

# 주가 수익률의 횡단면 변동성과 가치 프리미엄 및 모멘텀 프리미엄의 시계열 변화 간의 상관관계 연구\*

박 정 식\*\*

.....

본 연구에서는 주가 수익률의 횡단면 변동성(RD)이 갖는 경기 예측성과 다른 변수들과의 관계에 대해 알아보았다. 한국에서 RD는 경기 역행적인 성질을 가지며 경기 동행성을 갖는 가치 프리미엄 및 모멘텀 프리미엄에 대한 예측성을 갖는다. RD는 미래의 가치 프리미엄과 음의 상관관계를 가지며 미래의 모멘텀 프리미엄과 양의 상관관계를 갖는다. 이러한 상관관계는 주요 거시 경제 상태 변수를 통제하더라도 여전히 유효하다.

결론 부분에서는 RD에 관련된 여러 연구들을 통해 최근 글로벌 금융위기가 전개되는 과정에 대한 한 가지 가설을 제시하였다.

.....

## I. 서 론

### 1. 연구 목표

자본주의경제는 호황과 불황이 번갈아 나타나는 순환적 변동을 경험하고 있다. 경기 변동과 공행성(comovement)을 갖는 거시 지표들은 여러 가지가 있으며 이들이 갖는 성질은 거시 경제학 분야에서 활발하게 연구되고 있다. 거시 지표의 연구를 통해 경제의 구조(mechanism)에 대한 이해를 넓힐 수 있고 미래 경제 상황에 대한 더 나은 예측을 할 수 있다.

재무관리 분야에서 중요하게 거론되는 경기 공행성을 갖는 지표는 주가 수익률의 횡단면 변동성(return dispersion)(이하 RD), 가치 프리미엄(value premium), 모멘텀 프리

\*본 연구는 서울대학교 경영대학 경영연구소의 연구비 지원에 의해 수행되었음.

\*\*서울대학교 경영대학 교수

미엄(momentum premium) 등이 있다. 이러한 지표들이 갖는 경기 공행성에 대한 연구는 단편적으로 이루어져 있으며 한국에서 이러한 지표들이 갖는 성질과 상호 관련성에 대한 연구는 아직 행해지지 않고 있다.

본 연구는 한국시장에서 RD, 가치 프리미엄, 모멘텀 프리미엄이 경제 상황과 어떠한 상관관계를 갖는지 밝히고, RD가 이후의 가치 프리미엄, 모멘텀 프리미엄과 어떠한 상관관계를 갖는지 실증 분석하여 RD가 경기의 변동을 예견할 수 있는 중요한 거시 지표가 될 수 있음을 보이는데 그 목적이 있다. 그리고 이러한 실증 결과를 바탕으로 2008년 미국에서 시작된 글로벌 금융위기의 전개 과정에 대한 가설을 제시하고자 한다.

## 2. 기존 연구

### 1) 주가 수익률의 횡단면 변동성(RD)의 경기 공행성

RD는 특정 시점에서 포트폴리오의 수익률 변동성으로 계산된다. RD에 대한 이론적인 연구는 아직 미흡한 실정이지만 RD가 경제 상황에 대한 정보를 갖고 있어서 상태 변수로 사용될 수 있다는 가능성을 제시하는 실증 연구 결과들이 있다.

Loungani-Tave-Tave(1990)는 RD가 실업률을 선행하며 이는 RD가 기업 간의 자원 재배분과 연관이 있다 점에 기인한다는 사실을 발견하였다. Stivers(2003)는 RD가 불황일 때 높은 값을 보이며 미래의 시장 변동성에 대한 추가적인 정보를 갖고 있다는 사실을 발견하였다.

RD가 상태 변수로 사용될 수 있다는 실증 연구 결과에 대한 이론적 설명은 Gomes-Kogan-Zhang(2003)(이하 GKZ)의 모형에서 찾을 수 있다. GKZ는 조건부 CAPM(conditional CAPM)이 성립할 때 일반 균형을 갖는 모형을 세웠으며, 모형에 의하면 RD는 시장 수준의 수익률이 갖지 않는 경제 상황에 대한 추가적인 정보를 갖고 있게 된다. 또한, 총체적 수익률의 변동성과 조건부 시장 베타의 변동성이 모두 경기 역행적이므로 RD는 경기역행적인 성격을 띤다고 설명하고 있다.

### 2) 가치 프리미엄의 경기 공행성

가치 프리미엄은 장부가치 대 시장가치의 비율이 높은 기업의 수익률에서 비율이 낮은 기업의 수익률을 뺀 값을 의미한다.

Gulen-Xing-Zhang(2008)에 의하면 2상태 마르코프 스위칭 모형(two-state Markov switching model)으로부터 가치 프리미엄은 강한 경기역행적 변동을 보인다는 것을 발견하였다. 이에 대한 설명으로 Zhang(2005)은 자본투자를 줄이는 것은 비용이 들고 위험에 대한 가격이 경기 역행적이며 기업의 성장 옵션에 대한 정도가 달라진다는 가정 하에 모형을 세워서 가치 프리미엄은 경기가 호황일 때 0에 가까워지거나 음이 된다는 것을 보였다.

### 3) 모멘텀 프리미엄의 경기 공행성

모멘텀 프리미엄은 과거에 수익률이 높았던 기업의 미래 수익률과 과거 수익률이 낮았던 기업의 미래 수익률의 차이를 의미한다.

Chordia-Shivakumar(2002)는 호황일 때 모멘텀 프리미엄이 유의한 양의 값을 갖고 불황일 때는 유의하지 않은 음의 값을 갖는다는 사실을 발견하였다. Connolly-Stivers(2003)는 RD가 높으면 이후에 모멘텀 효과가 나타남을 볼 수 있고 RD가 낮으면 이후에 수익률 반전 현상(reversal)이 발생한다는 것을 발견하였다. Cooper-Gutierrez-Hameed(2004)는 모멘텀 프리미엄이 지연된(lagged) 3년간 시장 수익률이 양일 경우에만 양의 값을 갖는다는 사실을 발견하였다.

이렇게 모멘텀 프리미엄이 경기 순행적이라는 것에 대한 설명으로, Johnson(2002)의 모형에 의하면 모멘텀에 의해 정렬하는 것은 기업을 최근 성장률 변화에 따라 정렬시키는 효과가 있으며 최근 성장률 변화가 큰 기업일수록 이후의 기대 수익률도 크고 이는 경기 변동과 연관이 있기 때문에 모멘텀 프리미엄이 경기 순행적이라고 한다. 이러한 결론을 지지하는 실증적 증거로 Liu-Zhang(2008)에 의하면 산업 생산성의 성장률이 모멘텀 수익률로 절반 이상 설명되는 위험 요소(risk factor)라는 것을 보였다. Sagi-Seasholes(2007)에 의하면 호황일 때 기업은 그 기업의 성장 옵션(growth option)을 행사할 가능성이 크므로 수익률 간에 자기상관이 존재할 가능성이 크며 시뮬레이션 데이터로부터 모멘텀 프리미엄은 경기 순행적이라는 사실을 밝혔다.

### 4) RD와 가치 프리미엄, 모멘텀 프리미엄 간의 상관관계

이상에서 살펴본 연구 결과를 종합하면 RD, 가치 프리미엄은 경기역행적인 지표이고 모멘텀 프리미엄은 경기순행적인 지표이다. 이들 지표가 갖는 경기 공행성을 바탕으로

이들 간의 시간에 따른 선후관계 및 상관관계를 생각해 볼 수 있다. 미국에서 RD와 다른 지표들 간의 상관관계를 설명하는 실증 연구결과로 다음과 같은 것들이 있다.

Stivers(2009)는 RD가 미래의 가치 프리미엄과 양의 상관관계를 갖고 미래의 모멘텀 프리미엄과 음의 관계를 갖는다는 사실을 발견하였고 이러한 관계는 다른 거시 경제 지표를 통제하더라도 여전히 유의하게 존재하였다.

