세무와회계저널
제13권 제3호 2012년 9월 pp.471～493
한국세무학회

주식시장, 기업규모와 상장폐지실질심사가 상장폐지예측모형에 미치는 영향*

지헌열** · 오웅락***

<요 약>

본 연구는 2001년부터 2011년까지 유가증권시장과 코스닥시장에 상장폐지 된 기업을 연구대상으로, 주식시장, 기업규모 및 상장폐지실질심사가 상장폐지예측모형에 어떠한 영향을 미치는지를 확인하고자 하였다.

본 연구의 구체적인 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 코스닥시장 상장기업의 재무비율을 이용한 상장폐지예측모형은 유가증권시장 상장기업의 경우보다 더 적합한 것으로 나타났다. 둘째, 중소기업의 상장폐지예측모형은 대기업의 경우보다 더 적합한 것으로 나타났다. 셋째, 상장폐지실질심사를 적용하지 않은 경우보다 적용한 경우의 상장폐지예측모형이 더 적합한 것으로 나타났다.

본 연구는 주식시장, 기업규모 및 상장폐지실질심사의 차이가 상장폐지예측모형에 영향을 미칠 수 있는 요소가 될 수 있음을 보였다는데 의의가 있다.

<주제어> 주식시장, 기업규모, 상장폐지실질심사, 상장폐지예측모형

* 이 논문은 2011년도 부천대학교 교비지원 연구비에 의하여 지원된 연구의 결과임.
** 부천대학교 경영과 부교수, hyji@bc.ac.kr, 032－610－3425, 공저자
*** 숭실대학교 경영대학 회계학과 조교수, oor@ssu.ac.kr, 02－820－0588, 교신저자

논문접수일 2012년 6월　　1차수정일 2012년 7월　　게재확정일 2012년 9월

Ⅰ. 서 론

상장폐지는 파산이나 해산과 같은 기업부실 뿐만 아니라 보고서 미제출, 시가총액과 거래량 미달, 공시의무 위반 등과 같은 잠재적 기업부실까지 포함한다는 측면에서 포괄적 기업부실의 결과라 볼 수 있다. 또한 상장폐지 이전의 기업들은 기업공개를 통해 많은 소액주주들을 보유하고 있기 때문에, 상장폐지는 기업부실보다 더 많은 사회적 손실을 부담해야 한다. 상장폐지와 관련된 선행연구로 김종훈・박규일・김민철(2011), 박성환・김유찬・김영길(2011), 배기수・정설희(2011), 황인태・강선민・김순희(2011) 등이 있으며, 이 연구들은 재무비율과 기타정보를 활용하여 상장폐지를 예측하는 모형(이하 상장폐지예측모형)을 제안하는 의미 있는 결과를 도출하였다.

또한 2009년 이후부터 도입된 상장폐지실질심사제도는 이전부터 적용되었던 형식적 상장폐지요건 이외에도 실질적인 심사를 통해서 횡령이나 분식회계와 같이 기업경영의 계속성 등에 문제가 있는 부실기업들까지 상장폐지 시키는 것으로, 2009년 이후 상장폐지기업의 수가 이전보다 2배 이상 증가하는 결과를 초래함으로써 상장폐지의 중요성을 부각시켰다. 이와 관련하여 김문태・이지현(2011)과 박홍조・지현미(2010)는 상장폐지실질심사와 이익조정의 관련성을 검증한 바 있다.

선행연구들을 통해서 재무비율이 상장폐지에 영향을 미치는 중요한 변수라는데 이견은 없으나, 주식시장과 기업규모 등의 기업특성 차이가 상장폐지예측모형에 어떠한 영향을 미치는지를 검증한 연구는 미약하다. 따라서 본 연구는 주식시장과 기업규모의 차이가 상장폐지예측모형에 미치는 영향을 검증하고자 한다. 또한 상장폐지실질심사제도의 도입으로 상장폐지예측모형에 어떠한 변화가 나타났는지를 검증하고자 한다.

본 연구는 이러한 검증과정을 통해서 재무정보를 이용하는 투자자들의 손실을 최소화 할 수 있는 상장폐지예측모형을 제안하고자 한다. 상장폐지예측모형은 Ohlson(1980)의 로짓모형을 사용하여 검증하고자 한다. 본 연구에서 검증하고자 하는 세부적인 내용은 다음과 같다.

첫째, 상장폐지 요건 및 주식시장특성에 차이가 있는 유가증권시장과 코스닥시장은 재무비율이 상장폐지에 미치는 영향은 서로 다를 것이므로, 상장폐지예측모형을 주식시장에 따라 구분하여 분석한다. 둘째, 기업규모의 차이에 따라 재무비율이 상장폐지에 미치는 영향은 다를 것으로 보고, 상장폐지예측모형을 중소기업과 대기업을 구분하여 분석한다. 셋째, 선행연구들에 의하면 상장폐지실질심사제도의 도입으로 재무제표의 신뢰성이 제고되므로, 상장폐지실질심사 적용 여부에 따라 상장폐지예측모형은 차이가 있을 것으로 예상하고 이를 구분하여 분석한다.

본 연구는 재무비율 등에 의해 상장폐지예측모형을 완성하였던 선행연구들을 기업특성 및 상장폐지실질심사의 범위까지 확대하여, 주식시장, 기업규모와 상장폐지실질심사의 차이가 상장폐지예측모형에 어떠한 영향을 미치는지를 검증한 연구라는 측면에서 의의가 있다.

Ⅱ. 선행연구의 검토

본 연구는 목적은 기업특성의 차이에 따른 상장폐지예측모형의 차이를 검증하는 것이므로, 상장폐지와 관련된 선행연구들을 검토하고자 한다. 또한 상장폐지와 관련된 기존연구들이 파산예측모형을 선행연구로 검토하였으나, 최근에는 상장폐지와 관련된 많은 선행연구들이 진행되어 왔고, 파산사유는 상장폐지의 일부 사유에 불과하기 때문에[1] 본 연구에서는 부실예측모형(또는 파산예측모형)과 관련된 선행연구들은 검토하지 않는다.

김종훈・박규일・김민철(2011)은 2005년부터 2009년까지의 상장폐지 코스닥기업을 대상으로 상장폐지에 영향을 미치는 재무비율을 검증하였고, 분석결과 매출액순이익률과 총자본회전율이 높을수록 상장폐지 가능성이 낮은 것으로 나타났다. 박성환・김유찬・김영길(2011)은 재무비율에 내부회계관리제도의 취약점 보고 여부, 외부감사인의 전문성, 재량적발생과 외국인투자지분율을 상장폐지예측모형에 추가하여 검증하였고, 분석결과 내부회계관리제도의 취약점을 보고하거나 재량적발생과 부채비율이 높을수록 상장폐지 가능성은 높고, 매출액증가율, 배당금지급률이 높을수록 상장폐지 가능성이 낮은 것으로 나타났다. 배기수・정설희(2011)는 2008년부터 2010년까지의 상장폐지기업을 대상으로 상장폐지에 영향을 미치는 재무비율을 검증하였고, 분석결과 유동비율이 높을수록 상장폐지 가능성이 낮은 것으로 나타났다. 전상경(2011)은 신규상장기업들이 5년 이내에 상장폐지 될 가능성이 높은지를 검증하였고, 분석결과 신규상장 당시의 매출액이 클수록 상장폐지 가능성은 높고, 자기자본과 대주주 지분이 높고 업력이 길수록 상장폐지 가능성은 낮은 것으로 나타났다. 황인태・강선민・김순희(2011)는 2007년부터 2009년까지의 상장폐지기업을 대상으로 재무적 정보에 비재무적 정보인 주요주주, 대표이사, 상호의 변경횟수를 추가한 상장폐지예측모형을 제안하였고, 분석결과 재무정보만을 사용한 것보다 비재무정보를 함께 사용한 것의 예측력이 더 높음을 입증하였다. 또한 부채비율이 높고 총자산회전율이 낮을수록 상장폐지 가능성이 높은 것으로 나타났다.

