

부동산처분이익을 이용한 확장된 기능적 고착가설 검증

A Test of the Extended Functional Fixation Hypothesis Using Gains on Real Estate Sales

박 한 순 (Park, Han Soon)*

〈 개 요 〉

본 연구에서는 이미 공시되어 주가에 반영된 부동산처분 정보가 손익계산서에 유형자산처분이익이라는 특별이익항목으로 제공시된 시점에서 추가적인 주가반응이 있는지, 그리고 단순투자자 비율이 높을수록 처분이익에 대한 주가반응정도가 큰지의 여부를 회귀분석함으로써 확장된 기능적 고착가설을 검증하였다. 동가설은 Hand(1990)가 상반된 두 가설인 효율적 시장가설과 기능적 고착가설을 통합하여 제시한 가설이다.

확장된 기능적 고착가설에 의하면 단순투자자비율이 높을수록 처분이익률에 대한 주가반응정도가 클 것이므로, 처분이익률에 대한 누적비정상수익률의 회귀모형에서 단순투자자비율을 중위수보다 높은 집단과 낮은 집단으로 구분했을 때 단순투자자비율이 높은 집단은 낮은 집단보다 기울기가 클 것이다. 실증분석 결과는 처분이익률의 계수추정치가 유의한 양의 값을 보여 주가가 기능적 고착이 있는 단순투자자에 의하여 결정됨을 보였으며, 특히 감사보고서 제출일을 이익공시일로 했을 때 확장된 기능적 고착가설이 제한적으로 지지됨을 보였다.

1. 서론

주식시장이 효율적인지 아니면 비효율적인지에 대한 연구는 오랜 기간 자본시장연구에서 주된 관심사의 하나가 되어 왔으며, 연구결과에서도 서로 상반된 결과가 제시되었다. 증권시장이 비효율적인 이유는 투자자들이 비합리적이고 단순하여 새로운 정보를 해석할 능력이 부족하거나 시장에 제약요인이 존재하기 때문이라는 것 등에 그 근거를 두고 있다. 전자는 정보효율성 측면에서 언급한 것이고 후자는 운영효율성 측면에서 언급한 것이다.

* 제주대학교 경상대학 회계학과 조교수

정보효율성과 관련된 가설의 하나인 준강형 효율적 시장가설(Efficient Market Hypothesis, EMH)은 회계자료로부터 진정한 현금흐름을 정확히 파악하는 합리적이고 세련된 투자자(sophisticated investor)에 의하여 모든 공시된 회계정보가 즉시 그리고 편의없이(quickly and unbiasedly) 주가에 반영된다는 가설이다. EMH는 총괄적인 개념이며 모든 투자자들이 합리적으로 행동하고 모든 투자자들이 모든 이용가능한 정보에 접근하는 것을 필요로 하지는 않는다(Watts and Zimmerman, 1986, p.75).

이에 비하여, 기능적 고착가설(Functional Fixation Hypothesis, FFH)은 회계정보에 의하여 체계적으로 오도되어 회계자료로부터 진정한 현금흐름을 파악하지 못하는 비합리적이고 단순한 투자자(naive investor)에 의하여 주가가 결정된다는 가설이다.¹⁾ 회계과정에 익숙하지 못하거나 정보에 어두운 단순투자자들은 회계결과를 산출하는 과정에 주의하지 못하고 회계수치에 기능적으로 고착되어 미래현금흐름의 크기나 불확실성에 아무런 영향이 없는 회계수치에 대해서도 반응을 하게 되는 것이다.

본 연구에서 검증할 확장된 기능적 고착가설(Extended Functional Fixation Hypothesis, EFFH)은 Hand(1990)가 상반된 두 가설인 EMH와 FFH를 통합하여 제시한 가설이다. EFFH에 의하면 주가가 한계투자자(marginal investor)에 의하여 결정된다. 한계투자자가 단순투자자일 확률이 0이면 세련투자자에 의하여 주가가 결정되어 EMH가 성립하고, 단순투자자일 확률이 1이면 단순투자자에 의하여 주가가 결정되어 FFH가 성립한다. 한계투자자가 단순투자자일 확률이 1과 0사이에 있으면 주가는 한계투자자가 누구인가에 따라 세련투자자는 물론 단순투자자에 의해서도 결정된다. Hand(1990)는 이러한 가설을 이론적 근거로 하여 EFFH가 성립함을 실증적으로 보였다. 박한순(1992)도 Hand(1990)의 방법론을 이용한 실증분석에서 EFFH에 가까운 결과를 얻었다.

박한순(1992)은 부동산 처분이라는 정보와 관련하여 그 정보가 최초 공시된 시점에서 투자자들이 양의 주가반응을 함을 보였다. 그럼에도 불구하고, 확장된 기능적 고착가설에 의하면 단순투자자들은 세련투자자와 달리 그 정보가 손익계산서에 유형자산처분이익(이하 "처분이익"이라 한다)이라는 특별이익항목으로 제공시된 시점에서 다시 주가반응할 것이며, 단순투자자 비율이 높을수록 주가반응정도도 클 것이다. 단순투자자들이 특별이익을 회계이익에 포함시켜 반응하는 이유는 이들이 부동산처분이나 특별이익에 관하여 정보를

1) Hand(1990)는 이러한 가설을 전통적인 기능적 고착가설(Traditional Functional Fixation Hypothesis, TFFH)이라 하였다.

