

세무와회계저널
제11권 제2호 2010년 6월 pp.265~295
한국세무학회

회계기준의 변경이 회계이익과 과세소득의 정보효과에 미치는 영향

안숙찬*

<요 약>

우리나라는 외환위기 이후 회계투명성과 국제적 정합성을 제고하기 위하여 1998년 말에 기업회계 기준을 전면 개정하였으며, 2003년 이후에는 새로운 기업회계기준서들을 제정하여 시행하였다. 이러한 회계기준의 변경으로 인하여 외환위기 이전에 유지되었던 회계기준과 세법의 높은 일치성은 낮아지고 회계이익과 과세소득의 정보효과에도 변화를 초래하였을 것으로 예상된다. 본 연구는 우리나라 유가증권시장 상장기업을 대상으로 외환위기 이후 국제적 정합성 제고를 위하여 이루어진 1998년 말의 회계기준 변경과 2003년 이후 이루어진 회계기준의 변경이 회계이익 및 과세소득의 개별적 및 증분 정보효과에 미친 영향을 이익측정치와 주식수익률과의 관련성을 중심으로 분석하였다.

2000년부터 2005년까지의 2,712 기업-연을 대상으로 2003년 이후의 회계기준 변경이 회계이익 및 과세소득의 정보효과에 미친 영향을 분석한 결과, 회계기준의 변경으로 회계이익의 개별 정보효과는 증가한 반면 증분 정보효과는 변화하지 않았다. 그러나 과세소득의 경우에는 회계기준 변경으로 개별 정보효과 및 증분 정보효과 모두 증가하였다. 과세소득의 정보효과가 증가한 것은 투자자들이 회계이익을 평가할 때 회계기준의 변경으로 인한 혼란을 최소화하기 위하여 과세소득을 벤치마크로서 더 많이 활용하였기 때문으로 판단된다. 이러한 결과는 손실발생기업을 제외한 경우나 통제변수를 도입한 경우에도 유사하게 나타났으며, 이익조정수준을 통제하는 경우 과세소득의 개별적 및 증분 정보효과의 변화는 이익조정기업에서 주로 나타났다.

1996년부터 2001년까지의 2,340 기업-연을 대상으로 1998년 말의 회계기준 변경이 회계이익 및 과세소득의 정보효과에 미친 영향을 분석한 결과, 회계기준이 변경되었음에도 불구하고 회계이익의 개별 및 증분정보효과와 과세소득의 증분 정보효과는 변화가 없었다. 그러나 1998년 말의 회계기준 변경 이후 과세소득의 개별 정보효과는 유의하게 감소하였는데 이러한 효과는 손실발생기업을 제외하거나 통제변수를 도입한 분석에서는 나타나지 않았다. 그러나 이익조정수준을 통제하는 경우 이익조정기업에서 과세소득의 개별 정보효과 및 증분 정보효과 감소가 나타났다.

본 연구는 투자자 및 주식시장을 대상으로 회계이익 및 과세소득의 정보효과를 분석함으로써 회계기준 변경의 효익을 검토하였다는데 의의가 있으며, 2011년부터 모든 상장회사에 적용하기로 결정한 IFRS의 도입이 투자자들에게 미치는 영향을 예측하는데 유용할 것으로 기대한다.

<주제어> 기업회계기준 변경, 회계이익, 과세소득, 정보효과

* 덕성여자대학교 사회과학대학 회계학전공 부교수, sookchan@duksung.ac.kr, 02-901-8275

I. 머리말

회계이익과 과세소득은 기업의 성과를 측정하는 대표적인 측정치이다. 그러나 기업회계는 기업의 이해관계자들이 기업에 관한 경제적 의사결정을 하는데 유용한 정보를 제공하는 것을 목적으로 하는 반면, 세법은 부담능력에 따른 공평과세를 실현하면서 국가의 재정수요를 확보하기 위한 정확한 과세소득 산정을 목적으로 하고 있다. 기업회계와 세법은 이익을 계산하는 목적과 기준이 다르기 때문에 동일 기업의 동일 연도 이익이라 하더라도 회계이익과 과세소득은 대부분 차이가 있다. 그러나 기업회계와 세법은 기업의 경제적 활동을 공통의 측정대상으로 하고 있기 때문에 과세소득 또는 회계이익과 과세소득 차이는 기업의 성과에 대한 정보를 제공할 수 있다.

미국에서는 특히 2001년 파산한 Enron사가 수년간 막대한 회계이익을 보고한 반면 법인세는 거의 납부하지 않았다는 사실¹⁾이 알려지면서 과세소득 또는 과세소득과 회계이익의 차이와 이익의 질 사이의 잠재적 관련성에 주목하였으며, 일부에서는 과세소득이 이익의 유용한 대체 측정치 또는 적어도 회계이익을 평가할 수 있는 준거치가 될 수 있지 않을까 하는 의견들이 제시되었다(Seida 2003). 과세소득에 대한 관심의 고조는 Lev and Nissim(2004)을 시작으로 과세소득의 유용성에 대한 직·간접적인 연구들로 이어졌으며, 이들 연구들은 투자자들이 과세소득을 회계이익보다 우월하지는 않으나 보충적인 성과측정치로 인식하고 있다는 연구결과를 지속적으로 제시하였다.

우리나라는 1997년 외환위기 이후 국제통화기금(IMF)과 세계은행(IBRD)로부터 국제 금융을 제공받는 조건으로 경제시스템 전반에 걸친 대폭적인 제도개혁을 단행하였으며, 이 중 회계제도 및 관행에 대한 개혁 프로그램은 기업회계기준 제정기관의 변경 등을 포함한 포괄적이고 혁명적인 변화라고 할 수 있다(최종서 2009). 금융위원회(당시는 금융감독위원회)는 국제자본시장에서 인정받을 수 있도록 외환위기 직후인 1998년 말에 기업회계기준을 전면 개정하였다. 또한 회계투명성 제고를 위하여 1999년 회계기준의 제정권한을 민간기구인 한국회계기준위원회로 위탁하였으며, 2001년부터 국제회계기준을 상당 부분 수용한 기업회계기준서들이 제정되어 시행되기 시작하였다. 회계기준의 변경을 포함한 포괄적인 회계제도의 변경은 기업회계와 밀접한 관련을 맺고 있는 세법과의 관계에서도 상당한 변화를 초래하였다. 우리나라는 기업회계의 역사가 짧고 투자자나 은행 등 회계정보 이용자들도 충분히 성숙하지 못함에 따라 전통적으로 세법이 기업회계에 상당한 정도 영향을 미치고 있었으며, 회계이익과 과세소득은 상대적으로 밀접하게 연결되어 있었다(Ball et al. 2000 ; Ali and Hwang 2000). 그러나 외환위기 이후 국제회계기준을

1) Citizens for Tax Justice(Jan. 17, 2002)에 따르면 1996년부터 2000년까지 5년 동안 Enron사는 17억 85백만 달러의 회계이익(세전)을 보고하였으나 세무 상으로는 법인세를 납부하지 않고 오히려 3억 81백만 달러를 환급받은 것으로 나타났다.

대폭 수용한 기업회계기준이 제정 및 시행됨으로 인해 기업회계와 세법의 괴리는 이전 시기에 비하여 상당히 확대되었다. 이러한 불일치성의 증가는 회계이익의 정보효과와 과세소득의 정보효과에 영향을 미쳤을 것으로 예상된다(Hanlon et al. 2005 ; Hanlon et al. 2006 ; Chen et al. 2007).

외환위기 이후 진행된 회계제도의 개혁이 보수성, 적시성, 가치 관련성, 이익예측오차, 재량적 발생액 등으로 측정되는 회계정보의 유용성에 미친 영향에 대하여는 몇몇 선행연구들이 있다(최종서 2009 ; 박종찬 2005 ; 백원선 외 2003 ; 박종성 · 이은철 2003 ; 최종서 · 장지경 2005). 그러나 외환위기 이후 진행된 회계기준의 변경은 회계이익의 정보효과 뿐만 아니라 회계이익과 밀접한 관련이 있는 과세소득의 정보효과에도 영향을 미쳤을 것으로 예상되나 이에 대하여는 선행연구가 충분히 이루어지지 않았거나 없는 실정이다. 특히 2003년 이후 국제회계기준을 수용하여 제정된 기업회계기준서들이 본격적으로 시행된 이후 이러한 일련의 기업회계기준 변경이 회계이익이나 과세소득의 정보효과에 미친 영향에 대하여는 연구된 바가 없다.

본 연구는 우리나라 유가증권시장 상장기업을 대상으로 외환위기 이후 국제적 적합성 제고를 위하여 이루어진 회계기준의 변경이 회계이익 및 과세소득의 개별적 및 증분 정보효과에 미친 영향을 이익측정치와 주식수익률과의 관련성을 중심으로 분석하고자 한다. 특히 본 연구에서는 외환위기 직후인 1998년 말에 이루어진 회계기준의 변경과 2003년 이후 국제회계기준을 대폭 수용함으로 인해 발생한 기업회계기준의 변경을 비교분석함으로써 회계기준의 변경이 회계이익과 과세소득의 정보효과에 미치는 영향을 포괄적으로 검토하고자 한다.

본 연구결과는 과세소득이 회계이익에 대하여 개별적 및 증분효과를 갖는 원천에 대한 이해를 돕는데 유용할 것으로 기대한다. Hanlon et al.(2005)은 과세소득이 회계이익에 대하여 증분 설명력이 있다는 연구결과를 제시하면서, 과세소득이 투자자들의 회계이익 평가과정에서 벤치마크로서 이용될 수 있음을 지적하였다. 회계기준이 큰 폭으로 변화하였으나 세법은 큰 변화 없이 유지되었던 외환위기 이후 우리나라 회계환경은 과세소득의 역할과 기능을 평가할 수 있는 적절한 분석환경을 제공한다. 또한, 본 연구결과는 2011년부터 모든 상장회사에 적용하기로 한 국제회계기준(International Financial Reporting Standard, IFRS)의 도입이 투자자에게 미치는 영향을 평가하는 데 유용한 정보를 제공할 수 있을 것이다. 회계투명성에 대한 우려를 불식하고 국제신인도를 제고하기 위해 전격적으로 도입이 결정된 IFRS는 연결재무제표를 주재무제표로 하며, 공정가치 평가가 광범위하게 적용되는 등 현재 우리나라가 채택하고 있는 회계기준과는 차이가 있다. 특히, 정확성을 다소 희생하더라도 기업의 실질을 적절히 표현할 수 있는 회계정보를 선호하고 회계처리의 유연성을 강조하는 IFRS의 도입은 조세법률주의를 근간으로 공평성과 중립성을 추구하면서 권리의무 확정주의에 따라 과세소득을 산출하는 세법과는 불가피하게 상당한 괴리가 발생할 것으로 예상된다. 본 연구결과는 이러한 회계기준 및 환경의 변화가 과세소득의 정보효과에 미치는 영향을 예측하는데 유용할 것으로 판단된다.

II. 선행연구의 검토 및 연구가설의 설정

1. 선행연구의 검토

Lev and Nissim(2004)을 시작으로 과세소득에 관한 최근의 연구들은 직·간접적으로 과세소득이 재무제표 이용자들에게 유용한 기업의 성과측정치라는 것을 보였다. Lev and Nissim(2004)은 과세소득이 회계이익에 비하여 재량적 편의가 작기 때문에 과세소득-회계이익 비율을 이용하여 이익의 성장률을 예측할 수 있음을 보였다. 과세소득-회계이익 비율(the tax-to-book income ratio)이 지속적이지 않은 특정 유형의 이익조정행위를 반영하며, 회계이익이 영구적 수준에서 벗어난 정도를 반영하며, 미래이익에 대한 정보를 제공하는 일반적으로 인정된 회계원칙(GAAP)과 세법간의 차이를 반영하기 때문에 미래 이익 성장과 관련이 있을 것으로 보았다. Hanlon(2005)은 회계이익과 과세소득 차이가 큰 기업은 회계이익과 과세소득 차이가 작은 기업보다 이익의 지속성과 발생액의 지속성이 낮다는 것을 보였다. 경영자는 회계이익 계산과정에서 상당한 재량권을 행사할 수 있으나 과세소득의 계산에서는 재량권이 거의 허용되지 않기 때문에, 재량적 발생액은 일반적으로 회계이익과 과세소득간의 차이를 증가시키게 된다. 경영자가 이익조정 목적으로 발생액을 조정하는 경우 이는 결국 미래에 반전되어 나타나게 되므로 이익의 지속성이 낮아지게 된다. 따라서 회계이익과 과세소득의 차이는 발생과정에서의 경영자의 재량에 대한 정보를 제공할 수 있다.

