

우선주-보통주 괴리율이 우선주 수익률 및 증가에 미치는 영향: 동태적 패널 분석

최수정
송실대학교 경영학부 부교수

The Effects of the Price Difference Ratios between Preferred and Common Stocks on Preferred Stocks: Evidence from Dynamic Panel Models

Sujung Choi^a

^aThe School of Business Administration, Soongsil University, South Korea

Received 30 May 2024, Revised 21 June 2024, Accepted 27 June 2024

Abstract

Purpose - This study investigates whether the lagged price difference ratio between preferred and common stocks is related to the return and closing price of the preferred stock using three panel models.

Design/methodology/approach - As a first step, we use a two-way fixed effect panel model with stationary preferred stock returns as a dependent variable. For robustness, we then apply the autoregressive distributed lag model (ARDL) and error correction model (ECM) with nonstationary closing prices of the preferred stocks as a dependent variable and compare the results of each model. The ARDL and ECM models provide an advantage of estimating a long-run equilibrium equation together if a long-run relationship exists between the two time-series variables compared to the fixed effect model.

Findings - Our sample consists of 107 preferred stocks with at least four years of daily observations as of the end of December 2023. The coefficients of the error correction terms in the ARDL and ECM models are highly statistically significant, approximately -0.08. This indicates that the disequilibrium between the closing prices of common and preferred stocks adjusts by about 8% per day toward equilibrium. In all three models, the price difference ratio on day $t-1$ was statistically significant in explaining the preferred stock returns or closing prices on day t , implying that trading based on the previous day's price difference ratio is effective for one day.

Research implications or Originality - Furthermore, the returns on preferred stocks are higher for firms with a lower proportion of foreign investors or a lower foreign market capitalization of preferred stocks. This suggests that foreign investors with informational advantages do not actively engage in profit-taking by trading preferred stocks, thus not narrowing the price difference. In summary, the recent surge in preferred stock prices is likely driven mainly by the irrational behavior of retail investors.

Keywords: Preferred Stock, Price Difference, Panel Fixed Model, ARDL Model, ECM Model

JEL Classifications: G11, G12, G15, G40

^a First Author, E-mail: sjchoi@ssu.ac.kr

© 2024 The Institute of Management and Economy Research. All rights reserved.

I. 서론

최근 우선주 투자에 개인투자자들의 관심이 높아짐에 따라 우선주와 보통주의 괴리율에 기반한 투자기법이 더욱 관심을 받고 있다.¹⁾ 우선주는 보통주와 비교하여 배당에 대한 우선권이 있으며 신형우선주의 경우 보통주보다 액면가의 1%를 더한 배당을 지급한다.²⁾ 그러므로 우선주의 가격이 보통주보다 낮다면 우선주는 배당수익률(즉, 배당금/현재 주가)이 보통주보다 높아지므로 우선주에 투자하는 투자자들은 의결권을 포기하는 대신 배당을 통한 더 높은 수익 달성을 기대할 수 있다.³⁾ 그러나 우선주의 유통량은 보통주보다 적기 때문에 주가의 쏠림(herding) 현상이 보통주보다 강하며 주가의 변동성이 보통주에 비해 커 시장 이상 현상(anomaly), 즉 가격의 이상 급등 현상이 더 자주 나타난다.⁴⁾

일반적으로 의결권을 지닌 보통주가 의결권이 없는 우선주보다 더 높은 가격으로 거래되어 우선주와 보통주 가격 사이의 양의 괴리율이 의결권의 가치를 나타낸다는 것이 기존 연구의 관점이었으나 의결권의 유무로만 괴리율의 시계열적 변화를 설명하기는 어렵다(Zingales, 1994; Zingales, 1995; Chung and Kim, 1999; 국찬표·경관화, 2000; 최수정, 2024). 또한, 만약 괴리율이 의결권의 가치를 주로 반영한다면 최근 몇 년간 관측되는 우선주의 가격이 보통주의 가격을 초과하는 경우 의결권의 가치가 음이 되므로 의결권의 유무만으로는 우선주 시장 가격에 대한 논리적인 설명을 어렵게 만든다.

이러한 가격의 이상 급등 현상이 나타나는 우선주 종목들은 개인투자자들의 비중이 매우 높았고, 전문투자자들과 비교했을 때 이러한 개인투자자들의 투자행태가 비이성적(irrational)인 편향(bias)에 더 쉽게 노출될 수 있다는 것은 잘 알려져 있다. 따라서 우선주 가격의 이상 급등 현상은 시장 이상 현상(anomaly)의 하나로 볼 수 있으며 투자 과열로 인해 투자자들의 피해가 발생할 가능성이 커지므로 2020년 7월 9일 금융위원회는 우선주 관련 투자자 보호 강화방안을 발표하기도 했다. 이러한 조치에도 불구하고 2020년 11월 27일 기준 여전히 삼성중공업 우선주의 괴리율은 -5811.1%, SK네트웍스 우선주의 괴리율은 -2347.9% 등으로 나타나 결국 한국거래소는 삼성중공업우, SK네트웍스우, 현대비엔지스틸우, DB하이텍 1우, 흥국화재2우B 등 우선주 5종목을 2023년 7월 17일 거래소에서 상장 폐지했다.

이처럼 우선주 투자에 있어서 우선주-보통주 괴리율은 배당과 더불어 투자자에게 매우 중요한 투자 의사 결정요인 중의 하나이므로 본 연구는 괴리율의 시차 변수들이 우선주 증가 및 수익률에 미치는 영향을 세 가지 패널 분석모형을 이용하여 결과를 도출하고자 한다. 유가증권 시장에서 최소 4년 이상 일별 자료가 존재하는 우선주 107개를 대상⁵⁾으로 2009년 1월 2일부터 2023년 12월 28일까지 분석하였으며 기존 우선주-보통주 괴리율 관련 연구와는 달리 패널 분석모형들을 활용하였다.

패널 자료 분석에서도 시계열 자료가 기반하여 분석하는 경우와 마찬가지로 개별 개체별 시계열 자료의 정상성(stationarity)이 확인하는 것이 필요하다. 주식의 수익률 자료는 정상 시계열을 보이는 것으로 알려졌지만, 가격 자료는 추세 등을 포함하고 있으므로 비정상적 시계열을 보일 가능성이 크다. 따라서 본 연구는 패널 모형을 적용하기에 앞서 패널 단위근 검정을 통해 우선주와 보통주 증가 패널 자료의 정상성 여부를 확인하였다.

시계열 자료가 비정상적 확률과정(nonstationary process)을 보이는 경우 차분(difference)을 통해 정상 시계열로 변환하여 분석할 수 있다. 즉, 주식 가격의 로그 차분으로 계산된 수익률은 정상 시계열로

1) "보통주 '반값'된 우선주...배당 매력 커졌네", 한국경제, 2024년 3월 20일. Available from (<https://www.hankyung.com/article/2024032045341>)

2) 구형 우선주와 신형 우선주의 차이에 대한 자세한 설명은 최수정(2024)를 참조.

3) "약세장에 주목받는 우선주, 보통주에 비해 주가 선방", 조선일보, 2023년 10월 17일. Available from (<https://www.chosun.com/economy/money/2023/10/17/SOM4ZA6L3RE4DJ7C6V6C5AFMWY/>)

4) "우선주관련 투자자보호 강화방안", 금융위원회, 2020년 7월 9일. Available from (<https://www.fsc.go.kr/comm/getFile?srvcId=BBSTY1&upperNo=74442&fileTy=ATTACH&fileNo=4>)

5) 2020년 7월 금융위원회 발표 이후에도 매우 큰 음의 괴리율을 보이는 몇몇 종목들이 2023년 상장 폐지되었으므로 이상치의 제거를 위해 본 연구는 2019년 12월 31일 이전에 상장되어 2023년 12월 31일 현재 거래되는, 즉 최소 4년 이상의 일별 관측치가 존재하는 우선주를 대상으로 분석하였다.

볼 수 있으며, 수익률을 종속변수로 두는 분석에서는 패널 이중(two-way) 고정효과(fixed-effect) 모형을 적용했다. 즉, 우선주의 로그 수익률을 종속변수로 두고 개별 개체 및 년-월 고정효과를 추가하여 괴리율 및 외국인의 투자행태가 우선주 수익률에 미치는 영향을 검토했다.

