

Stock Price Delay of Korean Business Groups*

국내 기업집단의 주가지체현상에 관한 연구

Min-Su Kim(First Author)

Department of Economics and Finance,
Soonchunhyang University
(equili@sch.ac.kr)

Heejung Choi(Corresponding Author)

Department of Business Administration,
Sunmoon University
(choihj0105@gmail.com)

.....

This paper examines the stock price delay of Korean firms that belong to large business groups. We develop our hypothesis based on the contagion effect hypothesis and propping hypothesis. Using firms listed in the Korean stock market from 2001 to 2018, we construct stock price delay following Hou and Moskowitz(2005) and verify whether business group affiliation mitigates stock price delay. We further analyze how the global financial crisis affects the relation. Our empirical results reveal that business group affiliation alleviates stock price delay, consistent with the contagion effect hypothesis. We also find that the negative relationship between business group affiliation and stock price delay is lessened during the crisis. It tells us that under a negative macro impact, our results are consistent with the propping hypothesis rather than the contagion effect hypothesis. Our main results are intact whether we construct our delay measure using overall stock market price or industry-specific stock market price, and whether we implement pooled OLS or firm fixed effect. We also observe the same results when we measure stock price delay either in individual firm-level or in size-delay portfolio level.

Key Words: Stock Price Delay, Business Group, Contagion Effect, Propping

.....

1. 서론

효율적 시장가설(efficient market hypothesis)에 따르면 주가는 새로운 정보에 즉각적이고 완전하게 반응하며, 따라서 과거의 정보는 더 이상 현재의 주가에 영향을 줄 수 없다. 그러나 효율적 시장가설

에서 가정하는 완전자본시장(perfect capital market)은 이론적으로 이상적인 시장일 뿐이며, 현실 세계의 시장은 일정 부분의 정보 비효율성을 갖는다(Merton 1987; Easley, Hvidkjaer, and O'Hara 2002; Hou and Moskowitz 2005; Lambert, Leuz and Verrechia 2007; Akins, Ng, and Verdi 2012). 한편 주가지체현상이란 기업에 관한 정보가

Submission Date: 05. 08. 2020

Accepted Date: 06. 15. 2020

* This research is supported by Soonchunhyang University Research Fund.

Copyright 2011 THE KOREAN ACADEMIC SOCIETY OF BUSINESS ADMINISTRATION

This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0, which permits unrestricted, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

주가에 즉각 반영되지 못하고 시차를 두어 반영되는 현상을 말한다. 이는 정보비대칭과 정보 불확실성 등 불완전한 정보에 일부 기인하며, 정보의 불완전성은 정보의 즉각적인 가격반응을 방해하여 주가가 정보에 반응하는 속도를 지연시킨다(Verrecchia 1980; Callen, Govindaraj, and Xu 2000). 반면, 양질의 정보는 주가 평가의 불확실성을 감소시킴으로써 주가의 정보반응을 원활하게 한다(Callen, Khan, and Lu, 2013; Kim and Lee, 2019).

기업집단은 신흥국가에서 광범위하게 나타나는 기업조직의 형태로 기업집단의 특징 및 성과와 관련된 다양한 연구가 이루어져 왔다. 기업집단을 다룬 그간의 연구는 기업집단이 지배주주와 소수주주 간의 대리인 문제로 인해 높은 대리인 비용을 갖는 비효율적인 집단이라는 관점과 내부자본시장의 자원 배분 또는 계열회사 사이의 사업 위험 분산으로 계열회사 간 공동 보험효과(coinsurance effect)를 가지며(Hann et al., 2012), 이를 통해 시장 비효율성을 보완한다는 관점에서 연구가 이루어져 왔다. 기업집단 소속기업이 높은 상호 거래 의존도를 가지며 계열사 간 자원의 이동이 독립기업에 비해 빈번하게 발생하는 것은 주지의 사실이며, 따라서 기업집단 소속기업이 갖는 시장정보에 대한 주가반응은 독립기업과 다르게 나타날 수 있다. 그러나 기업집단 소속여부와 주가반응 속도의 관계를 살펴본 연구는 드물다. 본 연구는 기업집단 소속기업의 주가지체수준이 독립기업과 차이를 갖는지 확인하고, 글로벌 금융위기와 같은 거시 경제적 충격이 동 관계에 영향을 주는지를 살펴보았다. 이를 위해 기업집단 소속기업 사이의 관계를 설명하는 전염효과가설과 상호지원가설을 토대로 가설을 설정하고 이를 실증 분석을 통해 검증하였다.

본 연구는 2001년-2018년 유가증권시장에 상장

된 비금융기업을 대상으로 하였으며, 최종 표본은 10,412개 기업-연도이다. Hou and Moskowitz (2005)의 연구에서 제시된 방법을 적용하여 구성된 주가지체현상을 종속변수로 하여 기업집단 소속기업의 주가지체현상을 독립기업과 비교한 결과 기업집단 소속기업과 주가지체현상 사이에 유의한 음의 관계가 관찰되어 전염효과가설의 예측과 일치하는 것을 확인하였다.

한편, 국내 상장기업 중 기업규모 상위에 위치하는 기업들은 기업집단 소속기업의 비중이 높은 것으로 알려진 바, 본 연구의 결과가 기업집단 소속기업의 규모효과에 의해 나타날 가능성이 있다. 따라서 기업집단 소속기업의 규모가 기업집단-주가지체현상 사이의 음의 관계를 착시하는 것인지 확인하기 위해 다음의 두 가지 강건성 분석을 진행하였다. 먼저 기업규모를 기준으로 하위그룹을 구성하여 각 그룹별로 기업집단-주가지체현상의 관계를 분석하였다. 분석 결과, 기업집단의 정보전염효과는 정보가 풍부하고 투자자의 관심이 집중되는 대기업에서는 유효하지 않은 반면 중간규모 이하의 기업에서 그 효과가 뚜렷이 관찰되어, 기업규모가 큰 기업의 분포가 기업집단-주가지체현상의 관계를 견인할 것이라는 우려는 타당하지 않은 것으로 확인되었다. 또한 동 결과는 기업집단 내 정보전염효과가 대기업에서 중소기업으로 전달되는 방향성을 가질 가능성을 시사한다. 그 다음으로 기업집단 소속기업과 독립기업 사이의 기업규모 차이를 제거하기 위하여 최근접 이웃 매칭 방법(NNM: Nearest Neighbor Matching)을 적용하여 새로운 검증표본을 구성하고 동일한 분석을 진행하였으며, 기업규모를 통제한 검증표본을 사용한 분석에서도 본 연구의 결과가 일관되게 관찰되는 것을 확인하였다.

이어서 금융위기와 같은 거시 경제적 위기상황에

서는 앞서 언급한 기업집단의 주가반응이 일반적인 상황과 다르게 나타나는지 확인하기 위해 금융위기와 기업집단 소속여부의 교호항을 분석에 추가하고 그 효과를 살펴보았다. 분석 결과, 교호항의 계수가 유의한 양의 값을 갖는 것이 확인되었는데, 이는 금융위기 기간 기업집단 소속기업의 상호지원효과가 증가하여 주가지체의 정도가 확대되고, 기업집단 소속기업과 독립기업의 주가지체의 차이가 거의 사라지는 것을 의미한다.

이상의 결과는 주가지체현상 변수를 구성할 때 시장 전체수익률을 사용하거나 또는 산업별 수익률을 사용하여도 달라지지 않으며, 분석모형으로 Pooled OLS 또는 기업고정효과 회귀분석모형의 사용과 상관없이 동일하게 관찰되었다. 또한 개별기업 단위로 주가지체현상을 측정하거나 포트폴리오 단위의 주가지체현상 측정치를 사용한 경우에도 일관된 결과가 관찰되어 본 연구의 결과가 매우 강건함을 확인하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 이론적 배경을 살펴본 후 이에 근거하여 가설을 설정한다. 이어서 제Ⅲ장에서는 본 연구의 가설을 검증하기 위한 주요변수의 측정방법 및 연구모형, 그리고 표본과 변수의 구성방법을 소개한다. 제Ⅳ장에서는 기업집단 소속기업의 주가지체현상 및 금융위기가 동 관계에 미치는 영향을 실증분석을 통해 확인한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 결론을 제시한다.

II. 이론적 배경 및 가설설정

주가지체현상(stock price delay)이란 주가에 관련된 정보가 즉각적으로 가격에 영향을 주지 않고 지연되어 반영되는 현상을 말한다. 효율적 시장가설

(efficient market hypothesis)에 따르면 주가는 새로운 정보에 즉각적이고 완전하게 반응하며, 따라서 과거의 정보는 더 이상 현재의 주가에 영향을 줄 수 없다. 그러나 효율적 시장가설에서 가정하는 완전 자본시장은 이론적으로 이상적인 시장이며, 현실 세계의 시장은 정보비대칭, 불완전 정보 등에 의하여 일부 정보 비효율성을 갖는다는 증거가 다양한 연구에 의해 보고되어 왔다(eg. Barry and Brown 1984; Merton 1987; Easley, Hvidkjaer, and O'Hara 2002; Hou and Moskowitz 2005; Lambert, Leuz and Verrechia 2007; Akins, Ng, and Verdi 2012). Hou and Moskowitz (2005)는 과거 시장수익률의 추가적인 설명력을 사용하여 주가지체현상을 측정하고 주가지체현상을 시장 불완전성의 증거로 제시하였다. 이들이 확인한 주가지체현상은 유동성 부족이 주된 이유라는 전통적인 유동성 가설로는 충분히 설명되지 않으며, 투자자의 관심 부족이 주가지체의 중요한 원인으로 작용함을 주장하였다. Callen, Khan and Lu(2013)은 시장의 불완전성을 회계정보의 질을 통해 확인하였다. 이들 연구에 따르면 발생액으로 측정한 재무보고의 질이 우수할수록 주가지체현상이 감소한다. Kim and Lee (2019)는 동일한 맥락에서 회계정보의 보수성이 증가할수록 회계정보가 주가에 반영되는 속도가 빠를 것으로 예상하고 이를 실증 분석하여 예상과 일치하는 결과를 확인하였다. 즉, 투자자의 관심이 집중된 기업, 재무보고의 질이 우수한 기업, 보수적인 재무보고를 하는 기업일수록 정보효율성이 향상되어 주가지체현상이 완화되는 반면, 이와 반대되는 특성을 갖는 기업은 정보 비효율성으로 인해 주가지체현상이 심화된다는 것이다.

한편, 기업집단은 상호거래 의존도가 높아 경제적 상관관계 역시 상당하며, 계열사 지원(propping)

등을 목적으로 부의 이전이 발생하는 등 소속 회사 사이에 밀접한 관계를 갖는 것으로 알려져 있다(La Porta, R., Lopez de Silanes, F., & Shleifer, A., 1999; Friedman, Johnson, and Mitton, 2003). 기업집단과 관련된 다음의 가설들은 기업집단 소속기업들은 독립기업과 다른 특성을 가지며, 따라서 기업집단이 갖는 시장정보에 대한 주가반응이 독립기업과 다르게 나타날 것을 예상한다.

전염효과 가설(contagion effect hypothesis)에 따르면 특정 기업의 정보공시가 해당기업 뿐 아니라 다른 기업과 시장 전반에 영향을 주어 타기업의 주가 등에도 영향을 미치게 된다(Kim and Kim, 2014; Marisetty and Subrahmanyam, 2010; Bae, Cheon, and Kang, 2008). Kim and Kim (2014)는 기업집단 소속기업들은 경제적으로 높은 상관관계를 갖고 있어 정보전염효과가 크다고 주장하였으며, Bae, Cheon, and Kang(2008)은 계열사의 이익공시가 다른 계열사의 주가에 긍정적인 영향을 미치는 결과를 보고하였다. 동 가설에 따르면 기업집단 내에는 정보의 전염효과가 존재하며 그 결과 기업집단에서 발생하는 다양한 정보가 빠르게 전이된다. 정보의 빠른 전이는 정보효율성(informational efficiency)의 향상과 관련되며, 따라서 기업집단 소속기업의 주가지체현상이 독립기업에 비해 작을 것으로 예상된다. 이러한 맥락에서 다음과 같이 가설을 정리할 수 있다.

