



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

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

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



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

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

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

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

[Disclaimer](#)

경영학 석사학위논문

한국기업의 자본구조 결정요인에 대한 연구  
:동종업계 타기업의 영향력 검증

2014년 2월

서울대학교 대학원  
경영학과 재무금융전공  
임 지 은



## 국문 초록

한국기업의 자본구조 결정요인에 대한 연구  
:동종업계 타기업의 영향력 검증

서울대학교 대학원  
재무금융 석사전공  
임지은

본 논문은 기업의 자본구조와 재무정책을 결정하는데 있어 동종업계 타기업의 영향력이 크고, 이 유사기업의 영향은 기존에 잘 알려진 자본구조의 결정요인들 보다도 더 중요한 역할을 한다는 Leary and Roberts(2013 forthcoming)의 분석결과에 따라 유가증권시장에 상장된 국내 기업들에게 적용했을 때도 같은 결과를 얻을 수 있는지 살펴보았다. 먼저 전체 표본을 분석해 본 결과 유가증권시장에 상장된 기업들 사이에서는 재무정책을 결정하는데 있어서 유사기업의 영향력이 통계적으로 유의하지 않았다. 규제로 인해 자본구조를 결정하는데 제약이 있는 기업을 제외한 부표본 분석을 추가적으로 진행하였는데, 이 또한 전체 표본과 같은 결과를 보였다.

따라서 본 연구의 결과는 한국의 유가증권시장의 기업들에게는 자본구조의 결정요인으로서 유사기업의 영향력은 미미하다는 것을 보여준다.

**주요어:** 자본구조 결정요인, 재무정책, 동종업계 타기업의 영향력  
**학 번:** 2012-20518

## 목 차

제 1 장 서론	1
제 2 장 선행연구	4
제 3 장 데이터 및 연구 방법	6
제 1 절 데이터 및 표본	6
제 2 절 연구 방법	8
제 4 장 실증 분석	17
제 1 절 실증 분석 결과	17
제 2 절 부표본 분석결과	21
제 5 장 결론	23
부록 : 변수에 대한 정의	24
참고문헌	25
Abstract	37

## 표 목차

[표 1] 기초 통계량 . . . . .	28
[표 2] 주식 수익률의 회귀분석 결과 . . . . .	29
[표 3] 유사기업 리턴쇼크의 특성 . . . . .	30
[표 4] 자본구조 결정에 대한 유사기업의 영향력 검증-축약형 모델 추정 . . . . .	31
[표 5] 자본구조 결정에 대한 유사기업의 영향력 검증-구조적 모델 추정 . . . . .	32
[표 6] 부표본의 자본구조 결정에 대한 유사기업의 영향력 검증-축약형 모델 추정 . . . . .	34
[표 7] 부표본의 자본구조 결정에 대한 유사기업의 영향력 검증-구조적 모델 추정 . . . . .	35

## 제 1 장 서론

대부분의 자본구조 결정요인에 관한 연구에서는 기업이 동종업계 타기업 즉 유사기업의 의사결정과는 독립적으로, 개별적인 기업 특성 혹은 그들이 처한 상황에 따라 자본구조를 결정한다고 가정한다. 따라서 자본구조를 결정하는 데 있어 동종업계 타기업의 영향력은 크게 고려되지 않았다. 그러나 기업 정책을 결정하는 데 있어서 유사기업의 상당한 영향력을 연구한 선행연구 결과들이 있고, 이는 곧 유사기업의 행동이 기업의 재무정책을 결정하는데 있어서도 영향을 미칠 가능성이 있음을 제시한다.

본 논문은 이 점에 착안하여 한국의 기업데이터를 이용해 유사기업의 재무정책 결정이 개별기업의 자본구조를 결정하는데 유의미한 영향을 미치는지에 대해 실증 연구를 진행하였다. 유사기업의 영향력에 대한 논의를 진행하기 위해 첫째, 경영진이 처한 상황을 고려해 볼 수 있다. 현실에서는 자본구조 결정에 대한 참 모델이 알려져 있지 않을 뿐만 아니라 이를 측정하는 것 또한 어렵기 때문에, 경영자들은 어떻게 해야 최적 자본구조를 수립할 것인지에 대해 확실히 알지 못한다. 이 때문에 그들의 자본구조 결정하는 데 있어 유사기업의 재무정책과 특성을 하나의 유용한 정보로 활용한다는 것이다. 둘째, 한국기업들이 직면하고 있는 특수성을 고려해 볼 수 있다. 미국 기업들은 대부분 독립적으로 존재하는 데에 반해, 한국 기업들은 기업집단에 속해있는 경우가 많으므로 유사기업의 영향력이 약하게 나올 가능성도 배재할 수 없다.

본 연구를 진행하는 데 있어 우선적으로 해결해야 할 부분은 reflation problem[Manski(1993)] 때문에 유사기업의 영향력을

식별해 내는 것이 쉽지 않다는 점이다. 이는 그룹의 행동이나 특성이 그 그룹을 구성하고 있는 개별인자의 행동에 영향을 미치는지 추론해 볼 때 생겨나는 내생성 문제이다. 즉, 유사기업의 재무정책의 측정치로 산업의 평균 부채비율을 이용하거나, 산업평균의 수익성 등과 같은 유사기업의 자본구조 결정요인들을 개별기업의 재무정책에 대한 설명변수로 쓰기 때문에 이런 문제가 발생한다. 즉, 개별기업의 재무정책과 유사기업의 행동과 특성간의 양방향 상관관계로 인해 내생성 문제가 발생하므로 이 문제를 완화하기 위해 축약형 모델 추정과 2SLS 추정방법을 활용한다.

먼저 개별기업의 특성을 통제하면서, 기업의 행동이 유사기업의 외생적인 특성 변수와 유의한 상관관계가 있음을 보임으로써 위에서 제기한 내생성 문제를 해결할 수 있다. 본 연구에서는 유사기업의 고유 수익률(리턴쇼크)을 유사기업의 외생적인 변동을 반영하는 변수로 사용한다. 이런 접근방법은 기존 논문에서 착안한 것인데, 실제로 주식 수익률과 기업의 재무정책과의 유의한 관계를 이론적 및 실증적으로 증명한 논문이 있다 [Myers(1977, 1984), Marsh(1982), Loughran, Ritter(1995)]. 또한 이러한 기존 논문의 결과는 리턴쇼크가 재무정책과 관련이 있을 수도 있다는 가능성을 제시한다. 고유 수익률의 기업-특정적 본성과 이 요소를 분리시키려는 많은 양의 자산가격결정 문헌들은 리턴쇼크가 외생적 변동을 규명하는 데 유용한 출발점을 제공함을 의미한다. 따라서 리턴쇼크를 외생적인 변동을 식별하는데 이용한다.

리턴쇼크는 몇 가지 바람직한 특성들을 가지고 있다. 첫째, 같은 유사기업 그룹에 속해있는 서로 다른 회사들의 리턴쇼크는 상관관계가 없다. 둘째, 유사기업의 리턴쇼크는 시계열적 상관관계가



없고 시계열 및 횡단적 상관관계가 없다. 이는 곧 기업의 리턴쇼크가 자기 자신 혹은 다른 기업에 대해 미래의 리턴쇼크를 예측하지 못한다는 것을 의미한다. 셋째, 리턴쇼크는 주로 자본구조의 변동을 설명하는데 이용되는 회사의 특성들, 예를 들어 회사의 수익성, 유형성, 규모, 시장-장부가비율 등과 상관관계가 없다. 물론 이러한 성질만 가지고 외생성을 완전히 보증하지는 못하지만, 유사기업의 리턴쇼크가 공통적인 변동을 거의 포함하고 있지 않다는 측면에서 이러한 걱정을 불식시킬 수 있다.