시계열 자료가 비정상적 확률과정을 보이더라도 두 시계열의 선형결합이 $I(0)$ 로 정상 시계열이 되는 경우 두 시계열은 공적분 관계에 있으며 두 시계열 사이에 장기 균형이 존재한다고 판단할 수 있다. 따라서 본 연구는 우선주와 보통주 두 종가 시계열 자료에 공적분 관계가 존재하는지 패널 공적분 검정을 통해 확인하였으며 검정 결과 모든 패널에서 두 시계열 사이에 공적분 관계가 없다는 귀무가설이 기각되었다. 즉, 107개의 우선주 패널 자료에 있어서 우선주와 보통주 종가 사이에는 장기 균형이 존재하며, 이는 두 시계열의 종가 간 괴리율이 장기 균형에 도달할 수 있다는 것을 의미한다. 그러므로, 본 연구는 두 종가 시계열의 공적분 관계와 장기 균형 상태를 포함한 패널 자기회귀시차분포 모형(ARDL)과 오차수정 모형(ECM)을 적용하여 괴리율의 시차 변수들이 우선주 종가에 미치는 영향을 동태적 관점에서 분석하였다.

본 연구의 결과는 다음과 같다. 먼저, 로그 수익률을 종속변수로 하는 패널 고정효과 모형의 경우 전일 괴리율만이 1% 유의수준 하에서 통계적으로 유의했으며 당일 수익률과 양의 관계를 보였다. 즉, 전일 보통주와 우선주 사이의 괴리율이 커진다면 당일 우선주의 수익률은 양의 값을 갖는 (당일 우선주의 종가는 전일 대비 상승하는) 것으로 나타났다. 그러나 t-2일부터 t-5일까지의 괴리율의 다른 시차 변수들은 추가 설명변수들의 포함 여부에 상관없이 모두 통계적으로 유의하지 않아 투자자들이 많이 참고하는 괴리율에 기반한 트레이딩 전략은 하루 정도만 유효한 것으로 나타났다.

또한, 외국인 투자자들의 투자행태를 보여주는 변수 중 외국인 보유 우선주의 시가총액 변수는 우선주 수익률과 음의 관계로 나타났고 보통주의 시가총액 변수는 양의 관계를 보여 외국인들의 우선주 보유 규모가 작을수록, 보통주 보유 규모가 클수록 우선주 수익률이 더 높은 것으로 나타났다. 이는 외국인 투자자들이 우선주 거래를 통해 다른 투자 주체들보다 더 수익을 내고 있지는 않은 것으로 해석될 수 있다. 마지막으로 유동성 관련 변수에 대해서, 우선주에 대한 t-1일 Amihud 비유동성을 나타내는 변수의 계수는 음의 값을 보였다. 이는 t일 이전 한 달간 우선주의 유동성이 커질수록 오히려 t일 우선주 수익률은 높아지는 것을 의미하며 기존 연구에서 보고되는 비유동성 프리미엄이 우선주의 경우 오히려 음으로 나타나 후속 검토가 필요할 것으로 보인다.

우선주와 보통주 두 시계열 간 장기 균형을 포함하는 ARDL과 ECM 모형의 결과는 다음과 같다. 장기 균형 관계를 나타내는 보통주 주가 변수의 계수 값들은 약 0.5 전후로 통계적으로 유의했다. 즉, 우선주와 보통주 종가 사이에 장기적으로 양의 균형 관계가 존재하는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 또한, 오차수정항(error correction term; EC term)의 계수 추정치는 대략 -0.08 전후로 통계적으로 매우 유의했으며 이는 보통주와 우선주 종가 사이의 불균형(disequilibrium)이 균형상태로 일간 약 8% 전후로 조정되는 것을 의미한다.

또한, t-1일 괴리율의 계수가 1% 유의수준 하에서 t일 우선주 종가와 통계적으로 유의한 양의 관계를 보였으며 이러한 양의 관계는 우선주 수익률을 종속변수로 분석한 패널 고정효과 모형의 결과와 일치한다. 즉, 전일 보통주와 우선주의 괴리율이 커질수록 (전일 우선주의 가격이 보통주 가격에 비해 낮았다면), 당일 우선주 종가는 상승한다고 해석할 수 있다 (당일 괴리율은 좁아진다). 다만, t-3일과 t-5일 괴리율의 계수도 통계적으로 유의한 음의 값을 보여, t-3일과 t-5일 괴리율이 커질수록 오히려 t일 우선주의 종가는 하락하는 것으로 해석할 수 있다. 단, 괴리율의 시차 변수가 우선주 종가에 미치는 영향에 대해 계수의 크기를 비교한다면 t-1일 괴리율의 계수의 크기가 매우 커 t-3일과 t-5일의 영향은 t-1일의 영향에 다 상쇄되는 것으로 나타났다. 그러므로 패널 고정효과 모형의 결과와 마찬가지로 괴리율에 기반한 트레이딩 전략은 하루 정도만 유효할 것으로 판단된다. 마지막으로 패널 고정효과 모형의 결과와는 다르게 t-1일 Amihud 비유동성 변수는 보통주와 우선주에서 모두 통계적으로 유의하지 않았다.

II. 패널 단위근·공적분 검정

1. 패널 단위근 검정

시계열 $y_{i,t}$ 가 정상적 확률과정(stationary process)인 경우 $y_{i,t}$ 는 시간에 따라 불변하는 평균과 분산을 가지며, 패널 분석에서도 유의미한(non-spurious) 결과를 도출하기 위해 이러한 정상성 조건은 필요하다. 그러므로 본 연구는 먼저 시계열의 정상성을 확인하기 위해 패널 단위근 검정(unit-root test)을 실시하였다. 시계열에 단위근이 존재하면서 비정상적 확률과정(nonstationary process)을 보인다면 차분(difference)을 통해 정상적 시계열(stationary process)로 변환한 후 분석할 수 있을 것이다.

일반적으로 주식의 일별 종가 시계열은 비정상적 확률과정(nonstationary process)을 보이지만 로그 차분을 통해서 계산되는 수익률 시계열에서는 정상적 확률과정(stationary process)이 나타나는 것으로 알려져 있다. 이를 확인하기 위해 본 연구는 종속변수인 패널 형태의 우선주 종가 시계열에 대하여 STATA의 *xtunitroot* 함수를 적용하여 패널 단위근 검정(unit-root test)을 실시하였다. <Table 1>은 패널 단위근 검정에 관한 결과를 보여준다.

Table 1. Panel Unit-root Tests

| H0: All panels contain unit-roots | | | | | | | | |
|---|------------------|----------|----------|--------------|-------------|------------|---------------|----------------|
| Ha: Some panels are stationary (At least one panel is stationary) | | | | | | | | |
| Number of panels = 107 | | | | | | | | |
| Panel Unit-root Tests | Statistic | p-value | ADF lags | Lag criteria | Panel means | Time trend | AR parameters | |
| Im-Pesaran-Shin | W-t-bar | -15.2436 | 0.0000 | 1.73 | HQIC | Incl. | Incl. | Panel-specific |
| | | -15.2018 | 0.0000 | 1.23 | BIC | | | |
| | Z-t-tilde-bar | -22.3016 | 0.0000 | 0 | None | | | |
| Augmented Dickey-Fuller | Inverse normal Z | -14.5817 | 0.0000 | 5 | Fixed | | | |
| | | -15.0497 | 0.0000 | 3 | Fixed | | | |
| | | -14.7797 | 0.0000 | 2 | Fixed | | | |

STATA의 *xtunitroot* 함수가 지원하는 몇 가지 단위근 검정에 대한 방법 중 Im-Pesaran-Shin(IPS) 검정(Im et al, 2003)과 Fisher-type 즉, Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정(Dickey and Fuller, 1979; Choi, 2001)은 불균형 패널(unbalanced panel)에 적용 가능하며 시차 및 각 개체 고유의 평균 포함 여부, 추세선의 포함 여부, AR parameter들이 모든 개체들에 대해 동일하지 또는 개체별로 고유한지에 따라 여러 통계량을 계산하여 보여준다.

