

유형별 선물 거래 활동이 시장 변동성과 선물 수익률에 미치는 비선형 영향 분석: STR 분석

옥기울(부산대학교)*

고광수(부산대학교)**

김태우(부산대학교)***

< 요약 >

본 연구는 기존의 연구를 근거로 코스피200 선물 거래 활동을 총 거래 활동, 헤지 거래 활동, 투기 거래 활동으로 구분한 다음, 부드러운 국면 전환을 고려할 수 있는 평활 전이 회귀 분석(smooth transition regression, STR)을 사용하여 각 유형별 선물 거래 활동이 시장 변동성과 선물 수익률에 미치는 상이한 영향을 분석하였다. 분석 기간은 2001년부터 2011년 동안의 일별 자료를 사용하였다. 분석 결과는 다음과 같다: 첫째, 기존의 연구와 동일하게 시장 변동성을 야기하는 선물 거래 주체가 투기 거래자임을 확인하였다. 또한 코스피 200 선물 시장에서 헤지 거래 활동은 시장 변동성에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나 시장 안정화에 기여함을 보였다. 둘째, 테일러 전개를 통한 평활 전이 회귀의 사전 분석에서 각 분석 변수들이 비선형 종속적인 변수임을 보였다. 이를 통해 분석에 비선형 모형인 평활 전이 회귀 모형이 적합함을 알 수 있었다. 셋째, 각 유형별 선물 거래 활동은 시장 변동성과 선물 수익률에 국면에 따라 상이한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 개인 또는 기관 투자자가 선물 거래 활동 정보에 입각하여 투자 전략을 수립할 경우 기존의 선형 분석 방법에 의한 정보는 문제가 있음을 나타내며, 분석에 적절한 비선형 모형을 사용해야 함을 보여준다. 마지막으로 선물 총 거래 활동 정보와 투기 거래 활동 정보를 이용해 선물 수익률을 예측할 수 있음을 보였는데, 이는 코스피200 선물 시장의 비효율성을 나타내는 결과이다.

핵심단어: 평활 전이 회귀, 국면 전환, 투기자 거래 활동, 헤지 거래 활동, 코스피200 선물

* 부산대학교 경영대학. E-mail: kyohk@pusan.ac.kr, 051-510-2552, 부산시 금정구 장전동 산 30번지,

** 부산대학교 경영대학. E-mail: kks1201@pusan.ac.kr,

*** 부산대학교 경영대학. E-mail: taewookim@pusan.ac.kr,

1. 서론

1996년 코스피200 주가 지수 선물 도입 이후로 선물 시장의 기능과 역할에 대한 연구가 지속적으로 이루어지고 있다. 주가 지수 선물은 현물 시장에 비해 낮은 비용으로 거래가 이루어지고, 매도에 대한 제한이 없는 이유로 시장 정보가 현물 시장에 비해서 보다 신속하게 거래에 반영된다. 또한 적절한 위험 관리 수단을 투자자에게 제공하고, 투기 거래자들에게 대안적인 투자 수단이 되는 등의 긍정적인 역할로 인해 금융 시장에서 그 유용성을 인정받고 있다. 선물 시장의 유효성에 대한 연구는 과거에는 선물 시장 도입의 패러다임에 관한 연구가 주류를 이뤘지만, 이후 선물 거래 활동의 영향에 관한 연구로 발전되었다.¹⁾ 선물 거래 활동의 영향에 대한 연구는 크게 시장 변동성에 미치는 영향에 관한 연구와 선물 가격에 미치는 영향에 관한 연구로 구분할 수 있다. 기존의 실증 연구들은 대부분 선물 거래가 시장을 안정화 시키는 역할을 하는가에 대하여 분석하거나, 선물 거래 정보를 이용하여서 선물 수익률을 설명 또는 예측할 수 있는가에 대한 분석이 주류를 이루었다.

한편, 선물 시장에서 거래 활동의 유형은 투기자(speculator) 거래 활동과 헤저(hedger) 거래 활동으로 나눌 수 있는데, 이들은 각기 다른 목적을 가지고 있으며, 서로 다른 전략을 가지고 거래하는 것으로 알려져 있다. 먼저 투기자는 선물의 가격 변동으로부터 이익을 얻으려고 투자하는 자를 가리키는데, 이들은 가격 변동의 위험을 감수하고 선물 거래에 적극적으로 참여하므로 시장의 변동성을 증가시킨다. 이와는 달리 헤저는 현물 포지션과 반대의 선물 포지션을 취하여 가격 위험을 헤지(hedge)시키는데, 이러한 헤지 거래는 시장의 깊이(market depth)를 증대시켜 시장 안정화에 기여하는 것으로 알려져 있다. 본 연구에서는 선물 시장 거래 활동을 총 거래 활동, 헤지 거래 활동, 투기 거래 활동으로 구분한 후에 시장 변동성과 선물 가격에 미치는 상이한 영향을 분석하고자 한다. 각 투자 유형별 투자자를 구분하기 위해서 헤지 거래 활동과 투기 거래 활동에 대한 적절한 대용 변수(proxy variable)를 선정하는 것이 중요하게 되는데, 기존 연구를 근거로 헤지 거래와 투기 거래 활동의 대용 변수를 정의하였다. Bessembinder and Seguin(1992, 1993), Hong(2000)은 미결제 약정 수량이 선물 시장에서 하루 이상의 포지션을 유지하는 헤지 수요(hedge demand)를 나타낸다고 하였는데, 이를 근거로 코스피200 선물 미결제 약정 수량은 헤지 거래 활동의 대용 변수로 선정하였다. Chatrath, Ramchander, and Song(1996)은 모든 거래 유형의 거래 활동이 포함되어 있는 선물 거래량에서 헤지 거래 활동을 나타내는 미결제 약정 수량을 나눈 값을 선물 투기 거래의 대용 변수로 사용하였는데, 이에 본 연구에서도 동일한 방법으로 투기 거래 활동에 대한 대용 변수를 선정하였다.

기존의 실증 연구에 있어서 미국을 비롯한 다른 나라 시장에 대한 연구나 우리나라 선물 시장에 대한 연구는 주가 지수 선물이 시장 변동성 또는 선물 수익률에 미치는 영향에 대해 일관된 결과를 보이지 못하고 있다. 이는 연구 방법, 또는 연구 대상, 연구 기간의 차이에

1) 선물 도입의 영향에 관한 연구는 Edwards(1988), Baldauf and Santoni(1991), Damodaran and Subrahmanyam(1992), Lee and Ohk(1992) Antoniou and Foster(1992), Gulen and Mayhew(2000), Hong(2000), 국내에서는 김인준 외 2인(1997), 옥기윤(2005), 박종원(2006)등이 있는데, 선물 도입은 기초 자산의 변동성을 감소시키거나 적어도 증가시키지 않는 것으로 나타났다. 이러한 연구는 엄밀히 말하면 선물 거래 활동의 효과가 아니라 선물 도입의 패러다임에 관한 연구라고 정의할 수 있다.

기인하는 것 일수도 있지만, Gulen and Mayhew(2000)이 제시한 것처럼 선물 시장은 복잡적이고도 서로 상쇄적으로 선물 시장 정보에 작용하기 때문인 것도 하나의 이유일 것이다. 이처럼 시장 변동성 또는 선물 가격과 선물 거래 활동과의 상관관계는 거시적인 여건들과 시장 참가자들의 상이한 판단에 따라 복잡적으로 결정되고 조정된다. 이와 같은 이유들로 인해 시장 상황에 따라 그 영향이 달라지는 특성이 있다.¹⁾ 국면의 전환에 의해 유발되는 시계열의 비선형적 관계에 대한 분석을 위해 해밀턴 모형(Hamilton model), 마코브 국면 전환 모형(Markov regime switching model), 임계값 자기회귀(threshold autoregression, TAR)등의 다수의 방법이 적용되었으나, 대부분 순간적이고 급격한 국면 전환에 의한 영향만을 추정할 수 있어서 다양한 요인에 의해 발생하는 부드러운 국면 전환(smooth regime switching)을 모형화하지 못한다는 단점이 있다. 이에 본 연구에서는 선물 거래자를 유형별로 구분한 후에 각 투자 유형별 선물 거래 활동이 시장 변동성 또는 선물 수익률에 미치는 영향을 평활 전이 회귀(smooth transition regression, STR)모형을 사용하여 분석하였다. 평활 전이 회귀 모형은 Teräsvirta(1994)에서 추정 방법이 구체화 되었는데, 환율이나 거시 경제 변수에 대한 비선형적인 관계 검증에 많이 사용되었다. 또한 변수의 비선형성 검증을 새로운 분석 방법이 필요하지 않고, 모형 내에서 확인할 수 있다는 장점이 있다.²⁾ 분석 대상은 국내 선물 시장에서 가장 큰 비중을 차지하고 있는 코스피200 선물을 대상으로 선정하였고, 분석 기간은 2001년 1월부터 2011년 1월까지의 일별 자료이다.

본 연구의 공헌은 다음과 같다. 첫째, 선물 거래 활동은 각기 다른 전략과 목적을 가진 투자 유형이 존재하는데, 기존 연구에 근거하여 선물 시장의 거래 활동을 총 거래 활동, 헤지 거래 활동, 투기 거래 활동으로 구분하여 시장 변동성 또는 선물 수익률에 미치는 영향을 확인하였다. 투기적 선물 거래 활동이 시장 변동성을 야기한다는 기존의 연구들(Figlewski, 1981 ; Stein, 1987 ; Ross, 1989)은 각종 정책적 규제의 논리를 제공하고 있는데, 본 연구에서는 기존의 연구와 동일하게 시장 변동성을 야기하는 선물 거래 주체가 투기 거래자임을 확인하였다. 또한 코스피 200 선물 시장에서 헤지 거래 활동은 시장 안정화에 기여함을 보였다. 둘째, 테일러 전개를 통한 평활 전이 회귀의 사전 검증에서 각 변수들이 비선형 종속적인 변수임을 보였는데, 이를 통해 분석에 비선형 모형인 평활 전이 회귀 모형이 적합함을 알 수 있었다. 셋째, 기존의 선물 거래 활동과 선물 가격 또는 기초 자산 변동성 간의 일치되지 않은 연구 결과가 국면의 전환을 적절히 고려하지 않았기 때문에 발생하는 것으로 가정하고, 평활 전이 회귀를 이용하여 국면에 따라 상이하게 나타나는 각 유형별 선물 거래 활동에 대한 선물 수익률과 시장 변동성의 반응을 확인하였다. 연구 결과, 각 유형별 선물 거래 활동은 국면에 따라 시장 변동성과 선물 수익률에 미치는 영향이 상이함을 보였다. 마지막으로 선물 총 거래 활동 정보와 투기 거래 활동 정보를 이용해 선물 수익률을 예측할 수 있음을 보였는데, 이는 코스피200 선물 시장의 비효율성을 지지하는 결과라고 할 수 있을 것이다

-
- 1) 시계열의 비선형성의 유무 또는 일정한 주기를 가질 수 있다는 근거가 여러 연구에서 주장되어 왔다. Brock and Lebaron(1996)은 투자자의 서로 다른 믿음, Peters(1994)는 변동하는 투자기간과 위험에 대한 차이가, 그리고 Lux(1995)는 집단 행동 등이 이러한 시계열의 비선형성을 유발하는 이유라고 제시 하였다.
 - 2) 해밀턴이 많은 비판을 받은 것도 변수들 자체의 비선형성 검증을 하지 않았다는데 그 이유가 있다. 선형 종속적인 변수에 임의의 비선형 모형을 적합시키면 가성 회귀 현상이 나타날 수 있기 때문이다. 방법론에서 다시 자세히 설명하겠지만, STAR또는 STR모형은 모형 내에서 분석대상 변수가 분석에 적합한 적절한 비선형성을 가지고 있는지 확인할 수 있다.