축약형 모델의 추정 결과에 따르면 한국 유가증권시장에 상장된 기업들의 경우 개별 기업의 자본구조를 결정하는데 있어 유사기업의 영향이 크게 나타나지 않았다. 레버리지와 유사기업의 평균 리턴쇼크간의 관계가 유의하게 나오지 않았으며 이 결과는 분석을 진행한 모든 모델에서 로버스트하게 나왔다. 다음으로 유사기업의 영향력을 좀 더 자세하게 파악하기 위해 유사기업의 리턴쇼크를 도구변수로 하여 2SLS(two-stage least squares) 방법으로도 추정해 보았다. 그러나 방법도 마찬가지로 자본구조를 결정하는데 있어서 뚜렷한 유사기업의 영향력을 찾아볼 수 없었다. 마지막으로 부표본 분석결과 또한 앞의 두 분석 내용과 일관되게 유사기업의 영향력이 유의하지 않게 나왔다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 1장 서론에서는 연구의 목적과 소개를 하고, 제 2장에서는 자본구조의 결정요인 및 산업의 영향력에 대한 국내외 연구들을 정리하고 본 연구의 의의를 밝힌다. 제 3장에서 본 연구에서 사용한 데이터와 연구방법에 대해 설명하며, 제 4장에서는 실증 분석결과를 설명한다. 제 5장 결론에서는 앞장의 내용들을 바탕으로 본 연구의 결과를 요약하고 마무리한다.

## 제 2 장 선행연구

기업이 다양한 의사결정을 할 때 유사기업의 영향력을 받는 지에 대한 선행연구들이 있는데, 먼저 Stigler(1968)은 광고나 제품의 내구성, 보증 등과 같은 제품의 비가격적인 요소들에서 나타는 영향력을 제시하였다. 노동시장에서도 이와 같은 연구가 진행이 되었는데, Bizjak, Lemmon, Naveen (2008)은 경영진의 보상 문제에 있어서 같은 산업 내 기업 간의 연관성을 제시하였다.

기업이 내리는 의사결정 중에서도 재무정책의 결정에 미치는 산업의 영향력을 연구한 선행연구는 다음과 같다. Graham and Harvey(2001)은 상당한 수의 CFO가 그들의 재무적 결정을 내릴 때 경쟁기업의 의사결정의 중요성을 언급한다고 주장한다. 또한 Welch(2004), Frank, Goyal(2009)에서는 산업평균 부채비율이 경제적으로 중요한 자본구조의 결정요인임을 제시하며, Mackay, Phillips(2002)에서는 산업내의 자본구조의 변동에 대한 실증연구 결과를 보여준다.

본 논문에서 가장 연관이 많은 선행연구는 자본구조의 결정요인으로 산업의 중요성을 언급한 논문들이다. Bradley, Jarrell, and Kim (1984)는 횡단면 분석을 한 결과 기업의 레버리지 비율의 변동의 54%가 산업의 분류에 의해 설명이 된다고 주장한다. Schwartz, Aronson(1967), Scott(1972)에서는 기업의 레버리지 비율이 산업 간에는 지속적으로 다른 데에 반해, 산업 내에서는 유사성을 가지고 있음을 보인다. Mackay, Phillips(2005)와 Almazan, Molina(2005)는 산업 내 자본구조의 변동을 연구하였다. 본 논문은 이 산업 내 자본구조의 변동이 재무정책과 강한 연관이

있을 것이라는 가설 아래 연구를 진행하게 되었다.

국내에서는 국외에 비해 자본구조의 결정요인에 대한 산업의 영향력이 활발히 연구되지는 않았으나, 몇 가지의 기존 논문을 살펴보도록 하겠다. 먼저 박순식, 조성자(1990)에 의하면 자본구조가 각각의 산업마다 차이가 있으므로 자본구조의 결정에 있어서 산업이 중요한 요인이 될 수 있다고 주장한다. 박순식(1998)에서는 우리나라 상장기업은 산업별 부채비율의 차이가 존재하고 기간에 따라 산업평균 부채비율이 상대적으로 안정적이며 기간이 경과함에 따라 개별기업의 부채비율이 산업평균에 수렴하는 경향을 보인다고 한다. 가장 최근 연구인 박지영(2012)에서 산업조직이 기업의 자본구조에 미치는 영향을 연구하였는데, 산업의 집중도에 따라 변하는 레버리지의 변동정도에 대한 실증연구를 진행하였다.

본 연구가 선행연구와 가장 크게 구별되는 점은 다음과 같다. 선행연구들은 산업 전체적인 영향을 보았던 것에 반해, 본 연구는 산업 내 유사기업들이 개별기업의 자본구조에게 미치는 영향을 분석했다는 것이다. 특히 유사기업의 영향 중에서 재무정책과 기업 특성을 구분했다는 것도 의미가 있다. 이 뿐만 아니라 reflection problem 때문에 단순 OLS(Ordinary least squares) 회귀분석으로는 의미 있는 결과를 얻지 못하므로, 좀 더 엄밀하고 명확한 식별 전략을 사용하였다는 것에도 본 연구의 의의가 있다.

## 제 3 장 데이터 및 연구 방법

### 제 1 절 데이터 및 표본

분석 대상은 한국 유가증권시장(KOSPI) 상장기업으로, KOSDAQ에 상장된 기업을 제외한 이유는 이 두 시장의 성격이 상당히 다르기 때문에 같은 산업 내에 있는 기업이라도 유사기업으로 분류하기 어렵다고 판단했기 때문이다. 또한 유가증권시장 상장기업 중에 보험, 증권, 은행 등과 같은 금융회사, 공익회사, 지주회사는 제외하였다. 선행연구와의 일관성을 유지하고 규제에 의해 자본구조가 영향을 받는 경우를 피하기 위해 금융회사 및 공익회사를 제외하였고, 지주회사는 같은 산업 내 지주회사와 자회사가 같이 있는 경우가 있어 분석에 오류가 있을 수 있으므로 제외하였다.

본래 표본기간은 유가증권시장이 시작되는 1980년부터 하려고 했으나 무위험이자율로 쓰이는 CD금리 91물의 데이터가 1992년도부터 존재하여 부득이하게 표본기간을 1992년부터 2012년까지로 조정하였다. 기업의 연별 회계 및 월별 수익률 데이터는 Fnguide에서 제공하는 데이터베이스인 Data Guide Pro를 이용하였고, 변수에 대한 자세한 설명은 부록에 정의하였다.

월별 수익률 데이터에서는 수익률이 6개월 혹은 1년 이상 연속적으로 0으로 나오는 기업들이 있었다. 확인을 해 본 결과 법정관리 대상이었거나 재상장된 경우 과거 상장폐지가 되었던 기간 동안 수익률이 0으로 처리가 되는 경우가 있어, 분석에 오류 일으킬 수 있는 왜곡된 데이터들은 모두 삭제처리 하였다.

[표 1]은 최종 표본 886개의 기업에 해당하는 7408개의

기업-연도별 자료에 대한 요약통계량이다. 또한 통계청의 한국표준 산업분류표(9차)에 의한 중분류 산업기준에 따라 각 기업의 소속 산업을 구분한다. 유가증권시장에 상장된 1079개의 기업 중에 소속 산업이 분류되지 않은 8개 기업과 금융회사, 공익회사 및 지주회사 총 185개를 제외한 886개의 기업을 중분류 산업기준에 따라 48개의 산업으로 나누었다. 한 산업 내 소속회사는 대략 7개로 중앙값이 5인 것으로 보아 분포가 우측 편향되어 있음을 알 수 있다.

변수는 크게 유사기업의 평균(peer firm average)과 기업 특정적 요인(firm-specific factor), 두 가지 범주로 나누어 볼 수 있다. 첫 번째 범주인 유사기업들의 평균은 산업-연도별 조합 내에서  $i$ 번째 관측치를 제외한 모든 기업의 평균으로 구성된다. 두 번째 범주인 기업 특정적 요인은  $t$ 년도의 기업  $i$ 에 해당하는 변수이다.

## 제 2 절 연구 방법

본 연구는 Leary and Roberts(2013, JF forthcoming)의 방법론을 한국 유가증권시장에 상장되어 있는 기업에게 적용해 보고 그 결과를 도출해 내는 것이 목적이므로 본 절의 연구방법론은 Leary and Roberts(2013, JF forthcoming)을 인용하였다.

본 연구의 실증 모델은 자본구조와 관련한 문헌에 보편적으로 사용되는 모델이다 [Rajan and Zingales (1995) and Frank and Goyal(2009)].

$$y_{ijt} = \alpha + \beta \overline{y_{-ijt}} + \gamma' \overline{X_{-ijt-1}} + \lambda' X_{ijt-1} + \delta' \mu_j + \phi' \nu_t + \epsilon_{ijt} \quad (1)$$

여기서 하첨자  $i, j$  그리고  $t$ 는 각각 기업, 산업군, 연도를 의미한다. 종속변수  $y_{ijt}$ 는 부채비율과 같은 기업의 재무정책을 측정하는 변수이고,  $\overline{y_{-ijt}}$ 는 동일한 산업군 내 기업  $i$ 를 제외한 유사기업의 평균적인 재무정책을 의미한다.  $\overline{X_{-ijt-1}}$ 과  $X_{ijt-1}$ 은 각각 유사기업의 평균 기업특성과 개별기업의 특성을 뜻하며, 산업과 연도고정요인은 각각  $\mu_j$ 와  $\nu_t$ 로 나타내고 있다.

