

2007년 공동학술대회 발표논문

주가선물시장에서의 개인투자자의 행태와 차익거래의 지속성

원 승 연 (영남대학교 경제금융학부 조교수)

한 상 범 (한국증권연구원 연구위원)

I. 서론

익히 알려진 대로 한국의 KOSPI 200 선물시장에서 개인투자자는 가장 큰 비중을 차지하고 있으며, 이러한 개인투자자들의 움직임은 선물시장의 변화에 주요한 변수로 작용한다¹. 많은 연구들은 개인투자자가 비정보거래자로서 과거 수익률에 반응하는 추세추종형 거래(positive feedback trading)를 하며, 개인투자자들의 이러한 거래행태가 과도한 매수 및 매도로 이어져 시장의 변동성을 확대하는 원인임을 지적하고 있다. 개인투자자들은 완전한 투자 정보를 갖지 못하기 때문에, 어떠한 가격변화가 발생했을 때 그것이 내재가치의 변화에 의한 것인지 아니면 일시적인 요인에 의한 것인지 판단하지 못한다. 따라서, 이전 가격의 변화에 반응하여 거래방향 등을 결정함으로써, 시장가격은 내재가치를 훨씬 벗어난 수준으로 변동한다.

본 연구는 이러한 개인투자자의 거래 행태가 차익거래를 지속시키는 주요한 요인이 될 수 있음을 보여주는데 그 목적이 있다. 주가지수 차익거래는 선물지수의 이론가와 시장가 간의 괴리, 곧 현물시장과 선물시장간의 가격차를 이용한 거래이다. 차익거래자는 현물 주가지수를 복제하기 위해 현물 바스켓(Basket)을 구성하고, 이른바 프로그램 트레이딩을 통해서 현물과 선물을 상반된 방향으로 매수 또는 매도하여 무위험 수익률을 올리고자 한다. 만약 선물가격이 현물가격보다 높다면 선물을 매도하고 현물 바스켓을 매수하는 매수차익거래를, 반대의 경우에는 선물을 매수하고 현물 바스켓을 대차하여 매도하는 매도차익거래를 실시할 것이다.

차익거래의 존재는 다른 한편에서는 시장의 비효율성에 대한 반영으로 이해된다. 만약 시장이 효율적이라고 한다면, 차익거래의 기회가 생긴다고 하더라도 즉시 시장의 거래자들에 의해 사라지게 될 것이다. 그러나, 현실의 시장에서는 현선물 가격차는 일정한 수준 이상으로 지속되는 경우가 많이 있다.

이를 반영하여 차익거래의 지속 원인에 대한 많은 연구들이 있었다. 이 연구들은 차익거래자의 분석에 집중하여, 차익거래자의 거래를 제약하는 원인을 분석하는데 초점을 두었다. 이들 연구 결과에 따르면 차익거래는 거래비용, 자본의 제약, 차익거래로 인한 위험 등으로 인하여 제한된다.

이러한 기존 연구와 달리 본 연구는 투자자의 거래 행태가 차익거래에 미치는 영향에 주목하였다. 특히, 차익거래자와 대비되는 개인투자자의 선물시장의 거래 행태에 그 초점을 맞추었다.

개인투자자는 선물시장과 현물시장의 가격 괴리가 발생할 때, 어느 시장의 가격이 내재가치를 반영하고 있는지 판단할 수 없다. 그리고 개인투자자가 추세추종거래를 한다면, 그는 과거에 상대적으로 수익률이 높았던 시장에 투자할 것이다. 그러므로 선물가격이 현물가격보다 높은 매수차익거래의 기회가 발생하면, 개인투자자가 오히려 매수를 확대하여 오가격

¹ KOSPI200 선물시장의 일평균 거래액은 계약액 기준으로 2006년에 16.1조원이었고, 이 중에서 개인투자자는 40.2%를 차지하였다.

의 수준을 높일 수 있다. 따라서, 차익거래에 큰 제약이 없다 하더라도 개인투자자가 선물 시장에서 차지하는 비중이나 영향력이 크다면, 차익거래 기회는 확대되거나 훨씬 오래 지속될 수 있는 것이다.

본 논문은 2000년부터 2005년까지의 기간 동안 한국의 KOSPI 200 지수선물시장을 대상으로 개인투자자가 차익거래에 미치는 영향을 실증 분석하였다. 선물시장의 거래 주체를 정보거래자인 외국인 투자자와 기관 투자자, 비정보거래자인 개인 투자자, 그리고 차익거래자로 구분하고, 이들의 투자의 결정요인을 분석하였다. 그리고 이러한 개별적인 투자자의 행태를 기초로, 각 투자자의 거래가 차익거래 및 그 지속성에 미치는 영향을 ‘분계점 자기상관회귀(Threshold Autoregressive; TAR) 모형’을 이용하여 분석하였다.

분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 개인투자자는 베이스스에 비례하여 순매수를 확대하는 경향을 보인 반면, 여타 투자자들은 베이스스에 반비례하여 순매수를 확대하였다. 이러한 개인투자자의 거래 행태는 선물이 고평가될 때 매수를 확대하고, 저평가될 때 매도를 확대하는 추세추종형 거래의 속성을 보인다.

둘째, 개인투자자는 이러한 거래 성향으로 인하여 차익거래의 기회를 확대시키는 것으로 나타났다. 개인투자자의 순매수 집중도가 시장에 영향을 줄 정도로 큰 경우, 차익거래 수익률의 지속성은 확대되었다. 반면, 외국인 투자자와 차익거래자는 차익거래의 지속성을 완화시키는 역할을 하였다.

이러한 분석 결과는 차익거래와 관련한 동학적 과정을 이해할 필요성을 제기한다. 많은 차익거래에 대한 연구가 차익거래자의 행태나 제약 조건 등에 초점을 두었다. 그러나 현실적으로 차익거래자의 거래는 시장에서 여러 투자자들과의 상호작용을 통하여 이루어진다. 따라서, 차익거래에 대한 동학적 과정을 분석할 때, 차익거래자와 여타 거래자들이 차익거래 기회의 확대와 지속성에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하는 것이 필요하다. 본 연구는 이러한 투자자의 행태, 그 중에서도 개인투자자의 행태가 차익거래에 미치는 영향을 분석함으로써, 투자자의 거래 행태를 차익거래의 동학적 과정을 설명하는데 포함시키는 시도를 했는데 그 의의가 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다.

제 2장에서 기존의 연구를 정리하였고, 제 3장에서는 차익거래의 기본 개념 및 분석틀과 방법론에 대하여 논하였다. 제 4장에서는 실증 분석의 결과이다. 실증 분석에 사용된 자료를 소개하고, 분석 결과를 정리하였다.

II. 기존의 연구

효율적 시장가설에 따르면 차익거래(arbitrage trading) 기회는 존재할 수 없다. 그러나, 현실적으로 존재하는 차익거래 기회와 그 지속성으로 인하여, 차익거래와 관련한 많은 연구와 논쟁이 진행되었다.

주가지수의 현선물 가격차, 곧 오가격에 대한 연구의 초점은 오가격의 안정화 또는 수렴의 가능성과 이 과정에서 발생하는 동학적 과정에 대한 설명에 있었다. Figleski(1984)는 S&P 500 선물지수의 베이스스 분석을 통해서, 초기 선물시장의 경우 비체계적인 위험으로 인하여 선물이 저평가되는 경향이 있으나, 이후 이러한 오가격이 상당 부분 소멸했음을 보여주었다. Mackinlay & Ramaswamy(1988)는 차익거래가 베이스스를 감소시키는 역할을 한다는 점을 보여줌으로써 시장 효율성을 입증하고자 하였다.

그러나, Miller et.al(1994)는 현선물 차익거래의 분석에서 베이스스 감소가 차익거래 때문이 아니라, 현물시장에서 지수를 구성하고 있는 일부 종목의 비거래(nontrading)에 따른 것이라고 주장하였다. 이들에 따르면 차익거래는 베이스스 감소에 매우 미미한 영향을 미칠 뿐이다. 이들의 연구를 계기로 시장의 미시적 구조에 대한 분석을 통해 차익거래를 이해하려는 연구가 활발히 전개되었다.

Neal(1996)은 차익거래가 거래비용이나 자본제약으로 인하여 베이스스가 충분히 확대될 경우 이루어지기 때문에 연속적인 거래로 보아서는 안된다고 주장하였다. 그리고 불연속적인 거래 행태에 대한 분석을 통해 차익거래가 베이스스를 감소시키는 것을 보여주었다.

