

## 국민연금 기금의 국내 주식시장 영향력에 대한 연구\*

남재현\*\* · 원승연\*\*\* · 김주희\*\*\*\*

본 연구는 향후 급격히 증가할 국민연금 기금의 국내 주식시장 비중 확대에 인해서 발생하는 시장충격 비용을 추정하고 그에 따른 시사점을 제시하였다. 기존 연구는 국민연금 기금의 거래 자료를 이용하여 국민연금 거래의 시장충격 비용을 계산하였으나, 이는 국민연금 기금의 개별 종목별 시장 매매 규모가 1% 이상을 상회하지 않는 경우가 대부분인 표본을 이용한다는 점에서 향후 국민연금 기금의 국내 주식시장에서의 비중 증가시 발생할 수 있는 시장충격 비용을 추론하는 데 한계가 있었다. 이에 대신하여 본 연구는 군집현상을 보이는 것으로 확인된 외국인 투자자의 거래 자료를 대상으로 거래 규모에 따라 시장충격 비용이 어떻게 증가하는지를 분석하였다. 분석 결과 국민연금의 직접매매 자료를 이용한 분석의 경우 거래에 따른 시장충격 비용이 명확하게 나타나지 않았지만, 외국인 자료를 사용하여 추정하는 경우에는 거래에 따른 시장충격 비용이 통계적으로 유의하게 나타나는 것을 확인하였다. 매매 규모 구간별 추정 결과 순매수 또는 순매도가 시장충격에 미치는 영향의 비선형성을 발견할 수 있었으며, 특히 외국인 투자자가 순매수를 하는 경우보다는 순매도를 하는 경우에 이러한 시장충격 비용의 비선형적 증가가 보다 분명히 나타남을 확인하였다.

핵심주제어: 국민연금 기금, 비선형성, 시장충격 비용, 외국인 투자자, 주식시장  
경제학문헌목록 주제분류: G12, G23

\* 이 논문은 2012년 국민연금관리공단에 제출한 연구보고서 『국민연금 기금이 국민경제 및 자본시장에 미치는 영향에 따른 장기기금운용방향』 중 제4장 “국민연금의 주식시장에 대한 영향 분석 및 이를 고려한 국내 주식 투자 전략”의 연구 내용을 기초로 작성하였다. 저자들은 논문을 심사해 주신 익명의 심사자들에게 감사드린다.

\*\* 주저자, 국민대학교 경영대학 경제학과 부교수, 전화: (02) 910-4875, E-mail: jnahm@kookmin.ac.kr

\*\*\* 교신저자, 명지대학교 경영대학 경영학과 부교수, 전화: (02) 300-0785, E-mail: sywon@mju.ac.kr

\*\*\*\* 공동저자, 지안리서치 연구분석팀 연구원, 전화: (02) 6959-0017, E-mail: joohee@gian.co.kr

논문투고일: 2015. 3. 23 수정일: 2015. 4. 24 게재확정일: 2015. 5. 7

## I. 서론

노령화 사회가 진전되면서 노후 생활을 대비하기 위한 연금의 중요성이 강조되고 있다. 더욱이 연금제도 중에서 개인연금과 기업연금이 아직 발전하지 않은 상황에서, 국민연금에 대한 의존성은 더욱 커지고 있다. 그러나 2013년 국민연금 기금 재정 추계에 의하면 국민연금 적립금이 2059년 고갈되는 것으로 전망되고 있다. 현재 국민연금제도에 대한 전반적인 개편 필요성이 제기되고 있기는 하지만 아직까지 그 제도적 개편이 가시화되지 않는 상황에서, 기금 고갈 시점을 가능한 연장하기 위한 방안의 하나로서 국민연금 기금 자산운용의 중요성이 더욱 강조되고 있다.

2013년 말 현재 국민연금의 금융자금은 약 427조 원이다. 그리고 이들 금융자금 중에서 대체자산을 제외하고도 국내 주식과 채권을 합산한 국내 자산 비중은 총 76.1%로서, 대부분의 국민연금 기금이 국내 자산으로 운용되고 있음을 알 수 있다. 그러므로 향후 국민연금 기금 규모가 급격히 증가할 것을 감안할 때, 현재의 자산배분 비율이 유지되는 것을 전제한다면 국민연금의 국내 자산 시장에서의 비중은 매우 크게 증가할 것이고, 그에 따라 국민연금의 주식시장에서의 영향력도 훨씬 확대될 것이다. 이러한 국내 자산시장에서의 국민연금 시장지배력 확대는 여러 가지 측면에서 우려를 자아내고 있다. 특히, 채권시장보다 주식시장에서의 그 문제가 더욱 심각하게 제기되고 있다. 국민연금은 채권을 주로 발행시장을 통해서 매수할 뿐만 아니라 매입된 채권 대부분을 만기 보유하기 때문에, 국민연금의 채권 거래가 유통시장에 미치는 영향은 상대적으로 크지 않은 것으로 보인다. 그러나 주식시장의 경우에는 국민연금의 매매가 유통시장에서 주로 이루어질 것이기 때문에, 국민연금 거래가 주식시장에 미치는 영향은 더욱 클 가능성이 높다 하겠다.<sup>1)</sup>

주식시장에서의 국민연금 지배력 확대는 국민연금 기금의 운용 성과라는 측면에서 고민해야 할 사안이다. 국민연금의 주식 거래가 주가에 영향을 준다면, 그것은 곧 국민연금 기금이 스스로의 거래를 통해서 발생시키는 시장충격 비용의 부담을 떠안음으로써 결국 운용 성과가 저하될 것이기 때문이다. 특히, 국민연금 기금의 과도한 주식 보유를 걱정하는 논자들은 재정 추계상으로 볼 때,

1) 국민연금의 국내 주식 보유 비중이 확대됨으로써 제기되는 또 하나의 주요 논점은 국민연금의 지배권 행사와 관련한 사항이다. 이에 대해서는 박영석 외(2009) 참조.

국민연금 기금이 급격히 감소하게 되는 2040년대 중반 이후 자칫하면 국민연금 기금의 과도한 주식 매각으로 인해서 발생할 수 있는 유동성 위험을 경고하고 있다. 그러므로 매매시의 거래 비용뿐만 아니라 향후 발생할지도 모르는 유동성 위험을 감안하여 국민연금 기금의 주식투자 전략을 수립, 실행하는 것이 필요하다 하겠다. 물론 지속적으로 국민연금제도의 개편이 논의되고 있으며, 국민연금 기금 자체적으로도 국내 주식 비중을 전략적으로 축소하려는 방향을 모색하고 있기 때문에 실제로 미래에 시장충격 비용으로 인한 유동성 위험이 발생할 개연성을 단정할 수는 없다. 다만 본 연구는 현재의 국민연금 기금의 제도나 운용 전략이 개선되지 않는 경우 이러한 문제에 직면할 수 있다는 점을 지적함으로써, 적어도 국민연금 기금의 자산운용 전략의 개선 필요성을 제시하는 하나의 근거가 될 수 있으리라고 본다.<sup>2)</sup>

국민연금 주식 거래의 시장충격 비용을 연구한 기존 연구에 의하면, 아직까지 국민연금 매매의 시장충격 비용은 심각한 수준은 아니었던 것으로 평가되었다. 그러나 문제는 향후 국민연금 기금의 규모가 2013년 말 현재의 427조 원보다 최대 6배까지 증가할 것으로 전망된다는 점에 있다. 따라서 국민연금이 현재의 자산배분 비율을 유지할 경우, 국민연금이 주식시장에서 차지하는 비중은 크게 확대될 것이고,<sup>3)</sup> 이로 인하여 향후 국민연금 거래의 시장충격 비용은 더욱 커질 것이기 때문에 현재의 주식시장에 대한 영향만을 보고 향후 국민연금 기금의 국내 주식시장에 미치는 영향력을 단정하는 것은 적절하지 않다.

이런 점에서 현재까지의 국민연금 기금의 국내 주식시장 거래 자료를 이용한 기존 연구는 향후 국민연금 기금의 국내 주식시장에 대한 영향력을 판단하는 근거로 삼기에는 한계가 있다고 할 수 있다. 향후 국민연금 기금의 주식시장에서 차지하는 비중이 현재와 동일한 정도의 시장충격 비용을 줄 것이라고 가정하지 않는 한, 분석 결과만으로 향후 국민연금 기금의 시장충격 비용을 예측하는 것은 적절하지 않을 것이기 때문이다. 만약 국민연금의 주식 거래 비중이 확대됨에 따라 시장충격 비용이 기존보다 더 빨리 증가하는 시장충격 비용의 비선형성이 존재한다면, 국민연금이 주식시장에서 차지하는 비중이 현재보다

2) 기존 연구는 국민연금 기금의 자산운용 전략 개선 필요성을 제시하는 근거의 하나로서, 국민연금의 과도한 국내 시장점유율을 지적하기도 한다. 그러나 시장충격 비용이 크다는 것이 자산운용 전략 수립에 중요한 고려 요소는 되어야 하지만, 이것만으로 국민연금 기금의 자산운용 전략 필요성을 지적할 수는 없을 것이다.

3) 현재와 같이 국민연금 기금의 국내 주식에 대한 투자 비중을 20% 내외로 유지할 경우, 2011년 말 현재 5.96%의 국내 주식시장 점유율을 차지하고 있는 국민연금 기금의 국내 주식시장에서의 비중은 현재보다 최소 2배 증가할 것으로 예상되고 있다.

커질 때 기존 분석 결과와 달리 막대한 시장충격 비용이 발생할 수 있는 것이다. 그러므로 향후 국민연금이 주식시장에 미치는 영향력을 전망하기 위해서는, 국민연금 기금의 거래 증가로 인하여 발생할 수 있는 시장충격 비용을 추정할 수 있는 방법을 모색하는 것이 필요할 터이다.

구체적으로 본 연구는 향후 국민연금 거래 규모 증가를 감안하여 그 효과를 대리할 수 있는 변수로서 외국인 투자자 거래 및 그 시장충격 비용을 주목하고, 이러한 외국인 투자자의 시장충격 비용 추정을 통해 향후 국민연금 기금의 시장충격 비용을 추론하는 데 시사점을 얻고자 하였다. 무엇보다도 외국인 투자자 거래 자료를 사용한 이유는, 2013년까지 10% 한도 규정에 의하여 개별 종목 최대 편입 비율이 10%를 넘지 않았던 국민연금의 국내 주식 보유 비중과 달리, 개별 종목별 외국인 주식거래 자료가 다양한 비중으로 존재하므로 향후 증가할 국민연금 기금 주식거래의 시장충격 비용을 추론하는데 유용한 정보를 제공할 것이라고 판단하였기 때문이다. 물론 외국인이 국민연금 기금과 같이 하나의 집단이 아니라는 점에서 유효한 대리변수가 될지에 대해 의문이 제기될 수 있다. 그러나 기존 연구 결과를 보면 외국인 투자자들이 국내 투자자들과 다른 특성을 보이는 이른바 군집행동을 보이는 것으로 인식되고 있다. 즉, 본 연구는 외국인 투자자의 주식매매 패턴이 일관된 양상을 보이는 경향이 있다는 점을 감안하여 외국인 투자자에 의한 시장충격 비용 추정이 국민연금 기금의 영향력 분석에 시사점을 제공할 수 있을 것이라고 판단하였다.<sup>4)</sup> 다른 한편에서는 국민연금이 국내 기관투자자의 하나라는 점을 감안할 때, 국내 기관투자자 전체의 거래 자료를 대리변수로 이용하는 것을 생각해볼 수도 있겠다. 그러나 국내 기관투자자를 세분하여 살펴보면, 증권사, 보험사, 은행 및 집합투자기구 등 다양한 행태를 보이는 금융회사로 구성되어 있기 때문에, 이들을 외국인 투자자만큼 동질적인 집단으로 유형화하기에는 한계가 있었다. 그러므로 주식시장 전체적으로 기관투자자의 순매수 또는 순매도가 지속적으로 나타나는 경우도 존재하였지만, 특정한 개별 주식종목에 대해서 기관투자자가 일관되게 매수 또는 매도를 하는 행태를 찾아볼 수는 없었다. 이는 개인의 경우에도 마찬가지로

4) 국민연금 기금은 단일한 기관인 반면 외국인 투자자라는 것은 다수로 이루어진 하나의 유형이기 때문에, 적어도 외국인 투자자가 비록 다수임에도 불구하고 집단적 행태로 유형화할 수 있는 투자 행태를 보여야 대리변수로 이용할 수 있다. 그런데 외국인 투자자가 군집행동을 보인다는 것은 다른 투자자 유형과 달리 상대적으로 하나의 기관처럼 일관적인 매매가 이루어진다는 것을 의미하는 것으로 판단하여, 외국인 투자자의 행태를 대리변수로 이용하였다. 투자자 행태와 관련한 기존 연구로는 길재욱 외(2006), 김상환(2013) 참조.