갖지 못했거나 회계자료를 분석하지 못함으로써 새로운 형태로 공시된 과거의 정보를 새로운 정보로 인식하기 때문이다.

본 연구에서는 박한순(1992)의 연구를 확장하여 이미 공시된 부동산처분 정보가 손익계산서에 처분이익이라는 특별이익항목으로 재공시된 시점에서 처분이익 크기에 비례하여 추가적인 주가반응이 있는지 그리고, 단순투자자 비율이 높을수록 처분이익에 대한 주가반응정도가 큰지의 여부를 비기대이익을 통제변수로 하고 처분이익에 대한 누적비정상수익률의 회귀 모형으로 검증하고자 한다.

II. 이론적 배경 및 연구가설 설정

2.1 기업내용 공시제도

기업내용 공시제도는 기업으로 하여금 자사주식의 투자판단에 필요한 기업내용 즉 경영 실적, 재무상태, 합병, 증자 등 주가에 상당한 영향을 미칠 수 있는 중요한 기업정보를 완전히 공시하도록 함으로써, 투자자가 기업의 실체를 정확히 파악하여 자신의 판단과 책임 하에서 투자결정을 하도록 함과 동시에 증권시장을 통한 자원배분의 효율화를 기할 수 있게 하기 위한 제도를 말한다.

기업내용 공시는 발행시장에서의 공시와 유통시장에서의 공시로 구분된다. 유통시장에서의 공시는 다시 정기공시와 수시공시로 구분되는데, 전자는 증권거래법에 의하여 사업보고서와 반기보고서 등을 공시하는 것을 말하며, 후자는 동법에 의하여 상장법인이 신고의무이행을 위하여 공시하는 것을 말한다.²⁾ 이러한 공시에 관하여 실제 운영에 필요한 사항은 증권거래소 “상장법인의 직접공시등에 관한 규정”(이하 “공시규정”이라 한다)에서 정하고 있다.

상장법인이 기업내용을 수시공시하는 방법은 직접공시와 간접공시로 구분된다. 직접공시란 상장법인이 직접 증권거래소의 공시방송망을 통하여 해당기업의 내용을 공시하는 것으로서, 직접공시사항에는 부도발생, 증자, 합병 등이 있다. 간접공시란 상장법인이 증권거래소에 신고한 기업내용을 증권거래소가 당해 상장법인을 대신하여 공시하는 것으로서, 간접공시사항에는 타법인 출자 또는 출자지분 처분, 주요고정자산의 취득 또는 처분, 회계처리

2) 증권거래법(1992) 제92조, 제93조 및 제186조.

기준의 변경 등이 있다. 주요고정자산의 처분에 관하여 증권거래소 공시규정의 내용을 보면, 자본금의 100분의 30이상에 해당하는 주요고정자산의 처분에 관한 계약 체결이 있을 때에는 사유발생일로부터 2일이내에 처분목적물 및 규모, 장부가액, 처분가액, 처분이유, 처분예정일, 계약일 등을 공시하도록 하고 있다.

상장법인은 정기공시서류인 사업보고서와 반기보고서를 각각 연말결산일 및 반기결산일 경과 후 90일 및 45일내에 증권거래소에 제출하여야 한다. 그런데 연말결산의 경우 증권거래소 공시와는 별도로 증권거래법 시행규칙에 의하면, 상장법인에 대한 감사인은 피감사기업의 정기주주총회 회일전 7일까지 증권관리위원회에 감사보고서를 제출하여야 한다.³⁾ 이는 증권시장지에 결산공고하는 주주총회일보다 빠르고 증권거래소에의 사업보고서 제출일보다도 빠르다. 이익공시일에 대하여 최종서와 신성목(1997)은 감사보고서 제출일이 정기주주총회일에 선행하므로 감사보고서 제출일을 공시일로 하는 것이 충분히 검토될 가치가 있으며, 실제제출일을 알 수 없으면 제출기한일을 제출일로 간주할 수 있다고 제시하고 있다. 따라서 연말결산의 경우에는 최초의 회계보고서 공시시점이 증권관리위원회에의 감사보고서 제출일(제출기한일 포함)이라고 할 수 있다. 반기결산의 경우에는 증권관리위원회 및 증권거래소에의 반기보고서 제출기한일 이전에 증권시장지에 결산공고하는 것이 일반적이므로 최초의 회계보고서 공시시점이 증권시장지 공시일이라고 할 수 있다.

2.2 선행연구 검토

기능적 고착개념의 기원은 반세기전의 심리학 문헌에서 찾아볼 수 있다. Drunker는 사람이 과거에 사용해 오던 물체(object)를 현재 이용하던 것과는 다른 기능으로 사용하고자 할 때는 기능적 고착때문에 새로운 사용법을 발견하는데 지장이 있다는 가설을 제시하고 실험실 실험으로 이를 증명하였다. 그후 심리학 분야의 많은 연구에서 대부분의 개인 행동에 기능적 고착현상이 존재하고 있음이 증명된 이후, Ijiri등(1966)이 이를 회계학 분야에 도입하여 중요한 회계방법변경이 관리적 의사결정에 영향을 미침을 입증하였다. 회계학에 있어서 초기의 FFH에 관한 연구는 주로 실험실 실험에 의한 개인의 인지과정과 의사결정 과정 연구로서, Jensen(1966), Ashton(1976) 및 Abdel등(1979)의 연구결과는 FFH를 입증하는 것이었다(Tinic, 1990, p.783). 특히 회계학 분야의 연구는 심리학 분야의 연구와 달리

3) 증권거래법 시행규칙(1992) 제34조.