본 연구는 다음과 같은 차례로 이루어진다. 분석에 사용된 자료와 평활 전이 회귀 모형에 대한 방법론에 대해서 먼저 알아본다. 그리고 사전 분석으로 선물 시장의 각 변수들의 비선형성을 검증한 후 평활 전이 회귀 방법을 이용하여 부드러운 국면에 따른 선물 거래 활동의 영향을 실증적으로 분석한다. 마지막으로 본 연구에 대한 결론과 한계점으로 마무리하고자 한다.

2. 선행연구

선물 거래 활동에 관한 연구는 선물 시장의 거래 활동이 현물 시장 변동성에 미치는 연구와 선물 가격에 미치는 영향에 대한 연구로 구분된다. 먼저, 선물 거래 활동이 현물 변동성에 미치는 영향에 대해 Bessembinder and Seguin(1992)은 예측할 수 있는 거래 활동은 현물 시장 변동성과 음(-)의 관계를 보여 시장 안정화에 기여하는 반면, 예측하지 못하는 거래 활동은 현물 시장 변동성과 양(+)의 관계를 보여 현물 시장을 더욱 불안정하게 하는 요인이 됨을 보였다. 기초 자산의 변동성을 증가시키는 요인으로 Chatrath, Ramchander and Song(1996)은 투기자 거래 활동임을 보였고, Adrandi and Chatrath(1998)은 영구적인 거래량 충격이 많은 영향을 미친다고 하였다. 국내에서는 권택호, 이해문(2000)이 코스피200 선물 거래가 현물 시장의 변동성을 증가시키는 요인이 아님을 보였으나, 김민호, James Nielsen 과 오현탁(2003)은 예측 가능한 선물 거래는 현물 변동성과 영향을 주지 않지만, 예측 불가능한 선물 거래는 현물 변동성과 양(+)의 관계를 보여 주었다. 한편, Gulen and Mayhew(2000)은 선물 거래 활동과 현물 변동성 사이의 관계가 국가별로 상이함을 보였다. 기초 자산의 변동성이 투자자의 거래에 미치는 영향에 대한 연구 결과에는 다양한 시각이 존재하는데, Chen, Cuny and Haugen(1995)은 기초 자산의 변동성이 증가하게 되면 미결제 약정의 수량을 증가시킴을 보였는데, 이는 투자자가 변동성이 커질 때 주식의 보유량을 줄이고 헤지를 위해 선물을 매입하기 때문이라고 하였다. 이와 반대로 Darrat and Rahman(1995)은 선물 시장의 거래량과 미결제 약정 수량은 현물 변동성과 유의한 관계가 없다고 하였다.

시장의 정보가 신속하게 거래에 반영되는 선물 시장의 특성상, 선물 거래 활동은 선물 가격과도 밀접하게 연관되어 있다. 선물 시장에서 거래 활동과 가격 간의 관계에 관한 연구는 선물 시장 효율성 검증과 가격 발견에 대한 실증적인 분석에 그 초점이 맞춰져 있다. 시장의 수익률 정보와 선물 거래의 관계에 대한 연구로 Clark(1973), Cornell(1981), Karpoff(1987), Tauchen and Pitts(1983), Najand and Yung(1991), Grammatikos and Saunders(1986)가 있다. 연구 결과, 선물 시장의 거래 활동이 선물 수익률 또는 선물 가격 변동성과 양(+)의 관계가 있음을 보였다. Bessembinder and Seguin(1993)은 예측하지 못하는 거래량 충격이 선물 가격 변동성에 양(+)의 영향을 미침을 보였다. Jacobs and Onochie(1998)은 통화 선물 가격, 거래량 및 미결제 약정 수량을 이용하여, 거래량의 변화는 가격 변화에 양(+)의 영향을 미치지만, 미결제 약정 수량은 유의한 영향을 미치지 않는다고 하였다. 기존 연구를 통해 시장의 정보와 거래량 간에는 상호 작용이 존재함을 알 수 있는데, Kocagil and Shachmurove(1998)은 원유, 농산물, S&P500 선물 수익률과 거래량 간에는 상호 피드백적인 영향이 있는 것을 보여주었다. 선물 가격 변동성 관련해서 Girma and Mougoue(2002)는 거래량과 미결제 약정 수량은 동일하게 선물 가격 변동성에 대하여 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있음을 보여주어 이를 선물시장의 가격 변동이 시장 거래 정보에 대해서 비효율적으로 반응하고 있다는 증거로 제시하였다.

기존의 연구를 살펴보면, 방법론과 분석 대상 또는 기간에 따라 상이한 결과를 보인다. 또한 국면 전환 모형을 사용하여 선물 거래 활동과 시장 변동성 또는 선물 수익률 간의 관계를 분석한 연구는 없었는데, 본 연구에서는 평활 전이 회귀를 이용한 분석을 통해 국면 전환에 따라 달라지는 변수들 간의 관계를 알아보고 기존 연구들과 비교하기로 한다.

3. 자료 및 방법론

3.1 자료

본 연구의 분석을 위해서 2000년 1월 4일 부터 2011년 1월 4일 까지 11년 동안의 미결제일 자료를 제외한 일별 코스피200 선물 증가, 선물 거래량, 미결제 약정 수량, 코스피200 지수 고가와 저가 자료를 사용하였다.¹⁾²⁾ 분석을 위해 기초 자산 변동성은 Parkinson(1980)에서 제안한 일중 고가와 저가를 이용한 변동성 측정 방법을 사용하였다.³⁾ 본 연구는 선물 거래 활동을 총 거래 활동, 헤지 거래 활동, 그리고 투기 거래 활동으로 구분하여 그 영향을 분석하는 것이 목적인데, 총 거래 활동의 대응 변수는 선물 거래량이 모든 거래 정보를 포함하고 있기 때문에 그대로 사용하여도 큰 무리가 없지만, 헤지 거래 활동과 투기 거래 활동의 적절한 대응 변수를 선정하는 것이 중요하게 된다. 본 분석에서는 기존의 연구에 의하여 적절한 대응 변수를 선정하였다. 먼저, Bessembinder and Seguin(1992, 1993)과 Hong(2000)은 대부분의 투기 거래자는 일중에 포지션을 청산하고, 헤지 거래자는 최소 하루이상 포지션을 유지하기 때문에, 하루 이상 보유 포지션의 수량을 나타내는 미결제 약정 수량은 선물 시장에서 헤지 수요를 나타낸다고 하였다. 이를 근거로, 미결제 약정 수량을 코스피200 헤지 거래 활동의 대응 변수(proxy variable)로 사용하였다. Chatrath, Ramchander and Song(1996)는 투기 거래 정보와 헤지 거래 정보를 둘 다 포함하고 있는 선물 거래량을 헤지 수요를 나타내는 미결제 약정 수량으로 나누어서, 선물 시장 투기 거래 활동을 나타내는 대응 변수로 사용하였는데, 본 연구에서도 이와 동일하게 투기 거래 활동의 대응 변수를 선정하였다. 수익률과 거래량, 미결제 약정은 모두 로그값을 취한 전일의 자료와 로그값을 취한 당일 자료의 차이로 계산하였다. 분석에 사용된 각 변수를 식으로 나타내면 다음과 같다.⁴⁾

1) 본 연구의 분석에 사용된 자료는 모두 (주)한국 증권 전산(KOSCOM)에서 제공하는 CHECK에서 구하였다. 자료의 정확성을 확인하기 위해 (주)에프엔가이드와 한국거래소에서 제공하는 자료와 비교, 확인하였다.

2) 코스피200 선물은 유가증권시장 본부에 상장된 주권 200 종목의 시가 총액 기준으로 산출된 코스피200 지수(산출기준시점 1990.01.03)를 기초 자산으로 하는 상품이다. 코스피200 선물은 주가 지수를 거래 대상으로 하고 있어, 최종 결제 방법으로 현금 결제를 채택하고 있다. 거래 단위는 코스피200 선물 가격에 거래 승수인 50만을 곱한 것으로 결정되고, 결제일은 3, 6, 9, 12월 둘째 주 목요일이다(공휴일인 경우 순차적으로 앞당김). 거래 시간은 09:00 ~ 15:15(최종거래일 09:00 ~ 14:50)이다.

3) Parkinson(1980)에서는 식 $\sqrt{(1/4\ln 2) \cdot (\ln \max - \ln \min)^2}$ 에 의해 일별 변동성(σ)을 추정한다. 이 방법은 자본 자산들의 변동성을 측정하는데 있어서 전통적으로 사용되어온 증가를 기준으로 한 표본 분산에 비해 추정이 보다 효율적임을 보여주었다.

