

중국 회계제도 개혁이후 이익정보의 질적 개선여부

Yi-Qing, Quan

浙江財經學院會計學院 助教授
(zjq@yiqing.hz.zj.cn)

최진현*

경상대학교 경영대학 교수
(cjhyeon@gsnu.ac.kr)

중국이 시장경제를 표방하여 1993년에 자본주의 회계제도로 전환하고 1998년에 이어 2000년 12월에 다시 회계제도를 개혁하였다. 회계제도 개혁은 시장경제 발전에 따른 회계정보의 질적 개선요구를 충족시키고 주식시장에서 회계정보의 역할을 제고하기 위함이었다.

본 연구는 2000년에 개혁한 회계제도를 실시한 이후에 과연 회계정보의 질적 수준이 제고되었는가에 대해 검증하였다. 만일 회계제도 개혁이후에 총발생액과 재량적 발생액이 그 이전보다 감소되었다면 회계정보의 질적 수준이 높아졌다고 할 수 있다. 그리고 회계제도의 개혁이후에 재량적 발생액의 감소를 가져온 재무제표 항목을 확인할 수도 있을 것이다.

이상과 같은 검증을 위하여 상하이 A증권시장에 1998년말 이전에 상장되어 있었고 2003년말까지 존속하고 있는 438개 업체 중에서 금융 및 보험업체, 적자계속기업, 대차대조표, 손익계산서, 현금흐름표가 불완전한 업체들을 제거하고 최종 100개 업체에서 재무자료를 수집하여 업종별로 회계제도 개혁 전과 후에 모형의 계수를 달리하도록 허용한 수정 Jones 모형을 이용하여 재량적 발생액과 총발생액을 추정하였다.

절대적 재량 발생액과 절대적 총발생액에 의해 검증한 결과, 회계제도 개혁이후에 어느 정도의 이익조정 가능성이 감소되어 회계의 질적 수준이 조금 제고되었다고 할 수 있다. 그리고 중국의 이익조정 감소를 가져온 항목을 가려내기 위해 재량적 발생액의 설명모형을 사용한 결과, 기타유동자산 항목에 의한 재량적 발생액만이 유의적인 것으로 판명되었다.

주제어: 회계정보의 질적 수준, 총발생액, 재량적 발생액, 이익조정 감소항목.

1. 서론

1.1 연구의 동기와 목적

중국의 주식시장 개방으로 상하이 증권시장에 상장되어 있는 A주식들은 우리나라 기업이나 금융기관들의 관심을 끌고 있다. 이렇게 중국기업들의 주식에 대해 우리나라 기관투자자들이 관심을 가지면서 과연 중국의 증권거래소에서 공시하는 재무제표에 나타난 회계정보 특히 이익수치가 어느 정도로

유용한 것인지에 대한 의문을 가지고 있다. 따라서 2000년 중국 회계제도 개혁이후, 재무제표에 보고된 기간이익의 유용성이 점차 제고되고 있는지에 대해서 알아볼 필요가 있다.

일반적으로 회계정보의 유용성은 정보의 신뢰성과 회계이익정보의 질에 좌우된다. 회계이익정보의 질은 이익의 변동성, 이익의 예측가능성, 이익의 지속성, 현금전환가능성 및 보수주의회계 등(김문철·최관, 1999)의 의미로 사용하고 있다. 이러한 회계이익정보의 질은 이익의 발생액과 이익의 지속성에 따라 결정되기 때문에 이들의 상호관계를 이

해할 필요가 있다. 왜냐하면 이익지속성을 확보하기 위해서 이익의 변동성을 줄이는 이익관리를 하거나 이익을 조작할 위험이 존재하기 때문이다. 이익의 관리나 조작을 위하여 발생액이 조정될 경우에는 보고회계이익이 경제적 이익과 체계적 차이를 보일 것이므로 재무제표에 의해 보고하는 회계이익의 질은 낮아지게 된다. 이러한 회계이익의 질을 대리하는 회계적 이익 발생액의 예측오차는 회계적 이익 발생액이 현금흐름으로 실현되지 못하는 정도를 나타낸다(Dechow & Dichev, 2002) 따라서 예측오차가 높다는 것은 경영자가 회계적 이익발생액을 통하여 제공한 사적 정보가 기업특성이나 환경변화에 의해 기업가치와 관련이 없게 되거나 경영자의 의도적인 이익관리가 회계적 이익 발생액에 반영된 정도가 높다는 것(나종길, 2004)을 의미한다.

회계정보의 질적 수준은 회계이익수치의 자의적 조정정도가 낮으면 증가한다고 볼 수 있다. 회계이익수치의 조정은 회계기준의 범위 내에서 실질적 자원의 흐름과 관계가 없는 회계방법의 변경과 회계추정 변경 등으로 순이익을 관리(earnings management)하는 것을 말한다. 경우에 따라서는 회계이익수치의 조정은 회계 관련 법규나 회계기준을 위반하여 무리하게 이익을 조정하는 소위 이익의 조작(earnings manipulation)을 의미하기도 한다. 그러나 이익관리나 이익조작을 실제로 구분하기 쉽지 않으며 그 행위의 동기와 결과에 있어서 차이를 분간할 수 없는 경우가 대부분이다. 따라서 본 연구에서는 이익관리와 이익조작을 구분하여 사용하되 구분할 필요가 없는 경우에는 두 가지 개념을 망라하여 조정이란 개념을 사용한다.

한편, 중국은 사회주의 회계제도를 고수하여오다가 1978년에 사회주의 시장경제를 표방하고 그 이

후로 해외시장의 개방을 서두르면서 회계에 있어서도 자본시장을 전제로 하는 자본주의 회계로 바뀌어 왔다. 1993년 주식회사회계제도를 처음 시행한 이후 1998년 회계제도의 개혁이 있었다. 그리고 중국에서 시장경제발전에 따른 회계정보에 대한 질적 요구의 증가, 국가법률, 행정법규 및 회계의 국제화에 따른 회계기준의 국제표준화 요구, 사회주의 시장경제에 알맞은 새로운 회계모형의 구축이 필요하여 2000년 12월에 다시 회계제도의 개혁을 단행하였다. 이렇게 개혁된 회계제도는 2001년 1월 1일부터 시행되고 있다.

그래서 본 연구는 2000년 회계제도 개혁 이전과 이후의 이익관리와 이익조작의 정도에 차이가 있는지에 관심을 두고 새로운 회계제도의 시행으로 회계정보의 질적 개선 여부를 검증하는 데 목적을 둔다. 이를 위하여 먼저 일반적으로 알려져 있는 수정 Jones모형의 적용을 검토해보고, 중국의 실정에 알맞은 새로운 모형을 설정하여 그 적용가능성을 검토하고, 그 모형에 의해 회계제도 개혁 전후의 재량적 발생액에 차이를 보이고 있는지를 검토한다. 그리고 중국에서 과거에 이익조정에 이용되었다고 알려진 재무제표 항목을 이익의 조정에 사용하지 못하도록 기업회계제도를 개혁하였기 때문에 이들 항목이 회계제도 개혁이후에 과연 이익조정에 감소를 가져왔는지를 확인하고자 한다.

1.2 연구의 방법과 범위

일반적으로 회계정보의 질적 개선 여부는 회계이익의 발생액과 회계이익의 지속성으로 측정하지만 이익의 지속성(persistence)은 이익변동추세의 일관성을 의미하므로 회계이익의 발생액은 회계정보의 질을 좌우하는 매우 중요한 요소이다. 발생액

중에서 재량적 발생액은 비재량적 발생액에 비하여 그 변동사유가 다양하고 변동 폭이 일관적이지 못하기 때문에 지속성이 낮을 것으로 보는 것이 일반적이다. 본 연구에서는 이러한 회계이익의 발생액에 초점을 맞추어 중국의 새로운 회계제도의 시행 효과를 이익정보의 질적 측면에서 조망한다.

이렇게 회계제도 개혁 전과 후의 이익조정 가능성 감소여부를 확인하기 위해 개혁 전과 후 총발생액과 재량적 발생액의 평균 및 절대치 평균을 이용하여 다음 4가지 단계로 분석한다.

첫째, 총발생액에 의한 이익의 조정 가능성 감소 여부를 검증할 때에는 개별 기업의 총발생액 절대치를 세부 업종별로 평균하여 회계제도 개혁 이전 2년과 이후 3년간 평균을 각각 구하고, 두 기간 평균 사이의 차이검증에는 paired t-test 방법을 사용한다.

둘째, 본 연구에서 재량적 발생액의 추정을 위해서는 개혁전과 후에 비재량적 발생액의 구조가 변하는 경우를 대비하여 더미 변수를 추가한 수정 Jones모형을 이용하여 독립변수의 회귀계수를 추정하며, 추정에는 다중회귀분석기법을 사용한다.

셋째, 재량적 발생액 절대치 평균에 의한 이익조정 감소여부의 검증을 위해서는 총발생액 절대치 평균의 검증 방법과 마찬가지로 paired t-test 방법을 사용한다.

넷째, 회계제도 개혁 이후에 재량적 발생액의 감소를 가져오는 재무제표 항목을 규명하기 위해서는 설명모형을 설정하고 F-test 방법을 사용한다.

