

대표주관사의 특성이 신규상장기업에 미치는 영향 : 코스닥시장을 중심으로

Effects of Characteristics of Representative Underwriting
Companies on IPO Firms
: Evidence from KOSDAQ Market

이상혁(Sang - Hyuk Lee)* · 최우석(Wooseok Choi)**

〈요 약〉

[연구목적] 본 논문은 대표주관사의 특성이 코스닥시장 신규상장기업의 수익률과 재무보고품질에 미치는 영향을 분석하였다.

[연구방법] 구체적으로, 대표주관사의 주요특성인 직전연도 시장조성자 지정 여부와 직전연도 순자본비율에 중점을 두고, 2014년부터 2019년까지 264개의 표본을 활용하여 실증분석하였다.

[연구결과] 분석결과, 직전연도 시장조성자 지정 여부는 상장일 수익률과 유의한 양(+)의 관계, 직전연도 순자본비율은 Kothari et al.(2005)의 성과-조정 재량적발생액과 유의한 음(-)의 관계를 나타내었다. 이는 대표주관사가 수익성 있는 신규상장기업을 선별할 수 있는 능력과 신규상장기업의 이익조정 유인을 줄일 수 있는 능력을 보유하고 있다고 해석할 수 있다.

[정책적 시사점] 본 논문은 대표주관사의 선행연구를 확장하고, 대표주관사의 개별 특성을 활용하여 대표주관사가 신규상장기업의 수익률과 재무보고품질에 미치는 영향에 대한 실증결과를 제시하였다. 또한 대표주관사의 신규상장기업에 대한 책임 강화와 관련된 정책적 시사점을 제공하였다.

한글검색어 : 대표주관사, 시장조성자, 순자본비율, 투자수익률, 재무보고품질

• 접수일자 : 2022.1.6. • 최종수정일자 : 2022.2.17. • 게재확정일자 : 2022.3.3.

* 한성대학교 사회과학부 조교수 (제1저자)

** 고려대학교 경영대학 교수 (교신저자)

I. 서 론

본 논문은 코스닥시장에서 신규로 상장하는 기업을 대상으로 대표주관사의 특성이 해당 기업의 수익률과 재무보고품질에 미치는 영향에 대해 분석한다.

코스닥시장에 상장하고자 하는 기업은 증권사 중 대표주관사를 선정하고, 대표주관계약을 체결하여 상장을 진행하게 된다. 대표주관사는 1) 발행회사의 경영실적, 영업 관련 사항 및 재무건전성 등에 대한 확인 및 조사, 2) 발행회사의 재무, 회계 및 세무 관리에 대한 지도 및 점검, 3) 상장요건과 관련한 협의 및 지도, 4) 증권신고서 기재사항 점검, 5) 상장관련 진척사항의 정기점검 및 상장관련서류 작성 지원, 6) 주식분석, 수요예측 및 공모가격(발행 가격) 협의, 7) 공모 및 청약사무 주관과 같은 주요 역할을 수행하게 된다.¹⁾ 또한 금융위원회는 2019년 6월 13일 “회계감독 선진화 방안 마련”이라는 보도자료를 통해 상장준비기업의 회계투명성을 확보하기 위한 일환으로 상장주관사의 재무제표 확인 책임을 강화하겠다고 발표하였다. 이와 같이 대표주관사는 기업의 신규상장 시 중요한 역할을 수행하는 주요 이해관계자이다.

신규상장기업과 관련된 국내의 선행연구에서는 신규상장기업이 가지고 있는 이익조정 의 유인을 분석하거나(최관과 김문철, 1997 ; 김권중 외, 2004 ; 이정연 외, 2005 ; 최종서 외, 2010 ; 기은선 외, 2017 ; 이세용, 2019), 벤처캐피탈이 신규상장기업에 투자했을 때의 이익조정 행태(김인숙 외, 2014), 감사인의 명성이나 감사자원 투입수준과 상장 이후 수익률의 관계(신나리와 이영한, 2018), 감사품질과 신규상장기업의 이익조정 간 관련성(최정호, 2006)을 보여주었다. 그러나 대표주관사와 관련된 선행연구는 상대적으로 그 수가 많지 않다. 대표주관사의 평판에 따른 신규상장 기업의 수익률의 변화(엄승섭과 홍재원, 2013) 또는 이익조정 정도의 변화(김기범과 권오진, 2015 ; 황국재 외, 2015)에 대해 분석하고 있지만, 대표주관사의 평판을 직전연도에 대표주관사가 수행했던 신규상장 건수, 신규상장 금액 혹은 신규상장 후 일정기간 동안의 수익률에 한정하고 있다. 본 논문에서는 신규상장기업에 큰 영향을 미치는 대표주관사의 특성을 직전연도 시장조성자 지정 여부와 직전연도 순자본 비율(Net Capital Ratio, NCR)로 측정하고, 이러한 대표주관사의 특성이 신규상장기업의 수익률과 재무보고품질에 어떠한 영향을 미치는지 분석하고자 한다.

본 논문은 코스닥시장에 상장된 기업을 대상으로 대부분의 증권사가 회계결산월을 12월로 변경한 2014년부터 2019년까지의 자료를 활용하여 실증분석을 수행한다. 먼저, 대표주

1) 한국거래소 홈페이지 : <http://www.krx.co.kr>

관사의 특성이 신규상장기업의 상장일 수익률과 양(+)의 관계가 있다고 예상하였다. 실증 분석 결과, 대표주관사의 직전연도 시장조성자 지정 여부는 상장일 수익률과 유의한 양(+)의 관계를 보여주었다. 반면, 직전연도 순자본비율은 상장일 수익률과 양(+)의 관련성을 보여주지만 통계적으로 유의하지 않았다. 다음으로, 대표주관사의 특성이 신규상장기업의 재량적발생액과 음(-)의 관계를 보일 것으로 예상하였다. 실증분석 결과, 대표주관사의 직전연도 시장조성자 지정 여부는 Kothari et al.(2005)의 성과-조정 재량적발생액과 유의하지 않은 관계를 보여주었으나, 직전연도 순자본비율은 유의한 음(-)의 관계를 나타냈다. 추가 분석 결과 및 내생성을 완화하기 위해 성향점수매칭을 수행한 이후의 표본을 이용하여 분석한 결과 모두 앞선 결과와 유사하게 나타났다. 이러한 결과는 대표주관사의 특성과 신규상장기업의 수익률 및 재무보고품질 간 관련성을 보여준다. 구체적으로, 시장조성자인 대표주관사는 우수한 비상장기업을 선별하고, 대표주관업무를 수행함으로써 신규상장기업의 상장일 수익률과 양(+)의 관계를 보이는 것으로 해석할 수 있다. 또한 순자본비율이 높은 대표주관사는 신규상장기업의 이익조정 유인을 줄여 재량적발생액과 음(-)의 관계를 보이는 것으로 해석할 수 있다.

본 논문의 공헌점은 대표주관사의 평판을 실적에 한정하여 측정한 선행연구를 확장하고, 대표주관사의 구체적인 특성을 활용하여 대표주관사의 역할을 검증하였다는데 있다. 또한 본 논문의 결과는 대표주관사가 신규상장기업에 대한 감시·감독자로서의 역할을 수행한다는 증거를 제공함으로써, 상장과정에서 대표주관사의 기업실사 내용 전반에 대한 실질적 책임을 확대하고, 위반 시 과징금 한도를 상향하여 회계투명성을 확보하고자 하는 정부정책에 대한 시사점을 제공할 수 있을 것으로 기대된다.

본 논문의 순서는 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 신규상장기업에 대하여 진행된 선행연구를 살펴보고 가설을 설정한다. 제Ⅲ장 및 제Ⅳ장에서는 본 논문에서 사용된 표본을 제시하고, 연구모형을 설정한 후 연구결과를 제시한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서 결론 및 정책적 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 선행연구 및 가설설정

2.1 선행연구

본 연구와 관련된 선행연구는 크게 신규상장기업에 대한 연구와 대표주관사에 대한 연구

로 나누어 볼 수 있다. 먼저, 신규상장기업과 관련된 국내의 선행연구는 신규상장기업이 가지고 있는 이익조정 의 유인이나 행태를 분석하거나, 감사인의 명성이나 감사자원의 투입에 따른 신규상장 이후의 수익률, 이익조정과의 관계를 분석하였다.