#### 5) 한국에서 RD에 대한 연구

한국에서 RD에 대한 연구는 아직 미흡하다.

장용기(2005)는 개별기업의 수익률의 분산이 미래의 시장 변동성과 양의 상관관계가 있다는 사실을 검증하였다.

## II. 표본의 선정 및 변수 설정

### 1. 대상 기업 선정 및 분석 기간 설정

본 연구의 대상기업은 KOSPI와 KOSDAQ에 상장된 비금융 산업의 기업들로서 이들 기업에 대한 1981년 1월부터 2008년 12월까지의 월별 주가 자료, 1981년부터 2008년까지 매년 공시되는 재무제표 자료를 DataGuide Pro에서 수집하였다. 거시 경제 지표 자료는 통계청과 한국은행 경제통계시스템에서 수집하였다. 사용한 자료에 대한 요약은 표 1과 같다.

### 2. 주요 변수의 설정

#### 1) RD

본 연구에서 사용한 월별 RD는 두 가지 방법으로 계산된다. 첫 번째는 (절대적) RD로서 계산방법은 다음과 같다. 우선 기업의 규모와 장부가치 대 시장가치의 비율을 기준으로 각각 5개의 그룹으로 순서를 매겨 총 25개의 포트폴리오를 구성하고<sup>1)</sup> 이 포트폴리오의 월별 수익률을 계산한다. 포트폴리오의 월별 수익률로부터 월별 RD(RDt)를

표 1. 사용한 자료의 요약

다음 표는 본 연구에서 사용한 변수, 분석 기간, 자료 주기, 자료 출처, 대상 기업에 대하여 정리한 표이다. 채권 수익률 자료는 통계 변수로 사용하기 위하여 필요한데, 장외 3년 BBB-등급 회사채 수익률에 대한 자료는 2000년 10월부터 존재하므로 다른 채권 수익률 자료도 그 기간부터 수집하였다.

변수명	분석 기간	자료 주기	자료 출처	비고
종가, 상장주식수, 수익률	1981. 1.~ 2008. 12.	월	DataGuide Pro	KOSPI, KOSDAQ 등록 비금융 산업의 기업 (총 1,026 개)
보통주 납입 자본금, 자본잉여금, 이익잉여금, 자기주식, 자기주식 처분손실	1981~2008	년	DataGuide Pro	
동행종합지수	1981. 1.~ 2008. 12.	월	통계청	
장외 3년 AA-등급/BBB-등급 회 사채 수익률, 국고채 3년/10년 수 익률, CD유통수익률(91일)	2000. 10.~ 2008. 12.	월	한국은행 경제통계시스템	

다음 식에 따라 계산하여 사용한다.

$$RD_t = \sqrt{\left[ \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (R_{i,t} - \bar{R}_t)^2 \right]} \quad (1)$$

여기서, n: 포트폴리오의 수(n=25)

$R_{i,t}$ : 포트폴리오 i에 대한 t월의 수익률

$\bar{R}_t$ : t월의 n개 포트폴리오의 단순 평균

기업의 규모는 1개월 단위로 계산가능하지만 자본의 장부가치 대 시장가치의 비율은 1년 단위로 계산 가능하므로 포트폴리오의 구성은 1년에 한 번씩 이루어지고 이 포트

- 1) Stivers-Sun(2009)에서는 미국 주식 시장에 상장된 기업들을 100개의 포트폴리오로 구성하였으나 한국 주식 시장에 상장된 기업의 수는 많지 않기 때문에 통계적 유의성을 잃지 않기 위해 25개의 포트폴리오로 구성하였다. 연구의 강건성을 위해 9개의 포트폴리오로 구성한 경우에도 유사한 결과가 나타났다.

폴리오의 월별 수익률로부터 RD는 매월 계산된다. 즉, Fama-French (1993)의 방법론에 근거하여 T년 6월에 구성된 포트폴리오로 T년 6월부터 T+1년 5월까지의 월별 RD를 계산한다.

개별기업의 수익률로부터 계산한 RD 대신 포트폴리오의 수익률로부터 계산한 RD를 사용하는 이유는 다음 2가지에 근거한다.

- (i) 포트폴리오의 RD는 극단적인 변동을 보이는 기업의 효과가 포트폴리오의 다른 기업에 의해 완화되는 효과가 있으므로 개별기업의 RD에 비해 자료의 노이즈가 적다.
- (ii) Fama-French 3 요소 모형과 GKZ(2003)의 이론에 의하면 이러한 포트폴리오의 RD가 더 자연스러운 선택이다.

두 번째 척도는 상대적 RD(relative return dispersion)(이하 RRD)로서 시장 수익률의 효과를 조정한 척도이다. 시장 베타에도 시간에 따라 변동이 있기 때문에 포트폴리오의 RD는 시장 수익률과 양의 상관관계(상관계수: 0.334)를 갖는다. 그러므로 RD에서 시장 수익률과 연관되어 있는 변동성의 효과를 제거할 필요가 있고, 월별 RRD가 월별 시장 수익률과 월별 시장 수익률의 절대값에 각각 직교하도록 구성한다. 즉, t월의 RRD (RRD<sub>t</sub>)는 다음의 회귀 모형의 잔차( $\epsilon_t$ )로 계산된다.

$$RD_t = \beta_0 + \beta_1 |R_{M,t}| + \beta_2 D_t^- |R_{M,t}| + \epsilon_t \quad (2)$$

여기서, RD<sub>t</sub>: (1)식에서 계산된 값

|R<sub>M,t</sub>|: t월의 시장 수익률<sup>2)</sup>

D<sub>t</sub><sup>-</sup>: 시장 수익률이 음일 경우 1인 더미변수

(2)식을 추정하면  $\beta_1$ 은 0.0869(t값: 4.242),  $\beta_2$ 는 0.0552(t값: 3.565)이고 R<sup>2</sup>는 21.53%로 RD의 많은 부분은 시장 수익률의 변동과 연관되어 있지 않음을 알 수 있다.

2) t시점에서 시장수익률은 t시점에서 개별 주식의 수익률을 시장가치로 가중 평균한 값이다.

## 2) 가치 프리미엄

매월 가치 프리미엄을 계산하기 위해서 다음과 같은 절차를 따른다. 먼저 장부가치 대 시장가치의 비율로 순위를 매겨 10개의 기업군으로 분류한다. 상위 3개 기업군은 개별 기업 주식의 총 시장 가치에 비례하여 사고 하위 3개 기업군은 개별 기업 주식의 총 시장 가치에 비례하여 파는 무투자 포트폴리오(zero investment portfolio)를 구성한다. 그리고 이 포트폴리오의 이후 12개월간 수익률을 가치 프리미엄( $HML_t$ )으로 정의한다.

$$HML_t = \prod_{\tau=t}^{t+11} (1 + r_{pfo,\tau}) \quad (3)$$

여기서,  $r_{pfo,\tau}$ :  $\tau$ 월의 가치 전략 포트폴리오 수익률

즉,  $HML_t$ 는  $t-1$ 월까지 얻을 수 있는 정보로 포트폴리오를 구성하고 이 포트폴리오를  $t$ 월부터  $t+11$ 월까지 보유하였을 때의 수익률을 의미한다.

연구의 강건성(robustness)을 위해 12개월 외에 6개월, 18개월 등 time horizon을 다르게 설정하고 계산한 가치 프리미엄에 대해서도 같은 결과를 보이는지 조사하였다.

