



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경영학석사학위논문

한국 주식시장에서 주식 왜도의
평균과 시장 수익률 간의 역의
관계에 대한 횡단면 및 시계열 분석

2020년 2월

서울대학교 대학원
경영학과 재무금융 전공
제민우

한국 주식시장에서 주식 왜도의
평균과 시장 수익률 간의 역의
관계에 대한 횡단면 및 시계열 분석

지도교수 최 혁

이 논문을 경영학 석사 학위논문으로 제출함

2019 년 11 월

서울대학교 대학원
경영학과 재무금융전공
제 민 우

제 민 우의 석사 학위논문을 인준함

2019 년 12 월

위 원 장 조 재 호 (인)
부 위 원 장 최 동 범 (인)
위 원 최 혁 (인)

초 록

한국 주식시장에서 평균 왜도와 미래 시장 수익률 간에는 역의 관계가 존재한다. 본 연구에서는 한국 주식시장의 자료를 활용하여 기업 고유 왜도와 미래 시장 수익률 간의 관계를 살펴보았다. 시장 횡단면 및 시계열 분석을 통해 개별 주식의 월별 왜도들의 평균을 뜻하는 평균 왜도가 특히 다음 달 시장 수익률을 예측하는 데에 효과적임을 알 수 있었다. 평균 왜도의 후속 시장 수익 예측력은 평균 분산보다 더 유의미함을 보였고, 사업주기 및 시장 비유동성을 통제한 후에도 여전히 존재하였다. 또한, 시장 수익 예측력을 가지는 타 경제변수 및 재무변수들과 비교하여도 뛰어난 결과를 보여주었다. 평균 왜도를 기준으로 양과 음 두 개의 포트폴리오로 나누어 롱숏 포트폴리오를 구성한 후 시장 수익률을 기준으로 결과를 도출하였을 때에도 의미 있는 전략으로 활용 가능함을 알 수 있었다.

.....
주요어: 개별주식 평균 왜도, 기업 고유 왜도, 시장 수익률 예측

학 번: 2018-29450

목 차

초 록	
제 1 장 서 론	1
1.1 연구 목적 및 문헌 연구	1
1.2 논문의 구성	4
제 2 장 평균 왜도의 예측 가능성의 근거	5
제 3 장 연구 자료 및 예비 분석	9
3.1 연구 자료	9
3.2 예비 분석	10
제 4 장 실증 연구	14
4.1 기본 회귀분석	14
4.2 사업주기와 다른 예측 변수들의 통제	19
4.3 룡숯 포트폴리오	26
제 5 장 결 론	28
참고 문헌	29

그림 및 표 목차

[그림 1] 시장 및 개별 주식들의 평균 분산	12
[그림 2] 시장 및 개별 주식들의 평균 왜도	13
[표 1] 기초통계량과 상관관계 행렬	15
[표 2] 시장 수익률의 단일 예측 회귀분석	17
[표 3] 시장 수익률의 다중 예측 회귀분석	18
[표 4] 시장 수익률의 예측 회귀분석 - 사업주기와 시장 비유동성 ...	20
[표 5] 경제 변수들과의 비교	22
[표 6] 재무 변수들과 비교	24
[표 7] 양의 왜도 포트폴리오와 음의 왜도 포트폴리오의 룡솟 포트폴리오	27

제 1 장 서 론

1.1 연구 목적과 문헌 연구

본 연구에서는 개별 주식 수익률들의 평균 비대칭성이 향후 시장 수익률을 예측하는 능력을 횡단면 및 시계열 분석을 통해 살펴보았다. 비대칭적 분포를 나타내는 왜도의 역할은 두 가지의 관점으로 해석될 수 있다. 먼저, 음의 왜도는 큰 부정적 인식의 위험을 측정하는데 활용될 수 있으며, 꼬리 위험 (Kelly and Jiang, 2014; Bollerslev et al., 2015)이나 주가 급락 위험 (Kozhan et al., 2012)의 원인으로 볼 수 있다. 다른 측면으로 왜도의 선호는 투자자의 도박 선호와 연관되어 있다 (Barberis and Huang, 2008; Bordalo et al., 2012). 이 두 가지의 이유로, 투자자들은 의사결정 시에 왜도 수준에 매우 민감한 경향을 보인다.

투자자 선호도에서 왜도의 중요성은 표준 CAPM의 확장을 통하여 소개되고 있다. 투자자들이 양의 왜도 형태 증권들을 선호한다는 것을 고려할 때, 3차 적률 CAPM(Three-moment CAPM)은 왜도 선호에 관한 설명을 제공한다. 비체계적 위험(Idiosyncratic risk)이나 기업 고유 위험들은 다각화를 통해 분산시킬 수 있기 때문에, 오직 왜도의 체계적인 요소(예를 들어, 시장 포트폴리오 수익률과 기업 수익률의 공왜도)만이 보상받아야 하고, 이는 기업 간 기대 수익률에 대한 횡단면적인 분산을 설명해준다(Kraus and Litzenberger, 1976; Harvey and Siddique, 2000).

다수의 문헌이 비체계적 위험의 향후 수익률 예측 능력에 대해 강조한다. 이론적인 측면에서, 이전의 연구들에 따르면 손실 회피 효용을 가진 투자자들은 비체계적 위험에 관심이 있으며 (Barberis and Huang, 2001), 왜 투자자들이 분산되지 않은 포트폴리오를 보유하는지 설명한다. 이러한 주제의 주장은 비체계적 변동성의 역할(Merton, 1987)과 최근에는 비체계적 왜도의 역할을 설명하는 데까지 활용됐다 (Barberis and

Huang, 2008; Kumar, 2009; Boyer et al., 2010). Mitton and Vorkink (2007)은 왜도에 선호를 가진 투자자들이 그들의 포트폴리오를 분산하지 않고 양의 비체계적 왜도를 가진 자산에 더 투자하는 것을 보여주었다. 이에 대한 결과로, 높은 비체계적 왜도를 가진 주식들에 프리미엄을 지불한다는 것이다.

개별 수준에서 왜도의 중요성은 많은 실증연구를 통해 확인되어 왔다. 미래의 개별 주식 수익률과 주식옵션 수익률과 관련하여 상당한 예측력을 가지고 있다는 것이다 (Boyer et al., 2010; Bali and Murray, 2013; Conrad et al., 2013; Boyer and Vorkink, 2014; Amaya et al., 2015; Byun and Kim, 2016). 하지만 지금까지 어떤 논문도 시장의 왜도나 평균 왜도의 향후 시장 수익률을 예측 능력에 대해 연구한 것이 없었다. 비록, 3차 적률 CAPM이 시장의 왜도는 시장 수익률의 예측 변수라는 점을 내포하고 있지만, 이 함의는 자료들에 의해 지지가 되지 않았다 (Chang et al., 2011). 또한 현재까지, 어떠한 논문도 개별 왜도 평균의 향후 시장 수익 예측력에 대해 조사하지 않았다.

이 연구에서는 시장 수준에서 개별 주식 평균 왜도의 중요성을 평가할 것이다. 특히, 주식 왜도들의 평균, 주식 수익률 분포의 비대칭성이 향후 시장 초과수익을 예측하는 데 도움을 줄 수 있다는 이론적 기반과 실증적 증거를 제공할 것이다. 투자자들이 체계적이거나 개별적인 왜도를 선호하는 모형에서 이론적으로 평균 왜도가 시장 수익률의 미래 움직임을 예측해야 함을 보여줄 것이다. Goyal and Santa-clara (2003)과 Bali et al. (2005)에 의한 평균 변동성에 관한 실증적 연구를 확장하고, 똑같은 자료와 방법론을 사용하여 왜도(즉, 물리적인 왜도 측정)를 연구했다.

Jondeau, Zhang, Zhu (2019)는 이를 바탕으로, 미국 시장에서 평균 주식 왜도와 미래 시장 수익률 간의 상당한 음의 상관관계를 발견하였다. 이 관계는 동일가중과 가치가중 왜도 모두에서 성립했다. 2007-2009의 금융위기를 포함한 1963-2016에 해당하는 확장된 표본에도

들어맞으며, 부표본에서도 부합한다는 것이다. 일반적으로 낮은 가격, 작은 규모, 낮은 유동성을 가진 기업들을 제외하고 시장 수익률을 예측하는 경제 및 재무 변수를 통제한 이후에도 성립하였다. 회귀식에 시장 비유동성의 측정을 포함하여도, 평균 왜도의 영향은 상당히 존재한다는 것이다. 평균적으로 평균 왜도만을 고려한 기본 회귀분석에서 평균 월간 왜도의 1표준 편차 증가는 다음 달 월간 시장 수익률이 0.52% 감소하는 결과를 보였다고 한다.

미국 시장뿐만 아닌 한국 주식시장에서도 이와 같은 현상이 관찰되는지에 관해 연구하는 것이 이 논문의 의의라고 볼 수 있다. 또한, 실제 표준편차를 기준으로 헤지 포트폴리오를 구성한 후에도 유의미한 수익률을 관찰할 수 있었다. 기존의 국내 논문들 또한 개별 주식 수준에서의 왜도와 수익률 간의 관계에 대해 연구하였다. 배성우(2013)는 극단적 양의 수익률과 주식 수익률에 관한 연구를 진행하며 최대 일별 수익률을 기준으로 나눈 포트폴리오 분석을 한 결과, 동일가중 월평균 수익률로 봤을 때 KOSPI 시장과 KOSDAQ 시장 모두 극단적 양의 수익률과 주식 수익률 간에 통계적으로 유의한 음의 관계가 있는 것으로 나타났다. 하지만, 기업 고유 변동성을 고려했을 때는 극단적 양의 수익률과 주식 수익률 사이에 유의한 음의 관계가 나타나지 않았다고 한다. 서범진(2013)에서는 기대 고유 왜도와 주식 수익률을 연구하며 한국 주식시장의 투자자들이 예상하는 미래의 고유 왜도가 주식 수익률과 어떠한 관계를 맺고 있는지 분석하였다. 이 결과, 과거의 고유 왜도와 고유 변동성을 포함한 기업 특성 변수들을 사용한 회귀식을 사용하여 구한 기대 고유 왜도는 한국 주식시장에서 주식 수익률의 횡단면을 설명하는 능력이 있는 것으로 나타났다. Fama-Macbeth 회귀분석을 통한 검증에서도 기대 고유 왜도가 주식 수익률과 유의한 음의 관계를 보여주며, 이는 투자자들이 미래에 고유 왜도가 클 것으로 예상되는 주식을 고평가하며, 더 많은 프리미엄을 지불하고 있음을 의미한다는 것이다. 심주성(2013)은 조건부 왜도에 의한 주가 하락 예측과 관련하여, 주가 하락을 예측할 수 있는 음의 왜도가 크게 나타나는 조건들에 대해 분석하였다.

마지막으로 고훈찬, 김진우 (2017)연구에서는 국내 상장주식들을 대상으로 복권주식의 벤틨과 수익률 반전현상의 존재 여부를 검증하며 고위험-고왜도-저가의 특성을 갖는 주식으로 구성된 복권주식과 이와는 반대로 저위험-저왜도-고가의 특성을 갖는 주식으로 구성된 비복권주식 간의 벤틨과 수익률 반전현상을 비교하였다. 이를 통해 복권 주식에서 그다음 달과 사건일 이후 +60일까지 유의미한 음의 누적 수익률을 보이지만, 비복권주식에서는 유의미한 반전현상을 찾아볼 수 없었다는 결론을 내렸다.