최관과 김문철(1997)은 유가증권시장 신규상장기업의 이익조정행위를 검증하였다. 분석 결과, 신규상장기업의 이익조정행위는 상장 이전 기간이 아닌 상장 당해연도와 상장 직후 연도에서 나타났다. 이러한 결과는 신규상장기업의 평판 관리, 상장 이후의 예측치 달성, 주 간사회사의 상장기업에 대한 재무제표 검토 효과에 따른 것이라고 해석하였다. 김권중 외(2004)도 유가증권시장 신규상장기업이 상장 직후에 이익조정을 수행하고 있다고 분석하였으며, 이러한 결과는 상장 후 성공적 유상증자를 위한 동기와 기업 이미지의 개선이나 지배 주주의 여유 지분 매각을 위해 주가를 높게 유지하려는 유인에 따른 것이라고 주장하였다. 이정연 외(2005)는 코스닥시장을 대상으로 신규상장기업의 이익조정행위를 분석하였다. 분석결과, 신규상장 직전연도와 신규상장연도의 재량적발생액은 유의한 양(+)의 값을 보이 나 신규상장 이후 연도에는 유의하지 않다고 제시하였다. 한편, 자기자본이익률을 6개 등급 으로 구분하여 분석한 결과를 통해 자기자본이익률이 등록요건에 근접한 기업들은 발행가액을 높이려는 동기 이외에 등록요건을 충족하기 위해 이익조정을 수행하지만, 등록요건을 충족한 기업은 발행가액을 높이려는 동기가 강하다고 주장하였다. 또한 이러한 이익조정의 유인은 벤처기업일수록 강하게 나타나고 있지만, 대형 주간사의 영향은 나타나지 않는 것으로 보고하였다. 최종서 외(2010)는 코스닥시장에 상장한 신규상장기업이 발생액 혹은 실물활동을 통한 이익조정을 수행하는지, 이러한 이익조정은 경영자의 사적이익을 위한 것인지를 실 증분석하였다. 분석결과, 코스닥시장 신규상장기업들은 상장직전연도와 상장연도에 발생액 과 실물활동을 통한 상향이익조정을 수행하고 있으며, 상장 이후 대주주의 지분율이 감소하 는 것을 보임으로써 신규상장기업의 이익조정이 대주주의 사적인 자본이득을 실현하기 위한 방법이라고 주장하였다. 또한 이러한 이익조정이 자원배분의 왜곡을 초래하여 외부투자자들의 경제적 손실로 이어진다고 주장하였다. 기은선 외(2017)는 코스닥시장의 신규상장기업이 우리스주조합의 공모주 청약실적을 높이기 위해 이익조정을 수행하는지 분석하였다. 신규상 장기업은 기업 내부자의 사적 정보를 시장에 전달하거나 우호 지분을 확보하기 위한 목적으로 우리스주조합의 공모주 청약 실적을 높이고자 한다고 예측하였으며, 신규상장 직전연도 의 재량적발생액과 우리스주조합지분을 변동 사이에 유의한 양(+)의 관계를 제시하였다. 이세용(2019)은 신규상장기업이 유가증권시장과 코스닥시장에 상장한 이후 회계정보의 질 이 개선되는지 여부를 분석하였다. 신규상장에 따라 해당 기업의 정보환경 및 소유구조가

바뀌기 때문에 회계정보의 질이 개선될 것으로 예측하였으며, 신규상장 이후에 회계정보의 질이 개선된다고 제시하였다. 김인숙 외(2014)는 신규상장기업이 벤처캐피탈로부터 투자를 받고 있을 때 상장 전 이익조정 행태를 분석하였다. 분석결과, 벤처캐피탈 투자를 받은 기업은 상장 전 보고이익을 상향조정하고 있으며, 특히 이러한 기업 중 벤처캐피탈이 임직원을 이사회에 파견하여 경영의사결정에 관여하는 경우 상장 전 보고이익을 상향조정하고 있다고 제시하였다. 신나리와 이영한(2018)은 유가증권시장 및 코스닥시장 신규상장기업을 대상으로 감사인의 명성이나 감사자원 투입수준이 공모주 수익률에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과, 비정상 감사시간과 비정상 감사보수가 높을수록 공모 직후 주식수익률과 음(-)의 관계를 제시하였으며, 감사자원 투입수준이 증가하면 공모주 가치평가 과정에서 더 높은 평가를 받아 공모주 가격이 높게 평가되어 상장 이후 공모주 수익률이 낮아진다고 주장하였다. 최정호(2006)는 유가증권시장 신규상장기업을 대상으로 감사품질과 이익조정의 관계를 분석하였다. 분석결과, 감사인의 크기와 명성으로 측정한 감사품질은 신규상장기업의 이익조정행위에 영향을 주지 못한다고 제시하였다.

한편, 대표주관사와 관련된 선행연구에서는 대표주관사의 평판에 따른 신규상장 시 수익률의 변화 혹은 이익조정 정도의 변화에 대해 분석하였다. 엄승섭과 홍재원(2013)은 코스닥 시장에 상장한 신규상장기업을 대상으로 대표주관사의 평판에 따라 신규상장기업이 저평가되는 정도의 차이를 실증분석하였다. 대표주관사의 평판은 대표주관사가 직전연도에 IPO를 실행한 건수, 직전연도에 IPO를 실행한 총금액, 직전연도에 실행한 IPO의 평균수익률을 사용하였다. 분석결과, 대표주관사의 직전연도 IPO 실행건수가 많은 경우 저평가율이 높고, 직전연도 IPO 실행 총금액이 많은 경우 저평가율은 낮은 것으로 나타났다. 김기범과 권오진(2015)은 2006년부터 2013년까지 신규상장기업을 표본으로 하여 상장주선인의 명성과 실제 이익조정 간 관련성을 분석하였다. 상장주선인의 명성은 누적연도별로 신규상장 주관 횟수와 총 규모가 하위 90%에 속하는 상장주선인인 경우 1의 값을 가지는 더미변수로 측정하였다. 분석결과, 상장주선인의 명성이 낮을 때 실제 이익조정을 더 많이 수행한다고 제시하였다. 황국제 외(2015)는 대표주관사의 직전연도 IPO 실행건수, 직전연도 IPO 실행 총금액, 각각의 4분위수를 대표주관사의 평판으로 설정하여 유가증권시장과 코스닥시장에 신규로 상장한 신규상장기업의 이익조정에 대해서 분석하였다. 분석결과, 대표주관사의 단기적 평판과 이익조정 간 양(+)의 관계를 제시하였다. 이와 같이, 대표주관사와 관련된 선행연구는 대표주관사의 명성이나 평판에 집중하여, 대표주관사의 실적(직전연도 상장주관 건수, 직전연도 상장주관 금액, 직전연도 상장주관 평균수익률)으로 측정한 평판과 수익률 또는 이

익조정 행태를 분석하였다. 그러나 대표주관사의 개별 특성이 신규상장기업에 미치는 영향을 분석한 선행연구는 찾아볼 수 없었다.

2.2 가설설정

시장조성자 제도는 지난 2017년 한국거래소 유가증권시장에 도입된 제도이다. 구체적으로, 시장에 유동성을 공급하기 위하여 한국거래소와 시장조성계약을 체결한 증권사가 시장조성자로서 사전에 지정한 종목에 대해 지속적으로 호가를 제출하는 제도이다. 코스닥시장에서도 2018년 12월 27일 보도자료를 통해 신한금융투자, 한국투자증권, 미래에셋대우를 시장조성자로 지정하여, 2019년부터 코스닥시장에 대한 시장조성자 제도를 시행하였으며,²⁾ 2021년 현재 총 14개 증권사와 계약을 체결하고 있다. 한편, 한국거래소에 따르면 시장조성자는 해당 시장에서의 자기매매가 높은 순위에 속해 있으며, 자본건전성이 높은 증권사로 선정하고 있다. 또한 기존의 유동성공급자 계약이 상장기업과 증권사 간 이루어지는 계약이었다면, 시장조성자 계약은 한국거래소와 증권사 간 이루어지는 계약으로서, 시장조성자로 지정된다는 것은 공식적으로 한국거래소로부터 증권사의 시장에 대한 이해 능력을 인정받았다는 것을 의미한다.

한편, 순자본비율 제도는 급변하는 시장환경하에서 금융투자업자의 재무건전성을 도모함으로써 궁극적으로는 투자자를 보호하는데 의의를 두고 있으며, 감독당국의 주요 감독수단일 뿐만 아니라 금융투자업자의 경영활동에도 매우 중요한 제도이다. 자본시장과 금융투자업에 관한 법률에서도 금융투자업자는 영업용순자본을 총위험액 이상으로 유지하고 경영의 건전성을 유지하기 위하여 금융위원회가 정하는 자기자본비율 및 그 밖에 자본 적정성에 관한 사항을 준수하도록 하고 있다(금융감독원, 2018).³⁾ 순자본비율은 증권사가 보유한 ‘상환 의무 있는 부채의 규모’보다 ‘위험손실을 감당한 현금화 가능자산의 규모’가 크거나 같게 유지되고 있는지 측정하는 지표이다. 순자본비율이 높다는 것은 상대적으로 해당 증권사가 보유하고 있는 위험 대비 더 높은 수준의 자산을 유지하고 있다는 것을 의미하며, 위험에 대한 보수적인 행태를 나타낸다고 볼 수 있다.

만약, 대표주관사가 시장조성자로 지정되었다면 시장에 대한 높은 이해도를 바탕으로 신규상장기업과 유사한 기업에 대한 분석을 통해 신규상장기업에 대한 적절한 공모가를 설정

2) 한국거래소. 코스닥시장 시장조성자[Market Maker] 제도 시행. 2018.12.27. 보도자료.

3) 자본시장과 금융투자업에 관한 법률 제30조(재무건전성 유지), 제31조(경영건전성기준)

할 수 있을 것으로 예상할 수 있다. 또한 직전연도 순자본비율이 높다면 대표주관사가 위험에 노출되는 정도를 줄이려는 의도가 반영될 것으로 예상할 수 있다. 법적으로 유지해야 되는 수준의 순자본비율을 달성하는 경우 위험에 대한 보수적인 행태와 무관하다고 해석할 수도 있지만, 순자본비율이 높을수록 보유하고 있는 자산 대비 위험의 수준이 낮아진다는 측면에서 추가적인 위험을 감수하지 않으려는 대표주관사의 의도가 반영될 것으로 예측하였다. 만약, 대표주관사가 순자본비율을 높은 수준으로 유지하고자 한다면 신규로 대표주관 업무를 수행한다고 했을 때, 위험도가 낮은, 즉, 노출되었거나 노출될 위험의 정도가 낮은 기업에 대한 업무를 수행할 것으로 예상할 수 있다. 구체적으로, 위험이 높은 신규상장기업을 배제하고, 시장의 수요에 맞지 않는 높은 공모가격 설정에 따른 추가적인 인수위험을 방지하는 등 위험에 대한 보수적인 행태를 보임으로써 신규상장기업에 대한 공모가를 부풀리지 않고, 적정수준에서 유지할 것으로 예상할 수 있다. 이와 같이 대표주관사가 공모가를 높이기 위해 사전적으로 이익조정을 수행하는 신규상장기업(이정연 외, 2005 ; 최종서 외, 2010)을 배제하고, 수익성 있는 기업을 선별하여 적정수준의 공모가를 설정한다면 상장일의 수익률과 양(+)의 관련성이 나타날 것으로 예상할 수 있다. 따라서 첫 번째 가설을 다음과 같이 설정한다.

