

현금흐름 듀레이션 요인에 근거한 주식 포트폴리오 성과 결정 모형과 자산운용 전략*

문 성 제[†]

송 준 혁[‡]

Abstract

1991년부터 2017년까지 전체 KOSPI 상장주식(상장폐지 주식 포함) 대상으로 주식 듀레이션을 계산하고 기대수익률을 확인한 결과 현금흐름 듀레이션이 짧을수록 리스크 프리미엄이 더 높은 주식 듀레이션 퍼즐 현상이 국내에서도 확인되었다. 이는 기존의 CAPM이나 Fama and French(1993)의 3요인 모형 등으로 설명되지 않는 이례적 현상이며 주식 듀레이션은 3요인 모형의 HML과 구별되는 별도의 위험 요인임을 확인하였다. 3요인 모형에 주식 듀레이션을 추가한 4요인 모형을 이용하여 주식 리스크 프리미엄에 대한 기존의 벤치마크 모형 대비 주식 시장 기대수익률의 횡단면에 대하여 우월한 설명력을 얻을 수 있었다.

Keywords: Asset Pricing, Cash Flow Risk, Equity Duration

JEL Classification: G10, G12

*이 논문은 2018년도 한국파생상품학회의 학술연구지원사업(국민연금연구원 후원)의 지원을 받아 연구되었음.

[†]주저자, NH투자증권 Equity파생운용부 차장, 한국외국어대학교 경제학과 박사과정, E-mail: sjm@nhqv.com

[‡]교신저자, 한국외국어대학교 경제학과 교수, E-mail: jhsong@hufs.ac.kr

1 서론

자산의 합리적 가격은 미래에 그 자산이 창출할 현금흐름을 현재가치로 할인한 것이라는 관점에서 주식은 불확실한 현금흐름을 지니고 있는 평가가 까다로운 자산이다. 특히 현금흐름의 크기가 일정치 않고 그 현금흐름의 만기 또한 정해지지 않는다는 점은 주식의 현금흐름을 다루는 과정에서 반드시 넘어서야 할 숙제다.

Gordon(1962)의 배당성장 모형에서 볼 수 있듯 주식의 현금흐름(배당, 자사주매입 등)을 통해 합리적인 주가를 산정하려는 시도는 긴 역사를 지닌다. 현금흐름은 주식이 지닌 여러 특성들 중 주가 산정에 있어 가장 직접적인 힌트를 주는 것이기 때문이다. 주식으로부터 창출되는 현금흐름에 주목하는 이러한 관점은 주식의 현금흐름(배당)과 주가 간 연관성에 대한 Shiller (1981), Fama and French (1988) 등의 연구로 이어졌으며 현금흐름을 통해 추정된 주식의 적정 주가로부터 실제 주가가 괴리되는 초과 변동성(excess volatility)은 이제 정형화된 사실로 알려져있다. 이후 주식 현금흐름에 근거하여 자산가격을 설명하는 시도들이 다양하게 이루어지고 있다

그러나, 국내에서는 현금흐름 위험에 기반한 연구가 활발하지 않은 편이다. 특히 주식이 기록하는 현금흐름의 시제적 특성에 대한 측도인 내재 주식 듀레이션(Implied Equity Duration)에 근거한 국내연구는 김혜연(2008)이 유일한 사례인데 해당 연구에서는 업력이 길고, 수익성이 높으며, 성장률이 낮고, 정보불확실성이 낮은 회사가 낮은 듀레이션을 지닌다는 가설을 국내 주식을 대상으로 확인하였다. 한편, 문성제, 송준혁(2018)은 주식의 현금흐름과 총소비 간 공분산과 현금흐름 듀레이션에 의거한 2요인 모형을 KOSPI 주식에 적용하여 기존의 Fama and French (1993) 3요인 모형(이하 3요인 모형) 대비 우수한 설명력을 보였다. 하지만 이 연구에서 미국과 달리 한국 주식에서는 듀레이션의 기여가 유의하지 않게 나타나 의문을 남겼다.

이러한 문제의식에 따라 본 연구에서는 개별 KOSPI 주식에 대한 종목 단위의 주식 듀레이션을 계산하고 리스크 프리미엄을 확인함으로써 주식 듀레이션에 따른 리스크 프리미엄의 기간구조, 즉 주식 일드커브(Equity Yield Curve)를 확인할 것이다. 이어서 주식 듀레이션이 기존에 알려진 리스크 요인인 3요인 모형의 SMB과 HML, Jegadeesh and Titman (1993)의 모멘텀 등과 구분되는 독립적인 위험 요인으로서 식별될 수 있는지 검정하고, 주식 듀레이션 위험 모방포트폴리오(SML: Short Minus Long)를 이용한 자산가격 결정모형이 주식 리스크 프리미엄의 횡단면을 적절하게 설명해내는지를 검토한다.

주식 듀레이션 요인 모방 포트폴리오(factor mimicking portfolio)인 SML(Short Minus Long)을 3

요인 모형의 위험 요인인 SMB, HML와 비교한 결과 이들은 서로 독립적인 위험 요인으로 나타났으며 주식 듀레이션의 Fama and French (1993) 3요인 모형에 추가한 4요인 모형을 이용하는 경우 KOSPI 주식을 대상으로 규모/BM으로 구성된 5×5 포트폴리오에 대하여 3요인 모형의 61.4%를 능가하는 66.6%의 adjusted R^2 를 발견할 수 있었다.

이후 본 논문의 순서는 다음과 같다. 2장에서는 주식 듀레이션, 3장에서는 실증분석, 4장에서는 주식 듀레이션 기반 모형, 마지막으로 결론과 향후 과제를 살펴보게 될 것이다.

2 주식 듀레이션

2.1 개요

Dechow et al. (2004)은 채권의 맥컬레이 듀레이션을 이용해 주식의 현금흐름의 듀레이션을 측정할 수 있는 주식 듀레이션을 제안했다. 주식 듀레이션을 구성하는 개별 현금흐름은 ROE와 장부가치(이하 BV) 증가로 분리할 수 있는데 Nissim and Penman (2001)에 의하면 ROE는 cost of equity로 장기적으로 수렴하고, BV 증가는 과거 매출 성장(sales growth)이 잘 추정하고 이는 장기 거시성장율에 수렴한다고 알려져 있으므로 이러한 결과를 이용하여 주식의 현금흐름과 듀레이션에 대한 합리적인 추정이 가능하다.

- Macaulay Duration (Fixed income)

$$D = \frac{\sum_{t=1}^T t \times (CF_t / (1+r)^t)}{P} \quad (1)$$

- Implied Equity Duration

$$D = \frac{\sum_{t=1}^T t \times (CF_t / (1+r)^t)}{\sum_{t=1}^T (CF_t / (1+r)^t)} \times \frac{\sum_{t=1}^T CF_t / (1+r)^t}{P} + \frac{\sum_{t=T+1}^{\infty} t \times CF_t / (1+r)^t}{\sum_{t=T+1}^{\infty} CF_t / (1+r)^t} \times \frac{\sum_{t=T+1}^{\infty} CF_t / (1+r)^t}{P} \quad (2)$$

여기에서 T는 듀레이션 관측 시점부터 연도별 현금흐름을 추정하는 기간으로 Dechow et al. (2004)는 개별의 ROE와 BV가 수렴하는데 충분한 기간인 10년간을 현금흐름 추정 기간으로 설정하고 그 이후의 주식 현금흐름은 일정한 현금흐름 수준을 계속 유지하는 고정 annuity(level perpetuity)가 될

것으로 가정¹하였다.

한편, 초기 T년 동안 추정된 cash flow의 현재 가치와 주가의 차이는 이 annuity의 현재 가치로 볼 수 있으므로 아래의 식이 성립한다.

$$\sum_{t=T+1}^{\infty} CF_t/(1+r)^t = P - \sum_{t=1}^T CF_t/(1+r)^t$$

그런데, 고정 perpetuity의 듀레이션은 $(1+r)/r$ 이고 시점 T에서부터 시작되는 고정 annuity의 듀레이션은 $T + (1+r)/r$ 이므로 식(2)는 다음과 같다.

$$D = \frac{\sum_{t=1}^T t \times (CF_t/(1+r)^t)}{P} + \left(T + \frac{1+r}{r}\right) \times \frac{P - \sum_{t=1}^T CF_t/(1+r)^t}{P} \quad (3)$$

한편, 순수잉여회계(clean surplus accounting) 가정을 각 시점별 현금흐름 CF_t 에 대해 적용하면 다음과 같이 ROE ($= E_t/BV_{t-1}$)와 BE 증가율 ($= \Delta BV_t/BV_{t-1}$)로 분리된다.

$$\begin{aligned} CF_t &= E_t - (BV_t - BV_{t-1}) \\ &= BV_{t-1} \times \left[\frac{E_t}{BV_{t-1}} - \frac{(BV_t - BV_{t-1})}{BV_{t-1}} \right] \end{aligned} \quad (4)$$

기업이 창출해내는 재무적 성과는 내부 유보되거나 혹은 배당 또는 자사주매입 등을 통해 주주에게 환원될 것이므로 기업의 자본구조가 유지된다는 전제에서 기업의 회계 상의 실적을 그대로 주식의 현금흐름으로 간주하는 순수잉여회계는 현금흐름 기반 주가 모형의 전제가 된다.² 또한, Nissim and Penman (2001)에 근거하여 ROE는 Cost of Equity로 회귀하는 AR(1) 프로세스를 가정하고 이 때 자기상관계수는 ROE가 cost of equity의 장기 평균값으로 평균회귀하도록 설정하며, BE 증가율 역시 AR(1) 프로세스에서 자기상관계수가 매출증가율이 GDP 성장율의 역사적 평균 성장율로 평균회귀하도록 가정하였다. 관측된 샘플 전체에 대한 pooled regression을 통해 상기한 계숫값을 산정한다.³

¹만기와 그 크기가 불특정한 주식 현금흐름의 특성을 감안할 때 불가피한 가정으로 Dechow et al. (2004), Weber (2018) 등 주식 듀레이션 연구에서 사용된다.

²역설적으로 합리적인 주가는 예상 외의 순이익 변화, 자본구조와 배당성향의 변경 등에 대한 정보를 담고 있어야 함을 알 수 있다. 행동주의 투자자, 적대적 M&A 시도, 지배구조에 의한 영향 등 외생적 요인도 마찬가지다. 합리적 기대 하에서 상기한 요인들의 영향으로 기업이 재무구조를 변경하지 않는다는 가정에 따라 분석을 진행하는데 실제로 Nissim and Penman (2001)의 연구에서는 기업의 자본구조가 상대적으로 일정한 경향을 지니는 것으로 분석되었다.

³듀레이션 식(3)의 r은 cost of equity이자 할인율로써 종목별로 동일한 값을 사용하는데 듀레이션이 긴 기업의 경우 ROE가 낮기 때문에 결과적으로 유니버스 내 기업 간 듀레이션 편차를 확대시키는 역할을 하므로 본 연구의 결과에는 영향을 주지 않는다.

이렇게 계산된 주식의 듀레이션은 채권의 듀레이션과 달리 상대적 시간 척도로서 서수(ordinal number)적인 의미를 지닌다. 예컨대 동일한 주식도 관측 시점과 현금흐름 추정 계수에 따라 상이한 값을 보이게 되지만 동일 시점, 동일 계수에 의한 듀레이션은 주식 간 상이한 현금흐름 패턴에 대한 횡단면적 비교를 가능하게 한다. 이러한 관점에서 주식이 과도한 저평가 국면에 있을 때 발견되는 음(-)의 주식 듀레이션은 이자율과 가격이 동행하는 상황을 의미하는 음(-)의 채권 듀레이션이나 현금흐름의 가중평균 시간과 같은 의미를 담고 있지 않다.

2.2 관련 연구

Brennan (1998)은 주식에서 배당(현금흐름)만을 분리하여 채권의 스트립처럼 거래할 수 있을 것이라는 아이디어를 제시하였는데 그에 따르면 은퇴자산으로 주식을 장기보유하는 투자자는 소비 재원을 마련하기 위해 보유 주식에서 발생하는 현금흐름을 채권 스트립(Treasury Strip)처럼 따로 분리한 주식 스트립(Equity Strip)을 매도할 수 있다. 결국 투자자는 주가보다는 상대적으로 예측이 용이한 배당을 거래하고 경기변동에 노출된 헷지 투자자들 또한 주식 스트립 시장에 참여함으로써 경제의 효율적인 자원배분과 정보효율성 제고를 기대할 수 있다.

이러한 관점에서 주식은 채권(bond, fixed income)에 대비되는 변동수익(variable income) 증권으로써 투자자는 주식에서 발생하는 현금흐름을 분석하여 체계적 위험에 대한 시장의 평가를 계측하고 이를 근거로 주식의 합리적 가격도 추정할 수 있을 것이다. 그러므로 채권 및 금리파생상품 등을 이용하여 이자율의 기간 구조를 계산하듯 주식에서도 리스크 프리미엄의 기간 구조를 얻을 수 있다는 추측이 가능하다. 주식 듀레이션 관련 연구는 이러한 추측의 한 형태로 Cornell(1999), Dechow et al. (2004), Weber (2018) 등이 있다. 이들은 주식의 현금흐름이 보이는 시제적 특성에 대한 직접적 측도인 현금흐름 듀레이션의 개념과 계산 방법을 정립하고 이것이 독자적인 위험 요인으로 기능할 수 있는지를 각각 분석하였다.

또, CAPM의 베타를 현금흐름에 대한 충격과 할인율에 대한 충격으로 구분한 Campbell and Vuolteenaho (2004), 장기소비위험 모형 하에서 현금흐름 베타로 자산가격의 횡단면을 분석한 Bansal et al. (2005), 현금흐름 공분산과 현금흐름 듀레이션으로 리스크 프리미엄 횡단면을 분석한 Da (2009) 등은 주식 현금흐름을 경기변동 관련 요인과 결부하여 분석한다.

특히 Lettau and Wachter (2007)는 듀레이션에 근거한 확률적 할인 요인을 명시적으로 정의하고 이를 통해 가치주 효과를 설명할 수 있는 자산가격 모형을 제안하였다. 성장주는 할인율에 가치주는 현금흐름에 더 높은 공분산을 보이도록 설계된 이 모형은 Menzly, Santos, and Veronesi(2004)과 같이

리스크 프리미엄이 시변하되 이것이 총소비 등 경제 데이터만으로 결정되지 않고 총배당 대비 주식의 현금흐름 비율에 연계되게 함으로써 경제 전반으로는 안정적인 시계열을 기록하나 개별 주가에서는 초과 변동성(excess volatility)을 보일 수 있으면서 확률적 할인 요인에서는 주식 스트립⁴이 상태변수에 대한 지수 어파인 모형을 지니게 함으로서 가치주와 성장주가 거시경제 요인이나 총배당과 상이한 공분산을 지니도록 고안된 모형이다.

