

체결강도의 분포에 영향을 미치는 변수에 관한 실증 연구*

강 민**

〈요 약〉

본 연구에서는 2011~2020년의 한국 주식시장에 상장된 보통주를 대상으로 체결강도의 분포에 영향을 미치는 변수에 대해 분석하였다. 분석 결과, 한국 주식시장에서는 매수체결 거래량에 비해 매도체결 거래량이 더 큰 비중을 차지하여 체결강도의 평균은 다른 나라의 주식시장에 비해 현저히 낮은 수치로 나타난다. 또한, 연평균 체결강도와 일별 체결강도는 개인투자자의 거래 비중이 적을수록, 주식의 규모, 수익률 변동성, 비유동성이 클수록 증가한다. 한편, 일별 체결강도는 수익률의 부호에 따라 수익률에 대한 민감도가 다르고, 분포 또한 불연속적으로 분절되어 나타나는데, 이러한 경향은 개인투자자의 비중이 클수록 더 강하게 나타난다. 이는 개인투자자의 불확실성 회피, 손실 회피 성향이 반영된 결과로 추정되며, 결과적으로 개인투자자의 투자행태가 한국주식시장의 체결강도의 고유한 특징을 유발하는 주요 원인인 것으로 판단된다.

주제어 : 체결강도, 주문 불균형, 주문 유형 선택, 불확실성회피, 손실회피

논문접수일 : 2023년 08월 03일 논문수정일 : 2023년 10월 06일 논문게재확정일 : 2023년 10월 13일

* 한국투자증권의 자료 제공에 감사드립니다. 이 논문에 유익한 논평을 해 주신 익명의 두 심사자님과 이우백 편집위원장님께 감사드립니다.

** 강남대학교 글로벌 경영학부 조교수, E-mail: kangm@kangnam.ac.kr

I. 서 론

한국 주식시장에서 정규시간의 거래는 접속매매의 형태로 이루어진다. 이에 따라 거래의 유형은 크게 지정가 매도(매수) 주문으로 형성된 매도(매수) 호가를 투자자가 수용하여 시장가 매수(매도) 주문으로 거래를 체결하는 매수(매도)체결 거래로 구분될 수 있다.¹⁾ 그러므로, 시장에서 실시간으로 관측되는 가격은 매수체결 거래의 거래가격인 최우선 매도가격에 제시된 호가와 매도체결 거래의 거래가격인 최우선 매수 가격에 제시된 호가 사이에서 변동하다가, 두 유형의 거래 중 하나의 거래가 더 우세하여 기존에 형성된 최우선 호가의 잔량이 먼저 소진되어 이전의 차우선 호가가 새로운 최우선 호가가 되면, 가격은 갱신된 최우선 호가 사이에서 변동하게 된다. 이처럼, 매도체결 거래와 매수체결 거래의 상대적 우세함과 그 추세는 해당 주식의 가격 변화와 밀접한 관련이 있다. 이와 관련하여 매수체결 거래와 매도체결 거래 중 어느 것이 더 우세한지에 대해 실시간으로 보여주는 지표가 본 연구의 주제인 체결강도이다.

체결강도(%)는 대부분의 HTS에서 제공되는 지표로, 개장 이후 관측시점까지 각 주식별로 누적된 일별 매도체결 거래량에 대한 누적된 일별 매수체결 거래량의 비율로 정의되며²⁾, 백분율로 표시되는 것이 일반적이다. 예를 들어, 어떤 주식의 체결강도(%)가 100%를 상회(하회)하면, 그 시점까지 당일의 누적된 매수(매도)체결 거래량이 매도(매수)체결 거래량에 비해 많다는 것을 의미한다. 이러한 체결강도(%)는 주식을 거래하려는 투자자의 주문유형 선택에 있어 중요한 참고 지표가 될 수 있다. 주식을 거래하려는 사람은 기존에 누적된 호가의 잔량이 소진된 후에 자신의 주문이 체결될 수 있는 지정가 주문을 선택할 것인지와 즉시 확실한 체결이 가능한 시장가 주문을 선택할 것인지에 대해 전략적으로 판단한다(Chung and VanNess, 1999; Goldstein and Kavajecz, 2000; 최혁, 이우백, 2002; Bae et al., 2003; Lee, 2018). 이러한 주문유형의 선택에 있어 중요한 판단 기준이 되는 것은 지정가 주문의 체결 가능성과 시장가 주문 시 발생될 호가 차이로 인한 거래비용이다. 지정가 주문이 체결될 가능성이 크고(적고), 호가 차이가 크다면(적다면) 투자자는 지정가(시장가) 주문을 선호할 것이다. 체결강도(%)의 높고 낮음은 형성된 호가 잔량이 소모되는

1) 본 연구에서는 최우선 매도 호가보다 높은 호가의 지정가 매수 주문과 최우선 매수 호가보다 낮은 호가의 지정가 매도 주문인 시장성 주문(Marketable order)도 시장가 주문(Market order)으로 간주한다.

2) 본 연구에서는 체결강도에 대한 통계적 분석을 위해, 매수체결 거래량과 매수체결 거래량의 차를 두 수의 합으로 나눈 값을 체결강도(T)로 다시 정의하여 분석에 사용하고 있다. 독자의 혼란을 막기 위해 체결강도의 원래의 정의에 대한 내용에서는 체결강도(%)로 표기하며, 제정의된 체결강도에 관련된 내용은 체결강도(T)로 표기하여 둘을 구분하고자 한다. 단, 일반적인 내용에 대해서는 두 정의에 대한 구분을 따로 두지 않고 체결강도도 표기한다.

경향에 대한 정보를 제공하므로, 투자자의 주문 유형의 선택에 있어 중요한 참고 지표가 될 수 있어³⁾, 많은 투자자가 체결강도(%)를 투자의 참고 지표로 활용하고 있는 상황이다.

체결강도를 분석의 대상으로 하는 국내의 연구는 아직 없는 것으로 파악되나, 학술적인 영역에서 체결강도는 주문 불균형이라는 기존의 연구 주제와 밀접한 관련이 있다. 주문 불균형은 지정가 매수/매도 주문, 시장가 매수/매도 주문의 상호 간 불균형에 관련된 현상에 관한 주제로, 체결강도가 시장가 매수 주문의 결과인 매수체결 거래량과 시장가 매도 주문의 결과인 매도체결 거래량 간의 상대적 비율이라는 점을 고려해 볼 때, 본 연구는 거래량으로 측정된 시장 주문 불균형(Market order imbalance)에 관련된 주제라 할 수 있다. 기존의 시장 주문 불균형에 관한 연구는 주로 투자자의 전략적 주문 유형 선택과 그에 따른 수익률과의 관계 (Stoll, 2000; Chan and Fong, 2000; Chordia et al., 2002) 및 미래 수익률에 대한 예측력(Chordia and Subrahmanyam, 2004; Shenoy and Zhang, 2007; 박형진 외 2인, 2008; 윤선흠, 2014; 윤선흠, 박수철, 2015; Hanke and Wiergerding, 2015 등)을 주요 연구 대상으로 하고 있지만, 시장 주문 불균형 자체에 관한 연구는 중요하게 다루어지지 않은 것이 사실이다. 그렇지만, 본 연구가 제안하고 있는 바와 같이, 체결강도가 각 주식의 특성에 의해 영향을 받는다면, 체결강도의 높고 낮음에 대한 판단 기준은 주식마다 달리 설정되어야 한다. 또한 기존에 논의된 시장 주문 불균형과 수익률 및 미래 수익률과의 관계에 대한 새로운 분석도 가능할 것이다. 나아가, 많은 투자자가 체결강도를 투자의 참고 지표로 활용하는 것을 고려한다면, 체결강도의 특성을 밝히고자 하는 본 연구는 학술적인 부분만이 아니라 실무적으로도 시사하는 바가 클 것으로 생각된다.

이에 본 연구에서는 한국 주식시장을 대상으로 체결강도의 분포 및 이에 영향을 미치는 변수에 관한 실증분석을 실시하였다. 단, 비율지표인 체결강도(%)는 통계분석의 대상으로는 적절하지 못한 것으로 확인되어, 매수체결 거래량과 매도체결 거래량의 차를 두 수의 합으로 나눈 값을 체결강도(T)로 재정의하여 이를 분석에 적용하였다. 그 주요 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 한국 주식시장에서의 체결강도(T)의 평균은 -0.153 으로, 매수체결 거래량이 매도체결 거래량에 비해 약 73% 정도로 비대칭적으로 더 적은 것으로 나타난다. 또한, 체결강도(T)의 평균은 매년 큰 차이를 보이지 않고 지속적으로 음의 값을 갖는다. 둘째, 각 주식의 연평균 체결강도(T)와 일별 체결강도(T)는 개인투자자 비중이 작을수록,

3) 단, 시장이 효율적이려면, 가격은 마팅계일을 따르고, 이전까지의 거래기록을 바탕으로 산출된 특정 시점의 체결강도가 해당 시점 이후에도 유지될 것을 기대할 수 없다. 따라서 관측되는 체결강도가 높다(낮다)는 것이 새로운 지정가 매도(매수) 주문이 체결될 확률이 높으며, 새로운 지정가 매수(매도) 주문이 체결될 확률이 낮음을 보장하지는 않는다.

주식 규모가 클수록, 수익률 변동성이 클수록, 비유동성이 클수록 증가하는 것으로 나타난다. 셋째, 각 주식의 일별 체결강도(T)와 수익률 간에는 동시적 양의 상관관계가 나타나나, 이 관계는 수익률의 부호가 바뀔에 따라 불연속적으로 단절된 분포를 보이며, 그 단절된 정도는 개인투자자의 비중이 높을수록 더욱 증가한다. 넷째, 일별 수익률이 양수인 경우, 개인투자자는 기관투자자나 외국인투자자에 비해 시장가 매도 주문과 시장가 매수 주문을 더 선호하는 것으로 나타나지만, 시장가 매수 주문에 대한 선호는 시장가 매도 주문에 대한 선호에 비해 상대적으로 적은 것으로 나타난다. 일별 수익률이 음수일 경우에는 투자자 유형 간 시장가 매수, 시장가 매도 주문에 대한 선호 차이는 없다. 이처럼 수익률이 양수일 때에도 개인투자자가 시장가 매도 주문을 선호하는 현상은 더 큰 확률적인 수익보다는 적지만 확실한 수익을 선호하는 불확실성 회피 성향이 반영된 것으로 생각된다. 마지막으로, 개인투자자의 비중이 증가할수록 매수체결 거래량과 매도체결 거래량의 수익률의 부호의 변화에 따른 수익률에 대한 분포의 불연속성은 더 커지는 것으로 나타났다. 이는 손실 회피 성향이 상대적으로 강한 개인투자자가 수익률의 부호가 변화하는 구간에서 시장가 주문으로 인한 비용이 유발하는 확실한 손실을 회피하기 위해 시장가 주문에 대한 선호를 급감시키기 때문으로 생각된다. 이러한 결과를 바탕으로 본 연구에서는 한국 주식시장의 체결강도가 갖는 여러 고유한 특징은 불확실성 회피 성향과 손실 회피 성향이 높은 개인투자자의 거래 비중이 다른 나라에 비해 상대적으로 높기 때문이라고 결론지어 말하고 있다.

본 연구의 의의를 정리하면 다음과 같다. 학술적으로는 그 동안 주요하게 다루어지지 않았던 체결강도를 주제로 하여 그 분포를 분석하고, 이에 영향을 미치는 변수를 실증하여 한국 주식시장에 관한 우리의 이해를 넓히는 것에 공헌하였다. 실무적으로는 투자지표로 사용되는 체결강도의 활용에 참고할 수 있는 구체적인 수치와 분석 방법을 제시한 것을 공헌으로 들 수 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 체결강도와 관련된 선행연구를 살피고, 제Ⅲ장에서는 분석 방법론과 분석 자료를 소개한다. 제Ⅳ장에서는 체결강도에 관한 여러 실증 결과 및 그에 관한 분석을 제시하며, 제Ⅴ장에서는 결론을 내린다.

Ⅱ. 선행연구

본 연구에서는 체결강도의 분포와 그에 영향을 미치는 변수에 대해 분석하고자 한다. 시장 미시구조를 고려하면 체결강도(Volume Power)와 직접적인 관련이 있는 학술적 주제로는

시장 주문 불균형(Market order imbalance)을 들 수 있다. 시장 주문 불균형은⁴⁾ 시장가 매도 주문과 시장가 매수 주문 간의 주문 횟수, 거래량, 거래금액에서의 차이를 의미하므로, 체결강도는 거래량을 기반으로 측정된 시장 주문 불균형이라 할 수 있으며, 본 연구에서 사용하는 체결강도(T)의 정의는 Kelly and Tetlock(2013)의 시장 주문 불균형의 정의와 같다. 이에 본 절에서는 시장 주문 불균형에 관한 연구를 참조하여 논의를 진행하고자 한다.

