

나쁜 베타와 좋은 베타에 대한 재조명

오 명(부산대학교)

옥기율(부산대학교)

고광수(부산대학교)*

< 요약 >

본 연구는 우리나라 주식시장을 대상으로 Campbell and Vuolteenaho(2004)의 로그-선형 모형(log-linear model)을 이용하여 예기치 못한 주식 수익률을 현금흐름 뉴스와 할인율 뉴스로 분해하고, 각 뉴스의 가격화 여부를 검증하였다. 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 시장 수익률 추정을 위한 벡터 자기회귀 모형의 선택을 위해서 6개의 내생변수를 선정하였는데, 벡터 자기회귀 모형은 뛰어난 뉴스 분해 능력을 보여 주었다. 둘째, 할인율 베타가 현금흐름 베타보다 상대적으로 크게 추정되는 것은 주식 수익률이 할인율 뉴스에 더 민감하다는 것을 의미한다. 셋째, 횡단면-시계열 통합 회귀분석에서 할인율 베타의 위험 프리미엄만이 통계적 유의성을 가지기 때문에, 우리나라에서는 할인율 베타가 나쁜 베타다. 마지막으로, 주식시장의 상황을 고려한 통합 회귀분석에서도 시장의 상승과 하락에 관계없이 할인율 베타만 통계적 유의성이 강하게 나타나기 때문에, 할인율 베타가 나쁜 베타임을 강하게 지지한다. 본 연구는 내생변수의 합리적 선정에 의해 현금흐름과 할인율 뉴스를 적절하게 분해하여 현금흐름과 할인율 베타의 가격화 여부를 검증하였고, (미국과 달리) 할인율 베타를 나쁜 베타로 정의하여 할인율 베타 프리미엄의 통계적 유의성을 보여 주었다는 점에서 학술적 공헌이 있다.

핵심 단어: 로그-선형 모형, 현금흐름 뉴스, 할인율 뉴스, 나쁜 베타, 좋은 베타

* 연락 담당 저자. 주소: 부산광역시 금정구 장전동 산30번지 부산대학교 경영대학 경영학과, 609-735; Email: kks1201@pnu.edu; iloveksri@hanmail.net; Tel: 051-510-3730; Fax: 051-581-8180.

1. 서론

Campbell and Shiller(1988a)와 Campbell(1991)은 기대 수익률이 시간 가변적이라 주장하며 로그-선형(log-linear) 모형을 이용하여 예기치 못한 주식 수익률을 미래의 현금흐름과 할인율 뉴스로 설명하였다. 이러한 이론적 바탕 아래 Campbell and Vuolteenaho(2004)는 주식의 시장 베타를 현금흐름(cash flow) 베타와 할인율(discount rate) 베타로 분해하여, 어느 것이 가격 결정에 중요한 요소인가를 분석하였다. 그들은 할인율 뉴스는 시간에 따라 높고 낮음이 반복되기 때문에 주가에 미치는 영향이 작지만, 배당으로 표현되는 현금흐름 뉴스는 투자 기회의 불변성을 의미하기 때문에 중요한 주가 형성의 요인이라고 하였다. 결국, 현금흐름 뉴스에 따라 결정되는 현금흐름 베타가 가격화(priced) 요인이기 때문에 나쁜 베타(bad beta)고, 할인율 베타는 좋은 베타(good beta)라고 하였다.¹⁾

하지만 Campbell and Vuolteenaho(2004)의 추론은 다음과 같은 관점에서 일반화하기 어려운 논리적 약점이 있다. 첫째, 미국과 달리 배당 정책의 중요성이 약한 한국, 중국, 일본과 같은 국가에서는 현금흐름 베타가 나쁜 베타라고 정의하기 어렵다. 미국은 아직도 배당 정책이 중요하지만, 1980년대 이후 경영권 방어를 위해 배당 수익률이 크게 감소하고 자사주 매입이 증가하였다. 현금흐름으로 표현되는 현금 배당이 주식 가치에서 차지하는 비중이 크게 감소하였기 때문에 현금흐름 베타가 반드시 나쁜 베타일 이유는 없다. 둘째, 재무이론에 의하면 주식 가격은 배당이 아니라 기대하지 않았던 정보에 의해 바뀐다. 배당이 주식 가격을 바꾸는 위험 요인이 되기 위해서는 주가에 대한 신호 효과(signaling effect)가 있어야 하는데, 일관된 배당 정책이 없는 아시아 국가에서 배당을 근간으로 하는 현금흐름 뉴스가 중요한 가격화 요인이 되기는 쉽지 않을 것이다.

셋째, 할인율로 표현되는 자본비용은 시장의 여건에 따라 가변적이어서 시간이 흐르면 다시 안정된 상태가 될 수 있다. 하지만 어느 정도 기간 동안 높거나 낮은 할인율이 지속된다면 기업 또는 주식 가치는 크게 움직일 가능성이 있기 때문에, 할인율 베타가 반드시 좋은 베타라고 정의하기도 어렵다.²⁾ 21세기 들어와서 낮은 금리가 지속적으로 이어지는 현재의 상황을 고려한다면 할인율 베타가 오히려 나쁜 베타일 수도 있다. 마지막으로, 그들의 연구 결과는 방법론적 오류에서 발생하였을 가능성도 있다. 그들은 표본 기간의 모든 월별 수익률을 평균하여 한 번의 횡

1) 그들은 위험을 콜레스테롤에 비유하였다. 사람들은 나쁜 콜레스테롤이 건강에 대한 위험 요인이기 때문에 이를 낮추려고 비용을 지불한다. 이와 마찬가지로 현금흐름 베타는 중요한 체계적 위험이기 때문에 위험 프리미엄과 직접적으로 관련이 있어서 나쁜 베타고, 할인율 베타는 상대적으로 약한 위험 요인이기 때문에 좋은 베타라고 하였다.

2) 갑자기 할인율이 상승하거나 하락한다는 것은 기업 또는 주식 가치 관점에서 엄청난 위험이다.

단면 회귀분석을 실시하였는데, 이는 오랜 기간 동안의 시장 변화를 전혀 고려하지 않는 것이다. 이런 네 가지 관점에서 볼 때, 로그-선형 모형에 의한 현금흐름과 할인율 베타의 연구는 다시 재조명할 필요성이 있다.

본 연구는 Campbell and Vuolteenaho(2004)의 로그-선형 모형에 시장 상황을 고려하여 우리나라 상황에 맞게 검증하였다. 이미 언급한 바와 같이 배당 정책의 중요성이 약하고 이자율에 민감한 기업 환경을 고려할 때, 할인율 베타를 나쁜 베타로, 현금흐름 베타를 좋은 베타로 정의하고자 한다. 이를 검증하기 위하여, 먼저 로그-선형 모형의 뉴스 분해 목적에 적합하도록 시장 수익률 추정을 위한 벡터 자기회귀 모형의 내생변수를 선택하였다. 이에 따라 현금흐름 뉴스와 할인율 뉴스를 추출하여 검증 포트폴리오의 현금흐름 및 할인율 베타를 추정하고, Pettengill et al.(1995)의 시장 상황을 고려한 분석으로 나쁜 베타와 좋은 베타를 검증하였다.

실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 시장 수익률 추정을 위한 벡터 자기회귀 모형을 위해서, 시장 초과 수익률, 주가/수익 비율의 자연로그 값, 장부가치/시장 가치(이하 B/M) 비율, 산업생산지수의 변화율, 대미 환율 변화율, 두바이유 가격 변화율을 내생변수로 선정하였다. 선정된 내생변수에 의한 벡터 자기회귀 모형은 뛰어난 뉴스 분해 능력을 보여 주었다. 둘째, 할인율 베타가 현금흐름 베타보다 상대적으로 크게 추정되는 것은 주식 수익률이 할인율 뉴스에 더 민감하다는 것을 의미한다. 셋째, 횡단면-시계열 통합 회귀분석(cross-sectional and time-series pooled regression)에서 할인율 베타의 위험 프리미엄만이 통계적 유의성을 가지기 때문에, 우리나라에서는 할인율 베타가 나쁜 베타라고 할 수 있다. 마지막으로, 주식시장의 상황을 고려한 통합 회귀분석에서도 시장의 상승과 하락에 관계없이 할인율 베타만 통계적 유의성이 강하게 나타나기 때문에, 할인율 베타가 나쁜 베타임을 강하게 지지하고 있다. 또한 시장 상황을 고려한 검증 모형이 조정된 R^2 를 0.1% 수준에서 25% 수준으로 높여주어 모형의 신뢰성을 크게 제고하였다.

본 연구는 다음과 같은 학술적 공헌을 가진다. 첫째, 벡터 자기회귀 모형의 합리적 내생변수 선정 과정을 통하여 현금흐름 및 할인율 뉴스를 기존 연구보다 적절하게 분해하였다.³⁾ 둘째, 배당 정책의 중요성이 미국보다 약한 우리나라에서 나쁜 베타와 좋은 베타에 대한 정의를 재조명하였다. 셋째, 연구 방법론에 있어서 시장 상황을 고려한 통합 회귀분석을 이용하여 현금흐름과 할인율 베타 프리미엄의 통계적 유의성을 검증하였다. 이는 표본 기간 전체의 월평균 수익률로 횡단면 회귀분석을 하여 현금흐름 및 할인율 베타 프리미엄의 유의성을 검증한 Campbell and

3) Campbell(1991), Campbell and Vuolteenaho(2004), Chen and Zhao(2009) 등은 뉴스 분해 과정이 달라짐에 따라 전체적인 결과도 달라졌다.

Vuolteenaho(2004)의 약점을 충분히 보완할 수 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 2장은 로그-선형 모형을 이용한 선행 연구와 배당 및 금리에 관하여 검토하고, 제 3장은 자료와 연구 방법론에 대해 설명한다. 제 4장은 벡터 자기회귀 모형의 변수 선정 과정을 보여 주고, 제 5장은 실증 분석 결과를 보여준다. 제 6장은 결과를 정리하면서 연구를 맺고자 한다.

2. 선행 연구와 배당 및 금리에 대한 검토

2.1 선행 연구

Campbell and Shiller(1988a, 1988b)는 로그-선형 모형에 의해 최초로 주식 수익률을 현금흐름 뉴스와 할인율 뉴스로 분해하였다. Campbell(1991)은 로그-선형 모형에 벡터 자기회귀 모형을 결합시켜 할인율 뉴스를 추정하고, 할인율 뉴스에 예기치 못한 시장 초과 수익률을 더하여 현금흐름 뉴스를 추정하였다. 이 방법은 Campbell and Shiller(1988a, 1988b)처럼 배당금 변화율을 추정할 필요 없이 월별 현금흐름 및 할인율 뉴스를 쉽게 추정할 수 있다는 장점이 있다. Campbell(1991)은 할인율 뉴스의 분산이 현금흐름 뉴스의 분산보다 크기 때문에 시장 초과 수익률이 할인율 뉴스에 의해 많이 연동한다고 하였다. Campbell and Ammer(1993)도 Campbell(1991)의 주장을 지지하였다. Hetch and Vuolteenaho(2006)는 Campbell(1991)의 방법으로 추정한 현금흐름 뉴스를 현금흐름의 대응치로 시장 수익률을 예측할 수 있다고 하였다. Vuolteenaho(2002)는 개별 기업의 관점에서 Campbell(1991)의 방법으로 기업의 예기치 못한 주식 수익률을 분해하여, 개별 주식 수익률은 주로 현금흐름 뉴스에 의해 설명된다고 하였다.

주식 수익률을 여러 뉴스로 분해하여 각 뉴스의 민감도인 베타를 분석한 연구도 이루어졌다. Campbell and Mei(1993)는 포트폴리오의 수익률을 여러 뉴스로 분해하였다. 그들은 예상치 못한 포트폴리오 수익률을 미래 현금흐름, 실질 이자율, 초과 수익률로 분해하였다. 이와는 달리 Campbell and Vuolteenaho(2004)는 예상치 못한 시장 포트폴리오 수익률을 현금흐름 뉴스와 할인율 뉴스로 분해하여 시장 베타를 현금흐름 베타와 할인율 베타로 나누었다. 횡단면 분석에 의해 현금흐름 베타 프리미엄이 할인율 베타 프리미엄보다 훨씬 크기 때문에 현금흐름 베타를 나쁜 베타, 할인율 베타를 좋은 베타라고 하였다. Campbell et al.(2009)은 시장 수익률과 포트폴리오 수익률을 현금흐름 뉴스와 할인율 뉴스로 분해하여 시장 베타를 4개로 분해하였다. 그들은 성장주의 현금흐름은 시장의 할인율 뉴스에 민감하고, 가치주의

현금흐름은 시장의 현금흐름 뉴스에 민감하다는 것을 보여 주었다.