한편 최근에는 주식 듀레이션과 리스크 프리미엄의 기간구조에 대한 연구가 활발히 이루어지고 있는데 van Binsbergen, Brandt, and Koijen(2012, 이하 BBK), van Binsbergen, Hueskes, Koijen, and Vrugt(2013, 이하 BHKV)은 주가지수 기반의 주식 스트립에 대한 실증연구를 통해 만기가 짧은 스트립이 더 높은 리스크 프리미엄을 지니는 현상을 발견하였다. 이는 기존의 대다수 자산평가 모형의 예측과는 불일치하는 것으로 듀레이션 퍼즐로 불리는데 특히 BBK는 Campbell and Cochrane(1999)의 External habit formation 모형이나 Bansal and Yaron(2004)의 Long run risk 모형, Gabaix(2012), Wachter(2013)의 Rare Disaster 모형에 근거한 시뮬레이션 결과와 비교를 통해 시장에서 실제로 관측되는 주식 스트립의 리스크 프리미엄 기간 구조와 이들 모형 간의 불일치를 보였다. 이러한 실증연구에 따라 듀레이션 퍼즐을 설명할 수 있는 대안적 자산가격 결정모형이 Ai, Croce, Diercks, and Li(2012), Belo, Collin-Dufresne, and Goldstein(2015) 등에 의해 탐구되기도 했다.

우하향하는 주식 일드커브는 Dechow et al. (2004), Weber(2018)등 주식 포트폴리오에 근거한 듀레이션 연구에서도 확인이 가능한데 BBK, BHKV 등은 국내에서는 거래가 불가능한 배당 스왑, 장기물 장외 선도거래 및 장내 지수선물옵션 등이 내포하고 있는 배당에 기초하고 있으므로 국내 주식 일드커브 연구는 방법론상 불가피하게 개별 기업의 회계 정보를 사용하여 추정하는 현금흐름 듀레이션 방식으로 제약된다.⁵

3 실증분석

3.1 데이터

본 연구에 사용된 데이터는 다음과 같다. GDP성장률 및 무위험수익률로 간주한 91일물 CD수익률은 한국은행 ECOS에 근거하였다. GDP 성장율은 분기별 GDP를 근거하여 직전년도 4분기와 당해년도

⁴배당 스트립으로 불리기도 하는데 이자율 연구에서의 제로쿠폰 본드와 유사하게 활용할 수 있다.

⁵KOSPI200 지수 관련 장외파생상품의 거래 및 관련 위험 파라미터에 대한 데이터베이스는 Bloomberg와 IHS Markit 등이 제공하는데 이들은 최장 3년 만기에 대한 배당 정보를 관리하고 있으며 이는 주식 일드 커브를 확인하기에는 너무 짧은 기간이다.

4분기 사이의 로그수익률을 사용하였다. 기업별 회계 자료는 Dataguide를 이용하였으며 1991년부터 2017년까지 KOSPI 유가증권 시장에 상장된 실적이 있는 모든 기업들 중 Fnguide 산업분류(FICS: Fnguide Industry Classification System) 상 금융, 유틸리티를 제외한 기업들을 대상으로 하였다. 시작연도를 1991년으로 설정한 이유는 이때부터 초과수익률을 계산하는 데 필요한 91일물 CD수익률이 산출되기 때문이다.

또, Vuolteenaho(2002)를 참고하여 시점 t 의 ROE는 시점 t 의 보통주 계속사업이익을 전년도 장부가치(BE: Book equity)로 나누어 계산하였으며 장부가는 연말 기준 데이터로 보통주 자본에 이연 법인세를 더하고 우선주 장부가를 차감한 것을 기준으로 했다. 시가총액은 6월 말 기준을 사용⁶하였고, 또, 각 기업별 상장일자 정보는 데이터가이드에 입력된 상장사협의회 데이터베이스 상의 일자를 사용하여 상장 1년이 경과한 기업을 분석대상으로 하였고 매출증가율은 전년말 대비 당해년도 매출증가율을 사용하였으며 시장수익률은 KOSPI 지수 수익률을 사용하되 월간 초과수익률은 시장수익률에서 CD91일물 금리를 월률화한 것을 차감한 값을 사용하였다. 이는 주식시장에 참가하는 대다수 증권회사 주식운용부의 조달금리 및 자산운용사가 운용하는 펀드의 벤치마크 내 유동성 지표가 CD91일물 금리인 것을 감안한 것이다.

Fama and French(1992)를 따라 음(-)의 장부가/시장가 비율을 기록하는 기업 및 듀레이션이 음(-)인 기업 등은 표본에서 제외하였으며, 재무비율 상 좌우 양극단 3%의 값은 윈저라이징(winsorizing)하였다. 이렇게 선정된 포트폴리오별 편입 종목은 동일가중⁷으로 1년간 매수 후 보유(Buy and Hold)하되 포트폴리오 편입 종목 중 상장 폐지 종목은 Shumway(1997)의 방식에 따라 해당 종목에 -30%의 수익률을 부과하여 포트폴리오 수익률의 산정에 활용하였다. 또한, Fama and French(1993, 이하 3요인 모형)의 요인 모방 포트폴리오는 Dataguide가 제공하는 값을 사용하였다.

3.2 주식 듀레이션과 주식 일드 커브

상기한 자료를 바탕으로 연도별, 종목별 주식 듀레이션을 계산한다. 계산에 사용되는 회계정보는 BE(당해년도, 전년도), 매출(당해년도와 전년도), 순이익, 시가총액 등이며 ROE와 BE의 추정을 위해 필요한 계숫값은 ROE 및 매출증가의 자기회귀 계수, 기대 ROE, 장기 GDP 성장율이다.

현금흐름 추정 시 기간 T 는 이화득, 이상열, and 홍사선(2010)에 따라 5년으로 하고 회귀계수는 김혜연(2008)을 참조하여 ROE와 매출성장율의 자기회귀 계숫값에 대해 0.368, 0.15를 사용하고 GDP

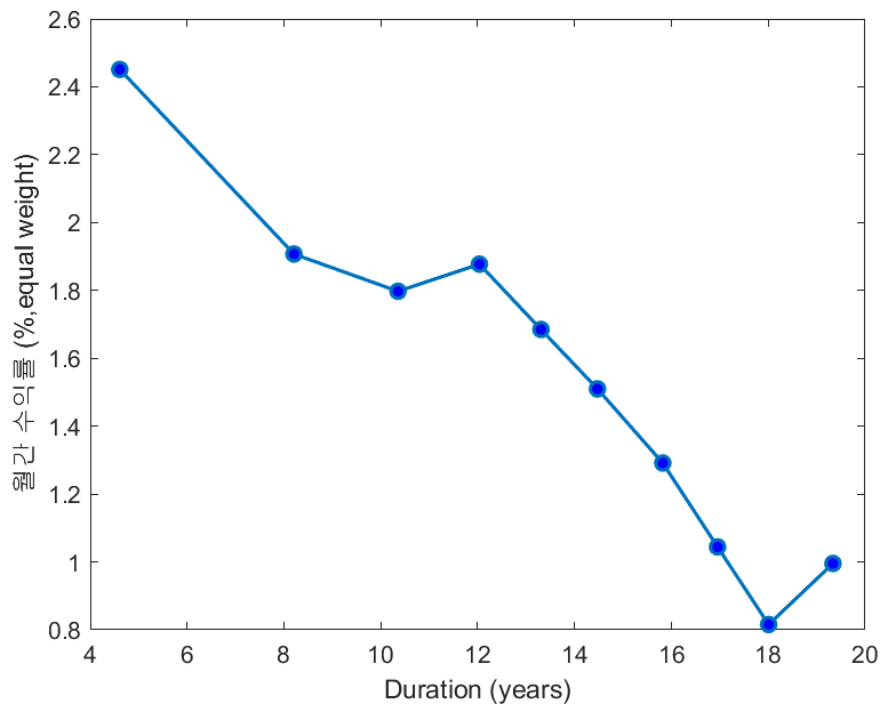
⁶상장기업의 사업보고서 공시 시한 및 해당 공시가 시장에 확산되는 시간을 감안하여 연도별 포트폴리오를 형성하는 기준일이 되는 6월말이 선행연구인 연말 기준 대비 시가총액보다 더욱 적절한 것으로 판단된다

⁷시가총액 비중으로 하였을 때에도 결과에 유의미한 차이를 가져오지 않았다.

장기성장을 및 cost of equity(또는 ROE)는 역사적 평균인 7% 및 12%를 각각 적용하였다.⁸

한편, 식 (4)에서 보듯 당해년도 현금흐름이 양(+)의 값을 유지하기 위해서는 ROE 성장률이 Book value 성장률을 상회해야 하는데 일부 기업들의 경우 반대로 나타날 수 있으며 AR(1) 프로세스를 가정하고 있는 상기 증가율에 각각 적용되는 회귀계숫값들은 연도별 현금흐름의 양상에 영향을 미칠 수 있다. 초기 5년간의 추정된 현금흐름의 현재 가치가 주가를 상회하는 극단적인 저평가 상황에서는 듀레이션이 음(-)의 값을 기록할 수 있다.

Figure 1: KOSPI Yield Curve



(그림 1)은 KOSPI 주식 전체에 대하여 Dechow et al. (2004)가 실시한 것과 동일한 방법을 통하여 구해진 주식 일드 커브이다. 미국 증시와 마찬가지로 듀레이션이 높을수록 리스크 프리미엄이 우하향하는 모습을 볼 수 있다. 이러한 형태의 주식 일드 커브에 대한 설명으로는 채투자 위험, 배당과 자본차익에 대한 세금 차이 (Schulz, 2015), 장기적인 투자수익률 하락에 대한 헷지 수요 (Mohrschladt and Nolte, 2018), 시장 미시구조적인 소음(Boguth et al.,2012) 등이 이유로 제시되고 있다.

도시한 주식 일드커브는 매년 6월 전년도 말 기준 기업공시 정보를 기준으로 듀레이션을 산정해

⁸참고로 Dechow et al.(2004)에서는 ROE 계수로 0.57, 매출성장률에는 0.24, ROE는 12%, GDP 성장률은 6%를 사용하였다. 자기상관계수들은 1950~1999년까지 관측된 139,404건의 샘플을 대상으로 pooled autoregression (ROE, sales growth)을 통해 구해졌고, Cost of equity 및 long-run GDP growth는 장기 역사적 평균을 사용하였다. 본 연구에서는 사용된 계수에 대한 결과의 민감도 분석을 별도로 실시하였으며 결과의 내용이 해당 계숫값에 의해 변경되지 않음을 확인했다.

10분위 포트폴리오를 구성한 동일가중 포트폴리오에서 구성종목 듀레이션의 중간값을 포트폴리오의 당해년도 듀레이션으로 하고 종목별 1년 사후 수익률을 구한 후 이를 수익률의 시계열 평균값과 함께 표시한 것인데 듀레이션 기준으로 구성된 10분위 검정 포트폴리오의 기술적 통계량은 다음 (표 1)과 같다.

Table 1: 듀레이션 10분위 검정 포트폴리오의 기술적 통계량

Duration은 주식 듀레이션으로 Dechow, Sloan, Soliman(2004)의 방식에 따라 계산된 값이며 1990년부터 2017년까지 주식시장에 상장된 적이 있는 기업들을 대상으로 계산되었다. 매년 6월말 직전년도 영업보고서에 의해 구해진 듀레이션에 따라 10분위 포트폴리오를 구성하고 1년 보유 시의 초과수익을 구하여 관측대상 기간 전체의 시계열평균으로 표시하였다. 이 때 보유 기간 중 상장폐지 종목에는 Shumway(1997)과 같이 -30% 수익률을 부여하였다. 한편, Market Cap은 시가총액으로서 편입 시점의 시가총액이며 Book Value(자기자본), ROE 등은 직전년도 사업보고서에 의한 값이다.

포트폴리오	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10
Duration	4.6	8.4	10.6	12.2	13.5	14.7	16.0	17.2	18.2	20.8
Excess Return (%)	26.1	27.1	19.0	19.9	18.2	23.3	14.8	11.8	7.8	16.1
Market cap (10억원)	197.3	234.1	349.1	628.4	2,973.6	1,286.9	1,600.9	2,411.0	1,666.7	2,874.8
Book (10억원)	544.8	457.4	572.3	753.3	2,232.1	1,086.1	1,107.9	1,075.6	390.7	338.3
Book-to-Market(BM)	3.2	2.5	1.9	1.6	1.4	1.1	0.9	0.5	0.4	1.1
ROE (%)	7.5	7.6	8.2	8.2	7.9	7.3	6.8	6.0	1.1	-32.3

표 (1)에서는 듀레이션 10분위 포트폴리오 연간 기대 수익률과 편입종목의 평균 시가총액 및 시장가 대비 장부가 비율(BM), ROE 등을 제시하였다. 포트폴리오별 듀레이션은 작게는 4.6년에서 20.8년까지의 분포를 보이고 있으며 듀레이션이 길어짐에 따라 기대수익률이 감소하는 경향을 보이고 있다. 한편, 짧은 듀레이션에 속한 기업들은 듀레이션이 긴 포트폴리오에 편입된 주식 대비 시가총액이 작은 경향이 발견되는데 평균 1970억원의 1분위 포트폴리오 시가총액에 비하여 5~10분위 포트폴리오에는 평균적으로 1조원 이상의 시가총액을 보인 기업들이 편입되고 있다.

장부가/시가총액 비율(BM)은 듀레이션이 길어질수록 감소하는 패턴을 보였다. 짧은 듀레이션을 지닌 기업은 가치주, 긴 듀레이션 기업은 성장주로 볼 수 있는 이러한 현상은 주식 듀레이션이 3요인 모형의 HML에 대응되는 요인으로 간주될 수 있다는 기존 해외 연구들의 결과를 국내에서도 재확인한 것이다. 이러한 경향은 ROE에서도 그대로 나타났는데 짧은 듀레이션 포트폴리오에 속한 기업은 긴 듀레이션 포트폴리오에 속한 기업대비 높은 ROE를 기록하는 것으로 확인되었다. 특히 10분위 포트폴리오에서는 음의 ROE가 목격되는데 이는 주식시장 상장 기업 중 재무적으로 불안한(distressed) 기업들의 부진한 영업실적이 듀레이션의 장기화와 연결되어 이들 기업들이 10분위 포트폴리오에 집중되었기 때문으로 생각된다.

상기한 그림 (1)의 우하향하는 주식 일드 커브가 표(1)의 BM 차이가 암시하는 가치주 효과에서 기인한 것인지 확인하기 위해 주식 듀레이션에 대한 헷지 포트폴리오(SML: Short Minus Long)를

구성하여 3요인 모형의 소형주효과 요인(SMB: Small Minus Big) 및 가치주효과 요인(HML: High Minus Low) 그리고 Carhart(1997)의 모멘텀(WML: Winner Minus Loser)등과 비교하였다.

