

# 정보위험과 주식수익률 프리미엄\*

박종원\*\* · 여환영\*\*\*

## <요 약>

본 연구에서는 발생액의 질(AQ)을 정보위험의 대용치로 하여 정보위험이 기존의 자산가격결정 모형에서 고려하지 못했던 새로운 위험요인인가에 대해 실증 분석하였다. 정보위험의 대용변수인 AQ는 확장된 Dechow and Dichev(2002)의 모형을 이용하여 측정하였고, 이를 이용하여 정보위험과 주식수익률 프리미엄 간의 관계를 검증하였다. Fama-French의 3요인 모형에 정보위험요인인 AQfactor를 포함한 모형과 이에 기초한 횡단면 모형을 통해 분석한 결과, 한국자본시장에서 AQfactor에 대한 베타위험은 주식수익률 프리미엄과 유의적인 관계를 갖지 못하며, 그 관계는 포트폴리오 특성에 따라 다르며 일관적이지 못하다. 이는 미국과 호주에 대한 Francis et al.(2005), Gray et al.(2009)의 연구결과와는 대비되는 것으로 한국자본시장에서 AQ로 측정된 정보위험이 주식수익률을 결정하는 가격결정요인으로 작용하지 못함을 나타내는 것이다. AQ를 기업의 기본요건과 관련된 부분과 경영자의 재량과 관련된 부분으로 분해한 경우 역시 유사한 결과를 보여준다. 한편, AQfactor는 기업규모와 밀접한 상관관계를 가져 한국자본시장에서 AQ로 측정된 정보위험과 주식수익률 프리미엄 간의 관계가 기업특성변수와 관련된 현상일 가능성을 시사한다.

주제어 : 정보위험, 발생액의 질(AQ), AQfactor, 주식수익률 프리미엄

논문접수일 : 2010년 02월 27일    논문최종수정일 : 2010년 03월 12일    게재확정일 : 2010년 03월 15일

\* 이 논문은 2008년도 산학협동재단의 학술연구비지원을 받아 이루어졌습니다. 이 논문은 두 번째 저자인 여환영의 서울시립대학교 석사학위논문 “발생액의 질과 주식수익률 프리미엄”의 제4장과 제7장을 수정·보완하여 작성된 것입니다. 저자들은 논문의 개선을 위해 유익한 비평을 해주신 익명의 심사위원께 감사함을 표합니다.

\*\* 교신저자, 서울시립대학교 경영학부 교수, E-mail : parkjw@uos.ac.kr.

\*\*\* 서울시립대학교 대학원

## I. 서 론

정보위험(information risk)이 주식의 수익률 변동을 설명하는 위험요인(risk factor) 인가가 최근 재무와 회계 분야에서 활발하게 연구되고 있다. 할인율이 일정한 경우 주가가격은 해당주식을 발행한 기업이 실현하는 미래 현금흐름에 의해 결정되므로, 미래 현금흐름에 대한 정보위험이 클수록 해당주식의 가격은 낮아지고 기대수익률은 높아질 것이다. 정보위험은 다음과 같은 두 가지 내용으로 설명될 수 있다.<sup>1)</sup> 하나는, 투자자들이 소유한 정보의 불확실성이다. 즉, 미래 현금흐름에 대해 투자자들이 평가하는 정보의 불확실성이 클수록 투자자들은 더욱 큰 위험프리미엄을 요구할 것이다. 다른 하나는, 경영자와 외부투자자 사이에 존재하는 미래 현금흐름에 대한 정보비대칭(information asymmetry)이다. 정보비대칭이 존재하는 경우 이에 따른 역선택 비용과 대리비용의 증가로 투자자들은 더 큰 위험프리미엄을 요구한다. 이러한 추론에 따르면 정보위험과 기업의 자본비용, 특히 주식수익률 프리미엄(equity premium) 사이에는 양(+)의 관계가 있을 것으로 예상할 수 있다. 정보위험이 주식수익률 프리미엄과 기업의 자본비용을 증가시키는 요인이라면, 이는 자본시장에 참여하는 모든 이해관계자들에게 영향을 미치게 될 것이다. 외부자금조달과 관련한 기업의 자본비용이 변화될 것이며, 투자자들의 포트폴리오 구성이 변화되고, 증권의 시장가격도 달라질 것이다.

전통적인 효율적 시장가설에 따르면(예를 들어, Fama, 1991) 정보위험은 분산가능하며 따라서 증권가격에 영향을 미칠 수 없다. 그러나 Easley and O'Hara(2004)는 공개 정보와 비공개 정보의 구성의 차이가 증권가격에 영향을 미침을 보여준다. 이들은 더 많은 사적 정보를 가진 기업일수록 투자자들이 정보비대칭으로 인한 손실을 입을 위험이 커지기 때문에 더 높은 프리미엄을 요구하며, 정보를 갖지 못한 투자자들은 정보위험을 충분히 분산시키는 포트폴리오를 구성할 수 없다고 주장한다. 반면에, Lambert et al.(2007)은 완전경쟁 시장에서 시장참여자가 충분히 많은 경우 Easley and O'Hara(2004) 모형에서도 정보위험을 분산시킬 수 있으며, 정보위험은 체계적 위험(즉, CAPM

1) Lambert et al.(2007)은 불완전경쟁 시장에서 정보위험이 증권가격을 결정하는 요인임을 보여준다. 또 이들은 증권가격에 영향을 미치는 요인은 정보비대칭이라기보다는 정보의 정확도(information precision)라고 주장한다. 이들 모형에서 정보의 정확도는 기업의 미래 기대현금흐름에 대해 투자자들이 가지는 정보의 질의 평균치(the average quality of information)로, 정보비대칭은 투자자들 사이에 갖는 정보의 정확도의 차이로 정의되며, 증권가격에 영향을 미치는 요인은 정보가 투자자들 사이에 어떻게 분포되어 있는지가 아니라 해당 정보의 정확도이다. 본 연구에서는 정보위험을 구성하는 이들 두 요소를 구분하지 않는다. Hughes, Liu and Liu(2007)는 정보위험이 반영되는 공통위험요인이 무엇인지에 대해서는 특정하지 않고 있다.

의 베타)에 모두 반영된다고 주장한다. Hughes, Liu and Liu(2007)도 거래되는 위험자산의 수가 충분하게 큰 경우 정보위험은 공통요인의 위험프리미엄에 반영되며, 개별증권의 가격에는 영향을 미치지 않는다고 주장한다.

실증연구에서 Francis et al.(2005)은 미국시장에서, Gray et al.(2009)는 호주시장에서 각기 정보위험이 주식수익률 프리미엄을 결정짓는 위험요인임을 보여주었다. 반면, Core et al.(2008)은 Francis et al.(2005)의 검증모형의 문제점을 지적하며 이를 보완한 이단계회귀분석(two-stage cross-sectional regression)을 이용할 경우 미국시장에서 정보위험이 가격결정요인으로 역할을 하지 못한다고 주장한다. Kim and Qi(2008)와 Ogenva(2008)는 각기 낮은 가격대의 종목(low-priced stocks)과 음(-)의 현금흐름을 갖는 종목들을 통제할 경우 Core et al.(2008)의 결과와는 달리 미국시장에서 정보위험이 주가 변동을 설명한다는 결과를 보여준다.

본 연구에서는 한국자본시장에서 기업의 정보위험이 주식수익률 프리미엄의 변동을 설명하는 위험요인인가를 검증한다. 정보위험의 대응치로는 발생액의 질(accruals quality : AQ)을 이용한다(Francis et al., 2005; Gray et al., 2009; Core et al., 2008).<sup>2)</sup> 기업의 영업현금흐름은 순이익에서 발생액을 차감하여 구할 수 있고, 이 중 발생액은 발생주의 회계원칙의 적용에 따른 회계선택과 회계추정 및 원가배분 등 경영자의 재량적인 요소가 개입되어 정보의 불확실성이 크고 경영자와 투자자간의 정보비대칭의 정도가 높다. 또한 기업경영과 관련된 기본여건(economic fundamentals)에 대한 불확실성이 클수록 또 경영자의 행동에 대한 감시가 어려울수록 경영자와 투자자 사이의 정보비대칭이 커지고 기업성과의 측정치인 순이익에 대한 불확실성이 커질 것이다.<sup>3)</sup> 따라서 미래 현금흐름에 대한 정보의 불확실성이 클수록 또 경영자와 투자자간 정보비대칭이 높을수록 발생액의 변동이 커질 것으로 예상할 수 있으며, 기업이 실현하는 미래현금흐름에 대한 정보위험이 높다고 판단할 수 있다. 이러한 배경 하에, 본 연구에서는 발생액의 질을 정보위험의 대응변수로 하여 정보위험이 주식수익률 프리미엄에 미치는 영향을 분석한다.

발생액의 질(AQ)은 확장된 Dechow and Dichev(2002) 모형을 이용하여 측정하였고(McNichols, 2002; Francis et al., 2005; Gray et al., 2009) 측정된 AQ를 기업의 기본여건과 관련된 비재량적 요소(innate AQ)와 경영자의 재량적인 선택과 관련된 재량적 요

2) 발생액 및 발생액의 질의 경제적 의미와 측정방법 등에 대해서는 Dechow(1994), Dechow and Dichev(2002), McNichols(2002) 참조.

3) 장석오(2007)는 정보비대칭과 경영자의 이익조정간에 양(+)의 관계가 있음을 보여준다.

소(discretionary AQ)로 구분하였다. 이후, 이들 변수들이 주식수익률 프리미엄에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보았다.

Fama-French(1993)의 3요인 모형에 AQ 요인을 새로운 공통요인으로 추가하고, 이단 계회귀분석(Core et al., 2008)을 이용하여 정보위험과 주식수익률 프리미엄 간의 관계를 검증한 결과는 AQ 요인에 대한 베타위험이 주식수익률 프리미엄에 체계적이고 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나, 한국자본시장에서 정보위험이 주식수익률 프리미엄의 변동을 설명하는 가격결정 요인으로 작용하지 못함을 보여준다. 나아가 AQ를 기업의 기본여건과 관련된 부분과 경영자의 재량과 관련된 부분으로 분해한 경우 역시 기업이 기본여건과 관련된 AQ 요인에 대한 베타위험이나 경영자의 재량과 관련된 AQ 요인에 대한 베타위험이 주식수익률 프리미엄에 반영되지 못하는 걸로 나타난다. 이는 미국과 호주 시장에 대한 선행연구 결과와는 차별적인 것이다. AQ 기준으로 포트폴리오를 구성하고 정보위험과 주식수익률간의 관계를 분석한 결과는 높은 AQ 그룹에서는 정보위험이 주식수익률에 양(+)의 영향을 미치나 낮은 AQ 그룹에서는 정보위험이 주식수익률 프리미엄에 유의적인 음(-)의 영향을 미치는 흥미로운 결과를 보여준다.