특히, 차익거래가 거래비용이나 위험 등으로 인하여 연속적으로 일어나기 보다는 불연속적으로 발생한다는 지적은 주목할만하다. 그 점에서 차익거래에 대한 분계점 회귀모형(Threshold autoregression Model: 이하 TAR)은 유용성이 매우 높다. 이 모형은 오가격(Mispricing)이 발생했을 때, 그것이 일정한 거래비용 보다 작다면 차익거래가 발생하지 않지만, 일정한 범위를 넘어설 때는 차익거래가 이루어지는 안정적 과정(Stationary Process)에 따라 오가격이 감소하는 것을 설명한다². Dwyer et. al.(1996)은 TAR 모형을 이용하여 비연속적인 차익거래가 어떻게 현선물 지수간의 비선형적 관계의 변화를 유발하여 오가격을 감소시키는지 분석하였다. 또한 Martens et.al.(1998)은 오가격에 대한 영향력은 오가격의 크기와 비례하여 증가한다는 것을 보여 주었다.

이러한 논의에서 보듯이 현선물 가격차의 존재 및 지속성에 대한 연구는 차익거래나 차익거래자에 대한 제약 요인과 차익거래자의 행태에 집중되었다³. 그러나, De Long et al.(1990)의 차익거래자와 노이즈 거래자(Noise Trader)간의 관계 분석은 차익거래 연구를 위해 주목할 필요가 있다. 그는 노이즈 거래자들이 기대수익을 잘못 계산할 뿐만 아니라, 더 나아가 차익거래자를 제약함으로써 시장의 변동성을 증가시킬 수 있음을 주장하였다. 이

² TAR 모형을 이용하여 현선물 차익거래를 분석한 연구로는 Dwyer et.al.(1996), Martens et.al.(1998), Garrett & Taylor(2001) 참조.

³ 가령, Brennan & Schwartz(1990)는 차익거래의 조기 청산을, Shleifer & Vishny(1997)는 자본제약 요인을, Kempf(1998)는 매도차익의 제한을 중심으로 분석하였다.

를 차익거래자의 입장에서 본다면, 노이즈 거래자들이 차익거래의 기회를 제공하는 역할을 수행한다는 것을 의미한다.

이러한 노이즈 거래자 또는 비정보거래자의 행태와 관련하여서는 많은 연구들이 존재한다. De Long et.al. (1990)과 함께 Cutler et.al. (1990), Frankel (1990) 및 Shalen (1993)의 연구는 거래자의 유형별 특성과 그것의 시장에 대한 영향을 분석한 대표적인 연구들이다. 가령, Cutler(1990)는 비정보거래자가 미래의 기대수익보다는 과거의 수익률에 의존하여 거래함으로써, 가격을 내재가치에서 더욱 이탈시키는 역할을 한다고 주장하였다. 또한, 이러한 연구는 선물시장을 대상으로도 진전되었는데, Bessembinder & Seguin(1993), Daigler & Wiley(1999), Wang(2003) 등은 대표적인 연구이다.

한국의 주가지수 현선물 차익거래에 대한 분석은 많지 않다. 최근 연구로 주목되는 것은 배기홍 외(2004)이다. 동 연구는 선물과 옵션을 이용한 차익거래를 분석하였는데, 매매체결 가격을 이용한 차익거래 분석에서 개인투자자들이 차익거래 기회를 증가시킴을 보여주었다. 한편, 주가지수 선물시장의 거래자 유형별 분석으로는 조한용·이필상(2001), 윤창현·이성구(2003)이 있다. 윤창현·이성구(2003)는 비정보거래자라고 할 수 있는 개인 투자자가 추세추종형 거래(Positive feedback Trading)을 하고 있음을 보여주었다.

III. 분석 모형의 설정

1. 차익거래와 차익거래자의 행태

현선물 차익거래는 현물과 선물간의 가격차를 이용하여, 현물을 매수(또는 매도)하는 동시에 선물을 매도(또는 매수)함으로써 무위험 차익을 획득하고자 하는 거래를 의미한다. 주가지수 현선물 차익거래의 경우, 차익거래자는 현물주가지수의 복제를 위해서 개별주식으로 구성된 현물 바스켓(Basket)을 구성한다. 만약 선물지수의 가격이 현물지수의 가격보다 높다면 차익거래자는 현물 바스켓을 매수하고 선물지수를 매도하는 매수차익거래를 실시하고, 반대로 선물지수 가격이 낮다면 현물 바스켓을 매도하고 선물지수를 매수하는 매도차익거래를 실시한다. 따라서 차익거래는 선물가격($F_{t,T}$)에서 선물이론가($T_{t,T}$)를 차감한 베이스스($B_{t,T}$)가 적어도 0이 아닐 때 가능하다. 우리는 차익거래 비용을 고려하지 않은 차익거래 마진을 $MS_{t,T}$ 를 <식 1>와 같이 정의한다⁴.

⁴ 실증분석시 선물이론가 $T_{t,T}$ 는 증권선물거래소의 이론가 산정 방식에 따라 단리로 계산하였다.

$$MS_{t,T} = \frac{B_{t,T}}{S_t} = \frac{F_{t,T} - T_{t,T}}{S_t} = \frac{F_{t,T} - S_t \times e^{(r-d)(T-t)}}{S_t} \quad \text{----- (1)}$$

$MS_{t,T}$: 차익거래 마진율, $B_{t,T}$ ($= F_{t,T} - T_{t,T}$): 베이스스

$F_{t,T}$: t 시점에서의 만기일이 T인 선물가격, $T_{t,T}$: t 시점에서의 만기일이 T인 선물이론가

S_t : t시점에서의 현물지수가격, r : 현금이자율, d : 배당, T : 선물만기일

그러나, 차익거래가 실제 발생하기 위해서는 이러한 차익거래 마진율이 차익거래비용을 차감하고도 남음이 있어야 한다. 따라서 실제 차익거래가 일어나기 위한 필요조건은 차익거래 마진율의 절대값이 거래비용보다 크다는 것이다.

차익거래의 거래비용에는 거래수수료, 시장 충격 비용, 거래세, 시장 유동성 부족에 의한 호가 스프레드 등이 포함될 수 있다. 만약 거래세를 거래수수료에 포함하고 호가 스프레드에 따른 비용을 시장충격 비용에 포함시킨다면, 차익거래비용은 거래수수료와 시장충격비용의 합으로 볼 수 있다. 한편, 우리는 매수 차익거래와 매도 차익거래 시 비용의 비대칭성이 발생한다는 점을 추가적으로 고려하고자 한다. 매도 차익거래시 주식대차가 필요한데, 일반적으로 대차수수료가 상대적으로 현금이자율보다 높은 가산금리로 결정되기 때문에, 매도 차익거래시 주식대차로 인한 추가 비용을 부담한다고 보아야 한다. 이러한 거래비용의 비대칭성을 감안할 때, 차익거래의 비용은 <식 2>로 정의할 수 있다. 따라서 차익거래 마진율에서 차익거래비용을 차감한 차익거래수익률 $M_{t,T}$ 는 (식 3)으로 정리된다.

$$TC_t = BF_t + IP_t \quad (\text{if } B_{t,T} > 0)$$

$$TC_t = BF_t + IP_t + \alpha_t \quad (\text{if } B_{t,T} < 0) \quad \text{----- (2)}$$

TC_t : 거래액 차익거래 비용 비율, BF_t : 거래수수료율, IP_t : 거래액

대비 시장충격비용, α_t : 주식대차시 현금이자율 대비 가산금리

$$M_{t,T} = |MS_{t,T}| - TC_{t,T} = \frac{|F_{t,T} - S_t \times e^{(r-d)(T-t)}|}{S_t} - TC_{t,T} \quad \text{----- (3)}$$

실제 차익거래의 수익률이나 차익거래의 발생은 차익거래의 조건, 차익거래자의 목표 및 전략에 따라 매우 상이하게 전개된다. 가령, 차익거래 비용은 차익거래자가 차익거래의 포지션을 만기까지 유지할 것인가 아니면 증도에 회수할 것인가에 따라 상이하게 나타난다. 또한, 차익거래자에 따라서는 거래세나 수수료가 다를 수 있다. 또한, 현물지수의 복제 방식에 따라서는 비용 구성이 달라진다. 이론적으로는 완전복제전략을 구사할 경우 현물바스켓

의 지수 복제위험은 존재하지 않지만, 완전복제시 개별주식 유동성 부족으로 많은 거래비용을 부담할 가능성이 있다. 따라서 부분복제방식으로 바스켓을 구성하는 경우, 부분복제로 인한 추적오차비용을 감안해야 한다.