## 3) 모멘텀 프리미엄

매월 모멘텀 프리미엄을 계산하기 위해서 다음과 같은 절차를 따른다. 먼저 과거 6개월의 수익률로부터 순위를 매겨 10개의 기업군으로 분류한다. 상위 1개의 기업군은 개별 기업 주식의 총 시장 가치에 비례하여 사고 하위 1개의 기업군 개별 기업 주식의 총 시장 가치에 비례하여 파는 zero investment 포트폴리오를 구성한다. 그리고 이 포트폴리오의 이후 6개월의 수익률을 모멘텀 프리미엄( $MOM_t$ )으로 정의한다. 순위를 매길 때는 일반적으로 사용하는 ‘한 달 건너뛰는 방법(skip-a-month method)’을 적용한다.

$$MOM_t = \prod_{\tau=t}^{t+5} (1 + r_{pfo,\tau}) \quad (4)$$

여기서,  $r_{pfo,\tau}$ :  $\tau$ 월의 모멘텀 전략 포트폴리오 수익률

즉,  $MOM_t$ 는  $t-7$ 월부터  $t-2$ 월까지의 수익률로 순위를 매겨서 포트폴리오를 구성하고 이 포트폴리오를  $t$ 월부터  $t+5$ 월까지 보유하였을 때의 수익률을 의미한다.

연구의 강건성을 위해 6개월 외에 time horizon을 다르게 설정하고 계산한 모멘텀 프리미엄에 대해서도 같은 결과를 보이는지 조사한다.

#### 4) 경제 상황 판단 변수

미국의 경우 미국경제연구소(NBER: National Bureau of Economic Research)에서 호황기와 불황기의 시기를 발표하고 있기 때문에 경제 상황 판단이 용이하다. 하지만 한국의 경우 호황기와 불황기를 따로 판별하지 않으므로 이분법적 경제 상황 판단은 곤란하다. 대신, 연속적 경제 상황 판단을 할 수 있는 대용치(proxy)로 통계청에서 발표하는 실물경제지표를 사용할 수 있다. 적당한 실물경제지표로는 실질GDP, 산업생산지수, 경기동행종합지수 등이 있다. 실질GDP는 월별 자료가 없고 분기별 자료만 사용 가능하므로 자료의 손실이 커서 제외하였다. 산업생산지수는 국민경제의 총체적인 활동을 나타내는데 부적합하다고 판단하여 제외하였다. 따라서 경제 상황 판단 변수로 월별 자료 이용이 가능한 경기동행종합지수(CCI: coincident composite index)를 사용하였다.

동행종합지수는 시간 추세를 가지고 있으므로<sup>3)</sup> 다음 식과 같이 로그 차분을 취한 값을 사용한다.

$$\text{logdiff\_CCI}_t = \ln(\text{CCI}_t) - \ln(\text{CCI}_{t-1}) \quad (5)$$

여기서,  $\text{CCI}_t$ :  $t$ 월의 경기동행지수

로그 차분을 취할 경우 시간 추세는 제거되어 연구에 사용하는 것이 적합하다.<sup>4)</sup> 지수의 값이 높을수록 호황기일 확률이 높고 지수의 값이 낮을수록 불황기일 확률이 높다고 판단한다.

3) 동행종합지수에 대하여 Dicky-Fuller형 단위근 검정을 할 경우  $\tau=-0.0557$ ,  $p\text{-value}=0.952$ 이므로 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 없다. 따라서 확률적 추세가 존재한다.

4) 로그 차분을 취한 동행종합지수에 대하여 Dicky-Fuller형 단위근 검정을 할 경우  $\tau=-4.687$ ,  $p\text{-value}=0.0002$ 이므로 단위근이 존재한다는 귀무가설은 기각된다.



### 5) 통제변수

재무 연구에서 많이 사용하는 거시 경제 상태 변수(macroeconomic state variables)로는 주식 시장의 총괄 배당 수익률, 위험한 회사채와 안전한 회사채 간의 채무불이행 수익률 스프레드(default yield spread), 국고채의 기간 수익률 스프레드(term yield spread), 단기 채권 수익률 등이 있다. 본 연구에서는 이러한 거시 경제 상태 변수를 통제변수로 사용하고 그 정의는 다음과 같다.

주식 시장의 총괄 배당 수익률(DIV<sub>t</sub>)은 각 기업의 월별 배당 수익률을 자본의 시장 가치로 가중평균하여 계산하였다. 채무불이행 수익률 스프레드(DY<sub>t</sub>)는 장외 3년 AA-등급 회사채와 장외 3년 BBB-등급 회사채의 수익률 차이로 계산하였다. 기간 수익률 스프레드(TERM<sub>t</sub>)는 10년 국고채의 수익률과 3년 국고채의 수익률 차이로 계산하였다. 단기 채권의 수익률(YD3<sub>t</sub>)로 91일 CD 유통수익률을 사용하였다.

## III. 가설 설정 및 검증 방법

미국에서 연구된 결과를 바탕으로 다음과 같은 두 가지 가설을 설정하여 검증한다.

〈가설 1〉 추가 수익률의 횡단면 변동성, 가치 프리미엄은 경기역행적인 지표이고 모멘텀 프리미엄은 경기순행적인 지표이다.

가설 1에 대한 검증방법으로 RD, RRD, 가치 프리미엄, 모멘텀 프리미엄이 동행종합지수의 로그차분 값과 어떠한 상관관계를 갖는지 살펴본다. 이 때 세 변수들과 지수 간에 시간차가 있을 수 있으므로 기준 시점에서 1월 간격으로 변수를 늦추거나(lag) 앞당겨서(lead) 로그 차분을 취한 동행종합지수와 어떠한 상관관계를 갖는지 살펴본다.

〈가설 2〉 추가 수익률의 횡단면 변동성은 미래의 가치 프리미엄과 양의 상관관계를 갖고 미래의 모멘텀 프리미엄과는 음의 상관관계를 갖는다.

가설 2에 대한 검증방법으로 다음과 같은 회귀 모형을 검증한다.

$$\text{HML}_t = \beta_1 + \beta_2 \text{RD}_t + \epsilon_t \quad (6)$$

$$\Delta \text{HML}_{t,t-12} = \beta_1 + \beta_2 \text{RD}_t + \epsilon_t \quad (7)$$

$$\text{MOM}_t = \beta_1 + \beta_2 \text{RD}_t + \epsilon_t \quad (8)$$

$$\Delta \text{MOM}_{t,t-6} = \beta_1 + \beta_2 \text{RD}_t + \epsilon_t \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \text{여기서, } \Delta \text{HML}_{t,t-12} &\equiv \text{HML}_t - \text{HML}_{t-12} \\ \Delta \text{MOM}_{t,t-6} &\equiv \text{MOM}_t - \text{MOM}_{t-6} \end{aligned}$$

즉,  $\Delta \text{HML}_{t,t-12}$ ,  $\Delta \text{MOM}_{t,t-6}$ 은 각각 t월을 기준으로 계산한 가치 프리미엄과 모멘텀 프리미엄의 변화량이다.

강건성 검사로  $\text{RD}_t$  대신  $\text{RRD}_t$ 를 독립변수로 두어 (6)-(9)의 회귀 모형을 재검증한다.