Hanlon et al.(2005)은 앞의 연구들과는 달리 직접적으로 과세소득의 정보효과를 분석하였다. 1983-2001년까지 연도별 자료를 이용한 회귀분석 결과, 회계이익과 과세소득을 일치시키는 경우 정보손실이 발생한다는 것을 보였다. 회계이익의 상대적 설명력이 과세소득에 비해 유의적 큰 것으로 나타나기는 하지만 과세소득과 회계이익 모두 유의한 증분 설명력이 있기 때문에 회계이익과 과세소득을 일치시키는 경우 투자자의 입장에서 정보손실이 발생할 수 있다. 한편, 동 연구에서는 회계이익이 세법규정에 따라 산출된다면 이익의 설명력에서 50%의 정보손실이 발생할 것으로 추정하였다. Hanlon et al.(2006)은 세법규정의 변화에 따라 회계이익과 과세소득의 일치성이 증가하는 경우 이익의 정보효과가 감소한다는 것을 보였다. 세무보고목적으로 현금기준을 적용하였으나 세법변경(TRA 86)으로 발생기준을 적용하게 된 기업 56개 및 이에 대응되는 동일산업 표본기업을 대상으로 회계이익과 과세소득의 일치성이 낮은 기간(1981-1985년)과 일치성이 높은 기간(1988-1992년)의 이익의 정보효과를 비교한 결과 회계이익과 과세소득의 일치성이 높아진 경우 회계이익의 정보효과가 낮아진 것으로 나타났다. 연구자들은 회계기준이 명시적으로 변화하지 않는 경우에도 기업들이 조세부담을 최소화하고 주주에게 귀속되는 세후현금흐름을 높이기 위하여 동일한 회계기준의 적용을 달리 할 수 있다는 것을 보였다. Chen et al.(2007)에서는 회계이익과 과세소득의 자발적 일치성이 높아지는 경우 회계이익과 과세소득의

상대적 정보효과가 증가하는 것으로 나타나, 일치성의 변동 또는 차이가 회계이익의 정보효과가 미치는 영향은 그 변동 또는 차이의 성격에 따라 달라질 수 있다는 것을 지적하였다. 연구자들은 Hanlon et al.(2006)에서 분석한 회계이익과 과세소득의 일치는 기업으로 하여금 세금을 절약할 목적으로 회계이익을 줄이게 할 유인이 발생시키지만, 조세회피나 이익조정의 부재 또는 존재로 인하여 자발적 일치성이 높은 경우 반드시 보고이익에 부정적인 편이를 유발하는 것은 아닌 것으로 판단하였다.

노희천(2009)도 1994년부터 2002년까지 우리나라 상장법인을 대상으로 회계이익과 과세소득을 비교함으로써 과세소득이 회계이익에 비해 추가적인 기업의 성과에 대한 정보를 제공할 수 있는지를 분석하였다. 주가관련성과 회계이익 예측력을 통하여 과세소득의 정보효과를 분석한 결과, 과세소득이 강제적인 회계처리 규정으로 인한 측정오류가 있기는 하지만 재량적 편익의 작기 때문에 회계이익에 대해 추가적인 정보효과가 있다는 것을 보였다. 즉, 주가수익률에 대한 과세소득의 반응계수는 유의적인 양(+)의 값을 보였으며 미래 회계이익에 대해서도 과세소득은 유의적인 양(+)의 예측력을 보였다. 한편, 주가관련성 분석에서는 이익조정수준에 대해 과세소득의 정보효과는 강화되지 않는 반면, 이익예측력 분석에서는 이익조정수준에 따라 과세소득의 정보효과가 강화되는 것으로 나타나 과세소득이 회계이익의 재량적 편익을 파악하는데 기여할 수 있다는 것을 보였다. Ayers et al.(2009)은 회계이익에 비하여 과세소득의 정보효과를 높이거나 낮출 수 있는 2가지 상황(공격적 조세회피와 낮은 이익의 질)에서 과세소득의 정보효과 변화를 분석하였다. 주식수익률을 과세소득 변동 및 회계이익 변동에 대하여 회귀 분석한 모형에서 산출된 조정된 R^2 의 비율 및 차이에 대한 t-test 및 Wilcoxon Rank Sum test 결과, 공격적 조세회피 기업들은 회계이익에 대한 과세소득의 상대적 및 증분 정보효과는 그렇지 않은 기업에 비하여 낮은 것으로 나타나 조세회피가 과세소득과 기업의 성과와 관계를 모호하게 만든다는 것을 보였다. 한편, 비정상 발생액이 높은 기업 즉, 이익의 질이 낮은 기업들은 회계이익에 대한 과세소득의 상대적 및 증분 정보효과가 그렇지 않은 기업에 비하여 유의적으로 큰 것으로 나타나 경영자가 회계이익을 보고하는데 재량을 사용하는 상황에서 과세소득이 좀 더 유용한 성과측정치가 될 수 있다는 점을 보였다.

이러한 선행연구들은 과세소득이 회계이익에 대하여 상대적 또는 증분 정보효과를 갖는다는 것을 지속적으로 보여주었으며, 특히 과세소득의 정보효과가 높아지거나 낮아질 수 있는 상황에 대하여 분석하였다. 본 연구는 이러한 선행연구를 확장하여 회계이익에 직접적인 영향을 미칠 뿐 아니라 회계이익과 과세소득의 불일치를 확대시키는 사건인 기업회계기준의 변경이 회계이익의 정보효과에 미치는 영향과 회계이익과 밀접한 관련이 있는 이익측정치인 과세소득의 정보효과에 미치는 영향을 분석함으로써 과세소득 정보가 유용한 정보가 될 수 있는 원천이 무엇인지에 대한 실마리를 제공할 수 있을 것으로 기대한다.

2. 연구가설의 설정

가. 회계이익의 정보효과

외환위기 이후 이루어진 회계기준의 변경은 회계투명성과 국제적 정합성을 제고하여 회계정보의 유용성을 높이는데 그 목적이 있으므로 이러한 회계기준의 변경은 회계이익의 유용성에 긍정적 영향을 미쳤을 것으로 예상할 수 있다. 최종서·장지경(2005)에 따르면 지난 20여년의 기간 중 회계이익과 주식수익률 간의 상관관계는 1998년을 시작으로 이후 1999년, 2000년에 이르기까지 유의한 구조변화를 경험하였으며, 특히 1998년 이후 회계이익과 주식수익률간의 상관관계가 강화되는 경향이 있음을 보고하였다. 즉, 외환위기 이후의 회계제도 개혁이 회계이익 정보의 유용성에 긍정적인 영향을 주었다는 사실을 확인할 수 있다. 한편, 기업회계와 세법의 일치정도가 이익의 정보효과에 미치는 영향을 분석한 Hanlon et al.(2005)의 연구에서는 회계이익과 과세소득을 일치시킬 경우 경영자들은 조세부담을 최소화하기 위하여 이익을 보고하게 되어 발생액을 통해 회사의 성과에 대한 관련성 있고 신뢰할만한 정보를 제공하는 수단을 잃게 되므로 회계이익과 과세소득을 일치시키는 것은 이익의 정보효과를 감소시킬 것이라고 주장하였다. 외환위기 이후 회계기준은 대폭 변경되었음에도 불구하고 세법 규정은 큰 변화 없이 유지되었으므로 회계기준과 세법의 일치성은 크게 감소하였고 이는 조세부담에 대한 우려 없이 보다 관련성 있는 정보를 제공할 환경을 형성할 수 있다.

그러나 회계기준과 세법규정의 괴리가 커지는 경우 경영자는 이러한 불일치성을 기회주의적으로 이용할 가능성도 커지게 된다. 우리나라는 전통적으로 회계이익과 과세소득의 일치성이 높기 때문에 경영자들은 이익조정을 시도하는 경우 과세소득 증가로 인한 조세부담을 감수하여야 했으며, 이는 경영자의 이익조정을 억제하는 효과가 있었을 것으로 판단된다. 그러나 회계기준과 세법규정이 이전보다 일치하는 정도가 낮아지게 되면 경영자들이 고려하여야 하는 trade-off가 약해지게 되어 회계이익은 더 높게 보고하는 동시에 과세소득은 더 낮추어 보고할 유인과 기회가 있을 수 있다. 특히, 외환위기 이후 변경된 회계기준은 이전보다 공정가치 회계를 폭넓게 도입하고, 감액손실의 인식이나 자산의 회계처리 등 경영자의 재량권을 더 많이 허용하였기 때문에 경영자의 기회주의적 행동의 가능성이 높아져 이로 인해 회계이익의 정보효과는 이전보다 낮아졌을 가능성도 있다. 또한 Daske et al.(2008)은 회계기준의 변경 자체만으로는 회계정보의 유용성을 제고할 수 없다는 점을 지적하기도 하였다. 이 경우 회계이익의 정보효과가 반드시 증가할 것으로 기대하기 어려울 수 있다. 기업회계기준의 변경은 회계이익의 유용성에 큰 영향을 미치는 사건으로서 회계기준의 변경이 회계이익의 정보효과에 미친 영향은 실증적인 분석을 필요로 한다. 본 연구에서는 회계기준의 변경이 회계이익의 개별적 및 증분 정보효과에 미친 영향을 분석하기 위하여 다음과 같은 가설을 설정한다.

<가설 1> 외환위기 이후 이루어진 기업회계기준의 변경은 회계이익의 개별적 및 증분 정보효과에 영향을 미치지 않았다.

나. 과세소득의 정보효과

회계이익은 투자자들에게 유용한 정보를 제공하는 것을 목적으로 하고 있으며 가치 관련성을 지향하고 있으나 세법은 공평하고 효율적인 과세를 기본 목적으로 하기 때문에 과세소득과 기업가치의 관련성은 회계이익에 비하여 일반적으로 낮은 것으로 인식되어 왔다. 그러나 2001년 및 2002년에 걸쳐 미국에서 발생한 Enron 및 WorldCom 사태 등 일련의 회계부정 사건들은 회계이익의 유용성에 의문을 제기하면서 대체적인 기업 성과측정치로서의 과세소득의 역할에 대한 관심을 제고시키는 계기가 되었다. 과세소득에 대한 관심이 높아짐에 따라 이루어진 최근의 연구들은 과세소득이 재무제표이용자들에게 기업의 성과에 대한 유용한 정보를 제공할 수 있다는 것을 보여주었다(Hanlon 2005 ; Lev and Nissim 2004 ; Hanlon et al. 2005 ; Ayers et al. 2009, 노회천 2009).

외환위기 이후 회계기준의 변경은 회계이익과 과세소득의 일치도를 낮춤에 따라 회계이익의 정보효과 뿐 아니라 회계이익과 밀접하게 관련된 과세소득의 정보효과에도 영향을 미쳤을 것으로 판단되나 그 영향이 긍정적인지 또는 부정적인지에 대하여는 예측하기 어렵다. 과세소득이 회계이익에 대하여 상대적 또는 증분 정보효과를 갖게 되는 원천에 대하여 선행 연구자들은 과세소득은 추정이나 평가에 대한 규정이 엄격하고 기업들에게 동일한 회계처리를 강제하는 등 이익수치 산출과정에서 회계이익에 비하여 재량적 편의가 개입될 여지가 작아 상대적으로 신뢰성 있는 정보가 제공되므로 투자자들이 회계이익을 평가할 때 과세소득을 벤치마크로 이용할 수 있다는 점을 제시하고 있다(Hanlon et al. 2005, 노회천 2009). 외환위기 이후 회계기준이 국제적 정합성 제고를 목적으로 크게 변경되었으나 세법은 거의 변화하지 않았기 때문에 투자자들은 변경된 회계기준에 따라 산출된 회계이익을 평가할 때 과세소득을 벤치마크 하는 정도가 높아질 수 있다. 새로운 회계기준을 적용함에 따라 산출된 회계수치들은 이전 기간의 자료들과의 비교가능성이 훼손될 뿐만 아니라 경우에 따라서는 이전과는 다른 방식의 해석을 필요로 하게 된다. 한편, Lev and Nissim (2004)과 Ayers et al.(2009)은 외부의 특정 충격이 회계이익과 과세소득에 미치는 영향이 동일하지 않고, 회계이익과 과세소득의 관리되는 부분이 동일하지 않은 경우 과세소득과 회계이익은 각각 정보효과가 있어야 한다는 점을 지적하고 있다. 회계기준과 세법의 괴리가 커짐에 따라 특정 회계거래가 회계이익과 과세소득에 미치는 영향이 다를 가능성이 커졌으므로 이 또한 과세소득의 정보효과를 높였을 것이다. 또한 회계기준과 세법간의 규정상의 괴리가 커짐에 따라 조세부담에 대한 고려 없이 경영자들이 재량적 편의를 기회주의적으로 사용할 가능성이 높아질 수 있다. Ayers et al.(2009)은 이익의 질이 낮은 기업들은 회계이익에 대한 과세소득의 상대적 및 증분 정보효과가 유의하게 크다고 보고하였다. 따라서 회계

기준 변경은 과세소득의 정보효과를 높였을 가능성이 있다.

