

발생액의 미래 현금흐름 예측력 : 표본 내 예측 대 표본 외 예측†

오원선* · 김동출**

〈요 약〉

본 연구는 Barth 외(2001)가 개발한 모형을 이용하여, 표본 내 예측과 표본 외 예측 상황에서 발생액 및 발생액 구성요소들의 미래 현금흐름 예측력을 검토하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 우리나라의 유가증권 시장 과 코스닥 시장에 상장된 762개 기업의 1994년부터 2007년까지 14년간의 자료를 이용하여 발생액 및 발생액 구성요소의 미래현금 예측력을 검증하였다.

검정 결과 표본 내 예측력 검증에서는 Barth 외(2001)와 유사한 결과가 얻어졌다. 즉, 발생액을 여섯 가지의 구성요소로 추가로 분해한 모형의 표본 내 예측력이 비교 대상이 된 다른 세 가지 모형(회계이익 모형, 현금흐름 모형, 영업현금흐름 및 총발생액 모형)에 비해 우수하였으며, 여러 상황에서 무형자산 및 이연자산을 제외한 나머지 다섯 가지의 발생액 구성요소는 미래 현금흐름의 예측에 관하여 추가적인 정보 내용을 포함하는 것으로 밝혀졌다.

표본 외 예측에서는 상반되는 결과가 얻어졌다. 표본 외 예측력이 가장 뛰어난 모형은 영업현금흐름만을 독립변수로 포함하는 모형이었으며, Barth 외(2001)의 발생액 분해모형은 비교 대상인 네 가지의 모형 중 예측력이 가장 낮았다. 산업별 및 연도별로 수행된 추가 분석에서도 전반적으로 결과의 강건성을 확인할 수 있었다. 따라서 발생액과 발생액 구성요소가 미래 현금흐름의 예측에 유용한 정보를 전달한다는 Barth 외(2001)의 주장은 표본 외 예측에서는 성립한다고 할 수 없다. 이러한 결과는 미국 자료를 이용한 Lev 외(2005)의 결과와 일치하며, 미국과 한국의 회계기준 제정기관의 입장과 상반된다.

핵심주제어 : 발생액, 미래 현금흐름, 예측력, 표본 내 예측, 표본 외 예측

논문접수일: 2009년 7월 8일 수정일: 2009년 9월 1일 게재확정일: 2009년 9월 3일

* 제1저자, 인천대학교 경영대학 경영학부 교수, wonsoh@incheon.ac.kr

** 교신저자, 강릉영동대학 부교수, choon@gyc.ac.kr

† 이 논문은 2006년도 인천대학교 자체연구비 지원에 의하여 연구되었음.

I. 서 론

본 연구는 발생액이 미래 현금흐름의 예측에서 담당하는 역할을 조사하는 것을 목적으로 한다. 한국 회계기준위원회는 당해 기업실체에 유입될 미래 순현금흐름의 크기, 시기 및 불확실성을 평가하는 데 유용한 정보를 제공하는 것을 재무보고의 한 가지 주요한 목적으로 지적하고 있다(회계기준위원회 2003, 문단 24). 나아가서 한국 회계기준위원회는 이익과 이익 구성요소들에 관한 정보가 당기 현금흐름에 비해 미래 현금흐름 예측능력이 뛰어나다는 입장을 보이고 있다(회계기준위원회 2003, 문단 30)¹⁾. 정의상 회계이익은 영업현금흐름과 발생액을 합한 것이기 때문에, 회계이익과 영업현금흐름의 미래 현금흐름 예측력을 비교하는 것은 결국 발생액의 미래 현금흐름 예측력을 평가하는 것이 되며, 결국 회계기준위원회의 입장은 발생액이 당기 현금흐름을 능가하는 미래 현금흐름 예측력을 가지고 있다는 것으로 해석될 수 있다.

회계이익과 영업현금흐름의 정보가치(미래 현금흐름 예측능력을 포함한)에 관해서는 지금까지 적지 않은 연구가 이루어져왔다. 특히 최근에 주목을 끈 연구는 Barth 외(2001)이다. 이 연구에서는 회계이익을 영업현금흐름과 여섯 가지의 발생액 구성요소들로 분해한 모형이 다른 모형에 비해 미래 현금흐름의 예측력이 뛰어나며, 무형자산 상각을 제외한 발생액 구성요소들이 미래 현금흐름의 예측에 관해 상이한 정보를 전달한다는 결과가 얻어졌다.

Barth 외(2001)는 당기의 회계 변수들을 독립변수로 하고 미래의 영업현금흐름을 종속변수로 하는 표본 내 (in-sample) 회귀를 이용하여 위의 결과를 얻었는데, 이러한 표본 내 회귀는 예측 검정이라 할 수 없으며, 예측에 관해서 잘못된 추론을 제공할 가능성도 있다는 주장이 제기되고 있다(Lev 외, 2005). 표본 내 예측은 모형의 모수 추정치가 시간의 경과에도 불구하고 일정하다고 가정한다는 문제점과, 예측시점에서 볼 때 관찰이 불가능한 미래의 변수를 종속변수로 포함함으로써 정보이용자가 미래 현금흐름의 예측에 실제로 적용할 수 없다는 문제점을 안고 있다. 이러한 문제점을 해소할 수 있는 예측 방식이 표본 외 예측(out-of-sample prediction)이다.

Lev 외(2005)는 Barth 외(2001)의 모형에 표본 외 예측을 적용하여 발생액 및 발생액 구성요소의 미래 현금흐름 예측력을 평가한 결과, 이 모형이 현금흐름모

1) 미국 회계기준심의회(FASB)도 미래 현금흐름에 대한 예측을 재무보고의 주요 목적으로 제시하고 있으며, 발생주의가 현금주의에 비해 우월하다는 입장을 보이고 있다(FASB, 1978).

형에 비해 예측력이 우월하다는 증거를 발견할 수 없었다. 이와 같이 외국의 경우 예측력 평가를 위해 사용한 예측방식의 차이에 따라 발생액의 미래 현금흐름에 관한 연구결과가 상반된다는 점에 주목하여, 본 연구에서는 우리나라 유가증권 시장 및 코스닥 시장에 상장된 제조 기업을 대상으로 Barth 외(2001)의 모형을 이용하여, 표본 내 예측과 표본 외 예측의 두 가지 방식으로 발생액 및 발생액 구성요소의 미래 현금흐름 예측력을 조사함으로써, 발생액이 미래 현금흐름의 예측에서 담당하는 역할을 검토한다.

최근에 국내에는 Barth 외(2001)의 모형을 바탕으로 발생액의 미래 현금흐름 예측력을 검토한 선행연구가 몇 편 존재하지만(예를 들면, 임재희와 박재영 2006, 남천현 2007), 이 연구들은 표본 내 회귀를 사용하였으며, 유가증권 시장 상장기업만을 대상으로 하고 있다. 총발생액을 발생액 구성요소로 분해한 Barth 외(2001)의 모형이 등장한 이래, 이 모형에 표본 외 예측 방식을 적용하여 발생액 및 발생액 구성요소의 미래 현금흐름 예측력을 조사한 연구는 국내에서는 아직 찾아보기 어렵다.

본 연구의 결과는 발생액(및 발생액 구성요소)이 미래 현금흐름의 예측에 과연 유용한가에 관한 이해를 증진시키는 의미가 있으며, 외국에서의 이 분야의 연구결과와 국내 자료를 이용한 연구결과를 비교할 수 있는 기회가 된다. 또한 본 연구의 결과는 미래 현금흐름의 예측에 있어서 이익 구성요소들의 역할이 중요하다는 한국 회계기준위원회 및 미국의 회계기준심의회(Financial Accounting Standards Board: FASB) 등 국내외 회계기준 제정기관이 견지하고 있는 입장에 대한 실증적 증거를 제공한다.

본 논문의 나머지는 다음과 같이 구성되어 있다. 본장에 이어 제Ⅱ장에서는 본 연구의 바탕이 되는 선행연구의 결과들을 살펴보고, 제Ⅲ장에서는 모형과 변수의 측정, 표본기업의 선정 등 실증적 예측과 검정을 위한 연구 설계를 제시한다. 제Ⅳ장에서는 연구 설계에 따라 수행된 실증분석의 결과를 논의하고 해석한다. 다음, 제Ⅴ장에서는 본 연구의 연구결과를 요약하고 결론을 도출한다.

Ⅱ. 선행연구의 검토

현금흐름과 비교하여 발생액(또는 회계이익)의 유용성을 실증적으로 평가하기 위한 선행연구는 크게 세 가지의 맥락으로 분류할 수 있다. 그 하나는 발생액과

주가 사이의 관련을 통해 발생액의 기업가치 관련성을 검토하는 것이다. Lipe (1986)는 발생주의 회계이익의 여러 구성요소들이 모두 주식수익률과 관련이 있음을 밝혔고, 다른 선행연구들도 현금흐름 및/또는 총이익을 통제한 후에 주식수익률과 발생액 사이에 관련이 있음을 발견했다(Wilson 1986, Rayburn 1986, Bowen 외 1987, Dechow 1994). 발생액의 유용성을 평가하기 위해 기업가치 관련성 접근방법을 사용하는 것은 두 가지 문제점을 내포하고 있다. 첫째, Holthausen과 Watts(2001)가 지적했듯이, 기업가치 관련성이라는 속성은 회계기준의 설정에 대해 특별한 함의를 부여하지 못한다. 둘째, 기업가치 관련성 연구는 보통 시장 효율성과 위험에 대한 적절한 통제라는 두 가지의 가정을 전제로 하는데, 많은 연구가 회계정보와 관련하여 주식시장의 이상 현상(anomaly)을 입증한 것을 보면 이 두 가지 가정 중 하나 또는 모두가 성립하지 않음을 알 수 있다²⁾.

선행연구들이 발생액의 유용성을 평가하기 위해 사용한 또 하나의 방법은 발생액과, 미래 현금흐름 및 미래이익의 관련을 검토하는 것이다. Greenberg 외 (1986), Dechow 외(1998), Barth 외(2001), Kim과 Kross(2005) 등의 연구에서는 $t+1$ 기의 현금흐름을 t 기의 현금흐름 및 발생액에 회귀시킴으로써 당기 발생액과 차기 현금흐름 사이에 관련이 있음을 밝혔다. Barth 외(2001)는 발생액을 매출채권의 변동, 재고자산의 변동, 매입채무의 변동, 감가상각, 무형자산 상각 및 기타 발생액 등 여섯 가지의 주요한 구성요소들로 분해한 모형이 영업현금흐름만 포함하거나 영업현금흐름과 총발생액을 포함한 모형에 비해 미래 현금흐름의 예측력이 뛰어나며, 무형자산 상각을 제외한 발생액 구성요소들이 미래 현금흐름의 예측에 관해 상이한 정보를 전달한다는 증거를 제시했다. Al-Attar와 Hussain(2004)은 1991-2000 기간의 영국 기업들의 자료를 이용하여 Barth 외(2001)의 검정을 수행한 결과, 회계이익을 현금흐름과 발생액 구성요소들로 분해하는 Barth 외(2001)의 모형이 1년, 2년 및 3년 후의 현금흐름에 대한 예측력을 유의하게 향상시킨다는 것을 보였다. 최근에 Cheng과 Hollie(2008)는 Barth 외(2001)의 검정을 반복하여 그들의 연구결과가 강건하다는 것을 확인하였고, Barth 외(2001)의 모형을 확장하여 현금흐름을 핵심적 및 비핵심적 현금흐름으로 분해함으로써 모형의 예측력이 크게 향상된다는 것을 발견했다.