개인 측면에서의 기능적 고착뿐만 아니라 집단이나 조직에 대해서도 연구가 이루어졌는데, 그것이 바로 시장 효율성에 관한 연구이다(Ashton, 1976).

기존의 실험실연구와 달리 Hand(1990)는 주식시장에서 투자자의 고착현상을 실증적으로 검증하였다. 그는 확장된 기능적 고착가설을 이론적으로 제시한 다음 부채-지분 전환(debt-equity swap)을 실시한 기업의 분기별 이익 공시에 대한 추가반응을 통해 가설을 입증하였다. 부채-지분 전환은 1980년대 재무적 수단으로 자주 이용되던 것으로, 이러한 거래로부터 상환된 부채의 장부가액과 발행된 주식의 시장가치의 차이인 전환이득(swap gain)이 발생한다. 전환이득은 이전에 이루어진 자본이득(capital gain)의 단순한 실현에 불과하기 때문에 장부상 이득(paper gain)이라고 할 수 있다. 세련투자자들은 최초의 전환사건 공시시점에서 전환이득을 인식하기 때문에 분기별이익의 일부로써 전환이득이 제공되더라도 아무런 추가반응을 가져오지 않는다. 그러나, 단순투자자들은 분기별이익에 포함된 전환이득을 실질이득(actual gain)으로 잘못 파악하고 전환이득이 포함된 분기별이익의 공시시점에서 추가 반응을 보일 것이다. NYSE와 AMEX에 상장된 기업중 1981년 8월부터 1984년 6월까지 전환공시한 233개 기업이 표본으로 선정되었다. 누적비정상수익률은 시장 모형에 의한 2일(0, +1)간 비정상수익률로 계산하였는데 여기서 "0일"은 전환이득이 포함된 분기별 이익공시가 Dow Jones News Retrieval에서 Broad Tape로 공시된 날을 말한다. 비기대이익은 마팅계일모형을 이용하여 산출하였고, 기대이익은 전년 동분기 이익과 직전분기 이익의 두가지를 이용하였다. 회귀분석에서 기능적 고착을 의미하는 계수가 5% 수준에서 유의한 값을 나타냈는데, 이는 주식시장이 EFFH를 따르고 있음을 보이는 결과이다.

박한순(1992)은 1987년부터 1991년까지 고정자산 처분을 공시한 기업을 표본으로 선정하여 Hand(1990)의 확장된 기능적 고착가설을 실증분석하였다. 우선 동사건 공시의 정보효과를 알아보기 위하여 사건연구 방법론에 의하여 비정상수익률 분석을 한 결과, 공시일(0)을 중심으로 -7일부터 +3일까지 주가가 지속적으로 상승하였으며, 그중에서 -3일, 0일, +2일은 비정상수익률이 통계적으로 유의한 양의 값을 보였다. 그런데, 손익계산서에 유형자산처분이익이 특별이익으로 제공되었을 때 이는 기공시된 과거정보이다. EMH에 따르면 제공된 특별이익으로부터 아무런 비정상수익률도 기대할 수 없지만, EFFH에서는 단순투자자들이 제공된 특별이익에 대해 수요변화를 가져오며 따라서 비정상수익률을 기대할 수 있다. 이미 공시되어 주가에 반영된 과거정보인 부동산처분 정보가 손익계산서에 특별이익항목으로 제공된 시점에서 2일간 누적비정상수익률을 종속변수로 하고 특별이

익변수 또는 단순투자자비율과 특별이익의 곱으로 된 변수를 독립변수로 한 회귀모형을 이용한 분석에서 두 변수 모두 통계적으로 유의한 양의 값을 보였으며, 특히 전자보다 후자의 회귀모형에서 계수추정치, 설명력 및 유의도가 모두 높은 값을 보였다. 이는 확장된 기능적 고착가설에 가까운 결과로 해석된다.

윤순석(1997)은 1984년-1993년의 기간동안 특별상각을 실시한 기업을 대상으로 주식시장이 효율적인지 아니면 비효율적인지 여부를 실증분석하였다. 특별상각은 한편으로는 법인세절약으로 현금흐름을 증가시키지만 다른 한편으로는 회계이익을 감소시키므로 투자자에게 상반된 신호를 보내게 된다. 주가가 합리적인 투자자에 의하여 결정되면 양의 주가반응을 가져올 것이며, 회계수치에 고착된 투자자에 의하여 결정되면 음의 주가반응을 가져올 것이다. 또한 특별상각은 기말에 회계적 의사결정에 의하여 이익결정에 포함되는 항목이므로 사전예측 가능성이 낮아 회계이익 공시시점에서 주로 정보효과가 반영될 것이다. 회계이익공시시점인 감사보고서일 또는 주주총회일을 사건일(0)로 하여 누적의 시작일을 -6일부터 -3일까지 변경하며 총 4가지의 누적비정상수익률을 측정하였다. 누적비정상수익률을 종속변수로 하고 특별상각비중을 독립변수로 한 다중회귀분석 결과는 주주총회일을 공시시점으로 했을 때 모든 누적비정상수익률 측정치에서 특별상각비중의 계수추정치가 통계적으로 유의한 양의 값을 보여 특별상각정보가 주가에 효율적으로 반영됨을 보였다. 감사보고서일을 공시시점으로 했을 때는 특별상각에 대하여 주식시장의 반응이 있음을 보이지 못하였는데, 그는 감사보고서일에 있어서는 특별상각정보가 내부정보상태에 있기 때문인 것으로 해석하고 있다.