또, 주요 거시 지표를 통제하였을 때도 여전히 유의한 관계를 갖는지 보기 위해 다음과 같은 회귀 모형을 검증한다.

$$\text{HML}_t = \beta_1 + \beta_2 \text{RD}_t + \beta_3 \text{DIV}_t + \beta_4 \text{DY}_t + \beta_5 \text{TERM}_t + \beta_6 \text{YD3}_t + \epsilon_t \quad (10)$$

$$\Delta \text{HML}_{t,t-12} = \beta_1 + \beta_2 \text{RD}_t + \beta_3 \text{DIV}_t + \beta_4 \text{DY}_t + \beta_5 \text{TERM}_t + \beta_6 \text{YD3}_t + \epsilon_t \quad (11)$$

$$\text{MOM}_t = \beta_1 + \beta_2 \text{RD}_t + \beta_3 \text{DIV}_t + \beta_4 \text{DY}_t + \beta_5 \text{TERM}_t + \beta_6 \text{YD3}_t + \epsilon_t \quad (12)$$

$$\Delta \text{MOM}_{t,t-6} = \beta_1 + \beta_2 \text{RD}_t + \beta_3 \text{DIV}_t + \beta_4 \text{DY}_t + \beta_5 \text{TERM}_t + \beta_6 \text{YD3}_t + \epsilon_t \quad (13)$$

$$\text{여기서, } \text{DIV}_t: \text{총괄배당수익률} (\text{DIV}_t \equiv \sum_{i=1}^{n_t} w_{i,t} \text{DIV}_{i,t})$$

$n_t$ : t월의 기업의 수

$w_{i,t}$ : t월의 기업 i 자본의 시장가치를 시장전체의 가치로 나눈 값

$\text{DIV}_{i,t}$ : t월의 기업 i의 배당수익률

$\text{DY}_t$ : 채무불이행 수익률 스프레드 ( $\text{DY}_t \equiv r_{\text{BBB},t} - r_{\text{AA},t}$ )

$r_{\text{BBB},t}$ : t월의 장외 3년 BBB-등급 회사채의 수익률

$r_{\text{AA},t}$ : t월의 장외 3년 AA-등급 회사채의 수익률

TERM<sub>t</sub>: 기간 수익률 스프레드( $TERM_t = r_{10yr,t} - r_{3yr,t}$ )

$r_{10yr,t}$ : t월의 10년 국고채의 수익률

$r_{3yr,t}$ : t월의 3년 국고채의 수익률

YD3<sub>t</sub>: t월의 91일 CD의 유통수익률

마찬가지로 RD<sub>t</sub> 대신 RRD<sub>t</sub>를 독립변수로 두어 (10)-(13)의 회귀 모형을 재검증한다.

## IV. 표본의 특성

### 1. RD의 특성

그림 1은 RD와 RRD의 시계열 변화를 나타낸 것으로 두 변수는 서로 유사한 움직임을 보인다. 두 변수는 시계열적으로 안정하며<sup>5)</sup> 전체 관찰 기간 중에서 높은 극단값(peak)을 보이는 부분은 1998년이다. 1998년에 극단적으로 큰 값이 나타나는 이유는 외환위기 때문이라고 판단된다. 반면 글로벌 금융위기가 있는 2008년 주변은 비교적 안정적인 모습을 보인다.

극단값이 미치는 영향을 없애기 위해 이 시기 전 후로 기간을 나누어 검증을 하였고 결과의 경향성은 극단값을 포함한 전 기간에 대한 검증의 경향성과 일치하였다.

표 2는 RD와 RRD의 통계량에 대한 요약이다. 시장수익률의 효과를 조정한 RRD는 RD보다 평균값이 약간 감소하였고, 변동성이 약간 감소하였지만 크게 다르지 않다. 전체 기간에 대해 RD와 RRD는 0.8858의 높은 상관관계를 가지며 1% 수준에서 유의하다. RD와 RRD가 주가 수익률의 횡단면 변동성을 측정하는 지표이기에 서로 높은 상관관계를 가지는 것은 예상된 결과이며 이후의 결과에서도 유사한 성질을 보일 것이라고 예상된다.

5) RD와 RRD 각각에 대하여 Dicky-Fuller형 단위근 검정을 할 경우 RD는  $\tau = -5.1669$ , p-value = 0.0001, RRD는  $\tau = -5.8174$ , p-value = 0.0001이므로 둘 다 단위근이 존재한다는 귀무가설은 기각된다.

다음은 RD와 RRD의 시계열 변화를 나타낸 그림이다. 두 변수는 시계열적으로 안정하며 일부 구간에서 극단값을 보인다.

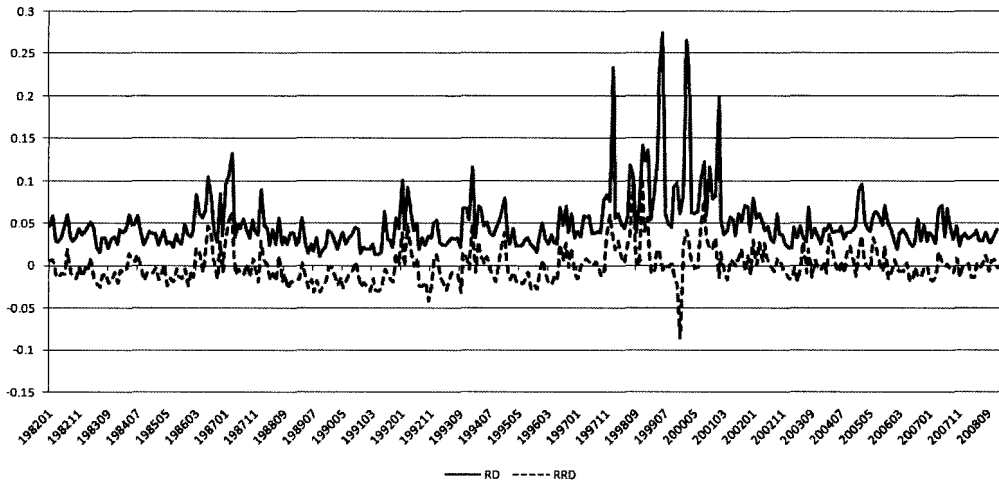


그림 1. RD와 RRD의 시계열 변화

표 2. RD와 RRD의 통계량 요약 및 상관계수

$RD_t$ 는  $t$ 월 주가 수익률의 횡단면 변동성이고,  $RRD_t$ 는  $RD_t$ 에서 시장 수익률의 효과를 제거한 변수이다.  $\rho(n)$ 은  $RD_t$ (또는  $RRD_t$ )와  $RD_{t-n}$ (또는  $RRD_{t-n}$ ) 간의 자기 상관계수를 의미한다. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미한다.

변수	평균	표준편차	$RD_t$ 와 상관계수	$\rho(1)$ ( $t, t-1$ )	$\rho(2)$ ( $t, t-2$ )	$\rho(3)$ ( $t, t-3$ )
$RD_t$	0.04758	0.02339	1	0.4891***	0.3692***	0.2658***
$RRD_t$	0.0000	0.02072	0.8858***	0.4227***	0.2794***	0.2088***

RD와 RRD 모두 자기 상관관계가 있으며 3개월 이전의 값과 자기 상관관계도 존재하고 1% 수준에서 유의하다.

## 2. 가치 프리미엄 및 모멘텀 프리미엄의 특성

그림 2는 가치 프리미엄과 모멘텀 프리미엄의 시계열 변화를 나타낸 것이다.

다음은 가치 프리미엄과 모멘텀 프리미엄의 시계열 변화를 나타낸 그림이다. 두 변수는 시계열적으로 안정하며 일부 구간에서 극단값을 보인다.

