

응용경제 제15권 제3호
2013년 12월, 한국응용경제학회

성향점수매칭을 이용한 코스닥시장 상장기업의 장기성과 분석

표한형* · 홍성철**

초록

본 논문은 신규 상장이 가장 활발했던 시기인 2000-2002년까지 코스닥시장에 신규 상장한 기업들을 처리군으로 하고 상장요건을 갖추었지만 상장을 하지 않은 외감법인을 대조군으로 하여 상장(t+0) 이후 장기적인 경영실적의 평균처리효과를 살펴보았다. 추정결과 t+5기를 넘어서도 총자산순이익률의 평균처리효과가 통계적으로 유의미한 음의 값을 갖는 것으로 나타났다. 상대적으로 상장침체기인 2003-2006년간 신규 상장한 기업을 대상으로 한 t+5기까지의 상장기업의 장기성과에 대한 분석에서도 상장 호황기인 2000-2002년의 결과와 유사한 결과를 얻었다. 이는 기업들이 상장을 하는 이유로 제시되는 시장적기 가설을 뒷받침한다고 할 수 있고, 상장 초기 전문 경영인들이 단기적인 수익성만 집착하여 장기적인 투자를 하지 않기 때문에 장기적으로는 수익성이 감소한다는 가설도 간접적으로 지지한다고 할 수 있다.

JEL 분류번호: C3, C4, G3, M4

핵심주제어: 성향점수매칭, 처리효과, 상장 이후 경영실적, 코스닥시장

투고: 2013년 6월 18일; 수정: 2013년 9월 13일; 게재확정: 2013년 12월 9일

* 제1저자, 중소기업연구원 책임연구원,

주소: 서울시 마포구 성암로 189 중소기업DMB타워 10층

전화: (02) 707-9825, FAX: (02) 707-9895, E-mail: resosa@kosbi.re.kr, 교신저자.

** 제2저자, 중소기업연구원 책임연구원, 전화: (02) 707-9835, E-mail: schong@kosbi.re.kr

I. 서론

기업들은 다양한 동기를 가지고 기업공개(IPO)¹⁾를 한다. 일반적으로 신규 상장을 통한 주식시장으로부터의 금융채널 확대는 기업의 금융 마찰을 완화하는데 도움이 되고²⁾, 소비자들과 다른 기업들에게 인정을 받아 마케팅이나 홍보 측면에서 혜택을 누리면서 매출규모 증대에 기여하는 것으로 알려져 있다. 하지만 기존 연구에 따르면 경제발전 정도에 상관없이 많은 나라에서 상장 이후 기업들의 경영실적이 상장 이전과 비교하여 저조한 것으로 관찰되고 있다.

Jain and Kini (1994)가 처음으로 미국 주식시장을 대상으로 상장 이후 3년 동안 총자산 이익률 등 상장기업의 수익성이 유의미하게 감소하는 것을 발견하였다. Mikkelson, Partch and Shah (1997)는 미국 주식시장에 상장한 기업들을 대상으로 한 연구에서 상장 이후 5년 동안 영업이익(operating income)이 약 21% 감소하는 것을 발견하였다. 미국의 자료를 이용한 Chemmanur, He and Nandy (2009)에 따르면 총요소생산성과 매출액 증가율이 상장 당시에 가장 높고 상장 이후에는 지속적으로 감소하는 결과를 얻었다. Pagano, Panetta and Zingales (1998)도 이탈리아 주식시장에 상장한 기업들을 대상으로 한 연구에서 상장 이후 기업의 수익성이 감소하는 것을 발견하였다. 영국의 런던거래소에 상장한 기업들을 대상으로 한 Coakley, Hadass and Wood (2007)의 연구에서는 강건(robust)하지 않지만 상장 이후 5년 동안 기업의 경영실적이 크게 감소하는 것을 발견하였다. 이들은 상장 기업의 장단기 투자 실적이 저조한 형태를 보이기 때문에 상장 기업들의 경영실적이 저조한 것은 놀라운 일이 아니라고 주장하였다. 싱가포르 증권거래소에 상장한 벤처기업들을 대상으로 한 Wang, Wang and Lu (2003)의 연구에서는 벤처캐피탈의 지원을 받은 기업들이 상장 이후의 경영실적이 벤처캐피탈의 지원을 받지 않은 기업들의 상장 이후의 경영실적보다 좋지 않다는 결과를 얻었다. 동경증권거래소에 상장한 기업들을 대상으로 한 Cai and Wei (1997)와 JASDAQ에 상장한 기업들을 대

1) 엄밀히 IPO(Initial Public Offering)는 기업공개로 번역하는 것이 타당하지만 편의상 상장으로 표현한다.

2) 기존의 연구에 따르면 금융계약에 직면한 기업들은 일반적으로 기업공개를 통해서 외부자 금조달의 높은 비용부담을 완화하는 것으로 나타났다. Brav (2009), Saunders and Steffen (2011) 참조.

상으로 한 Kutsuna, Okamura and Cowling (2002)도 상장 이후 매출액, 경
상이익, 순이익 증가율 등이 대폭 감소하는 것을 발견하였다. 중국 국영기업이
민영화되어 주식시장에 상장된 기업들을 대상으로 한 Kao, Wu and Yang
(2009)의 연구에서도 민영화된 기업의 경영실적이 민영화 이전보다 저조한 것
으로 나타났다.

물론 예외적으로 상장 이후 기업의 경영실적이 개선되었다는 연구결과도 존
재한다. 영국의 AIM 상장기업을 대상으로 한 Khurshed, Paleari and
Vismara (2005)은 상장 이후 기업의 경영실적이 개선된다는 실증분석 결과를
보였다. 한편 2001년 이후의 일본 주식시장을 대상으로 한 Daiuske and Miho
(2013)의 연구에서는 신규상장기업이 상장 이후 경영실적이 저조하거나 신규상
장기업이 비상장기업에 비해 더 좋은 경영실적을 기록하더라도 상장 기업과 비
상장 기업간 경영실적 차이는 상장 이전과 비교하여 축소되는 것으로 나타났다.

기존의 연구를 종합해보면, 일반적으로 국가나 경제발전 정도에 관계없이 상
장 이후 기업의 경영실적이 상대적으로 저조한 모습을 보이고 있다는 견해가
우세하다. 그럼에도 불구하고 기존의 연구가 대부분의 상장 이후 기업의 경영실
적에 대한 분석이 단기(3-5년)에 그치고 있어 상장 이후 장기(5년 이상)적으로
는 경영실적이 나아질 수 있다는 점을 간과하였다는 의견도 있다. 따라서 본 연
구는 상장 이후의 경영실적 저하 현상이 장기적으로도 지속되는가를 살펴보고,
만일 그러한 현상이 나타난다면 어떠한 요인 때문인지에 대한 시사점을 찾고자
한다.

상장 이후 상장기업의 경영실적이 상대적으로 저조해 지는 이유에 대해서는
아직 합의된 설명이 존재하지 않지만 통상 다음의 네 가지가 제시되고 있다³⁾.
첫째, 소위 시장적기(window of opportunity)⁴⁾ 또는 투자심리(investor
sentiment) 가설에 따르면, 기업들은 지나치게 낙관적인 투자자들을 이용하기
위해서 기업이 과대평가되는 시기에 상장을 하려는 이 있다는 것이다⁵⁾⁶⁾. 기업

3) 일부에서는 기업의 경영실적이 좋을 때 신규 상장하였기 때문에 상장 이후 저조한 경영실
적을 보이는 것은 평균으로 수렴하는 과정이기 때문에 상장에 따른 퍼즐은 존재하지 않는
다고 주장하기도 한다.

4) Loughran and Ritter (1995) 참조.

5) 이 같은 주장은 경영자가 현재의 주주들의 후생(welfare)만을 위해 행동하며, 외부 투자자
들에 비해 우월한 내부 정보를 갖고 있다는 가정에 기초한다.

6) Loughran and Ritter (1995)는 상장 기업의 장기성고가 낮은 이유로 상장 직후의 상장
에 대한 투자자의 과민반응이나 비합리성 등을 제시하며 상장시장이 비효율적이라고 주장

은 기업가치가 과대평가되는 시기에 맞추어 상장함으로써 주식발행의 상대적 비용을 낮추는 혜택을 누릴 수 있게 된다는 것이다. Pangano, Panetta and Zingales (1998)는 기업들이 수익성 등 기업의 경영실적이 이례적으로 높거나 시장 평가가 호의적일 때 상장을 함으로써 시장의 과대평가를 최대한 이용하는 경향이 있음을 발견하였다. 즉, 시장은 기업의 수익성의 일시적인 증가를 기업의 장기 수익성의 지표로 해석하는 경향이 있다는 것이다. Baker and Wurgler (2002)도 주식에 대한 평가가치가 높을 때 기업들은 시장적기를 이용하여 상장을 한다고 주장하였다. 일시적으로 기업의 경영성치가 좋아서 투자자들이 낙관적인 전망을 갖게 될 때에 맞추어 상장을 하기 때문에 상장 이후 기업의 경영성치는 저조하게 된다는 설명이다.

둘째, 정보 경제학은 거래 당사자들 간에 서로 다른 수준의 거래 정보를 갖고 있다는 전제를 기초로 한다. 상장과 관련해서 투자자들은 상장하는 기업의 소유주보다 일반적으로 상장을 하는 기업들의 정확한 가치를 알지 못한다고 할 수 있다. 중고 자동차 시장에서 성능이 떨어지는 자동차만이 거래되는 것과 유사하게 상장시장에서도 기업의 내재가치가 낮은 기업들만이 상장하게 된다는 것이다⁷⁾. 따라서 정보의 비대칭성이 크고, 기업의 내재적 가치가 높은 기업일수록 상장을 할 유인이 감소하게 된다. 이와 같이 기업의 내재적인 가치가 낮은 기업들이 주로 상장을 하기 때문에 상장 이후 기업실적은 비상장 기업의 경영실적보다 저조하게 된다는 설명이다. 다른 한편에서는 기업의 상장 이전과 이후를 주인과 대리인의 문제로 파악하면서 상장 이후 기업경영실적이 저조한 이유를 설명하고 있다. 즉, 상장 이후 경영자의 기업 소유권 비중이 감소하여 경영자는 상장 이전보다 기업 경영에 대한 관심도가 떨어지기 때문에 상장 이후 기업의 경영실적이 저조하게 된다는 것이다. Mikkelsen et al. (1997)과 Cai and Wei (1997)는 경영자의 소유 지분이 감소한 상장 이후 기업의 경영실적이 감소한다고 주장하였다⁸⁾.

셋째, 상장 시 시장가치가 높게 형성되도록 하기 위해서 상장 직전에 회계상의 이익을 부풀리는 눈속임(window-dressing)을 한다는 것이다⁹⁾. 이와 같은

하고 있다.

⁷⁾ Alborno and Pope (2004)와 박경서 외 (2007) 참조.

⁸⁾ 하지만 Yan and Cai (2003)은 상장 이후 경영자의 소유 지분 감소와 경영실적 감소 간에 통계적으로 유의미한 결과를 얻지 못했으며 상장 이후 경영실적이 저조한 이유를 주인-대리인 문제로 설명할 수 없다고 주장하였다.