이처럼, 국내 연구에서도 개별 주식 수준에서만 왜도와 수익률 간의 연구가 진행되어왔기 때문에, 이를 개별 주식들의 평균 왜도와 향후 시장 초과 수익률 간의 연구는 의의가 있을 것으로 본다.

1.2 논문의 구성

본 논문은 총 5장으로 구성되어 있으며, 그 구성은 다음과 같다. **2장**에서 주식 수익률 분포의 비대칭성과 미래 시장 수익률 간의 관계를 합리화할 수 있는 이론적 근거들을 살펴볼 것이다. **3장**에서는 연구에서 사용한 변수의 구성들을 설명하고 예비 분석을 제시할 것이다. **4장**에서는 평균 왜도가 음의 방향으로 후속 시장 초과 수익률을 예측한다는 실증 결과를 제공할 것이다. 이는 평균 왜도가 다른 경제 및 재무적인 시장 수익률 예측 변수들보다 더 우호적인 결과를 갖는다는 것을 보여준다. 또한 룡숏 포트폴리오를 바탕으로 전략적인 부분도 제시한다. **5장**에서는 이 논문의 결론을 짓겠다.

제 2 장 평균 왜도의 예측 가능성의 근거

미래 시장 수익률을 예측하는 평균 왜도의 기능은 다음과 같이 합리화될 수 있다. 투자자들은 왜도, 특히 음의 왜도 증권보단 양의 왜도를 가진 증권들을 보유하는 것을 선호한다. 따라서 양의 왜도 경향을 가진 증권들은 비싸고 기대 수익률이 음인 경향이 있다. 종합적인 수준에서, 기준 달의 평균 왜도 상승으로 인해 그다음 달의 시장 수익률이 낮아지는 경향을 보인다.

몇몇 이론들은 투자자들이 왜 양의 왜도 경향 증권들을 보유하는 것을 선호하는지에 대한 설명을 제공한다. Scott and Horvath (1980)은 일관된 적률 선호를 가지는 위험 회피 성향의 투자자들이 왜도에 관한 긍정적 선호를 나타낸다는 것을 보여주었다. 기대효용이론에서 왜도에 관한 선호는 신중함과 관련되어 있다 (Kimball, 1990; Ebert and Wiesen 2011). 투자자 왜도 선호의 중요한 결과는 양의 왜도를 가진 증권들이 비싸지고 음의 수익률 프리미엄을 유발하는 경향이 있다는 것이다. 자산 가격 결정 내의 왜도의 역할에 관한 이전의 연구들은 투자자들이 완전히 다각화된 포트폴리오를 가진 경우를 전제했다. 이러한 맥락에서, 시장 포트폴리오(체계적 위험)를 가진 자산의 공왜도는 가격에 반영되어야 한다 (Kraus and Litzenberger, 1976; Barone-Adesi, 1985; Harvey and Siddique, 2000; Dittmar, 2002). 투자자의 포트폴리오 선택 문제의 1차 조건은 오일러 방정식이다: 모든 i 에 대해 $E_t[(1+R_{i,t+1})m_{t+1}]=1$ 이며 $R_{i,t+1}$ 은 기업 i 의 수익률, m_{t+1} 은 t 와 $t+1$ 사이의 시간 간 한계 대체율을 나타내고, 이는 위험 자산에 대한 가격 결정 커널(pricing kernel)을 보여준다. 3차 적률 CAPM에서, 가격 결정 커널은 시장 수익률에 관한 2차 함수이다 Harvey and Siddique, 2000; Dittmar, 2002).

3차 적률 CAPM과 관련하여 자산 기대 수익률의 횡단면적인 변

동을 설명하기 위해 시장 포트폴리오와 자산 간의 공왜도의 역할에 기반한 실증적 연구들이 있었다 (Harvey and Siddique, 2000). 그러나 미래 시장 수익률을 예측하는 측면에서 시장 왜도는 증거가 매우 빈약하다 (Chang et al., 2011). 4장 1절에서 설명하듯이, 시장의 변동성과 시장의 왜도는 향후 시장 수익을 예측하기에는 부족한 예측 변수이다. 따라서 체계적인 왜도는 투자자들의 왜도 선호가 미래 시장 수익률에 영향을 미치는 것의 주요 요인이 아니다.

미래 시장 수익률을 예측하는 데 있어 시장 왜도가 빈약한 설명력의 가지는 이유는 투자자들이 잘 분산된 포트폴리오를 가지고 있지 않기 때문일 수 있다 (Mitton and Vorkink, 2007; Kumar, 2009). 이는 여러 이론의 실증적인 결과와 일치한다. 누적적 전망 이론(Tversky and Kahneman, 1992)은 개별 주식 왜도 선호의 특징을 가진 도박 선호 현상과 관련된 투자 결정이 자산 가격에 큰 영향을 미칠 수 있다는 것을 보여준 많은 문헌에 영향을 주었다. Simkowitz and Beedles (1978)와 Conine and Tamarkin (1981)는 왜도를 선호하는 투자자들의 경우, 양의 왜도에 치우친 자산들의 상승 여력으로부터 이익을 취하기 위해 분산되지 않은 포트폴리오를 보유한다고 하였다. 사람마다 이질적인 왜도 선호를 가진 모델에서, Mitton and Vorkink (2007)은 체계적인 왜도가 가격에 반영될 뿐만 아니라, 비체계적인 왜도 또한 자산 가격 결정과 연관 있다는 것을 발견했다. 높은 비체계적인 왜도를 가진 자산들은 음의 수익 프리미엄을 요구한다. 비슷한 맥락에서, Barberis and Huang (2008)은 투자자들이 확률 가중치를 잘못 계산하여 양의 왜도에 치우친 증권들에 더 많이 투자하는 관한 모형을 구상하였다. 다른 이론들도 유사한 결론을 보인다. Brunnermeier and Parker (2005)와 Brunnermeier et al. (2007)은 투자자들이 미래의 확률적 상황에 왜곡된 신념을 가지고 자신들의 기대 효용을 극대화하는 선택을 한다는 것을 보여준다. 그들은 양의 왜도에 치우친 자산들에 투자하며 포트폴리오를 분산하지 않는 경향이 있다는 것이다. Bordalo et al. (2012)은 투자자들이 그들의 객관적인 확률을 고려해도, 두드러진 보상에 비중을 확대한다는 이론을 발전시켰

다. 이러한 생각은 높은 수익을 받을 수 있는 가능성이 있는 왜도가 오른쪽으로 치우친 자산들의 선호로 이어졌다. Bordalo et al. (2013)에서 높은 상승 가능성(양의 왜도)을 가진 자산들은 고평가되었고, 큰 하방 가능성(음의 왜도)을 가지는 자산들은 저평가되었다고 하였다.

최근의 논문연구들은 또한, 기업의 비체계적인 왜도와 그에 따른 수익 간의 관계가 성장 옵션(growth option)과 관련 있을 수 있다고 주장하였다. Trigeorgis and Lambertides (2014)와 Del viva et al. (2017)는 성장 옵션이 비체계적 왜도의 중요한 결정 요소라고 하였다. 왜냐하면 리얼 옵션(real option)의 수익구조가 불록하기 때문이다. 투자자들이 리얼 옵션의 상승 여력으로부터 이익을 얻기 위해 기꺼이 프리미엄을 지불하기 때문에, 성장 옵션이 있는 기업들은 일반적으로 기대 수익률이 낮다는 것이다.

투자자들이 체계적인 왜도와 개별적인 왜도 모두를 선호할 때, 가격 결정 커널은 개별적인 혁신을 포함한 모든 위험의 요소에 의해 결정된다. 일반적인 접근법은 근본적인 위험의 요소들에서 가격 결정 커널이 선형적이라고 있다는 것이다 (Ait-Sahalia and Lo, 1998; Bates, 2008; Christoffersen et al., 2012). 이차함수의 항과 관련하여 시장 기대 수익률은 다음의 식에 따라 도출된다.

$$E_t[R_{m,t+1}] - R_{f,t} = \lambda_{m,t} V_{m,t} + \psi_{m,t} Sk_{m,t} + \lambda_{I,t} V_{w,t} + \psi_{I,t} Sk_{w,t}, \quad (\text{식 1})$$

$R_{m,t+1}$ 와 $R_{f,t}$ 은 시장 수익률과 무위험 수익률을 나타내고, $V_{m,t} = V_t[R_{m,t+1}]$ 과 $Sk_{m,t} = Sk_t[R_{m,t+1}]$ 은 t 시점에서 이용 가능한 정보에 따른 $t+1$ 시점에서의 시장 분산과 왜도이고, $V_{w,t} = \sum_{i=1}^N w_{i,t} V_t[\epsilon_{i,t+1}]$ 와 $Sk_{w,t} = \sum_{i=1}^N w_{i,t} Sk_t[\epsilon_{i,t+1}]$ 는 평균 분산과 왜도를 뜻하며, $w_{i,t}$ 는 기업 i 의 상대적 시가총액이다. 앞의 두 항의 표현은 Kraus and Litzenberger (1976)의 3차 적률 CAPM과 일치한다. 마지막의 두 항은 기업 고유의

기대 분산과 왜도의 평균이 총 기대 수익률에 기여한 것에 해당한다. 이러한 다양한 예측 변수와 관련된 매개 변수들의 크기와 중요성은 원칙적으로 투자자들의 선호도에 따라 다르다.

개별 또는 비체계적인 변동성과 왜도가 가격 결정에 반영되어야 한다는 이론적인 동기에 의해, 여러 연구가 이러한 변수들이 횡단면 회귀분석에서 향후 개별 주식 수익률을 예측할 수 있는지에 대해 조사하였다. 아는 한에서, (식 1)에서 도출된 평균 왜도의 향후 시장 수익률 예측 능력은 아직 평가되지 않았다. 이전 몇몇 연구들이 관련된 시계열 회귀 분석을 추정했지만, 일정한 결과를 얻지 못했다. Chang et al. (2011)은 Standard & Poor's (S&P) 지수 옵션을 사용하여 미래의 월별 수익률에 대해 물리적 시장 왜도는 미약한 신뢰수준에서지만 상당히 부정적인 영향을 준다는 것을 발견했다. Garcia et al. (2014)은 Center for Research in Securities Prices (CRSP) 자료를 활용하여, 월별 수익률 횡단면 분포의 사분위수에 기반한 횡단면 분산과 강건한 왜도의 측정이 미래 시장 수익률을 예측할 수 있는지에 대해 조사하였다. 그들은 가치가중 시장 수익률을 예측하는 데 있어 왜도 매개변수가 중요하지 않다는 것을 알아냈다. Stöckl and Kaiser (2016)는 비록 짧은 기간이었지만, 파마-프렌치 포트폴리오의 횡단면 왜도가 횡단면 변동성에 대한 예측력을 가진다고 했다.

