6월까지의 기간 동안 KOSPI200의 주가지수 선물 가격 및 거래량 일별자료를 이용하여 만기까지의 기간, 거래량, 그리고 가격변동성 간의 관계를 분석하였다. 이들은 만기까지의 기간과 거래량 간에 유의적인 부(-)의 관계를 확인하였고 동시적 거래량과 변동성 간에 유의적인 정(+)의 관계가 성립함을 검증하였다.

3) 조성렬, 이정형(2001)의 연구

조성렬과 이정형은 한국선물거래소에 상장된 달러선물 1999년 4월 23일부터 2001년 1월 15일까지, CD선물 1999년 4월 23일부터 1999년 10월 5일까지, 국채선물 1999년 10월 4일부터 2001년 1월 15일까지의 일별 거래량과 일별종가를 사용하여 거래량과 가격변동성간의 관계를 가격변동성만을 가진 GARCH(1,1)모형과 거래량을 GARCH(1,1)분산식에 포함한 혼합모형으로 분석하였다. 이중 달러선물의 가격변동에서는 GARCH효과가 있는 것으로 나타났으며, 모수의 합이 '1'에 근접하여 달러선물의 가격변동은 IGARCH효과가 있는 것을 발견하였다. 그러나 CD선물과 국채선물의 가격변동에는 GARCH효과가 없지만 혼합분포가설로 설명할 수 있다고 주장하였다. 또 이들은 거래량을 GARCH모형의 분산식에 고려했을 때 선물거래량이 선물가격변동에 영향을 미치고 있다는 것을 발견하고 달러선물의 경우 혼합분포가설뿐만 아니라 순차적 정보도착가설로 거래량과 가격변동성 간의 관계를 설명할 수 있다고 주장하였다.

4) 연규영(2002)의 연구

연규영은 동경곡물상품거래소(Tokyo grain exchange: TGE)와 시카고 상품거래소(Chicago Board of Trade: CBOT)의 옥수수 근월물 종가와 거래량의 1995년 1월 3일부터 1998년 9월30일까지 일별데이터를 사용하여 거래량과 가격변동성간의 관계를 가격변동성만을 고려한 GARCH(1,1)모형과 GARCH-H(1,1)모형에 거래량을 고려한 혼합모형을 이용하여 분석 하였다. 연규영은 이 연구에서 거래량을 고려하지 않는 경우에도 옥수수선물의 가격변동성에 ARCH 및 GARCH효과와 모수의 추정치가 '1'에 가까운 IGARCH효과가 있는 것을 발견하였다. 또 거래량을 고려한 GARCH모형에서는 선물거래량이 선물가격의 변동성에 대하여 이분산성을 감소시키는 효과를 갖는 동시에 선물가격의 변동성에 대한 유의한 정보를 갖고 있는 것으로 분석하였다.

5) 이재득(2001, 2003)의 연구

이재득(2001)은 한국선물거래소에 상장된 코스닥 선물, 국채 선물, 달러 선물, 금 선물의 거래량과 가격의 일별자료를 사용하여 코스닥 선물의 거래량과 가격변동성간의 관계를 ARCH모형과 GARCH모형을 통해 분석하였다. 코스닥 선물은 당기 선물거래량이 당기 선물가격변동성에 영향을 주고 있고, 국채 선물은 전기와 당기 선물거래량이 모두 선물가격 변동에 유의한 정보를 제공하나 ARCH효과가 없다고 주장하였다. 또 달러 선물은 ARCH효과와 GARCH효과가 모두 나타났으며, 금 선물은 ARCH효과와 GARCH효과가 없고 거래량은 선물의 가격변동에 유의한 영향을 미치지 못한다고 주장하였다.

이재득(2003)은 한국선물거래소에 상장된 코스닥 선물(KSQ106), 국채 선물(KTB106), 달러 선물(USD106), 금 선물(GOLD102)의 거래량과 가격변동성에 대해 일별자료를 사용하여 선물가격의 변동성과 비대칭성에 대해 GARCH모형, EGARCH모형, TARARCH모형을 통해 분석하였다. 이 연구에서는 코스닥 선물가격의 변동성은 GARCH효과가 없었으며, 코스닥 선물거래량은 당기의 선물가격에 유의한 정보를 제공하지 않고, 국채 선물가격의 변동성은 ARCH계수는 유의하지 않지만 GARCH계수는 유의한 것으로 나타났다. 그리고 전기와 당기의 선물거래량은 모두 국채선물가격 변동성에 영향을 준다고 밝혔다. 달러 선물가격은 ARCH계수와 GARCH계수의 유의성이 모두 나타나, 당기의 달러 선물가격의 변동이 미래시점의 달러 선물가격의 변동성에 상당히 지속적인 영향을 주고 있고, 달러 선물거래량은 달러 선물가격 변동성에 영향을 주고 있다는 것을 발견하였다. 그러나 금 선물가격은 GARCH효과와 거래량과의 관계가 나타나지 않았다.

제3절 선행연구의 연구동향과 본 연구의 특징

최근까지의 문헌들을 살펴보면 선물시장에서 가격 변동성 및 거래량 변동성

에 대한 연구들은 변동성 집적성(clustering)의 원인 또는 결정 요인이 무엇인지에 주안점을 두고 연구되어 오고 있다. 또 거래량과 가격 변동성간의 관계를 동시적(contemporaneous)체계에서 파악하거나 비동시적 또는 이산적(intertemporal)체계에서 파악하고자 하는 이론적 접근과 실증적 연구에 초점이 맞추어져 있다고 할 수 있다. 즉 거래량과 가격 변동성의 관계는 혼합분포가설(mixeddistribution hypothesis)과 순차적정보가설(sequential information hypothesis)의 두 가지 이론으로 대별된다.

Clark(1973), Tauchen and Pitts(1983), Andersen(1996)에 의해 제기된 혼합분포가설에서 새로운 정보는 가격과 거래량에 즉각적으로 반영되는 것으로 모형화 된다. 따라서 혼합분포가설이 맞는 경우 거래량과 변동성은 동시적 관계를 갖게 된다는 것이다. 반면 Copeland(1976)에 의해 제기된 순차적정보가설 하에서는 정보가 시장참여자들에게 시차를 두고 전달되기 때문에 거래량과 변동성은 피드백 관계를 갖는다고 주장 한다.

혼합분포가설을 지지한 문헌들의 설명에 의하면 정보 도착율로 정의되고 있는 혼합변수의 함수관계로 인하여 거래량과 가격변동 간에는 정(+)의 관계를 갖는다는 것이다. 즉, 일일가격분산은 당일 개별가격변동의 합을 나타내는 랜덤변수로 간주되므로 거래량은 당일 가격변동과 정(+)의 관계에 있게 된다는 것이다. 따라서 이런 가정에서 가격 변동과 거래량은 동시적으로 변동하게 된다. 그리고 가격변동과 거래량의 결합분포는 두 가지 가정으로부터 출발한다. 첫째 가격변동과 거래량의 결합분포는 정보도착 변수에 대하여 이변량 정규분포이며, 둘째 일중 가격변동을 일으키는 당일의 정보수량은 랜덤한 것이다. 이런 가정으로 가격변동은 정보도착의 확률 또는 혼합변수에 의해 유발되며, 가격변동과 거래량은 각 정보에 반응하는 것으로 가정되어 있으므로 일일총변동량은 각 정보에 반응된 누적된 양인 것이다. 이러한 이변량 정규분포로부터 확률적 분산 - 공분산 행렬은 이분산성을 갖기 때문에 조건부 분산 - 공분산 행렬은 혼합변수에 대하여 비례하게 된다. 혼합분포가설에 의하면 가격과 거래량은 모두 공통분포를 하기 때문에 어떤 정보에 대하여도 동일한 반응을 한다는 것이다. 즉, 시장의 모든 거래자들은 새로운 정보의 출현

에 대하여 수요와 공급량을 결정하고 그에 따라 가격이 변동하므로 새로운 정보에 대한 새로운 균형은 즉각적으로 이루어진다는 것이다.

그러나 순차적 정보도착가설은 거래자들이 연속적이고 랜덤 행태에서 새로운 정보를 받아들인다는 가정에서 출발하기 때문에 모든 거래자들이 동일한 정보를 보유하고 있는 일정한 균형 상태에서 어떤 새로운 뉴스가 시장에 전달되면 거래자들의 시장수요와 공급을 변경해 나간다는 것이다. 이때 정보는 모든 거래자들에 의해 동시에 관측되는 것이 아니라 일부 거래자들에 의해서만 관측된다. 따라서 정보징후에 반응한 일부거래자의 거래는 불완전한 균형을 이루는 하나의 연속을 나타낸다. 그리고 시간이 경과되어 순차적으로 시장의 모든 거래자들이 동일한 정보를 갖게 될 때 최종시장균형이 이루어지게 된다는 것이다.

거래량과 가격변동간의 관계에서 순차적 정보도착가설은 시장에서 정보가 순차적인 반응으로 이루어지므로 거래량으로 가격변동성을 예측할 수도 있다고 본다.

CAPM(Capital Asset Pricing Model)으로 대표되는 기존의 자본자산의 가격 결정모형의 대부분은 금융자산 기대수익률의 변동성이 시간의 흐름에 따라 일정한 것으로 가정하고 있다. 그러나 실증적 연구들은 수익률이 정상 과정(stationary process)에서 가정하고 있는 동분산성(homoskedasticity)을 갖고 있지 않다는 사실을 확인해 주었다.

이런 시간의 흐름에 변동성이 일정하지 않고 가변적인 이분산성을 가진 모형은 Engle(1982)이 자기회귀 조건부 이분산(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity), ARCH모형을 제시하였다.

Engle은 전통적인 회귀모형에서는 오차항의 분산이 일정하다는 가정에서 분석되는 동분산과정의 추정량이 유효하지 않을 수도 있다고 보았는데 이는 과거의 정보를 제대로 고려하지 않은 것에 기인하며 변동성은 시간에 따라 가변적이라고 주장하였다. 특히 금융시계열의 분포가 변동성 군집성(clustering)과 두터운 꼬리(fat-tail)의 특성을 갖는 조건부 분산의 관점에서 모형화하기 위해 변동성의 충격의 지속성, 조건부 분산이 과거의 정보에 의존한

다는 가정을 고려하여 ARCH모형을 제안하였다.

이에, Bollerslev(1986)는 Engle의 ARCH모형이 과거의 정보의 함수로서 시간에 따라 변화하는 조건부 분산을 제시하였지만 실제연구에서는 ARCH모형에서는 비교적 긴 시차를 필요로 한다고 보았다. 이러한 경우 ARCH모형의 가정사항인 모수의 비음 조건을 만족하지 않을 위험이 커지므로 ARCH 모형을 확장하여 오차항의 조건부 이분산이 오차항의 제곱뿐만 아니라 시차를 갖는 조건부 이분산에 의해 설명되는 GARCH(Generalized ARCH)모형을 제시하였다. 또 Bollerslev는 일반적인 금융 시계열 자료가 정규분포보다 더 두터운 꼬리를 갖는 첨예분포한 분포를 갖는 것으로 보고 이러한 첨도 문제를 해결하기 위하여 정규분포와는 다른 t -분포를 갖는다고 가정하고 일반적인 GARCH모형으로는 첨도를 설명하기에는 부족하다고 하여, 조건부 t -분포를 갖는 GARCH모형을 제시하였다.

또한 Engle, Lillien and Robins(1987)는 기대수익률이 조건부 분산과 함수 관계에 있다는 GARCH-M(GARCH in Mean)모형을 제시하였고, Nelson (1991)은 좋은 뉴스와 나쁜 뉴스에 따라 자산수익률의 조건부 분산에 다른 영향을 준다는 비대칭적 효과를 파악할 수 있는 EGARCH(Exponential GARCH)모형을 제시하여 자산수익률의 조건부 분산을 모형화 하였다.

한편, 국내외 많은 연구들은 현물시장과 선물시장에서 가격 변동성 및 거래량의 관계에 대해 많은 실증분석을 하였다. 그러나 이중 선물시장에서의 선행연구들은 저빈도 자료(low-frequency data)인 일별 자료만을 사용하여 분석되어 지고 있다. 따라서 앞으로의 연구들은 분별 또는 시간별 자료를 활용하여 가격 변동성 및 거래량 변동성간의 관계가 짧은 시간에도 시간 변동성이 존재하는지에 대해서도 분석이 필요하다고 본다. 이에 본 논문에서는 국내(KTB)선물을 대상으로 고빈도 자료(high-frequency data)인 분별, 10분별, 시간별 자료를 이용하여 수익률 변동성 및 거래량이 수익률 변동성에 어떠한 영향을 미치는지 시간척도에 따라 어떻게 다르게 나타나는지 실증적으로 분석하였다. 또한 일반적으로 금융시계열 자료의 특성으로 정규분포보다 더 두터운 꼬리를 갖는 첨예분포를 가진다는 것을 기존논문에서 검토되어졌

지만, 변동성의 선행연구 대부분이 정규분포를 가정한 GARCH모형으로 분석하였다. 따라서 본 논문에서는 정규분포를 가정한 GARCH모형뿐만 아니라 모형의 적합도를 높이기 위해 조건부 t-분포를 갖는 GARCH모형을 통해 국제선물 시계열의 시간척도에 따른 변동성의 시계열적 특성을 비교 분석하였다.

제3장 변동성 모형

제1절 선물가격의 변동성 분석 모형

1. ARCH 모형

전통적인 회귀모형에서는 오차항의 분산이 일정하다고 가정한다. 이러한 동분산가정은 과거의 정보를 고려하지 않기 때문에 이러한 가정 하에서 분석을 하게 될 경우 그 추정량은 유효하지 않을 수도 있다.