본 연구는 한국자본시장의 자료를 대상으로 발생액의 질로 측정되는 정보위험이 주식수익률 프리미엄을 결정하는 가격결정요인인가를 기존연구에 대한 비판을 반영하여 체계적으로 검증하였다는 데 기본적인 의의가 있다. 시계열분석에 기초하여 발생액 기준 요인포트폴리오가 위험요인인가를 검증한 고봉찬, 김진우(2007)의 연구와는 달리 본 연구에서는 과거 5년 간의 자료에 기초하여 발생액의 질을 측정하고 Core et al.(2008)이 제기한 비판을 반영하여 시계열분석과 횡단면분석을 이용하여 정보위험이 주식수익률프리미엄을 결정하는 위험요인인가를 검증하였다. 따라서 방법론적인 비판에서 보다 자유롭다고 할 수 있다. 또 시장미시자료를 이용하여 정보비대칭 위험이 주식수익률에 반영되는가를 검증한 최혁, 양철원(2007), 박종호, 엄경식(2008)과는 달리 본 연구에서는 기업의 재무제표자료에 기초하여 측정된 발생액의 질을 정보위험의 대용치로 하여 검증함으로써 재무와 회계 분야의 접목을 시도하였다는데서 그 차별성을 갖는다.

본 연구는 모두 제 VI장으로 구성되어 있다. 제 I장에서는 연구의 배경 및 목적을, 제 II장에서는 선행연구를, 제 III장에서는 표본자료와, 발생액의 질의 측정 및 분해 방법을 설명하였다. 제 IV장에는 정보위험이 주식수익률 프리미엄의 결정요인인가에 대한 실증결과를, 제 V장에서는 제 IV장의 결과에 대한 강건성(robustness) 검정을 위한 추가분석 결과를 제시하였다. 마지막으로 제 VI장에서는 연구의 결과와 시사점을 정리하였다.

## II. 선행연구

Diamond and Verrecchia(1991)은 정보의 질이 정보의 비대칭성과 밀접한 관련이 있음을 주장한다. 이들은 질이 높은 정보가 공개되었을 경우 투자자간의 정보의 비대칭성이 감소하여 유동성이 높아지고 이에 따라 자본비용이 감소한다는 것을 이론적으로 보였다. Easley and O'hara(2004)는 공개정보와 비공개정보의 구성의 차이가 자본비용에 영향을 미친다고 주장한다. Kenton(2006)은 infinite-horizon CCAPM 하에서 이익의 질이 증권의 기본적 위험(fundamental risk)을 확대시키는 것을 보였으며, Gollier and Schlee (2003)는 완전한 정보는 주식수익률 프리미엄을 감소시키지만 불완전한 정보는 시장의 이자율 수준을 증가시킴을 보여주었다. Epstein and Schneider(2008)에서는 모호함을 싫어하는 투자자들이 좋은 뉴스 보다 나쁜 뉴스에 더 강하게 반응하고, 정보의 질이 좋지 않은 자산을 꺼리는 경향으로 인해 정보의 질이 낮을수록 자본비용이 증가됨을 보였다. 그리고 Lambert et al.(2007)에서는 정보의 질은 기업에 체계적 위험에 영향을 미치며 또한 그 기업의 자본비용에 직·간접적으로 영향을 준다는 주장을 하고 있다.

Botosan(1997), Botosan and Plumlee(2002)는 정보 공개가 많은 기업일수록 자본비용이 감소한다는 것을 보였고, Francis et al.(2004)는 이익의 질이 높을수록 자본비용이 감소함을 보였다. 또한 Francis et al.(2005)는 정보의 질이 낮은 기업이 정보의 질이 높은 기업보다 더 큰 부채비용과 자기자본비용을 가짐을 보였으며, Gray et al.(2009)는 호주시장에서 정보위험이 주식수익률 프리미엄을 결정짓는 위험요인임을 보여주었다.

이처럼 정보의 질이 증권의 수익률에 체계적으로 영향을 미치고, 정보위험은 분산불가능하다는 결과를 보인 연구들이 있는 반면, Hughes, Liu and Liu(2007)은 위험자산이 충분하게 많은 경우 정보의 비대칭성이 감소하여 정보위험은 분산가능하다고 주장한다. 또한, Core et al.(2008)는 전통적인 자산가격결정모형의 검증으로는 발생액의 질이 증권가격에 영향을 미치는 위험요인인가의 여부를 판단하는데 그 근거를 제공하지 못한다고 주장함으로써 Francis et al.(2004, 2005)의 주장을 반박했다. 또한 Liu and Waddock(2006)는 Francis et al.(2004, 2005)에서 사용된 발생액의 질이 정보위험을 설명하기 보다는 영업위험을 더 잘 설명한다고 주장함으로써, Francis et al.(2004, 2005)의 주장에 이의를 제기하고 있다.

한편, Kim and Qi(2008)는 Core et al.(2008)에서 낮은 가격대의 종목(low-priced stocks)을 통제할 경우 Francis et al.(2005)에서와 마찬가지로 정보위험이 주식수익률을 설명하는 유의한 위험요인임을 보였으며, Ogenva(2008)는 음(-)의 현금흐름을 갖는 종목들을

통제할 경우 Core et al.(2008)의 결과와는 달리 정보위험이 주가에 영향을 미치는 위험요인이라는 결과를 보여주고 있다.

정보위험과 관련한 국내문헌을 살펴보면, 최혁, 양철원(2007)의 연구에서는 Glisten-Harris(1988) 모형, Hasbrouk(1991)-Foster-Viswanathan(1993) 모형, Easley et al.(2002)의 PIN 등 3개의 정보위험 측정치를 이용하여 정보위험과 주식의 초과수익률의 관계를 분석하였는데, 그 결과, PIN을 이용하였을 때에는 정보위험과 주식수익률 사이에서 유의한 관계를 발견하지 못하였으나 다른 모형의 측정치를 이용하였을 때에는 정보위험과 주식의 수익률 사이에 양(+)의 유의한 관계가 나타난다고 보고하고 있다. 박종호, 엄경식(2008)도 PIN은 주식수익률과 유의한 관계를 갖지 못하나, 매수-매도 주도 거래횟수간의 상관관계를 반영한 수정된 PIN을 이용하는 경우 주식수익률과 유의한 관계를 갖는다는 결과를 보여준다. 반면, 고봉찬, 김진우(2007)의 연구에서는 1987년부터 2005년까지의 기간 동안 국내 상장 제조기업을 대상으로 국내 주식시장에 발생액 이상현상이 존재하는지의 여부와 이러한 발생액 이상현상이 기존의 자산가격결정모형에서 고려하지 못한 새로운 위험요인 인지에 대해 분석하였다. 분석결과 이들은 발생액 기준 요인포트폴리오는 기존의 자산가격결정모형이 반영하지 못하는 새로운 위험요인이 아니라는 결과를 보고하고 있다. 한편, 장석오(2007)는 재량적 발생액과 매수-매도호가 스프레드를 사용하여 정보비대칭의 존재가 이익조정에 대한 필요조건인지를 검증하였다. 그 결과, 재량적 발생액과 매수-매도호가 스프레드 사이에 강한 양(+)의 관계가 있음을 발견하여 기업과 기업성과에 대한 정보가 경영자의 이익조정 정도를 제한할 수 있다는 것을 보여주고 있다.

### Ⅲ. 표본자료와 발생액의 질(AQ)

#### 1. 표본자료

본 연구에서는 1981년부터 2006년 말까지 한국거래소의 유가증권시장에 상장되었던 기업들을 분석대상으로 하였으며, 이 중 다음에 해당되는 자료는 분석대상에서 제외하였다.

- (1) 금융업
- (2) 상장일 이전 자료
- (3) 업종 변경 기업
- (4) 결산기 변경 기업
- (5) 12월이 결산기가 아닌 기업
- (6) 자본잠식 기업

(7) 기업×연도 자료가 8년 이상 연속적으로 존재하지 않는 기업<sup>4)</sup>

위의 조건에 해당되는 자료를 제외하고 남은 기업×연도 자료를 바탕으로 AQ를 산출하였다. 따라서 AQ는 1988년~2006년의 기간에 대해 산출되었다. 기업별 재무제표자료는 한국상장회사 협의회에서 제공하는 TS-2000의 데이터를, 주식수익률자료는 한국신용평가정보에서 제공하는 KIS-VALUE의 데이터를 이용하였다.

표본자료는 KSIC 대분류 기준에 기초하여 총 14개 산업 군으로 분류하였다. <표 1>에 유가증권시장의 기업×연도 자료의 산업별 구성비율과 본 연구에서의 분석대상이 된 표본자료의 산업별 구성 비율을 나타내었다.

<표 1>을 보면 표본에 포함된 기업의 수는 유가증권시장의 총상장기업 680개 중 371개이며, 기업×연도의 수는 5,801로 전체 기업×연도의 수 11,279의 약 50%에 해당한다. 산업비중은 제조업/건설업/도매 및 소매업이 전체의 70% 이상을 차지하고 있다. 표본자료의 산업별 분포는 유가증권시장 전체의 산업별 분포와 큰 차이를 보이지 않는다.

<표 1> 표본자료의 산업 구성

표본기간(1988년부터 2006년) 동안 유가증권시장에 상장되었던 기업의 기업×연도 자료와 연구에 사용된 기업×연도 자료의 산업별 구성비율이다.

산업 구분	표본 기업			KRX(유가증권시장)		
	기업	기업 x 연도	구성비율 (%)	기업	기업 x 연도	구성비율 (%)
농업, 임업 및 어업	4	65	1.12	5	96	0.85
광업	1	15	0.26	1	18	0.16
제조업	268	4209	72.56	440	7440	65.96
전기, 가스, 증기 및 수도사업	10	108	1.86	11	138	1.22
건설업	24	405	6.98	39	720	6.38
도매 및 소매업	23	345	5.95	48	805	7.14
운수업	13	244	4.21	21	361	3.20
출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	7	92	1.59	20	186	1.65
금융 및 보험업	-	-	-	52	912	8.09
부동산업 및 임대업	-	-	-	1	20	0.18
전문, 과학 및 기술 서비스업	20	309	5.33	34	534	4.73
사업시설관리 및 사업지원 서비스업	1	9	0.16	4	19	0.17
교육 서비스업	-	-	-	1	4	0.04
예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	-	-	-	3	26	0.23
합계	371	5,801		680	11,279	-

4) 본 연구에서 AQ는 각 기업에 대해 식 (1)에서 추정된 잔차의 과거 5기간(t-5~t-1)의 표준편차로 정의된다. 식 (1)에 시차 1의 선행행 영업현금흐름(CFO) 변수가 포함되므로 AQ 계산을 위해 최소 8년 간 연속적으로 존재하는 자료가 필요하다.