먼저, 체결강도와 관련된 변수로는 수익률을 들 수 있다. 먼저, 정보를 소유한 투자자의 주문 유형 선택의 결과에서 나타나는 시장 주문 불균형이 수익률에 미치는 영향에 관한 연구에서는 효율적인 시장에서 정보는 시장에 즉각적으로 반영되므로, 정보 소유자는 정보가 시장에 반영되기 전에 빠른 체결이 가능한 시장가 주문을 선호할 것이라 주장한다(Glosten, 1994; Seppi, 1997, Anand et al., 2005; Bloomfield et al., 2005). 이에 따라, 시장가 주문에는 정보가 반영되고, 결과적으로 시장가 주문 불균형이 발생하는 방향으로 가격의 움직임이 발생할 것이라는 논지를 전개하고 있다. 그렇지만, 효율성이 전체되지 않은 시장에서는 다른 결과가 나타날 수 있다. Keim and Madhavan(1995), Harris(1998), Kaniel and Liu(2006)에서 지적하는 바와 같이 투자자의 사적 정보가 시장에 서서히 반영되는 경우, 정보 소유자는 지정가 주문을 선호할 수 있으며, 그 결과 가격의 변동과 시장 주문 불균형은 무관할 수 있다. 한편, 시장 미시구조 측면에서 주문 흐름의 편중이 가격변화를 유발하는 압력으로 작용하여 시장 주문 불균형이 수익률에 영향을 미칠 것이라는 주장도 있다(Chordia et al., 2002). 이 경우 시장가 주문은 반대측의 지정가 호가 잔량을 소진하는 가격 변화의 압력으로 작용하고 결과적으로 시장 주문 불균형은 수익률과 동시적 양의 상관관계를 가질 수 있다. 주문 불균형과 수익률의 관계에 대한 실증 결과로 미국 주식시장(Chordia and Subrahmanyam, 2004; Harford and Kaul, 2005; Chordia et al., 2002, 2008; Su et al., 2010; Kim and Stoll, 2014), 일본 주식시장(Yamamoto, 2012), 호주 주식시장(Brown et al., 1997) 등에서 두 변수 간 동시적 양의 상관관계가 실증되고 있으며, 한국 주식시장을 대상으로 한 박형진 외 2인(2008)에서도 같은 결과가 나타나고 있다.

그다음으로 주식 규모와 개인투자자의 거래 행태가 체결강도의 분포에 영향을 미칠 수 있다. 시장 주문 불균형에 관한 연구에서 나타난 분포를 살펴보면, 미국 주식 시장을 대상으로 한 Chordia et al.(2008)에서의 시장 주문 불균형의 평균값은 0.062, Kim and Stoll(2014)에서는 -0.007로 나타났고, 미국 개인투자자의 시장 주문 불균형에 관한 결과에서는 평균이 -0.07(Kelly and Tetlock, 2013)로 보고되었다. 한편, 호주 시장에 관한 연구인 Brown et al.(1997)에서의 주문 불균형의 평균은 0.013이며,⁵⁾ 중국의 주식시장에서는 0.01(Zhang et

4) Chordia et al.(2002), 박형진 외 2인(2008)과 같이 주문 불균형(order imbalance)이라 하기도 한다.

al., 2020), 인도의 주식시장에서는 -0.01 (Rastogi et al., 2015), 대만의 주식시장에서는 0.03 (Huang et al., 2021)으로 나타났다. 이에 반해, 한국 주식시장에서는 이교임(2019)의 결과에서 개인투자자의 시장 주문 불균형의 평균은 -0.156 , 기관 투자자는 -0.137 , 외국인 투자자는 -0.011 로 나타나며, 주식의 규모가 커질수록 불균형의 정도는 감소하는 것으로 나타난다. 이상에서 살펴본 바와 같이 한국 주식시장을 제외한 여러 나라에서의 시장 주문 불균형은 0에 가까운 값이나, 한국 주식에서는 시장 주문 불균형은 상대적으로 강한 음의 값을 갖는다. 미국의 개인투자자를 대상으로 한 Kelly and Tetlock(2013)에서의 시장 주문 불균형이 그 정도는 약하나 음의 값을 보이는 것을 고려하면, 한국 주식시장에서의 시장 주문 불균형이 상대적으로 더 낮게 나타나는 현상은 개인투자자의 높은 거래 비중으로부터 기인했을 가능성이 높으며, 개인투자자의 거래 행태에 지정가 매수 주문을 더 선호하거나, 시장가 매도 주문을 선호하는 경향이 존재하기 때문이라고 추측할 수 있다.

한편, 호가 차이로 인한 시장가 주문의 거래비용과 지정가 주문의 체결 가능성 간의 상충관계(Lee, 2018; 최혁, 이우백, 2002)를 고려해 보면, 유동성과 변동성도 체결강도의 결정변수로 작용할 수 있다. 유동성이 높은 주식에서는 호가 차이가 상대적으로 낮아, 시장가 주문을 더 선호할 수 있으며, 변동성이 높은 주식에서는 지정가 주문이 체결될 가능성이 높아 지정가 주문에 대한 선호가 높아질 수 있다. 이와 관련하여, Chung et al.(1999)은 호가 차이가 클 때 투자자들이 지정가 주문을 더 많이 활용함을 보이고 있고, Bae et al.(2003)에서는 일시적 가격 변동성이 높고 호가 차이가 큰 경우에 더 많은 지정가 주문을 활용한다는 실증결과를 보이고 있다. 또한, Goldstein and Kavajecz(2000)는 극단적인 시장 변동이 발생할 때 거래자들의 지정가 주문을 사용하는 빈도가 급격하게 증가함을 보이고 있다. 이러한 논의를 바탕으로, 유동성이 높고, 변동성이 낮은 주식에서는 시장가 주문이 더 선호되어, 매수나 매도 방향으로의 시장 주문 불균형은 더 강하게 나타날 것이고, 반대의 경우의 시장 주문 불균형은 균형에 가까운 방향으로 나타날 것으로 예상된다.⁶⁾

5) 해당 논문의 <표 1>의 결과로부터 산출함.

6) 그러나, 유동성이 낮은 주식에서 매수나 매도 방향으로의 시장 주문 불균형이 더 강하게 관측될 수도 있다(Chordia et al., 2002). 시장 주문 불균형이 지속해서 발생할 경우, 반대측의 호가 잔량은 소모되고, 유동성은 감소한다. 비슷한 논리는 변동성에도 적용될 수 있다. 시장 깊이의 감소는 호가 차이를 증가시켜 가격의 변동성 증가를 유발한다. 단, 변동성과 시장 주문 불균형과의 관계에 관한 상충되는 설명에 대해서는 그 인과관계를 명확히 하여 살펴볼 필요가 있다. 유동성이 높고, 변동성이 낮은 주식에서 시장가 주문이 선호될 수 있다는 것과, 시장 주문 불균형이 유동성을 낮추고, 변동성을 높인다는 것은 선후 관계에 따른 관측 시점과 관측 주기의 차이일 뿐 논리적으로 양립할 수 있다. 본 연구에서는 체결 강도의 분포에 대해 장기적으로 영향을 미치는 변수를 시장 횡단면에서 살펴보는 것을 목적으로 하므로 체결 강도와 유동성, 변동성의 관계에 대해서는 본문의 입장을 취하고자 한다.

Ⅲ. 분석 방법론과 분석 자료

1. 분석 방법론

1) 체결강도의 정의

본 연구의 분석 대상인 체결강도(%)에 대한 정보는 대부분의 국내 증권사 HTS를 통해 실시간으로 제공받을 수 있다. 특정 주식의 체결강도(%)는 개장 이후 관측 시점까지 누적된 매도체결 거래량에 대한 누적된 매수체결 거래량의 비율로 정의되며, 백분율로 표시되는 것이 일반적이다. 이러한 체결강도(%)의 최소값은 0이지만, 최대값은 무한히 커질 수 있으므로, HTS마다 달리 정한 상한값을 두어 이를 표시하여 제공하고 있다. 투자자들이 HTS 등을 통해 제공받는 주식 i 의 d 일 τ 시점에서의 체결강도(%, Min)는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\text{체결강도}_{i,d,\tau}(\%, Min) = Min \left(\frac{\text{주식 } i \text{의 } d \text{일 } \tau \text{시점까지 누적된 매수체결거래량}}{\text{주식 } i \text{의 } d \text{일 } \tau \text{시점까지 누적된 매도체결거래량}} \right) \times 100\%, \text{ 상한값} \quad (1)$$

본 연구의 체결강도(%)에 관한 분석의 최소단위는 1일이다. 따라서, 식 (1)의 시점 τ 는 분석에서 고려되지 않는다. 또한, 각 HTS마다 상이한 상한값 역시 본 분석에서 고려되지 않는다. 이에 따라 주식 i 의 d 일의 체결강도 $_{i,d}$ (%)는 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$\text{체결강도}_{i,d}(\%) = \frac{\text{주식 } i \text{의 } d \text{일의 매수체결거래량}}{\text{주식 } i \text{의 } d \text{일의 매도체결거래량}} \times 100\% \quad (2)$$

본 연구의 주 목적은 체결강도에 영향을 미치는 변수에 관한 실증이다. 이를 위해 회귀분석을 사용하고자 하는데, 비율지표인 체결강도 $_{(i,d)}$ (%)는 정규분포 조건을 크게 벗어나 회귀식의 종속변수로 사용되기에는 무리가 있다. 이에 본 연구에서는 매수체결 거래량과 매도체결 거래량의 차를 두 수의 합으로 나눈 값을 체결강도(T)로 재정의하여 이를 분석에 활용하고자 한다.⁷⁾ 이에 따라, 주식 i 의 d 일의 체결강도 $_{i,d}(T)$ 는 다음과 같이 정의된다.

7) 체결강도(%)의 왜도는 1,211, 첨도는 2,000,000 이상으로 West et al.(1995), Hong et al.(2003) 등에서 제시한 정규성 기준에서 크게 벗어난다.

$$\text{체결강도}_{i,d}(T) = \frac{\text{주식 } i \text{의 } d \text{일의 매수체결거래량} - \text{주식 } i \text{의 } d \text{일의 매도체결거래량}}{\text{주식 } i \text{의 } d \text{일의 매수체결거래량} + \text{주식 } i \text{의 } d \text{일의 매도체결거래량}} \quad (3)$$

체결강도(%)와 체결강도(T)의 관계는 다음의 식 (4)와 같이 일대일로 대응되며 상호 변환 가능하다. 이 두 체결강도의 대응관계는 <표 1>에 나타난 바와 같다.

$$\text{체결강도}_{i,d}(T) = \frac{\frac{\text{주식 } i \text{의 } d \text{일의 매수체결거래량}}{\text{주식 } i \text{의 } d \text{일의 매도체결거래량}} - 1}{\frac{\text{주식 } i \text{의 } d \text{일의 매수체결거래량}}{\text{주식 } i \text{의 } d \text{일의 매도체결거래량}} + 1} = \frac{\text{체결강도}_{i,d}(\%) - 1}{\text{체결강도}_{i,d}(\%) + 1} \quad (4)$$

<표 1> 체결강도(%)와 체결강도(T)의 변환 관계

이 표는 체결강도(%)와 체결강도(T)의 관계를 보이고 있다. 체결강도(%)는 매수체결 거래량을 매도체결 거래량으로 나뉜 수치를 백분율로 표현한 것으로 HTS에서 제공되는 지표이다. 체결강도(T)는 본 연구에서 분석에 활용할 목적으로 체결강도를 재정의한 지표로 매수체결 거래량과 매도체결 거래량의 차를 두 수의 합으로 나뉜 수치이다. 체결강도(%)와 체결강도(T)는 체결강도(T) = (체결강도(%) - 1) / (체결강도(%) + 1)의 식을 통해 상호 변환 가능하다. 이에 덧붙여, 이 표는 각 체결강도에 해당하는 매수체결 거래량과 매도체결 거래량의 비율도 나타내고 있다.

| 체결강도(%) | 체결강도(T) | 매수체결 거래량 : 매도체결 거래량 |
|---------|---------|---------------------|
| 10% | -0.82 | 1 : 10 |
| 20% | -0.67 | 2 : 10 |
| 30% | -0.54 | 3 : 10 |
| 40% | -0.43 | 4 : 10 |
| 50% | -0.33 | 5 : 10 |
| 60% | -0.25 | 6 : 10 |
| 70% | -0.18 | 7 : 10 |
| 80% | -0.11 | 8 : 10 |
| 90% | -0.05 | 9 : 10 |
| 100% | 0.00 | 10 : 10 |
| 111% | 0.05 | 10 : 9 |
| 125% | 0.11 | 10 : 8 |
| 143% | 0.18 | 10 : 7 |
| 167% | 0.25 | 10 : 6 |
| 200% | 0.33 | 10 : 5 |
| 250% | 0.43 | 10 : 4 |
| 333% | 0.54 | 10 : 3 |
| 500% | 0.67 | 10 : 2 |
| 1,000% | 0.82 | 10 : 1 |

2) 체결강도(T)에 영향을 미치는 변수

본 연구에서는 각 주식의 연평균 체결강도(T)에 영향을 미치는 요인과 일별 체결강도(T)에

영향을 미치는 요인에 대해 분석하고자 한다. 각 주식의 연평균 체결강도(T)는 해당 주식의 특정 시점의 체결강도(T)가 기준에 비해 얼마나 높거나 낮은지를 판단할 수 있도록 하는 기준이 될 수 있다. 따라서, 이러한 기준이 주식마다 얼마나 다른지와 이에 대해 어떠한 변수가 영향을 미치는지에 관한 분석은 시장에서 관측되는 체결강도(T)에 대한 중요한 정보를 제공해 줄 수 있다. 이에 본 연구에서는 각 주식의 연평균 체결강도(T)를 종속변수로 하고, 개인투자자 비중, 주식의 규모, 장부가치/시장가치 비율, 비유동성, 수익률 변동성을 설명변수로 하는 회귀분석을 통해 이를 확인하려 한다. 이 회귀분석에 사용되는 각 변수의 정의는 다음과 같다.