시간에 따라 가변적인 변동성이 상승(저하)한 뒤에는 높은(낮은) 변동성이 지속되는 기간이 잠시 계속 되는 것으로 알려져 있다. 이러한 변동성 집중화(clustering) 또는 분포가 두터운 꼬리(fat-tail)의 특성을 갖는 시계열을 조건부 분산의 관점에서 모형화하기 위하여 Engle(1982)은 변동성의 충격의 지속성, 조건부 분산이 과거의 정보에 의존한다는 가정을 고려하여 다음과 같은 q 차 자기회귀 조건부 이분산(autoregressive conditional heteroscedasticity)모형 또는 간단히 ARCH(q)모형을 제안하였다.

$$y_t = X_t\beta + \sigma_t v_t, \quad v_t \sim N(0,1) \quad (3.1)$$

$$u_t = \sigma_t v_t, \quad u_t | \phi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (3.2)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j u_{t-j}^2 \quad (3.3)$$

단, $\alpha_0 > 0$, $\alpha_j \geq 0$ 이다.

이 모형을 차수 q 인 ARCH모형 또는 ARCH(q)모형이라 정의한다.

식 (3.1)은 보통의 다중회귀식이며 X_t 는 시차 종속변수나 기타의 고정된 설명변수이다. 그리고 식 (3.3)에 정의된 조건부 분산 또는 표준편차를 포함할 수 있다. 다만 다른 점은 확률 오차항이 식 (3.2)에서 보는 것처럼 조건부 정규분포 한다는 것이다.

또한, (u_t) 는 다음의 성질을 만족한다.

$$E(u_t^2|\phi_{t-1}) = E(\sigma_t^2 v_t^2|\phi_{t-1}) = \sigma_t^2, v_t \sim N(0,1) \quad (3.4)$$

σ_t^2 이 시간가변적 분산, 즉 이분산성을 갖게되는 이유는 u 의 실현된 시차 값에 따라 σ_t^2 가 항상 변할수 있기 때문이다. 일정한 조건하에서 y_t 는 첨예분포를 가지며 u_t^2 또는 y_t^2 는 안정적 자기회귀과정을 따르고 따라서 분산집중현상을 야기 한다고 한다.

ARCH(q)모형은 가장 최근의 q개의 잔차들의 제곱만을 이용하여 분산을 설명하므로 일반적으로 단기기억과정(short memory process)의 경우에 적합하다.

2. GARCH 모형

Engle(1982)의 ARCH(q)모형이 과거 정보의 함수로서 시간에 따라 변화하는 조건부 분산을 제시하였지만 실제 연구에서는 ARCH(q)의 모형에서는 비교적 긴 시차를 필요로 하는 것으로 지적되었다. 이러한 경우 ARCH(q)의 모형의 가정사항인 계수 $\alpha_j (j=1, \dots, q)$ 의 비음조건을 만족하지 않을 위험이 커지고, 따라서 모수의 유효한 추정치를 얻지 못 할 수도 있다. 이러한 ARCH 모형의 문제점을 해결하기 위하여 Bollerslev(1986)는 다음과 같은 GARCH(Generalized ARCH model)모형을 정의하였다.

$$y_t = X_t\beta + \sigma_t v_t, \quad v_t \sim N(0, 1) \quad (3.5)$$

$$u_t = \sigma_t v_t, \quad u_t | \phi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (3.6)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \beta_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \alpha_j u_{t-j}^2 \quad (3.7)$$

$$\text{단, } \alpha_0 > 0, \beta_i \geq 0, \alpha_j \geq 0$$

이 모형은 ARCH모형을 포함하는 일반적인 모형으로서, GARCH(p,q)모형이라고 한다. GARCH모형에서는 변동성이 음(-)이 아님을 보증하기 위해서 모수들에 비음조건을 부과한다.

통상적으로 GARCH모형 중에서 단순하면서도 자주 사용되는 형태는 p=q=1인 GARCH(1,1)모형은 다음과 같이 표현된다.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_1 u_{t-1}^2 \quad (3.8)$$

이 (3.8)식 양변에 t대신 (t-1)-시점 조건부 기대값을 취하면

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_1 u_{t-1}^2 \quad (3.9)$$

이 되므로 이를 $(1 - \alpha_1 - \beta_1)\sigma_t^2 = \alpha_0$ 로 다시 쓰면 GARCH(1,1)모형이 의미하는 비조건부 분산식 (3.10)임을 알 수 있다.

$$\sigma_t^2 = \frac{\alpha_0}{(1 - \alpha_1 - \beta_1)}, \quad (\alpha_1 + \beta_1) < 1 \quad (3.10)$$

GARCH(1,1) 모형은 반복적 대입과정을 통하여 식 (3.11) ARCH(∞)모형으

로 다시 쓸 수 있다.

$$\sigma_t^2 = \frac{\alpha_0}{(1-\beta_1)} + \alpha_1 \sum_{i=1}^{\infty} \beta_1^{i-1} u_{t-i}^2 \quad (3.11)$$

이는 ARMA(1,1)모형이 AR(∞)인 것과 같은 관계이다. 실제로 주어진 자료를 분석할 때, 높은 차수의 ARCH모형 대신에 낮은 차수들의 GARCH모형을 사용하는 것이 좋은 경우가 많다.

앞에서 언급하였듯이 자산가격의 변동성은 일단 상승(저하)하게 되면, 그 후 잠시 동안 변동성이 높은(낮은)것이 지속된다. ARCH모형과 GARCH모형은 이러한 변동성의 충격의 지속성을 나타낸다. 즉 GARCH(1,1)모형에서 변동성의 충격의 지속성을 $(\alpha+\beta)$ 에 의해서 구할 수 있다.

변동성은 σ_t^2 은 u_t^2 의 예측값, 즉 조건부 기대값 $E(u_t^2|\phi_{t-1})$ 이다. 예측오차를 식 (3.12)와같이 정의 한다.

$$\eta_t = u_t^2 - E(u_t^2|\phi_{t-1}) \quad (3.12)$$

따라서, 식 (3.13)이 성립한다.

$$u_t^2 = \sigma_t^2 + \eta_t \quad (3.13)$$

식 (3.13)에서 t시점 대신 (t-1) 시점을 대입하면 식 (3.14)로 표현된다.

$$u_{t-1}^2 = \sigma_{t-1}^2 + \eta_{t-1} \quad (3.14)$$

식 (3.14)은 따라서 (3.15)로 타나내어 진다.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1)\sigma_{t-1}^2 + \alpha\eta_{t-1} \quad (3.15)$$

식 (3.15)는 σ_t^2 의 AR(1)모형이다. 이 식을 (3.16)으로 정의하면

$$\sigma_t^2 = \sigma_t^2 - \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1 - \beta_1} \quad (3.16)$$

식 (3.17)이 성립한다.

$$\sigma_t^2 = (\alpha_1 + \beta_1)h_{t-1} + \alpha\eta_{t-1} \quad (3.17)$$

만일, $t=0$ 시점 이후에는 변동성의 충격이 없고, 즉 $\eta_t=0(t \geq 0)$ 라고 가정하고, $\sigma_0^2=1$ 이면 식 (3.18)이 성립한다.

$$\sigma_t^2 = (\alpha_1 + \beta_1)^t, \quad (t = 1, 2, \dots) \quad (3.18)$$

따라서, 만일 $|\alpha_1 + \beta_1| < 1$ 이면, $\lim_{t \rightarrow \infty} \sigma_t^2 = 0$ 이 성립하여 식 (3.19)로 도출된다.

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \sigma_t^2 = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1 - \beta_1} \quad (3.19)$$

또한, σ_t^2 이 0에 수렴하는 속도는 $|\alpha_1 + \beta_1|$ 의 크기로 켈 수 있다. 즉 조건부 분산이 0에 수렴하는 의미는 충격의 지속성이 결국 다시 0으로 회귀하는 충격이 사라지는 의미를 함의 하고 또 $|\alpha_1 + \beta_1|$ 의 크기로 그 지속성정도를 알 수 있다. $|\alpha_1 + \beta_1|$ 가 1에 가까울수록 현재의 높은(낮은) 변동성이 유사한 수준

에서 장래에도 지속될 가능성이 높은 것이다. 금융시계열에서의 일반적인 실증연구에서 β_1 의 추정값이 α_1 보다 큰 경우가 많고 또 1에 가까운 경향이 있다. 따라서 금융시계열에 있어서 많은 경우 조건부 분산에 대한 충격의 효과가 사라지는 데 소요되는 시간은 매우 긴 경향이 있다고 할 수 있겠다. 여타 실증분석에서는 이러한 $|\alpha_1 + \beta_1|$ 값이 1에 수렴하는 경우에 IGARCH(Integrated GARCH)효과가 있다고 본다.

3. 거래량을 포함한 GARCH 검정모형

$$V_t = 100 \times \ln\left(\frac{KTBv_t}{KTBv_{t-1}}\right) \quad (3.20)$$

기본적인 GARCH(p,q)모형의 분산식 (3.7)에 거래량 변화율 식 (3.20)을 포함한 식 (3.21)을 도출한다.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \beta_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \alpha_j u_{t-j}^2 + \sum_{k=1}^s \gamma_k V_{t-k} \quad (3.21)$$

$$\text{단, } \alpha_0 > 0, \beta_i \geq 0, \alpha_j \geq 0, \gamma \geq 0.$$

GARCH(p,q)모형에 거래량 변화율을 포함한 혼합모형으로 선물거래량 변화율이 선물 수익률의 변동성에 어떠한 영향을 미치는지 분석한다. 식 (3.21)에서 모수 γ_k 가 유의한 값을 가지면 이는 선물 거래량 변화율이 현재 선물수익률의 변동성을 과거 선물수익률의 변동성과 함께 영향을 미치고 있다는 것을 의미한다. 또한 이때 선물 거래량의 변동은 선물수익률의 변동성에 대한 이분산성에 영향을 미친다는 것과 선물수익률의 변동성에 대한 정보를 갖고 있다는 것을 함의한다.

제2절 GARCH모형의 추정

1. 오차항의 정규분포를 가정한 GARCH(p,q)-N모형

다음과 같이 GARCH(p,q)모형을 정의 할 수 있다.

$$y_t = X_t\beta + \sigma_t v_t, \quad v_t \sim N(0, 1) \quad (3.22)$$

$$u_t = \sigma_t v_t, \quad u_t | \phi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (3.23)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \beta_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \alpha_j u_{t-j}^2 \quad (3.24)$$

$$\text{단, } \alpha_0 > 0, \beta_i \geq 0, \alpha_j \geq 0$$

최우추정법을 적용하기 위해서는 식 (3.23) (v_t)의 확률분포를 지정해야 한다. 여기서는 (v_t)가 표준정규분포를 따르는 것으로 가정한다. 이 경우에 식 (3.25)로 표현된다.

$$E(|u_{t-j}|) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \quad (j = 1, 2, \dots) \quad (3.25)$$

GARCH(p,q)모형의 모수를 식 (3.25)와 같이 정의 한다.

$$\theta = (\alpha_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p, \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_q) \quad (3.25)$$

모수 식 (3.25)의 θ 가 주어진 조건하에서 $u_t = (u_1, u_2, \dots, u_T)^t$ 의 조건부 확률밀도함수 $f(u_T | \theta)$ 를 우도함수라 부르고 $L(\theta)$ 로 표기한다. 최우추정법이란

이 우도함수를 최대화하는 θ 의 값을 θ 의 추정값으로 하는 추정법이다. 직관적으로 보면 우도함수란 θ 가 주어졌을 때 u_T 가 되어지는 가능성이 가장 높은 모수를 찾는 것과 동일하다. 그러나 실제로 GARCH(p,q)모형의 최우추정에 쓰이는 우도함수는 $L(\theta)$ 가 아니라 미지의 모수 θ 뿐만 아니라 초기값인 $\sigma_0 = (\sigma_{1-p}^2, \sigma_{2-p}^2, \dots, \sigma_0^2)^t$ 와 $u_0 = (u_{1-q}^2, u_{2-q}^2, \dots, u_0^2)^t$ 가 주어진 조건 하에서 우도함수 $L = f(u|\theta, \sigma_0, u_0)$ 을 사용한다. 이 식을 다시쓰면 $L = f(u|\sigma_0, u_0)$ 로 표기한다.

Bollerslev(1986)는 다음과 같은 초기 값들을 사용할 것을 제안하였다.

$$u_t = \frac{1}{T} \sum_{s=1}^T u_s^2, \quad (t = 1-q, 2-q, \dots, 0) \quad (3.26)$$

$$\sigma_t = \frac{1}{T} \sum_{s=1}^T \sigma_s^2, \quad (t = 1-p, 2-p, \dots, 0) \quad (3.27)$$

따라서 GARCH(p,q)-N모형에 대한 로그우도함수(log likelihood function)는 식 (3.28)과 같다.

$$\ln L = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln \sigma_t^2 - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \frac{u_t^2}{\sigma_t^2} \quad (3.28)$$

식 (3.28)의 로그우도함수를 최대화 하는 추정량이 최우추정량(maximum likelihood estimation: MLE)

2. 오차항의 비정규분포를 가정한 GARCH(p,q)-t 모형

금융 시계열 자료는 일반적으로 정규분포보다도 더 두터운 꼬리를 갖는 첨

예(leptokurtic)한 분포를 갖는 것으로 알려져 있다. 이는 Mandelbrot(1963)와 Fama(1965)의 연구 이래 많이 목격되는 현상이다. 이러한 첨도 문제를 해결하기 위하여 정규분포와는 다른 t-분포를 갖는다는 가정에서 GARCH(p,q)-t 모형은 출발한다. Bollerslev(1987)은 GARCH모형은 첨도를 설명하기에는 부족하다고 하여, 조건부 t-분포를 갖는 GARCH모형에 대해 다음의 수식으로 설명한다.

$$y_t = E(y_t | \phi_{t-1}) + u_t \quad (3.29)$$

$$\begin{aligned} u_t | \phi_{t-1} &\sim f_v(u_t | \phi_{t-1}) \\ &= \Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right) \Gamma\left(\frac{v}{2}\right)^{-1} \pi^{-1/2} [(v-2)\sigma_t^2]^{-1/2} \\ &\times [1 + u_t^2 \sigma_t^{-2} (v-2)^{-1}]^{-(v+1)/2}, \quad v > 2 \end{aligned}$$

여기서 식(3.29) 확률밀도함수 (f)의 자유도(v)가 대략 20이상 매우 크면 정규분포에 근접한다고 볼 수 있고, 자유도가 작은 경우 두터운 꼬리를 가진다고 할 수 있다. 두터운 꼬리가 의미하는 바는 보다 큰 폭으로 y_t 가 오르거나 하락할 확률이 정규분포를 가정한 경우보다 크다는 것이다. 또 식(3.29)에서 θ_{t-1} 은 (t-1)시점까지의 이용 가능한 모든 정보의 집합이다.

