

## 재무분석가의 이익예측 허딩 및 허딩 결정요인\*

안윤영(제1저자)

연세대학교 경영연구소 회계연구센터 전문연구원  
(koala@yonsei.ac.kr)

장진호(교신저자)

연세대학교 경영대학 교수  
(chang@yonsei.ac.kr)

신현한(제2저자)

연세대학교 경영대학 교수  
(hanshin@yonsei.ac.kr)

유영태(제2저자)

연세대학교 경영대학 석사  
(yttae@yonsei.ac.kr)

본 연구는 2001년부터 2003년까지 3년 동안 FN-Guide 데이터베이스에 포함되어 있는 국내 재무분석가의 이익예측 자료를 이용하여, 재무분석가의 이익예측 허딩행태가 우리나라 증권시장에서 존재하는지 여부 및 이익예측 허딩 결정요인을 살펴보았다. 분석결과 첫째, 우리나라 증권시장에서 재무분석가의 이익예측 허딩이 존재하고 있음을 발견하였다. 둘째, 재무분석가의 개인특성 요인은 허딩확률에 유의적인 관련이 없음을 발견하였다. 셋째, 재무분석가의 환경요인과 관련된 변수로서, 규모가 작은 증권회사에 소속되었거나 규모가 작은 기업 및 기관투자자지분율이 높은 기업에 대한 분석을 담당하는 재무분석가일수록 허딩확률이 높음을 발견하였다. 이는 재무분석가의 환경요인이 허딩확률에 유의한 영향을 미치는 요인임을 의미한다.

주제어: 재무분석가, 허딩, 재무분석가의 이익예측 허딩, 이익예측정확성

### 1. 서론

개인의 사고·신념 및 선호체계·감정·행동들은 개인의 개별적 특성, 환경요인 및 타인들과의 다양한 상호작용 등으로 인해 많은 영향을 받게 된다. 이와 같은 상호작용의 결과로서 야기되는 개인행동

들 간의 유사함(behavior similarity) 또는 특정 의견에 대한 과도한 동의·수렴(excessive agreement and convergence)을 사회학·심리학 등에서는 허딩<sup>1)</sup>(herding)이라 정의하고 있다. 허딩은 개인들의 유사행동패턴이 어떻게 형성되었는가에 따라, 합리적 허딩(rational herding)<sup>2)</sup> 및 비합리적인 허딩(irrational herding)<sup>3)</sup>으로 분류되곤 한다.

논문접수일: 2006. 1                      게재확정일: 2006. 6

\* 본 연구는 연세대학교 경영연구소의 연구비 지원으로 수행되었습니다.

- 1) herding을 국내학계에서는 군집·몽침·추종행위 등 다양한 용어들로 번역하여 사용되고 있으나, 광범위한 herding의 의미를 정확하게 전달하기 위해, 본 연구에서는 원어에 충실하게 허딩이라 칭하기로 한다. 이와 반대되는 의미를 dispersing 또는 anti-herding이라 하며 자세한 논의는 지면관계상 생략하기로 한다.
- 2) 개인은 제한된 합리성(bounded rationality)으로 인해 구체적인 행동을 취하기 위한 의사결정을 내리는 과정에 있어서 시간·자원·정보 등의 제약에 받게 되며, 또한 과거에 취한 잘못된 의사결정 과정 및 결과에 기초하여 피드백을 하는 학습의 과정을 거치게 된다. 이러한 특성상 타인과의 상호작용에 있어서 신중한 주의를 기울여 자신의 부족한 부분을 보완하고 개인의 신념체계를 변화시키는 경우를 합리적 허딩이라 한다.
- 3) 이와는 대조적으로 개인의 신념체계를 무시하고 타인들의 공동된 합의에 무조건적으로 동조·순응한 결과로서 개인의 신념체계를 변화시키는 행동을 취하는 경우를 비합리적인 허딩 또는 모방(mimicry)이라 한다.

사회학·심리학 등에서 주로 연구되어 왔던 허딩 관련 논의들은 경영학에 많은 영향을 미쳐, 의사결정주체로서 역할을 수행하는 자본시장 참여자들(기업경영자, 외국인투자자, 기관투자자, 재무분석가)의 허딩과 관련한 흥미로운 연구를 유발하였다.

재무분석가는 특정 기업을 대상으로 분석기업의 미래경영성과 및 투자의견을 객관적이고 독립적인 관점에서 정확하게 제시하여 불특정다수의 이해관계자들에게 올바른 투자의사결정과 효율적인 자원 배분에 공헌하며 기업과 이해관계자들의 정보비대칭을 완화하여 분석기업의 가치를 제고하는 순기능을 수행한다. 예측 및 투자의견이 정확하지 못한 재무분석가는 시장에서 도태되어 퇴출되며, 반대의 경우는 보상과 지위를 보장받고 베스트애널리스트라는 공적인 명성도 얻게 되는 등 재무분석가 시장은 재무분석가들 사이의 경쟁이 매우 치열한 것으로 알려져 있다(Cote and Goodstein 1999). 객관적이고 독립적이어야 할 특정 재무분석가의 미래 이익예측 및 투자의견은, 치열한 경쟁에서 살아남기 위해 동료 재무분석가들의 공동된 합의(컨센서스)에 영향을 받은 분석활동을 수행하여(허딩을 하여) 주관적이고 비독립적인 결과물을 제공할 확률이 매우 높다.<sup>4)</sup> 만약 이익예측 컨센서스가 잘못된 정보로 형성되었음에도 불구하고 재무분석가들의 허딩이 많다면 투자자들의 비효율적인 자원배분을 야기하여 자본시장에 역기능을 초래하므로 재무분석가의 허딩은 자본시장의 효율적 메커니즘에 시사하는 바가 크다. 이를 반영하듯 학계에서는 재무분석가의 허딩과 관련한 연구들이 활발히 진행되어

왔다. 구체적으로 재무분석가들 사이에서 허딩이 존재하는지 여부와 재무분석가의 허딩을 결정하는 요인 등과 관련한 주제들이 논의의 초점이 되어왔다. 이처럼 재무분석가의 허딩이 자본시장에 시사하는 바가 매우 큼에도 불구하고 이에 대한 국내연구는 아직까지 전무한 실정이다. 이에 본 연구는 우리나라에서 최초로 국내 재무분석가들을 대상으로 과연 재무분석가의 이익예측 활동에 허딩이 존재하는지 여부 및 허딩을 결정하는 요인이 무엇인지를 살펴보고자 한다.

우선 본 연구는 국내자본시장에서 재무분석가들 사이에서 컨센서스로서의 허딩이 존재하는지 여부를 검증하였다. 또한 재무분석가의 허딩을 결정하는 요인으로 첫째, 재무분석가의 개인특성요인이 허딩 확률에 미치는 영향을 검증해보았다. 구체적으로 재무분석가의 분석기업 수, 분석산업 수, 분석보고서 수(예측빈도), 이익예측정확성(이익예측오차) 등 개인특성변수들이 허딩에 미치는 영향을 살펴보았다. 둘째, 재무분석가의 환경요인이 허딩확률에 미치는 영향을 검증해보았다. 구체적으로 재무분석가의 소속 증권회사 규모, 분석기업 규모, 기관투자자지분을 및 분석 대상기업의 재무상태 등 환경변수가 허딩에 미치는 영향을 살펴보았다.

재무분석가의 허딩확률에 영향을 미치는 요인이 무엇인지에 대한 일련의 선행연구들은 동일한 연구 변수에 대해서도 혼재된 결과를 제시하고 있으며 이에 대한 해석 역시 다양하다. 이는 허딩을 어떻게 정의하여 측정하였는가와 관련된 연구방법상의 문제로도 볼 수 있으나, 매우 다양하고 복잡한

4) 투자자들은 컨센서스 정보에 일치하는 정도에 근거하여 재무분석가 예측치를 신뢰하는 경향이 있다.(Trueman 1994) 즉, 컨센서스 정보와 일치하는 정도가 높을수록 능력 있는 재무분석가(strong analyst)로, 컨센서스 정보와 차이가 심하면 능력이 부족한(weak analyst)로 인식하게 되어, 특정 재무분석가는 동료 재무분석가들의 이익예측 컨센서스 정보와 차이가 많이 나는 예측치의 공표를 꺼려하는 유인이 존재하므로 허딩을 하게 된다(DeBondt and Forbes 1999).