제 3 장 연구 자료 및 예비 분석

3.1 연구 자료

본 연구에서는 평균 분산과 왜도를 측정하기 위해 2009년 1월부터 2018년 12월까지 한국거래소(KRX)의 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 모든 보통 주식들의 개별 기업 수준의 일별 수익률 자료를 활용하였다. 주식 관련 자료는 대부분 Dataguide를 바탕으로 하여 부족한 월별 배당, 재무 자료는 국가통계포털 KOSIS를 참고하였다. 또한 비유동적인 주식(비유동성 측정에서 백분율 상위 0.1% 수준에 해당하는 주식)과 낮은 가격의 주식(1,000원 미만의 주식)들은 제외하였다. 시장 초과 수익률은 총 주식 수익률에서 단기 이자율을 뺀 값으로 계산한다. 총 주식 수익률은 배당금을 포함한 가치가중 시장 지수에 대한 단순 수익률이고, 무위험 단기 이자율은 한국은행 경제통계시스템에서 제공하는 통화안정증권 365일 물의 월별 수익률 자료를 사용하였다. 이를 바탕으로 $r_{i,t} = R_{i,t} - R_{f,t-1}$ 을 t 달에서 주식 i 의 초과 수익률로 규정하고 $r_{m,t} = R_{m,t} - R_{f,t-1}$ 를 t 달의 시장 초과 수익률로 보겠다. 또한 $r_{i,d}$ 와 $r_{m,d}$, $d=1, \dots, D_t$, 는 D_t 가 t 월의 마지막 일자를 나타낼 때 일별 초과 수익률을 d 라고 하겠다.

일별 자료가 활용 가능한 경우 주식 i 의 t 달 동안 월별 분산을 계산하는 일반적인 방법은

$$V_{i,t} = \sum_{d=1}^{D_t} (r_{i,d} - \overline{r_{i,t}})^2 + 2 \sum_{d=2}^{D_t} (r_{i,d} - \overline{r_{i,t}})(r_{i,d-1} - \overline{r_{i,t}}), \quad (\text{식 2})$$

를 사용하였다. $\overline{r_{i,t}}$ 는 t 월의 i 주식의 일평균 초과 수익률을 나타낸다. 오른쪽의 두 번째 항은 1차 자기상관 조정에 해당한다(French et al., 1987). 기업들의 월별 분산들의 평균을 계산하기 위해 두 가지 접근법을 활용하였다. 첫 번째 방법은 Goyal and Santa-Clara (2003)이 사용한 것

으로 동일가중에 기반하고 있다: $V_{ew,t} = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} V_{i,t}$, N_t 는 t 월에 활용 가

능한 기업의 개수이다. 2번째 측정법은 Bali et al. (2005)이 채택했던 가치가중 방식이다: $V_{vw,t} = \sum_{i=1}^{N_t} w_{i,t} V_{i,t}$ 로 $w_{i,t}$ 는 t 월의 주식 i 의 상대적 시가총액이다.

왜도를 측정하는 건 쉽지 않았다. 왜냐하면, 모든 관측값을 세거듭제곱으로 올리게 되면 왜도가 극단치에 민감해지기 때문이다. 주식의 월별 (표준화된) 왜도는

$$Sk_{i,t} = \sum_{d=1}^{D_t} r_{i,d}^3, \quad (\text{식 3})$$

으로 정의하였다. $\tilde{r}_{i,d} = (r_{i,d} - \overline{r_{i,t}}) / \sigma_{i,t}$ 이고 $\sigma_{i,t}^2 = \sum_{d=1}^{D_t} (r_{i,d} - \overline{r_{i,t}})^2$ 이다. 표준화된 측정값을 통해 다른 분산을 가지는 기업 간의 왜도들을 비교할 수 있었다. 평균 왜도에 있어서, 월별 왜도의 평균은 동일가중 방법은

$$Sk_{ew,t} = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} Sk_{i,t} \text{이고 가치가중 방법은 } Sk_{vw,t} = \sum_{i=1}^{N_t} w_{i,t} Sk_{i,t} \text{로 계산되었}$$

다.

3.2 예비 분석

그림 1에서 보이듯이, 시장 분산과 주식 분산의 평균은 비슷한 동적 특징을 가진다. 표 1의 기초통계량과 상관관계에서도 수치를 통해 이러한 특징을 파악할 수 있다.

그림 2는 시장 왜도와 주식 왜도의 평균 간의 다른 패턴을 확인할 수 있고, 결론적으로 대부분 비슷하지 않은 모습을 보여준다. 시장의 왜도는 평균적으로 음의 값을 갖고, -1과 1 사이의 비교적 넓은 범위의 값 내에 있다. 평균 왜도는 일반적으로 0에서 0.4 사이의 양의 값을 가진다. 이러한 값들은 표1의 기초 통계량을 통해서도 확인할 수 있듯이, 평균 왜도와 시장 왜도가 반대 부호를 가지는 기간이 존재한다는 것을 알 수 있다. 예로, 시장 왜도가 가장 큰 음의 값을 가지는 2018년도에 평균 왜도는 오히려 양의 값을 가진 것을 알 수 있다. 또한 시장 왜도가

가장 높았던 2013년에 평균 왜도는 일반적인 값을 띄는 것으로 보인다. Albuquerque (2012)는 이처럼 기업과 시장 수준에서 다른 방향의 왜도가 나타나는 것에 대한 이론적인 설명을 제시했다. 즉, 개별 주식 수익률의 양의 왜도는 기대 수익률과 변동성 간의(위험-수익 균형) 양의 상관관계 때문이며 음의 시장 왜도는 기업들의 실적 발표 사건의 횡단면적 이질성으로 나타난다는 것이다.

시장 수익, 평균 분산 그리고 평균 왜도가 일별 수익률의 횡단면 요소로 구성되기 때문에, 이들은 동시 상관관계가 나타나는 경향이 있다. [표 1]의 상관관계 행렬은 시장 수익과 평균 분산, 그리고 왜도 간의 관계가 다름을 보여준다. 평균 분산은 시장 수익 간에는 음의 상관관계(가치가중 및 동일가중 평균 분산에 대해 코스피는 각각 -14.9%, -16.9%이며 코스닥은 각각 -7.9%, -9.4%)가 나타나고, 시장 수익과 평균 왜도 간의 동시적 상관관계는 양의 값(가치가중 및 동일가중 평균 왜도에 대해 코스피는 각각 31.9%, 54.3%이며 코스닥은 각각 54.9%, 56.7%)을 보인다. 횡단면 평균과 왜도 변수의 횡단면 간의 양의 동시 상관관계는 변수가 비정규분포인 제한된 표본에서 예상된다(Bryan and Cecchetti, 1999). 이러한 높은 상관관계는 데이터에 시간 의존성이 없어도 존재하므로 시장 수익률과 지연된 왜도 사이의 상관관계에 대한 어떤 것도 제공하지 않는다.

반면, t 달의 평균 왜도나 분산과 $t+1$ 달의 시장 수익률 간의 상관관계는 수익 과정에서 시간 의존성이 포함되기 때문에 다른 요인에 의한 것이다. 동시적인 경우와는 반대로, 표는 시장 수익률과 지연된 평균 왜도 간의 음의 상관관계(가치가중 및 동일가중 평균 왜도에 대해 코스피는 각각 -14.9%, -28.7%이며 코스닥은 각각 -24.1%, -27.4%)를 보이며 이는 평균 왜도가 시장 수익률을 음의 방향으로 예측할 수 있음을 나타낸다.

또한 표는 시장 왜도와 평균 왜도 간의 상대적으로 낮은 상관관계(가치가중 및 동일가중 평균 왜도에 대해 코스피는 각각 55.6%,

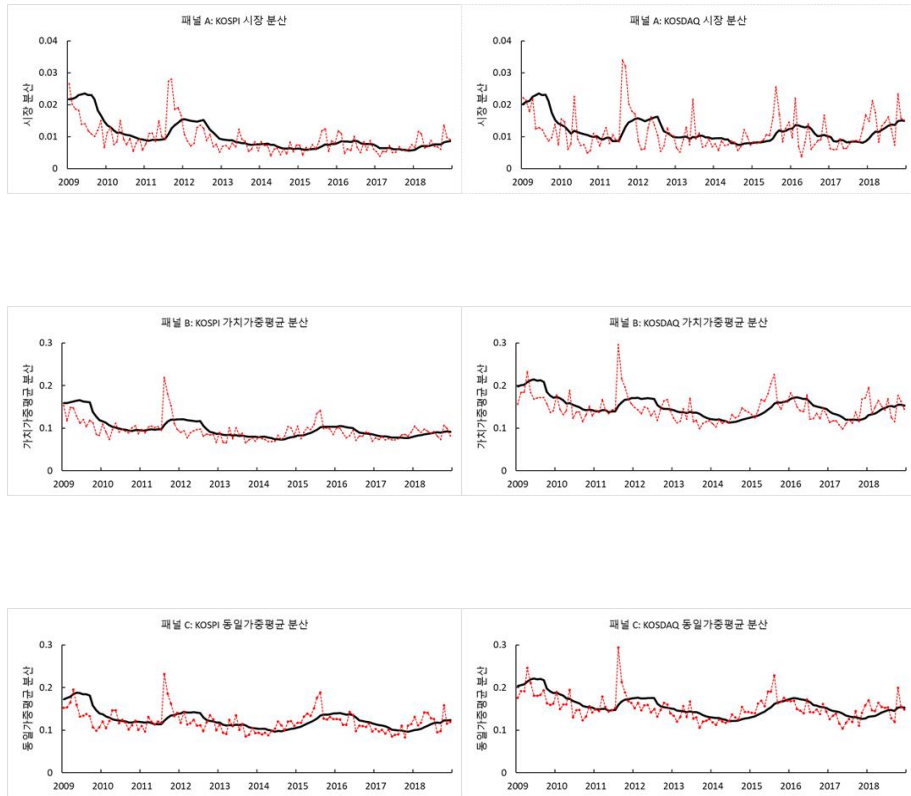


그림 1. 코스피와 코스닥 각각의 시장과 주식들의 평균 분산. 이 그림은 12개월 이동평균 값(굵은 선)과 원자료(점선)로 시장 분산, 가치가중평균 분산, 동일가중평균 분산의 제공근을 나타냈다. 표본은 2009년 1월부터 2018년 12월까지이다.

30.3%이며 코스닥은 각각 35.5%, 29.5%)를 보여준다. 이 수치들은 시장 왜도와 평균 왜도가 그림 2에서 보이듯이 다른 형태의 정보들을 전달하는 것임을 확인시켜주는 것이다.

시장 왜도는 주로 기업의 수익률들 사이의 비선형적 의존성들을 반영한 공왜도 조건에 의해 산출되며 이러한 공왜도는 기업 수가 많아지더라도 평균 왜도에 의해 좌우되지 않는다.

