

한국 주식시장의 일별 스프레드 연구: 추정방법론과 결정요인을 중심으로

신정순*, 엄경식**, 임예진***

- abstract -

본 논문은 1995년 1월부터 2012년 12월까지 KOSPI 200 상장 종목을 대상으로 일중 데이터의 접근이 어려울 경우 일별 데이터(고가, 저가, 시가, 종가)로 스프레드를 추정하는 Corwin and Shultz(2012)의 추정방법론이 국내 주식시장에서도 유효한지 알아보고, 한국거래소에서 공표하고 있는 KRX 일별 스프레드 데이터를 활용하여 스프레드의 시계열특징과 결정요인을 살펴보았다.

먼저 국내 주식시장 데이터를 바탕으로 추정한 Corwin and Shultz(2012)의 HL 스프레드율은 음수 값이 전체 표본의 약 37%에 달하여 추정 과정에서 심각한 오류가 있는 것으로 나타났다. 또한 KRX 일별 스프레드율과의 상관계수도 약 4%정도에 불과해 국내에서는 미국 시장과 달리 Corwin and Schultz(2012)의 방법이 유효하지 않음을 알 수 있다.

스프레드의 결정요인에서는 달러가 존재하지 않는 국내 주식시장의 특성을 고려하여 스프레드를 개별 투자자들의 최적화 행위의 결과로 보고 그 과정에서 영향을 주는 요인인 가격, 주식회전율, 변동성 변수를 결정요인으로 분석하였다. 실증분석결과 가격이 높을수록, 주식회전율이 작아질수록, 변동성은 그 값이 커질수록 스프레드율이 커지는 것으로 나타났으며, 이 중 주식회전율이 스프레드율에 가장 높은 설명력을 가지는 것으로 나타났다. 또한 이러한 결과는 산업별, 요일별 분석에서도 동일하게 나타났다.

* 이화여자대학교 경영학과 교수. 주소: 서울특별시 서대문구 이화여대길 52, 이화여자대학교 이화·신세계관; Email: shinjs@ewha.ac.kr

** 서울시립대학교 경영학과 교수. 주소: 서울특별시 동대문구 서울시립대로 163, 서울시립대학교 경영학과; Email: kseom@uos.ac.kr

*** 이화여자대학교 경영학과 박사과정. 주소: 서울특별시 서대문구 이화여대길 52, 이화여자대학교 이화·신세계관; Email: imagineyj@ewhain.net

1. 서론

최우선 매도호가와 최우선 매수호가의 차이를 의미하는 스프레드는 해당 자산을 거래하는 시장참여자에게 거래비용으로 작용하며, 스프레드의 크고 작음에 따라 거래유동성 또한 영향을 받게 되므로 대표적인 유동성 지표로 사용되고 있다. 이렇듯 스프레드는 거래비용 측면에서 자산의 수익률에 영향을 미치는 주요 변수이므로 스프레드의 결정요인은 투자자에게 주요한 투자 정보로 작용한다. 또한 개별 자산의 수준에서 뿐만 아니라 전체 시장 차원에서 스프레드는 그 자체로 시장을 움직이는 하나의 요인으로, 시장의 질적 수준을 나타내는 주요 지표 중 하나로 활용되고 있는 만큼 스프레드에 대한 심층적 연구는 충분한 연구 가치를 지닌다고 할 수 있다.

본 논문은 KOSPI 200 상장 종목을 대상으로 일중 데이터의 접근이 어려울 경우 일별 데이터(고가, 저가, 시가, 종가)를 통해 스프레드를 추정하는 Corwin and Shultz(2012)의 추정방법론에 대한 국내 주식시장 적용가능성을 알아보고, 한국거래소에서 공표하고 있는 KRX 스프레드 데이터를 활용하여 스프레드의 시계열특징과 결정요인을 살펴보도록 한다.

본 논문에서 스프레드의 결정요인을 논하기에 앞서 스프레드 추정방법을 다루는데 그 이유는 다음과 같다. 기술적 한계로 인하여 스프레드 데이터를 확보하기가 어려웠던 과거와 달리 현재는 데이터를 구하는 것이 비교적 쉬워졌음에도 불구하고, 학생을 비롯한 일반인에게 일중 주문 및 체결 정보를 필요로 하는 스프레드 데이터는 여전히 접근이 쉽지 않다. 특히 해외 데이터의 경우 그 접근성은 훨씬 더 떨어질 수밖에 없다. 따라서 누구나 쉽게 구할 수 있는 고가와 저가 정보만으로 스프레드를 구할 수 있는 Corwin and Shultz(2012)의 스프레드 추정 방법은 상당히 유용하다고 할 수 있다. 미국 주식시장에서 저자의 방법론으로 구한 추정스프레드는 실제 스프레드와 90%가량의 일치율을 보였으며, 실제 여러 연구에서 이들의 방법론이 활용되고 있다. 국내에서도 신보성, 김준석(2014)은 Corwin and Shultz의 방법론을 활용하여 추정된 스프레드를 연구에서 사용하였는데, 본 논문에서는 이 추정방법론을 연구에 활용하기에 앞서 국내 주식시장에서도 유효한 방법론인지를 검증할 필요성이 있다고 보고 KRX의 스프레드 데이터와의 비교분석을 진행하였다. 분석 결과 국내에서는 Corwin and Shultz의 방법론이 적절하지 않은 것으로 나타났다.

스프레드의 결정요인에서는 딜러가 존재하지 않는 국내 주식시장의 특성 상, 스프레드를 개별 투자자들의 최적화 행위의 결과로 보고 그 과정에서 영향을 주는 요인인 가격, 주식회전율, 변동성 변수를 결정요인으로 고려한다. 또한 시장의 분할(market fragmentation)과 시장의 질적 수준(market quality) 간의 상관관계를 연구한 O'Hara and Ye(2011)가 개별 종목들이 시장의 분할과는 상관없이 기업의 규모(시가총액)에 따라 거래비용이 달라질 수 있으므로 기업규모 변수를 통제변수로 고려한 점을 참고하여 시가총액을 통제변수로 한다. 방법론적 측면에서는 기존의 스프레드 연구에서 주로 사용되지 않았던 패널회귀분석을 사용하였으며, 설명변수인 가격, 주식회전율, 변동성과 같은 시장 미시구조 변수들은 누락변

수(omitted variable)의 문제와 내생성(endogeneity) 문제에 상당히 민감할 수 있으므로 이를 통제하기 위하여 고정효과(fixed-effects)모형을 활용한다.

스프레드율의 결정요인에 대한 실증분석결과 가격이 높을수록, 주식회전율이 커질수록, 변동성은 그 값이 작아질수록 스프레드율이 커지는 것으로 나타났다. 또한 통제변수로 사용한 시가총액변수도 유의하게 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타나, 국내에서도 기업의 규모효과가 존재함을 알 수 있다.

이처럼 그간의 스프레드에 관한 국내 연구 동향과 스프레드가 가지는 의의를 고려할 때, 국내 주식시장에서의 스프레드 추정방법론과 스프레드율의 결정요인에 대한 본 논문의 실증분석은 현재 많은 연구에서 다양한 대용치로 활용되고 있는 스프레드의 시계열적, 횡단면적 특성을 이해하는데 도움이 될 것으로 사료된다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 다음 2장에서는 문헌 연구를 통해 기존의 스프레드 연구에서는 어떤 스프레드 데이터를 사용하였는지 혹은 데이터 확보가 어려울 경우 어떤 추정 방법을 사용하였는지, 그리고 스프레드가 어떤 특징과 결정요인을 가지는 것으로 나타났는가를 정리한다. 다음에 이어지는 제3장에서는 본 논문에 활용한 데이터와 스프레드의 시계열적 특징에 대하여 서술하며, 다음 4장에서는 Corwin and Shultz(2012)의 스프레드 추정 방법론에 따라 국내 주식시장 데이터를 이용하여 HL 스프레드율을 추정해보고, KRX 스프레드율과의 비교를 통한 추정정확도를 살펴본다. 5장에서는 KRX 스프레드 데이터를 이용한 스프레드율의 결정요인을 살펴보고 마지막 6장에서 논의를 요약하도록 한다.

2. 문헌 연구

스프레드와 관련된 과거 국내 선행연구를 살펴보면 1990년대까지는 주로 스프레드의 특징, 결정요인, 일중 행태와 같이 스프레드 그 자체에 연구 초점을 두었으나, 2000년대에 접어들면서 스프레드는 유동성 지표 중 하나로 고려되고 비유동성 프리미엄, 유동성 동행화와 같은 연구에 활용되기 시작하였다. 이러한 연구 동향에 따라 최근의 연구에서는 스프레드만을 단독으로 살펴본 연구가 드물다.