요인들의 상호작용에 의해서 허딩이 결정되는 바 분석결과는 양면성을 가지게 된다는 것이 학계의 중론이다.<sup>5)</sup> 즉, 위와 같은 개인특성요인과 환경요인이 허딩확률에 미치는 영향을 검증함에 있어서 연구자의 정확한 논리에 근거한 사전적 예측부호를 한쪽 방향으로 정확하게 제시하기는 어렵다. 이에 본 연구는 특정 연구가설을 설정하지 않고 연구변수들에 대한 귀무가설을 설정한 양측검증(two-tailed test)을 실시하기로 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II절에서는 재무분석가의 허딩에 관한 선행연구들을 논의하고, III절에서는 허딩의 측정방법, 가설설정, 연구모형 등 연구 설계에 대한 기술을 하였다. IV절에서는 실증분석결과가 제시되며, V절에서는 본 연구의 결론을 제시하였다.

## II. 재무분석가 허딩에 관한 선행연구

자본시장에서 재무분석가들의 허딩이 존재하는지 여부와 관련하여 허딩이 존재한다는 관점이 지배적이나, 허딩이 존재하지 않을 수도 있다는 주장 역시 제기되고 있다(Batchelor and Dua 1992; Ehrbeck and Waldmann 1996; Kutsoati and Bernhardt 1999; Zitzewitz 2001; Laux and Probst 2004). 이익예측 및 의견의 수정은 재무분석가의 최초예측이 정확하지 않았다는 반증이며, 이는 투자자들에게 자신에 대한 예측능력 평가를

불리하게 하므로 재무분석가는 이미 공표한 자신의 예측치 수정을 꺼리므로 허딩 할 유인이 크지 않은 것으로 본다(Trueman 1990). 또한, 재무분석가의 이익예측치 수정이 컨센서스로 근접한 경우 이를 컨센서스로의 맹목적 추종의 결과로만 분석하는 것은 무리이며, 컨센서스와 차별되는 이익예측치를 공표하고 전략적인 차원에서 타재무분석가들과 차별화된 다양성을 추구하기 위해 이익예측수정이 시도된다는 점을 강조하고 있다. 하지만 현실적으로 자본시장에서는 재무분석가의 허딩행태가 관찰되는 것이 일반적이다(Sharfstein and Stein 1990; DeBondt and Forbes 1999; Hirshleifer and Teoh 2003).

한편 학계에서는 재무분석가의 허딩행태를 초래하는 요인이 무엇인지와 관련한 연구들이 활발히 진행되어 왔다. 우선 재무분석가의 개인특성 변수가 허딩에 미치는 영향을 살펴본 선행연구에 대해 살펴보도록 한다.

많은 재무분석가들이 컨센서스로의 허딩을 한 결과 동료 재무분석가들 간의 이익예측치의 차이가 없다면, 비록 컨센서스와 실제 이익예측치 간의 불일치정도가 크더라도 투자자들은 특정 재무분석가의 이익예측능력을 의심하지 않으며, 시장상황의 불확실성으로부터 기인한 결과로 해석하는 경향이 있다. 이러한 허딩의 결과로 재무분석가의 명성을 잃게 될 확률이 감소할 수 있으므로 재무분석가는 그들의 명성을 유지하기 위해 허딩할 유인이 존재한다(Sharfstein and Stein 1990; Stickel 1992; Cote and Sanders 1997; Cote and Goodstein

5) 예를 들어, 많은 기업을 분석하는 재무분석가 일수록 그렇지 않은 재무분석가 보다 업무를 소화해내는 능력이 뛰어나므로 허딩 확률은 감소할 것으로 예상할 수 있다. 이와는 달리, 분석기업 수가 많은 경우 과업이 복잡해지고 예측이 어려워질 수 있다. 이로 인하여 동료 재무분석가들의 컨센서스 정보에 의존할(허딩할) 확률은 높을 수도 있다. 이처럼 어느 효과가 보다 더 강하게 나타나는가에 따라 요인변수가 허딩확률에 미치는 영향을 결정하게 되며, 이는 실증분석의 문제이다.

1999; Graham 1999; Holmstrom 1999).

이익예측이 정확한 재무분석가는 그렇지 않은 재무 분석가 보다 능력이 뛰어나다고 인식되며 대형증권사 및 높은 지위로의 이동이 가능한 반면, 이익예측정확성이 낮은 재무분석가는 시장에서 퇴출될 확률이 높다(Mikhail et al. 1999). 이익예측정확성이 높은 재무분석가는 동료 재무분석가들의 컨센서스 정보에 의존하기 보다는 자신의 사적정보를 활용한 예측치에 대한 신뢰도(self-perceived forecast ability)가 높기 때문에 허당유인이 감소하며, 예측정확성이 낮은 재무분석가는 시장에서 퇴출될 확률을 낮추고 명성을 유지하기 위해 컨센서스 정보에 의존할 확률이 높아진다(Cote and Sanders 1997; Graham 1999; Clement and Tse 2005).

업무능력이 뛰어난 재무분석가일수록 분석활동이 활발하며, 허당유인이 낮은 것으로 알려져 있다. 많은 기업 및 산업을 분석하고 분석보고서를 빈번하게 발행하는 재무분석가는 그렇지 아니한 재무분석가 보다 허당유인이 낮다(Stickel 1990, 1992; Graham 1999; Xi Li 2002). 이와는 달리 분석 활동이 활발해지면 재무분석가의 업무량 및 과업의 복잡성이 증가하여 이익예측을 어렵게 하는 유인으로도 작용하여 오히려 허당 확률이 높아진다(Cote and Sanders 1997; Clement and Tse 2005).

허당을 결정하는 개인특성 요인과 관련한 선행연구들을 종합해보면, 재무분석가의 허당은 명성유지(reputation concern), 개인능력(ability), 분석업무의 복잡성(task complexity) 등이 영향을 미치는 것으로 정리할 수 있다.<sup>6)</sup>

한편, 재무분석가의 환경요인이 허당에 미치는

영향을 살펴본 선행연구에 의하면 규모가 큰 기업을 분석하거나, 대형증권회사에 소속된 경우 허당유인이 낮은 것으로 밝혀졌다(Xi Li 2002; Clement and Tse 2005). 일반적으로 대형증권회사에 소속된 재무분석가 및 규모가 큰 기업을 분석하는 재무분석가는 능력이 뛰어나다고 알려져 있고 이에 따라 허당확률은 낮아진다. 이와는 달리 기업규모가 큰 분석 기업은 다각화된 정도가 심하고 조직구조가 복잡하여 재무분석가의 예측을 어렵게 하므로 허당확률이 높아질 수도 있다(Kim and Pantzalis 2003). 이외에도 재무분석가와 밀접한 이해관계에 있는 기관투자자들과의 이해상충 문제도 허당에 영향을 미칠 것으로 기대되나 아직까지 발표된 선행연구는 없다.

### III. 연구 설계

#### 3.1 허당의 측정방법

선행연구들에 의하면 재무분석가의 허당을 측정하는 방법은 크게 두 가지로 구분된다. 첫 번째는 기업수준(firm-level)의 허당 측정치로서 특정 기업에 대한 분석을 담당하는 재무분석가들 간의 예측이익표준편차(forecast dispersion)를 이용하는 방법이다(DeBondt and Forbes 1999; Kim and Pantzalis 2003). 이는 특정 기업의 분석을 담당하고 있는 모든 재무분석가들의 허당정도는 파악할 수 있으나, 특정 재무분석가가 분석기업 별로

6) 물론 이외에도 재무분석가의 경력관점(career concerns)에 해당하는 요인들(일반적인 근속연수, 특정 기업 및 산업에 종사한 연수)도 허당에 영향을 미치는 것으로 밝혀졌다(Hong et al. 2000; Lamont 2002). 아직까지 국내에서는 재무분석가의 경력과 관련된 데이터 구축이 되지 않아, 본 연구에서는 경력관점의 연구변수들은 분석에서 제외하였다.

이익예측 허딩을 하였는지 허딩을 하지 않았는지 여부를 개별적으로 파악해내지 못한다는 한계점이 있다. 두 번째는 재무분석가 수준(analyst-level)의 허딩측정치로서 특정 기업에 대한 분석을 담당하는 개별 재무분석가가 동료 재무분석가들의 컨센서스 정보를 고려하여 이익예측을 수정한 정도(herding ratio: 허딩비율)를 도출한 뒤 연구자의 허딩 정의에 따라 허딩 여부를 측정하는 방법이다(Cote and Sanders 1997; Clemente and Tse 2005). Cote and Sanders(1997)와 Clemente and Tse(2005)는 허딩비율을 도출하는 과정은 동일하지만 허딩에 대한 조작적 정의에는 차이가 있다.