경제학 및 재무론 관점과는 달리 회계학에서도 로그-선형 모형을 이용한 연구가 이루어졌다. Callen and Segal(2004)은 Campbell(1991)과 Vuolteenaho(2002)의 방법에 따라 주식 수익률 변동을 발생액 뉴스, 현금흐름 뉴스 및 할인율 뉴스로 분해하여, 주식 수익률이 발생액 뉴스에 민감하게 반응한다고 하였다. Callen et al.(2005)은 Campbell(1991)의 방법에 따라 수익률 변동을 할인율 뉴스, 외국인 투자자 이익 뉴스 및 내국인 투자자 이익 뉴스로 분해하여, 외국인 투자자 이익 뉴스가 예기치 못한 주식 수익률을 더 잘 설명한다고 하였다. Khan(2008)은 현금흐름 뉴스, 할인율 뉴스, 기업 규모 요인(SMB), B/M 요인(HML) 등 4개의 위험 요인으로 발생액 이상 현상을 설명할 수 있다고 하였다.

대부분의 연구가 Campbell(1991), Campbell and Vuolteenaho(2004)의 방법에 의한 뉴스 분해를 위해 벡터 자기회귀 모형을 추정할 때, 기존 연구들이 선정한 변수들을 그대로 사용하거나 임의적인 판단으로 변수 선정을 하여 뉴스를 분해하였다. Chen and Zhao(2009)는 이러한 방법으로 추정된 현금흐름 뉴스와 할인율 뉴스로는 다음과 같은 이유 때문에 상대적 중요성을 정확히 판단할 수 없다고 하였다. 첫째, 벡터 자기회귀 모형에서 시장 초과 수익률을 추정하는 회귀식의 설명력이 낮기 때문에 할인율 뉴스와 현금흐름 뉴스를 정확히 추정하지 못한다고 하였다. 둘째, 벡터 자기회귀 모형 변수 선정 문제다. Chen and Zhao(2009)는 내생변수를 다르게 선정하면 현금흐름 및 할인율 뉴스 시리즈가 변하기 때문에, 두 뉴스의 상대적 중요성도 변하고 횡단면 분석 시 현금흐름 및 할인율 베타 프리미엄도 크게 변한다고 하였다.

이러한 변수 선정 문제점을 해결하기 위해서 본 연구는 먼저 기존 연구들에 의해 많이 사용된 시장 수익률 설명변수들을 탐색적으로 찾는다. 즉, 시장 수익률에 유의적 영향을 미치는 변수들을 찾아 다양하게 조합하여 가장 적합한 벡터 자기회귀 모형을 찾고자 한다. 이를 위하여 시장 초과 수익률을 설명하는 회귀식의 조정된 R^2 및 추정된 현금흐름 및 할인율 뉴스 시리즈의 상관계수를 측정한다. 조정된 R^2 가 상대적으로 크면서 두 뉴스의 상관관계가 낮은 벡터 자기회귀 모형을 선정하면 뉴스가 적절하게 분해되었다고 판단할 수 있다.

2.2 배당 및 금리에 관한 검토

Berk et al.(2015, 549-550)에 의하면, 대부분의 미국 기업은 고정적인 수익

을 원하는 투자자를 위해 분기별로 배당금을 주고 배당 안정화 정책을 추구하는 성향을 가진다고 하였다. 배당금의 변동성이 낮은 것은 배당금이 기업 재무 상태에 대한 정보를 외부에 전달하는 신호 역할을 하게 되므로 미국 주식시장에서 배당 정책은 상당한 중요성을 가진다. 따라서 투자자로서는 배당 정책의 변화가 상당한 위험 요인이 된다. 우리나라 기업들의 배당 수익률은 OECD 국가들과 비교했을 때 낮은 수준이고 안정된 배당 정책이 존재하지 않는 경우가 많은데, 그 원인은 다음과 같다. 첫째, 경기 변동이 심한 산업구조를 가지고 있기 때문에 항구적 이익을 기대하기 힘들다.⁴⁾ 둘째, 과거 국내 기업의 빠른 경제 성장으로 인해 필요한 자금을 조달하기 위하여 이익을 주주에게 배당하지 않고 사내에 유보하는 것이 기업에 유리했기 때문이다. 셋째, 한국 주식시장에서 자본이익의 경우에는 면세를 하지만 배당 소득에 대해서는 과세하기 때문이다. 넷째, 시가를 기준으로 배당 수익률을 산출하는 기업보다는 액면가를 기준으로 정하는 경우가 많기 때문에 투자자들이 실제로 받는 배당소득 금액은 매우 작았다. 결과적으로 우리나라의 투자자들에게는 배당 정책의 중요성이 크게 인식되어 오지 않았다. 하지만 우리나라 대부분의 기업들은 높은 부채 비율로 인해 시장 이자율 변동에 상당히 민감하게 반응하여 왔고, 투자자들도 이러한 사실을 깊이 인식하고 있다.⁵⁾

미국과 우리나라의 배당과 시장 금리를 비교하기 위해서는 비교적 장기간에 걸친 시계열이 요구된다. <그림 1>은 미국과 우리나라의 배당 수익률과 시장 금리 추세를 보여 주고 있다.⁶⁾ 패널 A는 미국과 우리나라의 배당 수익률을 나타내고 있다. 미국의 배당 수익률은 비교적 높은 수준을 유지하다가 1984년부터 하락 추세를 보였다. 그 이유는 1984년부터 유행하였던 적대적 인수합병으로 인하여 많은 상장 기업들이 현금 배당 대신 자사주 매입으로 경영권을 보호하였기 때문이다. 자사주 매입은 배당소득의 세제 단점을 보완하기 위한 주주 환원의 방법으로 널리 쓰이기 시작하였다.⁷⁾ 그림에서 1996년부터 배당 수익률이 안정된 수준으로 유지되다가 2008년에 2.90%로 급등한 것을 볼 수 있다. 그 이유는 2008년 미국 발 금융위기 때 많은 금융 및 보험회사들이 폭락한 주가를 회복시키기 위하여 배당 수익률을 높였

4) 신정순(2015)에 따르면, 한국 기업은 고배당 성향인 유틸리티, 금융, 필수소비재의 비중은 30% 미만이지만, 저배당 성향인 IT, 경기소비재(자동차 포함), 산업재 등의 비중이 50%가 넘는 산업구조를 가지고 있다고 하였다.

5) 김부민 등(2015), 강경훈 등(2015), 김학겸 등(2015)은 우리나라 상장기업들의 부채 비율이 높다고 하였다.

6) Datastream이 1973년부터 미국 주식시장 배당 수익률 자료를 제공하므로 1973년 12월부터 2014년 12월까지의 배당 수익률 추세를 보여 주었다. 한국거래소는 1992년부터 배당 수익률 자료를 제공하기 때문에 그 이전의 배당 수익률 자료는 Datastream에서 구하였다. Datastream은 1987년부터 한국 주식시장 배당 수익률 자료를 제공한다. 미국 1년 만기 T-Bill 자료는 Datastream에서, 한국 1년 만기 통화안정증권 수익률 자료는 한국은행에서 구하였다.

7) Fama and French(2001)에 의하면 1973-1977년과 1978-1982년의 자사주 매입이 총 이익에서 차지하는 비율은 평균 3.37%와 5.12%이었고, 1983-1998년에는 평균 31.42%로 급등하였다.

기 때문이다. 우리나라의 주식시장 배당 수익률은 1997년 아시아 금융위기와 2008년 미국 발 금융위기 때 2.90%와 2.58%로 상당히 높아졌지만 위기 이후 다시 하락하였다. 금융위기 때 기업들이 하락된 주가를 상승시키기 위하여 배당 수익률을 일시적으로 높여졌다.

패널 B는 미국과 우리나라의 시장 금리를 나타내고 있다. 미국의 시장 금리는 1년 만기 T-Bill 수익률이고, 한국은 1년 만기 통화안정증권 수익률(%)이다. 미국은 우리나라에 비해 비교적 저금리 정책을 유지하다가, 2008년 금융 위기 이후 경기 부양책의 일환으로 초저금리 정책으로 전환하였다. 이러한 금리 정책은 다시 금리 인상으로 이어질 것이기 때문에 기업 또는 주식 가치의 관점에서는 상당한 위험요인일 수밖에 없다. 이런 점은 Campbell and Vuolteenaho(2004)의 추론에 대해 의심스러운 부분이기도 하다. 우리나라도 두 번의 금융위기 이후 금리 하락세가 뚜렷하게 나타나고 있다. 20세기 말까지의 금리와 지금의 저금리 추세는 비교하기 어려울 정도다. 따라서 우리나라의 기업 또는 주식 가치에는 할인율 뉴스가 매우 중요한 위험 요소가 아닐 수 없다.

<그림 1>을 종합해 보면, 현재 미국과 우리나라의 배당 수익률에 큰 차이가 나타나지는 않지만, 미국의 배당이 더 안정화 되었다는 것을 알 수 있다.⁸⁾ 이는 미국의 안정적 배당 정책에 기인한 결과라고 해석할 수 있다. 다소 불안정한 우리나라의 배당 정책을 고려할 때 현금흐름 뉴스가 매우 중요한 가격화 요인이 되기는 어려울 수 있다. 한편, 우리나라의 시장 금리는 미국보다 높은 수준이며, 우리나라 기업의 높은 부채 비율을 고려할 때 기업 또는 주식 가치가 금리에 매우 민감할 가능성이 높다. 이는 할인율 뉴스가 중요한 가격화 요인이 될 것이라는 것을 의미한다.⁹⁾ 따라서 할인율 베타를 나쁜 베타로, 현금흐름 베타를 좋은 베타로 정의할 수 있다.

<그림 1> 삽입

3. 자료 및 연구 방법론

3.1 자료

본 연구는 FnGuide로부터 (수정된) 주식 가격과 재무제표 자료를 얻었다.

8) 패널 A에서 1992년 12월부터 2014년 12월까지 배당 수익률 평균치는 각각 1.89%와 1.55%이다.

9) 패널 B에서 1992년 12월부터 2014년 12월까지 미국 1년 만기 T-Bill과 우리나라 1년 만기 통화안정증권 평균 수익률은 각각 2.98%와 7.06%로 우리나라의 시장 금리가 훨씬 높다.

전체 표본 기간은 1987년 7월부터 2014년 6월까지다. 검증 기간에 종합주가지수 종목에 포함되어 있는 상장 주식과 상장 폐지된 주식은 총 1,079개다. 그 중 규제 산업에 속하는 금융업 주식들을 제외하였다. 개별 주식의 월별 수익률은 일별 로그 차분한 주식 수익률을 월별 주식 수익률로 전환하여 이용하였다. 시장 수익률은 1987년 7월부터 2009년 12월까지는 증권연구원에서 제공하는 자료를 사용하였고, 2010년 1월부터 2014년 6월까지는 종합주가지수에 포함되어 있는 전체 종목들의 수익률을 가치가중 평균하여 계산하였다. 로그-선형 모형의 경우에는 배당 수익률이 반영되지 않은 종합주가지수 수익률을 사용하는 것은 오류 발생의 원인이 될 수 있다. 무위험 수익률의 대용치는 통화안정증권 364일을 이용하였다. 기업 규모는 (보통주) 상장 주식수에 주가를 곱하여 산출하였고, 장부 가치는 자본총액에서 우선주 자본금을 차감한 값이다.