가설 1-1 : 대표주관사의 직전연도 시장조성자 지정 여부와 신규상장기업의 상장일 수익률은 양(+)의 관계를 가진다.

가설 1-2 : 대표주관사의 직전연도 순자본비율과 신규상장기업의 상장일 수익률은 양(+)의 관계를 가진다.

다음으로, 대표주관사가 시장조성자로 지정된 경우에 시장에서의 평판을 고려하여 신규상장 후 신규상장기업의 재무보고품질에 영향을 줄 것으로 예측할 수 있다. 시장에서의 평판은 시장 내 구성원들 사이에 공유되며 누적된다. 따라서, 대표주관사는 신규상장기업과 장기적인 관계를 유지함으로써, 상장 이후 자금조달과 같은 업무에 대한 수임이나 추가적인 신규상장 업무 계약을 통해 시장을 확장하고, 장기적인 수익을 창출하고자 하는 유인이 존재한다(황국제 외, 2015 ; 김나연과 황국제, 2018). 또한 대표주관사의 직전연도 순자본비율이 높은 경우에도 위험에 대한 보수적인 행태를 바탕으로 상장기업의 이익조정에 따라 시장에서의 부정적인 평가 및 평판 하락으로 인한 잠재적인 손실 발생위험을 낮추는 등의 노력을 통해 선행연구에서 제시한 신규상장기업의 상장 후 이익조정 유인(이정연 외, 2005 ; 최종서 외, 2010)을 줄여 재무보고품질을 높일 수 있을 것이라고 예측할 수 있다. 특히, 상향이

이익조정 정도가 클수록 상장폐지의 가능성이 높은 상황(곽영민과 최종서, 2011)에서 향후 주주들의 소송, 규제당국의 제재와 같은 기대손실에 대한 위험관리 측면에서 역할을 수행할 것으로 판단된다. 따라서 두 번째 가설을 다음과 같이 설정한다.

가설 2-1 : 대표주관사의 직전연도 시장조성자 지정 여부와 신규상장기업의 상장연도 재무보고 품질은 양(+)의 관계를 가진다.

가설 2-2 : 대표주관사의 직전연도 순자본비율과 신규상장기업의 상장연도 재무보고품질은 양(+)의 관계를 가진다.

III. 표본 및 연구모형

3.1 표본선정

본 논문에서 사용된 표본은 아래의 조건을 만족하는 기업-연도로 선정한다.

- (1) 2014년부터 2019년까지
- (2) 한국거래소 코스닥시장에 신규상장된 기업
- (3) 금융업에 포함되지 않는 기업
- (4) 결산월이 12월인 기업
- (5) 한국상장회사협회의 TS2000에서 기업의 재무정보 조회가 가능한 기업

본 논문에서는 표본을 코스닥시장에 상장된 기업으로 한정한다. 표본기간 동안 코스닥시장 신규상장 기업은 연평균 83개인데 반해, 유가증권시장 신규상장 기업은 연평균 17개 수준에 불과하다. 또한 코스닥시장의 규제 완화에 따라 상장기업 수 및 그 규모가 크게 증가하였지만, 지나치게 많은 상장사 수에 비해 상장폐지되는 기업의 비율이 절반에 가까워 상장 후 질적 관리가 되지 않아 코스닥 디스카운트 요인으로 작용할 수 있다는 우려도 존재한다.⁴⁾ 최종서 외(2010)는 코스닥시장의 신규상장 기업의 이익조정 행태가 선행연구에서 분석한 유가증권시장 신규상장 기업의 이익조정 행태(김권중 외, 2004)와 다른 이유의 하나로 코스닥시장에서의 대표주관사 혹은 감사인의 감시와 견제기능이 상대적으로 소홀할 가능성

4) 김종성. ‘한국의 나스닥’ 코스닥시장, 디스카운트 해소 언제쯤?. 2021.05.19. 아이뉴스24 보도자료.

이 있다고 지적하였다. 그러나 선행연구에서는 코스닥시장의 신규상장기업에 대한 대표주관사의 역할이나 특성을 충분히 검증하지 못하고 있다고 판단하여, 본 논문을 통해 대표주관사의 구체적인 특성을 통해 대표주관사의 역할을 검증하고자 한다.

본 논문의 표본기간은 증권사들이 지주사 등과의 중복결산 부담을 덜기 위해 회계결산월을 변경한 2013년 이후로 한정하여 증권사 간 실적의 비교가능성을 높이고자 한다.⁵⁾⁶⁾ 재무제표의 동질성과 비교가능성을 위해 결산월이 12월인 기업만을 포함하였으며, 금융업에 속한 기업들의 경우 계정과목의 성격이 일반기업과 상이하기 때문에 표본에서 제외한다. 또한 본 논문에서 사용하는 종속변수인 재량적발생액을 측정함에 있어서 보다 정확한 측정을 위해 산업-연도의 표본 수가 10개 미만인 표본은 제외함으로써 최종적인 분석에 활용된 표본은 264개 기업-연도이다.

〈Table 1〉 Sample Selection

Sample Selection Criteria	Firm-years
Firm-years newly listed on the KOSDAQ market from 2014 to 2019	474
(Less)	
Financial firms	(97)
Firm-years with Non-December fiscal year-end	(9)
Firm-years with missing financial data	(104)
Final sample	264

3.2 재량적발생액 추정모형

본 논문에서 사용하는 재무보고품질의 대용치는 Kothari et al.(2005)의 성과-대응 수정 존스모형을 사용하여 계산한 성과-조정 재량적발생액으로 측정한다. 재량적발생액을 구하기 위해서 먼저 산출해야 하는 총발생액은 Hribar and Collins(2002)에서 제시한 것처럼 기존의 재무상태표상 수치를 통한 불완전한 방식이 아닌 현금흐름표상의 영업현금흐름과 관련된 자산·부채의 변동을 이용함으로써 측정의 정확성을 높이고자 한다. 또한 재량적발생액을 측정할 때 해당 연도에 코스닥시장에 상장되어 있는 전체 기업을 대상으로 측정하였으며, 각각의 계수값을 산정할 때는 신규로 상장된 기업을 제외하고 기존 상장기업만을 대상

5) 김재은. 증권사, 회계결산 3 → 12월로 바뀐다. 2012.02.21. 이데일리 보도자료.

6) 김영권. ‘깜짝실적’ 증권·보험사, 결산월 변동 따른 착시?. 2015.02.04. 파이낸셜뉴스 보도자료.

으로 하여 계수값을 산정함으로써 신규상장기업의 영향을 배제하고자 하였다.

본 논문에서 사용한 재량적발생액은 아래의 식 (1)을 이용하여 산업-연도별 회귀분석을 통해 계수값을 측정한 이후 식 (2)에 대입하여 산출된 잔차항으로 측정한다. 본 논문에서는 재량적발생액을 *PMDA*로 표기한다.

$$TACC_t/A_{t-1} = \alpha_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2[(\Delta Sales_t - \Delta AR_t)/A_{t-1}] + \beta_3(PPE_t/A_{t-1}) + \beta_4ROA_t + \tau_t \quad (1)$$

$$PMDA_t = TACC_t/A_{t-1} - \alpha_0 - \beta_1(1/A_{t-1}) - \beta_2[(\Delta Sales_t - \Delta AR_t)/A_{t-1}] - \beta_3(PPE_t/A_{t-1}) - \beta_4ROA_t \quad (2)$$

TACC_t : 영업활동으로 인한 현금흐름 중 자산의 감소(증가)-영업활동으로 인한 현금흐름 중 부채의 증가(감소)-감가상각비 및 무형자산상각비

A_{t-1} : t기의 기초총자산

ΔSales_t : t기 매출액의 변화분

ΔAR_t : t기 매출채권의 변화분

PPE_t : t기의 유형자산

ROA_t : t기의 총자산수익률(=t기 당기순이익/t기 기초총자산)

편의상 i기업에 대한 아래첨자를 생략함.

3.3 연구모형

본 논문의 첫 번째 가설을 검증하기 위해 엄승섭과 홍재원(2013)의 모형을 적용하였으며 아래의 식 (3)과 같다. 대표주관사의 직전연도 시장조성자 지정 여부는 2019년도의 경우 한국거래소의 보도자료를 통해 시장조성자 계약을 체결한 증권사의 경우 1의 값을 가지는 더미변수로 설정하며, 그 외의 회계연도의 경우 한국거래소 홈페이지를 통해 개별주식의 거래량 자료를 수기로 취합한 후 직전연도 코스닥시장에서의 자기매매 순위를 산정하여, 1위부터 3위까지 해당되는 증권사의 경우 1의 값을 가지는 더미변수로 설정한다. 만약, 다수의 대표주관사가 존재하는 경우에는 증권신고서 혹은 투자신고서를 기준으로 최상단에 공시된 대표주관사를 기준으로 더미변수를 설정한다.⁷⁾⁸⁾ 대표주관사의 직전연도 순자본비율은 금융투자협

7) 코스닥시장의 시장조성자 제도가 2019년부터 시행되었기 때문에 2018년 이전에는 직접적으로 한국거래소와 시장조성자 계약을 체결한 증권사 대신 코스닥시장의 자기매매 순위를 이용하여 변수를 측정하였다. 코스닥 시장에서 시장조성자제도 도입 시 3개사로 출발하여 3위까지 선정했으며, 실증분석 시 이를 5위까지로 확대해 검증을 수행했으나 결과에는 변화가 없었다.