분석결산이 결과적으로 상장 이후 저조한 기업의 경영실적으로 이어질 수밖에 없다는 주장이다. 대표적으로 상장직전 상장을 위해 이익관리(earnings management) 또는 분식회계(creative accounting)를 통해서 기업의 가치를 높였기 때문에 상장 이후에 상장기업의 경영실적이 저조한 것은 당연한 결과라는 주장이다. 하지만 Chemmanur, He and Nandy (2009)는 분식 회계만으로는 총요소생산성과 매출액 증가율이 상장 당시에 가장 높고 상장 이후에는 지속적으로 감소하는 결과를 설명할 수 없다고 주장한다. 즉 총요소생산성이 상장 이전 5년 전부터 지속적으로 증가한 결과에 비추어 볼 때 분식회계가 상장 이후 기업의 경영실적을 설명하는 이유로 부족하다는 것이다.

넷째, 단기에 높은 수준의 이윤을 내야한다는 압력 때문에 상장한 기업의 전문 경영인은 근시안적인 시각을 가지고 있어 장기적인 투자를 하지 못하기 때문에 장기적으로는 상장기업이 비상장기업에 비해 저조한 경영실적을 기록하게 된다는 것이다. 이는 Sheen (2009)이나 Asker et al. (2013) 등에 의해 실증 분석을 통해 관찰되었는데 이들에 따르면 상장기업이 상장 직후 비상장기업보다 투자를 적게 하는 것으로 나타났다.

한편, 국내의 기존 연구는 주로 상장 결정 요인에 대한 연구와 상장 이후 경영성과에 대한 분석에 관한 연구로 나누어져 이루어졌다. 먼저, 상장 결정 요인과 관련한 연구로는 김희석·조경식 (2001), 김종일·김은혜 (2006), 강형철 외 (2007) 등이 있다. 김희석·조경식 (2001)은 1993-1995년 동안 유가증권시장에 기업공개 한 기업을 대상으로 기업공개의 결정요인에 대한 분석을 하였다. 김종일·김은혜(2006)는 1999년부터 2004년까지 코스닥시장에 상장한 기업과 비상장 외부감사대상 기업 중 코스닥시장 상장 요건을 갖춘 기업을 매출액 규모에 대응한 기업-연도별 표본을 추출하여 로지스틱 회귀분석을 통해 기업의 상장 결정요인을 분석하였다. 강형철 외 (2007)는 1987년 이후 2005년까지 유가증권시장에 상장한 493개 기업의 상장 전후에 걸친 시계열 자료를 이용하여 왜 그 시점에 상장했는지에 대해 분석하였다. 상장 이후 경영성과에 대한 분석으로는 김종일·권수용 (2007)과 이상우 (2010) 등이 있다. 김종일·권수용 (2007)은 1999년부터 2004년 사이에 코스닥시장에 상장한 기업을 대상으로 한 분석에서 기업공개 이후 유형자산에 대한 투자지출 및 매출액 성장성이 지속적으로 하락

9) Teoh, Welch and Wong (1998) 참조.

하여 직접자금조달 측면이 기업공개요인이 되지 못함을 관찰하였다. 이상우 (2010)는 상장기업과 업종과 규모가 유사하고 상장된 지 3년 이상된 기업을 비교 기업으로 하여 2000년부터 2003년까지 코스닥 상장 기업의 상장 이후 2년까지의 경영성과를 분석하였다.

상장 결정 요인과 상장 이후 경영성과를 다룬 기존 국내 연구에서 나타나는 방법론적 취약성, 즉 선택적 편의 문제, 경영성과 분석기간의 단기성, 민감도 문제 등을 지적해 둘 필요가 있다. 본 연구가 가지는 기존 연구와 차별성은 이러한 분석 방법상의 문제점을 보완하여 상기한 네 가지 가설 중 설명력이 높은 것을 찾는 데 있다. 첫째, 상장기업뿐만 아니라 상장기업과 유사한 성격을 갖는 비상장 기업자료를 이용하여 성향점수매칭(propensity-score matching) 방법을 사용함으로써 선택적 편의 문제를 해결하려 했다는 점이다. 기존의 연구에서는 exact matching과 같은 매칭 방법을 사용함으로써 선택적 편의 문제를 해결하는 데 한계가 있다고 할 수 있다. 이와 관련하여 김희석·조경식 (2001)은 짝짓기(pair design) 방법을 이용하여 즉, 유가증권시장에 상장한 50개 기업과 동일 업종 내 업력, 총자본, 자본금 규모, 매출액이 비슷한 50개 비상장 유사기업을 선정하여 분석하였다. 김종일·김은혜 (2006)는 김희석·조경식 (2001)의 분석이 비상장 기업들이 수적인 면에서 많다는 사실을 간과하였다고 지적하면서 일반적인 공개 가능성을 예측하기 위하여 매출액만을 기준으로 하여 비상장 외부감사법인 가운데 유사기업을 선정하여 분석하였다. 이상우 (2010)는 상장기업과 업종과 규모가 유사하고 상장된 지 3년 이상 된 기업을 비교 기업으로 하여 2000년부터 2003년까지 코스닥 상장 기업의 상장 이후 2년까지의 경영성과를 분석하였다. 본 연구에서 사용한 성향점수매칭방법은 가능한 한 유사한 상장기업과 비상장기업들을 비교 기업군으로 하여 표본선택편의로 인해 발생하는 내생성 문제를 최소화하는 방법이라고 할 수 있다¹⁰⁾.

둘째, 상장기업과 비상장기업의 장기성과를 상장 이후 5년을 초과하여 9년까지 살펴봄으로써 장기적으로 상장기업의 경영성과를 분석하였다는 점이다. 기존

¹⁰⁾ Heckman and Navarro-Lozano (2004)에 따르면 매칭분석은 상장결정과 관련된 상장 이전의 변수와 상장이후의 기업실적 등 풍부한 패널자료를 이용하고 있지만, 기업들의 장기적인 경영실적에 분석의 초점을 두고 있어 관측할 수 없는 시간에 따라 변화하지 않는 기업의 고유한 특성을 반영하지 못하는 한계도 갖고 있다. 이를 보완하기 위해 본 연구에서는 민감도 분석을 통해 관측되지 않은 기업의 고유 특성에 의해 기업의 경영실적이 크게 변화하는지를 추가적으로 분석할 것이다.

의 국내외 연구는 5년을 초과하여 장기적으로 분석하지 않았다. 상장 이후 9년까지 상장기업의 경영성과를 분석함으로써 상장기업의 저조한 경영실적이 단기적인지 장기적인지를 확인할 수 있었다는 점에서 기존 연구와 차별적이라고 할 수 있다.

셋째, 상대적으로 신규 상장이 호황이었던 2000-2002년간 코스닥에 신규 상장한 기업들의 상장 이후의 장기성과 뿐만 아니라 신규 상장의 침체기라고 할 수 있는 2003-2006년간 코스닥에 신규 상장한 기업들의 장기성과를 비교함으로써 분석 결과의 강건성을 확보하려고 하였다. 김종일·김은혜 (2006)는 1999년부터 2004년까지 코스닥시장에 상장한 기업과 비상장 외부감사대상 기업 중 코스닥시장 상장 요건을 갖춘 기업을 매출액 규모에 대응한 기업-연도별 표본을 추출하여 로지스틱 회귀분석을 통해 기업의 상장 결정요인을 분석하였다. 이 상우 (2010)는 상장결정 요인에 대한 분석 없이 코스닥 시장의 장기성과를 상장 이후 2년($t+2$)까지로 한정하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 본 연구에서 사용된 자료에 대한 기초통계에 대해 설명하였고, 성향점수매칭 방법을 이용하여 경영성과를 비교하기 위해 자료를 어떻게 정리하였는지를 설명한다. 3장에서는 성향점수매칭 방법을 본 연구에 어떻게 적용하였는지 간략하게 논의한다. 4장에서는 성향점수매칭방법을 이용하여 기업의 상장결정요인을 살펴보고, 상장 기업과 비상장 기업 간 경영실적을 비교한다. 경영실적 비교에 앞서 선택적 편익 문제를 얼마나 해결했는지를 보기 위해서 매칭의 질 평가(balancing test)결과를 설명한다. 그리고 성향점수와 매칭의 질 평가에 기초하여 상장기업과 비상장기업간의 상장 이후 경영성과를 비교한다. 마지막으로 5장에서는 분석 결과의 함의를 논의하고자 한다.

II. 데이터

본 연구에서는 상장이 개별기업의 경영성과에 미치는 영향을 분석하기 위해 2000-2002년의 3년 동안에 코스닥 시장에 상장한 493개 기업과 비상장 외부감사대상 기업 8,000여개를 분석 표본으로 삼고 있다¹¹⁾. 추정기간을 2000-2002년

11) 유가증권시장과 코스닥시장에 신규 상장한 기업수는 각각 2000년에는 1개와 173개, 2001

으로 한정된 이유는 먼저 코스닥시장 상장에 따른 장기효과를 보기 위함이며, 두 번째는 해당 기간 동안에 코스닥시장이 성숙해지면서 기업공개가 활발하게 진행되었을 뿐만 아니라 외환위기에 따른 시장 왜곡 현상이 어느 정도 해결된 시점으로 보았기 때문이다. 2000-2002년의 추정기간 이외에 장기적 경영성과를 분석하기 위해 성과변수에 대해 2003-2011년까지 9년의 자료를 추가하였으며, 성향점수 추정에 전기($t-1$ 기)의 설명변수가 사용됨에 따라 1999년의 자료도 함께 구축하였다. 이들 자료는 한국상장사협의회 TS-2000으로부터 추출하였다.

추정자료를 구축함에 있어 금융업 및 건설업에 종사하는 사업체는 분석대상에서 제외하였다. 한편 분석기간 동안에 상장 폐지된 사업체도 제외하였다. 무엇보다도 선택 편익의 문제의 최소화를 위해 기업공개 요건 중 자본금 및 부채비율 요건¹²⁾을 반영하여 대조군을 구축하였다¹³⁾. 위와 같은 자료 필터링 과정을 거쳐 추정기간 동안 최종적으로 선정된 처리군(코스닥 기업공개 사업체) 및 대조군(비상장 외부감사 대상 기업체)은 각각 282개와 4,230개, 총 4,512개로 구성하였다¹⁴⁾. 한편, 위와 같은 방식으로 2003-2006년까지 코스닥에 상장한 기업들과 상장 요건을 갖추었지만 상장을 하지 않은 기업을 대상으로 평균처리효과 분석을 통해 분석결과가 강건성을 갖는지 살펴보았다.

<표 1>는 성향점수 추정에 사용된 전체표본에 대해 각 변수들에 대한 정의 및 기초통계 자료를 보여주고 있다. 본 표본에는 일정 시점에 이자비용 및 당기순이익 등의 변수에 대한 다수의 결측치가 있어 불균형패널자료(unbalanced panel data)를 구성하였다¹⁵⁾. 이에 따라 관측치 수가 다소 차이가 존재하나 설

년에는 3개와 170개, 2002년에는 7개와 150개, 2003년에는 7개와 70개, 2004년에는 8개와 56개이다. (상장 공시 시스템; <http://kind.krx.co.kr/> 참조) 2000년부터 2002년까지 신규 상장한 504개사 가운데 493개사가 코스닥에 상장하였다. 2003년부터는 코스닥에 상장한 신규 상장한 기업수가 절반 이상 감소하였기 때문에 본 연구에서는 2000년부터 2002년까지 코스닥에 상장한 기업을 대상으로 분석하였다.