패널 시계열들의 단위근 검정을 위한 가설은 다음과 같다. 패널 우선주 종가 시계열이 $AR(1)$ 확률과정을 따른다면, $y_{i,t} = \rho_i y_{i,t-1} + Z'_{i,t} \gamma_i + \epsilon_{i,t}$ 로 나타낼 수 있다. $y_{i,t}$ 는 우선주 종가 시계열이며 $Z_{i,t}$ 는 개체 고유의 평균 및 추세선 등을 의미한다. 여기서 귀무가설은 “모든 개체 i 에 대해 $\rho_i = 1$ 이다”이고, Im-Pesaran-Shin 검정과 Fisher-type 검정 모두 대립가설은 “최소한 한 개체 이상의 i 에서 $\rho_i < 1$ 이다”이다. 즉, 귀무가설이 기각된다면 모든 우선주 종가 시계열이 비정상적 시계열은 아니며 최소한 한 기업 이상에서 정상적 시계열일 수 있음을 의미한다. 두 검정 모두 검정식에 개체 고유의 평균과 추세선이 포함되며 만약 귀무가설이 기각되고 대립가설이 지지된다면 AR parameter인 ρ_i 역시 개체별로 고유하다고 가정한다.

Im-Pesaran-Shin 검정에서 error term인 $\epsilon_{i,t}$ 는 자기상관(serial correlation)이 존재하는 경우와 존

제하지 않는 경우 모두 검증 가능하며 이는 ADF 시차를 설정하는 것으로 조정할 수 있다. ADF 시차 선택에서 최적 시차를 결정하는 기준으로 HQIC 방식과 BIC 방식이 사용되었으며 각각 1.73과 1.23이 선택되었다. ADF 시차 갯수에 상관없이 각 $W\text{-}t\text{-bar}$ 통계량과 $Z\text{-}t\text{-tilde-bar}$ 통계량 모두 p-value가 0에 근접하여 귀무가설, 즉 모든 개체가 단위근을 포함한다는 가설은 기각되었다. Augmented Dickey-Fuller 검정에서는 사전적으로 ADF 시차를 고정하여 Inverse normal Z를 계산하였으며 ADF 시차의 갯수에 상관없이 모든 p-value가 0에 근접하여 귀무가설이 IPS 검정과 마찬가지로 기각되었다.

우선주 증가 시계열과 유사한 보통주 증가 시계열에 대해서도 같은 함수를 적용하여 IPS와 ADF 단위근 검정을 실시하였고 모든 개체가 단위근을 포함한다는 귀무가설은 기각되었다. 즉, 일부 기업에서 우선주와 보통주 증가 시계열들이 정상성을 가질 수 있음이 확인되었다.

2. 패널 공적분 검정

개별 y_t 와 x_t 시계열이 한 번의 차분을 통해 정상 시계열로 변하는 $I(1)$ 일때, 두 시계열의 선형결합(즉, $y_t - \beta x_t$)이 $I(0)$ 가 되는 특별한 경우 “두 시계열은 공적분(cointegration) 되었다”라고 정의하며, 여기서 β 는 공적분 벡터(cointegrating vector)가 된다. 두 시계열이 공적분 관계에 있다면 두 시계열의 관계는 차분 없이 장기 균형(long-run equilibrium)에 도달할 수 있고 각 시점에 두 시계열의 차이, 즉 괴리율은 일정하다고 판단할 수 있다.

본 연구에서는 이러한 공적분 관계의 정의를 단일 시계열이 아닌 패널 자료에 확장하여 개별 기업의 우선주 증가와 보통주 증가 사이에 공적분 관계가 존재하는지 확인하였다. 즉, 차분 전 증가에 대해서 두 시계열은 비정상적 시계열이지만, 장기적으로 두 증가 시계열들이 공적분의 관계에 수렴하는 것이 가능할 것이다. 여기서, 각 기업의 공적분 벡터가 공통일 필요는 없으며 고유하게 존재한다고 가정한다.

STATA가 제공하는 `xtcointtest` 함수를 적용하면 두 시계열의 공적분 관계의 존재 여부를 확인하는 것이 가능하다. `xtunitroot` 함수와 마찬가지로 몇 가지 조건(option)을 다르게 설정하여 각 조건에 따라 공적분 관계에 대한 가설검정 결과가 달라지는지 확인하였으며 Kao(1999), Pedroni(1999, 2004), Westerlund(2005)의 검정 방식을 적용하였다. 세 가지 검정 모두 불균형 패널(unbalanced panel)을 허용하고 기업 수 N 과 시점 T 가 충분히 크다는 전제 조건이 필요하다. 다만, 시계열 중간의 missing이나 gap을 허용하지 않으므로 전일 휴장이거나 관측치가 없는 경우 가장 최근의 이전 관측치를 결측치에 대체하여 분석하였다. 즉, 금요일 증가는 토요일과 일요일 결측치를 대체한다.

패널 공적분 관계에 있을 것으로 판단되는 두 변수 간의 식을 $y_{it} = x_{it}\beta_i + Z'_{it}\gamma_i + e_{it}$ 로 나타냈을 때 i 는 각 개체, 즉 기업을 표시하고 t 는 시간, 즉 일간(day)을 나타낸다. 그러므로 본 연구에서는 2023년 12월 28일 현재 유가증권 시장에 상장되어 거래되는 총 107개의 우선주를 개별 개체로 정의했고 종속변수로 우선주 증가 시계열의 일별 자료를 사용하였다. y_{it} 와 x_{it} 는 $I(1)$ 이고, x_{it} 내의 변수가 복수라면 x_{it} 안에서는 공적분 관계가 없다고 가정하는데 본 연구에서 우선주 증가와 공적분 관계에 있을 것으로 판단되는 x_{it} 는 보통주 증가 변수 하나로 가정한다. β_i 는 공적분 벡터(cointegrating vector)를 나타내며 개별 기업의 우선주 i 는 보통주와 고유의 공적분 벡터를 가지는 것으로 가정한다. Z_{it} 는 개별 기업의 비확률적 요인(deterministic terms)을 나타내며 y_{it} 와 공적분 관계가 없는 요인들 및 추세선(trends)을 포함하고 e_{it} 는 오차항을 나타낸다.

공적분 검정에서 귀무가설은 “모든 패널에서 y_{it} 와 x_{it} 사이에 공적분 관계가 없다”이고, 대립가설은 “모든 패널에서 공적분 관계가 있다” 또는 “일부 패널에서 공적분 관계가 있다”이다. Kao, Pedroni, Westerlund가 제시한 검정은 e_{it} 에 serial correlation이 존재하는지에 따라 각기 Modified Dickey-Fuller t , Modified Phillips-Perron t , Variance ratio의 통계량을 구하고, 추세선을 포함하는지, 패널 고유(panel-specific)한 요인들이 존재하는지, 각 공적분 벡터가 개체에 따라 고유한지 (또는, 모든 기업에서 동일한지) 등에 따라 계산되는 통계량들은 조금씩 달라진다.

〈Table 2〉는 패널 공적분 검정의 요약 결과를 보여준다. 예측된 잔차항이 $\hat{e}_{i,t} = \rho_i \hat{e}_{i,t-1} + \nu_{i,t}$ 을 따른다고 하면, ρ_i 는 AR parameter이다. Kao 검정에서의 통계량 Modified Dickey-Fuller t 는 AR parameter들이 개체에 따라 모두 같다고 가정하며, Pedroni 검정에서의 Modified Phillips-Perron t 는 개체마다 다른 AR parameter들을 가진다는 것을 가정한다. 또한 Westerlund 검정에서의 Variance ratio는 예측된 잔차항들의 분산 비율을 이용하여 통계량을 제시하는데 AR parameter들을 개별 개체마다 같거나 다르게 설정하는 것이 가능하다. 전체 107개의 우선주와 보통주 증가 시계열들에 대한 패널 공적분 검정을 정리한 〈Table 2〉의 결과를 보면, 추세선이 포함 여부, 공적분 벡터와 AR parameter가 개체별로 고유한지 등 조건과 무관하게 모든 p-value가 0에 근접한다. 즉, 모든 패널에서 두 시계열 사이에 공적분 관계가 없다는 귀무가설은 기각된다. 그러므로, 본 연구에서는 우선주 증가와 보통주 증가 사이에 공적분 관계가 존재함을 가정하고 두 시계열 사이의 장기 균형(long-run equilibrium) 상태를 고려한 모형을 적용하여 두 시계열의 증가 간 괴리율의 시차 변수들이 우선주 가격에 예측력이 있는지 분석한다.

