

Stock Splits and Trading Activity

Byungmo Kim
School of Business Administration, Dankook University
147 Hannam-ro, Yongsan-gu, Seoul, Korea
bmkim@dankook.ac.kr

Joon-Seok Kim*
Graduate School of Management, Korea Advanced Institute of Science and Technology
207-43 Chungnyangni2-dong, Dongdaemoon-gu, Seoul, Korea
joonseok.kim@gmail.com

Abstract

This paper examines the change in trading activity around stock splits, adopting a microstructure approach. The results show that stock splits decrease the bid-ask spread and trade size per trade and increase daily trading volume and turnover. We also find a decline in the proportion of limit orders and an increase in individual investor's participation. These results are in line with the trading range hypothesis. Stock splits lower the trading costs and attract uninformed individual traders. Their trading through market orders and marketable limit orders enhance the trading activity. Furthermore, the increase in relative tick size and the decrease in the information asymmetry after splits are consistent with the optimal tick size hypothesis and information asymmetry hypothesis, respectively. However, the evidence does not contradict the expectation of the trading range hypothesis and is inconclusive to be recognized as a main incentive of stock splits.

Keywords: Stock splits, microstructure, trading activity, the trading range hypothesis, the optimal tick size hypothesis, the information asymmetry hypothesis

*Corresponding author

주식분할과 거래활동

김 병 모

단국대학교 상경대학 경영학전공

김 준 석*

KAIST 테크노경영대학원

<요 약>

본 연구는 2000년 1월부터 2005년 10월까지의 한국증권선물거래소 유가증권시장의 호가 및 체결 자료를 이용하여 주식분할 전후 해당 주식의 거래양상에 어떠한 변화가 생기는가를 미시구조적으로 분석하고, 주식분할 가설들의 적절성을 평가한다. 결과에 따르면, 분할 이후 해당주식의 거래에 다음과 같은 유의적인 변화가 있음이 확인된다. 스프레드는 감소하고 거래량과 회전율은 증가하나 거래당 거래규모는 감소한다. 또한 지정가주문의 비중은 감소하고 개인투자자의 거래비중은 증가하는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 주식분할에 따른 주가가격의 하락과 이로 인한 투자자 저변의 확대가 거래비용을 감소시키고 시장가주문 혹은 즉시체결 지정가주문의 증가를 통해 거래의 활성화로 이어지는 것으로 해석된다. 따라서, 한국시장에서 분할 전후의 거래활동의 변화는 가격범위가설의 예측과 가장 일관된 것으로 판단된다. 한편, 최소호가단위의 상대적 크기의 증가와 정보비대칭의 감소는 최소호가단위가설 및 정보비대칭가설과 일관된 현상이나 가격범위가설의 예측과 상호 배타적이지 않고 분할결정의 직접적인 유인으로 보기에는 그 설명력이 부족하다.

핵심단어: 주식분할, 미시구조, 가격범위가설, 최소호가단위가설, 정보비대칭가설

*교신저자

1. 서론

주식분할(stock splits)은 기업의 현금흐름이나 자본구조에 본질적인 영향을 미치지 않는 겉치레적인 절차에 불과하다. 그럼에도 불구하고, 주식시장에서 주식분할은 드물지 않게 행해지고 있다.¹ 연구자들은 주식분할을 선택하는 경영진의 의도는 무엇인가 그리고 어떠한 논리적 경로를 거쳐 투자자의 반응을 유발하는가에 대한 많은 관심을 기울여 왔다. 그러나 여전히 그에 대한 명확한 설명은 제시되지 못하고 있다.

미국시장의 경우 주식분할 이후 지속적으로 유의적인 초과수익이 발생하는 것으로 보고되고 있다.² 초과수익을 설명함에 있어서, 주식분할 후 조정된 가격수준 혹은 최소호가단위의 제약의 정도가 투자자의 참여를 유발시켜 유동성을 개선시키기 때문이라는 가격범위가설과 최소호가단위가설, 혹은 주식분할이 기업에 대한 긍정적인 내부정보를 전달하기 때문이라는 신호전달가설이 일부 증거에 근거하여 그 타당성을 주장하고 있으나 그 설명력은 기대에 비추어 만족스럽지 않다.³ 이는 각 가설들의 논리가 광범위하여 그 실증적 의미가 서로 배타적이지 않고 구분하기 어려울 뿐 아니라 정보비대칭(information asymmetry) 등 직접적인 관찰이 불가능하거나 측정 시 오류가 내재 될 수 있는 개념들을 포함하고 있기 때문이다 (Easley et al., 2001). 예컨대, 경영진이 내부정보를 전달키 위한 의도 없이 가격 수준의 조정만을 위해 주식분할을 결정한다 할지라도 투자자들은 주가가 지속적으로 상승할 것이라는 경영진의 믿음을 기대하여 주식분할을 긍정적 신호로 받아들일 수 있을 것이다.

한국시장의 경우 대부분의 관련 연구들은 주로 주식분할 이후 지속적으로 유의적인 초과수익이 발생하는가에 초점을 두어왔다 (남명수, 2000; 변종국, 2003; 박주현외 2인, 2004;

¹ 한국의 경우 이전까지 5,000원으로 고정되었던 주당 액면가가 1997년 10월 이후 100원 이상으로의 조정이 허가되면서 주식의 액면분할이 가능해졌다.

² Grinblatt et al. (1984), Lamoureux and Poon (1987), Brennan and Copeland (1988), Ikenberry et al.(1996)

³ 이와 같은 맥락에서, Benartzi et al. (2007)는 주식분할을 통한 주식가격 유지현상을 “The nominal price puzzle”이라 부른다.

김선호, 홍정훈, 2005). 주식분할 현상을 설명하기 위한 가설들을 검증하기 위해서는 시장미시구조적인 접근을 통한 분석이 필수적이지만 기존 국내의 연구들은 주가수준의 변화와 기본적인 유동성 통계량의 분석에 한정된 결과만을 제시하고 있다.⁴ 주식분할을 행하는 기업과 그에 반응하는 투자자들 모두에게 주식분할의 논리와 효과에 대한 정확한 이해가 뒷받침 되어야 한다는 점을 고려하면 충분한 실증적 근거를 위해 보다 상세한 분석이 이루어져야 할 것으로 판단된다.

따라서, 본 연구는 2000년 1월부터 2005년 10월까지의 한국증권선물거래소 유가증권시장의 호가정보 및 체결자료를 이용하여 한국시장에서의 주식분할 전후 해당 주식의 거래양상에 어떠한 변화가 생기는가를 미시구조적으로 분석하고자 한다. 이를 통해 한국시장에서 주식분할 관련 가설들의 적절성을 평가하고 주식분할의 효과에 대하여 미국시장과 한국시장에 어떠한 차이가 있는가를 탐색하고자 한다. 주식분할에 대한 경영진과 투자자들의 정확한 이해는 증권시장의 건전성을 개선하는 맥락에서 효율적인 자본의 배분이라는 증권시장 본연의 목적에 부합되는 중요한 과제라 하겠다.

분석 결과 확인된 주식분할 이후 해당주식의 거래양상의 변화를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 스프레드로 측정되는 거래비용이 감소한다. 둘째, 거래당 거래규모는 감소하나 거래의 빈도와 거래회전율은 증가한다. 셋째, 지정가주문의 비중이 감소하며 개인투자자의 거래비중이 증가한다. 넷째, 정보비대칭이 감소한다. 이러한 결과에 근거하여, 한국 주식시장에서 주식분할에 의한 거래활동의 변화는 가격범위가설이 예측하는 바와 가장 일관되는 것으로 판단된다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 2장은 주식분할과 관련된 기존가설들을 관련연구와 아울러 제시하고 각 가설이 분할 전후 거래활동의 변화에 대하여 예측하는 바를 서술한다. 제 3장은 본 논문에서 사용한 자료와 표본을 설명하고 4장은 일중거래자료를 통하여 분석된

⁴ 김선호, 홍정훈(2005)은 일별거래량 및 회전율, 개인투자자(또는 기관투자자)의 거래비중, 순매수량; 박주현외 2인(2004)은 수익률의 분산, 거래량; 변종국(2003)은 일별거래량, 스프레드 변화율을 이용하여 분석하고 있다.

실증결과와 회귀분석 결과를 제시한다. 제 5장은 결과의 요약과 함께 결론을 맺는다.

2. 주식분할에 관한 가설 및 관련연구

2.1 주식분할 가설 및 관련연구

Copeland(1997)은 주식분할이란 주식의 가격을 투자자들이 선호하는 수준으로 조정하기 위한 수단이라 주장한다 (가격범위가설; trading range hypothesis). 주식이 가격을 적절히 낮은 수준으로 조정하면 주식거래가 용이해져 보다 많은 투자자들의 참여를 유발할 수 있고 한정된 투자자금으로 분산된 포트폴리오의 구성을 원하는 개인투자자들의 욕구를 만족시켜 해당주식에 대한 시장의 확대와 유동성 개선의 효과를 가져오게 된다 (Dyl and Elliott, 2006). 또한 유동성의 개선은 거래비용의 감소를 가져와 해당 기업의 초과수익에 기여할 수 있다 (Grinblatt et al., 1984; Lamoureux and Poon, 1987). Baker and Gallagher(1980)와 Baker and Powell(1992)의 설문조사에 따르면, 기업의 경영진들은 실제로 가격하락에 따른 유동성 개선효과를 기대하여 주식분할을 결정하고 있음을 알 수 있다⁵. 주식분할 후 투자자 저변(investor base)이 확대되고, 소규모 거래의 수가 증가하며, 해당기업을 분석하는 재무분석가의 수가 증가하는 현상들은 위의 논리와 일관되는 것으로 보인다.⁶

그렇지만, 몇몇 증거들에도 불구하고 가격범위가설이 주식분할에 대한 일반적인 설명으로 받아들여지지 못하는 것은, 가격범위가설에서 예측하는 바와 달리 주식분할 이후 오히려 거래의 질(trading quality)이 하락한다는 결과들이 다수 보고되고 있기 때문이다. 예를 들어, 주식분할 후 거래금액이 감소하거나 (Copeland, 1979) 유의한 변화가 없고 (Lakonishok and Lev, 1987), 오히려 스프레드와 (Conroy et al., 1990; Schultz, 2000; Easley et

⁵ 한국시장에서 주식분할 결정을 공시한 대부분의 기업들 또한 공시자료상 주식분할의 목적으로 주식거래의 활성화를 언급하고 있다.

