

세무회계저널
제13권 제1호 2012년 3월 pp.317~355
한국세무학회

조세회피 측정방법의 검증과 추정모형에 관한 연구*

이병산**

<요 약>

본 연구는 회계이익과 세무이익의 차이를 이용한 조세회피의 측정치로서 현재 사용되고 있는 조세회피행위 측정치와 본 연구에서 제시하는 조세회피 추정모형의 측정치에 대하여 타당성을 실증적으로 비교·분석하는 것이다. 연구결과는 다음과 같다.

첫째, 조세회피기업과 비조세회피기업들 간에는 회계이익과 세무이익의 차이 중에서 총 차이만이 유의적인 차이를 보였고, 일시적 차이와 영구적 차이에는 유의한 차이를 보이지 않았다.

둘째, 선행연구의 문제점들을 개선하여 조세혜택 변수를 이월결손금 여부, 이월결손금공제액, 세액공제 및 세액감면액을 모형에 추가시켜 추정모형을 제시하였다.

셋째, 현재의 조세회피 측정방법의 대안으로서 추정모형이 기업의 조세회피행위를 탐지하는데 더욱 효과적이라는 것을 실증적으로 입증하였다.

<주제어> 조세회피행위 측정치, 조세회피, 회계이익과 세무이익의 차이

* 이 연구는 2010년도 대구대학교 연구비지원에 의하여 연구되었음.

** 대구대학교 회계·세무학부 전임강사, byungsan.lee@gmail.com, 010-9062-1756

논문접수일 2012년 1월 1차수정일 2012년 2월 게재확정일 2012년 2월

I. 서 론

최근 국내외적으로 조세회피¹⁾ 문제가 매우 중요한 사회적 현안으로 부각되고 있다. 특히 1999년 미국 재무부에서 발표한 기업의 조세회피의 증가를 규제하기 위한 입법을 촉구하는 보고서(The Problem of Corporate Tax Shelter Discussion, Analysis and Legislative Proposals 21, 1999)²⁾에서 나타나듯 각 나라별로 조세회피행위에 대한 관심이 증가하고 있는 추세에 있다. 이러한 추세에 따라 국외의 연구자들은 기업의 조세회피행위를 탐지할 수 있는 조세회피 측정방법들을 제시함과 동시에 조세회피행위를 파악할 수 있는 새로운 조세회피 측정방법들을 고안하고 있다. 반면에 국내의 연구들에서는 조세회피와 관련한 자료 수집의 한계성과 국세청의 세무조사 결과의 자료를 공시하지 않아 조세회피행위의 성향을 파악하려는 연구가 미진한 상태이다³⁾.

조세회피에 관한 연구는 학문적인 측면에서 뿐만 아니라 조세정책적인 측면에서나 실무적인 측면에서도 많은 공헌을 할 수 있다. 이러한 중요성과 유용성으로 인하여 조세회피와 관련된 연

- 1) 조세회피(tax avoidance)란 조세법이 예정하지는 않았지만 합법적인 방법을 사용하여 납세자가 조세부담의 감소를 기도하는 것이다. 조세회피는 비록 조세부담의 부당한 감소를 기도하는 행위로 근본적으로 사법상 유효한 행위지만 법문을 직접 위반하는 것은 아니다. 따라서 세법상의 부인도 그 사법상의 효력에 영향을 미치지 않으며, 가산세의 제재는 가해질 수 있으나 형벌 제재를 받는 것은 아니다. 탈세 혹은 조세포탈(tax evasion)은 사기 기타 부정한 행위로서 과세요건이 충족된 사실의 전부 또는 일부를 은닉하는 것을 말한다. 즉 조세포탈은 조세법의 규정을 직접 침해하므로 조세를 면탈하는 위법한 행위로서, 조세법에 해당되어 형벌의 제재를 받게된다. 따라서 조세회피는 세법규정에 대한 간접적인 침해에 그치는 반면에 탈세는 세법규정에 대한 직접적인 침해라고 볼 수 있다. 조세회피라는 용어를 사용함에 있어 사전상의 순수한 의미를 가진 조세회피(tax avoidance)에 한정하는 경우와 조세포탈(tax evasion), 즉 탈세로 사용하는 경우 및 위 두 가지를 모두 포함한 개념으로 사용하기도 한다. 본 연구에서는 이러한 조세회피기업과 조세포탈기업 모두를 조세회피기업으로 보아 분석을 실시하였다.
- 2) 이 보고서에서는 법인들이 남용하는 조세회피수단의 성격을 규명하고, 대표적인 사례를 제시하였으며, 이러한 남용사례의 확산을 효과적으로 저지하기 위한 다양한 수단을 제안하였다. 이러한 조세회피수단에서 발견되는 공통적인 성격은 조세피난을 구현하기 위해 실행하는 거래에는 조세회피 이외에는 경제적 실질이 없으며, 그러한 거래에 대한 회계처리가 세법상의 처리와 다르고, 조세와 무관한(tax-indifferent) 비과세납세자나 외국법인 등이 거래당사자의 하나로 이용되며, 조세피난수단을 고안하여 판매하는 자(promoters)들은 당해 수단을 많은 수의 법인납세자들에게 적극적으로 마케팅하고, 조세피난수단을 구입한 법인납세자들은 계약상 비밀유지 의무가 부여되며, 법인납세자를 보호하기 위해 조건부 가격(contingent fee)조건이나 환불가능(refundable) 조항이 계약에 흔히 포함되고, 조세피난의 구현을 위한 거래의 실행에는 엄청난 거래비용이 발생한다는 것이다. 이러한 속성으로 인해 조세피난수단은 흔히 '조세제품(tax product)'이라고까지 불리며, 이를 고안하는 행위를 '조세공학(tax engineering)'이라고 칭하기도 한다.
- 3) 조세회피에 대한 자료의 부족으로 인하여 국내에서는 설문조사를 이용한 연구와 실험실을 통한 연구가 대부분이다. 이에 관한 국내 연구로는 오문석과 이범관(2001), 류시영(2001), 심태섭(2005) 등의 연구가 있다.

구들이 전세계적으로 활발하게 진행되고 있는 것이다.

조세회피행위의 측정에 관한 연구의 정확성은 조세회피행위를 얼마나 정확하게 측정하느냐에 달려있다. 그러나 조세회피의 성향을 판단하는데 이용되고 있는 조세회피측정치들에 대한 체계적인 검증이 이루어지지 않은 채로 국내 연구들에서는 대부분 국외의 선행연구에서 제시한 조세회피측정방법을 아무런 수정 없이 사용하고 있다. 또한 외국의 연구들에서는 기존의 조세회피측정치들에서 나타나는 오류를 극복하고자 하여 새로운 조세회피측정방법을 개발하고 있는 상황인 것과는 상반되게 국내에서는 아직 대안적인 조세회피측정치에 대한 연구가 이루어지지 않고 있다. 따라서 본 논문에서는 현재 회계이익과 세무이익의 차이와 관련된 조세회피행위의 측정치로 사용되고 있는 조세회피 측정방법에 대하여 조세회피행위를 발견하는데 있어서 유용한지를 실증분석을 통한 검증과 이들 측정치에 내포되어 있는 오류사항을 바로 잡아 대안적인 조세회피측정치를 제시하는데 있다.

본 연구에서 사용된 회계이익과 세무이익 차이 관련 조세회피측정치는 2가지로 구분된다. 하나는 Desai and Dharmapala(2006)의 총발생액을 이용한 측정방법이고 다른 하나는 회계이익조정과 세법상 조세혜택(이월결손 여부, 이월결손공제액)을 고려한 Tang(2006)의 측정방법이다. 그리고 본 연구의 추정모형(이월결손 여부, 이월결손공제액, 세액공제 및 세액감면)은 총발생액에 세법상 조세혜택을 추가하여 분석한 연구이다.

본 연구는 서론 외에 다음과 같이 4개의 장으로 구성되어 있다. 먼저 제Ⅱ장에서는 연구주제와 관련된 선행연구를 검토하였다. 제Ⅲ장에서는 실증분석을 위한 설계부분으로서 먼저 연구의 개념적 체계를 제시하고 선행적 연구의 검토를 바탕으로 회계이익과 세무이익의 차이와 조세회피행위의 관련성 분석과 선행연구의 조세회피 측정방법을 살펴보고 문제점을 파악하였다. 또한 선행연구의 모형설정과정에서 나타난 문제점을 보완하여 조세회피 측정방법의 새로운 추정모형을 제시하였다. 제Ⅳ장에서는 선행연구의 조세회피 추정모형과 본 연구에서 제안한 조세회피 추정모형에 대하여 실증분석을 실시하고 그 결과를 제시하였다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결과를 요약하고, 연구의 공헌점과 한계점을 살펴보았다.

Ⅱ. 이론적 배경

1. 보고이익 차이와 조세회피행위와의 관련성 연구

회계이익과 세무이익의 차이와 조세회피행위와의 관련성 연구의 시작은 1999년 미국 재무부가 기업의 조세회피의 증가를 규제하기 위한 입법을 촉구하는 보고서(The Problem of Corporate Tax Shelter Discussion, Analysis and Legislative Proposals 21, 1999)를 발표한 직후부터 활발한

연구가 진행되고 있다. 이 보고서에서는 기업의 조세회피행위가 존재하며 점점 증가하고 있다고 주장하였고, 그 증거 중의 일부로서 회계이익과 세무이익의 차이의 수준과 그 증가율의 불일치를 근거로 제시하였다(Talisman, 2000).

보고서가 발표되기 이전에는 Mill(1998)의 연구에서 기업이 독립적으로 회계이익의 증가에 의한 재무보고의 혜택과 과세소득의 감소로 인한 세금절감이 어떠한 희생이 없는 한 극대화 할 수 없다는 사실을 명시적인 증거를 제시하였다. Mill(1998)은 미국 국세청의 비공개자료인 세무조사결과(tax audit results) 자료를 이용하여 회계이익이 세무이익을 과다하게 초과할수록 과세당국에 의한 조정금액이 크다는 사실을 검증하였다. 따라서 기업의 절세유인과 재무보고 유인간의 상충관계에 의해 회계이익과 세무이익의 차이가 발생한다고 주장하였다. 즉, 자본시장에서 우위를 차지하기 위하여 회계이익은 감소시키지 않으면서 법인세를 최소화하기 위하여 세무이익을 감소시키려 하기 때문에 차이가 발생하는 것이고 회계이익과 세무이익의 차이가 크다는 것은 공격적인 세무보고(aggressive tax reporting)를 의미하며, 기업소유구조와 부채계약이 회계이익과 세무이익의 차이에 영향을 미치는 것으로 보고하였다.

또한 Mill and Sansing(2000)의 연구에서는 회계이익과 세무이익의 차이가 세무조사의 가능성에 미치는 영향과 추가적인 세금납부의 크기에 어떠한 영향을 미치는지를 미국 국세청자료를 이용하여 검증하였다. 국세청에서는 세무조사 여부를 결정하기 전에 납세자가 보고하는 회계이익과 세무이익의 보고하는 형태⁴⁾를 가정하여 세무조사 여부를 결정한다는 것이다. 분석결과 보고이익의 차이는 조세회피의 가능성을 내포하고 있기 때문에 세무조사의 가능성 역시 이에 비례하여 증가하는 것으로 나타났다. 이 연구는 보고이익의 차이와 세무조사의 가능성에 대하여 실제 세무조사를 받은 기업을 대상으로 연구를 진행함으로써 보고이익의 차이와 조세회피와의 관련성을 직접적으로 검증한 최초의 논문이다.

Plesko(2003)의 주장에 따르면 회계이익과 세무이익의 차이는 과세당국에 납세순응에 대한 정보를 제공하고 투자자에게 보고이익의 질에 대하여 보다 충실한 이해를 도와줄 것이라고 하였다. 그는 가장 이상적인 조세회피란 회계이익에는 영향을 미치지 않으면서 세무이익을 감소시키는 것이며, 특히 보고이익의 차이에 반대의 효과가 나타나는 일시적 차이 항목을 이용하기 보다는 영구적 차이 항목을 이용하는 것이 효과적이라고 하였다. 즉 조세회피로 인하여 보고이익의 차이를 가져온다는 것이다. 따라서 회계이익과 세무이익의 차이에 관한 정보는 과세당국과 투자자에게 유용한 의사결정을 할 수 있게 도와주며, 조세회피에 관한 정보를 얻을 수 있도록 도와준다고 하였다.

4) Mills and Sansing(2000)은 자본적 지출(capital expenditure)로 처리해야 할 거래를 수익적 지출(revenue expenditure)로 처리할 경우 회계이익과 세무이익의 차이가 커지게 되므로 그 거래에 대한 세무조사 가능성이 높아진다고 주장하였다.

2. 보고이익 차이와 조세회피측정 모형과의 관련성 연구

조세회피의 측정하는 연구들은 주로 회계이익과 세무이익의 차이를 이용한 조세회피측정 모형이 대부분이며, 일부 연구에서는 유효법인세율을 이용하여 조세회피를 측정한 연구들도 존재한다.

Manzon and Plesko(2001)의 연구는 1988년부터 1998년까지의 기간 동안 기업의 재무제표를 이용하여 세무이익을 추정하고 두 보고이익의 차이를 계산한 후 회계이익과 세무이익의 차이의 크기에 따른 발생 정도와 원인에 대한 실증결과를 보고하였다. 이 연구에서 회계이익과 세무이익 간의 차이를 조세혜택관련 투자 및 재무행위변수, 회계기준과 세법규정의 차이를 반영하는 변수 등으로 통제한 후 두 보고이익차이에 기업의 조세회피행위 같은 요인이 포함될 수 있는가를 분석하였다. 연구결과 1990년대 동안 회계이익과 세무이익의 차이는 점차 증가하고 있으며 포함된 변수 중 세전이익과 이월결손금의 존재 더미변수가 설명력을 가지는 것으로 나타나 이러한 차이의 증가가 세제상 우대조치에 기인된 것이라고 주장하였다. 또한 수익성이 높은 기업의 경우 회계이익보다는 세무이익을 줄이려는 유인이 커서 조세혜택이 있는 투자를 할 유인이 크며, 결손금의 이월공제가 있는 기업은 회계이익과 세무이익의 차이가 크게 나타났는데 이러한 현상은 결손금 이월공제의 혜택을 사용하였다는 것을 의미한다고 주장하였다. 그리고 두 보고이익 차이의 원인에 대한 변수들의 설명력의 추세에는 일정한 형태가 없으며 기업의 조세회피행위가 증가하고 있다는 것과는 일치하지 않는 결과라고 보고하였다.

