

한국주식시장의 온라인 거래와 오프라인 거래의 가격발견 비교 분석

Price Discovery of Online and Offline Trading on Korea Exchange

이 우 백*·김 종 오**

Woo-Baik Lee · Jong-Oh Kim

본 논문은 2002~2003년도의 기간동안 한국주식시장에 상장된 339개 종목을 대상으로 온라인 투자자와 오프라인 투자자의 가격발견(price discovery)에 대한 공헌도를 분석하였다. Barclay·Warner(1993)의 가중평균가격공헌(weighted price contribution)을 이용하여 일별 주문 매체별 가격발견의 공헌도를 측정하고, 한국주식시장에서 높은 주문 전달 점유율을 가진 홈 트레이딩 시스템(Home Trading System)을 이용하는 투자자들의 가격발견은 매우 낮았다. 반면에 증권회사의 영업점에서 주문을 제출한 오프라인 투자자들의 가중평균가격공헌은 평균 104%로 전체 가격발견을 주도한 것으로 분석되었다. 이 같은 분석결과는 행위재무학적인 관점에서 온라인 투자자들은 과도한 정보에 의존하여 자기과신에 따른 빈번한 거래로 인하여 저조한 성과를 보인다는 Barber·Ordean(2002)의 결과와 일관성을 유지한다. 또한 주별, 월별로 측정기간을 확장하여 분석한 결과에서도 영업점에서 주문을 제출한 투자자들은 HTS 및 기타 온라인 투자자들의 가격발견 공헌도를 상회하여 일관성 있는 결과를 제시하였다.

국문 색인어: 가격발견, 가중평균가격공헌, 온라인 거래, 자기과신, 행위재무학

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B050700, B050704

* 한국방송통신대학교 경영학과 교수(datalover@knou.ac.kr), 주저자, 교신저자

** 한국방송통신대학교 경영학과 교수(jokim@knou.ac.kr)

논문 투고일: 2011. 07. 13, 논문 최종 수정일: 2011. 11. 02, 논문 게재 확정일: 2011. 11. 29

I. 서 론

한국증권시장에서 1997년에 도입된 온라인 주식 거래는 짧은 역사에도 불구하고 2009년 기준으로 전체 주식 거래대금에서 49.63%를 차지하는 전세계에서 가장 활발한 온라인 주식 시장으로 성장하였다¹⁾. 이렇게 HTS(Home Trading System)나 모바일 시스템을 활용한 온라인 주식 거래가 급증하게 된 배경에는 거래의 편리성, 거래비용의 대폭적인 감소, 정보획득의 용이함 등이 크게 작용한 것으로 보인다. 특히 최근에는 스마트폰의 대중화로 인해 스마트폰을 이용한 주식거래가 기존의 온라인 거래 매체보다 급증하고 있으며, 투자자가 직접 프로그램을 구축하여 거래하는 시스템 트레이딩도 우리나라 파생상품시장에서 거래빈도에서는 HTS를 추월하고 있다²⁾.

이렇게 국내 주식시장의 온라인 거래 비중이 세계 주식시장에서 최고수준임에도 불구하고, 한국주식시장에서는 재무학의 중요한 이슈인 시장효율성(market efficiency)측면에서 온라인 거래가 오프라인 거래보다 진정으로 유용한지에 대해서는 아직까지도 실증적으로 명확한 결론이 없다. 온라인 거래에 관한 선행 해외 연구들은 주로 온라인 거래를 이용하는 데이트레이더들의 투자성과를 분석하거나, 온라인 정보를 활용하는 투자자들의 거래 행위를 행위재무학(behavioral finance)관점에서 설명할 뿐이다(Barber·Ordean, 2001; Dewally, 2003; Tumarkin·Whitelaw, 2001; Choi-Laihsun·Metrick, 2002). 이러한 동기에서 본 논문은 한국유가증권시장의 가격발견과정(price discovery process)에서 온라인 매체를 이용한 주식 거래가 전통적인 오프라인 거래 방식과 비교하여 우월한지 실증적으로 검증하였다. 본 논문의 초점이 되는 오프라인 거래와 온라인 거래의 차이는 표면적인 거래방식이 아닌 정보내용(information content)과 거래자의 투자유형이다. 전문적인 온라인 주식 거래자인 데이트레이더는 실시간으로 제공되는 온라인 정보에 의존한 주문 제출전략을 활용하여 단기적인 가격변동에 의한 차익실현을 추구한다. 하지만 온

1) 한국거래소 보도자료, 2011.3.11

2) 2009년 한국파생상품시장의 주문매체 현황에서 주문건수 기준으로는 시스템트레이딩의 거래비중이 59.3%로 HTS 거래비중인 29.2%보다 높다(한국거래소 보도자료, 2010.4.6).

라인 주식 정보는 모든 투자자들이 실시간으로 접근가능한 공적정보(public information)이므로 시장이 효율적이라면 온라인 정보를 활용하는 거래자는 시장에 비해 유의적인 투자성과를 달성할 수 없을 것이다. 또한 온라인 거래는 특별한 정보가 없는 투자자들간에 부정확한 정보를 확산시켜 오히려 시장의 노이즈를 증폭시킨다는 견해도 있다.

반면에 오프라인 거래자들은 내부 정보를 활용하거나 투자정보를 보유한 인력들에 의존하는 경향이 있다³⁾. 만일 오프라인 거래자들이 사적정보(private information)를 보유하거나 온라인 정보에 비해 우위에 있는 투자자가 거래를 대행한다면, 이는 오프라인 방식의 거래가 가격발견의 주도적 역할을 할 수 있는 증거가 되는 것이다. 하지만 오프라인 거래에서는 종목의 선정과 주문제출 과정에서 전담 인력의 주관적인 정보들이 개입될 가능성도 높다. 따라서 온라인 거래와 오프라인 거래의 성과를 비교하는 것은 선행 연구에서 밝혀진 투자자의 온라인 거래 행태를 가격발견 측면에서 보완적으로 검증하는 한편, 양 거래 매체의 정보내용을 간접적으로 규명한다는 연구와도 관련된다. 저자의 기존 문헌 조사에 근거한다면 온라인 거래의 행태만을 분석한 국내외 선행 연구와 달리, 본 논문은 일중자료(intradaily data)를 사용하여 온라인 거래를 오프라인 거래와 가격발견 측면에서 비교 분석한 최초의 학술적인 연구라고 판단된다. 또한 선행 연구인 Odean(1998)이나 최운열·이근경·정성훈(2004)에서처럼 국내 온라인 투자자의 행태를 분석한 연구에서 사용한 실증분석의 자료는 특정한 증권회사의 고객 계좌의 거래에 국한되지만, 본 논문은 모든 증권회사의 온라인 거래와 오프라인 거래가 구분되는 종합적인 유가증권시장의 거래 자료를 활용하였다는 점에서 차별화된다⁴⁾.

3) 증권회사 영업점에서 근무하는 투자상담사의 투자조건과 일임위탁매매가 해당한다. 기존 연구들은 투자상담사가 주문제출에 미치는 영향을 배제한 온라인 거래만을 대상으로 하지만, 본 연구에서는 인적 매체와 온라인 매체를 비교하는 것을 연구대상으로 하고 있다.

4) 단, Odean(1998)에서 사용한 개별 계좌 자료와 달리 본 연구에서 사용한 자료에는 투자자의 개별 계좌 자료가 등록되어 있지는 않다. 자료에 대한 보다 자세한 내용은 3장에서 소개될 것이다.

본 논문에서 오프라인 거래와 온라인 거래의 가격발견에 대한 기여도를 가중평균가격공헌(weighted-average price contribution)을 이용하여 측정한 결과, 오프라인 거래의 일별 가격공헌은 104%로 한국주식시장의 전체적인 가격발견을 주도하였다. 반면 전체 거래에서 50%이상 비중을 차지하며 투자자들에게 보편화된 거래 수단인 HTS의 가격공헌은 -0.90%에 불과하며, 기타 온라인 거래의 가격공헌도 비유의적이다. 또한 투자주체의 거래매체 이용 측면에서 기관투자자와 외국인투자자는 주로 오프라인 거래 매체를 활용하여 높은 가격공헌을 주도한 반면, 개인투자자는 HTS를 이용하여 전체 거래공헌의 상당부분을 점유하지만 가격발견에 대한 기여도의 크기와 통계적 유의성은 극히 낮다는 결과를 발견하였다. 이같은 분석결과는 행위재무학적인 관점에서 개인투자자들이 주종을 이루는 온라인 투자자들은 자기과신(overconfidence)과 지식의 착각(illusion of knowledge)에 따라 빈번한 거래로 인하여 저조한 성과를 보인다는 Barber·Ordean(2002)의 해석과도 일관성을 유지한다.

이하에서 전개될 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 제2장에서는 본 연구와 관련된 선행 연구의 흐름과 내용을 고찰한다. 제3장은 연구에 사용된 표본자료와 실증 분석을 위한 방법론에 대해 소개한다. 제4장에서는 실증 분석의 결과와 추론을 제시하며, 제5장은 본 연구를 전체적으로 요약하며 결론을 제시하기로 하겠다.

II. 관련 연구와 논의 배경

본 논문과 관련한 선행 연구들은 주로 온라인 거래 매체를 활용하는 데이트레이더들의 투자성과와 시장교란 여부, 그리고 인터넷 정보를 활용하는 온라인 거래자들의 행태 규명에 초점을 두고 있다. 주요 선행 연구를 종합적으로 요약하면 온라인 거래자들의 투자성과는 자기과신(overconfidence), 과도한 정보에 따른 지식과 통제력의 착각(illusion of knowledge and control), 빈번한 거래로 인하여 시장 평균보다도 저조한 성과를 기록한다고 보고한다(Barber·Ordean, 2001). Barber·

Ordean(2002)은 투자자들이 온라인 거래를 시작하기 전후의 성과를 비교한 연구에서 온라인 거래를 시작하기 이전에는 시장수익률을 초과하는 성과를 기록하였으나, 온라인 거래로 전환한 다음에는 저조한 투자성으로 반전됨을 제시하였다. 인터넷 투자정보의 질적 가치를 평가한 Dewally(2003)은 인터넷에서 형성된 투자 집단들이 추천한 종목들에는 매수추천 비율이 지배적으로 높고 대부분 모멘텀 전략을 권고한다는 것을 발견하였으며, 전체적으로 시장은 이러한 모멘텀 전략에 반응하지 않는 것으로 분석되어 인터넷 투자조언의 정보내용은 존재하지 않는 것으로 결론내렸다. Tumarkin·Whitelaw(2001)도 특정 웹사이트에 게시된 종목들에 대한 긍정적 평가내용과 다음 기간의 수익률간에는 유의적인 상관관계가 존재하지 않음을 발견하였으며, 종목에 대한 정보가 비정상적으로 과다하게 게시될 경우 후속적으로 발생하는 대량거래는 자기과신에 의한 결과이므로 종목추천에 대한 정보내용은 없다는 것으로 결론을 내렸다. Choi·Laibson·Metrick(2002)은 표본 기업에서 선정된 참가자들이 온라인 거래를 통해 401k퇴직연금을 직접 관리하게 한 결과, 참가자들은 온라인 거래를 수행한 이후 거래빈도가 2배로 증가하였으며, 포트폴리오 회전율도 증가하는 등 자기과신의 투자행태를 보인다고 제시한다. 국내에서 최운열·이근경·정성훈(2004)은 특정 증권사에 개설된 개인 투자자의 사이버 계좌를 이용하여 Odean(1988)의 방법론을 따라 이익과 손실을 측정하고 disposition effect가 존재한다고 제시하였다.

한편 국내 주식시장의 온라인 거래 비중이 세계 주식시장에서 최고수준임에도 불구하고 온라인 거래자들의 행태를 분석한 연구는 소수이며, 자료 입수의 한계로 시장 전체 수준에서 온라인 거래가 시장에 미친 영향을 분석하고 있다. 최창규·김종두·한동근(2003)은 온라인 주식거래가 유가증권시장과 코스닥시장의 변동성을 감소시킨다는 실증 분석 결과를 보고하고 있으며, 이에 대한 요인을 온라인 거래로 인한 유동성 활성화와 투자자간 정보비대칭의 감소로 해석하고 있다. Oh·Pawarda·Walter(2008)는 2001~2005년까지 표본기간 동안 한국 주식시장 전체의 온라인 거래와 오프라인 거래의 투자성과를 비교한 결과에서 전반적으로 온라인 거래자들의 투자성과는 저조하며, 주로 유동성을 공급하는 역할에 치중하고 있는

것으로 보고한다. 또한 온라인 거래자들이 대부분인 데이트레이더들은 평균적으로 손실을 기록하거나 낮은 성과를 기록한다는 국내외 연구 결과가 지배적이다(Harris·Schultz, 1998; Barber·Lee-Liu·Odean, 2004; 이은정·박경서·장하성, 2007). 또한 데이트레이더들이 시장변동성을 증가시키기보다는 데이트레이더들의 거래 행태는 시장변동성에 의존하여 결정된다고 보고하며, 시장을 교란시킨다는 영향력은 낮거나 단기적임을 제시하고 있다(Battalio·Hatch·Jennings, 1997; Choe·Chung·Kho, 2002; 이준행·전춘옥, 2000; 전춘옥, 2001; 송치승, 2003). 본 연구는 이러한 선행 연구에서 더 나아가 일중 자료를 활용한 차별적인 분석 방법으로 가격 발견 측면에서 온라인 거래자들의 행태를 오프라인 거래자들과 직접적으로 비교하여 검증하고자 한다.

III. 자료와 실증 방법론

1. 표본 기간 및 자료

본 연구의 대상인 한국주식시장은 시장조성인이 존재하지 않는 순수한 지정가 주문시장으로 주문제출부터 매매체결, 결제에 이루어지는 모든 과정이 전산시스템을 통하여 이루어지고 공급되며 공시정보 및 거래 전·후 정보는 모든 투자주체들에게 실시간으로 공개된다⁵⁾. 다른 지정가주문시장과 달리 한국주식시장에서 호가는 주문을 제출한 당일에만 유효하며, 미공개요청 주문(hidden order)이 존재하지 않으므로 투명성이 매우 높은 시장이라 할 수 있다⁶⁾.