⁶ Lamoureux and Poon (1987), Maloney and Mulherin (1992), Kryznowski and Zhang (1996), Muscarella and Vetsuypens (1996), Angel et al. (1997), Desai et al. (1998), Lipson (1999), Schultz (2000), and Kamara and Koski (2001)

al., 2001) 변동성이 증가(Ohlson and Penman, 1985; Kamara and Koski, 2001)하는 현상들이 관찰되고 있다. 이와 같은 현상들은 주식분할이 시장의 안정성을 저해하는 것을 의미하며 유동성 개선을 통한 거래비용의 감소가 초과수익을 증가시킨다는 가격범위가설의 주장과는 일치하지 않는다.⁷

둘째로, 최소호가단위가설(Optimal tick size hypothesis)에 따르면 기업들은 주가의 절대적인 수준보다는 최소호가단위의 상대적인 크기를 조정하기 위해 주식분할을 선택하게 된다 (Harris, 1994; Angel, 1997). 미국시장의 경우 단일한 최소호가단위를 적용하므로 주식가격이 상승하면 최소호가단위의 주가에 대한 상대적 크기가 감소하게 된다. 이것은 스프레드를 감소시킬 수 있지만 스프레드의 감소가 지정가주문을 통한 유동성공급의 수익성을 저해하고 시장조성자의 시장조성동기를 감소시켜 해당주식의 유동성을 감소시킬 수 있다. 반대로 주식가격이 감소하면 최소호가단위의 상대적 크기가 증가하여 스프레드는 증가할 수 있으나 유동성의 공급은 확대될 수 있다. 스프레드와 유동성공급의 증감으로 인한 비용과 수익의 변화가 서로 균형을 이루는 최소호가단위를 선택하기 위해 기업들은 분할을 결정하게 된다는 것이다.

이를 지지하는 증거로써, Angel(1997)은 뉴욕증권거래소(NYSE)에 상장된 주식 중 상대적으로 최소호가단위가 작은 주식의 경우에 지정가주문의 비중이 적다는 사실을 보고하였으며 Arnold and Lipson (1997)은 주식분할 이후 체결된 지정가주문의 수와 비중이 유의적으로 증가함을 보고한 바 있다. 반면 Lipson and Mortal (2006)은 주식분할 후 최소호가단위가 스프레드의 크기를 제약하는 정도가 스프레드의 증가에 대한 설명력은 가지고 있으나, 투자참여자의 구성과 유동성 증가의 횡단면적 차이는 설명하지 못한다는 결과를 보여주고 있다. 이는 주식분할이 투자자 구성의 변화를 수반하는 것은 분명하나

⁷ 최근 분할 후 거래비용의 증가를 가격범위가설에 반하는 실증결과로 받아들이지 않고, 거래비용의 증가를 감수하고도 기업의 경영진들이 투자자의 저변을 확장시켜 기업가치를 상승시키려는 목적으로 주식분할 선택한다는 주장이 제기되었으며 (Dyl and Elliott, 2006), 주식분할 후 스프레드의 증가는 단기적인 것이어서 12개월 이상이 지난 시점에서는 가격범위가설이 예상하는 바와 같이 스프레드가 감소한다는 실증결과도 보고된 바 있다 (Goyenko et al., 2006).

최소호가단위의 상대적 크기의 증가를 통한 메커니즘으로는 그러한 변화를 설명할 수 없음을 의미하는 것으로 최소호가단위가설에 반하는 증거로 이해될 수 있다. 그리고, Easley et al. (2001)도 주식분할 후 개선되는 유동성의 증가가 단기적인 거래비용의 증가를 상쇄시킬 만한 경제적 이익을 수반하지 못한다는 결과를 보고한 바 있다.

Brennan and Hughes (1991)과 Schultz (2000)는 유동성개선을 야기하는 주체로서 브로커의 역할에 초점을 맞추고 있다. 브로커의 수입정산체계가 스프레드나 거래주식수에 기반을 둔 경우 주식분할을 통한 스프레드 및 주식수의 증가가 브로커들의 정보전달(information providing) 및 시장조성(market making) 동기를 자극하므로 기업들은 시장조성의 활성화를 위한 전략적인 목적으로 분할을 결정한다고 주장한다. Kadapakkam et al. (2005)에 따르면 미국시장에서 최소호가단위가 1/8달러인 기간에는 분할 후 스프레드와 소규모거래의 빈도가 동시에 증가하나 최소호가단위를 1/100달러로 축소한 이후에는 분할 후 이러한 변화가 두드러지지 않는다고 보고하고 있다. 이들은 최소호가단위가 충분히 커서 스프레드를 제약할 때 분할로 인해 스프레드가 증가하게 되고 브로커의 시장조성 동기를 촉진시켜 투자저변을 확대시킨다고 해석하고 있다. 그러나 한국시장과 같이 시장조성자가 존재하지 않는 주문주도형시장(order-driven market)의 경우에는 그 논리의 적용이 타당하지 않다.

마지막으로, 기업들은 외부투자자들에게 내부정보를 제공하기 위한 도구로써 주식분할을 이용할 수 있는데 이를 정보비대칭가설(information asymmetry hypothesis)이라 한다 (Brennan and Copeland, 1988; Grinblatt et al., 1984). 주식분할을 실행하면 주식거래 수수료와 변동성의 증가 등으로 인해 일시적으로 유동성이 감소할 수 있는데, 그럼에도 불구하고 기업들은 수익성증가의 추세가 미래에도 계속될 것이라는 자신감을 전달하기 위하여 주식분할의 결정을 내릴 수 있다. 이 때 유동성의 감소에 따르는 비용은 정보전달의 신뢰성을 보증하는 역할을 하게 된다. 따라서 신호전달가설에 따르면 무엇보다도 주식분할 이후 해당주식의 초과수익률이 0보다 커야 하는데 이는 이미 잘 알려진 현상이다.

만약 주식분할을 거쳐 기업의 내부정보가 시장에 전달된다면 기업의 내부자와

외부투자자간의 정보비대칭이 감소하여 거래의 역선택비용(adverse selection costs)은 줄어들 것이라는 예측이 가능하다. 이에 대하여 Desai et al. (1998)은 스프레드에서 역선택비용이 차지하는 비중이 주식분할 이후 오히려 증가한다는 사실을 보고한 바 있으며, Easley et al. (2001)도 분할 이후 우월한 정보에 기반하는 거래(informed trading)가 증가하고 있음을 보여주었다. 이는 주식분할이 정보비대칭을 감소시키기에 충분히 유용한 정보를 시장에 제공하는가에 대한 의문점을 제시하는 결과로 이해될 수 있다. 뿐만 아니라 그 타당성을 주장하기 위해서는 현금배당, 주식배당, 자선기금의 증대 등 보다 직접적으로 수익전망정보를 전달할 수 있는 수단들에 비하여 주식분할이 어떠한 우월성을 가지고 있는가에 대한 물음에도 적절한 해답이 제시되어야 하는 상황이다.

한국시장에서도 분할 이후 유의적인 초과수익 발생현상이 지속적으로 보고되고는 있으나 (남명수, 2000; 변종국, 2003; 박주현외 2인, 2004; 김선호, 홍정훈, 2005) 그 원인에 대한 의견은 일치하지 않는다. 남명수(2000)는 초과수익의 발생이 정보전달효과에 의한 것으로 해석하고 있으며, 변종국(2003)은 일별거래량, 스프레드, 수익성의 변화로 초과수익을 설명할 수 없으므로 투자자의 투기행태에 의한 현상일 것이라 주장하였다. 박주현외 2인(2004)은 분할 전 주가가 높은 기업들의 초과수익이 더 큰 것을 근거로 하여 가격범위가설의 타당성을 주장하며, 김선호, 홍정훈(2005)은 분할이전 유동성이 작은 기업인 경우 분할의 공시효과가 큰 것을 확인하여 유동성가설을 지지한 바 있다.

2.2 주식분할이 거래활동의 변화에 미치는 영향

먼저, 가격범위가설에 따르면 분할 후 해당주식에 대한 개인투자자들의 거래가 증가하면서 거래당 거래규모는 감소하게 될 것이며, 동시에 소규모거래의 수는 증가할 것으로 예상할 수 있다. 투자자의 저변이 확대되면서 전체적인 거래규모는 증가하고 스프레드는 감소하여 유동성은 개선될 것이다. 체결의 즉시성을 요구하는 개인투자자의 유입은 주로 시장가주문(market order)을 통하여 이루어지게 되므로 전체주문에서 시장주문이

차지하는 비율은 증가하게 될 것이다 (Easley et al., 2001). 한편, 개인투자자들의 증가는 정보에 근거한 거래비율(probability of information-based trading)의 감소를 유발하고 해당 주식의 스프레드 중 역선택비용이 차지하는 비중이 감소할 것임을 예상할 수 있다.