Table 2. Panel Cointegration Tests

| H0: No cointegration | | | | | | | | |
|----------------------------------|------------------------------|----------|----------|-------------|------------|----------------------|----------------|----------------|
| Number of panels = 107 | | | | | | | | |
| Panel Cointegration Tests | Statistic | p-value | ADF lags | Panel means | Time trend | Cointegrating vector | AR parameters | |
| Ha: All panels are cointegrated | | | | | | | | |
| Kao | Modified Dickey-Fuller t | -24.8664 | 0.0000 | 1 | Incl. | None | Same | Same |
| | | -24.8664 | 0.0000 | 2 | Incl. | None | | |
| Ha: All panels are cointegrated | | | | | | | | |
| Pedroni | Modified Phillips-Perron t | -37.8999 | 0.0000 | 2 | Incl. | None | Panel-specific | Panel-specific |
| | | -41.8834 | 0.0000 | 2 | Incl. | Incl. | | |
| Ha: Some panels are cointegrated | | | | | | | | |
| Westerlund | Variance ratio | -5.0416 | 0.0000 | 0 | Incl. | Incl. | Panel-specific | Panel-specific |
| | | -3.9723 | 0.0000 | 0 | Incl. | None | | |
| Ha: All panels are cointegrated | | | | | | | | |
| Westerlund | Variance ratio | -2.9249 | 0.0017 | 0 | Incl. | Incl. | Panel-specific | Same |
| | | -2.2346 | 0.0127 | 0 | Incl. | None | | |

Ⅲ. 두 시계열의 장기 균형을 포함한 분석

1. 변수 설명 및 분석 표본

〈Table 3〉은 각 분석에서 사용되는 변수들의 정의 및 계산 방법을 나타낸다. 최수정(2024)의 분석에서 우선주-보통주 괴리율의 시계열적 변화를 설명하기 위해 Amihud 비유동성과 외국인들의 투자행태가 유의한 것으로 나타났으므로 우선주-보통주 괴리율 변수 외에 외국인 투자행태와 관련된 변수들을 각 분석식에 포함하여 결과를 도출하였다.⁶⁾

6) 각 변수들 간의 상관계수와 기초통계량은 최수정(2024)를 참조.

Table 3. Descriptions of Variables

| Variables | Definitions |
|----------------|---|
| L#.Diff(%) | 일별 우선주 증가와 보통주 증가 사이의 괴리율; 100*(보통주 증가-우선주 증가)/보통주 증가; L#에서 #는 시차; L1은 t-1일, L5는 t-5일 |
| L#.RET.P(%) | 우선주 수익률(현금배당 포함); L#에서 #는 시차; L1은 t-1일, L5는 t-5일 |
| PRC.PRE | t일 우선주 증가 |
| PRC.COM | t일 보통주 증가 |
| L1.PRC.PRE | t-1일 우선주 증가 |
| L1.PRC.COM | t-1일 보통주 증가 |
| D.PRC.COM | t일 보통주 증가 - (t-1)일 보통주 증가 |
| FRGN.CAP.P | 외국인 투자자들이 보유한 우선주의 시가총액; 우선주 증가*외국인보유 우선주 주식수; 단위는 조원 또는 10억원 |
| FRGN.PT.P(%) | 전체 우선주 상장주식수 대비 외국인 투자자들이 보유한 우선주 비중; 외국인보유 우선주 주식수/ 우선주 상장주식수 |
| FRGN.CAP.C | 외국인 투자자들이 보유한 보통주의 시가총액; 보통주 증가*외국인보유 보통주 주식수; 단위는 조원 또는 백만원 |
| FRGN.PT.ALL(%) | 전체 상장주식 대비 외국인 투자자들이 보유한 보통주와 우선주 비중; 외국인보유 주식수/ 상장주식수 |
| L1.FN.B.NUM | t-1일 외국인 투자자들의 우선주 순매수 수량; 단위는 주 |
| L1.FN.B.AMT | t-1일 외국인 투자자들의 우선주 순매수 대금; 단위는 만원 |
| D.FN.B.NUM | (t일 - t-1일) 전일 대비 당일 외국인 투자자들의 우선주 순매수 증분 수량; 단위는 주 |
| D.FN.B.AMT | (t일 - t-1일) 전일 대비 당일 외국인 투자자들의 우선주 순매수 증분 대금; 단위는 만원 |
| L1.ILLQ.P | 우선주에 대한 t-1일 Amihud(2002) 비유동성 지표; t-1일 포함하여 최소 관측치 수 11일 이상인 21일 관측치들의 이동평균; 즉, 일별 수익률의 절대값을 금액으로 표시한 일별 거래량으로 나누어 이전 21일의 평균값을 구하여 산출 |
| L1.ILLQ.C | 보통주에 대한 t-1일 Amihud(2002) 비유동성 지표; t-1일 포함하여 최소 관측치 수 11일 이상인 21일 관측치들의 이동평균; 즉, 일별 수익률의 절대값을 금액으로 표시한 일별 거래량으로 나누어 이전 21일의 평균값을 구하여 산출 |

보통주와 우선주 간의 장기적 관계(long-run relationship)를 설명하기 위한 분석 기간 T 를 충분히 확보하기 위해, 2019년 12월 31일 이전에 상장되어 2023년 12월 28일 현재 유가증권 시장에서 거래되고 있는 우선주 107개를 대상으로 (즉, 최소 4년 이상의 일별 관측치 존재) 2009년 1월 2일부터 2023년 12월 28일까지의 일별 증가 시계열에 대해 패널 공적분 분석모형을 적용하였다. 즉, 공적분 관계에 있는 두 우선주와 보통주 증가 시계열 사이에 장기 균형(long-run equilibrium)이 존재하는지 확인하고 괴리율의 시차 변수들이 우선주 가격을 예측하는데 통계적으로 유의한 지 확인한다.

2. 패널 고정효과 모형을 이용한 실증분석 결과

(Table 4)에서는 패널 공적분모형을 적용하기에 앞서 우선주의 일별 수익률이 $I(0)$ 라면, 우선주-보통주 괴리율의 시차 변수들이 일별 우선주 수익률을 설명할 수 있는지를 확인하였다. 패널 이중 고정효과(two-way fixed-effect) 모형을 사용하였으며 각 개별 주식과 년-월에 대한 고정효과를 포함했고 STATA의 *vce(robust)* 옵션을 이용하여 표준오차를 조정하였다. 각 별표는 5%, 1%, 0.1%의 유의수준을 나타내며 괄호 안은 조정된 표준오차를 이용한 *t-statistics*을 나타낸다.

