

국내 애널리스트 이직에 관한 연구

2012. 11.

연구위원 김종민
연구위원 이석훈

序 言

2000년대 들어 주식시장에서 국내 기관투자자가 차지하는 비중은 크게 확대되었다. 국민연금을 비롯하여 다양한 연기금의 규모가 증가하였고 펀드, 랩어카운트 등의 간접투자 상품이 활성화되었다. 이에 애널리스트 보고서에 대한 수요가 크게 늘어나, 애널리스트의 수는 최근 6년 사이 2배가량 증가하였다. 그러나 이러한 양적 성장에도 불구하고, 경력직 애널리스트는 턱없이 부족하였다. 이는 최근 애널리스트의 이직률이 과거보다도 큰 특징을 보이는 이유이기도 하다. 한편 2000년대 중반 이후 격화된 애널리스트 채용 경쟁의 결과 애널리스트의 연봉은 급격히 올라간 반면, 실적은 그리 좋지 못하다는 지적이 언론과 업계로부터 끊임없이 제기되어 왔다.

효율적인 애널리스트 이직시장은 애널리스트의 경력관리를 유도하는 중요한 기능을 가지고 있다. 그러나 업계나 언론에서 우려하고 있듯이, 애널리스트 이직시장은 정보의 비대칭으로 인하여 효율적이지 못할 수가 있다. 즉 예측 정확도가 높은 애널리스트보다 낮은 애널리스트가 이직할 가능성이 큰 역선택의 문제 뿐 아니라 애널리스트 임금의 왜곡이나 연구노력의 유인 감소 등이 이직시장에서 나타날 수 있다.

본 보고서는 애널리스트 예측능력에 대한 증권사간 정보비대칭 가능성에 주목하여 이를 설명할 수 있는 이론적인 분석을 제시한다. 이와 함께 보고서는 국내 애널리스트 이직행태에서 역선택의 문제가 발생할 수 있는지의 여부를 실증 분석함으로써, 이직시장의 효율성을 평가하고 있다. 더불어 언론이나 업계에서 제기한 애널리스트 이직논의에서 연구가 시작된 만큼 이에 대해서도 많은 시사점을 담고 있다. 보고서는 향후 기관투자자 부문의 확대에 대비하여 국내 애널리스트 부문의 안정적인 인적 자본의 구축을 위한 바람직한 방향에 대해서도 논의하고 있다.

본 보고서를 작성하는데 노고를 아끼지 않은 본 연구원의 김종민 연구위원, 이석훈 연구위원에게 감사의 뜻을 전한다. 또한 지정 논평을 맡아준 장정모 연구위원, 사내 세미나에서 유익한 논평을 해주신 여러 연구위원들과 자료수집 및 편집에 많은 수고를 한 박신애 연구원, 윤종문 연구원과 김지희 연구조원에게도 감사드린다. 본 보고서의 내용은 연구진 개인의 의견이며 본 연구원의 공식 의견이 아님을 밝혀둔다.

2012년 11월

자본시장연구원

원장 김형태

목 차

Executive Summary	vii
I. 서론	3
II. 이직행태와 연구노력 유인에 대한 이론분석	11
1. 이론 모형	13
2. 벤치마크: 증권사간 정보가 대칭적인 경우	17
3. 증권사간 정보비대칭 하의 균형 분석	24
4. 소결	38
III. 이직 전후 성과비교를 통한 이직행태 분석	43
1. 가설 설정	45
2. 분석자료 및 모형	49
3. 실증분석 결과	61
4. 소결	73
IV. 요약 및 시사점	77
1. 요약	77
2. 시사점	79

참고문헌 85

부록 91

1. Lemma의 증명 91
2. Proposition 1의 증명 96
3. Proposition 2의 증명 101
4. Proposition 3의 증명 103

표 목 차

<표 III-1> 연도별 애널리스트 이직 현황	52
<표 III-2> 애널리스트 경력별 이직 현황	53
<표 III-3> 이직유무에 따른 변수들의 기초통계량	54
<표 III-4> 이직유형에 따른 변수들의 기초통계량	56
<표 III-5> 이직유형에 따른 이익 전후 이익예측치 변화 분석	62
<표 III-6> 경력에 따른 이익예측치 이직효과 분석	64
<표 III-7> 경력과 경쟁 애널리스트 수에 따른 이직효과 분석	67
<표 III-8> 두 그룹 간 이익예측치 오차의 변화에 관한 회귀분석	69
<표 III-9> 경력/경쟁 애널리스트 수(20인 이하)/이직 유형별 이직 전후 의 이익예측치 변화 분석	71
<표 III-10> 경력/경쟁 애널리스트 수(20인 초과)/이직 유형별 이직 전 후의 이익예측치 변화 분석	72

그림 목 차

<그림 II-1> 두 증권사의 혼합균형 임금 전략	28
<그림 II-2> 정보비대칭 하에서의 애널리스트의 이직확률	32
<그림 II-3> H -유형의 예측정확도 p 의 변화에 따른 이직률 변화	34
<그림 III-1> 이직여부에 따른 이직 이전 예측오차의 분포	55

《 Executive Summary 》

2000년대 중반 이후 국내 애널리스트 부문은 양적으로 크게 성장하였다. 예를 들면, 2004년에 800명에 불과했던 애널리스트의 수가 2010년 1,575명으로 2배가량 증가하였다. 양적인 성장과 더불어 주목할 만한 사실은 경력직 애널리스트에 대한 수요 증가다. 다시 말하면, 최근 6년간 애널리스트의 이직률이 연평균 11.5% 수준으로 매우 높았다. 실제로 2000년대 중반 이후 격화된 애널리스트 채용 경쟁의 결과 애널리스트의 연봉은 급격히 올라간 반면, 실적은 그리 좋지 못하다는 지적이 언론과 업계로부터 끊임없이 제기되었다.

이에 따라, 본 연구는 애널리스트 예측능력에 대한 증권사간 정보비대칭 가능성에 주목하여 이를 설명할 수 있는 이론적인 분석과 함께 국내 애널리스트 이직행태에서 역선택 문제가 발생할 수 있는지의 여부를 실증 분석한다. 애널리스트의 기업이익 예측능력에 대한 평가가 제대로 이루어지고 있는지의 여부 즉 정보비대칭에 따라, 애널리스트의 이직시장은 애널리스트 부문의 효율성 증대를 충분하게 제공하지 못할 수 있다.

본 연구에서는 애널리스트의 임금 결정을 비롯하여 이직 애널리스트의 유형, 미래 기대임금 수준을 높이기 위해 연구노력을 수행하는 애널리스트의 평판관리 유인까지 고려한 이론모형을 세운다. 이론모형은 한 명의 애널리스트를 채용하기 위하여 경쟁하는 소속 증권사와 경쟁 증권사를 상정한다. 그리고 애널리스트 예측능력에 대해 애널리스트 본인과 소속 증권사는 알고 있는 반면 경쟁 증권사는 모르는 정보비대칭을 가정한다. 이러한 정보비대칭의 가정 하에서 이론모형은 애널리스트 이직행태, 균형 임금수준과 연구노력의 유인에 대하여 다음과 같은 결과를 제시한다.

첫째, 예측의 정확도가 높은 애널리스트보다 낮은 애널리스트가 이직할 가능성이 높은 전형적인 역선택의 문제가 발생한다. 둘째, 역선택의 문제로 인하여 애널리스트의 균형 임금수준이 증권사 간 정보가 대칭적인 경우보다 하락하게 된다. 셋째, 유능한 애널리스트에 대한 왜곡된 임금 하락은 연구노력 유인을 감소시킨다.

이론적인 모형에 따르면, 증권사간 애널리스트에 대한 정보비대칭은 증권사간 채용경쟁에도 불구하고 이직자의 역선택, 임금수준 왜곡, 연구노력 유인의 저하 등을 가져올 수 있음을 밝혔다.

본 보고서는 실증분석을 통하여 앞서의 이론적인 논의에서 밝혔던 정보비대칭에 따른 이직 애널리스트의 역선택 가능성을 검증한다. 이를 위해 실증분석은 이직 애널리스트 그룹과 비이직 애널리스트 그룹이 주당순이익(EPS) 예측오차로 측정된 예측성과에서 이직 전후 어떻게 달라지는지를 분석한다.

구체적으로 실증분석은 예측능력이 떨어지는 애널리스트들의 이직이 잦은 역선택 효과가 클수록, 이직 애널리스트 그룹의 평균 EPS 예측오차는 비이직 애널리스트 그룹보다 이직 후 상승할 것이라는 가설을 세우고 이를 검증하였다. 이를 위해 실증분석은 이중차분법을 이용하였다. 즉, 애널리스트를 이직여부에 따라 이직 애널리스트 그룹과 비이직 애널리스트 그룹으로 구분하였고, 이직 애널리스트 그룹이 이직 전후의 EPS 예측오차 증감 정도가 비이직 애널리스트 그룹과 어떻게 다른지를 추정하였다.

실증분석 결과, 애널리스트 이직 전후 성과변화가 애널리스트 경험연수(3년)와 동일기업을 분석하는 비교 애널리스트 수(20인)의 두 검증지표 구분에 따라 상이한 것으로 나타났다. 구체적으로 경력이 3년 이하인 애널리스트 중에서 자신과 동일한 기업을 분석하는

애널리스트들이 20인 이하인 그룹의 경우 이직 이후 EPS 예측오차가 유의적으로 증가하는 것으로 나타났다. 반면, 경력이 상대적으로 풍부한 애널리스트들의 예측성과는 전반적으로 이직 이후 유지되거나 오히려 높아지는 것으로 나타났다. 분석결과는 애널리스트를 외부시장에서 검증하기에 수월하지 못한 그룹 즉 경험연수가 적고 동일기업을 분석하는 비교 애널리스트 수가 제한적인 애널리스트 그룹에서만 역선택의 가능성이 있음을 시사한다.

실증분석 결과나 이론적인 논의는 애널리스트에 대한 공시제도가 투자자보호 차원을 넘어서 애널리스트 이직시장에 대해서도 함의가 있음을 시사한다. 즉 애널리스트에 대한 정보공개가 확대된다면, 애널리스트의 역선택 문제가 완화되고 애널리스트 역량에 부합하는 보상 메커니즘이 강화될 것이다.

본 보고서는 실증분석에서 애널리스트가 자신들의 연구역량을 강화할 수 있는 환경이나 체계적인 보상방식 등을 증권사 선택의 중요한 기준으로 고려한다는 점을 밝혔다. 이러한 관점에서 첫 번째는 증권사가 애널리스트에 대한 성과체계, 경력관리에 대한 지원 등을 중요하게 다룰 필요가 있다. 두 번째는 중소기업의 리서치 센터가 대형사에 비해 크지 않은 상황에서 전 산업에 대해 커버리지를 하고 있어, 애널리스트 입장에서는 전문성 확보나 경력관리가 어렵다. 이는 중소기업 애널리스트의 이직률이 높은 요인이기도 하다. 따라서 중소기업은 특화된 산업에 집중하여 애널리스트 부문의 전문성을 강화하고 리서치센터 내 애널리스트 간 시너지가 생기도록 할 필요가 있다. 향후 증권사들은 기관투자자 부문의 확대에 대비하여 애널리스트 부문의 성숙된 인프라와 안정적인 인적 자본의 구축 관점에서 보다 노력해야 할 것으로 판단된다.

« Abstract »

Research on Analysts Job Separation in Korea

Since the mid-2000s, institutional investors have expanded sharply, and accordingly, the demand for research has increased. This sparked severe competition among securities firms for recruiting experienced analysts, which pushed up analysts' turnover rates. Inspired by the trend, this research examines the possibility of adverse selection due to asymmetric information between affiliated and non-affiliated brokerage houses, and also more efficient matching between analysts and brokerage houses.

Theoretically, we intended to show how the market for recruiting experienced analysts as the rewarding mechanism was affected by the information asymmetry: what type of analysts moves, how the analysts moving to another house are properly rewarded, how eagerly the analysts exert their efforts. We apply the implication of adverse selection provided in the literature since Akerlof(1970) and Wilson(1979) to competition among brokerages for an experienced analyst. We assume the information asymmetry, that is, non-affiliated employers have to make the hiring decision based on limited information about the analysts' actual ability to make accurate forecasts. We assume that there are two different types of analysts: low-type analysts and high-type analysts. Either type will accept an offer by a brokerage house whenever the offer is better than what the current employer (an affiliated house) provides.

Note that high-type analysts might reject the offer since the current employer who has superior information suggests a counter-offer more often. As a result, low-type analysts are more likely to move to another house. Also, we showed that the wage rate was higher relative to low-type analysts' productivity but lower relative to high-type analysts' one. And the last proposition suggested that as the information asymmetry increases, the incentive of the analysts to exert efforts decreases.

Empirically, we intended to test if there was the adverse selection phenomenon that could be suffered from information asymmetry. Based on the above theory, we hypothesize that if information asymmetry lies in the competition between houses for experienced analysts, low-type analysts with temporarily high performance are more likely to move to another brokerage house than high-type analysts do. For testing, we examine whether a group of analysts who moved to another brokerage house ("movers") have higher EPS forecast error at the new house than at the old workplace, compared to another group of analysts staying with the same employer ("stayers"). On the other hand, we consider the efficient matching effect where movers prefer their new workplace to the previous one. It is presumed that the efficient matching effect helps the experienced movers to have lower EPS forecast errors than at the old house compared to stayers. We suggest two variables indicating the degree of information asymmetry between employers: the years of experience

of the movers, and the number of analysts who cover the same company. As the two variables increase and thus more talent indicators, such as EPS forecast errors, are observed in the market, non affiliated employers are allowed to have more information about the talent of the experienced analysts. In particular, this allows us to test not only the adverse selection hypothesis, but also whether the information asymmetry is different across different segments of analysts' labor market.

Our data about the analysts' turnover are made from EPS forecasts of companies included in analyst reports for the period from 2004 to 2010. We apply the difference-in-difference method, which estimates the change in forecast errors of movers relative to stayers as the control group between before and after the separation. For the overall sample analysis, we find that the EPS forecast error of movers relative to stayers does not increase after separation, implying that there is no significant adverse selection effect. When segmenting the analyst labor market depending on the experience year and the number of analysts who cover the same company, the results showed that the relative change in the EPS forecast error of movers varied with the criteria. Concretely, the group of movers, who have 3-year or less experience as analyst and cover stocks that are covered by 20 or fewer analysts, tend to have higher EPS forecast errors after separation, compared to the stayer group. Otherwise, the change in forecast errors is not different across movers and stayers. These findings imply that adverse selection exists only in limited analyst labor

market segments. The portion of the aforementioned analyst group (with 3-years or less experience and covering stocks that are covered by 20 or less analysts) accounts for only 9.7% of the total analysts. This implies that the adverse selection issue is not that significant in the overall analyst labor market.

The results of our analyses suggest several implications. Our results imply that the public disclosure of analysts' information is important for the job market for experienced analysts as well as investor protection. This is because such a job market not only helps human resources to be reallocated more effectively, but also encourages analysts to exert more research efforts. In fact, analysts move to another house for various reasons, e.g., their instable status, lack of support for their career development, and low wage. Therefore, brokerages need to put more weight to compensation structures and career development for analysts. Also noteworthy is that analysts in small to medium sized houses, compared to those in large houses, tend to cover a wider range of industries, and hence it is difficult for them to accumulate expertise and develop career. This is why those analysts have a higher job turnover. On that account, small to medium brokerages have better focus on select industries and specialize their analysts. From the perspective of capital market development, brokerage houses should make improvements for their research divisions in terms of human capital accumulation.

1. 서론

I. 서론

2000년대 중반 이후 국내 기관투자자 부문의 확대와 함께 증가한 애널리스트에 대한 수요 증가로 애널리스트 시장은 양적으로 크게 성장하였다. 2004년에 800명에 불과했던 애널리스트의 수가 2010년 1,575명으로 2배가량 증가한 것이다.¹⁾ 이러한 양적인 성장과 더불어 주목할 만한 사실은 2008년을 제외하면 2005년 이후 애널리스트의 이직률이 꾸준히 증가하였을 뿐만 아니라 그 수준 또한 매우 높다는 것이다. 실제 최근 6년간 연평균 이직률은 11.5% 수준으로 미국 애널리스트 연평균 이직률 3.8%와 2.5% 미만인 국내 타 산업의 연평균 이직률을 크게 상회한다.²⁾

사실 애널리스트의 기업이익 예측능력에 대한 평가가 제대로 이루어지고 있다면 국내 애널리스트의 이직률이 높다고 하더라도 크게 문제될 것이 없다. 오히려 이직으로 인해 애널리스트 시장의 효율적인 인적자원 배분이 증대될 가능성이 있기 때문이다. 하지만, 애널리스트 기업이익 예측능력에 대해 증권사간 정보비대칭(informational asymmetry)이 존재한다면 Akerlof(1970)나 Wilson(1979) 이후 매우 광범위한 분야에서 연구되어 온 역선택(adverse selection)이 애널리스트 이직시장에서도 발생할 수 있다. 일반적으로 역선택은 경제주체간 정보가 비대칭적일 때 사적인 정보(private information)를 가진 경제주체의 행위로 인해 그렇지 못한 경제주체가 자신에게 불리한 선택을 하게 되는 것을 일컫는다. 따라서, 국내 애널리스트 시장의 높은 이직률이 지닌 가장 중요한 함의는 국내 애널리스트의 이직행태에서 역선택 문제가 존재할 수 있다는 것이다.

실제로 2000년대 중반 이후 격화된 애널리스트 채용 경쟁의 결과 애널리스트의 연봉은 급격히 올라간 반면, 실적은 그리 좋지 못하다는 지

1) 금융투자협회 보도자료(2011)

2) 금융투자협회 보도자료(2011) 및 김재철, 이석훈, 이성훈, 홍원구(2010) 참고

4 국내 애널리스트 이직에 관한 연구

적이 언론과 업계로부터 끊임없이 제기되었다. 또한, 호황기와 불황기에 따라 애널리스트의 연봉이 크게 변동할 뿐만 아니라 이직행태에서도 큰 편차를 보이고 있다.³⁾

본 연구는 이와 같은 국내 애널리스트 이직시장의 높은 이직률과 애널리스트 예측능력에 대한 증권사간 정보비대칭 가능성에 주목하여 이를 설명할 수 있는 이론적인 분석과 함께 국내 애널리스트 이직행태에서 역선택 문제가 발생할 수 있는지 여부를 실증 분석하고자 한다.

우선 본 연구의 II장 이론분석에서는 애널리스트 예측능력에 대한 증권사간 정보비대칭이 존재할 때 증권사간에 벌어지는 애널리스트 채용 경쟁과 애널리스트의 연구노력 유인에 대해 살펴보았다. 분석 결과 예측능력이 떨어지는 애널리스트의 이직이 증가하는 전형적인 역선택 뿐만 아니라 경우에 따라서는 예측능력이 뛰어난 애널리스트의 이직까지 증가할 수 있는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 애널리스트의 높은 성과에 주목한 경쟁 증권사가 실제로는 예측능력이 낮은 애널리스트를 영입하게 될지도 모르는 위험을 감수하고서라도 높은 임금을 제시하면서 일어난다. 또한 정보비대칭이 존재하면 애널리스트의 연구노력 유인이 저하되어 예측능력을 제고하기 위한 연구노력을 수행할 가능성이 떨어지는 것으로 나타났다. 그 결과 예측능력이 뛰어난 애널리스트들을 구축하여 역선택 문제를 더욱 심화시키는 것으로 나타났다.

이러한 이론분석 결과는 애널리스트의 예측능력에 대한 증권사간 정보비대칭이 존재하면 애널리스트들의 이직률 수준과 변동성이 높아질 뿐만 아니라 애널리스트의 전반적인 리서치 질까지 저하되는 문제가 발생할 수 있음을 시사한다. 즉, 언론과 업계에서 지적한 바와 같이 '높은 연봉에 비해 낮은 성과'를 내는 애널리스트들이 많아지는 비효율적인 인

3) 매일경제신문(2008.5.9, 2009.1.28), 머니투데이(2009.12.1), 파이낸셜 뉴스(2007.1.11)

적자원배분 결과가 나타날 수 있는 것이다. 그런데, 이는 역으로 애널리스트에 대한 정보투명성이 높아질수록 시장 전반의 이직률이 낮아지고, 이직이 효율적인 인적자원배분 기능을 제고하는 역할을 수행할 수 있음을 의미하기도 한다.

이에 본 연구의 III장에서는 이러한 역선택 또는 비효율적인 인적자원배분 결과가 실제로 국내 애널리스트 이직행태에서 발견되는지 검증하였다. 이를 위해 2004년부터 2010년까지 발표된 기업분석보고서를 기초로 이직자료를 구성하였고, 애널리스트를 이직여부에 따라 이직 애널리스트군과 비이직 애널리스트군으로 구분하였다. 애널리스트 예측능력을 측정하는 지표로는 기존 문헌을 참고하여 주당순이익(EPS: Earning Per Share) 예측오차 (이후, EPS 예측오차)를 사용하였다. 애널리스트의 이직행태에서 역선택이 나타나는지 여부를 검증하기 위한 모형은 이중차분법을 사용하였다. 아울러 정보비대칭에 따른 이직효과를 검증하기 위해 경력과 경쟁애널리스트의 수를 기준으로 애널리스트를 보다 세분화하여 어떠한 애널리스트 그룹의 이직행태에서 역선택이 나타날 수 있는지 살펴보았다.

분석 결과 애널리스트들의 이직 이후 EPS 예측오차 변화는 애널리스트의 경력과 경쟁 애널리스트의 수에 따라 다르게 나타났다. 3년 이하의 경력을 가진 애널리스트들은 자신과 동일한 기업을 분석하는 애널리스트들의 수가 많은 경우에는 이직 이후 예측성과가 유지되었으나, 그렇지 않은 경우에는 예측성과가 저하되는 것으로 나타났다. 반면, 3년 이상의 경력을 가진 애널리스트들은 이직 이후에도 예측성과를 유지하거나 오히려 개선되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 상대적으로 예측능력에 대한 검증이 어려운 애널리스트들의 이직, 특히 하향이직에서 역선택 문제가 발생할 수 있음을 의미한다. 반면, 예측능력에 대한 검증이 용이할수록 애널리스트들의 이직, 특히 상향이직을 통해 애널리스트 시장의 효율적인 인적자원배분을 기대할 수 있음을 의미한다.

6 국내 애널리스트 이직에 관한 연구

결국 본 연구의 실증분석 결과는 이론모형에서 전제한 애널리스트 예측능력에 대한 정보비대칭이 국내 애널리스트 시장에서 그리 심하지 않으며, 언론 또는 업계에서 우려하는 바와는 달리 역선택에 의한 비효율적인 이직행태 역시 그리 많지 않을 것임을 시사한다. 실제로 역선택 가능성이 나타난 애널리스트들의 전체 비중은 9.7%에 불과하다.

본 연구의 분석결과가 시사하는 바는 다음과 같다. 우선 애널리스트에 대한 정보투명성 또는 예측능력에 대한 검증체계가 본 연구의 이론모형과 실증분석에서 수행하는 역할에 주목할 필요가 있다. 이론모형에서 애널리스트 예측능력에 대한 정보투명성은 애널리스트의 연구노력 유인을 강화하고, 이직률까지 안정적인 수준으로 낮추는 기능을 수행한다. 그리고, 실증분석에서 애널리스트 예측능력에 대한 검증이 용이할수록 효율적인 인적자원배분 효과가 제고될 수 있는 가능성을 확인하였다. 이러한 점에서 애널리스트 관련 공시체도가 국내 애널리스트 시장에서 효율적인 인적자원배분 기능을 제고하는 중요한 수단임을 인식하고, 개선할 여지는 없는지 검토할 필요가 있다.

다른 한편으로 국내 애널리스트들의 높은 이직률은 애널리스트와 증권사간의 단기 계약 관행과 이에 따른 직업 불안정과도 관련이 있다. 또한 애널리스트의 이직이 잦게 되면 증권사 역시 애널리스트의 기업연구 및 분석자료를 참고하는 기관 또는 개인투자자들에게 안정적인 리서치 서비스를 제공할 수 없다는 문제점도 발생하게 된다. 이러한 점에서 증권사 차원에서 애널리스트의 이직률을 낮추는 방안에도 좀 더 진지하게 고민할 필요가 있다. 즉, 시장 상황에 따른 단기성과에 일희일비하기 보다는 중장기적으로 애널리스트의 연구역량을 강화할 수 있는 성과보상체계를 마련하여 능력 있는 소속 애널리스트들의 자발적인 이직 유인을 낮출 필요가 있는 것이다.

이러한 방안의 일환으로 중소형 증권사들은 리서치대상 산업을 특화하여 다른 증권사와 차별화하는 것을 고려할 수 있다. 사실 상당수 중소형 증권사들은 리서치센터 규모가 크지 않음에도 불구하고 전 산업에 대한 분석을 수행하고 있는 것이 현실이다. 중소형 증권사에 소속된 개별 애널리스트 입장에서 보면 이는 그만큼 전문성을 확보하고 개인의 경력을 관리하는 데 어려움이 클 것임을 시사한다. 이러한 점에서 개별 중소형 증권사가 특정 산업부문에 연구역량을 집중하여 특화한다면 소속 애널리스트들의 이직을 낮출 뿐만 아니라 전문성을 제고하여 리서치 서비스의 질적인 개선도 가능할 것으로 판단한다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 우선 II장에서는 이직행태와 연구노력 유인에 대한 이론분석을 제공하여 정보비대칭 하에서 발생할 수 있는 역선택의 문제와 시사점을 논의한다. III장에서는 국내 애널리스트 이직자료에 기반한 실증분석 및 시사점을 제시한다. IV장에서는 이론 및 실증분석 결과가 의미하는 정책적인 시사점을 찾고자 한다.