3.2 연구 방법론

3.2.1 현금흐름 뉴스 및 할인율 뉴스 추정

Campbell and Shiller(1988a), Campbell(1991)은 다음과 같은 로그-선형 모형으로 예기치 못한 수익률을 배당금 뉴스와 할인율 뉴스로 분해하였다.

$$\begin{aligned} r_{t+1} - E_t r_{t+1} &= (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{t+1+j} - (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j r_{t+1+j} \\ &= N_{CF,t+1} - N_{DR,t+1} \end{aligned}$$

(1)

r_{t+1} 은 로그 차분한 t+1기의 시장 수익률이고, d_{t+1} 은 t+1기 말 배당의 자연로그 값이며, Δ 는 기간 변화량을 의미하는 연산자다. E_t 는 t시점에서의 기대치이다. Campbell and Vuolteenaho(2004)와 같이 본 연구에서는 ρ 를 0.9845^(1/12)로 하였다. 이는 국내 주식시장에서 표본 기간 동안의 연 평균 배당 수익률이 1.55%라는 것을 의미한다. N_{CF} 는 현금흐름 뉴스고 N_{DR} 는 할인율 뉴스다. 미래 현금흐름의 기대치가 증가하면 예기치 않은 수익이 발생하고, 반대로 미래 할인율의 기대치가 증가하면 예기치 않은 손실이 발생한다는 것을 의미한다.

Campbell(1991)과 Campbell and Vuolteenaho(2004)에 따라 1 시차 벡터 자기회귀 모형을 사용하여 현금흐름 뉴스와 할인율 뉴스를 다음과 같이 추정하였다.

$$Z_{t+1} = \alpha + \Gamma Z_t + u_{t+1}$$

(2)

Z_{t+1} 은 $t+1$ 기의 내생변수 벡터고, 그 중 첫 요소는 시장의 (무위험) 초과 수익률이다. α 는 상수항이고 Γ 는 계수 행렬이며 u_{t+1} 은 $t+1$ 기의 잔차를 의미한다. 현금흐름 뉴스(N_{CF})와 할인율 뉴스(N_{DR})는 다음과 같이 계산한다.

$$N_{DR,t+1} = e1' \lambda u_{t+1} \quad (3)$$

$$N_{CF,t+1} = (e1' + e1' \lambda) u_{t+1} \quad (4)$$

$e1$ 은 첫 요소가 1이고 나머지가 0인 벡터고, λ 는 $\rho \Gamma (I - \rho \Gamma)^{-1}$ 이며 ρ 는 $0.9845^{(1/12)}$ 이다. Γ 는 계수 행렬이며 I 는 단위 행렬이다. 즉, 벡터 자기회귀 모형으로 얻은 계수행렬(Γ)과 잔차(u_{t+1})를 이용하여 할인율 뉴스(N_{DR})를 먼저 계산하고, $(r_{t+1} - E_t r_{t+1}) + N_{DR,t+1}$ 에 의해 현금흐름 뉴스(N_{CF})를 구한다. 여기서 $(r_{t+1} - E_t r_{t+1})$ 은 $e1' u_{t+1}$ 이다.

3.2.2 현금흐름 베타 및 할인율 베타 추정

Campbell and Vuolteenaho(2004)는 로그-선형 모형에 의하여 시장 베타(β_M)를 현금흐름 베타(β_{CF})와 할인율 베타(β_{DR})로 나누었다. 본 연구는 주가 수익률이 시장의 어떤 뉴스에 의해 더 민감하게 반응하는지를 분석하기 위하여 Fama and French(1992)의 방법에 따라 25개의 규모-B/M 포트폴리오를 구성한다. 즉, t 년 6월마다 기업들의 시가총액에 따라 5개의 규모별 포트폴리오로 나누고, 각 포트폴리오를 $t-1$ 년 12월 B/M 비율 기준으로 다시 5개의 포트폴리오로 나누어, 25개의 검증 포트폴리오를 얻는다. 1992년 7월부터 2014년 6월까지의 표본 기간에 대해 이들 포트폴리오의 현금흐름 및 할인율 베타를 다음의 모형에 의해 추정한다.

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha + \beta_{p,CF} n_{CF,t} + \beta_{p,DR} (-n_{DR,t}) + \epsilon_{p,t} \quad (5)$$

여기서 $R_{p,t}$ 는 포트폴리오의 월별 수익률을, $R_{f,t}$ 는 월별 무위험 이자율을 나타낸다. n_{CF} 와 n_{DR} 은 스케일을 조정한 현금흐름 뉴스와 할인율 뉴스를 나타낸다.¹⁰⁾ Fama

10) Campbell and Vuolteenaho(2004)는 현금흐름 베타와 할인율 베타의 합이 시장 베타와 동일하기 되기 위해서 스케일을 조정한 현금흐름 뉴스(n_{CF}) 및 할인율 뉴스(n_{DR})를 사용한다. 스케일을 조정

and French(1993)와 Khan(2008)처럼 기업 규모와 B/M 요인을 추가하여 고려할 경우에는 현금흐름 베타와 할인율 베타를 다음 모형에 의해 추정하였다.

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha + \beta_{p,CF} n_{CF,t} + \beta_{p,DR} (-n_{DR,t}) + \beta_{p,SMB} R_{SMB,t} + \beta_{p,HML} R_{HML,t} + \epsilon_{p,t} \quad (6)$$

R_{SMB} 는 규모 요인을 수익률이고, R_{HML} 은 가치 요인 포트폴리오 수익률이다.

3.2.3 위험 프리미엄의 추정

Fama and MacBeth(1973)와 Khan(2008)과 같이 본 연구는 현금흐름 베타와 할인율 베타의 위험 프리미엄을 추정하기 위하여 3 단계 분석 방법을 사용하였다. Sharpe(1964), Lintner(1965), Black(1972)에 의하면 위험과 기대 수익률은 유의적인 양(+)의 관계를 가진다고 하였다. 시장의 기대 수익률이 항상 무위험 이자율보다 클 때 이러한 양(+)의 관계가 유지된다. 그러나 Pettengill et al.(1995)은 베타와 기대 수익률의 사전적 기대 모형은 관찰 불가능한 기대 수익률에 의해 정의된 것이고, 사후적 분석을 위해서는 실제 수익률을 사용하는데, 이 때 베타와 실제 수익률의 관계는 시장 상황에 따라 달라진다고 하였다. 즉, 시장 상승기에는 베타와 실제 수익률 간에는 양(+)인 관계가, 시장 하락기에는 음(-)의 관계가 있다고 주장하고 실증분석 증거를 제시하였다. 시장 하락기에 높은 베타를 갖는 주식들이 낮은 베타를 갖는 주식들보다 수익률이 낮다는 것이다. 실제로 시장 상황에 의존하는 Pettengill et al.(1995) 방법의 위험 프리미엄 추정은 모형의 설명력을 크게 제고시킨다.

검증을 위한 1 단계는 검증 포트폴리오를 구성하는 것으로, Fama and French(1992)의 방법에 따라 25개 규모-B/M 포트폴리오를 구성한다. 2 단계는 독립변수를 추정하는 것으로, 독립변수는 검증 월 전의 36개월 자료에 의하여 추정한 포트폴리오 시장 베타($\beta_{M,p}$), 현금흐름 베타($\beta_{CF,p}$)와 할인율 베타($\beta_{DR,p}$), 규모 요인 베타($\beta_{SMB,p}$), B/M 요인 베타($\beta_{HML,p}$)다. 3 단계는 2 단계에서 추정한 베타들이 포트폴리오의 초과 수익률을 설명할 수 있는가를 검증하는 것이다. 종속변수는 검증 월 t년 7월부터 t+1년 6월까지의 월별 포트폴리오 초과 수익률이다.¹¹⁾ Fama

한 현금흐름 뉴스(n_{CF})는 현금흐름 뉴스(N_{CF})에 $\frac{Var(N_{CF} - N_{DR})}{Var(N_{CF})}$ 을 곱한 값이고, 스케일을 조정한

할인율 뉴스(n_{DR})는 할인율 뉴스(N_{DR})에 $\frac{Var(N_{CF} - N_{DR})}{Var(N_{DR})}$ 을 곱한 값이다.

11) 첫 검증 기간은 다음과 같이 정해진다. 1992년 6월에 25개 규모-B/M 포트폴리오를 구성하고, 1989년 7월부터 1992년 6월까지의 자료로 독립변수를 산출하며, 1992년 7월부터 1993년 6월까지는 검증 기간이다.

and MacBeth(1973)는 각 월마다 횡단면 회귀분석으로 계수 값을 추정하고, 추정한 모든 계수 값들의 평균으로 위험 프리미엄의 통계적 유의성을 검증하였다. 이는 검증 기간이 충분히 길지 않을 경우 프리미엄 추정이 불안정할 수도 있고, 특정 월에 지나친 극단 값이 추정될 경우 평균 프리미엄의 통계적 유의성을 해칠 가능성이 높다. 이에 본 연구는 횡단면-시계열 통합 회귀분석 방법을 사용하고자 한다.

한편, 기업 규모 및 B/M 비율에 의한 검증 포트폴리오 구성 방법의 타당성을 확인하기 위하여 추가적으로 Fama and MacBeth(1973)에 근거한 25개 베타 포트폴리오도 검증에 사용하였다.¹²⁾

시장 상황을 고려하지 않은 횡단면 모형은 다음과 같다.

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{M,p,t-1} + \epsilon_{p,t} \quad (7)$$

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_2 \beta_{CF,p,t-1} + \gamma_3 \beta_{DR,p,t-1} + \epsilon_{p,t} \quad (8)$$

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_2 \beta_{CF,p,t-1} + \gamma_3 \beta_{DR,p,t-1} + \gamma_4 \beta_{SMB,p,t-1} + \gamma_5 \beta_{HML,p,t-1} + \epsilon_{p,t} \quad (9)$$

$R_{p,t} - R_{f,t}$ 는 월별 포트폴리오 초과 수익률이고, $\beta_{M,p}$ 은 포트폴리오 시장 베타다. $\beta_{CF,p}$ 와 $\beta_{DR,p}$ 는 각각 현금흐름 및 할인을 베타고, $\beta_{SMB,p}$ 와 $\beta_{HML,p}$ 은 각각 규모 요인 및 B/M 요인 베타다.¹³⁾

시장 상황을 고려한 횡단면 분석 모형은 다음과 같다. 시장 초과 수익률이

12) 25개의 베타 포트폴리오 구성 방법은 다음과 같다. 1987년 7월부터 1989년 6월까지(2년)의 월별 데이터를 이용하여 25개의 포트폴리오를 구성한다. 독립변수는 1989년 7월부터 1992년 6월까지의 36개월 자료로 추정한다. 검증 기간은 1992년 7월부터 1993년 6월까지의 1년이다. 두 번째 검증 연도부터는 3년(포트폴리오 구성)-3년(독립변수 생성)-1년(검증 기간)의 기간이 적용된다.

13) 식 (7)-(9)에서 사용된 독립변수들은 각각 다음과 같이 계산한다. 식 (7)에서 포트폴리오의 시장 베타를 구하기 위하여 종속변수는 검증 월 이전 36개월 동안의 포트폴리오 초과 수익률($R_{p,t} - R_{f,t}$)을, 독립변수는 검증 월 이전 36개월 동안의 현금흐름 뉴스 시리즈에서 할인을 뉴스 시리즈를 차감한 값($N_{CF} - N_{DR}$)을 사용하였다. 식 (8)에서 포트폴리오의 현금흐름 베타와 할인을 베타를 구하기 위하여 종속변수는 검증 월 이전 36개월 동안의 포트폴리오 초과 수익률($R_{p,t} - R_{f,t}$)을, 독립변수는 검증 월 이전 36개월 동안의 스케일을 조정한 현금흐름 뉴스(n_{CF})와 할인을 뉴스의 부(-)의 값($-n_{DR}$)을 사용하였다. 마지막으로 식 (9)에서 포트폴리오들의 현금흐름 베타, 할인을 베타, 규모 요인 베타, B/M 요인 베타를 구하기 위하여 종속변수는 검증 월 이전 36개월 동안의 포트폴리오 초과 수익률($R_{p,t} - R_{f,t}$)을, 독립변수는 검증 월 이전 36개월 동안의 스케일을 조정한 현금흐름 뉴스(n_{CF}), 할인을 뉴스의 부(-)의 값($-n_{DR}$), 규모 요인 포트폴리오 수익률(R_{SMB}), B/M 요인 포트폴리오 수익률(R_{HML})을 사용하였다.

양(+)¹의 값을 가지면 시장 상승기로, 음(-)²의 값을 가지면 시장 하락기로 정의한다.