김문태・이지현(2011)은 상장폐지실질심사에 의해 상장폐지 된 기업은 2－3년 전에는 양(＋)의 이익조정을 보였으나, 직전 연도에는 이러한 현상이 약화된 것으로 나타났다. 따라서 상장폐지실질심사에 의한 상장폐지를 회피하기 위한 이익조정이 직전 연도 이전부터 나타남을 입증하였다. 박홍조・지현미(2010)는 상장폐지실질심사가 도입된 2009년 이후의 이익조정이 그 이전보다 유의하게 낮아짐을 보여줌으로써, 상장폐지실질심사의 도입이 회계정보의 신뢰성을 제고

1) 상장폐지 사유로는 정기보고서 미제출, 비적정 감사의견, 영업정지, 매출액 미달, 법인세비용차감전계속사업손실, 영업손실, 자본조건 미달, 주식분산기준 미달, 시가총액 미달, 거래량 미달, 지배구조(사외이사수, 감사위원회), 공시의무 위반, 회생절차 불가, 최종부도 또는 은행거래정지, 해산사유 발생, 우회상장, 기업의 계속성 및 투명성 결여, 피흡수합병, 신청에 의한 상장폐지, 유가증권시장 이전 상장, 기타 사유 등이 있다. 이 중에서 파산이라고 볼 수 있는 부분은 회생절차 불가, 최종부도 또는 은행거래정지, 해산사유 발생 등으로, 이들 사유의 표본크기는 67개로 전체 상장폐지 기업 411개의 16%이다.

하였음을 입증하였다. 박홍조(2011)는 상장폐지실질심사가 감사인 교체에 미치는 영향을 검증하였고, 분석결과 상장폐지 실질심사제도의 도입으로 Big4 감사인에서 Non－Big4 감사인으로 교체되는 빈도가 증가한 것으로 나타났다. 또한 전기에 손실이 발생한 기업일수록 이러한 현상이 더 강하게 나타났다.

이러한 선행연구들은 재무비율은 물론, 비재무적 정보까지 활용한 상장폐지예측모형을 제안하였다는 점과 상장폐지실질심사제도의 도입효과를 검증하였다는데 의의가 있다. 본 연구는 선행연구를 확장하여, 상장폐지예측모형이 주식시장, 기업규모 및 상장폐지실질심사의 차이에 따라 달라질 수 있음을 검증하고자 한다.

Ⅲ. 연구방법 및 표본선정

1. 연구가설

본 연구의 목적은 주식시장 및 기업규모의 차이, 상장폐지실질심사 여부에 따라 상장폐지예측모형에 차이가 있는지를 검증하는 것이다. 따라서 다음과 같은 연구가설을 설정한다.

첫째, 코스닥시장은 2년 연속 매출액 30억 미만이면 상장폐지 되지만 유가증권시장은 2년 연속 매출액 50억 미만이면 상장폐지 되고, 코스닥시장은 자기자본 50% 이상(또는 10억 이상)의 법인세비용차감전계속사업손실이 3년 연속 발생하면 상장폐지 되지만 유가증권시장은 유사 조건이 없고, 코스닥시장은 사업연도(반기)말 자본잠식률 50% 이상이 2회 연속이면 상장폐지 되지만 유가증권시장은 자본이 전액 잠식되어야만 상장폐지 된다. 따라서 코스닥시장은 재무정보와 직접적으로 관련 있는 상장폐지 요건이 유가증권시장보다 더 엄격하기 때문에 재무정보에 근거한 재무비율 위주의 상장폐지예측모형의 예측력은 더 높을 것으로 예상된다. 또한 코스닥시장의 상장폐지예측모형을 분석한 김종훈・박규일・김민철(2011)에서 부채비율의 회귀계수는 유의하지 않은 것으로 나타났으나, 상장기업 전체를 분석한 박성환・김유찬・김영길(2011)과 황인태・강선민・김순희(2011)에서 부채비율의 회귀계수는 유의한 양(＋)의 값을 나타내, 주식시장의 차이에 따라서 상장폐지예측모형에 차이가 있을 수 있음을 간접적으로 보여준다.

이와 같은 이유로 두 주식시장의 차이에 따라 재무비율이 상장폐지에 미치는 영향과 상장폐지예측모형의 예측력은 차이가 있을 것으로 예상되므로, 이를 검증하는 가설Ⅰ을 설정한다.

가설Ⅰ : 유가증권시장과 코스닥시장의 차이에 따라 재무비율이 상장폐지에 미치는 영향과 상장폐지예측모형의 예측력에 차이가 있다.

둘째, 상장폐지 요건은 기업부실 뿐만 아니라 일정 수준의 주가총액 및 거래량 유지, 성실한 공시의무, 사외이사 및 감사위원회 유지 등이 포함되어 있는데, 이를 좀 더 체계적으로 관리할

능력이 있는 대기업보다는 상대적으로 그렇지 못한 중소기업이 상장폐지 될 확률이 높을 것이므로, 상장폐지 될 확률이 서로 다른 대기업과 중소기업 간에는 상장폐지예측모형에도 차이가 있을 것이다. 또한 장지영・권선국(2009)에서 기업규모가 클수록 공시수준은 높은 것으로 나타나므로, 상장폐지 요건 중 '성실한 공시의무'는 기업규모의 영향을 받기 때문에 기업규모의 차이에 따라 상장폐지예측모형의 예측력도 다를 것이다. 마지막으로 이장희・이한수・이동원(2004)에서 사외이사비율이 이익조정에 미치는 영향은 자산규모 2조원이상일 경우에는 유의한 음(−)의 영향을 미치나 자산규모 2조원미만인 경우에는 유의한 영향이 없는 것으로 나타났다. 따라서 기업규모가 크면 상장폐지 요건인 사외이사비율의 차이에 따라 이익조정을 통한 회계정보의 신뢰성은 차이가 발생하지만 기업규모가 작으면 그 차이가 없다고 볼 수 있으므로, 신뢰성 있는 회계정보에 기초한 상장폐지예측모형의 예측력은 기업규모에 따라 차이가 있을 것이다. 이를 근거로 기업규모의 차이에 따라 상장폐지예측모형과 그 예측력에 차이가 있을 것으로 예상되므로, 이를 검증하는 가설Ⅱ를 설정한다.

가설Ⅱ : 대기업과 중소기업의 차이에 따라 상장폐지예측모형의 재무비율이 상장폐지에 미치는 영향과 상장폐지예측모형의 예측력에 차이가 있다.

셋째, 박홍조・지현미(2010)에서 실질심사를 통해 2008년 이전의 형식적 상장폐지요건이 포함하지 못한 기업부실까지 반영한 상장폐지실질심사제도의 도입으로, 2009년 이후에 회계정보의 신뢰성이 제고되었다. 또한 김문태・이지현(2011)에서 상장폐지실질심사에 의해 상장폐지된 기업은 상장폐지 직전 이전 연도까지는 양(+)의 이익조정을 보였으나, 직전 연도에는 음(−)의 이익조정을 보이므로, 상장폐지실질심사가 회계정보의 신뢰성에 영향을 미치고 있음을 확인하였다. 따라서 상장폐지실질심사의 적용으로 신뢰성 있는 회계정보에 기초한 상장폐지예측모형의 예측력 등은 차이가 발생할 것이므로, 이를 검증하는 가설Ⅲ을 설정한다.

가설Ⅲ : 상장폐지실질심사 여부에 따라 상장폐지예측모형의 재무비율이 상장폐지에 미치는 영향과 상장폐지예측모형의 예측력에 차이가 있다.

2. 연구모형과 변수정의

본 연구의 가설을 검증하기 위해서, 선행연구들에서 공통적으로 가장 많이 사용한 재무비율을 중심으로[2] 다음과 같은 상장폐지예측모형을 설정한다.

---

2) Altman(1968), Beaver(1966), Ohlson(1980)과 Zmijewski(1984)의 부실예측모형에서는 유동비율, 부채비율, 총자산이익률, 매출액증가율과 총자산회전율, 총운전자본비율 등을 독립변수로 사용하였고, 김종훈・박규일・김민철(2011), 박성환・김유찬・김영길(2011), 배기수・정설희(2011), 황인태・강선민・김순

$$DEL_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 AD_t + \beta_2 CR_t + \beta_3 DR_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 SGR_t + \beta_6 ATR_t + \epsilon_{t+1}$$

DEL_{t+1} : t+1년에 상장폐지 되면 1이고 그렇지 않으면 0

AD_t : t년에 비적정 감사의견이면 1이고 적정의견이면 0

CR_t : t년의 유동비율(=$\frac{\text{유동자산}}{\text{유동부채}}$), DR_t : t년의 부채비율(=$\frac{\text{부채}}{\text{총자산}}$)

ROA_t : t년의 총자산이익률(=$\frac{\text{당기순이익}}{\frac{\text{전기총자산}+\text{당기총자산}}{2}}$)

SGR_t : t년의 매출액증가율(=$\frac{\text{당기매출액}-\text{전기매출액}}{\text{전기매출액}}$)

ATR_t : t년의 총자산회전율(=$\frac{\text{매출액}}{\frac{\text{전기총자산}+\text{당기총자산}}{2}}$)

상장폐지예측모형은 종속변수가 이산형 변수(discrete variable)이므로 Ohlson(1980)이 사용한 로짓모형을 이용한다. 종속변수인 상장폐지 여부는 상장폐지기업을 1로, 계속상장기업을 0로 부여하고, 반응변수 중 큰 값을 성공확률인 상장폐지 될 확률로 정의한다.