8) 본 논문에서 직전연도 시장조성자로 구분되는 증권사는 연도별로 다음과 같다.

회 종합통계포털에 공시된 비율을 이용하여 측정한다. 종속변수는 신규상장일의 수익률($DRET$)을 사용한다. 선행연구와 같이 신규상장 가격에 자연로그를 취한 값($IPOPPRICE$), 신규상장 공모 총액에 자연로그를 취한 값($IPOAMT$)을 먼저 통제변수로 포함하고, 대표주관사의 평판인 직전연도 신규상장 건수($LASTDO$), 직전연도 신규상장 공모 총액에 자연로그를 취한 값($LASTAMT$) 및 대표주관사의 직전연도 신규상장일의 수익률 평균($LASTDRET$) 또한 통제변수로 포함한다. 마지막으로 산업·연도별 고정효과를 통제하기 위해 산업별(IND), 연도별($YEAR$) 더미변수를 연구모형에 포함한다. 대표주관사의 특성을 제외한 모든 연속변수는 극단치의 영향을 배제하기 위하여 상하 1% 수준으로 극단치를 조정하고, 회귀분석 수행 시 기업 수준에서 클러스터링한 표준오차를 사용한다(Peterson, 2009).

$$\begin{aligned} DRET_i = & \alpha_0 + \beta_1 MMDUMMY_i + \beta_2 NCR_i + \beta_3 IPOPPRICE_i + \beta_4 IPOAMT_i \\ & + \beta_5 LASTDO_i + \beta_6 LASTAMT_i + \beta_7 LASTDRET_i \\ & + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (3)$$

$DRET_i$: 신규상장일의 수익률
 $MMDUMMY_i$: 대표주관사가 직전연도 코스닥시장의 자기매매 순위가 상위 3개의 증권사에 속하는 경우 1의 값을 가지는 더미변수
 NCR_i : 대표주관사의 직전연도 순자본비율
 $IPOPPRICE_i$: 신규상장 가격에 자연로그를 취한 값
 $IPOAMT_i$: 신규상장 공모 총액에 자연로그를 취한 값
 $LASTDO_i$: 대표주관사의 직전연도 신규상장 건수
 $LASTAMT_i$: 대표주관사의 직전연도 신규상장 공모 총액에 자연로그를 취한 값
 $LASTDRET_i$: 대표주관사의 직전연도 신규상장일의 수익률 평균
 IND : 산업더미변수
 $YEAR$: 연도더미변수
 편의상 i 기업에 대한 아래첨자를 생략함.

본 논문의 두 번째 가설을 검증하기 위한 모형은 아래의 식 (4)와 같다. 대표주관사의 특성은 식 (3)에서 사용한 직전연도 시장조성자 지정 여부와 직전연도 순자본비율을 동일하게 적용하며, 종속변수는 앞선 절에서 서술한 방법으로 측정한 성과－조정 재량적발생액으로

2014 : 신한금융투자, NH투자증권, 이베스트투자증권
 2015 : 신한금융투자, NH투자증권, 이베스트투자증권
 2016 : 신한금융투자, NH투자증권, 이베스트투자증권
 2017 : 신한금융투자, NH투자증권, KB증권
 2018 : 신한금융투자, KB증권, 메리츠증권
 2019 : 신한금융투자, 한국투자증권, 미래에셋대우

설정한다. 선행연구에서 대표주관사의 평판으로 사용한 직전연도 신규상장 건수와 직전연도 신규상장 공모 총액에 자연로그를 취한 값을 통제변수로 포함한다(엄승섭과 홍재원, 2013 ; 김기범과 권오진, 2015 ; 황국재 외, 2015). 주요 통제변수는 선행연구에서 제시한 신규상장기업의 이익조정에 영향을 줄 수 있는 요인을 포함한다(최종서 외, 2010 ; 황국재 외, 2015 ; 이세용, 2019). 구체적으로 신규상장기업의 공모 총액에 자연로그를 취한 값, 신규상장기업의 규모(*SIZE*), 부채비율(*LEV*), 총자산수익률(*ROA*), 매출액성장률(*SGR*), 기업업력(*AGE*), 4대회계법인에게 감사받았는지 여부(*BIG4*)와 당기 손실여부(*LOSS*)이다. 또한 기업지배구조를 통제하기 위해 최대주주 지분율(*LARGE*), 외국인투자자 지분율(*FOROWN*)을 통제변수로 설정한다. 산업·연도별 고정효과를 통제하기 위해 산업별, 연도별 더미변수를 연구모형에 포함한다. 대표주관사의 특성을 제외한 모든 연속변수는 극단치의 영향을 배제하기 위하여 상하 1% 수준으로 극단치를 조정하고, 회귀분석 수행 시 기업 수준에서 클러스터링한 표준오차를 사용한다(Peterson, 2009).

$$\begin{aligned}
 PMDA_t = & \alpha_0 + \beta_1 MMDUMMY_t + \beta_2 NCR_t + \beta_3 IPOAMT_t + \beta_4 LASTDO_t \\
 & + \beta_5 LASTAMT_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 LEV_t + \beta_8 ROA_t + \beta_9 SGR_t + \beta_{10} AGE_t \\
 & + \beta_{11} LARGE_t + \beta_{12} FOROWN_t + \beta_{13} BIG4_t + \beta_{14} LOSS_t \\
 & + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{4}$$

- PMDA_t* : Kothari et al.(2005)의 모형으로 측정한 성과-조정 재량적발생액
SIZE_t : 총자산에 자연로그를 취한 값
LEV_t : 총부채를 총자산으로 나눈 값
ROA_t : 총자산수익률(=당기순이익을 기초총자산으로 나눈 값)
SGR_t : 당기 매출액성장률
AGE_t : 기업업력
LARGE_t : 최대주주 지분율
FOROWN_t : 외국인투자자 지분율
BIG4_t : 당기에 4대회계법인으로부터 감사 받은 경우 1의 값을 가지는 더미변수
LOSS_t : 당기순손실인 경우 1의 값을 가지는 더미변수
IND : 산업더미변수
YEAR : 연도더미변수
 다른 변수의 정의는 식 (3)과 동일하며, 편의상 *i*기업에 대한 아래첨자를 생략함.

IV. 실증분석결과

4.1 기술통계량 및 상관관계분석

본 논문에서 사용된 주요 변수의 기술통계량은 <Table 2>에서 제시한다. 상장일의 수익률은 평균 28.8%로 나타난다. 이는 신규상장 시 저평가 발행이 이루어진다는 선행연구와 유사한 결과이다(엄승섭과 홍재원, 2013). 신규상장기업의 25%가 직전연도에 코스닥시장에서 자기매매 순위가 상위 3개 증권사인 대표주관사에 의해 상장이 진행되었다. 대표주관사의 순자본비율은 평균 910%로 상당히 안정적인 순자본비율을 유지하고 있다. 재량적발생액의 평균은 영(0)에 가까워 측정이 적정한 것으로 판단된다.

<Table 2> Descriptive statistics

Variables	N	Mean	Median	Std. Dev.	Q1	Q3
<i>DRET</i>	264	0.288	0.156	0.480	-0.053	0.556
<i>PMDA</i>	264	0.004	0.001	0.140	-0.068	0.068
<i>MMDUMMY</i>	264	0.250	0.000	0.434	0.000	0.750
<i>NCR</i>	264	9.101	5.966	6.102	4.078	14.504
<i>IPOPRICE</i>	264	9.492	9.480	0.707	9.050	9.903
<i>IPOAMT</i>	264	25.377	25.264	0.822	24.746	25.819
<i>LASTDO</i>	264	7.788	8.000	3.826	5.000	10.000
<i>LASTAMT</i>	264	27.216	27.427	1.067	26.620	27.826
<i>LASTDRET</i>	264	0.356	0.299	0.373	0.154	0.461
<i>SIZE</i>	264	24.952	24.853	0.765	24.455	25.366
<i>LEV</i>	264	0.273	0.249	0.172	0.118	0.401
<i>ROA</i>	264	0.042	0.085	0.211	0.021	0.164
<i>SGR</i>	264	0.214	0.130	0.455	-0.025	0.336
<i>AGE</i>	264	15.333	15.000	7.971	10.000	18.000
<i>LARGE</i>	264	0.442	0.432	0.154	0.325	0.557
<i>FOROWN</i>	264	0.017	0.005	0.041	0.001	0.013
<i>BIG4</i>	264	0.538	1.000	0.500	0.000	1.000
<i>LOSS</i>	264	0.216	0.000	0.412	0.000	0.000

- 1) This table presents the distributions of the main variables.
- 2) Variable definitions : *DRET* is the return on investment of IPO firms at the listing date. *PMDA* is the performance-matched discretionary accruals, as in Kothari et al.(2005), estimated by including current return on assets into the accruals regression of modified-Jones model. *MMDUMMY* is the indicator variable equals one if the representative underwriting company is the market maker in the previous year. *NCR* is representative underwriting company's net capital ratio in the previous year. *IPOPRICE* is the natural log of the IPO price. *IPOAMT* is the natural log of the total IPO amount. *LASTDO* is the number of IPO performed in the previous year of representative underwriting company. *LASTAMT* is the natural log of the total IPO amount performed in the previous year of representative underwriting company. *LASTDRET* is the average return on investment of IPO performed in the previous year of representative underwriting company. *SIZE* is the natural log of the total assets. *LEV* is the total liabilities divided by total assets. *ROA* is the return on assets. *SGR* is the sales growth rate. *AGE* is the number of years since the establishment of the firm. *LARGE* is the ownership ratio of the largest shareholder. *FOROWN* is the ownership ratio of foreign investors. *BIG4* is the indicator variable equals one if the firm hires one of big 4 auditors, and zero otherwise. *LOSS* is the indicator variable equals one if the firm's net income is less than zero, and zero otherwise.