12) 2000년부터 2002년 중 코스닥 시장 기업공개 채무조건 가운데 자본금은 5억원 이상, 부채비율은 동종업종 평균 1.5배 미만 또는 100% 미만이었다.

13) 금융업종의 경우 영업활동 내용이 일반 기업과 달라 손익과 자산, 부채의 구성 항목이 일반 업종과 상이하기 때문에 표본에서 제외. 건설업종의 경우 업종의 특수성으로 인해 기업공개 요건이 다른 업종과 차이를 보이고 있다. 김종일·권수용 (2007; 104) 참조.

14) 이와 관련 2000년에 상장한 기업은 2000년이 $t+0$ 기가 되고, 2001년에 상장한 기업은 2001년이 $t+0$ 기, 2002년에 상장한 기업은 2002년이 $t+0$ 기가 되도록 데이터를 재정리하였다. 따라서 2000년, 2001년, 2002년에 상장한 기업에게 $t+9$ 기는 각각 2009년, 2010년, 2011년을 의미한다.

15) 균형자료를 구축하였을 경우 이용 가능한 정보가 크게 감소하여 이용 가능한 정보를 최

명변수 각각에 대해 약 4,330개 내외의 패널자료로 구성되어 있다. <표 1>에서 나타난 바와 같이 각 변수에 대해 특이치(outliers)로 간주되는 부문에 대해서는 적절히 제거하여 추정에 사용하였다.

<표 1> 성향점수 추정에 사용된 변수에 대한 정의 및 기초통계

설명변수	변수 정의	평균	표준편차	최소값	최대값	관측치수
GROWTH	$\log(\text{매출액}(t)) - \log(\text{매출액}(t-1))$	14.6	51.5	-410.5	484.7	4,236
자산대비부채비율	$\text{총부채}(t-1)/\text{총자산}(t-1)$	64.3	29.1	0.01	436.4	4,331
레버리지 ¹⁾	$\text{이자비용}(t-1)/\text{당기순이익}(t-1)$	79.3	193.4	-1,000.0	997.8	3,754
AGE	기업연령($t-1$)	15.8	10.9	1.0	113.0	4,321
자산대비CAPEX ²⁾	$\text{유형자산}(t-1)/\text{총자산}(t-1)$	36.6	26.5	0.0	100.0	4,330
총자산순이익률	$\text{당기순이익}(t-1)/\text{총자산}(t-1)$	11.3	23.7	-99.9	99.6	4,150
SIZE	총자산대수값($t-1$)	9.9	1.1	3.3	15.7	4,334

주: 1) 레버리지비중 가운데 대표적으로 이자보상비율이 사용된다. 이자보상비율은 영업이익(operating profit or EBIT; Earning before Interest rate and Taxes) 대비 이자비용으로 정의되는데 여기서는 당기순이익(net profit current year) 대비 이자비용을 대용치로 사용하였다.

2) 보통 유형자산투자율(capex ratio)은 고정자산대비 유형자산을 이용하지만, 여기서는 자산대비 유형자산을 대용치로 사용하였다.

III. 분석 방법

본 연구에서는 신규 상장한 기업들이 이들과 유사한 기업적 특성을 갖는 비상장 기업들과 비교하여 상장 이후 장기적으로 경영실적이 어떻게 변화하는지를 살펴보는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 상장 결정을 처리효과로 보고 상장한 기업을 처리군(treatment group)으로, 상장한 기업들과 유사한 기업적 특성을 갖고 있지만 아직 상장을 하지 않은 기업들을 대조군(control group)으로, 상장 이후 기업의 경영실적을 결과물(outcome)로 하여 분석한다¹⁶⁾.

대한 활용하기 위해 불균형 자료를 이용하는 것으로 알려져 있다. 다만 시계열이 짧은 불균형패널을 사용할 경우 표준오차가 작게 추정되면서 회귀계수의 안정성을 다소 훼손할 수 있다. 이에 대해서는 민충기 (2009) 참조.

16) 본 연구에 사용되는 결과물(outcome)에 대한 자세한 설명은 4장의 3절 참조.

기업 i 가 상장 하였을 때(처리더미=1) $Y_{i1,t+j}$ 를 $t+j$ 기의 기업 i 의 경영실적이라 하고 기업 i 가 비상장인 상태일 때(처리더미=0) $Y_{i0,t+j}$ 를 $t+j$ 기의 기업 i 의 경영실적이라고 하자. 기업 i 가 t 기에 상장을 하면 $S_{i,t}=1$, 기업 i 가 t 기에 비상장인 채로 남아있으면, $S_{i,t}=0$ 이라고 하면, 표본 상장 기업들의 $t+j$ 에서의 기대처리효과는 식(1)과 같이 표현될 수 있다.

$$\Delta|_{s=1} = E(Y_{i1,t+j} | S_{i,t}=1) - E(Y_{i0,t+j} | S_{i,t}=1) \quad (1)$$

식(1)에서 처리효과를 계산하는데 있어 우변의 두 번째 항은 실제로 관측될 수 없다는 문제가 발생한다. 이 문제를 해결하기 위해서 비상장기업의 평균경영실적을 이용할 수 있다. 다만, 이 경우 처리군과 대조군이 무작위 표본이 아니라면 체계적 편의(systematic bias)가 발생하게 된다. 이와 같은 표본 선택 문제를 해결하기 위해서 매칭방법에서는 관측할 수 있는 통제변수가 주어졌을 때, 상장을 결정하는 것이 무작위적이고, 결과물과 상장 결정은 서로 독립적이라는 것을 의미하는 조건부 독립성 가정(CIA; conditional independence assumption)¹⁷⁾을 가정한다. 즉, 조건부 독립성 가정은 상장을 결정하는 요소에 대한 충분한 정보($X_{i,t-1}$)를 가지고 있다면, 주어진 X 에 대해서 상장결정과 결과물($Y_{i1,t+j}$, $Y_{i0,t+j}$)간에 상관관계를 제거할 수 있다는 것을 의미한다. 이와 같은 조건이 만족될 경우 평균처리효과(ATT)는 주어진 변수들을 조건부로서 하여 상장의 효과를 평균함으로서 계산될 수 있다.

$$\Delta|_{s=1} = E\{[E(Y_{i1,t+j} | X_{i,t-1}, S_{i,t}=1) - E(Y_{i0,t+j} | X_{i,t-1}, S_{i,t}=0)] | S_{i,t}=1\} \quad (2)$$

식(2)를 추정하는 한 방법은 상전 이전 기업의 특성들을 고려하여 상장기업과 비상장기업을 매칭하는 것이다. 모든 기업 특성 변수 X 를 매칭하는 것은 변수의 수가 증가하면서 비현실적이게 된다. 이와 같은 문제를 해결하기 위해서

¹⁷⁾ 이와 같은 조건은 (상장결정의) 무관계성 가정(ignorable treatment assignment) (Rosenbaum and Rubin, 1983) 또는 관측 가능한 요인들에 의한 선택(selection on observables) (Heckaman and Robb, 1985)이라고도 불린다.

Rosenbaum and Rubin (1983)은 성향점수매칭을 제안하였다. 이는 다차원적인 매칭문제를 1차원 매칭 문제로 축소시키는 장점을 갖고 있다. 즉, 모든 특성 변수들에 대해 기업들을 매칭하는 것이 아니라 성향점수만을 매칭한다.

$$P(X_{i,t-1}) = \Pr(S_{i,t=1}|X_{i,t-1}) \quad (3)$$

성향점수에 기초하여 매칭이 이루어지면, 평균처리효과는 예상 상장 확률하에서 상장의 조건부 효과를 평균함으로써 계산될 수 있다. 즉 식(2)는 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$\Delta|_{s=1} = E_{p(x)}\{[E(Y_{i1,t+j}|P(X_{i,t-1}), S_{i,t=1}) - E(Y_{i0,t+j}|P(X_{i,t-1}), S_{i,t=0})]|S_{i,t=1}\} \quad (4)$$

일련의 공변량이 주어질 때, 성향점수는 처리군으로 할당(assignment)되는 관측치에 조건부 확률을 부여한다. 성향점수를 이용한 매칭방법을 위해서 성향점수를 만들기 위한 모델로 프로빗이나 로짓 모형을 사용한다. 본 연구에서는 기업의 특성변수들을 조건으로 프로빗 모형을 이용하여 기업이 상장을 하는 예상 확률을 추정하였다. 성향점수매칭방법을 이용한 상장기업의 경영실적에 대한 평균처리효과를 구하는 순서는 다음과 같다.

먼저, 상장이전에 기업규모, 매출액 증가율, 부채비율, 업력 등 기업의 특성이 주어질 때 Rosenbaum and Rubin (1983)이 정의한 IPO에 조건부 확률을 부여하는 성향 점수(propensity score)를 계산하였다. 즉, 본 연구에서는 프로빗 모형을 이용하여 상장 전기($t-1$ 기)의 기업의 특성 변수들을 조건으로 금기(t 기)에 기업이 상장할 것으로 예상되는 확률, 즉 성향 점수를 구하였다.

두 번째 단계에서는 처리군의 관측치(상장기업)와 대조군의 관측치(비상장 기업)를 성향점수에 기초하여 매칭을 한다. 이를 위해 본 연구에서는 커널 매칭(Kernel matching) 가운데 Epanechnikov matching을 이용하였다¹⁸⁾.

18) 본 연구에서는 Normal kernel, Epanechnikov kernel, 5-neighbor nearest matching 방법을 이용해 보았는데 Epanechnikov 커널매칭 방법이 다른 매칭 방법보다 공변량 각각에 대해 표준화된 편차 (standardized bias) 감소폭이 더 큰 것으로 나타나 동 방법의 매칭결과를 보고하였다. 한편, Caliendo and Kopeing (2008; 45)에 따르면, “실제로 어

Kernel Matching은 각 처리군에 대해 특정타입의 분포를 부여하고 거의 모든 개체에 대해서 성향점수가 가까운 대조군의 개체에 대해서는 높은 가중치를 적용하고, 성향점수가 먼 대조군의 개체에 대해서는 낮은 가중치를 적용하는 방법으로, 부여하는 특정타입의 분포에 따라 normal(gaussian), biweight, Epanechnikov, uniform, tri-cube kernel 등이 있다.

세 번째 단계에서는 매칭 이후 각 기업의 특성변수들의 처리군과 대조군간에 차이가 나는지를 판별하기 위하여 t-test를 한다. 또한 소위 F-test 혹은 Hotelling test를 이용하여 모든 공변량에 대해 평균이 같은지를 검정한다. 대조군과 처리군간에 통계적으로 유의미하지 않다면, 마지막 단계에서 상장기업의 경영실적에 대한 평균처리효과를 추정하고, 처리효과와 강건성을 확보하기 위해 월콕슨 순위합 검정과 상장침체기 처리효과 분석을 추가하였다.