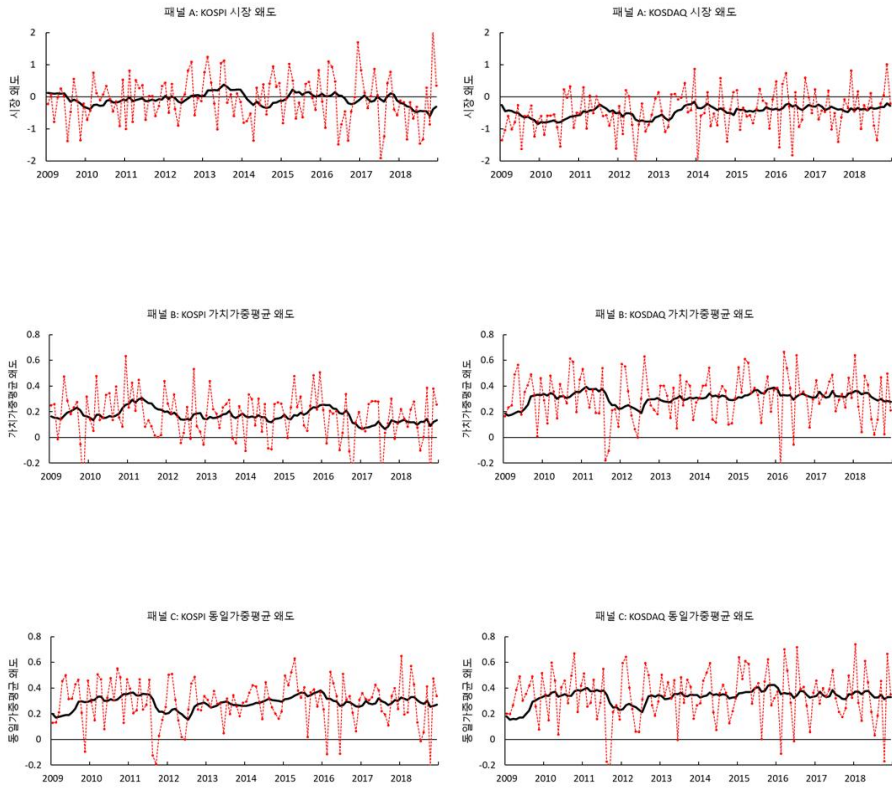


그림 2. 코스피와 코스닥 각각의 시장과 주식들의 평균 왜도. 이 그림은 12개월 이동평균 값(굵은 선)과 원자료(점선)로 시장 왜도, 가치가중평균 왜도, 동일가중평균 왜도를 나타냈다. 표본은 2009년 1월부터 2018년 12월까지이다.

제 4 장 실증 연구

이제 회귀분석을 통한 실증 연구를 바탕으로 이론적 표현과 상응하는지에 대해 후속 시장 초과 수익률을 예측하는 데에 있어 시장 분산 및 왜도, 평균 분산과 왜도의 역할을 살펴보겠다.

4.1 기본 회귀분석

기본 회귀분석식은 아래와 같고, 평균 분산과 왜도의 정의는 가치가중과 동일가중으로 나뉜다:

$$r_{m,t+1} = a + bV_{m,t} + cSk_{m,t} + dV_{vw,t} + eSk_{vw,t} + e_{m,t+1} \quad (\text{식 5})$$

와

$$r_{m,t+1} = a + bV_{m,t} + cSk_{m,t} + dV_{ew,t} + eSk_{ew,t} + e_{m,t+1}. \quad (\text{식 6})$$

[표 2]에서 (식 4)와 (식 5)에 활용된 개별 변수들을 따로 소개하였다. 자료들은 2009년부터 2018년까지의 표본들을 활용하며 패널 A는 KOSPI, 패널 B는 KOSDAQ 시장을 각각 나타낸다. 후속 시장 수익률에 대한 시계열 회귀분석을 통해 시장 분산은 t값이 코스피 및 코스닥 시장 각각 1.18과 1.40으로 유의미성이 부족함을 보이고, 수정된 결정계수가 각각 1.01%와 2.18%를 보이는 것을 알 수 있다. 2장에서 이야기하였듯이, 시장 왜도는 미래 시장수익률을 예측할 수 없다. 가치가중평균 및 동일가중평균 분산 모두 시장 수익률을 예측하는 데에 적합하지 않다. 반면 평균 왜도들의 계수들은 전반적으로 유의미하며 음의 값을 가지는 것을 알 수 있다. 그 중 동일가중평균 왜도는 가장 높은 t값인 -3.86, -3.49를 보이며 가장 높은 수정된 결정계수인 7.47%와 6.69%를 가지고 있는 것을 확인할 수 있다. [표 3]은 (식 4)와 (식 5)에 제시된 변수들의 다중 회귀분석을 나타낸다. 2장에서 3차 적률 CAPM은 기업 간 기대 수익의 횡단면적 변동에 대한 적절한 설명을 제공하지만

표 1

기초통계량과 상관관계 행렬.

이 표는 다음 변수들에 대한 기초통계량과 상관관계 행렬 수치를 제공한다: 코스피 및 코스닥 각각의 가치가중 시장 초과 수익률 $r_{m,t}$, 시장 분산 $V_{m,t}$, 시장 왜도 $Sk_{m,t}$, 가치가중평균 분산 $V_{vw,t}$, 동일가중평균 분산 $V_{ew,t}$, 가치가중평균 왜도 $Sk_{vw,t}$, 동일가중평균 왜도 $Sk_{ew,t}$ 이다. 표본 기간은 2009년 1월부터 2018년 12월까지이다.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
기초통계량						
변수	평균	최소값	중간값	최대값	표준편차	AR_1
패널 A: KOSPI						
$r_{m,t}$	0.005	-0.135	0.007	0.134	0.043	-0.058
$V_{m,t} \times 100$	0.011	0.001	0.006	0.079	0.013	0.626
$Sk_{m,t}$	-0.088	-1.909	-0.094	2.073	0.716	0.130
$V_{vw,t}$	0.009	0.004	0.008	0.048	0.006	0.588
$V_{ew,t}$	0.015	0.007	0.014	0.053	0.007	0.573
$Sk_{vw,t}$	0.168	-0.402	0.186	0.633	0.183	0.026
$Sk_{ew,t}$	0.289	-0.205	0.308	0.648	0.171	0.119
패널 B: KOSDAQ						
$r_{m,t}$	0.007	-0.215	0.006	0.208	0.058	-0.012
$V_{m,t} \times 100$	0.016	0.001	0.009	0.116	0.018	0.446
$Sk_{m,t}$	-0.465	-2.081	-0.497	1.016	0.608	-0.022
$V_{vw,t}$	0.022	0.010	0.020	0.088	0.010	0.498
$V_{ew,t}$	0.024	0.011	0.022	0.086	0.010	0.511
$Sk_{vw,t}$	0.313	-0.236	0.332	0.665	0.179	-0.011
$Sk_{ew,t}$	0.339	-0.215	0.345	0.739	0.194	0.004

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
상관관계							
변수	$r_{m,t+1}$	$r_{m,t}$	$V_{m,t}$	$Sk_{m,t}$	$V_{vw,t}$	$V_{ew,t}$	$Sk_{vw,t}$
패널 A: KOSPI							
$r_{m,t}$	-0.058						
$V_{m,t}$	0.138	-0.219					
$Sk_{m,t}$	-0.018	0.099	-0.044				
$V_{vw,t}$	-0.005	-0.149	0.843	-0.044			
$V_{ew,t}$	0.002	-0.169	0.687	-0.023	0.883		
$Sk_{vw,t}$	-0.149	0.319	-0.102	0.556	-0.054	-0.025	
$Sk_{ew,t}$	-0.287	0.543	-0.477	0.303	-0.339	-0.255	0.519
패널 B: KOSDAQ							
$r_{m,t}$	-0.012						
$V_{m,t}$	0.173	-0.266					
$Sk_{m,t}$	-0.063	-0.108	-0.114				
$V_{vw,t}$	0.024	-0.079	0.796	-0.095			
$V_{ew,t}$	0.015	-0.094	0.769	-0.138	0.955		
$Sk_{vw,t}$	-0.241	0.549	-0.588	0.355	-0.306	-0.279	
$Sk_{ew,t}$	-0.274	0.567	-0.631	0.295	-0.346	-0.328	0.931

(Harvey and Siddique, 2000) 시장 왜도는 후속 월별 시장 초과 수익률을 예측하는 데 있어 제한된 예측력을 보였다. 이 주장을 확실히 하기 위해, 우리는 시장 측면의 회귀분석을 (1)열에 표시하였다. 시장 분산과 왜도는 유의미성이 부족하며 수정된 결정계수 또한 코스피 및 코스닥 시장에서 0.23%와 1.52%로 낮아, 시장 분산과 왜도가 후속 시장을 예측하는 것에 있어 부족한 변수임을 알 수 있다. (2)열과 (3)열은 가치가중평균과 동일가중평균의 측면에서 예측 회귀분석을 나타낸다. [표 2]에서 오직 동일가중평균 왜도만이 코스피와 코스닥 시장 모두에서 상당한 유의미성을 가졌던 것처럼 코스피 시장에서는 -0.077, 코스닥 시장에서는 -0.089의 계수를 갖고 각각 -3.93, -4.10으로 높은 t값을 보인다. 가치가중평균 왜도는 코스닥시장에서만 유의미함을 가지며, 상대적으로 낮은 t값(-3.15)와 수정된 결정계수를 갖고 있음을 볼 수 있다. (4)열과 (5)열에

서는 시장측면과 평균 측면에서 (식 1)과 같이 회귀분석의 예측력을 살폈다. (6)열과 (7)열에서는 현재 시장 수익률을 통제변수로서 활용한 동일한 회귀분석을 진행하였다. 양의 계수를 가지는 매개 변수로서, 유의미성은 떨어지는 것을 알 수 있다.

마지막으로 (8)열과 (9)열은 시장 수익률과 평균 왜도만을 가지고 회귀분석을 진행하였다. 시장 수익률은 양의 계수를 가지지만 유의미하다고 보기 힘들고, 왜도들은 음의 계수를 가진다. 동일가중평균 왜도는 여전히 코스피 및 코스닥 각각 t값이 -3.91, -3.39로 유의미하며 8.08%, 8.96%의 수정된 결정계수를 가진다. 가치가중평균 왜도는 코스닥 시장에서만 t값이 -2.77으로 유의미성을 가지며 6.29%의 수정된 결정계수를 나타낸다.

이러한 결과들을 종합하여 볼 때, 미래 시장 초과 수익률의 예측력은 평균 왜도에 큰 영향을 받는다고 볼 수 있다. 해당 월의 평균 왜도가 높을 때, 다음 달은 낮은 시장 초과 수익률을 가질 것으로 예측할 수 있다는 것이다. 또한 추정치들은 동일가중평균 왜도가 시장 분산, 시장 왜도, 가치가중평균 왜도에 비하여 미래 시장 수익률을 예측하는 강한 예측 변수임을 보여준다. 앞선 시계열 분석을 바탕으로 이후 4장에서는 횡단면 분석을 추가하여 여러 거시경제 변수 및 재무 대체 예측 변수들을 고려하여도 주요 결과가 여전히 유의함을 보일 것이다. 평균 왜도의 중요성은 일부 특정 범주의 기업들에 의해 좌우되지 않고, 다른 예측 변수들을 추가로 포함하여도 강건함을 가진다. 앞으로 코스피 및 코스닥 시장에서 모두 유의미함을 가지는 동일가중평균 왜도만을 활용하여 시장 수익률을 포함하거나 포함하지 않는 분석을 진행할 것이다.

표 2

시장 수익률의 단일 예측 회귀분석.