II. 이직행태와 연구노력 유인에 대한 이론분석

1. 이론 모형
2. 벤치마크: 증권사간 정보가 대칭적인 경우
3. 증권사간 정보비대칭 하의 균형 분석
4. 소결

II. 이직행태와 연구노력 유인에 대한 이론분석

기업실적 분석과 기업이익 예측에 특화된 애널리스트 업무의 특성상 애널리스트의 업무능력을 객관적으로 판단하기 어려운 것이 현실이다. 따라서, 기존문헌에서는 애널리스트의 예측능력을 과거 기업이익 예측의 정확도뿐만 아니라 경력, 경쟁 애널리스트의 수와 같은 지표를 사용하여 측정하는데, 이들 지표들은 애널리스트의 이직에도 영향을 미치는 것으로 알려져 있다.⁴⁾ 예를 들어 애널리스트 입장에서는 자신의 예측성도가 나빴을 때보다 좋았을 때 더 좋은 임금 또는 증권사로 이직을 한다는 것이다.

이처럼 애널리스트의 예측능력에 대해 증권사간 정보비대칭이 존재한다면 애널리스트 이직시장에서 역선택(adverse selection) 문제가 발생할 수 있는 개연성 또한 높아지게 된다. Akerlof(1970)와 Wilson(1979)의 연구 이후 광범위한 분야에서 연구가 이루어진 역선택은 정보비대칭이 존재할 때 사적인 정보(private information)를 가진 경제주체의 행위가 그렇지 못한 경제주체에게 불리하게 작용하는 현상을 말한다. 특히 2000년대 중반 이후 국내 애널리스트 수요가 양적으로 크게 확대됨에 따라 경력직 애널리스트들에 대한 과열된 스카우트 경쟁은 국내 애널리스트 이직시장에서 역선택 문제가 존재할 수 있음을 시사하고 있다.

애널리스트 이직과 역선택의 관계에 주목한 대표적인 연구로 Jackofsky(1984)와 Greenwald(1986)를 들 수 있다. Jackofsky(1984)는 성과가 아주 낮거나 혹은 아주 뛰어난 노동자가 이직하는 U-형태의 이직을 예측하는 이론모형을 제시하였다. 반면, Greenwald(1986)는 노동자의 능력을 잘 알고 있는 고용주는 자신의 사적정보를 최대한 활용하여 능력이 뛰어난 노동자의 이직을 최대한 억제하고, 상대적으로 능력이 떨어

4) Brown(2001), Mikhail, Walther, and Willis(1997), Clement(1999), Jacob, Lys and Neale(1999), Mohammad and Nathan(2008), 이석훈(2011)

지는 노동자의 이직은 허용하는 이론모형을 제시하였다. 이들에 따르면 역선택의 결과 상대적으로 예측능력이 떨어지는 애널리스트의 이직률은 올라가는 반면, 예측능력이 뛰어난 애널리스트의 이직률은 변동이 없거나 저하될 것으로 예상된다.⁵⁾ 또한 김종민(2012)은 게임이론 모형을 통해 Greenwald(1986)와 같은 전형적인 역선택이 애널리스트 이직시장에서 발생할 수 있음을 보였으며, 특히 전년도 예측성과가 좋았을 경우에는 예측능력이 낮은 애널리스트뿐만 아니라 뛰어난 애널리스트까지 이직을 선택하여 애널리스트 이직률이 전반적으로 높아질 수 있음을 보였다.

본 이론분석에서는 이러한 김종민(2012)의 기본적인 이론모형을 유지 하되, 미래 기대임금 수준을 높이기 위해 노력하는 애널리스트의 평판관리(reputation concern) 유인을 고려한 모형으로 확장하였다. 따라서, 김종민(2012)의 연구가 역선택에 따른 이직행태의 비효율성에 초점을 맞췄다면, 본 이론분석은 정보비대칭이 존재할 때 연구노력과 같은 평판관리 유인이 이직행태에 미치는 비효율성 문제까지 고려한 연구라고 할 수 있다.

분석 결과 김종민(2012)에서와 같이 이직행태에서 역선택 문제를 확인 하였다. 이와 함께 애널리스트 예측능력에 대한 증권사간 정보비대칭이 존재하면 애널리스트의 미래 기대임금 수준이 낮아져서 연구노력을 수행할 유인 또한 낮아지는 것으로 나타났다. 그 결과 예측능력이 뛰어난 애널리스트를 구축(驅逐)하여 전반적인 리서치의 질을 저하시키고 이직행태에서 발생하는 역선택 문제를 더욱 심화시키는 것으로 나타났다.⁶⁾

-
- 5) 물론 역선택으로 인해 예측능력이 뛰어난 애널리스트의 이직률이 항상 낮아지는 것은 아니다. Jackofsky(1984)는 예측성과와 이직률 간에 U-형태의 패턴을 예측하였으며, 김종민(2012)은 과거 성과가 좋을 경우에는 예측능력이 뛰어난 애널리스트의 이직률까지 상승할 수 있음을 보였다.
- 6) 다만, 이러한 분석은 애널리스트 예측능력에 대한 증권사간 정보비대칭이 존재할 때 발생할 수 있는 비효율성 문제를 제시하는 것이지, 실제 국내 애널리스트 시장에서 이러한 비효율성이 존재한다는 실증분석이 아니라 점을 유의할 필요가 있다. 이에 대해서는 III장에서 자세히 다룰 것이다.

애널리스트의 이직행태와 연구노력에 대한 이론분석을 다루는 본 장은 다음과 같이 구성되어 있다. 1절에서는 이론 모형을, 2절에서는 증권사간 정보가 대칭적인 경우의 이론분석을 제시한다. 3절에서는 증권사간 정보가 비대칭적인 경우에 발생할 수 있는 이직행태와 연구노력의 비효율성 문제를 분석한다. 그리고, 마지막 4절에서는 소결과 시사점을 제시한다.

1. 이론 모형

한 명의 애널리스트와 동질적인(identical) 두 증권사 A, B 가 있는 애널리스트 시장을 가정하자. 애널리스트와 증권사 모두 위험 중립적(risk-neutral)이다. 2기간 모형이며, 애널리스트와 증권사간의 임금계약은 기간 초에 이루어진다. 또한 임금계약 이외의 조건부(contingent) 계약은 없다. 애널리스트의 유보임금(reservation wage)은 0이며, 기간 할인율(discount rate)은 $\delta \in (0, 1)$ 로 표기한다.

2기간에 걸친 증권사의 애널리스트 채용과 애널리스트의 이직결정은 다음과 같이 진행된다. 애널리스트는 1기에 증권사 A 에 입사한 후 기업 실적 예측을 위해 연구노력을 수행할 것인지에 대한 여부를 결정한다. 이후 1기 말에 기업실적 예측에 대한 성과가 발표된다. 2기 초에는 두 증권사 모두 애널리스트에게 채용계약을 위한 임금을 제시한다. 애널리스트는 두 증권사가 제시한 임금을 비교한 후 증권사 B 로 이직할 것인지 아니면 증권사 A 에 잔류할 것인지 결정한다. 이후 애널리스트는 2기에 선택한 증권사에서 일을 한 후 2기 말에 은퇴한다.

애초에 애널리스트의 기업실적 예측 정확도는 $p_L \equiv 1 - p, p \in (1/2, 1)$ 로 알려져 있다. 그런데, 애널리스트는 1기에서 증권사 A 와 채용계약을

맺은 이후 자신의 기업실적 예측의 정확도를 높일 수 있는 연구노력 (research effort)을 수행할 수 있다. 만약 애널리스트가 1기에 이와 같은 연구노력을 수행하면 $\phi = 1/2$ 의 확률로 기업실적 예측의 정확도가 $p_H \equiv p$ 로 높아지는 것으로 알려져 있다.⁷⁾ 그리고, 애널리스트의 이러한 연구노력은 $c > 0$ 만큼의 비용을 수반한다. 단, 연구노력을 기울이지 않는다면 추가적인 비용은 들지 않는다. 다시 말하자면, 1기에 추가적인 연구노력을 기울여서 실적 예측을 수행하면 애널리스트는 1/2의 확률로 높은 예측능력을 가지게 되거나, 낮은 예측능력을 가지게 되는 것이다. 이와 같이 높은 예측능력을 가지게 되는 애널리스트를 *H*-유형으로, 낮은 예측능력을 가지게 되는 애널리스트를 *L*-유형으로 지칭하기로 하자.

그런데, 애널리스트가 1기에 예측의 정확도를 높이기 위한 연구노력을 한다면, 이 애널리스트를 채용하고 있는 증권사 *A*는 애널리스트의 유형을 아는 반면, 증권사 *B*는 연구노력 수행여부만 관찰할 뿐 유형은 모른다고 가정하자. 즉, 1기에 애널리스트가 연구노력을 하게 되면서 결정되는 애널리스트의 유형은 증권사 *A*와 애널리스트의 사적인 정보 (private information)인 것이다. 이는 증권사 *A*가 애널리스트가 기업실적 분석 및 예측을 위한 연구를 수행하는 과정을 직접 관찰하고, 애널리스트와의 의사소통을 하면서 애널리스트의 실제 분석능력을 정확히 파악할 수 있음을 의미한다. 반면, 애널리스트가 1기에 연구노력을 기울이지 않는다면 두 증권사는 모두 애널리스트의 유형을 *L*-유형으로 판단하게 된다.

애널리스트를 채용하는 증권사는 애널리스트의 기업실적 예측이 정확하다면, v_H , 그렇지 않다면 v_L ($v_H > v_L > 0$)만큼의 수입을 얻는다고 하자. 증권사가 *H*-유형 애널리스트로부터 기대하는 수입을 $\pi(H)$, 그리고 *L*

7) $\phi = 1/2$ 조건은 연구노력의 수행여부가 애널리스트 유형에 대한 어떤 정보도 제공하지 않음을 의미한다. 즉, 연구노력 자체는 유형에 대한 신호역할 (signaling device)을 하지 않는다.

-유형 애널리스트로부터 기대하는 수입을 $\pi(L)$ 으로 정의하면 다음의 식 (II-1)과 같다.

$$\begin{aligned}\pi(H) &\equiv pv_H + (1-p)v_L \\ \pi(L) &\equiv (1-p)v_H + pv_L\end{aligned}\tag{II-1}$$

애널리스트의 유형을 알고 있는 증권사 A 는 애널리스트의 연구노력 수행여부와 관계없이 (II-1)에 제시된 기대수입에 근거하여 θ -유형 애널리스트에게 2기 임금수준 $w_A(\theta) \in [0, \pi(\theta)]$, $\theta \in \{H, L\}$ 을 제시한다. 증권사 B 역시 1기에 애널리스트가 연구노력을 수행하지 않았다면, 애널리스트의 유형을 L -유형으로 판단하여 2기 임금 $w_B(L) \in [0, \pi(L)]$ 을 제시한다. 그러나, 1기에 애널리스트가 연구노력을 수행하면 증권사 B 는 애널리스트의 유형을 알지 못하게 된다. 따라서, 증권사 B 는 애널리스트의 연구노력 수행여부 $e \in \{0, 1\}$ 와 1기 말에 발표된 애널리스트의 성과 v_θ , $\theta \in \{H, L\}$ 에 근거하여 애널리스트의 유형을 추론해야 한다. 여기서 $e = 1$ 은 1기에 애널리스트가 연구노력을 수행한 경우를, $e = 0$ 은 연구노력을 수행하지 않은 경우를 나타낸다.

1기에 애널리스트가 연구노력을 수행하고, 이를 관찰한 증권사 B 가 1기말 성과에 근거하여 2기초에 형성하는 애널리스트 유형 $\theta \in \{H, L\}$ 에 대한 사후적 추론(*posterior belief*)을 $\phi_\theta(1, v_\theta)$ 라고 하면 다음의 식 (II-2)와 같다.⁸⁾ 그리고, 이와 같은 사후적 추론에 근거한 기대수입을 식 (II-3)과 같이 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 로 표기하자. 이 경우 2기에 증권사 B 가 1기에 연구노력을 수행한 애널리스트를 채용하기 위해 제시하는 임금전략은 $w_B(1, v_\theta) \in [0, \pi_\phi(1, v_\theta)]$ 이다.

8) 이는 $\phi = 1/2$, 그리고 $p_H = p = 1 - p_L > 1/2$ 이 두 조건을 이용하여 도출할 수 있다.

$$\phi_H(1, v_H) = \phi_L(1, v_L) = p$$

$$\phi_H(1, v_L) = \phi_L(1, v_H) = 1 - p \quad (\text{II-2})$$

$$\pi_\phi(1, v_\theta) \equiv \phi_\theta(1, v_\theta)\pi(H) + (1 - \phi_\theta(1, v_\theta))\pi(L) \quad (\text{II-3})$$

2기 초에 애널리스트는 두 증권사 A 와 B 가 제시한 임금전략 $w_A(H)$ 와 $w_B(1, v_\theta)$ 를 비교하여 더 높은 증권사로 이직 또는 잔류를 선택하게 된다. 만약 두 증권사가 동일한 임금을 제시하면, 애널리스트는 동일한 확률, 즉 1/2의 확률로 이직 또는 잔류를 선택한다. 애널리스트의 유보임금(reservation wage) 수준이 0이므로 애널리스트가 2기에 받는 임금은 $w = \max\{w_A(H), w_B(1, v_\theta)\} \geq 0$ 이다. 이제 1기에 애널리스트가 받는 임금을 w_1 이라 하자. 그러면, 1기에 애널리스트는 연구노력($e = 1$)을 수행했을 때의 기대수익(expected payoff) $\Gamma(e = 1)$ 과 그렇지 않을 때의 기대수익 $\Gamma(e = 0)$ 을 비교하여 연구노력을 수행할 것인지에 대한 여부를 결정한다.

$$\Gamma(e = 1) = w_1 - c + \frac{\delta [E \max\{w_A(H), w_B(1, v_\theta)\} + E \max\{w_A(L), w_B(1, v_\theta)\}]}{2}$$

$$\Gamma(e = 0) = w_1 + \delta E \max\{w_A(L), w_B(L)\} \quad (\text{II-4})$$

이와 같은 증권사의 애널리스트 채용경쟁과 이에 따른 애널리스트의 이직결정 모형의 균형은 BNE(Bayesian Nash Equilibrium)이다. 이 균형에서 가장 중요한 요소는 애널리스트의 연구노력 여부에 따라 발생하는 애널리스트 유형에 대한 두 증권사 사이의 비대칭정보(asymmetric information)이다. 이는 세 가지 측면에서 중요한 역할을 한다.

첫째, 연구노력은 이직여부와 상관없이 애널리스트가 2기에 받을 수 있는 기대 임금수준을 높이는 역할을 한다. 따라서, 애널리스트는 이를 통해 미래 기대임금을 높이는 평판관리(reputation concern)를 할 유인을 가질 수 있다. 둘째, 정보우위(informational advantage)에 있는 증권사 A 는 H -유형의 이직을 최대한 억제할 유인이 있으므로, 이직하는 애널리스트는 L -유형일 가능성이 높아지는 역선택(adverse selection) 문제가 생길 수 있다. 셋째, 증권사 간에 벌어지는 정보비대칭 하에서의 채용경쟁은 애널리스트의 유형을 모르는 증권사 B 가 H -유형을 채용하기 위해 호가임금을 높일 수 있기 때문에 H -유형의 이직 유인을 증가시킬 수 있다. 이에 따라 증권사 A 가 가지고 있는 애널리스트 유형에 대한 정보우위 효과는 반감될 가능성이 존재한다.

2. 벤치마크: 증권사간 정보가 대칭적인 경우

가. 애널리스트 채용경쟁 균형분석

2기에 증권사 B 역시 애널리스트의 유형을 알고 있다고 가정하자. 이 경우 정보구조가 완전정보(full information)이므로 두 증권사의 임금 호가는 애널리스트의 연구노력 수행여부와는 관계없이 애널리스트의 유형에 근거한 기대수입 $\pi(\theta)$, $\theta \in \{H, L\}$ 에 의해 결정된다.⁹⁾

특히, 동질적인(identical) 두 증권사가 θ -유형을 채용하기 위해 경쟁하므로 호가임금은 $\pi(\theta)$ 까지, 즉, 두 증권사의 기대이윤(expected profit)이 0이 되는 수준까지 상승하게 된다. 그러므로 2기에 두 증권사는 θ -유형

9) 이 경우의 균형은 SPNE(Sub-game Perfect Nash Equilibrium)이다.

애널리스트에게 $\pi(\theta)$ 를 임금으로 제시하고, 애널리스트는 1/2의 확률로 이직을 선택한다. 즉, 균형임금 W_1^* 과 θ -유형 애널리스트의 이직확률 $P_{1,\theta}$ 은 다음과 같다.

$$W_1^* = w_A^*(\theta) = w_B^*(\theta) = \pi(\theta), \forall \theta \in \{H, L\} \quad (\text{II-5})$$

$$P_{1,\theta} = \frac{1}{2}, \forall \theta \in \{H, L\} \quad (\text{II-6})$$

이처럼 완전정보(full information) 하에서의 균형임금은 두 증권사가 애널리스트에게 제시할 수 있는 최대임금 수준이다. 따라서, 어느 증권사든지 애널리스트를 채용하더라도 기대이윤은 0이 되고, 동일 임금을 제시하므로 애널리스트의 이직확률은 1/2이다.

이번에는 애널리스트가 연구노력을 수행한다 하더라도 증권사 A 역시 애널리스트의 유형을 모르는 상황을 가정하자. 이 경우에는 증권사 A도 애널리스트의 연구노력 수행여부와 1기말에 발표된 성과에 기초하여 애널리스트 유형에 대한 사후적 추론(posterior belief)을 할 수 밖에 없다. 따라서, 두 증권사의 임금호가는 이러한 사후적 추론 $\phi_\theta(1, v_\theta)$ 에 근거한 기대수입 $\pi_\phi(1, v_\theta), \theta \in \{H, L\}$ 에 의해 결정된다.¹⁰⁾

두 증권사 모두 유형을 알고 있는 완전정보(full information) 경우와 마찬가지로 동질적인(identical) 두 증권사가 애널리스트를 채용하기 위해 경쟁하므로 호가임금은 두 증권사의 기대이윤(expected profit)이 0이 되는 수준까지 상승하게 된다. 그러므로, 1기에 애널리스트가 연구노력을 기울이면, 2기에 두 증권사는 애널리스트에게 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 를 임금으로 제

10) 이 경우 2기에서 벌어지는 두 증권사간의 애널리스트 채용경쟁 균형은 BNE(Bayesian Nash Equilibrium)이다.

시하고, 애널리스트는 1/2의 확률로 이직을 선택한다. 반면, 1기에 애널리스트가 연구노력을 기울이지 않는 경우에는 두 증권사는 애널리스트에게 $\pi(L)$ 을 임금으로 제시하고, 애널리스트는 1/2의 확률로 이직을 선택한다. 이 때의 균형임금 $W_2^*(e)$, $e \in \{1,0\}$ 과 θ -유형 애널리스트의 이직확률 $P_{2,\theta}$ 은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} W_2^*(e=1) &= w_A^*(1, v_\theta) = w_B^*(1, v_\theta) = \pi_\phi(1, v_\theta), \quad \forall \theta \in \{H, L\} \quad (\text{II-7}) \\ W_2^*(e=0) &= w_A^*(L) = w_B^*(L) = \pi(L) \end{aligned}$$

$$P_{2,\theta} = \frac{1}{2}, \quad \forall \theta \in \{H, L\} \quad (\text{II-8})$$

이는 두 증권사가 동일하게 가지고 있는 애널리스트 유형에 대한 정보가 달라짐에 따라 균형임금 수준이 변하는 반면, 두 증권사가 동일한 임금을 제시하는 한 애널리스트의 이직확률은 1/2로 달라지지 않는다는 점을 보여준다.

나. 애널리스트의 연구노력 수행 유인분석

우선 두 증권사가 애널리스트의 유형을 알고 있는 경우를 가정하자. 이 경우에는 애널리스트는 연구노력을 수행하지 않더라도 항상 L -유형에 상응하는 기대임금 $\pi(L)$ 를 보장받게 된다. 이 때 애널리스트가 연구노력을 수행하지 않음으로써 기대하는 수익을 $\Gamma_1(e=0)$ 라고 하자. 그러면 $\Gamma_1(e=0)$ 는 (II-9)와 같이 1기 임금 w_1 과 2기 기대임금의 현재가치 $\delta\pi(L)$ 의 합으로 표현된다.

그런데, 애널리스트가 연구비용을 지출하더라도 연구노력을 수행한다면 1기에서의 성과 v_θ 와는 상관없이 1/2의 확률로 H -유형에 상응하는 기대임금 $\pi(H)$ 를 받거나, 1/2의 확률로 L -유형에 상응하는 기대임금 $\pi(L)$ 를 받게 된다. 이 경우 애널리스트가 연구노력을 수행함으로써 기대하는 수익을 $\Gamma_1(e=1)$ 라고 하자. 그러면 $\Gamma_1(e=1)$ 는 (II-9)와 같이 1기 임금 w_1 과 연구노력 비용을 차감한 연구노력 수행에 따른 기대임금 수준의 현재가치 $\delta(\pi(H)+\pi(L))/2-c$ 의 합이다.

$$\begin{aligned}\Gamma_1(e=0) &= w_1 + \delta\pi(L) \\ \Gamma_1(e=1) &= w_1 - c + \delta(\pi(H)+\pi(L))/2\end{aligned}\quad (\text{II-9})$$

(II-9)와 같이 $\Gamma_1(e=0)$ 와 $\Gamma_1(e=1)$ 가 주어졌을 때 1기에 애널리스트는 연구노력을 수행함으로써 얻는 기대수익 $\Gamma_1(e=1)$ 이 그렇지 않을 때 얻는 기대수익 $\Gamma_1(e=0)$ 보다 클 때 연구노력을 수행하게 된다. 이 조건을 수식으로 표현하면 (II-10)과 같다.

$$\delta[(\pi(H)+\pi(L))/2 - \pi(L)] > c \quad (\text{II-10})$$

이번에는 두 증권사 모두 애널리스트의 유형을 모른다고 가정하자. 애널리스트의 유형을 알고 있는 경우와 마찬가지로 애널리스트는 연구노력을 수행하지 않더라도 항상 L -유형에 상응하는 기대임금 $\pi(L)$ 를 받는다. 그러므로, 애널리스트가 연구노력을 수행하지 않음으로써 기대하는 수익 $\Gamma_2(e=0)$ 는 완전정보 하의 $\Gamma_1(e=0)$ 와 동일하다.

반면, 연구비용을 지출하고 연구노력을 수행하면 자신의 유형이 알려

지지 않았기 때문에 1기말 성과 v_θ 에 근거한 사후적 추론 $\phi_\theta(1, v_\theta)$ 에 의해 항상 $\pi_\phi(1, v_\theta), \theta \in \{H, L\}$ 수준의 기대임금을 받게 된다. 즉, 애널리스트는 적어도 연구노력을 수행하기만 하면 설혹 L -유형으로 남아있다 하더라도 자신의 기대임금 수준을 연구노력을 수행하지 않았을 때보다 올릴 수 있게 되는 것이다. 하지만 연구노력 수행으로 H -유형이 되면 자신의 예측능력에 비해서는 적은 기대임금을 받아야 한다. 따라서, 이 경우 애널리스트가 연구노력을 수행함으로써 기대하는 수익 $\Gamma_2(e=1)$ 는 1기 임금 w_1 과 연구노력 비용을 차감한 연구노력 수행에 따른 기대임금의 현재가치 $\delta(\pi_\phi(1, v_H) + \pi_\phi(1, v_L))/2 - c$ 의 합이다. $\Gamma_2(e=0)$ 과 $\Gamma_2(e=1)$ 가 주어졌을 때 애널리스트가 연구노력을 기울일 조건은 (II-12)과 같다.

$$\begin{aligned} \Gamma_2(e=0) &= \Gamma_1(e=0) = w_1 + \delta\pi(L) \\ \Gamma_2(e=1) &= w_1 - c + \delta(\pi_\phi(1, v_H) + \pi_\phi(1, v_L))/2 \end{aligned} \quad (\text{II-11})$$

$$\delta[(\pi_\phi(1, v_H) + \pi_\phi(1, v_L))/2 - \pi(L)] > c \quad (\text{II-12})$$

(II-10)과 (II-12)는 어떠한 경우라도 애널리스트는 연구노력 수행 결과 추가적으로 얻게 되는 기대임금이 연구노력 비용 c 를 충당할 수만 있으면 애널리스트는 항상 연구노력을 기울이게 된다는 것을 보여주고 있다. 이는 증권사간 유형에 대한 정보가 대칭적인 경우에도 연구노력의 수행 여부는 애널리스트의 평판관리(reputation concern) 관점에서 이루어진다는 것을 의미한다.

한편, 증권사간 정보가 대칭적이라고 하더라도 증권사가 애널리스트의 유형을 아는지 여부에 따라 2기에 애널리스트가 연구노력을 기울여서 얻게 되는 기대임금에 차이가 발생하게 되므로 연구노력 유인 또한 달라질 수 있다. (II-10)과 (II-12)은 이 점을 명시적으로 보여주고 있다.

즉, (II-12)에서의 연구노력에 따른 기대임금수준 $(\pi_\phi(1, v_H) + \pi_\phi(1, v_L))/2$ 이 (II-10)에서의 연구노력에 따른 기대임금수준 $(\pi(H) + \pi(L))/2$ 보다 크다면 완전정보(full information)일 때보다 두 증권사가 애널리스트의 유형을 모를 때 연구노력 유인이 더 강하게 되고, 반대의 경우에는 완전정보일 때 연구노력 유인이 더 강하다는 의미이다.

그런데, 현재의 이론모형에서는 기본적으로 H -유형과 L -유형의 예측능력이 $p_H = 1 - p_L$ 로 대칭적일 뿐만 아니라 연구노력 결과 H -유형이 될 확률 ϕ 가 $1/2$ 이어서 애널리스트 유형에 대한 어떠한 정보도 제공하지 않는다. 이러한 두 가지 조건 때문에 실제로 두 증권사가 애널리스트의 유형을 모를 때 애널리스트가 연구노력으로부터 기대하는 사전적인(ex-ante) 수익은 두 증권사가 유형을 알 때와 동일하다.¹¹⁾ 달리 표현하면 1기말 성과에 따라 2기에 얻게 되는 사후적인(ex-post) 기대임금 수준은 달라질 수 있으나, 연구노력을 결정할 당시의 사전적인(ex-ante) 기대임금 수준은 동일하다는 것이다. 실제로 이론모형의 변수로 연구노력에 따른 (II-9)와 (II-11)의 기대수익을 표현한 (II-13)에서 이를 확인할 수 있다.