식 (3.29)에 따라 GARCH(p,q)-t 모형의 로그우도함수의 최우추정량(MLE)은 식 (3.30)으로 도출된다.

$$\ln L = - \sum_{t=m+1}^T \left[\left(\frac{v+1}{2} \right) \ln \left(1 + \frac{u_t^2}{(v-2)\sigma_t^2} \right) + \frac{1}{2} \ln(\sigma_t^2) \right] \quad (3.30)$$

따라서 본 논문에서는 국채선물의 고빈도 자료를 사용하여 거래량 및 수익률 변동성의 관계를 GARCH모형을 통해 분석하고 아울러 GARCH모형의 정

규분포를 가정한 GARCH(p,q)-N모형과 비정규분포를 가정한 GARCH(p,q)-t 모형으로 비교분석한다.

제4장 실증분석

제1절 자료와 기초통계량 분석

우리나라 선물시장에서 국채선물의 고빈도 자료를 사용하여 거래량 및 수익률 변동성의 관계를 분석하기 위해서 이 논문에서 사용된 실증 분석 자료는 다음과 같다. 2004년 12월 7일부터 2005년 6월 14일까지 국채선물 KTB 503과 KTB506 시계열 자료를 이용하였다. 이자료는 한국선물거래소의 틱 자료를 이용하였다.

두 국채선물 시계열의 틱 자료를 분별 자료, 10분별 자료, 시간별 자료, 일별 자료로 나누어 수익률 변동성 및 거래량 변화율이 수익률 변동성에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 이 논문의 실증분석 자료는 <표 4-1>과 같이 분류 할 수 있다.

<표 4-1> 실증분석 자료의 분류

	KTB503		KTB506	
	기간	관측치	기간	관측치
분별 자료	2004.12.7 ~2005.3.15	16,691	2005.3.7 ~2005.6.14	16,007
10분별 자료	2004.12.7 ~2005.3.15	2,263	2005.3.7 ~2005.6.14	2,323
시간별 자료	2004.12.7 ~2005.3.15	390	2005.3.7 ~2005.6.14	406
일별 자료	2004.12.7 ~2005.3.15	67	2005.3.7 ~2005.6.14	69

자료: 한국선물거래소

국채선물 KTB503과 KTB506의 수익률 변동성 및 거래량 변화율이 수익률 변동성에 미치는 영향에 대한 실증분석은 분별 거래량 변화율과 수익률뿐만 아니라 10분별 거래량 변화율과 수익률, 시간별 거래량 변화율과 수익률 및 일별 거래량변화율과 수익률에 대해서도 실시하였다.

국채선물 지수로부터 국채선물수익률과 거래량 변화율은 다음과 같이 계산되었다.

$$R_t = 100 \times \ln\left(\frac{KTBp_t}{KTBp_{t-1}}\right) \quad (4.1)$$

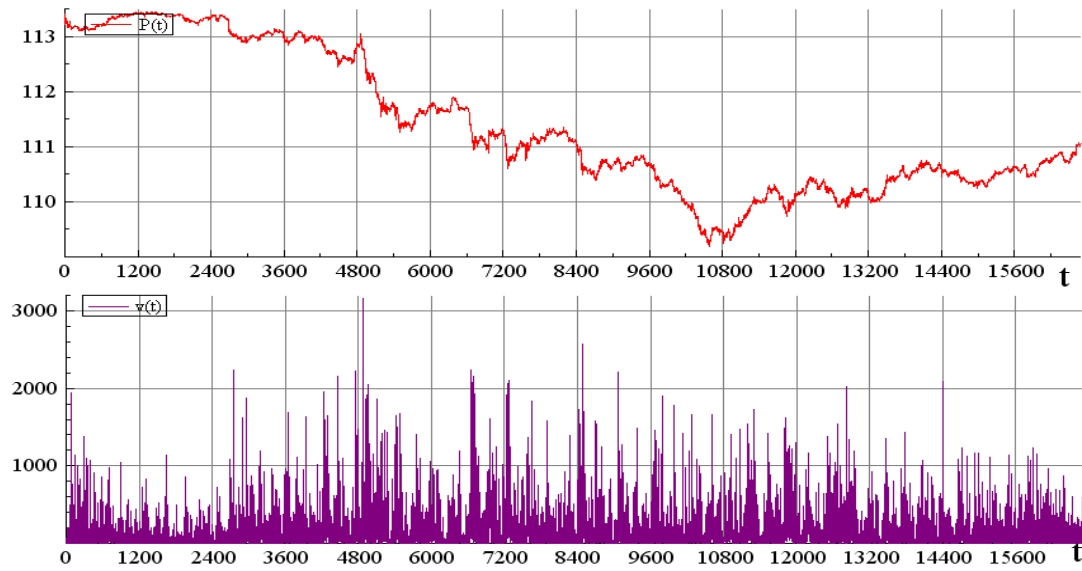
$$V_t = 100 \times \ln\left(\frac{KTBv_t}{KTBv_{t-1}}\right) \quad (4.2)$$

여기서 R_t 는 국채선물수익률을 나타내며 $KTBp_t$ 는 t 시점의 국채선물의 가격을 V_t 는 국채선물거래량 변화율을 나타내면 $KTBv_t$ 는 t 시점의 국채선물거래량을 의미한다.¹⁾ 다음은 국채선물 KTB503의 시계열 자료와 계산된 수익률을 그림²⁾으로 나타내었다. <그림 4-2>, <그림 4-4>, <그림 4-6>, <그림 4-8>의 시간척도에 따른 선물수익률의 그래프를 보면 작은 변동 뒤에 작은 변동이 뒤따르고 큰 변동 뒤에 큰 변동이 뒤따르는 변동성 군집성을 확인 할 수 있다. 이러한 그림으로 기초통계량분석 전에 간단히 국채선물 시계열은 시간가변적인 조건부 이분산 형태를 띠는 것을 알 수 있다. 따라서 기초통계량 분석을 통해 시간척도별 시계열 자료의 밀집성과 히스토그램을 통해 더 자세히 분석 해보았다.

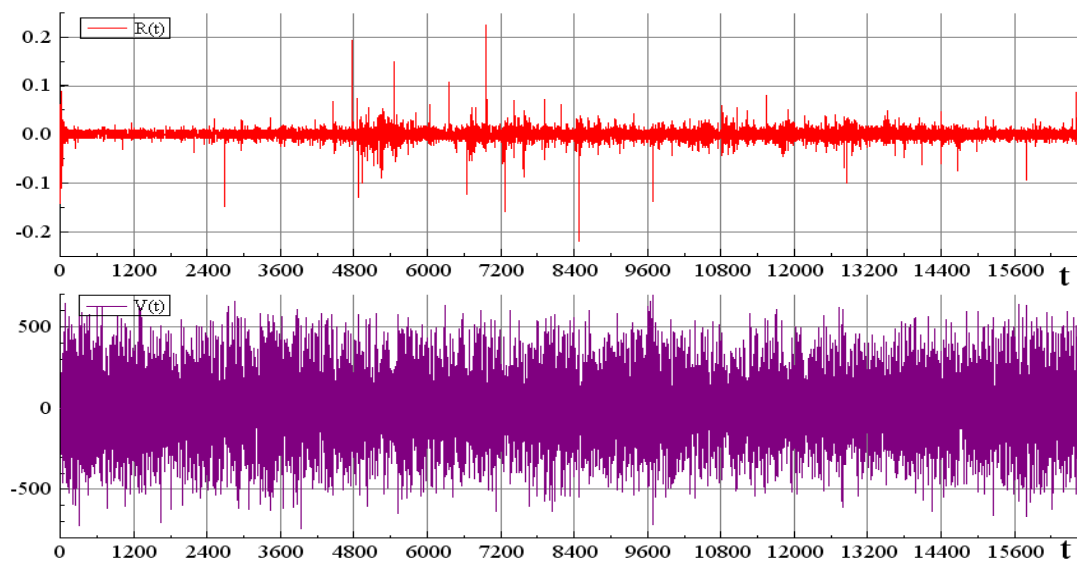
1) 본 연구에서 계산된 국채선물 수익률과 국채선물 거래량 변화율은 한국선물거래소의 국채선물 KTB503과 KTB506의 지수를 이용하였다.

2) KTB506의 시계열 자료 및 거래량 변화율과 선물수익률 자료는 부록 참조.

