

# 심리요인 및 차익거래요인이 KOSPI200 시장베이스스에 미치는 영향

김서경\*

## <국문초록>

본 논문은 KOSPI200 시장베이스스의 결정에 영향을 주는 요인을 분석하였다. 시장베이스스에 영향을 주는 요인으로 차익거래요인, 심리요인, 주식공매도의 금지 및 선물과 현물의 거래량을 고려하였다. 차익거래요인은 고려된 요인 중 가장 강력한 시장베이스스의 결정요인이었으며 심리요인 및 주식공매도금지도 시장베이스스에 유의한 영향을 주었다. 심리요인으로서 앵커링편의와 처분성향효과 및 모멘텀효과를 분석한 결과, 앵커링편의는 시장베이스스에 유의한 영향을 주며 과거 60거래일 누적현물수익률을 사용하는 경우 모멘텀효과가 처분성향효과를 압도하는 것으로 나타났다.

주제어: 시장베이스스, 앵커링편의, 처분성향효과, 모멘텀효과, 차익거래요인

---

\*서경대학교 경영학부

E-mail: [skkim@skuniv.ac.kr](mailto:skkim@skuniv.ac.kr).

전화:02-940-7219

## I. 서론

시장베이스스는 선물가격과 현물가격의 차이를 의미한다. 선물의 만기일에 선물은 현물가격으로 정산되기 때문에 시장베이스스는 0이 되지만 만기이전에는 시장베이스스의 변화가 불규칙하게 발생한다. 이는 선물가격과 현물가격이 다양한 변수에 의해 영향을 받기 때문이다.

현물가격의 변동 리스크를 선물로 헤지하기 위하여 선물을 매도하는 경우에 헤지시점의 시장베이스스와 청산시점의 시장베이스스가 달라지기 때문에 헤지는 베이스스 리스크에 노출되며 헤지성과에 영향을 준다. 또한 시장베이스스의 변화를 이용하여 차익거래자와 유사한 포지션으로 변형차익거래를 할 수 있다. 시장베이스스의 수준이 이전에 비해 매우 확장된 상태이며 향후 축소될 가능성이 높은 경우 현물매수/선물매도 포지션을 택하여 이후 실제로 축소되거나 역전되는 시점에서 해당 포지션을 청산하여 이익을 얻을 수 있다.

본 논문은 KOSPI200선물과 KOSPI200현물을 대상으로 선물가격의 변동과 현물가격의 변동에 따라 변화하는 시장베이스스의 결정요인을 분석하려고 시도하였다. 이론적으로는 시장베이스스에 영향을 주는 요인을 선물가격에 영향을 주는 요인, 현물가격에 영향을 주는 요인 및 선물가격과 현물가격의 관계에 영향을 주는 요인으로 나누어 볼 수 있지만 다양한 이유로 시장베이스스가 변화하기 때문에 실제로 있어서는 각 요인의 구분이 명확치 않을 뿐 아니라 시장베이스스의 결정에 미치는 영향 정도를 알아내기 어렵다. 따라서 본 논문은 연구의 범위를 좁혀 KOSPI200 시장베이스스에 영향을 미치는 요인으로 차익거래요인과 심리요인을 중심으로 살펴보았으며 심리요인 중 앵커링편의(anchoring bias), 처분성향효과(disposition effect) 및 모멘텀효과에 집중하였다.

앵커링 편의(anchoring bias)란 시초추측(initial guess)에서 마지막 추정치(final estimate)에 도달하게 되는 과정에서 인지적 편의(cognitive bias)가 발생하여 추정치가 시초추측에 편향되어 나타나는 편의이다. Kahneman(2011)은 앵커링이 가장 믿을만하고 견고한 실험심리학의 결과 중 하나라고 하였다. 앵커링과 조정(anchoring and adjustment)이란 불확실성하에서 판단과 의사결정을 함에 있어서 시초추측에서 출발하여 조정과정을 통하여 마지막 추정치에 도달하려는 경향의 인지적 휴리스틱<sup>1)</sup>(cognitive heuristic)을 말한다. 시초추측을 앵커(anchor)라고 하며 시초추측은 쉽게 마음에 떠오른 정보에 앵커링(anchoring, 닳내림)을 하며 이를 조정한다. 예를 들어, 미래주가를 예측하기 위해 현재의 주가 또는 과거의 평균주가에 앵커링(anchoring)하며 조정휴리스틱을 사용하여 미래주가의 예측치로 사용한다. 그러나 이러한 조정은 충분하지 않은 경향을 보이는데 시초앵커가격을 향하여 편의(bias)되어 나타난다. 즉, 조정과정에서 조정이 충분치 않기 때문에 마지막 추정치는 시초앵커가격에 치우쳐있다.

---

1) 인간은 완벽한 정보수집과 분석을 통하여 의사결정을 하는 것이 아니라 간단한 정신적 지름길(mental shortcut)을 사용하여 의사결정을 하는데 이러한 정신적 지름길을 휴리스틱(heuristic)이라고 한다. 휴리스틱을 사용하는 경우 많은 상황에서 도움이 되기도 하지만 때로는 편의가 있는 의사결정(biased decision making)에 이르게 된다(Tversky and Kahneman(1974)).

본 논문에서 앵커링 편의를 고려함에 있어 금기의 선물지수가격을 다음기의 현물지수 가격에 대한 마지막 추측(final estimate)으로 사용하며 이 마지막 추측에는 전기의 현물지수(시초앵커)에의 편향(앵커링 편의)이 내재되어 있을 것이라는 가설 하에 논리를 전개하였다<sup>2)</sup>. 선물지수가격과 현물지수가격의 일중관계에 대한 국내외 다수의 실증연구(예를 들어, Stoll and Whaley(1990), 김술·김동석(2000))를 보면 선물지수가격변화는 현물지수가격변화에 선행하는 것으로 나타난다. 선물가격이 현물가격에 선행하는 이유로서 정보반영의 시간차이, 선물 시장의 높은 유동성 및 선물의 레버리지효과로 선물가격이 현물가격의 예시기능이 있다는 논리를 들 수 있다. 또한 선물시장은 현물시장보다 15분 늦게 종료되므로 현물의 증가보다 선물의 증가에 더 많은 정보가 포함되어 있을 가능성이 높다. 하지만 이미 결정된 현물의 증가를 보고 선물을 거래하므로 선물가격이 현물의 증가에 앵커링될 가능성도 높다.

본 논문은 Campbell and Sharpe(2009)의 모형을 이용하여 선물가격에 내재된 과거 현물가격에 대하여 앵커링 되는 앵커링편의를 유도하고 이 앵커링편의가 조정과정을 거치면서 시장베이시스에 음(-)을 영향을 줄 것이라는 예측을 제시했으며 실증 결과는 이를 지지함을 보였다.

처분성향효과(disposition effect)란 손실이 난 주식은 오래 보유하고 이익이 난 주식은 빨리 매도하는 경향을 말한다. Shefrin and Stateman(1985)은 처음으로 제시하고 명명<sup>3)</sup> 하였는데 그들은 이러한 경향을 Kahneman and Tversky(1979)의 전망이론(prospect theory)에 심리적 회계(mental accounting: Thaler(1985)), 후회의 기피(regret aversion: Kahneman and Tversky(1982)), 자기통제(self-control: Thaler and Shefrin(1981))의 개념을 추가하여 처분성향효과를 설명하였다. 전망이론의 가치함수는 S-형으로 이익이 난 부분에서는 오목하여 위험회피형의 투자자와 유사하고 손실이 난 부분에서는 볼록(convex)하여 위험추구성향을 보이기 때문에, 오른 주식의 경우 확실한 이익을 확보하기 위하여 오른 주식은 일찍 매도하게 되는 위험회피형의 투자자와 부합하고 내린 주식에 대해서는 손실을 확정하는 것보다는 보유하는 것이 위험추구형의 투자의 행태에 부합하여 손실이 난 주식을 오래 보유하게 된다. 전망이론에 후회의 기피개념을 추가하면 보다 설득력이 있어진다. 후회란 사후적으로 과거에 다른 의사결정을 했더라면 더 좋은 결과가 일어났을 경우에 생겨나는 감정이다. 후회를 기피하려는 경향은 불확실성하에서의 의사결정 상황에서 수동적인 의사결정을 하는 것을 예측한다. 따라서 손실이 난 주식을 계속 보유하게 되는 경향과 일치한다.