11) 만일 H -유형과 L -유형의 예측능력이 대칭적이거나 ϕ 가 $1/2$ 이 아니라면 연구노력은 애널리스트 유형에 대한 정보를 제공하므로 연구노력 유인이 달라진다. 구체적으로 연구노력의 결과 H -유형이 될 확률 ϕ 가 $1/2$ 보다 크면 완전정보일 때 연구노력을 기울일 가능성이 더 커지게 되고, ϕ 가 $1/2$ 보다 작으면 두 증권사 모두 유형을 모를 때 연구노력을 기울일 가능성이 더 커지게 된다.

한편, ϕ 가 $1/2$ 이라 하더라도 H -유형과 L -유형의 예측능력이 대칭적이지 않다면, 즉 $p_H > 1/2$, $p_H \neq 1 - p_L$ 인 경우에도 연구노력 유인이 달라진다. 구체적으로 $p_H > 1 - p_L$ 이면 두 증권사가 애널리스트의 유형을 모를 때 연구노력 유인이 더 강하게 나타나고, $p_H < 1 - p_L$ 이면 두 증권사가 애널리스트의 유형을 알고 있을 때 연구노력 유인이 더 강하게 나타난다.

$$\begin{aligned} \Gamma_1(e=1) &= \Gamma_2(e=1) = w_1 - c + \frac{\delta(v_H + v_L)}{2} \\ \Gamma_1(e=0) &= \Gamma_2(e=0) = w_1 + \delta(v_H - p(v_H - v_L)) \end{aligned} \quad (\text{II-13})$$

(II-13)에서 보는 바와 같이 연구노력을 기울였을 때의 기대수익 $\Gamma_1(e=1)$ 또는 $\Gamma_2(e=1)$ 는 유형간 예측능력이 대칭적이고 연구노력이 유형에 대한 어떠한 정보도 제공하지 않는 한 H -유형의 예측 정확도 p 의 영향을 받지 않는다. 즉, 애널리스트는 연구노력 비용 지출을 감수할 수만 있으면 연구노력 수행결과 일정한 수준의 기대임금 수준을 보장받게 되는 것이다. 반면, 연구노력을 기울이지 않았을 때의 기대수익 $\Gamma_1(e=0)$ 또는 $\Gamma_2(e=0)$ 는 H -유형의 예측정확도 p 가 증가할수록 감소하는 것으로 나타난다. 이는 H -유형의 예측정확도가 증가할수록 H -유형이 되어 받게 되는 기대임금 수준이 높아지기 때문이다. 즉, H -유형의 예측정확도 p 가 증가할수록 연구노력을 기울일 유인이 강해지고, 반대로 감소할수록 연구노력을 기울일 유인이 약해지는 것이다. 결국 애널리스트의 연구노력 수행 여부는 H -유형의 예측정확도 $p_H = p$ 의 수준에 달려 있다.

증권사간 정보가 대칭적일 때 애널리스트 입장에서 연구노력을 기울이는 것과 그렇지 않은 것이 서로 무차별해지는 H -유형의 예측정확도 수준을 \tilde{p} 라고 하자. 그러면 (II-14)와 같이 두 증권사간 애널리스트에 대한 유형정보가 대칭적인 경우에는 연구노력의 결과 H -유형의 예측정확도가 (II-14)에서와 같이 \tilde{p} 이상이어야 연구노력을 기울일 유인이 있다.

$$p > \frac{1}{2} + \frac{c}{\delta(v_H - v_L)} \equiv \tilde{p} \quad (\text{II-14})$$

여기서 $c/\delta(v_H - v_L)$ 은 예측이 정확했을 때 애널리스트가 증권사에 기여하는 초과수익 단위당 비용을 의미한다. 이는 애널리스트는 연구노력을 수행한 결과 H -유형이 되어 얻게 되는 예측의 정확도가 최소한 자신이 부담하게 되는 단위비용(unit cost)보다 올라가야만 연구노력을 수행할 유인을 가지게 된다는 것이다.¹²⁾

3. 증권사간 정보비대칭 하의 균형 분석

가. 애널리스트 채용경쟁 균형 분석

1) 순수균형전략의 존재여부

우선 애널리스트가 1기에 연구노력을 수행하지 않은 경우를 고려하자. 이 경우에는 두 증권사 모두 애널리스트가 L -유형임을 알고 있으므로 균형 임금 수준은 $\pi(L)$ 로 동일하다.

12) 참고로 1기 임금 w_1 은 연구노력 결정이나 애널리스트 이직결정에 아무런 영향을 끼치지 않는다. 이는 무엇보다도 1기의 임금수준이 이미 결정되어 있으며, 증권사 B 와의 영입경쟁으로 인해 2기에서의 기대이윤이 0이 되어 이 또한 임금 결정에 영향을 미치지 못하기 때문이다. 만일 연구노력이나 성과에 의해 임금이 결정되는 성과급과 같은 조건부 계약(contingent contract)이 존재한다면, 1기 임금이 연구노력이나 이직결정에 영향을 미칠 수 있다. 하지만, 이 경우에는 애널리스트의 이직문제보다 최적 임금 계약 조건을 도출하는 문제가 더 부각되게 된다. 본 연구의 문제의식이 애널리스트 시장에서의 이직 특성을 다루는 데 있으므로 성과급과 같은 기타 조건부 계약은 고려하지 않기로 한다. 따라서, 애널리스트의 연구노력 여부에 따라 애널리스트가 H -유형이 될 수 있음에도 증권사 A 가 1기에 제시하는 임금수준은 애널리스트의 유형에 의존하지 않는다.

이제 애널리스트가 1기에 연구노력을 수행한 경우를 가정하자. 이 경우와 앞서 살펴본 벤치마크 경우의 가장 큰 차이점은 애널리스트가 1기에 연구노력을 수행하면, 두 증권사간에 정보비대칭이 존재한다는 것이다.

증권사 A 는 애널리스트의 유형에 근거한 기대수입 $\pi(\theta), \theta \in \{H, L\}$ 에 의해 재계약 임금수준 $w_A(\theta)$ 를 결정한다. 반면, 증권사 B 는 애널리스트의 연구노력 수행여부와 1기말에 발표된 성과에 기초한 기대수입 $\pi_\phi(1, v_\theta), \theta \in \{H, L\}$ 에 의해 신규채용 임금수준을 결정한다. 애널리스트는 두 증권사가 제시한 임금을 비교한 후 증권사 A 의 임금이 더 높으면 잔류를, 증권사 B 의 임금이 더 높으면 이직을 선택하게 된다.

이와 같이 두 증권사가 사용할 수 있는 임금전략이 동일하지 않아 기본적으로는 정보우위에 있는 증권사 A 가 애널리스트 채용경쟁에서 우위를 점할 수 있다. 특히 애널리스트가 H -유형이라면 더욱 그러하다. 예를 들어, 증권사 B 는 사후적인 기대임금 $\pi_\phi(1, v_\theta), \theta \in \{H, L\}$ 이상을 임금으로 제시할 수 없으나, 증권사 A 는 이보다 약간이라도 더 높은 임금으로 H -유형을 확실하게 잔류시킬 수 있다. 이는 증권사 A 가 증권사 B 가 호가할 수 없는 임금수준을 H -유형에게 제시하여 잔류시키고, L -유형은 이직을 허용하는 방향으로 임금전략을 구사할 것임을 시사한다.

Lemma 애널리스트가 1기에 연구노력을 기울인 균형에서 (i) 증권사 B 는 애널리스트에게 혼합균형 임금전략을 제시하며, (ii) 증권사 A 역시 H -유형에게 혼합균형 임금전략을 제시한다. (iii) 증권사 A 와 증권사 B 의 혼합균형 임금전략의 최저 수준과 최고 수준은 동일하다.

그런데, 역설적으로 이러한 정보우위 때문에 Lemma에서처럼 균형에서 두 증권사는 순수전략(pure strategy)이 아닌 혼합전략(mixed strategy)

을 사용하여 애널리스트, 특히 H -유형을 채용하기 위한 경쟁을 벌이게 된다. 다시 말하자면, 두 증권사 모두 어떤 특정 임금수준만을 고집한다면 H -유형을 채용 또는 잔류시킬 수 없다는 것이다.

이를 확인하기 위해 증권사 B 의 임금전략 $w_B(1, v_\theta) \in [0, \pi_\phi(1, v_\theta)]$ 을 고려해보자. 만일 증권사 B 가 H -유형이 아닌 L -유형을 채용하고자 한다면, 증권사 B 는 L -유형으로부터 기대하는 이윤인 $\pi(L)$ 이하를 제시할 것이다. 만일 증권사 B 가 제시하는 임금수준이 $\pi(L)$ 보다 작다면 증권사 A 는 애널리스트의 유형과 상관없이 증권사 B 보다는 높으면서도 $\pi(L)$ 보다는 작은 수준의 임금을 제시하여 항상 애널리스트를 잔류시킬 수 있게 된다. 이러한 이유로 인해 증권사 B 가 L -유형을 채용하는 경우는 오직 $\pi(L)$ 의 임금 수준을 애널리스트에게 제시하는 경우이다. 그리고 L -유형 애널리스트를 채용하더라도 0의 기대이윤을 얻게 된다.

증권사 B 가 L -유형 애널리스트를 채용하는 것에 만족한다면, 증권사 A 는 증권사 B 의 임금 $\pi(L)$ 보다 약간 더 높은 임금을 제시하여 H -유형을 잔류시키게 된다. 그런데, 이 상황에서 증권사 B 가 임금수준을 $\pi(L)$ 보다 높이게 되면 H -유형을 채용할 수 있으므로, 증권사 B 는 L -유형이 아닌 H -유형을 채용하기 위해 임금호가를 $\pi(L)$ 이상으로 올리게 된다.

이제 증권사 B 가 H -유형을 채용하기를 원한다면 이제 임금호가는 증권사 B 가 제시할 수 있는 최대 수준인 $\pi_\phi(1, v_\theta)$, $\theta \in \{H, L\}$ 까지 올라가게 된다. 하지만, 증권사 B 가 이 최대 임금수준 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 을 제시하더라도 증권사 A 는 H -유형에게 이보다 더 높은 임금을 제시할 수 있으므로, 증권사 B 는 순수전략을 사용해서는 H -유형을 채용할 수 없게 된다. 최악의 경우 증권사 B 는 L -유형을 가장 높은 임금 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 을 주고 채용할 수 있으므로, 증권사 B 는 다시 $\pi(L)$ 이하의 임금을 제시하여 L -유형을 채용하는 수밖에 없다. 결국 두 증권사가 순수전략을 사용하는 균형은 존재하지 않는 것이다.

2) 혼합균형전략

$F(w|v_\theta) = \Pr(w \geq w_B(1, v_\theta))$ 를 증권사 B의 혼합균형 임금전략의 분포라고 하고, \underline{w}_B 와 \overline{w}_B 를 각각 증권사 B가 제시하는 F의 최저 임금수준과 최고 임금수준 즉, 하한(lower bound)와 상한(upper bound)라고 하자. 그리고, $G_H(w|v_\theta) = \Pr(w \geq w_A(H))$ 를 증권사 A가 H-유형에게 제시하는 혼합균형 임금전략의 분포라고 하고, $\underline{w}_A(H)$ 와 $\overline{w}_A(H)$ 를 증권사 A가 제시하는 G_H 의 하한(lower bound)와 상한(upper bound)라고 하자. 그러면, 2기에서 애널리스트를 채용하기 위한 두 증권사의 혼합균형 임금전략은 다음과 같다. <그림 II-1>은 이러한 혼합균형 전략을 예시하고 있다.

Proposition 1 애널리스트가 1기에 연구노력을 기울이고, 1기말의 성과가 $v_\theta, \theta \in \{H, L\}$ 라고 하자. 이 때, 증권사 B의 혼합균형 임금전략 분포 $F(w)$ 와 증권사 A가 H-유형에게 제시하는 혼합균형 임금전략 분포 $G_H(w)$, 그리고 이들 분포의 상한과 하한은 다음과 같다. 그리고 증권사 A는 L-유형에게 순수전략 $\pi(L)$ 을 균형임금으로 제시한다.

$$\text{증권사 B: (i) } F(w) = \frac{\pi(H) - \pi_\phi(1, v_\theta)}{\pi(H) - w}, \forall w \in (\pi(L), \pi_\phi(1, v_\theta)] \quad \text{(II-15)}$$

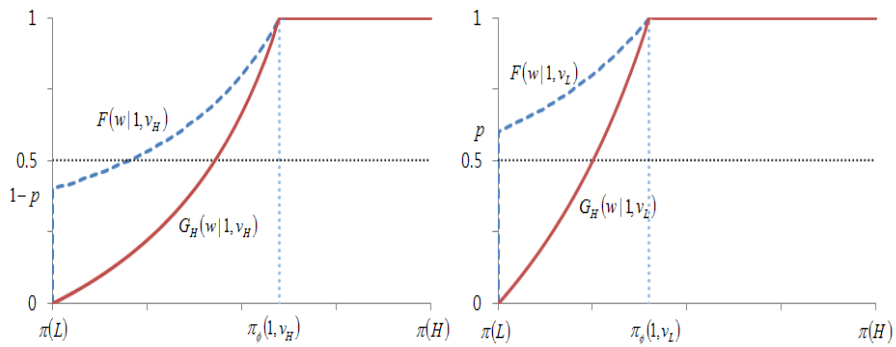
$$(ii) \Pr(w_B^*(1, v_\theta) = \pi(L)) = 1 - \phi_H(1, v_\theta) = \phi_L(1, v_\theta)$$

$$\text{증권사 A: (i) } G_H(w) = \frac{\phi_L(1, v_\theta)(w - \pi(L))}{\phi_H(1, v_\theta)(\pi(H) - w)}, \forall w \in [\pi(L), \pi_\phi(1, v_\theta)] \quad \text{(II-16)}$$

$$(ii) w_A^*(L) = \pi(L)$$

<그림 II-1> 두 증권사의 혼합균형 임금 전략

(1) 성과가 좋은 경우($v = v_H$) (2) 성과가 나쁜 경우($v = v_L$)



이에 따르면 증권사 B는 애널리스트의 연구노력과 1기말 성과 $v_\theta, \theta \in \{H, L\}$ 를 관찰한 후 애널리스트가 L-유형일 사후적 확률로 $\pi(L)$ 을 임금으로 제시하고, H-유형일 사후적 확률로 이보다 높은 임금을 제시한다. 이 전략에 따른 증권사 B의 기대이윤은 0이다. 반면, 증권사 A는 L-유형에게는 $\pi(L)$ 을 제시하고, H-유형에게는 증권사 B의 혼합균형 임금전략에 맞서 역시 혼합균형 임금전략 G_H 를 제시한다. 이 때, 증권사 A가 L-유형으로부터 얻는 기대이윤은 0이고, H-유형으로부터 $\pi(H) - \pi_\phi(1, v_\theta)$ 만큼의 양의 기대이윤을 얻는다.

결국 증권사 B가 H-유형을 채용하기 위해서는 제시하는 임금 수준에 변화를 주어 자신이 채용하려는 애널리스트의 유형을 증권사 A가 정확하게 인지하지 못하게 해야 하는 것이다. 즉, 일정한 확률로 L-유형에게 제시할 수 있는 최대 임금 $\pi(L)$ 을 제시하는 동시에, 일정한 확률로 이보다 높은 임금 $w_B(1, v_\theta) \in (\pi(L), \pi_\phi(1, v_\theta)]$ 를 제시하면 더 이상 증권사 A도 H-유형의 잔류를 100% 보장할 수 없게 된다. 따라서 애널리스트에 대한 유형을 모르는 증권사 B는 혼합전략을 구사하여 H-유형을 채용할

가능성을 높이는 것이다. 동시에 증권사 B 의 혼합전략은 증권사 A 가 얻을 수 있는 기대이윤을 $\pi(H) - \pi_\phi(1, v_\theta)$ 로 제한하는 부가적인 효과도 얻을 수 있다.

이러한 증권사 B 의 혼합전략에 대해 증권사 A 역시 혼합전략을 구사하게 되는데, 정보의 우위(informational advantage)가 있는 만큼 증권사 A 는 증권사 B 의 기대이윤이 0이 되는 임금전략을 사용하게 된다. 또한 증권사 A 의 혼합균형 임금전략 G_H 가 증권사 B 의 혼합균형 임금전략 F 에 대해 1차 확률적 우위(first-order stochastic dominance)를 가지고 있다. 이 때문에 1기말에 관찰되는 성과가 주어졌을 때 증권사 A 가 H -유형의 애널리스트에게 제시하는 평균임금 수준은 증권사 B 가 제시할 수 있는 평균임금 수준보다 높다. 따라서, 증권사 A 는 혼합전략을 사용함으로써 H -유형의 애널리스트가 이직보다는 잔류를 선택할 가능성을 더 높이는 것이다.

1기말에 관찰된 성과에 따른 기대임금 수준을 비교하면, 두 증권사 모두 성과가 좋지 않았을 때보다 좋았을 때 애널리스트에게 더 높은 기대임금 수준을 제시한다. 이는 성과가 좋았을 때 애널리스트가 H -유형일 것이라고 생각하는 증권사 B 의 사후적 추론 $\phi_H(1, v_H)$ 이 사전적인 확률 $\phi = 1/2$ 보다 높아져서 그만큼 임금호가를 높이기 때문이다.

이처럼 정보비대칭 하에서 증권사간 애널리스트 채용경쟁 결과 유형간 임금격차뿐만 아니라 동일한 유형이라 하더라도 임금격차가 발생하게 된다. 예를 들어, 혼합균형 임금전략에서 보듯이 L -유형은 $\pi(L)$ 를 받거나 이보다 큰 임금 $w_B(1, v_\theta) \in [\pi(L), \pi_\phi(1, v_\theta)]$ 를 받을 수 있기 때문이다. 이는 H -유형의 경우에도 마찬가지이다. 하지만, 균형임금 수준은 두 증권사 모두 애널리스트의 유형을 모르는 경우보다는 전반적인 임금 수준, 특히 H -유형이 받을 수 있는 임금수준이 하락하게 된다. 이는 비록 증권사 B 가 호가경쟁을 통해 임금수준에 변화를 줄 수 있으나 증권사

A 가 정보우위를 통해 증권사 B 가 제시할 수 임금의 상한을 낮추고, 그 결과 H -유형의 이직을 최대한 억제하려 하기 때문이다.

나. 애널리스트의 이직결정과 역선택

1) 애널리스트 이직결정

우선 애널리스트가 1기에 연구노력을 기울이지 않았다고 하자. 이 경우 애널리스트는 여전히 L -유형으로 남아 있고 두 증권사가 제시하는 임금 역시 $\pi(L)$ 로 동일하다. 따라서, 이직확률은 앞서 살펴 본 두 가지 벤치마크의 경우와 마찬가지로 $1/2$ 이다.

이제 애널리스트가 1기에 연구노력을 기울였음에도 불구하고, L -유형으로 남아 있는 애널리스트의 이직결정에 대해 알아보자. 균형임금에 따르면, 증권사 A 는 1기에 연구노력을 기울인 L -유형에게 항상 $\pi(L)$ 를 제시한다. 그러므로 애널리스트는 증권사 B 가 $\phi_H(1, v_\theta)$ 의 확률로 $\pi(L)$ 보다 높은 임금을 제시하면 확실히 이직을 선택하고, $\phi_L(1, v_\theta)$ 의 확률로 $\pi(L)$ 를 제시하면 $1/2$ 의 확률로 이직을 선택한다. 이에 1기에 연구노력을 기울인 L -유형이 증권사 B 로 이직할 확률 $P_L(1, v_\theta)$ 은 다음과 같다.

$$P_L(1, v_\theta) = \phi_H(1, v_\theta) + \frac{\phi_L(1, v_\theta)}{2} = \frac{1}{2} + \frac{\phi_H(1, v_\theta)}{2} \quad (\text{II-17})$$

1기에 기울인 연구노력으로 H -유형이 된 애널리스트는 증권사 A 로부터 $w_A(H)$ 를, 증권사 B 로부터 w_B 를 제의 받는다. 이 때, 증권사 B 가 $w = \pi(L)$ 를 제시할 확률은 $1 - \phi_H(1, v_\theta) = \phi_L(1, v_\theta)$ 이므로, H -유형은 이

$1 - \phi_H(1, v_\theta) = \phi_L(1, v_\theta)$ 확률로 증권사 A 에 잔류한다. 그러므로, H -유형이 이직하는 경우는 증권사 B 가 제시한 임금이 $\pi(L)$ 보다 높고 증권사 A 가 제시한 임금이 증권사 B 의 호가임금보다 작을 때 발생한다. H -유형이 2기에 증권사 B 로 이직할 확률 $P_H(w_B|1, v_\theta)$ 은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 P_H(w_B|1, v_\theta) &= \phi_H(1, v_\theta) G_H(w_B) & \text{(II-18)} \\
 &= \phi_L(1, v_\theta) \frac{w_B - \pi(L)}{\pi(H) - w_B} \leq \phi_H(1, v_\theta)
 \end{aligned}$$

2) 역선택

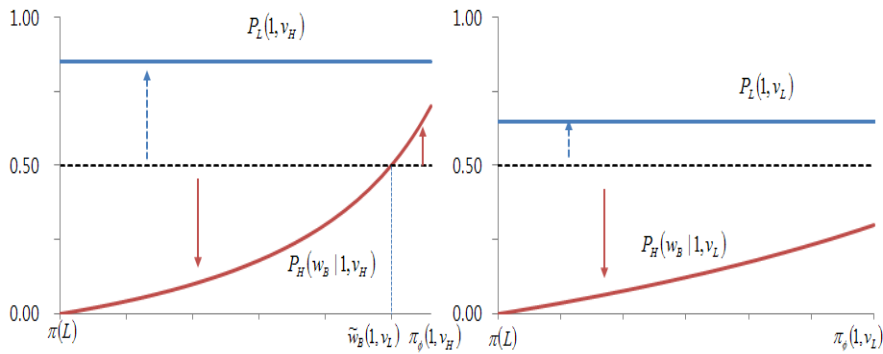
애널리스트 유형에 대해 증권사간 정보가 비대칭적인 상황에서 애널리스트 이직행태에서 발생할 수 있는 역선택(adverse selection)은 다음과 같이 정리할 수 있으며, <그림 II-2>가 역선택과 이직이 애널리스트의 유형과 성과에 따라 어떻게 나타나는지를 보여주고 있다.

Proposition 2 (역선택) (i) 정보비대칭 하에서 L -유형의 이직확률은 두 증권사가 동일한 정보를 가진 벤치마크의 이직확률 $1/2$ 보다 항상 높게 나타난다. (ii) 벤치마크의 이직확률과 같게 되는 증권사 B 의 임금수준을 $\tilde{w}_B(1, v_\theta)$ 라고 하자. 그러면, 증권사 B 의 제시 임금이 $\tilde{w}_B(1, v_\theta)$ 보다 크면 H -유형의 이직확률은 $1/2$ 보다 높게 나타나고, 그렇지 않은 경우에는 항상 낮게 나타난다.

$$\tilde{w}_B(1, v_\theta) = \frac{1}{1 + 2\phi_L(1, v_\theta)} \pi(H) + \frac{2\phi_L(1, v_\theta)}{1 + 2\phi_L(1, v_\theta)} \pi(L) \quad \text{(II-19)}$$

<그림 II-2> 정보비대칭 하에서의 애널리스트의 이직 확률

(1) 성과가 좋은 경우($v = v_H$) (2) 성과가 나쁜 경우($v = v_L$)



Proposition 2는 L -유형의 이직확률은 애널리스트 예측능력에 대한 정보비대칭이 존재하게 되면 항상 벤치마크의 이직확률 $1/2$ 보다 크다는 것을 보여주고 있다. 이와는 달리 H -유형의 이직확률은 1기에서의 성과가 나쁜 경우에는 항상 벤치마크의 이직확률보다 낮아지게 된다. 반면, 1기 성과가 좋은 경우에는 증권사 B 가 제시하는 호가임금이 $\tilde{w}_B(1, v_\theta)$ 이상으로 충분히 커질 경우 H -유형의 이직확률 역시 벤치마크의 이직확률보다 커질 수 있다. 따라서, 기본적으로 증권사 A 의 정보우위에 따라 H -유형의 이직이 억제되고 L -유형의 이직 가능성이 증가하는 Greenwald(1986)의 전형적인 역선택이 나타난다. 그런데, 이와 더불어 애널리스트의 성과가 좋은 경우 증권사 B 가 H -유형을 채용하려는 목적으로 호가임금 수준을 충분히 높여서 제시하면 L -유형은 물론 H -유형의 이직 가능성까지 증가하게 된다. 이 때 증권사 B 가 제시하는 호가임금 수준은 (II-19)에서 보듯이 H -유형과 L -유형 각각으로부터 기대하는 이윤 $\pi(H)$ 와 $\pi(L)$ 의 가중평균이다.