4) 선물 거래량과 미결제 약정 수량은 만기일 기준으로 대략 5일 전부터 기존 포지션의 청산과 차근월물을 이용한 새로운 포지션의 생성 등으로 인해 거래량은 뚜렷하게 증가하고, 미결제 약정 수량은 뚜렷하게 감소하는 경향을 보인다.(이와 반대로 차근월물의 미결제 약정수량은 뚜렷한 증가를 보인다.) 이와 같은 현상에서 나타나는 허구적 회귀 문제점을 해결하기 위해 Chatrath, Ramchander and Song(1996, 이하 CRS라 한다)은 결제일의 첫 거래일부터 차근월물 자료로 대체하여 사용하였고, 김민호, James Nielsen, 오현탁(2003)은 최근월물과 차근월물

$$\sigma_t = \sqrt{(1/4 \ln 2) \cdot (\ln \max - \ln \min)^2} \quad (1)$$

$$\delta fr_t = \ln(fp_t / fp_{t-1}) \quad (2)$$

$$\delta tv_t = \ln(tv_t / tv_{t-1}) \quad (3)$$

$$\delta oi_t = \ln(oi_t / oi_{t-1}) \quad (4)$$

$$sta_t = tv_t / oi_t \quad (5)$$

단, σ : 코스피200 지수의 일별 변동성
 \max : 코스피200 지수의 일별 고가
 \min :은 코스피200 지수의 일별 저가
 fp : 코스피200 선물 지수 일별 증가
 tv : 코스피200 선물 일별 거래량
 oi : 코스피200 선물 일별 미결제 약정 수량

각 자료에 대한 기초통계량은 다음과 같다.

<표 1> 삽입.

시장 변동성의 평균은 3.45%로 나타났으며, 선물 수익률, 총 거래 활동, 헤지 거래 활동의 평균은 0과 크게 다르지 않았다. 투기 거래 활동은 평균 약 2.5% 정도로 나타났다. 설명 변수인 각 유형별 거래 활동의 표준 편차를 살펴보면 종속 변수인 시장 변동성과 선물 수익률의 표준 편차보다 크게 나타남으로써 회귀 기반의 분석인 평활 전이 회귀를 적용하여 분석할 수 있음을 보였다. B-J통계량은 모든 변수들이 정규분포가 아님을 보였다.

3.2 방법론

국면 전환 또는 경기 순환 주기에 따른 변수 간의 상이한 관계처럼 선형 모형에 의해 분석되기 어려운 연구 분야에서 비선형 시계열 분석 방법이 연구되어왔다. 특히 상태 종속 또는 영역 변경 형태를 다루는 모형들이 활발히 연구되어 왔는데, 그 중에서도 Teräsvirta(1994)에 의해서 발전된 평활 전이 회귀(Smooth Transition Regression, STR)모형이 시계열 변수들의 분석에 자주 이용되고 있다. 평활 전이 회귀 모형은 국면 전환 모형의 발전된 형태인데, 변수들 사이의 관계가 선형적이 아닌 경우에 이를 모형화 할 수 있는 장점이 있다. 예를 들어, 선물 시장이 상승세를 보이는 경우에 종속 변수가 다른 설명 변수에 뚜렷한 영향을 받지 않지만, 하락세를 보이는 경우에 민감하게 반응 현상이 나타나는 등의 비선형적 관계를 분석할 수 있다. 평활 전이 회귀의 기본적인 형태는 다음과 같다.

의 거래량과 미결제 약정수량 자료를 합하여 사용하였다. 미국 선물 거래 활동과는 다르게 한국은 만기일의 첫 거래일에는 차근월물의 거래가 거의 없으므로 Chatrath, Ramchander and Song(1996)의 방법을 그대로 사용하기에는 무리가 있어, 만기일의 첫 거래일부터 최근월물과 차근월물의 거래량, 미결제 약정의 합을 분석에 사용하였다.

$$y_t = \underbrace{\left(a_o + \sum_{i=0}^p a_i x_{t-i}\right)}_{\text{Regime1}} \cdot (1 - G(x_{t-d})) + \underbrace{\left(b_o + \sum_{i=0}^p b_i x_{t-i}\right)}_{\text{Regime2}} \cdot G(x_{t-d}) + u_t \quad (6)$$

식(6)은 G함수에 의해 국면1과 국면2로 구분하여 나타낼 수 있다. $G(\cdot)$ 는 전이 함수(transition function)이며, x_{t-d} 는 전이 변수(transition variable)이다. $G(\cdot)$ 는 0에서 1사이의 값을 가지게 되는데, 만약 0이면 모형은 선형 회귀 과정을 따르게 된다. p 는 선형 자기 회귀 모형에 의한 적정 시차이고, d 는 지연 모수(delay parameter)이다. $G(\cdot)$ 는 또한 연속 함수 형태인데, 통상적으로 다음의 로지스틱(logistic)함수와 지수(exponential)함수 형태로 나타낸다.

$$G(x_{t-d}) = [1 + \exp -\gamma(x_{t-d} - c)]^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad \text{로지스틱 전이 함수} \quad (7)$$

$$G(x_{t-d}) = [1 - \exp -\gamma(x_{t-d} - c)]^2, \quad \gamma > 0 \quad \text{지수 전이 함수} \quad (8)$$

위의 전이 함수의 특성에 의해 한 영역에서 다른 영역으로의 이동이 부드럽게(smooth) 연결되는데, 이는 속도 모수인 γ 와 위치 모수인 c 에 의해서 결정된다. 통상적으로 로지스틱 함수와 결합된 형태를 로지스틱 평활 전이 회귀로, 지수 함수와 결합된 형태를 지수 평활 전이 회귀로 부른다. γ 의 변화에 따른 모형의 기본적인 형태는 다음과 같다.

<그림 2> 삽입.

그림에서 확인할 수 있듯이 γ 값이 커지면 국면의 전환 역시 급격하게 나타나게 된다. 즉 γ 은 주어진 국면에서 다른 국면으로의 변이 속도를 나타내는 모수이고, c 는 국면 사이의 중간점 또는 임계값(threshold value)을 나타낸다. 전이 변수의 값이 c 값보다 크게 되면 상승 국면, 작으면 하락 국면으로 구분 되게 된다. 평활 전이 회귀 모형의 추정은 Teräsvirta(1994)를 바탕으로 다음에 따라 진행된다.

Step 1 : 선형 회귀 모형을 선정한다. 본 연구에서는 Schwartz 기준(schwartz bayesian criterion, SBC)을 이용하여서 가장 작은 SBC 값을 보인 선형 회귀 모형의 최적 시차 p^* 를 구한다.

Step 2 : 지연 모수 d 가 주어진 상황에서, 평활 전이 회귀 모형을 기준으로 귀무가설이 선형 회귀 모형인 변수의 비선형성을 검정한다. 비선형성은 전이 함수를 3차-테일러 전개¹⁾한 후 식(1)에 대입하여 구한 보조 회귀 모형(auxiliary regression model)으로 검정할 수 있다. 보조 회귀 모형의 형태는 다음과 같다.

$$y_t = a_0 + a_1 x_t + \dots + a_p x_{t-p} + \sum_{i=0}^p a_{2i} x_{t-i} x_{t-d} + \sum_{i=0}^p a_{3i} x_{t-i} x^{2^{t-d}} + \sum_{i=0}^p a_{4i} x_{t-i} x^{3^{t-d}} + \varepsilon_t \quad (9)$$

1) 테일러 전개가 더욱 고차항을 고려하여 추정 할수록 좀 더 정확한 값이 되겠지만, 일반적인 시계열 분석에서는 1차까지의 테일러 전개를 통해 근사치를 구한다. Teräsvirta(1994)는 STAR 혹은 STR분석에서 3차까지의 테일러 전개를 통해 보다 정확한 근사값을 구할 것을 권고하고 있다.

귀무가설은 $H_0: a_2 = a_3 = a_4 = 0$ 이며, 이는 모형이 선형 종속적임을 나타낸다. 귀무가설은 F -검정을 통해 검정한다.¹⁾ 귀무가설이 타당하지 않다면, 선형 회귀식의 잔차제곱합(SSR)과 비선형 모형인 식(8)의 잔차제곱합(SSR)의 차이가 클 것이고, 이에 따라 F -통계량의 값도 큰 값을 가지게 된다. 이 때, 시계열에 분석에 적합한 모형은 선형 모형이 아니라 비선형 모형이 될 것이다. 이러한 검정을 통해 분석 대상 변수 간의 관계가 선형 종속적인지 비선형 종속적인지를 알 수 있으며, 적절한 d 값을 구하기 위해 순차적으로 0부터 SBC 검정에 의해 결정된 적정 시차까지 d 을 대입해가면서 F -검정에 대한 p -값이 가장 작은 경우에 그 변수를 지연 모수로 선택한다.

Step 3 : 선형성이 기각되어 변수들이 비선형 종속적인 것으로 나타나면, 다음의 가설검정에 따라 적정 함수 형태를 결합시킨 로지스틱 평활 전이 회귀와 지수 평활 전이 회귀 형태의 모형으로 구분하게 된다.

$$H_{04}: a_4 = 0 \quad (10)$$

$$H_{03}: a_3 = 0 / a_4 = 0 \quad (11)$$

$$H_{02}: a_2 = 0 / a_3 = a_4 = 0 \quad (12)$$

만약 H_{04} 가 기각된다면 식(9)에 3차 항이 유의한 값을 가지는 것이므로 식은 3차 함수의 비대칭 형태를 가지게 되며, 이는 변수의 추정에 로지스틱 모형이 적합함을 의미한다. H_{04} 을 채택하고 H_{03} 을 기각하면 식(9)에 2차 항이 유의한 값을 가지는 것이므로 2차 함수의 대칭 형태를 가지게 되는데, 이는 추정에 지수 모형이 적합한 것을 나타낸다. 이와 마찬가지로 H_{04} 와 H_{03} 을 둘 다 기각하면 로지스틱 모형이 적합함을 의미한다. 로지스틱 모형 또는 지수 모형처럼 분석에 적용할 적절한 평활 전이 회귀 모형이 선택 되면, 자료를 적합 시켜서 모형의 모수를 추정하여야 한다. 평활 전이 회귀 모형의 모수는 비선형 최소 자승(nonlinear least squares) 추정 또는 최우(maximize likelihood, ML)추정을 적용하는데, 본 연구에서는 최우추정으로 분석하였다. 한편, 평활 전이 회귀 분석을 위해서는 초기 값의 선정이 중요하게 되는데, 본 분석에서는 <그림 2>에 나타난 것처럼 격자 탐색법(grid search)으로 초기 값을 추정하였다.

<그림 2> 삽입.

4. 실증분석

4.1 사전 분석

1) 귀무가설은 통상적으로 라그랑지 승수(Lagrange Multiplier, LM)에 의해 검정되는데, Teräsvirta(1994)는 소표본에서 χ^2 -분포가 접근하지 않는다는 문제점을 해결하기 위해 F -검정의 형태로 검정하는 방법을 제시하였다.