IV. 분석 결과

1. 성향점수매칭 추정을 통한 상장결정 요인 분석

본 연구에서는 기업의 상장결정 요인을 살펴보기 위하여 상장전기의 매출액 증가율, 부채비율, 업력, 영업이익률, 기업규모 등 상장에 영향을 미치는 변수들을 통제변수로 하여 프로빗 모델을 추정하였다. <표 2>의 패널 A는 프로빗 모형을 이용한 성향점수 혹은 예상 상장 확률 모델로부터 얻은 계수값을 보여 주고 있다.

본 모델에서는 종속변수인 기업공개가 설명변수에 역으로 미칠 수 있는 인과 관계로부터 발생하는 내생성문제를 제거하기 위하여 매출액 증가율을 제외한 모든 설명 변수값으로 전기(t-1)값을 사용하였다. 다만, 매출액은 1999년부터 이용 가능하여 불가피하게 1999년에서 2000년 동안의 증가율로 대체하였다. 여기에서 업종 더미는 표준산업분류 대분류¹⁹⁾에 기초하여 다음과 같이 구분하였

면 매칭을 사용하는 것이 바람직한 것인지는 이용하고 있는 데이터의 구조에 따른다. 다만, 연구 결과가 유사한 경우 어떤 방법을 선택하느냐는 중요하지 않을 수 있다.”고 지적하고 있다.

¹⁹⁾ A는 농업, 임업 및 어업, B는 광업, C는 제조업, L은 부동산 및 임대업, G는 도소매업, H는 운수업, M은 전문,과학 및 기술서비스업, N은 사업시설관리 및 사업지원서비스업, P는 교육서비스업, R은 예술, 스포츠 및 여가관련산업, S는 수리 및 기타서비스업, O는 공

다. 업종1은 A+B+C, 업종2는 L, 업종3은 G, 업종4는 H, 업종5는 M, 업종6은 N+P+R+S, 업종7은 O+Q이다. 한편, 레버리지 변수(lev)는 5개의 분위로 나누어 더미화하였다.

일반적으로 성장성이 큼에도 불구하고 높은 부채비율 때문에 다른 투자재원에 대한 접근이 제한된 기업들에게 상장은 매력적인 투자자원 조달창구 역할을 하는 것으로 알려져 있다. 따라서 상장 기업은 비상장 기업에 비해 부채비율과 매출액 증가율이 높을 것으로 추론되고 있다²⁰⁾. 하지만 본 연구뿐만 아니라 김희석·조경식 (2001)과 김종일·김은혜 (2006)도 기업공개 전의 부채비율과 기업공개 간에는 통계적으로 유의미한 음의 결과를 얻었다. 이는 상장을 조건 가운데 하나인 부채비율이 100%를 넘지 않아야 한다는 조건 속에서 상장을 위해서는 상장 직전 부채 비율이 낮을수록 상장이 용이한 것으로 다른 상장 기업을 통해 학습된 것으로 판단된다. 성향매칭의 민감도를 분석한 <표 4>에서 볼 수 있는 것처럼 상장 기업과 상장요건을 갖추었지만 상장을 하지 않은 비상장기업 간에 상장 직전의 평균 부채비율은 상장 기업이 낮은 것으로 나타난 점이 이를 간접적으로 설명해 준다고 할 수 있다.

공행정, 국방 및 사회보장 행정업, Q는 보건 및 사회복지사업업.

²⁰⁾ Mayur and Kumar (2013; 70) 참조. 이와 같은 추론에도 불구하고 Mayur and Kumar (2013), Pagano et al. (1998), Helwege and Packer (2003), Kim and Sung (2005)에서는 전기(t-1기)의 부채비율이 금기(t기)의 IPO에 통계적으로 유의미하지 않았다.

<표 2> 성향점수매칭을 위한 기업공개 프로빗 모형 분석 결과

변수	패널 A			패널 B		
	coefficient	Std. Err.	P>z	coefficient	Std. Err.	P>z
매출액 증가율(t)	0.00075	0.00058	0.198	0.00273***	0.00063	0.000
자산대비부채비율(t-1)	-0.01975***	0.00179	0.000	-0.02120***	0.00239	0.000
업력(t-1)	-0.01822***	0.00351	0.000	-0.03350***	0.00484	0.000
자산대비capex(t-1)	-0.00646***	0.00157	0.000	-0.00579***	0.00174	0.001
lev_1(t-1)	-0.07348	0.34114	0.829	0.48021	0.35246	0.173
lev_2(t-1)	0.74087***	0.12654	0.000	0.57776***	0.13243	0.000
lev_3(t-1)	0.75097***	0.12220	0.000	0.83530***	0.14287	0.000
lev_4(t-1)	0.86186***	0.13443	0.000	0.58271***	0.18123	0.001
총자산순이익률(t-1)	0.01126***	0.00176	0.000	0.01671***	0.00207	0.000
ln(총자산)(t-1)	0.06338**	0.02978	0.033	0.12421***	0.03303	0.000
업종1	0.28983	0.25328	0.252	0.34919	0.2553	0.171
업종2	-0.46143	0.29064	0.112	-	-	-
업종3	0.03104	0.27011	0.909	-0.46117	0.30341	0.129
업종4	-0.21564	0.37054	0.561	-	-	-
업종5	0.37590	0.26597	0.158	0.17558	0.27332	0.521
업종6	0.40223	0.30338	0.185	0.23967	0.31383	0.445
상수항	-2.21754***	0.40014	0.000	-0.32751***	0.45720	0.000
관측치	2,796			3,439		
	처리군[IPO=1] = 229, 대조군[IPO=0]= 2,567			처리군[IPO=1] = 166, 대조군[IPO=0]= 3,381		
Pseudo R2	0.1987			0.1864		

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의미함을 나타낸다.

한편, 본 연구에서는 업력이 작을수록, 전기의 총자산 순이익률이 높을수록, 자산의 규모가 클수록 상장을 할 가능성이 높게 나타났는데 이는 김종일·김은혜 (2006)의 결과와 일치한다²¹⁾. 자산 규모가 클수록 상장을 할 가능성이 높은

²¹⁾ 김종일·김은혜 (2006)은 2000년부터 2004년 동안에 코스닥에 상장한 기업과 비상장 외 감법인을 표본으로 하는 로지스틱 회귀분석을 통해 매출액 규모, 연구개발 투자율, 벤처여부, 총자산 이익률, MTB(Market to Book ratio)는 기업공개에 대해 통계적으로 유의한 양의 관계를 얻었고, 업력, 내부자 거래비율, 관계회사 거래비율, 부채비율은 기업공개에 대해 통계적으로 유의한 음의 관계를 얻었다. 본 연구에서는 기업공개 결정 요인에 대한

것으로 나타난 것은 Pagano, Panetta and Zingales (1998)의 결과와 일치한다. 그들은 기업의 규모가 클수록 주식의 유동성을 높일 수 있는 혜택을 누리는 경향이 있으며, 기업의 규모가 작은 기업보다 정보의 비대칭성과 역선택 비용을 낮출 수 있어서 기업규모가 클수록 상장을 할 확률이 높아진다고 주장하였다. 또한 여러 기존 연구와 같이 수익성 지표인 총자산 이익률이 높을수록 상장을 할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이는 수익성이 높을수록 주식의 과대평가를 이용하기 위해서 기업공개를 한다는 가설을 뒷받침한다고 해석할 수 있다.

특히, 투자기회를 나타내는 전기($t-1$ 기)의 총자산 대비 유형자산(capex)은 금기(t 기)의 상장과 통계적으로 유의미한 음의 관계를 보였는데, 이는 김종일·김은혜 (2006)의 결과와 일치한다. 이 같은 결과는 유형자산에 대한 투자를 확대하기 위해 상장을 한다는 다른 나라들의 연구결과와는 상반된다. 본 연구의 결과는 본 연구의 대상 기간인 2000-2002년 동안 코스닥시장에서 상장을 한 기업들이 주로 벤처기업들로 유형자산보다는 연구개발과 관련된 무형자산에 대한 필요성 때문에 기업공개를 한 것으로 해석된다²²⁾.

패널 B는 2003년부터 2006년까지 상장을 한 기업을 처리군으로 하고, 상장 조건을 갖추었으나 비상장 기업을 대조군으로 하여 프로빗 모형을 분석한 결과이다. 매출액 증가율이 통계적으로 유의하다는 것을 제외하고는 패널 A와 유사한 결과를 얻었다.

2. 성향점수매칭의 질에 대한 평가

<표 3>에서는 모델에서 상장 이전의 공변량들이 밸런스를 잘 이루었는지를 보여주고 있다. 처리군에서 11개, 대조군에서 0개 등 공통영역을 벗어나는 관측치를 제외하고 처리군에서 218개, 대조군에서 2,567개 등 총 2,785개의 관측치를 이용하여 상장이전의 공변량들이 밸런스를 이루는지를 테스트하였다. 먼저, 패널A에서는 매칭 이전과 비교하여 매칭 이후 표준화된 편차(standardized differences)²³⁾의 퍼센트 감소(percent reduction)와 상장 기업과 비상장 기업

분석보다는 기업공개 이후 기업경영실적에 대해 초점을 두고 있고, 내부자 거래비용, 관계회사 거래비용 등의 변수에 대해서는 자료상의 미비로 통제하지 않고 있어 기업공개 결정 요인을 분석하는 데는 한계를 갖고 있음을 밝힌다.

22) 김종일·김은혜 (2006; 149) 참조. 한편, 연구개발투자를 IPO의 통제변수로 이용하려 하였으나, 결측치(missing data)가 많아 본 분석에서는 제외하였다.

들 간의 매칭 전과 매칭 이후의 각 공변량들의 평균값의 차이가 0인 귀무가설에 대한 t-값을 보여주고 있다²⁴⁾. <표 3>의 패널 A를 보면, 먼저 매칭 이후 표준화된 편차의 절대값이 업력(11.6%)과 ln(총자산)(14.1%)를 제외한 다른 공변량들에서 10%²⁵⁾보다 작은 값을 보이고 있어 거의 모든 공변량에 대해 매칭이 잘 이루어진 것으로 판단할 수 있다. 한편 t검정통계량을 통한 균형화의 정도를 살펴보면, 본 모델에서 사용한 18개의 모든 공변량에서 매칭 이후 t검정통계량에 대한 p값이 0.1보다 커서 대조군과 처리군의 평균간에 통계적으로 유의한 차이가 사라졌다고 해석할 수 있다.

<표 3>의 패널 B에서는 공변량 각각이 아닌 전체의 매칭의 질 평가(balancing test)를 위해 매칭 이전과 매칭 이후의 Pseudo-R2값을 비교하였다. Pseudo-R2값은 프로빗 모형이 상장의 확률을 얼마나 잘 설명하는지를 나타낸다. 매칭이 잘 이루어졌다는 것은 매칭 이후 대조군과 처리군간의 공변량들의 분포가 체계적으로 다르지 않아야 한다는 것을 의미한다²⁶⁾. 따라서 매칭이 잘 이루어졌다면 매칭 이후 Pseudo-R2값이 아주 작아야 한다. 본 모델에서는 Pseudo-R2값이 매칭 이전 0.208에서 매칭 이후에는 0.013으로 0에 근접하고 있어 공변량의 매칭이 잘 이루어졌다고 평가할 수 있다. 이는 공변량 전체의 대조군과 처리군의 평균의 편차(bias)가 매칭 이전에는 35.7%였는데 매칭 이후에는 5.5%로 감소한 사실로부터 다시 한 번 확인할 수 있다²⁷⁾.

