

기관투자자의 투자기간과 내부자거래 간의 관계에 관한 연구

김 태 연*

〈요 약〉

본 연구는 기관투자자들의 투자기간과 기업의 내부자거래 간의 관계에 대해 조사하였다. 2010년부터 2018년까지 유가증권시장에 상장된 기업을 분석한 결과, 기관투자자 투자기간이 길수록 내부자거래가 감소하는 것으로 나타났다. 구체적으로 내부자거래의 빈도와 거래량이 장기 기관투자자 지분율이 높은 기업에서는 적었으며 단기 기관투자자 지분율이 높은 기업에서는 많았다. 또한 기관투자자의 투자기간과 내부자거래의 수익 간의 관계를 조사한 결과, 단기 기관투자자 지분율과 내부자거래의 수익 간에는 양(+)의 관계가 나타났지만, 장기 기관투자자 지분율과 내부자거래의 수익 간에는 유의한 관계를 보이지 않았다. 이러한 결과들은 단기 기관투자자들과 달리 장기 기관투자자들이 투자기업에 대한 감시활동을 통해 미공개정보를 이용한 내부자거래를 방지하고 기업의 정보투명성을 증가시켜 내부자들이 보유한 정보의 가치가 감소했기 때문으로 보인다.

주제어 : 기관투자자, 투자기간, 내부자거래, 기업 감시활동, 정보투명성

I. 서 론

기관투자자는 개인이나 법인으로부터 조성된 자금을 투자하여 수익을 얻는 법인 형태의 투자자이다. 지난 수십년 간 전세계적으로 기관투자자는 금융시장에서 주요 투자자로 자리매김하고 있다. 구체적으로 미국 상장 회사에 투자한 기관투자자의 평균 지분율은 50%를 넘어서고 있으며, 중국 시장에서도 평균 기관투자자 지분율이 약 20%에 달하고 있다(Aggarwal et al., 2011; Li and Ji, 2021). 한국의 경우 상장회사에 투자한 기관투자자의 지분율은 2006년 월 최고 22%까지 상승했다가 금융위기 때 다소 감소하여 2019년 5월 말 기준 약 17%의 값을 보이고 있다(송찬영, 박세열, 2022). 이와 같이 기업에 투자하는 기관투자자가 많아지고 이들의 영향력이 증가함에 따라 국내외 선행연구들은 기관투자자가 기업에 다양한 영향을 미치고 있음을 보고하고 있다. 하지만 기관투자자들은 각기 다른 자금 운용 목표와 전략을 취하기 때문에 이들의 특성에 따라 그 영향이 다를 수 있다. 특히 최근 다수의 연구들은 기관투자자를 구별하는 여러 특성 가운데 이들의 투자기간(investment horizons)에 주목하고 있으며, 기관투자자의 투자기간에 따라 이들이 기업에 미치는 영향이 상이함을 보고하고 있다(Gaspar et al., 2005; Gaspar et al., 2013).

구체적으로 장기 기관투자자는 기업에 장기간 투자함으로써 투자기업의 장기적 가치 상승을 통해 수익을 창출한다. 이를 위해 이들은 기업 경영에 많은 관심을 갖고 기업 정책에 적극적으로 의견을 개진하는 경향이 있다. 또한 기업에 장기적으로 투자할수록 기업 감시비용(monitoring cost)은 감소하고 그 이익은 증가하기 때문에 장기 기관투자자들은 기업을 적극적으로 감시하여 기업의 가치 상승을 추구할 가능성이 높다(Gaspar et al., 2005). 반면 단기 기관투자자는 상대적으로 기업 주가에 관한 더 많은 정보를 갖고 있으며 우월한 정보를 바탕으로 적극적인 주식매매활동을 함으로써 수익을 창출한다(Yan and Zhang, 2009). 따라서 이들은 상당한 시간과 비용이 드는 기업 감시활동보다 기업의 단기적 주가 변동에 더 많은 관심을 갖는다(김현동, 김태연, 2019). 이렇듯 투자기간에 따라 기관투자자들은 서로 다른 투자전략을 갖고 있으며 이들이 기업에 미치는 영향은 다양한 부분에 걸쳐 다르게 나타날 수 있다. 하지만 다수의 선행연구들은 기관투자자들을 동질적 집단으로 구분하여 이들과 내부자거래 간의 관계에 대해 주로 조사한 반면(Haddart and Ke, 2007; Sias and Whidbee, 2010; Bricker and Markarian, 2015; 김종오, 조은영, 2016; Li and Ji, 2021), 기관투자자의 투자기간과 내부자거래 간의 관계에 대해 살펴본 연구는 소수에 불과하다(Wang, 2011; Chung et al., 2018). 이에 본 연구에서는 국내 기업을 대상으로 기관투자자의

투자기간이 기업 내부자들의 거래행태에 어떠한 영향을 미치는지 분석하고자 한다.

내부자거래는 임원, 직원 또는 주요주주 등 기업의 내부자가 자사의 주식을 거래하는 행위이다. 내부자들은 그들의 지위나 직무를 통해 시장에 공개되지 않은 기업 정보를 얻을 수 있고, 이를 이용해서 사적인 이익을 취할 수 있다. 이러한 내부자거래가 지속된다면 기업 가치에 대한 투자자들의 신뢰가 하락하고 시장 질서가 교란될 수 있기 때문에 미공개정보를 이용한 내부자거래는 자본시장법에 의해 엄격히 금지되고 있다. 그러나 각종 규제에도 불구하고 기존 선행 연구들에 따르면 내부자들은 일반 투자자들에 비해 유의한 초과수익을 얻고 있다(Finnerty, 1976; Seyhun, 1986; Seyhun and Bradley, 1997). 이러한 결과는 국내에서도 많이 보고되고 있는데 구체적으로 강종만(1994)은 국내 기업의 내부자거래를 분석하여 내부자들이 매수·매도거래 모두를 통해 유의한 초과수익을 얻고 있음을 보였고, 전성빈, 최순재(1998)는 외국에 비해 국내 기업의 내부자거래에서 높은 초과수익이 나타나고 있음을 보였다. 이외에도 다수의 연구에서는 국내 기업의 내부자들이 자사의 주식거래를 통해 초과수익을 얻고 있음을 일관되게 보고하고 있다(최도성, 고봉찬, 2002; 김문철, 2006).

이렇듯 기업 내부자가 주식거래를 통해 사적인 이익을 취할 가능성이 있기 때문에 시장에서 내부자거래는 중요한 신호(signal)로 작용할 수 있다. 즉, 시장에서 내부자 매수(매도)거래는 주가가 저평가(고평가)되어 있거나 주가를 상승(하락)시키는 미공개 정보가 있다는 신호가 될 수 있다(Grossman and Stiglitz, 1980; Seyhun, 1986; Masse et al., 1988; Lakonishok and Lee, 2001). 이러한 생각을 바탕으로 김병모(2000)는 투자 시 내부자거래를 활용할 경우 더 높은 초과수익을 얻을 수 있음을 보였으며, 이정엽 외 2인(2015)은 실제 투자자들이 내부자거래를 주요 정보로 인식하여 내부자거래 공시 전후로 유의한 주가변동이 나타나고 있음을 보고하였다.

이러한 내부자거래는 장기 기관투자자 지분이 높은 기업에서 더 적을 것이라 기대되는데 그 이유는 다음과 같다. 첫째, 장기 기관투자자는 적극적인 감시활동을 통해 내부자들이 미공개정보를 이용해서 사적이익을 취하지 못하게 할 가능성이 높다. 미공개정보를 이용한 내부자거래는 법에 의해 금지되고 있기 때문에 내부자거래가 발생한다면 기업의 소송위험(litigation risk)이 증가하게 된다(Chen et al., 2017). 그리고 소송위험이 증가할 경우 장기적으로 기업의 가치 및 평판이 크게 감소할 수 있다(Haslem et al., 2017). 따라서 투자기업의 장기적 가치를 중요시하는 장기 기관투자자는 내부자거래를 더 엄격히 감시할 것이고, 장기 기관투자자의 지분이 높은 기업에서 내부자거래가 감소할 것이다. 둘째, 장기 기관투자자는 투자기업의 정보투명성(information transparency)을 증가시켜 내부자들이

보유한 정보의 가치를 감소시킬 수 있다. 장기 기관투자자들은 투자기업의 장기적 가치를 상승시키기 위해 투자기업으로 하여금 더 많은 기업 공시(disclosure)를 하도록 유도할 수 있으며(윤정선, 김유라, 2015), 이는 기업의 내부자와 외부자 간의 정보비대칭을 감소시켜 정보투명성 향상으로 이어질 수 있다. 그리고 정보투명성이 높은 회사에서 내부자들이 갖는 정보의 가치가 감소하고 내부자거래의 수익이 감소하기 때문에(윤평식, 2013) 내부자거래가 덜 발생할 수 있다. 따라서 장기 기관투자자 지분이 높은 기업에서는 기업의 정보투명성이 증가하여 내부자거래가 감소할 것이다.

반면 단기 기관투자자 지분이 높은 기업에서는 내부자거래가 더 많을 것이라 기대되는데 그 이유는 다음과 같다. 미공개정보를 기반으로 한 내부자거래가 법으로 금지되어 있음에도 불구하고 내부자거래 공시일 전후로 단기적 주가변동이 자주 나타난다(이정엽 외 2인, 2015). 한편 많은 기업 정보를 보유하고 단기 매매를 주로 하는 단기 기관투자자들은 이러한 주가변동이 발생할 경우 상대적으로 더 많은 수익을 얻을 수 있다(Chen et al., 2007). 따라서 단기 기관투자자들은 투자기업의 내부자거래를 감소시키기 위해 시간과 비용을 들이지 않을 것이며, 단기 기관투자자의 지분이 높은 기업에서는 내부자거래가 상대적으로 많이 나타날 것이다.