가설 1-1: 기업집단 소속기업의 주가지체현상은 독립기업에 비해 작을 것이다.

한편, 상호지원가설(propping hypothesis)은 기업집단과 주가지체현상의 관계에 대해 전염효과가설과 상이한 예측을 제시한다. 상호지원가설이란 기업

집단이 자금이 부족하거나 파산위험에 처한 계열사를 지원하는 것을 말한다(Friedman, Johnson, and Mitton, 2003; Riyanto and Toolsema, 2008). Kim and Kim (2014)는 기업집단에서 내부자금거래 등을 통해 계열사가 도산하지 않도록 지원하며, 시장은 이를 긍정적으로 평가한다고 하였으며, Kang and Baek (2002)은 기업집단 소속기업은 재무적 곤경에 처하더라도 기업집단이 해당 기업을 지원함에 따라 개별 기업보다 주가의 하락이 제한적임을 확인하였다. 이와 동일한 맥락에서 기업집단 소속회사가 재무적 곤경에 처할 경우 투자자들은 기업집단이 해당 기업을 지원할 것을 기대하여 시장 위험을 기업집단 소속기업의 주가에 충분히 반영하지 않을 것이 예상된다. 즉, 부정적인 사건이 발생하더라도 다른 계열기업과의 위험공유나 상호지원으로 인해 부정적 사건의 영향이 즉각적으로 주가에 반영되지 않는 것이다. 반면 개별기업은 이러한 완화수단을 기대할 수 없기 때문에 부정적인 사건의 영향이 주가에 그대로 반영되어 이들의 주가는 시장의 위험에 더 민감하게 반응할 것으로 예상된다. 이상의 설명을 바탕으로 다음과 같이 가설을 정리할 수 있다.

가설 1-2: 기업집단 소속기업의 주가지체현상은 독립기업에 비해 클 것이다.

이상 살펴본 바와 같이 기업집단과 주가지체현상의 관계에 대한 전염효과가설 및 상호지원가설의 예측 방향이 서로 상이하며, 이는 실증분석의 영역이라고 할 수 있다. 한편, 상호지원가설에서는 기업집단 소속기업이 도산 또는 재무적 곤경에 처하는 등 부정적인 상황에서 상호지원이 더욱 뚜렷이 나타날 것임을 예측한다. 계열사 도산이나 재무적 곤경과 같은 상황은 일반적인 경제상황 보다 위기상황에서 더욱 빈번

히 발생할 것이므로 금융위기와 같은 거시 경제적 위기 상황에서는 앞서 언급한 기업집단의 주가반응이 일반적인 상황과 다르게 나타날 수 있다. Fan, Jin, and Zheng(2016)은 기업집단 소속기업이 심각한 외부자금조달 제약에 직면하거나 주주와 경영자 사이에 이해불일치(conflicts of interest)의 정도가 낮을 때 내부자본시장이 가장 효율적으로 작용할 수 있다고 주장하며, Bugador(2015)는 신흥시장의 기업집단이 자본시장, 노동시장, 상품시장의 불완전성 하에서 경쟁력 우위를 가짐을 주장하는데, 이와 같은 주장은 금융위기 상황에서 상호지원가설이 예측하는 관계가 더욱 뚜렷이 나타날 수 있음을 시사한다. 이와 같은 예측을 바탕으로 다음의 가설을 설정하였다.

가설 2: 금융위기 기간 동안 기업집단 소속기업-주가지체 사이의 음(양)의 관계는 약화(강화)될 것이다.

III. 연구방법 및 표본

3.1 주가지체현상의 측정

본 연구에서 사용한 주가지체현상은 Hou and Moskowitz(2005)에 근거하여 아래의 식 (1), (2)를 통하여 측정하였다.

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta R_{m,t} + \sum_{n=1}^4 \delta_i^{(-n)} R_{m,t-n} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$Delay_{i,t} = 1 - \frac{Restricted R_{i,t}^2}{Unrestricted R_{i,t}^2} \quad (2)$$

$r_{i,t}$ 와 $R_{m,t}$ 는 각각 기업 i 와 시장(예, KOSPI index)의 t 주 주식수익률을 의미한다. 식 (1)은 현재 및 직전 4주간의 시장수익률과 개별기업 주가의 관계를 추정하며, 동 모형의 설명력을 $Unrestricted R^2$ 로 정의하였다. 그리고 직전 4주간의 시장수익률의 영향을 제한한 모형($\delta^{(-n)} = 0$)에서의 설명력을 $Restricted R^2$ 로 정의한다. Delay 변수는 식(2)에 따라 측정되는데, 이는 현재 시장수익률과 현재 및 최근 4주간 시장수익률의 설명력 차이($Unrestricted R^2 - Restricted R^2$)를 $Unrestricted R^2$ 로 표준화한 값으로 정의된다. 과거 정보가 개별기업 i 의 주가에 추가적인 설명력을 갖지 못한다면 두 모형의 설명력 차이가 작아지고, Delay는 0에 근접할 것이다. 반면, 기업의 주가가 과거의 시장정보에 의해 크게 영향을 받는다면 두 모형의 설명력 차이가 확대되고, Delay는 1에 근접하게 될 것이다. 즉, Delay는 과거 정보가 개별기업의 주가에 대해 갖는 추가적인 설명력을 측정하는 변수로 0에서 1사이의 값을 갖는다.

기업의 주가수익률은 전체 시장 및 해당 기업이 속한 산업이 처한 거시경제 환경에 따라 달라질 수 있으며, 따라서 전체 시장수익률 뿐 아니라 산업별 시장수익률 역시 시장수익률의 대용변수로 고려할 수 있다. 본 연구에서는 보다 강건한 분석을 위하여 시장수익률의 대용변수로 시장 전체수익률(KOSPI index) 및 산업별 시장수익률¹⁾을 함께 고려하였으며, 각각을 사용하여 계산한 변수를 Delay1과 Delay2로 정의하였다. 그러나 개별기업 단위로 측정된 주가지체현상 값은 변수오차(EIV: errors-in-variables) 문제에 노출되어 있다. Hou and Moskowitz(2005)는 변수오차 문제를 완화하기 위한 방법으로 포트폴

1) 산업별 시장수익률을 구하기 위하여 제10차 한국표준산업분류 대분류에 따라 산업을 구분하고, 각 산업 소속기업의 주간수익률을 시가총액 기준으로 가중 평균하여 계산하였다.

리오 *Delay*를 추정하여 사용하였으며, 본 연구에서도 강건성 분석을 위하여 포트폴리오 *Delay* 변수를 구하고 본 연구의 주요 결과가 일관성 있게 유지되는지 확인하였다. 포트폴리오 *Delay*(*PFDelay*) 구성방법은 다음과 같다. 먼저, 매년 말 시가총액을 기준으로 10개 그룹으로 구분한 후, 직전 년도의 개별 기업 *Delay*를 기준으로 다시 10개 그룹으로 구분하여 총 100개의 포트폴리오를 생성한다. 이어서 각 100개의 포트폴리오에 속한 기업들의 주간 수익률을 단순 평균한 포트폴리오 수익률 값을 사용하여 식(1)과 식(2)에 따라 포트폴리오 *Delay* 값을 계산하고, 각 포트폴리오에 속한 기업에 계산된 포트폴리오 *Delay* 값을 적용한다. 이 때, 개별기업 *Delay*와 마찬가지로 시장 전체수익률 및 산업별 수익률 각각을 사용하여 *Delay*를 구하고, 동 과정을 통해 계산된 포트폴리오 *Delay* 변수 값을 각각 *PFDelay1* 및 *PFDelay2*로 정의하였다.

3.2 연구방법

본 연구는 기업집단 소속여부와 국내 상장기업의 주가지체현상의 관계를 살펴보고 금융위기 기간 동안 기업집단-주가지체현상의 관계가 어떻게 달라지는지 밝히는 것을 주된 목적으로 한다. 먼저 기업집단과 주가지체현상의 관계를 살펴보기 위하여 다음의 식(3)을 설정하였다.

$$\begin{aligned} Delay_t = & \alpha_0 + \alpha_1 BizGr_{t-1} + \alpha_2 SIZE_{t-1} \\ & + \alpha_3 LEV_{t-1} + \alpha_4 ROA_{t-1} + \alpha_5 MB_{t-1} \\ & + \alpha_6 DTURN_t + \alpha_7 VOL_t + \alpha_8 RET_t \\ & + y_t + i_t + e_t \end{aligned} \quad (3)$$

식(3)의 종속변수는 주가지체현상의 대리변수로

3.1절에 제시한 방법을 사용하여 계산한다. 관심변수인 *Biz Gr*은 기업집단 소속기업이면 1 아니면 0을 갖는 더미변수이다. 그 외 통제변수는 선행연구(Hou and Moskowitz, 2005; Callen, Khan, and Lu, 2013; Kim and Lee, 2019)를 참고하여 본 연구의 목적에 맞게 수정하여 사용하였다. 먼저, *Delay*가 개별 주식 주가의 정보 반영 속도를 측정하는 변수이므로, 주식의 특성을 통제하기 위한 변수로 *DTURN*, *VOL*, *RET*을 포함하였으며 각각 주식의 유동성, 변동성, 수익률을 의미한다. 이어서 종속변수인 *Delay*가 개별기업 단위로 측정되었으므로 주가의 특성 외 기업특성을 추가로 통제할 필요가 있다. 따라서 기업특성의 통제변수로 일반적으로 사용되는 *SIZE*, *LEV*, *ROA*, *MB*를 포함하였으며 각각 기업규모, 부채비율, 수익성, 성장기회의 대리변수이다. 다만, 기업특성 변수는 재무제표를 바탕으로 구성되는데, 당기에 공개되는 재무자료는 전년도 재무상태(또는 재무성과)를 반영하는 바, 동기 자료를 사용하는 대신 전기 시점($t-1$) 값을 분석에 사용하였다. 기업집단 소속여부를 나타내는 *Biz Gr* 역시 전기 시점($t-1$) 값을 사용하는데, 그 이유는 기업특성 변수를 전기 시점 값을 사용하는 것과 동일하다. 공정거래위원회에서는 2001년 이후 매년 기업집단을 지정하여 그 소속기업을 포함한 기업집단 관련현황을 공시하는데, 이 때 기업집단 여부 및 소속기업의 판단은 전년도 말 재무제표 등을 기준으로 결정되기 때문이다. 마지막으로 연도별 거시경제 요소 등의 변동, 그리고 산업별 차이가 주가지체현상에 미치는 영향을 통제하기 위해 연도더미(y_t)와 산업더미(i_t)를 분석에 포함하였다. 식을 간단히 표현하기 위해 개별기업을 의미하는 아래 첨자는 생략하였으며, 설명변수들의 정의는 <Table 1>에 제시하였다. 본 연구의 표본이 패널 데이터의 형태로 구

성된 만큼 횡단면상관과 자기상관 문제를 통제하기 위해 Petersen (2009)에 따라 firm-clustered standard errors를 사용하였다.