이상과 같은 분석을 위하여 중국의 새로운 회계제도 시행 전 2개년과 시행 후 3개년을 연구 대상 기간으로 하고, 상하이 증권시장에 상장되어 있는 기업군을 대상으로 대차대조표, 손익계산서 및 현금흐름표에서 재무적 자료를 추출해 사용한다.

본 연구의 대상기간이 짧은 이유는 중국 회계준칙이 1993년 7월 1일부터 시행에 들어갔지만 구 체준칙과 통용업무회계준칙의 미비로 실무계에서는 제대로 작동되지 않았기(최진현 2000)때문이다. 그러다가 1998년 6월에 공포한 통용업무회계준칙은 상장기업을 중심으로 1999년 1월 1일부터 적용하기 시작했다. 따라서 현재와 비교 가능한 재무제표는 1999회계연도부터 2003 회계연도까지이다.

II. 관련연구의 검토

2.1 이익조정의 대리변수

기존의 이익조정에 관한 연구들을 보면, 이익조정의 대리변수를 다음과 같이 총발생액으로 보는 견해와 재량적 발생액으로 보는 견해로 나누어 볼 수 있다.

2.1.1 총발생액

먼저 이익조정의 대리변수로 총발생액을 사용하는 경우에는 당기순이익에 오류가 내포되어 있을 가능성이 크기 때문에 총발생액이 크면 이익조정의 가능성이 높다는 것이며 결과적으로 회계이익의 질은 낮아진다(Sloan 1996: Francis & Krishnan 1999: Xie 2001).

나종길·최기호(2002)에 의하면 회계발생은 현금흐름과 비교하여 상대적으로 불투명이 높은 이익구성항목이고 회계발생심화성(accrual intensity)이란 회계이익 중 회계발생이 차지하는 비중을 나타낸다고 전제하고 회계발생심화성이 감사시차에 미

치는 영향을 분석하고 있다. 그들은 이 연구에서 회계이익의 질은 발생액의 크기에 좌우된다고 한다. 왜냐하면 발생액은 미래의 경제적 사건에 대한 경영자의 자의적 판단을 내포하므로 본질적으로 객관적인 확인이 불가능하고 경영자의 자의적 이익조정 대상이 되기 쉽기 때문이다. 이 연구에서 그들이 사용하는 회계발생이라는 용어는 총발생액을 의미하며 총발생액이 크다는 것은 Sloan(1996): Xie(2001): Francis & Krishnan(1999)의 견해와 같이 당기순이익에 오류가 내포되어 있을 가능성이 높다는 것이며 결과적으로 회계이익의 질이 낮다는 것을 의미한다.

陸建橋(1998)는 상하이 증권거래소에 상장된 기업 중에서 적자기업 22개를 표본으로 하여 적자년도 이전 2년과 이후 2년을 대상으로 이익조정 여부를 검증하였다. 중국에서 연속 3년 동안 적자가 계속되는 기업은 주식거래가 중단되기 때문에 이런 연구가 의미가 있는 주제이다. 그런데 이 논문에서도 Jones모형과 수정 Jones모형을 확장하여 이용해서 적자계속기업의 7년간 재량적 발생액을 계산한 결과 단지 적자발생 년도와 그 이전년도의 재량적 발생액의 평균에서만 단측 t 검증을 통해 이익조정의 정도가 감소되었다는 유의적 결과를 얻었을 뿐이고 다른 연도의 평균이나 중위수의 평균에서는 전혀 유의한 결과를 얻지 못했다. 따라서 중국에서는 자본주의 회계제도에의 부적응으로 인하여 아직 재량적 발생액을 이용한 연구에 한계가 있음을 시사하고 있다. 따라서 이 논문의 결론에서 재량적 발생액의 항목 뿐 만 아니라 총발생액 항목을 이용하여서도 이익조정이 이루어지며 총발생액 중에서 특히 운영자금 항목을 이용한 이익조정이 이루어진다고 지적하였다.

2.1.2 재량적 발생액

기업에서 이익을 조정하는 이유는 이익을 관리함으로써 경영권을 보호하거나 경영자보상을 극대화하고, 부채계약 위반의 회피 및 정치적 비용의 최소화 또는 법인세를 유연화하려는 동기에서 비롯된다. 이러한 이익관리는 주로 회계변경이나 재량적 발생액을 통하여 이루어지고 있다. 회계변경을 통한 이익관리는 정보이용자가 쉽게 발견할 수 있지만 재량적 발생액을 통한 이익관리는 여러 가지 항목이 뒤섞여 있어서 발견해 내기가 쉽지 않아서 이익조정 방법으로 상대적으로 많이 이용되고 있다 (Watts & Zimmerman, 1986).

이러한 이익조정의 대리변수로 재량적 발생액을 사용하는 경우에는 총발생액의 일정부분이 경영자가 마음대로 조정할 수 없는 비재량적인 요소가 있기 때문에 조정가능성이 큰 재량적 발생액의 크기로 조정가능성을 측정해야 한다는 견해(Jones 1991, Dechow 1994, Healy 1986, DeAngelo, 1986)이다.

오현택(2001)은 한국에서 감사의견이 개선된 기업보다 악화된 기업의 경우에 재량적 발생액이 커질 것인가에 관해 의구심을 가지고 1991년 1999년 까지를 감사의견이 변경된 기업들을 대상으로 재량적 발생액을 수정 Jones 모형을 이용하여 추정하였다. 그는 10년간 218개의 표본으로 9개 산업별 횡단면 분석을 시도하였으나 최종표본(128개)에서 재량적 발생액의 변동이 감사의견에 약간 반영되긴 하였지만 통계적으로 유의하다고 밝히지는 못하였다(회귀모형의 계수값들의 설명력은 18.5%).

그리고 박종성 등(1998)은 피감사회사의 재무적 건전성을 보여주는 회계변수들과 재량적 발생항목들을 고려한 감사의견을 예측하는 모형을 유도한

바 있다.

박용철(1998)의 경우에는 감사인의 한정의견표명에 영향을 미치는 이익조정 현상을 재량적 발생액으로 실증 분석하였다. 그는 1982년부터 1994년까지의 기간동안 한정의견을 받은 연도를 제외하고 적어도 그 이전 3년간 그리고 그 이후 2년간 한정의견을 받지 않은 상장기업 45개사를 대상으로 하였다. 이 논문에서는 한정의견을 받은 연도에 재량적 발생액이 유의적으로 감소하는 것으로 나타났다

박종성, 김은철(2002)은 외환위기 이후 추진된 다양한 회계제도의 개선이 회계정보의 투명성 및 유용성을 향상시켰는지를 검증하였다. 그들은 수정 Jones 모형(1991)을 이용하여 재량적 발생액을 추정하였다. 그들에 의하면 회계제도 개선이전(1995-1997)과 이후의 기간(1998-2000)에서 재량적 발생액이 유의적으로 낮아짐을 확인하여 제도개선으로 회계투명성이 향상되었지만 오히려 주가에 대한 회계변수의 설명력은 과거 보다 더 낮은 것으로 나타나 정부의 다양한 노력에도 불구하고 회계정보에 대한 불신이 아직 완전히 해소되지 않았다고 밝혔다.

陳小悅·胥星·過曉艷(2000)은 상장회사의 이익조정 여부를 재량적 발생액에 의해 검증하였다. 수정 Jones 모형을 기초로 하여 순자산수익율이 10-12%에 속한 기업 94년 98개, 95년 243개, 96년 284, 97년 428개를 대상으로 이익조정이 있었는지를 횡단면 분포분석에 의해 검증하였다. 모형의 변수 중에서 감가상각은 1,053개 기업 중에서 36개 기업만이 감가상각 방법을 변경하였기 때문에 이 36개 업체를 대상으로 재량적 발생액을

추정하여 검증하였으나 그 결과는 이익을 조정한 흔적을 발견하지 못했다. 그리고 1997년과 1998년도에만 총발생액과 경상이익변동(주영업수입변동액) 및 고정자산 원가 간의 상관성($Adj R^2 = 0.01$)¹⁾을 발견하였다.

이상에서 고찰한 바와 같이 중국에서 2000년 회계제도 개혁이후의 이익조정 여부에 관한 연구는 찾아볼 수 없고, 1998년 회계제도 개선전후의 재량적 발생액에 의한 이익조정 여부의 검증에서는 이익조정 여부를 거의 밝혀내지 못하였다. 따라서 본 연구에서는 재량적 발생액과 함께 총발생액에 의한 이익조정 가능성을 검증해 보고자 한다.

2.2 대리변수의 측정방법

이익조정의 대리변수를 측정하는 방법에는 재무제표의 항목을 가감하여 산정하는 방법과 총발생액의 추정모형에서 추정하는 방법이 있다.