## 2. 발생액의 질 : 측정 및 분해

### 1) 발생액의 질의 측정

당기순이익과 영업현금흐름의 차이로 정의되는 발생액은 매출채권의 증분, 매입채무의 증분, 재고자산의 증분, 감가상각비 등의 항목으로 구성되어있다. 이들 항목들은 경영자의 재량이나 자의에 의해 금액의 크기가 결정되는 항목과 경영자의 재량이나 자의에 의해 결정되기보다는 일반적으로 인정된 회계원칙이나 세법 규정, 또는 기업의 기본 여건에 의해 결정되는 항목으로 구분된다. 전자를 재량적 발생액(discretionary accruals)이라 하고 그 예로 매출채권, 재고자산, 매입채무 등을 들 수 있으며, 후자를 비재량적 발생액(non-discretionary or innate accruals)이라 하고 감가상각비 등을 예로 들 수 있다.

발생액의 질을 측정하는 방법은 크게 대차대조표 정보를 이용하는 방법과 현금흐름표 정보를 이용하는 방법이 있는데, 본 연구에서는 Francis, et al.(2005) 및 Gray et al.(2009)의 결과와의 비교를 위해 대차대조표 정보에 기초한 확장된 DD 모델<sup>5)</sup>을 이용하여 측정한다. 확장된 DD 모델은 다음의 식 (1)과 같다.

$$TCA_{j,t} = \phi_{0,j} + \phi_{1,j}CFO_{j,t-1} + \phi_{2,j}CFO_{j,t} + \phi_{3,j}CFO_{j,t+1} + \phi_{4,j}\Delta SA_{j,t} + \phi_{5,j}\Delta PPE_{j,t} + v_{j,t} \quad (1)$$

위 식에서  $TCA_{j,t}$ 는 기업 j의 t기의 총유동발생액으로(유동자산의 증분-유동부채의 증분-현금예금의 증분+단기차입금의 증분)으로 계산된다.<sup>6)</sup>  $CFO_{j,t-1}$ ,  $CFO_{j,t}$ ,  $CFO_{j,t+1}$ 은 기업 j의 전기, 당기, 차기의 영업현금흐름이다. 각각의 CFO는 계속사업이익(경상이익)에서 총발생액을 차감한 수치이며, 총발생액은 총유동발생액에서 감가상각비와 무형자산상각비를 차감한 값으로 계산되었다.  $\Delta SA_{j,t}$ 와  $\Delta PPE_{j,t}$ 는 각기 j기업의 t기의 매출액의 증분과 유형자산의 증분을 나타낸다. 각각의 변수들은 기업의 규모에 따라 다양하므로, 비교가능성을 높이기 위해 전기 총자산과 당기 총자산의 평균으로 해당 값을 나눈

5) 대차대조표 정보를 이용하는 또 하나의 이유는 1996년 이전 기간에는 현금흐름표 정보를 이용할 수 없기 때문이다. DD 모델은 Dechow and Dichev(2002)에서 정보의 질을 측정하기 위해 개발되었다. 이 모델에서는 working capital을 현재, 전 기간, 그리고 다음 기간의 영업현금흐름(CFO)에 대해 횡단면 회귀 분석하여 나온 잔차항의 표준편차를 AQ로 정의했다. 그 후 매출액의 증감과 PPE(property, plant, and equipment)가 발생액에 대한 기대치를 형성하는데 중요한 변수라는 McNichols(2002)의 주장을 반영하여 DD 모델에 두 변수를 추가한 것을 확장된 DD 모델이라 부른다.

6) 단기차입금에는 유동성장기부채와 기타 유동부채를 포함한다.



수치를 사용한다.

발생액의 질  $AQ_{j,t}$ 는 식 (1)에서 구해진 잔차( $v_{j,t}$ )의 t-5~t-1기, 즉 과거 5년 간의 표준편차로 정의된다. 구체적으로 산업효과와 연도별 차이를 통제하기 위해 매 연도별로 구분된 산업별 표본에 대해 식 (1)을 추정한 후, 추정된 회귀계수를 해당연도-해당산업에 속한 개별기업에 대해 구성한 식 (1)에 대입하여 잔차를 구하였다. 이후 각 기업별로 추정된 잔차의 t-5~t-1기의 표준편차를 구하고 이를 해당기업의 t년도의 발생액의 질로 정의하였다.<sup>7)</sup>

## 2) 발생액의 질의 분해

식 (1)을 이용하여 구한 AQ를 Dechow and Dichev(2002)와 Francis et al.(2005)에서와 같이 기업의 기본여건과 관련된 비재량적인 부분(Innate AQ)과 경영자의 재량과 관련된 부분(Disc AQ)으로 분해한다. AQ의 분해를 위해 Dechow and Dichev(2002), Francis et al.(2005), 그리고 Gray et al.(2009)를 따라 기업의 기본여건을 나타내는 변수(innate variables)로 기업규모, 영업현금흐름의 변동성, 매출액의 변동성, 영업순환주기, 그리고 과거기간에 음(-)의 계속사업이익이 보고된 횟수를 이용한다.

$$AQ_{j,t} = \beta_0 + \beta_1 SIZE_{j,t} + \beta_2 \sigma(CFO)_{j,t} + \beta_3 \sigma(Sales)_{j,t} + \beta_4 OpCycle_{j,t} + \beta_5 NeEarn_{j,t} + e_{j,t} \quad (2)$$

식 (2)에서  $Size$ 는  $\ln(\text{총자산})$ 이며,  $\sigma(CFO)$ 는 과거 5년 간의 영업활동으로 인한 현금흐름을 이용하여 구해진 표준편차,  $\sigma(Sales)$ 는 과거 5년 간의 매출액의 표준편차,  $OpCycle$ 은  $\ln(\text{영업순환주기})$ , 그리고  $NeEarn$ 는 과거 5년 동안에 음(-)의 계속사업이익이 보고된 횟수를 나타낸다.

AQ의 Innate AQ와 Disc AQ로의 분해는 매연도별 횡단면자료에 대해 식 (2)를 추정함으로써 이루어진다. 식 (2)의 예측치는 기업 j의 AQ 중 기업의 기본여건과 관련된 Innate AQ 부분을 나타낸다. 즉, 기업 j의 t년도의 Innate AQ는 식 (2)에서 추정된 회귀계수에 해당연도의 5개의 기본여건변수들을 곱하여 다음과 같이 구해진다.

7) 단순히 발생액의 크기로 정보위험을 측정하는 경우 정보의 불확실성을 적절하게 나타내지 못할 수 있다. 예를 들어 매년 측정된 발생액의 크기가 계속하여 안정적으로 높은 수준을 유지하는 경우 발생액의 크기는 정보위험에 대한 적절한 지표가 될 수 없다. 과거 기간의 표준편차로 정보위험을 측정하는 경우 이러한 문제를 피할 수 있다.

$$InnateAQ_{j,t} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 SIZE_{j,t} + \hat{\beta}_2 \sigma(CFO)_{j,t} + \hat{\beta}_3 \sigma(Sales)_{j,t} + \hat{\beta}_4 OpCycle_{j,t} + \hat{\beta}_5 NeEarn_{j,t}$$

경영자의 재량적인 판단과 관련된 발생액의 질을 나타내는 Disc AQ는 t연도의 AQ와 추정된 Innate AQ의 차이로 구해진다.

### 3. 표본기업의 주요변수와 AQ의 특성

연구에 사용된 표본기업의 특성을 알아보기 위해 <표 2>의 Panel A와 B에 주요변수들의 요약통계량을 나타내었다. 또 식 (2)의 추정에 앞서 식 (2)에 사용된 기본여건변수들간의 상관관계를 <표 2>의 Panel C에 제시하였다.

<표 2> 주요변수들의 요약통계량

제시된 변수들은 1988년부터 2006년까지의 개별기업의 재무제표 자료로부터 측정된 값이다. Panel A는 기업의 재무변수들에 대한 요약통계량 값이며, Panel B는 AQ의 설명 요소 중 기업의 기본여건을 나타내는 변수들에 대한 요약통계량 값이다. Panel C는 기본여건변수들간의 상관계수이다.

각 변수들은 다음과 같다. ME : 시가총액, Assets : 총자산, Sales : 매출액, ROA : 총자산수익률, MB\_ratio : 시장가치 대 장부가치 비율, Costdebt : t+1기의 이자비용을 t기의 총부채로 나눈 값, Leverage : 총부채를 총자산으로 나눈 값,  $\sigma(NIBE)$  : 계속사업 이익의 과거 5년 간의 표준편차, EP\_ratio : E/P ratio, Sales growth : 매출액의 전년 대비 퍼센트 변화율, Growth :  $\ln(1+\text{장부가치})$ 의 전년 대비 퍼센트 변화율.

Panel A : 주요 재무변수들의 요약통계량

구 분	Mean	Std dev	90%	75%	Median	25%	10%
ME	602421	3386681	990157	328934	100449	36866	18222
Assets	932166	3060587	1861742	642891	196023	93257	48381
Sales	910373	3396127	1484755	503872	172258	83028	42219
ROA	0.0252	0.0797	0.0863	0.0539	0.0254	0.0084	-0.0191
MB_ratio	17.7345	61.9889	33.3553	13.3760	5.2240	2.0575	0.9240
CostDebt	0.0525	0.0341	0.0986	0.0758	0.0480	0.0274	0.0091
Leverage	0.5367	0.1928	0.7708	0.6791	0.5596	0.4003	0.2641
$\sigma(NIBE)$	0.0416	0.0458	0.0856	0.0502	0.0295	0.0162	0.0092
EP_ratio	0.0199	1.9094	0.3491	0.2002	0.0943	0.0328	-0.1309
Sales Growth	0.0064	0.1905	0.1908	0.0877	-0.0044	-0.0907	-0.1845
Growth	0.2911	0.4252	0.8109	0.4925	0.1625	0.0000	0.0000

Size : ln(총자산),  $\sigma(CFO)$  : 영업현금흐름의 과거 5년간의 표준편차,  $\sigma(Sales)$  : 매출액의 과거 5년 간의 표준편차, OpCycle : ln(영업순환주기), 영업순환주기=재고자산회전기간+매출채권회수기간, NeEarn : 과거 5년 동안에 음(-)의 계속사업이익이 보고된 횟수.