본 연구는 2010년부터 2018년까지 유가증권시장에 상장된 기업들을 대상으로 이들 기업에 투자한 기관투자자의 투자기간과 기업의 내부자거래 간의 관계에 대해 조사한다.¹⁾ 주요 변수인 기관투자자의 투자기간은 기존 연구에서 많이 이용된 Gaspar et al.(2005)의 방법을 따라 각 기관투자자별로 포트폴리오 회전율(turnover ratio)을 계산하고, 기업에 투자한 기관투자자들의 평균 포트폴리오 회전율이 높을수록(낮을수록) 단기(장기) 기관투자자 비중이 높은 기업이라 정의하였다. 또한 Attig et al.(2013)에 따라 본 연구의 표본에서 포트폴리오 회전율이 높은(낮은) 상위(하위) 33%의 기관투자자들을 단기(장기) 기관투자자로 분류하고, 이들의 지분율과 내부자거래 간의 관계에 대해 분석하였다. 이와 함께 본 연구에서는 기업의 내부자거래 정도(level)를 측정하기 위해 Cui et al.(2015)에 따라 내부자거래 빈도 및 거래량 값을 계산하여 사용하였고, Skaife et al.(2013)에 따라 내부자거래의 수익도 측정하여 분석하였다.

본 연구의 주요 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 기관투자자들의 포트폴리오 회전율과 내부자거래의 빈도 및 거래량 간에는 양(+)의 관계가 나타났다. 이는 기관투자자들의

1) 기존 연구에 따르면 2009년 2월에 시행된 자본시장법은 내부자거래에 큰 영향을 미친다(이정엽 외 2인, 2015). 이에 분석기간을 자본시장법이 1년간 온전히 적용되기 시작한 2010년부터로 설정하였다. 또한 2019년 이후에는 코로나19로 인해 주식시장의 변동성이 컸기 때문에 분석기간을 코로나19 발생 전인 2018년까지로 제한하였다.

투자기간이 길수록 기업의 내부자거래가 감소한다는 의미로, 기업에 투자한 기관투자자들의 특성에 따라 기업의 내부자거래 정도가 달라질 수 있음을 시사한다. 둘째, 기관투자자를 투자기간에 따라 장기와 단기 기관투자자로 나누고 이들의 지분율과 내부자거래 간의 관계에 대해 분석한 결과, 장기 기관투자자의 지분율과 내부자거래의 빈도 및 거래량 간에는 음(-)의 관계가 나타났지만, 단기 기관투자자의 지분율과 두 지표 간에는 양(+)의 관계가 나타났다. 이는 장기 기관투자자는 투자기업을 적극적으로 감시하고 투자기업의 정보투명성을 향상시켜 내부자거래를 감소시키지만, 단기적 추가변동에 관심을 갖는 단기 기관투자자는 내부자거래를 감소시키는데 시간과 비용을 들이지 않을 것이라는 본 연구의 가설을 지지한다. 셋째, 기관투자자의 투자기간과 내부자거래의 수익 간의 관계를 조사한 결과, 단기 기관투자자 지분율과 내부자거래의 수익 간에는 양(+)의 관계가 나타났지만, 장기 기관투자자 지분율과 내부자거래의 수익 간에는 유의한 관계가 나타나지 않았다. 즉, 단기 기관투자자 지분이 높은 기업과 달리 장기 기관투자자 지분이 높은 기업에서는 내부자들이 자사의 주식거래를 통해 유의한 초과수익을 얻지 못하고 있었다. 이러한 결과는 장기 기관투자자들이 투자기업에 대한 감시활동을 통해 미공개정보를 이용한 내부자거래를 방지하고 투자기업의 정보 투명성을 증가시켜 내부자들이 보유한 정보의 가치가 감소했기 때문으로 보인다.

본 연구의 주요 공헌점은 다음과 같다. 첫째, 최근 사회적 관심도가 높아지고 있는 기관투자자의 감시역할을 내부자거래를 통해 실증적으로 살펴보았다. 2017년 한국시장에 스튜어디스코드(stewardship code)가 도입됨에 따라 기관투자자의 주주권 행사에 대한 제도적 여건이 정비되었고 기업지배구조 측면에서 기관투자자의 역할이 점차 강조되고 있다(도현수 외 2인, 2018). 이러한 환경 속에서 기관투자자의 감시활동이 투자기업에 긍정적인 영향을 줄 수 있다는 본 연구의 결과는 기관투자자의 감시역할에 대한 필요성을 제시한다. 둘째, 기관투자자의 투자기간에 따라 내부자들의 주식거래 행태가 달라질 수 있음을 보임으로써 기관투자자의 투자기간에 대한 연구에 기여한다. 특히, 본 연구에서는 기관투자자들마다 각기 다른 목표 및 전략이 있고 이에 따라 이들이 기업에 미치는 영향이 다르다는 것을 보였다. 이는 기관투자자들을 하나의 집단으로 간주했던 기존 국내 연구들(성기성, 2003; 손승태, 이윤구, 2006; 전홍민 외 2인, 2011; 김한나, 연강흠, 2014)과 차별화된다. 셋째, 내부자거래의 정도 및 수익을 결정하는 요소에 대한 국내 연구에 기여한다. 기존 국내 연구들은 주로 내부자거래의 초과수익이 존재하는지와 그 결정 요소를 밝히는데 집중하였다(강종만, 1994; 전성빈, 최순재, 1998; 윤계섭, 강종만, 1995; 최도성, 고봉찬, 2002; 김문철, 2006). 하지만 본 연구에서는 내부자거래의 수익뿐만 아니라 내부자거래 정도에 대해서도 함께 분석을 하였다는 점에서 의의가 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 먼저 제Ⅱ장에서는 본 연구에서 사용한 표본 및 변수에 대해 설명하고 연구 모형을 제시한다. 다음으로 제Ⅲ장에서는 기관투자자의 투자기간과 내부자거래 간의 관계에 대한 실증분석 결과를 보고한다. 마지막으로 제Ⅳ장에서는 결과를 요약하며 결론을 제시한다.

Ⅱ. 연구 설계

1. 표본 구성

본 연구의 표본은 2010년부터 2018년까지 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 3,338개의 기업-연도 패널 데이터(panel data)로 구성된다. 기관투자자 관련 변수들은 와이즈에프엔(WISEfn)의 기관투자자 포트폴리오 데이터를 이용해서 추출하였다.²⁾ 해당 데이터는 상장기업 주주들의 지분 관련 공시를 계량화하여 국내 주요 기관투자자들이 투자한 기업 목록과 지분 현황에 대해 분기별 데이터를 제공한다.³⁾ 본 연구에서는 해당 데이터를 이용하여 기관투자자들의 투자기간을 측정하고 주요 변수로 사용하였다. 내부자거래 관련 변수들은 에프엔가이드(FnGuide)의 에프엔오너십(FnOwnership) 데이터를 이용해서 추출하였다. 해당 데이터는 공시된 임원, 최대주주, 주요주주, 보유 지분 5% 이상 주주의 소유지분변동 데이터를 제공한다.⁴⁾ 5) 자본시장법에서는 기업의 임원, 직원, 주요주주를 내부자로 정의하고 있기 때문에 본 연구에서도 임원, 최대주주, 주요주주를 내부자로 정의하고 해당 주주들의 거래를 분석하였다. 이외 기업의 회계 및 주식 관련 자료는 에프엔가이드의 데이터가이드(DataGuide)에서 수집하였고, 변수를 측정할 수 없는 경우, 회계 결산월이 12월이 아닌 경우, 산업 분류가 금융인 경우는 표본에서 제외하였다. 또한 극단값의 영향을 줄이기 위해 연속형 변수들은 양극단 1%에 대해 조정(winsorize)하였다.

2) 와이즈에프엔은 2018년 에프엔가이드와 통합되어 현재는 에프엔가이드의 프로그램을 통해 데이터를 제공하고 있다.

3) 와이즈에프엔의 기관투자자 관련 데이터는 주로 상장회사의 최대주주나 5% 이상 지분을 갖는 주주에 대해 회사나 주주 본인이 의무적으로 공시해야하는 소유지분 보고서들을 기반으로 한다. 이는 김성민, 장용원(2014), 박정환, 이균봉(2014) 김홍식, 조정식(2021), 황정주, 조정식(2021) 등에서 사용한 에프엔가이드 데이터나 한국상장협의회 TS-2000 데이터와 유사하다. 이러한 데이터를 사용한 본 연구의 결과는 소량의 지분을 갖는 기관투자자의 정보를 분석에 포함시키지 못했다는 점에서 한계를 지닌다.

4) 증권거래법에서는 주요주주를 (1) 10% 이상의 주식을 소유한 사람과 (2) 임원의 임명 등 회사경영에 영향력을 행사할 수 있는 사람으로 정의하고 있다.

5) 에프엔가이드의 에프엔오너십 데이터는 다수의 국내 내부자거래 연구에서 사용되었다(윤평식, 2013; 김태규, 신정순, 2014; 이경태, 유정민, 박주형, 2015). 그러나 소유지분변동에 대한 기업 공시가 상당히 많기 때문에 해당 데이터에 오류가 존재할 수 있으며, 이러한 가능성은 본 연구의 한계라 할 수 있다.