체결강도 $_{i,y}(T)$: 주식 i 의 일별 체결강도(T)의 y 년도 평균

개인투자자비중 $_{i,y}$: 주식 i 의 일별 개인투자자 비중의 y 년도 평균

주식 규모 $_{i,y}$: 주식 i 의 일별 시가총액의 y 년도 평균에 로그를 취한 값

장부가치/시장가치 $_{i,y}$: 주식 i 의 직전 회기말 장부가치/일별 시장가치의 y 년도 평균

수익률변동성 $_{i,y}$: 주식 i 의 일별 수익률의 y 년도 표준편차

비유동성 $_{i,y}$: 주식 i 의 y 년도의 일별 자료로부터 산출된 Amihud(2002)측도에 자연로그를

취한 값, $\ln\left(\frac{1}{K}\sum_{k=1}^K \frac{|\text{수익률}_{i,k}|}{\text{거래대금(원)}_{i,k}}\right)$, (단, $k(K)$ 는 주식 i 의 y 년도 거래일(수)).

위 설명변수 중 통계적으로 유의한 회귀계수를 갖는 변수는 체결강도(T)의 결정변수로 작용할 수 있을 것으로 생각된다. 상기한 설명변수는 단기적으로는 큰 변화를 보이지 않는 각 주식의 특성에 가까운 변수인데 반해 체결강도(T)는 일별로 큰 폭의 변화를 보이는 변수이다. 변수 간 인과관계를 고려했을 때, 체결강도(T)의 일별 변화에 따라 위 설명변수가 영향을 받을 것이라고 가정하기는 어려우나, 위의 설명변수가 체결강도(T)에 영향을 미친다는 가정에는 큰 무리가 없다. 그러므로, 연평균 체결강도(T)에 대한 회귀분석에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나는 설명변수는 체결강도(T)의 분포에 영향을 미치는 결정변수로 작용할 수 있다. 이러한 설명변수는 일별 체결강도(T)에도 영향을 미칠 것으로 생각되며, 이를 활용하여 일별 체결강도(T)에 대한 회귀분석에서의 설명변수로 사용하고자 한다. 이에 덧붙여 일별 체결강도(T)에 대한 분석에서는 각 주식의 일별 수익률도 설명변수로 사용하고자 한다. 단, 일별 수익률은 앞선 설명변수들과는 달리 일별로 큰 폭의 변화를 보이기 때문에 일별 체결 강도(T)의 분포에 대한 결정변수로 가정할 수는 없다. 이에 일별

체결강도(T)에 대한 회귀분석에서 수익률은 체결강도(T)의 관측일과 동일한 일자의 정보를, 그 외의 변수는 일별 체결 강도(T)의 결정변수로 상정하여 체결강도(T) 관측일 하루 전의 정보를 사용하여 분석에 활용하고자 한다. 이 과정에서 사용되는 각 변수의 정의는 다음과 같다.

체결강도 $_{i,d}(T)$: 주식 i 의 d 일의 체결강도(T)

수익률 $_{i,d}$: 주식 i 의 d 일 수익률

개인투자자비중 $_{i,d-1}$: 주식 i 의 $d-1$ 일의 개인투자자 비중

주식규모 $_{i,d-1}$: 주식 i 의 $d-1$ 일의 시가총액에 로그를 취한 값

장부가치/시장가치 $_{i,d-1}$: 주식 i 의 $d-1$ 일의 직전 회기말 장부가치/일별 시장가치

수익률변동성 $_{i,d-1}$: 주식 i 의 $d-30$ 일부터 $d-1$ 일까지의 일별 수익률의 표준편차

비유동성 $_{i,d-1}$: 주식 i 의 $d-30$ 일부터 $d-1$ 일까지의 일별자료로 산출된 Amihud(2002) 측도에

$$\text{자연 로그를 취한 값, } \ln\left(\frac{1}{30} \sum_{k=d-30}^{d-1} \frac{|\text{수익률}_{i,k}|}{\text{거래대금(원)}_{i,k}}\right)$$

2. 분석 자료

본 연구에서는 2011년에서 2020년까지의 유가증권시장과 코스닥 시장에 상장된 보통주를 대상으로 체결강도(T)의 분포에 관한 실증분석을 진행한다. 표본으로는 상장 후 1년이 지난 주식에 관한 자료가 사용되었고, 일별 거래량이 100주 이상인 주식만을 분석의 대상으로 하였다. 또한, 각 주식의 수익률이 상한가(하한가)를 기록하는 경우, 매우 높은(낮은) 수익률을 나타냄에도 불구하고, 대부분의 거래가 매도(매수)체결 거래만 가능한 점을 고려하여 이러한 날의 자료는 분석에서 제외하였다.

일별 체결강도(T)를 산출하기 위한 자료인 일별 매수체결 거래량과 매도체결 거래량에 관한 자료는 한국투자증권에서 제공하는 Open API인 eFriend Expert를 통해 제공받았다.⁸⁾ 그 외 분석에 사용된 각 주식의 일별 주가, 거래량, 거래대금, 투자자 유형별 주식 매수도량, 장부가치 등은 FnGuide에서 제공하는 DataGuide의 자료를 활용하였다.

8) 샘플링을 통해 이 자료와 KRX 정보데이터 시스템 자료와의 정합성을 확인한 결과, 이상이 없는 것으로 판단되어 활용하였음을 밝힌다.

IV. 실증분석 결과

1. 체결강도(T)의 전반적 분포

본 연구는 한국의 주식시장에서 관측되는 체결강도(T)의 분포를 분석하고, 각 주식의 연평균 체결강도(T)와 일별 체결강도(T)에 영향을 미치는 변수들에 대해 살펴보고자 한다. 먼저, 2011년부터 2020년까지 관측된 일별 체결강도(T)의 평균, 표준편차, 왜도, 첨도는 <표 2>에 나타난 바와 같다. 일별 체결강도(T)의 평균은 -0.153이며, 이를 수식 (4)를 통해 체결강도(%)로 변환한 수치는 73.5%이다. 이를 통해 한국 주식시장에서는 매도체결 거래량이 매도체결 거래량에 비해 상대적으로 낮은 비중을 차지하고 있음을 알 수 있다. 더 나아가, 한국 주식시장의 투자자들이 주식을 매수할 때 지정가 주문을 더 선호하거나, 매도할 때 시장가 주문을 더 많이 활용하는 경향이 존재함을 추측해 볼 수 있다. 한편, 체결강도(T)의 왜도는 0.261, 첨도는 0.358로 West et al.(1995), Hong et al.(2003) 등에서 제시한 정규성 기준에서 벗어나지 않음을 확인할 수 있다.

<표 2> 체결강도(T)의 분포

이 표는 2011~2020년까지 한국주식시장에 상장된 주식의 일별 체결강도(T)의 분포를 보이고 있다. 각 주식의 일별 체결강도(T)는 해당 주식의 일별 매수체결 거래량과 매도체결 거래량의 차를 두 수의 합으로 나뉘준 수치이다. 표에 나타난 수치는 전체와 각 연도별로 측정된 각 주식의 일별 체결강도(T)에 관한 기초 통계량이다.

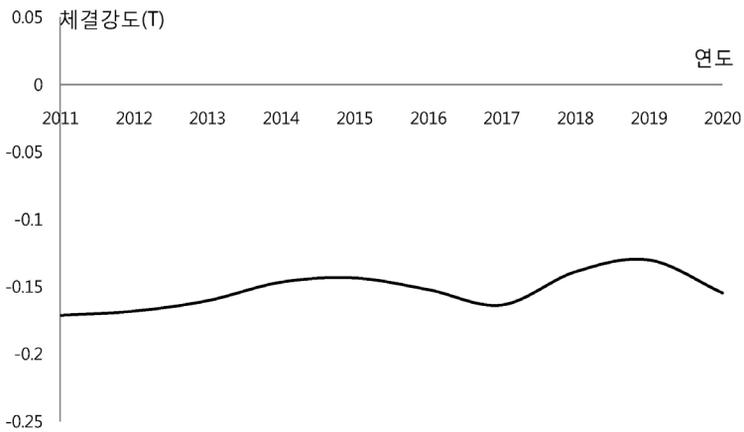
| 구분 | 관측수 | 평균 | 증위수 | 표준편차 | 왜도 | 첨도 |
|-------|-----------|--------|--------|-------|-------|--------|
| 전체 | 2,898,042 | -0.153 | -0.163 | 0.306 | 0.261 | 0.358 |
| 2011년 | 292,650 | -0.171 | -0.184 | 0.336 | 0.357 | 0.435 |
| 2012년 | 296,709 | -0.168 | -0.183 | 0.330 | 0.346 | 0.406 |
| 2013년 | 294,729 | -0.160 | -0.175 | 0.333 | 0.304 | 0.237 |
| 2014년 | 290,447 | -0.147 | -0.158 | 0.328 | 0.274 | 0.243 |
| 2015년 | 290,358 | -0.144 | -0.150 | 0.291 | 0.208 | 0.307 |
| 2016년 | 288,491 | -0.152 | -0.162 | 0.302 | 0.235 | 0.259 |
| 2017년 | 282,492 | -0.164 | -0.175 | 0.303 | 0.219 | -0.005 |
| 2018년 | 286,304 | -0.139 | -0.147 | 0.290 | 0.202 | 0.206 |
| 2019년 | 287,024 | -0.130 | -0.138 | 0.284 | 0.207 | 0.213 |
| 2020년 | 288,838 | -0.155 | -0.161 | 0.244 | 0.236 | 0.378 |

이러한 결과는 연도별로 측정된 체결강도(T)의 분포에서도 유사하게 나타난다. <표 2>와 [그림 1]에 나타난 바와 같이, 체결강도(T)의 평균은 연도별로 약간의 차이는 존재하나 전반적으로 음수로 나타남을 확인할 수 있다. 다른 나라의 주식시장에서 관측되는 시장

주문 불균형이 균형에 가까운 분포를 보임을 고려할 때, 거래의 유형이 매수체결 거래에 비해 매도체결 거래에 크게 치우친 것으로 현상은 한국 주식시장이 보이는 고유한 특징이라고 할 수 있다.

[그림 1] 체결강도(T)의 연간 시계열

이 그림은 2011~2020년까지 한국주식시장에 상장된 주식의 일별 체결강도(T)의 연도별 평균에 관한 시계열을 보이고 있다. 각 주식의 일별 체결강도는 해당 주식의 일별 매수 체결 거래량과 일별 매도 체결 거래량의 차를 두 수의 합으로 나눠준 수치로 정의되었다.



2. 주식 특성에 따른 체결강도(T)의 분포

본 절에서는 거래소, 규모, 장부가치/시장가치 비율, 개인투자자 비중, 비유동성, 수익률 변동성, 수익률과 같은 특성에 따른 체결강도(T)의 분포를 살펴보고자 한다. <표 3>은 이러한 기준으로 구분된 표본에서 나타나는 체결강도(T)의 분포를 보이고 있다.

먼저, 유가증권시장과 코스닥 시장에서 관측되는 체결강도(T)의 분포를 살펴본 결과, 유가증권시장에서 관측되는 체결강도(T)의 평균은 -0.129이고, 코스닥 시장에서는 -0.176으로 나타나 시장 간 차이를 보이고 있으며, 시가 총액을 기준으로 분류된 주식의 규모에 따른 결과에서 소형주는 평균 체결강도(T)가 -0.207이고, 중형주는 -0.169이며, 대형주는 체결강도(T)의 비대칭성이 상당히 감소한 -0.077로 나타나 주식의 규모에 따른 분포의 차이가 존재함을 보이고 있으며, 주식의 규모가 체결강도(T)에 대한 주요한 결정변수로 작용할 수 있음을 시사한다. 이에 반해, 장부가치/시장가 비율에 따른 차이는 상대적으로 적은 편으로, 금융업종이 제외된 자료 중 가치주 표본의 체결강도(T)의 평균은 -0.166이고 성장주 표본의 평균은 -0.143이다.

