

2008년 금융위기와 애널리스트의 예측 성향의 변화*

송민섭

서강대학교 경영대학 부교수
(msong@sogang.ac.kr)

변상혁

서강대학교 경영대학 조교수
(sbyun@sogang.ac.kr)

1930년의 대공황 이후 최대의 불황(recession)으로 몰고 간 2008년 금융위기의 원인 중의 하나로, 애널리스트와 같은 정보중개인들의 낙관적인 예측이 지목되고 있다. 본 연구는 2008년 금융위기를 전후로 발생한 경제 환경 변화를 국내 애널리스트들이 자신의 예측치에 어떻게 반영하고 있는 지에 대하여 분석하는 것을 목표로 한다. 보다 구체적으로, 국내 애널리스트들이 발표한 주식추천의견(stock recommendation)과 이익예측치(earnings forecast)를 이용하여 금융위기로 인한 경제 현황 변화를 얼마나 빨리, 그리고 어떻게 자신의 예측 정보에 반영하였는지 분석한다. 또한, 애널리스트의 이익예측치에 대한 시장의 반응이 금융위기를 전후로 변화가 있는지 분석함으로써 애널리스트 예측치에 대한 투자자들의 인식이 금융위기 전후로 변화가 있는 지 알아본다.

실증 분석 결과, 많은 애널리스트들은 금융위기 시기 이후에 예측 의견 발표를 하지 않거나 단순히 과거 예측치를 반복하여 발표하고 있었으며, 상대적으로 적은 수의 애널리스트들만이 예측치 수정을 하고 있었다. 이러한 애널리스트의 발표 성향으로 인하여 주식추천의견은 전반적으로 낙관적으로 나타나고 있었다. 그리고, 금융위기 시기에 애널리스트의 이익의 상향조정(upward earning forecast revisions)에 대해서 주가의 반응 계수 값의 유의적이지 않은 반면 이익의 하향조정(downward earning forecast revisions)에 대해서 주가는 유의적이고 큰 주가 반응 계수 값을 보였다.

이러한 결과는 금융위기라는 특수한 경제환경에서 애널리스트들이 정보중개자로서 제한적 역할을 수행했다는 것을 의미한다. 또한, 투자자들은 애널리스트의 예측치 정보에 대해 시장의 상황에 따라 제한적으로 가치를 부여하고 있다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 정책당국자 및 투자자에게 애널리스트의 국내 자본시장에서의 역할에 대한 이해와 규제의 필요성에 대한 중요한 시사점을 제시한다.

주제어: 애널리스트, 애널리스트 주식추천 의견, 애널리스트 이익 예측, 2008 금융위기, 낙관적 예측, 낙관적 편

1. 서론

2007년 가을 미국의 서브프라임 모기지(subprime mortgages) 시장의 붕괴는 은행들의 재정안정성(solvency)과 유동성(liquidity)에 의구심을 유발시키면서 은행 산업 전반에 대한 불안감을 증가시켰다. 이러한 불안감의 증가는 전체 금융 자산(assets) 및 상품(commodities)의 가격 상승으로 이어져 기

업 및 은행의 차입 및 자본 비용의 상승을 가져왔다. 결국, 채권 시장에서 발생한 위기는 금융 산업을 거쳐 전체 실물 경제로 확산되었고, Lehman Brothers와 Washington Mutual의 파산과 Fannie Mae, Freddie Mac, AIG등의 국유화와 같은 금융 산업의 큰 변화와 함께 전 세계 경제를 1930년의 대공황 이후 최대의 불황(recession)으로 몰고 갔다.

정책당국과 연구자들은 2008년 금융위기에 대하여 다양한 발생원인을 제시하였다(André et al.

2009; Balachandran et al. 2011; Barth and Landsman 2010; Duffie 2010; Krishnamurthy 2010; Laux and Leuz 2010; Mendoza 2010; Ryan 2008; Stulz 2010). 하지만, 금융위기가 예측하기 어렵고 회피불가능한 사건이었는지에 대해서 논란에 있다. 일 예로, 미국 Federal Reserve의 의장이었던 Allen Greenspan은 2010년 3월 Bloomberg TV와의 인터뷰에서 금융위기를 '세기에 한번 있을법한 사건'이라고 정의하고 학자, 연방 정부, 규제당국 모두 예측하는 데 실패하였다고 주장하였다. 반면 미국의 Financial Crisis Inquiry Commission에서 발간한 보고서에서는 금융위기에 대한 위험 징후가 사전에 충분히 있었음에도 불구하고 많은 시장 참여자들(market experts)이 이런 징후를 무시함으로써 금융위기를 초래했다고 결론을 내리고 있다.¹⁾

본 연구는 금융위기 전후로 애널리스트 예측치의 성향 변화를 분석하여 금융위기 시기에 애널리스트들이 어떠한 역할을 수행하였는지 알아본다. 애널리스트는 자본시장에서 대표적인 정보 중개인(information intermediaries)로서 시장에 존재하는 정보를 수집 및 분석하여 투자자에게 유용한 정보를 제공하는 역할을 담당하고 있다(Schipper 1991). 투자자들의 애널리스트 서비스에 대한 의존도는 기업을 둘러싼 불확실성이 높아질수록 증가하기 때문에(Stickel 1989; Zhang 2008), 금융위기로 인하여 시장의 불확실성이 높아진 상황에서 전문적인 지식을 갖춘 애널리스트의 역할은 더욱 중요해진다. 따라서, 금융위기 시기에 애널리스트의 예측 성향을 분석하는 것은 금융위기와 관련하여 애널리스트들이 정보 중개인으로서의 역할을 어떻게 수

행하였는지 이해하는 데 중요하다.

본 연구는 2005년 4월부터 2010년 12월 사이에 발표된 국내기업에 대한 개별 애널리스트의 주식추천 의견(recommendation)과 연간이익예측치(annual earnings forecasts)를 이용하여 금융위기 전후로 애널리스트의 예측 성향의 변화를 분석한다. 본 연구는 2007년 12월부터 2009년 6월까지를 금융위기 시기로 정의한다. 미국의 National Bureau of Economic Research(NBER)은 2007년 12월부터 2009년 6월까지를 금융위기가 본격적으로 실물 경제에 영향을 미친 경제불황기로 정의하였다. 해당 기간 동안에 금융위기는 전세계 경제로 급속히 확대되었으며(Aloui et al. 2011; Cheung and Mak 1992; Liu et al. 1998), 국내 자본시장도 금융위기의 영향으로 침체에 있었다(허인 등 2010). 이러한 상황을 바탕으로 본 연구는 2007년 12월부터 2009년 6월까지를 금융위기 시기로 구분하며, 국내 금융시장의 상황을 바탕으로 기간을 추가적으로 세분하여 애널리스트의 성향 변화를 보다 자세히 관찰한다.

보다 구체적으로 본 연구에서는 다음과 같이 기간을 구분한다. 먼저, 2005년 4월부터 2007년 6월까지 기간은 비금융위기 기간(*Period1*: pre-non-financial crisis *Period*)으로서 금융위기가 본격적으로 발생하기 이전의 시기이다. 2007년 7월부터 2007년 11월까지 기간은 금융위기 사전기간(*Period2*: pre-financial crisis *Period*)으로 이 시기에는 채권시장의 불확실성이 급격하게 증가하여 금융위기에 대한 위험 징후가 발생한 시점이다(Acharya and Schnabl 2010; Aloui et al. 2011; Krishnamurthy 2010; Nippani and Smith 2010). 2007년 12월부터

1) 보다 자세한 보고서 내용은 <http://www.gpo.gov/fdsys/pkg/GPO-FCIC/pdf/GPO-FCIC.pdf> 에서 볼 수 있다.

2009년 6월까지 미국의 National Bureau of Economic Research(NBER)에서 정의한 경제불황기로서 금융위기가 본격적으로 실물 경제에 영향을 미친 시기다. 하지만, 2009년 3월부터 주식시장이 불황에서 서서히 회복하기 시작하므로, 2007년 12월부터 2009년 2월까지의 전체 주식시장이 하락하고 있는 금융위기 전반기(*Period3*: early-financial crisis *Period*), 2009년 3월부터 2009년 6월까지 금융위기 후반기(*Period4*: post-financial crisis *Period*)로 구분한다. 그리고, 2009년 7월 이후는 사후 비금융위기 기간(*Period5*: post-non-financial crisis *Period*)이다. 선행 연구에서도 채권 및 주식시장의 상황을 바탕으로 비슷한 시기를 금융위기로 구분하였다(Watts and Zuo 2011).

실증 결과, 애널리스트는 금융위기를 사전적으로 예측하는 정보를 제공하지 않았으며, 애널리스트가 금융위기로 인한 자본시장에 큰 변화가 있었음에도 불구하고 애널리스트의 예측치에는 큰 변화가 없었다. 사전 비금융위기 기간이었던 *Period1*의 주식추천의견 평균값은 3.70 (강력매도=1, 강력매수=5)이었으나, 금융위기 직전 기간인 *Period2*에 평균값이 3.84으로 오히려 상승하였다. 또한, 금융위기 전반기(*Period3*)에는 3.83, *Period4*에 3.80으로 평균값이 소폭 하락하여 금융위기가 본격화된 이후에도 주식추천의견에는 큰 변화가 없었다. 애널리스트의 이익예측치도 이와 유사한 실증적 결과를 보여주고 있다.

또한, 금융위기가 본격적으로 영향을 미치기 시작한 2007년 12월 이후에 애널리스트들의 주식추천의견 발표수가 급격하게 감소하는 성향을 발견하였다. 금융위기 직전인 2007년 11월에 발표된 애널리스트의 주식추천의견 발표 수는 2,771개였으나, 금융위기 발발 직후인 2007년 12월에는 1,479개의

추천의견이 발표되어 전달에 비하여 44%가 감소하였다. 반면, 주식추천의견 수정치는 2007년 11월에 120개에서 12월에는 34개로 전달대비 70%가 감소하였다. 이러한 수정치들 중 *Period2*에는 약 54.3%가 상향조정(upward revisions)이었고, *Period3*에는 61.3%가 하향조정(downward revisions)이었다. 이러한 결과는 상당수의 애널리스트가 금융위기를 예측하지 못하였으며, 금융위기 이후에 비교적 적은 수의 애널리스트만이 금융위기로 인하여 변화한 시장을 반영한 하향조정 했음을 의미한다.

마지막으로, 애널리스트의 이익수정치에 대한 주가의 반응이 위의 다섯 기간에 따라 차이가 나는지에 대해 분석하였다. 분석 결과, 금융위기가 주식시장에 영향을 미치기 시작한 *Period3*에 애널리스트의 이익의 상향조정(upward earning forecast revisions)에 대해서 시장조정 비기대수익률(market-adjusted three days abnormal returns) 반응계수 값이 유의적이지 않았다. 반면 이 시기에 애널리스트의 이익의 하향조정(downward earning forecast revisions)에 대해서 주가는 유의적이고 큰 증가 반응을 보였다. 이러한 결과는 투자자들은 시장의 상황과 일치하지 않는 애널리스트의 정보에 대해서는 상대적으로 가치를 부여하지 않은 것으로 보인다. 즉, 투자자들은 애널리스트의 정보를 시장의 상황이나 자신의 개별 정보를 확인(confirmation)하는 역할로 활용하는 것으로 해석된다.

본 연구는 기존의 연구에 다음과 같이 공헌한다. 본 연구는 금융위기 전후로 국내 애널리스트의 예측치 발표 행태 및 역할에 대한 이해를 돕는다. 본 연구의 실증연구 결과, 상당수의 애널리스트는 금융위기가 본격적으로 주식시장에 영향을 미치기 이전에 금융위기를 예측하는 예측치를 발표하지 않았다. 이러한 결과는 금융위기가 예측하기 어려운 사건일 수

도 있지만, 적어도 국내의 애널리스트들은 금융위기 이전에 채권 시장 등에 존재하였던 위험 징후를 포착하지는 못했다는 것을 의미한다. 또한, 금융위기가 발생한 이후에 애널리스트들의 추천의견은 크게 변화가 없었고, 상당수의 애널리스트들이 예측치 발표를 포기하는 성향을 보여주었다. 이러한 결과는 애널리스트들이 금융위기로 인하여 시장의 불확실성이 높아지는 상황에서 정보중개인으로서 적극적인 예측정보 활동을 하지 않았다고 해석된다.

둘째, 본 연구는 애널리스트 예측치의 낙관적인 편의에 대하여 추가적인 증거를 제시한다. 애널리스트가 기업에 대하여 비관적인(unfavorable) 예측보다는 우호적인(favorable) 예측치 발표를 선호한다는 낙관적 성향은 기존 연구에서 잘 나타나 있다(Beyer and Guttman 2011; Chen and Matsumoto 2006; Lin and McNichols 1998; O'Brien et al. 2005). 국내에서도 애널리스트들이 지속적으로 낙관적인 예측 성향을 보인다는 것을 선행연구에서는 보여주고 있다(고봉찬과 김진우 2007; 송민섭 2008). 2008년 금융위기 시기에 애널리스트들은 주식추천의견을 포기하거나 이전의 예측치를 단순 반복하여 발표하였고, 이러한 예측치 발표 성향으로 인하여, 애널리스트의 주식추천의견은 전반적으로 낙관적으로 나타나고 있었다. 이러한 애널리스트의 주식 의견 발표 성향은 McNichols and O'Brien (1997)가 보여준 애널리스트의 자의적 선택에 의한 예측치 편의와는 다른 성격이다. 즉, McNichols and O'Brien은 애널리스트가 해당 기업의 커버리지를 포기하는 자의적 선택이나, 본 연구의 자의적 선택은 애널리스트가 일시적으로 예측치 발표 시점을 늦추거나, 발표한다고 하더라도 의견을 수정하지 않고 단순 반복 발표하는 행태이다.