최소호가단위가설이 주식분할 후의 거래활동 변화에 대하여 예상하는 바는 가격범위 가설과 크게 다르지 않다. 최소호가단위가설 또한 분할 이후 해당 주식에 대한 투자자의 저변이 확대할 것이라고 설명하고 있다.⁸ 다만 투자자들이 선호하는 가격수준으로의 조정을 투자자저변 확대의 원인으로 간주하고 있는 가격범위가설과 달리 최소호가단위가설은 주가의 하락으로 인한 주가대비 최소호가단위의 증가를 그 원인으로 제시하고 있다. 예컨대, 최소호가단위가 작아지면 기존의 지정가주문에 비해 유리한 가격으로 새로운 지정가주문이 발생할 가능성이 커지고 따라서 지정가주문의 체결확률과 기대수익성은 낮아지게 된다. 반대로, 최소호가단위가 커지게 되면 이와 같은 비용이 감소하여 지정가주문을 통한 유동성 공급이 증가하게 된다 (Harris, 1994). 따라서 최소호가단위가설에 따르면 분할 이후 해당 주식의 스프레드 및 지정가주문의 비중, 그리고 호가의 잔량의 증가를 기대할 수 있을 것이다.

주식의 가격에 관계없이 최소호가단위가 일정한 미국의 경우 주식분할을 통한 주식가격의 하락은 최소호가단위 제약을 심화시켜 유동성공급을 유인하는 역할을 하게 된다. 하지만 한국에서의 최소호가단위는 주식의 가격수준에 따라 다르므로 주식분할 이후 주식의 가격이 하락하더라도 주가대비 최소호가단위의 증가 여부는 명확하지 않다⁹. 만약, 분할 이후 주가대비 최소호가단위가 감소한다면 분할 이후 오히려 유동성공급의 감소를 예상할 수 있으며, 최소호가단위가설로써 주식분할의 타당성을 설명하려는 시도는 적절치 않다.

⁸ 이와 같은 이유로, 주식분할을 설명하는 가설의 범주를 크게 두가지 즉, 유동성(liquidity)과 신호전달(signaling) (혹은 정보비대칭(information asymmetry))으로 구분하기도 한다 (Muscarella and Vetsuypens, 1996).

⁹ 본 연구의 표본기간동안 최소호가단위는 1주의 가격이 5,000원 미만인 경우 5원, 5,000원 이상 10,000원 미만은 10원, 10,000원 이상 50,000원 미만은 50원, 50,000원 이상 100,000원 미만은 100원, 100,000원 이상 500,000원 미만은 500원, 그 이상은 1,000원이다. 미국 NYSE(Nasdaq)의 경우 모든 주식에 있어 2001년 2월 이후 1/100달러로 일정하다.

마지막으로 기업이 투자자들에게 기업의 내부정보를 전달하기 위하여 주식분할을 이용하는 것이라면 즉, 주식분할이 정보비대칭의 축소를 위한 경영진의 선택이라면, 분할 이후 해당 주식에 대하여 정보에 기반한 거래(informed trading)의 빈도와 스프레드에서 역선택비용이 차지하는 비중이 감소하리라 예상할 수 있다. 그러나 앞서 설명한 바와 같이 가격범위가설에 근거해서도 정보비대칭의 감소를 부수적으로 예상할 수 있으므로 두 가설 사이의 배타적인 구분에 한계가 존재함을 인식하여야 하겠다.

<표 1>은 분할 이후 각 가설에 따른 거래특성 변화에 대한 예측을 보여준다. 이에 근거하여, 본 연구는 거래자료의 분석을 통하여 각 가설의 타당성의 정도를 가늠한다. 단, 각 가설들이 예측하는 거래특성의 변화들이 일부 완전히 배타적이지 않기 때문에 특정 가설만을 명확히 지지하는 데는 본질적인 한계가 존재함을 밝혀둔다.

3. 자료 및 표본

본 연구에서는 2000년 1월부터 2005년 10월 사이에 주식분할을 공시한 128개의 증권거래소 상장기업을 기초 표본으로 선정하였다. 이들 기업의 주식분할에 대한 변경상장일을 기준으로 10일 전부터 59일 전까지 50일 간을 분할 전 기간으로 정의하였고 10일 후부터 59일 후까지의 50일간을 분할 후 기간으로 정의하였다. 분석을 위한 변수들은 일별 기준으로 산출하였으며 분할 전과 분할 후 기간에 대해 일별 평균치를 활용하였다. 분할 전과 분할 후 기간에 대해 각각 5일 이상 거래가 존재하지 않거나 분석변수가 산출되지 않는 기업 또는 표본기간 동안 주식분할 이외의 이유로 주식 수가 10%이상 변동한 기업은 표본에서 제외하였다.

본 연구에서는 주식분할 이외의 기업특성 요인들이 거래행태 변화에 미치는 영향을 통제하고 주식분할에 의한 거래행태 변화의 강건성을 확인하기 위하여 통제기업을 설정하였다. 통제기업은 각 분할 기업에 대해서 분할 60일 전을 기준으로 시가총액과

주가가 가장유사하고 표본기간 동안 주식분할 등의 이유로 주식 수가 10%이상 변동하지 않은 상장기업으로 선정하였다. 시가총액과 주가의 유사성은 다음 식으로 계산되는 유사성지수(Matching score)를 활용하였다.

$$Matching\ score_{ij} = \left(\frac{2(MV_i - MV_j)}{MV_i + MV_j} \right)^2 + \left(\frac{2(P_i - P_j)}{P_i + P_j} \right)^2 \quad (1)$$

주식분할을 실행한 표본 i 의 시가총액(MV)과 주가(P)에 대해 유사성 지수가 가장 작은 유가증권시장 상장기업 j 를 표본 i 의 통제표본으로 선택하였으며 유사성 지수가 0.5를 넘어 유사성이 부족하다고 판단되는 쌍은 표본에서 제외하였다. 최종 주식분할 표본은 54개이며 각 표본에 대하여 하나의 통제표본이 대응된다.

분할표본과 통제표본 기업들에 대한 거래행태와 관련된 분석변수들은 유가증권시장본부에서 제공하는 ‘주식시장 호가정보 및 체결자료’로부터 산출하였으며 시가총액, 상장 주식수와 기타 재무제표 관련자료는 Dataguide로부터 입수하였다.

<표 2>는 여러 분류 기준에 따른 표본의 분포를 보여준다. 먼저 분할비율(split factor)을 기준으로 살펴보면, 대다수의 기업이 10:1 분할을 실시하였음을 알 수 있다. 이 경우는 주당 액면가 5,000원을 500원으로 분할한 경우에 해당된다. 현행 규정상 주식의 액면가는 5,000원, 2,500원, 1,000원, 500원 중의 하나로 정할 수 있기 때문에 표에 제시된 경우 이외의 분할 비율은 존재하지 않는다. 분할 전 주식의 가격대를 기준으로 보았을 때, 10,000원에서 50,000원 사이의 주식이 가장 활발하게 주식분할을 실시한 것으로 나타나고 있으며 5,000원 이하의 소액주식에서도 8건의 주식분할이 있었음이 확인된다. 마지막으로, 2000년부터 2005년까지의 표본기간 동안 주식분할이 비교적 고르게 분포하고 있음을 알 수 있다.

<표 3>에서는 분할표본과 통제표본의 시가총액과 주가를 비교하고 있다. 통제표본

기업을 선정함에 있어서 거래량, 거래비용, 변동성 등의 변수를 선정 기준으로 활용할 수 있으나 시가총액은 이들 거래 특성들과 밀접한 관련을 가지므로 시가총액을 선정기준으로 활용하였다. 또한 주식분할로 인한 주가가격의 하락과 최소호가단위 변화의 효과를 파악하기 위해서 주식분할 이전의 주가의 가격을 선정기준으로 활용하였다. <표 3>에 나타난 바와 같이 분할표본과 통제표본의 시가총액 및 주가의 분포는 매우 유사하다. 분할기업의 분할 전 평균시가총액과 평균주가는 각각 1,771억원, 25,800원이며 통제표본은 각각 1,821억, 26,985원이다. 유사성지수의 평균은 0.0162로써 분할표본과 통제표본간의 시가총액 또는 주가의 차이는 10%이내인 것으로 나타나고 있다.

4. 실증결과

4.1 주식분할 전후의 거래활동의 변화

<표 4>는 분할기업의 분할 전후 거래활동의 변화를 통제기업과 비교하여 보여주고 있다. 변화의 유의성 검증을 위해 평균의 차이에 대한 t값과 Wilcoxon signed rank test의 Z값을 보고한다. 통제표본의 사용은 주식분할이라는 사건 이외의 요소가 거래활동에 미치는 영향을 제거하기 위한 것으로 통제표본이 분할표본과 매우 유사한 특성을 지녔음을 가정하고 있다. 분할이전 기간 동안 분할표본과 통제표본을 비교해 보면 변동성과 매수호가의 잔량을 제외한 모든 거래특성 변수들에 대하여 유의한 차이가 발견되지 않는다. 이는 두 표본이 거래특성상 매우 유사하여 이들의 비교를 통한 주식분할 효과의 유의성 검증이 적절함을 의미하는 것이다.