2.3 연구가설 설정

Tinic(1990)은 경쟁적 주식시장에서 효율적 시장가설이 성립하지 않는 것은 지극히 제한적 상황에서만 가능하며, 합리적 투자자에 의한 재정거래(arbitragy)와 학습효과 및 고착된 투자자의 소멸이라는 세가지 조건이 배제될 때 고착가설이 일시적으로 성립한다고 제시하였다(Tinic, 1990, p.785).

하지만 시장은 수많은 개인투자자로 구성되어 있으며 이들 중 일부는 재무제표를 이해하고 해석하는 능력이 결여된 상대적으로 세련되지 못한 사람들이다. 이러한 단순투자자는 회계절차의 세밀한 내용을 파악할 능력을 갖고 있지 않아서 실질적이라기 보다는 눈에 보이는

상황에 기초하여 잘못된 의사결정을 내린다. 전체적으로 시장은 투자자들의 정보처리능력의 부재를 반영하게 되어 주식가격이 적정하지 못한 수준에서 결정될 수 있다(나영과 박창현, 1998, pp.22-23). 우리나라에서도 1990년대 중반까지는 대주제도가 실질적으로 봉쇄되었고 증권선물이 허용되지 않았으며, 주식가격 등락의 상하한폭이 제한되어 있었을 뿐 아니라 개인 투자자비중이 높아 우리나라 주식시장은 이들에 의하여 비합리적으로 주식가격이 결정되어 기능적 고착현상을 보일 가능성이 높다(윤순석, 1997, p.4). 즉 Tinic이 제시한 전제조건이 모두 충족되지는 않더라도 세련투자자에 비하여 단순투자자의 비중이 높다면 주가가 일시적으로 균형가격에서 벗어날 수 있으며, 특히 우리나라는 단순투자자라고 판단될 수 있는 개인투자자의 비중이 매우 높아 기능적 고착현상이 보다 뚜렷이 나타날 것으로 예상된다.

우리나라 증권거래소 공시규정에 의하면 주요 부동산을 처분하면 장부가액과 처분가액을 포함한 내용을 공시해야 한다. 부동산 처분에 관한 정보는 추후 유형자산처분이익으로 요약되어 손익계산서에 특별이익항목으로 재공시된다.⁴⁾ 효율적 시장가설에 따르면, 세련투자자들은 최초 부동산 처분 공시시점에서 정보에 충분히 주가반응하므로 손익계산서에 관련 처분이익이 재공시되더라도 아무런 주가반응이 없을 것이다. 그러나 확장된 기능적 고착가설에 따르면, 단순투자자들은 손익계산서 공시시점의 처분이익 역시 진정한 이익으로 인식하기 때문에 동이익 크기에 비례하여 추가적인 주가반응을 할 것이며 처분이익에 대한 주가반응정도는 단순투자자의 상대적 주식소유비율이 높을수록 클 것이다.

처분이익을 이용한 확장된 기능적 고착가설을 검증하기 위한 연구가설은 다음과 같다.

연구가설 1 : 단순투자자비율이 높을수록 처분이익에 대한 추가적인 주가반응정도가 크다.

Ⅲ. 실증연구설계

3.1 표본 선정

본 연구에서는 박한순(1992)의 표본을 이용하였다. 구체적으로 1987년 7월부터 1991년 12월까지 증권시장지에 공시된 총 89개 부동산처분사건중 다음과 같은 사항을 제외한 49개

4) 주요 부동산 처분 공시내용을 보면, 손실이 발생한 경우는 없었고 이익만이 발생하였다.

사건을 최종 표본으로 선정하였다.

첫째 공시시점 확인이 곤란한 경우

둘째 장부가액 미공시로 처분이익 추정이 어려운 경우

셋째 증자, 합병, 부도, 자료미제출된 경우

넷째 전기에도 특별이익항목으로 처분이익을 공시한 경우

다섯째 장기간 주식거래가 없는 경우

넷째 기준은 혼합효과(confounding effect)를 제거하기 위함이고, 다섯째 기준은 장기간 거래가 없는 비동시적발생(nonsynchronicity)이 모수추정에 편의(bias)를 가져올 수 있기 때문에 필요하다.

연구대상으로 선정된 표본의 업종별 및 이익공시연도별 표본수는 <표 1>과 같으며, 그 분포가 고르다 할 수 있다.

<표 1> 업종별, 연도별 표본수

제1부 : 업종별 표본수

업 종	표본수
음식료품 제조업	9
섬유 및 의복 제조업	5
목재 및 나무제품 제조업	2
종이 및 종이제품 제조업	3
화합물 및 화학제품 제조업	10
제1차 금속산업	1
조립금속, 기계, 장비업	8
기타 제조업	2
건설업	4
도매업	3
운수창고업	2
계	49

제2부 : 이익공시연도별 표본수

연도	표본수
1988	7
1989	3
1990	9
1991	17
1992	13
계	49

3.2 자료 수집

회계자료 수집을 위해서 한국증권거래소 공시실에 비치된 증권시장지, 사업보고서, 상장

회사 총람, 감사보고서, 반기검토보고서 등을 이용하였다.