2.2.1 가감법

먼저 발생액, 회계이익 및 현금흐름의 관계를 살펴보면, 발생주의 회계에서 당기순이익은 영업활동으로 인한 순 현금흐름(현금주의 회계에서의 당기순이익)과 총발생액(accruals)의 합이다. 따라서 총발생액이란 발생주의에 의한 당기순이익과 현금주의에 의한 당기순이익의 차이이며 총발생액은 발생주의 회계의 순이익(income)에서 현금주의 회계의 순이익(영업활동현금흐름)를 차감하여 산정할 수 있다. 이러한 총발생액은 주로 매출채권 증가액 + 재고자산 증가액 + 매입채무 감소액 - 감가상각

1) 1997년과 1998년도에 F값이 각각 7.07과 11.00으로 나타났다.

액으로 구성된다.

한편, 총발생액은 유동적 발생액과 비유동적 발생액으로 구분할 수 있다. 여기서 유동적 발생액은 유동자산과 유동부채에서 발생하는 것으로 현금의 유출이 없는 비용과 현금의 유입이 없는 수익이다. 이러한 유동적 발생액의 대부분은 매출채권의 변동과 재고자산의 변동으로 인한 것이다. 따라서 유동적 발생액은 현금흐름표에서 영업활동으로 인한 유동자산의 변동분(주로 매출채권과 재고자산)으로 측정할 수 있다. 이러한 유동적 발생액을 재량적 발생액으로 간주하고 총발생액의 변동 즉, 연도초의 총 자산 대비 총발생액으로 측정하는 것이 일반적이다. 그리고 비유동적 발생액은 고정자산과 고정부채에 관련된 것으로 영업활동으로 인한 자산과 부채의 변동액이다.

이러한 비유동적 발생액은 현금주의 회계에 의거하여 측정된 이익관련 부분이므로 이익관리에 이용될 여지가 적기 때문에 다른 연구에서와 마찬가지로 비재량적인 것으로 간주하고 유동적 발생액은 이익관리행위에 보다 손쉽게 이용될 수 있는 재량적인 부분이라고 간주한다. 그렇다고 해서 비유동적 발생액이 완전히 이익을 관리하거나 조작하는 데 사용할 수 없는 비재량적인 발생액이라고 단언하기는 힘들다. 예컨대, 매출액은 비재량적 발생액으로 간주하지만 이를 과대 계상할 수도 있기 때문이다.

2.2.2 추정법

이익조정의 대리변수인 재량적 발생액(discretionary accruals: DA)은 총발생액과 비재량적 발생액(non-discretionary accruals: NDA)의 차이이다. 재량적 발생액 산정의 정확성은 비재량적 발생액(NDA)의 추정이 얼마나 정확한가에 좌우된다.

이익관리 여부의 검증은 재량적 발생액의 통계적 유의성으로 판단하기 때문에 비재량적 발생액을 추정하는 문제는 이익관리의 여부를 연구할 때에 매우 신중하여야 한다. 그런데 재량적 발생액을 기업가치와 관련이 없는 이익관리에 잡음이 생기는 요소에 지나지 않는다는 인식아래 재량적 발생액이 큰 기업은 적은 기업에 비해 잡음의 비중이 높은 것으로 예상된다. 왜냐하면 총발생액의 예측오차는 비재량적 발생액보다는 재량적 발생액에 의해 큰 영향을 받기 때문이다.

이러한 재량적 발생액의 산정은 총발생액에서 비재량적 발생액을 차감하여 사용하고 있다. 비재량적 발생액을 추정하는 방법에 따라 서로 다른 기존 연구의 모형을 정리해 보면 다음과 같다.

① 비재량적 발생액이 제로라고 가정한 모형 및 랜덤-워크 모형

Healy(1986)는 먼저 비재량적 발생액은 영이라 가정하여 재량적 발생액은 총발생액과 동일하다고 간주하였다. 이렇게 비재량적 발생액이 전혀 없는 것으로 가정하는 것은 비현실적이지만 모형을 단순화시켜 재량적 발생액의 개념을 파악하는 데는 도움이 되었다.

DeAngelo(1986)도 비재량적 발생액은 총발생액과 동일하다고 간주하여 직전연도의 총발생액을 당해연도의 비재량적 발생액의 추정치로 사용하였다. 즉, 전연도 총발생액을 비재량적 발생액으로 간주하고 당년도 총발생액과 전연도 총발생액과의 차이를 재량적 발생액으로 보고 있다. 이런 랜덤-워크 모형은 기업의 성장요소가 총발생액에 영향을 끼치고, 총발생액은 성장에 따라 증가함에도 불구하고 이러한 성장요소를 고려하지 못했다는 한계를 갖고 있다.

② 성장성 요소를 고려한 예측모형

이 모형은 시계열 분석에 의해 총발생액이 전년도 증가 추세대로 증가한다고 가정(Jones, 1991)하고, 총발생액에서 전년도 발생액과 성장요소 영향을 차감한 후에 재량적 발생액을 계산한다. 그러나 경영자가 전기의 이익을 높이기 위해 기회주의적 재량권을 행사하는 경우에 전기의 총발생액에 영향을 미친 과다계상 수취채권 또는 지급채무의 기말잔액이 당기의 기초 잔액으로 이월되기 때문에 두 기간에 걸쳐 반대방향으로 움직이게 된다. 이렇게 전기의 발생액 중에서 당기에 반전되는 부분을 당기의 재량적 발생액으로 보기는 힘들 것이다. 이러한 점에서 Jones모형(1991)에서는 당기 총발생액 중에서 전기의 발생액이 반전되어 반영된 부분을 적절히 제거하지 못함으로써 그릇된 결론을 가져올 수 있다(Dechow, 1994).

③ 규모 요소를 고려한 예측모형

규모를 고려한 모형은 1991년의 Jones모형이 최초이다. 이 모형에서는 경영자가 의도적으로 매출액을 조정하지 못하는 것으로 간주하고 비재량적 발생액을 추정하기 위해 매출액변동과 상각대상자산을 포함시키고 있다. 왜냐하면 영업활동의 수준과 시설 규모의 크기가 발생조정의 크기를 좌우하는 주요인요인으로 볼 수 있기 때문이다. 이 모형에서 전기와 당기의 매출액 변동 분을 독립변수로 포함시키면 영업활동에 따른 경제상황 변동의 영향을 통제할 수 있고, 감가상각자산총액을 독립변수에 추가함으로써 비재량적인 감가상각의 영향을 통제할 수 있다.

④ 업종의 요소를 고려한 예측모형

업종을 고려한 모형은 Burgstahler & Dichev (1997)의 모형이 대표적이다. 이 모형은 동일 업

종 내 각 기업의 비재량적 발생액 비율이 일정하다는 가정에 기초를 두고 있다. 따라서 개별기업의 독특한 경제상황을 고려하지 못하는 한계점이 있다. Dechow & Sloan(1991)은 동일산업에 속한 타 기업들에서 총발생액을 측정하여 그 중위수를 비재량적 발생액 추정치로 삼았다. 그리고 Dechow et. al(1995)은 매출액과 유형자산이 이익관리의 수단이 되지 않는다고 가정하여 Jones모형의 매출액 변동에서 매출채권 변동 분을 차감하여 비재량적 발생액을 추정하였다.

⑤ 수정 Jones 모형

수정 Jones모형에서는 매출채권을 증가시킴으로써 매출액을 조정할 수 있다고 간주하고 영업수익의 증가는 고정자산규모의 증가를 가져온다고 가정한다. 그래서 매출채권이냐 매입채무, 감가상각 등 총발생액 항목이 자연스럽게 증가한다. 따라서 비유동적 발생액은 회사의 영업수익 증가와 고정자산규모의 함수관계를 가지고 있으며, 예측치와 실제 총발생액의 차이가 재량적 발생액이다. 그런데 매출채권 증가액이 이익관리 중에서 가장 중요한 항목임에도 불구하고 이 항목을 Jones는 비재량적 발생액이라 간주하고 있기 때문에 이 항목을 재량적 발생액으로 간주하는 모형을 수정된 Jones모형이라고 한다. 또 이 모형은 무형자산과 기타 장기자산의 비재량적 발생액에 미치는 영향이 중요함에도 불구하고 이를 무시하고 있다. 이 모형에서는 각 독립변수의 계수를 추정하여 비재량적 발생액을 추정하고 총발생액에서 비재량적 발생액을 차감하여 재량적 발생액을 구한다.

현재까지 중국에서 이런 수정 Jones모형에 의해 이익조정의 여부를 검증하기 위해 사용한 재량적 발생액의 추정 결과는 적자발생 년도와 그 이전 년

도에만 차이가 있을 뿐 다른 경우에는 유의성이 없다는 결론을 얻고 있다.

III. 연구 설계

본 연구에서는 총발생액에 의해서 뿐만 아니라 수정 Jones모형을 적용한 모형 I 과 이를 재수정한 모형 II를 이용하여 재량적 발생액을 추정하여 중국의 이익조정 여부를 검증한다. 이러한 모형들에 의해 도출되는 발생액은 기본적으로 발생주의 당기순 이익에서 영업활동현금흐름을 차감하여 측정되는 것이므로 추정된 발생액이 양(+)의 수치를 보이거나 음(-)의 수치를 보일 수 있다. 추정발생액이 양(+)의 수치를 보이면 이익이 과대 표시될 수 있음을 의미하고, 음(-)의 수치를 보이면 이익이 과소 표시될 가능성이 있음을 의미한다. 따라서 본 연구에서 이익조정이 줄어든 것을 검증하기 위해서는 총발생액이나 재량적 발생액의 부호의 문제가 아니라 절대금액의 감소여부에 따라 판단할 것이다. 만일 발생액이나 재량적 발생액이 감소되는 경향이 있다면 이익조정 가능성이 감소되는 것으로 해석할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 총발생액이나 재량적 발생액의 절대금액에 의해 이익조정의 감소 여부를 판단한다.