한국주식시장에서 온라인 거래는 1997년 4월 12차 증권거래법 개정 이후에 허

5) 2005년 1월 27일자로 한국증권선물거래소가 공식적으로 출범함에 따라 표본종목이 소속된 증권거래소는 한국증권선물거래소의 유가증권시장본부로 개편되었으나, 표본기간이 출범 이전 기간에 속하며 유가증권에서도 주식만이 대상이므로 '한국주식시장'으로 칭한다.

6) 미공개주문(hidden order)은 주문의 일부수량을 주문원장에 노출시키지 않을 것을 요구하는 주문으로 iceberg order이라고 한다.

용되었으며, 주문원장을 포함한 증권투자 정보가 외부에 공개된 시기도 1997년 4월 이후이다. 2002년 1월 2일부터는 접속매매시 기존의 우선 5단계호가에서 우선 10단계호가를 확장하는 대신 총수량 공개를 폐지하고 10단계의 합산수량에 관한 정보만을 공개하고 있다. 이우백·최혁(2006a)에 따르면 주문원장 정보의 공개범위 확대는 투자자들의 주문제출 행태에 영향을 미치므로, 이 효과를 통제하기 위해 본 실증분석의 표본 기간은 한국주식시장에서 우선 10단계호가로 확장된 시기인 2002년 1월 2일부터 2003년 12월 28일까지로 정하였다.

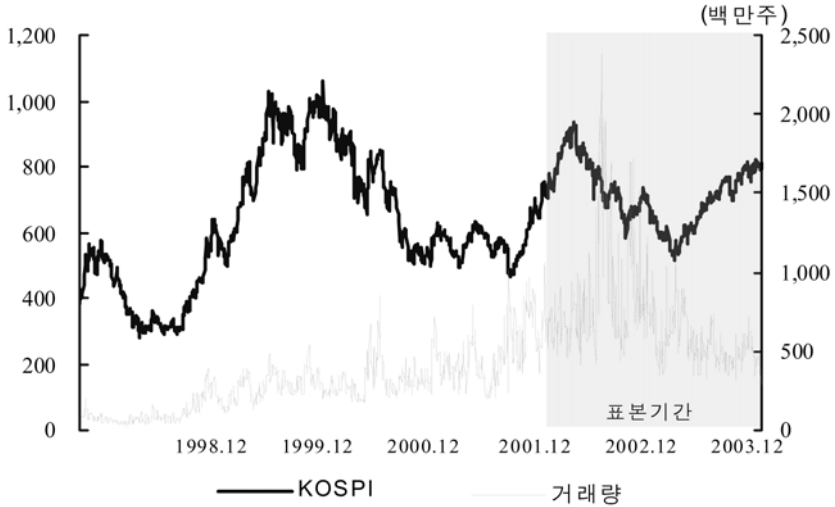
본 연구에서는 온라인 거래자들의 단기적 투자 성향을 고려하여 하루 중에서 유동성이 활발히 공급되며 짧은 측정구간에서도 체결가 및 호가의 변동빈도가 높은 종목들을 표본종목으로 선정하였다. 표본종목은 한국주식시장에서 연속적으로 상장된 종목 중 관리종목을 제외한 475개 종목을 우선적으로 선정하였으며, 이 중에서 최소 50회 이상의 거래가 체결된 거래일이 전체 표본기간일수 중에서 70% 이상을 기록한 339종목을 최종적으로 선별하였다.

실증분석에서 사용하고 있는 자료인 IFB/KSE 데이터베이스 버전 3.7은 완전 전산화된 주문시스템의 자료로 모든 개별 주문과 체결거래에 대해 1/100초까지 주문집계시각과 매매체결시각이 기록된다. 체결자료에는 체결수량, 체결가격과 각 체결건에 대해 매도 및 매수접수 번호, 주문 입력 유형에 대한 정보가 포함된다. 본 연구에서 거래 매체의 판별에 활용된 정보는 주문 입력 유형으로 IFB/KSE 데이터베이스에서는 '지점 단말기', '유선', '무선', 'HTS(Home Trading System)', '기타'의 5가지로 구분된다. 본 연구에서 정의한 오프라인 거래는 '지점 단말기'를 통해서 체결된 거래이며, 온라인 거래는 'HTS'와 '유선', '무선', '기타'를 포함한다⁷⁾. 분석의 편의상 온라인 거래 매체로 활용비중이 가장 높은 HTS를 제외한 나머지 '유선', '무선', '기타'는 기타 온라인 거래로 분류하였다. 따라서 기타 온라인 거래는 전용단말기, 휴대폰, PDA, ARS와 같이 이동할 수 있는 매체를 이용하는 모바일(mobile)

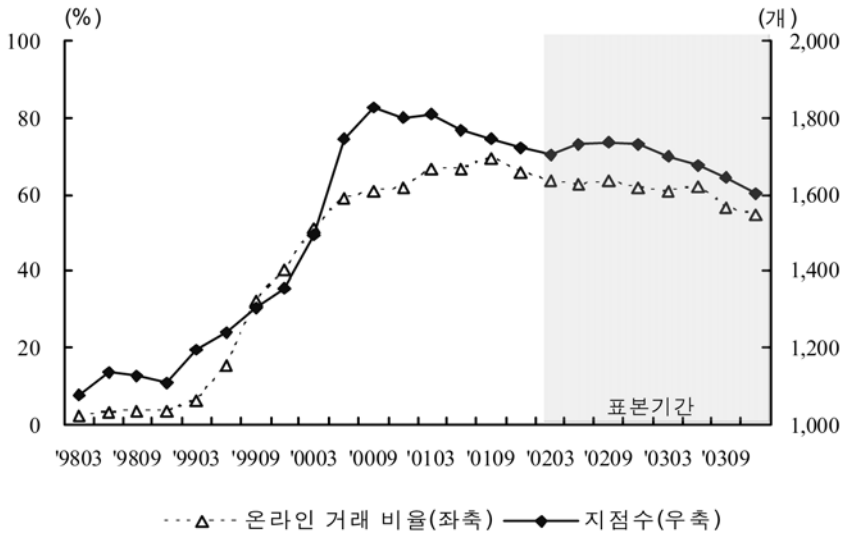
7) 이 같은 분류방식은 한국증권업협회에서 제시한 기준과 동일하다. HTS는 증권사 영업점 내에서도 활용가능하므로 영업점 내에서 발생하는 모든 거래가 오프라인 거래를 의미하지는 않는다. 또한 투자자가 영업점 외부에서라도 영업점 내 직원에게 전화통화로 주문을 제출하여 처리하면 오프라인 거래로 간주된다.

〈그림 1〉 표본기간의 주식 시장과 온라인 거래의 시계열 추이

패널 A. 종합주가지수와 거래량 일별 추이



패널 B. 온라인 거래 비율 및 증권사 지점수 분기별 추이



- 주: 1) 패널 A는 표본기간인 2002~2003년동안의 일별 종합주가지수와 거래량 추이임.
 2) 패널 B는 분기별 온라인 거래 비율 및 증권사 지점수로 온라인 거래 비율은 유가증권시장과 코스닥시장을 합한 비율임.

시스템을 이용한 온라인 거래를 말한다.

온라인 거래가 본격적으로 시작된 해인 1998년부터 2003년까지 주식시장 추세와 온라인 및 오프라인 거래의 동향은 <그림 1>에 제시된다. 패널 A에서 표본기간인 2002년부터 2003년에는 시장의 하락기와 상승기의 장세가 공존하던 기간이다. 거래량은 1998년부터 2002년까지 지속적으로 증가하였는데 이는 온라인 거래가 도입된 초기부터 투자자들의 데이트레이딩과 같은 단기적 투자 성향이 높아졌다는 특성을 제시한다. 패널 B에서는 전체 거래대금에서 온라인 거래가 차지하는 비중이 1998년부터 급격히 상승하여 2000년에 60%에 도달한 다음 정체하는 추세를 보인다. 따라서 본 연구의 표본기간은 온라인 거래의 성숙단계에 해당한다. 오프라인 거래의 기반인 증권사 영업점은 온라인 거래 비중의 추이와 유사하게 2000년까지 급격히 증가하지만 이후에는 증권업계의 전반적인 구조조정 정책으로 감소하는 패턴을 보인다.

<표 1>에 제시된 온라인 거래 매체의 특징으로 볼 때 웹과 전용방식의 HTS의 이용자수 및 이용량이 모바일 시스템의 이용량을 압도적인 능가한다. 전용 HTS의

<표 1> 온라인 거래의 이용고객 및 이용현황

거래매체	이용고객 (천명)		이용실적(100만건)									
			조 회		자금이체		매매주문		기 타		총 계	
	2002	2003	2002	2003	2002	2003	2002	2003	2002	2003	2002	2003
전용 HTS	1,522	1,666	4,701	4,668	4	4	339	521	29	48	5,073	5,242
			(92.67)	(89.05)	(0.08)	(0.08)	(6.68)	(9.94)	(0.57)	(0.92)	(100)	(100)
웹 HTS	1,112	936	393	90	0.4	0.4	48	16	0.3	0	441	106
			(89.12)	(84.91)	(0.09)	(0.38)	(10.88)	(15.09)	(0.07)	(0.00)	(100)	(100)
모바일	179	213	57	84	0.0	0.3	11	83	9	8	79	177
			(72.52)	(47.46)	(0.00)	(0.17)	(13.92)	(46.89)	(11.39)	(4.52)	(100)	(100)

- 주: 1) 표본기간인 2002~2003년 동안 한국주식시장의 온라인 거래 매체별 이용고객 및 이용실적임.
 2) 전용 HTS는 전용 프로그램을 이용해 인터넷에 접속한 후 증권회사와 거래를 하는 홈트레이딩 방식임.
 3) 웹 HTS는 인터넷에서 웹 브라우저를 이용하여 증권회사와 거래를 하는 방식임.
 4) 모바일 매체는 HTS를 제외한 PDA, ARS, 휴대폰등을 이용하여 증권회사와 거래하는 방식임.
 5) 괄호안의 값은 각 연도의 전체 이용실적 중에서 해당 이용거래가 차지하는 비중임.

자료: 산업자원부, 2005 e-비즈니스백서

경우 정보 조회이용이 전체 이용량의 약 90%이상을 차지하는 반면, 매매주문 이용량은 10%미만이다. 이는 투자자가 관찰하는 대량의 각종 온라인 정보가 매매주문 의사결정에 영향을 미칠 수 있는 가능성을 제시한다. 모바일 시스템은 HTS에 비해 상대적으로 매매주문의 활용비중이 높은 것이 특징이다.

2. 실증 방법론

실증 방법론은 온라인 거래 매체를 통하여 전달된 거래와 오프라인 방식의 거래 중에서 어느 매체가 가격발견과정의 주도권(price leadership)을 가지는지를 검증하고자 하는데 있다. 즉 주가의 형성과정에서 어느 거래 매체를 통하여 사적 정보가 주로 유입되는가를 분석하는 것이며, 이는 가중평균가격공헌(Weighted Price Contribution : WPC)으로 측정된다. 이 방법론은 Barclay·Warner(1993)가 “은닉거래 가설(stealth trading hypothesis)”을 검증하기 위한 방법론으로 최초로 제시하였으며 이후 Chakravarty(2001), Huang(2002), Barclay·Hendershott(2003), Barclay·Hendershott(2005), Cao·Ghysels·Hatheway(2000)등의 연구에서 사용되었다⁸⁾. Barclay·Warner(1993)의 연구에 근거하여 특정기간의 거래 매체 k 의 횡단면가중 평균가격공헌(WPC^k)은 식(1)과 같이 측정되며, 이 값이 클수록 가격발견의 주도권이 높은 것으로 해석된다. 가중평균가격공헌에서 특정기간의 일시적인 가격변동의 효과는 평균화되어 제거된다.

$$WPC^k = \sum_{i=1}^I \left(\frac{\left| \sum_{t=1}^T \Delta p_{i,t} \right|}{\sum_{i=1}^I \left| \sum_{t=1}^T \Delta p_{i,t} \right|} \right) \left(\frac{\sum_{t=1}^T \Delta p_{i,t}^k}{\sum_{i=1}^I \sum_{t=1}^T \Delta p_{i,t}^k} \right) \quad (1)$$

여기에서 k 는 오프라인 매체(*off*), HTS(*hts*), 기타 온라인 매체(*other*)이다.

(1)에서 i 는 표본종목이며, k 는 거래 매체로써 오프라인 매체와 HTS, 기타 온라인 매체로 구분된다. 우측항에서 분모는 개별 표본 종목에 대해 특정기간의 접속

8) 국내 연구로는 한국주식시장에서 은닉거래가설을 검증한 최혁·정재만·이우백(2003)이 있다.

매매시간에 t번째 체결로 인한 가격변동의 합계이며, 분자는 k를 통해 체결된 가격변동의 합으로써 결국 거래매체 k의 가격변동의 비중인 가격공헌을 나타낸다. 좌측항에 제시된 가중평균요인(weight factor)은 개별 종목 가격변동의 절대값이다. 가격변동의 절대값을 가중치로 사용한 것은 Barclay·Warner(1993)가 제시한 바대로 분모의 종목간 이분산(cross-sectional heteroskedasticity)이 극심하므로 이를 완화시키고자 한 것이다⁹⁾. 또한 가격변화의 절대값이 큰 종목일수록 많은 정보가 유입되었을 것이므로 식(1)은 가격공헌을 정보량으로 가중평균한 것으로 해석가능하다. 하지만 한국주식시장에서는 최소호가단위(tick size)가 종목의 주가수준에 따라 결정되므로 WPC^k를 계산시 가중평균요인은 호가단위의 크기에 영향을 받을 가능성이 있다¹⁰⁾. 이 같은 효과를 통제하기 위해 가격변동을 해당 주가수준의 호가단위로 나누어 식 (1)을 측정하였다. 본문에 별도로 제시하지 않았지만, 호가단위로 통제된 WPC^k도 값의 크기에서만 차이가 있을 뿐, 질적인 결과는 큰 차이가 없었다.