이와 같이 표본 내(in-sample) 예측 방법을 사용한 연구들은 계수의 유의성이나 조정 결정계수의 증가에 의존하여 그러한 예측력의 존재를 입증한다. 이 연

2) 대표적인 예로는 Sloan(1996)에 의해 시작된 이래로 최근까지 많은 연구가 진행되고 있는 발생액 이상 현상(accruals anomaly)이 있다.

구들은 전반적으로 특정 연도의 발생액이 미래 현금흐름과 관련되어 있다는 비교적 일관성이 있는 증거를 제시하나, 이러한 관련성의 존재가 반드시 미래 현금흐름에 대한 발생액의 증분 예측력이 존재한다는 것을 의미하는 것은 아니다. 그러한 관계는 시간의 경과에 따라 달라질 수 있으며, 따라서 t 기에 발견된 관련이 $t+1$ 기의 표본 외 예측에 유용하지 않을 수도 있을 것이다.

발생액의 유용성을 평가하기 위한 세 번째 접근방법에서는 미래 현금흐름과 이익에 관한 발생액의 표본 외(out-of-sample) 예측력을 측정한다. Bowen 외(1986)는 이상항목 전 이익이 현금흐름의 랜덤워크 모형에 비해 미래영업현금흐름에 대한 더 우수한 예측지표라는 증거를 발견하지 못했다. 이와 대조적으로, Dechow 외(1998)는 이상항목 및 중단된 영업 전 이익이 영업현금흐름의 랜덤워크 모형을 능가한다는 것을 발견했다. Finger(1994)는 시계열기법을 사용하여 전기의 이익이 미래 현금흐름의 예측에 있어서 전기 현금흐름을 능가하는 증분 예측력을 포함한다는 것을 발견하지 못했다. Lorek과 Willinger (1996)는 분해된 발생액 모형을 사용하여 증분 예측력에 대한 증거를 발견했다. 그러나 이들의 연구는 62개의 성공적인 기업들로 구성된 표본에 근거하며 따라서 일반화될 수 없다. 이에 비해 더 큰 규모의 표본과 Barth 외(2001)의 발생액 구성요소 분해 모형을 사용하여 표본 외 예측에 의한 예측력을 검토한 Lev 외(2005)에서는, Barth 외(2001)의 모형이 현금흐름만을 포함한 모형에 비해 예측력이 더 낮다는 결과를 얻었으며, 따라서 발생액 및 발생액 구성요소가 미래 현금흐름에 대해 표본 외 예측력을 가진다는 증거를 발견하지 못했다. Yoder(2007)는 현금흐름이 랜덤워크를 따르고, 매입채무와 매출채권이 다음 기간에 역전되는 것으로 각각 가정된 발생액 모형(발생액 역전모형)이 현금흐름에만 근거한 모형에 비해 차기의 현금흐름을 더욱 정확하게 예측한다는 것을 발견했다. 또 Yoder(2007)는 Barth 외(2001)의 모형을 확장하여 과거 3년간의 자료를 가지고 모수들을 추정하여 현금흐름에 근거한 모형들이나 발생액 역전모형 양자를 넘어서는 증분 예측력을 가진다는 결과를 얻었다.

이와 같이 표본 외 예측 검정을 수행한 선행연구들에서는 결과를 일반화하기 어렵거나 상이한 결론이 도출되는 등, 현금흐름과 발생액의 미래 현금흐름 예측력에 관하여 일관성 있는 결과가 얻어지지 않고 있다.

현금흐름과 발생액(또는 회계이익)의 상대적 유용성에 관한 국내의 연구는 1990년대에 비교적 활발하게 이루어졌으나(예를 들면, 최정호 1991, 최관 1993, 나종길 1997, 고종권 1998, 김정교 1998, 백원선 외 2001), Barth 외(2001)의 모형을 응용한 최근의 연구는 그다지 많지 않다. 임재희와 박재영(2006)은 Barth

외(2001)의 모형을 이용하여 회계이익을 현금흐름과 발생액의 주요 항목으로 세분하였을 경우 그렇지 않은 모형들(현금흐름, 회계이익, 현금흐름과 총발생액을 각각 독립변수로 한 모형)에 비해 미래 현금흐름에 대한 예측력이 유의하게 더 높다는 것을 밝혀냈다. 남천현(2007)도 Barth 외(2001)의 모형을 바탕으로 발생액 구성요소를 더욱 세분한 다음³⁾ 이러한 회계이익의 분해가 미래 현금흐름 및 미래 회계이익의 예측력에 미치는 영향을 분석하였다. 전반적으로 그의 연구에서는 Barth 외(2001)의 결과와 유사한 결과가 얻어졌으며, 추가로 세분된 발생액 구성요소들이 미래 현금흐름 또는 미래 이익의 예측력에 기여하는 것으로 나타났다. 그러나 위의 두 연구는 모두 표본 내 회귀에 근거하여 발생액(및 발생액 구성요소)의 예측력을 평가했으며, 국내에서 Barth 외(2001)의 모형에 표본 외 예측을 결합하여 회계변수의 미래 현금흐름 예측력을 비교한 연구는 아직 찾아보기 어렵다.

Ⅲ. 연구설계

1. 표본 내 예측과 표본 외 예측

회계 및 재무 연구에서 예측력의 평가에 흔히 사용되는 한 가지 방법은 $t+1$ 기의 예측대상변수를 종속변수로 하고, t 기의 여러 설명요인들을 독립변수로 하는 회귀식을 추정하고, 결정계수나 각 독립변수의 계수의 유의성 등을 바탕으로 설명요인들의 예측력을 평가하는 표본 내(in-sample) 회귀방법이다. 그러나 이러한 방법은 예측력에 대한 검증으로는 적합하지 않다(Lev 외, 2005).

표본 내 회귀를 통한 예측력의 평가가 가지는 한 가지 문제점은 독립변수의 계수 추정치들이 시간의 경과에 대해 안정적이라고 가정하는 것이다(Poon과 Granger, 2003). 실제로는 시간의 경과에 따라 모수 추정치들이 안정적이지 않은 경우가 많다. 다른 한 가지 문제점은 실제 예측에서는 예측시점 또는 그 직전에 활용 가능한 자료에 의해서 예측모형을 추정한 후에 그 추정 결과를 바탕으로 미래를 예측하는 방법(표본 외 예측)을 사용할 수밖에 없는데, 선행연구에서 사용된 표본 외 예측에서는 t 기의 회계변수를 독립변수로, t 기에 관찰이 불

3) Barth 외(2001)의 모형의 여섯 가지 발생액 구성요소 이외에 선수금·선수수익차이, 미수금·미수수익차이, 선급금·선급비용차이, 미지급금·미지급비용차이 등의 구성요소를 추가하였다.

가능한 t+1기의 현금흐름을 종속변수로 하는 회귀모형을 이용하여 회계변수들의 미래현금흐름 예측력을 평가한다(Goyal과 Welch, 2004).

Barth 외(2001)도 t+1기의 현금흐름에 t기의 여러 회계변수(회계이익, 현금흐름, 발생액 구성요소 등)를 회귀시키는 모형을 사용하여 회계변수들의 미래현금흐름 예측력을 평가하고 있기 때문에, 위에서 언급한 표본 내 예측의 문제점에 그대로 노출되어 있다. 따라서 Barth 외(2001)의 모형이 표본 내(in-sample) 예측에서 유의한 결과가 얻어졌다 하더라도 훌륭한 예측모형으로 인정을 받기 위해서는 현실에 더 잘 반영하는 표본 외 검증 하에서 그 결과의 강건성이 유지될 수 있어야 한다. 본 연구에서는 동일한 표본과 관측치들을 사용하여 Barth 외(2001)의 모형을 중심으로 표본 내 예측과 표본 외 예측을 동시에 수행함으로써 이 모형의 강건성을 검토하는 한편, 실제로 미래의 현금흐름을 예측함에 있어서 발생액(및 발생액 구성요소들)이 현금흐름을 증가하는 증분 예측력을 가지는지를 검토하고자 한다.

2. 모형

본 연구에서는 발생액의 미래 현금흐름 예측력을 평가하기 위해 Barth(2001) 등에서 검토된 바 있는 다음 네 가지의 기본모형을 사용한다.⁴⁾

$$\text{모형 1: } CF_{i,t+1} = \alpha + \beta_N NI_{i,t} + e_{i,t} \quad (1)$$

$$\text{모형 2: } CF_{i,t+1} = \alpha + \beta_C CF_{i,t} + e_{i,t} \quad (2)$$

$$\text{모형 3: } CF_{i,t+1} = \alpha + \beta_C CF_{i,t} + \beta_T TA_{i,t} + e_{i,t} \quad (3)$$

$$\text{모형 4: } CF_{i,t+1} = \alpha + \beta_C CF_{i,t} + \beta_R dAR_{i,t} + \beta_I dIN_{i,t} + \beta_P dAP_{i,t} + \beta_D DP_{i,t} + \beta_A AM_{i,t} + \beta_O OT_{i,t} + e_{i,t} \quad (4)$$

여기에서, CF = 현금흐름, NI = 회계이익, TA = 총발생액, dAR = 매출채권의 변동, dIN = 재고자산의 변동, dAP = 매입채무의 변동, DP = 감가상각, AM = 무형자산 및 이연자산 상각, OT = 기타 발생액이다.

모형 3은 회계이익을 현금흐름과 총발생액(total accruals)으로 분해한 모형이며, 모형 4는 총발생액을 여섯 가지의 구성요소로 다시 세분한 모형이다.

4) 검증에서는 차기(t+1)의 현금흐름 이외에 t+2 및 t+3, 향후 2년간 및 3년간 등의 미래 현금흐름을 추정하는 모형들과, t기의 회계변수뿐만 아니라 t기 및 t-1, t-2, t-3기의 회계변수를 독립변수로 포함하는 모형들도 함께 검토한다.

2.1 표본 내 예측

표본 내 예측에서는 각 모형의 계수의 유의성과 결정계수의 비교를 통하여 모형별 예측력의 우월을 평가한다. 만일 모형 4(모형 3)의 결정계수가 모형 2의 그것에 비해 유의하게 크고, 발생액(발생액 구성요소)의 계수가 유의하다면, 발생액(및 발생액 구성요소)이 차기 현금흐름에 대해 증분설명력을 가지는 것으로 평가할 수 있다. 즉, 당기의 회계이익, 현금흐름 및 총발생액 등이 차기의 현금흐름을 설명한다면 식 (1), (2), (3)의 계수 β_N , β_C , β_T 는 각각 양의 계수를 보일 것이다. 또한 발생액 구성요소들이 미래의 현금흐름을 예측함에 있어서 현금흐름에 부가적인 증분설명력을 가진다면, 식 (4)의 발생액 구성요소들의 계수는 서로 다를 것이며 현금흐름의 계수와도 다를 것이다. Barth 등(2001)에 따라 β_C , β_R , β_I , β_D , β_A 등은 양의 부호를, β_P 는 음의 부호를 보일 것으로 예상된다. 기타발생액(OT)에는 여러 요소가 혼합되어 있기 때문에, β_O 의 부호에 대해서는 예상을 하지 않는다.