본 논문에서 사용된 변수들 간 상관관계 분석은 <Table 3>에서 제시한다. 대각선을 기준으로 우측 상단은 스피어만 상관관계계수, 좌측 하단은 피어슨 상관관계계수를 나타낸다. 대표주관사의 직전연도 시장조성자 지정 여부나 직전연도 순자본비율 모두 상장일 수익률 및 재량적발생액과 유의한 관계를 보이고 있지 않으며, 선행연구와 유사하게 신규상장 가격과 신규상장 공모 총액은 상장일 수익률과 유의한 음(-)의 관계를 제시한다(엄승섭과 홍재원, 2013). 다음 절에서는 다변량 분석을 통해 상장일 수익률과 재량적발생액에 영향을 줄 수 있는 요인을 통제된 이후 관련성을 분석하고자 한다.

<Table 3> Pearson / Spearman Correlation matrix

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
(1) DRET		0.093	0.059	0.091	-0.170*	-0.310*	-0.011	0.033	-0.121*	-0.146*	0.078	-0.087	0.009	0.006	0.121	-0.047	-0.108	-0.048
(2) PMDA	0.123*		0.034	-0.038	-0.032	-0.019	-0.014	-0.043	0.063	0.063	0.052	0.065	0.008	-0.021	0.197*	0.039	-0.089	-0.160*
(3) MMDUMMY	0.089	0.045		0.198*	0.081	0.015	0.147*	0.290*	0.102	-0.034	0.029	-0.061	0.004	0.012	-0.152*	0.085	-0.097	0.101
(4) NCR	0.052	-0.006	0.086		0.126*	0.224*	0.400*	0.523*	-0.052	0.111	0.013	-0.030	0.036	0.016	0.062	-0.083	-0.167*	0.082
(5) IPOPRICE	-0.178*	0.002	0.088	0.122*		0.696*	0.164*	0.144*	-0.007	0.300*	-0.343*	0.188*	0.240*	-0.031	-0.056	0.302*	-0.055	0.035
(6) IPOAMT	-0.254*	0.001	0.032	0.236*	0.702*		0.231*	0.191*	-0.014	0.580*	-0.289*	0.079	0.226*	-0.093	0.029	0.306*	-0.052	0.097
(7) LASTDO	0.006	0.025	0.179*	0.368*	0.168*	0.232*		0.834*	0.030	-0.030	-0.241*	0.050	0.127*	-0.099	-0.017	0.060	-0.085	0.063
(8) LASTAMT	0.019	0.004	0.227*	0.483*	0.134*	0.175*	0.809*		-0.047	-0.036	-0.209*	0.018	0.090	-0.083	-0.073	0.062	-0.161*	0.103
(9) LASTDRET	-0.089	0.045	0.251*	-0.167*	0.006	0.014	0.043	-0.012		-0.028	-0.071	-0.008	-0.011	0.004	-0.006	0.046	0.115	0.094
(10) SIZE	-0.168*	0.073	-0.020	0.139*	0.325*	0.658*	-0.026	-0.048	-0.023		0.280*	0.224*	0.077	0.096	0.249*	0.201*	-0.024	-0.324*
(11) LEV	0.043	0.046	0.031	0.028	-0.326*	-0.242*	-0.236*	-0.225*	-0.025	0.295*		-0.163*	-0.050	0.141*	0.004	-0.063	-0.049	-0.132*
(12) ROA	-0.013	0.162*	-0.079	-0.031	0.047	-0.072	-0.086	-0.074	-0.088	0.252*	-0.012		0.303*	-0.003	0.341*	0.026	0.083	-0.713*
(13) SGR	-0.032	-0.032	-0.006	0.061	0.168*	0.254*	0.083	0.008	0.059	0.059	-0.046	-0.104		-0.070	-0.019	0.057	0.101	-0.118
(14) AGE	0.053	-0.010	0.091	0.036	-0.104	-0.058	-0.128*	-0.102	-0.010	0.189*	0.208*	0.057	-0.152*		0.050	-0.051	-0.021	-0.108
(15) LARGE	0.112	0.205*	-0.151*	0.076	-0.080	0.042	-0.029	-0.071	-0.085	0.282*	-0.008	0.423*	-0.064	0.102		-0.115	0.027	-0.465*
(16) FOROWN	-0.030	-0.041	0.062	0.145*	0.216*	0.247*	0.065	0.128*	-0.023	0.230*	0.024	-0.018	0.008	-0.026	-0.129*		0.039	0.026
(17) BIG4	-0.092	-0.063	-0.097	-0.096	-0.061	-0.020	-0.087	-0.094	0.073	0.010	-0.060	0.083	0.086	-0.008	0.025	0.052		-0.123*
(18) LOSS	-0.030	-0.176*	0.101	0.051	0.050	0.091	0.068	0.090	0.075	-0.319*	-0.098	-0.828*	0.094	-0.115	-0.462*	0.027	-0.123*	

1) This table presents the correlation coefficients among the key variables. The Pearson correlations are reported in the lower-left diagonal and the Spearman correlations are reported in the upper-right diagonal.

2) Refer to <Table 2> for variable definitions.

3) * indicates the significance level at 5%.

4.2 가설검증 결과

첫 번째 가설에 대한 회귀분석 결과는 <Table 4>에서 제시한다.

(Table 4) Effects of characteristics of representative underwriting companies on the return on investment of IPO firms (Hypothesis 1)

Variables	DV				
	DRET			adjDRET	
<i>Intercept</i>	5.360*** (3.26)	5.491*** (3.22)	5.855*** (3.42)	5.681*** (3.33)	5.870*** (3.41)
<i>MMDUMMY</i>	0.185** (2.42)	— —	0.184** (2.38)	0.177** (2.25)	0.186** (2.39)
<i>NCR</i>	— —	0.008 (1.11)	0.008 (1.08)	0.008 (1.04)	0.009 (1.16)
<i>IPOPRICE</i>	−0.028 (−0.53)	−0.006 (−0.12)	−0.021 (−0.39)	−0.023 (−0.42)	−0.023 (−0.42)
<i>IPOAMT</i>	−0.177*** (−3.49)	−0.203*** (−3.89)	−0.188*** (−3.64)	−0.187*** (−3.70)	−0.187*** (−3.59)
<i>LASTDO</i>	0.011 (0.83)	0.007 (0.51)	0.010 (0.74)	0.010 (0.73)	0.010 (0.74)
<i>LASTAMT</i>	−0.021 (−0.48)	−0.009 (−0.18)	−0.033 (−0.72)	−0.029 (−0.62)	−0.034 (−0.73)
<i>LASTDRET</i>	−0.166* (−1.72)	−0.112 (−1.13)	−0.171* (−1.77)	−0.163* (−1.67)	−0.171* (−1.76)
<i>ROA</i>	— —	— —	— —	0.107 (0.68)	— —
<i>SGR</i>	— —	— —	— —	−0.004 (−0.08)	— —
<i>AGE</i>	— —	— —	— —	0.003 (0.69)	— —
<i>Industry dummy</i>	Included	Included	Included	Included	Included
<i>Year dummy</i>	Included	Included	Included	Included	Included
<i>No of obs.</i>	264	264	264	264	264
<i>Adj-R²</i>	0.089	0.072	0.090	0.082	0.089

1) This table presents effects of characteristics of representative underwriting companies on the return on investment of IPO firms.

- 2) Refer to <Table 2> for variable definitions.
- 3) Industry dummies are included based on 2-digit SIC code.
- 4) *, **, and *** indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels (two-tailed), respectively.
- 5) T-statistics in parentheses are corrected for robust standard errors clustering at the firm in all columns.

분석결과, 대표주관사의 직전연도 시장조성자 지정 여부는 상장일의 수익률과 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 보인다.⁹⁾ 세 번째 열의 모든 변수를 포함한 모형에서 *MMDUMMY* 계수값(0.184)은 대표주관사가 시장조성자일 경우 상장일 수익률이 약 5.3%만큼 더 높다는 것을 의미한다. 이는 가설에서 예측한 것처럼 대표주관사가 시장조성자로 지정된다면 시장에 대한 높은 이해도를 바탕으로 비상장기업 중 수익성이 높은 기업을 탐색 및 발굴하고, 적절한 공모가를 설정하여, 신규상장기업의 상장일의 수익률이 높아진다는 결과로 해석할 수 있다. 그러나 이러한 결과는 수익률이 높을 것으로 기대되는 기업 위주로 대표주관사가 대표주관계약 체결함으로써 발생할 수도 있다는 내생성이 존재하기 때문에 해석에 주의할 필요가 있다. 내생성 문제는 4.4절에서 추가로 분석한다. 대표주관사의 직전연도 순자본비율은 상장일의 수익률과 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 관계를 보여준다. 통제변수의 경우 선행연구와 유사하게 신규상장 공모 총액(*IPOAMT*)은 상장일의 수익률과 유의한 음(-)의 관계를 보여준다. 분산팽창요인(Variance Inflation Factor, VIF) 값은 평균 2.31로 나타나 다중공선성에 의한 영향은 낮은 것으로 판단된다. 한편, 대표주관사의 특성 외 신규상장기업의 특성에 따라 상장일 수익률의 차이가 발생할 가능성을 배제할 수 없다. 따라서 네 번째 열에서는 신규상장기업의 수익성(*ROA*, *SGR*)과 기업업력(*AGE*)을 통제변수로 포함하여 분석을 수행하였다. 마지막으로, 다섯 번째 열에서는 코스닥지수 수익률을 이용하여 상장일 수익률을 보정한 초과수익률을 종속변수로 설정한 후 분석을 수행하였다. 네 번째 열과 다섯 번째 열의 결과 모두 직전연도 시장조성자 지정 여부와 상장일의 수익률 간 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 나타낸다.