조세회피행위를 측정하는 모형을 개발한 Desai and Dharmapala(2006)는 기업의 조세회피행위와 경영자의 보상유인간의 관련성을 분석하였다. 경영자의 주식보상수준이 증가할 경우 경영자는 조세회피를 통한 비용절감으로 인하여 적극적으로 기업가치를 증대시키려고 할 유인이 존재할 것이다. 반면에 주주들은 경영자의 사적편익 추구 행위가 증가될 수 있기 때문에 조세회피를 통한 비용절감의 기회를 반드시 선호하지 않을 수 있어 조세회피행위를 부정적으로 인식할 가능성이 존재한다. 연구결과 경영자의 주식보상유인과 조세회피수준 간에는 음(-)의 관련성이 있음을 보고하였다.

Desai(2003)은 1990년 회계이익과 세무이익의 차이가 증가한 것은 과거 두 보고이익 차이의 요인 이외에 다른 요인이 있다고 주장하였다. 보고이익의 차이를 분석한 결과 감가상각방법의 차이, 국외발생소득, 주식매수선택권 등에 대한 회계와 세법규정의 차이가 두 보고이익 차이를 설명하고 있었고, 그 외에 조세회피행위가 포함되어 있음을 주장하며 조세회피행위를 나타내는 모형을 제시하였다. 그리고 모형을 이용하여 1990년대 후반의 회계이익과 세무이익 차이를 회계이익과 세법규정의 차이로 설명하지 못하는 이유가 기업의 조세회피행위의 증가에 기인한다는 것을 증명하였다.

김진희와 정재욱(2006)은 Desai and Dharmapala(2006)가 제안한 방법을 이용하여 기업의 재무적 특성과 조세회피행위와의 관계를 분석하였다. 연구결과 기업의 자산이 증가할수록, 세전이

익이 증가할수록 기업의 조세회피성향은 높았고, 기업의 부채가 증가할수록 조세회피성향은 낮았다고 보고하였다. 고윤성·김지홍·최원욱(2007)도 Desai and Dharmapala(2006)가 제안한 방법을 이용하여 기업의 조세회피추정액과 관련성이 있는 기업특성요인 및 조세회피행위가 기업 가치에 미치는 영향에 대하여 연구를 진행하였다. 연구결과 조세부담수준, 수익성, 소유자지배 기업 여부와 조세혜택수준과는 음(-)의 유의적인 관련성을 보였고 기업가치는 양(+)의 유의적인 관련성을 보였다고 보고하였다.

그리고 조세회피추정치들 고안한 Desai and Dharmapala(2006)와 또 다른 연구로는 Tang (2006)의 모형이 있다. 그는 중국기업을 대상으로 기업의 회계이익조정과 세무이익조정의 지표로서의 회계이익과 세무이익의 차이를 분석하였다. 위 연구에서 회계이익과 세무이익의 차이를 회계기준과 세법규정간의 불일치, 이익조정과 조세조정의 함수로 정의하고 이를 기업회계와 세법규정간의 구조적 차이를 반영한 정상차이와 기업의 이익조정과 조세조정을 반영한 비정상적 차이로 구분하였다. 분석결과 비정상적차이 수준이 이익조정유인과 조세조정유인에 양(+)의 상관관계가 있어 이익조정과 조세조정의 측정지표가 된다고 주장하였다.

반면에 회계이익과 세무이익의 차이를 이용하여 조세회피추정치를 개발한 Desai and Dharmapala (2006)와 Tang(2006)과는 달리 Dyreng et al.(2005)은 유효법인세율을 이용하였다. 그들의 조세회피를 측정방법은 측정오차와 암묵세(Implicit taxes)의 존재를 무시함으로서 측정능력이 약화되고, 회계손실이 있는 경우에는 측정상의 잡음이 생기며, 다기간에 걸친 세무계획을 고려하지 않고 단기간의 유효법인세율(1년)을 이용하여 조세회피나 세무계획의 가능성을 예측하고 있어 측정방법에 문제점을 내포하고 있다는 Wilkie(1992), Wilkie and Limberg(1993), Plesko(2003)의 주장에 따라서 유효법인세율 측정방법을 두 가지 측면으로 수정하여 조세회피를 측정하였다. 첫째, 전통적인 유효법인세율이 법인세 비용 등을 법인세차감전순이익으로 나누어 측정한 것을 현금지출이 수반된 법인세 비용(Cash ETR)을 법인세 차감전순이익(Pretax Income)으로 나누어 유효법인세율을 측정하였으며 둘째, 측정상의 한계점을 극복하고자 한해의 현금지출 수반 유효법인세율을 사용한 것이 아니라 1년, 5년, 10년 동안의 현금지출 유효법인세율을 사용하여 조세회피 여부를 측정하였다.

위에서 살펴본 바와 같이 국내에서는 국외의 선행연구들이 사용한 조세회피 측정모형의 관련 정보를 이용하여 조세회피행위의 측정치로서 사용한 연구(고윤성·김지홍·최원욱, 2007; 김진희·정재욱, 2006)들이 일부 있으나 국외의 선행연구에서 사용한 조세회피 측정모형이 타당한 지에 대하여 실증적으로 검증하거나 대안적인 측정치를 개발하는 연구는 발견하지 못했다⁵⁾.

5) 조세회피와 관련한 선행연구들은 조세회피 자료수집의 한계성으로 인하여 국외 선행연구에서 제시한 조세회피 측정모형에 대하여 타당성 검증을 하지 못하였으며, 이러한 이유로 인하여 조세회피 추정모형을 개발하는 연구도 미진한 것으로 보인다.

III. 연구설계 및 연구모형

1. 연구의 개념체계

본 연구는 Desai and Dharmapala(2006) 및 Tang(2006)이 제시한 조세회피 측정모형을 우리나라의 조세회피기업에 적용시켜 모형의 타당성을 검증하는 것이며, 또한 이들이 제시한 조세회피 측정모형을 수정하여 새로운 추정모형을 제시하는 것이다. 이러한 연구목적에 대하여 조세회피 측정모형의 검증과 추정모형을 제시하기 위하여 다음과 같은 측면에서 개념적 틀을 구성하였다.

첫째, Desai and Dharmapala(2006) 및 Tang(2006)의 조세회피 측정모형과 추정모형의 기본적인 가정은 회계이익과 세무이익의 차이를 발생시키는 요인 중에는 조세회피로 인해 발생한 차이가 존재 한다는 것이다. 즉 연구진행의 선결조건은 조세회피기업과 비조세회피기업들 간에 회계이익과 세무이익의 차이 크기가 실질적으로 다른지의 여부이다. 따라서 본 연구에서는 조세회피 및 비조세회피 기업으로 구분하고 집단들 간에 회계이익과 세무이익의 차이 크기가 실질적으로 다른지를 확인하였다. 둘째, Desai and Dharmapala(2006) 및 Tang(2006)이 제시한 조세회피 측정모형의 모형 설계상의 문제점을 살펴보았으며, 이에 따른 개선방안에 대하여 살펴보았다. 셋째, Desai and Dharmapala(2006) 및 Tang(2006)의 조세회피 측정방법을 적용하여 기업의 조세회피행위를 측정할 때 나타날 수 있는 오류사항을 반영한 새로운 조세회피 추정모형을 제시하였다.

2. 조세회피성향의 측정변수 설정

조세회피 측정모형의 검증과 추정모형을 제시하기 위해서는 실제 조세회피를 한 기업과 실제 조세회피금액을 대상으로 하여 분석을 실시해야 분석결과에 잡음이 발생하지 않을 것이다. 하지만 기업의 조세회피와 관련한 자료는 접근가능성의 한계성과 국세청의 세무조사 자료의 미공개로 인하여 조세회피행위의 발생빈도, 조세회피의 대상이 되는 구체적인 항목, 조세회피 대상금액의 크기 등은 알 수가 없다. 따라서 본 연구에서는 다음과 같은 방법을 이용하여 조세회피기업을 선정하였으며, 조세회피금액과 조세회피 시기 등을 일정한 기준을 적용하여 측정하였다.

가. 조세회피행위의 대응치

본 연구에서는 조세회피행위의 성향(금액)을 판단할 수 있는 변수로 국세청의 세무조사를 받아 법인세 등의 추가 납부세액으로 추정당한 추정세액과 손익계산서상 영업외비용으로 계상된 “법인세추납액”을 비교하여 이 둘의 금액이 유사한 금액만을 조세회피성향의 대응치로 사용하였다.

법인세추납액은 기업이 법인세를 신고납부한 후 과세당국이 법인세에 관한 세무조사를 한 결과, 신고납부한 법인세액이 당초 신고하여야 할 세액보다 적은 경우에 과소 신고납부한 법인세로 추정당한 금액을 계상하는 것이다⁶⁾. 따라서 손익계산서상 법인세추납액 및 국세청의 세무조사를 받아 법인세 등의 추가납부세액이 크다는 것은 기업의 조세회피성향이 그 만큼 크다는 것을 의미하므로 ‘법인세추납액’을 조세회피금액(TE)의 대용치로 보아 분석한다.

나. 조세회피기업과 비조세회피기업의 구분

본 연구에서는 법인세추납액의 크기로 조세회피기업과 비조세회피기업으로 구분하였다. 조세회피기업의 경우에는 법인세추납액이 기초총자산 대비 0.5% 이상인 기업과 이 기준에 미달한 기업 중 세무조사결과 추정세액이 존재한다고 공시한 기업을 추가하여 조세회피기업으로 보았다. 이러한 기준에 충족된 표본은 총 144개이다.

비조세회피기업은 조세회피기업으로 선정한 표본과 비교하여 선정하였다. 선정과정은 첫째, 조세회피기업과 기초 총자산을 기준으로 연도-산업별로 총자산이 가장 유사한 기업이며 둘째, 조세회피기업이 법인세추납액을 계상하기 이전 3년 동안에 법인세추납액을 계상하지 않았거나, 최소액으로 보고한 기업을 비조세회피기업으로 선정하였다. 또한 본 연구의 조세회피기업 표본 144개 중에는 한국증권선물거래소 공시기준⁷⁾에 따라 세무조사에 의하여 추정당한 기업이라고 공시된 기업 55개가 포함되어 있음을 확인하였다.

다. 조세회피금액의 발생연도 기준

특정한 연도에 법인세 세무조사를 받을 경우에 조사를 실시하는 연도에는 당해 연도의 결산이 마무리되지 않았기 때문에 일반적으로 세무조사대상기간은 직전년도까지를 세무조사 대상기간으로 확정하여 세무조사를 실시하였을 것이다⁸⁾.

- 6) 법인세추납액은 그 발생원인에 따라 전기오류손실 또는 영업외손실로 구분하여 계상하여야 한다. 회계상의 오류를 수반하지 않을 경우(예 : 접대비한도초과액 등의 세무조정사항으로 발생한 경우)에는 영업외비용 중 법인세추납액의 과목으로 당기 손익에 반영한다. 반면에 회계상의 오류를 수반하는 경우에는 오류수정 회계처리를 필요로 하는 것으로서, 법인세추납액이 회계상 오류 때문에 발생한 것이기 때문에 기업회계기준서 제1호 ‘회계변경과 오류수정’에 의거하여 당기 손익계산서에 영업외손익 중 전기오류수정손실로 처리해야 한다. 단, 중대한 오류에 해당하는 경우에는 전기이월이익잉여금에 반영하고 관련계정잔액을 수정하여야 한다.
- 7) 한국증권선물거래소에서는 세무조사에 의하여 추징을 당한 기업 모두에 대하여 공시하는 것이 아니라 일정한 기준에 따라 공시하고 있다. 유가증권시장 상장기업의 경우 자기자본의 100분의 5(대규모법인의 경우 1,000분의 25) 이상의 벌금·과태료·추징금 또는 과징금 등이 부과된 사실이 확인된 때 ‘벌과금 등의 부과’의 명칭으로 공시하고 있다.
- 8) 한국증권선물거래소에서 세무조사에 의하여 추징을 당한 기업의 공시내용을 확인한 결과 세무조사연도는 직전사업연도까지를 대상으로 한 것을 확인할 수 있었다.

이러한 점을 감안한다면 세무조사년도에 세무조사로 인하여 법인세추징세액이 발생되어 손익계산서상 법인세추납액으로 계상된 금액은 세무조사를 실시한 당해 연도 분 추정세액이 아니라 직전년도까지의 추정세액일 것이다. 따라서 본 연구에서는 법인세추납액을 손익계산서상 법인세추납액으로 계상한 전년도를 기준으로 분석하였다.

라. 세무조사대상 기간에 따른 조세회피금액의 산정

국세청에서 세무조사를 실시할 때, 세무조사 대상기간은 특별한 사유가 아니면 3~5년이다. 따라서 세무조사로 인한 법인세추징세액은 세무조사 대상기간 동안의 연도를 모두 조사하여 법인세추징세액을 부과하였을 것이다. 이 경우에 세무조사로 인하여 발생된 법인세추징세액이 세무조사 대상기간 중 특정연도만을 대상으로 조사하였을 수도 있으며, 대상기간 전체에 걸쳐 발생되었을 수도 있을 것이다. 즉 법인세추징세액을 과거 몇 년치로 볼 것인가의 문제가 발생된다.

본 연구에서는 세무조사로 인한 추정세액의 발생을 두 가지 측면으로 나누어 분리하여 분석하였다. 분리방법은 첫째, 법인세추징세액 전체를 세무조사 직전연도분에서 발생된 것으로 가정하여 분석하였다. 둘째, 직전연도와 직전전년도에 걸쳐 발생된 것으로 가정하여 추정세액을 2년 평균으로 나누어 분석하였다.

3. 회계이익과 세무이익의 차이와 조세회피 관련성

Desai and Dharmapala(2006) 및 Tang(2006)의 조세회피 측정모형의 기본적인 가정은 회계이익과 세무이익의 차이를 발생시키는 요인 중에는 조세회피로 인해 발생된 차이가 존재 한다는 것이다. 하지만 Phillips et al.(2003)는 회계이익과 세무이익의 차이는 세법규정보다 일반적으로 인정된 회계원칙이 경영자의 재량권을 더 많이 부여한다는 점에서 과세소득의 변동 없이 회계이익만을 조정한다고 주장하였다. 즉 보고이익의 차이가 공격적인 재무보고(경영자의 회계선택) 때문에 발생된다는 것이다. 반면에 Manzon and Plesko(2001)는 재무보고이익과 세무보고이익의 차이를 과세소득의 조정행위로 인하여 발생한다고 주장했다. 즉 차이의 원인을 GAAP와 세법규정의 목적이 다르기 때문에 발생하거나 또는 재무보고와 세무보고상의 두 규정간의 상이한 측정방법이 달라서 차이가 발생한다는 것이다. 또한 Mills(1998)의 연구에서도 회계이익과 세무이익의 차이가 양(+)의 방향으로 나타나는 결과를 공격적인 세무보고로 보아 과세소득의 조정 때문에 차이가 발생한다고 주장하였다.