2.2 표본 외 예측

표본 외 예측에서는 먼저 예측연도에 활용 가능한 자료를 사용하여 각 모형의 계수 추정치를 얻은 다음, 그 추정치를 사용하여 예측대상연도의 현금흐름을 예측한다. 만일 모형 3을 이용하여 2000년에 2001년의 현금흐름을 예측하고자 한다면, 1999년의 산업별 횡단면적 자료를 사용하여 다음의 식을 추정한다.

$$\text{추정식 : } CF_{2000} = \alpha + \beta_C CF_{1999} + \beta_T TA_{1999} + \epsilon_{1999} \quad (5)$$

다음으로 식 (5)에서 얻어진 계수추정치 $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}_C$, $\hat{\beta}_T$ 와 2000년의 자료를 사용하여 다음과 같이 2001년의 현금흐름을 예측한다.

$$\text{예측식 : } ECF_{2001} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_C CF_{2000} + \hat{\beta}_T TA_{2000} \quad (6)$$

모형의 표본 외 예측력에 대한 평가는 예측대상기간의 실제 현금흐름(식 (5)의 CF_{2001})과 위의 예측대상기간에 대한 현금흐름 예측치(식 (6)의 ECF_{2001})의 차이의 절댓값인 절대예측오차(absolute prediction error)에 의해 이루어지며, 절대예측오차가 작을수록 모형의 예측력이 우수하다.

2년 후의 예측오차 파악에는 t기(2000년)와 t-2기(1998년)의 자료를 이용한 모

수 추정, t 기(2000년)의 자료를 이용한 예측대상기간($t+2$, 2002년)의 현금흐름 예측 등이 요구되고, 예측오차의 확인은 $t+2$ 기(2002년)에 가능해진다. 본 연구에서는 한국표준산업분류(KISC) 중분류를 기준으로 산업별 횡단면적 자료에 의해 각 모형의 모수를 추정한다.

3. 변수의 정의와 측정

위의 모형에 사용된 변수의 값은 한국신용평가정보 주식회사의 회계 및 재무 데이터베이스인 KISVALUE III으로부터 수집되었다. 먼저 회계이익(NI)은 손익 계산서 상의 당기순이익(#129000)⁵⁾으로, 현금흐름(CF)은 현금흐름표상의 영업활동으로 인한 현금흐름(#161000)으로 각각 측정하였다. 총발생액(TA)은 회계이익(NI)에서 영업현금흐름(CF)을 차감한 값이다. 모형 4의 여섯 가지 발생액 구성요소는 모두 현금흐름표의 자료를 사용하여 측정한다. 매출채권의 변동(dAR)은 매출채권의 감소(증가)(#161541), 재고자산의 변동(dIN)은 재고자산의 감소(증가)(#161542), 매입채무의 변동(dAP)은 매입채무의 증가(감소)(#161571) 등으로 각각 정의하였고, 감가상각비(DP)도 현금흐름표상의 유형자산 및 임대주택 감가상각비(#161211)에 의해 측정하였다. 무형자산 및 이연자산 상각비(AM)는 현금흐름표상의 무형자산상각비(#161212)와 이연자산상각비(#161213)를 합한 값으로 측정한다. 기타발생액(OT)은 당기순이익에서 영업현금흐름과 나머지 다섯 가지의 발생액 구성요소를 차감하여 측정한다(즉, $OT = NI - CF - dAR - dINV + dAP + DP + AM$). 모든 회계변수는 당해 연도의 평균총자산((대차대조표 상의 기초 총자산 + 기말 총자산)/2)으로 나누어 사용한다.

이와 같이 본 연구에서의 대부분의 회계자료는 현금흐름표에 의존하고 있는데, 우리나라에서는 현금흐름표가 1994년부터 재무제표에 포함되었기 때문에, 1994년부터 2007년까지 14년간의 회계자료가 연구에 사용되었다.

4. 표본기업의 선정

본 연구에서는 2008년 3월말 현재 유가증권 시장과 코스닥시장에 상장된 기업으로서 다음의 요건을 충족시키는 기업을 표본으로 하였다.

5) 괄호 안은 KISVALUE III의 해당 계정과목의 코드이다.

- ① 제조업에 속하는 기업
- ② 2003년 이전 상장기업
- ③ 결산일이 12월인 기업
- ④ 한국표준산업분류(KISC) 중분류를 기준으로 소속 기업이 20개 이상인 산업에 속한 기업
- ⑤ 검정에 필요한 자료의 수집이 가능한 기업

본 연구에서는 가급적 표본의 동질성을 유지하기 위해 제조업에 속하는 기업만을 표본에 포함하였다. 일반적으로 분석의 대상에서 제외되는 금융, 보험 및 증권업종 이외에도 서비스업에 속하는 기업들은 영업의 내용이 제조업과 다르며, 특히 발생액의 구성내용(예를 들면, 재고자산)에서 커다란 차이가 있을 가능성이 크기 때문이다.

표본선택기준 ②는 본 연구에서 사용된 모든 현금흐름 예측모형을 적용하기 위해서는 최소한 연속 5개년의 회계자료가 요구되기 때문에 부과하였으며, 결산일의 차이에 따라 나타날 수도 있는 소음을 제거하기 위해 결산일이 12월인 기업만을 표본에 포함시켰다(표본선택기준 ③).

상장기업들의 업종분류는 한국표준산업분류(KISC) 중분류를 기준으로 하였다. 비록 유가증권시장과 코스닥시장이 각각의 상장주식에 대해 업종을 분류하고 있으나, 두 시장의 분류체계에 차이가 있기 때문에 양 시장에 공통적으로 적용할 수 있는 한국표준산업분류(KISC) 중분류를 선택하였다. 표본 외 예측에서는 산업별 횡단면 자료를 이용하여 예측모형에 대한 모수를 추정하는데, 소속 기업의 수가 작은 산업의 경우 추정된 예측모형 모수의 통계적 타당성을 확보하기가 어렵기 때문에, 한국표준산업분류(KISC) 중분류를 기준으로 소속 기업의 수가 20개 미만인 산업은 표본에 포함시키지 않았다(표본선택기준 ④).

<표 1>과 <표 2>에 제시된 바와 같이 위의 표본선정기준을 적용하여 최종적으로 본 연구의 표본에 포함된 기업의 수는 14개 산업의 762개사이며, 이중 유가증권시장에 상장된 기업은 334개사, 코스닥시장에 상장된 기업은 428개사이다.

최초에 확보된 데이터 수는 762개 기업의 8,426개 기업-연이다. 극단치를 제거하기 위해 본 연구에서 사용된 회계변수 중 하나라도 절댓값이 1 이상인 기업-연은 분석에서 제외하였다. 이 과정에서 102개(1.21%)의 기업-연이 제거되고, 결국 분석에 사용된 기업-연의 수는 총 8,324개 이다.

<표 1> 표본기업의 선정

단위 : 기업 수

표본기업 선정 기준	유가증권 시장	코스닥 시장	계
2008년 3월말 현재 상장기업 중 제조업	447	669	1,116
2004년 이후 상장기업	(43)	(186)	(229)
결산일이 12월이 아닌 기업	(30)	(23)	(53)
소속 기업이 20개 미만인 산업에 속한 기업	(39)	(21)	(60)
자료 미비 기업	(1)	(11)	(12)
계	334	428	762

<표 2> 표본기업의 산업별 분포

단위 : 기업 수

KISC 코드 ¹⁾	산업명	유가증 권시장	코스닥 시 장	계
C10000	식료품 제조업	29	17	46
C14000	의복, 의복 액세서리 및 모피제품 제조업	14	11	25
C17000	펄프, 종이 및 종이제품 제조업	19	8	27
C20000	화학물질 및 화학제품 제조업; 의약품제외	54	20	74
C21000	의료용 물질 및 의약품 제조업	26	23	49
C22000	고무제품 및 플라스틱제품 제조업	13	16	29
C23000	비금속광물제품 제조업	22	6	28
C24000	1차금속 제조업	36	26	62
C25000	금속가공제품 제조업; 기계및가구제외	8	26	34
C26000	전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	43	158	201
C27000	의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업	5	23	28
C28000	전기장비 제조업	14	26	40
C29000	기타 기계 및 장비 제조업	22	44	66
C30000	자동차 및 트레일러 제조업	29	24	53
	계	334	428	762

1) 한국표준산업분류(KISC) 중분류의 코드임.

IV. 실증분석의 결과

1. 기술통계와 변수 간 상관관계

<표 3>은 본 연구의 검정에서 사용된 기본 변수들에 대한 기술통계와 상관관계를 제시하고 있다. Panel A에서 NI_t 와 CF_t 의 평균과 중위수가 양이고, 총발생액(TA_t)의 평균과 중위수는 음으로 나타나고 있는데, 이는 선행연구에서 밝혀진 바와 같다(Sloan 1996, Barth 외 2001). 선행연구에서와 마찬가지로 유동발생액(current accruals) 구성요소인 dAR_t , dIN_t , dAP_t 는 비유동(장기) 발생액 구성요소인 DP_t 에 비해 크기는 더 작은 반면 변동성은 더 큰 것으로 나타났다(Sloan 1996, Barth 외 2001). 상당수의 기업들이 무형자산(이연자산 포함)에 대한 상각을 계상하지 않았으며, AM_t 의 중위수는 0에 가깝다.

<표 3> 변수들의 기술통계와 상관관계

Panel A: 변수의 분포

변수	평균	표준편차	4분위 값		
			1/4분위	중위수	3/4분위
NI_t	0.031	0.126	0.007	0.036	0.080
CF_t	0.056	0.119	-0.003	0.056	0.117
TA_t	-0.025	0.123	-0.080	-0.023	0.031
dAR_t	0.032	0.085	-0.008	0.020	0.059
dIN_t	0.019	0.061	-0.006	0.010	0.036
dAP_t	0.012	0.069	-0.013	0.005	0.030
DP_t	0.041	0.029	0.021	0.034	0.053
AM_t	0.006	0.015	0.000	0.001	0.005
OT_t	-0.017	0.085	-0.039	-0.011	0.014

Panel B: 변수 간 상관관계¹⁾

변수	NI_t	CF_t	TA_t	dAR_t	dIN_t	dAP_t	DP_t	AM_t	OT_t
NI_t		0.496 ^{**2)}	0.542 ^{**}	0.238 ^{**}	0.198 ^{**}	0.132 ^{**}	0.041 ^{**}	-0.144 ^{**}	0.495 ^{**}
CF_t	0.489 ^{**}		-0.462 ^{**}	-0.184 ^{**}	-0.191 ^{**}	0.201 ^{**}	0.277 ^{**}	-0.033 ^{**}	-0.095 ^{**}
TA_t	0.310 ^{**}	-0.556 ^{**}		0.421 ^{**}	0.388 ^{**}	-0.059 ^{**}	-0.227 ^{**}	-0.115 ^{**}	0.598 ^{**}
dAR_t	0.230 ^{**}	-0.166 ^{**}	0.405 ^{**}		0.206 ^{**}	0.517 ^{**}	-0.013	0.073 ^{**}	-0.115 ^{**}
dIN_t	0.197 ^{**}	-0.146 ^{**}	0.351 ^{**}	0.151 ^{**}		0.334 ^{**}	0.024 [*]	0.076 ^{**}	-0.068 ^{**}
dAP_t	0.128 ^{**}	0.202 ^{**}	-0.094 ^{**}	0.411 ^{**}	0.260 ^{**}		0.022 [*]	0.037 ^{**}	-0.020
DP_t	0.032 ^{**}	0.293 ^{**}	-0.299 ^{**}	-0.008	0.020	0.035 ^{**}		-0.014	0.019
AM_t	-0.136 ^{**}	-0.081 ^{**}	-0.066 ^{**}	0.051 ^{**}	0.022 [*]	-0.002	-0.027 ^{**}		-0.089 ^{**}
OT_t	0.125 ^{**}	-0.175 ^{**}	0.402 ^{**}	-0.159 ^{**}	-0.071 ^{**}	-0.029 ^{**}	0.007	-0.108 ^{**}	

1) 대각선을 중심으로 상단이 Pearson 상관관계, 하단이 Spearman 순위상관관계임

2) **는 0.01미만의 수준에서, *는 0.05 미만의 수준에서 각각 유의함을 나타낸다(양측검정).