또한 본 연구는 정책당국자 및 투자자에게 애널리

스트가 제시하는 예측 정보의 역할과 평가에 대한 중요한 시사점을 제시한다. 애널리스트들의 낙관적 예측성향에 대한 비판은 오랫동안 있어왔으며, 미국에서는 2002년 Regulation Fair Disclosure와 2003년 Global Settlement와 같은 새로운 규제가 제시되었다. 본 연구는 2008년 금융위기와 같은 특수한 경제 상황에서 애널리스트들의 낙관적 성향 및 투자자들의 애널리스트 예측치에 대한 반응에 대한 실증 결과를 보여줌으로써 투자자와 정책당국자에게 국내 자본시장에서 애널리스트가 제시하는 예측치의 정보효과 및 규제의 필요성에 대한 이해를 돕는다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 2장에서는 기존 연구를 고찰하며, 3장에서는 연구 방법 및 표본에 대해서 논의한다. 4장에서는 실증 결과를 제시하고, 5장에서 결론을 제시한다.

II. 선행연구 고찰 및 연구 주제

2.1 금융위기와 주요 사건

2008년 금융위기는 1930년대의 대공황 이후에 가장 심각한 경제위기로 지목되고 있다. 2007년 이전의 미국 부동산 가격은 지속적으로 상승하고 있었고 이에 따라 미국의 은행들은 고객들에게 지속적으로 신용(credit)을 확대해왔다. 이러한 신용 확대 정책은 2006년에 정점을 이루었는데, 2007년 중반 주택 가격 거품(housing price bubble)이 갑작스럽게 꺼지면서 신용 등급이 낮은 서브프라임 모기지(subprime mortgage) 시장에 대한 위기감이 발생하였다. 서브프라임 모기지 시장의 붕괴는 2007년 6월에 Bear Sterns가 운영하는 헷지 펀드의 파산

과 8월의 BNP Paribas의 지불 유예 선언으로 본격적으로 시작되었는데, 서브프라임 모기지 시장의 붕괴는 은행들의 다른 자산에 대한 건전성 및 유동성에 대한 불안감을 증가시켰고 결국 은행 산업 전체의 위기로 증폭되었다.

채권시장에서는 2007년 중반에 금융위기를 본격적으로 반영하기 시작하였다. Krishnamurthy (2010)는 미국 모기지 협회(U.S. Federal National Mortgage Association) 이자율과 미국 국채(U.S. government treasury bonds) 사이의 이자율 차이(spread)가 2007년 1월 약 20 basis point (bp)에서 2007년 6월에 40bp, 7월에 60bp로 확대되었고 이후에도 지속적으로 확대되고 있는 것을 보여주었다. Nippani and Smith (2010)는 자산 기반 상업 증권(asset-backed commercial paper)의 발행이 2007년 8월 1,060억 달러에서 2008년 8월에 789억 달러로 급격하게 감소하여, 채권 시장이 급속하게 위축되고 있음을 보여주었다.

주식 시장은 채권 시장보다는 늦게 2007년 12월부터 본격적으로 금융위기를 반영하기 시작하였다. Figure 1의 Panel A는 미국 Dow Jones(DJ) 지수가 2007년 11월 약 13,000을 정점으로 급격하게 하락하고 있음을 보여주고 있다. 이러한 지수의 하락은 2009년 5월까지 지속되고 있어 오랫동안 주식 시장에 있어서 금융위기가 영향을 미쳤다. 이러한 채권 시장 및 주식 시장의 급격한 위축은 2008년 9월에 Lehman Brothers의 파산, Merrill Lynch의 Bank of America로의 매각, American International Group의 정부 매각 등과 같은 금융 산업에 있어서 많은 변화를 가져왔다.

한국 채권 및 주식 시장 역시 미국으로부터 발생한 금융위기로부터 자유롭지 못하였다. 한국 국채(5년물)의 CDP(credit default swap)의 프리미엄

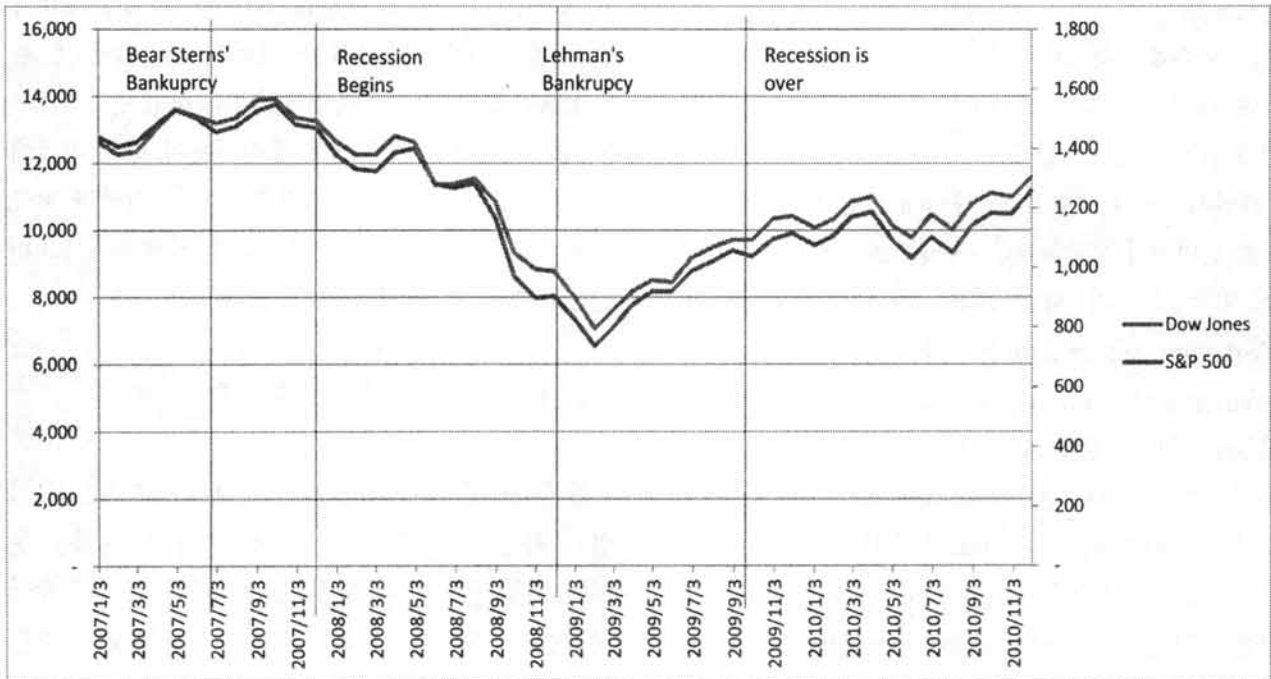
은 2007년 12월에 100bp 미만이었으나 2008년 10월 675bp까지 상승하였으며, 채권시장도 2007년 6월 8,857억 달러 규모에서 2008년 11월 6,556억 달러 규모로 축소되었었다(허인 등 2010). Figure 1의 Panel B에서 보여주듯이 한국 시장에서 KOSPI, KOSDAQ 지수도 미국 시장과 비슷하게 2007년 12월부터 하락하기 시작하여 2009년 2월까지 지속적으로 하락하였다.

2.2 애널리스트의 역할과 예측 성향

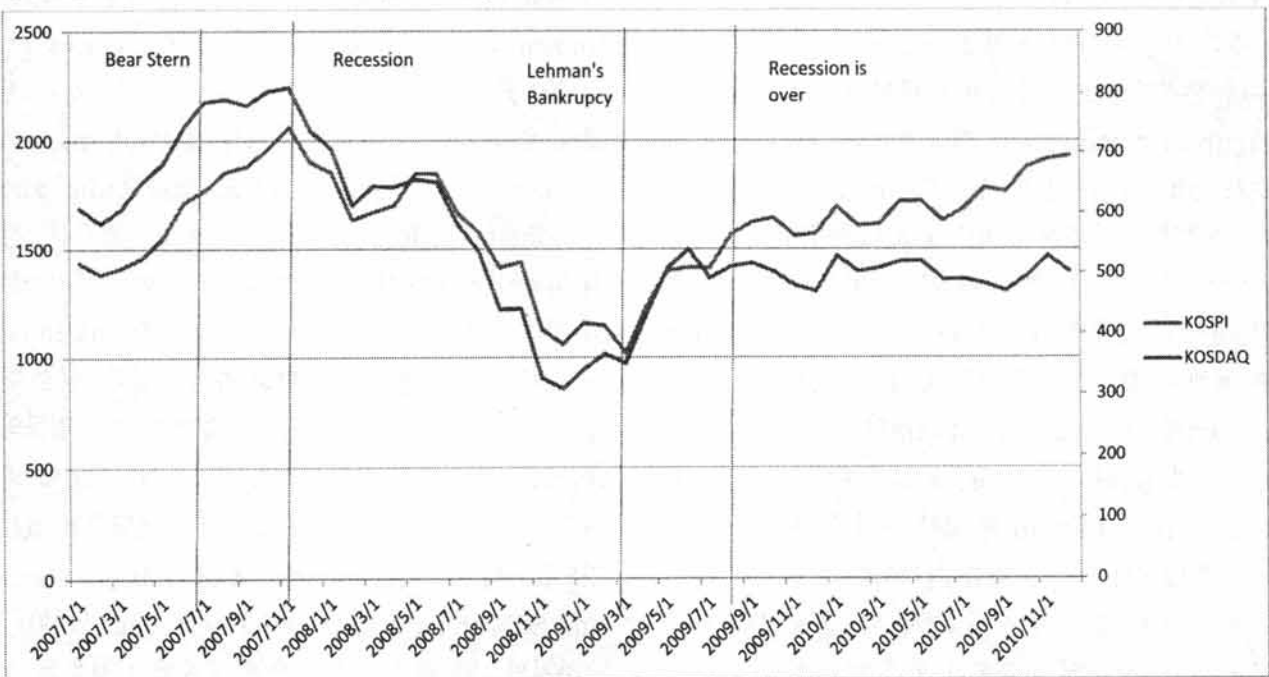
자본시장에서 애널리스트는 정보 중개인으로서 기업과 시장에서 제공하는 정보를 수집 및 분석을 통하여 기업의 미래 성과와 관련한 예측 및 주식추천 의견을 제공하여 투자자들의 의사결정을 돕는 역할을 수행하고 있다(Beaver 1998; Schipper 1991). 특히, 애널리스트는 자신의 전문적인 지식을 이용하여 시장에 존재하지 않는 새로운 정보를 창출(private information production)하거나 (Ahmed et al. 2009; Barron et al. 2002)과 시장에 존재하는 정보를 수집하여 투자자에게 빠르게 전달(information delivery)하는 역할을 수행하고 있다(Lang and Lundholm 1996; Richardson et al. 2004). 정책 입안자나 다른 시장 참여자들은 이러한 애널리스트의 활동이 자본 시장의 정보 효율성(informational efficiency)을 높여주고 있다고 여기고 있다. 실증 연구 결과 역시 애널리스트가 담당하고 있는 기업들의 주가가 애널리스트가 담당하고 있지 않은 기업에 비해 시장에 존재하는 정보를 보다 빨리 반영하고 있는 것으로 나타났다(e.g., Brennan et al. 1993; Brennan and Subrahmanyam 1995; Hong et al. 2000).

하지만 애널리스트가 시장에 객관적인 정보를 주기보다는 자신의 이해 관계에 의해서 시장에 왜곡된

Panel A. US Stock Market, January 2007 - December 2010.



Panel B. Korean Stock Market, January 2007 - December 2010.



〈Figure 1〉 Trends in Stock Market, January 2007 - December 2010.

(biased) 정보를 제공한다는 증거 역시 제시되고 있다. 특히, 애널리스트의 예측 정보는 전반적으로 낙관적인 성향이 있어서 투자자들에게 왜곡된 정보를 제공하는 경향이 있다는 실증 결과가 있다(e.g., Lin et al. 2003; Michaely and Womack 1999; Womack 1996). 예를 들면 Womack (1996)은 1989년과 1991년 사이에 발표된 애널리스트의 주식추천 의견 중 13.3% 만이 '매도' 의견이며 44%가 '매수'의견으로 대부분의 의견이 '매수'에 집중되어 있음을 보여주었다. 우리나라에서도 고봉찬과 김진우(2007), 송민섭(2008)은 1% 미만의 의견이 '매도' 또는 '강력 매도' 의견으로, 대부분의 의견이 '보유' 또는 '매수'에 집중되어 있음을 보여주고 있다.

애널리스트의 낙관적인 예측치 발표 유인(incentives)으로 여러가지가 제시되고 있다. 예를 들면, 애널리스트가 특정 기업에게 우호적인 예측치를 제시함으로써 애널리스트가 속해있는 브로커리지 기업에게 새로운 투자 은행 사업(underwriting business)과 같은 수익을 창출시키거나(Dechow et al. 2000; Lin et al. 2003; Michaely and Womack 1999) 낙관적인 예측치는 투자자의 거래(trade)를 더욱 증가시킴으로써 소속 브로커리지 회사의 수수료 수익을 증가시킬 수 있다(Jackson 2005). 또한, 애널리스트가 기업 경영자와 우호적인 관계를 유지함으로써 경영자가 갖고 있는 정보에 접근성을 높여 자신의 예측 정보의 정확성을 높이고자 하는 유인이 있다(Cowen et al. 2006; Das et al. 1998).

선행 연구들이 애널리스트의 낙관적인 예측 성향에 대하여 애널리스트의 이해관계에서 원인을 찾은 반면 McNichols and O'Brien (1997)는 이러한 애널리스트의 선택에 의한 편익(self-selection bias)의 가능성을 제시하였다. 즉, 애널리스트는 기업에게 불리한 정보를 제시하기를 싫어하며, 기업에게

불리한 예측 정보를 제시해야만 하는 경우, 차라리 기업의 커버리지(coverage)를 포기한다는 것이다. 결과적으로, 기업에 우호적인 정보를 갖고 있는 애널리스트만이 특정 기업에 대해 예측치를 발표하며, 이에 따라서 애널리스트의 예측치가 전반적으로 낙관적인 성향이 나타나게 된다. 실제로 McNochols and O'Brien는 기업의 경영 성과가 나빠지게 되는 경우, 애널리스트가 담당 기업을 바꾸는 경향이 증가하는 결과를 보여주었다.