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + [\delta\gamma_1^{Up} + (1-\delta)\gamma_1^{Down}] \beta_{M,p,t-1} + \epsilon_{p,t} \quad (10)$$

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + [\delta\gamma_2^{Up} + (1-\delta)\gamma_2^{Down}] \beta_{CF,p,t-1} + [\delta\gamma_3^{Up} + (1-\delta)\gamma_3^{Down}] \beta_{DR,p,t-1} + \epsilon_{p,t} \quad (11)$$

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + [\delta\gamma_2^{Up} + (1-\delta)\gamma_2^{Down}] \beta_{CF,p,t-1} + [\delta\gamma_3^{Up} + (1-\delta)\gamma_3^{Down}] \beta_{DR,p,t-1} + \gamma_4 \beta_{SMB,p,t-1} + \gamma_5 \beta_{HML,p,t-1} + \epsilon_{p,t} \quad (12)$$

δ 는 더미변수로 시장 상승기인 경우 1이고, 하락기인 경우는 0이다. γ^{Up} 은 시장 상승기의 위험 프리미엄 추정치이고, γ^{Down} 은 하락기의 위험 프리미엄 추정치를 의미한다.

4. 벡터 자기회귀 모형의 변수 선정

Campbell(1991)과 같이 로그-선형 자산가격 결정 이론에 벡터 자기회귀 모형을 결합시켜 예기치 못한 시장 수익률 변화를 현금흐름 뉴스와 할인율 뉴스로 정확히 분해하기 위해서는 다음과 같은 조건을 만족해야 한다. 첫째, 적절한 내생변수 선정 과정을 거쳐 벡터 자기회귀 모형의 한 부분인 시장 초과 수익률 회귀식의 설명력을 높여야 한다. 설명력이 낮으면 할인율 뉴스의 추정이 적절하지 못하게 되고, 이에 의존하는 현금흐름 뉴스도 적절하지 못 하기 때문이다. 둘째, 추정된 현금흐름 뉴스와 할인율 뉴스의 상관관계가 낮아야 한다. 예를 들어, Campbell(1991)에서 시장 수익률을 추정하는 회귀식의 설명력은 2.4%로 매우 낮았고, 두 뉴스의 상관계수는 -0.534로 상당히 높았다. Campbell and Vuolteenaho(2004)에서는 설명력은 2.57%로 낮았지만, 뉴스 상관계수는 0.114로 비교적 낮았다. Khan(2008)은 Campbell and Vuolteenaho(2004)와 동일한 내생변수를 사용하여 분석하였는데, 시장 초과 수익률을 추정하는 회귀식의 설명력은 1.85%로 매우 낮았고, 두 뉴스의 상관계수는 0.312로 높은 편이었다. 낮은 설명력과 높은 상관계수는 할인율과 현금흐름 뉴스의 분해능력을 낮추어서, 이를 이용한 분석의 합리성을 담보하지 못 한다. Chen and Zhao(2009)는 여러 벡터 자기회귀 모형으로 뉴스 시리즈를 추정하였지만, 두 뉴스의 공분산 값들이 높아서 현금흐름 뉴스와 할인율 뉴스를 잘 분해하지 못 하였다.

본 연구도 현금흐름 뉴스와 할인율 뉴스를 정확히 분해하기 위해서 벡터 자

기회귀 모형의 내생변수를 선정해야 한다. Campbell and Vuolteenaho(2004)에 따라, 시장 전체의 관점에서 현금흐름 뉴스와 할인율 뉴스를 분해하기 때문에 식 (2)에서 벡터 z_{t+1} 의 첫 요소는 시장 초과 수익률이다. 벡터 자기회귀 모형의 내생변수를 선정하기 위하여 본 연구가 선택한 원칙은 다음과 같다. 첫째, 기존 연구들이 많이 사용한 변수들을 찾고, 국내시장에 적용시킬 때 시장 초과 수익률에 유의적인 영향을 미치는 변수들을 찾는다. 둘째, 유의적인 변수들의 다양한 조합으로 벡터 자기회귀 모형을 추정하고, 각 모형의 조정된 R^2 와 추정된 현금흐름과 할인율 뉴스의 상관관계 크기로 모형의 적절성을 평가한다. 즉, 시장 초과 수익률을 설명하는 회귀식의 설명력이 높고, 현금흐름 뉴스와 할인율 뉴스의 상관관계가 낮은 모형을 선택해야 한다. 두 뉴스의 상관관계가 낮아야 분해가 잘 되었다는 것을 의미하기 때문이다.

기존 연구를 살펴보면 주식 수익률의 설명변수는 크게 기업 특성 변수와 거시경제 변수로 나눌 수 있다. 기존 연구들에서 흔히 사용된 8개의 기업 특성 변수와 7개의 거시경제 변수를 <표 1>에 제시하였다.¹⁴⁾ 그 중에서 KOSPI의 배당 성향, 배당금 및 수익 변화율, 시장 수익률 변동성, 가치 스프레드, 인플레이션, 신용 스프레드 변수는 시차 변수가 시장 초과 수익률에 유의적인 영향을 미치지 않기 때문에 분석에서 제외하였다. KOSPI의 B/M 비율, KOSPI 주가/수익 비율의 자연로그 값, (1+ 배당 수익률)의 자연로그 값, 순자본 증가(net asset expansion), 산업생산지수의 변화율, 기간 스프레드, 국민주책채권1종(5년) 수익률, 대미 환율 변화율, 두바이유 가격 변화율의 9개 변수는 시장 초과 수익률에 유의적인 영향을 미치기 때문에 내생 변수 대상으로 고려하였다.

<표 1> 삽입

본 연구는 벡터 자기회귀 모형의 내생변수를 선정하기 위하여 설명력이 있는 9개 설명변수들을 다양하게 조합하여 총 64개의 벡터 자기회귀 모형을 추정하였다. 각 모형에서 시장 초과 수익률을 설명하는 회귀식의 설명력, 추정한 두 뉴스의 공분산과 상관계수를 계산하였다. 또한, 시장 초과 수익률이 어떤 뉴스에 의해 더 많이 변동하는지를 알기 위하여 현금흐름 뉴스와 할인율 뉴스의 표준편차도 계산하

14) 월별 KOSPI 주가/수익 비율의 자연로그 값, KOSPI 배당 수익률의 자연로그 값, KOSPI 배당 성향의 자연로그 값, KOSPI의 배당금과 수익 변화율 및 B/M 비율은 일반적으로 많이 사용되는 변수다. 가치 스프레드는 Campbell(2004)의 방법에 따라 계산하였다. 순자본 증가는 기업 발행 활동(corporate issuing activity)의 대용치로 Welch and Goyal(2008)에 의해 사용된 것이다. 또한 거시경제 변수로 신용 스프레드는 2000년 1월부터 2014년 6월까지(회사채 장외 3년 BBB⁻-3년 국고채)로 추정하였고, 그 전에는 신용 스프레드의 평균치를 대체하여 사용하였다. 기간 스프레드는(국민주책채권1종(5년)-통화안정증권 364일)을 이용하였다. 장기 국채 수익률은 추세를 제거한 국민주책채권1종(5년) 수익률을 사용하였다. 시장 초과 수익률을 설명하는 변수들은 한국거래소, 한국은행, FnGuide, Datastream에서 구하였다.

였다. <표 2>는 가장 대표적인 10개 벡터 자기회귀 모형에 대한 각 뉴스의 표준편차, 뉴스 간의 공분산 및 상관계수, 조정된 R^2 를 보여 주고 있다.

내생변수 선정 원칙에 따라 조정된 R^2 로 판단하면 <표 2>에 표시된 10개는 모두 Campbell(1991), Campbell and Vuolteenaho(2004), Khan(2008)보다 훨씬 좋은 모형이다. 두 뉴스의 상관계수로 볼 때는 모형 1, 2, 6, 7이 적절하다고 평가된다. 모형 1은 모형 2의 내생변수에 환율과 유가 변화율을 추가한 것이고, 모형 6은 모형 7의 내생변수에 환율과 유가 변화율을 추가한 것이다. 따라서 모형 1과 2를 선택하든지, 아니면 모형 6과 7을 선택하는 것이 적절할 것이다. 이 4개의 모형 중 어떤 것을 선택해도 결과에 큰 차이가 있지는 않지만, 설명력 관점에서 본 연구는 모형 1과 2를 선택하고자 한다. 모형 1과 2 중에서는 모형 1의 설명력이 더 높기 때문에, 내생변수의 수가 6개로 높아짐에도 불구하고 모형 1을 최종적으로 선택하였다. 하지만 모형 2를 선택하여도 최종 결과가 질적으로 달라지지는 않는다.¹⁵⁾

<표 2> 삽입

<표 3>은 최종 선택된 벡터 자기회귀 모형의 내생변수 기초 통계량과 상관관계를 보여 주고 있다. ER, LPER, B/M, I_Growth, Ex_Chg, Oil은 각각 시장 초과 수익률, KOSPI 주가/수익 비율의 자연로그 값, KOSPI의 장부가치/시장가치 비율, 산업생산지수의 변화율, 대미 환율 변화율, 두바이유 가격 변화율을 의미한다. 패널 A는 1989년 6월부터 2014년 6월까지를 표본 기간으로 하는 내생변수의 기초 통계량을, 패널 B는 동시적 및 1 시차 상관관계를 나타내고 있다. 패널 B의 첫 번째 열에서 시장 초과 수익률은 다른 내생변수의 동시 및 1 시차 상관관계가 상당히 유의적인 것을 알 수 있다. 전체적으로 내생변수들 간의 상관관계가 유의적으로 나타났는데, 이는 벡터 자기회귀 모형의 적절성을 지지하는 증거라고 하겠다.

<표 3> 삽입

5. 실증 분석

5.1 벡터 자기회귀 모형의 추정 결과

본 연구의 벡터 자기회귀 모형은 시장 초과 수익률(ER), 주가/수익 비율의 자연로그 값(LPER), B/M 비율, 산업생산지수 변화율(I_Growth), 대미 환율 변화율

15) 모형 2를 사용하여 추정된 최종 결과를 부록의 <표 A>에 제시하였다.

(Ex_Chg), 두바이유 가격 변화율(Oil)을 내생변수로 사용하며, Campbell and Vuolteenaho(2004)와 같이 시차 값을 1로 하였다. <표 4>는 벡터 자기회귀 모형의 추정 결과를 보여 주고 있다. 첫째 행은 시장 초과 수익률에 대한 회귀식 추정 결과다. 1 시차 주가/수익 비율의 비유의적인 음(-)의 계수를 제외하고, 다른 변수들은 모두 유의적인 계수 값을 보여 주고 있다. 장부가치/시장가치 비율은 시장 초과 수익률에 유의적인 양(+)의 영향을 미치는데, 이는 장부가치가 높을수록 파산 위험이 높기 때문에 수익률이 높아진다는 Welch and Goyal(2008), Pontiff and Schall(1998), Hecht and Vuolteenaho(2006)와 정합성을 가진다.

산업생산지수 변화율의 유의적인 양(+)의 영향은 Chen et al.(1986)와 Fama(1990)의 결과를 일치한다. 산업 생산량이 증가할수록 미래 현금흐름의 기대치가 증가하여 주가도 상승한다는 것이다. 대미 환율 변화율은 우리나라와 같이 수출 지향적인 국가에 적용 가능한 변수로 시장 초과 수익률에 유의적인 양(+)의 영향을 미치고 있는데, 환율 위험이 주식 수익률을 상승시킨다는 Tudor(2012), Nijam(2015)의 결과와 동일하다. 두바이유 가격 변화율이 시장 초과 수익률에 유의적인 음(-)의 영향을 주는 것은 Driesprong et al.(2008)과 Sorensen(2009)의 결과와 같다. 시장 초과 수익률 회귀식의 설명력이 9.22%로 기존 연구들보다 상당히 높다는 것은 현금흐름 뉴스와 할인율 뉴스를 더 정확하게 추정할 수 있다는 것을 의미한다.