그러나 과세소득은 대체적인 기업성과 측정치로서, 투자자들은 과세소득을 회계이익에 보충적인 성과측정치로 여기고 있다(Hanlon et al. 2005). 즉, 과세소득의 정보효과는 회계이익과의 관계에서 결정되므로 회계이익의 정보효과가 향상되어 과세소득이 별도의 정보효과를 가질 여지가 없게 되는 경우 과세소득의 정보효과는 낮아질 수 있다. 또한 과세소득 산정과정에서 강제적 회계처리 규정으로 인한 측정오류가 커지는 경우에도 과세소득의 정보효과는 낮아질 수 있다(노희천 2009). 따라서 기업회계기준의 변경이 과세소득의 정보효과에 미친 영향은 실증적인 분석을 필요로 한다. 본 연구에서는 회계기준의 변경이 과세소득의 개별적 및 증분 정보효과에 미친 영향을 분석하기 위하여 다음과 같은 가설을 설정한다.

<가설 2> 외환위기 이후 이루어진 기업회계기준의 변경은 과세소득의 개별적 및 증분 정보효과에 영향을 미치지 않았다.

III. 연구 설계

1. 연구모형

본 연구에서는 국제회계기준 수용으로 인한 회계기준의 변화가 회계이익 및 과세소득의 정보효과에 미친 영향을 주식수익률과의 관련성 측면에서 분석하기 위하여 Francis et al.(2005)과 Hanlon et al.(2006)의 연구모형을 사용하였다. Francis et al.(2005)은 연간 주식수익률을 연간 이익변동에 대하여 회귀 분석한 장기이익반응계수(long-window earnings response coefficient)를 이익의 정보효과 측정치로 해석하였다. 마찬가지로 Hanlon et al.(2006)에서도 집단 간의 회귀계수 크기의 차이를 회계정보의 신뢰성 또는 정보효과의 차이에 대한 증거를 제공하는 것으로 보았다.

식(1)은 기업회계기준 변경에 따라 회계이익 또는 과세소득의 증분 정보효과가 변화하였는지를 분석하기 위한 모형이다. 분석결과, $PERIOD \times \Delta BI$ ($PERIOD \times \Delta TI$)이 유의한 양(+)의 값을 갖는다면 기업회계기준의 변경에 따라 회계이익(과세소득)의 증분 정보효과가 증가한 것으로 해석할 수 있다. 식(2)과 식(3)은 기업회계기준 변경에 따른 회계이익 또는 과세소득의 개별 정보효과의 변화를 분석하기 위한 모형이다. 만약 식(2)에서 $PERIOD \times \Delta BI$ 의 계수가 유의한 양(+)의 값인 경우에는 기업회계기준의 변경에 따라 주식수익률과 관련된 회계이익의 개별적 정보효과가 증가한 것으로 해석할 수 있으며, 마찬가지로 식(3)에서 $PERIOD \times \Delta TI$ 의 계수가 유의한 양(+)의 값인 경우에는 기업회계기준 변경에 따라 과세소득과 주식수익률과의 관련성이 개선된 것으로 해석할 수 있다.

$$RET_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PERIOD + \beta_2 \Delta BI_{i,t} + \beta_3 PERIOD \times \Delta BI_{i,t} + \beta_4 \Delta TI_{i,t} + \beta_5 PERIOD \times \Delta TI_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$RET_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PERIOD + \beta_2 \Delta BI_{i,t} + \beta_3 PERIOD \times \Delta BI_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$RET_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PERIOD + \beta_2 \Delta TI_{i,t} + \beta_3 PERIOD \times \Delta TI_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

단, $RET_t = t$ 기의 첫번째 월에서 $(t+1)$ 기의 세번째 월까지의 시장조정 주식수익률

$$\Delta BI_t = \frac{\text{법인세비용차감전순이익}_t - \text{법인세비용차감전순이익}_{t-1}}{\text{소유주지분의 시장가치}_{t-1}}$$

$$\Delta TI_t = \frac{(\text{법인세부담액}_t \div \text{법정최고세율}_t) - (\text{법인세부담액}_{t-1} \div \text{법정최고세율}_{t-1})}{\text{소유주지분의 시장가치}_{t-1}}$$

$PERIOD$ = 더미변수, 기업회계기준 변경 이후이면 '1', 이전이면 '0'

위의 식에서 $RET_{i,t}$ 은 개별 기업의 15개월 동안의 매입 후 보유 시장조정 주식수익률(buy-and-hold market-adjusted return)로서 t 기 1월 1일에서 $(t+1)$ 기의 3월 31일까지 15개월 동안의 주식수익률에서 동 기간의 종합주가지수 수익률을 차감하여 계산한다. 예를 들어, $RET_{i,2000}$ 은 2000년 1월 1일에서부터 2001년 3월 31일까지의 기간에 걸쳐 측정된다(Hanlon et al. 2005 ; Chen et al. 2007 ; Ayers et al. 2009). 본 연구에서는 이익측정치인 회계이익 및 과세소득과 주식수익률의 통계적 관계(association)를 검증하기 위하여 선행연구와 마찬가지로 15개월의 장기분석기간을 사용한다. 분석기간은 투자자들이 기업이 공시하는 연간 이익수치를 알 수 있도록 당해 회계연도의 첫째 달에 시작하여 회계연도말의 셋째 달에 끝나도록 하였다.²⁾ 회계이익은 과세소득 측정치와의 비교를 위하여 법인세비용차감전순이익을 사용하였으며, 선행연구의 예에 따라 기간 초의 소유주지분의 시장가치로 나누어 측정하였다. 과세소득은 감사보고서의 이연법인세 주석 자료에서 추출한 법인세부담액(1998년 이전에는 손익계산서의 법인세등의 금액)을 법정최고세율로 나누어 산출하였으며, 회계이익과 마찬가지로 기간 초의 소유주지분의 시장가치로 나누어 측정하였다.³⁾

- 2) 미국의 연구에서는 t 기 1월 1일에서 $(t+1)$ 기의 4월 30일까지의 16개월 동안의 수익률 자료를 이용하였으나 본 연구에서는 우리나라의 공시환경을 고려하여 15개월 동안의 수익률 자료를 이용하였다. 본 연구에서는 회계이익 또는 과세소득의 정보효과를 분석하기 위하여 이익발표시점을 전후한 단기 분석기간(windows)을 사용하지 않고 장기 분석기간을 사용하였다. 단기 분석기간을 사용하기 위해서는 투자자의 이익기대모형이 필요하다. 만일 회계이익과 과세소득의 이익기대모형의 질이 각각 다르고, 결과적으로 회계이익 또는 과세소득 중 하나의 측정오류가 더 크게 되는 경우 이익기대모형을 사용한 분석 결과는 측정오류가 작은 측정치에 유리하게 편의가 나타날 수 있다. 이러한 문제는 장기 분석기간을 사용하는 경우에도 발생할 수 있지만 그 정도는 훨씬 덜 심각할 것이다. 단기 분석기간을 사용하는 사건연구 등에서는 적시성 또한 관건이다. Beaver(2002)는 특정 측정치가 중요해질수록 투자자들은 개인적인 정보탐색활동에 매달리게 되고 결과적으로 측정치가 완전히 선택됨(preempted)에 따라 발표시점에서는 시장의 반응이 전혀 없게 될 수 있다는 점을 지적하고 있다. 이 경우 연구자들은 특정 측정치가 정보효과가 없다고 잘못된 결론을 내릴 수 있다(Hanlon et al. 2005).
- 3) 노희천(2008)에 따르면 선행연구에서 과세소득의 추정하는 데 사용된 ① 법인세비용에서 이연법인세비

본 연구에서는 2003년 이후 이루어진 회계기준 변경과 1998년 말에 이루어진 회계기준의 변경을 연구대상으로 한다. 외환위기 이후 우리나라 기업회계기준의 제정권한은 금융위원회(당시 명칭은 금융감독위원회)에서 한국회계기준위원회로 위탁되었으며, 기업회계기준도 큰 변화를 겪었다. 금융위원회는 1997년 12월 시작된 외환위기 이후 기업회계기준을 국제회계기준에 합치시키라는 국제통화기금과 세계은행의 요구를 반영하여 1998년 12월 12일자로 기업회계기준을 전면 개정하였다. 동 변경은 유가증권의 공정가액 평가를 확대하고 자산의 감액손실 처리규정을 신설하는 등 이전의 기준과 차이가 있긴 하였으나 회계정보의 신뢰성과 기업경영의 투명성 제고에는 미진한 변경이었다.

우리나라에서 국제회계기준을 대폭 수용하여, 외환위기 이전과는 다른 체계와 내용을 갖춘 기업회계기준서가 본격적으로 제정되기 시작한 것은 한국회계기준위원회가 기업회계기준의 제정, 개정, 해석과 질의회신 등 관련 업무를 수행하게 된 2000년 7월 27일 이후이다. 한국회계기준위원회는 2001년 3월 기업회계기준서 제1호 ‘회계변경과 오류수정’의 제정을 시작으로 2007년 1월까지 25개의 기업회계기준서를 제정하였다.⁴⁾

용을 조정한 후 법정최고세율로 gross-up하는 방법, ② 이연법인세비용을 법정최고세율로 gross-up한 금액을 회계이익에서 차감하는 방법, ③ 법인세부담액을 법정최고세율로 gross-up하는 방법 중에서 법인세부담액을 이용하는 추정방법 ③이 과세소득에 대한 추정오차를 줄일 수 있어 전체적으로 다른 방법보다 우월한 것으로 판단하였다.

한편, 과세소득으로 과세표준이나 각사업연도소득금액을 이용할 수도 있는데, 전규안·김철환(2008)에 따르면 회계이익과 과세소득을 차이를 계산할 때 각사업연도소득과 과세표준 및 추정과세소득을 이용하는 것이 연구결과에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 특히, 본 연구의 연구대상기간 중 일부에서는 사업보고서의 부속명세서로 공시되었던 ‘법인세등 명세서’가 공시되지 않는 기간이 포함되어 있어 과세표준이나 각사업연도소득을 정확히 파악하기 어려워 법인세부담액을 이용하여 과세소득을 측정하였다.

4) 한국회계기준위원회의 기준서 제정 경과는 다음과 같다.

제정일	기업회계기준서	시행일
2001년 3월 30일	기업회계기준서 제1호 ‘회계변경과 오류수정’	2001.3.30 이후 최초 개시하는 회계연도부터 적용
2001년 12월 27일	기업회계기준서 제2호 ‘중간 재무제표’ 기업회계기준서 제3호 ‘무형자산’ 기업회계기준서 제4호 ‘수익인식’ 기업회계기준서 제5호 ‘유형자산’ 기업회계기준서 제6호 ‘대차대조표일 후 발생한 사건’ 기업회계기준서 제7호 ‘금융비용 자본화’	2002.12.31 이후 최초 개시하는 회계연도부터 적용
2002년 1월 25일	기업회계기준서 제8호 ‘유가증권’ 기업회계기준서 제9호 ‘전환증권’	
2002년 8월 9일	기업회계기준서 제10호 ‘재고자산’	
2002년 12월 31일	기업회계기준서 제11호 ‘중단사업’	2003.12.31 이후 최초 개시하는 회계연도부터 적용
2003년 2월 21일	기업회계기준서 제12호 ‘건설형 공사계약’	
2003년 11월 7일	기업회계기준서 제13호 ‘채권·채무조정’	

그러나 기업회계기준서 제1호 ‘회계변경과 오류수정’은 제정 즉시 시행되었으나 기준서 제2호부터 기준서 제9호까지는 일괄적으로 2002년 12월 31일 이후 최초로 개시하는 회계연도부터 적용되었다. 즉, 수익인식(기업회계기준서 제4호), 유형자산(기업회계기준서 제5호), 무형자산(기업회계기준서 제3호), 유가증권(기업회계기준서 제8호), 전환증권(기업회계기준서 제9호) 등 중요한 대부분의 기업회계기준서는 2003년 이후부터 시행된 것으로 볼 수 있다. 따라서 국제회계기준을 수용한 기업회계기준이 본격적으로 적용되기 시작한 시기는 2003년 이후부터로 볼 수 있다.