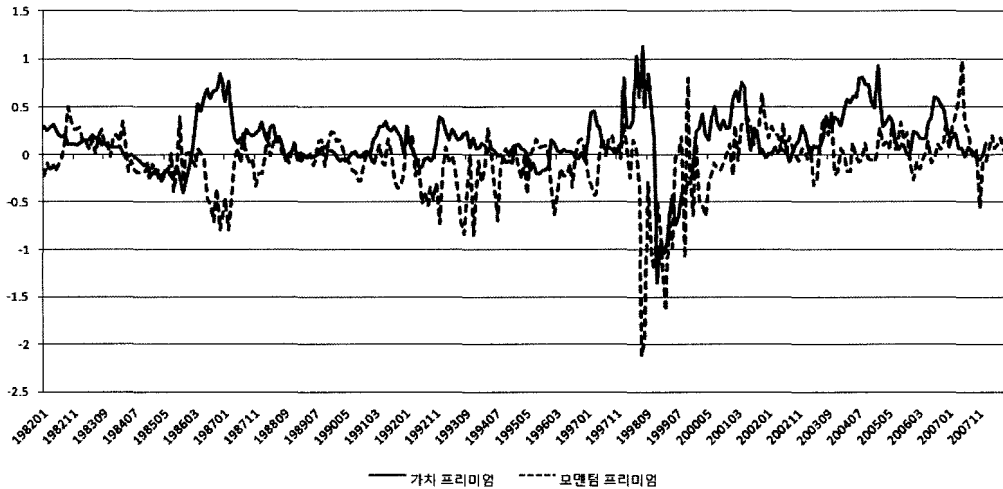


그림 2. 가치 프리미엄과 모멘텀 프리미엄의 시계열 변화

가치 프리미엄과 모멘텀 프리미엄은 전체 기간에서 대체로 서로 상반된 움직임을 보이며 1999년에는 두 프리미엄이 음의 값으로 동조되는 현상을 보인다. 가치 프리미엄을 계산할 때 12개월의 보유 기간이 필요하므로 2008년 1월까지만 계산할 수 있고 모멘텀 프리미엄을 계산할 때 6개월의 보유 기간이 필요하므로 2008년 7월까지만 계산할 수 있다. 두 변수는 시계열적으로 안정하며<sup>6)</sup> 가치 프리미엄이 특별히 높은 극단값을 보이는 부분과 모멘텀 프리미엄이 특별히 낮은 극단값을 보이는 부분은 1998년이다. 1998년에 극단값이 나타나는 이유는 외환위기 때문이라고 판단된다.<sup>7)</sup> 글로벌 금융위기가 있는 2008년 주변을 보면 가치 프리미엄은 특별한 극단값을 보이지 않는다. 하지만 모멘텀 프리미엄은 강한 음의 극단값을 보이고 있다.

표 3은 가치 프리미엄과 모멘텀 프리미엄의 통계량을 요약한 것이다.

- 6) 가치 프리미엄과 모멘텀 프리미엄 각각에 대하여 Dicky-Fuller형 단위근 검정을 할 경우 가치 프리미엄은  $\tau=-4.4369$ ,  $p\text{-value}=0.0004$ , 모멘텀 프리미엄은  $\tau=-5.6923$ ,  $p\text{-value}=0.0001$ 이므로 둘 다 단위근이 존재한다는 귀무가설은 기각된다.
- 7) 극단값이 미치는 영향을 없애기 위해 이 시기 전 후로 기간을 나누어 검증을 하였고 결과의 경향성은 극단값을 포함한 전 기간에 대한 검증의 경향성과 일치하였다.

표 3. 가치 프리미엄과 모멘텀 프리미엄의 통계량 요약 및 상관계수

HML<sub>t</sub>는 t-1월까지의 정보로 구성된 가치 포트폴리오를 t월부터 t+11월까지 보유하였을 때의 수익률이며,  $\Delta HML_{t,t-11}$ 는 HML<sub>t</sub>에서 HML<sub>t-11</sub>을 뺀 값으로 t월 전후의 가치 프리미엄의 변화이다. MOM<sub>t</sub>는 t-1월까지의 정보로 구성된 모멘텀 포트폴리오를 t월부터 t+5월까지 보유하였을 때의 수익률이며,  $\Delta MOM_{t,t-6}$ 은 MOM<sub>t</sub>에서 MOM<sub>t-6</sub>을 뺀 값으로 t월 전후의 모멘텀 프리미엄의 변화이다. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미한다.

## A. 통계량의 요약

변수	평균	표준편차	최소값	최대값	음의 관측치 비율
HML <sub>t</sub>	0.13142	0.3336	-1.498	1.286	27.16%
$\Delta HML_{t,t-11}$	-0.00887	0.5069	-2.075	1.620	55.15%
MOM <sub>t</sub>	-0.05451	0.3201	-2.110	1.002	55.25%
$\Delta MOM_{t,t-6}$	0.00284	0.4430	-2.431	2.053	47.88%

## B. 상관계수

	HML <sub>t</sub>	$\Delta HML_{t,t-11}$	MOM <sub>t</sub>	$\Delta MOM_{t,t-6}$
HML <sub>t</sub>	1.0000			
$\Delta HML_{t,t-11}$	0.7617***	1.0000		
MOM <sub>t</sub>	0.02083	-0.08236	1.0000	
$\Delta MOM_{t,t-6}$	-0.1895***	-0.2229***	0.6265***	1.0000

가치 프리미엄은 평균적으로 양의 값을 갖고 음의 관측치 비율이 전체의 4분의 1을 약간 넘는 정도이다. 이것은 Fama-French(2003)가 언급한 위험요소(risk factor) 중 하나인 자본의 장부가치 대 시장가치 비율이 한국에서도 유의함을 알 수 있다. 가치 프리미엄의 변화는 가치 프리미엄에 비해 평균은 낮아지고 표준편차는 증가하며 음의 관측치 비율도 증가한다.

모멘텀 프리미엄은 평균적으로 음의 값을 갖고 음의 관측치 비율이 전체의 절반을 넘는다.<sup>8)</sup> Carhart(1997)에 의하면 모멘텀 효과가 존재할 경우 모멘텀 프리미엄은 양의 값이어야 하는데 한국 자료로부터 계산한 모멘텀 프리미엄은 평균값이 음이고 음의 관측치가 더 많은 것을 볼 때 한국에서는 모멘텀 효과가 약하다는 것을 알 수 있다.

8) 모멘텀 프리미엄의 평균이 음인 것은 모멘텀 전략으로 구성된 포트폴리오의 보유 수익률을 바꾸더라도 변함없다(부록 - 그림 A).

t월의 가치 프리미엄(HML<sub>t</sub>)은 t월 전후의 가치 프리미엄의 변화( $\Delta HML_{t,t-11}$ )와 양의 상관관계를 가지며 1% 수준에서 유의하다. t월의 모멘텀 프리미엄(MOM<sub>t</sub>)은 t월 전후의 모멘텀 프리미엄의 변화( $\Delta MOM_{t,t-6}$ )와 양의 상관관계를 가지며 1% 수준에서 유의하다. 즉 가치 프리미엄과 모멘텀 프리미엄도 각각 자기 상관관계가 존재함을 알 수 있다. 가치 프리미엄과 모멘텀 프리미엄 간의 상관관계는 거의 존재하지 않지만 t월 전후의 가치 프리미엄의 변화와 모멘텀 프리미엄의 변화 간에는 1% 수준에서 유의한 음의 상관관계가 존재한다. 이러한 음의 상관관계는 가치 프리미엄과 모멘텀 프리미엄의 경기 공행성의 양상이 서로 상반된다는 사실과 일치한다.

### 3. 경제 상황 판단 지수의 특성

그림 3은 경제 상황 판단 지수로 사용한 로그 차분을 취한 동행종합지수의 시계열 변화이다. 동행종합지수는 꾸준히 증가하는 추세를 보이고 있으며 1998년(외환위기)과 2008년 말(글로벌 금융위기)에 일시적으로 감소하는 모습을 보인다. 동행종합지수에 로

t월의 로그 차분을 취한 동행종합지수는 t월의 동행종합지수에 로그를 취한 값에서 t-1월의 동행종합지수에 로그를 취한 값을 뺀 값으로 계산된다. 로그 차분을 취한 동행종합지수는 동행종합지수에서 시계열적 추세를 제거한 것으로 동행종합지수의 변화를 관찰하는데 용이하다.