처분성향효과는 합리적인 투자자의 행동과 전통적인 기대효용이론에 반하는 것이지만 Shefrin and Stateman이후의 실증연구에서 투자자들에게 이러한 처분성향이 존재하고 있음을 지지하고 있다(Odean(1998), Choe and Eom(2007), Baily, Kumar and Ng(2010), 고흥

2) 선물은 거래일의 현물의 증가로 일일정산되며 만기일에 현물의 증가로 정산되기 때문에 선물투자자의 손익은 현물의 증가에 영향을 받게 된다. 따라서 선물투자는 만기일에 선물가격과 현물가격이 같게 되는 구조적 제약과 만기 전에 매수/매도포지션을 바꾸거나 청산할 수 있는 할 수 있는 유연성하에서의 현물의 증가예측에 대한 투자로 볼 수 있다(Shleifer and Vishny(1997)). 그러므로 선물가격에는 만기일에 시장베이시스가 0이 된다는 예측을 포함하게 되며 차익거래모형인 보유기간모형의 이론선물가격도 이를 반영하고 있다. 본 논문은 선물투자가 다음기의 현물의 증가예측에 대한 투자로 보고 선물가격이 과거 현물가격에 편향되어 있는 정도를 앵커링 편의로 본 것이다. 경험에 따르더라도 실제 선물투자를 할 경우 현물가격을 보고 투자의사결정한다. 선물은 만기가 있기 때문에 더욱 그러하다. 이럴 경우 현물가격은 시초앵커가 된다.

3) disposition의 사전적 의미에는 처분 또는 성향이라는 두 가지 의미가 있다. 따라서 처분성향이라는 번역이 가능한데 국내 문헌에서 디스포지션이라는 용어를 많이 사용하고 있어 본 논문에서는 디스포지션이라는 용어와 처분성향이라는 용어를 혼용하여 사용하였다. 문맥상 처분성향이라는 용어가 적절해 보일 때는 처분성향이라고 하였다.

수·하연정(2010)). 또한 이러한 처분성향효과는 시장효율가설에 반하는 이례현상(market anomalies)에 대한 설명을 제공하고 있다. 예를 들어, 1월 효과(Poterba and Weisbenner(2001)), 뉴스에 대한 과소반응(Grinblatt and Han(2002)), 주가모멘텀(Grinblatt and Han(2005)) 및 이익발표후 주가표류(Franzini(2006)) 등이 처분성향효과와 관련이 있는 것으로 연구되었다. 특히, 처분성향효과와 모멘텀효과와 관련하여 비이성적투자자가 주식이 오를 때 주가가 본질가치(fundamental value)에 도달하기 전에 매도하는 처분성향이 모멘텀 투자의 이익을 설명한다는 Grinblatt and Han(2005)의 연구는 각국의 시장을 대상으로 연구 되었으며 국내시장에 대한 연구로는 오승현·한상범(2012,2013,2014)등이 있다.

본 논문은 처분성향효과를 연구한 김윤영·이진수(2009)의 모형을 재해석하여 현물의 포지티브 피드백투자자의 영향력과 처분성향효과 및 순수한 모멘텀효과를 구분할 수 있는 회귀모형을 유도하였으며 과거 60거래일간 누적현물수익률을 사용하는 경우 순수한 모멘텀효과가 처분성향효과를 압도하여 시장베이스스에 유의한 음(-)의 영향력이 있음을 보여준다.

본 논문은 위에서 서술한 심리요인인 앵커링편의와 처분성향효과 및 모멘텀효과에 추가하여 차익거래원칙으로부터 유도된 보유기간모형(cost of carry)의 구성요소가 어떻게 시장 베이스스에 영향을 주는지를 밝히고 선·현물베이스스와 보유기간모형의 구성요소간의 관계를 유도하였으며 보유기간모형의 구성요소를 차익거래요인으로 하여 회귀식에 설명변수로 포함시켜 분석하였다. 실증결과는 차익거래요인은 가장 강력한 양(+)의 영향력이 있는 것으로 나타났다.

논문의 구성은 다음과 같다. 다음 제2장은 보유기간모형의 구성요소가 시장베이스스에 어떻게 영향을 주고 있는지와 구성요소와 선·현물베이스스간의 관계를 유도하는 과정을 서술하였다. 제3장은 심리요인으로서 앵커링편의변수와 처분성향효과 및 모멘텀 변수를 유도하는 과정을, 제4장은 연구자료와 연구모형을 기술하였고 제5장은 실증결과를 보고하였으며 제 6장에서 요약과 결론을 맺고 있다.

## II. 차익거래요인과 선·현물베이스스

차익거래원칙(arbitrage argument)에 의해 유도된 보유기간모형(cost of carry model)에 따르면 선물의 t 시점의 이론가격  $TF_t$ 은 다음과 같다.

$$TF_t = S_t e^{(r_t - d_t)(T-t)} \quad (1)$$

단,  $S_t$  = t 시점의 현물가격

$r_t - d_t$  = t 시점의 무위험이자율 - t 시점의 현물의 배당률

$T-t$  = 만기까지의 기간

차익거래자는 선물의 시장가격이 선물의 이론가격보다 클 때 선물을 매도하고 현물을 매수한다. 선물을 매도하면 선물가격에 하락압력이 작용하게 되어 선물가격이 하락하게 되고 현물을 매수하게 되면 현물가격에 상승압력이 작용하게 되어 현물가격이 상승하게 된다. 이러한 효과로 선물의 시장가격과 선물의 이론 가격은 근접하게 된다. 반대로 차익거래자는 선물

의 시장가격이 선물의 이론가격보다 작을 때 선물을 매수하고 현물을 매도한다. 차익거래자의 선물의 매수에 따른 선물가격의 상승압력으로 선물가격은 상승하게 되고 현물매도에 따른 현물가격의 하락압력으로 선물의 시장가격은 선물의 이론 가격에 근접하게 된다.

즉, 선물의 시장가격과 선물의 이론가격의 차이가 클 때 차익거래자가 개입하여 선물 시장가격이 선물의 이론가격에 근접하도록 만든다. 따라서 선물시장가격과 현물가격의 차이인 시장베이스스는 선물의 이론가격의 구성요소인 현물의 보유비용에 영향을 받는다고 볼 수 있다. 식(1)에서 보듯이 현물의 보유비용은 이자율, 배당률, 만기까지의 기간의 함수이며 만기시점에서 선물의 이론가는 현물가격이 된다. 선물은 만기시점에서 현물가격으로 정산되기 때문에 시장베이스스는 0이 된다.

KOSPI200 시장베이스스의 결정요인으로 무위험이자율과 배당수익률의 차이  $r_t - d_t$ 와 만기까지의 일수  $T-t$ 를 고려하기 위하여 다음과 같이 식(1)을 변환하였다. 식(1)의 양변에 자연로그를 취한 다음 정리를 하면 다음과 같이 식(2)가 유도된다.

$$\ln TF_t - \ln S_t = (r_t - d_t)(T-t) \quad (2)$$

식(2)에 이론선물가격  $TF_t$  대신 실제선물가격을 대입하여 이를 회귀식으로 정리하면 다음의 식(3)이 된다.

$$\ln F_t - \ln S_t = \alpha + \beta rmat_t + e_t \quad (3)$$

단,  $rmat_t$  = 무위험이자율과 배당수익률의 차이  $r_t - d_t$ 와 만기까지의 일수  $T-t$ 의 곱  $((r_t - d_t)(T-t))$ .

본 논문은 시장베이스스  $F_t - S_t$ 의 결정요인을 알아보기 위하여 시장베이스스 대신 자연로그변환한 식(3)의 종속변수  $\ln F_t - \ln S_t$ 를 선·현물베이스스(Futures/Cash basis)로 정의하고 이를 종속변수로 사용하여 선·현물베이스스의 결정요인에 대하여 분석하였다. 예상되는  $rmat_t$ 의 회귀계수는 양(+)이다.

### III. 심리요인

#### 1. 앵커링편의

본 절은 KOSPI200 시장베이스스에 앵커링효과가 어떠한 영향을 주는지를 살펴본다. 투자자는 다음기의 현물지수를 예측함에 있어 금기의 선물지수를 마지막 추측(final estimate)으로 사용하여 다음기의 현물지수를 예측한다고 가정하고, 앵커링효과 때문에 조정이 충분치 않아 다음기의 현물지수예측치인 금기의 선물지수(마지막 추측)가 전기의 현물지수(시초앵커)에 편향되는 앵커링편의(anchoring bias)가 존재하며 이 앵커링 편의가 시장베이스스의 결정요인인지를 분석하고 있다. 다음은 앵커링편의를 유도하는 과정이다<sup>4)</sup>.

실제현물지수를 종속변수로 하고 현물지수에 대한 예측을 설명변수로 한 다음의 회귀

4) Campbell and Sharpe(2009)를 참조하였다.