패널 A에서 보고된 거래량 지표는 다음과 같이 산출된다. 주문수(# of orders), 호가수(# of quotes), 거래수(# of trades)는 모두 접속매매 시간 중 성립된 것으로써 각각 일평균으로 정의된다. 호가의 경우 편의상 최우선 매도-매수 호가 또는 최우선 매도-매수 호가의 잔량이 변경되었을 경우 새로운 호가로 정의하였다. 거래의 경우 동일한 주문이

여러 가격으로 나누어 체결되었을 경우 하나의 거래로 간주하였다. 거래당 회전율(turnover per trade)과 일평균 회전율(daily turnover)는 거래당 주식수와 일일 거래 주식수를 상장주식수로 나누어 계산하였다. 결과에 따르면 전반적으로 주식분할 후 해당 주식의 거래가 매우 활성화되었음을 알 수 있다. 먼저 분할기업의 일평균 주문수는 458건에서 1119건으로, 일평균 거래수는 175건에서 438건으로 각각 두 배 이상 증가하였다. 반면 통제기업의 경우에는 유의한 변화를 보이지 않았다. 일평균 거래금액(daily trade size)과 일평균 회전율 또한 통제기업에 비해 유의하게 증가하였으나 거래당 거래금액(trade size per trade)과 거래당 회전율은 통제기업에 비해 유의하게 감소하였다. 이러한 결과는 분할 이후 주식의 거래활성화가 주로 소규모거래에 의해 주도되었음을 의미한다.

패널 B는 분할 전후 스프레드의 변화를 보여주고 있다. 스프레드 지표의 산출은 다음을 따른다. 최우선 호가에 체결된 거래의 거래비용을 측정하기 위한 호가스프레드(Quoted spread)는 다음 식에 의해 계산된다.

$$Quoted\ spread_{it} = \frac{ASK_{it} - BID_{it}}{MID_{it}} \quad (2)$$

ASK_{it} , BID_{it} 는 각각 i 기업의 t 시점에서의 최우선 매도호가, 최우선 매수호가를 나타내며 MID_{it} 는 최우선 매도호와 최우선 매수호가의 평균값을 의미한다. 호가의 실효성을 반영하기 위해 해당 호가가 지속된 시간을 가중 평균하였다.

체결된 주문의 체결수량이 최우선 호가의 잔량을 초과할 경우 주문량의 일부는 최우선 호가보다 높거나 낮은 가격에 체결된다. 이 경우 해당 주문에 대한 거래비용은 호가스프레드보다 크므로 이를 고려하기 위해 유효스프레드(Effective spread)를 계산하였으며 그 식은 다음과 같다.

$$Effective\ spread_{it} = \frac{2 \cdot D_{it}(P_{it} - MID_{it})}{MID_{it}} \quad (3)$$

D_{it} 는 매수거래의 경우 1, 매도거래의 경우 -1의 값을 가지며, P_{it} 는 해당 주문이 체결된 평균가격을 의미한다.¹⁰ 유효스프레드는 각 거래를 기준으로 계산하였으며 거래금액으로 가중평균하였다.

호가스프레드와 유효스프레드는 거래자가 지불하는 거래비용을 측정하지만 반드시 유동성 공급의 이익을 의미하지는 않는다. 매수 거래가 체결된 이후 가격이 상승하거나 매도 거래가 체결된 이후 가격이 하락한다면 유동성 공급자는 역선택비용을 지불하는 것으로 볼 수 있다. 이러한 가격효과를 고려하기 위해 다음의 실현스프레드(Realized spread)를 이용하였다.

$$Realized\ spread_{it} = \frac{2 \cdot D_{it}(P_{it} - V_{it+n})}{MID_{it}} \quad (3)$$

이 때, V_{it+n} 은 거래 이후의 해당주식의 진정한 경제적 가치를 의미하며 거래가 체결된 시점으로부터 5분 후의 최우선 매수호가와 매도호가의 평균값(MID_{it})을 대용치로 사용하였다. 실현스프레드 역시 거래금액으로 가중평균하여 산출하였다. 가격효과(Price impact)는 거래의 정보효과에 의한 가격변동을 의미하는 것으로 유효스프레드에서 실현스프레드를 차감한 값으로 계산된다.

결과에 따르면 분할 전후 통제표본의 스프레드는 변화가 없는데 반하여 분할표본의 경우에는 스프레드가 유의하게 감소하고 있음을 알 수 있다. 호가스프레드(quoted spread)는 1.52%에서 1.07%로, 유효스프레드(effective spread)와 실현스프레드(realized spread)는 각각 1.59%에서 1.22%로, 0.63%에서 0.40%로 유의하게 감소하였다. 가격효과(price impact)의

¹⁰ 예를 들어 1,000주의 매수주문이 500주는 1,000원에, 500주는 1,100원에 체결되었을 경우 평균체결가격은 1050원이 된다.

경우에는 분할표본의 경우 유의하게 감소하였으나 통제표본의 변화를 고려하는 경우 유의하지 않은 것으로 나타난다. 이와 같은 스프레드의 감소는 경영진이나 시장참여자들이 기대하는 주식분할의 효과, 즉 가격의 수준을 낮추어 유동성을 개선하려는 의도와 일치하는 것으로 가격범위가설의 논리와 일관되는 결과이다.

흥미롭게도 이러한 스프레드 감소는 미국시장에서 지속적으로 보고되고 있는 분할 이후 스프레드의 증가와는 상반되는 현상이다. 미국시장을 대상으로 한 기존의 연구들은 분할 이후 스프레드의 증가현상을 가격범위가설을 받아들일 수 없는 가장 중요한 원인으로 지적하고 있다 (Goyenko et al., 2006). 이러한 맥락에서 최소호가단위의 증가로 인해 스프레드는 증가하지만 지정가주문 또한 증가하여 유동성이 확대된다는 최소호가설의 논리를 검증하려는 시도들이 진행되어 왔다. (예를 들어, Kadapakkam et al. (2005), Lipson and Mortal (2006)).

한국시장에서의 최소호가단위는 주가의 수준에 따라 조정되므로 주식분할에 따른 최소호가단위의 상대적 크기(relative tick; 최소호가단위/주가) 변화가 미국시장과 같이 명백하지 않다. 그러나 패널 B에서 분할표본의 상대적 최소호가단위의 변화를 살펴보면 분할 전 0.20%에서 분할 후 0.32%로 증가하였으며 전체 호가 중 호가 스프레드가 최소호가단위와 같은 비율(binding probability)은 분할 전 14.07%에서 분할 후 32.87%로 증가하였다. 이는 한국시장에서도 주식분할로 인해 최소호가단위의 상대적 크기가 증가했음을 의미하는 것으로 최소호가단위의 상대적 크기의 증가가 지정가주문을 확보한다는 측면을 고려한다면 최소호가단위가설이 적용될 수 있음을 보여주는 결과이다. 물론 주식분할을 시행한 기업이 최소호가단위의 상대적 크기의 변화를 통해 유동성 공급을 확대하려는 의도를 갖고 있었다고 단정하기는 어렵다. 앞서 언급했듯이 한국시장의 최소호가단위는 가격 대비 0.1%에서 0.5% 선을 유지하도록 설계되어 있기 때문에 분할 이후 명백한 최소호가단위의 증가를 추구하기 위해서는 분할 이후 주식의 가격이 1000원 이하로 조정되어야 할 것이다. 그러나 본 표본에서 이러한 기업은 10개에 불과하여

주식분할 기업이 일반적으로 최소호가단위의 상대적 크기를 증가시키려는 의도를 가졌다고 하기 보다는 주식분할의 결과로써 최소호가단위의 상대적 크기 증가의 효과를 얻었다고 하는 것이 적합할 것으로 판단된다.

한편, 미국시장과는 달리 한국시장에서 최소호가단위의 상대적 크기의 증가가 스프레드의 증가를 초래하지는 않았음을 알 수 있다¹¹. 분할 전 스프레드가 최소호가단위의 크기와 유사하다면 최소호가단위의 증가가 분할 후 스프레드의 증가를 가져올 수 있으나 분할 전 스프레드가 최소호가단위보다 충분히 크다면 최소호가단위가 증가하더라도 분할 후 반드시 스프레드의 증가를 가져오지 않을 수 있다. 오히려 최소호가단위의 증가로 유동성 공급이 확대된다면 분할 후 스프레드는 최소호가단위 수준으로 줄어들 수 있다. 본 표본이 이러한 경우에 해당된다. 분할 이후 최소호가단위의 상대적 크기는 증가하였으나 스프레드가 최소호가단위와 같은 비율이 두 배 이상 증가하여 평균스프레드가 감소한 것으로 판단된다. 분할 이후 최소호가단위의 증가로 인한 스프레드의 증가를 비용으로 간주하는 미국시장에서의 최소호가단위가설과는 논리적으로는 동일하나 적용 측면에서는 구분할 필요가 있다 하겠다.

주가의 일간 수익률 변동성은 분할 전 3.95%에서 분할 이후 4.71%로 유의하게 증가하였다¹². 이 결과는 거래량의 증가 또는 거래횟수의 증가가 변동성의 증가를 가져온다는 Desai et al. (1998)의 결과와 일치한다.