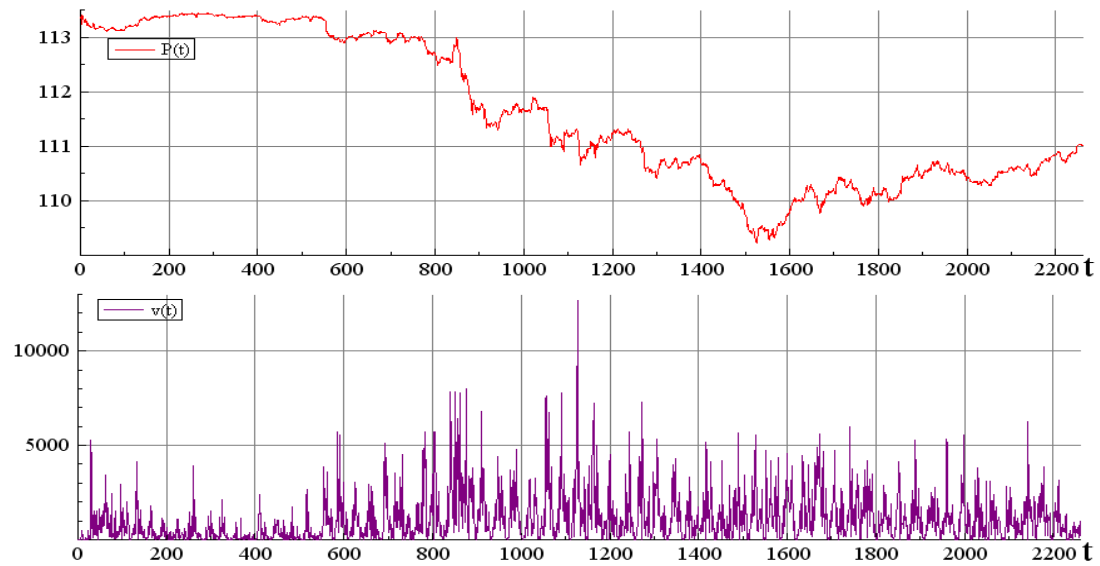
<그림 4-1> KTB503 분별 자료의 선물가격·거래량 지수



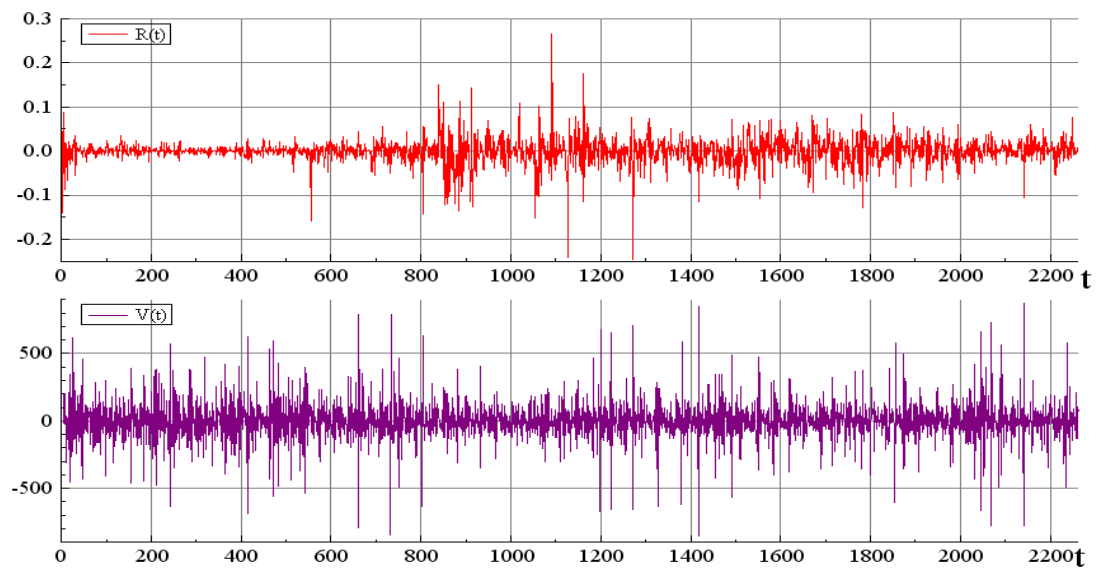
<그림 4-2> KTB503 분별 자료의 선물 수익률·거래량 변화율



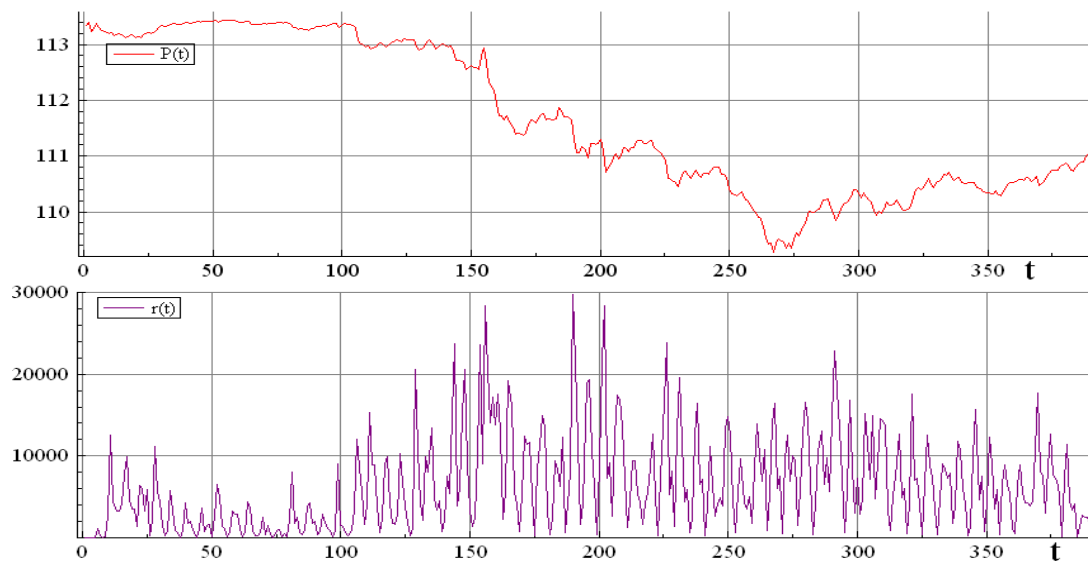
<그림 4-3> KTB503 10분별 자료의 선물가격·거래량 지수



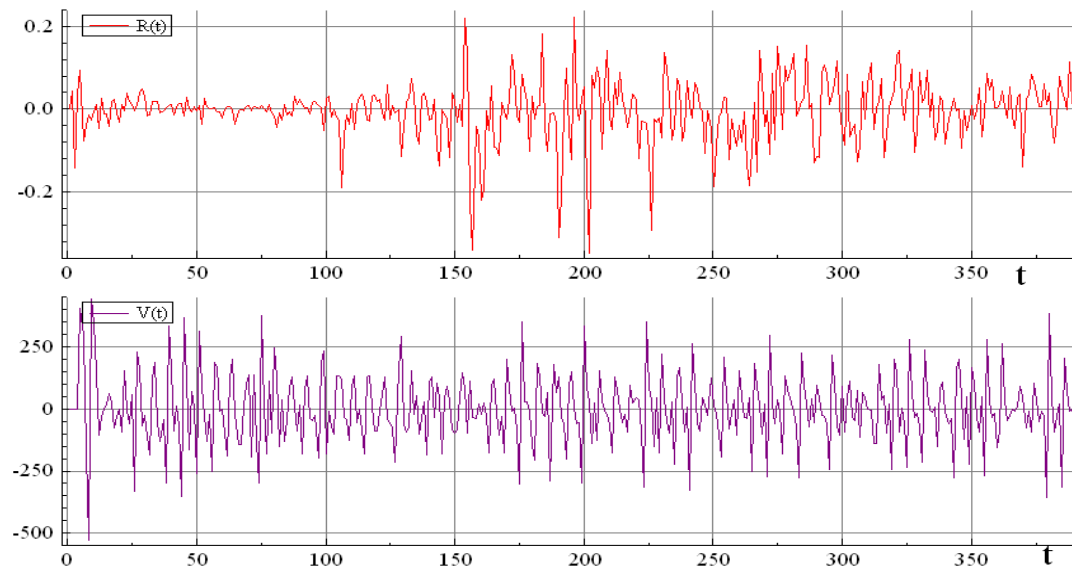
<그림 4-4> KTB503 10분별 자료의 선물 수익률·거래량 변화율



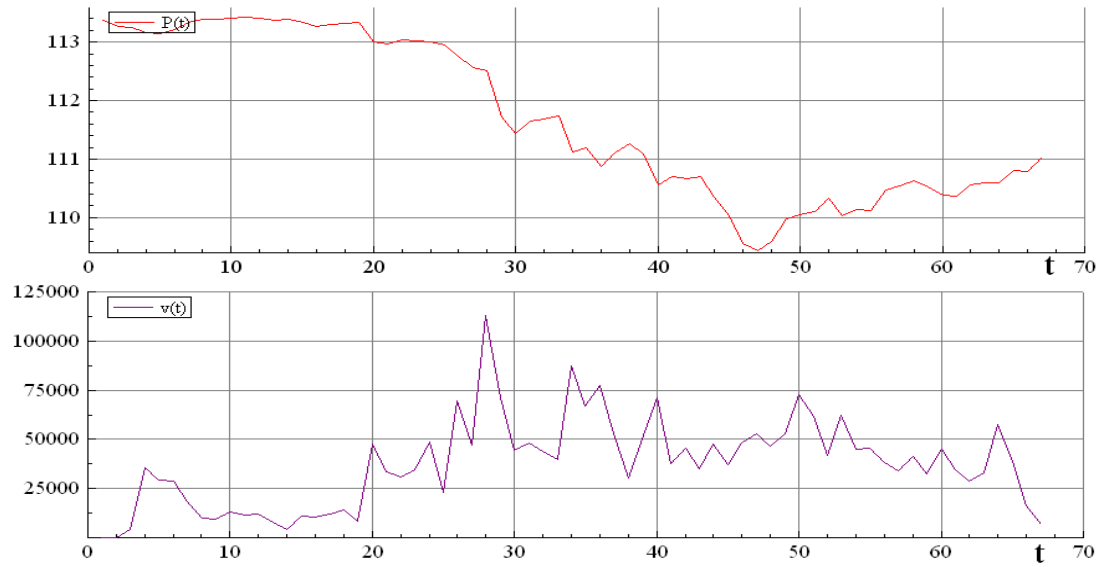
<그림 4-5> KTB503 시간별 자료의 선물가격·거래량 지수



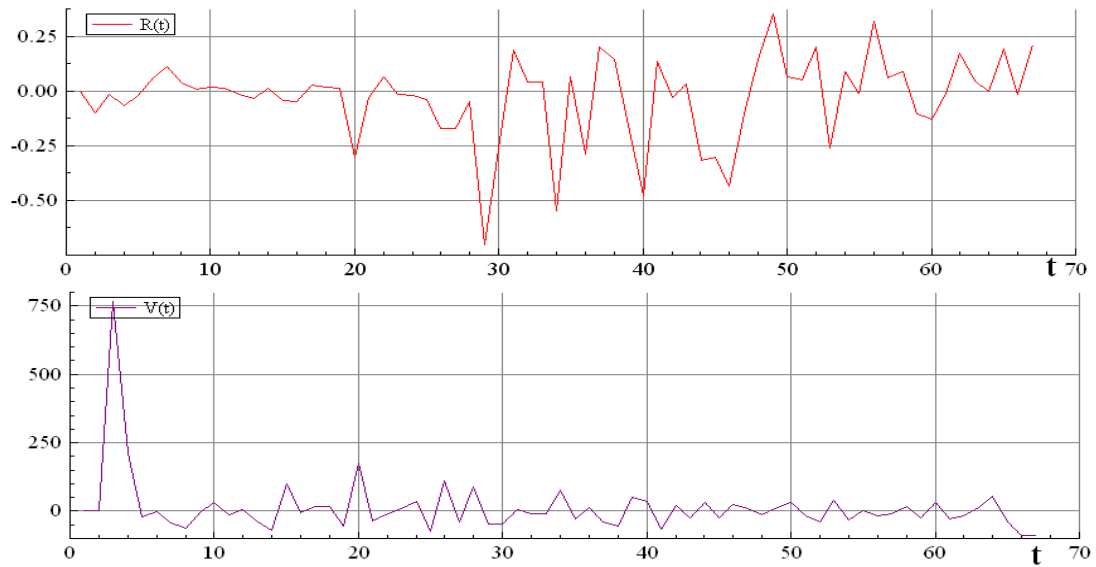
<그림 4-6> KTB503 시간별 자료의 선물 수익률·거래량 변화율



<그림 4-7> KTB503 일별 자료의 선물가격·거래량 지수



<그림 4-8> KTB503 일별 자료의 선물 수익률·거래량 변화율



다음은 국채선물 수익률의 분포 특성을 고찰하기 위하여 국채선물 수익률의 기초통계량과 히스토그램 그래프를 구하였다. <표 4-2>와 <표 4-3>그리고 <그림 4-9>과 <그림 4-10>은 KTB503, KTB506 국채선물 수익률의 기초통계량과 수익률의 히스토그램을 보여준다. <표 4-2>와 <표 4-3>에서 국채선물 수익률 확률분포도의 첨도(kurtosis)가 정규분포의 첨도(k=3)보다 훨씬 큰 첨예분포(leptokurtosis)하는 것을 관찰할 수 있다. 이는 관측치가 독립적이지 못하고 의존성이 존재하기 때문이다. 또한 비대칭성을 나타내는 왜도(skewness)는 정규분포의 왜도 0과는 다른 값을 보이고 있다. 또 시계열의 정규분포를 이루고 있는지 검정하기 위해 Jarque-Bera검정³⁾을 사용한다. KTB503와 KTB509의 기초통계량에서 모두 정규분포를 한다는 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각하고 있다.

<표 4-2> KTB503 수익률의 기초통계량⁴⁾

	분별 자료	10분별 자료	시간별 자료	일별 자료
평균	-0.000124	-0.000906	-0.005296	-0.031242
표준편차	0.10743	0.028960	0.072374	0.189397
왜도	-0.472318	-0.624819	-0.965053	-1.142928
첨도	49.98445	14.27826	6.894905	5.054523
Jarque-Bera	1,535,873**	12,141.06**	307.0534**	26.3706**
P-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

* : 5% 유의수준에서 유의함.

** : 1% 유의수준에서 유의함.

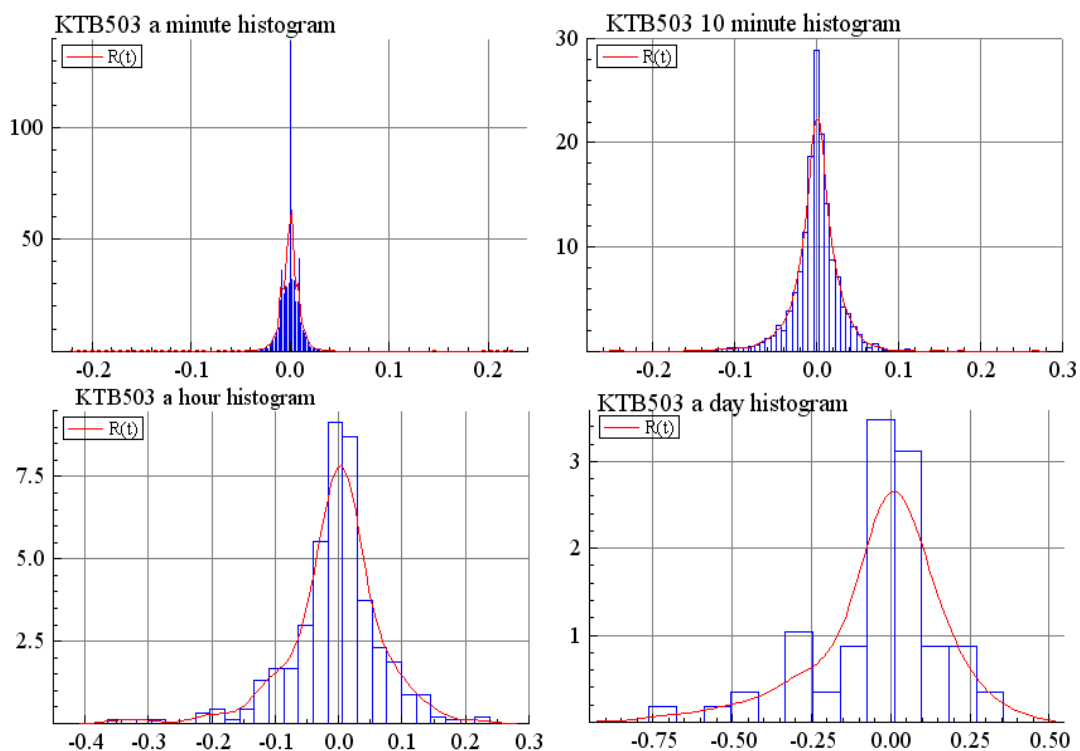
3) Jarque-Bera 검정은 시계열의 잔차의 왜도와 첨도를 동시에 고려하여 시계열 분포를 정규분포와 비교 검정하는 결합검정으로 $\chi^2(2)$ 분포를 따른다.

4) 왜도와 첨도는 각각 다음과 같이 계산되며 정규분포의 왜도는 0이고 첨도는 3임.

$$skewness = E((X - \mu)^3), kurtosis = E((x - \mu)^4)$$

국채선물 KTB503의 왜도가 0보다 작은 값을 가지기 때문에 꼬리가 좌측으로 치우친 두터운 꼬리(fat-tail)를 가진 비대칭 분포를 보이며, 반대로 국채선물 KTB506의 왜도는 0보다 큰 값을 가지기 때문에 꼬리가 우측으로 치우친 두터운 꼬리를 가진 비대칭 분포를 보인다. 이는 선물시장에서 정보를 모든 거래자들이 동시에 받는 것이 아니라 순차적으로 정보를 받는다는 것을 함의한다.