었다. 반면 외국인 투자자의 경우에는 이하 분석에서도 보듯이 특정 기간에 특정 주식종목에 대한 지속적인 매수 또는 매도가 발생하는 경우가 다수여서, 본 연구는 투자자 유형 중에서 외국인 투자자가 분석 목적에 가장 적합하다고 생각하였다.

본 연구는 시장충격 비용을 계산하기 위하여 다양한 기간과 거래 비율을 가정하여 외국인 투자자의 행태를 각 유형별로 구분하여 패키지를 형성하고 각각의 시장충격 비용을 계산함으로써 다양한 상황에서 시장충격 비용이 어떻게 달라질 수 있는지를 분석하였고, 이 결과를 국민연금의 직접매매 거래 자료 분석 결과와 비교하였다. 특히, 본 연구는 종목별로 다양하게 나타난 외국인 거래 비중을 기준으로 산출한 다양한 패키지 거래의 시장충격 비용 비교를 통해서, 시장충격 비용이 거래 비중에 따라 달라지는 비선형성이 존재하는지의 여부를 확인하는데 그 초점을 두었다.

분석 결과를 간단히 요약하면 다음과 같다.

첫째, 1% 미만의 매매 자료가 대부분인 국민연금의 직접매매 자료를 이용한 분석의 경우 거래에 따른 시장충격 비용이 명확하게 나타나지 않았지만, 통계적으로 의미 있는 빈도의 1%를 넘는 매수 또는 매도 자료를 포함하고 있는 외국인 자료를 이용해서 추정하는 경우에는 거래에 따른 시장충격 비용이 통계적으로 유의하게 나타나는 것을 확인하였다.

둘째, 이를 매매 규모 구간별로 나누어 효과의 차이를 살펴본 결과 순매수와 순매도 모두 1% 미만의 매매 구간에서는 이전의 국민연금 직접매매 자료를 이용한 결과와 동일하게 순매수 또는 순매도의 증가가 시장충격 비용에 미치는 일관된 효과를 발견할 수 없었다. 반면에 1~10%의 순매수와 순매도의 경우 1% 미만의 추정치보다 더 큰 유의한 추정치를 보이고 있어 순매수 또는 순매도가 시장충격에 미치는 영향의 비선형성을 발견할 수 있었다. 이러한 결과는 기존의 1% 미만의 매매 자료를 이용한 분석 결과를 그 이상의 매매 규모의 경우에 적용하여 예측하는 것은 적합하지 않음을 보여주는 것이다.

셋째, 이러한 비선형성의 모습이 모든 구간에서 체증적으로 나타나지는 않으며, 순매수의 경우 1~5%의 순매수가 시장충격에 미치는 영향이 가장 큰 것으로 나타났다. 순매도의 경우도 5일이나 10일 윈도우에서는 순매수와 동일하게 1~5%의 순매도가 시장충격에 미치는 영향이 다른 순매도 구간보다 더 큰 것으로 나타난 반면, 20일 윈도우에서는 5~10% 구간에서 가장 큰 것으로 나타났다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 문헌 연구를 통해서 국민연금의 시장충격 비용을 추정하기 위한 방법론을 정립하였다. 제Ⅲ절에서는 실증 분석을 통해서 거래 규모에 따른 비선형적인 시장충격 비용의 존재 여부를 외국인 투자자 거래 자료를 중심으로 분석하였다. 아울러 국민연금 기금의 직접거래 자료를 이용한 분석을 병행함으로써 외국인 투자자 거래 자료를 이용하는 유용성을 제시하였다. 제Ⅳ절은 결론이다.

## Ⅱ. 문헌 연구

국민연금의 주식시장에서의 시장지배력에 대한 문제가 본격적으로 제기되기 시작한 것은 2000년대 중반 이후부터라고 할 수 있다. 국민연금 기금이 자산배분에서 주식 비중을 확대시키면서 국민연금의 시가 총액 대비 국내 주식 보유 비중이 급격히 증가하기 시작하였고, 이에 따라서 국민연금의 주식시장에 대한 영향력이 관심 사항이 되기 시작하였다. 주식시장에 대한 국민연금의 영향력 확대와 관련한 주요 우려의 하나는 국민연금의 행태가 주식시장의 가격에 영향을 주고 왜곡시킬 수 있다는 점이었다. 이때 주가에 대한 국민연금 거래의 영향력은 국민연금 기금의 운용 성과를 저해할 수 있는 주요한 원인이 될 수도 있다. 왜냐하면 국민연금이 과도한 시장충격 비용으로 인하여 주식 매매시 거래 비용을 과도하게 지불하게 된다면, 그것은 국민연금 기금의 운용 성과를 하락시키는 것이기 때문이다. 반대로 국민연금이 보유한 국내 주식을 현금화하기 위하여 일시에 매각할 경우, 국내 주식시장에서 유동성 위험이 발생할 가능성도 당장의 일은 아니지만 대비해야 할 일이기도 하다. 이러한 배경 하에서 국민연금 기금 거래의 시장충격 비용을 계산하고, 국민연금의 시장지배력을 감안하여 적정한 국민연금의 국내 주식투자 비중을 논의하는 연구가 진행되었다.

통상적으로 어떤 주체의 거래에 의한 시장충격 비용은 해당 주체의 거래액이 주식시장의 가격 변동에 미치는 영향을 통해서 추정된다. 그런데 어떤 거래 주체에 의한 거래가 주식 가격에 영향을 주었음을 확인한다고 하더라도, 이를 곧바로 시장충격 비용으로 해석하는 데에는 무리가 따른다. 왜냐하면 주식 가격의 변동은 시장충격 비용 이외의 요인에 의해서도 변동 가능하기 때문이다. 첫째, 주식 가격 변동이 해당 거래 주체의 정보우위를 반영하는 것일 수도 있다. 거래 주체가 이른바 정보거래자(informed trader)라고 한다면, 이들 거래는 주식

가치에 대한 우월한 정보에 입각한 것이어서 이들이 매수한 주식 가격은 상승하는 경향이 존재할 수 있다. 둘째, 추세 추종 및 군집행위에 의한 과급 효과로 인하여 어느 한 주체의 거래가 다른 주체의 거래로 확산될 수 있다. 그러므로 해당 거래 주체에 의한 시장충격 비용만을 계산하기 위해서는, 어느 거래 주체가 다른 경로에 의하여 시장에 영향을 줄 가능성을 통제할 필요가 있다고 하겠다. 따라서 시장충격 비용과 관련한 연구는 다른 요인을 통제하면서 적절하게 그 효과를 추정하는 데 초점이 이루어져 왔다.

이러한 맥락에서 국민연금 기금의 시장충격 비용에 미치는 영향을 분석한 연구도 진행되어 왔다. 우선 이항용·조성빈(2007)은 2003~2005년의 일별 주식 거래 자료를 이용하여 국민연금의 시장영향력을 부분적으로 확인하였다. 분석 결과에 의하면, 주식투자 총액 자료를 이용한 경우에는 국민연금의 시장영향력이 확인되지 않았으나, 개별 주식 거래 자료를 통한 분석에서는 국민연금의 시장영향력이 존재하였다. 이들 연구는 기본적으로는 Chan and Lakonishok(1993, 1995)이 제시한 방법론을 이용한 것이다. Chan and Lakonishok(1995)은 거래 패키지를 구성하여 37개 기관투자자의 시장충격 효과를 추정하였다. 거래 패키지는 일련의 연속적인 동일 주식의 매수 또는 매도로서 정의된다. 이처럼 구분된 거래 패키지 기간 동안의 개별 주가 변동치에서 시장 변동으로 인한 요인을 감안하여 이를 조정한 후, 그들은 주식 매입의 경우에는 해당 주식의 가격을 1% 상승시키는, 주식 매도의 경우에는 동 가격을 0.35% 하락시키는 시장충격 비용이 발생했음을 제시하였다. Keim and Madhavan(1997)은 시장충격 비용과 수수료를 합한 총실행 거래 비용이 주식 매수의 경우에는 0.49% 내지 1.23%, 주식 매도의 경우에는 0.55% 내지 1.43% 사이인 것으로 추정하기도 하였다. 이러한 주식충격 비용의 연구는 미국 이외의 여러 나라의 주식 거래 자료를 이용하여 계산되기도 하였는데, 가령 Chiyachantana *et al.*(2004)는 각국의 주식 거래 자료를 이용한 시장충격 비용을 계산하여 주식 매수와 주식 매도 간의 시장충격 비용이 비대칭적으로 발생하며, 이러한 비대칭성은 시장 상황에 따라 달라지는 경향이 있음을 주장하였다.

한편, Kho *et al.*(2008)와 박영석 외(2009)는 거래 패키지보다는 국민연금의 순매수라는 변수를 이용하여 시장충격 비용을 추정하였다. 거래 패키지가 특정한 기간을 한정하지 않고 거래의 연속성을 기초로 거래 행위를 측정하는 반면, 순매수는 특정한 기간을 한정하고 국민연금의 개별 주식에 대한 거래 규모를 측정한다. Kho *et al.*(2008)는 개별 주식의 매수 및 매도액 대비 매수액을 순매

#### 42 국민연금 기금의 국내 주식시장 영향력에 대한 연구

수 비율로 정의하고 일정한 기간 하에서의 국민연금에 의한 거래 종목별 순매수 비율을 측정하여, 그것이 시장 또는 개별 주식 수익률에 미치는 영향을 회귀 분석하였다. 주가에 미치는 여타 요인을 통제변수로 포함시키고 2000~2004년 동안의 국민연금 거래 자료를 이용한 회귀 분석 결과에 의하면, 국민연금의 주식시장에 대한 영향력은 없었던 것으로 나타났다. 박영석 외(2009) 역시 순매수 비율을 이용하여 2008년까지의 국민연금의 일별·종목별 거래 자료를 기초로 국민연금의 시장영향력을 분석하였다. 그들은 추정 결과를 기초로 국민연금의 시장충격이 우려할 정도로 크지 않음을 주장하였다.

이러한 연구들은 방법론이나 분석 기간에 따라서 다르지만, 적어도 분석 기간 동안 국민연금의 시장영향력은 그리 크지 않았던 것으로 결론지었다. 물론 이들 연구가 향후 국민연금의 시장 비중이 확대될 때 발생할 수 있는 시장충격 비용의 증가를 우려하고 있기는 하지만, 이들 연구 결과를 향후 국민연금에 의한 시장충격 비용이 얼마가 될 것인지를 추정하는 자료로 활용하는 데에는 다소 미흡한 면이 존재한다. 이들이 분석한 시기에서의 국민연금이 차지하는 시장 비중에 비하여 향후 국민연금이 시장에서 차지하는 비중은 매우 커질 것임을 감안할 때, 현재 국민연금이 시장에 미치는 동일한 정도로 미래에도 국민연금이 주식시장에 영향을 줄 것으로 기대하기는 어려울 것이기 때문이다.