패널 C에서는 최우선 호가의 잔량(depth)에 대한 결과를 보여준다. 통제표본의 변화를 고려하였을 때 최우선 매도호가와 매수호가의 잔량은 분할 전후 유의한 변화를 보이지 않았다. 그러나 분할 이후 스프레드가 감소하였다는 사실을 고려한다면 동일 스프레드에서의 누적 잔량이 증가하였거나, 또는 동일한 금액을 체결시키기 위해 지불해야

¹¹ 표에 보고하진 않았으나 최소호가단위의 상대적 크기가 증가한 기업과 감소한 기업 모두 스프레드 척도가 분할 이후 감소한 것으로 확인된다.

¹² 일별 수익률은 분할 전과 후 각 50일 간의 자료를 이용하여 산출하였다. 산출에 있어서, 매수-매도 호가진동(bid-ask bounce)에 의한 영향을 줄이기 위해 일별 최종 최우선 매수-매도 호가의 평균값을 이용하였다.

하는 스프레드가 감소했을 가능성이 높은 것으로 판단할 수 있다. 이는 주식분할이 유동성 공급의 확대를 가져온다는 가격범위가설과 최소호가단위가설에 부합하는 결과이다.¹³

4.2 주식분할과 주문의 형태

가격범위가설과 최소호가단위가설은 주식분할이 투자자의 저변을 확대시킨다는 인과관계를 설명함에 있어 각기 다른 논리를 제시하고 있다. 전자는 투자자들이 선호하는 수준으로 가격이 조정되면 무정보 거래자들(uninformed investors)이 시장가주문을 이용하여 해당주식의 거래에 적극적이고 신속하게 참여할 것으로 예측 한다. 반면 후자에 따르면 투자자들은 최소호가단위의 증가에 의해 보장되는 스프레드 수준으로부터의 잠재이익을 획득하고자 지정가주문을 이용하여 투자에 참여하리라는 예측을 한다. 따라서 분할 이후 시장가주문과 지정가주문 비율의 변화를 살펴보면 각 가설의 타당성에 대한 구분이 가능할 것이다. <표 5>는 주식분할 전후 제출된 주문에서 각 주문형태가 차지하는 비중과 각 주문형태별 개인투자자 비중의 변화를 보여주고 있다. 이 때, 즉시체결 매도(매수) 지정가주문(marketable limit sell(buy) orders)은 지정가 매도(매수)주문 중에서 지정가가 최우선 매수(매도)호가와 같거나 낮은(높은) 경우를 의미한다.

결과에 따르면 전체거래 중 지정가주문이 차지하는 비중이 분할 전 70.31%에서 분할 후 67.33%로 약 3% 감소하였으며 즉시체결 지정가 주문의 비중은 분할 전 27.72%에서 분할 후 30.54%로 약 3% 증가하였다. 이 변화는 모두 통계적으로 유의하다. 매수거래의 경우 분할 이전 시장가주문, 즉시체결 지정가주문, 지정가주문의 비중은 각각 전체 주문의 1.60%, 27.44%, 70.96%를 차지하고 있었으나 분할 이후에는 각각 1.71%, 30.15%, 68.14%로 변화하였다. 즉, 주식분할 이후 지정가주문의 비중은 통계적으로 유의하게 감소하였으며 즉시체결 지정가주문의 비중은 유의하게 증가하였다. 매도거래에 있어서도 동일한 패턴이

¹³ 엄밀한 분석을 위해서는 분할 전후로 동일한 스프레드 하에서의 잔량 또는 동일한 거래 금액을 체결시키기 위한 스프레드를 산출하여 비교하여야 하나 자료상의 문제로 인해 산출하지 못하였음을 밝혀둔다.

발견된다. 시장가주문의 경우는 매수주문과 매도주문 모두에서 약간의 증가를 나타내고 있으나 통계적으로 유의하지는 않다. 통제표본의 경우 분할표본과는 반대로 지정가매도주문과 지정가매수주문의 비중이 오히려 유의적으로 증가하는 것으로 나타나고 있다. 이와 같은 분할표본의 지정가주문 비중의 감소현상은 가격범위가설을 지지하는 결과라 하겠다.

패널 B에서는 각 주문종류별 개인투자자의 주문비중을 분석하고 있다. 우선 개인투자자들의 투자패턴을 살펴보면 분할 전을 기준으로 전체 주문 건수의 93.59%를 개인투자자가 차지하고 있는 것으로 나타난다. 매수주문의 94.23%, 매도주문의 92.86%를 각각 차지하고 있어 매수주문에 대한 비중이 더 큰 것으로 분석된다. 주문의 종류를 나누어 살펴보면 시장가매수주문의 89.99%, 즉시체결 지정가매수주문의 92.19%, 지정가주문의 95.34%를 개인투자자가 담당하는 것으로 나타나 개인투자자들이 유동성 공급자의 역할에 보다 집중하고 있는 것을 알 수 있다. 이러한 패턴은 매도주문에 대해서도 동일하다. 분할 이후의 변화를 살펴보면, 전체 주문에 대해 개인투자자의 비중은 93.59%에서 94.25%로, 통제표본을 고려하였을 때 유의하게 증가하였다. 특히 시장가매도주문과 즉시체결 지정가매도주문에서 통제표본과 비교하여 뚜렷한 개인투자자 비중의 증가를 확인할 수 있는데 이는 주식분할이 효과적으로 개인투자자의 저변을 확대시키고 있음을 보여주는 증거이다.

4.3 주식분할과 정보비대칭

정보비대칭가설에 따르면 기업과 투자자 사이에 정보비대칭이 존재하는 환경에서 기업들은 수익성에 대한 정보를 전달하기 위해 분할을 선택하게 된다. 만약 주식분할을 통하여 투자자들에게 효과적으로 정보가 전달된다면 분할 이후 거래에 따르는 역선택비용은 감소하게 될 것이며 정보거래자(informed trader)의 비중 또한 감소하게 될 것이다. (Desai et al., 1998). 이를 검증하기 위하여 본 연구에서는 Glosten and Harris(1988; 이하 GH), George et al.

(1991; 이하 GKN), Lin et al. (1995; 이하 LSB)의 모형을 이용하여 호가 스프레드에서의 역선택 비용의 비중을 추정하고 분할 전후의 변화를 분석한다. 아울러 Easley et al. (1996; 이하 EHO)에서 제시된 정보거래확률(PIN; probability of information based trading)을 산출하여 주식분할 전후의 변화를 검토한다.

먼저, GH모형은 다음의 식을 추정함으로써 역선택 비용을 추정한다.

$$P_t - P_{t-1} = c_0(Q_t - Q_{t-1}) + z_0Q_t + e_t \quad (4)$$

이 식에서 P_t 는 t 시점의 거래가격을 뜻하며, Q_t 는 매수거래의 경우에는 1의 값을, 매도거래의 경우에는 -1의 값을 갖는다. GH 모형에서 매수-매도 스프레드는 $2(z_0+c_0)$ 로 표시되며 이 중 $2z_0$ 는 역선택비용 요소이며 $2c_0$ 는 일시적 요소를 나타낸다. 따라서 GH 모형에 의한 역선택비용의 척도로써 $z_0/(c_0+z_0)$ 를 이용한다.

GKN모형은 다음의 식을 이용하여 역선택 비용을 추정한다.

$$2(TR_t - MR_t) = p_0 + p_1S_q(Q_t - Q_{t-1}) + e_t \quad (5)$$

TR_t 은 t 시점의 거래수익율을, MR_t 은 t 시점의 거래 직후에 측정되는 매도-매수 스프레드 중간값의 수익률을 각각 의미한다. S_q 는 가격대비 매수-매도 스프레드이며 Q_t 는 t 시점의 거래가 매수거래일 경우 1의 값을, 매도거래일 경우 -1의 값을 갖는다. GKN모형에서 매수-매도 스프레드는 주문처리비용(p_1)과 역선택 비용($1-p_1$)의 합으로 표현된다. 따라서 GKN 모형에 의한 역선택 비용의 비중은 $1-p_1$ 로 표현된다.

LSB의 모형은 다음의 식을 이용한다.

$$M_t - M_{t-1} = \lambda Q_{t-1}Z_{t-1} + e_t \quad (6)$$

M_t 는 t 시점의 매수-매도 스프레드의 평균값이며 Z_t 는 t 시점에서의 주문의 평균체결가격에서 매수-매도 스프레드의 평균값을 빼 준 값이다. Q_t 는 앞선 모형에서와 마찬가지로 t 시점의 거래가 매수거래일 경우 1의 값을, 매도거래일 경우 -1의 값을 갖는다. LSB모형에서 유효스프레드에서의 역선택 비용의 비중은 λ 로 표시된다. 이 세 모형은 단순회귀분석을 이용하여 추정하였다.