이상에서와 같이 회계이익과 세무이익의 차이가 발생하는 원인에 대하여 연구자별로 주장이 다르다. 또한 본 연구에서 검증대상이 되는 선행연구도 회계이익과 세무이익의 차이에는 조세회피행위가 포함되어 있다는 가정 하에서 모형을 추정하였기 때문에 이에 대한 선행적 분석이 필요하다. 따라서 조세회피기업(TM=1)과 비조세회피기업(TM=0)을 대상으로 회계이익과 세무

이익의 차이가 조세회피와 관련성을 가지는지와 주요 세금관련변수들에 대하여 t-검정을 실시하여 분석하였다.

〈표 1〉 회계이익과 세무이익의 차이와 조세회피 관련성 분석

	TM	평균	표준편차	t	유의확률
BTD_1	0	-0.0051	0.1410	1.811	0.071
	1	0.0185	0.0665		
BTD_2	0	-0.0057	0.1517	1.268	0.206
	1	0.0130	0.0875		
BTD_3	0	0.0006	0.0593	0.836	0.404
	1	0.0057	0.0414		
BTNI	0	0.0492	0.1020	1.544	0.124
	1	0.0663	0.0855		
ICY	0	0.0441	0.1713	2.488	0.014
	1	0.0848	0.0954		
TAX_BASE	0	0.0235	0.2131	2.779	0.006
	1	0.0775	0.0942		
TAX	0	0.0150	0.0176	1.933	0.054
	1	0.0192	0.0196		

1) 변수설명

BTD_1 : 회계이익과 세무이익의 총차이

BTD_2 : 회계이익과 세무이익의 일시적차이

BTD_3 : 회계이익과 세무이익의 영구적차이

BTNI : 법인세차감전순이익 / 총자산_{t-1}

ICY : 각사업연도소득금액 / 총자산_{t-1}

TAX_BASE : 과세표준금액 / 총자산_{t-1}

TAX : 실제법인세납부세액 / 총자산_{t-1}

TM : 조세회피기업 1(n=144), 아니면 0(n=144)

<표 1>의 t-검정 결과를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 회계이익과 세무이익의 총차이(*BTD_1*)의 경우 조세회피기업(TM=1) 집단과 비조세회피기업(TM=0) 집단 간에 평균값이 각각 0.0185와 -0.0051으로서 조세회피기업의 평균값이 크게 나타났다. 그리고 집단 간에는 10% 수준에서 유의한 차이(p=0.071)를 보여주고 있다. 이러한 t-검정결과는 회계이익과 세무이익에 차이를 발생시키는 원인 중에는 조세회피행위에 따른

과세소득의 조정행위가 일부 포함되어 있다는 것을 의미하는 것이고 Manzon and Plesko(2001), Frank et al.(2006), Desai and Dharmapala(2006)와 Tang(2006)의 주장과도 일치하는 분석결과이다. 따라서 보고이익의 총차이를 이용하여 조세회피행위를 측정하는 것은 방법론상 큰 문제는 없는 것으로 보인다⁹⁾. 또한 조세회피기업은 평균값이 양(+)의 값을 가지며, 비조세회피기업은 음(-)의 값을 보이는 현상은 조세회피기업이 비조세회피기업에 비하여 훨씬 더 공격적인 세무전략(aggressive tax reporting)을 수행한다고 볼 수 있다¹⁰⁾. 둘째, 회계이익과 세무이익의 일시적 차이(BTD_2)는 조세회피기업(TM=1)과 비조세기업(TM)의 평균값이 각각 0.0130과 -0.0057이며, 부호의 방향도 양(+)과 음(-)의 값을 나타내기는 하였지만 유의한 차이(p=0.206)는 보여주지 못했다. 셋째, 회계이익과 세무이익의 영구적 차이(BTD_3)도 조세회피기업(TM=1)과 비조세기업(TM)의 평균값이 각각 0.0057과 0.00061으로서 유의한 차이(p=0.404)는 보여주지 못했다. 넷째, 법인세차감전순이익(BTNI)의 평균(표준편차)은 TM(=1)과 TM(=0)이 각각 0.0663(0.0855)과 0.0492(0.1020)으로 조세회피기업의 법인세차감전순이익이 많았으나 유의한 차이는 보여주지 못했다.

다섯째, 조세회피기업(TM=1)과 비조세회피기업(TM=0)의 각사업연도소득금액(ICY) 평균(표준편차)은 0.0848(0.0954)과 0.0441(0.1713)로서 조세회피기업의 각 사업연도 소득금액이 더 높게 나며, 유의한 차이(p=0.014)를 보여주고 있다. 또한 과세표준금액(TAX_BASE)의 평균(표준편차)은 0.0775(0.0942)과 0.0235(0.2131)으로서 1% 수준에서 유의한 차이를 보여주고 있다. 이러한 결과를 요약하면, 법인세차감전순이익(BTNI)은 유의한 차이가 없으며, 회계이익과 세무이익의 총차이(BTD_1)와 각사업연도소득금액(ICY)이 유의한 차이를 보이는 이유는 과세소득의 조정때문에 보고이익의 차이를 가져온다고 생각된다.

본 연구의 조세회피기업(TM=1)에서 나타나는 현상인 회계이익보다 세무이익이 커지는 경우¹¹⁾에 대하여 살펴보면 ① 세법에서만 인정되는 익금항목으로서 매출누락, 자기주식처분이익,

9) 염지인(2004)은 이익조정의 측정치로 일시적 차이 부분만으로 이익조정의 측정치로 사용하는 것이 더 바람직하다고 주장하였다. 그 이유로 보고이익의 차이에는 일시적 차이뿐만 아니라 영구적 차이도 포함되어 있는데, 영구적 차이는 일반적으로 세법에서 조세정책 및 경제 정책적 측면과 조세회피방지 등을 고려하여 특정 회계사건에 대해 기업회계와는 시각을 달리하여 발생하는 차이므로 영구적 차이에 이익조정 행위가 반영되어 있다고 판단하는 것은 문제의 소지가 있기 때문이라고 주장하였다. 그러나 본 연구의 통계량에서는 일시적 차이와 영구적 차이 모두 집단 간에 유의한 차이를 발견하지 못했다. 이것은 조세회피행위를 이런 두 가지 차이 모두를 활용했기 때문에 총 차이에만 유의적인 차이로 나타나는 것으로 생각된다.

10) 정운오·고종권 외(2006)는 연구결과에서 우리나라 기업의 BTD가 전반적으로 음의 값을 갖는 현상은 미국기업의 BTD가 일반적으로 양인 현상과는 매우 대조적이라고 보고하였다. 이들은 우리나라와 미국의 이러한 상반된 결과를 다음과 같이 추론하였다. 첫째, 미국 기업들이 우리나라 기업들에 비해 훨씬 더 공격적인 세무전략을 수행한 결과이며 둘째, 우리나라 경영자들에 비해 미국 경영자들이 훨씬 더 강한 압력을 자본시장이나 노동시장(managerial labor market)으로부터 받는다고 추정하였다.

의제배당, 간주임대료, 가지금인정이자, 간접외국납부세액 등의 항목으로서 세법에서만 인정하는 익금항목이므로 이러한 현상이 나타날 수 있다. ② 회계이익에서는 비용으로 계상할 수 있는데 반하여 세법에서는 손금으로 인정되지 않는 경우이다. 그 예로는 손금항목 중에서 한도 초과금액 또는 발생주에 의한 비용으로서 감가상각비, 대손상각비, 기부금, 접대비 등과 전액 손금불산입되는 유형자산평가(감액)손실, 유형자산평가(감액)손실, 지분법평가손실 등의 영향 때문에 이러한 현상이 나타날 수 있는 것이다. 따라서 법인세비용차감전순익은 유의한 차이가 없으나 회계이익과 세무이익의 총차이 및 각 사업연도 소득금액의 유의한 차이를 가져오는 현상을 과세소득의 조정으로 인한 차이가 발생하였다고 해석할 수 있을 것이다. 그리고 회계이익이 세무이익보다 커지는 경우에 대하여 살펴보면 ① 손익항목의 수익은 전액 익금불산입되는 항목으로 유형자산평가이익, 유형자산감액손실환입, 유가증권평가이익, 수입배당금익금불산입, 국세 및 지방세 과오납환급금에 대한 이자 등의 현상에서 나타날 수 있으며, ② 세법에서만 손금항목으로 인정되는 일시상각충당금, 세무상 이월결손금, 특례감가상각비, 조세특례제한법상의 준비금 등의 원인으로 회계이익이 더 커질 수 있다.

여섯째, 실제법인세부담액(TAX)은 조세회피 및 비조세회피 기업이 평균(표준편차)적으로 각각 0.0192(0.0166)과 0.0150(0.0176)으로서 조세회피기업의 법인세부담액이 높은 수준으로서 유의한 차이를 보이고 있다¹²⁾. 이는 조세회피기업(TM=1)이 세법에서만 인정되는 익금항목 때문이거나 회계이익에서는 비용으로 처리하였지만 세법에서의 세무조정과정에서 손금인정이 되지 않아서 발생한 부분과 이월결손금 및 세액공제감면 사항이 비조세회피기업보다 조세혜택을 받는 사항이 없어서 발생했다고 생각해 볼 수 있다.

11) 일반적으로 회계이익이 비슷하다면 각사업연도소득금액도 별 다른 차이를 발생시키지 않아야 한다. 그러나 <표 1>에서와 같이 회계이익의 차이는 없지만 각사업연도소득금액은 피조세회피기업보다 양(+)의 방향으로 유의한 차이를 가져와 과세대상 소득을 늘리는 현상을 보이고 있다. 이러한 사례로 성용운·이병산(2010)의 연구에서 원인을 찾을 수 있다. 이들은 접대비 손금인정한도가 대폭 축소되면 접대비 손금인정한도가 축소된 만큼 바로 접대비로 지출을 줄일 수 있겠지만 이에 대한 경영자의 관심증가가 가능한 범위 내에서 접대비를 접대비 유사 계정과목으로 대체하는 회계처리를 하여서라도 접대비한도 초과로 인한 세금부담을 줄이려는 현상이 나타날 수 있다고 주장하였다. 즉 기업의 회계이익이 200원이며, 접대비한도초과금액이(영구적 차이) 100원인 기업의 과세소득은 100원이 될 것이다. 하지만 경영자가 세금을 줄이려는 목적으로 한도초과금액 중 70원을 복리후생비로 처리할 경우 접대비한도초과금액이 30원이 되며, 과세소득금액이 30원 만큼 증가할 것이다. 즉, 당초에는 과세소득이 200원이지만 접대비한도초과로 인한 세금부담을 감소시키기 위하여 복리후생비의 계정과목으로 처리하여 과세소득이 130원으로 70원만큼 과세소득의 감소를 가져올 것이다.

12) 이러한 현상은 앞에서의 각주 6)의 사례와 연결지어 생각하면 기업이 접대비한도초과금액을 복리후생비로 처리하지 않았을 경우에는 과세소득 200원에 세율(10% 가정)을 적용하면 20의 법인세부담을 가지는 반면에 복리후생비로 대체할 경우에는 130원에 세율을 적용하면 13원으로서 7원만큼 세금부담이 감소한다. 또한 접대비한도초과가 이루어지지 않은 회사와 비교하면 외적인 관점에서만 보면 법인세부담 수준은 높게 나타나지만은 내부적으로는 법인세부담의 감소로 나타날 것이다.

4. 선행연구의 조세회피 측정모형과 문제점

기업의 조세회피행위를 측정하는 방법으로 Desai and Dharmapala(2006)와 Tang(2006)이 회계이익과 세무이익의 차이를 이용한 조세회피 측정방법과 유효법인세율을 이용하여 조세회피를 측정한 Dyreng et al.(2005)의 연구가 있다. 국내에서는 김진희·정재욱(2006)¹³⁾과 고윤성·김지홍·최원욱(2007)이 위 측정방법 중에서 Desai and Dharmapala(2006)의 측정방법을 이용하여 분석하였다. 본 연구에서는 최근 국내에서 인용되고 있는 조세회피 측정방법인 Desai and Dharmapala(2006)와 Tang(2006)이 제시한 조세회피 측정방법을 이용하여 검증하는 것이다¹⁴⁾. 따라서 본 절에서는 이들이 제시한 조세회피 측정모형에 대해서 살펴보고 모형의 문제점을 제시한다.

가. Desai and Dharmapala(2006)의 측정모형

Desai and Dharmapala(2006)는 기업의 조세회피성향을 측정하기 위하여 회계이익과 세무이익의 차이를 이용하였다. 이들은 보고이익의 차이를 가져오는 원인을 상이한 회계기준과 세법규정의 적용으로 인한 본질적인 차이뿐만 아니라 이익조정으로 인한 부분과 조세회피로 인한 부분이 결합되어 나타난다고 주장하였다. 따라서 이들의 연구에서는 이익조정으로 인한 부분과 조세회피로 인한 부분을 구분하기 위하여 회계이익과 과세소득의 차이 중 발생액으로 인한 부분을 제외한 나머지 부분을 조세회피로 인해 발생한 차이로 가정하였다.

Desai and Dharmapala(2006) 연구에서의 회계이익과 세무이익의 차이를 이용하여 조세회피성향을 측정하는 방법은 첫째, Manzon and Plesko(2001), Lev and Nissim(2004), Hanlon et al.(2005) 등에서 세무이익을 추정할 계산식을 이용하여 추정하였다¹⁵⁾.

$$\widehat{Y}^T = CTE/t \quad (1)$$

$\widehat{Y}^T$ = 세무이익

CTE = 법인세부담액

t = 법인세최고세율

- 13) 김진희·정재욱(2006)은 세무이익추정방법을 Manzon and Plesko(2001)가 제안한 방법으로 회계이익과 세무이익의 차이를 계산하였다. 하지만 이러한 계산방법은 이월결손금, 세액공제 및 세액감면 등의 효과를 무시하여 계산하는 것으로서 문제점이 존재한다. 또한 법인세부담액의 계산방법도 이연법인세 항목을 이용하여 계산하여 이연법인세 항목 이용에 따른 노이즈가 발생할 수 있다.
- 14) 본 연구에서 Dyreng et al.(2005)의 연구에서 제시한 조세회피 측정에 대하여 검증을 실시하지 이유는 이들이 제안한 측정방법은 현금지출 유효법인세율을 사용한 것으로 전통적인 측정방법인 유효법인세율과 비교하는 것이 타당하다.
- 15) 미국의 경우에는 회계이익과 과세소득이 별개로 산출되는 구조이며, 세무이익에 대한 정보가 차이조정 보고서에 제공되기는 하지만 비공개 자료이다. 따라서 Desai and Dharmapala(2006)의 연구에서는 법인세부담액을 추정하였지만 우리나라는 결산조정을 원칙으로 삼아서 회계이익을 기초로 조정을 추가하여 과세소득을 계산한다.