평활 전이 회귀 모형을 추정하기 위해서 비선형성 검정과 적정 모형의 선택 등 사전 분석이 시행되어야 한다. 본 연구에서는 최소 SBC값을 이용하여 시장 변동성과 선물 거래 활동, 그리고 선물 가격과 선물 거래 활동 간의 선형 회귀 모형 최적 시차를 구하였다. 각 분석 변수를 식(9)을 통해 1 시차부터 선형 회귀 모형에 의해 결정된 적정 p 시차 까지 지연 모수 d 을 대입하면서 선형성 검정을 하였다. 검정 통계량의 p 값이 가장 작은 경우가 변수가 선형 종속적이라는 귀무가설을 가장 강하게 기각하는 것이므로 적절한 전이 변수로 선택된다. 결과는 다음과 같다.

<표 2> 삽입.

먼저 시장 변동성과 선물 거래 활동에 대한 선형성 검정을 살펴보면, 총 거래 활동, 헤지 거래 활동 투기자 거래 활동 변수 모두가 0 시차에서 강하게 선형성을 기각하는 것을 보이고 있다. 그리고 1 시차 변수 역시 선형성을 강하게 기각하는 것을 알 수 있다. 이에 본 분석에서는 각 유형별 거래 활동의 0 시차 값을 전이 변수로 선정 하였다. Teräsvirta(1994)는 각 선정 대상 변수중 선형성을 가장 강하게 기각하는 변수를 지연 모수로 선정할 것을 권고하고 있지만, 1 시차 변수도 선형성을 강하게 기각한다면, 1 시차 변수를 전이 변수로 설정하여도 무방하다.¹⁾ 한편, 선물 수익률과 각 유형별 선물 거래 활동 간의 선형성 검정은 조금 상이한 결과가 나타났다. 먼저 선물 총 거래 활동은 0 시차와 1 시차에서 모두 선형성을 기각하여 전이 변수로 사용될 수 있음을 보였지만, 헤지 거래 활동과 투기 거래 활동은 0 시차 값만이 전이 변수로 사용될 수 있음을 보였다. 선정된 전이 변수는 모형 내에서 비선형성을 유발 시키는 역할을 한다. 예를 들면, 시장 변동성과 총 거래 활동 사이에서 나타나는 비선형성, 즉 국면에 따라 선형 모형이 변하는 것은 총 거래 활동의 0 시차 변수에 따라 결정된다는 것을 의미한다. 만약 0시차의 총 거래 활동이 어떤 기준보다 크거나 작다면 이에 따라 상승 국면 또는 하강 국면으로 움직이는 결과를 보여준다.

평활 전이 회귀 모형은 식(9)와 그에 대한 가설검정인 식(10), (11), (12)에서 언급한 것처럼 전이 함수의 형태가 로지스틱 함수 인지 지수 함수 인지에 따라 로지스틱 평활 전이 회귀, 지수 평활 전이 회귀 모형으로 구분 되어 진다. 분석에 적용할 적정 모형에 관한 결과는 다음과 같다.

<표 3> 삽입.

먼저 시장 변동성과 선물 총 거래 활동은 식(10)과 식(11)를 기각하고 식(12)을 기각하지 않았다. 이와 같은 결과는 분석에 로지스틱 평활 전이 회귀 모형이 적합함을 의미한다. 시장 변동성과 헤지 거래 활동은 식(10), 식(11), 식(12) 모두 기각하고, 시장 변동성과 투기 거래 활동 간에서는 식(10)은 기각하지 않고, 식(11)과 식(12)을 기각하므로 둘 다 로지스틱 평활

1) 선물 거래 활동과 시장 변동성 관계에 대한 선형성 검정은 실제 분석에서는 p -값의 소수 6 자리 이하를 포함하여 비교하였을 경우 0 시차가 더욱 강하게 선형성을 기각하는 것으로 나타났지만, <표 2>의 <패널 A>에서 보는 바와 같이 소수 4자리 기준일 경우 1 시차 변수 역시 선형성을 강하게 기각하는 것으로 나타났다. 1 시차 변수를 지연 모수로 사용하여도 무방하나 본 분석에서는 실제로 0 시차 변수가 가장 강하게 선형성을 기각하였기 때문에 지연 모수로 선정하였다.

전이 회귀가 분석에 적합함을 보였다.

선물 수익률과 선물 총 거래 활동은 식(11)과 식(12)이 통계적으로 유의하게 나타나 로지스틱 평활 전이 회귀가 적합함을 보였다. 반면, 선물 가격과 헤지 거래 활동 간에는 식(10)과 식(12)은 기각하지 않고 식(11)만 기각하는 것으로 나타나 분석에 지수 평활 전이 회귀 모형이 적합함을 보였다.

4.2 시장 변동성과 선물 거래 활동과의 관계

지금까지의 사전 분석 결과들을 바탕으로 각 유형별 선물 거래 활동이 시장 변동성과 선물 가격에 미치는 영향을 평활 전이 회귀 모형을 적용해 추정해 볼 수 있다. <표 4>는 코스피 200 변동성을 종속 변수로 설정하고, 각 유형별 거래 활동을 설명 변수로 하여 평활 전이 회귀 모형으로 추정한 결과를 보여준다. 중간점인 c 에 의해서 국면 1(하락기)과 국면 2(상승기)로 구분되게 되며, 속도 모수인 γ 에 의해서 국면 전환 속도가 결정된다. 전이 변수 부분인 x_{t-d} 에 의해서 비선형성이 유발되는데, 본 분석에서는 사전 분석을 근거로 각 설명 변수의 0 시차 값을 전이 변수로 설정하였다.

<표 4> 삽입.

먼저 선물 총 거래 활동이 시장 변동성에 미치는 영향을 나타낸 <패널 A>를 살펴보면 중간점이 -0.2606으로 나타나 0 시차 선물 총 거래 활동이 -0.2606 이하일 경우 국면 1로, -0.2606 이상일 경우 국면 2로 구분되게 된다. 속도 모수는 1.0986로 나타나 상대적으로 급격한 국면 전환이 나타남을 보였다. 국면 1에서는 0 시차의 총 거래 활동이 1% 유의 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미침을 보였다. 하지만 국면 2에서는 0 시차 선물 총 거래 활동이 시장 변동성에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 국면 1에서 나타난 선물 총 거래 활동이 시장 변동성에 동시에 미치는 음(-)영향에 대한 결과는 실제 코스피200 선물 시장의 긍정적인 역할을 나타내주는 결과이기에 시사점이 있다. 이와는 달리, 1 시차 선물 총 거래 활동은 국면 1에서는 시장 변동성에 영향을 미치지 않지만, 국면 2에서는 시장 변동성에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것을 보였다.

<패널 B>에 제시된 헤지 거래 활동이 시장 변동성에 미치는 영향을 살펴보면 중간점이 0.0676으로 나타나 0 시차 헤지 거래 활동이 0.0676 이하일 경우 국면 1, 이상일 경우 국면 2로 구분되게 된다. 속도 모수는 1.1795로 나타나 상대적으로 급격한 국면 전환이 발생함을 보였다. 0 시차 헤지 거래 활동은 시장 변동성에 국면 1과 국면 2에서 거의 동일하게 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나지만, 1 시차 헤지 거래 활동은 국면 1과 국면 2에서 동일하게 시장 변동성에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 흥미로운 점은 국면 1에서 선물 총 거래 활동의 0 시차 계수 값 -0.0889 보다 헤지 거래 활동의 0 시차 계수 값 -0.1957이 큰 값을 보여, 모든 투자자의 거래 활동이 포함되어 있는 선물 총 거래 활동에서 실제 시장 안정화에 기여하는 역할을 하는 것은 헤지 거래 활동임을 분석 결과를 통해 유추해 볼 수 있다. 또한 이러한 결과는 선물 시장에서 미결제 약정 수량이 시장 깊이(market depth)를 나타내며, 시장 깊이의 증가는 선물 시장 유동성을 증가시켜 시장 안정화에 긍정적인 영향을

미친다는 견해를 보인 Bessembinder and Seguin(1992)의 연구와 정합성이 있다.

선물 시장은 노이즈 트레이더(noise trader)들의 투기적 거래, 프로그램 매매 전략등으로 인하여 현물 시장에 과도한 변동성을 야기 시킨다는 지적을 받아오고 있다(Figlewski, 1981 ; Stein, 1987 ; Ross, 1989). <패널 C>는 코스피200 선물 시장에서 투기 거래 활동이 시장 변동성에 미치는 영향을 평활 전이 회귀 방법을 적용하여 분석한 결과이다. 국면의 구분은 중간점인 2.5245 기준으로 국면 1과 국면 2로 구분되게 된다. 속도 모수는 1.6921로 나타나 상대적으로 완만한 국면 전환이 발생하는 것으로 나타났다. 0 시차 투기 거래 활동은 시장 변동성에 국면 1과 국면 2에서 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나 투기 거래 활동이 시장을 불안정하게 하는 요인이 됨을 보였다. 이는 투기 거래와 시장 변동성 간의 양(+)의 관계를 보인 Chatrath, Ramchander and Song(1996)의 연구와 정합성이 있다. 계수 값을 확인하여 보면 국면 2의 0 시차 계수 값 0.0076보다 국면 1의 0 시차 계수 값 0.0119가 더 크게 나타나 국면 1에서 투기 거래 활동이 시장 변동성에 더 큰 양(+)의 영향을 미침을 알 수 있다. 이러한 0 시차의 국면 1과 국면 2의 계수 값에서 나타나는 비대칭성은 국면 상황에 따라 발생하는 상이한 투자자 심리의 영향을 나타내는 결과라고 유추할 수 있을 것이다. 하지만 1 시차 투기 거래 활동은 국면 1에서는 시장 변동성에 통계적으로 유의한 영향을 보이지 않았고, 국면 2에서는 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미침을 보였다. 또한 선물 총 거래 활동 또는 헤지 거래 활동이 시장 변동성에 미치는 영향에 대한 분석보다, 투기 거래 활동이 시장 변동성에 미치는 영향에 대한 분석에서 조정 결정 계수 ($adj-R^2$)의 값이 상대적으로 크게 나타나 시장 변동성에 선물 투기 거래 활동이 설명력이 큼을 보였다.