국내에서 연구된 스프레드 초창기 연구로 장하성, 옥진호(1996)는 KOSPI 200 지수를 구성 종목의 하루 중 스프레드 행태를 살펴보고 그 결정요인을 살펴보았다. 이 논문에서는 하루 중 주문 및 거래 기록을 이용하여 거래를 실제와 같이 체결하는 방법으로 스프레드를 구하였으며, 1993년 5~7월, 11~12월, 1994년 1월까지 총 6개월의 기간으로 살펴본 일별 스프레드 평균은 개장 스프레드가 240원 폐장 스프레드가 167원이었다. 또한 스프레드를 최우선매수호가와 최우선매도호가의 평균으로 나눈 스프레드율의 경우 각각 1.09%와 0.79%로 나타났다. 일중 스프레드 행태로는 역 J-shaped의 모습이 관찰되었으며, 스프레드 결정요인을 알아보기 위한 회귀분석 결과에서는 변동성과 가격이 스프레드에 유의하게 양(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났고, 유동성 변수가 유의하게 음(-)의

관계를 가지는 것으로 나타났다.

다음으로 최혁(1996)은 우선 주문 정보로부터 최소 호가스프레드를 계산한 것이 아닌 실제 체결된 가격정보로부터 스프레드를 추정하여 지정가주문형 시장유동성을 분석하였다. 이 논문에서는 Madhavan et al.(1994)이 제안한 모형에 따라 함축스프레드(implied spread)를 계산하였으며, 1995년 4월부터 6월까지 3개월 간 한국 거래소에서 거래된 모든 종목의 체결가 데이터로부터 함축스프레드를 추정하였다. 추정한 함축스프레드는 가격이 1만원 이상 10만원 미만인 주식의 경우 약 96원으로(주가의 약 0.47%) 최소호가 단위인 100원보다도 작게 나타났고, 가격이 1만원 미만인 주식의 경우 약 29원으로(주가의 약 0.39%) 추정되었다. 저자는 당시 독점적인 시장조성자(specialist)가 존재하였던 NYSE와 비교하였을 때, 국내의 함축스프레드가 훨씬 더 작다는 점에서 국내와 같은 지정가주문형 시장이 더 효율적임을 주장하였다. 또한 이 연구에서는 거래량이 많을수록 함축스프레드가 작게 나타났는데, 이는 거래량이 많을수록 유동성공급자간의 경쟁이 커져 주문처리비용(order processing cost)을 떨어뜨리고, 거래정보는 주식에 대한 정보를 시장에 전달하므로 거래량이 많은 주식일수록 거래자간 정보 비대칭성이 작아지기 때문에 스프레드가 작아진다는 견해를 뒷받침하였다.

한편 남상구, 박종호(2000)는 이전의 국내 연구가 투자자가 실제 지불해야하는 거래비용으로서의 실효스프레드(effective spread)를 적절히 추정하지 못함을 주장하며 George, Kaul, and Nimalendran(1991)의 모형을 지정가 주문시장에 맞게 변형하여 스프레드의 크기와 그 구성 요소를 살펴보았다. 이 연구에서는 투자자가 거래비용으로 부담하게 되는 실효스프레드를 '거래 전 스프레드'와 '접속매매의 역선택 정보비용'으로 구분하였으며, '거래 전 스프레드'를 또다시 '주문처리비용' 및 '역선택비용'으로 구분하였다. 또한 거래 방법에 따라 스프레드의 크기와 구성이 달라질 것으로 예상하여 스프레드를 동시호가로 거래가 체결되는 시가, 오후 시가, 종가와 접속매매로 거래가 체결되는 오전 종가, 오후 접속매매 종가로 구분하였다. 표본은 1995년 1월 3일 ~ 6월 30일, 1998년 3월 2일 ~ 12월 5일까지 두 표본 기간 동안 한국증권거래소에 상장된 모든 종목을 대상으로 하였으며, 실효스프레드 추정결과 약 180~352원 정도로, 스프레드율은 1995년에 0.8~1.2%, 1998년에 2~3%정도로 나타났다. 또한 스프레드의 영향 요인에 대한 분석에서는 1995년에 주주의 수와 주가만이 스프레드에 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났으나, 1998년의 표본에서는 거래량, 거래횟수, 주주의 수와 주가 수준이 증가함에 따라 '거래 전 스프레드'와 '접속매매의 역선택정보비용'이 감소하는 것으로 나타났다. 이에 대하여 저자는 거래량, 거래횟수, 주주의 수가 많을수록 투자자 간 경쟁이 심화되는 것이므로 이에 따라 역선택비용이 감소한 것으로 해석하였다.

2000년대에 들어 국내에서 스프레드를 단독으로 살펴본 연구는 찾아보기 힘들어졌으나, 2010년대에 들어 양철원(2010)은 시장유동성 대용치로서 스프레드를 심층적으로 연구하였다. 이 연구에서는 시장유동성의 시계열 특성과 결정요인을 살펴보기 위하여 기업

의 호가스프레드를 그 대용치로 사용하였는데 표본 기간을 1993년 4월 1일부터 ~ 2004년 12월 30일까지로 하여 선행 연구와 비교할 때 상당히 긴 기간을 표본으로 하였다. 시장유동성은 모든 기업의 호가스프레드와 호가스프레드율의 단순평균을 사용하여 측정하였는데, 그 값은 호가스프레드가 189.94원으로, 호가스프레드율이 1.07%로 나타났다. 시장유동성의 일일 변화율은 평균 7~9%로 상당히 큰 변동성을 지니고 강한 음의 자기상관을 가지는 것으로 나타났으며, 단기이자율의 증가가 시장유동성을 감소시키는 것으로 나타났다. 또한 상승장일 때 시장유동성이 상승하는 폭보다 하락장일 때 시장유동성이 하락하는 폭이 훨씬 커, 시장수익률과 시장유동성과의 관계에서 비대칭성을 보였다. 그러나 이 연구에서는 스프레드를 시장 미시구조적 관점에서 접근하기보다는 주로 거시적 변수를 활용하여 설명하였다.

이처럼 국내 연구 흐름을 살펴보면 스프레드가 가지는 의미와 중요성에도 불구하고 연구의 상당한 공백이 존재하며, 국내 주식시장이 그간 역동적으로 변화해왔음을 감안할 때 현 시점에서 스프레드를 시장 미시구조적 관점에서 재조명해야 할 필요성이 충분히 존재한다.

3. 연구 데이터

본 논문은 1995년 1월부터 2012년 12월까지를 표본 기간으로 하고 있으며, 표본 기업은 KOSPI 200 상장 기업을 대상으로 연구를 진행하였다.¹⁾ 기업 표본을 KOSPI 전체 기업이 아닌 KOSPI 200 기업으로 선정한 이유는 KOSPI 200 지수가 전체 상장 주식 중에서 종목별로 시가총액과 거래량을 기준으로 기업을 선정한 후 산업분류에 따라서 일정비율로 종목배분을 하는 방법으로 구성이 되어있기 때문에 기업 규모나 산업별 구성에 있어서 충분한 대표성을 가지고 있기 때문이다.

분석을 위한 데이터는 한국거래소에서 공표하고 있는 KRX 일별 스프레드 데이터를 사용한다. KRX 일별 스프레드는 우선 당일 종가를 확정하기 위하여 14:50부터 15:00까지 거래체결이 중지되고 그 사이 접수된 동시호가 중 최우선매도호가와 최우선매수호가의 차이를 계산하여 구한 것으로, 만약 당일 종가가 상한가나 하한가로 끝나서 상대호가 잔량이 없을 경우에는 스프레드를 구할 수 없어 결측치로 처리된다.

아래의 <그림 1>은 1995년부터 2012년까지 KOSPI 200 구성종목의 스프레드율 변화를 그래프로 나타낸 것이다. 그림에서 보이듯, 국내 주식시장 스프레드율은 크게 1998년도 까지 증가하다가 1999년도 이후로 현재까지 소폭의 등락을 거쳐 꾸준히 감소하고 있는 추세이다. 스프레드율은 경제 위기 상황에서 급격히 증가하는 양상을 보이는데 아래의 그래프에서도 역시 그 점을 확인할 수 있다. 1997~8년 IMF 금융위기 때 스프레드율은 약 3%대까지 치솟았으며, 이후 국제적으로 경기가 호전되고 무역

1) 표본 기업은 표본 기간 중 상장되거나 폐지된 기업 모두를 포함하였다.

흑자가 발생하면서 급증했던 스프레드율은 급격히 감소하였다. 그러나 2001년 IT버블 붕괴와 미국 9.11테러사건, 2003년 국내의 신용카드 대란, 2008년 선진국 발 금융 위기와 같은 경제 충격요인이 발생할 때마다 스프레드율은 급증하는 양상을 보인다.