이 점에서 볼 때, 국민연금 기금의 주식시장에서 차지하는 비중이 커짐에 따라 그 영향력이 비선형적으로 증가할 가능성을 검토해야 할 필요가 있다. 다시 말해, 이는 현재의 추정을 통해서 나타나는 국민연금의 거래량과 주가변화량 간의 관계를 향후 증가하는 국민연금의 거래를 대상으로는 적용시키기 어려울 수 있음을 인식하는 것을 의미한다. 이러한 비선형성의 가능성을 감안하여 박영석 외(2009)는 향후 국민연금의 주식시장 영향력 추정에서 선형 모형뿐만 아니라 일정한 계수 값을 제공한 설명변수를 포함하여 비선형 추정을 시도하기도 했다. 그러나 이러한 추정은 상대적으로 국민연금의 시장점유비가 낮은 상황에서의 분석 자료를 기초로 한 것이기 때문에, 추정한 계수 값을 곧바로 미래 시점의 추정을 위해 사용하는 것은 한계가 있을 것이다. 어떻게 본다면 아직까지는 주식시장에서 낮은 거래 비중을 갖고 있는 국민연금 거래 자료를 이용하여 향후 국민연금 거래 규모가 증가하는 상황을 추론하는 것 자체가 한계가 있을 지도 모른다는 것이다.



### Ⅲ. 실증 분석

#### 1. 국민연금 매매 자료를 이용한 분석

외국인 투자자의 주식 거래 자료를 이용한 분석과의 비교를 위하여 우선 본 절에서는 국민연금의 매매 자료 중 직접 매매 자료를 대상으로 분석을 시도하였다. 국민연금의 주식매매는 직접 매매와 위탁사를 이용한 위탁 매매로 구분된다.<sup>5)</sup> 그런데 위탁운용사가 매매에 관련된 제반 사항들을 독립적으로 결정하는 위탁 매매는 일관성이 결여될 수 있기 때문에, 일관된 매매 방향을 갖고 있을 것으로 보이는 직접 매매 자료에 국한하여 분석을 실시하였다. 자료는 2007년 1월 1일부터 2012년 6월 29일까지의 총 239개 종목에 대한 국민연금의 직접 운용 거래 및 보유 자료를 이용하였다. 직접 운용 매매를 통해 국민연금이 보유하고 있는 국내 주식의 일별 자료를 이용하여 분석하였으며, 국민연금의 직접 운용을 통해 보유하고 있는 개별 주식 수를 그 주식의 전체 상장주식 수로 나눈 값을 국민연금의 개별 주식 지분율로 계산하였다. 국민연금의 거래 행태가 매수 또는 매도시 며칠에 걸쳐서 목표한 거래를 완료하는 방식이기 때문에, 거래 자료를 그대로 이용하기보다는 본 연구의 분석 방법인 패키지 거래를 중심으로 분석하는 것이 적절하다고 판단하였다. 이 경우 국민연금이 사전적으로 의도하였던 주문에 따라 패키지를 정의하는 것이 가장 이상적이지만 이러한 자료를 획득하기는 불가능하므로 다음과 같이 패키지를 정의하였다.

패키지는 국민연금의 지분율 변화를 기초로 설정하였다. 통상적으로 패키지는 연이어 순매수 또는 순매도가 발생하는 것으로 정의할 수 있으나 국민연금은 수일에 걸쳐서 분산하여 주식을 거래하는 경우가 대부분일 것으로 판단되므로, 매수/매도 패키지 특정 주식에 대한 국민연금 지분율의 변화가 발생한 날로부터 거래일 기준으로 5일 동안 지분율의 변화가 발생하지 않으면 거래가 종료된 것으로 정의하여 하나의 패키지를 추출하였다. 예를 들어, 국민연금이 XX사의 주식을 2012년 1월 9일부터 3일 동안 계속 매수한 후 1월 12일에는 거래가 발생하지 않았으나 1월 13일 다시 주식을 매수하고 이후 5일 동안 거래가

5) 국민연금 기금의 주식 운용에서 직접 운용이 차지하는 비중은 통상 50%를 다소 상회하는 수준으로 유지되고 있다. 가령 본 연구의 분석 대상인 2012년의 경우 국민연금의 주식 운용액은 73.3조 원이었으며, 이 중 직접 운용액은 37.9조 원으로서 전체 국내 주식 운용액의 51.7%를 차지하였다.

44 국민연금 기금의 국내 주식시장 영향력에 대한 연구

〈표 1〉 패키지 기간별 분포

	매수		매도	
	건수(건)	비중(%)	건수(건)	비중(%)
3일 이하	712	12.99	554	14.33
4~5일	1,209	22.05	838	21.68
6~10일	1,309	23.88	826	21.37
11~20일	1,075	19.61	791	20.47
21~30일	642	11.71	453	11.72
31~50일	422	7.70	317	8.20
51~100일	106	1.93	84	2.17
100일 이상	7	0.13	2	0.05

발생하지 않은 경우 1월 9일부터 13일까지 5일간의 거래를 하나의 패키지로 정의한다.<sup>6)</sup>

우선 국민연금 직접 운용 거래 자료를 이용한 패키지의 기간별 분포를 살펴 보면, 분석 기간 동안 총패키지는 9,347건에 이르며 이 중 매수가 5,482건, 매도가 3,865건으로 매수 건수가 더 많다.<sup>7)</sup> 패키지 기간별 분포를 나타내는 〈표 1〉에서 확인할 수 있듯이 국민연금의 직접 운용에 있어서 매수 또는 매도 거래가 하루에 종료되지 않은 경우가 대부분이며, 4일 또는 5일 기간의 매수 또는 매도의 경우가 전체의 20%를 넘게 차지하여 가장 많이 발생하였다. 반면 20일을 초과하는 거래 규모는 그렇게 크지 않은 것으로 나타나 대부분의 거래는 5일, 10일, 20일 정도의 기간을 두고 매수 또는 매도를 시행한 것으로 보인다.<sup>8)</sup>

한편, 이러한 패키지 거래의 대부분은 해당 주식 전체 상장 규모의 1% 미만의 매수나 매도에 그친 것으로 나타났다. 국민연금 패키지 거래 규모별 분포를 나타내는 〈표 2〉에서 보듯 전체 거래 패키지 중 매수의 경우 97.9%, 매도의 경우 97.3%의 거래가 1% 미만의 거래이며, 심지어 5%를 넘는 규모의 거래는 단 한 번의 매수 자료만 존재하였다.

6) 국민연금 직접 운용 자료의 경우 단일 주체에 의한 운용 자료이므로 다음 절의 외국인 자료 분석의 경우처럼 사전에 확정된 특정 매매 기간(예를 들어, 5일, 10일, 20일) 동안의 거래를 중심으로 분석하기보다는 매수/매도 패키지 개념을 적용하는 것이 국민연금이 원래 계획했던 거래 기간에 보다 가까울 것이다.

7) 이는 동 기간 중 국민연금의 국내 주식 보유 비중이 증가하고 있는 추세를 나타내고 있다.

8) 이에 다음 절의 외국인 자료를 이용한 분석에 있어서 매매 윈도우를 5일, 10일, 20일로 한정하여 분석하였다.

〈표 2〉 패키지 거래 규모별 분포

	매수		매도	
	건수(건)	비중(%)	건수(건)	비중(%)
1% 미만	5,366	97.88	3,762	97.34
1% 이상 2% 미만	81	1.48	73	1.89
2% 이상 3% 미만	23	0.42	18	0.47
3% 이상 4% 미만	8	0.15	7	0.18
4% 이상 5% 미만	3	0.05	5	0.13
5% 이상	1	0.02	0	0.00

국민연금의 개별 주식 보유 비중이 최대 10%를 넘지 않는 상황에서 개별 거래에 있어서의 매매 규모는 대부분 1% 미만이며, 2% 이상의 거래의 경우 매수 35건 또는 매도 30건에 불과하다. 그러므로 향후 국민연금의 매매 규모가 이전보다 상당히 큰 상황에서의 국민연금 매매의 영향을 살펴보고자 할 때, 현재의 국민연금의 거래 자료를 이용하는 것이 미래에 예상되는 상당한 규모의 매수 또는 매도에 따른 시장충격 비용의 변화에 대한 추정을 위해 적절하지 않음을 확인할 수 있다.

결론적으로 대부분의 데이터가 1% 미만의 거래 자료인 국민연금 직접 운용 패키지의 경우 기존의 연구 결과처럼 국민연금의 국내 주식 매매에 따른 시장 충격은 거의 존재하지 않는 것으로 보인다. 〈표 3〉의 패키지 기간별 평균 수익률 자료를 살펴보면 상당 부분의 패키지 기간의 경우에는 국민연금의 매수나 매도에도 불구하고 해당 주식의 수익률은 일관된 효과를 보이지 않는 것으로 나타났다. 〈표 3〉은 패키지 기간별 매수나 매도 패키지의 해당 개별 종목의 수익률에서 동일 기간 KOSPI 수익률을 차감한 누적초과 수익률의 평균치와 이러한 초과 수익률의 전 기간 대비 증감률인 비정상 누적초과 수익률의 평균치를 표시하고 있다. 누적초과 수익률은 개별 종목이 해당 패키지 기간 동안 주식시장 대비 얼마나 증감하였는지를 의미한다. 그리고 비정상 누적초과 수익률은 해당 패키지가 시작된 일자의 직전일로부터 역으로 역산하여 해당 패키지가 지속된 기간과 동일한 기간을 산정하고 이 기간 동안의 누적초과 수익률(=개별 종목 수익률-시장 수익률)을 측정 한 후, 이를 패키지의 누적초과 수익률에서 차감한 것으로 정의하였다.

비정상 누적초과 수익률을 이용한 이유는 보다 구체적인 설명이 필요할 듯하

〈표 3〉 패키지 기간별 평균 수익률

	매수 패키지(%)		매도 패키지(%)	
	누적초과 수익률	비정상 누적초과 수익률	누적초과 수익률	비정상 누적초과 수익률
3일 이하	-33.29	-59.32	-26.90	7.77
4~5일	10.59	35.98	9.95	27.28
6~10일	-13.47	-3.46	12.17	3.89
11~20일	-11.91	-8.26	-5.54	-15.13
21~30일	-14.29	-12.36	6.21	12.01
31~50일	-6.38	-7.49	-7.00	-2.61
51~100일	-3.49	-10.02	1.47	-0.34
100일 이상	35.83	46.90	0.80	6.53

다. 문헌 연구에서 보았듯이 외국인 투자자의 매매 행태가 주가에 미치는 원인은 여러 가지로 찾아볼 수 있다. 일부 연구에서는 외국인 투자자들이 정보거래자로서 여타 투자자에 비하여 더 많은 정보를 갖고 있기 때문에, 외국인 투자자의 순매수가 주가 상승으로 나타날 수 있음을 지적하기도 한다. 본 연구가 외국인 투자자의 매매집중도가 주가에 미치는 영향력, 곧 시장충격 비용을 평가하는 것이 주된 목적인 점을 감안할 때, 가능한 한 이와 같은 외국인 투자자의 정보우위성과 같은 요인이 시장에 미칠 요인을 배제할 필요가 있었다. 따라서 시장충격 비용의 측정 지표로서 비정상 누적초과 수익률을 정의하고, 이를 기초로 외국인 투자자의 거래로 인한 시장충격 비용을 측정하였다. 그러므로 이렇게 계산한 비정상 누적초과 수익률은 적어도 해당 개별 종목이 시장 대비하여 우월한 기업 실적을 갖고 있음으로 인해서 발생하는 초과 수익률의 발생 요인을 상당한 정도 통제하여 외국인 투자자 거래에 의한 시장충격 비용을 보다 명확히 보여줄 수 있을 것으로 기대하였다.<sup>9)</sup> 시장충격 비용은 다른 주가 변동요인을 배제하고 특정 주체가 주식을 집중적으로 매입 또는 매도함으로써 발생하는 주가 상승 또는 하락 효과를 의미한다는 점에서, 본 연구는 비정상 누적초과 수익률을 시장충격 비용에 대한 가장 근사한 대리변수로 이해하고 분석을 진행하였다.

9) 다만 이 경우에도 해당 기간 동안 개별 종목에 대한 추가적인 정보가 공시되거나 제공됨으로써 발생하는 정보 효과에 의한 주가 상승 요인을 배제할 수 없다는 한계는 존재한다.