그리고 재량적 발생액의 설명모형에 의하여 각 변수들의 계수를 추정하여 회계제도 개혁 전과 후의 동일성을 검증한다. 동일성 검증에서는 회계제도 개혁 후의 특정 변수의 계수가 개혁이전의 계수보다 클 수도 있고 작을 수도 있기 때문에 각 년도 별 분포에서 재량적 발생액의 양(+)의 비율을 비교함으로써 간접적으로 추론하고자 한다.

3.1 연구가설의 도출

3.1.1 회계제도 개혁 이후 이익조정의 감소여부

중국에서 새로운 회계제도를 구축한 이유는 회계의 국제화와 회계정보의 질적 수준을 증대시키는데 있었다. 본 연구에서는 회계정보의 질을 회계이익의 지속성 보다는 발생액의 조정가능성에 초점을 맞춘다. 따라서 새 회계제도에 근거하여 생산된 정보들이 과연 질적으로 개선되었는지를 검토하기 위해 다음의 연구 가설을 설정하였다.

가설: 신 회계제도의 적용 이후에 전체적인 이익조정이 개혁 이전에 비하여 감소되었다.

신 회계제도의 적용 이전과 이후의 이익조정의 대리변수인 재량적 발생액 또는 총발생액 평균차이는 업종별 paired t 검증으로 확인이 가능할 것이다.

3.3.2 추가분석

한편, 과거 회계제도에서 이익조정에 이용되었던 매출액, 매출채권, 감가상각대상자산, 기타유동자산, 부채, 장기투자, 재고자산 등의 재무제표 항목들이 신회계제도의 시행 이후에 이익조정 가능성을 낮추는 데 기여하고 있는지를 추가적으로 시험해 본다.

이러한 요소들은 과거 중국의 상장회사에서 이익을 조정하기 위해 관련회사와의 거래를 통한 투자수익의 부풀리기, 매출채권의 과대계상, 재고의 과대계상, 부채의 과대계상, 기타유동자산의 과대계상 등(閻達五·王建英, 2001)을 하여 왔기 때문에 선택한 것들이다. 2000년 회계제도 개혁에서는 이

런 요소들에 의한 이익조정을 감소시키기 위해 자산, 부채, 수익, 비용 등의 항목들에 대해 그 개념을 보다 명확히 정의하고 재고자산, 고정자산, 무형자산, 가타자산 등에 대해서는 국제적 추세에 부합하도록 규정하여 실질을 우선하도록 주문하고 있다.

3.2 분석대상과 자료수집

본 연구의 재무자료는 중국 stockdata.homeway.com.cn에서 1998년부터 2003 회계연도까지 추출하였다. 중국 상하이 A 증권시장에서 2004년 1월 현재 거래되고 있는 주식은 780개이고 그 중 1998년 1월 1일부터 거래되고 있던 주식은 438개이다.²⁾

따라서 본 연구에서 사용할 수 있는 최대 대상업체의 수는 1998-2004까지 존속하고 있는 438개이다. 이들 업체 중에서 영업활동의 성격이 다른 은행과 보험 등의 금융업종 및 이익조작의 우려가 큰 적자계속기업 45개를 제외하면 표본으로 이용

가능한 업체의 수는 393개이다.

그러나 중국에서 과거 회계자료에 관련된 데이터베이스가 2004년 3월까지 미비되어 있었을 뿐만 아니라 이용 가능한 재무제표들도 불완전하여 본 연구에 사용하기 어려운 것들이 191개 업체이었다. 이렇게 이용이 불가능한 업체들을 제외하고 최종적으로 이용 가능하다고 판단한 5개년 재무제표를 공시한 업체의 수는 102개 이었다. 이렇게 중국 기업들의 공시 재무자료가 불완전하였기 때문에 2003년까지의 기존 연구들이 20-40개 업체를 대상으로 하고 있었던 것으로 보인다.

본 연구에서는 신뢰할 수 있다고 판단되는 102개 업체의 재무제표 중에서 자산규모가 상대적으로 너무 적고 연도별 이익수치의 변동이 매우 큰 건설업 중 1개와 종이 및 인쇄업체 1개를 제외하고 <표 1>에서 보는 바와 같이 100개 업체를 최종 대상업체로 삼았다. 그리고 16, 17, 18 업종을 하나로 묶고 12, 13 업종을 하나로 묶어서 분석하였다.

<표 1> 업종별 표본의 수

업종	분류 번호	세 분류번호	업종 세분	업체수
제조업	10	11	음식료품	8
		12,13	섬유, 의복, 제재, 가구	7
		15	석유, 화학	14
		16,17,18	비금속, 제1차금속, 조립 금속 기계	14
			(소 계)	(43)
비제조업	20		전기 및 가스업	22
	30		건설업	9
	40		도소매 및 숙박	13
	50		운송 및 창고업	8
	65		기타 부동산 및 사업서비스, 오락문화예술서비스	5
총 계				100

2) www.sse.com.cn

3.3 연구모형과 변수정의 및 측정

본 연구에서 가설의 검증을 위해서는 다음과 같은 순서를 따른다.

첫째, 총발생액을 재량적 발생액과 비재량적 발생액으로 구분하기 위하여 뒤에 제시할 <식 1>과 같은 모형에서 각 변수의 계수를 추정한다. 총발생액에서 비재량적 발생액이 차지하는 비중은 업종별, 기간별로 달라질 수 있다. 본 연구에서는 전체 대상업체를 제조업의 4개 업종과 비제조업의 5개 업종으로 구분하여 총 9개의 업종별로 모형의 각 계수를 추정하였다. 이 회귀모형에서 R^2 는 총발생액의 변동 중에서 비재량적 요인에 의하여 발생한 변동액의 비율을 나타내게 된다.

둘째, 각 업종별로 추정된 회귀계수를 이용하여 재량적 발생액을 측정한다. 이러한 측정에서는 뒤에 제시할 <식 2>를 이용한다.

셋째, 회계제도 개혁을 전후하여 재량적 발생액 절대치 평균이 감소되었는가를 분석하기 위하여 업종별 paired t-검증을 실시하였다. 즉 회계제도 개혁이전의 2년간의 재량적 발생액 절대치 평균에 비하여 회계제도 개혁이후의 3년간의 재량적 발생액 절대치 평균이 감소되었는가를 검증한다. 이러한 재량적 발생액의 절대치 평균은 업종별 총발생액의 절대치에서 업종별로 추정된 비재량적 발생액의 절대치를 차감하여 구한다. 이때 업종별 총발생액의 절대치와 비재량적 발생액의 절대치는 업종별 모형을 이용하여 업체별로 구한다.

이에 추가하여 회계연도 개혁이전의 2년간 재량적 발생액의 평균에 비하여 회계제도 개혁이후의 각 연도별 재량적 발생액 평균이 감소되었는가를 분석한다. 또한 회계연도 개혁 직전의 1년간 재량적 발생액 평균에 비하여 회계제도 개혁이후의 각

연도별 재량적 발생액 평균이 감소되었는가를 분석한다.

IV. 실증분석

4.1 총발생액 차이검증

본 연구에서는 2000년 중국의 회계제도 개혁을 전후하여 경영자에 의한 이익조정의 정도가 어느 정도 변하였는가를 확인하기 위하여 각 업종별로 계산된 총발생액의 평균에 대하여 분석하였다. 이 분석에서는 중국 회계제도 개혁 전 2년간과 회계제도 개혁 후 3년간의 자료를 이용하여 각 업체의 당기순이익에서 영업활동으로 인한 현금흐름을 차감하여 구한 총발생액을 총자산으로 나누어 표준화된 것을 사용하였다.

먼저 회계제도 개혁 전후의 각 연도별 총발생액의 분포를 살펴보면 <표 2>와 같다. <표 2>에서 보는 바와 같이 평균이나 당기순이익과 현금흐름의 차이를 나타낸 양(+)의 발생액 비율이 회계제도 개혁전에 비해 개혁후에 매년 감소되고 있다. 이렇게 양의 총발생액 비율이 점차 낮아지는 것은 회계제도 개혁이후에 이익과대조정의 가능성이 감소되었음을 시사하는 것이다. 왜냐하면, 양의 총발생액 비율은 대상업체의 5개년 총발생액 중에서 플러스(+) 총발생액을 나타낸 기업들의 비율을 의미하며 이러한 비율이 점차 낮아지고 있기 때문이다.