실증분석 결과 관심변수인 Biz Gr의 계수가 유의한 음의 값을 갖는다면, 이는 가설 1-1을 지지하는 결과로 정보전염가설이 기업집단의 주가지체를 더욱 잘 설명하는 것으로 해석할 수 있다. 반대로 동 계수가 유의한 양의 값을 가질 경우, 가설 1-2를 지지하며 상호지원가설이 기업집단 소속기업의 주가지체현상을 보다 잘 설명하는 것으로 해석될 것이다.

이외에도 분석에 포함된 통제변수와 주가지체현상 사이에는 다음과 같은 관계가 예상된다. 우선 기업 규모는 주가지체에 영향을 주는 대표적인 기업특성으로, 기업규모가 클수록 높은 유동성, 공시의무의

확대, 투자분석가 및 기관 투자자를 포함한 다양한 투자자들의 높은 관심을 바탕으로 풍부한 정보흐름을 갖게 되며, 따라서 주가지체와 음의 관계를 가질 것으로 예상된다. 그 다음으로 LEV와 주가지체현상 사이의 관계는 양 또는 음의 양방향 관계가 예측되어 실증분석을 통해 그 관계를 확인할 필요가 있다. 먼저 부채비율의 증가는 재무위험의 증가를 가져오며, 이는 부정적 정보의 축소·은폐 동기로 작용하여 주가지체와 양의 관계를 가질 것으로 예상된다. 한편, 부채를 투자자 감시 관점에서 해석하면 주가지체와의 사이에 음의 관계를 예상할 수 있다. 선행연구(Mazumdar and Sengupta, 2005; Sengupta, 1998; Mishra and Dhole, 2015)에서는 부채의 조달비용과 공시 수준은 음의 관계를 가지며, 부채

〈Table 1〉 변수 정의

주가지체현상	
<i>Delay1</i>	Hou and Moskowitz(2005)에 따라 측정한 개별주식의 주가지체현상, 전체 시장수익률 사용
<i>Delay2</i>	Hou and Moskowitz(2005)에 따라 측정한 개별주식의 주가지체현상, 산업별(한국표준산업분류 대분류) 시장수익률 사용
<i>PFDelay1</i>	Hou and Moskowitz(2005)에 따라 포트폴리오 단위로 측정한 주가지체현상, 전체 시장수익률 사용
<i>PFDelay2</i>	Hou and Moskowitz(2005)에 따라 포트폴리오 단위로 측정한 주가지체현상, 산업별(한국표준산업분류 대분류) 시장수익률 사용
설명변수	
<i>Biz Gr</i>	공정거래위원회에서 매년 발표하는 기업집단 소속기업에 포함되면 1 아니면 0의 값을 갖는 더미변수
<i>CRISIS</i>	글로벌 금융위기기간(2007-2008)이면 1 아니면 0의 값을 갖는 더미변수
주식회전율(<i>DTURN</i>)	추세를 제거한 월간주식회전율의 1년 평균
주가수익률 변동성(<i>VOL</i>)	주간수익률의 변동성(표준편차)
주가수익률(<i>RET</i>)	주간수익률의 1년 평균
기업규모(<i>SIZE</i>)	시가총액의 자연로그 값
부채비율(<i>LEV</i>)	총부채/총자산
수익성(<i>ROA</i>)	당기순이익/기초시점 총자산
시장가치대 장부가치비율(<i>MB</i>)	자본의 시장가치/자본의 장부가치

비율이 높은 기업일수록 부채조달비용을 낮추기 위해 더 많은 정보를 제공할 동기를 가짐을 주장하는데, 이는 결국 부채비율과 주가지체 사이의 음의 관계가 관찰될 가능성을 시사한다. ROA는 기업의 수익성을 나타는 변수인데 양호한 수익성을 갖는 기업은 좋은 평판을 유지하고자 시장에 양질의 정보를 빠르게 제공할 유인을 갖게 되고 따라서 ROA와 주가지체 사이에 음의 관계가 관찰될 것으로 예상할 수 있다. MB는 성장기회의 대응변수로 Kim and Lee(2019)은 둘 사이에 양의 관계를 보고하면서 성장기회가 높은 기업은 성장에 관한 미래정보가 많아 이를 해석하고 주가에 반영하는데 지연이 발생할 수 있음을 주장하였다.

이어서 주식 특성변수를 살펴보면 먼저 DTURN은 월간 주식회전율로 유동성의 대응변수이다. 일부 선행연구(Pastor and Stambaugh, 2003; Hou and Moskowitz, 2005; Callen, Khan, and Lu, 2013)에서는 유동성이 높은 주식일수록 시장의 정보가 효과적으로 주가에 반영되므로 유동성과 *Delay* 사이 음의 관계를 예상한다. 또한 동 변수는 투자자간 의견불일치를 나타내는 것으로도 해석될 수 있는데 이 경우, 투자자의 의견불일치가 클수록 정보가 주가에 반영되는 시간이 느려지므로 주가지체와 양의 관계가 예상된다. 따라서 DTURN은 어떤 특성을 대리하는지에 따라 주가지체현상과 상이한 관계가 예상되어 동 변수와의 관계는 LEV와 마찬가지로 실증분석의 영역이라고 할 수 있다. 마지막으로 VOL은 수익률의 변동성을 의미하며, RET은 주간수익률을 의미한다. 수익률의 변동성이 높을수록 기업의 불확실성 및 정보비대칭의 크기가 큰 것으로 주가지체현상이 증가할 것으로 예상되며, 시장수익률이 높은 기업들은 성장기회가 높은 기업과 마찬가지로 불완전한 정보로 인해 주가지체가 증가

할 것으로 예상되므로, VOL과 RET은 주가지체현상과 양의 관계를 가질 것으로 예상된다.

위의 분석에 추가하여 금융위기 기간 동안 기업집단-주가지체의 관계가 어떻게 달라지는지 확인하기 위해 식 (3)의 회귀식에 금융위기 관련 변수를 추가한 분석을 실시하였다.

$$\begin{aligned} Delay_t = & \alpha_0 + \alpha_1 CRISIS \times Biz Gr_{t-1} + \alpha_2 CRISIS \\ & + \alpha_3 Biz Gr_{t-1} + \alpha_4 SIZE_{t-1} + \alpha_5 LEV_{t-1} \\ & + \alpha_6 ROA_{t-1} + \alpha_7 MB_{t-1} + \alpha_8 DTURN_t \\ & + \alpha_9 VOL_t + \alpha_{10} RET_t + y_t + i_t + e_t \quad (4) \end{aligned}$$

식 (4)는 식 (3)에 $CRISIS \times Biz Gr$ 와 $CRISIS$ 를 추가한 식으로 $CRISIS$ 는 금융위기 기간은 1 기타기간은 0의 값을 갖는 더미변수이며, $CRISIS \times Biz Gr$ 은 금융위기 더미와 기업집단 소속여부 더미변수의 교호항이다. 주요 관심변수인 $Biz Gr$, $CRISIS$, $CRISIS \times Biz Gr$ 의 계수는 각각 기업집단 소속기업과 주가지체현상의 관계, 금융위기 기간 동안 독립기업과 주가지체현상의 관계, 그리고 금융위기 기간에 기업집단 소속기업이 갖는 추가적인 주가지체와의 관계를 추정한다. 만약 교호항의 계수가 유의한 양의 값을 갖는다면 금융위기 기간 동안 기업집단 소속기업은 독립기업에 비해 추가적인 주가지체의 증가효과를 갖는 것으로 해석할 수 있다. 이와 반대로 교호항의 계수가 유의한 양의 값을 갖는다면, 금융위기 기간 동안 기업집단 소속기업 간 상호지원의 영향으로 기업집단 소속기업이 독립기업에 비해 추가적인 주가지체의 증가를 경험할 것이라는 가설 2의 예측을 지지하는 결과로 해석할 수 있다.

3.3 표본

본 연구의 분석은 2001년-2108년 동안 유가증권 시장에 상장된 비금융기업을 대상으로 한다. 표본자료 중 기업특성 또는 주가특성 자료는 FnGuide에서 추출하였으며, 기업집단 소속기업의 연도별 지정현황은 공정거래위원회에서 공시하는 기업집단포털 사이트를 통해 확인하였다.²⁾ 자료의 시작연도를 2001로 정한 이유는 기업집단 소속회사의 공시가 2001년부터 이루어졌기 때문이다. 표본기간 동안 추출된 관측치 중에서 재무제표의 비교가능성이 낮은 금융업(1,114건)은 표본에서 제외하였으며, 결산월의 차이에서 발생하는 영향을 통제하기 위해 12월 외 결산법인(677건)과, 연구결과에 편의를 줄 가능성이 존재하는 자본잠식 기업(844건)은 표본에서 제외하였다. 마지막으로 분석에 포함된 변수의 값이 누락된 관측지도 제외하였다. 이러한 과정을 거쳐 총 10,412 개 관측치가 최종 기업-연도 표본에 포함된다. 본 연구에 사용된 연속변수들은 극단값을 조정하기 위해 분포의 상위와 하위 1%와 99% 수준에서 윈저라이즈(winsorize)처리하였으며, 각 변수의 정의는 <Table 1>에 제시하였다.

IV. 실증분석 결과

4.1. 기초통계량 분석

<Table 2>는 본 연구에 사용된 주요 변수의 기초통계량을 보여준다. 본 연구에서 사용된 변수가 주

요 관심변수인 기업집단 소속여부 및 금융위기 기간 해당 여부에 따라 다른 값을 갖는지 확인하기 위해, 전체 표본을 기업집단 소속여부 및 금융위기 기간(2007-2008) 해당 여부로 구분하여 각 하위그룹별 기초통계량을 추가로 보고하였다. 패널 A는 전체표본의 기초통계자료를 보여주며, 패널 B와 패널 C는 각각 기업집단 소속여부 및 금융위기 기간(2007-2008년) 해당 여부로 구분하여 각 그룹별 기초통계 값을 보고한다.

먼저 패널 A를 살펴보면 주요 주가지체현상 변수로 사용된 *Delay1*의 평균값은 0.431이며 중앙값은 0.364이다. 이는 *Delay*변수가 0에서 1사이의 값을 갖도록 설계되어 있음을 고려할 때 상당히 많은 기업의 수익률이 현재 시장수익률 뿐 아니라 직전 4주의 시장수익률과 밀접한 관련을 갖고 있음을 의미한다. 한편, *Delay1*의 최솟값과 최댓값은 각각 0과 1에 가까운 값을 가지며 표준편차는 0.296으로 매우 높다. 즉, 개별기업의 주가지체현상은 평균적으로 낮지 않으며 일부 기업은 현재의 시장수익률이 기업수익률을 거의 전부 설명(*Delay1*=0)하는 반면, 일부 기업은 현재의 시장수익률이 기업수익률을 전혀 설명하지 못하여(*Delay1*=1) 각 기업 간 편차가 매우 크다. 이어서 시장수익률로 측정한 포트폴리오 주가지체현상 변수인 *PFDelay1*의 평균값은 0.162이며 중위수는 0.105로 개별주식의 주가지체현상변수인 *Delay*에 비해 그 크기가 작다. 포트폴리오를 구성함으로써 개별주식의 주가지체현상의 크기가 평탄화 것으로 보인다. 이와 같은 수치는 Callen, Khan, and Lu (2013)의 주가지체현상 변수의 평균 및 중위수 값인 0.093 및 0.042보다 약간 높지만 그 차이가 크지 않은 수준이다. 한편 *PFDelay1*