본 연구에서 정의한 허딩비율은 다음과 같이 측정하였다.

$$\text{Herding ratio} = \frac{(\text{Forecast2} - \text{Forecast1})}{(\text{Consensus1} - \text{Forecast1})} \quad (1)$$

Forecast2는 특정 재무분석가가 분석기업 별로 결산일과 가장 가까운 날에 예측한 주당순이익 값으로서 이전 기간(월)에 예측한 값으로부터 수정이 있는 경우만을 의미한다. Forecast1은 Forecast2가 공표되기 직전 기간(월)에 최초로 예측된 주당순이익 값으로서, 이익예측 값에 수정이 있는 경우에만 Forecast1을 인식·추출하였다. Consensus1은 Forecast1이 속한 기간(월)에 분석기업 별 동

료 재무분석가들의 예측주당순이익의 평균값을 의미한다. 허딩비율에 필요한 Forecast2, Forecast1, Consensus1의 일반적 도출과정을 예시해 본다. 특정 재무분석가 A가 B기업에 대한 2003년 주당순이익을 12월 10일에 @15,000으로 최종적으로 예측하였다면 Forecast2는 @15,000이 된다. 11월에 A가 B기업을 예측한 일이 5일이라 하고, 11월 5일의 예측치 값이 Forecast2 값인 @15,000과 차이가 있는 경우 Forecast1이 된다. 이때 Consensus1은 11월에 B기업을 분석한 동료 재무분석가들의 예측주당순이익의 평균값이 된다.<sup>7)</sup> 위의 식(1)에서 분자는 특정 재무분석가의 분석기업별 이익예측 수정정도를, 분모는 최초 예측치와 컨센서스 간의 차이를 나타낸다. 따라서 허딩비율은 컨센서스 대비 이익예측 수정이 이루어지는 정도를 의미한다.

Cote and Sanders(1997)의 허딩정의에 의하면, 허딩비율이 0보다 작은 경우는 최종 예측치가 최초 예측치로부터 컨센서스와는 반대방향으로 움직이고 있음을 나타내므로 컨센서스로서의 허딩은 아님을 의미한다. 허딩비율이 0보다 큰 경우는 최초 예측치가 최종 예측치로 수정되는 방향이 최초 예측치로부터 컨센서스로 전환되는 방향과 동일함을 알 수 있다. 이는 재무분석가가 컨센서스 정보를 고려하여 최종 이익예측치에 반영하고 있으므로 허딩하고 있음을 의미한다.<sup>8)</sup> 본 연구는 Cote and

7) 만약 A가 공표한 11월 5일, 15일, 20일의 예측치가 @15,000이 되어 12월의 예측치 @15,000과 차이가 없다면 즉, 이익예측수정이 없는 경우(no revision)에는 Forecast2는 11월 20일의 값이 되며, 다시 전월(10월)의 이익예측치와 비교하게 되어 본문의 Forecast1, Consensus1 추출과정을 거치게 된다. 재무분석가는 매일 이익예측치를 수정하지는 않으며, 이익예측치 수정을 발표하지 않는 달의 경우 FN-Guide 데이터베이스는 전월과 동일한 이익예측치 값을 기록한다.

8) 허딩비율이 0보다 큰 경우는 2가지로 구분된다. 우선 Consensus1 < Forecast2 < Forecast1 또는 Forecast1 < Forecast2 < Consensus1인 경우이다. Forecast2가 Forecast1과 Consensus1 사이에 위치하는 것으로서 컨센서스로서의 이동이지만, 컨센서스 값을 초과하지 않는 honest herding을 의미하며 허딩비율이 0과 1사이의 값을 나타내게 된다. 반면에 Forecast2 < Consensus1 < Forecast1 또는 Forecast1 < Consensus1 < Forecast2인 경우도 고려해야 한다. 허딩비율이 1보다 큰 값이 나타나게 된다. 최종 예측치가 최초 예측치로부터 컨센서스로서의 이동방향과 동일하나, 컨센서스를 초과하여 이동하는 경우로서 매우 낙관적인 혹은 매우 비관적인 예측치를 공표할 때이다(exaggeration over consensus). Cote and Sanders(1997)은 이 경우도 모두 허딩으로 정의하였다.

Sanders (1997)가 규정한 허딩정의에 기초하되, 선행연구들과 달리 진실한 이익(실제 주당순이익)을 허딩 여부의 판단기준에 고려하여 허딩에 대한 새로운 조작적 정의를 하였다. Forecast1에서 Forecast2로의 이익예측 수정이 Consensus로의 방향과 일치하면서 동시에 실제 주당순이익의 방향과도 일치하였다면, 자신의 분석을 기초로 정확한 예측을 위해 이익예측치를 수정한 것인지 아니면 단순히 컨센서스로의 허딩에 기초한 것인지를 구분하기가 명확하지 않다. 따라서 이에 해당하는 이익예측 수정은 허딩비율 계산시 결국값으로 처리하여 분석에서 제외하였다. 이를 반영하여 재무분석가의 허딩 여부를 결정하였으며 허딩더미 변수를 다음과 같이 도출하였다.<sup>9)</sup>

허딩비율 > 0 이면서  
 실제 주당순이익과 반대방향으로  
 이익예측수정이 이루어진 경우  
 허딩: 허딩더미 = 1  
 허딩비율 ≤ 0 이면  
 허딩이 아님: 허딩더미 = 0 (2)

### 3.2 가설설정 및 연구모형

#### 3.2.1 허딩 존재여부

우리나라 재무분석가들 간에서 컨센서스로의 허딩경향이 나타나고 있는 지를 알아보고자 한다. 전체 재무분석가들을 대상으로 한 허딩 여부 및 산업별로 특화된 재무분석가 특성을 반영하여 산업별 허딩 여부를 동시에 검증하였다. 선행연구의 공통된 결론에 의하면 재무분석가들의 이익예측 허딩행태가 발견되는 것이 일반적이므로(Sharfstein and Stein 1990; DeBondt and Forbes 1999; Hirshleifer and Teoh 2003) 본 연구 역시 재무분석가들에게서 허딩 경향이 나타날 것으로 기대한다. 이에 대한 검증은 위에서 도출한 허딩 더미변수의 평균값이 0.5와 통계적으로 유의하게 차이가 있는 지를 T-test를 통해 살펴보는 것이다.

가설 1: 우리나라 재무분석가들은 일반적으로 허딩하는 경향을 보일 것이다.

9) Clement and Tse(2005)는 Gleason and Lee(2003)가 제시한 허딩 비율 측정방법에 근거하여 허딩을 정의하였다. 이들의 정의에 의하면 허딩비율이 0보다 큰 경우를 다시 세분하여 2개의 구간으로 나누고 있다. 허딩비율이 1보다 크다면, 이익예측 수정방향이 최초 예측치에서 컨센서스로의 이동방향과 일치하지만, 최종 이익예측치가 컨센서스 보다 크게(또는 낮게) 공표된 경우이다. 컨센서스 보다 크게 수정 예측치를 공표하였다는 것은 컨센서스 보다 더 낙관적인 이익예측이 이루어졌음을, 컨센서스 보다 낮게 공표된 경우는 컨센서스 보다 더 비관적인 이익예측이 이루어졌음을 의미한다. 이는 재무분석가들이 비록 컨센서스 정보를 활용하였다고는 하나, 개인이 보유하고 있는 사적정보를 더 활용하여 이익예측을 한 것으로 볼 수 있으므로 허딩은 아니라는 논리이다. 따라서 허딩비율이 0보다 크면서 1이하인 구간만 최종 예측치가 최초 예측치와 컨센서스 사이에 위치하므로 컨센서스를 반영한 컨센서스로의 이동이므로 허딩으로 간주한다. 허딩비율이 1보다 크다면 재무분석가가 컨센서스 정보를 초과하여 이익예측 수정치를 공표하는 것이므로 재무분석가는 컨센서스 정보에 포함되어 있지 않은 사적인 추가 정보를 이익예측 의사결정에 적극 활용할 것이라는 재무분석가의 예측행위에 대한 가정이 내포된 것으로 볼 수 있다. 그러나 허딩 관련 사회학·심리학 연구들에 의하면 허딩이 이루어지는 과정을 정확하게 파악해내기 매우 어려운 작업이고 대부분 피험자를 대상으로 한 실험연구를 통해서 간접적으로 밝혀낼 뿐이다. 이와 같다면 재무분석가가 컨센서스를 고려하였으나 컨센서스에 포함된 정보보다 많은 사적인 정보를 예측의사결정에 반영하였는지 여부 및 컨센서스 정보를 고려하지 않고 대담한 예측치의 수정(exaggeration)을 실시하였다는 사실을 입증하기는 불가능한 작업이다. 따라서 허딩비율이 1보다 큰 경우를 허딩이 아니라고 할 만한 이론적이고 실증적인 근거가 미약하다.