이 표는 코스피 및 코스닥 각각 한 달 후의 가치가중 시장 초과 수익률 $r_{m,t+1}$ 에 대한 예측 회귀분석 결과이다. $V_{m,t}$ 와 $Sk_{m,t}$ 는 시장 분산과 왜도이다. $V_{vw,t}$ 와 $Sk_{vw,t}$ 는 가치가중평균의 분산과 왜도이다. $V_{ew,t}$ 와 $Sk_{ew,t}$ 는 동일가중평균의 분산과 왜도이다. 제시된 수치들은 모수의 추정치들이다. Newey-West 수정된 t 통계량은 괄호 안에 제시되어 있다. 또한 제시된 R^2 는 수정된 결정계수이다. 표본 기간은 2009년 1월부터 2018년 12월까지이고 패널 A는 코스피, 패널 B는 코스닥을 나타낸다.

예측변수	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
패널 A: KOSPI						
Y절편	0.0003 (0.07)	0.0050 (1.36)	0.0055 (0.88)	0.0110 (2.34)	0.0049 (0.58)	0.0258 (3.55)
$V_{m,t}$	45.7036 (1.18)	-	-	-	-	-
$Sk_{m,t}$	-	-0.0010 (-0.23)	-	-	-	-
$V_{vw,t}$	-	-	-0.0370 (-0.05)	-	-	-
$Sk_{vw,t}$	-	-	-	-0.0349 (-1.74)	-	-
$V_{ew,t}$	-	-	-	-	0.0132 (0.02)	-
$Sk_{ew,t}$	-	-	-	-	-	-0.0717 (-3.86)
Adj. R^2	1.064%	-0.824%	-0.852%	1.392%	-0.854%	7.465%
패널 B: KOSDAQ						
Y절편	-0.0032 (-0.45)	0.0029 (0.45)	0.0027 (0.19)	0.0299 (3.25)	0.0036 (0.23)	0.0331 (3.65)
$V_{m,t}$	55.4897 (1.40)	-	-	-	-	-
$Sk_{m,t}$	-	-0.0059 (-0.80)	-	-	-	-
$V_{vw,t}$	-	-	0.1356 (0.21)	-	-	-
$Sk_{vw,t}$	-	-	-	-0.0772 (-2.85)	-	-
$V_{ew,t}$	-	-	-	-	0.0836 (0.13)	-
$Sk_{ew,t}$	-	-	-	-	-	-0.0809 (-3.49)
Adj. R^2	2.177%	-0.457%	-0.795%	5.019%	-0.833%	6.692%

표 3

시장 수익률의 다중 예측 회귀분석.

이 표는 코스피 및 코스닥 각각 한 달 후의 가치가중 시장 초과 수익률 $r_{m,t+1}$ 에 대한 예측 회귀분석 결과이다. $V_{m,t}$ 와 $Sk_{m,t}$ 는 시장 분산과 왜도이다. $V_{vw,t}$ 와 $Sk_{vw,t}$ 는 가치가중평균의 분산과 왜도이다. $V_{ew,t}$ 와 $Sk_{ew,t}$ 는 동일가중평균의 분산과 왜도이다. 제시된 수치들은 모수의 추정치들이다. Newey-West 수정된 t 통계량은 괄호 안에 제시되어 있다. 또한 제시된 R^2 는 수정된 결정계수이다. 표본 기간은 2009년 1월부터 2018년 12월까지이고 패널 A는 코스피, 패널 B는 코스닥을 나타낸다.

예측변수	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
패널 A: KOSPI									
Y결편	0.0003 (0.06)	0.0119 (1.75)	0.0345 (2.44)	0.0245 (3.25)	0.0369 (2.42)	0.0247 (3.42)	0.0414 (2.98)	0.0109 (2.24)	0.0306 (3.90)
$r_{m,t}$	-	-	-	-	-	0.0343 (0.39)	0.1387 (1.55)	-0.0109 (-0.14)	0.1403 (1.61)
$V_{m,t}$	45.5375 (1.19)	-	-	152.1624 (2.22)	29.9426 (0.56)	155.0489 (2.18)	23.1258 (0.43)	-	-
$Sk_{m,t}$	-0.0007 (-0.16)	-	-	0.0047 (1.09)	0.0044 (1.09)	0.0049 (1.19)	0.0051 (1.31)	-	-
$V_{vw,t}$	-	-0.0968 (-0.13)	-	-3.0326 (-2.10)	-	-3.0529 (-2.15)	-	-	-
$Sk_{vw,t}$	-	-0.0351 (-1.75)	-	-0.0391 (-1.78)	-	-0.0419 (-1.82)	-	-0.0341 (-1.53)	-
$V_{ew,t}$	-	-	-0.4806 (-0.59)	-	-0.8538 (-0.91)	-	-0.7500 (-0.85)	-	-
$Sk_{ew,t}$	-	-	-0.0766 (-3.93)	-	-0.0751 (-2.85)	-	-0.0963 (-3.38)	-	-0.0908 (-3.91)
Adj. R^2	0.225%	0.558%	7.216%	5.683%	6.561%	4.953%	7.121%	0.553%	8.077%
패널 B: KOSDAQ									
Y결편	-0.0048 (-0.56)	0.0384 (2.05)	0.0475 (2.33)	0.0372 (1.73)	0.0458 (2.02)	0.0575 (2.57)	0.0685 (3.11)	0.0381 (2.92)	0.0437 (3.45)
$r_{m,t}$	-	-	-	-	-	0.2138 (1.53)	0.2462 (1.83)	0.1691 (1.31)	0.2085 (1.82)
$V_{m,t}$	53.8891 (1.39)	-	-	88.7391 (2.31)	63.3900 (1.80)	80.9051 (2.19)	41.4505 (1.17)	-	-
$Sk_{m,t}$	-0.0041 (-0.61)	-	-	0.0001 (0.02)	-0.0005 (-0.07)	0.0075 (0.92)	0.0072 (0.92)	-	-
$V_{vw,t}$	-	-0.3069 (-0.41)	-	-1.3599 (-1.53)	-	-1.3928 (-1.60)	-	-	-
$Sk_{vw,t}$	-	-0.0826 (-3.15)	-	-0.0492 (-1.38)	-	-0.1012 (-2.13)	-	-0.1072 (-2.77)	-
$V_{ew,t}$	-	-	0.0475 (-0.63)	-	-1.1941 (-1.39)	-	-1.0722 (-1.28)	-	-
$Sk_{ew,t}$	-	-	-0.0891 (-4.10)	-	-0.0638 (-2.15)	-	-0.1236 (-2.80)	-	-0.1164 (-3.39)
Adj. R^2	1.523%	4.479%	6.531%	4.687%	5.870%	6.699%	8.745%	6.290%	8.964%

4.2 사업주기와 다른 예측 변수들의 통제

평균 왜도의 유의미함은, 더 근본적으로 사업주기 요소의 대용치라는 특성 때문일 수 있다. Goyal and Santa-Clara (2003)은 특정 거시 변수가 사업주기 변동에 대한 통제로 활용될 때 시장 수익률과 주식 분산의 평균 간의 관계에 대해 연구하였었다. 같은 방식의 통제 변수: 배당-가격 비율(dividend-price ratio), 지난 12개월 배당금의 합으로 로그와 시장 지수의 현재 수준의 로그를 차감하여 (DP); 디폴트 스프레드(default spread), 디폴트 스프레드로 BBB- 3년 회사채에서 3년 국채를 차감하여 (DEF); 기간 스프레드(term spread), 10년 국채에서 1년 국채를 차감하여 (TERM); 상대적인 3년 국채 금리로, 현재 국채 금리에서 12개월 이전의 이동평균합을 차감하여 (RREL); 들을 고려하였다. 또한, Amihud (2002)이 제안하여 미래 시장 수익률에 어느 정도 예측력을 가진다는 시장 비유동성을 활용하였다. Bali et al. (2005)는 작은 주식들이 지배적인 동일가중 분산의 예측력의 일부가 유동성 프리미엄으로 부분적으로 설명됨을 보여줬다.

[표 4]는 모든 사업주기 변수와 평균 왜도를 포함한 결과를 보여준다. 이전 문헌들에서 (Bail et al., 2005) 이 변수들이 개별적으로 단일 회귀분석을 진행하였을 때 유의미함을 보여주었다더라도, 모든 변수를 함께 다중 회귀분석으로 진행했을 때 유의미성이 떨어짐을 알 수 있다. 이러한 결과로 볼 때, 평균 왜도가 다중 회귀분석에 포함된다면 사업주기 변수들이 후속 시장 수익률을 예측하는 데에 있어 유의미하다고 볼 수 없다는 것이다. 평균 왜도는 이러한 사업주기 변수들이 포함되더라도 근본적으로 영향을 받지 않음을 알 수 있다. 패널 A의 코스피 시장에서 회귀 계수가 -0.075, t값이 -3.47, 수정된 결정계수가 13.7%인 것을 볼 수 있다. 이러한 값들은 패널 B의 코스닥 시장에서도 -0.067, -3.31, 11.8%로 유사하게 나타난다. 사업주기 변수들이 회귀식에 포함되어도 현재 시장 수익률은 후속 시장 수익률을 예측하는데 유의미하지 않음을 알 수 있다.

표 4

시장 수익률의 예측 회귀분석 - 사업주기와 시장 비유동성.

이 표는 코스피 및 코스닥 각각 한 달 후의 가치가중 시장 초과 수익률 $r_{m,t+1}$ 에 대한 예측 회귀분석 결과이다. $Sk_{ew,t}$ 는 동일가중평균 왜도를 나타낸다. DP_t 는 지수의 배당 수익률을 나타낸다. DEF_t 는 디폴트 스프레드로 BBB- 3년 회사채와 3년 국채의 차이로 계산하였다. $TERM_t$ 는 기간 스프레드로 10년 국채와 1년 국채의 차이로 계산하였다. $RREL_t$ 은 3년 국채의 상대적 금리로, 현재 국채 금리에서 12개월 이전의 이동평균합의 차이로 계산하였다. $ILLIQ_t^E$ 는 기대 시장 비유동성으로, 4.2절에 설명되어 있다. 제시된 수치들은 모수의 추정치들이다. Newey-West 수정된 t 통계량은 괄호 안에 제시되어 있다. 또한, 제시된 R^2 는 수정된 결정계수이다. 표본 기간은 2009년 1월부터 2018년 12월까지이고 패널 A는 코스피, 패널 B는 코스닥을 나타낸다.