4.3 선물 수익률과 선물 거래 활동과의 관계

선물 거래 활동 정보를 이용해서 선물 수익률을 설명하거나 예측하는 것에 대한 분석이 기존에 많이 이루어 졌다. 본 분석에서는 코스피200 선물 거래 활동을 선물 총 거래 활동, 헤지 거래 활동, 투기 거래 활동으로 구분한 후에, 평활 전이 회귀 분석을 이용하여 국면에 따라 각 유형별 선물 거래 활동이 선물 수익률에 미치는 영향에 대해서 확인하였다. <표 5>는 코스피200 선물 수익률을 종속 변수로 하고, 각 유형별 선물 거래 활동을 설명 변수로 하여 평활 전이 회귀 모형으로 추정된 결과를 보여준다. 중간점(c)을 기준으로 국면 1과 국면 2로 구분되게 되며, 속도 모수(γ)에 의해서 국면 전환 속도가 결정된다. 전이 변수 부분인 x_{t-d} 에 의해 비선형성이 유발되는데, 사전 분석에 의해 각 설명 변수의 0 시차 값이 전이 변수로 사용되었다.

<표 5> 삽입.

먼저 <패널 A>에 나타난 총 선물 거래 활동이 선물 가격에 미치는 영향을 살펴보면, 국면의 구분은 자연 모수인 0 시차 선물 총 거래 활동이 중간점(c) 계수 값 0.2234 보다 작을 경우 국면 1로, 클 경우 국면 2로 구분되게 된다. 속도 모수는 5% 유의 수준에서 통계적으로 유의한 계수 값(6.7811)이 나타나 상대적으로 완만한 국면 전환이 발생하는 것을 보였다. 국면 1에서 0 시차 계수 값은 -0.0179로 나타나 선물 총 거래 활동이 선물 가격에 통계적으로

유의한 음(-) 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만 국면 2에서는 0 시차 계수 값이 0.0137로 나타나 선물 가격에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미침을 보였다. 이와 같은 결과는 만약 기관 또는 개인 투자자가 선물 총 거래 활동 정보를 가지고 투자 전략을 수립하고자 할 때, 국면에 따라 상이한 비선형 관계를 적절히 고려하지 않을 경우 문제가 생길 수 있음을 시사한다. 이러한 선물 수익률과 총 거래 활동과의 정(+)의 관계는 Clack(1973)과 Tauchen and Pitts(1983)등의 연구에서 주장한 혼합분포(mixture of distribution) 가설을 지지하는 결과이다.¹⁾ 선물 총 거래 활동의 1 시차 변수는 국면 1과 국면 2에서 선물 수익률에 통계적으로 유의한 음(-) 영향을 미침을 보였다. 이는 선물 총 거래 정보를 이용하여 선물 가격을 예측할 수 있음을 보인 결과이며, 선물 시장의 비효율성을 나타내는 근거라고 할 수 있다. 한편, 1 시차 선물 총 거래 활동의 계수 값을 비교하여 보면, 국면 1의 계수 값(-0.0044) 보다 국면 2의 계수 값(-0.0098)이 더 크게 나타나 선물 수익률에 미치는 음(-)의 영향이 국면 2에서 더욱 큰 것을 보였다. 이러한 결과는 선물 거래 활동과 선물 수익률 간의 정(+)의 관계를 보인 Jacobs and Onochie(1998)의 연구와 반대의 결과이다.

다음은 <패널 B>에 나타난 헤지 거래 활동이 선물 가격에 미치는 영향에 대한 결과인데, 오직 국면 2에서 1 시차 헤지 거래 활동만이 선물 수익률에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만 속도 모수(γ)가 통계적으로 유의하지 않은 결과를 보임으로써 국면 전환이 적절히 고려되지 못했음을 알 수 있다. 이러한 결과로 볼 때, 1 시차 헤지 거래 활동이 선물 수익률에 미치는 영향은 그 의미가 약하다고 볼 수 있다. 또한 이러한 결과는 미결제 약정 수량과 선물 가격 간에 유의적인 관계가 없음을 보인 Jacobs and Onochie(1998)와 정합성이 있다.

마지막으로 <패널 C>는 투기 거래 활동이 선물 가격에 미치는 영향을 나타낸 결과이다. 국면 전환을 구분 짓는 중간점이 비록 통계적으로 비유의적인 값을 나타냈지만, 중간점 계수 값인 2.3230는 기초 통계량에 나타난 투기 거래 활동의 평균과 거의 유사하므로, 의미 있는 해석이 가능할 것으로 보인다. 0 시차 투기 거래 활동이 2.3230이하 일 경우 국면 1, 이상일 경우 국면 2로 결정되게 된다. 속도 모수의 계수 값은 1.0275로 비교적 급격한 국면 전환이 발생함을 알 수 있다. 국면 1에서 0 시차의 계수 값은 -0.0049로 나타나 투기 거래 활동이 선물 수익률에 동시에 음(-)의 영향을 미침을 알 수 있다. 국면 1과 국면 2에서 투기 거래 활동은 선물 수익률에 둘 다 양(+)의 영향을 미치는데, 국면 1에서의 영향이 더 큼을 보였다. 1 시차 나타난 투기자 거래 활동과 선물 수익률 간에 양(+)의 관계는 기존의 Clark(1973), Cornell(1981), Karpoff(1987), Tauchen and Pitts(1983), Najand and Yung(1991), Grammatikos and Saunders(1986)의 연구 결과와 유사하다. 또한 국면 1과 국면 2에서 1 시차 계수 값이 유의적으로 나타난 것으로 볼 때, 선물 시장에서 투기 거래 정보를 이용하여서 선물 수익률 예측이 가능하다는 것을 보여주는 것이며, 이러한 결과는 코스피200 선물 시장의 비효율성을 지지하는 결과이다.

<그림 3> 삽입.

1) Clark(1973)와 Tauchen and Pitts(1983)는 거래 활동과 수익률 사이에 유의한 양(+)의 관계는 하루 중에 시장에 들어오는 정보에 대한 동적 반응에 대한 결과이며, 이를 토대로 '새로운 정보는 거래량과 가격을 같은 방향으로 움직이게 만든다'는 혼합분포 가설을 제창하였다.

5. 맺음말

본 연구는 기존의 연구를 근거로 코스피200 선물 거래 활동을 총 거래 활동, 헤지 거래 활동, 투기 거래 활동으로 구분한 다음, 부드러운 국면 전환을 고려할 수 있는 평활 전이 회귀 분석(smooth transition regression, STR)을 사용하여 각 유형별 선물 거래 활동이 시장 변동성과 선물 가격에 미치는 상이한 영향을 분석하는데 그 목적이 있다. 기존의 연구들을 살펴보면 선물 거래 활동과 시장 변동성 또는 선물 수익률 간에 일관된 결론을 보이지 못하고 있는데, 우리는 이러한 혼재된 결과가 선물 시장 변수들 간에 비선형성을 적절히 고려하지 못했다는 점에 착안하여 분석을 실시하였다. 또한 유형별 선물 투자 활동을 구분하기 위해서 적절한 대응 변수의 선정이 중요한데, 기존의 연구를 근거로 헤지 거래 활동과 투기 거래 활동에 대한 대응 변수를 선정하였다.

연구의 결과는 다음과 같다. 첫째, 선물 거래 활동에는 각기 다른 전략과 목적을 가진 투자 유형이 존재하는데, 기존 연구에 근거하여 선물 시장의 거래 활동을 총 거래 활동, 헤지 거래 활동, 투기 거래 활동으로 구분하여 시장 변동성 또는 선물 수익률에 미치는 영향을 확인하였다. 투기적 선물 거래 활동이 시장 변동성을 야기한다는 기존의 연구들(Figlewski, 1981 ; Stein, 1987 ; Ross, 1989)은 각종 정책적 규제의 논리를 제공하고 있는데, 본 연구에서는 기존의 연구와 동일하게 시장 변동성을 야기하는 선물 거래 주체가 투기 거래자임을 확인하였다. 또한 코스피 200 시장에서 헤지 거래 활동은 시장 안정화에 기여함을 보였다. 둘째, 테일러 전개를 통한 평활 전이 회귀의 사전 검증에서 각 변수들이 비선형 종속적인 변수임을 보였는데, 이를 통해 분석에 비선형 모형인 평활 전이 회귀 모형이 적합함을 알 수 있다. 셋째, 기존의 선물 거래 활동과 시장 변동성 또는 선물 수익률 간의 일치되지 않은 연구 결과가 국면의 전환을 적절히 고려하지 않았기 때문에 발생하는 것으로 가정하고, 평활 전이 회귀를 이용하여 국면에 따라 상이하게 나타나는 각 유형별 선물 거래 활동에 대한 선물 수익률과 시장 변동성의 반응을 확인하였다. 연구 결과, 각 유형별 선물 거래 활동은 국면에 따라 시장 변동성과 선물 수익률에 미치는 영향이 상이함을 보였다. 마지막으로 선물 총 거래 활동 정보와 투기 거래 활동 정보를 이용해 선물 수익률을 예측할 수 있음을 보였는데, 이는 코스피200 선물 시장의 비효율성을 지지하는 결과이다.

참고문헌

- 김민호, James Nielsen, 오현탁, "KOSPI 200 선물의 거래활동과 현물주식시장의 변동성," *재무관리연구*, 12, 2003, 235-261.
- 김인준, 김동석, 박건엽, "주가지수 선물거래 도입이 주식시장 분산성에 미치는 영향: 한국에서의 실증분석," *선물연구*, 5, 1997, 59-84.
- 권택호, 박종원, "KOSPI200 선물거래가 현물시장의 변동성에 미치는 영향," *재무관리연구*, 14, 1997, 57-81.
- 권택호, 이해문, "KOSPI 200 선물과 옵션거래가 주식시장의 변동성에 미친 영향에 대한 실증분석," *재무연구*, 13, 2000, 103-133.
- 문규현, 홍정효, "KOSPI 200 선물시장의 수익률, 변동성, 거래량 및 미결제 약정 간의 관련성," *재무관리연구*, 24, 2007, 107-134.
- 옥기울, "선물거래가 현물시장의 유동성에 미치는 영향에 관한 연구," *선물연구*, 13(1), 2005, 29-52.
- Abhyankar, A. H. (1995) "Return and Volatility Dynamics in the FT-SE 100 Stock Index and Stock Index Futures Markets," *Journal of Futures Markets*, 15(4), 457,488.
- Adrangi, B. and A. Chatrath.,(1998) "Futures Commitments and Exchange Rate Volatility," *Journal of Business Finance and Accounting*, 25(3), 501-525.
- Antoniou, A., and A. J. Foster. (1992) "The Effect of Futures Trading on Spot Price Volatility: Evidence for Brent Crude Oil using GARCH," *Journal of Business Finance and Accounting*, 19(4), 473-484.
- Bessembinder, H. and Seguin P. J. (1992), "Futures Trading Activity and Stock Price Volatility," *Journal of Finance*, 47, 2015-2034.
- Bessembinder, H. and Seguin P. J. (1993), "Price Volatility, Trading Volume, and Market Depth : Evidence from Futures Market," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, 21-39.
- Bray, M. M. (1981), "Futures Trading, Rational Expectations, and the Efficient Markets Hypothesis," *Econometrica*, 49(3), 575-596.
- Chatrath, A., Ramchander, S. and F. Song, (1996), "The Role of Futures Trading Activity in Exchange Rate Volatility," *Journal of Futures Markets*, 16(5), 561-584.
- Clack, P. "A Subordinary Stochastic Processes Model with Finite Variances for Speculative Price," *Econometrica*, 41, 135-155.
- Copeland, T. E. (1976) "A Model of Asset Trading Under the Assumption of Sequential Information Arrival," *Journal of Finance*, 31, 1149-1168.