<표 3>의 panel B는 예상대로 NI_t 가 CF_t 및 TA_t 와 유의한 양의 상관관계를 가지고 있으며, CF_t 와 TA_t 는 유의한 음의 상관관계를 가지고 있음을 보여준다. 전반적으로 발생액 구성요소들은 개별적으로 NI_t 및 CF_t 와 유의한 상관관계를 가지고 있으며, 유동발생액 구성요소 상호간에도 유의한 상관관계가 존재한다.

2. 표본 내 회귀를 이용한 회계 변수들의 미래 현금흐름 예측력

2.1 당기 영업현금흐름 및 발생액 구성요소의 차기 현금흐름 예측력

회계이익을 영업현금흐름과 여섯 가지의 발생액 구성요소로 분해한 Barth 외 (2001)의 모형(식 (4))을 사용하여 발생액(및 발생액 구성요소)의 차기 현금흐름 표본 내 예측력을 검토한 결과가 <표 4>에 제시되어 있다.

<표 4> 차기 현금흐름에 대한 당기 현금흐름 및 발생액 구성요소의 회귀결과

$$CF_{i,t+1} = \alpha + \beta_C CF_{i,t} + \beta_R \Delta AR_{i,t} + \beta_I \Delta IN_{i,t} + \beta_P \Delta AP_{i,t} + \beta_D DP_{i,t} + \beta_A \Delta AM_{i,t} + \beta_O OT_{i,t} + e_{i,t}$$

계수	예상 부호	전체기업	유가증권 상장기업	코스닥 상장기업
a	?	-0.002(-0.896)	0.001(0.472)	-0.008(-2.260)
β_C	+	0.441(37.965)**1)2)	0.449(26.235)**	0.449(28.083)**
β_R	+	0.332(19.572)**	0.399(14.858)**	0.341(14.778)**
β_I	+	0.265(12.600)**	0.245(7.051)**	0.302(10.694)**
β_P	-	-0.445(-19.825)**	-0.483(-13.929)**	-0.452(-14.882)**
β_D	+	0.516(12.258)**	0.537(10.630)**	0.490(7.458)**
β_A	+	-0.153(-2.032)	0.293(2.142)	-0.143(-1.458)
β_O	?	0.154(11.138)**	0.067(4.438)**	0.241(10.558)**
조정 R ²		0.204	0.231	0.203
n		8,324	4,072	4,252

1) 괄호 안은 t 통계량임.

2) **는 1% 미만의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 4>의 회귀식 추정결과를 보면, 소속 시장의 구분과 관계없이 여섯 가지의 발생액 구성요소 중 무형자산 및 이연자산 상각비(AM_t)를 제외한 다섯 가지의 구성요소가 차기의 현금흐름을 설명함에 있어서 모두 유의하며, 예상과 일치하는 부호를 보였다. 특히 DP_t 의 계수가 양이면서 유의하게 나타난 것은 유형자산의 감가상각이 미래 현금흐름의 예측에 도움이 되지 않는다는 일부의 주장에 반한다. 이러한 결과는 미국을 대상으로 한 Barth 외(2001), 영국을 대상으로

한 Al-Attar와 Hussain(2004), 국내 자료를 대상으로 한 임재희와 박재영(2006), 남천현(2007) 등의 선행연구들의 결과와 일치하며, 표본 내 예측 방법을 적용할 경우 대부분의 발생액 구성요소가 차기의 현금흐름에 대해 추가적인 정보를 전달한다는 것을 의미한다.

2.2 모형들의 예측력 차이에 대한 검정

여기에서는 모형 4가 Barth 외(2001)의 결과에서처럼 다른 세 가지 모형에 대해 우월한 표본 내 예측력을 가지고 있는가를 통계적으로 확인하기 위한 검정을 실시한다. 흔히 모형들의 우월을 비교할 때 조정 결정계수의 크기를 기준으로 평가를 하는데, 특정 모형의 조정 결정계수는 그 모형에 포함된 독립변수의 개수 등에 의해 영향을 받을 수도 있기 때문에⁶⁾, 여기에서는 결정계수 간의 차이의 유의성에 대해 통계적 검정을 실시한다. 세 가지의 모형(모형 1, 2, 3)에 대해 t-3기까지의 시차를 가진 독립변수들을 포함한 모형들의 차기 현금흐름 설명력(표본 내 예측력)을, t기의 독립변수만을 포함한 모형 4의 설명력과 비교한다.

$\tau=0$ 인 경우에는 네 가지 모형에 t기의 자료만이 독립변수로 포함되기 때문에 모형 4와 나머지 세 가지 모형의 관계는 동류모형(nested model)이 된다.⁷⁾ 따라서 이때에는 F 검정을 이용하여 모형들의 설명력을 비교한다.⁸⁾ 모형 4는 $\tau=0$ 인데 나머지 세 가지 모형이 $\tau \neq 0$ 인 경우에는 모형 4와 나머지 모형의 관계는 경쟁모형(non-nested model)이 되기 때문에, Vuong(1989) 검정을 사용하여 모형 4와 다른 세 가지 모형을 비교한다.

모형 4와 나머지 세 가지 모형들의 표본 내 예측력을 비교한 결과가 <표 5>에 제시되어 있다. 모형 4는 $\tau=0$ 인 경우에는 전체 기업과 두 시장에서 모두 다른 세 가지 모형에 비해 1% 미만의 유의수준에서 통계적으로 우월하다. 그러나 당기 이전의 자료가 모형에 포함되면($\tau \neq 0$), 모형 4는 모형 1에 대해서만 일관성 있게 더 우수하며, 모형 2에 대해서는 유가증권 상장기업의 $\tau=2$ 와 $\tau=3$ 에서는 그렇지 않았다. 또한 모형 4는 전체 기업의 $\tau=1$ 인 경우를 제외하고는 $\tau \neq 0$

6) 본 연구의 4 가지 모형($\tau=0$ 이 아닌 경우에도)의 독립변수의 개수는 모두 상이하다.

7) $\tau=0$ 인 경우, 모형 4에서 만일 $\beta_C=\beta_R=\beta_I=-\beta_P=-\beta_D=-\beta_A=\beta_O$ 이면, 모형 4는 모형 1과 같게 되고, $\beta_R=\beta_I=\beta_P=\beta_D=\beta_A=\beta_O=0$ 인 경우에 모형 4는 모형 2와 같아지며, $\beta_R=\beta_I=-\beta_P=-\beta_D=-\beta_A=\beta_O \neq 0$ 의 조건이 성립하면 모형 4는 모형 3이 된다.

8) F 검정에서의 검정통계량인 F값은 다음과 같이 계산된다. $F = [(R^2_{M1} - R^2_{Mn}) / (k_{M1} - k_{Mn})] / [(1 - R^2_{M1}) / (N - k_{M1} - 1)]$, 여기에서 R^2_{M1} 은 M1의 결정계수, R^2_{Mn} 는 비교대상 모형의 결정계수, k_{M1} 는 M1의 독립변수의 수, k_{Mn} 는 비교대상 모형의 독립변수의 수, N은 표본의 수이다.

인 모든 상황에서 모형 3에 비해 유의하게 우수하지 않다. 이러한 결과는 모형 4가 $\tau=3$ 까지의 모든 상황에서 1% 미만의 유의수준에서 다른 세 가지 모형에 비해 우수한 표본 내 예측력을 보인다는 Barth 외(2001)의 결과에 비해 강력하지 않다. 즉, 발생액을 여섯 가지의 구성요소로 분해한 모형의 표본 내 예측력은 t-1기까지의 회계변수를 예측지표로 사용하는 경우 다른 세 가지 모형에 비해 우수하다고 볼 수 있다. 이에 따라 아래의 표본 외 예측에서는 t-1기까지의 회계변수를 포함하는 모형만을 검토하고자 한다.

<표 5> 모형들의 표본 내 예측력 차이에 대한 검정

Panel A : 전체 기업									
모형 ¹⁾	$\tau=0(n=8,324)$		$\tau=1(n=7,517)$		$\tau=2(n=6,727)$		$\tau=3(n=5,946)$		
	조정 R ²	F통계량 ²⁾	조정 R ²	Z통계량 ³⁾	조정 R ²	Z통계량	조정 R ²	Z통계량	
모형 4	0.204 ⁴⁾	-	0.221	-	0.220	-	0.239	-	
모형 1	0.114	156.71** ⁵⁾	0.128	4.09**	0.137	3.86**	0.155	3.48**	
모형 2	0.123	141.04**	0.157	2.69**	0.175	2.26*	0.197	2.09*	
모형 3	0.158	96.11**	0.181	1.94*	0.195	1.57	0.218	1.24	
Panel B : 유가증권 상장기업									
모형	$\tau=0(n=4,072)$		$\tau=1(n=3,712)$		$\tau=2(n=3,359)$		$\tau=3(n=3,012)$		
	조정 R ²	F통계량	조정 R ²	Z통계량	조정 R ²	Z통계량	조정 R ²	Z통계량	
모형 4	0.231	-	0.220	-	0.215	-	0.216	-	
모형 1	0.071	141.99**	0.083	3.25**	0.077	3.09**	0.082	3.03**	
모형 2	0.141	80.26**	0.170	1.73*	0.167	1.53	0.173	1.26	
모형 3	0.155	81.49**	0.176	1.56	0.171	1.45	0.176	1.18	
Panel C : 코스닥 상장기업									
모형	$\tau=0(n=4,252)$		$\tau=1(n=3,805)$		$\tau=2(n=3,368)$		$\tau=3(n=2,934)$		
	조정 R ²	F통계량	조정 R ²	Z통계량	조정 R ²	Z통계량	조정 R ²	Z통계량	
모형 4	0.203	-	0.217	-	0.235	-	0.267	-	
모형 1	0.142	55.09**	0.160	2.76**	0.180	2.52**	0.210	2.23*	
모형 2	0.115	79.09**	0.150	2.41**	0.178	2.02*	0.211	2.01*	
모형 3	0.168	37.32**	0.192	1.48	0.215	1.07	0.252	0.78	

- 1) 여기에서의 네 가지 모형은 모두 차기의 현금흐름을 종속변수로 하고 있으며, 모형 4는 당기 현금흐름과 당기의 여섯 가지의 발생액 구성요소를 독립변수로 한 식이며, 모형 1은 당기 및 t-3기까지의 회계이익을, 모형 2는 당기 및 t-3기까지의 영업현금흐름을, 모형 3은 당기 및 t-3기까지의 영업현금흐름과 총발생액을 각각 독립변수로 포함한 식이다.
- 2) F통계량은 모형 4와 나머지 3가지 모형을 각각 비교한 F검정의 통계량이다.
- 3) Z통계량은 모형 4와 나머지 3가지 모형을 각각 비교한 Vuong(1989) 검정에서 얻어진 값이다.
- 4) 모형 4에서 τ 에 따라 조정 R²가 다르게 표시된 것은 독립변수의 변화 때문이 아니고 다른 모형과 동일한 표본을 사용한 데 따른 표본의 변화 때문이다.
- 5) **과 *는 각각 1%와 5% 미만의 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

2.3 2년 이상 후의 현금흐름에 대한 표본 내 예측력

지금까지의 분석은 1년 후의 현금흐름을 예측하는 것에 초점을 맞추었으나, 미래 현금흐름에서의 '미래'가 차기만을 말하는 것은 아니기 때문에, 회계이익과 발생액 및 발생액 구성요소들의 2년 이상 후의 현금흐름 예측력을 조사하기 위해, CF_{t+2} , CF_{t+3} , t+1기부터 t+2기까지 2년간의 현금흐름($CF_{t+1}+CF_{t+2}$), 그리고 t+1기부터 t+3기까지 3년간의 현금흐름($CF_{t+1}+CF_{t+2}+CF_{t+3}$) 등을 종속변수로 t기의 회계변수들을 독립변수로 하여 앞에서의 네 가지 모형을 추정한다.