<표 3> 표본별 체결강도(T)의 분포

이 표는 2011~2020년까지 한국주식시장에 상장된 주식의 표본별 일간 체결강도에 분포를 보이고 있다. 각 주식의 일별 체결강도(T)는 해당 주식의 일별 매수체결 거래량과 매도체결 거래량의 차를 두 수의 합으로 나눠준 수치이다. 표본을 나누는 기준은 일별 자료를 바탕으로 하며, 주식이 거래되는 시장에 따라 유가증권 시장과 코스닥 시장, 각 주식의 시가총액을 기준으로 주식 규모에 따라 구분된 상위 30%에 속하는 대형주, 중위 40%에 속하는 중형주, 하위 30%에 속하는 소형주, 직전회기 말 장부가치/ 관측일의 시장가치 비율의 높고 낮음에 따른 가치주와 성장주(금융업종 제외)와 개인투자자가 관측일의 거래에서 차지하는 비중이 80% 이상인 주식, 50~80%인 주식, 50% 미만인 주식, 관측일 이전 30일간의 자료로부터 산출된 Amihud(2002) 비유동성 측도를 상위 50%에 해당하는 비유동성이 높은 주식과 그렇지 않은 낮은 주식, 관측일 이전 30일간의 수익률로부터 산출한 수익률 표준편차가 상위 50% 속하는 변동성이 높은 주식과 낮은 주식, 당일 수익률이 양의 값을 기록한 주식, 음의 값을 기록한 주식, 0을 기록한 주식으로 구분되었다. 표에 나타난 수치는 각 집합표본의 일별 체결강도(T)에 대한 기초 통계량이다.

| 표본 | 구분내용 | 관측 수 | 평균 | 중위수 | 표준편차 | 왜도 | 첨도 |
|------------|-----------|-----------|--------|--------|-------|--------|--------|
| 시장 | 유가증권시장 | 1,414,092 | -0.129 | -0.136 | 0.307 | 0.181 | 0.156 |
| | KOSDAQ 시장 | 1,483,950 | -0.176 | -0.188 | 0.303 | 0.340 | 0.613 |
| 주식 규모 | 대규모 | 868,322 | -0.077 | -0.085 | 0.258 | 0.130 | -0.029 |
| | 중규모 | 1,159,178 | -0.169 | -0.186 | 0.300 | 0.356 | 0.355 |
| | 소규모 | 870,542 | -0.207 | -0.228 | 0.341 | 0.484 | 0.570 |
| 장부가치 /시장가치 | 가치주 | 1,390,329 | -0.166 | -0.179 | 0.331 | 0.303 | 0.201 |
| | 성장주 | 1,390,329 | -0.143 | -0.152 | 0.276 | 0.248 | 0.400 |
| 개인투자자 비중 | 80% 이상 | 1,754,105 | -0.194 | -0.209 | 0.311 | 0.418 | 0.652 |
| | 50~80% | 741,590 | -0.120 | -0.135 | 0.295 | 0.201 | 0.050 |
| | 50% 미만 | 402,347 | -0.037 | -0.039 | 0.264 | -0.028 | 0.576 |
| 비유동성 | 높음 | 1,448,424 | -0.188 | -0.212 | 0.352 | 0.430 | 0.233 |
| | 낮음 | 1,449,618 | -0.118 | -0.126 | 0.246 | 0.190 | -0.291 |
| 변동성 | 높음 | 1,448,424 | -0.156 | -0.164 | 0.269 | 0.266 | 0.503 |
| | 낮음 | 1,449,618 | -0.150 | -0.160 | 0.338 | 0.241 | 0.070 |
| | 양수 | 1,304,779 | 0.012 | 0.015 | 0.273 | -0.108 | 1.148 |
| 수익률 | 0 | 190,209 | -0.174 | -0.180 | 0.315 | 0.454 | 1.465 |
| | 음수 | 1,403,054 | -0.303 | -0.315 | 0.250 | 0.608 | 1.983 |

비유동성개인투자자의 비중에 대한 결과에서 첫 번째 표본은 개인투자자 비중이 80% 이상을 차지하는 주식으로 구성되어 있으며 평균 체결강도(T)는 -0.194를 나타내며, 두 번째 표본은 개인투자자 비중이 50~80%에 속하는 주식으로 구성되어 있고, 평균 체결강도(T)는 -0.120이다. 마지막 표본은 개인투자자 비중이 50%보다 낮은 주식으로 구성된 표본으로 평균 체결강도(T)는 -0.037로 나타나 체결강도(T)의 분포가 음수로 치우친 현상이 대폭 감소했음을 확인할 수 있다. 이처럼 개인투자자의 비중에 따라 체결강도(T)의 평균에 큰 차이를 보이는 것으로부터 개인투자자 비중이 체결강도(T)의 비대칭성에 큰 영향을 미치며, 나아가 개인투자자의 투자 행태가 한국 주식시장에서의 체결강도(T)의 비대칭성의 주요 원인이 될 수 있음을 내포하고 있다.

수준에 따른 체결강도의 분포는 다음과 같다. 비유동성을 대리하는 변수로 Amihud(2002)

측도를 사용하여 비유동성이 높은 주식과 낮은 주식을 구분하였으며, 비유동성이 높은 주식에서의 평균 체결강도(T)는 -0.188이고, 비유동성이 낮은 주식에서는 -0.118로 나타난다. 비유동성이 낮을 경우, 매수-매도 호가 차이는 감소하여 시장가 주문에 따른 거래비용은 감소할 것이다. 그에 따라, 체결강도(T)가 한쪽으로 쏠리는 현상은 감소할 것임에도 불구하고, 위에 나타난 결과는 이러한 논리와는 거리가 멀다. 그렇지만, Amihud 측도는 소형주에 비해 대형주에서 적게 나타나는 경향이 존재하므로, 전 절에서 살펴본 대형주에서 체결강도(T)의 평균이 상대적으로 높게 나타난 결과에 영향을 받았을 수 있다. 그러므로 비유동성에 관한 해석은 주식 규모에 관련된 영향이 통제된 이후 제IV장 제3절의 회귀분석 결과에 대한 논의에서 다시 다루고자 한다.

주가의 변동성 또한 체결강도(T)의 분포에 영향을 미칠 수 있다. 주가의 변동성이 크면, 지정가 주문이 체결될 가능성은 커진다. 이에 따라, 투자자는 거래비용이 높은 시장가 주문 대신 지정가 주문을 선호할 것이다. 따라서, 변동성이 높은 주식에서는 체결강도(T)가 한쪽으로 쏠리는 현상은 감소할 것으로 예상되나, 표3의 결과에서 변동성이 높은 주식에서는 체결강도(T)의 평균은 -0.156이고, 낮은 주식에서는 -0.150로 예상과는 다른 결과가 나타난다. 주식의 규모가 클수록 주가의 변동성이 낮다는 점을 고려해 보면, 변동성에 나타난 결과 또한 규모에 의한 영향을 받았을 가능성이 있다. 따라서 변동성에 관련된 해석도 제IV장 제3절의 회귀분석결과에 대한 논의에서 다시 다루고자 한다.

수익률의 부호에 따른 결과를 살펴보면, 해당 거래일에 수익을 보인 주식들의 평균 체결강도(T)는 0.012이고, 0의 수익률을 기록한 주식에서는 -0.174를 나타내며, 손실을 보인 주식에서 평균 체결강도(T)는 -0.303으로 나타나고 있다. 양의 수익률을 보인 표본과 0의 수익률을 보인 표본의 평균 간 차이인 0.186과 음의 수익률을 보인 표본과 0의 수익률을 보인 표본의 평균 간 차이인 0.129에는 약 1.5배의 차이가 있다. 주식의 일별 수익률이 평균이 0인 정규분포에 가까운 분포를 갖는다는 것을 고려하면, 수익률의 절댓값이 갖는 분포는 수익률의 부호에 따른 차이는 없을 것이므로, 상기한 결과는 수익률의 부호에 따라 체결강도(T)의 수익률에 대한 민감도가 다를 수 있음을 내포하고 있다. 이에 대해서는 제IV장 제4절에서 자세히 다루도록 한다.

3. 연평균 체결강도(T)의 결정 변수

제IV장 제2절에서 살펴본 바와 같이 체결강도(T)에는 각 주식의 여러 특성이 영향을 미치는 것으로 파악된다. 따라서 체결강도(T)의 높고 낮음을 판별할 수 있는 기준이 될

수 있는 각 주식의 연평균 체결강도(T)는 서로 다를 수 있다. 이러한 상황에서는 같은 체결강도(T)라도 연평균 체결강도(T)가 낮은 주식에서는 상대적으로 높은 값이며, 연평균 체결강도(T)가 높은 주식에서는 낮은 값이 되어 서로 다른 의미를 가질 수 있다. 연평균 체결강도(T)는 이러한 판단의 기준이 될 수 있으므로 이에 대한 분석은 매우 중요하다. 이에 본 절에서는 각 주식의 연평균 체결강도(T)를 종속변수로 한 통합 회귀분석 결과를 살펴보기로 한다. 설명변수로는 유가증권시장에 속한 주식은 0, 코스닥 시장에 속한 주식은 1의 값을 갖는 시장 구분 가변수를 비롯하여 제Ⅲ장 제1.2절에서 설명한 개인투자자비중_{i,y}, 주식 규모_{i,y}, 장부가치/시장가치_{i,y}, 수익률변동성_{i,y}, 비유동성_{i,y}이 적용되었고, 종속변수는 체결강도_{i,y}(T)가 적용되었다. 이들 변수 간 상관관계에 대한 분석 결과는 <표 4>의 패널 A에 표시하였으며, 각 변수의 기초 통계량은 패널 B에 표시하였다.

<표 4> 연평균 체결강도(T)의 결정변수

이 표는 2011~2020년까지 한국 주식시장에 상장된 주식에서 관측되는 연평균 체결강도(T)와 각 주식의 연 평균 개인투자자 비중, 연평균 시가총액에 로그를 취한 주식 규모, 연간 수익률 변동성, 해당연도의 자료로부터 산출된 Amihud(2002)측도에 로그를 취한 비유동성, 시장 구분 가변수(유가증권 시장 소속 주식은 0, 코스닥 시장 소속 주식은 1), 연평균 장부가치/시장가치 비율과의 관계를 보이고 있다. 각 주식의 일별 체결강도(T)는 해당 주식의 일별 매수체결 거래량과 매도체결 거래량의 차를 두 수의 합으로 나눈 수치이다. 패널 A는 변수 간 상관관계를 보이고 있으며, 패널 B는 변수들의 기초 통계량을 나타내고 있다. 패널 C는 각 주식의 연평균 체결강도를 종속변수로 두고, 그 외 변수들을 표준화하여 설명변수로 하여 산출된 통합회귀분석의 결과를 보이고 있다. 표의 괄호 안의 값은 t 통계량이다.

A: 변수 간 상관관계

| | 체결강도 (T) | 개인투자자 비중 | 주식 규모 | 변동성 | 비유동성 | 시장 구분 |
|-----------|----------|----------|--------|--------|-------|--------|
| 개인투자자 비중 | -0.692 | | | | | |
| 주식 규모 | 0.659 | -0.795 | | | | |
| 수익률 변동성 | -0.075 | 0.328 | -0.155 | | | |
| 비유동성 | -0.347 | 0.424 | -0.626 | -0.052 | | |
| 시장 구분 | -0.279 | 0.429 | -0.398 | 0.297 | 0.144 | |
| 장부가치/시장가치 | -0.146 | 0.031 | -0.206 | -0.287 | 0.308 | -0.088 |

B: 변수의 기초 통계량

| 변수 | 평균 | 중위수 | 표준편차 | 왜도 | 첨도 |
|-----------|---------|---------|-------|--------|--------|
| 체결강도(T) | -0.154 | -0.164 | 0.082 | 0.483 | 1.436 |
| 개인투자자 비중 | 0.782 | 0.857 | 0.199 | -1.272 | 0.790 |
| 주식 규모 | 26.054 | 25.820 | 1.500 | 0.355 | 6.378 |
| 수익률 변동성 | 0.027 | 0.026 | 0.010 | 0.788 | 1.865 |
| 비유동성 | -24.286 | -24.468 | 2.684 | 2.975 | 15.630 |
| 시장 구분 | 0.518 | 1.000 | 0.500 | -0.071 | -1.995 |
| 장부가치/시장가치 | 1.125 | 0.877 | 0.993 | 2.988 | 16.385 |

<표 4> 연평균 체결강도(T)의 결정변수(계속)

C: 회귀분석 결과

| 설명 변수 | 모형 1 | 모형 2 | 모형 3 | 모형 4 |
|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 상수항 | -0.154 (-192.666) | -0.152 (-173.516) | -0.153 (-176.005) | -0.152 (-171.681) |
| 개인투자자 비중 | -0.044 (-48.546) | -0.048 (-45.969) | -0.044 (-44.408) | -0.048 (-45.716) |
| 주식 규모 | 0.025 (24.470) | 0.021 (19.538) | 0.025 (24.144) | 0.021 (19.777) |
| 수익률 변동성 | 0.011 (19.210) | 0.012 (19.647) | 0.011 (18.093) | 0.012 (19.020) |
| 비유동성 | 0.008 (11.243) | 0.004 (5.584) | 0.008 (11.148) | 0.004 (5.500) |
| 시장 구분 | 0.001 (0.483) | 0.001 (0.616) | 0.001 (0.637) | 0.001 (0.808) |
| 장부가치/시장가치 | -0.005 (-7.758) | -0.005 (-7.900) | -0.004 (-7.379) | -0.004 (-7.622) |
| 개인투자자 비중 ×주식 규모 | | 0.008 (10.397) | 0.002 (3.017) | 0.008 (10.821) |
| 개인투자자 비중 ×수익률 변동성 | | -0.001 (-2.032) | | -0.003 (-3.228) |
| 개인투자자 비중 ×비유동성 | | 0.011 (12.013) | | 0.011 (12.005) |
| 주식 규모 ×수익률 변동성 | | | -0.001 (-1.054) | -0.002 (-3.060) |
| Adj. R^2 | 0.534 | 0.540 | 0.534 | 0.540 |

<표 4>의 패널 A에 나타난 바와 같이 주식의 규모와 비유동성 사이에는 높은 음의 상관관계가 관측된다. 이는 비유동성의 대리 변수로 사용되는 Amihud(2002) 측도의 정의에 따라, 주식의 규모가 클수록 자금흐름에 대한 수익률의 충격이 상대적으로 덜하기 때문이다. 또한, 규모와 개인투자자 비중 사이에도 높은 음의 상관관계가 관측된다. 이는 기관투자자와 외국인 투자자가 주로 규모가 큰 주식을 투자의 대상으로 하기 때문이다. 결과적으로, 개인투자자 비중과 비유동성 사이에도 강한 양의 상관관계가 존재할 수 있고, 이는 <표 4>의 패널 A에 나타난 바와 같다. 이에 덧붙여, 개인투자자 비중과 수익률 변동성 사이에도 양의 상관관계가 관측된다.