<표 4> 삽입

5.2 현금흐름 베타 및 할인율 베타의 추정 결과

식 (2)와 앞에서 선정된 내생변수를 이용하여 <표 4>와 같이 벡터 자기회귀 모형을 추정하였고, 식 (3)과 (4)에 의해 각각 현금흐름 뉴스와 할인율 뉴스를 계산할 수 있다. 이렇게 계산된 뉴스들을 식 (5)와 (6)의 독립변수로 사용하여 25개 규모-B/M 포트폴리오의 현금흐름 및 할인율 뉴스 베타를 추정하였다. 이 때, 반드시 현금흐름 뉴스와 할인율 뉴스의 스케일을 조정해야 한다. <표 5>는 25개 규모-B/M 포트폴리오의 현금흐름 및 할인율 베타를 나타내는데, 패널 A는 식 (5)의 추정 결과고, 패널 B는 식 (6)의 추정 결과다. 패널 A-1과 패널 B-1은 현금흐름 베타(β_{CF}) 값을, 패널 A-2와 패널 B-2는 할인율 베타(β_{DR}) 값을 보여 준다. B1은 B/M 비율이 가장 낮은 포트폴리오를, B5는 B/M 비율이 가장 높은 포트폴리오를 나타낸다. S1은 기업 규모가 가장 작은 포트폴리오를, S5는 기업 규모가 가장 큰 포트폴리오를 의미한다. 패널 B에서 β_{SMB} 와 β_{HML} 값은 지면상 제약으로 표시하지 않았다. B5-B1은 B/M 비율이 가장 큰 (가치주) 포트폴리오에서 B/M 비율이 가장

작은 (성장주) 포트폴리오의 베타를 차감한 값이다. 마찬가지로 S5-S1은 기업 규모가 가장 큰 (대규모 기업) 포트폴리오에서 기업 규모가 가장 작은 (소규모 기업) 포트폴리오의 베타를 차감한 값이다.

패널 A의 추정 결과를 보면, 기업 규모가 작은 S1 포트폴리오를 제외하고는 할인율 베타가 현금흐름 베타보다 크다. 실제로 할인율 베타의 평균은 0.4934로 현금흐름 베타 평균 0.4284보다 약간 크다. 이는 소규모 기업을 제외할 때 주식 수익률이 현금흐름 뉴스보다는 할인율 뉴스에 더 민감하다는 것을 의미하는 것으로 Campbell and Vuolteenaho(2004)와 같은 결과다. 패널 A-1에서 S5-S1은 모두 음(-)의 값이지만 통계적 유의성이 없으므로, 기업 규모에 따라 현금흐름 베타에 차이가 있다고 하기는 어렵다. 하지만 B5-B1은 모두 양(+의 값이고, 기업 규모가 커질수록 크기도 커지며, S3, S4, S5에서는 통계적 유의성도 매우 크게 나타나고 있다. 따라서 기업 규모가 커질수록, 성장주보다는 가치주가 현금흐름 뉴스에 대해 더 민감하다는 것을 쉽게 알 수 있다. 단순히 가치주가 현금흐름 뉴스에 민감하다는 것은 Campbell and Vuolteenaho(2004)의 후기 표본(modern sample)과 정합성이 있지만, 기업 규모가 커질수록 가치주가 현금흐름 뉴스에 더 민감해진다는 것은 우리나라의 특이 현상으로, 이는 기업 규모가 커질수록 가치주는 배당에 민감하다는 것이다.

패널 A-2에서도 기업 규모가 커질수록 B5-B1이 단조 증가하는 모습을 보이는데, 이는 규모가 커질수록 가치주가 할인율 뉴스에 더 민감해진다는 것이다.¹⁶⁾ 이를 패널 A-1의 결과와 함께 고려하면, 가치주는 기업 규모가 커질수록 현금흐름 뉴스뿐만 아니라 할인율 뉴스에도 민감해진다고 결론지을 수 있다. 매우 재미있는 사실은 S5-S1이 모두 통계적으로 유의적인 양(+의 값)을 가진다는 것이다. 이는 소규모 기업에 비해서 대규모 기업의 수익률이 할인율 뉴스에 매우 민감하게 반응한다는 것으로, 미국의 경우와는 정반대이기 때문에 우리 주식시장에 중요한 시사점을 제공한다. 즉, 시장 금리가 중소기업보다는 대기업에 더욱 중요한 의미를 가진다는 것이다.

<표 5> 삽입

패널 B의 결과에서도 할인율 베타의 평균은 0.5632로 현금흐름 베타의 평균 0.3942보다 훨씬 크게 나타났다. 따라서 주식 수익률은 일반적으로 현금흐름 뉴스보다는 할인율 뉴스에 더 민감하다고 결론지을 수 있다. 하지만 패널 A에서 나타났던 가치주의 현금흐름 및 할인율 뉴스 민감도나 대형주의 할인율 뉴스 민감도는 전혀

16) 이러한 경향은 Campbell and Vuolteenaho(2004)의 전기 표본(early sample)과는 비슷하지만 후기 표본(modern sample)과는 매우 다른 현상이다.

관찰되지 않고 있다. 규모 요인과 B/M 요인이 설명변수로 추가되었기 때문에 패널 A에서 나타났던 현상이 사라지는 것은 당연한 귀결이다. 그럼에도 불구하고 현금흐름 및 할인율 베타의 통계적 유의성은 계속 유지되고 있다.

5.3 현금흐름 베타와 할인율 베타의 가격화 검증

<표 6>은 시장 상황을 고려하지 않을 경우 뉴스 프리미엄의 유의성 검증 결과를 보여 주고 있다. 회귀식 (7), (8), (9)를 횡단면-시계열 통합 회귀분석으로 추정 한 결과로, 종속변수는 검증 월 t년 7월부터 t+1년 6월까지의 월별 포트폴리오 초과 수익률이고, 독립변수는 검증 월 전의 36개월 자료에 의해 추정한 포트폴리오 시장 베타($\beta_{M,P}$), 현금흐름 베타($\beta_{CF,P}$)와 할인율 베타($\beta_{DR,P}$), 규모 요인 베타($\beta_{SMB,P}$), B/M 요인 베타($\beta_{HML,P}$)다. 패널 A는 25개 규모-B/M 포트폴리오에 의한 추정 결과다. 먼저, 시장 베타의 위험 프리미엄은 유의적인 양(+)의 값이어서, 로그-선형 모형에 의해 추정된 자본자산 가격결정 모형(Capital Asset Pricing Model, 이하 CAPM)도 의미가 있음을 알 수 있다.

패널 A의 식 (8)과 (9)의 추정 결과는 할인율 베타만 유의적인 양(+)의 프리미엄을 가지고, 현금흐름 베타는 비유의적인 양(+)의 프리미엄을 가진다. 할인율 베타는 가격화 되지만 현금흐름 베타는 가격화 되지 않는다는 것으로, 예상대로 우리나라에서는 현금흐름의 중요성이 크지 않다고 할 수 있다. 미국 주식시장에서는 현금흐름과 할인율 프리미엄이 모두 통계적으로 유의적인 양(+)의 값이지만, 현금흐름 프리미엄이 할인율 프리미엄보다 훨씬 크기 때문에 현금흐름 베타가 나쁜 베타라고 하였다. 하지만 우리나라의 주식시장은 현금흐름 뉴스보다는 할인율 뉴스에 더욱 민감하고 할인율 베타에 대해 더 높은 위험 프리미엄으로 보상 받기 때문에, 할인율 베타가 오히려 나쁜 베타라는 결론을 얻을 수 있다. 배당 정책의 중요성이 약하고 높은 부채 비중으로 인해 금리에 민감한 우리나라 기업의 환경을 감안할 때, 할인율 베타가 나쁜 베타라는 것은 당연한 결과다. 하지만 조정된 R²가 0.1%에 불과하여 모형의 설명력은 매우 떨어진다. 패널 B의 25개 베타 포트폴리오에 의한 추정 결과는 패널 A와 매우 유사하여 할인율 베타라는 체계적 위험만이 가격화된다는 사실을 확인하여 주고 있다.

<표 6> 삽입

<표 7>은 식 (10)-(12)의 시장 상황을 고려한 추정 결과를 보여 주고 있다. 시장 초과 수익률이 양(+)의 값이면 시장 상승기로, 음(-)의 값이면 시장 하락기로

정의한다. 패널 A는 25개 규모-B/M 포트폴리오에 의한 추정 결과로, 가장 특징적인 사항은 조정된 R^2 가 25% 수준으로 매우 커져서 모형의 설명력이 크게 제고되었다는 것이다. 회귀식 (10)의 추정 결과를 보면, 주식시장이 상승기일 때 시장 베타의 위험 프리미엄은 유의적인 양(+)²의 값을 가지고, 하락기일 때 시장 베타의 위험 프리미엄은 유의적인 음(-)의 값을 가진다. 이는 Pettengill et al.(1995)의 결과와 일치하는 것으로, 베타가 큰 주식들이 상승기에는 더 높은 수익률을 보상 받게 되고, 하락기에는 손실이 더 커진다는 것이다.

회귀식 (11)과 (12)는 시장 상황을 고려할 때 현금흐름 베타와 할인율 베타의 가격화 여부를 검증하고 있다. 규모 및 B/M 요인을 고려하지 않는 회귀식 (11)의 추정 결과에 의하면, 할인율 베타는 상승기와 하락기에 각각 유의적인 양(+)²과 음(-)의 프리미엄을 가져서, 할인율 베타는 확실히 가격화되는 체계적 위험임을 알 수 있다. 현금흐름 베타는 시장 상승기에만 유의적인 양(+)²의 프리미엄을 가져서, 할인율 베타 위험의 가격화에 대해서는 쉽게 말하기 어렵다. 규모 및 B/M 요인을 설명변수로 추가한 회귀식 (12)의 추정 결과를 보면, 할인율 베타는 여전히 유의적인 프리미엄을 가지지만, 현금흐름 베타 프리미엄은 통계적 유의성을 완전히 잃어버린다. 이는 우리나라 주식시장에서는 할인율 베타가 나쁜 베타임을 지지하는 결과다. 한편, 규모 및 B/M 요인을 설명변수로 추가한 회귀식의 조정된 R^2 가 회귀식 (11)보다 줄어들기 때문에, 시장 상황을 고려할 때에는 규모 및 B/M 요인을 고려할 필요가 없다고 본다.

25개 베타 포트폴리오를 사용한 패널 B의 검증 결과도 패널 A와 매우 유사하다. 다만, 조정된 R^2 가 28% 수준으로 향상되었고, 시장 상승기에도 현금흐름 베타의 유의성이 나타나지 않는다는 차이점이 있다. 전체적인 실증분석 결과로 볼 때, 미국과 달리 우리나라 주식시장에서는 할인율 베타가 나쁜 베타고, 현금흐름 베타가 좋은 베타라고 결론을 내리고자 한다.

<표 7> 삽입

6. 결론

본 연구는 Campbell and Shiller(1988a,1988b)와 Campbell(1991)에 의해 개발된 로그-선형 모형을 이용하여, 우리나라 주식시장에서 현금흐름 뉴스와 할인율 뉴스의 상대적 중요성을 검증하였다. 로그-선형 모형에 의한 주식의 시장 베타를 현금흐름 베타와 할인율 베타로 분해하여 어느 것이 나쁜 베타인가를 검증하였다. 우

리나라 기업들은 높은 부채 비율로 인해 금리 변동에 취약하고 배당 정책의 중요성이 약하기 때문에, 미국과는 다른 실증분석 결과를 얻을 것이라는 예상으로부터 연구가 시작되었다. 또한, 단 한 번의 횡단면 회귀분석으로부터 가격화 여부를 검증하는 Campbell and Vuolteenaho(2004)의 방법론을 시장 상황을 고려하는 통합 회귀분석으로 시정하였다.

실증분석 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 시장 수익률 추정을 위한 벡터 자기회귀 모형을 위해서, 3개의 주식시장 변수와 3개의 거시경제 변수를 내생변수로 사용하여 적절하게 현금흐름 뉴스와 할인율 뉴스를 분해하였다. 둘째, Campbell and Vuolteenaho(1994)와 같이 할인율 베타가 현금흐름 베타보다 상대적으로 크게 추정되는 것은 주식 수익률이 할인율 뉴스에 더 민감하다는 것을 의미한다. 셋째, 횡단면-시계열 통합 회귀분석에서 할인율 베타의 위험 프리미엄만이 통계적 유의성을 가지기 때문에, 우리나라에서는 할인율 베타가 나쁜 베타라고 할 수 있다. 마지막으로, 주식시장의 상황을 고려한 통합 회귀분석에서도 시장의 상승과 하락에 관계없이 할인율 베타만 통계적 유의성이 강하게 나타나기 때문에, 할인율 베타가 나쁜 베타임을 강하게 지지하고 있다. 또한 시장 상황을 고려한 Pettengill et al.(1995)의 검증 모형이 조정된 R^2 를 0.1% 수준에서 25% 수준으로 높여주어 모형의 신뢰성을 크게 제고하였다.