23) Standardized Difference = $\frac{\overline{X}_T - \overline{X}_C}{\sqrt{0.5(s_T^2 + s_C^2)}} * 100$. 여기에서 \overline{X}_T 와 \overline{X}_C 는

각각 처리군과 대조군의 평균, s_T^2 와 s_C^2 는 각각 처리군과 대조군의 표준편차이다.

24) 표본의 매칭은 STATA의 psmatch2 package에서 Epanechnikov kernel matching을 사용하였다.

25) 경험법칙에 따르면, 표준화된 편차의 절대값이 20% 이내이면 균형화(balancing)가 잘 이루어졌다고 판단한다. 매칭의 질 평가(Balancing test)에 대한 자세한 내용은 Lee (2013) 참조.

26) Caliendo and Kopeinig (2008; 49) 참조.

27) 또 다른 모든 공변량들에 대한 검정 방법인 Hotelling T-squared test의 검정 통계량의 p값이 0.1보다 작아 조건부 통제변수들 전체에 대해서는 밸런싱이 잘 이루어졌다고 할 수 없음을 밝힌다.

<표 3> 성향점수매칭의 질 평가

패널 A: t-test and bias reduction

변수		Mean 처리군	Mean 대조군	Standardized bias	Percent of reduction bias	t값	P>t
매출액 증가율 (t)	매칭전	0.2251	0.1404	23.0	58.4	3.20	0.001
	매칭후	0.2133	0.1780	9.6		0.92	0.358
자산대비부채비율(t-1)	매칭전	0.4175	0.6009	-95.3	90.4	-12.89	0.000
	매칭후	0.4289	0.4465	-9.1		-0.96	0.339
업력(t-1)	매칭전	12.437	17.618	-51.4	77.4	-6.98	0.000
	매칭후	12.807	13.9778	-11.6		-1.34	0.181
자산대비CAPEX(t-1)	매칭전	0.2487	0.3783	-60.0	85.0	-7.84	0.000
	매칭후	0.2571	0.2765	-9.0		-1.04	0.298
lev_1(t-1)	매칭전	0.0044	0.0697	-35.1	84.3	-3.88	0.000
	매칭후	0.0046	0.0148	-5.5		-1.09	0.277
lev_2(t-1)	매칭전	0.2620	0.0871	47.3	91.3	9.06	0.000
	매칭후	0.2294	0.2141	4.1		0.38	0.703
lev_3(t-1)	매칭전	0.3887	0.2183	37.7	97.4	6.12	0.000
	매칭후	0.4037	0.3993	1.0		0.09	0.925
lev_4(t-1)	매칭전	0.2445	0.2390	1.3	-76.9	0.19	0.847
	매칭후	0.2569	0.2471	2.3		0.23	0.815
lev_5(t-1)	매칭전	0.0349	0.2632	-67.6	86.8	-7.82	0.000
	매칭후	0.0367	0.0668	-8.9		-1.42	0.157
총자산순이익률(t-1)	매칭전	0.2280	0.1342	51.9	96.6	6.82	0.000
	매칭후	0.2264	0.2232	1.8		0.18	0.856
ln(총자산)(t-1)	매칭전	9.867	10.049	-20.4	30.9	-2.85	0.004
	매칭후	9.883	10.009	-14.1		-1.48	0.141
업종1	매칭전	0.6725	0.5914	16.9	87.1	2.46	0.014
	매칭후	0.6973	0.6868	2.2		0.24	0.813
업종2	매칭전	0.0306	0.1456	-41.4	90.5	-4.92	0.000
	매칭후	0.0321	0.0430	-3.9		-0.60	0.552
업종3	매칭전	0.0830	0.1091	-8.9	100.0	-1.25	0.211
	매칭후	0.0872	0.0872	-0.0		-0.00	1.000
업종4	매칭전	0.0044	0.0445	-26.2	80.8	-2.94	0.003
	매칭후	0.0046	0.0123	-5.0		-0.88	0.380
업종5	매칭전	0.1659	0.0458	39.7	86.7	8.31	0.000
	매칭후	0.1376	0.1216	5.3		0.50	0.620
업종6	매칭전	0.0306	0.0264	2.5	-45.2	0.39	0.696
	매칭후	0.0275	0.0336	-3.7		-0.37	0.712
업종7	매칭전	0.0131	0.0373	-15.5	92.8	-1.92	0.055
	매칭후	0.0138	0.0155	-1.1		-0.15	0.880

패널 B: 매칭 전 · 후 Pseudo-R²

매칭 전	0.208
매칭 후	0.013

주: Balancing test와 경영실적의 평균처리 효과를 추정하는데 이용된 표본은 총 2,796개사 (처리군: 229개사와 대조군: 2,567개사)이며 이 가운데 공통영역(common support)에 속한 표본은 총 2,785개사 (처리군 218개사와 대조군 2,567개사)이다. 본 분석에서는 커널매칭 옵션 가운데 하나인 대역값(bandwidth)을 0.02로 설정하였다.

3. 기업공개 이후 경영실적의 평균처리 효과

<표 4>은 성향점수매칭방법을 이용하여 상장 이후 기업의 여러 경영실적의 평균처리효과를 추정한 값, 즉 상장기업들의 경영실적과 비상장 기업들의 경영실적간의 차이를 보여주고 있다. 수익성, 효율성, 성장성, 안정성을 대표하는 지표들에 대한 상장 이후 기업의 경영실적의 평균처리효과는 처리군과 대조군의 분포가 같은 영역에 있다는 요건에 기초하고 있다. 상장 이후 기업의 경영실적의 평균처리효과에 대한 분석은 평균처리효과 추정치의 크기, 부호, 그리고 공통영역을 부과했을 경우 대조군과 처리군의 값으로부터 계산된 t값 등 세 가지 지표를 중심으로 설명하고자 한다.

먼저 수익성 측면을 살펴보면, 상장 이후 총자산순이익률(ROA)의 평균처리효과는 통계적으로 유의한 음의 값이 지속되는 가운데 전 기간(t+1기부터 t+9기까지)에 걸쳐 비상장기업의 수익률이 상장기업의 수익률보다 5%p 이상 높은 것으로 나타났다. 즉, 상장 이후 상장기업과 비상장기업의 총자산순이익률의 평균처리효과는 t+1기에 -4.36%에서 t+5기에는 -6.62%로 마이너스 폭이 확대되었고, t+8기에 -7.39%로 마이너스 폭이 최고치를 기록한 이후 t+9기에는 -5.89%로 다소 축소되었다. 특히, 상장 이후 5년이 경과한 이후에도 비상장기업의 수익성이 상장기업의 수익성보다 높은 수준이 지속되는 모습을 확인할 수 있었고, t+9기에 이르러서도 t+1기의 격차를 좁히지 못한 것으로 나타났다. 상장 이후 총자산순이익률의 평균처리효과의 마이너스 폭이 지속적으로 확대된다는 것은 수익성이 높은 시기에 신규 상장 시점을 조정한 것으로 해석할 수 있다. 이는 Degeorge and Zeckhauser (1993)가 신규상장 기업은 상장 이후 지속되지 않는 이례적으로 높은 기업실적을 이용하여 상장을 한다는 주장을 뒷받침한다고 볼 수 있다. 따라서 상장 이후 지속적인 수익성 하락은 기업이 과대평가를 이용하여 기업공개를 한 결과라고 볼 수 있다.

둘째, 효율성 측면을 살펴보면, 상장 이후 자산회전율의 평균처리효과는 t+5

기를 제외하고는 통계적으로 유의한 음의 값이 지속되는 것으로 나타났다. 상장 이후 자산회전율의 평균처리효과는 t+1기에 -49.87%로 전기에 걸쳐 최고치를 기록한 이후 t+2기에는 -31.72%로 떨어진 이후 -30% 중반대를 유지하였고, t+9기에는 -40.93%를 나타냈다. 상장 이후 5년이 경과한 이후에도 상장 기업의 효율성이 비상장기업의 효율성보다 나아지지 않고 지속되는 것을 확인할 수 있었다. 일반적으로 매출액 자산회전율이 낮을수록 재고자산 등에 과잉투자하여 비효율적인 투자가 이루어졌다고 해석되는데 이는 상장 전후에 걸쳐 지속적으로 상장기업이 비상장기업에 비해 비효율적인 투자가 이루어진 것으로 볼 수 있다.

셋째, 안정성 측면을 살펴보면, 상장 이후 자산대비 부채비율의 평균처리효과는 t+2기까지는 통계적으로 유의한 음의 값을 가지지만, t+3기부터는 통계적으로 유의미한 값을 얻을 수 없었다. 자산대비 부채비율의 평균처리효과가 t+2기까지 통계적으로 유의미한 음의 값을 갖는 것은 상장 요건 가운데 부채비율 상한 제한 요건 때문인 것으로 판단된다. 특히, t+1기의 자산대비 부채비율 처리효과는 -5.16%로 가장 높게 나타났는데 이는 부채비율이 낮을 때 상장하였고, 상장으로 대출을 통한 자금조달 비중을 축소한 데 따른 것으로 판단된다. t+3기부터 자산대비 부채비율의 평균처리효과는 통계적으로 유의미하지 않지만 점점 축소되어 t+8기부터는 상장 기업의 자산대비 부채비율이 비상장기업의 자산대비 부채비율보다 높은 것으로 나타났다. 이는 기업공개에 따른 상장기업의 부채비율 감소는 장기적으로 지속되지 않는 단기적인 현상이며, 상장 기업들이 부채비율을 중요한 경영실적 관리 지표로 고려하지 않는다는 사실을 방증하는 것이라고 할 수 있다.

마지막으로 성장성 측면을 살펴보면, 상장 이후 t+3기와 t+4기에서만 통계적으로 유의하였지만 t+5기를 제외하고는 전기에 걸쳐 상장기업의 매출액 증가율이 비상장기업의 매출액 증가율보다 평균적으로 높은 것으로 나타났다. 통계적으로 유의하지 않지만, 매출액 증가율의 처리효과는 t+1에 가장 높은 8.1%를 기록하여, 상장에 따른 매출액 증가 효과는 상장 직후에 매우 큰 것으로 볼 수 있다. t+5기에 매출액 증가율의 평균처리효과가 음의 값을 기록하기도 하였으나 t+5기를 넘어서도 매출액 증가율의 평균처리효과는 양의 값이 지속되는 것으로 나타났다.