2. 변수 측정

본 연구의 주요 변수 중 하나인 기관투자자 투자기간을 측정하기 위해 우선 기존 연구에서 많이 사용된 Gaspar et al.(2005)과 Kim et al.(2019)의 방법에 따라 포트폴리오 회전율을 계산하였다. 포트폴리오 회전율은 기관투자자가 운용하는 펀드의 종목교체비율로 정의하였고, 포트폴리오 회전율이 높을수록(낮을수록) 단기(장기) 기관투자자일 가능성이 높다는 사실에 기반하여 기관투자자들의 투자기간을 정의하였다. 식 (1)은 기관투자자별 포트폴리오 회전율을 계산한 방법이다.

$$CR_{i,t} = \frac{\sum_{j \in Q} |N_{j,i,t} P_{j,t} - N_{j,i,t-1} P_{j,t-1} - N_{j,i,t-1} \Delta P_{j,t}|}{\sum_{j \in Q} (N_{j,i,t} P_{j,t} + N_{j,i,t-1} P_{j,t-1}) / 2} \quad (1)$$

여기서 Q 는 i 기관투자자가 보유한 주식 집합을, $P_{j,t}$ 는 t 분기 말 j 주식의 주가를, $N_{j,i,t}$ 는 t 분기 말 i 기관투자자가 보유한 j 주식의 주식수를 의미한다. 따라서 $CR_{i,t}$ 는 t 분기 동안 i 기관투자자가 보유한 종목의 평균 시가총액 대비 교체한 종목의 시가총액을 의미한다.

다음으로 각 기업에 투자한 기관투자자들의 평균 투자기간을 측정하기 위해 식 (2)와 같이 가중평균 포트폴리오 회전율을 계산하였다.

$$Turnover_{k,t} = \sum_{i \in S} W_{k,i,t} (1/4 \sum_{r=1}^4 CR_{i,t-r+1}) \quad (2)$$

여기서 S 는 k 기업 주식을 보유한 기관투자자들의 집합을 의미하며, $W_{k,i,t}$ 는 t 분기 말 k 기업 주식 중 i 기관투자자의 비중을, $CR_{i,t-r+1}$ 은 식 (1)에서 정의한 기관투자자별 포트폴리오 회전율을 의미한다. 따라서 $Turnover_{k,t}$ 는 각 기업에 투자한 기관투자자들의 4분기 평균 포트폴리오 회전율과 그들의 주식 비중을 곱한 가중평균 포트폴리오 회전율을 의미한다. 본 연구에서는 기관투자자 투자기간 대리변수로 식 (2)에서 계산한 기관투자자 포트폴리오 회전율($Turnover$)을 사용하며, 기관투자자 포트폴리오 회전율이 높을수록 단기 기관투자자 비중이 높은 기업을 의미한다.

추가적으로 본 연구에서는 Attig et al.(2013)의 방법에 따라 기관투자자들을 장기 투자성향이 높은 기관투자자와 단기 투자성향이 높은 기관투자자로 나누고 각 기관투자자들의 지분율과 내부자거래 간의 관계에 대해 조사한다. 이를 위해 식 (1)에서 계산한

포트폴리오 회전율이 높은(낮은) 상위(하위) 33% 기관투자자들을 단기(장기) 기관투자자로 정의하였다. 이후 단기와 장기 기관투자자가 각 기업에 투자한 지분율을 측정하고 각각을 단기 기관투자자 지분율(STIO)과 장기 기관투자자 지분율(LTIO)이라 정의하여 주요 설명 변수로 사용하였다.

본 연구의 또 다른 주요 변수인 내부자거래 변수를 측정하기 위해 우선 Cui et al.(2015)의 방법에 따라 내부자거래 빈도 및 거래량 값을 계산하였다. 내부자거래 빈도(*Insider Trading Frequency*)는 특정 해에 기업에서 발생한 내부자거래 횟수에 1을 더한 후 자연로그(natural log)를 취해 계산하며, 내부자거래량(*Insider Trading Volume*)은 특정 해에 기업에서 내부자가 거래한 총 주식수를 기업의 주식수로 나눠서 계산하였다. 또한 본 연구에서는 기관투자자의 투자기간과 내부자거래 수익 간의 관계를 살펴보기 위해 내부자거래의 수익을 계산하였다. 이를 위해 우선 식 (3)과 같이 내부자거래가 발생한 이후 6개월(180일) 동안의 보유초과수익률(buy-and-hold return: BHAR)을 계산하였다.⁶⁾

$$BHAR_{i,t} = \prod_{t=1}^{180} (1 + r_{i,t}) - \prod_{t=1}^{180} (1 + r_{i,t,m}) \quad (3)$$

여기서 $r_{i,t}$ 는 i 기업에서 내부자거래가 발생한 t 일 후의 수익률이고, $r_{i,t,m}$ 은 i 기업에서 내부자거래가 발생한 t 일 후 시점의 코스피(KOSPI)지수 수익률이다. 이후 Skaife et al. (2013)의 방법에 따라 식 (4)과 같이 내부자거래의 수익을 계산하였다.

$$Insider\ Profit_{i,t} = \frac{(\sum_{j \in N} BHAR_{i,t,j} \times Buy_Value_{i,t,j} - BHAR_{i,t,j} \times Sell_Value_{i,t,j})}{ME_{i,t-1}} \times 100 \quad (4)$$

여기서 N 은 i 기업에서 발생한 내부자거래의 집합을 의미하며, $BHAR_{i,t,j}$ 은 t 년 말 i 기업에서 j 번째 내부자거래가 발생한 이후 6개월 동안의 보유초과수익률을, $Buy_Value_{i,t,j}$ 는 t 년 말 i 기업에서 j 번째 발생한 내부자거래의 총 매수규모(내부자 매수거래량×주가)를, $Sell_Value_{i,t,j}$ 는 t 년 말 i 기업에서 j 번째 발생한 내부자거래의 총 매도규모(내부자 매도

6) 자본시장법에 따르면 내부자가 자사의 주식을 매입한 후 6개월 내에 매도하거나, 매도한 후 6개월 내에 매수하여 이익을 얻은 경우 그 이익을 기업으로 반환해야 한다. 따라서 내부자가 자사의 주식거래로 이익을 얻기 위해서는 6개월 이상의 기간이 필요하다. 반면 너무 긴 기간을 이용해서 내부자거래 수익을 측정할 경우 내부자의 정보 뿐 아니라 다른 경제, 산업, 기업 요소들이 보유초과수익률에 영향을 미칠 수 있다. 이에 본 연구에서는 내부자거래 수익을 측정하기 위해 6개월 동안의 보유초과수익률을 사용한다.

거래량×주가)를, $ME_{i,t-1}$ 는 $t-1$ 년 말 i 기업의 시가총액을 의미한다. 따라서 $Insider Profit_{i,t}$ 는 내부자들이 자사의 주식 매수거래로부터 얻은 수익과 매도거래로부터 잃지 않은 수익의 합을 기업의 시가총액으로 표준화한 값이다.⁷⁾ 본 연구에서는 내부자거래 수익(*Insider Trading Profit*)을 식 (4)에서 계산된 값으로 정의하고 분석에 사용하였다.

통제변수로는 Lakonishok and Lee(2001), Cui et al.(2015), Li and Ji(2021)을 참조하여 기업 규모(*Firm size*), 시장-장부가 비율(*MB*), 부채 비율(*Leverage*), 연구개발비 비율(*R&D*), 주식수익률 변동성(*Stock Volatility*), 주식거래량(*Stock Trading Volume*)을 사용하였다. 기업 규모(*Firm Size*)는 기업의 자산 값에 자연로그를 취하여 계산하며, 회귀분석에서 기업 규모 효과를 통제하기 위해 사용하였다. 시장-장부가 비율(*MB*)은 자본의 시장가치를 장부가치로 나누어 계산하며, 기업의 성장성을 통제하기 위해 사용하였다. 자본구조의 효과를 통제하기 위해 기업의 부채를 자산으로 나눈 값인 부채 비율(*Leverage*)을 통제변수로 사용하며, 연구개발비를 자산으로 나눈 연구개발비 비율(*R&D*)도 함께 통제하였다. 마지막으로 기업의 위험을 통제하기 위해 1년 동안의 일별 주식수익률의 표준편차 값을 주식수익률 변동성(*Stock Volatility*)이라 정의하고 통제변수로 사용하였으며, 주식 유동성을 통제하기 위하여 1년간 기업의 누적 거래량을 기업의 주식수로 나눈 주식거래량(*Stock Trading Volume*) 값도 통제변수로 사용하였다.

3. 연구 모형

본 연구에서는 기관투자자 투자기간과 내부자거래 간의 관계에 대해 살펴보기 위해 식 (5)와 (6)과 같은 모형을 세우고 회귀분석을 실시하였다.

$$Insider Trading Level_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Investment Horizons_{i,t-1} + Controls_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$Insider Trading Profit_{i,t} = \beta_2 + \beta_3 Investment Horizons_{i,t-1} + Controls_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

식 (5)와 (6)에서 i 와 t 는 각각 기업과 연도를 의미한다. 주요 설명 변수인 *Investment Horizons* _{$i,t-1$} 는 기관투자자 투자기간을 의미하는 변수로 제Ⅱ장 제2절에서 정의한 기관투자자 포트폴리오 회전율(*Turnover*), 장기 기관투자자 지분율(*LTIO*), 단기 기관투자자 지분율(*STIO*)을 각각 사용하여 회귀분석을 실시하였다. 식 (5)의 종속 변수인 *Insider*

7) 내부자거래 규모는 기업 규모에 따라 달라질 수 있기 때문에 기업 규모 효과를 통제하고자 내부자거래 수익을 시가총액으로 나눠서 변수를 측정하였다(Skaife et al., 2013).