3.2.2 허딩결정요인: 재무분석가의 개인특성 요인

재무분석가의 개인특성 요인들이 허딩확률에 미치는 영향을 알아보기 위하여 다음의 변수들을 분석에 사용하였다.<sup>10)</sup>

**분석기업 수, 분석산업 수, 분석보고서 수  
(예측빈도)**

분석기업 수, 분석산업 수, 분석보고서 수는 재무분석가의 양적인 성과(능력)지표를 의미한다. 활발한 분석활동을 수행하는 재무분석가일수록 그렇지 않은 재무분석가들 보다 분석능력이 뛰어나므로 허딩유인은 감소할 것으로 예상된다(Graham 1999). 이와는 달리 많은 기업·산업을 분석하면서 많은 보고서를 발행하는 재무분석가의 경우 제한된 시간과 자원의 제약으로 인해 분석활동이 복잡해지고 이익예측이 어려워질 수 있으므로 허딩유인은 높을 수도 있다(Jacob et al. 1999; Clement 1999; Clement and Tse 2005). 이익예측이 정확하지 않은 재무분석가의 경우 과거 예측치에 대한 수정이 필요한 경우에 예측빈도가 높은 경향이 있으므로, 예측빈도가 높은 경우 허딩유인은 증가할 수도 있다.

**이익예측오차**

이익예측정확성이 높은 재무분석가는 낮은 재무분석가들 보다 자기 자신의 이익예측치에 대한 믿음이 강하여 컨센서스 정보에 의존할 확률이 낮으며, 이익예측이 낮은 재무분석가들은 시장에서 퇴출될 확률을 감소시키고 투자자들로부터의 불리한 성과평가를 회피하기 위하여 동료 재무분석가들의

컨센서스 정보에 의존할 확률이 높다(Cote and Sanders 1997; Clement and Tse 2005). 이와는 달리 예측정확성이 낮은 재무분석가들은 투자자들로부터 불리한 성과평가를 만회하기 위해 보다 공격적이고 대담한 분석활동을 수행하기도 한다. 즉, 예측정확성이 낮은 재무분석가일수록 전략적인 차원에서 컨센서스와 차별화된 이익예측치를 제공하는 경향도 있으므로 이로 인해 허딩유인은 감소할 수도 있다(Xi Li 2002).

3.2.3 허딩결정요인: 재무분석가의 환경요인

재무분석가의 환경요인들이 허딩확률에 미치는 영향을 알아보기 위하여 다음의 변수들을 분석에 사용하였다.

**소속 증권회사 규모**

대형증권회사는 이익예측정확성이 높으며 능력이 뛰어난 재무분석가를 많이 보유한 것으로 알려져 있고, 예측활동에 필요한 자원·정보 등이 풍부하여 예측업무를 수월하게 수행할 수 있는 여건이 마련되어 있으므로 대형증권회사에 소속된 재무분석가일수록 허딩유인은 낮을 것으로 기대된다(Xi Li 2002; Clement and Tse 2005). 이와는 달리 대형증권사에 소속된 재무분석가는 소형증권사보다 재무분석가들 간의 경쟁이 매우 치열하고, 소형증권사로의 전직(turnover)위험을 감소시키고 명성유지를 위해 컨센서스 정보에 의존할 유인역시 존재할 것으로 기대된다.

10) 연구모형에 사용되는 독립변수는 서차효과를 고려하기 위해, 1시차 전의 값을 채택하였다.

### 분석대상기업 규모

대부분 소속 증권회사에서 능력이 뛰어난 재무분석가들이 규모가 큰 기업에 대한 분석을 담당하는 것으로 알려져 있다. 또한 규모가 큰 기업은 재무분석가의 분석수요도 많고 정보비대칭 정도가 낮으므로 재무분석가의 예측활동에 따른 어려움은 크지 않다. 이에 규모가 큰 기업을 분석하는 라지캡(large cap) 애널리스트의 이익예측 허딩유인은 낮을 것으로 기대된다(Desai et al. 2000; Xi Li 2002). 이와는 달리 규모가 큰 기업은 다각화정도 및 조직구조의 복잡성이 크기 때문에 재무분석가의 예측활동에 어려움을 줄 수도 있다. 이로 인해 허딩유인이 높을 것으로 기대할 수 있다(Kim and Pantzalis 2003).

### 기관투자자지분율

기관투자자지분율은 아직까지 선행연구에서 환경요인으로 채택된 바 없으나, 재무분석가의 이익예측활동에 커다란 영향을 미칠 것으로 기대되어 이에 대한 효과를 통제하고자 연구변수로 채택하였다. 기관투자자의 펀드매니저는 베스트애널리스트 선정주체로서 재무분석가의 명성을 결정하는 중요한 역할을 수행하며, 재무분석가가 소속된 증권회사의 주요 고객으로서 복잡한 이해관계가 존재할 수 있다. 이는 기관투자자 지분율이 높은 기업을 분석하는 재무분석가에게 소신 있는 예측치 공표를 저해하고 허딩을 하게 하는 유인으로 작용할 수 있다. 선행연구에 의하면 기관투자자지분율이 높은 기업에 대한 분석을 재무분석가가 선호하며 재무분석가들의 이익예측오차 및 예측이익표준편차를 낮추는데 공헌하는 것으로 알려져 있다(O'Brien and Bhushan 1990). 이로 인해 기관투자자지분율이 높은 기업에서 동료 재무분석가들의 컨센서스

정보가 믿을 만한 예측치라는 신념(consensus forecast credibility)을 형성하게 하여 컨센서스로의 허딩이 기대된다(Cote and Sanders 1997). 이와는 달리, 기관투자자가 분석기업에 대한 외부감시활동에 충실하여 공시정책에 압력을 가하는 등 정보비대칭 완화에 공헌하게 되면, 유통되는 정보의 양과 질을 향상시켜 재무분석가의 예측활동은 수월해지고 이로 인해 허딩유인은 감소할 수도 있다.

본 연구는 재무분석가의 개인특성 변수 및 환경요인 변수가 허딩확률에 미치는 영향을 검증하고자 다음의 가설2와 모형1을 설정하였다.

가설 2: 재무분석가의 개인특성요인 및 환경요인은 허딩확률에 영향을 미치지 않을 것이다. ( $a_1 \sim a_9 = 0$ )

[허딩결정요인 회귀모형]

모형1: 허딩더미<sub>t</sub> =  $a_0 + a_1$ 분석기업 수<sub>t-1</sub> +  $a_2$ 분석산업 수<sub>t-1</sub> +  $a_3$ 예측빈도<sub>t-1</sub> +  $a_4$ 이익예측오차<sub>t-1</sub> +  $a_5$ 소속 증권회사 규모<sub>t-1</sub> +  $a_6$ 분석기업 규모<sub>t-1</sub> +  $a_7$ 기관투자자지분율<sub>t-1</sub> +  $a_8$ 손실더미<sub>t-1</sub> +  $a_9$ 베타<sub>t-1</sub> + 연도더미 + 산업더미 +  $\epsilon_t$

허딩더미는 재무분석가가 분석 기업별로 허딩을 하였는지 여부를 파악하기 위함이며, 재무분석가의 기업별 허딩비율이 0보다 크면서 실제주당순이익과 반대방향으로 이익예측수정이 이루어진 경우 허딩으로 간주하여 허딩더미 값 1을 부여하였다. 만약, 허딩비율이 0보다 크면서 실제주당순이익과 동일한 방향으로 이익예측수정이 이루어진 경우는 정확한 이익예측을 위한 수정인지 아니면 허딩에 기초한 것인지 구분하기 어려우므로 결측값으로 처리하였으며, 이를 제외한 경우는 허딩비율이 0보다 작은 경우로서 대담한 이익예측수정에 해당하므로

허딩이 아닌 바, 허딩더미 값 0을 부여하였다. 분석기업 수는 재무분석가 별로 1년 동안 분석을 실시하였던 총 기업수이며, 분석산업 수는 재무분석가 별로 1년 동안 분석을 실시하였던 총 산업수이다. 예측빈도는 재무분석가 별로 1년 동안 발행한 분석보고서 수이다. 예측치가 누락되었거나 예측치의 수정 없이 발행된 보고서는 예측빈도 계산에서 제외하였다. 이익예측오차는 결산일 이전에 최종적으로 예측한 주당순이익 값과 실제 주당순이익 값과의 차이를 중가로 나눈 뒤 절대 값을 취하였다. 소속 증권회사 규모는 재무분석가가 소속한 증권회사별로 보유하고 있는 총 재무분석가 수이다. 분석기업 규모는 결산일 현재 분석기업의 총자산 금액에 log를 취한 값이다. 기관투자자지분율은 증권회사·금융기관·보험회사의 보유주식수를 발행주식총수로 나눈 값이다. 이외에도 분석기업의 재무특성을 반영한 손실더미와 체계적 위험(베타)을 통제변수로 추가하였다. 선행연구에 의하면 손실을 보고한 기업 및 체계적 위험이 높은 기업일수록 재무분석가의 허딩확률에 영향을 미치는 것으로 보고하였다(Kim and Pantzalis 2003). 당기순손실을 보고한 기업의 경우 손실더미는 1의 값을 부여하였으며, 베타는 월간주가수익률을 이용하여 추정한 시장모형의 베타 값이다. 연도효과 및 산업효과를 통제하기 위해 연도더미와 산업더미를 각각 포함하였다.