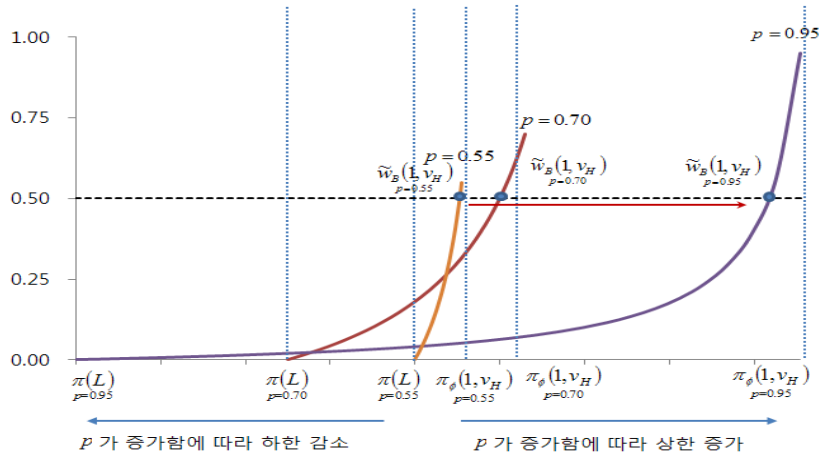
이러한 결과가 나타나는 이유는 애널리스트의 성과가 좋으면 그만큼 증권사 B 가 제시할 수 있는 호가임금 수준이 커져서 증권사 A 의 정보우위에 의한 임금협상력이 감소하기 때문이다. 앞 절에서 살펴보았듯이 균형에서 증권사 B 는 자신이 채용하려는 애널리스트 유형을 증권사 A 가 정확하게 인지하지 못하도록 하고, 증권사 A 는 정보우위를 이용하여 H -유형의 이직을 최대한 억제하려 한다. 이러한 증권사 A 의 노력은 애널리스트의 성과가 낮았을 때 보다 효과적으로 작용하여 H -유형의 이직확률을 최대 $1-p$ 로 벤치마크 수준 이하로 낮출 수 있다. 그런데, 애널리스트의 성과가 좋았을 때는 증권사 B 가 제시할 수 있는 임금수준이 올라가면서 최대 이직확률은 p 가 되어 불가피하게 애널리스트의 이직가능성이 벤치마크 이상 증가하는 것이다. 즉, 증권사 A 는 애널리스트의 유형을 알고 있는 이점에도 불구하고 애널리스트의 이직을 막지 못할 수도 있는 것이다.

여기서 유의해야 할 것은 애널리스트가 H -유형일 것이라는 기대 때문에 증권사 B 가 높은 임금을 제시했지만, 실제로 애널리스트는 L -유형일 가능성이 있다는 점이다. 따라서 비록 (II-19)의 임금수준 $\widetilde{w}_B(1, v_H)$ 이 상으로 호가임금을 제시한 증권사 B 는 사전적인(ex-ante) 기대이윤은 0이지만, 사후적(ex-post)으로는 음의 이윤을 얻을 수 있다는 위험을 감수해야 한다.

한편, <그림 II-3>은 연구노력 결과 H -유형의 예측정확도 p 의 변화에 따른 H -유형의 이직률을 보여주고 있다. 기본적으로 p 가 1에 가까워질수록 균형임금의 상한은 증가하고 하한은 감소하여 두 증권사가 제시할 수 있는 임금의 범위가 넓어지게 된다. 따라서 p 가 커질수록 벤치마크와 동일한 이직률을 보이는 증권사 B 의 임금수준 $\widetilde{w}_B(1, v_H)$ 도 높아지게 된다. 이는 확률 p 가 높아질수록 증권사 B 가 H -유형을 채용하기 위해 제시해야 할 최저 임금수준이 높아진다는 것을 의미한다. 그런데 성과가

좋았을 경우 H -유형 이직률의 상한이 p 이므로, 증권사 B 가 이 임금 수준 $\tilde{w}_B(1, v_H)$ 이상으로 제시하기만 하면 H -유형을 채용할 가능성도 그만큼 높아지게 된다. 하지만 그만큼 H -유형이라 생각하여 높은 임금을 제시하였으나, L -유형을 채용한 경우에는 증권사 B 가 입게 되는 손실 또한 커지게 된다.

<그림 II-3> H -유형의 예측정확도 p 의 변화에 따른 이직률 변화



결론적으로 증권사간 애널리스트 유형에 대한 정보비대칭 상황에서는 예측능력이 낮은 L -유형의 이직률이 증가하는 전형적인 역선택이 발생한다. 그리고 경우에 따라서는 예측능력이 좋은 H -유형의 이직률까지 증가할 수 있다. 이러한 현상은 애널리스트가 좋은 성과를 내었을 때 이에 주목한 증권사 B 가 H -유형을 영입하기 위해 예측능력이 낮은 L -유형을 영입하게 될지도 모르는 위험을 감수하고서라도 증권사 A 보다 높은 임금을 제시하면서 일어난다. 그 결과 애널리스트 시장의 전반적인 이직률이 L -유형의 이직률만 증가하는 전형적인 역선택의 경우보다 높아질 수 있다.

다. 애널리스트의 연구노력과 평판효과(reputation effect)

앞서 벤치마크 모형에서 살펴본 바와 같이 1기의 애널리스트 연구노력은 2기의 기대임금 수준을 높이는 역할을 한다. 즉, 1기에 애널리스트가 연구노력을 수행하는 경우 애널리스트는 $\phi = 1/2$ 의 확률로 H -유형이 되고, 2기에 두 증권사로부터 임금제의를 받아 더 높은 임금을 제시하는 회사로 이직 또는 잔류결정을 하게 되는 것이다.

$W_\phi(\theta|1, v_{\theta'})$, $\theta, \theta' \in \{H, L\}$ 를 연구노력을 수행한 결과 θ -유형이 된 애널리스트가 1기에서 성과 $v_{\theta'}$ 를 기록한 후 얻게 되는 2기 기대임금이라고 하자. 그럼 애널리스트는 연구노력의 결과 H -유형이 되면 p 의 확률로 2기에 기대임금 $W_\phi(H|1, v_H)$ 을 얻게 되고, $1-p$ 의 확률로 기대임금 $W_\phi(H|1, v_L)$ 을 얻게 된다. 반면, 연구노력에도 불구하고 L -유형이 되면 $1-p$ 의 확률로 기대임금 $W_\phi(L|1, v_H)$ 을 얻게 되고, p 의 확률로 기대임금 $W_\phi(L|1, v_L)$ 을 얻게 된다. 여기서 1기말 성과 v_θ 가 주어졌을 때 H -유형의 2기 기대임금 $W_\phi(H|1, v_\theta)$ 과 L -유형의 기대임금 $W_\phi(L|1, v_\theta)$ 은 각각 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 &W_\phi(H|1, v_\theta) \\
 &= \int_{\pi(L)}^{\pi_\phi(1, v_\theta)} P_H(w|1, v_\theta)w dG_H(w|1, v_\theta) + \int_{\pi(L)}^{\pi_\phi(1, v_\theta)} (1 - P_H(w|1, v_\theta))w dF(w|1, v_\theta) \\
 &W_\phi(L|1, v_\theta) = \phi_L(1, v_\theta)\pi(L) + \phi_H(1, v_\theta) \int_{\pi(L)}^{\pi_\phi(1, v_\theta)} w dG_H(w|1, v_\theta) \quad (II-20)
 \end{aligned}$$

따라서, 정보비대칭 하에서 연구노력을 기울였을 때의 기대수익 $\Gamma_\phi(e = 1)$ 와 그렇지 않을 경우에 얻는 기대수익을 $\Gamma_\phi(e = 0)$ 라고 하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Gamma_\phi(e=1) &= w_1 - c + \frac{\delta}{2} \left[\sum_{\theta=H,L} p_\theta W_\phi(H|1, v_\theta) + \sum_{\theta=H,L} p_\theta W_\phi(L|1, v_\theta) \right] \\ \Gamma_\phi(e=0) &= w_1 + \delta(v_H - p(v_H - v_L)) = \Gamma_1(e=0) = \Gamma_2(e=0) \end{aligned} \quad (\text{II-21})$$

그런데, 정보의 비대칭 하에서 애널리스트가 받는 2기 기대임금 $W_\phi(H|1, v_\theta)$ 와 $W_\phi(L|1, v_\theta)$ 는 두 증권사가 제시하는 균형임금의 상한임금 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 보다 클 수 없다. 또한 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 는 두 증권사 모두 애널리스트 유형을 모를 때 애널리스트가 받게 되는 2기 기대임금 수준이므로 (II-22)의 관계가 성립한다는 것을 쉽게 알 수 있다. 즉, 정보의 비대칭 하에서는 연구노력을 기울였을 때의 기대수익은 두 증권사가 동일한 정보를 가지고 있는 벤치마크의 기대수익 $\Gamma_1(e=1)$ 또는 $\Gamma_2(e=1)$ 보다 항상 작다.¹³⁾ 반면, 연구노력을 기울이지 않을 때의 기대수익 $\Gamma_\phi(e=0)$ 은 벤치마크의 기대수익 $\Gamma_1(e=0)$ 또는 $\Gamma_2(e=0)$ 와 동일하다.

$$\Gamma_\phi(e=1) < \Gamma_1(e=1) = \Gamma_2(e=1) \quad (\text{II-22})$$

결국 정보의 비대칭 하에서 두 증권사의 혼합균형 임금전략이 주어졌을 때, 기대수익이 작아지므로 그만큼 연구노력의 결과 더 높은 정확도를 가져야만 애널리스트는 연구노력을 수행할 유인이 있음을 시사한다. 다음의 Proposition 3은 이처럼 애널리스트 유형에 대한 증권사간 정보가 대칭적인 경우보다 비대칭적일 때 애널리스트가 연구노력을 통해 평판관리(reputation concern)를 할 유인이 작아진다는 것을 보여주고 있다.

13) 이는 $p_H > 1 - p_L$, 그리고 $p_H < 1 - p_L$ 인 경우 모두 성립한다.

Proposition 3 정보의 비대칭 하에서 애널리스트가 연구노력을 기울이게 되는 예측 정확도의 최저치를 \tilde{p}_a 라고 표기하자. 그러면 정보의 비대칭 하에서 애널리스트는 \tilde{p}_a 는 (II-23)과 같다. 즉, 정보비대칭 하에서 애널리스트가 연구노력을 수행할 유인은 그렇지 않은 경우보다 약화된다.

$$p > \tilde{p}_a > \tilde{p} = \frac{1}{2} + \frac{c}{\delta(v_H - v_L)} \quad (\text{II-23})$$

기본적으로 연구노력 유인이 약화되는 것은 정보비대칭 하에서 증권사간 애널리스트 채용경쟁에도 불구하고 호가임금 수준, 특히 H-유형에게 제시하는 호가임금이 낮아지는 데에 기인한다. 즉, 애널리스트 유형에 대한 정보의 비대칭 때문에 증권사 B가 H-유형에게 제시할 수 있는 임금수준이 낮아지고, 이에 따라 유형을 알고 있는 증권사 A 역시 정보의 우위를 이용하여 균형임금을 낮추기 때문이다.

그런데 연구노력의 유인이 약화되는 것은 비단 애널리스트 개인의 문제에 국한되지 않는다. 더 큰 문제는 애널리스트 시장에서 예측정확도가 높은 H-유형을 구축(驅逐)할 가능성이 높아진다는 것이다. 예를 들어 H-유형이 된다 하더라도 예측 정확도가 \tilde{p}_a 이하로 상대적으로 높지 않다면, 결과적으로 시장에는 L-유형만 존재하기 때문이다.

따라서, 애널리스트 예측능력에 대한 증권사간 정보비대칭이 존재하게 되면 연구노력 유인이 약화될 뿐만 아니라 이직행태에서 발생할 수 있는 역선택 문제가 더 심화되게 된다. 즉, 상대적으로 예측능력이 떨어지는 애널리스트의 이직 가능성이 더 증가하게 되는 것이다. 특히 이러한 가능성은 애널리스트의 예측능력을 경쟁 증권사뿐만 아니라 소속 증권사마저 모르는 경우가 보다 더 높게 나타날 수 있다. 연구노력 유인이

떨어지는 만큼 애널리스트의 전반적인 리서치 질 또한 저하될 수밖에 없다. 이는 애널리스트 개인뿐만 아니라 증권사와 투자자를 아우르는 애널리스트 시장참여자 모두의 손실을 초래하여 애널리스트에 대한 전반적인 신뢰를 저하시키는 악순환을 일으킬 수 있다. 이러한 점에서 애널리스트의 전반적인 예측 능력을 향상시킬 수 있는 애널리스트 개인의 노력뿐만 아니라 업계 전반의 노력이 필요하다고 점을 확인할 수 있다.

4. 소결

본 이론모형은 애널리스트 유형에 대해 비대칭적인 정보를 가진 두 증권사가 애널리스트를 채용하려 할 때 발생할 수 있는 애널리스트 이직행태와 역선택 문제, 그리고 평판관리 유인에 대해 살펴보았다.

이론모형의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 소속 증권사의 정보우위로 인해 증권사간 정보가 대칭적인 경우보다 전반적인 애널리스트의 임금수준이 하락하게 된다. 둘째, 정보비대칭 하에서 증권사간 애널리스트 채용경쟁은 애널리스트 유형간 임금격차뿐만 아니라 동일한 유형내 임금격차를 야기하게 된다. 셋째, 애널리스트 이직행태는 일반적으로 과거 성과와 관계없이 예측의 정확도가 높은 애널리스트보다 낮은 애널리스트가 이직할 가능성이 높은 역선택의 문제가 발생한다. 뿐만 아니라 과거 성과가 좋았을 경우에는 증권사간 애널리스트 채용경쟁이 격화되어 H-유형의 이직가능성이 증가하여 시장 전반의 이직률이 지나치게 높아질 수도 있다. 마지막으로 증권사간 정보의 비대칭으로 인해 경쟁에도 불구하고 증권사가 제시하는 임금수준이 낮아져서 애널리스트의 연구노력 유인이 증권사간 정보가 대칭적인 경우보다 저하되는 것으로

나타났다. 이는 곧 애널리스트 시장에서 상대적으로 예측능력이 좋은 애널리스트들이 줄어들고, 리서치 질이 저하되어 애널리스트에 대한 전반적인 신뢰저하를 초래할 수 있음을 의미한다.

사실 애널리스트의 이직행태에서 발생할 수 있는 역선택 문제와 연구노력 유인체계의 부족은 모두 애널리스트 예측능력에 대한 증권사간 정보비대칭 문제로 귀결된다. 이로 인해 증권사들이 애널리스트 영업경쟁을 벌이게 되면 시장의 효율적인 인적자원배분은 고사하고 원래 의도했던 자사의 기업연구 역량강화를 통한 이윤극대화라는 목적도 달성하기 어려울 것이다. 결국 애널리스트 이직행태와 연구노력 유인에 대한 이론모형에서 얻을 수 있는 시사점은 이와 같은 애널리스트의 기업연구 역량에 대한 정보비대칭을 줄이는 방향으로 정책방향을 모색해야 한다는 것이다.

우선, 역선택의 가능성을 줄이기 위해 애널리스트 공시제도를 보다 강화할 필요가 있다. 이는 애널리스트의 연구노력을 증진하는 효과뿐만 아니라 시장 전반의 이직률을 낮출 수 있기 때문이다.¹⁴⁾ 또한 애널리스트 개인 차원뿐만 아니라 증권사 차원에서 연구노력의 효율성 또는 생산성을 높이는 노력이 필요함을 지적할 수 있다. 이러한 개별 증권사들의 노력이 비록 단기적으로 애널리스트의 이직을 부추기는 요인이 될 수 있으나, 중장기적으로는 애널리스트의 전반적인 예측능력 제고를 통해 시장 전반의 정보비대칭을 줄이면서 효율적인 인적자원 배분을 유도하는 효과가 있다. 물론 이러한 노력이 애널리스트의 기업연구를 참고하는 일반 개인투자자 및 기관투자자의 이익에도 부합하는 것임은 말할 나위도 없을 것이다.

14) 이 과정에서 단기적으로 애널리스트 시장의 평균임금이 상승할 수 있다. 하지만, 이는 어디까지나 능력에 맞는 임금수준에 근접하는 것이지 임금인플레이션을 의미하지는 않는다.

Ⅲ. 이직 전후 성과비교를 통한 이직행태 분석

1. 가설 설정
2. 분석자료 및 모형
3. 실증분석 결과
4. 소결

III. 이직 전후 성과비교를 통한 이직행태 분석

II장의 이론분석에 따르면 증권사가 영입하려는 애널리스트의 예측능력에 대해 알지 못한다면 일시적으로 좋은 성과를 거둔 애널리스트를 예측능력이 좋은 애널리스트로 판단하여 좋은 조건으로 영입할 가능성이 존재한다. 이러한 역선택은 그 동안 언론과 업계에서 지속적으로 제기하였던 '높은 연봉에 비해 낮은 성과'를 내는 이직 애널리스트들의 존재를 이론적인 틀을 이용하여 설명하는 것이기도 하다. 또한 EPS 예측 성과가 이직의 주요인이라는 기존의 실증분석¹⁵⁾이나 전년도 EPS 예측 성과가 좋았을 때 이직률이 크게 증가하였다는 이석훈(2011)의 연구는 실제로 애널리스트의 이직행태에서 역선택이 발생할 가능성을 시사하고 있다.

그런데, 다른 한편으로 애널리스트 예측능력에 대한 정보가 투명할수록 이직이 효율적인 인적자원배분에 기여할 수 있다는 점에 주목할 필요가 있다. 즉, 애널리스트의 예측능력을 알 수 없다 하더라도 다양한 지표를 이용하여 애널리스트의 예측능력을 검증할 수 있다면 애널리스트들은 자신들의 능력에 맞는 임금 또는 근무여건을 제시하는 증권사로 이직할 수 있는 것이다. II장의 이론모형은 이 경우 애널리스트의 이직률도 안정적인 수준을 유지하게 될 것임을 시사하고 있다. 따라서, 국내 애널리스트 시장의 투명성이 높아져 애널리스트 예측능력에 대한 검증이 용이하다면 일각에서 제기하는 것처럼 역선택의 우려가 그다지 심하지 않을 수도 있는 것이다. 이 장에서는 이러한 문제의식에 입각하여 국내 애널리스트들의 이직행태에 대한 실증분석을 통해 실제로 이직시장에서 역선택 문제가 발생하고 있는지에 대하여 검증하고자 한다.

본 연구의 실증분석에서는 기존문헌을 참고하여 EPS 예측오차로 측

15) 이를 테면, Mohmmad and Nathan(2008), Mikhail et al.(1999), Jacob et al.(1999) 등의 연구가 있다.

정한 애널리스트의 예측성과가 이직 이후에도 유지되었는지를 분석하여 애널리스트 이직시장에서 발생할 수 있는 역선택 또는 효율적인 인적자원배분의 가능성을 논의하고자 한다.

실증분석을 위해 2004년부터 2010년까지 발표된 기업분석보고서를 기초로 국내 애널리스트들의 이직자료를 구성하였다. 애널리스트의 이직행태에서 역선택이 나타나는지 여부를 검증하기 위한 실증분석 모형은 이중차분법을 이용하였다. 이를 위해 애널리스트를 이직여부에 따라 이직 애널리스트 그룹과 비이직 애널리스트 그룹으로 구분하였다. 그리고 예측능력 검증지표인 경력과 경쟁애널리스트의 수를 기준으로 애널리스트를 보다 세분화하여 역선택이 어떠한 애널리스트들의 이직행태에서 나타날 수 있는지를 살펴보았다.

실증분석 결과 경력과 경쟁 애널리스트의 수가 적은 일부 애널리스트들의 이직행태에서 역선택이 발생할 수 있음을 확인하였다. 그러나, 이러한 애널리스트들의 비중은 9.7%에 불과하여 언론과 업계에서 우려하는 바와는 달리 역선택에 의한 비효율적인 이직행태 역시 그리 많지 않은 것으로 판단된다. 이들을 제외하면 이직행태에서 역선택이 발생한다는 실증적인 증거를 찾을 수 없었다. 오히려 경력이 풍부하고 경쟁애널리스트의 수가 많아 능력에 대한 검증이 용이한 애널리스트들이 상향 이직하는 경우에는 이직 이후 예측성과가 낮아져서 이직을 통해 효율적인 인적자원배분이 이루어지고 있다는 가능성을 확인하였다. 이러한 점에서 국내 애널리스트 시장에서는 II장의 이론모형에서 전제한 애널리스트 예측능력에 대한 정보비대칭이 그리 심하지 않다는 것을 확인할 수 있었다.

본 장의 구성은 다음과 같다. 우선 1절에서는 실증분석을 위한 가설을 제시하고, 2절에서는 이를 검증하기 위한 구체적인 분석자료와 방법론에 대해 논의한다. 그리고, 3절에서는 실증분석 결과를, 마지막으로 4절에서는 본 장의 주요 결론을 제시한다.

1. 가설 설정

애널리스트들의 이직행태에 관한 해외의 기존 실증연구는 크게 두 가지 유형으로 구분할 수 있다. 첫 번째 연구 유형은 애널리스트의 평판 관리(career concerns) 또는 이해상충(conflicts of interest)의 관점에서 애널리스트의 이직을 분석한 연구로 Hong and Kubik(2003)이 그 대표적인 예이다. Hong and Kubik(2003)은 낙관적인 전망에 근거한 종목추천으로 소속 증권사의 수입 창출에 크게 기여하는 애널리스트가 보다 나은 증권사로 이직하는 경향이 있음을 보였다. 이러한 결과는 기업이익 예측의 정확도보다 매수편의가 이직의 주요 요인임을 의미한다. 이는 또한 애널리스트와 투자자의 이해가 상충할 수 있다는 Agrawal and Chen(2008), Michaely and Womack(1999), 그리고 Lin and McNichols(1998)과 같은 연구들과 그 맥락을 같이하고 있다.

두 번째 연구 유형은 Mohammad and Nathan(2008), Mikhail et al.(1999), 그리고 Jacob, Lys, and Neale(1999)과 같이 애널리스트의 기업이익 예측정확도와 이직과의 관계를 분석한 연구이다. 일반적으로 애널리스트의 기업이익 예측정확도는 과거 전망의 정확도가 높을수록, 분석대상 산업 및 기업의 수가 적을수록, 애널리스트 경력이 길수록, 그리고 분석보고서를 자주 발표할수록 높은 것으로 알려져 있다(Brown(2001), Mikhail et al.(1997), Clement(1999), Jacob et al.(1999)). 즉, 애널리스트의 이익 예측정확도는 애널리스트 개인의 능력 또는 경력, 그리고 분석 대상 기업에 대한 정보량에 따라 좌우된다는 것이다. Mikhail et al.(1999)와 Jacob et al.(1999)는 이와 같은 애널리스트 예측정확도에 대한 기존 연구와 애널리스트들의 예측능력에 유의미한 차이가 있다는 Sinha, Brown, and Das(1997)의 연구에 주목하여 애널리스트 이직행태가 기업이익 예측정확도에 따라 어떻게 달라지는가를 분석하였다. 분석결과 상대적으로 기업이익 예측의 정확도가 떨어지는 애널리스트들이 더 많이

이직을 하는 것으로 나타났다.

이와 같은 기존 문헌의 연구결과는 애널리스트의 이직행태가 이익 예측능력 또는 예측정확도에 따라 달라질 것임을 시사한다. 또한 이익 예측정확도가 애널리스트의 경력이나 분석대상 기업에 대한 정보량에 따라 달라지므로 이러한 요소들도 애널리스트의 이직에 영향을 미칠 것임을 시사한다.

국내 문헌의 경우에는 애널리스트의 이직행태보다 이익예측치의 정확도 또는 애널리스트와 투자자와의 이해상충 가능성에 초점을 둔 연구가 대부분이다.¹⁶⁾ 애널리스트의 이직행태를 다룬 실증분석은 2000년대 중반 이후 높아진 국내 애널리스트 시장의 이직률에 주목한 이석훈(2011)이 유일하다. Hong and Kubik(2003)의 방법론에 기초한 이석훈(2011)에 따르면 국내 애널리스트 이직시장에서 이해상충의 가능성은 낮은 것으로 나타난다.¹⁷⁾ 이석훈(2011)은 2004년부터 2010년까지의 국내 애널리스트들의 이직행태를 분석하였는데, 분석 결과 전년도 기업이익 예측정확도가 높을수록 이직률이 높은 반면, 투자의견 매수편의나 분석 기업의 수는 이직에 미치는 효과가 미미하였다. 이는 국내 애널리스트 이직시장에서도 Hong and Kubik(2003)이 제기한 매수편의보다 기업이익 예측의 정확도가 보다 중요한 결정요인임을 의미한다.

한편, 애널리스트 경력이 낮을수록 이직률이 높아진다는 이석훈(2011)의 연구는 애널리스트의 경력에 따라 이직행태가 달라질 수 있음을 보

16) 김동순, 엄승섭, 최문성(2009), 박창균, 연태훈(2009), 박경진(2009), 엄승섭, 이장희(2008), 고봉찬, 김진우(2007), 이만용, 신현한, 장진호(2005), 박경서, 조용대(2005), 광재석(2003) 등을 참조하라.

17) 박경진(2009), 이만용 외(2005)와 박경서, 조용대(2005) 등은 애널리스트의 매수편의에 의한 이해상충 문제를 제기한 반면, 박창균, 연태훈(2009)은 이러한 이해상충 문제가 예측편의나 정확도에 있어서 유의한 차이를 보이지는 않는 것으로 보고 있다.

여주고 있다.¹⁸⁾ 또한 광재석(2003)은 예측시점이 기업실적 발표시점에 가까워질수록 예측오차가 줄어드는 현상을, 박경진(2009)과 엄승섭, 이장희(2008)는 특정기업을 분석하는 애널리스트가 많을수록 기업이익 예측 오차가 줄어드는 현상을 보고하고 있다. 이러한 연구는 해외 문헌에서와 마찬가지로 애널리스트의 경력이나 분석대상 기업에 대한 정보량과 같은 요소들이 애널리스트의 이직에 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

앞 장에서 논의한 이론적 모형은 애널리스트 예측능력에 대한 증권사간 정보비대칭이 존재할 때 실제로 애널리스트 이직행태에서 역선택이 발생할 수 있음을 명시적으로 보여주고 있다. 구체적으로 예측능력이 낮은 애널리스트들이 일시적으로 좋은 예측성적을 얻었을 때 정보가 부족한 외부 증권사의 높은 임금제외에 의하여 이직할 때 역선택이 발생하게 된다. 따라서 애널리스트 예측능력에 대한 정보비대칭이 심한 경우에는 이직을 한 애널리스트들의 상당수가 예측능력이 낮은 애널리스트일 것이다. 그 결과 일시적으로 좋은 성과에 의해 이직을 하였기 때문에 이직 이후에는 예측성적이 다시 낮아질 가능성이 높아진다. 즉, 이직한 애널리스트들의 평균적인 예측성적이 이직 이후 다시 떨어진다면 이는 역선택의 결과일 가능성이 높은 것이다.

