연구보고서 2020-14

국민연금 기금운용과 국내주식 유동성 및 기업성과에 대한 연구

조은영 · 양철원 · 태엄철

국민연금공단
국민연금연구원

머 리 말

국민연금 기금의 적립금 규모는 1988년 5,000억원에서 시작하여 2010년 300조원, 2015년 500조원의 규모를 넘어, 2020년 현재 772조 2,000억원의 규모로 가파르게 상승하여 왔다. 이중 국내주식 부문이 차지하는 비중은 약 18.0%로 139조 2,000억원의 규모이고, 국내 주식시장에서 차지하는 비중은 약 7.6%이다. 그동안 내·외부적으로 국민연금 기금이 국내 주식시장에서 차지하는 비중이 상당함에 따라 시장에 주는 영향에 대한 연구의 필요성이 강조되어 왔으나, 이를 다루는 실증분석 연구는 한정적으로 이루어져 왔다.

이러한 배경하에 본 연구에서는 국민연금 기금운용이 국내주식 유동성 및 기업성과에 어떤 영향을 주는지를 분석하였다. 본 연구는 국민연금기금의 실제 포트폴리오와 개별주식을 매칭시켜 유동성 및 기업성과를 분석한 연구로 그간 학술적·실무적 연구로 미진해 왔던 국민연금의 거래가 주식시장에 미치는 영향을 검토하고 있다는 점에서 기존 연구들과 차별성을 가진다. 본 연구의 결과가 향후 기금운용 철학에 부합하는 투자전략 수립을 위한 다양한 논의의 근거 자료로서 역할을 하기를 기대한다.

본 연구를 작성하는데 노고를 아끼지 않은 양철원 교수님과 태엄철 전문연구원님께 감사의 말씀을 드린다. 끝으로 이 보고서의 내용은 연구자들의 개인적인 의견을 반영한 것으로 국민연금공단 및 연구원의 공식 견해가 아님을 밝혀둔다.

2020년 12월

국민연금공단 이사장 김 용 진
국민연금연구원 원장 이 용 하

〈목　차〉

〈표 차례〉

〈그림 차례〉

요 약

Ⅰ. 서론

1. 논의의 배경

○ 국민연금기금은 1988년 5천 300억 원으로 시작하여 현재는 그 규모가 736조원(2019년도말 기준)에 이르고 있음

- 2019년도말 기준 국민연금 기금의 국내주식 부문 시가총액 규모는 130조 3,504억 원이고, 이는 유가증권시장(KOSPI)과 코스닥시장(KOSDAQ)시장의 규모의 7.6% 수준임
- 국민연금 및 국내 대형연기금과 같이 대규모 자금을 자산시장에 투자하여 운용하는 경우, 기금운용에 따른 거래가 시장에 적지 않은 영향을 미칠 것으로 평가받고 있음

○ 국내 주식시장에서 국민연금 및 국내 연기금들의 투자규모의 비중이 큰 반면, 국민연금 및 연기금이 국내 주식시장에 미치는 영향에 대한 연구는 상대적으로 소홀히 다루어져 왔음

- 기존의 선행연구에서는 주로 연기금, 운용사, 증권사 및 금융기관 등이 포함된 투자자 분류인 기관투자자의 거래행태에 초점을 두고 있음
- 이와 관련된 연구들은 개인투자자에 비해 상대적으로 대규모 자금을 운용하는 기관투자자를 정보 거래자(informed investor)로 보고 시장 내 정보의 비대칭성을 증가 시키는지, 기업 경영의 모니터링 역할을 하는지, 주식분할 및 유상증자 등의 기업 이벤트 전후의 기관투자자 거래행태는 어떠한지, 기관투자자의 투자가 시장 및 개별기업에 끼치는 영향은 어떠한지 등의 실증분석 결과를 제

시하고 있음

- 그러나 일반적인 기관투자자와 국민연금 및 연기금에 부여된 자산 운용의 철학 및 그 역할이 상이함으로 연기금의 성격과 특성을 감안한 연구가 필요

○ 이러한 배경하에, 본 연구에서는 다른 기관투자자들과는 달리 안정적이면서도 효율적인 수익 창출이 요구되는 국민연금 기금의 국내주식 투자가 국내 주식시장에 미치는 영향을 분석하고자 함

- 구체적으로, 기금의 포트폴리오 내 개별종목 단위에서 국민연금의 국내주식 투자가 주식 유동성 및 기업성과에 어떠한 영향을 주었는지 실증분석하고, 이를 통해 시사점을 제공하고자 함
- 본 연구는 자료접근의 제약 및 연기금 기금운용에 대한 학술적 관심의 부족으로 소홀히 다루어져 왔던 연기금의 기금운용 연구에 대해 학술적 관심을 제고시킬 수 있을 것으로 기대함

2. 연구의 목적과 범위

○ 본 연구에서는 국민연금 기금의 국내주식 투자가 개별 주식의 유동성 및 기업성과에 미치는 영향을 분석하고자 함

- 이를 통해 급격히 성장하고 있는 국민연금기금이 향후 지향해야할 투자전략 및 운용방향을 모색함으로서 국민연금기금 및 국내 주식시장의 펀더멘탈 강화에 기여하는데 그 목적이 있음
- 기존의 선행연구에서는 국민연금의 거래가 기금의 국내주식 포트폴리오 단위에서 주식의 유동성 및 기업성과에 미치는 영향에 대한 연구는 소홀히 다루어져 왔음
- 본 연구에서는 국민연금기금의 국내주식 포트폴리오 내 개별종목 단위의 분석을 통해 국내 주식시장의 효율성 개선에 긍정적인 시사점을 제공하고자 함

○ 이를 위해, 본 연구에서는 국민연금 기금의 국내주식 투자부문 현황을 검토하고, 국민연금 기금의 국내주식 투자가 주식의 유동성 및 기업성과에 미치는 영향에 대한 실증분석 결과를 제시하고, 이를 바탕으로 정책적 시사점을 제공하고자 함

Ⅱ. 문헌연구

1. 특정 투자자 그룹이 주식시장에 미치는 영향

○ 이전 선행연구들은 연기금보다는 자산운용사 및 금융기관이 주를 이루는 기관투자자의 주식거래에 대한 연구가 대부분으로, 아래에서는 기관투자자의 거래에 따른 영향을 분석한 결과를 주로 정리하고자 함

- 국내외 기존 연구에서는 국내 주식시장의 시장 참여자를 크게 개인투자자, 외국인투자자 및 기관투자자로 분류하고 있으며, 기관투자자의 범위는 증권회사, 자산운용사, 은행, 금융기관, 연기금 등으로 넓은 의미로 사용됨

○ (유동성관련 연구) 기관투자자는 시장에서 개인투자자보다 더 많은 정보를 가지고 있는 정보거래자로서의 역할을 함. 이러한 기관투자자의 주식 거래가 주식 유동성에 미치는 영향을 분석한 연구결과들은 상이한 결과를 보고하고 있음

- 기존 연구들은 기관투자자의 정보거래가 많아질수록 정보의 비대칭성이 커지게 되고, 이는 매수-매도 스프레드를 확대시킨다는 결과를 보고함. 결국 기관투자자의 거래가 많은 주식일수록 주식유동성은 감소한다는 이론 및 실증분석 결과를 제시 (Kyle, 1985;

Amihud and Mendelson, 1986; Glosten and Harris, 1988; Huang and Stoll, 1997)

- 그러나 다른 선행연구에서는 다수의 정보거래자가 존재하는 경우 정보 거래자들 간의 경쟁이 생기게 되고, 이러한 경쟁을 통해서 가격에 정보가 빠른 속도로 반영될 수 있다고 주장함. 이에 따라 주식 유동성은 증가함 (Admati and Pflerderer, 1988; Holden and Sunrahmanyam, 1992)

○ (기업성과관련 연구) 기관투자자 거래가 기업성과에 어떠한 영향을 주는지를 분석한 연구에서는 기관투자자의 지분이 높아질수록 기업경영의 모니터링 역할이 강화되어 주인-대리인 비용을 감소시킨다고 주장함. 이에 따라, 기업의 가치가 상승한다는 연구결과를 제시하고 있음(Shleifer and Vishny, 1986, 1997; Gillan and Starks, 2000, 2007; McCahery et al., 2008; Brav et al., 2008a, 2009b; Klein and Zur, 2009; Helwege et al., 2012; 연강흠, 김한나, 2014)

- 그러나 몇몇 연구에서는 기관투자자가 기업의 가치에 유의미한 영향을 주지 않는다는 결과를 제시하기도 함(Agrawal and Knoeber, 1996; Faccio and Lasfer, 2000; and Mollah et al.(2012))

2. 연기금이 주식시장에 미치는 영향

○ (해외연구) 연기금의 투자 확대가 자국 주식시장의 주식 가격을 지지하고 변동성에 어떤 영향을 주는지 등에 대한 선행연구가 있었으며, 그 영향에 대한 실증분석 결과는 상이하게 나타남

- Walter (1999), Davis and Steil (2001)은 연기금 자산의 급격한 증가가 자국 자본시장 발전의 중요한 동력이 될 수 있음을 주장하

였고, Walker and Lefort (2002)은 33개 신흥국을 분석한 결과 연기금 규모의 증가가 기업의 장부가 대비 시장가 비율을 증가시키며 시장 변동성을 감소시킴을 발견함

- 대규모의 거래에 따른 가격충격으로 인한 유동성 하락, 그리고 허딩(herding)과 추세 추종 매매전략으로 인한 시장의 불안전성과 같은 부정적인 영향에 대한 우려도 상존함

○ (국내연구) 연기금 데이터에 대한 입수의 한계로 연기금에 대한 연구가 활발히 이루어지고 있지 못하고 있지만, 연기금을 다룬 학술 연구들은 주로 국민연금을 대상으로 함

- 국민연금 국내주식 투자와 관련한 기존 연구들은 주로 국민연금 투자가 주식시장을 왜곡시키는 지(고봉찬 외, 2008, 남재우 외, 2008; 길재욱 외, 2015), 시장 안정화에 기여하는지(우민철, 김지현, 2018) 등 시장에 미치는 영향 또는 주식 가격에 미치는 영향에 초점을 둠

3. 유동성 측정치(Liquidity measures) 및 기업성과 측정치(Firm performance measures)

○ (유동성 측정치) 본 연구에서는 다음과 같은 4가지 유동성 측정치를 고려하고 있음

- Lesmond, Ogden, and Trzcinka(LOT) spread(1999): 정보거래(informed trading)는 수익률이 0이 아닌 거래일에 이루어진다는 가정하에 모형을 설정하고, 일별 주식수익률 자료를 이용하여 유효 스프레드를 추정한 방법론임
- Roll spread(1984): Roll이 제안한 비유동성 측정치로서 거래가격이 매수-매도 호가를 왕복함으로 일별 주식수익률에 생길 수 있는 음의 자기상관 (auto-covariance) 현상을 이용하여 구함

- Amihud (2002)의 비유동성 측정치 (AMI_x): Amihud 비유동성 측정치는 학계에서 가장 널리 사용되는 측정치로서, 일별 수익률과 거래대금 데이터만 있으면 비유동성의 정도를 측정할 수 있다는 장점이 있음
- Modified Amihud 비유동성 측정치: Barardehi, Bernhardt, Ruchti, and Weidenmier(2019)가 제안한 방법론으로 기존의 Amihud 측정치의 한계(분자와 분모의 측정 시점의 불일치)를 지적하고 제시된 비유동성 측정치임

○ (기업의 재무적 성과 측정치) 기업성과 변수로 학계에서 널리 사용하고 있는 ROA와 Tobins'Q를 고려함
- ROA는 기업이 총자산으로 얼마나 수익률을 냈는지를 나타내는 수익성 지표로 순이익을 총자산으로 나누어 구함
- Tobins'Q는 시장에서 해당 기업의 가치를 얼마나 높이 평가해주는지를 측정해주는 지표로 자기자본의 시가총액과 부채의 장부가액을 합산한 값을 총자산으로 나누어 구함

Ⅲ. 국민연금 기금의 국내주식 운용현황 및 관리지침

1. 국민연금과 해외 연기금의 주식부문 운용현황

○ 2019년도 말 국민연금 기금의 국내주식부문 시가총액 규모는 132조 2,540억 원으로 2010년 53조 3,665억원에서 지난 10년간 꾸준히 증가하는 추세를 보임
- 국내 주식시장에서 차지하는 비중은 2010년도 4.3%에서 2019년 7.6%로 꾸준히 상승하는 추세를 보임

- 유가증권에서 차지하는 비중은 2010년 4.6%에서 2019년 8.6%로 그 비중이 급격히 증가한 반면, 코스닥시장에서의 비중은 2010년과 2019년 각각 1.2%와 1.5%로 유가증권시장에 보다 집중된 포트폴리오 구조를 가짐
- 국민연금 기금 전체에서 차지하는 비중은 꾸준히 증가하는 양상을 보였으나, 최근 해외자산으로의 투자 확대 방침에 따라 기금 전체에서 차지하는 비중은 하향조정될 전망

○ 기금의 국내주식 포트폴리오 구성은 국내주식 전체 벤치마크인 KOSPI(배당포함)의 포트폴리오 구조가 반영되어 대형주 위주의 포트폴리오로 구성되어 있음

- 상위 10개 종목에 대한 집중도는 2010년부터 2019년까지 종목 집중도가 심화 되는 양상을 보임
- 이러한 결과는 국내 주식시장의 구조가 반영된 결과로 보이나, 향후 투자 유니버스 확대 및 포트폴리오 다각화를 통한 분산투자가 필요

○ 최근 10년간의 국민연금의 성과를 분석한 결과 양(+)의 절대성과를 보였으나 벤치마크(KOSPI_T) 대비로는 음(-)의 초과성과를 보여 성과 개선이 필요

- 성과 변동성은 2010년과 2011년에 금융위기로 변동성이 확대되다가 다소 안정되는 양상을 보였지만, 2018년 시스템 리스크(System risk)의 확대로 다시 상승하는 양상을 보임
- 국내주식 전체 샤프지수는 벤치마크 대비 상회하여 양호한 무위험 대비 초과성과를 보였지만, 이는 직접운용의 성과에 기인하였으며 위탁운용은 벤치마크 대비 하회하여 무위험 대비 성과 개선이 필요
- 위험대비 성과지표인 정보비율(IR)은 2010년 초반에 저성과를 보였지만 최근 3년간 양호한 위험대비 성과를 보임

○ 해외 연기금과 국민연금의 주식부문 비중 추이를 비교한 결과, CPPIB는 주식의 비중을 줄이고 있는 반면에 국민연금, GPIF, GPFG는 주식 비중을 늘리는 추세를 보임
- 국민연금과 일본의 GPIF, 노르웨이의 GPFG는 기금의 자산군 내 주식의 비중을 확대하고 있으며, 특히 GPIF는 기존의 채권 중심의 운용에서 주식 부문의 목표 비중을 확대함
- 캐나다의 CPPIB는 대체투자의 비중을 확대하는 운용전략하에 주식의 비중을 축소 시키고 있는 것으로 파악됨
- 네델란드의 ABP와 미국의 CalPERs는 기금의 세부 자산군의 비중의 큰 변화 없이 운용되고 있음

○ 해외 대형 연기금의 주식부문 투자성과를 비교한 결과, 국민연금의 해외 주식부문 투자에서 비교적 높은 성과를 보임
- 국민연금과 일본의 GPIF 모두 국내주식 투자에 있어 벤치마크 대비 저조한 성과를 보였지만, 해외주식은 벤치마크 대비 양의 초과성과를 보임
- CalPERs, ABP, 그리고 GPFG 모두 주식부문 투자에 있어 양의 절대성과를 보여 전체 기금운용의 절대성과에 긍정적으로 기여한 것으로 나타남

2. 국내주식 자금집행 및 위험관리 규정

○ 국민연금 국내주식 자금집행에 관한 규정은 국민연금기금 운용규정에 수립됨
- 제6장 제34조에서는 위탁운용의 자금집행 한도에 대해 규정하고 있고, 제9장 제2절에서는 직접운용의 지분율 보고 및 종목별 투자한도 관련 규정을 제시함

○ 국민연금기금 운용규정 4장과 국민연금기금 운용규정 시행규칙 제

5장에서는 위험관리 및 내부통제에 대해 규정하고 있음
- 국민연금기금 운용규정 제4장 제20조의 2에서 국내주식 보유 포트폴리오에 대한 위험 관리에 대해 규정하고 있으며, 포트폴리오 수익률이 벤치마크 지수 수익률과의 괴리한도를 규정하고 있음
- 국민연금기금 운용규정 시행규칙 제5장 제26조 2에서는 국내주식 패시브 운용에 대해서 벤치마크 대비 수익률과의 괴리한도를 규정하고 있으며, 제26조 4에서는 액티브 직접운용 보유종목의 위험관리에 대해 규정하고 있음

Ⅳ. 국민연금 기금과 주식의 유동성 및 기업성과에 대한 실증분석

1. 표본 및 기초통계량

○ 분석에 사용한 데이터 표본 기간은 2010년 1월부터 2019년 12월까지로 총 10년임
- 국민연금 기금의 국내주식 투자는 지난 10년간 보유 시가총액 및 보유 종목 수가 꾸준히 증가하고 있어 포트폴리오 다변화가 진행되고 있는 것으로 보여짐
- 직접운용은 벤치마크인 KOSPI200(배당포함)을 추종하는 운용전략으로 벤치마크 지수의 포트폴리오 구성이 반영되어 유가증권시장 대형주 중심의 포트폴리오로 구성됨
- 위탁운용은 벤치마크인 KOSPI+KOSDAQ100(배당포함)의 지수 구성이 반영되어 KOSPI 시장 상장종목과 KOSDAQ 시장 상장종목을 다양하게 보유하고 있음을 확인함

○ 국민연금 기금의 국내주식 거래 데이터를 분석한 결과 보유지분율

대비 거래 비율이 높았음
- 지난 10년간 매수 거래량이 매도 거래량을 초과하여 꾸준히 순매수 기조가 지속 됨
- 해당 종목의 전체 거래금액 중 국민연금의 거래금액이 차지하는 비중은 평균 5.0~6.0%대로 국민연금 보유지분율의 평균이 3.0~4.0%였던 점을 고려하면, 보유 지분 이상으로 활발히 거래함을 확인할 수 있었음
- 직접운용과 위탁운용을 비교하면 위탁운용의 보유 비중 대비 거래활동이 직접운용에 비해 활발하게 나타났고, 직접운용의 거래활동은 소극적인 것으로 나타남
- 직접운용의 평균 거래비율은 1~3%였지만 평균 보유비율이 2~4%대였고, 위탁운용의 평균 거래비율과 보유비율은 각각 4~5%와 2~3%였음
- 이러한 결과는 직접운용을 패시브(passive) 운용을 지향하고 위탁운용은 액티브(active) 운용을 지향하는 운용방침이 반영된 결과로 보임

2. 국민연금 기금의 국내주식 운용과 개별 주식 유동성의 관계 실증분석

○ LOT 스프레드, Roll 스프레드, Amihud, Modified Amihud 등 4개의 유동성 측정치를 독립변수로 하고 국민연금 기금의 순매수를 주요 종속변수로 회귀분석을 진행한 결과, 분석한 모델 대부분 국민연금의 주식 매수가 증가할수록 주식의 유동성이 증가하는 결과를 보임
- 개별종목에 대한 국내주식 전체 순매수를 주요 종속변수로 분석했을 때, Amihud 측정치를 제외한 나머지 유동성 측정치에서 통계

적으로 유의하게 비유동성이 감소함

- 직접운용과 위탁운용을 나누어 분석한 결과에서는 위탁운용에서 유동성 개선효과가 유의하게 나타남
- 직접운용과 위탁운용의 결과의 차이는 크게 두 가지 요인에 의한 것으로 보임;
- 첫 번째는 두 유형이 추구하는 벤치마크의 차이로 인하여 위탁운용이 더 다양한 종목의 포트폴리오로 구성되어 유동성 개선효과가 드리게 나타날 수 있음
- 두 번째는 직접운용은 패시브 운용을 지향하고 위탁운용은 액티브 운용을 지향한다는 점에서 운용철학의 차이로 인해 유동성 상승효과가 위탁운용에서 주로 발견되는 것으로 보임

○ 추가 검증으로 부표본 테스트(Sub-sample tests)를 실시함

- 하위샘플 부표본분석, 기업규모에 따른 부표본분석, 다양한 시차를 적용한 추가분석, 시장상황에 따른 부표본분석 등을 진행한 결과 앞에서의 결과가 유지되었음
- 다만, 가격충격 개념의 유동성 측정치보다는 거래비용과 관련된 스프레드 측정치에서 결과가 명확하였으며, 가격충격의 유동성 측정치에서는 기존의 Amihud 측정치보다는 Modified Amihud 측정치가 더 의미있는 결과를 가져다 줌

○ 5%-rule 공시효과 및 위탁운용 벤치마크 변경효과를 이벤트로 한 이벤트 스터디 결과;

- 5%-rule에 따른 공시 효과를 전·후 12개월의 기간을 가지고 분석한 결과, 통계적인 유의성의 차이는 있었지만 5% 공시 이후 4개의 유동성 측정치에서 유동성이 증가하는 효과가 나타남
- 반면에 국민연금의 지분율이 5% 이하로 하락한 이벤트에 대해서는 전·후 12개월을 비교한 결과 4개의 유동성 측정치 대체로 유의미한 변화가 없었음

- 이러한 비대칭적 결과는 국민연금기금의 순매수 방향과 순매도 방향 각각에 대해 시장의 참여자들에게 주는 관심도(attention)의 차이가 있는 것으로 보임
- 또한 지분이 5% 이상이 되었을 경우와 달리 5% 미만이 되었을 경우에는 공시가 의무가 아님에 기인한 것일 가능성이 있음
- 다음으로 2019년 국민연금 위탁운용 세부유형의 벤치마크 변경 이벤트를 중심으로 분석한 결과, 벤치마크 변경 후 새로 유입된 주식들의 유동성이 증가하는 효과가 있었지만 4개의 유동성 측정 변수에 따라 통계적인 유의성에 차이가 있었음

3. 국민연금 거래와 기업의 재무적 성과 관계분석

○ 본 장에서 국민연금 기금의 투자가 기업의 재무적 성과에 어떠한 영향을 미치는지에 대해 실증분석을 통해 확인하고자 함
- 기존의 많은 선행연구들은 주식 유동성 증가가 시장가격의 정보 전달능력 향상 및 기업지배구조개선 효과 등을 통해 기업가치를 증가시킴을 주장함(Fang et al. 2009; Cheung et al. 2015; Nguyen et al., 2016; Zhang et al., 2018 등)
- 그러나 유동성의 증가가 기업성과 개선으로 이어지지 않는다는 연구 결과(Fang et al.,2014)도 존재하기 때문에 유동성이 증가한다고 반드시 기업성과 개선으로 이어진다고 할 수는 없어 각각에 대해 분석할 필요성이 있음

○ 본 연구에서 사용된 기업성과 변수인 ROA와(Return on Asset)과 Tobin’s Q 등 2개의 기업성과 측정치를 독립변수로 하고 국민연금의 순매수를 주요 종속변수로 회귀분석을 진행한 결과;
- 분석한 모델 모두에서 국민연금기금의 순매수의 회귀계수가 통계적으로 유의하게 양(+)의 값을 보임
- 이러한 결과는 국민연금의 국내주식 매수가 해당 기업의 성과 개

선에 긍정적으로 연관되어 있음을 시사함

○ 추가 검증으로 부표본 분석 및 이벤트 스터디를 실시한 결과;

- 시차변수를 다르게 하여 분석한 결과 ROA와 Tobin's Q 모두 국민연금의 순매수와 양(+)의 상관관계를 보였으나, Tobin's Q의 경우 통제변수를 활용한 모델에서는 통계적으로 유의한 결과가 나타나지 않음
- 기업 규모별 부표본분석, 지분율에 따른 부표본분석, 위탁운용과 직접운용을 나눈 부표본분석, 시장상황에 따른 부표본 분석 등을 진행한 결과 분석모형 전반적으로 국민연금의 거래와 기업의 성과 간에 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타남
- 5%-rule의 공시효과를 검증한 결과, 보유지분율이 5%를 상회하는 이벤트에 대해서는 국민연금의 거래가 기업의 성과 개선에 통계적으로 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타난 반면, 보유지분율이 5%를 하회하는 이벤트에 대해서는 유의미하게 성과에 부정적인 영향을 준 것으로 나타남

Ⅴ. 결론 및 시사점

1. 실증분석 결론

○ 본 연구에는 2010년 1월부터 2019년 12월까지 국민연금의 국내주식 보유 및 거래 데이터를 이용하여 국민연금의 거래가 주식 유동성 및 기업가치에 미치는 영향을 분석한 결과;

- 첫째, 국민연금이 국내 주식시장에서 차지하는 비중은 꾸준히 증가하였으며, 이러한 규모의 확대는 KOSDAQ시장 보다는 유가증권시장을 중심으로 이루어짐

- 둘째, 국내주식 전체 포트폴리오를 살펴보면 2010년말 유가증권시장의 대형주 중심의 포트폴리오에서 점차 투자 유니버스가 확대되는 양상을 보임
- 셋째, 국민연금 기금의 국내주식 지분 및 거래 데이터 분석 결과, 평균적인 지분율에 비해 거래비율이 높았으며, 이는 보유지분 이상으로 활발히 매수 및 매도 거래를 했음을 시사함
- 넷째, 본 연구에서는 국민연금의 순매수(Netbuy)의 증가, 즉 국민연금의 주식 보유가 개별 주식의 유동성을 향상 시킨다는 실증분석 결과를 제시함
- 위의 결과가 더욱 강건한 기준에서도 유지될 수 있는지를 살펴보기 위해 5%-rule에 따른 공시 이벤트와 위탁운용 세부유형 벤치마크 개편 등의 이벤트를 통한 사건연구(event-study)를 진행한 결과, 4개의 유동성 측정치의 통계적 유의성에 차이가 있었지만 대체로 위의 결과와 유사한 결과를 얻음
- 마지막으로 국민연금 거래가 기업성과에 미치는 영향에 대해 분석한 결과, 국민연금의 국내주식 순매수와 해당 기업의 재무적 성과 간에 통계적으로 유의미한 양(+)의 상관관계가 존재하였음
- 추가적으로 5% rule에 따른 공시효과를 검증한 결과, 국민연금기금이 5%이상 주주가 된 이벤트에 대해서는 통계적으로 유의미한 성과개선 효과가 없었음. 반대로 국민연금기금의 지분이 5%이하로 하락하는 이벤트에 대해서는 통계적으로 유의미하게 낮은 성과로 이어지는 것으로 분석됨

2. 시사점

○ 본 연구의 실증분석 결과를 바탕으로 다음과 같은 시사점을 제시하고자 함

- 첫째, 국민연금기금의 국내주식시장에서의 역할에 대한 실증연구가 보다 다양한 주제와 다각적인 차원에서 이루어질 필요가 있음
- 둘째, 투자 유니버스가 확대되는 기조를 보이지만 상위 10개 종목에 대한 집중도는 심화되고 있어, 국내주식 전체 포트폴리오 안정화 차원에서 보유종목 다양화를 위한 관리가 필요함
- 셋째, 본 연구의 분석결과는 기관투자자의 거래가 활발히 이루어질수록 정보의 비대칭성(Asymmetric information)이 작아져 가격에 정보가 빠른 속도로 반영될 수 있다는 기존의 선행연구 결과를 국내 주식시장에서도 확인한 결과로 해석됨
- 넷째, 본 연구의 결과는 국민들이 출자한 자금이 국민 노후 보장 수단으로써 뿐만 아니라, 기업의 성장 동력에도 기여하는 긍정적인 역할을 할 수 있음을 시사함. 그러나 성과지표나 분석방법론에 따라 통계적으로 유의성의 차이가 나타나 해석에 주의할 필요가 있음
- 향후 연구에서는 기금의 거래가 자산시장에 줄 수 있는 영향을 다각적인 관점하에 여러 채널들을 검토하는 연구들이 이어져 나오길 기대함. 또한, 기금의 국내채권 및 해외자산 등 다른 세부 자산군의 포트폴리오 단위의 연구들로 이어져 기금의 전체 포트폴리오 차원에서 심도 높은 논의가 이루어지길 기대함

I. 서론

1. 논의의 배경

국민연금기금은 1988년 5천 300억 원의 규모로 시작하여 현재는 그 규모가 736조원(2019년도말 기준)에 이르고 있다. 국민연금 및 국내·외 대형연기금과 같이 대규모 자금을 자산시장에 투자하여 운용하는 경우, 기금운용에 따른 운용전략과 방향이 시장에 적지 않은 영향을 미칠 것으로 평가받고 있다. 따라서, 단일 대형 연기금 투자자이지만 금융자산 거래에 따른 시장에 끼친 영향이 지대할 수 있다는 관점하에서 중·장기적 계획을 바탕으로 전략적 자산 배분(asset allocation policy)[1)]을 통해 운용될 필요성이 있다.

국민연금 기금은 현재 크게 국내채권, 해외채권, 국내주식, 해외주식, 대체자산 등 5개의 자산군으로 운용되고 있으며, 각 세부 자산군은 시장의 상황과 기금의 자산 배분 정책을 바탕으로 기금운용 철학 및 시황에 맞는 운용전략을 추구하고 있다. 본 연구에서는 5개의 자산군 중에서도 시장에서 가장 큰 관심을 받고 있는 국민연금 기금의 국내주식 운용에 초점을 두고자 한다.

---

1) 국민연금 기금의 자산배분체계는 기금의 안정성 및 수익성을 제고하고 효율적 운용을 위한 5년 단위의 중기 전략적 자산배분(SAA: Strategic Asset Alloction)와 1년 미만 단위의 단기적 관점의 전술적 자산배분(TAA:Tactical Asset Alloction)로 구성되어 있다.

국민연금 국내주식 부문은 2019년말 기준 시가총액 규모가 약 130조 3,504억 원이고, 이는 국민연금 기금 전체 규모 중 18%에 해당하며 국내 주식시장 전체 시가총액 규모의 7.6%에 해당한다. 세부적으로, 대기업 및 중견기업을 중심으로 구성된 유가증권시장에서 차지하는 비중은 2019년말 기준 8.6%이고 그 규모는 126조 6,567억 원이다. 중소기업 및 벤처기업이 주로 상장되어 있는 코스닥(KOSDAQ)시장의 규모는 약 3조 6,937억 원으로 시장 내 차지하는 비중은 1.5%이다.

따라서, 국내 주식시장에서 기금의 국내주식 부문 투자 규모의 비중이 상당한 바, 대규모 자금을 운용하는 국민연금 기금이 국내 주식시장에 어떠한 영향을 주는지에 대한 거시적·미시적 각각의 관점에서 다양한 주제의 학술적 연구의 필요성이 강조된다. 그러나 자료접근의 제약 및 연기금 기금운용에 대한 학술적 관심의 부족으로, 국민연금 및 대형 연기금이 주식시장에 미치는 영향에 대한 연구는 상대적으로 소홀히 다루어져 왔다.

보건복지부와 한국과학기술원(KAIST)가 공동으로 연구한 “국민연금 기금투자의 경제적 효과 분석을 위한 사전연구(2018)”에서도 국민연금의 국내주식 투자 도입 이후 그 규모와 역할에 비해 국내 주식시장 안정화 및 파급효과에 대한 연구가 소홀히 다루어지고 있음을 지적하고 있다.

시장에서의 연기금의 영향에 대한 연구는 소홀히 다루어졌지만 관련된 연구로 대규모 자금을 운용하는 투자자 그룹의 자산시장에서의 역할에 대한 선행 연구들이 존재한다. 이러한 연구들은 다음과 같은 두 가지의 학술 주제로 다루어지고 있다.

첫 번째는 개인투자자에 비해 상대적으로 대규모 자금을 운용하는 기관투자자를 정보 거래자(informed investor)로 보고 주식시장에 어떠한 거래행태를 보이는지에 대한 연구이다. 이러한 연구들은 주로 기관투자자의 시장참여가 시장 내 정보의 비대칭성을 증가시키는지(O’Neill and

Swisher, 2003; Baik, 2010; Ajina et al., 2015 등), 주식분할 및 유상증자 등의 기업 이벤트 전후의 기관투자자 거래행태는 어떠한지(Mason and Shelor, 2005; Chung and Yang 2014 등), 기관투자자의 투자가 시장 및 개별기업에 끼치는 영향(Warther, 1995; Mosebach and Najand, 1999; Edelen, 1999 등)은 어떠한지 등의 실증분석 결과를 제시하고 있다.

두 번째 학술 주제에서는 기관투자자가 기업경영의 모니터링 역할을 하고, 기업성과 및 기업지배구조 개선에 긍정적인 영향을 줄 것인지에 대해 다루고 있다. 긍정적인 영향을 줄 것이라고 보는 연구들은 기관투자자의 지분이 높아질수록 기업경영의 모니터링 역할이 강화되어 주인-대리인 비용을 감소시킨다고 주장하고 있으며, 궁극적으로 기업성과를 개선 시킬 수 있다는 실증분석 결과를 제시하고 있다(Shleifer and Vishny, 1986, 1997; Gillan and Starks, 2000, 2007; McCahery et al., 2008; Brav et al., 2008a, 2009b; Klein and Zur, 2009; Helwege et al., 2012; 연강흠, 김한나, 2014 등). 그러나 연구 범위 및 방법론에 따라 기관투자자가 기업에 유의한 영향을 주지 않는다는 결과가 제시되기도 하였다(Agrawal and Knoeber, 1996; Faccio and Lasfer, 2000; and Mollah et al., 2012 등).

앞서 살펴본, 선행연구들은 주로 운용사 및 금융기관이 포함된 기관투자자 분류 그룹에 초점을 두고 있다. 구체적으로 국내 및 해외 선행 연구에서는 국내 주식시장의 시장 참여자를 크게 개인투자자, 외국인투자자 및 기관투자자로 분류하고 있으며, 기관투자자의 범위는 증권회사, 자산운용사, 은행, 금융기관, 연기금 등으로 넓은 의미로 사용되고 있다.

그러나 일반적인 기관투자자와 국민연금 및 연기금에 부여된 자산운용의 철학 및 그 역할이 상이함으로 연기금의 성격과 특성을 감안한 연구가 필요하다. 특히 국민연금 기금은 국민의 노후보장을 위한 자금을 운용하고 있다는 점에서 특수성을 가지며, 현세대의 가입자들의 보험료 부담 및 미래세대

의 부담을 줄이고 기금의 실질가치를 유지한다는 운용철학을 바탕으로 하고 있다. 따라서 자금 운용에 있어 단기 수익을 목적으로 운용되는 것이 아니라, 안정성과 수익성, 그리고 공공성을 동시에 고려하는 장기투자를 지향한다는 점에서 연금의 운용전략과 일반적인 기관투자자의 운용전략은 차이점을 가진다.

이에 본 연구에서는 다른 기관투자들의 역할과는 달리 안정적이면서도 효율적인 수익 창출이 요구되는 국민연금 기금의 국내주식 투자가 국내 주식시장에 어떠한 영향을 주는지 분석하고자 한다. 구체적으로, 기금의 포트폴리오 내 개별종목 단위에서 국민연금의 국내주식 투자가 주식의 유동성 및 기업성과에 어떠한 영향을 주었는지 실증분석하고, 실증분석 결과를 토대로 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

2. 연구의 목적과 범위

기존에 국민연금 기금을 대상으로 연구한 선행연구에서는 주로 국민연금 투자가 주식시장을 왜곡시키는지(고봉찬 외, 2008, 남재우 외, 2008; 길재욱 외, 2015), 시장 안정화에 기여하는지(우민철, 김지현, 2018) 등 주식시장에 미치는 영향 또는 주식가격에 미치는 영향에 초점을 두고 있었다. 따라서, 국민연금 국내주식 투자가 포트폴리오 단위에서 주식 유동성(liquidity) 및 기업성과(firm performance)에 미치는 영향에 대해서는 아직까지 연구된 적이 없다.

유동성은 자산 거래시 얼마나 많은 수량을, 얼마나 빠르게, 그리고 얼마나 작은 비용 및 작은 거래충격을 주며 거래할 수 있는지를 측정해주는 지표이고, 기업성과는 해당 기업이 얼마나 효과적으로 운용되고 있는지를 나타내주는 지표이다. 그러므로 주식의 유동성 및 기업성과는 기업의 펀더멘탈에 있어 중요한 이슈이다.

이에 본 연구에서는 국민연금 기금운용이 개별 주식의 유동성 및 기업의 재무적 성과에 미치는 영향을 분석하여 향후 기금운용 및 국내 금융시장에 긍정적인 영향을 줄 수 있는 시사점을 제공하고자 한다. 또한, 국민연금 기금이 향후 지향하고 있는 투자전략 및 운용방향과 시장에 주는 영향력이 조화를 이룰 수 있는 방안을 모색함으로써 국민연금기금 및 국내 주식시장의 펀더멘탈 강화에 기여하는데 그 목적이 있다.

본 연구는 국민연금 기금의 주식시장 참여 확대가 개별종목의 유동성 및 기업의 성과 개선으로 이어지는지를 분석하고자 하며, 개별종목 단위의 분석을 통해 국내 주식시장의 효율성 개선에 국민연금 기금의 역할을 모색하고자 한다는 점에서 선행연구들과의 차별성을 가지고 있다.

본 연구는 이러한 배경하에, 다음과 같은 구성으로 이루어졌다. 이어지는 Ⅱ장에서는 선행연구를 검토하고 본 연구에서 주요 변수로 사용된 유동성 측정치(Liquidity measures)와 기업성과 측정치(Firm performance measurs)를 소개하고 있다. Ⅲ장에서는 국민연금 기금의 국내주식 운용현황 및 해외 연기금의 운용현황을 검토하고 있다. 다음으로 Ⅳ장에서는 국민연금기금의 국내주식 투자가 유동성 및 기업성과에 미치는 영향에 대한 실증분석 결과를 제시하고 있다. 마지막 Ⅴ장은 결론 및 시사점으로 이상의 검토 결과를 바탕으로 국민연금 기금이 국내주식 시장에서의 역할에 대한 정책적 시사점을 제공하고자 한다.

II. 문헌연구

1. 특정 투자자 그룹이 주식시장에 미치는 영향

특정 집단이나 특정 거래행태가 주식시장에 미치는 영향은 재무분야의 중요한 관심사 중의 하나이다. 미국과 같은 선진국에서는 개인투자자에 비해 기관투자자의 시장 참여 비중이 월등하며 이에 따라 기관투자자들이 시장에 미치는 영향에 대한 연구가 활발하였다. 이에 비해 자본시장을 개방한 신흥국들에게는 외국인 투자자가 중요한 관심의 대상이 되었다. 자본시장 개방 후 유입된 외국인들이의 신흥국 시장에서의 거래행태와 영향력이 주된 연구 대상이었다. 그 외에도 공매도와 같이 특정 형태의 거래가 주식시장에 미치는 영향력도 논쟁의 대상이었다. 본 장에서는 먼저 기관투자자와 외국인의 시장 영향력에 대한 문헌을 살펴본다. 이후 특정 거래행태의 시장 영향력에 대한 연구들 다루고자 한다. 마지막으로 연기금과 관련된 문헌들을 정리하였다.

가. 기관투자자가 주식시장에 미치는 영향

기관투자자가 자산시장에 미치는 영향에 대해서는 크게 긍정적인 관점과 부정적인 관점으로 나뉜다. 먼저 긍정적인 관점에서의 선행연구들을 제시하면 다음과 같다. 1990년대 미국에서는 기관투자자들의 주식보유 지분율이 50%를 넘어서면서 이들의 거래행태와 미국 주식시장에 미치는 영향

에 대한 연구가 활발하였다. 기관투자자란 펀드, 연기금, 보험 등 주식 시장에 참여하는 다양한 기관들을 모두 통칭한다. 이러한 기관투자자들의 급속한 성장과 함께 이들 자금의 주식시장 유입은 시장에 여러 긍정적인 영향을 줄 수 있다. 이들의 투자가 시장 유동성을 증가시키며 주가를 상승시킬 수 있다.

이에 대한 몇 가지 논거를 생각할 수 있다. 첫째, 기관투자자들의 전문성 및 규모의 경제는 그들이 정보를 수집하고 획득하기에 유리함을 의미한다. 이렇게 획득한 정보는 이를 활용하기 위한 적극적인 거래활동으로 연결될 수 있다.

둘째, 기관투자자들에게는 정보 외에도 포트폴리오를 조정해야 하는 여러 요인들이 많이 있다. 이런 이유에서 기관투자자들의 거래는 일반투자자들보다 활발할 수 있다. 예를 들면, 패시브 펀드의 경우, 지수를 따라가기 위한 포트폴리오의 재조정이 때에 맞게 필요하다. 뮤추얼펀드의 경우 고객들의 환매 요구에 따른 거래 요인들도 많이 있다. 규제 변화에 따라 포트폴리오 조정을 위한 거래가 필요하기도 하다. 이러한 이유들로 인해서 기관투자자들의 활발한 거래는 시장에 활력을 제공할 수 있으며, 이에 따라 가격의 효율성은 증가시키고 주식 유동성은 제고될 수 있다.

Warther (1995)는 뮤추얼 펀드 자금 유출입이 주식시장 가격에 미치는 영향을 연구하였다. 그는 월별 뮤추얼 펀드 자금 흐름이 시장수익률과의 유의미한 양(+)의 관계를 발견하였다. Mosebach and Najand (1999)도 비슷하게 뮤추얼 펀드 순유입액과 S&P500 지수 사이에 장기적인 양(+)의 관계가 있음을 발견하였다. Edelen (1999), Edelen and Warner (2001)는 일별 펀드 흐름을 자료를 사용하여 펀드 자금 흐름 변동이 일별 주식시장 수익률과 양(+)의 관계를 가지며, 수익률을 일부분 설명할 수 있음을 발견하였다.

유동성 측면에서의 연구들도 존재한다. Jennings, Schnatterly and Seguin (1997)은 1983~1991년까지 NASDAQ 주식들을 통해 기관투자자의 보유율이 클수록 스프레드가 작고 역선택 비용 부분이 작아짐을 발견하였다. 동일하게 Dennis and Weston (2002)은 NYSE, AMEX, NASDAQ 주식 자료에서, Dey and Radhakrishna (2001)는 일중 거래자료를 통해 기관투자자 보유지분율과 스프레드와 역의 관계를 발견하였다.

거시적 관점에서, 기관투자자들의 자본시장 참여가 활발한 나라가 금융시스템이 더 발달하고 경제 발전에도 도움이 됨을 주장하는 연구들도 있다. Klapper, Sulla, and Vittas (2004)는 뮤추얼 펀드 산업의 발전이, Davis and Hu (2006), Holzmann (1997)은 연기금의 확대가 경제 발전과 양(+)의 관계가 있음을 발견하였다. Ruiz (2018)는 기관투자자의 존재 하에서 금융발전과 경제 성장과의 비선형적 관계에 대하여 세계은행에서 제공하는 116개국을 대상으로 검증하였다. 동적 패널분석을 실시한 결과, 기관투자자의 확대가 1인당 GDP 성장에 긍정적인 영향을 줌을 발견하였다.

다음으로 기관투자자의 자산시장에서의 역할에 대한 부정적인 관점을 정리하면 다음과 같다. 기관투자자들의 거래증가가 시장에 미칠 수 있는 부정적인 영향에 대한 우려도 다양하게 제기되었다. 이를 크게 두 가지로 정리하였다. 첫째, 기관투자자들의 허딩(herding)과 추세추종매매(positive-feedback trading)가 시장을 교란시킬 수 있다는 우려가 있다. 허딩은 투자자들이 같은 주식을 동시에 사거나 파는 행위로 주가를 과도하게 올리거나 하락하게 만들 수 있다. 추세추종매매는 과거 주가가 오르는 주식을 사고 내리는 주식을 파는 행위로써 과도하게 주가를 올려 거품을 형성하거나 과도한 주가 하락으로 급매를 유발할 수 있다는 비난을 받아왔다.

Lakonishok, Shleifer, and Vishny (1992)는 미국의 769개 연기금 펀드 자료를 사용하여 주가 영향력을 연구한 결과, 연기금 운영자들이 허딩

이나 추세추종매매 행위를 강하게 추구하지 않음을 발견하다. Grinblatt, Titman and Wermers (1995)는 매수 방향에서만 기관투자자의 추세추종 매매 형태를 발견하였으며, 허딩에서는 약한 증거만을 발견하였다. Wermers (1999)는 뮤추얼 펀드를 분석여 허딩이 주로 성장주와 소형주 펀드에서 발생함을 발견하였으며, 오히려 허딩이 정보의 가격 반영 속도를 높여 효율성에 도움을 준다고 주장하였다.

두 번째 우려는 기관투자자들의 대량 거래가 시장 유동성을 약화시킬 수 있다는 것이다. 기관투자자들이 대규모 물량의 주문을 연속적으로 제출하는 거래행위로 인하여 시장조성자의 재고위험이 증가하게 되고 결국은 가격 충격을 증가시켜 유동성을 감소시킬 수 있다는 것이다. Chan and Lakonishok (1993)은 37개 대형 기관투자자들의 거래의 가격충격에 대해 연구하였다. 그들은 기관투자자의 거래로 인한 가격 압력(price pressure)은 존재하였고, 매수와 매도 사이에 뚜렷한 비대칭성이 발견되었지만 그 영향 자체는 작다고 결론내리고 있다.

반면 Chan and Lakonishok (1995)은 37개 대형 기관투자자들의 연속된 거래, 일명 패키지 거래의 가격충격에 대해 연구하였다. 그들은 시장충격이 기업 규모와 관계가 있으며, 긴급한 거래에 대한 수요가 많은 기관투자자일수록 큰 가격충격을 줌을 발견하였다. Chiyachantana, Jain, Jiang, and Wood (2004)는 전세계 37개국의 기관투자자들을 대상으로 그들의 거래행태와 가격영향력을 검증하였다. 그들은 기관투자자들의 가격충격이 시장이나 기관들의 형태에 따라 다양함을 발견하였으며, 각 주식시장의 시황이 가격충격의 가장 중요한 결정요인임을 발견하였다. 또한 호황일 때는 매수의 가격충격이 매도보다 더 컸지만, 불황기에는 반대로 매도의 가격충격이 더 컸다.

나. 외국인 투자자가 주식시장에 미치는 영향

외국인 투자자가 자산시장에 미치는 영향에 대해서도 긍정적인 연구결과와 부정적인 연구결과가 상존한다. 먼저 외국인 투자자의 자산시장내 긍정적인 역할에 대한 선행연구들을 제시하면 다음과 같다. 개발도상국가들은 자본시장 개방 후 외국인들의 거래행태와 그들의 자국시장에 대한 영향력에 지대한 관심을 가지고 있다. 외국인 투자자들이 투자 국가의 주식시장에 미치는 영향에 대해서도 긍정적 관점과 부정적 관점이 상존한다. 그 논리 자체는 기관투자자들에게 적용했던 것과 비슷하다.

외국인들의 투자를 긍정적으로 보는 견해는 그들이 자금으로 인해서 가격의 효율성이 증대되며, 기업에 대한 투자가 늘어남으로 경제성장에 도움이 되고, 자본비용이 감소하는 이득이 발생하며, 감시기능 강화로 인하여 기업지배구조가 개선되는 효과가 있다는 것이다. 이에 대한 연구들은 주로 신흥국들이 시장개방 전후를 비교하는 연구를 통하여 진행되었다. Bekaert and Harvey (1997, 2000), Henry (2000b), Chari and Henry (2004)는 시장개방으로 인한 외국인 투자 증가로 자본비용이 감소하였음을 주장한다.

Henry (2000a), Bekaert, Harvey and Lundblad (2001, 2003, 2005), Quinn and Toyoda (2008), Gupta and Yuan (2009)은 자본시장 개방이 기업 투자의 증가와 개방국가의 경제성장에 긍정적인 효과를 줌을 보여주었다. Kawakatsu and Morey (1999)는 주식시장의 가격효율성이 증가하였음을 주장하며, Bae and Goyal (2010)은 기업지배구조가 개선되는 효과가 있음을 강조하고 있다. 특히 Kim and Singal(2000)은 20개국의 시장개방에 대한 분석을 통해, 주가 변동성 증가나 인플레이션 증가, 환율 절상 등의 부작용은 발견되지 않는 반면, 주식시장의 가격 효율성은 더 증가함을 발견하였다. 이를 근거로 전반적으로 시장개방이 신흥국에 좋은 영향을 줌

을 주장하고 있다.

다음으로 외국인 투자자의 자산시장에서의 부정적인 역할을 보고한 선행 연구들은 다음과 같다. 외국인 투자자가 시장에 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 논리는 기관투자자들의 경우와 비슷하다. 첫째, 외국인들의 대규모 자본흐름이 시장 불안정성을 증가시킬 수 있음을 주장한다(Stiglitz, 2000). 둘째, 외국인들이 투자국 주식시장에서 허딩이나 추세추종매매 거래행태를 보이며, 그로 인해 시장을 교란시킬 수 있다는 것이다. 특히, 신흥국 시장이 금융위기와 같은 극심한 하락을 겪은 시기를 중심으로 외국인 투자자들의 영향이 검증되기도 하였다.

Choe, Kho, and Stulz (1999)는 한국의 1996년 12월~ 1997년 12월 자료를 사용하여 위기 기간 전후의 허딩과 추세추종매매 행태를 검증하였다. 외국인들은 금융위기 이전에 강한 허딩이나 추세추종매매 형태를 보였으나, 위기 기간에는 오히려 더 약해졌다. 외국인의 대규모 매수나 매도의 경우도 10분 정도의 시간 안에 가격이 안정됨으로써 이후에 주가를 붕괴시킨다는 증거는 발견하지 못하였다.

하지만, 다른 연구 결과들도 존재한다. Ghysels and Seon (2005)은 아시아 금융위기 기간 동안의 한국 시장에서 외국인들의 파생상품 거래를 분석함으로써 시장영향력이 존재함을 주장하고 있다. Karolyi (2002)는 일본을 대상으로 아시아 금융위기 기간 동안 자금흐름과 수익률의 구조적 변화가 발생함을 발견하였다. 하지만 추세추종매매가 시장을 교란시킨다는 뚜렷한 증거는 발견하지 못하였다. Richards (2005)는 아시아 6개국에 대한 외국인 일별 거래자료를 사용하여 그들의 가격에 대한 영향력이 이전에 보고된 것보다 훨씬 더 큼을 주장하고 있다.