2) <https://www.egroup.go.kr>

〈Table 2〉 분석대상표본의 기초통계자료

	N	평균	표준편차	최소값	1분위	중앙값	3분위	최대값
패널 A. 전체표본								
<i>Delay1</i>	10,412	0.431	0.296	0.009	0.174	0.364	0.665	1.000
<i>Delay2</i>	10,412	0.411	0.297	0.004	0.156	0.342	0.636	1.000
<i>PFDelay1</i>	9,706	0.162	0.168	0.001	0.044	0.105	0.217	0.959
<i>PFDelay2</i>	9,685	0.173	0.163	0.001	0.061	0.124	0.231	1.000
<i>Biz Gr</i>	10,412	0.255	0.436	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>SIZE</i>	10,412	18.869	1.748	14.717	17.622	18.592	19.838	23.966
<i>LEV</i>	10,412	0.426	0.195	0.007	0.273	0.435	0.574	0.932
<i>ROA</i>	10,412	0.039	0.162	-1.316	0.006	0.032	0.067	4.420
<i>MB</i>	10,412	1.073	1.045	0.043	0.469	0.758	1.263	9.358
<i>DTURN</i>	10,412	-0.001	0.018	-0.148	-0.003	0.000	0.002	0.153
<i>VOL</i>	10,412	6.441	3.156	1.199	4.252	5.722	7.842	23.686
<i>RET</i>	10,412	0.307	0.931	-4.971	-0.260	0.196	0.788	4.990
패널 B. 기업집단 소속여부로 구분한 하위표본								
	기업집단 소속기업							
<i>Delay1</i>	2,655	0.344	0.277	0.009	0.119	0.262	0.512	1.000
<i>Delay2</i>	2,655	0.312	0.272	0.004	0.092	0.222	0.478	1.000
<i>PFDelay1</i>	2,606	0.104	0.134	0.001	0.021	0.055	0.126	0.953
<i>PFDelay2</i>	2,598	0.122	0.125	0.001	0.040	0.086	0.152	0.997
<i>SIZE</i>	2,655	20.522	1.754	15.876	19.127	20.548	21.832	23.966
<i>LEV</i>	2,655	0.469	0.192	0.007	0.322	0.490	0.614	0.899
<i>ROA</i>	2,655	0.039	0.068	-0.317	0.009	0.036	0.070	0.688
<i>MB</i>	2,655	1.262	1.095	0.078	0.576	0.955	1.544	9.358
<i>DTURN</i>	2,655	-0.001	0.008	-0.095	-0.002	-0.000	0.001	0.073
<i>VOL</i>	2,655	5.749	2.396	1.199	4.074	5.243	6.946	20.497
<i>RET</i>	2,655	0.279	0.861	-2.507	-0.259	0.185	0.746	3.963
	독립기업							
<i>Delay1</i>	7,757	0.460	0.297	0.009	0.202	0.405	0.709	1.000
<i>Delay2</i>	7,757	0.445	0.297	0.004	0.186	0.387	0.688	1.000
<i>PFDelay1</i>	7,100	0.183	0.174	0.001	0.062	0.127	0.244	0.959
<i>PFDelay2</i>	7,087	0.192	0.171	0.001	0.072	0.139	0.259	1.000
<i>SIZE</i>	7,757	18.303	1.339	14.717	17.378	18.209	19.112	23.966
<i>LEV</i>	7,757	0.411	0.194	0.007	0.258	0.414	0.558	0.932
<i>ROA</i>	7,757	0.038	0.183	-1.316	0.005	0.031	0.066	4.420
<i>MB</i>	7,757	1.008	1.019	0.043	0.445	0.703	1.169	9.358
<i>DTURN</i>	7,757	-0.001	0.020	-0.148	-0.004	-0.000	0.002	0.153
<i>VOL</i>	7,757	6.678	3.344	1.199	4.344	5.928	8.230	23.686
<i>RET</i>	7,757	0.317	0.954	-4.971	-0.260	0.201	0.798	4.990

〈Table 2〉 분석대상표본의 기초통계자료 (계속)

패널 C. 금융위기 기간으로 구분한 하위표본								
	금융위기 기간(2007-2008)							
<i>Delay1</i>	1,115	0.332	0.259	0.013	0.121	0.257	0.496	0.996
<i>Delay2</i>	1,115	0.335	0.264	0.007	0.117	0.268	0.512	0.998
<i>PFDelay1</i>	1,078	0.111	0.097	0.006	0.040	0.082	0.160	0.496
<i>PFDelay2</i>	1,076	0.127	0.101	0.004	0.058	0.106	0.172	0.556
<i>SIZE</i>	1,115	18.705	1.733	15.597	17.459	18.316	19.625	23.535
<i>LEV</i>	1,115	0.432	0.190	0.026	0.286	0.449	0.575	0.843
<i>ROA</i>	1,115	0.034	0.089	-0.378	0.005	0.035	0.078	0.535
<i>MB</i>	1,115	0.897	0.797	0.140	0.411	0.661	1.090	6.363
<i>DTURN</i>	1,115	0.000	0.012	-0.054	-0.002	0.000	0.002	0.065
<i>VOL</i>	1,115	7.759	2.928	2.325	5.747	7.307	9.198	19.627
<i>RET</i>	1,115	0.153	1.187	-2.422	-0.759	0.149	0.950	4.402
	그 외 기간							
<i>Delay1</i>	9,297	0.443	0.298	0.009	0.183	0.378	0.688	1.000
<i>Delay2</i>	9,297	0.420	0.299	0.004	0.161	0.354	0.657	1.000
<i>PFDelay1</i>	8,628	0.168	0.173	0.001	0.046	0.108	0.226	0.959
<i>PFDelay2</i>	8,609	0.179	0.168	0.001	0.061	0.126	0.238	1.000
<i>SIZE</i>	9,297	18.888	1.749	14.717	17.646	18.619	19.859	23.966
<i>LEV</i>	9,297	0.425	0.196	0.007	0.273	0.433	0.574	0.932
<i>ROA</i>	9,297	0.039	0.168	-1.316	0.006	0.032	0.066	4.420
<i>MB</i>	9,297	1.094	1.069	0.043	0.477	0.772	1.288	9.358
<i>DTURN</i>	9,297	-0.001	0.018	-0.148	-0.003	0.000	0.002	0.153
<i>VOL</i>	9,297	6.283	3.145	1.199	4.139	5.521	7.583	23.686
<i>RET</i>	9,297	0.325	0.894	-4.971	-0.223	0.199	0.764	4.990

의 최솟값 및 최댓값은 각각 0과 1에 가까운 값을 나타내어, *Delay1*과 마찬가지로 일부 포트폴리오에서는 현재시장수익률 보다는 과거시장수익률에 민감하게 반응하는 것이 확인되었다. 산업별 시장수익률을 사용하여 구한 *Delay2*와 *PFDelay2*는 각각 *Delay1* 및 *PFDelay2*와 거의 유사한 값을 보이므로 관련 설명은 생략한다.

이어서 설명변수를 살펴보면 주요 관심변수인 기업집단 소속여부 더미(Biz Gr)은 평균 0.255인데, 이는 분석대상 가운데 약 1/4정도가 기업집단에 소

속되어 유가증권 상장기업 가운데 기업집단 소속기업의 수가 적지 않음을 보여준다. *DTURN*은 추세를 제거한 주식의 회전율을 의미하는데 평균과 중앙값이 모두 0에 근접하여 동 연구의 샘플기간 동안 주식의 회전율이 평균적인 수준인 것을 알 수 있다. 그 외 설명변수들은 선행연구와 일치하는 수준에서 분포를 보이는 바 자세한 설명을 생략한다.

패널 B는 각 변수를 기업집단 소속여부를 기준으로 구분하여 보여준다. 표를 보면 기업집단 소속기업의 모든 주가지체현상 변수 값이 독립기업에 비해 낮

은 것을 확인할 수 있다. 예를 들어, 기업집단 소속 기업 Delay1의 평균 및 중앙값은 0.344 및 0.262로 독립기업의 0.460 및 0.405의 65~75% 수준에 불과하다. 기업집단 소속기업의 독립기업 대비 낮은 주가지체현상은 PFDelay 변수를 살펴볼 경우 더욱 확대된다. 예를 들어, PFDelay1의 평균(중앙값)은 독립기업에서는 0.183(0.127)인데 비해, 기업집단 소속기업에서는 0.104(0.055)로, 기업집단 소속기업의 PFDelay1 값이 독립기업의 57%(43%)에 해당한다. 이와 같은 결과는 기업집단 소속기업에서 더 낮은 주가지체현상을 예측하는 정보전달가설의 예측과 일치한다. 이어서 통제변수들의 값을 살펴보면 기업집단 소속기업의 기업규모가 독립기업에 비해 큰 것(평균 20.522 및 18.303)이 확인되는데, 이는 두 집단 간 주가지체현상의 차이를 확인하는 과정에서 기업규모의 통제에 유의해야 함을 시사한다. 기업집단 소속기업은 독립기업에 비해 높은 성장기회(MB)를 갖는 한편, 주가의 변동성(VOL)

은 평균적으로 더 낮은 것이 확인되었다.

패널 C는 각 변수를 금융위기 기간 및 그 외 기간으로 구분하여 보여준다. 금융위기 기간 동안 주가지체현상 변수의 평균 및 중위수 값은 기타 기간과 비교하여 더 낮은 값을 갖는다. 예를 들어, 기타기간 동안 Delay1의 평균은 0.443인 데 비해 금융위기 기간 동안에는 0.332로 금융위기 기간 동안 그 크기가 평균 30%이상 축소되는 것이 확인된다. PFDelay1 역시 각 기간 동안 평균 0.168 및 0.111의 값을 보여 금융위기 기간 동안 Delay 감소의 폭이 상당한 것을 다시 한 번 보여준다. 특히 PFDelay는 최댓값이 크게 감소하여 기타기간의 절반수준인 약 0.5정도에서 확인된다. 기타 변수 가운데 금융위기 기간과 기타기간의 차이가 뚜렷한 변수는 MB, VOL, RET이다. 금융위기 기간 동안 MB와 RET은 하락하고, VOL은 상승하는데, 이는 금융위기 기간의 주가 하락 및 변동성 증가에 기인한 것임을 알 수 있다.

〈Table 3〉은 본 연구에 사용된 주요 변수 간 상관

〈Table 3〉 변수간 상관관계 분석 (N=10,412)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
(1) Delay1	1											
(2) Delay2	0.828*	1										
(3) PFDelay1	0.432*	0.374*	1									
(4) PFDelay2	0.372*	0.351*	0.573*	1								
(5) DTURN	0.118*	0.104*	0.021*	0.030*	1							
(6) RET	-0.012	-0.018	0.054*	-0.034*	0.283*	1						
(7) VOL	0.139*	0.115*	0.067*	0.068*	0.287*	0.289*	1					
(8) SIZE	-0.139*	-0.197*	-0.250*	-0.238*	0.020*	-0.260*	0.080*	1				
(9) LEV	-0.060*	-0.084*	-0.017	-0.008	0.007	0.250*	0.001	-0.094*	1			
(10) ROA	-0.046*	-0.052*	-0.090*	-0.096*	-0.001	-0.042*	0.068*	0.154*	-0.121*	1		
(11) MB	0.050*	-0.002	-0.056*	-0.062*	0.040*	0.075*	0.263*	0.454*	0.015	0.064*	1	
(12) Biz Gr	-0.170*	-0.197*	-0.210*	-0.190*	0.003	-0.128*	-0.018	0.553*	0.128*	0.002	0.106*	1
(13) CRISIS	-0.116*	-0.090*	-0.107*	-0.100*	0.014	0.145*	-0.057*	-0.032*	0.012	-0.010	-0.058*	0.019

* 상관관계의 유의성이 95% 이상인 경우 *로 나타내어 상관관계의 유의성을 표시하였다.