독립변수로 감사의견, 안정성지표인 유동비율과 부채비율, 수익성지표인 총자산이익률, 성장성지표인 매출액증가율, 활동성지표인 총자산회전율이 사용되었다. 각 재무비율 변수는 한국은행의 경제통계시스템에서 제공하는 재무비율로 정의하고, 예외적으로 자기자본이 낮아 왜곡될 수 있는 부채비율만 총자산으로 대체한다.

우선, 감사의견에 대한 상장폐지 조건은 계속 변경[3]되어 왔으나, 공통적으로 감사범위제한 한정, 부적정 또는 의견거절 등(이하 비적정 감사의견)이 2년 연속일 경우에는 상장폐지 되었기 때문에 감사의견이 적정이 아니면 1이고 적정의견이면 0으로 하는 더미변수(dummy variable)를 추가하였다. 따라서 당기의 비적정 감사의견에 대한 더미변수(AD_t)는 차기의 상장폐지확률을 높이므로 회귀계수는 양(+)의 값을 보일 것이다. 또한 재무위험인 부채비율(DR_t)이 높으면 기업의 안정성에 부정적인 영향을 주므로, 선행연구들처럼 부채비율에 대한 회귀계수도 양(+)의 값을 예상한다.[4]

반면에 당기의 유동비율(CR_t), 총자산이익률(ROA_t), 매출액증가율(SGR_t), 총자산회전율(ATR_t)

희(2011)의 상장폐지예측모형에서는 유동비율, 당좌비율, 부채비율, 자기자본비율, 매출액순이익률, 매출액증가율, 총자산회전율, 재고자산회전율 등을 독립변수로 사용하였다. 이들 연구에서 공통적으로 가장 많이 사용한 재무비율은 유동비율, 부채비율, 총자산이익률, 매출액증가율, 총자산회전율이다.

3) 김창수(2008)에 의하면, 2001년에는 부적정 또는 의견거절이 2회 이상 지속되면 상장폐지 되고, 2002년에는 부적정 또는 의견거절시 즉시 상장폐지 되고, 현재는 부적정 또는 의견거절시 상장폐지이고 감사범위제한 한정 2년 연속이면 상장폐지 된다.

4) 박성환・김유찬・김영길(2011)과 황인태・강선민・김순희(2011)는 부채비율이 높을수록 상장폐지 가능성은 높아짐을 보여주었다.

이 높으면 기업의 유동성, 수익성, 성장성, 활동성에 긍정적인 영향을 주어 차기의 상장폐지확률은 낮아지므로, 선행연구들처럼 이들 변수에 대한 회귀계수는 음(－)의 값을 예상한다.[5] 다만, 기존 연구와 달리 수익성지표로 매출액순이익률 대신에 총자산이익률을 사용한 이유는 부채비율과 총자산회전율처럼 분모를 총자산으로 일치시키기 위함이다.[6]

본 연구의 목적은 상장폐지예측모형에 영향을 미치는 변수를 찾는 것이 아니라, 주식시장, 기업규모, 상장폐지실질심사의 차이에 따라 상장폐지예측모형에 차이가 있는지를 검증하는 것이므로, 본 연구는 선행연구들에서 이미 공통적으로 검증된 바 있는 재무비율 이외의 변수는 포함시키지 않았다. 다만, 상장폐지에 직접적인 영향을 미치지만, 비적정 감사의견이 많지 않아 선행연구들에서 포함시키지 않았던 감사의견은 최근에 비적정 감사의견이 많기 때문에 특별히 포함시켰다. 본 연구의 목적을 달성하기 위해서 상장폐지예측모형을 주식시장의 차이(유가증권시장과 코스닥시장), 기업규모 차이(대기업과 중소기업) 및 상장폐지실질심사 여부에 따라 구분하여 이를 비교・분석한다.

3. 자료수집과 표본선정

본 연구는 상장폐지(상장폐지실질심사 포함)와 관련된 정보는 한국거래소에 공시된 자료를 통해서 직접 산출하고, 이를 제외한 나머지 자료는 한국신용평가㈜의 Kis－Value에서 산출한다.

상장폐지기업(검증표본)은 2001년 1월 1일부터 2011년 12월 31일까지 유가증권시장 및 코스닥시장에서 상장폐지 된 기업 중에서 다음의 조건을 충족시키는 기업으로 선정하였다.

1) 2001년 1월 1일부터 2011년 12월 31일까지 상장폐지기업
2) 12월말 결산법인
3) 금융업에 속하지 않은 기업
4) 상장폐지 이전 년도에 관리대상이 아닌 기업
5) 강제적으로 상장폐지 된 기업

첫째, 한국거래소에서는 상장폐지기업 자료를 2001년 이후부터 공시하고 있기 때문이다. 둘째, 12월 결산 기업만으로 표본을 한정한 것은 통상 12월말 결산법인이 다수를 차지하며 또한 결산 월이 다름으로써 올 수 있는 결과를 통제하기 위한 것이다. 셋째, 금융업에 속하는 기업을 표본에서 제외한 이유는 금융기관의 재무제표는 일반 제조기업과 많은 차이를 보이기 때문에

---

5) 김종훈・박규일・김민철(2011)은 매출액순이익률과 총자본회전율이 높을수록, 박성환・김유찬・김영길(2011)은 매출액증가율이 높을수록, 배기수・정설희(2011)는 유동비율이 높을수록, 황인태・강선민・김순희(2011)는 총자산회전율이 높을수록 상장폐지 가능성이 낮아짐을 보여주었다.

6) Altman(1968), Beaver(1966), Ohlson(1980)과 Zmijewski(1984)의 부실예측모형에서도 독립변수의 분모는 총자산이익률을 포함하여 대부분 총자산이 사용되었다.

일반 제조기업과 금융기관을 비교하기가 어렵기 때문이다. 넷째, 상장폐지 이전 년도에 관리대상인 경우는 상장폐지로 인한 투자손실을 회피할 수 있기 때문이다. 다섯째, 강제적으로 상장폐지 된 경우가 소액투자자들에게 직접적으로 피해를 줄 가능성이 높기 때문이다.[7)]

본 연구에서는 선행연구들에 근거하여[8)] 계속상장기업(대응표본)을 2001년 1월 1일부터 2011년 12월 31일까지 계속상장 된 12월말 결산법인(금융업 및 관리대상 제외) 중에서 다음의 조건을 충족시키는 기업으로 선정하였다.

1) 세세분류기준으로 동종업종인 기업
2) 주식시장(유가증권시장 또는 코스닥시장)이 일치하는 기업
3) 기업규모(대기업 또는 중소기업)가 일치하는 기업
4) 총자산을 10분위수로 구분한 집단이 일치하는 기업
5) 매출액을 10분위수로 구분한 집단이 일치하는 기업

〈표 1〉 표본의 구성

구 분	표본크기	
전체 상장폐지기업(12월말 결산, 금융업과 전년도에 관리대상 기업 제외)	411	
비강제적 상장폐지 기업(유가증권시장 이전, 피흡수합병, 신청, 기타사유)	(39)	
상장폐지기업(검증표본)		372
계속상장기업(대응표본)		947
전체표본		1,319

이러한 절차를 통해서 비강제적 상장폐지 기업 39개 등을 제외한 372개 기업을 검증표본인 상장폐지기업으로 산출하였다. 또한 상장폐지기업과 업종, 주식시장, 기업규모, 자산과 매출액이 유사한 기업 947개를 대응 표본으로 선정함으로써, 상장폐지기업 대 계속상장기업의 비율이 1 : 2.5의 비율이 되도록 하였다. 이는 Zmijewski(1984) 및 이계원(1993)의 연구에 근거하여 표본추출의 편의(偏倚)가 최소화될 수 있는 비율이다.

<표 2>는 상장폐지의 사유별 분포로, 전체 상장폐지 기업 중에서 '감사의견 부적정 및 의견거

7) 박성환 · 김유찬 · 김영길(2011)은 해산사유 발생, 존속기간 만료, 유가증권시장 이전 상장 등을 상장폐지 표본에서 제외하였으나, 해산사유는 파산이나 법원의 명령 등도 있기 때문에 본 연구에서는 우선 표본에 포함시키고 민감도분석에서 제거하여 분석한다. 또한 박홍조 · 지현미(2010)는 합병이나 자진 상장폐지 등을 상장폐지 표본에서 제외하였다. 따라서 본 연구에서 코스닥시장에서 유가증권시장으로 이전 상장, 피흡수합병, 신청에 의한 상장폐지, 기타 사유 등을 비강제적 상장폐지로 보고 표본에서 제외하였다.