식(1)에서  $(\alpha, \beta, \gamma', \lambda', \delta', \phi')$ 는 모수 벡터를 의미하고, 뒤에 나올 축약형(reduced form) 회귀모델과 구분하기 위해 구조적 모수라고 명한다. 계수  $\delta', \lambda', \phi'$ 는 산업내 공통적으로 작용하는 특성들이나 제도적 환경 등을 반영한다. 또한  $\beta$ 와  $\gamma'$ 는 peer effect를 나타내는 계수인데, 유사기업의 재무정책과 특성이 개별 기업의 자본구조 결정에 미치는 영향을 측정한다.

식(1)을 추정하는 데 있어 발생하는 문제점은  $\overline{y_{-ijt}}$ 이 독립 변수로 들어가 있다는 것이다. 직관적으로 생각해보면, 만약 개별기업의 자금조달 결정이 다른 기업에게 영향을 받는다면, 개별기업  $i$ 의 자본구조도 기업  $j$ 에 영향을 받는다는 것을 의미하며 그 반대인 경우도 가능하다. 이런 상호 연관성은  $\overline{y_{-ijt}}$ 이 내생적인 독립변수임을 뜻하고 (1)의 계수들을 정확히 추정하는 것이 불가능해진다. 이런 식별문제를 해결하기 위해 다음과 같은 방법을 제시한다.

### (1) 식별 문제

먼저 연도고정요인(year fixed effect)은 표시상의 편의를 위해 제거를 하고, 식(1)의 모집단 버전으로부터 시작한다.<sup>1)</sup>

$$y = \alpha + \beta E(y|\mu_j) + \gamma' E(X|\mu_j) + \lambda' X + \delta' \mu_j + \epsilon. \quad (2)$$

$X$ 와  $\mu_j$ 에 대한 조건부 기대값에 해당하는 식은 다음과 같다.

$$E(y|X, \mu_j) = \alpha + \beta E(y|\mu_j) + \gamma' E(X|\mu_j) + \lambda' X + \delta' \mu_j. \quad (3)$$

식(3)을  $\mu_j$ 에 대한 조건부 기대값을 Law of iterated expectation을 통해 구하면 다음과 같다.

$$E(y|\mu_j) = \alpha + \beta E(y|\mu_j) + \lambda' E(X|\mu_j) + \gamma' E(X|\mu_j) + \delta' \mu_j. \quad (4)$$

---

1) 식별문제의 전개는 Manski(1993)을 따른다.

$\beta \neq 1$ 이라는 가정 하에, 식(5)은 하나의 고유한 해를 가진다.

$$E(y|\mu_j) = \frac{\alpha}{1-\beta} + \left(\frac{\gamma+\lambda}{1-\beta}\right)' E(X|\mu_j) + \left(\frac{\delta}{1-\beta}\right)' \mu_j. \quad (5)$$

식(5)의 해를 식(3)에 대입하면 다음과 같은 축약형 모델(reduced form)이 도출된다.

$$E(y|X, \mu_j) = \alpha^* + \gamma^* E(X|\mu_j) + \delta^* \mu_j + \lambda^* X, \quad (6)$$

여기서 위첨자 \*는 축약형 모델(reduced form)의 모수를 의미하고 이는 다음과 같이 구조적 모수의 함수로 이루어져 있다.

$$\alpha^* = \frac{\alpha}{1-\beta}, \quad \gamma^* = \left(\frac{\beta\lambda + \gamma}{1-\beta}\right)', \quad \delta^* = \left(\frac{\delta}{1-\beta}\right)', \quad \lambda^* = \lambda'.$$

미지수보다 등식의 수가 적기 때문에 축약형 모델의 모수로 구조적 모수를 완전히 되찾을 수는 없다. 그러나 Manski(1993)에서 논의된 결과에 따르면 축약형 모델 식(6)의 추정치는 유사기업의 영향력(peer effect)을 내생적인 선택문제나 누락된 공통요인에 기반한 산업 내 공통적인 자본구조에 관한 대체적인 설명과 구별하는 것을 가능하게 한다. 만약  $\gamma^*$ 가 0이 아니라면  $\beta$  나  $\gamma'$ 가 0이 아닌 것을 의미한다. 그러므로 유사기업이 미치는 영향력의 여부를 검증해보는 축약형 모델의 추정은 결국  $\gamma^*$ 의 유의성 테스트라고 할 수 있다.<sup>2)</sup>



## (2) 식별 전략

식(6)에서  $\gamma^*$ 를 식별하기 위해서는 외생적인 유사기업의 특성이 요구된다. 다시 말해 유사기업들과는 연관이 되어 있으나 개별기업의 자본구조와는 외생적인 이벤트를 찾아야 한다. 이런 특성은 개별 기업의 고유한 특성을 통제하고 나서도 찾아내기 쉽지 않다.

Marsh(1982)에서 나타낸 바와 같이 잘 알려진 자본구조 결정요인인 수익률을 이용해 시작해보고자 한다. 먼저 전통적인 주식가격결정모형을 이용하여 수익률에서 고유한 변동부분을 추출하는데, 유사기업간의 공통적인 변동을 제거하기 위해서 주식가격결정모형에 산업요인을 포함시킨다. 이 모형의 잔차를 ‘리턴 쇼크’라고 부르고 이 쇼크를 1년 래그시켜 유사기업 특성들의 외생적인 변동으로 사용한다.

이 접근방법은 몇 가지 긍정적인 측면이 있다. 첫째, 기업의 패널 데이터 사용이 가능하고 이로 인해 통계적 검증력과 외부적 타당성 문제를 완화해준다. 둘째, 주식 수익률은 다른 자본구조 결정요인들, 예를 들어 매출액이나 이익 등에 비해 조작하기 어렵다. 셋째, 주식 수익률은 기업 가치와 관련한 사건들을 많이 내포하고 있다. 넷째, 방대한 투자론 문헌들이 기대수익률과 수익률의 고유한 요소를 추정하는데 초점을 맞추고 있다. 마지막으로, 주식 수익률과 자본구조 선택간의 관계에 대한 이론적이고 실증적인 선행연구가 있다. 예를 들어 Myers, Majluf(1984)는 경영자와 투자자의 정보

---

2)  $X$  벡터 중에 적어도 한 개 이상의 공변량이  $y$ 와 상관관계가 있다면  $\lambda$ 가 0벡터가 아님을 의미한다. 그렇지 않을 경우  $\beta$ 가 0이 아니라도  $\gamma^*$ 가 0이 될 수 있다.

비대칭으로 인해 기업의 재무정책과 주가가 연관되어 있다고 제안한다. 마찬가지로 Myers(1977)은 채무과잉문제 때문에 재무정책과 주가가 연관되어 있다고 주장한다. 실증적으로, Marsh(1982), Loughran, Ritter(1995), Baker, Wurgler(2002) 그리고 Welch(2004)는 과거 수익률과 보험선택 혹은 부채비율의 강한 상관관계가 있음을 보여준다.

주식 수익률은 자연재해, CEO의 죽음 혹은 회계부정사건과 같은 기업 가치와 관련된 사건들의 효과를 내포하고 있지만, 이런 사건들은 주식의 수익률을 구성하고 있는 고유한 부분뿐만 아니라 공통적인 부분에 까지 영향을 미치고 있다. 본 연구방법론의 식별 전략은 이 공통적인 변동 부분을 제거하는 것이다. 따라서 전체 주식 수익률 중에서 자본구조결정에 미치는 유사기업 영향의 식별을 위해 남겨진 부분은 오직 기업 고유의 변동뿐이다.