분석 대상인 MKT, SMB, HML, SML, WML 5개 요인에 대하여 월간 요인 모방 포트폴리오 수익률을 구성하고 이들 수익률 간 상관계수를 구한 결과 SMB와 SML 간 상관계수로 볼 때 듀레이션 10분위 포트폴리오에서 목격되는 BM의 단조감소를 근거로 주식 듀레이션이 HML의 대리변수로 기능한다고 볼 수 없으며 가치주 효과로 우하향하는 주식 일드 커브를 설명할 수 없음을 확인하였다.⁹

Table 2: 요인 모방 포트폴리오

1993년 7월부터 2018년 6월까지 300개월간의 월간 수익률을 대상으로 요인 모방 포트폴리오의 월간 수익률에 대한 기술적 통계량 및 Pearson correlation coefficient이다. 요인 모방 포트폴리오는 KOSPI 상장종목을 대상으로 계산하며 조건을 충족하는 종목에 대하여 동일한 비중으로 편입하여 1년간 유지한 후 리밸런싱한다. 포트폴리오 종목에 보유 중 상장폐지가 발생하는 경우 Shumway(1997)과 같이 -30%의 수익률을 부여한다. 표 B에서는 Pearson(좌하), Spearman(우상) correlation을 각각 표기하였다.

A. 기술통계량

	MKT	SMB	HML	SML	WML
N	300	300	300	300	300
mean	0.002	0.003	0.009	0.011	0.006
sd	0.081	0.067	0.062	0.056	0.069
min	-0.284	-0.237	-0.353	-0.558	-0.437
max	0.487	0.460	0.342	0.190	0.359

B. Correlation

	MKT	SMB	HML	SML	WML
MKT	1.000	-0.169	0.062	-0.140	-0.050
SMB	-0.223	1.000	-0.118	-0.156	-0.090
HML	0.071	-0.078	1.000	0.277	0.043
SML	-0.128	-0.217	0.004	1.000	0.394
WML	-0.137	-0.011	-0.090	0.534	1.000

또한, 시차를 감안한 교차 상관분석에서도 두 요인 모방 포트폴리오의 수익률에서 특기할만한 상관성을 발견할 수 없었다. 결국 주식 듀레이션은 규모를 통하여 설명되지 않는 별도의 위험요인일 가능성이 있다. 또한, 그러한 추측이 사실이라면 주식 듀레이션에 근거한 자산가격 평가모형을 통하여 기존의 벤치마크 모형 대비 더 나은 성과를 거둘 수 있을 것으로 기대된다.

3.3 민감도 분석

본 연구에서 사용되는 주식 듀레이션은 현금흐름 추정에 기반하고 있으므로 결과의 강건성을 확인하기 위해 듀레이션 요인 모방 포트폴리오 수익률이 현금흐름 추정에 사용되는 특정 계수에 대해 민감성을 보이는지 여부를 조사하였다. 듀레이션 추정과정에 전역 변수로 활용되는 이들 변수는 현

⁹주식 듀레이션(SML)은 오히려 모멘텀(WML)과 양의 상관관계를 기록하므로 Carhart(1997)을 벤치마크로 설정하여 이후 분석을 진행할 것이다.

Figure 2: SML, HML scatter plot

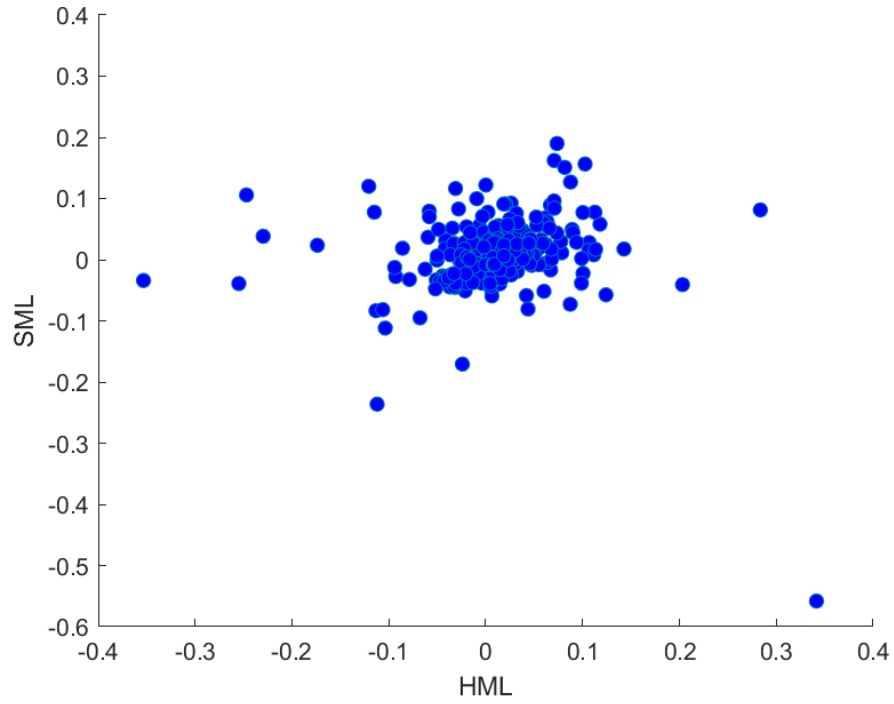
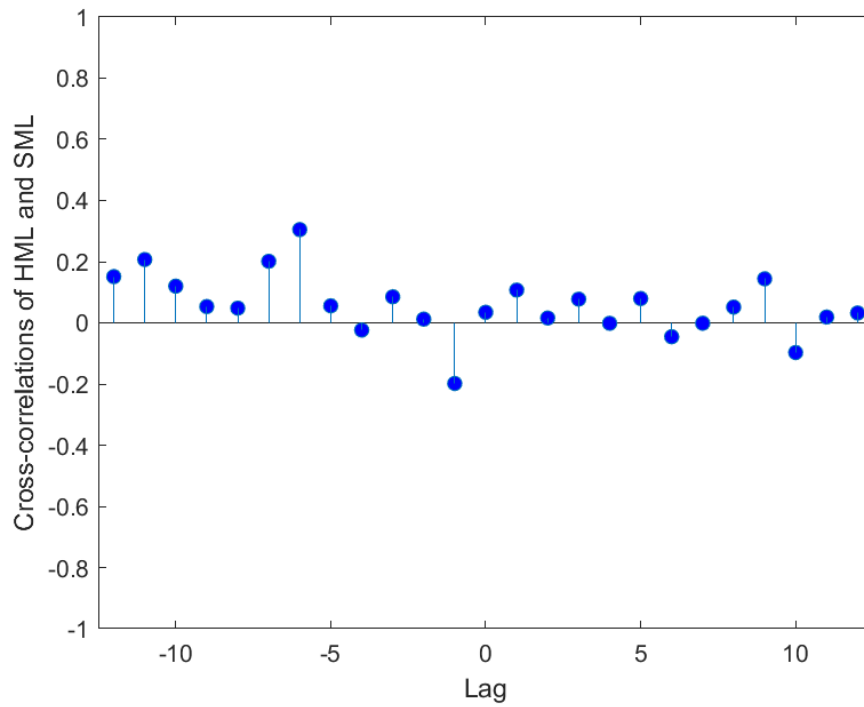
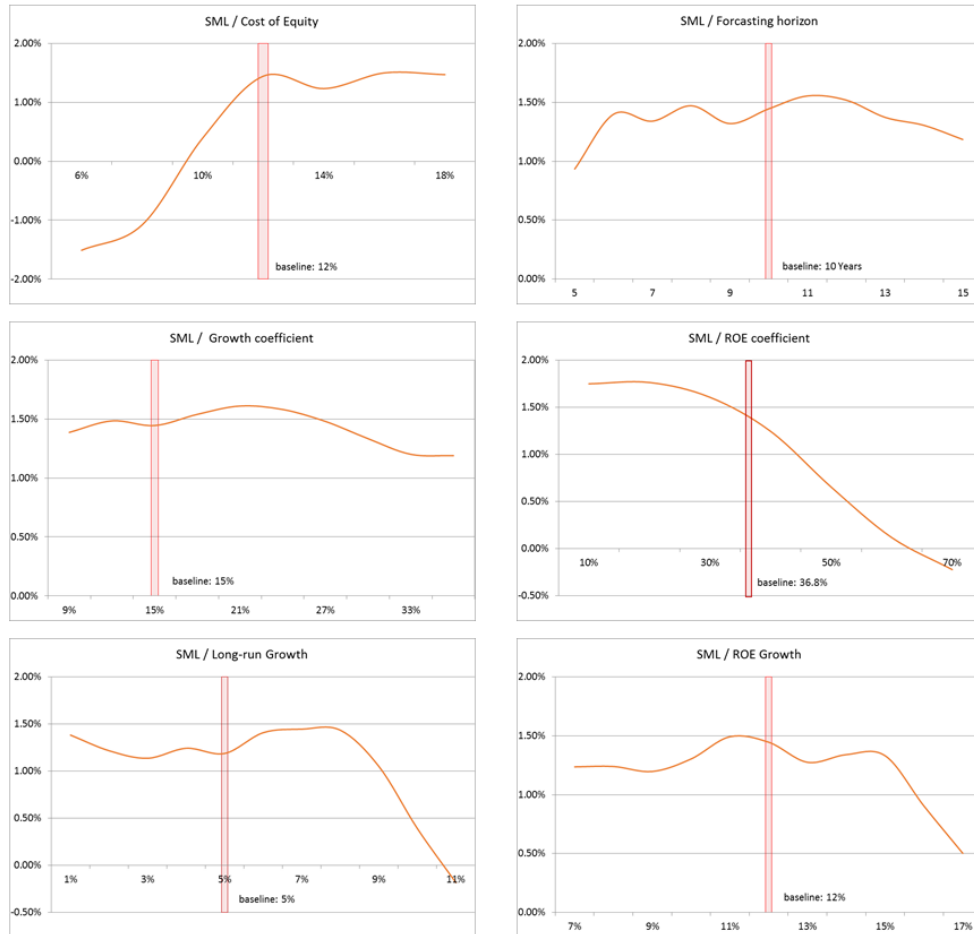


Figure 3: SML, HML 간 교차상관



금흐름 듀레이션의 결과에 각각 상이한 영향력을 지니고 있다. 민감도 분석을 위하여 cost of equity는 6~18%, 현금흐름 추정기간은 5~15년, 매출증가율 지속계수(Growth coefficient)는 9~36%, ROE 지속계수(ROE coefficient)는 10~70%, level annuity를 적용하는 안정기(steady-state) 중의 매출 증가율은 1~11%, ROE 증가율은 7~17% 범위를 대상으로 각각 실행되었다. 본고에서 보고하고 있는 주식 듀레이션에 적용된 각각의 계수들은 그림(7) 내에서 별도로 표시하였다.

Figure 4: Sensitivity test



주식의 요구수익률(Cost of equity)에 대해서는 선행연구가 설정한 12% 수준을 전후로 주식에 대한 요구수익률이 상승하는 구간에 대해서는 비교적 일정한 수익률이 기록되는 모습을 보인 반면 수익률이 하락할수록 듀레이션 룡숏 포트폴리오의 수익률도 함께 하락하는 모습을 보였다. 주식 요구수익률의 하락은 주식이 창출할 것으로 기대되는 현금흐름에 대한 낮은 할인율을 적용하는 것을 뜻하므로 듀레이션이 긴 주식에 대한 선호를 높이는 요인이 된다. 테스트 기간인 90년대 이후 현재까지 금리 수준이 기조적으로 하락하고 있음을 생각해볼 때 모수 추정에 사용된 금리 수준의 장기 평균이 현재의 저금리

상황이 지속되면 시간의 경과와 함께 더욱 하락할 것으로 예상되므로 본 연구를 통해 주가의 수익률을 추정하는 경우 해석에 유의할 필요가 있다.

한편 현금흐름 추정 기간(T , Forecasting horizon)에 대해서는 5~15년 기간 중 듀레이션 리스크 헷지 포트폴리오의 초과수익률이 1~1.5%를 기록하며 비교적 안정적인 모습을 보였다. 이는 AR(1) 프로세스를 적용하는 BV 성장율과 ROE 가 낮은 회귀계수를 가정하는 경우 긴 시간에 걸쳐 장기 균형으로 추정되는 장기 GDP 성장율과 cost of equity로 서서히 수렴하는 상황에서는 현금흐름 추정기간과 관련하여 결과에 영향을 줄 수 있는 변수이다. 우리가 적용한 회귀계수에서는 5년 정도의 시간에 충분히 장기평균으로 회귀하기 때문에 이러한 추정기간이 결정적인 영향을 미치지 않는 것으로 보인다. 이러한 측면은 BV 성장율에 적용된 계수(Growth efficient)에서도 나타났는데 분석 대상 기업의 상당수가 BV 성장율과 초과수익률 간에 특별한 경향성이 나타나지 않았다.

반면 ROE 추정계수, 안정기의 매출성장율과 ROE 가 커질수록 초과수익률 하락이 발견되었는데 테스트 대상에서 다소 극단적인 수준 즉, ROE 회귀계수가 50% 이상이거나 안정기에도 매출성장 9%를 초과하거나 ROE 가 15% 이상의 성장을 기록하는 영역에서 초과수익률 하락이 일어났는데 이는 역설적으로 현재의 현금흐름 추정 계수와 이를 이용해 계산된 현금흐름이 특정계숫값에 의존하지 않는다는 것을 보여준다.

본 연구에서 도출된 결과의 강건성 검증을 위해 분석 대상 기간을 세분화하여 결과가 분석기간에 종속적인지도 조사하였다. 듀레이션 10분위 포트폴리오에 대한 주식 일드커브의 경우 분석 대상의 전반부에 해당하는 초기 15년은 비교적 뚜렷하게 우하향하는 일드커브가 관측되며 이러한 경향은 글로벌 금융위기가 있었던 2007~2008년에도 유지되었다. 가끔 예외적으로 일드커브가 우하향하지 않고 스마일을 그리는 해가 있는데 아시아 외환위기가 있던 1998년과 연중 약세장을 보인 2018년이 그에 해당하는데 그 외의 기간에는 대체적으로 주식 일드 커브는 우하향하는 것으로 나타났다.