Table 4. Results from Panel Two-way Fixed Effect Models

| | (i) | (ii) | (iii) | (iv) | (v) |
|-------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | RET.P | RET.P | RET.P | RET.P | RET.P |
| L1.DIFF | 0.005764** (2.94) | 0.009151*** (4.36) | 0.009143*** (4.36) | 0.009140*** (4.35) | 0.009002*** (4.28) |
| L2.DIFF | 0.000434 (0.19) | -0.003334 (-1.31) | -0.003334 (-1.31) | -0.003332 (-1.31) | -0.003893 (-1.54) |
| L3.DIFF | -0.003861 (-1.85) | -0.003942 (-1.72) | -0.003942 (-1.72) | -0.003943 (-1.72) | -0.004149 (-1.82) |
| L4.DIFF | -0.002503 (-1.40) | -0.002895 (-1.50) | -0.002895 (-1.50) | -0.002896 (-1.50) | -0.002282 (-1.18) |
| L5.DIFF | 0.000707 (0.51) | 0.001551 (1.06) | 0.001551 (1.06) | 0.001553 (1.06) | 0.001832 (1.26) |
| L1.RET.P | | 0.024999*** (4.13) | 0.024967*** (4.12) | 0.024956*** (4.12) | 0.024706*** (4.06) |
| L2.RET.P | | -0.003071 (-0.60) | -0.003104 (-0.61) | -0.003095 (-0.61) | -0.003698 (-0.73) |
| L3.RET.P | | -0.003532 (-0.76) | -0.003565 (-0.77) | -0.003566 (-0.77) | -0.004345 (-0.95) |
| L4.RET.P | | -0.006375 (-1.45) | -0.006408 (-1.46) | -0.006411 (-1.46) | -0.006041 (-1.39) |
| L5.RET.P | | -0.015896*** (-4.09) | -0.015931*** (-4.10) | -0.015933*** (-4.10) | -0.016932*** (-4.43) |
| FRGN.CAP.P | | | -0.037111*** (-3.52) | -0.036205*** (-3.41) | -0.036440*** (-3.43) |
| FRGN.PT.P | | | -0.000908 (-1.41) | -0.000906 (-1.41) | -0.000870 (-1.34) |
| FRGN.CAP.C | | | 0.006808*** (3.60) | 0.006794*** (3.59) | 0.006936*** (3.66) |
| FRGN.PT.ALL | | | -0.000105 (-0.11) | -0.000108 (-0.11) | -0.000127 (-0.13) |
| L1.FN.B.NUM | | | | 0.444399 (1.53) | 0.432206 (1.49) |
| L1.FN.B.AMT | | | | -0.046597 (-1.14) | -0.044765 (-1.09) |
| L1.ILLQ.P | | | | | -0.005735*** (-3.42) |
| L1.ILLQ.C | | | | | -0.004624 (-0.09) |
| C | 0.101994*** (18.68) | 0.102117*** (19.58) | 0.112744*** (7.89) | 0.112452*** (7.87) | 0.120623*** (8.34) |
| N | 359,480 | 359,460 | 359,460 | 359,460 | 352,047 |
| adj. R2 | 0.009 | 0.010 | 0.010 | 0.010 | 0.011 |

t statistics in parentheses
* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

식 (i)은 t-1일부터 t-5일까지의 괴리율들만을 이용하여 우선주 수익률을 종속변수로 분석한 결과이다. t-1일 괴리율(L1.DIFF)의 계수는 0.005764로 나타나 1% 유의수준 하에서 통계적으로 유의하였으며 전일 괴리율과 당일 우선주 수익률은 양의 관계에 보였다. 식 (i)부터 식 (v)까지의 모든 패널 회귀식에서 t-1일 괴리율이 모두 통계적으로 유의한 양의 관계를 보였으며, 이는 전일 보통주와 우선주 사이의 괴리율이 커졌다면 당일 우선주의 주가는 전일 대비 상승하는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 반면, t-2일부터 t-5일까지의 괴리율에 대한 다른 시차 변수들은 모든 패널 회귀식에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 즉, 투자자들이 많이 참고하는 괴리율에 기반한 트레이딩 전략은 하루 정도만 유효한 것으로 나타나 단기에 유효한 전략으로 판단된다.

다음으로는 우선주 수익률의 자기상관 가능성에 확인하였다. 당일 우선주 수익률들은 전일 우선주 수익률(L1.RET.P)과는 양의 자기상관을, 일주일 전 우선주 수익률(L5.RET.P)과는 음의 자기상관을 보여 특정 요일의 수익률이 높거나 낮은 요일 효과(day-of-the-week effect)는 매우 반전되는 것으로 나타났다. 즉, 요일 효과가 한국시장에서 유효한 것인지 확인하기 위한 추가 연구가 필요할 것으로 보인다.

외국인 투자자들의 투자행태를 보여주는 변수들 중 외국인 보유 우선주 시가총액(FRGN.CAP.P)이 우선주 수익률과 통계적으로 유의한 음의 값을 보였다(예를 들면, 식 (v)에서 -0.016932). 그러나 외국인 보유 보통주 시가총액(FRGN.CAP.C)은 통계적으로 유의한 양의 값을 보여(예를 들면, 식 (v)에서 0.006936) 외국인들의 우선주 보유 주식 수가 적을수록, 보통주 보유 주식 수가 많을수록 우선주 수익률은 더 높은 것으로 나타났다. 이는 외국인 투자자들이 우선주 거래를 통해 다른 투자자들보다 더 수익을 내고 있지는 않은 것으로 해석될 수 있으며 외국인 투자자들이 우선주를 선호하고 우선주-보통주 차익거래를 적극적으로 활용하고 있다는 통설과는 부합하지 않았다.⁷⁾ 우선주-보통주 괴리율과 비유동성을 연구한 최수정(2024)의 연구에서도 외국인 투자자들이 괴리율이 벌어진 상태에서 적극적으로 괴리율을 좁히는 방향으로 움직이지 않는 것으로 나타나 우선주 거래에 외국인들이 적극적으로 참여하며 차익거래를 시도한다는 통설과는 일치하지 않았다.

마지막으로 우선주와 보통주의 Amihud 비유동성을 나타내는 변수 중 t-1일 우선주의 비유동성(L1.ILLQ.P)만이 음의 계수(-0.005735)가 통계적으로 유의하게 나타나 전일 우선주의 유동성이 커질수록 오히려 당일 우선주의 수익률은 높아져 t일 이전 한 달간 우선주 거래가 활발할수록 오히려 우선주의 수익률은 높아지는 것을 확인할 수 있었다. 이는 위험 자산의 비유동성이 커질수록 요구 수익률이 높아진다는 유동성 위험 프리미엄 가설과 일치하지 않았다. 유가증권 시장에서 거래되는 1998년부터 2018년까지의 월별 주식 데이터를 분석한 전용호(2019)에 따르면, 유동성 프리미엄은 2004년까지 유의하게 나타났으나 2005년부터 2018년까지는 유의하게 나타나지 않았다. 즉, 유동성 프리미엄은 장기간에 걸쳐 점점 감소했으며 2000년대 중반 이후 유동성 프리미엄은 거의 소멸한 것으로 나타나 이는 본 연구의 결과와도 일치한다.

3. 패널 자기회귀시차분포 모형(Autoregressive Distributed Lag Model, ARDL) 및 오차수정 모형(Error Correction Model, ECM)을 이용한 실증분석 결과

우선주와 보통주 증가 사이의 장기 균형 관계(long-run equilibrium)를 분석에 포함하기 위해 본 연구는 패널 자기회귀시차분포모형(Autoregressive Distributed Lag Model, ARDL)과 패널 오차수정모형(Panel Error Correction Model, ECM)을 이용하였다. 또한 매 시점 개별 우선주의 증가는 시장 전체의 거시 경제적 요인에 공통으로 노출되어 있다고 판단되므로 우선주 간의 common correlated effect를 고려한 모형인 CS-ARDL과 CS-ECM을 이용하여 분석하였다(Pesaran, 2006; Chudik and Pesaran, 2015, Ditzen, 2021).

분석 전 사전 검정으로 common correlated effect가 존재 여부를 판단하는 검정은 STATA의 *xtcd2* 함수를 사용하였으며 Pesaran(2015, 2021)과 Fan et al.(2015)에서 제시하는 CD statistic 결과를

7) “극심한 ‘우선주 저평가’...더 커진 배당 매력” Available from (<https://www.hankyung.com/article/2020052874351>)

〈Table 5〉에 요약했다. 괄호안의 숫자들은 p-value를 의미하며, 우선주와 보통주의 증가에 대한 common correlated effect의 존재 여부에 대한 CD-통계량들의 p-value가 0에 근접하므로 통계적으로 weak dependence의 귀무가설이 기각되고 strong dependence의 대립가설이 지지 되는 것을 확인할 수 있다.