### (3) 리턴 쇼크의 구성

다음과 같은 주식 수익률을 위한 확장된 시장 모델을 이용해 리턴 쇼크를 추정한다.

$$r_{ijt} = \alpha_{ijt} + \beta_{ijt}^m (rm_t - rf_t) + \beta_{ijt}^{IND} (\overline{r_{-ijt}} - rf_t) + \eta_{ijt} \quad (7)$$

여기서  $r_{ijt}$ 는 산업군  $j$ 에 속한 기업  $i$ 의  $t$ 월 동안의 총 수익률을 의미한다.  $(rm_t - rf_t)$ 는 초과 시장수익률이고,  $(\overline{r_{-ijt}} - rf_t)$ 은 기업  $i$ 를 제외한 산업 포트폴리오의 동일가중평균에 대한 초과수익률을 나타낸

다. 또한 통계청의 한국표준산업분류표(9차)에 의한 중분류 산업기준에 따라 각 기업의 소속 산업을 구분한다. 식(7)에서 마지막 요인은 같은 산업군 내에 있는 기업들에게 공통적으로 나타나는 수익률의 변동을 제거하기 위해 포함 되었다.

식(7)을 과거의 월별 수익률을 이용해 연단위로 각 기업에 대해 이동회귀분석을 통해 추정한다. 이를 위해서 최소 24개월 치의 과거 데이터가 필요하고 최대 60개월까지 추정에 사용한다. 예를 들어, 삼성의 1990년 1월부터 1990년 12월까지의 기대수익률과 고유수익률을 얻기 위해서는 먼저 1985년 1월부터 1989년 12월까지의 월별 수익률을 이용해 식(7)의 계수를 추정해야한다. 그리고 아래와 같이 추정된 계수값으로 1990년도 기대수익률을 계산한 후 1990년 1월부터 1990년 12월까지의 실제수익률 데이터를 이용하여 기대수익률과 실제 수익률과의 차인 고유수익률을 구한다.

$$\text{Expected Return}_{ijt} \equiv \hat{r}_{ijt} = \hat{\alpha}_{ijt} + \hat{\beta}_{ijt}^m (r_{m_t} - r_{f_t}) + \hat{\beta}_{ijt}^{IND} (\overline{r_{-ijt}} - r_{f_t})$$

$$\text{Idiosyncratic Return}_{ijt} \equiv \hat{\eta}_{ijt} = r_{ijt} - \hat{r}_{ijt}$$

[표 2]은 회귀분석 추정에 대한 요약통계량을 나타낸 표이다. 대부분이 5년 단위로 이동회귀분석을 진행하고 평균적으로 한번 회귀시 58 개월 치 관측수를 가지고 있다. 조정된 결정계수(R-square)의 평균은 대략 31%이다.

회계 데이터들과 기간의 일관성을 유지하기 위해 월별 실제 수익률과 기대수익률을 복리로 계산한 후 각각 연별 수익률로 변환한다. 이 두 변수의 차인 잔차를 구해 각 연도 및 산업군 별로 평균

하면 유사기업들의 평균 리턴쇼크,  $\bar{\eta}$  이고 이를 1년 래그시킨 것이 유사기업 특성에 대한 외생적인 변동의 측정치이다.

#### (4) 식별 위협

식별 위협은 유사기업의 리턴쇼크와 누락되거나 잘못 측정된 개별기업의 자본구조 결정요인들 간에 상관관계가 존재할 때 발생한다. 본 세부 절에서는 이 식별위협 문제를 다루기 위해 유사기업의 리턴쇼크의 통계적 특성과 경제적인 영향에 대해 살펴보도록 한다.

Welch(2004), Lemmon, Roberts, Zender(2008), Strebulaev, Yang(2012) 과 같은 이전의 실증연구에 따르면 관측 가능한 부채비율 결정요인이 자본구조의 체계적인 변동을 통제하는데 있어 상대적으로 형편없는 결과를 보여주고 있다. 결국 관측 가능한 특성들에 한하여 남아있는 누락된 변수들 혹은 측정오차들이 유사기업의 평균 리턴 쇼크와 상관관계에 있는지의 여부가 핵심이 된다. 이를 위해 다음과 같은 고려사항을 확실히 해야 하는데, (1) 유사기업의 평균 리턴 쇼크가 기업의 특성이나 기업  $i$ 의 리턴 쇼크보다 개별 기업의 자본구조 결정요인에 대한 측정치로서 결코 우월하지 않음을 보여야 한다. (2) 유사기업의 평균 리턴 쇼크가 동종 산업 내 기업들 사이의 공통요인을 반영해서는 안 된다.

첫 번째 고려사항은 총 수익률 대신 수익률의 고유한 구성요소부분을 사용했다는 것과 연결하여 설명할 수 있다. [표 2]에서 평균 결정계수가 31% 인 것으로 보아, 개별기업의 비체계적인 주가 변동이 주가를 설명하는 데 있어서 상당한 부분을 차지한다는

것을 의미한다.

[표 3]은 유사기업의 평균 리턴쇼크와 개별기업의 특성을 나타내는 변수간의 상관관계를 나타낸다. 리턴쇼크가 현재와 미래의 개별기업 특성에 대한 정보를 포함하고 있는지를 알아보기 위해 동기간인  $t$ 기 뿐만 아니라  $t+1$ 기의 데이터로 분석해 보았다. 회귀분석 시 이 기업의 특성을 대변하는 변수가 통제변수로 포함되어 있기 때문에 단순 상관관계는 존재해도 무방하다. 그러나 경제적으로 큰 연관이 있다면, 리턴쇼크와 관측되지 않은 요인간의 상관관계의 정도나 혹은 가격결정모형을 통해 기업 간의 공통적인 수익률 변동이 제거되는 정도에 대한 우려를 제기할 수 있다.

유사기업의 평균 리턴쇼크와 개별기업의 특성을 나타내는 변수간의 상관관계를 분석해 본 결과  $t$ 기와  $t+1$ 기 모두 개별기업의 특성을 나타내는 변수가 모두 통계적인 유의성이 없음을 보여주고 있다. 따라서 유사기업의 리턴쇼크는 기업  $i$ 의 현재 및 가까운 미래에 관측 가능한 자본구조 결정요인과 관련된 정보를 포함하지 않고 있다고 판단할 수 있다.

누락되거나 잘못 측정된 자본구조 결정요인에 관해서는 별도로 표를 첨부하지는 않았으나 다음과 같은 추가 분석을 해 보았다. 개별기업의 총 수익률과 기업  $i$ 를 제외한 산업 평균 수익률간의 상관관계 분석을 했더니 0.28이 나왔다. 반면에 개별기업의 리턴쇼크와 산업 평균 리턴쇼크간의 상관관계 분석을 했더니 0.09로 나왔다. 상관성의 감소는 가격결정모형이 수익률에서 산업 내 연관성을 전부는 아니더라도 상당히 많은 부분 제거한다는 것을 의미한다. 남은 연관성을 흡수하기 위해 식(1)에 개별 기업의 리턴쇼크를 포함시킨다. 유사기업의 리턴쇼크는 시계열적 상관관계가 없고 시계열

및 횡단적 상관관계가 없다. 이는 곧 기업의 리턴쇼크가 자기 자신 혹은 다른 기업에 대해 미래의 리턴쇼크를 예측하지 못한다는 것을 의미한다.

## 제 4 장 실증 분석

### 제 1 절 실증 분석 결과

#### (1) 축약형 모델 결과

$$E(y|X, \mu_j) = \alpha^* + \gamma^{*'} E(X|\mu_j) + \delta^{*'} \mu_j + \lambda^{*'} X, \quad (6)$$
$$\alpha^* = \frac{\alpha}{1-\beta}, \quad \gamma^{*'} = \left( \frac{\beta\lambda + \gamma}{1-\beta} \right)', \quad \delta^{*'} = \left( \frac{\delta}{1-\beta} \right)', \quad \lambda^{*'} = \lambda'.$$

[표 4]는 축약형 모델인 식(6)을 추정한 결과이다. 종속변수는 각 열의 상단에 표기되어 있으며 추정된 회귀계수와  $t$  통계량을 보여준다. 모델 (1)과 (2)는 시장 및 장부 레버리지의 레벨 차원의 분석을 나타내고 모델 (3)과 (4)는 그 변화분에 대한 분석을 보여준다. 레벨 차원에서 누락되었던 변수들이 변화분을 계산하는 과정을 통해 소거되므로, 모델 (3)과 (4)에서는 누락된 개별기업의 특성에 대한 염려를 해결하는데 도움을 준다. 레벨 차원의 분석을 하는 모델은 종속변수와 독립변수의 모든 변수에 대해서 레벨 차원을 적용한다. 마찬가지로 변화분에 대한 분석을 하는 모델 또한 회귀식의 좌변과 우변을 동일하게 변화분으로 맞추어 준다. 그러나 리턴쇼크만 예외적으로 개별 기업요인과 유사기업 변수 모두 전체 모델에 대해 동일하게 유지한다.