또한, 차익거래 수익률이 양이 된다고 하더라도 차익거래가 기계적으로 발생하는 것은 아니다. 일반적으로 차익거래자는 차입자금 또는 위탁자금으로 거래하기 때문에, 그 투자 목표는 절대적 수익률을 기준으로 정해진다. 따라서 차익거래의 시도는 이러한 목표수익률에 따라 달라질 수 있다. 또한 차익거래의 수익률은 회당 차익거래수익률과 거래회수에 의하여 결정되기 때문에, 차익거래자가 어떠한 거래전략을 수립하는가에 따라 차익거래의 시도 시점이 달라진다.

이처럼 차익거래 수익률에 미치는 다양한 요인들이 존재하지만, 본 연구는 이러한 요인들을 가능한 단순화하여 가정하였다. 본 연구의 초점이 차익거래 수익률 추정 자체에 있는 것이 아니라, 차익거래 수익률과 투자자의 거래 행태간의 관계 분석에 있기 때문에, 차익거래 수익률의 결정 요인을 베이스나 차익거래 마진율을 중심으로 분석하였다.

2. 투자자의 유형과 행태

많은 연구에서 투자자의 유형을 정보거래자와 비정보거래자로 구분하여, 그것이 시장에 미치는 영향을 분석하고 있다. 개인투자자는 일반적으로 상대적으로 정보가 부족하여, 과거 수익률에 영향 받는 추세추종매매(Positive feedback trading)를 시행하는 비정보거래자로 간주된다. 반면 외국인과 기관투자자는 정보거래자로서, 이들의 거래 결정 요인은 무엇보다도 미래의 기대수익률에 대한 전망이다. 다만, 정보거래자인 경우에도 투기적 정보거래자인가 아니면 헷지형 정보거래자인가에 따라 구체적인 행태가 다를 수 있다. 본 연구는 이론적인 측면에서 거래자의 유형을 정보거래자, 비정보거래자, 차익거래자로 구분하여 그 행태를 분석하였다.

분석의 전제 조건으로서 우리는 개별 거래자가 주어진 자본제약하에서 선물시장과 현물시장을 자유롭게 참여할 수 있는 상황을 가정한다. 이 때, 정보거래자는 기대수익률 전망에 의하여 거래를 결정하지만, 현물시장과 선물시장 중 어떤 시장에 참여할 것인가는 거래 당시의 베이스에 의하여 결정한다. 정보거래자가 양의 기대수익률을 전망한다면, 정보거래자는 베이스가 음(-)이면 저평가된 선물을, 양(+)이면 고평가된 선물보다는 현물을 매수할 것이다. 따라서 정보거래자의 선물시장에서의 순매수는 식 (5)와 같이 베이스에 반비례한다.

한편, 비정보거래자는 과거 수익률 비례하여 순매수를 결정하는 동일한 이유로, 선물시장과 현물시장의 참여를 선택한다고 가정한다. 즉 비정보거래자는 과거의 수익률을 비교하여 수익률이 높았던 시장을 선택한다. 그러므로 선물시장에서 비정보거래자의 순매수는 이전 기간의 베이스에 비례한다(<식 5> 참조).

차익거래자는 항상 베이스스의 차이를 파악하고, 베이스스가 양이면 선물을 매도하는 매수차익거래를, 음이면 선물을 매수하는 매도차익거래를 실시할 것이다. 따라서 차익거래자의 순매수는 <식 6>과 같이 베이스스에 반비례한다.

$$Q^1_t = \lambda [E^1_t(R_{t+1}) - a] - \pi_1 B_t, \quad \lambda > 0 \quad \pi_1 > 0 \quad \text{----- (4)}$$

$$Q^2_t = \delta R_{t-1} + \pi_2 B_{t-1}, \quad \delta > 0 \quad \pi_2 > 0 \quad \text{----- (5)}$$

$$Q^3_t = -\pi_3 B_t, \quad \delta > 0 \quad \pi_3 > 0 \quad \text{----- (6)}$$

Q^1_t : 정보거래자의 총거래량 대비 순매수비율, Q^2_t : 비정보거래자의 총거래량 대비 순매수비율,
 Q^3_t : 차익거래자의 총거래량 대비 순매수비율, $E^1_t(R_{t+1})$: 정보거래자의 t+1기의 기대수익률,
 B_t : t기에서의 베이스스, a : 무위험수익률

그런데, $Q^1_t + Q^2_t + Q^3_t \equiv 0$ 이므로, $a=0$ 으로 가정하고 정리하면,

$$B_t = \frac{\pi_2}{\pi_1 + \pi_3} B_{t-1} + \frac{1}{\pi_1 + \pi_3} \lambda E^1_t(R_{t+1}) + \frac{1}{\pi_1 + \pi_3} \delta R_{t-1} \text{----- (7)}$$

로 정리된다. 따라서 베이스스는 전기의 베이스스, 과거수익률, 미래의 수익률 전망에 의하여 결정된다.

3. 투자자의 거래 행태와 차익거래의 지속성

<식 7>의 베이스스를 차익거래 수익률로 대체하고 정보거래자의 기대수익률을 외생변수로 가정하여 <식 8>을 도출하였다.

$$M_t = \beta_0 + \beta_1 M_{t-1} + \gamma R_{t-1} \quad \text{----- (8)}$$

만약 β_1 의 값이 1에 가깝다면, 그것은 차익거래 수익률의 자기상관관계가 높다는 것을 의미한다. 그런데, 이 β_1 의 값이 고정된 것이 아니라 조건에 따라 가변적이어서 차익거래 수익률의 자기상관관계가 비선형적이라고 한다면, 차익거래 수익률의 지속성 정도는 비선형 관계를 결정하는 요인에 따라 달라진다. 우리는 이러한 비선형성에 미치는 요인으로서 개별 투자자들의 거래 행태를 분석하였다.

구체적으로 우리는 다음과 같은 가설을 세웠다. 첫째, 개인투자자의 선물 순매수는 베이시스에 비례하므로, 개인투자자의 거래는 선물 매수 압력을 강화시켜 차익거래의 기회를 지속시킨다. 둘째, 차익거래자 및 정보거래자인 외국인 투자자와 기관투자자는 이와 반대로 베이시스 증가시 선물 순매수를 감소시킬 것이므로, 차익거래 기회를 감소시킨다.

그런데, 이러한 투자자의 거래 행태가 차익거래 수익률에 미치는 영향은 연속적으로 일어날 가능성이 높지 않다. 왜냐하면, 그것이 선물시장 및 베이시스의 변화에 영향을 주기 위해서는 해당 기간에서의 거래 규모가 충분히 커야 할 것이기 때문이다. 즉, 거래자의 시장에 대한 영향은 연속적이라기 보다는 어떤 수준을 경계로 하여 존재하거나 사라지는 불연속적이라고 보는 것이 보다 현실적일 것이다.

이 점에서 본 논문은 투자자의 차익거래의 지속성에 미치는 영향을 ‘분계점 자기상관회귀(Threshold Autoregressive; TAR) 모형’을 이용하여 분석하였다⁵.

TAR 모형은 어떤 분계점을 기점으로 설명변수가 종속변수에 미치는 영향이 다르다는 인식에 기반한다. 이 모형은 분계점을 기준으로 체제(regime)을 구분하고, 각 체제에서의 결정계수의 차이를 보여줌으로써 변수간의 비선형성을 증명하는 방법이다.