마지막으로 역선택 위험은 EHO모형을 활용하여 추정한다. EHO모형에서는 특정 거래일의 거래는 뉴스의 발생에 따라 참여하는 정보거래자의 거래와 뉴스의 발생과 무관하게 참여하는 무정보거래자의 거래로 구성되며 이 두 부류에 의한 거래의 수가 각각 포아송(Poisson) 분포를 따른다고 가정한다. 특정일의 거래 프로세스에 대한 EHO모형은 다음의 우도함수로 표현된다.

$$L(\theta | B, S) = (1 - \alpha) e^{-\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^B}{B!} e^{-\varepsilon_s} \frac{\varepsilon_s^S}{S!} + \alpha \delta e^{-\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^B}{B!} e^{-(\mu + \varepsilon_s)} \frac{(\mu + \varepsilon_s)^S}{S!} + \alpha (1 - \delta) e^{-(\mu + \varepsilon_b)} \frac{(\mu + \varepsilon_b)^B}{B!} e^{-\varepsilon_s} \frac{\varepsilon_s^S}{S!} \quad (7)$$

B , S 는 각각 매수 거래의 수와 매도 거래의 수를 나타내며, α 는 뉴스가 발생할 확률을, δ 는 발생한 뉴스가 호재일 확률을 나타낸다. μ 는 정보거래자의 도착률, ε_b 는 무정보매수거래자의 도착률, ε_s 는 무정보매도거래자의 도착률을 각각 나타낸다. θ 는 모수벡터이다. 각 거래일별로 독립성을 가정하면 전체 표본 T 기간 동안의 우도함수는 다음과 같이 표현된다.

$$L(\theta | ((B_1, S_1), \dots, (B_T, S_T))) = \prod_{t=1}^T L(\theta | (B_t, S_t)) \quad (8)$$

B_t , S_t 는 각각 t 일의 매수거래의 수와 매도거래의 수를 나타낸다. 분할 전후의 표본기간의

일별 매수거래, 매도거래 수를 이용하여 최우추정법으로 모수를 추정하였을 때 전체 거래 중 정보거래의 비중, 즉 정보거래확률은 $\alpha\mu/(\alpha\mu+\varepsilon_b+\varepsilon_s)$ 로 표현할 수 있다.

<표 6>의 패널 A에 따르면, GH 모형과 LSB 모형에 기초하여 추정된 역선택비용은 분할 이후 유의하게 감소했으며 통제표본과의 차이도 유의한 것으로 나타난다. GH 모형의 경우 주식분할 이후 역선택 비용의 비중이 33.51%에서 31.49%로, LSB 모형을 이용한 경우에는 16.09%에서 14.78%로 역선택비용 감소효과가 있었음을 확인할 수 있다. 이 같은 결과는 주식분할이 투자자의 거래를 촉진시키는 표면적인 역할뿐 아니라 기업의 내부정보를 효과적으로 전달하여 정보거래자와 무정보거래자 사이의 정보격차를 감소시키는 수단이 될 수 있음을 의미하는 것으로 정보비대칭가설의 논리와 일관된 증거라 하겠다. 그러나 GKN모형을 이용한 결과에서는 역선택비용의 크기에 대하여 미세한 감소가 발견되었으나 통계적으로 유의하지 않았다.

패널 B에서는 정보거래확률의 분석결과를 보고하고 있다¹⁴. 분할표본만을 살펴보면 분할 전후 정보거래확률의 유의한 변화는 확인되지 않으나 통제표본과 비교하면 분할 이후 통계적으로 5% 수준에서 상대적인 감소를 확인할 수 있다. 구체적으로, EHO모형에 드러나 있는 투자자간 정보격차의 감소는 사적정보의 발생확률을 나타내는 모수 α 의 감소로 설명된다. 점진적으로 유출되어 반영될 내부정보가 주식분할을 통해 일괄적으로 반영된다면 단기적으로 사적정보 발생확률이 낮아질 것이기 때문이다 (Easley et al., 2001).¹⁵ 그러나 α 의 변화는 유의하지 않아 정보비대칭가설의 예측과는 일치하지 않는 결과를 보여주고 있다.

한편, EHO모형의 추정결과는 가격범위가설에 대한 검증결과로도 해석이 가능하다. 만약 가격범위가설의 논리에서와 같이 주식분할 후 가격이 낮은 주식을 선호하는 무정보거래자들의 시장가주문을 통한 거래가 활성화된다면 무정보매수 또는

¹⁴ 전체 54개 표본 중 각 표본에 대한 4개의 추정치(분할표본과 통제표본의 분할 전과 후)중 하나라도 추정에 실패한 21개 표본은 분석에서 제외하였다.

¹⁵ 반면, 정보거래자의 도착률을 의미하는 μ 의 경우 정확한 방향을 예측하는 것은 불가능하다. 정보유출을 통하여 정보거래자의 비율이 감소하게 되면 여타조건이 동일하다고 가정하는 경우 μ 가 감소할 것이나, 한편으로 만약 정보거래자의 비율이 감소하되 그들이 경쟁자감소를 틈타 거래빈도를 늘리게 된다면 μ 는 증가하기 때문이다.

무정보매도주문의 발생률 즉, ε_B 또는 ε_S 가 증가할 것이고 정보거래확률은 낮아질 것이라는 추론이 가능하다 (Easley, et al., 2001). 검증결과는 이러한 예상과 일관된 모습을 보이고 있다. 정보거래확률은 유의적으로 감소하였고, ε_B 와 ε_S 또한 통제표본과 비교해서 유의적으로 증가하기 때문이다. 이 같은 결과는 한국시장에서의 주식분할에 있어 가격범위가설이 가장 포괄적이고도 효과적인 설명력을 가지고 있음을 의미한다.

4.4 회귀분석

<표 7>에서는 회귀분석을 이용하여 주식분할로 인한 호가 스프레드의 변화와 거래회전을 변화의 결정요인을 분석한다. 호가 스프레드 변화와 거래회전을 사이에 내생성이 존재할 수 있으므로 이를 통제하기 위해 2단계 최소자승법(two-stage least square: 2SLS)을 이용하였으며 모든 변수는 분할 후의 값과 분할 전의 값의 비율을 로그변환하여 사용한다.

첫번째 모형에서는 호가스프레드의 변화의 결정요인을 분석한다. 호가스프레드의 변화는 지정가주문 비중의 변화와 최소호가단위의 변화가 가장 중요한 요인으로 확인된다. 지정가주문의 비중은 호가스프레드와 유의한 양의 관계를 갖는데 이는 투자자가 시장가주문 또는 즉시체결 지정가주문을 통해 공격적으로 거래할수록 거래비용이 감소함을 의미한다. 또한 최소호가단위의 상대적 크기가 증가할수록 호가 스프레드는 증가하는 것으로 확인되고 있다. 거래회전을, 개인투자자의 비중, 그리고 역선택비용의 변화는 호가스프레드의 변동에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

두번째 모형에서는 종속변수로서 거래회전의 변화를 사용한다. 거래회전은 호가 스프레드의 변화와 유의한 음의 관계를 갖는 것으로 나타나 호가 스프레드의 감소로 인한 거래비용의 감소가 거래를 활성화 시키는 주요한 요인으로 파악된다. 지정가주문 비중의 감소는 거래회전을 증가시키는 것으로 나타나며 최우선 호가잔량의 증가 역시 거래회전을 증가시키는 것으로 나타난다. 한편, 개인투자자의 비중이 증가할수록

거래회전율이 증가하고 있는데, 이는 주식분할을 통해 개인투자자의 거래가 확대되는 것이 거래활동성의 증가에 중요한 요인임을 시사하는 것으로 판단된다.

회귀분석 결과를 종합하면 주식분할에 따르는 거래량의 증가와 스프레드의 감소는 시장가주문 또는 즉시체결 지정가주문의 증가와 밀접한 관계가 있는 것으로 확인된다. 이것은 가격범위가설을 지지하는 결과로써 주식분할로 인한 주식가격의 하락과 이로 인한 투자자 저변과 적극적 투자의 확대가 거래비용을 감소시키고 거래활동의 증가를 가져오는 것으로 볼 수 있을 것이다.

5. 결 론

주식 분할이 수익률 및 거래 특성의 변화를 유발한다는 사실은 잘 알려져 있으나 이에 관련된 연구가 활발히 이루어져 왔음에도 이러한 변화를 설명하는 논리와 일관된 증거는 여전히 부족하다. 뿐만 아니라 한국시장에 대한 기존의 연구들은 주로 주식 분할 이후 주가변화의 분석에 초점이 맞추어져 세부적인 거래자료를 통한 분석은 아직 미흡한 실정이다. 이에 본 연구에서는 ‘주식시장 호가정보 및 체결자료’를 이용한 시장미시구조적 접근을 통하여 분할 이후 거래양상의 변화를 확인하고 주식분할이 거래양상의 변화를 가져오는 논리를 가늠하고자 한다. 이를 위해 2000년 1월부터 2005년 10월까지 주식분할을 공시한 한국증권선물거래소 유가증권시장의 상장기업들과 그 통제표본을 이용하여 분석 결과를 제시한다.

결과에 따르면, 분할 이후 해당주식의 거래행태에 다음과 같은 유의적인 변화가 있음이 확인된다. 거래량과 회전율은 증가하나 스프레드와 거래당 거래규모는 감소한다. 또한 지정가주문의 비중은 감소하고 개인투자자의 거래비중은 증가하는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 주식분할로 인한 주식가격의 하락이 시장가주문을 통한 개인투자자의 참여를 확대시킴으로써 거래가 활성화됨을 보여주며, 따라서 한국시장에서 주식분할에 대해

가격범위가설이 가장 포괄적인 설명력을 제시하고 있음을 의미한다. 주식분할 결정공시 신고서상에 일관되게 나타나는 ‘유통주식수 확대를 통한 거래활성화’라는 주식분할의 의도에 부합하는 거래양상의 변화를 확인할 수 있다. 한편, 최소호가단위의 상대적 크기의 증가와 정보비대칭의 감소는 최소호가단위가설 및 정보비대칭가설과 일관된 결과로 볼 수 있으나 가격범위가설의 예측과 상호 배타적이지 않고 분할결정의 직접적인 유인으로 보기에는 그 설명력이 부족한 것으로 판단된다.