반대로, 이직 애널리스트의 평균적인 예측성적이 비이직 애널리스트에 비해 이직 이후 상승하였다면 새로운 증권사가 이직 애널리스트에게 보다 적합한 증권사였음을 의미한다. 이 경우 애널리스트의 이직이 시장 전반의 효율적인 인적자원배분을 제고할 가능성이 있다. Jackofsky(1984)나 Mohammad and Nathan(2008)는 이직이 효율적인 인적자원배분에 기여할 수 있음을 보여주고 있다. Jackofsky(1984)에 따르면 예측능력이

18) 1994년부터 2004년까지 금융회사간 인수합병이 활발했던 시기를 대상으로 애널리스트 이직을 분석한 Wu and Zang(2007) 또한 이러한 가능성을 뒷받침한다. Wu and Zang(2007)에 따르면 Jackofsky(1984)의 예측처럼 이익 예측 정확도와 이직간의 관계가 U-형태임을 보였다.

아주 낮은 애널리스트들은 소속 증권사와 재계약에 실패하여 비자발적으로 이직을 많이 하게 되고, 예측능력이 뛰어난 애널리스트들은 증권사들이 경쟁적으로 영입하려 하기 때문에 이직을 많이 할 것이라고 보았다. 반면, 예측능력이 아주 낮지도 그렇다고 뛰어나지도 않은 애널리스트들의 이직 가능성이 가장 낮아서 결과적으로 애널리스트의 이직패턴은 U-형태일 것이라고 예측하였다. 이 점에 착안하여 Mohammad and Nathan(2008)은 실제로 자신이 일했던 증권사보다 작지만 자신이 보다 선호하는 증권사로 이직한 애널리스트들은 이직 이후 예측능력이 보다 좋아졌음을 실증적으로 보였다. 즉, 예측능력이 뛰어난 애널리스트는 자신에게 더 적합한 증권사로 이직하여 결과적으로 효율적인 인적자원배분이 이루어졌다고 할 수 있다.

한편, 애널리스트 예측능력에 대해 정확히 알 수 없다 하더라도 여러 지표를 이용하여 예측능력에 대해 간접적으로 파악할 수 있는 경로가 존재한다. 애널리스트 이직행태에 대한 Mohammad and Nathan(2008), Brown(2001), Mikhail et al.(1999), Jacob et al.(1999), 이석훈(2011) 등의 국내외 실증분석은 애널리스트의 경력 또는 경쟁 애널리스트의 수 등이 애널리스트 이직의 요인 중의 하나임을 제시하고 있다. 따라서, 이와 같은 간접적인 검증방법이 효율적인지에 따라 애널리스트 이직행태 또는 역선택의 정도는 다르게 나타날 수 있는 것이다. 즉 애널리스트가 경력이 많을수록 또는 동일한 기업분석을 경쟁 애널리스트 수가 많을수록 애널리스트의 예측능력을 비교하거나 평가하기가 수월해진다. 따라서 만일 애널리스트 경력이나 경쟁 애널리스트를 통해 애널리스트 예측능력에 대한 검증이 용이하다면 역선택이 크지 않아, 이직 애널리스트들 중에서 예측능력이 낮은 애널리스트의 비중이 높지 않을 것이다. 즉, 예측능력이 뛰어난 애널리스트의 이직이 증가함에 따라 이직 애널리스트들의 이직 이후 예측오차는 이직 이전과 큰 차이가 없을 가능성이 있다.

이러한 관점에서 본 실증분석에서는 국내 애널리스트들의 EPS 예측

오차로 평가한 애널리스트의 성과가 이직 이후에도 유지되는지를 검토하여 이직행태에서 역선택의 문제가 존재하는지를 실증적으로 검토하고자 한다. 또한 기존 문헌에서처럼 애널리스트의 경력이나 동일한 기업을 분석하는 경쟁 애널리스트 수와 같이 애널리스트의 예측능력에 대한 정보를 잘 보여줄 수 있는 변수에 따라 이직을 전후한 성과변화가 달라지는가를 보고자 한다. 앞서의 논의를 기초로, 본 연구에서 검토하고자 하는 가설은 다음과 같다.

가설: 정보비대칭으로 인하여 예측능력이 떨어지는 애널리스트들의 이직이 잦은 역선택 효과가 클수록, 이직 애널리스트 그룹의 평균 EPS 예측오차는 비이직 애널리스트 그룹보다 이직 후 상승할 것이다.

2. 분석자료 및 모형

가. 표본

본 연구의 표본은 Fn-Guide로부터 구한 2004년부터 2010년까지 발표된 기업분석보고서를 기초로 애널리스트 이직과 관련 자료로 구성하였다. 이에 따라 본 연구의 표본은 기업에 대한 주가전망을 수행한 애널리스트로 한정하고 있다. 이직자료는 총 109,536건의 기업분석보고서를 기초로 구축하였다. 분석기간 특정년도에 애널리스트의 기업분석보고서가 두 개 이상 다른 소속 증권사에서 나왔을 경우 애널리스트는 해당년도에 이직한 것으로 간주하였다.

특히, 분석 대상 애널리스트가 2분기와 3분기 사이에 작성한 개별 기업의 분석보고서 가운데 가장 최근에 보고된 주당순이익(EPS: Earning Per Share) 예측치(이후, EPS 예측치)를 사용하였다. 이에 따라 해당 기간 동안 EPS 예측치가 있었던 분석보고서는 총 109,536건이었으나, 이 중 1분기와 4분기¹⁹⁾에 발간되었거나 2분기와 3분기 사이에는 발간되지 않았던 84,713건의 보고서는 연구 표본에서 제외하였다. 그리고 남은 24,823건의 보고서 중에서 이직한 애널리스트가 이직년도를 기준으로 전년도와 다음연도를 분석한 기업의 보고서가 있는 경우 동 기간 해당기업을 분석한 이직하지 않은 애널리스트의 보고서를 비교대상에 포함했다. 이 결과 최종적으로 분석에 사용된 표본은 5,278건이었다.

나. 변수의 정의 및 현황

본 연구에서는 2분기와 3분기 사이 기업분석보고서에 나타난 EPS 예측치와 실제의 EPS를 비교함으로써 애널리스트의 EPS 예측정확도를 구하였다. 본 연구는 EPS 예측오차 변수를 Hong and Kubik(2003), Jackson(2005), 그리고 고봉찬, 김진우(2007) 등의 문헌에서 사용되었던 방식으로 정의하였다. 식 (III-1)은 예측된 EPS와 실제 EPS 간 차이를 보고서 발표당일의 기업 주가로 나눈 값으로서, t 년도 애널리스트 i 의 기업 j 에 대한 EPS 예측오차를 나타낸다. 이러한 예측오차가 작을수록 t 년도 해당 애널리스트 i 의 기업 j 에 대한 EPS 예측정확도는 높아진다.

19) 결산월이 3월인 경우 1분기와 4분기는 각각 전년 4월부터 6월까지와 해당년도 1월부터 3월이 되고, 결산월이 12월인 경우 1분기와 4분기는 각각 해당년도 1월부터 3월까지와 10월부터 12월이 된다.

$$EPS \text{ 예측오차}_{i,j,t} = \frac{|\text{예측 } eps_{i,j,t} - \text{실제 } eps_{i,j,t}|}{\text{주가}_{j,t}} \quad (\text{III-1})$$

애널리스트로서 근무한 경험연수를 나타내는 경력은 2001년을 시점으로 하여 분석 대상인 기업분석보고서를 제출하였던 해당년도까지를 포함하여 정하였다. 그리고 애널리스트가 기업분석보고서를 제출하기 이전에 애널리스트로서 일정 기간 근무하였다 하더라도 이 기간을 포함하지 못하였다. 예를 들면, 1999년부터 2004년도까지 기업분석보고서를 발표한 애널리스트는 실제 6년차임에도 불구하고 2001년을 시점으로 하였고 때문에 4년차로 적게 산정될 수 있다. 더불어, 본 연구는 보고서를 발간하지 않는 2년에서 3년 동안의 연구보조자 활동기간을 애널리스트 경력에서 배제하고 있다.

본 실증분석에서는 기업분석보고서의 소속 증권사가 변경되었을 때 해당 애널리스트가 이직한 것으로 규정하고 있다. 아래의 <표 III-1>은 연도별 애널리스트 이직현황을 보여주고 있다. 그런데 증권사간 이직 이외에도 상당수의 애널리스트가 펀드매니저나 자문회사 등 타 업종으로 이직하거나 소속 증권사의 타 부서로 전출이 발생하고 있었다. 이러한 상황을 본 연구에서는 ‘유출(流出)’이라고 정의하고, 이 경우 더 이상 애널리스트 보고서가 작성되지 않기 때문에 분석대상에서 제외하고 있다. 반대의 경우 동일 증권사 타 부서나 타 업종에서 이직한 애널리스트는 ‘유입(流入)’으로 정의하였다.

이에 따라 <표 III-1>에서 연도별 애널리스트 총계는 이직자와 비이직자 그리고 신규 유입 애널리스트의 합이 된다. 구체적으로 타 증권사 애널리스트로의 이직 비율은 평균 10% 전후인 반면 유입 애널리스트 비율은 대체적으로 이보다는 훨씬 높은 것을 알 수 있다. 참고로 기업분석보고서를 발표한 애널리스트의 숫자는 2003년 502명에서 2010년 692명으로 증가하여 7년간 약 40% 성장률을 보였다.

<표 III-1> 연도별 애널리스트 이직 현황

(단위: 명, %)

연 도	애널리스트 수	증권사 잔류		유입	유출
		비이직	이직		
2003	502	-	-	-	-
2004	503	76.7% (386)	2.4% (12)	20.9% (105)	20.7% (104)
2005	455	72.3% (329)	8.4% (38)	19.3% (88)	29.9% (136)
2006	467	58.7% (274)	10.3% (48)	31.0% (145)	28.5% (133)
2007	526	65.4% (344)	9.9% (52)	26.6% (140)	15.4% (81)
2008	563	67.9% (382)	7.6% (43)	24.5% (138)	17.9% (101)
2009	628	65.8% (413)	11.1% (70)	23.1% (145)	12.7% (80)
2010	692	65.6% (454)	9.5% (66)	24.9% (172)	15.6% (108)

자료: FnGuide 자료를 기초로 구성

한편, 애널리스트가 소속된 증권사는 소속 리서치센터의 등급으로 구분하였다. 리서치센터의 등급은 소속된 증권사의 리서치센터에 소속된 애널리스트 규모(50%), 증권사 자본규모(30%), 리서치센터 설립연수(20%) 등을 점수화하고 이를 가중평균하여 구하였다. 리서치센터 등급의 최고값은 10점 만점을 기록하였고, 평균은 5.1, 중간값은 4.7, 최저값은 1.1로 나타났다. 본 연구에서 애널리스트가 리서치센터 등급이 8점 이상인 증권사로 이직한 경우를 상향이직으로 정의하였고, 리서치센터 등급을 8점 이하인 증권사로 이직한 경우를 하향이직으로 정의하였다. 리서치센터 등급이 8점 이상인 증권사 수는 6개로 모두가 대형 증권사였으며, 8점 이하인 증권사 수는 25개로 중소형 규모의 증권사들이었다.

다음으로 <표 III-2>는 애널리스트 경력에 따른 이직의 분포를 보여주고 있다. 여기서, 애널리스트 경력은 2001년을 기점으로 기업분석보고서를 제출하였던 해당년도까지의 기간만을 고려하여 산출하였기에 애널리스트의 실제 경력보다는 적게 산정된 경우가 다소 있을 수 있다. <표 III-2>는

애널리스트 중에서는 3~5년차 애널리스트 비중이 다른 연차에 비해 상대적으로 높았다. 그리고, 애널리스트 이직률이 2~4년차 사이에서 16% 전후로 매우 높았음을 보여주고 있다. 그런데 경력이 긴 애널리스트의 이직률도 8~9%로 높았다는 점에서, 경력이 짧은 애널리스트뿐 아니라 경력이 긴 애널리스트의 이직률도 높다고 할 수 있다.

<표 III-2> 애널리스트 경력별 이직 현황

(단위: 명)

애널리스트 경력	애널리스트 수	이직한 애널리스트 수 ^{주)}
2	181	28 (15.5%)
3	335	53 (15.8%)
4	308	52 (16.9%)
5	327	32 (9.8%)
6	232	37 (15.9%)
7	186	23 (12.4%)
8	145	14 (9.7%)
9	98	9 (9.2%)
10	62	5 (8.1%)

주 : %는 연차별 애널리스트 수 대비 이직한 애널리스트의 백분율을 의미
 자료: FnGuide 자료를 기초로 구성

다. 기초통계량

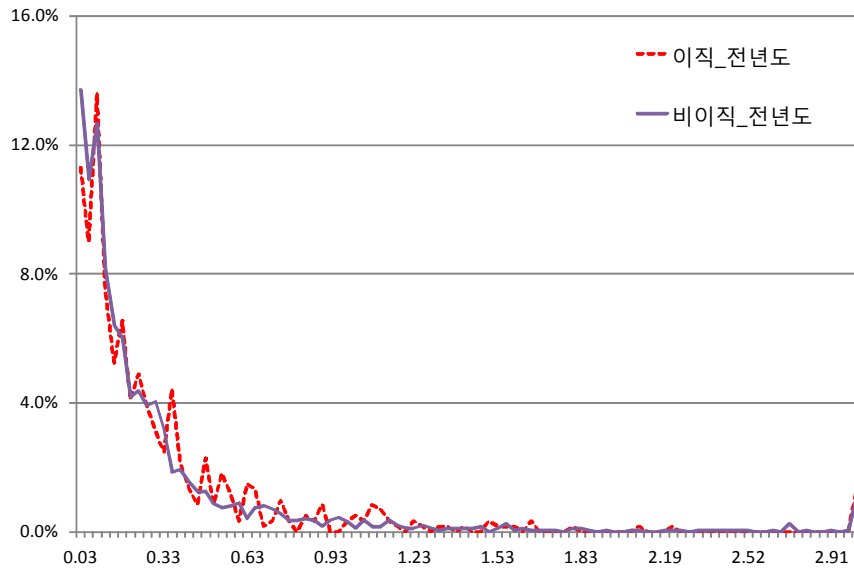
본 연구에서는 이직을 한 애널리스트들을 실험군(treatment group), 이직하지 않은 애널리스트들을 대조군(control group)으로 구성하였다. 실증분석에서 종속변수는 실험군에 속한 애널리스트들의 이직연도를 기준으로 전체 애널리스트들의 이직 이전 년도와 이후 년도의 EPS 예측오차를 사용하였다.

<표 III-3> 이직유무에 따른 변수들의 기초통계량

		비이직 애널리스트		이직 애널리스트	
		평균	표준편차	평균	표준편차
경력 (년)	전년도	4.426	1.986	3.910	1.741
	다음년도	6.426	1.986	5.910	1.741
경쟁 애널리스트 (명)	전년도	20.00	5.958	18.34	6.540
	다음년도	21.37	6.231	19.75	6.826
EPS 예측오차	전년도	0.0312	0.0606	0.0339	0.0702
	다음년도	0.0367	0.0936	0.0399	0.1177
Distance (월)	전년도	5.353	1.308	5.429	1.307
	다음년도	5.730	1.531	5.610	1.368
표본 수	전년도	2,013		611	
	다음년도	2,013		611	

<표 III-3>은 실험군과 대조군에 속한 애널리스트들의 경력(Experience), 경쟁 애널리스트의 수, EPS 예측오차, 보고서 발표시점과 기업실적 발표시점과의 차이(Distance) 등의 기초통계량을 보여주고 있다. 이에 따르면 이직한 애널리스트들의 평균 경력은 3.9년으로 이직을 하지 않은 애널리스트들의 평균 경력 4.4년에 비해 6개월 정도 짧은 것으로 보인다. 동일한 기업을 분석하는 경쟁 애널리스트들의 수도 이직을 한 애널리스트들이 평균 18.3명으로 이직을 하지 않은 애널리스트들의 20.0명에 비해 다소 적은 것으로 나타난다. EPS 예측오차 역시 이직한 애널리스트들은 평균 0.0339로, 이직을 하지 않은 애널리스트들의 EPS 예측오차 평균 0.0312보다 다소 높게 나타났다. 이익 예측치의 변동성 또한 이직을 하지 않은 애널리스트들이 이직 애널리스트보다 다소 낮다. 한 가지 흥미로운 사실은 두 실험군에 속한 애널리스트들의 평균 EPS 예측오차가 이직 이후에는 증가하였다는 점이다. 이는 기존 실증분석과 마찬가지로 애널리스트들의 이직이 전년도 예측성도가 좋았을 때 상대적으로 많이 발생하고 있음을 시사한다.

<그림 III-1> 이직여부에 따른 이직 이전 예측오차의 분포



이러한 기초통계량은 이직을 하지 않은 애널리스트들이 이직한 애널리스트들에 비해 경력이나 예측능력 등 전반적으로 더 높은 경쟁력을 가졌을 가능성을 시사한다. <그림 III-1>은 이를 검토하기 위해 이직 애널리스트들과 비이직 애널리스트들 간의 이직 이전 EPS 예측오차의 분포를 비교하고 있다. 이에 따르면 EPS 예측오차가 0.1 미만으로 예측능력이 뛰어난 애널리스트들의 비중이 이직을 하지 않은 대조군에 더 높다는 것을 알 수 있다. 하지만, 그 이후의 EPS 예측오차 구간에서는 두 그룹간의 EPS 예측오차 분포는 전반적으로 비슷한 것으로 보인다. 즉, 예측능력이 뛰어난 일부 상위그룹을 제외하면 이직 이전 시점에서 이직 애널리스트들과 비이직 애널리스트들 간에 예측능력에 유의한 차이가 있다고 보기는 어렵다.

반면, 이직 애널리스트들의 경우 등급이 높은(10점 만점에서 8점 이상)

증권사로 상향이직을 하였는지, 아니면 등급이 낮은 증권사로 하향이직을 하였는지 여부에 따라 이직 이후 예측능력에 차이가 발생할 수 있다. <표 III-4>는 이직을 한 애널리스트들을 상향이직과 하향이직으로 나누어 경력 (Experience), 경쟁 애널리스트 수, EPS 예측오차, 보고서 발표시점과 기업실적 발표시점과의 차이 등에 대한 기초 통계량을 보여주고 있다.

<표 III-4> 이직유형에 따른 변수들의 기초통계량

		상향 이직		하향 이직	
		평균	표준편차	평균	표준편차
경력 (년)	전년도	3.848	1.605	3.932	1.787
	다음년도	5.848	1.605	5.932	1.787
경쟁 애널리스트 (명)	전년도	17.33	6.467	18.70	6.535
	다음년도	18.36	6.361	20.24	6.939
EPS 예측오차	전년도	0.0322	0.0425	0.0346	0.0776
	다음년도	0.0305	0.0468	0.0431	0.1338
Distance (월)	전년도	5.443	1.294	5.424	1.312
	다음년도	5.557	1.338	5.629	1.379
표본 수	전년도	158		453	
	다음년도	158		453	

이직 시점에서 애널리스트들의 경력은 상향이직이나 하향이직 모두 3.9년 내외로 큰 차이가 없으나, 경쟁 애널리스트의 수는 상향이직의 경우 이직 전년도 기준 17.3명으로 하향이직을 한 애널리스트들의 18.7명보다 다소 적다. EPS 예측오차 평균은 상향이직 애널리스트들이 0.0322로 하향이직 애널리스트의 0.0346보다 낮았을 뿐만 아니라 이직 이후에는 EPS 예측오차도 감소하여 그 오차가 증가한 하향이직 애널리스트들과 대조되고 있다. 상향이직을 한 애널리스트들은 EPS 예측오차의 변동

성(표준편차) 역시 하향이직을 한 애널리스트들에 비해 훨씬 낮은 수준을 보인다. 이러한 사실은 상대적으로 예측능력이 뛰어난 애널리스트들은 보다 나은 증권사로 상향이직을, 그렇지 않은 애널리스트들은 하향이직을 한 것으로 보인다.

이와 같은 실험군과 대조군에 대한 기초통계량은 다음과 같은 세 가지 특징적인 사실로 요약할 수 있다. 우선, 전년도 애널리스트의 전반적인 예측성과가 좋았을 때 애널리스트 이직이 상대적으로 많이 이루어진 것을 보인다. 하지만, 이직 이전 시점에서 예측능력이 아주 뛰어난 상위 애널리스트들을 제외하면 이직자와 비이직자 간에 경력이나 다른 애널리스트와의 경쟁정도, 그리고 예측능력에 유의한 차이가 없는 것으로 보인다. 이는 애널리스트를 채용하려는 증권사가 전년도 예측성과만으로는 개별 애널리스트의 예측능력을 판단하기 어렵다는 점을 시사한다. 마지막으로 이직을 한 애널리스트 간에는 예측능력에 따라 이직유형이 다른 것으로 나타났다. 구체적으로는 이직을 한 애널리스트 중에서 상대적으로 예측능력이 뛰어난 애널리스트들은 보다 나은 증권사로 상향이직을, 그렇지 않은 애널리스트들은 하향이직을 한 것으로 보인다.

라. 분석모형 및 가설검증 방법

본 연구의 실증분석은 앞서 제시한 가설에서와 같이 이직시장에서 효율적인 인적자원의 배분과 역선택의 가능성을 평가하고자 애널리스트 이직 전후를 기준으로 EPS 예측오차의 기간변화를 검토한다. 이를 위해서 이중차분법(difference-in-difference method)을 이용하였다. 이러한 이중차분법은 어떠한 조치(treatment)가 실험군(treatment group)에 미친 영향을 측정하기 위해 대조군(control group)과 비교하는 추정방법론이다. 본 연구는 이직 애널리스트를 실험군으로, 비이직 애널리스트를 대

조건을 정하였다. y_i 는 애널리스트 i 의 EPS 예측오차로서 다음의 추정식 (III-2)을 이용하여 이직을 전후한 EPS 예측오차 변화를 추정하였다.

$$y_i = X_i' \beta + \gamma * 1(Sep) + \eta * 1(Post) + \delta * 1(Sep) \times 1(Post) + \epsilon_i \quad (III-2)$$

여기서, X_i 는 EPS 예측오차에 영향을 주는 외생변수로 비교 애널리스트 수, 기업실적 보고서와 발표시점과의 차이, 경력 등을 포함하고 있다. $1(Post)$ 는 이직 직후의 년도를, $1(Sep)$ 는 이직한 애널리스트를 나타내는 더미변수이다. $1(Sep) \times 1(Post)$ 는 이직한 애널리스트 더미변수와 이직한 다음연도 더미변수를 곱한 교차항이며, ϵ 은 잔차항을 의미한다. 이외에도 연도별 더미변수(year effect), 애널리스트들이 분석한 모든 기업에 대한 개별 더미변수(firm effect)를 설명변수로 추가하여 모형을 통제하였다. 구체적으로 연도별 더미변수는 주식시장의 활황여부를, 기업 더미변수는 기업의 규모나 내재적 특성, 시장참가자와의 정보의 비대칭성 등을 통제하게 된다.²⁰⁾

추정식 (8)에서 추정 계수들인 γ , η , 그리고 δ 의 의미를 구체적으로 보기 위해 $Y_{T,1} = E[y_i | T, 1]$ 와 $Y_{T,2} = E[y_i | T, 2]$ 를 각각 실험군(T)인 이직 애널리스트들의 이직 전년도와 다음연도 EPS 예측오차라고 정의한다. 그리고, $Y_{C,1} = E[y_i | C, 1]$ 와 $Y_{C,2} = E[y_i | C, 2]$ 를 각각 대조군(C)인 비이직 애널리스트들의 이직 전년도와 다음연도 EPS 예측오차라고 정의한다. 이때, 추정 계수 γ , η , 그리고 δ 는 다음과 같이 표현된다.

20) 다만 기업더미변수를 사용하여 개별기업의 특징을 통제함에 따라 대형주와 소형주간의 차이를 명시적인 숫자로 표시하지 못하는 한계는 발생한다. 연도별 더미의 경우에도 유사하게 연도 내에 존재하는 주가의 상승하락 효과를 구분하지 못한다는 한계점이 존재한다.

$$\begin{aligned} \gamma &= Y_{T,1} - Y_{C,1} \\ \eta &= Y_{C,2} - Y_{C,1} \\ \delta &= (Y_{T,2} - Y_{T,1}) - (Y_{C,2} - Y_{C,1}) \end{aligned} \quad \text{(III-3)}$$

(III-3)에서 볼 수 있듯이 γ 는 이직 직전 년도를 기준으로 이직 애널리스트들과 비이직 애널리스트들 간의 평균 EPS 예측오차의 차이를 나타낸다. 즉, γ 는 이직 직전 해에 이직 애널리스트들의 성과가 비이직 애널리스트들의 성과에 비해 더 좋았는지 여부를 나타내는 지표이다. η 는 이직을 전후하여 비이직자의 EPS 예측오차 기간변화의 평균을 나타낸다. 이 η 는 이직자의 기간간 예측성과 분석을 위한 기준지표(benchmark)가 된다. 마지막으로 δ 는 이직을 전후한 이직 애널리스트들과 비이직 애널리스트들 간의 평균 EPS 예측오차 기간변화의 차이, 즉 이직의 효과를 측정한다. 따라서, 이직 애널리스트들의 이직 전후 EPS 예측오차 기간변화가 비이직자보다 크다면, δ 추정치는 양수가 되고, 이 경우에는 이직행태에서 역선택이 존재할 수 있다.