Panel B : 기업의 기본여건변수(innate variables)의 요약통계량

구 분	Mean	Std dev	90%	75%	Median	25%	10%
<i>Size</i>	12.4370	1.4269	14.4370	13.3737	12.1860	11.4431	10.7869
$\sigma(CFO)$	0.0691	0.0470	0.1198	0.0841	0.0589	0.0403	0.0278
$\sigma(Sales)$	0.1524	0.2182	0.2673	0.1776	0.1165	0.0742	0.0486
영업순환주기(일)	124.44	65.43	208.69	151.09	110.36	81.43	61.26
<i>OpCycle</i>	4.6944	0.5389	5.3408	5.0179	4.7037	4.3997	4.1151
<i>NeEarn</i>	0.6327	1.0575	2	1	0	0	0

Panel C : AQ와 기본여건변수들 간의 상관관계

구 분	<i>Size</i>	$\sigma(CFO)$	$\sigma(Sales)$	<i>OpCycle</i>	<i>-Earn</i>
<i>AQ</i>	-0.2059***	0.4494***	0.1123***	0.0593***	0.3093***
<i>Size</i>		-0.0870***	0.0553***	-0.2492***	-0.1220***
$\sigma(CFO)$			0.2015***	0.0500***	0.2855***
$\sigma(Sales)$				-0.2047***	0.0129
<i>OpCycle</i>					0.0597***

주) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

<표 2>의 Panel A를 보면 표본기업들의 ROA의 평균과 중간값은 각각 0.0252, 0.0254로 매우 낮은 것으로 나타났다. 총자산의 경우 평균값이 중간값을 훨씬 상회하는 것으로 나타났는데, 이는 몇몇 대기업의 영향임을 짐작할 수 있다. 시장가치 대 장부가치 비율의 평균이 17.7345로 미국과 호주에 비해 상당히 높은 것으로 나타났다. 그러나 이 값 또한 평균이 중간값을 훨씬 상회하여 일부 기업들에 의한 영향이 큰 것으로 판단된다. 기업의 기본여건변수들에 대한 요약통계량을 나타낸 Panel B의 결과를 보면, 과거 5년동안의 음(-)의 이익이 보고된 횟수의 평균이 0.6327회, 표준편차가 1.0575로 미국과 호주의 결과에 비해 매우 큰 모습을 보여준다. 기본여건을 나타내는 5개의 변수들과 AQ간에 갖는 상관관계를 나타낸 Panel C의 결과를 보면, AQ는 Size와는 유의한 음(-)의 관계를 보이며,  $\sigma(CFO)$ ,  $\sigma(Sales)$ , *OpCycle*, *NeEarn*과는 유의한 양(+)의 관계를 보여준다. 따라서 기업규모가 클수록 AQ는 작아지고, 현금흐름의 변동성, 매출액의 변동성, 영업순환주기, 음(-)의 이익을 기록하는 횟수가 커질수록 AQ 역시 커진다는 것을 알 수 있다.

<표 3>에 식 (2)에 대한 pooled-regression의 추정결과와 식 (1)에서 구한 잔차의 t-5 ~t-1기간의 표준편차로 측정된 AQ 및 식 (2)에서 구한 Innate AQ와 Disc AQ의 요약통계량을 나타내었다.<sup>8)</sup>

<표 3> AQ와 기본여건변수의 관계 및 AQ, Innate AQ, Disc AQ의 요약통계량

Panel A : AQ와 기본여건변수간의 관계

	예측 부호	회귀계수	t-값	수정 t-값*
절 편		0.043661	9.69	9.84
<i>Size</i>	-	-0.002313	-10.26	-10.46
$\sigma(CFO)$	+	0.171782	24.39	16.15
$\sigma(Sales)$	+	0.004226	2.85	1.54
<i>OpCycle</i>	+	0.000007	0.01	0.01
$-Earn$	+	0.003724	12.13	9.34
<i>adj.R<sup>2</sup></i>		0.2606		

주) \* 수정 t-값 : White(1980)의 방법으로 표준오차를 조정한 t-값.

Panel B : AQ, Innate AQ, Disc AQ의 요약통계량

변수	Mean	SD	Max	75%	Median	25%	Min
AQ	0.0298	0.0215	0.1675	0.0364	0.0245	0.0157	0.0013
Innate AQ	0.0298	0.0120	0.1490	0.0354	0.0281	0.0219	-0.0001
Disc AQ	0.0000	0.0179	0.1147	0.0064	-0.0027	-0.0103	-0.0860

<표 3>의 Panel A의 결과를 보면 *OpCycle*를 제외한 모든 변수가 유의한 설명력을 가지며, *adj.R<sup>2</sup>* 값이 0.26으로 AQ를 구성하는 부분 중 비재량적인 부분보다는 재량적인 부분의 설명력이 더 큼을 보여준다.<sup>9)</sup>

Panel B의 결과를 보면 AQ 측정치의 평균과 중위수는 각각 0.02978과 0.02443으로 나타나, 미국자료를 이용했던 Francis et al.(2005)에서 제시되었던 결과 값(평균 및 중위값 : 0.042, 0.0313)과 호주자료를 이용한 Gray et al.(2007)의 결과 값(평균 및 중위값 : 0.081, 0.064)에 비해서는 작은 모습을 보인다. Innate AQ와 Disc AQ의 요약통계량을 보면 Innate

8) 1981년~2006년 간의 기간에 대해 연도-산업별로 추정된 식 (1)의 회귀계수를 해당 연도-산업에 속한 각 기업별로 구성된 식 (1)에 대입하여 잔차를 구하였다. 전체 자료 중 매년 특정 산업 군에 10개 미만의 기업을 포함한 산업 군을 제외하고 AQ산출에 필요한 변수들의 결측치가 있는 자료를 제외한 결과 과거 5년 간의 잔차의 표준편차로 구해진 AQ는 3,591개이다.

9) Fama and MacBeth(1973)의 방법을 원용하여 연도별로 횡단면 회귀분석하여 얻어진 결과의 평균치 역시 통합회귀분석의 결과와 크게 다르지 않다.

AQ에 비해 Disc AQ의 분포가 변동성이 매우 큰 모습을 보여주어, Disc AQ가 AQ의 변동을 가져오는 중요한 요인임을 보여주고 있다. 또 Disc AQ의 경우 평균값은 0이나 중간값이 -0.0027로 오른쪽으로 기우는 분포를 하고 있음을 보여준다. 이는 우리나라 기업들의 경우 미국과 호주 기업에 비해 기업의 기본여건과 관련된 발생액에 비해 경영자의 재량적 판단에 의한 발생액이 보다 큰 변동을 보임을 말해주는 것으로 재무보고과정에서 경영자들의 재량에 따른 판단이 해당기업의 정보위험에 큰 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

## IV. 정보위험이 주식수익률 프리미엄에 미치는 영향

### 1. AQfactor의 생성과 포트폴리오 분석

정보위험이 주식수익률을 결정하는 체계적인 위험요인인가를 검증하기 위해 본 연구에서는 Fama and French(1993)에서 기업규모요인(SMB)와 BM요인(HML)을 구성한 것과 같은 방식으로 AQ 요인(AQfactor)을 구성하였다. 구체적으로 매월 측정된 AQ의 크기 순으로 표본기업들을 정렬하여 AQ의 크기가 큰(즉, 정보위험이 높은) 상위 20%의 주식을 매입하고 AQ의 크기가 작은(즉, 정보위험이 낮은) 하위 20%의 주식을 매도하여 비용이 0인 포트폴리오를 구성한 후 이 두 포트폴리오의 수익률의 차이를 AQfactor로 정의하였다. 이후 동일한 방법으로 Innate AQfactor와 Disc AQfactor를 생성하였다.

AQfactor가 주식수익률 프리미엄에 미치는 영향을 검증하기 위하여 본 연구에서는 표본기업의 주식을 대표적인 특성변수를 기준으로 분류하여 포트폴리오를 구성하고 포트폴리오의 수익률에 AQfactor가 미치는 영향을 검증한다(Francis et al., 2005는 개별기업에 대한 분석결과이다). 이는 개별기업에 대한 분석을 하는 경우에 나타날 수 있는 오류를 최소화하기 위한 것이다.

포트폴리오는 매년 AQ-Size, AQ-BM, AQ-Beta, 그리고 Size-BM의 4가지 유형별로 구성한다. 먼저 AQ-Size 포트폴리오는 전년도의 AQ를 기준으로 구성된 3개의 포트폴리오와 BM을 기준으로 구성된 3개의 포트폴리오를 독립적으로 결합하여 AQ-Size에 따른 9개의 포트폴리오를 구성한다. 다음으로 AQ-BM 포트폴리오와 AQ-Beta 포트폴리오, 그리고 Size-BM 포트폴리오도 같은 방법으로 각각 9개의 포트폴리오를 구성한다. 포트폴리오 구성을 위한 개별주식의 베타는 검증연도 전 5년 동안의 월별수익률 자료를 이용하여 매월의 주식수익률을 해당 월과 전월의 KOSPI 수익률에 대해 회귀분석해서 얻은 두 개의 계수 값을 더하여서 추정하였다.<sup>10)</sup> 포트폴리오의 수익률은 포트폴리오에 속한 개별주식의 수익률을 균등비율로 가중평균하여 구한다.

## 2. 시계열 분석과 횡단면 분석

AQfactor가 체계적인 위험요인이 되기 위한 필요조건 중의 하나는 AQfactor가 주식수익률의 변동을 설명할 수 있어야 한다는 것이다. 이를 검증하기 위해 Fama-French의 3요인모형에 AQfactor를 추가한 다음의 식 (3)을 분석한다.

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_j + \beta_{p,MRP}(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{p,SMB}SMB_t + \beta_{p,HML}HML_t + \beta_{p,AQfactor}AQfactor_t + \epsilon_{p,t} \quad (3)$$

식에서  $R_{p,t}$ 는 포트폴리오 p의 t기의 수익률,  $R_{f,t}$ 는 t기의 무위험이자율,  $R_{m,t}$ 는 KOSPI의 t기의 수익률이며, SMB와 HML은 각기 기업규모 요인과 장부가치대시장가치비율 요인이다. SMB와 HML은 AQfactor와 동일한 방식으로 구성되며, 각 변수는 월별 기준으로 측정된다.