2008년 글로벌 금융위기를 겪으면서는 선진국의 유동성 충격이 신흥국으로 전이되었음을 주장하는 연구들이 존재한다. Jotikasthira, Lundblad and Ramadorai (2012)는 선진국에서 신흥국에 투자한 펀드의 흐름을 통해, Schnabl (2012)은 선진국에서 신흥국에 진출한 은행이라는 통로를 통해 자금유출로 인한 충격이 신흥국에 영향을 주었음을 보여주고 있다.

외국인 자금과 유동성과 관계에 있어서는, Agudelo (2010)는 7개 신흥국을 연구한 결과, 외국인 거래가 음(-)의 일시적인 충격(negative but transitory impact)을 유동성에 줌을 발견하였다. 이는 외국인이 유동성에 대한 수요가 활발하며 그들의 정보를 적극적으로 이용함을 의미한다.

반대로, 외국인 지분율은 유동성과 양의 관계를 가지고 있다. Vagias and van Dijk (2011)는 1995년부터 2008년까지 46개국 자료를 사용하여 외국인들이 유동성을 공급하고 있다는 증거를 보여주고 있다. 이런 증거들을 근거로 외국인들이 단기적으로 일시적으로 유동성을 소모하기도 하지만, 장기적 관점에서 유동성을 증대시킴을 주장한다.

외국인 중에서 더 세분해서 역외펀드나 조세피난처 외국인들을 다룬 연구들도 있다. Kim and Wei (2002)는 1990년대 후반 한국 주식을 보유하고 있는 역외펀드(offshore fund) 133개의 거래행태와 한국 주식시장에 대한 영향력을 분석하였다. 역외펀드는 역내펀드(onshore fund)에 비해 거래빈도가 높지만, 시장불안정을 야기할 것으로 예상되는 추세추종매매나 허딩과 같은 거래행태를 보이지는 않았다.

이를 근거로 그들은 역외펀드가 금융위기 기간 한국 주식시장에 부정적인 영향을 미치지 않았음을 결론내리고 있다. 반면 양철원 (2015)은 10여년이 지난 2006~2008년 자료를 사용하여 조세피난처 외국인들이 추세추종매매 행태를 가지며, 이들의 거래가 가격충격과 변동성에 유의미한 영향을 줌을 보여주었다. 그 결과를 바탕으로 조세피난처로부터의 자본흐름이 주식시장에 부정적 영향을 줄 수 있음을 주장하며, 이런 점을 고려할 때 조세피난처가 더욱 투명하게 개선되어야 함을 지지하고 있다.

2. 연기금이 주식시장에 미치는 영향

가. 해외연구

연기금도 큰 범주에서는 기관투자자의 한 종류라고 할 수 있다. 따라서, 기관투자자에게 적용되는 논리가 그대로 적용될 수 있다. 긍정적인 측면에서는 연기금의 확대가 자국 주식시장에 유동성을 공급하고 가격을 지지하는 기능을 할 것으로 기대할 수 있다.

Walter (1999), Davis and Steil (2001)은 연기금 자산의 급격한 증가가 자국 자본시장 발전의 중요한 동력이 될 수 있음을 주장한다. 선진국의 역사에서도 자산운용 기관의 규모 확대와 자본시장이 발전에 함께 이루어져 왔음을 알 수 있다. Walker and Lefort (2002)는 33개 신흥국을 분석한 결과, 연기금 개혁이 자본시장 발전에 긍정적 영향을 주었음을 보여주었다. 연기금 증가가 장부가 대비 시장가 비율을 증가시키며 시장 변동성은 감소시킴을 발견하였다.

반면 대규모의 거래에 따른 가격충격으로 인한 유동성 하락, 그리고 허딩과 추세추종매매전략으로 인한 시장의 불안전성과 같은 부정적인 영향에 대한 우려도 상존한다. 연기금 운영자들의 허딩과 추세추종매매전략에 대해 처음 다룬 것은 Lakonishok, Shleifer, and Vishny (1992)이다. 이들은 미국의 769개 면세 연기금를 대상으로 하여 분석한 결과, 연기금 운영자들의 허딩이나 추세추종매매 경향이 약하며 시장을 교란한다는 증거를 발견하지 못하였다. Thomas, Spataro, and Mathew (2014)도 OECD 34개국을 분석하여 연기금의 주식투자 비중과 주식시장 변동성과 음(-)의 관계가 있음을 보여주었다.

하지만 반대 결과들도 존재한다. Davis and Hu (2004)는 G7 국가에서

기관투자자의 지분이 주식 변동성과 양(+)의 관계에 있음을 발견하였다. Hu (2006)는 OECD 16개국과 신흥국 8개국의 패널 자료를 사용하여 연기금 자산의 증가가 주식 및 채권시장의 변동성을 유의미한 양(+)의 관계에 있음을 발견하였다.

나. 국내연구

국내 연기금을 대상으로 한 학술연구들은 대부분 국내에서 가장 큰 규모의 연기금인 국민연금을 대상으로 하고 있다. 국민연금 국내주식 투자와 관련된 연구들은 주로 국민연금 투자가 주식시장을 왜곡시키는 지(고봉찬 외, 2008, 남재우 외, 2008; 길재욱 외, 2015), 시장안정화에 기여하는지(우민철, 김지현, 2018) 등 시장에 미치는 영향에 초점을 두고 있다.

고봉찬 외 3인 (2008)은 2000~2004년간의 국민연금의 거래자료를 이용하여 국민연금의 거래행태가 국내 주식시장의 변동성을 심화시켜 시장을 교란시키는 역할을 했는지 분석하였으나, 국민연금 거래의 부정적 영향력은 발견하지 못하였다.

남재우 외 3인 (2008)도 2000~2005년의 국민연금의 주식운용 거래 자료와 시장 주가지수의 관계를 분석함을 통해 국민연금이 시장안정자(market stabilizer)로서 긍정적 역할을 하고 있음을 보여주었다.

우민철, 김지현 (2018)은 거래행태에 초점을 두어, 국민연금이 주식시장 전체와 개별종목 상황에 대해 역추세추종 전략을 취한다고 보고하고 있다. 또한 국민연금 거래가 다른 투자자들에게 영향을 주어 이를 추종하는 매매가 발생함으로 시장에 영향을 줄 가능성을 분석하였다. 여러 투자자 중에서도 투신사와 기타 금융회사가 국민연금의 순매수 증가에 따라 매매함을 발견하였다.

우민철, 양철원 (2019a)은 국민연금 거래와 이후 주가수익률과의 관계를 분석하였을 때, 국민연금이 가장 활발하게 매수한 주식이 단기간 높은 수익률을 갖지만, 4~5일 후에는 반전되었다. 그들은 분석결과를 국민연금의 거래로 인한 일시적인 가격압박(price pressure)이 존재하는 것으로 해석하였다.

국민연금기금의 시장 영향력에 대한 국민연금 내부 연구로는 이재현·이호선(2010)의 연구 및 이재현(2015)[2], 왕수봉 외(2019)가 있었다. 이재헌·이호선(2010)에서는 2009년 한국거래소 체결 데이터를 이용하여 국민연금기금의 주식거래사건과 일중 시장미시구조에 대한 실증분석 결과를 제시하고 있으며, 연기금 및 각 투자자그룹(외국인, 개인, 기관 투자자 등)거래에 따른 추종매매와 군집행동에 대한 분석결과를 제시하고 있다.

왕수봉 외(2019)에서는 2018년 10월 22일부터 국내주식 신규 대여가 중지된 이벤트를 중심으로 국내주식 대여거래 시장영향도를 분석하고 있다. 해당 연구의 분석결과 국내 주식대여 시장에서 국민연금의 비중이 적어 국민연금의 주식대여가 시장의 혼란을 가져온다고 보기는 어려우며, 대여중지 이후 공매도 감소 및 수익률 상승 등이 일어나지 않았다는 결과를 제시하였다.

이상의 선행연구를 살펴 본 결과 국민연금 기금의 투자 포트폴리오 단위에서 주식 유동성(liquidity) 및 기업성과(firm performance)에 미치는 영향에 대한 실증분석을 다룬 연구는 없었다. 또한, 국민연금의 투자가 시장의 질(market quality)에 어떠한 영향을 주는지를 분석하고, 이를 토대로 정책적 시사점을 제공하고 있다는 점에서 본 연구는 기존 선행연구들과 차별성을 가지고 있다.

2) 본 보고서는 공공기관 정보공개에 관한 법률 제9조 제1항 제7호 등을 근거해 비공개하였다.

3. 유동성 측정치(Liquidity measures) 및 기업성과 측정치(Firm performance measures)

본 소절에서는 본 연구에서 사용된 유동성 및 기업의 재무적 측정치들을 소개하고자 한다. 먼저 유동성 측정치를 소개하면 다음과 같다.

유동성이란 자산을 거래할 때 얼마나 많은 수량을, 얼마나 빠르게, 그리고 얼마나 작은 비용으로, 얼마나 작은 가격충격을 주며 거래할 수 있느냐는 거래의 용이성을 의미한다. 위와 같이 유동성은 양적인 개념, 시간의 개념, 거래비용의 개념, 가격충격의 개념 등 다차원적인 특성을 가지고 있다.

이를 측정하기 위한 다양한 유동성 측정치들이 많은 연구자들에 의하여 소개되어 왔다. 유동성 측정치들을 상호 비교하는 가장 중요한 연구는 Goyenko, Holden and Trzcinka (2009)에 의해 제시되었다. 이들은 미국시장을 대상으로 고빈도 자료 유동성 측정치를 벤치마크로 사용하여 저빈도 자료를 사용한 유동성 측정치들을 비교분석하였다. Lesmond (2005)는 신흥시장을 대상으로 유동성 측정치를 비교하였다.

양철원 (2012)은 한국시장을 대상으로 Goyenko et al. (2009)에서 사용한 방법론을 이용하여 동일한 연구를 진행하였다. 이 연구에서는 국내 주식시장에서 저빈도 유동성 측정치에 대한 지침을 제시하여 기존의 다수의 연구에서 사용된 고빈도 유동성 측정치의 대체 측정치를 제시하고 있다. 구체적으로, 유동성 측정치를 두 개의 측정치로 구분하여 분석하였다. 첫 번째는 스프레드 측정치이고, 두번째는 가격충격 측정치이다. 스프레드의 대용치(proxy)들 중에서 상관계수 측면에서는 Amihud (2002)가, 예측오차 측면에서는 LOT (Lesmond, Ogden and Trzcinka, 1999)가 가장 우수하였

다. 각각의 가격충격을 측정하는 변수들을 비교하였을 때, 대체로 저빈도 유동성 측정치들의 벤치마크와의 상관도가 높았으며, 특히 Amihud 측정치의 경우 일관성있게 우수한 측정치로 분석되었다.

본 연구에서는 위의 연구결과를 기반으로 하여 저빈도(일별) 자료를 통해 구한 유동성 측정치를 사용하였다. 이는 10년이라는 장기간의 유동성을 고빈도(일중) 자료를 사용하는 구하는 것은 너무 제약이 많고 소모적이기 때문이다. 저빈도 유동성 측정치 중에서 한국 시장에서 가장 유용하다고 제시하고 있는 LOT, Amihud 측정치를 위주로 논의를 진행하였다. 그 외에도 스프레드 측정치로 가장 널리 활용되는 Roll 스프레드, 그리고 최근 Amihud 측정치를 개선한 Modified Amihud를 추가하였다. 결과적으로 본 연구는 총 4개의 유동성 측정치를 사용하였다. 이에 대한 구체적인 설명은 다음과 같다.

가. Lesmond, Ogden, and Trzcinka (LOT) (1999) 스프레드

LOT 스프레드는 Lesmond, Ogden, and Trzcinka (1999)에서 처음 소개된 유동성 측정치로써 정보거래(informed trading)는 수익률이 0이 아닌 거래일에 이루어진다는 가정 하에 일별 주식수익률을 사용하여 유효 스프레드를 추정한다. 이를 구체적으로 설명하면 다음과 같다. 정보를 가진 거래자들의 입장에서는 거래로 인한 이익이 거래비용을 초과할 때 거래하려고 할 것이다. 수익률이 0인 거래일은 거래비용을 초과한 이익을 정보거래자들에게 제공할 수 없다. 이런 상황을 종합하면 거래비용은 정보거래자들의 거래에 있어서 일종의 역치점(threshold)이 된다. 이는 결과적으로 더 거래비용이 큰 기업일수록 수익률 0의 거래일들이 더 많이 관측됨을 의미한다.

이를 모형에 반영하기 위해 Lesmond et al. (1999)은 정보거래자들의

수익률이 시장모형(market model), $R^{*}(i,t) = b(i)R_M(t) + e(i,t)$를 따른다고 가정하였다. 여기서, RM(t)은 시장수익률이며, e(i,t)는 공적정보를 반영하는 교란항이다. R*(i,t)는 관측되지는 않지만 정보거래자들에 의한 정보가 반영된 수익률(true return)을 의미하며, 실제로 시장에서 관측되는 수익률 R(i,t)은 거래비용을 포함하게 된다. 이를 다음과 같은 LDV(limited dependent variable) 모형을 통해 나타낼 수 있다.

$$
\begin{aligned}
R(i,t) &= R^*(i,t) - \alpha 1(i) && \text{if } R^*(i,t) < \alpha 1(i) \\
R(i,t) &= 0 && \text{if } \alpha 1(i) \le R^*(i,t) \le \alpha 2(i) \\
R(i,t) &= R^*(i,t) - \alpha 2(i) && \text{if } R^*(i,t) > \alpha 2(i)
\end{aligned}
\quad (1)
$$

여기서, α1(i)<0은 주식 i의 매도 거래비용을, α2(i)>0은 매수 거래비용을 나타낸다. 우리가 시장에서 관찰하는 실제 수익률, R(i,t)은 거래비용이 없는 이상적인 수익률인 R*(i,t)를 그대로 보다는 거래비용을 포함하게 된다. 그날의 정보의 양이 매도나 매수 거래비용을 초과하지 못한다면 거래는 실현되지 못하고 수익률이 0인 날로 남게 된다. 거래비용을 초과할 수 있는 날은 거래가 발생하되 거래비용을 차감한 수익률이 실현되게 된다. 결과적으로 α2(i)와 α1(i)의 차이로 정보거래자들의 전체 거래비용이 측정될 수 있으며, 이 수치가 LOT 스프레드를 의미한다.

$$\text{LOTi} = \alpha 2(i) - \alpha 1(i) \quad (2)$$

모형의 추정은 다음과 같은 최우추정함수(log-likelihood function)를 극대화 시키는 모수 α2(i)와 α1(i), b(i), σ(i)를 구해야 한다.

$$\ln L = \sum_{R_1} \ln \frac{1}{(2\pi\sigma(i)^2)^{1/2}} - \sum_{1} \frac{1}{2\sigma(i)^2}(R(i,t)+\alpha 1(i)-b(i)R_M(t))^2$$

$$+\sum_{R_2} \ln \frac{1}{(2\pi\sigma(i)^2)^{1/2}} - \sum_{2} \frac{1}{2\sigma(i)^2}(R(i,t)+\alpha 2(i)-b(i)R_M(t))^2 + \sum_{R_0} \ln(\Phi_2(i)-\Phi_1(i))$$

(3)

여기서, R_0, R_1, R_2와 는 각각 수익률 R(i,t)이 0의 수익률 범위에 있는 경우, 음의 수익률 범위에 있는 경우, 양의 수익률 범위에 있을 경우를 의미한다. $\varPhi_j(i)$는 각 주식i의 j범주에 대한 누적분포함수(cumulative distribution function)를 의미한다. 그리고, b(i)는 시장위험 베타 추정치를 $\sigma(i)^2$는 수익률의 분산 추정치를 의미한다. 본 연구에서는 모형에서 신뢰할 수 있는 값을 얻기 위해서 최소 거래일이 5일 이상인 기업들을 대상으로 하였다.

나. Roll (1984) 스프레드

Roll (1984)은 실제 스프레드 자료를 구하기 어려운 시절 종가 자료만을 가지고 스프레드를 측정할 수 있는 간단한 모형을 제안하였다. Roll은 거래가격이 매수-매도 호가 중 하나에서 형성되기 때문에 일별 종가가 매수와 매도 가격 사이를 왕복하여 발생할 것이라는 아이디어에서 출발하였다. 그는 일별 주식수익률에 생기는 음의 자기상관(auto-covariance)을 통해 스프레드를 계산하는 모형을 제안하였다. Roll 스프레드의 정의는 다음과 같다.

$$Roll = 2\sqrt{-Cov} \quad (4)$$

여기서, Cov는 주식의 일별 수익률의 자기상관계수를 의미한다. 본 연구

에서는 추정치의 신뢰성을 위해 최소 거래일이 5일 이상인 기업들만 대상으로 값을 추정하였다. Roll 스프레드를 구할 때 Cov(자기상관계수)가 양(+)의 값을 가질 경우에는 Roll (1984)과 Lesmond, Ogden and Trzcinka (1999), Lesmond (2005)의 연구에서 사용한 방법론과 같은 방법론을 적용하여 양(+)의 값을 음(-)의 값으로 전환하여 스프레드를 추정하였다.

한편 Choi, Salandro and Shastri (1988)는 Roll의 모형을 확장하였다. 그들은 거래유형(transaction type)에 계열상관이 존재함을 발견하고 이를 모형에 추가하였다. 본 논문에서는 기존의 Roll 모형을 개선한 Choi, Salandro and Shastri (1988)를 Roll 스프레드로 명명하고 사용하였다. 구체적인 측정치는 다음과 같이 정의된다.

$$Roll\,\text{스프레드} = \frac{\sqrt{-Cov}}{1-\delta} \tag{5}$$

여기서, δ는 t시점의 거래가 매수(매도) 호가에서 발생하였을 때, t+1시점의 거래도 동일하게 매수(매도)호가에서 발생할 조건부 확률(conditional probability)이다. δ=0.5 인 경우에는 앞 거래의 거래유형과 다음 거래의 거래유형이 서로 독립적임을 의미하는데, 이 경우는 Roll의 원래 모형과 일치하게 된다. 이는 앞의 거래가 매도나 매수호가에 어느 부분에서 형성되었든 다음 거래가 동일한 유형으로 형성될 확률이 각각 0.5로 동일하다는 것이다. 하지만 실증연구들은 매도거래 다음에는 매도거래가 체결되고, 매수거래 다음에는 매수거래 체결의 경우가 많음을 보고하고 있다 (Garbade and Lieber (1977)). 이런 현상을 고려하면 δ 값은 0.5보다 커질 가능성이 더 많다. 이렇게 Choi et al. (1988)은 조건부 확률인 δ를 모형에 도입하여 거래가 매수(매도) 호가에서 형성되었을 경우 다음의 거래 역시 동일하게 체결될 가능성을 반영하였다. 조건부 확률 δ는 다음의 최우추정함수를 극

대화시키는 값을 추정함으로서 구한다.

$$L(\delta)=\prod_{i=1}^{n}[\delta\times I_i+(1-\delta)(1-I_i)] \tag{6}$$

여기서, n은 관측된 거래의 수를 나타내며, Ii는 i번째의 거래유형이 i-1번째의 거래유형과 동일하면 1이고, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수이다.

다. Amihud (2002) 측정치

Amihud (2002)는 앞의 두 측정치와 달리 가격충격 개념으로 유동성을 측정하고 있다. 거래 당 가격충격의 개념을 다음과 같이 측정치에 반영하였다.

$$Amihud_t^i=\frac{1}{Days_t^i}\sum_{d=1}^{Days_t^i}\frac{|R_{td}^i|}{V_{td}^i} \tag{7}$$

여기서, $R_{t,d}^i$ 는 주식 i의 t기간 d거래일의 수익률이며, $V_{t,d}^i$ 는 거래금액으로 측정한 거래량, $Days_t^i$ 는 주식 i의 t기간 동안의 실제 거래일 수이다. 위의 식을 이용하여 계산된 측정치에 108(원)을 곱해서 조정한 값을 사용하였다. 또한, 일별 거래량이 없는(=0)인 거래일은 Amihud 방법론에서 정의될 수 없음으로 제외하였다.

Amihud 측정치의 값이 클수록 주식이 작은 거래량에 비해서 가격 변화가 크다는 것을 의미한다. 즉, 그 주식이 비유동적인 성격을 가짐을 의미한다. 반대로 거래량은 많고 가격변화는 작다면 이는 유동성이 큰 주식인데 이런 경우는 Amihud 측정치 값이 작아지게 된다.

Amihud는 계산의 간편함으로 인하여 많은 연구들에서 비유동성 측정치로 사용되었다. Amihud (2002)는 시장의 비유동성과 미래 초과수익률이 유의적인 양(+)의 관계가 있음을 발견하였으며, 이를 근거로 주식 기대수익률에 유동성 프리미엄이 포함되어 있음을 주장하였다. Acharya and Pedersen (2005)은 Amihud 측정치를 비유동성 측정치로 포함한 자산가격결정 모형을 추정하였으며, 유동성 위험이 자산 가격에 유의미함을 보여주었다.

라. Modified Amihud 측정치

Amihud 측정치는 유동성의 여러 측면 중에서 가격충격을 측정할 수 있는 대표적인 측정치로서 여러 재무분야에 활용되었다. 분자인 일별 수익률의 절대값은 가격변화를 나타내고 분모인 일별 거래금액은 거래활동을 측정할 수 있도록 고안되어 있다. 분모에 많은 거래량을 가지고 있음에도 분자의 가격변화가 적다면 거래의 가격충격이 적다는 의미이며 결과적으로 유동성이 좋다는 의미로 해석될 수 있다. 따라서 Amihud 측정치가 작을수록 유동성이 큰 주식임을 의미한다.

Barardehi, Bernhardt, Ruchti, and Weidenmier (2019)은 Amihud 측정치의 분자에 대해 의문을 제시한다. 분자인 일별 수익률은 하루 사이의 종가와 종가를 사용하여 계산이 되기 때문에 거래폐장 후 야간의 가격변화(overnight return)를 포함하고 있다. 하지만 분모인 거래량은 정규 거래시간의 거래활동에 의해서 계산되어진다. 이들은 분자의 일별 수익률을 아침 시가와 오후 종가를 사용하여 계산함으로써 분모와 통일시킨 수정된 Amihud 측정치를 제안하였다. 이들은 이를 뒷받침하는 논거로 야간 수익률이 주로 정보에 의해서 결정되며, 거래의 가격충격과는 거리가 멀다는 연구결과를 주장하였다. 따라서 야간 수익률을 제외한 하루 중 시가와 종가를

사용한 수익률(open-to-close return)이 가격충격의 측정치로 더 적절하다고 주장하였다. 실증 분석 결과에서도 이들이 수정한 Amihud 측정치가 기존의 측정치보다 주식 수익률의 횡단면 분포와 비유동성 프리미엄(illiquidity premium)을 더 잘 설명하였다. 본 연구에서는 이를 Modified Amihud 측정치라고 명명하였으며 다음과 같이 정의된다.

$$Modified\,Amihud = \frac{1}{Days_t^i}\sum_{d=1}^{Days_t^i}\frac{|OCR_{t,d}^i|}{V_{t,d}^i} \tag{8}$$

여기서, $OCR_{t,d}^i$ 는 주식 i의 t기간 d거래일의 시가와 종가를 사용하여 구한 수익률(open-to-close return)이며, $V_{t,d}^i$ 는 거래금액으로 측정한 거래량, $Days_t^i$ 는 주식 i의 t기간 동안의 실제 거래일 수이다. 위의 식을 통하여 계산한 측정치에 108(원)을 곱해서 조정한 값을 사용하였다. 일별 거래량의 0인 거래일은 정의될 수 없기 때문에 계산에서 제외하였다. 측정치에 대한 해석은 기존 Amihud 측정치와 동일하게 주식이 작은 Amihud 측정치를 가질수록 주식이 유동적임을 의미한다.

마. 기업의 재무적 성과 측정치

다음으로 학계에서 주로 사용되고 있는 기업의 재무적 성과를 나타내는 지표이자 본 연구에서 중점적으로 사용한 측정치는 ROA와 Tobins'Q이다. ROA(Return on Assets, 총자산수익률)는 한 기업이 그들의 총자산으로 얼마나 수익을 냈는지를 나타내는 대표적인 수익성 지표로, 수익을 재기 위해 기업이 자산을 얼마나 효율적으로 사용했는지를 나타내는 측정치이며, 다음의 식을 이용하여 구한다.

ROA = 순이익/총자산 = 순이익/(부채+자기자본) (9)

다음으로 재무적 성과지표로 많이 사용되고 있는 변수인 토빈의 Q(Tobins'Q)는 다음의 식을 이용하여 구해진다.

토빈의 Q =
(자기자본의 시가총액+부채의 장부가액(이연법인세 차감))/총자산 (10)

ROA는 기업의 재무성과로서 자산 대비 실제 실현한 순이익이 얼마인지를 보여주는 반면, 토빈의 Q는 분자에 자기자본의 시장가치가 포함됨으로써 시장이 기업 가치를 얼마나 높이 평가해 주는지 여부를 측정해준다. 토빈의 Q가 높은 수치를 보일수록 시장에서 고평가 되었음을 의미한다.

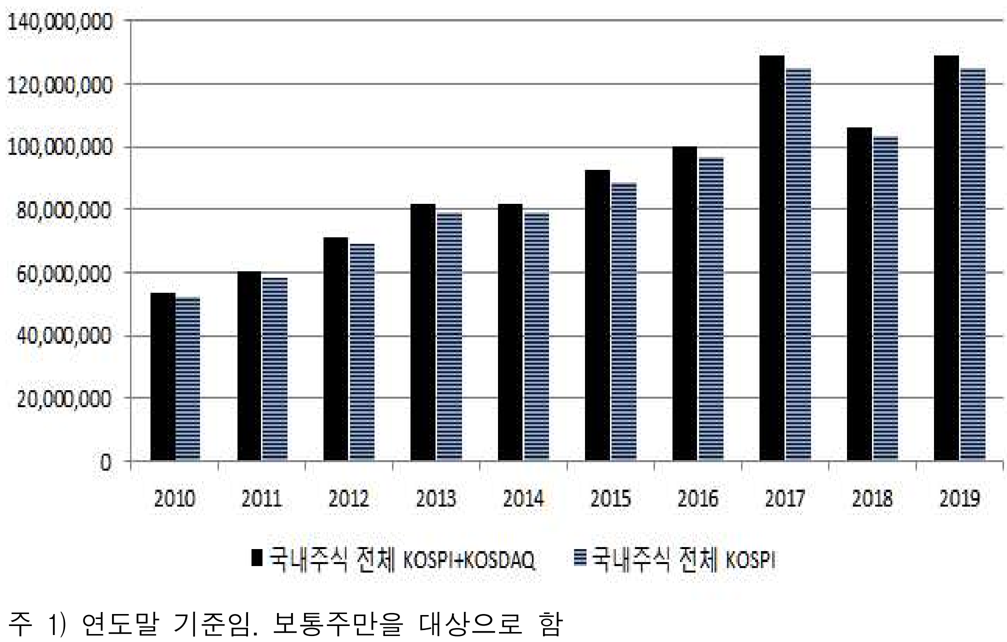
III. 국민연금 기금의 국내주식 운용현황 및 관리지침

1. 국민연금과 해외 연기금의 주식부문 운용현황

가. 국민연금 국내주식 포트폴리오 및 운용현황

[그림 III-1] 국민연금 기금 국내주식부문 시가평가액 규모

(단위:백만원)



주 1) 연도말 기준임. 보통주만을 대상으로 함

2019년도 말 국민연금 기금의 국내주식부문 시가총액 규모는 132조

2,540억 원으로 2010년 53조 3,665억원에서 지난 10년간 꾸준히 증가하는 추세를 보였다. 이 중 약 97%는 상대적으로 대형주 및 중견기업이 상장되어 있는 유가증권시장에 투자 되어있으며, 약 3%정도가 중소기업 및 벤처기업들이 주로 상장되어 있는 코스닥 시장에 투자되고 있다.

<표 Ⅲ-1> 기금의 국내주식 부문 시장별 투자 현황

	시장별 투자현황(억원)			시장에서 차지하는 비중(%)		
	전체	유가 증권시장	코스닥	전체	유가 증권시장	코스닥
2010	533,665	521,535	12,130	4.3	4.6	1.2
2011	623,437	605,537	17,900	5.4	5.8	1.7
2012	719,614	697,025	22,589	5.7	6.0	2.1
2013	792,007	768,572	23,435	6.1	6.5	2.0
2014	831,519	805,504	26,015	6.2	6.8	1.8
2015	938,435	902,220	36,215	6.5	7.3	1.8
2016	1,008,304	981,558	26,746	6.7	7.5	1.3
2017	1,303,695	1,266,783	36,912	6.9	7.9	1.3
2018	1,075,169	1,046,707	28,462	6.8	7.8	1.2
2019	1,303,504	1,128,307	121,976	7.6	8.6	1.5

주 1) 연도말 기준임. 보통주만을 대상으로 함

2) 비상장주식 및 현금성자산, 우선주, ETF, 선물옵션, 외국주 금액은 제외함

3) 자료: 『국민연금 기금운용 성과평가』, 국민연금연구원

국내 주식시장에서 차지하는 비중은 2010년도 4.3%에서 2015년 6.5%, 그리고 2019년 7.6%로 꾸준히 상승하는 추세를 보이는 것으로 분석된다. 유가증권시장과 코스닥시장을 나누어 보면, 국민연금 국내주식 투자 부문이 유가증권 시장에서 차지하는 비중은 2010년 4.6%에서 2019년 현재 8.6%로 그 비중이 급격히 증가했음을 알 수 있다. 반면에, 코스닥시장에서의 비중은 2010년 1.2%에서 2015년 1.8%로 증가하는 추세를 보이다가,

2019년 1.5%로 축소되는 양상을 보였다. 따라서, 유가증권시장에 보다 집중된 포트폴리오 구조를 가지고 있다.

국민연금 기금 전체에서 국내주식이 차지하는 비중은 2010년말 17.0%, 2015년말 18.6%, 2019년말 18.0%로 소폭 증가하는 양상을 보였으나, 최근 해외자산으로의 투자 확대 방침에 따라 기금 전체에서 차지하는 비중은 축소될 전망이다.

<표 III-2> 기금 내 국내주식 규모 및 비중 추이

(단위 : 억 원, %)

구분	기금전체	국내주식	기금내 비중	목표 비중
2010	3,235,975	550,580	17.0	16.6
2011	3,486,718	623,451	17.9	18.0
2012	3,917,709	735,233	18.8	19.3
2013	4,264,913	839,965	19.7	20.0
2014	4,693,948	840,871	17.9	20.0
2015	5,117,635	949,780	18.6	20.0
2016	5,577,207	1,024,343	18.4	20.0
2017	6,209,672	1,315,134	21.2	19.2
2018	6,381,571	1,089,134	17.1	18.7
2019	7,359,984	1,322,540	18.0	18.0

다음으로, 집중도 지수를 이용하여 국민연금 기금의 국내주식부문 포트폴리오의 특징을 살펴보고자 한다. 여기에서 집중도 지수는 시장집중도를 측정하는 대표적인 지표인 허핀달-허쉬만 지수(Herfindal-Hershman index, 이하 HHI)를 이용하여 국내주식운용 전체 포트폴리오에 대한 HHI 지수를 구하였다.

$$종목집중도 = \sum_{i=1}^{N} S_i^2 \ ,$$

단, N=연도말 국내주식 포트폴리오내 주식수

여기서, S_i는 종목 i의 국민연금 국내주식 포트폴리오내 비중을 의미한다. 따라서 국민연금 국내주식 투자 바스켓 안의 주식들을 모두 이용하여 추정한다.

HHI 지수는 상위 k개의 기업 집중률이 지니고 있는 문제점[3])을 극복하기 위해 제안된 지수로, 시장이 얼마만큼 집중되어있는지를 측정하는 대표지수로 활용되고 있으며, 따라서 포트폴리오로 분석될 경우 '집중위험'을 계측할 수 있는 지표로 활용될 수 있는 지표이다

현재 국민연금 기금의 국내주식부문 포트폴리오 구성은 벤치마크인 KOSPI(배당포함) 즉, 국내 주식시장의 특징이 반영되어 대형주 위주의 포트폴리오로 구성 되어있다. 국내주식 전체 포트폴리오에서 상위 10개 종목의 시가총액 기준 비중은 2010년 39.2%에서 점차 증가하는 트렌드를 보이다가 2019년 47.7%로 상승하였다. HHI지수를 이용하여 집중도를 구한 결과에서도 비슷한 결과를 얻었다. 소수 종목에 집중되어 있는 국내 주식시장의 구조가 반영된 결과로 보여지나 향후 투자 유니버스 확대 및 포트폴리오 다각화를 통한 분산투자 및 리스크 관리방안 마련이 필요한 것으로 사료된다.

---

3) 상위 k개의 비중을 보고 집중도를 구하게 되면 생길 수 있는 문제점은 다음과 같다. 첫째, 적정 k를 어느정도로 볼 것인지의 문제이다. 둘째, 참여 기업수가 많은 시장과 참여 기업수가 적은 시장을 비교하게 된다면 동일한 k개 집중률을 가지고 단순 비교하는 것은 무리가 있다. HHI 지수는 상위 몇 개의 기업이 아닌 모든 참여자의 점유율을 고려하고 있기 때문에 상위 k개만을 가지고 분석하는 방법론의 문제점을 해소시킬 수 있다는 장점이 있다. 그러나 HHI지수는 모든 시장 참여자의 점유율을 파악해야 한다는 어려움이 단점으로 제시되기도 한다.

<표 III-3> 국내주식 부문 비중 상위 10개 종목

본 표는 각 연도별 국민연금 기금의 국내주식 투자부문 비중 상위 10개 종목의 지분과 비중을 보여주고 있다. 표에서 비중은 국민연금 국내주식 전체 평가금액에서 해당 종목 시가총액을 나눈 수치를 의미하며, NPS 포트폴리오 내 비중은 국민연금이 투자한 종목별 평가금액/국민연금 국내주식 전체 포트폴리오 평가금액을 의미한다. KOSPI는 그 중 코스피 종목만을 대상으로 했을 EO의 수치이다. 하단의 합계는 10개 종목의 비중을 합산한 값이고, 집중도는 HHI(Herfindal-Hershman index)를 이용하여 종목 집중도를 구한 수치이다. 집중도는 다음과 같은 식을 이용해서 구하였다.

$$\text{종목집중도} = \sum_{i=1}^{N} S_i^2$$, 단, N=연도말 국내주식 포트폴리오내 주식수

여기서, 는 종목 i의 국민연금 국내주식 포트폴리오내 비중을 의미함. 따라서 국민연금 국내주식 투자 바스켓 안의 주식들을 모두 이용하여 추정

Panel A. 2010년

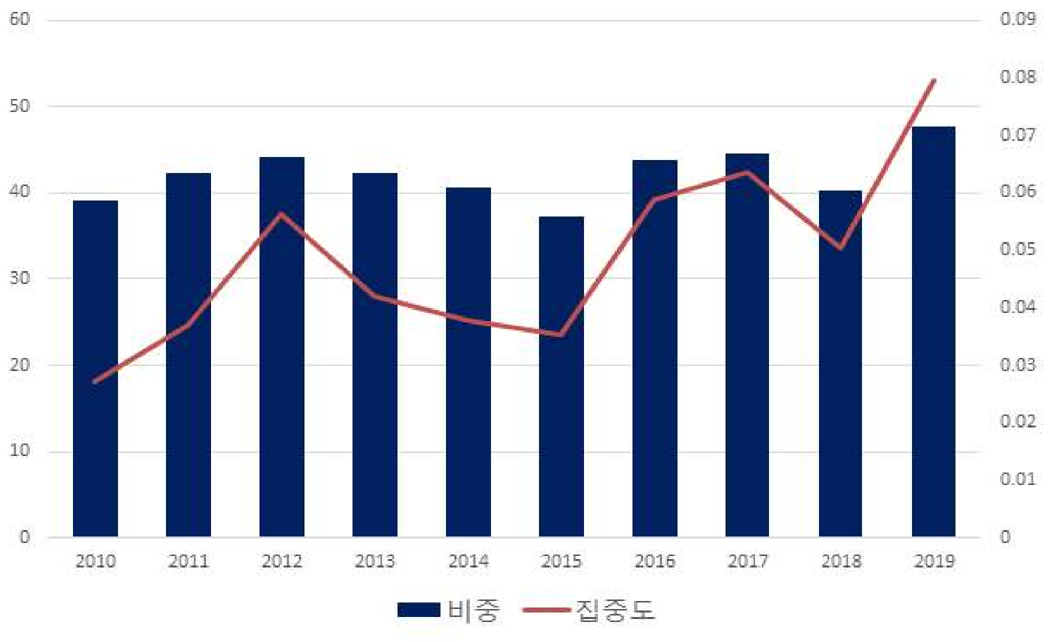
	종목명	비중	NPS 포트폴리오 내 비중	
			전체	KOSPI
1	삼성전자	8.889	14.061	14.382
2	POSCO	2.633	4.164	4.260
3	현대차	2.502	3.958	4.049
4	신한지주	1.795	2.840	2.905
5	LG화학	1.630	2.579	2.638
6	현대모비스	1.581	2.501	2.558
7	SK에너지	1.561	2.469	2.525
8	하이닉스	1.435	2.270	2.322
9	현대중공업	1.409	2.229	2.280
10	KB금융	1.324	2.095	2.143
	합계		39.165	40.061
	집중도		0.027	0.028

Panel B. 2019년

	종목명	비중	NPS 포트폴리오 내 비중	
			전체	KOSPI
1	삼성전자	10.620	27.140	27.932
2	SK하이닉스	10.239	5.381	5.538
3	NAVER	11.520	2.717	2.796
4	현대모비스	11.123	2.082	2.143
5	현대차	10.450	2.064	2.124
6	POSCO	11.802	1.867	1.921
7	LG화학	9.955	1.712	1.762
8	SK텔레콤	11.133	1.641	1.689
9	신한지주	9.895	1.561	1.606
10	KB금융	9.973	1.516	1.560
	합계		47.680	49.071
	집중도		0.082	0.087

[그림 III-2] 상위 10개 종목 집중도 및 포트폴리오 종목 집중도 추이

(좌) 비중(%), (우) 집중도(HHI)



국민연금 국내주식은 1990년 주식형 수익증권 투자를 시작으로 1991년 직접운용, 2001년 위탁운용 투자를 개시하며 국민연금기금의 성장에 중요한 역할을 하였다. 국내주식 운용은 장기적으로 위험한도 내에서 최대 수익 확보를 운용목표로 하고 있으며, 직접운용은 패시브운용(Passive Management)과 위탁운용은 액티브운용(Active management)를 지향[4] 하고 있다. 현재 국민연금 국내주식 패시브운용은 직접운용만으로 구성되어 있으며 벤치마크는 KOSPI200(배당포함)이고, 액티브운용은 직접운용과 위탁운용으로 나누어져 있으며 액티브 직접운용의 벤치마크는 KOSPI200(배당포함)이고, 액티브 위탁운용의 벤치마크는 KOSPI+KOSDAQ100(배당포함)이다.

<표 III-4> 국내주식부문 벤치마크(Benchmark) 지수 및 비중

구분		벤치마크 지수		비중 (2019년말)
		적용 개시연도	벤치마크	
패시브	직접	2005	KOSPI200_T(배당포함)	33.7
액티브	직접	2005	KOSPI200_T(배당포함)	20.4
	위탁	2006	KOSPI+KOSDAQ100 (배당포함)	45.9
	소계	2015	KOSPI+KOSDAQ100 (배당포함)	66.3
국내주식전체		2005	KOSPI_T(배당포함)	100

4) 패시브운용(Passive management)은 통상 시장 수익률 등의 대표 주가지수를 벤치마크 수익률로 활용하여 벤치마크 수익률을 추적하는 투자방식이다. 반면에, 액티브운용(Active management)은 벤치마크 수익률을 초과하는 수익을 추구하기 위해 운용매니저가 종목발굴 및 마켓타이밍 등의 방법론을 이용해 적극적인 투자를 하는 운용방식이다.

국내주식 전체의 최근 10년 성과를 살펴보면, 기금의 10년 누적성과는 51.51%이고, 벤치마크(52.46%) 대비로는 0.95%p 하회하고 있다. 이를 10년 평균으로 환산하면 기금의 성과는 4.24%로 벤치마크(4.31%) 대비 0.06%p 하회이다. 다만 최근 5년평균과 3년평균의 절대성과 및 초과성과는 상승추세를 나타내고 있다. 최근 5년평균의 경우 4.86%로 초과성과는 0.13%p를 실현하였고, 최근 3년평균의 경우 5.68%를 기록하며 벤치마크 대비 0.84%p의 초과성과를 기록하였다. 특히, 2019년에 벤치마크 대비 2.38%p의 높은 초과성과를 달성하였고, 최근 몇 년 동안 저조한 초과성과를 보였던 위탁운용도 양(+)의 초과성과를 실현하며 성과가 개선되었다.

<표 Ⅲ-5> 국내주식 성과추이

(단위 : %, %p)

구분	전체			직접운용			위탁운용		
	기금	BM	초과	기금	BM	초과	기금	BM	초과
2010	24.32	23.45	0.87	24.82	23.81	1.02	23.77	22.69	1.09
2011	-10.15	-9.80	-0.34	-10.54	-11.06	0.52	-9.58	-9.64	0.06
2012	10.21	10.73	-0.52	10.82	12.21	-1.39	9.57	10.04	-0.47
2013	2.65	1.88	0.77	1.23	1.29	-0.06	4.16	1.78	2.39
2014	-5.43	-3.66	-1.77	-6.65	-6.58	-0.07	-4.17	-3.23	-0.95
2015	1.67	3.88	-2.21	-0.90	-0.07	-0.83	4.48	4.86	-0.39
2016	5.64	5.24	0.40	9.99	10.15	-0.16	1.02	3.57	-2.55
2017	26.31	24.08	2.23	28.38	27.47	0.91	23.91	25.46	-1.55
2018	-16.90	-15.63	-1.27	-16.73	-17.61	0.89	-17.08	-15.38	-1.70
2019	12.46	10.08	2.38	15.17	14.80	0.37	9.30	8.61	0.69
3년평균	5.68	4.84	0.84	7.18	6.43	0.75	3.94	4.86	-0.92
5년평균	4.86	4.73	0.13	6.06	5.82	0.24	3.46	4.60	-1.15
10년평균	4.24	4.31	-0.06	4.61	4.49	0.12	3.79	4.17	-0.38
10년누적	51.51	52.46	-0.95	56.93	55.17	1.76	45.08	50.46	-5.39

직접운용과 위탁운용의 성과를 비교해보면, 직접운용은 중장기적으로 절대성과뿐만 아니라 벤치마크 대비 초과성과에서 위탁운용에 비해 양호한 성과를 기록하고 있다. 이러한 결과는 최근 대형주 성과가 개선된 가운데 대형주 위주로 포트폴리오가 구성된 직접운용에서 성과가 개선되었기 때문이다. 특히 직접운용은 벤치마크 구성에 비해서도 대형주 비중이 높아 벤치마크 대비 양(+)의 초과성과를 실현하고 있다. 최근의 직접운용의 양호한 성과의 영향으로 국내주식 전체의 경우 최근의 성과가 개선되며 3년 평균 수익률(5.68%)이 5년 평균(4.86%) 및 10년 평균(4.24%) 대비 높은 성과를 실현하였다.

10년 누적 절대성과를 살펴보면, 대체로 직접운용과 위탁운용이 비슷한 성과를 실현하는 것으로 나타난다. 물론 2015년 대내외적 불안요인 증대로 주식시장이 하락한 가운데 중소형주의 방어로 위탁운용이 직접운용 대비 양호한 성과를 실현하였고, 2019년에는 반도체 관련 종목의 주가 상승에 따라 직접운용이 보다 높은 성과를 기록하며 성과차이가 발생하기도 하였다.

10년 누적 초과성과를 살펴보면, 직접운용의 경우 2015년 이후 음(-)의 누적 초과성과를 실현하였으나 2017년 이후 초과성과가 개선되며 2019년말 1.76%p의 누적 초과성과를 기록하였다. 위탁운용의 경우 2016년 이후부터 최근까지 저조한 초과성과가 지속되며 2019년말 -5.39%p의 누적 초과성과를 나타내었다. 이에 따라 국내주식 전체는 2014년 이래 음(-)의 누적 초과성과를 실현하고 있으며, 2019년말 누적 초과성과는 -0.95%p이다.

[그림 Ⅲ-3] 국내주식 절대성과 및 초과성과 누적 추이(2010~2019년)

누적수익률 및 누적 초과수익률(CAR: Cumulative abnormal return)은 다음과 같은 식을 이용하여 계산 됨

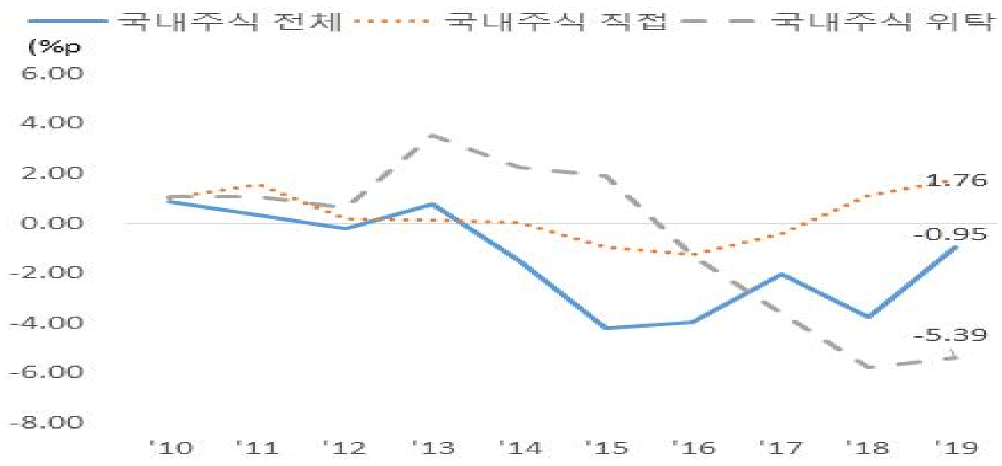
$$CAR_p(t,T) = \sum_{t=1}^{T}(R_{p,t})$$

$$CAR_p(t,T) = \sum_{t=1}^{T}(R_{p,t} - R_{bm,t})$$

여기서 $R_{p,t}$ 는 각 성과단위의 t일의 수익률을 나타내며, $R_{bm,t}$는 벤치마크의 t일 수익률을 나타낸다. 벤치마크 수익률은 국내주식 전체는 KOSPI(배당포함), 직접운용은 KOSPI200(배당포함), 액티브 위탁은 KOSPI(배당포함)와 KOSDAQ100(배당포함)의 합성지수임

Panel A: 누적 절대성과 추이

Panel B: 누적 초과성과 추이



최근 국내주식의 10년간 성과 변동성을 살펴보면, 2016년까지는 변동성이 점차 낮아졌으나 2017년 반도체 업계 성과 개선 가운데 북-미간 무역분쟁으로 인한 긴장고조 등으로 변동성이 재상승하였고, 2018년 국내 주식시장 불확실성 증대 및 시스템리스크 확대로 변동성이 확대되었다. 이에 최근 3년 평균 변동성이 5년 및 10년 평균보다 높은 모습을 나타낸다. 직접운용과 위탁운용을 비교하면, 직접운용의 경우 위탁운용 대비 중장기적으로 높은 성과 변동성을 나타내고 있으며, 벤치마크의 변동성과 비교하여도 위탁운용은 상대적으로 낮은 수준을 보이고 있다. 이는 국내주식 위탁운용의 경우 여러 위탁운용사를 통해 전략이 다양하게 구사되거나 포트폴리오 위험이 분산되며 직접운용 대비 변동성이 낮은 것으로 보인다.

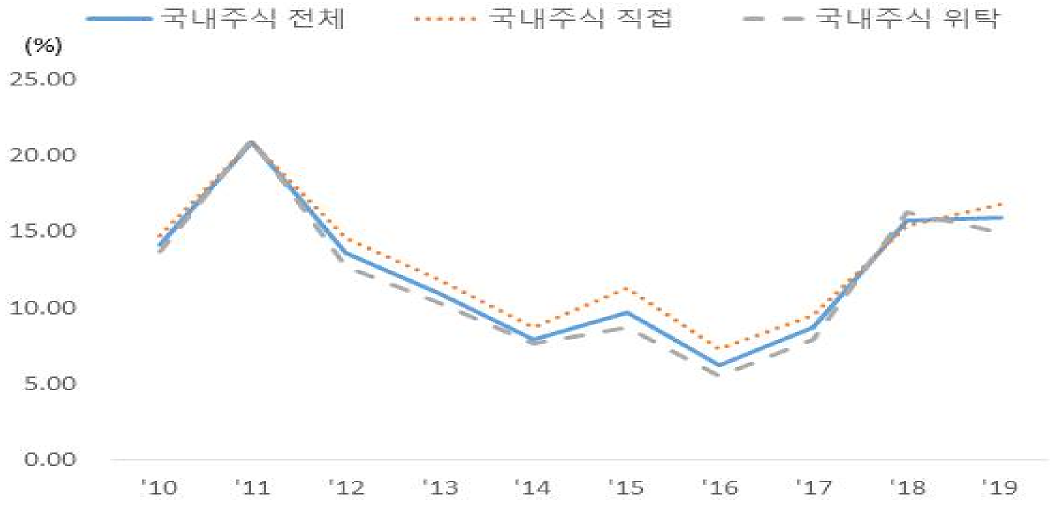
<표 III-6> 국내주식 성과 변동성 추이

(단위 : %, %p)

구분	전체			직접운용			위탁운용		
	기금	BM	차이	기금	BM	차이	기금	BM	차이
2010	14.12	14.81	−0.69	14.75	15.61	−0.87	13.71	14.67	−0.95
2011	20.89	20.56	0.33	20.92	21.10	−0.18	21.10	20.32	0.78
2012	13.63	13.79	−0.17	14.63	14.87	−0.24	12.77	13.39	−0.62
2013	10.94	10.42	0.53	11.80	11.62	0.18	10.36	10.54	−0.18
2014	7.94	7.88	0.06	8.73	8.74	−0.01	7.63	7.44	0.19
2015	9.67	9.48	0.19	11.30	11.18	0.12	8.76	9.20	−0.44
2016	6.20	6.43	−0.22	7.27	7.27	0.00	5.53	6.51	−0.98
2017	8.76	8.72	0.03	9.55	9.30	0.25	7.95	8.29	−0.33
2018	15.77	16.90	−1.13	15.41	15.44	−0.03	16.27	17.65	−1.38
2019	15.90	15.89	0.01	16.78	16.82	−0.05	14.92	15.77	−0.85
3년평균	14.41	14.64	−0.23	14.84	14.84	0.00	14.00	14.81	−0.80
5년평균	12.17	12.31	−0.15	12.86	12.83	0.03	11.69	12.40	−0.72
10년평균	13.10	13.15	−0.04	13.73	13.84	−0.11	12.71	13.07	−0.36

주) 변동성은 월간 수익률의 표준편차임

[그림 III-4] 국내주식 성과 변동성 추이(2010~2019년)



아래 샤프비율은 무위험수익률 대비 초과성과에 대해 위험을 감안하여 산출하였다. 위탁운용의 경우 중장기적으로 직접운용 및 위탁운용 벤치마크 대비 낮은 변동성을 보였음에도 불구하고 상대적으로 낮은 절대수익률을 실현하였기 때문에 직접운용이나 위탁운용 벤치마크 대비 낮은 샤프비율을 나타냈다. 2016년 직접운용은 1.18, 위탁운용은 -0.02라는 예년과 비교해 차이가 큰 샤프비율을 실현하였는데 이는 하반기 중소형주의 하락과 대형주의 상승에 따라 절대성과에서 차이가 벌어졌기 때문이다.