두 번째 가설에 대한 회귀분석 결과는 <Table 5>에서 제시한다. 분석결과, 대표주관사의 직전연도 순자본비율은 재량적발생액과 통계적으로 유의한 음(-)의 관계를 제시한다. 이는 위험에 대해 보수적인 행태를 보이는 대표주관사는 평판관리 또는 위험관리 목적으로 신규상장기업의 이익조정 유인을 줄이는 것으로 해석할 수 있다.¹⁰⁾

9) 직전연도 시장조성자 지정 더미변수를 상위 5개사로 설정하여 분석한 결과도 유의한 양(+)의 관계를 나타낸다(계수값 0.132, t값 1.81).

10) 재량적발생액의 절대값을 이용한 분석결과는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 선행연구(이정연 외, 2005 ; 최중서 외, 2010)에서 밝힌 바와 같이 신규상장기업의 경우 대부분 상향이익조정의 유인을 가지기 때문에,

〈Table 5〉 Effects of characteristics of representative underwriting companies on the financial reporting quality of IPO firms (Hypothesis 2)

Variables	DV= <i>PMDA</i>		
<i>Intercept</i>	0.519 (0.97)	0.148 (0.28)	0.250 (0.46)
<i>MMDUMMY</i>	0.039 (1.55)	— —	0.039 (1.57)
<i>NCR</i>	— —	−0.004* (−1.92)	−0.004* (−1.96)
<i>IPOAMT</i>	−0.007 (−0.22)	0.002 (0.05)	0.002 (0.06)
<i>LASTDO</i>	0.003 (0.58)	0.003 (0.64)	0.004 (0.74)
<i>LASTAMT</i>	−0.016 (−0.93)	−0.004 (−0.23)	−0.009 (−0.52)
<i>SIZE</i>	−0.001 (−0.03)	−0.007 (−0.21)	−0.006 (−0.18)
<i>LEV</i>	0.064 (0.64)	0.100 (1.03)	0.091 (0.92)
<i>ROA</i>	0.035 (0.36)	0.051 (0.54)	0.040 (0.41)
<i>SGR</i>	−0.017 (−0.58)	−0.017 (−0.61)	−0.019 (−0.68)
<i>AGE</i>	0.000 (0.15)	0.001 (0.45)	0.000 (0.28)
<i>LARGE</i>	0.132* (1.93)	0.131* (1.90)	0.142** (2.08)
<i>FOROWN</i>	−0.143 (−0.51)	−0.102 (−0.36)	−0.126 (−0.44)
<i>BIG4</i>	−0.029 (−1.63)	−0.026 (−1.44)	−0.026 (−1.44)
<i>LOSS</i>	−0.056 (−1.36)	−0.050 (−1.24)	−0.054 (−1.35)
<i>Industry dummy</i>	Included	Included	Included
<i>Year dummy</i>	Included	Included	Included
<i>No of obs.</i>	264	264	264
<i>Adj-R²</i>	0.069	0.072	0.081

이를 완화하려는 대표주관사의 역할을 검증하기 위해서는 방향성을 가진 재량적발생액을 이용해 분석하는 것이 본 연구에 더 적절하다고 판단하였다. 그러나 신규상장기업의 이익조정 유인을 명확히 구분할 수 없다는 점은 본 연구의 한계점일 것이다.

- 1) This table presents effects of characteristics of representative underwriting companies on the financial reporting quality of IPO firms.
- 2) Refer to <Table 2> for variable definitions.
- 3) Industry dummies are included based on 2-digit SIC code.
- 4) *, **, and *** indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels (two-tailed), respectively.
- 5) T-statistics in parentheses are corrected for robust standard errors clustering at the firm in all columns.

그러나 이러한 결과 역시 앞선 분석과 유사하게 재무보고품질이 높을 것으로 기대되는 기업에 대해 대표주관사가 대표주관계약을 체결함으로써 발생할 수도 있다는 내생성 또한 존재하기 때문에 해석에 주의할 필요가 있다. 대표주관사의 직전연도 시장조성자 지정 여부는 제량적발생액과 통계적으로 유의하지 않은 관계를 보여준다.¹¹⁾ 특히, 4대회계법인에게 감사 받았는지 여부(*BIG4*)는 유의하지 않은 음(-)의 계수값을 제시하고 있어 단기적으로 신규상장이 이루어진 연도에는 대표주관사의 역할이 나타나는 것으로 판단된다. 한편, 선행연구에서 대표주관사 평판의 대용치로 사용한 직전연도 실적은 모두 유의하지 않은 결과를 나타내고 있어, 향후 연구에서는 신규상장기업에 대한 대표주관사의 영향을 분석할 때 해당 주관사의 구체적인 특성을 고려할 필요가 있다는 시사점을 제공한다. 분산팽창요인 값은 평균 2.67로 나타나 다중공선성에 의한 영향은 낮은 것으로 판단된다.

이상의 실증분석결과는 대표주관사가 신규상장기업에 대한 감시·감독자로서의 역할을 수행한다는 증거이며, 상장과정에서 대표주관사의 책임을 확대하고, 위반시 과징금 한도를 상향하여 회계투명성을 확보하고자 하는 정책에 대한 시사점을 제공할 수 있을 것으로 기대된다.

4.3 추가분석

<Table 6>은 첫 번째 가설에 대한 추가분석으로, 상장 이후 수익률과의 관계를 분석하기 위해 기간을 확장하여 분석한 결과를 제시한다. 첫 번째 열은 3일간의 수익률, 두 번째 열은 5일간의 수익률, 세 번째 열은 10일간의 수익률에 대해 분석한 결과이다. 분석결과, 모든 열에서 직전연도 시장조성자 지정 여부 더미는 유의한 양(+)의 계수값을 나타낸다. 이러한 결과는 상대적으로 장기간 동안 양(+)의 수익률이 지속된다는 것을 나타내며, 본 논문의 결과에 강건성을 부여한다.

11) 직전연도 시장조성자 지정 더미변수를 상위 5개사로 설정하여 분석한 결과도 유의하지 않은 관계를 나타낸다(계수값 0.030, t값 1.46).

〈Table 6〉 Effects of characteristics of representative underwriting companies on the return on investment of IPO firms using longer periods

Variables	DV=DRET3	DV=DRET5	DV=DRET10
<i>Intercept</i>	4.495** (2.29)	4.583** (2.19)	3.733* (1.90)
<i>MMDUMMY</i>	0.204** (2.36)	0.163* (1.71)	0.181* (1.92)
<i>NCR</i>	0.007 (0.81)	0.012 (1.34)	0.012 (1.46)
<i>IPOPRICE</i>	-0.056 (-0.95)	-0.069 (-1.01)	-0.057 (-0.99)
<i>IPOAMT</i>	-0.163*** (-2.81)	-0.168** (-2.42)	-0.137** (-2.10)
<i>LASTDO</i>	0.002 (0.10)	-0.000 (-0.01)	-0.005 (-0.29)
<i>LASTAMT</i>	0.011 (0.19)	0.018 (0.31)	0.020 (0.37)
<i>LASTDRET</i>	-0.151 (-1.45)	-0.074 (-0.57)	-0.036 (-0.28)
<i>Industry dummy</i>	Included	Included	Included
<i>Year dummy</i>	Included	Included	Included
<i>No of obs.</i>	264	264	264
<i>Adj-R²</i>	0.130	0.101	0.101

- 1) This table presents effects of characteristics of representative underwriting companies on the return on investment of IPO firms.
- 2) Variable definitions : DRET3 is the return on investment of IPO firms for three days including the listing date. DRET5 is the return on investment of IPO firms for five days including the listing date. DRET10 is the return on investment of IPO firms for ten days including the listing date. Refer to <Table 2> for other variable definitions.
- 3) Industry dummies are included based on 2-digit SIC code.
- 4) *, **, and *** indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels (two-tailed), respectively.
- 5) T-statistics in parentheses are corrected for robust standard errors clustering at the firm in all columns.