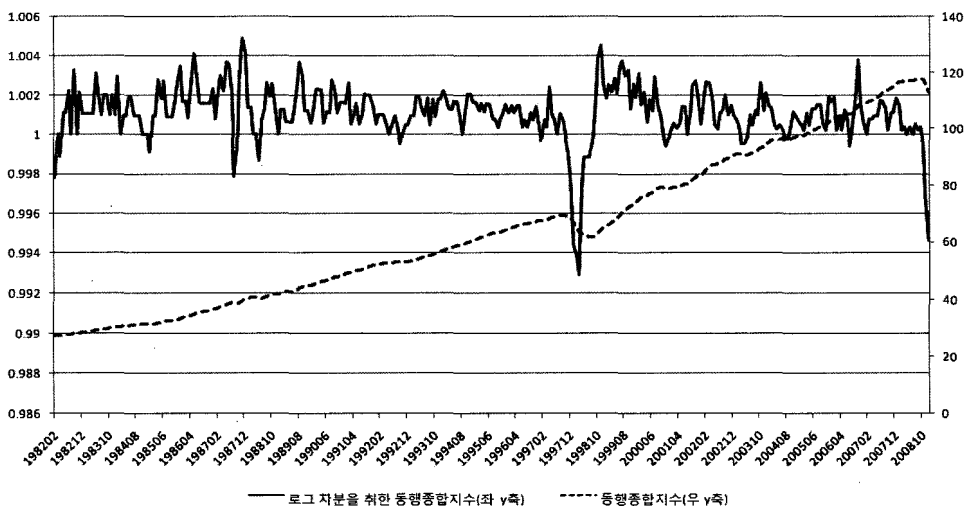


그림 3. 로그 차분을 취한 동행종합지수의 시계열 변화

그 차분을 취한 변수를 보면, 1보다 큰 값이 관찰되는 경우가 대부분이므로 동행종합지수가 계속 증가하는 추세였다는 사실을 알 수 있다. 로그 차분 값으로부터 동행종합지수의 변화를 더욱 확실하게 관찰할 수 있으며 1998년과 2008년 말에 아래쪽으로 강한 극단값을 보인다.

## V. 가설에 대한 검증 결과

### 1. <가설 1>에 대한 검증 결과

RD, RRD, 가치 프리미엄, 모멘텀 프리미엄과 로그 차분을 취한 동행종합지수와와의 상관계수는 표 4와 같다.<sup>9)</sup> RRD와 가치 프리미엄은 동행종합지수와 음의 상관계수를 가지고 1% 수준에서 유의하다. 이러한 사실은 두 변수가 경기 역행적 변수라는 증거가 된다. 하지만, RD와 모멘텀 프리미엄은 로그 차분을 취한 동행종합지수와 유의한 상관관계를 갖지 않는다. RD의 경우 시장수익률과 연관된 부분을 포함하고 있어서 RRD보다 경제 상황에 덜 민감한 것으로 설명할 수 있다. 모멘텀 프리미엄은 한국 시장에서 모멘텀 효과가 약하므로 경제 상황과의 상관관계가 낮은 것으로 설명할 수 있다.

그림 4는 RD, RRD, 가치 프리미엄, 모멘텀 프리미엄이 로그 차분을 취한 동행종합지수와 시차를 두고 갖는 상관관계이다. RD의 시차를 다르게 둔 경우, 로그 차분을 취한 동행종합지수와 대부분 양의 상관관계를 가지지만 그 유의성이 낮다. RRD와 가치 프리미엄은 시차를 다르게 두더라도 로그 차분을 취한 동행종합지수와 음의 상관관계를 가지며 이러한 관계는 유의하다. 즉, 시차를 두고 경제 상황과의 관계를 판단하더라도 RRD와 가치 프리미엄은 경기 역행적 성격을 갖고 있음을 알 수 있다. 모멘텀 프리미엄은 시차를 다르게 하더라도 로그 차분을 취한 경기동행지수와 음의 상관관계를 갖지만 통계학적으로 유의하지 않다.

결론적으로 RRD와 가치 프리미엄은 경기 역행적이고, RD와 모멘텀 프리미엄은 경기 동행성이 약하므로 가설 1은 일부 기각된다.

9) RD, 가치 프리미엄, 모멘텀 프리미엄을 1개월씩 lag/lead한 것과 로그 차분을 취한 동행종합지수와와의 상관계수를 그래프로 나타낸 것은 부록 - 그림 5에 수록하였다.



표 4. 주요 변수와 로그 차분을 취한 동행종합지수와와의 상관계수

$RD_t$ 는  $t$ 월 추가 수익률의 횡단면 변동성이고,  $RRD_t$ 는  $RD_t$ 에서 시장 수익률의 효과를 제거한 변수이다.  $HML_t$ 는  $t-1$ 월까지의 정보로 구성된 가치 포트폴리오를  $t$ 월부터  $t+11$ 월까지 보유하였을 때의 수익률이며,  $MOM_t$ 는  $t-1$ 월까지의 정보로 구성된 모멘텀 포트폴리오를  $t$ 월부터  $t+5$ 월까지 보유하였을 때의 수익률이다.  $\text{logdiff\_CCI}_t$ 는  $t$ 월과  $t-1$ 월의 동행종합지수에 로그 차분을 취한 값이다.

\*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미한다.

	$RD_t$	$RRD_t$	$HML_t$	$MOM_t$	$\text{logdiff\_CCI}_t$
$RD_t$	1.0000				
$RRD_t$	0.6025***	1.0000			
$HML_t$	0.02735***	0.2144***	1.0000		
$MOM_t$	-0.2343***	-0.2040***	0.02083	1.0000	
$\text{logdiff\_CCI}_t$	0.02049	-0.07945***	-0.2287***	-0.07615	1.0000

$RD$ ,  $RRD$ , 가치 프리미엄, 모멘텀 프리미엄을 1개월 단위로 늦추거나 앞당긴 값(lag/lead value)이 로그 차분을 취한 동행종합지수와 갖는 상관관계를 나타낸 그림이다. 시차 변화가 음인 부분은 변수를 그 시차만큼 뒤로 늦춘 경우이고, 시차 변화가 양인 부분은 변수를 그 시차만큼 앞으로 당긴 경우이다.  $RRD$ 와 가치 프리미엄은 시차 변화를 적용하더라도  $\pm 3$ 개월 내에서 음의 상관계수를 가진다.

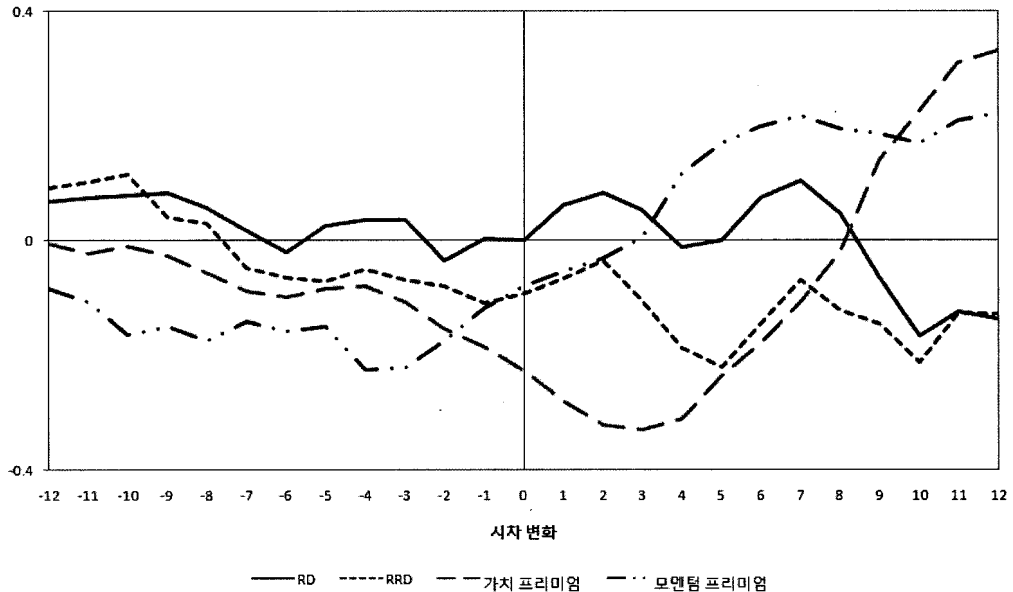


그림 4. 주요 변수의 시점을 조절하였을 때 경제 상황 변수와의 상관관계

2. <가설 2>에 대한 검증 결과

(6)식부터 (13)식까지 회귀 모형에 대한 결과는 표 5와 같다.