Manzon and Plesko(2001) 등의 연구에서 세무이익을 추정할 수 있는 논리는 법인세비용은 회계이익에 대한 세금비용을 의미한다. 따라서 법인세비용은 세무이익에 대한 법인세부담액과는 세무조정사항에 한계세율을 곱한 만큼 차이가 발생한다¹⁶⁾. 법인세회계에서는 일시적 차이를 고려하여 법인세부담액과 법인세비용의 차이를 반영하고 있다. 따라서 법인세비용에 일시적 차이를 반영하는 이연법인세비용을 차감하면 법인세부담액을 추정할 수 있고 이를 이용하여 세무이익을 추정한 것이다¹⁷⁾. 둘째, 재무제표에 보고되는 법인세차감전순이익(회계이익)과 추정 세무이익간의 차이를 계산하였다.

$$BTD = Y^S - \hat{Y}^T \quad (2)$$

BTD = 법인세비용차감전순이익(회계이익)과 세무이익의 차이

Y^S = 법인세차감전순이익

$\hat{Y}^T$ = 세무이익

셋째, 세무이익을 추정하는 과정에서 세무보고이익이 음(-)로 계산된 기업들은 조세회피를 할 유인이 없기 때문에 연구목적에 부합되도록 세무이익이 0보다 큰($\hat{Y}^T > 0$) 기업들만을 표본으로 구성하였다. 넷째, Desai and Dharmapala(2006)는 회계이익과 세무이익의 차이 중에서 재무보고 목적으로 행해진 경영자의 이익조정행위의 정도를 총발생액(total accruals ; Healy 1985)을 이용하였다.

$$BTD_{it} = \beta_1 TA_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

BTD_{it} : 회계이익과 세무이익의 차이 / 기초총자산

TA_{it} : 총발생액 / 기초총자산

ϵ_{it} : 잔차

여기서 기업의 조세회피행위의 성향은 아래와 같다.

$$TS_{it} = \epsilon_{it} \quad (4)$$

TS : 조세회피행위성향

-
- 16) 한편, Hanlon(2005)과 MacGill and Outsley(2004) 등은 재무제표를 통한 세무정보 공시가 미흡하고, 재무정보를 이용한 세무이익에 대한 추정 방법에 있어서 문제가 있기 때문에 재무정보를 통한 세무이익의 추정에 한계가 있음을 주장하였다. 이와 같은 한계세율을 추정할 때에는 이월결손금, 투자세액공제, 최저한세 등을 고려해야 한다고 하였다.
- 17) 국내의 이익조정에 관한 연구(염지인, 2004)에서도 이연법인세비용을 사용하기 위해서는 법인세율, 세액공제, 이월결손금 등의 효과를 통제할 필요가 있다고 주장하였다.

나. Tang(2006)의 측정모형

Tang(2006)은 회계이익과 세무이익간의 차이(Book-Tax Difference : BTD)를 기업회계와 세법규정의 차이와 기업회계와 세법규정의 차이로 설명되지 않는 차이로 분리하고 회계이익과 세무이익의 차이를 아래의 4가지 요소에 의해 영향을 받는 것으로 정의하였다. 첫째, 경제적 요소의 변화로서 성장기업의 경우 조세혜택으로 인해 보고이익간의 차이가 발생할 수 있다. 즉 수익성이 높은 기업의 경우 회계이익보다는 세무이익을 줄이려는 유인이 커서 조세혜택이 있는 자산에 투자할 것이다. Tang(2006)은 이러한 성장성에 대한 대리변수로 Manzon and Plesko(2001)가 사용한 매출액 변화를 사용하였다.

둘째, 유형자산의 감가상각이나 무형자산의 상각은 회계기준과 세법규정에 있어서 상각기간의 차이가 발생함으로 인하여 보고이익차이가 발생한다. 회계기준은 유형자산과 무형자산을 경제적 내용연수와 감가상각법의 선택에 있어서 경영자에게 재량권을 부여하고 있으나 세법에서는 자산별로 기준내용연수와 감가상각방법을 규정하고 있다. 따라서 유형자산과 무형자산에 대한 투자금액의 크기에 따라서 손금불산입되는 감가상각비가 증가 또는 감소할 수 있어 보고이익의 차이를 가져올 것이라고 정의하였다.

셋째, 회계기준과 세법규정의 개정으로 인하여 발생할 수 있는 차이이다.

Scholes et al.(1992)은 1986년 조세개혁법(Tax Reform Act of 1986, 이하 TRA86)이 법인세율을 인하하자 기업들이 절세목적으로 수익은 인식하고 비용은 가속 인식하여 과세소득을 법인세율이 인하되는 기간으로 이전하는지를 조사하였는데 상당한 비세금비용을 야기함에도 불구하고 경영자들이 세율인하를 이용하기 위하여 과세소득을 지연하였음을 보고하였다.

넷째, 결손금의 여부로서 결손금이 존재할 경우 결손금으로 인한 이월결손금 공제 혜택을 받기 위하여 당기의 과세소득을 감소시키는 행위를 줄일 것이다. 또한 이월결손금은 결손이 발생한 기업에 대한 과세당국의 조세혜택의 성격을 지니고 있으며, 이러한 결손금의 크기에 따라서 회계이익과 과세소득의 차이가 증가될 것이다.

Maydew(1997)는 소급공제할 결손금(Net Operating Loss Carry-Backs)이 있는 기업들이 TRA86 후에 세금비용을 감소시킬 목적으로 과세소득을 더 낮추어 소급공제 될 결손금을 늘리는 행태를 보이고 소급공제될 결손금의 크기를 증가시키는 이익조정은 이전에 받은 투자세액공제를 상실할 위험(재무보고비용)을 수반하는데 상실되는 투자세액공제가 클수록 소급공제될 결손금의 절대값을 크게 하는 이익조정의 크기는 작아진다고 보고하였다. Tang(2006)은 이러한 근거를 바탕으로 다음과 같은 모형을 사용하였다.

$$\frac{BTD_{i,t}}{ASSET_{i,t-1}} = \beta_0 \frac{1}{ASSET_{i,t-1}} + \beta_1 \frac{INV_{i,t}}{ASSET_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{\Delta INV_{i,t}}{ASSET_{i,t}} + \beta_3 \frac{NOL_{i,t}}{ASSET_{i,t}} + \beta_4 \frac{TLU_{i,t}}{ASSET_{i,t}} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

BTD : 회계이익과 세무이익의 총차이

INV : 유형자산과 무형자산의 합계(토지, 건설 중인 자산, 임목 제외)

ΔREV : 매출액의 변동

NOL : 결손금(각사업연도 소득금액이 음(-)인 경우 그 값, 양(+)인 경우 0)

TLU : 당기 이월결손금의 사용액

TA : 총자산

ϵ : 오차항

여기서 기업의 조세회피행위의 성향은 아래와 같다.

$$TS_{it} = \epsilon_{it} \quad (6)$$

TS : 조세회피행위성향

여기서 회계이익과 세무이익의 차이는 Desai and Dharmapala(2006)와 같은 방법으로 Manzon and Plesko(2002) 등이 사용한 세무이익을 추정하는 계산식을 이용하여 추정 세무이익을 계산하여 보고이익차이를 구하였다.

다. 조세회피 측정모형의 문제점

Desai and Dharmapala(2006)와 Tang(2006)이 제시한 조세회피 측정모형의 오류는 첫째, 세무이익 추정으로 인한 한계점이 존재하므로 보고이익차이에 측정오차가 발생한다. 우리나라의 경우에는 결산조정을 원칙으로 하여 회계이익을 기초로 세무조정을 추가하여 과세소득을 계산한다. 하지만 미국은 회계이익과 세무이익이 별개로 산출되며, 세무이익에 대한 정보가 차이조정 보고서에 제공되기는 하지만 비공개 자료이다. 따라서 재무정보로 확인할 수 있는 법인세비용에서 이연법인세비용을 차감하여 법정최고세율로 적용시켜 세무이익을 추정한 것이다. 이와 같이 재무정보를 이용하여 세무이익을 추정할 경우 Manzon and Plesko(2002), Mills, et al.(2002), Hanlon(2003) 등은 다음과 같은 문제점이 있음을 지적하였다. ① 세액공제 및 감면 후의 금액인 현행법인세비용에 대해 법인세최고세율로 조정할 경우 세무이익이 과소 추정되는 문제점이 발생하고 ② 외국사업장에서 발생한 소득에 대해서도 국내 법정최고세율을 적용하여 조정할 경우 국내 세율과 국외 세율의 차이만큼 세무이익의 추정오차가 존재한다. ③ 결손기업이나 이월결손금공제로 인하여 현행법인세비용이 '0'인 경우에는 세무이익을 추정하는 데 어려움이 존재한다고 하였다¹⁸⁾.

둘째, 회계이익과 세무이익의 차이는 발생주의와 현금주의의 차이로만 이루어지는 것이 아니다. Desai and Dharmapala(2006)의 연구에서는 Mills et.,(2002), Chan and Phyllis(2002), Hanlon(2005)이 주장한 발생주의에 기반을 두어 산출되는 회계이익과 현금주의에 기반을 두어 산출되는 세무이익의 차이는 이익조정 또는 조세회피로 인하여 발생할 가능성이 존재한다는 연구결과

18) 노희천(2008)의 연구에서 재인용

에 따라서 회계이익과 세무이익의 차이 중 이익조정부분을 포함하고 있는 총 발생으로 설명되지 않는 나머지 부분은 조세회피성향으로 인하여 발생한다고 하여 회계이익 조정만을 반영한 모형을 설정하였다.

그러나 회계이익과 세무이익의 차이는 발생주의와 현금주의의 차이로만 이루어지는 것이 아니며 이월결손금의 여부 및 이월공제액, 준비금의 설정, 세액공제, 세액감면 등을 통해서도 법인세부담액에는 영향을 주지 않으면서 회계이익을 증가시킬 수도 있다¹⁹⁾. Manzon and Plesko (2002)는 회계이익과 세무이익의 차이가 점점 증가하는 원인을 세제상 우대조치에 기인된 것이라고 주장하였으며, 세제상의 우대조치의 예로 이월결손금 이월공제혜택의 사용이라고 주장하였다. McGill and Outlay(2004)는 세무계획의 최종목표는 납부세액을 감소시키는 것이며 기업에 대한 세제상 우대조치의 특성은 회계이익을 감소시키지 않으면서 세무이익을 감소시키는 것이라고 주장하였다. 따라서 회계이익에 영향을 미치지 않으면서 세무이익이 조정된다면 회계이익과 세무이익의 차이 발생에 대한 지표가 될 수 있는 것이다. 또한 Tang(2006)의 조세회피 측정모형은 이월결손금의 여부 및 이월공제액 변수를 모형에 반영하였지만 세액공제 및 세액감면 변수는 모형에서 제외되어 과세조정사항을 모두 반영하지 못하였다. 따라서 Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피 측정방법은 과세조정 사항에 대하여 전혀 고려하지 못한 모형이며, Tang(2006)은 과세조정사항 중 일부만 반영하여 완전한 조세회피 측정모형이라고 할 수 없다.

셋째, Tang(2006)의 연구에서는 경영자의 이익조정부분을 유형자산과 무형자산(토지, 건설 중인 자산, 임목 제외) 그리고 매출액의 변동을 비재량적인 요소로 보아 회계이익 조정을 고려하였다. 그러나 이러한 비재량요소들도 일시적 차이로 인한 이익조정이 가능하다. 즉 유형자산의 내용연수를 연장하거나 매출채권의 대손충당금을 감소시킬 때, 이익의 상향조정은 회계이익을 증가시키지만 세금비용은 미래로 이연시키는 효과를 가져온다. 따라서 당기 세무이익에 영향을 주지 않고 회계이익을 증가시키는 이익조정을 선호하기 때문에 이익조정기업은 이익조정을 하지 아니한 기업보다 더 많은 양(+)의 일시적 차이가 발생한다. 따라서 이들의 개별항목을 반영하는 것보다는 Desai and Dharmapala(2006)의 방법과 마찬가지로 순이익을 구성하는 모든 항목을 동시에 고려해 회계이익 조정을 반영하는 것이 합리적일 수도 있다.

19) 정규언(1997)은 우리나라의 경우 산업평균과 비교하여 법인세의 다액납부에 대한 이득은 거의 없으나, 영업부진이나 영업손실로 인한 소액납부나 무납부에 대해서는 세무조사, 증액납부 등의 압력이 있을 수 있다. 따라서 경영자는 당기의 법인세를 최소화하기 위해 노력하기 보다는 장기적인 관점에서 법인세의 충지출을 줄이는 방법으로서의 조세조정을 시도할 가능성이 있다. 경영자가 영업손실을 보고하여 법인세를 납부하지 않게 될 경우 조세당국과의 관계를 고려하여 무납부위험을 회피하기 위하여 당기에 사용할 수 있는 조세혜택적 지위를 충분히 사용하지 않는 등 과세소득을 높이려 한다면 회계이익과 세무이익의 차이가 오히려 작아질 것이다.

5. 조세회피 추정모형

Desai and Dharmapala(2006)과 Tang(2006)의 추정모형의 오류와 조세회피 관련 선행연구를 참고로 본 연구에서는 아래와 같은 추정모형을 제시한다.