<표 4> 상장 이후 상장기업 경영실적의 평균처리 효과 추이

상장 이후 기간	평균처리효과(ATT)	Std. Err	t-statistic
패널 A: 총자산순이익률 (ROA) (수익성); [당기순이익(t)/총자산(t)]			
t+1	-0.0436***	0.7556	-5.77
t+2	-0.0645***	1.0710	-6.02
t+3	-0.0649***	1.0128	-6.41
t+4	-0.0668***	1.1904	-5.61
t+5	-0.0662***	1.0369	-6.38
t+6	-0.0601***	1.1099	-5.41
t+7	-0.0717***	1.1246	-6.38
t+8	-0.0739***	1.1636	-6.35
t+9	-0.0580***	0.9053	-6.40
패널 B: 매출액 자산회전율 (효율성); [매출액(t)/{(총자산(t-1)+총자산(t))/2}]			
t+1	-0.4987***	0.1220	-4.09
t+2	-0.3172***	0.1183	-2.68
t+3	-0.3608***	0.1057	-3.41
t+4	-0.3419***	0.1044	-3.27
t+5	-0.2337	0.1726	-1.35
t+6	-0.3855***	0.0992	-3.89
t+7	-0.3560***	0.1241	-2.87
t+8	-0.2890***	0.1095	-2.64
t+9	-0.4093***	0.0983	-4.17
패널 C: 자산대비 부채비율 (안정성); [총부채(t)/총자산(t)]			
t+1	-0.0516***	1.2927	-3.99
t+2	-0.0371***	1.3770	-2.69
t+3	-0.0130	1.4431	-0.90
t+4	-0.0152	1.5837	-0.96
t+5	-0.0232	1.4551	-1.60
t+6	-0.0219	1.4331	-1.53
t+7	-0.0139	1.3961	-1.00
t+8	0.0015	1.5051	0.10
t+9	0.0084	1.4863	0.57
패널 D: 매출액 증가율 (성장성); [log(매출액(t)) - log(매출액(t-1))]			
t+1	0.0086	2.2040	0.39
t+2	0.0253	2.2044	1.15
t+3	0.0437**	2.2668	1.93
t+4	0.0702***	2.3913	2.94
t+5	-0.0059	2.2963	-0.26
t+6	0.0157	2.6125	0.60
t+7	0.0491	3.3881	1.45
t+8	0.0431	2.8569	1.51
t+9	0.0241	3.0369	0.79

주: 1) Balancing test와 경영실적의 평균처리 효과를 추정하는데 이용된 표본은 총 2,796개사 (처리군: 229개사와 대조군: 2,567개사)이며 이 가운데 공통영역에 속한 표본은 총 2,785개사 (처리군 218개사와 대조군 2,567개사)이다. 본 분석에서는 커널매칭 옵션 가운데 하나인 대역값으로 0.02를 사용하였다.

2) ***, **는 각각 1%, 5%에서 추정 계수값이 통계적으로 유의미함을 나타낸다.

4. 성향점수 매칭의 민감도 분석

지금까지 관측 가능한 요인들에 의한 선택(selection on observables) 가정 하에서 평균처리효과를 추정하였다. 즉, 매칭방법을 이용하여 대조군과 처리군의 밸런싱의 질을 높임으로써 선택적 편향의 문제를 최소화하려고 하였다. 하지만 관측되지 않는 이질성(unobserved heterogeneity)이 여전히 존재하여 처리군과 대조군의 할당, 그리고 성과(outcomes)에 영향을 미친다면, 평균처리효과의 추정치가 강건하지(robust) 않을 수 있다. 관측되지 않는 변수들에 의해 발생하는 선택적 편향의 크기는 비실험적 자료에서는 측정할 수 없기 때문에, 소위 민감도 분석을 통해 이 문제를 해결하려고 하였다²⁸⁾. 따라서 본 연구에서 월콕슨 순위합검정(Wilcoxon rank sum test)²⁹⁾을 통해 매칭을 통해 얻은 평균처리효과의 추정치가 강건한지를 알아보려고 한다.

<표 5>에서는 상장 전기(t-1기)부터 상장 이후 t+9기까지의 상장 기업과 매칭된 비상장 기업의 경영실적의 중위값을 비교하였고 상장기업과 매칭된 비상장기업의 중위값의 차이가 0인지를 검정하기 위하여 월콕슨 순위합검정을 이용하였다. 민감도 분석을 통해서 확인할 수 있는 가장 두드러진 특징 가운데 하나는 상장기업은 상장을 위해 비상장기업에 비해 상장 바로 직전(t-1기)에 매출액 증가율, 총자산순이익률, 자산대비 부채비율 등을 우량하게 만든다는 것을 확인할 수 있었다³⁰⁾.

28) Guo and Fraser (2010), pp. 297-320 참조.

29) 본 연구에서는 커널매칭방법을 이용하였기 때문에 대조군과 처리군을 1대1로 대응시킬 수 없어서 월콕슨 부호순위검정(Wilcoxon signed rank test) 대신 월콕슨 순위합검정(Wilcoxon rank sum test)을 이용하여 상장기업과 매칭된 비상장 기업의 경영실적의 중위값의 차이가 0이라는 귀무가설에 대해 검정하였다.

30) 이러한 사실은 2003-2006년간 코스닥 상장기업의 분석에서도 확인할 수 있다. 이에 대해서는 [부표2] 참조.

<표 5> 비상장기업과 상장기업간의 경영실적 비교(중위값)

(단위: %)

	t-1	t+0	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5	t+6	t+7	t+8	t+9
패널 A: 총자산순이익률 (수익성)											
상장	10.90	7.18	5.22	3.68	3.39	3.33	3.26	3.07	2.38	1.97	2.22
비상장	3.92	3.81	4.02	4.21	3.81	3.74	3.50	3.05	3.01	2.92	3.27
Z-값	-14.813***	-7.796***	-1.070	2.464**	2.910***	1.701*	2.175**	2.066**	3.047***	3.791***	3.841***
패널 B: 매출액 자산회전율 (효율성)											
상장	197.1	145.7	169.0	178.5	174.8	178.1	160.9	161.6	148.5	162.6	160.6
비상장	218.4	216.5	223.6	220.1	217.5	215.5	208.8	203.2	197.9	195.7	197.3
Z-값	0.465	7.638***	5.689***	4.232***	4.377***	3.764***	4.307***	4.359***	4.539***	2.947***	3.604***
패널 C: 자산대비 부채비율 (안정성)											
상장	43.09	31.72	34.52	37.68	37.98	35.07	36.77	38.62	38.43	40.28	39.56
비상장	63.12	60.18	57.82	56.97	55.87	55.66	54.80	54.64	53.82	52.99	51.68
Z-값	12.344***	16.115***	13.098***	11.570***	9.954***	9.387***	9.638***	9.133***	8.364***	6.696***	6.258***
패널 D: 매출액 증가율 (성장성)											
상장	24.21	17.07	10.19	9.93	9.18	7.88	8.29	7.36	7.74	8.04	9.05
비상장	10.48	10.67	7.08	7.12	4.93	5.72	4.15	5.50	5.41	6.81	4.54
Z-값	-4.120***	-4.342***	-1.466	-0.870	-3.309***	-1.937*	-1.571	-1.278	-1.788*	-1.209	-2.258***

주: 1) 자산회전율과 매출액 증가율의 t-1기의 중위값과 월록슨 순위합검정은 처리군 75개, 대조군 1,122개 등 총 1,197개의 표본을 대상으로 하였고, 나머지 관측치들의 중위값은 공통영역에 속하는 표본을 대상으로 하여 구하였다. 즉 처리군이 218개, 대조군이 2,567개로 총 2,796개이다.

2) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각함을 의미한다.

월록슨 순위합검정 결과에 따르면, 수익성, 효율성, 안정성 지표에서는 매출액 영업이익률의 t+1기와 매출액 자산회전율 t-1기를 제외한 모든 기에서 상장기업과 비상장기업의 중위값의 차이가 0이라는 귀무가설을 기각하는 결과를 얻었고, 성장성을 나타내는 매출액 증가율에서 5기(t+1, t+2, t+5, t+6, t+8)에서 상장기업과 비상장기업의 중위값의 차이가 0이라는 귀무가설을 기각할 수 없었다.

비상장기업과 상장기업의 4개의 주요 경영성과(중위값)가 t+5년을 넘어서도 전반적으로 감소세를 나타내는 모습을 보여준다. 패널 A를 보면, 상장기업의 총자산순이익률의 중위값이 상장 전기(t-1)에는 10.90%였다가 t+2기와 t+3기는 각각 3.68%와 3.39%로 하락하였다. 이는 김종일·권수용(2007)에서 상장 이후

t+3년까지의 총자산순이익률이 감소한다는 결과와 일치한다. 이후 t+4기부터 t+8기에 이르기까지 성장기업의 매출액 영업이익률의 중위값은 1.97%까지 떨어졌다. 반면, 비상장기업의 총자산순이익률의 중위값은 t-1기에 3.92%에서 t+2기에는 4.21%로 최고치를 기록한 이후 하락세로 반전되었으나 상장기업의 중위값 보다는 높은 수준을 유지한 것으로 나타났다. 패널 B에서 상장기업과 비상장기업의 매출액 자산회전율의 중위값은 다른 경영실적 지표들에 비해 상대적으로 안정적인 가운데 상장기업과 비상장기업 모두 점진적으로 하락하는 모습을 보였다.

패널 C에서 상장기업과 비상장기업의 자산대비 부채비율의 변화는 서로 크게 다르다는 것을 알 수 있다. 상장기업의 자산대비 부채비율의 중위값은 상장 전기(t-1기) 43.09%에서 상장을 한 t+0기에는 31.72%로 크게 감소한 이후 t+1기부터는 점진적으로 증가하여 t+9기에는 40%에 접근하여 상장 이전 수준에 도달하는 모습을 보였다. 패널 D에서 상장기업의 매출액 증가율의 중위값은 상장 이후 지속적으로 하락세를 보였지만, 비상장기업의 매출액 증가율의 중위값 보다는 높은 수준이 장기에도 지속되었다. 상장기업과 비상장기업의 매출액 증가율의 중위값이 서로 같다는 귀무가설이 t+0, t+3, t+4, t+7, t+9기에만 통계적으로 유의한 가운데 비상장기업의 매출액 증가율의 중위값도 장기적으로 하락하는 모습을 보였다. 하지만 상장기업과 비상장기업간 매출액 증가율(중위값) 차이가 장기적으로 감소하는 경향을 보이고 있어 상장에 따른 매출액 증가 효과가 장기적으로 사라진다고 해석할 수 있다³¹⁾.

2000-2002년간 코스닥에 상장한 기업을 대상으로 한 평균처리효과가 이후에 상장한 기업들의 평균처리효과가 강건한 결과인지를 보기 위해서 2003년부터 2006년까지 코스닥에 신규상장한 기업을 처리군으로 하고 상장요건을 갖추었지만 상장을 하지 않은 기업을 대조군으로 하여 앞선 방법을 적용하여 분석하였다. <표 6>은 성향점수매칭방법을 이용하여 상장 이후 t+5기까지의 기업의 여러 경영실적의 평균처리효과(ATT)를 추정한 값을 보여주고 있다. 2000-2002년에 상장한 코스닥에 신규 상장한 기업과 2003-2006년에 코스닥에 신규 상장

31) 김종일·권수용(2007; 110)은 기업공개 이후 상장기업의 매출액 증가율이 통계적으로 유의하며 감소하는 결과를 얻었다. 그들은 이를 기업공개 요인 가운데 시장 가치가 높은 것을 이용한다는 가설을 지지하는 것으로 해석하였다. 하지만 본 연구에서는 매출액 증가율(중위값)의 차이 축소되는 것으로 나타났으나, 장기적으로 어떤 요인이 작용하여 상장 이후 상장기업과 비상장 기업간 매출액 증가율 차이가 축소되는지는 확인할 수 없었다.