Table 5. Cross-sectional Dependence Tests

| Testing for weak cross-sectional dependence (CSD) | | CD | CDw | CDw+ |
|---|---------|---------------------|-------------------|--------------------|
| Pesaran(2015, 2021) | PRC.PRE | 2,133.42 (0.000) | | |
| | PRC.COM | 1,973.53 (0.000) | | |
| Fan et al.(2015) | PRC.PRE | | -8.72 (0.000) | 220,000 (0.000) |
| | PRC.COM | | -22.47 (0.000) | 200,000 (0.000) |

- 1) CD test is based on Pesaran(2015, 2021).
- 2) CDw+: CDw with power enhancement from Fan et al. (2015)
- 3) P-values are in parentheses.

첫번째 모형인 CS-ARDL(1,1)은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_{i,t} = \mu_i + \lambda_i y_{i,t-1} + \beta_{0,i} x_{i,t} + \beta_{1,i} x_{i,t-1} + \sum_{l=0}^p \gamma'_{i,l} \bar{z}_{t-l} + e_{i,t}, \tag{1}$$

여기서 $y_{i,t}$ 는 종속변수, 즉 우선주 증가이고 $x_{i,t}$ 는 보통주의 증가이다. μ_i 는 개체, 즉 개별 우선주마다 다르게 결정되는 개체에 대한 고정 효과(fixed-effect)를 나타내며, $\bar{z}_t = (\bar{y}_t, \bar{x}_t)$ 로 각 시점 각 종속변수와 독립변수의 횡단면 평균을 나타낸다. 즉, $\gamma_{t-l} = (\gamma_{y,i,l}, \gamma_{x,i,l})'$ 은 종속변수와 독립변수의 횡단면 평균값들인 \bar{z}_{t-l} 의 계수이며 nuisance parameter로써 통계변수로 포함되어 추정한다. 결국 \bar{z}_{t-l} 는 모든 우선주가 공통적으로 영향을 받는 요인들(common factors)이고, Chudik and Pesaran(2015)은 이러한 공통 요인들의 적정 시차를 $\sqrt[3]{T}$ 로 제시하였다. 그러나 일별 자료를 분석한 본 연구에서는 T 가 매우 커 $\sqrt[3]{T}$ 시차를 그대로 적용하기는 어려웠으므로 시차는 3으로 고정하여 적용하였다. Chudik and Pesaran(2015)은 각 종속변수와 독립변수의 각 시점 횡단면 평균값들을 ARDL 모형에 포함해서 계수들을 추정하는 경우, 자료에 횡단면 상관성(cross-sectional dependence)이 존재할 때 나타날 수 있는 계수의 편의성(bias)을 줄일 수 있다고 주장하였다.

따라서 본 연구는 우선주-보통주 간의 장기 균형을 추정하는 변수 및 괴리율의 시차 변수들과 더불어 common correlated effect를 고려하기 위한 보통주와 우선주의 각 시점 횡단면 평균값을 모형에 포함하였다. 즉, 우선주-보통주 증가 간의 장기 균형 존재 여부를 검증하기 위해 보통주 증가의 시차 변수들을 설명변수로 포함하였고, 이와 더불어 괴리율 변수에 대해서는 t-5 일까지의 시차 변수들 및 외국인 투자자들의 투자행태를 확인할 수 있는 변수들을 포함하여 추정모형을 구성하였다. 추정 결과는 〈Table 6〉의 식 (i), (ii)와 〈Table 7〉의 식 (i), (ii)에 요약했다. 〈Table 6〉는 우선주와 보통주 증가들의 횡단면 평균의 시차 변수를 3개 포함한 CS-ARDL의 추정 결과이며, 〈Table 7〉는 횡단면 평균의 시차 변수를 포함하지 않은 ARDL의 추정 결과이다. 위 식 (1)에서 각 개별 개체 i 에 대한 장기 균형(long-run equilibrium) 계수는

$$\hat{\theta}_{ARDL,i} = \frac{\hat{\beta}_{0,i} + \hat{\beta}_{1,i}}{1 - \hat{\lambda}_i}$$

이다. <Table 6>에 표시된 장기 균형 계수(Long Run Est.), 즉 LR,PRC,COM의 추정계수는 각 개별 개체 i 에 대해 식 (1)을 추정된 후 계수들의 평균을 표시한 것이다.

CS-ARDL 모형을 나타내는 식 (1)은 아래와 같은 CS-ECM 모형으로 변환할 수 있다.

$$\Delta y_{i,t} = \mu_i - \phi_i(y_{i,t-1} - \theta_i x_{i,t}) - \beta_{1,i} \Delta x_{i,t} + \sum_{l=0}^p \gamma'_{i,l} \bar{z}_{t-l} + e_{i,t}, \tag{2}$$

여기서 Δ 는 1차 차분을 나타내며, error-correction term(즉, EC term)의 계수인 ϕ_i 는 (1) 식에서의 $(1 - \lambda_i)$ 와 동일하고, 장기 균형으로의 조정이 얼마나 빠르게 일어나는지를 보여주는 adjustment parameter의 오차 수정의 속도(error-correction speed)를 의미한다. 즉, x_i 와 y_i 의 두 시계열 사이에 장기 관계(long-run relationship)가 존재한다면, $\phi_i \neq 0$ 이 될 것이다(Pesaran et al., 1999; Ditzen, 2021). CS-ARDL 모형과 마찬가지로 각 개별 개체 i 의 우선주와 보통주 증가 간의 장기 균형(long-run equilibrium)의 변화는 θ_i 로 확인할 수 있으며 <Table 7>에 표시된 장기 균형 계수(Long Run Est.), 즉 LR,PRC,COM의 추정 계수는 각 개별 개체 i 들의 장기 균형 계수 평균을 표시한 것이다.

Table 6. Results from CS-ARDL and CS-ECM Models with a Lag of 3

| | CS-ARDL | | CS-ECM | |
|----------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | (i) PRC.PRE | (ii) PRC.PRE | (iii) D.PRC.PRE | (iv) D.PRC.PRE |
| Short Run Est. | | | | |
| L1.DIFF | 42.4523** (2.80) | 30.2333* (2.22) | 42.4788** (2.80) | 30.2464* (2.22) |
| L2.DIFF | -1.5920 (-0.12) | 9.4312 (0.69) | -1.6070 (-0.12) | 9.4533 (0.69) |
| L3.DIFF | -17.5258** (-2.68) | -14.6259* (-2.02) | -17.6659** (-2.70) | -14.8002* (-2.04) |
| L4.DIFF | -6.8235 (-0.71) | -6.6358 (-0.65) | -6.6889 (-0.69) | -6.5073 (-0.64) |
| L5.DIFF | -14.4119* (-2.29) | -14.8187* (-2.40) | -14.4272* (-2.30) | -14.8385* (-2.41) |
| L1.PRC.PRE | 0.9222*** (104.03) | 0.9255*** (106.75) | | |
| L1.PRC.COM | -0.5750*** (-7.94) | -0.5774*** (-7.90) | | |
| PRC.COM | 0.6076*** (8.07) | 0.6066*** (8.03) | | |
| D.PRC.COM | | | 0.5749*** (7.95) | 0.5774*** (7.90) |
| FRGN.CAP.P | 1.5968*** (3.94) | 1.6030*** (3.96) | 1.6021*** (3.95) | 1.6079*** (3.97) |
| FRGN.PT.P | -424.1801*** (-3.61) | -419.6440*** (-3.59) | -424.4128*** (-3.62) | -419.8833*** (-3.59) |

| | | | | |
|---|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| FRGN.CAP.C | -8.0284 (-1.41) | -8.0919 (-1.44) | -8.0274 (-1.41) | -8.0965 (-1.44) |
| FRGN.PT.ALL | 61.0248* (2.47) | 56.2863* (2.52) | 60.9214* (2.47) | 56.1274* (2.51) |
| L1.FN.B.NUM | 0.0221 (1.30) | | 0.0221 (1.30) | |
| L1.FN.B.AMT | 0.1261 (1.21) | | 0.1265 (1.21) | |
| D.FN.B.NUM | | -0.0255* (-2.00) | | -0.0254* (-1.99) |
| D.FN.B.AMT | | 0.1250 (1.09) | | 0.1250 (1.09) |
| TREND | 748.1465 (0.37) | -111.6079 (-0.05) | 776.1664 (0.38) | -91.1128 (-0.04) |
| Long Run Est. | | | | |
| LR.PRC.COM | 0.3855 (1.15) | 0.5484* (1.99) | 0.3880 (1.15) | 0.5572* (2.02) |
| EC Term | -0.0778*** (-8.78) | -0.0745*** (-8.59) | -0.0778*** (-8.78) | -0.0745*** (-8.59) |
| N | 127,934 | 127,934 | 127,934 | 127,934 |
| # of groups | 107 | 107 | 107 | 107 |
| # of CS lags | 3 | 3 | 3 | 3 |
| t statistics in parentheses * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001 | | | | |