- Cornell, B. (1981) "The Relationship between Volume and Price Variability in Futures Markets," *Journal of Futures Markets*, 1, 303–316
- Cox, C. C. (1976), "Futures Trading and Market Information," *Journal of Political Economy*. 84, 487–498.
- Danthine, JP. (1978), "Information, Futures Price and Stabilizing Speculation," *Journal of Economic Theory*, 17(1), 79–98.
- Darrat, A. F. and S. Rahman (1995), "Has Futures Trading Activity Caused Stock Price Volatility?" *Journal of Futures Markets*, 15, 537–557.
- Edwards, F. R. (1988) "Futures Trading and Cash Market Volatility," *Journal of Futures Markets*, 8(4), 421–439.
- Figlewski, S. (1985), "Futures Trading and Volatility in the GNMA Market," *Journal of Finance*, 36(2), 445–456.
- French, K. R., G. W. Schwert, and R. F. Stambaugh, (1987) "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics*, 19, 3–29.
- Girma, P.B and Mougoue, M. (2002), "An Empirical Examination of the Relation between Futures Spreads Volatility, Volume, and Open Interest," *The Journal of Futures Markets*, 22(11), 1083–1102.
- Grammatikos, T., and A. Saunders(1986), "Futures Price Variability: a Test of Maturity and Volume Effects," *Journal of Business*, 59(2), 319–330.
- Gulen, H. and S. Mayhew, "2000 Stock Index Futures Trading and Volatility of Program Trading and Dynamic Hedging Strategies," *Journal of Business*, 61, 275–298.
- Harris, M. and A. Raviv (1993), "Differences of Opinion make a Horse Race," *Review of Financial Studies* 6, 473–506.
- Hong, H. (2000) "A Model of Returns and Trading in Futures Markets," *Journal of Finance*, 55(2), 959–988.
- Jacobs, M. and JR. J. Onochie (1998), " A Bivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity–in–mean Study of the Relationship between Return Variability and Trading Volume in International Futures Markets," *The Journal of Futures Markets*, 18, 379–397.
- Karpoff, J. M. (1987) "The Relation Between Price Changes and Trading Volume: A Survey," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, 109–126.
- Kyle, A. S. (1985), "Continuous Auction and Insider Trading," *Econometrica*, 53, 1315–1335.

- Lee, S. B. and K. Y. Ohk. (1992), "Stock Index Futures Listing and Structural Change in Time-Varying Volatility," *Journal of Futures Markets*, 12(5), 493-509.
- Najand, M. and K. Yung(1991), "A GARCH examination of the relationship between volume and price variability in futures markets," *Journal of Futures Markets*, 11(5), 613-621.
- Parkinson, M. (1980) "The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate fo Return", *Journal of Business*, 53, 61-65.
- Ross, S. A. (1989) "Information and Volatility: The no-Arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy", *Journal of Finance*, 44, 1-17.
- Shalen, C. T. (1993), "Volume, Volatility, and the Dispersion of Beliefs," *Review of Financial Studies*, 6, 405-434.
- Stein, J. C. (1987), "Information Externalities and Welfare-Reducing Speculation," *Journal of Political Economy*, 95, 1123-1145.
- Tauchen, G. E. and M. Pitts. (1983), "The Price Variability-Volume Relationship in Speculative Markets," *Econometrica*, 51, 485-505.
- Teräsvirta, T. (1994), "Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models," *Journal of the American Statistical Association*, 89, 208-218
- Yang, J., R. B. Balyeat and D. J. Leatham, (2005) "Futures Trading Activity and Commodity Cash Price Volatility," *Journal of Business Finance and Accounting*, 21, 297-323.

<표 1> 기초 통계량

<표 1>은 2001년 1월부터 2011년 1월까지의 일일 자료를 표본으로 한 분석 변수의 기초 통계량을 나타내고 있다. 분석에 사용된 자료는 총 2481개 이다. 시장 변동성은 Parkinson(1980)에서 제안한 방법에 따라 코스피200 주가지수의 일별 고가와 저가 자료를 이용하여 일별 변동성을 구하였다. 투기 거래 활동은 Chatrath, Ramchander and Song(1996)에서 제안한 방법에 따라 구하였다. B-J는 자료의 정규성을 검정하기 위한 Bera-Jarque통계량임.

	시장 변동성 (σ)	선물 수익률 (δfr)	총 거래 (δtv)	헤지 거래 (δoi)	투기 거래 (ata)
평균	0.0345	0.0006	0.0021	0.0086	2.4949
표준 편차	0.0205	0.0180	0.2065	0.0418	0.7932
중위값	0.0300	0.0015	0.0022	0.0051	2.3534
최대값	0.2962	0.0953	1.5708	0.3305	6.1154
최소값	0.0085	-0.1054	-0.8760	-0.2654	0.7712
왜도	3.3130	-0.3616	0.2940	0.7656	0.8571
첨도	26.5113	6.5583	5.0150	8.0659	3.7992
B-J	611682	1362	453	2895	369

<표 2> 사전 분석 1: 변수의 선형성 검정

<표 2>는 분석에 적합한 적정 시차와, 적정 지연 모수, 비선형성 검정에 대한 결과를 나타낸다. SBC(schwartz bayesian criterion) 기준으로 분석한 결과 모든 검정에서 1 시차가 적절한 것으로 나타났다. *는 전이 함수 안에서 비선형성을 결정짓는 역할을 하는 전이 변수이다. 각 변수에 대해서 개별적으로 분석을 실시하였다. 변수의 비선형성 검정에 사용된 식은 다음과 같다.

$$y_t = a_0 + a_1 x_t + \dots + a_p x_{t-p} + \sum_{i=0}^p a_{2i} x_{t-i} x_{t-d} + \sum_{i=0}^p a_{3i} x_{t-i} x_{t-d}^2 + \sum_{i=0}^p a_{4i} x_{t-i} x_{t-d}^3$$

비선형적이지 않다는, 즉 변수가 선형 종속적이라는 귀무가설은 $H_0: a_2 = a_3 = a_4 = 0$ 이며 표 안의 값은 F -검정에 대한 p -값이다.

지연 모수	총 거래 활동	헤지 거래 활동	투기 거래 활동
<패널 A> 시장 변동성과 선물 거래 활동			
t	0.0000 *	0.0000 *	0.0000 *
$t-1$	0.0000 **	0.0000 **	0.0000 **
<패널 B> 선물 수익률과 선물 거래 활동			
t	0.0000 *	0.0185 *	0.0074 *
$t-1$	0.0183 **	0.1917	0.9765

<표 3> 사전 분석 2: 걱정 모형의 선택

<표 3>은 모형의 선택에 대한 근거를 보여준다. 분석 통계량인 H_{04} , H_{03} , H_{02} 는 각각 식(10), (11), (12)에 해당하는 가설의 F -검정에 대한 p -값이다. <패널 A>는 각 투자 유형별 선물 거래 활동이 시장 변동성에 미치는 영향에 대한 걱정 평할 전이 회귀 모형의 선택 결과를 나타내고, <패널 B>는 각 투자 유형별 선물 거래 활동이 선물 수익률에 미치는 영향에 대한 걱정 모형의 선택 결과이다.

전이 변수	적정시차	H_{04}	H_{03}	H_{02}	적정모형
<패널 A> 분석1: 시장 변동성과 각 유형별 선물 거래 활동					
선물 총 거래 활동(δtv)	0	0.0000	0.0000	0.3546	<i>LSTR</i>
헤지 거래 활동(δoi)	0	0.0001	0.0000	0.0000	<i>LSTR</i>
투기 거래 활동(sta)	0	0.3652	0.0217	0.0000	<i>LSTR</i>
<패널 B> 분석2: 선물 수익률과 각 유형별 선물 거래 활동					
선물 총 거래 활동(δtv)	0	0.0746	0.0080	0.0001	<i>LSTR</i>
헤지 거래 활동(δoi)	0	0.1840	0.0077	0.3474	<i>ESTR</i>
투기 거래 활동(sta)	0	0.1492	0.4009	0.0026	<i>LSTR</i>

<표 4> 시장 변동성과 각 유형별 선물 거래 활동: 각 설명 변수 기준의 국면 전환

<표 6>는 코스피200 변동성을 종속 변수로 설정하고, 각 투자 유형별 선물 시장 거래 활동을 설명 변수로 하여 평활 전이 회귀 모형으로 추정된 결과를 보여준다. 중간점인 c 에 의해서 국면1과 국면2로 구분되게 되며, 속도 모수인 γ 에 의해서 국면 전환 속도가 결정된다. 전이 변수 부분인 y_{t-d} 에 의해서 비선형성이 유발되는데, 본 분석에서는 <표 3>의 사전 분석을 근거로 각 설명 변수의 0 시차 값을 전이 변수로 설정하였다.