가중평균가격공헌과 유사한 방식으로 거래 매체 k의 거래빈도와, 거래량 및 거래대금의 가중평균거래공헌(Weighted Trade Contribution : WTC)도 산출되며 이는 전체 거래에서 거래 매체 k의 점유율을 의미한다.

$$WTC_{trade}^k = \sum_{i=1}^I \left(\frac{\sum_{t=1}^T trade_{i,t}}{\sum_{i=1}^I \sum_{t=1}^T trade_{i,t}} \right) \left(\frac{\sum_{t=1}^T trade_{i,t}^k}{\sum_{t=1}^T trade_{i,t}} \right) \quad (2)$$

여기에서 trade는 거래빈도(freq), 거래량(vol), 거래대금(val)이다.

-
- 9) 이 같은 경우는 분모의 값이 작는데 비해 특정 거래 매체의 분자가 과도히 클 경우 가격공헌이 비정상적으로 크게 발생하는 문제에 기인한다. 예를 들어 온라인 거래 매체의 가격변동이 -1000원이고 오프라인 거래 매체의 가격변동이 990원일 경우 전체 가격변동은 -10이므로 온라인 거래 매체의 가격공헌은 10,000%이다.
 - 10) 예를 들어, 5,000원 미만인 저가 종목의 하루동안 가격이 10호가 변동하였다면(1)에서 가중치는 50이지만 500,000원 이상인 고가 종목이 10호가 변동시 가중치는 10,000원으로 동일한 호가변동이라도 가중평균가격 공헌시 고가 종목의 가격공헌에 영향을 받을 가능성이 있다. 미국주식시장에서는 종목간 호가단위가 동일하므로 Barclay·Warner(1993)가 제시한 횡단면 가중평균가격은 호가단위의 크기에 영향을 받지 않는다.

비록 WPC^k 이 높은 값을 가진다 하더라도 이는 가격발견 과정에서 사적정보의 유입이 아닌 단순히 거래빈도나 거래량의 증가에 비례한 결과일수도 있다. Barclay · Warner(1993)는 이러한 가설로 공적정보가설(public information hypothesis)과 거래량가설(trading volume hypothesis)을 제시한다. 공적정보가설에서는 주문규모가 공적정보의 크기에 대해 일정할 경우 가격변동이 공적정보에 의해 발생하면 가격공헌은 거래빈도공헌에 비례적인 관계를 가진다. 따라서 특정 거래매체의 가격공헌이 사적정보에 기인한 것인지를 규명하려면 거래빈도공헌으로 통제된 후에도 유의적인지를 검증해야 한다. 반면 거래량 가설에서는 대량의 거래는 시장에 충격을 미치고 큰 가격변화를 발생시키므로 가격공헌은 거래량 또는 거래대금과 같은 거래규모의 공헌과 비례적인 관계를 가진다. 따라서 거래매체를 통하여 사적정보가 반영되는지를 검증하기 위해 가격공헌을 거래빈도공헌이나 거래량공헌의 효과를 통제한 상대적 가중평균가격공헌(Relative Weighted Price Contribution : $RWPC$)으로 측정하기로 한다. 거래 매체 k 의 특정기간 동안 횡단면 상대적 가중평균가격공헌($RWPC_{trade}^k$)은 식 (3)과 같이 개별종목의 가격공헌을 거래빈도공헌(거래규모공헌)으로 나누어 거래빈도공헌(거래규모공헌)당 가격공헌을 산출한 다음, 가격변동의 절대값을 가중치로 적용하여 평균한 값이다. 따라서 거래 매체 k 를 통한 가격공헌이 공적정보가설이나 거래량가설이 아닌 사적정보에 의한 가격공헌이라면 가격공헌은 거래빈도공헌(거래규모공헌)보다 높으므로 $RWPC_{trade}^k$ 는 유의적으로 1을 초과할 것이다.

$$RWPC_{trade}^k = \sum_{i=1}^I \left(\frac{\left| \sum_{t=1}^T \Delta p_{i,t} \right|}{\sum_{i=1}^I \left| \sum_{t=1}^T \Delta p_{i,t} \right|} \right) \left(\frac{\left(\sum_{t=1}^T \Delta p_{i,t}^k \right)}{\left(\sum_{t=1}^T \Delta p_{i,t} \right)} \right) \left/ \left(\frac{\left(\sum_{t=1}^T trade_{i,t}^k \right)}{\left(\sum_{t=1}^T trade_{i,t} \right)} \right) \right) \quad (3)$$

본 연구는 기본 측정기간을 하루 중 접속매매시간으로 정하여 WPC^k 와 $RWPC^k$ 를 측정하고 횡단면적 통계적 유의성을 검정하였으며 제IV장 2절에서 측정기간을 주별, 월별로 확장하여 특정 거래매체를 통한 가격공헌이 하루 이상의 가격추세와 관련이 있는지를 분석하였다. 측정기간별 WPC^k 와 $RWPC^k$ 에 대한 통계적 유

의성은 가중요인을 고려한 t검정(weighted t-test)로 검증하였으며, Barclay·Hendershott(2005)에서 사용한 Fama·MacBeth(1973) 방법을 따라 표본기간동안 시계열의 평균에 대한 t값으로도 통계적 유의성을 검증하였다¹¹⁾.

한편 *RWPC*에 대한 보완적인 방법론으로 Barclay·Warner(1993)의 회귀분석을 활용하여 종속변수인 일별 가격공헌에 대해 각 거래매체의 터미변수를 설명변수로 도입하고 거래규모공헌을 통제변수로 도입하여 회귀분석을 수행하였다.

$$WPC = \beta^{off} I^{off} + \beta^{his} I^{his} + \beta^{other} I^{other} + \gamma WTC_{trade} + \varepsilon \quad (4)$$

(4)의 회귀분석에서는 거래빈도공헌(거래규모공헌)을 통제한 가격공헌의 순수 효과가 터미변수의 회귀계수로 측정된다. γ 은 거래빈도공헌(거래규모공헌)의 증분에 따른 가격공헌의 “한계적(marginal)증분”으로 결국 β^k 는 거래 매체 k로부터 발생한 가격공헌에서 거래규모공헌에 의해 발생한 가격공헌을 차감한 값이다. 따라서 거래빈도공헌(거래규모공헌)의 효과를 통제한 순수한 가격효과는 β^k 의 크기와 통계적 유의성의 차이로 판단하게 된다.

IV. 실증 분석

1. 온라인 거래와 오프라인 거래의 가격공헌

본 절에서는 기초분석으로 2002~2003년도에 339개 표본종목들을 대상으로 거래 매체별 가중평균가격공헌과 거래빈도공헌(거래규모공헌)을 통제한 상대적 가격공헌을 일별로 측정하여 통계적 유의성을 검증하며 추가적으로 Barclay·Warner(1993)의 회귀분석을 수행하였다. 표본기간동안의 거래 매체별 점유율을 의미하는 거래빈도와 거래규모공헌(*WTC*)의 일별 시계열 추이는 <그림 2>에 제시

11) 이는 주가에 내포된 공통요인에 의해 야기될 수 있는 표본종목들의 동시적 상관관계(contemporaneous correlation)를 고려한 것이다.

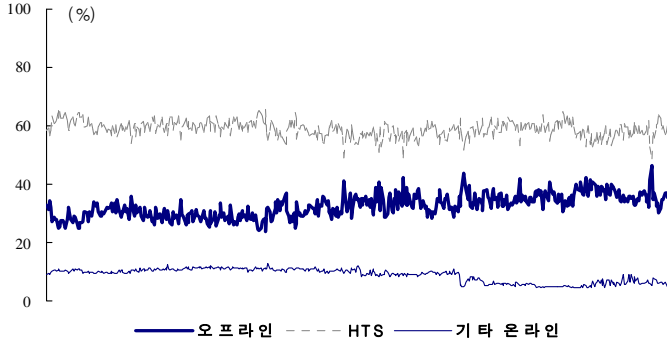
된다. 패널 A부터 패널 C에 제시된 거래 매체별 WTC 는 표본기간동안 큰 변화 없이 안정적인 추세를 나타낸다. 패널 A에서 오프라인 거래는 전체 거래빈도에 평균적으로 20%부터 40%정도 공헌하며, HTS의 거래빈도공헌은 60%전후에서 형성된다. 기타 온라인 거래 매체의 공헌은 10%에 불과하다. 패널 B의 거래량공헌도 거래빈도공헌과 유사한 행태를 나타낸다. 패널 C에 제시된 거래대금공헌에서는 오프라인 거래 매체의 공헌도가 40%부터 60%에서 변동하며 HTS의 공헌도와 큰 차이가 없는데, 이는 오프라인 거래 매체를 통해서 주로 거래되는 종목들이 저가주보다는 고가주(high-priced stock)에 집중되어 나타난 효과로 해석된다. 특히 오프라인 매체의 거래대금공헌은 표본기간 후반으로 증가하는 추세인데, 이는 <그림 1>에서 종합주가지수의 상승 추세와 연관된다.

<표 2>는 표본종목의 거래 매체별 거래 점유율, 일별 가중평균가격공헌(WPC)과 상대적 가중평균가격공헌($RWPC$)과 통계치를 제시한다. 패널 A는 <그림 2>에서 제시된 거래 매체의 일별 거래빈도와 거래량공헌의 통계치이다. 오프라인 거래 매체의 거래빈도공헌(WTC_{freq}^{off})의 평균은 32.43%이며 거래량공헌(WTC_{vol}^{off})은 26.99%로써, 이를 제외한 온라인 매체가 거래를 주도하였음이 확인된다. 한편 전체 거래대금에서는 오프라인 거래 매체를 통한 공헌도는 49.28%로 전체 온라인 매체의 공헌도와 큰 차이가 없는데 이는 <그림 2>의 패널 C에서 제시된 오프라인 매체에 고가주가 집중되어 거래되는 효과에 기인한다. 한편 온라인 거래 매체의 거래빈도공헌을 분석하면 WTC_{freq}^{his} 가 58.80%인 반면, WTC_{freq}^{other} 는 10%미만으로 HTS가 온라인 거래의 보편적인 매체로 활용되고 있음이 확인된다.

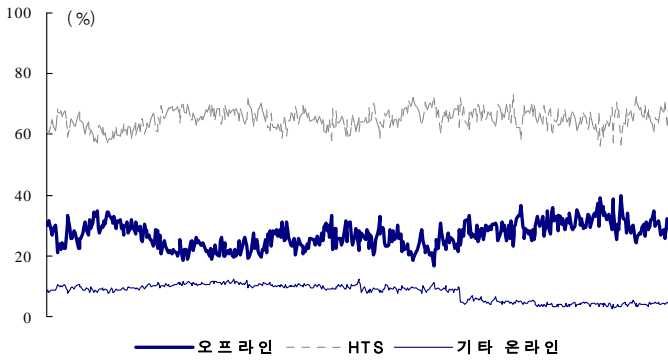
거래 매체별 가격공헌을 분석한 패널 B에서 오프라인 거래 매체의 가중평균가격공헌(WPC^{off})은 104%로써 표본종목의 하루 중 가격변동의 전체를 설명하는 반면, HTS와 기타 온라인 거래 매체의 가격공헌은 각각 -0.90%와 -3.23%로 오프라인 거래 방향에 소폭 역행하여 공헌한다는 결과는 주목할 점이다. 일별 각 거래 매체의 WPC 의 크기를 비교하면 전체 표본일수 중에서 WPC^{off} 이 최대를 기록한 일수는 전체 표본일수 중에서 82%인 반면에, HTS와 기타 온라인 매체는 각각 16.50%,

〈그림 2〉 거래 매체별 거래빈도공헌과 거래규모공헌의 일별 시계열 추이

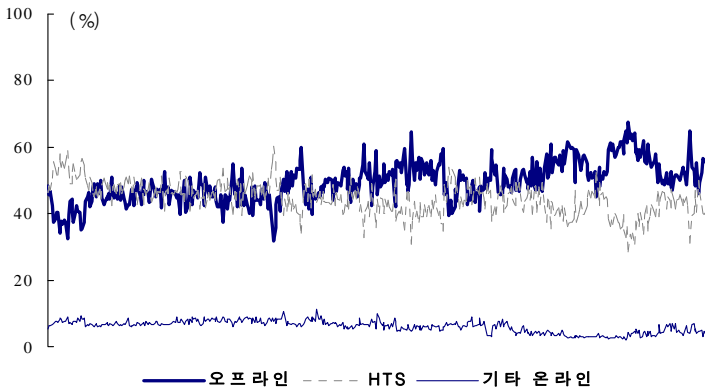
패널 A. 거래빈도공헌



패널 B. 거래량공헌



패널 C. 거래대금공헌



주: 한국유가증권시장에 상장된 339개 종목을 대상으로 표본기간인 2002~2003년도에 측정된 거래매체별 일별 거래빈도공헌, 거래량공헌, 거래대금공헌의 시계열 추이임.

1.02%에 불과하다. 또한 하루동안 전체 가격변동과 해당 거래 매체에 의한 가격변동의 부호가 동일한 표본일수는 HTS와 기타 온라인 매체가 51.32%와 38.70%인 반면에 오프라인 거래 매체는 94.91%로 전체 가격변동을 지배하였음을 제시한다. WPC^{off} 가 0이라는 귀무가설에 대한 우측검정시 5%유의수준에서 기각된 표본일수의 비율은 88.59%로 HTS와 기타 온라인 매체의 통계적 유의성보다 현저히 강하다. 이상의 결과를 종합하면, HTS를 포함하는 온라인 매체는 거래빈도나 거래량에서 오프라인 매체에 비해 투자자의 활용도가 높음에도 불구하고 단기적 가격발견과정에서 공헌하는 정도는 극히 낮다는 결과를 제시한다.