<그림 1> KOSPI 200기업의 스프레드율 변화: 1995-2012년

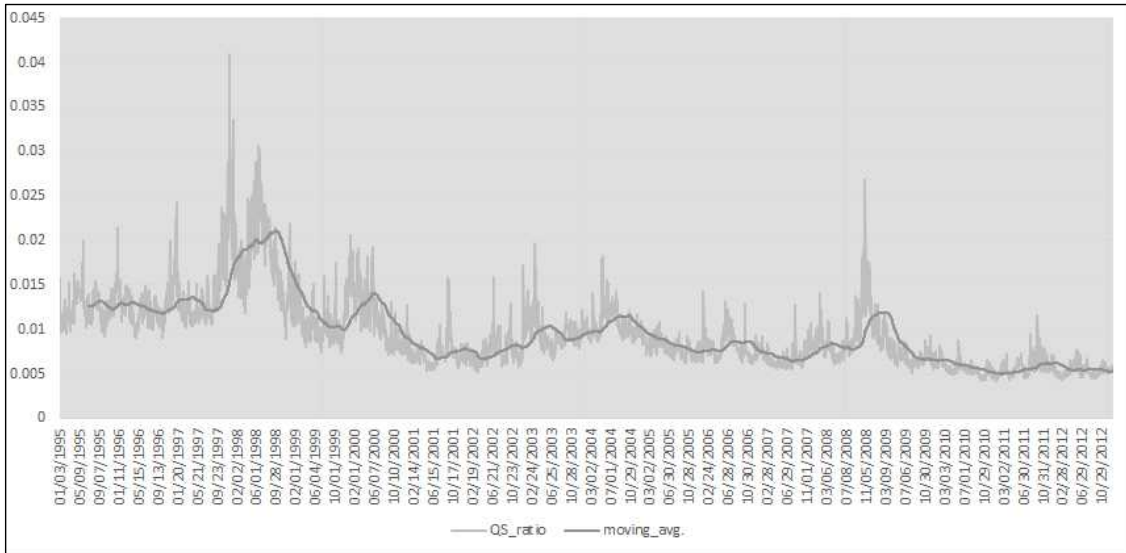


그림 1 에서 변동 폭이 큰 얇은 실선은 상대적 스프레드율을 나타내며, 변동 폭이 훨씬 작은 진한 실선은 스프레드율에 대한 120일 이동평균을 구하여 나타낸 것이다.

<표 1>은 스프레드율의 전체 기간 내 변동 폭을 감안하여 그 값이 중간정도 되는 시점인 2001년을 기준으로 전후 기간을 나누어 전체 기간과 하위 기간에서의 스프레드율 기초통계량을 나타낸 것이다. 먼저 1995-2012년까지 전체 기간에서 스프레드율 평균은 0.733%, 표준편차는 1.04%로 나타났다. 하위 기간에서는 전기 평균 1.088%, 후기 0.585%로 전기에서 스프레드율이 훨씬 크게 나타났다. 또한 스프레드율의 표준편차 또한 전기가 후기에 비하여 두 배 정도 크게 나타나, 국내 주식시장의 스프레드율과 스프레드율 변동 폭은 2001년 이래로 점차 줄어들고 있으며 안정적인 흐름을 보이고 있음을 알 수 있다.

<표 1> 스프레드율의 기초통계량

Period	N	Mean	Std. Dev.	Median	Max	Min
All	1,271,425	0.0073	0.0104	0.0041	0.2957	0
Period 1	374,170	0.0108	0.0144	0.0065	0.2957	0
Period 2	897,255	0.0058	0.0078	0.0035	0.2807	0

* 여기서 스프레드율은 아래와 같이 구한다.

$$\text{Relative Spread} = (\text{Ask Price} - \text{Bid Price}) / [(\text{Ask Price} + \text{Bid Price})/2]$$

** Period 1: 1995년 1월 ~ 2001년 7월, Period 2: 2001년 8월 ~ 2012년 12월.

4. Corwin & Schultz 일별 스프레드 추정방법: 유효성 분석

이 절에서는 스프레드율의 결정요인을 다루기에 앞서 Corwin and Schultz(2012)가 제안한 HL 스프레드율 추정방법에 대하여 다루도록 한다.

4.1. HL 스프레드율 추정

Corwin and Schultz(2012)의 HL 스프레드율은 일일 고가가 대부분 항상 매수 거래이고 일일 저가는 반대로 거의 매도 거래라는 점에 착안하여 일일 고가와 종가의 비율로부터 스프레드율을 추정한 것이다. HL 스프레드율은 아래의 식(1)과 (2)를 통하여 얻을 수 있다.

$$S = \frac{2(e^K - 1)}{1 + e^K} \quad (1)$$

$$K = \left(\sqrt{2E\left\{ \sum_{j=0}^1 \left[\ln\left(\frac{P_{t+j}^H}{P_{t+j}^L}\right) \right]^2 \right\}} - \sqrt{E\left\{ \sum_{j=0}^1 \left[\ln\left(\frac{P_{t+j}^H}{P_{t+j}^L}\right) \right]^2 \right\}} \right) / (3 - 2\sqrt{2}) \\ - \sqrt{\left[\ln\left(\frac{P_{t,t+1}^H}{P_{t,t+1}^L}\right) \right]^2 / (3 - 2\sqrt{2})} \quad (2)$$

여기서 S 는 스프레드율, P_t^H 는 t 시점의 고가, P_t^L 는 t 시점의 저가를 의미하며, $P_{t,t+1}^H$ 와 $P_{t,t+1}^L$ 는 각각 t 와 $t+1$ 두 시점의 고가(저가)를 비교하여 그 값이 더 높은(낮은) 것을 취하는 것을 의미한다.

<표 2> HL 스프레드율과 조정된 HL 스프레드율의 기초통계량

Variable	Mean	Std. Dev.	Median	Max.	Min.	%≤0
HL spread	0.0040	0.0503	0.0080	0.6224	-2.0000	37.32
<i>Adj.</i> HL spread (neg. included)	0.0099	0.0365	0.0091	0.6224	-1.1506	27.16
<i>Adj.</i> HL spread (neg. dropped)	0.0265	0.0289	0.0188	0.6224	0.0000	0.00
adj. HL spread (neg.=0)	0.0182	0.0223	0.0091	0.3020	0.0000	34.41

<표 2>를 살펴보면 스프레드 추정과정에서 심각한 문제점이 발생한 것을 알 수 있는데, 바로 스프레드율의 최소값이 음(-)의 값을 가진다는 점이다. 개념적으로 최우선 매도호가와 최우선 매수호가의 차이를 의미하는 스프레드는 음수가 될 수 없다는 점을 고려하면, 0이하의 스프레드율 값 비율이 전체의 37.32%에 달하는 것은 상당히 높은 수치라고 할 수 있다. Corwin and Schultz(2012)은 그들의 방법론으로 스프레드를 추정하였을 때 음의 스프레드 값이 발생할 수 있다는 점에 대하여 인지하고 이러한 문제의 발생을 줄여주기 위해서 시가와 종가를 활용하여 조정해주는 방법을 제안하였다. 이러한 조정 방법에 따라 구한 것이 <표 2> 두 번째 행의 조정 HL스프레드율(*Adj.* HL spread)이다. 조정 HL스프레드율의 평균은 0.00997로 HL스프레드율보다 그 값이 두 배 이상 커진 것을 알 수 있으나, 문제가 되었던 음의 스프레드율 부분에서는 0이하의 값을 가지는 스프레드율의 비율이 37.32%에서 27.16%로 약 10%정도가 줄어들어 저자가 제안한 방법이 어느 정도 효과가 있음을 알 수 있다. 그러나 여전히 표본의 30%에 가까운 값이 0이하의 값을 가지고 있어 음의 스프레드율 문제를 완전히 해결하지 못하고 있다. 또한 저자는 시가와 종가 데이터를 활용하여 HL 스프레드를 조정하였음에도 여전히 음의 스프레드가 존재할 경우, 이를 해결하기 위한 방법으로 전체 표본에서 음의 스프레드를 가지는 표본을 제외하거나, 음의 스프레드를 0으로 바꾸어주는 방법을 대안으로 제시하였다. 이에 따라 전체 표본에서 음의 스프레드율을 제외할 경우(neg. dropped)스프레드율 평균은 0.02650으로, 음의 스프레드율을 0으로 바꾸어줄 경우(neg.=0) 평균은 0.01821로 나타나 스프레드율 평균이 상당히 커진 것을 알 수 있다. Corwin and Schultz(2012)는 미국 주식시장의 TAQ 데이터와 비교해보았을 때, 음의 스프레드를 0으로 대체해주는 방법이 가장 실제 데이터에 근접한 추정결과를 보였다고 언급하였다.

4.2. HL 스프레드율과 KRX 스프레드율의 비교

아래의 <그림 2>는 KOSPI 200 종목의 HL 스프레드율을 KRX의 일별 스프레드율과

비교한 것이다.²⁾ 그림을 살펴보면 한눈에도 HL 스프레드율은 KRX의 일별 스프레드율과 비교할 때 그 변동 폭이 상당히 큰 것을 관찰할 수 있다.

