

## 재무적 제약과 시장경쟁구조의 상호작용이 고유 변동성에 미치는 영향

한민연\* · 남건우\*\* · 우제문\*\*\* · 강형구\*\*\*\*

### <요 약>

시장경쟁구조와 기업의 지배력 정도는 고유 변동성(idiosyncratic volatility)에 영향을 끼칠 수 있는 요소 중 하나로 알려져 있다. Gaspar and Massa(2006)는 시장 지배력이 높거나 집중된 산업에 속한 경우, 고유 변동성이 낮게 나타남을 밝히며, 이에 대한 설명으로 자연헤지(natural hedge) 가설과 정보 불확실성 가설을 제시하였다. 그러나 시장 지배력이 높은 기업은 다른 주체에게 충격을 전가할 수 있기 때문에 고유 변동성이 낮게 나타난다는 자연헤지 가설에서는 재무적 제약(financial constraints)이 고려되지 않았다. 본 연구에서는 자연헤지 효과 가설을 설명할 때 기업이 처한 재무적 제약을 고려할 필요가 있음을 실증적인 증거를 제시함으로써 밝히고자 한다.

본 연구의 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫 번째, 대부분 시장 지배력 관련 변수에서 고유 변동성과 유의한 음(-)의 관계가 나타나고 있으며, 이는 Gaspar and Massa(2006)의 결과가 국내에도 존재하고 있다는 것이다. 두 번째, 이러한 효과는 재무적 제약과 시장경쟁구조 변수와의 교차 효과를 함께 고려하면 줄어들었다. 즉, 시장 지배력을 가지고 있더라도 재무적인 제약을 겪고 있으면 충격을 전가하기 어렵고, 고유 변동성에 대한 시장 지배력의 영향력이 줄어들 수 있다는 것을 말해준다. 그리고 이러한 결과는 여러 방법론을 적용했을 때에도 역시 강건하게 나타났다.

본 연구의 결과, 고유 변동성과 시장 지배력 간의 관계를 설명하는 가설 중 하나인 '자연헤지 가설'은 '재무적 제약'을 반영하면, 현실을 설명하기는 부족하다는 것을 알 수 있다. 따라서 향후 고유 변동성과 시장경쟁구조간의 관계에 대한 연구에서는 이러한 관계를 고려해야할 것이다.

주제어 : 고유 변동성, 시장경쟁구조, 재무적 제약, 시장 지배력, 자연헤지 가설

논문접수일 : 2017.09.07. 1차 수정일 : 2017.12.27. 2차 수정일 : 2018.01.27. 게재확정일 : 2017.01.29.

본 연구는 한양대학교 교내연구지원사업으로 연구되었음(HY-2017년도)

\* 주저자, 한양대학교 경영대학 박사과정, yeonhan.min@gmail.com

\*\* 공동저자, 한양대학교 경영대학 박사과정, gunwoo.nam@gmail.com

\*\*\* 공동저자, 한양대학교 경영대학 박사과정, woojemoon@gmail.com

\*\*\*\* 교신저자, 한양대학교 파이낸스경영학과 조교수, 02-2220-2883, hyoungkang@hanyang.ac.kr

## I. 서론

상품 시장의 경쟁 수준 및 구조는 고유 변동성에 영향을 끼칠 수 있는 요소 중 하나이다. Irvine and Pontiff(2009)는 지난 40년간 개별 기업 수익률의 고유 변동성의 증가는 현금흐름의 고유 변동성 증가와 더불어, 시장 전체의 증가된 경쟁 때문이라고 주장하였다. 예를 들어, 특정 시점에 규제가 완화되어 진입장벽이 낮아진 산업의 경우, 높은 고유 변동성이 나타남을 보였다. Gaspar and Massa(2006)은 높은 시장 지배력과 집중된 산업에 속한 경우, 고유 변동성이 낮게 나타남을 밝혔다. 그렇다면, 기업이 속한 시장 구조와 그 특징은 어떻게 고유 변동성에 영향을 미칠 것인가? Gaspar and Massa(2006)는 두 가지 경로로 시장 경쟁 환경이 기업의 고유 변동성 수준에 영향을 미친다고 주장하였다. 하나는 자연 헤지 효과(natural hedge effect)이며, 다른 하나는 정보의 불확실성 효과(uncertainty effect)이다. 자연 헤지 효과는 다음과 같이 설명할 수 있다. 시장 지배력이 높은 기업의 경우, 어떠한 비용 측면의 충격이 발생하더라도, 소비자 또는 중간재 납품업체 또는 하청 업체들에게 전가할 수 있는 능력이 더 크다. 따라서 시장 지배력이 있는 기업은 상대적으로 지배력이 작은 기업보다 적은 고유 위험 또는 고유 변동성을 나타낼 가능성이 높다는 것이다. 반면, 정보의 불확실성 효과는 상대적으로 시장 지배력이 있는 기업이거나, 경쟁이 적어 소수 기업에 집중된 산업일수록 투자자가 직면하는 정보의 불확실성 정도가 적다는 것이다. 예를 들어, 이러한 기업들은 투자자들에게 잘 알려져 있기 때문에, 산업 내 여러 기업이 존재하여 경쟁이 심한 기업들보다 정보의 불확실성이 낮을 것이다. 따라서 시장 지배력이 높은 기업 또는 시장 집중도가 높은 산업의 경우, 기업의 정보에 대한 불확실성이 적으며, 이는 낮은 고유 변동성으로 연결될 것이다.

그러나 저 두 가지 경로가 항상 성립하는 것은 아니다. 특히, 시장경쟁구조가 고유 변동성에 미치는 경로 중, 자연헤지 효과는 금융위기 이후 몇몇의 산업에서는 가설대로 나타나지 않음을 볼 수 있었다. 예를 들어, 최근 한국의 대형 조선업체들은 글로벌 수요 부진 등으로 인해 큰 위기를 겪었다. 분명 한국의 탑 티어(top tier) 조선 기업들은 세계적으로도 높은 시장 점유율을 가지고 있었으며, 이를 하부 수준의 기업들과 고객들에게 어느 정도 충격을 전가할 수 있는 위치에 있었다. 그러나 전반적인 산업의 저조한 수요 등으로 인하여 영업에 있어 큰 어려움을 겪었으며, 이로 인한 충격을 제대로 해소하지 못하였다. 추가적으로 최근 유가의 하락으로 인하여 플랜트 쪽에서도 수주가 줄어들면서 공급과잉의 상황을 벗어나지 못하고 있다. 이러한 경우 특히 유동성 측면에서 기업들은 어려움을 겪으며, 충격을 줄이기 위해서 구조조정 및 매각 등을 진행하게 된다.

이러한 일화적인 증거에 따르면, 앞에서의 상품시장경쟁구조가 고유 변동성에 영향을 끼치는 경로 중 하나인 자연헤지 가설은 설명되기 어렵다. 예를 들어, 시장에서 어떠한 기업의 시장 지배력이 높아 고객 및 하청 업체에 영향력을 행사하여 충격을 전가하기 어려운 경우, 이익의 변동성이 상승하고, 이는 다시 고유 변동성의 상승으로 이어질 가능성이 있다는 것이다. 이에 대해서, 본 연구는 기존 연구에서 제안한 자연헤지 가설과 위의 예시와의 빠져있는 고리를 연결하는 요인으로 기업의 '재무적 제약'을 제시한다. 다시 말해서, 기업의 재무적인 제약 정도는 시장경쟁구조가 고유 변동성에 미치는 영향과 맞물려 고유 변동성에 영향을 끼칠 수 있다. 먼저 위에서의 첫 번째 가설, 자연 헤지 가설과 기업의 재무적 제약을 연결시켜보자. 어떠한 기업이 산업에서 선도적인 위치에서 시장 지배력을 활용하여 비용 충격을 줄이려 하더라도, 이 기업에게 제약이 크다고 하면 이를 실행하기 어려울 가능성이 있다. 예를 들어, NPV(net present value)가 양(+인 새로운 프로젝트가 있다고 하더라도, 새로운 자본을 조달하는데 어려움이 있기 때문에 수행하기 어렵다. 또한 유동성 측면에서도 문제가 있기 때문에 그만큼 외부의 가격 충격에 대응하는데 어렵다. 그리고 재무적 제약이 큰 경우 시장 지배력도 약화될 수 있기 때문에 역시 충격을 예전처럼 다른 주체에게 전가시키기는 어려울 것이다. 물론 재무적 제약이 있음에도, 시장 지배력을 활용하여 외부의 충격을 투자자 및 아래의 하청업체 등에게 전가시킴으로써 비용충격을 벗어날 수도 있다. 따라서 고유 변동성에 대해 시장 경쟁구조가 끼치는 영향에서 '재무적 제약'이 어떠한 역할을 하고 있는가, 그 관계는 어떠한가를 살펴보는 것은 실증적인 분석이 필요하다고 할 수 있다. 이러한 점을 실증적으로 확인한다는 점이 바로 기존의 고유 변동성과 시장 경쟁구조에 관한 연구와 가장 큰 차이점이라 할 수 있으며, 본 연구의 출발점이다.

본 연구의 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫 번째, HHI를 제외한 모든 시장 지배력 관련 변수에서 고유 변동성과 유의한 음(-)의 관계가 나타나고 있으며, Gaspar and Massa(2006)이 제시한 결과도 역시 국내에서 확인되고 있음을 보였다. 두 번째, 그러나 시장경쟁구조 또는 시장 지배력이 고유 변동성에 미치는 영향은 재무적 제약이 심한 경우에는 약화되는 것으로 나타났다. 예를 들어, 높은 시장 지배력을 가지고 있다고 하더라도, 재무적 제약이 심한 경우는 충격을 전가하지 못해서 고유 변동성을 낮추기 어려운 결과가 나타났다. 따라서 본 연구의 결과에 따르면, 고유 변동성과 시장 지배력 간의 관계를 설명하는 가설 중 하나인 '자연헤지 가설'은 '재무적 제약'을 고려했을 때, 실제 현상을 설명하기 어렵다고 할 수 있다. 따라서 향후 고유 변동성과 시장경쟁구조의 관계에 대한 연구에서는 재무적 제약의 존재를 꼭 고려해야한다는 것을 밝혔다는 것이 바로 본 연구의 시사점이라고 할 수 있다.

본 연구는 다음과 같은 순서로 진행될 것이다. 제 2장에서는 가설 설정과 연구에 대한 설계를, 제 3장에서는 고려하는 변수들에 대해서 자세하게 살펴볼 것이다. 제 4장에서는 실증분석 결과를 제시하고, 제 5장에서는 결과의 강건성 검정을 실시하며 마지막 제 6장에서 결론을 맺는다.