Figure 5: Subsample 1 (1992-2007)

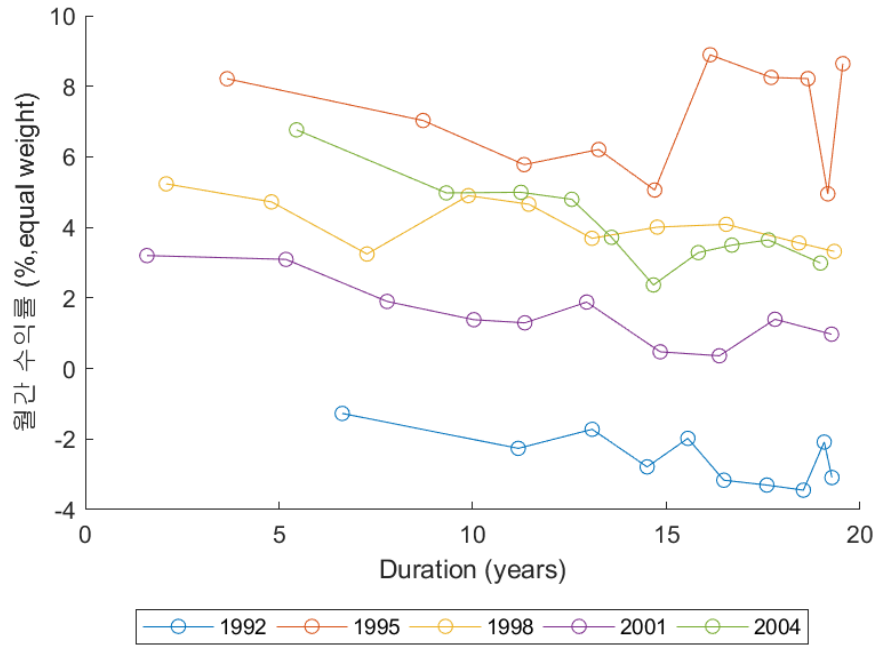


Figure 6: Subsample 2 (2008-present)

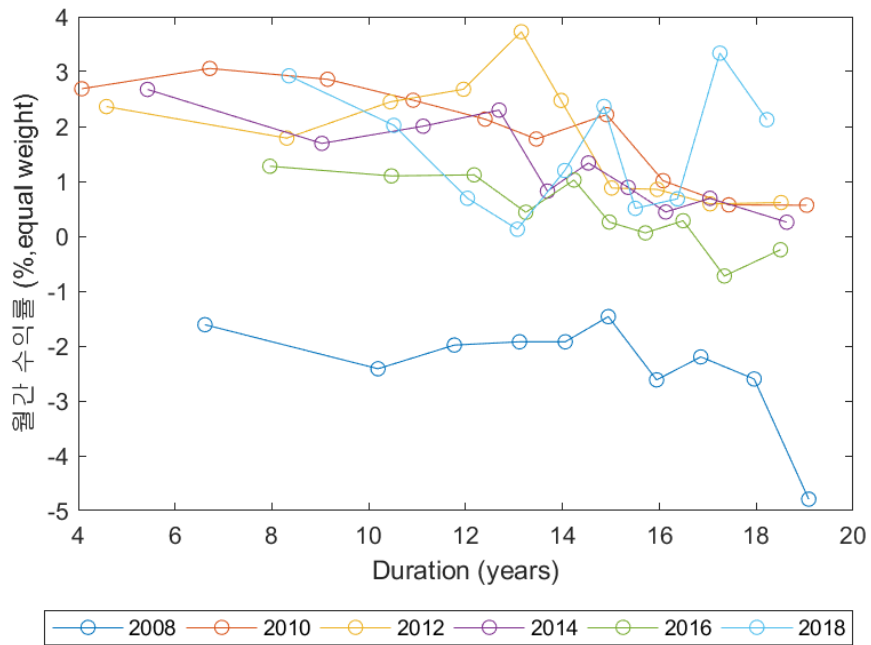


Table 3: 삼성전자 2017년 기준 주식 듀레이션 추정 예시

2017년 기준 삼성전자의 주식 듀레이션 계산 예시로 표에서 ROE와 매출성장율의 AR(1) 회귀계수는 각각 0.368, 0.15로 설정하고 r은 cost of equity인 12%, 매출성장율은 장기 GDP 성장율 7%로 설정하였다. 이 때 전년도의 장부가치와 순이익을 통하여 당해년도 ROE를 구하고 작년과 올해의 장부가치를 이용하여 장부가치 성장율을 구하였다. 이렇게 구해진 0년도의 ROE와 장부가치 성장율은 설정된 AR(1)프로세스를 이용해 10년 동안의 연도별 현금흐름(CF)을 추정하는데 활용된다. 또한 이를 통하여 연도별 현금흐름의 현재가 PV(CF), 당해년도 현금흐름에 의한 듀레이션 등을 구할 수 있다. 매년 분석대상 종목 전체에 대하여 동일한 과정을 통해 종목별, 연도별 듀레이션을 계산하였다. 이러한 방식으로 추정된 2017년 삼성전자의 듀레이션은 15.85 이다.

(단위: 백만원, YoY%)

AR(ROE) Coeff	0.368	시가총액	자기자본(T)	자기자본(T-1)	순이익	매출증가율
r	0.12	328,942	192,962	185,527	42,186	18.68%
AR(Growth) Coeff	0.15					
Long-Run Growth	0.07					

time	-1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
P		328,942										
ROE		22.74	15.95	13.45	12.54	12.20	12.07	12.03	12.01	12.00	12.00	12.00
BV	185,527	192,962	209,850	225,091	240,936	257,816	275,865	295,176	315,839	337,948	361,604	386,916
E		42,186	30,781	28,233	28,215	29,386	31,124	33,177	35,450	37,912	40,558	43,394
CF			13,893	12,992	12,370	12,507	13,075	13,866	14,787	15,803	16,901	18,081
BV growth		18.68	8.75	7.26	7.04	7.01	7.00	7.00	7.00	7.00	7.00	7.00
CF			13,893	12,992	12,370	12,507	13,075	13,866	14,787	15,803	16,901	18,081
PV(CF)			12,404	10,357	8,805	7,948	7,419	7,025	6,689	6,382	6,094	5,821
t*PV(CF)			12,404	20,715	26,415	31,793	37,096	42,151	46,824	51,061	54,854	58,219
Σ(PV(CF))			78,949									
Σ(t*PV(CF))			381,537									
terminal D			19.33									
terminal weight			0.76									
10year D			4.83									
10year weight			0.24									
D			15.85									

3.4 주식 듀레이션과 리스크 요인구조

주식 듀레이션이 기존의 위험요인과 독립적인 체계적 위험 요인으로 기능하는지를 포트폴리오 차원에서 살펴보기 위하여 듀레이션 기준 10분위 포트폴리오에 대하여 CAPM과 3요인 분석, Carhart(1997) 4요인 분석을 실시하였다. 주식 듀레이션이 체계적 위험을 포착할 수 있는 위험요인이라면 상기 벤치마크 모형을 통한 분석의 가격 오차(pricing error)에서 힌트를 발견할 수 있을 것이다.

$$R_{i,t} = \alpha_i + \sum_s \beta_{i,s} X_{i,s,t} + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

표 (4)는 검정 포트폴리오를 대상으로 CAPM, 3요인 모형, Carhart(1997, 이하 4요인 모형) 등의 순서로 벤치마크 모형에 대한 시계열분석을 실시하여 가격 추정 오차 및 요인 적재값을 표시하였다. 3가지 벤치마크 모형 모두에서 CAPM 베타는 듀레이션이 길어질수록 상승하는 경향성을 보였다. 이는 현금흐름이 지금으로부터 먼 시점에 발생할 것으로 기대되는 주식의 경우 더 높은 체계적 위험에 노출될 것이라는 점에서 직관에 부합하는 결과이다. 검정 포트폴리오의 기술적 통계량을 다룬 표(1)에서 *BM*이 듀레이션과 함께 증가하지만 오히려 시가총액은 듀레이션이 짧은 포트폴리오에서 작고 5분위 이후의 포트폴리오에서는 특정한 경향성을 보였으나 규모(SMB) 요인 적재값은 3요인 포트폴리오에서 듀레이션과 함께 증가하는 경향을 보였다.¹⁰ 반면 HML은 요인적재값에서 뚜렷한 경향성을 보이지는 않았다. 상기한 3요인 모형에 사용된 요인적재값은 모두 통계적 유의성을 기록했다. 패널 C에서 분석한 4요인에서는 일부 포트폴리오에서 모멘텀이 유의하지 않은 것으로 나타났다.

주식 듀레이션이 체계적 위험을 담고 있는 위험 요인인지 살펴보기 위해 상기 벤치마크 모형의 가격 추정 오차를 분석한 결과 듀레이션의 증가와 함께 오차가 단조 감소하는 모습을 확인할 수 있다. 이는 주식 일드 커브와 유사한 형태로 듀레이션이 짧은 포트폴리오가 듀레이션이 긴 포트폴리오에 비해 더 높은 수익을 기대하는 듀레이션 퍼즐이 기존의 벤치마크 모형에서 설명될 수 없음을 의미한다.

¹⁰상관관계 분석에서는 SMB, SML 간 -0.156, -0.217 등 음의 상관관계를 보였다.

Figure 7: 벤치마크 모형의 가격추정 오차

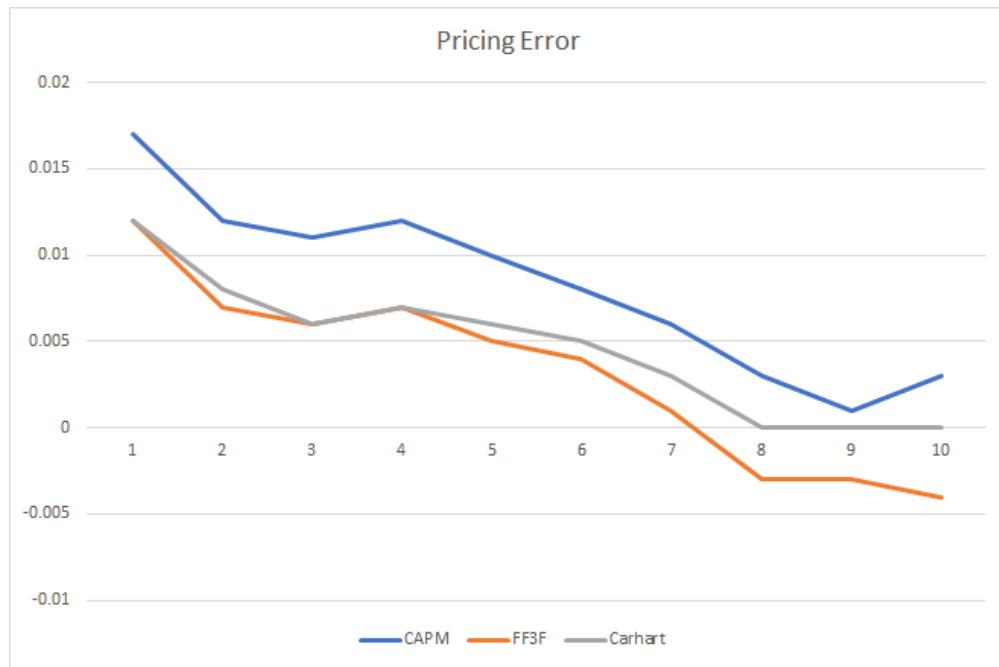


Table 4: 검정 포트폴리오와 벤치마크 모형

듀레이션 10분위 검정 포트폴리오를 대상으로 한 벤치마크 모형의 가격 오차(pricing error) 및 요인별 적재값(factor loading) α, β 및 각각의 standard error를 표기하였다. CAPM은 $R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{MKT}Market_t + \epsilon_{i,t}$, FF3F는 $R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{MKT}Market_t + \beta_{SMB}SMB_t + \beta_{HML}HML_t + \epsilon_{i,t}$, Carhart는 $R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{MKT}Market_t + \beta_{SMB}SMB_t + \beta_{HML}HML_t + \beta_{UMD}UMD_t + \epsilon_{i,t}$ 에 대한 회귀분석을 실시한 것이다. 검정 포트폴리오는 1991년부터 2017년까지 매해 6월말 기준으로 설정되어 1년간 보유하며 보유기간 중 상장폐지 종목은 Shumway(1997)에 따라 -30% 수익률을 부여하였다. 괄호 안의 숫자는 표준오차이다.

A. CAPM

	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	(8)	(9)	(10)
MKT	0.926*** (0.040)	0.895*** (0.039)	0.880*** (0.040)	0.944*** (0.041)	0.923*** (0.044)	0.921*** (0.037)	0.993*** (0.043)	1.038*** (0.050)	0.917*** (0.055)	1.014*** (0.068)
Constant	0.017*** (0.003)	0.012*** (0.003)	0.011*** (0.003)	0.012*** (0.003)	0.010*** (0.004)	0.008*** (0.003)	0.006* (0.003)	0.003 (0.004)	0.001 (0.004)	0.003 (0.006)
Adj. R^2	0.636	0.639	0.614	0.635	0.592	0.670	0.644	0.588	0.477	0.425
R^2	0.637	0.640	0.615	0.636	0.593	0.672	0.645	0.590	0.479	0.427

B. FF3F

	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	(8)	(9)	(10)
MKT	1.016*** (0.028)	0.976*** (0.028)	0.973*** (0.028)	1.047*** (0.028)	1.034*** (0.031)	1.010*** (0.026)	1.104*** (0.029)	1.140*** (0.037)	1.041*** (0.045)	1.171*** (0.052)
SMB	0.585*** (0.035)	0.536*** (0.035)	0.595*** (0.035)	0.640*** (0.035)	0.679*** (0.038)	0.564*** (0.031)	0.674*** (0.036)	0.677*** (0.045)	0.738*** (0.055)	0.961*** (0.063)
HML	0.333*** (0.036)	0.318*** (0.037)	0.281*** (0.037)	0.255*** (0.037)	0.251*** (0.040)	0.262*** (0.033)	0.217*** (0.038)	0.402*** (0.048)	0.200*** (0.058)	0.341*** (0.067)
Constant	0.012*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.005** (0.002)	0.004* (0.002)	0.001 (0.002)	-0.003 (0.003)	-0.003 (0.004)	-0.004 (0.004)
Adj. R^2	0.833	0.819	0.817	0.838	0.811	0.852	0.842	0.786	0.679	0.685
R^2	0.834	0.821	0.819	0.839	0.813	0.853	0.844	0.788	0.683	0.688

C. Carhart(1997)

	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	(8)	(9)	(10)
MKT	1.016*** (0.029)	0.967*** (0.028)	0.972*** (0.029)	1.044*** (0.029)	1.013*** (0.030)	0.994*** (0.025)	1.083*** (0.028)	1.099*** (0.033)	0.985*** (0.038)	1.105*** (0.045)
SMB	0.585*** (0.035)	0.533*** (0.034)	0.595*** (0.035)	0.638*** (0.035)	0.670*** (0.037)	0.557*** (0.030)	0.665*** (0.034)	0.660*** (0.041)	0.714*** (0.047)	0.933*** (0.054)
HML	0.333*** (0.037)	0.310*** (0.036)	0.280*** (0.037)	0.252*** (0.037)	0.235*** (0.039)	0.250*** (0.032)	0.200*** (0.036)	0.370*** (0.043)	0.156*** (0.049)	0.290*** (0.057)
WML	0.006 (0.033)	-0.075** (0.033)	-0.007 (0.033)	-0.027 (0.033)	-0.173*** (0.035)	-0.131*** (0.029)	-0.180*** (0.032)	-0.340*** (0.039)	-0.465*** (0.044)	-0.543*** (0.051)
Constant	0.012*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.005** (0.002)	0.003 (0.002)	-0.000 (0.003)	-0.000 (0.003)	0.000 (0.004)
Observations	300	300	300	300	300	300	300	300	300	300
Adj. R^2	0.832	0.822	0.817	0.837	0.825	0.861	0.857	0.830	0.765	0.771
R^2	0.834	0.824	0.819	0.840	0.827	0.863	0.859	0.832	0.769	0.774