거래빈도나 거래규모공헌을 통제한 상대적 가중평균가격공헌($RWPC$)도 가중평균가격공헌의 분석결과와 일관된다. 일별 $RWPC_{freq}^{off}$ 의 평균은 2.21로 측정되어 오프라인 거래는 거래빈도공헌에 비해 2배 이상 가격변동에 공헌하는 반면에, $RWPC_{freq}^{hts}$ 는 -0.47로써 측정되어 HTS거래에 사적정보가 반영되기 보다는 공적정보가설(public information hypothesis)에 부합하는 특성을 보인다. 비록 $RWPC_{freq}^{off}$ 의 통계적 유의수준은 WPC^{off} 보다 다소 낮아졌음에도 불구하고, 온라인 거래 매체의 상대적 가중평균가격공헌보다는 여전히 강하다. 오프라인 거래의 거래빈도공헌과 가격공헌이 동일하다는 귀무가설에 대한 우측검정시 5%유의수준에서 기각된 표본일수의 비율은 61.41%인 반면에 HTS는 9.64%에 불과하다. 거래량공헌을 통제한 가격공헌인 $RWPC_{vol}^{off}$ 은 약 1.90로 $RWPC_{freq}^{off}$ 보다 소폭 하락하였지만 $RWPC_{vol}^{hts}$ 인 -0.86에 비해 여전히 우월하며, $RWPC_{vol}^{other}$ 는 -1.50으로 HTS보다도 현저히 낮은 수준이다. 패널 A에서 WTC_{val}^{off} 은 WTC_{val}^{off} 에 비해 약 2배정도 규모이며 WTC_{val}^{hts} 은 WTC_{val}^{hts} 보다 낮지만 거래대금을 통제한 가격공헌인 $RWPC_{val}$ 은 $RWPC_{val}$ 과 유사한 결과를 제시한다는 것이 특징이다. 따라서 거래규모공헌을 통제한 $RWPC$ 에서도 HTS보다는 오프라인 거래가 통계적으로 유의적인 실증적인 결과는 대량 거래의 효과에 기인한 것이 아님을 증명한다.

〈표 2〉 거래 매체의 일별 가격공헌

	오프라인	HTS	기타 온라인
패널 A. 거래빈도공헌과 거래규모공헌			
거래빈도공헌(WTC_{freq})			
평균	32.43	58.80	8.77
표준편차	3.90	2.76	2.38
거래량공헌(WTC_{vol})			
평균	26.99	65.06	7.95
표준편차	4.16	3.13	2.72
거래대금공헌(WTC_{val})			
평균	49.28	44.63	6.09
표준편차	6.02	4.90	1.80
패널 B. 가중평균가격공헌과 상대적 가중평균가격공헌			
가중평균가격공헌(WPC)			
평균	104.13	-0.90	-3.23
표준편차	65.64	61.68	23.89
최 대(%)	82.08	16.50	1.02
(0)공헌(%)	94.91	51.32	38.70
(0)유의(%)	88.59	31.77	21.18
거래빈도공헌 대비 가중평균가격공헌($RWPC_{freq}$)			
평균	2.21	-0.47	-0.85
표준편차	1.28	2.02	3.79
최 대(%)	67.12	12.20	20.66
(1)공헌(%)	86.42	21.25	27.95
(1)유의(%)	61.41	9.64	14.37
거래량공헌 대비 가중평균가격공헌($RWPC_{vol}$)			
평균	1.90	-0.86	-1.50
표준편차	1.12	2.82	6.43
최 대(%)	57.67	14.96	27.36
(1)공헌(%)	81.50	22.83	33.27
(1)유의(%)	43.50	11.61	9.44
거래대금공헌 대비 가중평균가격공헌($RWPC_{val}$)			
평균	1.91	-0.86	-1.46
표준편차	1.14	2.82	6.54
최 대(%)	58.46	14.56	26.96
(1)공헌(%)	81.10	22.83	33.66
(1)유의(%)	42.91	11.61	9.44

주: 1) 패널 A는 한국유가증권시장에 상장된 339개 종목을 대상으로 표본기간인 2002~2003년도에 측정된 거래매체별 일별 거래빈도공헌과 거래규모공헌(WTC)의 시계열 통계치임.

2) 패널 B는 일별 가중평균가격공헌(WPC)과 상대적 가중평균가격공헌($RWPC$)의 시계열 통계치와 유의수준을 제시함.

3) WPC 는 표본종목의 거래매체별 가격공헌을 가격변동의 절대값으로 횡단면 가중평균함.

4) $RWPC$ 는 표본종목의 거래매체별 가격공헌을 거래빈도공헌, 거래량공헌, 거래대금공헌으로 나누어 가격변동의 절대값으로 횡단면 가중평균함.

5) 최대(%)는 전체 표본일수에서 오프라인 거래, HTS 거래, 기타 온라인 거래에서 특정 거래매체의 WPC 와 $TWPC$ 가 가장 큰 일수의 비율임.

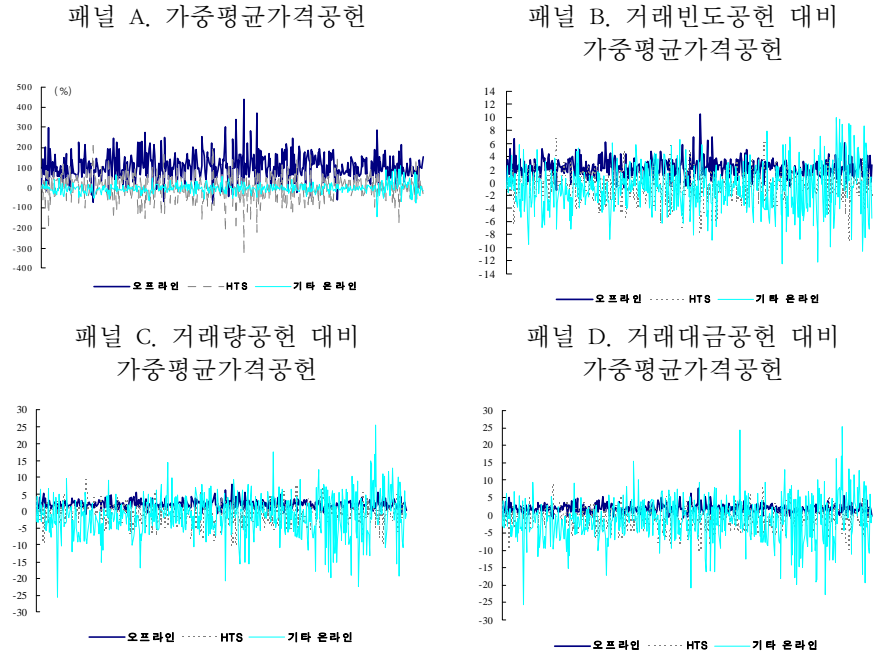
6) (0)공헌(%)은 WPC 가 0보다 큰 일수가 전체 표본일수에서 차지하는 비율임.

7) (0)유의(%)는 $H_0: WPC=0$, $H_1: WPC>0$ 에서 귀무가설을 5%수준에서 기각한 일수의 비율임.

8) (1)공헌(%)은 $RWPC$ 가 1보다 큰 일수가 전체 표본일수에서 차지하는 비율임.

9) (1)유의(%)는 $H_0: RWPC=1$, $H_1: RWPC>1$ 에서 귀무가설을 5%수준에서 기각한 일수의 비율임.

〈그림 3〉 거래 매체별 가격공헌의 일별 시계열 추이



- 주: 1) 한국유가증권시장에 상장된 339개 종목을 대상으로 표본기간인 2002~2003년도에 측정된 거래 매체의 일별 가중평균가격공헌(WPC)과 상대적 가중평균가격공헌($RWPC$)의 시계열임.
 2) WPC 는 표본종목의 거래매체별 가격공헌을 가격변동의 절대값으로 횡단면 가중평균함.
 3) $RWPC$ 는 표본종목의 거래매체별 가격공헌을 거래빈도공헌, 거래량공헌, 거래대금공헌으로 나누어 가격변동의 절대값으로 횡단면 가중평균함.

〈그림 3〉은 〈표 2〉의 패널 B에 제시된 가중평균가격공헌과 상대적 가중평균가격공헌의 일별 시계열 추이이다. 패널 A에서 제시된 표본기간동안 WPC^{off} 는 양의 가격공헌의 추세가 지속되었으나 WPC^{hits} 와 WPC^{other} 는 0에 가깝거나 낮은 음의 가격공헌 추세가 지속되었음이 확인된다. 〈그림 3〉의 패널 A에서 WPC^{off} 와 WPC^{hits} 의 일별 변동성의 대응치인 〈표 2〉의 패널 B의 표준편차는 각각 65.64%와 61.68%로 유사한 수준이다. 패널 B부터 패널 D까지 $RWPC^{hits}$ 나 $RWPC^{other}$ 는 $RWPC^{off}$ 와 대칭적으로 음의 값을 나타내며 일간 변동성이 높은 특성을 보임으로써 역시 〈표 2〉의 패널 B에 제시된 거래규모를 통제한 가격공헌의 통계치를 재확인한다.

〈표 3〉 일별 가격공헌에 대한 거래 매체별 더미변수와 통제변수의 회귀분석

	모형 1		모형 2		모형 3		모형 4	
	회귀계수	통계치	회귀계수	통계치	회귀계수	통계치	회귀계수	통계치
패널 A. 회귀계수								
I^{off}	104.12	42.80***	22.53	1.52*	121.76	10.64***	50.78	3.34***
I^{hts}	-0.89	-0.37	-148.84	-5.58	41.62	1.54*	-49.20	-3.56
I^{other}	-3.22	-1.33	-25.28	-5.45	1.97	0.48	-9.82	-3.22
WTC_{freq}			2.51	5.57				
WTC_{vol}					-0.65	-1.58		
WTC_{val}							1.08	3.55
$AdjR^2$	0.555		0.564		0.555		0.558	

패널 B. 동일성 검정

$\beta^{off} = \beta^{hts}$	931.65***	191.18***	24.64***	726.62***
$\beta^{off} = \beta^{other}$	973.38***	18.17***	193.84***	19.87***
$\beta^{hts} = \beta^{other}$	0.46	29.20***	2.75*	10.37***
$\beta^{off} = \beta^{hts} = \beta^{other}$	635.16***	663.61***	617.62***	412.40***

- 주: 1) 패널 A는 표본기간인 2002~2003년도에 한국유가증권시장에 상장된 339개 종목의 거래매체별 일별 가중평균가격공헌에 대해 설명변수인 오프라인 매체, HTS, 기타 온라인 매체의 더미변수와 일별 거래빈도공헌, 거래량공헌, 거래대금공헌을 통제변수로 도입하여 추정한 회귀분석 결과임.
 2) *, **, ***는 해당 회귀계수가 0이라는 귀무가설을 우측검정시 각각 10%, 5%, 1%수준에서 기각함.
 3) 패널B는 거래매체별 가격공헌의 회귀계수가 동일하다는 귀무가설에 대한 F통계치임.
 4) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%수준에서 기각함.

〈표 3〉은 Barclay·Warner(1993)의 회귀모형인 식 (4)를 추정한 결과를 제시한다. 모형1은 〈표 2〉의 패널 A에서 가중평균가격공헌과 동일하며 모형2부터 모형4까지 추정된 회귀계수는 거래빈도공헌과 거래규모공헌의 효과가 통제된 거래 매체별 가격공헌의 평균을 의미한다. WTC에 의해 유발된 가격공헌의 증가효과를 제거한 순수한 가격공헌의 통계적 유의성에 대해서는 $H_0: \beta^k = 0, H_1: \beta^k > 0$ 을 검정하면 된다.

모형1의 추정결과에서 β^{off} 는 1%수준에서 통계적으로 유의적임이 재확인된다. 모형2부터 모형4까지 추정결과도 역시 거래빈도공헌과 거래규모공헌을 통제하고 도 오프라인 거래 매체의 가격공헌이 HTS나 기타 온라인 매체의 가격공헌보다 우

위에 있다는 실증적 결과를 확인한다. 거래빈도공헌을 통제하여 추정한 모형2에서는 거래빈도공헌의 회귀계수가 1보다 큰 2.51로 추정되므로 거래빈도공헌에 따른 가격공헌의 증가 효과를 제거한 모든 거래 매체별 가격공헌의 회귀계수는 모형1로 추정된 회귀계수보다 낮다. β^{df} 는 22.53으로 모형1보다 현저히 낮아지지만 0보다 크다는 대립가설은 우측검정에서 10%수준에서는 유의적이다. 반면 β^{hls} 와 β^{diter} 은 각각 -148.84와 -25.28로 모형1에 비해 음의 가격공헌은 더욱 확대된다. 모형3에서 거래량공헌을 추정한 회귀계수는 음수이기 때문에 이 효과를 고려하면 각 거래 매체의 추정회귀계수는 모두 양의 값을 가지며 모형1의 회귀계수보다 크다. 하지만 역시 β^{df} 는 121.76으로 β^{hls} 나 β^{diter} 보다 크며, 1%수준에서 통계적으로 유의하다. β^{hls} 는 41.62로 우측검정시 10%유의수준에서 기각된다. 거래대금 공헌도를 통제한 모형4에서도 β^{df} 는 1%수준에서 통계적으로 유의적인 양의 값을 가지지만, 나머지 거래 매체의 회귀계수는 음으로 추정되었다. 패널 B의 동일성 검정에서 오프라인 거래의 추정회귀계수가 온라인 거래 매체의 추정회귀계수와 동일하다는 귀무가설은 어느 모형에서도 1%유의수준에서 기각된다.