$Trading\ Level_{i,t}$ 는 내부자거래 정도를 의미하는 변수로 제Ⅱ장 제2절에서 정의한 내부자거래 빈도(*Insider Trading Frequency*)와 내부자거래량(*Insider Trading Volume*)을 사용하고, 식 (6)의 종속 변수인 $Insider\ Trading\ Profit_{i,t}$ 는 식 (4)에서 정의한 내부자거래 수익(*Insider Trading Profit*)을 사용하였다. $Controls_{i,t-1}$ 는 제Ⅱ장 제2절에서 설명한 통제변수들을 의미한다.

본 연구의 가설에 따르면 장기 기관투자자는 투자기업에 적극적으로 감시하고 투자기업의 정보투명성을 향상시키기 때문에 장기 기관투자자의 지분이 높은 기업에서는 내부자거래의 빈도 및 거래량이 적을 것이다. 하지만 단기 기관투자자는 내부자거래 감소에 많은 시간과 비용을 들이지 않아 단기 기관투자자의 지분이 높은 기업에서는 내부자거래의 빈도 및 거래량이 상대적으로 많을 수 있다. 따라서 식 (5)에서 기관투자자 투자기간 변수로 기관투자자 포트폴리오 회전율(*Turnover*)과 단기 기관투자자 지분율(*STIO*)을 사용할 경우 β_1 이 유의한 양(+)의 값을 갖을 것이라 예상되며, 장기 기관투자자 지분율(*LTIO*)을 사용할 경우 β_1 이 유의한 음(-)의 값을 갖을 것이라 예상된다. 또한 본 연구의 가설이 맞다면 단기 기관투자자와 달리 장기 기관투자자는 투자기업에 대한 감시활동을 통해 미공개정보를 이용한 내부자거래를 방지하고 기업의 정보투명성을 증가시켜 내부자들이 보유한 정보의 가치가 감소할 것이다. 이에 단기 기관투자자의 비중이 높은 기업과 달리 장기 기관투자자의 비중이 높은 기업의 내부자들은 초과수익을 얻지 못할 것으로 예상된다. 따라서 식 (6)에서 기관투자자 투자기간 변수로 단기 기관투자자 지분율(*STIO*)을 사용할 경우 β_3 가 유의한 양(+)의 값을 갖지만 장기 기관투자자 지분율(*LTIO*)을 사용할 경우 β_3 가 유의한 값을 갖지 않을 것이다.

식 (5)와 (6)의 회귀분석에서는 내생성(endogeneity) 문제를 완화시키기 위해 종속변수보다 1년 전 시점의 독립변수를 사용하였고, 10차 한국표준산업분류(KSIC) 중 중분류를 이용한 산업 고정효과(industry fixed effects)와 연도 고정효과(year fixed effects)를 포함시켰다. 또한 표준오차를 조정하기 위해 기업 수준의 클러스터링(firm-level clustering)을 실시하였다.

Ⅲ. 실증분석

1. 기초통계량

<표 1>의 패널 A(Panel A)는 본 연구에서 사용한 내부자거래 변수의 기초통계량을

나타낸다. 우선, 내부자거래가 발생하면 1 아니면 0의 값을 갖는 내부자거래 더미(*Insider Trading Dummy*)의 평균 값은 0.724로 나타났다. 이는 본 연구의 기업-연도 샘플 중 72.4%는 내부자거래가 적어도 1번 이상 있었다는 것을 의미한다. 관심 변수인 내부자거래 빈도(*Insider Trading Frequency*)의 평균 값은 2.416였으며, 내부자거래량(*Insider Trading Volume*)의 평균 값은 0.023 였다. 또한 내부자거래가 발생한 표본을 이용하여 계산한 내부자거래 수익(*Insider Trading Profit*) 변수는 0.016%의 평균 값을 보였다. 한편 패널 A의 값들은

<표 1> 기초 통계량

이 표는 본 연구에서 사용된 변수들의 기초 통계량을 나타낸 것이다. 내부자거래 더미(*Insider Trading Dummy*)는 내부자거래가 발생하면 1 아니면 0의 값을 갖는다. 내부자거래 빈도(*Insider Trading Frequency*)는 특정 해에 기업에서 발생한 내부자거래 횟수에 1을 더한 후 자연로그를 취한 값이다. 내부자거래량(*Insider Trading Volume*)은 특정 해에 기업에서 내부자들이 거래한 총 주식수를 기업의 주식수로 나눈 값이고, 내부자거래 수익(*Insider Trading Profit*)은 내부자 매수거래 수익과 내부자 매도거래 수익의 합을 연초의 시가총액으로 나눈 후 100을 곱한 값이다. 기관투자자 포트폴리오 회전율(*Turnover*)은 특정 기업에 투자한 기관투자자들의 평균 포트폴리오 회전율을 가중평균한 값이다. 장기 기관투자자 지분율(*LTIO*)과 단기 기관투자자 지분율(*STIO*)은 각각 포트폴리오 회전율이 낮은 하위 33%의 기관투자자들과 회전율이 높은 상위 33%의 기관투자자들의 지분율을 의미한다. 기업 규모(*Firm Size*)는 기업의 자산 값에 자연로그를 취한 값이고, 시장-장부가 비율(*MB*)은 자본의 시장가치를 장부가치로 나눈 값이다. 부채 비율(*Leverage*)은 기업의 부채를 자산으로 나눈 값이고, 연구개발비 비율(*R&D*)은 기업의 연구개발비를 자산으로 나눈 값이며, 주식수익률 변동성(*Stock Volatility*)은 1년간 기업의 일별 주가수익률의 표준편차 값이다. 주식거래량(*Stock Trading Volume*)은 1년간 기업의 누적 거래량을 기업의 주식 수로 나눈 값이다. N, p25, Mean, Median, p75, SD는 각각 관측치 수, 1사분위값, 평균, 중앙값, 3사분위값, 표준편차를 나타내며, 모든 연속형 변수는 양극단 1% 수준에서 조정(winsorize) 하였다.

	N	P25	Mean	Median	P75	SD
Panel A: Insider Trading Variables						
<i>Insider Trading Dummy</i>	3,338	0.000	0.724	1.000	1.000	0.447
<i>Insider Trading Frequency</i>	3,338	0.000	2.416	2.303	4.205	2.053
<i>Insider Trading Volume</i>	3,338	0.000	0.023	0.001	0.027	0.041
<i>Insider Trading Profit (%)</i>	2,418	-0.083	0.016	0.001	0.105	0.249
Panel B: Insider Trading Variables for Firms with Large Insider Trading Volume						
<i>Insider Trading Frequency</i>	1,155	3.829	4.507	4.673	5.505	1.181
<i>Insider Trading Volume</i>	1,155	0.025	0.065	0.052	0.096	0.047
<i>Insider Trading Profit (%)</i>	1,155	-0.056	0.004	-0.003	0.056	0.189
Panel C: Institutional Investment Horizon Variables						
<i>Turnover</i>	3,338	0.003	0.010	0.007	0.014	0.011
<i>LTIO</i>	3,338	0.000	0.025	0.000	0.000	0.090
<i>STIO</i>	3,338	0.000	0.020	0.000	0.003	0.044
Panel D: Control Variables						
<i>Firm Size</i>	3,338	26.704	27.992	27.607	29.178	1.783
<i>MB</i>	3,338	0.780	1.082	0.955	1.160	0.578
<i>Leverage</i>	3,338	0.306	0.501	0.496	0.660	0.236
<i>R&D</i>	3,338	0.000	0.006	0.000	0.005	0.013
<i>Stock Volatility</i>	3,338	0.018	0.026	0.022	0.028	0.038
<i>Stock Trading Volume</i>	3,338	0.424	1.349	0.790	1.523	2.120

내부자거래가 없거나 그 규모가 매우 작은 기업-연도 데이터를 포함하여 계산되었다. 이에 패널 B(Panel B)에서는 내부자거래 규모 면에서 유의미하지 않은 내부자거래를 제외시키기 위해 내부자거래량(*Insider Trading Volume*)이 1% 이상이 되는 기업-연도 데이터를 추린 후, 해당 부표본(subsample)을 대상으로 내부자거래 변수들의 기초통계량을 나타내었다. 해당 부표본의 관측치 수는 1,155개였고, 내부자거래 빈도(*Insider Trading Frequency*), 내부자거래량(*Insider Trading Volume*), 내부자거래 수익(*Insider Trading Profit*)의 평균 값은 각각 4.507, 0.065, 0.004%로 나타났다.

패널 C(Panel C)와 패널 D(Panel D)는 제Ⅱ장 제2절에서 소개한 기관투자자 투자기간 변수들과 통제변수들의 기초통계량을 나타낸다. 기관투자자 포트폴리오 회전율(*Turnover*)은 0.10의 평균 값을 보였고, 장기 기관투자자 지분율(*LTIO*)과 단기 기관투자자의 지분율(*STIO*)은 각각 평균 2.5%와 2.0%였다. 이외 기업 규모(*Firm Size*)는 27.992, 시장-장부가 비율(*MB*)은 1.082, 부채 비율(*Leverage*)은 0.501, 연구개발비 비율(*R&D*)은 0.006, 주가수익률 변동성(*Stock Volatility*)은 0.026, 주식거래량(*Stock Trading Volume*)은 1.349의 평균 값을 보였다.