Table 7. Results from CS-ARDL and CS-ECM Models with a Lag of 0

| | ARDL | | ECM | |
|----------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|
| | (i) PRC.PRE | (ii) PRC.PRE | (iii) D.PRC.PRE | (iv) D.PRC.PRE |
| Short Run Est. | | | | |
| L1.DIFF | 51.6693 (1.75) | 32.5573 (1.62) | 51.6693 (1.75) | 32.5573 (1.62) |
| L2.DIFF | -2.9264 (-0.29) | 13.2092 (1.30) | -2.9264 (-0.29) | 13.2092 (1.30) |
| L3.DIFF | -14.3911* (-2.53) | -12.7441* (-2.28) | -14.3911* (-2.53) | -12.7441* (-2.28) |
| L4.DIFF | 1.6094 (0.29) | 3.2227 (0.66) | 1.6094 (0.29) | 3.2227 (0.66) |
| L5.DIFF | -15.9710** (-3.13) | -16.4606*** (-3.80) | -15.9710** (-3.13) | -16.4606*** (-3.80) |
| L1.PRC.PRE | 0.9155*** (100.26) | 0.9176*** (102.11) | | |
| L1.PRC.COM | -0.7264*** (-5.94) | -0.7275*** (-5.95) | | |
| PRC.COM | 0.7616*** | 0.7611*** | | |

| | | | | |
|--|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | (6.07) | (6.07) | | |
| D.PRC.COM | | | 0.7264*** | 0.7275*** |
| | | | (5.94) | (5.95) |
| FRGN.CAP.P | 1.8058*** | 1.7891*** | 1.8058*** | 1.7891*** |
| | (4.21) | (4.22) | (4.21) | (4.22) |
| FRGN.PT.P | -417.5402*** | -413.8101*** | -417.5402*** | -413.8101*** |
| | (-4.26) | (-4.21) | (-4.26) | (-4.21) |
| FRGN.CAP.C | -4.7544 | -4.9002 | -4.7544 | -4.9002 |
| | (-0.69) | (-0.71) | (-0.69) | (-0.71) |
| FRGN.PT.ALL | 76.3963* | 72.5054* | 76.3963* | 72.5054* |
| | (2.18) | (2.24) | (2.18) | (2.24) |
| L1.FN.B.NUM | -0.0118 | | -0.0118 | |
| | (-0.73) | | (-0.73) | |
| L1.FN.B.AMT | 0.1202 | | 0.1202 | |
| | (1.59) | | (1.59) | |
| D.FN.B.NUM | | -0.0092 | | -0.0092 |
| | | (-0.98) | | (-0.98) |
| D.FN.B.AMT | | 0.1090 | | 0.1090 |
| | | (1.30) | | (1.30) |
| TREND | 163.0420 | 39.8623 | 163.0420 | 39.8623 |
| | (0.07) | (0.02) | (0.07) | (0.02) |
| Long Run Est. | | | | |
| LR.PRC.COM | 0.5509** | 0.4967** | 0.5509** | 0.4967** |
| | (3.04) | (2.60) | (3.04) | (2.60) |
| EC Term | -0.0845*** | -0.0824*** | -0.0845*** | -0.0824*** |
| | (-9.26) | (-9.17) | (-9.26) | (-9.17) |
| N | 359,480 | 359,480 | 359,480 | 359,480 |
| # of groups | 107 | 107 | 107 | 107 |
| # of CS lags | 0 | 0 | 0 | 0 |
| t statistics in parentheses | | | | |
| * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001 | | | | |

CS-ECM 모형을 이용하여 추정한 결과는 <Table 6>과 <Table 7>의 식 (iii), (iv)에 요약했다. 위의 식 (1)과 (2)에서 보인 것처럼 CS-ECM 모형은 CS-ARDL 모형의 변환식으로 표현할 수 있으므로 (i)과 (iii), (ii)와 (iv)의 추정 결과는 거의 동일하다. <Table 6>는 우선주와 보통주 증가들의 횡단면 평균의 시차 변수를 3개 포함한 CS-ECM의 추정 결과이며, <Table 7>는 횡단면 평균의 시차 변수를 포함하지 않은 ECM의 추정 결과이다.

<Table 6>과 <Table 7>의 ARDL 추정 결과인 식 (i)과 (ii)의 차이와 ECM 추정 결과인 (iii)과 (iv)의 차이는 추가 설명 변수로 전일 외국인 투자자들의 순매수 행태 변수(L1.FN.B.NUM 또는 L1.FN.B.AMT)의 포함 여부 또는 전일 대비 당일 순매수 증분 변수(D.FN.B.NUM 또는 D.FN.B.AMT)의 포함 여부이다. <Table 6>에서 종속변수인 당일 우선주 주가를 예측하기 위해 전일 외국인 투자자들의 순매수 행태 변수의 계수 추정치는 수량, 금액에 대해 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 그러나, 전일 대비 당일 증분 변수 중 순매수 수량 변수(D.FN.B.NUM)가 5% 유의수준 하에서 통계적으로 유의한 음의 값을 보였다. Common correlated effect를 포함하지 않은 <Table 7>의 결과에서는 전일 시차 변수와 전일 대비 당일 증분 변수 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 즉, 외국인 투자자들의 우선주에 대한 순매수

수량이 전일 대비 당일 증가하는 경우 당일 우선주 증가는 오히려 하락하는 경향이 있으나 이러한 분석 결과의 강건성은 모형에 따라 다소 약해지는 것으로 나타났다.

다만, 외국인 순매수 행태 변수들의 통계적 유의성은 약했으나 외국인 투자자들의 선호 성향을 나타내는 우선주에 대한 외국인 보유 비중(FRGN_PT,P)과 보통주와 우선주 모두를 포함한 외국인 보유 비중(FRGN_PT,ALL)의 계수 부호는 반대로 나타나 흥미로운 결과로 판단된다. 즉, 외국인들의 보통주와 우선주를 합산한 보유 비중이 클수록, 우선주에 대한 보유 비중은 작을수록 우선주 증가는 높게 나타났다. 요약하면, 외국인 투자자들이 보통주(우선주) 주식에 많은(적은) 지분을 가지고 있을수록 오히려 우선주 가격은 높아졌다. 위의 외국인 순매수 행태 변수들의 결과와 함께 해석한다면, 외국인 투자자는 오히려 우선주 가격 변동에 크게 영향을 주는 매매 세력이 아닌 것으로 판단된다.

다음으로 장기 균형 관계를 나타내는 보통주 주가 변수(LR_PRC_COM)에 대해서, <Table 6>의 (ii)와 (iv), <Table 7>의 (i)부터 (iv)에서 추정된 계수값들은 약 0.5 전후로 통계적으로 유의했다. 즉, <Table 6>의 식 (ii)에서는 계수가 0.5484로 5% 유의수준 하에서 통계적으로 유의했으며 식 7의 식 (ii)에서의 계수는 0.4967로 1% 유의수준 하에서 통계적으로 유의했으므로 우선주와 보통주 증가 사이에 장기적으로 양의 균형 관계가 존재하는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 또한, 오차 수정항(error correction term; EC term)의 계수 추정치는 대략 -0.08 전후로 0.1% 유의수준 하에서 통계적으로 매우 유의했으며 이는 보통주와 우선주 증가 사이의 불균형(disequilibrium)이 균형상태로 매 기간 즉, 매일 약 8% 전후로 조정된다고 해석할 수 있다.