본 연구는 미국과는 다른 우리나라의 주식시장 및 기업 환경의 관점에서 현금흐름 뉴스와 할인율 뉴스의 중요성을 분석하였다. 하지만 세계의 다양한 국가에 대해서 실증분석이 이루어져야 좀 더 확실한 결론이 도출될 수 있을 것이다. 특히, 기존의 미국 연구들이 벡터 자기회귀 모형의 내생변수 선정에 대한 논리적 근거가 약하기 때문에, 이를 보완한 국제 연구의 필요성이 더욱 절실하다고 본다.

참고 문헌

- 강경훈, 배영수, 한재준, “국내 회사채 시장의 등급인플레이션 분석”, 한국증권학회지, 제44권 1호(2015), pp. 221-245.
- 김부민, 이유경, 이은정, “한국 상장기업의 자본구조에 관한 재고찰: 상충관계이론 VS. 자본조달순위이론”, 한국증권학회지, 제44권 2호(2015), pp. 373-412.
- 김학겸, 안희준, 장운욱, “국고채시장의 시장조성활동이 가격발견기능과 유동성에 미치는 영향”, 한국증권학회지, 제44권 1호(2015), pp. 53-91.
- 신정순, “배당 정책 관련 연기금의 역할과 과제”, 한국경제연구원 정책연구, 15-04호(2015), pp. 1-42.
- Berk, J., P. DeMarzo, and J. Harford, *Fundamentals of Corporate Finance*, 3rd ed., Pearson Education, New York, 2015.
- Black, F., 1972, Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing, *Journal of Business* 45, pp. 444-454.
- Callen, J. L. and D. Segal, 2004, Do Accruals Drive Firm-Level Stock Returns? A Variance Decomposition Analysis, *Journal of Accounting Research* 42, pp. 527-560.
- Callen, J. L., O. K. Hope, and D. Segal, 2005, Domestic and Foreign Earnings, Stock Return Variability, and the Impact of Investor Sophistication, *Journal of Accounting Research* 43, pp. 377-412.
- Campbell, J. Y., 1991, A Variance Decomposition for Stock Returns, *Economic Journal* 101, pp. 157-179.
- Campbell, J. Y. and J. Ammer, 1993, What Moves the Stock and Bond Markets? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns, *Journal of Finance* 48, pp. 3-37.
- Campbell, J. Y. and J. Mei, 1993, Where Do Betas Come From? Asset Price Dynamics and the Sources of Systematic Risk, *Review of Financial Studies* 6, pp. 567-592.
- Campbell, J. Y., C. Polk, and T. Vuolteenaho, 2009, Growth or Glamour? Fundamentals and Systematic Risk in Stock Returns, *Review of Financial Studies* 23, pp. 305-344.
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller, 1988a, The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors, *Review of Financial Studies* 1, pp. 195-228.
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller, 1988b, Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends, *Journal of Finance* 43, pp. 661-676.
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller, 1998, Valuation Ratios and the Long-Run Stock

- Market Outlook, *Journal of Portfolio Management* 24, pp. 11–26.
- Campbell, J. Y. and T. Vuolteenaho, 2004, Bad Beta, Good Beta, *American Economic Review* 94, pp. 1249–1275.
- Chen, L. and X. Zhao, 2009, Return Decomposition, *Review of Financial Studies* 22, 5213–5249.
- Chen, N. F., R. Roll, and S. A. Ross, 1986, Economic Forces and the Stock Market, *Journal of Business* 59, pp. 383–403.
- Driesprong, G., B. Jacobsen, and B. Maat, 2008, Striking Oil: Another Puzzle?, *Journal of Financial Economics* 89, pp. 307–327.
- Fama, E. F., 1990, Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity, *Journal of Finance* 45, pp. 1089–1108.
- Fama, E. F. and K. R. French, 1992, The Cross–Section of Expected Stock Returns, *Journal of Finance* 47, pp. 427–465.
- Fama, E. F. and K. R. French, 1993, Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics* 33, pp. 3–56.
- Fama, E. F. and K. R. French, 2001, Disappearing Dividends: Changing Firm Characteristics or Lower Propensity to Pay?, *Journal of Financial Economics* 60, pp. 3–43.
- Fama, E. F. and J. D. MacBeth, 1973, Risk, Return, and Equilibrium, *Journal of Political Economy* 81, pp. 607–636.
- Hecht, P. and T. Vuolteenaho, 2006, Explaining Returns with Cash–Flow Proxies, *Review of Financial Studies* 19, pp. 159–194.
- Khan, M., 2008, Are Accruals Mispriced? Evidence from Tests of an Intertemporal Capital Asset Pricing Model, *Journal of Accounting and Economics* 45, pp. 55–77.
- Lamont, O., 1998, Earnings and Expected Returns, *Journal of Finance* 53, pp. 1563–1587.
- Lee, B. S., 1998, Permanent, Temporary, and Non–Fundamental Components of Stock Prices, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 33, pp. 1–32.
- Lintner, J., 1965, The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets, *Review of Economics and Statistics* 47, pp. 13–37.
- Nijam, H. M., S. M. M. Ismail, and A. M. M. Musthafa, 2015, The Impact of Macroeconomic Variables on Stock Market Performance; Evidence from Sri Lanka, *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences* 6, pp. 151–157.
- Patelis, A. D., 1997, Stock Return Predictability and the Role of Monetary Policy,

- Journal of Finance* 52, 1951–1972.
- Pettengill, G. N., S. Sundaram, and I. Mathur, 1995, The Conditional Relation between Beta and Returns, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 30, pp. 101–116.
- Pontiff, J. and L. D. Schall, 1998, Book-to-Market Ratios as Predictors of Market Returns, *Journal of Financial Economics* 49, pp. 141–160.
- Sorensen, L. Q., 2009, Oil Price Shocks and Stock Return Predictability, *Working paper*, pp. 1–38.
- Sharpe, W. F., 1964, Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, *Journal of Finance* 19, pp. 425–442.
- Tudor, C., 2012, On the Causal Relationship between Stock Returns and Exchange Rates Changes for 13 Developed and Emerging Markets, *Procedia–Social and Behavioral Sciences* 57, pp. 275–282.
- Vuolteenaho, T., 2002, What Drives Firm-Level Stock Returns?, *Journal of Finance* 57, pp. 233–264.
- Welch, I. and A. Goyal, 2008, A Comprehensive Look at the Empirical Performance of Equity Premium Prediction, *Review of Financial Studies* 21, pp. 1455–1508.

<표 1> 여러 변수들의 수익률 설명력

이 표는 기존 연구들에서 사용한 기업 특성 변수 및 거시경제 변수와, 이들의 국내 시장 설명력을 보여 주고 있다. 변수 하단은 해당 변수들을 사용했던 연구들이다. ‘○’는 시장 초과 수익률에 유의적인 영향을 미치는 변수고, ‘×’는 유의적인 영향을 미치지 않는 변수다.

기업 특성 변수	설명력
1. 주가/수익 비율 Campbell and Vuolteenaho(2004), Chen and Zhao(2009), Welch and Goyal(2008).	○
2. 배당 수익률 Campbell(1991), Campbell and Mei(1993), Chen and Zhao(2009), Welch and Goyal(2008).	○
3. 배당 성향 Campbell and Shiller(1998), Lamont(1998), Welch and Goyal(2008).	×
4. 배당금 및 수익 변화율 Lee(1998).	×
5. 시장 수익률 변동성 Chen and Zhao(2009).	×
6. 가치 스프레드(Value spread) Campbell and Vuolteenaho(2004), Campbell et al.(2009), Chen and Zhao(2009), Khan(2008).	×
7. 장부가치/시장가치 비율 Chen and Zhao(2009), Welch and Goyal(2008), Hecht and Vuolteenaho(2006), Pontiff and Schall(1998).	○
8. 순자본 증가(Net Asset Expansion) Chen and Zhao(2009), Welch and Goyal(2008).	○
거시경제 변수	설명력
1. 인플레이션 Campbell and Mei(1993), Patelis(1997), Chen and Zhao(2009).	×
2. 산업생산지수의 변화율 Campbell and Mei(1993), Chen et al.(1986), Fama(1990), Hecht and Vuolteenaho(2006).	○
3. 신용 스프레드 Chen and Zhao(2009).	×
4. 기간 스프레드 Campbell and Vuolteenaho(2004), Khan(2008).	○
5. 장기 국채 수익률 Welch and Goyal(2008).	○
6. 원유 가격 변화율 Driesprong et al.(2008), Sorensen(2009).	○
7. 대미 환율 변화율 Tudor(2012), Nijam(2015).	○

<표 2> 벡터 자기회귀 모형의 변수 선택

이 표는 다양한 내생변수 선택에 의한 벡터 자기회귀 모형의 뉴스 분해 능력과 설명력을 보여준다. ER, B/M, LPER, LDIV, ΔCAP, L_Growth, T_Spread, L_Yield, Ex_Chg, Oil은 각각 시장 초과 수익률, KOSPI의 B/M 비율, KOSPI 주가수익 비율의 자연로그 값, KOSPI의 배당 수익률의 자연로그 값, 순자산 증가(net asset expansion), 산업생산지수의 변화율, 기간 스프레드(term spread), 국민주택채권1종(5년) 수익률, 대미 환율 변화율, 두바이유 가격 변화율이다. Std(N_{CF}), Std(N_{DR}), Cov(N_{CF},N_{DR}), Corr(N_{CF},N_{DR})는 각각 현금흐름 뉴스의 표준편차, 할인율 뉴스의 표준편차, 현금흐름과 할인율 뉴스의 공분산과 상관관계다. *, **, ***: 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 나타낸다.

내생변수\모형	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
ER	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
기업 특성 변수:										
B/M	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LPER	0	0	0	0	0					
LDIV						0	0	0	0	0
ΔCAP			0	0				0	0	
거시 변수:										
L_Growth	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
T_Spread				0					0	
L_Yield			0		0			0		0
Ex_Chg	0		0	0		0		0	0	
Oil	0			0		0			0	
Std(N _{CF})	.0498	.0504	.0723	.0636	.0766	.0529	.0543	.0787	.0613	.0813
Std(N _{DR})	.0644	.0648	.0717	.0869	.0871	.0607	.0607	.0741	.0853	.0845
Cov(N _{CF} ,N _{DR})	.0001	.0001	.0021	.0027	.0034	.0000	-.0000	.0026	.0025	.0035
Corr(N _{CF} ,N _{DR})	.0461**	.0292**	.3973***	.5036***	.5195***	.0148*	-.0020	.4556***	.4750***	.5192***
조정된 R ²	9.22%	6.32%	10.24%	12.91%	6.54%	8.95%	5.50%	9.36%	12.89%	5.86%

<표 3> 선정된 벡터 자기회귀 모형 변수의 기초 통계량

이 표는 시장 초과 수익률(ER), KOSPI 주가/수익 비율의 자연로그 값(LPER), KOSPI의 B/M 비율(B/M), 산업생산지수의 변화율(I_Growth), 대미 환율 변화율(Ex_Chg), 두바이유 가격 변화율(Oil)의 기초 통계량과 상관관계를 보여 준다. 패널 A는 각 변수의 평균, 중앙값, 최대값, 최소값, 표준편차, 자기상관계수를, 패널 B는 동시적 및 1 시차 상관계수를 보여 주고 있다. 괄호 안은 t-값이고, *, **, ***: 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 나타낸다.