앞서 논의한 바와 같이 식(6)에서  $\gamma^{*}'$ 를 식별하기 위해서는 외생적인 유사기업의 특성이 요구되는데, 본 연구에서는 이를 리턴쇼크로 규정하였다.  $\gamma^{*}'$ 의 유의성 검정을 통해 유사기업의 영향력을

의미하는  $\beta$ 와  $\gamma$ 의 유의성을 간접적으로 파악할 수 있다. 만약  $\gamma^*$ 가 0이 아니라면  $\beta$ 나  $\gamma$ 가 0이 아닌 것을 의미한다.

분석 결과 리턴쇼크의  $t$  통계량이 각각 1.10, -1.27, 0.13, -0.7로 모든 모델에 걸쳐 통계적으로 유의하지 않음을 볼 수 있다. 즉, 한국에서는 개별기업이 자본구조를 결정하는 데 있어 유사기업의 영향을 받지 않는 것으로 보인다.<sup>3)</sup> 다음으로는 축약형이 아닌 구조적 모델의 분석을 해보도록 하겠다.

## (2) 구조적 모델 결과

$$y_{ijt} = \alpha + \beta \overline{y_{-ijt}} + \gamma' \overline{X_{-ijt-1}} + \lambda' X_{ijt-1} + \delta' \mu_j + \phi' \nu_t + \epsilon_{ijt} \quad (1)$$

이전에 분석해 본 축약형 모델의 결과는 유사기업의 영향을 파악할 수는 있었으나  $\beta$ 와  $\gamma$ 의 통합적인 영향이지 각각의 효과를 볼 수는 없었다. 그러므로 이번엔 본래 추정하고 싶었던 구조적 모델인 식(1)의 회귀분석을 진행해 보았다. 식(1)을 추정하기 위해서는 내생변수인  $\overline{y_{-ijt}}$ 을 위한 도구변수가 필요하다. 본 연구에서는 유사기업의 재무정책을 위한 도구변수로 유사기업의 리턴쇼크를 사용하며, 식(1)을 2SLS 방법을 활용하여 추정한다.

이 방법을 사용하기 위해서는 축약형 모델을 추정할 때 보다 더 엄격한 가정이 필요하다. 만약 유사기업의 평균 리턴쇼크가

---

3) 통계적으로 유의하지 않다는 것은 결국  $\gamma^*=0$ 이라는 귀무가설을 기각하지 못했다는 것이다. 그런데 이것이 정말로 유사기업의 영향력이 없어서 그런게 나온 것이 아니라, 음수인  $\gamma$ 가 양수인  $\beta$ 보다 크기가 커서  $\beta$ 의 효과를 상쇄했을 수도 있다는 가능성을 생각해볼 수 있다.



누락된 개별기업의 자본구조 결정요인과 상관관계가 있거나, 자본구조 결정요인과 관련이 있는 누락된 유사기업의 특성과 상관관계가 있으면 추정에 편의가 생긴다. 전자는 이미 고려가 된 사항이나 후자는 완전히 제거하지 못한 부분이다. 그러나 자본구조의 결정에 미치는 유사기업의 특성의 제한적인 역할로 인해 후자의 상관관계에 의한 편의는 아주 작을 것으로 판단된다.

[표 5]는 식(1)을 2SLS방법으로 추정한 결과를 나타낸 것이다. 개별기업의 시장 및 장부 레버리지의 레벨과 변화분 차원에 대한 유사기업의 평균 변수들과 개별기업의 변수들의 설명력을 나타내는 계수와 유의성을 나타내는  $t$  통계량을 보여준다. 회귀분석 첫 번째 단계의 결과로 구해진 도구변수의 계수값이 표 하단에 나와 있다. 도구변수의 적합성을 위해서는 내생변수가 하나일 때  $F$  통계량이 10 보다 커야한다<sup>4)</sup> [Staiger, Stock(1997)]. 표 보면 모델 (3)을 제외한 모든 모델에서 도구변수의  $F$  통계량이 10 이상이므로 3개의 모델에서는 유사기업의 평균 리턴쇼크가 도구변수로서 적합하다고 할 수 있다.

표의 상단에 있는 “Dependent variable” 은 유사기업의 평균 재무정책(레버리지 비율)을 도구변수로 추정한 계수값인  $\hat{\beta}$ 을 보고하고 있다. 모든 모델에 대해서 일관성 있게 개별 자본구조의 결정에 미치는 유사기업의 재무정책의 영향이 유의하지 않음을 보여준다.

따라서 한국에서는 기업의 부채비율의 변동을 결정짓는데

4)  $F$ -통계량이 10보다 작아서 Weak instrument test를 통과하지 못하면,  $t$ -통계량이 랜덤하게 나온다는 것이 이론적으로 증명이 되어있다. 즉 이는 해당 변수가 도구변수로서 적합하지 않음을 의미한다.

있어 유사기업의 재무정책 결정에 대한 영향력은 유의하지 않다는 결론을 내릴 수 있다. 다음 절에서는 강건성 검사의 일환으로 부표본에서도 동일한 결과가 나오는지 테스트 해 보겠다.

## 제 2 절 부표본 분석결과

만약 자본구조를 결정하는데 있어 외부적으로 규제를 받는 기업들이 표본에 포함되어 있다면, 자본구조 결정에 미치는 유사기업의 영향력이 약화될 수도 있다. 따라서 이런 제약이 있는 기업들을 표본에서 제거한 부표본으로 다시 분석해 보았다.

자본구조에 관련한 규제로는 출자총액제한제도가 있다. 공정거래위원회가 2001년부터 매년 대규모기업집단 정보공개시스템(OPNI)을 통해 출자총액제한 기업집단을 공시한다. 그러나 최근 사전규제를 최소화하고 시장자율감시체계를 통해 시장이 스스로 판단하고 규율하는 방식으로 대규모기업집단 시책을 전환하기 위해 2009년 3월 25일 부로 출자총액제한제도를 폐지하였다.<sup>5)</sup> 이에 따라 불가피하게 부표본기간을 2001년부터 2008년까지로 조정하였다.

### (1) 축약형 모델 결과

[표 6]은 축약형 모델인 식(6)을 부표본으로 추정한 결과이다. 분석 결과 리턴쇼크의  $t$  통계량이 각각 0.03, -1.62, 0.31, -2.34로, 종속변수가 장부 레버리지의 변화분인 모델(4)만 통계적으로 유의한 결과를 보인다. 이 유의성이 다른 방법론에서도 로버스트한 결과를 보이는지, 축약형이 아닌 2SLS를 이용한 구조적 모델을 추정해 보았다.

---

5) 공정거래위원회 대규모기업집단 공개시스템 OPNI, <http://groupopni.ftc.go.kr>

## (2) 구조적 모델 결과

[표 7]는 식(1)을 2SLS방법으로 추정한 결과를 나타낸 것이다. 회귀분석 첫 번째 단계의 결과로 구해진 도구변수의 계수값이 표 하단에 나와 있다. 모델 (1)과 (3)은  $F$  통계량이 10 보다 크게 나왔으나, 모델 (2)와 (4)는 그렇지 못하여 도구변수의 적합성을 충족시키지 못했다. 앞선 축약형 모델에서 모델 (4)에서 리턴쇼크의 유의성이 보였으나 구조적 모델에서는 도구변수의 타당성 문제가 발생하였다. 즉 방법론에 따라 모델 (4)의 유의성이 로버스트하지 않음을 알 수 있다.

표의 상단에 있는 “Dependent variable” 은 유사기업의 평균 재무정책(레버리지 비율)을 도구변수로 추정한 계수값인  $\hat{\beta}$ 을 보고하고 있다. 도구변수의 적합성이 통과된 모델 (1)과 (3)의 두 번째 단계의  $t$  통계량을 살펴보면 -0.13, 0.74로 둘 다 통계적으로 유의하지 않게 나왔다.

규제에 의해서 자본구조 결정에 제약이 있는 기업들을 제거한 부표본 분석결과도 전체 표본의 분석과 일관되는 결과를 보여준다. 따라서 한국에서는 기업의 부채비율의 변동을 결정짓는데 있어 유사기업의 재무정책 결정에 대한 영향력은 유의하지 않다는 결론을 내릴 수 있다.