본 연구에서는 외환위기 이루어진 두 번의 회계기준 변경 즉, 2003년 이후의 회계기준 변경과 1998년 말의 회계기준 변경을 대상으로 회계기준의 변경이 회계이익과 과세소득의 정보효과에 미친 영향을 분석하고자 한다. 1998년 말에 이루어진 회계기준의 변경은 그 내용이 외환위기 이전과는 상당한 변화가 있었으나, 민간 제정기구가 아닌 이전의 제정 주체인 금융위원회에 의해 외환위기 발생 1년 이내라는 짧은 기간에 이루어져 충분한 시간과 검토를 거친 변경으로 보기는 어렵다. 1998년 말에 이루어진 회계기준의 변경은 기업회계기준의 체계나 기본개념의 변화라기 보다는 국제적 정합성에 크게 저촉되는 일부 조항의 변경에 그치고 있다. 따라서 본 연구에서는 2003년 이후에 이루어진 회계기준 변경을 중심으로 분석을 하고자 하며, 1998년 말의 회계기준 변경은 이와 비교하는 방식으로 진행하고자 한다.⁵⁾

제정일	기업회계기준서	시행일
2003년 12월 23일	기업회계기준서 제14호 ‘중소기업 회계처리 특례’	2004.12.31 이후 최초 개시하는 회계연도부터 적용
2004년 2월 13일	기업회계기준서 제15호 ‘지분법’	
2004년 6월 16일	기업회계기준서 제16호 ‘법인세회계’	
2004년 10월 13일	기업회계기준서 제17호 ‘충당부채와 우발부채 · 우발자산’	
2004년 11월 19일	기업회계기준서 제20호 ‘특수관계자 공시’	2005.12.31 이후 최초 개시하는 회계연도부터 적용
2004년 12월 27일	기업회계기준서 제23호 ‘주당이익’	2006.12.31 이후 최초 개시하는 회계연도부터 적용
2005년 2월 3일	기업회계기준서 제18호 ‘조인트벤처 투자’	2005.12.31 이후 최초 개시하는 회계연도부터 적용
2005년 3월 18일	기업회계기준서 제19호 ‘리스’	
2006년 2월 6일	기업회계기준서 제21호 ‘재무제표의 작성과 표시 I’	2006.12.31 이후 최초 개시하는 회계연도부터 적용
2006년 4월 14일	기업회계기준서 제22호 ‘주식기준보상’	
2006년 7월 7일	기업회계기준서 제24호 ‘재무제표의 작성과 표시 II(금융업)’	
2007년 1월 8일	기업회계기준서 제25호 ‘연결재무제표’	2007.12.31 이후 최초 종료하는 회계연도부터 적용

- 5) 본 연구에서 1998년 말의 회계기준 변경을 보조분석으로 고려한 이유는 동 변경이 이전의 회계기준 변경보다 광범위하게 이루어지기는 하였으나 2002년 이후의 기업회계기준서 제정과는 다른 주체와 범위에서 이루어졌다는 점을 고려한 것이다. 또한 1998년 말의 회계기준 변경은 외환위기로 인한 혼란기에 이루어져 회계기준 변경으로 인한 정보효과를 비교분석하기에 어려움이 있을 수 있다. 다만, 본 연구에서는 외환위기로 인한 혼란이 극심한 시기인 1998년-1999년이 회계기준 변경 전과 변경 후로 구분되

기업회계기준서의 제정 및 시행에 대해서는 국제회계기준을 수용한 기업회계기준이 본격적으로 시행되기 시작한 2003년을 기준으로 2003년부터 2005년까지를 회계기준 변경 이후 기간으로, 2000년부터 2002년까지를 회계기준 변경 이전 기간으로 구분하여 분석하고자 한다. 1998년 말의 회계기준 변경에 대하여는 1996년부터 1998년까지를 회계기준 변경 이전기간으로, 1999년부터 2002년까지를 회계기준 변경 이후 기간으로 구분하여 분석한다.

기간 구분	회계기준 변경 전	회계기준 변경 후
주 분석	2000년~2002년	2003년~2005년
보조분석	1996년~1998년	1999년~2001년

2. 표본기업의 선정

본 연구의 분석대상기간은 1996년부터 2005년까지이며, 동 기간 중 우리나라 유가증권시장에 상장된 기업 중 다음 조건을 모두 만족시키는 기업을 표본기업으로 하였다.

- ① 은행, 증권, 보험업에 속하지 않는 12월 결산법인
- ② 주가 자료, 재무제표 자료 및 법인세비용 관련 주식 자료의 이용이 가능한 기업
- ③ 회계연도가 변경되지 않은 기업-연
- ④ 자본잠식이 없는 기업

표본기업을 금융업(은행·증권·보험업)에 속하지 않는 기업으로 한정된 것은 표본기업의 동질성을 유지하기 위해서이다. 금융업은 영업환경이나 재무제표의 구성항목이 제조업 등과 상당한 차이가 있을 뿐 아니라 정부의 규제도 심하여 타 업종에 속하는 기업과는 비교가능성이 상대적으로 낮다. 또한 12월 결산법인으로 한정된 것은 결산 월이 다른 경우 세법변경의 적용시점이 달라 과세소득의 비교가능성이 떨어지기 때문이다. 한편, 우리나라는 12월 결산법인의 경우 1999년부터 이연법인세회계가 도입됨에 따라 법인세비용 계정은 이전의 법인세등의 계정과 그 내용이 달라졌다. 본 연구에서는 연구기간 중 동일 기준에 따라 과세소득이 산정될 수 있도록 법인세비용 관련 주식 자료에서 법인세부담액을 수작업으로 추출하여 분석하였다. 또한 연도별로 비교 가능하도록 회계연도가 변경된 기업-연은 표본에서 제외하였다.

위의 선정기준을 모두 만족하는 표본은 2000년부터 2005년까지의 분석에서는 2,712 기업-연이며, 1996년부터 2001년까지의 분석에서는 2,340 기업-연이다. 표본으로 선정된 기업의 재무제표자료는 한국신용평가정보(주)의 KIS-VALUE 데이터베이스 및 금융감독위원회의 전자공시시스템에 공시되어 있는 각 기업의 감사보고서에서 추출하였다. 한편, 회귀분석에서 이례치의

어 분석하고 있어 외환위기로 인한 외부환경의 영향이 일정 부분 평준화되고 있다.

영향을 최소화하기 위하여 주식수익률(RET), 회계이익 변동(ΔBI), 과세소득 변동(ΔTI) 변수에 대하여 상하 5% 이상의 값들은 5%의 값으로 조정(winsorising) 하였다(노희천 2009).

IV. 실증분석결과

1. 기술통계

표본기업의 주요 변수의 기술통계는 <표 1>에 제시되어 있다. 패널A를 보면, 2000년부터 2005년까지의 시장조정 주식수익률(RET)의 평균은 23.32%로서 높은 수준을 보이고 있으나 중간값은 6.34%로서 평균보다 상당히 낮아 시장조정 주식수익률의 분포가 왼쪽으로 치우쳐 있음(right skewed)을 알 수 있다. 시장조정 주식수익률이 양호하게 나타난 것은 연구대상기간이 외환위기 이후 우리 경제가 본격적으로 회복되는 기간으로서 벤처 열풍과 더불어 증시가 활황이던 시기이기 때문으로 판단된다. 한편, 과세소득(TI)의 평균은 0.2197로서 회계이익(BI)의 0.1610보다 높으나 영업현금흐름(CFO)의 0.3821보다는 낮다. 과세소득이 회계이익보다 높은 현상은 우리나라에서 일반적으로 관찰되는 현상으로서 세법의 손금산입 규정이 회계기준에 비하여 상대적으로 엄격하기 때문으로 보인다(정운오 외 2006). 특히 본 연구에서는 과세소득을 법인세부담액을 이용하여 계산함에 따라 과세소득의 최소값이 '0'으로 산출되는 것도 과세소득을 회계이익보다 크게 만든 원인으로 보인다.

한편, 회계이익 변동(ΔBI)과 과세소득 변동(ΔTI)의 평균(중간값)은 각각 0.0290(0.0128) 및 0.0211(0)로 모두 양(+)의 값을 보이고 있으며, 회계이익 변동이 과세소득의 변동에 비하여 약간 크다. 한편, 과세소득과 과세소득 변동의 표준편차는 회계이익에 비하여 매우 작은 것으로 나타나 과세소득의 변동성이 상대적으로 작은 것을 알 수 있다. 한편, 부채비율(LEV)의 평균은 0.4773, 총자산수익률(ROA)의 평균은 0.0487, 매출액 성장률($GROWTH$)의 평균은 0.1080으로서 표본기업들이 건전한 재무구조와 양호한 영업실적을 보이는 기업들로 구성된 것을 알 수 있다.

패널B를 보면, 1996년부터 2000년까지의 시장조정 주식수익률(RET)의 평균은 15.06%로서 2000년~2005년보다는 낮으며, 중간값은 1.27%의 낮은 수준을 보이고 있다. 상대적으로 낮은 주식수익률이 나타난 것은 외환위기 직후 주식시장이 급락하였기 때문으로 판단된다. 한편, 과세소득, 회계이익, 영업현금흐름의 평균은 패널A와 유사한 패턴을 보여주고 있으나 그 크기는 2000년~2005년에 비하여 낮은 수준을 보이고 있다. 과세소득(TI)의 평균은 0.1837로서 회계이익(BI)의 0.0183보다 높으나 영업현금흐름(CFO)의 0.3461보다는 낮다. 회계이익 변동(ΔBI)과 과세소득 변동(ΔTI)의 평균(중간값)은 각각 -0.0015(0.0031) 및 0.0196(0)이며, 패널A와 마찬가지로 과세소득과 과세소득 변동의 표준편차는 회계이익에 비하여 작은 것으로 나타났다.

〈표 1〉 주요 변수의 기술통계

PANEL A : 2003년 이후의 회계기준 변경 (2000년~2005년)					
변 수 ¹⁾	평 균	표준편차	최대값	중간값	최소값
<i>RET</i>	0.2332	0.7296	2.1702	0.0634	-0.6928
<i>BI</i>	0.1610	1.0158	15.8054	0.1845	-18.5959
<i>TI</i>	0.2197	0.5468	24.1628	0.1273	0
<i>CFO</i>	0.3821	0.9519	13.5753	0.2140	-5.4092
ΔBI	0.0290	0.3578	0.8970	0.0128	-0.7853
ΔTI	0.0211	0.1362	0.3629	0	-0.2351
<i>B/M</i>	2.4058	2.0188	34.4334	1.9449	0.0027
<i>LEV</i>	0.4773	0.1926	0.9976	0.4753	0.0169
<i>SIZE</i>	26.2616	1.4687	31.6647	26.0142	21.2542
<i>ROA</i>	0.0487	0.1066	1.1871	0.0475	-0.9878
<i>GROWTH</i>	0.1080	0.4747	9.3231	0.0607	-0.9554
PANEL B : 1998년 말의 회계기준 변경 (1996년~2001년)					
변 수 ¹⁾	평 균	표준편차	최대값	중간값	최소값
<i>RET</i>	0.1506	0.7302	1.9862	0.0127	-0.8768
<i>BI</i>	0.0183	1.0327	7.8175	0.0994	-18.5959
<i>TI</i>	0.1837	0.7610	25.0859	0.0765	0
<i>CFO</i>	0.3461	1.0281	15.4000	0.1841	-7.9830
ΔBI	-0.0015	0.3537	0.8026	0.0031	-0.9041
ΔTI	0.0196	0.1254	0.3378	0	-0.2269
<i>B/M</i>	2.4630	2.6685	74.2166	1.8332	0.0008
<i>LEV</i>	0.5826	0.1874	0.9992	0.5933	0.0432
<i>SIZE</i>	26.1743	1.4245	31.5306	25.9218	22.3968
<i>ROA</i>	0.0287	0.0944	0.6303	0.0256	-1.0350
<i>GROWTH</i>	0.1255	0.5894	22.5075	0.0816	-0.9337

1) RET_t (주식수익률) = t 기의 첫번째 월에서 $(t+1)$ 기의 세번째 월까지의 시장조정 주식수익률

$$BI(\text{회계이익}) = \frac{\text{법인세비용차감전순이익}}{\text{소유주지분의 시장가치}_{t-1}}$$

$$TI(\text{과세소득}) = \frac{\text{법인세부담액} \div \text{법정최고세율}}{\text{소유주지분의 시장가치}_{t-1}}$$

$$CFO(\text{영업현금흐름}) = \frac{\text{영업활동현금흐름}}{\text{소유주지분의 시장가치}_{t-1}}$$

$$\Delta BI_t(\text{회계이익 변동}) = \frac{\text{법인세비용차감전순이익}_t - \text{법인세비용차감전순이익}_{t-1}}{\text{소유주지분의 시장가치}_{t-1}}$$

$$\Delta TI_t(\text{과세소득 변동}) = \frac{(\text{법인세부담액}_t \div \text{법정최고세율}_t) - (\text{법인세부담액}_{t-1} \div \text{법정최고세율}_{t-1})}{\text{소유주지분의 시장가치}_{t-1}}$$

$$B/M(\text{장부가치 대비 시장가치비율}) = \frac{\text{소유주지분의 장부가치}}{\text{소유주지분의 시장가치}}$$

$$LEV(\text{부채비율}) = \frac{\text{총부채}}{\text{총자산}}$$

$$SIZE(\text{규모}) = LN(\text{총자산})$$

$$ROA(\text{총자산수익률}) = \frac{\text{법인세비용차감전순이익}}{\text{총자산}_{t-1}}$$

$$GROWTH(\text{매출액성장률}) = \frac{\text{당기매출액}}{\text{전기매출액}} - 1$$

2) 표본은 RET , ΔBI , ΔTI 에 대하여 상하 5%로 winsorization 한 후의 결과임

주식수익률과 이익측정치와의 상관관계(Pearson correlation & Spearman correlation)를 제시한 <표 2>을 보면 회계이익(BI)과 회계이익 변동(ΔBI), 과세소득(TI)과 과세소득 변동(ΔTI)은 모두 주식수익률(RET)과 유의한 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 패널A의 상관관계 분석을 보면 회계이익과 과세소득의 피어슨 상관계수는 0.1282(스피어만 상관계수는 0.6527)로서 매우 높은 수준이며, 패널B의 상관관계도 이와 유사한 수준을 보이고 있다(피어슨 상관계수 0.0752, 스피어만 상관계수는 0.7250)를 보이고 있다.