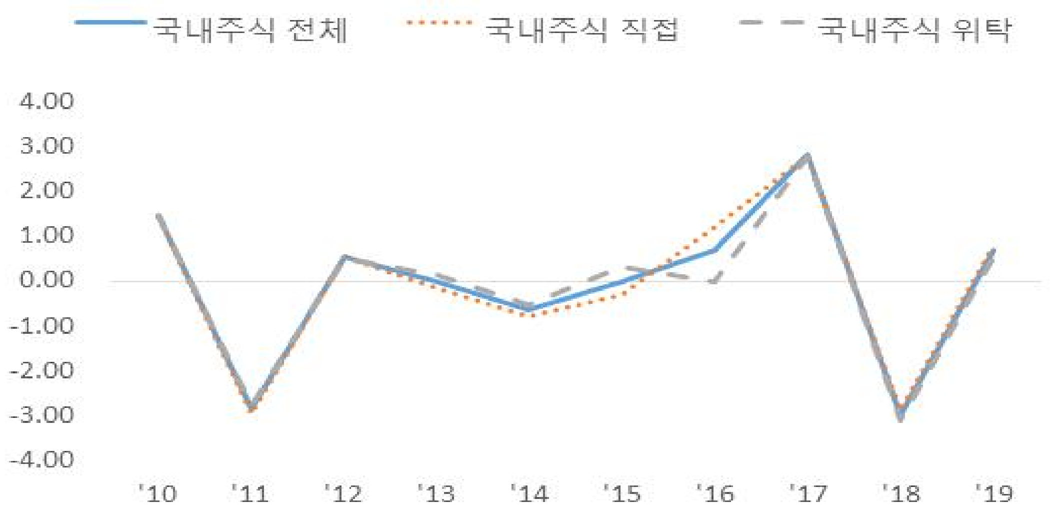
반면, 각각의 성과 변동성은 큰 차이가 없었고, 이에 따라 샤프비율에서 위탁운용이 저조한 성과를 실현한 것이다. 직접운용 및 위탁운용 모두 3년 평균 수익률이 10년 평균 수익률보다 높은 가운데 변동성은 차이가 크지 않아 샤프비율 역시 3년 평균이 10년 평균 대비 높은 성과를 기록하고 있다. 또한 앞서 절대성과에서 살펴본 것과 마찬가지로 국내주식 전체와 직접운용의 샤프비율은 각각의 벤치마크의 샤프비율 대비 높은 값을 실현하였으나 위탁운용의 샤프비율은 벤치마크의 샤프비율 대비 음(-)의 값을 기록하고 있다.

<표 III-7> 국내주식 샤프비율 추이

구분	전체			직접운용			위탁운용		
	기금	BM	차이	기금	BM	차이	기금	BM	차이
2010	1.46	1.33	0.13	1.43	1.29	0.14	1.46	1.29	0.17
2011	-2.87	-2.76	-0.12	-2.96	-3.10	0.14	-2.78	-2.69	-0.09
2012	0.52	0.55	-0.03	0.53	0.61	-0.09	0.50	0.52	-0.01
2013	-0.02	-0.09	0.08	-0.18	-0.18	-0.01	0.13	-0.11	0.24
2014	-0.64	-0.49	-0.14	-0.81	-0.80	-0.01	-0.52	-0.43	-0.08
2015	-0.01	0.22	-0.23	-0.30	-0.21	-0.10	0.31	0.33	-0.03
2016	0.68	0.59	0.09	1.18	1.20	-0.02	-0.02	0.33	-0.35
2017	2.80	2.55	0.25	2.78	2.76	0.02	2.78	2.86	-0.07
2018	-3.00	-3.00	0.00	-2.90	-3.04	0.14	-3.12	-3.09	-0.04
2019	0.69	0.54	0.15	0.81	0.79	0.02	0.52	0.45	0.07
3년평균	0.27	0.21	0.06	0.36	0.31	0.05	0.15	0.21	-0.05
5년평균	0.26	0.24	0.01	0.34	0.32	0.02	0.15	0.23	-0.08
10년평균	0.14	0.14	0.00	0.16	0.15	0.01	0.11	0.13	-0.03

주 1) 무위험수익률은 국고채 3년수익률을 적용하였으며, 변동성은 월간 수익률의 표준편차임
2) 음의 값은 수정샤프비율 방식으로 산출되었음

[그림 III-5] 국내주식 샤프비율 추이(2010~2019년)



정보비율(IR)은 벤치마크 대비 초과성과를 그 변동성인 액티브위험(TE)으로 조정하여 산출한다. 중장기적으로 벤치마크 대비 양(+)의 초과성과를 나타냈던 직접운용은 정보비율(IR)에서도 마찬가지로 양(+)의 값을 나타낸다. 반면, 위탁운용은 벤치마크 대비 음(-)의 초과성과에 따라 정보비율(IR)도 음(-)의 성과를 기록하였다. 초과성과의 변동성인 액티브위험(TE)을 살펴보면, 위탁운용이 직접운용에 비해 더 큰 수치를 보여 위탁운용의 포트폴리오와 벤치마크 사이에 괴리가 더 심하다는 것을 알 수 있다. 이는 앞서 절대성과 변동성의 경우 위탁운용사의 포트폴리오가 분산됨에 따라 위탁운용이 직접운용 대비 낮게 나왔던 것과는 상반된다. 위탁운용의 액티브위험(TE)이 직접운용 대비 지속적으로 높은 이유는 위탁운용 벤치마크 내에는 국민연금 위탁운용이 보유하는데 제약이 있는 종목들이 다수 들어 있어 벤치마크와의 괴리도를 좁히기 어렵기 때문이다.

<표 Ⅲ-8> 국내주식 정보비율 및 액티브위험 추이

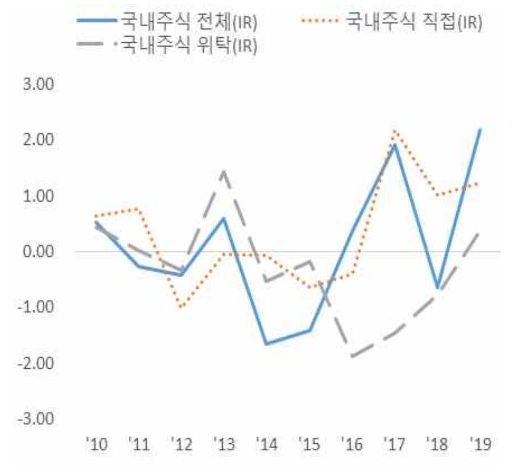
(단위 : IR-비율, TE-%)

구분	전체		직접운용		위탁운용	
	IR	TE	IR	TE	IR	TE
2010	0.54	1.61	0.65	1.55	0.45	2.39
2011	−0.27	1.25	0.78	0.67	0.02	2.93
2012	−0.41	1.25	−1.02	1.36	−0.32	1.48
2013	0.59	1.32	−0.05	1.14	1.43	1.66
2014	−1.66	1.07	−0.07	1.07	−0.52	1.83
2015	−1.42	1.55	−0.65	1.29	−0.17	2.26
2016	0.37	1.09	−0.40	0.39	−1.87	1.37
2017	1.91	1.17	2.19	0.41	−1.45	1.07
2018	−0.65	1.95	1.01	0.88	−0.78	2.19
2019	2.18	1.09	1.24	0.29	0.38	1.80
3년평균	0.56	1.50	1.30	0.58	−0.53	1.73
5년평균	0.09	1.46	0.31	0.75	−0.65	1.77
10년평균	−0.05	1.37	0.12	0.98	−0.20	1.93

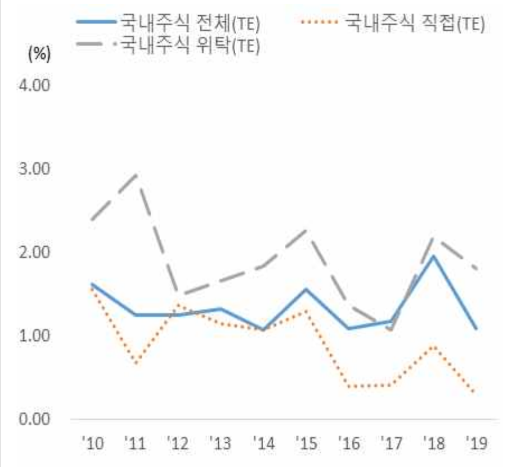
주) 월간 수익률 기준으로 산출되었음

[그림 III-6] 국내주식 위험조정수익률 추이(2010~2019년)

<정보비율(IR)>



<액티브위험(TE)>



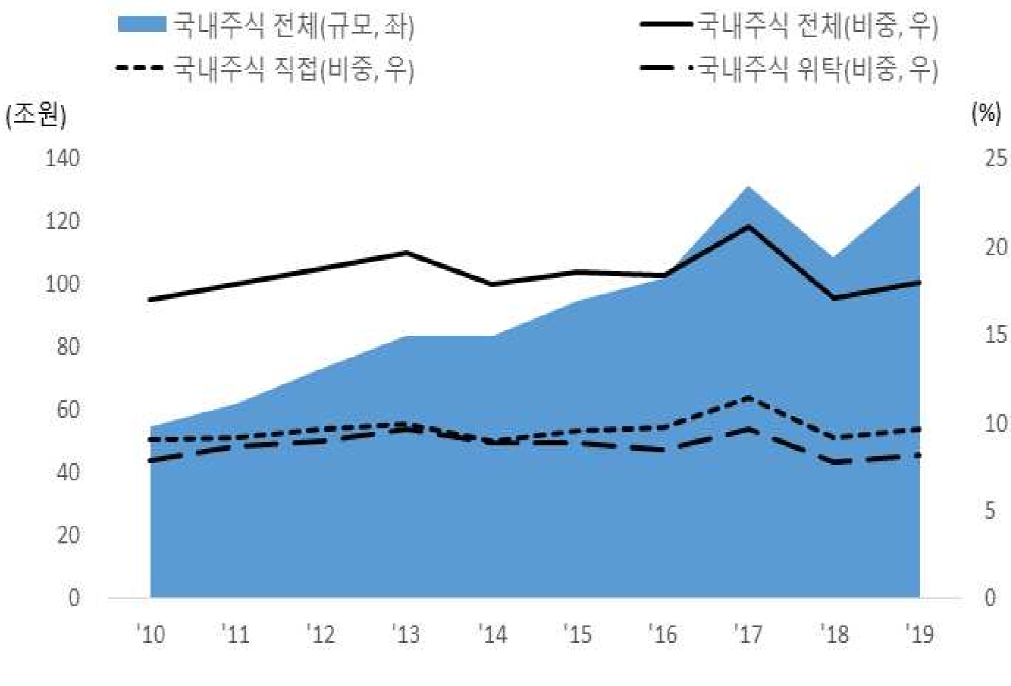
국민연금 국내주식은 2010년 55조 580억 원이었으나 국내주식의 기금 내 목표비중이 2016년 말까지 증가함에 따라 국내주식 운용규모도 함께 증가하게 된다. 협소한 국내 주식시장의 영향력 축소와 해외자산 및 대체투자 목표비중 확대 가운데 국내주식의 기금 내 목표비중이 2017년 이후 축소되고 있다. 2018년 글로벌 주식시장 침체 가운데 국내주식 또한 성과가 하락하며 운용규모가 줄어들기도 하였으나 2019년 성과가 개선되며 국내주식 운용규모는 2019년 말 132조 2,540억 원으로 증가하였고, 기금 전체에서 18.0%를 차지하고 있다. 최근 10년 사이 운용규모를 살펴보면, 직접운용이 위탁운용 대비 자산 내 높은 비중을 지속적으로 차지하고 있었다. 최근에는 국내 주식시장이 대형주 중심으로 성과가 개선된 가운데 직접운용의 자산 규모가 증가폭이 커지며 상대적으로 비중이 더 증가하였다.

<표 Ⅲ-9> 국내주식 규모 및 비중 추이

(단위 : 억 원, %)

구분	전체				직접운용			위탁운용		
	규모	자산군 내비중	기금내 비중	목표 비중	규모	자산군 내비중	기금내 비중	규모	자산군 내비중	기금내 비중
2010	550,580	100.0	17.0	16.6	294,306	53.5	9.1	256,274	46.5	7.9
2011	623,451	100.0	17.9	18.0	321,540	51.6	9.2	301,911	48.4	8.7
2012	735,233	100.0	18.8	19.3	381,086	51.8	9.7	354,147	48.2	9.0
2013	839,965	100.0	19.7	20.0	426,878	50.8	10.0	413,087	49.2	9.7
2014	840,871	100.0	17.9	20.0	424,570	50.5	9.0	416,301	49.5	8.9
2015	949,780	100.0	18.6	20.0	493,251	51.9	9.6	456,529	48.1	8.9
2016	1,024,343	100.0	18.4	20.0	548,202	53.5	9.8	476,141	46.5	8.5
2017	1,315,134	100.0	21.2	19.2	712,852	54.2	11.5	602,282	45.8	9.7
2018	1,089,134	100.0	17.1	18.7	588,431	54.0	9.2	500,703	46.0	7.8
2019	1,322,540	100.0	18.0	18.0	716,121	54.1	9.7	606,419	45.9	8.2

[그림 Ⅲ-7] 국내주식 규모 및 기금 전체 내 비중 추이

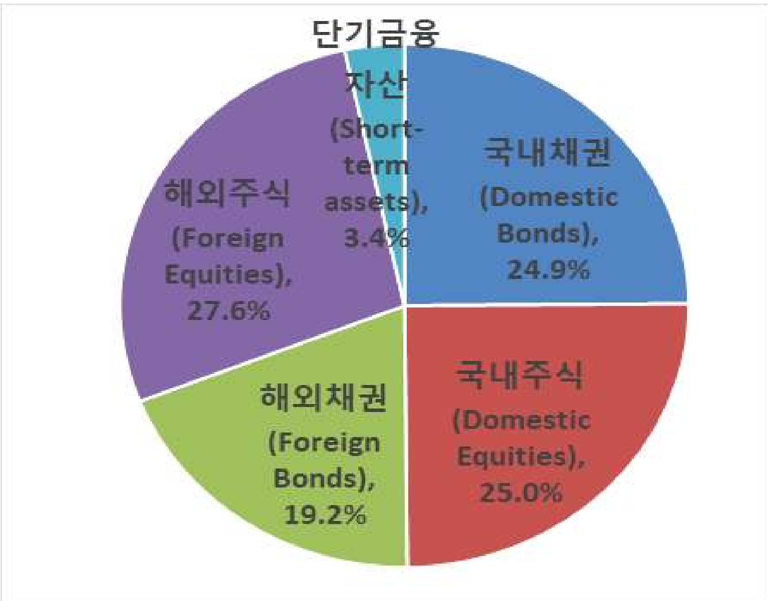


나. 해외연기금의 주식부문 운용 추이

국민연금 주식부문(국내주식+해외주식)의 기금 내 운용규모는 최근 10년 사이 확대되며 2019년말 40.6%를 차지하고 있다. 이는 2010년 대비 17.4%p, 2015년 대비 8.4%p 증가한 수치이다.

같은 기간 국민연금과 같이 주식부문 비중을 확대한 해외연기금은 2019년 말 기금 내 52.5%를 차지하는 일본 GPIF가 있으며, GPIF는 기금 내 주식부문의 비중을 2010년 대비 26.0%p를 확대하였다. GPIF의 주식부문의 비중 확대는 2014년 시행된 자산 포트폴리오 변경에 따른 것으로 기존 채권 중심의 운용에서 주식부문의 목표비중을 확대하였기 때문이다. 2019년말 기준 GPIF의 국내주식 및 해외주식 목표비중은 각각 25%를 차지하고 있다.

[그림 Ⅲ-8] 일본의 GPIF 포트폴리오 구성현황 (19년도말)



자료: GPIF, 2019년 회계연도 3분기말('19년말) 보고서

<표 Ⅲ-10> 연기금의 주식부문(국내+해외) 비중 추이

(단위: %)

구분	'10	'11	'12	'13	'14	'15	'16	'17	'18	'19	비중 변화 17년말 대비	비중 변화 15년말 대비	비중 변화 10년말 대비
한국 (NPS)	23.2	23.5	26.8	30.1	30.0	32.2	33.7	38.6	34.8	40.6	2.0	8.4	17.4
일본 (GPIF)	26.6	24.5	28.7	34.8	39.4	46.2	46.9	51.1	48.0	52.5	1.4	6.4	26.0
캐나다 (CPPIB)	38.6	34.4	32.3	32.1	30.9	31.0	34.8	40.5	31.9	30.7	-9.8	-0.3	-7.9
미국 (CalPERS)	49.6	52.7	48.3	51.8	53.1	53.8	51.9	50.4	47.5	50.6	0.2	-3.2	1.0
네덜란드 (ABP)	32.7	31.8	29.6	34.7	34.7	30.2	33.7	35.3	33.3	32.5	-2.8	2.3	-0.2
노르웨이 (GPFG)	61.5	58.7	61.2	61.7	61.3	61.2	62.5	66.6	66.3	70.8	4.2	9.7	9.4

주 1) NPS, GPIF, CPPIB, ABP, GPFG는 각 당해연도 12월말 기준임
2) 공개된 자료의 제약으로 CalPERS는 2010-2016년은 차년도 6월말 기준, 2017-2019년은 당해연도 12월말 기준임
3) 위험자산 비중은 채권을 제외한 주식 및 대체투자의 비중임
자료 : 각 연기금의 분기별 및 연차보고서

노르웨이 GPFG도 최근 10년 사이에 주식의 비중은 9.4%p 확대한 반면 채권의 비중은 12.1%p 축소하였다. 이와 같은 GPFG의 주식부문 비중 확대는 최근 5년 사이에 집중되었다.

해외연기금 중 미국 CalPERS와 네덜란드 ABP의 경우 최근 10년 사이에 주식부문의 비중 변화가 크지 않았다. CalPERS는 이미 2010년에 주식부문의 비중이 기금 내 50% 수준을 차지하고 있었고, 최근 10년 사이에 기금 포트폴리오의 자산군별 비중에서 큰 변화를 시도하지 않은 것으로 보인다. 마찬가지로 같은 기간 동안 ABP도 기금 내 모든 자산군의 비중에서는 큰 변화가 없었다.

반면, 캐나다 CPPIB는 2010년 말 대비 2019년 말에는 주식부문의 비중이 7.9%p 축소되었다. 이와 같은 주식부문의 비중 축소는 CPPIB가 채권과

주식의 비중은 축소하는 대신 대체투자의 비중을 확대하는 운용전략을 수행하였기 때문이다.

<표 Ⅲ-11> 각 연기금의 주식부문 성과 추이

(단위: %)

구분			'17	'18	'19	3년 평균	5년 평균	10년 평균
한국 (NPS)	국내주식	기금	26.31	-16.90	12.46	5.68	4.86	4.24
		BM	24.08	-15.63	10.85	4.84	4.73	4.31
		초과	2.23	-1.27	2.38	0.84	0.13	-0.07
	해외주식	기금	10.68	-5.60	31.64	11.21	9.88	9.35
		BM	9.57	-5.36	31.45	10.88	9.56	9.17
		초과	1.12	-0.24	0.19	0.33	0.32	0.18
일본 (GPIF)	국내주식	기금	22.02	-15.98	17.98	6.55	6.39	8.86
		BM	22.22	-15.97	18.05	6.63	6.39	8.92
		초과	-0.20	-0.01	-0.07	-0.08	-0.01	-0.06
	해외주식	기금	20.64	-11.11	26.62	10.73	6.82	11.65
		BM	20.21	-11.10	26.42	10.55	6.82	11.63
		초과	0.42	-0.01	0.20	0.18	-0.00	0.02
미국 (CalPERS)	공모주식	기금	24.00	-8.90	25.75	12.40	8.80	9.50
		BM	24.35	-8.60	26.00	12.70	8.90	9.40
		초과	-0.35	-0.30	-0.25	-0.32	-0.07	0.18
네덜란드 (ABP)	주식	기금	12.30	-5.90	27.40	10.42	10.16	11.11
노르웨이 (GPFG)	주식	기금	19.44	-9.49	26.02	10.86	8.99	9.84

주 1) 각 당해연도 12월말 기준임
2) 각 분기별 보고서의 성과를 각 당해연도 12월말 기준으로 기하누적하였으며, 실제수익률과 상이할 수 있음
3) 미국 CalPERS와 네덜란드 ABP의 경우 사모주식을 대체투자로 임의 분류하여 위 표에는 표기하지 않았음
4) 캐나다 CPPIB는 주식부문 성과를 각 연도 12월말 기준으로 별도 공시하지 않아 표에서 제외하였음

일본 GPIF는 2019년 일본 주식시장이 호황이었던 가운데 일본 국내주식의 성과가 18.0%를 기록하였고, 해외주식도 26.6%를 실현하며 기금 전체 성과를 견인하였다. 중장기적으로 일본 국내주식은 음(-)의 초과성과를 기록하고 있는 반면, 해외주식은 양(+)의 초과성과를 실현하고 있다. 미국 CalPERS의 경우 중장기적으로 공모주식 및 사모주식이 기금 내 가장 높은

성과를 실현하고 있어 기금의 절대성과에 긍정적인 기여를 하고 있다. 다만, 3년평균 및 5년평균은 벤치마크 대비 음(-)의 초과성과를 기록하고 있다. 네덜란드 ABP도 주식의 높은 성과가 기금 전체에 긍정적인 기여를 하며 기금 전체 성과를 견인하고 있다. GPFG의 경우 주식부문의 성과가 중장기적으로 10% 내외를 기록하고 있으며, 최근 5년 사이 주식부문의 비중이 확대되며 기금의 절대 성과에 긍정적인 기여를 하고 있다.

<표 III-12> 각 연기금의 주식부문 변동성 및 정보비율 추이

(단위: %)

구분			'17	'18	'19	3년 평균	5년 평균	10년 평균
한국 (NPS)	국내주식	기금	8.76	15.77	15.90	14.41	12.17	13.10
		BM	8.72	16.90	15.89	14.64	12.31	13.15
		TE	1.91	-0.65	2.18	0.56	0.09	-0.05
		IR	1.17	1.95	1.09	1.50	1.46	1.37
	해외주식	기금	6.13	13.54	9.73	10.72	10.75	10.72
		BM	5.52	12.94	10.77	10.69	10.91	10.60
		TE	0.50	-0.11	0.12	0.17	0.16	0.08
		IR	2.25	2.27	1.63	2.02	1.99	2.19
일본 (GPIF)	국내주식	기금	6.94	20.25	9.93	17.13	16.66	18.42
		BM	6.96	20.27	9.99	17.08	16.60	18.36
		TE	0.19	0.08	0.08	0.17	0.19	0.23
		IR	-1.09	-0.15	-0.83	-0.50	-0.03	-0.24
	해외주식	기금	3.00	21.28	13.38	16.55	15.01	18.49
		BM	3.11	21.18	13.17	16.54	14.99	18.47
		TE	0.30	0.32	0.33	0.35	0.30	0.25
		IR	1.43	-0.03	0.59	0.52	-0.01	0.09
미국 (CalPERS)	공모주식	기금	2.00	14.46	9.85	12.01	-	-
		BM	2.01	14.56	9.96	12.05	-	-
		TE	0.17	0.44	0.12	0.26	-	-
		IR	-2.01	-0.69	-2.03	-1.25	-	-
노르웨이 (GPFG)	주식	기금	1.85	14.67	9.86	11.95	11.34	12.39

주 1) 각 당해연도 12월말 기준임
2) 주요 연기금과의 비교를 위해 국민연금의 변동성도 분기별 성과를 기준으로 산출되었으며, 이에 따라 앞서 기금운용의 위험조정수익성과(샤프지수)와 상이할 수 있음
3) 미국 CalPERS의 경우 사모주식을 대체투자로 임의 분류하여 위 표에는 표기하지 않았음
4) 캐나다 CPPIB와 네덜란드 ABP의 경우 주식부문 성과를 각 분기별로 별도 공시하지 않아 표에서 제외하였음

성과 변동성 및 정보비율은 해외연기금과의 비교를 위해 분기별 자료를 활용하였으며 앞서 월간수익률로 산출된 변동성이나 정보비율(IR)의 수치와 상이할 수 있다. 국민연금의 중장기 변동성을 다른 해외연기금과 비교하면 국내주식의 경우는 일본 GPIF보다는 낮은 편이지만 미국 CalPERS나 노르웨이 GPFG보다는 높은 것으로 확인된다.

국민연금 해외주식의 중장기 변동성은 다른 해외연기금에 비해 상대적으로 낮은 수준으로 나타난다. 국민연금 주식부문의 정보비율(IR)을 살펴보면, 중장기적으로 다른 해외연기금과 달리 벤치마크 대비 양(+)의 초과성과에 따라 양(+)의 정보비율을 나타내고 있다. 일본 GPIF의 변동성의 경우 국민연금과 비슷하게 5년평균보다는 3년평균이나 10년평균이 높게 나타나는데 이는 2015년 전후 글로벌 경기침체 시 주식시장이 전반적으로 하락하였던 경향이 있었기 때문으로 보인다. GPIF의 중장기 TE를 보면 해외주식의 TE가 더 증가하는 것으로 나타난다. 미국 CalPERS의 경우 최근 지속된 벤치마크 대비 음(-)의 초과성과에 따라 IR이 음(-)의 값을 나타내고 있다. 노르웨이 GPFG의 경우 기금의 변동성만 확인할 수 있으며 중장기적으로 11% 내외를 기록하고 있어 국민연금의 해외주식 보다는 높은 변동성을 나타내고 있다.

2. 국내주식 자금집행 및 위험관리 규정

가. 국민연금 국내주식 자금집행 관련 규정

국민연금 국내주식 자금집행에 관한 규정은 국민연금기금 운용규정에 수립되어 있다. 먼저, 제6장제34조에서는 각 위탁운용사에게 집행되는 자금은 국내주식 위탁운용 총 자산의 10%를 초과할 수 없다. 또한 펀드순자산

변동, 자금배분감소 등에 따라 10%라는 배분한도를 초과할 경우 이 사유가 발생한 날로부터 3개월 이내에 해소되어야 한다.

제9장제2절제1관제57조는 종목별 지분율 보고에 대해 규정되어 있다. 기금은 발행사가 같은 회사의 보통주 및 우선주 각각에서 총 주식수의 10%를 초과하여 보유할 경우 리스크관리위원회에 보고하여야 하며, 리스크관리위원회는 그 내역을 검토하여 부적절하다고 판단할 경우 시정을 요구할 수 있다. 제2관제62조는 직접운용의 종목별 투자한도에 대해 규정하고 있다. 먼저, 직접운용은 같은 발생사의 보통주 및 우선주의 각각에서 총 주식수의 10%를 초과할 수 없으며, 그리고 이들 보통주 및 우선주의 시가기준 보유잔액 총액이 보유주식 시가총액의 10%를 초과하여 투자하지 못한다.

<표 Ⅲ-13> 국민연금 국내주식 자금집행 관련 규정

국민연금기금 운용규정
제6장 위탁운용 **제34조(위탁운용사별 배분 한도와 위탁운용 수수료)** ① 위탁운용사별로 배분하는 자금규모는 기금의 위탁운용 자산총액의 100분의 10을 초과할 수 없다. ② 펀드순자산변동, 자금배분감소 등으로 위탁운용사별 배분한도를 초과하는 경우에는 사유 발생일로부터 3개월 이내에 이를 해소하여야 한다. **제9장 자산의 세부 관리·운용** **제2절 주식직접운용** **제1관 통칙** **제57조(종목별 지분율 보고)** 기금은 동일회사가 발행한 보통주 및 우선주 각각의 발행주식 총수의 100분의 10을 초과하여 보유하는 경우 리스크관리위원회에 보고하여야 하며, 리스크관리위원회는 그 내역이 부적절하다고 판단될 경우에는 이의 시정을 요구할 수 있다.

제2관 국내주식 직접운용

제62조(종목별 투자한도) ① 국내주식 직접운용에 있어서는 동일회사가 발행한 보통주 및 우선주 각각의 발행주식 총수의 100분의 10을 초과하여 투자할 수 없다.

② 국내주식 직접운용에 있어서는 동일회사가 발행한 보통주 및 우선주의 시가기준 보유잔액 총액이 보유주식 시가총액의 100분의 10을 초과하여 투자할 수 없다.

③ 제1항 및 제2항에 불구하고 수익성 및 안정성 등이 있다고 판단되는 경우에는 리스크관리위원회의 심의・의결을 거쳐 한도를 초과하여 운용할 수 있다.

④ 주가상승 등으로 종목별 투자한도를 초과하는 경우에는 사유 발생일로부터 1개월 이내에 이를 해소하여야 한다.

⑤ 제4항에 불구하고 수익성 및 안정성 등이 있다고 판단되는 경우에는 투자위원회심의・의결을 거쳐 투자한도를 초과하여 보유할 수 있다. 이 경우 제42조제3항 후단을 준용한다.

자료 : 국민연금기금 운용규정(2020.06.25.)

또한 주가상승 등의 이유로 종목별 투자한도를 초과할 경우에는 사유 발생일로부터 1개월 이내에 이를 해소하여야 하며, 이에도 불구하고 수익성 및 안정성 등이 존재한다고 판단되는 경우 투자위원회의 심의 및 의결을 거쳐 투자한도를 초과하여 보유할 수 있다. 이 경우 이에 대한 내역을 리스크관리위원회에 보고하여야 하며, 리스크관리위원회는 그 내역이 적절하지 않다고 판단할 경우 이에 대해 시정을 요구할 수 있도록 규정하고 있다.

나. 국민연금 국내주식 위험관리 관련 규정

국내연금기금 운용규정 제4장제1절은 위험관리 관련 사항이 수립되어 있다. 제20조의2(국내주식 포트폴리오 위험관리)에 따르면 리스크관리실은 국내주식 포트폴리오 수익률이 벤치마크 대비 괴리도가 -3%p 이내에서 관리하도록 규정되어 있으며, 이러한 점검결과를 주식운용실장에게 통보하도록 되어 있다. 만약 괴리도가 -3%p를 초과할 경우 주식운용실장은 리스크

관리위원회에서 이와 관련된 대책계획을 보고해야 한다. 국민연금 운용규정 시행규칙 제26조의2는 이와 관련하여 세부사항에 대해 규정하고 있다. 먼저 벤치마크와 포트폴리오 괴리도가 1%p를 미달하면 즉시 주식운용실장은 기금운용본부장에게 관련 사항을 보고해야 한다. 만약 1%p 미달이 3영업일 이상 지속된다면 5영업일 이내에 포트폴리오를 조정해야 한다. 만약 2%p를 초과할 경우 즉시 주식운용실장은 기금운용본부장에게 관련 사항을 보고해야 하며, -3%p를 초과한 포트폴리오 괴리도 미달이 5영업일 이상 지속된다면 그 원인을 분석한 결과에 따라 조치를 실시해야 하고, 기조치사항, 포트폴리오 분석결과 및 향후 운용방안을 리스크관리위원회에 보고해야 한다. 리스크관리위원회가 관련 보고 사항이 적절하지 않다고 판단한다면 이에 대해 시정할 것을 요구할 수 있다.

국민연금기금 운용규정 제20조의4는 국내주식 액티브 직접운용의 보유종목 위험관리에 대해 규정하고 있다. 먼저 국민연금기금 운용규정에서는 기금의 보유 종목 중 가격의 과도한 하락이 있다면 관련 시행규칙이 정하는 바에 따라 관리하도록 규정되어 있다. 관련 시행규칙 제26조의4는 패시브 펀드를 제외한 국내주식 직접운용에 대해 3단계의 단계별 조치사항을 적용하도록 규정하고 있다. 첫 번째 보유종목의 전주말 종가 기준 수익률이 업종지수 수익률 대비 -10%p를 초과할 경우 주식운용실장은 특이사항을 점검하고 이를 기금운용본부장에게 월별로 보고하도록 하고 있다. 2단계로 보유종목의 전주말 종가 기준 수익률이 업종지수 수익률에 비해 -20%p 초과하고 해당 종목의 가격이 기준가격 대비 -20% 이상 하락할 경우 이에 대한 요인과 검토의견 및 향후 대책을 기금운용본부장에게 보고해야 한다. 마지막 단계로 보유종목의 전주말 종가 기준 수익률이 업종지수 수익률 대비 -20%p를 초과하고 해당 종목의 가격이 기준가격 대비 -30%이상 하락

한다면 주식하락 요인, 검토의견 및 향후 주가의 추가 변동에 대응한 사후관리 방안 등의 대책을 투자위원회에 보고해야 한다. 투자위원회는 필요시 해당 종목의 20%를 처분하거나 해당 종목의 보유비중을 시장비중의 90% 이하로 축소, 또는 사후관리를 위한 요건을 지정해야 한다. 이에 따라 매각이 이뤄진다면 해당 종목이 매각 후 6개월이 경과하거나 매각의 사유가 해소된 경우에만 재매입할 수 있다. 만약 6개월이내라도 매각 사유가 해소되었거나 그 사유가 시장 가격에 충분히 반영되었다고 판단할 경우 투자위원회의 심의 및 의결을 거쳐 재매입할 수 있다. 보유종목의 전부 또는 일부를 매도할 경우에는 그 종목의 내재가치를 기준으로 판단해야 하며, 리스크관리실장은 위험관리가 필요한 종목을 점검하여 소관 부서장에게 통보하여야 한다. 이에 대한 소관 부서장은 시행규칙이 정한 바에 따라 리스크관리위원회에 향후 대책 등을 보고해야 하며, 리스크관리위원회는 이를 검토하여 그 내역이 부적절하다고 판단될 경우 이에 대해 시정을 요구할 수 있다.

이 밖에도 각 운용 부서장은 유동성 위험 관리를 위해 투자증권 매입시 해당 종목의 재무구조 및 거래량 등을 고려하도록 규정되어 있다.

<표 III-14> 국민연금 국내주식 위험관리 관련 규정

국민연금기금 운용규정	국민연금기금 운용규정 시행규칙
제4장 위험관리 및 내부통제 제1절 위험관리	제5장 위험관리 및 내부통제 제1절 위험관리
제20조의2(국내주식 보유포트폴리오 위험관리) ① 포트폴리오 수익률이 벤치마크지수 수익률에 대비하여 미달하는 괴리도는 3퍼센트포인트 이내로 관리하여야 한다. ② 리스크관리실장은 제1항의 괴리도를 점검하여 주식운용실장에게 통보한다. ③ 제1항의 괴리도를 초과하는 경우 주식운	제26조의2(국내주식 보유포트폴리오 위험관리) ① 규정 제20조의2제4항에 따라 국내주식 패시브운용은 다음 각 호에 따라 관리한다. 1. 벤치마크지수 수익률 대비 미달하는 포트폴리오 수익률의 괴리도(이하 “포트폴리오괴리도”라 한다)가 1퍼센트포인트를

용실장은 리스크관리위원회에 향후 대책 등을 보고하여야 한다. ④ 그 밖에 제1항의 관리에 필요한 사항과 제3항의 보고에 관한 사항은 시행규칙으로 정한다.	초과하는 경우에는 주식운용실장은 본부장에게 이를 즉시 보고한다. 2. 포트폴리오괴리도가 1퍼센트포인트를 초과하여 3영업일 이상 지속되는 경우에는 5영업일 이내에 포트폴리오를 조정한다. ② 규정 제20조의2제4항에 따라 국내주식 액티브운용은 다음 각 호에 따라 관리한다. 1. 포트폴리오괴리도가 2퍼센트포인트를 초과하는 경우에는 주식운용실장은 본부장에게 이를 즉시 보고한다. 2. 포트폴리오괴리도가 3퍼센트포인트를 초과하여 5영업일 이상 지속되는 경우에는 원인분석 결과에 따라 포트폴리오 조정 등의 조치를 실행하고, 기조치사항과 포트폴리오 분석결과 및 향후 운용방안을 리스크관리위원회에 보고한다. 3. 리스크관리위원회는 기조치사항 및 향후 운용방안이 적절하지 않을 경우 시정을 요구할 수 있다.
제20조의4(국내주식 액티브 직접운용 보유종목 위험관리) ① 기금이 보유한 종목의 가격이 시장 또는 해당 업종에 비하여 과도하게 하락하거나, 하락할 것으로 예상되는 경우에는 시행규칙이 정하는 바에 따라 이를 별도로 관리하여야 한다. ② 제1항에 따라 보유종목의 전부 또는 일부를 매도하고자 할 때에는 해당 보유종목의 내재가치를 기준으로 판단하여야 한다. ③ 리스크관리실장은 위험관리가 필요한 종목을 점검하여 소관 부서장에게 통보한다. ④ 위험관리가 필요한 종목에 관하여 소관부서장은 시행규칙이 정하는 바에 따라 리스크관리위원회에 향후 대책 등을 보고하여야 하며, 리스크관리위원회는 그 내	제26조의4(국내주식 액티브 직접운용 보유종목 위험관리) ② 규정 제20조의4제1항에서 “시행규칙이 정하는 바”란 패시브펀드를 제외한 국내주식 직접운용에 적용하는 다음 각 호의 단계별 조치를 말한다. 1. 제1단계로서 보유종목의 전주 말 종가를 기준으로 한 수익률이 업종지수 수익률 대비 10퍼센트포인트를 초과하여 하락하는 경우, 주식운용실장은 해당 종목에 대한 특이사항을 점검하여 본부장에게 월별로 보고한다. 2. 제2단계로서 보유종목의 전주 말 종가를 기준으로 한 수익률이 업종지수 수익률 대비 20퍼센트포인트를 초과하여 하락하고 해당종목의 가격이 기준가격 대비 100

역이 부적절하다고 판단될 경우 이의 시정을 요구할 수 있다.	의 20 이상 하락하는 경우, 주식운용실장은 해당 종목에 대한 주가하락 요인, 검토의견 및 향후 대책 등을 본부장에게 보고한다. 3. 제3단계로서 보유종목의 전주 말 종가를 기준으로 한 수익률이 업종지수 수익률 대비 20퍼센트포인트를 초과하여 하락하고 해당종목의 가격이 기준가격 대비 100의 30 이상 하락하는 경우, 주식운용실장은 해당 종목에 대한 주가하락 요인, 검토의견 및 향후 주가의 추가 변동에 따른 사후관리 방안을 포함한 대책 등을 투자위원회에 보고한다. 이 경우 투자위원회가 필요하다고 판단하면 다음 각 목의 어느 하나에 해당하는 조치를 취할 수 있다. 가. 보유 주식수의 100분의 20을 처분 나. 해당 종목의 보유 비중을 시장비중의 100분의 90 이하로 축소 다. 사후관리를 위한 요건 지정 ③ 제2항제3호 각 목 외 부분 중 후단에 따라 투자위원회가 조치를 취하여 매각한 종목에 대하여는 6개월이 경과하고 매각사유가 해소되었다고 판단하는 경우에 한정하여 재매입할 수 있다. 다만, 매각사유가 해소되거나 그 사유가 충분히 시장 가격에 반영되었다고 판단되는 경우에는 투자위원회의 심의·의결을 거쳐 해당 종목을 6개월 이내라도 재매입할 수 있다.
제21조(그 밖의 위험관리<개정 2012. 11. 6>) ① 각 운용 부서장은 유동성 위험의 관리를 위하여 투자증권 매입 시 대상종목의 재무구조 및 거래량 등을 고려하여야 한다.	

자료 : 국민연금기금 운용규정(2020.06.25.), 국민연금기금 운용규정 시행규칙(2020.04.22.)

Ⅳ. 국민연금 기금과 주식의 유동성 및 기업성과에 대한 실증분석

1. 표본 및 기초통계량

본 장은 국민연금이 보유하고 있는 한국 주식을 중심으로 분석을 진행하였다. 분석에 사용한 국민연금 자료기간은 2010년 1월부터 2019년 12월까지 총 10년의 기간이다. 데이터는 크게 2가지로 구성되어 있다. 첫째는 보유주식수와 지분율 자료이다. 여기에는 매월 말의 국민연금의 주식보유 현황이 기록되어 있다. 구체적으로 해당 연도와 월, 그리고 국민연금의 보유한 주식 종목명과 기업코드, 보유주식수, 보유지분율의 항목들로 구성되어 있다. 둘째는 국민연금의 국내주식 거래내역 자료이다. 여기에는 일별로 국민연금이 거래한 주식의 종목코드, 매수 및 매도 거래량, 매수 및 매도 거래금액이 기록되어 있다.

기업에 대한 종목 단위 및 재무적 지표 등의 다양한 기본 자료들은 Fn DataGuide에서 추출했다. Fn DataGuide는 국내 주식의 유동성 측정치를 구하기 위해서 필요한 국내 주식의 수익률, 시가 및 종가, 거래량, 거래금액 등의 자료뿐 아니라 기업의 자산, 자본의 장부가치, 순이익 등의 재무적 지표 자료들을 제공하고 있다.

가. 국민연금 기금의 보유 데이터 기초통계량

국민연금의 주식보유 자료를 사용하여 국민연금의 국내 주식 보유현황에 대해 먼저 간략하게 살펴보고자 한다. 이는 앞에서 언급한 첫 번째 자료를 사용하여 분석을 진행하였다. 원본 자료는 월말 자료로 구성되어 있지만, 필요상 연말 시점의 자료만을 사용하여 국민연금의 국내주식 보유 현황을 보고하였다.

<표 Ⅳ-1>은 2010~2019년 동안 매년 말, 즉 12월말 시점에 국민연금이 보유한 국내 주식의 보유현황 내역을 KOSPI와 KOSDAQ 시장으로 구분하여 보여주고 있다. 패널 A는 국민연금의 보유 하고 있는 전체 주식의 연말 시가총액을 보여주고 있다. 2010년 말 국민연금은 KOSPI 시장에서 382종목을 보유하고 있으며 보유 시가총액은 약 53조 원에 이르며, 이는 KOSPI 시장 전체 시가총액의 4.7%에 해당한다. KOSDAQ 시장에서는 172종목, 약 1.2조 원을 보유하고 있으며, 이는 KOSDAQ 시장 전체 시가총액의 1.3%에 해당한다. 전반적으로 KOSPI 종목을 KOSDAQ 종목보다 더 많이 보유하고 있으면 투자금액이나 투자비중도 월등히 많다.

시간이 지나면서 국민연금의 보유내역은 점점 증가함을 볼 수 있다. KOSPI의 경우, 종목수에서도 2010년 384종목이던 것이 꾸준히 증가하여 2019년에는 681종목을 보유하게 되었다. 보유 시가총액도 2010년 52조 원, 2011년 59조 원이던 것이 2019년에는 125조원까지 증가하였다.

KOSPI 전체 시가총액 대비 비중도 2010년 4.7%에서 2019년 8.8%까지 거의 두 배 정도 증가하였다. KOSDAQ 시장도 2010년 172종목, 1.2조 원이던 것이 2019년에는 351종목, 3.7조 원까지 증가하였다. KOSDAQ 전체 시가총액 대비 비중은 2010년 1.3%에서 2019년 1.5%까지 증가하였다. 전

반적으로 KOSDAQ보다는 KOSPI 시장에서 국민연금의 주식 보유 증가세가 더 두드러짐을 확인할 수 있다.

패널 B와 C는 국민연금 국내 주식 보유 현황을 직접운용과 위탁운용으로 나누어서 보여주고 있다. 직접운용 KOSPI 보유종목은 2010년 158개에서 2019년 205개로 약간 증가하였지만, 보유 시가총액은 29조(2.6%)에서 72조(5.0%)로 2배 이상 증가하였다. 반면 KOSDAQ 보유주식수는 2010년 10개에서 2019년 8개로 감소하였으며 금액, 비중도 모두 감소하였다. 전반적으로 직접운용은 KOSDAQ 주식을 거의 보유하지 않으며, KOSPI 시장 위주로 운용되고 있음을 보여준다. 그것도 200개 내외에서 운용되는 것으로 보아 KOPSI200 지수 편입 종목 위주로 거래되는 것으로 추측된다.

위탁운용은 직접운용에 비해 다양한 종목의 주식들이 보유되고 있다. 2019년 말 기준으로 KOSPI 시장에서는 681종목, 54조원(3.8%), KOSDAQ 시장에서는 351종목, 3.7조원(1.5%)를 보유하고 있다. 위탁운용은 직접운용보다는 더 높은 수익률을 목표로 공격적으로 운용되기 때문에 다양한 주식들이 포함된 것으로 추측된다.

<표 IV-1> 국민연금 보유 국내주식의 시가총액

매년 12월 말 기준 국민연금이 보유하고 있는 모든 국내주식의 시가총액(백만원)의 합계와 시장 전체 시가총액 대비 비율(%)을 보여준다.

	KOSPI			KOSDAQ		
연도	N	시가총액	비율 (%)	N	시가총액	비율 (%)
패널 A. 국내주식 전체 보유 시가총액						
2010	382	52,609,812	4.71	172	1,220,763	1.27
2011	378	58,731,958	5.77	184	1,718,798	1.64
2012	390	69,041,753	6.15	223	2,252,483	2.07
2013	417	79,641,036	6.95	264	2,560,978	2.15
2014	452	79,302,284	6.90	284	2,639,718	1.86
2015	455	88,915,020	7.40	305	3,629,119	1.81
2016	442	97,180,893	7.70	280	2,671,860	1.34
2017	460	125,142,077	8.08	287	3,667,490	1.31
2018	460	103,617,461	7.95	271	2,842,366	1.27
2019	681	125,147,499	8.79	351	3,686,903	1.54

패널 B. 직접 보유 시가총액

	KOSPI			KOSDAQ		
연도	N	시가총액	비율 (%)	N	시가총액	비율 (%)
2010	158	29,213,418	2.62	10	138,584	0.14
2011	164	31,996,224	3.14	11	58,108	0.06
2012	170	37,913,644	3.38	10	128,365	0.12
2013	154	42,550,554	3.72	10	55,472	0.05
2014	158	42,099,835	3.66	11	28,969	0.02
2015	191	49,145,900	4.09	8	26,856	0.01
2016	196	54,760,192	4.34	10	9,081	0.01
2017	200	71,089,220	4.59	10	107,996	0.04
2018	198	58,761,876	4.51	8	3,832	0.00
2019	205	71,504,871	5.03	8	9,130	0.00

패널 C. 위탁 보유 시가총액

	KOSPI			KOSDAQ		
연도	N	시가총액	비율 (%)	N	시가총액	비율 (%)
2010	382	23,396,394	2.10	172	1,082,179	1.12
2011	378	26,735,735	2.63	184	1,660,691	1.58
2012	390	31,128,109	2.77	223	2,124,118	1.95
2013	417	37,090,482	3.24	264	2,505,506	2.11
2014	452	37,202,449	3.24	284	2,610,750	1.84
2015	455	39,769,120	3.31	305	3,602,263	1.80
2016	442	42,420,701	3.36	280	2,662,779	1.33
2017	460	54,052,857	3.49	287	3,559,493	1.27
2018	460	44,855,584	3.44	271	2,838,533	1.26
2019	681	53,642,628	3.77	351	3,677,773	1.53

<표 Ⅳ-2>는 국민연금의 연말 기준 국내주식 보유주식수를 보여주고 있으며, KOSPI와 KOSDAQ 시장 구분없이 전체 시장을 대상으로 보고하였다. 패널 A는 국민연금의 보유 하고 있는 전체 보유주식수를 보여주고 있다. 2010년 말 기준 국민연금은 총 555종목을 보유하고 있으며, 평균 보유주식수는 약 174만 주이다. 이는 시간이 지나며 꾸준히 증가하여 2019년에는 1,032종목을 보유하며, 이들의 평균 보유주식수는 약 278만 주에 이른다. 중간값은 40~60만 주 정도로써 평균값이 훨씬 미치지 못한다. 이는 국민연금이 특정 종목을 대량보유하기 때문인데, 앞의 표에서 보았듯이 직접운용이 200여 개 종목에 집중하고 있는 것도 하나의 이유이다.

<표 Ⅳ-2> 국민연금 기금의 국내주식 보유주식수

매년 12월 말 기준 국민연금이 보유하고 있는 국내주식들의 보유주식수의 횡단면 분포를 보여준다.