2.3 금융 위기와 애널리스트의 예측성향 및 자본시장 반응

본 연구는 2008년 금융위기 시기 전후로 애널리스트의 예측 성향의 변화를 관찰함으로써 다음과 같은 주제를 연구한다. 먼저, 2008년 금융위기 시기에 애널리스트가 정보중개인으로 어떠한 역할을 했는지 알아본다. 2008년 금융위기의 특징 중의 하나는 금융위기가 채권시장에서부터 발생하여 주식 시장으로 확대되면서 오랫동안 진행되었다는 점이다. 앞 장에서 보았듯이 채권시장은 2007년 6월부터 금융위기로 변동성이 증가하였으며 주식 시장은 2007년 12월부터 금융위기로 인하여 급속히 하락하기 시작하였다. 또한, 금융위기는 자본시장 및 실물 경제로 급속히 확대되어 장기간 동안 영향을 미쳤다(Aloui et al. 2011; Cheung and Mak 1992; Liu et al. 1998).

2008년 금융위기에 대해 경제학자 및 시장전문가들의 역할에 대한 논란이 증가하고 있다. 미국 Federal Reserve의 의장이었던 Allen Greenspan은 금융위기를 '세기에 한번 있을법한 사건'이라고 정의하고 예측하기 어려운 사건으로 주장한 반면, 미국의 Financial Crisis Inquiry Commission에서 발간

한 보고서에서는 금융위기에 대한 위험 징후가 사전에 충분히 있었음에도 불구하고 많은 시장 참여자들 (market experts)이 이런 징후를 무시함으로써 금융위기를 초래했다고 결론을 내리고 있다. 따라서, 애널리스트들이 금융위기 이전과 이후로 예측치 특성을 분석하는 것은 애널리스트들이 금융위기 시기에 정보중개인으로서 금융위기 시기에 존재하는 위험 및 자본시장 변화를 어떻게 자신의 예측치에 반영하여 정보중개인으로서 역할을 수행했는지 이해하는데 도움을 준다.

둘째, 금융위기 시기에 애널리스트들의 낙관적인 예측 성향에 변화가 있었는지 관찰한다. 신용평가사나 애널리스트들과 같은 정보중개인들의 낙관적 예측 성향은 기존 연구에 잘 나타나있다. 특히, 국내 애널리스트들의 주식추천의견이 '매수' 또는 '보유' 의견에 집중되어 있다. 금융위기와 관련하여 신용평가 회사들의 낙관적인 예측이 금융위기를 유발하는 원인중의 하나였다는 비판이 증가하고 있다.²⁾ 애널리스트들의 낙관적 성향이 금융위기에 어떻게 변화하였는가를 관찰하는 것은 애널리스트의 예측 정보의 가치를 평가하는 데 중요하다.

마지막으로, 애널리스트의 예측 성향의 변화와 더불어 투자자들의 애널리스트 예측치에 대한 반응을 관찰함으로써 애널리스트의 역할에 대한 투자자의 인식을 알아본다. 투자자들의 애널리스트의 예측 정보에 대한 의존 정도는 애널리스트의 예측 정보의 정확성(precision)과 투자자들 개인이 갖고 있는 정보의 정확성과의 상대적인 정확성의 정도에 따라 달

라진다(Kim and Verrecchia 1991a, 1991b). 즉, 금융위기로 인하여 기업에 대한 불확실성이 증가한 상황에서, 투자자들의 애널리스트의 예측 정보에 대한 반응은 투자자들이 인식하는 애널리스트 정보의 상대적 가치에 달려있다. 만약, 애널리스트의 정보가 추가적인 정보효과를 갖는 가치가 있다고 투자자가 판단한다면, 금융위기로 기업의 불확실성이 증가한 상황에서 애널리스트의 예측치 발표에 대한 투자자의 상대적인 의존도는 더욱 높아질 것이고, 예측치에 대한 반응은 더욱 커질 것이다. 반대로, 투자자들이 애널리스트의 예측 정보가 단순히 시장에 존재하는 정보를 반영하는 정보이거나 또는 낙관적 편이가 존재하는 정보로 평가한다면, 금융위기로 인하여 불확실성이 높아진 상황에서 투자자들이 애널리스트 정보에 대한 의존을 기존에 비해 증가시킬 이유는 존재하지 않을 것이다. 따라서, 애널리스트의 정보에 대한 투자자의 반응은 작아지거나 변화가 없을 것이다. 이처럼, 투자자의 애널리스트 예측치에 대한 반응을 조사함으로써 투자자가 인식하는 애널리스트 예측치의 가치에 대한 변화를 분석한다.

III. 표본 선정 및 연구 방법

3.1 표본 선정

본 연구에서는 2005년 4월부터 2010년 12월 사

2) 예를 들면, 미국의 Financial Crisis Inquiry Commission는 신용평가회사의 낙관적인 편이에 대해 다음과 같이 비판하였다. "The three credit rating agencies were key enablers of the financial meltdown. The mortgage-related securities at the heart of the crisis could not have been marketed and sold without their seal of approval. Investors relied on them, often blindly. In some cases, they were obligated to use them, or regulatory capital standards were hinged on them. This crisis could not have happened without the rating agencies. Their ratings helped the market soar and their downgrades through 2007 and 2008 wreaked havoc across markets and firms."

이에 Fn-Guide에 수록되어 있는 국내 애널리스트들의 이익 예측치 및 주식추천 의견을 사용한다. 기업간의 비교 분석을 수월하게 하기 위하여 12월 결산일 기업만을 선정했다. 일반적으로 기업들은 회계연도 이후 3개월 이내에 재무제표를 공시하므로 당해년도 4월부터 다음년도 3월까지 발표된 연간 이익예측치와 이 기간에 발표된 주식추천의견을 사용한다. 주가 정보는 KISVALUE로부터 추출하였다.

Fn-Guide는 이익예측치와 주식추천의견 이외에 매출, 영업이익, 현금 흐름 등의 다른 예측치도 제공하고 있다. 선행연구에 의하면 여러 가지 회계 정보 예측치 중에서 이익예측치가 빈도가 가장 높으며, 다른 예측 정보에 비하여 상대적으로 신뢰성이 높은 것으로 나타나고 있다(Givoly et al. 2009). 또한, 이익예측치는 애널리스트가 주식추천의견을 결정하는데 애널리스트가 사용하는 여러 정보 중에서 가장 중요한 요인이다(Dechow et al. 1998). 따라서, 애널리스트가 발표하는 예측치 정보 중에서 회계 이익과 주식추천의견이 가장 중요한 예측 정보이며(Schipper 1991), 애널리스트의 사적 정보를 가장 잘 나타낼 수 있다고 판단되기 때문에 이들 두 예측치에 초점을 맞춘다.

3.2 금융위기 기간의 정의

애널리스트의 예측치 발표 성향의 시계열 분석을 위해서는 금융위기의 시기에 대한 정의가 필요하다. 하지만, 앞 장에서 살펴보았듯이 언제 금융위기가 시작되었는지를 정확하게 정의하는 것은 어렵다. 본 연구에서는 2008년 금융위기 전후로 애널리스트들의 예측 행위의 변화를 시계열적으로 분석하는 것을 목적으로 하기 때문에, 주요한 사건 및 시장 상황의 변화에 따라 시기를 구분하고, 이러한 시기에

있어서 애널리스트의 예측 성향의 변화를 관찰하도록 한다.

먼저, 미국의 National Bureau of Economic Research(NBER)는 2007년 12월부터 2009년 6월까지를 경기 침체기로 정의하였다. 이 기간 동안 미국 및 국내주식 시장의 동향을 살펴보면, 2007년 12월부터 주가 지수가 하락하기 시작하여 2009년 6월까지 전체적으로 낮은 주가지수 움직임을 보여주고 있다(Figure 1). 따라서, NBER의 정의에 따라 2007년 12월부터 2009년 6월까지를 금융위기 시기(financial crisis Period)로 구분하는 것은 무리가 없어 보인다. 하지만, 국내의 KOSPI와 KOSDAQ 지수는 2009년 3월부터 서서히 회복하는 모습을 보여주고 있다. 이러한 주식 시장의 동향은 애널리스트의 예측에 영향을 줄 수 있으므로, 주가지수가 회복하는 2009년 3월을 기준으로 금융위기 전반기(early-financial crisis period)와 후반기(later-financial-crisis period)로 구분하도록 한다.

2007년 12월부터 주식시장은 급격한 변동성을 보여주었으나 채권 시장은 이미 금융위기로 위한 위험을 반영하고 있었다. 특히, 2007년 Bear Sterns의 헷지 펀드의 파산 이후에 채권 시장이 급격한 변동성을 보여주고 있다(Krishnamurthy 2010). 따라서 2007년 7월부터 11월까지 채권시장이 급격한 변동성이 높아지는 시기로서 금융위기의 전조를 알려주는 금융위기 전기간(pre-financial-crisis period)로 정의한다. 그리고, 이외의 기간인 2005년 4월부터 2007년 6월까지, 그리고 2009년 7월부터 2010년 12월까지를 비금융위기 시기(non-financial-crisis period)로서 정의한다.

정리하면, 본 연구에서는 다음과 같은 사건 기간(event window)을 정의한다.

Period1 = days between April 2005 and June 2007(pre-non-financial-crisis period);

Period2 = days between July 2007 and November 2007(pre-financial-crisis period);

Period3 = days between December 2007 and February 2009(early-financial-crisis period);

Period4 = days between March 2009 and June 2009(later-financial-crisis period); and

Period5 = days between July 2009 and December 2010(post-non-financial-crisis period).

위의 기간에 대한 정의는 작위적(ad-hoc)일 수 있다. 하지만, 본 연구의 목적은 금융위기라는 경제 전반적인 상황의 변화에 따라 애널리스트가 이러한 경제 변화를 언제 그리고 어떻게 자신의 예측치에 반영하는 지를 시계열적으로 관찰하고 분석하는 것을 목적으로 하기 때문에, 보다 세심한 금융위기 사건 기간에 구분에 따른 표본 기간의 변화가 연구 결과에 크게 영향을 미치지 않는다고 판단된다. 비슷하게 Watts and Zuo (2011)도 NBER의 경제 침체기와 주식 및 채권 시장(LIBOR-OIS Spread)을 바탕으로 2007년 8월부터 2009년 8월까지를 금융위기 시기로 정의하였다. 본 연구의 추가적인 분석에서 위의 사건 기간을 Watts and Zho (2011)과 동일하게 변화시켰으나 결과는 비슷하였다.

3.3 애널리스트의 예측치와 주가 반응

애널리스트의 예측 의견의 수정은 애널리스트가 가지고 있는 새로운 정보를 투자자에게 전달하며, 투자자들의 애널리스트의 예측치에 대한 반응은 일반적으로 주가수익률의 예측치 수정에 대한 반응 계수로서 측정한다. 주식추천의견의 경우 범주형 변수

(categorical variable)이기 때문에 주식추천 의견의 수정치(revision) 역시 범주형 변수 값을 가진다. 따라서, 주식의견추천 의견의 수정에 포함되어 있는 애널리스트의 정보 양을 측정하기 어렵고, 반응 계수의 크기에 대한 해석도 쉽지 않다. 반면에, 애널리스트의 이익예측치의 수정값은 연속 변수의 형태를 갖고 있어서 상대적으로 이익수정치에 포함되어 있는 정보량을 측정하기 쉽다. 선행연구(e.g., Ivković and Jegadeesh 2004; Kim et al. 2011)에 근거해서 본 연구에서도 애널리스트의 이익예측치의 수정치에 대한 반응계수로서 애널리스트 예측치의 정보효과를 측정한다.

보다 구체적으로, 애널리스트의 이익 예측치 수정은 다음과 같이 정의한다.

$$FR_{it} = \frac{(new_forecast_t - old_forecast_{t-k})}{abs(old_forecast_{t-k})} \quad (1)$$

where,

FR = analyst's earnings forecast revision deflated by absolute value of the analyst's last forecast. We truncate *FR_{it}* at 99% of its absolute value to mitigate the effect from outliers or extreme value;

new_forecast_t = the revised earnings forecast at time *t*; and

old_forecast = the last forecast by the same analyst before the revision.

주가의 반응은 애널리스트의 이익예측 발표일을 기준으로 전후 3일 시장조정(market-adjusted) 비기대이익(accumulated abnormal returns)를 사용한다. 기간별 이익반응계수의 차이를 측정하기 위하여 다음과 같은 회귀분석 모형을 사용한다.

$$\begin{aligned}
CAR_{t-1, t+1} = & a_0 + a_1*FR*Period1 \\
& + a_2*FR*Period2 + a_3*FR*Period3 \\
& + a_4*FR*Period4 + a_5*FR*Period5 \\
& + a_6*GenExp + a_7*FirmExp \\
& + a_8*BrokerSize + a_9*Companies \\
& + a_{10}*Frequency + a_{11}*Horizon \\
& + a_{12}*DaysElapsed + \eta \quad (2)
\end{aligned}$$

where,

CAR = three days market-adjusted cumulative abnormal returns around an analysts' earnings forecast announcement date, measured as $\sum_{t=1}^{t+1} (r_t - r_t^{vw})$ where r_t is raw returns on the stock and r_t^{vw} is the return on the value-weighted KOSPI(or KOSDAQ) index;

Period1(or 2, 3, 4, 5) = an indicator variable that takes the value of one if an analyst's forecast is issued during the *Period* 1(or 2, 3, 4, 5) and zero otherwise;

FirmExp = analyst *i*'s firm-specific experience (measured as the number of quarters of firm-specific experience for analyst *i* following the firm *j*);

GenEXP = analyst *i*'s career experience (measured as the number of quarters of career experience for analyst *i* following the firm *j*);

BrokerSize = the analyst's brokerage firm size (measured as the number of analysts employed during the year by the brokerage firm employing analyst *i* following the firm *j*);

Companies = number of companies analyst *i* follows during the year (measured as the number of companies followed during the year by analyst *i* following the firm *j*);

Frequency = number of forecasts analyst *i* issues for the firm *j* during the year (measured

as the number of earnings forecasts issued during the year by analyst *i* following the firm *j*);

Horizon = analyst's forecast timing during the year (measured as the log of the number of days between March 31 in the next year and the analyst *i*'s forecast issuing date); and

DaysElapsed = number of days elapsed since any analyst's prior forecast (measured as the log of the number of days between the analyst's forecast date and the most recent forecast issuance date by other analysts).