관계를 보여준다. 우선 주가지체현상 변수들 간의 상관관계를 살펴보면 개별 기업단위로 측정한 *Delay* 변수간의 상관관계는 0.828로 상당히 높은 수준의 유의한 상관을 갖는 것이 확인된다. 포트폴리오 단위로 측정한 *PFDelay* 역시 *Delay1*과 유의한 양의 관계를 갖는 것이 확인되지만 상관계수의 크기는 *Delay2*의 절반 수준이다. 이어서 관심변수인 기업집단 소속여부 및 *CRISIS*와의 상관계수를 살펴보면 주가지체현상 변수와 이들 변수와의 상관관계는 모두 유의한 음의 관계를 갖는 것으로 확인된다. 즉, 기업집단에 소속되어 있을수록, 금융위기 기간에 포함될수록 주가지체현상이 더 작은 성향을 갖는 것이다. 한편 통제변수들 간의 상관관계를 살펴보면 *SIZE* 변수가 모든 변수와 유의한 상관관계를 나타내는데, 이는 분석을 진행하는 과정에서 기업규모가 중요하게 고려되어야 함을 의미한다. 이 밖에 일부 통제변수들 사이에 유의한 상관관계가 보고되는데, 다변량 분석에서 설명변수들 사이에 상관관계가 높을 경우 다중공선성의 우려가 존재한다. 따라서 이를 확인하기 위해 본 연구의 VIF값을 추가로 살펴보았으며, 그 결과 변수들의 VIF값이 최대 3을 넘지 않아 다중공선성 문제가 심각하지 않음을 확인하였다.

3.2 다변량 분석결과

3.2.1 기업집단 소속기업의 주가지체현상

앞서 <Table 2>와 <Table 3>을 통해 기업집단 소속여부와 주가지체현상의 크기는 음의 관계를 가지며 금융위기와 주가지체현상 역시 음의 관계를 갖는 것을 확인하였다. 그러나 이들 결과는 주가지체현상에 영향을 주는 다른 변수들을 고려하지 않은 단변량 분석 결과이므로 통제변수를 포함한 다변량

분석을 통해 보다 정교하게 가설을 검증할 필요가 있다. 본 절에서는 기업집단 소속여부와 주가지체현상의 관계를 실증 분석한 결과를 정리하여 제시한다.

본 연구의 가설을 검증하기에 앞서 주가지체현상의 결정요인을 확인하는 기초분석을 진행하고 그 결과를 다음 <Table 4>에 보고하였다. 전체 시장수익률로 측정한 개별기업의 주가지체현상 변수인 *Delay1*을 종속변수로 하고, 주가지체와 관련된 것으로 예상되는 변수를 설명변수로 하여 선행회귀분석(pooled OLS)을 실시하였다. 모형(1)-(4)는 설명변수에 연도더미와 산업더미 등을 포함하여 각각의 경우 모형의 설명력을 확인하기 위해 설계되었다. 모형(1)은 설명변수만을 포함한 모형이며, 모형(2), (3)은 각각 연도더미와 산업더미를 포함하여 연도 및 산업효과를 통제한 결과를 보여준다. 산업더미는 한국표준산업분류 10차의 중분류(2-digit)기준을 사용하였다. 모형(4)는 연도와 산업을 동시에 통제한 후의 분석 결과를 보여준다.

결과를 살펴보면 먼저 *SIZE*, *MB*, *RET*은 모두 모형과 상관없이 주가지체현상과 유의한 음의 값 또는 양의 값을 보이며, 그 부호와 유의성은 III-2절의 예측 및 선행연구(Kim and Lee, 2019)의 결과와 일치한다. *LEV* 역시 모형과 상관없이 유의한 음의 값을 갖는데, 이는 부채비율이 높은 기업일수록 재무위험의 증가로 인해 주가지체의 크기가 확대되기 보다는 이들 기업이 부채조달비용을 낮추기 위해 양질의 정보를 제공하고, 그 결과 주가지체의 크기가 완화된다는 설명을 지지하는 것으로 해석된다. 이어서 *ROA*와 *VOL*의 결과를 살펴보면, 두 변수는 모형에 따라 상이한 결과를 보고한다. 구체적으로 살펴보면, 모형(1)과 (3)에서는 유의한 음의 계수를 갖는 반면, 모형(2)와 모형(4)에서는 유의하거나 유의하지 않은 양의 계수를 보인다. 모형(1)과 (3)에

〈Table 4〉 주가지체현상에 영향을 미치는 요인 분석

	종속변수: <i>Delay1</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>SIZE lag</i>	-0.0430*** [0.003]	-0.0483*** [0.003]	-0.0432*** [0.003]	-0.0511*** [0.002]
<i>LEV lag</i>	-0.0799*** [0.020]	-0.0812*** [0.020]	-0.0849*** [0.021]	-0.0857*** [0.020]
<i>ROA lag</i>	-0.0814*** [0.016]	0.0089 [0.012]	-0.0858*** [0.016]	0.0044 [0.013]
<i>MB lag</i>	0.0356*** [0.004]	0.0217*** [0.004]	0.0331*** [0.004]	0.0207*** [0.004]
<i>DTURN</i>	2.1216*** [0.191]	1.3756*** [0.178]	2.0689*** [0.190]	1.2963*** [0.177]
<i>VOL</i>	-0.0150*** [0.002]	0.0021 [0.002]	-0.0138*** [0.002]	0.0044*** [0.002]
<i>RET</i>	0.0378*** [0.004]	0.0233*** [0.004]	0.0372*** [0.004]	0.0208*** [0.004]
<i>Constant</i>	1.3279*** [0.056]	1.1821*** [0.056]	1.3831*** [0.055]	1.2701*** [0.053]
<i>Industry FE</i>	NO	NO	YES	YES
<i>Year FE</i>	NO	YES	NO	YES
<i>Observations</i>	9,878	9,878	9,878	9,878
<i>Adjusted R²</i>	0.076	0.247	0.102	0.276

제시된 숫자는 계수추정치이며 대괄호 안의 값은 표준오차이다. ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준의 양측검정 유의성을 나타낸다. 횡단면상관과 자기상관 문제를 통제하기 위해 Petersen (2009)에 따라 firm-clustered standard errors를 사용하였다.

서 연도효과를 통제하지 않은 점을 고려했을 때, 연도의 특수성이 이들 변수와 주가지체현상 사이의 관계에 상당한 영향을 주는 것으로 판단된다. 마지막으로 *DTURN*은 유의한 양의 계수를 보이는데, 이는 *DTURN*을 투자자의 의견불일치를 대리하는 변수로 설명하는 것이 타당함을 시사한다.

그 다음으로 모형의 설명력을 보여주는 *Adjusted R²* 값을 살펴보면 모형(1)-(4)에서 각각 0.076, 0.247, 0.102, 0.276의 값을 보여주어 연도와 산업통제가 모형의 설명력 향상에 중요한 역할을 하는

것을 알 수 있다. 특히 모형(2)와 모형(4)의 설명력이 다른 모형에 비해 현저하게 높는데, 이는 연도별 특성의 통제가 모형의 설명력 향상에 상당히 크게 기여하는 것을 의미한다. 산업별 특성 역시 함께 통제할 경우 모형 설명력의 추가적인 기여를 하므로 연도와 산업을 함께 통제하여 분석을 진행하는 것이 타당하다고 하겠다. 따라서 이후 진행하는 분석에서는 연도더미와 산업더미를 포함하여 분석하였다.

〈Table 5〉는 기업집단 소속기업과 주가지체현상의 관계를 실증 분석한 결과를 보고한다.

〈Table 5〉 기업집단 소속기업과 주가지체현상

	OLS		FE	
	Delay1 (1)	Delay2 (2)	Delay1 (3)	Delay2 (4)
<i>Biz Gr lag</i>	-0.0383*** [0.010]	-0.0276** [0.011]	-0.0372** [0.015]	-0.0383*** [0.014]
<i>SIZE lag</i>	-0.0449*** [0.003]	-0.0516*** [0.003]	-0.0489*** [0.007]	-0.0489*** [0.007]
<i>LEV lag</i>	-0.0712*** [0.021]	-0.0786*** [0.021]	-0.0383 [0.029]	-0.0006 [0.030]
<i>ROA lag</i>	-0.0024 [0.013]	-0.0135 [0.012]	-0.0070 [0.013]	-0.0121 [0.012]
<i>MB lag</i>	0.0178*** [0.004]	0.0131*** [0.004]	0.0099** [0.005]	0.0049 [0.005]
<i>DTURN</i>	1.3020*** [0.177]	1.2994*** [0.176]	1.1929*** [0.177]	1.2679*** [0.175]
<i>VOL</i>	0.0044*** [0.002]	0.0035** [0.002]	0.0081*** [0.002]	0.0058*** [0.002]
<i>RET</i>	0.0210*** [0.004]	0.0089** [0.004]	0.0162*** [0.004]	0.0061 [0.004]
<i>Constant</i>	1.1494*** [0.061]	0.9337*** [0.070]	1.5999*** [0.132]	1.5166*** [0.137]
<i>Industry FE</i>	YES	YES	-	-
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	9,878	9,856	9,878	9,856
<i>Adjusted R²</i>	0.277	0.271	0.227	0.175
<i>Number of firms</i>			796	795

제시된 숫자는 계수추정치이며 대괄호 안의 값은 표준오차이다. ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준의 양측검정 유의성을 나타낸다. OLS 분석에서는 횡단면상관과 자기상관 문제를 통제하기 위해 Petersen (2009)에 따라 firm-clustered standard errors를 사용하였으며, 기업고정효과 모형에서는 robust standard error를 사용하였다.

기업집단 소속여부와 주가지체현상의 관계를 확인하기 위하여 식(3)에서 설정한 모형에 따라 분석을 진행하였다. 표본기간은 2001-2018이며 종속변수는 주가지체현상이다. 분석의 강건성을 확보하기 위하여 종속변수인 주가지체현상의 대용변수로 *Delay1* (전체 시장수익률을 사용하여 개별주식으로 측정한

주가지체현상)과 *Delay2*(산업별 시장수익률을 사용하여 개별주식으로 측정한 주가지체현상) 두 변수를 모두 사용하였다. 모형 (1), (2)는 OLS 결과이며, (3), (4)는 고정효과 모형을 사용하여 분석한 결과를 보고한다. 재무제표 자료를 사용하여 구성된 변수인 *SIZE*, *LEV*, *ROA*, *MB*는 전기 자료를 사용

하였으며, 주식 관련 변수인 *DTURN*, *VOL*, *RET* 은 동기 자료를 사용하였다. 관심변수인 *Biz Gr*의 회귀계수가 유의한 음의 값을 가질 경우 기업집단 소속기업에서 주가지체현상이 완화되는 것으로, 가설 1-1의 정보전염가설의 예측을 지지하는 결과이며, 유의한 양의 값을 갖는 경우 기업집단 소속기업에서 주가지체현상이 심화되는 것으로, 가설 1-2의 상호지원가설을 지지하는 것으로 해석할 수 있다.

〈Table 5〉의 결과를 보면 기업집단 소속기업에서 주가지체현상이 더 작은 것을 확인할 수 있다. 예를 들어, 모형 (1)에서 *Biz Gr*은 주가지체현상과 1% 수준에서 유의한 음의 관계(-0.0383)를 나타내며, 사용한 모든 모형에서 이와 질적으로 동일한 결과가 관찰된다. 즉, 주가지체현상 변수를 구성할 때 시장 전체수익률을 사용하거나 또는 산업별 수익률을 사용하여도 달라지지 않으며, 분석모형으로 Pooled OLS 또는 기업 고정효과 분석모형의 사용과 상관없이 동일하다. 모형 (2)-(4)에서 *Biz Gr* 계수는 각각 -0.0276, -0.0372, -0.0383으로 모두 계수의 절대값이 작지 않으며, 통계적 유의성 역시 95% 이상 수준에서 유지된다. 이상 〈Table 5〉의 결과는 ‘가설 1-1: 기업집단 소속기업의 주가지체현상은 독립기업에 비해 작을 것이다.’의 예측을 지지하고 ‘가설 1-2: 기업집단 소속기업의 주가지체현상은 독립기업에 비해 클 것이다.’를 기각하는 결과라고 할 수 있다.