그런데, 역선택이 나타나는 양상은 상태지표인 γ 추정치의 부호에 따라 구분될 수 있으며, 기준지표인 η 의 부호와도 관련되어 있다.²¹⁾ 앞 절의 기초통계량 분석에서처럼 이직 전년도 예측성과를 기준으로 이직 애널리스트들과 비이직자 간에 예측성과에 유의한 차이가 없거나, 이직자의 예측성과가 더 좋았다면 γ 추정치는 0 이하의 값을 가질 것이다. 또한 이직 직전 년도에 전반적인 애널리스트의 예측성과가 높았다면 η 추

21) 이는 식 (III-3)로부터 $\delta = (Y_{T,2} - Y_{T,1}) - \eta$ 이기 때문이다. 예를 들어, δ 와 η 추정치가 모두 양수라면 비이직 애널리스트 그룹의 주당순이익(EPS) 예측오차가 이직 애널리스트 그룹과 마찬가지로 증가하였으나, 이직 애널리스트 그룹의 주당순이익(EPS) 예측오차가 더 크게 증가하였다는 것을 의미하는 것이다.

정치는 양수의 값을 가질 것이기 때문이다.

이처럼 γ 추정치가 0 이하, 그리고 η 추정치는 양수인 경우, δ 추정치가 양수로 나타났다면 이직시장에서 애널리스트 능력에 대한 검증이 용이하지 않아 일시적인 성과에 의한 이직자가 많아지므로 이직 후 EPS 예측오차가 높아지는 역선택 현상이 발생한다고 해석할 수 있다.²²⁾ 반면 γ 추정치는 0 이하, 그리고 η 추정치는 양수이지만 δ 추정치가 0 또는 음수의 값을 갖게 되면 역선택 효과가 없거나 존재하더라도 그리 크지 않아 인적자원배분 효과가 더 큰 것을 의미한다. 특히 δ 추정치가 음수인 경우에는 효율적인 인적자원배분의 결과 애널리스트의 예측능력이 더 향상된 것으로 해석할 수 있다.

22) $\delta > \eta$ 이고, $\eta > 0$ 이므로 식 (III-3)에서 $Y_{T,2} > Y_{T,1}$ 임을 알 수 있다. 또한 δ 를 재정리하면 $\delta = (Y_{T,2} - Y_{C,2}) - \gamma$ 이다. $\gamma \leq 0$, $\delta > 0$ 이므로, 이직 직전 비이직 애널리스트 그룹보다 좋은 예측성으로 이직한 애널리스트 그룹의 예측성도가 이직 이후에는 비이직 애널리스트 그룹 대비 저하되었다는 것을 의미한다.

3. 실증분석 결과

가. 이직유형에 따른 이익예측치 오차의 이직효과 분석

<표 III-5>는 국내 애널리스트들의 기업이익 예측성과가 이직 이후에도 유지되었는지, 그리고 상향/하향이직과 같은 이직유형에 따라 이직에 따른 예측성과에 변화가 있는지를 분석한 결과를 보여주고 있다. 1열은 상향이직과 하향이직을 모두 포함한 이직효과를, 2열과 3열은 각각 상향이직과 하향이직 효과를 분석한 것이다.

우선 이직효과를 나타내는 δ 추정결과에 따르면 이직한 애널리스트들의 EPS 예측오차가 이직 이후 0.0011 상승하였으나 유의하지는 않은 것으로 나타났다. 상향이직이나 하향이직의 경우에도 이직 이후 예측성과가 0.01 하락하거나 0.005 상승하였으나, 유의하지 않았다.

이직 전년도를 기준으로 이직 애널리스트들과 비이직 애널리스트들의 성과를 비교하는 상태지표 γ 추정치는 -0.0004 감소하였으나 유의하지 않았다. 상향이직의 경우에는 0.0024 증가한 반면, 하향이직의 경우에는 -0.0012 감소하였으며 모두 유의하지 않았다. 이는 이직 이전에 이직 애널리스트들의 예측성과가 비이직 애널리스트들과 비슷한 수준이었음을 보여준다. 한편, 비이직 애널리스트들의 이직 전후 EPS 예측오차의 변화를 나타내는 기준지표 η 추정치는 세 가지 경우에서 모두 유의하게 양수로 나타났다.

이직효과를 제외하면 기존 실증분석에서처럼 다른 애널리스트와의 경쟁정도, 즉 동일한 기업을 분석하는 애널리스트가 많을수록, 그리고 예측시점이 기업실적 발표시점과 가까울수록 EPS 예측오차가 줄어드는 것으로 나타났다. 즉, 분석대상 기업에 대한 정보량이 늘어날수록 EPS 예측

오차가 줄어드는 것이다. 한편, 분석결과는 애널리스트의 경력이 많을수록 EPS 예측오차가 낮아지는 것을 보여주지만 통계적으로 유의하지는 않았다. 이러한 분석결과는 상향이직(2열) 또는 하향이직(3열)만을 분석한 결과에서도 유사하게 나타난다.

<표 III-5> 이직유형에 따른 이직 전후 이익예측치 변화 분석

	이직	상향이직	하향이직
No. of analysts	-0.0061*** (0.001)	-0.0050*** (0.001)	-0.0069*** (0.001)
No. of analysts ²	0.0001*** (0.000)	0.0001*** (0.000)	0.0001*** (0.000)
Distance	0.0033*** (0.001)	0.0034*** (0.001)	0.0035*** (0.001)
Experience	-0.0002 (0.001)	-0.0006 (0.001)	-0.0002 (0.001)
γ (Sep)	-0.0004 (0.003)	0.0024 (0.005)	-0.0012 (0.003)
η (Post)	0.0099*** (0.003)	0.0097*** (0.002)	0.0102*** (0.003)
δ (Sep \times Post)	0.0011 (0.004)	-0.0100 (0.007)	0.0050 (0.005)
Year effects	(포함)	(포함)	(포함)
Firm effects	(포함)	(포함)	(포함)
Observations	5,248	4,342	4,932
R-squared	0.081	0.083	0.082

주: *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준을 의미함

한편, <표 III-5>는 국내 애널리스트 이직시장에서 역선택 효과가 없거나 있다 하더라도 미미한 수준일 것임을 시사한다. 다만, 이직 이후 EPS 예측오차가 전반적으로 상승하여 전년도 예측성과가 좋았을 때 이직이 많이 이루어졌음을 보여준다.²³⁾ 그런데, 이러한 결과는 일시적으로 좋은 성과를 기록하여 이직을 한 애널리스트와 그렇지 않은 애널리스트들이 혼재되어 있어서 그 효과가 서로 상쇄된 결과일 가능성을 배제할 수 없다. 이러한 가능성을 검토하기 위해 이하의 분석에서는 경력과 경쟁 애널리스트의 수를 기준으로 애널리스트를 보다 세분화하여 분석한 결과를 제시한다.

나. 경력을 기준으로 한 이직 전후 이익예측치 변화 분석

이 절에서는 애널리스트들의 경력만을 기준으로 애널리스트 그룹을 나누고 이직 이후 기업이익 예측성과가 달라졌는지를 분석한다. <표 III-6>은 그 분석 결과를 보여주고 있다.

우선 5년을 기준으로 애널리스트 그룹을 구분하였을 때 이직효과를 보여주는 δ 추정결과를 보면, 5년 미만의 경력을 가진 애널리스트들 중에서 이직한 애널리스트들의 이익예측치 오차는 이직 이후 대조군인 비이직 애널리스트보다 10% 유의수준에서 0.0083만큼 증가한 것으로 나타났다. 이처럼 이직 이후 EPS 예측오차가 증가한 결과는 기준 경력을 4년과 3년으로 낮추어도 마찬가지이다. 특히 기준 경력을 3년으로 하면 1% 유의수준에서 0.0218로 증가하였다. 반면, 기준 경력보다 경력이 긴

23) $\delta = (Y_{T2} - Y_{T1}) - (Y_{C2} - Y_{C1})$ 가 0이고, $\eta = (Y_{C2} - Y_{C1}) > 0$ 라면 식 (III-3)에 의해 $(Y_{T2} - Y_{T1}) = (Y_{C2} - Y_{C1}) > 0$ 의 관계를 유도할 수 있다. 즉, 비이직 애널리스트 그룹과 마찬가지로 이직 애널리스트 그룹의 평균 EPS 예측오차 역시 이직 이후 증가한 것이다.

애널리스트들은 이직 이후 비이직 애널리스트들에 비해 비록 유의한 차이는 아니지만 EPS 예측오차가 감소한 것으로 나타났다.

<표 III-6> 경력에 따른 이익예측치 이직효과 분석

	기존 경력		기존 경력		기존 경력	
	5년 미만	5년 이상	4년 미만	4년 이상	3년 미만	3년 이상
No. of analysts	-0.0035 ^{***} (0.001)	-0.0123 ^{***} (0.002)	-0.0035 ^{***} (0.001)	-0.0101 ^{***} (0.002)	-0.0063 ^{***} (0.002)	-0.0061 ^{***} (0.001)
No. of analysts ²	6.39e-05 ^{**} (0.000)	0.0002 ^{***} (0.000)	6.87e-05 ^{**} (0.000)	0.0002 ^{***} (0.000)	0.0001 ^{***} (0.000)	0.0001 ^{***} (0.000)
Distance	0.0035 ^{***} (0.001)	0.0029 ^{***} (0.001)	0.0029 ^{***} (0.001)	0.0035 ^{***} (0.001)	0.0008 (0.001)	0.0038 ^{***} (0.001)
Experience	0.0007 (0.001)	-0.0009 (0.002)	-0.0013 (0.002)	-0.0010 (0.001)	-0.0055 (0.004)	-0.0002 (0.001)
γ (Sep)	-0.0068 [*] (0.001)	0.0045 (0.005)	-0.0062 (0.004)	0.0050 (0.004)	-0.0117 [*] (0.006)	0.0026 (0.004)
η (Post)	0.0097 ^{**} (0.004)	0.0096 ^{**} (0.005)	0.0132 ^{**} (0.005)	0.0114 ^{***} (0.004)	0.0304 ^{***} (0.010)	0.0082 ^{***} (0.003)
δ (Sep × Post)	<u>0.0083[*]</u> (0.005)	-0.0077 (0.007)	<u>0.0095[*]</u> (0.005)	-0.0065 (0.006)	<u>0.0218^{***}</u> (0.008)	-0.0056 (0.005)
Year effects	(포함)	(포함)	(포함)	(포함)	(포함)	(포함)
Firm effects	(포함)	(포함)	(포함)	(포함)	(포함)	(포함)
Observations	2,838	2,410	2,012	3,236	1,088	4,160
R-squared	0.103	0.085	0.096	0.088	0.132	0.077

주: *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준을 의미함

이처럼 경력이 짧은 애널리스트 그룹에서 구한 δ 추정치가 유의하게 음수로 나타난 결과는 이들의 이직시장에서 역선택이 존재할 수 있음을 시사한다. 또한 η 추정치가 모든 경우에 유의하게 양수로 나타났고, γ 추정치가 5년 미만 또는 3년 미만의 경우에 유의한 수준으로 음수로 나타났으므로 상대적으로 예측능력에 대한 검증기회가 부족했던 이들이 일시적으로 좋은 예측성적을 얻은 것을 기회로 본인의 능력보다 과대평가를 받아 이직한 경우가 많았을 것으로 보인다.

반면, 경력이 풍부한 애널리스트들에 대한 추정결과를 보면 δ 의 추정치가 비록 유의한 수준은 아니지만 세 가지 경우 모두 음수로 나타났다. 그리고 γ 추정결과는 유의한 수준은 아니나 양수로 나타났다. 따라서 경력이 풍부한 애널리스트들의 이직시장에서는 이들이 기업실적 예측경험이 많아 실력에 대한 검증이 용이한 결과 이미 구축된 평판을 바탕으로 이들에게 보다 적합한 근무여건을 제공하는 증권사로 이직했을 가능성이 높았던 것으로 보인다.

다른 통제변수에 대해서는 앞 절의 분석과 마찬가지로 다른 애널리스트와의 경쟁정도, 즉 동일한 기업을 분석하는 애널리스트가 많을수록, 그리고 예측시점이 기업실적 발표시점과 가까울수록 EPS 예측오차가 줄어드는 것으로 나타났다. 이는 애널리스트의 이익 예측치 오차가 분석대상 기업에 대한 정보량이 많아질수록 감소함을 의미한다. 또한 이직 이후 EPS 예측오차가 전반적으로 상승하여 전년도 예측성적이 좋았을 때 이직이 많이 이루어졌음을 알 수 있다.

다. 경력과 경쟁 애널리스트 수를 기준으로 한 이직 전 후 이익예측치 변화 분석

애널리스트 예측능력에 대한 검증이 용이할수록 이직시장에서 역선택 문제가 감소할 수 있다. 따라서 이 절에서는 애널리스트 개인의 특성에 해당하는 경력 이외에도 동일한 기업을 분석하는 경쟁 애널리스트의 수를 기준으로 하여 하위표본을 구성한 후 이직효과를 분석한 결과를 제시한다. 구체적으로는 경력 3년을 기준으로 표본을 나눈 다음, 동일한 기업을 분석하는 애널리스트 수 20인을 기준으로 다시금 하위표본을 구성하였다. <표 III-7>이 그 분석결과이다.

<표 III-7>에 따르면 동일한 기업을 분석하는 경쟁 애널리스트의 수를 20인 기준으로 표본을 나누었을 때는 첫 번째 열과 네 번째 열의 δ 추정치에서 확인할 수 있듯이 이직한 애널리스트들의 예측성과에 유의한 변화가 나타나지 않는다. 이는 앞서 언급하였듯이 일시적인 성과에 의해 예측능력이 과대평가되어 이직한 경우와 그렇지 않은 이직이 혼재된 결과인 것으로 보인다. 그러나 경력과 경쟁 애널리스트의 수를 동시에 고려하면 이직에 따라 애널리스트들의 EPS 예측오차에 유의적인 변화가 관찰된다.

우선 경력이 3년 미만으로 짧은 애널리스트들은 동일한 기업을 분석하는 애널리스트의 수가 20인 이하로 작은 경우에는 δ 추정치가 유의한 수준에서 양의 값을 보여주고 있다. 구체적으로 이직 애널리스트들의 EPS 예측오차가 이직 이후 비이직 애널리스트들에 비해 5% 유의수준에서 0.0353만큼 증가하는 것으로 나타났다. 반면 경쟁 애널리스트의 수가 20인을 초과한 경우에는 이직 애널리스트들의 예측성과에 유의적인 변화는 없는 것으로 나타났다. 이는 경력이 상대적으로 짧은 애널리스트들은 자신과 동일한 기업을 분석하는 경쟁 애널리스트가 많은 경우에는

이직 이후에도 예측성과가 유지되고, 그렇지 않은 경우에는 예측성과가 이직 이후 떨어졌음을 의미한다.

<표 III-7> 경력과 경쟁 애널리스트 수에 따른 이직효과 분석

	경쟁 애널리스트 20인 이하			경쟁 애널리스트 20인 초과		
	전체	Experience		전체	Experience	
		3년 미만	3년 이상		3년 미만	3년 이상
No. of analysts	-0.0135 ^{***} (0.003)	-0.0165 ^{**} (0.007)	-0.0113 ^{***} (0.004)	0.0105 ^{***} (0.003)	0.0125 (0.008)	0.0105 ^{***} (0.003)
No. of analysts ²	0.0003 ^{***} (0.000)	0.0005 ^{**} (0.0002)	0.0002 [*] (0.0001)	-0.0002 ^{***} (0.000)	-0.0002 (0.0001)	-0.0002 ^{***} (0.000)
Distance	0.0033 ^{***} (0.001)	0.0000 (0.003)	0.0034 ^{**} (0.001)	0.0022 ^{***} (0.0005)	0.0006 (0.001)	0.0026 ^{***} (0.001)
Experience	0.0005 (0.001)	-0.0042 (0.008)	0.0004 (0.002)	-0.0006 (0.0004)	-0.0078 ^{**} (0.004)	-0.0004 (0.001)
γ (Sep)	0.0005 (0.005)	-0.0164 (0.012)	0.0050 (0.006)	0.0014 (0.003)	-0.0024 (0.006)	0.0026 (0.003)
η (Post)	0.0104 ^{**} (0.005)	0.0335 [*] (0.020)	0.0080 (0.006)	0.0071 ^{***} (0.002)	0.0261 ^{***} (0.009)	0.0064 ^{***} (0.002)
δ (Sep × Post)	0.0017 (0.007)	0.0353^{**} (0.015)	-0.0077 (0.009)	-0.0048 (0.004)	0.0043 (0.008)	-0.0083^{**} (0.004)
Year effects	(포함)	(포함)	(포함)	(포함)	(포함)	(포함)
Firm effects	(포함)	(포함)	(포함)	(포함)	(포함)	(포함)
Observations	2,533	511	2,022	2,715	577	2,138
R-squared	0.111	0.202	0.102	0.084	0.099	0.087

주: *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준을 의미함

경력이 3년 이상인 애널리스트들을 대상으로 한 δ 추정치 분석결과 동일한 기업을 분석하는 애널리스트의 수가 20인 이하이면 이직 애널리스트들의 예측성과는 이직 이후에도 유의한 변화가 없었다. 그런데 동일한 기업을 분석하는 애널리스트의 수가 20인을 초과하면 이직 애널리스트들의 EPS 예측오차가 이직 이후 비이직 애널리스트들에 비해 5% 유의수준에서 0.0083만큼 감소하는 것으로 나타났다. 이는 경력이 짧은 애널리스트들과는 달리 경력이 상대적으로 풍부한 애널리스트들은 이직 이후 예측성과를 유지하거나 오히려 개선되었음을 의미한다.

이러한 결과는 본 연구에서 설정한 가설을 지지한다. 즉, 애널리스트 경력이 짧더라도 경쟁 애널리스트들이 많아 예측능력에 대한 비교와 검증이 용이한 경우 역선택 우려가 적지만, 그 반대의 경우에는 이직시장에서 역선택 우려가 높음을 시사한다. 반면에 애널리스트 경력이 긴 경우 이직시장에서는 이러한 역선택의 문제가 전반적으로 적을 뿐만 아니라 오히려 이직 이후 예측성과가 개선되고 있어 효율적인 인적자원 배분이 이루어지고 있음을 시사한다. 즉, 애널리스트 자신에게 보다 적합한 증권사로 이직하여 정보생산의 전반적인 효율성이 더 높아지는 것이다.

한편, <표 III-8>은 동일한 기업을 분석하는 애널리스트의 수에 대한 강건성을 검토하기 위해 기준 애널리스트의 수를 15인과 25인으로 하여 표본을 재구성했을 때 이직에 따른 EPS 예측오차의 변화를 보여주고 있다.

이에 따르면 경력이 짧은 애널리스트들은 동일한 기업을 분석하는 경쟁 애널리스트의 수가 증가할수록 δ 추정치의 유의성이 증가하고 있다. 예를 들면, 경쟁 애널리스트의 수가 15인 이하이면 이러한 변화가 유의적이지 않았다. 그러나, 경쟁 애널리스트의 수가 20인 이하이면 이직 애널리스트들의 EPS 예측오차가 비이직 애널리스트들보다 5% 유의수준에서 0.0355만큼 증가하였고, 25인 이하이면 EPS 예측오차가 1% 유의수준에서 0.0267만큼 증가하였다. 반면, 경력이 긴 애널리스트들은 동

일한 기업을 분석하는 애널리스트의 수가 늘어날수록 이직 이후 EPS 예측오차 변화 δ 추정치의 유의성이 다소 감소하는 것으로 나타났다. 경쟁 애널리스트의 수가 15인 또는 20인 초과일 때는 이직 애널리스트들의 EPS 예측오차가 비이직 애널리스트들보다 각각 5% 유의수준에서 0.0077, 0.0083만큼 EPS 예측오차가 감소하였는데, 25인 초과이면 10% 유의수준에서 EPS 예측오차가 0.0131만큼 감소한 것이다.

<표 III-8> 두 그룹 간 이익예측치 오차의 변화에 관한 회귀분석

경쟁 애널리스트 수		전체	3년 미만	3년 이상
25인	25인 이하	0.0039 (0.005)	0.0267 ^{***} (0.009)	-0.0029 (0.006)
	Observations	4137	843	3294
	R-squared	0.071	0.134	0.067
	25인 초과	-0.0097 (0.006)	-0.0013 (0.014)	-0.0131 [*] (0.007)
	Observations	1,111	245	866
	R-squared	0.214	0.217	0.222
15인	15인 이하	0.0011 (0.014)	0.0455 (0.032)	-0.0108 (0.017)
	Observations	1098	223	875
	R-squared	0.118	0.239	0.116
	15인 초과	-0.0030 (0.003)	0.0109 (0.007)	-0.0077 ^{**} (0.004)
	Observations	4,150	865	3,285
	R-squared	0.082	0.108	0.083

주: *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준을 의미함

이러한 결과는 표본수 감소에 따라 추정의 효율성과 검정력이 낮아지는 현상에 기인한다고 본다. 동일 기업을 분석하는 애널리스트의 수가 증가할수록 경력이 짧은 애널리스트들의 표본수가 증가하고, 경력이 긴 애널리스트들의 표본수는 감소하고 있다. 즉 <표 III-8>에서 알 수 있듯이, 경쟁 애널리스트의 수가 15인에서 25인으로 증가할수록 3년 이하의 경력을 가진 애널리스트들의 표본수가 223에서 511, 그리고 843으로 증가하는 반면, 이 보다 긴 경력을 가진 애널리스트들의 표본수는 3,285에서 2,138으로, 그리고 866으로 감소하고 있다.

<표 III-9>과 <표 III-10>은 경력과 애널리스트 수 이외에 이직유형, 즉 상향 또는 하향 이직을 추가적으로 고려하여 어떤 이직유형에서 역선택 또는 보다 효율적인 인적자원배분이 발생하는지를 검토하고 있다. <표 III-9>과 <표 III-10>에서 기준 경력은 모두 3년이며, 기준 애널리스트 수는 20인이다.

<표 III-9>의 δ 추정결과에 따르면 대체적으로 3년 이하의 짧은 경력과 20인 이하의 경쟁 애널리스트들을 가진 애널리스트들이 하향 이직하는 경우 이직 애널리스트들의 EPS 예측오차가 비이직 애널리스트들보다 5% 유의수준에서 0.0451만큼 증가하는 것으로 나타났다. 이와는 대조적으로 <표 III-10>에 따르면 3년 이상의 경력과 20인을 초과하는 경쟁 애널리스트를 가진 애널리스트들이 상향 이직하는 경우 이직 애널리스트들의 EPS 예측오차가 비이직 애널리스트들보다 10% 유의수준에서 0.0138만큼 감소하는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 경력이 짧고, 경쟁 애널리스트가 적어 검증이 용이하지 않은 애널리스트들이 하향이직을 할 때 역선택 소지가 높다는 것을 시사한다. 반면, 경력이 길고 경쟁 애널리스트가 많아 검증이 용이한 애널리스트들이 상향 이직하는 경우 효율적인 인적자원배분효과를 기대할 수 있음을 의미한다.

<표 III-9> 경력/ 경쟁 애널리스트 수(20인 이하)/이직 유형별 이직전후의 이익예측치 변화 분석

	상향이직			하향이직		
	전체	3년 미만	3년 이상	전체	3년 미만	3년 이상
No. of analysts	-0.0089 (0.006)	-0.0081 (0.0058)	-0.0091 (0.007)	-0.0163*** (0.004)	-0.023** (0.009)	-0.0125** (0.005)
No. of analysts ²	0.0002 (0.0002)	0.0003 (0.0002)	0.0002 (0.0002)	0.0004*** (0.000)	0.0006* (0.0003)	0.0003 (0.0002)
Distance	0.0021 (0.0022)	0.000 (0.002)	0.0023 (0.0026)	0.0040** (0.0017)	-0.0007 (0.004)	0.0044** (0.002)
Experience	-0.0002 (0.0017)	-0.0059 (0.0088)	-0.0011 (0.003)	0.001 (0.001)	-0.0028 (0.013)	0.0009 (0.002)
γ (Sep)	0.0017 (0.007)	0.0007 (0.012)	0.0031 (0.011)	0.0018 (0.006)	-0.019 (0.017)	0.0076 (0.008)
η (Post)	0.0080** (0.0056)	0.0113 (0.021)	0.0032 (0.008)	0.0178*** (0.0067)	0.046 (0.030)	0.0135* (0.008)
δ (Sep × Post)	-0.0098 (0.0127)	0.0033 (0.0165)	-0.0137 (0.0151)	0.0024 (0.009)	0.0451** (0.022)	-0.0086 (0.011)
Year effects	(포함)	(포함)	(포함)	(포함)	(포함)	(포함)
Firm effects	(포함)	(포함)	(포함)	(포함)	(포함)	(포함)
Observations	1,022	157	865	2,325	354	1,157
R-squared	0.111	0.320	0.109	0.114	0.241	0.104

주: *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준을 의미함

<표 III-10> 경력/경쟁 애널리스트 수(20인 초과)/이직 유형별
이직전후의 이익예측치 변화 분석

	상향이직			하향이직		
	전체	3년 미만	3년 이상	전체	3년 미만	3년 이상
No. of analysts	0.0054 (0.005)	0.022 (0.016)	0.0044 (0.0055)	0.0133 ^{***} (0.004)	0.0135 (0.009)	0.0147 ^{***} (0.004)
No. of analysts ²	-0.000 (0.000)	-0.0004 (0.0003)	-0.000 (0.0001)	-0.0002 ^{***} (0.000)	-0.0002 (0.0002)	-0.0002 ^{***} (0.000)
Distance	0.0032 ^{***} (0.001)	-0.0025 (0.004)	0.0039 ^{***} (0.001)	0.0015 ^{***} (0.0006)	0.0009 (0.0014)	0.0019 ^{**} (0.0007)
Experience	-0.0013 (0.0008)	-0.016 (0.010)	-0.0014 (0.001)	-0.0006 (0.0005)	-0.0051 (0.004)	-0.0001 (0.0007)
γ (Sep)	0.0008 (0.005)	0.074 (0.050)	0.002 (0.006)	0.0013 (0.003)	-0.0005 (0.006)	0.0028 ^{**} (0.004)
η (Post)	0.0072 ^{***} (0.004)	0.157 ^{***} (0.033)	0.0073 [*] (0.004)	0.0076 ^{***} (0.0027)	0.0193 [*] (0.010)	0.0064 [*] (0.003)
δ (Sep \times Post)	-0.004 (0.007)	-0.049 (0.063)	-0.0138[*] (0.008)	-0.0039 (0.004)	-0.0015 (0.008)	-0.006 (0.005)
Year effects	(포함)	(포함)	(포함)	(포함)	(포함)	(포함)
Firm effects	(포함)	(포함)	(포함)	(포함)	(포함)	(포함)
Observations	942	123	819	1,773	454	1,319
R-squared	0.073	0.573	0.082	0.097	0.079	0.106

주: *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준을 의미함

4. 소결

본 연구는 2000년대 중반 이후 높아진 국내 애널리스트들의 이직률에 주목하여 애널리스트들의 이익 예측치 오차가 이직 이후에도 유지되었는지를 분석하였다. 그리고 이러한 분석을 바탕으로 국내 애널리스트 이직시장에서 발생할 수 있는 역선택 또는 효율적인 인적자원배분 가능성에 대해 살펴보았다.