예측변수	(1)	(2)	(3)	(4)
패널 A: KOSPI				
Y절편	0.1563 (0.42)	0.1993 (0.54)	0.1589 (0.43)	0.1995 (0.55)
$r_{m,t}$	-	0.0876 (1.17)	-	0.0874 (1.05)
$Sk_{ew,t}$	-0.0754 (-3.47)	-0.0866 (-3.63)	-0.0740 (-3.05)	-0.0864 (-2.94)
DP_t	0.0453 (0.36)	0.0552 (0.44)	0.0472 (0.38)	0.0554 (0.45)
DEF_t	-1.0153 (-0.41)	-1.3579 (-0.55)	-0.9820 (-0.38)	-1.3532 (-0.52)
$TERM_t$	2.3523 (1.35)	2.4777 (1.43)	2.3133 (1.25)	2.4730 (1.33)
$RREL_t$	-0.9131 (-0.55)	-0.7523 (-0.46)	-0.8230 (-0.45)	-0.7427 (-0.41)
$ILLIQ_t^E$	-	-	-0.0062 (-0.13)	-0.0007 (-0.01)
Adj. R^2	13.664%	13.401%	12.907%	12.621%
패널 B: KOSDAQ				
Y절편	0.1929 (1.04)	0.1964 (1.13)	0.4013 (2.26)	0.4008 (2.31)
$r_{m,t}$	-	0.0850 (0.87)	-	0.0390 (0.40)
$Sk_{ew,t}$	-0.0672 (-3.31)	-0.0831 (-2.92)	-0.0562 (-2.61)	-0.0636 (-2.19)
DP_t	0.1121 (1.41)	0.1029 (1.31)	0.1474 (2.05)	0.1428 (1.94)
DEF_t	1.1861 (0.84)	0.8855 (0.69)	-0.7842 (-0.56)	-0.9031 (-0.70)
$TERM_t$	-0.1988 (-0.18)	-0.0414 (-0.04)	1.2775 (1.15)	1.3355 (1.26)
$RREL_t$	-1.2418 (-0.61)	-1.0777 (-0.54)	-1.1298 (-0.63)	-1.0556 (-0.58)
$ILLIQ_t^E$	-	-	-0.0150 (-4.65)	-0.0148 (-4.61)
Adj. R^2	11.782%	11.419%	22.023%	21.410%

다만 기대 비유동성의 경우 패널 A의 코스피와 패널 B의 코스닥에서 다른 결과를 나타낸다. 패널 A의 코스피에서는 t값이 낮아 유의미하지 않지만, 패널 B의 코스닥에서는 t값이 -4.65와 -4.61으로 유의미하며 수정된 결정계수도 22%와 21.4%로 많이 늘어나는 것을 볼 수 있다. 이는 평균 왜도의 t값까지 -2.61, -2.19로 낮춘 것으로 코스닥 시장의 후속 시장 수익률을 예측하는 데에 있어 예측 변수로 활용이 가능할 것으로 보인다. 이러한 결과는 기존 Jondeau, Zhang, Zhu (2019)의 논문과는 다른 것으로, 유동성이 풍부한 코스피 시장과 달리 유동성이 부족한 주식들이 많은 코스닥 시장의 차이에 따라 유동성 프리미엄이 부여된 결과로 보인다.

Rapach et al. (2009)와 Rapach and Zhou (2013)은 이전 논문들이 외표본에서 시장 수익률을 예측하는 데 있어 유의미함을 보이지 못한 이유가 모델의 불확실성과 불안정성 때문일 수 있다고 주장하였다. 그들은 개별 예측들을 조합할 것을 권장했고, 14개의 표준 경제 변수들을 단순히 동일가중으로 조합하는 것만으로도 월별 시장 수익률을 잘 예측할 수 있다는 분석을 제시하였다. 이에 따라 경제 변수들을 첫 번째 주성분 분석을 통해 표현한 $ECON_{PC}$ 와 그들의 동일가중평균을 따른 $ECON_{AVG}$ 변수들의 예측력을 평균 왜도와 비교하였다. 본 연구에서는 국내 자료 상황에 맞춰 12개의 표준 경제 변수들을 활용하였다.

[표 5]는 평균 왜도가 경제 변수를 나타내는 $ECON_{PC}$ 나 $ECON_{AVG}$ 보다 월등함을 보여준다. 코스피 시장에선 평균 왜도의 수정된 결정계수는 7.47%, $ECON_{PC}$ 는 2.94%이며 코스닥 시장에선 6.69%, 1.95%의 값을 가진다. 평균 왜도와 $ECON_{PC}$ 를 변수로 다중 회귀분석을 진행한 경우와 시장 수익률을 추가한 경우에도 평균 왜도의 t값 들은 여전히 유의미하고 $ECON_{PC}$ 의 t값들은 유의미하지 않음을 볼 수 있다. 또한 12개 경제 변수의 평균인 $ECON_{AVG}$ 의 측면에서는 코스피 시장은 4.98%, 코스닥 시장은 1.69%의 수정된 결정계수 값을 가지고 있음을 알 수 있다. 다만 코스피 시장의 경우, 코스닥과 달리 $ECON_{AVG}$ 이 유의미

표 5

경제 변수들과의 비교.

이 표는 코스피 및 코스닥 각각 한 달 후의 가치가중 시장 초과 수익률 $r_{m,t+1}$ 에 대한 예측 회귀분석 결과이다. $Sk_{ew,t}$ 는 동일가중평균 왜도를 나타낸다. 다른 변수들은 X_t 로 나타내며, 12개의 경제 변수로 첫 번째 주성분 분석을 진행한 것을 $ECON_{PC}(2-4$ 열), 가치가중평균은 $ECON_{AVG}(5-7$ 열)로 나타냈다. 제시된 수치들은 모수의 추정치들이다. Newey-West 수정된 t 통계량은 괄호 안에 제시되어 있다. 또한 제시된 R^2 는 수정된 결정계수이다. 표본 기간은 2009년 1월부터 2018년 12월까지이고 패널 A는 코스피, 패널 B는 코스닥을 나타낸다.

예측변수	(1)	$ECON_{PC,t}$			$ECON_{AVG,t}$		
		(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
패널 A: KOSPI							
Y절편	0.0258 (3.55)	0.0050 (1.48)	0.0257 (3.73)	0.0291 (4.09)	0.1547 (2.32)	0.1265 (1.54)	0.1232 (1.60)
$r_{m,t}$	-	-	-	0.1010 (1.15)	-	-	0.1200 (1.47)
$Sk_{ew,t}$	-0.0717 (-3.86)	-	-0.0714 (-3.67)	-0.0852 (-3.66)	-	-0.0588 (-2.72)	-0.0761 (-2.93)
X_t	-	0.0040 (1.99)	0.0040 (1.83)	0.0037 (1.71)	0.6505 (2.28)	0.4538 (1.24)	0.4209 (1.23)
Adj. R^2	7.465%	2.944%	10.416%	10.349%	4.982%	9.258%	9.496%
패널 B: KOSDAQ							
Y절편	0.0331 (3.65)	0.0056 (1.17)	0.0314 (3.90)	0.0411 (3.66)	0.0445 (1.58)	0.0649 (2.39)	0.0657 (2.87)
$r_{m,t}$	-	-	-	0.1823 (1.80)	-	-	0.1807 (1.70)
$Sk_{ew,t}$	-0.0809 (-3.49)	-	-0.0761 (-3.39)	-0.1083 (-3.56)	-	-0.0773 (-3.36)	-0.1090 (-3.35)
X_t	-	0.0040 (1.38)	0.0033 (1.15)	0.0025 (1.07)	0.1399 (1.45)	0.1190 (1.33)	0.0878 (1.19)
Adj. R^2	6.692%	1.947%	7.728%	9.189%	1.689%	7.728%	9.128%

한 값을 나타내고 있다. 하지만 평균 왜도와 같이 다중 회귀분석을 진행한 경우, $ECON_{AVG}$ 의 t 값이 1.24로 줄어들어 유의미성이 떨어지는 반면 평균 왜도는 t 값이 -2.72로 지속해서 유의미함을 보여준다. 이는 시장 수익률이 다중 회귀식에 추가된 경우에도 동일하다.

마지막으로, 평균 왜도를 금융 시장 내의 취약성이나 총체적인 위험의 다양한 측면을 포착하는 다음의 3가지의 예측 변수들과 비교하였다: (1)주식 간의 평균 상관계수(Average Correlation, AC)는 시장의 총체적인 위험(Pollet and Wilson, 2010)이나 투자자들 간의 의견 차이의 척도의 측정치로 해석된다(Buraschi et al., 2014). (2) VIX는 코스피 200 지수옵션이 내포한 주식 시장 변동성에 대한 측정치이다. (3) 꼬리 위험 측정(Tail Risk measure, TR)은 극단적 위험의 횡단면적 측정치이다(Kelly and Jiang, 2014).

[표 6]은 각각의 변수들과 평균 왜도의 예측 회귀분석의 결과를 보여준다. 모든 결과 내에서 평균 왜도는 상당히 유의하다고 생각된다. 비교 대상 중, 평균 상관계수(AC)와 변동성 지수(VIX)는 시장 초과 수익률의 예측 변수로 유의미성을 가지는 것으로 보인다. 다만 단일 회귀 분석 내 비교에서는, 어떠한 예측 변수들도 평균 왜도보다 높은 수정된 결정계수 값을 보이지는 못한다. 코스피 시장에서 AC의 경우, 수정된 결정계수가 7.35%로 7.47%인 평균 왜도와 비슷한 값을 보인다. 하지만 코스피 및 코스닥 시장에서 AC와 평균 왜도를 다중 회귀분석할 경우, 시장 수익률을 통제 여부와 관계없이, AC는 유의미하지 않게 되고 평균 왜도는 여전히 유의미함을 알 수 있다. 이는 VIX에서도 유사한 형태로 관찰된다. 후속 시장 수익률을 예측하는 단일 회귀분석에서 VIX는 코스피 및 코스닥 시장에서 각각 2.22, 2.17의 t값을 갖고 4.77%, 4.89%의 수정된 결정계수 값을 갖는다. 하지만 코스피 및 코스닥 시장에서 VIX와 평균 왜도를 다중 회귀분석할 경우, 시장 수익률 통제 여부와 상관없이 VIX는 유의미하지 않게 되고 평균 왜도는 여전히 유의미함을 알 수 있다.

꼬리 위험 측정(TR)은 단순 회귀분석에서부터 코스피 및 코스닥 시장에서 0.17, -1.46의 t값을 가지며 유의미하지 않아 보인다. 다중 회귀분석을 진행하여도 여전히 유의미성을 가지지 못하지만 평균 왜도는 계속 유의미한 것을 확인할 수 있다.

표 6

재무 변수들과 비교.

이 표는 코스피 및 코스닥 각각 한 달 후의 가치가중 시장 초과 수익률 $r_{m,t+1}$ 에 대한 예측 회귀분석 결과이다. $Sk_{ew,t}$ 는 동일가중평균 왜도를 나타낸다. 다른 변수들은 X_t 로 나타내며, AC_t (Pollet and Wilson, 2010)은 평균 상관계수, VIX_t 는 변동성 지수, TR_t (Kelly and Jiang, 2014)는 꼬리 위험 측정을 나타낸다. 제시된 수치들은 모수의 추정치들이다. Newey-West 수정된 t 통계량은 괄호 안에 제시되어 있다. 또한 제시된 R^2 는 수정된 결정계수이다. 표본 기간은 2009년 1월부터 2018년 12월까지이고 패널 A는 코스피, 패널 B는 코스닥을 나타낸다.