## 제 5 장 결론

본 연구는 유가증권시장(KOSPI)에 상장된 국내 기업들을 대상으로 기업의 자본구조와 재무정책을 결정하는데 있어 동종업계 타기업의 영향력이 미치는지 Leary and Roberts(2013 forthcoming)의 방법론을 사용해 분석해 보았다. KOSPI와 KOSDAQ 두 시장의 성격이 상당히 달라서 같은 산업 내에 있는 기업이라도 유사기업으로 분류하기 어렵다고 판단했기 때문에 KOSDAQ에 상장된 기업을 제외하였다. 또한 통계청의 한국표준산업분류표(9차)에 의한 중분류 산업기준을 따라 각 기업의 소속 산업을 구분하였다.

먼저 Leary and Roberts(2013 forthcoming)에서 사용한 두 가지의 방법론을 이용해 전체 표본을 분석해 본 결과, 두 방법론에서 모두 유가증권시장에 상장된 기업들 사이에서는 재무정책을 결정하는데 있어서 유사기업의 영향력이 통계적으로 유의하지 않았다. 또한 출자총액제한과 같은 규제로 인해 자본구조를 결정하는데 제약이 있는 기업을 제외한 부표본 분석을 추가적으로 진행하였는데, 이 또한 전체 표본과 같은 결과를 보였다.

본 연구에서는 한국에서 기업들이 자본구조를 결정할 때 동종업의 유사기업들에게 영향을 받는지를 검증해 보고자 하였으나 그 영향력이 미미하다는 결론을 내렸다. 한국에서 유사기업의 영향력을 살펴보기에는 구조적으로 피라미드에 속해있는 회사가 많이 때문에 미국처럼 독립적인 기업들이 가질 수 있는 유사기업간의 영향성이 한국에서는 상당히 약해보인다고 할 수 있겠다.

## 부록 : 변수에 대한 정의

선행연구과의 일관성을 위해 기업-연도별 자료에서 장부 레버리지, 시장 레버리지, 매출액, 시장-장부가비율, 수익성, 유형성, 수익률, 리턴쇼크은 레벨 및 변화분 차원에서 누락되는 데이터가 없어야한다.

### (1) 회계변수

장부 레버리지: 총 부채 / 총 자산

자산의 시장가치: 종가×평균발행보통주식수 + 우선주자본금 + 총 부채 - 이연법인세

시장 레버리지: 총 부채 / 자산의 시장가치

기업규모: 로그(매출액)

유형성: 순 유형자산 / 총 자산

수익성: 세전·이자지급전이익 / 총 자산

시장-장부가비율: 자산의 시장가치 / 자산의 장부가치

### (2) 수익률 변수

개별 수익률: 수정주가를 이용하여 구한 기업의 개별 수익률

유사기업의 평균수익률: 기업  $i$ 를 제외한 같은 산업 내에 있는 모든 기업의 수익률의 동일가중평균

무위험이자율: CD금리 91물

시장수익률: 전년도 말 시가총액 기준으로 수익률의 가치가중평균

$$r_1 = \alpha + \beta(rm - rf) \dots \quad s.t. \quad r_1, r_2, r_3, \quad rm = \frac{mc_2}{mc_2 + mc_3} r_2 + \frac{mc_3}{mc_2 + mc_3} r_3$$

## 참고문헌

김수은, 2012, 자본구조 의사결정에 어느 요인이 더 중요한가?, 산업경제연구 제 25권, 1283-1307.

박순식, 1998, 우리나라 상장기업의 산업별, 기업규모별 부채비율의 차이분석, 한국산업경영학회 제 13권, 63-90.

박순식, 조성자, 1990, 산업간 자본구조차이에 관한 실증적 분석, 대구카톨릭대학교 사회과학연구소 제 7권, 41-18.

박지영, 2012, 산업조직이 기업의 자본구조에 어떻게 영향을 주는가, 동아대학교 경영대학원 증권금융전공 석사학위논문.

Almazan, Andres, and Carlos A. Molina, 2005, Intra-industry capital structure dispersion, Journal of Economics and Management Strategy 14, 263-297.

Bizjak, John M., Michael L. Lemmon, Lalitha Naveen, 2008, Has the use of peer groups contributed to higher levels of executive compensation?, Journal of Financial Economics 90, 152-168.

Bradley, Michael, Gregg A. Jarrell, and E. Han Kim, 1984,

On the existence of an optimal capital structure: Theory and evidence, *The Journal of Finance* 39, 857–878.

Frank, M.Z., and Goyal V.K., 2009, Capital structure decisions: Which factors are reliably important?, *Financial Management* 38, 1–37.

Graham, J.R., and Harvey, C.R., 2001, The practice of corporate finance: Evidence from the field, *Journal of Financial Economics*, 60, 186–243.

MacKay, Peter, and Gordon M. Phillips, 2002, Is There an Optimal Industry Financial Structure? Manuscript, College Park: Univ. Maryland.

MacKay, Peter, and Gordon M. Phillips, 2005, How does industry affect firm financial structure?, *Review of Financial Studies* 18, 1433–1466.

Mark T. Leary and Michael R. Robberts, 2013, Do peer firms affect corporate financial policy?, *Journal of Finance* (forthcoming).

Schwartz, E. and R. Aronson, 1967, Some Surrogate Evidence in Support of the Concept of Optimal Financial



Structure, *Journal of Finance* 22, 10–18.

Scott, D. F., 1972, Evidence on the Importance of Financial Structure, *Financial Management* 1, 45–50.

Staiger, D., and Stock, J.H., 1997, Instrumental Variables Regression with Weak Instruments, *Econometrica* 65, 557–586.

Stigler, G.J., 1968, Price and non-price competition, *Journal of Political Economy* 76, 149–154.

Welch, Ivo, 2004, Capital structure and stock returns, *Journal of Political Economy* 112, 106–131.

[표 1] 기초 통계량

[표 1]은 7408개의 기업-연도별 자료를 사용한 기초 통계량이다. 금융회사와 공익회사를 제외하고 전체표본기간(1992년 - 2012년)동안 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 한다. 본 연구의 분석에 필요한 변수는 Fnguide에서 제공하는 연별 자료를 이용해 만들었으며, 변수에 대한 설명은 부록에 정의하였다. 이 표에서는 각 변수의 레벨 및 변화분에 대한 평균값, 중앙값, 그리고 표준편차를 보여준다. 유사기업들의 평균은 산업-연도별 조합 내에서  $i$ 번째 관측치를 제외한 모든 기업의 평균으로 구성된다. 또한 통계청의 한국표준산업분류표(9차)에 의한 중분류 산업기준을 따라 각 기업의 소속 산업을 구분하며, 개별기업의 요인은 기업  $i$ 의  $t$ 년도에 해당하는 변수이다.

	Levels			First Differences		
	Mean	Median	SD	Mean	Median	SD
<i>Peer Firm Average</i>						
Book Leverage	0.576	0.485	0.206	0.001	0	0.116
Market Leverage	0.631	0.530	0.166	-0.004	-0.011	0.088
Log(Sales)	25.865	25.179	0.995	0.052	0.065	0.170
Market-to-Book	0.957	1.070	0.346	0.349	0.010	0.279
EBITDA / Assets	0.075	0.059	0.054	-0.006	-0.004	0.04
Net PPE / Assets	0.344	0.289	0.129	-0.002	-0.002	0.038
<i>Firm-Specific Factors</i>						
Book Leverage	0.585	0.566	0.372	0.001	-0.001	0.267
Market Leverage	0.620	0.651	0.236	-0.004	-0.003	0.129
Log(Sales)	25.956	25.775	1.569	0.052	0.070	0.318
Market-to-Book	0.992	0.907	0.548	0.006	0.002	0.448
EBITDA / Assets	0.070	0.074	0.102	-0.006	-0.003	0.086
Net PPE / Assets	0.338	0.329	0.183	-0.002	-0.005	0.076
<i>Industry Characteristics</i>						
# of Firms per Industry-Year	7.163	5	6.257			
Total # of Industries	48					
<i>Sample Characteristics</i>						
Observation	7408					
Firms	886					

[표 2] 주식 수익률의 회귀분석 결과

금융회사와 공익회사를 제외하고 전체표본기간(1992년 - 2012년)동안 유가증권 시장에 상장된 기업을 대상으로 한다. 이 표는 다음 회귀식에서 구한 계수값과 조정된 결정계수의 평균값, 중앙값, 그리고 표준편차를 보여준다.

$$R_{ijt} = \alpha_{ijt} + \beta_{ijt}^M(RM_t - RF_t) + \beta_{ijt}^{IND}(\overline{R_{-ijt}} - RF_t) + \eta_{ijt}$$

여기서  $R_{ijt}$ 는 산업군  $j$ 에 속한 기업  $i$ 의  $t$ 월 동안의 총 수익률을 의미한다.  $(RM_t - RF_t)$ 는 초과 시장수익률이고,  $(\overline{R_{-ijt}} - RF_t)$ 은 기업  $i$ 의 수익률을 제외한 산업 포트폴리오를 동일가중평균한 초과수익률을 나타낸다. 또한 통계청의 한국 표준산업분류표(9차)에 의한 중분류 산업기준을 따라 각 기업의 소속 산업을 구분한다. 위의 회귀식은 FnGuide에서 제공하는 과거의 월별 수익률을 이용해 각 기업에 대해 연단위로 이동회귀분석으로 추정한다. 이를 위해서 최소 24개월 치의 과거 데이터가 필요하고 최대 60개월까지 추정에 사용한다. 추정된 계수값과 실제 수익률을 이용하여 기대 수익률을 계산하고, 실제 수익률과 기대수익률과 차인 고유수익률을 구한다.