### 3.3 표본

본 연구는 2001년부터 2003년까지 3년의 기간 동안 FN-Guide 데이터베이스에 포함되어 있는 국내 재무분석가와 기업 자료를 표본으로 하였다. 총 표본은 재무분석가-기업-연수 기준으로 7,501개였으나, 다음 기준에 해당하는 자료는 표본에서 제외하였다.

- (1) 연구변수 중에 어느 하나라도 결측값을 보고한 자료
- (2) 연구기간 중 관리종목으로 분류되었거나 자본잠식이 발생한 기업
- (3) 상장회사 협의회의 TS2000 및 Fn DataGuide Pro 데이터베이스로부터 재무자료 및 증가 자료를 얻을 수 없었던 기업

위의 기준에 해당하는 자료를 제외한 최종 표본 수는 2,713개이다. 우리나라 재무분석가들의 분석산업 특성을 반영하기 위해 산업은 총 18개의 군<sup>11)</sup>으로 분류하였다. 각종 재무정보 및 허딩비용·재무분석가의 개인특성요인(예측주당순이익 포함)자료들은 FN-DataGuide의 데이터베이스에서 입수하였다. 기관투자자지분율은 TS2000 데이터베이스에서 수집하였다.

11) 반도체(컴퓨터) 및 전자부품·통신(인터넷관련)·네트워크 장비 및 단말기·소프트웨어 솔루션·미디어 및 광고·도소매(유통 및 홈쇼핑)·항공 및 운송·금융업(보험,은행,증권포함)·가스에너지(유틸리티)·자동차 및 타이어·제약 및 바이오·음식료 및 담배·섬유 및 의복·금속 및 비금속철강·건설 및 시멘트·석유 및 화학·조선 및 기계·교육 및 출판제지 업종으로 분류하였다.

## IV. 실증분석 결과

### 4.1 기술통계 및 상관계수

〈표 1〉은 본 연구에서 사용된 변수들의 기술통계를 보여주고 있다. 2001년부터 2003년까지의 기간 동안 허딩더미의 평균값은 0.58이다. 이는 허딩한 재무분석가의 예측치가 허딩 하지 않은 재무분석가의 예측치 보다 많음을 의미한다. 국내 재무분석가는 평균적으로 15.3개 기업 및 2.7개 산업에 대한 분석을 하고 있으며 최대값은 30개 기업 및 5개 산업이다. 예측빈도의 평균은 63.3으로 재무분석가는 1년에 평균 63.3개 정도의 분석보고서를 발행하고 있으며, 최대 179회 보고서를 발행한

재무분석가도 있었다. 이익예측오차 평균값이 중위값 보다 크다. 이는 평균보다 높은 이익예측정확성을 보고하는 재무분석가 수가 많음을 의미한다. 증권회사에 소속된 재무분석가는 평균 24.8명이며 최대 52명까지 보유한 증권회사도 있다.

〈표 2〉는 변수들 간의 피어슨 상관계수를 보여주고 있다. 허딩더미는 이익예측오차·소속 증권회사 규모 및 분석기업 규모와 유의한 음(-)의 상관관계를 보이고 있다. 규모가 작은 증권회사에 소속되어 있으면서 이익예측오차가 낮으며 소규모 기업을 분석하는 재무분석가 일수록 허딩할 것으로 기대되는 변수 간 상관관계이다. 분석기업 수와 분석산업 수 및 예측빈도(분석보고서 수) 간에는 높은 상관계수를 보고하고 있어 회귀분석시 변수들 간의 다중공선성 문제가 의심되었으나, 진단통계량

〈표 1〉 변수들의 기술통계량

변수명	관측값수	최소값	중위값	평균	최대값	표준편차
허딩더미	2713	0	1	0.58	1	0.49
분석기업 수	2713	2	15	15.34	30	5.64
분석산업 수	2713	1	2	2.69	5	1.21
예측빈도	2713	5	57	63.33	179	37.15
이익예측오차	2713	0.00002	0.02	0.06	0.995	0.11
소속 증권회사 규모	2713	4	22	24.83	52	10.12
분석기업 규모	2713	23.01	27.25	27.45	32.78	1.87
기관투자자지분율	2713	0	0.09	0.13	0.64	0.12
손실더미	2713	0	0	0.11	1	0.31
베타	2713	0	0.99	0.98	2.01	0.33

(주) 허딩더미는 재무분석가의 기업별 허딩비율이 0보다 큰 경우로서 실제주당순이익과 반대의 방향으로 이익예측수정이 이루어진 경우 1을, 허딩비율이 0이하인 경우 0을 부여하였다. 분석기업 수는 재무분석가 별로 1년 동안 분석을 실시하였던 총 기업수이며, 분석산업 수는 재무분석가 별로 1년 동안 분석을 실시하였던 총 산업수이다. 예측빈도는 재무분석가 별로 1년 동안 발행한 분석보고서 수이다. 이익예측오차는 결산일로부터 최종적으로 예측한 주당순이익 값과 실제 주당순이익과의 차이를 증가로 나눈 뒤 절대값을 취한 값이다. 소속 증권회사 규모는 재무분석가가 소속한 증권회사별로 보유하고 있는 총 재무분석가 수이다. 분석기업 규모는 결산일 현재 분석기업의 총자산 금액에 log를 취한 값이다. 기관투자자지분율은 증권회사·금융기관·보험회사의 보유주식수를 발행주식 총수로 나눈 값이다. 손실더미는 당기순손실을 보고한 경우 1을 부여하였다. 베타는 월간 추가수익률을 이용하여 추정한 시장모형의 베타 값이다.

〈표 2〉 변수들의 피어슨 상관계수

	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1 허딩더미	0.026 (0.179)	0.002 (0.914)	-0.044 (0.021)	-0.037 (0.054)	-0.127 <.0001	-0.065 (0.0008)	0.017 (0.379)	0.027 (0.156)	0.036 (0.063)
2 분석기업 수		0.373 <.0001	0.596 <.0001	0.056 (0.003)	-0.136 <.0001	-0.204 <.0001	-0.054 (0.005)	-0.008 (0.658)	0.009 (0.6123)
3 분석산업 수			0.143 <.0001	-0.001 (0.943)	-0.009 (0.611)	-0.171 <.0001	-0.174 <.0001	0.034 (0.077)	0.039 (0.041)
4 예측빈도				0.083 <.0001	0.221 <.0001	-0.059 (0.002)	-0.094 <.0001	-0.013 (0.504)	-0.111 <.0001
5 이익예측오차					-0.039 (0.044)	0.099 <.0001	-0.058 (0.0024)	0.481 <.0001	0.071 (0.0002)
6 소속 증권회사 규모						-0.045 (0.0184)	0.025 (0.191)	0.011 (0.566)	-0.066 (0.0006)
7 분석기업 규모							0.242 <.0001	-0.029 (0.135)	-0.171 <.0001
8 기관투자자지분을								-0.148 <.0001	-0.026 (0.185)
9 손실더미									0.226 <.0001
10 베타									

(주) 변수정의는 〈표 1〉 하단을 참조하시오. p-값은 괄호 안에 표시하였다.

(collinearity diagnostics)을 통한 분석결과 다중 공선성은 심각한 수준이 아니었다. 이에 대한 내용은 〈표 5〉에 제시하기로 한다.