식을 고려해 보자.

$$AS_t = \beta_1 FS_t + e_t \quad (4)$$

단,  $AS_t$  = t 시점의 실제현물지수(actual spot)

$FS_t$  = t 시점 현물지수에 대한 예측(forecasted spot)

$e_t$  = 잔차

식(4)의 양변에서 현물지수에 대한 예측  $FS_t$ 을 차감하면 예측오차  $FE_t$ 가 된다.

$$FE_t \equiv AS_t - FS_t = \beta FS_t + e_t \quad (5)$$

식(5)에서 예측이 합리적이라면  $\beta$ 는 0이다. 그러나 예측에 편의가 있다면  $\beta$ 는 0이 아니며, 예측에 앵커링 편의가 존재한다면 시초예측에 편향된다. 즉, 다음과 같은 식으로 나타낼 수 있다.

$$FS_t = \lambda E[AS_t] + (1 - \lambda) \overline{AS_h} \quad (6)$$

$E[AS_t]$ 는 다음기의 현물지수에 대한 불편향 예측을 나타내며  $\overline{AS_h}$ 는 과거 h기간 동안 예측의 평균을 나타낸다.  $\lambda$ 가 1보다 작다면 현물지수에 대한 예측  $FS_t$ 은 과거예측에 앵커링되며 조정이 충분치 않음을 의미한다.

t 시점 현물지수  $S_t$ 에 대한 예측치  $FS_t$ 로 t-1 시점의 선물지수  $F_{t-1}$ 를 사용하면 식(5)는 다음을 의미한다.

$$E(AS_t) = E(FE_t) + F_{t-1} \quad (7)$$

식(7)을 식(6)에 대입하면 다음의 관계가 성립한다.

$$E[FE_t] = \gamma(F_{t-1} - \overline{AS_h}) \quad (8)$$

단,  $\gamma = (1 - \lambda)/\lambda$

식(8)에서 시초앵커가 전전기의 선물지수  $F_{t-2}$ 라면 h가 1일 때  $\overline{AS_h}$ 는  $F_{t-2}$ 가 되고 h가 2이면  $\overline{AS_h}$ 는  $F_{t-2}$ 와  $F_{t-3}$ 의 평균이 된다.  $\gamma$ 가 0이 아니면 앵커링과 조정에 의해서 현물지수에 대한 예측오차  $FE_t$ 가 지속적으로 나타나며 부분적으로 예측오차를 과거 선물지수로 체계적으로 예측할 수 있음을 의미<sup>5)</sup>한다.

한편, 시초앵커가 전전기의 현물지수  $S_{t-2}$ 라면 h가 1일 때  $\overline{AS_h}$ 에  $F_{t-2}$  대신

5) 이는 과거의 선물지수가 현재의 선물지수에 대한 정보를 갖고 있다는 의미이며 선물시장의 효율성에 위배된다. 후술한 실증모형에서  $F_{t-1} - F_{t-2}$  또는  $F_{t-1} - (F_{t-2} + F_{t-3})/2$ 는 선·현물베이스스의 결정요인이 아닌 것으로 나타났다(실증결과는 제시하지 않음).

$S_{t-2}$ 를 대입하고  $h$ 가 2일 때  $\overline{AS_h}$ 에  $F_{t-2}$ 와  $F_{t-3}$ 의 평균 대신  $S_{t-2}$ 와  $S_{t-3}$ 의 평균을 대입하면 각각 다음과 같은 식이 된다.

$$h = 1 \text{ 일 때, } F_{t-1} - \overline{AS_h} = F_{t-1} - S_{t-2} \quad (9)$$

$$h = 2 \text{ 일 때, } F_{t-1} - \overline{AS_h} = F_{t-1} - (S_{t-2} + S_{t-3})/2 \quad (10)$$

식(9)와 식(10)의 우변은  $t-2$  또는  $t-3$ 시점의 현물지수와  $t-1$ 시점의 선물지수의 관계를 나타낸다. 앵커링 편의  $Anchor_t$ 를 다음 식(11)과 같이 표현해보자.

$$Anchor_t = F_{t-1} - (S_{t-2} + S_{t-3})/2 \quad (11)$$

이는 선물지수가 과거의 현물지수에 앵커링 되는 정도를 의미하며 이 앵커링 정도가 선·현물베이스스에 준다면 다음의 회귀식(12)에서  $\beta$ 는 0이 아닐 것으로 예측된다.

$$\ln F_t - \ln S_t = \alpha + \beta Anchor_t + e_t \quad (12)$$

본 논문은 앵커링 편의  $Anchor_t$ 를 식(11)로 정의하고 이 변수가 KOSPI200 선·현물베이스스의 결정요인이 되는지를 분석하였다. 이 앵커링 편의가 조정을 거친다면  $\beta$ 는 음(-)의 값을 가질 것으로 예측된다.

## 2. 전망이론, 디스포지션효과 및 모멘텀효과

본 절은 김윤형·이진수(2009)가 처분성향효과(disposition effect)의 자산수익률에의 영향을 연구함에 있어 그들이 사용한 모형을 이용하여 선·현물베이스스에 나타난 디스포지션효과와 하우스머니효과(house money effect)<sup>6)</sup>를 분석하였다. 다음은 김윤형·이진수(2009)가 사용한 모형에서 디스포지션효과를 유도하는 과정이다..

디스포지션효과는 금기의 주식수익률  $Sret_t$ 은 전기의 주식수익률  $Sret_{t-1}$ 의 부호에 의존하되 위험회피 또는 위험추구성향에 따라 그 크기와 방향이 달라진다는 것을 예측한다. 전기의 수익률이 양(+)이면 오른 주식을 빨리 매도하는 경향 때문에 금기의 수익률에 음(-)의 효과를 주며, 전기의 수익률이 음(-)이면 주식을 계속 보유하려는 경향이 생기기 때문에 금기의 수익률에 아무런 영향을 주지 않는다. 즉, 전기의 주식수익률  $Sret_{t-1}$ 이 양(+)이면 금기의 주식수익률  $Sret_t$ 은 전기의 주식수익률과 음(-)의 상관관계를 가지며 전기의 주식수익률  $Sret_{t-1}$ 이 음(-)이면 전기의 주식수익률과 금기의 주식수익률의 상관관계는 0이다.

6) 실험참여자들이 이익이 일정 수준이 되었을 때 본전에 접근하지 않을 한도에서 위험한 실험에 계속 참여하려는 위험추구형의 태도를 보인 실험결과를 말하며 이를 Thaler와 Johnson(1990)은 house money effect로 명명하였다. 이는 주식시장에서의 모멘텀투자자의 행태와 유사하다.

$$Sret_t \propto \lambda Sret_{t-1} \text{ if } Sret_{t-1} > 0, \text{ 단 } \lambda < 0 \quad (13)$$

$$Sret_t \propto 0 \quad \text{if } Sret_{t-1} \leq 0 \quad (14)$$

금기의 주식수익률  $Sret_t$ 이 부호에 상관없이 전기의 주식수익률  $Sret_{t-1}$ 에 영향을 받는다고 가정하고 처분성향효과를 나타내는 식(13)과 식(14)를 지수변수(indicator variable)를 사용하여 하나의 수식으로 연결하여 금기의 주가수익률  $Sret_t$ 을 종속변수로 한 회귀식으로 표현하면 다음과 같다.

$$Sret_t = \alpha + \beta Sret_{t-1} + \gamma Sret_{t-1} I_{|Sret_{t-1}| > 0} + e_t \quad (15)$$

단,  $Sret_{t-1} > 0$ 이면  $I_{|Sret_{t-1}| > 0} = 1$ ,  $Sret_{t-1} \leq 0$ 이면  $I_{|Sret_{t-1}| > 0} = 0$ .

식(15)에서 디스포지션효과가 있다면  $Sret_{t-1} I_{|Sret_{t-1}| > 0}$ 의 회귀계수  $\gamma$ 는 양(+)의 값을 가질 것으로 예측된다. 이는 이익부분의 기울기가 손실부분의 기울기보다 작은 특성을 가지고 있는 전망이론(prospect theory, Kahneman and Tversky(1979))의 가치함수에 근거하고 있다. 그러나 전망이론의 효용<sup>7)</sup>은 확률가중함수와 가치함수의 곱이며 확률가중함수는 커다란 이익에 가중되어 나타난다. 따라서 낮은 확률이더라도 커다란 이익을 기대하여 어느 정도의 이익이 나더라도 처분하지 않을 가능성이 존재하며 더욱이 Thaler and Johnson(1990)의 하우스머니 효과(house money effect)는 디스포지션효과가 나타나지 않을 가능성을 시사한다. 왜냐하면 하우스머니효과는 양(+)의  $\gamma$ 를 예측하기 때문이다. 따라서 디스포지션효과가 예측한 양(+)의  $\gamma$ 와 하우스머니효과(또는 모멘텀효과)가 예측한 음(-)의  $\gamma$ 가 대립된다.