예측변수	(1)	(2)	(3)	(4)
패널 A: KOSPI				
Y절편	0.0258 (3.55)	-0.0137 (-1.88)	0.0066 (0.54)	0.0116 (0.94)
$r_{m,t}$	-	-	-	0.1332 (1.53)
$Sk_{ew,t}$	-0.0717 (-3.86)	-	-0.0481 (-2.23)	-0.0669 (-2.62)
AC_t	-	0.2210 (2.58)	0.1463 (1.46)	0.1425 (1.51)
Adj. R^2	7.465%	7.350%	9.384%	9.876%
패널 B: KOSDAQ				
Y절편	0.0331 (3.65)	-0.0131 (-1.34)	0.0367 (2.22)	0.0507 (2.74)
$r_{m,t}$	-	-	-	0.2106 (1.84)
$Sk_{ew,t}$	-0.0809 (-3.49)	-	-0.0858 (-3.28)	-0.1260 (-3.58)
AC_t	-	0.2472 (2.31)	-0.0261 (-0.20)	-0.0494 (-0.40)
Adj. R^2	6.692%	3.281%	5.906%	8.240%

예측변수	(1)	(2)	(3)	(4)
패널 A: KOSPI				
Y절편	0.0258 (3.55)	-0.0204 (-1.83)	0.0040 (0.27)	0.0097 (0.65)
$r_{m,t}$	-	-	-	0.1117 (1.33)
$Sk_{ew,t}$	-0.0717 (-3.86)	-	-0.0603 (-3.00)	-0.0766 (-3.14)
VIX_t	-	0.0014 (2.22)	0.0011 (1.38)	0.0010 (1.29)
Adj. R^2	7.465%	4.768%	9.458%	9.550%
패널 B: KOSDAQ				
Y절편	0.0331 (3.65)	-0.0289 (-1.74)	0.0024 (0.13)	0.0179 (0.90)
$r_{m,t}$	-	-	-	0.1590 (1.64)
$Sk_{ew,t}$	-0.0809 (-3.49)	-	-0.0671 (-2.90)	-0.0975 (-3.17)
VIX_t	-	0.0020 (2.17)	0.0015 (1.49)	0.0011 (1.26)
Adj. R^2	6.692%	4.887%	8.934%	9.768%

예측변수	(1)	(2)	(3)	(4)
패널 A: KOSPI				
Y절편	0.0258 (3.55)	0.0027 (0.17)	0.0077 (0.45)	0.0137 (0.81)
$r_{m,t}$	-	-	-	0.1261 (1.41)
$Sk_{ew,t}$	-0.0717 (-3.86)	-	-0.0825 (-4.09)	-0.0986 (-4.19)
TR_t	-	0.0081 (0.17)	0.0725 (1.32)	0.0654 (1.27)
Adj. R^2	7.465%	-0.834%	8.109%	8.446%
패널 B: KOSDAQ				
Y절편	0.0331 (3.65)	0.0238 (1.76)	0.0373 (2.52)	0.0467 (2.88)
$r_{m,t}$	-	-	-	0.2060 (1.86)
$Sk_{ew,t}$	-0.0809 (-3.49)	-	-0.0757 (-3.54)	-0.1121 (-3.55)
TR_t	-	-0.0783 (-1.46)	-0.0259 (-0.50)	-0.0194 (-0.45)
Adj. R^2	6.692%	1.213%	6.084%	8.282%

4.3 롱숏 포트폴리오

이와 같은 예측력을 확실히 하기 위해, 횡단면 및 시계열 분석을 포함한 [표 7]을 통해 월별 시장 초과 수익률에 대한 롱숏 포트폴리오를 구성해보았다. 평균 왜도가 시장 수익률을 예측한다는 결과에 기반하여, 주식 수익률들은 가치가중평균을 바탕으로 산출되는 시장 수익률의 측면에서 코스피 및 코스닥 각각 시장의 전체 시가총액 대비 기업들의 시가총액을 바탕으로 한 비중으로 가치가중 수익률을 활용하였다. 기업들을 나누는 기준으로는 동일가중 평균 왜도를 활용하였다. 평균 왜도와 시장 수익률 간의 역의 관계를 고려하여 t달에 양의 왜도를 가지는 포트폴리오와 음의 왜도를 보이는 포트폴리오 간의 롱숏 포트폴리오를 구성하였다. [표 1]에서 알 수 있듯이, 왜도의 경우 양의 평균값을 가지기 때문에 비대칭적인 기준을 적용하였다. 음의 왜도 포트폴리오는 월별 동일가중평균 왜도가 음인 경우, 양의 왜도 포트폴리오의 경우 전체 동일가중 왜도의 평균 및 음의 왜도 포트폴리오의 표준편차와 유사하게 조정하기 위해 월별 동일가중평균에 0.5표준편차를 더한 왜도 값을 기준으로 더 큰 기업들을 포트폴리오에 포함하였다. 이를 바탕으로 양의 왜도에서 음의 왜도를 빼면서 롱숏 포트폴리오의 수익률을 구하였다.

이를 통해, 코스피 및 코스닥 시장 모두에서 롱숏 포트폴리오의 계수가 -0.261% , -0.253% 로 모두 음의 값을 가지고, t값이 -2.01 와 -2.33 으로 유의미함을 알 수 있다. 월별 시장 초과 수익률이기 때문에 코스피 및 코스닥 시장 각각의 지수에 대해 양과 음의 롱숏 포트폴리오가 -0.261% 및 -0.253% 의 영향을 미친다는 것이다. 이와 같은 결과의 의미는 시장 초과 수익률과 평균 왜도가 역의 상관관계를 갖고 있음에 따라 양의 왜도 포트폴리오는 다음 달에 음의 기대 수익률을, 음의 왜도 포트폴리오는 다음 달에 양의 기대 수익률을 가진다는 것에 기인한다. 고봉찬, 김진우 (2017)연구에서 알 수 있듯이, 고위험-고위도 특성을 갖는 주식들이 수익률 반전현상을 보인다는

표 7

양의 왜도 포트폴리오와 음의 왜도 포트폴리오의 룡숏 포트폴리오.

기업 수는 포트폴리오 내의 평균 기업 수를 나타낸다. 수익률은 시장 수익률을 대변하기 위해 전체 시가총액 대비 개별 주식들의 시가총액을 기준으로 산출된 가치가중 수익률들의 합이다. 양의 왜도 포트폴리오는 전체표본의 평균과 음의 왜도 포트폴리오의 표준편차를 고려하여 개별 기업의 월별 동일가중평균 왜도가 평균 왜도보다 0.5표준편차 이상인 주식, 음의 왜도 포트폴리오는 개별 기업의 월별 동일가중평균 왜도가 0인 주식들을 포함하였다. Newey-West 수정된 *t*통계량은 괄호 안에 제시되어 있다. 평균 및 표준편차는 동일가중평균 왜도의 평균과 표준편차이다. 표본 기간은 2009년 1월부터 2018년 12월까지이고 패널 A는 코스피, 패널 B는 코스닥을 나타낸다.

유형	기업 수	수익률	평균	표준편차
패널 A: KOSPI				
전체표본	690	0.173%	0.0964	0.2398
양의 왜도 포트폴리오	186	0.053%	0.3591	0.0554
음의 왜도 포트폴리오	249	0.314%	-0.2049	0.0656
룡숏 포트폴리오 (양 - 음)	-	-0.261% (-2.01)	-	-
패널 B: KOSDAQ				
전체표본	964	0.185%	0.1129	0.2548
양의 왜도 포트폴리오	260	0.106%	0.3912	0.0598
음의 왜도 포트폴리오	337	0.359%	-0.2052	0.0755
룡숏 포트폴리오 (양 - 음)	-	-0.253% (-2.33)	-	-

맥락과 일치하는 결과로 보인다.

제 5 장 결 론

이 논문을 통해 개별 주식 수익률 평균 왜도의 미래 시장 수익률 예측력에 대해 살펴볼 수 있었다. 이를 바탕으로 한국 주식시장에서는 동일가중평균 (표준화) 왜도가 다음 달 시장 수익률을 예측하는 우수한 변수란 것을 확인할 수 있었다. 월별 평균 왜도가 후속 시장 초과 수익률에 미치는 영향은 상당했고, 이러한 결과들은 사업주기, 시장 비유동성, 경제 변수, 재무 변수 등을 포함한 다양한 변수들을 통제한 이후에도 성립하였다.

또한, 실제 동일가중평균 왜도를 기준으로 상반된 포트폴리오를 구성하여 룡숏을 진행하면서도 전략적으로도 유의미함을 찾아볼 수 있었다. 시장 수익률은 가치가중평균을 활용해 산출되므로 주식들의 수익률은 가치가중 수익률을 활용하고, 해당 주식들을 각각의 포트폴리오로 구분하는 기준으로는 월별 동일가중평균 왜도를 사용하였을 때 현재의 동일가중평균 왜도가 후속 시장 월별 수익률에 코스피 및 코스닥 각각 -2.01, -2.33의 유의미한 t값을 바탕으로 -0.261%, -0.253%만큼의 역의 영향을 미친다는 것을 알 수 있었다.

이는 기존 Jondeau, Zhang, Zhu (2019) 연구에서 미국 주식시장에서 가치가중평균 (표준화) 왜도가 우세했던 결과와는 차이가 있다. 이러한 변화가 발생한 원인에 대해 미국 주식시장과 한국 주식시장 내 기업들의 시가총액 분포 및 산업별 비중의 차이가 기여하는 부분이 있으리라 생각된다. 그렇지만, 미국 주식시장에서나 한국 주식시장에서나 개별 주식들 왜도의 평균은 후속 시장 수익률을 예측하는 데에 있어서 중요한 의미를 가지는 변수라고 보인다.

참고문헌

- 고봉찬, 김진우, 2017. 복권주식의 버블과 수익률 반전현상에 관한 연구. 재무관리연구, 제34권 제3호, 61-89.
- 배성우, 2013. 극단적 양의 수익률과 주식수익률에 관한 연구. 서울대학교 대학원.
- 서범진, 2013. 기대고유왜도와 주식수익률. 서울대학교 대학원.
- 심주성, 2014. 조건부왜도에 의한 주가하락 예측. 서울대학교 대학원.
- Ait-Sahalia, Y., Lo, A.W., 1998. Nonparametric estimation of state-price densities implicit in financial asset prices. J. Finance 53, 499-547.
- Albuquerque, R., 2012. Skewness in stock returns: reconciling the evidence on firm versus aggregate returns. Rev. Financ. Stud. 25, 1630-1673.
- Amaya, D., Christoffersen, P.F., Jacobs, K., Vasquez, A., 2015. Does realized skewness predict the cross-section of equity returns? J. Financ. Econ. 118, 135-167.
- Amihud, Y., 2002. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. J. Financ. Mark. 5, 31-56.
- Bakshi, G., Kapadia, N., Madan, D., 2003. Stock return characteristics, skew laws and the differential pricing of individual equity options. Rev. Financ. Stud. 16, 101-143.
- Bali, T.G., Cakici, N., Yan, X.S., Zhang, Z., 2005. Does idiosyncratic risk really matter? J. Finance 60, 905-929.
- Bali, T.G., Murray, S., 2013. Does risk-neutral skewness predict the cross section of equity option portfolio returns? J. Financ. Quant. Anal. 48, 1145-1171.
- Barberis, N., Shleifer, A., Vishny, R., 1998. A model of investor sentiment. J. Financ. Econ. 49, 307-343.