본 연구에서 관심은 기간에 따라 투자자가 인식하는 애널리스트의 예측치의 정보 효과가 달라 이익반응계수의 크기가 다르게 나타나는 가에 대한 것이다. 정보효과는 애널리스트의 이익수정치(*FR*)에 대한 주가의 반응으로 측정하며, 기간별 이익반응계수의 차이를 구하기 위하여 *FR*과 기간을 측정하는 *Period* 더미 변수와의 상호작용 변수에 대한 계수 값을 통하여 측정한다. 그리고, 각 *FR*과 *Period*와의 상호 작용 변수의 크기가 서로 다른 지에 대해서 F-test로서 측정하도록 한다.

선행 연구에 의하면 애널리스트의 특성에 따라 애널리스트의 예측치 발표 성향에 차이가 존재하며, 이러한 애널리스트의 개별 특성 차이에 따라 투자자의 반응 역시 다르게 나타나고 있는 것으로 나타나고 있다(Clement and Tse 2003; Clement and Tse 2005; Mikhail et al. 2003). 따라서, 회귀모형에 애널리스트의 개별 특성을 나타내는 변수를 포함시켜 애널리스트의 개별 특성을 통제하도록 한다. 선행 연구를 따라서 애널리스트의 일반적인 경력(*GenEXP*)과 개별 기업별 경력을 나타내는 *FirmEXP*를 통제한다. 그리고 애널리스트가 속해있는 브로커리지 기업의 특성을 나타내는

*BrokerSize*를 포함시킨다. 애널리스트가 해당 년도에 담당하고 있는 기업수를 나타내는 *Companies*와 해당 기업에 대한 예측치의 발표수 *Frequency*를 포함시킨다. 마지막으로 애널리스트 예측치의 발표 시점을 통제하는 *DaysElapsed*와 *Horizon*을 통제하도록 한다.³⁾

본 연구에서 사용하는 데이터는 애널리스트의 예측치가 특정 기업에 대하여 일정 기간 동안 반복적으로 나타나는 패널(Panel) 데이터이다. 이러한 패널 데이터에 대해 Petersen (2008)은 2차원 군집모형(two-dimensional clustered regression model)이 가장 적합하다는 것을 보여주었다. Petersen의 제안에 따라 본 연구에서도 애널리스트와 회계연도별 군집 모형(two-dimensional clustered regression)을 사용하여 분석하도록 한다.

IV. 실증 결과

4.1 기술통계분석

애널리스트의 주식추천 의견과 이익예측치에 대한 기술통계 결과가 Table 1의 Panel A에 제시되고 있다. 먼저, 전체적으로 2005년 4월부터 2010년 12월 사이에 223,064개 주식추천의견이 발표되었으며, 그 중에서 수정치는 7,605(3.4%)개였다. 반면, 이익예측치는 전체적으로 210,280개가 발표되었으며, 그 중에서 110,994(56.4%)개가 수정치였다. 이러한 결과는 애널리스트는 이익예측치와 주식

추천의견을 수정하지 않으려는 경향이 있으며, 상당수의 예측치는 이미 발표된 과거의 예측치를 반복 발표된 것이다. 특히 주식추천의견에 있어서 애널리스트는 기존의 추천 의견을 반복하여 발표하는 경향이 강하였다. 이런 경향은 애널리스트가 자주 예측치를 수정하는 경우 정보이용자가 예측치의 정확성에 대한 부정적인 의견을 가질 수 있기 때문에 수정을 자주 하지 않는다는 Trueman (1990)의 견해와 일치한다.

Panel A에 연도별 예측치 및 수정치의 발표수가 제시되어 있다. 2007년과 2008년에 예측치의 발표수가 크게 감소하였다. 예를 들면 주식추천의견의 경우 2006년 52,725개에서 2007년 28,237개로 약 46%가 감소하였다. 반면에 추천의견 수정치는 2006년 1,373개에서 2007년 1,188개로 13%가 감소하여 상대적으로 감소 폭이 작았다. 비슷한 경향이 이익예측치 발표에서도 관찰되며, 애널리스트의 주식추천의견의 수준(level of recommendation)과 수정치(revision)의 정보효과가 다를 수 있다는 가능성을 제시한다. 표본기간 동안에 약 991명의 애널리스트가 총 750개의 기업들을 담당하고 있었으며, 평균적으로 한 해에 575명의 애널리스트가 507개의 기업을 담당하고 있다. 평균 애널리스트의 수는 해를 지날수록 증가하고 있는 반면 연도 별 애널리스트의 담당기업 수는 크게 변화가 있지 않았다.

Panel B에서는 애널리스트의 개별 특성 변수를 제시하고 있다. 일반적으로 애널리스트 평균 경력은 13.5 분기(약 3.5년)였고, 현재 담당하고 있는 기업에 예측치를 발표하기 시작한 기간은 6.1분기(1.5년)이었다. 애널리스트는 평균적으로 8.4개의

3) 본 연구에서는 사전연구(Clement and Tse 2003; Clement and Tse 2005)에서 제시한 애널리스트의 예측 정확성(accuracy)를 포함시키지 않는다. 그 이유는 전년도 이익 예측치의 정확성을 포함시키는 경우 표본수가 많이 줄어들기 때문이다. 하지만, 줄어든 표본수로 분석을 수행하였어도 결과는 크게 달라지지 않았다.

〈Table 1〉 Summary of Statistics for Analyst Recommendations and Earnings Forecasts

Panel A. Summary statistics of analyst forecasts and sample firms

Year	Number of Recommendations	Recommendation Revision Only	Number of Earnings Forecasts	Earnings Forecast Revision Only	Number of Analysts	Number of Firms
2005	49,509	1,426	47,159	14,596	397	473
2006	52,725	1,373	48,755	17,101	439	515
2007	28,237	1,188	24,789	15,615	483	475
2008	27,530	1,098	25,944	18,543	514	451
2009	33,066	1,494	32,206	22,786	577	459
2010	31,997	1,026	31,427	22,353	623	427
Total	223,064	7,605	210,280	110,994	991	750

Panel B. Summary statistics of analyst characteristics

Variable	N	Mean	Median	Std Dev	25th Pctl	75th Pctl
<i>GenExp</i>	28,017	13.49	13	9.29	5	20
<i>FirmExp</i>	28,017	6.06	2	7.96	0	10
<i>Freq</i>	28,017	8.41	5	10.57	2	11
<i>Companies</i>	28,017	13.15	12	6.97	9	16
<i>BrokerSize</i>	28,017	22.79	22	8.51	17	29
<i>DaysElapsed</i>	227,187	5.92	3.0	19.10	1	6
<i>Horizon</i>	227,591	185.10	182	105.75	98	273

Note:

- FirmExp* = analyst *i*'s firm-specific experience(measured as the number of quarters of firm-specific experience for analyst *i* following the firm *j*):
- GenEXP* = analyst *i*'s career experience(measured as the number of quarters of career experience for analyst *i* following the firm *j*):
- Broker_Size* = the analyst's brokerage firm size(measured as the number of analysts employed during the year by the brokerage firm employing analyst *i* following the firm *j*):
- Companies* = number of companies analyst *i* follows during the year(measured as the number of companies followed during the year by analyst *i* following the firm *j*):
- Frequency* = number of forecasts analyst *i* issues for the firm *j* during the year(measured as the number of earnings forecasts issued during the year by analyst *i* following the firm *j*):
- Horizon* = analyst's forecast timing during the year(measured as the log of the number of days between March 31 in the next year and the analyst *i*'s forecast issuing date); and
- DaysElapsed* = number of days elapsed since any analyst's prior forecast(measured as the log of the number of days between the an analyst's forecast date and the most recent forecast issuance date by other analysts).

이익예측치를 발표하였고, 약 13.15개의 기업을 담당하고 있었다. 애널리스트를 고용하고 있는 브로커리지 기업은 약 22.8명의 애널리스트를 고용하고 있었다. 평균적으로 애널리스트는 다른 애널리스트가 이익 예측치를 발표한 지 6일 후에 예측치를 발표하고 있다.

Table 2의 Panel A는 애널리스트의 주식추천의견에 대해 사건 기간별 발표 빈도수와 평균값을 보여주고 있다. 본 연구에서 사용된 223,064개의 주식추천의견 중에서 612개의 주식추천이 '강력매도(Strong Sell)' 또는 '매도(Sell)'를 나타내고 있어서 0.27%에 불과하였다. 또한 '강력매수(Strong Buy)' 역시 1,591(0.71%)개로 상대적으로 빈도수가 매우 적었다. 반면 '매수(Buy)'가 75.94%로 대부분을 차지하고 있었으며, '보유(Hold)' 의견은 23.07%여서 이들 두 의견에 주식추천의견이 집중되어 있음을 알 수 있다. 이렇듯, 표본기간 동안에 애널리스트의 의견이 상당히 '매수' 의견에 집중되어 있어 전반적으로 낙관적인 주식추천의견을 제시하고 있었다.

사건 기간별 주식추천의견의 발표 빈도수와 평균값이 제시되어 있다. 전체적으로 '매수'의견은 *Period1*의 69.4%에서 *Period2*에서 83.3%로 발표 빈도수가 증가하였다. 반면 '보유'의견은, 29.86%에서 16.2%로 *Period2*에서 감소하였다. *Period2*는 채권시장의 불확실성이 증가하는 시기로 금융위기가 발발하기 직전의 기간이다. 채권시장의 불확실성이 증가함에도 불구하고 애널리스트는 이전 기간에 비하여 낙관적인 견해를 증가시키고 있었다. 또한 주식시장이 본격적으로 금융위기를 반영하기 시작한 *Period3*에서도 보유의견은 17.18%로 약간 증가하였지만, '매수' 또는 '강력매수'의견은 82.7%로 *Period2*에 비하여 하락한 정도가 그렇게 크지 않았다. 오히려 주

식 시장의 상황이 좋아지기 시작한 *Period4*에서 '매수'의견이 78.2%로 상대적으로 크게 감소하였다.

전체적인 주식추천 의견의 평균값 역시 *Period4*를 제외하고 전체적으로 상승하는 모습을 보여주고 있었다. 애널리스트의 평균 추천의견 값(강력 매도=1, 강력 매수=5)은 *Period1*의 3.70에서 *Period2*와 *Period3*동안 3.84로 증가하였다가 *Period4*에서 3.80으로 일시적으로 하락하였고, *Period5*에서 3.88로 다시 상승하고 있었다. 이러한 평균값 차이의 통계적 유의성을 검증하기 위하여 F-test를 수행하였다. 보고되지는 않았지만, F-test 결과 *Period2*와 *Period3*의 평균 주식추천 의견 값 차이가 유의적인 값을 보여주고 있지 않았고, 다른 기간들은 모두 1% 유의 수준에서 다른 평균값을 보여주고 있었다.

이러한 결과에 비추어 보았을 때, 금융위기 전후로 애널리스트들은 금융위기와 금융위기의 진행에 대하여 예측을 하지 못했던 것으로 보인다. 시장의 상황이 좋아지지 않는 *Period3*과 시장의 상황이 좋아지게 되는 *Period4* 이전 시기에 이러한 시장 움직임을 반영하는 주식추천의견은 발견되지 않았다. 또한, *Period3*에서 주식 시장이 상황이 좋지 않은 시점임에도 불구하고 애널리스트의 평균 주식추천의견 값은 3.84으로 비교적 낙관적인 견해를 유지하고 있었다.

전체적으로 애널리스트가 낙관적인 견해를 유지하는 이유로는 애널리스트의 낙관적인 편향의 의외에 애널리스트가 장기적으로는 주식 시장 상황의 호전을 기대하고 금융위기가 단기적이라고 판단했을 수도 있다. 하지만 약 1년 정도의 비교적 장기간 동안에 금융위기로 인하여 시장의 상황이 좋지 않는 *Period3* 기간 동안에 기존의 예측 정보를 유지하고, 주식시장이 좋아지기 시작한 *Period4*에서 애널리스트의 주식추천의견이 오히려 소폭이나마 하락한 것(평균

〈Table 2〉 Descriptive Statistics of Analysts' Stock Recommendations

Panel A. Frequency of analyst stock recommendations

Period	Total N	Strong Sell (1)		Sell (2)		Hold (3)		Buy (4)		Strong Buy (5)		Average
		N	(%)	N	(%)	N	(%)	N	(%)	N	(%)	
1	118,056	114	(0.10)	331	(0.28)	35,252	(29.86)	81,970	(69.43)	389	(0.33)	3.70
2	11,066	1	(0.01)	22	(0.20)	1,792	(16.19)	9,216	(83.28)	35	(0.32)	3.84
3	33,758	2	(0.01)	34	(0.10)	5,801	(17.18)	27,567	(81.66)	354	(1.05)	3.84
4	12,258	4	(0.03)	21	(0.17)	2,526	(20.61)	9,585	(78.19)	122	(1.00)	3.80
5	47,926	0	(0.00)	83	(0.17)	6,087	(12.7)	41,065	(85.68)	691	(1.44)	3.88
Total	223,064	121	(0.05)	491	(0.22)	51,458	(23.07)	169,403	(75.94)	1,591	(0.71)	3.77

Panel B. Frequency of analyst stock recommendation revisions

Period	# of Recommendation Revisions	Upward		Downward		
		N	(%) ¹⁾	N	(%)	
1		3,476	1,693	(48.71)	1,783	(51.29)
2		477	259	(54.30)	218	(45.70)
3		1,434	555	(38.70)	879	(61.30)
4		559	330	(59.03)	229	(40.97)
5		1,659	899	(54.19)	760	(45.81)
Total		7,605	3,736	(49.13)	3,869	(50.87)

Note:

Period1 = days between April 2005 and June 2007(pre-non-financial-crisis Period):

Period2 = days between July 2007 and November 2007(pre-financial-crisis Period):

Period3 = days between December 2007 and February 2009(early-financial-crisis Period):

Period4 = days between March 2009 and June 2009(later-financial-crisis Period); and

Period5 = days between July 2009 and December 2010(post-non-financial-crisis Period).

3.80)은 이러한 견해와 일치하지 않는다. 애널리스트가 시장이 회복하기 시작하는 시기에 오히려 소폭이나마 하락한 주식추천의견을 제시하는 것은 애널리스트가 적어도 금융위기로부터의 회복에 대해서 예측적인 정보를 제시하지 못했다고 보여진다. 또한, 애널리스트의 예측치는 금융위기로 인하여 시장의 상황이 변화되었음에도 불구하고 이러한 변화를 반영하는 데 적극적이지 않았다는 해석이 가능하다.