우리는 분계점의 기준으로서 개별 투자자 순매수 비율에 절대값을 취한 $|Q_t^i|$ 를 순매수 집중도로 정의하고, 투자자 별 순매수 집중도를 분계점으로 한 TAR 모형을 구축하였다. 이에 의거한다면 체제는 두 체제로 구분된다. $|Q_t^i| \leq |Q_*^i|$ 이면, 개별 투자자가 차익거래 수익률에 영향을 줄 정도로 크지 않은 경우이다. 이를 체제 1로 정의한다. 반면 체제 2는 $|Q_t^i| > |Q_*^i|$ 인 경우로서, 이 때 개별 투자자의 순매수 집중도는 차익거래 수익률에 영향을 줄 정도로 크다. 이제 우리는 <식 8>을 감안하여 <식 9>와 같이 TAR 모형을 구축하였다.

$$M_{t,T} = \beta_0^{(h)} + \beta_1^{(h)} M_{t-1,T} + \beta_2^{(h)} \left(\frac{T-t}{90} \right) + \beta_3^{(h)} |\Delta S_t| + \varepsilon^{(h)}_t \quad \text{----- (9)}$$

이 때, $|Q_t^i| \leq Q_*^i$ 이면, $h = r_1$, $|Q_t^i| > Q_*^i$ 이면 $h = r_2$

$|Q_t^i|$: 투자자 I 의 t기에서의 순매수 집중도(개인, 기관, 외국인 차익거래자), Q_*^i :분계점
 $\Delta S_t (= \frac{S_t}{S_{t-1}} - 1)$: 현물주가지수 변동률, T : 선물만기일, r_1 : 체제 1, r_2 : 체제 2

우리는 TAR 모형을 통해 도출한 각 투자자별 $\beta_1^{r_1}$ 과 $\beta_1^{r_2}$ 를 비교한다. 만약 투자자들의 시장 영향력이 존재하는 체제 2에서의 계수 $\beta_1^{r_2}$ 가 체제 1에서의 계수 $\beta_1^{r_1}$ 간의 값이 차이가 존재하고 유의하다면, 그것은 투자자들의 거래 행태가 차익거래 수익률의 지속성에 영향을 주는 것으로 이해할 수 있다..

⁵ TAR 모형에 대한 이론적 설명은 Hansen(1996, 2000) 참조.

IV. 투자자의 거래행태와 차익거래의 지속성

1. 분석 자료

본 연구는 2000년 3월 10일부터 2005년 12월 8일까지 KOSPI200 지수선물 시장의 최근월물 일중(intraday) 거래자료를 사용한다. 이 자료는 증권선물거래소로부터 입수되었다. 본 선물 자료는 투자자 유형을 개인, 은행, 증권, 보험, 국가, 투신, 외국인, 기타로 구분하고 있는데, 본 연구에서는 투자자 유형을 재분류하여 개인, 차익거래자, 기관, 외국인의 네 투자자 유형만을 분석대상으로 한다.

현물거래 자료에서는 프로그램 매매가 차익거래 및 비차익거래로 나뉘어 정상거래와 구분되어 있다. 이 때 어떤 거래가 프로그램 매매인지의 여부는 거래 내용에 대한 증권사들의 프로그램 매매 신고 여부로 파악된다. 선물 자료의 경우에도 프로그램매매가 신고되어 거래가 유형별로 구분되어 있기는 하나, 이 경우에는 증권사 및 선물회사의 신고 내용이 정확하지 않아 프로그램매매에 대한 정보의 신뢰성이 현물 자료의 경우와는 달리 현저히 떨어진다.

따라서 본 논문에서는 선물시장에서의 차익거래자에 대한 거래정보를 현물시장에서의 차익거래 규모를 토대로 다음과 같이 구하였다. 현물시장의 프로그램 매매 중에서 차익거래 매매분이 차익거래 목적으로 거래된 것으로 간주하였다⁷. 즉, 차익 프로그램 매매로 신고된 모든 KOSPI200 종목의 일중 거래를 일정한 기간 단위로 합산하여 현물에서의 차익거래 매수액과 차익거래 매도액을 각각 계산하고 이를 각각 선물시장에서 대응하는 차익거래액으로 간주하였다. 이에 따르면, 현물시장의 차익거래 매수액은 선물시장의 매도액이며, 현물시장의 매도액은 선물시장의 매수액이 된다. 그리고 차익거래 금액을 선물시장에서의 기관투자자의 거래액에서 차감하여 기관투자자의 순거래액으로 정하였다. 이것은 차익거래가 개인이나 외국인이 아닌 국내 기관투자자에 의해 주로 이루어진다는 점을 고려한 것이다. 따라서, 선물시장에서의 투자자도 개인, 외국인, 기관(차익거래 제외), 차익거래자로 재구분하였다.

일중 자료 중 거래량 자료는 개장시점인 9시를 기준으로 30분 간격으로 정리하였고, 가

⁶ 시기는 최근월물의 시점을 기준으로 결정하였다. 즉 분석 시기의 첫 시점인 2000년 3월 10일은 2006년 6월물 선물이 최근월물이 되는 날이며, 끝 시점인 2005년 12월 8일은 2005년 12월물의 만기일이다.

⁷ 프로그램 매매 여부가 증권사 신고에 의한 것이며, 증권사 역시 투자자의 주문에 입각한 것이므로 차익 프로그램 거래 모두가 차익거래가 아닐 가능성이 존재한다. 그러나, 프로그램 매매가 투자자와 증권사간의 일괄적인 약정에 의한 경우가 많기 때문에, 부분적인 누락 등이 존재할 수는 있으나, 크게 왜곡되지는 않는다고 할 수 있다. 한편, 일부의 프로그램 매매의 경우 차익거래가 아님에도 불구하고 증권사가 차익거래로 오인할 수 있다. 가장 대표적인 것은 인덱스 펀드의 매매에서 발생할 수 있다. 최근 인덱스 펀드는 현선물 차에 따른 추가적인 수익을 획득하기 위해서 인덱스 구성을 현선물 가격 차에 따라 선물 또는 현물로 구성한다. 따라서 이러한 인덱스 펀드가 현물과 선물의 교체를 위해 동시에 반대 방향의 매매를 주문할 경우 이를 증권사가 차익거래로 오인할 수 있다. 그러나, 다른 한편에서 본다면 그러한 매매 역시 차익거래 기회를 이용한다는 점에서 차익거래와 효과를 같이하며, 이 점에서 이를 굳이 분리하지 않아도 자료상의 왜곡은 발생하지 않을 것이라고 판단한다. 또한, 베이스의 변화를 이용한 베이스 트레이딩이 차익 프로그램 매매에 포함될 가능성도 존재한다.

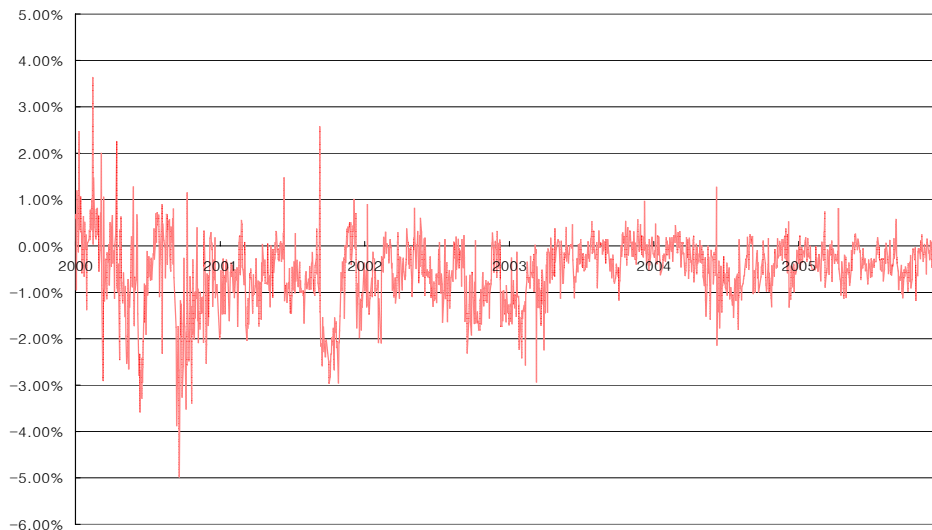
격 변수는 각 30분이 끝나는 시점에서의 증가를 이용하였다⁸. 다만, 일중거래에서 시초가인 9시와 종가인 3시의 자료는 다음과 같은 이유로 제외하였다. 시초가는 개장 시 동시호가로 이루어지므로 이전 30분의 거래량 정보가 현 시점의 가격변수와 관련이 없어진다. 또한, 종가는 만기일을 제외하고 현물거래가 3시의 동시호가로 종결되기 때문에, 3시 15분까지 거래가 지속되는 선물과 차이가 발생한다.