<그림 4-9> KTB503 시간척도별 밀집성과 히스토그램



이와 같이 국채선물시장의 수익률 비대칭 분포특성은 <그림 4-9>와 <그림 4-10>에서 알 수 있듯이 시간척도에 따라 차이는 있으나 정규분포와는 다른 중앙이 뽕족하고 꼬리가 두터운 첨예분포(leptokurtic)한 분포를 보이는 것으로 나타난다. 특히, 국채선물시장의 수익률 시계열의 고빈도 자료에서 저빈도 자료로 갈수록 첨예분포는 평탄(platokurtic)분포화 하는 경향이 있는데 이는

고빈도 자료에서 국채선물 시계열의 첨예 분포한 성질을 잘 반영한다고 할 수 있다.

이상과 같이 우리나라 국채선물 KTB503과 KTB506의 기초통계분석을 통해 우리나라 국채선물 수익률이 랜덤하게 움직이지 못하다는 것을 확인할 수 있었다. 이에 국채선물 수익률 시계열 분석은 비선형 구조를 가진 조건부 이분산 모형인 GARCH모형이 전통적인 회귀모형에 비해 더 적절한 것을 시사하고 있는 결과이다.

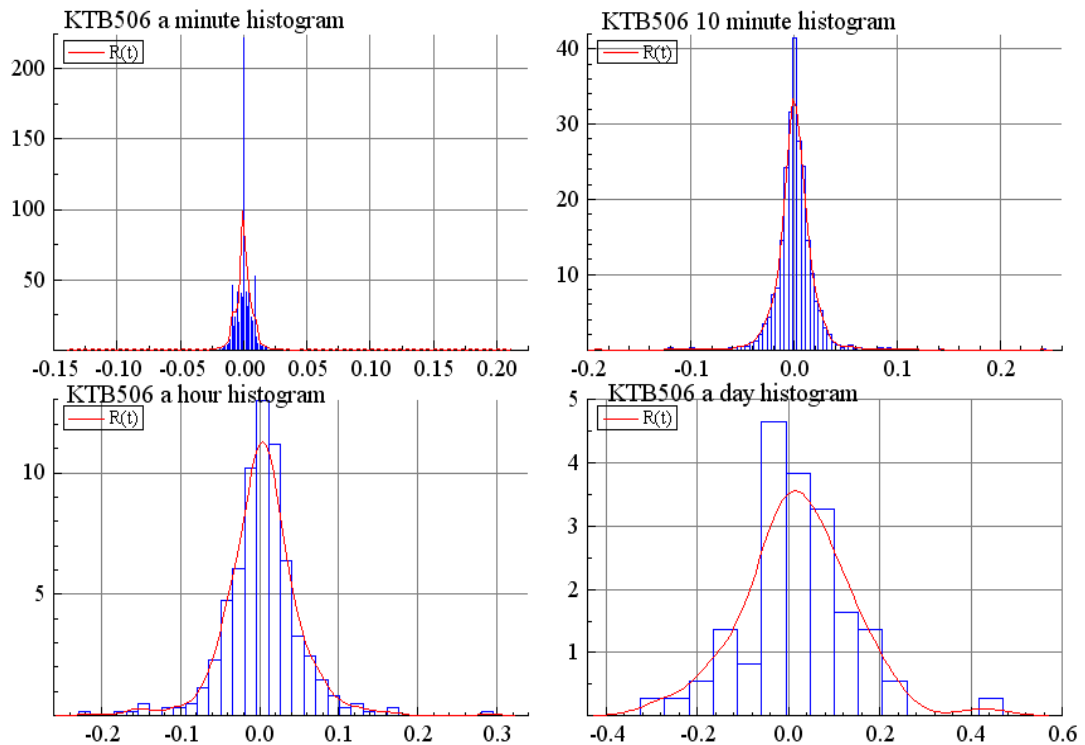
〈표 4-3〉 KTB506 수익률의 기초통계량

	분별 자료	10분별 자료	시간별 자료	일별 자료
평균	9.25e-05	0.000635	0.003636	0.020133
표준편차	0.007546	0.018505	0.047086	0.117488
왜도	1.403957	0.656459	0.207358	0.196868
첨도	79.33660	27.07553	8.856028	4.426240
Jarque-Bera	3,891,809**	56,270.29**	583.0338**	6.293912*
P-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.042983

* : 5% 유의수준에서 유의함.

** : 1% 유의수준에서 유의함.

<그림 4-10> KTB506 시간척도별 밀집성과 히스토그램



제2절 GARCH 모형의 차수 선택과 적합성 검정

일반적으로 GARCH(p,q)모형의 적합성을 측정하는 기준으로는 모형의 최우 추정치가 가장 많이 사용된다. 최우추정치 값이 클수록 모형의 적합성이 높다고 할 수 있다. 그러나 최우추정치 값은 모수의 개수나 표본의 개수를 고려하지 않은 수치이므로 본 논문에서는 통계모형의 예측정도에는 한계가 있다는 것을 고려해서 제한된 범위 내에서 최우추정량의 모형을 선택하는 AIC(Akaike information criterion)을 이용하여 GARCH(p,q)의 차수를 선택하였다. 또한 AIC의 벌칙함수에 좀 더 강한 가정을 부과한 SIC(Schwarz information criterion)도 같이 적용시켰다.

$$AIC = T \log(SSR) + 2K \quad (4.3)$$

$$SIC = T \log(SSR) + K \log(T) \quad (4.4)$$

여기서, T : 관측치 수, k : 추정할 모수의 수, SSR : 오차자승합

좌변 항은 모형의 최대대수우도로 모형의 적합도를 나타내는 것으로 차수가 높은 시계열모형에 시계열자료를 적합 시키면 오차항의 분산의 추정량인 오차자승합은 작아진다. 그러나 오차자승합을 작게 하면 차수는 지나치게 커서 모수 절약의 원칙에 위배된다. 한편 모수의 수가 증가하면 추정값은 추정값의 정상성이 저하되는 경향이 있기 때문에 최대대수우도와 같은 정도의 모형에 관해서는 그 중 모수의 수가 적은 것을 선택해야한다.

시간척도에 따른 국채선물시장의 수익률에 대해 GARCH(p,q)차수별 AIC와 SIC를 분석하면 <표 4-4> <표 4-5>와 같다. <표 4-4> KTB503에서는 시간별 시계열 자료를 제외하고 GARCH(1,1)의 AIC값과 SIC값이 가장 낮은 것으로 나타났다. 또 시간별 분석에서 GARCH(3,3)이 가장 낮은 값이 나왔으나 GARCH모형의 ARCH계수의 유의성이 없었다. 또 <표 4-5> KTB506에서는 KTB503자료처럼 대부분 GARCH(1,1)에서 AIC값과 SIC값이 가장 낮았으며 일별자료에서는 GARCH(1,3)이 가장 낮은 값이 나왔으나 모수의 유의적 설명력이 없었다. 따라서 우리나라 국채선물 KTB503과 KTB506의 수익률은 일반적으로 GARCH(1,1)과정을 따르는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 대부분의 금융시계열 분석에서 자주 이용되는 GARCH(1,1)모형은 모수 절약의 원칙에 위배되지 않을 뿐만 아니라 그 이상의 많은 모수 를 추정한다 하더라도 추정치가 유의하지 않거나 모수추정 그 자체가 불가능 하다는 기존의 연구와 일치한다.

〈표 4-4〉 KTB 503 국채선물 수익률의 GARCH 차수 분석

구 분	분별 자료		10분별 자료		시간별 자료		일별 자료	
	AIC	SIC	AIC	SIC	AIC	SIC	AIC	SIC
AR(1)-GARCH(1,1)	-6.552	-6.550	-4.750	-4.732	-2.792	-2.740	-0.447	-0.235
AR(1)-GARCH(1,2)	-6.223	-6.221	-4.373	-4.719	-2.786	-2.724	-0.386	-0.186
AR(1)-GARCH(1,3)	-6.230	-6.227	-4.736	-4.718	-2.790	-2.719	-0.358	-0.124
AR(1)-GARCH(2,1)	-6.225	-6.222	-4.734	-4.719	-2.782	-2.720	-0.357	-0.157
AR(1)-GARCH(2,2)	-6.230	-6.226	-4.737	-4.719	-2.790	-2.719	-0.328	-0.094
AR(1)-GARCH(2,3)	-6.237	-6.232	-4.739	-4.718	-2.781	-2.700	-0.299	-0.031
AR(1)-GARCH(3,1)	-6.241	-6.238	-4.733	-4.716	-2.803	-2.732	-0.328	-0.094
AR(1)-GARCH(3,2)	-6.241	-6.237	-4.735	-4.715	-2.743	-2.266	-0.362	-0.093
AR(1)-GARCH(3,3)	-6.242	-6.238	-4.748	-4.725	-2.905	-2.814	-0.286	-0.015

한편 GARCH모형을 적용하기 위해서는 모형의 오차항 u_t 가 시계열 상관(serial correlation)을 가져야만 한다. 오차항 u_t 가 시계열상관을 갖는지의 여부는 K시차까지의 전체적인 시계열상관에 대한 검정통계량인 Ljung-Box의 Q검정을 통해 살펴볼 수 있다.

〈표 4-5〉 KTB 506 국채선물 수익률의 GARCH 차수 분석

구 분	분별 자료		10분별 자료		시간별 자료		일별 자료	
	AIC	SIC	AIC	SIC	AIC	SIC	AIC	SIC
AR(1)-GARCH(1,1)	-7.111	-7.108	-5.522	-5.510	-3.172	-3.123	-1.355	-1.139
AR(1)-GARCH(1,2)	-7.110	-7.107	-5.197	-5.182	-3.019	-2.960	-1.352	-1.124
AR(1)-GARCH(1,3)	-7.110	-7.106	-5.198	-5.181	-3.047	-2.978	-1.386	-1.125
AR(1)-GARCH(2,1)	-7.108	-7.107	-5.200	-5.185	-3.071	-3.011	-1.350	-1.122
AR(1)-GARCH(2,2)	-7.108	-7.107	-5.199	-5.182	-3.011	-2.942	-1.366	-1.104
AR(1)-GARCH(2,3)	-7.112	-7.107	-5.203	-5.183	-3.050	-2.971	-1.332	-1.038
AR(1)-GARCH(3,1)	-7.113	-7.108	-5.199	-5.182	-3.003	-2.933	-1.385	-1.124
AR(1)-GARCH(3,2)	-7.115	-7.107	-5.220	-5.200	-2.999	-2.920	-1.355	-1.062
AR(1)-GARCH(3,3)	-7.115	-7.110	-5.203	-5.180	-3.004	-2.915	-1.320	-0.994

Ljung-Box의 Q검정에 의한 KTB503과 KTB506시간척도별 수익률 오차항의 시계열상관의 검정결과는 〈표 4-6〉에 제시되어 있다. 〈표 4-6〉에서 시간척도별로 살펴보면 고빈도로 갈수록 시계열상관은 뚜렷하게 나타났지만 저빈도인 일별자료는 시계열상관에 유의성이 없는 것을 알 수 있다.

<표 4-6> 국채선물 수익률 오차항의 시계열상관 Ljung-Box Q검정⁵⁾ 결과

		Q(6)	Q(12)	Q(24)	Q(36)
K T B 5 0 3	분별	104.48** (0.000)	111.59** (0.000)	131.00** (0.000)	141.67** (0.000)
	10분별	25.121** (0.000)	35.383** (0.001)	45.430** (0.005)	83.972** (0.000)
	시간별	19.356** (0.003)	28.316** (0.005)	45.975** (0.004)	53.494* (0.030)
	일별	7.1043 (0.311)	11.858 (0.457)	15.335 (0.911)	15.559 (0.999)
K T B 5 0 6	분별	154.24** (0.000)	196.24** (0.000)	207.40** (0.000)	223.06** (0.000)
	10분별	14.939* (0.021)	21.249* (0.047)	29.599 (0.198)	53.533* (0.030)
	시간별	71.167** (0.000)	75.787** (0.000)	85.803** (0.000)	104.91** (0.000)
	일별	4.7835 (0.572)	10.166 (0.500)	16.651 (0.863)	17.867 (0.995)

* : 5% 유의수준에서 유의함.

** : 1% 유의수준에서 유의함.

() : p-value 값

이는 GARCH모형이 국채선물 KTB503과 KTB506에서 저빈도 자료보다는 고빈도 자료에서 더욱 적합하다는 것을 의미한다. 다음절의 GARCH모형 분석을 통해 이를 더 자세히 살펴보기로 하자.

5) Ljung-Box Q검정 통계량은 $Q = T(T+2) \sum_{j=1}^k \hat{\rho}_j^2 / (T-j) \sim \chi^2(k)$ 이고, 귀무가설은 “k-개의 $\hat{\rho}_j$ 이 동시에 0이다.” 즉, 귀무가설을 기각하면 시계열상관을 가진다.

제3절 GARCH모형에 의한 수익률 변동성 추정

이 절에서는 우리나라 선물시장의 수익률 변동성을 분석하기 위해 한국선물 거래소에서 거래되고 있는 국채선물 KTB503과 KTB506 시계열 자료에서 추출한 분별, 10분별, 시간별, 일별 고빈도 자료를 이용하여 앞 절에서 선택한 GARCH(1,1)모형을 추정하였다. 또한 국채선물 시계열의 첨예분포하고 두터운 꼬리를 한 특성을 보다 잘 설명하기위해 오차항의 가정을 정규분포일 때와 비정규분포인 t-분포일 경우로 나누어 모수를 추정하였다.