<표 2> 상관관계

PANEL A : 2003년 이후의 회계기준 변경						
변 수 ¹⁾	RET	BI	TI	CFO	ΔBI	ΔTI
RET	1.0000	0.3571***	0.2096***	0.2474***	0.3212***	0.2642***
BI	0.1472***	1.0000	0.6527***	0.3799***	0.4882***	0.3519***
TI	0.1184***	0.1282***	1.0000	0.2506***	0.1970***	0.4153***
CFO	0.1866***	0.0592***	0.0705***	1.0000	0.2140***	0.2265***
ΔBI	0.2615***	0.3473***	0.1142***	0.1009**	1.0000	0.4607***
ΔTI	0.2436***	0.1461***	0.3298***	0.1512***	0.3686***	1.0000
PANEL B : 1998년 말의 회계기준 변경						
변 수 ¹⁾	RET	BI	TI	CFO	ΔBI	ΔTI
RET	1.0000	0.2291***	0.1658***	0.1859***	0.2039***	0.1265***
BI	0.0790**	1.0000	0.7250**	0.3949***	0.6253***	0.4352***
TI	0.0699***	0.0752***	1.00000	0.3006***	0.3370***	0.5061***
CFO	0.1684***	0.0460**	0.0694***	1.0000	0.2720***	0.2489***
ΔBI	0.2027***	0.4608***	0.0609***	0.1243***	1.0000	0.5710***
ΔTI	0.1505***	0.1807***	0.2700***	0.1803***	0.4350***	1.0000

1) 변수에 대한 설명은 <표 1> 참조

2) 대각선 아래 부분은 Pearson 상관계수를, 위 부분은 Spearman 상관계수를 표시하고 있음

3) *, **, *** : 유의수준 10%, 5%, 1%에서 각각 유의함

4) 표본은 RET , ΔBI , ΔTI 에 대하여 상하 5%로 winsorization 한 후의 결과임

이는 우리나라가 대륙법을 따르는 국가(code-oriented country)로서 회계이익과 과세소득의 일치성이 높기 때문에 발생하는 것으로 보인다(노희천 2009). 이러한 현상은 증분회계이익과 증분과세소득의 상관관계수에서도 확인할 수 있다(피어슨 상관관계수 0.3686(패널A)/0.4350(패널B), 스피어만 상관관계수 0.4607(패널A)/0.5710(패널B)). 독립변수간의 상관관계가 높은 경우 다중공선성의 문제로 인해 회귀분석결과가 영향을 받을 수 있다. 본 연구에서는 상관관계가 높은 변수들이 모형에 동시에 포함되는 경우 분산팽창요인(VIF) 분석을 통하여 다중공선성 문제를 검토하였으나 모형의 적절성을 훼손할 정도의 심각한 다중공선성 문제는 없는 것으로 나타났다.⁶⁾

2. 회귀분석결과

가. 2003년 이후의 회계기준 변경

2003년 이후 국제회계기준을 수용한 우리나라 회계기준 변경이 회계이익과 과세소득의 정보효과에 미친 영향을 주식수익률과의 관련성을 통하여 분석한 결과가 <표 3>에 제시되어 있다. 본 연구에서는 개별 기업의 연도별 자료를 통합(pooling)하여 분석하기 때문에 모형추정에서 이분산성(heteroscedasticity) 문제가 발생할 수 있어 표본을 기업별로 클러스터 하는 방식으로 Huber-White t-값을 계산하여 제시하였다.⁷⁾

식(1)의 분석결과를 보면, $PERIOD1 \times \Delta TI$ 의 회귀계수는 유의한 양(+)의 값을 보이거나 $PERIOD1 \times \Delta BI$ 의 회귀계수는 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 2003년 이후의 회계기준 변경으로 과세소득의 증분 정보효과는 증가하였으나 회계이익의 증분 정보효과는 변화하지 않았다고 볼 수 있다. 한편, ΔBI 와 ΔTI 의 회귀계수는 모두 유의한 양(+)의 값으로 과세소득이 회계이익에 대하여 증분 정보효과를 갖는다는 선행연구 결과를 확인하고 있다(Hanlon et al. 2005 ; 노희천 2009). 또한 회계기준 변경에 따른 회계이익 또는 과세소득의 개별적인 정보효과 변화를 분석한 식(2) 및 식(3)의 결과를 보면, 식(2)에서는 $PERIOD1 \times \Delta BI$ 의 회귀계수가 그리고 식(3)에서는 $PERIOD1 \times \Delta TI$ 의 회귀계수가 유의한 양(+)의 값으로서 2003년 이후의 회계기준 변경이 회계이익 또는 과세소득의 개별적인 정보효과에 긍정적인 영향을 미친 것으로 볼 수 있다. 식(2) 및 식(3)의 분석결과에서도 ΔBI 또는 ΔTI 의 회귀계수는 모두 유의한 양(+)의 값으로 회계이익 또는 과세소득이 주식수익률과 관련하여 개별적으로 정보효과가 있다는 것을 보여

6) 다중공선성 문제를 검증하기 위하여 분산팽창요인(variance inflation factors, VIF)을 검토한 결과, 본 연구의 모든 회귀분석 모형에서 VIF의 값은 모두 10 이하의 값을 보였다. 따라서 다중공선성의 문제는 심각하지 않은 것으로 판단된다.

7) White(1980)의 χ^2 test를 통해 이분산성이 없다는 귀무가설이 기각되는 경우에는 이분산성-일치 점근적 공분산 행렬(heteroscedasticity-consistent asymptotic covariance matrix)을 이용하여 조정된 t 값을 계산하였다.

주고 있다.

2003년 이후 제정 시행된 기업회계기준서들은 민간 제정기관인 한국회계기준위원회가 국제적 정합성 및 회계투명성 제고를 주된 목적으로 마련하였으며, 연구보고서·공개초안·기준서 제정의 절차를 거치는 등 이전에 비하여 더 많은 노력과 시간을 거쳐 제정되었다. 따라서 회계이익의 정보효과가 증가하였을 것으로 예상하였으나 분석결과 회계이익의 개별적인 정보효과는 유의하게 증가하였으나 증분 정보효과에는 유의한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 IFRS 도입과 관련하여 이루어진 일부 연구들이 재무보고의 질을 결정하는데 회계기준이 제한적 역할밖에 못한다는 점을 지적하고 있는 것과 일부 유사한 결과이다(Ball et al. 2000 ; Ball et al. 2003 ; Leuz 2003, Ball et al. 2005 ; Burgstahler et al. 2006). IFRS가 자본시장 중심적이고 특히 공시부분에 있어 포괄적인 성격을 가지고 있기 때문에 IFRS의 도입은 회계투명성을 제고하고 재무보고의 질을 개선시킬 것으로 예상하였으나 동 연구들에서는 단순히 IFRS를 강제적으로 도입하는 것이 기업의 재무보고를 유용하게(informative) 하거나 비교가능성을 높이지는 못한다는 것을 보인 바 있다.

한편, 2003년 이후의 회계기준 변경으로 회계이익의 증분 정보효과가 유의하게 증가하지 않았으나 회계이익과 밀접한 관련이 있는 대체적인 성과측정치인 과세소득의 개별적 및 증분 정보효과는 개선된 것으로 나타났다. 이러한 결과는 회계기준이 크게 변경된 반면 과세소득의 계산규정인 세법은 상대적으로 큰 변화 없이 유지됨에 따라 투자자들이 회계이익을 평가할 때 과세소득을 벤치마크로서 더 많이 활용하였기 때문으로 해석할 수 있다. 즉, 과세소득은 투자자들이 이용할 수 있는 유용한 성과측정치로서의 역할을 수행하고 있는 것을 알 수 있다.

〈표 3〉 2003년 이후의 회계기준 변경이 회계이익과 과세소득의 정보효과에 미치는 영향

$$RET = \beta_0 + \beta_1 PERIOD + \beta_2 \Delta BI + \beta_3 PERIOD \times \Delta BI + \beta_4 \Delta TI + \beta_5 PERIOD \times \Delta TI + \epsilon \quad (1)$$

$$RET = \beta_0 + \beta_1 PERIOD + \beta_2 \Delta BI + \beta_3 PERIOD \times \Delta BI + \epsilon \quad (2)$$

$$RET = \beta_0 + \beta_1 PERIOD + \beta_2 \Delta TI + \beta_3 PERIOD \times \Delta TI + \epsilon \quad (3)$$

설명변수 ¹⁾	식(1)			식(2)			식(3)		
	회귀계수	t값	p값	회귀계수	t값	p값	회귀계수	t값	p값
PERIOD1	0.0125	0.46	0.6425	0.0119	0.43	0.6699	0.0108	0.39	0.7003
ΔBI	0.3616	5.43	<.0001	0.4472	7.25	<.0001			
PERIOD1×ΔBI	0.0838	0.82	0.4136	0.1728	1.90	0.0582			
ΔTI	0.7085	4.64	<.0001				1.0266	7.11	<.0001
PERIOD1×ΔTI	0.3859	1.67	0.0949				0.5345	2.52	0.0121
절편	0.1960	10.96	<.0001	0.2113	11.43	<.0001	0.2004	10.78	<.0001
Adjusted R ²	0.0960			0.0703			0.0621		
기업-연	2,712			2,712			2,712		

- 1) $PERIOD1$ =더미변수, 2003년 이후는 '1', 이전은 '0'
나머지 변수에 대한 설명은 <표 1> 참조
- 2) t값은 two-tailed, heteroskedasticity-robust t-통계량임
- 3) 표본은 RET , ΔBI , ΔTI 에 대하여 상하 5%로 winsorization 한 후의 결과임

나. 1998년 말의 회계기준 변경

1998년 말의 기업회계기준의 변경이 회계이익과 과세소득의 정보효과에 미친 영향을 주식수익률과의 관련성을 통하여 분석한 결과는 <표 4>에 제시되어 있다. 식(1)의 분석결과를 보면, $PERIOD2 \times \Delta BI$ 와 $PERIOD2 \times \Delta TI$ 의 회귀계수는 통계적으로 유의하지 않다. 따라서 1998년 말의 회계기준 변경은 회계이익이나 과세소득의 증분 정보효과에 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 볼 수 있다. 그러나 ΔBI 와 ΔTI 의 회귀계수는 <표 3>과 마찬가지로 모두 유의한 양(+)의 값으로 과세소득이 회계이익에 대하여 증분 정보효과를 갖는다는 선행연구 결과를 확인하고 있다(Hanlon et al. 2005 ; 노희천 2009). 또한 회계기준 변경에 따른 회계이익 또는 과세소득의 개별적인 정보효과 변화를 분석한 식(2) 및 식(3)의 결과를 보면, 1998년 말의 회계기준 변경은 회계이익의 개별적 정보효과에는 영향을 미치지 않았으나 과세소득의 개별 정보효과에 유의한 음(-)의 영향을 미쳤다. ΔBI 또는 ΔTI 의 회귀계수는 식(2) 또는 식(3)에서 모두 유의한 양(+)의 값으로 회계이익 또는 과세소득이 주식수익률과 관련하여 정보효과가 있다는 것을 보여주고 있다.

1998년 말의 회계기준 변경은 외환위기 직후에 이루어짐으로써 회계기준의 제정기관이 이전과 동일한 금융위원회이었으며, 회계기준의 체계도 그대로 유지된 상태에서 몇몇 조항들의 개정에만 그쳤다. 충분한 검토와 준비 없이 회계기준의 변경이 이루어짐에 따라 1998년 말의 회계기준 변경은 회계이익의 정보효과를 유의하게 개선시키지 못한 것으로 보인다. 이러한 결과는 박종성·이은철(2003)의 결과와 유사한데 동 연구에 따르면 회계제도 개선 이후의 기간(1998년 이후)에서 주가에 대한 회계변수의 설명력이 낮은 것으로 나타나 회계정보의 유용성이 증대되지 못하였음을 확인하였다. 연구자들은 이러한 결과에 대해 외환위기 이후 확산된 회계정보에 대한 불신이 회계투명성을 위한 정부의 다양한 노력에도 불구하고 완전히 해소되지 않았기 때문인 것으로 해석하였다.