아울러, 이 같은 결과는 한국시장의 증권거래제도를 반영하고 보다 상세한 자료를 활용하였다는 점에서 미국시장에서의 연구결과와 차별되며 그 실증적 의의를 더한다 하겠다. 물론, 본 연구의 결과가 사전적으로 주식분할 결정에 대한 판단기준을 제시하는 것은 아니다. 주식분할을 통하여 거래가 활성화 된다고 하더라도 각 기업의 특성에 따라 투자자의 저변과 선호하는 가격대가 다를 수 있기 때문이다. 이러한 특성에는 수익성, 성장성과 같은 직접적인 요소뿐 아니라 기업의 이미지와 같은 무형적인 요소들도 포함되리라 생각되며 이에 대한 추후적인 분석도 가능할 것으로 생각된다. 또한 주식분할로 인한 부정적 변화인 주가의 변동성 증가와 거래행태 변화의 장기적 추이에 대한 추가적인 분석이 이루어져야 할 것으로 보인다.

<참 고 문 헌>

- 김선호, 홍정훈, “주식분할이 주식수익률과 유동성에 미치는 영향”, 한국증권학회 학술발표회, 발표논문집(2005), pp. 1-19.
- 남명수, “주식분할의 정보효과”, 재무관리논총, 6(2000), pp. 193-201.
- 박주현, 서중우, 황규영, “주식분할 공시의 정보효과에 관한 실증연구”, 대한경영학회지, 45(2004), pp. 1625-1651.
- 변종국, “주식분할에 따른 시장반응”, 재무관리논총, 9(2003), pp. 119-144.
- Angel, J. J., 1997, “Tick size, share price and stock splits,” *Journal of Finance* 52, 655-681.
- Baker, H. K., and Patricia Gallagher, 1980, “Management’s view of stock splits,” *Financial Management* 9, 73-77.
- Baker, H. K., and G. E. Powell, 1993, “Further evidence on managerial motives for stock splits,” *Quarterly Journal of Business and Economics* 32, 20-31.
- Benartzi, S., R. Michaely, R. H. Thaler, and W. C. Weld, 2007, “The nominal price puzzle,” *Working paper*, UCLA.
- Brennan J. J., and T. Copeland, 1988, “Stock splits, stock prices, and transactions costs,” *Journal of Financial Economics* 22, 83-101.
- Brennan M. J. and P. Hughes, 1991, “Stock prices and the supply of information,” *Journal of Finance* 46, 1665-1692.
- Conroy, R. M., R. S. Harris, and B. A. Benet, 1990, “The effects of stock splits on bid-ask spreads,” *Journal of Finance* 45, 1295-1295.
- Copeland, T., 1997, “Liquidity changes following stock splits,” *Journal of Finance* 34, 115-141.
- Desai, A. S., M. Nimalendran, and S. Venkataraman, 1998, “Changes in trading activity following stock splits and their effect on volatility and the adverse information component of the bid-ask spread,”

- Journal of Financial Research* 21, 159-183.
- Dyl, E. A., and W. B. Elliott, 2006, "The share price puzzle," *Journal of Business* 79, 2045-2066.
- Easley, D., M. O'Hara, and G. Saar, 2001, "How stock splits affect trading: a microstructure approach," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 36, 25-51.
- Easley D., N. M. Kiefer, M. O'Hara, and J. Paperman, 1996, "Liquidity, information, and infrequently traded stocks," *Journal of Finance* 51, 1405-1436.
- George, T. J., G. Kaul, and M. Nimalendran, 1991, "Estimation of the bid-ask spread and its components: A new approach," *Review of Financial Studies* 4, 623-656.
- Glosten, L. R., and L. E. Harris, 1998, "Estimating the components of the bid-ask spread," *Journal of Financial Economics* 21, 123-142.
- Goyenko, R. Y., C. W. Holden, and A. D. Ukhov, 2006, "Do stock splits improve liquidity?" *Working paper*, Indiana Univ.
- Grinblatt, M., R. Masulis, and S. Titman, 1984, "The valuation effects of stock splits and stock dividends," *Journal of Financial Economics* 13, 461-490.
- Harris, L., 1994, "Minimum price variations, discrete bid-ask spreads and quotation sizes," *Review of Financial Studies* 7, 149-178.
- Ikenberry, D. L., G. Rankine, and E. K. Stice, 1996, "What do stock splits really signal?" *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31, 357-375.
- Kadapakkam, P.-R., S. Krishnamurthy, and Y. Tse, 2005, "Stock splits, broker promotion and decimalization," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 40, 873-895.
- Kamara, A. and J. L. Koski, 2001, "Volatility, autocorrelations, and trading activity after stock splits," *Journal of Financial Markets* 4, 163-184.
- Kryznowski, L., and H. Zhang, 1996, "Trading patterns of small and large traders around stock split ex-dates," *Journal of Financial Research* 19, 75-91.

- Lakonishok, J. and B. Lev, 1987, "Stock splits and stock dividends: why, who, and when," *Journal of Finance* 42, 913-932.
- Lamoureux, C. G., and P. Poon, 1987, "The market reaction to stock splits," *Journal of Finance* 42, 1347-1370.
- Lin, J.-C., G. C. Sanger, and G. G. Booth, 1995, "Trade size and components of the bid-ask spread," *Review of Financial Studies* 8, 1153-1183.
- Lipson, M. L., 1999, "Stock splits, liquidity, and limit orders," *Working paper*, Univ. of Georgia.
- Lipson, M. L., and S. Mortal, 2006, "The effect of stock splits on clientele: is tick size relevant?" *Journal of Corporate Finance* 12, 878-896.
- Maloney, M. T., and J. H. Mulherin, 1992, "The effects of splitting on the ex: a microstructure reconciliation," *Financial Management* 21, 44-59.
- Merton, R. C., 1987, "A simple model of capital market equilibrium with incomplete information," *Journal of Finance* 42, 483-510.
- Muscarella, C. J. and M. R. Vetsuypens, 1996, "Stock splits: signaling or liquidity? The case of ADR solo-splits," *Journal of Financial Economics* 42, 3-26.
- Schultz, P., 2000, "Stock splits, tick size, and sponsorship," *Journal of Finance* 55, 429-450.
- Ohlson, J. A., and S. H. Penman, 1985, "Volatility increases subsequent to stock splits: an empirical aberration," *Journal of Financial Economics* 14, 251-266.
- Powell, G. E., and H. K. Baker, 1993/1994, "The effects on stock splits on the ownership mix of a firm," *Review of Financial Economics* 3, 70-88.

Table 1. Implications of hypotheses about stock splits

	Trading range	Optimal tick size	Information asymmetry
Overall trading volume	+	+	n/a
Small trades by individual investors	+	+	n/a
Bid-ask Spread	-	+	n/a
Proportion of market order	+	-	n/a
Probability of informed trading	-	n/a	-
Adverse selection costs	-	n/a	-

Table 2. Number of samples

This table shows the number of firms undertook stock split during the period from January 2000 to October 2005. Split factor is the ratio of par value of stock after the split to par value of stock before the split. Price before split is the stock price 60 days before the splits.

Split factor	Number of observations
0.5	4
0.4	1
0.2	14
0.1	35
Price before split	
(0, 5000]	8
(5000, 10000]	8
(10000, 50000]	34
(50000,)	4
Year	
2000	15
2001	6
2002	11
2003	7
2004	10
2005	5
Total	54

Table 3. Sample firms and their matched firms

To control the effects of firm characteristics on the change in trading cost and activity produced by stock splits, we make a matched sample which consists of firms have similar market size and price to our split firms. Selection is made from the matching score which is calculated by the following formula.

$$\text{Matching score}_{ij} = \left(\frac{2(MV_i - MV_j)}{MV_i + MV_j} \right)^2 + \left(\frac{2(P_i - P_j)}{P_i + P_j} \right)^2$$

where MV_i and P_i is market value and stock price of firm i 60 days before splits respectively. For a split firm i , we select the firm j with the lowest matching score as a matched firm. Market value and price is measured on the 60 day before the split.

	Sample firms		Matched firms		Matching score
	Market value (M)	Price	Market value (M)	Price	
Mean	177,056	25,800	182,057	26,985	0.0162
Min	6,480	3,010	6,262	3,030	0.0000
25%	20,017	7,828	20,452	8,105	0.0021
Median	34,899	19,350	34,449	19,800	0.0079
75%	80,718	35,863	84,334	34,638	0.0176
Max	2,672,000	133,600	3,083,554	207,500	0.2082

Table 4. Change in trading activity from stock splits

This table shows the change in spread, depth, and trading measures for our sample of 54 split firms and their matched firms. The quoted spread is time-weighted and the effective spread is trade-weighted. The realized spread is trade-weighted using the quoted midpoint five minutes after the trade. Relative tick is the ratio of minimum tick size to quoted midpoint. The binding probability is the probability that the quoted spread is equal to the minimum tick size. Depth is the average quoted size at the best bid and ask price. # of orders is the daily average of the total orders submitted to the trading system including market orders, marketable limit orders, and limit orders. # of quotes is the daily average of the total number of change in quoted best bid-ask price or quoted best bid-ask size. # of trade is the daily average of the total trade executions, which is equals to the number of market orders and marketable limit orders. Turnover is the ratio of the number of shares traded to the total shares outstanding for a stock. ***, **, and * indicate significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