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

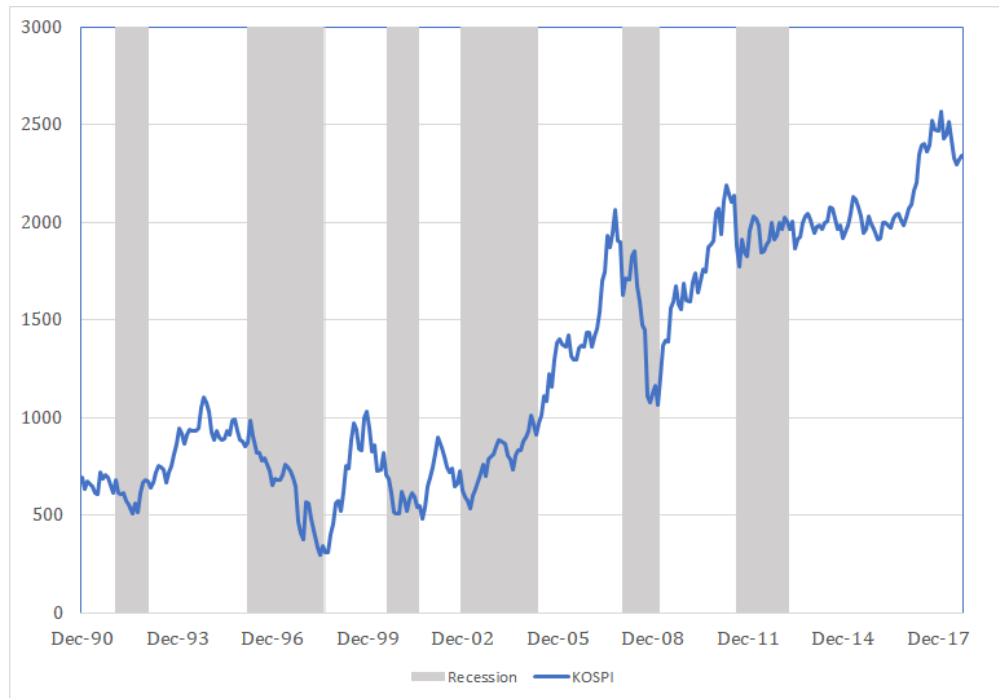
3.5 경기변동과 듀레이션

상기한 벤치마크 모형을 통하여 주식 듀레이션이 기존의 가치주 요인과는 구분되는 별도의 위험 요인인지를 검토해보았다. 이러한 주식 듀레이션이 체계적 위험 요인으로서 경기변동에 대한 민감성을 지니는지 검토해보기 위하여 경기 확장기와 수축기에 대한 모의변수를 3요인 모형에 추가하여 분석하였다. 경기의 구분은 통계청이 발표한 제9차 경기종합지수 개편 결과 및 최근의 기준순환일 설정에 의거하였다. 코스피 지수 추이와 통계청 기준순환일 상 경기수축기는 다음과 같이 표시된다.

다음 식에서 $d_{i,ep}$ 는 경기확장기에 대한 모의변수이며 $d_{i,cnt}$ 는 경기수축기에 대한 모의변수이다. 실제로 통계청의 기준순환일의 경기수축기에는 주가가 하락 내지는 횡보하는 경향성을 보이며 벤치마크 모형에서 기록되는 가격오차가 경기변동에 기인한 것이라면 특정 경기국면에서 가격오차가 집중적으로 나타날 것으로 예상된다.

$$R_{i,t} = \alpha_{i,ep}d_{i,ep} + \alpha_{i,cnt}d_{i,cnt} + \beta_{MKT}Market_t + \beta_{SMB}SMB_t + \beta_{HML}HML_t + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

Figure 8: KOSPI with business cycle



표(8)에서는 검정대상 포트폴리오 대상으로 경기변동에 대한 모의변수와 3요인 간 관계를 살펴보

았다. 분석결과 경기수축기에 듀레이션이 낮은 포트폴리오에서 3요인 모형이 포착하지 못하는 가격 오차가 집중되고 있으며 경기확장기에는 1분위 포트폴리오의 가격 오차가 99% 신뢰구간에서 유의하게 나타나 듀레이션이 가장 짧은 포트폴리오의 경우 경기변동과 무관하게 양의 가격 오차가 나타나는 것으로 기대할 수 있다.

그러나 이러한 경기 판단에 의거한 모의변수도 듀레이션 포트폴리오에 내재된 요인 구조에 대해 충분한 설명을 제공하지 못하는 것으로 생각되는데 이는 아래의 경기 모의변수와 가격 오차를 10분위 포트폴리오 대상으로 표시한 아래 그림에서 여전히 우하향하는 경향이 경기변동과 상관없이 유지되고 있는 것을 통해 확인할 수 있다.

Figure 9: Dummy variables and pricing error

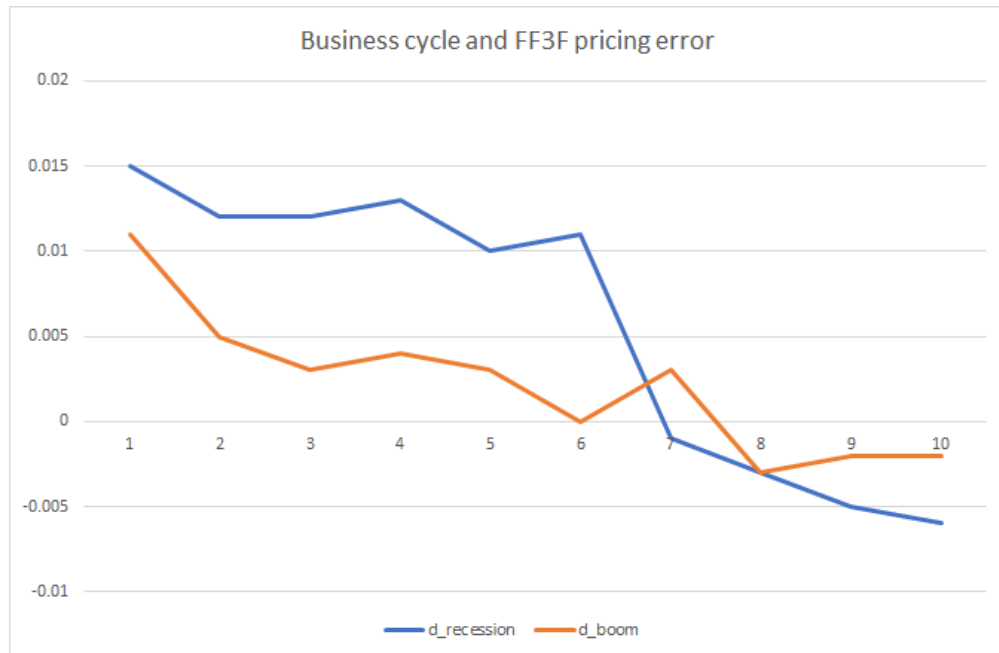


Table 5: Business cycle and FF3F

듀레이션 10분위 검정 포트폴리오를 대상으로 $R_{i,t} = \alpha_{i,ep}d_{i,ep} + \alpha_{i,cnt}d_{i,cnt} + \beta_{MKT}Market_t + \beta_{SMB}SMB_t + \beta_{HML}HML_t + \epsilon_{i,t}$ 를 이용하여 회귀분석을 실시하고 각각의 가격 오차(pricing error) 및 요인별 적재값(factor loading) α, β 및 각각의 standard error를 표기하였다. 검정 포트폴리오는 1991년부터 2017년까지 매해 6월말 기준으로 설정되어 1년간 보유하며 보유기간 중 상장폐지 종목은 Shumway(1997)에 따라 -30% 수익률을 부여하였다. 괄호 안의 숫자는 표준오차이다.

	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	(8)	(9)	(10)
MKT	1.020*** (0.029)	0.983*** (0.029)	0.983*** (0.029)	1.057*** (0.029)	1.042*** (0.031)	1.022*** (0.026)	1.101*** (0.030)	1.141*** (0.038)	1.038*** (0.045)	1.167*** (0.053)
SMB	0.584*** (0.035)	0.535*** (0.034)	0.594*** (0.035)	0.639*** (0.035)	0.678*** (0.038)	0.562*** (0.031)	0.675*** (0.036)	0.677*** (0.046)	0.738*** (0.055)	0.962*** (0.063)
HML	0.331*** (0.037)	0.315*** (0.036)	0.278*** (0.037)	0.251*** (0.037)	0.248*** (0.040)	0.258*** (0.033)	0.218*** (0.038)	0.401*** (0.048)	0.200*** (0.058)	0.343*** (0.067)
d_recession	0.015*** (0.004)	0.012*** (0.004)	0.012*** (0.004)	0.013*** (0.004)	0.010** (0.004)	0.011*** (0.003)	-0.001 (0.004)	-0.003 (0.005)	-0.005 (0.006)	-0.006 (0.007)
d_boom	0.011*** (0.003)	0.005* (0.003)	0.003 (0.003)	0.004 (0.003)	0.003 (0.003)	-0.000 (0.003)	0.003 (0.003)	-0.003 (0.004)	-0.002 (0.004)	-0.002 (0.005)
Observations	300	300	300	300	300	300	300	300	300	300
Adj. R^2	0.839	0.824	0.822	0.842	0.813	0.856	0.843	0.785	0.678	0.684
R^2	0.842	0.827	0.825	0.844	0.817	0.859	0.845	0.789	0.683	0.689

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

4 주식 듀레이션 기반 결정모형

상기한 요인구조 분석을 통해 주식 듀레이션이 기존의 벤치마크 모형을 통해 포착되지 않는 체계적 위험 요인임을 알 수 있었으며 이러한 위험 요인을 포괄한 자산가격 결정모형을 통해 주식 리스크 프리미엄에 대하여 더욱 나은 설명을 제공할 수 있을 것으로 기대된다. 분석 결과 유의한 위험 요인으로 나타난 3요인 모형의 MKT, SMB, HML에 더하여 주식 듀레이션을 근거로 한 SML을 추가한 4요인 모형(이하 대안모형)이 기존의 3요인 모형과 모멘텀 요인을 추가한 4요인 모형 대비 더 나은 설명력을 보이는지 확인한다.

$$R_{i,t} = \alpha_t + \beta_{MKT}Market_t + \beta_{SMB}SMB_t + \beta_{HML}HML_t + \beta_{SML}SML_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

앞에서 살펴본 바와 같이 주식 듀레이션은 확인가능한 주식의 회계 데이터를 기반으로 간단하게 계산되는 점이 있고 종목마다 개별적인 듀레이션을 계산하여 횡단면적 비교가 가능한 장점을 지니며 기업의 특성으로서 기존 3요인과의 상관성도 낮다.

그러나 그림 (10),(11)에서 보듯 검정 포트폴리오를 규모와 BM, 규모와 듀레이션에 따라 형성한 뒤 요인적재를 보면 소형주효과와 일정한 기울기가 목격되는데 이러한 측면으로 인해 BM과 듀레이션이 사실상 같은 부류의 체계적 위험을 포착하는 위험 요인으로 착각하기 쉽지만 본 연구에서는 BM과 듀레이션이 식별가능한 별도의 위험 요인임을 확인할 수 있었다.

4.1 횡단면 회귀분석 결과

3요인, 4요인 그리고 대안모형 등 3개 모형에 대하여 규모와 장부가/시장가 비율(BM)을 기준으로 구성된 5×5 포트폴리오와 규모와 주식 듀레이션을 기준으로 구성된 5×5 포트폴리오 각각에 대하여 횡단면 회귀분석을 실시하여 대안모형이 기존의 벤치마크 모형 대비 어떠한 결과를 보이는지 비교한다. 특히 포트폴리오의 초과수익률과 규모 사이의 경향으로는 가치주효과와 듀레이션 퍼즐이 서로 구분되지 않는 현상이라 추정하게 될 수 있다.

표(6)에서는 3요인 모형 간 비교를 실시하였다. 기존의 3요인 모형과 3요인 모형의 SMB를 SML로 교체한 대안적 3요인 모형(Alt. 3F)를 서로 비교하였다. 규모와 BM으로 구성한 25개 포트폴리오에 대해서는 대안모형이 40.8%의 adjusted R^2 를 보여 61.4% 대비 열등한 설명력을 보였으며 대안모형의 SMB와 SML은 비유의적인 요인적재를 보여 3개 요인 모두 유의했던 기존 3요인 모형 대비 확연히 열등한 모형임을 알 수 있었다.

Figure 10: Excess return(Size/Value)

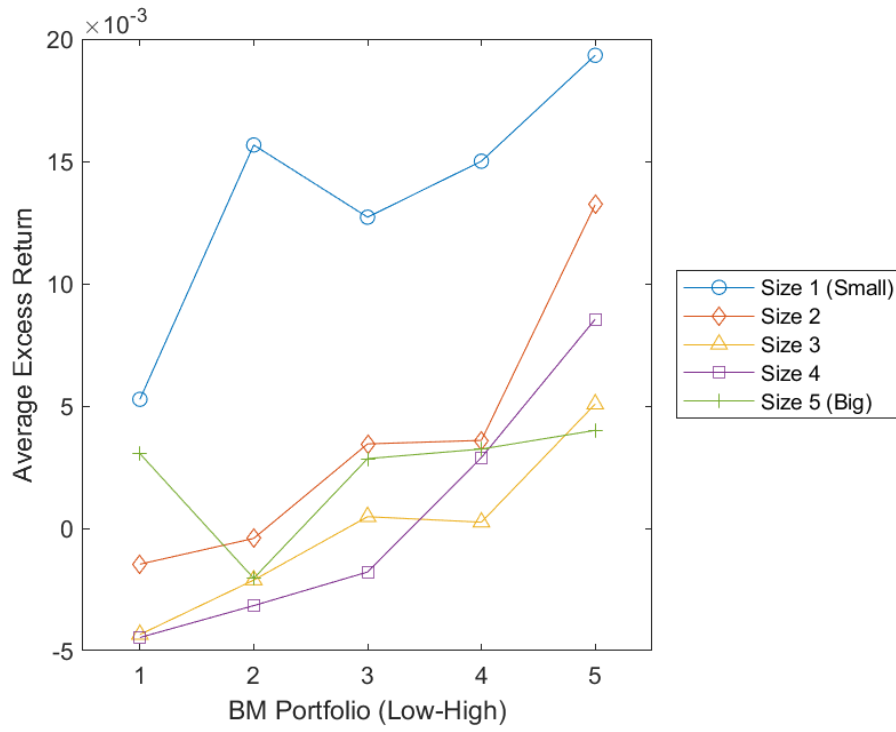
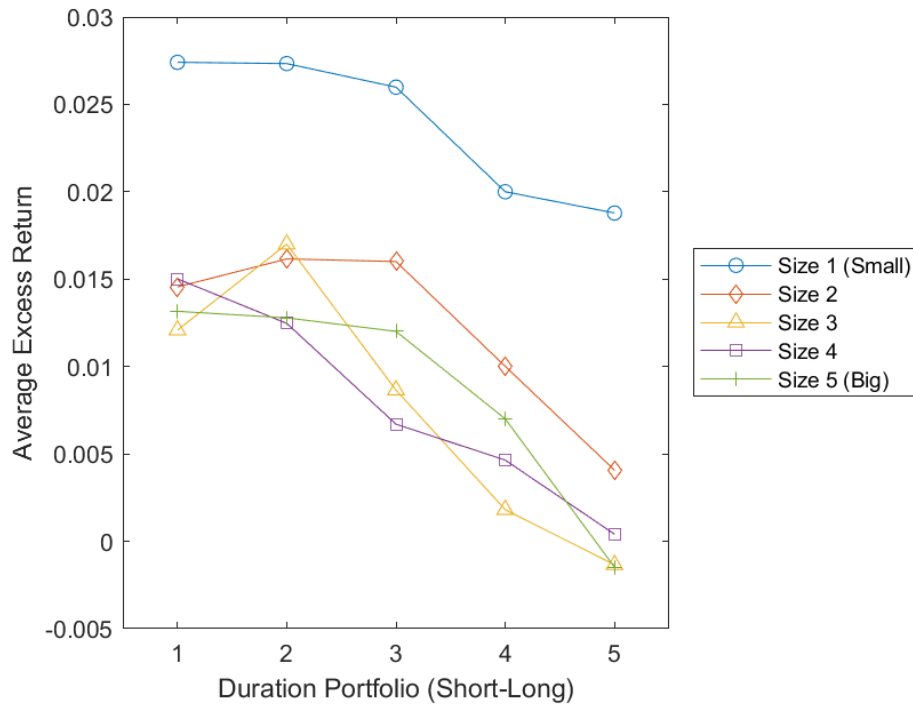