## II. 가설 설정

본 연구에서 가장 중점적으로 살펴보는 것은 고유 변동성 수준에 시장 경쟁구조가 영향을 미치는 경로 사이에 ‘재무적 제약’이라는 요인이 고려되어야 할 필요가 있는 것은 아닌가? 라는 질문에 대한 답을 찾고자 하는 것이다. Gaspar and Massa(2006)은 상품시장 경쟁구조가 고유 변동성에 미치는 영향에 대해 설명하면서, 외생적 충격(예를 들어, 비용충격 등)이 발생했을 때 기업에게 시장 구조가 영향을 미치는 경로는 두 가지, 자연 헤지 효과와 정보의 불확실성 효과다. Gaspar and Massa(2006)는 이 두 가지가 모두 고유 변동성에 영향을 끼치고 있다고 주장을 하였다. 그러나, 본 연구에서는 자연 헤지 효과의 경우 이를 검증할 때 기업이 처한 재무적 제약을 고려할 필요가 있다는 의견을 제시한다. 즉, 본 연구에서는 두 가지 가설 중, 자연 헤지 효과 가설을 설명할 때 기업이 처한 재무적 제약을 고려할 필요가 있음을 실증적인 증거를 제시함으로써 밝히고자 한다.

이번엔 상품시장경쟁이 고유 변동성에 영향을 미치는데 대한 두 가지 가설, 자연헤지와 불확실성 효과에 대해서 자세하게 살펴볼 것이다. 먼저 자연 헤지에 대해서 살펴보자. 금융 위기 또는 오일 쇼크와 같은 외생적인 충격이 나타났을 때, 기업들이 겪는 고통의 정도는 서로 다르다. 자연헤지 가설에 따르면, 시장 지배력이 높은 기업의 경우는 그렇지 않은 기업보다 소비자에게 비용을 보다 쉽게 전가할 수 있기 때문에, 상대적으로 이익에는 적은 영향을 받고 견딜 수 있을 것이다. 또한 반대로 양(+)의 충격이 나타나면 시장 지배력이 높은 경우는 가격을 그렇지 않은 기업에 비해서 빠르게 상승시킬 수 있다. 따라서 이러한 메커니즘으로 인하여 시장 지배력이 높은 기업은 외생적인 충격을 스무딩(smoothing)할 수 있다는 것이 Gaspar and Massa(2006)의 설명이다. 따라서 정리하면, 1) 시장 지배력이 높은 기업들은 충격에 대한 스무딩을 통해 낮은 이익의 변동성을 나타낼 것이고, 2) 다시 이는 낮은 고유 변동성으로 나타나게 될 것이다.

반면, 불확실성 효과는 보다 직접적으로 고유 변동성에 영향을 미치게 된다. 여기서 ‘불확실성’이라는 것은 어떠한 미래 경제의 불확실성으로 인해 기업의 정보가 불확실한 것뿐만 아니라, 의도한 또는 의도하지 않은 ‘정보 비대칭’으로 인하여 투자자가 기

업에 대한 정보를 불확실하게 느끼는 것까지 모두 포함하는 것이라 할 수 있다. 예를 들어, 미래 이익에 대해 불확실성이 높은 기업과 그렇지 않은 기업을 비교하였을 때, 불확실성이 높은 쪽이 더 높은 고유 변동성을 기록할 것이다. 이러한 불확실성은 기업의 시장 지배력과 기업이 속한 산업의 구조와도 관련이 있다. 어떠한 기업의 시장 지배력이 높은 경우, 다른 기업들에 비해서 규모가 크고 많은 애널리스트들에 의해서 분석이 되기 때문에 상대적으로 미래의 수익성에 대한 불확실성이 적을 것이라 예상할 수 있다. 또한, 집중도가 높아 경쟁이 적거나, 급격하게 변하지 않는 산업에 속한 경우도 외부의 투자자 입장에서는 파악하기가 수월하기 때문에 불확실성이 적을 것이라 예상할 수 있다. Irvine and Pontiff(2009)는 경쟁이 심한 산업에 속한 기업들은 현금흐름의 고유 변동성이 높고, 다시 이는 높은 주가 수익률에서의 고유 변동성으로 이어지는 것을 보였다. 이는 산업별로 이익에 대한 불확실성의 차이가 발생하고, 다시 이것이 고유 변동성의 차이로 나타난 것이라 해석할 수 있다. 따라서 시장 지배력이 높거나 집중된 산업에 속한 기업일수록, 상대적으로 낮은 고유 변동성을 기록할 것이라 예상할 수 있다.

이에 대한 두 가설을 설정하면 다음과 같다. 아래의 가설 H1은 상품시장경쟁이 고유 변동성에 영향을 끼치는 두 가지 경로에 모두 적용되는 가설이다.

**H1 : 시장의 경쟁도가 높을수록(또는 기업의 시장지배력이 낮을수록), 고유 변동성은 증가할 것이다.**

가설 H1은 아래의 식(1)의 통합 회귀분석(pooled regression)을 통해서 확인이 가능하다.

$$IVOL_{i,t} = \alpha + \beta_1 COMP_{i,t-1} + \theta' X_{i,t-1} + \gamma' D_i + \delta_t + \epsilon_t \quad (1)$$

여기서 COMP는 i기업이 속한 시장의 경쟁도 또는 i기업이 속한 시장 내에서의 i기업의 지배력이다. 그리고 X는 통제 변수이다. 통제 변수 X에는 불확실성 가설에 의한 영향을 통제하기 위해서 정보 비대칭에 대한 척도로 애널리스트 커버리지 수(ACOV)와 기업 연수(AGE), 그리고 Amihud(2002)의 비유동성 지표(ILLQ)를 포함한다. D는 i기업이 포함된 산업별 더미변수의 벡터를 나타내며,  $\delta$ 는 연도별 효과를 나타낸다. 만약 H1이 맞다면, COMP의 회귀계수인  $\beta_1$ 이 유의한 음(-)의 값을 기록해야 할 것이다. 다시 말하면, 시장의 경쟁도가 낮아 시장 지배력이 높은 경우는 고유 변동성이 낮을 것이다. 본 연구에서는 발생 가능한 내생성을 통제하기 위해서 독립변수는 한 기

의 시차를 두어 포함하였다.

본 연구에서 관심 있는 것은 자연 헤지 가설이다. 자연 헤지 가설을 설명하는데 있어서 하나의 중요한 전제는, 충격이 발생 시 “시장 지배력이 높은 기업이 소비자 또는 다른 주체(예를 들어 하청업체)들에게 비용을 쉽게 전가할 수 있다”라는 것이다. 그러나 이러한 전제는 바로 기업이 재무적인 제약에 처해있을 때에는 어려울 가능성이 크다. 예를 들어, A라는 기업은 시장의 선두에 있는 기업이나, 단기적인 부채가 많고 이익이 매출채권으로 많이 들어온다고 하자. 만약 금융위기 등과 같은 충격이 발생하였을 때, A 기업이 소비자 또는 다른 상대방에게 비용을 쉽게 전가시킬 수 있을 것인가? 사실 이는 그렇지 못할 가능성도 있다. 재무적인 제약을 겪고 있다는 사실은, 금융기관과 같은 자금을 공급하는 주체들뿐만 아니라 영업을 위해 같이 거래를 하고 있는 상대방 기업에게도 좋지 않은 뉴스이다. 또한, 재무적 제약을 겪음으로 인하여 현재 양(+)의 순현재가치를 가져다 줄 수 있는 프로젝트를 하지 못함으로써 회사는 큰 타격을 입을 수 있다. 따라서 이는 시장 점유율과 지배력을 줄이게 하는 결과를 낳게 된다(Opler and Titman, 1994). 이를 다시 자연 헤지 가설과 연결시키게 되면, 시장 지배력이 있음에도 불구하고 재무적 제약이 심한 기업들은 충격을 스무딩하지 못해서 고유 변동성이 증가할 수 있다는 것이다. 반면, 재무적 제약이 고유 변동성에 미치는 시장 지배력이 고유 변동성에 미치는 영향보다 미미할 수도 있다. 이 경우에는 시장 지배력이 높은 기업은 재무적 제약이 있더라도 고유 변동성은 낮게 나타날 것이다. 따라서 이를 검증하기 위한 가설 H2는 아래와 같다.

**H2 : 재무적 제약이 큰 기업들은 높은 시장 지배력이 있다고 하더라도, 가격 충격을 헤지하기 어렵다.**

이는 시장 지배력과 재무적 제약의 고유 변동성에 대한 교차 효과(interaction effect)를 살펴보는 것과 같으며 가설 H2는 아래의 식으로 확인할 수 있다.

$$IVOL_{i,t} = \alpha + \beta_1 COMP_{i,t-1} + \beta_2 FC_{i,t-1} + \beta_3 FC_{i,t-1} \times COMP_{i,t-1} + \theta' X_{i,t-1} + \gamma' D_i + \delta_t + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

만약 재무적 제약으로 인해 충분한 시장 지배력을 가진 기업이 다른 주체에게 외생적인 가격 충격을 전가하지 못한다면, 시장 지배력이 고유 변동성에 미치는 영향이 줄어들게 되어 재무적 제약과 시장 지배력의 교차항  $\beta_3$ 이 양(+)의 유의한 값을 나타낼 것으로 예상할 수 있다. 그리고 시장 지배력이 미치는 한계효과도 교차효과를 고

려하지 않았을 때에 비해서 실제로 줄어들게 될 것이다. 만약 그렇지 않다면, 재무적인 제약이 있다고 하더라도 기업은 시장 지배력을 통해서 소비자 등에게 가격 충격을 전가하는데 문제가 없기 때문에, 시장 지배력이 고유 변동성에 미치는 영향을 크게 변화가 없을 것이다. 이러한 경우, 자연헤지 가설은 고유 변동성과 시장경쟁구조간의 관계에서 일반적인 설명으로는 부족하게 된다. 따라서 본 연구에서는 (1) FC와 COMP의 교차항이 양(+)<sup>1)</sup>의 유의한 값을 나타내는지 확인하고, (2) 교차효과를 고려한 FC와 COMP 각각의 (평균)한계효과를 추정하여 교차효과를 고려하지 않았을 때의 한계효과와 비교하여 FC의 한계효과는 크게 변하지 않고, COMP의 한계효과는 줄어드는 것을 확인할 것이다<sup>1)</sup>.

### Ⅲ. 데이터 및 변수 설명

본 연구는 2004년부터 2015년까지 유가증권시장과 코스닥에 한번이라도 상장되었던 비금융 기업들을 대상으로 진행하였다. 모든 회계 및 주가 관련 데이터는 FnGuide에서 제공받았으며, 신용평점 데이터는 KIS-Value에서 제공받았다. 고유 변동성을 산출하는데 있어서 필요한 시장, 규모(size), 가치(value) 요인들의 요인 수익률은 FnGuide에서 제공을 받아 사용하였다. 표본을 구성하는데 있어서 본 연구와 과거 연구와의 차이점은 크게 두 가지로 볼 수 있다. 첫 번째, 대부분 거래소 상장 기업들만 포함했던 국내 연구들(유혜영 외, 2013; 조성민, 이화득, 2016)과는 달리, 본 연구는 산업 경쟁 구조 관련 변수를 산출할 때 코스닥 기업들도 포함하며 분석에서도 역시 코스닥 기업들을 포함한다. 그 이유는 산업에는 거래소에 상장되어 있는 기업들뿐만 아니라, 코스닥, 그리고 비상장 기업들도 같이 포함되어 있고, 이들이 같이 경쟁을 하기 때문이다. 따라서 보다 정확한 산업의 경쟁 구조 및 지배력을 추정하기 위해서 코스닥 기업들도 역시 포함을 해야 한다고 판단하였다.