연도	N	평균	표준편차	Q1	중간값	Q3
	패널 A. 국내주식 전체					
2010	555	1,743,237	4,440,754	113,976	416,657	1,243,575
2011	562	1,969,608	4,649,607	162,965	565,275	1,678,906
2012	613	1,962,059	4,670,657	156,146	554,590	1,730,367
2013	681	2,099,299	5,566,299	146,382	540,700	1,663,444
2014	736	2,059,163	5,555,344	104,653	466,664	1,627,729
2015	760	2,132,475	5,522,730	157,576	466,180	1,655,175
2016	722	2,419,357	6,407,930	143,904	551,229	1,631,899
2017	747	2,614,689	7,205,412	163,866	584,266	1,799,554
2018	731	3,565,051	23,141,021	170,832	555,585	2,043,669
2019	1,032	2,780,394	20,765,945	96,196	347,870	1,404,584
	패널 B. 직접운용					
연도	N	평균	표준편차	Q1	중간값	Q3
2010	168	2,530,269	4,438,953	218,986	739,330	2,657,187
2011	175	2,540,876	4,293,799	255,377	801,559	2,741,728
2012	180	2,538,915	4,669,091	244,735	758,162	2,903,111
2013	164	3,333,393	5,811,275	394,724	1,013,009	3,911,183
2014	169	3,432,216	5,791,305	471,499	1,251,347	3,618,343
2015	199	3,461,455	5,915,146	473,459	1,285,618	3,664,784
2016	206	3,713,109	6,322,418	406,910	1,328,329	3,735,716
2017	210	4,096,755	7,104,717	546,106	1,596,812	3,778,694
2018	206	6,183,591	26,675,720	623,525	1,732,073	4,243,356
2019	213	6,465,045	28,182,493	628,494	1,787,061	4,494,730

패널 C. 위탁운용

연도	N	평균	표준편차	Q1	중간값	Q3
2010	555	977,318	2,233,164	102,380	358,000	1,002,776
2011	562	1,178,410	2,359,284	143,843	508,795	1,247,992
2012	612	1,218,526	2,309,378	139,545	504,792	1,408,804
2013	680	1,298,450	2,747,582	143,942	506,861	1,325,880
2014	736	1,271,059	2,807,563	101,172	425,737	1,336,575
2015	760	1,226,120	2,807,956	152,597	428,880	1,259,013
2016	722	1,359,939	3,143,742	130,000	477,261	1,317,835
2017	747	1,462,991	3,357,571	159,009	507,983	1,368,664
2018	731	1,822,480	8,861,096	163,303	505,914	1,412,068
2019	1,032	1,446,039	7,825,698	93,318	332,183	1,110,794

패널 B와 C는 국민연금 국내 주식 보유수를 직접운용과 위탁운용으로 나누어서 보여주고 있다. 직접운용은 종목이 200개 정도로 제한이 되어있지만, 위탁운용의 경우는 보유주식수가 2010년 555종목에서 2019년 1,032종목으로 2배 가까이 증가하였다. 하지만 보유주식수에서는 2019년 기준 직접운용 평균이 647만 주로, 간접운용 평균 145만 주보다 월등하게 높다.

<표 Ⅳ-3>는 국민연금의 연말 기준 국내주식 보유지분율을 보여주고 있다. KOSPI와 KOSDAQ 시장 구분없이 전체 시장을 대상으로 보고하였다. 패널 A는 국민연금의 보유하고 있는 전체 보유지분율을 보여주고 있다. 2010년 말 기준 평균 보유지분율은 약 3.15%이다. 이는 시간이 지나며 꾸준히 증가하여 2018년 최고점인 4.49%에 이르고 2019년에는 많이 감소하여 3.34%로 하락하였다. 중간값은 평균값이 미치지 못한다. 특정 몇 종목의 보유지분율이 높기 때문으로 사료된다.

패널 B와 C는 국민연금 국내 주식 보유수를 직접운용과 위탁운용으로 나누어서 보여주고 있다. 앞에서 언급한 것과 같이 직접운용은 종목수가 상대적으로 작지만 보유지분율 평균이 2019년 기준 4.22%로, 위탁운용의 2.67%보다는 높다.

전반적으로 직접운용이 위탁운용보다 더 많은 보유지분율을 가지고 있음을 확인할 수 있다. 직접운용은 소수의 주식을 집중해서 보유하는 경향이 강하며, 이에 반해 위탁운용은 다수의 주식에 분산해서 투자하는 성향을 보인다.

이러한 원인은 각각 유형의 운용철학과 전술적 벤치마크에서의 차이에서 찾을 수 있다. 앞서 언급하였 듯이, 국내주식 운용은 장기적으로 위험한도 내에서 최대 수익 확보를 운용목표로 하고 있으며, 그 목표를 달성하기 위해 직접운용은 패시브운용(Passive Management)과 위탁운용은 액티브운용(Active management)를 지향하고 있다. 또한, 직접운용은 패시브 운용과 액티브 운용 각각의 운용방식으로 운용되고 있지만 두 운용방식 모두 벤치마크는 KOSPI200(배당포함)이다. 위탁운용은 액티브 운용방식으로 운용되며 벤치마크는 KOSPI+KOSDAQ100(배당포함)이다. 따라서, 위탁운용은 KOSPI의 모든 종목과 KOSDAQ의 대형주를 포트폴리오 바스켓에 담을 수 있는 반면, 직접운용의 경우 투자 유니버스가 KOSPI200 종목 중심으로 이루어져 있다.

<표 Ⅳ-3>에서 국내주식 전체 포트폴리오 내 투자종목 수는 2010년 555개 종목에서 2015년 760종목, 그리고 2019년 1,032종목으로 꾸준히 포트폴리오 다변화가 이루어졌다. 특히, 2018년에 투자종목이 731종목이었으나 2019년에는 1,032종목으로 투자종목이 대폭 확대되었다. 이는 2019년 중 위탁운용내 세부유형의 벤치마크가 변경[5]되면서 새롭게 주식들이 편입

된 이벤트가 반영된 결과로 보여진다.

<표 Ⅳ-3> 국민연금 기금의 국내주식 보유지분율(%)

매년 12월 말 기준 국민연금이 보유하고 있는 국내주식들의 보유주식 수의 횡단면 분포를 보여준다.

연도	N	평균	표준편차	Q1	중간값	Q3
패널 A. 국내주식 전체						
2010	555	3.153	2.525	0.890	2.564	5.041
2011	562	3.851	2.892	1.355	3.186	6.111
2012	613	4.046	3.121	1.177	3.383	6.647
2013	681	4.243	3.436	1.141	3.569	6.694
2014	736	4.033	3.564	0.922	3.110	6.467
2015	760	4.314	3.779	1.074	3.214	6.737
2016	722	4.295	3.753	0.982	3.354	6.846
2017	747	4.459	3.961	0.994	3.302	6.974
2018	731	4.492	3.806	1.112	3.392	7.348
2019	1,032	3.536	3.820	0.401	1.882	5.894
패널 B. 직접운용						
2010	168	2.260	1.803	0.880	1.589	3.479
2011	175	2.344	1.849	0.900	1.696	3.870
2012	180	2.450	1.872	0.962	1.810	3.953
2013	164	2.949	1.973	1.305	2.760	4.500
2014	169	3.159	2.104	1.536	2.984	4.449
2015	199	3.642	2.090	2.105	3.419	5.193
2016	206	3.741	1.966	2.337	3.877	5.214
2017	210	3.970	2.019	2.642	4.091	5.378
2018	206	4.096	1.860	2.876	4.336	5.264

5) 2019년중 액티브 위탁운용 8개 유형내에서 액티브퀀트형과 대형주 유형의 벤치마크가 변경되었다.

2019	213	4.217	2.088	2.884	4.438	5.644
패널 C. 위탁운용						
2010	555	2.468	2.091	0.725	2.004	3.806
2011	562	3.121	2.465	1.100	2.480	4.597
2012	612	3.333	2.717	0.983	2.817	4.967
2013	680	3.538	2.966	0.983	2.959	5.356
2014	736	3.307	2.995	0.838	2.470	4.934
2015	760	3.360	2.961	0.961	2.600	4.874
2016	722	3.227	2.878	0.896	2.559	4.753
2017	747	3.343	3.030	0.930	2.581	4.864
2018	731	3.336	2.795	1.046	2.725	4.921
2019	1,032	2.665	2.759	0.399	1.623	4.355

나. 국민연금 기금의 거래 데이터 분석

다음은 국민연금의 거래 자료를 사용하여 국민연금의 국내주식 거래현황을 살펴보고자 한다. 이는 국민연금의 두 번째 자료를 사용하여 분석한 것이다. 원본자료는 일별로 구성되어 있지만, 필요상 연도별로 합산하여 국민연금의 거래 현황을 보고하였다.

<표 Ⅳ-4>은 2010~2019년 동안 매년 국민연금의 국내 주식을 거래한 내역을 보여주고 있다. 거래량은 해당 주식을 일 년 동안 매수한 주식수와 매도한 주식수의 합계를 사용하였다.

<표 Ⅳ-4> 국민연금의 연도별 국내주식 거래량

연도별로 국민연금이 거래한 국내주식 거래량의 횡단면 분포를 보여준다. 거래량은 주식별로 국민연금이 1년 동안 거래한 총 거래주식수를 의미한다.

(단위: 주)

연도	N	평균	표준편차	Q1	중간값	Q3
패널 A. 국내주식 전체						
2010	710	2,600,163	7,039,176	145,410	552,244	2,335,232
2011	683	2,999,197	7,312,559	141,530	576,980	2,437,930
2012	712	2,766,748	6,575,068	157,690	618,483	2,549,381
2013	796	2,433,135	5,646,582	189,209	681,006	2,324,413
2014	873	2,303,890	5,352,301	134,646	580,924	1,884,450
2015	931	2,843,175	6,833,720	202,655	776,354	2,546,512
2016	910	2,207,802	5,375,623	147,081	542,406	1,801,027
2017	885	2,369,145	6,727,833	134,611	562,235	1,880,339
2018	887	2,397,186	6,593,025	158,873	596,797	1,927,063
2019	1,135	1,795,095	6,047,694	102,279	418,569	1,408,158
패널 B. 직접운용						
2010	181	1,246,584	2,263,059	139,736	403,499	1,213,505
2011	197	1,636,688	2,715,746	223,165	575,910	1,759,626
2012	186	1,459,589	2,539,431	231,855	627,035	1,520,235
2013	193	1,670,314	2,483,121	344,170	857,380	1,977,270
2014	202	1,458,714	2,061,616	230,780	707,904	1,886,049
2015	231	2,144,426	3,186,379	361,925	952,714	2,364,069
2016	224	1,145,290	1,849,187	159,986	515,611	1,353,287
2017	215	951,203	2,542,076	91,057	321,768	821,454
2018	226	903,365	2,058,636	137,256	348,223	882,229
2019	225	1,492,039	3,171,023	213,851	617,869	1,260,455
패널 C. 위탁운용						
2010	710	2,282,372	6,047,546	136,000	537,157	2,179,342
2011	683	2,527,122	6,118,155	135,716	544,224	2,220,210
2012	712	2,385,451	5,543,183	156,718	581,975	2,276,979
2013	795	2,030,698	4,414,552	181,104	635,451	2,146,024
2014	873	1,966,364	4,391,416	134,646	571,284	1,760,814
2015	931	2,311,100	5,290,379	199,771	694,373	2,264,863
2016	910	1,925,884	4,632,897	145,750	536,985	1,589,535
2017	885	2,138,061	5,761,607	132,348	555,569	1,783,951
2018	887	2,167,016	5,787,792	152,686	540,699	1,798,116
2019	1,135	1,499,316	4,647,709	100,797	394,220	1,285,724

패널 A의 2010년을 보면, 국민연금이 한 해 동안 거래한 주식은 총 710종목이며, 이 종목들 거래주식수의 평균은 260만 주이며, 중간값은 55만 주이다. 시간이 지나면서, 거래종목의 숫자는 2019년 1,135종목까지 늘어났지만, 거래량의 평균값은 크게 변하지 않고 비슷한 것을 볼 수 있다. 오히려 매년 200만 주 이상으로 유지되던 평균치가 2019년에는 180만 주로 하락하였다. 하지만 앞에서 이야기한 것처럼 거래량은 매수와 매도 거래량을 합한 것이기 때문에 매수가 더 많다면 주식의 보유지분은 증가할 수 있다. <표 Ⅳ-1>~<표 Ⅳ-3>의 결과를 보면, 국민연금의 보유주식수가 꾸준하게 증가한 것을 볼 수 있다. 이런 점을 고려하면 거래량 자체는 매년 일정하게 유지되었지만, 매수 거래량이 매도 거래량보다는 많은 순매수 상태가 지속됨을 인하여 보유주식수는 매년 증가한 것이라 유추할 수 있다.

패널 B와 C는 국민연금 국내 주식 거래량을 직접운용과 위탁운용으로 나누어서 보여주고 있다. 앞에서 언급한 것과 같이 직접운용은 종목수가 상대적으로 작고 거래주식수에 있어서도 평균치가 위탁운용보다 작은 것을 볼 수 있다.

<표 Ⅳ-5>은 2010~2019년 동안 매년 국민연금의 거래금액을 보여주고 있다. 거래금액은 해당 주식을 일 년 동안 매수한 금액과 매도한 금액의 합계를 사용하였다. 패널 A의 2010년을 보면, 국민연금이 거래한 주식은 총 710종목이며, 이 종목들의 한 해 거래금액의 평균은 958억 원이며, 중간값은 75억 원이다. 평균값이 중간값뿐 아니라 심지어 3사분위 435억보다 크다. 이는 거래금액이 월등하게 큰 특정 종목이 존재함을 의미한다. 시간이 지나면서, 거래종목의 숫자는 2019년 1,135종목까지 늘어났지만, 거래금액의 평균값은 1,000억 원 내에서 크게 변하지 않음을 볼 수 있다.

<표 Ⅳ-5> 국민연금의 연도별 국내주식 거래금액

연도별로 국민연금이 거래한 국내주식 거래금액의 횡단면 분포를 보여준다. 거래금액은 주식별로 국민연금이 1년 동안 거래한 총 거래금액를 의미한다.

(단위: 백만원)

연도	N	평균	표준편차	Q1	중간값	Q3
패널 A. 국내주식 전체						
2010	710	95,838	267,504	1,532	7,448	43,535
2011	683	140,201	390,873	1,669	9,197	61,017
2012	712	117,235	344,200	1,455	9,061	64,754
2013	796	97,394	295,363	2,042	9,249	51,155
2014	873	95,401	288,618	1,536	7,879	46,856
2015	931	123,761	376,387	2,439	13,911	67,376
2016	910	93,853	298,336	1,802	9,269	50,136
2017	885	100,110	330,700	1,957	10,232	54,039
2018	887	101,675	313,047	1,972	10,280	64,487
2019	1,135	63,334	260,246	969	4,628	29,585
패널 B. 직접운용						
2010	181	54,752	92,146	5,747	16,726	74,536
2011	197	92,179	151,364	7,848	27,862	100,037
2012	186	86,014	161,417	7,127	23,474	105,605
2013	193	84,225	125,807	14,131	35,761	117,824
2014	202	75,363	107,093	12,850	37,222	106,077
2015	231	104,994	174,339	16,109	53,656	137,327
2016	224	51,840	91,541	8,027	24,364	73,659
2017	215	44,396	97,987	5,237	19,809	48,651
2018	226	47,630	109,425	6,079	20,080	51,537
2019	225	55,805	118,983	9,725	27,366	59,470
패널 C. 위탁운용						
2010	710	81,880	222,972	1,480	7,375	40,107
2011	683	113,614	308,135	1,652	8,555	50,990
2012	712	94,765	260,113	1,455	8,901	57,830
2013	795	77,069	227,093	1,974	9,060	43,844
2014	873	77,963	231,753	1,536	7,867	41,167
2015	931	97,709	283,979	2,425	13,372	60,252
2016	910	81,092	252,006	1,800	8,772	45,050
2017	885	89,324	285,299	1,906	9,683	52,757
2018	887	89,539	264,931	1,924	9,685	56,473
2019	1,135	52,271	206,043	969	4,431	27,435

패널 B와 C는 국민연금 국내 주식 거래량을 직접운용과 위탁운용으로 나누어서 보여주고 있다. 앞의 <표 Ⅳ-4>에서 직접운용은 종목수와 거래주식수가 위탁운용보다 작은 것을 볼 수 있다. 하지만 본 표에서 직접운용의 거래금액 평균치는 위탁운용과 거의 비슷하며, 2015년이나 2019년처럼 오히려 더 큰 연도도 존재한다. 이는 직접운용이 거래하는 주식들이 대형주이기 때문으로 생각된다. 대형주는 가격이 크기 때문에 거래주식수는 작더라도 거래금액 자체는 클 수 있다.

<표 Ⅳ-6>은 2010~2019년 동안 국민연금이 거래한 국내주식의 거래금액 비율을 보여주고 있다. 거래금액 비율은 국민연금의 월별 거래금액을 해당 주식의 월별 총 거래금액으로 나눈 비율이다. 표에서 보여주고 있는 관측수는 주식-월별 관측치가 된다. 패널 A의 2010년을 보면, 국민연금 거래금액 비율의 평균은 5.047%이며, 중간값은 3.638%이다. 시간이 지나면서, 2013년 평균이 6.671%까지 증가하지만, 이후 감소하여 2019년 평균은 5.057%이다. 주식의 월별 총 거래금액 중에서 평균적으로 5~6% 정도가 국민연금이 거래한 금액이라는 의미이다. <표 Ⅳ-3>에서 국민연금 보유지분율의 평균이 3~4%인 것에 고려하면, 국민연금이 거래에서 있어서 훨씬 더 많은 비중을 차지함을 볼 수 있다. 국민연금이 보유지분 이상으로 활발하게 거래하는 것을 알 수 있다.

패널 B와 C는 국민연금 국내 주식 거래금액 비율을 직접운용과 위탁운용으로 나누어서 보여주고 있다. 거래금액 비율은 위탁운용 거래가 평균 4~5% 정도로 직접운용 거래 평균 1~3%를 상회한다. 국민연금 직접운용의 보유비율이 2~4% 정도인 것을 고려하면 직접운용에서의 거래활동은 소극적이라고 할 수 있다. 이에 반해 위탁보유지분율이 2~3%인 것을 고려하면 국민연금의 거래활동은 위탁운용에서 활발함을 알 수 있다.

<표 Ⅳ-6> 국민연금의 국내주식 거래금액 비율(%)

연도별로 주식 총거래금액 대비 국민연금이 거래한 거래금액 비율의 횡단면 분포를 보여준다. 거래금액 비율은 주식별로 국민연금 월별 거래금액을 해당 주식의 월별 총 거래금액으로 나눈 비율이다. 관측수는 기업-월별로 관측하였다.

연도	N	평균	표준편차	1사분위	중간값	3사분위
패널 A. 총거래금액 대비 NPS 전체 거래금액(%)						
2010	5,887	5.047	5.269	1.450	3.638	6.851
2011	5,529	4.985	4.995	1.429	3.668	7.019
2012	5,975	6.371	6.380	1.609	4.670	9.169
2013	6,904	6.671	6.400	1.725	4.965	9.611
2014	7,377	6.312	6.231	1.363	4.467	9.494
2015	8,073	6.307	6.425	1.392	4.143	9.411
2016	7,690	6.498	6.444	1.509	4.477	9.616
2017	7,545	6.129	6.226	1.529	4.282	8.788
2018	7,356	5.709	6.053	1.384	3.922	8.242
2019	9,625	5.059	5.952	0.701	2.889	7.596
패널 B. 총거래금액 대비 NPS 직접 거래금액(%)						
2010	1,876	1.390	2.770	0.158	0.442	1.308
2011	1,975	1.830	2.911	0.279	0.815	2.099
2012	1,982	1.962	2.237	0.397	1.235	2.729
2013	2,025	2.788	2.867	0.764	1.917	3.799
2014	2,007	2.416	3.061	0.449	1.306	3.176
2015	2,322	3.168	3.308	0.879	2.156	4.326
2016	1,836	2.252	2.821	0.357	1.113	3.176
2017	1,375	2.123	2.844	0.344	0.881	2.620
2018	1,528	2.212	2.753	0.536	1.246	2.906
2019	2,114	2.792	2.859	0.748	1.855	3.927
패널 C. 총거래금액 대비 NPS 위탁 거래금액(%)						
2010	5,880	4.618	4.917	1.298	3.319	6.144
2011	5,511	4.350	4.495	1.304	3.203	6.045
2012	5,952	5.747	5.956	1.445	4.087	8.107
2013	6,867	5.890	5.760	1.555	4.464	8.232
2014	7,371	5.669	5.616	1.314	4.122	8.372
2015	8,064	5.407	5.553	1.310	3.641	7.860
2016	7,683	5.979	6.033	1.434	4.117	8.817
2017	7,533	5.760	5.945	1.470	4.009	8.135
2018	7,343	5.274	5.760	1.315	3.590	7.447
2019	9,621	4.449	5.379	0.655	2.609	6.540

<표 Ⅳ-7>은 2010~2019년 동안 연도별 국내주식 거래량 비율, 즉 연도별 회전율을 보여주고 있다. 거래량 비율은 해당 주식을 국민연금이 한 해 동안 거래한 주식수를 상장주식수로 나눈 비율이다. 이를 한 해 동안의 국민연금의 회전율(turnover)이라고도 해석할 수 있다.

예를 들어, 국민연금의 거래량 비율이 10%라고 하면, 이는 국민연금이 해당 주식 상장주식수의 10%를 한 해 동안 거래한 것을 의미한다. 거래량 비율이 100%면 해당 종목의 상장수식수 전체를 한 해 동안 거래한 것이 된다. 패널 A의 2010년을 보면, 국민연금 거래량 비율의 평균은 5.27%이며, 중간값은 3.49%이다. 시간이 지나면서, 거래종목의 숫자는 늘어나면서 거래량 비율의 평균값은 2019년 3.59%로 감소하였다. 국민연금의 거래 종목수가 늘어나면서 거래금액이 여러 종목으로 분산되며 거래량 비율 자체는 감소했을 수 있다.

패널 B와 C는 국민연금 국내 주식 거래량을 직접운용과 위탁운용으로 나누어서 보여주고 있다. 거래량 비율은 위탁운용 거래가 직접운용 거래를 월등하게 앞선다. 직접운용의 거래금액 평균값이 위탁운용과 거의 비슷한 것을 생각하면, 직접운용에서 거래하는 주식들이 상대적으로 대형주에 속하며, 이로 인해 주당 가격이 크고 상장주식 수가 많기 때문이라 생각된다.

<표 Ⅳ-7> 국민연금의 국내주식 연도별 거래량 비율(회전율)(%)

연도별로 국민연금이 거래한 국내주식의 거래량 비율의 횡단면 분포를 보여준다. 거래량 비율은 주식별로 국민연금이 1년 동안 거래한 총 거래량을 상장주식수로 나눈 비율이다.

연도	N	평균	표준편차	1사분위	중간값	3사분위
패널 A. 상장주식수 대비 전체 거래량(%)						
2010	710	5.269	5.202	1.328	3.490	7.849
2011	683	5.453	5.484	1.151	3.626	8.216
2012	712	5.870	6.206	1.098	3.945	8.615
2013	796	5.659	5.598	1.352	4.112	8.310
2014	873	5.088	5.107	0.975	3.448	7.758
2015	931	6.417	6.214	1.518	4.545	9.308
2016	910	4.813	4.912	1.077	3.044	7.214
2017	885	4.648	4.813	0.925	2.936	6.743
2018	887	4.600	4.788	0.942	3.101	6.879
2019	1,135	3.589	5.289	0.514	1.931	5.292
패널 B. 상장주식수 대비 직접 거래량(%)						
2010	181	1.264	1.129	0.509	0.916	1.630
2011	197	1.764	1.437	0.681	1.589	2.475
2012	186	1.657	1.159	0.810	1.394	2.175
2013	193	2.093	1.307	1.155	1.923	2.774
2014	202	1.900	1.578	0.753	1.676	2.626
2015	231	2.810	1.856	1.538	2.509	3.695
2016	225	1.467	1.310	0.565	1.119	2.031
2017	216	1.024	1.075	0.314	0.656	1.366
2018	226	1.177	1.153	0.375	0.827	1.543
2019	228	1.568	1.347	0.717	1.273	2.006
패널 C. 상장주식수 대비 위탁 거래량(%)						
2010	710	4.946	4.964	1.276	3.335	7.354
2011	683	4.944	5.041	1.128	3.143	7.455
2012	712	5.437	5.848	1.079	3.721	7.904
2013	796	5.159	5.191	1.283	3.870	7.541
2014	873	4.649	4.583	0.971	3.292	7.093
2015	931	5.720	5.526	1.499	4.138	8.359
2016	910	4.452	4.506	1.026	2.930	6.787
2017	885	4.399	4.582	0.900	2.862	6.253
2018	887	4.300	4.507	0.921	2.843	6.463
2019	1,135	3.279	5.053	0.512	1.738	4.740

<표 Ⅳ-8>과 <표 Ⅳ-9>은 국민연금의 거래를 월별로, 또는 요일별로 구분하여서 국민연금의 거래형태를 살펴보았다. 국민연금의 거래가 특정 월이나 특정 요일에 집중될 수도 있을 것이다.

<표 Ⅳ-8>는 전체 기간을 대상으로 주식별로 국민연금의 해당 월 거래량을 해당 주식의 국민연금 총 거래량으로 나눈 거래량 비율을 구한다. 특정 월에 거래량이 집중된다면 그 비율이 100%/12월=8.3%를 크게 벗어날 것이다. 패널 A는 월별로 이 거래량 비율의 횡단면 분포를 보여준다. 1월부터 12월까지 10% 내외로 아주 특이한 거래월이 존재하지는 않는다. 가장 거래량 비중이 높은 달은 4월(12.0%)이며, 가장 낮은 달은 12월(8.6%)이다. 12월의 경우는 연말 마감 등의 이유로 거래활동이 다른 달에 비해 활발하지 않는 것이 이유라고 추측된다.

패널 B와 C에서 직접과 위탁운용도 비슷하다. 직접운용에서 거래가 가장 활발한 달은 6월(13.4%)이며, 가장 작은 달은 12월(6.3%)이다. 위탁운용에서 거래가 가장 활발한 달은 6월(12.8%)이며, 가장 작은 달은 10월(8.5%)이다.

<표 Ⅳ-8> 국민연금의 월별 국내주식 거래량 비율(%)

주식별로 해당 월 국민연금의 전체 거래량을 해당 주식의 표본기간 전체 거래량으로 나눈 거래량 비율을 구한다. 본 표는 월별로 이 거래량 비율의 횡단면 분포를 보여준다. 직접과 위탁 거래량은 전체 기간 동안 국민연금의 해당 거래가 존재하는 주식을 대상으로 계산하였다.

월	기업수	평균	표준편차	1사분위	중간값	3사분위
패널 A. 전체거래의 월별 거래량비율						
1	1,228	10.434	12.011	5.271	8.010	11.030
2	1,221	9.327	10.501	5.003	7.324	10.004
3	1,354	11.958	12.262	6.129	8.973	12.663
4	1,367	12.013	11.571	6.374	9.050	13.098
5	1,367	11.275	9.032	6.368	8.630	12.945
6	1,384	11.965	12.805	6.248	8.900	13.028
7	1,298	9.944	9.390	5.472	8.109	11.193
8	1,329	11.081	11.697	5.857	8.402	11.509
9	1,323	8.773	9.630	4.299	6.908	9.652
10	1,268	8.498	8.965	4.261	7.130	9.509
11	1,292	10.255	10.880	5.183	8.184	11.570
12	1,245	8.552	11.212	4.008	6.462	8.801
패널 B. 직접거래의 월별 거래량비율						
월	기업수	평균	표준편차	1사분위	중간값	3사분위
1	325	9.487	13.082	4.371	7.784	10.465
2	324	6.337	6.169	2.673	6.001	8.690
3	328	6.629	5.358	2.318	6.279	8.985
4	328	8.420	9.719	3.801	6.919	10.351
5	328	8.489	8.918	3.935	7.060	10.420
6	327	13.378	12.951	6.568	11.032	15.765
7	327	9.561	9.946	4.411	7.592	11.432
8	328	8.342	9.204	3.860	7.066	10.422
9	327	9.700	15.426	3.642	6.886	9.552
10	329	7.853	10.546	3.462	6.763	9.162
11	329	6.661	6.503	2.626	5.888	9.050
12	329	6.256	6.346	2.066	5.528	8.763

패널 C. 위탁거래의 월별 거래량비율

월	기업수	평균	표준편차	1사분위	중간값	3사분위
1	1,228	10.401	11.910	5.231	7.977	10.993
2	1,221	9.362	10.506	4.979	7.343	10.055
3	1,354	12.097	12.325	6.144	9.137	12.957
4	1,367	12.039	11.538	6.427	9.096	13.454
5	1,367	11.243	8.973	6.338	8.635	13.131
6	1,384	11.844	12.825	6.148	8.618	12.796
7	1,298	9.895	9.363	5.375	8.017	11.279
8	1,329	11.041	11.686	5.794	8.375	11.495
9	1,323	8.769	9.616	4.324	6.915	9.655
10	1,268	8.501	8.897	4.253	7.130	9.704
11	1,292	10.327	10.880	5.186	8.298	11.713
12	1,245	8.561	11.219	4.008	6.463	8.822

<표 Ⅳ-9>는 전체 기간을 대상으로 주식별로 국민연금의 해당 요일 거래량을 해당 주식의 국민연금 총 거래량으로 나눈 거래량 비율을 구한다. 특정 요일에 거래량이 집중된다면 이 비율이 100%/5일=20%를 크게 벗어날 것이다. 패널 A는 요일별로 이 거래량 비율의 횡단면 분포를 보여준다. 월요일부터 금요일까지 20% 내외로 아주 특이한 요일이 존재하지는 않는다. 가장 거래량 비중이 높은 요일은 목요월(22.3%)이며, 가장 낮은 요일은 화요일(20.0%)이다.

패널 B와 C에서 직접과 위탁운용도 전체 결과와 비슷하다. 직접운용에서 거래가 가장 활발한 요일은 목요일(23.8%)이며, 가장 작은 요일은 월요일(17.8%)이다. 위탁운용에서 거래가 가장 활발한 요일은 목요일(22.2%)이며, 가장 작은 요일은 화요일(20.0%)이다. 공통점은 목요일에 거래가 가장 활발하다는 것이다

<표 Ⅳ-9> 국민연금의 요일별 국내주식 거래량 비율(%)

주식별로 해당 요일 국민연금의 전체 거래량을 해당 주식의 표본기간 동안 전체 거래량으로 나눈 거래량 비율을 구한다. 본 표는 요일별로 이 거래량 비율의 횡단면 분포를 보여준다. 직접과 위탁 거래량은 전체 기간 동안 국민연금의 해당 거래가 존재하는 주식을 대상으로 계산하였다.

요일	기업수	평균	표준편차	1사분위	중간값	3사분위
패널 A. 전체거래의 요일별 거래량비율						
월요일	1,544	20.433	9.617	16.567	18.767	22.157
화요일	1,544	20.018	9.448	16.773	19.449	21.869
수요일	1,536	20.599	9.795	16.928	19.881	22.200
목요일	1,565	22.315	11.538	17.928	20.771	23.772
금요일	1,557	21.633	10.212	17.718	20.117	22.649
패널 B. 직접거래의 요일별 거래량비율						
월요일	331	17.750	6.079	16.426	18.153	19.729
화요일	331	20.418	9.716	18.357	19.744	21.133
수요일	331	18.932	6.324	17.605	19.219	20.713
목요일	331	23.836	10.501	20.129	21.952	24.311
금요일	331	19.064	7.415	17.288	19.517	20.849
패널 C. 위탁거래의 요일별 거래량비율						
월요일	1,544	20.456	9.649	16.517	18.776	22.249
화요일	1,544	20.004	9.450	16.623	19.459	21.906
수요일	1,536	20.650	9.888	16.871	19.911	22.353
목요일	1,565	22.242	11.551	17.904	20.711	23.676
금요일	1,557	21.645	10.252	17.627	20.154	22.703

2. 국민연금 기금의 국내주식 운용과 개별 주식 유동성의 관계 실증분석

가. 연구모형 및 회귀분석

본 장은 국민연금이 보유하고 있는 한국 주식을 중심으로 국민연금의 거래가 주식 유동성에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 분석에 사용된 회귀분석식은 아래와 같다.

$$\begin{aligned} ILLIQ_{i,t} &= \alpha + \beta NPS_{i,t} + \gamma SIZE_{i,t} + \delta BM_{i,t+} \zeta Volatility_{i,t} \\ &\quad + \eta 1/\mathrm{Price}_{i,t} + \kappa ILLIQ_{i,t-1+} \sum_{k=1}^{51} \theta_k \in D_{k,i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \tag{11}$$

여기서, ILLIQ는 (비)유동성 측정치를, NPS는 국민연금의 순매수거래를 나타낸다. 통제변수로는 기업규모(SIZE), 자기자본의 장부가대비시가비율(BM), 변동성(Volatility), 주가의 역수(1/Price), 유동성 측정치의 시차변수를 사용하였다. 기업규모는 상장주식수에 전년도 말의 종가를 곱한 값에 로그를 취하였다. 자기자본의 장부가대비시가비율(BM)은 전년도의 자기자본의 장부가치를 시가총액으로 나눈 값이다. 변동성(Volatility) 변수로 당월의 일별 수익률의 표준편차를 사용하였다. 주가의 역수(1/Price)는 해당 월말의 종가의 역수에 1,000을 곱하였다. 자기상관을 통제하기 위하여 종속변수인 유동성 측정치의 1개월 전 시차변수(Lag(Dep))를 추가하였다. 또한 한국거래소 산업 분류에 따른 산업더미변수(industry dummy)를 추가하였다.

여기에 사용된 유동성 측정치는 2장의 문헌연구에서 제시한 LOT 스프레

드, Roll 스프레드, Amihud 비유동성 측정치, Modified Amihud 비유동성 측정치로, 앞의 두 측정치는 거래비용을 뒤의 두 측정치는 가격충격[6])을 측정하는 대표적인 유동성 측정치들이다. 4개의 유동성 측정치 모두 값이 작을수록 유동성이 좋음을 나타내며, 반대로 값이 클수록 유동성이 작다. 이와 같이 측정치의 크기가 클수록 거래비용이 크고 가격충격이 큼을 의미하기 때문에 비유동성 변수라 할 수 있으면, ILLIQ(illiquidity)라고 표시하였다. 국민연금의 주식 매수가 주식 유동성을 향상시키는 결과를 가져온다면, NPS의 회귀계수가 통계적으로 유의미한 음(-)의 값을 갖게 될 것이다.

<표 Ⅳ-10>은 2010년부터 2019년까지 기간 동안 국민연금이 거래한 주식의 월별 유동성 측정치의 요약통계량을 보여주고 있다. 패널 A의 LOT 스프레드는 2010년 평균이 0.568이며 시간이 지날수록 점점 작아지는 경향을 보인다. 2019년에는 평균이 0.441로 낮아진다. 이는 시간이 지날수록 시장의 거래효율성이 높아지고 거래비용이 낮아지는 개선 효과가 있기 때문으로 사료된다. Roll 스프레드는 그런 경향을 볼 수 없지만, Amihud나 Modified Amihud에서는 시간이 지날수록 유동성이 개선되는 효과를 발견할 수 있다. Amihud 측정치는 2010년 평균 0.501에서 2019년 평균 0.278까지 작아지며, Modified Amihud 측정치는 2010년 평균 0.552에서 2019년 평균 0.414까지 낮아진다. 전반적으로 Modified Amihud 측정치가 Amihud보다 크기가 크다. 시가 대 종가 수익률이 종가 대 종가 수익률보다 더 크기 때문에 발생한 현상이라 할 수 있다.

모든 측정치가 공통적으로 평균이 중간값보다 큰 것을 볼 수 있다. 이는 극단적으로 큰 값을 가진 관측치들이 많음을 의미한다. 유동성 측정치들의

6) Amihud와 Modified Amihud 측정치는 얼마만큼 거래량에 비해 가격충격이 적은지를 나타내는 지표로 만약 어떤 주식이 거래량이 적지만 가격 변화가 크다면 높은 Amihud 측장치 값을 가지게 될 것이다.

분포가 우편향(right skewed)되어 있음을 의미한다. 이는 기존 연구들에서 일반적으로 발견되는 유동성 측정치의 분포 특성이다.

<표 Ⅳ-10> 국민연금 거래주식의 월별 유동성 측정치

국민연금이 거래한 국내주식들의 유동성 측정치를 월별로 계산하였다. LOT 스프레드는 일별수익률을 사용하여 수식(1)~(3)에 의거하여 추정하였으며, Roll 스프레드도 일별 수익률을 사용하여 수식(5)~(6)에 의해 추정하였다. Amihud, Modified Amihud 측정치는 일별 수익률의 절대값을 거래금액으로 나눈 값의 월별 평균치이며, 최종적으로 100,000,000을 곱하였다. Amihud는 종가-대-종가 수익률을, Modified Amihud는 시가-대-종가 수익률을 사용하였다. 관측수는 해당 연도에 관측되는 기업-월별 유동성 측정치의 개수이다.

연도	N	평균	STD	Q1	중간값	Q3
패널 A. LOT 스프레드						
2010	5,887	0.568	3.702	0.000	0.340	0.698
2011	5,529	0.506	1.654	0.000	0.269	0.698
2012	5,975	0.482	1.040	0.000	0.324	0.692
2013	6,904	0.503	2.778	0.000	0.316	0.647
2014	7,377	0.486	1.264	0.000	0.311	0.671
2015	8,073	0.503	1.596	0.000	0.277	0.703
2016	7,690	0.444	2.070	0.000	0.280	0.604
2017	7,545	0.512	2.997	0.000	0.274	0.601
2018	7,356	0.437	2.436	0.000	0.225	0.606
2019	9,625	0.441	1.051	0.000	0.250	0.613
패널 B. Roll 스프레드						
2010	5,887	1.505	3.119	0.627	1.093	1.823
2011	5,529	1.922	2.094	0.807	1.431	2.404
2012	5,975	1.532	3.171	0.637	1.127	1.835
2013	6,904	1.446	2.249	0.613	1.092	1.791
2014	7,377	1.510	1.677	0.645	1.117	1.862

2015	8,073	1.932	2.743	0.776	1.376	2.334
2016	7,690	1.539	3.846	0.635	1.114	1.826
2017	7,545	1.464	2.734	0.583	1.033	1.725
2018	7,356	1.843	4.200	0.731	1.280	2.142
2019	9,625	1.892	7.486	0.637	1.140	2.030
패널 C. Amihud 측정치						
2010	5,887	0.501	3.662	0.022	0.083	0.280
2011	5,529	0.439	4.243	0.020	0.076	0.258
2012	5,975	0.460	6.289	0.027	0.079	0.238
2013	6,904	0.365	4.151	0.029	0.087	0.239
2014	7,377	0.314	3.075	0.030	0.090	0.234
2015	8,073	0.199	0.742	0.027	0.071	0.177
2016	7,690	0.201	0.466	0.028	0.082	0.200
2017	7,545	0.185	0.665	0.024	0.071	0.175
2018	7,356	0.210	0.946	0.022	0.069	0.177
2019	9,625	0.278	0.792	0.032	0.097	0.262
패널 D. Modified Amihud 측정치						
2010	5,887	0.552	3.129	0.021	0.084	0.305
2011	5,529	0.444	2.831	0.019	0.075	0.259
2012	5,975	0.433	2.421	0.026	0.080	0.249
2013	6,904	0.359	1.664	0.029	0.087	0.253
2014	7,377	0.334	1.564	0.029	0.093	0.252
2015	8,073	0.221	0.892	0.026	0.072	0.184
2016	7,690	0.226	0.595	0.028	0.082	0.209
2017	7,545	0.206	0.749	0.024	0.073	0.184
2018	7,356	0.221	0.636	0.022	0.069	0.182
2019	9,625	0.314	1.009	0.032	0.099	0.277

<표 Ⅳ-11>는 회귀분석에서 독립변수로 사용되는 국민연금 월별 순매수금액의 요약통계량을 보여주고 있다. 월별 순매수금액은 국민연금의 해당종목의 한 달 동안의 매수금액에서 매도금액을 뺀 금액을 의미하며, 종목의 시가총액으로 나누어서 표준화하였다. 패널 A는 국민연금 전체 거래를 보여주고 있으며, 패널 B와 C는 이를 국민연금 직접거래와 위탁거래로 나누어서 보여주고 있다.

패널 A에서 2010년 순매수금액 비율의 평균은 0.065%이며, 중간값은 0.024%이다. 전반적으로 국민연금이 국내 주식을 매도하기 보다는 매수하는 방향임을 알 수 있으며 이는 결과적으로 국민연금의 국내주식 보유량 증가로 연결되었을 것이다. 2010년부터 2019년까지 평균은 모두 양(+)의 값을 가지며, 중간값도 2016년을 제외하면 모두 양(+)의 값을 가진다. 1사분위의 음(-)의 값보다도 3사분위의 양(+)의 값이 크기 면에서 모든 연도에서 크다. 이런 점들은 국민연금이 국내 주식을 지속적으로 매수하였으며 그 결과 주식 보유량이 꾸준히 증가했음을 보여준다.

패널 B와 C에서 직접거래와 위탁거래로 나누어서 이를 살펴보면, 직접거래보다는 위탁거래에서 순매수 거래비율의 값이 더 크다. 국민연금의 꾸준한 국내 주식 매수에 있어서 위탁 거래에서의 영향이 더 큼을 알 수 있다. 직접 거래도 2010년부터 2019년까지 대부분 매수 우위 성향을 보이지만, 2018년만은 매수보다 매도가 더 많았다.

<표 Ⅳ-11> 국민연금의 순매수거래금액 비율(%)의 분포

주식별로 각 월별에 국민연금이 거래한 순매수거래금액을 해당 주식의 시가총액으로 나누었다. 표는 월별 순매수거래금액 비율의 연도별 분포를 보고하고 있다. 관측수는 해당 연도에 관측되는 기업-월별 측정치의 개수이다.

연도	N	평균	STD	Q1	중간값	Q3
패널 A. 전체거래의 월 순매수거래금액 비율						
2010	5,887	0.065	0.583	−0.102	0.024	0.211
2011	5,529	0.086	0.682	−0.104	0.045	0.281
2012	5,975	0.064	0.641	−0.125	0.018	0.236
2013	6,904	0.061	0.658	−0.123	0.036	0.256
2014	7,377	0.029	0.608	−0.144	0.009	0.200
2015	8,073	0.094	0.837	−0.153	0.031	0.302
2016	7,690	0.009	0.568	−0.165	−0.001	0.187
2017	7,545	0.063	0.523	−0.094	0.024	0.210
2018	7,356	0.007	0.682	−0.171	0.000	0.203
2019	9,625	0.047	0.464	−0.054	0.027	0.155
패널 B. 직접거래의 월 순매수거래금액 비율						
2010	1,876	0.046	0.238	0.000	0.014	0.050
2011	1,975	0.019	0.340	−0.042	0.016	0.089
2012	1,982	0.017	0.200	−0.040	0.000	0.075
2013	2,025	0.019	0.286	−0.047	0.019	0.101
2014	2,007	0.031	0.342	−0.030	0.003	0.061
2015	2,322	0.074	0.449	−0.030	0.039	0.159
2016	1,836	0.027	0.343	−0.038	0.010	0.099
2017	1,375	0.043	0.425	−0.042	0.010	0.076
2018	1,528	−0.015	0.438	−0.081	−0.010	0.083
2019	2,114	0.029	0.316	−0.056	0.024	0.114
패널 C. 위탁거래의 월 순매수거래금액 비율						
2010	5,880	0.050	0.569	−0.103	0.015	0.183
2011	5,511	0.079	0.655	−0.095	0.034	0.244

2012	5,952	0.059	0.627	−0.119	0.015	0.215
2013	6,867	0.056	0.647	−0.115	0.030	0.235
2014	7,371	0.020	0.583	−0.140	0.007	0.179
2015	8,064	0.073	0.797	−0.156	0.017	0.257
2016	7,683	0.003	0.545	−0.161	−0.002	0.165
2017	7,533	0.055	0.488	−0.092	0.021	0.197
2018	7,343	0.010	0.656	−0.159	0.000	0.188
2019	9,621	0.040	0.443	−0.052	0.023	0.136

<표 Ⅳ-12>은 변수들 간의 상관계수를 보여주고 있다. 유동성 측정치의 상관계수는 상호 간에 대체로 양(+)의 값을 가진다. LOT 스프레드와 Roll 스프레드의 상관계수는 0.328로 통계적으로도 유의미하다. LOT 스프레드와 Amihud, Modified Amihud의 상관계수는 양(+)의 값이지만 통계적으로 유의미하지는 않다. Amihud와 Modified Amihud의 상관계수는 0.541로 높은 상관관계를 가지면 통계적으로도 유의미하다. 둘의 기본적 개념 자체가 같기 때문에 높은 상관관계는 당연한 결과로 사료 된다.

또한, Amihud와 Modified Amihud의 상관성을 제외하고는 4개의 유동성 지표가 차별성 있는 유동성 지표임을 알 수 있다. 따라서 4개의 유동성 측정치간에 중첩성이 적다고 판단되어, 향후 분석에서는 각각의 유동성 측정치를 이용한 결과를 보고자 한다.

유동성 측정치와 NPS(국민연금 순매수금액 비율)과의 상관계수는 모두 다 음(-)의 값을 갖는다. 통계적 유의성에서는 Amihud 측정치만 유의미하지 않고 나머지 3개는 모두 다 통계적으로 유의미하다. 국민연금의 국내주식 보유 증가가 주식 유동성 증가와 관계있음을 의미한다. 보다 강건한 분석 결과는 여러 통제 변수들을 추가한 회귀분석을 통해 얻고자 한다.

<표 Ⅳ-12> 주식 유동성 변수의 상관계수

월별 주식 유동성 변수들의 상관계수를 보고하였다. LOT 스프레드는 일별수익률을 사용하여 수식(1)~(3)에 의거하여 추정하였으며, Roll 스프레드도 일별 수익률을 사용하여 수식(5)~(6)에 의해 추정하였다. Amihud, Modified Amihud 측정치는 일별 수익률의 절대값을 거래금액으로 나눈 값의 월별 평균치이며, 최종적으로 100,000,000을 곱하였다. Amihud는 종가-대-종가 수익률을, Modified Amihud는 시가-대-종가 수익률을 사용하였다. NPS는 국민연금의 순매수거래금액 비율이다. 상관계수 아래는 괄호안의 숫자는 p-값을 나타낸다.

	LOT	Roll	Amihud	Modified Amihud	NPS
LOT	1.000	0.328	0.003	0.005	−0.016
		(<.001)	(0.493)	(0.200)	(<.001)
Roll		1.000	0.001	−0.002	−0.018
			(0.840)	(0.528)	(<.001)
Amihud			1.000	0.541	−0.009
				(<.001)	(0.018)
Modified Amihud				1.000	−0.016
					(<.001)

<표 Ⅳ-13>은 주식 유동성과 국민연금 거래의 관계에 대한 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 여기서 주식 유동성과 국민연금 거래는 시차를 두지 않고 같은 거래월로 설정하였다. 패널 A는 국민연금 전체 거래에 대한 결과를 보여주고 있으며, 패널 B와 C는 이를 국민연금 직접거래와 위탁거래로 나누어서 보여주고 있다.

패널 A를 보면, LOT 스프레드를 종속변수로 사용한 단변량 회귀분석에서 NPS의 회귀계수는 -0.066 (t-값=-5.248)로 통계적으로 유의미하다. 국민연금의 주식 매수가 증가할수록 주식의 유동성이 증가함을 보여준다. 통제변수를 사용한 다변량 회귀분석에서도 NPS의 회귀계수는 -0.074 (t-값=-5.350)로 역시 통계적으로 유의미하다. 여러 통제변수를 추가한 후에도

통계적 유의성이 유지되며, 국민연금의 매수가 유동성을 개선시킬 수 있음을 보여준다.

Roll 스프레드를 사용한 회귀분석 결과에서도 회귀계수가 모두 음(-)의 값으로 통계적으로 유의미하다. Amihud를 종속변수로 사용한 회귀분석에서 NPS의 회귀계수는 음(-)의 값을 갖지만 통계적 유의성은 없다. 하지만 Amihud 측정치를 개선한 Modified Amihud를 종속변수로 사용한 회귀분석에서는 회귀계수가 모두 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 갖는다. 미국에서와 같이 한국에서도 Modified Amihud가 기존 Amihud 측정치와 유의미한 차이를 나타내며 더 경제적인 의미를 가질 수 있음을 보여주는 결과이다.

패널 B는 국민연금의 직접운용 순매수에 대한 결과를 보여준다. LOT와 Roll 스프레드를 종속변수로 사용한 분석에서 회귀계수가 모두 음(-)의 값을 가지지만 통계적 유의성은 없다. Amihud와 Modified Amihud에서 NPS의 회귀계수는 단변량 회귀분석에서는 음(-)의 값을 갖지만, 다변량 회귀분석에서는 양(+)의 값으로 변하며, 모두 통계적 유의성은 없다.

패널 C는 국민연금의 위탁운용 순매수에 대한 결과를 보여준다. LOT와 Roll 스프레드, Amihud와 Modified Amihud 모두에서 회귀계수가 공통적으로 음(-)의 값을 가지며, Amihud를 제외하고 모두 통계적으로도 유의미하다. 국민연금 전체 매수의 유동성을 개선시키는 결과가 직접운용보다는 위탁운용의 결과에서 기인하였음을 확인할 수 있다.

직접운용과 위탁운용의 결과의 차이는 크게 두 가지 요인에 의한 것으로 해석 할 수 있다. 첫 번째는 앞에서 언급한 것과 같이, 직접운용은 KOSPI200(배당포함)을 추적하는 운용전략 하에 KOSPI200 지수에 포함되는 대형주를 중심으로 운용되고 있는 반면에, 위탁운용에는 유가증권시장

종목과 코스닥 종목까지 포함한 벤치마크를 부여하고 있어 더 다양한 종목으로 포트폴리오를 구성하고 있다. 따라서 국내주식의 두 가지 세부유형의 투자 유니버스에 따른 관측치의 차이가 존재하며, 가격충격의 영향이 다르게 나타날 것으로 예상되는 중·소형주의 포함 여부의 차이가 위의 결과의 첫 번째 원인으로 제시할 수 있다. 두 번째는 직접운용은 패시브 운용을 지향하고, 위탁운용은 액티브 운용을 지향하는 운용철학의 차이에서 유동성의 개선 효과가 위탁운용 거래에서 주로 발견되는 것이라 유추할 수 있다.