Figure 11: Excess return(Size/Duration)



반면 규모와 듀레이션으로 구성된 25개 포트폴리오에 대해서는 3요인 모형의 설명력이 27.4%로 감소하고 대안적 3요인 모형이 33.1%를 기록하여 성과의 역전을 보였다. 요인적재에서도 대안 3요인 모형이 3요인 모형 대비 우월하였다. 특히 3요인 모형의 급격한 설명력 하락은 KOSPI 주식에 대한 3요인 모형의 강건성을 의심하게 하는 측면이 있다.

Table 6: 3-factor model comparison: FF3F, Alt3F

Portfolio	Model	γ	MKT	SMB	SML	HML	const.	adj. R^2	
Size/BM	Alt. 3F	b	-0.043	0.002	-0.012		0.044	0.408	
		se	0.013	0.002	0.010		0.013	HJ dist.	
		t	-3.400	1.039	-1.165		3.420	0.005	
				MKT	SMB	SML	HML	const.	adj. R^2
	FF3F	b	-0.044	0.005			0.006	0.045	0.614
		se	0.010	0.002			0.002	0.010	HJ dist.
t		-4.369	2.590			2.887	4.282	0.004	
Size/Dur	Alt. 3F	b	-0.033	0.013	0.007		0.039	0.331	
		se	0.013	0.005	0.004		0.015	HJ dist.	
		t	-2.482	2.496	1.935		2.592	0.006	
				MKT	SMB	SML	HML	const.	adj. R^2
	FF3F	b	-0.038	0.008			0.000	0.045	0.274
		se	0.014	0.005			0.013	0.015	HJ dist.
t		-2.760	1.753			0.031	2.975	0.007	

4요인 모형 간 비교에서는 규모와 BM으로 구성된 25개 포트폴리오에 대하여 대안모형이 66.6%의 adj. R^2 를 보여 기존 4모형의 59.5% 대비 우월한 설명력을 보였다. 기존에 동일 검정 포트폴리오에 적용된 3요인 모형의 adj. R^2 가 61.4%였음을 생각하면 모멘텀 요인은 한국 증시에서는 비유의적인 것으로 판단된다. 모형 간 비교를 위한 Hansen-Jagannathan 최소거리 또는 평균 가격오차 제곱 (Average Squared Pricing Errors) 방법에서도 대안모형이 0.003, 4요인 모형이 0.004를 보여 대안모형이 우위를 보였다.

Table 7: 4-factor model comparison: FF4F, Alt4F

Model	γ	MKT	SMB	HML	SML	WML	const.	adj. R^2
Alt. 4F	b	-0.042	0.004	0.006	-0.011		0.043	0.666
	se	0.009	0.002	0.002	0.008		0.010	HJ dist.
	t	-4.482	2.424	3.100	-1.446		4.365	0.003
Carhart	b	-0.044	0.005	0.006		0.006	0.045	0.595
	se	0.010	0.002	0.002		0.014	0.011	HJ dist.
	t	-4.221	2.530	2.816		0.434	4.124	0.004

Table 8: Average Squared Pricing Errors(tested for Size/BM 25 portfolio)

Model	OLS
FF-3F ($E[R^e] = \gamma_0 + \gamma_1 MKT^i + \gamma_2 SMB^i + \gamma_3 HML^i$)	0.00377
Alt. 3F ($E[R^e] = \gamma_0 + \gamma_1 MKT^i + \gamma_2 SMB^i + \gamma_3 SML^i$)	0.00468
Carhart ($E[R^e] = \gamma_0 + \gamma_1 MKT^i + \gamma_2 SMB^i + \gamma_3 HML^i + \gamma_4 WML^i$)	0.00378
Alt. 4F ($E[R^e] = \gamma_0 + \gamma_1 MKT^i + \gamma_2 SMB^i + \gamma_3 HML^i + \gamma_4 SML^i$)	0.00343

Figure 12: Cross-sectional regression: Carhart

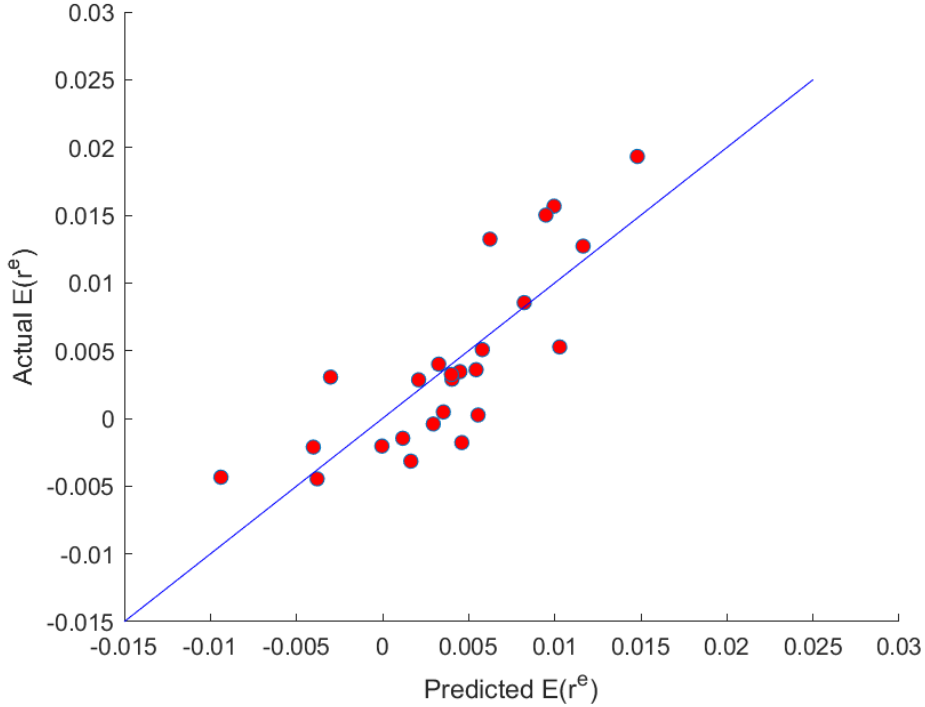
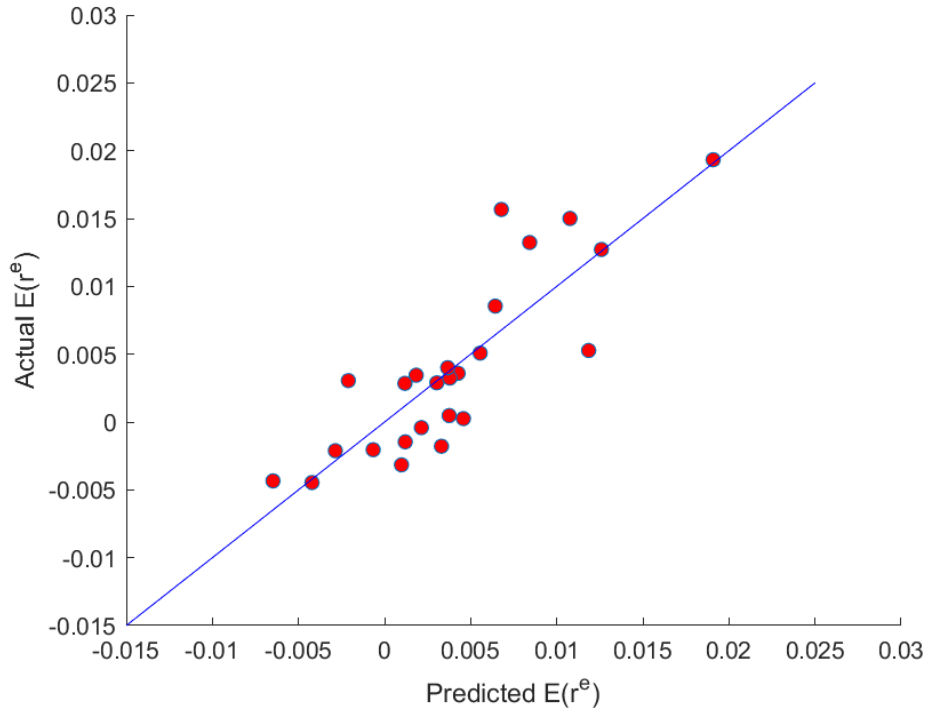


Figure 13: Cross-sectional regression: Alt.4F



5 자산운용에 대한 시사점

5.1 주식 듀레이션 위험과 자산 운용

대다수의 주가지수는 주식의 가격 수익률을 반영하는 가격지수(price return index)이기 때문에 배당락에 의한 가격 하락이 존재한다. 이러한 배당락에 의한 가격하락을 제거한 형태의 총수익 지수(total return index)가 주식 투자자의 총수익률을 더욱 정확하게 반영하지만 배당 수익에 대한 과세를 감안해야 하는 점, 실질적인 배당 수익은 배당락 이후 사후적으로 확인되는 점 등으로 인해 실무적으로는 이러한 논란의 여지가 없는 가격지수에 근거한 투자상품이 많다. 예컨대 펀드의 벤치마크를 가격지수로 선언하거나 ELS(Equity-linked Securities) 등 구조화상품의 기초지수가 가격지수에 의존하는 것을 들 수 있다.¹¹

그런데, 한국의 금융 시장에는 1개월 이내 만기의 주가지수옵션과 6개월 이내 만기의 주가지수 선물, 장외시장에서도 최장 3년 이내 만기의 선도거래 및 옵션 거래에서만 형성되는 유동성 편중 현상이 존재하므로 이러한 환경에서 활동하는 시장참가자는 가격지수의 배당락과 실질 배당수취 금액 간의

¹¹총수익지수나 세금을 감안한 순수익지수(net-total return index) 대비 상품공급자가 배당락만큼의 수익을 명시적이지 않은 형태로 취할 수 있는 장점도 있다

불확실성에 대한 위험 관리가 어려워 배당 위험을 별도로 거래하려는 수요를 지닌다.

주가지수의 배당을 거래하기 위해서는 장내에서는 증장기 만기 선물옵션의 거래 가격의 내재현재 가격(implied spot index)에 예상 배당을 추가하거나 혹은 거래소가 새롭게 배당선물을 상장하여 이를 거래하는 방식이 있을 수 있으며 장외시장에서는 배당선물에 상응하는 배당스왑(dividend swap)을 거래함으로써 이러한 배당 위험을 관리할 수 있다.

장기간의 주식 보유를 전제로 하는 기관투자자의 경우 지수 차익거래자 및 구조화상품 헷지 트레이더들을 대상으로 Brennan(1998)이 제안한 바와 같이 주식 스트립을 파생상품화하여 거래하거나 배당스왑 시장 및 장기물 지수 선도거래 등의 시장에 참여함으로써 보유한 주식 포트폴리오의 현금흐름을 일정 수준으로 유지할 수 있으므로 가격변동 위험과 현금흐름 위험을 분리하여 관리할 수 있다.

또, 자산운용 시 주식 듀레이션을 위험지표로 고려할 수 있다. 통상 주식시장의 평가가 과도한 기업의 경우 듀레이션이 높게 나타날 수 있는데 개별 기업에 대한 조사를 통해 이러한 현상이 장기적으로 지속되기 어려울 것으로 판단되는 경우 선제적으로 익스포저를 축소하거나 반대로 듀레이션이 낮은 상황이 장기적으로 지속되는 주식의 경우 적극적인 주주 제안 등 행동주의적 투자자 활동을 통해 운용 수익률을 제고할 수 있을 것이다. 특히 지속적으로 낮은 듀레이션을 기록하는 기업의 경우 밸류 트랩에 빠져있는 기업으로 볼 수 있는데 사업 전략 상의 취약성을 극복하지 못하고 있는 기업이거나 투자자에 비우호적인 경영방침이 고착화한 결과 시장이 청산가치에 못미치는 밸류에이션을 매기고 있는 기업으로 볼 수 있다.