한편, 선물가격은 만기일을 기준으로 근월물 가격을 이용하였다. 그러나, 투자자 유형별로 월물별 거래량을 구분할 수 없어, 모든 월물의 거래가 합산된 거래량 자료를 이용하였다. 이러한 자료상의 문제는 만기 직전에 교란 요인으로 작용할 가능성이 존재한다. 일반적으로 만기 직전 1주일 동안은 월물간 스프레드를 이용한 월물간 거래가 활발히 이루어지기 때문이다. 그러나 월물간 거래는 상호 상쇄되어 본 연구의 주된 거래량 지표인 순매수 값에는 영향을 주지 않는다.

2. 선물시장과 차익거래의 추이

일중자료를 분석하기 전에, 일별자료를 이용하여 전반적인 선물시장 및 차익거래 현황을 조망하였다. <그림 1>은 분석기간을 포함한 2000년초부터 2005년말까지 현선물 증가를 이용한 일별 차익거래 마진율을 추이다. 전반적으로 차익거래 마진율은 감소하는 추세를 보여준다. 2000년부터 2002년말까지 차익거래 마진율은 음(-)인 시기가 많았으며, 그 절대치도 상대적으로 높았다. 반면, 2003년 상반기부터 차익거래 마진율은 축소되는 모습을 보였다.

그림 1. 차익거래 마진율의 추이



⁸ 가격변수를 두 시점간의 평균가격이 아닌 증가를 이용하였다. 그러므로 9시 30분에서 10시까지의 거래량과 10시의 가격은 동일한 시간으로 간주된다.

선물시장은 분석기간 동안 꾸준히 확대되었다. 일평균 선물거래량은 계약액 기준으로 1.71조원에서 5.97조원으로 상승하였다. 현물거래량 대비 선물거래량도 2000년 1.37조원에서 2005년에는 3.81조원으로 증가하였다.

표 1. KOSPI200 선물시장의 규모

| 연 도 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 |
|-------------|------|------|------|------|------|------|
| 일평균거래량(조원)* | 1.72 | 2.25 | 3.96 | 5.30 | 5.87 | 5.97 |
| 선물거래/현물거래** | 1.37 | 2.29 | 2.67 | 4.84 | 5.29 | 3.81 |

* 실거래일 기준,

** 현물시장의 거래량은 KOSPI 시장의 거래량임.

선물시장에서의 투자자별 거래 비중을 보면(<표 2> 참조), 개인의 거래 비중은 분석기간 중 총 거래량의 절반이었다. 반면, 차익거래자의 선물시장에서의 비중은 0.9%의 미미한 수준에 불과하였다. 외국인 투자자의 거래 비중은 계속 증가한 반면, 기관투자자의 비중은 감소하는 추세였다.

표 2. KOSPI200 선물시장의 거래자 유형별 비중

(단위 : %)

| 항목 | 거래자 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 전기간 |
|-------------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 거래액 비 중* | 개인 | 49.19 | 50.68 | 53.26 | 54.84 | 49.09 | 44.62 | 50.05 |
| | 외국인 | 4.91 | 8.31 | 10.25 | 16.28 | 21.71 | 22.58 | 16.61 |
| | 기관 | 44.49 | 40.15 | 35.56 | 27.95 | 28.33 | 32.05 | 32.45 |
| | 차익거래 | 1.41 | 0.85 | 0.93 | 0.93 | 0.87 | 0.75 | 0.90 |
| 잔고 비중** | 개인 | 23.88 | 24.04 | 25.46 | 26.58 | 22.36 | 24.06 | 24.39 |
| | 외국인 | 21.69 | 31.70 | 31.88 | 29.41 | 32.79 | 35.72 | 31.36 |
| | 기관 | 32.17 | 28.72 | 25.55 | 24.87 | 25.37 | 23.15 | 25.92 |
| | 차익거래 | 22.26 | 15.54 | 17.11 | 19.15 | 19.48 | 17.07 | 18.83 |
| 이월 비중*** | 개인 | 1.83 | 1.41 | 1.38 | 1.00 | 0.99 | 1.19 | 1.19 |
| | 외국인 | 16.63 | 11.31 | 8.96 | 3.72 | 3.28 | 3.50 | 4.63 |
| | 기관 | 2.72 | 2.12 | 2.07 | 1.83 | 1.95 | 1.60 | 1.96 |
| | 차익거래 | 59.54 | 54.08 | 53.22 | 42.50 | 48.59 | 50.13 | 49.96 |

* 거래액 비중 = 투자자별 거래량(매수량+ 매도량) / 총선물거래량(매수량+ 매도량)

** 잔고 비중 = 투자자별 순매수 잔고의 절대값 / 총잔고

*** 이월 비중 = 투자자별 순매수 잔고의 절대값 / 투자자별 거래량(매수량+ 매도량)

한편, 순매수잔고와 거래량의 비중을 비교해보면, 투자자의 성향이 분명히 드러난다. 개인 투자자는 당일 거래의 대부분을 당일에 정리하는 차티스트(Chartist)의 속성이 분명한 반면, 차익거래자는 일중 거래량의 절반 정도를 순매수 잔고로 남겨두었다. 분석대상 기간 초기 외국인 투자자의 거래량 대비 순매수 잔고 비율은 높았으나, 계속 그 비율이 감소하여 외국인의 투자가 단기화되고 있음을 알 수 있다.

일중 선물자료를 이용하여 차익거래 마진율에 대한 기초 통계량을 분석하였다 (<표 3> 참조). 분석 기간 중 총 관측치는 15,685개였다. 차익거래 마진율이 양인 경우에는 매수 차익거래 기회로, 음인 경우에는 매도 차익거래로 구분하였다. 총 15,685의 관측치 중 매수 차익거래 기회는 5,480번, 매도 차익거래 기회는 10,205번으로 상대적으로 매도 차익거래 기회가 많았다. 차익거래 마진율은 평균 -0.35% 이었는데, 시간 경과에 따라 그 수치는 감소하는 추세를 보였다.

차익거래 수익률을 구하기 위해서 차익거래 비용을 추산하였다. 거래수수료와 시장충격비용은 굿모닝 신한 증권에서 제공받은 추계 자료를 이용하였다. 이에 따르면 거래수수료는 2000년 현물 25bps, 선물 3bps에서 지속적으로 감소하여 2005년에는 현물 5bps, 선물 1bps로 추정된다. 시장충격비용은 선물 거래에서는 존재하지 않으나, 현물 거래시에는 5bps 인 것으로 추산하였다. 주식대차비용 역시 단순하게 CD 수익률 대비 1% 이상의 가산 금리가 존재하는 것으로 가정하였다⁹. 거래세는 차익거래자의 경우 기관투자자로 보아 존재하지 않는 것으로 가정하였으며, 호가스프레드는 시장충격비용에 포함하여 계산하였다. 그리고 차익거래자는 차익거래 이후 중도 회수하지 않고 만기까지 보유하는 것으로 가정하였다. 만약 차익거래자가 중도에 청산하게 된다면 거래수수료와 시장충격비용은 차익거래 시점과 청산시점에서 두 번 발생한다. 그러나, 선물만기까지 차익거래 포지션이 유지된다면, 현물거래 비용은 동일하지만 청산 시 발생하는 선물거래를 위한 거래수수료와 시장충격비용은 총 비용에서 제외된다.

<표 3>을 보면, 차익거래 비용은 지속적으로 감소하는 추세였다. 2000년 연 13.6%였던 거래비용은 2005년 5.20%로 크게 하락하였다. 그것은 거래수수료의 지속적인 하락과 시장유동성 확대에 따른 시장충격비용 감소에 따른 것이었다.

이제 차익거래비용을 차감한 차익거래 수익률을 보면, 차익거래 수익률이 양이 된 경우는 총 5439회로서 총 관측치의 34.7% 수준이었다. 따라서 적어도 차익거래 기회가 가능한 경우는 전체의 1/3을 상회한 수준이었다. 이 중에서 매수 차익거래 기회는 795회, 매도 차익거래 기회는 4,644회로서 매도 차익거래 기회가 압도적으로 많았다. 특히 이러한 비대칭성은 전반기인 2003년 3 월물 거래기간 까지 더욱 심하였다.

⁹ 주식대차가 주로 장외거래로 이루어졌기 때문에, 이와 관련한 신뢰할만한 자료는 존재하지 않았다. 다만, 분석 기간의 초반에는 주식대차가 용이하지 않아서 대차비용은 후반기보다 컸을 것으로 판단된다.