<표 4-7> 국채선물KTB503 GARCH(1,1) 모형의 추정결과

계 수	normal Gaussian				Student's t			
	분별	10분별	시간별	일별	분별	10분별	시간별	일별
α_0	1.29e-05 (0.0000)**	1.90e-05 (0.0000)**	2.76e-05 (0.1874)	0.0019 (0.0841)	1.92e-05 (0.0000)**	1.27e-05 (0.0000)**	2.01e-05 (0.3031)	0.0013 (0.2467)
α_1	0.3246 (0.0000)**	0.2702 (0.0000)**	0.2075 (0.0000)**	0.1319 (0.2556)	0.3737 (0.0000)**	0.3025 (0.0000)**	0.2054 (0.0005)**	0.0013 (0.2467)
β_1	0.6578 (0.0000)**	0.7208 (0.0000)**	0.7943 (0.0000)**	0.8481 (0.0000)**	0.5567 (0.0000)**	0.6975 (0.0000)**	0.7946 (0.0000)**	0.8362 (0.0000)**
$\alpha_1 + \beta_1$	0.9824	1.0	1.0	0.9800	0.9304	1.0	1.0	0.9869
Log likelyhood	50,488.75	4,988.296	489.866	14.755	51,485.63	5,164.686	501.494	16.8823
TDFI ⁶⁾	▪	▪	▪	▪	6.0615 (0.0000)**	4.2876 (0.0000)**	5.3203 (0.0000)**	19.0106 (0.4251)

* : 5% 유의수준에서 유의함.

** : 1% 유의수준에서 유의함.

() : p-value 값.

<표 4-7>의 KTB503 국채선물수익률에 대한 GARCH(1,1)모형의 시간척도별 추정결과를 살펴보면 분별, 10분별, 시간별 자료에서는 GARCH효과가 존

6) 오차항의 t-분포 가정의 자유도 역수의 추정값

재하는 것으로 나타났으나 일별 자료에서는 GARCH효과가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이것은 국채선물 KTB503의 분별, 10분별, 시간별 수익률 과거변동성이 수익률의 현재 변동성에 유의한 설명력을 가진다는 것을 의미한다. 또, 10분별, 시간별 자료에서는 $\alpha_1 + \beta_1$ 의 값이 1인 현재의 높은(낮은) 변동성이 유사한 수준에서 장래에도 지속될 가능성이 높다는 IGARCH효과가 있음을 알 수 있고, 분별 자료에서는 $\alpha_1 + \beta_1$ 의 값이 0.9824로 1보다 작은 값을 가지며 과거 변동성의 충격이 현재의 변동성에 영향을 미치는 동시에 그 충격이 장기간의 지속성을 가진다는 것을 함의한다.

일별자료에서는 앞 절의 기초통계량분석이나 시계열상관분석에서 보듯이 시간에 따라 가변적인 이분산 형태의 GARCH모형이 국채선물의 저빈도 자료보다 고빈도 자료에서 더욱 적합함을 알 수 있다.

<표 4-8> 국채선물KTB503 10분별, 시간별 IGARCH(1,1)모형의 추정결과

	normal Gaussian				Student's t				
	α_1	β_1	$\alpha_1 + \beta_1$	QMLE	α_1	β_1	$\alpha_1 + \beta_1$	QMLE	TDFI
10분별	0.2947 (0.0000)	0.7053 (0.0000)	1	5,322.52	0.2591 (0.0000)	0.7409 (0.0000)	1	5,530.90	5.0301 (0.0000)
시간별	0.1187 (0.0000)	0.8813 (0.0000)	1	538.32	0.1192 (0.0000)	0.8808 (0.0000)	1	574.19	4.3334 (0.0000)

() : p-value 값.

그러나 10분별, 시간별 자료의 GARCH(1,1)모형의 추정결과에서 $\alpha_1 + \beta_1$ 의 값 1은 GARCH모형이 적합하지 않다는 의미이기에 국채선물 KTB503 10분별, 시간별 자료를 IGARCH(integrated GARCH)모형으로 분석하였다.⁷⁾

<표 4-8>은 국채선물 KTB503 10분별, 시간별자료의 IGARCH(1,1)모형으로 추정한 결과이다. <표 4-8>IGARCH모형의 추정결과에서도 10분별, 시간

7) Engle and Bollerslev(1986)가 제시한 IGARCH모형의 경우 변동성의 영속성(volatility persistence) 또는 예측오차가 미래 조건부 변동성에 미치는 영속적 영향력을 감안한 모형으로 과거 예측오차의 계수인 ARCH계수(α)와 과거 조건부 변동성의 계수인 GARCH계수(β)의 합이 1이 된다.

별 자료에서의 IGARCH효과가 존재함을 알 수 있다.

〈표 4-9〉 국채선물KTB506 GARCH(1,1) 모형의 추정결과

계 수	normal Gaussian				Student's t			
	분별	10분별	시간별	일별	분별	10분별	시간별	일별
α_0	8.08e-06 (0.0000)**	5.59e-05 (0.0000)**	0.0004 (0.0388)*	0.01 (0.3673)	1.10e-05 (0.0000)**	5.36e-05 (0.0000)**	0.0003 (0.0379)*	0.01 (0.1690)
α_1	0.2191 (0.0000)**	0.4432 (0.0000)**	0.2426 (0.0115)*	0.2172 (0.4789)	0.2179 (0.0000)**	0.4186 (0.0000)**	0.2141 (0.0075)**	0.2096 (0.2678)
β_1	0.7114 (0.0000)**	0.5094 (0.0000)**	0.6422 (0.0000)**	0.2681 (0.6817)	0.6303 (0.0000)**	0.5280 (0.0000)**	0.7018 (0.0000)**	0.2740 (0.5267)
$\alpha_1 + \beta_1$	0.9305	0.9526	0.8848	0.9800	0.8482	0.9466	0.9159	0.4830
Log likelihood	54,171.0	6,027.137	615.374	38.477	55,673.41	6,194.593	632.366	38.478
TDFI	▪	▪	▪	▪	5.5684 (0.0000)**	4.2813 (0.0000)**	4.6215 (0.0001)**	115.95 (0.9701)

* : 5% 유의수준에서 유의함.

** : 1% 유의수준에서 유의함.

() : p-value 값.

〈표 4-9〉의 KTB506 국채선물수익률에 대한 GARCH(1,1)모형의 시간척도별 추정결과도 KTB503 국채선물수익률자료의 추정결과와 마찬가지로 분별, 10분별, 시간별 자료에서 GARCH효과가 존재하는 것으로 나타났으나 일별 자료에서는 GARCH효과가 존재하지 않는 것으로 나타났다⁸⁾.

- 8) 국채선물 KTB503, KTB506 저빈도자료인 일별자료의 추정결과가 관측치의 한계로 인한 통계 분석상의 편의 때문에 발생하는 것인지 확인하기 위해 국채선물이 상장된 초기인 1999년 9월 29일부터 2005년 9월 20일까지의 6년간의 일별자료에 대해 GARCH(1,1)모형으로 추가 분석하였다. 아래표에서의 분석결과 분석상의 편의는 없는 것을 발견할 수 있었다.

	normal Gaussian						
	α_0	α_1	β_1	$\alpha_1 + \beta_1$	AIC	Log likelihood	관측치
KTB	0.0006 (0.340)	0.0619 (0.160)	0.9259 (0.000)**	0.9878	-0.3816	280.497	1,445

* : 5% 유의수준에서 유의함. ** : 1% 유의수준에서 유의함. () : p-value 값.

그러나 KTB506 분별, 10분별, 시간별 자료에서 모두 $\alpha_1 + \beta_1$ 의 값이 1보다 작은 값을 가지며 KTB503 10분별, 시간별 자료에서와 같은 IGARCH효과는 존재하지 않음을 알 수 있다. 특히 분별자료에서는 KTB503과 KTB506 모두에서 GARCH효과가 나타남을 알 수 있는데 이는 고빈도 자료로 갈수록 GARCH모형을 통한 수익률 변동성의 설명력이 더 유의적임을 나타낸다.

<표 4-7>와 <표 4-9>의 정규분포 가정과 비정규분포인 t-분포 가정의 모수 추정 값을 비교해보면, 로그우도함수의 값이 정규분포에서보다 t-분포일 경우 값이 크다는 것을 발견할 수 있다. 이는 t-분포의 경우 국채선물 시계열의 첨예분포하고 두터운 꼬리의 분포특성을 더 잘 설명한다는 것을 함의한다. 일별자료에서는 t-분포의 추정치가 유의적이지 못한 결과를 알 수 있는데 이는 수익률의 히스토그램에서 저빈도 자료일수록 평탄 분포하는 경향이 있다는 것을 재확인 하는 결과이다.

따라서 우리나라 선물시장의 국채선물 수익률을 시간척도별로 구분하여 GARCH(1,1)모형을 통해 추정 해본결과 고빈도 자료일수록 과거 수익률 변동성이 현재 수익률의 변동성에 유의적인 설명력을 가진다는 것을 알 수 있다. 이는 우리나라 선물시장의 국채선물 수익률은 시간이 흐름에 따라 변동성의 지속효과가 꾸준히 이어짐을 보인다고 할 수 있다. 또한 GARCH효과에 의해 기술되는 특성 외에도 t-분포에 의하여 국채선물 시계열에 대한 두터운 꼬리의 특성을 추가적으로 모형화 하는 것이 의미가 있었다.

제4절 거래량을 포함한 GARCH 혼합모형의 추정

이 절에서는 수익률의 변동성 모형에 사용한 GARCH(1,1)모형에 국채선물 거래량 변화율(V_t)을 포함한 식 (3.21)의 혼합모형으로 선물거래량 변화율이 선물수익률의 변동성에 어떠한 영향을 미치는지 실증 분석하였다.

<표 4-10>과 <표 4-11>은 거래량 변화율을 포함한 KTB503과 KTB506 국채선물의 시간척도에 따른 GARCH(1,1)모형의 추정 결과이다. 앞 절에서와 마찬가지로 오차항의 가정이 정규분포일 때와 비정규분포일 때로 나누어 추정하였다.

<표 4-10> 국채선물KTB503 거래량 변화율을 포함한 GARCH(1,1) 모형의 추정결과

계 수	normal Gaussian				Student's t			
	분별	10분별	시간별	일별	분별	10분별	시간별	일별
α_0	1.26e-05 (0.0000)**	0.0001 (0.0000)**	0.0027 (0.0000)**	0.019 (0.0134)*	1.83e-05 (0.0000)**	0.0004 (0.0000)**	0.00293 (0.0299)*	0.0015 (0.3334)
α_1	0.2986 (0.0000)**	0.1618 (0.0073)**	0.1345 (0.0173)*	0.0126 (0.8413)	0.3642 (0.0000)**	0.1497 (0.0000)**	0.1314 (0.0257)*	0.0326 (0.2763)
β_1	0.6748 (0.0000)**	0.6029 (0.0000)**	0.5226 (0.0000)**	0.5024 (0.0407)*	0.5688 (0.0000)**	0.5983 (0.0000)**	0.5117 (0.0054)**	0.5591 (0.2990)
γ_1	5.75e-08 (0.0321)*	4.91e-07 (0.0000)**	1.53e-05 (0.0000)**	4.69e-05 (0.0000)**	3.08e-08 (0.0000)**	1.42e-06 (0.0000)**	1.52e-05 (0.0000)**	3.80e-05 (0.4530)
$\alpha_1 + \beta_1$	0.9734	0.7647	0.6571	0.5150	0.9320	0.7480	0.6431	0.5917
Log likelihood	50,557.57	5,259.91	449.301	19.599	51,497.99	5,570.782	453.271	22.01
TDFI ⁹⁾	▪	▪	▪	▪	6.1028 (0.0000)**	4.3769 (0.0000)**	19.999 (0.0155)*	19.995 (0.5725)

* : 5% 유의수준에서 유의함.

** : 1% 유의수준에서 유의함.

() : p-value 값

<표 4-10>은 GARCH(1,1)모형에 거래량 변화율을 포함한 혼합 모형에 대한 국채선물 KTB503의 시간척도에 따른 추정결과이다. 국채선물 KTB503은 분별, 10분별, 시간별 자료에서는 수익률 변동성에 대하여 GARCH효과가 존재하는 것으로 나타났으며, 거래량 변화율 수익률변동성에 대한 유의한 정보를 제공하고 있음을 알 수 있다. 또한 일별 자료에서는 앞 절에서와 같이

9) 오차항의 t-분포 가정의 자유도 역수의 추정값

GARCH효과가 존재하지 않는 것으로 나타났으나 거래량 변화율은 선물 수익률변동성에 대한 유의한 정보를 제공하고 있음을 알 수 있다. 거래량 변화율을 포함하지 않은 GARCH(1,1)모형의 추정결과와 비교해보면 변동성의 지속성의 크기인 $\alpha_1 + \beta_1$ 의 수치가 거래량을 포함 했을 경우 비교적 낮게 나타남을 알 수 있다. 이는 거래량 변화율이 수익률변동성의 이분산성을 감소시키는 효과를 의미한다. 오차항의 가정을 정규분포와 비정규분포로 나누어 추정한 결과에서도 분별, 10분별, 시간별 자료에서 같은 결과를 나타냈으나 시간별, 일별 자료에서는 t-분포 추정치의 유의성이 없었다.

따라서 우리나라 국채선물 KTB503의 분별, 10분별, 시간별에서 선물 거래량 변화율의 변동성은 선물의 수익률 변동성에 대한 이분산성을 감소시키는 효과를 가지며 선물수익률의 과거 변동성과 함께 선물수익률의 변동성에 유의한 영향을 미친다는 것을 알 수 있다.