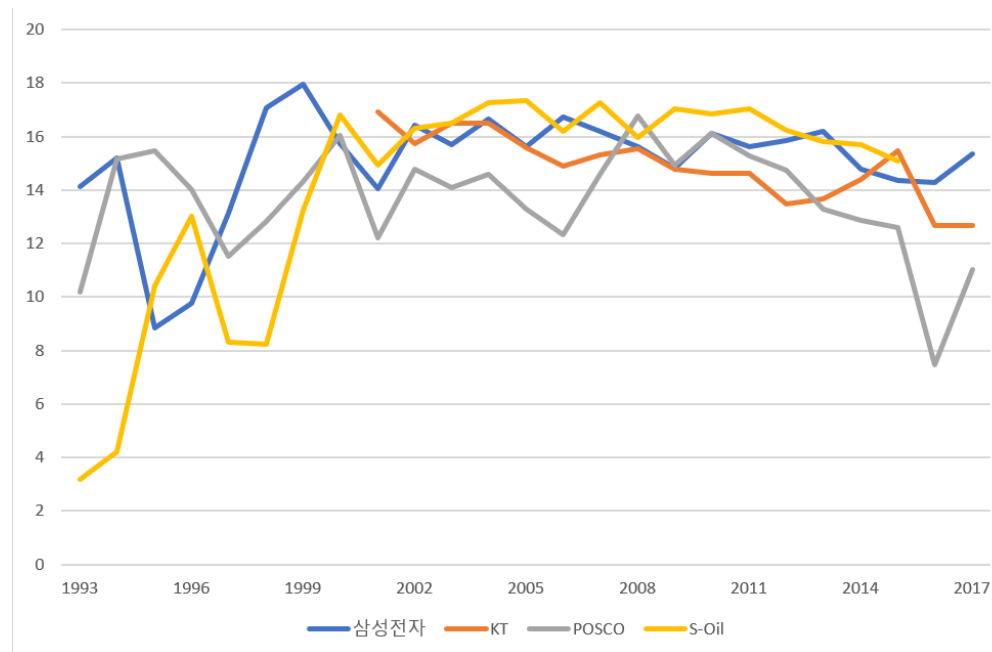
포트폴리오 전체의 주식 듀레이션을 계량하고 이를 일정한 범위 내에서 머물도록 관리함으로써 선제적인 위험관리를 기대할 수도 있다. 특히 경기변동과 관련하여 경기 수축기에 단기 듀레이션에 대한 고평가 현상이 존재하는 것으로 나타나므로 경기 판단과 결부하여 포트폴리오에 대한 주식 듀레이션과 연계한 투자전략을 실행하여 기대수익률을 제고할 수 있다.

예컨대 표(9)는 연도별 1분위, 10분위 포트폴리오(D1, D10)의 주요 종목 리스트이다. 대체로 저평가되어있으며 기업의 현금흐름이 낮은 변동성을 기록하는 기업들의 경우 짧은 듀레이션을 보이며 당시에 성장주로서 주목을 받는 주식들이 긴 듀레이션을 기록하며 10분위 포트폴리오에 위치하는 경우가 많다. 예컨대 SK하이닉스나 대우조선해양, NAVER 등의 경우가 높은 성장전망과 함께 듀레이션이 길었던 사례이며 반대로 아모레퍼시픽의 경우 2008, 2013년까지 전형적인 내수주식으로서 낮은 듀레이션을 기록하다가 해외 시장 진출을 통해 성장성을 발견하면서 듀레이션이 반전한 것을 볼 수 있다. 또 최근 해외 수출에 어려움을 겪고 있는 현대차나 신세계 등은 가장 최근의 듀레이션 10분위 포트폴리오에서 듀레이션 1분위 포트폴리오에 위치함을 볼 수 있다.

Table 9: 연도별 듀레이션 1분위, 10분위 포트폴리오 주요 종목

Year	D1	D10	Year	D1	D10
1993	S-Oil 한화케미칼 현대제철	현대건설 금호산업 휴스틸	2008	LG SK 아모레퍼시픽	금호산업 대우조선해양 현대상선
1998	쌍용양회 삼성물산	대한항공 KR모터스	2013	SK 동국제강 아모레퍼시픽	대우조선해양 NAVER 팬오션
2003	LGEI 삼성물산 대한항공	SK하이닉스 현대건설 벽산건설	2017	현대차 신세계 태광산업	NAVER 삼성물산 아모레퍼시픽

Figure 14: Time-series of key KOSPI stock duration



한편 개별 기업의 주식 듀레이션을 시계열적으로 분석하는 경우 산업의 성숙도에 따라 현재 해당 기업이 어떠한 단계에 위치하며 신사업의 추진으로 이러한 성과가 어떻게 완화되는지 산업과 기업의 혁신이 주식시장에서는 어떻게 받아들여지는지를 가늠할 수 있는 잣대가 된다. 예컨대 삼성전자의 경우 지속적인 혁신과 사업 포트폴리오의 재편을 통해 일정 수준의 듀레이션을 유지하는 것을 발견할 수 있다. 반면 과거에는 성장주로서 긴 듀레이션을 기록하다가 시간의 경과와 함께 산업이 성숙화되면서 듀레이션이 감소하는 모습을 보이는 주식(그림 14)중 KT, POSCO 등)도 있다. 이처럼 듀레이션의 상승과 하락은 기업 분석에서 사업모델에 대한 질적 이해를 돕는 역할을 한다.

한편, 거시적인 사업 환경 변화로 시장의 재평가(실무에서 리레이팅이라고 부르는 경우)를 받는 사례도 볼 수 있는데 그러한 예로 S-Oil을 생각할 수 있다. 해당 주식은 과거 꾸준한 현금흐름을 창출해내는 기업으로 5% 전후의 배당수익률을 기록하던 회사였지만 2000년 들어 시장 금리가 기초적으로 하락하는 과정에서 시장 금리와 해당 기업의 배당수익률이 역전하고 이 주식의 상대적인 현금흐름 창출 능력이 재평가되며 주가 상승을 기록하고 이것이 다시 듀레이션을 상승시킨 사례로 볼 수 있다.

5.2 주식 듀레이션과 스마트베타

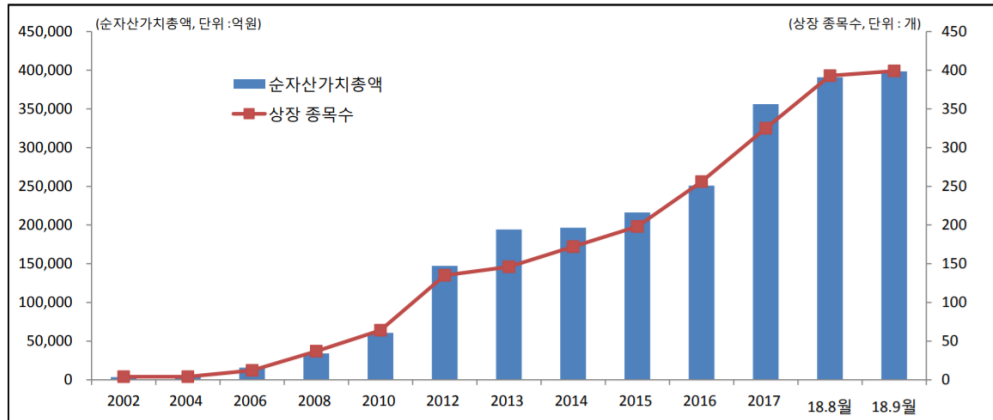
연기금을 비롯한 기관투자자의 자산운용은 자산배분 전략과 자산군별 벤치마크 지수 관리의 중층적 형태로 이루어지기 때문에 실제 자산 운용에서 벤치마크를 그대로 복제하는 패시브 투자 수단들은 전체 포트폴리오에 대한 ‘실패 시 충격 최소화(fail-safe)’를 내재한 수단으로 가치가 있다. 예컨대 개별 국가의 주식시장에 대한 투자 비중은 글로벌 자산 시장에서 여타 자산과의 공분산을 감안하여 설정될 것이므로 의도하지 않는 한 단일 자산에 대한 결정적인 손실이 전체 포트폴리오로 확산되지는 않을 것이다.

이러한 관점에서 포트폴리오를 운용하는 경우 포트폴리오의 운용 성과는 자산배분 단계에서 상당 부분 결정되며 포트폴리오 매니저가 특정 시장에서 추가적인 추적오차를 감수하고 초과 수익을 추구하려는 유인은 작아지게 된다. 그렇기 때문에 벤치마크를 수동적으로 따라가는 방식의 패시브투자 그리고 인덱스펀드는 추적오차를 최소화하면서 운용 비용을 절감하는 도구로 널리 각광받고 있다. 특히 ETP(Exchange Traded Product의 약어로 ETF, ETN을 통칭)로 불리는 상장형 패시브 투자 수단들은 유동성과 투명성, 즉시성 등에 근거하여 그 저변을 넓히고 있는데 한국거래소에 의하면 2018년 9월말 현재 ETF·ETN 시장 전체 자산총액은 약 46조원(ETF 39.9조원, ETN 6.2조원)으로 상장종목수와 시장 규모 면에서 증가 추세를 지속 중에 있다.

알려진 바와 같이 패시브 투자의 학문적 배경에는 CAPM이 있다. 리스크 프리미엄에 영향을 주지 못하는 비체계적 위험을 배제함으로써 효율을 극대화하려는 이러한 접근 방식은 주식 시장에 대한 CAPM의 함의를 실무에서 구체화한 것으로 볼 수 있다. 그러나, Roll (1977)이 지적한 바와 CAPM의 시장 포트폴리오가 주가 지수를 그대로 복제하는 패시브 포트폴리오를 의미하는 것은 아니기 때문에 시가총액 지수에 대한 패시브 투자는 그 자체로 정형화된 형태의 요인 위험에 대한 편의(bias)를 강화하는 기제로 작용할 수 있다.

이러한 관점에서 시가총액 중심의 패시브 투자의 대안으로 ‘스마트 베타’가 자주 언급되고 있다. Malkiel (2014)에 따르면 아직 정확한 정의를 지니지 않은채 널리 사용되는 이 용어는 시가총액 방식을

Figure 15: KRX 상장상품 시가총액 및 상장종목수(자료: KRX)



따르는 벤치마크 지수를 증가하기 위하여 추가적인 위험을 짊어지지 않고 시가총액으로부터 벗어나 가치주나 소형주, 저변동성 주식 또는 이러한 요인들을 혼합한 포트폴리오 구성을 지녔으며 상대적으로 수동적으로 운용되는 자산운용전략을 넓게 지칭하는 것으로 볼 수 있다.

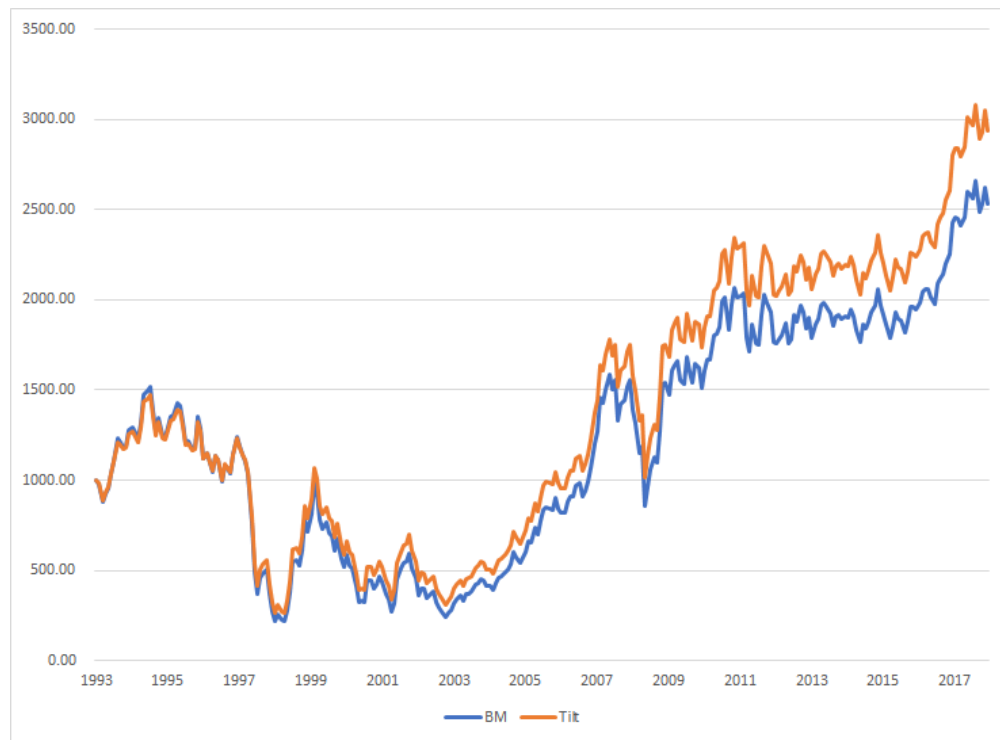
이러한 관점에서 본고에서 검토한 주식 듀레이션 또한 스마트베타 전략지수의 형태로 투자에 활용될 수 있다.¹² 3요인 모형이 포착하지 못하는 것으로 판단되는 듀레이션 위험을 이용하여 포트폴리오 구성을 통상적인 벤치마크 대비 듀레이션 위험에 기울도록(tilt)하는 경우 더욱 나은 기대수익률이 실현되는 것을 볼 수 있다. 물론 Malkiel (2014)가 지적한 바와 같이 이러한 유형의 지수는 잘 작동하는 것처럼 보이지만 항상 시장을 능가한다고 볼 수 없으며 초과수익률을 높이기 위한 목적으로 벤치마크와 의도적으로 다르게 구성된 지수이다. 특히 이러한 스마트베타 지수들이 높은 기대수익률을 지니고 있다고 해서 CAPM 베타가 높은 주식들로 구성된 것은 아니기 때문에 위험에 대한 더 깊은 이해를 반영하고 있다고 평가할 수도 있겠지만 다른 한편으로는 통상의 시가총액 기반 지수들로부터 괴리되는 위험에 대한 측면을 고려하지 않고 단순히 초과수익률만으로 지수의 우열을 논하는 것은 무리한 주장일 수 있다.

본고에서 테스트하는 KOSPI 기반 프록시 벤치마크 지수와 주식 듀레이션 틸트 지수는 다음과 같은 방법에 따라 구성된다. 투자 유니버스는 주식 듀레이션을 산출하는 과정과 동일하게 1991년부터 2017년까지 거래소 시장에 상장된 적이 있는 주식을 기준으로 금융주와 유틸리티 주식을 제외한 주식으로서 상장된 지 1년이 경과한 주식을 편입대상으로 한다. 벤치마크 지수(BM)는 유니버스 내 존재하는 주식들을 매년 6월 마지막 거래일의 시가총액에 따라 편입하여 이를 1년간 보유하고 1년 후 리밸런

¹²본고의 시뮬레이션은 실제 주가에 근거한 것이지만 저자들은 본 결과를 이용한 투자 상의 의사결정을 권유하지 않습니다.

상한다.¹³ 한편, 듀레이션 틸트 지수는 6월 마지막 거래일에 계산한 종목별 주식 듀레이션을 기준으로 순위를 정하여 듀레이션 10분위 포트폴리오의 구성 종목을 확정된 후 1~3 분위 포트폴리오에 속한 종목에는 지수 대비 시가총액비율의 110%, 4~7 분위 포트폴리오에 100%, 8~10 분위 포트폴리오에 90%의 편입비중으로 포트폴리오 전반의 듀레이션 요인에 대한 위험적재를 높였다. 한편, 각 포트폴리오 내 편입종목들은 포트폴리오 내 시가총액 비율에 따라 보유하고 음의 듀레이션을 지닌 종목은 제외하였으며 편딩에 의한 효과는 CD금리를 사용하였다.