경제 상황의 변화에 따른 애널리스트의 예측치 변화는 애널리스트의 예측수정치에 보다 잘 나타날 수 있으므로, 예측 수정치도 대상으로 분석한다. Panel B에서는 애널리스트의 추천의견의 수정치(revision)만을 대상으로 분석한 결과를 보여주고 있다. 예측의견을 상향조정(upward revision)인 경우와 하향조정(downward revision)인 경우로 구분하였으며, 빈도수와 전체 수정치에서 상향 및 하향조정의

비율을 제시하고 있다. 전체적으로 7,605개의 수정치 중에서 49.13%(3,736개)의 수정치가 상향조정이었으며, 50.87%(3,869개)가 하향조정이었어서, 하향조정이 약간 더 많았다. 이러한 애널리스트의 상향 및 하향조정의 비율에 기간별 차이가 있는 지 F-test를 통하여 분석하였으며, *Period 3*의 평균 비율과 비교하였다. 분석 결과 *Period 3*의 상향조정 비율은 다른 기의 상향조정 비율과 1% 수준에서 유의적으로 달랐다.

애널리스트의 상향조정은 *Period 1*에 발표된 예측치의 48.71%였으나 *Period 2*에서는 54.3%로 증가하였고, *Period 3*에서 38.7%로 급격하게 감소하였다. 그리고 *Period 4*에서 59.03%로 다시 증가하였다. 반면 하향조정은 이와 반대되는 움직임을 보여주고 있다. 이러한 모습은 Panel A에서 보여주었던 추천의견의 수준(level of recommendation)과는 다른 모습이다. *Period 2*에서 상향조정의 비율이 높아 낙관적인 성향을 보여주는 것은 동일하였으나 *Period 3*에서 상대적으로 높은 비율의 추천의견이 하향조정(61.3%)을 하고 있어서 악화되기 시작한 주식 시장의 상황을 반영하는 반응을 보여주고 있다. 반면, 주식 시장이 좋아지기 시작하는 *Period 4*에서는 상향조정의 비율이 59.0%로 상대적으로 상향조정을 발표한 추천의견의 비율이 높았다. 이러한 결과는 평균 추천의견의 값이 3.84에서 3.80으로 감소한 Panel A의 결과와는 다른 모습이다.

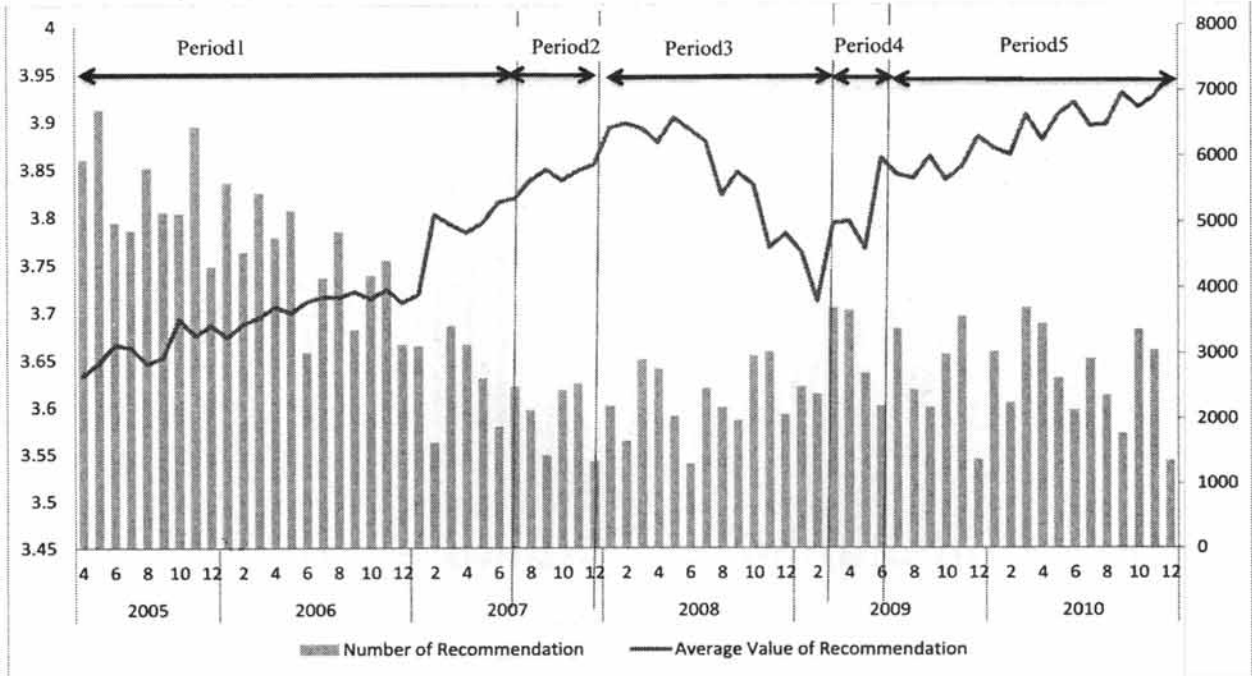
이러한 주식추천의견의 수준(level)과 수정치(revision)에 있어서 이런 다른 결과가 나타나는 원인을 파악하기 위해서, 애널리스트의 예측치 발표 시점을 보다 월별로 자세히 구분하였다. 구체적으로 애널리스트의 발표 시기를 월별로 구분하여 평균 주식추천의견 평균값 및 발표 빈도를 측정하였다. 결과는 Figure 2에 제시되고 있다.

먼저, Panel A에서는 전체 주식추천 의견의 추이를 보여주고 있다. 주식추천의견의 평균값은 2008년 5월까지 지속적으로 상승하고 있었고, 그 이후에 2009년 2월까지 하락하고 있는 모습을 보여주고 있었다. 이러한 결과는 애널리스트들이 *Period 2*에 낙관적인 성향을 유지하고 있었으며, 주식 시장이 금융위기를 반영하기 시작한 2007년 12월 이후에도 애널리스트들의 평균 추천의견은 상당기간 동안 낙관적이었음을 보여준다. 또한 Panel A에 나타난 애널리스트들의 낙관적 예측 의견의 변화추이는 본 연구에서 사용한 사건 기간의 구분과 상관없이 일정한 경향을 보여주고 있었으며, 특히 애널리스트의 주식추천의견이 주식 시장의 변화보다 늦게 반응하고 있음을 보여주고 있다.

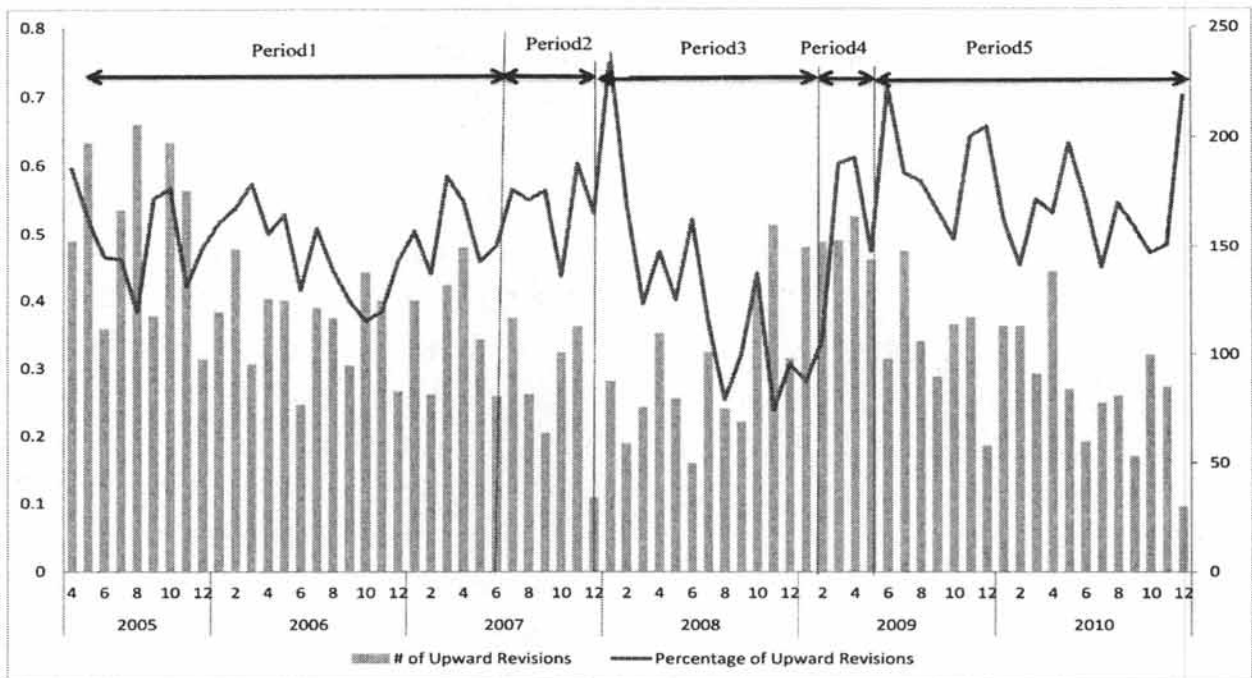
Panel B와 C에서는 애널리스트의 주식추천의견의 상향 및 하향조정치를 대상으로 빈도와 비율을 보여주고 있다. Panel B에서는 상향조정의 빈도수와 비율을 보여주고 있는데, 상향조정은 2008년 1월에 76%로 가장 높았고, 이후에 급격하게 하락하고 있었다. 전반적으로 애널리스트의 추천의견의 상향조정 비율은 *Period 2*와 2008년 1월까지 상향조정을 한 애널리스트의 비율이 평균보다 높았으며, 2008년 2월부터 전체 평균보다 낮은 상향조정 비율을 보여주고 있었다. 이러한 결과는, 애널리스트의 수정치 역시 시장의 변동을 예측적으로 반영하고는 있지 못하였고, 시장 변화에도 즉시적으로 반응하지 않았음을 보여준다.

Panel B에서 관찰되는 특징 중의 하나는 애널리스트의 추천의견의 발표 빈도수가 2007년 8월부터 2008년 10월 사이에 전체 평균에 비하여 감소하였다는 점이다. 특히, 2007년 12월과 2008년 6월에는 매우 낮은 예측 수정치의 발표 수를 보여주고 있다. 이들 시기는 금융위기가 본격적으로 주식시장에

Panel A. Frequency and average value of analyst recommendations

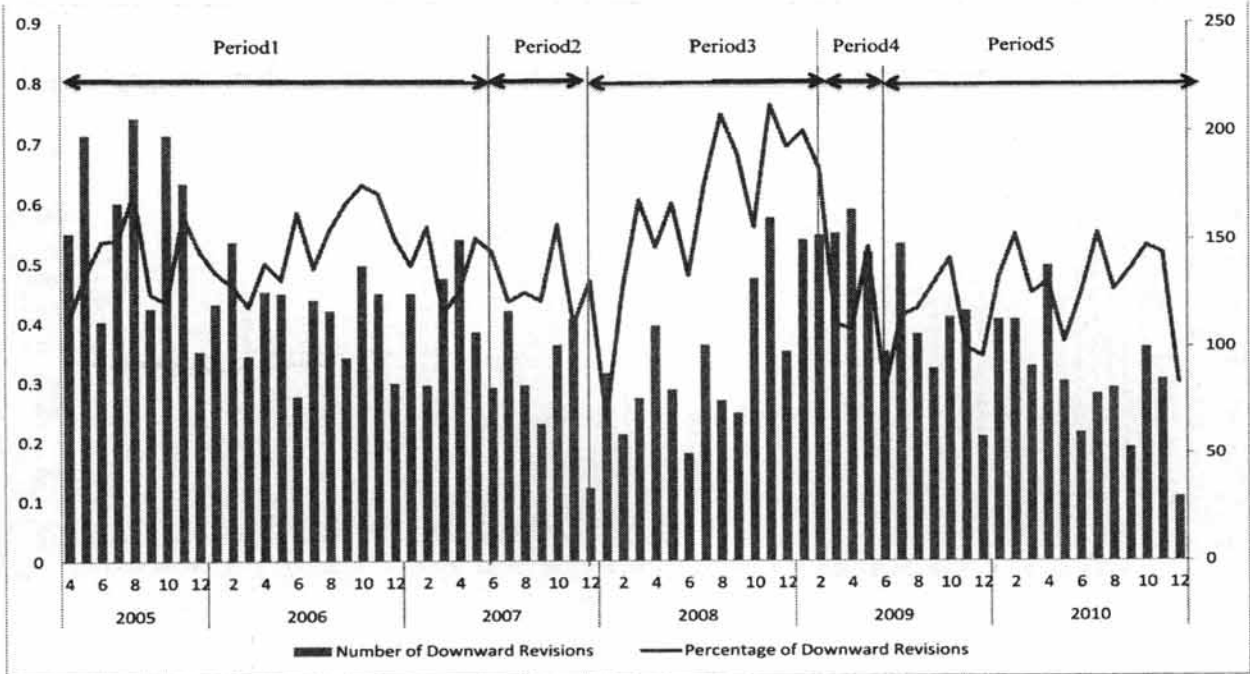


Panel B. Frequency and percentage of analysts' upward recommendation revisions



(Figure 2) Trends of Analyst Recommendations and Earnings Forecasts, April, 2005- December, 2010

Panel C. Frequency and percentage of analysts' downward recommendation revisions



〈Figure 2〉 Trends of Analyst Recommendations and Earnings Forecasts, April, 2005- December, 2010 (계속)

반영되기 시작하고 Lehman Brothers 사가 파산을 선언한 시기와 일치한다. 이러한 주식추천의견 발표수의 감소는 Panel A의 전체 추천의견 수준에서도 발견되는 데, 빈도수의 감소는 주식추천의견 수준보다 수정치가 더욱 컸다. 보다 구체적으로 2007년 12월에 발표된 애널리스트의 주식추천의견 발표 수는 1,349개였다. 이는 11월에 2,621개에 비하여 약 44%가 감소한 수이다. 하지만, 이 중에서 34개만이 수정치로 전체 발표치의 2.5%만이 수정치였다. 이러한 수정치는 11월달의 113개에서 70%가 감소한 수이다.