〈표 2〉의 패널 B에 제시된 *RWPC*의 분석결과와 다소 차이는 있으나, 오프라인 거래가 온라인 거래보다 가격발견을 유의적으로 주도한다는 함의는 회귀분석 추정 결과에서 일관성있게 나타난다. 따라서 전반적으로 한국주식시장에서 정보거래자들은 오프라인 매체를 주로 활용하여 공적정보가설이나 거래량가설로 설명할 수 있는 수준 이상의 높은 가격공헌을 하지만, 온라인 거래 매체를 활용하는 투자자들은 이와 반대로 거래빈도나 거래규모에 비해 가격공헌이 낮은 무정보거래자(uniformed trader)의 특성을 나타낸다. 특히 이 같은 온라인 거래의 단기적 가격 변동은 데이트레이더들의 가격조작 행위(price manipulation)에 의한 일시적인 변동에 상당히 기인할 수도 있다. 데이트레이더들이 하루동안 호가의 순간적인 변동에 기인하여 단기적인 차익을 획득하는 전략은 가격의 상승추세가 지속된다 하더라도 조기 매도로 이익을 실현하기를 선호하므로 Odean(1998)이 실증적으로 제시한 disposition effect에 유사하게 부합하는 특성을 가지기 때문이다.

〈표 4〉 거래 매체의 주별 및 월별 가격공헌

	오프라인		HTS		기타 온라인	
	주별	월별	주별	월별	주별	월별
패널 A. 거래빈도공헌과 거래규모공헌						
거래빈도공헌(WTC_{freq})						
평균	32.62	32.53	58.63	58.72	8.75	8.76
표준편차	3.37	3.09	1.97	1.55	2.34	2.31
거래량공헌(WTC_{vol})						
평균	26.92	26.83	65.15	65.26	7.93	7.92
표준편차	3.64	3.37	2.51	2.10	2.71	2.70
거래대금공헌(WTC_{val})						
평균	49.59	49.44	44.48	44.49	6.06	6.07
표준편차	5.25	4.74	4.17	3.52	1.68	1.59
패널 B. 가중평균가격공헌과 상대적 가중평균가격공헌						
가중평균가격공헌(WPC)						
평균	132.48	156.26	-21.11	-43.01	-11.37	-13.25
표준편차	71.33	79.90	62.32	72.41	24.66	24.75
최대(%)	87.38	87.50	12.62	12.50	0.00	0.00
(0<)공헌(%)	97.09	95.83	38.83	29.17	30.10	25.00
(0<)유의(%)	88.35	87.50	17.48	12.50	9.71	12.50
거래빈도공헌 대비 가중평균가격공헌($RWPC_{freq}$)						
평균	2.72	3.17	-1.08	-1.79	-2.30	-2.35
표준편차	1.31	1.66	2.05	2.01	4.27	4.07
최대(%)	80.58	83.33	5.82	4.17	13.59	12.50
(1<)공헌(%)	93.20	87.50	15.53	4.17	20.39	16.67
(1<)유의(%)	66.99	83.33	4.85	4.17	6.80	12.50
거래량공헌 대비 가중평균가격공헌($RWPC_{vol}$)						
평균	2.33	2.81	-1.72	-2.54	-3.05	-3.27
표준편차	1.07	1.40	2.84	2.61	6.22	5.55
최대(%)	72.81	83.33	8.73	4.17	18.44	12.50
(1<)공헌(%)	89.32	87.50	17.48	4.17	23.30	16.67
(1<)유의(%)	61.17	83.33	5.83	4.17	5.83	16.67
거래대금공헌 대비 가중평균가격공헌($RWPC_{val}$)						
평균	2.33	2.81	-1.72	-2.55	-3.05	-3.29
표준편차	1.07	1.38	2.85	2.62	6.23	5.54
최대(%)	73.78	83.33	8.74	4.17	17.48	12.50
(1<)공헌(%)	89.32	87.50	17.48	4.17	23.30	16.67
(1<)유의(%)	61.17	83.33	5.83	4.17	5.83	16.67

주: 1) 패널 A는 한국유가증권시장에 상장된 339개 종목을 대상으로 표본기간인 2002~2003년도에 측정 한 거래매체별 주별 및 월별 거래빈도공헌과 거래규모공헌(WTC)의 시계열 통계치임.

2) 패널 B는 주별 및 월별 가중평균가격공헌(WPC)과 상대적 가중평균가격공헌($RWPC$)의 시계열 통계치와 유의수준을 제시함.

3) WPC 는 표본종목의 거래매체별 가격공헌을 가격변동의 절대값으로 횡단면 가중평균함.

4) $RWPC$ 는 표본종목의 거래매체별 가격공헌을 거래빈도공헌, 거래량공헌, 거래대금공헌으로 나누 어 가격변동의 절대값으로 횡단면 가중평균함.

5) 최대(%)는 전체 표본기간에서 오프라인 거래, HTS 거래, 기타 온라인 거래에서 특정 거래 매체의 WPC 와 $TWPC$ 가 가장 큰 주와 월의 비율임.

6) (0<)공헌(%)은 WPC 가 0보다 큰 주와 월이 전체 표본기간에서 차지하는 비율임.

7) (0<)유의(%)은 $H_0: WPC=0$, $H_1: WPC>0$ 에서 귀무가설을 5%수준에서 기각한 주와 월의 비율임.

8) (1<)공헌(%)은 $RWPC$ 가 1보다 큰 주와 월이 전체 표본기간에서 차지하는 비율임.

9) (1<)유의(%)은 $H_0: RWPC=1$, $H_1: RWPC>1$ 에서 귀무가설을 5%수준에서 기각한 주와 월의 비율임.

2. 측정기간과 거래 매체별 가격공헌

본 절은 단기적 일중 가격변동에 중점을 두고 분석한 1절의 결과가 측정기간의 선택에 의해 기인한 결과인지를 검증하기로 한다. 가격에 반영되는 정보의 지속성은 거래 매체를 선택하는 투자자에 따라 차이를 보일 가능성이 있다. <표 4>는 일별 측정기간을 확장하여 전체 표본기간을 주별과 월별 측정기간으로 분할하여 각 거래 매체의 WPC 와 $RWPC$ 를 측정하여 분석결과를 제시한다. 패널 A에서 제시된 거래 매체의 WTC 는 측정기간을 주별 및 월별로 연장하여도 <표 2>의 패널 A에 제시된 값과 큰 차이가 없다는 결과는 1절의 <그림 2>에서 표본기간동안 일별 거래빈도와 거래규모공헌이 큰 변동없이 안정적이라는 특성에 기인한다. 패널 B에 제시된 WPC^{off} 는 주별보다는 월별로 측정기간이 연장될수록 증가하는 반면, 온라인 거래매체인 WPC^{lts} 와 WPC^{other} 는 음의 값이 확대됨을 확인할 수 있다. 특히 월별 WPC^{lts} 는 -43.01%로 주별 WPC^{lts} 보다 2배 정도 증가한다. 패널 A의 거래빈도와 거래량공헌은 측정기간과 상관없이 일정한 수준이므로 이를 통제한 가격공헌인 $RWPC^{off}$ 의 평균과 통계적 유의성은 증가하는 반면, $RWPC^{lts}$ 와 $RWPC^{other}$ 는 더욱 낮아진다. 결과적으로 <표 4>는 오프라인 거래를 활용하는 투자자는 상대적으로 단기보다는 장기 추세에 대한 정보 우위에 있으며, 온라인 거래자는 단기적 가격변동에 의존한 투자 의사결정을 내리는 경향이 높은 것으로 해석가능하다.

3. 투자주체별 거래 매체 선호현상과 가격공헌

온라인 거래에 대해 높은 접근성을 보유한 개인투자자와 달리 기관투자자와 외국인투자자들은 오프라인 거래 방식을 주로 활용하는 것으로 보고되는데 이는 주문채출과 투자전략에서 제약을 받기 때문이다¹²⁾. 기관투자자와 외국인투자자들은 대량거래에 따른 시장 충격비용(price impact)을 완화시키려 하므로 온라인 매체를 통해 자신의 거래를 노출시키지 않고 증권사의 전담 직원을 통하여 주문분할(order split)을 하려는 유인을 가진다. 또한 증권사는 이러한 비개인투자자들을

12) 한국증권선물거래소 보도자료, 2004~2005 주문매체별 거래현황

고객화하기 위해 대량 주문에 대해 온라인 매체 수수료가 아닌 차별적인 협의 수수료가 적용한다. 결과적으로, 비개인투자자들은 투자건전성 준수 원칙때문에 운용인력과 분리된 주문처리인력이 증권사의 전담 직원에게 주문을 위탁하는 등의 오프라인 거래를 하게 된다. 따라서 한국주식시장에서는 투자자 유형에 따라 차별적으로 거래 매체를 이용하는 특성이 부각된다¹³⁾. 이 특성과 관련하여 본 절에서는 오프라인 거래 매체의 가격공헌이 온라인 거래 매체보다 높은 결과가 투자주체가 거래 매체를 선호하는 현상과 관련되는지를 검증하고자 한다.

〈표 5〉에서는 표본기간동안 투자주체가 활용하는 거래 매체별 가격공헌이 제시된다. 패널 A에서 개인투자자의 전체 거래빈도공헌도는 82.13%이며, HTS를 활용한 거래빈도공헌은 58.41%로 HTS는 주로 개인투자자가 활용한 매체임이 확인된다. 한편 개인투자자의 거래대금 공헌도는 약 62%로 상대적으로 거래량 공헌도에 비해 낮는데, 이는 개인투자자의 HTS와 기타 온라인 매체를 통한 거래가 주로 저가주에 치중됨을 간접적으로 의미한다. 오프라인 거래량공헌도는 16.54%이며 거래대금공헌도는 14.81%로 큰 차이가 없지만, HTS의 거래대금공헌도는 42.44%로 거래량공헌도에 비해 대폭적으로 감소한 결과는 이 같은 현상을 설명한다.

전술한 내용과 같이, 개인투자자와 달리 기관투자자와 외국인투자자의 거래는 오프라인 방식에 절대적으로 의존하는 경향이 확인된다. 외국인투자자와 기관투자자의 오프라인 매체를 통한 거래빈도공헌도나 거래량공헌도는 비록 개인투자자에 비해 낮지만 기관투자자의 경우 오프라인을 통한 의존도는 95%이상이며, 외국인투자자도 80%이상을 오프라인 매체에 의존한다¹⁴⁾. 기관투자자에 비해 외국인투자자의 온라인 거래빈도나 거래량공헌이 높은 이유는 외국인투자자에는 기관투자자 외에도 개인투자자들이 포함되어 온라인 거래를 하기 때문이다. 기관투

13) 이러한 특성은 개별 투자주체가 거래 매체를 혼합하여 병용하는 것이 아니라 특정한 거래 매체만을 주로 활용한다는 관점에서 출발하는 것이다. 현실적으로 투자주체들은 거래의 습관, 거래 매체의 조작 및 숙련정도, 매매수수료와 같은 거래비용, 매매 규칙과 같이 투자행위에 영향을 미치는 요인들에 의해 자신이 선호하는 거래 매체만을 이용하므로 거래 매체 유형에 따른 투자자의 세분화된 집단을 분류할 수 있다.

14) 기관투자자의 오프라인 거래빈도 의존도 = 기관투자자의 오프라인 매체 거래빈도공헌 / 기관투자자 전체 거래빈도공헌 = $6.26/6.36 = 0.984$

자자와 외국인투자자는 고가주를 선호하므로 거래빈도공헌이나 거래량공헌보다 가격수준이 반영된 거래대금공헌이 높다. 특히 기관투자자와 외국인투자자의 오프라인 거래 매체를 통한 거래대금공헌은 각각 15.14%와 19.33%로 개인투자자의 오프라인 거래대금공헌인 14.81%를 초과한다.

패널 B의 가격공헌과 상대적 가격공헌을 분석한 결과는 외국인투자자와 기관투자자들이 전체 가격변동을 주도한 투자주체로서 이들이 이용하는 거래 방식인 오프라인 거래에 기인한 반면에, 개인투자자들은 전체 가격변동과 역행하여 거래하였다는 실증적 결과를 제시한다. 외국인투자자의 WPC 는 73.50%로써 기관투자자보다도 2배 이상의 가격공헌을 하였으나, 개인투자자의 WPC 는 -7.65%에 그친다.

각 투자주체가 활용한 거래 매체별 가격공헌을 분석하면 가격공헌도가 가장 높은 외국인투자자의 WPC^{off} 는 표본기간동안 평균적으로 68.22%이며 1%수준에서 통계적으로 유의적이다. 비록 오프라인 거래의 가격공헌보다는 낮지만, 외국인투자자는 HTS와 기타 온라인 매체를 활용하여도 역시 양의 유의적인 가격공헌을 한다. 외국인투자자와 달리, 전체 가격변동에 34.14%의 공헌을 하는 기관투자자는 오프라인 매체가 가격공헌의 대부분을 유의적으로 설명하는 반면, 온라인 매체의 가격공헌은 낮은 음의 값을 나타낸다. 한편 개인투자자의 오프라인 거래의 가격공헌은 1.53%로 외국인투자자나 기관투자자에 비해 낮으며 통계적으로 비유의적이다. 개인투자자의 오프라인 거래는 증권사의 영업직원이 투자 상담을 통해 매매에 관여하는 효과가 혼재되어 있다는 점에서 보면 매매 관여 효과의 유의성은 없는 것으로 해석할 수 있다. 또한 투자 상담의 효과가 배제되며 거래빈도나 거래규모의 주된 거래 매체인 HTS를 통하여 가격 발견에 공헌하는 값도 불과 -1.54%에 그친다. 결과적으로, <표 2>에 제시된 WPC^{off} 의 104%는 기관투자자와 외국인투자자가 유의적으로 주도한 반면, WPC^{hts} 나 WPC^{other} 의 낮은 음의 값은 외국인의 유의적인 정(+)의 가격공헌에도 불구하고 국내 개인투자자와 기관투자자의 비유의적인 음의 가격공헌에 의해 잠식되는 효과에 기인한다고 볼 수 있다. 이같은 결과는 거래 매체의 가격발견에서 이를 활용하는 투자유형의 특성이 유의적인 영향을