증권시장지에서 부동산처분 공시일 및 반기결산 공시일을 확인하였고, 부동산의 처분가액, 장부가액, 처분일 등을 입수하였다. 정기주주총회일, 처분이익, 순이익 등은 감사보고서 및 반기검토보고서에서 확인하였다.

기업의 주주구성은 대주주, 법인주주, 기관투자자, 개인인 소액주주로 되어 있다. 일반적으로 개인인 소액주주가 법인이나 기관투자자보다 비합리적이고 단순하다고 할 수 있으므로 단순투자자의 대응치로 가장 적합하다고 할 수 있다. 이에 따라 결산일의 개인인 소액주주 비율은 사업보고서나 상장회사총람의 “주식에 관한 사항”에서 파악하였다. 반기자료 이용시 반기말시점에서는 실질주주에 관한 자료를 구할 수 없지만, 일반적으로 전기말과 당기말의 소액주주비율에 큰 변동이 없으므로 반기말의 소액주주비율은 전기말과 당기말의 소액주주비율을 단순평균하여 구하였다.

주식의 일별수익률 및 시장수익률에 대한 자료는 동양경제연구소의 주가 자료를 이용하였는데, 이 수익률은 증자나 주식배당등이 조정된 것이다.

3.3 변수측정방법 및 회귀모형

3.3.1 누적비정상수익률과 비기대이익의 측정방법

본 연구는 시장베타 추정에 있어서 박한순(1992)의 결과를 그대로 이용하였다. 박한순(1992)은 일별주식수익률 자료로서 대략 2년 정도의 이익공시전 수익률 자료를 이용하여 시장모형으로 시장베타를 추정하였다. 일반적으로는 1년 이내의 추정기간을 이용하여 시장베타를 추정하나, 부동산 처분은 그 효과가 크고 장기적이므로 안정적인 시장 베타를 추정하기 위하여 다소 장기간의 주가자료를 사용하였다. 회귀분석의 종속변수인 누적비정상수익률은 손익계산서 공시일과 다음날의 2일간 수익률로 측정하였다.

또한 본 연구에서는 당기와 전기의 이익을 동일한 조건에서 비교하기 위하여 당기순이익이 아닌 법인세차감전순이익(이하 “세전이익”이라 한다)을 이용하였다. Hand(1990)는 비록 단순투자자들이 분기별이익 공시시점에서는 전환이득을 진실한 이득으로 인식했지만, 동시점 이후에는 전환이득이 그들의 정보집합에 포함되어 연말이익 공시시점에서는 전환이득과 비정상수익률간에 아무런 횡단면적 관련성이 없음을 밝히고 있다. 따라서 본 연구에서도 처분이익이 가장 먼저 포함된 손익계산서를 이용하였다.

그리고, 단순투자자 및 세련투자자 모두 비기대이익 계산시 랜덤워크(random walk) 모형을 이용하는 것으로 가정하였는데 그 이유는 다음과 같다.

첫째 랜덤워크모형은 적용이 간단하면서도 다른 방법들에 비해 예측력이 뒤지지 않는다는 점이다. 우리나라에서 김정교(1989)는 1977년부터 1987년까지 11년간 77개 기업의 경상이익과 순이익의 시계열 분석에서 이익변동시계열에 음의 자기상관이 존재하지만 통계적 유의성이 충분히 강하지 않기 때문에 이익변수가 랜덤워크를 따른다는 가설이 기각될 수 없다고 하였다.

둘째 우리나라 손익계산서 공시형태가 당기(또는 당반기)와 전기(또는 전반기)의 비교식으로 되어 있고 일간지의 영업실적 분석에서도 전기(또는 전반기)에 대한 증감율로 제시되어 있어, 투자자들이 실제로 랜덤워크모형에 익숙하고 또 이에 따라 비기대이익을 산출하고 있다고 보아도 무리가 아니다.

결국 비기대이익은 다음과 같이 산출된다.

비기대이익 = (보고이익 - 처분이익) - 기대이익

기대이익 = 전기(혹은 전반기) 세전이익

보고이익 = 당기(혹은 당반기) 세전이익

3.3.2 회귀모형

회귀모형에서 처분이익률(GAIN)은 처분이익을 결산일(회계연도말 또는 반기말)의 주식시장가치로 나누어 구하였고, 비기대이익률(UE)은 비기대이익을 결산일의 주식시장가치로 나누어 구하였다.⁵⁾ 단순투자자비율(P)은 결산일의 개인인 소액주주 비율로 측정하였다.⁶⁾ 개인인 소액주주비율이란 기업의 총발행주식수 중에서 개인인 소액주주가 소유하고 있는 주식수의 비율을 의미한다. 그리고, 정기주주총회일과 증권관리위원회에 감사보고서 제출일을 이익공시일로 간주하여 양자의 결과를 비교하였다.

우선 주가가 기능적으로 고착화된 단순투자자에 의하여 결정되는지의 여부는 Hand(1990)에 따라 모형1 및 모형2로 검증한다.

$$\text{모형1: } CAR_{it} = a_1 + a_2GAIN_{it} + a_3UE_{it} + \epsilon_{it}$$

$$\text{모형2: } CAR_{it} = b_1 + b_2PGAIN_{it} + b_3UE_{it} + \epsilon_{it}$$

5) 주식시장가치로 나누는 이론적 근거에 대해서는 Bernard(1987)를 참조.

6) 소액주주라함은 한국증권거래소의 유가증권 상장규정 제2조 제6항, 제31조 제1호 가 단서규정의 요건에 해당하는 주주를 말한다.