<그림 2> KOSPI 200기업의 HL 스프레드율과 KRX 일별 스프레드율 비교

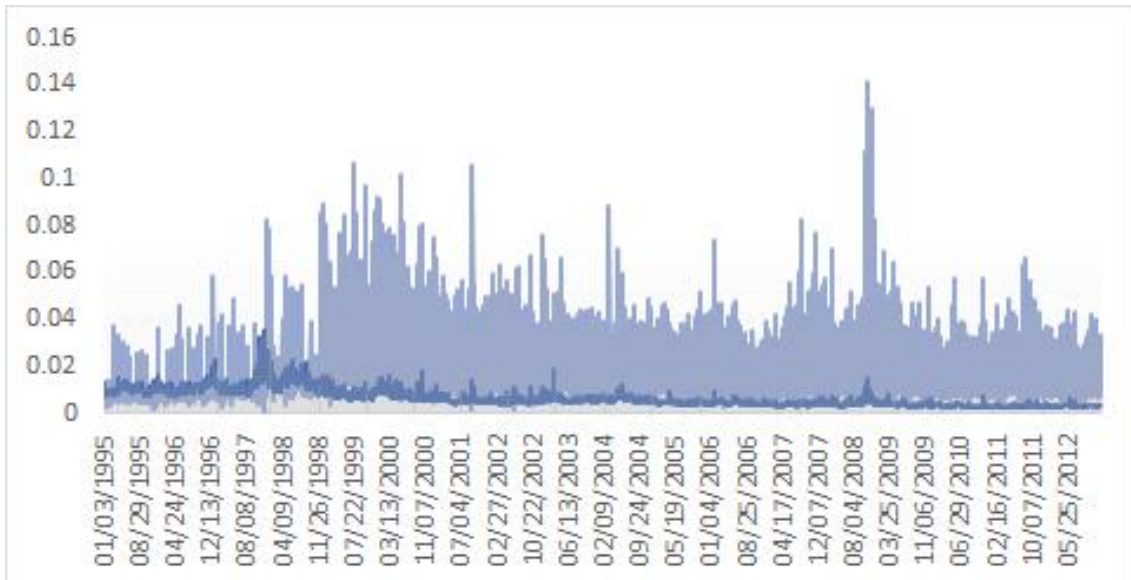


그림 2 에서 옅은 색의 실선은 HL 스프레드율을 의미하며, 진한 색의 실선은 KRX의 일별 스프레드율을 의미한다.

<표 3> KOSPI 200기업의 HL 스프레드율과 KRX 일별 스프레드율 비교

	N	Mean	Std. Dev.	Max.	Min.
HL spread	127,1447	0.0182	0.0234	0.3026	0
KRX spread	127,1447	0.0073	0.0105	0.2957	0

피어슨 상관 계수, N = 127,1447
H0: rho = 0 가정 하에서 Prob > |r|

	HL spread	KRX spread
HL spread	1.0000	0.0404 <.0001
KRX spread	0.0404	1.0000 <.0001

또한 <표 3>의 기초통계량에서도 나타나듯이 KRX 스프레드율은 약 0.7%이지만 HL 스프레드율은 약 1.8%정도로 두 배 이상의 차이가 난다. HL 스프레드율과 KRX 스프레드율의 상관계수도 약 4%정도에 불과하여, HL 스프레드율은 KRX 스프레드율과 상

2) 여기서 HL 스프레드율은 조정된 스프레드율 값 중 음의 스프레드를 0으로 대체한 스프레드율 데이터를 사용하였다.

관관계가 거의 없는 것으로 나타났다. 이는 국내에서는 미국 시장과 달리 Corwin and Schultz(2012)의 방법이 유효하지 않음을 시사한다.³⁾

5. 스프레드율의 결정요인

5.1. 스프레드율의 결정요인 선정 및 분석 방법론

5.1.1. 결정요인 선정

스프레드율에 영향을 주는 결정요인을 선정하는 데 있어 본 논문에서는 기존의 연구에서 사용한 대표적 설명변수를 참고한다. 국내 선행 연구에서는 주로 시장 조성인인 딜러가 존재하는 주식시장을 전제로 하고 있어, 스프레드를 딜러의 주문처리비용, 재고 유지비용, 역선택비용이 반영된 결과물로 설명하고 있다. 가장 최근의 국내 연구인 양철원(2010, 2011)의 연구에서도 스프레드를 재고유지비용과 정보비대칭의 결과로 설명하였으며, 이에 거시적 변수를 더하여 스프레드의 결정요인을 살펴보았다.

국내 주식시장은 딜러가 존재하지 않고 개별적인 시장경쟁자가 낸 주문가 중에서 상응하는 가격으로 거래가 체결되는 접속매매 시스템을 택하고 있으며, 스프레드는 주문가 중에서 최우선호가로 결정되는 시장스프레드(market spread)이다. 따라서 국내 주식시장의 스프레드를 딜러의 합리적 의사결정과정의 결과로 설명하기보다는 개별 투자자의 최적화 행위의 결과로 보는 것이 더 설득력이 있을 것이다. 장하성·옥진호(1996)는 이 점을 고려하여 새로운 스프레드는 거래가 체결될 확률에 영향을 미치는 변수에 의하여 결정된다고 보고, 가격, 거래유동성(거래량, 주식회전율), 가격변동성과 같은 시장 미시구조적 변수를 스프레드 결정요인으로 파악하였다. 이는 스프레드가 딜러의 합리적 의사결정 결과물이라는 맥락에서 도출된 국외 실증분석결과와도 상통한다. 본 논문에서도 이를 반영하여 가격, 주식회전율⁴⁾, 주가변동성을 스프레드율의 설명변수로, 그리고 시가총액변수를 통제변수로 함께 고려한다.

가격, 주식회전율, 변동성 요인이 스프레드에 미치는 영향에 대해서는 기존 연구마다 서로 이견이 존재하는데 하나씩 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 주가와 스프레드의 경

3) Corwin and Schultz (2012)의 방법론이 국내에 적용되지 않는 원인을 추정하기 위하여 HL 스프레드율을 이용하여 5장의 연구설계와 동일하게 분석한 결과, 금요일의 HL 스프레드율 평균이 다른 요일과 비교하여 약 3배정도 크게 나타났으며 결정요인에 대한 패널회귀분석 결과에서도 금요일에 변동성 변수의 회귀 계수 값이 다른 요일보다 급격히 커지는 특이점이 나타났다. 이러한 결과로 미루어 볼 때, 국내 시장에서 HL 스프레드율과 실제 KRX 스프레드율의 상관관계가 낮은 것은 변동성과 어떤 관련이 있는 것으로 짐작된다.

4) 주식회전율은 주식의 거래량을 발행주식수로 나눈 것을 의미하며, 주식회전율 대신 거래량 변수 또한 설명변수로 고려하여 연구를 진행하였으나 그 결과가 동일하여 본 논문에서는 주식회전율에 대한 결과만을 언급한다.

우 연구에 따라 주가가 커질수록 스프레드 또한 커지거나, 반대로 주가가 작아질수록 스프레드가 커지는 서로 반대되는 결과를 나타낸다. 스프레드와 주가의 관계에서 가격이 증가할수록 스프레드가 커진다고 보는 대표적 연구로 Demsetz(1968)는 스프레드를 거래비용의 한 요인으로 언급하며 가격이 높아질수록 이를 교환하기 위한 거래비용이 증가하여 스프레드가 커진다고 주장하였다. 이와 대조적으로 McInish and Wood(1992)와 Stoll(1978)은 가격과 스프레드가 음(-)의 관계임을 보였는데, 최소호가 단위(minimum tick size)가 주가와 상관없이 동일하게 적용될 경우 가격이 낮은 주식일수록 최소비용이 더 높아지므로 가격이 증가할수록 거래에 있어 규모의 경제가 발생한다는 점을 그 근거로 설명하였다.

다음, 스프레드와 유동성을 의미하는 거래량 또는 주식회전을 간의 관계에 대해서는 이론적으로 상충된 결과가 존재하지만 대체적으로 거래량이 스프레드에 음(-)의 영향력을 미치는 것으로 알려져 있다. 이는 주로 거래량이 정보성과 연결되기 때문이다. 대표적인 예로, Copeland and Galai(1983)는 거래가 잘 되지 않는 주식은 그 다음 거래자에게 전달되는 정보량이 적으므로 스프레드가 커진다고 설명하고 있다. 이와는 다른 거래비용의 관점에서 Benston and Hagerman(1974)은 딜러가 매도·매수 주문을 매칭하는데 발생하는 비용을 고려할 때, 거래량이 증가할수록 규모의 경제가 발생하므로 한 주당 거래비용(스프레드)이 줄어들게 된다고 주장하였다. 예외적으로 Easley and O'Hara(1992)는 거래량이 증가할수록 스프레드가 커진다고 주장하였는데, 이는 어떤 주식의 거래량이 증가하면 시장은 이 자체를 정보로 받아들여 미래에 주가에 영향을 주는 어떠한 사건이 일어날지 모른다는 판단에서 비롯한다.