두 번째, 표본은 Altman Z-score가 1.81 이상인 기업들로 한정하였다. 이는 재무적 제약과 재무적 곤경(financial distress)를 구분하기 위함이다<sup>2)</sup>. 많은 연구에서 재무적 제약과 재무적 곤경을 혼동해서 사용하고 있으나, 이는 실제로 구분되어야 할 개념이

1) 교차항을 고려했을 때의 평균한계효과는 다음과 같다.  $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_1 X_2$ 의 식을 가정하면, 이때  $X_1$ 의 평균한계효과는  $\frac{\partial Y}{\partial X_1} \Big|_{X_2 = \bar{X}_2} = \beta_1 + \beta_3 \bar{X}_2$  이라고 할 수 있다.

2) 국내 연구 중, 강하나, 이장우(2011)은 재무적 제약을 겪고 있는지 여부를 부채비율로 결정하였고, 임병균 외(2013)은 배당성향, 기업규모, 채권 평점, Kscore(Zscore의 국내 적용모형) 등을 사용하였다.

다(Lamont et al., 2001). 재무적으로 제약을 겪고 있는 기업은 어떠한 양(+)의 현금흐름이 기대되는 투자기회가 있을지라도 자본을 빌리기 어려워 투자를 쉽게 하지 못하는 경우다. 반면 재무적 곤경을 겪고 있다는 것은, 기업이 돈을 갚지 못하는 신용 위험을 겪고 있다는 쪽에 가깝다. 따라서 이 두 가지 개념은 엄밀한 의미에서 구분될 필요가 있다. 이를 확인하기 위해서, 본 연구에서는 Altman Z-score를 기준으로 재무적 곤경을 겪을 가능성이 높은 기업을 제외한 표본으로만 분석을 진행하여 이를 구분하였다. 통상적으로 1.81보다 낮은 Z-score는 디폴트 위험이 높은 기업으로 판단되기 때문에(Altman, 2000), 본 연구에서는 역사적으로 Z-Score의 중앙값이 1.81 이상인 기업들만 표본에 포함하였다. 본 연구는 Altman Z-score의 역사적으로 중앙값이 3 이상인 기업, 그리고 KMV(Bohn and Crosbie, 2003) 모형의 부도확률(EDF)를 기준으로 디폴트 확률이 낮은 기업들로 표본을 제한하여 추가적인 분석을 진행하였고 이를 통해 결과의 강건함을 확인하였다. 본 연구에서 Z-score는 아래와 같은 식을 통해 추정한다. WC는 운전자본이며, RE는 이익 잉여금, EBIT는 영업이익, MVE는 시가총액, SALES는 총 매출액이다. A와 L은 각각 총 자산과 총 부채이다.

$$Z_{i,t} = 1.2 \frac{WC_{i,t}}{A_{i,t}} + 1.4 \frac{RE_{i,t}}{A_{i,t}} + 3.3 \frac{EBIT}{A_{i,t}} + 0.6 \frac{MVE_{i,t}}{L_{i,t}} + 0.999 \frac{SALES_{i,t}}{A_{i,t}} \quad (3)$$

본 연구에서 사용된 변수들은 크게 3 가지로 분류할 수 있다. : 1) 고유 변동성 관련, 2) 산업경쟁 관련 변수, 3) 재무적 제약 관련 변수이다. 변수들에 대한 자세한 설명은 <표 1>에서 확인할 수 있다. 추가적으로, 극단치를 제거하기 위해서, 본 연구의 모든 변수들은 각 연도별로 상하위 1% 값을 대상으로 윈저화(Winsorization)을 실시하였다.

### 3.1 고유 변동성

본 연구에서는 기존 연구(Ang et al., 2006)에서 제시된 위험 요인 등으로 설명되지 않는 수익률 변동을 고유 변동성으로 정의한다. 자세한 방법은 다음과 같다. 첫째, 각 기업-연도별로, Fama-French 3 요인(1993, 1996) 모형을 아래의 식(4)과 같이 회귀분석을 실시한다. 아래의 모든 주식 수익률과 무위험 수익률은 모두 주별 수익률이다.

<표 1> 변수 설명

본 연구에서 고려된 각 변수들에 대한 설명과 변수명을 정리한 것임. 신용 평점은 KIS Value에서 받았으며, 이를 제외한 모든 회계 및 주가 관련, 그리고 애널리스트 커버리지 데이터는 FnGuide에서 제공받았음.

구분	설명	변수명
시장 경쟁구조	excess profit-cost margin(PCM의 산업 중앙값 조정)	EPCM
	허핀달 지수(Herfindahl index, 매출액 기준)	HHI
	number of firms in an industry	N_FIRMS
	price-cost margin( operating profit / sales )	PCM
고유 변동성	idiosyncratic vol from Fama and French(1993) model	IVOL_FF3
재무적 제약	신용평점(KIS, 낮을수록 좋은 신용 등급)	CREDIT
	Kaplan and Zingales(1997) index (Lamont et al., 2001)	KZ
	Hadlock and Pierce(2010) Index	SA
	Whited and Wu(2006) Index	WW
제반 통제변수	Ln(시가총액)	SIZE
	market to book( (시가총액+총 부채)/(총 자산) )	MTB
	ROA(당기순이익 / 총자산)	ROA
	ln(기업의 영업년수)	AGE
	KOSPI 여부 더미(dummy) 변수	KOSPI
	주식 회전율(거래량/상장 주식수)	TURN
	Ln(1+애널리스트 커버리지 수)	ACOV
	비유동성 지표(Amihud, 2002)	ILLQ

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha + \beta_1 Mkt_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \epsilon_{i,t} \tag{4}$$

이후 t기의 실현된 수익률과 추정된 계수들로부터 산출한 적합치와의 차이를 잔차항으로 정의한다. 그리고 그 잔차항의 표준편차를 고유 변동성으로 정의한다.

$$\hat{\epsilon}_{i,t} = (R_{i,t} - R_{f,t}) - [\hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 MKT_t + \hat{\beta}_2 SMB_t + \hat{\beta}_3 HML_t] \tag{5}$$

각 회귀분석은 연도별로 주별 수익률 관측치가 50개 이상인 경우만 포함하였으며, 결산월이 대부분 12월임을 감안하여 각 연도별로 4월부터 다음 해 3월까지의 데이터를 사용하였다. 고유 변동성에 자연로그(Ln)를 취한 값을 종속변수로 사용한다.

### 3.2 산업 경쟁 관련 변수

본 연구에서는 총 4개의 상품시장경쟁 관련 변수, 초과 가격 비용 마진(excess profit-cost margin, EPCM)과 가격 비용 마진(profit-cost margin, PCM), 그리고 허핀달 지수(Herfindahl index, HHI), 마지막으로 산업 내의 기업 수(number of firm, NFIRMS)을 사용한다. 먼저, PCM과 EPCM에 대해서 살펴보자. PCM과 EPCM은 산업 경쟁도를 나타내는 러너 지수(Lerner index)와 비슷한 개념이라고 할 수 있다.

$$PCM = \frac{\text{price} - \text{marginal cost}}{\text{price}} \quad (6)$$

여기서 P는 기업의 가격이며 MC는 한계비용이다. 만약 독점적인 기업이라면, 독점적인 지위를 활용하여 한계 비용과 가격의 차이를 벌릴 수 있을 것이다. 따라서 PCM 또는 러너 지수가 1에 가까울수록, 기업이 상품시장 내에서 가지고 있는 경쟁력 및 지배력이 높다는 것을 의미하며 좀 더 경쟁도가 낮은 산업에 있다고 할 수 있다. 그러나 시장 지배력과 관계없이 산업에 따라 구조의 차이로 인하여 PCM의 수준은 차이가 날 수 있다. 이를 통제하기 위해서 Gaspar and Massa(2006)의 연구를 따라, 각 산업별로 영업이익/매출액 비율의 중앙값과 개별 기업의 영업이익 / 매출액의 차이를 EPCM으로 사용한다. 산업 집중도에 대한 변수로는 HHI를 사용한다. HHI는 각 산업에서의 각 기업들의 매출액 기준 시장점유율의 제곱을 합한 것을 사용한다. HHI는 0과 1사이의 값을 나타내게 되며, 1에 가까울수록 시장의 집중도가 높다는 것을 의미한다. 본 연구에서는 산업분류는 한국표준산업분류 중분류를 사용하였으며, 금융업은 제외하였다<sup>3)</sup>. N\_FIRMS(각 산업의 기업 수)를 제외한 각 시장경쟁구조 관련 변수는 산업 내의 기업이 20개 이상인 경우만 포함하였다.

3) 본 연구에서 고려된 산업은, 의료용 물질 및 의약품 제조업, 식료품 제조업, 음료 제조업, 섬유제품 제조업(의복제외), 의복, 의복 액세서리 및 모피제품 제조업, 가죽, 가방 및 신발 제조업, 펄프, 종이 및 종이제품 제조업, 화학물질 및 화학제품 제조업(의약품 제외), 고무 및 플라스틱제품 제조업, 비금속 광물제품 제조업, 1차 금속 제조업, 금속가공제품 제조업(기계 및 가구 제외), 전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업, 의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업, 전기장비 제조업, 기타 기계 및 장비 제조업, 자동차 및 트레일러 제조업, 기타 운송장비 제조업, 가구 제조업, 기타 제품 제조업, 종합 건설업, 전문직별 공사업, 자동차 및 부품 판매업, 도매 및 상품 중개업, 소매업(자동차 제외), 출판업, 영상·오디오 기록물 제작 및 배급업, 방송업, 우편 및 통신업, 컴퓨터 프로그래밍, 시스템 통합 및 관리업, 정보서비스업, 연구개발업, 전문 서비스업, 건축기술, 엔지니어링 및 기타 과학기술 서비스업, 기타 전문, 과학 및 기술 서비스업, 사업지원 서비스업, 교육 서비스업으로 최종 37개의 산업군을 대상으로 분석하였다.