<표 6>에 추정 결과가 제시되어 있다. 결과에 따르면, 몇 가지의 예외를 제외하고는 대체로 계수들의 부호와 유의성이 유지되고 있음을 알 수 있다. 다만, 전체 기업과 두 시장에서 각각 유의성이 없었던 무형자산 및 이연자산 상각비(β_A)의 계수가 전체 기업과 코스닥 상장기업에서는 음의 부호를 보이고 유가증권 상장기업에서는 양이면서 유의한 현상이 나타나고 있다. 또한 유가증권 상장기업에서 CF_{t+3} 가 종속변수일 때 재고자산의 변동(β_A)과 CF_{t+2} 및 CF_{t+3} 가 종속변수일 때 기타발생액(β_O)의 계수가 유의하지 않았다. 조정 결정계수의 변화를 보면, 미래의 특정 1년 보다는 2년 이상의 기간을 통합했을 경우 조정 결정계수가 커지고, 예측 대상인 미래가 현재로부터 멀리 떨어질수록 작아지는 것을 알 수 있다. 그러한 경향은 특히 유가증권 상장기업에서 두드러지게 나타나고 있다. 위의 결과는 전반적으로 발생액 및 발생액 구성요소들은 1년 후 뿐만 아니라 2년 후와 3년 후, 그리고 미래 2년간 및 3년간의 현금흐름의 표본 내 예측에 관한 추가적 정보를 포함하고 있음을 보여준다.

<표 7>은 CF_{t+2} , CF_{t+3} , $CF_{t+1}+CF_{t+2}$, $CF_{t+1}+CF_{t+2}+CF_{t+3}$ 등을 종속변수로 하고 당기의 회계변수를 독립변수로 한 네 가지 모형에서, 모형 4가 다른 세 가지 모형에 대해 우월한 표본 내 예측력을 있는가를 통계적으로 확인하기 위한 검정의 결과이다. 모형 4와 다른 세 가지 모형은 동류모형(nested model)의 관계에 있기 때문에 모형들의 비교에는 F-검정검정검정하였다. 결과에 따르면, 전체 기업과 양 증권시장에서 2년 후의 현금흐름 예측에 있어서, 회계이익을 영업현금흐름과 여섯 가지의 발생액 구성요소로 분해한 모형(모형 4)이 다른 세 가지 모형에 비해 일관성 있게 우월한 표본 내 예측력을 가지고 있다.

<표 6> 2년 이상 후의 현금흐름에 대한 회귀 결과

$$CF_{i,t+j} = \alpha + \beta_C CF_{i,t} + \beta_R dAR_{i,t} + \beta_I dIN_{i,t} + \beta_P dAP_{i,t} + \beta_D DP_{i,t} + \beta_A AM_{i,t} + \beta_O OT_{i,t} + e_{i,t}$$

Panel A 전체기업					
계수	예상 부호	CF_{t+2}	CF_{t+3}	$CF_{t+1}+CF_{t+2}$	$CF_{t+1}+CF_{t+2}+CF_{t+3}$
a	?	0.001(0.225)	0.010(3.542)**	0.002(0.519)	0.020(3.417)**
β_C	+	0.422(27.502)**	0.311(17.922)**	0.871(36.716)**	1.106(31.141)**
β_R	+	0.319(13.483)**	0.173(6.487)**	0.738(20.075)**	0.897(16.585)**
β_I	+	0.231(7.628)**	0.119(3.512)**	0.487(10.444)**	0.512(7.449)**
β_P	-	-0.338(-10.870)**	-0.233(-6.723)**	-0.807(-16.772)**	-1.012(-14.390)**
β_D	+	0.390(7.457)**	0.359(6.182)**	0.877(10.917)**	1.309(11.215)**
β_A	+	-0.307(-2.611)**	-0.357(-2.762)**	-0.373(-2.056)*	-0.396(-1.512)
β_O	?	0.099(6.209)**	0.106(5.962)**	0.222(8.753)**	0.279(7.635)**
조정 R ²		0.170	0.101	0.273	0.254
n		5,209	4,475	5,180	4,430
Panel B 유가증권 상장기업					
계수	예상 부호	CF_{t+2}	CF_{t+3}	$CF_{t+1}+CF_{t+2}$	$CF_{t+1}+CF_{t+2}+CF_{t+3}$
a	?	0.012(4.064)**	0.021(6.629)**	0.019(4.261)**	0.044(6.629)**
β_C	+	0.370(17.845)**	0.211(9.094)**	0.784(24.065)**	0.993(20.569)**
β_R	+	0.255(7.704)**	0.169(4.599)**	0.675(13.001)**	0.859(11.229)**
β_I	+	0.151(3.385)**	-0.007(-0.139)	0.378(5.387)**	0.372(3.621)**
β_P	-	-0.346(-7.741)**	-0.195(-3.915)**	-0.836(-11.927)**	-1.082(-10.482)**
β_D	+	0.419(6.816)**	0.419(6.122)**	0.960(9.984)**	1.383(9.830)**
β_A	+	0.635(3.679)**	0.744(4.042)**	1.041(3.849)**	1.760(4.640)**
β_O	?	0.013(0.761)	0.031(1.695)	0.062(2.280)*	0.076(1.989)*
조정 R ²		0.167	0.080	0.277	0.261
n		2,685	2,363	2,673	2,343
Panel C 코스닥 상장기업					
계수	예상 부호	CF_{t+2}	CF_{t+3}	$CF_{t+1}+CF_{t+2}$	$CF_{t+1}+CF_{t+2}+CF_{t+3}$
a	?	-0.016(-3.636)**	-0.008(-1.580)	-0.024(-3.611)**	-0.021(-2.104)*
β_C	+	0.465(21.095)**	0.403(15.905)**	0.945(28.126)**	1.253(24.546)**
β_R	+	0.412(12.176)**	0.240(6.207)**	0.874(16.806)**	1.088(14.172)**
β_I	+	0.331(7.830)**	0.264(5.532)**	0.642(10.034)**	0.765(8.089)**
β_P	-	-0.387(-8.934)**	-0.323(-6.650)**	-0.881(-13.267)**	-1.148(-11.843)**
β_D	+	0.396(4.719)**	0.355(3.795)**	0.849(6.681)**	1.286(6.973)**
β_A	+	-0.377(-2.265)*	-0.587(-3.161)**	-0.391(-1.542)	-0.644(-1.744)
β_O	?	0.207(7.040)**	0.219(6.415)**	0.431(9.322)**	0.613(8.831)**
조정 R ²		0.197	0.143	0.301	0.289
n		2,524	2,112	2,507	2,087

1) 괄호 안은 t 통계량임.

2) **과 *은 각각 1%와 5% 미만의 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 7> 2년 이상 후의 현금흐름에 대한 표본 내 예측력 차이 검정결과

Panel A 전체기업									
종속변수	CF_{t+2}		CF_{t+3}		$CF_{t+1}+CF_{t+2}$		$CF_{t+1}+CF_{t+2}+CF_{t+3}$		모형 ¹⁾
	조정 R ²	F 통계량 ²⁾	조정 R ²	F 통계량	조정 R ²	F 통계량	조정 R ²	F 통계량	
모형 4	0.170	-	0.101	-	0.273	-	0.254	-	
모형 1	0.088	86.79** ³⁾	0.051	42.28**	0.142	156.73**	0.116	137.51**	
모형 2	0.115	57.51**	0.071	25.70**	0.171	122.29**	0.160	93.98**	
모형 3	0.138	40.15**	0.084	17.91**	0.211	89.76**	0.191	75.98**	
Panel B 유가증권 상장기업									
종속변수	CF_{t+2}		CF_{t+3}		$CF_{t+1}+CF_{t+2}$		$CF_{t+1}+CF_{t+2}+CF_{t+3}$		모형
	조정 R ²	F 통계량	조정 R ²	F 통계량	조정 R ²	F 통계량	조정 R ²	F 통계량	
모형 4	0.167	-	0.080	-	0.277	-	0.261	-	
모형 1	0.033	72.48**	0.014	29.53**	0.068	129.98**	0.056	108.78**	
모형 2	0.119	26.85**	0.047	14.98**	0.175	64.07**	0.161	53.33**	
모형 3	0.121	30.93**	0.048	17.46**	0.184	69.49**	0.167	60.20**	
Panel C 코스닥 상장기업									
종속변수	CF_{t+2}		CF_{t+3}		$CF_{t+1}+CF_{t+2}$		$CF_{t+1}+CF_{t+2}+CF_{t+3}$		모형
	조정 R ²	F 통계량	조정 R ²	F 통계량	조정 R ²	F 통계량	조정 R ²	F 통계량	
모형 4	0.197	-	0.143	-	0.301	-	0.289	-	
모형 1	0.145	28.27**	0.101	18.07**	0.215	52.59**	0.193	47.41**	
모형 2	0.113	45.02**	0.087	23.82**	0.167	80.67**	0.160	63.53**	
모형 3	0.168	18.85**	0.125	9.85**	0.250	38.00**	0.235	32.26**	

1) 모형 4는 당기 현금흐름과 당기의 여섯 가지의 발생액 구성요소를 독립변수로 한 식이며, 모형 1은 당기의 회계이익, 모형 2는 당기의 영업현금흐름, 모형 3은 당기의 영업현금흐름과 총발생액을 각각 독립변수로 포함한 식이다.

2) F 통계량은 모형 4와 나머지 3가지 모형을 각각 비교한 F검정의 통계량이다.

3) **과 *는 각각 1%와 5% 미만의 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

3. 표본 외 예측을 이용한 발생액의 미래 현금흐름 예측력

3.1 발생액 및 발생액 구성요소의 표본 외 예측력

앞에서 제시된 네 가지 모형의 표본 외 예측력은 예측치와 실제치의 차이의 절대값인 절대오차(ABSE)에 의해 평가한다. <표 8>과 <표 9>는 각각 t기의 회계변수를 독립변수로 포함한 경우($\tau=0$)와 t기 및 t-1기의 회계변수들을 독립변수로 포함하고 있는 경우($\tau=1$)의 네 가지 모형의 표본 외 절대예측오차와 중위오차를 제시하고 있다. 예측 대상이 되는 현금흐름(종속변수)은 1년 후(CF_{t+1}), 2년 후(CF_{t+2}) 및 1년 후 2년간($CF_{t+1}+CF_{t+2}$) 등이다.