회귀 결과에 의하면 t월의 RD는 이후의 가치 프리미엄이나 모멘텀 프리미엄과 유의한 상관관계를 갖지 않는다. 하지만 t월의 RRD는 이후의 가치 프리미엄 및 가치 프리미엄의 변화와 양의 관계를 보이며 5% 수준에서 유의하다. 또, t월의 RRD는 이후의 모

표 5. 가설 2를 검증하기 위한 회귀 모형의 결과

RD<sub>t</sub>는 t월 주가 수익률의 횡단면 변동성이고, RRD<sub>t</sub>는 RD<sub>t</sub>에서 시장 수익률의 효과를 제거한 변수이다. ΔHML<sub>t,t-11</sub>는 HML<sub>t</sub>에서 HML<sub>t-11</sub>을 뺀 값으로 t월 전후의 가치 프리미엄의 변화이다. MOM<sub>t</sub>는 t-1월까지의 정보로 구성된 모멘텀 포트폴리오를 t월부터 t+5월까지 보유하였을 때의 수익률이며, ΔMOM<sub>t,t-6</sub>은 MOM<sub>t</sub>에서 MOM<sub>t-6</sub>을 뺀 값으로 t월 전후의 모멘텀 프리미엄의 변화이다. DIV<sub>t</sub>는 t월의 주식 시장의 총괄 배당 수익률이고 DY<sub>t</sub>는 t월의 채무불이행 수익률 스프레드이고 TERM<sub>t</sub>는 t월의 기간 수익률 스프레드이고 YD3<sub>t</sub>는 단기 채권의 수익률이다. 회귀모형은 다음과 같다.

$$HML_t = \beta_1 + \beta_2 RD_t + \epsilon_t \tag{6}$$

$$\Delta HML_{t,t-12} = \beta_1 + \beta_2 RD_t + \epsilon_t \tag{7}$$

$$MOM_t = \beta_1 + \beta_2 RD_t + \epsilon_t \tag{8}$$

$$\Delta MOM_{t,t-6} = \beta_1 + \beta_2 RD_t + \epsilon_t \tag{9}$$

$$HML_t = \beta_1 + \beta_2 RD_t + \beta_3 DIV_t + \beta_4 DY_t + \beta_5 TERM_t + \beta_6 YD3_t + \epsilon_t \tag{10}$$

$$\Delta HML_{t,t-12} = \beta_1 + \beta_2 RD_t + \beta_3 DIV_t + \beta_4 DY_t + \beta_5 TERM_t + \beta_6 YD3_t + \epsilon_t \tag{11}$$

$$MOM_t = \beta_1 + \beta_2 RD_t + \beta_3 DIV_t + \beta_4 DY_t + \beta_5 TERM_t + \beta_6 YD3_t + \epsilon_t \tag{12}$$

$$\Delta MOM_{t,t-6} = \beta_1 + \beta_2 RD_t + \beta_3 DIV_t + \beta_4 DY_t + \beta_5 TERM_t + \beta_6 YD3_t + \epsilon_t \tag{13}$$

\*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미한다. 괄호 안의 값은 계수의 t값이다.

모형	독립변수(좌) 종속변수(하)	RD <sub>t</sub>	RRD <sub>t</sub>	DIV <sub>t</sub>	DY <sub>t</sub>	TERM <sub>t</sub>	YD3 <sub>t</sub>	R <sup>2</sup>
(6)	HML <sub>t</sub>	0.2535 (0.5180)						0.001
(6)	HML <sub>t</sub>		3.1050*** (3.8508)					0.048
(7)	ΔHML <sub>t,t-12</sub>	0.8350* (1.1227)						0.004
(7)	ΔHML <sub>t,t-12</sub>		2.7780** (2.2278)					0.016

표 5. (계속)

모형	독립변수(좌) 종속변수(하)	RD <sub>t</sub>	RRD <sub>t</sub>	DIV <sub>t</sub>	DY <sub>t</sub>	TERM <sub>t</sub>	YD3 <sub>t</sub>	R <sup>2</sup>
(8)	MOM <sub>t</sub>	-2.2351*** (-4.0402)						0.051
(8')	MOM <sub>t</sub>		-3.2944*** (-3.5074)					0.040
(9)	ΔMOM <sub>t,t-12</sub>	0.4177 (0.5886)						0.001
(9')	ΔMOM <sub>t,t-12</sub>		-1.5977** (-2.3377)					0.006
(10)	HML <sub>t</sub>	1.3522 (1.4387)		5.2774 (1.2376)	33.7971*** (5.8070)	-48.7285*** (-4.9350)	1.2266 (0.4032)	0.426
(10')	HML <sub>t</sub>		2.6151** (2.3942)	4.7995 (1.1143)	35.4460*** (35.4460)	-47.9717*** (-4.8101)	2.6928 (0.9216)	0.432
(11)	ΔHML <sub>t,t-12</sub>	1.1254 (0.7172)		36.5275*** (5.1304)	19.523** (2.0091)	-52.4784*** (-3.1832)	16.9717*** (3.3410)	0.374
(11')	ΔHML <sub>t,t-12</sub>		2.7712** (2.2986)	36.1027*** (5.0656)	21.0825** (2.1471)	-51.8723*** (-3.1431)	18.2208*** (3.7686)	0.382
(12)	MOM <sub>t</sub>	-0.9784 (0.9425)		-7.7851* (-1.6530)	-9.9702 (-1.5511)	31.5408*** (2.8922)	-3.8332 (-1.1407)	0.154
(12')	MOM <sub>t</sub>		-2.5435** (2.5051)	-7.8198* (-1.6767)	-10.9301* (-1.7011)	32.3626*** (2.9967)	-3.1046 (-0.9813)	0.167
(13)	ΔMOM <sub>t,t-12</sub>	-0.3531 (0.0682)		7.5447 (1.0257)	-5.8573 (-0.5834)	15.7373 (0.9239)	0.2737 (0.0521)	0.086
(13')	ΔMOM <sub>t,t-12</sub>		-2.8048** (2.0342)	6.8103 (0.9099)	-4.8880 (-0.4740)	18.0114 (1.0392)	3.4279 (0.6751)	0.091

멘텀 프리미엄 및 모멘텀 프리미엄의 변화와 음의 관계를 보이며 5% 수준에서 유의하다. 이러한 관계는 거시 경제 상태 변수를 통제하더라도 여전히 유의한 관계를 보인다. 따라서 RRD로 측정되는 주가 수익률의 횡단면 변동성은 미래의 가치 프리미엄과 양의 상관관계를 갖고 미래의 모멘텀 프리미엄과는 음의 관계를 갖는다는 가설 2가 맞다.

## VI. 결 론

본 연구에서는 주가 수익률의 횡단면 변동성(RD)이 갖는 경기 예측성과 다른 변수들과의 관계에 대해 알아보았다. 한국에서 RD는 경기 역행적인 성질을 가지며 경기 동행성을 갖는 가치 프리미엄 및 모멘텀 프리미엄에 대한 예측성을 갖는다. RD는 미래의 가치 프리미엄과 음의 상관관계를 가지며 미래의 모멘텀 프리미엄과 양의 상관관계를 갖는다. 이러한 상관관계는 주요 거시 경제 상태 변수를 통제하더라도 여전히 유효하다.

RD가 경기 예측성이 있다는 결과는 Strivers-Sun(2009)이 미국 경제에서 발견한 결과와 일치한다. 다만 한국의 경우, 절대적 RD의 경기 예측성은 유의하지 않고 상대적 RD(또는, RRD)의 경기 예측성만 유의하게 존재한다는 점이 다르다. 절대적 RD가 경기 예측에 유의하지 않은 이유는 절대적 RD가 시장수익률과 연관된 부분을 포함하고 있어서 RRD보다 경제 상황에 덜 민감하기 때문이라고 볼 수 있다.