분석 결과 애널리스트들의 이직 이후 성과변화는 애널리스트의 경력과 경쟁 애널리스트의 수에 따라 다르게 나타났다. 3년 이하의 경력을 가진 애널리스트들은 자신과 동일한 기업을 분석하는 애널리스트들의 수가 많은 경우에는 이직 이후 예측성고가 유지되었으나, 그렇지 않은 경우에는 예측성고가 저하되는 것으로 나타났다. 반면, 3년 이상의 경력을 가진 애널리스트들은 이직 이후에도 예측성고를 유지하거나 오히려 개선되는 것으로 나타났다.

심화된 분석 결과에서는 상대적으로 예측능력에 대한 검증이 어려운 애널리스트들의 이직, 그 중에서도 특히 하향이직에서 역선택 문제가 발생할 수 있음을 밝혔다. 반면, 예측능력에 대한 검증이 용이할수록 애널리스트들의 이직, 그 중에서도 특히 상향이직에서 이직의 효율적인 인적자원배분을 기대할 수 있음을 제시하였다.

분석대상 애널리스트 가운데 3년 이하의 경력을 가진 애널리스트 비중은 20.7%이었으며, 3년 이하의 경력과 동일기업을 분석하는 애널리스트 수가 20인 이하로 역선택이 있었던 애널리스트 그룹의 비중은 단지 9.7%에 불과하였다. 이에 비추어보면 국내 애널리스트 이직시장에서 역선택 문제는 일부분에 국한된다고 해석할 수 있다. 이러한 해석은 지난 수년 간 국내 애널리스트의 연봉수준이 높아졌다는 비난에도 불구하고 증권사간에 경력직 애널리스트를 유치하려는 경쟁이 꾸준하였다는 사실

과도 그 패를 같이한다.

3년 초과 경력의 애널리스트를 가지고 있고 이직 애널리스트와 동일기업을 분석하는 애널리스트의 수가 20인 초과인 경우, 이직 이후 비이직 애널리스트보다 성과가 유의적으로 좋아졌고 이를 통해서 효율적인 인적자원의 재배분 가능성을 확인하였다. 이는 애널리스트 이직의 요인 중 하나가 더 나은 성과를 낼 수 있는 증권사로의 이직임을 시사한다.

IV. 요약 및 시사점

1. 요약
2. 시사점

IV. 요약 및 시사점

1. 요약

본 연구는 국내 애널리스트들의 잦은 이직을 이론적인 고찰과 실증적인 분석을 통해서 이해하고자 하였다. 경력직 애널리스트의 수요가 기관투자자 시장의 확대와 함께 급격히 증가하였던 만큼, 경력직 애널리스트에 대한 무분별한 채용 경쟁이 나타났고 애널리스트 능력에 비해 연봉이 과다 책정될 수 있는 여지가 있었던 것도 사실이다. 즉 애널리스트 예측능력을 외부 이직시장에서 제대로 평가할 수 있는가? 채용하고자 하는 증권사들이 애널리스트 예측능력을 제대로 평가할 수 없는 상황에서는 실력을 갖춘 유능한 애널리스트나 그렇지 못한 애널리스트 모두에게 유사한 임금을 제시할 수밖에 없다. 정보비대칭은 이직시장의 문제에서 중요할 수밖에 없다. 본 연구는 이직시장에 대해서 정보비대칭의 가능성과 이에 따른 역선택 문제, 애널리스트의 경력관리 등을 중심으로 분석을 제시하였다.

본 연구의 이론적 분석은 채용하고자 하는 증권사가 경력직 애널리스트 예측능력에 대해 제한된 정보를 가지는 반면, 경력직 애널리스트와 소속 증권사는 애널리스트에 대해 정확한 정보를 가진다고 가정한다. 이론모형은 이러한 정보비대칭으로 인하여 애널리스트 이직시장은 몇몇 부정적인 결과가 나타날 수 있음을 밝혔다. 첫 번째는 EPS 예측오차가 상대적으로 큰 *L*-유형 애널리스트가 *H*-유형보다 이직률이 높다는 것이다. 직관적으로, 이는 정보가 부족한 외부증권사는 애널리스트 유형에 관계없이 성과에 기대어 좋은 조건의 임금을 제시하지만, 애널리스트 유형을 알고 있는 소속증권사는 *H*-유형에게만 좋은 임금을 제시할 가능성이 높기 때문이다. 두 번째는 정보비대칭이 클수록 애널리스트의 연구노

력 유인이 작아진다는 것이다. 이는 정보비대칭이 클수록, *L*-유형 애널리스트가 *H*-유형보다도 이직시장의 참여 비중이 커져 외부증권사가 제시할 수 있는 임금수준이 낮아지기 때문이다. 세 번째는 정보비대칭 하에서 연구노력의 유인이 감소한다는 것이다. 이는 정보비대칭 하에서 이직자 전체의 가중평균 생산성에 의해 결정되는 균형임금이 *L*-유형 애널리스트의 이직 증가로 하락하게 되고 이에 따라 애널리스트 연구노력에 따른 이직 시 보상이 감소하기 때문이다. 정리하면, 이론모형은 이직시장에서의 정보비대칭이 이직 애널리스트의 유형, 과도한 임금 책정, 애널리스트 연구노력에 미치는 부정적인 영향을 제시하였다.

한편, 본 연구는 정보비대칭에 따른 부정적 결과 중의 하나인 *L*-유형 애널리스트의 높은 이직 비율을 통해 정보비대칭 또는 역선택의 여부를 실증적으로 분석하였다. 정보비대칭으로 인하여 *L*-유형의 애널리스트 이직비율이 높은 역선택 효과가 클수록 이직 애널리스트 그룹의 평균 EPS 예측오차는 비이직 애널리스트 그룹보다 이직 후 상승할 것이라는 가설을 제시하였다. 애널리스트의 경력이 많거나 동일 기업을 분석하는 비교 애널리스트의 수가 많은 경우, 정보비대칭은 감소할 것이라는 가설을 세웠다. 실증 분석의 결과, 3년 이하의 경력을 가졌으며 동일기업을 분석하는 애널리스트의 수가 20인 이하인 애널리스트 그룹에서 이직 이후 기업의 이익예측치에 대한 예측오차가 상승하였다. 즉, 경험연수가 적거나 비교대상의 애널리스트가 적은 경우, 정보비대칭의 가능성이 컸으며 역선택이 있는 것으로 나타났다. 그러나 애널리스트 경험연수가 3년을 초과하거나 동일기업을 분석하는 애널리스트의 수가 20인을 초과한 경우에는 역선택 현상이 크게 나타나지 않았다. 정리하면, 실증분석은 역선택 문제가 일부 경력직 애널리스트 이직시장에서 나타나고 있음을 밝혔다.

2. 시사점

본 보고서는 애널리스트의 보상 메커니즘으로서 이직시장의 효율성을 평가하였다. 실증적 결과²⁴⁾나 이론적인 논의는 애널리스트에 대한 공시제도가 투자자보호 차원을 넘어서 애널리스트 이직시장에 대해서도 함의가 있음을 시사한다. 실제로 애널리스트의 이직률이 타 산업에 비해 높기 때문에, 애널리스트 이직시장은 애널리스트의 노력과 경력관리를 유도하는 중요한 기능을 가지고 있다. 앞서 이론에서 제시하였듯이 정보 비대칭에 따른 부정적인 영향이 존재하는 한 이직시장의 순기능이 약화될 수밖에 없다. 결국 애널리스트에 대한 정보공개는 애널리스트 역량에 부합하는 이직시장의 보상 메커니즘을 강화하여 역선택 문제를 완화시킬 것이다. 정보가 투명해질수록 경쟁 증권사의 채용경쟁이 증권사로 하여금 유능한 애널리스트에 대한 보상을 높이도록 유도할 것이다. 즉, 증권사 내 애널리스트에 대한 보상체계를 개선시킬 것이다. 애널리스트에 대한 공시강화는 물론 이러한 노력이 애널리스트의 기업연구 보고서를 필요로 하는 일반 개인투자자 및 기관투자자의 이익에도 부합하는 것임은 말할 나위도 없을 것이다.

그런데 애널리스트의 이직은 이러한 이직시장의 보상 메커니즘이라는 순기능적인 관점 외에도 애널리스트 이직 자체가 제공하는 역기능적인 관점에서도 중요하게 고려할 가치가 있다. 즉, 투자자, 증권사 그리고 애널리스트 모두는 이직에 따른 사회적 비용을 지불하고 있다. 증권사 입장에서는 애널리스트의 이직에 따라 부담해야 하는 비용, 즉 조직운영이나 애널리스트 간 협력관계의 어려움 등의 추가적인 비용을 지불하고 있다. 투자자는 해당 증권사로부터 이직한 애널리스트가 제공하는 기업

24) 실증분석 결과에 따르면, 경력연수가 적고 비교 대상 애널리스트가 상대적으로 적은 애널리스트 그룹이 정보비대칭 가능성이 높았다.

의 보고서를 정기적으로 제공받지 못하게 된다. 애널리스트 관점에서도 이직이 소속 증권사의 단기 계약관행과 이로 인한 직업 안정성 부재에서 나타났음을 지적할 수 있다. 업계에서는 이러한 점에 대해서도 애널리스트 채용경쟁에 대한 우려하고 있는 것이 사실이다. 한편, 국내 애널리스트의 이직시장은 최근 애널리스트 부문이 확대된 관계로 효율적인 내부 인력관리 체계를 구축하지 못하였거나 다수의 증권사들이 소규모의 리서치센터를 운영하고 있는 등 증권업계가 당면한 문제와도 관련이 높다. 따라서 애널리스트의 이직을 완화시킬 수 있는 관행이 정착되기 위해서는 증권사의 노력이 중요하다.

증권사는 애널리스트의 연구노력을 향상시키고 이들의 이직을 완화시키기 위해서 애널리스트에 대한 성과체계, 경력관리에 대한 지원 등을 중요하게 다룰 필요가 있다. 실증분석의 결과에서 알 수 있듯이 정보비대칭이 크지 않아 유능한 애널리스트에 대해 경쟁 증권사의 선별적인 고임금 제시가 가능하다. 더욱이 증권사는 대부분 애널리스트와 단기계약 형태를 취하고 있기 때문에, 경쟁 증권사의 높은 임금 제시에 애널리스트의 이직은 쉽게 이루어질 수밖에 없다. 한편 실증분석 결과는 애널리스트들이 경력관리를 중요하게 여기는 만큼 높은 임금 외에도 연구역량을 강화할 수 있는 환경이나 체계적인 보상방식 등을 소속증권사를 선택하는 중요한 기준으로 고려한다는 점을 밝혔다. 실제로 애널리스트들은 향후 받게 될 높은 보상을 고려하여 연구역량을 강화할 유인이 크고 조직 내 체계적인 보상방식이 있을 경우 소속 증권사 내에서 경력관리를 할 유인이 크다. 이러한 점을 고려하면, 증권사들은 임금경쟁보다는 애널리스트 경력관리를 지원하면서도 이들이 소속증권사에 대한 소속감을 가지도록 애널리스트 보상체계를 체계적으로 구축하는 방안이 바람직할 것이다.

중소형사는 대형사에 비해 높은 애널리스트 이직률을 보이고 있다. 따라서 중소기업은 이를 해소하기 위한 노력이 더욱 필요하다. 현재 중

소형사의 리서치센터는 대형사에 비해 크지 않는 반면 대형사와 마찬가지로 전 산업에 대해서 커버하고 있다. 따라서 중소기업 소속의 애널리스트들이 기업에 대한 전문성 확보나 성과를 내기에는 어려운 점이 많다. 이는 중소기업 소속의 애널리스트들이 이직이 많은 요인이라고 본다. 이를 극복하기 위해서, 중소기업은 특화된 산업에 집중하여 리서치 서비스의 전문성을 강화할 필요가 있다. 특화된 리서치센터가 구축된다면 소속 애널리스트는 중소기업 증권사에서 전문성과 연구역량을 강화할 수 있고 양질의 리서치를 할 수 있기 때문에 이직의 유인이 감소할 것이다. 이와 더불어, 향후 기관투자자 시장이 커짐에 따라 양질의 리서치 보고서에 대한 시장의 평가가 높아질 가능성이 크다. 중소기업은 특정 산업을 중심으로 한 특화된 산업 리서치를 통해서 애널리스트의 효율적인 관리와 함께 리서치 경쟁력을 강화하는 것이 바람직할 것이다.

향후 국내 기관투자자 부문이 크게 확대될 것이다. 구체적으로, 고령화에 따른 정부정책의 강화로 국민연금을 비롯한 각종 연기금과 더불어 퇴직연금 시장이 확대될 전망이다. 자산관리 부문의 강화와 더불어 펀드, 랩어카운트 상품 등의 간접투자 상품 또한 발전할 여지가 많다. 최근 도입된 헤지펀드 시장 또한 기관투자자의 대체투자 수요가 커져 성장할 것으로 본다. 이렇듯 기관투자자 부문의 성장으로 양질의 리서치에 대한 수요는 물론 이에 대한 시장의 평가 또한 높아질 것이 명확하다. 그러한 관점에서, 리서치 부문의 발전은 증권사가 주도적으로 풀어야 하는 과제이다. 이를 위해서는, 향후 증권사들은 애널리스트 부문의 성숙된 인프라와 안정적인 인적 자본의 구축 관점에서 보다 노력해야 할 것으로 판단된다.

참 고 문 헌

참 고 문 헌

<국내문헌>

- 고봉찬·김진우, 2007, 애널리스트 이익예측의 정확성과 추천종목의 수익성, 『증권학회지』 36, 1009-1047.
- 곽재석, 2003, 기업실적에 대한 재무분석가의 예측활동에 관한 실증연구, 『재무관리연구』 20, 93-124.
- 김동순·엄승섭·최문성, 2009, 베스트 애널리스트가 이익예측능력이 우수하고 주가영향력이 더 큰가? 『대한경영학회지』 22, 27-48.
- 김재철·이석훈·이성훈·홍원구, 2010, 『금융투자업의 안정적인 인적자본 구축: 애널리스트 및 펀드매니저 공시제도 개선을 중심으로』, 자본시장연구원 학술연구용역보고서.
- 김종민, 2012, 애널리스트의 이직과 역선택에 대한 이론적 고찰, 자본시장연구원, 『Capital Market Perspective』 2012 Vol.4. No.1.
- 금융투자협회, 증권사 애널리스트 및 리포트 현황 분석 결과, 보도자료, 2011 (5.3).
- 박경서·조용대, 2005, 『애널리스트 보고서의 공정성에 관한 연구』, 한국증권학회 심포지엄.
- 박경진, 2009, 증권회사 내 정보공유가 재무분석가 이익예측성향에 미치는 영향, 『대한경영학회지』 22, 1679-1701.
- 박창균·연태훈, 2008, 이해상충과 애널리스트 예측, 한국개발연구원, 『한국개발연구』 제31권 제1호, 239-272.
- 엄승섭·이장희, 2008, 애널리스트 커버리지와 이익예측 오차의 관계, 『전문경영인연구』 11, 183-201.

이만용 · 신현한 · 장진호, 2005, 애널리스트의 이해상충에 관한 연구, 『회계학연구』 30, 173-194.

이석훈, 2011, 애널리스트 성과와 이직 간의 관계분석, 자본시장연구원, 『Capital Market Perspective』, 2011 Vol.3. No.2.

<외국문헌>

Agrawal, A., Chen, M.A., 2008, Do analyst conflicts matter? evidence from stock recommendations, *Journal of Law and Economics* 51, 1-35.

Akerlof, G., 1970, The market for lemons: qualitative uncertainty and the market mechanism, *Quarterly Journal of Economics* 84, 488-500.

Brown, L.D., 2001, How important is past analyst forecast accuracy? *Financial Analysts Journal* 57, 44-49.

Clement, M.B., 1999, Analyst forecast accuracy: do ability, resources, and portfolio complexity matter? *Journal of Accounting and Economics* 27, 285-303.

Greenwald, B.C., 1986, Adverse selection in the labor market, *Review of Economic Studies* 53, 325-347.

Hong, H., Kubik, J.D., 2003, Analyzing the analysts: career concerns and biased earnings forecasts, *The Journal of Finance* 58, 313-351.

Jackofsky, E.F., 1984, Turnover and job performance: an integrated process model, *The Academy of Management Review* 9 No.1, 74-83.

- Jackson, A., 2003, Trade generation, reputation, and sell-side analysts, *Journal of Finance* 58, 313-351.
- Jacob, J., Lys, T.Z., Neale, M.A., 1999, Expertise in forecasting performance of security analysts, *Journal of Accounting and Economics* 28, 41-82.
- Lin, H., McNichols, M.F., 1998, Underwriting relationships, analysts' earnings forecasts and investment recommendations, *Journal of Accounting and Economics* 25, 101-127.
- Michaely, R., Womack, K.L., 1999, Conflict of interest and the credibility of underwriter analyst recommendations, *The Review of Financial Studies* 12 No.4, 653-686.
- Mikhail, M.B., Walther, B.R., Willis, R.H., 1997, Do security analysts improve their performance with experience? *Journal of Accounting Research* 35, 131-157.
- Mikhail, M.B., Walther, B.R., Willis, R.H., 1999, Does forecast accuracy matter to security analyst? *The Accounting Review* 74, 185-200.
- Mohammad, E., Nathan, S., 2008, Antecedents and consequences of financial analyst turnover, *Review of Accounting and Finance* 7 No.4, 355-371.
- Sinha, P., Brown, L.D., Das, S., 1997, A re-examination of financial analysts' differential earnings forecast accuracy, *Contemporary Accounting Research* 14, 1-42.
- Wilson, C., 1979, Equilibrium and adverse selection, *American Economic Review* 69, 185-200.

Wu, J.S., Zang, A.Y., 2007, Earnings forecast performance and financial analyst turnover during mergers, University of Rochester working paper.

부록

1. Lemma의 증명
2. Proposition 1의 증명
3. Proposition 2의 증명
4. Proposition 3의 증명

부 록

1. Lemma의 증명

(i) 증권사 B 는 혼합균형 임금전략을 제시한다.

애널리스트가 1기에 연구노력을 기울인 균형에서 증권사 B 가 순수전략을 사용하여 애널리스트에게 특정 임금 $w_B(1, v_\theta) \in [0, \pi_\phi(1, v_\theta)]$ 를 제시한다고 하자. 본 증명에서는 증권사 B 가 제시할 수 있는 임금수준을 네 가지로 구분하여 모든 경우에 순수전략은 균형이 될 수 없음을 보이고자 한다.

(1) $w_B(1, v_\theta) < \pi(L)$ 인 경우: 우선 $\pi(L)$ 보다 작은 임의의 임금수준 $w_B(1, v_\theta) < \pi(L)$ 는 균형이 될 수 없음을 쉽게 알 수 있다. 왜냐하면 증권사 A 는 애널리스트의 유형과는 상관없이 증권사 B 의 호가임금 $w_B(1, v_\theta) (< \pi(L))$ 보다 조금 더 높은 임금 $w_B(1, v_\theta) + \epsilon, \forall \epsilon > 0$ 을 제시하고, 이에 대해 증권사 B 는 증권사 A 의 임금수준보다 더 높은 임금을 제시할 수 있기 때문이다.

(2) $w_B(1, v_\theta) = \pi(L)$ 인 경우: $w_B(1, v_\theta) = \pi(L)$ 가 증권사 B 의 순수균형 임금전략이라고 가정하자. 이 경우 증권사 A 는 L -유형에게 임의의 $w_A(L) \in [0, \pi(L)]$ 을 제시하고, H -유형에게는 $w_A(H) = \pi(L) + \epsilon, \forall \epsilon > 0$ 을 제시한다. 따라서, 증권사 B 의 기대이윤은 0이다. 하지만, 이 때 증권사 B 는 $\pi(L)$ 대신 $w_A(H)$ 보다 높은 임금 $w_A(H) + \eta, \eta \in (0, \pi_\phi(1, v_\theta) - w_A(H))$ 을 제시하면 애널리스트를 채용, 양의 기대이윤을 얻을 수 있으므로 $w_B(1, v_\theta) = \pi(L)$ 이 균형이 될 수 없다.

(3) $w_B(1, v_\theta) \in (\pi(L), \pi_\phi(1, v_\theta))$ 인 경우: 이제 $w_B(1, v_\theta) \in (\pi(L), \pi_\phi(1, v_\theta))$ 가 증권사 B의 순수균형 임금전략이라고 하자. 이 경우 증권사 B는 L-유형의 애널리스트를 확실히 채용할 수 있다. 왜냐하면 이 구간에 속한 $w_B(1, v_\theta)$ 에 대해 증권사 A는 L-유형에게 $\pi(L)$ 보다 큰 임금을 제시하지 않으며, H-유형에게는 이보다 높은 수준인 $w_A(H) = w_B(1, v_\theta) + \epsilon, \forall \epsilon > 0$ 를 제시하기 때문이다. 그런데, 이러한 증권사 A의 임금전략에 대해 증권사 B가 애널리스트에게 $w_A(H)$ 보다 조금이라도 더 높은 임금 $w_A(H) + \eta, \eta \in (0, \pi_\phi(1, v_\theta) - w_A(H))$ 을 제시하면 양의 기대이윤을 얻을 수 있다. 따라서, $w_B(1, v_\theta) \in (\pi(L), \pi_\phi(1, v_\theta))$ 또한 순수균형 임금전략이 될 수 없다.

(4) $w_B(1, v_\theta) = \pi_\phi(1, v_\theta)$ 인 경우: 마지막으로 증권사 B가 제시할 수 있는 최대 호가임금 수준인 $w_B(1, v_\theta) = \pi_\phi(1, v_\theta)$ 가 증권사 B의 순수균형 임금전략이라고 하자. 이 경우 역시 증권사 A는 L-유형에게는 임의의 $w_A(L) \in [0, \pi(L)]$ 를 제시하는 반면, H-유형에게는 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 보다 높은 수준을 제시하여 H-유형을 확실히 잔류시키게 된다. 즉, 증권사 B가 $w_B(1, v_\theta) = \pi_\phi(1, v_\theta)$ 의 호가임금으로 채용하는 애널리스트는 L-유형일 수밖에 없다. 따라서, 증권사 B는 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 수준보다 호가임금을 낮추는 것이 기대이윤을 증가시키는 것이 된다.

결국 $[0, \pi_\phi(1, v_\theta)]$ 에 속하는 어떠한 임금수준도 증권사 B의 순수균형 임금전략이 될 수 없다. 따라서, 증권사 B는 혼합균형 임금전략을 사용한다.

(ii) 증권사 A는 H-유형에게 혼합균형 임금전략을 제시한다.

우선 애널리스트가 1기에 연구노력을 기울인 균형에서 애널리스트의

유형을 알고 있는 증권사 A 의 임금 전략은 $(w_A(H), w_A(L))$, 즉 유형에 따라 다른 임금을 제시할 것임은 쉽게 알 수 있다. 이제 증권사 A 가 H -유형에게 임의의 순수균형 임금전략 $w_A(H) \in [0, \pi(H)]$ 를 구사한다고 가정하자. 본 증명에서는 증권사 A 가 H -유형에게 제시할 수 있는 임금수준을 다섯 구간으로 나누어 어떠한 순수전략도 균형이 될 수 없음을 보이고자 한다.

(1) $w_A(H) < \pi(L)$ 인 경우: 만일 증권사 A 의 균형 호가임금이 $\pi(L)$ 보다 작다면, 즉 $w_A(H) < \pi(L)$ 이면 증권사 B 는 $w_A(H) + \epsilon, \forall \epsilon > 0$ 을 제시하게 된다. 이러한 증권사 B 의 임금전략에 대해 증권사 A 가 이보다 높은 임금을 제시하면 더 높은 기대이윤을 얻게 되므로 $w_A(H) < \pi(L)$ 는 균형이 될 수 없다.

(2) $w_A(H) = \pi(L)$ 인 경우: 증권사 A 가 H -유형에게 $\pi(L)$ 을 제시한다고 가정하자. 이 경우 증권사 B 가 제시하는 임금 $w_B(1, v_\theta)$ 가 $\pi(L)$ 보다 크면, 증권사 B 의 기대이윤은 $\pi_\phi(1, v_\theta) - w_B(1, v_\theta) > 0$ 가 되므로 증권사 B 는 $\pi(L) + \epsilon, \forall \epsilon > 0$ 을 제시하게 된다. 이에 대해 증권사 A 는 이보다 높은 임금을 제시하면 더 높은 기대이윤을 얻게 되므로 $w_A(H) = \pi(L)$ 역시 균형이 될 수 없다.

(3) $w_A(H) \in (\pi(L), \pi_\phi(1, v_\phi))$ 인 경우: 이제 증권사 A 가 H -유형에게 $w_A(H) \in (\pi(L), \pi_\phi(1, v_\phi))$ 를 제시한다고 가정하자. 이 경우에도 증권사 B 는 이보다 높은 임금 $w_A(H) + \epsilon, \forall \epsilon > 0$ 을 제시하여 양의 기대이윤 $\pi_\phi(1, v_\theta) - w_B$ 을 얻을 수 있다. 하지만, 이러한 증권사 B 의 전략에 대해 증권사 A 는 이보다 더 높은 수준의 임금을 H -유형에게 제안할 수 있으므로 $w_A(H) \in (\pi(L), \pi_\phi(1, v_\phi))$ 도 균형임금이 아니다.