$$\sigma_t = (a_0 + b_0 \delta tv_t + b_1 \delta tv_{t-1}) \cdot (1 - G(f)) + (\bar{a}_0 + \bar{b}_0 \delta tv_t + \bar{b}_1 \delta tv_{t-1}) \cdot G(f) + \varepsilon_t \quad (\text{패널 A, LSTR})$$

$$\text{단, } G(f) = [1 + \exp - \gamma(\delta tv_t - c)]^{-1}$$

$$\sigma_t = (a_0 + b_0 \delta oi_t + b_1 \delta oi_{t-1}) \cdot (1 - G(f)) + (\bar{a}_0 + \bar{b}_0 \delta oi_t + \bar{b}_1 \delta oi_{t-1}) \cdot G(f) + \varepsilon_t \quad (\text{패널 B, LSTR})$$

$$\text{단, } G(f) = [1 - \exp - \gamma(\delta oi_t - c)]^2$$

$$\sigma_t = (a_0 + b_0 sta_t + b_1 sta_{t-1}) \cdot (1 - G(f)) + (\bar{a}_0 + \bar{b}_0 sta_t + \bar{b}_1 sta_{t-1}) \cdot G(f) + \varepsilon_t \quad (\text{패널 C, LSTR})$$

$$\text{단, } G(f) = [1 + \exp - \gamma(sta_t - c)]^{-1}, \quad sta_t = tv_t / oi_t$$

	국면 1			국면 2		
	계수	표준 편차	t-값	계수	표준 편차	t-값
<패널 A> 선물 총 거래 활동						
상수(a_0, \bar{a}_0)	-0.0241 ^b	0.0100	-2.4181	0.0501 ^a	0.0027	18.5403
동시차 거래(b_0, \bar{b}_0)	-0.0889 ^a	0.0195	-4.5590	-0.0071	0.0069	-1.0348
1 시차 거래(b_1, \bar{b}_1)	-0.0087	0.0088	-0.9896	0.0190 ^a	0.0035	5.4202
속도모수(γ)	1.0986 ^a	0.1529	7.1862	1.0986 ^a	0.1529	7.1862
중간점(c)	-0.2606 ^a	0.0988	-2.6371	-0.2606 ^a	0.0988	-2.6371
$adj-R^2$	0.0747					
SSR	0.9624					
<패널 B> 헤지 거래 활동						
상수(a_0, \bar{a}_0)	0.0233 ^a	0.0014	17.2251	0.0877 ^a	0.0071	12.3955
동시차 거래(b_0, \bar{b}_0)	-0.1957 ^a	0.0277	-7.0746	-0.1985 ^a	0.0496	-4.0007
1 시차 거래(b_1, \bar{b}_1)	-0.0013	0.0154	-0.0830	-0.0282	0.0333	0.3968
속도모수(γ)	1.1795 ^a	0.2787	4.2327	1.1795 ^a	0.2787	4.2327
중간점(c)	0.0676 ^a	0.0143	4.7542	0.0676 ^a	0.0143	4.7542
$adj-R^2$	0.0465					
SSR	0.9917					
<패널 C> 투기 거래 활동						
상수(a_0, \bar{a}_0)	-0.0004	0.0045	-0.0972	0.0383 ^a	0.0080	4.8020
동시차 거래(b_0, \bar{b}_0)	0.0119 ^a	0.0033	3.6041	0.0076 ^a	0.0019	3.9823
1 시차 거래(b_1, \bar{b}_1)	0.0006	0.0017	0.3408	-0.0057 ^a	0.0012	-4.5797
속도모수(γ)	1.6921 ^b	0.9760	1.7337	1.6921 ^b	0.9760	1.7337
중간점(c)	2.5245 ^a	0.3377	7.4749	2.5245 ^a	0.3377	7.4749
$adj-R^2$	0.2005					
SSR	0.8315					

a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 유의 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

<표 5> 선물 수익률과 각 유형별 선물 거래 활동: 각 설명 변수 기준의 국면 전환

<표 6>는 코스피200 선물 수익률을 종속 변수로 설정하고, 각 투자 유형별 선물 시장 거래 활동을 설명 변수로 하여 평활 전이 회귀 모형으로 추정한 결과를 보여준다. 중간점인 c 에 의해서 국면1과 국면2로 구분되게 되며, 속도 모수인 γ 에 의해서 국면 전환 속도가 결정된다. 전이 변수 부분인 x_{t-d} 에 의해서 비선형성이 유발되는데, 본 분석에서는 <표 3>의 사전 분석을 근거로 각 설명 변수의 0 시차 값을 전이 변수로 설정하였다.

$$\delta fr_t = (a_0 + b_0 \delta tv_t + b_1 \delta tv_{t-1}) \cdot (1 - G(f)) + (\bar{a}_0 + \bar{b}_0 \delta tv_t + \bar{b}_1 \delta tv_{t-1}) \cdot G(f) + \varepsilon_t \quad (\text{패널 A, LSTR})$$

단, $G(f) = [1 + \exp - \gamma(\delta tv_t - c)]^{-1}$

$$\delta fr_t = (a_0 + b_0 \delta oi_t + b_1 \delta oi_{t-1}) \cdot (1 - G(f)) + (\bar{a}_0 + \bar{b}_0 \delta oi_t + \bar{b}_1 \delta oi_{t-1}) \cdot G(f) + \varepsilon_t \quad (\text{패널 B, ESTR})$$

단, $G(f) = [1 + \exp - \gamma(\delta oi_t - c)]^{-1}$

$$\delta fr_t = (a_0 + b_0 sta_t + b_1 sta_{t-1}) \cdot (1 - G(f)) + (\bar{a}_0 + \bar{b}_0 sta_t + \bar{b}_1 sta_{t-1}) \cdot G(f) + \varepsilon_t \quad (\text{패널 C, LSTR})$$

단, $G(f) = [1 + \exp - \gamma(sta_t - c)]^{-1}$, $sta_t = tv_t / oi_t$

	국면 1			국면 2		
	계수	표준 편차	t-값	계수	표준 편차	t-값
<u><패널 A> 선물 총 거래 활동</u>						
상수(a_0, \bar{a}_0)	0.0006	0.0004	1.3323	-0.0100 ^a	0.0032	-3.1318
동시차 거래(b_0, \bar{b}_0)	-0.0179 ^a	0.0026	-6.7791	0.0137 ^c	0.0081	1.6946
1 시차 거래(b_1, \bar{b}_1)	-0.0044 ^b	0.0020	-2.1697	-0.0098 ^c	0.0055	-1.7676
속도 모수(γ)	6.7811 ^b	2.9543	2.2953	6.7811 ^b	2.9543	2.2953
중간점(c)	0.2234 ^a	0.0317	7.0410	0.2234 ^a	0.0317	7.0410
$adj-R^2$	0.0322					
SSR	0.7726					
<u><패널 B> 헤지 거래 활동</u>						
상수(a_0, \bar{a}_0)	0.0008 ^b	0.0004	2.1713	0.0016	0.0027	0.5958
동시차 거래(b_0, \bar{b}_0)	-0.0148	0.0105	-1.4118	-0.0144	0.0163	-0.8821
1 시차 거래(b_1, \bar{b}_1)	0.0041	0.0089	0.4579	-0.1883 ^a	0.0481	-3.9140
속도 모수(γ)	4.9923	6.2629	0.7971	4.9923	6.2629	0.7971
중간점(c)	0.0484 ^a	0.0044	11.1264	0.0484 ^a	0.0044	11.1264
$adj-R^2$	0.0073					
SSR	0.7925					
<u><패널 C> 투기 거래 활동</u>						
상수(a_0, \bar{a}_0)	-0.0006	0.0057	-0.1089	-0.0173	0.0140	-1.2335
동시차 거래(b_0, \bar{b}_0)	-0.0049	0.0059	-0.8396	0.0007	0.0029	0.2454
1 시차 거래(b_1, \bar{b}_1)	0.0095 ^a	0.0023	4.1030	0.0029 ^b	0.0014	1.9712
속도 모수(γ)	1.0275 ^a	0.1018	10.0959	1.0275 ^a	0.1018	10.0959
중간점(c)	2.3230	2.6652	0.8716	2.3230	2.6652	0.8716
$adj-R^2$	0.0295					
SSR	0.7747					

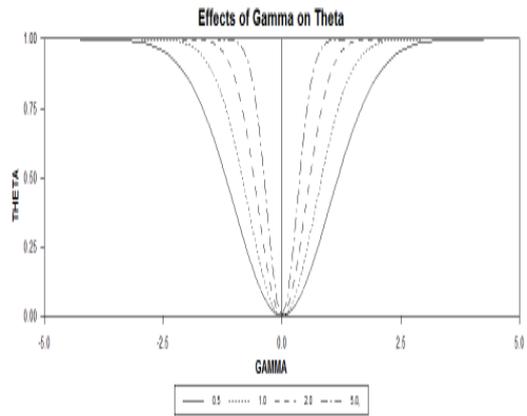
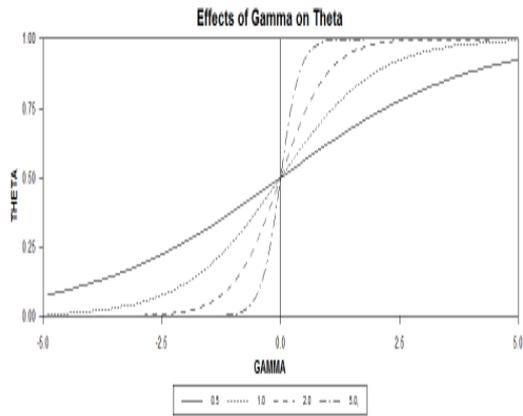
a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 유의 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

<그림 1> γ 의 변화에 대한 LSTR / ESTR 전이 함수의 형태

<그림 1>는 감마의 변화에 따른 로지스틱 평활 전이 회귀(LSTR)와 지수 평활 전이 회귀(ESTR)의 전이 함수 형태 변화를 나타낸다. 감마의 값이 커지면 그래프의 기울기가 완만해지게 되는데, 이는 하위 국면에서 상위 국면으로의 국면 전환이 보다 천천히 진행됨을 뜻한다. 반대로 감마가 0 에 가까워질수록 국면 전환이 급격하게 일어남을 알 수 있다.