### 3.3 재무적 제약 관련 변수 및 기타 통제 변수

재무적 제약 관련 변수로는 크게 네 가지, 신용평점(CREDIT), KZ 지수(Kaplan & Zingales, 1997), WW 지수(Whited & Wu, 2006), SA지수(Hadlock and Pierce, 2010)를 사용한다. 재무적인 제약이 적은 기업은 외생적인 충격이 나타났을 때 제약이 많은 기업들보다 충격에 견디기가 수월하다. 예를 들어, 신용평점이 높아 자본 조달이 수월하고 그 비용이 적기 때문에, 충격이 나타나더라도 이를 신용평점이 낮아 조달 비용이 높은 기업보다 더 쉽게 버틸 수 있을 것이다. 본 연구에서는 KIS-Value에서 발표하는 신용평점을 사용한다(신민식, 김수은, 2008). 주의할 것은 신용평점은 등급의 숫자가 작을수록 더 높은 신용평점을 받는다는 것이다. 예를 들어, 신용평점이 1이면 5등급보다 더 좋은 신용을 보이는 것이다. Kaplan and Zingales(1997) 지수는 재무적 제약에 관한 여러 연구들에서 사용되고 있다(Lamont et al., 2001; Baker et al., 2003). 본 연구에서는 Lamont et al.(2001)의 방법을 따라서, 아래와 같은 관계를 기반으로 KZ 지수를 추정한다.

$$KZ = -1.002 \frac{CF_{i,t}}{A_{i,t-1}} - 39.363 \frac{DIV_{i,t}}{A_{i,t-1}} - 1.315 \frac{CASH_{i,t}}{A_{i,t-1}} + 3.319 LEV_{i,t} + 0.283 Q_{i,t} \quad (7)$$

여기서 CF는 현금흐름(영업이익 + 감가상각비), DIV는 배당금(현금)이며, A는 총자산이다. CASH는 현금 및 현금 등가물이며, LEV는 레버리지(총 부채 / 총 자산), 마지막으로 Q는 Tobin의 Q(시가총액+총 부채/총 자산)를 나타낸다.

그러나 CREDIT과 KZ는 재무적 제약과 재무적 곤경에 대한 정보를 혼재하여 나타낼 가능성이 있으며, 이들이 과연 기업의 진짜 재무적 제약을 나타내는 대응 변수로 볼 수 있는가에 대한 문제제기가 있었다. 이를 해결하기 위한 대표적인 대안적 재무적 제약에 대한 대응 변수로는 WW 지수(Whited and Wu, 2006)와 SA 지수(Hadlock and Pierce, 2010)이 있다. Whited and Wu(2006)은 KZ 지수 구성 요인 중 하나인 Tobin의 추정 오차가 KZ 지수에 크게 영향을 끼치며, 따라서 실제로 재무적 제약을 추정하는데 있어서 정확하지 않다고 주장했다. 또한, KZ 지수의 방법은 표본 기간과 기업에 따라서 모수의 안정성이 부족하며 Whited and Wu(2006)는 자신들의 WW 지수와 KZ 지수를 비교하여 WW 지수가 더 나은 성과를 나타냄을 보였다. Whited and Wu(2006)는 투자 오일러 공식을 GMM으로 추정하여 식 (8)와 같은 관계를 기반으로 재무적 제약을 나타낼 수 있는 지수를 산출하였다.

$$\begin{aligned}
 WW_{i,t} = & -0.091 \frac{CF_{i,t}}{A_{i,t-1}} - 0.062 DVIPOS_{i,t} + 0.021 LEV_{i,t} \\
 & - 0.044 LNA_{i,t} + 0.102 ISG_{i,t} - 0.035 SAG_{i,t}
 \end{aligned} \tag{8}$$

여기서 CF는 현금흐름(영업이익 + 감가상각비)이며, DVIPOS는 배당금 지급 시 1, 아니면 0인 더미 변수이다. LEV는 레버리지를 나타내며, LNA는 총 자산의 자연로그 값이다. ISG는 기업 i가 속한 산업 j의 매출 성장률을 나타내며, SAG는 기업 i의 매출 성장률이다.

Hadlock and Pierce(2010)는 SEC 공시로부터 얻은 기업들의 재무적 제약 정도에 대한 분류를 통해서 질적 데이터를 통해 재무적 제약 정도를 추정하는 새로운 지수를 추정하였다. SA 지수를 구하는 방법은 아래와 같다.

$$SA_{i,t} = -0.73LNA_{i,t} + 0.043LNA_{i,t}^2 - 0.040AGE_{i,t} \tag{9}$$

식 (9)에서 LNA는 총 자산의 자연로그 값이며, AGE는 기업의 영업 년수이다. Hadlock and Pierce(2010)은 기업 규모가 4.5조 달러를 초과하는 기업 규모의 경우 모두 4.5조 달러로 대체하는 윈저화(Winsorization)을 적용하였으나, 본 연구는 기업 규모에 대해서는 윈저화를 적용하지 않았다. 대신 모든 기업 규모에는 인플레이션 조정을 하였으며, 본 연구에서는 표본이 처음 시작하는 2004년을 기준으로 인플레이션을 조정하였다. 반면 AGE는 Hadlock and Pierce(2010)를 따라서 37년을 기준으로 윈저화를 적용하여 37년을 초과하는 경우는 모두 37년으로 계산하였다. WW와 SA 지수에서 사용되는 총 자산은 모두 백만원 단위이며, 그 후에 자연로그를 취하였다. 회귀분석에서 사용되는 재무적 제약 변수는 각 연도별로 상위 20%에 들어가는 경우 1, 아니면 0인 더미 변수로 변형하여 사용한다.

마지막으로 본 연구에서는 고유 변동성에 영향을 끼칠 수 있는 기타 통제변수로, SIZE(기업규모, 시가총액), AGE, MTB(장부가 대비 시장가), ROA(총 자산 수익률), ACOV, LVRG(레버리지), EVOL(영업 이익의 5년 표준편차), 그리고 TURN(회전율), ILLQ를 사용한다. 여기서 ACOV와 AGE, 그리고 ILLQ는 불확실성 가설의 영향을 통제하기 위해서 넣은 정보 비대칭에 관한 변수이다. ILLQ는 자연로그를 취한 값을 사용한다.

### 3.4 기초 통계량

<표 2>는 본 연구에서 사용된 기초통계량을 나타낸 것이다. 기초통계량에 사용된 표본은 Altman Z-score가 1.81 이상인 기업-연수의 관측치로만 한정된 것이다. HHI는 평균(중앙값)이 0.190(0.170)로, Gaspar and Massa(2006)의 평균(0.108), 중앙값(0.085)보다는 높게 나타나고 있어 미국 시장보다는 덜 경쟁적인 모습을 보이고 있다. 국내 연구들과는 조금씩 차이가 있는데, 유혜영 등(2013)은 HHI의 평균(중앙값)이 0.241(0.166)이었으며, 반면 조상민, 이화득(2016)은 평균(중앙값)이 0.065(0.057)로 나타나 차이가 있었다. 이는 기존 국내 연구들과 달리 본 연구는 코스닥 기업들까지 포함을 하고 있고, 표본 기간의 차이에 기인한 것이라 판단된다. 주목할 것은 고유 변동성 (IVOL\_FF)와 다른 변수들과의 상관관계수이다. 첫째, 시장경쟁구조 변수들과 고유 변동성의 관계를 보면, 산업의 경쟁 정도가 줄어드는 경우(높은 HHI 또는 낮은 N\_FIRMS) 또는 기업의 산업 내 지배력이 높은 경우(높은 EPCM, PCM)는 고유 변동성이 낮게 나타났다. 즉, 시장 지배력이 높을수록 고유 변동성이 작게 나타날 것이라는 가설 H1에 부합한 결과라고 할 수 있다. 둘째, 고유 변동성과 재무적 제약과는 양(+)의 관계가 있음을 알 수 있다. CREDIT은 높을수록 신용평점이 좋지 않은 구조이며, 또한 KZ, SA, WW 지수도 역시 높을수록 재무적으로 제약이 더 심한 구조이다. 따라서 재무적 제약이 높은 경우, 고유 변동성이 높게 나타남을 예상할 수 있다. 셋째, 재무적 곤경 관련 변수에서 ZSCORE의 경우, 고유 변동성과 ZSCORE는 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 즉 고유 변동성이 높은 경우에 재무적 곤경을 적게 겪고 있음을 나타내고 있다. 그러나 이 결과는 본 연구가 표본을 역사적 ZSCORE의 중앙값이 1.81 이상인 기업으로 한정을 했기 때문에 나타나는 결과로 볼 수 있다. ZSCORE의 중앙값이 1.81 이상인 기업으로 제약을 하지 않은 경우는 고유 변동성과 ZSCORE는 약하지만 음(-)의 상관관계를 가지고 있다. 따라서 고유 변동성과 ZSCORE는 비선형 관계를 가지고 있을 것으로 예상할 수 있다. 또한, 이 결과는 오히려 ZSCORE를 기준으로 표본을 제한하는 본 연구의 방법을 정당화하는 것으로 할 수 있다. 또 다른 재무적 곤경에 대한 변수인 EDF의 경우는 고유 변동성이 높을수록 높아지는 모습을 보였다. 즉, 부도 확률이 높은 집단의 경우 고유 변동성이 더 높은 것을 알 수 있다. 따라서 EDF의 경우는 재무적 곤경과 재무적 제약을 뚜렷하게 나누지는 못하는 것으로 나타났다. 그러나 지금의 포트폴리오 분석은 다른 요인들을 동시에 고려하지 않았으므로, 다른 요인들을 통제한 통합 회귀분석을 통해서 좀 더 엄밀하게 확인하도록 한다.

&lt;표 2&gt; 기초 통계량

본 연구에서 고려된 변수들의 기초 통계량을 나타낸 것임. 변수들은 크게 상품시장 경쟁구조, 고유 변동성, 재무적 제약, 그리고 제반 통제 변수로 분류됨. 본 연구에 사용된 표본은 모두 Altman Z-Score의 역사적 중앙값이 1.81 이상인 기업의 관측치로, 이는 재무적 제약(financial constraints)과 재무적 곤경(financial distress)을 구분하기 위함임. COR은 고유 변동성(IVOL\_FF)과 각 변수들간의 상관관계 계수를 나타낸 것임. 변수들에 대한 자세한 설명은 <표 1>을 참고할 것.