매수 패키지의 경우 초과 수익률과 비정상 누적초과 수익률의 평균 값이 모두 5일 패키지와 100일 이상의 패키지에서만 양의 값을 가지며 나머지는 오히려 음의 값을 보이고 있다. 매도 패키지의 경우에도 패키지 기간별로 초과 수익률과 비정상 초과 수익률의 평균 값이 양의 값을 보이는 패키지가 상당히 존재하여 주식 매도에 따른 일관된 시장충격 양태를 발견할 수 없었다.

## 2. 외국인 매매 자료를 이용한 분석

### (1) 분석 자료

우리는 앞에서 지금까지의 국민연금 기금의 거래 자료를 이용하여 향후 국민연금 기금이 주식시장에 미치는 영향을 분석할 때, 그 한계가 존재할 수 있음을 지적하였다. 국민연금 기금의 규모 증가를 고려할 때, 향후 국민연금 기금의 매수 또는 매도로 인한 시장충격 비용은 현재의 상대적으로 작은 규모의 매수 또는 매도시의 효과와 상이할 가능성이 다분하기 때문이다. 따라서 국민연금 거래 이외의 대리변수를 이용하여 향후 증가하는 국민연금 거래 규모를 추정해 보는 것도 또 하나의 대안으로 생각해 볼 수 있을 것이다. 그 점에서 본 연구는 외국인 투자자의 거래가 시장에 미치는 영향을 분석함으로써, 향후 국민연금 거래가 미치는 시장충격 비용을 가늠하고자 하였다. 무엇보다도 외국인 투자자의 거래 규모는 국내 주식시장에서 종목에 따라 다양하게 변이되어 나타나기 때문에, 거래 비중 변화에 따라 발생하는 시장충격 비용의 비선형성을 판단하는데 보다 적절한 표본이 될 것으로 기대하였다.

다만 외국인 투자자라는 것이 하나의 단일 거래 주체가 아니라 유형별 범주에 불과하기 때문에, 이들의 행태가 단일한 조직인 국민연금의 행태처럼 일관되게 나타난다고 볼 수 있는지에 대한 의문이 있을 수 있다. 그 점에서 외국인 투자자 분석의 적용 가능성이 의심받을 수 있음은 물론이다. 그러나 한국에서의 외국인 투자자 행태가 매우 유사하게 나타난다는 기존 연구 결과를 주목할 필요가 있다. 즉, 한국에서의 외국인 투자자 행태에 대한 다수 연구에 의하면, 외국인 투자자는 단기적인 군집행동을 보이는 등 매우 동질적인 집단의 특성을 보이는 것으로 알려져 있다.<sup>10)</sup> 그러므로 외국인 투자자의 개별 종목에 대한 거래에서 패키지 거래의 행태가 빈번하게 나타날 것으로 판단되었다. 이런 점에서 본 연구는 기존 외국인 투자자 행태에 대한 연구와는 다른 목적을 갖고 진

10) 김재욱 외(2006), 전용호·최혁(2013) 참조.

행된다. 통상적으로 거래 주체별 매매 정보에 대한 분석은 주체별 거래 행태나 각 주체의 거래가 시장에 미치는 영향을 비교 분석할 목적으로 이용된다. 그러나 본 연구의 초점은 외국인 투자자들의 거래가 매매 규모에 따라 어떻게 차별적으로 시장에 영향을 미치는지를 분석하는데 있기 때문에, 무엇보다도 주가에 미치는 여타 요인이나 다른 거래 주체의 영향력을 통제된 상태에서 외국인 투자자의 거래 규모에 따른 시장충격 비용을 추출하고자 하였다.

본 연구를 위해 사용된 분석 자료는 다음과 같다. 개별 종목별로 외국인 지분을 및 거래 정보가 제시되기 시작한 것이 2000년부터이므로, 본 연구는 2000년 초부터 2013년 말까지 KOSPI 200에 포함된 개별 종목의 외국인 주식매매 및 지분율 정보를 이용하였다.<sup>11)</sup> 국민연금 기금의 장기 투자자로서의 거래 행태를 감안할 때, 국민연금 기금의 시장충격 비용은 특정일에 국한되기보다는 포트폴리오를 변경하는 다수의 기간 동안 발생한다고 볼 수 있다. 그러므로 일중 시장충격 비용이 아닌 다기간의 시장충격 비용을 계산하는 것이 보다 적절하다고 판단하여, 전 절의 국민연금 거래 자료의 분석 결과를 토대로 실제 거래일 기준으로 5일, 10일, 20일의 기간을 설정하고 동 기간 내에 발생하는 종목별 외국인 매매를 기초로 거래 패키지를 작성하였다. 이렇게 설정된 기간을 하나의 윈도우로 정의하며, 해당 윈도우 내에서 외국인의 매수 또는 매도 패키지를 설정하였다는 점에서 외국인 투자자에 대한 패키지 구분 방법은 앞서 국민연금 직접 운용 자료를 기초로 한 패키지 구분과 차이가 있다.

그런데 외국인 투자자가 다수이기 때문에, 특정일에 발생한 외국인 투자자들의 매수 또는 매도가 동시에 기록될 가능성도 상당히 많다. 그러므로 당일 외국인의 매수 주식 수에서 매도 주식 수를 차감한 순매수 주식 수를 계산한 이후 전체 발행주식 수로 나누어 순매수 비율을 정의하고, 이를 외국인 투자자 행태를 파악하는 대리 지표로 설정하였다. 그리고 순매수 비율을 기초로 다음과 같이 패키지를 작성하였다. 개별 종목의 일별 순매수 비율을 측정된 이후, 분석 기간 첫째 날부터 시작하여 5, 10, 20일 거래일 각각의 윈도우 기간을 기준으로 합산하여 누적 순매수 비율을 측정하였다.<sup>12)</sup> 그리고 이러한 순매수 비

11) 분석 대상 데이터는 지안리서치가 보유하고 있는 외국인 지분율 및 매매 데이터를 사용하였다(원 데이터는 금융시장 데이터 제공 업체인 WISEfn 제공).

12) 이렇게 측정할 경우 각 기준 거래일에서 해당 종목에 대한 순매수와 순매도가 혼재되어 나타날 수 있는 경우를 배제할 수 없다. 그러나 기준 개별 투자자 매매 특성에 대한 연구에서 구분하듯이, 해당 집단의 개별 종목에 대한 특정 시점에서의 성향을 파악하기 위해서는 주어진 윈도우 기간 중 일관적인 성향을 보이는 경우만을 특정하는 것이 보다 타당한 것으로 보인다. 하지만 본 연구의 분석 대상인 외국인 투자자는 실제로는 다양한

율을 기준으로 일단 순매수가 양인 집단과 음인 집단으로 구분하여 각각을 순매수 패키지과 순매도 패키지로 구분하고, 두 패키지 유형을 다시 순매수 비율 또는 순매도 비율을 기준으로 1% 미만, 1% 이상~5% 미만을 정하였고, 5% 이상~10% 미만과 같이 5%를 기준으로 각각 패키지를 설정하였다. 그리고 10% 이상은 하나의 패키지에 포함되도록 하였는데, 이는 10% 이상의 종목 거래는 매우 제한적이어서 5% 단위의 순매수 또는 순매도 비율로 패키지를 구분할 경우에는 충분한 표본을 추출할 수 없었기 때문이다.<sup>13)</sup> 따라서 이하에서는 10% 이상의 순매수 또는 순매도 비율의 경우를 각각 하나의 패키지로 통합하여 분석하였다. 그리고 일별로 누적 순매수 비율을 측정하여 집단을 구분할 때 윈도우 기간 내에 중복되는 관측치가 발생함으로써 나타나는 중복 계산을 방지하기 위해서, 1% 이상 순매수 비율을 보이는 패키지는 해당 윈도우 기간 내의 첫 관측치만을 선택하여 특정하였다. 순매수를 기준으로 외국인 투자자의 거래 패키지를 구성한 것은 앞서 박영석 외(2009)와 동일하다고 할 수 있으나, 이들 연구가 사전에 확정된 기간을 정한 반면 본 연구는 Chan and Lakonishok(1995)와 같이 연속적인 기간에서 윈도우 기간을 기준으로 패키지를 설정했다는 점에서 표본 추출에 차이가 있다고 하겠다.

## (2) 기초 통계량 분석

<표 4>는 순매수 비율을 기준으로 한 거래 패키지 수와 패키지 거래 발생시의 누적초과 수익률을 정리한 것이다. 이때 누적초과 수익률은 해당 개별 종목의 누적 수익률에서 동일 기간 KOSPI 누적 수익률을 차감한 것으로 정의하였고, 각 집단의 누적초과 수익률은 개별 종목 누적초과 수익률의 단순 평균이다.

개별 투자자로 구성되어 있기 때문에, 한 개별 투자자의 행태를 분석하는 것과 마찬가지로 이 집단이 어떤 한 종목을 연속적으로 매수하거나 매도하기를 기대할 수는 없어 순매수 비율을 이용하였다. 그럼에도 불구하고 실제 외국인 거래 행태를 보면, 시장가치가 큰 대형 종목을 제외하고 매수 또는 매도가 특정 시점에 하나의 편향된 방향으로 발생하는 경우가 다수였다. 이처럼 순매수 비율의 방향이 분명히 나타날 경우 특정 종목에 대한 외국인 투자자의 군집 성향이 확인된 것으로 볼 수 있어, 본 연구와 같이 순매수 비율을 이용하는 것이 분석 목적에 벗어나지 않는다고 판단하였다. 또한 이처럼 계산된 외국인 투자자의 매매집중도는 개별 거래 주체의 거래보다 그 시장영향력이 크지 않다고 볼 수 있기 때문에, 본 연구 분석 결과가 국민연금의 시장영향력을 과장하여 평가하지는 않을 것으로 판단된다.

13) 본 연구는 10% 이상의 지분을 변동을 가진 경우도 세분해 보고자 하였으나, 그 표본을 거의 찾기 어려워서 세분한 분석 결과가 유의하기 어렵다고 판단하였다. 가령 순매수 20일 윈도우의 경우 10~15% 거래는 60건, 15~20% 거래는 18건, 20% 이상 거래는 28건에 불과하였다.

〈표 4〉 매매 규모 구간별 누적초과 수익률

Panel A. 순매수의 경우

순매수 비율	통계치	5일	10일	20일
1% 미만	패키지 건수	65,347	32,747	15,604
	누적초과 수익률	0.58% (0.116%)	0.57% (0.057%)	0.51% (0.026%)
1% 이상~ 5% 미만	패키지 건수	3,729	5,383	5,529
	누적초과 수익률	6.34% (1.268%)	5.91% (0.591%)	5.39% (0.270%)
5% 이상~ 10% 미만	패키지 건수	105	174	317
	누적초과 수익률	6.88% (1.376%)	11.20% (1.120%)	14.72% (0.736%)
10% 이상	패키지 건수	69	60	105
	누적초과 수익률	0.17% (0.034%)	2.19% (0.219%)	6.51% (0.326%)

주: ( )는 일평균 수익률.

Panel B. 순매도의 경우

순매수 비율	통계치	5일	10일	20일
1% 미만	패키지 건수	60,449	30,432	14,749
	누적초과 수익률	-0.49% (-0.098%)	-0.45% (-0.045%)	-0.51% (-0.026%)
1% 이상~ 5% 미만	패키지 건수	3,694	5,302	5,685
	누적초과 수익률	-3.07% (-0.614%)	-2.68% (-0.268%)	-2.38% (-0.119%)
5% 이상~ 10% 미만	패키지 건수	126	179	338
	누적초과 수익률	-5.15% (-1.03%)	-6.72% (-0.672%)	-5.78% (-0.289%)
10% 이상	패키지 건수	47	61	83
	누적초과 수익률	-6.18% (-1.236%)	-15.64% (-1.564%)	-15.76% (-0.788%)

주: ( )는 일평균 수익률.