이러한 애널리스트의 주식추천의견의 수정 빈도의 급격한 감소가 전체 애널리스트의 낙관적인 성향을 설명하고 있다. 즉, 애널리스트는 금융위기가 본격적으로 주식시장에 영향을 미치는 Period3 기간 동

안에 주식추천의견을 발표하지 않아서 의견 발표 빈도수가 급격히 감소하였다. 특히, 금융위기 기간 동안에 추천의견 수정의 빈도수는 다른 기간에 비하여 현저히 낮았다. 이러한 결과를 종합해보면, 추천의견을 발표한 애널리스트 중에서 많은 애널리스트가 이전에 발표한 추천의견을 단순 반복 발표하여 기존의 의견을 유지하고 있었고, 소수의 애널리스트만이 자신의 의견을 수정하여 대부분의 주식추천의견(level of recommendations)은 기존의 의견을 반영하는 진부화(stale)된 의견이 되었다. 상대적으로 추천의견 수정치는 애널리스트의 새로운 정보를 반영하고 있으나 그 수가 적어 전체적으로 애널리스트의 의견 평균값에 미치는 영향이 적었고, 애널리스트의 전체적인 추천의견은 낙관적으로 나타났다.

4.2 이익예측치 및 이익예측치 수정

애널리스트의 주식추천의견 발표 성향이 다른 예측치에도 동일하게 나타나는 지 알아보기 위하여 이익예측치를 대상으로 분석하였다. Table 3의 Panel A는 전체 이익예측치를 대상으로 예측치 및 실제 영업이익과 예측오차를 보여주고 있다. 먼저, 애널리스트의 평균 예측오차는 실제 이익 대비 18%로서 전체적으로 애널리스트의 예측오차는 낙관적인 성향을 가지고 있다. 또한, 낙관적 예측오차를 갖는 예측치의 비율이 전체적으로 67.65%로서, 많은 애널리스트들이 낙관적인 예측 성향을 가지고 있었다. 이러한 낙관적 성향은 *Period2*까지 70% 이상이었으나 *Period3*부터 감소하는 경향을 보여주고 있었다. 특히, *Period4*에 전체 애널리스트 이익 발표치의 51.06%가 낙관적인 예측오차를 갖고 있어서 낙관적 성향이 다른 기에 비해서 매우 낮았다.

Panel B는 애널리스트의 이익 예측 수정치를 대상으로 기간별 결과를 보고하고 있다. 이익예측치 수정 방향을 기준으로 상향조정과 하향조정으로 구분하였으며, 빈도수 및 비율, 예측오차의 평균값 및 낙관적 예측오차 비율과 비기대 수익률을 제시하고 있다. 전체적으로 46.87%의 애널리스트들이 상향 이익조정을 하고 있었고, 53.13%가 하향조정을 하고 있어서 이익 조정에 있어서 하향조정이 많았다. 이러한 조정은 애널리스트들이 이익을 초기에 높게 발표하고 추후에 하향조정하는 경향이 있다는 선행 연구 결과와 동일하다(Richardson et al. 2004). 앞의 주식추천의견의 조정과 비슷하게 애널리스트의 이익의 상향조정 빈도수는 *Period2*에서 45.9%로 *Period1*에 비하여 증가하였으며, *Period3*에서는 45.0%로 빈도수에서 소폭 감소하는 모습을 보여주고 있다. 이렇듯, 이익 조정에 있어서도 주식추천의

견의 수정과 같이 예측적 정보보다는 시장의 상황을 반영하는 모습을 보여주고 있었다. 비기대 수익률의 부호는 전반적으로 애널리스트의 예측 수정치의 방향과 일치하였으며, *Period4*에서 비기대수익률의 값이 가장 컸다.

예측오차 값은 평균적으로 *Period4*에 가장 작은 값을 갖고 있었다. 특히, 상향조정과 하향조정 모두 *Period4*에서 양의 값을 갖는 예측치 비율이 다른 기간에 비해서 상대적으로 낮아, 애널리스트들이 *Period4*에 상대적으로 예측치에 대한 낙관적인 성향이 감소했음을 보여주고 있다. *Period3*에 비해 *Period4*의 예측오차가 작고 예측치 발표 빈도가 높은 결과에 대해서 애널리스트들이 *Period3*에 증가한 불확실성으로 인하여 예측치 발표시기를 늦춤으로써 정확성을 높이려 했다는 해석이 가능하다. 이러한 견해는 Schipper (1991)가 애널리스트들이 예측정확성과 적시성 사이의 상충관계 (trade-off)를 고려하여 예측치 발표시점을 결정한다는 주장과 일치한다. 하지만, 애널리스트가 예측 정확성을 높이기 위하여 예측 발표 시점을 늦춘다고 하더라도 이는 애널리스트들이 예측의 적시성을 상대적으로 희생시킨 것을 의미한다. 그리고 상향조정의 경우, *Period3*에서도 낙관적인 성향의 비율이 65.34%로, *Period2*에 비해 감소폭이 크지 않았으며, 하향조정의 경우 *Period2*의 71.28%에서 67.21%로 감소폭이 상대적으로 커서, 상향조정과 하향조정하는 애널리스트들 사이에 차이가 존재함을 보여주고 있다.

이러한 결과는 다음과 같은 시사점을 갖는다. 첫째, 애널리스트는 금융위기 시기에 예측적인 정보를 제시하고 있지 못했다. 주식 시장의 상황이 급격하게 변화하기 시작한 *Period3*이나 *Period4* 이전에 애널리스트의 예측치는 이러한 주식 시장의 움직임

(Table 3) Descriptive Statistics of Analysts' Earnings Forecasts

Panel A. Descriptive statistics of analysts' earnings forecasts

<i>Period</i>	N	Earnings Forecast	Actual Earnings	Forecast Error	% of Optimistic Forecasts
1	108,471	4,315 (704)	3,549 (576)	0.2340 (0.1064)	71.74
2	10,807	5,285 (882)	4,295 (809)	0.1814 (0.0733)	70.15
3	32,319	5,762 (1,181)	4,549 (924)	0.1494 (0.0360)	66.01
4	12,019	4,123 (1,077)	4,766 (1,154)	0.0663 (0.0000)	51.06
5	46,664	6,657 (1,681)	5,859 (1,453)	0.1264 (0.0355)	63.29
Total	210,280	4,819 (956)	4,339 (851)	0.1840 (0.0661)	67.65

Panel B. Descriptive statistics of analyst earnings forecast revisions

	Upward Revisions					Downward Revisions				
	N	(%)	Forecast Error	% of optimistic Forecasts	CAR	N	(%)	Forecast Error	% of optimistic Forecasts	CAR
1	17,349	(43.91)	0.1703	(67.42)	0.7642	22,163	(56.09)	0.2340	(72.09)	-0.0197
2	3,188	(45.86)	0.1466	(66.66)	1.0165	3,764	(54.14)	0.1841	(71.28)	-0.1184
3	10,431	(44.95)	0.1285	(65.34)	0.5458	12,777	(55.05)	0.1679	(67.21)	-0.2574
4	4,226	(52.63)	0.0398	(48.84)	1.6010	3,803	(47.37)	0.1023	(53.11)	0.5993
5	16,827	(50.54)	0.0982	(60.66)	0.9947	16,466	(49.46)	0.1471	(65.89)	0.2229
Total	52,021	(46.87)	0.1256	(63.16)	0.5758	58,973	(53.13)	0.1834	(68.01)	-0.1188

Note:

Period1 = days between April 2005 and June 2007(pre-non-financial-crisis *Period*);

Period2 = days between July 2007 and November 2007(pre-financial-crisis *Period*);

Period3 = days between December 2007 and February 2009(early-financial-crisis *Period*);

Period4 = days between March 2009 and June 2009(later-financial-crisis *Period*); and

Period5 = days between July 2009 and December 2010(post-non-financial-crisis *Period*).

을 예상하는 정보를 담고 있지 못하였다. 전반적으로 애널리스트의 주식추천의견과 이익예측치 및 각각의 수정치의 값은 주식 시장의 변화를 예측하기

보다는 주식시장의 움직임보다 늦거나 또는 주식 시장 움직임을 따라가는 모습을 보여주고 있다. 이러한 사실은 애널리스트들이 경제 환경의 급격한 변화

시기에 시장의 정보를 예측하고 전달하는 전달자로서의 역할을 수행하는데 한계가 있음을 보여준다.

둘째, 상당수의 애널리스트들은 금융위기 시기에 의견을 발표하지 않아서 전체 예측치의 수가 감소하였다. 또한, 많은 애널리스트는 금융위기로 인하여 시장의 상황이 변화하였음에도 불구하고 단순히 예측치를 반복하여 발표하였고, 예측치를 수정한 애널리스트는 상대적으로 적었다. 애널리스트의 기존 의견의 반복적 발표는 예측치가 진부화(stale)되는 결과를 가져왔다. 이러한 애널리스트의 예측의견의 발표 포기 및 기존의 의견의 반복적인 발표는 애널리스트의 예측치를 낙관적으로 보이게 만드는 결과를 가져왔다. McNichols and O'Brien (1997)는 애널리스트가 기업에 호의적이지 못한 정보가 있는 경우에는 비관적인 의견을 내놓기 보다는 담당 기업을 바꾸는 경향이 있으며, 이러한 자의적 선택에 의해 애널리스트의 의견이 낙관적 편익(self-selection bias)가 존재한다고 주장하였다. 비슷하게, 본 연구에서도 애널리스트가 호의적이지 않은 의견을 내놓아야 하는 경우 차라리 의견 제출을 포기하거나 기존의 의견을 반복적으로 발표하는 자의적 선택이 존재한다는 것을 보여주고 있다.

4.3 주식 수익률의 애널리스트 이익 예측치 수정에 대한 반응

Table 4는 애널리스트의 이익예측치 수정에 대한 기간별 주가 반응을 보여주고 있다. Panel A는 전체 표본을 대상으로 분석하였다. 첫번째 모형은 애널리스트의 특성 변수를 포함시키지 않았으며, 두번째 모형에서는 특성 변수를 포함시켰다. 두 모형의 결과가 비슷하기 때문에 애널리스트의 개인 특성 변수를 포함시킨 두번째 모형을 중심으로 결과를 설명

하기로 한다.

실증 결과 애널리스트의 이익수정치에 대한 반응 계수가 전체 기간에서 유의적이었고 애널리스트의 이익수정치의 정보효과가 존재하는 것으로 나타났다. 각 기간별 반응계수 값의 크기를 비교해보면, *Period1*의 계수값이 2.64로 가장 컸으며, *Period5*가 1.99로 가장 작았다. 이런 계수값들의 크기의 통계적 차이를 살펴보면, *Period1*만이 *Period5*를 제외한 다른 기간과 10% 수준에서 유의한 계수값의 차이를 보여주고 있었다. 이러한 결과는 금융위기와 관련이 있는 *Period2, 3, 4*에서는 애널리스트의 주가에 대한 영향이 다른 기간에 비해 차이가 없는 것으로, 금융위기 시기 이후에 애널리스트의 예측치의 정보효과가 큰 차이가 없다는 것을 의미한다.

하지만, 애널리스트의 이익 예측치의 정보효과는 애널리스트 이익수정치의 방향에 따라 달라질 수 있으므로(Ivković and Jegadeesh 2004), 이익 예측치를 상향조정과 하향조정으로 구분하여 각각의 수정치에 대한 반응계수를 측정하였다. Panel B와 C에서 실증 결과를 보고하고 있다. 먼저, 상향조정인 경우 $FR*Period4$ 의 계수 값이 가장 크게 나타났고 (2.97), *Period3*에서는 -0.17의 값으로 음의 가장 작은 값을 보여주고 있다. *Period2*에서는 0.41의 계수값을 보여주고 있다. F-test 결과, *Period3*의 계수값은 *Period2*를 제외한 다른 기간의 계수값과 10% 수준에서 유의한 값을 보여주고 있었고, *Period2*와는 유의한 차이를 보여주고 있지 않았다.

Panel C에서는 애널리스트의 하향 이익 조정에 대한 반응계수를 보여주고 있는데, *Period3*의 값에서 가장 큰 반응계수값(2.45)을 보여주고 있고, *Period2*에서도 1.98의 값을 보여주고 있어 상대적으로 큰 계수값을 보여주고 있다. 또한, F-test 결과 다른 시기에 비하여 계수값이 유의하게 큰 것

〈Table 4〉 Regression of Stock Returns on Earnings Forecast Revisions

$$CAR_{t-1, t+1} = a_0 + a_1*FR*Period1 + a_2*FR*Period2 + a_3*FR*Period3 + a_4*FR*Period4 + a_5*FR*Period5 + a_6*GenExp + a_7*FirmExp + a_8*BrokerSize + a_9*Companies + a_{10}*Frequency + a_{11}*Horizon + a_{12}*DaysElapsed +$$

Panel A. Regression results for pooled sample

	Coefficient	t-Value	Coefficient	t-Value
<i>Intercept</i>	0.4289	4.1***	0.5445	2.93***
<i>FR*Period1</i>	2.6100	10.01***	2.6373	10.12***
<i>FR*Period2</i>	2.0170	19.49***	2.1307	6.02***
<i>FR*Period3</i>	1.9478	11.79***	2.0212	12.08***
<i>FR*Period4</i>	2.0143	5.09***	2.0432	5.58***
<i>FR*Period5</i>	1.9204	6.63***	1.9943	6.21***
<i>Genexp</i>			0.0081	1.78*
<i>Firmexp</i>			-0.0043	-0.94
<i>Frequency</i>			-0.0586	-2.08**
<i>Companies</i>			-0.0626	-1.16
<i>BrokerSize</i>			-0.0302	-0.90
<i>Dayselapsed</i>			0.1128	2.63***
<i>Horizon</i>			0.0178	0.30
N	105.511		105.511	
R-sq.	0.0057		0.0065	
F-Test				
		p-value		p-value
<i>FR*Period1 = FR*Period2</i>		0.0189		0.0346
<i>FR*Period1 = FR*Period3</i>		0.0346		0.0521
<i>FR*Period1 = FR*Period4</i>		0.0628		0.0693
<i>FR*Period1 = FR*Period5</i>		0.0765		0.1200
<i>FR*Period2 = FR*Period3</i>		0.7880		0.6696
<i>FR*Period2 = FR*Period4</i>		0.9857		0.5306
<i>FR*Period2 = FR*Period5</i>		0.7383		0.6555
<i>FR*Period3 = FR*Period4</i>		0.8637		0.9552
<i>FR*Period3 = FR*Period5</i>		0.9340		0.9350
<i>FR*Period4 = FR*Period5</i>		0.8658		0.9333