구분	변수명	MEAN	MED	P25	P75	STD	표본크기	COR
시장구조	EPCM	-0.03	0.00	-0.04	0.04	0.22	10712	-0.401
	PCM	0.02	0.04	0.01	0.09	0.22	11555	-0.397
	HHI	0.19	0.17	0.09	0.29	0.13	11707	0.035
	N_FIRMS	111.70	89.00	46.00	117.00	98.36	11708	0.007
고유 변동성	IVOL_FF	0.39	0.39	0.38	0.40	0.01	11708	1.000
재무적 제약	CREDIT	4.73	5.00	3.00	6.00	1.88	11674	0.384
	KZ	1.08	1.10	0.44	1.77	1.34	11708	0.497
	SA	-3.35	-3.33	-3.89	-2.81	0.68	11708	0.459
	WW	-0.24	-0.24	-0.29	-0.18	0.15	11696	0.521
제반 통제 변수	SIZE	25.02	24.79	24.05	25.73	1.46	11708	-0.238
	MTB	1.21	0.98	0.77	1.35	0.75	11708	0.473
	ROA	0.00	0.04	0.00	0.07	0.21	11708	-0.496
	EVOL	0.08	0.04	0.02	0.07	0.16	11708	0.394
	AGE	3.14	3.18	2.71	3.61	0.58	11708	-0.113
	LVRG	0.41	0.40	0.25	0.55	0.21	11708	0.083
	ACOV	0.47	0.00	0.00	0.69	0.87	11708	-0.107
	TURN	1.55	0.71	0.29	1.70	2.40	11708	0.504
	KOSPI	0.36	0.00	0.00	1.00	0.48	11708	-0.254
	ILLQ	-4.56	-4.81	-6.03	-3.43	2.24	11708	0.096
재무적 곤경	ZSCORE	3.67	2.90	2.15	4.15	3.20	11708	0.135
	EDF	0.01	0.00	0.00	0.01	0.04	11703	0.656
	ZSCORE (제약 없음)	2.88	2.33	1.51	3.52	3.21	17084	-0.005

## IV. 실증분석

### 4.1 고유 변동성과 상품시장경쟁구조

본 절에서는 재무적 제약의 역할을 살펴보기에 앞서, 먼저 고유 변동성과 상품시장 경쟁구조가 어떠한 관계를 가지고 있는지에 대해서 파악한다. 국내에서도 역시 Gaspar and Massa(2006)과 같이, 경쟁이 적고 시장 지배력이 높은 기업의 경우에 고유 변동성이 낮게 나타나는 현상이 존재하는지를 확인한다. <표 3>은 식 (1)의 통합 회귀분석을

<표 3> 통합 회귀분석(pooled regression) - baseline

각 회귀분석의 종속변수는 FF(1993) 3요인 모형으로부터 추정된 고유 변동성의 자연로그 값이며, COMP는 상품시장경쟁구조를 나타내는 변수로 HHI, PCM, EPCM임. 모든 회귀분석에서는 산업더미와 연도효과를 고려함. 각 변수에 대한 자세한 설명은 <표 1> 을 참고. t-통계량은 기업과 시간에 대한 군집화 표준오차(double clustered error)에서 산출함. \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타냄.

Panel A	HHI	PCM	EPCM
COMP	-0.738 [-1.202]	-1.098*** [-6.835]	-1.094*** [-6.537]
AGE	-0.102 [-1.397]	-0.082 [-1.199]	-0.088 [-1.267]
SIZE	-0.137** [-2.051]	-0.111* [-1.758]	-0.099 [-1.525]
LVRG	1.522*** [7.811]	1.529*** [7.65]	1.51*** [7.889]
MTB	0.835*** [10.881]	0.845*** [11.62]	0.852*** [11.308]
ROA	-1.305*** [-4.201]	-0.871*** [-3.178]	-0.852*** [-3.134]
EVOL	1.769*** [3.167]	1.678*** [3.107]	1.695*** [3.118]
TURN	0.531*** [18.446]	0.532*** [16.796]	0.527*** [16.666]
ACOV	-0.208*** [-3.184]	-0.201*** [-3.272]	-0.216*** [-3.73]
KOSPI	-0.502*** [-5.456]	-0.497*** [-5.62]	-0.519*** [-5.545]
ILLQ	0.162*** [2.669]	0.17*** [2.862]	0.17*** [2.876]
Intercept	8.424*** [6.216]	7.433*** [6.161]	7.714*** [5.247]
제반통제변수	YES	YES	YES
산업더미	YES	YES	YES
연도효과	11707	11555	10712
표본크기	0.497	0.489	0.485

실시한 결과이다. 회귀분석에는 산업과 연도 더미변수를 고려하였으며, 계수의 유의성을 파악하기 위해서 기업과 시간의 군집화 표준오차(double clustered standard error)를 사용한 t-통계량을 제시하였다(Petersen, 2009). 결과를 살펴보면 다음과 같이 정리할 수 있다. 첫째, HHI를 제외한 나머지 시장 지배력 관련 변수(PCM, EPCM)에서 고유 변동성에 대해 유의한 음(-)의 회귀계수를 보였다는 것을 알 수 있다. 그리고 HHI의 회귀계수도 유의하지는 않지만 역시 음(-)의 값을 보이고 있다. 이는 시장 지배력이 높을수록 고유 변동성이 낮게 나타나고 있음을 나타내며 Gaspar and Massa(2006)과 같은 결과를 보여준다. 둘째, 정보에 대한 불확실성이 높을수록, 고유 변동성은 높게 나타났다. 즉, ACOV가 낮아 애널리스트들이 많이 다루지 않는 기업일수록 고유 변동성이 높게 나타났으며, ILLQ가 높아 정보 비대칭으로 인한 비유동성이 심각한 기업들의 고유 변동성이 높게 나타났다. 또한 거래소에 속한 기업들이 더 고유 변동성이 코스닥 기업들보다 낮게 나타났다. 따라서 본 절의 결과를 정리하면, 국내에서도 Gaspar and Massa(2006)이 제시한 결과가 확인되고 있음을 알 수 있다.

#### 4.2 고유 변동성과 재무적 제약, 시장경쟁구조

<표 4>는 재무적 제약을 고려하여 식(2)의 통합 회귀분석을 진행한 결과이다. <표 3>에서의 분석과 가장 큰 차이점은 바로 시장경쟁구조 및 시장 지배력을 나타내는 변수와 재무적 제약 변수와의 교차항이 포함되었다는 것이다. 만약 본 연구의 예상대로 재무적으로 제약이 심한 기업의 경우, 지배력을 가지고 있더라도 그 지배력을 행사하여 고유 변동성을 낮추기 어렵다면 (1) 재무적 제약 변수와 시장경쟁구조 변수의 교차항이 유의하게 양(+)으로 나타나게 될 것이다. (2) 그리고 교차항을 고려했을 때의 시장경쟁구조 변수의 한계효과가 교차효과를 고려하지 않은 경우보다 줄어들게 될 것이다. 따라서 이러한 경우, 자연헤지 가설은 고유 변동성과 시장경쟁구조와의 관계를 완전하게 설명하지는 못하는 것으로 이해할 수 있다. <표 4>의 결과를 살펴보면 다음과 같다. 재무적 제약과 시장 지배력과의 교차항은 시장경쟁구조 및 시장 지배력 변수가 HHI인 경우를 제외하고, 대부분 양(+)의 유의한 관계를 가지고 있음을 알 수 있다. 또한 유의하지 않은 경우에도 교차항은 모두 양(+)의 값을 나타내었다. 즉, 시장 지배력이 높음에도 불구하고, 재무적인 제약이 있어서 자금을 적시에 조달하기 쉽지 않을 때에는 시장의 충격을 다른 주체에게 전가하기 어렵다는 가설 H2를 확인할 수 있다. 또한 본 연구의 표본은 재무적 곤경 위험이 높은 Altman Z-score가 1.81 이하의 기업들은 표본에서 제외를 했기 때문에, 이 결과는 단순히 기업의 재무적 곤경위험, 디폴트 위험에서 오는 것은 아니라는 것을 알 수 있다. 따라서 재무적 제약

이 심한 기업의 경우, 시장 지배력이 이 있음에도 불구하고 충격을 전가하기 어렵다는 가설 H2를 뒷받침하는 결과라고 할 수 있을 것이다. 이번엔 교차효과를 고려했을 때 실제로 시장 지배력이 미치는 한계효과가 어떻게 변화하는지를 살펴본다. <표 5>에서 Inter는 <표 4>에서의 FC와 COMP의 교차항을 고려한 회귀분석에서, 각각의 평균한계효과를 나타낸 것이다. 반면, W/O Inter는 FC와 COMP의 교차항을 고려하지 않은 회귀분석에서의 한계효과(각 회귀계수)와 유의성을 기재한 것이다.

<표 5>의 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, FC와 COMP의 교차효과를 고려했을 때, COMP의 한계효과는 교차효과를 고려하지 않을 때보다 줄어드는 것으로 나타났다. 예를 들어, FC는 KZ 지수이고 COMP는 EPCM인 경우를 살펴보자. 교차효과를 고려하지 않았을 때인 W/O Inter에서의 한계효과는 -1.09인데 반해, Inter에서의 FC와 교차효과를 고려했을 때에는 -0.17이며 유의하지 않은 것으로 나타났다. 그 밖의 다른 FC들을 적용했을 때에도 한계효과의 절대값은 줄어드는 모습을 확인할 수 있다. FC가 CREDIT인 경우에는 한계효과의 부호가 바뀌는 모습도 나타났다. 둘째, 반면, FC의 한계효과는 교차효과를 고려했을 때나 고려하지 않았을 때를 비교하면 큰 차이를 보이지 않았다. 따라서 <표 5>의 결과도 역시 재무적 제약이 높은 경우에는 시장 지배력을 통해서 충격의 전가가 어렵기 때문에 시장 지배력이 고유 변동성에 미치는 영향이 축소된다는 가설 H2를 지지하고 있다.

특정 산업은 상대적으로 재무적 제약의 정도가 높고 어떤 산업은 낮게 나타나는 등, 산업별로 재무적 제약의 정도가 다를 수 있으며 이것이 고유 변동성과 재무적 제약, 그리고 시장경쟁구조의 관계에 영향을 끼칠 가능성이 있다. 이 영향을 통제하기 위해서, <표 6>에서는 각 산업내의 기업들을 이용하여 시가가중(cap-weighted) 평균 ROA와 LVRG를 구하고, 이를 산업별 재무적 제약 및 성과에 대한 대응변수로 사용하여 통제 변수에 추가한 회귀분석을 실시한다. <표 6>에서도 HHI를 제외한 나머지의 FC와 COMP의 교차항이 대부분 유의한 양(+)의 값을 보이면서 역시 앞에서의 분석과 같은 결과를 얻었다. 산업별 특성에서 산업의 레버리지 수준과 달리 산업의 수익성 수준은 크게 영향을 끼치지 못하는 것으로 나타났다.

본 절의 결과는 시장 지배력을 가지고 있더라도 재무적인 제약을 겪고 있으면 충격을 스무딩(smoothing)하지 못해 결국 고유 변동성을 하락시키기는 어렵다는 것을 말해준다. 즉, 고유 변동성과 시장 지배력 간의 관계를 설명하는 가설 중 하나인 '자연해지 가설'에서 '재무적 제약'이라는 존재가 고려되면 설명이 바뀔 수 있다는 것을 보여주는 것이다.

&lt;표 4&gt; 통합 회귀분석(pooled regression) - 재무적 제약과 교차항 고려

통합 회귀분석의 종속변수는 FF(1993) 3요인 모형으로부터 추정된 고유 변동성의 자연로그 값이며, FC는 각 재무적 제약(FC, financial constraints) 변수들(CREDIT, KZ, SA, WW)을 나타냄. 재무적 제약 변수는 각 연도별로 상위 20%에 드는 경우 1, 아니면 0인 더미 변수로 사용함. COMP는 시장 경쟁구조 및 지배력을 나타내는 변수로 HHI, PCM, EPCM임. 통제한변수로는 SIZE(시가총액), AGE(기업의 설립연수), MTB(장부가 대비 시장가), ROA, EVOL(이익 변동성), ACOV(애널리스트 커버리지 수), TURN(회전율), KOSPI(유가증권시장 더미), ILLQ(비유동성 지표)를 사용하였으며, 연도와 산업 더미변수도 통제하였음. 각 변수에 대한 자세한 설명은 <표 1> 을 참고할 것. t-통계량은 기업과 시간에 대한 군집화 표준오차(double clustered error)에서 산출함. \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타냄.