<표 4>의 패널 B에 나타난 각 변수의 기초 통계량을 살펴보면, 각 설명변수의 평균과 표준편차의 절대적인 수치 간에는 큰 차이가 있다. 앞서 살펴본 바와 같이 각 변수 간에는 상관관계가 존재하여 이들에 대한 교호항을 활용한 분석이 수반될 필요가 있다. 그러나,

각 변수의 분포가 나타내는 수치 간에 큰 차이가 있어 이를 분석에 활용하는 경우 그 결과에 대한 해석에 큰 어려움이 있다. 이러한 경우, 각 변수의 원래의 값을 바탕으로 회귀분석을 진행하기보다는 각 변수의 값에서 평균을 제하고 표준편차로 나누어 변환된 표준화 변수를 활용하는 것이 결과의 가독성을 높일 수 있다. 이 과정에서 산출된 회귀계수는 설명 변수에서의 표준편차 한 단위의 변화가 종속변수에 얼마만큼의 영향을 미치는지를 의미하므로 직관적인 해석이 가능하며, 특히 교호항의 해석에 있어서 각 변수의 평균과 표준편차에 대해 따로 고려할 필요가 없다는 장점이 있다. 이에 본 절의 회귀분석에서는 시장 구분을 나타내는 가변수와 종속변수인 연평균 체결강도(T)를 제외한 설명변수는 모두 표준화되어 사용되었다. 분석 결과는 표 4의 패널 C에 나타난 바와 같다.

<표 4>의 패널 C에서 수익률 변동성의 회귀계수는 모형 1에서는 유의미한 양의 값인 0.011이며, 개인투자자 비중, 주식 규모와의 상호작용이 고려된 모형 2~4에서도 비슷한 수치를 보인다. 앞서 설명한 바와 같이 수익률의 변동성이 증가하면, 지정가 주문이 체결될 가능성은 증가한다. 이에 따라 거래 비용을 수반하는 시장가 주문에 대한 선호도는 감소할 것이다. 결과적으로 수익률 변동성이 큰 주식에서의 연평균 체결강도(T)는 다른 주식에 비해 상대적으로 0에 가까워질 것이다. 그리고, 한국 주식시장에서는 체결강도(T)의 평균이 전반적으로 음의 값을 가지므로, 수익률 변동성의 회귀계수는 양의 값을 갖는 것이 논리적으로 타당하다. 이는 다른 변수들을 통제하지 않은 상황에서 두 변수의 관계를 살펴보았던 <표 4>의 결과와는 반대되는 결과로 체결강도(T)의 관측에 있어서 어느 한 변수의 영향만을 고려하는 것은 문제가 될 수 있음을 시사하고 있다. 한편, 모형 2와 4에 나타난 수익률 변동성과 개인투자자 비중과의 교호항은 유의미한 음의 값을 가져, 개인투자자 비중이 높을수록 수익률 변동성이 높은 주식에서 나타나는 지정가 주문에 대한 상대적 선호도가 낮아짐을 보이고 있다. 개인투자자가 시장가 주문을 선호할 수 있음을 의미하는 이 결과는 앞서 제기한 체결강도의 평균이 음의 값으로 나타나는 현상이 개인투자자가 지정가 매수를 선호하기 때문인지, 시장가 매도를 선호하기 때문인지에 관한 문제와 관련하여 시장가매도 선호 측을 지지하는 결과라 할 수 있다.

그다음으로, 비유동성의 회귀계수는 모형 1~4에서 모두 유의한 양의 값을 갖는다. 일반적으로 비유동성이 증가하면 호가 차이가 증가하여 시장가 주문에 따른 거래비용이 증가한다. 따라서 비유동성의 증가는 시장가 주문에 대한 선호도를 감소시키고 시장가 매도가 지배적으로 나타나는 현상을 완화할 수 있다. 이러한 비유동성의 영향은 변수 자체의 영향도 있지만, 모형 2와 4에서 확인되는 바와 같이 주로 개인투자자 비중과 상호작용하며 영향을 미치는 것으로 보인다. 모형 1에서 비유동성의 회귀계수는 0.008이었으나, 모형

2, 4에서는 0.004로 감소하지만, 개인투자자 비중과의 교호항에서는 0.011이라는 상대적으로 큰 수치를 갖는다. 이러한 결과는 개인투자자가 개별종목의 거래비용에 대해 상대적으로 더 많은 영향을 받기 때문으로 추측된다. Goetzmann and Kumar(2008), 김민기, 김준석(2021)에 따르면, 포트폴리오 투자를 주로 많이 하는 기관투자자나 외국인 투자자에 비해 개인투자자는 소수의 종목에 집중적으로 투자하는 경향을 보이므로, 특정 종목의 비유동성 정도에 따른 거래비용의 영향은 상대적으로 개인투자자가 더 많이 받게 될 것이기 때문이다. 따라서 개인투자자 비중이 높을수록 지정가 주문을 선호하는 경향은 더 커질 것이며, 결과적으로 개인투자자 비중과 비유동성의 교호항에서는 양의 값이 나타나는 것으로 생각된다.⁹⁾

4. 일별 체결강도(T)에 영향을 미치는 변수

본 절에서는 한국 주식시장에서 관측되는 일별 체결강도(T)에 영향을 미치는 변수에 관해 살펴보기로 한다. 이를 위해 각 주식의 일별 체결강도(T)를 종속변수로 두고, 각 주식의 특성을 나타내는 변수와 일별 수익률을 설명변수로 하는 통합 회귀분석을 실시하였다. 제Ⅳ장 제3절에서 확인한 바와 같이 각 주식의 체결강도에는 개인투자자의 비중, 주식 규모, 비유동성, 수익률 변동성, 장부가치/시장가치 비율, 거래소 구분이 영향을 미치는 것으로 확인되었으므로, 본 절의 분석에서도 이 변수들을 활용하기로 한다. 제Ⅲ장 12)절에서 제시한 바와 같이 종속변수로는 주식 i 의 d 일의 체결강도(T)를 나타내는 체결강도 $_{i,d}$ 가 사용되며, 수익률을 제외한 변수들은 $d-1$ 일의 자료가 사용되어, 개인투자자비중 $_{i,d-1}$, 주식 규모 $_{i,d-1}$, 장부가치/시장가치 $_{i,d-1}$, 수익률변동성 $_{i,d-1}$, 비유동성 $_{i,d-1}$ 을 설명변수로 하며, 수익률은 체결강도(T)와의 동시적 상관관계를 보기 위해 수익률 $_{i,d}$ 을 설명변수로 사용하는 회귀분석을 진행하였다.

<표 5>의 패널 A는 위 변수에 대한 기초 통계량을 보이고 있고, 패널 B는 표준화된 변수를 사용하여 산출된 회귀분석 결과를 보이고 있다. 모형 1에서 확인할 수 있는 바와 같이 일별 체결강도(T)는 수익률과 유의한 양의 상관관계를 가지고 있는 것으로 나타난다. 그렇지만, 모형 2의 결과는 두 변수 간의 관계가 단순한 양의 상관관계가 아님을 시사하고 있다. 모형 2의 설명변수는 표준화된 수익률, 수익률이 양수이면 1, 그렇지 않으면 0의 값을

9) 비유동성의 대리변수로 사용된 Amihud(2002) 측도를 고려해보면, 소규모 주식에서의 비유동성의 변화와 대규모 주식에서의 동일한 양의 비유동성 변화가 내포하는 의미가 상이하다. 이 점을 고려하여 본 분석에서는 비유동성과 주식 규모와의 교호항은 제외하였다.

<표 5> 일별 체결강도(T)에 영향을 미치는 변수

이 표는 2011~2020년까지 한국주식시장에 상장된 주식에서 관측되는 일별 체결강도(T)와 각 주식의 관측일의 일별 수익률, 수익률 부호에 따른 손익 가변수(수익률이 음수면 0, 아니면 1), 관측일 하루 전의 개인투자자 비중, 관측일 하루 전의 시가총액에 로그를 취한 주식 규모, 관측일을 제외한 이전 30일의 자료로부터 산출된 수익률 변동성과 Amihud(2002) 측도에 로그를 취한 비유동성, 시장구분 가변수(유가증권 시장 소속 주식은 0, 코스닥 시장 소속 주식은 1), 관측일 하루 전의 장부가치/시장이치 비율과의 관계를 보이고 있다. 각 주식의 일별 체결강도(T)는 해당 주식의 일별 매수체결 거래량과 매도체결 거래량의 차를 두 수의 합으로 나뉜 준 수치이다. 패널 A는 변수들의 기초 통계량을 보이고 있으며, 패널 B는 각 주식의 일별 체결강도(T)를 종속변수로 두고, 그 외 변수들은 표준화하여 설명변수로 설정한 통합회귀분석의 결과를 보이고 있다. 표의 괄호 안의 값은 t 통계량이다.

A: 변수의 기초 통계량

| 변수 | 평균 | 중위수 | 표준편차 | 왜도 | 첨도 |
|-----------|---------|---------|-------|--------|--------|
| 시장구분 | 0.512 | 1.000 | 0.500 | -0.048 | -1.998 |
| 주식 규모 | 26.082 | 25.842 | 1.489 | 0.685 | 3.062 |
| 장부가치/시장이치 | 1.107 | 0.855 | 0.990 | 3.022 | 17.149 |
| 개인투자자 비중 | 0.778 | 0.861 | 0.220 | -1.194 | 0.546 |
| 비유동성 | -24.660 | -24.683 | 2.068 | 1.674 | 12.658 |
| 수익률 변동성 | 0.027 | 0.023 | 0.015 | 1.817 | 5.286 |
| 수익률 | 0.000 | 0.000 | 0.029 | 0.497 | 7.498 |

B: 회귀분석 결과

| 설명변수 | 모형 1 | 모형 2 | 모형 3 | 모형 4 | 모형 5 | | |
|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | | | | | 개인 50% 미만 | 개인 50~80% | 개인 80% 이상 |
| 상수항 | -0.153 (-967.884) | -0.249 (-902.923) | -0.187 (-631.791) | -0.282 (-845.527) | -0.191 (-173.717) | -0.263 (-399.531) | -0.315 (-676.321) |
| 수익률 | 0.145 (913.153) | 0.064 (211.138) | | 0.060 (199.479) | 0.096 (95.718) | 0.072 (123.967) | 0.049 (131.514) |
| 손익 가변수 | | 0.189 (457.332) | | 0.190 (479.754) | 0.096 (97.550) | 0.169 (223.907) | 0.214 (407.614) |
| 수익률 ×손익 가변수 | | 0.032 (77.529) | | 0.038 (90.224) | 0.045 (30.672) | 0.061 (72.126) | 0.036 (71.096) |
| 전일 체결강도 | | | 0.140 (291.738) | 0.135 (334.528) | 0.240 (224.168) | 0.165 (216.299) | 0.106 (203.600) |
| 개인투자자비중 | | | -0.030 (-111.502) | -0.027 (-119.707) | | | |
| 주식 규모 | | | 0.031 (87.559) | 0.033 (110.881) | 0.011 (15.254) | 0.021 (36.091) | 0.034 (86.867) |
| 수익률 변동성 | | | 0.010 (54.021) | 0.005 (29.116) | 0.006 (8.972) | -0.001 (-1.238) | 0.006 (32.974) |
| 비유동성 | | | 0.010 (35.326) | 0.011 (49.366) | -0.001 (-0.750) | 0.004 (7.720) | 0.013 (45.696) |
| 시장구분 | | | 0.002 (5.239) | -0.001 (-2.129) | -0.023 (-18.375) | -0.007 (-11.084) | 0.006 (14.211) |
| 장부가치/ 시장이치 | | | -0.002 (-7.579) | -0.003 (-15.249) | -0.008 (-17.714) | -0.007 (-23.323) | 0.000 (-1.094) |
| Adj. R ² | 0.223 | 0.277 | 0.067 | 0.341 | 0.308 | 0.372 | 0.314 |

갖는 손익 가변수, 손익 가변수와 표준화된 수익률과의 교호항인 수익률×손익 가변수로 구성되어 있다. 결과를 살펴보면, 수익률의 회귀계수는 0.064로 유의한 양의 값으로 나타나고 있지만, 수익률×손익 가변수에서는 유의한 값인 0.032를 갖고, 손익 가변수의 회귀계수는 0.189로 나타나 수익률과 일별 체결강도 사이에는 선형성이 존재한다고 볼 수 없으며, 나아가 일별 손익 여부 자체가 일별 체결강도의 분포와 밀접한 관련이 있음을 시사하고 있다. 또한, 모형 2의 $Adj.R^2$ 가 수익률만을 설명변수로 하는 모형 1에 비해 더 높다는 점도 이를 지지한다.