분석 기간 중 패키지 건수로 비교해 볼 때, 외국인의 순매수와 순매도의 매매 강도는 크게 다르지 않았던 것으로 보인다. 대부분의 패키지는 1% 이내의 순



매수 또는 순매도 패키지에 포함되었다. 5일 윈도우의 경우 약 94%가 1% 이내의 외국인 지분을 변화만을 보였을 뿐이고, 10%를 초과하는 외국인 지분을 변동한 패키지는 순매수 또는 순매도 패키지의 0.1%에 불과할 뿐이었다. 물론 윈도우 기간이 5일에서 20일로 연장될수록 1% 이상 지분을 보인 패키지 비중은 증가하여, 가령 20일 윈도우 기간에서 1% 이상~5% 미만(이하, 1~5%) 패키지 건수의 비중은 건수 기준으로 각각 26.7%, 26.1%로 전체의 1/4를 상회하는 수준으로 크게 증가하였다. 그러나 이 경우에도 5% 이상을 초과하는 패키지 비중은 상대적으로 크지 않았다. 5% 이상~10% 미만(이하, 5~10%)의 지분을 변동한 패키지 건수는 각각 317건 및 338건으로서 그 비중은 각각 2.1%, 2.2%였으며, 10% 이상의 지분을 변동한 패키지 건수는 각각 105건 및 83건으로서 그 비중은 각각 0.6%, 0.7%에 불과하였다.

해당 거래일 동안 외국인이 주식을 순매수(또는 순매도)한 경우의 누적초과 수익률을 순매수 비율 변동에 따라 추적해 보았다(〈표 4〉 참조). 순매수 패키지를 우선 보면, 순매수 비율이 증가할수록 누적초과 수익률은 상승하는 경향이 있다고 할 수 있다. 5일 윈도우의 경우 1% 미만시 누적초과 수익률은 0.58%였으나, 1~5% 및 5~10%의 경우 각각 6.34% 및 6.88%로 증가하였다. 이처럼 누적 순매수 비율이 증가할수록 누적초과 수익률이 증가하는 것은 10일 및 20일 윈도우의 경우에도 마찬가지였다. 그러나 예상과 달리 10%를 초과하여 외국인이 주식을 순매수하는 경우의 누적초과 수익률은 오히려 하락하여 그 원인에 대해서는 보다 자세히 분석할 필요가 있었다. 순매도 패키지의 경우 외국인 투자자의 순매도가 확대될수록 누적초과 수익률은 감소하는 것으로 나타나, 외국인 투자자의 투자 방향이 일단 개별 종목의 주가에 영향을 주는 것으로 보여진다. 특히, 순매수의 경우와 달리 외국인 투자자의 순매도시에는 순매도 비율이 10%를 초과하는 경우 그 누적초과 수익률 하락이 더욱 커지는 것을 확인할 수 있었다. 이상에서 볼 때, 외국인 투자자가 10%를 초과하는 지분을 변동한 패키지의 경우를 제외하고는 외국인 투자자의 거래 비율이 증가할수록 시장충격 비용이 확대되는 현상이 나타났다고 하겠다.

한편, 누적초과 수익률은 절대 수익률로 측정된 것이므로, 윈도우 기간 간의 충격을 비교하기 위해서 누적초과 수익률을 윈도우 기간으로 나눈 일평균 누적초과 수익률을 〈표 4〉의 괄호 안의 비중과 같이 구해 보았다. 일평균 누적초과 수익률을 비교하면, 외국인 투자자의 순매수 또는 순매도가 단기간에 발생할수록 개별 종목의 누적초과 수익률 변동이 커지고 있음을 확인할 수 있다. 순매

〈표 5〉 비정상 누적초과 수익률과 누적초과 수익률

Panel A. 순매수의 경우

순매수 비율	5일		10일		20일	
	비정상 누적 초과 수익률	누적초과 수익률	비정상 누적 초과 수익률	누적초과 수익률	비정상 누적 초과 수익률	누적초과 수익률
1% 미만	0.31%	0.58%	-0.06%	0.57%	-0.67%	0.51%
1% 이상~ 5% 미만	5.43%	6.34%	4.98%	5.91%	4.00%	5.39%
5% 이상~ 10% 미만	5.65%	6.88%	9.91%	11.20%	13.13%	14.72%
10% 이상	0.94%	0.17%	4.08%	2.19%	6.62%	6.51%

Panel B. 순매도의 경우

순매수 비율	5일		10일		20일	
	비정상 누적 초과 수익률	누적초과 수익률	비정상 누적 초과 수익률	누적초과 수익률	비정상 누적 초과 수익률	누적초과 수익률
1% 미만	-0.43%	-0.49%	-0.10%	-0.45%	0.24%	-0.51%
1% 이상~ 5% 미만	-2.90%	-3.07%	-2.88%	-2.68%	-2.70%	-2.38%
5% 이상~ 10% 미만	-3.75%	-5.15%	-5.95%	-6.72%	-5.96%	-5.78%
10% 이상	-2.51%	-6.18%	-10.82%	-15.64%	-13.96%	-15.76%

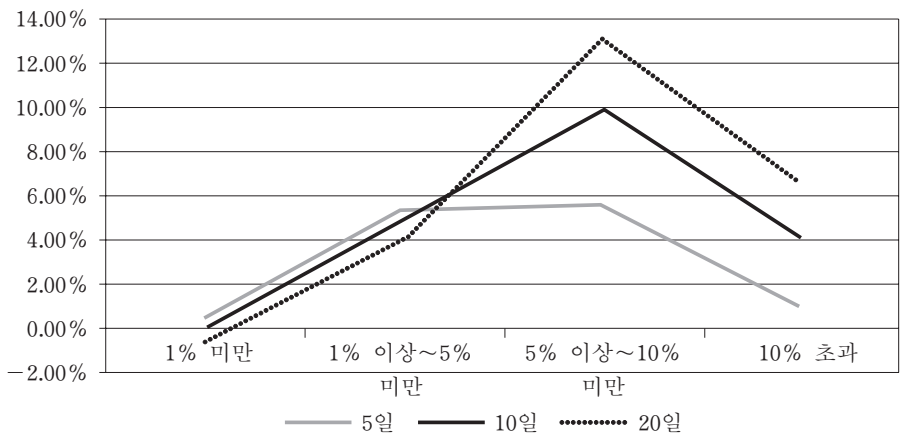
수의 경우 외국인 투자자의 영향력이 기대와 달리 나타난 10% 초과 패키지의 경우를 제외하고는 5일 패키지의 일평균 누적초과 수익률이 10일 및 20일의 일평균 수익률보다 높게 나타난 것을 알 수 있다. 이 점은 순매도의 경우에도 마찬가지여서 외국인 투자자가 매도 집중도가 높을수록 일평균 누적초과 수익률이 더욱 하락하는 것으로 나타났다.

〈표 5〉는 비정상 누적초과 수익률과 앞서의 누적초과 수익률을 비교한 것이다. 외국인 투자자의 순매수의 경우 상대적으로 비정상 누적초과 수익률은 누적초과 수익률보다 다소 낮은 수준으로 나타나기는 하였으나, 그 비정상 수익률이 크게 낮아지지 않았을 뿐만 아니라 외국인 투자자의 순매수 비율에 따라 수익률의 증가 정도 역시 비례하는 특성 역시 변화하지 않았다. 그리고 순매도의 경우에는 오히려 비정상 수익률의 하락 정도가 높게 나타나기도 함으로써,

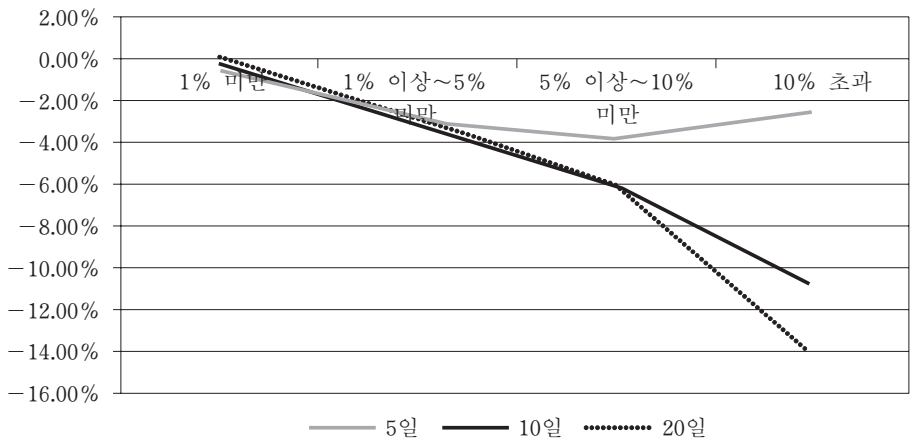
외국인 투자자의 정보우위 효과를 제거한 비정상 누적초과 수익률로 측정하더라도 매매집중도에 의한 가격충격 비용이 상당히 존재하였음을 확인할 수 있다.

〈그림 1〉은 비정상 누적초과 수익률을 이용하여 외국인 투자자가 해당 종목을 순매수 또는 순매도할 경우 그 매매집중도에 따라 어떻게 주가에 영향을 주는지를 정리한 것이다. 순매수의 경우 10% 초과 패키지를 제외하고는 외국인 순매수 비율이 증가함에 따라 주가상승률이 절대적으로 상승하고 있음을 확인할 수 있다. 그리고 순매도의 경우에는 5일 윈도우의 경우를 제외하고는 10% 초과 패키지를 포함한 모든 영역에서 외국인이 순매도를 확대하면 할수록 주

A. 순매수의 경우



B. 순매도의 경우



〈그림 1〉 매매 규모 구간별 비정상 누적초과 수익률

가가 하락하는 정도가 확대됨을 알 수 있다. 특히, 외국인 투자자 거래 비율이 증가함에 따라 수익률 절대치에 미치는 영향은 비선형적인 모습이 나타나고 있음을 알 수 있다. 순매수의 경우 5일 윈도우 기간의 경우를 제외한 10일 및 20일 윈도우의 경우에는 5%까지 순매수 비율이 증가한 경우에 비하여 10%까지 순매수 비율이 증가할 경우에 훨씬 수익률이 증가한 모습이 나타나고 있음을 확인할 수 있다. 또한 순매도의 경우에도 10%를 초과하여 순매도가 발생하는 경우 주가 하락률이 훨씬 커짐을 확인해 볼 수 있다. 이러한 양태는 외국인 투자자의 거래 비율이 주가 변동과 비례적인 관계를 나타낼 뿐만 아니라, 그 순매수 비율의 절대치가 증가할수록 주가에 미치는 영향의 정도가 훨씬 커지는 비선형적인 시장충격 비용 발생 가능성을 시사한다. 즉, 지분을 변동이 커질수록 이러한 거래로 인해 발생하는 시장충격 비용은 훨씬 더 커질 수 있으며, 따라서 이러한 시장충격 비용으로 인해 해당 거래 주체가 거래로 인하여 부담해야 하는 거래 비용 증가와 수익률 하락은 더욱 커질 수 있다는 것이다.

또 하나 주목할만한 점은 윈도우 기간이 5일인 경우보다 20일인 경우에 외국인 투자자의 거래 비율이 클수록 주가에 미치는 영향이 확대된다는 점이다. 물론 앞서 보았듯이 일평균 수익률은 윈도우 기간에 반비례하지만 절대적인 주가 변동의 관점에서 본다면, 장기에 걸쳐 외국인 투자자가 지분을 변화할수록 지분을 변화가 주가에 미치는 영향력이 커진다는 것을 의미한다. 이것은 매매 주체의 입장에서는 동일한 규모의 매매를 단기적으로 실행하기보다는 장기적으로 실행하는 것이 거래 비용을 줄일 수 있을지 모르지만, 이러한 매매를 시장에서 다른 투자자 및 참여자가 인지할 경우 그 시장충격 비용은 오히려 커질 수도 있다는 점을 의미한다. 즉, 상대적으로 시장에서 해당 거래 주체의 거래가 인지하기 어려울 정도로 크지 않다면, 매수가 기간에 따라 분산되는 것이 시장충격 비용을 낮출 수 있다. 그러나 시장의 참여자가 인지할 정도로 크다고 한다면, 어떤 투자자가 지속적으로 매수 또는 매도를 시행하는 것은 다른 시장참여자의 행태에 영향을 줄 수 있다. 가령 어떤 투자자가 지속적으로 매수 또는 매도를 시행할 경우, 그에 따른 주가의 추가적인 상승 또는 하락을 기대하고 거래 상대방이 반대 매매를 이연할 유인이 존재할 수도 있을 것이다. <그림 1>에서 20일 윈도우 기간의 경우 지분을 변동이 커질수록 비선형성이 더욱 높아지는 것은 이러한 시장의 상호작용을 반영하는 것이 아닌가 추론해 본다.