	FC = CREDIT			FC = KZ			FC = SA			FC = WW		
	HHI	PCM	EPCM	HHI	PCM	EPCM	HHI	PCM	EPCM	HHI	PCM	EPCM
FC	0.378 [1.559]	0.631*** [5.115]	0.69*** [5.291]	0.43 [1.598]	0.507*** [3.469]	0.542*** [3.579]	0.213 [1.045]	0.483*** [3.707]	0.465*** [3.337]	0.991*** [3.478]	0.904*** [5.191]	0.918*** [5.129]
COMP	-0.65 [-1.101]	-1.61*** [-7.192]	-1.625*** [-7.52]	-0.845 [-1.378]	-1.637*** [-7.553]	-1.664*** [-8.073]	-1.114** [-2.119]	-1.377*** [-7.286]	-1.341*** [-6.719]	-0.838 [-1.416]	-1.715*** [-9.408]	-1.698*** [-9.88]
FC × COMP	1.168 [1.584]	1.853*** [3.764]	1.863*** [3.729]	0.696 [0.935]	1.466*** [4.58]	1.499*** [4.666]	1.408* [1.868]	0.664*** [2.746]	0.589** [2.136]	0.263 [0.362]	1.313*** [5.633]	1.27*** [4.895]
제반 통제변수	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
산업더미	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
연도효과	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
표본크기	11674	11527	10684	11707	11555	10712	11707	11555	10712	11695	11543	10712
보정 R <sup>2</sup>	0.501	0.496	0.491	0.499	0.493	0.489	0.500	0.492	0.487	0.505	0.497	0.491

<표 5> 교차항을 고려했을 때의 평균한계효과 비교

<표 5>는 재무적 제약(FC, financial constraints) 변수들(CREDIT, KZ, SA, WW)과 시장경쟁구조 및 지배력(COMP)을 나타내는 변수(HHI, PCM, EPCM)와의 교차효과를 고려했을 때의 FC와 COMP의 평균한계효과(average marginal effect)와, 교차효과를 고려하지 않았을 때의 한계효과가 어떻게 다르게 나타나는지를 살펴봄. Inter는 FC와 COMP의 교차효과를 고려한 회귀분석에서의 각각의 평균한계효과를 나타낸 것이며, W/O Inter는 교차항을 고려하지 않은 회귀분석에서의 한계효과(회귀계수)를 나타낸 것임. 통제변수에 대한 자세한 설명은 <표 1>을 참고할 것. 모든 t-통계량은 기업과 시간에 대한 군집화 표준오차(double clustered error)를 고려함. \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타냄.

	FC = CREDIT			FC = KZ			FC = SA			FC = WW			
	HHI	PCM	EPCM	HHI	PCM	EPCM	HHI	PCM	EPCM	HHI	PCM	EPCM	
Inter	FC	0.54*** [6.507]	0.66*** [7.134]	0.63*** [6.633]	0.56*** [6.608]	0.53*** [6.261]	0.50*** [5.635]	0.47*** [6.639]	0.50*** [6.964]	0.45*** [6.145]	1.04*** [13.413]	0.93*** [11.72]	0.88*** [10.866]
	COMP	0.52 [0.916]	0.24** [2.03]	0.24* [1.938]	-0.15 [-0.263]	-0.17 [-1.403]	-0.17 [-1.312]	0.30 [0.521]	-0.71*** [-5.794]	-0.75*** [-6.012]	-0.58 [-1.021]	-0.40** [-2.675]	-0.43*** [-2.766]
W/O Inter	FC	0.61*** [4.901]	0.49*** [3.976]	0.48*** [3.841]	0.56*** [3.782]	0.6*** [3.204]	0.43*** [3.001]	0.49*** [3.742]	0.47*** [3.62]	0.42*** [3.075]	1.04*** [5.813]	0.86*** [5.097]	0.82*** [4.834]
	COMP	-0.56 [-0.961]	-1.08*** [-6.721]	-1.08*** [-6.44]	-0.77 [-1.251]	-1.10*** [-6.981]	-1.09*** [-6.688]	-0.82 [-1.378]	-1.09*** [-6.756]	-1.09*** [-6.506]	-0.80 [-1.294]	-0.93*** [-5.927]	-0.93*** [-5.623]

<표 6> 통합 회귀분석(pooled regression) - 산업별 특성 포함

<표 6>은 각 산업별 특성(INDU\_ROA, INDU\_LVRG)을 고려한 회귀분석을 실시한 결과임. 종속변수는 FF(1993) 3요인 모형으로부터 추정된 고유 변동성의 자연로그 값이며, FC는 각 재무적 제약(FC, financial constraints) 변수들(CREDIT, KZ, SA, WW)을 나타냄. 재무적 제약 변수는 각 연도별로 상위 20%에 드는 경우 1, 아니면 0인 더미 변수로 사용함. COMP는 시장 경쟁구조 및 지배력을 나타내는 변수로 HHI, PCM, EPCM임. 통제변수로는 SIZE(시가총액), AGE(기업의 설립연수), MTB(장부가 대비 시장가), ROA, EVOL(이익 변동성), ACOV(애널리스트 커버리지 수), TURN(회전율), KOSPI(유가증권시장 더미), ILLQ(비유동성 지표)를 사용하였으며, 산업더미와 연도효과를 통제하였음. 각 변수에 대한 자세한 설명은 <표 1>을 참고할 것. t-통계량은 기업과 시간에 대한 군집화 표준오차(double clustered error)에서 산출함. \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타냄.

	FC = CREDIT			FC = KZ			FC = SA			FC = WW		
	HHI	PCM	EPCM	HHI	PCM	EPCM	HHI	PCM	EPCM	HHI	PCM	EPCM
FC	0.344 [1.375]	0.606*** [5.008]	0.688*** [5.582]	0.455 [1.598]	0.504*** [3.762]	0.567*** [4.104]	0.325 [1.636]	0.466*** [3.265]	0.299* [1.765]	1.018*** [3.351]	0.847*** [4.76]	0.891*** [4.97]
COMP	-1.302* [-1.766]	-1.544*** [-6.794]	-1.598*** [-7.269]	-1.531* [-1.9]	-1.577*** [-7.031]	-1.655*** [-7.939]	-1.7** [-2.379]	-1.285*** [-7.539]	-1.312*** [-6.49]	-1.364* [-1.821]	-1.581*** [-9.197]	-1.642*** [-9.906]
FC × COMP	1.358* [1.741]	1.684*** [3.241]	1.753*** [3.402]	0.604 [0.641]	1.362*** [4.003]	1.458*** [4.537]	0.814 [1.109]	0.527** [2.231]	0.462 [1.539]	-0.08 [-0.091]	1.115*** [4.618]	1.171*** [4.703]
INDU_ROA	1.195 [1.429]	1.069 [1.212]	0.941 [1.089]	1.185 [1.447]	0.997 [1.135]	0.863 [1.004]	0.986 [1.231]	0.827 [0.927]	-1.406 [-0.937]	0.908 [1.253]	0.769 [0.96]	0.644 [0.82]
INDU_LVRG	-0.953 [-1.547]	-0.949* [-1.659]	-0.987* [-1.755]	-0.967 [-1.631]	-1.062* [-1.912]	-1.104** [-2.027]	-0.926 [-1.605]	-1.054** [-1.977]	3.655** [2.018]	-0.899 [-1.619]	-0.984* [-1.855]	-1.01* [-1.948]
제반 통제변수	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
산업더미	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
연도효과	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
표본크기	9807	9807	9669	9839	9839	9701	9841	9841	9703	9841	9841	9703
보정 R <sup>2</sup>	0.412	0.416	0.416	0.411	0.413	0.413	0.411	0.414	0.414	0.413	0.416	0.416

## V. 강건성 검정

본 절에서는 강건성 검정을 실시하며, 이를 위해 두 가지 분석을 실시한다. 첫 번째로 재무적 곤경의 기준을 바꾸었을 때에도 역시 강건한 결과가 나타나는지 확인하는 분석을 실시한다. 지금까지의 분석에서는 재무적 제약과 재무적 곤경을 구분하기 위해서 Altman Z-score를 기준으로 중앙값이 1.81 이상인 기업들만 선택하였다. 이번에는 다른 재무적 곤경 기준을 적용했을 때에도 역시 같은 결과가 강건하게 나타나는지 살펴본다. 두 번째는 패널 고정효과(fixed effect) 모형과 Fama and Macbeth(1973) 회귀분석을 적용했을 때에도 역시 같은 결과가 나타나는지를 살펴본다. 먼저 재무적 곤경에 대해 두 가지의 새로운 기준을 적용한다. 첫째, KMV model에서 구한 부도확률(EDF)를 산출하고, 둘째, Altman Z-score의 중앙값이 3 이상인 표본으로 재무적 곤경 지표를 정하여 표본을 산출한다. 자세한 과정은 다음과 같다. 첫 번째, 각 연도별로 EDF를 기준으로 중앙값 이상의 경우는 재무적 곤경을 겪지 않는 기업, 그리고 미만은 재무적 곤경을 겪고 있는 기업으로 분류한다. Altman Z-score의 경우는 3 이상인 기업-연도 표본만 포함한다. 두 번째, 위의 기준으로 구한 재무적 곤경을 상대적으로 덜 겪는 기업을 대상으로 같은 분석을 진행한다. <표 7>은 위의 두 가지 기준으로 나눈 표본을 대상으로, 재무적 제약과 상품시장경쟁구조 변수의 교차항을 고려한 식(2)의 회귀분석을 실시한 결과이다. 결과를 살펴보면, ZSCORE > 3 인 표본에서 KZ 지수, 그리고 HHI의 경우를 제외하면 대부분 분석에서 FC와 COMP의 교차항은 앞에서와 같은 양(+ )의 유의한 값을 보였다. 즉, 재무적 곤경을 겪지 않는 표본을 어떻게 구성하느냐 따라서 결과는 질적으로 큰 차이를 보이지 않았다.

다음으로는 패널 고정효과 모형과 Fama and Macbeth(1973, FM) 회귀분석을 적용한 결과에서도 역시 앞에서와 유사한 결과를 보이는가를 확인한다. 기업과 시간 고정효과를 적용하였으며, FM 회귀분석의 경우 각 연도별로 회귀분석 후, 각 회귀계수들의 평균값을 제시한다. 고정효과 모형의 경우, 기업과 시간에 대한 군집화 표준오차를 이용하였으며, FM 회귀분석의 경우는 래그(lag) 3년의 Newey West(1987) 표준오차를 사용하여 회귀계수의 유의성을 판단하였다. 결과를 살펴보면, 패널 고정효과에서는 교차항의 회귀계수 중 유의하게 나타난 경우가 감소하였으나, FC로 KZ와 SA 지수로 사용한 경우에는 유의하게 나타난 것이다. 그리고 유의하지 않더라도 대부분 교차항의 회귀계수는 양(+ )의 값을 나타내었다. 따라서 여러 추가적인 분석 결과, 시장 지배력이 높아도 재무적 제약이 있으면 충격을 전가하기 어려워 시장 지배력이 고유 변동성에 미치는 영향력이 줄어든다는 강건한 결과를 확인할 수 있었다.