<표 IV-13> 주식 유동성에 대한 국민연금 순매수거래의 영향

월별 주식 유동성을 해당 월의 국민연금의 순거래 거래량 비율에 대해 회귀분석하였다. LOT 스프레드는 일별수익률을 사용하여 수식 (1)~(3)에 의거하여 추정하였으며, Roll 스프레드도 일별 수익률을 사용하여 수식(5)~(6)에 의해 추정하였다. Amihud, Modified Amihud 측정치는 일별 수익률의 절대값을 거래금액으로 나눈 값의 월별 평균치이며, 최종적으로 100,000,000을 곱하였다. Amihud는 종가-대-종가 수익률을, Modified Amihud는 시가-대-종가 수익률을 사용하였다. 국민연금의 거래 비율(NPS,%)은 해당 주식에 대한 국민연금의 월 순매수 거래금액을 해당 주식의 시가총액으로 나눈 비율이다. 패널 A는 국민연금 전체 거래를 사용하며, 패널 B는 국민연금 직접운용 거래, 패널 C는 국민연금 위탁운용 거래를 사용하였다. SIZE는 전년도 말의 종가에 상장주식수를 곱한 기업규모에 로그를 취한 값이며, BM은 전년도 말의 자기자본의 장부가치 대 시장가치 비율이다. Volitility는 변동성 변수로 당월의 일별 수익률의 표준편차를 사용하였다. 1/Price는 해당 월 말의 종가의 역수에 1,000을 곱하였다. Lag(Dep)은 종속변수인 유동성 측정치의 1개월 전 시차변수이다. Industry Dummy는 한국거래소에서 제공하는 산업분류를 사용하였다. Time dummy는 연간 더미변수를 사용하였다.

패널 A. 국민연금 전체 거래

	Intercept	NPS	SIZE	BM	Volatility	1/Price	Lag (Dep)	Adj. R2	Industry Dummy	Time Dummy
LOT 스프레드										
회귀계수	0.470	-0.066					0.023	0.001	No	No
t-값	(-57.83)	(-5.25)					(-5.23)			
회귀계수	0.101	-0.074	-0.025	0.021	0.245	0.016	0.015	0.017	Yes	No
t-값	(-0.91)	(-5.35)	(-3.302)	(-1.90)	(-30.87)	(-0.21)	(-3.27)			
회귀계수	0.106	-0.073	-0.022	0.022	0.260	0.027	0.014	0.018	Yes	Yes
t-값	(0.93)	(-5.32)	(-2.94)	(2.00)	(31.78)	(0.34)	(3.13)			

Roll 스프레드										
회귀계수	1.57	-0.125					0.048	0.002	No	No
t-값	(-98.40)	(-5.47)					(-11.09)			
회귀계수	-2.025	-0.13	0.028	0.069	1.139	0.604	-0.011	0.109	Yes	No
t-값	(-10.80)	(-5.60)	(-2.18)	(-3.68)	(-84.12)	(-4.60)	(-2.494)			
회귀계수	-2.115	-0.129	0.023	0.058	1.168	0.508	-0.011	0.110	Yes	Yes
t-값	(-10.96)	(-5.51)	(1.79)	(3.09)	(83.87)	(3.84)	(-2.50)			
Amihud 측정치										
회귀계수	0.222	-0.028					0.246	0.057	No	No
t-값	(-20.74)	(-1.62)					(-64.31)			
회귀계수	1.847	-0.025	-0.131	0.185	-0.071	-0.335	0.247	0.076	Yes	No
t-값	(-12.46)	(-1.37)	(-12.98)	(-12.41)	(-6.68)	(-3.23)	(-57.22)			
회귀계수	1.932	-0.026	-0.131	0.188	-0.080	-0.321	0.245	0.077	Yes	Yes
t-값	(12.65)	(-1.42)	(-12.85)	(12.57)	(-7.35)	(-3.07)	(56.94)			
Modified Amihud										
회귀계수	0.155	-0.019					0.5	0.275	No	No
t-값	(-28.79)	(-2.22)					(-160.27)			
회귀계수	1.498	-0.019	-0.103	0.1	-0.064	-0.125	0.445	0.279	Yes	No
t-값	(-22.43)	(-2.29)	(-22.495)	(14.898	(-13.54)	(-2.693)	(-133.46)			
회귀계수	1.558	-0.019	-0.103	0.102	-0.072	-0.118	0.444	0.280	Yes	Yes
t-값	(22.64)	(-2.35)	(-22.46)	(15.16)	(-14.75)	(-2.53)	(132.86)			

패널 B. 국민연금 직접 거래

	Intercept	NPS	SIZE	BM	Volatility	1/Price	Lag (Dep)	Adj. R2	Industry Dummy	Time Dummy
LOT 스프레드										
회귀계수	0.467	-0.039					0.023	0.001	No	No
t-값	(-57.56)	(-0.86)					(-5.23)			
회귀계수	0.091	-0.026	-0.024	0.021	0.245	0.036	0.015	0.017	Yes	No
t-값	(-0.82)	(-0.55)	(-3.20)	(-1.92)	(-30.79)	(-0.47)	(-3.29)			
회귀계수	0.097	-0.026	-0.022	0.023	0.260	0.047	0.014	0.018	Yes	Yes
t-값	(0.85)	(-0.56)	(-2.84)	(2.03)	(31.72)	(0.60)	(3.15)			
Roll 스프레드										
회귀계수	1.566	-0.095					0.048	0.002	No	No
t-값	(-98.16)	(-1.16)					(-11.03)			
회귀계수	-2.043	-0.063	0.029	0.07	1.138	0.639	-0.011	0.108	Yes	No
t-값	(-10.89)	(-0.79)	(-2.29)	(-3.70)	(-84.04)	(-4.87)	(-2.54)			
회귀계수	-2.131	-0.055	0.024	0.059	1.167	0.544	-0.011	0.110	Yes	Yes
t-값	(-11.04)	(-0.69)	(1.89)	(3.12)	(83.80)	(4.11)	(-2.54)			
Amihud 측정치										
회귀계수	0.221	-0.069					0.246	0.057	No	No
t-값	(-20.71)	(-1.12)					(-64.33)			
회귀계수	1.845	0.009	-0.131	0.185	-0.071	-0.328	0.247	0.076	Yes	No

t-값	(-12.44)	(-0.14)	(-12.96)	(-12.41)	(-6.69)	(-3.16)	(-57.25)			
회귀계수	1.930	0.014	-0.131	0.188	-0.080	-0.313	0.246	0.077	Yes	Yes
t-값	(12.63)	(0.22)	(-12.83)	(12.58)	(-7.36)	(-3.00)	(56.98)			
Modified Amihud										
회귀계수	0.155	-0.047					0.5	0.275	No	No
t-값	(-28.75)	(-1.56)					(-160.30)			
회귀계수	1.496	0.002	-0.102	0.1	-0.064	-0.12	0.445	0.278	Yes	No
t-값	(-22.39)	(-0.08)	(-22.45)	(-14.91)	(-13.57)	(-2.58)	(-133.52)			
회귀계수	1.556	0.005	-0.103	0.102	-0.072	-0.113	0.444	0.280	Yes	Yes
t-값	(22.61)	(0.18)	(-22.41)	(15.17)	(-14.77)	(-2.42)	(132.92)			

패널 C. 국민연금 위탁 거래

	Intercept	NPS	SIZE	BM	Volatility	1/Price	Lag (Dep)	Adj. R2	Industry Dummy	Time Dummy
LOT 스프레드										
회귀계수	0.469	-0.068					0.023	0.001	No	No
t-값	(-57.81)	(-5.21)					(-5.24)			
회귀계수	0.106	-0.078	-0.025	0.021	0.245	0.016	0.015	0.017	Yes	No
t-값	(-0.96)	(-5.42)	(-3.37)	(-1.93)	(-30.87)	(-0.21)	(-3.28)			
회귀계수	0.111	-0.078	-0.023	0.023	0.260	0.027	0.014	0.018	Yes	Yes
t-값	(0.98)	(-5.38)	(-3.00)	(2.03)	(31.78)	(0.34)	(3.14)			

Roll 스프레드										
회귀계수	1.569	-0.127					0.048	0.002	No	No
t-값	(-98.39)	(-5.35)					(-11.09)			
회귀계수	-2.015	-0.136	0.027	0.07	1.139	0.605	-0.011	0.109	Yes	No
t-값	(-10.75)	(-5.60)	(-2.11)	(-3.71)	(-84.12)	(-4.60)	(-2.488)			
회귀계수	-2.106	-0.135	0.022	0.059	1.168	0.509	-0.011	0.110	Yes	Yes
t-값	(-10.91)	(-5.55)	(1.72)	(3.12)	(83.87)	(3.85)	(-2.49)			
Amihud 측정치										
회귀계수	0.221	-0.024					0.246	0.057	No	No
t-값	(-20.72)	(-1.37)					(-64.31)			
회귀계수	1.849	-0.028	-0.132	0.185	-0.071	-0.335	0.247	0.076	Yes	No
t-값	(-12.47)	(-1.48)	(-13.00)	(-12.41)	(-6.67)	(-3.23)	(-57.22)			
회귀계수	1.934	-0.030	-0.131	0.188	-0.080	-0.321	0.245	0.077	Yes	Yes
t-값	(12.66)	(-1.55)	(-12.87)	(12.57)	(-7.35)	(-3.08)	(56.94)			
Modified Amihud										
회귀계수	0.155	-0.016					0.5	0.275	No	No
t-값	(-28.77)	(-1.86)					(-160.29)			
회귀계수	1.5	-0.021	-0.103	0.1	-0.064	-0.125	0.445	0.279	Yes	No
t-값	(-22.45)	(-2.41)	(-22.52)	(-14.91)	(-13.54)	(-2.70)	(-133.46)			
회귀계수	1.559	-0.022	-0.103	0.102	-0.072	-0.119	0.444	0.280	Yes	Yes
t-값	(22.66)	(-2.51)	(-22.48)	(15.17)	(-14.75)	(-2.54)	(132.86)			

나. 추가 검증(Additional tests)

본 소절에서는 추가 분석을 통해 본 연구의 표본을 나누어 분석하는 부표본 분석 및 특정 이벤트를 중심으로 한 사건분석을 진행하고자 한다. 이를 통해, 특정 기간이나 특정 그룹에서 앞의 결과가 유의하게 나타나는지, 외생적 사건에 의한 분석결과에서도 앞의 결과가 유지되는지를 살펴보고자 한다. 먼저 부표본 분석의 결과를 보고하고, 다음으로 사건분석 결과를 보고하고자 한다.

1) 부표본 테스트(Sub-sample tests)

<표 Ⅳ-14>는 표본기간 10년을 하위기간 5년씩 두 기간으로 나누어서 회귀분석 결과를 살펴보았다. 패널 A는 2010년부터 2014년까지의 결과를, 패널 B는 2015년부터 2019년까지의 결과를 보여주며, 모두 국민연금 전체 거래를 사용하였다. 패널 A의 경우, LOT와 Roll 스프레드에서는 회귀계수가 공통적으로 음(-)의 값을 가지며 통계적으로 유의하지만, Amihud와 Modified Amihud에서는 음(-)의 값을 가지면서도 통계적 유의성은 없다. 반면, 패널 B의 경우, LOT와 Roll 스프레드, Amihud와 Modified Amihud 모두 공통적으로 음(-)의 값을 가지며 통계적으로 유의미하다. 주목할 만한 것은 전체기간에서는 통계적 유의성이 없었던 Amihud가 2015~2019년 하위표본에서는 통계적 유의성을 지닌다는 것이다. 전반적으로 2015년을 지나 최근으로 올수록 국민연금의 주식 보유가 주식 유동성을 개선시키는 효과가 더 강함을 보여준다.

<표 Ⅳ-14> 주식 유동성에 대한 국민연금 순매수거래의 영향: 하위기간 분석

월별 주식 유동성을 해당 월의 국민연금의 순거래 거래량 비율에 대해 회귀분석하였다. LOT 스프레드는 일별수익률을 사용하여 수식(1)~(3)에 의거하여 추정하였으며, Roll 스프레드도 일별 수익률을 사용하여 수식(5)~(6)에 의해 추정하였다. Amihud, Modified Amihud 측정치는 일별 수익률의 절대값을 거래금액으로 나눈 값의 월별 평균치이며, 최종적으로 100,000,000을 곱하였다. Amihud는 종가-대-종가 수익률을, Modified Amihud는 시가-대-종가 수익률을 사용하였다. 국민연금의 거래비율(NPS,%)은 해당 주식에 대한 국민연금의 월 순매수 거래금액을 해당 주식의 시가총액으로 나눈 비율이다. 패널 A는 국민연금 전체 거래를 사용한 2010년부터 2014년까지의 결과를, 패널 B는 2015년부터 2019년까지의 결과를 보여준다. SIZE는 전년도 말의 종가에 상장주식수를 곱한 기업규모에 로그를 취한 값이며, BM은 전년도 말의 자기자본의 장부가치 대 시장가치 비율이다. Volitility는 변동성 변수로 당월의 일별 수익률의 표준편차를 사용하였다. 1/Price는 해당 월 말의 종가의 역수에 1,000을 곱하였다. Lag(Dep)은 종속변수인 유동성 측정치의 1개월 전 시차변수이다. Industry Dummy는 한국거래소에서 제공하는 산업분류를 사용하였다.

패널 A. 하위표본기간 (2010년~2014년)

	Intercept	NPS	SIZE	BM	Volatility	1/Price	Lag (Dep)	Adj. R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드									
회귀계수	0.479	−0.055					0.035	0.001	No
t-값	(40.814)	(−3.033)					(5.379)		
회귀계수	0.247	−0.063	−0.037	0.022	0.244	−0.225	0.024	0.019	Yes
t-값	(1.576)	(−3.195)	(−3.453)	(1.439)	(19.914)	(−1.819)	(3.553)		
Roll 스프레드									
회귀계수	1.462	−0.138					0.060	0.004	No
t-값	(86.498)	(−6.114)					(9.848)		
회귀계수	−1.032	−0.117	−0.006	0.050	0.911	0.683	−0.015	0.139	Yes
t-값	(−5.715)	(−5.129)	(−0.462)	(2.845)	(63.765)	(4.800)	(−2.451)		
Amihud 측정치									
회귀계수	0.291	−0.038					0.267	0.059	No
t-값	(12.446)	(−1.021)					(43.745)		
회귀계수	2.319	−0.037	−0.164	0.280	−0.106	−0.774	0.217	0.080	Yes
t-값	(7.276)	(−0.923)	(−7.448)	(8.986)	(−4.242)	(−3.085)	(33.249)		
Modified Amihud									
회귀계수	0.206	−0.030					0.491	0.261	No
t-값	(18.244)	(−1.647)					(103.660)		
회귀계수	1.844	−0.030	−0.127	0.143	−0.090	−0.250	0.419	0.263	Yes
t-값	(13.574)	(−1.745)	(−13.524)	(10.801)	(−8.509)	(−2.350)	(82.501)		

패널 B. 하위표본기간 (2015년~2019년)

	Intercept	NPS	SIZE	BM	Volatility	1/Price	Lag (Dep)	Adj. R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드									
회귀계수	0.461	-0.074					0.014	0.001	No
t-값	(41.118)	(-4.297)					(2.388)		
회귀계수	-0.031	-0.083	-0.013	0.019	0.246	0.160	0.007	0.017	Yes
t-값	(-0.194)	(-4.324)	(-1.217)	(1.142)	(23.420)	(1.582)	(1.236)		
Roll 스프레드									
회귀계수	1.650	-0.113					0.044	0.002	No
t-값	(65.000)	(-3.069)					(7.416)		
회귀계수	-2.685	-0.148	0.056	0.073	1.286	0.586	-0.011	0.105	Yes
t-값	(-8.552)	(-3.908)	(2.651)	(2.239)	(61.232)	(2.912)	(-1.922)		
Amihud 측정치									
회귀계수	0.185	-0.022					0.127	0.073	No
t-값	(52.453)	(-3.907)					(53.923)		
회귀계수	1.103	-0.011	-0.073	0.046	-0.043	-0.052	0.439	0.309	Yes
t-값	(24.937)	(-2.086)	(-24.476)	(10.223)	(-14.804)	(-1.860)	(99.552)		
Modified Amihud									
회귀계수	0.104	-0.009					0.553	0.366	No
t-값	(31.767)	(-1.869)					(146.865)		
회귀계수	1.081	-0.009	-0.071	0.045	-0.046	-0.022	0.517	0.390	Yes
t-값	(23.733)	(-1.722)	(-22.960)	(9.588)	(-15.484)	(-0.764)	(122.869)		

<표 Ⅳ-15>은 표본을 기업규모에 따라 2그룹으로 구분하여 하위표본의 회귀분석 결과를 살펴보았다. 패널 A는 소규모 기업의 결과를, 패널 B는 대규모 기업의 결과를 보여주며, 모두 국민연금 전체 거래를 사용하였다. 표본기간 동안 국민연금이 거래한 주식은 총 1,627기업이다. 이 중 상위 1/3을 대규모 기업으로, 나머지를 소규모 기업으로 구분하였다. 이는 대규모 기업이 기업-월 관측수가 더 많기 때문에 관측수를 비슷하게 만들기 위한 설정이다. 소규모 기업의 관측수는 29,863 개이며, 대규모 기업의 관측수

는 42,098개이다. 패널 A 소규모 기업의 경우, LOT와 Roll 스프레드, Modified Amihud에서 회귀계수가 공통적으로 음(-)의 값을 가지며 통계적으로 유의하지만, Amihud에서는 통계적 유의성은 없다. 반면, 패널 B 대규모기업의 경우, LOT와 Roll 스프레드에서만 통적으로 유의미하며, Amihud와 Modified Amihud는 통계적 유의성이 없다. 전반적으로 스프레드 측정치(특히 LOT 스프레드)에서는 대규모 기업의 회귀계수가 커서 유동성 개선 효과가 더 크다고 할 수 있다. Modified Amihud에서는 회귀계수가 소규모 기업들에서 유의미하고 대규모 기업에서는 발견되지 않는다. 가격충격의 측면에서는 소규모 기업에서 유동성이 개선되는 효과가 더 두드러진다고 말할 수 있다. 시장에서 소외받을 수 있는 소규모 주식의 유동성 개선에 기여하기 때문에 긍정적인 효과라 생각할 수 있다.

<표 Ⅳ-16>는 변수에 대해 다양한 분석 기간을 사용한 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 변수에 2개월부터 12개월까지 다양한 기간을 적용하였다. 분석 결과는 국민연금 전체 거래에 대한 결과만을 보고하였다.

패널 A에서 2개월 변수를 사용한 결과를 보여주고 있다. 종속변수인 유동성 측정치에 이에 맞추어 2개월 수치를 사용하였다. t월을 기준으로 생각하면, t월과 t+1월의 유동성측정치의 평균값을 종속변수로 사용하였다. 독립변수로는 종속변수와 동일한 t월과 t+1월의 2개월간의 국민연금 순매수금액을 사용하였다. 이런 방식으로 매월 종속변수와 독립변수를 구성하였다.

회귀분석 결과, 앞과 동일하게 LOT 스프레드, Roll 스프레드, Amihud를 종속변수로 사용한 회귀분석에서 NPS의 회귀계수가 모두 음(-)의 값을 가지며 통계적으로 유의미하다. Modified Amihud 측정치만 음(-)의 값이지만 통계적인 유의미하지 않다. 1개월 기간을 사용하였을 때는 Modified

Amihud가 통계적으로 유의미하였고 Amihud가 유의성이 없었는데, 기간을 늘렸을 때는 둘의 결과가 반대로 바뀌는 것을 보게 된다.

앞과 동일한 방식으로 패널 B는 3개월, C는 6개월, 패널 D는 9개월, 패널 E는 12개월까지 확장하여 국민연금 매수의 영향을 살펴보았다. 이 경우도 LOT 스프레드, Roll 스프레드, Amihud를 종속변수로 사용한 회귀분석에서 모두 NPS의 회귀계수 통계적으로 유의미한 음(-)의 값을 보여준다. 1개월이라는 단기간뿐만 아니라 12개월이라는 장기간에 걸쳐서도 (특히 스프레드 측정치에서) 국민연금 순매수가 동일하게 유의미한 영향력을 지님을 확인할 수 있었다.

지금까지 결과를 살펴보면, 다양한 유동성 측정치를 사용하였을 때, 또는 다양한 하위표본을 사용하였을 때도, 대부분의 모델에서 국민연금의 매수가 주식 유동성을 증가시킨다는 결과를 확인할 수 있다. 그러나 모든 경우에 모든 측정치에서 완벽하게 통계적으로 유의미한 결과가 도출되는 것은 아니었다. 가격충격 개념의 유동성 측정치보다는 거래비용과 관련된 스프레드 측정치에서 결과가 명확하였으며, 가격충격의 유동성 측정치에서는 기존의 Amihud 측정치보다는 Amihud 측정치의 문제점을 보안한 Modified Amihud 측정치에서 더 유의미한 결과를 보였다.

<표 Ⅳ-15> 주식 유동성에 대한 국민연금 순매수거래의 영향: 하위표본 분석

월별 주식 유동성을 해당 월의 국민연금의 순거래 거래량 비율에 대해 회귀분석하였다. LOT 스프레드는 일별수익률을 사용하여 수식(1)~(3)에 의거하여 추정하였으며, Roll 스프레드도 일별 수익률을 사용하여 수식(5)~(6)에 의해 추정하였다. Amihud, Modified Amihud 측정치는 일별 수익률의 절대값을 거래금액으로 나눈 값의 월별 평균치이며, 최종적으로 100,000,000을 곱하였다. Amihud는 종가-대-종가 수익률을, Modified Amihud는 시가-대-종가 수익률을 사용하였다. 국민연금의 거래비율(NPS,%)은 해당 주식에 대한 국민연금의 월 순매수 거래금액을 해당 주식의 시가총액으로 나눈 비율이다. 패널 A는 소규모 기업의 결과를, 패널 B는 대규모 기업의 결과를 보여주며, 모두 국민연금 전체 거래를 사용하였다. 표본기간 동안 국민연금이 거래한 주식은 총 1,627기업이다. 이 중 상위 1/3을 대규모 기업으로, 나머지를 소규모 기업으로 설정하였다. SIZE는 전년도 말의 종가에 상장주식수를 곱한 기업규모에 로그를 취한 값이며, BM은 전년도 말의 자기자본의 장부가치 대 시장가치 비율이다. Volitility는 변동성 변수로 당월의 일별 수익률의 표준편차를 사용하였다. 1/Price는 해당 월 말의 종가의 역수에 1,000을 곱하였다. Lag(Dep)은 종속변수인 유동성 측정치의 1개월 전 시차변수이다. Industry Dummy는 한국거래소에서 제공하는 산업분류를 사용하였다.

패널 A. 소규모 기업

	Intercept	NPS	SIZE	BM	Volatility	1/Price	Lag (Dep)	Adj. R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드									
회귀계수	0.525	−0.052					0.042	0.001	No
t-값	(35.845)	(−2.696)					(5.261)		
회귀계수	−2.040	−0.057	0.125	0.079	0.353	0.064	0.027	0.032	Yes
t-값	(−5.397)	(−2.657)	(4.123)	(3.975)	(27.420)	(0.577)	(3.188)		
Roll 스프레드									
회귀계수	1.686	−0.132					0.061	0.003	No
t-값	(58.908)	(−3.827)					(7.905)		
회귀계수	−4.033	−0.134	0.166	0.138	1.262	0.239	−0.014	0.127	Yes
t-값	(−6.447)	(−3.782)	(3.314)	(4.201)	(58.739)	(1.294)	(−1.754)		
Amihud 측정치									
회귀계수	0.413	−0.030					0.231	0.051	No
t-값	(16.031)	(−0.866)					(38.518)		
회귀계수	5.075	−0.038	−0.395	0.305	−0.117	−0.731	0.209	0.080	Yes
t-값	(7.422)	(−0.971)	(−7.212)	(8.480)	(−5.022)	(−3.624)	(30.033)		
Modified Amihud									
회귀계수	0.278	−0.018					0.500	0.280	No
t-값	(23.378)	(−1.160)					(103.799)		
회귀계수	3.732	−0.029	−0.282	0.145	−0.103	−0.316	0.420	0.269	Yes
t-값	(13.117)	(−1.821)	(−12.347)	(9.735)	(−10.715)	(−3.790)	(78.475)		

패널 B. 대규모 기업

	Intercept	NPS	SIZE	BM	Volatility	1/Price	Lag (Dep)	Adj. R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드									
회귀계수	0.431	−0.078					0.009	0.001	No
t-값	(46.122)	(−4.6900					(1.843)		
회귀계수	0.597	−0.091	−0.041	−0.019	0.139	0.045	0.004	0.007	Yes
t-값	(4.135)	(−5.018)	(−4.489)	(−1.415)	(13.811)	(0.362)	(0.876)		
Roll 스프레드									
회귀계수	1.489	−0.106					0.037	0.002	No
t-값	(80.322)	(−3.427)					(7.445)		
회귀계수	−1.738	−0.121	0.030	0.002	1.019	1.502	−0.011	0.091	Yes
t-값	(−6.938)	(−3.840)	(1.917)	(0.086)	(57.910)	(6.913)	(−2.261)		
Amihud 측정치									
회귀계수	0.055	−0.008					0.557	0.315	No
t-값	(20.313)	(−1.665)					(135.679)		
회귀계수	0.623	−0.007	−0.043	0.029	−0.015	−0.025	0.540	0.344	Yes
t-값	(15.497)	(−1.434)	(−17.055)	(7.599)	(−5.450)	(−0.728)	(125.502)		
Modified Amihud									
회귀계수	0.076	−0.011					0.454	0.208	No
t-값	(19.040)	(−1.522)					(102.675)		
회귀계수	0.828	−0.008	−0.056	0.037	−0.026	−0.056	0.485	0.283	Yes
t-값	(15.857)	(−1.260)	(−17.187)	(7.556)	(−7.059)	(−1.253)	(108.086)		

<표 IV-16> 중·장기 분석 : 주식 유동성에 대한 국민연금 순매수거래의 영향

기간별 주식 유동성을 전 기간의 국민연금의 순매수 거래금액에 대해 회귀분석하였다. LOT 스프레드는 일별수익률을 사용하여 수식(1)~(3)에 의거하여 추정하였으며, Roll 스프레드도 일별 수익률을 사용하여 수식(5)~(6)에 의해 추정하였다. Amihud, Modified Amihud 측정치는 일별 수익률의 절대값을 거래금액으로 나눈 값의 월별 평균치이며, 최종적으로 100,000,000을 곱하였다. Amihud는 종가-대-종가 수익률을, Modified Amihud는 시가-대-종가 수익률을 사용하였다. t월의 종속변수인 주식 유동성변수는 각각 2개월(t~t+1), 3개월(t~t+2), 6개월(t~t+5), 9개월(t~t+8), 12개월(t~t+11) 기간으로 월별 유동성 측정치를 평균하여 사용하였다. t월의 독립변수는 국민연금의 거래금액 비율(NPS,%)은 각각의 종속변수 기간 동안의 국민연금의 순매수 거래금액을 해당 주식의 시가총액으로 나눈 비율이다. 회귀분석을 위한 관측치는 매월 rolling하여 구성하였다. SIZE는 전년도 말의 종가에 상장주식수를 곱한 기업규모에 로그를 취한 값이며, BM은 전년도 말의 자기자본의 장부가치 대 시장가치 비율이다. Volitility는 변동성 변수로 전월의 일별 수익률의 표준편차를 사용하였다. 1/Price는 해당 월 말의 종가의 역수에 1,000을 곱하였다. Lag(Dep)은 종속변수인 유동성 측정치의 1개월 전 시차변수이다. Industry Dummy는 한국거래소에서 제공하는 산업분류를 사용하였다.

패널 A. 2개월

	Intercept	NPS	SIZE	BM	Volatility	1/Price	Lag (Dep)	Adj. R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드									
회귀계수	0.166	-0.026					0.679	0.297	No
t-값	(27.176)	(-4.223)					(177.784)		
회귀계수	0.260	-0.022	-0.01	-0.009	0.014	0.163	0.645	0.288	Yes
t-값	(3.464)	(-3.618)	(-1.918)	(-1.210)	(2.289)	(3.363)	(161.838)		
Roll 스프레드									
회귀계수	0.648	-0.05					0.617	0.287	No
t-값	(56.239)	(-4.736)					173.462		
회귀계수	0.600	-0.045	-0.011	-0.05	0.057	0.400	0.629	0.305	Yes
t-값	(4.472)	(-4.093)	(-1.155)	(-3.762)	(4.883)	(4.603)	(157.114)		
Amihud 측정치									
회귀계수	0.335	-0.044					0.023	0.022	No
t-값	(34.798)	(-4.277)					41.139		
회귀계수	2.767	-0.034	-0.192	0.273	-0.132	-0.499	0.02	0.076	Yes
t-값	(20.998)	(-3.134)	(-21.431)	(20.758)	(-12.119)	(-5.841)	(35.687)		
Modified Amihud									
회귀계수	0.108	-0.009					0.698	0.556	No
t-값	(22.326)	(-1.768)					(305.945)		
회귀계수	1.042	-0.004	-0.069	0.069	-0.057	-0.077	0.671	0.563	Yes
t-값	(16.516)	(-0.862)	(-16.148)	(10.959)	(-10.952)	(-1.891)	(268.337)		

패널 B. 3개월

	Intercept	NPS	SIZE	BM	Volatility	1/Price	Lag (Dep)	Adj. R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드									
회귀계수	0.039	-0.016					0.939	0.554	No
t-값	(8.804)	(-4.398)					(313.761)		
회귀계수	0.018	-0.016	0.000	-0.007	0.011	0.119	0.889	0.542	Yes
t-값	(0.343)	(-4.399)	(0.059)	(-1.252)	(2.233)	(3.480)	(281.274)		
Roll 스프레드									
회귀계수	0.325	-0.026					0.813	0.488	No
t-값	(35.428)	(-3.990)					(275.208)		
회귀계수	0.323	-0.023	-0.001	-0.038	-0.022	0.269	0.856	0.513	Yes
t-값	(3.079)	(-3.367)	(-0.204)	(-3.675)	(-2.259)	(4.038)	(251.440)		
Amihud 측정치									
회귀계수	0.182	-0.021					0.509	0.539	No
t-값	(6.733)	(-0.899)					(304.700)		
회귀계수	2.935	-0.027	-0.200	0.292	-0.157	-0.546	0.045	0.117	Yes
t-값	(22.635)	(-3.169)	(-22.816)	(22.676)	(-13.648)	(-6.630)	(54.993)		
Modified Amihud									
회귀계수	0.069	-0.005					0.821	0.719	No
t-값	(15.814)	(-1.385)					(450.965)		
회귀계수	0.637	0.000	-0.040	0.038	-0.043	-0.045	0.827	0.741	Yes
t-값	(10.874)	(0.117)	(-10.173)	(6.608)	(-8.325)	(-1.212)	(412.297)		

패널 C. 6개월

	Intercept	NPS	SIZE	BM	Volatility	1/Price	Lag (Dep)	Adj. R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드									
회귀계수	-0.061	-0.004					1.131	0.767	No
t-값	(-22.077)	(-2.796)					(538.161)		
회귀계수	-0.199	-0.004	0.009	0.002	0.012	0.049	1.09	0.775	Yes
t-값	(-6.122)	(-2.702)	(4.040)	(0.517)	(3.819)	(2.408)	(485.940)		
Roll 스프레드									
회귀계수	0.029	-0.008					0.987	0.725	No
t-값	(4.695)	(-2.389)					(480.908)		
회귀계수	0.051	-0.004	0.006	-0.016	-0.058	0.136	1.022	0.728	Yes
t-값	(0.679)	(-1.180)	(1.110)	(-2.155)	(-7.441)	(2.871)	(412.114)		
Amihud 측정치									
회귀계수	0.287	-0.023					0.385	0.909	No
t-값	(15.563)	(-2.069)					(934.481)		
회귀계수	(2.684)	(-0.017)	(-0.177)	(0.273)	(-0.176)	(-0.481)	(0.224)	0.263	Yes
t-값	(18.134)	(-2.442)	(-17.717)	(18.728)	(-12.169)	(-5.189)	(130.928)		
Modified Amihud									
회귀계수	0.036	-0.004					0.917	0.861	No
t-값	(10.416)	(-1.996)					(736.004)		
회귀계수	0.284	0.001	-0.015	0.006	-0.03	-0.009	0.953	0.869	Yes
t-값	(5.752)	(0.330)	(-4.536)	(1.209)	(-6.288)	(-0.279)	(642.811)		

패널 D. 9개월

	Intercept	NPS	SIZE	BM	Volatility	1/Price	Lag (Dep)	Adj. R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드									
회귀계수	−0.100	−0.003					1.204	0.844	No
t-값	(−46.929)	(−3.237)					(711.923)		
회귀계수	−0.281	−0.003	0.012	0.004	0.01	0.043	1.178	0.856	Yes
t-값	(−11.247)	(−3.199)	(7.313)	(1.717)	(3.815)	(2.766)	(639.937)		
Roll 스프레드									
회귀계수	−0.141	−0.005					1.085	0.844	No
t-값	(−30.354)	(−2.608)					(713.291)		
회귀계수	0.057	−0.002	0.006	−0.009	−0.135	0.040	1.150	0.856	Yes
t-값	(1.014)	(−0.910)	(1.520)	(−1.704)	(−22.406)	(1.138)	(621.180)		
Amihud 측정치									
회귀계수	0.270	−0.02					0.485	0.960	No
t-값	(6.162)	(−0.899)					(1496.32)		
회귀계수	1.969	−0.017	−0.128	0.208	−0.141	−0.373	0.467	0.505	Yes
t-값	(14.425)	(−3.307)	(−13.900)	(15.500)	(−10.053)	(−4.382)	(240.251)		
Modified Amihud									
회귀계수	0.498	−0.037					0.044	0.044	No
t-값	(53.702)	(−7.900)					(65.361)		
회귀계수	0.083	−0.001	−0.002	−0.011	−0.016	0.013	1.005	0.957	Yes
t-값	(2.774)	(−0.635)	(−1.083)	(−3.830)	(−5.232)	(0.690)	(1173.45)		

패널 E. 12개월

	Intercept	NPS	SIZE	BM	Volatility	1/Price	Lag (Dep)	Adj. R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드									
회귀계수	−0.113	−0.002					1.225	0.877	No
t-값	(−62.211)	(−2.602)					(838.512)		
회귀계수	−0.277	−0.002	0.012	0.004	0.005	0.011	1.211	0.893	Yes
t-값	(−12.977)	(−2.312)	(8.483)	(1.697)	(2.064)	(0.820)	(758.528)		
Roll 스프레드									
회귀계수	−0.131	−0.003					1.077	0.882	No
t-값	(−32.008)	(−2.126)					(859.245)		
회귀계수	0.037	−0.001	0.005	−0.008	−0.110	0.025	1.125	0.888	Yes
t-값	(0.690)	(−0.437)	(1.362)	(−1.453)	(−18.657)	(0.766)	(724.272)		
Amihud 측정치									
회귀계수	0.015	−0.026					0.806	0.952	No
t-값	(0.129)	(−0.482)					(1406.957)		
회귀계수	1.449	−0.009	−0.090	0.128	−0.116	−0.231	0.648	0.630	Yes
t-값	(11.506)	(−2.211)	(−10.709)	(10.435)	(−8.624)	(−2.959)	(319.642)		
Modified Amihud									
회귀계수	0.137	−0.011					0.741	0.822	No
t-값	(5.342)	(−0.968)					(676.364)		
회귀계수	−0.093	0.000	0.010	−0.030	−0.005	0.041	1.054	0.971	Yes
t-값	(−3.503)	(0.541)	(5.385)	(−11.750)	(−1.673)	(2.519)	(1451.51)		

국민연금의 매수가 국내주식의 유동성에 긍정적인 영향을 미칠 수 있는 이유에 대해 논의할 필요가 있다. 기본적으로 국민연금의 대규모 자본을 생각할 수 있다. 국민연금이 대규모 적립금을 가지고 국내 주식을 매수한다고 하면 이들 거래의 영향력을 무시할 수 없다. 또한 생각할 수 있는 이유는 국민연금의 투자를 추종하는 다른 투자자들이 존재이다. 우민철, 김지현(2018)은 한국 주식시장에서 국민연금의 거래를 다른 기관투자자들이 추종함을 보고하고 있다. 뉴스 매체 등에서도 국민연금의 보유종목을 관심있게 기사화하고 있다.[7] 국민연금의 순매수 금액에 더해 다른 투자자들까지 추종하여 매수하는 추가적인 영향력을 고려하면 주식 유동성에 대한 영향은 더욱 커질 수 있다.

국민연금의 부정적인 영향에 대해서는 비슷한 논리로 그들의 대규모 물량이 패닉 매도(panic selling)로 나올 수 있음을 우려할 수 있다. 하지만 현실에서 그럴 가능성은 적어 보인다. 2008년 글로벌 금융위기 등 각종 패닉 장세에서 국민연금은 국내 주식을 사는 행태를 보여왔다. 이는 국내 증시를 안정시키려는 정책적 목적도 어느 정도 작용한 것으로 추측된다. 결과적으로 국민연금은 한국 주식시장에서 유동성 공급자의 역할을 하고 있는 것이다. 이런 국민연금의 투자행태는 다른 연구들에서 이미 언급되어 있다. 우민철, 양철원 (2019b)은 국민연금의 투자성과를 분해한 결과, 이익의 상당 부분이 시장이 하락하는 상황에서 발생함을 보고하고 있다. 일종의 유동성 공급의 이익이라 해석할 수 있다.

---

7) 2020. 7. 9., 연합뉴스, 국민연금, 2분기 무슨 주식 담았나..배터리·바이오주 쇼핑.

2) 사건 연구 (Event study)

앞 장에서는 회귀분석을 통하여 국민연금의 매수가 국내 주식의 유동성을 증가시키는 영향력을 지님을 보여주었다. 그러나 국민연금의 주식 매수가 주식의 유동성의 증가를 가져오기(cause) 보다는, 고려되지 않는 내적인 공통요인에 의해서 유발될 수 있는 가능성이 있다. 본 소절에서는 이렇게 회귀분석에 내생성의 문제(endogeneity problem)를 포함하고 있을 수 있는 가능성을 감안하여 사건 연구 방법론을 적용하여 앞에서의 결과들이 강건한지를 검증하고자 한다.

이를 위해서는 주식 유동성과는 직접적 관계가 없지만 국민연금의 순매수에 영향을 주었던 외생적 사건(exogenous shock)을 찾을 필요가 있다. 따라서, 본 연구에서는 다음의 두 가지 사건을 외부 충격 사건이라고 보고 분석을 진행하였다. 첫 번째는 국민연금이 5% 이상 지분 보유에 따른 공시효과[8)]이고 두 번째는 2019년 위탁운용 세부유형의 벤치마크(Benchmark; BM) 개편[9)]이다.

처음 분석대상으로 고려한 것은 국민연금이 5% 이상 지분 보유로 공시대상이 된 사건이다. 사건월은 국민연금 지분 5%이상 보유하게 된 달이다. 한국에서는 지분을 5% 이상을 보유하게 되면 이를 금융위원회와 한국거래

---

8) 증권거래법 제200조의 2에 의거해 주권상장법인 또는 코스닥상장법인의 주식 등을 대량보유(본인과 그 특별관계자가 보유하게 되는 주식 등의 수의 합계가 당해 주식 등의 총수의 100분의 5 이상인 경우를 말한다)하게 된 자(대통령령이 정한 자는 제외한다)는 그날부터 5일이내에 그 보유상황과 보유목적을 대통령령이 정하는 바에 따라 금융거래소에 보고해야 한다.

9) 2019년 국내주식 위탁운용 세부 유형 중 액티브퀀트형과 대형주형의 벤치마크 변경이 있었다. 구체적으로 액티브퀀트형은 기존 벤치마크인 KOSPI200에서 KOSPI와 KOSDAQ의 합성지수를 벤치마크로 변경하여 투자 유니버스를 확대했다. 대형주형은 KOSPI100에서 NPS대형주 지수로 변경하였는데, 기존의 투자가능 유니버스가 KOSPI 대형주에 집중되어 있었던 점이 완화되어 KOSDAQ 대형주까지 포괄하여 투자가능 종목이 확대되는 효과가 있었다.

소에 5일 이내에 보유목적과 변동사항을 보고·공시하도록 되어있다. 이렇게 되면 일반투자자들도 해당 종목에 대해 국민연금이 대규모로 투자하고 있음을 인지하게 되어 있다. 그렇다면 다른 투자자들도 이에 대해 호재로 생각하고 추가적인 매수 행위를 할 수 있다. 이런 가설이 사실이라면 거래의 증가로 인해서 주식 유동성도 개선될 여지가 있다. 이를 검증하기 위해 국민연금이 5% 이상 지분을 확보한 거래월을 중심으로 전후 12개월의 유동성의 차이를 검증하였다.

<표 Ⅳ-17> 국민연금의 보유지분율이 5% 이상으로 상회한 주식수

각 주식에 대해 국민연금의 보유비중이 5%에 이하에서 이상으로 상회한 거래월을 특정하였다. 다음 표는 이에 해당하는 주식수를 표본기간에 걸쳐 보여주고 있다.

연도	1월	2월	3월	4월	5월	6월	7월	8월	9월	10월	11월	12월
2010	9	10	14	10	11	19	14	15	18	11	2	0
2011	12	12	10	11	7	6	10	12	14	11	9	6
2012	11	10	12	6	12	5	11	5	20	15	10	4
2013	19	8	10	19	13	10	11	8	8	7	10	7
2014	8	10	17	10	7	8	12	2	11	6	9	6
2015	8	13	10	15	13	20	22	14	9	6	4	3
2016	6	12	12	11	12	7	8	7	5	9	8	9
2017	5	6	5	9	7	12	5	4	18	10	11	7
2018	13	2	13	9	6	8	5	5	8	7	3	2
2019	5	9	7	10	12	7	4	8	6	5	3	8

<표 Ⅳ-17>은 2010년부터 2019년까지 기간 중에서 국민연금의 보유지분이 5%를 넘어간 종목의 수를 각 월별로 보여주고 있다. 2010년 12월처럼 종목이 없는 달도 있지만, 일반적으로 매달 5~10개 정도의 종목에서 국

민연금의 보유지분이 5%를 넘어간다. 가장 많은 달은 2015년 6월, 7월로 20개가 넘는다.

앞 선 분석과 반대로 국민연금의 보유지분이 5% 이하로 하락하는 사건도 검증하였다. 비슷한 논리로 5% 이하로 하락하는 사건 이후 유동성의 하락을 생각할 수 있지만, 반드시 5% 이상 사건과 동일한 논리가 적용되지는 않는다. 보유지분 5% 이하로 내려간 사실은 공시대상이 아니기 때문이다. 이는 위 사실을 시장의 투자자들이 바로 인지하기 어려움을 의미한다. 사업보고서 등을 통해 해당 내용이 공시된 시점에 가서야 투자자들이 확인할 수 있는 것이다. 이런 연유에서 보유지분 5% 이하로 하락하는 사건은 시장 영향력이 더 약할 수 있다.

<표 Ⅳ-18>은 국민연금 보유지분이 5%를 넘는 사건월 전후 12개월 간의 주식 유동성 측정치의 차이를 검증하고 있다. 분석을 위해서는 사건 전후 12개월이 필요하기 때문에 표본은 2011년부터 2018년까지 8년 동안의 기간에서 추출하였다. LOT 스프레드, Roll 스프레드, Amihud, Modified Amihud 4개의 유동성 측정치에 대하여 사건월을 제외한 전 12개월 (t-12, t-1) 동안의 유동성 측정치를 평균하였다. 사건일 후에 대해서도 12개월 (t+1, t+12) 동안의 수치를 평균하였다. 이 전후 평균값들이 차이에 대해 t-검정을 실시하였다.

LOT 스프레드의 사건월 전의 평균은 0.491이며, 사건월 후의 평균은 0.464이다. 스프레드가 0.028 하락하여 유동성이 상승하였음을 보여준다. 그 차이에 있어서는 t-값이 1.12로 통계적 유의성이 발견되지는 않는다. 하지만 Roll 스프레드, Amihud, Modified Amihud 나머지 3개에서는 유동성이 증가할 뿐 아니라 통계적 유의성도 지니고 있다. 예를 들어, Modified Amihud의 경우 5% 공시 전에 평균 0.308이 공시 후 0.221로 스프레드가

0.087 감소하였으며, t-값도 2.405로 통계적으로 유의미하다.

공시일 효과가 12개월보다 더 단기적으로 나타날 수도 있다. 이런 이유로 유동성 측정기간을 사건일 후 1개월부터 6개월까지 6개월로 단축하여서 측정하였다. 이에 맞추어 사건 전의 기간도 6개월로 설정하였다. 결과는 혼재되어 나타난다. Roll 스프레드의 경우 차이가 0.106으로 2배 정도 증가하고, t-값도 2.616으로 통계적 유의성이 강하게 나타난다. 반대로 Amihud, Modified Amihud 측정치에서는 전후 차이의 통계적 유의성은 사라진다.

이와 같이 사건월 전후의 유동성 차이의 통계적 유의성은 변수와 기간에 따라 차이가 존재한다. 스프레드 변수 중 LOT는 유의성이 없고 Roll에서만 일관되게 유의성이 유지된다. 가격충격 유동성 변수에서는 12개월 측정에서는 유의성이 발견되지만 6개월 분석에서는 유의성이 사라진다. 하지만 모든 경우 사건 전보다 후에 유동성이 증가하는 방향으로 움직이는 것은 일치한다.

다음은 반대로 국민연금 보유 지분이 5% 이하로 하락하였을 경우의 효과를 검증하였다. <표 Ⅳ-19>은 2010년부터 2019년까지 기간 중에서 국민연금의 보유지분이 5% 아래로 내려 간 종목의 수를 각 월별로 보여주고 있다. 2010년 12월은 해당 종목이 없지만, 매달 5개 정도의 종목의 보유 지분이 5% 아래로 내려간다. 관측치가 가장 많은 달은 2013년 5월의 18 종목이다. 전반적으로 보유지분 5% 이상으로 올라간 종목보다는 작은 수치이다.

<표 IV-18> 국민연금의 보유지분율이 5% 이상으로 상승한 사건월 전후의 주식 유동성 변화

각 주식에 대해 국민연금의 보유지분율이 5% 이하에서 이상으로 상회한 거래월을 특정하였다. 다음 표는 국민연금 보유지분율이 5%를 상회한 사건월을 기준으로 전후 12개월(6개월) 동안의 주식 유동성의 변화를 보여주고 있다. LOT 스프레드는 일별수익률을 사용하여 수식(1)~(3)에 의거하여 추정하였으며, Roll 스프레드도 일별수익률을 사용하여 수식(5)~(6)에 의해 추정하였다. Amihud, Modified Amihud 측정치는 일별 수익률의 절대값을 거래금액으로 나눈 값의 월별 평균치이며, 최종적으로 100,000,000을 곱하였다. Amihud는 종가-대-종가 수익률을, Modified Amihud는 시가-대-종가 수익률을 사용하였다.

	전후 12개월 비교		전후 6개월 비교	
	관측수	평균	관측수	평균
LOT 스프레드				
전	10,510	0.491	5,329	0.518
후	10,764	0.464	5,399	0.467
차이(전-후)		0.028		0.050
t-값		(1.120)		(1.214)
Roll 스프레드				
전	10,503	1.632	5,325	1.681
후	10,753	1.568	5,394	1.575
차이(전-후)		0.064		0.106
t-값		(1.799)		(2.616)
Amihud 측정치				
전	10,505	0.468	5,327	0.290
후	10,753	0.231	5,394	0.255
차이(전-후)		0.236		0.036
t-값		(1.673)		(0.425)
Modified Amihud				
전	10,505	0.308	5,327	0.247
후	10,753	0.221	5,394	0.222
차이(전-후)		0.087		0.024
t-값		(2.405)		(0.631)

<표 Ⅳ-19> 국민연금의 보유지분율이 5% 이하로 하회한 주식수

각 주식에 대해 국민연금의 보유지분율이 5% 이상에서 이하로 하회한 거래월을 특정하였다. 다음 표는 이에 해당하는 주식수를 표본기간에 걸쳐 보여주고 있다.

연도	1월	2월	3월	4월	5월	6월	9월	8월	9월	10월	11월	12월
2010	3	9	10	10	6	2	6	3	12	11	8	0
2011	11	7	6	9	5	7	9	2	10	4	13	5
2012	7	4	12	8	9	7	6	5	2	6	5	8
2013	9	11	5	5	18	11	10	7	2	5	7	9
2014	7	4	12	3	7	10	13	9	10	15	10	10
2015	14	6	5	5	9	17	10	12	6	8	9	16
2016	8	10	8	15	8	5	16	6	8	8	6	12
2017	9	5	12	9	9	7	11	7	8	3	8	7
2018	8	9	6	9	3	8	6	9	7	2	21	4
2019	8	5	2	1	7	1	5	5	4	5	7	8

<표 Ⅳ-20>은 국민연금 보유지분이 5% 이하로 하락한 사건월 전후 12개월 간의 주식 유동성 측정치의 차이를 검증하고 있다. 사건 전후 12개월이 필요하기 때문에 사건월의 표본은 2011년부터 2018년까지 8년 동안의 기간에서 설정하여 표본을 추출하였다. 앞과 동일하게 사건월을 제외한 전 12개월 (t-12, t-1) 동안의 4개의 유동성 측정치를 평균하였다. 사건일 후에 대해서도 12개월 (t+1, t+12)의 평균값을 구한 후, 전후 평균값들이 차이에 대해 t-검정을 실시하였다.

LOT 스프레드의 사건월 전의 평균은 0.464이며, 사건일 후의 평균은 0.467로 스프레드가 0.003 소폭으로 증가하여 유동성이 하락하였음을 보여준다. 하지만 그 차이에 있어서는 t-값이 -0.138로 통계적 유의성이 발견되지는 않는다. Roll 스프레드, Amihud, Modified Amihud 나머지 3개에서는 반대로 측정치가 소폭 하락하여 유동성이 오히려 증가함을 보여주

었지만 통계적으로 유의미하지 않다.

단기간을 고려하여 사건월 전후 6개월을 검증한 결과도 모두 통계적 유의성을 지니지 못하였다. 특히 Amihud, Modified Amihud 측정치가 하락하여 유동성이 증가하여 예측과 다른 정반대 결과를 보여주고 있다. 전반적으로 국민연금 보유지분이 5% 이하로 내려가는 사건, 즉 5% 공시 대상에서 제외되는 것은 주식 유동성 변화와 유의미한 관계를 보여주지 못하였다.