식 (3)의 분석은 먼저 AQfactor에 대해 이루어지고 이후 Innate AQfactor와 Disc AQfactor에 대해 이루어진다.

Core et al.(2008)은 Francis et al.(2005)에서 이용된 식 (3)과 같은 시계열 분석만으로는 정보위험이 주가가격을 결정하는 위험요인인지를 검증할 수 없으며, 이의 검증은 이 단계회귀분석(two-stage cross-sectional regression)의 결과에 기초하여 판단해야 한다고 주장한다. 본 연구에서는 이러한 지적을 반영하여 식 (3)에서 추정된 회귀계수에 기초하여 횡단면 분석을 실시한다. 분석모형은 식 (4)와 같다.

$$\overline{R_{p,t}} - \overline{R_{f,t}} = \gamma_0 + \gamma_1 \widehat{\beta_{p,t,MRP}} + \gamma_2 \widehat{\beta_{p,t,SMB}} + \gamma_3 \widehat{\beta_{p,t,HML}} + \gamma_4 \widehat{\beta_{p,t,AQfactor}} + u_{p,t} \quad (4)$$

식 (4)의 추정을 위해 먼저 식 (3)을 매년 추정한다. 식 (3)에서 포트폴리오는 매년 초에 재구성된다. 매년 재구성된 포트폴리오에 기초하여 5년(60개월) 기준으로 식 (3)을 연속추정하여(rolling regression) 1994년부터 2006년까지의 기간에 대하여 연도별로 회귀계수를 추정한다.<sup>11)</sup> 이후 각 포트폴리오의 매연도별 월평균 초과수익률  $\overline{R_{p,t}} - \overline{R_{f,t}}$ 를 종속

10) 이는 비동시거래(non-synchronous trading)에 따른 영향을 고려한 것이다.

11) 본 연구에서 AQ는 1988년부터 추정이 되었으나 식 (4)의 분석은 1994년부터 2006년까지의 기간을 대상으로 이루어졌다. 이는 연도별로 충분한 표본기업을 확보하기 위해 1990년 이후의 자료를 이용했기 때문이다.

변수로, 식 (3)에서 추정한 회귀계수를 독립변수로 하여 식 (4)를 추정한다.

### 3. 전체표본에 대한 실증결과

구성된 포트폴리오에 대하여 식 (3)과 식 (4)를 추정한 결과를 <표 4>~<표 5>에 제시하였다. 먼저 AQ-Size 기준 포트폴리오에 대한 분석결과를 <표 4>에 나타내었다.<sup>12)</sup>

<표 4>의 Panel A는 AQfactor가 주식포트폴리오의 수익률 프리미엄과 양(+)의 관계를 가지나, 그 강도는 유의적이지 못함을 보여준다. 그러나 AQfactor를 기본적인 부분과 재량적인 부분으로 분해한 경우를 보면, Innate AQfactor는 주식수익률 프리미엄에 유의적인 양(+)의 영향을 미치며, 반면 Disc AQfactor는 주식수익률 프리미엄에 비유의적인 음(-)의 영향을 미치고 있다. Disc AQfactor가 주식수익률과 갖는 이러한 관계는 Francis et al.(2005)와는 대비되나 Gray et al.(2009)와는 일관성을 갖는 것이다.

식 (4)에서는 각 공통요인에 대한 베타위험이 주식수익률 프리미엄을 결정하는 가격결정요인인지를 검증하였다. <표 4>의 Panel B에 나타난 검증결과를 보면 AQfactor에 대한 베타위험( $\beta_{p,AQfactor}$ )이 주식수익률 프리미엄과 음(-)의 관계를 가지며, 그 강도는 유의적이지 못하다. 이는 표본자료의 경우 정보위험이 주식수익률 프리미엄을 결정하는 위험요인으로 역할하지 못함을 의미한다. 모형의 설명력은 정보위험을 추가하지 않은 경우에 비해 상당한 정도 증가하나 전체적인 설명력이 10%대에 머물고 있어 그 효과는 제한적이다(이는 호주시장의 경우(약 65%)에 비해 매우 낮은 수치이다).

정보위험을 Innate AQfactor에 대한 위험( $\beta_{p,InnateAQ}$ )과 Disc AQfactor에 대한 위험( $\beta_{p,DiscAQ}$ )으로 구분하여 분석한 결과 비슷한 결과를 보여준다. 각 요소는 수익률 프리미엄과 음(-)의 관계를 보여주나 유의적이지 못하다. 시장수익률에 대한 베타위험 역시 유의성이 없으며, SMB와 HML에 대한 베타위험은 주식수익률에 양(+)의 방향으로 유의적으로 영향을 미침을 보여준다.

<표 4>의 결과는 한국자본시장에서 정보위험의 대응치로 AQ를 이용한 경우 AQfactor에 대한 베타위험이 주식수익률 프리미엄에 반영되지 못함을 나타내는 것으로, 미국과 호주 시장을 대상으로 한 선행연구(Francis et al., 2005; Gray et al., 2009)와 대비되는 결과이다.

12) Innate AQfactor와 Disc AQfactor를 독립변수로 구분하여 분석한 결과의 보고는 생략한다. 계수의 크기와 유의성에 약간의 변화는 있으나 두 변수를 함께 독립변수로 이용하여 분석한 경우와 크게 다른 점은 없다. 또 포트폴리오별 보고도 AQ-Size와 Size-BM 기준 포트폴리오에 대한 분석결과만 보고한다. AQ-BM, AQ-Beta 기준 포트폴리오에 대한 분석결과도 전체적으로 큰 차이가 없다.

<표 4> AQ-Size 포트폴리오에 대한 식 (3)과 식 (4)의 추정결과

Panel A는 1990년부터 2006년까지의 기간 동안 AQ-Size 기준으로 구성된 포트폴리오에 대해 식 (3)을 pooled-regression으로 추정한 결과이다. Panel B는 AQ-Size 기준 9개 포트폴리오에 대한 식 (4)의 횡단면 회귀 분석의 결과이다. 횡단면 분석을 위해 매년 재구성된 포트폴리오에 기초하여 5년(60개월) 기준으로 식 (3)을 연속추정하여 1994년부터 2006년까지의 기간에 대하여 연도별로 회귀계수를 추정한다. 이후 각 포트폴리오의 5년 간의 월평균 초과수익률(예를 들어 1994도년의 경우 1990년부터 1994년)  $\overline{R_{p,t}} - \overline{R_{f,t}}$ 를 종속변수로, 식 (3)에서 추정된 회귀계수를 독립변수로 하여 식 (4)를 추정한 것이다. 따라서 식 (4)의 추정에 사용된 관측치수는 117개이다.

Panel A : AQ-Size 기준 포트폴리오에 대한 식 (3)의 pooled-regression 결과(전체)

Independent Variable	3-factor base case		3-factor with AQfactor		3-factor with Innate and Disc AQ	
	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat
Intercept	0.0043	2.96	0.0044	3.02	0.0055	3.76
$R_m - R_f$	0.9548	54.02	0.9464	52.64	0.9585	53.99
<i>SMB</i>	0.4530	23.58	0.4269	19.45	0.3476	11.43
<i>HML</i>	0.0021	0.11	0.0222	1.05	0.0044	0.21
Total			0.0952	2.45		
AQfactor Innate					0.1871	4.32
Disc					-0.0686	-1.85
Adj. $R^2$	0.668		0.669		0.672	

Panel B : AQ-Size 포트폴리오에 대한 식 (4)의 추정결과(전체)

Independent Variable	3-factor base case		3-factor with AQfactor		3-factor with Innate and Disc AQ	
	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat
Intercept	0.0094	0.84	0.0001	0.01	0.0201	1.73
$\beta_{p,MRP}$	-0.0046	-0.40	0.0027	0.24	-0.0160	-1.38
$\beta_{p,SMB}$	0.0083	2.47	0.0106	3.27	0.0106	3.35
$\beta_{p,HML}$	0.0121	1.76	0.0212	2.69	0.0156	2.17
$\beta_{p,AQfactor}$			-0.0041	-1.32		
$\beta_{p,InnateAQ}$					-0.0038	-0.83
$\beta_{p,DiscAQ}$					-0.0029	-0.80
Adj $R^2$	0.054		0.148		0.174	

<표 5>에 Size-BM 기준으로 구성한 포트폴리오에 대해 식 (3)과 식 (4)를 추정한 결과를 나타내었다. 전체적인 결과는 <표 4>에서 보인 결과와 큰 차이가 없다. Pooled-regression 결과에서 Innate AQfactor는 주식수익률과 양(+)의 유의적인 관계를 갖는다. 그러나 정보위험이 수익률 프리미엄에 반영되는지를 검증한 Panel B의 결과는 AQfactor



에 대한 베타위험이 주식수익률 프리미엄에 반영되지 못함을 나타낸다. 정보위험요인을 Innate AQfactor와 Disc AQfactor로 분해한 경우에도 결과는 유사하다. 또 보고하지는 않았지만 포트폴리오를 AQ-BM 기준과 AQ-Beta 기준으로 구성하여 분석한 결과도 <표 4> 및 <표 5>의 결과와 대동소이하다.

<표 4> 및 <표 5>의 결과는 한국자본시장에서 정보위험( $\beta_{p,AQfactor}$ )은 주식수익률 프리미엄을 결정하는 위험요인으로 역할하지 못함을 의미한다. 나아가 정보위험을 기업의 기본여건과 관련된 부분과 경영자의 재량과 관련된 부분으로 분해하여 분석한 경우에도 각 요소에 대한 베타위험은 주식수익률 프리미엄에 유의적인 영향을 미치지 못한다.<sup>13)</sup>

<표 5> Size-BM 포트폴리오에 대한 식 (3)과 식 (4)의 추정결과

Panel A는 1990년부터 2006년까지의 기간 동안 Size-BM 기준으로 구성된 포트폴리오에 대해 식 (3)을 pooled-regression으로 추정한 결과이다. Panel B는 Size-BM 기준 9개 포트폴리오에 대한 식 (4)의 횡단면 회귀분석의 결과이다. 횡단면 분석을 위해 매년 재구성된 포트폴리오에 기초하여 5년(60개월) 기준으로 식 (3)을 연속추정하여 1994년부터 2006년까지의 기간에 대하여 연도별로 회귀계수를 추정한다. 이후 각 포트폴리오의 5년 간의 월평균초과수익률(예를 들어 1994도년의 경우 1990년부터 1994년)  $\overline{R_{p,t}} - \overline{R_{f,t}}$ 를 종속변수로, 식 (3)에서 추정된 회귀계수를 독립변수로 하여 식 (4)를 추정한 것이다. 따라서 식 (4)의 추정에 사용된 관측치수는 117개이다.