8) 황인태 · 강선민 · 김순희(2011)는 계속상장기업, 동종 산업(중분류), 주식시장이 일치, 자산규모가 유사한 경우를 대응표본으로, 배기수 · 정설희(2011)는 계속상장기업, 동종 업종, 기업규모 및 영업내용이 유사한 경우를 대응표본으로 정의하였다.

절 등’은 147개(36%)로 가장 많았고, 그 다음으로 ‘자본잠식 등’은 73개(18%), ‘기업의 계속성 및 투명성 결여’는 47개(11%), ‘최종부도 및 은행거래정지’는 33개(8%) 등이다. 비강제적 상장폐지 사유로 ‘피흡수합병’과 ‘신청에 의한 상장폐지’는 각각 18개(4%)와 16개(4%)이며, 비강제적 상장폐지 기업 전체는 39개로 전체 상장폐지 기업의 9%이다. 또한 상장폐지실질심사에 의해 상장폐지 된 기업은 52개로 대부분 ‘기업의 계속성 및 투명성 결여’에 해당되었다.

〈표 2〉 상장폐지 사유별 분포

구 분			실질심사 적용여부[3]		소 계	합 계
			적용	비적용		
강제적 상장폐지	정기보고서 미제출	빈 도	6	0	6	372 (90.51)
		백분율	(1.46)	(0.00)	(1.46)	
	감사의견 부적정 및 의견거절 등	빈 도	147	0	147	
		백분율	(35.77)	(0.00)	(35.77)	
	영업정지[1]	빈 도	1	2	3	
		백분율	(0.24)	(0.49)	(0.73)	
	매출액 미달	빈 도	3	0	3	
		백분율	(0.73)	(0.00)	(0.73)	
	법인세비용차감전계속사업손실[2]	빈 도	5	0	5	
		백분율	(1.22)	(0.00)	(1.22)	
	자본조건 미달	빈 도	71	2	73	
		백분율	(17.27)	(0.49)	(17.76)	
	주식분산기준 미달	빈 도	3	0	3	
		백분율	(0.73)	(0.00)	(0.73)	
	시가총액 미달	빈 도	14	0	14	
		백분율	(3.41)	(0.00)	(3.41)	
	거래량 미달	빈 도	2	0	2	
		백분율	(0.49)	(0.00)	(0.49)	
	공시의무 위반[1]	빈 도	2	0	2	
		백분율	(0.49)	(0.00)	(0.49)	
	회생절차 불가[1]	빈 도	7	1	8	
		백분율	(1.70)	(0.24)	(1.95)	
	최종부도 및 은행거래정지	빈 도	33	0	33	
		백분율	(8.03)	(0.00)	(8.03)	
	해산 사유 발생	빈 도	26	0	26	
		백분율	(6.33)	(0.00)	(6.33)	
	기업의 계속성 및 투명성 결여	빈 도	0	47	47	
		백분율	(0.00)	(11.44)	(11.44)	

〈표 2〉 상장폐지 사유별 분포 (계속)

구 분			실질심사 적용여부(3)		소 계	합 계
			적용	비적용		
비강제적 상장폐지	유가증권시장 이전 상장(2)	빈 도	2	0	2	39 (9.49)
		백분율	(0.49)	(0.00)	(0.49)	
	피흡수합병	빈 도	18	0	18	
		백분율	(4.38)	(0.00)	(4.38)	
	신청에 의한 상장폐지	빈 도	16	0	16	
		백분율	(3.89)	(0.00)	(3.89)	
	기타 사유	빈 도	3	0	3	
		백분율	(0.73)	(0.00)	(0.73)	

(1) 유가증권시장만 적용되는 사유
(2) 코스닥시장만 적용되는 사유
(3) 실질심사 적용여부 : 상장폐지실질심사제도 적용여부

<표 3>은 상장폐지의 연도별 분포로, 상장폐지실질심사가 도입된 2009년부터 2011년까지의 상장폐지 기업수가 각각 64개(17%), 71개(19%), 44개(12%)로 약 48%의 비중을 차지하고 있다. 따라서 2009년 이후에 상장폐지실질심사제도의 도입으로 상장폐지 된 기업수가 큰 폭으로 증가하였음을 보여주고 있다. 또한 주식시장별로는 코스닥시장에 속하는 상장폐지 기업수는 253개로 유가증권시장의 상장폐지 기업수인 119개보다 2배 정도 많은 것으로 나타났고, 기업규모별로는 중소기업이 314개로 대기업 58개보다 5배 이상 많은 것으로 나타났다. 특히, 코스닥시장 상장기업과 중소기업의 상장폐지 기업수가 2009년 이후를 제외하고 많은 연도는 2004년과 2005년으로 나타났는데, 이는 2004년부터 2005년까지 상장폐지요건이 강화되면서 나타난 현상이다.9)

〈표 3〉 상장폐지 연도 및 그룹별 분포

구 분	주식시장(1)		기업규모		상장폐지실질심사(2)		합 계
	유가증권	코스닥	대기업	중소기업	비적용	적용	
2001년	8	2	3	7	10	0	10
	(2.15)	(0.54)	(0.81)	(1.88)	(2.69)	(0.00)	(2.69)
2002년	24	9	9	24	33	0	33
	(6.45)	(2.42)	(2.42)	(6.45)	(8.87)	(0.00)	(8.87)

9) 김창수(2008)의 <표 A.1>에 의하면, 2004년부터 2005년에는 '최종부도 또는 은행거래 정지시 즉시 취소', '정리절차개시 신청 즉시 퇴출', '전액잠식 시 즉시 상장 취소' 등 2003년부터 강화된 상장폐지요건이 마무리된 시기이다.

〈표 3〉 상장폐지 연도 및 그룹별 분포 (계속)

구 분	주식시장(1)		기업규모		상장폐지실질심사(2)		합 계
	유가증권	코스닥	대기업	중소기업	비적용	적용	
2003년	11 (2.96)	13 (3.49)	3 (0.81)	21 (5.65)	24 (6.45)	0 (0.00)	24 (6.45)
2004년	14 (3.76)	28 (7.53)	8 (2.15)	34 (9.14)	42 (11.29)	0 (0.00)	42 (11.29)
2005년	13 (3.49)	30 (8.06)	3 (0.81)	40 (10.75)	43 (11.56)	0 (0.00)	43 (11.56)
2006년	4 (1.08)	5 (1.34)	3 (0.81)	6 (1.61)	9 (2.42)	0 (0.00)	9 (2.42)
2007년	8 (2.15)	6 (1.61)	4 (1.08)	10 (2.69)	14 (3.76)	0 (0.00)	14 (3.76)
2008년	2 (0.54)	16 (4.30)	2 (0.54)	16 (4.30)	18 (4.84)	0 (0.00)	18 (4.84)
2009년	12 (3.23)	52 (13.98)	5 (1.34)	59 (15.86)	47 (12.63)	**17** **(4.57)**	64 (17.20)
2010년	15 (4.03)	56 (15.05)	10 (2.69)	61 (16.40)	48 (12.90)	**23** **(6.18)**	71 (19.09)
2011년	8 (2.15)	36 (9.68)	8 (2.15)	36 (9.68)	32 (8.60)	**12** **(3.23)**	44 (11.83)
전체연도	119 (31.99)	253 (68.01)	58 (15.59)	314 (84.41)	320 (86.02)	52 (13.98)	**372** **(100.00)**

(1) 유가증권 : 유가증권시장 상장기업, 코스닥 : 코스닥시장 상장기업

(2) 적용 : 상장폐지실질심사로 상장폐지, 비적용 : 형식적 상장폐지요건으로 상장폐지

Ⅳ. 실증분석 결과

1. 기술통계 및 전체표본에 대한 상장폐지예측모형 분석

본 절에서는 주요변수에 대한 기술통계 및 차이분석을 실시하고, 감사의견 변수 포함 및 기간 연장 등을 통해서 선행연구들의 상장폐지예측모형을 확장하여 분석한다. <표 4>는 연구가설을 검증하기 이전에 주요변수에 대한 기술통계량을 검토하고 상장폐지기업과 계속상장기업의 차이

분석을 실시하였다. 본 연구에서 사용한 차이분석방법은 t−검증(t−test)과 윌콕슨 순위합 검증(wilcoxon rank sum test)을 사용하였다.[10]

〈표 4〉 주요변수의 기술통계량 및 차이분석

(단위 : 비율)