	Sample firms				Matched firms				Sample firms – Matched firms			
	Before	After	t	Z	Before	After	t	Z	Before		After	
Panel A. Trading measures												
# of orders	458	1,119	-3.04***	-5.23***	514	508	0.10	1.59	-0.73	0.56	2.55**	4.82***
# of quotes	345	815	-3.03***	-4.95***	381	368	0.31	1.64	-0.68	-0.40	2.65**	4.63***
# of trades	175	438	-2.96***	-5.14***	198	190	0.32	1.77*	-0.77	0.11	2.56**	4.63***
Trade size per trade (WM)	4.04	2.72	5.09***	4.53***	4.54	3.61	4.04***	3.65***	-1.74*	-1.18	-3.15***	-2.42**
Daily trade size (WM)	1190.85	1778.23	-1.15	-1.29	1643.83	1530.70	0.37	2.47**	-1.39	0.14	0.34	2.61***
Turnover per trade (%)	0.0090	0.0062	6.13***	5.48***	0.0104	0.0083	2.27**	3.15***	-1.39	-1.30	-4.29***	-4.15***
Daily turnover (%)	1.3023	3.4720	-1.78*	-1.81*	1.2912	1.3402	-0.13	2.72***	0.03	-0.26	1.76*	3.09***
Panel B. Spread measures												
Quoted spread	0.0152	0.0107	4.67***	4.15***	0.0165	0.0162	0.27	-0.55	-0.86	-0.20	-4.35***	-4.01***
Effective spread	0.0159	0.0122	4.44***	3.92***	0.0161	0.0161	0.07	-0.29	-0.20	0.19	-3.41***	-3.04***
Price impact	0.0096	0.0083	3.30***	3.20***	0.0095	0.0088	1.47	1.09	0.07	0.52	-1.06	-0.48
Realized spread	0.0063	0.0040	3.91***	3.85***	0.0066	0.0073	-0.96	-1.33	-0.42	0.16	-3.85***	-3.69***
Relative tick	0.0020	0.0032	-2.79***	-2.05**	0.0021	0.0021	0.19	-0.30	-1.33	-1.76*	2.57**	2.05**
Binding probability	0.1407	0.3287	-5.34***	-4.90***	0.1723	0.1672	0.40	0.81	-1.76*	-0.64	4.39***	4.13***
Return volatility	0.0395	0.0471	-2.21**	-1.81*	0.0334	0.0296	1.79*	2.35**	2.55**	2.76***	4.93***	4.84***
Panel C. Depth measures												
Ask depth (WM)	10.25	10.13	0.07	2.20**	10.54	9.23	2.23**	2.52**	-0.17	1.10	0.43	0.27
Bid depth (WM)	10.01	10.11	-0.04	1.77**	11.60	11.27	0.41	2.97**	-1.05	-1.28	-0.53	-0.56
Ask depth (%)	0.0143	0.0162	-0.84	1.66*	0.0135	0.0123	1.26	2.39**	0.58	0.69	1.65	0.31
Bid depth (%)	0.0137	0.0171	-1.38	1.07	0.0163	0.0146	1.51	2.42**	-2.06**	-1.93*	1.04	-0.40

Table 5. Change in types of orders submitted from stock split

This table shows the change in types of submitted orders. Orders are categorized as market orders, marketable limit orders, and limit orders. In panel A, each number is the proportion of order types. (i.e., Market buy is the number of market buy orders divided by number of all buy orders) In panel B, each number is the proportion of orders from individual investors. (i.e., Market buy is the number of market buy orders from individual investors divided by the number of market buy orders) ***, **, and * indicate significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

	Sample firms				Matched firms				Sample firms – Matched firms			
	Before	After	t	Z	Before	After	t	Z	Before		After	
	t	Z			t	Z			t	Z	t	Z
Panel A. Proportion of order types												
Market orders	0.0197	0.0213	-1.25	-0.97	0.0209	0.0200	0.52	1.51	-0.81	-0.49	0.69	1.61
Marketable limit orders	0.2772	0.3054	-3.89***	-3.17***	0.2699	0.2542	2.54**	2.01**	0.96	0.86	5.92***	4.76***
Limit orders	0.7031	0.6733	3.83***	3.17***	0.7092	0.7258	-2.57**	-2.29**	-0.75	-0.62	-5.62***	-4.66***
Market buy	0.0160	0.0171	-0.84	-0.90	0.0175	0.0177	-0.10	1.42	-1.11	-1.02	-0.27	1.05
Marketable limit buy	0.2744	0.3015	-3.58***	-2.91***	0.2604	0.2460	1.89*	1.64	1.65	1.34	6.21***	5.03***
Limit buy	0.7096	0.6814	3.45***	2.97***	0.7221	0.7363	-1.87*	-1.75*	-1.41	-1.18	-5.70***	-4.90***
Market sell	0.0240	0.0264	-1.57	-1.12	0.0248	0.0229	0.89	1.49	-0.38	0.01	1.73*	2.25**
Marketable limit sell	0.2802	0.3109	-3.81***	-3.29***	0.2812	0.2645	2.15**	1.24	-0.12	-0.14	4.65***	4.14***
Limit sell	0.6958	0.6627	3.88***	3.31***	0.6940	0.7127	-2.24**	-1.80*	0.19	0.32	-4.63***	-4.05***
Panel B. Proportion of individual investors by order types												
All orders	0.9359	0.9425	-1.19	-2.95***	0.9186	0.9200	-0.24	0.07	1.51	0.11	1.90*	1.94*
Buy orders	0.9423	0.9451	-0.52	-1.15	0.9226	0.9197	0.31	-0.21	1.96*	1.94*	2.38**	2.24**
Sell orders	0.9286	0.9398	-1.48	-2.92***	0.9147	0.9200	-0.80	-0.41	0.90	-0.12	1.31	1.61
Market buy	0.8981	0.8960	0.11	1.51	0.8632	0.8599	0.28	-0.30	1.31	1.91*	1.39	0.33
Marketable limit buy	0.9219	0.9246	-0.33	-0.85	0.8897	0.8852	0.34	-0.20	2.03**	1.79*	2.51**	2.03**
Limit buy	0.9534	0.9559	-0.54	-1.24	0.9396	0.9384	0.14	0.11	1.72*	1.49	2.27**	2.17**
Market sell	0.8597	0.8957	-2.11**	-2.88***	0.8126	0.8218	-0.29	0.16	1.44	0.41	2.53**	2.38**
Marketable limit sell	0.9005	0.9163	-2.13**	-2.86***	0.8764	0.8742	0.21	0.99	1.22	-0.37	2.30**	2.37**
Limit sell	0.9446	0.9537	-1.11	-2.09**	0.9372	0.9443	-1.30	-1.19	0.57	0.19	0.73	1.01

Table 6. Change in adverse selection cost and the probability of informed trading.

GH, GKN, and LSB denote the adverse selection components calculated from the methods by Glosten and Harris (1988), George, Kaul, and Nimalendran (1991), and Lin, Sanger, and Booth (1995), respectively. PIN measures the probability of informed trading calculated using the methods by Easley, Hvidkjaer, and O'hara (2002). α is the probability of occurrence of an event for a trading day and μ , ε_S , and ε_B are the arrival rate of informed traders, uninformed buy traders, and uninformed sell traders respectively in the PIN model. ***, **, and * indicate significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

	Sample firms				Matched firms				Sample firms – Matched firms			
	Before	After	t	Z	Before	After	t	Z	Before	Z	After	Z
Panel A. Adverse selection cost by spread decomposition												
GH	0.3351	0.3149	1.22	1.92*	0.3936	0.3714	0.81	0.79	-1.89*	-1.42	-2.49**	-3.26***
GKN	0.5683	0.5505	0.93	1.27	0.6569	0.5673	1.21	1.21	-1.13	-0.64	-0.78	-1.13
LSB	0.1609	0.1478	2.66**	2.40**	0.1743	0.1687	0.67	0.46	-1.77*	-1.65*	-2.90***	-2.92***
Panel B. Probability of informed trading												
PIN	0.2104	0.1969	1.10	1.40	0.2261	0.2377	-0.73	-0.99	-0.99	-0.81	-2.64**	-2.44**
α	0.2215	0.2268	-0.20	-0.12	0.2167	0.2437	-1.10	-0.80	0.19	0.42	-0.63	-0.47
μ	78	139	-3.25***	-2.69***	78	57	1.85*	1.49	-0.04	0.37	4.04***	3.39***
$\varepsilon_S + \varepsilon_B$	65	120	-4.02***	-3.89***	68	49	1.92*	1.65*	-0.22	0.97	4.25***	3.87***

Table 7. Determinants of change in trading quality measures

This table shows the 2SLS regression results for the determinants of the change in the market quality measures. QS, DT, QD, RT, LO, II, and AS denote quoted spread, daily turnover, quoted depth, relative tick size, proportion of limit orders, proportion of individual investors, and adverse selection cost computed from GH model, respectively. Subscript “a” represents the value after split and “b” represents the value before split. Split factor is the ratio of the after-split par value to the pre-split par value. ***, **, and * indicate significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

	Log(QS _a /QS _b)	Log(DT _a /DT _b)
Log(QS _a /QS _b)		-1.4124*** (-4.54)
Log(DT _a /DT _b)	-0.0630 (-0.63)	
Log(QD _a /QD _b)		0.3853** (2.44)
Log(RT _a /RT _b)	0.1438* (1.79)	
Log(LO _a /LO _b)	3.6597** (2.50)	-3.9735** (-2.26)
Log(II _a /II _b)	1.0755 (0.90)	4.3899** (2.15)
Log(AS _a /AS _b)	-0.0892 (-0.65)	-0.3412 (-1.34)
Constant	-0.2084*** (-3.69)	-0.1807 (-1.32)
Adjusted R squared	0.4940	0.7498