Figure 16: 주식 듀레이션 틸트 지수와 KOSPI프록시 벤치마크



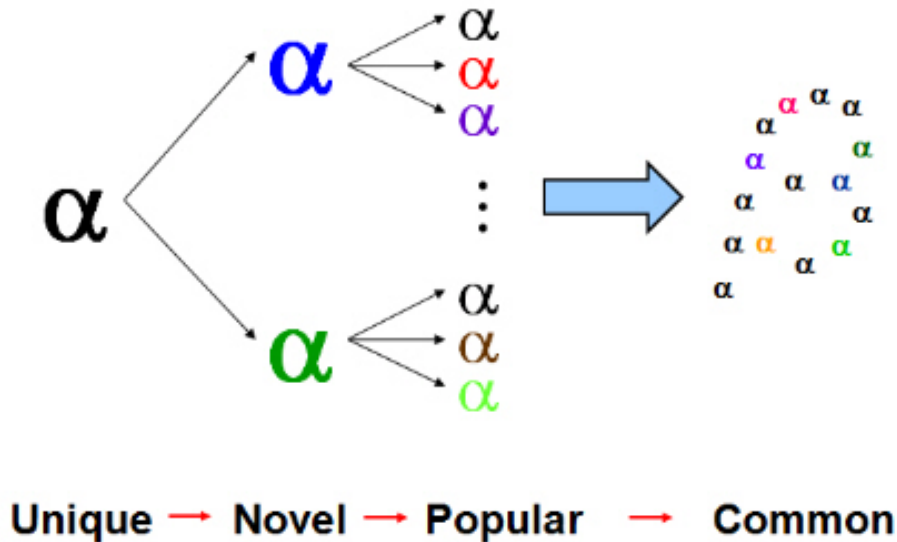
그림에서 보는 것과 같이 오렌지색으로 표시된 듀레이션 틸트 지수는 조사 대상 기간인 1993년 이후 25년간 파란색으로 표시된 벤치마크 지수와 99.9%의 매우 높은 상관계수를 기록하면서도 벤치마크 대비 15.95%p의 성과 우위를 기록하였다. 한편, 연율화한 벤치마크의 변동성은 33.96%, 틸트지수는 31.12%를 기록함으로써 위험 가중 수익률 측면에서도 벤치마크 대비 듀레이션 틸트지수가 우월하였다.

본고에서는 상술한 것과 같은 간단한 백테스트를 통해 주식 듀레이션 퍼즐의 효과가 듀레이션 위험 요인에 근거한 틸트 지수에 의해 포착되는 것을 확인할 수 있다. 이처럼 시장에서 발견되는 이례현상을

¹³이렇게 결정된 KRX가 발표하는 KOSPI지수와는 차이가 있는데 이는 금융주와 유틸리티 주식들이 유니버스에서 제외된 것이 가장 큰 이유이다. 본 연구 중 보고한 동일가중 듀레이션 포트폴리오와 시총가중 듀레이션 포트폴리오는 모두 듀레이션 퍼즐을 시사하지만 본 절에서 스마트베타 방식의 지수를 만드는 과정에서는 기존 KOSPI 지수를 매우 크게 능가하는 동일가중 지수 대신 시총가중 지수와 시총가중 방식의 듀레이션 포트폴리오 수익률을 사용하여 상품개발 실무와의 괴리를 줄였다.

위험요인으로 포괄하고 이것을 이용하여 벤치마크와 사실상 동일하면서도 위험이나 성과 측면에서 나은 투자 성과를 얻을 수 있다고 주장하는 ‘스마트 베타’ 스타일의 투자 전략을 주식 듀레이션 위험에 대해서도 적용할 수 있음을 살펴보았다.

Figure 17: Smart beta 개념 (Source: Andrew Lo)



그러나 Lo (2004)가 지적하였듯 시장의 요인구조에 대한 제한적이고 일시적인 이례현상에 근거한 소위 ‘스마트 베타’ 투자전략의 유효성은 시간이 지나면서 시장이 이러한 이례현상을 포괄하며 그 유효성을 상실할 수 있으며 전략이 거둔 투자성과에 대한 이유나 경제와의 연결성을 발견하기 어렵다는 점에서 일종의 팩터 뒤적이기(factor dredging)이 될 수 있음에 유의해야 한다.

6 결론

본고에서는 1991년부터 2018년까지 KOSPI 상장주식을 이용하여 Dechow, Sloan, and Soliman(2004)의 내재 주식 듀레이션을 계산하고 이를 이용하여 주식 일드 커브의 우하향 현상을 확인하였다. 듀레이션에 따라 구성된 10분위 포트폴리오에서 목격되는 가치주 효과를 통해 듀레이션 퍼즐을 설명할 수 있다는 가설에 입각하여 가치주 요인(HML)을 듀레이션(SML)과 비교한 결과 두 위험요인은 서로 구분되는 별도의 위험 요인임을 확인하였다. 이에 듀레이션을 기존의 Fama and French(1993) 3요인 모형에 추가한 4요인 모형(대안 모형)을 제안하였다.

KOSPI 주식 대상으로 실시한 검정 결과 Carhart(1997)의 모형 대비 듀레이션 기반의 대안 모형이

우월한 성과를 기록하였다. 이 모형은 CAPM이나 Fama and French 3요인 모형 등 대표적인 자산가격 벤치마크 모형에 대비 요인구조 및 가격오차 측면에서 우월한 결과를 나타냄을 확인하였다.

이러한 결과는 주식 수익률의 리스크 프리미엄 횡단면에서 주식이 창출하는 현금흐름의 시제적 패턴이 지니는 중요성을 환기하는 결과이다. 특히 경기변동과 관련하여 주식 수익률에서 양(+)의 리스크 프리미엄이 짧은 듀레이션 주식을 대상으로 경기수축기에 집중되는 현상을 발견하였다. 이는 경기수축기에는 주가의 전반적인 하락으로 주가의 반전 등을 통해 단기 수익을 거둘 수 있는 투자대상의 공급이 많아지는 측면에 기인하였을 수 있는데 이와 관련한 추가적인 연구가 필요하다.

또한 자산운용의 실제와 관련하여 포트폴리오 전반의 위험지표로서 주식 듀레이션의 역할을 살펴 보았으며 개별 기업 단위에서 해당 기업의 산업 사이클과의 연계성, 사업 모델 혁신 등과 관련한 주식 듀레이션 관점의 해석을 검토하고 실무와 유사한 방식을 통해 고안된 주식 듀레이션 기반 스마트베타 지수를 개발하여 그 성과를 검토하였다.

본고의 연구는 자산가격 결정모형에서 주식 듀레이션 위험의 중요성을 환기하고 이를 통해 가격 결정 성과를 높인 대안적인 자산가격 결정모형을 실증적으로 분석하여 이의 성과를 확인하였다는데 있다. 또한 실제 주식 포트폴리오를 운용하는 경우 주식 듀레이션에 근거한 위험관리를 통해 주식 포트폴리오에 대한 더욱 풍부한 이해와 운용성과 제고가 가능함을 살펴보았다.

References

- Bansal, Ravi, Robert F Dittmar, and Christian T Lundblad, 2005, Consumption, dividends, and the cross section of equity returns, *The Journal of Finance* 60, 1639–1672.
- Brennan, Michael J, 1998, Stripping the s&p 500 index, *Financial Analysts Journal* 12–22.
- Campbell, John Y, and Tuomo Vuolteenaho, 2004, Bad beta, good beta, *American Economic Review* 94, 1249–1275.
- Da, Zhi, 2009, Cash flow, consumption risk, and the cross-section of stock returns, *The Journal of Finance* 923–956.
- Dechow, Patricia M, Richard G Sloan, and Mark T Soliman, 2004, Implied equity duration: A new measure of equity risk, *Review of Accounting Studies* 9, 197–228.
- Fama, Eugene F, and Kenneth R French, 1988, Dividend yields and expected stock returns, *Journal of Financial Economics* 22, 3–25.
- Fama, Eugene F, and Kenneth R French, 1993, Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics* 33, 3–56.
- Jegadeesh, Narasimhan, and Sheridan Titman, 1993, Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency, *The Journal of Finance* 48, 65–91.
- Lettau, Martin, and Jessica A Wachter, 2007, Why is long-horizon equity less risky? a duration-based explanation of the value premium, *The Journal of Finance* 62, 55–92.
- Lo, Andrew W, 2004, The adaptive markets hypothesis: Market efficiency from an evolutionary perspective .
- Malkiel, Burton G, 2014, Is smart beta really smart?, *Journal of Portfolio Management* 40, 127.
- Nissim, Doron, and Stephen H Penman, 2001, Ratio analysis and equity valuation: From research to practice, *Review of accounting studies* 6, 109–154.
- Roll, Richard, 1977, A critique of the asset pricing theory's tests part i: On past and potential testability of the theory, *Journal of financial economics* 4, 129–176.

Shiller, Robert J., 1981, Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends?, *The American Economic Review* 71, 421–436.

Weber, Michael, 2018, Cash flow duration and the term structure of equity returns, *Journal of Financial Economics* 128, 486–503.

문성제, 송준혁, 2018, “현금흐름 위험 기반 KOSPI 수익률 횡단면 연구”, *선물연구*, 26, 3, 311-343.

A 부록

A.1 duration of perpetuity 유도

시점 t 에서 CF_t 는 perpetuity의 cash flow, R_t 을 할인율이라고 하면 perpetuity의 현재가치 P 는 $P = CF/R$ 이 된다. 이 때 듀레이션 D 는 다음과 같다. (이 때 CF_t, R_t 은 전기간 동일한 것으로 가정한다)

$$\begin{aligned} D &= \frac{\frac{CF}{1+R}}{\frac{CF}{R}} + 2 \times \frac{\frac{CF}{(1+R)^2}}{\frac{CF}{R}} + 3 \times \frac{\frac{CF}{(1+R)^3}}{\frac{CF}{R}} + \dots \\ &= \sum_{t=1}^{\infty} t \left(\frac{\frac{CF}{(1+R)^t}}{\frac{CF}{R}} \right) = R \sum_{t=1}^{\infty} t \left(\frac{1}{1+R} \right)^t \end{aligned}$$

한편 위의 무한 합에 대한 항 $\frac{1}{1+R}$ 을 x 라 할 때 $R > 0$ 에서 x 는 0과 1사이의 값을 가지므로 위의 식을 다시 정리하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \sum_{t=1}^{\infty} tx^t &= x + 2x^2 + 3x^3 + \dots \\ x \sum_{t=1}^{\infty} tx^t &= x^2 + 2x^3 + 3x^4 + \dots \end{aligned}$$

둘 사이의 차이를 y 라고 하면 아래의 관계가 성립한다.

$$y = \sum_{t=1}^{\infty} tx^t - x \sum_{t=1}^{\infty} tx^t = x + x^2 + x^3 + \dots$$

여기에 x 를 곱하면 등비수열의 성질에 따라 다음과 식을 얻을 수 있다.

$$xy = x^2 + x^3 + x^4 + \dots \Rightarrow y = \frac{x}{1-x}$$

이러한 관계를 이용하여 다시 앞의 식을 보면

$$\sum_{t=1}^{\infty} tx^t - x \sum_{t=1}^{\infty} tx^t = \frac{x}{1-x} \Rightarrow \sum_{t=1}^{\infty} tx^t = \frac{x}{(1-x)^2}$$

처음의 듀레이션 D 식에 이 결과를 적용하면

$$D = R \sum_{t=1}^{\infty} t \left(\frac{1}{1+R} \right)^t = R \frac{\frac{1}{1+R}}{\left(1 - \frac{1}{1+R}\right)^2} = \frac{\frac{R}{1+R}}{\left(\frac{R}{1+R}\right)^2} = \frac{1+R}{R}$$

이 성립하므로 perpetuity의 듀레이션은 $(1+R)/R$ 임을 알 수 있다.

Table 10: 대안 4요인 모형과 25 portfolio

size\bm		factor loading					t-value				
		b1	b2	b3	b4	b5	b1	b2	b3	b4	b5
alpha	s1	0.005	0.012	0.009	0.011	0.014	1.581	3.566	3.719	4.713	4.608
	s2	0.000	-0.003	-0.004	-0.003	0.004	-0.022	-1.602	-1.559	-1.460	1.816
	s3	-0.002	-0.002	-0.003	-0.007	-0.005	-0.570	-0.701	-1.302	-3.205	-1.789
	s4	-0.004	-0.007	-0.008	-0.004	-0.003	-1.747	-2.875	-3.453	-2.057	-1.457
	s5	0.007	-0.004	0.000	-0.002	0.000	3.307	-1.672	0.181	-0.828	-0.174
market	s1	0.837	0.903	0.845	0.902	0.818	20.261	21.194	27.650	30.505	21.593
	s2	1.000	1.022	1.047	1.023	1.040	29.746	38.911	33.214	40.577	35.889
	s3	1.207	1.113	0.998	0.992	1.031	26.652	28.271	31.132	37.356	31.702
	s4	1.125	1.049	1.023	1.045	1.020	36.215	36.225	35.629	39.646	36.579
	s5	0.982	1.007	0.962	0.969	0.970	37.566	33.998	35.244	34.180	33.704
SMB	s1	1.108	1.414	0.957	1.020	0.975	21.570	26.701	25.187	27.747	20.690
	s2	1.058	0.989	0.933	0.967	0.817	25.319	30.301	23.823	30.869	22.675
	s3	0.637	0.539	0.513	0.422	0.473	11.311	11.009	12.875	12.770	11.699
	s4	0.968	0.807	0.800	0.690	0.723	25.057	22.421	22.404	21.047	20.849
	s5	-0.217	-0.101	-0.117	-0.017	-0.139	-6.685	-2.745	-3.458	-0.470	-3.884
HML	s1	-0.372	-0.459	0.008	0.020	0.468	-7.092	-8.477	0.196	0.531	9.715
	s2	-0.712	-0.269	0.097	0.122	0.676	-16.677	-8.070	2.427	3.798	18.355
	s3	-0.520	-0.323	0.067	0.369	0.685	-9.029	-6.457	1.655	10.939	16.591
	s4	-0.607	-0.144	0.119	0.283	0.726	-15.383	-3.924	3.261	8.456	20.502
	s5	-0.510	-0.019	0.025	0.342	0.351	-15.357	-0.503	0.722	9.510	9.610
SML	s1	-0.177	0.103	-0.124	-0.143	-0.345	-2.959	1.678	-2.818	-3.358	-6.311
	s2	-0.045	0.005	0.118	0.017	-0.176	-0.924	0.145	2.603	0.455	-4.215
	s3	-0.201	-0.101	-0.052	0.026	-0.015	-3.074	-1.768	-1.114	0.667	-0.311
	s4	-0.011	0.002	0.034	0.022	0.069	-0.237	0.042	0.828	0.591	1.717
	s5	-0.071	0.021	0.044	-0.002	-0.041	-1.873	0.489	1.120	-0.059	-0.979
adj-R2	s1	0.743	0.781	0.809	0.838	0.770					
	s2	0.843	0.878	0.825	0.883	0.873					
	s3	0.747	0.752	0.781	0.844	0.823					
	s4	0.865	0.843	0.839	0.863	0.870					
	s5	0.862	0.814	0.827	0.826	0.832					