Panel A : Size-BM 포트폴리오에 대한 식 (3)의 pooled-regression 결과(전체)

Independent Variable	3-factor base case		3-factor with AQfactor		3-factor with Innate and Disc AQ	
	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat
Intercept	0.0043	2.56	0.0044	2.60	0.0055	3.22
$R_m - R_f$	0.9627	46.77	0.9559	45.62	0.9680	46.73
SMB	0.4465	19.96	0.4255	16.64	0.3530	9.95
HML	-0.0043	-0.19	0.0119	0.48	-0.0086	-0.35
Total			0.0768	1.69		
AQfactor Innate					0.1632	3.23
Disc					-0.0906	-2.09
Adj. $R^2$	0.599		0.600		0.603	

13) 이러한 결과는 국내시장을 대상으로 한 기존연구 중 고봉찬, 김진우(2007)의 결과와는 일관성을 갖는 것이나, 최혁, 양철원(2007), 박종호, 엄경식(2008)과는 다른 것이다. 최혁, 양철원과 박종호, 엄경식의 경우 정보비대칭 위험이 주식수익률에 반영되는지를 검증하고 있으며, 정보비대칭 위험의 척도는 시장미시자료를 이용하여 측정하고 있다. 또 측정된 정보비대칭 위험의 척도를 횡단면 분석의 설명변수로 직접사용하고 있다. 그러나 본 연구의 경우 정보위험을 정보의 불확실성과 정보비대칭 요소를 포함한 개념으로 정의하며, 재무제표자료에 기초하여 정보위험의 대리치를 측정한다. 또 기존 선행연구와 달리 측정된 정보위험(AQ)에 대해 AQfactor를 구성하고 AQfactor에 대한 베타위험이 주식수익률에 반영되는지를 검증한다는 점에서 방법론적인 차이가 있다.

Panel B : Size-BM 포트폴리오에 대한 식 (4)의 추정결과(전체)

Independent Variable	3-factor base case		3-factor with AQfactor		3-factor with Innate and Disc AQ	
	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat
Intercept	0.0040	0.50	0.0044	0.52	0.0131	1.48
$\beta_{p,MRP}$	0.0013	0.15	-0.0012	-0.14	-0.0102	-1.13
$\beta_{p,SMB}$	0.0059	1.62	0.0079	2.20	0.0080	2.28
$\beta_{p,HML}$	0.0171	4.47	0.0201	5.28	0.0199	5.38
$\beta_{p,AQfactor}$			-0.0018	-0.48		
$\beta_{p,InnateAQ}$					0.0016	0.32
$\beta_{p,DiscAQ}$					-0.0036	-0.82
Adj $R^2$	0.142		0.194		0.214	

#### 4. 포트폴리오별 실증결과

앞서 살펴본 결과는 외국시장에 대한 연구결과와는 달리 한국자본시장에서 AQ로 측정되는 정보위험이 주식수익률 프리미엄에 반영되지 못함을 보여준다.

다음에서는 이러한 결과를 보다 구체적으로 살펴보기 위해 AQ를 기준으로 포트폴리오별로 추가적인 분석을 실시한다. <표 6>에 AQ-Size 기준 포트폴리오에 대해 포트폴리오별로 식 (3)을 추정한 결과와 AQ 기준으로 구성한 3개의 포트폴리오를 대상으로 식 (4)를 추정한 결과를 나타내었다.<sup>14)</sup>

AQ-Size 기준으로 구성한 9개 포트폴리오에 대한 식 (3)의 추정결과인 <표 6>의 Panel A를 보면 AQfactor에 대한 회귀계수 추정치인  $\beta_{p,AQfactor}$ 가 AQ(정보위험)가 가장 낮은 포트폴리오 그룹에서는 음(-)의 값을 가지며, 포트폴리오 AQ1-Size1의 경우 계수 추정치의 절대값도 0.4631로 상대적으로 크며 유의적이다. 이 값은 중간 AQ그룹에서는 양(+)의 값으로 전환되나 그 크기가 작고 유의성도 없는 모습을 보인다. 그러나 AQ가 높은 포트폴리오 그룹에서는 계수추정치가 다시 커지고 통계적 유의성도 높아진다. 이러한 결과는 AQfactor가 주식수익률에 미치는 영향이 기업들의 특성에 따라 차별적임을 말해주는 것이다.

Innate AQfactor와 Disc AQfactor로 분해하여 분석한 경우는 보다 분명한 모습을 보여준다. Innate AQfactor의 경우 AQ가 낮은 그룹에서는 계수추정치가 음(-)의 값을 보이며 통계적 유의성도 없다(포트폴리오 AQ1-Size2는 제외). 그러나 AQ가 높은 그룹에서는 계수추정치가 유의적인 정(+)의 값을 보이며 그 크기도 커진다. 반면

14) 식 (4)를 AQ-Size 기준으로 구성한 9개 포트폴리오에 대해 추정하지 않은 이유는 충분한 표본수가 확보되지 않아서이다.

에 Disc AQfactor의 경우에는 AQ가 낮은 그룹에서 유의적인 음(-)의 계수추정치를 가지며 그 절대값도 크다. AQ가 높은 그룹에서는 Disc AQfactor의 계수값은 대체로 작고 그 유의성도 떨어진다.

이러한 결과는 앞서 제 IV·III절에서의 보인 전체표본에 대한 식 (3)의 결과가 주식수익률프리미엄에 차별적인 영향을 미치는 Innate AQfactor와 Disc AQfactor의 영향이 혼재된 결과임을 말해준다. AQ(정보위험)가 높은 기업들의 경우 Innate AQfactor가 주식수익률 변동을 유의적으로 잘 설명한다. 반면, 정보위험이 낮은 기업들의 경우 Disc AQfactor가 주식수익률 변동을 유의적으로 설명하며 그 방향은 음(-)이다.

AQ 기준으로 3구분하여 구성한 포트폴리오에 대해 식 (4)를 추정한 결과인 <표 6>의 Panel B를 보면, AQ가 높은 그룹의 경우 AQfactor에 대한 베타위험이 주식수익률 프리미엄 가 양(+)의 관계를 가지나, AQ가 낮은 그룹의 경우 AQfactor에 대한 베타위험이 주식수익률 프리미엄과 유의적인 음(-)의 관계를 가짐을 보여준다. 이는 한국자본시장에서 정보위험이 주식수익률 프리미엄에 미치는 영향이 각 기업의 정보위험의 특성에 따라 차별적임을 의미한다.

Innate AQfactor에 대한 베타위험과 Disc AQfactor에 대한 베타위험으로 분해하여 분석한 결과 역시 유사한 결과를 보여준다. AQ가 낮은 그룹의 경우 두 요소의 베타위험은 주식수익률 프리미엄에 유의적인 음(-)의 영향을 미친다. 반면, AQ가 높은 그룹의 경우 두 베타위험은 주식수익률 프리미엄과 양(+)의 관계를 가지며 그 강도는 떨어진다.

<표 6>의 결과는 앞서의 <표 4>와 <표 5>에서 살펴본 Innate AQfactor가 주식수익률 프리미엄과 갖는 양(+)의 관계와 Disc AQfactor가 주식수익률 프리미엄과 갖는 음(-)의 관계가, Innate AQfactor가 AQ가 높은 기업들과 갖는 관계와 Disc AQfactor가 AQ가 낮은 기업들과 갖는 관계가 대표적으로 나타난 현상임을 말해준다. 또 식 (4)의 추정결과는 AQ(정보위험)가 높은 그룹에서 AQfactor에 대한 베타위험이 주식수익률 프리미엄과 양(+)의 관계를 가지나, AQ가 낮은 그룹에서는 반대로 AQfactor에 대한 베타위험이 주식수익률과 음(-)의 관계를 가짐을 보여준다.<sup>15)</sup>

이러한 결과들은 한국자본시장에서 AQ로 측정되는 정보위험이 주식수익률 프리미엄에 미치는 영향이 체계적이지 않고 기업의 정보위험 특성에 따라 달라짐을 의미한다. 따라서 지금까지의 분석결과에 비추어 볼때 한국자본시장에서 정보위험은 주식수익률 프리미엄을 결정하는 추가적인 위험요인으로 역할하지 못한다고 할 수 있다.<sup>16)</sup>

15) AQ-BM, AQ-Beta 기준으로 구성된 포트폴리오에 대해서 식 (3)과 식 (4)를 추정한 결과도 AQ-Size 기준 포트폴리오에 대해 분석한 결과와 크게 다르지 않다. 이에 대한 보고는 생략한다.

16) 흥미로운 것은 <표 6>의 결과에서 보인 AQ가 낮은 기업집단과 AQ가 높은 기업집단에 정보위험이 미치는 영향이 상반되게 나타난다는 것이다.

&lt;표 6&gt; AQ-Size 기준 포트폴리오별 식 (3)과 식 (4)의 추정결과

1988년부터 2006년까지의 기간 동안 AQ-Size 기준으로 구성된 9개 포트폴리오에 대한 식 (3)의 추정결과와, AQ 기준으로 구성된 3개 포트폴리오에 대한 1994년부터 2006년까지의 기간에 대한 식 (4)의 추정결과이다. 식 (4)의 추정을 위해 매년 재구성된 포트폴리오에 기초하여 5년(60월) 기준으로 식 (3)을 연속추정하여 1994년부터 2006년까지의 기간에 대하여 연도별로 회귀계수를 추정한다. 이후 각 포트폴리오의 5년 간의 월평균초과수익률  $\overline{R_{p,t}} - \overline{R_{f,t}}$ 를 종속변수로, 식 (3)에서 추정된 회귀계수를 독립변수로 하여 식 (4)를 추정한다.