1998년 말의 회계기준 변경은 회계이익 뿐만 아니라 회계이익과 밀접한 관련이 있는 대체적인 성과측정치인 과세소득의 증분 정보효과에도 유의한 영향을 미치지 않았으며, 과세소득의 개별 정보효과는 유의하게 감소하였다. 이러한 결과는 2003년 이후의 회계기준 변경이 과세소득의 정보효과에 미친 영향에 대한 분석결과와는 다른 결과로서 회계기준 변경의 성격이 두 경우에 차이가 있는 데에서 원인을 찾을 수 있다. 2003년 이후에 이루어진 회계기준 변경이 국제적인 정합성 제고를 목적으로 한 포괄적이고 근본적인 변경이었던 반면 1998년에 이루어진 회계기준 변경은 부분적인 변경에 그쳤기 때문에 투자자들은 회계이익 평가시 과세소득을 벤치마크

로서 더 많이 활용할 필요가 크지 않았을 가능성이 있다. 또한 세법은 과세소득 계산과 관련하여 기업회계기준과의 관계를 1999년부터 종전의 negative system에서 positive system으로 변경하였기 때문에 과세소득 산정과정에서 과세소득의 정보효과를 떨어뜨리는 강제적용으로 인한 측정오류가 더 커졌을 가능성이 있다.⁸⁾

〈표 4〉 1998년 말의 회계기준 변경이 회계이익과 과세소득의 정보효과에 미치는 영향

$$RET = \beta_0 + \beta_1 PERIOD + \beta_2 \Delta BI + \beta_3 PERIOD \times \Delta BI + \beta_4 \Delta TI + \beta_5 PERIOD \times \Delta TI + \epsilon \quad (1)$$

$$RET = \beta_0 + \beta_1 PERIOD + \beta_2 \Delta BI + \beta_3 PERIOD \times \Delta BI + \epsilon \quad (2)$$

$$RET = \beta_0 + \beta_1 PERIOD + \beta_2 \Delta TI + \beta_3 PERIOD \times \Delta TI + \epsilon \quad (3)$$

설명변수 ¹⁾	식(1)			식(2)			식(3)		
	회귀계수	t값	p값	회귀계수	t값	p값	회귀계수	t값	p값
PERIOD 2	-0.0979	-3.62	0.0003	-0.0954	-3.46	0.0006	-0.0855	-3.04	0.0025
ΔBI	0.2903	2.73	0.0066	0.4253	5.00	<.0001			
PERIOD2×ΔBI	0.0964	0.78	0.4358	0.0101	0.10	0.9227			
ΔTI	0.7560	2.65	0.0084				1.2389	5.55	<.0001
PERIOD2×ΔTI	-0.3874	-1.17	0.2418				-0.5005	-1.80	0.0733
절편	0.1878	10.71	<.0001	0.1966	11.07	<.0001	0.1754	9.98	<.0001
Adjusted R ²	0.0518			0.0453			0.0284		
기업-연	2,340			2,340			2,340		

1) PERIOD2=더미변수, 1999년 이후는 '1', 이전은 '0'

나머지 변수에 대한 설명은 <표 1> 참조

2) t값은 two-tailed, heteroskedasticity-robust t-통계량임

3) 표본은 RET, ΔBI, ΔTI에 대하여 상하 5%로 winsorization 한 후의 결과임

3. 기본모형의 확장

가. 손실발생기업 제외

손실이 발생한 기업들은 이익반응계수(earnings response coefficients)나 이익의 설명력이 낮을 수 있다(Hayn 1995). 따라서 회계기준 변경을 전후하여 손실기업의 비율이 차이가 있는 경우에

8) 우리나라 세법은 기업회계기준에 대하여 positive system 혹은 negative system을 번갈아 가며 선택하였다. positive system이란 과세소득을 계산할 때 세법규정이 우선적으로 적용되고 세법이 규정하고 있는 않는 항목에 대해서만 기업회계기준이 적용되는 시스템을 말하며, negative system은 과세소득을 계산할 때에 기업회계기준을 우선 적용하고 세법규정이 보충적으로 적용되는 시스템을 말한다. 본 연구의 연구 대상기간 중 1995년-1998년까지는 negative system이 적용되었으며, 1999년부터 현재까지는 positive system 이 적용되고 있다(정운오 외 3인 2006).

는 <표 3> 및 <표 4>의 회귀분석결과가 영향을 받을 수 있다. 본 연구에서는 손실이 발생한 기업들을 제외하고 식(1)~식(3)의 회귀분석모형을 추정하였으며, 그 결과가 <표 5>에 제시되어 있다.

<표 5> 회계기준 변경이 회계이익과 과세소득의 정보효과에 미치는 영향 : 손실기업 제외

$$RET = \beta_0 + \beta_1 PERIOD + \beta_2 \Delta BI + \beta_3 PERIOD \times \Delta BI + \beta_4 \Delta TI + \beta_5 PERIOD \times \Delta TI + \epsilon \quad (1)$$

$$RET = \beta_0 + \beta_1 PERIOD + \beta_2 \Delta BI + \beta_3 PERIOD \times \Delta BI + \epsilon \quad (2)$$

$$RET = \beta_0 + \beta_1 PERIOD + \beta_2 \Delta TI + \beta_3 PERIOD \times \Delta TI + \epsilon \quad (3)$$

A : 2003년 이후의 회계기준 변경

설명변수 ¹⁾	식(1)			식(2)			식(3)		
	회귀계수	t값	p값	회귀계수	t값	p값	회귀계수	t값	p값
<i>PERIOD</i> 1	-0.0665	-2.60	0.0095	-0.0661	-2.43	0.0156	-0.0691	-2.62	0.0091
ΔBI	0.5454	5.03	<.0001	0.7283	8.07	<.0001			
<i>PERIOD</i> 1 $\times$ ΔBI	0.1187	0.71	0.4789	0.3324	2.50	0.0126			
ΔTI	0.6120	3.43	0.0007				1.0733	6.90	<.0001
<i>PERIOD</i> 1 $\times$ ΔTI	0.4818	1.74	0.0826				0.6555	2.90	0.0039
절편	0.1960	11.01	<.0001	0.2114	11.55	<.0001	0.2140	11.46	<.0001
<i>Adjusted R</i> ²	0.1502			0.1215			0.1138		
기업-연	1,895			1,895			1,895		

B : 1998년 말의 회계기준 변경

설명변수 ¹⁾	식(1)			식(2)			식(3)		
	회귀계수	t값	p값	회귀계수	t값	p값	회귀계수	t값	p값
<i>PERIOD</i> 2	-0.1145	-3.77	0.0002	-0.1062	-3.43	0.0007	-0.1075	-3.48	0.0006
ΔBI	0.5144	2.79	0.0056	0.7208	5.07	<.0001			
<i>PERIOD</i> 2 $\times$ ΔBI	-0.0804	-0.37	0.7099	-0.1769	-1.01	0.3113			
ΔTI	0.5191	1.73	0.0841				1.2164	5.23	<.0001
<i>PERIOD</i> 3 $\times$ ΔTI	-0.1510	-0.42	0.6717				-0.4471	-1.55	0.1220
절편	0.1969	9.64	<.0001	0.1998	9.70	<.0001	0.2049	10.11	<.0001
<i>Adjusted R</i> ²	0.0515			0.0477			0.0365		
기업-연	1,669			1,669			1,669		

1) *PERIOD*1=더미변수, 2003년 이후는 '1', 이전은 '0'

*PERIOD*2=더미변수, 1999년 이후는 '1', 이전은 '0'

나머지 변수에 대한 설명은 <표 1> 참조

2) t값은 two-tailed, heteroskedasticity-robust t-통계량임

3) 표본은 *RET*, ΔBI , ΔTI 에 대하여 상하 5%로 winsorization 한 후의 결과임

손실발생기업을 제외한 분석결과는 전체 기업에 대한 분석결과와 유사하다. 패널A의 분석결과를 보면, 전체기업에 대한 분석결과와 마찬가지로 2003년 이후의 회계기준 변경은 회계이익의 개별 정보효과는 증가시켰으나 증분 정보효과에는 유의한 영향을 미치지 않았다(식 (1)과 (2)). 그러나 과세소득의 경우에는 2003년 이후의 회계기준 변경으로 개별적 및 증분 정보효과 모두 증가하였다(식(1)과 (3)). 한편, 손실발생기업을 제외시킴으로써 분석모형의 설명력은 크게 제고되었다. 조정된 R^2 는 <표 3>에서는 0.0621~0.0960이었으나 <표 5>의 분석에서는 0.1138~0.1502로 크게 개선되었다.

1998년 말의 회계기준 변경의 효과에 대한 패널B의 분석결과는 전체기업에 대한 분석결과와 유사하나 식(3)에 대한 분석에서 $PERIOD2 \times TI$ 의 회귀계수는 유의하지 않은 것으로 나타나 <표 4>에 제시된 결과와는 차이가 있다. 즉, 손실발생기업을 제외한 결과 1998년 말의 회계기준 변경은 회계이익과 과세소득의 개별적 또는 증분 정보효과를 유의하게 증가시키거나 감소시키지 못하였다. 이러한 결과는 손실기업이 세법의 positive system으로의 변화에 더 많은 영향을 받았을 가능성이 있음을 시사한다. 한편, 손실발생기업을 표본에서 제외하는 것은 모형의 설명력에 큰 영향을 주지 못하였다. 조정된 R^2 는 <표 4>에서는 0.0284~0.0518이었으나 <표 5>의 분석에서는 0.0365~0.0515로 약간 증가하거나 이전 수준을 유지하였다.⁹⁾

나. 이익조정수준 고려

Ayers et al.(2009)은 비정상(재량적) 발생액이 높은 기업 즉, 이익의 질이 낮은 기업들의 경우에는 그렇지 않은 기업에 비하여 회계이익에 대한 과세소득의 상대적 및 증분 정보효과가 유의하게 크다는 것을 보임으로써 경영자가 회계이익을 보고하는데 재량을 남용하는 상황에서는 과세소득이 좀 더 유용한 성과측정치가 될 수 있다는 점을 제시하였다. 이에 따라 본 연구에서는 기업의 이익조정 여부가 회계기준 변경과 이익의 정보효과와의 관계에 영향을 미치는 지를 추가 분석하였다.

총발생액($TAcc$)은 유동자산 증감액에 단기부채 증감액을 가산하고 유동부채 증감액과 현금 증감액, 감가상각비, 무형자산상각비를 차감하여 계산하였다. 비정상 발생액은 총발생액에서 수정 Jones 모형으로 산출된 정상 발생액을 차감하여 계산하였다. 정상 발생액은 연도별로 식(4)을 이용하여 추정하였으며, 모든 변수들은 기초 총자산으로 표준화하였다. 위의 추정 식에 상수항을 포함시킨 것은 이분산성 문제 및 누락변수로 인해 발생하는 문제를 완화하여 비정상 발생액을 체계적으로 추정할 수 있기 때문이다. 연도별로 절대 값으로 표시된 비정상 발생액의 크기가

9) 손실발생기업만을 대상으로 회귀 분석한 결과 2003년 이후의 회계기준변경과 1998년 말의 회계기준 변경은 모두 회계이익과 과세소득의 개별적 정보효과 및 증분 정보효과와 변화에 유의한 영향을 미치지 않았다. 또한 회계이익이나 과세소득의 개별적 또는 증분 정보효과 자체도 유의하지 않았는데 이는 우리나라 기업을 대상으로 한 노희천(2009)과 유사한 결과이다.

상위 사분위에 속하는 기업들은 이익의 질이 낮은 기업으로 분류한다(Kothari et al. 2005, Ayers et al. 2009).

$$\frac{TAcc_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{TA_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta SALE_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

단, $TAcc$ (총발생액): (Δ 유동자산 + Δ 단기부채 - Δ 유동부채 - Δ 현금 - 감가상각비 - 무형자산상각비)

$TA_{i,t-1}$: 기초 총자산

$\Delta SALE$: (당기매출액 - 전기매출액)

REC : (당기매출채권 - 전기매출채권)

PPE : 유형자산(취득가액)

ϵ : 비정상(재량적) 발생액

이익조정수준에 따라 회계기준 변경이 회계이익과 과세소득의 정보효과에 미치는 영향이 차이가 있는 지를 검증한 결과가 <표 6>에 제시되어 있다. 패널A를 보면 식(1)과 (2)에서 $EM \times PERIOD \times \Delta BI$ 의 회귀계수와 $PERIOD \times \Delta BI$ 의 회귀계수는 유의하지 않은 것으로 나타나 이익조정기업이나 그렇지 않은 기업 모두에서 2003년 이후의 회계기준 변경이 회계이익의 개별적 또는 증분 정보효과에 변화를 미치지 못한 것으로 볼 수 있다.

한편, $EM \times PERIOD \times \Delta TI$ 의 회귀계수는 식(1)과 (3)에서 유의한 양(+)의 값을 보이는 반면, $PERIOD \times \Delta TI$ 의 회귀계수는 유의하지 않은 것으로 나타나 이익조정 수준이 2003년 이후의 회계기준 변경으로 인한 과세소득의 개별 및 증분 정보효과 증가에 영향을 미친 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 이익의 질이 낮은 경우 과세소득이 좀 더 유용한 성과측정치가 될 수 있다는 Ayers et al.(2009)의 결과와 일치하는 것이다.