<Table 7>은 두 번째 가설에 대한 추가분석으로, 본 논문에서 사용한 재량적발생액 측정 방법을 달리하여 분석한 결과를 제시한다. 패널 A는 Dechow et al.(1995)의 수정존스모형을 이용하여 재량적발생액을 산정하여 분석한 결과이며, 패널 B는 총발생액을 손익계산서에

기초하여 당기순이익에서 영업현금흐름을 차감하여 산정하고, 식 (1)과 식 (2)를 이용하여 재량적발생액을 측정하여 분석한 결과이다. Dechow et al.(1995)의 재량적발생액 측정방법은 다음의 식 (5)를 이용하여 산업-연도별 회귀분석을 통해 각각의 계수값을 산출한 이후 식 (6)에 대입하여 측정한다.

$$TACC_t/A_{t-1} = \beta_1(I/A_{t-1}) + \beta_2(\Delta Sales_t/A_{t-1}) + \beta_3(PPE_t/A_{t-1}) + \tau_t \quad (5)$$

$$MDA_t = TACC_t/A_{t-1} - \beta_1(I/A_{t-1}) - \beta_2[(\Delta Sales_t - \Delta AR_t)/A_{t-1}] - \beta_3(PPE_t/A_{t-1}) \quad (6)$$

변수의 정의는 식 (1)과 동일하며, 편의상 i기업에 대한 아래첨자를 생략함.

분석결과, 직전연도 순자본비율은 2가지 방법으로 재측정한 재량적발생액과 유의한 음(-)의 관계를 나타낸다. 이는 본 논문의 결과가 재량적발생액의 측정방법으로 인해 나타난 것이 아님을 나타내며, 본 논문의 결과에 강건성을 부여한다.

〈Table 7〉 Effects of characteristics of representative underwriting companies on the financial reporting quality of IPO firms under different models

Panel A : Regression results with discretionary accruals estimated under Dechow et al.(1995) model			
Variables	DV=MDA		
<i>Intercept</i>	0.520 (1.24)	0.138 (0.32)	0.242 (0.58)
<i>MMDUMMY</i>	0.040** (2.18)	— —	0.040** (2.19)
<i>NCR</i>	— —	-0.004** (-2.45)	-0.005** (-2.52)
<i>IPOAMT</i>	0.012 (0.55)	0.021 (0.91)	0.021 (0.96)
<i>LASTDO</i>	0.004 (1.17)	0.005 (1.26)	0.005 (1.41)
<i>LASTAMT</i>	-0.015 (-1.15)	-0.002 (-0.14)	-0.007 (-0.57)
<i>SIZE</i>	-0.020 (-0.89)	-0.026 (-1.14)	-0.025 (-1.15)
<i>LEV</i>	0.106 (1.61)	0.143** (2.17)	0.134** (2.06)
<i>ROA</i>	0.060 (0.87)	0.076 (1.12)	0.064 (0.97)

〈Table 7〉 Effects of characteristics of representative underwriting companies on the financial reporting quality of IPO firms under different models (continued)

Variables	DV= <i>MDA</i>		
<i>SGR</i>	0.010 (0.48)	0.009 (0.49)	0.007 (0.38)
<i>AGE</i>	0.000 (0.26)	0.001 (0.67)	0.000 (0.44)
<i>LARGE</i>	0.063 (1.04)	0.062 (1.03)	0.073 (1.20)
<i>FOROWN</i>	0.008 (0.05)	0.051 (0.29)	0.026 (0.14)
<i>BIG4</i>	-0.025* (-1.69)	-0.021 (-1.46)	-0.022 (-1.49)
<i>LOSS</i>	0.011 (0.34)	0.018 (0.55)	0.014 (0.43)
<i>Industry dummy</i>	Included	Included	Included
<i>Year dummy</i>	Included	Included	Included
<i>No of obs.</i>	264	264	264
<i>Adj-R²</i>	0.026	0.031	0.048

Panel B : Regression results with discretionary accruals estimated using total accruals based on the income statement

Variables	DV= <i>PMDA</i>		
<i>Intercept</i>	0.341 (0.69)	0.083 (0.16)	0.127 (0.25)
<i>MMDUMMY</i>	0.017 (0.73)	— —	0.017 (0.74)
<i>NCR</i>	— —	-0.003* (-1.69)	-0.003* (-1.71)
<i>IPOAMT</i>	-0.005 (-0.19)	0.002 (0.06)	0.002 (0.07)
<i>LASTDO</i>	0.005 (1.17)	0.005 (1.29)	0.006 (1.33)
<i>LASTAMT</i>	-0.015 (-0.94)	-0.007 (-0.44)	-0.009 (-0.57)
<i>SIZE</i>	0.003 (0.08)	-0.002 (-0.07)	-0.002 (-0.06)

〈Table 7〉 Effects of characteristics of representative underwriting companies on the financial reporting quality of IPO firms under different models (continued)

Variables	DV= <i>PMDA</i>		
<i>LEV</i>	0.103 (1.19)	0.128 (1.52)	0.124 (1.46)
<i>ROA</i>	-0.230*** (-2.74)	-0.222*** (-2.72)	-0.227*** (-2.75)
<i>SGR</i>	-0.021 (-0.90)	-0.022 (-0.95)	-0.023 (-0.99)
<i>AGE</i>	0.000 (0.28)	0.001 (0.49)	0.000 (0.41)
<i>LARGE</i>	0.122** (1.98)	0.125** (2.07)	0.129** (2.12)
<i>FOROWN</i>	0.052 (0.27)	0.076 (0.39)	0.065 (0.33)
<i>BIG4</i>	-0.017 (-1.09)	-0.015 (-0.93)	-0.015 (-0.93)
<i>LOSS</i>	-0.049 (-1.26)	-0.046 (-1.20)	-0.047 (-1.25)
<i>Industry dummy</i>	Included	Included	Included
<i>Year dummy</i>	Included	Included	Included
<i>No of obs.</i>	264	264	264
<i>Adj-R²</i>	0.090	0.100	0.099

- 1) This table presents effects of characteristics of representative underwriting companies on the financial reporting quality of IPO firms.
- 2) Variable definitions : MDA is the discretionary accruals, as in Dechow et al.(1995), estimated by the accruals regression of modified-Jones model. Refer to <Table 2> for other variable definitions.
- 3) Industry dummies are included based on 2-digit SIC code.
- 4) *, **, and *** indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels (two-tailed), respectively.
- 5) T-statistics in parentheses are corrected for robust standard errors clustering at the firm in all columns.

4.4 내생성분석

본 논문에서 제시한 앞선 결과는 신규상장에 성공한 기업을 대상으로 분석하였기 때문에, 대표주관사의 역할 때문에 나타난 결과가 아니라 신규상장에 성공한 기업이 사전에 우수한 대표주관사를 선정했기 때문에 발생한 결과라는 내생성이 존재할 가능성이 있다. 따라서 본

절에서는 이러한 내생성에 대한 우려를 완화하기 위해 성향점수매칭(propensity score matching) 방법을 통해 표본을 재선정한 후 대표주관사의 특성과 신규상장기업의 수익률 및 재무보고품질과의 관계에 대한 분석을 재수행한다. 구체적으로, 대표주관사의 직전연도 시장조성자 지정 여부(*MMDUMMY*)를 기준으로 t검정을 통해 차이가 발생하는 대표주관사의 특성 변수들을 측정하고, 차이가 발생하는 변수들을 이용하여 프로빗(probit) 분석을 통해 성향점수를 산출한 후, 직전연도 시장조성자에 포함되는 대표주관사에 의해 신규상장이 이루어진 표본과 그 외의 대표주관사에 의해 신규상장이 이루어진 표본을 연도별로 일대일 매칭하여 분석대상 표본을 재선정한다.¹²⁾ 재선정한 표본을 이용하여 분석한 결과가 앞선 결과와 유사하게 나타난다면 내생성에 대한 우려를 완화할 수 있다.

<Table 8>, Panel A는 대표주관사의 직전연도 시장조성자 지정 여부를 기준으로 t검정을 수행한 결과이다. 성향점수매칭 전 t검정 결과에 따르면, 대표주관사가 직전연도 시장조성자로 지정된 경우 직전연도 순자본비율(*NCR*)이 더 높고, 직전연도 신규상장 건수(*LASTDO*)가 많으며, 직전연도 신규상장 공모 총액에 자연로그를 취한 값(*LASTAMT*)이 크고, 직전연도 신규상장일 수익률 평균(*LASTDRET*)이 높은 것으로 나타난다. 그러나 성향점수매칭을 수행한 이후의 t검정 결과는 직전연도 신규상장 건수 외에는 변수 간 차이가 발생하지 않는 것으로 나타나 성향점수매칭이 적절히 수행되었다고 판단된다.¹³⁾

<Table 8>, Panel B는 성향점수매칭 이후 대표주관사의 특성과 신규상장기업의 수익률 간 관계를 분석한 결과를 제시한다. 분석결과, 앞선 결과와 유사하게 대표주관사의 직전연도 시장조성자 지정 여부는 신규상장기업의 상장일 수익률과 유의한 양(+)의 관계를 보여준다. <Table 8>, Panel C는 성향점수매칭 이후 대표주관사의 특성과 신규상장기업의 재무보고품질 간 관계를 분석한 결과이며, 대표주관사의 직전연도 순자본비율은 신규상장기업의 상장연도 재무보고품질과 유의한 양(+)의 관계를 제시한다. 이상과 같은 결과는, 첫 번째 및 두 번째 가설에 대한 앞선 결과가 내생성으로 인해 나타난 결과가 아님을 나타내며, 본 논문의 실증결과에 대한 강건성을 부여한다.

12) 산업-연도별로 일대일 매칭을 수행하는 경우 표본의 손실이 발생하여 연도별 일대일 매칭을 수행한다. 산업-연도별로 일대일 매칭을 수행하는 경우에도 결과는 유사하게 나타난다.

13) 대표주관사의 직전연도 신규상장 건수의 효과는 직전연도 신규상장 공모 총액에 포함되는 효과로 볼 수 있기 때문에 성향점수매칭이 적절히 이루어졌다고 판단된다.