누적비정상수익률(CAR) = 이익공시일과 공시일전 2일간 누적비정상수익률

단순투자자비율(P) = 결산일의 개인인 소액주주 비율

처분이익률(GAIN) = 주식시장가치에 대한 처분이익 비율

PGAIN = P×GAIN

비기대이익률(UE) = 주식시장가치에 대한 비기대이익 비율

주식시장가치는 결산일 종가에 발행주식수를 곱하여 산출함.

i는 기업, t는 연도를 의미하는 첨자

세련투자자들은 최초의 부동산처분 공시시점에서 충분히 주가반응하기 때문에 손익계산서에 이러한 처분이익이 제공시 되더라도 아무런 주가반응이 없을 것이다. 그러나 단순투자자들은 손익계산서 공시시점의 처분이익을 진정한 이익으로 인식하여 동이익의 제공시에 대하여 주가반응할 것이다. 따라서, 처분이익과 관련된 계수는 다음과 같이 예측된다.

EMH인 경우 $a_2 = b_2 = 0$

FFH인 경우 $a_2 \neq 0$ 또는 $b_2 \neq 0$

또한 확장된 기능적 고착가설에 따르면, 단순투자자비율이 높을수록 처분이익에 대한 주가반응정도가 클 것이다. 단순투자자비율을 중위수보다 높은 집단과 낮은 집단으로 구분했을 때, 처분이익률에 대한 누적비정상수익률의 회귀모형에서 단순투자자비율이 높은 집단은 낮은 집단보다 기울기가 클 것이다. 주식시장이 확장된 기능적 고착가설을 따르는지의 여부는 모형3으로 검증한다.

모형3 : $CAR_{it} = c_1 + c_2GAIN_{it} + c_3DGAIN_{it} + c_4UE_{it} + \epsilon_{it}$

$DGAIN = DUMMY \times GAIN$

DUMMY = 단순투자자비율이 중위수 이상이면 1, 그렇지 않으면 0.

다른 변수 측정방법은 모형1, 모형2와 동일함.

모형3에서 주식시장이 확장된 기능적 고착가설을 따르면 단순투자자비율이 높은 집단은 낮은 집단보다 GAIN 기울기가 클 것으로 예상된다. 따라서, GAIN계수와 DGAIN계수는 양의 값을 가질 것이다.

N. 실증분석결과

4.1 기술통계

재무자료의 기술통계치는 <표 2>와 같다.

<표 2> 재무자료의 기술통계

	평 균	중위수	표준편차	최소값	최대값
총자산	194.145	101.025	229.587	15.764	1,024.604
주식시장가치	43.880	25.220	54.805	3.120	281.220
처분이익	8.833	4.500	11.571	297	57.180
소액주주비율	0.400	0.406	0.173	0.160	0.880
당기세전이익	7.843	4.490	12.988	-14.790	51.133
전기세전이익	1.741	1.387	6.540	-27.530	20.521
비기대이익	-2.731	-698	7.886	-27.668	15.247

- 주 : 1. 비기대이익 = (당기세전이익 - 처분이익) - 전기세전이익
 2. 표에 제시한 비율은 표본기업별 비율을 단순평균하여 구함.
 3. 금액단위는 백만원이고 비율은 백분율로 표시되지 않은 절대수치임. 이하 동일함.
 4. 주식시장가치는 결산일 종가에 발행주식수를 곱하여 산출함.
 5. 소액주주비율은 결산일의 개인인 소액주주 비율임.

기업규모가 표본간에 큰 차이를 보이고 있어서, 규모가 가장 큰 기업의 총자산은 1,024.604백만원, 주식시장가치는 281.220백만원이며, 규모가 가장 작은 기업의 총자산은 15.764백만원, 주식시장가치는 3.120백만원이다. 처분이익 크기에서도 최대값은 57.180백만원, 최소값은 297백만원으로 표본간에 큰 차이를 보인다. 그렇지만, 실증분석에서는 절대수치가 아닌 비율을 사용하므로 표본간 규모차이가 있더라도 무방하다. 개인인 소액주주비율은 평균 40%이다. 또한 당기세전이익은 평균 7.843백만원, 중위수 4.490백만원이지만, 당기세전이익에서 처분이익을 제외한다면 평균 -990백만원의 적자로 전환된다. 이에 따라 비기대이익 역시 평균 -2.731백만원, 중위수 -698백만원을 보이고 있다. 이는 당기세전이익이 전기세전이익보다 크게 감소할 것으로 예상됨에 따라 처분이익으로 세전이익을 증가시켰

음을 암시하는 것이다.

4.2 확장된 기능적 고착가설 검증을 위한 회귀분석 결과

〈표 3〉은 회귀분석에서 변수로 사용되는 누적비정상수익률 및 재무비율변수간 상관관계수이다.

〈표 3〉 상관관계

변 수	Pearson 상관관계수				Spearman 상관관계수			
	CAR0	CAR1	UE	PGAIN	CAR0	CAR1	UE	PGAIN
CAR1	0.511**				0.354*			
UE	0.206	0.041			0.167	-0.017		
PGAIN	0.110	0.352*	-0.567**		0.227	0.283*	-0.374**	
GAIN	0.181	0.354*	-0.423**	0.895**	0.231	0.229	-0.316*	0.951**

주 : 1. 변수측정방법은 〈표 4〉를 참조

단 CAR0는 정기주주총회일을 이익공시일로 했을 때의 CAR이고, CAR1은 감사보고서제출일을 이익공시일로 했을 때의 CAR임.