마지막으로 주가변동성에 대해서도 연구마다 변동성이 스프레드에 양(+) 또는 음(-)의 영향을 주는 것으로 서로 상반된 결과를 보인다. 주가변동성과 스프레드율과 관련하여 대표적 연구인 Tinic and West(1972)는 주가변동성이 커질수록 위험이 증가하는 것이므로 이에 따라 스프레드도 증가하는 것으로 설명하고 있다. 이와 대조적으로 Narayan et al.(2014)은 변동성이 스프레드에 음(-)의 영향을 미친다고 주장하였는데, 이에 대해 저자는 보유 주식의 변동성이 커질수록 위험이 높아지므로 딜러가 해당 주식의 스프레드를 줄여 자신의 재고자산 위험을 줄이려하기 때문이라고 설명하였다.

한편, 시장의 분할과 질적 수준의 관계를 분석한 O'Hara and Ye(2011)의 연구에서는, 시장 분할과는 상관없이 시가총액의 크기에 따라 해당 주식이 서로 다른 거래비용을 가질 수 있다는 점을 고려하면서 시가총액변수를 통제변수로 사용하였다. 일반적으로 소형주일수록 비유동성으로 인한 거래비용이 더욱 커지므로, 본 논문에서도 이러한 기업의 규모효과를 통제해주기 위하여 시가총액변수를 통제변수로 넣어 분석을 진행한다.⁵⁾

5) 계량적 측면에서도 회귀모형의 적합성을 검증하기 위하여 아래의 Model 1,2에 대한 AIC 값과 Adj. R²값을 비교하였으며, 그 결과 기업 규모 변수가 포함된 Model 2가 AIC(Model 2: -786231 < Model 1: -489063)와 Adj. R² 값 비교(Model 2: 34.03% > Model 1: 16.59%) 모두에서 더 우수한 모형으로 나타나, 기업규모 변수를 회

5.1.2. 기본모형

5.1.1의 논의를 바탕으로 스프레드율을 설명하기 위한 독립변수와 통제변수로 구성된 회귀식을 정리하면 아래의 식(3)과 같다.

$$S_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 P_{i,t} + \beta_2 TurnOver_{i,t} + \beta_3 Vol_{i,t} + \beta_4 Market Cap_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

여기서 S 는 스프레드율을, P 는 주식 가격을 나타내며, $TurnOver$ 는 주식회전율을, Vol 은 주가변동성을, $Market Cap$ 은 시가총액을 각기 나타낸다.⁶⁾ 본 논문에서는 주가변동성을 단순히 주식의 증가로부터 계산되는 주식 수익률의 변동성을 사용하지 않고, 아래의 식(4)에 제시된 바와 같이 Garman and Klass(1980)가 제안한 일별 고가, 저가, 종가, 시가 정보를 사용하여 변동성을 구하는 방법을 사용하였다. 직관적으로 고가와 저가는 하루 동안 주가의 움직임을 계속적으로 추적하여 결정되는 가격이고, 시가와 종가는 주가 변화에 대한 순간적 사진(snapshot)이라는 점을 고려할 때, 고가와 저가를 함께 고려한 이들의 방법론이 변동성의 개념을 좀 더 잘 담고 있다고 판단된다.

$$PV = 0.5[\ln(HP) - \ln(LP)]^2 - [2\ln 2 - 1][\ln(CP) - \ln(OP)]^2 \quad (4)$$

여기서 HP 는 고가, LP 는 저가, CP 는 종가, OP 는 시가를 의미한다.

5.1.3. 산업별, 요인별 분석모형

Narayan et al.(2014)은 스프레드율의 결정요인과 관련하여 산업별, 요일별로 그 결과가 서로 다르게 나타난다고 보고하였다. 이를 참고하여 본 논문에서는 위에서 언급한 시장미시구조 변수 외에 추가적으로 산업, 또는 요일 변수도 스프레드율에 영향을 미치는지 분석한다. 산업별 분석의 경우 KRX 산업군(섹터) 분류 기준에 따라 KOSPI 200기업을 총 8개 산업군으로 분류하고 각 산업 간 스프레드율 결정요인 차이가 존재하는지를 분석한다.⁷⁾

귀식에 포함하였다.

$$\text{Model 1: } S_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 P_{i,t} + \beta_2 TurnOver_{i,t} + \beta_3 Vol_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{Model 2: } S_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 P_{i,t} + \beta_2 TurnOver_{i,t} + \beta_3 Vol_{i,t} + \beta_4 Market Cap_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

6) 여기서 스프레드율(S)은 스프레드를 당일 종가로 나누어 준 값이며, 가격(P)변수는 주식의 당일 종가에 로그를 취한 값을 의미한다.

7) KRX는 2011년부터 KOSPI 200 기업을 8개 산업군으로 구분하여 그 구성종목을 발표하고 있으며, 8개 산업군은 건설기계, 조선운송, 철강소재, 에너지화학, 정보기술(구 정보통신), 금융, 생활소비재(구 필수소비재), 경기소비재(구 자유소비재)이다. 이에 따라 본 논문의 산업별 분석에서는 2011년도 이전의 KOSPI 200 구성종목은 고려되지 못하였다.

스프레드와 관련하여 요일효과가 관찰된 연구가 여럿 있다. 먼저 미국 주식시장을 연구한 Chordia et al.(2001)의 연구에서는 화요일에 스프레드가 가장 크고 금요일에 가장 작게 나타났으며, 외환선물 시장을 연구한 Ding(1999)은 월요일과 화요일에 스프레드가 가장 크게 나타난 후 점차 작아지다가 주말로 갈수록 다시 커지는 U자형 패턴을 보였다. 국내에서도 이러한 요일효과가 관찰된다. 양철원(2010)은 요일 더미변수를 사용하여 시장유동성(스프레드)이 월요일에 가장 높고 주말로 갈수록 점차 작아지는 경향을 보인다고 보고하였다. 이러한 요일효과가 발생하는 원인에 대하여 Foster(1990)는 다음과 같이 설명하고 있다. 정보비대칭 관점에서 볼 때, 거래가 진행되면 진행될수록 정보거래자(informed trader)가 지닌 정보 가치는 점차 희석이 되므로, 휴장되었다가 재개되는 월요일이 거래정보의 노출이 가장 적게 되어 정보거래자에게 가장 유리할 것이다. 따라서 월요일에 스프레드가 가장 클 것이다. 본 논문에서도 표본데이터를 주식 시장이 열리는 월요일부터 금요일까지 각 요일별로 분류한 다음 산업별 분석과 마찬가지로 요일 간에 어떤 차이가 발생하는지를 관찰한다.

$$S_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 P_{i,t} + \beta_2 TurnOver_{i,t} + \beta_3 Vol_{i,t} + \beta_4 MarketCap_{i,t} + \beta_5 Dummy_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

여기서 다른 변수들은 식(3)과 동일하며 *Dummy*는 산업 또는 요일을 나타낸다.

5.1.4. 패널회귀분석 및 고정효과 모형을 통한 추정

스프레드율의 결정요인을 시장미시구조 변수를 포함해서 분석하려면 변수간의 상호작용을 제어하기 위해 엄밀한 분석방법을 확보해야 한다. 예로써, 양철원(2010)의 연구에서는 시계열회귀분석을 사용하여 스프레드의 결정요인을 분석한 후, 이어진 연구에서(양철원, 2011) 횡단면회귀분석과 강건성 검증으로 패널회귀분석을 사용하여 검증하였으나, 각각의 결과에 차이가 발생하였다. 이러한 점을 고려하여 본 논문에서는 표본 데이터가 시계열 정보와 횡단면 정보가 동시에 존재하는 패널 데이터(panel data)의 특징을 가지고 있으므로 OLS의 방법이 아닌 패널회귀분석을 사용한다. 특히 가격, 주식회전율, 변동성, 시가총액과 같은 시장 미시구조 변수는 누락변수 문제와 내생성 문제가 심각할 수 있으므로, 이를 통제하기 위하여 고정효과 모형으로 분석을 진행한다.⁸⁾

또한 본 논문에서는 Wei and Zheng(2010)의 연구 방법을 활용하여 스프레드율 결정요인 간에 어떠한 변수가 더 큰 영향을 미치는지 그 중요도를 분석한다. Wei and Zheng(2010)은 주식 옵션의 유동성 결정요인을 연구했는데, 이들의 연구에서는 유동성의 대용치로 스프레드율을 사용하고 이에 대해 5개의 설명변수를 가감하여 설정된 여

8) 확률효과 모형 또한 고려하여 분석을 진행하였으나 고정효과 모형과 결과가 동일하게 나타나 본 논문에서는 고정효과 모형에 대한 결과만을 언급하였다.

러 모형으로 회귀분석을 실시하여 모형 간 설명력을 비교하는 방법으로 설명변수의 중요도를 고찰한 결과 옵션의 주가변동성이 스프레드율을 설명하는데 가장 큰 설명력을 지닌다고 보고하였다. 본 논문에서는 시가총액 변수를 통제변수로 하고 나머지 가격, 주식회전율, 변동성 이 세 가지 설명변수를 가감하여 총 7개의 회귀분석모형을 구성하고 각각에 대한 패널회귀분석을 실시한 후 그 설명력을 비교한다.