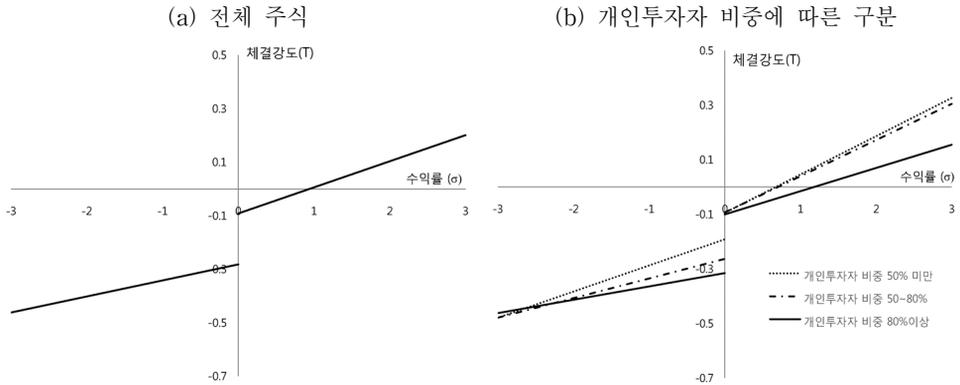
모형 3의 설명변수는 수익률 외의 설명변수로만 구성되어 있으며, 그 결과는 표 4에서 확인했던 내용과 큰 차이가 없다. 일별로 큰 폭의 변화를 보이는 체결강도(T)에 대해 체결강도(T) 관측일의 1일 전 정보를 사용하는 개인투자자의 비중, 주식 규모, 비유동성, 수익률 변동성, 장부가치/시장가치 비율, 거래소 구분이 체결강도(T)에 대해 설명력을 갖는다는 것은 이러한 변수가 일별 체결강도(T)의 결정변수로 작용할 수 있음을 시사한다. 한편, 모형 3의 $Adj.R^2$ 는 모형 1, 2에 비해 적은 수치인 0.067로 나타나고 있어 일별 체결강도(T)에는 상기한 변수에 비해 수익률이 더 큰 설명력을 가지고 있음을 보이고 있다.

모형 4의 결과는 모형 2와 모형 3의 결과와 큰 차이가 없다. 단, 개인투자자 비중의 회귀계수는 -0.027으로, 그 절대값이 수익률과 수익률×손익 가변수의 회귀계수인 0.060, 0.038에 비해 비교적 적지 않은 수치를 보여, 개인투자자 비중이 일별 체결강도(T)에 대해서도 큰 영향을 미치고 있음을 나타내고 있다. 기존의 연구는 주로 수익률을 대상으로 하여 시장 주문 불균형과의 관계를 주로 분석하였지만, 모형 4의 결과는 기존의 수익률과 시장 주문 불균형과의 관계에 더하여 개인투자자의 투자 행태 또한 함께 고려되어야 함을 시사한다고 할 수 있다.

모형 5의 개인투자자 비중에 따라 표본을 나누어 살펴본 결과에는 주목해야 할 부분이 있다. 수익률, 손익 가변수, 수익률×손익 가변수의 회귀계수가 개인투자자 비중에 따라 변화한다는 점이다. 먼저, 개인투자자 비중이 증가할수록 수익률의 회귀계수가 감소하는 것으로 나타나고 있는데, 이는 개인투자자의 수익률에 따른 매수체결 거래량과 매도체결 거래량의 차이가 기관투자자나 외국인 투자자에 비해 상대적으로 적음을 의미한다. 한편, 손익 가변수의 회귀계수는 개인투자자의 비중이 증가할수록 커지는 것으로 나타나는데, 이는 손익여부 자체에 대해 개인투자자가 더 민감하게 반응하여 시장가 매도주문에 대한 선호에 큰 변화를 발생시킴을 시사하고 있다. 개인투자자의 비중에 따른 체결강도와 수익률과의 관계를 나타내고 있는 [그림 2]는 이러한 결과를 잘 보여주고 있다.

[그림 2] 수익률에 따른 체결강도(T)

이 그림은 2011~2020년까지 한국주식시장에 상장된 주식의 일별 수익률에 대한 일별 체결강도의 분포를 보이고 있다. 가로축의 단위는 표준화된 수익률로 각 주식의 일별 수익률을 해당 연도의 모든 주식의 수익률의 표준편차로 나누어 준 수치이다. 각 주식의 일별 체결강도(T)는 해당 주식의 일별 매수 체결 거래량과 일별 매도 체결 거래량의 차를 두 수의 합으로 나눈 수치로 정의되었다. 그림은 각 주식의 일별 체결강도(T)를 종속변수로 하고, 주식의 규모, 비유동성, 수익률 변동성, 장부가치/시장가치 비율, 거래소 구분을 표준화하여 통제했을 때, 통합회귀분석으로 산출되는 표준화된 수익률, 손익 가변수(수익률이 양이면 1, 그렇지 않으면 0), 표준화된 수익률X손익 가변수의 회귀계수를 바탕으로 생성된 수익률에 대한 체결강도(T)의 민감도와 회귀상수에 대한 정보를 보이고 있다. (a)는 전체 주식에 대한 결과이고, (b)는 개인투자자 비중에 따라 구분된 결과를 보이고 있다.



이상의 과정에서 개인투자자의 비중과 손익 발생 여부에 따라 일별 수익률과 일별 체결강도(T)의 관계가 변화함을 확인할 수 있었다. 그렇지만, 이러한 변화의 원인이 수익률이 양수일 때 개인투자자가 다른 투자자에 비해 시장가 매도 주문을 더 선호하는 경향이 존재하기 때문인지, 수익률이 음수일 때 개인투자자가 다른 투자자에 비해 지정가 매수 주문을 더 선호하는 경향이 존재하기 때문인지에 대해서는 보다 자세히 살펴볼 필요가 있다. 이를 위해 본 연구에서는 개인투자자 비중에 따른 매수체결 거래량과 매도체결 거래량의 수익률에 대한 민감도의 차이가 존재하는지 분석하였다. 이를 위해, 각 주식의 일별 매도체결 거래량과 매수체결 거래량을 해당 주식의 연도별 일평균 거래량으로 나눈 수치를 종속변수로 하고, 전 절에서 살펴본 여러 설명변수를 통제한 뒤 표준화된 수익률, 손익 가변수, 표준화된 수익률X손익 가변수를 설명변수로 하는 회귀분석을 진행하였고, 그 결과를 <표 6>에 나타내었다.

<표 6>의 패널 A는 통제 변수를 제외한 손익 여부에 따른 수익률에 대한 매수체결 거래량과 매도체결 거래량의 민감도를 보이고 있다. 수익률이 음수인 구간에서 매수체결 거래량과 매수체결 거래량의 수익률에 대한 민감도는 음의 값을 가지며, 수익률이 양수인 구간에서는 양의 값을 갖는다. Ying(1966)의 선구적 연구에서 밝힌 바와 같이 수익률의

절댓값과 거래량에는 양의 상관관계가 존재하는 것으로 알려져 있는데, 매수체결 거래량과 매도체결 거래량의 합은 거래량을 의미하므로, 수익률의 부호에 따라 매수도 체결 거래량의

<표 6> 매수도체결 거래량의 수익률에 대한 분포

이 표는 2011~2020년까지 한국주식시장에 상장된 주식에서 관측되는 각 주식의 일별 매수체결 거래량과 매도체결 거래량을 해당 주식의 연평균 거래량으로 나누고, 각각을 종속변수로 하여, 주식의 규모, 비유동성, 수익률 변동성, 장부가치/시장가치 비율, 거래소 구분을 표준화하여 통제했을 때, 통합회귀분석에서 산출되는 표준화된 수익률, 손익 가변수(수익률이 양이면 1, 그렇지 않으면 0), 표준화된 수익률X손익 가변수의 회귀계수에 대한 정보를 보이고 있다. 패널 A는 해당 회귀분석 결과를 보이고 있으며, 패널 B는 패널 A의 결과를 바탕으로 수익률의 부호에 따른 수익률에 대한 매수도체결 거래량의 변화율인 민감도와 회귀 상수를 정리하여 보이고 있다. 수익률이 음수일 때의 민감도는 패널 A의 수익률의 회귀계수이며, 수익률이 양수일 때의 민감도는 수익률의 회귀계수에 수익률x손익가변수의 회귀계수를 더한 값이다. 수익률이 음수일 때의 회귀상수는 상수항의 계수이며, 양수일 때의 회귀상수는 상수항의 계수에 손익 가변수의 회귀계수를 더한 값이다. 표의 괄호 안의 값은 t 통계량이다.

A: 회귀분석 결과

| 종속변수 | 개인투자자 비중 | 상수항 | 수익률 | 수익률 ×손익 가변수 | 손익 가변수 | Adj. |
|-------------|----------|-------------------|---------------------|-------------------|--------------------|-------|
| 매수체결 거래량 | 전체 | 0.173 (213.60) | -0.175 (-205.23) | 0.800 (676.20) | -0.075 (-66.76) | 0.232 |
| | 50% 미만 | 0.240 (116.68) | -0.161 (-93.73) | 0.524 (211.10) | 0.017 (10.17) | 0.154 |
| | 50%~80% | 0.173 (169.72) | -0.134 (-130.06) | 0.544 (361.20) | 0.005 (3.43) | 0.245 |
| | 80% 이상 | 0.114 (72.68) | -0.194 (-158.88) | 0.894 (537.09) | -0.092 (-53.48) | 0.248 |
| 매도체결 거래량 | 전체 | 0.319 (334.77) | -0.362 (-361.14) | 0.834 (599.53) | -0.129 (-97.01) | 0.133 |
| | 50% 미만 | 0.420 (192.39) | -0.336 (-184.72) | 0.477 (181.16) | -0.014 (-7.97) | 0.106 |
| | 50%~80% | 0.350 (301.10) | -0.308 (-261.47) | 0.496 (288.83) | -0.049 (-31.54) | 0.122 |
| | 80% 이상 | 0.241 (129.56) | -0.387 (-268.64) | 0.955 (485.56) | -0.139 (-68.39) | 0.152 |

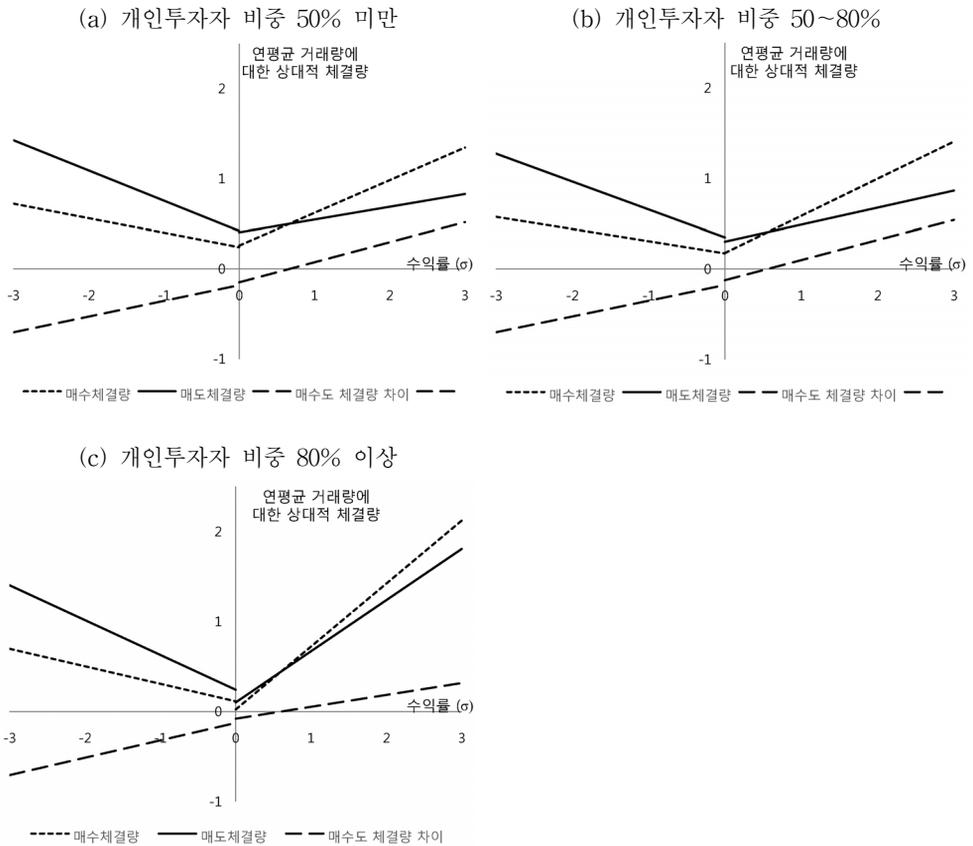
B: 수익률에 대한 매수도체결 거래량의 민감도와 회귀상수

| | 개인투자자 비중 | 수익률<0 | | 수익률>0 | |
|-------------|----------|-------|--------|-------|-------|
| | | 회귀 상수 | 민감도 | 회귀 상수 | 민감도 |
| 매수체결 거래량 | 전체 | 0.173 | -0.175 | 0.098 | 0.625 |
| | 50% 미만 | 0.240 | -0.161 | 0.257 | 0.363 |
| | 50~80% | 0.173 | -0.134 | 0.178 | 0.410 |
| | 80% 이상 | 0.114 | -0.194 | 0.022 | 0.700 |
| 매도체결 거래량 | 전체 | 0.319 | -0.362 | 0.190 | 0.472 |
| | 50% 미만 | 0.420 | -0.336 | 0.406 | 0.141 |
| | 50~80% | 0.350 | -0.308 | 0.302 | 0.188 |
| | 80% 이상 | 0.241 | -0.387 | 0.102 | 0.568 |

민감도 부호가 서로 반대인 것은 이에 상응하는 결과이다. 본 절에서 살펴보고자 하는 바는 개인투자자 비중에 따른 손익 여부에 대한 매수도 체결 거래량의 민감도이므로, 자료의 가독성을 향상시키기 위하여 <표 6>의 패널 A의 결과를 재구성하여 패널 B에 수익률 부호에 따른 회귀상수와 수익률에 대한 회귀계수를 표시하였고, [그림 3]에도 이를 나타내었다.