그리고 회계제도 개혁 전과 개혁 후의 총발생액이 유의적인 차이를 보이는가를 확인하기 위해 각 회사별로 구한 총발생액 절대값을 취하여 계산한 업종별 평균의 paired t-검증을 실시하였다. 검증결

〈표 2〉 총발생액*의 분포

구분 \ 년도	개혁전 2년	개혁전 1년	개혁후 1년	개혁후 2년	개혁후 3년
평균	0.0300	-0.0036	-0.0268	-0.0331	-0.0388
표준편차**	0.1480	0.0841	0.0674	0.0833	0.0682
최대값	0.9120	0.3839	0.1736	0.3020	0.1405
제3사분위수	0.0775	0.0444	0.0122	0.0062	-0.0009
중앙값	0.0078	-0.0087	-0.0201	-0.0365	-0.0343
제1사분위수	-0.0460	-0.0476	-0.0697	-0.0879	-0.0710
최소값	-0.2267	-0.2036	-0.2009	-0.1862	-0.3622
양(+)의 발생액 비율	0.53	0.45	0.32	0.32	0.24

* 총발생액은 총자산으로 나누어 표준화한 것임.

** 표준편차는 업종별 평균의 표준편차임.

〈표 3〉 회계제도 개혁 전과 후의 총발생액¹⁾ 절대값 평균차이 검증 결과

구 분		개혁 전 평균치	개혁 후 평균치			
			개혁 후 3년간 평균 및 평균차이	개혁 후 1년차 평균 및 평균차이	개혁 후 2년차 평균 및 평균차이	개혁 후 3년차 평균 및 평균차이
개혁 전 2년간	평균 (표준편차)	0.0743 (0.0811)	0.0602 (0.0380)	0.0543 (0.0478)	0.0684 (0.0576)	0.0578 (0.0530)
	차이: 개혁후 - 개혁전 2년간	-	-0.0141 (0.0798)	-0.0199 (0.0878)	-0.0058 (0.0841)	-0.0165 (0.0915)
	t 값 (p 값)	-	-1.77* (0.0805)	-2.27** (0.0254)	-0.69 (0.4899)	-1.80* (0.0745)
개혁 전 1년차	평균 (표준편차)	0.0614 (0.0572)	-	0.0543 (0.0478)	0.0684 (0.0576)	0.0578 (0.0530)
	차이: 개혁후 - 개혁전 1년차	-	-	-0.0070 (0.0663)	0.0070 (0.0700)	-0.0036 (0.0713)
	t 값 (p 값)	-	-	-1.06 (0.2904)	1.01 (0.3172)	-0.51 (0.6119)

1) 총발생액은 총자산으로 나누어 표준화한 것임.

2) 평균차이: 개혁 후 각 평균치에서 개혁 전 2년간 및 1년차 평균치 각각을 차감한 것임.

3) * : 10% 수준에서 유의함.

** : 5% 수준에서 유의함.

과를 <표 3>에서 살펴보면, 총발생액 절대값 평균이 회계제도 개혁 전 2년간보다 개혁 이후 3년간이 현저하게 감소하였고 그 차이에 대한 업종별 paired t-검증결과는 유의수준 10%에서 차이를 보이고 있다. 그리고 회계제도 개혁 전 2년 동안의 발생액 절대값 평균에 비하여 개혁 이후 1년차는 5%의 유의수준에서 차이를 보이고 있다. 또한 개혁이후 3년차의 경우에도 총발생액 절대값 평균이 감소하였고 그 차이를 유의수준 10%에서 확인할 수 있다.

이러한 분석 결과에 의하면 2000년의 중국에서의 회계제도 개혁으로 인하여 경영자에 의한 이익조정이 감소하였을 가능성을 발견할 수는 있으나 총발생액 절대값 평균이 감소하였다고 해서 이익조정 가능성의 감소되었다고 단정하기는 어렵다. 따라서 경영자에 의한 이익조정 가능성이 감소되었다는 증거를 제시하기 위해서는 추가적으로 재량적 발생액이 감소하였다는 것을 입증해야 할 것이다. 왜냐하면 총발생액은 비재량적 발생액도 포함하고 있어서 이익조정의 가능성은 총발생액보다는 재량적 발생액에 더 좌우되기 때문이다.

4.2 재량적 발생액 차이검증

4.2.1 연구모형의 도출

재량적 발생액의 차이 검증을 위해서 우선 수정 Jones 모형을 이용하여 총발생액(TA)을 결정하는 변수의 계수를 추정한 다음 이 추정된 계수를 이용하여 재량적 발생액(DA)을 추정한다. 이러한 모형을 사용함에 있어서, 회계제도 개혁 전후 모든 기간동안 비재량적 발생액이 동일한 구조로 발생하는지(추정모형 I) 그렇지 않고 회계제도 개혁 전후 사이에 서로 다른 구조로 발생하는지(추정모형 II)

에 대해 결정해야 한다. 본 연구에서는 2가지 추정모형의 설명력을 비교하여 보다 나은 추정모형을 사용하고자 한다. 그리고 선택된 추정모형을 이용해서 구해지는 재량적 발생액의 비율이 각 년도 별로 어떤 추이를 보이는지를 관찰함으로써 이익조정 가능성의 증감의 추이를 알 수 있다.

다음의 추정모형 I은 회계제도 개혁 전후 사이에 비재량적 발생액이 동일한 구조로 발생한다고 가정하는 경우이다.

[추정모형 I]

$$TA_{it} / BTA_{it-1} = \beta_0 + \beta_1[(\Delta REV_{it} - \Delta RCB_{it}) / BTA_{it-1}] + \beta_2(GPE_{it} / BTA_{it-1}) + \epsilon_{it} \dots\dots\dots \langle \text{식 1} \rangle$$

$$\widehat{DA}_{it} = TA_{it} / BTA_{it-1} - \widehat{\beta}_0 - \widehat{\beta}_1 [(\Delta REV_{it} - \Delta RCB_{it}) / BTA_{it-1}] - \widehat{\beta}_2 (GPE_{it} / BTA_{it-1}) \dots\dots\dots \langle \text{식 2} \rangle$$

- TA: 총발생액,
- BTA: 총자산,
- ΔREV: 순매출액 증가분,
- ΔRCB: 매출채권증가분,
- GPE: 감가상각 대상자산
- DA: 재량적 발생액의 추정치

다음으로 회계제도의 개혁 전과 후에 비재량적 발생액이 발생하는 구조에 변화가 존재한다고 가정하는 경우에는 다음과 같은 더미변수를 이용하여 모형II와 같이 회계제도 개혁 전과 후의 기간동안에 모형의 계수를 달리하도록 허용함으로써 계수를 추정할 수 있다.

[추정모형 II]

$$\begin{aligned}
 TA_{it}/BTA_{it-1} = & \beta_0 + \beta_1[(\Delta REV_{it} - \Delta RCB_{it})/BTA_{it-1}] \\
 & + \beta_2(GPE_{it}/BTA_{it-1}) \\
 & + \alpha_0 Z + \alpha_1 Z[(\Delta REV_{it} - \Delta RCB_{it})/BTA_{it-1}] \\
 & + \alpha_2 Z(GPE_{it}/BTA_{it-1}) + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}
 \dots\dots\dots \langle \text{식 3} \rangle$$

$$\widehat{DA}_{it} = \frac{TA_{it}}{BTA_{it-1}} - \left[\frac{TA_{it}}{BTA_{it-1}} \right]
 \dots\dots\dots \langle \text{식 4} \rangle$$

- TA: 총발생액,
- BTA: 총자산,
- ΔREV: 순매출액 증가분,
- ΔRCB: 매출채권증가분,
- GPE: 감가상각 대상자산
- DA: 재량적 발생액의 추정치

〈식 3〉에서 Z는 더미변수로 회계제도 개혁 이전에는 0을 부여하며, 개혁 이후에는 1을 부여한다. 이 모형II에서 개혁 이전과 이후에 비재량적 발생액이 동일한 구조로 발생한다면, 계수 $\alpha_i(i=0,1,2)$ 가 비유의적인 값을 보이게 될 것이다.

먼저, 모든 기간 동안 계수가 동일하다고 가정하여 추정한 모형 I에 대한 계수 추정결과를 〈표 4〉에서 살펴보면, 모형 I의 adj R²값이 0.0682로 매우 낮은 값을 보이고 있어 총발생액의 변동 중에서 비재량적 발생액의 변동이 차지하는 비중이 매우 낮다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 회계제도 개혁 전후에 비재량적 발생액의 발생구조가 동일하다고 모형에서 가정하였음에 기인된 결과일 수 있다. 그리고 계수 $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ 는 모두 5%의 유의수준에서 보면 유의적이지 못하다.