5.2. 스프레드율의 결정요인 분석 결과

5.2.1. 시장미시구조적 영향 요인

아래의 <표 4>는 식(4)의 패널회귀모형을 통해 국내 주식시장에서 스프레드율에 영향을 미치는 결정요인을 살펴본 결과를 제시하고 있다.

<표 4> 스프레드율의 결정요인 분석

Regression	Constant	Price	Turnover	Volatility	MarketCap	R ² (%)
Panel A: Spread(%)						
Pooled OLS model	-0.5988*** (-57.70)	0.1014*** (172.16)	-0.2031*** (-416.45)	76.2476*** (208.76)	-0.2668*** (-578.72)	34.03
Fixed-effects model	1.6074*** (15.40)	0.1760*** (200.14)	-0.1828*** (-335.34)	67.1186*** (186.61)	-0.3878*** (-433.91)	38.34
Panel B: Spread						
Fixed-effects model	2.1195*** (18.65)	1.1283*** (1178.48)	-0.1534*** (-258.56)	62.0968*** (158.57)	-0.3843*** (-384.85)	77.05

* 1995-2012년까지 KOSPI 200개 기업을 대상으로 하였으며 회귀식은 아래와 같음.

$$S_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 P_{i,t} + \beta_2 TurnOver_{i,t} + \beta_3 Vol_{i,t} + \beta_4 MarketCap_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

여기서 S 는 스프레드율, P 는 가격, $TurnOver$ 는 주식회전율, Vol 은 변동성, $MarketCap$ 은 시가총액을 의미하며 S , P , $TurnOver$, $MarketCap$ 은 각각 로그 값을 사용하여 패널회귀분석을 진행함.

** Note. ***, **, * denotes that it is significant at the 1%, 5%, 10% level.

먼저, Panel A에서 주가는 스프레드율에 유의하게 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타나 주가가 높아질수록 스프레드율 또한 커지는 것을 알 수 있다. 이는 Demsetz(1968)의 가격이 커질수록 그 거래비용이 증가한다는 연구결과와 그 맥락을 같이 한다.

다음으로 유동성의 대용변수로 살펴본 주식회전율 변수의 경우 주식회전율이 높은 주식일수록 스프레드율은 감소하는 것으로 나타나 다른 선행연구와 유사한 결과를 보였다.

주가변동성과 스프레드율의 관계에서는 주가변동성이 높은 주식일수록 스프레드율이

커지는 것으로 나타났다. 앞의 주식회전율과 스프레드율의 관계에 대한 맥락과 비슷하게 어떤 주식의 변동성이 크다는 것은 그만큼 해당 주가에 대한 예측이 어려움을 의미하므로, 시장에서는 이러한 주가 예측의 불확실성에 대한 보상으로 스프레드율을 증가시키게 될 것이다. 따라서 이러한 맥락으로 본다면 주가의 변동성이 큰 주식일수록 그 주식의 스프레드율은 증가할 것이다.

통제변수로 고려하였던 시가총액 변수의 경우, 예상했던 것과 마찬가지로 시가총액이 작은 주식일수록 그 스프레드율이 더 커지는 것으로 나타났다. 이는 소형주일수록 거래비용이 커지는 기업의 규모효과가 국내 주식시장에서도 적용됨을 알 수 있다.

이러한 결정요인에 대한 분석 결과는 Panel B에서 나타나듯이 스프레드에서도 스프레드율과 동일하게 나타났다.

다음으로 아래의 <표 5>에서는 앞서 전체 표본 기간을 두 기간으로 나누어 스프레드율의 차이를 살펴보았던 것과 마찬가지로, 스프레드율의 평균값과 변동성이 컸던 기간과 상대적으로 작았던 기간을 비교하여 특정 기간에 따라 스프레드율의 결정요인이 달라지는지를 살펴본 것이다. 표에서 나타나듯이 스프레드율의 결정요인은 특정 기간에 따라 차이가 존재하지 않으며, 본문에서는 언급하지 않으나 스프레드율의 급등락이 나타난 특정 기간(1997~8년, 1999년, 2008년 등)에 대한 추가 분석에서도 동일하게 나타났다.

<표 5> 기간별 스프레드율의 결정요인 분석

Period	Constant	Price	Turnover	Volatility	MarketCap	R ² (%)
All	1.6074*** (15.40)	0.1760*** (200.14)	-0.1828*** (-335.34)	67.1186*** (186.61)	-0.3878*** (-433.91)	38.34
Period 1	1.8557*** (17.87)	0.2673*** (145.02)	-0.2250*** (-219.82)	67.7088*** (119.39)	-0.4055*** (-177.02)	39.45
Period 2	-1.3388*** (-12.96)	0.0266*** (17.15)	-0.1632*** (-237.22)	63.9007*** (139.66)	-0.2193*** (-144.08)	34.95

* Period 1: 1995년 1월 ~ 2001년 7월, Period 2: 2001년 8월 ~ 2012년 12월. 각 기간별로 KOSPI 200개 기업을 대상으로 하였으며 고정효과 모형(fixed-effects model)을 사용함.
 ** Note. ***, **, * denotes that it is significant at the 1%, 5%, 10% level.

5.2.2. 산업별, 요일별 영향 요인

이 절에서는 앞서 다룬 주식의 가격, 주식회전율, 변동성 변수와 같은 시장 미시구조적 요소 외에 산업별 또는 요일별로 어떤 차이가 존재하는가를 살펴보았다.

먼저 본 논문에서는 산업별 스프레드율 결정요인의 차이 존재 여부를 살펴보기 위해 KRX에서 분류하고 있는 8개의 섹터에 따라 스프레드율의 특징과 스프레드율 결정요인

을 살펴보았다. 그 결과 철강소재와 생활소비재 섹터 주식의 스프레드율이 다른 산업군에 비하여 높은 편으로 나타났으며, 평균값이 가장 크게 나타난 철강소재 산업의 경우 0.94%, 가장 작게 나타난 금융 산업의 경우 0.32%로 스프레드율 값에 산업별 차이가 존재하였다. 그러나 스프레드율의 결정요인에 대해서도 산업별 차이가 존재하는지를 살펴보기 위하여 앞의 패널회귀분석을 산업별로 실시한 결과, Narayan et al.(2014)의 연구 결과에서는 산업별로 설명변수의 회귀계수가 서로 달리 나타났던 것과는 달리 본 논문에서는 모든 산업군에서 그 결과가 앞의 결과와 동일하게 나타났다. 따라서 국내 주식시장에서는 산업별 특징이 스프레드율의 결정요인에 특별한 영향을 주지는 않는 것을 알 수 있다.⁹⁾

또한 본 논문에서는 캘린더 효과가 보고된 선행연구 결과를 참고하여, 산업별 차이 외에도 요일별로 차이가 존재하는가를 살펴보았다. 이를 위해 월요일부터 금요일까지 각 요일별로 표본을 분류한 다음 요일 간의 스프레드율 차이를 분석하였다. 그 결과 아래의 <표 6>에서 나타나듯이 스프레드율의 값은 통계적으로는 유의하게 다른 요일에 비하여 목요일에 가장 크게 나타났으나, 경제적 의미를 논할 수 있는 결과는 나타나지 않았다. 또한 <표 7>의 결과를 보면 요일별로 가격, 주식회전율, 변동성, 시가총액 변수에 대한 회귀계수가 모두 동일하게 나타나, 국내 주식시장에서는 스프레드율에 요일에 따른 차이가 존재하지 않음을 알 수 있다. 따라서 국외 실증연구와는 상이하게 국내 주식시장의 스프레드율과 스프레드율의 결정요인에 있어서는 산업, 요일 간에 별다른 차이가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

<표 6> 요일별 스프레드율의 기초통계량 분석

Weekday	N	Mean	Std. Dev.	Median	Max	Min
Monday	252,171	0.00734	0.0106	0.0041	0.2807	0
Tuesday	255,285	0.00728	0.0103	0.0041	0.2922	0
Wednesday	253,565	0.00728	0.0103	0.0041	0.2886	0
Thursday	254,711	0.00748	0.0106	0.0042	0.2772	0
Friday	255,693	0.00730	0.0104	0.0041	0.2957	0

9) 이와 관련한 분석은 부록 1.2에 정리되어있다.