요약하면, 국민연금 지분이 5% 이상으로 넘어가 공시 의무의 대상이 되는 사건은 해당 주식의 유동성을 개선시키는 효과가 있는 반면, 지분이 5% 이하로 내려가서 공시 의무대상에서 해제되는 사건은 주식 유동성에 유의미한 영향을 주지 않았다.

이런 비대칭성은 시장 투자자들이 국민연금의 5% 이상 지분 보유 소식에 대해서 의미있는 반응을 보이고, 그 반대에 경우에 대해서는 그렇지 않음을 의미한다. 비대칭성의 이유에 대해서는 두 가지 측면을 생각할 수 있다. 첫째, 국민연금 거래의 영향력 자체가 순매도 방향보다 순매수 방향에서 더 크기 때문이다. 본 보고서에는 보고하지 않았지만, 국민연금 거래의 변수를 양(+)의 값을 지닌 순매수 변수와 음(-)의 값을 지닌 순매도 변수로 구분하였을 때, 순매수 변수의 영향력이 더 크고 통계적으로도 유의미하였다. 둘째, 국민연금이 5% 이상 보유했을 때 공시효과가 존재하지만, 5%로 이하로 내려갔을 때는 그런 효과가 존재하지 않는다. 이는 전자의 경우에 공시효과로 인해서 시장의 다른 투자자들이 추종거래를 할 가능성이 있으며, 이로 인해 더 추가적인 영향력이 더해질 수 있다.

<표 Ⅳ-20> 국민연금의 보유지분율 5% 이하로 하락한 사건월 전후의 주식 유동성 변화

각 주식에 대해 국민연금의 보유지분율이 5% 이상에서 이하로 하회하는 거래월을 특정하였다. 다음 표는 국민연금 보유지분율이 5%를 하회하는 사건월을 기준으로 전후 12개월(6개월) 동안의 주식 유동성의 변화를 보여주고 있다. LOT 스프레드는 일별수익률을 사용하여 수식(1)~(3)에 의거하여 추정하였으며, Roll 스프레드도 일별 수익률을 사용하여 수식(5)~(6)에 의해 추정하였다. Amihud, Modified Amihud 측정치는 일별 수익률의 절대값을 거래금액으로 나눈 값의 월별 평균치이며, 최종적으로 100,000,000을 곱하였다. Amihud는 종가-대-종가 수익률을, Modified Amihud는 시가-대-종가 수익률을 사용하였다.

	전후 12개월 비교		전후 6개월 비교	
	관측수	평균	관측수	평균
LOT 스프레드				
전	9,325	0.464	4,699	0.481
후	9,372	0.467	4,724	0.486
차이(전-후)		-0.003		-0.005
t-값		-0.138		-0.114
Roll 스프레드				
전	9,312	1.598	4,687	1.617
후	9,360	1.589	4,719	1.648
차이(전-후)		0.009		-0.030
t-값		0.230		-0.446
Amihud 측정치				
전	9,314	0.181	4,689	0.167
후	9,360	0.176	4,719	0.164
차이(전-후)		0.005		0.003
t-값		0.596		0.298
Modified Amihud				
전	9,314	0.209	4,689	0.199
후	9,360	0.195	4,719	0.182
차이(전-후)		0.013		0.017
t-값		0.992		0.915

다음으로 고려한 사건은 국민연금이 위탁운용의 세부유형에 대한 벤치마크를 변경한 것이다. 국민연금은 2019년 3월 중순부터 6월까지 세부 유형의 벤치마크를 변경하였다. 이는 순전히 제도적인 변화이며 이로 인해 이 기간 동안 국민연금이 새롭게 보유하게 된 주식은 국민연금 매수의 영향을 받았을 것이다. 이 기업들의 주식 유동성이 개선되었는지를 살펴본다면, 국민연금 매수의 유동성 효과를 직접적으로 검증할 수 있을 것이다.

<표 Ⅳ-21>는 국민연금의 벤치마크 변경 후 편입된 주식의 유동성 변화를 보여주고 있다. 벤치마크 변경 기간에 국민연금이 새롭게 보유하게 된 주식은 120개 종목이었다. 각 주식에 대해 국민연금이 위탁운용에 대한 벤치마크를 변경한 기간 동안 국민연금에 편입된 주식들의 주식 편입 사건월을 기준으로 전후 12개월(6개월) 동안의 주식 유동성의 변화를 살펴보았다.

사건월 전후 12개월 간의 주식 유동성 측정치의 차이를 검증하였을 때, LOT 스프레드, Amihud, Modified Amihud 3개의 측정치에서 수치가 감소하여 유동성이 개선됨을 보였으며, 특히 Amihud, Modified Amihud 2개의 측정치에서 통계적 유의성을 보여주었다. Roll 스프레드는 반대의 결과를 보이지만 통계적으로 유의미하지는 않다. 단기간을 고려하여 6개월로 단축하여서 측정하였을 때, Amihud, Modified Amihud 2개의 측정치가 통계적으로 유의미하게 감소하여 유동성이 개선됨을 보여주었다. LOT, Roll 스프레드는 반대의 결과를 보였지만 통계적으로 유의미하지는 않았다.

<표 Ⅳ-21> 국민연금의 벤치마크 변경 후 편입된 주식의 유동성 변화

각 주식에 대해 국민연금이 위탁운용에 대한 벤치마크를 변경한 기간 동안 국민연금에 편입된 주식들의 주식 편입 사건월을 기준으로 전후 12개월(6개월) 동안의 주식 유동성의 변화를 보여주고 있다. LOT 스프레드는 일별수익률을 사용하여 수식 (1)~(3)에 의거하여 추정하였으며, Roll 스프레드도 일별 수익률을 사용하여 수식 (5)~(6)에 의해 추정하였다. Amihud, Modified Amihud 측정치는 일별 수익률의 절대값을 거래금액으로 나눈 값의 월별 평균치이며, 최종적으로 100,000,000을 곱하였다. Amihud는 종가-대-종가 수익률을, Modified Amihud는 시가-대-종가 수익률을 사용하였다.

	전후 12개월 비교		전후 6개월 비교	
	관측수	평균	관측수	평균
LOT 스프레드				
전	1,288	0.641	665	0.534
후	628	0.563	628	0.563
차이(전-후)		0.078		-0.029
t-값		0.811		-0.553
Roll 스프레드				
전	1,286	3.007	664	2.582
후	627	3.251	627	3.251
차이(전-후)		-0.244		-0.668
t-값		-0.372		-0.963
Amihud 측정치				
전	1,287	1.665	665	1.311
후	627	0.800	627	0.800
차이(전-후)		0.865		0.511
t-값		2.631		1.824
Modified Amihud				
전	1,287	1.838	665	1.522
후	627	0.845	627	0.845
차이(전-후)		0.993		0.677
t-값		3.068		2.162

따라서, Amihud, Modified Amihud 측정치를 사용한 이벤트 스터디에서는 위탁운용 세부유형의 벤치마크 변경으로 인하여 국민연금 국내주식 포트폴리오에 새롭게 편입된 종목들에서 통계적으로 유의미하게 유동성이 개선된다는 결과를 보였다. 반면에, 앞에서의 회귀분석 결과에서 일관되게 통계적으로 유의미한 결과를 보였던 LOT 스프레드와 Roll 스프레드에서는 유의미한 결과가 나타나지 않았다. LOT 스프레드와 Roll 스프레드는 회귀분석 결과에서는 일관된 결과가 나타났지만 두 개의 이벤트 스터디에서는 일관된 결과를 얻지는 못했다. 반면에, 회귀분석에서 불안정했던 Amihud 측정치의 결과들이 사건연구에서는 일관성 있게 유동성 개선효과를 이야기하고 있다. 이는 분석에 따라 유동성 측정치 결과들이 상충될 수 있음을 보여준다. 여러 측정치를 사용하는 본 연구의 한계점이라고도 할 수도 있다.

3. 국민연금 거래와 기업의 재무적 성과 관계분석

본 소장에서는 국민연금 거래가 기업 가치에 미치는 영향을 보고자 한다. 앞 장에서 국민연금의 매수가 주식 유동성의 증가시키는 효과가 있음을 보여주고 있지만, 주식 유동성의 증가가 반드시 기업가치 제고로 연결되는 것은 아니다. 기존의 많은 선행연구들은 주식 유동성 증가가 시장가격의 정보 전달능력 향상 및 기업지배구조개선 효과 등을 통해 기업가치를 증가시킴을 주장한다(Fang et al. 2009; Cheung et al. 2015; Nguyen et al., 2016; Zhang et al., 2018 등).

Fang et al.(2009)은 유동성이 높은 기업군과 그렇지 않은 기업군보다 우수한 기업성과가 나타난다는 결과를 제시하였다. 그들은 그 원인으로 유동성이 높아질수록 시장 가격(market prices)에 대한 정보 효율성이 제고되고, 이는 결국 가격 효율성(price efficiency)으로 이어진다고 설명했다. Cheung et al.(2015)은 REIT 시장을 분석하여 유동성과 기업의 수익성 간에 통계적으로 유의미한 양(+)의 상관관계가 있음을 발견하였고, 유동성과 기업 가치간에도 유의미한 양(+)의 상관관계가 있음을 보였다. Nguyen et al.(2016)은 호주 주식시장을 중심으로, Zhang et al.(2018)은 중국 주식시장을 중심으로 분석하여 위와 유사한 실증분석 결과를 제시하였다.

한편, Edmans(2009)는 주요주주(blockholder)의 존재와 기업지배구조의 관계를 이론적으로 증명하였다. 그는 주요주주는 기업의 기본가치(fundamental value)를 모니터링 할 강력한 인센티브를 가지고 있기 때문에, 경영자(manager)의 경영활동에 대한 모니터링을 강화할 것이라고 주장했다. 특히, 유동성이 높을수록 가격의 효율성(price efficiency)이 높아져 주요주주(blockholder)가 기업 가치를 보다 명확히 파악할 수 있기 때

문에 모니터링(mornitoring)이 더 잘 이루어질 수 있음을 이론적으로 증명하였다. 이후 Bharath et al.(2013)과 Gerken(2014) 등에서 실증분석을 통해서 그의 연구를 뒷받침하는 결과를 도출하였다.

하지만 유동성의 증가가 M&A 위협의 증가, 기업에 대해 책임감이 약한 기관투자자 비중 증가, 혁신에 대한 노력 감소 등을 유발함으로 인해 기업가치에 부정적이라는 연구결과도 존재한다(Fang et al., 2014). 따라서, 앞에서 보여준 국민연금의 매수와 주식 유동성의 증가가 반드시 기업성과의 증가로 연결되는 것은 아니다. 따라서, 본 장에서 국민연금 기금과 같은 대형 연기금의 투자가 기업의 재무적 성과에 어떠한 영향을 미치는지에 대해 실증분석을 통해 확인하고자 한다.

실증분석을 위해 기업의 성과를 어떻게 측정할지에 대한 논의가 필요하다. 여기서는 일반적인 기업의 재무성과지표를 기업 성과지표로 보고, 가장 대표적인 성과지표인 ROA(return on asset)와 Tobin's Q를 사용하고자 한다. ROA는 해당 연도의 순이익을 기업의 자산 총액으로 나눈 비율로 구했으며, Tobin's Q는 자기자본의 시가총액과 이연법인세를 차감한 부채의 장부가액의 합을 총자산으로 나눈 값이다. ROA는 기업의 재무성과로서 자산 대비 실제 실현한 순이익이 얼마인지를 보여주는 반면, Tobin's Q는 분자에 자기자본의 시장가치가 포함됨으로써 시장이 기업 가치를 얼마나 높이 평가해 주는지 여부를 측정해준다. Tobin's Q 값이 클수록 고평가되었음을 의미한다.

<표 Ⅳ-22>은 국민연금 거래주식 성과의 요약통계량을 보여주고 있다. 패널 A는 ROA의 분포를 보여주고 있다. 2011년 기업의 ROA 평균은 3.199%이며, 중간값 3.408%와 크게 다르지 않다. 1사분위는 0.672%, 3사분위는 7.234%로 국민연금에 투자한 대부분의 기업들이 이익을 실현하였

음을 볼 수 있다. 시간이 지나면서 국민연금이 투자한 기업들의 ROA가 특정한 패턴을 보이지는 않는다. 평균값을 보면, 2012년 3.839%로 증가했다가 그 다음해 2.242%로 다시 낮아진다. 이후에는 지속적으로 상승하여 2017년에는 4.364%까지 이르고 다시 하락한다. 전반적으로 경기순환을 따라가는 형태를 지닌다. 한국 경제에서 호황기의 절정이었던 2017년에 기업의 ROA도 최고점을 보인다. 이후로는 급격히 하락하여 2019년에는 1.827%로 최저치에 이른다.

패널 B는 Tobin's Q의 분포를 보여주고 있다. 2011년 기업의 Tobin's Q 평균은 1.251이며, 중간값은 0.966이다. 평균은 1보다 크지만 중간값은 1보다 작아서 절반 이상의 기업들이 저평가받고 있음을 알 수 있다. 이 수치는 점차 높아져서 2017년 평균이 1.591로 가장 크고 이후에는 다시 하락한다. 그 형태가 경기순환을 따라가는 ROA와 크게 다르지 않다.

<표 Ⅳ-22> 국민연금 거래주식의 성과

국민연금이 거래한 국내주식들의 연도별 ROA와 Tobin's Q의 분포를 보여주고 있다. ROA는 기업의 순이익을 자산 총계로 나눈 비율이며, Tobin's Q는 자기자본의 시가총액과 이연법인세를 차감한 부채의 장부가액의 합을 총자산으로 나눈 값이다. 관측수는 해당 연도에 관측되는 기업 측정치의 개수이다.

패널 A. ROA

연도	관측수	평균	표준편차	1사분위	중간값	3사분위
2011	710	3.199	10.429	0.672	3.408	7.234
2012	683	3.839	15.586	0.676	3.407	7.455
2013	712	2.242	17.691	0.275	2.941	6.997
2014	796	2.926	8.090	0.355	3.046	6.601
2015	873	3.453	9.758	0.795	3.430	6.704
2016	931	3.484	9.663	0.780	3.334	6.976
2017	909	4.364	18.511	0.644	3.387	6.897
2018	884	3.300	8.604	0.553	2.978	6.867
2019	887	1.827	10.885	0.263	2.626	6.229

패널 B. Tobin's Q

연도	관측수	평균	표준편차	1사분위	중간값	3사분위
2011	710	1.251	1.135	0.802	0.966	1.306
2012	683	1.273	0.950	0.819	0.995	1.389
2013	712	1.307	0.972	0.872	1.055	1.462
2014	796	1.366	1.194	0.841	1.016	1.437
2015	873	1.585	1.939	0.842	1.050	1.605
2016	931	1.442	1.126	0.871	1.060	1.600
2017	909	1.591	1.598	0.840	1.055	1.750
2018	884	1.424	1.785	0.765	0.965	1.411
2019	887	1.478	1.591	0.781	1.024	1.565

가. 연구모형 및 회귀분석

앞 장과 동일한 연구방법을 사용하여 국민연금의 거래가 기업 가치에 미치는 영향을 검증하고자 한다. 회귀분석의 종속변수로 기업의 성과를 나타내는 ROA와 Tobin's Q를 사용하고, 독립변수로 전년도의 국민연금 순매수거래금액을 사용하였다. 이를 회귀분석식으로 나타내면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} PERFORM_{i,t} = \alpha + \beta NPS_{i,t} + \gamma SIZE_{i,t} + \delta EP_{i,t} + \zeta LV_{i,t} \\ + \lambda CP_{i,t} + \upsilon Age_{i,t} + \kappa PERFORM_{i,t-1} \\ + \sum_{k=1}^{51} \theta_k \in D_{k,i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \tag{12}$$

여기서, PERFORM은 기업의 재무적 성과를 의미하며 ROA와 Tobin's Q 두 변수를 사용하였다. NPS는 국민연금의 순매수금액을 나타낸다. 통제변수로는 기업의 성과에 영향을 줄 수 있는 여러 기업 재무변수들을 사용하였다. 여기에는 기업규모(SIZE), 이익대주가비율(EP), 레버리지비율(LV), 자본지출(CAPEX: CP), 기업연수(AGE), 종속변수의 시차변수 등을 포함하였다. SIZE는 전년도 말의 종가에 상장주식수를 곱한 기업규모에 로그를 취한 값이며, EP는 순이익을 시가총액으로 나눈 비율, LEV는 부채를 자산총계로 나눈 비율, CAPEX는 기업의 자본지출을 자산 총액으로 나눈 비율이다. 그 외에도 이전과 동일하게 한국거래소(KRX) 산업분류를 기준으로 산업더미 변수를 설정하였다.

<표 IV-23> 기업 성과에 대한 국민연금 순매수거래의 영향

연도별 기업 성과를 국민연금의 순매수 거래금액비율에 대해 회귀분석하였다. ROA는 기업의 순이익을 자산 총계로 나눈 비율이며, Tobin's Q는 자기자본의 시가총액과 이연법인세를 차감한 부채의 장부가액의 합을 총자산으로 나눈 값이다. 국민연금의 순매수 거래금액비율(NPS,%)은 주식에 대한 국민연금의 한 해 동안의 순매수 거래금액을 해당 주식의 시가총액으로 나눈 비율이다. SIZE는 전년도 말의 종가에 상장주식수를 곱한 기업규모에 로그를 취한 값이며, EP는 순이익을 시가총액으로 나눈 이익대주가비율, LEV는 부채를 자산 총계로 나눈 레버리지 비율, CAPEX는 기업의 자본지출을 자산으로 나눈 비율, AGE는 기업연수이다. Lag(Dep)는 종속변수의 시차변수이다. Industry Dummy는 한국거래소에서 제공하는 산업분류를 사용하였다.

패널 A. ROA

	Intercept	NPS	SIZE	EP	LEV	CAPEX	AGE	Lag (Dep)	Adj. R2
회귀계수	3.755	0.423							0.006
t-값	(29.335)	(7.341)							
회귀계수	-6.475	0.419	0.721	-2.245	-0.259	1.163	0.009	0.256	0.093
t-값	(-4.423)	(6.875)	(6.581)	(-3.010)	(-6.972)	(2.236)	(1.102)	(15.456)	

패널 B. Tobin's Q

	Intercept	NPS	SIZE	EP	LEV	CAPEX	AGE	Lag (Dep)	Adj. R2
회귀계수	1.509	0.038							0.003
t-값	(85.407)	(4.791)							
회귀계수	0.286	0.033	0.015	-0.112	-0.003	0.005	-0.002	0.652	0.641
t-값	(2.793)	(7.689)	(1.858)	(-2.780)	(-1.318)	(0.136)	(-2.617)	(77.125)	

패널 C. Time dummy 추가

	Intercept	NPS	SIZE	EP	LEV	CAPEX	AGE	Lag (Dep)	Adj. R2
ROA									
회귀계수	-7.190	0.418	0.701	-2.177	-0.254	1.165	0.010	0.255	0.095
t-값	(-4.78)	(6.84)	(6.38)	(-2.92)	(-6.82)	(2.24)	(1.14)	(15.35)	
Tobins“Q									
회귀계수	0.236	0.029	0.017	-0.098	-0.003	0.010	-0.001	0.656	0.646
t-값	(2.26)	(6.87)	(2.19)	(-2.45)	(-1.33)	(0.29)	(-2.50)	(78.07)	

<표 Ⅳ-23>는 기업 성과에 대한 국민연금 매수의 영향에 대한 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 패널 A의 ROA를 종속변수로 사용한 분석에서 NPS의 회귀계수는 0.423 (t-값=7.341)로 양(+)의 회귀계수를 가지며 통계적으로도 유의미하다. 다변량 회귀분석에서 여러 변수들을 통제한 후에도 NPS의 회귀계수는 0.419 (t-값=6.875)로 유의미하다. 국민연금의 국내 주식 매수가 해당 기업의 성과 개선에도 긍정적으로 연관되어 있음을 보여준다.

패널 B의 Tobin's Q를 종속변수로 사용한 회귀분석에서 NPS의 회귀계수는 0.038 (t-값=4.791)로 양(+)의 회귀계수를 가지며 통계적으로도 유의미하다. 다변량 회귀분석에서도 NPS의 회귀계수는 0.033 (t-값=7.679)로 통계적 유의성이 그대로 유지되었다.

Time-dummy 변수를 추가한 패널 C에서도 국민연금 순매수와 기업의 재무적 성과간에 통계적으로 유의미한 양(+)의 관계가 도출되었다[10].

나. 추가 검증 (Additional Tests)

본 소절에서는 추가 분석을 통해 부표본분석 또는 사건분석을 통해서도 앞 소절의 결과가 유의미한지를 분석하고자 한다. 먼저 부표본 분석의 결과를 보고하고, 다음으로 사건분석 결과를 보고하고자 한다.

1) 부표본 분석 (Sub-sample analysis)

<표 Ⅳ-24>은 회귀분석의 설명변수에 국민연금 매수의 시차변수를 사용하였다. 올해의 기업성과에 대한 전년도의 국민연금 순매수의 영향을 살펴보는 것이다. 패널 A의 ROA를 종속변수로 사용한 회귀분석에서 NPS의 회

10) 익명의 검독자님의 의견에 감사드립니다.

귀계수는 0.378 (t-값=7.787)과 0.176 (t-값=2.448)로 모두 양(+)의 회귀계수를 가지며 통계적으로도 유의미하다.

패널 B의 Tobin's Q를 종속변수로 사용한 단변량 회귀분석에서 NPS의 회귀계수는 0.023 (t-값=3.027)로 양(+)의 유의미한 값을 가지지만, 다른 기업 재무변수들을 추가한 다변량 회귀분석에서 통계적 유의성이 사라졌다. 이러한 결과는 시차분석에서는 국민연금의 순매수가 다른 재무변수들 이상으로 기업의 시장가치를 나타내는 Tobin’s Q에 영향을 주지 못함을 의미한다.

<표 Ⅳ-25>는 기업 성과에 대한 국민연금 매수의 영향에 대한 회귀분석 결과를 기간별로 나누어서 보여주고 있다. 패널 A의 2010~2014년 기간에 대한 다변량 회귀분석에서 ROA에 대한 NPS의 회귀계수는 0.385 (t-값=3.696)로 양(+)의 회귀계수를 가지며 통계적으로도 유의미하다. Tobin's Q에 대한 NPS의 회귀계수도 0.036 (t-값=6.351)으로 유의미하다.

패널 B 2015~2019년 기간 동안 ROA, Tobin's Q를 종속변수로 사용한 회귀분석에서 NPS의 회귀계수는 각각 0.416 (t-값=5.527), 0.030 (t-값=5.081)으로 모두 양(+)의 회귀계수를 가지며 통계적으로도 유의미하다. 종합하면, 표본기간 전·후 상관없이 일관되게 유의미하게 NPS의 회귀계수가 양(+)의 상관계수를 보였다.

<표 Ⅳ-24> 기업 성과에 대한 국민연금 순매수거래의 영향: 시차변수

연도별 기업 성과를 전년도의 국민연금의 순매수 거래금액비율에 대해 회귀분석하였다. ROA는 기업의 순이익을 자산 총계로 나눈 비율이며, Tobin's Q는 자기자본의 시가총액과 이연법인세를 차감한 부채의 장부가액의 합을 총자산으로 나눈 값이다. 국민연금의 순매수 거래금액비율(NPS,%)은 주식에 대한 국민연금의 한 해 동안의 순매수 거래금액을 해당 주식의 시가총액으로 나눈 비율이다. SIZE는 전년도 말의 종가에 상장주식수를 곱한 기업규모에 로그를 취한 값이며, EP는 순이익을 시가총액으로 나눈 이익대주가비율, LEV는 부채를 자산 총계로 나눈 레버리지 비율, CAPEX는 기업의 자본지출을 자산으로 나눈 비율, AGE는 기업연수이다. Lag(Dep)는 종속변수의 시차변수이다. Industry Dummy는 한국거래소에서 제공하는 산업분류를 사용하였다.

패널 A. ROA

	Intercept	NPS	SIZE	EP	LEV	CAPEX	AGE	Lag (Dep)	Adj. R2
회귀계수	3.028	0.378							0.004
t-값	(20.201)	(5.787)							
회귀계수	-11.351	0.176	0.909	-1.491	-0.282	1.102	0.010	0.266	0.093
t-값	(-6.552)	(2.448)	(6.978)	(-5.028)	(-6.775)	(1.802)	(1.022)	(17.651)	

패널 B. Tobin's Q

	Intercept	NPS	SIZE	EP	LEV	CAPEX	AGE	Lag (Dep)	Adj. R2
회귀계수	1.414	0.023							0.001
t-값	(82.323)	(3.027)							
회귀계수	0.227	-0.004	0.004	-0.023	-0.002	-0.003	-0.001	0.748	0.687
t-값	(2.296)	(-1.076)	(0.570)	(-1.065)	(-0.871)	(-0.082)	(-2.185)	(83.240)	

<표 IV-25> 기업 성과에 대한 국민연금 순매수거래의 영향: 하위기간 분석

연도별 기업 성과를 국민연금의 순매수 거래금액비율에 대해 회귀분석하였다. ROA는 기업의 순이익을 자산 총계로 나눈 비율이며, Tobin's Q는 자기자본의 시가총액과 이연법인세를 차감한 부채의 장부가액의 합을 총자산으로 나눈 값이다. 국민연금의 순매수 거래금액비율(NPS,%)은 주식에 대한 국민연금의 한 해 동안의 순매수 거래금액을 해당 주식의 시가총액으로 나눈 비율이다. 패널 A는 국민연금 전체 거래를 사용한 2010년부터 2014년까지의 결과를, 패널 B는 2015년부터 2019년까지의 결과를 보여준다. SIZE는 전년도 말의 종가에 상장주식수를 곱한 기업규모에 로그를 취한 값이며, EP는 순이익을 시가총액으로 나눈 이익대주가비율, LEV는 부채를 자산 총계로 나눈 레버리지 비율, CAPEX는 기업의 자본지출을 자산으로 나눈 비율, AGE는 기업연수이다. Lag(Dep)는 종속변수의 시차변수이다. Industry Dummy는 한국거래소에서 제공하는 산업분류를 사용하였다.

패널 A. 2010~2014년

	Intercept	NPS	SIZE	EP	LEV	CAPEX	AGE	Lag (Dep)	Adj. R2
ROA									
회귀계수	(4.133)	(0.550)							(0.010)
t-값	22.348	6.362							
회귀계수	-6.448	0.385	0.686	0.145	-0.396	6.069	0.016	0.277	0.106
t-값	(-2.752)	(3.696)	(3.862)	(0.097)	(-5.542)	(4.758)	(1.105)	(8.746)	
Tobin's Q									
회귀계수	1.360	0.043							0.006
t-값	(72.169)	(4.907)							
회귀계수	0.292	0.036	-0.011	-0.083	-0.003	-0.032	-0.001	0.780	0.692
t-값	(2.305)	(6.351)	(-1.126)	(-1.373)	(-0.771)	(-0.480)	(-1.134)	(53.818)	

패널 B. 2015~2019년

	Intercept	NPS	SIZE	EP	LEV	CAPEX	AGE	Lag (Dep)	Adj. R2
ROA									
회귀계수	3.441	0.329							0.004
t-값	(19.493)	(4.253)							
회귀계수	-6.975	0.416	0.747	-3.300	-0.201	0.258	0.007	0.250	0.090
t-값	(-3.680)	(5.527)	(5.319)	(-3.826)	(-4.513)	(0.454)	(0.661)	(12.784)	
Tobin's Q									
회귀계수	1.626	0.037							0.002
t-값	(58.548)	(3.069)							
회귀계수	0.312	0.030	0.024	-0.126	-0.003	0.014	-0.001	0.617	0.630
t-값	(2.107)	(5.081)	(2.111)	(-2.377)	(-0.898)	(0.316)	(-1.820)	(58.677)	

<표 Ⅳ-26>는 기업 성과에 대한 국민연금 매수의 영향에 대한 회귀분석 결과를 기업규모별로 나누어서 보여주고 있다. 패널 A의 소규모 기업에 대한 다변량 회귀분석에서 ROA에 대한 NPS의 회귀계수는 0.306 (t-값=5.109)로 양(+)의 회귀계수를 가지며 통계적으로도 유의미하다. Tobin's Q에 대한 NPS의 회귀계수는 0.034 (t-값=7.785)로 유의미하다. 패널 B의 대규모 기업에 대해서도 ROA, Tobin's Q를 종속변수로 사용한 다변량 회귀분석에서 NPS의 회귀계수는 각각 0.574 (t-값=5.196), 0.028 (t-값=3.781)로 모두 양(+)의 회귀계수를 가지며 통계적으로도 유의미하다. 기업규모에 상관없이 일관되게 유의미한 회귀계수를 가지며, ROA에 대한 NPS 회귀계수는 대규모 기업에서, Tobin's Q에 대한 NPS 회귀계수는 소규모 기업에서 더 크다.

전반적으로 국민연금의 순매수가 기업 성과에 긍정적인 영향을 끼치는 것을 확인할 수 있다. 이는 국책펀드들이 투자 이후 기업가치가 제고되었음을 보여주고 있는 기존의 연구결과와 일치한다 (Kotter and Lel, 2011; Fernandes, 2014).[11] 또한 금융시장의 발달이 실물 경제의 성장에도 긍정적인 역할을 함을 주장하는 연구와도 일치하는 결과이다 (Levine and Zervos, 1998).

한편, 국민연금이 10% 이상 지분을 보유하게 되면 주요 주주로 분류되기 때문에 의결권 행사 등을 통해 기업 모니터링에 더욱 적극적인 활동을 할 가능성이 높다. 따라서, 국민연금이 10% 이상 지분을 보유한 기업은 모니터링 효과를 통한 기업가치의 증가를 경험할 수 있는 가능성이 있다.

11) 국책펀드에 대한 자세한 논의는 Alhashel (2015)을 참조하시오.

<표 Ⅳ-26> 기업 규모별 분석

연도별 기업 성과를 국민연금의 순매수 거래금액비율에 대해 회귀분석하였다. ROA는 기업의 순이익을 자산 총계로 나눈 비율이며, Tobin's Q는 자기자본의 시가총액과 이연법인세를 차감한 부채의 장부가액의 합을 총자산으로 나눈 값이다. 국민연금의 순매수 거래금액비율(NPS,%)은 주식에 대한 국민연금의 한 해 동안의 순매수 거래금액을 해당 주식의 시가총액으로 나눈 비율이다. 패널 A는 소규모 기업의 결과를, 패널 B는 대규모 기업의 결과를 보여주며, 모두 국민연금 전체 거래를 사용하였다. 표본기간 동안 국민연금이 거래한 주식은 총 1,627기업이다. 이 중 상위 1/3을 대규모 기업으로, 나머지를 소규모 기업으로 설정하였다. SIZE는 전년도 말의 종가에 상장주식수를 곱한 기업규모에 로그를 취한 값이며, EP는 순이익을 시가총액으로 나눈 이익대주가비율, LEV는 부채를 자산 총계로 나눈 레버리지 비율, CAPEX는 기업의 자본지출을 자산으로 나눈 비율, AGE는 기업연수이다. Lag(Dep)는 종속변수의 시차변수이다. Industry Dummy는 한국거래소에서 제공하는 산업분류를 사용하였다.

패널 A. 소규모 기업

	Intercept	NPS	SIZE	EP	LEV	CAPEX	AGE	Lag (Dep)	Adj. R2
ROA									
회귀계수	3.668	0.356							0.006
t-값	(23.894)	(5.245)							
회귀계수	-14.127	0.306	1.299	0.436	-0.233	-0.384	0.007	0.407	0.200
t-값	(-4.628)	(5.109)	(5.077)	(0.455)	(-3.210)	(-0.907)	(0.705)	(18.929)	
Tobin's Q									
회귀계수	1.390	0.044							0.007
t-값	(78.766)	(5.657)							
회귀계수	1.291	0.034	-0.070	-0.199	-0.005	0.010	-0.001	0.648	0.596
t-값	(5.522)	(7.785)	(-3.474)	(-3.236)	(-0.942)	(0.335)	(-0.964)	(46.228)	

패널 B. 대규모 기업

	Intercept	NPS	SIZE	EP	LEV	CAPEX	AGE	Lag (Dep)	Adj. R2
ROA									
회귀계수	3.828	0.506							0.006
t-값	(17.716)	(5.086)							
회귀계수	-9.719	0.574	0.976	-2.816	-0.253	5.703	0.015	0.196	0.075
t-값	(-3.121)	(5.196)	(4.933)	(-2.501)	(-5.176)	(3.753)	(1.167)	(7.867)	
Tobin's Q									
회귀계수	1.661	0.018							0.000
t-값	(50.316)	(1.180)							
회귀계수	0.564	0.028	-0.006	-0.078	-0.005	-0.016	-0.002	0.634	0.661
t-값	(2.654)	(3.781)	(-0.409)	(-1.367)	(-1.446)	(-0.159)	(-1.915)	(53.074)	

<표 Ⅳ-27>은 앞의 가능성을 검토하기 위해 표본을 국민연금 보유지분율에 따라서 두 개의 그룹으로 구분하였다. 패널 A는 표본기간 동안 국민연금이 10% 이상 보유지분율을 가진 경험이 있는 기업들을 표본으로 하였으며, 패널 B는 나머지 기업을 대상으로 하였다.

패널 A에서 국민연금이 10% 이상 보유지분율을 가진 기업들을 표본으로 회귀분석하였을 때, ROA에서는 유의미한 회귀계수를 갖지 않지만, Tobin's Q에서는 0.020 (t-값=5.539)로 통계적으로 유의미한 양(+)의 값을 갖는다. Tobin's Q는 시장에서 평가하는 기업의 상대가치를 의미하므로 국민연금이 10% 이상의 지분을 보유하고 있다는 것이 그 기업에 대한 시장의 평가를 상승시키는 효과를 줄 수 있다.

즉, 시장이 국민연금의 감시효과를 긍정적으로 평가했다고 해석할 수 있다. 그러나 이러한 결과에 대한 해석은 다소 주의할 필요가 있다. 본 연구의 결과가 국민연금의 감시 및 지배구조개선 효과를 직접적으로 보여준 것은 아니기 때문이다.

또한, 패널 B 나머지 기업들의 분석 결과도 ROA와 Tobin's Q에서 회귀계수가 각각 0.583 (t-값=7.047), 0.040 (t-값=6.786)으로 모두 양(+)의 값으로 통계적으로 유의미했다.

종합하면, <표 Ⅳ-27>은 국민연금의 기업에 대한 감시효과가 아니더라도 다른 요인들에 의해서도 충분히 기업가치에 긍정적인 영향을 줄 수 있음을 시사한다. 또한, 향후 모니터링 효과에 대해 심도있는 논의를 위해서는 2018년 7월 도입된 스튜어드십 코드를 중심으로 분석 및 검토가 필요해 보인다.

<표 Ⅳ-27> 기업성과에의 영향: 주요주주(보유지분율≥10%)인 주식

연도별 기업 성과를 국민연금의 순매수 거래금액비율에 대해 회귀분석하였다. ROA는 기업의 순이익을 자산 총계로 나눈 비율이며, Tobin's Q는 자기자본의 시가총액과 이연법인세를 차감한 부채의 장부가액의 합을 총자산으로 나눈 값이다. 국민연금의 순매수 거래금액비율(NPS,%)은 주식에 대한 국민연금의 한 해 동안의 순매수 거래금액을 해당 주식의 시가총액으로 나눈 비율이다. SIZE는 전년도 말의 종가에 상장주식수를 곱한 기업규모에 로그를 취한 값이며, EP는 순이익을 시가총액으로 나눈 이익대주가비율, LEV는 부채를 자산 총계로 나눈 레버리지 비율, CAPEX는 기업의 자본지출을 자산으로 나눈 비율, AGE는 기업연수이다. Lag(Dep)는 종속변수의 시차변수이다. Industry Dummy는 한국거래소에서 제공하는 산업분류를 사용하였다. 패널 A는 국민연금이 표본기간 동안 10% 이상 보유지분율을 가진 경험이 있는 기업들을 표본으로 하였으며, 패널 B는 국민연금이 표본기간 동안 10% 이상 보유지분율을 가진 경험이 없는 나머지 기업을 표본으로 하였다.

패널 A. 국민연금 보유지분율 10% 이상 기업

	Intercept	NPS	SIZE	EP	LEV	CAPEX	AGE	Lag (Dep)	Adj. R2
ROA									
회귀계수	4.424	0.124							0.001
t-값	(23.976)	(1.912)							
회귀계수	-5.379	0.102	0.326	-3.217	-0.178	7.976	0.013	0.329	0.145
t-값	(-1.810)	(1.473)	(2.348)	(-3.868)	(-3.673)	(4.010)	(1.181)	(10.739)	
Tobin's Q									
회귀계수	1.209	0.023							0.006
t-값	(66.018)	(3.578)							
회귀계수	0.445	0.02	-0.005	0	0	0.019	-0.001	0.755	0.711
t-값	(2.893)	(5.539)	(-0.682)	(0.002)	(0.146)	(0.186)	(-2.253)	(46.845)	

< 표 계속>

패널 B. 나머지 기업

	Intercept	NPS	SIZE	EP	LEV	CAPEX	AGE	Lag (Dep)	Adj. R2
ROA									
회귀계수	3.608	0.556							0.008
t-값	(23.407)	(7.270)							
회귀계수	-7.936	0.583	0.862	-1.753	-0.293	1.016	0.01	0.238	0.09
t-값	(-4.004)	(7.047)	(5.584)	(-1.696)	(-6.022)	(1.770)	(0.942)	(11.799)	
Tobin's Q									
회귀계수	1.588	0.059							0.004
t-값	(73.324)	(5.504)							
회귀계수	0.182	0.04	0.026	-0.157	-0.005	0.005	-0.002	0.637	0.635
t-값	(1.266)	(6.786)	(2.257)	(-2.884)	(-1.301)	(0.115)	(-2.458)	(64.307)	

<표 Ⅳ-28>은 위 논거를 다시 한 번 검증하기 위해 표본을 국민연금 직접운용과 위탁운용 두 개의 그룹으로 구분하였다. 경영참여의 관점에서 보면 직접운용이 의결권 행사 등과 더 연관되어 있을 것으로 생각된다. 위탁운용은 수익률 극대화를 위한 성과위주로 운용되기 때문에 감시효과와는 관계가 적을 것으로 추측하였다.

패널 A는 국민연금 직접운용의 순매수금액을, 패널 B는 위탁운용의 순매수금액을 사용하였다. 패널 A에서 ROA와 Tobin's Q에 대한 NPS 회귀계수가 각각 1.386 (t-값=8.101), 0.010 (t-값=1.548)로 ROA에서만 유의미한 양(+)의 값을 갖는다. 패널 B의 위탁운용 분석 결과는 ROA와 Tobin's Q에 대한 NPS 회귀계수가 각각 0.278 (t-값=4.261), 0.034 (t-값=7.618)으로 모두 양(+)의 값으로 유의미함을 보여준다.

분석결과 위탁운용과 직접운용 모두 성과를 개선시키는 것으로 나타났

다. 특히 기업에 대한 시장의 평가와 연관한 Tobin's Q의 경우는 위탁운용 매수의 회귀계수 값이 직접운용보다 더 크다. 이런 결과들을 고려하면 국민연금 매수의 긍정적인 시그널이 기업가치 평가의 제고로도 연결될 수 있다고 생각된다. 앞 장의 주식 유동성 분석결과에서도 위탁운용 매수가 유동성 개선 등 시장효과와 더 민감하게 연결되어 있음을 발견하였는데 이와 일치하는 결과이다.

<표 Ⅳ-28> 부표본 분석: 직접운용과 위탁운용

연도별 기업 성과를 국민연금의 순매수 거래금액비율에 대해 회귀분석하였다. ROA는 기업의 순이익을 자산 총계로 나눈 비율이며, Tobin's Q는 자기자본의 시가총액과 이연법인세를 차감한 부채의 장부가액의 합을 총자산으로 나눈 값이다. 국민연금의 순매수 거래금액비율(NPS,%)은 주식에 대한 국민연금의 한 해 동안의 순매수 거래금액을 해당 주식의 시가총액으로 나눈 비율이다. 패널 A는 국민연금 직접운용의 순매수거래금액을, 패널 B는 위탁운용의 순매수거래금액을 사용하였다. SIZE는 전년도 말의 종가에 상장주식수를 곱한 기업규모에 로그를 취한 값이며, EP는 순이익을 시가총액으로 나눈 이익대주가비율, LEV는 부채를 자산 총계로 나눈 레버리지 비율, CAPEX는 기업의 자본지출을 자산으로 나눈 비율, AGE는 기업연수이다. Lag(Dep)는 종속변수의 시차변수이다. Industry Dummy는 한국거래소에서 제공하는 산업분류를 사용하였다.

패널 A. 직접운용

	Intercept	NPS	SIZE	EP	LEV	CAPEX	AGE	Lag (Dep)	Adj. R2
ROA									
회귀계수	3.842	1.435							0.008
t-값	(30.515)	(8.562)							
회귀계수	-5.721	1.386	0.657	-2.058	-0.26	1.02	0.009	0.253	0.096
t-값	(-3.896)	(8.101)	(5.973)	(-2.765)	(-6.994)	(1.965)	(1.087)	(15.281)	
Tobin's Q									
회귀계수	1.522	0.046							0
t-값	(87.419)	(1.984)							
회귀계수	0.262	0.019	0.017	-0.101	-0.004	-0.006	-0.002	0.652	0.638
t-값	(2.540)	(1.548)	(2.083)	(-2.497)	(-1.424)	(-0.177)	(-2.718)	(76.697)	

패널 B. 위탁운용

	Intercept	NPS	SIZE	EP	LEV	CAPEX	AGE	Lag (Dep)	Adj. R2
ROA									
회귀계수	3.835	0.286							0.002
t-값	(30.013)	(4.666)							
회귀계수	-6.907	0.278	0.757	-2.19	-0.262	1.112	0.009	0.256	0.089
t-값	(-4.713)	(4.261)	(6.904)	(-2.929)	(-7.019)	(2.132)	(1.040)	(15.433)	
Tobin's Q									
회귀계수	1.512	0.037							0.002
t-값	(85.889)	(4.362)							
회귀계수	0.258	0.034	0.017	-0.111	-0.003	0.005	-0.002	0.653	0.641
t-값	(2.519)	(7.618)	(2.151)	(-2.755)	(-1.345)	(0.146)	(-2.635)	(77.216)	

다음으로 시장의 상황(market condition)에 따라 앞에서의 결과들이 달라지는지 분석하고자 한다.12) 이를 위해, 먼저 지난 3개월간의 시장 수익률이 0보다 크면 Bull market(강세시장)으로 정의하고 0과 같거나 작으면 Bear market(약세시장)으로 정의하여 부표본 테스트를 실행하였다. 그리고 그 결과를 <표 Ⅳ-29>에 보고하였다. 패널 A에 약세시장의 분석결과를 보고하였고, 패널 B에는 강세시장의 분석결과를 보고하였다.

분석결과 국민연금 투자와 기업의 재무적 성과간 의 양(+)의 상관관계가 강세시장과 약세시장 모두에서 통계적으로 유의미하게 나타났다. 이러한 결과는 ROA와 Tobin's Q 두 재무적 성과 측정변수 모두에서 나타났다. 따라서 시장의 상황에 따라 본 연구의 주요 결과가 달라지는 증거는 발견되지 않았다.

12) 의견을 주신 익명의 검독자님께 감사의 말씀 드립니다.

<표 Ⅳ-29> 시장상황(market condition)에 따른 하위기간 분석

연도별 기업 성과를 국민연금의 순매수 거래금액비율에 대해 회귀분석하였다. ROA는 기업의 순이익을 자산 총계로 나눈 비율이며, Tobin's Q는 자기자본의 시가총액과 이연법인세를 차감한 부채의 장부가액의 합을 총자산으로 나눈 값이다. 국민연금의 순매수 거래금액비율(NPS,%)은 주식에 대한 국민연금의 한 해 동안의 순매수 거래금액을 해당 주식의 시가총액으로 나눈 비율이다. 지난 3개월간의 시장수익률이 0과 같거나 작은 값이면 bear market으로 분류하고, 0보다 큰 값을 보이면 bull market으로 정의하였다. 기타 통제변수에 대한 설명은 <표 Ⅳ-23>에 보고하였다.

패널 A. 강세시장(Bear market)

	Intercept	NPS	SIZE	EP	LEV	CAPEX	AGE	Lag (Dep)	Adj. R2
ROA									
회귀계수	4.031	0.444							0.006
t-값	(20.56)	(4.99)							
회귀계수	-8.311	0.524	0.878	-2.664	-0.304	4.624	0.006	0.221	0.080
t-값	(-3.76)	(5.61)	(5.34)	(-1.90)	(-5.55)	(3.56)	(0.48)	(8.24)	
Tobin's Q									
회귀계수	1.516	0.038							0.002
t-값	(58.22)	(3.21)							
회귀계수	0.281	0.036	0.019	-0.151	-0.002	-0.120	-0.001	0.622	0.645
t-값	(2.02)	(6.09)	(1.74)	(-2.70)	(-0.63)	(-1.48)	(-1.84)	(56.47)	

패널 B. 약세시장(Bull market)

	Intercept	NPS	SIZE	EP	LEV	CAPEX	AGE	Lag (Dep)	Adj. R2
ROA									
회귀계수	3.490	0.412							0.007
t-값	(21.06)	(5.55)							
회귀계수	-3.401	0.293	0.405	-1.419	-0.192	0.051	0.015	0.370	0.131
t-값	(-1.83)	(3.83)	(2.88)	(-1.76)	(-3.97)	(0.10)	(1.41)	(16.13)	
Tobin's Q									
회귀계수	1.502	0.039							0.003
t-값	(62.64)	(3.60)							
회귀계수	0.253	0.027	0.013	-0.080	-0.005	0.028	-0.002	0.697	0.641
t-값	(1.67)	(4.30)	(1.10)	(-1.36)	(-1.31)	(0.68)	(-1.80)	(53.04)	

2) 사건 분석(Event study)

앞의 유동성 분석에서 사용한 사건을 사용하여 사건 전후의 기업성과에 대해 비교함으로써 국민연금 매수가 기업성과에 미치는 영향을 살펴볼 수 있을 것이다. <표 Ⅳ-30>은 앞 장에서 고려한 국민연금의 보유지분율이 5%를 상회하게 되거나 반대로 하회하게 되는 사건에 대해 분석하였다. 사건월은 국민연금 지분 5%이상 보유하게 된 연도나 반대로 5%를 하회하게 된 연도이다. 사건 연도를 중심으로 전후 2년(1년)의 기업성과의 차이를 검증하였다.

패널 A는 국민연금 보유지분이 5%를 넘는 사건의 결과를 보여주고 있다. ROA와 Tobin's Q 2개의 기업성과 측정치를 비교하였다. 전후 2년을 비교한 결과를 보면, ROA의 사건 전의 평균은 5.840%이며, 사건 후의 평균은 5.796%로 기업성과가 하락하였다. 그 차이에 있어서는 t-값이 0.086으로 통계적 유의성이 발견되지는 않는다. Tobin's Q는 반대로 사건 전 평균 1.523에서 사건 후 1.586으로 증가하였다. 하지만 그 차이가 통계적으로 유의미하지 않다. 전후 1년을 비교하였을 때도 둘 다 유의미한 변화를 보이지는 않는다.

패널 B는 반대로 국민연금 보유 지분이 5% 이하로 하락한 경우의 효과도 검증하였다. 사건 전후 2년을 비교하였을 때, ROA의 사건 전의 평균은 6.194%이며, 사건 후의 평균은 4.774%로 기업성과가 하락하였다. 그 차이에 있어서는 t-값이 2.426으로 통계적 유의미하다. Tobin's Q는 역시 사건 전 평균 1.626에서 사건 후 1.503으로 감소하였지만 그 차이가 통계적으로 유의미하지 않다. 분석기간을 전후 1년을 사용하였을 때, 사건 후 기업성과를 하락하였음을 보여준다.

앞 선 유동성 분석과 달리 국민연금의 위탁운용에 대한 벤치마크가 변경

된 사건은 검증하지 않았다. 변경된 사건이 2019년에 발생하였기 때문에 사건 후 기간에 대한 자료가 구할 수 없기 때문이다. 향후 시간이 지나고 자료가 더 축척 된 후에 분석한다면 흥미로운 결과가 도출될 것으로 보인다.

<표 Ⅳ-30> 국민연금의 보유지분율이 5% 이상 상승 및 하락한 사건 전후의 기업성과 변화

각 주식에 대해 국민연금의 보유지분율이 5% 이하에서 이상으로 상회한 연도와 5% 이상에서 이하로 하락한 연도를 특정하였다. 다음 표는 사건연도를 기준으로 전후 3년(2년) 동안의 기업성과의 변화를 보여주고 있다. ROA는 기업의 순이익을 자산 총계로 나눈 비율이며, Tobin's Q는 자기자본의 시가총액과 이연법인세를 차감한 부채의 장부가액의 합을 총자산으로 나눈 값이다.

패널 A. 보유지분 5% 상회

	전후 2년 비교		전후 1년 비교	
	관측수	평균	관측수	평균
ROA				
전	1,059	5.840	535	6.125
후	1,062	5.796	542	6.067
차이(전-후)		0.044		0.058
t-값		(0.086)		(0.112)
Tobin's Q				
전	996	1.523	519	1.642
후	1,061	1.586	541	1.633
차이(전-후)		-0.063		0.008
t-값		(-0.916)		(0.079)

패널 B. 보유지분 5% 하회

	전후 2년 비교		전후 1년 비교	
	관측수	평균	관측수	평균
ROA				
전	896	6.194	452	6.677
후	901	4.774	459	5.639
차이(전-후)		1.420		1.038
t-값		2.426		1.069
Tobin's Q				
전	867	1.626	867	1.741
후	898	1.503	898	1.548
차이(전-후)		0.124		0.193
t-값		1.628		1.666

V. 결론 및 시사점

1. 실증분석 결론

본 연구에는 2010년 1월부터 2019년 12월까지 국민연금의 국내주식 보유 및 거래 데이터를 이용하여 국민연금의 거래가 주식 유동성 및 기업가치에 미치는 영향을 분석하였다. 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 국민연금이 국내 주식시장에서 차지하는 비중은 꾸준히 증가하였으며, 이러한 규모의 확대는 KOSDAQ시장 보다는 유가증권시장을 중심으로 이루어졌다. 유가증권시장에서 차지하는 비중은 2010년 4.6%에서 2019년 8.6%로 3.0%p 상승하였으며, 시가총액 규모는 2010년 약 52조 1,535억 원에서 2019년 112조 8,307억 원으로 2.16배 확대된 양상이었다. 코스닥시장에서 차지하는 비중은 2010년 1.2%에서 2019년 1.5%로 소폭 상승했지만, 시가총액 규모는 2010년 1조 2,130억 원에서 2019년 12조 1,976억원으로 약 10배 확대되었다.