2. 실증분석 결과

<표 2>는 종속 변수로 내부자거래 빈도(*Insider Trading Frequency*)를 사용하여 식 (5)의 모형을 회귀분석한 결과이다. 열 (1)에서는 기관투자자 투자기간 변수로 기관투자자 포트폴리오 회전율(*Turnover*)을 사용하였다. 그 결과, 본 연구의 가설과 같이 기관투자자 투자기간과 내부자거래 빈도 사이에는 1% 수준에서 유의한 관계가 존재하였으며, 기업에 투자한 기관투자자들의 포트폴리오 회전율이 높을수록 내부자거래 빈도가 증가하는 것으로 나타났다. 이는 장기 기관투자자보다 단기 기관투자자 비중이 높은 기업에서 내부자들이 자사의 주식거래를 더 자주 한다는 것을 의미한다. 구체적으로 모든 변수 값이 동일하고 기관투자자 포트폴리오 회전율(*Turnover*)만 1단위 표준편차(0.011)만큼 증가할 때, 내부자거래 빈도(*Insider Trading Frequency*)는 $0.46(=41.661 \times 0.011)$ 만큼 증가한다. 내부자거래 빈도(*Insider Trading Frequency*)의 평균이 2.42 이라는 것을 고려하면 기관투자자 포트폴리오 회전율(*Turnover*)의 1단위 표준편차만큼의 증가는 내부자거래 빈도(*Insider Trading Frequency*)를 평균 대비 약 $19\%(=0.46/2.42 \times 100)$ 증가시키고 있었다.

열 (2)와 (3)은 각각 기관투자자 투자기간 변수로 장기 기관투자자 지분율(*LTIO*)과 단기 기관투자자 지분율(*STIO*)을 사용해서 이들과 내부자거래 빈도 간의 관계에 대해 분석한 결과이다. 결과를 살펴보면 열 (2)의 장기 기관투자자 지분율(*LTIO*) 계수는 5% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 보였으며, 열 (3)의 단기 기관투자자 지분율(*STIO*) 계수는 1% 수준에서

유의한 양(+)의 값을 보였다. 이는 장기(단기) 기관투자자 지분율이 높을수록 기업의 내부자들이 자사의 주식거래를 더 적게(자주) 한다는 것을 의미한다. 장·단기 기관투자자 지분율 변수(*LTIO*, *STIO*)를 모두 사용한 열 (4)의 결과에서도 높은 장기 기관투자자 지분율은 유의한 내부자거래 빈도 감소로 이어진 반면 단기 기관투자자 지분율은 유의한 내부자거래 빈도 증가로 이어졌다. 전체적으로 <표 2>의 결과는 장기 기관투자자는 투자기업을 적극적으로 감시하고 기업의 정보투명성을 향상시켜 이들의 지분이 높은 기업에서는 내부자거래가 감소하지만, 단기 기관투자자는 내부자거래 감소에 시간과 비용을 들이지 않기 때문에 이들의 지분이 높은 기업에서는 내부자거래가 상대적으로 많을 것이라는 본 연구의 가설을 지지한다.

<표 2> 기관투자자 투자기간과 내부자거래 빈도

이 표는 기관투자자의 투자기간과 내부자거래 빈도 간의 관계를 분석하기 위해 실시한 회귀분석 결과이다. 종속변수로 내부자거래 빈도(*Insider Trading Frequency*)를 사용하였다. 모든 변수에 대한 정의는 <표 1>에 설명되어 있다. 모든 회귀분석은 산업 고정효과(*Industry Fixed Effects*)와 연도 고정효과(*Year Fixed Effects*)를 포함하였으며, 표준오차를 조정하기 위해 기업수준에서 클러스터링(*Firm-level Clustering*)을 실시하였다. 괄호 안의 숫자는 t-값(*t-statistics*)을 나타내고, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

	Dependent Variable = Insider Trading Frequency			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Turnover</i>	41.661*** (8.27)			
<i>LTIO</i>		-1.530** (-2.15)		-1.295* (-1.82)
<i>STIO</i>			5.022*** (4.66)	4.763*** (4.42)
<i>Firm Size</i>	0.301*** (6.61)	0.261*** (5.55)	0.283*** (6.04)	0.275*** (5.90)
<i>MB</i>	0.151 (1.38)	0.149 (1.29)	0.138 (1.20)	0.139 (1.21)
<i>Leverage</i>	-0.718** (-2.16)	-0.521 (-1.54)	-0.641* (-1.88)	-0.595* (-1.76)
<i>R&D</i>	10.343 (1.60)	8.594 (1.27)	9.330 (1.38)	9.168 (1.36)
<i>Stock Volatility</i>	-1.830** (-2.40)	-1.714** (-2.15)	-1.691** (-2.08)	-1.784** (-2.20)
<i>Stock Trading Volume</i>	0.032** (2.00)	0.049*** (2.88)	0.047*** (2.75)	0.046*** (2.70)
Observations	3,338	3,338	3,338	3,338
Adjusted R-squared	0.172	0.126	0.133	0.136
Year Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes

<표 3>은 종속 변수로 내부자거래량(*Insider Trading Volume*)을 사용하여 식 (5)의 모형을 회귀분석한 결과이다. 기관투자자 투자기간 변수로 기관투자자 포트폴리오 회전율(*Turnover*)을 사용한 열 (1)의 결과를 보면 기업에 투자한 기관투자자들의 포트폴리오 회전율이 높을수록 내부자거래량이 증가하는 것으로 나타났다. 이는 장기 기관투자자보다 단기 기관투자자 비중이 높은 기업에서 내부자들이 거래하는 자사의 주식량이 더 많다는 것을 의미한다. 열 (2) ~ (4)에서는 각각 기관투자자 투자기간 변수로 장기 기관투자자 지분율(*LTIO*), 단기 기관투자자 지분율(*STIO*) 그리고 장·단기 기관투자자 지분율(*LTIO*, *STIO*) 모두를 사용하였다. 그 결과, 장기 기관투자자 지분율(*LTIO*) 계수는 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 보였으며, 단기 기관투자자 지분율(*STIO*) 계수는 1% 수준에서 유의한

<표 3> 기관투자자 투자기간과 내부자거래량

이 표는 기관투자자의 투자기간과 내부자거래량 간의 관계를 분석하기 위해 실시한 회귀분석 결과이다. 종속변수로 내부자거래량(*Insider Trading Volume*)을 사용하였다. 모든 변수에 대한 정의는 <표 1>에 설명되어 있다. 모든 회귀분석은 산업 고정효과(*Industry Fixed Effects*)와 연도 고정효과(*Year Fixed Effects*)를 포함하였으며, 표준오차를 조정하기 위해 기업수준에서 클러스터링(*Firm-level Clustering*)을 실시하였다. 괄호 안의 숫자는 t-값(*t-statistics*)을 나타내고, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

	Dependent Variable = <i>Insider Trading Volume</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Turnover</i>	0.759*** (7.35)			
<i>LTIO</i>		-0.031*** (-3.89)		-0.027*** (-3.39)
<i>STIO</i>			0.089*** (3.66)	0.083*** (3.43)
<i>Firm Size</i>	0.002*** (3.07)	0.001* (1.93)	0.002** (2.51)	0.002** (2.32)
<i>MB</i>	-0.000 (-0.14)	-0.000 (-0.15)	-0.001 (-0.22)	-0.001 (-0.22)
<i>Leverage</i>	0.003 (0.45)	0.006 (1.04)	0.004 (0.68)	0.005 (0.83)
<i>R&D</i>	0.037 (0.35)	0.005 (0.04)	0.018 (0.16)	0.015 (0.13)
<i>Stock Volatility</i>	0.006 (0.24)	0.008 (0.29)	0.009 (0.32)	0.007 (0.25)
<i>Stock Trading Volume</i>	0.001*** (3.22)	0.001** (2.49)	0.001** (2.54)	0.001*** (2.63)
Observations	3,338	3,338	3,338	3,338
Adjusted R-squared	0.133	0.096	0.101	0.103
Year Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes

양(+의 값)을 보였다. 이는 장기(단기) 기관투자자 지분율이 높을수록 기업의 내부자들이 거래하는 자사의 주식량이 더 적다는(많다는) 것을 의미한다. 전체적으로 <표 3>의 결과는 <표 2>의 결과와 같이 장기 기관투자자 지분이 높은 기업에서는 내부자거래가 감소하지만 단기 기관투자자 지분이 높은 기업에서는 상대적으로 많은 내부자거래가 나타날 것이라는 본 연구의 가설을 지지한다.