<표 7> 요일별 스프레드율의 결정요인 분석

Weekday	Constant	Price	Turnover	Volatility	MarketCap	R ² (%)
Monday	1.6179*** (6.77)	0.1767*** (90.17)	-0.1904*** (-158.16)	69.5799*** (85.27)	-0.3905*** (-195.93)	39.40
Tuesday	1.6470*** (6.88)	0.1784*** (91.49)	-0.1840*** (-152.09)	68.1703*** (85.25)	-0.3913*** (-197.03)	38.91
Wednesday	1.8230*** (7.60)	0.1749*** (89.42)	-0.1791*** (-147.11)	60.7846*** (80.37)	-0.3895*** (-195.72)	38.44
Thursday	1.2233*** (5.27)	0.1719*** (86.14)	-0.1817*** (-146.14)	69.1655*** (81.39)	-0.3787*** (-187.00)	37.07
Friday	1.7174*** (7.85)	0.1776*** (90.32)	-0.1809*** (-148.04)	69.3252*** (85.74)	-0.3893*** (-194.97)	38.34

* 1995-2012년까지 KOSPI 200개 기업을 대상으로 하였으며 회귀식은 아래와 같음.

$$S_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 P_{i,t} + \beta_2 TurnOver_{i,t} + \beta_3 Vol_{i,t} + \beta_4 MarketCap_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$
여기서 S는 스프레드율, P는 가격, TurnOver는 주식회전율, Vol은 변동성, MarketCap은 시가총액을 의미하며 S, P, TurnOver, MarketCap은 각각 로그 값을 사용하여 패널회귀분석을 진행함.
** Note. ***, **, * denotes that it is significant at the 1%, 5%, 10% level.

5.2.3. 결정요인 간 중요도 비교

5.2.1.과 5.2.2.의 결과를 종합해보면, 국내 주식시장에서 스프레드율은 가격이 높을수록, 주식회전율이 작을수록, 그리고 변동성이 클수록 그 값이 커지는 것으로 나타났으며 산업이나 요일에 따른 스프레드율의 차이는 없는 것으로 나타났다. 그렇다면 가격, 주식회전율, 변동성 중 스프레드율에 가장 큰 영향을 주는 변수는 무엇일까? 앞서 언급한 Wei and Zheng(2010)의 연구방법을 참고하여 본 논문에서는 시가총액변수를 통제변수로 하고 가격, 주식회전율, 변동성 이 세 가지 설명변수를 다양하게 가감하는 방식으로 총 7개의 회귀분석모형을 구성하고, 각각에 대한 패널회귀분석을 실시하였으며 그 결과가 아래의 <표 7>에 나타나있다.

〈표 7〉 스프레드율 결정요인 간 설명력 비교

Regression	Constant	Price	Turnover	Volatility	MarketCap	R ² (%)
Model 1	1.6074*** (15.40)	0.1760*** (200.14)	-0.1828*** (-335.34)	67.1186*** (186.61)	-0.3878*** (-433.91)	38.34
Model 2	3.0723*** (28.06)	0.1906*** (207.54)			-0.4163*** (-446.67)	33.30
Model 3	1.2196*** (11.38)		-0.1508*** (-288.79)		-0.2955*** (-401.40)	34.70
Model 4	1.7556*** (15.81)			20.8415*** (58.34)	-0.2974*** (-389.01)	31.22
Model 5	2.3026*** (21.78)	0.1756*** (197.06)	-0.1460*** (-283.41)		-0.4015*** (-444.67)	36.64
Model 6	2.9001*** (26.52)	0.1919*** (209.15)		22.3641*** (63.66)	-0.4127*** (-442.73)	33.51
Model 7	0.5239*** (4.95)		-0.1876*** (-339.13)	66.9681*** (183.32)	-0.2816*** (-385.53)	36.39

* 1995-2012년까지 KOSPI 200개 기업을 대상으로 하였으며 회귀식은 아래와 같음.

$$\text{Model 1: } S_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 P_{i,t} + \beta_2 \text{TurnOver}_{i,t} + \beta_3 \text{Vol}_{i,t} + \beta_4 \text{MarketCap}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{Model 2: } S_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 P_{i,t} + \beta_2 \text{MarketCap}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{Model 3: } S_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \text{TurnOver}_{i,t} + \beta_2 \text{MarketCap}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{Model 4: } S_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \text{Vol}_{i,t} + \beta_2 \text{MarketCap}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{Model 5: } S_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 P_{i,t} + \beta_2 \text{TurnOver}_{i,t} + \beta_3 \text{MarketCap}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{Model 6: } S_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 P_{i,t} + \beta_2 \text{Vol}_{i,t} + \beta_3 \text{MarketCap}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{Model 7: } S_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \text{TurnOver}_{i,t} + \beta_2 \text{Vol}_{i,t} + \beta_3 \text{MarketCap}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

여기서 S 는 스프레드율, P 는 가격, TurnOver 는 주식회전율, Vol 은 변동성, MarketCap 은 시가총액을 의미하며 S , P , TurnOver , MarketCap 은 각각 로그 값을 사용하여 패널회귀분석을 진행함.

** Note. ***, **, * denotes that it is significant at the 1%, 5%, 10% level.

〈표 7〉에서 나타난 패널회귀분석 결과를 살펴보면, 주식회전율 변수의 모형 포함 여부 따라서 그 모형의 설명력(R²)이 차이를 보이는 것으로 나타났다. 한 개의 설명변수와 시가총액변수를 통제변수로 넣어 구성한 Model 2, 3, 4를 비교하여보면, 설명변수로 각각 가격과 변동성을 넣은 Model 2와 4는 모형의 설명력이 33.30%, 31.22%인데 반해, 설명변수로 주식회전율을 넣어 구성한 Model 3은 모형의 설명력이 34.70%로 Model 2, 4에 비하여 가장 높은 것을 알 수 있다. 이는 두 개의 설명변수와 시가총액변수를 넣어 구성한 Model 5, 6, 7을 비교하여보아도 동일하게 나타나는데, 주식회전율 변수가 빠진 Model 6의 설명력이 33.51%로 거래량 변수가 포함된 Model 5, 7(각 36.64%, 36.39%)과 비교할 때 모형의 설명력이 가장 낮음을 알 수 있다. 따라서 이러한 결과로 미루어볼 때 가격, 주식회전율, 변동성 이 세 변수 중 주식회전율이 스프레드율에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 유추해볼 수 있다.

5. 결론

본 논문에서는 스프레드가 가지고 있는 중요성에도 불구하고 1990년대부터 최근까지 장기적 관점에서 스프레드를 살펴본 국내 연구를 찾아보기가 힘들다는 점을 고려하여, 국내 주식시장의 스프레드율을 총체적인 관점에서 살펴보았다.

먼저 한국 주식시장 스프레드율의 시계열 특징을 살펴보면, 스프레드율은 한국 경제가 IMF위기를 맞았던 1998년을 고점으로 점차 감소하는 추세를 보이고 있으며, 스프레드율의 기간 내 변동 폭을 감안하여 그 값이 중간정도 되는 시점인 2001년을 기준으로 전후 기간을 나누어 보았을 때 스프레드율은 전기가 후기에 비하여 그 평균값뿐만 아니라 변동성도 훨씬 컸던 것으로 나타났다. 보통 스프레드율은 시장에 거시 경제적 충격이 가해질 경우 급증하게 되는데, 국내에서도 역시 그러한 양상을 확인할 수 있었다. 특히 1997~8년 IMF 금융위기 때 스프레드율은 약 0.035%로 가장 높게 증가하였으며, 그 이후 2001년 IT버블 붕괴, 미국 9.11테러사건, 2003년 국내의 신용카드 대란, 2008년 선진국 발 금융 위기와 같은 주요 경제 위기 때마다 스프레드율은 급증하였다.

다음으로 본 논문에서는 일중 데이터에 대한 접근이 어려울 경우 일별 데이터를 통해 스프레드를 추정하는 Corwin and Shultz(2012)의 추정방법론이 국내 주식시장에도 적용이 가능한지를 살펴보기 위하여 1995년부터 2012년까지의 KOSPI 200 상장 종목 데이터를 바탕으로 HL 스프레드율을 추정하고 이를 한국거래소에서 공표하고 있는 KRX 스프레드율 데이터와 비교분석하였다. HL 스프레드율 추정 결과 음수의 스프레드율 비율이 시가와 종가 데이터로 조정된 이후에도 전체의 30%정도 상당히 높게 나타나 추정 방법의 적용에 문제가 있는 것으로 나타났으며, KRX 스프레드율과의 상관관계 분석에서도 상관계수가 약 4%에 불과한 것으로 나타나, HL 스프레드율을 국내에서 사용하는 것은 적절하지 않음을 알 수 있었다.

마지막으로 국내 주식시장의 스프레드율 결정요인과 관련해서는 가격, 주식회전율, 변동성을 설명 변수로 하고 기업의 규모효과를 통제해주기 위하여 시가총액변수를 통제변수로 고려하여 패널회귀분석을 진행한 결과, 가격이 높을수록 스프레드율이 증가하는 것으로, 거래 유동성을 의미하는 주식회전율은 그 값이 커질수록 스프레드율이 작아지는 것으로 나타났으며, 변동성은 그 값이 커질수록 스프레드율이 커지는 것으로 나타났다. 또한 시가총액변수도 유의하게 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타나, 국내 주식시장에서도 기업의 규모효과가 존재함을 알 수 있었다. 추가적으로 국내 주식시장의 스프레드율과 스프레드율의 결정요인에 있어서 산업 또는 요일 간의 차이가 존재하는지 여부를 살펴본 결과, 스프레드의 요일효과나 산업별 차이가 보고되었던 선행 연구들과는 달리 국내 시장에서는 산업·요일 영향요인이 스프레드율에 별 다른 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 마지막으로 결정요인 간 중요도 비교에서는 가격, 주식회전율, 변동성 이 세 변수 중 주식회전율이 스프레드율을 가장 잘 설명하는 변수로 나타났다.