변수[(1)]	구 분[(2)]	표본 크기	평 균	중위수	표준 편차	5%	95%	차이분석[(3)]	
								모수	비모수
AD_t	상장폐지	372	0.631	1.000	0.482	0	1.000	23.13***	24.16***
	계속상장	947	0.035	0	0.186	0	0		
CR_t	상장폐지	372	1.444	0.764	2.448	0.118	4.819	−7.92***	−14.26***
	계속상장	947	3.303	1.759	6.082	0.495	10.581		
DR_t	상장폐지	372	1.203	0.853	1.561	0.187	3.253	9.35***	17.41***
	계속상장	947	0.438	0.407	0.367	0.087	0.819		
ROA_t	상장폐지	372	−0.676	−0.456	0.759	−2.118	0.069	−16.85***	−21.81***
	계속상장	947	0.003	0.037	0.274	−0.323	0.267		
SGR_t	상장폐지	372	0.171	−0.174	3.057	−0.846	1.134	−2.30***	−12.20***
	계속상장	947	0.629	0.103	3.690	−0.450	1.925		
ATR_t	상장폐지	372	0.632	0.457	0.599	0.060	1.567	−7.37***	−10.22***
	계속상장	947	0.891	0.828	0.505	0.223	1.850		

(1) AD_t : t년에 비적정 감사의견[11]이면 1이고 그렇지 않으면 0
CR_t : t년의 유동비율, DR_t : t년의 부채비율, ROA_t : t년의 총자산이익률
SGR_t : t년의 매출액증가율, ATR_t : t년의 총자산회전율

(2) 상장폐지 : t+1기의 상장폐지기업, 계속상장 : t+1기의 계속상장기업

(3) 모수 : t−검증의 t값, 비모수 : 윌콕슨순위합검증의 Z값

(4) ***는 1%의 수준에서 유의적임(양측검정)

<표 4>에서 상장폐지기업의 감사의견이 비적정일 경우가 계속상장기업의 경우보다 유의하게 높은 것으로 나타났다.[12] 또한 부채비율의 경우에도 상장폐지기업이 계속상장기업보다 높게 나

10) t−검증결과 이분산성이 있는 것으로 검증되어, 극단치의 영향을 감소시켜 동분산 가정에서 자유로운 비모수검증인 윌콕슨순위합검증을 병행하였다.

11) 감사범위제한 한정, 부적정 또는 의견거절

12) 검증표본인 상장폐지기업은 전체 372개 중에서 전년도에 비적정 감사의견인 경우(감사범위제한 한정, 부적정 또는 의견거절 등)가 235개로 63%의 비중을 차지하나, 대응표본인 계속상장기업은 전체 947개 중에서 전년도에 비적정 감사의견인 경우가 34개로 4%의 비중을 차지한다.

타나므로, 상장폐지기업의 재무위험이 계속상장기업보다 높다고 해석할 수 있다. 반면에 유동비율, 총자산이익률, 매출액증가율과 총자산회전율은 상장폐지기업이 계속상장기업보다 유의하게 낮은 것으로 나타났다. 이러한 차이분석은 다른 요인이 통제되지 못한 분석이므로, 이후 로짓분석을 통해서 다른 요인을 통제한 후에도 이러한 결과가 나타나는지를 검증하고자 한다.

<표 5>는 로짓분석을 실시하기 전에 독립변수들 간의 상관관계를 분석함으로써, 독립변수들 간의 다중공선성 문제를 사전적으로 검토하고자 한다. 상관관계분석도 모수검증인 피어슨 상관계수와 비모수검증인 스피어만 상관계수를 병행하여 검토한다.

〈표 5〉 주요변수의 상관관계분석(1)

pearson(2) / spearman	AD_t(3)	CR_t	DR_t	ROA_t	SGR_t	ATR_t	KO_t	$SIZE_t$	YD_t
AD_t	1.00	−0.12***	0.38***	−0.50***	−0.02	−0.16***	0.06**	0.22***	0.14***
CR_t	−0.31***	1.00	−0.20***	0.16***	0.02	−0.10***	0.16***	0.14***	−0.01
DR_t	0.42***	−0.77***	1.00	−0.45***	0.00	−0.04	−0.09***	0.04***	−0.01
ROA_t	−0.49***	0.47***	−0.52***	1.00	0.03	0.32***	−0.13***	−0.23***	−0.21***
SGR_t	−0.23***	0.28***	−0.27***	0.47***	1.00	0.16***	0.07**	0.07***	−0.05*
ATR_t	−0.21***	0.14***	−0.02	0.51***	0.39***	1.00	−0.03	−0.08***	−0.21***
KO_t	0.06**	0.29***	−0.21***	−0.08***	0.10***	−0.06**	1.00	0.77***	0.06**
$SIZE_t$	0.22***	0.22***	−0.12***	−0.19***	0.00	−0.18***	0.77***	1.00	0.02
YD_t	0.14***	−0.13***	0.10**	−0.23***	−0.12***	−0.25***	0.06**	0.02	1.00

(1) 전체표본(검증표본+대응표본)으로 비강제적 사유로 상장폐지 된 기업 제외

(2) peason : 피어슨 상관계수, spearman : 스피어만 상관계수
***는 1%의 수준에서 유의적임(양측검정)

(3) AD_t : t년에 비적정 감사의견이면 1이고 그렇지 않으면 0
CR_t : t년의 유동비율, DR_t : t년의 부채비율, ROA_t : t년의 총자산이익률
SGR_t : t년의 매출액증가율, ATR_t : t년의 총자산회전율
KO_t : t년에 코스닥시장 상장기업이면 1이고 유가증권시장 상장기업이면 0
$SIZE_t$: t년에 중소기업이면 1이고 대기업이면 0
YD_t : t년이 상장폐지실질심사제도 도입 이후이면 1이고 그렇지 않으면 0

<표 5>에서 피어슨 상관계수의 절대값은 모두 0.5이하로 나타났으며, 스피어만 상관계수의 절대값은 대부분 0.6이하로 나타났다. 다만, 유동비율과 부채비율의 스피어만 상관계수가 −0.7653(스피어만 상관계수는 −0.1955)으로 나타났는데, 두 비율 모두 안정성지표이기 때문에 나타난 결과로 우려할 수준은 아니다.

추가적으로 <표 5>에서 주식시장, 기업규모 및 상장폐지실질심사 차이와 재무비율의 상관관계를 분석하였다. 분석결과 코스닥시장 상장기업이 유가증권시장 상장기업보다 유동비율과 매출액증가율은 높으나 부채비율과 총자산이익률은 낮은 것으로 나타났고, 중소기업이 대기업보다 유동비율은 높으나 총자산이익률과 총자산회전율은 낮은 것으로 나타났다. 또한 상장폐실질심사제도의 도입 이후에 부채비율을 제외한 대부분의 비율은 도입 이전보다 낮아져, 2009년 이후에 재무비율이 악화되었음을 보여주고 있다. 마지막으로 상장폐지 요건 중 하나인 비적정 감사의견 여부와 주식시장, 기업규모 및 상장폐지실질심사의 차이와의 상관관계를 살펴보았으며, 검증결과 코스닥 상장기업, 중소기업 및 상장폐지실질심사 적용 기업의 감사의견이 유가증권시장 상장기업, 대기업 및 상장폐지실질심사 적용 이전 기업의 감사의견보다 비적정인 것으로 나타났다.

<표 6>은 전체표본에 대한 상장폐지예측모형을 분석한 결과이다. 본 연구에서는 박성환・김유찬・김영길(2011)과 박홍조・지현미(2010)를 참조하여 비강제적 상장폐지기업을 제외하고 분석하였기 때문에, <표 6>에서는 비교를 위해 비강제적 상장폐지기업을 포함한 경우도 함께 분석하였다. 따라서 전체표본은 전체 상장폐지기업 중에서 비강제적 상장폐지기업[13]을 제외한 경우이다.