〈Table 8〉 Propensity score matching

Panel A : Results of t-test by *MMDUMMY* variable after propensity score matching

Variables	Before matching			After matching		
	<i>MMDUMMY</i> =1 (N=66)	<i>MMDUMMY</i> =0 (N=198)	Difference	<i>MMDUMMY</i> =1 (N=66)	<i>MMDUMMY</i> =0 (N=66)	Difference
<i>NCR</i>	10.010	8.798	1.212*	10.010	11.090	-1.080
<i>IPOPRICE</i>	9.599	9.456	0.144	9.599	9.504	0.095
<i>IPOAMT</i>	25.423	25.362	0.061	25.423	25.534	-0.111
<i>LASTDO</i>	8.970	7.394	1.576***	8.970	7.682	1.288**
<i>LASTAMT</i>	27.635	27.076	0.559***	27.635	27.421	0.214
<i>LASTDRET</i>	0.518	0.302	0.216***	0.518	0.408	0.110

Panel B : Effects of characteristics of representative underwriting companies on the return on investment of IPO firms after matching

Variables	DV= <i>DRET</i>
<i>Intercept</i>	6.501** (2.15)
<i>MMDUMMY</i>	0.287** (3.42)
<i>NCR</i>	0.009 (0.79)
<i>IPOPRICE</i>	-0.034 (-0.40)
<i>IPOAMT</i>	-0.182** (-2.54)
<i>LASTDO</i>	-0.011 (-0.47)
<i>LASTAMT</i>	-0.046 (-0.52)
<i>LASTDRET</i>	-0.137 (-1.19)
<i>Industry dummy</i>	Included
<i>Year dummy</i>	Included
<i>No of obs.</i>	132
<i>Adj-R²</i>	0.165

〈Table 8〉 Propensity score matching (continued)

Panel C : Effects of characteristics of representative underwriting companies on the financial reporting quality of IPO firms after matching

Variables	DV= <i>PMDA</i>
<i>Intercept</i>	-0.599 (-0.53)
<i>MMDUMMY</i>	0.028 (0.90)
<i>NCR</i>	-0.009** (-2.36)
<i>IPOAMT</i>	0.053 (1.12)
<i>LASTDO</i>	0.005 (0.55)
<i>LASTAMT</i>	0.009 (0.22)
<i>SIZE</i>	-0.038 (-0.79)
<i>LEV</i>	0.205 (1.41)
<i>ROA</i>	0.178 (1.14)
<i>SGR</i>	-0.031 (-0.67)
<i>AGE</i>	0.002 (0.86)
<i>LARGE</i>	0.062 (0.49)
<i>FOROWN</i>	-0.900** (-2.36)
<i>BIG4</i>	-0.033 (-0.96)
<i>LOSS</i>	-0.016 (-0.26)
<i>Industry dummy</i>	Included
<i>Year dummy</i>	Included
<i>No of obs.</i>	132
<i>Adj-R²</i>	0.035

1) Refer to <Table 2> for variable definitions.

- 2) Industry dummies are included based on 2-digit SIC code.
- 3) *, **, and *** indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels (two-tailed), respectively.
- 4) T-statistics in parentheses are corrected for robust standard errors clustering at the firm in all columns.

V. 결론 및 정책적 시사점

본 논문은 코스닥시장에서 신규로 상장하는 기업을 대상으로 대표주관사의 특성이 해당 기업의 수익률과 재무보고품질에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 2014년부터 2019년까지 코스닥시장에 신규로 상장된 기업을 대상으로 분석한 결과, 대표주관사의 직전연도 시장조성자 지정 여부는 신규상장기업의 상장일 수익률과 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 보이며, 대표주관사의 직전연도 순자본비율은 재량적발생액과 유의한 음(-)의 관계를 나타냈다. 추가분석에서 수익률 측정 기간과 재량적발생액의 측정방법을 달리하여 분석한 결과 및 내생성을 통제한 이후의 분석결과도 동일하였다.

본 논문의 공헌점은 다음과 같다. 첫째, 대표주관사의 평판을 실적에 한정하여 측정한 선행연구를 확장하고, 대표주관사의 개별 특성을 활용하여 대표주관사가 신규상장기업의 수익률과 재무보고품질에 미치는 영향에 대한 실증결과를 제시하였다. 둘째, 대표주관사의 신규상장기업에 대한 책임 강화와 관련된 정책적 시사점을 제공하였다. 구체적으로, 상장과정에서 대표주관사의 상장기업에 대한 기업실사 내용 전반에 대한 책임을 확대하고, 과징금 상향조정을 통해 회계투명성을 확보하고자 하는 정책과 관련된 실증결과를 제공하였다.

참고문헌

〈국내문헌〉

- 곽영민, 최종서(2011), “신규상장기업의 이익조정과 생존가능성의 관련성 : 코스닥시장을 중심으로”, **회계저널**, 20(3), 231-263.
- 금융감독원(2018), **금융투자업자의 NCR 산정기준 해설**, 서울, 금융감독원.
- 기은선, 이우종, 이종용(2017), “코스닥시장 신규상장기업의 이익조정과 종업원의 지분참여”, **회계저널**, 26(3), 79-104. <https://doi.org/10.24056/KAJ.2017.05.001>
- 김권중, 김문철, 전중열(2004), “신규 상장기업의 이익조정동기”, **회계학연구**, 29(4), 87-116.
- 김기범, 권오진(2015), “상장주선인의 명성과 실제 이익조정간의 관련성 연구”, **국제회계연구**, 61, 241-262. <https://doi.org/10.21073/kiar.2015..61.011>
- 김나연, 황국재(2018), “신규상장 업무관련 서비스에 따른 주간사의 평판이 투자자의 투자 의사결정에 미치는 영향 : 외국인투자자와 소액주주를 중심으로”, **서비스경영학회지**, 19(5), 103-129. <https://doi.org/10.15706/jksms.2018.19.5.006>
- 김인숙, 이효익, 최성호(2014), “신규상장 벤처캐피탈투자기업의 이익조정에 관한 연구”, **회계학연구**, 39(3), 179-213.
- 신나리, 이영한(2018), “감사인 명성과 감사자원 투입수준이 상장이후 공모주 수익률에 미치는 영향”, **회계학연구**, 43(5), 35-66. <https://doi.org/10.24056/KAR.2018.09.002>
- 엄승섭, 홍재원(2013), “신규 상장시 주간사 평판에 따른 저평가 차이 : KOSDAQ IPO 시장을 중심으로”, **기업경영연구**, 20(6), 215-231.
- 이세용(2019), “신규상장과 회계정보의 질”, **회계와정책연구**, 24(3), 213-245. <https://doi.org/10.21737/RAPS.2019.08.24.3.213>
- 이정연, 박제균, 김철기(2005), “코스닥 신규등록기업의 이익조정에 관한 연구”, **대한경영학회지**, 18(6), 2681-2700.
- 최 관, 김문철(1997), “신규상장기업의 이익조정에 관한 실증적 연구”, **회계학연구**, 22(2), 1-27.
- 최종서, 곽영민, 백정환(2010), “코스닥 신규상장 기업의 이익조정과 경영자의 사적이익추구”, **회계학연구**, 35(3), 35-78.
- 최정호(2006), “감사품질과 신규상장기업의 이익조정”, **회계학연구**, 31(4), 113-143.
- 황국재, 강평경, 김나연(2015), “IPO 주간사의 평판이 신규상장기업의 이익조정에 미치는 영향”, **회계와정책연구**, 20(1), 93-120.

〈외국문헌〉

- Dechow, P. M., R. Sloan, and A. Sweeney(1995), “Detecting earnings management”, *The Accounting Review*, 70(2), 193–225.
- Hribar, P., and D. W. Collins(2002), “Errors in estimating accruals : Implications for empirical research”, *Journal of Accounting Research*, 40(1), 105–134.
<https://doi.org/10.1111/1475-679X.00041>
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley(2005), “Performance matched discretionary accrual measures”, *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163–197.
<https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2004.11.002>
- Peterson, M. A(2009), “Estimating standard errors in finance panel data sets : comparing approaches”, *Review of Financial Studies*, 22(1), 435–480.
<https://doi.org/10.1093/rfs/hhn053>

“본 논문은 학회윤리규정을 준수하였으며 논문에 대한 판권을 학회에 위임합니다.”

<Abstract>

Effects of Characteristics of Representative Underwriting Companies on IPO Firms : Evidence from KOSDAQ Market

Sang - Hyuk Lee* · Wooseok Choi**

[Purpose] This study examines effects of characteristics of representative underwriting companies on the firms that are newly listed in the KOSDAQ market.

[Methodology] For characteristics of representative underwriting companies, we focus on the designation of the market maker in the previous year and the net capital ratio in the previous year.

[Findings] Using 264 samples from 2014 to 2019, the analyses show a significantly positive relationship between the designation of the market maker in the previous year and the return on the day of listing. In addition, the net capital ratio in the previous year shows a significantly negative relationship with the performance – matched discretionary accruals of Kothari et al.(2005). These results indicate that the representative underwriting companies have the ability to select profitable companies and reduce earnings management incentives of the newly listed firms in KOSDAQ market.

[Policy Implications] This study adds to the literature by extending prior studies and contributes to the literature by presenting new evidence regarding the role of the representative underwriting company. Finally, the findings of this study are expected to provide implications for policies aimed at strengthening the actual responsibility of representative underwriting companies for listed companies.

Key words : representative underwriting companies, market maker, net capital ratio, return on investment, financial reporting quality

* Assistant Professor, School of Social Science, Hansung University (First author)

** Professor, Korea University Business School (Corresponding author)