<표 4>는 종속 변수로 내부자거래 수익(*Insider Trading Profit*) 변수를 사용하여 식 (6)의 모형을 회귀분석한 결과이다. 열 (1), (2), (4)의 기관투자자 포트폴리오 회전율(*Turnover*)과 장기 기관투자자 지분율(*LTIO*) 계수 값을 살펴보면 두 변수의 계수 모두 유의한 값을 갖지 못했다. 하지만 열 (3)과 (4)의 단기 기관투자자 지분율(*STIO*) 계수는

<표 4> 기관투자자 투자기간과 내부자거래 수익

이 표는 기관투자자의 투자기간과 내부자거래 수익 간의 관계를 분석하기 위해 실시한 회귀분석 결과이다. 종속변수로 내부자거래 수익(*Insider Trading Profit*)을 사용하였다. 모든 변수에 대한 정의는 <표 1>에 설명되어 있다. 모든 회귀분석은 산업 고정효과(*Industry Fixed Effects*)와 연도 고정효과(*Year Fixed Effects*)를 포함하였으며, 표준오차를 조정하기 위해 기업수준에서 클러스터링(*Firm-level Clustering*)을 실시하였다. 괄호 안의 숫자는 t-값(*t-statistics*)을 나타내고, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

	Dependent Variable = Insider Trading Profit (%)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Turnover</i>	0.377 (0.81)			
<i>LTIO</i>		0.023 (0.27)		0.034 (0.39)
<i>STIO</i>			0.183* (1.78)	0.187* (1.82)
<i>Firm Size</i>	0.001 (0.33)	0.001 (0.25)	0.001 (0.39)	0.002 (0.44)
<i>MB</i>	0.013 (1.30)	0.013 (1.30)	0.013 (1.27)	0.013 (1.27)
<i>Leverage</i>	-0.031 (-0.94)	-0.030 (-0.91)	-0.032 (-0.98)	-0.033 (-1.01)
<i>R&D</i>	-0.330 (-0.80)	-0.350 (-0.85)	-0.318 (-0.78)	-0.317 (-0.78)
<i>Stock Volatility</i>	0.305** (2.05)	0.308** (2.07)	0.303** (2.06)	0.304** (2.08)
<i>Stock Trading Volume</i>	0.012*** (3.10)	0.012*** (3.04)	0.012*** (3.09)	0.012*** (3.10)
Observations	2,418	2,418	2,418	2,418
Adjusted R-squared	0.030	0.030	0.034	0.034
Year Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes

유의한 양(+)의 값을 보였다. 이러한 결과는 단기 기관투자자 지분이 높은 기업과 달리 장기 기관투자자 지분이 높은 기업에서 내부자들이 자사의 주식거래를 통해 유의한 초과수익을 얻지 못하고 있음을 의미한다. 전체적으로 <표 4>의 결과는 단기 기관투자자들과 달리 장기 기관투자자들이 투자기업에 대한 감시활동을 통해 미공개정보를 이용한 내부자거래를 방지하고 기업의 정보투명성을 증가시켜 내부자들이 보유한 정보의 가치가 감소했기 때문으로 보인다.⁸⁾

다음으로 <표 5>에서는 내부자 매수거래와 매도거래 간의 차이가 존재하는지 확인하기 위해 내부자거래 빈도(*Insider Trading Frequency*), 내부자거래량(*Insider Trading Volume*), 내부자거래 수익(*Insider Trading Profit*)을 각각 내부자 매수거래 빈도(*Buy Frequency*)와 내부자 매도거래 빈도(*Sell Frequency*), 내부자 매수거래량(*Buy Volume*)과 내부자 매도거래량(*Sell Volume*), 내부자 매수 수익(*Buy Profit*)과 내부자 매도 수익(*Sell Profit*)으로 나누고 이들과 기관투자자 투자기간 간의 관계에 대해 살펴본다. 패널 A(Panel A)는 기관투자자 투자기간 변수로 기관투자자 포트폴리오 회전율(*Turnover*)을 사용한 결과이고, 패널 B(Panel B)는 장·단기 기관투자자 지분율(*LTIO*, *STIO*)을 사용한 결과이다. 두 패널의 열 (1) ~ (4)의 결과를 살펴보면 기관투자자 포트폴리오 회전율(*Turnover*)과 단기 기관투자자 지분율(*STIO*)이 높을수록 그리고 장기 기관투자자 지분율(*LTIO*)이 낮을수록 내부자 매수거래와 매도거래 모두 그 빈도와 거래량이 증가하였다. 이러한 결과는 주식의 매수·매도와 관계없이 장기 기관투자자 지분이 높은 기업에서는 내부자거래가 적지만, 단기 기관투자자 지분이 높은 기업에서는 내부자거래가 상대적으로 많다는 것을 의미한다. 한편 열 (5)와 (6)의 결과를 보면 흥미롭게도 내부자 매도 수익(*Sell Profit*)만 기관투자자 포트폴리오 회전율(*Turnover*) 및 단기 기관투자자 지분율(*STIO*)과 유의한 양(+)의 관계를 보였으며, 장기 기관투자자 지분율(*LTIO*)과는 유의한 음(-)의 관계를 보였다. 기존 연구들에 따르면 내부자 매수거래보다 매도거래 시 법적인 분쟁이 생길 가능성이 더 높다(Cheng and Lo, 2006; Johnson et al., 2007; Dai et al., 2016). 그러므로 내부자 매수거래보다 매도거래에 대해 장기 기관투자자가 더 적극적인 감시를 할 것이고, 이에 장기 기관투자자 지분이 높은 기업과 그렇지 않은 기업 간의 차이가 내부자 매도거래 수익에서 더 분명히 발생한 것으로 보인다.

8) 본 연구에서는 제Ⅱ장 제2절에서 소개한 것과 같이 내부자거래 발생 이후 6개월 동안의 보유초과수익률을 내부자거래 수익(*Insider Trading Profit*)으로 정의하였다. 그러나 별도의 표를 제시하지 않았지만 보유초과수익률 계산 기간을 6개월에서 1년으로 증가시켜 내부자거래 수익을 정의하여도 <표 4>의 결과와 유사한 결과를 얻을 수 있었다.

<표 5> 기관투자자 투자기간과 내부자 매수 및 매도거래

이 표는 기관투자자의 투자기간과 내부자 매수 및 매도거래 간의 관계를 분석하기 위해 실시한 회귀분석 결과이다. 종속변수로 열 (1)~(6)에서는 각각 내부자 매수거래 빈도(*Buy Frequency*), 내부자 매도거래 빈도(*Sell Frequency*), 내부자 매수거래량(*Buy Volume*), 내부자 매도거래량(*Sell Volume*), 내부자 매수 수익(*Buy Profit*), 내부자 매도 수익(*Sell Profit*)을 사용하였다. 종속변수 외 모든 변수에 대한 정의는 <표 1>에 설명되어 있다. 모든 회귀분석은 산업 고정효과(*Industry Fixed Effects*)와 연도 고정효과(*Year Fixed Effects*)를 포함하였으며, 표준오차를 조정하기 위해 기업수준에서 클러스터링(*Firm-level Clustering*)을 실시하였다. 괄호 안의 숫자는 t-값(*t-statistics*)을 나타내고, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

Panel A: Portfolio Turnover						
	<i>Buy Frequency</i> (1)	<i>Sell Frequency</i> (2)	<i>Buy Volume</i> (3)	<i>Sell Volume</i> (4)	<i>Buy Profit</i> (5)	<i>Sell Profit</i> (6)
<i>Turnover</i>	38.273*** (8.29)	38.925*** (8.64)	0.401*** (7.39)	0.359*** (7.34)	-0.618 (-1.56)	1.072*** (3.26)
<i>Firm Size</i>	0.258*** (6.14)	0.255*** (6.46)	0.001** (2.30)	0.001*** (3.66)	-0.007** (-2.37)	0.009*** (3.56)
<i>MB</i>	0.060 (0.56)	0.215** (1.98)	-0.000 (-0.11)	0.000 (0.04)	-0.017* (-1.69)	0.027*** (3.18)
<i>Leverage</i>	-0.501 (-1.61)	-0.807*** (-2.87)	0.003 (0.82)	0.001 (0.33)	0.015 (0.66)	-0.039* (-1.92)
<i>R&D</i>	10.147* (1.69)	9.530 (1.64)	0.021 (0.35)	0.021 (0.43)	0.750 (1.56)	-0.895** (-2.47)
<i>Stock Volatility</i>	-2.291*** (-3.33)	-1.042* (-1.85)	-0.027*** (-4.76)	0.011 (0.81)	0.152 (1.36)	0.092 (0.76)
<i>Stock Trading Volume</i>	0.043*** (2.96)	0.001 (0.10)	0.000 (0.89)	0.001*** (4.13)	0.003 (1.21)	0.004 (1.36)
Observations	3,338	3,338	3,338	3,338	2,098	1,914
Adjusted R-squared	0.165	0.172	0.116	0.129	0.061	0.059
Year Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Panel B: Long-term and Short-term Institutional Ownership						
	<i>Buy Frequency</i> (1)	<i>Sell Frequency</i> (2)	<i>Buy Volume</i> (3)	<i>Sell Volume</i> (4)	<i>Buy Profit</i> (5)	<i>Sell Profit</i> (6)
<i>LTIO</i>	-1.476*** (-3.09)	-0.747* (-1.80)	-0.016*** (-4.19)	-0.010** (-2.36)	0.044 (1.57)	-0.020* (-1.68)
<i>STIO</i>	4.601*** (4.56)	4.116*** (4.40)	0.049*** (3.76)	0.035*** (3.15)	0.022 (0.63)	0.218** (2.58)
Observations	3,338	3,338	3,338	3,338	2,098	1,914
Adjusted R-squared	0.133	0.130	0.092	0.098	0.041	0.046
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

<표 2>와 <표 3>에서 사용한 종속변수인 내부자거래 빈도(*Insider Trading Frequency*)와 내부자거래량(*Insider Trading Volume*)은 모두 양(+)¹⁾의 값을 갖는다. 따라서 두 분석의 종속변수는 0의 값에서 중도절단(censoring)되어 있으며, 이는 회귀분석 결과를 왜곡시킬 수 있다. 이러한 문제를 완화시키기 위해 <표 6>에서는 토빗(Tobit) 분석을 진행하였다. 결과를 살펴보면 열 (1)과 (3)의 기관투자자 포트폴리오 회전율(*Turnover*) 계수는 양(+)²⁾의 값을 나타냈으며, 열 (2)와 (4)의 장기 기관투자자 지분율(*LTIO*)과 단기 기관투자자 지분율(*STIO*)의 계수는 각각 음(-)³⁾의 값과 양(+)⁴⁾의 값을 보였다. 이러한 결과는 기존 <표 2>와 <표 3>의 결과와 유사하며, 본 연구의 가설을 일관되게 지지한다.