<표 7> 강건성 검정 - 대안적 재무적 곤경(financial distress) 기준 적용

<표 7>에서는 재무적 제약(financial constraints)과 재무적 곤경(financial distress)이 고유 변동성에 미치는 영향을 구분하기 위한 기준(Altman Z score가 2 이상)을 바꾸어 결과의 강건성을 확인함. 본 연구는 두 가지 대안적인 재무적 곤경 기준으로, 표본을 한정하여 재무적 곤경을 겪고 있을 가능성이 높은 기업들은 제외를 하여 분석을 실시 : (1) KMV 모형에서 1년 EDF(expected default frequency)가 연도별 중앙값 이하인 기업, (2) Altman Z score가 3 이상인 기업. 각 회귀분석의 종속변수는 FF(1993) 3요인 모형으로부터 추정된 고유 변동성의 자연로그 값이며, FC는 각 재무적 제약(FC, financial constraints) 변수들(CREDIT, KZ, SA, WW)을 나타냄. 재무적 제약 변수는 각 연도별로 상위 20%에 드는 경우 1, 아니면 0인 더미 변수로 사용함. COMP는 시장 경쟁구조 및 지배력을 나타내는 변수로 HHI, PCM, EPCM임. 통제변수로는 SIZE(시가총액), AGE(기업의 설립연수), MTB(장부가 대비 시장가), ROA, EVOL(이익 변동성), ACOV(애널리스트 커버리지 수), TURN(회전율), KOSPI(유가증권시장 더미), ILLQ(비유동성 지표)를 사용하였으며, 연도와 산업 더미변수도 통제하였음. 각 변수에 대한 자세한 설명은 <표 1> 을 참고 . t-통계량은 기업과 시간에 대한 군집화 표준오차(double clustered error)에서 산출함. \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타냄.

Panel A EDF	FC = CREDIT			FC = KZ			FC = SA			FC = WW		
	HHI	PCM	EPCM	HHI	PCM	EPCM	HHI	PCM	EPCM	HHI	PCM	EPCM
FC	0.883***	0.797***	0.836***	0.786***	0.651***	0.69***	-0.051	0.306**	0.295**	0.994***	0.819***	0.875***
	[4.405]	[7.296]	[7.605]	[4.549]	[6.98]	[8.082]	[-0.286]	[2.282]	[2.005]	[6.973]	[6.063]	[5.971]
COMP	-0.429	-1.036***	-1.029***	-0.505	-1.091***	-1.064***	-0.877	-1.015***	-0.981***	-0.573	-1.087***	-1.091***
	[-0.537]	[-7.733]	[-6.343]	[-0.62]	[-7.252]	[-6.021]	[-1.106]	[-7.995]	[-6.84]	[-0.742]	[-7.044]	[-6.267]
FC × COMP	-0.286	0.874***	0.865***	-0.43	0.886***	0.852***	1.31*	0.793***	0.774***	-0.143	0.783***	0.81***
	[-0.395]	[3.903]	[3.699]	[-0.921]	[6.847]	[6.452]	[1.909]	[3.465]	[3.364]	[-0.312]	[3.655]	[3.897]
제반 통제변수	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
표본크기	8507	8271	7641	8547	8301	7671	8547	8301	7671	8539	8293	7671
보정 R <sup>2</sup>	0.512	0.506	0.506	0.506	0.502	0.501	0.502	0.498	0.497	0.509	0.502	0.501

<표 7> 강건성 검정 - 대안적 재무적 곤경(financial distress) 기준 적용(계속)

<표 7>에서는 재무적 제약(financial constraints)과 재무적 곤경(financial distress)이 고유 변동성에 미치는 영향을 구분하기 위한 기준(Altman Z score가 2 이상)을 바꾸어 결과의 강건성을 확인함. 본 연구는 두 가지 대안적인 재무적 곤경 기준으로, 표본을 한정하여 재무적 곤경을 겪고 있을 가능성이 높은 기업들은 제외를 하여 분석을 실시함 : (1) KMV 모형에서 1년 EDF(expected default frequency)가 연도별 중앙값 이하인 기업, (2) Altman Z score가 3 이상인 기업. 각 회귀분석의 종속변수는 FF(1993) 3요인 모형으로부터 추정된 고유 변동성의 자연로그 값이며, FC는 각 재무적 제약(FC, financial constraints) 변수들(CREDIT, KZ, SA, WW)을 나타냄. 재무적 제약 변수는 각 연도별로 상위 20%에 드는 경우 1, 아니면 0인 더미 변수로 사용함. COMP는 시장 경쟁구조 및 지배력을 나타내는 변수로 HHI, PCM, EPCM임. 제반통제변수로는 SIZE(시가총액), AGE(기업의 설립연수), MTB(장부가 대비 시장가), ROA, EVOL(이익 변동성), ACOV(애널리스트 커버리지 수), TURN(회전율), KOSPI(유가증권시장 더미), ILLQ(비유동성 지표)를 사용하였으며, 연도와 산업 더미변수도 통제하였음. 각 변수에 대한 자세한 설명은 <표 1>을 참고. t-통계량은 기업과 시간에 대한 군집화 표준오차(double clustered error)에서 산출함. \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타냄.

Panel B ZSCORE >3	FC = CREDIT			FC = KZ			FC = SA			FC = WW		
	HHI	PCM	EPCM	HHI	PCM	EPCM	HHI	PCM	EPCM	HHI	PCM	EPCM
FC	-0.334 [-0.742]	0.494** [2.106]	0.552* [1.952]	-0.053 [-0.205]	0.366* [1.838]	0.39* [1.818]	-0.142 [-0.749]	0.352*** [2.632]	0.358*** [2.594]	0.678** [2.091]	0.74*** [4.04]	0.794*** [4.12]
COMP	0.526 [0.51]	-1.555*** [-4.742]	-1.587*** [-5.075]	0.126 [0.122]	-1.512*** [-5.041]	-1.557*** [-5.326]	-0.516 [-0.48]	-1.717*** [-6.726]	-1.729*** [-6.687]	0.184 [0.173]	-2.207*** [-5.715]	-2.217*** [-5.832]
FC × COMP	4.408*** [2.684]	1.152 [1.375]	1.333 [1.632]	3.343*** [4.089]	0.567 [1.033]	0.684 [1.216]	2.699*** [2.937]	0.73* [1.851]	0.73* [1.734]	1.343 [1.123]	1.722*** [3.911]	1.718*** [3.736]
제반 통제변수	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
표본크기	5266	5204	4820	5290	5226	4842	5290	5226	4842	5290	5226	4842
보정 R <sup>2</sup>	0.518	0.51	0.512	0.515	0.507	0.508	0.516	0.508	0.509	0.52	0.513	0.514

<표 8> 강건성 검정 - 고정 효과 및 Fama and Macbeth 회귀분석 적용

<표 8>에서는 고정 효과(fixed effect) 모형(Panel A)과 Fama and Macbeth(1973, FM) 모형(Panel B)을 적용하여 역시 강건한 결과를 얻을 수 있는 지 확인함. 고정 효과 모형의 경우, 기업과 시간에 대한 고정 효과를 고려하였으며, FM 회귀분석의 경우 각 산업더미를 포함하였음. 각 회귀분석의 종속변수는 FF(1993) 3요인 모형으로부터 추정된 고유 변동성의 자연로그 값이며, FC는 각 재무적 제약(FC, financial constraints) 변수들(CREDIT, KZ, SA, WW)을 나타냄. 재무적 제약 변수는 각 연도별로 상위 20%에 드는 경우 1, 아니면 0인 더미 변수로 사용함. COMP는 시장 경쟁구조 및 지배력을 나타내는 변수로 HHI, PCM, EPCM임. 통제변수로는 SIZE(시가총액), AGE(기업의 설립연수), MTB(장부가 대비 시장가), ROA, EVOL(이익 변동성), ACOV(애널리스트 커버리지 수), TURN(회전율), KOSPI(유가증권시장 더미), ILLQ(비유동성 지표)를 사용하였음. 각 변수에 대한 자세한 설명은 <표 1> 을 참고. t-통계량은 고정 효과 모형의 경우, 기업과 시간에 대한 군집화 표준오차(double custered error)에서 산출하였으며, 반면 FM 회귀분석의 경우는 래그 3년의 Newey West(1987) 표준오차에서 산출함. \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타냄. FM 모형의 경우는 각 횡단면에서의 보정 R<sup>2</sup>의 시계열 평균값임.

Panel A : Fixed Effect	FC = CREDIT			FC = KZ			FC = SA			FC = WW		
	HHI	PCM	EPCM	HHI	PCM	EPCM	HHI	PCM	EPCM	HHI	PCM	EPCM
FC	0.365 [1.515]	0.508*** [4.448]	0.548*** [4.628]	0.377* [1.695]	0.348*** [2.664]	0.336** [2.503]	0.367* [1.675]	0.81*** [4.356]	0.781*** [3.951]	0.66** [2.372]	0.562*** [3.792]	0.567*** [3.966]
COMP	-0.471 [-0.657]	-0.566*** [-2.895]	-0.586*** [-3.006]	-0.574 [-0.817]	-0.556*** [-2.83]	-0.592*** [-3.213]	-0.853 [-1.277]	-0.607*** [-3.233]	-0.599*** [-3.365]	-0.532 [-0.777]	-0.492** [-2.294]	-0.485** [-2.235]
FC × COMP	0.591 [0.756]	0.846 [1.579]	0.861 [1.555]	0.05 [0.072]	0.625* [1.821]	0.662** [2.01]	2.16** [2.434]	0.583*** [3.099]	0.526*** [2.653]	-0.367 [-0.429]	0.36 [0.991]	0.333 [0.841]
제반 통제 변수	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
표본크기	11674	11527	10684	11707	11555	10712	11707	11555	10712	11695	11543	10712
보정 R <sup>2</sup>	0.287	0.267	0.265	0.283	0.263	0.261	0.263	0.239	0.237	0.281	0.258	0.256

<표 8> 강건성 검정 - 고정 효과 및 Fama and Macbeth 회귀분석 적용(계속)

<표 8>에서는 고정 효과(Fixed effect) 모형(Panel A)과 Fama and Macbeth(1973, FM) 모형(Panel B)을 적용하여 역시 강건한 결과를 얻을 수 있는 지 확인함. 고정 효과 모형의 경우, 기업과 시간에 대한 고정 효과를 고려하였으며, FM 회귀분석의 경우 각 산업더미를 포함하였음. 각 회귀분석의 종속변수는 FF(1993) 3요인 모형으로부터 추정된 고유 변동성의 자연로그 값이며, FC는 각 재무적 제약(FC, financial constraints) 변수들(CREDIT, KZ, SA, WW)을 나타냄. 재무적 제약 변수는 각 연도별로 상위 20%에 드는 경우 1, 아니면 0인 더미 변수로 사용함. COMP는 시장 경쟁구조 및 지배력을 나타내는 변수로 HHI, PCM, EPCM임. 통제변수로는 SIZE(시가총액), AGE(기업의 설립연수), MTB(장부가 대비 시장가), ROA, EVOL(이익 변동성), ACOV(애널리스트 커버리지 수), TURN(회전율), KOSPI(유가증권시장 더미), ILLQ(비유동성 지표)를 사용하였음. 각 변수에 대한 자세한 설명은 <표 1> 을 참고. t-통계량은 고정 효과 모형의 경우, 기업과 시간에 대한 군집화 표준오차(double clustered error)에서 산출하였으며, 반면 FM 회귀분석의 경우는 래그 3년의 Newey West(1987) 표준오차에서 산출함. \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타냄. FM 모형의 경우는 각 횡단면에서의 보정 R<sup>2</sup>의 시계열 평균값을 나타냄.