둘째, 국내주식 전체 포트폴리오를 살펴보면 2010년말 유가증권시장의 대형주 중심의 포트폴리오에서 점차 투자 유니버스가 확대되는 양상을 보였다. 유형별 포트폴리오를 살펴본 결과 패시브 직접운용과 액티브 직접운용으로 구성된 직접운용은 유가증권시장(KOSPI)의 대형주 중심의 포트폴리오 체계를 가지고 있었다. 반면 위탁운용은 유가증권시장과 KOSDAQ 시

장의 종목들을 다양하게 투자 유니버스에 담고 있었다. 이러한 차이는 패시브 직접운용과 액티브 직접운용의 벤치마크가 KOSPI200(배당포함)이고, 위탁운용의 벤치마크는 KOSPI+ KOSDAQ100(배당포함)임으로 추종하는 벤치마크의 포트폴리오 구성의 차이에서 비롯된 것으로 보인다.

셋째, 국민연금 기금의 국내주식 지분 및 거래 데이터 분석 결과, 평균적인 지분율에 비해 거래비율이 높았다. 구체적으로, 평균적인 국내주식 보유지분율은 3.0~4.0%이고, 주식별 전체 거래금액에서 국민연금 거래금액이 차지하는 평균적인 거래비율은 5.0%정도였다. 이러한 결과는 국민연금이 국내주식에 있어 보유지분 이상으로 활발히 매수 및 매도 거래를 했음을 시사한다.

넷째, 본 연구에서는 국민연금의 순매수(Netbuy)의 증가, 즉 국민연금의 주식 보유가 개별 주식의 유동성을 향상 시킨다는 실증분석 결과를 제시하였다. 본 연구에서 사용된 LOT 스프레드, Roll 스프레드, Amihud, Modified Amihud 등의 비유동성 측정치를 종속변수로 사용한 회귀분석 모두에서 국민연금 순매수 금액의 회귀계수는 통계적으로 유의미한 음(-)의 값을 보여주었다. 이러한 결과는 기업의 규모 및 하위기간으로 나눈 하위표본분석(sub-sample analysis)에서도 일치하는 결과를 얻을 수 있었다. 하위표본분석 결과 유동성 개선 효과는 2010년~2014년까지인 상반부보다 2015년~2019년인 후반부에서, 그리고 대규모 기업들에서보다 소규모 기업들에서 더 강하게 나타났다.

또한, 위의 결과가 더욱 강건한 기준에서도 유지될 수 있는지를 살펴보기 위해 5%-rule에 따른 공시 이벤트와 위탁운용 세부유형 벤치마크 개편 등의 이벤트를 통한 사건연구(event-study)를 진행하였다. 구체적으로 국민연금이 주식 지분을 5% 이상 보유하게 된 달을 기준으로 전후 6개월과 12

개월의 유동성의 차이를 검증 한 결과, 5% 공시 이후 주식의 유동성은 향상되었으며 통계적으로도 유의미하였다.

다음으로, 2019년 국민연금이 위탁운용 세부 유형의 벤치마크 변경 후 국민연금기금에 새롭게 편입된 주식들을 대상으로 사건연구를 진행하였다. 그 결과 거래비용을 나타내는 LOT 스프레드와 Roll 스프레드를 비유동성 측정치로 사용했을 경우 통계적으로 유의한 효과가 없었다. 그러나 가격충격을 나타내는 Amihud와 Modified Amihud 비유동성 측정치 기준으로는 유동성이 유의미하게 증가하는 결과를 발견할 수 있었다.

마지막으로, 본 연구에서는 국민연금 거래가 기업 성과에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 대표적인 기업의 성과지표인 ROA(return on asset)와 Tobin's Q를 종속변수로 한 회귀분석한 결과, 중요 독립변수인 국민연금 순매수 거래금액의 상관계수가 통계적으로 유의미한 양(+)의 값을 보였다. 이는 국민연금의 국내주식 매수가 해당 기업의 향후 재무적 성과에 긍정적으로 영향을 줌을 의미한다. 또한, 이러한 양(+)의 상관관계는 하의표본 분석에서도 통계적으로 유의미하게 유지되었다. 시차변수를 이용한 분석에서는 국민연금의 순매수가 ROA와 Tobin’s Q에 모두 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났지만, 기업의 특성 변수 등을 통제변수로 사용한 모델에서는 Tobin’s Q의 상관계수의 유의성이 낮아졌다.

다음으로 기업의 재무적 성과가 5%-rule에 따른 공시 이벤트에 의해서도 변화했는지를 살펴보기 위해 이벤트 스터디를 진행하였다. 그 결과 국민연금기금이 5%이상 주주가 된 이벤트에 대해서는 통계적으로 유의미한 성과개선 효과가 없었다. 반면에, 국민연금기금의 지분이 5%이하로 하락하는 이벤트에 대해서는 통계적으로 유의미하게 낮은 성과로 이어지는 것으로 분석되었다.

2. 시사점

본 연구의 실증분석 결과를 바탕으로 다음과 같은 시사점을 제시하고자 한다.

첫 번째는 국민연금기금의 국내주식시장에서의 역할에 대한 실증연구가 보다 다양한 주제와 다각적인 차원에서 이루어질 필요가 있다. 국민연금의 국내 주식시장에서 차지하는 비중이 상당함에도 그동안 대형 연기금으로서 시장 참여 확대에 따른 영향에 대한 학술적·실무적 논의가 다소 소홀히 다루어져 왔다. 그동안 자료상의 제약과 실증분석의 어려움, 국민연금 기금운용체계에 대한 외부 연구자들의 이해 부족으로 국민연금의 국내주식 투자에 대한 연구는 제한적으로 이루어져 왔다. 본 연구결과가 기존 연기금 연구에 간극을 줄이면서 연기금의 운용체계에 대한 이해를 제공하길 기대하며, 향후 유동성과 기업성과 외에도 국민연금 기금운용이 시장에 주는 영향에 대한 다양한 주제와 실증적 접근을 기대한다.

둘째, 기금의 국내주식 포트폴리오의 투자유니버스가 점차 확대되는 양상을 보이고 있지만, 상위 10개 종목에 대한 집중도가 심화되고 있어, 국내주식 전체 포트폴리오 안정화 차원에서 보유종목 다양화를 위한 관리가 필요하다. 상위 대형종목에 집중된 포트폴리오 구조는 국내 주식시장의 구조가 반영된 결과로 보이지만, 시장에 하방위험(downside-risk) 및 꼬리위험(tail-risk) 등 시스템적 리스크 압박이 확대되었을 때 기금의 안정성이 취약해질 수 있다. 향후 국내주식 전체의 관점에서 직접운용과 위탁운용 각각의 성격에 맞도록 위험을 분산시키는 포트폴리오 구성 및 리스크 관리방안이 필요한 것으로 보인다. 특히 상대적으로 투자유니버스 확대가 용이한 위

탁운용을 포트폴리오 다각화에 활용할 필요가 있어보인다.

셋째, 본 연구는 국민연금의 거래가 시장의 정보환경 개선 및 거래의 활성화로 이어지는지를 주식의 유동성을 중심으로 살펴보았다. 분석 결과, 국민연금의 국내주식 매수가 주식의 유동성의 향상에 기여함을 발견하였다. 이는 국민연금의 주식시장 참여가 시장의 질(market quality)에 긍정적인 영향을 줄 수 있다는 결과로 해석될 수 있다. 또한, 기존의 선행연구에서 제시된 기관투자자의 거래가 활발히 이루어질수록 정보의 비대칭성(Asymmetric information)이 작아져 가격에 정보가 빠른 속도로 반영될 수 있다는 연구 결과들과 같은 선상에 있는 결과로 해석된다.

마지막으로 본 연구에서는 국민연금의 투자가 개별 기업의 재무적 성과 개선으로 이어지는지를 분석하였으며, 통계적인 유의성에서 다소 차이가 나타났지만 분석결과 대체로 기업 재무적 성과가 제고되는 실증분석 결과를 얻었다. 이러한 결과는 국민들이 출자한 자금이 국민 노후 보장수단으로써 뿐만 아니라, 기업의 성장 동력에도 기여하는 긍정적인 역할을 할 수 있음을 시사한다. 다만 본 연구에서 사용된 모델 대체로 기금의 거래와 기업성과간에 양(+)의 관계가 있는 것으로 분석되었지만, 어떤 성과지표를 사용할 것인지 또는 분석방법에 따라 통계적인 유의성의 차이가 나타나 해석에 주의할 필요가 있으며, 내생성의 문제를 고려하여 해석할 필요가 있다. 또한, 그 채널에 대해서도 보다 심도 높은 연구가 필요하다.

본 연구에서 고려하고 있는 채널은 크게 다음과 같은 두 가지 채널이다. 첫 번째 채널은 유동성의 증가로 가격의 정보전달 능력이 향상되어 가격의 효율성이 증가하고, 기업의 자본조달 비용이 감소하게 되는 경로이다. 두 번째 채널은 대형 연기금의 투자가 기업 경영에 대한 모니터링 효과를 통해 기업 가치 제고로 이어지는 경로이다. 이러한 경로는 기존 선행연구에서 기

관투자자의 지분 확대가 기업의 비효율성을 개선시키고 기업 가치를 제고시킬 수 있다는 연구 결과들과 같은 선상에 있다.

본 연구는 2010년부터 2019년까지 국민연금 기금의 국내주식 전체 포트폴리오에 포함된 개별 종목 단위에서 국민연금의 거래와 유동성 및 기업성과의 관계를 실증분석하고 그 결과를 제시하고 있다는 점에서 기존 선행연구들과 차별성을 가지고 있으며 학술적·실무적 의의가 있다.

본 연구에서는 중·단기효과에 초점을 두고 있어 향후 연구에서는 국민연금 거래가 기업에 미치는 장기효과를 분석한 연구가 이루어지길 기대해본다. 또한, 향후 매크로 환경 변화에 따른 자산시장의 변화나 기금의 수익성과 안정성을 감안한 자산배분(안)에 따른 운용전략의 변화 등이 일어났을 때를 고려한 후속 연구가 이어진다면, 본 연구 결과에 대해 보다 강건성 있는 해석이 이루어질 수 있을 것으로 사료된다.

추후 연구에서는 본 연구의 범위를 넘어 기금의 투자가 국내 자산 시장에 영향을 줄 수 있는 여러 가지 채널에 대한 연구가 이루어지길 기대한다. 그 중 어떤 채널을 볼 것인지 그리고 어떠한 분석 방법론으로 진행할 것인지, 또는 어떤 정책적 시사점을 도출할 것인지에 따라 검토하고자 하는 채널 각각이 연기금 연구 및 기금운용 실무에 기여 할 것으로 보인다.

이러한 연구들을 진행할 때에는 국민의 노후를 책임지는 자금을 운용한다는 점에서 연기금의 특수성이 고려될 필요가 있다. 또한, 연금 급여의 지급이 원활하도록 유동성을 고려하여 운용하여야 하며, 특히 투자한 자산 처분 시 금융시장 충격을 최소화해야 한다는 기금운용원칙이 고려되어야 한다. 향후 연기금의 특수성과 시장에 줄 수 있는 영향을 고려한 다양한 주제에 대한 연구들이 활발히 진행되길 기대해본다.

참고문헌

고봉찬, 이병희, 이우종, 황이석, 2008, 국민연금기금의 주식시장왜곡에 관한 연구, 한국증권학회지 37(3), pp.465-500.

남재우, 남재현, 이지현, 2008, 국민연금기금의 주식투자와 시장의 변동성 변화, 금융연구 22(1), pp.83-105.

양철원, 2012, 한국주식시장에서 유동성 측정치 비교, 재무연구 25(1), pp.37-88.

양철원, 2015, 조세피난처로부터의 자본흐름이 한국 주식시장에 미치는 영향, 재무연구 28(2), pp.195-234.

왕수봉, 김누리, 이관휘, 2019, 국내주식 대여거래 시장영향도 분석, 아주대학교 산학협력단,

우민철, 김지현, 2018, 국민연금의 주식투자가 시장에 미치는 영향, 재무연구 31(2), pp.221-258.

우민철, 양철원, 2019a, 국민연금 거래의 단기 정보력에 대한 연구. 재무연구, 32(4), pp.651-689.

우민철, 양철원, 2019b, 국민연금기금의 운용성과와 능력에 대한 분석. 한국 재무학회 학술대회.

이재현, 이호선, 2010, 국민연금기금의 국내주식투자부문 미시분석, 국민연금연구원

우민철, 최혁, 2013, 고빈도거래자의 매매양태 분석: ELW 시장을 대상으로, 증권학회지 42(4), pp.699-732

정재만, 전용호, 최혁, 2014. 전략적 반복주문을 통한 고빈도 거래가

한국 주식시장에 미치는 영향. 재무연구, 27(2), pp.177-211.
Acharya, Viral V., and Lasse Heje Pedersen, “Asset pricing with liquidity risk”, Journal of Financial Economics 77(2005), pp.375-410.
Agudelo, D.A., 2010. Friend or foe? Foreign investors and the liquidity of six Asian markets. Asia-Pacific Journal of Financial Studies, 39(3), pp.261-300.
Aitken, M. J., A. Frino, M. S. McCorry, and P. L. Swan, 1998, Short sales are almost instantaneously bad news: Evidence from the Australian Stock Exchange, Journal of Finance 53, 2205-2223.
Alhashel, B., 2015. Sovereign Wealth Funds: a literature review. Journal of Economics and Business, 78, pp.1-13.
Amihud, Yakov, “Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects”, Journal of Financial Markets 5(2002), pp.31-56.
Bae, K.-H., and V. K. Goyal, 2010, Equity market liberalization and corporate governance, Journal of Corporate Finance 16, pp.609-621.
Barardehi, Y., Bernhardt, D, Ruchti, T,, and Weidenmier, M. D., 2019, The Night and Day of Amihud's (2002) Liquidity Measure. Proceedings of the 4th Chapman Conference on Money & Finance on Liquidity: Pricing, Management and Financial Stability, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=3335508.
Battalio, R. and Schultz, P., 2011. Regulatory uncertainty and

market liquidity: The 2008 short sale ban's impact on equity option markets. The Journal of Finance, 66(6), pp.2013-2053.

Beber, A. and Pagano, M., 2013. Short-selling bans around the world: Evidence from the 2007-09 crisis. The Journal of Finance, 68(1), pp.343-381.

Bekaert, G., and C. R. Harvey, 1997, Emerging equity market volatility, Journal of Financial Economics 43, pp.29-77.

Bekaert, G., and C. R. Harvey, 2000, Foreign speculators and emerging equity markets, Journal of Finance 55, pp.565-613.

Bekaert, G., C. R. Harvey, and C. Lundblad, 2001, Emerging equity markets and economic development, Journal of Development Economics 66, pp.465-504.

Bekaert, G., C. R.Harvey, and C. Lundblad, 2003, Equity market liberalization in emerging markets, Journal of Financial Research 26, pp.275-299.

Bekaert, G., C. R.Harvey, and C. Lundblad, 2005, Does financial liberalization spur growth?, Journal of Financial Economics 77, pp.3-55.

Bharath, S.T., S. Jayaraman, and V. Nager, 2013, Exit as Governance: An Empirical Analysis, Journal of Finance, 68(6), pp. 2515-2547.

Boehmer, E., C. M. Jones, and X. Y. Zhang, 2008, Which shorts are informed ?, Journal of Finance 63, 491-527.

Brent, A., D. Morse, and E. K. Stice, 1990, Short interest:

Explanations and tests, Journal of Financial and Quantitative Analysis 25, 273-289.

Brogaard, Jonathan A., 2010, High Frequency Trading and Its Impact on Market Quality, northwestern university working paper.

Chan, Louis K. C., and Josef Lakonishok, "Institutional Trades and Intraday Stock Price Behavior," Journal of financial Economics, Vol. 33(1993), pp. 173-199.

Chan, Louis K. C., and Josef Lakonishok, "The Behavior of Stock Prices around Institutional Trades," Journal of Finance, Vol. 50(1995), pp. 1147-1174.

Chari, A., and P. B. Henry, 2004, Risk sharing and asset prices: Evidence from a natural experiment. Journal of Finance 59, pp.1295-1324.

Cheung, W.M., Chung, R. and Fung, S., 2015. The effects of stock liquidity on firm value and corporate governance: Endogeneity and the REIT experiment. Journal of Corporate Finance, 35, pp.211-231.

Chiyachantana, Chiraphol N., Pankaj K. Jain, Christine Jiang, and Robert A. Wood, "International Evidence on Institutional Trading Behavior and Price Impact," Journal of Finance, Vol. 59(2004), pp. 869-898.

Choe, H. and Yang, C.W., 2012. Convertible Bond Arbitrage and Short Sales: Evidence from the Korean Stock Market. 재무연구, 25(3), pp.357-407.

Choe, Hyuk, Bong-Chan Kho, and Rene M. Stulz, "Do Foreign

Investors Destabilize Stock Markets? The Korean Experience in 1997," Journal of Financial Economics, Vol. 54(1999), pp. 227-264.

Choi, D., Getmansky, M. and Tookes, H., 2009. Convertible bond arbitrage, liquidity externalities, and stock prices. Journal of Financial Economics, 91(2), pp.227-251.

Choi, J. Y., Dan Salandro, and Kuldeep Shastri, "On the estimation of bid-ask spreads: Theory and evidence", Journal of Financial and Quantitative Analysis 23(1988),pp. 219-230.

Cohen, L, K. Diether, and C. Malloy, 2007, Supply and demand shifts in the shorting market, Journal of Finance 62, 2061-2096.

Davis, E. P., & Hu, Y.-W. (2006). Oxford handbook of pensions and retirement income. In Funding, saving and economic growth (pp. 201–218). Oxford: Oxford University Press.

Davis, E.P., Hu, Y.-W., 2004. Is There a Link Between Pension-Fund Assets and Economic Growth? A Cross-Country Study. Brunel University and NIESR, mimeo.

Davis, Philip E. and Benn Steil. 2001. Institutional Investors. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.

Dennis, P., and Weston, J. 2002. Who's Informed? An Analysis of Stock Ownership and Informed Trading. Working Paper, University of Virginia.

Desai, H., K. Ramesh, S. R. Thiagarajan, and B. V.

Balachandran, 2002, An investigation of the informational role of short interest in the Nasdaq market, Journal of Finance 57, 2263-2287.

Dey, M. K., and Radhakrishna, B. 2001. Institutional Trading, Trading Volume, and Spread. Working Paper, University of Minnesota.

Diether, K. B., K. H. Lee, and I. M. Werner, 2009, Short-sale strategies and return predictability, Review of Financial Studies 22, 575-607.

Edelen, R. M. 1999. Investor Flows and the Assessed Performance of Open-End Mutual Funds. Journal of Financial Economics. (Sep.):439-66.

Edelen, R. M., and Warner, J. B. 2001. Aggregate Price Effects of Institutional Trading: A Study of Mutual Fund Flow and Market Returns. Journal of Financial Economics. (Feb.):195-220.

Edmans, A., 2009, Blockholder trading, market efficiency, and managerial myopia, Journal of Finance, 64(6), pp. 2481-2513.

Fang, V.W., Noe, T.H. and Tice, S., 2009. Stock market liquidity and firm value. Journal of Financial Economics, 94(1), pp.150-169.

Fang, V.W., Tian, X. and Tice, S., 2014. Does stock liquidity enhance or impede firm innovation?. Journal of Finance, 69(5), pp.2085-2125.

Fernandes, N., 2014 The impact of sovereign wealth funds on

corporate value and performance. Journal of Applied Corporate Finance, 26(1), pp.76-84.
Figlewski, S., 1981, The informational effects of restrictions on short sales: Some empirical evidence, Journal of Financial and Quantitative Analysis 16, 463-476.
Garbade, K., and Z. Lieber, "On the independence of transactions on the New York Stock Exchange", Journal of Banking and Finance 1(1977), pp.151-172.
Gerken, W. C., 2014, Blockholder Ownership and Corporate Control: The Role of Liquidity, Quarterly Journal of Finance, 4(1), pp.1-36
Ghysels, E., and J. Seon, 2005, The Asian financial crisis: the role of derivative securities trading and foreign investors in Korea, Journal of International Money and Finance 24, pp.607-630.
Goyenko, RuslanY., Craig W. Holden, Charles A. Trzcinka, "Do liquidity measures measure liquidity?", Journal of Financial Economics 92(2009), pp.153-181.
Grinblatt, M., Titman, S., and Wermers, R. 1995. Momentum Investment Strategies, Portfolio Performance, and Herding: A Study of Mutual Fund Behavior. American Economic Review. (Dec.) 1088-105.
Gupta, N., and K. Yuan, 2009, On the growth effect of stock market liberalizations, Review of Financial Studies 22, pp.4715-4752.
Hasbrouck, Joel and Gideon Saar, 2013, Low-Latency Trading

Journal of Financial Markets, 16(4), pp.646-679.
Hendershott, Terrence, Charles M. Jones, and Albert J. Menkveld, 2011, Does Algorithmic Trading Improve Liquidity?, Journal of Finance 66, pp. 1-33.
Henry, P. B., 2000a, Do stock market liberalizations cause investment booms?, Journal of Financial Economics 58, pp.301-334.
Henry, P. B., 2000b, Stock market liberalization, economic reform, and emerging market equity prices, Journal of Finance 55, pp.529-564.
Holzmann, R. (1997). Pension reform, financial market development, and economic growth: Preliminary evidence from Chile. Staff Papers: International Monetary Fund, 44(2), 149–178.
Hu, Y., 2006. The impact of pension funds on financial markets. Financial MarketTrends 2006 (2), 145–162.
Jennings, W. W., Schnatterly, K., and Seguin, P. J. 1997. Institutional Ownership, Information and Liquidity. Financial Service Review.
Jones, C. M., and O. A. Lamont, 2002, Short-sale constraints and stock returns, Journal of Financial Economics 66, 207-239.
Jotikasthira, C., C. Lundblad, and T. Ramadorai, 2012, Asset fire sales and purchases and the international transmission of funding shocks, Journal of Finance 67, pp.2015-2050.
Jung, C.S., Kim, W. and Lee, D.W., 2013. Short selling by

individual investors: Destabilizing or price discovering?. Pacific-Basin Finance Journal, 21(1), pp.1232-1248.

Karolyi, G.A., 2002. Did the Asian financial crisis scare foreign investors out of Japan?. Pacific-Basin Finance Journal, 10(4), pp.411-442.

Kawakatsu, H. and Morey, M.R., 1999. Financial liberalization and stock market efficiency: an empirical examination of nine emerging market countries. Journal of Multinational Financial Management, 9(3-4), pp.353-371.

Kim, E.H., and V. Singal, 2000, Stock market openings: Experience of emerging economies, Journal of Business 73, pp.25-66.

Kim, Woochan, and Shang-Jin Wei, "Offshore Investment Funds: Monsters in Emerging Markets?," Journal of Development Economics, Vol. 68(2002), pp. 205-224.

Klapper, L., Sulla, V., & Vittas, D. (2004). The development of mutual funds around the world. Emerging Markets Review, 5(1), 1-38.

Kotter, J. and Lel, U., 2011. Friends or foes? Target selection decisions of sovereign wealth funds and their consequences. Journal of Financial Economics, 101(2), pp.360-381.

Lakonishok, Josef, Andrei Shleifer, and Robert W. Vishny, "The Impact of Institutional Trading on Stock Prices," Journal of financial Economics, Vol. 32(1992), pp. 23-43.

Lamont, O. A., and J. C. Stein, 2004, Aggregate short interest and market valuations, American Economic Review 94, 29-32.

Lesmond, David. A., "Liquidity of emerging markets", Journal of Financial Economics 77(2005), pp.411-452.

Lesmond, David. A., Joseph P. Ogden, and Charles A. Trzcinka, "A new estimate of transaction costs", Review of Financial Studies 12(1999), pp.1113-1141.

Levine, R. and Zervos, S., 1998. Stock markets, banks, and economic growth. American economic review, pp.537-558.

Mosebach, M. and Najand, M., 1999. Are the structural changes in mutual funds investing driving the US stock market to its current levels?. Journal of Financial Research, 22(3), pp.317-329.

Nguyen, T., Duong, H.N. and Singh, H., 2016. Stock market liquidity and firm value: an empirical examination of the Australian market. International Review of Finance, 16(4), pp.639-646.

Ofek, E., M. Richardson, and R. F. Whitelaw, 2004, Limited arbitrage and short sales restrictions: evidence from the options markets, Journal of Financial Economics 74, 305-342

Quinn, D. P., and A. M. Toyoda, 2008, Does capital account liberalization lead to growth?, Review of Financial Studies 21, pp.1403-1449.

Richards, A., 2005, Big fish in small ponds: The trading behavior and price impact of foreign investors in Asian emerging equity markets, Journal of Financial and Quantitative Analysis 40, pp.1-27.

Roll, Richard, "A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market", Journal of Finance 39(1984), pp.1127-1139.

Ruiz, J.L., 2018. Financial development, institutional investors, and economic growth. International Review of Economics & Finance, 54, pp.218-224.

Schnabl, P., 2012, The international transmission of bank liquidity shocks: Evidence from an emerging market, Journal of Finance 67, pp.897-932.

Stiglitz, J. E., 2000, Capital market liberalization, economic growth, and instability, World Development 28, pp. 1075-1086.

Thomas, A., Spataro, L. and Mathew, N., 2014. Pension funds and stock market volatility: An empirical analysis of OECD countries. Journal of Financial Stability, 11, pp.92-103.

Vagias, D. and Van Dijk, M.A., 2011. International capital flows and liquidity. Available at SSRN 1744161.

Walker, E., Lefort, F., 2002. Pension reform and capital markets: are there any (hard)links? Revista ABANTE 5 (2), 77–149.

Walter, Ingo. 1999. ‘‘The Global Asset Management Industry: Competitive Structure and Performance.’’ Financial Markets, Institutions, and Instruments 8: 1–8.

Warther, V.A., 1995. Aggregate mutual fund flows and security returns. Journal of Financial Economics, 39(2-3), pp.209-235.

Wermers, R. 1999. Mutual Fund Herding and the Impact on Stock Prices. Journal of Finance. (Dec.):581-622.

Zhang, L., Li, Y., Huang, Z. and Chen, X., 2018. Stock liquidity and firm value: evidence from China. Applied Economics Letters, 25(1), pp.47-50.

Appendix A. 국민연금 순매수거래에 대한 다른 측정치 사용 결과

본문에서는 국민연금의 순매수거래 변수에 있어서 순매수거래금액을 사용하고 이를 주식의 시가총액을 나누어서 표준화하였다. 이에 대해 두 가지의 다른 변수를 사용하여 강건성 검증(robustness check)을 실시하였다.

첫째, 거래금액이 아니라 거래량(거래주식수) 변수를 사용하였다. 국민연금의 순매수거래량을 측정하고 이를 주식의 상장주식수로 나누어서 표준화하였다. 이 변수의 분포를 <표 A-1>에서 보여주고 있다. 거래금액 변수와 큰 차이를 보이지는 않는다. <표 A-2>는 국민연금 순매수거래량 변수를 독립변수로 한 회귀분석 결과를 보여주고 있다. LOT, Roll 스프레드, Amihud, Modified Amihud 측정치 4개의 유동성 측정치 모두에서 통계적으로 유의미한 음(-)의 값을 보여준다. 본문의 결과와 동일하다.

둘째, 국민연금의 순매수거래금액을 사용하고 이를 표준화시킴에 있어서 시가총액이 아니라 주식의 해당 월의 전체 거래금액을 사용하였다. 주식의 해당 월의 전체 거래금액 대비 국민연금이 순매수한 금액을 변수로 사용하였다. 이 변수의 분포를 <표 A-3>에서 보여주고 있다. 앞의 변수들과 분포는 비슷하지만 시가총액으로 나누었을 때보다 주식 전체 거래금액으로 나나누었을 때의 수치가 전반적으로 크다. <표 A-4>는 새롭게 구한 국민연금 순매수거래금액 변수를 독립변수로 한 회귀분석 결과를 보여주고 있다. LOT, Roll 스프레드, Amihud 측정치 3개의 유동성 측정치 모두에서 통계적으로 유의미한 음(-)의 값을 보여준다. 다만 Modified Amihud 측정치에서는 유의미하지 않다.

<표 A-1> 국민연금의 순매수거래량 비율(%)의 분포

주식별로 각 월별에 국민연금이 거래한 순매수거래량을 해당 주식의 상장주식수로 나누었다. 표는 월별 순매수거래량 비율의 연도별 분포를 보고하고 있다. 관측수는 해당 연도에 관측되는 기업-월별 측정치의 개수이다.

연도	관측수	평균	표준편차	1사분위	중간값	3사분위
패널 A. 전체거래의 월 순매수거래량 비율						
2010	5,887	0.069	0.525	−0.114	0.027	0.235
2011	5,529	0.080	0.564	−0.101	0.040	0.257
2012	5,975	0.064	0.577	−0.132	0.018	0.240
2013	6,904	0.062	0.564	−0.124	0.034	0.249
2014	7,377	0.023	0.543	−0.140	0.009	0.199
2015	8,073	0.073	0.623	−0.150	0.027	0.288
2016	7,690	0.004	0.498	−0.160	−0.001	0.173
2017	7,545	0.061	0.491	−0.098	0.023	0.212
2018	7,356	−0.004	0.521	−0.147	0.000	0.165
2019	9,625	0.039	0.471	−0.054	0.025	0.147
패널 B. 직접거래의 월 순매수거래량 비율						
2010	1,875	0.053	0.246	0.000	0.017	0.056
2011	1,975	0.017	0.293	−0.039	0.014	0.083
2012	1,980	0.015	0.195	−0.041	0.000	0.072
2013	2,024	0.015	0.270	−0.051	0.020	0.099
2014	2,007	0.022	0.281	−0.028	0.003	0.057
2015	2,309	0.065	0.384	−0.032	0.039	0.159
2016	1,834	0.020	0.303	−0.036	0.009	0.096
2017	1,374	0.038	0.334	−0.041	0.011	0.078
2018	1,528	−0.008	0.319	−0.075	−0.010	0.073
2019	2,114	0.027	0.277	−0.053	0.022	0.108
패널 C. 위탁거래의 월 순매수거래량 비율						
2010	5,829	0.053	0.510	−0.119	0.017	0.207
2011	5,488	0.074	0.540	−0.094	0.032	0.225

2012	5,915	0.060	0.567	−0.125	0.017	0.220
2013	6,824	0.058	0.552	−0.114	0.031	0.231
2014	7,333	0.017	0.529	−0.139	0.008	0.182
2015	8,021	0.055	0.590	−0.156	0.016	0.240
2016	7,628	−0.001	0.479	−0.156	−0.003	0.154
2017	7,502	0.054	0.467	−0.099	0.022	0.201
2018	7,301	−0.002	0.504	−0.140	0.000	0.154
2019	9,584	0.033	0.455	−0.052	0.022	0.128

<표 A-2> 주식 유동성에 대한 국민연금 순매수거래의 영향: 거래량 측정치

월별 주식 유동성을 해당 월의 국민연금의 순매수거래량 비율에 대해 회귀분석하였다. LOT 스프레드는 일별수익률을 사용하여 수식(1)~(3)에 의거하여 추정하였으며, Roll 스프레드도 일별 수익률을 사용하여 수식(5)~(6)에 의해 추정하였다. Amihud, Modified Amihud 측정치는 일별 수익률의 절대값을 거래금액으로 나눈 값의 월별 평균치이며, 최종적으로 100,000,000을 곱하였다. Amihud는 종가-대-종가 수익률을, Modified Amihud는 시가-대-종가 수익률을 사용하였다. 국민연금의 거래비율(NPS,%)은 해당 주식에 대한 국민연금의 월 순매수 거래량을 해당 주식의 상장주식수로 나눈 비율이다. 패널 A는 국민연금 전체 거래를 사용하며, 패널 B는 국민연금 직접운용 거래, 패널 C는 국민연금 위탁운용 거래를 사용하였다. SIZE는 전년도 말의 종가에 상장주식수를 곱한 기업규모에 로그를 취한 값이며, BM은 전년도 말의 자기자본의 장부가치 대 시장가치 비율이다. 1/Price는 해당 월 말의 종가의 역수이다. Industry Dummy는 한국거래소에서 제공하는 산업분류를 사용하였다.

패널 A. 국민연금 전체 거래

	Intercept	NPS	SIZE	BM	1/Price	Adj.R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드							
회귀계수	0.489	-0.064				0.000	No
t-값	(58.098)	(-4.120)					
회귀계수	1.150	-0.066	-0.049	-0.014	73.165	0.002	Yes
t-값	(10.755)	(-4.030)	(-6.453)	(-1.214)	(0.967)		
Roll 스프레드							
회귀계수	1.667	-0.138				0.000	No
t-값	(117.311)	(-5.264)					
회귀계수	2.665	-0.124	-0.071	-0.138	963.825	0.006	Yes
t-값	(14.339)	(-4.384)	(-5.329)	(-7.113)	(7.325)		
Amihud 측정치							
회귀계수	0.305	-0.052				0.000	No
t-값	(26.750)	(-2.484)					
회귀계수	2.164	-0.060	-0.174	0.266	-526.734	0.028	Yes
t-값	(15.116)	(-2.771)	(-17.081)	(17.727)	(-5.198)		
Modified Amihud							
회귀계수	0.321	-0.048				0.000	No
t-값	(49.975)	(-4.087)					

회귀계수	2.404	-0.050	-0.189	0.211	-382.620	0.066	Yes
t-값	(31.835)	(-4.317)	(-35.211)	(26.656)	(-7.158)		

패널 B. 국민연금 직접 거래

	Intercept	NPS	SIZE	BM	1/Price	Adj.R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드							
회귀계수	0.487	-0.068				0.000	No
t-값	(57.940)	(-1.229)					
회귀계수	1.136	-0.036	-0.048	-0.013	86.535	0.002	Yes
t-값	(10.624)	(-0.645)	(-6.329)	(-1.194)	(1.144)		
Roll 스프레드							
회귀계수	1.662	-0.197				0.000	No
t-값	(117.226)	(-2.107)					
회귀계수	2.636	-0.113	-0.069	-0.138	988.446	0.006	Yes
t-값	(14.181)	(-1.159)	(-5.177)	(-7.099)	(7.519)		
Amihud 측정치							
회귀계수	0.304	-0.102				0.000	No
t-값	(26.669)	(-1.363)					
회귀계수	2.154	0.017	-0.174	0.266	-513.674	0.028	Yes
t-값	(15.046)	(0.225)	(-17.015)	(17.751)	(-5.074)		
Modified Amihud							
회귀계수	0.320	-0.107				0.000	No
t-값	(49.869)	(-2.533)					
회귀계수	2.396	0.010	-0.189	0.211	-371.951	0.065	Yes
t-값	(31.718)	(0.245)	(-35.096)	(26.689)	(-6.964)		

C. 국민연금 위탁 거래

	Intercept	NPS	SIZE	BM	1/Price	Adj.R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드							
회귀계수	0.489	-0.063				0.000	No
t-값	(58.089)	(-3.922)					
회귀계수	1.154	-0.068	-0.050	-0.013	73.681	0.002	Yes
t-값	(10.793)	(-4.005)	(-6.503)	(-1.189)	(0.974)		

Roll 스프레드							
회귀계수	1.665	−0.132				0.000	No
t-값	(117.324)	(−4.853)					
회귀계수	2.672	−0.124	−0.071	−0.138	965.605	0.006	Yes
t-값	(14.375)	(−4.218)	(−5.379)	(−7.085)	(7.339)		
Amihud 측정치							
회귀계수	0.305	−0.048				0.000	No
t-값	(26.724)	(−2.183)					
회귀계수	2.169	−0.067	−0.175	0.266	−527.163	0.028	Yes
t-값	(15.148)	(−2.956)	(−17.117)	(17.745)	(−5.203)		
Modified Amihud							
회귀계수	0.321	−0.043				0.000	No
t-값	(49.929)	(−3.506)					
회귀계수	2.408	−0.055	−0.190	0.211	−382.897	0.066	Yes
t-값	(31.881)	(−4.573)	(−35.264)	(26.684)	(−7.164)		

<표 A-3> 전체 거래금액 대비 국민연금의 순매수금액 비율(%)의 분포

주식별로 각 월별에 국민연금이 거래한 순매수거래금액을 해당 주식의 월 전체 거래금액으로 나누었다. 표는 국민연금의 월별 순매수거래금액 비율의 연도별 분포를 보고하고 있다. 관측수는 해당 연도에 관측되는 기업-월별 측정치의 개수이다.

연도	관측수	평균	표준편차	1사분위	중간값	3사분위
패널 A. 전체거래의 월 순매수거래금액 비율						
2010	5,887	0.634	5.003	−0.935	0.250	2.053
2011	5,529	0.701	4.589	−0.853	0.377	2.208
2012	5,975	0.554	5.587	−1.335	0.196	2.386
2013	6,904	0.930	5.399	−1.131	0.423	3.047
2014	7,377	0.359	5.027	−1.551	0.119	2.316
2015	8,073	0.717	5.152	−1.235	0.211	2.380
2016	7,690	0.142	5.670	−1.924	−0.006	2.020
2017	7,545	0.856	5.294	−1.163	0.319	2.640
2018	7,356	−0.188	5.253	−1.763	0.000	1.740
2019	9,625	0.650	5.059	−0.602	0.239	2.040
패널 B. 직접거래의 월 순매수거래금액 비율						
2010	1,876	0.519	2.898	0.003	0.155	0.650
2011	1,975	0.215	3.194	−0.381	0.113	0.796
2012	1,982	0.187	2.495	−0.523	0.001	0.968
2013	2,025	0.227	3.475	−0.627	0.247	1.494
2014	2,007	0.380	3.308	−0.412	0.044	0.867
2015	2,322	0.994	3.871	−0.295	0.448	2.157
2016	1,836	0.276	3.429	−0.503	0.160	1.236
2017	1,375	0.380	3.499	−0.602	0.175	1.010
2018	1,528	−0.073	3.455	−1.124	−0.173	0.974
2019	2,114	0.581	3.823	−1.007	0.423	2.235

패널 C. 위탁거래의 월 순매수거래금액 비율

2010	5,880	0.469	4.792	−0.956	0.151	1.725
2011	5,511	0.626	4.184	−0.770	0.285	1.909
2012	5,952	0.494	5.375	−1.260	0.160	2.187
2013	6,867	0.868	5.130	−1.120	0.354	2.792
2014	7,371	0.256	4.768	−1.494	0.092	2.101
2015	8,064	0.432	4.747	−1.297	0.132	2.004
2016	7,683	0.077	5.408	−1.799	−0.022	1.800
2017	7,533	0.788	5.124	−1.128	0.293	2.440
2018	7,343	−0.173	5.006	−1.619	−0.001	1.613
2019	9,621	0.523	4.755	−0.624	0.200	1.739

<표 A-4> 주식 유동성에 대한 국민연금 순매수거래의 영향: 거래금액 측정치

월별 주식 유동성을 해당 월의 전체 거래금액 대비 국민연금의 순매수거래금액 비율에 대해 회귀분석하였다. LOT 스프레드는 일별수익률을 사용하여 수식(1)~(3)에 의거하여 추정하였으며, Roll 스프레드도 일별 수익률을 사용하여 수식(5)~(6)에 의해 추정하였다. Amihud, Modified Amihud 측정치는 일별 수익률의 절대값을 거래금액으로 나눈 값의 월별 평균치이며, 최종적으로 100,000,000을 곱하였다. Amihud는 종가-대-종가 수익률을, Modified Amihud는 시가-대-종가 수익률을 사용하였다. 국민연금의 거래 비율(NPS,%)은 해당 주식에 대한 국민연금의 월 순매수거래금액을 해당 주식의 월 전체 거래금액으로 나눈 비율이다. 패널 A는 국민연금 전체 거래를 사용하며, 패널 B는 국민연금 직접운용 거래, 패널 C는 국민연금 위탁운용 거래를 사용하였다. SIZE는 전년도 말의 종가에 상장주식수를 곱한 기업규모에 로그를 취한 값이며, BM은 전년도 말의 자기자본의 장부가치 대 시장가치 비율이다. 1/Price는 해당 월 말의 종가의 역수이다. Industry Dummy는 한국거래소에서 제공하는 산업분류를 사용하였다.

패널 A. 국민연금 전체 거래

	Intercept	NPS	SIZE	BM	1/Price	Adj.R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드							
회귀계수	0.489	-0.005				0.000	No
t-값	(57.996)	(-3.074)					
회귀계수	1.138	-0.005	-0.048	-0.013	77.635	0.002	Yes
t-값	(10.656)	(-2.819)	(-6.361)	(-1.151)	(1.028)		
Roll 스프레드							
회귀계수	1.666	-0.010				0.000	No
t-값	(117.097)	(-3.845)					
회귀계수	2.646	-0.007	-0.069	-0.137	974.316	0.006	Yes
t-값	(14.244)	(-2.383)	(-5.240)	(-7.058)	(7.417)		
Amihud 측정치							
회귀계수	0.307	-0.008				0.000	No
t-값	(26.903)	(-3.866)					
회귀계수	2.156	-0.009	-0.174	0.266	-533.171	0.029	Yes
t-값	(15.073)	(-4.247)	(-17.043)	(17.794)	(-5.272)		
Modified Amihud							
회귀계수	0.319	0.000				0.000	No
t-값	(49.592)	(-0.345)					

회귀계수	2.395	0.000	-0.189	0.211	-372.514	0.066	Yes
t-값	(31.735)	(-0.336)	(-35.122)	(26.703)	(-6.980)		

패널 B. 국민연금 직접 거래

	Intercept	NPS	SIZE	BM	1/Price	Adj.R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드							
회귀계수	0.487	-0.006				0.000	No
t-값	(57.951)	(-1.203)					
회귀계수	1.134	-0.003	-0.048	-0.013	86.958	0.002	Yes
t-값	(10.604)	(-0.608)	(-6.307)	(-1.190)	(1.152)		
Roll 스프레드							
회귀계수	1.662	-0.017				0.000	No
t-값	(117.232)	(-2.161)					
회귀계수	2.634	-0.009	-0.068	-0.138	987.498	0.006	Yes
t-값	(14.168)	(-1.127)	(-5.162)	(-7.105)	(7.525)		
Amihud 측정치							
회귀계수	0.304	-0.011				0.000	No
t-값	(26.702)	(-1.761)					
회귀계수	2.155	0.003	-0.174	0.266	-513.490	0.028	Yes
t-값	(15.055)	(0.435)	(-17.022)	(17.762)	(-5.081)		
Modified Amihud							
회귀계수	0.321	-0.012				0.000	No
t-값	(49.933)	(-3.301)					
회귀계수	2.396	0.002	-0.189	0.211	-371.527	0.066	Yes
t-값	(31.725)	(0.521)	(-35.098)	(26.706)	(-6.969)		

패널C. 국민연금 위탁 거래

	Intercept	NPS	SIZE	BM	1/Price	Adj.R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드							
회귀계수	0.488	-0.005				0.000	No
t-값	(58.011)	(-2.822)					
회귀계수	1.143	-0.005	-0.049	-0.013	77.744	0.002	Yes
t-값	(10.699)	(-2.766)	(-6.415)	(-1.124)	(1.029)		

Roll 스프레드							
회귀계수	1.664	−0.009				0.000	No
t-값	(117.159)	(−3.297)					
회귀계수	2.652	−0.006	−0.070	−0.137	975.814	0.006	Yes
t-값	(14.274)	(−2.114)	(−5.280)	(−7.038)	(7.428)		
Amihud 측정치							
회귀계수	0.306	−0.008				0.000	No
t-값	(26.847)	(−3.462)					
회귀계수	2.167	−0.011	−0.175	0.267	−535.216	0.029	Yes
t-값	(15.150)	(−4.659)	(−17.134)	(17.842)	(−5.292)		
Modified Amihud							
회귀계수	0.319	0.001				0.000	No
t-값	(49.559)	(0.801)					
회귀계수	2.395	−0.001	−0.189	0.211	−373.030	0.066	Yes
t-값	(31.738)	(−0.545)	(−35.124)	(26.707)	(−6.990)		

Appendix B. 국민연금 전체 거래량(금액)에 대한 결과

본문에서는 국민연금의 순매수거래 변수를 사용하였지만, 여기서는 매수와 매도 거래량(금액)을 합한 전체 거래량(금액) 변수를 사용하였다. 국민연금의 거래자체가 활발해 질 때 주식 유동성 개선에 도움이 될 수도 있기 때문이다. 거래 변수는 매수 측면만 아니라 매도가 활발해 질 때도 증가할 수 있다. 거래 변수로는 거래금액과 거래량 두 가지를 사용하였다.

첫째, 거래금액은 국민연금의 매수와 매도 거래금액을 합한 값을 주식의 시가총액으로 나누어서 표준화하였다. 이 변수의 분포를 <표 B-1>에서 보여주고 있다. <표 B-2>는 국민연금 거래금액 변수를 독립변수로 한 회귀분석 결과를 보여주고 있다. LOT, Roll 스프레드의 회귀계수는 양(+)의 값을 갖기도 하지만, 단변량 회귀분석과 다변량 회귀분석에서 일관성을 보이지는 않는다. 반면 Amihud, Modified Amihud 측정치의 회귀계수는 모든 모형에서 통계적으로 유의미한 음(−)의 값을 보여준다. 본문의 결과와 동일하다.

둘째, 거래량은 국민연금의 매수와 매도 거래량을 합한 값을 주식의 상장주식수로 나누어서 표준화하였다. 이 변수의 분포를 <표 B-3>에서 보여주고 있다. <표 B-4>는 새롭게 구한 국민연금 거래량 변수를 독립변수로 한 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 앞의 거래금액을 사용한 결과와 비슷하다. Amihud, Modified Amihud 측정치의 회귀계수는 통계적으로 유의미한 음(−)의 값을 보여준다.

<표 B-1> 국민연금의 거래금액 비율(%)의 분포

주식별로 각 월별에 국민연금이 거래한 전체 거래금액을 해당 주식의 시가총액으로 나누었다. 표는 월별 거래금액 비율의 연도별 분포를 보고하고 있다. 관측수는 해당 연도에 관측되는 기업-월별 측정치의 개수이다.

연도	관측수	평균	표준편차	1사분위	중간값	3사분위
패널 A. 전체거래의 월 거래금액 비율						
2010	5,887	0.611	0.760	0.133	0.374	0.821
2011	5,529	0.777	0.922	0.155	0.463	1.062
2012	5,975	0.732	0.986	0.147	0.440	0.960
2013	6,904	0.703	0.915	0.172	0.434	0.889
2014	7,377	0.651	0.787	0.136	0.398	0.868
2015	8,073	0.835	1.063	0.194	0.514	1.086
2016	7,690	0.628	0.742	0.149	0.394	0.828
2017	7,545	0.550	0.705	0.124	0.343	0.715
2018	7,356	0.701	0.907	0.158	0.415	0.881
2019	9,625	0.440	0.635	0.073	0.231	0.567
패널 B. 직접거래의 월 거래금액 비율						
2010	1,876	0.109	0.226	0.016	0.038	0.103
2011	1,975	0.201	0.304	0.035	0.091	0.239
2012	1,982	0.156	0.191	0.027	0.094	0.209
2013	2,025	0.198	0.265	0.050	0.120	0.255
2014	2,007	0.212	0.339	0.030	0.095	0.265
2015	2,322	0.306	0.429	0.073	0.172	0.358
2016	1,836	0.199	0.328	0.022	0.080	0.245
2017	1,375	0.174	0.392	0.021	0.062	0.176
2018	1,528	0.208	0.392	0.038	0.096	0.232
2019	2,114	0.180	0.270	0.040	0.097	0.215
패널 C. 위탁거래의 월 거래금액 비율						
2010	5,880	0.577	0.743	0.118	0.344	0.771
2011	5,511	0.707	0.873	0.133	0.398	0.952

2012	5,952	0.683	0.959	0.132	0.393	0.885
2013	6,867	0.649	0.885	0.150	0.388	0.795
2014	7,371	0.594	0.730	0.127	0.358	0.775
2015	8,064	0.748	0.993	0.171	0.447	0.963
2016	7,683	0.581	0.695	0.140	0.359	0.762
2017	7,533	0.519	0.655	0.118	0.323	0.669
2018	7,343	0.659	0.862	0.146	0.379	0.829
2019	9,621	0.401	0.602	0.065	0.205	0.501

<표 B-2> 주식 유동성에 대한 국민연금 거래금액의 영향

월별 주식 유동성을 해당 월의 국민연금의 거래금액 비율에 대해 회귀분석하였다. LOT 스프레드는 일별수익률을 사용하여 수식(1)~(3)에 의거하여 추정하였으며, Roll 스프레드도 일별 수익률을 사용하여 수식(5)~(6)에 의해 추정하였다. Amihud, Modified Amihud 측정치는 일별 수익률의 절대값을 거래금액으로 나눈 값의 월별 평균치이며, 최종적으로 100,000,000을 곱하였다. Amihud는 종가-대-종가 수익률을, Modified Amihud는 시가-대-종가 수익률을 사용하였다. 국민연금의 거래 비율(NPS,%)은 해당 주식에 대한 국민연금의 월 거래금액을 해당 주식의 시가총액으로 나눈 비율이다. 패널 A는 국민연금 전체 거래를 사용하며, 패널 B는 국민연금 직접운용 거래, 패널 C는 국민연금 위탁운용 거래를 사용하였다. SIZE는 전년도 말의 종가에 상장주식수를 곱한 기업규모에 로그를 취한 값이며, BM은 전년도 말의 자기자본의 장부가치 대 시장가치 비율이다. 1/Price는 해당 월 말의 종가의 역수이다. Industry Dummy는 한국거래소에서 제공하는 산업분류를 사용하였다.