[조세회피 추정의 연구모형]

$$\frac{BTD}{ASSET_{i,t-1}} = \beta_1 \frac{TA_{i,t}}{ASSET_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{NOL_{i,t}}{ASSET_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{TLU_{i,t}}{ASSET_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{DUD_{i,t}}{ASSET_{i,t-1}} + \epsilon \quad (7)$$

여기서, BTD : 회계이익과 세무이익의 총차이
 TA : 총 발생액(당기순이익-영업활동으로 인한 현금흐름)
 NOL : 결손금(각사업연도 소득금액이 음(-)인 경우 그 값, 양(+)인 경우 0)
 TLU : 당기 이월공제액의 사용액
 DUD : 당기 세액공제액 및 세액감면액
 $ASSET$: 기초 총자산
 ϵ : 추정모형의 조세회피행위

여기서 기업의 조세회피행위의 성향은 아래와 같다.

$$TS_{it} = \epsilon_{it} \quad (8)$$

TS : 조세회피행위성향

본 연구에서는 기업의 조세회피성향을 측정하기 위해 발생주의에 기반을 두어 산출되는 과세소득의 차이는 이익조정 혹은 조세회피로 인하여 발생할 가능성이 존재한다는 Mills et al. (2001), Chan and Phyllis(2002), Hanlon(2005), Frank et al.(2006)의 주장에 따라서 회계이익과 세무이익의 차이를 이용하여 조세회피 추정모형을 설정하였다. 또한 본 연구에서는 회계이익과 세무이익의 차이가 발생하는 원인을 첫째, 기업회계와 세법규정간의 구조적인 차이 둘째, 이익조정으로 인한 차이 셋째, 세제상의 우대조치인 조세조정으로 인한 부분이 결합되어서 나타난다고 가정하였다. 즉 Desai and Dharmapala(2006)의 주장과 같이 회계이익과 세무이익의 차이는 회계이익을 높이려는 이익조정과 과세소득을 낮추려는 조세회피로 발생한다고 가정하여 총 발생액으로 통제하였다. 따라서 기업의 조세회피성향은 발생액으로 인한 부분과 조세조정으로 인한 부분을 제외한 나머지 부분을 조세회피로 인해 발생된 차이라고 규정하고 조세회피 추정모형을 추정하였다.

본 연구에서 조세회피성향을 추정하는 구체적인 방법은 ① 회계이익과 세무이익의 차이를 법인세차감전순이익에서 각 사업연도 소득금액을 차감하여 측정한다. 구체적인 계산방법은 손익계산사상의 법인세차감전순이익에서 감사보고서의 주식사항에 기재된 일시적 차이와 영구적 차이²⁰⁾를 가감하여 각 사업연도 소득금액을 계산한 후 차감하였다. ② 이익조정의 대응치를 측정

한다. 이익조정 의 대응치는 손익계산서상의 당기순이익에서 현금흐름표상의 영업활동으로 인한 현금흐름액을 차감하여 계산한 총 발생액을 사용하였다. 또 다른 이익조정 의 대응치로 수정된 Jones모형을 이용한 총 발생액에서 비재량적 발생액을 차감한 재량적 발생액을 사용할 수도 있다. 그러나 경영자가 과세표준의 계산과정에서 세무이익을 감소시키는 행위²¹⁾를 할 수도 있으며 과세표준을 계산하기 그 이전부터 조세회피를 위한 거래형식을 선택할 가능성도 존재하기 때문에 재량적인 요소와 비재량적인 요소로 구성된 총 발생을 이익조정 의 대응치로 사용하였다.

③ 이월결손금 및 이월결손금공제액을 측정한다. 이월결손금은 각 사업연도 소득금액이 음(-)인 경우에는 그 값을 사용하며, 양(+)인 경우에는 '0'을 부여하여 측정하였다²²⁾. Desai and Dharmapala(2006), 임진윤(2006), 고윤성(2007)은 이월결손금이 있는 기업들은 조세회피를 할 유인이 없기 때문에 이들 기업을 제외하고 분석을 실시하였다. 하지만 이월결손금이 존재하는 기업은 결손금을 그 이후 사업연도의 소득에서 공제하여 납부세액을 감소시켜준다. 따라서 기업은 법인세부담이 작아지므로 회계이익을 높게 보고할 가능성이 있다²³⁾. 또한 이월결손금은 그 금액만큼 결손금 공제기간(5년) 동안 소득공제혜택을 받을 수 있어서 미래에 납부해야 할 세금을 감소시킬 수 있으므로 이월결손금 금액이 클 경우 공제기간 내에 소득공제혜택을 받고자 하는 유인이 더 커지게 되고 이에 따라 회계이익의 상향조정 유인도 커지게 될 것이다. 이월결손금공제액은 감사보고서상의 주석사항에 기재된 이월결손금공제액을 사용하였다. ④ 세액공제 및 세액감면액을 측정한다. 세액공제 및 세액감면액은 각 사업연도소득에서 이월결손금을 차감한 과세표준금액에 해당연도의 세율을 곱하여 산출세액을 계산한 금액과 감사보고서상의 법인세부담세액에서 주민세를 차감한 금액을 차감하여 계산하였다. 세액공제 및 감면은 조세정책적 목적에서 산출세액에서 일정하게 공제 및 감면혜택을 주는 세제상의 우대조치이다. 따라서 기업에 세액공제 및 감면액이 존재할 경우 법인세부담이 작아지므로 회계이익을 높게 보고할 유인이 강하게 작용할 것이다. ⑤ 조세회피성향을 측정한다. 회계이익과 세무이익의 차이와 총 발생액, 이월결손금, 이월결손금공액, 세액공제 및 감면액을 이용하여 식(7)을 회귀분석하여 식(8)과

20) 본 연구에서는 감사보고서 주석사항에서 가산할 일시(영구)적 차이 금액과 차감할 일시(영구)적 차이 금액 추출하여 이들의 순액을 사용하였다.

21) 류장열(1997)의 연구에서 기업의 조직 중 법인세부담에서는 조직적으로 세법을 연구하는 부가 있으며, 해당부서에서는 기업의 여러 가지 사안을 고려하여 과세표준을 과소신고납부하려는 경향을 나타내고 있음을 확인하였다는 연구결과를 제시하였다. 그리고 기업에서 일반적으로 이루어지는 조세회피의 형태는 비용의 조작화가 대부분이라고 하였다. 이것은 기업이 이익에 대해서는 거의 확정적으로 신고하는 반면에 과세소득의 신고시에는 비용을 조작하여 과세표준을 과소 신고하는 조세회피가 일반적인 형태라고 하였다.

22) 선행연구들에서는 이월결손금을 고종권(1997)과 같이 대차대조표의 기초 이익잉여금이 음(-)인 경우 이월결손금이 있는 것으로 간주하여 측정한 것에 비하여 보다 정확한 측정방법이다.

23) Maydew(1997)는 이월결손금이 있는 기업의 경우 경영자는 보고이익을 증가시켜 보고할 유인이 있는 것으로 보고하였다.

같이 추정된 잔차(ε)를 추출하였다. 여기서 추정된 잔차(ε)는 회계이익과 세무이익의 차이 중 총 발생액과 이월결손금, 이월결손금 공제액, 세액공제 및 감면액으로 설명되지 않는 부분으로 써 이를 추정하여 조세회피성향으로 간주하였다.

6. 연구표본선정

본 연구에서의 표본은 2001년부터 2005년까지²⁴⁾ 총 5개년 동안 다음의 조건에 해당하는 기업을 대상으로 연구를 진행하였다. ① 한국증권거래소에 상장되어 있는 12월 결산기업, ② 비금융업, ③ 금융감독원의 전자공시시스템에서 사업보고서상의 감사보고서 주식사항을 통하여 과세소득 자료를 추출할 수 있는 기업, ④ 한국상장회사협의회 데이터베이스 TS-2000에서 재무자료를 이용할 수 있는 기업

여기서 금융업을 표본에서 제외한 이유는 금융기업에 적용되는 회계원칙이나 재무제표의 양식, 계정과목의 성격 등이 상이하여 동일한 기준에 따른 다른 업종의 기업들과 비교분석하기가 곤란하며, 비금융업에 비해 규제의 강도가 높아지므로 표본에서 제외하였다. 결산월을 12월로 제한하는 이유는 결산월이 다른 경우 세법변경이 적용되는 시점에 차이가 있어서 세법변경²⁵⁾의 효과가 결산월 마다 다를 수 있기 때문이다. 극단치로 인한 결과의 왜곡을 방지하기 위해 표본의 변수 분포에 대해 상하 1%를 절사하였다.

〈표 2〉 표본의 선정절차

구 분	2001	2002	2003	2004	2005	합 계
전체표본	430	447	461	483	495	2,316
기타산업	(8)	(8)	(7)	(9)	(9)	(41)
최종표본	422	439	454	474	486	2,275
조세회피	32	25	29	27	31	144

* 전체표본은 극단치를 조정한 표본수를 의미하며 기타산업은 잔차항을 추정할 때 모수의 추정오차를 높일 수 있어서 제외된 표본이다. 최종표본은 잔차항을 추정할 때 분석에 사용된 표본이다. 조세회피표본은 최종표본 중에서 법인세추납액이 총자산 대비 0.5%이상인 기업이다.

24) 실제 표본의 선정기간은 2000년부터 2006년까지의 재무자료를 이용할 수 있는 기업을 대상으로 표본을 선정하였다. 그 이유는 변수의 측정값을 계산할 때 기초총자산으로 표준화를 하였으며, 법인세추납액은 손익계산서상에 $t+1$ 에 계상된 금액을 t_0 에서 발생된 금액으로 하여 측정하였기 때문에 분석대상기간의 차이를 가져온다.

25) Scholes et al.(1992)은 1986년 조세개혁법(Tax Reform Act of 1986)이 법인세율을 인하하자 기업들이 절세목적으로 수익은 이연인식하고 비용은 가속 인식하여 과세소득을 법인세율이 인하되는 기간으로 이전하는지를 조사하였는데 상당한 비세금비용을 야기함에도 불구하고 경영자들이 세율인하를 이용하기 위하여 과세소득을 이연하였음을 보고하였다.

또한 조세회피 측정방법의 검증과 추정모형을 검증하기 위해 최종표본과 조세회피기업을 다음과 같은 조건을 모두 충족시키는 기업으로 선정하였다. 최종표본은 조세회피 측정모형의 산업-연도별 횡단면적용을 통해 조세회피성향인 잔차항을 추정하기 위하여 동일산업에 속한 회사 수가 각 연도별로 5개 이상인 업종에 속하는 기업으로 한다. <표 2>는 표본의 선정절차를 나타낸 것이다.

<표 3> 조세회피 표본의 산업-연도별 분포

산 업	2001	2002	2003	2004	2005	업종별 합계	백분율 (%)
섬유제품제조업 등(12)	2	2	0	2	2	8	5.5
고무·플라스틱제품 제조업 등(17)	6	4	5	4	9	28	19.4
기계 및 장치제조업 등(25)	10	7	4	9	6	36	25.0
도소매 및 상품중개업(32)	1	0	8	1	3	13	9.03
수상 운송업 등(33)	2	1	0	3	0	6	4.17
가죽·가방 및 신발제조업 등(50)	0	2	0	0	2	4	2.8
음식료제조업(9)	2	2	2	2	4	12	8.3
펄프·종이 및 종이제품(16)	0	0	2	0	0	2	1.4
비금속광물제품 제조업(21)	1	1	2	0	1	5	3.5
제1차 금속산업(22)	2	2	2	0	0	6	4.2
가구 및 기타제조업(30)	3	0	0	2	0	5	3.5
건설업(31)	3	4	4	4	5	19	13.2
합 계	32	25	29	27	31	144	100

주1) 섬유제품 제조업 등(12)에는 의복 및 모피제품 제조업이 같은 업종으로 포함되고, 고무·플라스틱제품 제조업(17) 등에는 코크스, 석유정제, 핵연료와 화합물 및 화학제품 제조업이, 기계 및 장치제조업(25) 등에는 기타 운송장비 제조업, 사무·계산 및 회계용기계 제조업, 영상·음향 및 통신장비 제조업, 자동차 및 트레일러 제조업, 전기기계 및 전기변환장치 제조업, 조립금속제품 제조업이 같은 업종으로 포함되며, 도매 및 상품중개업(32)에는 자동차판매 및 수리업이, 수상운송업(33) 등에는 여행알선 및 운수관련서비스업, 육상 및 파이프라인 운송업이, 가죽·가방·마구류 및 신발 제조업(50) 등에는 소매업, 숙박 및 음식업, 전기·가스 및 증기업, 출판·인쇄 및 기록매체복제업, 통신업이 한국신용평가주의 중분류기준에서 같은 산업으로 분류됨.

<표 3>은 조세회피기업으로 선정된 표본기업을 산업별-연도별 분포로 나타낸 것이다. 또한 조세회피기업과 통제기업을 비교하여 조세회피 추정모형을 만들기 위하여 통제기업을 선정하였다. 통제기업의 선정방법은 최 관과 백원선(1998)²⁶⁾의 연구에서 사용한 방법을 적용하였다. 한국상장회사협의회 TS-2000을 사용하여 산업코드는 중분류기준, 산업코드에 따른 분류는 당

시 산업분류의 방법을 적용하여 동일한 산업의 총자산이 가장 유사하며 이전기간 2년 내에 법인 세추납액을 최소액으로 보고한 기업으로 일대일로 대응되도록 추출하였다.

IV. 실증분석결과

1. 기술통계

<표 4>는 주요변수와 조세회피 측정모형 및 추정모형의 기술통계량이다.

<표 4> 조세회피측정치의 기술통계량

	TM	평 균	표준편차	최소값	중위수	최대값
TE	0	0.0004	0.0009	0.0000	0.0000	0.0045
	1	0.0167	0.0316	0.0031	0.0095	0.3495
BTD	0	-0.0051	0.1410	-1.1672	0.0017	0.3899
	1	0.0185	0.0665	-0.1477	0.0090	0.4702
DESAI	0	-0.0022	0.1308	-1.0354	0.0010	0.3687
	1	0.0138	0.0701	-0.2824	0.0031	0.4291
TANG	0	0.0092	0.0698	-0.1328	0.0001	0.3848
	1	0.0047	0.0558	-0.1430	0.0027	0.4117
추정모형	0	0.0042	0.0554	-0.3187	-0.0001	0.3356
	1	0.0024	0.0421	-0.1337	0.0015	0.1618

1) 변수설명

TE : 조세회피금액(법인세추납액 $t+1$ /총자산 $t-1$)

BTD : 회계이익과 세무이익의 차이

DESAI : Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피 측정모형의 잔차

TANG : Tang(2006)의 조세회피 측정모형의 잔차

추정모형 : 조세회피 추정모형의 잔차

TM : 조세회피기업 1($n=144$), 아니면 0($n=144$)

조세회피기업(TM=1)을 살펴보면 조세회피금액(TE)의 평균값(중위수)은 각각 0.0167(0.0095)이며, 표준편차는 0.0316로써 평균값의 차이가 크게 나타나고 있다. 즉 조세회피금액이 조세회

26) 최 관과 백원선(1998)은 감리지적기업과 통제기업을 비교하여 이익조작기업에 대한 예측모형을 만들면서 통제기업의 선정을 위하여 감리지적을 받은 연도에 총자산이 가장 유사한 기업을 감리지적과 일대일로 대응되도록 추출하였다.