〈표 5〉 투자주체별 거래 매체의 일별 가격공헌

	개인투자자				기관투자자				외국인투자자			
	오프라인	HTS	기타 온라인	전체	오프라인	HTS	기타 온라인	전체	오프라인	HTS	기타 온라인	전체
패널 A. 거래빈도공헌과 거래규모공헌												
거래빈도공헌 (WTC_{freq})												
평균	16.01	58.41	7.71	82.13	6.26	0.10	0.01	6.36	10.16	0.30	1.05	11.51
(표준편차)	(1.90)	(2.73)	(2.65)	(4.71)	(2.35)	(0.04)	(0.05)	(2.35)	(2.94)	(0.18)	(0.88)	(3.30)
거래량공헌 (WTC_{val})												
평균	16.54	64.11	7.48	88.13	3.76	0.14	0.00	3.90	6.69	0.81	0.47	7.97
(표준편차)	(2.67)	(3.33)	(2.83)	(3.23)	(1.62)	(0.11)	(0.02)	(1.62)	(1.87)	(0.39)	(0.36)	(2.09)
거래대금공헌 (WTC_{val})												
평균	14.81	42.44	4.49	61.75	15.14	0.37	0.01	15.52	19.33	1.82	1.59	22.74
(표준편차)	(2.64)	(4.70)	(1.73)	(7.22)	(5.03)	(0.54)	(0.06)	(5.01)	(4.15)	(0.84)	(0.99)	(4.33)
패널 B. 가중평균가격공헌과 상대적 가중평균가격공헌												
가중평균가격공헌(WPC)												
평균	1.53	-1.54	-7.63	-7.65	34.37***	-0.19	-0.03	34.14***	68.22***	0.84**	4.44***	73.50***
(표준편차)	(50.46)	(60.37)	(14.74)	(106.79)	(79.80)	(4.34)	(0.69)	(80.37)	(88.81)	(8.69)	(23.32)	(99.94)
거래빈도공헌 대비 가중평균가격공헌($RWPC_{freq}$)												
평균	-0.45	-0.50	-2.41	-0.61	3.35***	-4.32	-30.51	3.14***	3.79***	0.18	2.28***	3.63***
(표준편차)	(3.85)	(2.02)	(4.89)	(2.33)	(6.92)	(42.93)	(449.92)	(6.51)	(6.29)	(18.83)	(14.92)	(5.91)
거래량공헌 대비 가중평균가격공헌($RWPC_{val}$)												
평균	-1.23	-1.05	-5.87	-1.26	0.99	-36.45	-118.36	0.77	1.35	-1.49	1.72	1.25
(표준편차)	(5.71)	(3.21)	(14.52)	(3.60)	(19.52)	(305.50)	(2238.75)	(22.79)	(59.76)	(47.92)	(48.75)	(37.84)
거래대금공헌 대비 가중평균가격공헌($RWPC_{val}$)												
평균	-1.22	-1.05	-5.83	-1.26	1.10	-38.10	-120.27	0.61	0.96	-1.32	0.59	-0.13
(표준편차)	(5.71)	(3.21)	(14.54)	(3.60)	(21.22)	(306.47)	(2245.73)	(25.04)	(56.21)	(51.77)	(44.53)	(40.20)

주: 1) 패널 A는 한국유가증권시장에 상장된 339개 종목을 대상으로 표본기간인 2002~2003년도에 측정된 투자주체별 거래 매체의 일별 거래빈도공헌과 거래규모공헌(WTC)의 시계열 통계치임

2) 패널 B는 일별 가중평균가격공헌(WPC)과 상대적 가중평균가격공헌($RWPC$)의 시계열 통계치와 유의수준을 제시함.

4) WPC 는 표본종목의 투자주체별 거래 매체의 가격공헌을 가격변동의 절대값으로 횡단면 가중평균함
5) $RWPC$ 는 표본종목의 투자주체별 거래매체의 가격공헌을 거래빈도공헌, 거래량공헌, 거래대금공헌으로 나누어 가격변동의 절대값으로 횡단면 가중평균함.

6) *, **, ***은 가중평균가격공헌의 일평균에 대해 $H_0: WPC=0$, $H_A: WPC>0$, 상대적 가중평균가격공헌의 일평균에 대해 $H_0: RWPC=1$, $H_A: RWPC>1$ 에서 귀무가설의 우측검정시 각각 10%, 5%, 1%유의수준에서 기각함.

미칠 수 있음을 의미한다.

각 투자주체별로 거래빈도와 거래규모공헌을 통제한 상대적 가중평균가격공헌에서 개인투자자의 $RWPC$ 는 모든 거래 매체에서 비유의적인 음수로 측정된다. 외국인투자자의 거래빈도공헌의 값을 통제한 가격공헌인 $RWPC_{freq}^{off}$ 와 $RWPC_{freq}^{other}$ 는 각각 3.79와 2.28로 우측검정에서 1%수준에서 통계적으로 유의적이다. 기관투자자의 $RWPC_{freq}^{off}$ 도 3.35로 외국인투자자와 유사하며 1%수준에서 유의적이다. 하지만, 거래량공헌과 거래대금공헌을 통제한 외국인투자자의 $RWPC^{off}$ 는 각각 1.35와 0.96으로 $RWPC_{freq}^{off}$ 에 비해 낮아지며 10%수준에서도 비유의적이다. 이 같은 결과는 $RWPC^{other}$ 에서도 일관되게 확인된다. 기관투자자의 WPC^{off} 도 거래량공헌과 거래대금공헌을 통제할 경우에는 급격히 하락하고 온라인 거래의 상대적가격공헌도 음의 값이 확대된다. 이를 종합적으로 요약하면, 기관투자자나 외국인투자자의 주도하는 가격변동에는 사적정보가 반영되지만 거래규모에 기인하는 효과도 포함된 것으로 해석된다. 또한 개인투자자를 제외하면, 오프라인 거래의 가격발견의 공헌도는 HTS나 기타 온라인 거래의 가격발견보다 우위에 있음이 확인된다.

이같은 결과는 주문 매체별 가격발견의 차이가 투자주체의 정보거래에 기인한다는 사실을 제시한다. 즉 1절의 <표 2>와 <표 4>에서 제시된 오프라인 매체의 높은 가격공헌은 장기적 투자를 추구하는 기관투자자와 외국인투자자의 거래에 기인하는 반면, 이와 반대되는 온라인 거래의 낮은 성과는 단기적 투자성향을 가진 개인투자자가 주도한 것으로 분석된다. <표 5>에서 제시된 가격공헌의 측정기간이 일별이라는 단기임을 감안할 때, HTS를 이용하는 개인투자자들이 기관투자자나 외국인투자자에 비해 가격변동의 주도권의 우위를 확보할 것이라는 일반적인 추측에도 불구하고 오히려 장기적 투자성향을 가진 기관투자자와 외국인투자자가 오프라인 거래를 통해 일별 가격공헌을 지배한다는 결과는 흥미롭다.

투자주체별로 거래빈도와 거래량공헌을 통제한 후의 가격공헌을 검증하기 위해 1절에서 이용한 Barclay·Warner(1993)의 회귀모형을 수정하여 수행하였다. 분

석의 대상이 되는 회귀분석의 설명변수는 투자주체별 더미변수와 거래매체별 더미변수의 교호항(interaction term)이며, 통제변수로 거래빈도공헌과 거래규모공헌을 도입하여 추정하였다. 교호항의 회귀계수는 거래효과를 통제한 후 특정 투자주체가 거래매체를 이용하여 공헌한 가격변동의 크기이다.

$$WPC = \sum_k \beta_{indi}^k I^{indi} \cdot I^k + \sum_k \beta_{inst}^k I^{inst} \cdot I^k + \sum_k \beta_{fore}^k I^{fore} \cdot I^{other} + \gamma WTC_{trade} + \varepsilon$$

여기에서 $k \in \{off, hts, other\}$ 이다.

〈표 6〉에 제시된 모형1의 추정결과는 통제변수가 도입되지 않은 분석결과로 〈표 5〉의 패널 B에 제시된 WPC와 동일하다. 모형2부터 모형4의 추정결과는 거래빈도와 거래규모에 따라 증가하는 가격공헌 효과를 통제한 가격공헌이다. 개인투자자의 모든 거래 매체별 더미변수의 추정회귀계수는 모두 음의 값을 가지는데 이는 〈표 5〉의 패널 B에 제시된 결과를 재확인시킨다. 기관투자자는 거래대금공헌을 통제변수로 도입한 모형4를 제외한 모형1~모형3에서 오프라인 거래 매체를 활용한 가격공헌의 회귀계수인 β_{inst}^{off} 는 1%수준에서 통계적으로 유의적인 양의 부호로 추정되지만, 온라인 매체를 이용한 거래의 가격공헌은 모두 비유의적인 음의 값으로 추정된다. 외국인투자자도 모형1부터 모형4까지 거래빈도와 거래규모공헌을 통제한 후 오프라인 거래의 가격공헌의 회귀계수(β_{fore}^{off})는 1%수준에서 통계적으로 모두 유의적으로 추정되어, 〈표 5〉의 패널 B에서 거래량공헌이나 거래대금공헌으로 통제할 경우 비유의적인 상대적가격공헌과는 차이가 있다. 외국인투자자가 HTS를 활용한 거래의 가격공헌은 모두 비유의적이다. HTS를 제외한 기타 온라인 거래의 가격공헌 회귀계수(β_{fore}^{other})는 모형1과 모형3에서 유의적이지만, 오프라인 거래에 비해 값이 낮다. 전반적으로 〈표 6〉의 추정결과는 〈표 5〉와 일관성을 유지하며, 오프라인 거래가 온라인 거래보다 우위가 있다는 결과를 지지한다. 한편 모형2부터 모형4까지의 값은 보다 모두 높으므로, 결과적으로 외국인투자자는 기관투자자보다 오프라인 거래 매체를 활용하여 정보거래를 한다는 것

〈표 6〉 일별 가격공헌에 대한 투자주체의 거래 매체별 더미변수와 통제변수의 회귀분석

	모형 1		모형 2		모형 3		모형 4	
	회귀계수	t통계치	회귀계수	t통계치	회귀계수	t통계치	회귀계수	t통계치
패널 A. 회귀계수 추정								
$f^{indi} \cdot f^{off}$	1.53	0.70	-57.36	-8.90	-13.40	-1.99	-34.47	-8.05
$f^{indi} \cdot f^{hls}$	-1.54	-0.70	-216.41	-9.73	-59.42	-2.40	-104.72	-9.71
$f^{indi} \cdot f^{other}$	-7.63	-3.47	-36.00	-9.88	-14.38	-3.97	-18.55	-7.58
$f^{inst} \cdot f^{off}$	34.37	15.62***	11.35	3.53***	30.97	11.77***	-2.43	-0.56
$f^{inst} \cdot f^{hls}$	-0.19	-0.09	-0.56	-0.26	-0.31	-0.14	-1.09	-0.50
$f^{inst} \cdot f^{other}$	-0.03	-0.01	-0.06	-0.03	-0.03	-0.02	-0.05	-0.03
$f^{fore} \cdot f^{off}$	68.22	31.01***	30.83	6.97***	62.18	18.37***	21.22	4.02***
$f^{fore} \cdot f^{hls}$	0.83	0.38	-0.25	-0.12	0.10	0.05	-3.57	-1.61
$f^{fore} \cdot f^{other}$	4.43	2.02***	0.57	0.26	4.01	1.82***	0.57	0.26
WTC_{freq}			3.67	9.71				
WTC_{vol}					0.90	2.34		
WTC_{val}							2.43	9.77
$AdjR^2$	0.216		0.232		0.217		0.230	
패널 B. 동일성 검정								
$\beta_{indi}^{off} = \beta_{indi}^{hls} = \beta_{indi}^{other}$	4.49**		48.73***		6.41***		43.45***	
$\beta_{inst}^{off} = \beta_{inst}^{hls} = \beta_{inst}^{other}$	81.89***		5.40***		52.35***		0.14	
$\beta_{fore}^{off} = \beta_{fore}^{hls} = \beta_{fore}^{other}$	296.89***		23.50***		144.22***		10.80***	

주: 1) 패널 A는 표본기간인 2002~2003년도에 한국유가증권시장에 상장된 339개 종목의 거래매체별 일별 가중평균가격공헌에 대해 설명변수인 투자주체별 오프라인 매체, HITS, 기타 온라인 매체의 더미변수와 일별 거래빈도공헌, 거래량공헌, 거래대금공헌을 통제변수로 도입하여 추정된 회귀분석 결과임.

2) ***, **는 해당 회귀계수가 0이라는 귀무가설을 우측검정시 10%, 5%, 1%수준에서 기각함.

3) 패널B는 각 투자주체의 거래매체별 가격공헌의 회귀계수가 동일하다는 귀무가설에 대한 F통계치임.

4) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%수준에서 기각함.

으로 해석된다.

4. 기업규모별 거래 매체 집중도와 가격공헌

본 절에서는 거래 매체의 가격공헌이 기업 규모에 따라 횡단면적 특성이 존재하는지를 검증한다. 단기 투자성향을 가진 온라인 거래자들은 개인투자자로서 변동성이 높은 소기업과 높은 베타를 가진 종목을 선호한다. 반면, 비개인투자자들

은 소형주에 비해 시장정보(market wide information)가 우선적으로 반영되는 대형주에 투자하는 경향이 있다. 3절에서 투자주체와 거래 매체간에는 내생성이 존재하므로, 투자주체의 종목 선택 경향은 가격발견에도 영향을 미칠 것이다. Badrinath·Kale·Noe(1995)에 따르면 투자자간 정보전달 구조에서 기관투자자는 투자건전성 조건을 준수를 지켜야 하는 제약으로 인해 위험이 낮은 대형주에 투자하는 경향이 높으므로 대기업의 주가변동은 소기업의 주가변동에 선행하는 관계를 보인다고 하였다. 따라서 3절에서 밝혀진 기관투자자나 외국인투자자가 가격발견의 주도권을 보유한다는 실증분석 결과에 기초할 때, 오프라인 거래를 통한 가격발견은 소기업보다는 대기업에서 높을 것이다.