#### 4.2 재무분석가의 이익예측 허딩 경향

〈표 3〉은 우리나라 증권시장의 재무분석가들이 일반적으로 허딩행태를 보이는지 여부를 살펴본 것으로서, 본 연구의 허딩에 대한 조작적 정의에 기초한 허딩더미 변수 값이 1인 경우가 얼마나 많이 존재하는지를 산업별 및 전체표본을 대상으로 알아 보았다. 〈표 3〉에서 전체 2,713개의 허딩더미 변수의 평균값은 0.579이며, 0.5와 1% 유의수준에서 유의한 양(+의 차이가 있음을 보이고 있다. 이는 우리나라 증권시장의 재무분석가들은 일반적

으로 허딩을 하는 경향이 있을 것이라는 가설 1을 지지하는 분석결과이다. 본 연구의 분석에 사용된 표본의 산업별 분포를 보면 전기·전자·전선 업종이 454개로 16.7%, 석유·화학제품제조업이 421개로 15.5%, 인터넷솔루션소프트웨어 분야가 242개로 8.9%의 비중을 차지하고 있다. 허딩더미의 평균은 섬유·의복 업종이 0.75, 도매·소매·유통·홈쇼핑 업종이 0.726, 조선·중공업·기계업종이 0.719 순으로 높은 값을 보고하였다. 산업별로 허딩더미 변수들의 평균값을 T-test한 결과, 반도체·컴퓨터 업종은 1% 수준에서, 교육·출판·제지 업종은 5% 수준에서 유의한 음(-)의 t값을 보고하고 있어 이들 산업에서는 허딩행태 보다는 대담한 이익예측수정이 많이 이루어지고 있음을 알 수 있다. 엔터테인먼트·미디어, 금융·보험·증

권, 자동차 및 타이어, 제약 및 바이오, 건설 업종의 5개 산업 군에서는 비유의적인 t값을 보고하고 있다. 이들 7개 업종을 제외한 11개 산업 군에서는 유의적인 양(+)의 t값을 보고하여 재무분석가의 허딩행태가 발견되고 있음을 알 수 있다.

### 4.3 재무분석가 허딩의 결정요인

#### 4.3.1 단변량 분석

재무분석가의 이익예측 허딩확률에 영향을 미치는 요인이 무엇인지 회귀분석을 통해 구체적으로

살펴보기 전에, 기초적인 검증으로서 허딩더미 변수 및 연구변수들을 이용한 그룹별 및 요인별 T-test를 실시하였으며, <표 4>는 이에 대한 결과이다. 패널 A는 허딩여부에 따라 표본을 구분하였으며, Group1은 허딩더미 변수가 1인 재무분석가 및 기업을, Group2는 허딩더미 변수가 0인 재무분석가 및 기업을 의미한다. 패널 B는 연구변수별 크기에 따라 표본을 구분하였으며, Group1은 연구변수별 중위수보다 큰 재무분석가 및 기업을, Group2는 중위수보다 작은 경우를 의미한다.

패널 A에서 재무분석가의 개인특성 변수들은 Group1과 Group2 간의 차이가 비유의적이다. 이

<표 3> 산업별 및 전체 표본 허딩 더미 평균 T-test

산업더미	산업명	표본수	허딩더미 평균	t-값	Pr >  t
1	반도체컴퓨터	124	0.371	-2.96***	0.004
2	전기전자전선	454	0.621	5.32***	<.0001
3	통신서비스(통신업)	94	0.67	3.49***	0.0007
4	인터넷솔루션소프트웨어(SW/SI)	242	0.566	2.07**	0.0394
5	엔터테인먼트미디어	95	0.463	-0.72	0.476
6	도매소매유통홈쇼핑	186	0.726	6.88***	<.0001
7	항공운송택배	74	0.595	1.66*	0.099
8	금융보험증권	93	0.419	-1.57	0.1204
9	가스에너지전력	99	0.606	2.15**	0.0341
10	자동차및타이어	142	0.648	3.68***	0.0003
11	제약및바이오산업	80	0.463	-0.67	0.506
12	음식료담배	178	0.517	0.45	0.654
13	섬유의복	24	0.75	2.77**	0.011
14	금속비금속광물	144	0.583	2.02**	0.045
15	건설	92	0.467	-0.62	0.535
16	석유화학	421	0.584	3.51***	0.0005
17	조선중공업기계	139	0.719	5.74***	<.0001
18	교육출판제지	32	0.281	-2.71**	0.011
	전체 표본	2713	0.579	8.34***	<.0001

유의성수준: \* 5~10%, \*\* 1~5%, \*\*\* 1%이하

는 허딩행태를 보인 재무분석가들과 허딩행태를 보이지 않은 재무분석가들 간의 개인특성 변수 값에는 유의적인 차이가 존재하지 않음을 의미한다. 패널 B에서 개인특성 변수들의 중위수보다 높은 값

을 보고한 재무분석가들의 허딩더미 평균값과 중위수보다 낮은 값을 보고한 재무분석가들의 허딩더미 평균값 간에는 비유의적인 차이를 보고하고 있음을 알 수 있다. 이는 재무분석가의 개인특성 변수의

〈표 4〉 연구변수들의 그룹별·요인별 T-test

패널 A. 허딩여부별 연구변수들 평균값 T-test

	Group1 (총 표본수 1571)	Group2 (총 표본수 1142)	Group1-Group2	t-값	Pr >  t
분석기업 수 <sub>t-1</sub>	15.468	15.173	0.2945	1.34	0.179
분석산업 수 <sub>t-1</sub>	2.6881	2.683	0.0051	0.11	0.914
예측빈도 <sub>t-1</sub>	61.927	65.263	-3.336	-1.29	0.193
이익예측오차 <sub>t-1</sub>	0.0511	0.0592	-0.008	-1.57	0.116
소속 증권회사 규모 <sub>t-1</sub>	23.736	26.342	-2.607	-6.68***	<.0001
분석기업 규모 <sub>t-1</sub>	27.349	27.593	-0.244	-3.37***	0.0008
기관투자자지분율 <sub>t-1</sub>	0.1321	0.1279	0.0042	1.88*	0.061
손실더미 <sub>t-1</sub>	0.1133	0.0963	0.017	1.84*	0.0664
베타 <sub>t-1</sub>	0.9862	0.9623	0.0239	1.43	0.152

Group1은 허딩더미=1, Group2는 허딩더미=0 을 의미함.

유의성수준: \* 5~10%, \*\* 1~5%, \*\*\* 1%이하

패널 B. 연구변수별 크기에 따른 허딩더미 평균값 T-test

	허딩더미				Group1-Group2	t-값	Pr >  t
	Group1		Group2				
	표본 수	평균 값	표본수	평균 값			
분석기업 수 <sub>t-1</sub>	1297	0.591	1416	0.567	0.024	1.24	0.214
분석산업 수 <sub>t-1</sub>	1332	0.561	1381	0.597	-0.036	-0.11	0.912
예측빈도 <sub>t-1</sub>	1333	0.548	1380	0.609	-0.062	-1.26	0.191
이익예측오차 <sub>t-1</sub>	1344	0.566	1369	0.592	-0.026	-1.34	0.179
소속 증권회사 규모 <sub>t-1</sub>	1271	0.501	1442	0.648	-0.147	-7.77***	<.0001
분석기업 규모 <sub>t-1</sub>	1357	0.556	1356	0.603	-0.047	-2.47**	0.013
기관투자자지분율 <sub>t-1</sub>	1367	0.606	1346	0.578	0.028	1.89*	0.059
베타 <sub>t-1</sub>	1330	0.591	1383	0.568	0.023	1.23	0.218

Group1은 연구변수별 중위수 보다 큰 경우를, Group2는 중위수 보다 작은 경우를 의미함.

유의성수준: \* 5~10%, \*\* 1~5%, \*\*\* 1%이하

크기에 따라 재무분석가의 허당행태를 설명할 수는 없음을 의미한다. 패널 A와 패널 B의 개인특성 변수에 대한 단변량 분석을 종합하면 개인특성 요인은 재무분석가의 허당과 유의적인 관련이 없음을 의미하는 결과이다.