1998년 말의 회계기준 변경의 효과를 분석한 패널B를 보면, $EM \times PERIOD \times \Delta BI$ 의 회귀계수와 $PERIOD \times \Delta BI$ 의 회귀계수는 패널A와 마찬가지로 모두 유의하지 않은 것으로 나타나 이익조정여부와 상관없이 회계기준의 변경이 회계이익의 개별적 및 증분 정보효과를 변화시키지 않은 것으로 볼 수 있다.

한편, $PERIOD \times \Delta TI$ 의 회귀계수는 유의하지 않았으나 $EM \times PERIOD \times \Delta TI$ 의 회귀계수는 유의한 음(-)의 값을 보이고 있어 이익조정기업에서 과세소득의 개별적 및 증분 정보효과에 감소가 일어난 것을 볼 수 있다.

이익조정 수준을 고려한 <표 6>의 분석결과를 보면 이익조정여부는 회계이익의 개별적 또는 증분 정보효과에 영향을 미치지 않았으나, 과세소득의 정보효과에는 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 이익의 질이 낮은 경우 투자자들이 회계이익을 평가하는 과정에서 대체적인 성과측정치인 과세소득을 더 많이 벤치마크 한다는 것을 보여준다.

〈표 6〉 회계기준의 변경이 회계이익과 과세소득의 정보효과에 미치는 영향 분석
: 이익조정 수준을 고려한 분석

$$RET = \beta_0 + \beta_1 PERIOD + \beta_2 EM + \beta_3 \Delta BI + \beta_4 PERIOD \times \Delta BI + \beta_5 EM \times PERIOD + \beta_6 EM \times \Delta BI \quad (1)$$

$$+ \beta_7 EM \times PERIOD \times \Delta BI + \beta_8 \Delta TI + \beta_9 PERIOD \times \Delta TI + \beta_{10} EM \times \Delta TI$$

$$+ \beta_{11} EM \times PERIOD \times \Delta TI + \epsilon$$

$$RET = \beta_0 + \beta_1 PERIOD + \beta_2 EM + \beta_3 \Delta BI + \beta_4 PERIOD \times \Delta BI + \beta_5 EM \times PERIOD \quad (2)$$

$$+ \beta_6 EM \times \Delta BI + \beta_7 EM \times PERIOD \times \Delta BI + \beta_8 \Delta TI + \epsilon$$

$$RET = \beta_0 + \beta_1 PERIOD + \beta_2 EM + \beta_3 \Delta TI + \beta_4 PERIOD \times \Delta TI + \beta_5 EM \times \Delta TI \quad (3)$$

$$+ \beta_6 EM \times PERIOD \times \Delta TI + \epsilon$$

PANEL A : 2003년 이후의 회계기준 변경									
설명변수 ¹⁾	식(1)			식(2)			식(3)		
	회귀계수	t값	p값	회귀계수	t값	p값	회귀계수	t값	p값
<i>PERIOD</i> 1	-0.0063	-0.16	0.8728	-0.0218	-0.54	0.5920	-0.0016	-0.04	0.9686
<i>EM</i>	0.0245	0.38	0.7054	0.0033	0.05	0.9590	0.0248	0.38	0.7052
<i>ΔBI</i>	0.3873	3.88	0.0001	0.4922	5.30	<.0001			
<i>PERIOD</i> 1 × <i>ΔBI</i>	0.1359	0.84	0.3999	0.1804	1.25	0.2135			
<i>EM</i> × <i>PERIOD</i> 1	0.1313	1.45	0.1465	0.1726	1.91	0.0570	0.1300	1.41	0.1581
<i>EM</i> × <i>ΔBI</i>	-0.0687	-0.41	0.6856	-0.1814	-1.14	0.2545			
<i>EM</i> × <i>PERIOD</i> 1 × <i>ΔBI</i>	-0.1391	-0.50	0.6186	-0.0592	-0.23	0.8200			
<i>ΔTI</i>	0.8161	3.32	0.0010				1.1904	5.19	<.0001
<i>PERIOD</i> 1 × <i>ΔTI</i>	0.0796	0.23	0.8186				0.2256	0.70	0.4815
<i>EM</i> × <i>ΔTI</i>	-0.9158	-1.79	0.0738				-1.0696	-2.04	0.0418
<i>EM</i> × <i>PERIOD</i> 1 × <i>ΔTI</i>	1.3503	1.79	0.0744				1.2812	1.80	0.0719
절편	0.1949	7.16	<.0001	0.2138	7.56	<.0001	0.1978	7.00	<.0001
<i>Adjusted R</i> ²	0.0994			0.0763			0.0614		
기업-연	1,502			1,502			1,502		

〈표 6〉 회계기준의 변경이 회계이익과 과세소득의 정보효과에 미치는 영향 분석
: 이익조정 수준을 고려한 분석 (계속)

PANEL B : 1998년 말의 회계기준 변경									
설명변수 ¹⁾	식(1)			식(2)			식(3)		
	회귀계수	t값	p값	회귀계수	t값	p값	회귀계수	t값	p값
<i>PERIOD2</i>	-0.1284	-3.11	0.0020	-0.1164	-2.80	0.0054	-0.1160	-2.78	0.0057
<i>EM</i>	0.0023	0.04	0.9712	0.0180	0.28	0.7802	-0.0142	-0.22	0.8255
<i>ΔBI</i>	0.2380	1.48	0.1399	0.3919	3.09	0.0022			
<i>PERIOD2 × ΔBI</i>	-0.0268	-0.14	0.8866	-0.0977	-0.62	0.5329			
<i>EM × PERIOD2</i>	0.0932	0.92	0.3601	0.0317	0.31	0.7540	0.0819	0.79	0.4296
<i>EM × ΔBI</i>	0.1641	0.65	0.5174	0.1457	0.68	0.4978			
<i>EM × PERIOD2 × ΔBI</i>	0.1193	0.37	0.7144	0.0058	0.02	0.9845			
<i>ΔTI</i>	0.7522	1.57	0.1180				1.1758	3.08	0.0022
<i>PERIOD2 × ΔTI</i>	-0.0960	-0.17	0.8646				-0.2995	-0.64	0.5238
<i>EM × ΔTI</i>	0.1061	0.16	0.8719				0.3600	0.64	0.5210
<i>EM × PERIOD2 × ΔTI</i>	-1.5386	-1.76	0.0796				-1.7190	-2.04	0.0416
절편	0.2121	7.84	<.0001	0.2186	8.08	<.0001	0.2031	7.65	<.0001
<i>Adjusted R²</i>	0.0531			0.0410			0.0327		
기업-연	1,339			1,339			1,339		

1) *PERIOD1*=더미변수, 2003년 이후는 '1', 이전은 '0'

PERIOD2=더미변수, 1999년 이후는 '1', 이전은 '0'

EM=더미변수, 이익조정기업은 '1', 그렇지 않은 기업은 '0'

나머지 변수에 대한 설명은 <표 1> 참조

2) t값은 two-tailed, heteroskedasticity-robust t-통계량임

3) 표본은 *RET*, *ΔBI*, *ΔTI*에 대하여 상하 5%로 winsorization 한 후의 결과임

다. 통제변수의 도입

앞의 분석에서는 주식수익률과 회계이익 변동 및 과세소득 변동의 관계만을 분석하였기 때문에 <표 3> 및 <표 4>의 분석결과는 관련된 누락변수들(correlated omitted variables)의 영향을 받을 수 있다. 따라서 본 연구에서는 기본 회귀분석 모형에 선행연구에서 고려한 통제변수를 포함하여 분석하였다. 통제변수들은 Hanlon et al.(2006)에 따라 장부가치 대비 시장가치 비율(*B/M*, 소유주지분의 $\frac{\text{장부가치}}{\text{시장가치}}$ 로 측정), 부채비율(*LEV*, $\frac{\text{부채총계}}{\text{총자산}}$ 로 측정), 규모(*SIZE*, 총자산의 자연 로그로 측정), 총자산수익률(*ROA*, $\frac{\text{법인세비용차감전이익}}{\text{기초 총자산}}$ 으로 측정), 매출액 성장률(*GROWTH*,

$\frac{\text{당기매출액}}{\text{전기매출액}} - 1$)을 이용하였다. 통제변수를 추가하여 분석한 결과는 <표 7>에 제시되어 있다.

통제변수를 추가하여 회계기준 변경이 회계이익과 과세소득의 정보효과에 미친 영향을 분석한 결과는 <표 3> 및 <표 4>의 분석결과와 질적으로 동일하다. 2003년 이후의 회계기준 변경은 회계이익의 개별 정보효과를 유의하게 증가시켰으나 증분 정보효과에는 영향을 미치지 않았다. 그러나 과세소득의 개별 및 증분 정보효과는 회계기준 변경이후 유의하게 증가한 것으로 나타났다. 1998년 말의 회계기준 변경은 회계이익의 개별 및 증분 정보효과와 과세소득의 개별 및 증분효과에 모두 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 나타나, 회계기준의 변경이 과세소득의 개별적 정보효과를 감소시킨 것으로 나타난 <표 4>의 분석결과와는 차이가 있다.

<표 7> 회계기준의 변경이 회계이익과 과세소득의 정보효과에 미치는 영향 : 통제변수 포함

$$RET = \beta_0 + \beta_1 PERIOD + \beta_2 \Delta BI + \beta_3 PERIOD \times \Delta BI + \beta_4 \Delta TI + \beta_5 PERIOD \times \Delta TI + \beta_6 B/M + \beta_7 LEV + \beta_8 SIZE + \beta_9 ROA + \beta_{10} GROWTH + \epsilon \quad (1)$$

$$RET = \beta_0 + \beta_1 PERIOD + \beta_2 \Delta BI + \beta_3 PERIOD \times \Delta BI + \beta_4 B/M + \beta_5 LEV + \beta_6 SIZE + \beta_7 ROA + \beta_8 GROWTH + \epsilon \quad (2)$$

$$RET = \beta_0 + \beta_1 PERIOD + \beta_2 \Delta TI + \beta_3 PERIOD \times \Delta TI + \beta_4 B/M + \beta_5 LEV + \beta_6 SIZE + \beta_7 ROA + \beta_8 GROWTH + \epsilon \quad (3)$$

PANEL A : 2003년 이후의 회계기준 변경

설명변수 ¹⁾	식(1)			식(2)			식(3)		
	회귀계수	t값	p값	회귀계수	t값	p값	회귀계수	t값	p값
<i>PERIOD</i> 1	-0.0145	-0.55	0.5850	-0.0134	-0.50	0.6192	-0.0147	-0.54	0.5877
ΔBI	0.3362	4.95	<.0001	0.3951	6.28	<.0001			
<i>PERIOD</i> 1 $\times$ ΔBI	0.0762	0.76	0.4484	0.1620	1.81	0.0712			
ΔTI	0.6285	4.23	<.0001				0.8437	6.03	<.0001
<i>PERIOD</i> 1 $\times$ ΔTI	0.3834	1.71	0.0870				0.5163	2.54	0.0114
<i>B/M</i>	-0.0489	-4.72	<.0001	-0.0487	-4.77	<.0001	-0.0461	-4.12	<.0001
<i>LEV</i>	0.4320	5.06	<.0001	0.4895	5.80	<.0001	0.5141	6.00	<.0001
<i>SIZE</i>	0.0153	1.46	0.1460	0.0131	1.25	0.2130	0.0104	0.98	0.3300
<i>ROA</i>	0.1717	1.03	0.3043	0.3084	1.81	0.0707	0.6036	3.59	0.0004
<i>GROWTH</i>	0.0675	1.83	0.0675	0.0788	2.03	0.0425	0.0851	2.18	0.0300
절편	-0.2918	-1.12	0.2651	-0.2574	-0.98	0.3284	-0.2275	-0.85	0.3953
<i>Adjusted R</i> ²	0.1320			0.1110			0.1062		
기업-연	2,710			2,710			2,710		

〈표 7〉 회계기준의 변경이 회계이익과 과세소득의 정보효과에 미치는 영향 : 통제변수 포함 (계속)