패널 A: 기초 통계량						
	평균	중앙값	최대값	최소값	표준편차	자기상관
ER _t	-.0023	-.0057	.4713	-.3172	.0852	.0926 (1.61)
LPER _t	2.6760	2.6844	3.6481	1.8718	.3342	.9211 (41.97)***
B/M _t	.8732	.8547	1.4493	.5556	.1705	.8386 (26.73)***
I_Growth _t	.0054	.0052	.0702	-.1109	.0223	-.0263 (-.45)
Ex_Chg _t	.0013	.0002	.2623	-.1735	.0349	.1323 (2.32)**
Oil _t	.0065	.0138	.4206	-.4429	.0942	.2138 (3.80)***
패널 B: 상관관계						
	ER _t	LPER _t	B/M _t	I_Growth _t	Ex_Chg _t	Oil _t
LPER _t	.1717 (3.02)***	1.0000	-	-	-	-
B/M _t	-.2438 (-4.36)***	-.1593 (-2.80)***	1.0000	-	-	-
I_Growth _t	.0604 (1.05)	.1451 (2.54)***	-.1019 (-1.78)*	1.0000	-	-
Ex_Chg _t	-.2923 (-5.31)***	-.1752 (-3.09)***	.1880 (3.32)***	-.0016 (-.02)	1.0000	-
Oil _t	.1695 (2.98)***	.1246 (2.18)**	-.1326 (-2.32)**	.1198 (2.09)**	-.2170 (-3.86)***	1.0000
ER _{t-1}	.0926 (1.61)	.1736 (3.05)***	-.1949 (-3.44)***	.1517 (2.66)***	-.1458 (-2.55)***	-.0043 (-.07)
LPER _{t-1}	-.0810 (-1.64)*	.9211 (41.97)***	-.1049 (-1.83)*	.1079 (1.88)*	-.0972 (-1.69)*	.0754 (1.31)
B/M _{t-1}	.1790 (3.15)***	-.0959 (-1.67)*	.8386 (26.73)***	-.0679 (-1.18)	.0958 (1.67)*	-.0708 (-1.23)
I_Growth _{t-1}	.1117 (1.95)*	.1534 (2.69)***	-.1496 (2.62)***	-.0263 (-.45)	-.1157 (-2.02)**	.2106 (3.73)***
Ex_Chg _{t-1}	.1525 (2.67)***	-.1195 (-2.08)**	.1001 (1.74)*	-.2354 (-4.20)***	.1323 (2.32)**	-.1725 (-3.03)***
Oil _{t-1}	-.1287 (-2.25)**	.0696 (1.21)	-.0777 (-1.35)	.1210 (2.11)**	-.0657 (-1.14)	.2138 (3.80)***

<표 4> 벡터 자기회귀 모형의 추정 결과

이 표는 다음 벡터 자기회귀 모형($Z_t = \alpha + \Gamma Z_{t-1} + u_t$)의 추정 결과를 보여 준다. 시차는 1시차를 적용하였다.

$$\begin{bmatrix} ER_t \\ LPER_t \\ B/M_t \\ I_Growth_t \\ EX_Chg_t \\ Oil_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \\ a_4 \\ a_5 \\ a_6 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} & a_{15} & a_{16} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} & a_{25} & a_{26} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{34} & a_{35} & a_{36} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} & a_{45} & a_{46} \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} & a_{56} \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & a_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} ER_{t-1} \\ LPER_{t-1} \\ B/M_{t-1} \\ I_Growth_{t-1} \\ EX_Chg_{t-1} \\ Oil_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t^{ER} \\ u_t^{LPER} \\ u_t^{B/M} \\ u_t^{I_Growth} \\ u_t^{EX_Chg} \\ u_t^{Oil} \end{bmatrix}$$

ER, LPER, B/M, I_Growth, Ex_Chg, Oil은 시장 초과 수익률, KOSPI 추가수익 비율의 자연로그 값, B/M 비율, 산업생산지수의 변화율, 대미 환율 변화율, 두바이유 가격 변화율이다. 괄호 안은 t값이고, *, **, ***: 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 나타낸다.

	ER _{t-1}	LPER _{t-1}	B/M _{t-1}	I_Growth _{t-1}	Ex_Chg _{t-1}	Oil _{t-1}	조정된 R ²	F값
ER _t	.2007 (3.41)***	-.0169 (-1.17)	.0941 (3.31)***	.5384 (2.55)***	.3349 (2.35)**	-.1038 (-2.03)**	9.22%	6.11
LPER _t	.1685 (1.83)*	.9301 (41.45)***	.1051 (2.36)**	.3967 (1.20)	.3552 (1.59)	-.1469 (-1.84)*	85.87%	306.79
B/M _t	-.0181 (-.26)	.0150 (0.90)	.8475 (25.89)***	-.5309 (-2.19)**	-.2469 (-1.50)	.0545 (.92)	70.70%	122.43
I_Growth _t	.0206 (1.29)	.0040 (1.03)	-.0001 (-.01)	-.0478 (-.83)	-.1204 (-3.11)***	.0154 (1.11)	5.30%	3.81
Ex_Chg _t	-.0396 (-1.57)	-.0046 (-.74)	.0077 (.63)	-.1539 (-1.70)*	.0875 (1.43)	-.0030 (-.13)	2.61%	2.34
Oil _t	-.1090 (-1.65)*	.0035 (0.21)	-.0114 (-.35)	.8088 (3.42)***	-.4263 (-2.67)***	.1689 (2.95)***	8.88%	5.90

<표 5> 현금흐름 베타와 할인율 베타

이 표의 패널 A와 B는 각각 식 (5)와 (6)의 추정 결과다.

$$(5) \quad R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha + \beta_{p,CF} n_{CF,t} + \beta_{p,DR} (-n_{DR,t}) + \epsilon_{p,t}$$

$$(6) \quad R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha + \beta_{p,CF} n_{CF,t} + \beta_{p,DR} (-n_{DR,t}) + \beta_{p,SMB} R_{SMB,t} + \beta_{p,HML} R_{HML,t} + \epsilon_{p,t}$$

$R_{p,t}$ 는 포트폴리오의 월별 수익률, $R_{f,t}$ 는 월별 무위험 이자율, n_{CF} 와 $-n_{DR}$ 는 각각 스케일을 조정한 현금흐름 및 할인율 뉴스를 의미한다. R_{SMB} 와 R_{HML} 은 Fama-French의 규모 요인과 B/M 요인이다. 각 패널은 기업 규모와 B/M 요인에 의해 구성된 25개 포트폴리오의 현금흐름 베타(β_{CF})와 할인율 베타(β_{DR})의 추정치를 보여 주고 있다. B1은 장부/시장가치 비율이 가장 낮은 기업의 포트폴리오를, B5는 장부/시장가치 비율이 가장 높은 기업의 포트폴리오를 나타낸다. S1은 규모가 가장 작은 기업의 포트폴리오를, S5는 규모가 가장 큰 기업의 포트폴리오를 나타낸다. β_{SMB} 와 β_{HML} 은 따로 표시하지 않았다. β_{SMB} 와 β_{HML} 값은 나타내지 않았다. 괄호 안은 t값이고, *, **, ***: 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 나타낸다.

패널 A: 현금흐름과 할인율 뉴스를 독립변수로 사용한 경우

패널 A-1: 현금흐름 베타 (β_{CF})

구분	B1	B2	B3	B4	B5	B5-B1
S1	.3970 (9.36)***	.4361 (8.83)***	.4553 (8.89)***	.4800 (7.38)***	.4783 (6.67)***	.0813 (.97)
S2	.3616 (10.04)***	.4082 (11.14)***	.4321 (11.36)***	.4563 (9.83)***	.4205 (7.84)***	.0589 (.91)
S3	.3320 (10.85)***	.4059 (12.38)***	.4469 (12.52)***	.4494 (11.94)***	.4639 (11.05)***	.1319 (2.54)***
S4	.3626 (11.75)***	.3848 (12.34)***	.4201 (13.76)***	.4458 (12.85)***	.5376 (13.87)***	.1750 (3.53)***
S5	.3205 (13.54)***	.4166 (16.36)***	.4083 (16.45)***	.4546 (16.50)***	.5363 (16.64)***	.2158 (5.39)***
S5-S1	-.0765 (-1.57)	-.0195 (-.35)	-.0470 (-.82)	-.0254 (-.36)	.0580 (-.73)	

패널 A-2: 할인율 베타 (β_{DR})

구분	B1	B2	B3	B4	B5	B5-B1
S1	.3461 (6.39)***	.3879 (6.15)***	.4149 (6.34)***	.4040 (4.86)***	.3411 (3.72)***	-.0050 (-.04)
S2	.4115 (8.95)***	.3924 (8.38)***	.4590 (9.44)***	.4401 (7.42)***	.4628 (6.76)***	.0513 (.62)
S3	.4320 (11.06)***	.5213 (12.45)***	.4921 (10.79)***	.5467 (11.37)***	.5032 (9.39)***	.0712 (1.07)
S4	.5047 (12.81)***	.5190 (13.04)***	.5524 (14.17)***	.5688 (12.83)***	.6259 (12.65)***	.1212 (1.92)*
S5	.5326 (17.62)***	.6033 (18.55)***	.5922 (18.67)***	.6195 (17.60)***	.6603 (16.05)***	.1277 (2.50)**
S5-S1	.1865 (3.01)***	.2154 (3.03)***	.1773 (2.43)**	.2155 (2.39)**	.3192 (3.18)***	

패널 B: 현금흐름과 할인율 뉴스 및 규모와 B/M 요인을 독립변수로 사용한 경우

패널 B-1: 현금흐름 베타 (β_{CF})

구분	B1	B2	B3	B4	B5	B5-B1
S1	.4260 (12.94)***	.4155 (12.78)***	.4120 (12.56)***	.3882 (10.35)***	.3338 (7.95)***	-.0922 (-1.72)*
S2	.4128 (12.27)***	.4139 (13.52)***	.4229 (13.39)***	.4213 (12.06)***	.3023 (8.86)***	-.1105 (-2.31)**
S3	.3627 (11.69)***	.4188 (12.69)***	.4378 (12.58)***	.4188 (11.92)***	.3521 (11.02)***	-.0106 (-.23)
S4	.3774 (11.61)***	.3896 (12.08)***	.3944 (12.53)***	.3834 (11.28)***	.4228 (12.44)***	.0454 (.96)
S5	.3374 (13.72)***	.4155 (15.33)***	.3753 (14.57)***	.3915 (14.46)***	.4292 (15.26)***	.0918 (2.45)**
S5-S1	-.0886 (-2.15)**	.0000 (.0004)	-.0367 (-.88)	.0033 (.0709)	.0954 (1.89)*	

패널 B-2: 할인율 베타 (β_{DR})

구분	B1	B2	B3	B4	B5	B5-B1
S1	.5357 (12.63)***	.5864 (14.01)***	.6004 (14.22)***	.6106 (12.65)***	.5097 (9.43)***	-.0260 (-.37)
S2	.5460 (12.61)***	.5265 (13.36)***	.5847 (14.37)***	.5889 (13.09)***	.5630 (12.81)***	.0170 (.27)
S3	.5068 (12.69)***	.5945 (14.00)***	.5648 (12.61)***	.6160 (13.62)***	.5212 (12.67)***	.0144 (.25)
S4	.5430 (12.97)***	.5668 (13.65)***	.5650 (13.94)***	.5581 (12.75)***	.5721 (13.07)***	.0291 (.48)
S5	.5229 (16.51)***	.5915 (16.95)***	.5694 (17.17)***	.5613 (16.10)***	.5743 (15.86)***	.0514 (1.06)
S5-S1	-.0128 (-.24)	.0051 (.09)	-.0310 (-.57)	-.0493 (-.82)	.0646 (.99)	

<표 6> 통합 회귀분석에 의한 가격화 검증

이 표는 식 (7)-(9)의 추정 결과를 보여 주고 있다.