Panel B : FM	FC = CREDIT			FC = KZ			FC = SA			FC = WW		
	HHI	PCM	EPCM	HHI	PCM	EPCM	HHI	PCM	EPCM	HHI	PCM	EPCM
FC	0.36	0.527***	0.543***	0.667	0.499*	0.52*	0.134	0.526**	0.532**	0.956***	0.858***	0.872***
	[1.453]	[4.603]	[3.541]	[1.252]	[1.954]	[1.898]	[0.654]	[2.485]	[2.409]	[2.852]	[3.962]	[3.907]
COMP	4.425	-1.252**	-1.219**	6.027*	-1.323**	-1.285**	2.592	-1.238**	-1.211**	2.903	-1.57**	-1.505**
	[1.397]	[-4.336]	[-4.326]	[1.891]	[-5.479]	[-5.236]	[0.889]	[-6.109]	[-7.051]	[0.891]	[-7.357]	[-7.316]
FC × COMP	0.75	1.014*	0.848	-0.686	1.081***	0.942***	2.036***	0.834***	0.797***	-0.036	1.436***	1.356***
	[0.892]	[1.732]	[1.301]	[-0.443]	[3.766]	[2.574]	[3.21]	[3.857]	[3.871]	[-0.047]	[4.451]	[4.141]
제반 통제변수	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
산업더미	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
표본크기	11674	11527	10684	11707	11555	10712	11707	11555	10712	11695	11543	10712
보정 R <sup>2</sup>	0.480	0.477	0.473	0.481	0.475	0.471	0.481	0.474	0.471	0.486	0.477	0.473

## VI. 결 론

본 연구는 상품시장경쟁구조와 고유 변동성과의 관계에서, 기업의 재무적 제약 정도가 어떠한 역할을 하는지에 대해서 살펴보았다. Gaspar and Massa(2006)는 두 가지 경로로 시장경쟁구조가 고유 변동성에 영향을 미친다고 주장하였으며, 자연헤지 효과이며, 다른 하나는 정보의 불확실성 효과이다. 이 중에서 자연헤지 가설은 높은 시장 지배력을 이용하여 비용 충격을 상쇄할 수 있다는 가설이다. 그러나 기업이 재무적인 제약을 겪고 있는 경우에는 시장 지배력이 고유 변동성에 미치는 영향력을 줄어 들 수 있으며, 본 연구는 기존 연구에서 제안한 자연헤지 가설에서 고려해야 할 요인으로 기업의 '재무적 제약'을 제시하였다. 이를 확인하기 위해서 2004년부터 2015년까지 유가증권시장과 코스닥에 한번이라도 상장되었던 비금융기업을 대상으로 실증 분석을 실시하였다.

본 연구의 주요한 결과는 다음과 같다. 첫 번째, HHI를 제외한 대부분 시장 지배력 관련 변수에서 고유 변동성과 유의한 음(-)의 관계가 나타나고 있었다. 따라서 Gaspar and Massa(2006)이 제시한 결과가 역시 국내에서 확인되고 있음을 보였다. 그러나 이는 재무적 제약의 역할을 전혀 고려하지 않은 결과임을 주목해야 한다. 두 번째, Gaspar and Massa(2006)와 달리, 재무적 제약과 시장경쟁구조 변수와의 교차항을 함께 고려한 경우에는 자연헤지 가설으로는 설명하기 어려운 결과가 나타났다. 즉, 본 연구 결과는 시장 지배력을 가지고 있더라도 재무적인 제약을 겪고 있으면 충격을 스무딩하기 어렵게 되며, 이는 결국 시장 지배력이 고유 변동성을 하락시키는 효과를 줄인다는 것을 말해준다. 이는 교차효과를 고려했을 때의 시장지배력 변수의 한계효과와 교차효과를 고려하지 않은 시장지배력 변수의 한계효과를 비교하였을 때 명확하게 나타났다. 반면, 재무적 제약 정도가 고유 변동성에 미치는 한계효과는 교차효과 고려 여부에 상관없이 비슷하게 나타났다. 그리고 재무적 곤경에 대한 기준을 변경하거나, 다른 방법론을 적용한 분석에서도 역시 비슷한 결과를 보였다.

마지막으로 본 연구의 시사점은 다음과 같다. 본 연구는 Gaspar and Massa(2006)이 제시한 고유 변동성과 시장 지배력 간의 관계를 설명하는 가설 중 하나인 '자연헤지 가설'이 특정한 경우에는 그 영향력이 있음을 밝혔다. 즉, '재무적 제약'이라는 존재가 고려될 때, '자연헤지 가설'은 고유 변동성과 시장 지배력간의 관계에 대한 일반적인 설명으로는 부족하다는 것을 말해준다. 따라서 향후 고유 변동성과 시장경쟁구조와의 관계를 분석하고 설명하려는 연구에서는 재무적 제약의 영향을 꼭 포함하여 진행해야 할 것이다.

## 참고문헌

- 강하나·이장우 (2013). “기업규모와 재무적 제약이 자본구조 조정속도에 미치는 영향에 관한 연구.” 금융공학연구, 제12권 제1호, 123-147.
- 신민식·김수은 (2008). “재무적 제약과 자본구조 조정속도간의 관계.” 산업경제연구, 제21권 제4호, 1543-1568.
- 유혜영·이호영·채수준 (2013). “산업경쟁도가 이익조정에 미치는 영향.” 회계정보연구, 제31권 제3호, 317-342.
- 임병균·손판도·감동석 (2011). “재무제약 하에서 기업가치 및 투자에 현금보유가치가 어떻게 영향을 주는가?” 금융공학연구, 제10권 제2호, 75-98.
- 조상민·이화득 (2016). “회계정보의 질과 경쟁강도가 자본투자 시장이상현상에 미치는 영향.” 회계연구, 제22권 제2호, 1-28.
- Amihud, Y. (2002). “Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects.” *Journal Financial markets* 5(1), 31-56.
- Altman, E. I. (2000). “Predicting Financial Distress of Companies: Revisiting the Z-score and ZETA Models.” Stern School of Business, New York University, 9-12.
- Baker, M., J. C. Stein, and J. Wurgler (2003). “When Does the Market Matter? Stock Prices and the Investment of Equity-Dependent Firms,” *The Quarterly Journal of Economics*, 118(3), 969-1005.
- Bohn, J. and P. Crosbie (2003), “Modeling Default Risk.” *KMV Corporation*.
- Ang, A., R. J. Hodrick, Y. Xing, and X. Zhang (2006), “The Cross Section of Volatility and Expected Returns.” *The Journal of Finance*, 61(1), 259-299.
- Fama, E. F. and K. R. French (1993), “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds.” *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Gaspar, J. M. and M. Massa (2006), “Idiosyncratic Volatility and Product Market Competition.” *The Journal of Business*, 79(6), 3125-3152.
- Hadlock, C. J. and J. R. Pierce (2010), “New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index.” *The Review of Financial Studies*, 23(5), 1909-1940.
- Irvine, P. J. and J. Pontiff (2008), “Idiosyncratic Return Volatility, Cash Flows, and Product Market Competition.” *The Review of Financial Studies*, 22(3), 1149-1177.

- Kaplan, S. N. and L. Zingales (1997), "Do Investment - Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?" *The quarterly journal of economics*, 112(1), 169-215.
- Lamont, O., C. Polk, and J. Saaá-Requejo (2001), "Financial Constraints and Stock Returns." *The Review of Financial Studies*, 14(2), 529-554.
- Newey, W. K., and K. D. West (1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix." *Econometrica*, 55(3), 703-708.
- Opler, T. C. and S. Titman (1994), "Financial Distress and Corporate Performance." *The Journal of Finance*, 49(3), 1015-1040.
- Petersen, M. A. (2009), "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches." *The Review of Financial Studies*, 22(1), 435-480.
- Whited, T. M. and G. Wu (2006), "Financial Constraints Risk." *The Review of Financial Studies*, 19(2), 531-559.

Abstract

## The Effect of the Interaction Between Financial Constraints and Product Market Competition on Idiosyncratic Volatility

*Minyeon Han\**, *Gunwoo Nam\*\**, *Jemoon Woo\*\*\**, and *Hyounggoo Kang\*\*\*\**

Gaspar and Massa(2006) show that the lower market power a firm has, the higher the idiosyncratic volatility, with two hypotheses, the natural hedge hypothesis, and the information uncertainty hypothesis. However, they do not consider 'financial constraints' in natural hedge hypothesis. Therefore, we show some empirical evidence that we should consider financial constraints when we test natural hedge hypotheses.

Our empirical results are summarized as follows. First, as Gaspar and Massa(2006) show, also in Korea, the firm's market power are negatively associated with the idiosyncratic volatility. Second, however, when we consider the interaction effect of financial constraints on product market competition, this negative relationship weakens. In other words, even though a firm has the market power to transfer an exogenous shock to customers, it is hard to hedge a shock when a firm has financial constraints. Thus, we should consider 'financial constraints' when we analyze the relationship between idiosyncratic volatility and product market competition.

Key Words : Idiosyncratic Volatility, Product Market Competition, Financial Constraints, Market Power, Natural Hedge Hypothesis.

---

This work was supported by the research fund of Hanyang University(HY-2017)

\* First author, Ph.D student, Department of Finance, Hanyang University,  
Email: yeonhan.min@gmail.com

\*\* Ph.D student, Department of Finance, Hanyang University, Email: gunwoo.nam@gmail.com

\*\*\* Ph.D student, Department of Finance, Hanyang University, Email: jemoon.woo@gmail.com

\*\*\*\* Corresponding author, Department of Finance, Hanyang University, Tel: +82-02-2220-2883,  
Email: hyoungkang@hanyang.ac.kr