한편, 소속 증권회사 규모와 분석기업 규모는 패널 A에서 Group1과 Group2간에는 1% 수준에서 유의한 음(-)의 차이를 보이고 있어 허당 행태를 보고한 재무분석가일수록 중소형 증권회사에 소속되어 있으며 규모가 작은 기업에 대한 분석을 담당하고 있음을 알 수 있다. 패널 B에서는 1% 및 5% 수준에서 Group1과 Group2간의 허당더미 평균값은 유의한 음(-)의 차이를 보이고 있어 대형 증권사에 소속된 재무분석가 및 규모가 큰 기업에 대한 분석을 담당하고 있는 재무분석가일수록 허당

행태가 낮게 보고됨을 알 수 있다. 이는 규모가 작은 증권사에 많이 소속되어 있으며, 규모가 작은 기업에 대한 분석을 담당하고 있는 재무분석가가 보다 허당을 많이 하고 있음을 의미하는 결과이다. 이와는 달리 기관투자자지분율과 관련된 단변량 분석 결과 패널 A 및 패널 B에서 Group1과 Group2간에는 10% 수준에서 유의한 양(+)의 차이를 보이고 있어 기관투자자지분율이 높은 기업에 대한 분석을 담당하고 있는 재무분석가가 보다 허당을 많이 하고 있음을 의미한다.

#### 4.3.2 허당 결정요인 회귀분석

〈표 5〉는 재무분석가의 개인특성요인 및 환경요인이 이익예측 허당에 미치는 영향을 알아보기 위

〈표 5〉 허당 결정요인 회귀분석

	허당더미					
	OLS 회귀분석		Logistic 회귀분석		다중공선성 분석결과	
	회귀계수	t-값	추정계수	chi-square	Tolerance	VIF
분석기업 수 <sub>t-1</sub>	-0.0038	(-0.15)	-0.0026	(0.051)	0.397	2.519
분석산업 수 <sub>t-1</sub>	-0.0084	(-0.08)	0.0008	(0.003)	0.589	1.697
예측빈도 <sub>t-1</sub>	-0.0073	(-0.19)	-0.0004	(0.053)	0.442	2.264
이익예측오차 <sub>t-1</sub>	-0.319	(-1.33)	-0.407	(1.82)	0.663	1.507
소속 증권회사 규모 <sub>t-1</sub>	-0.0063	(-5.79)***	-0.028	(33.21)***	0.695	1.438
분석기업 규모 <sub>t-1</sub>	-0.034	(-4.76)***	-0.151	(22.89)***	0.476	2.103
기관투자자지분율 <sub>t-1</sub>	0.187	(2.16)**	0.812	(4.52)**	0.739	1.352
손실더미 <sub>t-1</sub>	0.114	(3.03)***	0.534	(9.74)***	0.630	1.588
베타 <sub>t-1</sub>	0.025	(0.65)	0.11	(0.44)	0.538	1.860
연도더미			포함			
산업더미			포함			
R-square	0.126(Adj R-square)		0.087(Max-rescaled R-square)			
Likelihood ratio	N/A		180.77 (p<.0001)			
Model $\chi^2$ (p-value)	N/A		80.155 (p<.0001)			
관측표본수	2713(허당더미=1 표본수 1571)					

유의성수준: \* 5~10%, \*\* 1~5%, \*\*\* 1%이하

한 모형1의 OLS 및 로지스틱 회귀분석결과이다. 종속(반응)변수는 당기(t기)의 허딩더미 변수이며, 설명변수는 1시차 전(t-1기)의 재무분석가 개인특성변수 및 환경변수들이다.

〈표 5〉의 첫 번째 열 OLS 및 두 번째 열 로지스틱 회귀분석결과, 분석기업 수, 분석산업 수, 예측빈도, 이익예측오차 등 재무분석가의 개인특성변수들은 허딩더미변수와 비유의적인 회귀(추정)계수를 보고하고 있어 개인특성 요인이 재무분석가의 허딩확률에 유의한 영향을 미치지 않음을 알 수 있다. 이는 〈표 4〉의 단변량 분석에서 제시하였던 개인특성변수 결과를 지지하는 회귀분석 결과이다.

한편, 소속 증권회사 규모는 허딩더미 변수와 1% 유의수준에서 유의적인 음(-)의 계수를 보이고 있다. 대형증권사일수록 능력이 뛰어난 재무분석가를 많이 보유하고 있으며 예측활동에 필요한 정보 및 자원이 풍부하여 재무분석가의 예측업무가 소형증권사보다 수월하게 수행될 가능성이 높다. 이로 인해 허딩확률이 감소한 것으로 해석이 가능하다. 또한 소형증권사에 소속된 재무분석가일수록 대형증권사로의 전직확률을 높이고 투자자들에게 낮은 평가를 받을 위험을 감소시키기 위해(즉, 명성을 유지하기 위해) 허딩확률이 증가한 것으로도 해석이 가능하다. 분석기업 규모 역시 1% 유의수준에서 허딩더미 변수와 유의적인 음(-)의 계수를 보이고 있다. 규모가 큰 기업은 능력이 뛰어난 재무분

석가가 주로 분석하며, 정보비대칭 정도가 낮으므로 재무분석가의 예측활동에 따른 어려움이 크지 않으므로 규모가 큰 기업을 분석하는 재무분석가의 이익예측 허딩유인은 낮은 것으로 해석이 가능하다. 한편 기관투자자지분율은 허딩 더미변수와 5% 유의수준에서 유의한 양(+ )의 계수를 보이고 있다. 기관투자자지분율이 높은 기업일수록 재무분석가와 의 이해문제가 복잡하게 작용하여 소신 있는 예측치를 제공하기 보다는 컨센서스로서의 허딩유인을 증가시킨 것으로 해석이 가능하다. 〈표 5〉의 재무분석가 환경요인에 대한 회귀분석 결과는 〈표 4〉의 환경요인변수 관련 단변량 분석결과를 뒷받침하고 있음을 알 수 있다. 이외에 손실더미는 허딩 더미변수와 1% 유의수준에서 유의한 양(+ )의 회귀계수를 보고하여 예측하기 어려운 기업특성일수록 허딩유인이 증가할 것이라는 선행연구의 주장과 일치하는 결과이다. 한편, 베타는 허딩확률에 유의한 영향을 미치지 아니하였다. 독립변수들 간의 다중공선성 여부를 진단해보기 위해 허용도(tolerance) 및 분산팽창요인(Variance Inflation Factor)을 살펴본 결과 다중공선성 문제는 심각한 수준이 아니었다.<sup>12)</sup>

종합적인 분석결과 재무분석가의 개인특성 요인 보다는 환경요인이 허딩확률에 유의한 영향을 미치는 주요 결정요인임을 발견하였다.<sup>13)</sup>

- 12) 이외에도 표로서 제시하지는 않았으나, 고유 값(Eigen value) 및 조건지표(Condition number)를 통해서도 다중공선성 존재여부를 살펴보았다. 고유 값은 0.05 이상이었으며 조건지표 값은 50미만을 보고하여 독립변수들 간의 다중공선성 문제는 크지 않았다.
- 13) 표로서 제시하지는 아니하였으나, 연구결과의 강건성을 검증해보기 위하여 선행연구에 있어서 허딩에 대한 기업수준의 측정치로 많이 사용되고 있는 재무분석가들의 예측이익표준편차(forecast dispersion)를 허딩에 대한 대응치로 채택하여 허딩결정요인에 대한 OLS회귀분석을 추가로 실시해보았다. 예측이익표준편차는 기업수준의 허딩변수인 관계로 허딩에 영향을 미칠 것으로 기대되는 기업수준의 환경요인 변수만을 독립변수로 채택하였다. 추가분석 결과, 예측이익표준편차는 분석기업 규모와는 유의한 양(+ )의 계수를, 기관투자자지분율 및 손실더미와는 유의한 음(-)의 회귀계수를 보고하였다. 이는 규모가 작은 기업 및 기관투자자지분율이 높은 기업일수록 예측이익표준편차가 작아지고(허딩이 높아지고) 있음을 의미하며, 허딩더미를 이용한 본 연구의 회귀분석 결과와 일맥상통하는 연구결과이다.

## V. 결론

본 연구는 2001년부터 2003년까지 3년 동안 FN-Guide 데이터베이스에 포함되어 있는 국내 재무분석가의 이익예측자료를 이용하여, 재무분석가의 이익예측 허딩행태가 우리나라 증권시장에서 존재하는지 여부 및 이익예측 허딩 결정요인을 살펴보고자 하며 다음과 같은 연구결과를 도출하였다.

첫째, 우리나라 증권시장에서 재무분석가의 이익예측 허딩이 존재하고 있음을 발견하였다. 둘째, 재무분석가의 개인특성 변수들은 허딩확률과 유의적인 관련이 없음을 발견하였다. 셋째, 재무분석가의 환경요인과 관련된 변수로서, 규모가 작은 증권회사에 소속되었거나 규모가 작은 기업 및 기관투자자지분율이 높은 기업에 대한 분석을 담당하는 재무분석가일수록 허딩확률이 높음을 발견하였다.