표 3. 차익거래마진율의 기초 통계량

| 항목 | 기간* | 거래회수 | | | 괴리율 ($= B_t/S_t$) (%) | | | |
|---------|----------------|----------|----------|--------------------|-------------------------|----------|---------|--------|
| | | 관측치 | 매수 차익 | 매도 차익 | 평균 | 표준 편차 | 최소 | 최대 |
| 괴리율 | 00.6월물-01.3월물 | 2368 | 842 | 1526 | -0.5861 | 0.9735 | -4.4784 | 3.8189 |
| | 01.6월물-02.3월물 | 2641 | 323 | 2318 | -0.6283 | 0.6317 | -2.6391 | 4.6267 |
| | 02.6월물-03.3월물 | 2625 | 329 | 2296 | -0.4908 | 0.4919 | -2.5575 | 0.4108 |
| | 03.6월물-04.3월물 | 2669 | 1353 | 1316 | -0.2152 | 0.5495 | -2.1099 | 0.6428 |
| | 04.6월물-05.3월물 | 2691 | 1240 | 1451 | -0.2333 | 0.5781 | -2.6926 | 0.5952 |
| | 05.6월물-05.12월물 | 2691 | 1393 | 1298 | -0.0987 | 0.4150 | -2.0291 | 0.4673 |
| | 기간 전체 | 15685 | 5480 | 10205 | -0.3700 | 0.6554 | -4.4784 | 4.6267 |
| 항목 | 기간 | 관측회수 | | 차익거래비용(연수익률 기준, %) | | | | |
| | | | | 평균 | 표준 편차 | 최소 | 최대 | |
| 차익거래비용 | 00.6월물-01.3월물 | 2368 | | 13.5573 | 28.9113 | 2.555 | 230.95 | |
| | 01.6월물-02.3월물 | 2641 | | 14.9434 | 31.4455 | 3.3706 | 230.95 | |
| | 02.6월물-03.3월물 | 2625 | | 10.5313 | 22.0116 | 1.9909 | 154.30 | |
| | 03.6월물-04.3월물 | 2669 | | 7.5557 | 16.1354 | 1.3216 | 115.98 | |
| | 04.6월물-05.3월물 | 2691 | | 6.2940 | 13.0253 | 1.0139 | 92.25 | |
| | 05.6월물-05.12월물 | 2691 | | 5.2073 | 10.8796 | 0.8517 | 77.65 | |
| | 기간 전체 | 15685 | | 9.5843 | 21.9215 | 0.8517 | 230.95 | |
| 항목 | 기간 | 거래회수 | | | 차익거래수익률 (%) | | | |
| | | 매수 차익 | 매도 차익 | No 차 익거래 | 평균 | 표준 편차 | 최소 | 최대 |
| 차익거래수익률 | 00.6월물-01.3월물 | 122 | 940 | 1306 | 0.1215 | 0.7172 | -0.8763 | 3.6210 |
| | 01.6월물-02.3월물 | 11 | 847 | 1783 | -0.0693 | 0.5374 | -0.7893 | 3.9967 |
| | 02.6월물-03.3월물 | 0 | 1024 | 1601 | -0.0192 | 0.4216 | -0.6134 | 1.8991 |
| | 03.6월물-04.3월물 | 230 | 773 | 1666 | 0.0293 | 0.3789 | -0.5498 | 1.7018 |
| | 04.6월물-05.3월물 | 171 | 702 | 1818 | 0.0476 | 0.4618 | -0.4879 | 2.1961 |
| | 05.6월물-05.12월물 | 261 | 358 | 2072 | -0.0383 | 0.3242 | -0.4493 | 1.5862 |
| | 기간 전체 | 795 | 4644 | 10246 | 0.01 | 0.4886 | -0.8763 | 3.9967 |

* 각 기간은 해당 주가지수선물이 근월물이 된 첫 날부터 최종 선물지수의 만기일까지의 기간으로 구분

이러한 선물가격의 저평가는 헷지거래 일변도였던 선물시장 상황을 반영할 뿐만 아니라, 이를 해소할 수 있는 매도차익거래의 한계에 의한 것으로 판단된다. 주식대차가 용이하지 않았기 때문에, 차익거래자의 매도 차익거래는 한계가 있었다. 그러나 2003년 중반부터 이러한 제약이 점차 감소하면서 선물시장의 저평가 지속 현상이 해소되었다. 그러나 그 절대치를 보면, 매도 차익거래시의 마진율이 매수 차익거래시의 마진율보다 컸기 때문에 2003년 이후에도 매도차익거래 기회가 훨씬 많았다고 판단된다.

시계열상으로 보면, 차익거래의 수익률은 감소하는 추세를 보였다. 2001년까지 차익거래의 횟수나 규모는 매우 컸으나, 2002년부터 그 수준은 축소되었다. 이것은 차익거래 비용 감소에도 불구하고 상대적으로 차익거래 마진율이 훨씬 더 감소되었기 때문이다. 이러한 현상은 한국의 선물시장도 다른 국가와 마찬가지로 시장 개설 초기를 지난 후 시장의 교란요인이 축소되고 있음을 보여준다.

3. 투자자 유형별 거래 성향

3장에서 우리는 투자자의 거래 성향을 과거의 선물가격 변동률 및 차익거래 마진율에 대한 반응을 기준으로 구분하였다. 투자자 성향에 대한 가설을 검정을 위하여, 투자자의 순매수비율을 전기의 선물가격 변동률, 차익거래 마진율, 그리고 전기의 순매수 비율에 의거하여 회귀 분석하였다(<식 10> 참조).

$$Q^i_t = \alpha_0^i + \sum_{j=1}^p \alpha_{1,j}^i \Delta F_{t-j} + \alpha_2^i MS_{t-1,T} + \sum_{k=1}^q \alpha_{3k}^i Q^i_{t-k} + \varepsilon^i_t \quad \text{----- (10)}$$

$$Q^i_t : \text{거래자 } i \text{ 의 } t\text{기에서의 순매수, } \Delta F_{t-j} = \frac{F_{t-j}}{F_{t-j-1}} - 1$$

회귀분석 결과는 <표 4>와 같다.

첫째, 차익거래 마진율에 대한 반응을 보면, 개인투자자는 차익거래 마진율에 비례하여 순매수를 증가하는 것으로 나타났다. 반면, 차익거래자는 차익거래 마진율에 반비례하여 순매수를 증가시켰다. 그리고 외국인 투자자나 기관투자자의 거래 방향은 차익거래 마진율에 의하여 영향을 받지 않는 것으로 나타났다.

이러한 차익거래 마진율에 대한 개인투자자의 반응은 개인투자자들의 추세추종형 거래의 또 다른 현상이라고 할 수 있다. 앞서 지적한 대로 차익거래 마진율이 양(+)일 때 곧 선물시장의 수익률이 상대적으로 높을 때, 개인투자자는 선물시장의 순매수를 확대하였다.

둘째, 거래자의 전기의 선물수익률에 대한 반응을 보았다. 개인 투자자들은 전기의 선물수익률이 상승할 때 순매수를 확대하여 개인이 추세추종형 거래를 한다는 기존 연구 결과를 확인하였다. 반면, 차익거래자는 그 계수가 크지는 않았으나, 수익률 상승 시 순매수를 감소

시키는 것으로 나타났다. 한편 기관투자자와 외국인 투자자는 과거 수익률 변화에 상반된 반응을 보였다. 외국인 투자자는 과거 수익률 변화에 비례하여 순매수를 증가하였지만 기관 투자자는 순매수를 감소시켰다. 이것은 기관투자자가 헷지 거래를 주로 하는 반면, 외국인 투자자가 투기적 거래를 하기 때문인 것으로 판단된다.

셋째, 순매수의 지속성이 존재하는 지를 보았다. 개인 투자자는 거래의 지속성이 존재하지 않은 것으로 나타났다. 반면, 차익거래자, 기관투자자, 외국인 투자자는 거래의 지속성이 존재하여 일단 거래의 방향이 결정되면, 한동안 동일한 방향으로 선물거래를 시행하는 것으로 나타났다.