또한 식(15)을 달리 해석하면 설명변수인 과거수익률  $Sret_{t-1}$ 의 회귀계수  $\beta$ 가 양(+)이면 포지티브 피드백 투자자(positive feedback trader)<sup>8)</sup>의 영향력을 나타내는 것이며  $Sret_{t-1} I_{|Sret_{t-1}| > 0}$ 의 회귀계수  $\gamma$ 가 양(+)이면 순수한 모멘텀투자자의 영향력을 나타낸다.

본 논문은 선·현물베이스를 종속변수로 하는 회귀식에 전기수익률  $Sret_{t-1}$ 을 과거 60일간 누적수익률<sup>9)</sup>로 측정한 다음  $Sret_{t-1}$ 과  $Sret_{t-1} I_{|Sret_{t-1}| > 0}$ 를 회귀식의 설명변수로 포함시켜, 과거 60거래일간 누적수익률의 포지티브 피드백 투자자의 영향, 디스포지션효

7)  $V(I) = \sum_{i=1}^n \pi(p_i) v(x_i)$ , 단,  $V(I)$ 는 투자안의 전망적 효용이며  $\pi(p_i), v(x_i)$ 는 각각 확률가중함수와 가치함수를 나타내며 확률가중함수는 매우 작거나 매우 높은 확률에 가중을 많이 준다. 예로서 당첨확률이 매우 낮은 lotto를 구매하는 행위가 있다. 또한 매우 낮은 확률이지만 사고의 손실이 매우 클 것을 예상할 때 보험을 든다. 특히 손실에 민감한 손실회피형(loss aversion)의 투자자로 가치함수의 기울기는 이익부분에서보다 손실부분에서 가파른(steepest) 형태를 띠고 있다.

8) 주가가 오르면 사고 주가가 내리면 파는 투자자를 말한다. 일반적으로 모멘텀투자자와 포지티브 피드백 투자자를 같은 용어로 사용하나 본 논문에서는 이를 구분하여 순수한 모멘텀투자자는 주식이 오를 때 사는 투자자만을 지칭하였다. Choe et al.(1999)는 국내증권시장에서 외국인 투자자들은 군집행태(herding behavior)를 보이는 positive feedback trader임을 밝혔다.

9) 전일의 수익률이 아니라 과거 60거래일간 누적수익률을 전기수익률로 사용한 것은 현물지수의 일일수익률의 변동은 너무 작아 디스포지션효과나 모멘텀효과가 나타나기 어렵기 때문이다. 60거래일은 대략 3개월로 분기별 경제지표나 분기별 재무제표공표의 주기가 된다.



과와 모멘텀효과<sup>10)</sup>의 상대적 강도가 선물과 현물의 관계인 선·현물베이스스에 어떻게 나타나는지를 분석하였다.

$$\ln F_t - \ln S_t = a_0 + \beta_- Sret_{t-1} + \gamma_- Sret_{t-1} I_{|Sret_{t-1}| > 0} + e_t \quad (16)$$

식(16) 종속변수인 선·현물베이스스의 첫 번째 구성요소인 선물가격의 자연로그  $\ln F_t$ 에는 포지티브 피드백 영향력 또는 디스포지션효과 및 모멘텀효과의 영향력은 반영되지 않을 것으로 판단된다. 왜냐하면 선물매수자의 이익이 선물매도자의 손실(반대로 선물매수자의 손실은 선물매도자의 이익)이므로 심리적 요인이 서로 상쇄되어 균형가격인 시장가격  $F_t$ 에는 심리적 요인으로 인한 효과가 반영되지 않을 것이기 때문이다. 선·현물베이스스의 두 번째 구성요소인  $-\ln S_t$ 에는 식(15)의 설명변수의 영향이 나타날 것이지만 식(16)에서의 회귀계수의 부호는 식(15)에서의 예상부호와 반대로 나타날 것이다. 왜냐하면 통상적으로 현물시장의 투자자들은 주식을 보유한 상태이고  $\ln S_t$ 는 0 시점부터 t 시점까지의 현물지수의 로그수익률이며 선·현물베이스스는  $-\ln S_t$ 의 구성요소를 갖고 있기 때문이다. 따라서 현물시장의 포지티브 피드백 투자자의 영향력이 존재한다면 식(16)에서  $Sret_{t-1}$ 의 회귀계수  $\beta_-$ 는 음(-)으로 예상되며,  $Sret_{t-1} I_{|Sret_{t-1}| > 0}$ 의 회귀계수  $\gamma_-$ 의 경우에는 디스포지션효과가 순수한 모멘텀효과보다 크다면 양(+)이고 디스포지션효과가 모멘텀효과보다 작다면 음(-)으로 나타날 것이다.

## IV. 연구자료 및 연구모형

### 1. 연구자료

본 논문은 2004년 1월 2일부터 2017년 12월 30일까지 14년간의 KOSPI200 선물지수와 KOSPI200 현물지수의 일별자료를 사용하여 KOSPI200 선물가격과 KOSPI200 현물가격의 차이인 KOSPI200 시장베이스스의 결정요인을 분석하였다. KOSPI200 선물은 최근월 및 차근월물을 각각 분석하였다. 차익거래요인을 고려하기 위하여 시장베이스스를 자연로그 변환한 선·현물베이스스를 분석에 사용하였다. 따라서 선·현물베이스스를 계산하는데 사용한 KOSPI200 선물지수는 최근월물 및 차근월물의 KOSPI200 선물지수의 종가이며 KOSPI200 현물지수의 종가이다. 만기일효과를 고려하여 선물만기일은 분석에서 제외하였다.

연구기간에는 2008년 9월에 발생한 금융위기기간이 포함되어 있다. 금융위기 여파로 주가가 급락하기 시작하자 이에 대한 대응책의 하나로써 한국거래소는 주식 전종목에 대하여

10) 디스포지션효과와 존재를 확인하기 위하여서는 준거점(reference point)의 파악이 필요하여 일반적으로 개별계좌에 대한 정보를 갖고 있는 자료가 요구된다. 한편, Grinblatt and Han (2005)는 거래량회전율을 이용하여 준거점을 찾고 미실현이익을 계산하여 모멘텀효과와 디스포지션효과와의 관계를 규명하였다. 이에 대한 국내연구로는 오승현·한상범(2012,2013) 등이 있으며 더 나아가 이들은(2014)이 효과를 이용하여 KOSPI200 주가지수 선물 투자전략으로 사용하려고 시도하였다.

공매도를 금지하였다. 주식공매도 금지는 2008년 10월 초부터 시작하여 2009년 5월 말까지 계속되었다. 이는 주식공매도에 대한 직접적인 제한이 시장베이스스에 어떠한 영향을 주는지를 살펴볼 기회가 되었기 때문에 공매도 금지기간을 설명변수로 분석모형에 추가하였다.

## 2. 연구모형

위에서 서술한 차익거래요인, 심리요인, 보유비용 및 공매도제한을 설명변수로 하고 선·현물베이스스를 종속변수로 한 회귀모형을 사용하여 KOSPI200 시장베이스스의 결정요인을 분석하였다. 연구모형은 차익거래요인의 회귀식(3), 앵커링편의의 회귀식(12), 디스포지션 및 모멘텀효과의 회귀식(16)을 하나로 연결하여 구성하였다. 모형의 설명변수에 주식공매도에 대한 직접적인 영향을 나타내는 더미변수를 추가하였고 통제변수로서 선물거래량과 현물거래량을 추가하여 다음의 회귀모형을 추정하였다.

$$Basis_t = \alpha_0 + \beta_1 Arbit_t + \beta_2 Anchor_t + \beta_3 Sret60_{t-1} + \beta_4 Sret60_{t-1} I_{|Sret60_{t-1}| > 0} + \beta_5 Dshort_t + \beta_6 \ln Fvol_t + \beta_7 \ln Svol_t + e_t \quad (17)$$

단,  $Basis_t$  = 선·현물베이스스( $\ln F_t - \ln S_t$ ),

$Arbit_t$  = 차익거래요인( $(r_t - d_t) \cdot (T - t)$ ), 무위험이자율과 배당수익률의 차

이

와 만기까지의 일수의 곱,

$Anchor_t$  = 앵커링편의( $(F_{t-1} - (S_{t-2} + S_{t-3})/2)$ ),

$Sret60_{t-1}$  = 전일의 60거래일간 누적현물수익률,

$Sret60_{t-1} I_{|Sret60_{t-1}| > 0}$  = 전일의 60거래일간 누적현물수익률이 0보다 크면  $Sret60_{t-1}$ ,

= 전일의 60거래일간 누적현물수익률이 0보다 작거나 같으면 0,

$Dshort_t$  = 주식공매도제한기간이면 1, 주식공매도제한기간이 아니면 0,

$\ln Fvol_t$  = 선물거래량의 자연대수로그,

$\ln Svol_t$  = 현물거래량의 자연대수로그.