하지만 이러한 결과에도 불구하고 외국인 투자자가 10%를 초과하여 매수할 경우 오히려 주가에 미치는 영향이 낮아지는 비일관성은 보다 구체적인 분석을

요구한다. 이를 위해 본 연구는 10% 이상의 외국인 매수 패키지의 개별 종목 및 거래 당시의 정황을 살펴보았다. 실제 주식시장에서는 투자자들이 개별 종목을 다량 거래할 경우에 발생할 수 있는 거래 비용 증가를 우려하여 블록트레이딩과 같은 비시장 거래를 이용하는 경우가 다반사이다. 또한 우호적인 M&A나 인수의 경우에도 인수자와 피인수자가 시장충격 비용을 최소화하는 별도의 장외 거래를 실행하는 경우가 일반적이다. 우리는 상대적으로 외국인 투자자가 높은 비율의 순매수 거래를 시행할 경우 이러한 거래 방법을 채택함으로써 시장충격 비용을 완화할 것이라고 추론하고, 10% 이상 순매수 패키지를 건별로 살펴보았다. 실제로 10% 이상의 순매수 비율을 보였던 20일 윈도우 패키지 105건 중에서 20여 건에 달하는 거래가 외자유치에 따른 외국인 투자자의 지분매입, M&A 등과 같은 지배구조 변경으로 인한 거래 등에 의한 것으로 판단되었다. 그리고 이들 거래의 경우 비정상 누적초과 수익률은 매우 낮거나 심지어는 음이 되는 경우도 상당수 존재하였다. 반면 순매도의 경우에는 분석 기간 중 외국인 투자자로부터 경영권이나 M&A에 따른 지분매각이 거의 발생하지 않았다. 따라서 이러한 외국인 투자자의 순매수와 순매도의 행태 차이가 양자간의 차이를 유발한 주요한 요인이라고 판단되었다. 이러한 점에서 볼 때, 10% 이상 거래의 시장충격 비용의 감소가 시장충격 비용의 비선형성을 입증하는데 한계를 주었지만, 그 거래 내역을 통해서 볼 때 이러한 현상이 시장충격 비용의 비선형성을 부정하는 전거도 될 수 없다는 점을 지적할 수 있겠다.

### (3) 회귀 분석

〈그림 1〉에서 시장의 영향력을 제거한 비정상 누적초과 수익률이라는 변수를 이용하여 시장충격 비용의 비선형성을 확인하였다고 하지만, 이러한 수익률이 다른 통제되지 않은 변수에 의하여 영향을 받을 가능성을 배제할 수는 없을 것이다. 그런 점에서 비정상 누적초과 수익률에 영향을 줄 수 있는 다른 변수를 통제한 이후에도 시장충격 비용의 비선형성이 존재하는지를 확인하기 위해 다음과 같은 회귀 분석을 실시하였다. 구체적으로 회귀 분석에 다음과 같은 변수를 이용하여 추정식 (1)을 설정하였다. 시장충격 비용을 대리하는 종속변수는 윈도우 기간별 개별 주식의 비정상 누적초과 수익률을 이용하였다. 개별 종목의 이질적인 특성(idiosyncratic characteristics)을 통제하기 위하여 배당 수익률(DY), 시가 총액(MC), 초기 지분율(IS)의 개별 변수를 통제변수로 사용하였다. 이때 배당 수익률은 해당 일자 기준 전년도 배당 수익률(전년도 연간 주당 배

당금/전년도 말 주가)을 사용하였고, 시가 총액은 해당 윈도우 시작 일자의 해당 주식의 시가 총액을, 그리고 초기 지분율(*IS*)은 해당 윈도우 시작 시점 해당 주식의 외국인 보유 지분율 자료를 이용하였다. 한편, 매매 시점의 전반적인 시장 전체의 특수 상황을 반영하기 위하여 해당 윈도우 기간 동안의 KOSPI 누적 수익률 자료를 이용한 KOSPI 수익률을 통제변수에 추가하였다. 이 경우 전기 대비 해당 기간의 KOSPI 수익률의 증가분을 통제변수로 사용할 수도 있으나, 실제 분석 결과 어느 경우에도 동일한 결과가 나와 동기의 KOSPI 수익률을 통제변수로 사용하였다. 그리고 설명변수로 앞서 언급한 외국인의 순매수율(*NB*), 곧 특정 일자의 외국인 순매수 주수를 총발행주 수로 나눈 값의 비율을 이용하였다.

$$CMI_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_1 DY_{it} + \alpha_2 MC_{it} + \alpha_3 IS_{it} + \alpha_4 MR_t + \beta_1 NB_{it} + \epsilon \quad (1)$$

여기서, *CMI*: 시장충격 비용(=윈도우 기간의 초과 수익률-윈도우 직전 동일 기간의 초과 수익률)

*DY*: 배당 수익률

*MC*: 시가 총액

*IS*: 초기 지분율

*MR*: KOSPI 수익률

*NB*: 외국인 순매수 비율

<표 6>은 5일, 10일, 20일의 윈도우별로 외국인 순매수율과 시장충격 비용 간의 회귀추정 결과를 요약한 것이다. 일단 전기의 높은 배당 수익률은 주가를 상승시키는 요인으로 작용함을 확인할 수 있었으나, 시가 총액이나 시장 수익률에 따라 비정상 누적초과 수익률이 달라지지는 않는 것으로 추정되었다. 주목할 점은 초기 지분율에 의한 영향이다. 순매수의 경우 상대적으로 초기 지분율이 높을수록 비정상 누적 수익률이 높은 것으로 나타나, 외국인 투자자의 기존 지분이 높을수록 추가적인 주식 매입으로 인한 시장충격 비용을 더 많이 지불해야 함을 알 수 있었다. 반면 순매도의 경우에는 외국인 투자자가 보유한 초기 지분이 높을수록 비정상 누적 수익률이 낮아지는 것으로 나타나, 종목에 대한 보유 지분이 높을수록 이를 매도할 때 더 많은 시장충격 비용을 지불해야 함을 확인할 수 있다. 이것은 어떠한 투자자가 자신이 갖고 있는 지분이 많을수록 추가적인 거래로 인한 시장충격 비용을 더 많이 지불함을 의미하는 것으로서, 이는 그만큼 지분보유가 많을수록 매수 또는 매도에 따른 유동성 부족의

〈표 6〉 시장충격 비용과 외국인 매수율과의 관계

윈도우	5일		10일		20일	
	순매수	순매도	순매수	순매도	순매수	순매도
순매수 방향						
배당 수익률	0.215*** (10.139)	0.148*** (7.106)	0.492*** (12.815)	0.274*** (6.716)	0.932*** (12.911)	0.749*** (9.168)
시가 총액	-0.033*** (-4.398)	-0.004 (-0.552)	-0.058*** (-4.137)	-0.022 (-1.464)	-0.073** (-2.584)	-0.150*** (-5.262)
초기 지분율	0.011*** (2.713)	-0.015*** (-3.469)	0.014* (1.762)	-0.028*** (-3.269)	0.020 (1.382)	-0.040*** (-2.485)
KOSPI 수익률	-0.072*** (-10.805)	-0.035*** (-5.112)	-0.033*** (-3.520)	0.046*** (4.852)	0.015 (1.213)	0.035*** (2.675)
순매수율	0.970*** (18.208)	0.419*** (7.739)	0.517*** (10.591)	0.596*** (7.971)	0.556*** (8.099)	0.457*** (3.480)
표본 수	69,233	64,320	38,306	36,049	21,726	20,677
F 통계치	2.311 [0.000]	1.855 [0.000]	1.931 [0.000]	1.558 [0.000]	1.477 [0.000]	1.225 [0.000]
R <sup>2</sup>	0.018	0.013	0.022	0.019	0.029	0.031

주: ( )는 *t*값임. [ ]는 *p*값임.

문제가 더욱 커지기 때문이라고 생각해 볼 수 있다. 이제 외국인 투자자의 순매수 비율과 비정상 누적초과 수익률의 관계를 살펴보면, 5일, 10일, 20일의 모든 윈도우에서 순매수의 경우와 순매도의 경우 공히 외국인 투자자의 순매수 비율과 비정상 누적초과 수익률 간의 비례적인 관계가 일관되게 확인되었다. 이는 외국인 투자자가 자신의 거래로 인한 시장충격 비용의 부담을 갖고 거래하였음을 의미한다. 즉, 전 절에서 1% 미만의 매매 자료만을 이용한 분석의 경우 거래에 따른 시장충격 비용이 명확하게 나타나지 않았지만, 외국인 자료를 이용해서 통계적으로 의미 있는 빈도의 1%를 넘는 매수 또는 매도 자료를 포함하여 추정하는 경우에는 거래에 따른 시장충격 비용이 통계적으로 유의하게 나타나는 것을 확인하였다.

이러한 분석을 기초로 외국인 투자자 영향력의 비선형성의 구체적인 형태를 추정하기 위해 기초 통계량 분석시의 거래 비율 구분 기준에 의거하여 더미변수를 추가하고 추정식을 수정하여 설정하였다. 즉, 구분된 외국인 투자자의 순

매수 경우와 순매도 경우를 전제로, 외국인 순매수(또는 순매도) 비율을 절대값 기준으로 ① 1% 미만(D1), ② 1% 이상 5% 미만(D2), ③ 5% 이상 10% 미만(D3), ④ 10% 이상의 4개 그룹으로 구분하고 각각에 D1, D2, D3, D4의 더미변수 값을 부여하였다. 그리고 추정식에 순매수 비율 대신 그룹더미와 순매수 비율의 교차항을 포함하여 추정식 (2)를 설정하고 추정을 실시하였다.

$$\begin{aligned}
 CMI_{it} = & \alpha_{0i} + \alpha_1 DY_{it} + \alpha_2 MC_{it} + \alpha_3 IS_{it} + \alpha_4 MR_t \\
 & + \beta_{11} NB_{it} \cdot D1_{it} + \beta_{12} NB_{it} \cdot D2_{it} + \beta_{13} NB_{it} \cdot D3_{it} \\
 & + \beta_{14} NB_{it} \cdot D4_{it} + \epsilon
 \end{aligned} \tag{2}$$

〈표 7〉은 이러한 추정 결과를 요약한 것이다. 순매수율을 제외한 다른 통제 변수는 순매수율 대신 더미변수와의 교차항을 포함시켜도 〈표 6〉의 추정 결과와 크게 다르지 않았다.

순매수의 경우 1% 미만에서는 5일 윈도우의 경우에는 유의한 양의 값을 보이고 있으나 10일과 20일 윈도우의 경우에는 유의한 음의 값을 보여, 1% 미만의 순매수율 증가가 시장충격 비용을 일관되게 증가시키는 모습을 볼 수 없었다. 이러한 모습은 전 절의 국민연금의 매매 자료를 이용한 분석의 〈표 3〉과 동일한 결과를 보여주고 있다.

반면에 1~5% 순매수 구간 또는 5~10% 순매수 구간 모두에서 계수는 양의 유의한 값으로 추정되었다. 즉, 1% 미만의 순매수율 증가와 달리 1~10%의 순매수율 증가는 5일, 10일, 20일의 모든 윈도우에서 시장충격 비용을 통계적으로 유의하게 증가시키는 것으로 나타났다. 또한 모든 윈도우에서 1~5% 순매수 구간의 추정치는 1% 미만의 추정치보다 더 큰 계수 값을 가지며, 10일과 20일 윈도우에서는 5~10% 순매수 구간의 추정치 또한 1% 미만의 추정치보다 더 큰 계수 값을 가지는 것으로 나타나 1~10%의 순매수의 경우 1% 미만의 추정치보다는 순매수가 시장충격에 미치는 영향이 더 큰 비선형성을 보였다. 반면, 10% 이상의 매수의 경우에는 계수 값이 유의하지 않게 나왔다. 이는 표본의 계수가 충분하지 않을 뿐만 아니라 앞서 본 것처럼 표본의 일부가 비시장성 거래에 의하여 지분이 변동함으로써 이로 인한 시장충격 비용이 크지 않게 발생하였기 때문이라고 보인다.