〈표 6〉 전체표본의 상장폐지예측모형 분석

$$DEL_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 AD_t + \beta_2 CR_t + \beta_3 DR_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 SGR_t + \beta_6 ATR_t + \epsilon_{t+1}$$

변 수[1]	전체표본[2]		전체표본+비강제적 상장폐지기업	
	회귀계수 (χ^2값)[3]	표준화계수	회귀계수 (χ^2값)[3]	표준화계수
절편	−2.3766 (83.3166)***		−2.2522 (100.7566)***	
AD_t	2.9941 (160.5834)***	**0.6654**	2.7158 (143.5118)***	**0.5986**
CR_t	−0.0324 (1.0219)	−0.0962	−0.0027 (0.0180)	−0.0079
DR_t	1.2059 (16.0964)***	**0.6316**	1.1891 (18.4647)***	**0.6147**
ROA_t	−2.0416 (47.2448)***	**−0.6268**	−1.8952 (45.0316)***	**−0.5753**
SGR_t	−0.1567 (9.1393)***	**−0.3048**	−0.1567 (11.3569)***	**−0.3006**
ATR_t	−0.3808 (3.6795)*	**−0.1147**	−0.2049 (1.3866)	−0.0622
일치도[4]	91.9 %		88.8 %	
우도비	754.2***		685.9***	
표본크기	1,319		1,358	

13) 코스닥시장에서 유가증권시장으로 이전 상장, 피흡수합병, 신청에 의한 상장폐지, 기타 사유 등

⑴ DEL_{t+1} : t+1년에 상장폐지 되면 1이고 그렇지 않으면 0[14]
AD_t : t년에 비적정 감사의견이면 1이고 그렇지 않으면 0
CR_t : t년의 유동비율, DR_t : t년의 부채비율, ROA_t : t년의 총자산이익률
SGR_t : t년의 매출액증가율, ATR_t : t년의 총자산회전율
⑵ 전체표본(검증표본+대응표본)으로 비강제적 사유로 상장폐지 된 기업 제외
⑶ ***,*는 각각 1%, 10%의 수준에서 유의적임(양측검정)
⑷ 모형에 의해 예측된 상장폐지 여부에 대한 일치도

<표 6>에서 비적정 감사의견 여부에 대한 더미변수(AD_t)와 부채비율(DR_t)의 회귀계수는 1%의 유의수준에서 유의한 양(+)의 값을 보이는 것으로 나타나므로, 비적정 감사의견을 받거나 재무위험이 높을수록 상장폐지 될 확률이 높아진다고 해석할 수 있다. 여기서 부채비율에 대한 회귀계수가 양(+)으로 나타나는 것은 박성환・김유찬・김영길(2011) 및 황인태・강선민・김순희(2011)와 일치하는 결과이다. 반면에 총자산이익률(ROA_t)과 매출액증가율(SGR_t)의 회귀계수는 유의한 음(−)의 값을 보이므로, 수익성과 성장성이 높을수록 상장폐지 될 확률이 낮아진다고 볼 수 있다. 이는 김종훈・박규일・김민철(2011)과 박성환・김유찬・김영길(2011)의 결과와 유사하다.

각 독립변수의 종속변수에 대한 영향력 차이를 보여주는 표준화계수는 비적정 감사의견에 대한 더미변수, 부채비율, 총자산이익률의 절대값이 큰 것으로 나타나므로, 이들 변수에 의해 상장폐지여부가 대부분 결정된다고 볼 수 있다. 또한 '전체표본'과 '전체표본에 비강제적 상장폐지기업을 포함'한 분석의 회귀계수 간의 차이는 없는 것으로 나타났으며, '전체표본'에 대한 일치도가 91.8%로 '전체표본에 비강제적 상장폐지기업을 포함'에 대한 일치도인 88.8%보다 3%p 큰 것으로 나타났다. 따라서 비강제적 상장폐지기업의 표본 포함여부는 분석결과에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 볼 수 있다.

2. 주식시장, 기업규모 및 상장폐지실질심사의 차이에 따른 상장폐지예측모형 분석

본 절에서는 본 연구의 목적인 주식시장 및 기업규모의 차이와 상장폐지실질심사 여부에 따라 상장폐지예측모형에 차이가 있는지를 검증하는 것이다.

첫째, 선행연구들은 상장기업 전체를 분석하거나 코스닥시장만 분석하였기 때문에, 본 연구에서는 두 주식시장 간에 상장폐지예측모형에 차이가 있는지를 분석하고자 한다. <표 7>은 주식시장의 차이 즉, 유가증권시장과 코스닥시장의 차이에 따라 상장폐지예측모형에 차이가 있는지

14) SAS프로그램에서 'proc logistic descending'명령어를 통해 반응변수 중 큰 값을 성공확률 즉, 상장폐지 될 확률로 정의한다. 따라서 회귀계수가 양(+)이면 상장폐지 될 확률과 양(+)의 관계에 있는 변수이다.

를 분석한 것이다.

<표 6>의 전체표본에 대한 분석에서는 유동비율을 제외한 모든 변수가 유의한 것으로 나타났으나, <표 7>에서는 비적정 감사의견에 대한 더미변수가 두 주식시장 모두 유의한 양(+)인 것을 제외하면 주식시장별로 다르다. 두 주식시장 간의 차이점을 분석해 보면, 코스닥시장 상장기업의 독립변수는 부채비율을 제외하면 모두 유의한 값을 보였으나, 유가증권시장 상장기업은 재무비율 중 부채비율과 총자산회전율만 유의한 값으로 나타났다. 또한 코스닥시장 상장기업의 일치도는 94.2%로 유가증권시장 상장기업의 일치도인 86.3%보다 약 8%p정도 더 높은 것으로 나타나, 재무비율을 이용한 상장폐지예측모형은 코스닥시장 상장기업을 유가증권시장 상장기업보다 더 잘 예측한다고 볼 수 있다. 이는 코스닥시장은 재무정보와 직접적으로 관련 있는 상장폐지 요건이 유가증권시장보다 더 엄격하기 때문에, 재무정보에 기초한 상장폐지예측모형의 예측력이 더 높게 나타난 것이다.

〈표 7〉 주식시장 차이에 따른 상장폐지예측모형 분석

$$DEL_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 AD_t + \beta_2 CR_t + \beta_3 DR_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 SGR_t + \beta_6 ATR_t + \epsilon_{t+1}$$

변 수(1)	유가증권시장(2)		코스닥시장(2)	
	회귀계수 (χ^2값)(3)	표준화계수	회귀계수 (χ^2값)	표준화계수
절편	−3.5977 (61.5020)***		−1.3776 (15.8687)***	
AD_t	4.0306 (42.4162)***	**0.8396**	3.1378 (116.3226)***	**0.7167**
CR_t	0.0518 (2.4255)	0.0982	−0.1276 (7.5262)***	**−0.4238**
DR_t	1.8543 (13.2977)***	**1.0877**	0.0270 (0.0049)	0.0131
ROA_t	−0.2741 (0.1470)	−0.0612	−2.4669 (40.4666)***	**−0.8326**
SGR_t	−0.0985 (0.3600)	−0.1121	−0.1265 (4.5074)**	**−0.2825**
ATR_t	0.5585 (3.5290)*	**0.1602**	−0.9387 (10.9464)***	**−0.2892**
일치도(4)	86.3 %		94.2 %	
우도비	226.6035***		566.4737***	
표본크기	436		883	

(1) DEL_{t+1} : t+1년에 상장폐지 되면 1이고 그렇지 않으면 0
AD_t : t년에 비적정 감사의견이면 1이고 그렇지 않으면 0
CR_t : t년의 유동비율, DR_t : t년의 부채비율, ROA_t : t년의 총자산이익률
SGR_t : t년의 매출액증가율, ATR_t : t년의 총자산회전율

(2) 주식시장의 차이에 따른 구분

(3) ***,**,*는 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서 유의적임(양측검정)

(4) 모형에 의해 예측된 상장폐지 여부에 대한 일치도

<표 7>에서 부채비율의 경우에는 유가증권시장 상장기업만 유의한 변수로 나타나고 코스닥시장 상장기업은 유의하지 않았다. 이는 코스닥시장 상장기업의 부채비율이 유가증권시장 상장기업보다 유의하게 낮은 수준으로 나타나므로[15], 코스닥시장은 재무위험의 차별성이 크지 않기 때문으로 보인다. 또한 코스닥시장 상장기업의 표준화계수는 비적정 감사의견에 대한 더미변수와 총자산이익률이 다른 변수보다 높은 것으로 나타나, 코스닥시장 상장기업의 상장폐지는 감사의견과 총자산이익률에 큰 영향을 받는다고 분석할 수 있다.

둘째, <표 8>은 기업규모의 차이 즉, 대기업과 중소기업의 특성 차이에 따라 상장폐지예측모형에 차이가 있는지를 분석한 것이다.