종속변수인  $Basis_t$ 는 KOSPI200선물지수의 자연로그와 KOSPI200현물지수의 자연로그인의 차이인 KOSPI200 선·현물베이스스이며 t 시점의 KOSPI200선물지수( $F_t$ )의 자연로그에서 t 시점의 KOSPI200현물지수( $S_t$ )의 자연로그를 차감하여 계산하였다.

앵커링 편의를 나타내는  $Anchor_t$ 는 t-1시점의 KOSPI200선물지수( $F_{t-1}$ )와 과거 2기간 동안의 현물지수의 평균( $(S_{t-2} + S_{t-3})/2$ )의 차이로서 t-1시점의 KOSPI200 선물지수( $F_{t-1}$ )가 t-2와 t-3의 KOSPI200 현물지수에 앵커링된 정도를 나타낸다.

$Sret60_{t-1}$  는  $t-1$  시점의 과거 60거래일간 KOSPI200현물지수의 누적수익률이며,  $t-1$ 시점의 수익률이 양(+)인 경우와 음(-)인 경우  $t-1$ 시점의 과거 60거래일간 KOSPI200현물의 누적수익률이 KOSPI200 선·현물베이스스에 다르게 영향을 줄 수 있다는 디스포지션효과 및 모멘텀모멘텀효과의 상대 적강도를 파악하기 위해  $Sret60_{t-1}I_{|Sret60_{t-1}| > 0}$  을 회귀모형에 포함시켰다.

$Dshort_t$ 은 주식공매도 금지기간이면 1, 주식공매도 허용기간이면 0인 더미변수이며 직접적인 공매도 금지가 KOSPI200 선·현물베이스스에 미치는 영향을 나타낸다. 공매도 금지기간은 2008년 10월 초부터 2009년 5월말까지이다.

$\ln Fvol_t$  과  $\ln Svol_t$ 은 각각 KOSPI200선물지수 거래량의 자연대수로그와 KOSPI200현물거래량의 자연대수로그를 나타내며 통제변수로서 사용하였으며 거래량이 KOSPI200 선·현물베이스스에 어떤 영향을 주는지를 알아보기 위하여 회귀모형에 포함시켰다.

## V. 실증결과

### 1. 기초통계량

<표1>은 전체분석기간 동안의 KOSPI200 선물 최근월물 및 차근월물의 시장베이스스, 선물지수, 현물지수, 선물거래량, 현물거래량의 평균, 표준편차, 최소값과 최대값을 보여준다. 최근월물의 경우 시장베이스스의 최솟값은 -7.33이고 최댓값 6.79로 시장베이스스가 음(-) 또는 양(+)의 값을 가졌으며 평균 0.4532로서 평균적으로 양(+)의 값을 가졌음을 알 수 있다. 차근월물의 경우도 시장베이스스의 최솟값은 -7.93이고 최댓값 6.21로 시장베이스스가 음(-) 또는 양(+)의 값을 가졌으며 평균 0.8562로서 평균적으로 최근월물의 시장베이스스보다 컸으며 차근월물 시장베이스스의 진폭이 최근월물 차근월물 시장베이스스의 진폭보다 컸다 (최근월물 시장베이스스의 표준편차 0.9036, 차근월물 시장베이스스의 표준편차 1.5673).

분석기간 동안 최근월물 선물지수는 93.00에서 220.20 사이를 움직였으며 차근월물의 선물지수는 93.05에서 337.15 사이를 움직였으며 같은 기간 동안 현물지수는 93.19에서 338.83사이에서 움직였음을 알 수 있다. 최근월물 선물지수의 표준편차는 54.45, 차근월물 선물지수의 표준편차는 54.55, 현물지수의 표준편차는 54.26으로 선물지수의 표준편차가 현물지수의 표준편차보다 높아 선물의 가격이 현물의 가격보다 더 민감하게 움직이고 있음을 보여준다.

최근월물 KOSPI200 선물은 일일평균 약 20만 9천 계약이 거래되었으며 차근월물 · KOSPI200 선물은 일일평균 1천 500계약이 거래되어 최근월물의 거래량이 차근월물의 거래량보다 훨씬 높았다. 동기간동안 KOSPI200을 구성하는 주식은 일일평균 약 1억 7백만주가 거래되었다.

**<표1> 시장베이스스, 선물지수, 현물지수, 선물거래량 및 현물거래량의 기술통계량**

이 표는 전체분석기간(2004년 1월초부터 2017년 12월 말)에 대하여 시장베이스스, 선물지수, 선물거래량 및 현물거래량의 일일평균, 표준편차, 최솟값과 최댓값을 보여준다. 최근월물과 차근월물 각각에 대하여 계산하였다.

| 변수       | 최근월물(N=3,428) |        |        |         | 차근월물(N=3,428) |        |        |         |
|----------|---------------|--------|--------|---------|---------------|--------|--------|---------|
|          | 평균            | 표준편차   | 최솟값    | 최댓값     | 평균            | 표준편차   | 최솟값    | 최댓값     |
| 시장베이스스   | 0.4532        | 0.9036 | -7.33  | 6.79    | 0.8562        | 1.5673 | -7.93  | 6.21    |
| 선물지수     | 219.79        | 54.45  | 93.00  | 339.90  | 220.20        | 54.55  | 93.05  | 337.15  |
| 현물지수     | 219.34        | 54.26  | 93.19  | 338.83  | 219.34        | 54.26  | 93.19  | 338.83  |
| 선물거래량    | 209,543       | 93,282 | 215    | 730,189 | 1,478         | 6,056  | 7      | 90,829  |
| 현물거래량(천) | 107,058       | 45,063 | 36,913 | 348,483 | 107,058       | 45,063 | 36,913 | 348,483 |

## 2. 회귀모형 추정결과

KOSPI200 시장베이스스의 결정요인을 살펴보기 위하여 차익거래에 기초한 보유비용 모형, 심리요인, 공매도제한 및 거래량을 고려한 연구모형인 회귀식(17)의 추정하였다. 전체 연구기간동안의 최근월물 및 차근월물의 추정결과가 <표2>에 제시되어 있다. 회귀식의 추정은 설명변수의 측정오류(measurement error)의 문제점을 회피하기 위하여 GMM방식<sup>11)</sup>을 사용하였으며 추정시 오차항의 이분산성과 시계열상관을 고려하여 Newey-West방법<sup>12)</sup>으로 표준 오차를 조정하였다.

11) 설명변수에 측정오류가 있을 때 OLS의 추정치는 불편추정치가 아니며 일치하지도 않는다(biased and inconsistent). GMM방식의 추정치는 OLS 방식의 문제점을 회피한다(Green(2000)참조)

12) 시계열상관을 lag 4까지 고려하였다.

<표2> 최근월물 및 차근월물 선·현물베이스스의 결정요인 추정결과

이 표는 다음의 회귀식을 전체분석기간(2004년 1월초부터 2017년 12월 말)에 대하여 최근월물과 차근월물 각각에 대하여 GMM방식으로 추정한 결과를 보여준다. 표준오차는 Newey-West방법으로 조정하였다.

$$Basis_t = \alpha_0 + \beta_1 Arbit_t + \beta_2 Anchor_t + \beta_3 Sret60_{t-1} + \beta_4 Sret60_{t-1} I_{|Sret60_{t-1}| > 0} + \beta_5 Dshort_t + \beta_6 \ln Fvol_t + \beta_7 \ln Svol_t + e_t$$

| 종속변수:선·현물베이스스( $\ln F_t - \ln S_t$ )    |          |          |          |          |          |           |
|---|----------|----------|----------|----------|----------|-----------|
|   | 최근월물     |          |          | 차근월물     |          |           |
|   | 추정계수     | 표준오차     | t-값      | 추정계수     | 표준오차     | t-값       |
| 절편                                      | 0.02202  | 0.00211  | 10.43*** | 0.04574  | 0.00243  | 18.81***  |
| $arbit_t$                               | 0.81024  | 0.01667  | 48.6***  | 0.78058  | 0.00996  | 78.37***  |
| $anchor_t$                              | -7.3E-05 | 1.96E-05 | -3.73*** | -0.00022 | 2.23E-05 | -9.78***  |
| $sret60_{t-1}$                          | 0.06008  | 0.00766  | 7.85***  | 0.07192  | 0.00896  | 8.02***   |
| $sret60_{t-1} * I_{ Sret60_{t-1}  > 0}$ | -0.09248 | 0.01347  | -6.87*** | -0.11781 | 0.01581  | -7.45***  |
| $Dshort_t$                              | 0.00275  | 0.00031  | 8.87***  | 0.00783  | 0.000367 | 21.33***  |
| $lfvol_t$                               | -0.00021 | 9.71E-05 | -2.16**  | 0.000341 | 4.94E-05 | 6.90***   |
| $lsvol_t$                               | -0.00173 | 0.000183 | -9.47*** | -0.00433 | 0.000212 | -20.46*** |
| Adj- $R^2$                              | 42.10%   |          |          | 70.77%   |          |           |

주) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

<표2>에서 보는 바와 같이 고려된 모든 설명변수가 통계적으로 유의하며 설명력 또한 높았다. 최근월물의 경우 조정된 결정계수는 42.10%, 차근월물의 경우 조정된 결정계수는 70.77%로서 연구모형이 차근월물의 선·현물베이스스를 최근월물의 선·현물베이스스보다 잘 설명하는 것으로 나타났다.