- Barberis, N.C., 2012. A model of casino gambling. *Manag. Sci.* 58, 35-51.
- Barberis, N.C., Huang, M., 2001. Mental accounting, loss aversion, and individual stock returns. *J. Finance* 56, 1247-1292.
- Barberis, N.C., Huang, M., 2008. Stocks as lotteries: the implications of probability weighting for security prices. *Am. Econ. Rev.* 98, 2066-2100.
- Barone-Adesi, G., 1985. Arbitrage equilibrium with skewed asset returns. *J. Financ. Quant. Anal.* 20, 299-313.
- Bates, D.S., 2008. The market for crash risk. *J. Econ. Dyn. Control* 32, 2291-2321.
- Bollerslev, T., Tauchen, G., Zhou, H., 2009. Expected stock returns and variance risk premia. *Rev. Financ. Stud.* 22 (11), 4463-4492.
- Bollerslev, T., Todorov, V., Xu, L., 2015. Tail risk premia and return predictability. *J. Financ. Econ.* 118 (1), 113-134.
- Bordalo, P., Gennaioli, N., Shleifer, A., 2012. Saliency theory of choice under risk. *Q. J. Econ.* 127, 1243-1285.
- Bordalo, P., Gennaioli, N., Shleifer, A., 2013. Saliency and asset prices. *Am. Econ. Rev. Papers Proc.* 103, 623-628.
- Boyer, B., Mitton, T., Vorkink, K., 2010. Expected idiosyncratic skewness. *Rev. Financ. Stud.* 23, 169-202. doi: 10.1093/rfs/hhp041.
- Boyer, B.H., Vorkink, K., 2014. Stock options as lotteries. *J. Finance* 69, 1485-1526.
- Brunnermeier, M.K., Gollier, C., Parker, J.A., 2007. Optimal beliefs, asset prices, and the preference for skewed returns. *Am. Econ. Rev.* 97, 159-165.

- Brunnermeier, M.K., Parker, J.A., 2005. Optimal expectations. *Am. Econ. Rev.* 95, 1092–1118.
- Bryan, M.F., Cecchetti, S.G., 1999. Inflation and the distribution of price changes. *Rev. Econ. Stat.* 81, 188–196.
- Buraschi, A., Trojani, F., Vedolin, A., 2014. When uncertainty blows in the orchard: comovement and equilibrium volatility risk premia. *J. Finance* 69 (1), 101–137.
- Byun, S.-J., Kim, D.-H., 2016. Gambling preference and individual equity option returns. *J. Financ. Econ.* 122 (1), 155–174.
- Campbell, J.Y., Thompson, S.B., 2008. Predicting the equity premium out of sample: can anything beat the historical average? *Rev. Financ. Stud.* 21, 1509–1531.
- Cao, C., Simin, T., Zhao, J., 2008. Can growth options explain the trend in idiosyncratic risk? *Rev. Financ. Stud.* 21, 2599–2633.
- Chang, E.C., Zhang, J.E., Zhao, H., 2011. Expected stock returns and the conditional skewness. In: *Proceedings of the China International Conference in Finance*. Wuhan, China, Unpublished working paper.
- Christoffersen, P., Jacobs, K., Ornathanalai, C., 2012. Dynamic jump intensities and risk premiums: Evidence from S&P 500 returns and options. *J. Financ. Econ.* 106, 447–472.
- Clark, T.E., McCracken, M.W., 2001. Tests of equal forecast accuracy and encompassing for nested models. *J. Econometr.* 105, 85–110.
- Conine, T.E., Tamarkin, M.J., 1981. On diversification given asymmetry in returns. *J. Finance* 36, 1143–1155.
- Conrad, J., Dittmar, R.F., Ghysels, E., 2013. Ex ante skewness and expected stock returns. *J. Finance* 68, 85–124.

- Daniel, K., Moskowitz, T.J., 2016. Momentum crashes. *J. Financ. Econ.* 122, 221–247.
- Daniel, K.D., Hirshleifer, D.A., Subrahmanyam, A., 1998. A theory of overconfidence, self-attribution, and security market under and overreactions. *J. Finance* 53, 1839–1885.
- Del Viva, L., Kasanen, E., Trigeorgis, L., 2017. Real options and determinants of idiosyncratic skewness. *J. Financ. Quant. Anal.* 52, 215–241.
- DeMiguel, V., Garlappi, L., Uppal, R., 2009. Optimal versus naive diversification: how inefficient is the 1/ N portfolio strategy? *Rev. Financ. Stud.* 22, 889–908.
- Dittmar, R.F., 2002. Nonlinear pricing kernels, kurtosis preference, and evidence from the cross-section of equity returns. *J. Finance* 57, 369–403.
- Duffee, G.R., 1995. Stock returns and volatility a firm-level analysis. *J. Financ. Econ.* 37, 399–420.
- Ebert, S., Wiesen, D., 2011. Testing for prudence and skewness seeking. *Manag. Sci.* 57, 1334–1349.
- Ferreira, M.A., Santa-Clara, P., 2011. Forecasting stock market returns: the sum of the parts is more than the whole. *J. Financ. Econ.* 100, 514–537.
- French, K.R., Schwert, G.W., Stambaugh, R.F., 1987. Expected stock returns and volatility. *J. Financ. Econ.* 19, 3–29.
- Garcia, R., Mantilla-Garcia, D., Martellini, L., 2014. A model-free measure of aggregate idiosyncratic volatility and the prediction of market returns. *J. Financ. Quant. Anal.* 49, 1133–1165.
- Ghysels, E., Plazzi, A., Valkanov, R., 2016. Why invest in emerging markets? the role of conditional return asymmetry. *J. Finance* 71, 2145–2192.

- Golec, J., Tamarkin, M., 1998. Bettors love skewness, not risk, at the horse track. *J. Polit. Econ.* 106, 205–225.
- Goyal, A., Santa-Clara, P., 2003. Idiosyncratic risk matters!. *J. Finance* 58, 975–1008.
- Goyal, A., Welch, I., 2008. A comprehensive look at the empirical performance of equity premium prediction. *Rev. Financ. Stud.* 21, 1455–1508.
- Grullon, G., Lyandres, E., Zhdanov, A., 2012. Real options, volatility, and stock returns. *J. Finance* 67, 1499–1537.
- Harvey, C.R., Siddique, A., 2000. Conditional skewness in asset pricing tests. *J. Finance* 55, 1263–1295.
- Harvey, D.I., Leybourne, S.J., Newbold, P., 1998. Tests for forecast encompassing. *J. Busin. Econ. Stat.* 16, 254–259.
- Hill, B.M., 1975. A simple general approach to inference about the tail of a distribution. *Ann. Stat.* 3, 1163–1173.
- Hong, H., Stein, J.C., 1999. A unified theory of underreaction, momentum trading, and overreaction in asset markets. *J. Finance* 54, 2143–2184.
- Jacobs, H., Regele, T., Weber, M., 2015. Expected skewness and momentum. Discussion paper no. DP10601. Center for Economic Policy Research, London, U.K.
- Jegadeesh, N., Titman, S., 1993. Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency. *J. Finance* 48, 65–91.
- Jobson, J.D., Korkie, B.M., 1981. Performance hypothesis testing with the Sharpe and Treynor measures. *J. Finance* 36, 889–908.
- Jondeau, E., Zhang, Q., Zhu X., 2019. Average skewness matters. *J. Financ. Econ.* 134, 29–47.

- Kapadia, N., 2012. The next Microsoft? Skewness, idiosyncratic volatility, and expected returns. *Rev. Financ. Stud.* 25, 3423-3455.
- Kelly, B., Jiang, H., 2014. Tail risk and asset prices. *Rev. Financ. Stud.* 27 (10), 2841-2871.
- Kimball, M.S., 1990. Precautionary saving in the small and in the large. *Econometrica* 58, 53-73.
- Kozhan, R., Neuberger, A., Schneider, P., 2012. The skew risk premium in the equity index market. *Rev. Financ. Stud.* 26 (9), 2174-2203.
- Kraus, A., Litzenberger, R.H., 1976. Skewness preference and the valuation of risk assets. *J. Finance* 31, 1085-1100.
- Kumar, A., 2009. Who gambles in the stock market? *J. Finance* 64, 1889-1933.
- Merton, R.C., 1987. A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *J. Finance* 42, 483-510.
- Mitton, T., Vorkink, K., 2007. Equilibrium underdiversification and the preference for skewness. *Rev. Financ. Stud.* 20, 1255-1288.
- Moskowitz, T.J., Ooi, Y.H., Pedersen, L.H., 2012. Time series momentum. *J. Financ. Econ.* 104, 228-250.
- Neuberger, A., 2012. Realized skewness. *Rev. Financ. Stud.* 25, 3423-3455.
- Pollet, J.M., Wilson, M., 2010. Average correlation and stock market returns. *J. Financ. Econ.* 96 (3), 364-380.
- Rapach, D.E., Ringgenberg, M., Zhou, G., 2016. Short interest and aggregate stock returns. *J. Financ. Econ.* 121 (1), 46-65.
- Rapach, D.E., Strauss, J., Zhou, G., 2009. Out-of-sample equity premium prediction: Combination forecasts and links to the real economy. *Rev. Financ. Stud.* 23 (2), 821-862.

- Rapach, D.E., Zhou, G., 2013. Forecasting stock returns. In: Elliott, G., Timmermann, A. (Eds.), *Handbook of Economic Forecasting*, Volume 2A. Elsevier, Amsterdam. 328–383
- Scott, R.C., Horvath, P.A., 1980. On the direction of preference for moments of higher order than the variance. *J. Finance* 35, 915–919.
- Simkowitz, M.A., Beedles, W.L., 1978. Diversification in a three-moment world. *J. Financ. Quant. Anal.* 13, 927–941.
- Stockl, S., Kaiser, L., 2016. Higher moments matter! cross-sectional (higher) moments and the predictability of stock returns. Unpublished working paper. Social Science Research Network. <http://ssrn.com/abstract=2747627>.
- Trigeorgis, L., Lambertides, N., 2014. The role of growth options in explaining stock returns. *J. Financ. Quant. Anal.* 49, 749–771.
- Tversky, A., Kahneman, D., 1992. Advances in prospect theory: cumulative representation of uncertainty. *J. Risk Uncert.* 5, 297–323.
- Xing, Y., Zhang, X., Zhao, R., 2010. What does the individual option volatility smirk tell us about future equity returns? *J. Financ. Quant. Anal.* 45, 641–662.
- Xu, J., 2007. Price convexity and skewness. *J. Finance* 62, 2521–2552.

Abstract

Negative relationship between average stock skewness and market returns in the Korean stock market:

Cross-section and time series analysis

Je, Min-woo

Department of Finance

The Graduate School of Business Administration

Seoul National University

In the Korean stock market, there is negative relationship between average skewness and future market returns. This study examines the relationship between idiosyncratic skewness and future market returns by using the Korean stock market data. Cross-sectional and time series analyses show that average skewness, which is the average of the monthly skewness of each stock is especially effective for predicting next month market return. The predictive power of average skewness for subsequent market return was more significant than the average variance. Also, it still holds after controlling business cycles and market

liquidity. Compared to other economic and financial variables that have market return predictability, it performs well. It can be used as a meaningful strategy when constructing a long-short portfolio by dividing it into two portfolios based on average skewness and then deriving the results based on market returns.

.....
Keywords : Stock average skewness, Idiosyncratic
skewness, Market return predictability

Student Number : 2018-29450