Panel A : AQ-Size 포트폴리오에 대한 식 (3)의 추정결과(포트폴리오별)  
-3factor with AQfactor

AQ	Size	$\alpha$	t-stat	$\beta_{p,MRP}$	t-stat	$\beta_{p,SMB}$	t-stat	$\beta_{p,HML}$	t-stat	$\beta_{p,AQfactor}$	t-stat	adj. $R^2$
1	1	0.0052	1.37	0.9212	19.81	0.8566	15.09	0.0670	1.23	-0.4631	-4.61	0.7739
1	2	0.0039	0.87	0.9490	17.12	0.5327	7.88	-0.0287	-0.44	-0.1804	-1.51	0.6513
1	3	0.0055	1.65	0.9604	23.22	0.0589	1.17	0.0453	0.93	-0.1062	-1.19	0.7892
2	1	0.0042	1.14	0.9592	20.87	0.7668	13.67	0.0487	0.90	0.0047	0.05	0.7769
2	2	0.0049	1.14	0.9576	17.94	0.4444	6.82	-0.0028	-0.04	0.1373	1.19	0.6753
2	3	0.0039	1.10	0.9417	21.17	0.0519	0.96	0.0447	0.86	0.2142	2.23	0.7537
3	1	0.0075	2.10	0.9694	22.10	0.7474	13.96	0.0614	1.19	0.5703	6.02	0.8144
3	2	-0.0018	-0.42	0.9308	18.21	0.4292	6.88	-0.0317	-0.53	0.2941	2.66	0.6824
3	3	0.0061	1.68	0.9282	20.71	-0.0458	-0.84	-0.0043	-0.08	0.3863	3.99	0.7494

-3factor with Innate AQfactor and Disc AQfactor

AQ	Size	$\alpha$	t-stat	$\beta_{p,MRP}$	t-stat	$\beta_{p,SMB}$	t-stat	$\beta_{p,HML}$	t-stat	$\beta_{p,InnateAQ}$	t-stat	$\beta_{p,DiscAQ}$	t-stat	adj. $R^2$
1	1	0.0065	1.69	0.9107	19.76	0.7787	9.86	0.0606	1.10	-0.1305	-1.16	-0.4451	-4.61	0.7740
1	2	0.0069	1.57	0.9579	18.04	0.3096	3.41	-0.0468	-0.74	0.2828	2.18	-0.3909	-3.52	0.6745
1	3	0.0054	1.60	0.9582	23.36	0.0799	1.14	0.0381	0.78	-0.1010	-1.01	-0.0998	-1.16	0.7891
2	1	0.0057	1.54	0.9757	21.80	0.6957	9.08	0.0059	0.11	0.1101	1.01	-0.2486	-2.65	0.7847
2	2	0.0055	1.25	0.9711	18.28	0.4214	4.63	-0.0282	-0.44	0.1086	0.84	-0.0295	-0.27	0.6726
2	3	0.0046	1.24	0.9586	21.54	0.0216	0.28	0.0179	0.34	0.1649	1.52	0.0178	0.19	0.7492
3	1	0.0071	1.92	0.9923	22.15	0.7646	9.97	0.0475	0.89	0.2906	2.66	0.3880	4.14	0.8031
3	2	0.0003	0.06	0.9524	19.05	0.2642	3.09	-0.0467	-0.78	0.4534	3.72	0.0329	0.31	0.6910
3	3	0.0078	2.17	0.9494	21.76	-0.2074	-2.78	-0.0083	-0.16	0.5050	4.74	0.1576	1.73	0.7586

Panel B : AQ-Size 포트폴리오에 대한 식 (4)의 추정결과(AQ포트폴리오별)  
-3factor with AQfactor

AQ	$\alpha$	t-stat	$\gamma_{p,MRP}$	t-stat	$\gamma_{p,SMB}$	t-stat	$\gamma_{p,HML}$	t-stat	$\gamma_{p,AQfactor}$	t-stat	adj. $R^2$
1	0.0569	3.50	-0.0572	-3.39	-0.0069	-1.34	-0.0586	-3.43	-0.0486	-5.40	0.4698
2	0.0114	0.65	-0.0068	-0.38	0.0084	1.27	0.0105	0.75	-0.0140	-1.46	0.1386
3	-0.0398	-1.86	0.0373	1.68	0.0050	0.79	0.0562	3.67	0.0167	1.85	0.2463

-3factor with Innate AQfactor and Disc AQfactor

AQ	$\alpha$	t-stat	$\gamma_{p,MRP}$	t-stat	$\gamma_{p,SMB}$	t-stat	$\gamma_{p,HML}$	t-stat	$\gamma_{p,InnateAQ}$	t-stat	$\gamma_{p,DiscAQ}$	t-stat	adj. $R^2$
1	0.0569	2.97	-0.0563	-2.86	0.0011	0.19	-0.0253	-1.64	-0.0267	-3.16	-0.0276	-3.13	0.3201
2	0.0491	2.73	-0.0390	-2.29	0.0062	1.04	-0.0081	-0.67	-0.0340	-2.96	-0.0099	-1.30	0.3122
3	-0.0192	-0.82	0.0104	0.44	0.0086	1.36	0.0461	3.45	0.0192	1.92	0.0112	1.14	0.2459

## V. 추가분석

제 IV장에서 분석된 결과의 강건성을 확인하기 위해 몇 가지 추가분석을 실시하였다.

### 1. 개별기업에 대한 분석

Francis et al.(2005)에서와 같이 개별기업을 대상으로 식 (3)과 식 (4)를 추가로 분석하였다. <표 7>에 개별기업을 대상으로 pooled-regression 방법으로 식 (3)을 추정한 결과, 개별기업별로 식 (3)을 추정한 결과를 바탕으로 식 (4)를 추정한 결과를 나타내었다.

<표 7>의 결과를 보면 앞서 <표 4>와 <표 5>에서 보인 결과와 크게 다르지 않다. 시계열 분석에서 Innate AQfactor는 주식수익률 프리미엄과 양(+)의 유의적인 관계를 가지며, Disc AQfactor는 주식수익률 프리미엄과 음(-)의 유의적인 관계를 갖는다. 그러나 정보위험이 가격결정요인으로 역할을 하는가를 검증한 Panel B의 결과는 AQfactor에 대한 베타위험이 주식수익률 프리미엄에 어떤 유의적인 영향을 미치지 못함을 보여준다.

<표 7> 개별기업에 대한 식 (3)과 식 (4)의 추정결과

Panel A는 1990년부터 2006년까지의 기간 동안 개별기업에 대해 식 (3)을 pooled-regression으로 추정한 결과이다. Panel B는 개별기업에 대한 식 (4)의 횡단면 회귀분석의 결과이다. 횡단면 분석을 위해 각 기업에 대해 매년 5년(60개월) 기준으로 식 (3)을 연속추정하여 1994년부터 2006년까지의 기간에 대하여 연도별로 회귀계수를 추정한다. 이후 각 기업의 5년 간의 월평균조과수익률(예를 들어 1994도년의 경우 1990년부터 1994년)  $\overline{R_{m,t}} - \overline{R_{f,t}}$ 를 종속변수로, 식 (3)에서 추정한 회귀계수를 독립변수로 하여 식 (4)를 추정한 것이다.

Panel A : 개별기업에 대한 식 (3)의 pooled-regression 결과

Independent Variable	3-factor base case		3-factor with AQfactor		3-factor with Innate and Disc AQ	
	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat
Intercept	0.0038	4.32	0.0038	4.28	0.0050	5.47
$R_m - R_f$	0.9407	87.13	0.9415	86.24	0.9462	87.22
<i>SMB</i>	0.3994	33.18	0.4024	29.47	0.3315	17.36
<i>HML</i>	0.0760	5.89	0.0746	5.62	0.0665	4.94
Total			-0.0113	-0.47		
AQfactor	Innate				0.1096	4.21
	Disc				-0.0977	-4.34
Adj. $R^2$	0.223		0.223		0.224	

Panel B : 개별기업에 대한 식 (4)의 추정결과

Independent Variable	3-factor base case		3-factor with AQfactor		3-factor with Innate and Disc AQ	
	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat
Intercept	0.0171	5.41	0.0167	5.30	0.0171	5.41
$\beta_{p,MRP}$	-0.0045	-1.68	-0.0041	-1.50	-0.0026	-0.93
$\beta_{p,SMB}$	0.0125	5.62	0.0123	5.37	0.0100	4.49
$\beta_{p,HML}$	0.0028	1.16	0.0016	0.64	0.0011	0.46
$\beta_{p,AQfactor}$			0.0010	0.62		
$0\beta_{p,InnateAQ}$					-0.0006	-0.29
$\beta_{p,DiscAQ}$					0.0008	0.48
Adj $R^2$	0.116		0.126		0.139	

## 2. AQ 측정기간의 변경

지금까지의 분석에서 AQ는 과거 5년(t-5~t-1)간의 식 (1)의 잔차를 기준으로 측정되었다. 사후적인 관점에서 볼 때 정보위험이 주가를 결정하는 요인인가를 검증하는데 있어 의사결정시점(t시점)의 정보를 이용하는 것이 바람직할 수 있다(Francis et al., 2005; Gray et al., 2009). 이를 반영하여 본 연구에서는 t-4~t기의 자료를 대상으로 AQ를 측정하고 이에 기초하여 동일한 검증을 실시하였다. 분석결과는 과거 5년(t-5~ t-1)간의 자료에 기초하여 AQ를 측정하고 분석한 결과와 크게 다르지 않다.

## 3. 포트폴리오 구성방법의 변경과 AQ-주식수익률 프리미엄의 관계

AQ와 주식수익률 프리미엄간의 관계가 포트폴리오 구성방법의 변경에 따라 영향을 받는지를 보기 위해 제 IV장에서 분석한 포트폴리오에 더해 Size-Beta와 BM-Beta 기준 포트폴리오를 구성하여 식 (3)과 식 (4)를 추가 분석하였다. 전체적인 분석결과는 앞서 <표 4>~<표 6>의 결과와 크게 다르지 않다. 즉, AQfactor에 대한 베타위험과 주식수익률 프리미엄간의 관계는 포트폴리오 특성에 따라 달리 나타나며, 일관성이 없다.

## 4. 식 (3)과 식 (4)의 설명변수간의 상관관계

<표 4>~<표 5>에서 식 (3)의 추정결과를 보면 AQfactor가 설명 요인으로 추가되더라도 모형의 설명력(결정계수)이 변화가 거의 없고, 기업규모 요인(SMB)의 설명력이

떨어지는 것을 볼 수 있다. 이러한 결과는 기업규모요인과 AQfactor(또는 Innate AQfactor나 Disc AQfactor)간의 높은 상관관계에서 기인할 수 있다. 이를 확인하기 위해 식 (3)에서 사용된 설명변수 간의 상관관계를 다음의 <표 8>에 나타내었다.

<표 8> 식 (3)의 설명변수간의 상관관계

설명변수	$R_m - R_f$	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>AQfactor</i>	Innate <i>AQfactor</i>	Disc <i>AQfactor</i>
$R_m - R_f$	1	-0.2874***	0.3155***	-0.0972	-0.2767***	0.0446
<i>SMB</i>		1	0.2964***	0.3689***	0.7980***	-0.2651***
<i>HML</i>			1	-0.1962***	0.1158*	-0.3982***
<i>AQfactor</i>				1	0.5360***	0.5928***
Innate <i>AQfactor</i>					1	-0.1829***
Disc <i>AQfactor</i>						1

주) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의성을 나타냄.