개별회귀계수를 살펴보면 차익거래요인인 설명변수  $arbit_t$ 의 회귀계수는 최근월물과 차근월물 모두에서 제2장의 예측대로 유의한 양(+)이며 t-값이 가장 커서 차익거래요인이 시장베이스스의 가장 중요한 결정요인임을 보여주고 있다.

앵커링효과를 나타내는 설명변수  $anchor_t$ 의 회귀계수도 최근월물과 차근월물 모두에서 제3장 1절의 예측대로 유의한 음(-)으로 나타나 전기의 선물지수에는 전전기와 전전전기의 현물지수의 평균(시초앵커)에 앵커링하는 앵커링편의가 존재하며 그 앵커링편의가 조정을 거쳐 시장베이스스에 영향을 주고 있음을 보여준다.

현물의 포지티브 피드백(positive feedback) 투자자의 영향력을 나타내는 설명변수  $sret60_{t-1}$ 의 회귀계수는 최근월물과 차근월물 모두에서 유의한 양(+)으로 제3장 2절의 예측인 음(-)의 부호와 반대로 나타난다. 이는 선물 가격변화의 민감도가 현물의 포지티브 피드백투자자의 영향력보다 큰 것으로 해석된다. 현물가격이 상승할 때 선물가격은 더욱

상승하고 현물가격이 하락할 때 선물가격은 더욱 하락하여 선물가격과 현물가격의 차이인 시장베이스에는 양(+)의 영향을 주는 것으로 판단된다.

현물의 디스포지션효과 또는 순수한 모멘텀효과를 나타내는 설명변수  $sret60_{t-1} * I_{|Sret60_{t-1}| > 0}$ 의 회귀계수는 최근월물 및 차근월물 모두에서 유의한 음(-)으로 나타났다. 제3장 2절의 예측은 현물의 순수한 모멘텀효과가 디스포지션효과보다 크면  $sret60_{t-1} * I_{|Sret60_{t-1}| > 0}$ 의 회귀계수가 음(-)일 것으로 예측한다. 따라서 과거 60거래일간 누적현물수익률의 순수한 모멘텀효과와 상대적 강도가 디스포지션효과의 영향력보다 크다는 것을 보여주고 있다. 더욱이 최근월물의 경우  $sret60_{t-1}$ 의 회귀계수(0.06008)와  $sret60_{t-1} * I_{|Sret60_{t-1}| > 0}$ 의 회귀계수(-0.09248)의 합은 음(-)이며 차근월물의 경우도  $sret60_{t-1}$ 의 회귀계수(0.00896)와  $sret60_{t-1} * I_{|Sret60_{t-1}| > 0}$ 의 회귀계수(-0.11781)의 합은 음(-)으로 과거 60거래일간 누적현물수익률의 순수한 모멘텀효과는 현물의 디스포지션효과 뿐 아니라 선물의 현물에 대한 상대적 민감도마저 압도하는 것을 보여준다.

주식공매도에 대한 직접적인 제한을 나타내는 설명변수  $Dshort_t$ 의 회귀계수는 최근월물과 차근월물 모두에서 유의한 양(+)으로 주식공매도의 금지가 시장베이스에 양(+)의 영향을 주고있는 것으로 나타난다. 이는 주가가 하락하는 경우 주식공매도를 하지 못하면 주가의 하락폭은 제한되나 선물의 경우 매도의 제한이 없으므로 하락폭이 제한되지 않기 때문에 시장베이스는 음(-)의 방향으로 확대될 것이라는 일반적인 믿음과 반대되는 결과이다. 이는 주식 공매도제한의 영향이 제한적이며, 주가가 상승하는 경우 선물의 현물에 대한 상대적 민감도 때문에 모멘텀효과가 선물에 더 강하게 반영되므로 현물지수가 상승하는 폭보다 선물지수 상승폭이 더 크게 나타나고 주가가 하락하는 경우에 선물의 상대적 민감도 때문에 현물지수의 하락폭보다 선물지수의 하락폭이 크게 나타나는 것으로 해석된다. 이는 현물의 포지티브 피드백(positive feedback) 투자자의 영향력을 나타내는 설명변수  $sret60_{t-1}$ 의 회귀계수가 예측과는 달리 유의한 양(+)인 것과 같은 결과이다. 또한 기초통계량에서 선물지수의 표준편차가 현물지수의 표준편차보다 큰 것과 일치한다.

통제변수로 사용된 선·현물 거래량은 선·현물베이스에 유의한 영향을 주고 있으나 선물거래량은 최근월물에서는 음(-)의 영향을, 차근월물에서는 양(+)의 영향력이 있는 것으로 나타나 일관되지 않았으며, 현물거래량은 최근월물과 차근월물 모두에서 선·현물베이스에 음(-)의 영향력이 있는 것으로 나타났다.

### 3. 건강성 검증(robustness test)

본 절의 건강성 검증은 위에서 서술한 차익거래요인, 심리요인 및 공매도제한효과의 실증결과가 기간을 구분하여도 일관성이 있는 결과를 가져오는가를 살펴보는 것으로 구성되어 있다. 전체 분석기간(2004년 1월초부터 2017년 12월말)을 2010년 12월말을 기준으로 전반기와 후반기로 나누어 연구모형인 회귀식(17)을 각각에 대하여 추정하여 비교하였다. 구분의 기준이 되는 2010년 12월 말은 회귀식(17)을 이용하여 각 연도 말을 단절점으로 하는 Chow의 단절점 검증결과 F-값이 최대가 되는 단절점이다. 추정은 앞 절에서와 같이 GMM방식으로 하였으며 Newey-West방식으로 표준오차를 조정하였다.

추정결과가 <표3>에 제시되어 있다. <표3>에서 패널 A는 전반기에 대한 추정결과이고 패널 B는 후반기에 대한 추정결과이다.

**<표3> 기간별 최근월물 및 차근월물 선·현물베이스스의 결정요인 추정결과**

이 표는 다음의 회귀식을 전체분석기간을 전반기와 후반기로 나누어 최근월물과 차근월물 각각에 대하여 GMM방식으로 추정한 결과를 보여준다. 표준오차는 Newey-West방법으로 조정하였다. 패널 A는 전반기에 대한 추정결과이고 패널 B는 후반기에 대한 추정결과이다.

$$Basis_t = \alpha_0 + \beta_1 Arbit_t + \beta_2 Anchor_t + \beta_3 Sret60_{t-1} + \beta_4 Sret60_{t-1} I_{|Sret60_{t-1}| > 0} + \beta_5 Dshort_t + \beta_6 \ln Fvol_t + \beta_7 \ln Svol_t + e_t$$

|   |          |          |          |          |          |          |
|---|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 패널 A: 전반기(2004년1월-2010년12월)             |          |          |          |          |          |          |
| 종속변수:선·현물베이스스( $\ln F_t - \ln S_t$ )    |          |          |          |          |          |          |
|   | 최근월물     |          |          | 차근월물     |          |          |
|   | 추정계수     | 표준오차     | t-값      | 추정계수     | 표준오차     | t-값      |
| 절편                                      | 0.015398 | 0.0058   | 2.66***  | 0.004537 | 0.00716  | 0.63     |
| $arbit_t$                               | 0.81186  | 0.0653   | 12.42*** | 0.86712  | 0.0248   | 34.95*** |
| $anchor_t$                              | -0.00006 | 0.000045 | -1.36    | -0.00016 | 0.00004  | -4.13*** |
| $sret60_{t-1}$                          | 0.05715  | 0.0208   | 2.75***  | 0.060854 | 0.0221   | 2.75***  |
| $sret60_{t-1} * I_{ Sret60_{t-1}  > 0}$ | -0.0823  | 0.0495   | -1.66*   | -0.08736 | 0.0446   | -1.96*   |
| $Dshort_t$                              | 0.002895 | 0.000595 | 4.87***  | 0.007914 | 0.000781 | 10.13*** |
| $lfvol_t$                               | -0.00014 | 0.000153 | -0.91    | 0.00057  | 0.000119 | 4.80***  |
| $lsvol_t$                               | -0.00129 | 0.000475 | -2.70*** | -0.00112 | 0.000597 | -1.87*   |
| $Adj-R^2$                               | 39.84%   |          |          | 74.00%   |          |          |