순매도의 경우에도 1% 미만에서는 통계적으로 유의하지 않거나 20일 윈도우의 경우에는 유의한 음의 값을 보여, 〈표 3〉의 결과와 동일하게 이 경우에도 1%



〈표 7〉 시장충격 비용과 외국인 집단별 순매수/순매도의 관계

윈도우	5일		10일		20일	
	순매수	순매도	순매수	순매도	순매수	순매도
순매수 방향						
배당 수익률	0.202*** (10.303)	0.151*** (7.235)	0.458*** (12.001)	0.285*** (6.982)	0.881*** (12.286)	0.475*** (6.229)
시가 총액	-0.029*** (-3.985)	-0.005 (-0.716)	-0.046*** (-3.279)	-0.022 (-1.453)	-0.056** (-1.974)	-0.088*** (-3.119)
초기 지분율	0.008** (2.065)	-0.013*** (-2.983)	0.014* (1.743)	-0.030*** (-3.437)	0.031** (2.080)	-0.044*** (-2.685)
KOSPI 수익률	-0.075*** (-11.327)	-0.034*** (-5.093)	-0.037*** (-4.048)	0.045 (4.770)	0.007 (0.526)	0.035*** (2.656)
1% 미만 더미*순매수율	1.129*** (6.593)	0.235 (1.342)	-1.125*** (-4.184)	-1.653 (-5.798)	-4.218*** (-9.361)	-3.570*** (-7.414)
1~5% 더미*순매수율	3.127*** (33.585)	1.278*** (12.762)	2.511*** (19.788)	0.917*** (6.789)	1.176*** (6.598)	0.329* (1.744)
5~10% 더미*순매수율	0.632*** (5.713)	0.367*** (2.930)	1.170*** (8.278)	0.665*** (4.307)	1.695*** (10.518)	0.560*** (3.172)
10% 이상 더미*순매수율	-0.031 (-0.822)	0.028 (0.377)	0.080 (1.461)	0.382*** (3.800)	0.070 (0.895)	0.427*** (3.612)
표본 수	69,233	64,320	38,306	36,049	21,726	20,677
F 통계치	4.491 [0.000]	2.102 [0.000]	3.107 [0.000]	1.790 [0.000]	2.222 [0.000]	1.426 [0.000]
R <sup>2</sup>	0.028	0.014	0.035	0.022	0.044	0.030

주: ( )는 t값임. [ ]는 p값임.

미만의 순매도율의 증가가 시장충격 비용을 일관되게 감소시키는 모습을 볼 수 없었다.

반면에 1~5% 순매도 구간 또는 5~10% 순매도 구간 모두에서 계수는 양의 유의한 값으로 추정되었다. 즉, 1% 미만의 순매도율 증가와 달리, 1~10%의 순매도율 증가는 5일, 10일, 20일의 모든 윈도우에서 주가를 유의하게 하락시키는 것으로 나타났다. 또한 모든 윈도우에서 1~10% 순매도 구간의 추정치는 1% 미만의 추정치보다 더 큰 계수 값을 가지는 것으로 나타나 1~10%의 순매

도의 경우 1% 미만의 경우보다는 순매도가 시장충격에 미치는 영향이 더 큰 비선형성을 보이고 있다. 10% 이상의 지분 감소가 있었던 순매도의 경우에도 5일 윈도우만 유의하지 않았을 뿐, 10일 윈도우나 20일 윈도우의 경우에는 1% 미만의 순매도 경우보다 외국인 투자자 거래가 시장충격 비용에 미치는 효과보다 유의하게 큰 것으로 나타났다.<sup>14)</sup> 요컨대, 순매수와 순매도 모두에 걸쳐 순매수 또는 순매도가 시장충격에 미치는 영향이 1% 미만의 추정치보다는 1~10%의 매매 구간에서 더 큰 비선형성을 보이고 있어, 기존의 1% 미만의 매매 자료를 이용한 분석 결과를 그 이상의 매매 규모의 경우에 적용하여 예측하는 것은 적합하지 않음을 보여주고 있다.

그러나 이러한 비선형성의 모습이 순매수 비율 구간을 세부적으로 구분할 경우에도 항상 체증적으로 나타나지는 않았다. 이미 살펴보았듯이 순매수의 경우 10% 이상의 순매수에서는 통계적으로 유의하지 않으며, 그 이하 구간에서도 1~5%의 순매수가 시장충격에 미치는 영향이 다른 순매수 구간보다 더 큰 것으로 나타났다. 순매도의 경우도 5일이나 10일 윈도우에서는 순매수와 동일하게 1~5%의 순매도가 시장충격에 미치는 영향이 다른 순매도 구간보다 더 큰 것으로 나타난 반면, 20일 윈도우에서는 5~10% 구간에서 가장 큰 것으로 나타났다.<sup>15)</sup>

다만 주목할만한 것은 시장충격 비용의 비선형성이 순매수와 순매도의 경우가 상이한 것으로 보인다는 점이다. 즉, 순매도의 경우에는 5~10% 구간이 1~5% 구간보다 시장충격 비용이 큰 양상이 보이고 있어, 1~5% 구간의 시장충격 비용이 큰 것으로 나타난 순매수의 경우와 비교되고 있다. 이처럼 순매수와 순매도 간의 비선형성 정도가 차이가 나타난 것은 주식 매수와 매도시의 목적과 매매 행태가 다른 것도 원인이 될 수 있다. 일반적으로 주식을 신규 매입하는 경우에는 향후 매도를 감안하여 가능한 매수 가격을 낮추려는 유인이 강하다고 할 수 있다. 물론 주식을 매도하는 경우에도 가능한 매도 가격을 높이려

14) 5일 윈도우의 경우에는 10% 이상의 순매도가 발생한 건수가 전체 64,320건 중 47건에 불과해서 추정치가 통계적인 유의하지 않은 결과를 보이고 있다.

15) 시장충격 비용의 비선형성을 보다 엄밀하게 검증하기 위해서 <부록>에서 아래의 식 (A1)을 추정하였다.

$$CMI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DY_{it} + \alpha_2 MC_{it} + \alpha_3 IS_{it} + \alpha_4 MR_t \\ + \gamma_{11} NB_{it} + \gamma_{12} NB_{it} \cdot D2_{it} + \gamma_{13} NB_{it} \cdot D3_{it} + \gamma_{14} NB_{it} \cdot D4_{it} + \epsilon$$

이 경우  $\gamma_{12}$ ,  $\gamma_{13}$ ,  $\gamma_{14}$ 의 추정치가 대부분의 윈도우에서 유의하게 나타나 순매수율 1~5% (D2), 순매수율 5~10% (D3), 순매수율 10% 이상 (D4)의 각 구간에서의 시장충격 비용이 1% 미만의 경우와 동일하다는 각 귀무가설을 기각할 수 있음을 알 수 있다.

는 유인이 존재함은 부인할 수 없다. 그러나 주식 매도의 경우에는 특정 시점까지 현금화하는 것이 중요하기 때문에, 일정한 거래 비용을 감수하고라도 주어진 시간에 매도를 완료하려는 유인이 더욱 강한 경향이 있다. 만약 유동성이 부족한 경우에는 시장충격 비용의 증가를 감수하더라도 주식을 매각하는 것이 중요하기 때문이다.

이상의 추정 결과는 다음과 같은 점에서 국민연금 기금의 시장충격 비용과 관련하여 시사점을 제시한다. 지금까지의 국민연금 기금의 매매 행태에 대한 다수의 연구는 시장충격 비용이 존재하지 않는다는 점이었다. 그러나 외국인 투자자 거래에 따른 시장충격 비용 발생에 대한 본 연구의 추정 결과는 다음 두 가지 점에서 시장충격 비용의 잠재성을 시사하고 있다. 첫째, 시장충격 비용의 비선형성이 존재할 수 있다는 점이다. 앞서 지적한대로 기존의 연구 결과는 국민연금 기금의 개별 종목 지분율이 아직 크지 않은 상황에서 진행되었기 때문에, 시장충격 비용이 존재할만한 수준의 대규모 거래 표본을 포함할 수 없었던 것으로 해석해 볼 수도 있는 것이다. 그러나 현재보다 상당한 규모의 지분율 변동 거래시 시장충격 비용이 유의하게 존재한다고 하면, 향후 기금 규모 증가로 국내 주식 거래에서의 비중이 크게 증가할 국민연금 기금의 국내 주식 시장에서의 시장충격 비용으로 인한 부정적 효과를 충분히 고려해야 함을 지적할 수 있을 것이다.

둘째, 순매수와 순매도의 경우 발생하는 비선형성의 비대칭성 역시 국민연금 기금의 국내 주식 투자 전략 수립에서 주목해야 할 사안이라고 할 수 있다. 주식 매수의 경우에는 거래비용 축소를 위해서 상대적으로 오랜 기간 동안 점진적으로 매수함으로써, 시장충격 비용을 줄일 수 있을 것이다. 그러나 국민연금이 장기간 보유했던 주식을 기금 규모 자체 축소로 인해서 매각해야 하는 상황이 발생하게 되면, 분석 결과에서 나타났듯이 그 시장충격 비용은 상대적으로 더 적은 지분율 변동에도 발생하게 되며 그 비용 자체도 훨씬 클 수 있다는 것이다. 일부에서 우려하는 국민연금 기금의 주식 매각시 발생하는 주식시장 전반의 충격이 어느 정도 근거를 갖고 있는 셈이라고 할 것이다. 이 점에서 분석 결과는 국민연금 기금의 경우에 기금 규모 증가시 주식을 매입하는 단계부터 향후 기금 유동화시 발생할 수 있는 시장충격 비용을 감안할 필요가 있음을 시사하고 있다. 즉, 국민연금 기금이 자산배분 전략을 수립할 때 향후 발생할 수 있는 기금 유동화시의 시장충격 비용을 감안하여 국내 주식에 대한 자산배분 한도를 설정할 필요가 있다고 하겠다.

#### IV. 결론

본 연구는 향후 급격히 증가할 국민연금 기금의 국내 주식시장 비중 확대로 인해서 발생하는 시장충격 비용을 추정하고 그에 따른 시사점을 제시하였다. 기존 연구는 국민연금 기금의 거래 자료를 이용하여 국민연금 거래의 시장충격 비용을 계산하였으나, 이는 국민연금 기금의 개별 종목별 시장 비중이 10% 이상을 상회하지 않아 거래 규모가 1%를 넘는 표본이 거의 없는 자료만을 이용한다는 점에서 향후 국민연금 기금의 국내 주식시장에서의 비중 증가시 발생할 수 있는 시장충격 비용을 추론하는 데 한계가 있었다. 이에 대신하여 본 연구는 군집현상으로 보이는 것으로 확인된 외국인 투자자의 거래 자료를 대상으로 거래 규모에 따라 시장충격 비용이 어떻게 증가하는지를 분석하였다. 분석 결과에 의하면 국민연금의 직접 매매 자료를 이용한 분석의 경우 다른 연구와 동일하게 거래에 따른 시장충격 비용이 명확하게 나타나지 않았지만, 외국인 자료를 사용하여 추정하는 경우에는 거래에 따른 시장충격 비용이 통계적으로 유의하게 나타나는 것을 확인하였다. 매매 규모 구간별로는 순매수와 순매도 모두 1% 미만의 매매 구간에서는 시장충격 비용에 미치는 일관된 효과를 발견할 수 없었으나, 1~10%의 순매수와 순매도의 경우 1% 미만의 추정치보다 더 큰 유의한 추정치를 보이고 있어 순매수 또는 순매도가 시장충격에 미치는 영향의 비선형성을 발견할 수 있었다. 특히, 외국인 투자자가 순매수를 하는 경우보다는 순매도를 하는 경우에 이러한 시장충격 비용의 비선형적 증가는 보다 분명하게 확인되었으며, 이러한 비선형성의 모습은 모든 구간에서 체증적으로 나타나지는 않고 대체로 1~5% 순매수 구간 또는 5~10% 순매도 구간에서 시장충격에 미치는 영향이 다른 구간보다 더 큰 것으로 나타났다.