다음의 <표 4-11>은 GARCH(1,1)모형에 거래량 변화율을 포함한 혼합 모형에 대한 국채선물 KTB506의 시간척도에 따른 추정결과이다. 국채선물 KTB506에서의 분별 자료에서는 <표4-10>의 추정결과와 마찬가지로 GARCH-H효과가 뚜렷하게 나타났으나 정규분포를 가정한 경우의 10분별 자료에서는 GARCH효과 유의성이 없었고 시간별 자료에서는 GARCH효과 유의성이 낮게 발견 되었지만 비정규분포인 t-분포를 가정한 추정결과에서는 10분별, 시간별 자료 모두 높은 수준의 유의성으로 GARCH효과가 있음을 발견할 수 있다. 이것은 역시 고빈도 자료일수록 국채선물 시계열의 속성이 첨예 분포하고 두터운 꼬리의 특성을 가지며, 정규분포를 가정할 때보다 비정규분포인 t-분포를 가정할 때 시계열의 특성의 설명력이 높다는 것을 함의한다. 또한 <표 4-10>의 결과와 마찬가지로 국채선물 KTB506은 분별, 10분별, 시간별에서 과거의 수익률 변동성이 현재의 변동성에 유의한 정보를 가진 GARCH효과가 존재하는 것으로 나타났으나, 일별자료에서는 GARCH효과가 존재하지 않았다. 따라서 거래량 변화율의 변동성이 국채선물 KTB506의 분별, 10분별, 시간별에 따른 수익률의 변동성에 유의한 영향을 미친다는 것을 알 수 있다.

<표 4-11> 국채선물KTB506 거래량 변화율을 포함한 GARCH(1,1) 모형의 추정결과

계 수	normal Gaussian				Student's t			
	분별	10분별	시간별	일별	분별	10분별	시간별	일별
α_0	5.19e-05 (0.0000)**	0.0001 (0.4503)	0.0009 (0.0656)	0.0099 (0.3680)	1.05e-05 (0.0000)**	5.16e-05 (0.0000)**	0.0002 (0.0280)*	0.00995 (0.1952)
α_1	0.1499 (0.0000)**	0.1499 (0.5841)	0.1422 (0.0770)	0.2169 (0.4709)	0.2128 (0.0000)**	0.1816 (0.0000)**	0.1680 (0.0068)**	0.1922 (0.2985)
β_1	0.5999 (0.0000)**	0.5994 (0.4053)	0.5749 (0.0080)**	0.2683 (0.6820)	0.6419 (0.0000)**	0.6131 (0.0000)**	0.7492 (0.0000)**	0.2890 (0.5394)
γ_1	2.27e-07 (0.0000)**	5.50e-07 (0.7158)	2.93e-06 (0.0005)**	2.40e-07 (0.9884)	1.53e-05 (0.0000)**	2.48e-07 (0.0000)**	1.78e-06 (0.0000)**	1.75e-06 (0.9784)
$\alpha_1 + \beta_1$	0.7498	0.8493	0.7171	0.4852	0.8547	0.7947	0.9072	0.4812
Log likelihood	51,948.37	5,847.356	613.483	38.477	55,683.33	6,119.893	637.133	38.417
TDFI ¹⁰⁾	▪	▪	▪	▪	5.597 (0.0000)**	19.999 (0.0000)**	5.04 (0.0004)**	38.149 (0.9096)

* : 5% 유의수준에서 유의함.

** : 1% 유의수준에서 유의함.

() : p-value 값

<표 4-7>에서 <표 4-11>로부터 우리나라 선물시장의 국채선물 KTB503과 KTB506 시간척도에 따른 추정결과 분별, 10분별, 시간별 자료에서 과거 수익률의 변동성이 현재 수익률의 변동성에 영향을 미친다는 GARCH효과의 유의적인 설명력을 가진다는 것을 알 수 있었다. 또한 거래량을 포함한 GARCH(1,1)혼합모형에서도 마찬가지로 국채선물의 분별, 10분별, 시간별 자료에서 선물거래량 변화율의 변동성이 선물 수익률의 변동성에 유의한 영향을 미치는 결과를 발견 할 수 있었다. 이는 국채선물 시계열의 GARCH모형의 실증분석에서 저빈도 자료보다 고빈도인 자료에서 더 유의적인 설명력을 가진다는 것을 함의한다. 또 오차항의 가정을 정규분포일 때와 비정규분포인

10) 오차항의 t-분포 가정의 자유도 역수의 추정값

t-분포로 나누어 추정한 결과 국제선물 시계열의 특성은 고빈도 자료로 갈수록 첨예분포하고 두터운 꼬리를 가진 특성을 가지며, 고빈도 자료일수록 비정규분포인 t-분포의 추가적 모형의 추정이 의미가 있음을 알 수 있었다.

위의 결과로부터 우리나라 선물시장의 GARCH모형을 통한 변동성 추정에 있어서 고빈도 자료를 이용한 더 많은 실증분석 연구들이 필요하다.

제5장 결론

본 논문에서는 한국선물거래소에서 거래되고 있는 국채선물의 수익률 변동성 및 거래량 변화율의 변동성에 대해 시간척도별로 실증분석하기 위해 2004년 12월 7일부터 2005년 6월 14일까지 국채선물 KTB503과 KTB506의 틱 자료로부터 추출한 분별, 10분별, 시간별, 일별 이용하여 GARCH(1,1)모형과 거래량 변화율을 포함한 GARCH(1,1) 혼합모형을 통해 과거의 수익률 변동성이 현재의 수익률 변동성에 유의한 설명력을 가지는지와 거래량 변화율의 변동성이 수익률 변동성에 유의한 영향을 미치는지 실증 분석하였다. 또 GARCH모형의 추정에서 오차항의 가정을 정규분포일 경우와 비정규분포인 t -분포인 경우로 나누어 추정 하였다. 이에 대한 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 국채선물의 시간척도별 수익률의 변동성에 대한 GARCH(1,1)모형의 분석결과 일별자료에서는 유의한 GARCH효과가 없었지만, 분별, 10분별, 시간별 자료에서는 유의적인 GARCH효과 존재 하였다. 특히 KTB503과 KTB506 분별자료 모두 GARCH 효과가 뚜렷하게 나타났는데, 이는 저빈도 자료에서 고빈도 자료로 갈수록 과거 수익률의 변동성 충격이 현재 수익률의 변동성에 영향을 더 크게 미치는 동시에 그 충격이 장기간 지속성을 가진다는 것을 알 수 있었다.

둘째, GARCH(1,1)모형에 거래량 변화율을 포함한 분석결과 일별자료에서는 유의적인 GARCH효과가 없었고, 분별, 10분별, 시간별 자료에서 유의적인 GARCH효과가 존재하여 선물거래량 변화율의 변동성이 과거 선물수익률 변동성과 함께 현재 선물수익률의 변동성에 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 특히 분별, 10분별, 시간별 선물 거래량 변화율의 변동성이 선물 수익률의 변동성에 대하여 이분산성을 감소시키는 것으로 보여 선물 거래량 변화율의 변동성이 선물 수익률의 변동성에 대한 유용한 정보를 갖고 있는 것으로 볼 수 있다. 또한 이러한 분석결과는 저빈도 자료보다 고빈도 자료에서 그

차이가 더욱 뚜렷하게 나타났다.

셋째, 거래량 변화율을 고려하지 않은 GARCH(1,1)모형의 추정과 거래량을 고려한 GARCH(1,1)혼합모형의 시간척도별 추정결과 모두 저빈도 자료인 일별자료에서는 GARCH 효과가 나타나지 않았고 고빈도 자료인 분별, 10분별, 시간별에서는 GARCH 효과가 나타났다. 특히 고빈도 자료로 갈수록 GARCH 효과는 뚜렷하게 나타났다. 이는 국채선물 시계열의 GARCH모형의 실증 분석에서 저빈도 자료보다 고빈도 자료에서 더 유의적인 설명력을 가진다는 것을 알 수 있게 되었다.

넷째, 오차항의 가정을 정규분포와 비정규분포인 t-분포로 나누어 추정한 결과 우리나라 선물시장의 국채선물 시계열의 특성은 고빈도 자료로 갈수록 첨예분포하고 두터운 꼬리를 가지며, 고빈도 자료일수록 비정규분포인 t-분포 모형의 추정결과의 적합성이 높다는 것을 알 수 있었다.

기존의 많은 연구들은 우리나라 국채선물시장 변동성의 GARCH모형에 대한 실증분석에서 일별 및 주별자료인 저빈도 자료를 사용하여 분석하여 국채선물 수익률의 변동성에 GARCH효과가 미약하거나 GARCH효과가 존재하지 않다고 분석하였다. 그러나 이 논문에서는 국채선물의 시간척도별 고빈도 자료를 이용하여 변동성을 추정한 결과 국채선물의 분별, 10분별, 시간별 자료에서 GARCH효과가 고빈도로 갈수록 뚜렷하게 존재하는 것으로 분석하였다.

한편, 본 연구에서는 우리나라 선물시장의 국채선물 시간척도별 고빈도 자료를 이용하여 거래량 및 수익률 변동성을 GARCH모형만으로 분석하였다. 따라서 본 연구의 결과는 선물시장이 선진화된 해외선물시장의 고빈도 자료와 비교분석 하는 것은 의미가 있다. 즉, 본 연구의 결과가 우리나라 선물시장의 특수성인지 아니면 선진화된 해외선물시장과 같은 일반적인 현상인지에 대한 분석은 향후 연구과제로 남겨둔다. 또한 이후의 연구에서는 한국선물거래소에서 거래되고 있는 금리 및 상품선물의 고빈도 자료를 통한 분석과 여러 가지 ARCH계열 모형의 분석을 통해 우리나라 선물시장의 수익률 및 거래량 변동성의 특성과 그 관계에 대해서 분석 할 필요가 있다.

참고 문헌

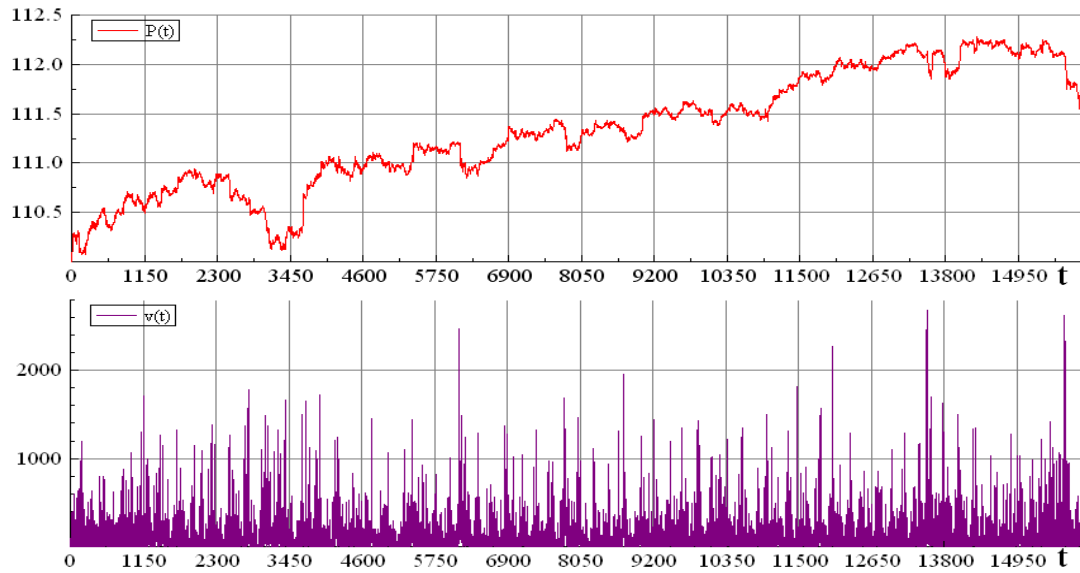
- 김명직, 장국현, 금융시계열 분석, 경문사, 1998.
- 김영갑, 주가지수 선물시장에서 거래량과 가격변화간의 관계에 관한 연구 : GARCH 효과를 중심으로, 증권 92호, 1997, pp. 16-28.
- 구맹희, 이윤선, EGARCH 모형을 이용한 주식수익률의 변동성 연구, 재무관리 연구 제12권 제2호, 1993, pp. 95-120.
- 서상구, 엄철준, 강인철, 한국주가지수 선물시장에 있어서 만기, 거래량, 그리고 변동성간의 관계에 관한 실증 연구, 재무관리연구 제16권 제1호, 1999, pp. 193-222.
- 연규영, 상품선물시장에서 가격변동성 분석-미국과 일본 곡물선물시장을 중심으로-, 농업경영·정책연구 제29권 제2호, 2002, pp. 334-348.
- 조 담, 주식수익률의 조건부 이분산성에 관한 실증적 연구, 재무연구 제7호, 1994, pp. 5-36.
- 조성렬, 이정형, 선물거래량과 가격변동성에 대한 GARCH 효과, 선물시장리뷰, 한국선물거래소, 2001, pp. 3-20.
- 이재득, 한국의 선물가격 변동성과 비대칭성 분석 : GARCH, EGARCH, TARCH 분석, 경제연구 제21권 제3호, 2003, pp. 145-170.
- Akgiray, V., Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts, Journal of Business 62, 1989, pp. 55-80.
- Board, J., and C. Sutcliffe, Information, Volatility, Volume, and Maturity: An Investigation of Stock Index Futures, Review of Futures Market 9, 1991, pp. 532-549.
- Bollerslev, T., Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, Journal of Econometrics 31, 1986, pp. 307-327.
- , Engle, R., Wooldridge, J., A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances, The Journal of Political Economy, 1988, pp. 95-116.