패널 A. 국민연금 전체 거래

	Intercept	NPS	SIZE	BM	1/Price	Adj.R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드							
회귀계수	0.475	0.017				0.000	No
t-값	(44.752)	(1.782)					
회귀계수	1.127	0.025	-0.049	-0.011	103.488	0.002	Yes
t-값	(10.540)	(2.424)	(-6.480)	(-0.956)	(1.363)		
Roll 스프레드							
회귀계수	1.547	0.170				0.002	No
t-값	(86.489)	(10.291)					
회귀계수	2.565	0.182	-0.076	-0.120	1108.094	0.008	Yes
t-값	(13.805)	(10.028)	(-5.753)	(-6.147)	(8.402)		
Amihud 측정치							
회귀계수	0.412	-0.164				0.002	No
t-값	(28.704)	(-12.443)					
회귀계수	2.197	-0.103	-0.169	0.256	-580.992	0.029	Yes
t-값	(15.349)	(-7.401)	(-16.614)	(17.018)	(-5.719)		
Modified Amihud							
회귀계수	0.437	-0.177				0.008	No
t-값	(54.135)	(-23.831)					
회귀계수	2.444	-0.115	-0.184	0.200	-446.656	0.069	Yes

t-값	(32.413)	(-15.619)	(-34.311)	(25.223)	(-8.346)		

패널 B. 국민연금 직접 거래

	Intercept	NPS	SIZE	BM	1/Price	Adj.R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드							
회귀계수	0.492	−0.116				0.000	No
t-값	(56.517)	(−2.624)					
회귀계수	1.125	−0.037	−0.047	−0.013	85.788	0.002	Yes
t-값	(10.408)	(−0.776)	(−6.117)	(−1.195)	(1.134)		
Roll 스프레드							
회귀계수	1.666	−0.104				0.000	No
t-값	(113.264)	(−1.376)					
회귀계수	2.710	0.194	−0.075	−0.137	996.895	0.006	Yes
t-값	(14.417)	(2.346)	(−5.565)	(−7.026)	(7.582)		
Amihud 측정치							
회귀계수	0.324	−0.393				0.001	No
t-값	(27.418)	(−6.534)					
회귀계수	2.117	−0.104	−0.170	0.265	−517.544	0.028	Yes
t-값	(14.625)	(−1.629)	(−16.450)	(17.714)	(−5.111)		
Modified Amihud							
회귀계수	0.341	−0.417				0.002	No
t-값	(51.330)	(−12.312)					
회귀계수	2.352	−0.124	−0.185	0.210	−376.415	0.066	Yes
t-값	(30.801)	(−3.688)	(−33.883)	(26.613)	(−7.047)		

패널C. 국민연금 위탁 거래

	Intercept	NPS	SIZE	BM	1/Price	Adj.R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드							
회귀계수	0.470	0.026				0.000	No
t-값	(44.849)	(2.490)					
회귀계수	1.115	0.030	−0.049	−0.010	105.500	0.002	Yes
t-값	(10.400)	(2.732)	(−6.396)	(−0.928)	(1.390)		
Roll 스프레드							

회귀계수	1.542	0.194				0.002	No
t-값	(87.141)	(11.164)					
회귀계수	2.495	0.191	−0.071	−0.120	1107.486	0.008	Yes
t-값	(13.397)	(10.015)	(−5.364)	(−6.147)	(8.398)		
Amihud 측정치							
회귀계수	0.402	−0.162				0.002	No
t-값	(28.288)	(−11.606)					
회귀계수	2.237	−0.109	−0.172	0.256	−580.861	0.029	Yes
t-값	(15.594)	(−7.415)	(−16.928)	(17.015)	(−5.718)		
Modified Amihud							
회귀계수	0.426	−0.175				0.007	No
t-값	(53.334)	(−22.261)					
회귀계수	2.488	−0.121	−0.188	0.200	−446.230	0.069	Yes
t-값	(32.925)	(−15.590)	(−34.973)	(25.223)	(−8.338)		

<표 B-3> 국민연금의 거래량 비율(%)의 분포

주식별로 각 월별에 국민연금이 거래한 전체 거래량을 해당 주식의 상장주식수로 나누었다. 표는 월별 거래량 비율의 연도별 분포를 보고하고 있다. 관측수는 해당 연도에 관측되는 기업-월별 측정치의 개수이다.

연도	관측수	평균	표준편차	1사분위	중간값	3사분위
패널 A. 전체거래의 월 거래량 비율						
2010	5,887	0.635	0.703	0.147	0.410	0.889
2011	5,529	0.674	0.728	0.152	0.430	0.948
2012	5,975	0.699	0.795	0.150	0.446	0.963
2013	6,904	0.653	0.733	0.168	0.436	0.874
2014	7,377	0.602	0.681	0.136	0.397	0.818
2015	8,073	0.740	0.804	0.187	0.495	1.013
2016	7,690	0.569	0.627	0.142	0.369	0.772
2017	7,545	0.545	0.622	0.133	0.358	0.732
2018	7,356	0.555	0.661	0.131	0.352	0.726
2019	9,625	0.423	0.718	0.069	0.221	0.547
패널 B. 직접거래의 월 거래량 비율						
2010	1,876	0.122	0.231	0.019	0.043	0.116
2011	1,975	0.176	0.261	0.033	0.083	0.218
2012	1,982	0.156	0.182	0.026	0.097	0.208
2013	2,025	0.199	0.244	0.052	0.127	0.268
2014	2,007	0.191	0.277	0.030	0.091	0.247
2015	2,322	0.280	0.352	0.070	0.171	0.344
2016	1,836	0.179	0.272	0.022	0.078	0.224
2017	1,375	0.160	0.297	0.023	0.064	0.176
2018	1,528	0.174	0.275	0.036	0.089	0.199
2019	2,114	0.166	0.232	0.039	0.093	0.201

패널 C. 위탁거래의 월 거래량 비율

2010	5,880	0.597	0.683	0.132	0.376	0.829
2011	5,511	0.613	0.693	0.130	0.366	0.861
2012	5,952	0.650	0.772	0.135	0.395	0.878
2013	6,867	0.597	0.699	0.147	0.384	0.779
2014	7,371	0.551	0.637	0.127	0.359	0.734
2015	8,064	0.660	0.741	0.161	0.432	0.893
2016	7,683	0.527	0.589	0.132	0.340	0.718
2017	7,533	0.516	0.592	0.126	0.336	0.694
2018	7,343	0.519	0.628	0.122	0.326	0.683
2019	9,621	0.387	0.698	0.063	0.194	0.487

<표 B-4> 주식 유동성에 대한 국민연금 거래량의 영향

월별 주식 유동성을 해당 월의 국민연금의 거래량 비율에 대해 회귀분석하였다. LOT 스프레드는 일별수익률을 사용하여 수식(1)~(3)에 의거하여 추정하였으며, Roll 스프레드도 일별 수익률을 사용하여 수식(5)~(6)에 의해 추정하였다. Amihud, Modified Amihud 측정치는 일별 수익률의 절대값을 거래금액으로 나눈 값의 월별 평균치이며, 최종적으로 100,000,000을 곱하였다. Amihud는 종가-대-종가 수익률을, Modified Amihud는 시가-대-종가 수익률을 사용하였다. 국민연금의 거래 비율(NPS,%)은 해당 주식에 대한 국민연금의 월 거래량을 해당 주식의 상장주식수로 나눈 비율이다. 패널 A는 국민연금 전체 거래를 사용하며, 패널 B는 국민연금 직접 운용 거래, 패널 C는 국민연금 위탁운용 거래를 사용하였다. SIZE는 전년도 말의 종가에 상장주식수를 곱한 기업규모에 로그를 취한 값이며, BM은 전년도 말의 자기자본의 장부가치 대 시장가치 비율이다. 1/Price는 해당 월 말의 종가의 역수이다. Industry Dummy는 한국거래소에서 제공하는 산업분류를 사용하였다.

패널 A. 국민연금 전체 거래

	Intercept	NPS	SIZE	BM	1/Price	Adj.R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드							
회귀계수	0.475	0.018				0.000	No
t-값	(43.209)	(1.516)					
회귀계수	1.128	0.030	-0.050	-0.011	104.439	0.002	Yes
t-값	(10.547)	(2.411)	(-6.493)	(-0.972)	(1.375)		
Roll 스프레드							
회귀계수	1.542	0.194				0.001	No
t-값	(83.084)	(9.851)					
회귀계수	2.569	0.219	-0.077	-0.121	1116.542	0.008	Yes
t-값	(13.825)	(10.105)	(-5.823)	(-6.204)	(8.462)		
Amihud 측정치							
회귀계수	0.431	-0.210				0.003	No
t-값	(28.943)	(-13.305)					
회귀계수	2.199	-0.136	-0.169	0.256	-592.663	0.029	Yes
t-값	(15.366)	(-8.171)	(-16.514)	(17.008)	(-5.831)		
Modified Amihud							
회귀계수	0.458	-0.229				0.009	No
t-값	(54.799)	(-25.726)					
회귀계수	2.446	-0.152	-0.183	0.199	-459.739	0.070	Yes
t-값	(32.460)	(-17.271)	(-34.110)	(25.202)	(-8.590)		

패널 B. 국민연금 직접 거래

	Intercept	NPS	SIZE	BM	1/Price	Adj.R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드							
회귀계수	0.494	-0.155				0.000	No
t-값	(56.303)	(-2.980)					
회귀계수	1.122	-0.049	-0.047	-0.013	85.547	0.002	Yes
t-값	(10.343)	(-0.877)	(-6.054)	(-1.191)	(1.131)		
Roll 스프레드							
회귀계수	1.666	-0.117				0.000	No
t-값	(112.531)	(-1.322)					
회귀계수	2.738	0.286	-0.077	-0.137	999.074	0.006	Yes
t-값	(14.521)	(2.953)	(-5.715)	(-7.037)	(7.598)		
Amihud 측정치							
회귀계수	0.327	-0.501				0.001	No
t-값	(27.556)	(-7.100)					
회귀계수	2.106	-0.140	-0.170	0.266	-518.307	0.028	Yes
t-값	(14.505)	(-1.878)	(-16.295)	(17.725)	(-5.119)		
Modified Amihud							
회귀계수	0.345	-0.532				0.003	No
t-값	(51.602)	(-13.385)					
회귀계수	2.341	-0.163	-0.184	0.210	-377.177	0.066	Yes
t-값	(30.558)	(-4.130)	(-33.573)	(26.639)	(-7.061)		

패널C. 국민연금 위탁 거래

	Intercept	NPS	SIZE	BM	1/Price	Adj.R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드							
회귀계수	0.470	0.028				0.000	No
t-값	(43.360)	(2.296)					
회귀계수	1.114	0.036	-0.049	-0.011	106.595	0.002	Yes
t-값	(10.391)	(2.734)	(-6.399)	(-0.942)	(1.404)		
Roll 스프레드							
회귀계수	1.537	0.221				0.002	No
t-값	(83.992)	(10.662)					

회귀계수	2.492	0.225	−0.071	−0.121	1112.969	0.008	Yes
t-값	(13.377)	(9.901)	(−5.373)	(−6.209)	(8.435)		
Amihud 측정치							
회귀계수	0.417	−0.205				0.002	No
t-값	(28.421)	(−12.306)					
회귀계수	2.248	−0.142	−0.172	0.255	−591.580	0.029	Yes
t-값	(15.669)	(−8.126)	(−16.911)	(17.001)	(−5.821)		
Modified Amihud							
회귀계수	0.444	−0.223				0.008	No
t-값	(53.796)	(−23.857)					
회귀계수	2.501	−0.158	−0.187	0.199	−458.336	0.070	Yes
t-값	(33.097)	(−17.136)	(−34.948)	(25.191)	(−8.564)		

Appendix C. 유동성의 변화분을 사용한 결과

본문과 달리 여기서는 종속변수로 유동성의 변화분을 사용하였다. 본문에서 독립변수로 사용된 국민연금의 순매수거래 변수도 주식보유의 관점에서 보면 변화분이라고 해석할 수 있다. 즉, 보유 주식수의 변화분이 순매수거래량인 것이다. 이에 맞추어서 종속변수도 변화분을 사용하였다. 이 분석을 통해 국민연금이 주식 보유를 늘릴 때, 주식 유동성 개선되는지 확인하고자 하였다.

<표 C-1>은 유동성 변화분의 분포를 보여주고 있다. LOT 변화분의 평균은 양(+)의 값이 더 많지만, Roll 스프레드, Modified Amihud 변화분의 평균은 대부분 음(-)의 값을 가지고 있다. <표 C-2>은 유동성 변화분의 상관계수를 보여주고 있다. LOT 스프레드 변화분과 Roll 스프레드 변화분 간의 상관계수가 크며, Amihud와 Modified Amihud 간의 상관계수도 그러하다. 국민연금 순매수거래금액(NPS)과의 음(-)의 상관관계를 갖는 것은 LOT, Roll 스프레드, Amihud 측정치 변화분이다. 이는 다음 회귀분석에서도 동일하게 나타난다.

다음은 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 독립변수인 거래 변수는 세 가지를 사용하였다. 첫째, 순매수거래금액은 국민연금의 매수 거래금액에서 매도 거래금액을 차감한 값을 주식의 시가총액으로 나누어서 표준화하였다. <표 C-3>는 LOT, Roll 스프레드 변화분에 대한 회귀분석에서 국민연금 순매수의 회귀계수는 음(-)의 값을 갖으며 통계적으로 유의미하다. 이러한 결과를 주도하는 것은 직접운용보다는 위탁운용 거래이다.

둘째, 순매수거래량은 국민연금의 매수와 매도 거래량을 차감한 값을 주식의 상장주식수로 나누어서 표준화하였다. <표 C-4>는 새롭게 구한 국

민연금 거래량 변수를 독립변수로 한 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 앞의 거래금액을 사용하 결과와 비슷하다. LOT, Roll 스프레드 측정치 변화분에 대한 회귀분석에서 국민연금 순매수가 통계적으로 유의미한 음(-)의 값을 보여준다.

셋째, 거래금액 변수는 국민연금의 매수와 매도 거래금액을 합한 값을 주식의 시가총액으로 나누어서 표준화하였다. <표 C-5> 회귀분석에서는 Roll 스프레드 측정치 변화분에 대한 회귀분석에서 국민연금 거래금액이 통계적으로 유의미한 음(-)의 회귀계수를 갖는다.

<표 C-1> 국민연금 거래 주식의 유동성 변화분의 분포

국민연금이 거래한 국내주식들의 유동성 측정치를 월별로 계산하였다. LOT 스프레드는 일별수익률을 사용하여 수식(1)~(3)에 의거하여 추정하였으며, Roll 스프레드도 일별 수익률을 사용하여 수식(5)~(6)에 의해 추정하였다. Amihud, Modified Amihud 측정치는 일별 수익률의 절대값을 거래금액으로 나눈 값의 월별 평균치이며, 최종적으로 100,000,000을 곱하였다. Amihud는 종가-대-종가 수익률을, Modified Amihud는 시가-대-종가 수익률을 사용하였다. 관측수는 해당 연도에 관측되는 기업-월별 유동성 측정치의 개수이다.

연도	관측수	평균	표준편차	1사분위	중간값	3사분위
패널 A. △LOT 스프레드						
2010	5,887	-0.013	5.199	-0.371	0.000	0.359
2011	5,529	0.013	2.221	-0.387	0.000	0.382
2012	5,975	0.000	1.436	-0.352	0.000	0.368
2013	6,904	0.039	3.002	-0.347	0.000	0.353
2014	7,377	-0.005	1.844	-0.352	0.000	0.358
2015	8,073	0.007	2.264	-0.367	0.000	0.393
2016	7,690	0.000	2.914	-0.327	0.000	0.332
2017	7,545	0.024	4.052	-0.326	0.000	0.317
2018	7,356	0.003	2.737	-0.329	0.000	0.335
2019	9,625	0.016	1.210	-0.331	0.000	0.339

패널 B. △Roll 스프레드						
2010	5,887	-0.983	4.470	-1.429	-0.701	-0.187
2011	5,529	-1.370	4.056	-1.941	-0.989	-0.334
2012	5,975	-1.043	3.207	-1.468	-0.757	-0.204
2013	6,904	-0.960	2.358	-1.434	-0.734	-0.203
2014	7,377	-0.987	2.001	-1.498	-0.726	-0.191
2015	8,073	-1.399	3.005	-1.947	-0.998	-0.332
2016	7,690	-1.076	4.159	-1.511	-0.770	-0.231
2017	7,545	-0.906	4.032	-1.352	-0.677	-0.190
2018	7,356	-1.414	3.565	-1.837	-0.958	-0.343
2019	9,625	-1.399	6.268	-1.719	-0.828	-0.264
패널 C. △Amihud 측정치						
2010	5,887	-0.192	11.236	-0.025	0.000	0.021
2011	5,529	-0.025	4.708	-0.020	0.000	0.024
2012	5,975	0.002	8.172	-0.023	0.000	0.018
2013	6,904	0.015	4.347	-0.020	0.000	0.022
2014	7,377	0.010	2.376	-0.022	0.000	0.020
2015	8,073	-1.206	101.511	-0.019	0.000	0.018
2016	7,690	-0.038	2.246	-0.018	0.000	0.019
2017	7,545	-0.011	0.459	-0.018	0.000	0.014
2018	7,356	0.001	1.117	-0.015	0.000	0.020
2019	9,625	-0.014	0.514	-0.031	0.000	0.028
패널 D. △Modified Amihud 측정치						
2010	5,887	-0.075	3.445	-0.024	0.000	0.022
2011	5,529	-0.065	5.196	-0.019	0.000	0.024
2012	5,975	-0.015	1.950	-0.022	0.000	0.020
2013	6,904	-0.019	2.244	-0.020	0.000	0.024
2014	7,377	-0.015	1.552	-0.025	0.000	0.021
2015	8,073	-0.012	0.810	-0.018	0.000	0.018
2016	7,690	-0.033	1.532	-0.018	0.000	0.019
2017	7,545	-0.011	0.485	-0.019	0.000	0.015
2018	7,356	0.001	0.498	-0.015	0.000	0.020
2019	9,625	-0.019	0.712	-0.028	0.000	0.027

<표 C-2> 주식 유동성 변화분의 상관계수

월별 주식 유동성 변수들의 상관계수를 보고하였다. LOT 스프레드는 일별수익률을 사용하여 수식(1)~(3)에 의거하여 추정하였으며, Roll 스프레드도 일별 수익률을 사용하여 수식(5)~(6)에 의해 추정하였다. Amihud, Modified Amihud 측정치는 일별 수익률의 절대값을 거래금액으로 나눈 값의 월별 평균치이며, 최종적으로 100,000,000을 곱하였다. Amihud는 종가-대-종가 수익률을, Modified Amihud는 시가-대-종가 수익률을 사용하였다. NPS는 시가총액 대비 국민연금의 순매수거래금액 비율이다. 상관계수 아래는 p-값을 나타낸다.

	△LOT	△Roll	△Amihud	△Modified Amihud	NPS
△LOT	1.000	0.483	0.023	−0.005	−0.012
		<.0001	<.0001	0.2237	0.0024
△Roll		1.000	0.020	0.004	−0.013
			<.0001	0.3354	0.0009
△Amihud			1.000	0.035	−0.0004
				<.0001	0.9220
△Modified Amihud				1.000	0.002
					0.5158

<표 C-3> 주식 유동성 변화분에 대한 국민연금 순매수거래금액의 영향

월별 주식 유동성 변화분을 해당 월의 국민연금의 순거래거래금액 비율에 대해 회귀분석하였다. LOT 스프레드는 일별수익률을 사용하여 수식(1)~(3)에 의거하여 추정하였으며, Roll 스프레드도 일별 수익률을 사용하여 수식(5)~(6)에 의해 추정하였다. Amihud, Modified Amihud 측정치는 일별 수익률의 절대값을 거래금액으로 나눈 값의 월별 평균치이며, 최종적으로 100,000,000을 곱하였다. Amihud는 종가-대-종가 수익률을, Modified Amihud는 시가-대-종가 수익률을 사용하였다. 국민연금의 거래비율(NPS,%)은 해당 주식에 대한 국민연금의 월 순매수 거래금액을 해당 주식의 시가총액으로 나눈 비율이다. 패널 A는 국민연금 전체 거래를 사용하며, 패널 B는 국민연금 직접운용 거래, 패널 C는 국민연금 위탁운용 거래를 사용하였다. SIZE는 전년도 말의 종가에 상장주식수를 곱한 기업규모에 로그를 취한 값이며, BM은 전년도 말의 자기자본의 장부가치 대 시장가치 비율이다. 1/Price는 해당 월 말의 종가의 역수이다. Industry Dummy는 한국거래소에서 제공하는 산업분류를 사용하였다.

패널 A. 국내주식 전체

	Intercept	NPS	SIZE	BM	1/Price	Adj.R^2	Industry Dummy
△LOT 스프레드							
회귀계수	0.012	-0.053				0.000	No
t-값	(1.055)	(-3.038)					
회귀계수	-0.068	-0.044	0.006	0.005	169.411	0.000	Yes
t-값	(-0.485)	(-2.425)	(0.567)	(0.355)	(1.710)		
△Roll 스프레드							
회귀계수	-1.153	-0.079				0.000	No
t-값	(-77.678)	(-3.335)					
회귀계수	-1.420	-0.093	0.014	0.143	-860.029	0.004	Yes
t-값	(-7.529)	(-3.784)	(1.015)	(7.241)	(-6.419)		
△Amihud 측정치							
회귀계수	-0.161	-0.021				0.000	No
t-값	(-1.200)	(-0.098)					
회귀계수	-4.212	-0.018	0.330	0.060	1720.226	0.000	Yes
t-값	(-2.318)	(-0.077)	(2.552)	(0.317)	(1.332)		
△Modified Amihud							
회귀계수	-0.024	0.008				0.000	No
t-값	(-2.962)	(0.650)					
회귀계수	-0.197	0.006	0.017	-0.049	164.087	0.017	Yes
t-값	(-1.979)	(0.473)	(2.328)	(-4.723)	(2.318)		

패널 B. 직접운용

	Intercept	NPS	SIZE	BM	1/Price	Adj.R^2	Industry Dummy
△LOT 스프레드							
회귀계수	0.009	0.037				0.000	No
t-값	(0.782)	(0.580)					
회귀계수	-0.073	0.043	0.006	0.006	180.972	0.000	Yes
t-값	(-0.522)	(0.686)	(0.592)	(0.394)	(1.828)		
△Roll 스프레드							
회귀계수	-1.158	0.048				0.000	No
t-값	(-78.118)	(0.558)					
회귀계수	-1.435	0.024	0.015	0.144	-836.659	0.004	Yes
t-값	(-7.607)	(0.287)	(1.083)	(7.286)	(-6.250)		
△Amihud 측정치							
회귀계수	-0.162	0.038				0.000	No
t-값	(-1.212)	(0.049)					
회귀계수	-4.221	-0.091	0.331	0.060	1723.148	0.000	Yes
t-값	(-2.323)	(-0.111)	(2.557)	(0.315)	(1.336)		
△Modified Amihud							
회귀계수	-0.024	0.007				0.000	No
t-값	(-2.922)	(0.137)					
회귀계수	-0.197	-0.009	0.016	-0.049	162.413	0.017	Yes
t-값	(-1.973)	(-0.200)	(2.324)	(-4.732)	(2.296)		

C. 위탁운용

	Intercept	NPS	SIZE	BM	1/Price	Adj.R^2	Industry Dummy
△LOT 스프레드							
회귀계수	0.011	-0.060				0.000	No
t-값	(1.037)	(-3.320)					
회귀계수	-0.063	-0.052	0.005	0.005	168.415	0.000	Yes
t-값	(-0.451)	(-2.736)	(0.528)	(0.368)	(1.700)		
△Roll 스프레드							
회귀계수	-1.154	-0.089				0.000	No
t-값	(-77.773)	(-3.625)					
회귀계수	-1.411	-0.103	0.013	0.144	-860.799	0.004	Yes
t-값	(-7.482)	(-4.036)	(0.962)	(7.264)	(-6.425)		
△Amihud 측정치							
회귀계수	-0.161	-0.026				0.000	No
t-값	(-1.201)	(-0.116)					
회귀계수	-4.212	-0.012	0.330	0.061	1722.057	0.000	Yes
t-값	(-2.318)	(-0.047)	(2.551)	(0.318)	(1.334)		
△Modified Amihud							
회귀계수	-0.024	0.009				0.000	No
t-값	(-2.956)	(0.636)					
회귀계수	-0.198	0.007	0.017	-0.049	164.291	0.017	Yes
t-값	(-1.986)	(0.554)	(2.335)	(-4.726)	(2.321)		

<표 C-4> 주식 유동성 변화분에 대한 국민연금 순매수거래량의 영향

월별 주식 유동성 변화분을 해당 월의 국민연금의 순매수거래량 비율에 대해 회귀분석하였다. LOT 스프레드는 일별수익률을 사용하여 수식(1)~(3)에 의거하여 추정하였으며, Roll 스프레드도 일별 수익률을 사용하여 수식(5)~(6)에 의해 추정하였다. Amihud, Modified Amihud 측정치는 일별 수익률의 절대값을 거래금액으로 나눈 값의 월별 평균치이며, 최종적으로 100,000,000을 곱하였다. Amihud는 종가-대-종가 수익률을, Modified Amihud는 시가-대-종가 수익률을 사용하였다. 국민연금의 거래비율(NPS,%)은 해당 주식에 대한 국민연금의 월 순매수 거래량을 해당 주식의 상장주식수로 나눈 비율이다. 패널 A는 국민연금 전체 거래를 사용하며, 패널 B는 국민연금 직접운용 거래, 패널 C는 국민연금 위탁운용 거래를 사용하였다. SIZE는 전년도 말의 종가에 상장주식수를 곱한 기업규모에 로그를 취한 값이며, BM은 전년도 말의 자기자본의 장부가치 대 시장가치 비율이다. 1/Price는 해당 월 말의 종가의 역수이다. Industry Dummy는 한국거래소에서 제공하는 산업분류를 사용하였다.

패널 A. 국내주식 전체

	Intercept	NPS	SIZE	BM	1/Price	Adj.R^2	Industry Dummy
△LOT 스프레드							
회귀계수	0.012	−0.065				0.000	No
t-값	(1.074)	(−3.176)					
회귀계수	−0.066	−0.054	0.006	0.005	168.638	0.000	Yes
t-값	(−0.477)	(−2.524)	(0.561)	(0.359)	(1.702)		
△Roll 스프레드							
회귀계수	−1.156	−0.039				0.000	No
t-값	(−77.813)	(−1.396)					
회귀계수	−1.420	−0.099	0.014	0.143	−858.648	0.004	Yes
t-값	(−7.528)	(−3.458)	(1.016)	(7.252)	(−6.408)		
△Amihud 측정치							
회귀계수	−0.161	−0.017				0.000	No
t-값	(−1.201)	(−0.070)					
회귀계수	−4.212	−0.018	0.330	0.060	1720.844	0.000	Yes
t-값	(−2.318)	(−0.065)	(2.552)	(0.317)	(1.333)		
△Modified Amihud							
회귀계수	−0.024	0.010				0.000	No
t-값	(−2.960)	(0.621)					
회귀계수	−0.197	0.006	0.017	−0.049	163.872	0.017	Yes
t-값	(−1.978)	(0.395)	(2.327)	(−4.725)	(2.315)		

패널 B. 직접운용

	Intercept	NPS	SIZE	BM	1/Price	Adj.R^2	Industry Dummy
△LOT 스프레드							
회귀계수	0.009	0.009				0.000	No
t-값	(0.807)	(0.119)					
회귀계수	-0.075	0.015	0.006	0.006	180.442	0.000	Yes
t-값	(-0.535)	(0.209)	(0.609)	(0.384)	(1.823)		
△Roll 스프레드							
회귀계수	-1.158	0.082				0.000	No
t-값	(-78.126)	(0.824)					
회귀계수	-1.433	0.051	0.014	0.144	-836.313	0.004	Yes
t-값	(-7.598)	(0.519)	(1.072)	(7.291)	(-6.247)		
△Amihud 측정치							
회귀계수	-0.162	0.044				0.000	No
t-값	(-1.212)	(0.049)					
회귀계수	-4.222	-0.117	0.331	0.060	1722.977	0.000	Yes
t-값	(-2.323)	(-0.123)	(2.557)	(0.315)	(1.336)		
△Modified Amihud							
회귀계수	-0.024	0.007				0.000	No
t-값	(-2.922)	(0.135)					
회귀계수	-0.197	-0.011	0.017	-0.049	162.397	0.017	Yes
t-값	(-1.974)	(-0.220)	(2.325)	(-4.732)	(2.296)		

패널 C. 위탁운용

	Intercept	NPS	SIZE	BM	1/Price	Adj.R^2	Industry Dummy
△LOT 스프레드							
회귀계수	0.011	-0.070				0.000	No
t-값	(1.045)	(-3.331)					
회귀계수	-0.062	-0.060	0.005	0.005	168.242	0.000	Yes
t-값	(-0.444)	(-2.694)	(0.522)	(0.375)	(1.698)		
△Roll 스프레드							
회귀계수	-1.156	-0.048				0.000	No
t-값	(-77.889)	(-1.687)					
회귀계수	-1.411	-0.113	0.013	0.144	-859.838	0.004	Yes
t-값	(-7.477)	(-3.762)	(0.959)	(7.275)	(-6.418)		
△Amihud 측정치							
회귀계수	-0.161	-0.022				0.000	No
t-값	(-1.202)	(-0.087)					
회귀계수	-4.213	-0.009	0.330	0.061	1722.968	0.000	Yes
t-값	(-2.318)	(-0.030)	(2.552)	(0.318)	(1.335)		
△Modified Amihud							
회귀계수	-0.024	0.010				0.000	No
t-값	(-2.954)	(0.606)					
회귀계수	-0.198	0.008	0.017	-0.049	164.099	0.017	Yes
t-값	(-1.985)	(0.478)	(2.334)	(-4.728)	(2.318)		

<표 C-5> 주식 유동성 변화분에 대한 국민연금 거래금액의 영향

월별 주식 유동성 변화분을 해당 월의 국민연금 거래금액 비율에 대해 회귀분석하였다. LOT 스프레드는 일별수익률을 사용하여 수식(1)~(3)에 의거하여 추정하였으며, Roll 스프레드도 일별 수익률을 사용하여 수식(5)~(6)에 의해 추정하였다. Amihud, Modified Amihud 측정치는 일별 수익률의 절대값을 거래금액으로 나눈 값의 월별 평균치이며, 최종적으로 100,000,000을 곱하였다. Amihud는 종가-대-종가 수익률을, Modified Amihud는 시가-대-종가 수익률을 사용하였다. 국민연금의 거래비율(NPS,%)은 해당 주식에 대한 국민연금의 월 거래금액을 해당 주식의 시가총액으로 나눈 비율이다. 패널 A는 국민연금 전체 거래를 사용하며, 패널 B는 국민연금 직접운용 거래, 패널 C는 국민연금 위탁운용 거래를 사용하였다. SIZE는 전년도 말의 종가에 상장주식수를 곱한 기업규모에 로그를 취한 값이며, BM은 전년도 말의 자기자본의 장부가치 대 시장가치 비율이다. 1/Price는 해당 월 말의 종가의 역수이다. Industry Dummy는 한국거래소에서 제공하는 산업분류를 사용하였다.

패널 A. 국내주식 전체

	Intercept	NPS	SIZE	BM	1/Price	Adj.R^2	Industry Dummy
△LOT 스프레드							
회귀계수	0.005	0.006				0.000	No
t-값	(0.365)	(0.452)					
회귀계수	-0.080	0.010	0.006	0.007	187.066	0.000	Yes
t-값	(-0.573)	(0.770)	(0.576)	(0.447)	(1.882)		
△Roll 스프레드							
회귀계수	-1.104	-0.081				0.000	No
t-값	(-58.836)	(-4.645)					
회귀계수	-1.405	-0.075	0.018	0.137	-886.145	0.004	Yes
t-값	(-7.445)	(-4.078)	(1.309)	(6.887)	(-6.594)		
△Amihud 측정치							
회귀계수	-0.210	0.073				0.000	No
t-값	(-1.242)	(0.465)					
회귀계수	-4.248	0.078	0.327	0.068	1775.563	0.000	Yes
t-값	(-2.337)	(0.438)	(2.527)	(0.356)	(1.371)		
△Modified Amihud							
회귀계수	-0.022	-0.003				0.000	No
t-값	(-2.111)	(-0.310)					
회귀계수	-0.189	-0.016	0.017	-0.051	151.997	0.017	Yes
t-값	(-1.898)	(-1.663)	(2.404)	(-4.859)	(2.141)		

패널 B. 직접운용

	Intercept	NPS	SIZE	BM	1/Price	Adj.R^2	Industry Dummy
△LOT 스프레드							
회귀계수	0.013	-0.080				0.000	No
t-값	(1.154)	(-1.346)					
회귀계수	-0.099	-0.068	0.008	0.005	177.845	0.000	Yes
t-값	(-0.702)	(-1.092)	(0.805)	(0.357)	(1.797)		
△Roll 스프레드							
회귀계수	-1.155	-0.052				0.000	No
t-값	(-75.011)	(-0.640)					
회귀계수	-1.519	-0.237	0.022	0.143	-845.362	0.004	Yes
t-값	(-7.962)	(-2.834)	(1.588)	(7.224)	(-6.314)		
△Amihud 측정치							
회귀계수	-0.174	0.238				0.000	No
t-값	(-1.255)	(0.327)					
회귀계수	-4.338	-0.354	0.341	0.059	1712.408	0.000	Yes
t-값	(-2.360)	(-0.439)	(2.592)	(0.309)	(1.327)		
△Modified Amihud							
회귀계수	-0.026	0.033				0.000	No
t-값	(-3.010)	(0.741)					
회귀계수	-0.202	-0.018	0.017	-0.049	161.939	0.017	Yes
t-값	(-2.008)	(-0.410)	(2.354)	(-4.736)	(2.289)		

패널 C. 위탁운용

	Intercept	NPS	SIZE	BM	1/Price	Adj.R^2	Industry Dummy
△LOT 스프레드							
회귀계수	0.002	0.011				0.000	No
t-값	(0.181)	(0.781)					
회귀계수	-0.087	0.015	0.006	0.007	189.647	0.000	Yes
t-값	(-0.624)	(1.064)	(0.603)	(0.474)	(1.909)		
△Roll 스프레드							
회귀계수	-1.105	-0.087				0.000	No
t-값	(-59.601)	(-4.737)					
회귀계수	-1.382	-0.071	0.015	0.138	-880.704	0.004	Yes
t-값	(-7.308)	(-3.637)	(1.142)	(6.926)	(-6.554)		
△Amihud 측정치							
회귀계수	-0.203	0.069				0.000	No
t-값	(-1.217)	(0.414)					
회귀계수	-4.296	0.105	0.329	0.070	1789.850	0.000	Yes
t-값	(-2.358)	(0.563)	(2.547)	(0.367)	(1.382)		
△Modified Amihud							
회귀계수	-0.021	-0.005				0.000	No
t-값	(-2.032)	(-0.495)					
회귀계수	-0.183	-0.017	0.017	-0.051	152.073	0.017	Yes
t-값	(-1.832)	(-1.657)	(2.340)	(-4.859)	(2.142)		

Appendix D. 주식 유동성에 대한 국민연금 순매수의 영향: 시차변수 사용

본문과 달리 여기서는 독립변수로 국민연금 순매수의 시차변수를 사용하였다. 본문에서 종속변수인 주식 유동성과 독립변수로 사용된 국민연금의 순매수거래 변수가 같은 거래월에 해당한다. 주식 유동성이라는 것이 투자자들의 거래행위에 의해서 형성되며 직접 영향을 받는다. 따라서 국민연금의 순매수의 영향을 보기 위해서는 해당월의 주식 유동성을 종속변수로 사용하는 것이 합리적이라고 판단하였다. 이러한 연구설계의 단점은 내생성 문제가 존재한다는 것이다. 이에 대해서는 본문에서 다루었다.

여기서는 국민연금의 순매수거래 변수를 시차변수를 사용하여서 회귀분석을 시행하였다. 이번 달의 국민연금 거래가 다음 달의 주식 유동성에 영향을 미친다는 것은 쉽게 받아들이기 어려운 논리이지만, 국민연금의 영향력이 지속성이 있다면 이것도 가능할 것이다.

<표 D-1>은 변수에 대해 다양한 분석 기간의 시차변수를 사용한 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 앞의 표에서 종속변수인 주식 유동성 측정치와 독립변수인 국민연금 순매수금액 비율을 동일한 거래월로 설정하였지만, 여기서는 독립변수로 시차변수(lagged variable)를 사용하였다. 시차변수도 1개월부터 12개월까지 다양한 기간을 적용하였다.

패널 A에서 1개월 시차변수를 독립변수로 사용한 결과를 보여주도 있다. LOT 스프레드, Roll 스프레드, Amihud, Modified Amihud를 종속변수로 사용한 회귀분석에서 NPS의 회귀계수가 모두 음(-)의 값을 가지지만 통계적으로 유의미하지는 않다.

패널 B에서 2개월 시차변수를 독립변수로 사용한 결과를 보여주고 있다.

종속변수인 유동성 측정치에 이에 맞추어 2개월 수치를 사용하였다. t월을 기준으로 생각하면, t월과 t+1월의 유동성측정치의 평균값을 종속변수로 사용하였다. 독립변수로는 t-1월부터 t-2월 2개월간의 국민연금 순매수금액을 사용하였다. 이런 방식으로 매월 종속변수와 독립변수를 구성하였다. 회귀분석 결과, 앞과 동일하게 LOT 스프레드, Roll 스프레드, Amihud, Modified Amihud를 종속변수로 사용한 회귀분석에서 NPS의 회귀계수가 모두 음(-)의 값이지만 통계적 유의성은 없다. 앞과 동일한 방식으로 패널 C는 3개월, 패널 D는 6개월, 패널 E는 9개월, 패널 F는 12개월까지 확장하여 국민연금 매수의 영향을 살펴보았을 때도 결과는 동일하다. 지금까지 결과를 살펴보면, 국민연금 순매수가 해당월을 넘어서까지 주식 유동성에 영향을 줄 정도로 지속적이고 견고하지는 않음을 확인할 수 있다.

<표 D-1> 주식 유동성에 대한 국민연금 순매수거래의 영향: 시차변수를 사용한 결과

기간별 주식 유동성을 전 기간의 국민연금의 순매수 거래금액에 대해 회귀분석하였다. LOT 스프레드는 일별수익률을 사용하여 수식(1)~(3)에 의거하여 추정하였으며, Roll 스프레드도 일별 수익률을 사용하여 수식(5)~(6)에 의해 추정하였다. Amihud, Modified Amihud 측정치는 일별 수익률의 절대값을 거래금액으로 나눈 값의 월별 평균치이며, 최종적으로 100,000,000을 곱하였다. Amihud는 종가-대-종가 수익률을, Modified Amihud는 시가-대-종가 수익률을 사용하였다. 관측수는 해당 연도에 관측되는 기업-월별 유동성 측정치의 개수이다. t월의 종속변수인 주식 유동성변수는 각각 1개월(t+1), 2개월(t+2~t+1), 3개월(t+3~t+1), 6개월(t+6~t+1), 9개월(t+9~t+1), 12개월(t+12~t+1) 기간으로 월별 유동성 측정치를 평균하여 사용하였다. t월의 독립변수는 국민연금의 거래금액 비율(NPS,%)은 각각 1개월(t), 3개월(t~t-2), 6개월(t~t-5), 9개월(t~t-8), 12개월(t~t-11) 기간의 국민연금의 순매수 거래금액을 해당 주식의 시가총액으로 나눈 비율이다. SIZE는 전년도 말의 종가에 상장주식수를 곱한 기업규모에 로그를 취한 값이며, BM은 전년도 말의 자기자본의 장부가치 대 시장가치 비율이다. Volitility는 변동성 변수로 전월의 일별 수익률의 표준편차를 사용하였다. 1/Price는 해당 월 말의 종가의 역수에 1,000을 곱하였다. Lag(Dep)은 종속변수인 유동성 측정치의 1개월 전 시차변수이다. Industry Dummy는 한국거래소에서 제공하는 산업분류를 사용하였다.

패널 A. 1개월 변수

	Intercept	NPS	SIZE	BM	Volatility	1/Price	Lag (Dep)	Adj. R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드									
회귀계수	0.465	−0.016					0.011	0.000	No
t-값	(54.422)	(−1.245)					(2.533)		
회귀계수	1.058	−0.020	−0.047	−0.008	0.014	−0.016	0.007	0.001	Yes
t-값	(10.458)	(−1.596)	(−6.763)	(−0.816)	(1.851)	(−0.214)	(1.860)		
Roll 스프레드									
회귀계수	1.560	−0.026					0.032	0.001	No
t-값	(97.390)	(−1.123)					(7.523)		
회귀계수	1.341	−0.019	−0.035	−0.088	0.279	0.761	−0.001	0.011	Yes
t-값	(6.854)	(−0.780)	(−2.649)	(−4.490)	(18.136)	(5.399)	(−0.217)		
Amihud 측정치									
회귀계수	0.198	−0.015					0.344	0.125	No
t-값	(17.606)	(−0.856)					(97.713)		
회귀계수	1.651	−0.008	−0.115	0.147	−0.070	−0.213	0.337	0.127	Yes
t-값	(10.537)	(−0.412)	(−10.785)	(9.302)	(−5.961)	(−1.890)	(82.505)		

Modified Amihud									
회귀계수	0.148	−0.007					0.542	0.301	No
t-값	(22.426)	(−0.690)					(169.857)		
회귀계수	1.236	−0.002	−0.085	0.086	−0.053	−0.042	0.544	0.343	Yes
t-값	(15.488)	(−0.214)	(−15.634)	(10.688)	(−8.844)	(−0.736)	(160.210)		

패널 C. 3개월 변수

	Intercept	NPS	SIZE	BM	Volatility	1/Price	Lag (Dep)	Adj. R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드									
회귀계수	0.465	−0.016					0.011	0.000	No
t-값	54.422	−1.245					2.533		
회귀계수	1.058	−0.020	−0.047	−0.008	0.014	−0.016	0.007	0.001	Yes
t-값	10.458	−1.596	−6.763	−0.816	1.851	−0.214	1.860		
Roll 스프레드									
회귀계수	1.560	−0.026					0.032	0.001	No
t-값	97.390	−1.123					7.523		
회귀계수	1.341	−0.019	−0.035	−0.088	0.279	0.761	−0.001	0.011	Yes
t-값	6.854	−0.780	−2.649	−4.490	18.136	5.399	−0.217		
Amihud 측정치									
회귀계수	0.198	−0.015					0.344	0.125	No
t-값	17.606	−0.856					97.713		
회귀계수	1.651	−0.008	−0.115	0.147	−0.070	−0.213	0.337	0.127	Yes
t-값	10.537	−0.412	−10.785	9.302	−5.961	−1.890	82.505		
Modified Amihud									
회귀계수	0.148	−0.007					0.542	0.301	No
t-값	22.426	−0.690					169.857		
회귀계수	1.236	−0.002	−0.085	0.086	−0.053	−0.042	0.544	0.343	Yes
t-값	15.488	−0.214	−15.634	10.688	−8.844	−0.736	160.210		

패널 D. 6개월 변수

	Intercept	NPS	SIZE	BM	Volatility	1/Price	Lag (Dep)	Adj. R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드									
회귀계수	0.465	−0.016					0.011	0.000	No
t-값	54.422	−1.245					2.533		
회귀계수	1.058	−0.020	−0.047	−0.008	0.014	−0.016	0.007	0.001	Yes
t-값	10.458	−1.596	−6.763	−0.816	1.851	−0.214	1.860		
Roll 스프레드									
회귀계수	1.560	−0.026					0.032	0.001	No
t-값	97.390	−1.123					7.523		
회귀계수	1.341	−0.019	−0.035	−0.088	0.279	0.761	−0.001	0.011	Yes
t-값	6.854	−0.780	−2.649	−4.490	18.136	5.399	−0.217		
Amihud 측정치									
회귀계수	0.198	−0.015					0.344	0.125	No
t-값	17.606	−0.856					97.713		
회귀계수	1.651	−0.008	−0.115	0.147	−0.070	−0.213	0.337	0.127	Yes
t-값	10.537	−0.412	−10.785	9.302	−5.961	−1.890	82.505		
Modified Amihud									
회귀계수	0.148	−0.007					0.542	0.301	No
t-값	22.426	−0.690					169.857		
회귀계수	1.236	−0.002	−0.085	0.086	−0.053	−0.042	0.544	0.343	Yes
t-값	15.488	−0.214	−15.634	10.688	−8.844	−0.736	160.210		

패널 E. 9개월 변수

	Intercept	NPS	SIZE	BM	Volatility	1/Price	Lag (Dep)	Adj. R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드									
회귀계수	0.465	−0.016					0.011	0.000	No
t-값	54.422	−1.245					2.533		
회귀계수	1.058	−0.020	−0.047	−0.008	0.014	−0.016	0.007	0.001	Yes
t-값	10.458	−1.596	−6.763	−0.816	1.851	−0.214	1.860		
Roll 스프레드									
회귀계수	1.560	−0.026					0.032	0.001	No
t-값	97.390	−1.123					7.523		
회귀계수	1.341	−0.019	−0.035	−0.088	0.279	0.761	−0.001	0.011	Yes
t-값	6.854	−0.780	−2.649	−4.490	18.136	5.399	−0.217		
Amihud 측정치									

회귀계수	0.198	−0.015					0.344	0.125	No
t-값	17.606	−0.856					97.713		
회귀계수	1.651	−0.008	−0.115	0.147	−0.070	−0.213	0.337	0.127	Yes
t-값	10.537	−0.412	−10.785	9.302	−5.961	−1.890	82.505		
Modified Amihud									
회귀계수	0.148	−0.007					0.542	0.301	No
t-값	22.426	−0.690					169.857		
회귀계수	1.236	−0.002	−0.085	0.086	−0.053	−0.042	0.544	0.343	Yes
t-값	15.488	−0.214	−15.634	10.688	−8.844	−0.736	160.210		

패널 F. 12개월 변수

	Intercept	NPS	SIZE	BM	Volatility	1/Price	Lag (Dep)	Adj. R^2	Industry Dummy
LOT 스프레드									
회귀계수	0.465	−0.016					0.011	0.000	No
t-값	54.422	−1.245					2.533		
회귀계수	1.058	−0.020	−0.047	−0.008	0.014	−0.016	0.007	0.001	Yes
t-값	10.458	−1.596	−6.763	−0.816	1.851	−0.214	1.860		
Roll 스프레드									
회귀계수	1.560	−0.026					0.032	0.001	No
t-값	97.390	−1.123					7.523		
회귀계수	1.341	−0.019	−0.035	−0.088	0.279	0.761	−0.001	0.011	Yes
t-값	6.854	−0.780	−2.649	−4.490	18.136	5.399	−0.217		
Amihud 측정치									
회귀계수	0.198	−0.015					0.344	0.125	No
t-값	17.606	−0.856					97.713		
회귀계수	1.651	−0.008	−0.115	0.147	−0.070	−0.213	0.337	0.127	Yes
t-값	10.537	−0.412	−10.785	9.302	−5.961	−1.890	82.505		
Modified Amihud									
회귀계수	0.148	−0.007					0.542	0.301	No
t-값	22.426	−0.690					169.857		
회귀계수	1.236	−0.002	−0.085	0.086	−0.053	−0.042	0.544	0.343	Yes
t-값	15.488	−0.214	−15.634	10.688	−8.844	−0.736	160.210		

저자 약력

- 조은영

  뉴욕주립대학교 경제학 석사

  서울대학교 경영학 박사

  서울대학교, 동국대학교, 숙명여자대학교 강사

  현 국민연금연구원 부연구위원

<주요 저서>

- 2018-2020, 국민연금의 성과평가 및 상반기 성과평가, 국민연금연구원
- 조은영·반주일·최희정·태엄철, 『국민연금 국내주식 액티브 위탁운용 및 국내 공모펀드 운용유형 설정과 성과에 대한 연구』, 국민연금연구원, 2019
- “IPO 저평가 현상과 기대왜도 선호에 대한 검정,” 2017, 재무관리연구
- “무상증자에 대한 유동성 가설 검증,” 2017, 한국증권학회지
- “When Does Insider Sales Predict a Crash?,” 2017, 재무연구
- 2020. 재무금융 5개 학회 우수 논문상 수상
- 2018. 한국재무학회 최우수 논문상 수상
- 2017. 한국재무학회 우수 논문상 수상

● 양철원
서울대학교 경영학 석사
서울대학교 경영학 박사
서울대학교 증권금융연구소 선임연구원
현 단국대학교 경영대학 교수

<주요 저서>

▸ “국민연금 거래의 단기 정보력에 대한 연구”, 2019, 재무연구
▸ “비트코인 가격의 결정요인: 한국시장에 대한 실증분석”, 2019, 한국증권학회지
▸ “Which liquidity proxy measures liquidity best in emerging markets?”, 2018, Economies.
▸ “Can Trading Restrictions Explain the Performance of Free-Bonus Issues?”, 2017, 재무연구.
▸ “Do Foreign Investors Destabilize Stock Markets?” A Reexamination of Korea in 2008, 2017, Asia-Pacific Journal of Financial Studies.

- 태엄철

  서울시립대학교 경제학과

  고려대학교 경제학 석사

  에너지경제연구원 위촉연구원

  현 국민연금연구원 전문연구원

<주요저서>

- ▸ 황정욱·조은영·태엄철·황준호, 『2018년 국민연금 기금운용 성과평가』, 국민연금연구원, 2019
- ▸ 조은영·반주일·최희정·태엄철, 『국민연금 국내주식 액티브 위탁운용 및 국내 공모펀드 운용유형 설정과 성과에 대한 연구』, 국민연금연구원, 2019
- ▸ 노정희·태엄철, 『국민연금의 투자가 기업의 회계투명성에 미치는 영향과 시사점』, 국민연금연구원, 2019
- ▸ 황정욱·조은영·노정희·권도형·태엄철·황준호, 『2019년도 상반기 국민연금 기금운용 성과 평가보고서』, 국민연금연구원, 2019

연구보고서 2020-14
국민연금 기금운용과 국내주식 유동성 및 기업성과에 대한 연구

2021년 4월 인쇄
2021년 4월 발행
발행인 : 김 용 진
편집인 : 이 용 하
발행처 : 국민연금공단 국민연금연구원
전북 전주시 덕진구 기지로 180(만성동)
TEL : 063-713-6774 / FAX : 063-900-3250