한편, 대안적 변수로 *Delay2*를 사용한 모형 (2) 와 모형 (4)의 모형 설명력(*Adjusted R²*)은 *Delay1*을 사용한 모형(1)과 (3)보다 상대적으로 작아 본 분석의 설명모형이 *Delay1*의 움직임을 보다 잘 설명하는 것으로 사료된다.

한편, Cohen and Lou(2012)는 미국기업을 대상으로 복합기업(conglomerate)과 독립기업의 주

가지체현상을 비교한 결과, 주가에 영향을 주는 외생 정보(information shock)가 주어졌을 때 복합기업의 주가지체가 더욱 두드러짐을 증명하였다. 이들 연구의 결과는 기업집단에서 주가지체의 정도가 더 완화된다는 본 연구의 결과와 일견 일치하지 않는 것으로 생각될 수 있으나 두 연구의 결과를 해석할 때 다음의 사항에 주목할 필요가 있다.

먼저 미국 복합기업은 복수의 사업을 영위하는 하나의 법인으로 별개의 법인의 집합인 기업집단과 상이한 특징을 갖는다. 기업집단에 속한 개별 기업 각각은 하나의 사업을 영위할 수도 있으며 복수의 사업을 영위하는 복합기업의 형태를 띌 수도 있을 것이다. 둘째, Cohen and Lou(2012)에서는 하나의 사업을 영위하는 독립기업이 정보처리가 용이한 기업(easy to analyze firms)으로 정의되었으나, 본 연구에서는 기업집단 소속기업이 정보의 전염효과로 인해 기업집단과 관련된 풍부하고 투명한 정보가 시장에 전파되어 독립기업과 비교하여 정보처리가 용이한 기업에 해당하는 것으로 해석될 수 있다. 즉, 정보의 주가지체가 투자자들이 가진 정보의 복잡성, 투자자 관심, 정보의 투명성 등에 영향을 받는 점을 고려할 때 기업집단의 소속 여부는 정보의 복잡성을 기업집단이라는 분류로 단순화하여 정보처리를 용이하게 하는 데 도움을 준다고 할 수 있다.

3.2.2 강건성 분석-기업규모 하위그룹 분석

앞서 III.2.1) 소절에서의 분석을 통해 기업집단 소속기업에서 주가지체의 정도가 완화되는 것을 확인하였다. 그러나 국내 상장기업 중 기업규모 상위에 위치하는 기업들은 기업집단 소속기업의 비중이 높은 것으로 알려진 바, 본 연구의 결과가 기업집단 소속기업의 규모효과에 의해 나타날 가능성이 있다.

따라서 기업집단 소속기업의 규모가 기업집단-주가지체현상 사이의 음의 관계를 착시하는 것인지 확인하기 위해 다음의 두 가지 강건성 분석 방법을 설계하였다. 먼저 기업규모를 기준으로 하위그룹을 구성하여 각 그룹별로 기업집단-주가지체현상의 관계를 분석하였다. 기업집단 소속기업의 규모효과가 기업집단-주가지체현상의 관계의 주요 원인으로 작용한다면 기업집단-주가지체 사이의 음의 관계가 기업규모가 큰 하위그룹에서 더욱 뚜렷이 관찰될 것이다. 반면, 기업규모로 구분한 하위그룹에서 이와 같은 관계가 관찰되지 않는다면 기업집단 소속기업의 기업규모가 기업집단-주가지체현상을 견인하는 주된 원인으로 작용하는 것은 아니라고 할 수 있다. 그 다음 분석으로 최근접 이웃매칭 방법(NNM: Nearest Neighbor Matching, 이하 NNM)을 적용하여 새로운 검증표본을 구성하고 동일한 분석을 진행하여 <Table 5>와 일관된 결과가 관찰되는지 확인하였다. NNM 방법을 통해 표본을 구성할 경우 기업집단 소속기업과 독립기업 사이에 기업규모 차이가 제거되어 분석의 결과가 두 그룹 간 기업규모 차이에 의해 나타날 가능성을 배제할 수 있다.

<Table 6>는 기업집단 소속기업과 주가지체현상의 관계를 기업규모 하위그룹으로 구분하여 실증 분석한 결과를 보고한다. 기업규모는 매년 총자산의 크기에 따라 세 그룹으로 구분하였으며 각 하위 그룹별로 식(3)의 OLS 분석을 실시하였다.

표에서 Biz Gr의 계수를 살펴보면 모형과 상관없이 모든 분석에서 음의 계수가 관찰된다. 그러나 기업규모 그룹에 따라 설명계수의 유의성이 달라지는데, 먼저 Large 그룹에서는 Biz Gr과 주가지체현상의 관계가 유의하지 않다. 대규모 기업(Large)의 경우 시장에 풍부한 양질의 정보가 제공되며 다양한 투자자의 관심과 풍부한 유동성을 바탕으로 기업

주가가 시장정보에 빠르게 반응하기 때문에 기업집단 소속여부가 주가지체현상의 완화에 추가적인 기여를 하지 못하는 것으로 해석된다. 한편 중간규모(Medium) 그룹에서는 Biz Gr의 계수가 1% 수준에서 유의한 음의 값을 나타내는데(-0.0624), 이는 중간규모 기업의 경우, 기업집단 소속기업의 정보전염효과가 기업집단의 주가지체를 완화하는 데 기여하는 것으로 해석된다. 마지막으로 소규모(Small) 그룹에서는 10% 유의수준에서 음의 계수값이 확인되어, 기업집단 소속여부가 주가지체현상의 감소에 제한적인 영향을 주는 것으로 보인다.

이상 <Table 6>의 결과는 기업규모가 큰 기업의 분포가 기업집단-주가지체현상의 관계를 견인할 것이라는 우려가 타당하지 않으며, 기업집단 소속기업의 정보전염효과가 기업규모 하위그룹 분석에서도 여전히 유의함을 보여준다. 다시 말해서 기업집단의 정보전염효과는 정보가 풍부하고 투자자의 관심이 집중되는 대기업에서는 유효하지 않으며, 중간규모 이하의 기업에서 그 효과가 뚜렷이 나타나는 것을 보여줌으로써, 기업집단 내 정보전염효과가 대기업에서 중소기업으로 전달되는 방향성을 가질 가능성을 시사한다.

이어서 최근접 이웃 매칭(NNM) 방법으로 검증표본을 구성하여 분석한 결과를 <Table 7>에 보고하였다. 검증표본을 구성하기 위해 먼저 연도별-산업별로 각 기업집단 소속기업과 가장 유사한 기업규모를 가진 독립 기업을 통제그룹으로 선정하였다. 산업구분은 한국 표준산업분류 중분류(2 digit)로 하였으며, 기업규모의 비율이 1.5 이상인 경우는 표본에서 제외하였다. 총 2,655개 기업집단 소속기업 관측치 중 중 표본추출 기준에 부합하는 통제표본을 구할 수 있는 관측치는 818개로 확인되었으며, 따라서 최종 표본은 각 818개의 기업집단 소속기업

〈Table 6〉 기업규모 하위그룹 분석

	종속변수: <i>Delay1</i>			종속변수: <i>Delay2</i>		
	<i>Small</i>	<i>Medium</i>	<i>Large</i>	<i>Small</i>	<i>Medium</i>	<i>Large</i>
<i>Biz Gr lag</i>	-0.0476* [0.028]	-0.0624*** [0.017]	-0.0176 [0.014]	-0.0495* [0.030]	-0.0671*** [0.017]	-0.0034 [0.013]
<i>SIZE lag</i>	-0.0533*** [0.011]	-0.0230** [0.011]	-0.0571*** [0.006]	-0.0621*** [0.011]	-0.0205* [0.011]	-0.0703*** [0.006]
<i>LEV lag</i>	-0.0746** [0.034]	0.0010 [0.040]	-0.1417*** [0.039]	-0.0967*** [0.034]	0.0067 [0.041]	-0.1499*** [0.036]
<i>ROA lag</i>	-0.0845* [0.051]	-0.0157 [0.033]	0.0149 [0.016]	-0.1351** [0.053]	-0.0240 [0.040]	0.0160 [0.013]
<i>MB lag</i>	0.0132* [0.008]	0.0081 [0.009]	0.0278*** [0.005]	0.0218*** [0.008]	-0.0027 [0.010]	0.0242*** [0.006]
<i>DTURN</i>	0.9787*** [0.216]	1.8243*** [0.394]	1.4145** [0.569]	1.0902*** [0.218]	1.7736*** [0.395]	0.9217* [0.533]
<i>VOL</i>	0.0094*** [0.002]	0.0015 [0.003]	-0.0042 [0.004]	0.0073*** [0.002]	-0.0011 [0.003]	-0.0073** [0.003]
<i>RET</i>	0.0244*** [0.007]	0.0210*** [0.008]	0.0203*** [0.006]	0.0175** [0.007]	0.0134 [0.008]	0.0026 [0.006]
<i>Constant</i>	1.2274*** [0.185]	0.7244*** [0.198]	1.5778*** [0.123]	1.1206*** [0.191]	0.3582* [0.203]	1.3851*** [0.129]
<i>Industry FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	3,283	3,293	3,302	3,283	3,287	3,286
<i>Adjusted R²</i>	0.229	0.277	0.309	0.206	0.253	0.328

제시된 숫자는 계수추정치이며 대괄호 안의 값은 표준오차이다. ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준의 양측검정 유의성을 나타낸다. 횡단면상관과 자기상관 문제를 통제하기 위해 Petersen (2009)에 따라 firm-clustered standard errors를 사용하였다.

및 독립기업 관측치를 포함하여 1,636개로 최종 구성되었다.³⁾ 〈Table 7〉는 이렇게 구성한 표본을 사용하여 〈Table 5〉의 모형(1)과 〈Table 6〉의 기업 규모 하위그룹 별 선형회귀분석(OLS) 결과를 보고한다.

모형 (1)은 NNM 검증표본 전체를 대상으로 분석한 결과이며, 동 표본을 연도별 기업 총자산을 기준으로 3개 그룹으로 나누어 기업규모 하위그룹을 구성한 후 각 그룹별 분석을 진행한 결과는 각각 모형 (2)-(4)에 보고하였다. 표를 보면 NNM 검증표

3) 본 하위그룹 표본은 표본추출 과정에서 중복추출을 허용하였다. 표본중복추출을 허용하지 않는 조건으로 표본을 구성하여 동일한 분석을 진행하였으나, 결과에 질적인 차이는 발견하지 못하였다.