|   |          |          |          |          |          |          |
|---|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 패널 B: 후반기(2011년1월-2017년12월)             |          |          |          |          |          |          |
| 종속변수:선·현물베이스스( $\ln F_t - \ln S_t$ )    |          |          |          |          |          |          |
|   | 최근월물     |          |          | 차근월물     |          |          |
|   | 추정계수     | 표준오차     | t-값      | 추정계수     | 표준오차     | t-값      |
| 절편                                      | 0.010245 | 0.00379  | 2.70***  | 0.016924 | 0.00478  | 3.54***  |
| $arbit_t$                               | 0.914295 | 0.0397   | 23.00*** | 0.844225 | 0.0176   | 47.88*** |
| $anchor_t$                              | -0.00007 | 0.000035 | -1.94*   | -0.00009 | 0.000041 | -2.26**  |
| $sret60_{t-1}$                          | 0.052075 | 0.0137   | 3.81***  | 0.087884 | 0.0126   | 6.95***  |
| $sret60_{t-1} * I_{ Sret60_{t-1}  > 0}$ | -0.08926 | 0.0201   | -4.44*** | -0.1635  | 0.0223   | -7.33*** |
| $lfvol_t$                               | -0.00109 | 0.000229 | -4.76*** | 0.000013 | 0.000075 | 0.17     |
| $lsvol_t$                               | 0.000265 | 0.000326 | 0.81     | -0.00149 | 0.000425 | -3.51*** |
| $Adj-R^2$                               | 54.19%   |          |          | 81.34%   |          |          |

<표3>에서 보듯이 조정된 결정계수는 전반기 최근월물 39.84%, 후반기 최근월물

54.14%, 전반기 차근월물 74.00%, 후반기 차근월물 81.34%로 전반기보다는 후반기에 모형의 설명력이 높았으며 차근월물의 경우에 최근월물의 경우보다 모형의 설명력이 높게 나타나 전체분석기간의 결과와 같았다.

개별회귀계수를 살펴보면 전반적으로 전체분석기간의 결과와 같으나 유의성이 감소하였다. 기간구분에 따라 분석에 포함된 표본수가 감소했기 때문인 것으로 판단된다. 그러나 조정된 결정계수의 결과와 같이 전반기보다는 후반기에 유의성이 높은 것으로 나타난다.

차익거래요인인 설명변수  $arbit_t$ 의 회귀계수는 전반기와 후반기, 최근월물과 차근월물 모두에서 유의한 양(+)이며  $t$ -값이 가장 커서 차익거래요인이 시장베이스스의 가장 중요한 결정요인임을 보여주어 전체 분석기간의 결과와 일치하였다. 또한 후반기로 갈수록 유의성이 증가한다.

앵커링효과를 나타내는 설명변수  $anchor_t$ 의 회귀계수는 전반기와 하반기 최근월물과 차근월물 모두에서 음(-)효과로 나타나 전체분석기간의 분석결과와 일치하였으나 유의성은 감소하였으며 특히 최근월물의 유의성이 감소하여 전반기 최근월물의 경우에는 유의하지 않은 음(-)의 영향력( $t$ -값=-1.36)을 나타내었고 후반기 최근월물의 경우에는 음(-)의 영향력( $t$ -값=-1.94)이 10%수준에서 유의하였다. 차근월물의 경우에는 전반기  $t$ -값 -4.13, 후반기  $t$ -값 -2.26으로 1% 또는 5%수준에서 유의한 것으로 나타나 앵커링효과가 존재하며 이 앵커링효과는 시장베이스스에 영향을 주고 있으며 시간변화에도 견강하다고 해석된다.

현물의 포지티브 피드백(positive feedback) 투자자의 영향력을 나타내는 설명변수  $sret60_{t-1}$ 의 회귀계수는 전반기와 후반기, 최근월물과 차근월물 모두에서 유의한 양(+)으로 전체분석기간의 결과와 같았으며 또한 후반기로 갈수록 양(+)의 영향력이 증가하였다. 이는 후반기에 선물가격변화의 민감도가 현물의 포지티브 피드백투자자의 영향력보다 컸던 것으로 보이며 시장베이스스에 대한 현물가격의 변화에 대한 선물의 민감도가 현물의 민감도보다 큰 현상이 시간변화에 견강하며 후반기에 강화된 것으로 보인다.

현물의 디스포지션효과 또는 순수한 모멘텀효과를 나타내는 설명변수  $sret60_{t-1} * I_{|Sret60_{t-1}| > 0}$ 의 회귀계수는 전반기와 후반기, 최근월물 및 차근월물 모두에서 유의한 음(-)으로 나타나 전체분석기간의 결과와 동일하였으며 후반기로 갈수록 유의성이 증가하였다. 따라서 과거 60거래일간 누적현물수익률의 순수한 모멘텀효과의 상대적 강도가 디스포지션효과의 영향력보다 크다는 것을 보여주며 후반기로 갈수록 순수한 모멘텀효과가 강화되는 것으로 나타났다.  $sret60_{t-1}$ 의 회귀계수와  $sret60_{t-1} * I_{|Sret60_{t-1}| > 0}$ 의 회귀계수의 합 역시 전반기와 후반기, 최근월물과 차근월물모두에서 음(-)으로 나타나 과거 60거래일간 누적현물수익률의 순수한 모멘텀효과는 현물의 디스포지션효과 뿐 아니라 선물의 현물에 대한 상대적 민감도마저 압도하는 현상이 시간변화에 견강함을 보여준다.

주식공매도에 대한 직접적인 제한을 나타내는 설명변수  $Dshort_t$ 의 회귀계수는 전반기에도 최근월물과 차근월물 모두에서 유의한 양(+)으로 주식공매도의 금지가 시장베이스스에 양(+)의 영향을 주고 있는 것으로 나타난다. 주가가 상승하는 경우 선물의 현물에 대한 상대적 민감도 때문에 모멘텀효과가 선물에 더 강하게 반영되므로 현물지수가 상승하는 폭보다 선물지수 상승폭이 더 크게 나타나고 주가가 하락하는 경우에 선물의 상대적 민감도 때문에 현물지수의 하락폭보다 선물지수의 하락폭이 크게 나타나는 현상이 표본의 구성을 바뀌어도 지속되는 것을 보여준다.

통제변수로 사용된 선·현물 거래량의 결과는 일관성을 보이지 않았다. 전반기 최근월



물 선물거래량은 선·현물베이스스에 대한 영향력은 없었으나 후반기에는 유의한 음(-)의 영향력을 보였으며 전반기 최근월물 현물거래량은 유의한 음(-)의 영향력 주었으나 후반기에는 영향력이 없는 것으로 나타났다. 전반기 차근월물 선물거래량은 유의한 양(+)의 영향력을 보였으나 후반기에는 영향력이 없었으며 차근월물 현물거래량은 전반기와 후반기 모두에서 유의한 음의 영향력을 보이고 있다. 현물거래량이 시장베이스스에 음(-)의 영향력을 보이는 빈도가 높은 것으로 보인다.

요약하면 전체분석기간을 전반기와 후반기로 분석하더라도 전체분석기간 결과와 비교하여 유의성은 감소하였으나 후반기로 갈수록 유의성이 전반기보다 높으며 일관된 결과를 보여 전체분석기간의 결과가 시간변화에 견강함을 보여주었다.

## VI. 요약 및 결론

본 논문은 KOSPI200 선물과 KOSPI200 현물의 일별자료를 이용하여 KOSPI200 시장베이스스의 결정에 영향을 주는 요인을 분석하였다. 분석기간은 2004년 1월초부터 2017년 말 까지 14년간이며 최근월물과 차근월물을 분석하였다. 시장베이스스에 영향을 주는 요인으로 차익거래요인, 심리요인, 주식공매도의 제한 및 선물과 현물의 거래량을 고려하였다. 시장베이스스를 설명하는 회귀모형을 구축하여 GMM방식으로 추정하였으며 오차항의 이분산성과 시계열상관을 고려하여 Newey-West방법으로 표준오차를 조정하였다.