[그림 3] 수익률에 대한 매수도체결 거래량의 분포

이 그림은 2011~2020년까지 한국주식시장에 상장된 주식의 일별 수익률에 대한 일별 매수체결 거래량과 매도체결 거래량의 분포를 보이고 있다. 가로축의 단위는 표준화된 수익률로 각 주식의 일별 수익률을 해당 연도의 모든 주식의 수익률의 표준편차로 나누어 준 수치이다. 그림은 각 주식의 일별 매수체결 거래량과 매도체결 거래량을 해당 주식의 연평균 거래량으로 나누고, 각각을 종속변수로 하여, 주식의 규모, 비유동성, 수익률 변동성, 장부가치/시장가치 비율, 거래소 구분을 표준화하여 통제했을 때, 통합회귀분석에서 산출되는 표준화된 수익률, 손익 가변수(수익률이 양이면 1, 그렇지 않으면 0), 표준화된 수익률X손익 가변수의 회귀계수를 바탕으로 생성된 수익률에 대한 연평균 거래량 대비 매수, 매도체결 거래량의 민감도와 회귀상수에 대한 정보를 보이고 있다. (a)는 개인투자자 비중이 50% 미만인 주식, (b)는 개인투자자 비중이 50~80%인 주식, (c)는 개인투자자 비중이 80% 이상인 주식에 대한 결과이다. 범례에서 매수(도)체결량은 매수(도)체결 거래량을 의미한다.



<표 6>의 패널 B의 매도체결 거래량에 관한 결과를 살펴보면 두 가지 중요한 시사점을 발견할 수 있다. 첫째, 수익률이 양수일 때 개인투자자 비중이 큰 표본에서 수익률에 대한 매수체결 거래량과 매도체결 거래량의 민감도는 더 크게 나타난다. [그림 3]에 나타난 각 그림의 기울기를 비교하여 확인할 수 있는 바와 같이, 수익률이 음수일 때의 매수체결 거래량과 매도체결 거래량에는 표본 간 큰 차이가 존재하진 않으나, 수익률이 양수일 때는 개인투자자의 비중이 큰 표본에서는 매수체결 거래량과 매도체결 거래량이 수익률의 증가함에 따라 동시에 증가하여 두 값의 차이인 체결강도(T)의 값은 상대적으로 감소했음을 확인할 수 있다. 둘째, 수익률의 부호 변화에 따른 회귀 상수의 차이인 분포의 불연속성은 개인투자자 비중이 큰 표본에서 더 크게 나타난다. 이는 <표 4>에서 개인투자자의 비중이 증가할 때 수익률의 부호 변화에 따른 체결강도(T)의 불연속성이 증가하는 것에 일관된 결과이다.

상기한 바와 같이, 개인투자자 비중에 따라 구분된 표본에서 수익률에 대한 매수체결 거래량과 매도체결 거래량의 민감도와 부호에 따른 회귀상수의 차이가 달리 나타나는 것에 대한 강건성을 확인하기 위해 각 주식의 개인투자자 비중에 의해 매수체결 거래량과 매도체결 거래량에 대한 수익률의 민감도와 회귀상수의 차이가 변화하는지를 살펴보기로 하였다. 먼저, 연도별로 각 주식의 일별 매수체결 거래량과 일별 매도체결 거래량을 종속변수로 두고 일별 수익률, 손익 가변수, 수익률 \times 손익 가변수를 설명변수로 하는 회귀분석을 통해 각 주식의 손익여부에 따른 연도별 수익률에 대한 매수체결 거래량과 매도체결 거래량의 민감도와 회귀 상수를 산출하였다. 그다음으로 연도별로 산출된 각 주식의 민감도와 회귀 상수를 종속변수로 두고 시장구분 가변수와 제Ⅲ장 제1.2절에서 설명한 각 주식의 연도별 특성변수인 개인투자자비중 $_{i,y}$, 주식 규모 $_{i,y}$, 장부가치/시장가치 $_{i,y}$, 수익률변동성 $_{i,y}$, 비유동성 $_{i,y}$ 을 설명변수로 하는 회귀분석을 한 번 더 진행하여 그 결과를 <표 7>에 나타내었다.¹⁰⁾

<표 7>의 패널 A에서 양의 수익률이 발생하는 경우, 수익률에 대한 매수체결 거래량의 민감도에 대한 설명변수인 개인투자자 비중의 회귀계수는 통계적으로 유의한 수치인 0.164로 나타나지만, 음의 수익률이 발생할 때는 통계적으로 유의하지 않다. 그러므로, 개인투자자 비중이 증가할수록 매수체결 거래량이 수익률이 증가함에 따라 증가하는 것은 수익률이 양수일 때만 나타나는 현상임을 알 수 있다. 또한, 수익률에 대한 매도체결 거래량의 민감도에 대한 설명변수인 개인투자자 비중의 회귀계수에서도 수익이 발생할 경우에는 통계적으로 유의한 수치인 0.185로 나타나며, 손실이 발생할 경우에는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 확인된다.

10) 단, 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난 변수인 장부가치/시장가치 비율과 시장구분 가변수에 대한 결과는 따로 표시하지는 않았다.

<표 7> 수익률에 대한 매수도체결 거래량의 민감도 및 회귀상수의 결정변수

이 표는 2011~2020년까지 한국주식시장에 상장된 주식에서 관측된 연도별 각 주식의 일별 매수체결 거래량과 일별 매도체결 거래량을 종속변수로 두고 일별 표준화된 수익률, 일별 수익률의 손익 가변수(수익률이 양수면 1, 아니면0), 표준화된 수익률X 손익 가변수를 설명변수로 하는 회귀분석을 통해 각 주식마다 연도별로 수익률에 대한 매수체결 거래량과 매도체결 거래량의 민감도와 손익어부에 따른 회귀 상수를 산출한 뒤, 연도별로 산출된 각 주식의 민감도와 회귀 상수를 종속변수로 두고 연평균 개인투자자 비중, 주식 규모, 장부가치/시장가치 비율, 수익률 변동성, 비유동성, 시장 구분을 설명변수로 하는 회귀분석의 결과를 보이고 있다. (단, 장부가치/시장가치 비율, 시장구분의 회귀계수는 유의하지 않아 따로 표시하지 않았다.) 패널 A는 손익에 따른 수익률에 대한 매수도체결 거래량의 민감도에 대한 회귀분석 결과를 보이고 있으며, 패널 B는 손익에 따른 수익률에 대한 매수도체결 거래량의 민감도 분석에서 나타나는 회귀상수에 대한 회귀분석 결과를 보이고 있다. R>0은 수익률이 양수인 경우, R<0은 수익률이 양수인 경우의 결과를 의미하며, 차이는 수익률이 양수일 때의 회귀상수에서 음수일 때의 회귀상수를 뺀 수치에 대한 결과를 보이고 있다. 표의 괄호 안의 값은 t 통계량이다.

A: 손익에 따른 수익률에 대한 매수도체결 거래량의 민감도에 대한 회귀분석 결과

| 분석 대상 | 구분 | 상수항 | 개인투자자 비중 | 주식 규모 | 수익률 변동성 | 비유동성 | |
|----------|-----|---------------------|-------------------|-------------------|--------------------|--------------------|-------|
| 매수체결 거래량 | R>0 | 1.423 (166.13) | 0.164 (10.638) | -0.008 (-0.44) | -0.189 (-19.40) | -0.137 (-11.87) | 0.007 |
| | R<0 | -0.485 (-99.74) | -0.009 (-0.98) | -0.057 (-5.63) | -0.033 (-5.97) | 0.034 (5.14) | 0.004 |
| 매도체결 거래량 | R>0 | 0.671 (127.32) | 0.185 (19.51) | -0.099 (-9.11) | -0.011 (-1.86) | -0.078 (-11.01) | 0.026 |
| | R<0 | -1.162 (-130.60) | -0.021 (-1.30) | -0.145 (-7.94) | 0.128 (12.69) | 0.065 (5.48) | 0.009 |

B: 손익에 따른 수익률에 대한 매수도체결 거래량의 회귀상수에 대한 회귀분석 결과

| 분석 대상 | 구분 | 상수항 | 개인투자자 비중 | 주식 규모 | 수익률 변동성 | 비유동성 | |
|----------|-----|--------------------|---------------------|------------------|--------------------|-------------------|-------|
| 매수체결 거래량 | R>0 | 0.615 (94.96) | -0.323 (-27.672) | 0.161 (12.09) | -0.012 (-1.60) | 0.022 (2.55) | 0.061 |
| | R<0 | 0.775 (114.37) | -0.270 (-22.15) | 0.094 (6.76) | -0.097 (-12.61) | -0.032 (-3.51) | 0.044 |
| | 차이 | -0.160 (-51.53) | -0.053 (-9.391) | 0.067 (10.48) | 0.085 (24.19) | 0.054 (12.98) | 0.016 |
| 매수체결 거래량 | R>0 | 0.910 (113.06) | -0.275 (-18.98) | 0.171 (10.31) | -0.087 (-9.55) | -0.013 (-1.20) | 0.040 |
| | R<0 | 0.974 (117.58) | -0.228 (-15.32) | 0.122 (7.16) | -0.130 (-13.86) | -0.057 (-5.17) | 0.031 |
| | 차이 | -0.063 (-22.19) | -0.047 (-9.16) | 0.049 (8.36) | 0.043 (13.31) | 0.045 (11.65) | 0.010 |

이를 종합하면, 손실이 발생할 경우 개인, 기관, 외국인 투자자의 시장가 매수와 시장가 매도 주문에 대한 선호도에 유의한 차이는 존재하지 않지만, 수익이 발생할 경우 개인투자자는 시장가 매수와 시장가 매도를 동시에 선호하며, 이러한 경향은 시장가 매수에 비해 시장가 매도에서 대해 더 크게 나타남을 알 수 있다. 이상의 결과를 바탕으로, 한국의 주식시장에서 체결강도가 평균적으로 음의 값을 갖는 이유는 시장 내에서 높은 거래 비중을 차지하는

개인투자자가 주식이 수익을 보일 때 지정가 매도를 선호하는 기관투자자나 외국인 투자자와 달리 시장가 매도 주문을 상대적으로 더 선호하며, 주식이 손실을 보일 때에는 기관투자자나 외국인 투자자와 같이 지정가 매수 주문을 선호하기 때문이라고 결론지어 말할 수 있다.

개인투자자가 수익이 발생할 때도 시장가 매도를 선호하는 이유에 대해서는 추가 논의가 필요하다. 지정가 주문은 거래비용에서의 유리한 점은 있지만 체결 여부가 불확실하다는 단점이 있다. 최혁, 이우백(2002)의 연구에서 2000년 하반기에 한국 주식시장에서 관측된 최우선 매수호가로 제출되는 신규 지정가 매수 주문의 체결률은 62.02%이며, 최우선 매도호가로 제출되는 신규 지정가 매도 주문의 체결률은 56.37%이고, 호가 차이의 평균은 1.15%로 보고된 바 있다. 이처럼 지정가 주문의 체결률이 낮은 경우, 이미 주식을 보유한 상태에서 이에 대한 처분을 결정한 투자자는 확률적으로 더 큰 이익을 줄 수 있는 지정가 매도 주문보다는 상대적으로 더 적지만 확실한 이익을 확보하여 거래의 불확실성을 회피할 수 있는 시장가 매도 주문을 선호할 수 있을 것이다.