본 연구의 의의는 우리나라에서는 처음으로 재무분석가들 간에 이익예측 허딩이 존재하는지 여부 및 재무분석가의 이익예측 허딩 결정요인에 대한 분석을 실시하여 이를 검증하였다는 점이다. 본 연구의 한계점으로는 국외 선행연구에서 허딩에 영향을 미칠 것으로 기대되는 다양한 기타요인들(재무분석가의 일반적 근무연수, 특정 산업 및 기업별 분석활동연수, 보상수준 등)을 충분히 반영하지 못하였다는 점을 들 수 있다. 아직까지 국내 재무분석가들에 대한 위의 자료구축이 정립되지 않았기 때문이다. 이외에도 기업별 재무분석가 수(number of analysts following a firm)를 연구변수에서 누락하였다. 재무분석가 수가 많게 되면 동료 재무분석가의 의견을 무시하고 독자적인 의견을 내는 것에 위험성이 높아지므로 재무분석가의 이익예측 허딩에 영향을 미칠 것으로 기대된다. 추후 연구에

는 위의 요인들을 모두 고려하여 광범위한 허딩 결정요인 연구가 수행될 것으로 기대된다. 또한 재무분석가의 허딩 행태가 분석기업 또는 투자자에 미치는 영향 및 재무분석가의 명성과 허딩 간의 관계 등 다양한 주제의 연구들에 이론적 근거를 제시하는데 공헌할 것으로 생각한다.

## 참고문헌

- Batchelor, R. and P. Dua (1992), "Conservatism and Consensus-Seeking Among Economic Forecasters," *Journal of Forecasting* 11: 169-181.
- Clement, B. M. (1999), "Analyst Forecast Accuracy: Do Ability, Resources, and Portfolio Complexity Matter?" *Journal of Accounting and Economics* 27: 285-303.
- \_\_\_\_\_ and Y. S. Tse (2003), "Do Investors Respond to Analysts' Forecast Revisions as if Forecast Accuracy Is All That Matters?" *The Accounting Review* 78: 227-249.
- \_\_\_\_\_ (2005), "Financial Analyst Characteristics and Herding Behavior in Forecasting," *The Journal of Finance* 60: 307-341.
- Cote, J. and J. Goodstein (1999), "A Breed Apart? Security Analysts and Herding Behavior," *Journal of Business Ethics* 18: 305-314.
- \_\_\_\_\_ and L. D. Sanders (1997), "Herding Behavior: Explanations and Implications," *Behavioral Research in Accounting* 9: 20-45.

- DeBondt, W. F. M. and W. P. Forbes (1999), "Herding in Analyst Earnings Forecasts: Evidence from the United Kingdom," *European Financial Management* 5(2): 143-163.
- Desai, H., B. Liang, and A. K. Singh (2000), "Do All-Stars Shine? Evaluation of Analyst Recommendations," *Financial Analysts Journal* May/June: 69-79.
- Ehrbeck, T. and R. W. Waldmann (1996), "Why are Professional Forecasters Biased? Agency versus Behavioral Explanations," *Quarterly Journal of Economics* 111: 21-40.
- Gleason, A. C. and C. M. C. Lee (2003), "Analyst Forecast Revisions and Market Price Discovery," *The Accounting Review* 78: 193-225.
- Graham, J. R (1999), "Herding Among Investment Newsletters: Theory and Evidence," *Journal of Finance* 54: 237-268.
- Hirshleifer, D. and H. S. Teoh (2003), "Herd Behavior and Cascading in Capital Markets: a Review and Synthesis," *European Financial Management* 9(1): 25-66.
- Holmstrom, B (1999), "Managerial Incentive Problems: A Dynamic Perspective," *Review of Economic Studies* 12: 95-129.
- Hong, H., J. D. Kubik, and A. Solomon (2000), "Security Analysts' Career Concerns and Herding of Earnings Forecasts," *RAND Journal of Economics* 31: 121-144.
- Jacob, J., T. Z. Lys, and M. A. Neale (1999), "Expertise in Forecasting Performance of Security Analysts," *Journal of Accounting and Economics* 28: 51-82.
- Kim, F. C, and C. Pantzalis (2003), "Global/Industrial Diversification and Analyst Herding," *Financial Analysts Journal* March/April: 69-79.
- Kutsoati, E. and D. Bernhardt (1999), Can Relative Performance Evaluation Explain Analysts' Forecasts of Earnings? Discussion Paper 99-09. Department of Economics, Tufts University.
- Lamont, O (2002), "Macroeconomic Forecasts and Microeconomic Forecasters," *Journal of Economic Behavior and Organization* 48: 265-280.
- Laux, C, and A. D. Probst (2004), "One Signal, Two Opinions: Strategic Heterogeneity of Analyst Forecasts," *Journal of Economic Behavior and Organization* 55: 45-66.
- Mikhail, B. M., B. R. Walther, and R. H. Willis (1999), "Does Forecast Accuracy Matter to Security Analysts?" *The Accounting Review* 74(2): 185-200.
- O'Brien, C. P. and R. Bhushan (1990), "Analyst Following and Institutional Ownership," *Journal of Accounting Research* 28: 55-76.
- Sharfstein, D. S. and J. C. Stein (1990), "Herd Behavior and Investment," *The American Economic Review* 80(3): 465-479.
- Stickel, S. E (1990), "Predicting Individual Analyst Earnings Forecasts," *Journal of Accounting Research* 28: 409-417.
- \_\_\_\_\_ (1992), "Reputation and Performance among Security Analysts," *Journal of Finance* 47: 1811-1836.
- Trueman, B (1990), "On the Incentives for Security Analysts to Revise Their Earnings Forecasts," *Contemporary Accounting Research* 7: 203-222.
- \_\_\_\_\_ (1994), "Analysts Forecasts and Herding Behavior," *The Research of*

- Financial Studies* 7(1): 97-124.
- Xi. Li (2002), Performance, Herding, and Career Concerns of Individual Financial Analysts, Ph.d dissertation of Vanderbilt University.
- Zitzewitz. E (2001), "Measuring Herding and Exaggeration by Equity Analysts and Other Opinion Sellers," *Stanford GSB Research Paper* No. 1802.

## Analyst Herding and the Determinants of Herding

Yoonyoung Ahn\* · Jinho Chang\*\* · Hyunhan Shin\*\* · Youngtae Yoo\*\*\*

### Abstract

Herding behaviour occurs when individuals ignore their private opinions and alter their private beliefs to correspond more closely with the publicly expressed opinion of others (consensus). Most recent researches have been identified that the degree of herding behaviour varies from person to person dependent on individual and environmental factors. So various factors have been hypothesized to influence herding. But perfect explanation for the determinants of analyst herding behaviour is so difficult work. Because the analyst's output(forecast) is observable, but the inputs(the process leading to the forecast) are unobservable.

Based on the prior herding theories and literatures, this paper investigates an empirical test for the presence of herding phenomenon and its determinants in the context where herding is most frequently mentioned by security analysts. Using a sample of domestic financial analyst's earnings forecast data included in the FN-Guide database, this paper examines whether analysts' herding behavior exists in the Korean security market and the determinants of herding behaviour for a three year period from 2001 to 2003.

First, We find that analysts exhibit propensity of prior consensus herding behavior in the Korean security market. This result indicates that the prevailing consensus has influence on analysts' choices. Second, we find that there are no significant relations between financial analyst characteristics and the likelihood of analyst herding. Third, we find that herding forecasts are more likely to be issued by analysts employed by smaller brokerages, covered smaller companies and covered firms with higher institutional investor ownership. This result

---

\* Expert Researcher, Accounting Research Center, Business Research Institute, Yonsei University.

\*\* Professor, School of Business, Yonsei University.

\*\*\* MBA, School of Business, Yonsei University.

indicates that analyst's environmental factors do influence analysts to herd in an earnings forecast.

We end with the cry for future researches. First, as shown here, we defined and measured 'herding' as the notion of the 'consensus forecast' which is the simple mean of analysts' forecasts. But it is widely accepted that there are sheep and shepherds, analysts who are 'followers' and analysts who are 'opinion leaders'. This implies that naively calculating a consensus analyst forecast by averaging individual analyst forecasts is inappropriate. So further research might focus on the new herding measure as mentioned above. Second, if herding behaviour serves as proxy for analyst ineffectiveness, it can be detrimental to firm valuation. So examining the relationship between analyst herding and market valuation is one of the attractive research subjects. These much more demanding tasks are left to future research and we plan to investigate related matters in subsequent work.

Key words: Financial Analyst, Herding, Analysts' earnings forecast herding, Earnings Forecast Accuracy.