〈Table 7〉 기업규모-산업 최근접 이웃매칭(NNM) 검증표본 분석

	종속변수: <i>Delay1</i>			
	<i>All</i> (1)	<i>Small</i> (2)	<i>Medium</i> (3)	<i>Large</i> (4)
<i>Biz Gr lag</i>	-0.0442** [0.018]	-0.0731** [0.030]	-0.0380 [0.027]	0.0029 [0.027]
<i>SIZE lag</i>	-0.0434*** [0.009]	-0.0186 [0.025]	-0.0209 [0.026]	-0.0501** [0.020]
<i>LEV lag</i>	-0.1399** [0.054]	-0.1839* [0.095]	0.0527 [0.092]	-0.3215*** [0.107]
<i>ROA lag</i>	0.0542 [0.062]	-0.0391 [0.099]	0.2326* [0.139]	-0.0334 [0.092]
<i>MB lag</i>	0.0274*** [0.009]	-0.0095 [0.018]	0.0329** [0.016]	0.0414* [0.022]
<i>DTURN</i>	3.5418*** [0.762]	2.6534*** [0.897]	4.3650*** [1.487]	2.6843 [2.158]
<i>VOL</i>	0.0006 [0.004]	0.0043 [0.006]	-0.0019 [0.006]	0.0051 [0.008]
<i>RET</i>	0.0158 [0.011]	0.0128 [0.018]	0.0350* [0.018]	-0.0035 [0.018]
<i>Constant</i>	1.1759*** [0.275]	0.6918 [0.532]	0.9284* [0.536]	1.7164*** [0.424]
<i>Industry FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	1,550	525	525	500
<i>Adjusted R²</i>	0.296	0.314	0.247	0.327

제시된 숫자는 계수추정치이며 대괄호 안의 값은 표준오차이다. ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준의 양측검정 유의성을 나타낸다. 횡단면상관과 자기상관 문제를 통제하기 위해 Petersen (2009)에 따라 firm-clustered standard errors를 사용하였다.

본 결과 역시 전체 표본의 분석 결과와 일치하는 것을 알 수 있다. 즉, 모형(1)의 기업집단 소속여부 더미는 -0.0442로 5% 유의수준에서 유의한 음의 값을 갖는다. 이와 같은 결과는 기업집단 소속기업에서 낮은 주가지체현상이 나타나는 이유가 기업규모에

기인한 것은 아닌 것임을 보여준다. 모형 (2)-(4)의 결과 역시 이와 같은 주장을 뒷받침한다. 기업규모가 크거나 중간크기인 경우 기업집단 소속기업이 독립기업에 비해 낮은 주가지체현상을 보이는 증거를 찾을 수 없으며, 오히려 기업규모가 작은 그룹에서

기업집단 소속기업의 주가지체 감소가 더욱 뚜렷이 관찰된다.⁴⁾⁵⁾

3.2.3 금융위기와 기업집단-주가지체현상 관계

이상의 분석을 통해 기업집단 소속기업의 주가지체 정도가 낮으며, 이와 같은 결과는 주가지체현상의 대리변수를 사용하거나 기업 고정효과 모형을 사용하여도 일관되게 나타나는 것을 확인하였다. 한편 동 관계는 기업규모가 큰 하위그룹에서는 유지되지 않는 반면, 중간규모의 이하의 그룹에서 유의한 음의 관계가 관찰되거나, 기업규모를 기준으로 NNM 검증표본을 구성하여 분석한 경우에도 동일한 관계가 관찰되어 기업집단 소속기업의 규모효과가 본 연구의 결과를 전인하는 것이 아님을 확인하였다.

이어서 본 절에서는 금융위기 기간 동안 상호지원 가설의 예측이 더욱 뚜렷이 나타날 것이라는 가설 2를 검증하기 위해 글로벌 금융위기 기간이 주가지체현상에 어떠한 영향을 주었으며, 특히 기업집단 소속기업과 주가지체현상간의 관계가 어떻게 달라지는지 확인하였다.⁶⁾ <Table 8>은 식(4)의 분석 결과를 보고한다.

모형 (1)과 모형 (4)는 금융위기 기간을 고려하지 않고 분석한 기업집단 소속여부와 주가지체현상의 관계를 보여주는 결과로 앞서 <Table 5> 모형 (1) 및 모형 (2) 결과와 각각 일치한다. 모형 (2)와 모형(5)는 기본 모형에 *CRISIS* 더미를 포함한 것으

로 *CRISIS*의 계수는 각각 -0.1121 및 -0.0917로 유의한 음의 값을 나타내어 금융위기 기간 독립기업의 주가지체가 기타기간에 비해 유의하게 낮은 것을 보여준다. 모형 (3)과 (6)은 회귀식 (3)의 추정 결과를 보고하며, 금융위기 기간에 기업집단 소속기업-주가지체현상 관계가 기타 기간과 차이를 갖는지 확인하는 것을 목적으로 한다. 즉, 이들 모형에서 *CRISIS*의 계수는 금융위기 기간 동안 독립기업-주가지체현상의 관계를 추정하며, *CRISIS*×*Biz Gr*은 금융위기 기간 동안 기업집단 소속기업-주가지체현상의 관계가 기타기간과 비교하여 높거나 낮은지를 추정한다. 앞서 설명한 바와 같이 교호항의 계수가 유의한 음의 값을 갖는다면 금융위기 기간 동안 기업집단 소속기업은 독립기업에 비해 추가적인 주가지체의 감소를 경험하는 것으로 해석되며, 이는 상호지원가설이 금융위기 기간 동안 더욱 뚜렷한 설명력을 가질 것이라는 ‘가설 2: 금융위기 기간 동안 기업집단 소속기업-주가지체 사이의 음(양)의 관계는 약화(강화)될 것이다.’를 지지하는 결과이다.

<Table 8> 모형 (3)과 (6)에서 교호항의 계수를 살펴보면 두 모형 모두에서 유의한 양의 값을 나타내어 가설 2의 예측과 일치하는 결과임을 확인할 수 있다. 예를 들어, 모형 (3)에서 *Biz Gr*, *CRISIS*, *CRISIS*×*Biz Gr* 더미의 계수는 각각 -0.0425, -0.1241 및 0.0366인데 이와 같은 결과는 기업집단 소속기업이 갖는 주가지체의 추가적인 감소효과가 금융위기 기간에는 거의 사라지는 것을 의미한다.

4) 본 표에서는 지면 절약을 위해 *Delay1*을 종속변수로 한 분석 결과만을 보고하였으나, *Delay2*를 종속변수로 한 분석에서도 이와 질적으로 동일한 결과가 확인된다.

5) *SIZE*, *LEV*, *ROA*, *SGR* 변수를 사용하여 PSM(propensity score matching) 방법을 상용하여 검증표본을 구성한 경우에도 질적으로 동일한 결과가 확인된다.

6) <Table 4>의 분석을 통해 주가지체현상의 결정요인 가운데 연도효과를 통제하는 것이 유의한 의미를 갖는 것을 확인하였는데, 이는 거시 경제적인 영향이 주가지체현상에 중요한 영향을 주는 것을 의미한다. 따라서 표본기간 중에 발생한 중요한 거시경제 충격인 글로벌 금융위기가 주가지체현상에 유의미한 영향을 주었을 것으로 예상할 수 있다.

〈Table 8〉 금융위기와 기업집단 소속기업의 주가지체현상

	종속변수: Delay1			종속변수: Delay2		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>CRISIS</i> × <i>Biz Gr lag</i>			0.0366** [0.016]			0.0360** [0.015]
<i>CRISIS</i>		-0.1121*** [0.016]	-0.1241*** [0.017]		-0.0917*** [0.016]	-0.1031*** [0.017]
<i>Biz Gr lag</i>	-0.0383*** [0.010]		-0.0425*** [0.011]	-0.0276** [0.011]		-0.0318*** [0.011]
<i>DTURN</i>	1.3020*** [0.177]	1.2963*** [0.177]	1.3007*** [0.177]	1.2994*** [0.176]	1.2954*** [0.175]	1.2981*** [0.176]
<i>SIZE lag</i>	-0.0449*** [0.003]	-0.0511*** [0.002]	-0.0449*** [0.003]	-0.0516*** [0.003]	-0.0561*** [0.003]	-0.0517*** [0.003]
<i>LEV lag</i>	-0.0712*** [0.021]	-0.0857*** [0.020]	-0.0704*** [0.021]	-0.0786*** [0.021]	-0.0891*** [0.021]	-0.0779*** [0.021]
<i>ROA lag</i>	-0.0024 [0.013]	0.0044 [0.013]	-0.0025 [0.013]	-0.0135 [0.012]	-0.0086 [0.012]	-0.0137 [0.012]
<i>MB lag</i>	0.0178*** [0.004]	0.0207*** [0.004]	0.0175*** [0.004]	0.0131*** [0.004]	0.0153*** [0.004]	0.0128*** [0.004]
<i>VOL</i>	0.0044*** [0.002]	0.0044*** [0.002]	0.0043*** [0.002]	0.0035** [0.002]	0.0036** [0.002]	0.0035** [0.002]
<i>RET</i>	0.0210*** [0.004]	0.0208*** [0.004]	0.0209*** [0.004]	0.0089** [0.004]	0.0088** [0.004]	0.0088** [0.004]
<i>Constant</i>	1.1494*** [0.061]	1.3722*** [0.055]	1.2608*** [0.062]	0.9641*** [0.073]	1.1393*** [0.062]	1.0595*** [0.071]
<i>Industry FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	9,878	9,878	9,878	9,856	9,856	9,856
<i>Adjusted R²</i>	0.277	0.276	0.278	0.271	0.270	0.271

제시된 숫자는 계수추정치이며 대괄호 안의 값은 표준오차이다. ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준의 양측검정 유의성을 나타낸다. 횡단면상관과 자기상관 문제를 통제하기 위해 Petersen (2009)에 따라 firm-clustered standard errors를 사용하였다.

구체적으로 설명하면 모형 (3)에서 *Biz Gr*의 계수인 -0.0425는 비금융위기 기간 기업집단 소속기업과 주가지체현상의 관계를 나타내며, *CRISIS*×*Biz Gr*의 계수인 0.0366은 금융위기 기간 기업집단 소속기업-주가지체현상의 추가적인 차이를 보여주는

것으로, 금융위기 기간 기업집단 소속-주가지체현상의 관계는 -0.0059(-0.0425+0.0366)의 기울기를 갖는다. 이는 비금융위기 기간 동안 기업집단 소속-주가지체현상의 기울기(-0.0425)의 14%정도 수준으로, 금융위기 기간 동안에는 상호지원효과로

인해 기업집단 소속기업의 주가지체의 감소효과가 약화되어 기업집단 소속기업과 독립기업의 주가지체의 민감도 차이가 거의 사라지는 것으로 해석할 수 있다. 이상 <Table 8>의 분석을 통해 글로벌 금융 위기 상황에서 기업집단소속여부와 주가지체현상 감소의 관계가 약화된 것을 확인하였다. 이러한 결과는 본 연구에서 설정한 '가설 2: 금융위기 기간 동안 기업집단 소속기업-주가지체 사이의 음(양)의 관계

는 약화(강화)될 것이다.'를 지지하는 결과이다.