PANEL B : 1998년 말의 회계기준 변경									
설명변수 ¹⁾	식(1)			식(2)			식(3)		
	회귀계수	t값	p값	회귀계수	t값	p값	회귀계수	t값	p값
<i>PERIOD2</i>	-0.0553	-1.80	0.0731	-0.0537	-1.75	0.0816	-0.0484	-1.54	0.1235
ΔBI	0.1649	1.50	0.1350	0.2804	3.12	0.0019			
<i>PERIOD2</i> × ΔBI	0.1298	1.04	0.2995	0.0413	0.39	0.6934			
ΔTI	0.6989	2.44	0.0149				0.8610	3.73	0.0002
<i>PERIOD2</i> × ΔTI	-0.4363	-1.33	0.1842				-0.3919	-1.44	0.1511
<i>B/M</i>	-0.0211	-1.61	0.1076	-0.0215	-1.65	0.0994	-0.0202	-1.45	0.1473
<i>LEV</i>	0.2423	2.53	0.0119	0.2595	2.72	0.0068	0.3001	2.93	0.0036
<i>SIZE</i>	-0.0258	-2.26	0.0242	-0.0256	-2.25	0.0252	-0.0289	-2.47	0.0137
<i>ROA</i>	0.8710	3.28	0.0011	0.9329	3.44	0.0006	1.2715	4.44	<.0001
<i>GROWTH</i>	0.0316	0.81	0.4173	0.0350	0.84	0.3990	0.0373	0.87	0.3841
절편	0.7257	2.70	0.0072	0.7159	2.66	0.0081	0.7527	2.72	0.0068
<i>Adjusted R</i> ²	0.0698			0.0651			0.0597		
기업-연	2,335			2,335			2,335		

1) *PERIOD1*=더미변수, 2003년 이후는 '1', 이전은 '0'*PERIOD2*=더미변수, 1999년 이후는 '1', 이전은 '0'

나머지 변수에 대한 설명은 <표 1> 참조

2) t값은 two-tailed, heteroskedasticity-robust t-통계량임

3) 표본은 *RET*, ΔBI , ΔTI 에 대하여 상하 5%로 winsorization 한 후의 결과임

모형에 포함된 통제변수 중에서 장부가치 대비 시장가치 비율(*B/M*)의 회귀계수는 음(-)의 값이나 2003년 이후의 회계기준 변경에 대한 분석 전체와 1998년 말의 회계기준 변경에 대한 분석 중 식(1)에 대한 분석에서만 유의하였다. 부채비율(*LEV*)과 총자산수익률(*ROA*)은 대부분의 분석에서 유의한 양(+)의 값을 보였으며, 매출액 성장률(*GROWTH*)의 회귀계수는 2003년 이후의 회계기준 변경에 대한 분석에서만 유의한 양(+)의 값을 보였다. *SIZE*(규모)의 회귀계수는 패널A와 패널B에서 서로 다른 부호를 보이고 있는데 특히, 1998년 말의 회계기준 변경에 대한 분석에서는 유의한 음(-)의 값을 나타냈다.

V. 요약 및 결론

과세소득은 회계이익과 더불어 기업의 성과를 측정하는 대표적인 측정치이나 가치 관련성을 강조하는 회계이익에 비하여 투자자의 관심이 크지 않았다. 그러나 2000년대 초에 발생한 미국의 대규모 회계부정사건은 과세소득에 대한 관심을 불러 일으켰으며, 이에 따라 이루어진 선행 연구들은 회계이익과 과세소득의 차이 또는 과세소득이 기업의 성과에 대한 유용한 정보를 제공하며 투자자들이 과세소득을 회계이익보다 우월하지는 않으나 보충적인 성과측정치로 인식하고 있다는 연구결과를 지속적으로 제시하였다.

우리나라는 외환위기 직후인 1998년 말에 기업회계기준을 전면 개정하였으며, 2003년 이후에는 국제회계기준을 상당 부분 수용한 기업회계기준서들 새로이 제정되어 시행되었다. 이러한 회계기준의 변경으로 인하여 외환위기 이전에 유지되었던 회계기준과 세법의 높은 일치성이 낮아졌을 것으로 예상된다. 기업회계기준과 세법의 일치성 감소는 회계이익과 과세소득의 정보효과에도 변화를 초래하였을 것으로 기대된다. 본 연구는 우리나라 유가증권시장 상장기업들을 대상으로 외환위기 이후 국제적 정합성 제고를 위하여 이루어진 회계기준의 변경이 회계이익 및 과세소득의 개별적 및 증분 정보효과에 미친 영향을 이익측정치와 주식수익률과의 관련성을 중심으로 분석하였다.

2000년부터 2005년까지의 2,712 기업-연을 대상으로 2003년 이후의 회계기준 변경이 회계이익 및 과세소득의 정보효과에 미친 영향을 분석한 결과, 회계기준의 변경으로 회계이익의 개별 정보효과는 증가한 반면 증분 정보효과는 변화하지 않았다. 그러나 과세소득의 경우에는 회계기준 변경으로 개별 정보효과 및 증분 정보효과 모두 증가하였다. 과세소득의 정보효과 증가는 투자자들이 회계이익을 평가할 때 과세소득을 벤치마크로서 더 많이 활용하였기 때문으로 판단된다. 이러한 결과는 손실발생기업을 제외한 경우나 통제변수를 도입한 경우에도 유사하게 나타났으며, 이익조정수준을 통제하는 경우 과세소득의 개별적 및 증분 정보효과의 변화는 이익조정기업에서 주로 나타났다.

1996년부터 2001년까지의 2,340 기업-연을 대상으로 1998년 말의 회계기준 변경이 회계이익 및 과세소득의 정보효과에 미친 영향을 분석한 결과, 회계기준이 변경되었음에도 불구하고 회계이익의 개별 및 증분 정보효과와 과세소득의 증분 정보효과는 변화가 없었다. 그러나 1998년 말의 회계기준 변경 이후 과세소득의 개별 정보효과는 유의하게 감소하였는데 이러한 효과는 손실발생기업을 제외하거나 통제변수를 도입한 분석에서는 나타나지 않았다. 그러나 이익조정수준을 통제하는 경우 이익조정기업에서 과세소득의 개별 정보효과 및 증분 정보효과 감소가 나타났다.

외환위기 이후 이루어진 대폭적인 회계기준 변경은 기업과 우리 경제 전체에 적지 않은 비용과 노력을 요구하였다. 이러한 노력과 비용은 회계투명성과 국제적 정합성을 제고를 위하여 이

루어진 것으로 궁극적으로 이익의 정보효과를 높이는데 그 목적이 있다. 본 연구는 투자자 및 주식시장을 대상으로 회계이익 및 과세소득의 정보효과를 분석함으로써 회계기준 변경의 효익을 검토하였다는데 의의가 있다. 본 연구는 우리나라가 2011년부터 모든 상장회사에 적용하기로 결정한 IFRS의 도입이 투자자들에게 미치는 영향을 예측하는데 유용할 것으로 기대한다. 특히 IFRS의 도입은 이전보다 회계기준과 세법의 차이를 크게 할 것이며, 이러한 차이를 그대로 두어야 할지 아니면 축소하는 세법개정이 이루어져야 하는지에 대하여 논란이 있다. 회계기준 변경에 따른 회계이익의 개별 정보효과 및 과세소득의 정보효과 변화가 긍정적으로 나타난 본 연구결과는 이러한 논란에 대한 유용한 정보를 제공할 수 있을 것으로 기대한다.

참고문헌

- 노희천. 2008. “실제 세무이익의 반영정도에 입각한 세무이익 추정방법들의 상호비교”. 세무학연구 제25권 제1호 : 9 - 44.
- 노희천. 2009. “세무이익의 정보효과 - 추가관련성과 이익예측력을 통한 실증분석 -”. 세무학연구 제26권 제1호 : 33 - 69.
- 박종성 · 이은철. 2003. “회계제도의 개선과 회계정보의 유용성”. 회계학연구 제28권 제2호 : 105 - 134.
- 박종찬. 2005. “1997년 금융위기 이후 회계제도 개혁에 따른 이익의 적시성과 보수성 변화”. 회계학연구 제30권 제4호 : 1 - 26.
- 백원선 · 송인만 · 전성일. 2003. “회계정보 유용성의 추세변화와 원인분석”. 경영학연구 제32권 제4호 : 1187 - 1206.
- 전규안 · 김철환. 2008. “회계이익과 과세소득의 차이 계산시 과세소득의 측정방법에 관한 연구”. 세무와회계저널 제9권 제3호 : 167 - 190.
- 정운오 · 고종권 · 김갑순 · 노희천. 2006. “세무조정자료의 분석을 통해 살펴본 우리나라 기업의 재무이익과 세무이익의 차이”. 회계학연구 제31권 제4호 : 203 - 238.
- 최종서. 2009. “금융위기를 전후한 회계정보 질적 속성의 추세적 변화”. 회계와감사연구 제45호 제1권 : 237 - 276.
- 최종서 · 장지경. 2005. “회계이익과 주식수익률간의 동시적 선형상관관계의 추세변화”. 회계와감사연구 제41권 제1호 : 65 - 93.
- Ali, A., and L. Hwang. 2000. Country - specific factors related to financial reporting and the related of accounting data. *Journal of Accounting Research* 38(1) : 1 - 21.
- Ayers, B. C., J. Jiang, and S. K. Laplante. 2008. Taxable income as a performance measure : the effects of tax planning and earnings quality. *Contemporary Accounting Research* 26(2) : 15 - 54.
- Ball, R., A. Robin, and J. Wu. 2003. Incentives versus standards : properties of accounting income in four East Asian countries. *Journal of Accounting and Economics* 36 : 235 - 270.
- Ball, R., and L. Shivakumar. 2005. Earnings quality in U.K. private firms. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 83 - 128.
- Ball, R., S. P. Kothari, and A. Robin. 2000. The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings, *Journal of Accounting and Economics* 29 : 1 - 51.
- Beaver, W. H. 2002. Perspectives on recent capital market research. *The Accounting Review* 77 : 453 - 474.
- Burgstahler, D., L. Hail, and C. Leuz. 2006. The importance of reporting incentives : earnings management in European private and public firms. *The Accounting Review* 81 : 983 - 1017.
- Chen, L. H., D. S. Dhaliwal, and M. A. Trombley. 2007. The impact of earnings management and

- tax planning on the information content of earnings. Working paper. University of Arizona.
- Daske, H., L. Hail, C. Leuz, and R. Verdi. 2008. Mandatory IFRS reporting around the world : early evidence on the economic consequences. *Journal of Accounting Research* 46(5) : 1085 – 1142.
- Francis, J., K. Schipper, and L. Vincent. 2005. Earnings and dividend informativeness when cash flow rights are separated from voting rights. *Journal of Accounting and Economics* 39(2) : 329 – 360.
- Hanlon, M. 2005. What can we infer about a firm's taxable income from its financial statements? *National Tax Journal* 56 : 831 – 863.
- Hanlon, M., E. L. Maydew, and T. Shevlin. 2006. Book – tax conformity and the information content of earnings. Working paper. University of Michigan.
- Hanlon, M., S. K. Laplante, and T. Shevlin. 2005. Evidence for the possible information loss of conforming book income and taxable income. *Journal of Law and Economics* 48(2) : 407 – 442.
- Hayn, C. 1995. The information content of losses. *Journal of Accounting and Economics* 20 : 125 – 153.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley. 2005. Performance matched discretionary accrual measure. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 163 – 197.
- Leuz, C. 2003. IAS versus US GAAP : information asymmetry – based evidence from Germany's new market. *Journal of Accounting Research* 41 : 445 – 472.
- Lev, B. and D. Nissim. 2004. Taxable income, future earnings, and equity values. *The Accounting Review* 79(4) : 1039 – 1074.
- Seida, J. 2003. Enron : The joint committee on taxation's investigative report. Testimony before the Senate Committee on Finance. S. Hrg. no. 108 – 117, 108th Cong., 1st sess. February 13.
- U.S. Department of the Treasury, 1999. The problem of corporate tax shelters : discussion, analysis and legislative proposals. Washington, D.C. : U.S. Government Printing Office.

The Effect of GAAP Changes on the Informativeness of Book Income and Taxable Income

Sook Chan An*

〈Abstract〉

Korean GAAP has been greatly changed twice to improve accounting transparency and harmonize with global standards after the Asian financial crisis. GAAP changes lowered the high conformity of GAAP and tax law, and might change the informativeness of book income and taxable income. This study investigates the effect of GAAP changes of the end of 1998 and after 2003 on the informativeness of book income and taxable income focusing on the association of performance measures and stock returns.

According to the analysis of 2,712 firm-year from 2000 to 2005, GAAP changes after 2003 increased the separative informativeness of book income, but did not increase incremental informativeness of book income. However, GAAP changes increased separative and incremental informativeness of taxable income. The increased informativeness of taxable income implied that investors consider taxable income as a benchmark when they evaluate book income. These results are robust about excluding loss firms or introducing control variables, and the informativeness of taxable income increases with earnings management firms.

According to the result of analyzing 2,340 firm-year from 1996 to 2000, GAAP changes of the end of 1998 did not increase separative and incremental informativeness of book income and incremental informativeness of taxable income. However, separative informativeness of taxable income decreased after the GAAP changes, but it disappeared when loss firms were excluded or control variables were considered. Earnings management being controlled, separative and incremental informativeness of taxable income decreased with earnings management firms.

This study examined the benefit of GAAP changes analyzing the informativeness of book income and taxable income in the stock market, and the results may be useful to review the effect of the adoption of IFRS, which will start from 2011, on the investors and stock market.

〈Key words〉 GAAP changes, book income, taxable income, informativeness

* Associate Professor, College of Social Sciences, Duksung Women's University