2. 양측검정이며, **은 1% 유의수준, *은 5% 유의수준

Pearson 상관관계수에서 정기주주총회일을 이익공시일로 했을 때는 누적비정상수익률(CAR0)이 다른 재무비율변수들과 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않는다. 그러나, 감사보고서 제출일을 이익공시일로 했을 때는 누적비정상수익률(CAR1)이 처분이익률(GAIN) 및 처분이익과 단순투자자의 곱으로 표시된 변수(PGAIN)와 5% 수준에서 유의한 양의 상관관계를 보이고 있으며, 다만 비기대이익률(UE)과는 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않는다. UE는 GAIN 및 PGAIN과 1% 수준에서 유의한 음의 상관관계를 보여, 처분이익으로 전기세전이익 대비 당기세전이익의 감소를 보전하였음을 보이고 있다. 이러한 결과는 Spearman 상관관계수에서도 유사하다.

처분이익률이 누적비정상수익률과 양의 관계를 보이는지 여부에 대한 회귀분석 결과는 〈표 4〉와 같다.

〈표 4〉 처분이익률에 대한 누적비정상수익률의 회귀분석

모형1 : $CAR_{it} = a_1 + a_2GAIN_{it} + a_3UE_{it} + \varepsilon_{it}$

모형2 : $CAR_{it} = b_1 + b_2PGAIN_{it} + b_3UE_{it} + \varepsilon_{it}$

제1부 : 감사보고서 제출일을 이익공시일로 했을 때

구분	상수	GAIN계수(t 값)	PGAIN계수(t 값)	UE계수(t 값)	수정 R ²	F값(p값)
예측부호		+	+	+		
모형1	-0.0015 (-0.225)	0.0245 (2.155)**		0.0257 (2.272)**	0.093	3.45 (0.040)
모형2	0.0002 (0.036)		0.0495 (1.986)*	0.0295 (2.354)**	0.080	3.083 (0.055)

제2부 : 정기주주총회일을 이익공시일로 했을 때

구분	상수	GAIN계수(t 값)	PGAIN계수(t 값)	UE계수(t 값)	수정 R ²	F값(p값)
예측부호		+	+	+		
모형1	-0.0012 (-0.216)	0.0298 (3.049)***		0.0152 (1.567)	0.133	4.69 (0.014)
모형2	-0.0004 (-0.008)		0.0721 (3.473)***	0.0233 (2.227)**	0.175	6.08 (0.005)

주 : 1. 변수 측정방법은 다음과 같다.

누적비정상수익률(CAR) = 이익공시일과 공시일전 2일간 누적비정상수익률

단순투자자비율(P) = 개인인 소액주주 비율

처분이익률(GAIN) = 주식시장가치에 대한 처분이익 비율

PGAIN = P×GAIN

비기대이익률(UE) = 주식시장가치에 대한 비기대이익 비율

주식시장가치는 결산일 종가에 발행주식수를 곱하여 산출함.

비기대이익 = (당기세전이익 - 처분이익) - 전기세전이익

2. 독립변수간에 다중공선성이 존재하는지에 대하여 VIF(Variance Inflation Factor)로 검증한 결과, 각 계수에 대한 VIF 값이 모두 1을 약간 상회하여 다중공선성문제는 없는 것으로 간주하였다.

4. 양측검정이며, ***은 1% 유의수준, **은 5% 유의수준, *은 10% 유의수준

회귀분석에서 이익공시일에 관계없이 CAR이 변수들과 통계적으로 유의한 관계를 보이고 있다. UE 계수추정치는 제2부 모형1의 결과를 제외하고는 5% 수준에서 유의한 양의 값을 보이고 있다. GAIN 계수추정치와 PGAIN 계수추정치도 모형에 따라 10%, 5% 또는 1% 수준에서 유의한 양의 값을 보이고 있다. 이러한 결과는 투자자들이 처분이익 크기에 비례하여 추가반응함을 보이는 것으로서, 주가가 기능적 고착이 있는 단순투자자에 의하여 결정되고 있는 것으로 해석된다.

마지막으로 단순투자자비율이 높을수록 처분이익률과 누적비정상수익률간 관계의 정도가 큰지의 여부를 분석한 결과는 <표 5>에 제시되어 있다.

<표 5> 확장된 기능적 고착가설 검증을 위한 회귀분석

$$\text{모형3} : \text{CAR}_{it} = c_1 + c_2\text{GAIN}_{it} + c_3\text{DGAIN}_{it} + c_4\text{UE}_{it} + \varepsilon_{it}$$

구 분	상 수	GAIN계수 (t 값)	DGAIN계수 (t 값)	UE계수 (t 값)	수정 R ²	F값 (p값)
예측부호		+	+	+		
감사보고서 제출일	0.0002 (0.037)	0.0110 (0.793)	0.0300 (1.847)*	0.0214 (2.127)**	0.177	4.43 (0.008)
주주총회일	-0.0011 (-0.158)	0.0190 (1.134)	0.0088 (0.449)	0.0275 (2.274)**	0.077	2.33 (0.087)

주 : 1. 다음의 변수를 제외하고는 변수 측정방법은 모형1, 모형2와 동일함.

$$\text{DGAIN} = \text{DUMMY} \times \text{GAIN}$$

DUMMY = 단순투자자비율이 중위수 이상이면 1, 그렇지 않으면 0.