(Table 4) Regression of Stock Returns on Earnings Forecast Revisions (계속)

Panel B. Regression results for upward earnings revisions				
	Coefficient	t-Value	Coefficient	t-Value
<i>Intercept</i>	0.6978	7.20***	0.5255	2.15**
<i>FR*Period1</i>	1.3356	1.41	1.4311	1.69*
<i>FR*Period2</i>	0.5697	3.01***	0.4062	2.29**
<i>FR*Period3</i>	0.0435	0.24	-0.1675	-1.9*
<i>FR*Period4</i>	3.0914	57.70***	2.9651	6.62***
<i>FR*Period5</i>	1.7474	3.06***	1.5621	2.94***
<i>Genexp</i>			0.0096	1.71*
<i>Firmexp</i>			-0.0060	-1.13
<i>Frequency</i>			-0.0718	-2.15**
<i>Companies</i>			-0.0783	-1.41
<i>BrokerSize</i>			0.1147	1.49
<i>Dayselapsed</i>			0.1169	2.59**
<i>Horizon</i>				
N	49,395		49,395	
R-sq.	0.0027		0.0038	
F-Test		p-value		p-value
<i>FR*Period1 = FR*Period2</i>		0.3394		0.1337
<i>FR*Period1 = FR*Period3</i>		0.1923		0.0655
<i>FR*Period1 = FR*Period4</i>		0.0680		0.0603
<i>FR*Period1 = FR*Period5</i>		0.7014		0.8889
<i>FR*Period2 = FR*Period3</i>		0.4127		0.4040
<i>FR*Period2 = FR*Period4</i>		0.0002		0.0002
<i>FR*Period2 = FR*Period5</i>		0.0117		0.0111
<i>FR*Period3 = FR*Period4</i>		0.0001		0.0001
<i>FR*Period3 = FR*Period5</i>		0.0005		0.0002
<i>FR*Period4 = FR*Period5</i>		0.0051		0.0014

(Table 4) Regression of Stock Returns on Earnings Forecast Revisions (계속)

Panel C. Regression results for downward earnings revisions

	Coefficient	z-Value	Coefficient	z-Value
<i>Intercept</i>	0.1766	1.90*	0.9257	5.36***
<i>FR*Period1</i>	2.0635	6.47***	2.1704	7.83***
<i>FR*Period2</i>	1.7087	6.21***	1.9808	9.23***
<i>FR*Period3</i>	2.1082	6.24***	2.4462	9.56***
<i>FR*Period4</i>	-0.5501	-0.64	-0.4495	-0.52
<i>FR*Period5</i>	0.6915	2.62***	1.0220	4.02***
<i>Genexp</i>			0.0033	0.89
<i>Firmexp</i>			-0.0023	-0.46
<i>Frequency</i>			-0.0338	-1.16
<i>Companies</i>			-0.0182	-0.25
<i>BrokerSize</i>			-0.1621	-3.24***
<i>Dayselapsed</i>			0.1151	2.29**
<i>Horizon</i>			-0.0476	-0.91
N	56,116		56,116	
R-sq.	0.0030		0.0040	
F-Test				
		p-value		p-value
<i>FR*Period1 = FR*Period2</i>		0.2768		0.5089
<i>FR*Period1 = FR*Period3</i>		0.8709		0.0017
<i>FR*Period1 = FR*Period4</i>		0.0000		0.0001
<i>FR*Period1 = FR*Period5</i>		0.0000		0.0000
<i>FR*Period2 = FR*Period3</i>		0.4123		0.2943
<i>FR*Period2 = FR*Period4</i>		0.0009		0.0007
<i>FR*Period2 = FR*Period5</i>		0.0001		0.0003
<i>FR*Period3 = FR*Period4</i>		0.0026		0.0010
<i>FR*Period3 = FR*Period5</i>		0.0000		0.0000
<i>FR*Period4 = FR*Period5</i>		0.0610		0.0491

Note:

- CAR* = market adjusted three days abnormal returns around an analyst's earnings forecast revision date;
- FR* = analyst's earnings forecast revision deflated by absolute value of prior earnings forecast;
- Period1(or 2, 3, 4, 5)* = an indicator variable that takes the value of one if an analyst's forecast is issued during the *Period* 1(or 2, 3, 4, 5) and zero otherwise;
- FirmExp* = analyst *i*'s firm-specific experience(measured as the number of quarters of firm-specific experience for analyst *i* following the firm *j*);
- GenEXP* = analyst *i*'s career experience(measured as the number of quarters of career experience for analyst *i* following the firm *j*);
- Broker_Size* = the analyst's brokerage firm size(measured as the number of analysts employed during the year by the brokerage firm employing analyst *i* following the firm *j*);
- Companies* = number of companies analyst *i* follows during the year(measured as the number of companies followed during the year by analyst *i* following the firm *j*);
- FRequency* = number of forecasts analyst *i* issues for the firm *j* during the year(measured as the number of earnings forecasts issued during the year by analyst *i* following the firm *j*);
- Horizon* = analyst's forecast timing during the year(measured as the log of the number of days between March 31 in the next year and the analyst *i*'s forecast issuing date); and
- DaysElapsed* = log of the number of days elapsed since any analyst's prior forecast(measured as the log of the number of days between the an analyst's forecast date and the most recent forecast issuance date by other analysts).

을 보여주고 있다. 정리하면, 금융위기가 시작되는 *Period2*와 3 시기에 투자자들의 반응이 애널리스트의 예측치의상향 이익 조정에 대해서는 다른 시기에 비해 작은 반면, 하향조정에 대해서는 보다 민감함을 알 수 있다.

이러한 결과는 투자자들이 애널리스트의 예측치를 평가할 때 시장 상황과 애널리스트의 낙관적 성향을 고려하는 것으로 보인다. 그리고, 애널리스트들이 시장의 상황을 확인(confirmation)해 주는 경우에 더욱 더 애널리스트의 정보에 가치를 부여하고 애널리스트의 예측치에 의존하는 경향이 있다. *Period2*와 *Period3*은 채권 시장과 주식 시장에 금융위기가 반영되는 시기로서 많은 불확실성이 증가하는 시기이다. 이러한 시기에 애널리스트의 낙관적인 의견(upward revision)은 시장의 상황과 일치하지 않는 의견이고, 투자자들은 이러한 낙관적 의견에 대해서 반응을 하지 않는 것으로 해석된다. 반면, 이 시기에 애널리스트의 하향 이익조정(downward revision)에 대해서는 더 민감하게 반응하고 있다. 반면 시장의 상황이 좋아지는 *Period4*와 5에서는 이익의 상향조정에 대해서 크게 반응을 하고 있다. 즉, 투자자들은 애널리스트가 새로운 정보의 창출자보다는 기존의 정보에 대한 확인자 역할(confirmative role)을 수행하는 데 보다 큰 가치를 부여하고 있는 것으로 해석된다.

추가적으로 월별로 관찰가능한 애널리스트의 예측치를 이용하여 컨센서스를 측정하여 월별 주식수익률과의 관련성을 분석하였다. 보다 구체적으로, 각 월말을 기준으로 각 애널리스트의 가장 최근의 이익 예측치를 이용하여 평균값을 구하였고, 이를 애널리

스트 컨센서스로 사용하였다. 그리고, 전달의 컨센서스 대비 수정 비율을 구하여 월별 컨센서스 수정 값을 구하였고, 월말 기준으로 월별 시장조정 비기대수익률과의 관련성을 분석하였다. 지면 관계상 따로 표로 보고하지는 않았지만, 분석 결과 *Period2*에 컨센서스 수정치와 추가와의 관련성이 가장 높았다. 하향조정의 경우 *Period4*에 추가와의 관련성이 유의한 값을 보여주고 있지 않았다. 전반적으로 컨센서스를 사용한 결과 역시 개별 애널리스트의 분석과 비슷한 결과를 보여주고 있다.

4.4 추가 분석

단일변량 분석에서 나타났던 애널리스트의 기간별 주식추천 의견 발표 성향의 차이가 애널리스트의 개인 특성 변수에 영향을 받는지 알아보기 위하여 Logit 모형을 이용하여 분석하였다. 구체적으로 종속변수는 애널리스트들의 주식추천의견의 상향조정 여부(UP)로서, 애널리스트들의 주식추천의견(또는 이익 예측치)이 상향조정인 경우 1의 값을 부여하고, 하향조정인 경우 0의 값을 부여한다. 독립변수로서는 사건기간의 더미 변수로서 *Period*의 값이 해당 기간에 속하면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 부여한다.⁴⁾ 그리고, 통제 변수로서 회귀 모형 (1)에서 사용한 애널리스트의 개인 특성 변수를 포함시킨 후 다음과 같은 간단한 Logit 모형을 이용하여 추가 분석하였다.

$$UP_{i,t} = \beta_1 * Period1 + \beta_2 * Period2 \\ + \beta_3 * Period3 + \beta_4 * Period4$$

4) 애널리스트의 주식 추천의견의 수준(level of stock recommendation)을 종속변수로 하여 분석을 수행하였다. 주식 추천의견의 수준으로 분석하였어도, 본 연구의 결론은 비슷하였다.

$$\begin{aligned}
& + \beta_5 * Period5 + \beta_6 * GenExp \\
& + \beta_7 * FirmExp + \beta_8 * BrokerSize \\
& + \beta_9 * Companies + \beta_{10} * Frequency \\
& + \beta_{11} * Horizon + \beta_{12} * DaysElapsed \\
& + e \quad (3)
\end{aligned}$$

where,

UP = an indicator variable that takes the value of one if an analyst's forecast revised upward, and zero otherwise.

Table 5는 주식추천의견의 수정치에 대한 Logit 분석 결과를 보여주고 있다. 실증 결과 *Period2*, 4와 5의 계수값이 1% 수준에서 유의한 양의 값을 가졌고, *Period 3*의 값은 10% 수준에서 유의적으로 음의 값을 가졌다. 이러한 결과는 *Period3*에서 애널리스트의 수정치가 상대적으로 하향조정이 많았다는 것을 의미한다. 기간별 계수값의 크기(magnitude)가 유의적으로 차이가 있는 지 F-test로 분석 결과, *Period3*의 계수값은 *Period1*을 제외하고 다른 기간의 계수값과 5%의 수준에서 유의적으로 달랐다. *Period3*의 계수값은 다른 시기의 계수값에 비하여 유의적으로 작아, 이는 *Period3* 시기에 발표된 애널리스트들의 추천의견의 수정치는 다른 기간에 비하여 상대적으로 하향수정이 많았다는 것을 의미한다. 반면, *Period2*는 *Period1*과 계수값에 있어서 유의적인 차이가 없어서, *Period1*의 수준의 낙관적인 견해를 *Period2*에서도 유지하고 있었음을 보여주고 있다.

Table 5에서는 애널리스트의 이익예측의 수정치를 갖고 비슷한 분석을 수행한 결과도 함께 보여주고 있다. 종속변수는 애널리스트의 이익예측치의 수정이 상향인지에 대한 여부이다. 분석 결과 *Period3*의 계수값(0.1195)의 크기가 *Period1*을 제외하고

제일 작아서, *Period1*을 제외하고 이익 예측치의 상향조정이 *Period3*에서 가장 적게 발생했음을 보여주고 있다. 흥미로운 것은 개별 애널리스트의 특성 변수를 통제한 경우, *Period2* 시기에서도 애널리스트의 상향 이익 조정의 빈도는 다른 기간에 비하여 상대적으로 작았다(*Period5* 제외). 전체적으로, 이익 예측의 수정치로 분석 한 결과는 주식추천의견의 수정 결과와 비슷하였다.

V. 결론

2008년 금융위기는 미국의 채권 시장으로부터 발생하여 전 산업분야, 전 세계로 그 영향을 미쳤다. 이러한 금융위기의 원인 중의 하나로 신용평가회사 및 애널리스트의 낙관적인 예측 전망이 꼽히고 있다. 본 연구는 2008년 금융위기를 전후로 애널리스트의 주식추천 의견의 경향 및 이익수정치의 정보효과를 비교해 금융위기라는 사건 전후로 애널리스트의 예측 특성에 변화가 있는 지 조사해 보았다.