<표 8> $\tau=0$ 일 때의 모형별¹⁾ 평균 절대예측오차와 중위수

종속변수 /모형	CF_{t+1}			CF_{t+2}			$CF_{t+1}+CF_{t+2}$		
	ABSE ²⁾	MEDE ²⁾	n ²⁾	ABSE	MEDE	n	ABSE	MEDE	n
Panel A: 전체 기업									
모형 1 ³⁾	0.0796	-0.0023	7,979	0.0845	-0.0039	6,729	0.1359	-0.0048	6,681
모형 2	0.0786	-0.0018	7,979	0.0823	-0.0029	6,729	0.1308	-0.0057	6,681
모형 3	0.0795	-0.0010	7,979	0.0841	-0.0025	6,729	0.1335	-0.0030	6,681
모형 4	0.0852	-0.0005	7,979	0.0929	-0.0009	6,729	0.1431	0.0028	6,681
Panel B: 유가증권 상장기업									
모형 1	0.0674	0.0000	3,809	0.0708	0.0026	3,171	0.1153	0.0023	3,150
모형 2	0.0645	0.0000	3,809	0.0667	0.0001	3,171	0.1066	-0.0005	3,150
모형 3	0.0671	0.0013	3,809	0.0698	0.0022	3,171	0.1115	0.0031	3,150
모형 4	0.0706	0.0035	3,809	0.0775	0.0041	3,171	0.1174	0.0099	3,150
Panel C: 코스닥 상장기업									
모형 1	0.0907	-0.0053	4,170	0.0967	-0.0100	3,558	0.1543	-0.0157	3,531
모형 2	0.0915	-0.0044	4,170	0.0962	-0.0067	3,558	0.1524	-0.0123	3,531
모형 3	0.0908	-0.0035	4,170	0.0969	-0.0071	3,558	0.1531	-0.0106	3,531
모형 4	0.0984	-0.0046	4,170	0.1066	-0.0068	3,558	0.1660	-0.0075	3,531

- 1) $\tau=0$ 은 독립변수의 시차를 나타낸 것으로 예측모형에 t 기의 회계변수만을 포함한 경우이며, $\tau=1$ 은 t 기 및 $t-1$ 기의 회계변수를 독립변수 포함하는 모형이다.
- 2) ABSE는 절대예측오차의 평균, MEDE는 중위 오차, n은 계산된 오차의 수이다.
- 3) 모형 1은 회계이익을, 모형 2는 영업현금흐름을, 모형 3은 영업현금흐름과 총발생액을 각각 독립변수로 포함한 모형이며, 모형 4는 영업현금흐름과 여섯 가지의 발생액 구성요소를 독립변수로 포함한 모형이다.

$\tau=0$ 의 경우, 전체 기업에서 1년 후의 현금흐름을 예측에 있어서 영업현금흐름만을 사용한 모형(모형 2)의 예측오차가 0.0786으로 네 가지 예측모형 중 가장 작은 평균 절대예측오차를 보이고 있으며, 2년 후 및 미래 2년간의 현금흐름 예측에서도 동일한 결과가 얻어졌다(<표 8>). 이어서 모형 3(영업현금흐름과 총발생액), 모형 1(회계이익)의 순이다. 전체 기업에서 표본 외 예측력이 가장 낮은 것은 회계이익을 영업현금흐름과 여섯 가지의 발생액 구성요소로 분해한 모형 4이다. 이와 같은 평균 절대오차의 모형별 순위는 예측대상 기간에 관계없이 유가증권 상장기업에서도 그대로 유지된다. 다만, 코스닥 상장기업의 경우 미래 2년간의 현금흐름($CF_{t+1}+CF_{t+2}$) 예측에서는 위와 동일한 양상이 나타났으나, 1년 후의 현금흐름(CF_{t+1}) 예측에서는 모형 1과 모형 3이 모형 2에 비해 더 작은 예측오차를 보이고 있으며, 2년 후의 현금흐름(CF_{t+2}) 예측에서 모형 3과 모형 2의 순위가 바뀌었다. 그러나 네 가지 모형 중 모형 4의 예측오차가 가장 크다는 현상은 모든 경우에서 일관성 있게 나타나고 있다.

코스닥 상장기업들은 전반적으로 유가증권 상장기업들에 비해 예측오차가 훨씬

더 큰 것으로 나타났다. 유가증권시장 및 코스닥시장 상장 기업들 간의 평균예측 오차의 차이는 모형과 시차에 따라 최소 0.0221에서 최대 0.0487에 이르며, 이러한 차이를 비율로 환산할 경우 최소 23%에서 최대 44%로서, 회계수치를 이용한 미래 현금흐름의 예측에 있어서 유가증권시장과 코스닥시장은 상당한 차이를 보이고 있다. t기 및 t-1기의 회계변수들을 독립변수로 포함한 모형들의 예측오차를 비교한 결과를 제시한 <표 9>를 보면, 전반적으로 <표 8>의 경우에 비해 모형들의 예측오차가 약간 상승했으나, 모든 경우에서 모형 2의 평균 절대예측오차가 가장 작고 모형 4의 평균 절대예측오차가 가장 크다. 모형 3과 모형 1은 예측대상 기간과 증권시장에 따라 순위가 달라지는 양상이 나타나고 있다.

<표 9> $\tau=1$ 일 때의 모형별¹⁾ 평균 절대예측오차와 중위수

종속변수 /모형	CF_{t+1}			CF_{t+2}			$CF_{t+1}+CF_{t+2}$		
	ABSE ²⁾	MEDE ²⁾	n ²⁾	ABSE	MEDE	n	ABSE	MEDE	n
Panel A: 전체 기업									
모형 1 ³⁾	0.0809	-0.0015	7,111	0.0847	-0.0054	5,862	0.1379	-0.0048	5,828
모형 2	0.0781	-0.0018	7,111	0.0798	-0.0041	5,862	0.1284	-0.0040	5,828
모형 3	0.0817	-0.0019	7,111	0.0857	-0.0054	5,862	0.1369	-0.0039	5,828
모형 4	0.0990	-0.0013	7,111	0.1187	-0.0046	5,862	0.1750	-0.0007	5,828
Panel B: 유가증권 상장기업									
모형 1	0.0707	0.0021	3,418	0.0731	0.0023	2,786	0.1210	0.0029	2,772
모형 2	0.0649	-0.0001	3,418	0.0648	-0.0008	2,786	0.1054	0.0019	2,772
모형 3	0.0710	0.0011	3,418	0.0729	-0.0023	2,786	0.1183	0.0023	2,772
모형 4	0.0852	0.0039	3,418	0.1058	0.0011	2,786	0.1554	0.0097	2,772
Panel C: 코스닥 상장기업									
모형 1	0.0905	-0.0053	3,693	0.0952	-0.0127	3,076	0.1532	-0.0154	3,056
모형 2	0.0904	-0.0044	3,693	0.0934	-0.0094	3,076	0.1493	-0.0095	3,056
모형 3	0.0916	-0.0039	3,693	0.0973	-0.0087	3,076	0.1538	-0.0120	3,056
모형 4	0.1118	-0.0075	3,693	0.1303	-0.0116	3,076	0.1928	-0.0155	3,056

- 1) $\tau=0$ 은 독립변수의 시차를 나타낸 것으로 예측모형에 t기의 회계변수만을 포함한 경우이며, $\tau=1$ 은 t기 및 t-1기의 회계변수를 독립변수 포함하는 모형이다.
- 2) ABSE는 절대예측오차의 평균, MEDE는 중위 오차, n은 계산된 오차의 수 이다.
- 3) 모형 1은 회계이익을, 모형 2는 영업현금흐름을, 모형 3은 영업현금흐름과 총발생액을 각각 독립변수로 포함한 모형이며, 모형 4는 영업현금흐름과 여섯 가지의 발생액 구성요소를 독립변수로 포함한 모형이다.

3.2 모형들의 예측력 차이에 대한 검정

<표 10>은 가장 예측력이 우수한 모형 2와 다른 세 가지 모형의 절대예측오

차를 비교한 대응표본 t검정(pair-wise t tests)의 결과를 보여준다. 전체 기업(유가증권 상장기업)의 경우에 모형 2는 다른 세 가지 모형에 비해 종속변수 및 독립변수의 시차와 관계없이 더 우수한 표본 외 예측력을 보였으며, 예측력의 차이는 5%(1%) 미만의 유의수준에서 통계적으로 유의하다(<표 10> Panel A, B). 그러나 코스닥 상장기업에서는 약간 다른 양상이 나타났다. 코스닥 상장기업에 대한 결과에서 나타나는 한 가지 두드러진 특징은 전체 기업 및 유가증권 상장기업들의 경우와는 달리 $\tau=0$ 의 경우 세 가지 기간(1년 후, 2년 후 및 미래 2년간)에 대한 현금흐름 예측에서 모형 2가 모형 3 및 모형 1과 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다는 것이다(<표 10> Panel C).

<표 10> 모형 2와 다른 모형들의 절대예측오차에 대한 대응표본 t 검정 결과

종속변수 /모형 ¹⁾	CF_{t+1}		CF_{t+2}		$CF_{t+1}+CF_{t+2}$	
	$\tau=0$ ²⁾	$\tau=1$	$\tau=0$	$\tau=1$	$\tau=0$	$\tau=1$
Panel A: 전체 기업						
모형 1	1.964 ^{*)3)}	4.101 ^{**}	4.471 ^{**}	6.193 ^{**}	5.163 ^{**}	7.111 ^{**}
모형 3	2.433 [*]	7.252 ^{**}	5.301 ^{**}	9.338 ^{**}	4.222 ^{**}	8.489 ^{**}
모형 4	8.973 ^{**}	16.637 ^{**}	10.614 ^{**}	19.447 ^{**}	7.298 ^{**}	14.349 ^{**}
Panel B: 유가증권 상장기업						
모형 1	3.943 ^{**}	5.565 ^{**}	5.804 ^{**}	6.235 ^{**}	6.008 ^{**}	7.539 ^{**}
모형 3	4.773 ^{**}	7.683 ^{**}	6.033 ^{**}	7.973 ^{**}	5.200 ^{**}	8.088 ^{**}
모형 4	6.749 ^{**}	11.456 ^{**}	9.268 ^{**}	13.478 ^{**}	5.846 ^{**}	11.188 ^{**}
Panel C: 코스닥 상장기업						
모형 1	-0.998	0.074	0.810	2.039 [*]	1.415	2.296 [*]
모형 3	-1.271	2.030 [*]	1.547	5.044 ^{**}	0.821	3.626 ^{**}
모형 4	6.172 ^{**}	12.066 ^{**}	6.595 ^{**}	14.045 ^{**}	4.997 ^{**}	9.294 ^{**}

- 1) 모형 1은 회계이익을, 모형 2는 영업현금흐름을, 모형 3은 영업현금흐름과 총발생액을 각각 독립변수로 포함한 모형이며, 모형 4는 영업현금흐름과 여섯 가지의 발생액 구성요소를 독립변수로 포함한 모형이다.
- 2) $\tau=0$ 은 독립변수의 시차를 나타낸 것으로 예측모형에 t기의 회계변수만을 포함한 경우이며, $\tau=1$ 은 t기 및 t-1기의 회계변수를 독립변수 포함하는 모형이다.
- 3) **는 1% 미만의 수준서 *는 5%미만의 수준에서 각각 통계적으로 유의함을 나타냄.

모든 경우에서 예측오차가 가장 큰 모형은 발생액 구성요소모형(모형 4)이며, 모형 4와 예측력이 가장 우수한 모형 2 사이의 절대예측오차의 차이는 위의 여섯 가지 상황 모두에서 통계적으로 유의하다(1% 미만의 유의수준). 결국 표본 내(in-sample) 예측에서 발생액 및 발생액 구성요소들이 미래 현금흐름에 관하여 영업현금흐름을 증가하는 예측력을 보인다는 Barth 외(2001)의 연구결과는

표본 외(out-of-sample) 예측에 대해서는 적용되지 않는 것으로 나타났다. 종합적으로, 위의 결과는 영업현금흐름과 발생액의 여러 가지 배합으로 구성된 모형의 미래 현금흐름 예측력이 영업현금흐름에만 근거한 모형의 그것을 능가하지 못한다는 Lev 외(2005)의 연구결과와 일치하며, 모형 간의 예측력의 차이는 Lev 외(2005)에 의해 밝혀진 것에 비해 훨씬 더 강력하다.⁹⁾

4. 추가분석

발생액과 발생액 구성요소의 미래 현금흐름 예측력(표본 외)에 관한 앞에서의 연구결과의 강건성을 검토하기 위해 두 가지의 추가 분석을 실시하였다. 첫째, 산업별 미래 현금흐름 예측력을 비교함으로써 위의 연구결과가 특정 산업에 의해 주도된 것인지를 검토한다. 둘째, 예측오차 발생기간을 기준으로 1996년부터 2007년까지 12년 동안의 모형별 예측오차를 연도별로 비교한다. 연도별 비교를 통해 특정 연도에 의해 연구결과가 주도되었는지를 검토하는 동시에 예측오차의 연도별 추이를 살펴본다.