2. 양측검정이며, ***은 1% 유의수준, **은 5% 유의수준, *은 10% 유의수준

UE 계수추정치는 <표 4>와 유사한 결과를 보이고 있으며, GAIN 계수추정치는 <표 4>와 달리 통계적으로 유의한 결과를 보이지 않는다. DGAIN 계수추정치는 양의 값을 보이고 있는데, 이는 단순투자자 비율이 높은 집단이 낮은 집단보다 GAIN계수의 기울기가 큼을 나타내는 결과이다. 다만, 통계적 유의도는 감사보고서제출일을 이익공시일로 했을 때만 추정치가 0.0300으로서 10% 수준에서 유의함을 보이고 있다. GAIN 계수추정치가 유의하지 못하고 DGAIN 계수추정치가 10% 수준에서 유의한 것은 확장된 기능적 고착가설이

제한적으로 지지되고 있음을 보이는 결과이다.

V. 결 론

확장된 기능적 고착가설은 Hand(1990)가 상반된 두 가설인 효율적 시장가설과 기능적 고착가설을 통합하여 제시한 가설로서, 주가는 한계투자자에 의하여 결정된다. 만일 한계 투자자가 단순투자자일 확률이 1과 0사이에 있으면, 주가는 세련투자자는 물론 단순투자자에 의해서도 결정된다. 동가설을 검증하기 위하여, 이미 공시되어 주가에 반영된 부동산처분 정보가 손익계산서에 유형자산처분이익이라는 특별이익항목으로 제공시된 시점에서 처분이익 크기에 비례하여 추가적인 주가반응이 있는지 그리고, 단순투자자 비율이 높을수록 처분이익에 대한 주가반응정도가 큰지의 여부를 비기대이익률을 통제변수로 하고 처분이익률에 대한 누적비정상수익률의 회귀모형으로 분석하였다. 특히 확장된 기능적 고착가설에 의하면 단순투자자비율이 높을수록 처분이익에 대한 주가반응정도가 클 것이므로, 처분이익률에 대한 누적비정상수익률의 회귀모형에서 단순투자자비율을 중위수보다 높은 집단과 낮은 집단으로 구분했을 때 단순투자자비율이 높은 집단은 낮은 집단보다 기울기가 클 것이다. 누적비정상수익률은 손익계산서 공시일과 다음날의 2일간 수익률로 측정하고, 비기대이익은 처분이익공제후 당기세전이익에서 전기세전이익을 차감한 다음 결산일 주식시장가치로 표준화하였다. 단순투자자비율은 결산일의 개인인 소액주주 비율로 측정하고, 처분이익률은 결산일 주식시장가치에 대한 처분이익 비율로 측정하였다. 이익공시일로는 정기주주총회일과 증권관리위원회에의 감사보고서 제출일을 이용하였다. 실증분석 결과는 처분이익률의 계수추정치이 유의한 양의 값을 보여 주가가 기능적 고착이 있는 단순투자자에 의하여 결정됨을 보였으며, 특히 감사보고서 제출일을 이익공시일로 했을 때 확장된 기능적 고착가설이 제한적으로 지지됨을 보였다.

참고 문헌

- 김정교 (1989), “우리나라 기업의 연간회계이익의 시계열속성,” 회계학연구 제9호, 71-98.
- 나영, 박창현 (1998), 효율적 자본시장과 회계, 신영사.
- 박한순 (1992), 고정자산 처분사건의 이중적 주가반응에 대한 연구, 고려대학교 석사학위 논문.
- 송인만 (1989), “회계이익정보의 유용성에 관한 실증적 연구,” 회계학연구 제9호, 1-24.
- 윤순석 (1997), “특별상각에 대한 시장반응,” 회계학연구 제22권, 1-21.
- 증권거래법 (1992).
- 증권거래소 (1992), 공시업무편람.
- 최종서와 신성목 (1997), “연차이익공시에 대한 거래량 반응: 한국증권시장에서의 실증적 거래,” 회계학연구 제22권, 1-35.
- Ashton, R. H. (1976), “Cognitive Changes Induced by Accounting Changes: Experimental Evidence on the Functional Fixation Hypothesis,” *Journal of Accounting Research*, 14 (supplement).
- Ball, R. J. and S. P. Kothari (1991), “Security Returns around Earnings Announcement,” *The Accounting Review*, 66 (October), 718-738.
- Bernard, V. L. (1987), “Cross-Sectional Dependence and Problems in Inference in Market Based Accounting Research,” *Journal of Accounting Research*, 25 (Spring), 1-48.
- Brown, J., and J. Warner (1985), “Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies,” *Journal of Financial Economics*, 14, 3-31.
- Fabozzi, F. J. and J. C. Francis (1976), “Stability Tests for Alphas and Betas Over Bull and Bear Market Conditions,” *The Journal of Finance*, 32 (September), 1093-1099.
- Hand, J. R. M. (1989), “Did Firms Undertake Debt-Equity Swaps for an Accounting Paper Profit or True Financial Gain?,” *The Accounting Review*, 64 (October), 587-623.
- Hand, J. R. M. (1990), “A Test of the Extended Functional Fixation Hypothesis,” *The Accounting Review*, 65 (October), 740-763.

Tinic, S. M. (1990), "A Perspective on the Stock Market's Fixation on Accounting Numbers," *The Accounting Review*, 65 (October), 781-796.

Watts, R. L. and J. L. Zimmerman (1986), *Positive Accounting Theory*, Prentice Hall.