본 연구에서 다음과 같은 실증 결과를 발견했다. 첫째, 애널리스트는 금융위기 시기에 예측적인 정보를 제시하고 있지 못하다. 애널리스트의 주식추천 의견과 이익 예측 의견은 금융위기 전후로 주식 시장의 움직임을 예측하지 못하였고, 주식 시장의 변화를 사후에 반영하는 성향을 보여주었다. 둘째, 금융위기 시기에도 애널리스트의 예측치는 낙관적인 성향을 유지하고 있었다. 추가 분석 결과, 이러한 낙관적 성향의 유지 원인으로는 상당수의 애널리스트는 금융위기에 자신의 기존 예측치를 반복하여 발표하거나 또는 예측치를 발표하기를 포기하는 경향이 있음을 발견하였다. 애널리스트의 기존의 예

<Table 5> Logistic regression for upward analyst forecast revisions

$$UP_{i,t} = \beta_1*Period1 + \beta_2*Period2 + \beta_3*Period3 + \beta_4*Period4 + \beta_5*Period5 + \beta_6*GenExp + \beta_7*FirmExp + \beta_8*BrokerSize + \beta_9*Companies + \beta_{10}*Frequency + \beta_{11}*Horizon + \beta_{12}*DaysElapsed + e$$

	Upward Recommendation Revisions		Upward Earnings Revisions	
	Coefficient	t-value	Coefficient	t-value
<i>Period1</i>	-0.1730	-0.65	-0.8859	-4.95***
<i>Period2</i>	0.2359	3.72***	0.1195	1.77*
<i>Period3</i>	-0.3921	-1.79*	0.1109	1.78*
<i>Period4</i>	0.4121	4.31***	0.3234	4.34***
<i>Period5</i>	0.2378	3.43***	0.3445	4.28***
<i>GenExp</i>	-0.0055	-1.87*	0.0002	0.2
<i>FirmExp</i>	0.0152	3.44***	0.0035	3.92***
<i>Frequency</i>	0.0962	2.86***	0.0474	3.34***
<i>Companies</i>	-0.1031	-5.07***	-0.0526	-1.91*
<i>BrokerSize</i>	-0.0139	-0.18	-0.0238	-0.47
<i>Dayselapsed</i>	-0.0204	-1.05	-0.0671	-8.55***
<i>Horizon</i>	0.0274	2.05**	0.1424	6.7***
N	7,605		110,994	
Pseudo-R-sq.	0.0143		0.0086	
F-Test		P-value		P-value
<i>Period1 = Period2</i>		0.1541		0.0000
<i>Period1 = Period3</i>		0.6044		0.0000
<i>Period1 = Period4</i>		0.0066		0.0000
<i>Period1 = Period5</i>		0.1785		0.0000
<i>Period2 = Period3</i>		0.0062		0.6417
<i>Period2 = Period4</i>		0.0099		0.0000
<i>Period2 = Period5</i>		0.9494		0.0000
<i>Period3 = Period4</i>		0.0031		0.0000
<i>Period3 = Period5</i>		0.0086		0.0000
<i>Period4 = Period5</i>		0.1056		0.6156

Note:

- Up* = an indicator variable that take the value of one if an analyst's recommendation (earnings) is revised upward, zero otherwise.
- Period1(or 2, 3, 4, 5)* = an indicator variable that takes the value of one if an analyst's forecast is issued during the *Period* 1(or 2, 3, 4, 5) and zero otherwise;
- FirmExp* = analyst *i*'s firm-specific experience(measured as the number of quarters of firm-specific experience for analyst *i* following the firm *j*);
- GenEXP* = analyst *i*'s career experience(measured as the number of quarters of career experience for analyst *j* following the firm *j*);
- BrokerSize* = the analyst's brokerage firm size(measured as the number of analysts employed during the year by the brokerage firm employing analyst *i* following the firm *j*);
- Companies* = number of companies analyst *i* follows during the year(measured as the number of companies followed during the year by analyst *i* following the firm *j*);
- Frequency* = number of forecasts analyst *i* issues for the firm *j* during the year(measured as the number of earnings forecasts issued during the year by analyst *i* following the firm *j*);
- Horizon* = analyst's forecast timing during the year(measured as the log of the number of days between March 31 in the next year and the analyst *i*'s forecast issuing date); and
- DaysElapsed* = log of the number of days elapsed since any analyst's prior forecast(measured as the log of the number of days between the an analyst's forecast date and the most recent forecast issuance date by other analysts).

측치에 대해 조정을 하지 않음으로써 결과적으로 애널리스트의 예측치는 낙관적 성향을 보여주며, 이는 McNichols and O'Brien (1997)가 보인 자의적 선택의 다른 형태로 보여진다. 마지막으로, 투자자들은 시장의 상황과 일치하지 않는 애널리스트의 이익 예측치에 대해 반응을 보이지 않았으며, 애널리스트의 예측치가 시장의 상황과 일치하는 경우 더욱 강하게 반응하였다. 이러한 결과는 투자자들은 금융위기 시기에 애널리스트의 예측치를 자신의 정보를 확인해 주는 역할로 사용했음을 의미한다.

애널리스트 및 정보 중개인들의 낙관적인 성향이 금융위기의 원인 중의 하나라는 주장은 많이 있어왔다. 본 연구는 국내 애널리스트 데이터를 이용하여 이러한 주장과 일관적인 실증결과를 발견하였다. 애널리스트는 금융위기가 기업의 이익에 미치는 영향을 예측하지 못하였으며, 시장의 상황이 좋지 않은 상황에서는 예측치 발표를 포기하거나 기존의 예측을 반복하여 발표함으로써 예측적인 정보를 제공하지 못하였고 이러한 애널리스트의 예측 성향은 정보 중개인으로서 애널리스트의 역할에 한계점이 있음을 알려준다. 또한 본 연구의 결과는 규제 당국이나 투자자들이 애널리스트의 예측 정보를 평가하는데 있어 중요한 시사점을 제공한다.

참고문헌

- 고봉찬, 김진우. 2007. 애널리스트 이익예측의 정확성과 추천종목의 수익성. *증권학회지* 36 (6): 1009-1047.
- 송민섭. 2008. Information Content of Analyst Forecast Revisions. *회계연구* 13 (2): 229-257.
- 허인, 이동은, 이윤수, 양다영. 2010. 글로벌 금융위기 이후 아시아 채권시장의 변화와 우리나라의 대응 전략: 대외경제정책연구원.
- Acharya, V. V., and P. Schnabl. 2010. Do Global Banks Spread Global Imbalances? Asset-Backed Commercial Paper during the Financial Crisis of 2007-09. *IMF Economic Review* 58 (1): 37-73.
- Ahmed, A. S., M. Song, and D. E. Stevens. 2009. Earnings characteristics and analysts' differential interpretation of earnings announcements: An empirical analysis. *Accounting & Finance* 49 (2): 223-246.
- Aloui, R., M. S. B. Aïssa, and D. K. Nguyen. 2011. Global financial crisis, extreme interdependencies, and contagion effects: The role of economic structure? *Journal of Banking & Finance* 35 (1): 130-141.
- André, P., A. Cazavan-Jeny, W. Dick, C. Richard, and P. Walton. 2009. Fair Value Accounting and the Banking Crisis in 2008: Shooting the Messenger. *Accounting in Europe* 6 (1): 3-24.
- Balachandran, S., B. Kogut, and H. Harnal. 2011. Did Executive Compensation Encourage Extreme Risk-taking in Financial Institutions? Working Paper.
- Barron, O. E., D. Byard, C. Kile, and E. J. Riedl. 2002. High-Technology Intangibles and Analysts' Forecasts. *Journal of Accounting Research* 40 (2): 289-312.
- Barth, M. E., and W. R. Landsman. 2010. How did Financial Reporting Contribute to the Financial Crisis? *European Accounting Review* 19 (3): 399-423.
- Beaver, W. 1998. *Financial reporting: An accounting revolution* Englewood Cliffs, NJ: Prentice-

- Hall.
- Beyer, A., and I. Guttman. 2011. The Effect of Trading Volume on Analysts' Forecast Bias. *Accounting Review* 86 (2): 451-481.
- Brennan, M. J., N. Jegadeesh, and B. Swaminathan. 1993. Investment analysis and the adjustment of stock prices to common information. *Review of Financial Studies* 6 (4): 799-824.
- Brennan, M. J., and A. Subrahmanyam. 1995. Investment analysis and price formation in securities markets. *Journal of Financial Economics* 38 (3): 361-381.
- Chen, S., and D. A. Matsumoto. 2006. Favorable versus Unfavorable Recommendations: The Impact on Analyst Access to Management-Provided Information. *Journal of Accounting Research* 44 (4): 657-689.
- Cheung, Y.-L., and S.-C. Mak. 1992. The international transmission of stock market fluctuation between the developed markets and the Asian-Pacific markets. *Applied Financial Economics* 2 (1): 43-47.
- Clement, M. B., and S. Y. Tse. 2003. Do Investors Respond to Analysts' Forecast Revisions as if Forecast Accuracy Is All That Matters? *The Accounting Review* 78 (1): 227-249.
- Clement, M. B., and S. Y. Tse. 2005. Financial Analyst Characteristics and Herding Behavior in Forecasting. *Journal of Finance* 60 (1): 307-341.
- Cowen, A., B. Groyberg, and P. Healy. 2006. Which types of analyst firms are more optimistic? *Journal of Accounting & Economics* 41 (1/2): 119-146.
- Das, S., C. B. Levine, and K. Sivaramakrishnan. 1998. Earnings predictability and bias in analysts' earnings forecasts. *Accounting Review* 73 (2): 277-294.
- Dechow, P. M., A. P. Hutton, and R. G. Sloan. 2000. The Relation between Analysts' Forecasts of Long-Term Earnings Growth and Stock Price Performance Following Equity Offerings. *Contemporary Accounting Research* 17 (1): 1-32.
- Dechow, P. M., S. P. Kothari, and R. L. Watts. 1998. The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics* 25 (2): 133-168.
- Duffie, D. 2010. The Failure Mechanics of Dealer Banks. *Journal of Economic Perspectives* 24 (1): 51-72.
- Givoly, D., C. Hayn, and R. Lehavy. 2009. The Quality of Analysts' Cash Flow Forecasts. *Accounting Review* 84 (6): 1877-1911.
- Hong, H., T. Lim, and J. Stein. 2000. Bad news travels slowly: Size, analyst coverage, and the profitability of momentum strategies. *Journal of Finance* 55 (1): 265-295.
- Ivković, Z., and N. Jegadeesh. 2004. The timing and value of forecast and recommendation revisions. *Journal of Financial Economics* 73 (3): 433-463.
- Jackson, A. R. 2005. Trade Generation, Reputation, and Sell-Side Analysts. *Journal of Finance* 60 (2): 673-717.
- Kim, O., and R. E. Verrecchia. 1991a. Market reaction to anticipated announcements. *Journal of Financial Economics* 30 (2): 273-309.
- _____. 1991b. Trading Volume and Price Reactions to Public Announcements. *Journal of Accounting Research* 29 (2): 302-321.
- Kim, Y., G. J. Lobo, and M. Song. 2011. Analyst characteristics, timing of forecast revisions,

- and analyst forecasting ability. *Journal of Banking and Finance* 35 (8): 2158-2168.
- Krishnamurthy, A. 2010. How Debt Markets Have Malfunctioned in the Crisis. *Journal of Economic Perspectives* 24 (1): 3-28.
- Lang, M. H., and R. J. Lundholm. 1996. Corporate Disclosure Policy and Analyst Behavior. *The Accounting Review* 71 (4): 467-492.
- Laux, C., and C. Leuz. 2010. Did Fair-Value Accounting Contribute to the Financial Crisis? *Journal of Economic Perspectives* 24 (1): 93-118.
- Lin, H.-w., and M. F. McNichols. 1998. Underwriting relationships, analysts' earnings forecasts and investment recommendations. *Journal of Accounting and Economics* 25 (1): 101-127.
- Lin, H., M. McNichols, and P. O'Brien. 2003. Analyst impartiality and investment banking relationships.
- Liu, Y. A., M.-S. Pan, and J. C. P. Shieh. 1998. International Transmission of Stock Price Movements: Evidence from the U.S. and Five Asian-Pacific Markets. *Journal of Economics and Finance* 22 (1): 59-69.
- McNichols, M., and P. C. O'Brien. 1997. Self-Selection and Analyst Coverage. *Journal of Accounting Research* 35 (3): 167-199.
- Mendoza, E. G. 2010. Sudden Stops, Financial Crises, and Leverage. *American Economic Review* 100 (5): 1941-1966.
- Michaely, R., and K. L. Womack. 1999. Conflict of interest and the credibility of underwriter analyst recommendations. *Review of Financial Studies* 12 (4): 653-686.
- Mikhail, M. B., B. R. Walther, and R. H. Willis. 2003. The effect of experience on security analyst underreaction. *Journal of Accounting & Economics* 35 (1): 101-116.
- Nippani, S., and S. D. Smith. 2010. The increasing default risk of US Treasury securities due to the financial crisis. *Journal of Banking & Finance* 34 (10): 2472-2480.
- O'Brien, P. C., M. F. McNichols, and H. Lin. 2005. Analyst Impartiality and Investment Banking Relationships. *Journal of Accounting Research* 43 (4): 623-254.
- Petersen, M. A. 2008. Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches. *Review of Financial Studies* 22 (1): 435-480.
- Richardson, S., S. H. Teoh, and P. D. Wysocki. 2004. The Walk-down to Beatable Analyst Forecasts: The Role of Equity Issuance and Insider Trading Incentives. *Contemporary Accounting Research* 21 (4): 885-924.
- Ryan, S. G. 2008. Accounting in and for the Subprime Crisis. *The Accounting Review* 83 (6): 1605-1638.
- Schipper, K. 1991. Commentary: Analysts' forecasts. *Accounting Horizons* 5 (4): 105-121.
- Stickel, S. E. 1989. The Timing of and Incentives for Annual Earnings Forecasts Near Interim Earnings Announcements. *Journal of Accounting and Economics* 11 (2/3): 275-292.
- Stulz, R. M. 2010. Credit Default Swaps and the Credit Crisis. *Journal of Economic Perspectives* 24 (1): 73-92.
- Trueman, B. 1990. On the incentives for security analysts to revise their earnings forecasts. *Contemporary Accounting Research* 7 (1): 203-222.
- Watts, R. L., and L. Zuo. 2011. Accounting Conservatism and Firm Value: Evidence from

- the Global Financial Crisis. *MIT Sloan School Working Paper*. Working Paper.
- Womack, K. L. 1996. Do Brokerage Analysts' Recommendations Have Investment Value? *Journal of Finance* 51 (1): 137-167.
- Zhang, Y. 2008. Analyst responsiveness and the post-earnings-announcement drift. *Journal of Accounting and Economics* 46 (1): 201-215.

2008 Financial Crisis and Analyst Forecasts

Minsup Song* · Sanghyuk Byun**

Abstract

Press indicates that optimistic bias in information intermediaries such as analysts is one of the major causes for 2008 financial crisis. The objective of this study is to examine whether and how analysts change their forecasting behaviors around 2008 financial crisis to investigate the role of analysts in capital market during 2008 financial crisis. More specifically, we examine how analysts revise their stock recommendations and earnings forecasts around 2008 financial crisis. We also examine the change in investors' reactions to analysts' earnings forecast revisions around 2008 financial crisis.

Empirical results show that analysts tend to simply reiterate their existing forecasts or do not issue forecasts during 2008 financial crisis. Relatively small number of analysts revised their stock recommendations and earnings forecasts during financial crisis. Because of these behaviors, overall analyst forecasts and recommendations become optimistically biased. In addition, we find insignificant earnings response coefficient on analysts' upward earnings revisions during financial crisis period, while we find stronger market reaction to downward revisions.

Our empirical results suggest that analysts play the limited role as information intermediaries during 2008 financial crisis. In addition, investors tend to discount information content of analyst forecasts if forecasts are inconsistent with stock market condition. Our evidence helps investors and regulators and investors in assessing value of analyst forecasts and need for new regulation.

Key words: analysts, earnings forecasts, stock recommendation, financial crisis, global crisis, forecast optimism, self-selection bias

* Sogang University, First Author

** Sogang University, Corresponding Author