3.2.4 포트폴리오 주가지체현상 변수를 사용한 강건성 분석

지금까지 분석에서 사용한 *Delay* 변수는 개별기업 단위로 측정되어 변수오차(EIV: errors-in-variables) 우려를 갖는다. 따라서 본 연구에서 사용한 변수의

<Table 9> 포트폴리오 주가지체현상 변수를 사용한 분석

	종속변수: <i>PFDelay1</i>			종속변수: <i>PFDelay2</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>CRISIS</i> × <i>Biz Gr lag</i>			0.0385*** [0.006]			0.0162*** [0.006]
<i>CRISIS</i>		-0.0823*** [0.006]	-0.0930*** [0.006]		-0.0740*** [0.007]	-0.0779*** [0.007]
<i>Biz Gr lag</i>	-0.0708*** [0.005]		-0.0752*** [0.005]	-0.0632*** [0.004]		-0.0650*** [0.004]
<i>DTURN</i>	-0.1318 [0.090]	-0.1971** [0.090]	-0.1367 [0.089]	-0.0687 [0.091]	-0.1269 [0.090]	-0.0727 [0.090]
<i>VOL</i>	0.0041*** [0.001]	0.0064*** [0.001]	0.0052*** [0.001]	0.0044*** [0.001]	0.0065*** [0.001]	0.0054*** [0.001]
<i>RET</i> ₋₁	-0.0392*** [0.011]	-0.0225* [0.011]	-0.0202* [0.012]	-0.0457*** [0.011]	-0.0307*** [0.011]	-0.0290*** [0.011]
<i>RET</i> _{-12,-2}	0.0197*** [0.003]	0.0091*** [0.003]	0.0096*** [0.003]	0.0110*** [0.003]	0.0015 [0.003]	0.0022 [0.003]
<i>RET</i> _{-36,-13}	-0.0133*** [0.001]	-0.0128*** [0.001]	-0.0124*** [0.001]	-0.0103*** [0.002]	-0.0098*** [0.002]	-0.0093*** [0.002]
<i>Constant</i>	0.1221*** [0.022]	0.1374*** [0.021]	0.1558*** [0.021]	0.0743*** [0.022]	0.0882*** [0.022]	0.1034*** [0.022]
<i>Industry FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	9,502	9,502	9,502	9,480	9,480	9,480
<i>Adjusted R</i> ²	0.414	0.392	0.420	0.329	0.310	0.333

제시된 숫자는 계수추정치이며 대괄호 안의 값은 표준오차이다. ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준의 양측검정 유의성을 나타낸다. 횡단면상관과 자기상관 문제를 통제하기 위해 Petersen (2009)에 따라 firm-clustered standard errors를 사용하였다.

선택이 주요 결과에 영향을 주는지 확인하기 위하여 선행연구에서 사용한 포트폴리오 단위의 주가지체 측정변수를 사용하여 기업집단 소속여부 및 금융위기와 주가지체현상의 관계를 재확인 하였다. 본 분석의 종속변수는 개별기업 단위가 아니라 포트폴리오 단위로 측정되었으므로 개별기업의 기업특성을 통제하는 것은 큰 의미를 갖지 않는다.⁷⁾ 따라서 개별기업의 기업특성변수인 *SIZE*, *LEV*, *ROA*, *MB*는 통제변수에서 제외하고 Hou and Moskowitz(2005)에 따라 전기 수익률, 모멘텀 효과, 장기 수익률 역전현상을 통제하기 위한 변수로 *RET₋₁*, *RET_{-12,-2}*, *RET_{-36,-13}*를 추가하였다. <Table 9>는 포트폴리오 주가지체현상 변수를 사용하여 분석한 결과를 보여 준다.

포트폴리오 주가지체현상을 사용한 분석 결과는 개별기업의 주가지체현상과 일치된 결과를 보고한다. 예를 들어, 모형 (3)에서 Biz Gr 과 *CRISIS*×*Biz Gr*의 계수는 각각 -0.0752 및 0.0385이며, 이는 기타기간에 기업집단 소속여부와 각각 주가지체현상 사이에 -0.0752의 기울기의 관계를 갖는 반면, 금융위기 기간에는 둘 사이의 기울기가 -0.0367로 동기간 동안 기업집단 소속여부가 주가지체현상에 미치는 영향이 크게 작아지는 것을 의미한다. 이러한 결과는 기업집단의 정보전염효과로 인해 기업집단 소속기업의 주가지체가 완화되며, 금융위기 기간에는 기업집단의 상호지원효과가 확대되어 주가지체완화의 크기가 작아진다는 본 연구의 주된 분석결과와 일치한다. 한편, 모형의 설명력을 나타내는 *Adjusted R²*을 살펴보면 최소 33%에서 42%사이 값이 확인되어 개별기업의 주가지체현상 변수를 사용한 분석과 비교하여 높은 설명력을 갖는다.

IV. 결론 및 제언

본 연구는 기업집단 소속기업 사이의 관계를 설명하는 전염효과가설과 상호지원가설을 토대로 가설을 설정하고 기업집단 소속기업의 주가지체수준이 독립기업과 차이를 갖는지 확인인하는 한편 금융위기와 같은 거시 경제적 충격이 동 관계에 영향을 주는지 실증분석을 통해 검증하였다.

분석 결과 기업집단 소속기업은 독립기업에 비해 낮은 주가지체 수준을 갖는 것으로 확인되었다. 이는 기업집단 소속기업 간 높은 상호거래 의존도로 인해 기업집단에서 발생하는 다양한 정보가 빠르게 전이된다는 전염효과 가설을 지지하는 결과로 해석된다. 또한 금융위기 기간에는 기업집단 소속기업에서 나타나는 주가지체 감소효과가 약화되어 기업집단 소속기업과 독립기업의 주가지체 민감도 차이가 사라지는데, 이와 같은 결과는 부정적인 거시 경제적 충격이 주어질 경우 기업집단 소속기업 간 상호지원으로 인해 부정적 충격에 대한 주가반응이 완화된다는 상호지원가설의 예측을 지지하는 결과로 설명할 수 있다.

본 연구는 국내 경제에서 상당한 비중을 차지하는 기업집단 소속기업을 대상으로 분석을 진행하였으며, 이들 기업의 주가지체현상을 예측하는 이론적 배경에 근거하여 기업집단 소속기업과 독립기업의 주가지체현상의 차이를 확인하였다. 또한 금융위기와 같은 거시 경제적 충격이 주어질 경우, 일반적인 경제상황에서보다 정보의 주가 반응속도가 빨라지는 한편 기업집단 소속여부가 주가지체현상에 미치는 영향이 달라질 수 있음을 보였다. 기존에 보고된 기

7) 기업특성 변수를 분석에 포함하여 동일한 분석을 진행하였으나, 이들 변수의 통계적 유의성이 관찰되지 않고, 모형의 설명력 역시 개선되지 않는 것을 확인하였다.

업집단 소속기업과 독립기업의 차이를 분석하는 연구는 내부 자본시장의 효율적 자원 배분 효과 및 상호보완효과와 같은 긍정적 효과를 주장하는 연구들도 존재하지만 대리인 비용의 증가, 최대주주의 사적이익을 추구하기 위한 계열회사 간 부의 이전, 부실 계열사 지원과 같은 부정적 효과를 강조하는 증거가 다수를 차지한다. 이와 같은 상황에서 본 연구는 기업집단 소속기업의 정보전염효과가 정보효율성 향상에 기여하는 현상을 실증하여 기업집단의 긍정적 효과와 관련된 증거를 보완한다는 점에서 의의가 있다고 하겠다.

참고문헌

- Akins, B. K., Ng, J., and Verdi, R. S. (2012), "Investor competition over information and the pricing of information asymmetry," *The Accounting Review*, 87(1), pp.35-58.
- Bae, G. S., Cheon, Y. S., and Kang, J. K. (2008), "Intragroup propping: Evidence from the stock-price effects of earnings announcements by Korean business groups," *The Review of Financial Studies*, 21(5), pp.2015-2060.
- Barry, C. B., and Brown, S. J. (1984), "Differential information and the small firm effect," *Journal of Financial Economics*, 13(2), pp.283-294.
- Brown, S. J., and Barry, C. B. (1984), "Anomalies in security returns and the specification of the market model," *The Journal of Finance*, 39(3), pp.807-815.
- Bugador, R. (2015), "The competitive advantages and internationalization of emerging economy business groups," *Polish Journal of Management Studies*, 12, pp.26-36.
- Callen, J., Govindaraj, S., and Xu, L. (2000), "Large time and small noise asymptotic results for mean reverting diffusion processes with applications," *Economic Theory*, 16(2), pp.401-419.
- Callen, J. L., Khan, M., and Lu, H. (2013), "Accounting quality, stock price delay, and future stock returns," *Contemporary Accounting Research*, 30(1), pp.269-295.
- Cohen, L., and Lou, D. (2012), "Complicated firms," *Journal of Financial Economics*, 104(2), pp.383-400.
- Easley, D., Hvidkjaer, S., and O'hara, M. (2002), "Is information risk a determinant of asset returns?," *The Journal of Finance*, 57(5), pp.2185-2221.
- Fan, J. P., Jin, L., and Zheng, G. (2016), "Revisiting the bright and dark sides of capital flows in business groups," *Journal of Business Ethics*, 134(4), pp.509-528.
- Friedman, E., Johnson, S., and Mitton, T. (2003), "Propping and tunneling," *Journal of Comparative Economics*, 31(4), pp.732-750.
- Hann, R. N., O. Maria, and O. Ozbas(2012), "Corporate Diversification and the Cost of Capital," *Journal of Finance*, 91(4), pp.1139-1165.
- Hou, K., and Moskowitz, T. J. (2005), "Market frictions, price delay, and the cross-section of expected returns," *The Review of Financial Studies*, 18(3), pp.981-1020.
- Kang, J. K., and Baek, J. S. (2002), "The Efficiency of Business Group (Chaebol) and Shareholder Wealth Maximization: An Analysis of Equity Issues," *The Korean Journal of Finance Association*, 15(1), 1-47.
- Kim, M. S., and Lee, M. G. (2019), "Accounting

- Conservatism and Stock Price Delay," *Journal of Business Research*, 34(4), pp.29-50.
- Kim, S. I., and Kim. K. Ho. (2014), "Information Transition Effects of Holding Companies," *Korean Corporation Management Review*, 56, pp.125-143
- Lambert, R., Leuz, C., and Verrecchia, R. E. (2007), "Accounting information, disclosure, and the cost of capital," *Journal of Accounting Research*, 45(2), pp.385-420.
- La Porta, R., Lopez de Silanes, F., and Shleifer, A. (1999). 'Corporate ownership around the world.' *The Journal of Finance*, 54(2), pp. 471-517.
- Marisetty, V. B., and Subrahmanyam, M. G. (2010), "Group affiliation and the performance of IPOs in the Indian stock market," *Journal of Financial Markets*, 13(1), pp.196-223.
- Mazumdar, S. C., and Sengupta, P. (2005), "Disclosure and the loan spread on private debt," *Financial Analysts Journal*, 61(3), pp.83-95.
- Merton, R. C. (1987), "A simple model of capital market equilibrium with incomplete information," *The Journal of Finance*, 42(3), pp.483-510.
- Mishra, S., and Dhole, S. (2015), "Stock price comovement: evidence from India," *Emerging Markets Finance and Trade*, 51(5), pp.893-903.
- Pástor, Ľ., and Stambaugh, R. F. (2003), "Liquidity risk and expected stock returns," *Journal of Political Economy*, 111(3), pp.642-685.
- Petersen, M.A.(2009), "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches," *Review of Financial Studies*, 22(1), pp.435-480.
- Riyanto, Y. E., and Toolsema, L. A. (2008), "Tunneling and propping: A justification for pyramidal ownership," *Journal of Banking and Finance*, 32(10), pp.2178-2187.
- Sengupta, J. (1988), *Efficiency analysis by production frontiers: The nonparametric approach* (Vol. 12). Springer Science and Business Media.
- Verrecchia, R. E. (1980), "Consensus beliefs, information acquisition, and market information efficiency," *The American Economic Review*, 70(5), pp.874-884.

-
- The author Min-Su Kim is currently an assistant professor in department of economics and finance, Soonchunhyang University. He received B.A. in Economics from Korea University, Master in Economics from the University of Wisconsin, Madison, and Ph.D in finance from the Korea University Business School. His primary fields of interest are corporate finance, behavioral finance, and pricing theory.
 - The author Heejeong Choi is an assistant professor in the Department of Business Administration at Sunmoon University. She graduated from Ewha Womans University's Department of Economics and Graduate School of Business Administration. She earned a Ph.D. in finance from Korea University Business School. The research areas are corporate finance, corporate governance, and financial accounting.