피기업들 간에 커다란 차이를 보이고 있음을 추측할 수 있다²⁷⁾. 회계이익과 세무이익의 차이(BTD)의 조세회피기업(TM=1)과 비조세회피기업(TM=0)의 평균값(중위수)은 각각 0.0185(0.0090), -0.0051(0.0017)이다. 이와 같이 회계이익과 세무이익의 차이가 조세회피기업은 양(+), 비조세회피기업(TM=0)은 음(-)의 값으로 나타나는 현상에 대하여 Mills(1998)은 양(+)의 방향으로 차이를 보이는 것은 공격적인 세무보고를 의미한다고 주장하여 과세소득 조정으로 인하여 차이가 발생한다고 주장하였다. 표준편차는 각각 0.0665, 0.01410로써 비조세회피기업의 경우 조세회피기업보다 평균값의 변이성이 더 큰 차이로 나타났다. 또한 최대값(최소값) 역시 각각 0.4702(-0.1477), 0.3899(-1.1672)로써 기업 간의 차이가 크게 나타나고 있다.

Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피측정모형(이하 'DESAI')과 Tang(2006)의 조세회피측정모형(이하 'TANG'), 추정모형의 조세회피기업(TM=1) 평균값(중위수)은 각각 0.0138(0.0031), 0.0047(0.0027), 0.0024(0.0015)이며, 표준편차는 0.0701, 0.0558, 0.0421로써 DESAI측정치의 평균값이 가장 크게 나타나 조세회피기업 간에 커다란 차이를 보이고 있다. 반면에 TANG, 추정모형은 DESAI보다는 차이가 작게 나타났다. 또한 조세회피측정치들 간의 TM=1과 TM=0의 평균값은 DESAI는 TM=1 > TM=0의 관계로, TANG과 추정모형은 TM=1 < TM=0으로 나타나 측정치들간의 차이가 발생하고 있다.

2. 상관관계분석

본 연구에서 사용한 주요변수들 간의 피어슨(Pearson) 상관관계를 살펴보면 <표 5>와 같다.

<표 5> 조세회피측정치의 상관관계 분석결과

	TE	BTD	DESAI	TANG	추정모형
TE		0.137	0.125	0.164**	0.206**
BTD	0.093		0.769***	0.685***	0.559***
DESAI	0.082	0.884***		0.537***	0.629***
TANG	0.084	0.496***	0.383***		0.397***
추정모형	0.111*	0.329***	0.412***	0.297***	

* 상단은 TM=1(n=144), 하단은 TM=1과 TM=0(n=288)을 통합한 분석

1) * 유의수준 10%, ** 유의수준 5%, *** 유의수준 1%

2) 변수설명 : <표 4> 참조

27) 이병산·정재현(2008)의 세무조사를 받아 법인세 등의 추가 납세액을 납부한 기업을 대상으로 분석한 연구에서도 전체 상장기업의 평균 추정세액은 10,214백만원이며, 최대추정세액은 372,543백만원, 최소는 43백만원이며 총자산 대비 추정세액은 평균 2.11%, 최대 32.79%, 최소 0.15%로서 기업에 따라 추정세액의 격차가 크게 나타나 본 연구의 결과와 비슷하다.

<표 5>의 우측상단은 조세회피기업(TM=1)만을 대상으로 한 상관관계를 나타내고, 좌측하단은 조세회피기업(TM=1)과 비조세회피기업(TM=0)들 전체를 대상으로 한 변수들 간의 상관관계를 보여준다.

상기 표의 변수들 간의 상관관계를 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 회계이익과 세무이익의 차이(BTD)와 조세회피금액(TE)의 상관관계는 조세회피기업만(TM=1)을 대상으로 한 분석과 비조세회피기업(TM=0)을 포함한 분석에서 모두 유의성을 보이지 않았다. 둘째, Desai and Dharmapala(2006)가 제안한 조세회피측정치(DESAI)와 조세회피금액(TE)과의 상관관계도 조세회피기업만(TM=1)을 대상으로 한 분석과 비조세회피기업(TM=0)을 포함한 분석에서 모두 유의성을 보이지 않았다. 따라서 Desai and Dharmapala(2006)의 모형을 조세회피측정치로 사용할 경우 추가적인 검토가 필요할 것으로 보여진다. 셋째, Tang(2006)이 제안한 조세회피성향 측정치(TANG)와 조세회피금액(TE)과의 상관관계는 조세회피기업(TM=1)만을 대상으로 한 분석에서 5% 수준에서 유의한 양(+)의 관계를 보여서 조세회피성향을 측정하는 모델로서의 가능성을 시사해 주고 있다. 그러나 TANG측정치는 비조세회피기업(TM=0)을 추가시킨 상관관계 분석에서는 유의성이 없어 조세회피측정 모형으로서의 가능성을 일반화하기는 힘들다. 넷째, 본 연구에서 제안한 조세회피 추정모형과 조세회피금액(TE)의 상관관계는 비조세회피기업(TM=0)의 포함하기 전과 후 모두에서 각각 5%, 10%수준에서 유의한 양(+)의 관계를 보이고 있다. 이러한 결과는 본 연구의 추정모형이 Desai and Dharmapala(2006)와 Tang(2006)이 제안한 조세회피측정모형과 비교해 볼 때, 조세회피성향을 측정하는데 보다 더 적합할 수 있다는 가능성을 시사한다.

다섯째, 조세회피측정 모형(DESAI, TANG) 및 추정모형과 회계이익과 세무이익의 차이(BTD)의 상관관계는 비조세회피기업(TM=0)의 포함여부에 관계없이 모두 1%수준에서 유의한 양(+)의 관계를 보이고 있어 보고이익의 차이가 클수록 조세회피성향도 높아진다는 가능성 시사하며, 조세회피성향이 증가 할수록 공격적인 세무보고(aggressive tax reporting)한다는 의미일 수도 있다. 이러한 결과는 Mill(1998), Mill and Sansing(2000) 등²⁸⁾의 주장과도 일치하는 결과이다.

3. 단일변량분석

<표 6>은 본 연구에서 사용되는 변수들에 대하여 조세회피기업(TM=1)과 비조세회피기업(TM=0)으로 집단을 구분한 후 각 변수별로 집단간 유의한 차이가 있는지를 t-검정을 통해 분석한 결과이다.

28) Mill(1998), Mill and Sansing(2000)의 연구에서도 국세청의 비공개자료인 세무조사결과 자료를 이용하여 회계이익이 과세소득을 과다하게 초과할수록 과세당국에 의한 조정금액이 크다는 사실을 검증하였다. 본 연구에서도 조세회피기업(TM=1) 표본 144개 중 55개의 표본이 국세청의 세무조사를 받아 법인세추징세액이 발생된 기업이다.

〈표 6〉 조세회피측정치의 차이검정

	TM	평 균	표준편차	t	유의확률
TE	0	0.0004	0.0009	6.187	0.000
	1	0.0167	0.0316		
BTD	0	-0.0051	0.1410	1.811	0.071
	1	0.0185	0.0665		
DESAI	0	-0.0022	0.1308	1.290	0.198
	1	0.0138	0.0701		
TANG	0	0.0092	0.0698	-0.607	0.545
	1	0.0047	0.0558		
추정모형	0	0.0042	0.0554	-0.305	0.760
	1	0.0024	0.0421		

1) 변수설명 : <표 4> 참조

위의 t-검정 결과를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 조세회피금액(TE)은 피조세회피기업(TM=0)을 선정할 때 표본기업인 조세회피기업(TM=1)과 연도별로 동일한 산업의 총자산이 가장 유사하며 이전 3년간 법인세추납액을 최소액으로 보고한 일대일 대응되도록 추출하였기 때문에 집단 간 조세회피금액(TE)의 유의한 차이를 가져오는 것이다. 둘째, 회계이익과 세무이익의 차이(BTD)는 조세회피기업(TM=1) 집단과 비조세회피기업(TM=0) 집단 간에 평균값이 각각 0.0185와 -0.0051으로서 유의한 차이($p=0.071$)를 보여 조세회피기업(TM=1)의 경우에 비조세회피기업(TM=0)에 비하여 훨씬 더 공격적인 세무전략(aggressive tax reporting)을 수행한다고 볼 수 있다.

셋째, Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피행위 측정방법(DESAI)에서는 조세회피기업(TM=1)의 평균이 0.0138로서 비조세회피기업(TM=0)의 -0.0051보다 높은 것으로 나타났으나 통계적 유의성은 확보되지 않았다²⁹⁾. 넷째, Tang(2006)의 조세회피행위 측정방법(TANG)는 조세회피기업(TM=1)과 비조세회피기업(TM=0)의 평균이 각각 0.0047과 0.0092로 비조세회피기업(TM=0)이 다소 높은 것으로 나타났지만 통계적으로는 유의성이 없었다. 다섯째, 본 연구에서 제시한 추정모형은 조세회피기업(TM=1)과 비조세회피기업(TM=0)의 평균이 각각 0.0024,

29) 본 연구에서는 Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피성향 측정치의 집단을 구분한 분석에서 평균값과 표준편차의 크기가 커서 극단치로 인한 결과의 왜곡을 생길 수 있단 판단 하에 추가적으로 극단치를 재조정하여 추가분석을 실시하였다. 극단치 제거는 표본의 변수 분포 상 양쪽 끝 1%이내에서 그 값을 초과하는 경우에는 그에 해당하는 값을 부여하는 winsorization기법을 사용하여 t-검정, 상관관계 분석, 회귀분석을 실시하였다. 분석결과와 현재의 분석결과와 별 다른 차이(기술통계량은 약간의 변화를 초래)를 가져오지 않아 현재 상태의 분석결과를 제시한다.

0.0042로 나왔지만 통계적으로 유의성은 확보되지 않았다.

4. 기본분석

가. 조세회피측정치가 조세회피성향에 미치는 영향

<표 7>은 조세회피 측정방법별로 회귀분석을 실시한 결과이다. 검증방법은 조세회피 측정방법과 조세회피금액(TE)의 직접적인 관련성 여부를 분석하기 위하여 각각의 조세회피 측정방법의 관심변수와 조세회피금액(TE)의 변수만 가지고 분석을 실시하였다.

<표 7> 조세회피측정치가 조세회피성향에 미치는 영향 분석결과

$$TE_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{조세회피측정치}_{i,t} + \epsilon$$

	모형_1	모형_2	모형_3
DESAI	0.0186(0.163)		
TANG		0.0315(0.157)	
추정모형			0.0536(0.060)
F값	1.953	2.018	3.558
수정 R ²	0.003	0.004	0.009
n	288	288	288

* 괄호 속의 수치는 유의수준을 의미함(양측검정)

1) 변수설명 : <표 4> 참조

[연구모형 1]은 Desai and Dharmapala(2006)가 제시한 조세회피행위 측정치를 이용한 분석이고, [연구모형 2]은 Tang(2006)이 [연구모형 3]은 본 연구의 추정모형에 대한 분석결과이다. 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, DESAI, TANG, 추정모형별로 모형설정의 적합도인 F값을 살펴보면 1.935, 2.018, 3.558이며, 모형의 설명력을 보여주는 수정결정계수(*Adj R²*)는 0.003, 0.004, 0.009으로서 본 연구에서 제시한 추정모형의 적합도 및 수정결정계수가 가장 높게 나타났다. 둘째, 각 변수의 계수 값(유의수준)은 DESAI측정치는 0.0172(0.199)이고 TANG측정치는 0.0315(0.157)으로서 두 가지 측정치 모두 양(+)의 회귀계수를 보이기는 했으나 유의적인 결과를 보이지는 않았다. 그리고 본 연구에서 제시한 추정모형은 계수 값(유의수준)은 0.0536(0.060)으로서 10% 수준에서 유의한 양(+)의 관련성을 보였다.

이상의 조세회피측정치들(DESAI, TANG, 추정모형)과 조세회피금액(TE)과의 직접적인 관련성을 분석한 결과 본 연구에서 제안한 추정모형이 모형의 적합도(F값)와 모형의 설명력(*Adj R²*)이 가장 높게 나타났으며, 회귀계수 도 유의적인 양(+)의 관계를 확인할 수 있었다. 이러한 결

과로서 회계이익과 세무이익의 차이(BTD)를 발생시키는 원인으로 경영자의 이익조정으로 인한 부분과 세제상 우대조치인 이월결손금의 존재여부, 이월결손금공제, 세액공제와 세액감면 등³⁰⁾의 영향 때문에 보고이익에 차이를 가져오는 원인이 될 수 있고 회계이익과 세무이익의 차이 중 발생액으로 인한 부분과 세제상의 우대조치로 인한 부분을 제외한 나머지 부분이 조세회피성향에 좀 더 근접함을 보여주는 결과이다.

〈표 8〉 조세회피측정치가 조세회피성향에 미치는 영향 분석결과(통제변수 포함)

$$TE_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{조세회피측정치}_{i,t} + \beta_2 \text{SIZE}_{i,t-1} + \beta_3 \text{DEBT}_{i,t-1} + \beta_4 \text{ROA}_{i,t} + \epsilon$$

	모형_1	모형_2	모형_3
Desai	0.0172(0.199)		
Tang		0.0474(0.039)	
추정 모형			0.0855(0.005)
SIZE	-0.0005(0.769)	-0.0002(0.889)	-0.0002(0.909)
DEBT	4.5254(0.879)	4.3653(0.883)	6.9437(0.814)
ROA	0.0309(0.039)	0.0404(0.009)	0.0475(0.003)
F값	1.584	2.252	3.209
수정 R ²	0.008	0.017	0.030
n	288	288	288

* 괄호 속의 수치는 유의수준을 의미함(양측검정)

1) 변수설명 : <표 4> 참조

SIZE(기업규모변수) : ln(총자산_{t-1})

DEBT(부채비율) : 총부채_{t-1} / 총자산_{t-1}

ROA(총자산세전이익률) : 법인세차감전순이익_t / 총자산_{t-1}

<표 8>은 <표 7>에서 분석한 모형에 기본적인 통제변수를 고려하여 추가적으로 분석한 결과이다. 통제변수는 임진윤(2006), 고윤성·김지홍·최원욱(2007), 김진희·정재욱(2006)에서 공통적으로 사용된 변수로 총자산(SIZE), 부채비율(DEBT), 총자산세전이익률(ROA)이다³¹⁾.