거래 매체별 거래빈도와 거래규모공헌도를 기업규모별로 분류한 결과가 <표 7>의 패널 A에 제시된다. 기업규모는 표본기간동안 일별 종가에 발행주식수를 곱하여 측정한 시가총액을 기준으로 5개의 포트폴리오로 분류하였으며, 표에 제시된 결과는 포트폴리오의 일별 거래공헌도의 시계열 평균치이다. 전반적으로 온라인 거래는 소형주에 치중된 반면, 오프라인 거래는 상대적으로 대형주에서 공헌도가 높다. WTC_{freq}^{his} 는 49.28%(포트폴리오5)~74.95%(포트폴리오1)에 분포하고, 기업규모가 증가할수록 감소한다. 이 같은 관계는 WTC_{vol}^{his} 과 WTC_{val}^{his} 에서도 발견된다. WTC_{freq}^{other} 에서도 기업규모와 음의 관계가 발견되지만, WTC^{off} 는 기업규모와 정(+)의 관계를 보이고 있다. 이와 같은 특성은 거래량공헌이나 거래대금공헌에서도 유사하다. WTC_{vol}^{his} 는 최소형주인 포트폴리오1에서 76.57%이며 최대형주(포트폴리오5)에서도 50.20%로 WTC_{vol}^{off} 보다도 높다. 주가수준이 반영된 WTC_{val}^k 와 기업규모간의 관계도 전반적으로 거래량과 거래빈도공헌의 특성과 유사하지만 최대형주의 WTC_{val}^{off} 는 57.92%로 WTC_{val}^{his} 를 초과한다.

패널 B는 기업규모에 따른 거래 매체별 가격공헌과 이에 대한 통계적 유의성을 제시한다. WPC^{off} 의 평균과 통계적 유의성은 대형주일수록 단조증가하지만 WPC_{val}^{his} 와 WPC_{val}^{other} 는 소형주일수록 증가한다. 이 같은 기업규모와 거래 매체의 WPC 간에 존재하는 뚜렷한 관계는 포트폴리오의 평균이 동일하다는 귀무가설이

F 검정결과 모두 1%유의수준에서 기각된다는 점에서도 확인된다. 포트폴리오5의 WPC^{off} 는 148.64%로 포트폴리오4의 약 2배 가까운 규모이다. 포트폴리오1부터 포트폴리오4까지 WPC^{hts} 과 WPC^{other} 는 모두 양의 값을 갖지만, 포트폴리오5에서는 음의 값을 보인다. 또한 중소형주 포트폴리오1~3에서는 WPC^{hts} 가 WPC^{off} 를 초과하지만, 대형주(4,5)에서는 WPC^{off} 가 WPC^{hts} 보다 높다. 기업규모와 WPC 의 관계는 패널 A에서 제시된 WTC 와 유사함에도 불구하고, 기업규모별로 WPC^{off} 는 WTC^{off} 보다 높은 반면에 WPC^{hts} 는 WTC^{hts} 보다 낮다. 이 같은 결과는 거래빈도나 거래량공헌을 통제하고도 오프라인 거래의 가격공헌은 온라인 거래의 가격공헌을 초과할 것으로 추론하게 한다. 이는 거래 매체별 $RWPC$ 의 비교에서 확인된다.

$RWPC_{trade}^{off}$ 는 기업규모에 비례하여 증가한다는 점에서 WPC^{off} 와 관계와 일관성을 가진다. 그리고 모든 포트폴리오에서 $RWPC_{freq}^{off}$, $RWPC_{vol}^{off}$, 그리고 $RWPC_{val}^{off}$ 은 평균적으로 1이상으로 나타나 오프라인 매체는 거래빈도나 거래량을 통제하고도 가격발견에 영향력을 미침을 확인한다. $RWPC_{freq}^{off}$ 는 1.31(포트폴리오1)~2.73(포트폴리오5)에 분포하며, 기업규모가 증가할수록 평균값과 통계적 유의성이 증가한다. 개별 포트폴리오의 $RWPC_{vol}^{off}$ 와 $RWPC_{val}^{off}$ 의 통계적 유의성을 조사하여도, 대형주일수록 유의성이 강하다는 증거가 발견된다. 반면에 $RWPC_{trade}^{hts}$ 이나 $RWPC_{trade}^{other}$ 는 기업규모와 역의 관계를 보이지만, 대부분의 포트폴리오에서 1미만의 낮은 값을 가지며 통계적으로 비유의적이다.

〈표 8〉은 기업규모에 따른 가격공헌의 특성을 재검증하기 위해 5개 포트폴리오별로 거래빈도와 거래규모공헌을 통제변수로 도입하여 추정된 회귀분석 결과이다. 패널 B부터 패널 D까지 제시된 추정회귀계수에서 HTS거래는 소기업일수록 다른 거래 매체보다 가격공헌에서 우위에 있으며, 대기업에서는 오프라인 거래의 가격공헌이 높다. 하지만 소기업에서 HTS가 오프라인 거래 매체에 비해 전체적으로 월등한 가격공헌을 주도하였다고 단정하기는 어렵다. 거래빈도공헌을 통제한 패널 B에서 소형주 포트폴리오인1,2에서 β^{hts} 는 양의 값으로 추정되며 β^{off} 보다 높지만, 양 거래 매체의 가격공헌이 동일하다는 귀무가설에 대한 F검정결과의 유의

<표 7> 기업규모에 따른 거래 매체의 일별 가격공헌

		오프라인			HTS			기타 온라인		
패널 A. 거래규모 공헌(WTC)										
		거래빈도	거래량	거래대금	거래빈도	거래량	거래대금	거래빈도	거래량	거래대금
1(소)		15.22	14.43	16.58	74.95	76.57	74.60	9.82	8.99	8.81
		(2.37)	(3.73)	(4.17)	(4.20)	(5.09)	(4.92)	(3.67)	(3.53)	(3.30)
2		17.97	17.17	19.70	72.51	74.26	71.91	9.52	8.57	8.39
		(2.88)	(4.99)	(4.95)	(3.91)	(5.50)	(4.69)	(3.45)	(3.59)	(3.22)
3		21.28	19.96	22.87	68.87	71.25	68.50	9.85	8.79	8.63
		(3.39)	(4.61)	(5.42)	(2.69)	(4.13)	(3.69)	(3.30)	(3.22)	(3.10)
4		29.04	24.00	31.09	61.63	67.60	61.23	9.33	8.40	7.68
		(4.04)	(4.86)	(5.43)	(3.69)	(4.01)	(4.44)	(2.60)	(2.96)	(2.56)
5(대)		43.07	43.36	57.92	49.28	50.20	36.81	7.65	6.44	5.27
		(5.04)	(5.97)	(5.88)	(4.27)	(5.27)	(5.20)	(1.76)	(1.79)	(1.57)

패널 B. 가중평균가격공헌과 상대적 가중평균가격공헌										
		평균	+공헌[유의]	최대(%)	평균	+공헌[유의]	최대(%)	평균	+공헌[유의]	최대(%)
가중평균가격공헌(WPC)										
1(소)		26.40	86.38 [30.49]	19.92	68.41	97.97 [75.81]	77.64	5.20	63.21 [9.35]	1.83
2		33.48	89.02 [38.82]	28.05	62.61	97.97 [69.11]	70.93	3.91	61.59 [9.35]	0.20
3		45.17	90.24 [49.39]	45.93	52.62	92.68 [56.91]	53.05	2.20	55.08 [10.57]	0.20
4		76.48	96.34 [72.56]	71.54	21.41	71.34 [28.46]	26.22	2.11	55.08 [9.55]	1.42
5(대)		148.64	92.07 [73.58]	81.10	-39.69	34.96 [11.59]	14.84	-8.94	36.38 [14.63]	3.25
F검정		329.81***			290.65***			28.29***		

거래빈도공헌 대비 가중평균가격공헌(RWPC_{freq})										
1(소)		1.31	59.15 [10.16]	43.50	0.93	43.09 [3.86]	28.86	0.50	37.80 [3.46]	27.03
2		1.40	61.99 [10.77]	46.34	0.91	43.70 [2.85]	25.81	0.57	38.82 [2.85]	27.03
3		1.53	67.28 [16.87]	51.02	0.83	41.87 [3.86]	22.97	0.24	35.77 [4.67]	25.20
4		1.88	77.64 [29.88]	60.16	0.25	24.59 [2.64]	15.04	0.00	35.16 [4.47]	23.98
5(대)		2.73	82.93 [51.83]	62.20	-1.43	21.54 [5.69]	13.01	-1.83	29.88 [10.98]	23.98
F검정		57.71***			159.51***			35.32***		

거래량공헌 대비 가중평균가격공헌(RWPC_{vol})										
1(소)		1.25	51.22 [6.10]	33.13	1.00	50.00 [5.49]	28.05	0.19	45.12 [3.05]	38.21
2		1.29	55.08 [6.90]	36.79	0.96	47.97 [3.25]	23.98	1.12	44.11 [3.25]	38.41
3		1.38	60.57 [11.59]	41.46	0.82	41.26 [5.28]	22.97	0.30	41.26 [4.07]	34.76
4		1.73	70.53 [24.39]	51.83	0.36	28.05 [4.07]	19.10	-0.50	35.37 [5.69]	28.25
5(대)		2.30	80.08 [45.73]	55.49	-2.19	23.37 [7.11]	15.45	-2.95	33.33 [11.38]	28.25
F검정		15.18***			123.63***			3.47***		

거래대금공헌 대비 가중평균가격공헌(RWPC_{val})										
1(소)		1.32	51.63 [5.89]	32.93	1.02	50.00 [5.49]	27.64	0.50	45.93 [2.64]	38.82
2		1.34	54.67 [6.71]	36.79	0.96	47.97 [3.25]	23.58	1.23	43.29 [3.05]	38.82
3		1.38	60.57 [11.38]	41.46	0.82	41.26 [5.28]	23.17	0.36	41.46 [4.07]	34.55
4		1.73	70.53 [24.19]	51.02	0.37	28.25 [4.07]	19.51	-0.49	35.37 [5.69]	28.66
5(대)		2.30	80.08 [45.73]	55.49	-2.19	23.37 [7.11]	15.45	-2.95	33.33 [11.38]	28.25
F검정		11.66***			117.06***			2.64**		

주: 1) 패널 A는 한국유가증권시장에 상장된 339개 종목을 대상으로 표본기간인 2002~2003년도에 측정된 기업규모에 따른 거래매체의 일별 거래빈도공헌과 거래량공헌(WTC)의 시계열 통계치임.
 2) 패널 B는 일별 가중평균가격공헌(WPC)과 상대적 가중평균가격공헌(RWPC)의 시계열 통계치와 유의수준을 제시함.
 3) 기업규모는 일별표 시가총액(종가×발행주식수)에 따라 5개로 분류함.
 4) WPC는 표본종목의 거래매체별 가격공헌을 가격변동의 절대값으로 횡단면 가중평균함.
 5) RWPC는 표본종목의 거래매체별 가격공헌을 거래빈도공헌, 거래량공헌, 거래대금공헌으로 나누어 가격변동의 절대값으로 횡단면 가중평균함.
 6) +공헌은 WPC/RWPC가 0(1)보다 큰 일수가 전체 표본일수에서 차지하는 비율임.
 7) [유의]는 가중평균가격공헌에서 H0: WPC=0, H1: WPC>0에서 귀무가설을 5%수준에서 각각한 일수의 비율과 상대적 가중평균 가격공헌에서 H0: RWPC=1, H1: RWPC>1에서 귀무가설을 5%수준에서 각각한 일수의 비율임.
 8) 최대(%)는 전체 표본일수에서 오프라인 거래, HTS 거래, 기타 온라인 거래에서 특정 거래 매체의 WPC와 RWPC가 가장 큰 일수의 비율임.
 9) F검정은 거래매체별로 포트폴리오의 평균이 동일하다는 귀무가설에 대한 통계치로 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%유의수준에서 귀무가설을 기각함.

확률은 0.138과 0.375로 10%유의수준에서도 기각되지 못한다. 중대형주 포트폴리오3~4에서 β^{off} 는 양의 값을 유지하는 반면, β^{hts} 는 음의 부호로 추정되어 두 회귀계수가 동일하다는 귀무가설은 1%유의수준에서 기각된다. 거래량공헌을 통제한 패널 C에서도 포트폴리오1을 제외한 포트폴리오2와 3에서는 β^{hts} 와 β^{off} 가 동일하다는 귀무가설은 10%유의수준에서도 기각되지 못한다. 반면에 대형주 포트폴리오4,5에서는 β^{off} 가 β^{hts} 보다 크며, F검정결과 양 거래 매체의 가격공헌이 동일하다는 귀무가설을 기각한다. 결론적으로 개인투자자가 선호하는 소형주에 집중된 HTS 거래의 가격 공헌은 거래빈도나 거래규모를 통제하면 오프라인 거래와 정보우위성의 차이는 비유의적이다. 반면 대형주에서는 오프라인 거래가 HTS 거래에 비해 가격발견에서 월등한 우위에 있다는 것이 확인된다. 이와 같은 결과는 중간규모의 거래를 이용하는 정보 거래자는 소형주보다는 대형주에 보다 높은 가격발견을 한다는 최혁·정재만·이우백(2004)의 분석 결과와 연관된다.