	Mean	Median	SD
$\alpha_{it}$	6.187	5.346	4.013
$\beta_{it}^M$	0.170	0.185	0.595
$\beta_{it}^{IND}$	0.700	0.626	0.556
Obs. Per Regression	57.54	60	8
Adjusted R <sup>2</sup>	0.31	0.30	0.174
Avg. Monthly Return	1.588	-0.520	22.216
Expected Monthly Return	2.966	2.257	11.610
Idiosyncratic Monthly Return	-1.378	-2.828	20.300

[표 3] 유사기업 리턴쇼크의 특성

표본은 금융회사와 공익회사를 제외하고 전체표본기간(1992년 - 2012년)동안 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 한다. 본 연구의 분석에 필요한 변수는 Fnguide에서 제공하는 연별 자료를 이용했으며, 변수에 대한 설명은 부록에 정의하였다. [표 3]은 회귀분석의 결과로 얻은 추정된 계수값을 나타내고, 괄호 안에  $t$  통계량을 제시한다. 종속변수는 유사기업의 평균 리턴쇼크이다. 모든 독립변수는 레벨수준이고, 종속변수와 시간차이에 따라 동기간인  $t$ 기와  $t+1$ 기, 이렇게 두 가지 모델로 구분한다. 또한 개별기업의 요인은 기업  $i$ 의  $t$ 년도에 해당하는 변수이며, 유사기업들의 특성에 대한 평균은 표에서 개별기업 요인의 세부항목으로 제시된 변수(매출액, 시가-장부가비율, 자산 대비 세전·이자지급전이익 비율, 그리고 자산 대비 순유형자산 비율)를 유사기업별로 평균을 낸 것이다. 유사기업들의 평균은 산업-연도별 조합 내에서  $i$ 번째 관측치를 제외한 모든 기업의 평균으로 구성되며, 통계청의 한국표준산업분류표(9차)에 의한 중분류 산업기준을 따라 각 기업의 소속 산업을 구분한다. \*와 \*\*는 각각 5%와 1% 통계적 유의수준을 나타낸다.

	Peer Firm Average Return Shock	
	Contemporaneous Independent Vars.	1-Period-Lead Independent Vars.
<i>Firm-Specific Factors</i>		
Log(Sales)	0.002 (0.71)	0.000 (0.07)
Market-to-Book	0.013 (1.69)	-0.013 (-1.57)
EBITDA / Assets	0.013 (0.32)	-0.041 (-0.93)
Net PPE / Assets	0.022 (0.85)	0.033 (1.15)
Peer Firm Average Characteristics	Yes	Yes
Firm $i$ Return Shock	Yes	Yes
Industry Fixed Effects	Yes	Yes
Year Fixed Effects	Yes	Yes
Obs.	8153	7408
Adj. R <sup>2</sup>	0.66	0.64

[표 4] 자본구조 결정에 대한 유사기업의 영향력 검증-축약형 모델 추정

표본은 금융회사와 공익회사를 제외하고 전체표본기간(1992년 - 2012년)동안 d 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 한다. 본 연구의 분석에 필요한 변수는 Fnguide에서 제공하는 연별 자료를 이용했으며, 변수에 대한 설명은 부록에 정의하였다. [표 4]은 OLS 회귀분석의 결과로 얻은 추정된 계수값을 나타내고, 괄호 안에 t통계량을 제시한다. 종속변수는 각 열의 상단에 표기되어 있고, 모든 독립변수는 1년 래그시퀀스이며 상단에 적힌 종속변수와 일관되게 레벨과 변화분 차원으로 나누어 네 가지의 모델을 제시한다. 그러나 주식 수익률만 모든 모델에 대해서 레벨 차원으로만 분석한다. \*와 \*\*는 각각 5%와 1% 통계적 유의수준을 나타낸다.

	Financial Policy			
	Market Leverage	Book Leverage	△Market Leverage	△Book Leverage
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Peer Firm Averages</i>				
Return shock	0.007 (1.10)	-0.013 (-1.27)	0.000 (0.13)	-0.006 (-0.7)
Log(Sales)	0.018** (5.27)	0.017** (2.89)	0.027** (3.17)	0.006 (0.28)
Market-to-Book	-0.020* (-2.54)	-0.001 (-0.08)	0.003 (0.61)	0.036** (2.82)
EBITDA / Assets	0.026 (0.53)	0.185* (2.25)	-0.047 (-1.43)	0.100 (1.23)
Net PPE / Assets	-0.070* (-2.24)	-0.118* (-2.23)	-0.069 (-1.87)	-0.021 (-0.23)
<i>Firm-Specific Factors</i>				
Return shock	-0.003 (-1.58)	-0.020** (-6.77)	0.004** (3.14)	0.010** (3.64)
Log(Sales)	0.016** (9.58)	0.035** (12.34)	0.019** (4.32)	0.057** (5.22)
Market-to-Book	-0.075** (-16.22)	0.174** (22.21)	0.016** (4.67)	-0.092** (-10.77)
EBITDA / Assets	-0.531** (-21.57)	-1.352** (-32.43)	-0.046** (-2.94)	-0.793** (-20.77)
Net PPE / Assets	0.230** (15.64)	0.147** (5.92)	0.019 (1.06)	-0.137** (-3.17)
Industry Fixed Effects	Yes	Yes	No	No
Year Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	7408	7408	7408	7408
Adj. R <sup>2</sup>	0.42	0.29	0.24	0.08

[표 5] 자본구조 결정에 대한 유사기업의 영향력 검증-구조적 모델 추정

표본은 금융회사와 공익회사를 제외하고 전체표본기간(1992년 - 2012년)동안 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 한다. 본 연구의 분석에 필요한 변수는 Fnguide에서 제공하는 연별 자료를 이용했으며, 변수에 대한 설명은 부록에 정의하였다. [표 5]은 2SLS 회귀분석의 결과로 얻은 추정된 계수값을 나타내고, 괄호 안에  $t$ 통계량을 제시한다. 종속변수는 각 열의 상단에 표기되어 있고, 내생변수는 종속변수의 유사기업별 평균이고, 도구변수는 한 기간 래그시킨 유사기업의 평균 리턴쇼크이다. 유사기업들의 평균은 산업-연도별 조합 내에서  $i$ 번째 관측치를 제외한 모든 기업의 평균으로 구성되며, 통계청의 한국표준산업분류표(9차)에 의한 중분류 산업기준을 따라 각 기업의 소속 산업을 구분한다. 개별기업의 요인은 기업  $i$ 의  $t$ 년도에 해당하는 변수이다. 모든 변수는 상단에 적힌 종속변수와 일관되게 레벨과 변화분 차원으로 나누었다. 내생변수만 제외하고 도구변수도 포함한 모든 독립변수는 종속변수를 기준으로 1년 래그시켰다. \*와 \*\*는 각각 5%와 1% 통계적 유의수준을 나타낸다.