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{M,p,t-1} + \epsilon_{p,t} \quad (7)$$

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_2 \beta_{CF,p,t-1} + \gamma_3 \beta_{DR,p,t-1} + \epsilon_{p,t} \quad (8)$$

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_2 \beta_{CF,p,t-1} + \gamma_3 \beta_{DR,p,t-1} + \gamma_4 \beta_{SMB,p,t-1} + \gamma_5 \beta_{HML,p,t-1} + \epsilon_{p,t} \quad (9)$$

종속변수는 검증 월이 속한 t년 7월부터 t+1년 6월까지의 월별 포트폴리오 초과 수익률 ($R_{p,t} - R_{f,t}$)이고, 독립변수는 검증 월 전의 36개월 자료에 의하여 추정된 포트폴리오 시장 베타($\beta_{M,p}$), 현금흐름 베타($\beta_{CF,p}$)와 할인율 베타($\beta_{DR,p}$), 규모 요인 베타($\beta_{SMB,p}$), B/M 요인 베타($\beta_{HML,p}$)다. 패널 A는 25개 기업 규모와 B/M에 의해 구성된 25개 포트폴리오에 대한 추정 결과고, 패널 B는 β_p 의 크기에 따라 구성된 25개 포트폴리오에 대한 추정 결과다. 추정된 상수항은 표시하지 않았다. 괄호 안은 t값이고, *, **, ***: 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 나타낸다.

	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	조정된 R ²
패널 A: 25개 규모-B/M 포트폴리오의 경우						
(7)	.0172 (2.75)***					0.10%
(8)		.0157 (1.27)	.0151 (2.04)**			0.06%
(9)		.0073 (.53)	.0267 (2.60)***	-.0013 (-.57)	.0044 (1.61)	0.08%
패널 B: 25개 β_p 포트폴리오의 경우						
(7)	.0161 (2.72)***					0.10%
(8)		.0003 (.02)	.0231 (2.98)***			0.11%
(9)		-.0045 (-.34)	.0235 (2.55)***	-.0100 (-3.06)***	-.0015 (-.42)	0.14%

<표 7> 시장 상황별 횡단면 회귀분석에 의한 가격화 검증

이 표는 식 (10)-(12)의 추정 결과를 보여 주고 있다. 시장 상황을 고려한 횡단면 모형은 다음과 같다.

$$(10) \quad R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + [\delta\gamma_1^{Up} + (1-\delta)\gamma_1^{Down}] \beta_{M,p,t-1} + \epsilon_{p,t}$$

$$(11) \quad R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + [\delta\gamma_2^{Up} + (1-\delta)\gamma_2^{Down}] \beta_{CF,p,t-1} + [\delta\gamma_3^{Up} + (1-\delta)\gamma_3^{Down}] \beta_{DR,p,t-1} + \epsilon_{p,t}$$

$$(12) \quad R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + [\delta\gamma_2^{Up} + (1-\delta)\gamma_2^{Down}] \beta_{CF,p,t-1} + [\delta\gamma_3^{Up} + (1-\delta)\gamma_3^{Down}] \beta_{DR,p,t-1} + \gamma_4 \beta_{SMB,p,t-1} + \gamma_5 \beta_{HML,p,t-1} + \epsilon_{p,t}$$

종속변수는 검증 월이 속한 t년 7월부터 t+1년 6월까지의 월별 포트폴리오 초과 수익률($R_{p,t} - R_{f,t}$)이고, 독립변수는 검증 월 전의 36개월 자료에 의하여 추정된 시장 베타($\beta_{M,p}$), 현금흐름 베타($\beta_{CF,p}$)와 할인율 베타($\beta_{DR,p}$), 규모 요인($\beta_{SMB,p}$), B/M 요인 베타($\beta_{HML,p}$)다. 시장 초과 수익률이 양(+)^{Up}의 값을 가지면 시장 상승기로, 음(-)^{Down}의 값을 가지면 시장 하락기로 하였다. δ 은 더미변수로서 상승기 때 1이고, 하락기 때 0이다. γ_1^{Up} 은 상승기 때의 베타에 대한 회귀계수고, γ_1^{Down} 은 하락기 때의 베타에 대한 회귀계수다. 패널 A는 25개 기업 규모와 B/M에 의해 구성된 25개 포트폴리오에 대한 추정 결과고, 패널 B는 β_p 의 크기에 따라 구성된 25개 포트폴리오에 대한 추정 결과다. 추정된 상수항은 표시하지 않았다. 괄호 안은 t값이고, *, **, ***: 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 나타낸다.

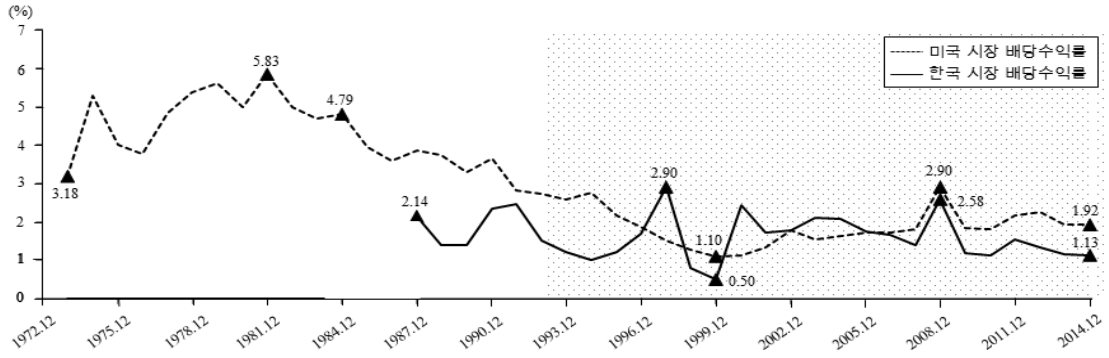
	γ_1		γ_2		γ_3		γ_4	γ_5	조정된 R ²
	γ_1^{Up}	γ_1^{Down}	γ_2^{Up}	γ_2^{Down}	γ_3^{Up}	γ_3^{Down}			
패널 A: 25개 기업 규모와 B/M 포트폴리오의 경우									
(10)	.0738 (13.25)***	-.0537 (-9.51)***							24.55%
(11)			.0273 (2.12)**	-.0131 (-1.06)	.1037 (11.84)***	-.0853 (-10.41)***			24.99%
(12)			.0100 (0.66)	.0026 (0.17)	.1267 (11.37)***	-.0701 (-6.17)***	.0033 (1.78)*	-.0016 (-.69)	24.19%
패널 B: 25개 β_p 포트폴리오의 경우									
(10)	.0705 (13.71)***	-.0561 (-10.73)***							27.85%
(11)			.0073 (.59)	-.0172 (-1.43)	.1122 (12.70)***	-.0903 (-10.43)***			28.51%

(12)	.0091 (0.67)	-.0112 (-.77)	.1120 (11.46) ^{***}	-.0747 (-7.33) ^{***}	-.0021 (-.73)	-.0085 (-2.68) ^{***}	27.79%
------	-----------------	------------------	---------------------------------	----------------------------------	------------------	----------------------------------	--------

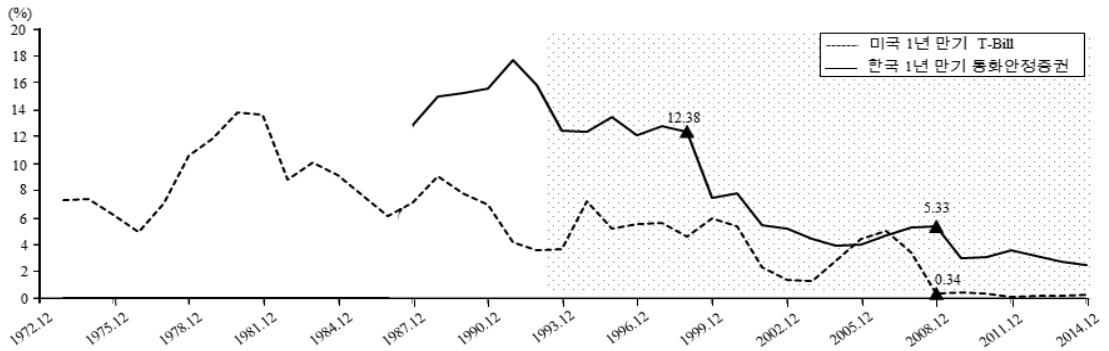
<그림 1> 미국과 우리나라의 주식시장 배당 수익률 및 시장 금리

이 그림은 미국과 우리나라의 주식시장 배당 수익률 및 시장 금리 시계열을 보여 주고 있다. 패널 A는 미국과 우리나라 주식시장의 배당 수익률을, 패널 B는 미국의 1년 만기 T-Bill 수익률과 우리나라의 1년 만기 통화안정증권 수익률을 보여준다. 점선으로 표시된 배경 부분은 본 연구의 검증 기간을 나타낸다.

패널 A: 미국과 우리나라의 주식시장 배당 수익률



패널 B: 미국과 우리나라의 시장 금리



<부 록>

<표 A> 4개 내생변수를 이용한 VAR 추정 결과를 이용한 시장 상황별 횡단면 회귀분석 결과

이 표는 벡터 자기회귀 모형의 내생 변수가 시장 초과 수익률, KOSPI 주가/수익 비율의 자연로그 값, KOSPI의 B/M 비율, 산업생산지수 변화율일 때의 현금흐름 및 할인율 뉴스를 이용한 식 (10)-(12)의 횡단면 회귀분석 결과다.

$$(10) \quad R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + [\delta\gamma_1^{Up} + (1-\delta)\gamma_1^{Down}] \beta_{M,p,t-1} + \epsilon_{p,t}$$

$$(11) \quad R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + [\delta\gamma_2^{Up} + (1-\delta)\gamma_2^{Down}] \beta_{CF,p,t-1} + [\delta\gamma_3^{Up} + (1-\delta)\gamma_3^{Down}] \beta_{DR,p,t-1} + \epsilon_{p,t}$$

$$(12) \quad R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + [\delta\gamma_2^{Up} + (1-\delta)\gamma_2^{Down}] \beta_{CF,p,t-1} + [\delta\gamma_3^{Up} + (1-\delta)\gamma_3^{Down}] \beta_{DR,p,t-1} + \gamma_4 \beta_{SMB,p,t-1} + \gamma_5 \beta_{HML,p,t-1} + \epsilon_{p,t}$$

종속변수는 검증 월이 속한 t년 7월부터 t+1년 6월까지의 월별 포트폴리오 초과 수익률($R_{p,t} - R_{f,t}$)이고, 독립변수는 검증 월 전의 36개월 자료에 의하여 추정된 시장 베타($\beta_{M,p}$), 현금흐름 베타($\beta_{CF,p}$)와 할인율 베타($\beta_{DR,p}$), 규모 요인($\beta_{SMB,p}$), B/M 요인 베타($\beta_{HML,p}$)다. 시장 초과 수익률이 양(+)의 값을 가지면 시장 상승기로, 음(-)의 값을 가지면 시장 하락기로 하였다. δ 은 더미변수로서 상승기 때 1이고, 하락기 때 0이다. γ^{Up} 은 상승기 때의 베타에 대한 회귀계수고, γ^{Down} 은 하락기 때의 베타에 대한 회귀계수다. 패널 A는 25개 기업 규모와 B/M에 의해 구성된 25개 포트폴리오에 대한 추정 결과고, 패널 B는 β_p 의 크기에 따라 구성된 25개 포트폴리오에 대한 추정 결과다. 추정된 상수항은 표시하지 않았다. 괄호 안은 t값이고, *, **, ***: 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 나타낸다.

	γ_1		γ_2		γ_3		γ_4	γ_5	조정된 R ²
	γ_1^{Up}	γ_1^{Down}	γ_2^{Up}	γ_2^{Down}	γ_3^{Up}	γ_3^{Down}			
패널 A: 25개 기업 규모와 B/M 포트폴리오의 경우									
(10)	.0706 (12.58)***	-.0545 (-9.53)***							23.96%
(11)			.0176 (1.38)	.0076 (.61)	.1179 (13.16)***	-.1019 (-11.96)***			25.05%
(12)			.0304 (1.87)*	-.0145 (-.92)	.1433 (12.57)***	-.0849 (-7.47)***	.0045 (2.33)**	-.0036 (-1.57)	23.95%
패널 B: 25개 β_p 포트폴리오의 경우									
(10)	.0691 (13.21)***	-.0552 (-10.34)***							27.26%
(11)			.0158	-.0065	.1345	-.1154			28.84%

	(1.30)	(-0.53)	(14.64) ^{***}	(-12.60) ^{***}			
(12)	.0254	-.0136	.1327	-.0910	.0001	-.0090	27.53%
	(1.67) [*]	(-.93)	(12.88) ^{***}	(-8.65) ^{***}	(0.05)	(-3.12) ^{***}	