<부록>

<부록 1> 산업별 스프레드율의 기초통계량 분석

본 논문에서 KOSPI 200기업에 대한 산업 군 구분은 KRX에서 분류하고 있는 8개 섹터에 대한 구성 종목을 참고함.

Sector	N	Mean	Std. Dev.	Median	Max	Min
건설기계	40,767	0.0041	0.0050	0.0029	0.1400	0.0010
조선운송	49,578	0.0041	0.0052	0.0027	0.1492	0
철강소재	88,341	0.0094	0.0161	0.0046	0.2886	0
에너지 화학	124,265	0.0061	0.0082	0.0036	0.2315	0
정보기술	87,060	0.0046	0.0062	0.0029	0.2266	0
금융	39,317	0.0032	0.0030	0.0024	0.0719	0.0004
생활소비재	134,899	0.0067	0.0099	0.0038	0.2400	0.0002
경기소비재	133,168	0.0068	0.0092	0.0038	0.2058	0

<부록 2> 산업별 스프레드율의 결정요인 분석

1995-2012년까지 KOSPI 200개 기업을 대상으로 하였으며 회귀식은 아래와 같음.

$$S_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 P_{i,t} + \beta_2 TurnOver_{i,t} + \beta_3 Vol_{i,t} + \beta_4 MarketCap_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

여기서 S 는 스프레드율, P 는 가격, $TurnOver$ 는 주회전율, Vol 은 변동성, $MarketCap$ 은 시가총액을 의미하며 S , P , $TurnOver$, $MarketCap$ 은 각각 로그 값을 사용하여 패널회귀분석을 진행함. ***, **, * denotes that it is significant at the 1%, 5%, 10% level.

Sector	Constant	Price	Turnover	Volatility	MarketCap	R ² (%)
건설기계	1.1790*** (9.03)	0.3031*** (38.44)	-0.1907*** (-54.13)	67.0889*** (32.55)	-0.4093*** (-57.23)	29.00
조선운송	2.7804*** (23.95)	0.3818*** (52.15)	-0.1896*** (-69.16)	69.1074*** (39.00)	-0.4916*** (-78.68)	34.86
철강소재	4.9461*** (54.24)	0.3118*** (64.45)	-0.1906*** (-87.97)	70.3703*** (48.40)	-0.5677*** (-123.97)	40.66
에너지 화학	2.6994*** (35.27)	0.2164*** (60.58)	-0.1837*** (-97.31)	70.9415*** (55.00)	-0.4355*** (-126.51)	38.17
정보기술	2.3010*** (26.52)	0.2456*** (66.99)	-0.1613*** (-63.49)	87.5304*** (53.99)	-0.4305*** (-117.06)	35.93
금융	1.0465*** (8.65)	0.3629*** (56.76)	-0.1293*** (-35.44)	44.1045*** (18.86)	-0.3749*** (-78.39)	30.30
생활소비재	2.0843*** (31.57)	0.1254*** (33.19)	-0.1778*** (-90.92)	74.3286*** (57.34)	-0.3855*** (-119.86)	36.39
경기소비재	1.4384*** (25.94)	0.1863*** (73.58)	-0.1871*** (-106.79)	68.7505*** (58.98)	-0.3710*** (-169.33)	41.39

참고문헌

- 구본일, “체결주가데이터를 이용한 주가의 랜덤워크 검증과 내재 호가스프레드 추정”, 재무연구, 제14호, 1997, 237-262.
- 남상구, 박종호, “한국증권시장에서 실효 스프레드의 구성”, 재무관리연구, 제18권 제2호, 2000, 215-244.
- 신보성, 김준석, “기관투자자가 자본시장 발전에 미치는 영향 및 정책과제”, 자본시장연구원, 2014.
- 양철원, “한국주식시장에서 시장유동성의 결정요인”, 한국증권학회지, 제39권 1호, 2010, 103-132.
- 양철원, “유동성 고갈 기간 개별주식 유동성의 결정요인: 한국 주식시장에 대한 실증 분석”, 한국증권학회지, 제40권 4호, 2011, 673-712.
- 장하성, 옥진호, “한국증권시장에서의 스프레드에 관한 연구: 결정요인과 하루 중 형태에 관한 실증분석”, 재무연구, 제11호, 1996, 21-64.
- 최혁, “지정가주문형 시장에서의 유동성분석-한국증권거래소의 경우”, 증권금융연구, 제2권 제1호, 1996, 29-46.
- Amihud, Y., and Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, 15, 223-249.
- Benston, G. J., and Hagerman, R. L. (1974). Determinants of bid-ask spreads in the over-the-counter market. *Journal of Financial Economics*, 1, 353-364.
- Bhardwaj, R. K., and Brooks, L. D. (1992). The January anomaly: Effects of low shareprice, transaction costs, and bid-ask bias. *Journal of Finance*, 47, 553-575.
- Brockman, P., and Chung, D. Y. (2003). Investor protection and firm liquidity. *Journal of Finance*, 58, 921-937.
- Brock, W. A., and Kleidon, A. W. (1992). Periodic market closure and trading volume. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 16, 451-489.
- Chordia, T., Roll, R., and Subrahmanyam, A. (2001). Market liquidity and trading activity. *Journal of Finance*, LVI, 501-530.
- Copeland, T. E., and Galai, D. (1983). Information effects on the bid-ask spread. *Journal of Finance*, 38, 1457-1469.
- Corwin S.A., Schultz P. (2012). A Simple Way to Estimate Bid-Ask Spreads from Daily High and Low Prices, *The Journal of Finance*, 67, Issue 2, pages 719-760,
- Demsetz, H. (1968). The cost of transacting. *Quarterly Review of Economics*, 82, 33-53.
- Ding, David K., (1999). The determinants of bid-ask spreads in the foreign exchange futures market: A microstructure analysis, *Journal of Futures Markets*, 19, 307-324.
- Easley, D., and O'Hara, M. (1992). Time and the process of security price

- adjustment. *Journal of Finance*, 47, 577-605.
- Engle, R., and Yoo, S. (1987). Forecasting and testing in cointegrated systems. *Journal of Econometrics*, 35, 143-159.
- Foster, F. Douglas, S. Viswanathan. (1990). A Theory of the Interday Variation in Volumes, Variance, and Trading Costs in Security Markets, *The Review of Financial Studies*, 3(4), 593-624.
- French, K. R. (1980). Stock returns and the weekend effect. *Journal of Financial Economics*, 8, 55-69.
- Garman, M., and Klass, M. (1980). On the estimation of security price volatilities from historical data. *Journal of Business*, 53, 67-78.
- George, Thomas J., Gautam, Kaul and M. Nimalendran. (1991). Estimation of the Bid-Ask Spread and Its Components: A New Approach, *Review of Financial Studies*, 4(4), 623-656.
- Johnson, T. C. (2008). Volume, liquidity, and liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, 87, 388-417.
- Lee, C. M. C, Mucklow, B., and Ready, M. J. (1993). Spreads, depths, and the impact of earnings information: An intraday analysis. *Review of Financial Studies*, 6, 345-374.
- Madhavan, A., M. Richardson, and M. Roomans, (1994). "Why do security prices change? A transaction-level analysis of NYSE stocks," Working paper, University of Pennsylvania.
- McInish, T., and Wood, R. (1992). An analysis of intraday patterns in bid/ask spreads for NYSE stocks. *Journal of Finance*, 47, 753-764.
- Narayan P.K., Mishra S., Narayan S., (2014). Spread determinants and the day-of-the-week effect, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Volume 54, Issue 1, Pages 51-60
- O'Hara, M., Mao, Ye. (2011). Is market fragmentation harming market quality? *Journal of Financial Economics*, 100, 459-474.
- Ritter, J. R. (1988). The buying and selling behavior of individual investors. *Journal of Finance*, 43, 701-717.
- Roll, R., and Subrahmanyam, A. (2010). Liquidity skewness. *Journal of Banking and Finance*, 34, 2562-2571.
- Stoll, H. R. (1978). The pricing of security dealer services: An empirical study of NASDAQ stocks. *Journal of Finance*, 33, 1153-1172.
- Taylor, N. (2002). The economic and statistical significance of spread forecasts: Evidence from the London stock exchange. *Journal of Banking and Finance*, 26, 795-818.
- Tinic, S. M., and West, R. R. (1972). Competition and the pricing of dealer services in the over-the-counter stock market. *Journal of Quantitative and Financial*

Analysis, 7,1707-1727.

Wang, G. H. K., and Yau, J. (2000). Trading volume, bid-ask spread, and price volatility in futures markets. *Journal of Futures Markets*, 20, 943-970.

Wei, J., and Zheng, J. (2010). Trading activity and bid-ask spreads of individual equity options. *Journal of Banking and Finance*, 34, 2897-2916.