차익거래원칙에 기초한 보유기간모형으로부터 무위험이자율과 배당수익률의 차이와 만기일까지의 일수의 곱이 시장베이스스를 로그변환한 선·현물베이스스에 직접적인 영향을 주는 요인임을 유도하고 종속변수를 선·현물베이스스로 하여 연구모형에 사용하였으며 무위험이자율과 배당수익률의 차이와 만기일까지의 일수의 곱을 차익거래요인으로 정의하여 회귀모형의 설명변수에 포함시켰다. 실증결과는 차익거래요인은 선·현물베이스스에 양(+)의 영향을 주며 고려된 변수 중 가장 영향력 있는 것으로 나타났다.

심리요인으로서 앵커링편의 변수와 처분성향효과 및 모멘텀 변수를 유도하여 시장베이스스의 설명변수로 사용하였다. 앵커링편의 변수를 유도함에 있어서, 금기의 선물가격이 다 음기의 현물가격을 마지막 추정치이고 앵커링효과 때문에 금기의 선물가격은 전기의 현물가격에 편향된다는 가설로서 앵커링편의를 정의하였고 이 앵커링편의가 조정을 거치면 선·현물베이스스에 음(-)영향을 줄 것이라는 예측을 하였다. 앵커링편의 변수는 Campbell and Sharpe(2009)의 모형을 응용하여 유도하였다. 실증결과는 예측한 바와 같이 앵커링편의가 선·현물베이스스에 유의한 음(-)의 영향을 주고 있어 선물가격에는 과거 현물가격에 앵커링하는 앵커링편의가 존재하며 이 편의가 조정을 거친다는 가설을 지지하였다.

김윤영·이진수(2009)의 모형을 재해석하여 현물의 피드백투자자의 영향력과 처분성향효과 및 순수한 모멘텀효과를 구분할 수 있는 회귀모형을 유도하였으며 과거 60거래일간 누적현물수익률과 지시변수(indicator)\*과거 60거래일간 누적현물수익률을 설명변수로 사용하여 현물의 포지티브 피드백 투자자의 영향력, 처분성향 및 순수한 모멘텀효과가 선·현물베이스스

에 어떠한 영향을 주는지를 분석하였다. 분석결과는 현물의 포지티브 피드백투자자의 영향력은 선물·현물에 비해 상대적으로 높은 민감도 때문에 선·현물베이스스에 유의한 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났으며 과거 60일간의 누적수익률의 순수한 모멘텀효과는 처분성향효과와 선물의 상대적 민감도를 압도하여 선·현물베이스스에 유의한 음(-)의 영향력이 있음을 보여준다.

공매도금지효과는 선·현물베이스스에 유의한 양(+)의 영향력이 있는 것으로 나타났으며 이를 공매도금지효과는 제한적이며 선물의 상대적 민감도 때문인 것으로 해석하였다. 즉, 주가가 상승하는 경우 선물의 현물에 대한 상대적 민감도 때문에 모멘텀효과가 선물에 더 강하게 반영되므로 현물지수가 상승하는 폭보다 선물지수 상승폭이 더 크게 나타나고 주가가 하락하는 경우에 선물의 상대적 민감도 때문에 현물지수의 하락폭보다 선물지수의 하락폭이 크게 나타나기 때문이라는 해석을 하였다.

위의 결과는 기간을 구분하여도 일관성 있게 나타났으며 후반기에 더욱 강하게 나타나고 있음을 건강성 검증에서 보여주고 있다.

## 참고문헌

- 고광수·하연정, “주식형 펀드 투자자의 디스포지션 효과”, 『증권학회지』, 제39권 4호, 2010, pp. 517-544.
- 김서경·박성호, “현물지수와 선물지수에 대한 상대적 모멘텀강도 분석”, 『금융연구』, 제25권 1호, 2011, pp. 1-23.
- 김서경·석승훈, “블랙잭시장에 대한 전망이론적 분석”, 『금융학회지』, 제12권 1호, 2007, pp. 141-180.
- 김윤영·이진수, “투자자의 심리를 반영한 자산가격 변동요인분석”, 『금융경제연구』, 제390호, 2009.
- 김술·김동석, “주가지수선물과 주가지수의 가격발견기능에 관한 실증연구: 공적분과 오차수정모형”, 『선물연구』, 제7권, 2000, pp. 87-115.
- 오승현·한상범, “수익률에 반영된 디스포지션 효과측정과 미실현 이익 및 거래량의 역할”, 『증권학회지』, 제41권, 제3호, 2012, pp.437-461.
- 오승현·한상범, “기대수익률에 대한 비대칭적 디스포지션 효과”, 『증권학회지』, 제42권, 제5호, 2013, pp.813-836.
- 오승현·한상범, “디스포지션 효과를 활용한 주가지수선물 투자전략”, 『선물연구』, 제22권, 2014, pp.25-44.
- 조준혁·노승철·김예지, “심리요인이 주택가격 변동에 미치는 영향”, 『국토계획』, 제45권 제6호, 2010, pp. 45-58.
- Bailey, W., Kumar, A. and D. Ng “Behavioral biases and mutual fund clienteles”, Working paper, Cornell University, 2010, pp. 1-67.
- Campbell, S., and S. Sharpe, "Anchoring Bias in Consensus Forecasts and Its Effect on Market Prices", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(2), 2009, pp.369-390
- Chan, K., "A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market", *Review of Financial Studies*, Vol. 5, 1992, pp. 123-152.
- Chan, K., Chan K.C. and Karolyi, G.A., " Intraday Volatility in the Stock Market Index Futures Market", *Review of Financial Studies*, Vol. 4, 1991, pp. 657-684.
- Choe, H. and Y. Eom, "The Disposition Effect and Investment Performance in the Futures Market", 29, *Journal of Futures Markets*, 2009, pp. 496-522.
- Choe H., B.C. Kho and R.M. Stulz, "Do Foreign Investors Destabilize Stock Markets? The Korean Experience in 1997", *Journal of Financial Economics* 54, 1999, pp.227-264.
- Frazzini, A., “The disposition effect and underreaction to news”, *Journal of Finance*, 61(4), 2006, pp. 2017-2046
- Grinblatt, M. and B. Han, “The Disposition Effect and Momentum”, NBER Working Paper 8734, 2002, pp. 1-34.

- Grinblatt, M. and B. Han, "Prospect Theory, Mental Accounting, and Momentum,"  
Journal of Financial Economics, 78, 2005, pp. 311–339.
- Kahneman, D., Thinking Fast and Slow, Ferrar, Straus and Giroux, 2011.
- Kahneman, D. and A. Tversky, "Prospect Theory: An Analysis of Decision under  
Risk", Econometrica, 47(2), 1979, pp. 263–291.
- Kahneman, D. and Tversky, A., "The Psychology of Preferences", Scientific American  
Vol. 246(1), 1982, pp. 160–173
- Odean, T., "Are investors reluctant to realize their losses?", Journal of Finance,  
53(5), 1998, pp. 1775–1798.
- Shefrin, H. and M. Statman, "The Disposition to Sell Winners Too Early and Ride  
Losers Too Long", Journal of Finance, 40(3), 1985, pp. 777–790.
- Shleifer, A. and R.W. Vishny, "The Limit of Arbitrage", *Journal of Finance* 52,  
1997, pp.35–55.
- Shumway, T. and G. Wu, "Does Disposition Drive Momentum?", AFA 2006 Boston  
Meetings Paper, 2005, pp. 1–30
- Stoll, H.R. and Whaley, R.E., "The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures  
Returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 25, 1990, pp. 441–468.
- Thaler, R., "Mental accounting and consumer choice", Marketing Science, 4(3),  
1985, pp. 199–214.
- Thaler, T.H. and E. H. Johnson, "Gambling with the House Money and Trying to Break  
Even: The Effects of Prior Outcomes on Risk Choice," Management Science 36,  
1990, 643–660.
- Thaler, T.H. and H. Shefrin, "An Economic Theory of Self-Control", Journal of  
Political Economy 89, 1981, pp. 392–410.
- Tversky, A. and D. Kahneman, D., "Judgment under Uncertainty: Heuristics and  
Biases", Science, 185, 1974, 1124–1131.

<Abstract>

## A Study on the Determinants of KOSPI 200 Market Basis

Suhkyong Kim\*

This paper investigates the determinants of KOSPI200 market basis. Psychological factors, arbitrage, short sale ban, futures and spot trading volumes are considered as potential determinants of market basis. Empirical evidence suggests that markets basis is affected by arbitrage factor, anchoring bias, momentum effect and trading volume. The result of disposition effect is mixed. Implications of findings are discussed.

JEL classification : G11, G12, G13, G14

Keywords: KOSPI200, Market Basis, Anchoring Bias, Disposition Effect, Arbitrage

---

\*School of Business, Seo Kyeong University, Seoul 136-704, Korea  
E-mail : [skkim@skuniv.ac.kr](mailto:skkim@skuniv.ac.kr); Tel : 82-2-940-7219