한 기업의 장기성과는 매우 유사한 것으로 나타났다. 즉, 평균처리효과의 규모에 있어서는 다소 차이가 있었으나 수익성과 효율성은 t+5기까지 거의 대부분 통계적으로 유의한 가운데 비상장기업이 높은 반면, 통계적 유의성은 떨어지지 만 안정성은 상장기업이 낮은 반면, 성장성은 상장기업이 높은 결과를 얻었다.

<표 6> 상장 이후 상장기업 경영실적의 평균처리 효과 추이(2003~2006)

상장 이후 기간	평균처리효과(ATT)	Std. Err	t-statistic
패널 A: 총자산순이익률 (ROA) (수익성)			
t+1	-0.0060	0.6369	-0.94
t+2	-0.0211**	0.8741	-2.42
t+3	-0.0516***	1.0291	-5.02
t+4	-0.0560***	1.0488	-5.34
t+5	-0.0506***	1.1123	-4.54
패널 B: 매출액 자산회전율 (효율성)			
t+1	-0.2352**	0.0477	-4.93
t+2	-0.3500**	0.0466	-7.51
t+3	-0.3629***	0.0429	-8.46
t+4	-0.3324***	0.0463	-7.18
t+5	-0.2395***	0.0514	-4.66
패널 C: 자산대비 부채비율 (안정성)			
t+1	-0.1261***	1.1663	-10.81
t+2	-0.0972***	1.3505	-7.20
t+3	-0.0574***	1.5762	-3.64
t+4	-0.0339**	1.6712	-2.03
t+5	-0.0203	1.7256	-1.18
패널 D: 매출액 증가율 (성장성)			
t+1	0.0393	3.0605	1.28
t+2	0.0144	2.6820	0.54
t+3	0.0399	2.9577	1.35
t+4	0.0647**	3.0887	2.10
t+5	0.1491***	3.7884	3.94

주: 1) 경영실적의 평균처리 효과를 추정하는데 이용된 표본은 총 3,447개사 (처리군: 166개사와 대조군: 3,381개사)이며 이 가운데 공통영역에 속한 표본은 총 3,439개사 (처리군 158개사와 대조군 3,381개사)이다. 본 분석에서는 2000-2002년과 같이 Epanechnikov 커널매칭을 사용하였고 대역값으로 0.02를 이용하였다.

2) ***, **는 각각 1%, 5%에서 추정 계수값이 통계적으로 유의미함을 나타낸다.

V. 결론

본 연구에서는 신규 상장이 가장 활발했던 시기인 2000년부터 2002년까지 코스닥시장에 신규 상장한 기업들을 처리군으로 하고 상장요건을 갖추었지만 상장을 하지 않은 외감법인을 대조군으로 하여 기업의 경영실적이 상장 결정에 미친 영향을 살펴보았다. 프로빗 모형의 분석에 따르면 전기의 부채비율이 낮고, 업력이 작으며, 수익성이 높고, 기업규모가 클수록 상장을 할 가능성이 높은 것으로 나타났다.

한편 성향점수매칭방법을 이용하여 상장 이후 단기를 넘어 장기인 $t+9$ 기까지의 상장에 따른 기업경영실적의 평균처리효과의 동학을 살펴봄으로써 기업들이 상장 이후 어떤 특성을 갖는지를 알아보았다. 본 연구의 결과를 종합해 보면, 상장 이후 장기적으로도 상장 기업의 경영실적이 비상장기업과 비교하여 저조한 모습을 보였다. 수익성 지표인 총자산순이익률이 상장 전과 비교하여 지속적으로 감소한다는 것을 관찰하였다. 특히, $t+5$ 기를 넘어서도 총자산순이익률의 평균처리효과가 통계적으로 유의미한 음의 값을 갖고 있어 상장기업의 총자산순이익률이 비상장기업의 총자산순이익률보다 낮은 수준을 유지하는 것으로 나타났다. 이는 기업들이 상장을 하는 이유의 하나로 제시되는 시장적기 가설을 뒷받침한다고 할 수 있다. 아울러, 상장 초기 전문 경영인들이 단기적인 수익성만 집착하여 장기적인 투자를 하지 않기 때문에 장기적으로는 수익성이 감소한다는 가설도 간접적으로 지지한다고 할 수 있다.

자산대비 부채비율의 평균처리효과는 $t+2$ 기까지만 통계적으로 유의미한 음의 값을 갖는 것으로 나타났다. $t+2$ 기까지 자산대비 부채비율의 평균처리효과가 음의 값을 갖는 것은 상장 요건 가운데 부채비율 상한 제한 요건 때문으로 해석된다. 상장기업과 비상장기업의 자산대비 부채비율의 중위값을 비교해보면, 상장 직후 상장기업의 자산대비 부채비율이 크게 감소한 반면, 장기로 갈수록 상장 이전 수준으로 회복되는 것을 확인할 수 있었다. 이는 상정 이전 높은 수익성을 기록한 기업들이 자본구조를 재균형화(rebalance)시키기 위해 상장을 한다는 Pagano, Panetta, and Zingales (1998)의 주장이 단기적으로만 유효하다는 사실을 뒷받침한다고 할 수 있다.

다른 한편, 매출액 증가율은 기업의 상장결정 요인으로 통계적으로 유의미하

지 않았고, 매출액 증가율의 평균처리효과도 $t+3$ 기와 $t+4$ 기를 제외하고는 통계적으로 유의미한 양의 결과를 얻지 못하였다. 매출액 증가율의 중위값을 비교해보았을 때는 상장기업의 매출액 증가율이 비상장기업의 매출액 증가율보다 장기적으로도 높지만 그 차이는 점점 축소되는 것으로 나타났다.

상대적으로 상장침체기인 2003-2006년간 신규 상장한 기업을 대상으로 한 $t+5$ 기까지의 상장기업의 장기성과분석하여 상장호황기인 2000-2002년 신규 상장한 기업들의 장기성과와 유사한 결과를 얻었다. 이는 상장이 침체나 호황에 관계없이 동일한 목적으로 상장을 하는 것이라고 해석할 수 있다.

마지막으로 본 연구는 상장 전후의 소유구조(ownership structure)에 관한 자료의 제약으로 상장으로 인한 소유구조의 변화가 상장 이후 경영성과에 영향을 미쳤는지 여부 그리고 소유구조의 변화가 기업의 상장 결정 요인으로 작용하는지를 검토하지 못했다는 한계를 갖고 있다.

[부표 1]은 2003년부터 2006년까지 코스닥에 신규 상장을 한 기업을 처리군으로 하고, 상장요건은 갖추었지만 상장을 하지 않은 비상장기업을 대조군으로 하여 성향점수매칭의 질을 평가한 것이다. 업력과 업종3을 제외한 모든 공변량의 매칭 후 p 값이 0.1보다 커서 밸런싱이 잘 이루어졌다고 볼 수 있다. 2003년부터 2006년까지의 코스닥에 신규 상장한 기업의 평균처리효과에 대한 분석은 [부표 1]과 함께 <표 2>의 패널 B와 <표 6>을 같이 참조해야 한다.

[부표 1] 성향점수매칭의 질 평가 (2003~2006)

패널 A: t-test and bias reduction							
변수		Mean 처리군	Mean 대조군	Standardize d bias	Percent of reduction bias	t값	P>t
매출액 증가율(t)	매칭전	0.2000	0.0859	28.7	65.6	3.49	0.000
	매칭후	0.1987	0.1594	9.9		0.76	0.449
자산대비 부채비율(t-1)	매칭전	0.4099	0.5424	-69.4	78.4	-12.89	0.000
	매칭후	0.4150	0.4436	-15.0		-0.96	0.174
업력(t-1)	매칭전	9.0361	15.487	-76.0	74.5	-6.98	0.000
	매칭후	9.2595	10.907	-19.4		-1.34	0.042
자산대비 capex(t-1)	매칭전	0.2656	0.3507	-39.8	77.3	-7.84	0.000
	매칭후	0.2700	0.2894	-9.1		-1.04	0.399
lev_1(t-1)	매칭전	0.0061	0.0893	-39.9	72.9	-3.88	0.000
	매칭후	0.0063	0.0289	-10.8		-1.09	0.128
lev_2(t-1)	매칭전	0.4096	0.1985	47.1	82.8	9.06	0.000
	매칭후	0.3924	0.3561	8.1		0.38	0.507
lev_3(t-1)	매칭전	0.4458	0.3005	30.3	71.5	6.12	0.000
	매칭후	0.4620	0.4206	8.7		0.09	0.460
lev_4(t-1)	매칭전	0.0723	0.2825	-57.2	79.1	0.19	0.000
	매칭후	0.0760	0.1199	-12.0		0.23	0.190
ROA(t-1)	매칭전	0.2910	0.1536	73.2	90.3	6.82	0.000
	매칭후	0.2789	0.2655	7.1		0.18	0.535
ln(총자산)(t-1)	매칭전	10.037	9.9774	7.3	55.8	-2.85	0.431
	매칭후	10.039	10.065	-3.2		-1.48	0.795
업종1	매칭전	0.7952	0.6773	27.0	65.6	2.46	0.001
	매칭후	0.7975	0.7569	9.3		0.24	0.388
업종3	매칭전	0.0241	0.1647	-49.5	69.6	-1.25	0.000
	매칭후	0.0253	0.0681	-15.1		-0.00	0.072
업종5	매칭전	0.1446	0.0781	21.2	67.0	3.16	0.002
	매칭후	0.1392	0.1173	7.0		0.58	0.562
업종6	매칭전	0.0241	0.0340	-9.0	46.3	-1.04	0.299
	매칭후	0.0253	0.0338	-4.8		-0.44	0.657
업종7	매칭전	0.0121	0.0399	-17.6	59.7	-1.83	0.067
	매칭후	0.0127	0.0239	-7.1		-0.74	0.458
패널 B: 매칭 전 · 후 Pseudo-R2							
매칭 전				0.205			
매칭 후				0.029			

주: 경영실적의 평균처리 효과를 추정하는데 이용된 표본은 총 3,447개사 (처리군: 166개사와 대조군: 3,381개사이며 이 가운데 공통영역에 속한 표본은 총 3,439개사 (처리군 158개사와 대조군 3,381개사)이다. 본 분석에서는 2000~2002년과 같이 Epanechnikov 커널매칭을 사용하였고 대역값으로는 0.02를 이용하였다.