분석결과를 살펴보면 다음과 같다. 첫째, Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피측정치

30) 기초 통계량에서는 보여주지 않았지만은 조세회피기업 비조세회피기업의 세액공제 및 감면액은 기초 총자산으로 표준화한 평균값으로 0.00408과 0.00458로서 유의한 차이는 없었지만 비조세회피기업이 공제감면액이 더 많은 것으로 나타났다. 또한 이월결손금공제액은 0.0073과 0.2060으로 비조세회피기업이 이월결손금공제액도 더 많은 것으로 보였지만 유의한 차이는 없었다.

31) 연구모형에 적용된 통제변수 이외에 선행연구에서 사용된 총자산변화율, 부채비율변화율, 자기자본순이익률, 영업현금흐름 등의 변수를 추가하여도 분석결과에는 아무런 영향을 미치지 않았다.

(DESAI)는 <표 7>의 조세회피금액(TE)과 직접적인 관련성 분석결과와 마찬가지로 유의적인 영향을 나타내지 못하였다. 모형의 적합도(F값)는 1.584이며, 모형의 설명력($Adj R^2$)은 0.008으로서 통제변수를 고려한 결과 모형의 적합도는 더 낮아졌으며, 모형의 설명력은 높아졌으나 계수값(유의수준)이 0.0179($p=0.199$)으로서 양(+)의회귀계수를 보였으나 유의적인 결과는 보여주지는 못하였다.

둘째, Tang(2006)의 조세회피측정치(TANG)는 <표 7>의 조세회피금액과 직접적인 관련성 분석에서는 유의적인 영향을 보이지 않았지만, 통제변수를 고려한 분석에서 유의적인 결과를 보여주었다. 모형의 적합도(F값)와 모형의 설명력($Adj R^2$)은 각각 2.252와 0.017으로서 모형의 적합도와 설명력이 증가한 것으로 나타났다. 회귀계수 값(유의수준)은 0.0474($p=0.039$)로 5% 유의수준에서 양(+)의 관련성을 보였다. 이러한 분석결과는 Tang(2006)의 조세회피측정치(TANG)는 통제변수를 고려할 경우에는 조세회피행위를 어느 정도는 감지할 가능성이 있다는 것으로 보인다.

셋째, 본 연구의 조세회피 추정모형의 조세회피측정치는 조세회피금액과 1% 유의수준에서 양(+)의 관련성을 보였다. 모형의 적합도(F값)와 모형의 설명력($Adj R^2$)은 각각 3.209와 0.030으로서 모형의 적합도와 설명력이 Tang(2006)의 조세회피측정치보다 높았으며, 유의수준과 회귀계수 값(유의수준)도 1% 유의수준과 0.0855(0.005)으로서 높게 나타났다.

넷째, 본 연구에서 사용된 통제변수를 살펴보면 기업규모(SIZE)와 부채비율(DEBT)³²⁾는 조세회피금액(TE)과 관련성이 없었으며, 총자산세전이익률(ROA)는 5% 유의수준에서 유의한 영향으로 나타났다.

따라서 Tang(2006)의 조세회피 측정치와 추정모형은 조세회피성향이 높을수록 조세회피금액이 높아지는 것으로서 조세회피성향이 높을수록 조세회피행위도 증가하는 것으로 해석된다. 추정모형은 조세회피와의 직접적인 관련성을 분석한 모형과 통제변수를 고려한 분석 모두 유의적인 양(+)의 방향으로 관련성을 보여 기존의 조세회피 측정모형들 보다는 조세회피성향을 파악하는데 적합한 모형으로 볼 수 있다.

나. 기간평균 조세회피측정치가 조세회피성향에 미치는 영향

국세청의 세무조사는 납세자의 신고내용에 대한 정기적인 성실도 분석결과 불성실신고 혐의가 있다고 인정되는 경우와 최근 4과세기간(또는 4사업연도) 이상 동일세목의 세무조사를 받지 아니한 납세자에 대하여 업종, 규모, 납세이력 또는 세무정보 등을 감안하여 신고내용의 적정성 여부를 검증할 필요가 있는 경우 신고내용의 정확성 검증 등을 위하여 필요한 최소한의 범위 안에서 세무조사를 실시할 수 있다.

32) 통제변수 부채비율의 계수 값이 비정상적으로 큰 값을 보이는 이유는 독립변수와 종속변수 간 변수 값의 큰 차이로 인해 나타난 결과로 분석된다.

〈표 9〉 기간평균 조세회피측정치가 조세회피성향에 미치는 영향 분석결과

$$TE_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{조세회피측정치}_{i,t} + \epsilon$$

	모형_1	모형_2	모형_3
Desai	0.0132(0.190)		
Tang		0.0101(0.325)	
추정 모형			0.0197(0.244)
F값	1.727	0.973	1.362
수정 R ²	0.003	0.000	0.001
n	288	288	288

* 괄호 속의 수치는 유의수준을 의미함(양측검정)

1) 변수설명

TE : 법인세추납액(법인세추납액_{t+1}/총자산_{t-1}) / 2

DESAI : Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피 측정모형의 잔차((_{t+t-1})/2)

TANG : Tang(2006)의 조세회피 측정모형의 잔차((_{t+t-1})/2)

추정모형 : 조세회피 추정모형의 잔차((_{t+t-1})/2)

여기서 세무조사대상의 기간이 몇 년도에 걸쳐서 세무조사를 하는가에 따라 본 연구의 분석 결과가 달라질 수 있을 것이다. 즉, 실질적인 세무조사는 t-2사업연도에 해당하는 분에 한하여 세무조사를 실시하였는데 본 연구에서는 t-1기의 자료를 분석할 경우 측정상의 오류를 포함하고 있어 완전한 조세회피측정 모형이 될 수 없을 것이다. 따라서 본 연구에서는 직전전연도분을 반영한 분석 외에 추가적으로 직전전년도와 직전년도의 평균으로 변수를 교정하여 <표 9> 및 <표 10>과 같이 추가적인 분석을 실시하였다. <표 10>의 분석결과를 살펴보면 모든 조세회피측정치들이 조세회피금액에 대하여 유의적인 관련성을 보여주지 못하였다.

<표 10>은 <표 9>와 같이 조세회피측정치 변수들과 통제변수를 t-1기와 t-2기의 평균으로 변수들을 조정하여 분석한 결과이다. 통제변수가 없이 분석한 모형에서는 모두 유의미한 관계가 없던 조세회피측정치들이 통제변수의 효과로 인하여 Desai et al.(2006)의 측정치와 본 연구에서 제안한 추정모형에서 조세회피금액과 유의한 관련성을 보였다.

〈표 10〉 기간평균 조세회피측정치가 조세회피성향에 미치는 영향 분석결과(통제변수 포함)

$$TE_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{조세회피측정치}_{i,t} + \beta_2 \text{SIZE}_{i,t-1} + \beta_3 \text{DEBT}_{i,t-1} + \beta_4 \text{ROA}_{i,t} + \epsilon$$

	모형_1	모형_2	모형_3
Desai	0.0178(0.088)		
Tang		0.0152(0.156)	
추정모형			0.0383(0.047)
SIZE	0.0001(0.862)	6.8574(0.934)	0.0004(0.673)
DEBT	-1.2870(0.930)	-1.3043(0.929)	-2.2503(0.878)
ROA	0.0130(0.087)	0.0128(0.095)	0.0171(0.038)
F값	1.180	0.952	1.448
수정 R ²	0.003	0.000	0.006
n	288	288	288

* 괄호 속의 수치는 유의수준을 의미함(양측검정)

1) 변수설명

TE : 법인세추납액(법인세추납액_(t+1/2)/총자산_(t-1+t-2/2))

DESAI : Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피 측정모형의 잔차_{((t+t-1)/2)}

TANG : Tang(2006)의 조세회피 측정모형의 잔차_{((t+t-1)/2)}

추정모형 : 조세회피 추정모형의 잔차_{((t+t-1)/2)}

SIZE(기업규모변수) : ln(총자산_{t-1+t-2})/2

DEBT(부채비율) : (총부채_{t-1+t-2}/총자산_{t-1+t-2}) / 2

ROA(총자산세전이익률) : (법인세차감전순이익_{t+t-1}/총자산_{t-1+t-2}) / 2

본 연구의 추정모형을 분석한 [모형 3]은 모형의 적합도(F값)와 모형의 설명력(Adj R²)은 각각 1.448과 0.006으로 나타났으며, 회귀계수 값(유의수준)은 0.0383(p=0.047)로 5% 유의수준에서 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 분석되어 앞서 분석한 결과와 일치하는 결과를 보여 주었다. 그리고 Tang(2006)의 조세회피 측정모형은 유의한 관련성을 보여주지 못했다. Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피측정치 관련한 분석은 10% 유의수준에서 유의한 관련성을 보여 주기는 하였지만 Tang(2006)의 측정치와 마찬가지로 분석결과의 일관성이 없어 신뢰성을 갖기는 어렵다고 판단된다.

5. 추가분석

가. 전체 상장기업을 대상으로 한 분석

<표 11>은 조세회피기업과 비조세회피기업을 구분하지 않고 2001년부터 2005년까지 전체 상장기업을 대상으로 조세회피측정치와 조세회피금액과의 관련성을 분석한 결과이다. 분석결과 [모형 1]의 Desai and Dharmapala(2006)가 제시한 조세회피측정치와 본 연구에서 제시한 조세회피 추정모형 [모형 3]의 측정치는 각각 1% 유의수준에서 양(+)의 관련성을 보였다. 모형의 적합도(F값)와 각각 7.507과 7.107, 모형의 설명력($Adj R^2$)은 0.006과 0.003으로 나타나 전체 상장기업을 대상으로 한 분석에서는 Desai and Dharmapala(2006)의 측정치가 조세회피행위와 밀접한 관련성이 있는 것으로 나타났다. 그리고 Tang(2006)의 측정치는 유의한 결과를 보여주지 못했다.

<표 11> 전체 상장기업을 대상으로 한 분석결과

$$TE_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{조세회피측정치}_{i,t} + \epsilon$$

	모형_1	모형_2	모형_3
Desai	0.002(0.003)		
Tang		0.001(0.217)	
추정모형			0.004(0.008)
F값	7.507	1.522	7.107
수정 R^2	0.006	0.000	0.003
n	2,275	2,275	2,275

* 괄호 속의 수치는 유의수준을 의미함(양측검정)

** 조세회피 대응표본 없이 전체를 대상으로 한 분석

1) 변수설명 : <표 4> 참조

나. 1개연도의 전체 기업을 대상으로 한 분석

본 연구의 기본분석에서 사용한 표본은 조세회피성향을 언제부터 인지하는가를 분석하기 위하여 표본을 법인세추납액액 계상 전 2년간 재무자료를 구할 수 있는 기업을 대상으로 분석한 것이다. 추가분석 <표 12>에서는 표본을 수를 늘리기 위하여 법인세추납액 계상 전 1년간 재무자료를 구할 수 있는 기업으로 하여 표본의 수를 늘려 추가분석을 실시하였다. 표본은 조세회피기업 186개, 비조세회피기업 186개로 총 372개의 표본이 사용되었다.

〈표 12〉 1개연도 자료를 대상으로 한 분석

$$TE_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{조세회피추정치}_{i,t} + \epsilon$$

	모형_1	모형_2	모형_3
Desai	0.009(0.161)		
Tang		0.026(0.076)	
추정 모형			0.004(0.008)
F값	1.977	3.172	4.138
수정 R ²	0.003	0.006	0.043
n	372	372	372

* 괄호 속의 수치는 유의수준을 의미함(양측검정)

1) 변수설명 : <표 4> 참조

분석결과를 살펴보면 Tang(2006)의 조세회피추정치와 조세회피 추정모형의 추정치가 유의한 양(+)의 영향으로 관련성이 나타났다. 특히 본 연구의 조세회피 추정모형의 추정치는 적합도(F값) 4.138으로 모형의 설명력(*Adj R²*)은 0.043으로서 Tang(2006)의 조세회피추정치 보다 더욱 유의한 결과를 보여주고 있다. 그러나 Desai and Dharmapala(2006)의 추정치는 유의한 결과를 보여주지 못해 일관성 없는 결과를 보여주었다.

다. 보고이익 차이가 조세회피 추정모형에 미치는 영향

Shevlin(2002)은 회계이익과 세무이익의 차이를 조세회피와 관련한 연구에서 회계이익에는 영향을 주지 않으면서 과세소득을 줄이는 것을 가정하고 있다. 따라서 이상적인 조세회피는 회계이익의 감소 없이 영구적으로 과세소득을 줄이는 것으로 보아 이상적인 조세회피는 영구적 차이를 초래하는 방법이라고 주장하였다. 그는 미래의 연구방향으로 조세회피행위가 일시적 차이를 유발하는지 영구적 차이를 유발하는지의 여부를 연구하는 것을 제시하고 있다. 따라서 본 연구에서는 조세회피행위와 관련성이 높게 나타난 조세회피 추정모형의 분석결과를 바탕으로 회계이익과 세무이익의 총차이, 일시적 차이, 영구적 차이와 추정모형(조세회피행위)간의 관련성을 추가분석을 통하여 살펴보았다.

<표 13>은 기본분석에서 조세회피성향을 탐지하는데 유용한 추정치로 확인된 본 연구의 추정모형을 이용하여 조세회피성향과 회계이익과 세무이익의 총차이와 총차이를 일시적 차이와 영구적 차이로 구분하여 분석한 결과이다.

〈표 13〉 보고이익 차이가 조세회피 추정모형에 미치는 영향 분석결과

$$\text{조세회피 추정모형}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{BTD}(1 \sim 3)_{i,t} + \epsilon$$

	모형_1	모형_2	모형_3
BTD_1	0.175(0.000)		
BTD_2		0.146(0.000)	
BTD_3			0.105(0.050)
F값	43.951	29.158	3.886
수정 R ²	0.129	0.089	0.010
n	288	288	288

* 괄호 속의 수치는 유의수준을 의미함(양측검정)

1) 변수설명 : <표 1> 참조

분석결과를 살펴보면 첫째, [모형 1]에서 회계이익과 세무이익의 총차이는 조세회피성향과 1% 유의수준에서 양(+)의 유의적인 관련성을 보였다. 이러한 결과는 회계이익과 세무이익의 총차이가 클수록 조세회피성향이 크게 나타난다는 의미로 해석되어진다.

둘째, [모형 2]의 보고이익 차이 중 일시적 차이와 조세회피성향과도 1% 유의수준에서 양(+)의 유의적인 관련성을 보였으며, 모형의 적합도(F값)는 29.158, 모형의 설명력($Adj R^2$)은 0.089이며, 회귀계수 값(유의수준)은 0.146($p=0.000$)으로 나타났다.