<표 6> 토빗(Tobit) 분석

이 표는 기관투자자의 투자기간과 내부자거래 간의 관계를 분석하기 위해 실시한 토빗(Tobit) 분석 결과이다. 종속변수로 열 (1)과 (2)에서는 내부자거래 빈도(*Insider Trading Frequency*)를 사용하였으며, 열 (3)과 (4)에서는 내부자거래량(*Insider Trading Volume*)을 사용하였다. 모든 변수에 대한 정의는 <표 1>에 설명되어 있다. 모든 분석은 산업 고정효과(*Industry Fixed Effects*)와 연도 고정효과(*Year Fixed Effects*)를 포함하였으며, 표준오차를 조정하기 위해 기업수준에서 클러스터링(*Firm-level Clustering*)을 실시하였다. 괄호 안의 숫자는 t-값(t-statistics)을 나타내고, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

	<i>Insider Trading Frequency</i>		<i>Insider Trading Volume</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Turnover</i>	51.980*** (8.10)		1.010*** (7.73)	
<i>LTIO</i>		-2.320* (-1.92)		-0.053*** (-2.98)
<i>STIO</i>		5.992*** (4.33)		0.112*** (3.73)
<i>Firm Size</i>	0.425*** (7.03)	0.390*** (6.28)	0.005*** (4.88)	0.004*** (4.05)
<i>MB</i>	0.217 (1.56)	0.203 (1.39)	0.001 (0.40)	0.001 (0.29)
<i>Leverage</i>	-1.017** (-2.22)	-0.835* (-1.79)	-0.003 (-0.31)	0.001 (0.16)
<i>R&D</i>	11.381 (1.38)	9.845 (1.14)	0.048 (0.34)	0.018 (0.12)
<i>Stock Volatility</i>	-2.240* (-1.73)	-2.198 (-1.60)	0.001 (0.02)	0.001 (0.02)
<i>Stock Trading Volume</i>	0.039 (1.52)	0.057** (2.10)	0.002*** (2.83)	0.001** (2.19)
Observations	3,338	3,338	3,338	3,338
Pseudo R-squared	0.048	0.040	0.088	0.071
Year Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes

본 연구의 주요 결과인 <표 2>에서는 누락 변수(omitted variable)와 역인과(reverse causality) 문제 등 내생성 문제를 완화시키기 위해 연도 및 산업 고정효과 모형을 사용하고, 종속변수에 비해 1년 전 시점의 독립변수를 사용하였다. 그럼에도 불구하고 <표 2>의 결과는 내생성 문제에 의해 왜곡되었을 가능성이 남아있다. 이에 Arellano and Bover (1995)와 Blundell and Bond (1998)의 방법에 따라 <표 7>에서는 내생성 문제를 완화시키기 위한 시스템 일반화 적률법(system generalized method of moments) 분석을 진행하였다. 결과를 살펴보면 앞선 <표 2>의 결과와 유사하게 내부자거래 빈도(*Insider Trading Frequency*)는 기관투자자 포트폴리오 회전율(*Turnover*)과 단기 기관투자자 지분율(*STIO*)과 유의한

<표 7> 시스템 일반화 적률법(System Generalized Method of Moments) 분석

이 표는 기관투자자의 투자기간과 내부자거래 빈도 간의 관계를 분석하기 위해 실시한 시스템 일반화 적률법(System Generalized Method of Moments) 분석 결과이다. 종속변수로 내부자거래 빈도(*Insider Trading Frequency*)를 사용하였다. 모든 변수에 대한 정의는 <표 1>에 설명되어 있다. 괄호 안의 숫자는 z-값(z-statistics)을 나타내고, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

	Dependent Variable = <i>Insider Trading Frequency</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Insider Trading Frequency t-1</i>	0.598*** (24.79)	0.575*** (20.89)	0.627*** (25.61)	0.631*** (28.97)
<i>Turnover</i>	17.592*** (5.44)			
<i>LTIO</i>		-0.370* (-1.83)		-0.512*** (-2.65)
<i>STIO</i>			2.929*** (4.54)	2.583*** (4.81)
<i>Firm Size</i>	0.080*** (2.77)	0.125*** (5.12)	0.089*** (3.45)	0.101*** (4.85)
<i>MB</i>	0.145** (2.21)	0.164** (2.56)	0.153** (2.43)	0.133** (2.33)
<i>Leverage</i>	-0.362* (-1.67)	-0.617*** (-3.18)	-0.345* (-1.78)	-0.371** (-2.33)
<i>R&D</i>	7.320*** (2.76)	3.057 (1.12)	6.061** (2.43)	5.082** (2.11)
<i>Stock Volatility</i>	1.307 (0.98)	-0.689 (-0.94)	1.347 (1.12)	0.812 (1.13)
<i>Stock Trading Volume</i>	0.142** (2.02)	0.027 (0.60)	0.088 (1.44)	0.060** (1.99)
Observations	2,565	2,565	2,565	2,565
AR(1) test (<i>p</i> value)	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2) test (<i>p</i> value)	0.280	0.266	0.401	0.377
Hansen test of over-identification (<i>p</i> value)	0.105	0.127	0.103	0.115

양(+의 관계를 보였으며 장기 기관투자자 지분율(LTIO)과는 유의한 음(-)의 관계를 보였다. 이러한 결과는 시스템 일반화 적률법 분석을 통해 내생성 문제가 완화되었을 경우도 본 연구의 주요 결과가 일관되게 유지됨을 보여준다.⁹⁾

V. 결 론

본 연구는 기업에 투자한 기관투자자의 투자기간과 기업의 내부자거래 간의 관계에 대해 분석하였다. 투자기업의 장기적 가치 상승을 통해 수익을 창출하는 장기 기관투자자들은 기업을 적극적으로 감시하고 기업의 정보투명성을 향상시킬 유인을 갖는다. 그러므로 장기 기관투자자의 비중이 높은 기업에서는 내부자정보의 가치 및 내부자거래의 수익이 상대적으로 감소하고 이에 따라 내부자거래가 감소할 것이라 예상된다. 한편 투자기업의 주식을 적극적으로 매매함으로써 수익을 얻는 단기 기관투자자들은 내부자거래로부터 발생하는 주가 변동을 통해 이익을 얻을 수 있기 때문에 내부자거래 감소에 시간과 비용을 들이지 않을 것이다. 따라서 단기 기관투자자의 지분이 높은 기업에서는 내부자거래가 상대적으로 많을 것이라 예상된다. 분석 결과, 본 연구의 예상과 같이 장기 기관투자자 지분이 높은 기업에서는 내부자거래 빈도와 거래량 값이 모두 낮게 나타났으며 단기 기관투자자 지분이 높은 기업에서는 두 지표 모두 높았다.

이와 함께 기관투자자의 투자기간과 내부자거래 수익 간의 관계를 조사한 결과, 단기 기관투자자 지분율과 내부자거래의 수익 간에는 양(+의 관계가 나타났지만, 장기 기관투자자 지분율과 내부자거래의 수익 간에는 유의한 관계를 보이지 않았다. 이러한 결과는 단기 기관투자자와 달리 장기 기관투자자가 투자기업에 대한 감시활동을 통해 미공개정보를 이용한 내부자거래를 방지하고 기업의 정보투명성을 증가시켜 내부자들이 보유한 정보의 가치가 감소했기 때문으로 보인다.

9) 도구변수(instrument variable)로 종속 변수의 수준(level)과 일차 차분의 과거 값을 사용하여 내생성 문제를 해결하는 시스템 일반화 적률법 분석은 사용하기 위해 두 가지 조건이 필요하다. 첫 번째 조건은 잔차에 대한 계열 상관(serial correlation)이 없어야 한다. 이러한 조건이 충족되기 위해서는 1계 자기상관은 기각되고 2계 자기상관은 기각되지 않아야 한다. 이를 확인하기 위해 1계와 2계 자기상관에 대한 유의성 분석을 진행하였고, 각 분석에 대한 p 값을 각각 <표 7>의 AR(1)과 AR(2)에 나타내었다. 그 값을 살펴보면 모든 열에서 1 계 자기상관 값은 기각되고 2 계 자기상관 값은 기각되지 않기 때문에 검증 모형의 설정이 타당하다는 것을 알 수 있다. 두 번째 조건으로는 도구변수가 적합하게 선택되었는지 확인해야 한다. 이를 검증하기 위해 Hansen의 과도식별제약(over-identifying restriction) 검증 분석을 실시하였고, 분석에 대한 p 값을 <표 7>의 마지막 행에 나타내었다. 그 결과 모든 열에서 귀무가설이 기각되지 않았으며, 이는 모형에서 사용한 도구변수가 적절했다는 것을 의미한다.

본 연구는 이러한 결과를 통해 다음과 같은 시사점을 제시한다. 첫째, 최근 사회적 관심이 높아지고 있는 기관투자자의 감시 역할을 한국시장에서 내부자거래를 통해 실증적으로 살펴보았다. 특히, 기관투자자의 감시 활동이 투자기업에 긍정적인 영향을 줄 수 있다는 본 연구의 결과는 기관투자자의 감시 역할에 대한 필요성을 제시한다. 둘째, 기관투자자의 투자기간에 따라 내부자거래의 행태가 달라질 수 있음을 보임으로써 기관투자자들을 하나의 집단으로 간주했던 기존 국내 연구들과 차별화된 결과를 제시한다. 셋째, 해외에 비해 상대적으로 부족한 내부자거래의 정도 및 수익 결정요소에 대한 국내 연구에 기여한다.