다음으로 회계제도 개혁 전후에 모형의 계수 값이 변화할 수 있도록 허용한 추정모형II에 대한 계수 추정 결과를 살펴보면, 계수 β_1 이 유의적인 양

〈표 4〉 모형별 계수추정 결과 및 설명력

구 분		계수	계수추정치	t 값	p 값	F	adj R ²
모형 I	개혁 전후 동일 계수	β_0	0.0872	1.12	0.2734	1.88	0.0682
		β_1	-0.1347	-1.93*	0.0660		
		β_2	0.0669	0.36	0.7257		
모형 II	개혁 전 계수	β_0	0.0123	0.80	0.4239	16.62	0.1354
		β_1	0.0784	6.32***	<.0001		
		β_2	-0.1009	-3.07***	0.0023		
	개혁 전후 계수 차이	α_0	-0.0177	-1.02	0.3082		
		α_1	-0.0869	-6.00***	<.0001		
		α_2	0.0696	2.04**	0.0421		

* : 10% 수준에서 유의함.
 ** : 5% 수준에서 유의함.
 *** : 1% 수준에서 유의함

의 값을 보이고 있으며, 계수 β_2 가 유의적인 음의 값을 보이고 있다. 또한 두 기간동안의 계수가 동일한지의 여부를 판단할 수 있도록 하여 주는 계수 (α_i)의 유의성을 살펴보면, α_0 와 α_2 가 비유의적인 값을 보이는 반면에, α_1 이 유의적인 음의 값을 보이고 있다. 또한 모형II의 adj R^2 값을 살펴보면, 0.1354로 모형 I에 비하면 상당히 높은 값을 보여 주기 때문에 여기서는 모형II를 이용하기로 한다.

4.2.2 회계제도 개혁이후 이익조정 가능성의 감소여부

모형II를 이용해서 회계제도 개혁 전후의 각 연도별 재량적 발생액의 분포를 산정한 결과는 <표 5>와 같다. <표 5>에서 보는 바와 같이 양(+)의 재량적 발생액 비율이 회계제도 개혁전후에 매년 감소되고 있는 사실을 발견할 수 있다. 이렇게 양의 발생액 비율이 점차 낮아지는 것은 회계제도 개혁이후에 이익과대조정의 가능성이 감소되었음을 시사하는 것이다. 왜냐하면, 양의 재량적 발생비율

은 대상업체의 5개년 재량적 발생액중에서 프러스 (+) 재량적 발생액을 나타낸 기업들의 비율을 의미하며 이러한 비율이 점차 낮아지고 있기 때문이다. 또한 평균이나 중앙값도 개혁이전에 비해 매년 감소하는 추세를 보이고 있다.

2000년에 실시된 중국에서의 회계제도 개혁이 경영자들의 이익조정에 어떠한 영향을 주었는지를 검증하기 위하여 재량적 발생액 절대치 평균이 개혁이전과 이후에 차이를 보이는가(가설)를 업종별 paired t-검증을 실시한 결과를 <표 6>에 제시하고 있다.

다음의 <표 6>에 의하면, 개혁전 2년간 평균 재량적 발생액 절대치에 비하여 개혁후 3년간 평균 재량적 발생액은 10%의 유의수준에서 감소하고 있는 것으로 나타나고 있다. 또한 개혁전 2년간 평균 재량적 발생액 절대치에 비하여 개혁후 1년차는 유의수준 10%에서 감소되고, 개혁후 3년차에는 유의수준 5%에서 감소차이를 발견할 수 있다. 이러한 검증결과는 2000년의 중국에서의 회계제도

<표 5> 재량적 발생액의 분포

구분 \ 년도	개혁전 2년	개혁전 1년	개혁후 1년	개혁후 2년	개혁후 3년
평균	0.0399	0.0121	-0.0115	-0.0178	-0.0226
표준편차	0.1228	0.0820	0.0710	0.0762	0.0653
최대값	0.8020	0.2801	0.1495	0.2554	0.1282
제3사분위수	0.0809	0.0511	0.0294	0.0149	0.0159
중앙값	0.0190	0.0054	-0.0030	-0.0122	-0.0127
제1사분위수	-0.0266	-0.0292	-0.0488	-0.0590	-0.0580
최소값	-0.2160	-0.3383	-0.2484	-0.2175	-0.3335
양(+)의 재량적 발생액 비율	0.59	0.58	0.46	0.40	0.35

* 재량적 발생액은 총자산으로 나누어 표준화한 것임.
 ** 표준편차는 업종별 평균의 표준편차임.

〈표 6〉 회계제도 개혁 전과 후의 재량적 발생액1) 절대치 평균차이 검증 결과

구 분		개혁 전 평균치	개혁 후 평균치			
			개혁 후 3년간 평균 및 평균차이	개혁 후 1년차 평균 및 평균차이	개혁 후 2년차 평균 및 평균차이	개혁 후 3년차 평균 및 평균차이
개혁 전 2년간	평균 (표준편차)	0.0670 (0.0752)	0.0526 (0.0353)	0.0522 (0.0493)	0.0564 (0.0540)	0.0492 (0.0482)
차이: 개혁후 - 개혁전 2년간	평균차이 (표준편차)	-	-0.0144 (0.0784)	-0.0148 (0.0881)	-0.0105 (0.0825)	-0.0177 (0.0885)
	t 값 (p 값)	-	-1.83* (0.0700)	-1.68* (0.0962)	-1.28 (0.2043)	-2.00** (0.0479)
개혁 전 1년차	평균 (표준편차)	0.0572 (0.0597)	-	0.0522 (0.0493)	0.0564 (0.0540)	0.0492 (0.0482)
차이: 개혁후 - 개혁전 1년차	평균차이 (표준편차)	-	-	-0.0050 (0.0754)	-0.0007 (0.0752)	-0.0079 (0.0766)
	t 값 (p 값)	-	-	-0.66 (0.5103)	-0.10 (0.9226)	-1.03 (0.3042)

- 1) 재량적 발생액은 총자산으로 나누어 표준화한 것임.
- 2) 평균차이: 개혁 후 각 평균치에서 개혁 전 2년간 및 1년차 평균치 각각을 차감한 것임.
- 3) * : 10% 수준에서 유의함.
** : 5% 수준에서 유의함.

개혁이 경영자들의 이익조정을 감소시키는 데 기여한 것으로 볼 수 있다.

여기서 〈표 6〉과 〈표 3〉을 비교해 보면, 개혁전 2년간 평균과 개혁후 3년간 평균은 총발생액이나 재량적 발생액에서 모두 10%의 유의수준에서 차이를 보이고 있다. 그러나 개혁전 2년간과 개혁후 1년차는 총발생액 절대치 평균에서는 5%의 유의수준에서 차이를 보이는 반면 재량적 발생액 절대치 평균에서는 10%의 유의수준에서 차이를 보이고 있다. 또한 개혁전 2년간과 개혁후 3년차는 총발생액 절대치 평균에서는 10%의 유의수준에서 차이를 보이는 반면 재량적 발생액 절대치 평균에서는 5%의 유의수준에서 차이를 보이고 있다.

4.3 추가분석: 이익조정 감소항목의 발견

본 연구에서는 추정모형Ⅱ를 이용하여 재량적 발생액을 추정한 후, 이러한 재량적 발생액을 이용하여 회계제도 개혁이후 중국에서 경영자에 의한 이익조정을 감소시켰는지를 실증적으로 검토하기 위하여 두 가지 방법으로 재량적 발생액의 발생원인을 밝혀본다. 먼저 비재량적 요소와 재량적 요소를 모두 포함하여 분석하고, 나중에는 재량적 요소만으로 분석한다.

그래서 비재량적 요소와 재량적 요소를 모두 포함한 각 변수에 대한 업종별 paired- t 검증을 먼저 실시하였다. 중국의 제 1차 회계제도 개혁이 1998년에 제2차개혁이 2000년 12월에 있었기 때

문에 회계제도 개혁 전 2년간의 평균(1999-2000)과 개혁 후 3년(2001-2003)간의 각 변수값 평균치에 차이가 있는지에 대해 알아보기 위하여 업종별 paired- t 검증을 실시하고 그 결과를 <표 7>에 제시하고 있다.

<표 7>에서 수정 Jones 모형에서 비재량적 발생액을 결정하는 변수인 매출액 증가, 매출채권의 증가, 감가상각 대상자산을 살펴보면, 개혁을 전후하여 매출액 증가와 감가상각 대상자산은 유의적인 차이를 보이지 않지만, 매출채권 증가분의 차이(-0.0339)과 기타유동자산의 차이(-0.0272)는

1%의 유의수준에서 각각 유의한 결과를 보여주고 있다. 따라서 회계제도 개혁을 전후한 발생액의 감소는 재량적 요소인 기타유동자산 뿐만 아니라 비재량적 요소인 매출채권의 감소에 의하여 영향을 받았을 가능성을 발견할 수 있다.

그리고 다음과 같은 설명모형을 설정하여 각 독립변수에 대한 회귀계수가 유의적인 차이를 보이는가를 검증하기 위하여 F-검증을 실시하였다. 이 설명모형의 독립변수들은 중국의 상장회사에서 과거에 이익을 조정하기 위해 관련회사와의 거래를 통한 투자수익의 부풀리기, 매출채권의 과대계상,

<표 7> 회계제도 개혁 이전(2년간)과 이후(3년간)의 이익조정 관련변수

구 분			평 균	표준편차	t 값	p 값
비재량적 요인	매출액 증가분	이전	0.8840	0.8074	-1.28	0.2037
		이후	0.7935	0.5467		
		차이	-0.0905	0.7142		
매출채권 증가분	이전	0.1277	0.1410	-3.04	0.003**	
	이후	0.0938	0.0888			
	차이	-0.0339	0.1126			
감가대상자산	이전	0.4720	0.5595	-1.17	0.2463	
	이후	0.4150	0.2188			
	차이	-0.0570	0.4934			
[설명모형] 독립변수 (재량적 요인)	기타유동자산 (β_1, α_1)	이전	0.1282	0.1421	-3.12	0.0023**
		이후	0.1010	0.1037		
		차이	-0.0272	0.0879		
		부 채 (β_2, α_2)	이전	0.5691		
이후	0.5549	0.2416				
차이	-0.0142	0.4342				
장기투자 (β_3, α_3)	이전	0.1058	0.1044	0.16	0.8761	
이후	0.1069	0.1034				
차이	0.0011	0.0708				
재고자산 (β_4, α_4)	이전	0.2116	0.4233			-0.92
이후	0.1768	0.1399				
차이	-0.0348	0.3830				

1) 모든 변수는 기초의 총자산으로 나누어 표준화한 것임

2) **: 1%에서 유의함.