4.1 산업별 미래 현금흐름 예측력 비교

<표 11>은 네 가지 예측모형의 1년 후 현금흐름에 대한 표본 외 예측력을 표본기업이 속한 14개의 산업에 걸쳐 비교한 결과이다. 먼저 모형들이 연도 t 의 회계변수만을 포함한 경우($\tau=0$, Panel A), 모형들의 미래 현금흐름 예측력이 가장 높은 산업은 화학물질 및 화학제품 제조업과 의료용 물질 및 의약품 제조업으로, 평균 절대예측오차가 모든 모형에서 0.06 미만이다. 반면, 전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업과 기타 기계 및 장비 제조업의 경우 평균예측오차가 모든 모형에서 0.09를 초과하고 있다.¹⁰⁾

14개의 산업 중 모형 2의 예측력이 가장 우수한 것으로 나타난 산업은 6개이다. 따라서 모형 2가 전 산업에 걸쳐 다른 모형들을 지배하고 있다고 보기는 어려울 것이다. 그러나 모형 4는 14개 산업 중 12개 산업에서 가장 낮은 예측력을 보이고 있으며, 모형 4의 예측력이 모형 2의 그것을 능가한 산업은 하나(화학물

9) Lev 등(2005)에서는 영업현금흐름만을 사용한 모형(모형 2)의 미래 현금흐름 예측력이 이익만을 사용한 모형(모형 1)에 비해 더 높았으나, 다른 모형(모형1과 2)에 비해 일관성 있게 더 낮은 절대예측오차를 보인 것은 아니었다.

10) 전반적으로 모형들의 예측력이 가장 높은 두 개의 산업과 가장 낮은 두 개의 산업은 Panel B에서도 각각 동일하다.

질 및 화학제품 제조업)에 불과하다.

Panel B($\tau=1$)의 결과는 미래 현금흐름에 대한 모형 2의 높은 예측력과 모형 4의 낮은 예측력을 더욱 분명하게 보여주고 있다. 모형 2는 전체 14개 산업 중 11개 산업에서 다른 세 가지 모형에 비해 낮은 평균절대예측오차를 보이고 있다. 반면 모형 4는 14개 산업 모두에서 네 가지 모형 중 가장 예측력이 낮은 것으로 나타났다.

<표 11> 1년 후 현금흐름 예측력의 산업별 비교

Panel A: $\tau=0^{1)}$					
산업 ²⁾ /모형	모형 1 ³⁾	모형 2	모형 3	모형 4	n
식료품 제조업	0.0642	0.0629	0.0635	0.0649	512
의복, 의복 액세서리 및 모피제품 제조업	0.0827	0.0800	0.0849	0.1095	279
펄프, 종이 및 종이제품 제조업	0.0618	0.0637	0.0678	0.0721	322
화학물질 및 화학제품 제조업; 의약품 제외	0.0572	0.0577	0.0574	0.0568	815
의료용 물질 및 의약품 제조업	0.0579	0.0561	0.0560	0.0598	549
고무제품 및 플라스틱제품 제조업	0.0752	0.0758	0.0802	0.0952	303
비금속광물제품 제조업	0.0676	0.0615	0.0672	0.0714	322
1차금속 제조업	0.0778	0.0775	0.0774	0.0872	691
금속가공제품 제조업; 기계 및 가구 제외	0.0743	0.0725	0.0732	0.0886	381
전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	0.1027	0.1015	0.1004	0.1017	1,860
의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업	0.0860	0.0807	0.0873	0.0973	259
전기장비 제조업	0.0851	0.0815	0.0824	0.0872	425
기타 기계 및 장비 제조업	0.0912	0.0924	0.0919	0.1032	672
자동차 및 트레일러 제조업	0.0741	0.0746	0.0771	0.0793	589
Panel B: $\tau=1$					
산업/모형	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	n
식료품 제조업	0.0685	0.0623	0.0687	0.0847	463
의복, 의복 액세서리 및 모피제품 제조업	0.0958	0.0825	0.1001	0.1508	234
펄프, 종이 및 종이제품 제조업	0.0665	0.0628	0.0729	0.0913	295
화학물질 및 화학제품 제조업; 의약품 제외	0.0578	0.0576	0.0590	0.0636	740
의료용 물질 및 의약품 제조업	0.0586	0.0549	0.0569	0.0695	499
고무제품 및 플라스틱제품 제조업	0.0836	0.0874	0.0979	0.1507	254
비금속광물제품 제조업	0.0708	0.0632	0.0716	0.1064	290
1차금속 제조업	0.0796	0.0788	0.0821	0.0962	624
금속가공제품 제조업; 기계 및 가구 제외	0.0735	0.0745	0.0767	0.1157	346
전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	0.0993	0.0980	0.0974	0.1027	1,647
의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업	0.0940	0.0795	0.0903	0.1481	200
전기장비 제조업	0.0900	0.0841	0.0860	0.1023	384
기타 기계 및 장비 제조업	0.0915	0.0909	0.0941	0.1118	603
자동차 및 트레일러 제조업	0.0769	0.0734	0.0763	0.0870	532

- 1) $\tau=0$ 은 독립변수의 시차를 나타낸 것으로 예측모형에 t 기의 회계변수만을 포함한 경우이며, $\tau=1$ 은 t 기 및 $t-1$ 기의 회계변수를 독립변수 포함하는 모형이다.
- 2) 산업은 한국표준산업분류(KISC) 중분류를 기준으로 분류된 것이다.
- 3) 모형 1은 회계이익을, 모형 2는 영업현금흐름을, 모형 3은 영업현금흐름과 총발생액을 각각 독립변수로 포함한 모형이며, 모형 4는 영업현금흐름과 여섯 가지의 발생액 구성요소를 독립변수로 포함한 모형이다.

Panel A($\tau=0$)의 경우 일부 예외적인 현상을 보이는 산업이 있기는 하지만, 이러한 결과들을 종합해 볼 때, 표본 외 예측력을 기준으로 할 때, 비교 대상 네 가지 모형 중 모형 2의 예측력이 가장 우수하고 모형 4의 예측력이 가장 뒤 떨어진다는 앞서의 결과가 일부 산업에 의해 주도된 것이라고 보기는 어렵다.

4.2 연도별 미래 현금흐름 예측력 비교

<표 12> 평균 절대예측오차의 연도별 비교(1년 후 현금흐름 예측)

Panel A: $\tau=0$ ¹⁾					
연도 ²⁾	모형 1 ³⁾	모형 2	모형 3	모형 4	n
1996	0.0668 (2) ⁴⁾	0.0642 (1)	0.0671 (3)	0.0767 (4)	490
1997	0.0746 (2)	0.0723 (1)	0.0749 (3)	0.0791 (4)	525
1998	0.0933 (3)	0.0918 (1)	0.0921 (2)	0.1050 (4)	549
1999	0.0936 (2)	0.0874 (1)	0.0963 (3)	0.1057 (4)	578
2000	0.0908 (3)	0.0852 (1)	0.0865 (2)	0.0922 (4)	668
2001	0.0819 (1)	0.0831 (3)	0.0824 (2)	0.0881 (4)	714
2002	0.0850 (3)	0.0817 (1)	0.0848 (2)	0.0875 (4)	733
2003	0.0752 (2)	0.0749 (1)	0.0763 (3)	0.0816 (4)	743
2004	0.0734 (3)	0.0732 (2)	0.0726 (1)	0.0753 (4)	754
2005	0.0757 (2)	0.0776 (4)	0.0751 (1)	0.0763 (3)	753
2006	0.0751 (1)	0.0773 (3)	0.0752 (2)	0.0800 (4)	741
2007	0.0721 (1)	0.0739 (3)	0.0729 (2)	0.0804 (4)	731

Panel B: $\tau=1$					
연도	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	n
1997	0.0724 (3)	0.0693 (1)	0.0715 (2)	0.1224 (4)	446
1998	0.0925 (2)	0.0878 (1)	0.0932 (3)	0.1322 (4)	504
1999	0.0990 (2)	0.0890 (1)	0.1032 (3)	0.1190 (4)	531
2000	0.0928 (3)	0.0829 (1)	0.0924 (2)	0.1149 (4)	573
2001	0.0835 (2)	0.0833 (1)	0.0886 (3)	0.1090 (4)	662
2002	0.0850 (2)	0.0811 (1)	0.0861 (3)	0.0957 (4)	707
2003	0.0779 (2)	0.0763 (1)	0.0792 (3)	0.0862 (4)	731
2004	0.0730 (3)	0.0705 (1)	0.0709 (2)	0.0819 (4)	740
2005	0.0759 (2)	0.0762 (3)	0.0752 (1)	0.0866 (4)	751
2006	0.0760 (3)	0.0744 (1)	0.0747 (2)	0.0910 (4)	740
2007	0.0708 (1)	0.0730 (3)	0.0726 (2)	0.0800 (4)	726

1) $\tau=0$ 은 독립변수의 시차를 나타낸 것으로 예측모형에 t 기의 회계변수만을 포함한 경우이며, $\tau=1$ 은 t 기 및 $t-1$ 기의 회계변수를 독립변수 포함하는 모형이다.

2) 연도는 예측오차가 발생한 연도이다.

3) 모형 1은 회계이익을, 모형 2는 영업현금흐름을, 모형 3은 영업현금흐름과 총발생액을 각각 독립변수로 포함한 모형이며, 모형 4는 영업현금흐름과 여섯 가지의 발생액 구성요소를 독립변수로 포함한 모형이다.

4) 괄호 안은 네 가지 모형의 연도별 순위이다.

<표 12>는 당기($\tau=0$)와 당기 및 전기($\tau=1$)의 자료를 사용하여 1년 후의 현금흐름을 예측할 때 나타난 모형별 평균 절대예측오차의 연도별 추이를 보여준다. $\tau=0$ 의 경우 모형 2는 12개년의 예측오차 발생연도 중 7개년에서 예측력이 가장 우수했으며, 모형 4는 11개년에서 가장 큰 예측오차를 보이고 있다. $\tau=1$ 인 경우에는 예측오차 발생연도 11개년 중 모형 2는 9개년에서 가장 높은 예측력 순위를 보였고, 모형 4는 11개년 전부에서 예측력이 네 가지 모형 중 가장 낮았다. 따라서 전체 기간을 대상으로 위에서 얻어졌던 결과가 모든 연도에서 연도별로 성립하는 것은 아니나, 몇 개의 연도에서의 결과가 전체 기간의 결과를 주도했다고 보기는 어렵다.

연도별 예측력 비교에서는 두 가지의 흥미로운 현상이 나타나고 있다. 그 하나는 최근 4년간 모형 3과 모형 1의 상대적 예측력이 강화되었다는 것이다. 모형 3은 $\tau=0(\tau=1)$ 일 때 최근 4개년 중 2(1)개년에서 네 가지 모형 중 1위를, 2(3)개년에서 2위를 각각 차지하고 있다. 또 하나의 현상은 거의 모든 모형에서 과거에 비해 최근에 절대예측오차가 감소하는 경향을 보인다는 점이다. 독립변수의 시차(τ)와 관계없이 세 가지 모형에서 2003년 이후 평균 절대예측오차의 값이 0.08이상에서 0.07대로 감소하였다. 이러한 결과는 최근에 우리나라 회계정보의 질이 개선되고 있음을 보여주는 현상으로 해석할 수 있을 것이다.