- Clark, P. k., A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Price, *Econometrica* 41, 1973, pp. 135-156.
- Copeland T. E., A Model of Asset Trading under the Assumption of Sequential Information Arrival, *Journal of Finance* 31, 1976, pp. 1149-1168.
- , A Probability Model of Asset Trading, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 12, 1977, pp. 563-578.
- Cornell, B., The Relationship between Volume and Price Variability in Futures Markets, *Journal of Futures Market* 1, 1981, pp. 303-316.
- Epps, T. W. and M. L. Epps, The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implication for the Mixture -of-Distribution Hypothesis, *Econometrica* 44, 1976, pp. 305-321.
- Engle, R., Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation, *Econometrica* 50, 1982, pp. 987-1008.
- , Estimates of the Variance of U. S. Inflation based upon the ARCH Model, *Journal of Money. Credit and Banking*. 15, 1983, pp. 286-301.
- , Bollerslev, T., Modeling the Persistence of Conditional Variance, *Econometric Review* 5, 1986, pp. 1-50.
- , D. M. Lillien and R. P. Robins, Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: the ARCH-M Model, *Econometrica* 55, 1987, pp. 391-407.
- Foster, Andrew J., Volume-Volatility Relationships for Crude Oil Futures Markets, *The Journal of Futures Markets*, 15, 1995, pp. 929-951.
- Lamoureux, C. G., and W. D. Lastrapes, Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH Effects, *Journal of Finance* 45, 1990, pp. 221-230.
- Najand, M., and K. Yung, A GARCH Examination of the Relationship between Volume and Price Variability in Futures Markets, *Journal*

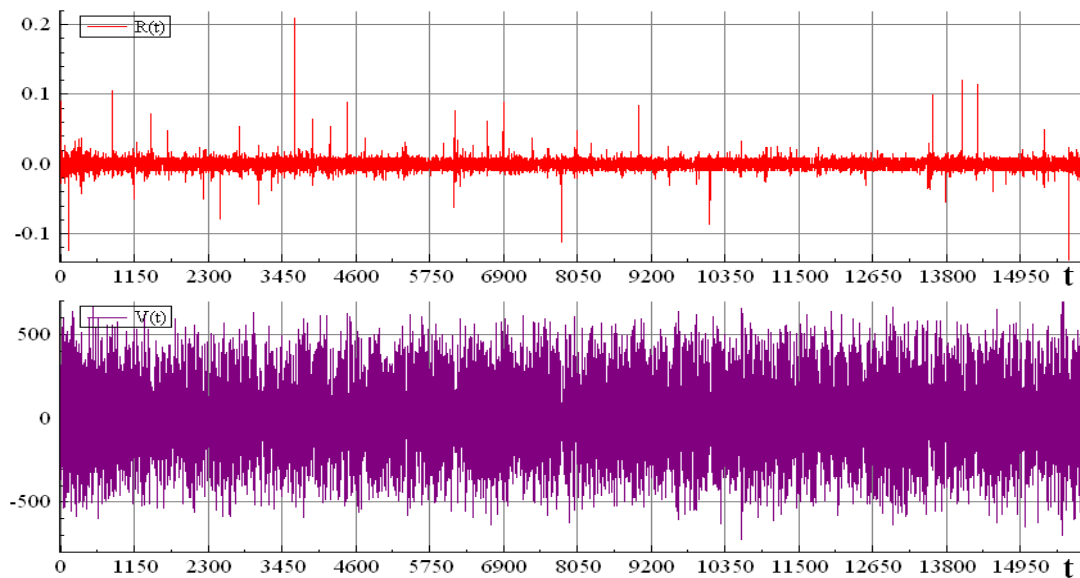
- of Futures Market 11, 1991, pp. 613-621.
- Schwert, G. W., Stock Volatility and the Crash of 87, *Journal of Finance*, 45, 1990, pp. 1129-1155.
- Tauchen G. E. and M. Pitts, The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets, *Econometrica* 51, 1983, pp. 485-505.

부록

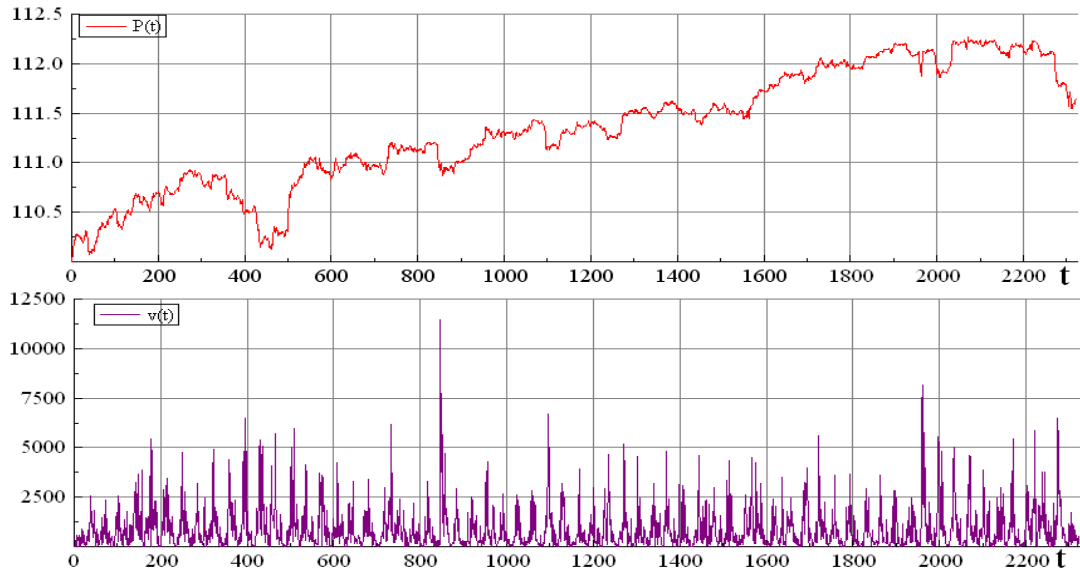
〈그림 A-1〉 KTB506 분별 자료의 선물가격·거래량 지수



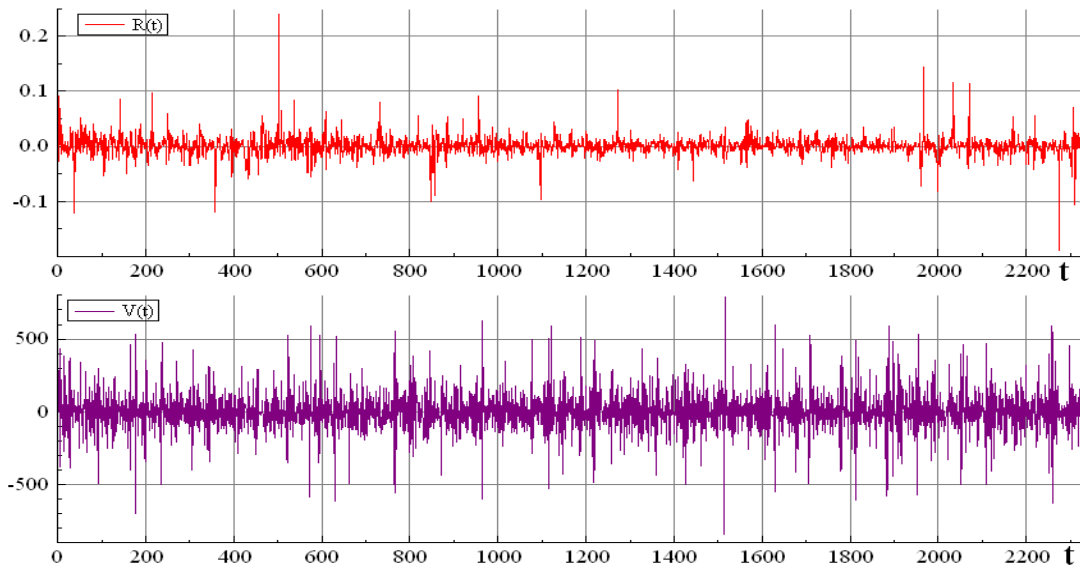
〈그림 A-2〉 KTB506 분별 자료의 선물 수익률·거래량 변화율



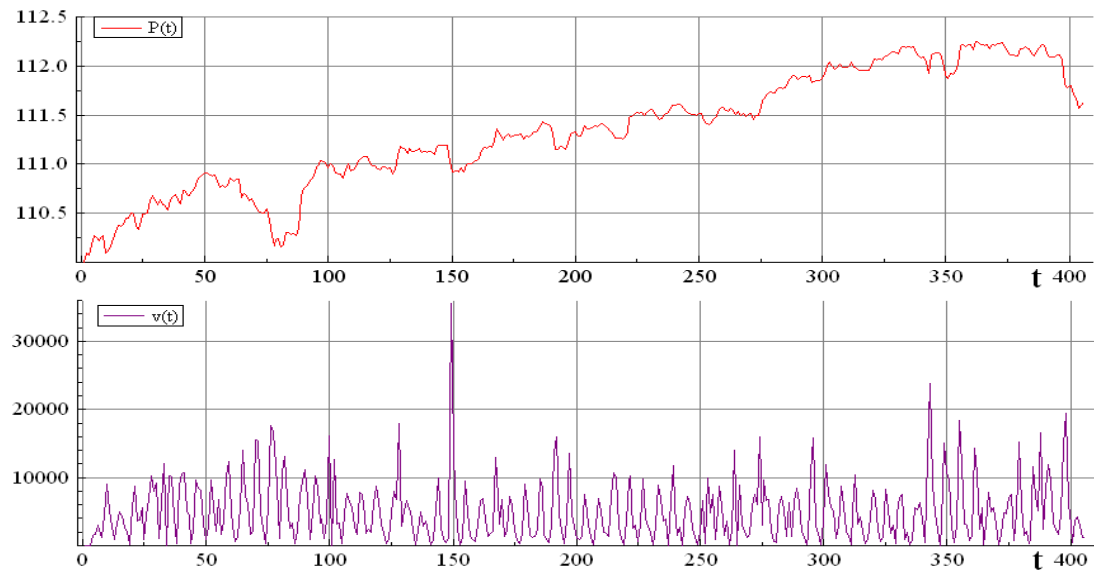
<그림 A-3> KTB506 10분별 자료의 선물가격·거래량 지수



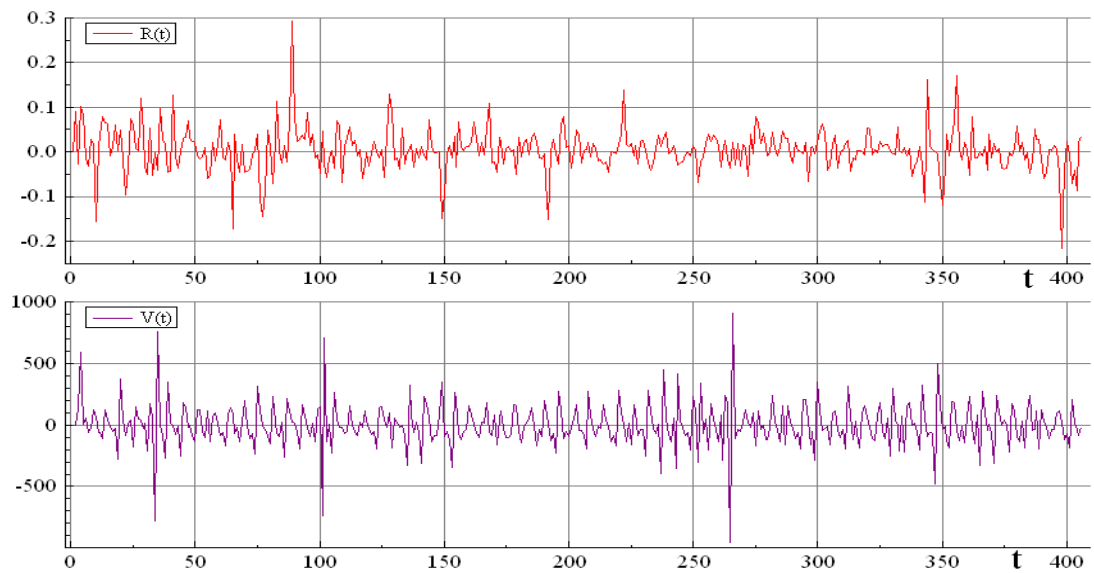
<그림 A-4> KTB506 10분별 자료의 선물 수익률·거래량 변화율



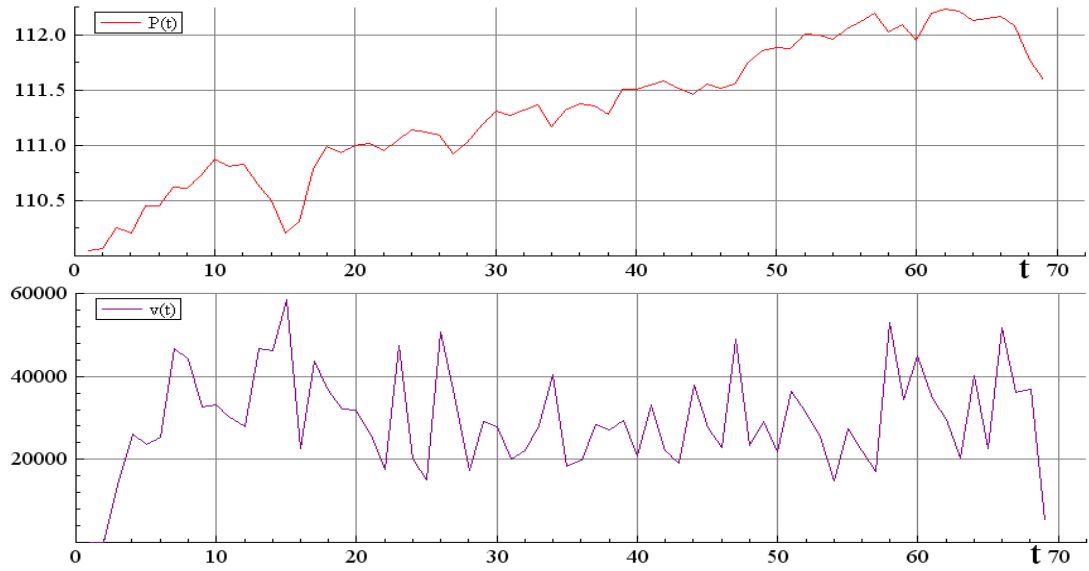
<그림 A-5> KTB506 시간별 자료의 선물가격·거래량 지수



<그림 A-6> KTB506 시간별 자료의 선물 수익률·거래량 변화율



<그림 A-7> KTB506 일별 자료의 선물가격·거래량 지수



<그림 A-8> KTB506 일별 자료의 선물 수익률·거래량 변화율