〈표 8〉 기업규모 차이에 따른 상장폐지예측모형 분석

$$DEL_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 AD_t + \beta_2 CR_t + \beta_3 DR_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 SGR_t + \beta_6 ATR_t + \epsilon_{t+1}$$

변 수(1)	대기업(2)		중소기업(2)	
	회귀계수 (χ^2값)(3)	표준화계수	회귀계수 (χ^2값)	표준화계수
절편	−3.4546 (46.8955)***		−1.8570 (35.2121)***	
AD_t	3.1880 (20.4915)***	**0.4374**	2.9391 (126.3615)***	**0.7133**
CR_t	0.0295 (0.6360)	0.0576	−0.0881 (4.2692)**	**−0.2875**
DR_t	1.6316 (7.4280)***	**0.3152**	0.9720 (6.7827)***	**0.5946**
ROA_t	−1.1854 (0.8070)	−0.1073	−1.8879 (30.6423)***	**−0.6636**
SGR_t	−1.1929 (2.5601)	−0.4075	−0.1386 (6.5783)**	**−0.3195**
ATR_t	0.3128 (0.9804)	0.0832	−0.5998 (6.5809)**	**−0.1883**
일치도(4)	77.4 %		94.2 %	
우도비	95.5293***		616.8249***	
표본크기	393		926	

(1) DEL_{t+1} : t+1년에 상장폐지 되면 1이고 그렇지 않으면 0
AD_t : t년에 비적정 감사의견이면 1이고 그렇지 않으면 0
CR_t : t년의 유동비율, DR_t : t년의 부채비율, ROA_t : t년의 총자산이익률
SGR_t : t년의 매출액증가율, ATR_t : t년의 총자산회전율
(2) 기업규모의 차이에 따른 구분
(3) ***,**는 각각 1%, 5%의 수준에서 유의적임(양측검정)
(4) 모형에 의해 예측된 상장폐지 여부에 대한 일치도

15) 코스닥시장 상장기업의 부채비율 평균값이 59%(분모가 자기자본이면 144%)로, 유가증권시장 상장기업의 부채비율 평균값인 78%(분모가 자기자본이면 355%)보다 1%의 유의수준(t값 −3.21)에서 더 유의하게 낮은 것으로 나타났다.

<표 8>에서 중소기업에 대한 분석결과는 코스닥시장 상장기업과 유사하고 대기업에 대한 분석결과는 유가증권시장 상장기업과 유사한데, 이는 전체표본의 90%가 서로 일치하기 때문이다.[16] <표 7>의 결과와 다르게 중소기업과 대기업의 부채비율은 모두 유의한 양(+)의 값을 보였는데, 이는 코스닥시장 상장기업의 부채비율이 유가증권시장의 부채비율보다 유의하게 낮은 것과 달리, 중소기업과 대기업의 부채비율은 유의한 차이가 없기 때문이다.[17] 또한 중소기업의 부채비율에 대한 표준화계수의 절대오차율은 비적정 감사의견에 대한 더미변수 및 총자산이익률처럼 높은 것으로 나타나므로, 감사의견 및 총자산이익률은 물론 부채비율도 중소기업의 상장폐지에 많은 영향력을 주는 변수라고 볼 수 있다. 따라서 중소기업과 대기업의 일치도 차이는 약 17%p로 코스닥시장 상장기업과 유가증권시장 상장기업의 일치도 차이보다 더 크게 나타나, 재무비율을 이용한 상장폐지예측모형은 중소기업을 대기업보다 더 잘 예측한다고 볼 수 있다. 이는 상장폐지요건을 좀 더 체계적으로 관리할 수 있는 대기업보다는 상대적으로 그렇지 못한 중소기업의 상장폐지 확률이 더 높기 때문에 나타난 결과라 볼 수 있다.

<표 7>과 <표 8>의 분석결과를 통해서 재무비율을 이용한 상장폐지예측모형은 코스닥시장 상장기업과 중소기업에게는 적합한 방법이지만, 유가증권시장 상장기업과 대기업에게는 예측력이 낮아 적합하지 못하다고 볼 수 있다. 따라서 유가증권시장 상장기업과 대기업의 상장폐지예측모형은 재무비율 이외의 추가정보를 포함시켜야 할 것이다.

셋째, <표 9>는 상장폐지실질심사 적용 여부에 따라 상장폐지예측모형에 차이가 있는지를 분석한 것이다.

<표 9>에서 상장폐지실질심사 비적용의 경우에는 비적정 감사의견에 대한 더미변수, 부채비율과 매출액증가율이 유의한 변수로 나타났다. 반면에 상장폐지실질심사 적용의 경우에는 비적정 감사의견에 대한 더미변수, 부채비율, 총자산이익률, 총자산회전율이 유의한 값을 보였다. 따라서 상장폐지실질심사 비적용 즉, 형식적 상장폐지와 비교하여, 상장폐지실질심사 적용으로 상장폐지예측모형에서 미래지표인 성장성의 영향력은 낮아졌으나 수익성과 활동성의 영향력은 높아졌다고 볼 수 있다. 또한 상장폐지실질심사 적용의 일치도는 95.8%로 매우 높게 나타나, 상장폐지실질심사 비적용의 일치도인 88.2%보다 약 8%p정도 더 높게 나타나고 있다. 이는 상장폐지실질심사제도의 도입으로 회계정보의 신뢰성이 제고됨으로써(박홍조・지현미, 2010), 재무비율에 의한 상장폐지예측모형의 예측력이 높아졌다고 볼 수 있다. 또한 이러한 결과는 상장폐지실질심사가 재무정보 위주의 형식적 상장폐지요건보다 오히려 더 재무정보를 충실하게 반영하고 있음을 입증하는 것이다. 따라서 상장폐지실질심사제도가 횡령, 배임, 분식회계, 불성실공시 등으로 기업경영의 계속성 등에 문제가 있는 부실기업들을 조기 퇴출시킴으로써(김승열, 2010),

16) 전체표본 1,319개 중에서 유가증권시장 상장기업인 동시에 대기업인 경우는 349개(26%)이고, 코스닥시장 상장기업인 동시에 중소기업인 경우는 839개(64%)로 서로 일치하는 경우가 전체표본의 90%이다.

17) 중소기업의 부채비율 평균값이 58%로, 대기업의 부채비율 평균값인 68%와 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다.

상장폐지실질심사제도의 목적을 실현하고 있다고 볼 수 있다.

〈표 9〉 상장폐지실질심사 적용 여부에 따른 상장폐지예측모형 분석

$$DEL_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 AD_t + \beta_2 CR_t + \beta_3 DR_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 SGR_t + \beta_6 ATR_t + \epsilon_{t+1}$$

변 수[1]	상장폐지실질심사 비적용[2]		상장폐지실질심사 적용[2]	
	회귀계수 (χ^2값)[3]	표준화계수	회귀계수 (χ^2값)	표준화계수
절편	−4.5050 (45.0920)***		−1.3685 (5.0836)***	
AD_t	3.8339 (29.1220)***	**0.6112**	2.9581 (7.0686)***	**0.4061**
CR_t	0.0188 (0.2180)	0.0781	−0.0181 (0.1980)	−0.0698
DR_t	2.7842 (9.4277)***	**0.7155**	−1.1480 (2.8088)*	**−0.2363**
ROA_t	−0.1586 (0.0723)	−0.0533	−4.2406 (23.6028)***	**−1.2333**
SGR_t	−0.2703 (4.7263)**	**−0.3483**	0.2217 (1.4534)	0.1055
ATR_t	0.2238 (0.3737)	0.0651	−2.0311 (4.5217)**	**−0.5622**
일치도[4]	88.2%		95.8%	
우도비	112.7216***		144.4899***	
표본크기	316		257	

(1) DEL_{t+1} : t+1년에 상장폐지 되면 1이고 그렇지 않으면 0
AD_t : t년에 비적정 감사의견이면 1이고 그렇지 않으면 0
CR_t : t년의 유동비율, DR_t : t년의 부채비율, ROA_t : t년의 총자산이익률
SGR_t : t년의 매출액증가율, ATR_t : t년의 총자산회전율

(2) 상장폐지실질심사 비적용 : 2006년~2008년의 상장폐지기업과 계속상장기업의 분석
상장폐지실질심사 적용 : 2009년~2011년의 상장폐지실질심사에 의한 상장폐지기업과 계속상장기업의 분석[18]

(3) ***,**,*는 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서 유의적임(양측검정)

(4) 모형에 의해 예측된 상장폐지 여부에 대한 일치도

<표 6>부터 <표 9>까지의 모든 로짓분석에서 비적정 감사의견 여부에 대한 더미변수는 유의한 양(+)의 값을 나타내므로, 감사의견은 재무비율이 제공할 수 없는 추가적인 상장폐지 정보를 제공한다고 볼 수 있다. 또한 비적정 감사의견 여부에 대한 더미변수를 생략하고 분석하여도 상장폐지여부에 대한 일치도는 높게 나타나므로, 재무비율만으로 구성된 상장폐지예측모형의

18) 상장폐지실질심사 적용 표본은 2009년부터 2011년까지 3년간이므로, 연수를 일치시키기 위해서 상장폐지실질심사 비적용 표본은 2006년부터 2008년까지로 한정하였다. 또한 상장폐지실질심사 적용 표본에서 상장폐지실질심사에 의하지 않고 상장폐지 된 기업을 제외한 이유는 상장폐지실질심사의 적용효과를 분석하기 위해서이다.