V. 결 론

미국 회계기준심의회와 한국 회계기준위원회는 이익과 발생액을 포함한 그 구성요소들이 당기 현금흐름에 비해 미래의 현금흐름에 대해 더 좋은 지표를 제공한다는 입장을 지지하고 있다. 그러나 그 동안의 회계연구에서는 이러한 입장을 뒷받침하는 명확한 연구결과가 제시되지 못했다. 이러한 상황에서 Barth 외(2001)는 회계이익을 영업현금흐름과 여섯 가지의 발생액 구성요소로 분해한 모형을 처음으로 소개하여, 발생액 구성요소들이 미래 현금흐름의 예측에 관하여 상이한 정보를 전달한다는 연구결과를 제시함으로써 학계의 주목을 받았다.

Barth 외(2001)의 연구가 가지고 있는 한 가지 문제점은 예측력의 검정에 표본 내 회귀를 사용했다는 것이다. Lev 외(2005) 등 여러 문헌이 지적하는 바와 같이 표본 내 예측은 모형의 모수 추정치가 시간의 경과에 따라 일정하다는 가정과, 예측자가 모형을 실제 예측에 사용할 수 없는 상황을 전제로 한다는 문제점을 안고 있다. 본 연구에서는 표본 내 예측에 대한 이러한 비판에 주목하여

Barth 외(2001)가 개발한 모형을 이용하여 Barth 외(2001)의 표본 내 예측을 반복하는 한편, 표본 외 예측의 상황에서도 표본 내 예측의 결과가 성립하는가를 검토하기 위해 표본 외 예측을 이용한 회계의 구성요소들의 미래 현금흐름 예측력을 검토하였다.

연구 결과, 표본 내 예측력 검토에서는 Barth 외(2001)와 유사한 결과가 얻어졌다. 즉, 발생액을 여섯 가지의 구성요소로 추가로 분해한 모형의 표본 내 예측력이 비교 대상이 된 다른 세 가지 모형에 비해 우수하였으며, 여러 상황에서 무형자산 및 이연자산 상각비를 제외한 나머지 다섯 가지의 발생액 구성요소는 미래 현금흐름의 예측에 관하여 추가적인 정보 내용을 포함하는 것으로 밝혀졌다. 그러나 표본 외 예측에서는 상반되는 결과가 얻어졌다. 표본 외 예측력이 가장 뛰어난 모형은 영업현금흐름만을 독립변수로 포함하는 모형이었으며, Barth 외(2001)의 발생액 분해모형은 비교 대상인 네 가지의 모형 중 예측력이 가장 낮았다. 산업별 및 연도별로 수행된 추가 분석에서도 전반적으로 결과의 강건성을 확인할 수 있었다. 따라서 발생액과 발생액 구성요소가 미래 현금흐름의 예측에 유용한 정보를 전달한다는 Barth 외(2001)의 주장은 표본 외 예측에서는 성립한다고 할 수 없다. 이러한 결과는 미국 자료를 이용한 Lev 외(2005)의 결과와 일치하며, 미국과 한국의 회계기준 제정기관의 입장과 상반된다.

본 연구는 첫째, 국내의 다른 표본 내 예측력의 검토에 비해 더 긴 기간을 대상으로 하였고 유가증권 상장기업 이외에 코스닥 상장기업을 표본에 포함함으로써 표본을 확대했다는 점과, 둘째, 국내 자료를 이용하여 표본 외 예측력을 검토했다는 점에서 의의를 가진다. 다만, 기업별 미래 현금흐름의 예측오차 파악을 위한 미래 현금흐름 추정식의 추정에서 자료의 제약 등으로 인해 산업별 횡단면 자료를 사용한 것은 연구의 결과를 해석할 때 유의해야 할 것이다.

몇 가지 측면에서 후속적인 연구가 필요하다. 첫째, 예측방식의 차이에 따라 전혀 상반된 연구결과가 얻어진 이유가 밝혀져야 할 것이다. 표본 외 예측력에 관해서는 본 연구의 결과와 Lev 외(2005) 등 외국의 연구결과가 일치하는 것을 볼 때 이것은 특정 국가에서 나타나는 현상이라 할 수는 없을 것이고, 회계기준 제정기관의 입장과 상반되는 결과이기 때문에 그 원인의 규명이 필요하다. 둘째, 부분적이기는 하지만 유가증권 시장과 코스닥 시장에 상장된 기업들에서 회계정보의 유용성이 약간 다른 것으로 나타나고 있다. 이 현상에 대한 추가적인 연구도 필요하다. 나아가서, 표본 외 예측력의 차이가 주식수익률의 차이로 연결되는가를 검토함으로써 각 예측모형이 실제 예측자인 투자자들의 경제적 귀결(economic consequences)에 영향을 미치는가를 검토할 수도 있을 것이다.

참고문헌

1. 고종권(1998), “회계이익과 현금흐름을 이용한 주식수익률의 예측,” 경영학 연구, 제27권 제2호, pp.411~437.
2. 김정교(1998), “기업특성요인별 이익의 현금흐름요소와 발생주의요소의 증분 정보내용,” 회계학연구, 제23권 제1호, pp.155~188.
3. 나종길(1997), “회계이익 및 현금흐름의 일시성과 추가적 정보효과,” 회계학 연구제22권 제1호, pp.81~108.
4. 남찬현(2007), “미래 현금흐름 및 회계이익에 대한 발생액 구성요소의 예측력,” 회계정보연구, 제25권 제2호, pp.221~254.
5. 백원선 · 이진창 · 박연희(2001), “주식수익률과 기업성과측정치간의 관계 : 영업현금흐름, 당기순이익, 초과이익, 잉여현금흐름 및 경제적 부가가치간의 상대적 정보내용 비교,” 회계학연구, 제26권 제2호, pp.67~87.
6. 임재희 · 박재영(2006), “미래 현금흐름에 있어 발생액의 역할에 관한 연구,” 경영교육논총, 제36권 제4호, pp.193~207.
7. 최 관(1993), “주식가격에 대한 회계이익과 현금흐름의 정보가치,” 회계학 연구, 제16호, pp.1~27.
8. 최정호(1991), “우리나라 기업의 미래 현금흐름을 예측하기 위한 회계이익과 현금흐름변수의 비교분석에 관한 연구,” 회계학연구, 제13호, pp.25~47.
9. 한국회계기준위원회(2003), 재무회계개념체계, 2003. 12.
10. Al-Attar, A., S. Hussain(2004), “Corporate data and future Cash flows,” *Journal of Business Finance and Accounting* 31(no.7), pp.861~902.
11. Barth, M., D. Cram, and K. Nelson(2001), “Accruals and the Prediction of Future Cash Flows,” *The Accounting Review* 76, pp.27~58.
12. Bowen, R. M., D. Burgstahler, and L. A. Daley(1986), “Evidence on the Relationships between Earnings and Various Measures of Cash Flow,” *The Accounting Review* 61 (Oct), pp.713~725.
13. Bowen, R. M., D. Burgstahler, and L. A. Daley(1987), “The Incremental Information Content of Accrual versus Cash Flows,” *The Accounting Review* 62 (Oct), pp.723~747.
14. Cheng, C. S. A., and D. Hollie(2008), “Do Core and Non-Core Cash Flows from Operations Persist Differentially in Predicting Future Cash

- Flows,” *Review of Quantitative Finance and Accounting* 31(1), pp.29~53.
15. Dechow, P. M.(1994), “Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance: The Role of Accounting Accruals,” *Journal of Accounting and Economics* 18, pp.3~42.
 16. Dechow, P. M., S .P. Kothari, and R. Watts(1998), “The Relation between Earnings and Cash Flows,” *Journal of Accounting and Economics* 25, pp.133~168.
 17. Financial Accounting Standards Board (FASB)(1978), *Objectives of Financial Reporting by Business Enterprises*, Statement of Financial Accounting Concepts No. 1. Stamford, CT: FASB.
 18. Finger, C. A.(1994), “The Ability of Earnings to Predict Future Earnings and Cash Flows,” *Journal of Accounting Research* 32 (Autumn), pp.210~223.
 19. Goyal, A. and I. Welch(2004), “A Comprehensive Look at the Empirical Performance of Equity Premium Prediction,” *Working Paper*, Yale University.
 20. Greenberg, R. R., G. L. Johnson, and K. Ramesh(1986), “Earnings versus Cash Flow as a Predictor of Future Cash Flow Measures,” *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 1 (Fall): pp.266~277.
 21. Holthausen, R. W. and R. L. Watts(2001), “The Relevance of the Value-relevance Literature for Financial Accounting Standard Setting,” *Journal of Accounting and Economics* 31, pp.3~75.
 22. Kim, M. and W. Kross(2005), “The Ability of Earnings to Predict Future Operating Cash Flows Has Been Increasing - Not Decreasing,” *Journal of Accounting Research* 43 (Dec), pp.1~28.
 23. Lev, B., S. Li, and T. Sougiannis(2005), “Accounting Estimates: Pervasive, Yet of Questionable Usefulness,” *Working Paper*.
 24. Lipe, R. C.(1986), “The Information Contained in the Components of Earnings,” *Journal of Accounting Research* 24 (Supplement), pp.37~64.
 25. Lorek, K. S., and G. L. Willinger(1996), “A Multivariate Time-Series Prediction Model for Cash flow Data,” *The Accounting Review* 71 (Jan), pp.81~102.
 26. Poon, S. and C. Granger(2003), “Forecasting Volatility in Financial

- Markets,” *Journal of Economic Literature*, XLI, pp.478~539.
27. Rayburn, J.(1986), “The Association of Operating Cash Flow and Accruals with Security Returns,” *Journal of Accounting Research* 24 (Supplement), pp.112~133.
 28. Sloan, R.(1996), “Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings?,” *The Accounting Review* 71, pp.289~315.
 29. Vuong, Q. H(1989), “Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-nested Hypotheses,” *Econometrica* 57, pp.307~333.
 30. Wilson, G. P.(1986), “The Relative Information Content of Accruals and Cash Flows: Combined Evidence at the Earnings Announcement and Annual Report Release Date,” *Journal of Accounting Research* 24, pp. 165~200.
 31. Yoder, T. R(2007), “The Incremental Predictive Ability of Accrual Models With respect to Future Cash Flows,” *Working paper*.

Abstract

The Predictive Ability of Accruals with Respect to Future Cash Flows : In-sample versus Out-of-Sample Prediction

Oh, Won-Sun* · Kim, Dong-Chool**

This study investigates in-sample and out-of-sample predictive abilities of accruals and accruals components with respect to future cash flows using models developed by Barth et al.(2001). In tests, data collected from 62 Korean KOSPI and KOSDAQ listed firms for 2004-2007 are used.

Results of in-sample prediction tests are similar with those of Barth et al.(2001). Their accrual components model is better than other three models(NI only model, CF only model and NI-total accruals model) in future cash flows predictive ability. That is, in the case of in-sample prediction, accrual components excluding amortization have additional information contents for future cash flows.

But in out-of-sample tests, the results are different. The model including operational cash flows(CF only model) shows best out-of-sample predictive ability with respect to future cash flows among above four prediction models. The accrual components model of Barth et al.(2001) has worst out-of-sample predictive ability. The results are robust to sensitivity analyses. In conclusion, we can't find the evidence that accruals and accrual components have predictive ability with respect to future cash flows in out-of-sample prediction tests. This results are consistent with results of Lev et al.(2005), and inconsistent with the belief of accounting standards formulating organizations such as FASB and KASB.

Key Words : Accruals, Future Cash Flows, In-Sample Prediction, Out-of-Sample Prediction

* Professor, Dept. of Business Administration, University of Incheon

** Associate Professor, Gangneung Yeongdong College