<Table 6>의 괴리율의 시차 변수들(L#.DIFF) 중에서는 t-1일 괴리율(L1.DIFF)의 계수가 1% 유의수준 하에서 t일 우선주 증가와 통계적으로 유의한 양의 관계를 보였으며 이러한 양의 관계는 우선주 수익률을 종속변수로 분석한 패널 고정효과 모형에서와 동일하게 나타났다. 즉, 전일 보통주와 우선주의 괴리율이 커진다면 (즉, 우선주의 가격이 보통주 가격에 비해 낮아진다면), 당일 우선주 증가는 괴리율을 좁히는 방향으로 상승한다고 해석할 수 있다. 다만, <Table 6>과 <Table 7>에서 t-3일과 t-5일 괴리율의 계수는 모두 통계적으로 유의한 음의 값을 보였다. 즉, t-3일과 t-5일 괴리율이 커질수록 오히려 t일 우선주의 증가는 하락하는 것으로 나타나, 우선주 증가는 전일 괴리율과는 같은 방향으로, 전주의 같은 요일 괴리율과는 반대 방향으로 움직이는 경향이 있는 것으로 판단된다. 단, 괴리율의 시차 변수가 우선주 증가에 미치는 영향에 대해서, 시차 변수들의 계수 크기를 비교한다면 <Table 6>의 식 (i)에서 t-1일은 42.4523, t-3일은 -17.5258, t-5일은 -14.4119였다. 요약하면, t-1일의 계수 크기가 매우 커 t-3일과 t-5일의 영향은 t-1일의 영향에 다 상쇄되는 것으로 판단된다. 그러므로 패널 고정효과 모형의 결과와 마찬가지로 괴리율에 기반한 트레이딩 전략은 하루 정도만 유효한 것으로 해석할 수 있다.

마지막으로 수익률을 종속변수를 하는 패널 고정효과 모형에서 당일 우선주 수익률을 설명하는데 통계적으로 유의했던 전일 Amihud 비유동성 변수(L1_ILLQ_P)는 통계적으로 유의하지 않아 <Table 6>과 <Table 7>에 보고하지 않았다.

IV. 결론 및 논의

기존 연구에서 주장하는 것처럼 우선주-보통주 괴리율이 의결권의 가치만을 나타낸다면, 괴리율의 시계열적 변동은 사실 설명하기 어렵다. 그러므로, 투자자들이 괴리율 변동을 이용한 트레이딩 전략을 시행하고자 한다면 괴리율의 변화 요인을 이해하고 있는 것이 필요할 것이다. 최수정(2024)에서 일별 괴리율을 결정하는 주 요인으로 Amihud 비유동성을 검토하였으며, 본 연구는 이에 대한 후속 연구로 괴리율의 등락에 기반하여 우선주를 거래하는 경우 과거 괴리율이 우선주의 수익률 및 가격 변동에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는지 분석하였다.

유가증권 시장에서 최소 4년 이상 일별 자료가 존재하는 우선주 107개를 대상으로 패널 분석을 실시하였으며 패널 이중 고정효과 모형 외에 최근 많이 활용되고 있는 ARDL 및 ECM 모형을 함께 적용하였다.

패널 이중 고정효과 모형과 비교했을 때 ARDL 모형과 ECM 모형을 적용하는 데 있어서의 장점은 우선주와 보통주 증가 시계열 간에 장기 균형이 존재하는 경우 장기 균형식을 함께 추정할 수 있다는 점이다. ARDL과 ECM 모형에서의 오차 수정항의 계수는 대략 -0.08 전후로 통계적으로 매우 유의했으며 이는 보통주와 우선주 증가 사이의 불균형 상태가 균형상태가 되기 위해 일간 약 8% 전후로 조정이 이루어지고 있다고 해석할 수 있다.

분석 결과 세 모형에서 모두 전일 괴리율이 당일 우선주 수익률이나 가격을 설명하는 데 있어서 통계적으로 유의하였으므로, 전일 괴리율을 참고하는 투자기법은 하루 정도 유효하다는 것을 의미한다. 즉, 전일 괴리율이 커지는 경우, 당일 우선주의 수익률 또는 증가는 상승하는 양의 관계가 있다.

흥미롭게도 외국인 보유 우선주 시가총액 또는 보유 비중이 낮을수록 우선주 수익률은 높았으며, 외국인 보유 보통주 시가총액 또는 보유 비중이 높을수록 우선주의 수익률이 높았다. 즉, 우선주의 가격 및 수익률을 상승시키는 투자 주체는 외국인 투자자들이 아니며, 이러한 결과는 우선주 가격급등 현상이 나타나는 우선주에 있어서 개인투자자들의 비중이 매우 높다는 언론 보도 내용과도 일치한다. 정리하면, 우선주 투자에 있어서 정보 우위에 있는 외국인 투자자들은 적극적으로 괴리율을 좁히며 수익을 추구하지 않았다. 이 때문에 우선주 가격급등 현상은 주로 개인투자자들의 비이성적인 행태와 관련이 있을 것으로 판단된다.

마지막으로 우선주에 대한 전일 Amihud 비유동성 변수의 경우, 고정효과 모형에서는 통계적으로 유의한 음의 값을 나타냈으나 ARDL 및 ECM 모형의 경우 유의하지 않았다. 즉, 이전 한 달간 우선주 거래가 활발할수록 오히려 우선주 수익률은 높아, 다시 말하면 비유동성에 대한 위험 프리미엄이 음의 값으로 나타난 것이다. 이러한 분석 결과 역시 투자자들의 비이성적 행태가 반영된 것으로 조심스럽게 해석할 수 있을 것이다. 다만, 장기 균형식을 포함하는 ARDL 및 ECM 모형의 분석 결과에서는 비유동성 변수가 통계적으로 유의하지 않았으므로 우선주의 비유동성 프리미엄과 수익률에 대한 신중한 해석이 필요하다.

References

- 국찬표 · 정근화 (2000), “기업지배권시장의 제도변화와 의결권의 시장가치”, *증권학회지*, 27(1), 1-33.
- 데이터가이드 (DataGuide)
- 전용호 (2019), “국내 주식시장에서 유동성 프리미엄의 장기적 변화에 대한 연구”, *아태비즈니스연구*, 10(2), 27-41.
- 최수정 (2024), “우선주-보통주 괴리율과 Amihud 비유동성”, *생산성연구: 국제융합학술지*, 38(2), 5-27.
- Amihud, Y. (2002), “Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects”, *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31-56.
- Choi, I. (2001), “Unit root tests for panel data”, *Journal of International Money and Finance*, 20(2), 249-272.
- Chudik, A. and M. H. Pesaran. (2015), “Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors”, *Journal of Econometrics*, 188(2), 393-420.
- Chung, K. H. and J. K. Kim (1999), “Corporate ownership and the value of a vote in an emerging market”, *Journal of Corporate Finance*, 5(1), 35-54.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller. (1979), “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Ditzen, J. (2021), “Estimating long run effects and the exponent of cross-sectional dependence: An update to xtdcce2”, *The Stata Journal*, 21(3), 687-707.
- Fan, J., Y. Liao and J. Yao. (2015), “Power enhancement in high-dimensional cross-sectional tests”, *Econometrica*, 83(4), 1497-1541.
- Im, K. S., M. H. Pesaran and Y. Shin. (2003), “Testing for unit roots in heterogeneous panels”, *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.

- Kao, C. (1999), "Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data", *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44.
- Pedroni, P. (1999), "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653-670.
- Pedroni, P. (2004), "Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis", *Econometric Theory*, 20(3), 597-625.
- Pesaran, M. H. (2006), "Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure", *Econometrica*, 74(4), 967-1012.
- Pesaran, M. H. (2015), "Testing weak cross-sectional dependence in large panels", *Econometric Reviews*, 34(6-10), 1089-1117.
- Pesaran, M. H. (2021), "General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels", *Empirical Economics*, 60, 13-50.
- Pesaran, M. H., Y. Shin and R. P. Smith (1999), "Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels", *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634.
- Westerlund, J. (2005), "New simple tests for panel cointegration", *Econometric Reviews*, 24(3), 297-316.
- Zingales, L. (1994), "The value of the voting right: A study of the Milan Stock Exchange Experience", *Review of Financial Studies*, 7(1), 125-148.
- Zingales, L. (1995), "What determines the value of corporate votes?", *Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 1047-1073.