셋째, [모형 3]은 보고이익의 차이 중 영구적 차이와 조세회피성향과의 관련성을 분석한 것으로 10% 유의수준에서 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 모형의 적합도(F값)는 3.886, 모형의 설명력($Adj R^2$)은 0.010이며, 회귀계수 값(유의수준)은 0.105($p=0.050$)으로 나타났다. 보고이익의 영구적 차이는 조세회피성향에 양(+)의 영향을 미치는 하지만 일시적 차이 보다는 조세회피성향에 미치는 영향력이 작은 것으로 생각된다. 이러한 분석결과는 보고이익의 총차이와 일시적 차이 및 영구적 차이가 조세회피성향에 양(+)의 영향을 미치는 것이다. 따라서 경영자들은 주로 일시적 차이를 이용한 과세소득의 이연을 활용하며, 이와 동시에 영구적 차이를 이용하여 영구적으로 과세소득을 줄이는 현상을 보인다고 생각된다.

지금까지의 추가분석 사항을 정리하면 Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피측정치는 전체 상장기업을 대상으로 분석에서만 유의한 양(+)의 영향으로 나타났으며, Tang(2006)의 조세회피 측정치는 1개 연도의 표본을 이용한 분석에서만 유의한 양(+)의 영향으로 관련성을 가지고 있었다. 하지만 두 가지 측정치는 모두 일관성 없는 분석결과를 보여 조세회피행위의 측정치로는 적합해 보이지 않는다. 반면에 본 연구의 조세회피 추정모형의 측정치는 모든 추가분석 사항에서 유의한 양(+)의 영향으로 나타났다. 따라서 Desai and Dharmapala(2006)과 Tang(2006)의 조세회피측정치들 보다는 조세회피성향을 측정하기에 적합한 모형으로 볼 수 있다.

V. 결 론

본 연구는 회계이익과 세무이익의 차이를 이용한 조세회피의 측정치로서 현재 사용되고 있는 조세회피행위 측정치와 본 연구에서 제시하는 조세회피 추정모형의 측정치에 대하여 타당성을 실증적으로 비교·분석하는 것이다. 연구결과는 첫째, 회계이익과 세무이익 차이에는 조세회피로 인한 부분이 존재하는지를 간접적으로 확인하였다. 조세회피기업과 비조세회피기업 간에는 회계이익과 세무이익의 차이 중에서 총 차이만이 유의적인 차이를 보였고, 일시적 차이와 영구적 차이에는 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 결과로 보아 회계이익과 세무이익에 차이를 발생시키는 원인 중에는 기업의 조세회피행위에 따른 과세소득의 조정행위가 일부 포함되어 있다는 것을 간접적으로 확인하였으며, 일시적 차이와 영구적 차이에는 유의한 차이를 발생시키지 않은 이유는 경영자들이 조세회피행위를 할 때, 일시적 차이와 영구적 차이 중 어느 하나만 이용하는 것이 아니라 이들 모두를 활용하여 조정했다고 보여진다.

둘째, 기존 조세회피행위의 측정치에서 나타난 문제점을 개선한 조세회피 측정방법의 새로운 추정모형을 제시하였다. 선행연구의 조세회피 측정방법은 세무이익 추정으로 인한 한계점이 존재하므로 보고이익 차이에 측정오차가 발생한다. 또한 조세회피성향을 측정할 때, 회계이익과 세무이익 차이를 이익조정부분만을 고려하거나 이익조정부분과 일부 조세혜택부분만을 고려하여 조세회피성향을 파악하였기 때문에 조세회피행위를 측정하는데 있어 측정상 오류가 존재할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 이들 문제점들을 다음과 같이 개선하여 조세회피 추정모형을 제시하였다. 회계이익과 세무이익은 감사보고서상의 주식사항을 이용하여 측정하였으며, 조세혜택 변수를 이월결손금 여부, 이월결손금공제액, 세액공제 및 세액감면액을 모형에 추가시켜 추정모형을 제시하였다.

셋째, 기존 조세회피 측정방법과 본 연구에서 제안한 추정모형을 통하여 조세회피행위를 탐지할 수 있는지를 검증하였으며, 현재의 조세회피 측정방법의 대안으로서 추정모형이 기업의 조세회피행위를 탐지하는데 더욱 효과적이라는 것을 실증적으로 입증하였다.

본 연구에서는 Desai and Dharmapala(2006)과 Tang(2006) 및 추정모형에서 제시한 조세회피 측정치와 조세회피행위의 대용치로 사용한 법인세추납액과의 관련성 분석에서 Desai and Dharmapala(2006)과 Tang(2006)의 조세회피 성향 측정치들은 대부분의 분석모형에서 유의한 결과를 보여주지 못하였다. 그러나 본 연구에서 제시한 추정모형의 조세회피성향 측정치는 대부분의 분석모형에서 유의한 양(+)의 영향으로 나타나 일관성 있는 결과를 보여주었다. 따라서 본 연구에서 제시한 추정모형이 조세회피의 측정치로 더 유용한 것으로 판단된다.

본 연구의 의의 및 공헌점은 다음과 같다. 첫째, 지금까지의 선행연구와는 달리 조세회피 측정치로 사용되고 있는 조세회피 측정치에 대한 유용성을 평가하였다. 둘째, 조세회피의 측정치로 대안적인 측정치를 개발하였다. 선행연구에서 제시하는 조세회피 측정치를 기업의 재무자료

에 단순히 적용시켜 조세회피성향이 나타나는 기업의 특성을 살펴본 것이 아니라 조세회피 측정치들의 모형에서 나타나는 문제점을 고려하여 새로운 조세회피 측정방법인 추정모형을 개발함으로써 조세회피연구에 새로운 방향을 제시하였다고 할 것이다.

그러나 본 연구에서는 다음과 같은 한계점이 존재한다. 우선 조세회피기업과 조세회피를 하지 않은 기업으로 구분하기가 현실적으로 어렵기 때문에 손익계산서상 법인세추납액의 크기에 따라서 이들을 구분하였다. 그러나 이러한 방법에 의하여 조세회피 여부를 판단한다 하더라도 자의성을 완전히 배제할 수 없다는 한계점이 존재한다. 또한 회계이익과 세무이익 차이에는 이익조정과 조세혜택 및 조세회피로 인한 부분 이외에 다른 영향을 있을 수 있다는 가능성이 존재할 수 있다는 점이다. 이와 더불어 추정모형에서 사용되는 변수는 사업보고서상 주석에서 공시되는 사항이므로 모형적용상 시간적인 노력이 필요하다는 점이다.

참고문헌

- 고종권 · 윤성수. 2006. “재무보고이익 - 세무보고이익의 차이와 이익, 현금흐름 및 발생액의 지속성과 자본시장의 반응”. 회계학연구 제31권 제1호 : 127 - 162.
- 고윤성. 2006. “조세회피와 기업특성 및 기업가치에 관한 연구”. 박사학위논문. 연세대학교대학원
- 고윤성 · 김지홍 · 최원욱, 2007. “조세회피와 기업특성 및 기업가치에 관한 연구”. 세무학연구 제24권 제4호 : 9 - 40.
- 김지홍 · 고윤성. 2006. “적자보고회피기업과 재무보고이익 - 세무보고이익의 차이의 관계에 관한 연구”. 세무학연구 제23호 제3호 : 37 - 64.
- 김진희 · 정재욱. 2006. “기업의 재무적 특성이 조세회피행위에 미치는 영향”. 세무학연구 제23권 제4호 : 97 - 123.
- 노희천. 2008. “실제 세무이익의 반영정도에 입각한 세무이익 추정방법들의 상호비교”. 세무학연구 제25권 제1호 : 9 - 44.
- 류시영. 2001. “납세자의 조세규제요소 인식에 관한 연구”. 세무학연구 제18권 제2호 : 91 - 114.
- 류장열. 1997. “조세회피행위 행태에 관한 연구”. 경영교육논총 제13집 : 463 - 489.
- 박종일 · 김경호, 2002. “세금비용과 이익조정이 회계이익과 과세소득의 차이에 미치는 영향”. 회계학연구 제27권 제2호 : 81 - 116.
- 심태섭. 2005. “세무조사와 성실납세자에 대한 혜택이 납세자의 세무신고에 미치는 영향”. 경영학연구 제34권 제4호 : 1001 - 1022.
- 성용운 · 이병산. 2010. “접대비 한도축소가 기업의 회계처리에 미치는 영향”. 조세연구 제10 - 1집 : 293 - 331.
- 오문석 · 이범관. 2001. “세정활동에 따른 납세자의 성실납세의지 연구”. 세무학연구 제18권 제1호 : 5 - 26.
- 이병산 · 정재현. 2008. “기업의 조세회피행위 여부에 따른 시장반응”. 세무학연구 제25권 제1호 : 139 - 168.
- 염지인. 2004. 이익조정 행위의 측정치로서 회계이익과 과세소득 차이의 유용성에 관한 연구. 박사학위논문. 연세대학교 대학원.
- 정운오 · 고종권 · 김갑순 · 노희천. 2006. “세무조정자료의 분석을 통해 살펴본 우리나라 기업의 재무이익과 세무이익의 차이”. 회계학연구 제31권 4호 : 203 - 238.
- 최 관 · 백원선. 1998. “감리지적기업의 이익조작에 관한 연구”. 회계학연구 제23권 2호 : 133 - 161.
- Desai, M. A. 2003. The Divergence between Book and Tax Income. in J. M. Poterba(ed) *Tax policy and the Economy* 17 MIT Press : Cambridge, MA : 169 - 206.
- Desai, M. A., and Daharmapala, D. 2006. Corporate Tax Avoidance and High Powered Incentive. *Journal of Financial Economics* 79(1) : 145 - 179.
- Dechow, P., R. Sloan and A. Sweeney, 1995. Detecting Earnings Management. *The Accounting Review* 70 : 193 - 225.

- Dyreng, S., M. Hanlon, and E. L. Maydew. 2005. Long – Run Corporate Tax Avoidance. *Working paper*.
- Frank M. M., L. J. Lynch, and S. O. Rego. 2006. Does Aggressive Financial reporting accompany Aggressive tax reporting. *Working Paper*.
- Hanlon, M. 2005. The Persistence and Pricing of Earnings, Accruals and Cash flows when Firms have Large Book – Tax Differences. *Accounting Review* 80(1) : 137 – 166.
- Healy, P. 1985. The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions. *Journal of Accounting and Economics* 7 : 85 – 107.
- Jones, J., 1991. Earnings Management during Import Relief Investigation. *Journal of Accounting Research* 29 (3) : 193 – 228.
- Lev, B., and D. Nissim. 2004. Taxable income, future earnings, and equity values. *The Accounting Review* 79(4) : 1039 – 1074.
- Manzon, G., Jr. and G. Plesko. 2001. The Relation between Financial and Tax Reporting Measures of Income. *Tax Law Review* 55.
- Maydew, E., 1997. Tax – Induced Earnings Management by Firms with Net Operating Losses. *Journal of Accounting Research* 35 : 83 – 96.
- McGill, G. A. and E. Outslay. 2004. Lost in Translation : Detecting Tax Shelter Activity in Financial Statements. *National Tax Journal* 57(3) : 739 – 756.
- Mills, L., 1998. Book – Tax Differences and Internal Revenue Service Adjustments. *Journal of Accounting Research* 36 : 343 – 356.
- Mills, L., and K. Newberry, 2001. The Influence of Tax and Nontax Costs on Book – Tax Reporting Differences : Public and Private Firms. *Journal of the American Taxation Association* 23(1) : 1 – 19.
- Mills, L. and G. A. Plesko, 2003. Bridging the Reporting Gap : A Proposal for More Informative Reconciling of Book and Tax Income. *National Tax Journal* 56(4) : 865 – 893.
- Mills, L. F. and R. Sansing, 2000. Strategic Tax and Financial Reporting Decisions : Theory and Evidence. *Contemporary Accounting Research* 17(spring) : 85 – 106.
- Phillips, J., M. Pincus, and S. Rego, 2003. Earnings Management : New Evidence Based on Deferred Tax Expense. *The Accounting Review* 78(2) : 491 – 521.
- Plesko, G. A. 2003. An Evaluation of Alternative Measures of Corporate Tax Rates. *Journal of Accounting and Economics* 35(2) : 201 – 226.
- Scholes, M. and M. Wolfson. 1992. Taxes Business Strategy : A Planning Approach. Englewood Cliffs, New Jersey : Prentice Hall.
- Shackelford, D. and S. Shevlin. 2001. Empirical Tax Research in Accounting. *Journal of Accounting and Economics* 31 : 321 – 387.
- Shevlin, T. 2002. Corporate Tax and Book – Tax Differences. *Tax Law Review* 55 : 427 – 443.

- Talisman, J. 2000 Penalty and Interest Provisions, Corporate Tax Shelters. U.S. Department of the Treasury Testimony before the Senate Committee on Finance, March 8.
- Tang, Tanya Y. H. 2006. Book – Tax differences, a function of Accounting – Tax Misalignment, Earnings Management and Tax Management – Empirical Evidence from China. *Working Paper*.
- U.S. Department of the Treasury 1999 The Problem of Corporate Tax Shelters : Discussion, Analysis and Legislative Proposals. Washington, DC : U.S. Government Printing Office.
- Wilkie, P. J., and S. T. Limberg. 1993. Measuring Explicit Tax (Dis) Advantage for Corporate Taxpayers : An Alternative to Average Effective Tax Rate. *Journal of the American Taxation Association* 15 : 46 – 71.
- Wilkie, Patrick J. 1992. Empirical evidence of implicit taxes in the corporate sector. *Journal of the American Taxation Association* 14(1) : 97 – 116.

A Study on Verification and Estimated Model of Tax Evasion Measurement Model

Byung-San Lee*

—〈Abstract〉—

This study is to empirically compare · analyze the validity on the measured value of tax evasion activity currently being used and tax evasion estimation model presented by this study as the measured value of tax evasion using the difference between book-income and taxable income. The results of study are as follows. First, between tax evading enterprise and non-tax evading enterprise, only the total difference among the differences between book-income and taxable income without showing significant difference between temporary difference and permanent difference.

Second, the taxation benefit variable was added as deficit carried forward status, deficit carried forward deductions, tax deductions and tax exemption to the model to present an estimated model after making improvements on the problems of previous studies.

Third, the fact that estimated model is more effective in detecting the tax evasion activity has been proven as an alternative for the current tax evasion measurement method.

〈Key words〉 Tax Evasion Activity Measurement Value, Tax Evasion, Difference between Book-Income and Taxable Income

* Full-time Lecturer, School of Accounting & Taxation, Daegu University