〈표 8〉 기업규모별 일별 가격경험에 대한 거래 매체별 더미변수와 통제변수의 회귀분석

기업 규모	I_{off}	I_{his}	I_{other}	WTC_{req}	WTC_{vol}	WTC_{vol}	추정회귀계수 동일성의 F검정		Adj R^2				
							$off=his$	$his=other$ $off=other$					
패널 A. 회귀모형 : $WPC = \beta^{off} I^{off} + \beta^{his} I^{his} + \beta^{other} I^{other} + \varepsilon$													
1(소)	26.39	(24.11)***	68.41	(62.49)***	5.19	(4.75)***	(0.000)	(0.000)	(0.000)	0.754			
2	33.48	(30.73)***	62.61	(57.47)***	3.91	(3.59)***	(0.000)	(0.000)	(0.000)	0.744			
3	45.17	(32.80)***	52.62	(38.20)***	2.20	(1.60)*	(0.000)	(0.000)	(0.000)	0.634			
4	76.48	(44.71)***	21.41	(12.52)***	2.10	(1.23)*	(0.000)	(0.000)	(0.000)	0.595			
5(대)	148.64	(34.38)***	-39.69	(-9.18)	-8.94	(-2.07)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	0.484			
패널 B. 회귀모형 : $WPC_{freq} = \beta^{off} I^{off} + \beta^{his} I^{his} + \beta^{other} I^{other} + \gamma WTC_{freq} + \varepsilon$													
1(소)	19.80	(6.70)***	35.93	(2.65)***	0.94	(0.45)	0.43	(2.40)***	(0.000)	(0.000)	0.755		
2	26.83	(7.74)***	35.79	(2.69)***	0.38	(0.19)	0.37	(2.02)***	(0.000)	(0.002)	(0.000)	0.744	
3	24.63	(4.44)***	-13.86	(-0.80)	-7.31	(-2.57)	0.96	(3.83)***	(0.000)	(0.001)	(0.662)	(0.000)	0.637
4	47.14	(5.64)***	-40.84	(-2.34)	-7.31	(-2.34)	1.01	(3.59)***	(0.000)	(0.000)	(0.025)	(0.000)	0.598
5(대)	17.73	(0.65)	-189.48	(-6.07)	-32.21	(-5.00)	3.03	(4.84)***	(0.000)	(0.000)	(0.003)	(0.000)	0.472
패널 C. 회귀모형 : $WPC_{vol} = \beta^{off} I^{off} + \beta^{his} I^{his} + \beta^{other} I^{other} + \gamma WTC_{vol} + \varepsilon$													
1(소)	23.68	(9.68)***	54.01	(4.63)***	3.50	(2.01)**	0.19	(1.24)	(0.000)	(0.000)	(0.003)	(0.000)	0.754
2	27.45	(10.93)***	36.52	(3.71)***	0.89	(0.57)	0.35	(2.66)***	(0.238)	(0.000)	(0.003)	(0.000)	0.742
3	45.49	(10.88)***	53.76	(3.80)***	2.34	(1.06)	-0.01	(-0.08)	(0.423)	(0.000)	(0.003)	(0.000)	0.633
4	95.78	(15.63)***	75.77	(4.55)***	8.86	(3.32)***	-0.80	(-3.28)	(0.068)	(0.000)	(0.003)	(0.000)	0.598
5(대)	76.77	(3.29)***	-122.91	(-4.57)	-19.62	(-3.57)	1.66	(3.14)***	(0.000)	(0.000)	(0.003)	(0.000)	0.467
패널 D. 회귀모형 : $WPC_{vol} = \beta^{off} I^{off} + \beta^{his} I^{his} + \beta^{other} I^{other} + \gamma WTC_{vol} + \varepsilon$													
1(소)	14.68	(5.40)***	15.70	(1.39)**	-1.02	(-0.60)	0.70	(4.70)***	(0.908)	(0.001)	(0.095)	(0.000)	0.758
2	21.21	(7.00)***	17.85	(1.72)**	-1.31	(-0.81)	0.62	(4.33)***	(0.660)	(0.000)	(0.038)	(0.000)	0.634
3	31.11	(6.85)***	10.51	(0.81)	-3.10	(-1.45)	0.61	(3.25)***	(0.020)	(0.001)	(0.232)	(0.000)	0.636
4	86.77	(11.84)***	41.68	(2.95)***	4.65	(1.89)**	-0.33	(-1.44)	(0.000)	(0.000)	(0.003)	(0.000)	0.596
5(대)	62.44	(1.98)**	-94.46	(-4.65)	-16.79	(-3.25)	1.49	(2.76)	(0.000)	(0.006)	(0.000)	(0.000)	0.466

주 1) 표본기간은 2002-2003년도에 한국유가증권시장에 상장된 339개 종목을 기업규모에 따라 거래매체별 일별 가중평균가격공헌에 대해 삼변수인 투자주체별 오프라인 매체, HIS, 기타 온라인 매체의 더미변수와 일별 거래빈도공헌, 거래량공헌, 거래매체공헌을 통제변수로 도입하여 추정된 회귀분석 결과임.
 2) 기업규모는 일별로 시가총액(중가산행주식수)에 따라 5개로 분류함.
 3) ***, **, *는 해당 회귀계수가 0이라는 귀무가설을 우측검정시 10%, 5%, 1%수준에서 각각함.
 4) 추정회귀계수의 동성성 검정에서 괄호안의 값은 F검정에 대한 유의화률(p-value)임.

V. 결론

본 논문은 온라인 증권거래가 정착된 한국주식시장에서 온라인 매체를 통한 거래의 가격발견을 오프라인 거래 매체와 비교하여 분석하였다. 표본기간동안 한국주식시장에서 오프라인 거래는 전체 가격발견에 대해 104%를 공헌하며, 한국주식시장의 전체적인 가격발견을 주도하였다. 반면 전체 거래에서 50%이상 비중을 차지하며 투자자들에게 보편화된 거래 수단인 HTS의 가격공헌은 -0.90%에 불과하며, 기타 온라인 거래의 가격공헌도 비유의적이다. HTS거래나 기타 온라인 거래가 오프라인 거래에 비해 가격공헌이 낮다는 실증분석 결과는 온라인 거래의 투자성고가 낮다는 행위재무학의 선행 연구결과를 재확인한다. 이같은 오프라인 매체의 상대적으로 높은 가격공헌은 장기적 투자를 추구하는 기관투자자와 외국인 투자자의 거래에 기인하는 반면, 온라인 거래의 낮은 성과는 단기적 투자성향을 가진 개인투자자가 주도한 것으로 나타나 주문 매체별 가격발견의 차이는 투자주체의 정보거래에 기인한다는 사실을 제시한다.

이 연구에서 나온 결과는 다음과 같이 추론적으로 해석할 수 있으며, 정책적 시사점을 가진다. 첫째, 모든 투자자들이 실시간으로 접근가능한 온라인 정보는 시장효율성 측면에서 공적정보의 성격을 가지므로 온라인 정보를 활용한 단기적 거래가 가격발견에 낮게 공헌한다는 결과는 온라인 거래의 투자 성과가 오프라인 거래에 비해 저조하다는 것을 간접적으로 증명한다. 둘째, 행위재무학적 관점에서 HTS를 이용하는 개인투자자의 과도한 거래빈도에 비해 가격발견이 낮은 실증분석 결과는 개인투자자가 사적정보가 아닌 HTS에서 제공하는 온라인 정보에 접근함으로써 자기과신과 단기적 투자성향, 통제력 착각 등을 유발한다는 현상을 간접적으로 지지한다. 따라서 증권산업에서 기술적으로 탁월한 온라인 거래 매체를 개발하기 위한 경쟁은 투자자의 온라인 정보 접근성을 제고시킨다 하더라도 투자자의 정보판단 능력과 전문적인 투자전략의 활용을 직접적으로 제고시키는 것은 아니며 한계가 있음을 제시한다.

이 연구는 가격을 결정하는 주문을 제출하는 정보 거래자를 가정하고 분석하였

으나, 투자전략에 따라 정보거래자는 지정가주문을 제출할 수도 있다. 따라서 정보거래자가 어느 거래 매체를 통해서 지정가주문을 제출하는가를 분석하는 것은 향후 보완적인 연구과제라 할 수 있다. 또한 본 연구는 온라인 거래자의 가격발견을 측정한 것이며 온라인 정보내용(online information-content)자체의 질적인 측면을 직접적으로 평가한 것은 아니다. 추후에는 온라인 정보내용을 분석하기 위한 세부적인 연구로써 투자자들이 활용하는 HTS정보의 내역을 분석하여 온라인 정보의 종류에 따라 투자성과에 차이가 존재하는가를 검증하는 작업이 필요하겠다.

참고문헌

산업자원부, 2005 e-비즈니스백서

송치승, 「Day trading과 주가 변동성」, 증권학회지 제32권 제3호, 2003, pp. 45-84.

이우백·최 혁, 「거래 전 정보공개와 가격발견」, 증권학회지 제35권 제4호, 2006, pp. 143-190.

_____, 「하루 중 유동성 형성과정과 가격발견」, 재무연구 제19권 제2호, 2006, pp. 1-38.

이은정·장하성·박경서, 「한국주식시장의 데이트레이더에 관한 연구」, 증권학회지 게재예정, 2007.

이준행·전춘옥, 「데이트레이더가 코스닥시장의 변동성에 미친 영향」, 증권업협회, 증권지 105호, 2000.

전춘옥, 「온라인 증권거래와 데이트레이딩 활성화가 주식시장에 미친 영향」, 증권업협회, 보도자료, 2001.

최운열·이근경·정성훈, 「인지행위적 재무론에서 개인투자자들의 처분효과에 관한 연구」, 증권학회지 제33권 제2호, 2004, pp. 83-105.

최창규·김중두·한동근, 「인터넷주식거래와 주가변동성」, 국제경제연구 제9권 제3호, 2003, pp. 235-257.

최 혁·정재만·이우백, 「한국주식시장에서의 은닉거래」, 재무연구 제16권 제2호, 2003, pp. 1-29.

한국거래소 보도자료, 2010. 4. 6.

_____, 2011. 3. 11.

Badrinath, S.G., Kale, J.R., Noe, T. H., "Of Shepherds, Sheep, and the Cross-autocorrelations in Equity Returns," *Review of Financial Studies* 8, pp. 401-430.

Barber, B.M., Lee, T., Liu, Y., Odean, T., *Do Individual Day Traders Make Money?*

- Evidence From Taiwan*, Working paper, 2004.
- Barber, B.M., Odean, T., "The Internet and the Investor", *Journal of Economic Perspectives* 15, 2001, pp. 41-54.
- _____, "Online Investor : Do the Slow Die First?", *Review of Financial Studies* 15, 2002, pp. 455-487.
- Barclay, M., Hendershott, T., "Price Discovery and Trading After Hours", *Review of Financial Studies* 16, 2003, pp. 1041-1073.
- _____, *A Comparison of Trading and Non-trading Mechanisms for Price Discovery*, Working paper, 2005.
- Barclay, M., Warner, J., "Stealth Trading and Volatility : Which Trades Move Prices?", *Journal of Financial Economics* 34, 1993, pp. 281-305.
- Battalio, R., Hatch, B., Jennings, R., "SOES Trading and Market Volatility", *Journal of Financial Quantitative Analysis* 32, 1997, pp. 225-238.
- Cao, C., Ghysels, E., Hatheway, F., "Price Discovery Without Trading : Evidence from the Nasdaq Preopening", *Journal of Finance* 5, 2000.
- Chakravarty, S., "Stealth-trading: Which Traders' trades Move Stock Prices?", *Journal of Financial Economics* 61, 2001, pp. 289-307.
- Choe, H., Chung, J., Kho, B., *The Impacts of Day-trading on Volatility and Liquidity*, 재무5개학회 2002년도 추계학술발표회, 2002.
- Choi, J., Laibson, D., Metrick, A., "How Does the Internet Increase Trading? : Evidence from Investor Behavior in 401k plans", *Journal of Financial Economics* 64, 2002, pp. 397-421.
- Dewally, M., "Internet Investment Advice : Investing with a Rock of Salt", *Financial Analysts Journal* 59, 2003, pp. 65-77.
- Fama, E., MacBeth, J., "Risk, Return, and Equilibrium-Empirical Tests", *Journal of Political Economy* 83, 1973, pp. 607-636.
- Gervais, S., "Odean, T., Learning to Be Overconfident", *Review of Financial Studies*

14, 2001, pp. 1-27.

Harris, J., Schultz, P., “The Trading Profits of SOES Bandits”, *Journal of Financial Economics* 50, 1998, pp. 39-62.

Huang, R., “The Quality of ECN and Nasdaq Market Maker Quotes”, *Journal of Finance* 57, 2002, pp. 1285-1319.

Odean, T., “Are Investors Reluctant to Realize Their Losses?”, *Journal of Finance* 53, 1998, pp. 1775-1798.

_____, “Do Investors Trade Too Much?”, *American Economic Review* 89, 1999, pp. 1279-1298.

Oh, Natalie Y., Parwanda, Jerry T., Walter, Terry S., “Investors’ trading Behavior and Performance : Online Versus Non-online Equity Trading in Korea”, *Pacific-Basin Finance Journal* 16, 2008, pp. 26-43.

Tumarkin, R., Whitelaw, R., “News or Noise? Internet Postings and Stock Prices”, *Financial Analysts Journal* 57, 2001, pp. 41-51.

Abstract

This paper examines online and offline traders' contribution to price discovery using unique data covering 339 stocks listed on the Korea Stock Exchange during the sample period from 2002 through 2003. We investigate daily contribution of each channel to price discovery using the weighted price contribution(WPC) suggested by Barclay-Warner(1993). We find that contribution to price discovery by Home Trading System(HTS), which holds substantial share of trading, is very low and statistically insignificant. In contrast, offline traders who place orders through brokers, lead the price discovery by representing 104% of weighted price contribution. The contribution of offline traders to price discovery is still statistically significant even after controlling trading frequency and trading volume. In view of behavioral finance, these empirical results are consistent with Barclay-Odean(2002)'s findings that traders become less profitable and more active after switching from phone-based trading to online trading, which is explained by overconfidence - augmented by self-attribution bias and the illusions of knowledge and control. Offline trader's contribution to price discovery also strongly exceeds online traders' contribution in the estimation extended to weekly and monthly interval, confirming that offline traders have long-term informational advantage.

Institutional investors and foreign investors are offline traders, but individual investors concentrate substantial portion of trading on HTS. Notably, institutional investors and foreign investors significantly outperform individual traders in offline trading. Offline traders lead contribution to price discovery in large-capital stocks. These findings demonstrate that order placement channel is differentiated by investor types and reflected in price discovery. In summary, our empirical findings suggest that Korea stock market is efficient in public online information.

※ Key words: behavioral finance, online trading, overconfidence, price discovery, weighted price contribution