RD에 관련된 여러 연구들을 통해 최근 글로벌 금융위기가 전개되는 과정에 대한 한 가지 가설을 제시할 수 있다. 먼저 호황에서 불황으로 전환되는 과정을 설명하면 다음과 같다.

호황에서 성장 기업은 자산을 늘려서 수익률을 높이게 되고 가치 기업의 수익률을 추월하게 되면 가치 프리미엄은 음(-)이 된다. 하지만 성장 기업이 자산을 늘리는 과정에서 위험이 증가하고 시장 충격에 취약한 구조를 갖게 된다. 호황 이후에 뒤따르는 부정적 시장 충격은 이에 취약한 성장 기업의 수익률 감소나 부도를 일으킨다. 이러한 과정에서 기업 간의 수익률 차이가 크게 발생하게 되고 주가 수익률의 횡단면 변동성은 증가한다. 일부 기업의 수익률 감소나 부도는 시장 전체에 부정적인 영향을 미치고 시장 충격을 견딜 수 있는 가치 기업의 수익률도 감소시키게 되어 불황이 형성된다. 불황에서 성장 기업의 수익률이 충분히 낮아지게 되면 가치 프리미엄은 다시 양(+)이 된다.

2008년 글로벌 금융위기의 시작은 미국에 있다고 볼 수 있으며 금융위기 이전의 미국은 투자가 활발히 이루어지는 호황이었다. 이러한 호황 중에 발생한 서브 프라임 모기지 부실 문제는 부정적 시장 충격으로 작용하여 앞에서 설명한 과정을 통해 불황으로 이어지게 된다.

이러한 가설은 지금까지 밝혀진 RD와 관련한 연구 결과에 부합하는 설명이다. 하지만 이러한 가설을 증명하기 위한 추가적인 검증이 필요하다.

한국의 경우 시계열 그래프 상에서 RD는 1998년 외환위기에 대해 경기 예측성을 갖지만 2008년 글로벌 금융위기에 대한 경기 예측성은 미흡하였다. 이러한 차이점은 부정적 시장 충격이 시장에 미치는 속도에 기인한다고 설명할 수 있다. 즉, 1998년의 경우 단기간 내에 여러 기업이 파산하게 되어 RD의 변화가 컸지만 2008년의 경우 그 영향이 기업에 미치는 효과가 약해서 RD의 변화가 크지 않았던 것이다. 이후 연구에서는 이러한 부분에 대한 분석이 필요하다.

## 참고문헌

- 장용기 (2005), “개별기업 수익률의 분산이 미래 시장 변동성에 미치는 영향”, 서울대학교 대학원 학위 논문.
- Chordia, T., and L. Shivakumar (2002), “Momentum, Business Cycle, and Time-varying Expected Returns.” *The Journal of Finance*, 57, 985-1019.
- Cooper, M., R. Gutierrez; and A. (2004), Hameed. “Market States and Momentum.” *The Journal of Finance*, 59, 1345-1365.
- Connolly, R., and Striver, C. (2005), “Information Content and Other Characteristics of Daily Cross-firm Stock Volatility.” *Journal of Empirical Finance*.
- Fama, E., and K. French (1993), “Common Risk Factors in the Return of Stocks and Bonds.” *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.
- Gulen, H., Y. Xing, and L. Zhang (2008), “Value Versus Growth: Time-Varying Expected Stock Returns.” Working Paper, Purdue University, Rice University, and the University of Michigan.
- Liu, L. X., and L. Zhang (2008), “Momentum Profits, Factor Pricing, and Macroeconomic Risk.” *The Review of Financial Studies*, 21, 2417-2448.
- Loungani, P., M. Rush, and W. Tave (1990), “Stock Market Dispersion and Unemployment.” *Journal of Monetary Economics*, 25, 367-388.

- Petkova, R., and L. Zhang (2005), "Is Value Riskier than Growth?" *Journal of Financial Economics*, 78, 187-202.
- Sagi, J., and M. Seasholes (2007), "Firm-specific Attributes and the Cross-section of Momentum." *Journal of Financial Economics*, 84, 389-434.
- Strivers, C. (2003), "Firm-level Return Dispersion and the Future Volatility of Aggregate Stock Market Returns." *Journal of Financial Markets*, 6, 398-411.
- Strivers, C., and Sun, L. (2009), "Cross-sectional Return Dispersion and Time-Variation in Value and Momentum Premia." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, forthcoming.

## 부 록

t-7월부터 t-2월까지의 수익률로부터 모멘텀 전략에 따른 포트폴리오를 구성하고 이 포트폴리오에 대한 보유기간을 1개월부터 24개월까지 증가시키면서 보유기간 수익률을 계산하였다. 실선(좌 y축)은 전체 기간에 대한 모멘텀 프리미엄의 평균이고 점선(우 y축)은 전체 기간 중 모멘텀 프리미엄의 최대값과 최소값을 의미한다. 보유기간을 변화시키더라도 모멘텀 프리미엄의 평균이 0보다 작음을 볼 때 한국에서는 모멘텀 현상이 약하다고 판단할 수 있다.

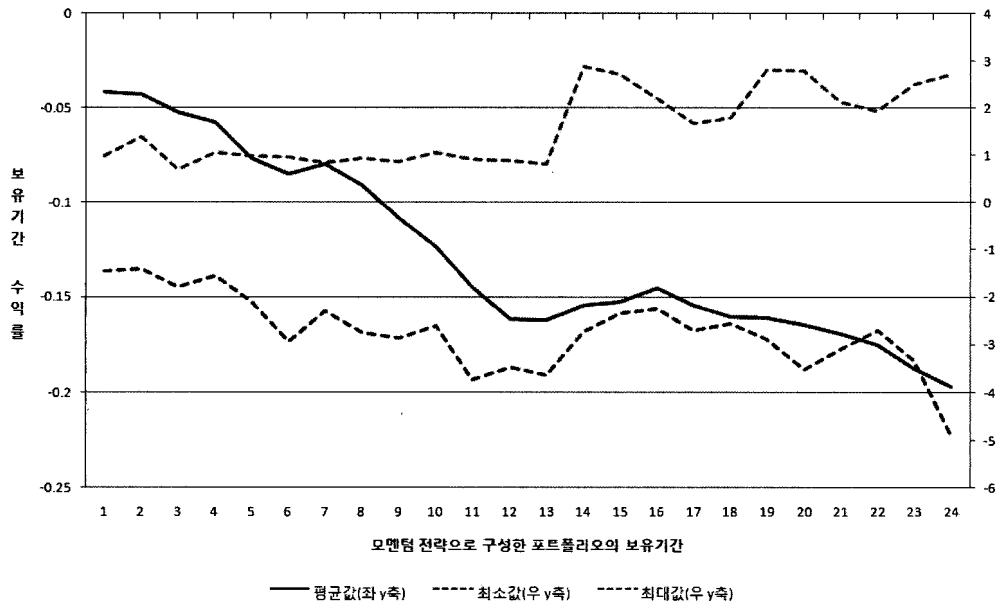


그림 A. 모멘텀 전략으로 구성된 포트폴리오의 보유기간에 따른 모멘텀 프리미엄

## Cross-sectional Return Dispersion and Time Variation in Value and Momentum Premia: Korean Case

Jung Sik Park\*

I studied the relation between cross-sectional return dispersion and subsequent market condition indicators. In case of Korean stock market, return dispersion is countercyclical and has the predictability of subsequent value and momentum premia, which has the comovement with market condition. Return dispersion has negative correlation with subsequent value premia, and positive correlation with subsequent momentum premia. These correlation are statistically significant under controlling major macroeconomic variables.

For conclusion, I suggest one possible explanation of the recent global financial crisis development, based on the studies about cross-sectional return dispersion.

Keywords: cross-sectional return dispersion, value premia, momentum premia, market condition indicators, countercyclical, procyclical

---

\*Professor of Finance, College of Business Administration, Seoul National University