(4) $w_A(H) = \pi_\phi(1, v_\theta)$ 인 경우: 이번에는 증권사 A 가 $w_A(H) = \pi_\phi(1, v_\theta)$ 를 제시하는 경우를 가정하자. $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 은 증권사 B 가 제시할 수 있는

최대임금수준이고, 증권사 B가 혼합전략을 구사하므로, $\alpha \in (0, 1)$ 를 증권사 B가 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 를 임금으로 제시할 확률이라고 가정하자. 그러면 증권사 B의 전략에 대해 $(1 - \alpha)(\pi(H) - \pi_\phi(1, v_\theta)) + \frac{\alpha}{2}(\pi(H) - \pi_\phi(1, v_\theta))$ 가 증권사 A가 얻게 되는 기대이윤이다. 하지만, 증권사 A는 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 보다 $\pi_\phi(1, v_\theta) + \epsilon$, ($0 < \epsilon < \frac{\alpha}{2}(\pi(H) - \pi_\phi(1, v_\theta))$)를 제시하게 되면 더 높은 기대이윤을 얻을 수 있다. 이는 $\alpha = 0$, 즉 증권사 B는 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 보다 낮은 임금을 제시하게 된다. 따라서, 증권사 A는 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 보다는 낮으면서 상대방 증권사의 임금제의보다는 높은 수준을 제시하게 된다.

(5) $w_A(H) > \pi_\phi(1, v_\theta)$ 인 경우: 마지막으로 $w_A(H) > \pi_\phi(1, v_\theta)$ 역시 균형이 될 수 없음은 쉽게 알 수 있다. 왜냐하면 증권사 B는 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 보다 높은 수준을 제시하지 않으므로 증권사 A 역시 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 이상을 제시할 유인이 없기 때문이다.

결국 $[0, \pi(H)]$ 에 속하는 어떠한 임금전략도 증권사 A가 H-유형에게 제시하는 순수균형 임금전략이 될 수 없다. 따라서, 증권사 A는 H-유형에게 혼합균형 임금전략을 제시한다.

(iii) 증권사 A와 증권사 B의 혼합균형 임금전략의 최저 수준과 최고 수준은 각각 동일하다.

$G_H(w|v_\theta) = \Pr(w \geq w_A(H))$ 를 증권사 A가 H-유형에게 제시하는 혼합균형전략의 분포라고 하고, $[w_A(H), \overline{w}_A(H)]$ 를 G_H 의 support라고 하자. $w_A(H)$ 와 $\overline{w}_A(H)$ 를 이 G_H support의 하한(lower bound)과 상한(upper bound)이라고 하자. $F(w) = \Pr(w \geq w_B)$ 를 증권사 B의 균형임금 분포,

$[\underline{w}_B(1, v_\theta), \overline{w}_B(1, v_\theta)]$ 를 이 $F(w)$ 의 support, 그리고 $\underline{w}_B(1, v_\theta)$ 와 $\overline{w}_B(1, v_\theta)$ 를 각각 하한(lower bound)과 상한(upper bound)이라고 하자.

(1) $\overline{w}_A(H) = \pi_\phi(1, v_\theta)$: 증권사 B 는 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 보다 높은 임금을 제시하면 애널리스트를 채용한다고 하더라도 기대이윤이 음이 되므로 이보다 높은 임금을 제시하지 않는다. 따라서, 증권사 A 역시 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 보다 높은 임금을 H -유형에게 제시하지 않는다. 그런데, 증권사 A 가 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 보다 낮은 임금을 H -유형에게 제시하면 증권사 B 가 이보다 높은 임금수준을 제시하고 양의 기대이윤 $\pi_\phi(1, v_\theta) - w_B(1, v_\theta)$ 을 얻을 수 있다. 따라서 $\overline{w}_A(H) = \pi_\phi(1, v_\theta)$ 이다.

(2) $\overline{w}_B(1, v_\theta) = \overline{w}_A(H) = \overline{w} = \pi_\phi(1, v_\theta)$: 이제 $\overline{w}_B(1, v_\theta) < \overline{w}_A(H)$ 라고 가정하자. 증권사 B 는 $\overline{w}_B(1, v_\theta)$ 보다 높은 수준의 임금을 제시할 수 없으므로 증권사 A 는 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 보다 작으나 \overline{w}_B 이상의 임금을 H -유형에게 제시하고 더 높은 기대이윤을 얻을 수 있다. 하지만, 이는 증권사 A 의 상한 임금 $\overline{w}_A(H)$ 가 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 보다 작다는 것을 의미하므로, 증권사 B 는 증권사 A 의 상한임금 $\overline{w}_A(H)$ 보다 더 큰 임금수준을 호가하여 양의 기대이윤을 얻을 수 있게 된다. 이는 $\overline{w}_B(1, v_\theta) > \overline{w}_A(H)$ 임을 의미하므로 $\overline{w}_B(1, v_\theta) < \overline{w}_A(H)$ 라는 가정과 모순된다. 즉, $\overline{w}_B = \overline{w}_A(H) = \pi_\phi(1, v_\theta)$ 가 성립한다.

(3) $\underline{w}_B(1, v_\theta) = \underline{w}_A(H) = \underline{w}$: 먼저 $\underline{w}_B(1, v_\theta) > \underline{w}_A(H)$ 라고 가정하자. 이 경우 증권사 A 가 $w_H(A) \in (\underline{w}_A(H), \underline{w}_B(1, v_\theta)) \subset [\underline{w}_A(H), \overline{w}_A(H)]$ 를 H -유형에게 제시하면 0의 기대이윤을 얻게 된다. 하지만 증권사 A 는 호가 임금을 높여 양의 기대이윤을 얻을 수 있으므로 이러한 경우는 불가능하다. 이제 $\underline{w}_B < \underline{w}_A(H)$ 라고 가정하자. 이 경우는 증권사 A 가 임금제의

$w_A(H)$ 를 더 낮춤으로써 더 높은 기대이윤을 얻을 수 있음을 의미하므로 이 역시 불가능하다. 따라서, $w_B = w_A(H)$ 가 성립해야 한다.

2. Proposition 1의 증명

$G_H(w|v_\theta) = \Pr(w \geq w_A(H))$ 를 증권사 A 가 H -유형에게 제시하는 혼합 균형전략의 분포라고 하고, $F(w) = \Pr(w \geq w_B)$ 를 증권사 B 의 균형임금 분포라고 하자. 그리고, 이 두 분포의 하한과 상한이 동일하므로, 하한과 상한을 각각 w 와 \bar{w} 라고 하자.

우선 증권사 A 가 상한임금을 제시하는 경우를 가정하자. 그리고 증권사 B 가 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 를 임금으로 제시할 확률을 $\alpha \in (0, 1)$ 라고 하자. 그럼 증권사 A 가 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 를 H -유형에게 제시하여 얻는 기대이윤은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} & \frac{\alpha}{2}(\pi(H) - \pi_\phi(1, v_\theta)) + (1 - \alpha)(\pi(H) - \pi_\phi(1, v_\theta)) \\ &= \left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)(\pi(H) - \pi_\phi(1, v_\theta)) \end{aligned}$$

하지만 증권사 A 는 $\pi_\phi(1, v_\theta) + \epsilon$, $\epsilon \in \left(0, \frac{\alpha}{2}(\pi(H) - \pi_\phi(1, v_\theta))\right)$ 임금을 제시하면 더 높은 기대이윤을 얻을 수 있으므로 $\bar{w}_A(H) = \pi_\phi(1, v_\theta)$ 에 위배된다. 즉, $\alpha = 0$ 이다. 결국 증권사 A 가 H -유형의 애널리스트로부터 얻을 수 있는 균형 기대이윤은 $\pi(H) - \pi_\phi(1, v_\theta)$ 이다.

이제 증권사 B 가 임의의 임금수준 $w_B(1, v_\theta) \in (\underline{w}, \bar{w})$ 을 선택할 확률을 $\alpha \in (0, 1)$ 라 하자. 이에 대해 H -유형임을 알고 있는 증권사 A 가 임금 $w_A(H) \in (\underline{w}, \bar{w})$ 를 H -유형에게 제시하고 얻는 기대이윤은 상한임금 $\bar{w}_A(H) = \bar{w} = \pi_\phi(1, v_\theta)$ 을 제시하고 얻는 기대이윤과 같아야 하므로 다음의 식이 성립한다.

$$\begin{aligned} & \frac{\Pr(w_A(H) = w_B(1, v_\theta))}{2} (\pi(H) - w_B(1, v_\theta)) + \Pr(w_A(H) > w_B(1, v_\theta)) (\pi(H) - w_A(H)) \\ &= \frac{\alpha}{2} (\pi(H) - w_B(1, v_\theta)) + (F(w_A(H)) - \alpha) (\pi(H) - w_A(H)) \\ &= \pi(H) - \pi_\phi(1, v_\theta) \end{aligned}$$

하지만, 이 경우에는 증권사 A 가 H -유형에게 순수전략으로 $w_B + \epsilon$, $\epsilon \in (0, \pi_\phi(1, v_\theta) - w_B)$ 를 제시하면 균형 기대이윤보다 더 높은 기대이윤을 얻을 수 있으므로 불가능하다. 즉, $\alpha = 0$ 이고, F 는 $(\underline{w}, \bar{w}]$ 구간에서 non-atomic하다. 그러므로 증권사 B 의 임금전략 $w_B \in (\underline{w}, \bar{w}]$ 에 대해 증권사 A 가 H -유형의 애널리스트로부터 얻는 기대이윤으로부터 F 를 도출하면 다음과 같다.

$$F(w) = \frac{\pi(H) - \pi_\phi(1, v_\theta)}{\pi(H) - w}, \quad \forall w \in (\underline{w}, \bar{w}]$$

이 때, \underline{w} 의 확률질량(probability mass)이 0이라면, 즉, 증권사 B 가 하한임금 \underline{w} 를 선택할 확률이 0이라면, $F(\underline{w}) = 0$ 이어야 한다. 이는 증권사 A 가 H -유형에게 하한임금 \underline{w} 를 제시하고 얻는 기대이윤이 0이라는

것을 의미하므로, 증권사 A 가 H -유형으로부터 양의 기대이윤을 얻는다는 사실과 위배된다. 즉, F 는 하한임금 \underline{w} 에서 확률질량(probability mass)을 가져야만 한다.

이번에는 증권사 A 가 H -유형에게 상한임금 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 를 제시할 확률을 $\beta \in (0, 1)$ 라고 하자. 이 임금제외에 대해 증권사 B 역시 상한임금을 제시한다면, 증권사 B 는 다음과 같이 음의 기대이윤을 얻게 된다.

$$\begin{aligned} & \phi_H(1, v_\theta) \left[\frac{\beta}{2} (\pi(H) - \pi_\phi(1, v_\theta)) + (1 - \beta) (\pi(H) - \pi_\phi(1, v_\theta)) \right] + \phi_L(1, v_\theta) (\pi(L) - \pi_\phi(1, v_\theta)) \\ & = \phi_H(1, v_\theta) \left(1 - \frac{\beta}{2} \right) (\pi(H) - \pi_\phi(1, v_\theta)) + \phi_L(1, v_\theta) (\pi(L) - \pi_\phi(1, v_\theta)) < 0 \end{aligned}$$

이는 증권사 B 가 제시할 수 있는 임금의 상한이 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 보다 작다는 것을 의미하므로 증권사 A 가 H -유형에게 상한임금 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 를 제시할 확률은 0이어야 한다. 또한 이는 증권사 B 가 얻는 균형 기대이윤은 다음과 같이 0이어야 함을 의미한다.

$$\phi_H(1, v_\theta) (\pi(H) - \bar{w}) + \phi_L(1, v_\theta) (\pi(L) - \bar{w}) = 0$$

증권사 A 가 support 내의 임의의 임금수준 $w_A(H) \in (\underline{w}, \bar{w})$ 를 선택할 확률을 $\beta \in (0, 1)$ 라 정의하자. 이 경우 증권사 A 가 H -유형에게 얻는 균형 기대이윤은 $\pi(H) - \pi_\phi(1, v_\theta)$ 이나, 증권사 B 는 균형에서 이탈함으로써 기대이윤을 증가시킬 수 있다. 예를 들어, 증권사 B 가 증권사 A 가 선택하는 임금수준보다 약간 더 높은 수준을 순수전략 임금으로 제시하면

양의 기대이윤을 얻게 된다. 그러면 증권사 A 역시 균형전략에서 이탈할 유인이 발생한다. 이는 증권사 A 가 support 내의 임의의 임금 $w_A(H) \in (\underline{w}, \bar{w})$ 를 선택할 확률 β 가 0임을 의미한다.

증권사 A 의 임금전략 $w_A(H) \in (\underline{w}, \bar{w}]$ 과 $w_A(L) \in [0, \pi(L)]$ 에 대해 증권사 B 의 기대이윤이 0이므로 다음의 식을 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned} & \phi_H(1, v_\theta) \Pr(w_B(1, v_\theta) > w_A(H)) (\pi(H) - w_B(1, v_\theta)) + \phi_L(1, v_\theta) (\pi(L) - w_B(1, v_\theta)) \\ & = \phi_H(1, v_\theta) G_H(w_B(1, v_\theta)) (\pi(H) - w_B(1, v_\theta)) + \phi_L(1, v_\theta) (\pi(L) - w_B(1, v_\theta)) = 0 \end{aligned}$$

$$G_H(w) = \frac{\phi_L(1, v_\theta)(w - \pi(L))}{\phi_H(1, v_\theta)(\pi(H) - w)}, \quad \forall w \in (\underline{w}_B, \bar{w}_B]$$

이제 증권사 A 가 H -유형에게 하한임금 \underline{w} 를 제시할 확률을 β 라고 하자. 이에 대해 증권사 B 가 얻을 수 있는 기대이윤은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Pi_B(\underline{w}) &= \phi_H(1, v_\theta) \frac{\beta}{2} (\pi(H) - \underline{w}) + \phi_L(1, v_\theta) (\pi(L) - \underline{w}) \\ \Pi_B(w) &= \phi_H(1, v_\theta) \Pr(w > w_A(H)) (\pi(H) - w) + \phi_L(1, v_\theta) (\pi(L) - w) = 0, \quad w \in (\underline{w}, \bar{w}] \end{aligned}$$

증권사 B 가 \underline{w} 를 제시할 확률이 존재하므로 증권사 B 가 \underline{w} 를 선택할 때의 기대이윤 역시 0이어야 한다. 이로부터 $\beta = \frac{2\phi_L(1, v_\theta)(\underline{w} - \pi(L))}{\phi_H(1, v_\theta)(\pi(H) - \underline{w})}$ 를 도출할 수 있다. 만약 β 가 양수라면, \underline{w} 가 $\pi(L)$ 보다 커야 한다. 이는 다시 증권사 B 가 $\pi(L)$ 보다 큰 임금수준 \underline{w} 를 제시하면 양의 기대이윤을 얻는다는 것을 의미한다. 이는 모순이므로 β 는 0이어야 한다. 즉, 증권

사 A 가 H -유형에게 w 를 제시할 가능성이 없다는 것이다. 이로부터 $w = \pi(L)$ 임을 알 수 있다.

이와 같은 $w = \pi(L)$ 가 주어지면 애널리스트 A 는 L -유형 애널리스트에게 역시 $w_A(L) = \pi(L)$ 을 제시한다. 이 조건하에서 증권사 B 는 균형전략에서 이탈할 유인이 없다. 설사 이탈하더라도 기대이윤을 증가시킬 수 없기 때문이다. 하지만, 만약 증권사 A 가 L -유형에게 $\pi(L)$ 보다 작은 임금을 제시하면 증권사 B 는 혼합전략 대신 순수전략을 사용하여 L -유형의 애널리스트만을 채용하고, 양의 기대이윤을 얻을 수 있다. 한편, $w = \pi(L)$ 로부터 다음과 같이 증권사 B 가 하한임금을 선택할 확률을 구할 수 있다.

$$\lim_{\epsilon \rightarrow 0} F(\pi(L) + \epsilon) = \frac{\pi(H) - \pi_\phi(1, v_\theta)}{\pi(H) - \pi(L)} = 1 - \phi_H(1, v_\theta) = \phi_L(1, v_L)$$

결국 2기에서의 애널리스트 채용 경쟁 균형은 다음과 같다.

$$F(w) = \frac{\pi(H) - \pi_\phi(1, v_\theta)}{\pi(H) - w}, \quad \forall w \in (\pi(L), \pi_\phi(1, v_\theta)]$$

$$\Pr(w_B^*(1, v_\theta) = \pi(L)) = 1 - \phi_H(1, v_\theta) = \phi_L(1, v_L)$$

$$G_H(w) = \frac{\phi_L(1, v_\theta)(w - \pi(L))}{\phi_H(1, v_\theta)(\pi(H) - w)}, \quad \forall w \in [\pi(L), \pi_\phi(1, v_\theta)]$$

$$w_A^*(L) = \pi(L)$$

또한 혼합균형전략의 분포 F 와 G_H 는 각각 다음의 성질을 만족한다.

(i) $F(\underline{w})=0$, (ii) $F(\overline{w})=1$, (iii) F 는 w 에 대해 증가하는 함수이다.

$$\frac{\partial F}{\partial w} = \frac{\pi(H) - \pi_\phi(1, v_\theta)}{(\pi(H) - w)^2} > 0, \quad \frac{\partial^2 F}{\partial w^2} = \frac{2}{(\pi(H) - w)^3} > 0$$

(i) $G_H(\underline{w})=0$, (ii) $G_H(\overline{w})=1$, (iii) G_H 는 w 에 대해 증가하는 함수이다.

$$\frac{\partial G_H}{\partial w} = \frac{\phi_L(1, v_\theta)}{\phi_H(1, v_\theta)} \frac{\pi(H) - \pi(L)}{(\pi(H) - w)^2} > 0, \quad \frac{\partial^2 G_H}{\partial w^2} = \frac{2\phi_L(1, v_\theta)}{\phi_H(1, v_\theta)(\pi(H) - w)^3} > 0$$

3. Proposition 2의 증명

우선 L -유형은 증권사 B 가 제시하는 임금 $w_B(1, v_\theta)$ 가 증권사 A 의 임금 $\pi(L)$ 보다 크면 확실히 증권사 B 로 이직하고, 동일하면 1/2의 확률로 이직한다. 따라서 L -유형이 이직할 확률 $P_L(1, v_\theta)$ 는 다음과 같이 항상 벤치마크에서의 이직확률 1/2보다 크다.

$$\begin{aligned} P_L(1, v_\theta) &= \Pr(w_B(1, v_\theta) > \pi(L)) + \frac{\Pr(w_B(1, v_\theta) = \pi(L))}{2} \\ &= \phi_H(1, v_\theta) + \frac{1 - \phi_H(1, v_\theta)}{2} = \frac{1}{2} + \frac{\phi_H(1, v_\theta)}{2} > \frac{1}{2} \end{aligned}$$

반면, H -유형은 증권사 B 가 제시하는 임금 $w_B(1, v_\theta)$ 가 하한임금

$\pi(L)$ 보다는 높아야 하며, 증권사 A 의 임금 $w_A(H)$ 보다도 큰 경우에만 증권사 B 로 이직을 결정한다. 따라서 H -유형이 증권사 B 로 이직할 확률은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} P_H(w_B(1, v_\theta) | 1, v_\theta) &= \Pr(w_A(H) < w_B(1, v_\theta) | w_B(1, v_\theta) > \pi(L)) \\ &= \Pr(w_B(1, v_\theta) > \pi(L)) \Pr(w_A(H) < w_B(1, v_\theta)) \\ &= \phi_H(1, v_\theta) G_H(w_B(1, v_\theta)) = (1 - \phi_L(1, v_\theta)) G_H(w_B(1, v_\theta)) \\ &= \phi_L(1, v_\theta) \frac{w_B(1, v_\theta) - \pi(L)}{\pi(H) - w_B(1, v_\theta)} \leq \phi_L(1, v_\theta) \frac{\pi_\phi(1, v_\theta) - \pi(L)}{\pi(H) - \pi_\phi(1, v_\theta)} \end{aligned}$$

이제, H -유형의 이직확률이 벤치마크의 이직확률과 같게 되는 증권사 B 의 임금수준을 $\tilde{w}_B(1, v_\theta)$ 라고 하자. 즉, $\tilde{w}_B(1, v_\theta)$ 는 아래의 식과 같이 $P_H(\tilde{w}_B(1, v_\theta)) = \frac{1}{2}$ 의 조건을 만족하는 임금수준이다.

$$\phi_L(1, v_\theta) \frac{\tilde{w}_B(1, v_\theta) - \pi(L)}{\pi(H) - \tilde{w}_B(1, v_\theta)} = \frac{1}{2}$$

이를 재정리하면 임금수준 $\tilde{w}_B(1, v_\theta)$ 는 다음과 같이 $\pi(H)$ 와 $\pi(L)$ 의 가중평균(weighted average)으로 표현된다.

$$\tilde{w}_B(1, v_\theta) = \frac{1}{1 + 2\phi_L(1, v_\theta)} \pi(H) + \frac{2\phi_L(1, v_\theta)}{1 + 2\phi_L(1, v_\theta)} \pi(L)$$

그리고 이로부터 $\pi(H)$ 의 가중치 $1/(1+2\phi_L(1, v_\theta))$ 이 $\phi_H(1, v_\theta)$ 보다 작으면 $\widetilde{w}_B(1, v_\theta)$ 는 상한임금 $\bar{w} = \pi_\phi(1, v_\theta)$ 보다 항상 작다는 것을 알 수 있다. 이 조건은 $\phi_H(1, v_\theta) > \frac{1}{2}$ 와 같다. 따라서, $\phi_H(1, v_\theta) > \frac{1}{2}$ 의 조건이 성립할 때에는 증권사 B 가 $\widetilde{w}_B(1, v_\theta)$ 보다 큰 임금을 제시하면 H -유형의 이직확률이 벤치마크의 이직확률 $1/2$ 보다 커지게 되고, 그렇지 않은 경우에는 항상 낮게 나타난다.

4. Proposition 3의 증명

(II-13)과 같이 애널리스트 유형에 대한 증권사간 정보가 대칭적인 경우 애널리스트가 연구노력을 기울일 때 얻는 기대수익 $\Gamma(e=1)$ 와 그렇지 않을 때 얻게 되는 기대수익 $\Gamma(e=0)$ 은 다음과 같다.

$$\Gamma(e=1) = w_1 - c + \frac{\delta(v_H + v_L)}{2}$$

$$\Gamma(e=0) = w_1 + \delta(v_H - p(v_H - v_L))$$

본문의 (II-14)는 위 두 식으로부터 애널리스트는 H -유형이 되었을 때 얻게 되는 예측의 정확도 p 가 \tilde{p} 보다 커야만 연구노력을 기울이게 된다는 조건을 도출하고 있다. 여기서 \tilde{p} 는 다음과 같다.

$$\tilde{p} = \frac{1}{2} + \frac{c}{\delta(v_H - v_L)}$$

이제 애널리스트의 유형에 대한 정보가 증권사간 비대칭적인 경우를 가정하자. 본문의 (II-21)에 따르면 이 경우에도 애널리스트가 연구노력을 기울이지 않았을 때 얻는 기대수익은 정보가 대칭적인 경우와 동일하다. 반면, 애널리스트가 연구노력을 기울였을 때 얻게 되는 기대수익 $\Gamma_\phi(e=1)$ 는 다음과 같다.

$$\Gamma_\phi(e=1) = w_1 - c + \frac{\delta}{2} \left[\sum_{\theta=H,L} p_\theta W_\phi(H|1, v_\theta) + \sum_{\theta=H,L} p_\theta W_\phi(L|1, v_\theta) \right]$$

따라서, 애널리스트 유형 정보에 대한 증권사간 비대칭정보가 존재할 때 애널리스트가 연구노력을 기울일 조건은 비대칭정보에서의 기대수익 $\Gamma_\phi(e=1)$ 와 대칭정보에서의 기대수익 $\Gamma(e=1)$ 의 상대적인 크기에 따라 결정된다. 그런데 Proposition 1에 따르면 비대칭정보 하에서 애널리스트가 2기에 받게 되는 임금수준은 항상 상한임금 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 보다 작다.

$$W_\phi(H|1, v_\theta) < \pi_\phi(1, v_\theta), \quad W_\phi(L|1, v_\theta) < \pi_\phi(1, v_\theta)$$

이에 반해 이 임금수준 $\pi_\phi(1, v_\theta)$ 는 두 증권사 모두 애널리스트 유형을 모를 때 애널리스트가 2기에 받게 되는 임금수준이다.

$$\begin{aligned} \Gamma_\phi(e=1) &= w_1 - c + \frac{\delta}{2} \left[\sum_{\theta=H,L} p_\theta W_\phi(H|1, v_\theta) + \sum_{\theta=H,L} p_\theta W_\phi(L|1, v_\theta) \right] \\ &< w_1 - c + \frac{\delta}{2} [\pi_\phi(1, v_H) + \pi_\phi(1, v_L)] = w_1 - c + \frac{\delta(v_H + v_L)}{2} = \Gamma(e=1) \end{aligned}$$

즉, 비대칭정보 하에서 애널리스트가 연구노력을 기울였을 때 얻는 기대수익 $\Gamma_\phi(e=1)$ 는 대칭정보 하에서의 기대수익 $\Gamma(e=1)$ 보다 항상 작게 되는 것이다. 이는 연구노력을 기울였을 때의 기회비용은 동일한 반면 얻게 되는 기대수익은 비대칭정보 하에서 작아진다는 것을 의미한다. 따라서, 비대칭정보 하에서 애널리스트는 연구노력을 기울이고 H -유형이 되었을 때 얻는 예측의 정확도 \tilde{p}_a 가 \tilde{p} 보다는 커야만 연구노력을 기울이게 된다.

$$p > \tilde{p}_a > \tilde{p} = \frac{1}{2} + \frac{c}{\delta(v_H - v_L)}$$