표 4. 투자자 유형별 순매수 결정 요인

| | | 개인 | 차익거래자 | 기관 | 외국인 |
|------------------|-------|------------|------------|------------|-----------|
| α^i | 계 수 | -0.0005 | -0.0007*** | 0.0025*** | 0.0001 |
| | T-통계량 | -0.7872 | -5.1350 | 5.7505 | 0.2038 |
| β_{t-1}^i | 계 수 | 0.0037*** | -0.0019*** | -0.0070*** | 0.0069*** |
| | T-통계량 | 4.3082 | -9.5205 | -11.3912 | 9.1367 |
| β_{t-2}^i | 계 수 | 0.0006 | -0.0007*** | -0.0047*** | 0.0075*** |
| | T-통계량 | 0.6772 | -3.6372 | -7.6301 | 9.9307 |
| β_{t-3}^i | 계 수 | -0.0022*** | 0.0001 | -0.0014** | 0.0056*** |
| | T-통계량 | -2.6451 | 0.3869 | -2.2204 | 7.3725 |
| β_{t-4}^i | 계 수 | -0.0009 | 0.0002 | -0.0022*** | 0.0039*** |
| | T-통계량 | -1.0703 | 1.0543 | -3.6522 | 5.1749 |
| γ^i | 계 수 | 0.4748*** | -0.0912*** | 0.0222 | -0.0389 |
| | T-통계량 | 5.5525 | -4.5763 | 0.3610 | -0.5153 |
| δ_{t-1}^i | 계 수 | -0.0138* | 0.5196*** | 0.0489*** | 0.0980*** |
| | T-통계량 | -1.6980 | 61.3339 | 6.0137 | 12.0518 |
| δ_{t-2}^i | 계 수 | -0.0172** | 0.0746*** | 0.0229*** | 0.0368*** |
| | T-통계량 | -2.1115 | 7.8085 | 2.8094 | 4.5146 |
| δ_{t-3}^i | 계 수 | -0.0050 | 0.0468*** | 0.0218*** | 0.0266*** |
| | T-통계량 | -0.6159 | 4.8972 | 2.6877 | 3.2651 |
| δ_{t-4}^i | 계 수 | -0.0190*** | 0.0086 | 0.0096 | -0.0048 |
| | T-통계량 | -2.3359 | 1.0349 | 1.1885 | -0.5929 |

4. 투자자 거래 행태와 차익거래의 지속성

TAR 모형을 이용한 분석 결과를 <표 5>에 정리하였다. 각각의 투자자들이 차익거래수의

률에 미치는 영향의 유무에 따라 각각의 체제를 구분하였다. 체제 1은 투자자들이 차익거래 수익률에 영향을 미치지 못하는 경우이며, 체제 2는 투자자들이 차익거래에 영향을 주는 경우이다. 우리는 체제 1에서의 전기 차익거래 수익률의 계수가 체제 2에서 어떻게 변화하는지를 비교하였다. 만약 그 계수 값이 감소한다면, 그것은 차익거래의 지속성을 감소시키는 것으로, 반대로 증가할 때는 지속성을 증가하는 요인으로 해석할 수 있다.

LM Test는 체제의 구분이 유효한지를 평가한다. 기관 투자자를 제외한 모든 투자자들의 거래 행태에 대한 체제 구분이 유효한 것으로 나타났다.

표 5. 유형별 투자자 거래와 차익거래의 지속성 (TAR 모형)

| 투자자 유형 | 계 수 | 체제 1 | | 체제 2 | | Q^j | LM Test |
|--------|-----------|----------------|----------------|----------------|----------------|-------|-----------|
| | | β_1^{r1} | R ² | β_1^{r2} | R ² | | |
| 개인 | β_0 | -0.075** | 0.876 | -0.063*** | 0.870 | 0.009 | 15.936** |
| | β_1 | 0.905** | | 0.930*** | | | |
| | β_2 | 0.071** | | 0.039*** | | | |
| | β_3 | -8.482 | | -1.180 | | | |
| 차익거래자 | β_0 | -0.066*** | 0.876 | -0.795*** | 0.451 | 0.094 | 20.953*** |
| | β_1 | 0.932*** | | 0.389*** | | | |
| | β_2 | 0.039*** | | 0.766*** | | | |
| | β_3 | 0.033 | | -11.504*** | | | |
| 기관 | β_0 | -0.018*** | 0.867 | 0.082*** | 0.577 | 0.128 | 9.617 |
| | β_1 | 0.921*** | | 0.849*** | | | |
| | β_2 | 0.047*** | | 0.046 | | | |
| | β_3 | -1.249*** | | -24.407 | | | |
| 외국인 | β_0 | -0.021*** | 0.867 | 0.166*** | 0.327 | 0.192 | 15.300** |
| | β_1 | 0.923*** | | 0.853*** | | | |
| | β_2 | 0.047*** | | -0.207*** | | | |
| | β_3 | -0.230 | | -27.778*** | | | |

체제 변화가 차익거래 수익률의 지속성에 미치는 영향을 보았다.

개인 투자자의 경우, 체제 2에서의 β_1 의 값이 0.930으로서 체제 1에서의 0.905보다 높은 것으로 나타났다. 즉, 개인 투자자가 시장에 영향을 미칠 정도로 집중도가 높았을 때, 차익거래의 지속성이 높아졌다. 반면, 차익거래자의 거래는 그 지속성을 크게 완화시켰다. 차익거래가 시장에 영향을 미치는 경우, β_1 의 값은 영향력이 없을 때의 0.932보다 훨씬 낮은 0.389를 기록했다. 그리고 기관과 외국인의 거래 역시 지속성을 완화시키는 작용을 하는 것

으로 나타났다.

이처럼 개인투자자가 여타 투자자와 달리 차익거래의 지속성을 높이는 방향으로 작용하는 것은 그 투자 성향에 따른 것으로 판단된다. 개인 투자자는 추세추종형 거래를 하기 때문에, 선물시장의 상대적인 가격 상승에 더 민감한 반응을 보인다. 즉, 선물이 고평가될 경우, 개인투자자는 선물의 순매수를 증가시키는 경향이 존재하기 때문에 결국 차익거래의 지속성을 높이는 거래행태를 보이는 것이다. 반면, 차익거래자는 현선물의 오가격을 이용하며, 정보거래자인 기관투자자와 외국인투자자는 선물시장의 고평가 또는 저평가를 감안하여 투자하기 때문에 차익거래 기회를 감소시킨다.

이러한 개인투자자들의 특성은 시장 변동성이 차익거래에 미치는 영향에서도 나타난다. 차익거래자나 외국인의 경우 β_3 값을 보면, 시장변동성이 차익거래 수익률에 미치는 부정적인 효과가 체제 2에서 훨씬 심해지는 것을 확인할 수 있다. 즉, 차익거래자와 외국인 투자자들은 시장변동성 증가 시 차익거래 수익률을 감소시키는 방향으로 거래한다는 점을 추론할 수 있다. 개인 투자자들의 β_3 역시 유의미하지는 않지만 음(-)으로 나타났다. 그러나 β_3 값의 체제간 변화를 보면, 오히려 체제 2에서 그 부정적 효과가 완화되는 것으로 나타나 다른 투자자들과는 상이한 거래행태를 보이고 있음을 보여 준다.

개인투자자의 영향을 기간별로 구분해도 그 영향력의 방향은 크게 변화하지 않았다. 다만, 기간별로 구분할 때, 체제 구분의 유효성이 존재하지 않은 경우가 많았는데, 이에 대해서는 추가적인 분석이 필요하다.

표 6. 개인투자자의 기간별 분석 (TAR 모형)

| 기간 | 체제 1 | | 체제 2 | | Q^i | LM Test |
|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|-------|----------|
| | β_1^{r1} | R ² | β_1^{r2} | R ² | | |
| 00.6월물-01.3월물 | 0.884** | 0.820 | 0.857** | 0.663 | 0.104 | 10.554 |
| 01.6월물-02.3월물 | 0.902** | 0.865 | 0.935*** | 0.872 | 0.009 | 9.121 |
| 02.6월물-03.3월물 | 0.911** | 0.868 | 0.998 | 0.964 | 0.189 | 8.876 |
| 03.6월물-04.3월물 | 0.928* | 0.854 | 0.923** | 0.862 | 0.001 | 6.536 |
| 04.6월물-05.3월물 | 0.950*** | 0.916 | 0.989** | 0.967 | 0.109 | 9.244 |
| 05.6월물-05.12월물 | 0.931** | 0.898 | 0.962*** | 0.909 | 0.040 | 14.292* |
| 기간 전체 | 0.905** | 0.876 | 0.930*** | 0.870 | 0.009 | 15.936** |

V. 결론

본 논문은 한국의 KOSPI 200 지수선물시장을 대상으로 개인투자자가 차익거래에 미치는 영향을 실증 분석하였다. 선물시장의 거래 주체를 정보거래자인 외국인과 기관 투자자, 비정보거래자인 개인 투자자, 그리고 차익거래자로 구분하고, 차익거래 및 그 지속성에 미치는 영향을 ‘분계점 자기상관회귀(Threshold Autoregressive; TAR) 모형’을 이용하여 분석하였다.