적정성을 입증하고 있다.[19)]

Ⅴ. 결론 및 한계점

본 연구는 주식시장 및 기업규모의 차이, 상장폐지실질심사 적용여부에 따라 재무비율 중심의 상장폐지예측모형에 차이가 있는지를 검증하였다. 추가적으로 선행연구들에서 포함하지 않았던 비적정 감사의견 여부에 대한 더미변수를 상장폐지예측모형에 포함시킴으로써, 감사의견이 상장폐지예측에 추가적인 정보를 주는지를 검증하였다.

본 연구의 구체적인 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 코스닥시장 상장기업의 독립변수의 회귀계수는 대부분 유의하나 유가증권시장 상장기업은 재무비율 중 부채비율과 총자산회전율만 유의한 것으로 나타났고, 코스닥시장 상장기업의 일치도는 유가증권시장 상장기업보다 8%p정도 더 높은 것으로 나타났다. 또한 중소기업의 독립변수는 모두 유의하나 대기업은 재무비율 중 부채비율만 유의한 것으로 나타났고, 코스닥시장 상장기업의 일치도는 유가증권시장 상장기업보다 17%p정도 더 높은 것으로 나타났다. 따라서 재무비율을 이용한 상장폐지예측모형은 유가증권시장 상장기업과 대기업보다 코스닥시장 상장기업과 중소기업에 더 적합하다고 볼 수 있다. 둘째, 형식적 상장폐지요건에 의한 상장폐지예측모형은 재무비율 중 부채비율과 매출액증가율이 유의한 변수로 나타났으나, 상장폐지실질심사를 적용한 상장폐지예측모형은 재무비율 중 부채비율, 총자산이익률, 총자산회전율이 유의한 것으로 나타났다. 또한 상장폐지실질심사 적용의 일치도는 상장폐지실질심사 비적용보다 8%p정도 더 높게 나타났다. 따라서 상장폐지실질심사제도의 도입으로 재무비율에 의한 상장폐지예측모형의 예측력이 높아졌다고 볼 수 있다. 셋째, 모든 분석에서 비적정 감사의견 여부에 대한 더미변수가 유의한 것으로 나타나, 감사의견은 재무비율이 제공할 수 없는 추가적인 상장폐지 예측정보를 제공한다고 볼 수 있다.

본 연구의 의의는 코스닥시장 상장기업과 중소기업의 상장폐지예측모형이 유가증권시장 상장기업과 대기업의 것보다 더 정확하게 예측함을 보여줌으로써, 주식시장 및 기업규모의 차이에 따라 상장폐지예측모형에 차이가 있음을 입증하였다는데 있다. 또한 상장폐지실질심사를 적용한 상장폐지예측모형이 형식적 상장폐지요건에 의한 것보다 더 정확하게 예측함을 보여줌으로써, 상장폐지실질심사제도의 도입타당성을 실증적으로 입증하였다는데 있다.

본 연구는 다음과 같은 한계점을 가지고 있다. 첫째, 연구의 특성상 재무비율 중심으로 상장폐지예측모형을 설정하여 분석하였기 때문에, 분석결과를 모든 상장폐지예측모형으로 해석하기

19) 감사의견 더미변수를 제외(포함)한 <표 6>의 전체표본의 일치도는 89.6%(91.9%), <표 7>의 유가증권시장과 코스닥시장의 일치도는 각각 83.2%(86.3%)와 91.7%(94.2%), <표 8>의 대기업과 중소기업의 일치도는 각각 75.3%(77.4%)과 91.6%(94.2%), <표 9>의 상장폐지실질심사 적용과 비적용의 일치도는 각각 84.6%(88.2%)과 95%(95.8%)로 나타났다.

에는 제한이 있다. 둘째, 연구기간의 한계로 상장폐지실질심사제도의 도입효과를 일부기간에 한정하였기 때문에, 향후에는 이에 대한 확인절차가 필요해 보인다. 셋째, 감사보고서에 기재하는 감사인의 계속기업예측도 상장폐지예측모형에 영향을 줄 수 있는 중요한 변수이나, 기업특성의 차이에 따른 상장폐지예측모형의 차이를 검증한 본 연구의 주제와는 거리가 있기 때문에 차후 연구에서 다루기로 한다. 넷째, 본 연구는 상장폐지 직전 연도의 재무자료를 이용한 상장폐지예측모형을 이용하여 분석하였으나, 차후 연구에서는 부실예측모형처럼 3~5년 전의 재무자료를 이용한 상장폐지예측모형도 활용하고자 한다.

참고문헌

김승열. 2010. “코스닥시장 상장폐지실질심사에 관한 연구”. 법학논총 제22권 제2호 : 9－58.

김창수. 2008. “건전성 규제가 기업 가치에 미치는 영향 : 상장폐지요건을 중심으로”. 경영학연구 제37권 제1호 : 97－131.

김문태・이지현. 2011. “상장폐지실질심사에 의한 상장폐지 KOSDAQ기업의 이익관리 행태에 관한 연구”. 한국회계학회 하계학술대회 발표논문 : 125－142.

김종훈・박규일・김민철. 2011. “상장폐지기업의 재무적 특성과 예측에 관한 연구 : 코스닥 기업을 중심으로”. 회계연구 제16권 제2호 : 125－142.

박성환・김유찬・김영길. 2011. “상장폐지기업의 특성에 관한 실증연구”. 회계저널 제20권 제5호 : 35－61.

박홍조. 2011. “상장폐지 실질심사제도가 외부감사인 교체에 미치는 영향”. 대한경영학회지 제24권 제6호 : 3351－3368.

_____・지현미. 2010. “상장폐지 실질심사 제도 시행이 회계정보의 신뢰성에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제11권 제4호 : 253－274.

배기수・정설희. 2011. “상장폐지기업 예측모형에 관한 실증연구”. 세무회계연구 제30호 : 125－140.

이계원. 1993. “회계정보에 의한 기업부실예측과 시장반응”. 회계학연구 제16호 : 49－78.

이장희・이한수・이동원. 2004. “사외이사와 이익조정의 관련성에 관한 실증분석”. 국제회계연구 제11집 : 177－193.

장지영・권선국. 2009. “기업의 소유구조가 인터넷 재무정보 공시수준에 미치는 영향”. 회계저널 제18권 제2호 : 343－368.

전상경. 2011. “신규상장 기업의 조기 상장폐지 가능성 분석”. 기업가정신과 벤처연구 제14권 제4호 : 101－124.

황인태・강선민・김순희. 2011. “비재무적 정보를 이용한 상장폐지 예측모형”. 한국경영학회 경영관련학회 통합학술대회 발표논문 : 420－445.

Altman, E. I. 1968. Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy. *Journal of Finance* 23(September) : 589－609.

Beaver, W. H. 1966. Financial Ratios as Predictors of Failure. *Journal of Accounting Research* : 71－111.

Ohlson, J. A. 1980. Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy. *Journal of Accounting Research* 18(Spring) : 109－131.

Zmijewski, M. E. 1984. Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models. *Journal of Accounting Research* 22(Supplement) : 59－82.

The Effect of Stock Market, Firm Size and Substantial Investigation System of Delisting on the Prediction Model of Delisting Firms

Ji, Heonyol* · Oh, Oungrak**

〈Abstract〉

This study examines whether stock market, firm size and 'substantial investigation system of delisting' affect the prediction model of delisting firms, focusing on the delisted firms of KOSPI and KOSDAQ from 2001 until 2011.

The results of the analysis are the following.

First, the prediction model of delisting firms of the KOSDAQ firms shows the higher suitability than those of the KOSPI firms. Secondly, the prediction model of delisting firms of the small firms shows the higher suitability than those of the large firms. Thirdly, the prediction model of delisting firms of the following 'substantial investigation system of delisting' firms shows the higher suitability than those of the previous 'substantial investigation system of delisting'.

The contribution of the study is to show that stock market, firm size and 'substantial investigation system of delisting' can affect the prediction model of delisting firms.

〈Key words〉 Stock market, Firm size, Substantial investigation system of delisting, Prediction model of delisting firms

* Associate Professor, Department of Business Administration, University of Bucheon, hyji@bc.ac.kr

** Assistant Professor, School of Business, Soongsil University, oor@ssu.ac.kr