(a) LSTR

(b) ESTR

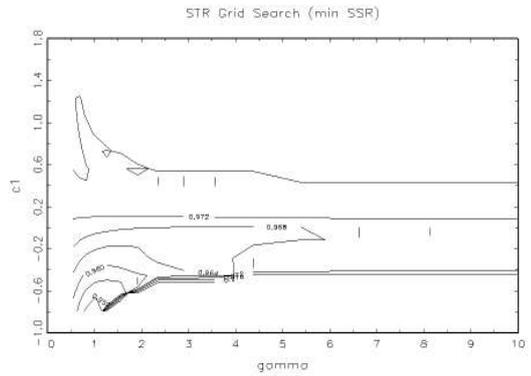
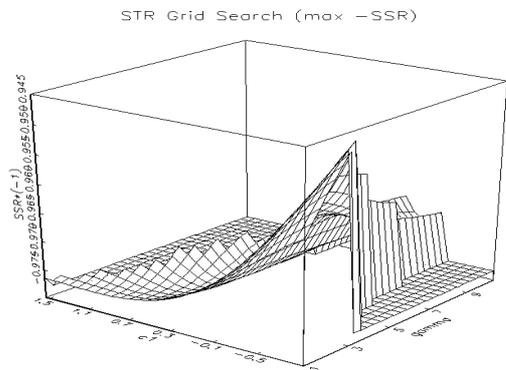


<그림 2> Grid search를 이용한 등급별 γ 와 c 의 초기값 추정

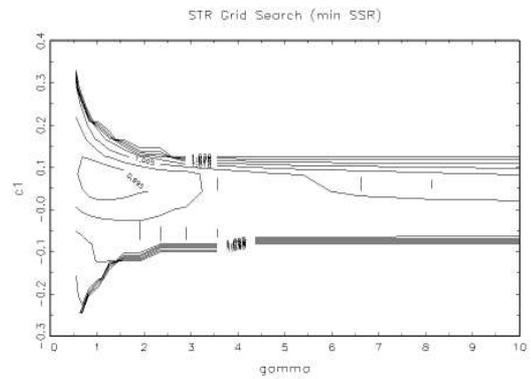
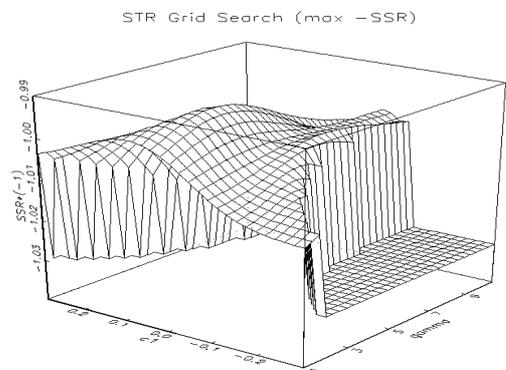
전이 변수의 형태가 정해지면 초기 값 선정을 위해 SSR이 최소가 되는 γ 와 c 를 추정하여야 한다. <그림 2>는 평활 전이 회귀 분석을 추정하기 위한 초기 값을 찾기 위해 실행되는 격자 탐색 방법(grid search method)의 결과를 도식화한 것이다.

<패널 A> 투자 유형별 선물 거래 활동이 시장 변동성에 미치는 영향

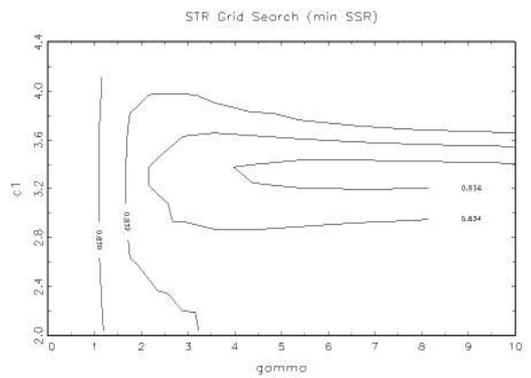
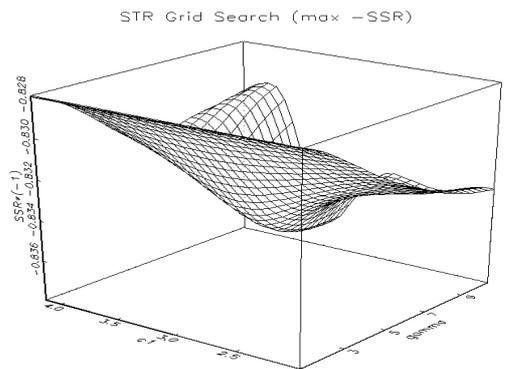
(a) 총 거래 활동



(b) 헤지 거래 활동



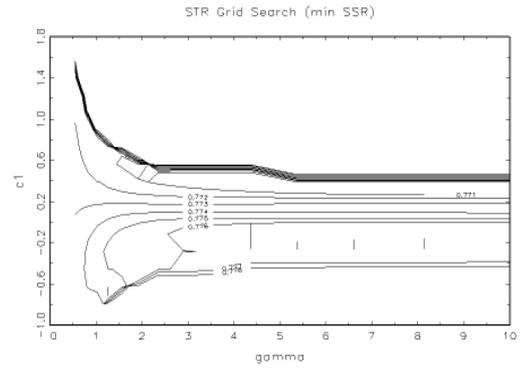
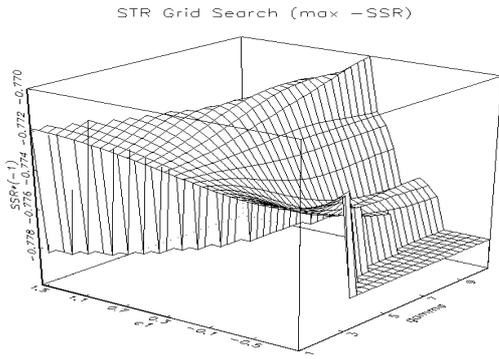
(c) 투기 거래 활동



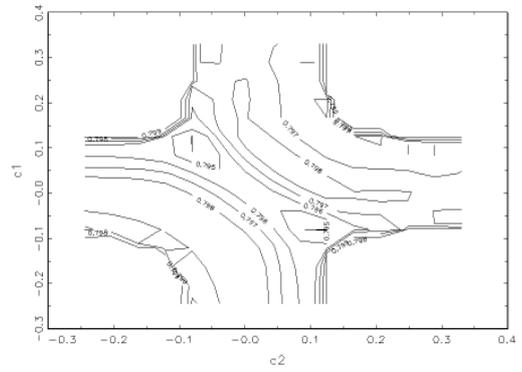
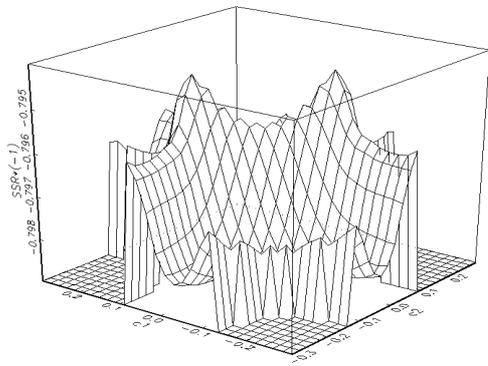
<그림 2> Grid search를 이용한 등급별 γ 와 c 의 초기값 추정(계속)

<패널 B> 투자 유형별 선물 거래 활동이 선물 수익률에 미치는 영향

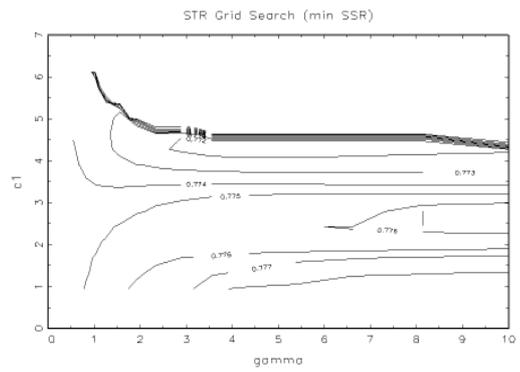
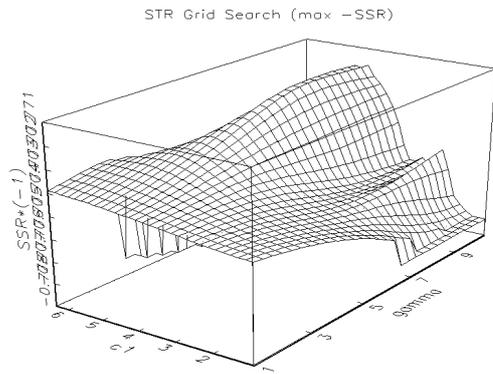
(a) 총 거래 활동



(b) 헤지 거래 활동



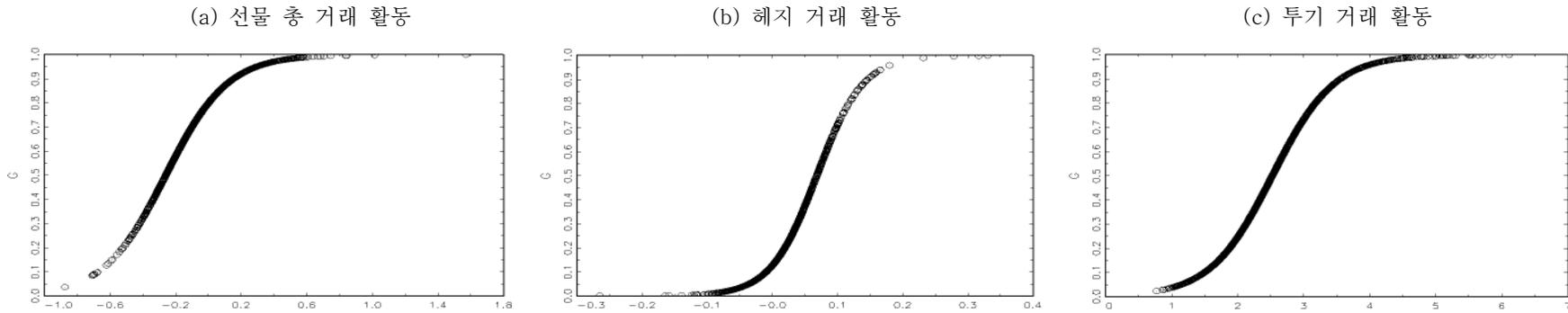
(c) 투기자 거래 활동



<그림 3> 전이 함수의 형태

<그림 3>은 본 연구의 분석에서 사용된 전이 함수의 형태이다. X축의 전이 변수에 따른 Y축의 전이 함수의 값을 보여준다. 즉, 추정된 전이 함수는 국면 전환 가중치로서의 역할을 하게 된다. <패널 A>는 각 투자 유형별 선물 거래 활동이 시장 변동성에 미치는 영향의 전이 함수이고, <패널 B>는 각 투자 유형별 선물 거래 활동이 선물 수익률에 미치는 영향의 전이 함수이다.

<패널 A> 투자 유형별 선물 거래 활동이 시장 변동성에 미치는 영향에 대한 전이 함수



<패널 B> 투자 유형별 선물 거래 활동이 선물 수익률에 미치는 영향에 대한 전이 함수