그러나, 개인투자자의 시장가 매도 주문에 대한 선호는 시장가 주문의 비용으로 인해 수익이 손실로 변하는 구간에서는 상당히 감소되는 것으로 보인다. [그림 3(b)]에서 개인투자자의 비중이 80% 이상을 차지하는 표본의 결과를 살펴보면, 수익률이 0과 0.3 표준편차 사이의 구간에서는, 매도체결 거래량이 매우 적어, 매도체결 거래량 분포의 불연속성을 유발하고 있다. 표 5의 패널 A에서 수익률의 표준편차가 약 3%인 것을 고려하면, 해당 구간은 수익률 1% 미만인 구간으로, 최혁, 이우백(2002)의 연구에 나타난 호가 차이의 평균에 가까운 구간이다. 즉, 이 구간에서의 시장가 매도 주문은 확률적 수익을 확실한 손실로 변화시킨다. 손실을 회피하고자 하는 성향(Kahneman and Tversky, 1979)을 가진 개인투자자라면 이 구간에서는 시장가 매도 주문을 선호하지 않을 것이다. 이러한 성향은 시장가 매도 주문에 대한 선호를 크게 감소시켜 매도체결 거래량의 수익률 0에서의 불연속성의 결과로 나타난 것으로 해석된다. 표 7의 패널 B의 결과는 이를 지지하고 있다. 각 주식의 연도별 수익률 부호에 따른 회귀상수의 차이를 종속변수로 하는 회귀분석 결과에서 개인투자자 비중의 회귀계수는 -0.047로 유의미한 음의 값을 갖는다. 이는 개인투자자의 비중이 증가할수록 수익률이 양수일 때의 회귀상수에 비해 수익률이 음수일 때의 회귀상수의 값이 더 큰 경향이 더욱 심화됨을 의미한다. 끝으로, 이러한 경향은 시장가 매수 주문에서도 유사하다. 이 경우의 개인투자자 비중에 나타난 회귀계수는 통계적으로 유의한 -0.053이다. 매도체결 거래와 마찬가지로 매수체결 거래에서도 일별 수익률보다 호가 차이가 큰 구간에서의 시장가 매수주문은 적은 양의 수익률을 확실한 평가 손실로 바꿀 수 있다. 따라서, 손실을 회피하고자 하는 투자자라면 이 구간에서의 시장가 매수주문을 선호하지 않을 것이다. 이에 따라, 매수체결 거래에서도 개인투자자의 비중이 증가함에 따라 투자자의

손실 회피 성향이 거래에 더 크게 반영될 것이고, 결과적으로 수익률 부호의 변화에 따른 매수체결 거래량 분포에서도 불연속성이 더 강하게 나타난 것이라 해석할 수 있다.

V. 결 론

본 연구에서는 2011~2020년의 한국 주식시장에 상장된 보통주를 대상으로 연평균 체결강도와 일별 체결강도의 분포에 영향을 미치는 여러 변수에 대하여 분석하였다. 분석 결과에서 한국 주식시장에서의 체결강도(T)의 평균은 다른 나라의 주식시장에 비해 현저히 낮은 음의 값을 갖는 특징을 보였다. 또한, 개인투자자의 비중이 작을수록, 주식의 규모, 수익률 변동성, 비유동성이 클수록 연평균 체결강도는 증가하는 것으로 나타났으며, 이중 개인투자자의 비중은 그 외 모든 변수들에 의한 영향보다 더 큰 영향을 미치는 중요한 변수로 작용함을 확인하였다. 또한, 상기한 변수는 일별 체결강도에도 영향을 미치는 것을 확인하였다. 이에 덧붙여, 일별 체결강도는 수익률과 동시적 양의 상관관계를 가지고 있지만, 이러한 상관관계는 수익률의 부호에 영향을 받아 일반적인 선형성을 갖지는 않는 것으로 확인된다. 구체적으로는 수익률에 따른 체결강도의 분포는 수익률의 부호에 따라 체결강도의 수익률에 대한 민감도가 달리 나타나고, 분포 또한 수익률의 부호가 바뀌에 따라 불연속성을 가짐을 확인하였다. 이처럼, 체결강도의 수익률에 대한 민감도가 달리 나타나는 것은 개인투자자의 불확실성 회피 성향으로 인한 수익 발생 시의 시장가 매도 주문에 대한 선호가 증가하기 때문이며, 분포가 불연속적으로 나타나는 것은 시장가 주문에 따른 거래 비용으로 인해 확률적 이익이 확실한 손실로 바뀌는 구간에서 나타나는 손실 회피 성향으로 인한 것으로 추측된다. 결과적으로 개인투자자의 불확실성 회피와 손실 회피 성향이 거래에 반영되어 개인투자자의 거래 참여 비중이 높은 한국 주식시장의 체결강도의 분포가 갖는 고유한 특징을 유발하는 것으로 분석된다.

본 연구의 결과는 체결강도에 관한 일반투자자들의 주요한 궁금증에 대한 답을 제시하고 있다고 생각한다. 본 연구의 결과를 통해 체결강도(%)가 100%보다 낮은 날이 비대칭적으로 더 많은 이유와 주식마다 체결강도의 기준점을 달리 설정해야 하는 이유 등에 대해 이해할 수 있을 것이며, 나아가 체결강도의 결정변수로 작용하는 여러 시장변수에 대한 더 깊은 지식을 통해 한국 주식시장을 더 잘 이해할 수 있는 계기가 되었을 것으로 생각된다. 한편, 본 연구의 결과 중 일부는 개인투자자의 행동주의 경제학적 거래 행태가 체결강도와 관련되어 있음을 보이고 있는데, 이에 관한 후속 연구도 가능할 것으로 생각된다. 이를 위해 본 연구가 의미 있는 발판이 되기를 바라며 이 글을 맺는다.

참 고 문 헌

- 길재욱, 박영석, 이재현, 박성호, “개인투자자의 투자행태와 위험에 대한 인식에 관한 연구”, *Financial Planning Review*, 제1권 제1호, 2008, 19-46.
- 김민기, 김준석, “코로나 19 국면의 개인투자자: 투자행태와 투자성과”, [KCFI] 이슈보고서, 2021.
- 박형진, 안재율, 강장구, “대규모 주문불균형의 가격효과에 대한 실증분석”, *재무연구*, 제21권 제1호, 2008, 65-100.
- 윤선흠, “지정가 주문불균형과 시장가 주문불균형의 단기 수익률예측력”, *대한경영학회지*, 제27권 제8호, 2014, 1207-1224.
- 윤선흠, 박수철, “외국인 주문불균형의 단기 수익률예측력”, *대한경영학회지*, 제28권 제2호, 2015, 601-619.
- 이교임, “투자자의 사적 정보와 지정가 주문 선호에 대한 연구”, *재무연구*, 제32권 제2호, 2019, 247-308.
- 최혁, 이우백, “주문 공격성의 비용”, *경영논집*, 제36권 제4호, 2002, 61-114.
- Amihud, Y., “Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects,” *Journal of Financial Markets*, 5(1), (2002), 31-56.
- Anand, A., S. Chakravarty, and T. Martell, “Empirical Evidence on the Evolution of Liquidity: Choice of Market Versus Limit Orders by Informed and Uninformed Traders,” *Journal of Financial Markets*, 8(3), (2005), 288-308.
- Bae, K., G. A. Karolyi, and R. M. Stulz, “A New Approach to Measuring Financial Contagion,” *The Review of Financial Studies*, 16(3), (2003), 717-763.
- Bloomfield, R., M. O'hara, and G. Saar, “The “Make or Take” Decision in an Electronic Market: Evidence on the Evolution of Liquidity,” *Journal of Financial Economics*, 75(1), (2005), 165-199.
- Brown, P., D. Walsh, and A. Yuen, “The Interaction between Order Imbalance and Stock Price,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 5(5), (1997), 539-557.
- Chan, K. and W. Fong, “Trade Size, Order Imbalance, and the Volatility-volume Relation,” *Journal of Financial Economics*, 57(2), (2000), 247-273.
- Chordia, T., R. Roll, and A. Subrahmanyam, “Order Imbalance, Liquidity, and Market Returns,” *Journal of Financial Economics*, 65(1), (2002), 111-130.

- Chordia, T., R. Roll, and A. Subrahmanyam, "Liquidity and Market Efficiency," *Journal of Financial Economics*, 87(2), (2008), 249-268.
- Chordia, T. and A. Subrahmanyam, "Order Imbalance and Individual Stock Returns: Theory and Evidence," *Journal of Financial Economics*, 72(3), (2004), 485-518.
- Chung, K., B. VanNess, and R. VanNess, "Limit Orders and the Bid-ask Spread," *Journal of Financial Economics*, 53(2), (1999), 255-287.
- Glosten, L. R., "Is the Electronic Open Limit Order Book Inevitable?," *The Journal of Finance*, 49(4), (1994), 1127-1161.
- Goetzmann, W. N. and A. Kumar, "Equity Portfolio Diversification," *Review of Finance*, 12(3), (2008), 433-463.
- Goldstein, M. A. and K. A. Kavajecz, "Eighths, Sixteenths, and Market Depth: Changes in Tick Size and Liquidity Provision on the NYSE," *Journal of Financial Economics*, 56(1), (2000), 125-149.
- Hanke, M. and M. Wiegand, "Order Flow Imbalance Effects on the German Stock Market," *Business Research*, 8(2), (2015), 213-238.
- Harford, J. and A. Kaul, "Correlated Order Flow: Pervasiveness, Sources, and Pricing Effects," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40(1), (2005), 29-55.
- Harris, L., "Optimal Dynamic Order Submission Strategies in Some Stylized Trading Problems," *Financial Markets, Institutions & Instruments*, 7(2), (1998), 1-76.
- Hong, S. H., L. M. Mary, and M. K. Lee, "Testing Configural, Metric, Scalar, and Latent Mean Invariance Across Genders in Sociotropy and Autonomy Using a non-Western Sample," *Educational and Psychological Measurement*, 63(4), (2003), 636-654.
- Huang, H. G., W. C. Tsai, P. S. Weng, and M. H. Wu, "Volatility of Order Imbalance of Institutional Traders and Expected Asset Returns: Evidence from Taiwan," *Journal of Financial Markets*, 52, (2021), 100546.
- Kahneman, D. and A. Tversky, "On the Interpretation of Intuitive Probability: A Reply to Jonathan Cohen," *Cognition*, 7(4), (1979), 409-411.
- Kaniel, R. and H. Liu, "So what Orders do Informed Traders Use?," *The Journal of Business*, 79(4), (2006), 1867-1913.
- Keim, D. B. and A. Madhavan, "Anatomy of the Trading Process Empirical Evidence on the Behavior of Institutional Traders," *Journal of Financial Economics*, 37(3),

- (1995), 371-398.
- Kelley, E. K. and P. C. Tetlock, "How Wise are Crowds? Insights from Retail Orders and Stock Returns," *The Journal of Finance*, 68(3), (2013), 1229-1265.
- Kim, S. T. and H. R. Stoll, "Are Trading Imbalances Indicative of Private Information?," *Journal of Financial Markets*, 20, (2014), 151-174.
- Lee, H., "Individuals' Asymmetric Choice of Order-type Depending on the Previous Returns," *Global Business & Finance Review*, 23(2), (2018), 1-18.
- Rastogi, N., K. K. Kumar, and N. V. Reddy, "Returns, Order Imbalance and Speed of Efficiency: Evidence from India," *International Research Journal of Finance and Economics*, 136, (2015).
- Seppi, D. J., "Liquidity Provision with Limit Orders and a Strategic Specialist," *The Review of Financial Studies*, 10(1), (1997), 103-150.
- Shenoy, C. and Y. J. Zhang, "Order Imbalance and Stock Returns: Evidence from China," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 47(5), (2007), 637-650.
- Stoll, H. R., "Friction," *The Journal of Finance*, 55(4), (2000), 1479-1514.
- Su, Y., H. Huang, and C. Chiu, "Profitability and Causality of order Imbalance Based Trading Strategy in Hedge Stocks," *Investment Management and Financial Innovations*, 7(1), (2010), 14-23.
- West, S. G., F. F. John, and J. C. Patrick, "Structural Equation Models with Nonnormal Variables: Problems and Remedies," *Structural Equation Model: Concepts, Issues, and Applications*, Sage Publications, Newbury Park, CA, 1995, 57-75.
- Yamamoto, R., "Intraday Technical Analysis of Individual Stocks on the Tokyo Stock Exchange," *Journal of Banking & Finance*, 36(11), (2012), 3033-3047.
- Ying, C. C., "Stock Market Prices and Volumes of Sales," *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 34(3), (1966), 676-685.
- Zhang, T., G. J. Jiang, and W. Zhou, "Order Imbalance and Stock Returns: New Evidence from the Chinese Stock Market," *Accounting & Finance*, 61(2), (2021), 2809-2836.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT
Volume 40, Number 6, December 2023

Empirical Research on Volume Power*

Mhin Kang**

〈Abstract〉

In this study, we analyze the factors affecting the distribution of volume power in the Korean stock market for common stocks listed from 2011 to 2020. The empirical results show that in the Korean stock market, the proportion of sell-initiated trading volume in relation to buy-initiated trading volume is larger, resulting in a significantly lower average volume power compared to other countries' stock markets. Furthermore, annual average volume power and daily volume power increase when the proportion of individual investors' trades is lower and when the size of stocks, return volatility, and illiquidity are higher. On the other hand, daily volume power exhibits different sensitivities to profit depending on its sign, and the distribution appears discontinuous. This tendency is more pronounced when individual investors have a higher proportion of trading. This is estimated to reflect the uncertainty aversion and loss aversion tendencies of individual investors and, consequently, is considered a significant factor contributing to the unique characteristics of volume power in the Korean stock market.

Keywords : Volume Power, Order Imbalance, Order Type Choice, Uncertainty Aversion, Loss Aversion

* We would like to thank Korea Investment & Securities Co.,Ltd. for providing the research data. We are grateful to the two anonymous referees and the Editor-in-chief, Woo Baik Lee for their valuable comments.

** Assistant Professor, Global Business Administration, Kangnam University.
E-mail: kangm@kangnam.ac.kr