참 고 문 헌

- 강종만, “내부자거래이익 추정에 관한 실증연구”, 한국증권학회지, 제16권 제1호, 1994, 17-49.
- 김문철, “내부자거래는 이익지속성 및 미래 이익에 대한 경영자의 정보를 반영하는가?”, 세무와 회계저널, 제7권 제3호, 2006, 141-167.
- 김병모, “내부자거래의 주가 수익률 예측력에 관한 실증분석”, 재무연구, 제13권 제2호, 2000, 181-215.
- 김성민, 장용원, “외국인투자자의 투자기간이 기업의 투자-현금흐름 민감도에 미치는 영향”, 한국증권학회지, 제43권 제5호, 2014, 785-810.
- 김종오, 조은영, “한국증권시장에서 내부자 거래에 대한 개인, 기관 및 외국인 투자자 거래의 정보효과”, 무역통상학회지, 제16권 제1호, 2016, 41-65.
- 김태규, 신정순, “내부자거래 초과수익의 결정요인”, 한국증권학회지, 제43권 제2호, 2014, 359-383.
- 김한나, 연강흠, “기관투자자 의결권 반대행사의 경영진 견제효과”, 한국증권학회지, 제43권 제1호, 2014, 1-22.
- 김현동, 김태연, “기관투자자의 투자기간과 자사주 매입”, 재무연구, 제32권 제2호, 2019, 221-246.
- 김홍식, 조경식, “기관투자자 투자기간이 기업 생산성에 미치는 영향”, 경영교육연구, 제36권 제5호, 2021, 189-208.
- 도현수, 이상철, 이운근, “독립적인 기관투자자 투자기간이 경영자 이익조정과 회사채 신용등급에 미치는 영향”, 상업교육연구, 제32권 제5호, 2018, 149-174.
- 박정환, 이균봉, “외국인투자자의 투자기간이 조세회피에 미치는 영향”, 산업경제연구, 제27권 제1호, 2014, 389-415.
- 성기성, “기관투자자와 기업의 레버리지비율”, 경영교육연구, 제32권 제1호, 2003, 359-379.
- 손승태, 이운구, “기관투자자지분율과 배당정책의 관련성”, 대한경영학회지, 제19권 제1호, 2006, 113-139.
- 송찬영, 박세열, “기관투자자의 투자기간과 기업 가치”, 동서연구, 제34권 제2호, 2022, 275-308.
- 윤정선, 김유라, “기관투자자의 투자기간이 내부 통제의 효율성에 미치는 영향”, 재무연구, 제28권 제1호, 2015, 109-133.
- 윤평식, “기업지배구조가 내부자 거래의 수익성에 영향을 미치는가?”, 재무관리연구, 제30권 제2호, 2013, 169-202.

- 이경태, 유정민, 박주형, “자본시장법 도입 전·후 내부자거래 정보 공시 반응의 차이”, 회계·세무와 감사 연구, 제57권 제3호, 2015, 107-142.
- 이정엽, 황문호, 김문철, “내부자거래 공시에 대한 시장반응과 그 결정요인”, 경영학연구, 제44권 제6호, 2015, 1707-1733.
- 전성빈, 최순재, “내부자거래의 내부정보이용에 관한 연구”, 증권학회지, 제22권, 1998, 1-29.
- 전홍민, 김현희, 차승민, “기관투자자가 실물활동을 통한 이익조정에 미치는 영향”, 경영학연구, 제40권 제2호, 2011, 383-406.
- 최도성, 고봉찬, “내부자거래 규제의 경제적 타당성 평가”, 한국증권학회지, 제30권 제1호, 2002, 1-32.
- 황정주, 조경식, “장기 기관투자자 투자기간이 기업의사결정과 내부지배구조에 미치는 영향”, 산업경제연구, 제34권 제3호, 2021, 609-630.
- Aggarwal, R., I. Erel, M. Ferreira, and P. Matos, “Does Governance Travel around the World? Evidence from Institutional Investors,” *Journal of Financial Economics*, 100(1), (2011), 154-181.
- Arellano, M. and O. Bover, “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models,” *Journal of Econometrics*, 68(1), (1995), 29-51.
- Attig, N., S. Cleary, S. E. Ghoul, and O. Guedhami, “Institutional Investment Horizons and the Cost of Equity Capital,” *Financial Management*, 42(2), (2013), 441-477.
- Blundell, R., and S. Bond, “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models,” *Journal of Econometrics*, 87(1), (1998), 115-143.
- Bricker, R., and G. Markarian, “Institutional Investors and Insider Trading Profitability,” *European Accounting Review*, 24(3), (2015), 495-518.
- Chen, X., J. Harford, and K. Li, “Monitoring: Which Institutions Matter?,” *Journal of Financial Economics*, 86(2), (2007), 279-305.
- Chen, Z., Y. Huang, Y. Kusnadi, and K. J. Wei, “The Real Effect of the Initial Enforcement of Insider Trading Laws,” *Journal of Corporate Finance*, 45, (2017), 687-709.
- Cheng, Q. and K. Lo, “Insider Trading and Voluntary Disclosures,” *Journal of Accounting Research*, 44(5), (2006), 815-848.
- Chung, C. Y., S. Kang, and D. Ryu, “Does Institutional Monitoring Matter? Evidence from Insider Trading by Information Risk Level,” *Investment Analysts Journal*, 47(1), (2018), 48-64.

- Cui, J., H. Jo, and Y. Li, "Corporate Social Responsibility and Insider Trading," *Journal of Business Ethics*, 130, (2015), 869–887.
- Dai, L., R. Fu, J.-K. Kang, and I. Lee, "Corporate Governance and the Profitability of Insider Trading," *Journal of Corporate Finance*, 40, (2016), 235–253.
- Finnerty, J.E., "Insiders and Market Efficiency," *Journal of Finance*, 31(4), (1976), 1141–1148.
- Gaspar, J.-M., M. Massa, and P. Matos, "Shareholder Investment Horizons and the Market for Corporate Control," *Journal of Financial Economics*, 76(1), (2005), 135–165.
- Gaspar, J.-M., M. Massa, P. Matos, R. Patgiri, and Z. Rehman, "Payout Policy Choices and Shareholder Investment Horizons," *Review of Finance*, 17(1), (2013), 261–320.
- Haslem, B., I. Hutton, and A.H. Smith, "How Much Do Corporate Defendants Really Lose? A New Verdict on the Reputation Loss Induced by Corporate Litigation," *Financial Management*, 46(2), (2017), 323–358.
- Huddart, S. J. and B. Ke, "Information Asymmetry and Cross Sectional Variation in Insider Trading," *Contemporary Accounting Research*, 24(1), (2007), 195–232.
- Johnson, M. F., K. K. Nelson, and A. C. Pritchard, "Do the Merits Matter More? The Impact of the Private Securities Litigation Reform Act," *Journal of Law, Economics and Organization*, 23(3), (2007), 627–652.
- Kim, H.-D., T. Kim, Y. Kim, and K. Park, "Do Long-Term Institutional Investors Promote Corporate Social Responsibility Activities?," *Journal of Banking and Finance*, 101, (2019), 256–269.
- Lakonishok, J. and I. Lee, "Are Insider Trades Informative?," *Review of Financial Studies*, 14(1), (2001), 79–111.
- Li, T. and Y. Ji, "Institutional Ownership and Insider Trading Profitability: Evidence from an Emerging Market," *Pacific-Basin Finance Journal*, 70, (2021), 101668.
- Seyhun, H. N., "Insiders' Profits, Costs of Trading, and Market Efficiency," *Journal of Financial Economics*, 16(2), (1986), 189–212.
- Seyhun, H. N. and M. Bradley, "Corporate Bankruptcy and Insider Trading," *Journal of Business*, 70(2), (1997), 189–216.
- Sias, R. W. and D. A. Whidbee, "Insider Trades and Demand by Institutional and Individual Investors," *Review of Financial Studies*, 23(4), (2010), 1544–1595.
- Skaife, H. A., D. Veenman, and D. Wangerin, "Internal Control over Financial Reporting

and Managerial Rent Extraction: Evidence from the Profitability of Insider Trading,” *Journal of Accounting and Economics*, 55(1), (2013), 91-110.

Wang, J., “Transient Institutional Investors and Insider Trading Signals,” *International Journal of Accounting and Information Management*, 19(2), (2011), 118-145.

Yan, X., and Z. Zhang, “Institutional Investors and Equity Returns: Are Short-Term Institutions Better Informed?,” *Review of Financial Studies*, 22(2), (2009), 893-924.

Institutional Investment Horizons and Insider Trading

Taeyeon Kim*

〈Abstract〉

This paper investigates the relationship between institutional investment horizons and insider trading. Using a sample of firms listed on the KOSPI market from 2010 to 2018, this paper finds that longer institutional investment horizons are negatively related to insider trading. Specifically, long-term institutional ownership has a negative impact on insider trading frequency and volume, while short-term institutional ownership has a positive impact. This paper also finds that insider trading profitability is not associated with long-term institutional ownership, but it is positively associated with short-term institutional ownership. These results suggest that, unlike short-term institutional investors, long-term institutional investors prevent insider trading using undisclosed information through monitoring activities on firms and increase the firms' information transparency which can reduce the value of information held by insiders.

Keywords : Institutional Investors, Investment Horizons, Insider Trading, Monitoring, Information
Transparency

* Assistant Professor. Department of Business Administration, The Catholic University of Korea,
E-mail: kty004002@catholic.ac.kr