재고의 과대계상, 부채의 과대계상, 기타유동자산의 과대계상 등을 하여 왔기 때문에 선택한 것들이다.

[설명모형]

$$\widehat{DA}_{it} = \beta_0 D_1 + \beta_1 (EAS_{it}/BTA_{it-1}) D_1 + \beta_2 (LEV_{it}/BTA_{it-1}) D_1 + \beta_3 (LIN_{it}/BTA_{it-1}) D_1 + \beta_4 (INT_{it}/BTA_{it-1}) D_1 + a_0 D_2 + a_1 (EAS_{it}/BTA_{it-1}) D_2 + a_2 (LEV_{it}/BTA_{it-1}) D_2 + a_3 (LIN_{it}/BTA_{it-1}) D_2 + a_4 (INT_{it}/BTA_{it-1}) D_2 + \varepsilon_{it} \dots \langle \text{식 5} \rangle$$

\widehat{DA} : 재량적 발생액의 추정치

BTA: 총자산

EAS: 기타유동자산

LEV: 부채

LIN: 장기투자

INT: 재고자산

$D_1 D_2$: 더미 변수: D_1 은 개혁이전에는 1 그 외에는 0의 값

D_2 는 개혁이후에는 1 그 외에는 0의 값.

이 설명모형은 종속변수로서 추정모형II에서 추정된 재량적 발생액으로 두었으며, 독립변수로서 경영자에 의한 이익조정시 이용되는 변수로 알려진 기타유동자산, 부채, 장기투자, 재고자산 등으로 두어 회귀분석을 실시한 것이다. 또한 이 모형에서 각 독립변수에 회계제도 개혁 전의 값에는 더미변수 D_1 을 곱하였으며, 회계제도 개혁후의 값에는 더미변수 D_2 를 곱하였다.

〈표 8〉에서는 중국 회계제도의 개혁을 전후하여 재

〈표 8〉 이익조정 감소항목의 계수추정 결과와 동일성 검증

항목	계수	계수추정치	t값	p 값	$\beta_i = \alpha_i$ 에 대한 F-통계량	F	adj R^2
상수	β_0	-0.04303	-3.47	0.0006**	1.96	13.81	0.2040
	α_0	-0.01712	-1.80	0.0731*	(0.163)		
기타유동자산	β_1	0.34628	7.14	<.0001***	10.31		
	α_1	0.10790	2.77	0.0059**	(0.001)		
부채	β_2	0.02822	1.37	0.1713	1.37		
	α_2	-0.00722	-0.48	0.6299	(0.266)		
장기투자	β_3	-0.05256	-0.96	0.3400	18.86		
	α_3	0.05889	1.42	0.1576	(0.166)		
재고자산	β_4	-0.01323	0.62	0.5325	12.23		
	α_4	0.00341	0.14	0.8863	(0.8013)		

1) ()속의 수치는 F-통계량에 대한 p-값임.

2) * : 10% 수준에서 유의함.

** : 5% 수준에서 유의함.

*** : 1% 수준에서 유의함.

량적 발생액의 차이를 발생시킨 변수를 확인하기 위한 설명모형에 대한 검증결과를 제시하고 있다. <표 8>을 살펴보면, 설명모형의 adj R^2 가 0.2040으로 나타나고 있는데, 이는 중국에서 회계제도 개혁을 전후한 재량적 발생액이 모형에 이용된 변수에 의하여 어느 정도 설명될 수 있다는 점을 보이고 있다. 그리고 기타유동자산에 대한 회귀계수 값(β_1 과 α_1)이 모두 유의적인 양의 값을 보이고 있다. 이는 중국에서 재량적 발생액의 상당 부분이 기타 유동자산을 이용하여 발생했을 가능성을 제시하여 주고 있는 것이다. 반면에 경영자에 의한 이익조정시 이용되는 변수로 알려져 있는 부채, 장기투자, 재고자산 등의 변수와는 관련성이 많지 않다는 점을 확인할 수 있다.

또한 <표 8>에서 중국의 재량적 발생액을 설명하는 변수에 대한 회귀계수가 회계제도 개혁을 전후하여 차이를 보이는데 대한 검증을 실시한 결과, 기타유동자산에 대한 회귀계수(β_1 과 α_1)가 유의적인 차이를 보이고 있다는 것을 알 수 있다. 특히 회계제도 개혁 전의 기타유동자산에 대한 회귀계수(β_1) 보다 회계제도 개혁후의 기타유동자산에 대한 회귀계수(α_2)가 작게 나타나고 있다. 이는 중국의 회계제도 개혁으로 인하여 경영자들에 의한 기타유동자산을 이용한 이익조정이 줄어들었을 가능성을 제시하여 주고 있는 것이다.

그러므로 회계제도 개혁이후에 이익조정의 가능성이 감소되었다는 가설은 개혁전 2년간 평균과 개혁 후 3년차에만 5%의 유의수준에서 입증되었고 개혁 전 2년간 평균과 개혁 후 3년 평균에서는 10%의 유의수준에서 입증되었다고 할 수 있다. 그리고 <표 5>에서 보는 바와 같이 양(+)의 재량적 발생액이 점차 감소하고 있는 사실과 가설이 부분적으로 입증되었으므로 2000년 회계제도 개혁으로 이익을 과대 조정할 가능성이 어느 정도 감소되었다고도 할 수 있다.

V. 요약 및 결론

본 연구는 1998년부터 2003년까지의 상하이 증권시장에 상장되어 있는 기업들의 현금흐름표, 대차대조표 및 손익계산서 등의 재무자료를 이용하여 2000년 회계제도 개혁 이전과 이후에 이익조정액 차이가 있는지를 알아보고자 시도하였다. 이런 시도를 위해 사용한 이익조정액의 대리변수는 총발생액과 재량적 발생액이다.

첫째, 총발생액 절대치 평균이 회계제도 개혁 전 2년간보다 개혁 이후 3년간이 현저하게 감소하였고 그 차이에 대한 업종별 paired t-검증결과 유의수준 10%에서 차이를 보이고 있다. 그리고 회계제도 개혁 전 2년 동안의 발생액의 절대치 평균에 비하여 개혁 이후 1년차는 5%의 유의수준에서 차이를 보이고 있다. 또한 개혁이후 3년차의 경우에도 총발생액의 절대치 평균이 감소하였고 그 차이를 유의수준 10%에서 확인할 수 있었다. 그리고 개혁이전에 비하여 개혁이후에 총발생액의 절대치 평균이 감소하고 양의 발생액 비율이 점차 낮아지는 경향이 있다.

둘째, 비재량적 발생액이 발생하는 구조가 개혁 전과 후 사이에 변화했다고 가정하여 재수정한 Jones모형(모형II)을 적용한 결과, 회계제도 개혁이후에 이익조정의 가능성이 감소되었다는 연구가설은 재량적 발생액 절대치의 개혁전 2년간 평균과 개혁 후 3년차에만 5%의 유의수준에서 입증되었고, 개혁전 2년간 평균과 개혁 후 3년 평균에서는 10%의 유의수준에서 입증되었다. 따라서 중국의 2000년 회계개혁으로 인하여 회계이익의 조정 가능성은 상당히 감소되었고 특히, 이익의 과대계상의 가능성이 감소되었다고 할 수 있다.

셋째, 중국의 회계제도 개혁 이후에 이익조정 가능성이 감소하였는데 이러한 감소를 가져온 재무제표 항목들을 검토해본 결과, 특히 기타유동자산 항목의 기여도가 큰 것으로 나타났다. 단, 여기서 기타의 유동자산이란 중국 대차대조표(자산부채표)상의 기타유동자산이 뿐만 아니라 선급금, 관계회사대여금, 국가보조금, 기타미수금, 선급비용, 미처리 유동자산손실 및 1년 내 도래하는 장기채권투자 포함한다.