<표 8>을 보면 예상대로 *SMB*와 *AQfactor*, Innate *AQfactor* 또는 Disc *AQfactor*간에 높은 상관관계를 갖는다. 앞서의 제 IV·III절의 식 (3)에 대한 분석에서 Innate *AQfactor*와 Disc *AQfactor*가 추가 설명변수로 모형에 포함되더라도 모형의 설명력에 큰 변화가 없고 기업규모 요인이 갖는 설명력이 낮아진 것은 이러한 결과를 반영한 것이라고 할 수 있다. 이러한 결과는 우리나라 주식시장에서 발생액의 질로 측정되는 정보위험이 주식수익률을 결정하는 새로운 위험 요인이라기보다는 기업특성변수에 의한 가격요류를 반영한 결과일 수 있으며(Herschleifer et al., 2006), 특히 기업규모와 밀접한 관련이 있음을 말해주는 것이다.

## VI. 결 론

본 연구는 발생액의 질을 정보위험의 대용치로 하여 한국자본시장에서 정보위험이 주식수익률 프리미엄에 영향을 미치는 위험 요인인가를 검증하였다. 먼저 1981년부터 2006년까지의 한국거래소의 유가증권시장에 상장되었던 비금융업 기업들을 대상으로 확장된 Dechow and Dichev(2002) 모형을 이용하여 발생액의 질(AQ)을 추정하였다. AQ가 클수록 정보위험이 높음을 나타내고 AQ가 작을수록 낮은 정보위험을 나타낸다.

이후 AQ와 기업규모, AQ와 장부가치대시장가치비율, 그리고 AQ와 베타, 그리고 기업규모와 장부가치대시장가치비율을 기준으로 포트폴리오를 구성하고, Fama and French



(1993)의 3요인 모형에 정보위험을 나타내는 AQfactor를 포함한 4요인 모형을 이용하여 정보위험과 주식수익률 프리미엄간의 관계를 검증하였다.

검증결과를 요약하면 한국자본시장에서 정보위험(AQfactor에 대한 베타위험)은 주식수익률 프리미엄에 유의적인 영향을 미치지 못한다. 정보위험이 주식수익률 프리미엄에 미치는 영향은 체계적이지 않으며 기업의 특성에 따라 달리 나타난다. 정보위험을 기업의 기본여건과 관련된 부분과 경영자의 재량과 관련된 부분으로 분해하여 분석한 결과 역시 정보위험의 각 구성요소가 주식수익률 프리미엄에 반영되지 못함을 보여준다. 이러한 결과는 AQ 측정기간의 변경이나 포트폴리오 구성방법의 변경에 관계없이 일관되게 나타나는 결과이다. 한편, AQfactor는 기업규모 요인과 높은 상관관계를 보여 우리나라 주식시장에서 발생액의 질로 측정되는 정보위험이 주식수익률을 결정하는 새로운 위험요인이라기보다는 기업특성변수에 의한 가격요류를 반영한 결과일 수 있음을 시사한다.

본 연구의 결과는 한국자본시장에서 주식수익률 프리미엄에 발생액의 질(AQ)과 관련된 정보위험이 의미있는 가격결정요인으로 작용하지 못함을 말해준다. 이는 미국과 호주의 데이터를 이용하여 정보위험이 주식수익률을 설명하는 가격결정요인이라고 주장하는 기존의 선행연구와는 다른 결과이다. 다만, 흥미로운 것은 낮은 AQ 그룹의 경우 정보위험이 주식수익률 프리미엄에 음(-)의 영향을 미치나, 높은 AQ 그룹에서는 정보위험이 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나 정보위험이 주식수익률 프리미엄에 미치는 영향이 기업의 정보위험 특성에 따라 차별적으로 나타난다는 것이다. 향후 이러한 현상에 대한 구체적인 분석과 AQfactor가 기업규모 요인과 갖는 높은 상관관계를 반영한 연구를 통해 관련 분야에 보다 의미있는 공헌을 할 것으로 기대한다.

## 참 고 문 헌

- 고봉찬, 김진우, “발생액 이상현상에 대한 위험평가”, 증권학회지, 제36권 제3호, 2007, 425-461.
- 박종호, 엄경식, “한국주식시장에서 사적 정보위험 PIN의 유용성 분석 : 주식수익률에 미치는 영향을 중심으로”, *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 37, 2008, 501-536.
- 여환영, “발생액의 질과 주식수익률 프리미엄”, 서울시립대학교 석사학위논문, 2010.
- 장석오, “정보비대칭과 이익조정”, 회계정보연구, 제25권 제1호, 2007, 221-245.
- 최혁, 양철원, “한국주식시장에서 정보위험과 수익률의 관계”, 증권학회지, 제36권 제4호, 2007, 567-620.
- Botosan, C., “Disclosure level and the cost of equity capital,” *Accounting Review*, 72, (1997), 323-349.
- Botosan, C. and Plumlee, M., “A re-examination of disclosure level and the expected cost of equity capital,” *Journal of Accounting Research*, 40, (2002), 21-40.
- Core, J., Guay, W. and Verdi, R., “Is accruals quality a Priced risk factor?,” *Journal of Accounting and Economics*, 46, (2008), 2-22.
- Dechow, P., “Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance : The Rols of Accounting Accruals,” *Journal of Accounting and Economics*, 18, (1994), 3-42.
- Dechow, P. and Dichev, I., “The quality of accruals and earnings : the role of accrual estimation errors,” *Accounting Review*, 77, (2002), 35-39.
- Diamond, D. and Verrecchia, R., “Disclosure, liquidity, and the cost of capital,” *Journal of Finance*, 46, (1991), 1325-1359.
- Easley, D. and O’Hara, M., “Information and the cost of capital,” *Journal of Finance* 59, (2004), 1553-1583.
- Easley, D., Hvidkjaer, S. and O’Hara, M., “Is information risk a determinant of asset returns?,” *Journal of Finance*, 57, (2002), 2185-2221.
- Epstein, L. and Schneider, M., “Ambiguity, information quality and asset pricing,” *Journal of Finance*, 63, (2008), 197-228.
- Fama, E., “Efficient markets : II,” *Journal of Finance*, 46, (1991), 1675-1617.
- Fama, E. and French, K., “Common risk factors in the returns on stocks and bonds,” *Journal of Financial Economics*, 33, (1993), 131-156.

- Fama, E. and MacBeth, J., "Risk, return, and equilibrium : empirical tests," *Journal of Political Economy*, 81, (1973), 607-636.
- Foster, F. Douglas, and S. Viswanathan, "Variation in trading volume, return volatility, and trading costs : Evidence on recent price formation models," *Journal of Finance*, 48, (1993), 187-211
- Francis, J., LaFond, R., and Olsson, P., "Cost of equity and earnings attributes," *Accounting Review*, 79, (2004), 976-1010.
- Francis, J., LaFond, R., and Olsson, P., "The market pricing of earnings quality," *Journal of Accounting and Economics*, 39, (2005), 295-327.
- Glosten, Lawrence R., and Lawrence E. Harris, 1988, "Estimating the components of the bid/ask spread," *Journal of Financial Economics*, 21, 123-142.
- Gollier, C. and Schlee, E., 2003, "Information and the equity premium," *IDEI Working Papers* 251.
- Gray, P., Koh, P. and Tong, Y., "Accruals quality, information risk and cost of capital : evidence from Australia," *Journal of Business Finance and Accounting*, 36(1), (2009), 51-72.
- Hasbrouck, Joel, "Measuring the information content of stock trades," *Journal of Finance*, 46, (1991), 179-207.
- Herschleifer, D., Hou, K., and Teoh, S. H., "The accrual anomaly : risk or mispricing?," *Working Paper*, Ohio State University, (2006).
- Hughes, J., Liu, J. and Liu, J., "Information, diversification, and cost of capital," *Accounting Review*, 82, (2007), 705-729.
- Jones, J., "Earnings management during import relief investigations," *Journal of Accounting Research*, 29, (1991), 193-228.
- Kenton, K., Yee, "Earnings quality and the equity risk premium : a benchmark model," *Contemporary Accounting Research*, 23(3), (2006), 833-877.
- Kim, D. and Y. Qi, "Accounting information quality, stock returns, and macroeconomic conditions," *Working Paper*, Korea University, (2008).
- Lambert, R., Leuz, C. and Verrecchia, R., "Accounting information, disclosure and the cost of capital," *Journal of Accounting Research*, 45, (2007), 385-426.
- Li, K. K. and Tang, V. W., "Earnings quality and future capital investment : evidence

for discretionary accruals,” *AAA 2007 Financial Accounting and Reporting Section (FARS) Meeting Papers*, (2008).

Liu, M. and Wusocki, P., “Operating risk, information risk, and cost of capital,” *Working Paper*, MIT Sloan School, (2006).

McNichols, M., “Discussion of the quality of accruals and earnings : the role of accrual estimation errors,” *Accounting Review*, 77, (2002), 61-79.

Ogneva, M., “Accrual quality and expected returns : The importance of controlling for cash flow stocks,” *Ph. D. Dissertation*, University of Southern California, (2008).

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT  
Volume 27, Number 1, March 2010

# Information Risk and Equity Premium\*

Jong Won Park\*\* · Hwan Young Yeoh\*\*\*

<abstract>

This paper examines the relationship between information risk and equity premium in the Korean stock market. We use accruals quality as a proxy of information risk. Accruals quality (AQ) is estimated by Dechow and Dichev (2002) model, and then AQfactor is constructed based on the estimated AQ. Time-series and cross-sectional regression models are used to examine the relationship between information risk and equity premium, reflecting the critics of Core et al. (2008). The result of the paper shows that information risk proxied by accruals quality is not priced in equity premium in the Korean stock market. This result is consistent with Core et al. (2008) for US firms, but different with Francis et al. (2005) for US firms and Gray et al. (2008) for Australia firms. Also, the result shows that AQfactor is closely correlated with firm characteristic variables such as firm size. This implies that the effect of AQ on equity premium is more likely to arise from the pricing error due to firm characteristics rather than from an unknown risk factor.

Keywords : Information Risk, Accruals Quality, AQfactor, Equity Premium

---

\* This work was supported by Korea Sanhak Foundation 2008 Research Fund

\*\* Professor, College of Business Administration, University of Seoul

\*\*\* Graduate Student, College of Business Administration, University of Seoul