[부표 2] 비상장기업과 상장기업간의 경영실적 비교(중위값) (2003~2006) (단위: %)

	t-3	t-2	t-1	t+0	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5
패널 A: 총자산순이익률 (수익성)									
상장	7.66	11.58	14.54	9.71	7.97	4.81	2.87	3.35	3.48
비상장	4.67	5.21	6.02	4.72	4.63	4.19	3.70	3.35	2.55
Z-값	-4.2***	-10.7***	-13.4***	-8.8***	-3.9***	1.205	2.9***	1.7***	-0.07
패널 B: 매출액 자산회전율 (효율성)									
상장	133.4	151.9	148.3	119.8	99.2	83.1	83.3	83.3	82.0
비상장	124.6	122.6	127.0	123.7	126.8	121.0	116.1	114.3	115.8
Z-값	-0.94	-4.82***	-3.95***	1.46	5.33***	6.75***	6.61***	5.46***	5.81***
패널 C: 자산대비 부채비율 (안정성)									
상장	52.5	45.4	41.7	27.6	30.3	33.4	38.9	38.1	40.6
비상장	58.6	55.5	56.3	54.6	53.5	53.0	52.7	52.3	52.5
Z-값	3.25***	5.17***	8.01***	12.63***	11.13**	8.41***	6.84***	5.71***	5.32***
패널 D: 매출액 증가율 (성장성)									
상장	25.7	36.4	30.3	17.9	13.8	8.2	10.0	11.3	7.7
비상장	14.3	8.5	9.0	6.2	9.1	4.2	5.2	5.6	8.1
Z-값	-4.71***	-12.87***	-10.41***	-5.52***	-1.06	-2.17**	-3.18***	-4.65***	-0.09

참 고 문 헌

- 강형철·박경서·엄경식, “기업공개(IPO) 의사결정에 관한 연구: 동태적 분석” 한국경영학회 통합학술발표논문집, 2007년 제3차 학술발표회.
- 김영규·김수환, “중소기업의 소유구조가 IPO 전후의 경영성과에 미치는 영향” 『산업경제연구』, 제24권 제2호, 2011년 4월, 911-926.
- 김희석·조경식, “기업공개 결정요인에 관한 실증분석” 『경영연구』, 제16권 제3호, 2001년 173-195.
- 김종일·김은혜, “기업공개 결정요인에 대한 실증연구: 코스닥시장 상장기업을 중심으로” 『회계저널』, 제15권 특별호, 2006년 5월, 123-158.
- 김종일·권수영, “기업공개 결정요인에 대한 사후적 실증분석: 코스닥시장 상장기업을 중심으로” 『회계학 연구』, 제32권 제3호, 2007년 9월, 89-121.
- 민충기, “횡단면-시계열 자료에서 구조변화와 횡적상관 관계로 인한 편의를 조정하는 추정방법” 『응용경제』, 제11권 제1호, 2009년 6월, 153-176.
- 이상우, “코스닥시장에서의 IPO 기업의 장기성과” 『대한경영학회지』, 제23권 제1호, 2010년 2월, 205-222.
- Alborno, B. G. and P. F. Pope, “The determinants of the going public decision: evidence from the U.K.”, *IVIE Working Paper*, 2004.
- Asker, J., J. Farre-Mensa, and A. Ljungqvist, “Comparing the Investment Behavior of Public and Private Firms”, *NBER Working Paper Series*, No. 17394, 2011.
- Baker, M. and J. Wurgler, “Market Timing and Capital Structure”, *The Journal of Finance*, Vol. 57, No. 1, 2002, 1-32.
- Becker, S. O. and A. Ichino, “Estimation of Average Treatment Effects based on Propensity Scores”, *Stata Journal*, Vol. 2, No. 4, 2002, 358-377.
- Benninga, S., M. Helmantel, et al., “The timing of initial public offerings”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 75, No. 1, 2005, 115-132.
- Boehmer, E. and A. Ljungqvist, “On the Decision to Go Public: Evidence from Privately-held Firms”, *Working Paper* (New York University), 2004.
- Bouis, R., “The short-term timing of initial public offerings”, *Journal of Corporate Finance*, Vol. 15, No. 5, 2009, 587-601.
- Brav, A., “Access to Capital, Capital Structure, and the Funding of the Firm”, *Journal of Finance*, Vol. 64, No. 1, 2009, 263-308.
- Caliendo, M. and S. Kopeinig, “Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching”, *Journal of Economic Surveys*, Vol. 22, No. 1, 2008, 31-72.
- Chemmanur, T. J. and J. He, “IPO waves, product market competition, and the going public decision: Theory and evidence”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 101, No. 2, 2011, 382-412.

- Chemmanur, T. J., S. He, et al., "The Going-Public Decision and the Product Market", *Review of Financial Studies*, Vol. 23, No. 5, 2010, 1855-1908.
- Chaouani, S., "Using Propensity Score Matching and Estimating Treatment Effects: An Application to the Post-Issue Operating Performance of French IPOs" *International Research Journal of Finance and Economics*, Vol 48, 2010, 73-93.
- Coakley, J., L. Hadass, et al., "Post-IPO Operating Performance, Venture Capital and the Bubble Years", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 34, No. 9/10, 2007, 1423-1446.
- Daisuke, M., and T. Miho, "Performance of Newly Listed Firms: Evidence from Japanese firm and venture capital data", *RIETI Discussion Paper Series* 13-E-019, 2013.
- Guo, S., and M. W. Fraser, *Propensity score analysis: Statistical methods and applications*, Thousand Oaks, Calif: Sage Publications, 2010.
- Heckman, J. J., and S. Navarro-Lozano, "Using Matching, Instrumental Variables, and Control Functions to Estimate Economic Choice Models", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 86, No. 1, 2004, 30-75.
- Huang, G. and F. M. Song, "The financial and operating performance of China's newly listed H-firms", *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 13, No. 1, 2005, 53-80.
- Hyunghebaert, N., and C. V. Hulle, "Structuring the IPO: Empirical evidence on the portions of primary and secondary shares", *Journal of Corporate Finance*, Vol. 12, No. 2, 2005, 296-320.
- Jain, B. A. and O. Kini, "The Post-Issue Operating Performance of IPO Firms", *Journal of Finance*, Vol. 49, No. 5, 1994, 1699-1726.
- Jain, B. A. and O. Kini, "The Life Cycle of Initial Public Offering Firms", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 26, No. 9/10, 1999, 1281-1307.
- Jong, A. d., C. A. Huijgen, et al., "Why Do Firms Go Public? The Role of the Product Market", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 39, No. 1/2, 2012, 165-192.
- Kao, J. L., D. Wu, et al., "Regulations, earnings management, and post-IPO performance: The Chinese evidence", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 33, No. 1, 2009, 63-76.
- Kim, W. and T. Sung, "What makes Group-Affiliated Firms go public?", *KDI School of Public Policy & Management Paper*, No. 05-10, 2005.
- Kurtaran, A. and B. Er, "The post-issue operating performance of IPOs in an emerging market: evidence from Istanbul Stock Exchange", *Investment Management and Financial Innovations*, Vol. 5, No. 4, 2008, 50-62.
- Kutsuna, K., H. Okamura, et al., "Ownership structure pre-and post-IPOs and the operating performance of JASDAQ companies", *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 10, No. 2, 2002, 163-181.

- Latham, S. and M. R. Braun, "To IPO or Not To IPO: Risks, Uncertainty and the Decision to Go Public", *British Journal of Management*, Vol. 21, No. 3, 2002, 666-683.
- Lee, W., "Propensity score matching and variations on the balancing test", *Empirical Economics*, Vol. 44, No. 1, 2013, 47-80.
- Lerner, J., "Venture capitalists and the decision to go public", *Journal of Financial Economics*, Vol. 35, No. 3, 1994, 293-316.
- Li, X. and X. Zhao, "Propensity score matching and abnormal performance after seasoned equity offerings", *Journal of Empirical Finance*, Vol. 13, No. 3, 2006, 351-370.
- Loughran, T., and J. Ritter, "The New Issue Puzzle", *The Journal of Finance*, Vol. 50, No. 1, 1995, 23-51.
- Loughran, T. I. M. and J. R. Ritter, "The Operating Performance of Firms Conducting Seasoned Equity Offerings", *The Journal of Finance*, Vol. 52, No. 5, 1997, 1823-1850.
- Ljungqvist, A., V. Nanda and R. Singh, "Hot Markets, Investors Sentiment and IPO Pricing", *Journal of Business*, Vol. 79, No. 4, 2006, 667-702.
- Mayur, M. and M. Kumar, "Determinants of Going-Public Decision in an Emerging Market: Evidence from India", *VIKALPA*, Vol. 38, No. 1, 2008, 65-86.
- Mikkelsen, W. H., M. M. Partch and K. Shah, "Ownership and operating performance of companies that go public", *Journal of Financial Economics*, Vol. 44, No. 3, 1997, 281-307.
- Pagano, M., F. Panetta, and L. Zingales, "Why do Companies Go Public? An Empirical Analysis", *The Journal of Finance*, Vol. 53, No. 1, 1998, 27-64.
- Paulsen, A. B. and M. Stegemoller, "Moving from private to public ownership: Selling out to public firms vs. initial public offerings", *Financial Management*, Vol. 37, No. 1, 2008, 81-101.
- Saunders, A. and S. Steffen, "The Costs of Being Private: Evidence from the Loan Market", *Review of Financial Studies*, Vol. 24, No. 12, 2011, 4091-4122.
- Teoh, S. H., I. Welch, and T. J. Wong, "Earnings management and the long-run market performance of initial public offerings", *Journal of Financial Economics*, Vol. 50, No. 1, 1998, 63-99.
- Wang, C. K., K. Wang, et al., "Effects of venture capitalists' participation in listed companies", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 27, No. 10, 2003, 2015-2034.
- Wang, C., "Ownership and operating performance of Chinese IPOs", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 29, No. 7, 2005, 1835-1870.
- Wong, J., "Operating Performance of Initial Public Offering Companies in Hong Kong", *Journal of Modern Accounting and Auditing*, Vol. 8, No. 1, 2012,

46-65.

Young, S., L. Kyung, et al., "The Effect of Underwriter Reputation on Pre-IPO Earnings Management and Post-IPO Operating Performances", *Allied Academies International Conference: Proceedings of the Academy of Accounting & Financial Studies(AAFS)*, Vol. 13, No. 2, 2008, 36-36.

Propensity Score Matching and Operating Performance of KOSDAQ IPOs

Hanhyung Pyo* · Sungcheol Hong**

Abstract

This study shows the average treatment effect on the treated of long-term management performance after companies' KOSDAQ listings by comparing treatment and control groups. A treatment group includes companies newly listed on KOSDAQ from 2000 until 2002 when new IPOs were booming while setting external financial auditing corporations as a control group. As a result, the average treatment effect on the treated of Return on Total Assets even beyond the t+5 period turns out to be statistically significant negative. This backs up the window of opportunity hypothesis on one hand, but on the other hand it indirectly supports the hypothesis that management specialists' too much emphasis on short-term profitability rather than long-term investments will cause decrease in profit. This study also analyzes the long-run operating performance until the t+5 period by newly listed companies from 2003 to 2006, a depression era of company listings, and we get fairly similar results to those of a booming era of company listings from 2000 to 2002.

JEL classification: C3, C4, G3, M4

Keywords: IPO, Propensity Score Matching, Treatment, Operating Performance, KOSDAQ

* First and Corresponding Author, Researcher in Charge,
KOSBI (Korea Small Business Institute), 189 Sungam-Ro, Mapo-Ku, Seoul
121-904, Korea, Phone: +82-2-707-9825, e-mail: resosa@kosbi.re.kr

** Researcher in Charge. KOSBI (Korea Small Business Institute),
189 Sungam-Ro, Mapo-Ku, Seoul 121-904, Korea,
Phone: +82-2-707-9835, e-mail: schong@kosbi.re.kr