한편, 수정 Jones모형(모형 I)이 중국에서 설명력이 매우 낮은 이유를 생각해 보면 모형 I에서 회계제도 개혁전과 후에 비재량적 발생액의 발생구조가 동일하다고 간주하였기 때문인지 또는 이익의 조정이 이익의 관리차원 보다 이익을 조작하는 분식회계의 결과인지를 분간할 수 없다. 만일 이익조작의 결과라면 모형의 총발생액에서 비재량적 발생액이 차지하는 비중이 매우 낮기 때문일 가능성이 크다. 그 이유는 중국에서 회계제도만 개혁이 되었지만 그 밖의 회계환경 개선이 되지 않았기 때문이라 생각한다. 여기서 회계환경이란 중국에서 기업의 지배구조, 회계에 대한 관념, 회계교육, 회계관련 법규, 경영자나 회계전문가의 의식수준, 정부의 회계에 대한 중요성 인식 정도 등이다. 특히 중국의 기업 지배구조는 시장경제 자본주의 국가들에 비하면 아직 시장중심의 시스템(market-based system)이 아니라 은행 중심의 시스템(bank-based system)에 가깝다. 왜냐하면 기업의 주식이 정부, 타 집단 또는 기업 및 금융기관의 소유가 다른 나라에 비해 많고 대주주의 지분률이 높다. 이에 따라 지분을 가진 은행이나 타 경제실체의 영향력이 크고 반면 경영내용에 관한 사회적 공시의 요구는 약하기 때문이다. 따라서 중국에서도 자본시장이 보다 활성화되고 해외주식투자자들을 더 많이 유인

하려면 내부적으로는 주주총회나 이사회에 권한과 책임이 강화되고 외부적으로는 국가적·사회적 감독시스템이 완비되어야 할 것이다.

그리고 중국에서도 무엇보다 이러한 제도적 보완이 급선무이지만 이에 못지않게 회계문화의 개선이 시급하다. 중국에서 회계사를 단순히 회계처리를 하는 기술자로 취급하지 말고 윤리, 책임성, 독립성을 겸비한 전문가로 양성하고 대우해 주어야 할 것으로 믿는다. 회계사가 윤리, 책임성, 독립성을 겸비해야 만이 회계조작으로 인한 분식회계를 막고 회계기준을 교묘히 악용하는 회계처리를 막을 수 있을 것이다.

그리고 전체기업을 대상으로 하여 조사해야 함에도 불구하고 본 연구에서는 중국의 증권시장에서 공시한 데이터베이스상의 재무제표가 불완전한 업체가 많기 때문에 재무제표가 완전한 업체만을 대상으로 하였다. 따라서 연구의 외적 타당성에 문제가 제기될 수 있으나 무엇보다 본 연구의 신뢰성은 중국의 회계자료가 얼마나 신뢰할 수 있는 것인가에 좌우된다.

참고문헌

- 김문철·최관, 1999, 이익의 질의 개념에 관한 연구, **회계저널**, 한국회계학회 : 221-249.
- 권수영 외, 2003, **자본시장에서의 회계정보유용성**, 신영사.
- 권예경 외, 2004, 중국 회계제도 개혁 전후의 이익조정가능성, **회계정보연구**, 22-4: 57-83.
- 나종길, 2004, 유동발생의 예측오차와 감사인 유형에 따른 재량적 발생의 정보차이, **회계학연구** 29-1, 한국회계학회: 117-142.

- 박종성, 김은철, 2002, 회계제도의 개선과 회계정보의 투명성, *한국경영학회동계학술연구발표논문집*: 1-28.
- 박용철, 1998, 한정의견기업의 이익조정에 관한 연구, *경영연구* 13-2, 한국경영학회: 71-90.
- 백원선, 2000, 이익조정수단으로서의 재무적 발생액 추정치의 성과비교: 채수정 Jones 모형, *회계학연구*, 25-3, 한국회계학회: 29-56.
- 오현택, 2001, 감사의견 변경 기업들의 이익조정, *회계연구* 6-2, *대한회계학회*: 1-25.
- 최진현, 2002, 중국회계의 제도적 분석, *회계정보연구* 14-1, *한국회계정보학회*, 1-31.
- 汪祥耀 等, 2004, *国际会计准则与财务报告准则-研究与比较*, 立信会计出版社
- 汪祥耀 等, 2002, *英国会计准则研究与比较*, 立信会计出版社
- 陈小说·宵星·过晓艳, 2000, *配股权与上市公司利润操纵, 中国股票市场实证研究*, 东北财经大学出版社: 418 - 425.
- 陆建桥, 1998, *中国上市公司盈余管理实证研究*, 博士论文, 上海财经大学.
- 阎达五·王建英, 2001, 上市公司利益调整行为的财务指标特征研究, *财务和会计*, <http://www.e521.com>
- 王跃堂 孙铮 陈世敏, 2001, *会计改革与会计信息质量*, 会计研究: 16-27.
- 陈工孟 外 1编, 2002, *中国股票市场实证研究*, 东北财经大学出版社: 362-363.
- 李长爱 志惠, 2001, *企业会计制度的主要变化*, *财务月刊*, <http://www.e521.com>
- Burgstahler, D. and I. Dichev, 1997, Earnings Management to Avoid Earnings Decreases and Losses, *Journal of Accounting and Economics*: 99-126.
- Charles J. P. C. C. Shimin and S. Xijia, 2002, Is Accounting Information Value-relevant in the Emerging Chinese Stock Market?, *Journal of International Accounting, Auditing & Taxation*, 10: 1-22.
- DeAngelo, L. E. 1986, Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes: A Study of Management Buyouts of Public Stockholders, *The Accounting Review*. LXI, No.3: 400-420.
- Dechow, P.M. 1994, Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performances: The Role of Accounting Accruals, *Journal of Accounting and Economics* 18: 1-42.
- Dechow, P. and I. D. Dichev, 2002, The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors, *The Accounting Review* 77, 35-59.
- Dechow, P., R. Sloan and A. Sweeney, 1995, Detecting Earnings Management, *The Accounting Review* 70 : 193-225.
- Francis, J. and J. Krishnan, 1999, Accounting Accruals and Auditor Reporting Conservatism, *Contemporary Accounting Research* 16-1: 135-165.
- Healy, P. 1986, Discussion of a Market-based Evaluation of Discretionary Accruals, *Journal of Accounting Research* 34(Supplement): 107-115.
- Holthausen, R. E., 1981, Evidence on the Effect of Bond Covenants and Management Compensation Contracts on the Choice of Accounting Techniques: The Case of Depreciation Switch-Back, *Journal of Accounting and Economics* 3: 33-56.
- Jones, J. J., 1991, Earnings Management during Import Relief Investigations, *Journal of Accounting Research* 29: 193-228.
- Sloan, R. G. 1996, Do Stock Prices fully reflect Information in Accruals and Cash Flow about Future earnings, *The Accounting Review* 71-3: 289-315.

Thomas, J., 1989, Unusual Patterns in Reported Earnings, *The Accounting Review*(October): 773-787.

Watts, R. and J. Zimmerman, 1986, *Positive*

Accounting Theory, Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice Hall.

Xie, H., 2001, The Mis-pricing of Abnormal Accruals, *The Accounting Review*, 76-3: 357-373.

The Improvement of Earnings Quality after the Reforms of Accounting Institution in China

Yi-Qing, Quan* · Jin-hyeon Choi**

Abstract

This paper provides evidence whether firms manage and manipulate reported earnings or not around the reforms of accounting institution in year 2000, using financial data of the listed firms at Shang-hai Stock Exchanges from 1998 to 2003 in China.

The evidence found in this paper is that firms reduced degree of management and manipulation of reported earnings after the reforms of accounting institution in China based on modified Jones model II which is adjusted by dummy variable.

Especially, the major questions of this paper are followings.

First, whether variables of modified Jones model such as sales, accounts receivable and depreciation assets are working as a surrogate non-discretionary accruals in China?

Second, whether absolute value of discretionary accruals is reduced or not after the reforms of accounting institution based on average of two period (1999-2000 and 2001-2003) around the 2000 reforms of accounting institution in China.

This paper demonstrate that the non-discretionary accruals items such as sales, receivable and depreciation assets are not working in modified Jones model I because firms try to avoid reporting losses or increase earnings using all items including sales, accounts receivable and depreciation assets in Chinese financial statements.

So, variables of modified Jones model I such as sales, accounts receivable and depreciation assets seem to be likely discretionary accruals of two period around 2000 reforms of accounting institution. Modified Jones model I has 0.068 capacity of explanations only.

* Assistant Professor, School of Accounting, Zhejiang University of Financial & Economics, P. R. China.

** Professor, Department of Accounting, College of Business Administration, Gyeong-sang National University, S. Korea.

But modified Jones model II which is adjusted by dummy variable has 0.135 capacity of explanations. And non-discretionary accruals items such as sales, receivable and depreciation assets are working in modified Jones II which is adjusted by dummy variable in China.

Conclusively, we found that absolute value of discretionary accruals as surrogates for degree of management and manipulation of reported earnings was reduced significantly after reforms of accounting institution in China based on average at the 0.05 or 0.1 significance level in paired t-test in model II which is adjusted by dummy variable. And we identified that firms reduced some degree of management and manipulation of reported earnings after the reforms of accounting institution in China using absolute value of discretionary accruals in model II which is adjusted by dummy variable and that firms reduced some degree of management and manipulation of reported earnings after the reforms of accounting institution in China using absolute value of total accruals in this paper.

Key words: absolute value of discretionary accruals, absolute value of total accruals, reforms of accounting institution