이러한 분석 결과는 다음과 같은 점을 시사한다. 첫째, 지금까지 국민연금 기금의 시장충격 비용이 확인되지 않은 것은 아직까지 국민연금이 국내 주식시장에서 차지하는 비중이 크지 않기 때문인 것으로서, 향후 국민연금 기금 규모가 증가할 때 시장충격 비용은 크게 확대될 수 있다는 점이다. 둘째, 순매수의 경우보다 순매도의 경우 비선형성이 보다 명확한 것으로 나타난 것은 향후 유동화시 시장충격 비용을 우려하는 일부의 시각을 뒷받침하고 있다. 따라서 이러한 분석 결과는 향후 기금 규모가 예상되는 국민연금 기금이 시장충격 비용을 감안하여 국내 주식에 대한 자산배분 전략을 수립할 필요성을 제시하고 있다.

그리고 이러한 자산배분 전략은 기금 규모 증가시의 거래 비용뿐만 아니라 향후 예상되는 유동화로 인한 주식 매각시의 시장충격 비용을 더욱 유의하여 수립되어야 할 것이다.

그러나 이러한 주장은 일정한 한계를 갖고 있음도 분명하다. 무엇보다도 본질적으로 성격이 다르고 유형화된 외국인 투자자의 거래 자료를 이용한 분석 결과를 곧바로 국민연금 기금의 시장충격 비용으로 해석하는 것은 매우 조심스럽게 할 필요가 있음을 강조한다. 가령 국민연금과 외국인 투자 간의 행태 차이가 존재할 수 있으며, 외국인 투자자의 행태에만 영향을 줄 수 있는 대외적인 변수 등에 대한 반응이 국민연금 기금의 경우에는 달라질 수 있을 것이어서, 이러한 두 투자 주체 간 행태 차이가 시장충격 비용에 미치는 영향이 상이할 수 있기 때문이다. 그럼에도 불구하고 본 연구에서 확인하고자 했던 것은 특정 투자 주체의 시장영향력이 존재하느냐 아니냐가 아니라, 특정 투자 주체로 한정할 경우 거래 규모의 변화에 따라 그 매매로 인해 발생하는 시장충격 비용이 매우 상이하게 나타날 수 있다는 점이었다. 본 연구는 아직 거래 규모가 크지 않은 국민연금 기금의 매매 자료를 기초로 한 기존 연구와 달리, 거래 규모의 변이가 보다 큰 외국인 투자자가 상이한 규모의 주식 매매를 할 때 나타나는 시장충격 비용의 차이를 추론함으로써, 향후 증가하는 국민연금 기금의 시장충격 비용을 판단하도록 했다는 데 연구의 의의가 있다고 판단한다. 다만 이러한 해석의 강건함을 위해서는 외국인 투자자와 국민연금의 투자 행태를 통제할 수 있는 추가적인 연구가 필요함을 지적한다.

### 부 록

$$\begin{aligned}
 CMI_{it} = & \alpha_0 i + \alpha_1 DY_{it} + \alpha_2 MC_{it} + \alpha_3 IS_{it} + \alpha_4 MR_t \\
 & + \gamma_{11} NB_{it} + \gamma_{12} NB_{it} \cdot D2_{it} + \gamma_{13} NB_{it} \cdot D3_{it} + \gamma_{14} NB_{it} \cdot D4_{it} \\
 & + \epsilon
 \end{aligned}
 \tag{A1}$$

〈부표 1〉 시장충격 비용과 외국인 집단별 순매수/순매도의 관계

원도우	5일		10일		20일	
순매수 방향	순매수	순매도	순매수	순매도	순매수	순매도
배당 수익률	0.202*** (10.303)	0.151*** (7.235)	0.458*** (12.001)	0.285*** (6.982)	0.881*** (12.286)	0.475*** (6.229)
시가 총액	-0.029*** (-3.985)	-0.005 (-0.716)	-0.046*** (-3.279)	-0.022 (-1.453)	-0.056** (-1.974)	-0.088*** (-3.119)
초기 지분율	0.008** (2.065)	-0.013*** (-2.983)	0.014* (1.743)	-0.030*** (-3.437)	0.031** (2.080)	-0.044*** (-2.685)
KOSPI 수익률	-0.075*** (-11.327)	-0.034*** (-5.093)	-0.037*** (-4.048)	0.045 (4.770)	0.007 (0.526)	0.035*** (2.656)
순매수율	1.129*** (6.593)	0.235 (1.342)	-1.125*** (-4.184)	-1.653 (-5.798)	-4.218*** (-9.361)	-3.570*** (-7.414)
1~5% 더미* 순매수율	1.998*** (11.422)	1.042*** (5.833)	3.637*** (14.703)	2.569*** (9.873)	5.394*** (13.821)	3.899*** (9.354)
5~10% 더미* 순매수율	-0.497** (-2.483)	0.131 (0.620)	2.295*** (7.830)	2.317*** (7.450)	5.912*** (13.109)	4.130*** (8.590)
10% 이상 더 미*순매수율	-1.160*** (-6.645)	-0.207 (-1.101)	1.206*** (4.425)	2.035*** (6.845)	4.288*** (9.490)	3.997*** (8.228)
표본 수	69,233	64,320	38,306	36,049	21,726	20,677
F 통계치	4.491 [0.000]	2.102 [0.000]	3.107 [0.000]	1.790 [0.000]	2.222 [0.000]	1.426 [0.000]
R <sup>2</sup>	0.028	0.014	0.035	0.022	0.044	0.030

주: ( )는 t값임. [ ]는 p값임.

## 참 고 문 헌

- 고광수 · 김근수 · 박창욱, 『공적 연기금의 투자정책에 관한 연구』, 한국증권연구원, 2004.
- 권은지 · 김이경 · 이창용, “국민연금 자산운용과 거시경제,” 『응용경제』 제7권 제2호, 한국응용경제학회, 2005, 193~227.
- 길재욱 · 김나영 · 손용세, “한국 주식시장의 투자주체별 거래행태에 관한 분석,” 『증권학회지』 제35권 제3호, 2006, 77~106.
- 김상환, “우리나라 주식시장에서의 군집행태 검증,” 『한국경제연구』 제31권 제3호, 2013, 117~144.
- 박영석 · 신진영 · 위경우 · 정재만, 『국민연금 기금의 시장영향력을 고려한 적정 국내주식투자 비중과 의결권행사에 관한 연구』, 연구용역보고서, 한국재무학회, 2009.
- 이재현 · 이호선, 『국민연금 기금의 국내주식투자부문 미시분석』, 연구보고서, 국민연금연구원, 2010.
- 이항용 · 임경목 · 조성빈, “국민연금의 자산운용이 금융시장에 미치는 영향,” 문형표(편), 『우리나라 노후소득보장체계 구축에 관한 종합연구』, 2007.
- 임경목, 『국민연금 포트폴리오의 변화가 금융시장에 미치는 영향에 관한 연구』, 한국개발연구원, 2007.
- 전용호 · 최혁, “기관투자자 및 외국인투자자의 단기 군집거래,” 『재무관리연구』 제30권 제1호, 2013, 1~37.
- 허석균 · 조성빈 · 이항용, 『국민연금의 기금분할 등 장기기금운용체계 연구』, 용역보고서, 한국개발연구원, 2008.
- Bikker, J. A., L. Spierdijk, and P. J. van der Sluis, “Market Impact Costs of Institutional Equity Trades,” *Journal of International Money and Finance*, 26, 2007, 974~1000.
- Catalan, M. G. Impavido and A. Musalem, “Contractual Savings or Stock Markets Development: Which Leads?,” World Bank Policy Research Working Paper No. 2421, World Bank, 2000.
- Chan, L. K. and J. Lakonishok, “Institutional Trades and Intraday Stock Price Behavior,” *Journal of Financial Economics*, 33, 1993, 173~199.

- \_\_\_\_\_, “The Behavior of Stock Prices Around Institutional Trades,” *Journal of Finance*, 50, 1995, 1147~1174.
- \_\_\_\_\_, “Institutional equity trading costs: NYSE versus Nasdaq,” *Journal of Finance*, 52, 1997, 713~735.
- Chiyachantana, C. N., P. K. Jain, C. Jiang, and R. A. Wood, “International Evidence on Institutional Trading Behavior and Price Impact,” *Journal of Finance*, 59, 2004, 869~898.
- Domowitz, I., J. Glen, and A. Madhavan, “Liquidity, Volatility, and Equity Trading Costs Across Countries and Over Time,” *International Finance*, 4, 2001, 221~255.
- Easley, D. and M. O’Hara, “Price, Trade Size, and Information in Securities Markets,” *Journal of Financial Economics*, 19, 1987, 69~90.
- Eichengreen B. and P. Luengnaruemitchai, “Why Doesn’t Asia Have Bigger Bond Markets?,” NBER working paper 10576, 2004.
- Holthausen, R., R. Leftwich, and D. Mayers, “The Effect of Large Block Transactions on Security Prices: A Cross-sectional Analysis,” *Journal of Financial Economics*, 19, 1987, 237~268.
- \_\_\_\_\_, “Large-block Transactions, the Speed of Response, and Temporary and Permanent Stock-price Effects,” *Journal of Financial Economics*, 26, 1990, 71~95.
- Impavido, Gregorio, Arberto R. Musalem, and Thierry Tressel, “The Impact of Contractual Savings Institutions on Securities Markets,” World Bank Policy Research Paper 2948, 2003.
- Keim D. B. and A. Madhavan, “The Upstairs Market for Large-Block Transactions: Analysis and Measurement of Price Effects,” *Review of Financial Studies*, 9, 1996, 1~36.
- \_\_\_\_\_, “Transactions Costs and Investment Style: An Inter-exchange Analysis of Institutional Equity Trades,” *Journal of Financial Economics*, 46, 1997, 265~292.
- Kho, B. C., B. H. Lee, and W. J. Lee, “Does National Pension Service’s Trading Destabilize Korean Stock Market,” *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, Vol. 37, No. 3, 2008, 465~500.



Kraus A. and H. Stoll, "Price Impacts of Block Trading on the New York Stock Exchange," *Journal of Finance*, 27, 1992, 569~588.

Seppi, D.J., "Equilibrium Block Trading and Asymmetric Information," *Journal of Finance*, 45, 1990, 73~94.

[Abstract]

## Impact of the Korean National Pension Fund on the Domestic Stock Market

Jaihyun Nahm\* · Seungyeon Won\*\* · Ju Hee Kim\*\*\*

There is growing concern that the trading activities of the Korean National Pension Fund(KNPF) may destabilize the Korean stock market, as the total amount of the KNPF funds increases. Prior research has calculated the market impact cost by utilizing the KNPF transaction data. However, this approach has serious limitation to infer future market impact costs of trading by the KNPF with much larger market share, since most of the individual stock market transaction volume of the historical KNPF transaction data does not exceed 1% of the market share. Instead, this paper estimates the market impact cost and also analyzes the relationship between the cost and the trading volume by using transaction data of foreign investors, who are known for their herding behaviors. We find that there exists a statistically significant market impact cost of trading by foreign investors, and the increase in the trading volume of foreign investors appears much larger market impact cost. The non-linearity shows more strikingly in the case of the net sales than the net purchases of foreign investors. Meanwhile, we cannot find a statistically significant market impact cost of trading by utilizing the historical KNPF transaction data like prior literature.

**Keywords:** foreign investors, market impact costs, national pension fund, non-linearity, stock market

**JEL Classification:** G12, G23

---

\* First Author, Associate Professor, Department of Economics, Kookmin University, Tel: +82-2-910-4875, E-mail: jnahm@kookmin.ac.kr

\*\* Corresponding Author, Associate Professor, Department of Business Administration, Myongji University, Tel: +82-2-300-0785, E-mail: sywon@mju.ac.kr

\*\*\* Coauthor, Researcher, Gian Research, Tel: +82-2-6959-0017, E-mail: joohee@gian.co.kr