TAR 모형의 분석 결과에 따르면, 개인투자자는 차익거래의 지속성을 확대하는 것으로 나타났다. 반면 외국인 투자자와 차익거래자는 차익거래의 지속성을 완화시키는 역할을 하였다. 개인투자자가 차익거래 기회를 확대하는 이유는 개인투자자의 거래 성향에 기인한 것으로 판단된다. 개인투자자의 추세추종거래의 속성이 상대적으로 수익률이 높았던 시장에 대한 순매수를 강화하기 때문이다.

일반적으로 투자자 유형의 분석과 상호작용은 시장 수익률이나 변동성에 미치는 영향을 중심으로 분석되었다. 반면, 차익거래와 관련한 연구는 차익거래자의 역할에만 분석을 집중하여, 시장의 여타 거래자들과의 영향이나 상호작용에 대해서는 간과한 측면이 있다. 본 연구는 차익거래의 동학적 과정 분석에 투자자의 거래 특성과 시장에 대한 영향을 접목시키고자 했는데 그 연구 의의가 있다. 방법론적인 측면에서는 차익거래 및 거래자의 시장 영향력에 대한 불연속적 성격을 감안한 TAR 모형을 이용해 차익거래를 분석했다는 의의를 갖고 있다.

그러나, 실증 분석이 보다 엄밀하게 이루어지기 위해서는 다음과 같은 요소에 대한 충분한 고려와 분석의 보완이 필요하다고 판단하였다.

첫째, 일부의 실증분석에서 기간 구분을 달리함에 따라 모형의 유효성이 민감하게 변화하였다. 이것은 분석 기간 전체적으로 차익거래를 둘러싼 구조적인 변화가 매우 컸기 때문인 것으로 판단된다. 그러므로, 이러한 구조적인 변화를 어떻게 반영하는가에 대한 충분한 고려가 필요하다. 또한, 만기일을 전후로 한 가격변화가 비정상적으로 발생하기도 했는데, 이는 자료 분석에서 보다 세심한 고려가 필요하다는 것을 시사한다.

둘째, 현실에서 차익거래에 미치는 영향이 매우 다양하기 때문에, 분석 목적을 위해서는 차익거래에 미치는 여타 요인에 대한 충분한 통제가 이루어져야 한다. 즉 실증 분석의 결과가 모형의 고려 변수가 아닌 요인에 의하여 달라질 수 있기 때문에, 이러한 변수를 통제할 수 있는 보다 엄밀한 모형의 발전이 필요하다.

< 참고문헌 >

- 배기홍, 장수재, 조진완 (2004), “KOSPI200 선물과 옵션시장 간 차익거래의 수익성에 관한 실증연구”, 「선물연구」 12권 2호, pp. 45-71
- 윤창현, 이성구 (2003), “주가지수선물시장에서의 투자자 유형에 따른 거래량의 정보효과”, 「선물연구」 11권 2호, pp. 1-26
- 조한용, 이필상 (2001), “선물시장의 가격변동성과 거래량의 관계에 관한 연구”, 「증권학회지」 29집, pp. 373-405
- 정문경 (1999), “KOSPI200지수선물가격의 일중괴리율행태와 위탁자의 차익거래기회 분석”, 「증권학회지」 24집, pp. 169-201
- Brennan, Michael J., Eduardo S. Schwartz (1990), “Arbitrage in Stock Index Futures”, *Journal of Business*, Vol.63, No.1, pp.s7-s31
- Basak, Suleyman, Benjamin Croitoru (2006), “On the role of Arbitrageurs in Rational Markets”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 81, pp.143-173
- Bessembinder, Hendrik, Paul H. Seguin (1993), “Price Volatility, Trading Volume, and Market Depth: Evidence form Futures Markets”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.28, No.1, pp.21-39
- Cutler, David M., James M. Poterba, Lawrence H. Summers(1990), “Speculative Dynamics and the Role of Feedback Traders”, *The American Economic Review*, Vol80, No.2, pp.63-68
- Daigler, Robert T., Marilyn K. Wiley (1999), “The Impact of Trader Type on the Futures Volatility-Volume Relation”, *The Journal of Finance*, Vol.54, No.6, pp.2297-2316
- De Long, J.Bradford, Andrei Shleifer, Lawrence H. Summers, Robert Waldmann (1990), “Noise Trader Risk in Financial Markets”, *The Journal of Political Economy*, Vol.98, No.4, pp.703-738
- De Long, J.Bradford, Andrei Shleifer, Lawrence H. Summers, Robert Waldmann (1990), “Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation”, *The Journal of Finance*, Vol.45, No.2, pp.379-395
- Dwyer, Jr., Gerald P., Peter Locke, Wei Yu (1996), “Index Arbitrage and Nonlinear Dynamics between the S&P 500 Futures and Cash”, *The Review of Financial Studies*, Vol.9, No.1, pp.301-332,
- Figlewski, Stephen (1984), “Hedging Performance and Basis Risk in Stock Index Futures”, *The Journal of Finance*, Vol.39, No.3, pp.657-669
- Frankel, Jeffrey A., Kenneth A. Froot (1990), “Chartists, Fundamnetalists, and Trading in the Foreign Exchange Market”, *The American Economic Review*, Vol.80, No.2, pp.181-185
- Garrett, Ian, Nicholas Taylor (2001), “Intraday and Interday Basis Dynamics: Evidence from the FTSE 100 Index Future Markets”, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, Vol.5,

pp.133-152

- Hansen, Bruce E. (1996), "Inference when a Nuisance Parameter is not identified under the Null Hypothesis", *Econometrica*, 64, pp.413-430
- Hansen, Bruce E. (2000), "Sample Splitting and Threshold Estimation", *Econometrica*, 68, pp.575-603
- Liu, Jun, Francia A. Longstaff (2004), "Losing Money on Arbitrage: Optimal Dynamic Portfolio Choice in Markets with Arbitrage Opportunities", *The Review of Financial Studies*, Vol.17, No.3, pp.611-641
- Mackinlay, A. Graig, Krishna Ramaswamy (1988), "Index-future Arbitrage and the behavior of Stock Index Future Prices", *The Review of Financial Studies*, Vol.1, No.2, pp.137-158
- Martens, Martin, Paul Kofman, Ton C.F.Vorst(1998), A Threshold Error-Correction Model for Intraday Futures and Index Returns, *Journal of Applied Econometrics*, Vol.13, pp.245-263
- Miller, Merton H., Jayaram Muthuswamy, Robert E. Whaley (1994), "Mean Reversion of Standard & Poor's 500 Index Basis Changes: Arbitrage-Induced or Statistical Illusion", *The Journal of Finance*, Vol.49, No.2, pp.479-513
- Neal, Robert (1996), "Direct Tests of Index Arbitrage Models", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.31, No.4, pp.541-562
- Shalen Catherine T. (1993), "Volume, Volatility, and Dispersion of Beliefs", *The Review of Financial Studies*, Vol.6, No.2, pp.405-434
- Shleifer, Andrei (2000), *Inefficient Markets*, Oxford Univ. Press
- Shleifer, Andrei, Robert W.Vishny (1997), "The Limits of Arbitrage", *The Journal of Finance*, Vol. 52, No.1, pp.35-55
- Taylor, Nicholas (2007), "A New Econometric Model of Index Arbitrage", *European Financial Management*, Vol.13, No.1, pp.159-183
- Tse Yiuman(2001), "Index Arbitrage with Heterogeneous Investors: A Smooth Transition Error Correction Analysis", *Journal of Banking & Finance*, Vol.25, pp.1829-1855
- Wang, Changyun (2002), "The Effect of Net Positions by Type of Traders on Volatility in Foreign Currency Futures Markets", *The Journal of Futures Markets*, Vol.22, No.5, pp.427-450
- Wang, Changyun (2003), "The Behavior and Performance of Major Types of Futures Traders", *The Journal of Futures Markets*, Vol.23, No.1, pp.1-31