	Financial Policy			
	Market Leverage	Book Leverage	$\Delta$ Market Leverage	$\Delta$ Book Leverage
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Peer Firm Averages</i>				
Dependent Variable	-0.096 (-0.86)	0.558 (1.26)	-1.472 (-0.17)	-0.390 (-0.35)
Log(Sales)	0.020** (5.84)	0.022** (3.81)	0.008 (0.99)	0.033 (1.57)
Market-to-Book	-0.043** (-5.43)	-0.020 (-1.53)	-0.020** (-3.81)	-0.022 (-1.72)
EBITDA / Assets	-0.063 (-1.33)	0.120 (1.49)	-0.106** (-3.23)	-0.085 (-1.05)
Net PPE / Assets	-0.045 (-1.44)	-0.072 (-1.36)	0.015 (0.38)	0.049 (0.53)
<i>Firm-Specific Factors</i>				
Log(Sales)	0.016** (9.46)	0.035** (12.20)	0.021** (4.70)	0.057** (5.34)
Market-to-Book	-0.076** (-16.49)	0.174** (22.16)	0.016** (4.67)	-0.09** (-10.60)
EBITDA / Assets	-0.536** (-21.79)	-1.353** (-32.42)	-0.046** (-3.00)	-0.788** (-20.67)
Net PPE / Assets	0.229** (15.64)	0.145** (5.84)	0.017 (0.97)	-0.136** (-3.15)
Return shock	-0.003 (-1.64)	-0.020** (-6.69)	0.003** (2.91)	0.010** (3.63)

<i>First-Stage Instrument</i>				
Peer Firm Avg Return Shock	-0.053**	-0.023**	0.000	0.008**
	(-16.93)	(-6.13)	(0.25)	(3.46)
F-value	[286.77]	[37.59]	[0.06]	[11.96]
Industry Fixed Effects	Yes	Yes	No	No
Year Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	7408	7408	7408	7408

[표 6] 부표본의 자본구조 결정에 대한 유사기업의 영향력 검증-축약형 모델 추정

부표본은 금융회사와 공익회사 및 출자총액제한 기업들을 제외하고, 출자총액제한 제도가 존재했던 부표본기간(2001년 - 2008년) 동안 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 한다. 출자총액제한 기업집단은 공정거래위원회에서 공시하는 자료를 사용했다. 본 연구의 분석에 필요한 변수는 Fnguide에서 제공하는 연별 자료를 이용했으며, 변수에 대한 설명은 부록에 정의하였다. [표 4]은 OLS 회귀분석의 결과로 얻은 추정된 계수값을 나타내고, 괄호 안에 t통계량을 제시한다. 종속변수는 각 열의 상단에 표기되어 있고, 모든 독립변수는 1년 래그시퀀스이며 상단에 적힌 종속변수와 일관되게 레벨과 변화분 차원으로 나누어 네 가지의 모델을 제시한다. 그러나 주식 수익률만 모든 모델에 대해서 레벨 차원으로만 분석한다. \*와 \*\*는 각각 5%와 1% 통계적 유의수준을 나타낸다.

	Financial Policy			
	Market Leverage	Book Leverage	△Market Leverage	△Book Leverage
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Peer Firm Averages</i>				
Return shock	0.002 (0.03)	-0.127 (-1.62)	0.007 (0.31)	-0.096* (-2.34)
Log(Sales)	-0.016 (-0.36)	-0.057 (-0.86)	-0.012 (-0.33)	-0.206** (-3.00)
Market-to-Book	-0.080* (-2.20)	-0.018 (-0.33)	0.045 (1.78)	0.088 (1.92)
EBITDA / Assets	0.473 (1.27)	1.939** (3.49)	0.001 (0.01)	1.284** (4.22)
Net PPE / Assets	0.141 (0.62)	0.222 (0.65)	-0.530** (-2.94)	-0.530 (-1.63)
<i>Firm-Specific Factors</i>				
Return shock	-0.008 (-0.82)	-0.028 (-1.92)	-0.005 (-0.73)	-0.013 (-1.13)
Log(Sales)	0.013 (1.76)	0.011 (1.02)	0.012 (0.78)	-0.075** (-2.81)
Market-to-Book	-0.073** (-5.05)	0.115** (5.31)	0.030** (2.73)	0.035 (1.77)
EBITDA / Assets	-0.348** (-3.92)	-0.631** (-4.74)	0.098 (1.77)	-0.186 (-1.88)
Net PPE / Assets	0.168** (3.31)	0.072 (0.95)	0.022 (0.39)	0.117 (1.13)
Industry Fixed Effects	Yes	Yes	No	No
Year Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	881	881	881	881
Adj. R <sup>2</sup>	0.31	0.16	0.39	0.07



[표 7] 부표본의 자본구조 결정에 대한 유사기업의 영향력 검증-구조적 모델 추정

표본은 금융회사와 공익회사 및 출자총액제한 기업들을 제외하고, 출자총액제한 제도가 존재했던 부표본기간(2001년 - 2008년)동안 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 한다. 출자총액제한 기업집단은 공정거래위원회에서 공시하는 자료를 사용했다. 본 연구의 분석에 필요한 변수는 Fnguide에서 제공하는 연별 자료를 이용했으며, 변수에 대한 설명은 부록에 정의하였다. [표 5]은 2SLS 회귀분석의 결과로 얻은 추정된 계수값을 나타내고, 괄호 안에 t통계량을 제시한다. 종속변수는 각 열의 상단에 표기되어 있고, 내생변수는 종속변수의 유사기업별 평균이고, 도구변수는 한 기간 래그시킨 유사기업의 평균 리턴쇼크이다. 유사기업들의 평균은 산업-연도별 조합 내에서  $i$ 번째 관측치를 제외한 모든 기업의 평균으로 구성되며, 통계청의 한국표준산업분류표(9차)에 의한 중분류 산업기준을 따라 각 기업의 소속 산업을 구분한다. 개별기업의 요인은 기업  $i$ 의  $t$ 년도에 해당하는 변수이다. 모든 변수는 상단에 적힌 종속변수와 일관되게 레벨과 변화분 차원으로 나누었다. 내생변수만 제외하고 도구변수도 포함한 모든 독립변수는 종속변수를 기준으로 1년 래그시켰다. \*와 \*\*는 각각 5%와 1% 통계적 유의수준을 나타낸다.

	Financial Policy			
	Market Leverage	Book Leverage	$\Delta$ Market Leverage	$\Delta$ Book Leverage
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Peer Firm Averages</i>				
Dependent Variable	-0.037 (-0.13)	-4.587 (-1.43)	0.083 (0.74)	-4.372 (-1.52)
Log(Sales)	-0.042 (-1.11)	0.005 (0.08)	-0.002 (-0.06)	0.028 (0.44)
Market-to-Book	-0.026 (-0.95)	-0.072 (-1.73)	0.003 (0.17)	-0.004 (-0.15)
EBITDA / Assets	-0.047 (-0.14)	1.286* (2.51)	-0.330 (-1.79)	-0.135 (-0.40)
Net PPE / Assets	0.149 (0.64)	0.199 (0.57)	0.044 (0.24)	-0.060 (-0.18)
<i>Firm-Specific Factors</i>				
Log(Sales)	0.011 (1.58)	0.016 (1.49)	0.010 (0.65)	-0.082** (-2.96)
Market-to-Book	-0.067** (-4.96)	0.102** (5.04)	0.025* (2.29)	0.033 (1.66)
EBITDA / Assets	-0.383 (-4.40)	-0.726** (-5.55)	0.105 (1.89)	-0.154 (-1.51)
Net PPE / Assets	0.158 (3.20)	0.063 (0.85)	0.033 (0.58)	0.131 (1.24)
Return shock	-0.011 (-1.10)	-0.028 (-1.89)	-0.004 (-0.55)	-0.015 (-1.26)

<i>First-Stage Instrument</i>				
Peer Firm Avg Return Shock	0.183**	0.025	0.195**	0.014
	(10.41)	(1.33)	(13.63)	(1.06)
F-value	[108.28]	[1.76]	[185.73]	[1.13]
Industry Fixed Effects	Yes	Yes	No	No
Year Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	881	881	881	881

## Abstract

# A study of peer effect on capital structure

Jieun Lim

Department of Business Administration

The Graduate School

Seoul National University

Applying the analysis of Leary and Roberts(2013 forthcoming), that peer firms have significant influence on determining a company's financial policies, more so than other determinants of capital structure, this study tests the case of Korean companies, using the sample of KSE-listed companies. First, influence of peer firms on determining financial policies is not statistically significant for the total sample of KSE-listed companies. Similarly, there is no statistically significant correlation between peer firms and capital structure of the subset sample of KSE-listed companies without government regulations.

Therefore, the results of this study show that for KSE-listed companies influence of peer firms is insignificant as a determinant for capital structure.

**Keywords:** capital structure determinant, financial policy, peer effect

**Student ID Number:** 2012-20518