

석사학위논문  
Master's Thesis

서킷 브레이커의 사전적 효과에 대한 연구 :  
주가지수 선물을 이용한 한국시장의 실증분석

The Ex-ante Effects of Circuit Breakers: Evidence from Korean  
Stock Index Futures

2026

김형환 (金亨桓 Kim, Hyeong-Hwan)

한국과학기술원

Korea Advanced Institute of Science and Technology

# 석사학위논문

## 서킷 브레이커의 사전적 효과에 대한 연구 : 주가지수 선물을 이용한 한국시장의 실증분석

2026

김형환

한국과학기술원

금융전문대학원 (금융공학프로그램)

# 서킷 브레이커의 사전적 효과에 대한 연구 : 주가지수 선물을 이용한 한국시장의 실증분석

김 형 환

위 논문은 한국과학기술원 석사학위논문으로  
학위논문 심사위원회의 심사를 통과하였음

2025년 12월 1일

심사위원장  황 근 호  (인)

심사위원  강 장 구  (인)

심사위원  이 창 주  (인)

# The Ex-ante Effects of Circuit Breakers: Evidence from Korean Stock Index Futures

Hyeong-Hwan Kim

Advisor: Keunho Hwang

A dissertation submitted to the faculty of  
Korea Advanced Institute of Science and Technology in  
partial fulfillment of the requirements for the degree of  
Master of Business Administration in Finance (Financial Engineering)

Daejeon, Korea  
December 1, 2025

Approved by

---

Keunho Hwang  
Professor of Management Engineering

The study was conducted in accordance with Code of Research Ethics<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Declaration of Ethical Conduct in Research: I, as a graduate student of Korea Advanced Institute of Science and Technology, hereby declare that I have not committed any act that may damage the credibility of my research. This includes, but is not limited to, falsification, thesis written by someone else, distortion of research findings, and plagiarism. I confirm that my thesis contains honest conclusions based on my own careful research under the guidance of my advisor.

## MFE

김형환. 서킷 브레이커의 사전적 효과에 대한 연구 : 주가지수 선물을 이용한 한국시장의 실증분석. 금융전문대학원 (금융공학프로그램) . 2026년. ??+iii 쪽. 지도교수: 황근호. (한글 논문)

Hyeong-Hwan Kim. The Ex-ante Effects of Circuit Breakers: Evidence from Korean Stock Index Futures. Graduate School of Finance (Financial Engineering Program) . 2026. ??+iii pages. Advisor: Keunho Hwang. (Text in Korean)

### 초 록

서킷 브레이커란 주가 급락시 시장을 일시 중단시키는 대표적인 가격안정화 장치이다. 본 연구는 우리나라 CB의 사전적 효과를 주가지수선물을 이용해 실증적으로 분석하였다. 첫째, 가격이 CB 임계점에 접근할 때의 변화를 분석한 결과 코스피·코스닥 모두 가격이 임계점에 접근하면서 변동성 확대, 음(-)의 왜도 심화, 기대수익률 상승 등 시장역학 변화가 나타났다. 또한 코스닥에서 임계점 1% 미만일 때, 그 변화가 비선형적으로 강화되는 모습도 관찰하였다. 둘째, 로지스틱 회귀모형을 이용한 분석 결과에서 가격이 임계점에 접근할수록 가격하락 및 가격점프 확률이 증가하였고, 이를 통해 자석효과의 존재 가능성을 제시하였다. 마지막으로, 시장간 차이를 통해 시장품질과 정보기반거래자의 비중이 낮을 수록 사전적 효과의 강도가 심화될 수 있다는 근거를 제시하였다. 종합적으로 우리나라에서 CB의 사전적 효과가 존재하였으며, 이는 제도가 오히려 불안정성을 유발할 수 있다는 함의를 가진다.

핵심 낱말 서킷브레이커, 변동성, 자석효과, 시장품질, 정보기반거래

### Abstract

Circuit breakers are temporarily trading halt aimed at stabilizing the market during dramatic declines. This study analyzes the ex-ante effects of CB in Korea using index futures. As prices approach the CB threshold, volatility rises, skewness becomes more negative, and expected returns increase, with stronger nonlinear patterns near the threshold in KOSDAQ. Logistic regressions show higher probabilities of price declines and jumps as the threshold nears, indicating a magnet effect. Cross-market comparisons further suggest that lower market quality and informed trading amplify these distortions. Overall, the findings demonstrate that ex-ante effects of CB exist in the Korea, implying that stabilization mechanisms may inadvertently amplify short-term market instability.

Keywords Circuit breaker, Volatility, Magnet effect, Market quality, Informed trading

## 차 례

차 례	i
표 차례	ii
그림 차례	iii
<b>제 1 장 서론</b>	<b>1</b>
1.1 연구의 개요	1
1.2 서킷 브레이커	3
1.3 선행연구	4
1.4 연구의 가설 및 구성	5
<b>제 2 장 연구방법론</b>	<b>6</b>
2.1 데이터 및 표본	6
2.2 변수의 정의	6
2.3 주요 변수의 요약통계량	9
2.4 연구모형	11
2.4.1 시장역학 가설	11
2.4.2 자석효과 가설	11
<b>제 3 장 실증분석 결과</b>	<b>13</b>
3.1 시장역학 가설	13
3.2 자석효과 가설	21
<b>제 4 장 결론</b>	<b>26</b>
4.1 연구결과 요약	26
4.2 연구의 시사점	26
4.3 연구의 한계 및 향후 과제	27
<b>부 록 A 우리나라의 서킷 브레이커 발동 사례</b>	<b>30</b>
<b>부 록 B 시장품질 변수 요약통계량</b>	<b>31</b>
<b>부 록 C 보조 회귀분석 결과</b>	<b>33</b>
C.1 시장역학 가설의 보조 회귀분석(식 2.13) 결과	33
C.2 자석효과 가설의 보조 회귀분석(식2.15) 결과	36
<b>부 록 D 강건성 분석</b>	<b>37</b>

## 표 차례

1.1 서킷 브레이커 제도 이력 . . . . .	3
2.1 거래단위 기반 변수의 산출 방법 . . . . .	8
2.2 코스피200선물 주요 변수 요약통계량 . . . . .	9
2.3 코스닥150선물 주요 변수 요약통계량 . . . . .	9
2.4 코스피200선물 주요 변수 간 상관계수행렬 . . . . .	10
2.5 코스닥150선물 주요 변수 간 상관계수행렬 . . . . .	10
3.1 코스피200선물 주요 변수 회귀분석 결과 . . . . .	15
3.2 코스닥150선물 주요 변수 회귀분석 결과 . . . . .	16
3.3 코스피200선물 시장품질 변수 회귀분석 결과 . . . . .	19
3.4 코스닥150선물 시장품질 변수 회귀분석 결과 . . . . .	20
3.5 로지스틱 회귀분석 결과(하락확률) . . . . .	21
3.6 로지스틱 회귀분석 결과(가격점프확률) . . . . .	22
3.7 로지스틱 회귀분석 결과(Tick data) . . . . .	23
3.8 연도별 정보기반거래비중 및 자석효과강도 비교 . . . . .	25
A.1 역대 서킷 브레이커 발동 이력 . . . . .	30
B.1 코스피200선물 시장품질 변수 요약통계량 . . . . .	31
B.2 코스닥150선물 시장품질 변수 요약통계량 . . . . .	31
B.3 코스피200 시장품질 변수 간 상관관계 . . . . .	32
B.4 코스닥150 시장품질 변수 간 상관관계 . . . . .	32
C.1 코스피200선물 주요 변수 회귀분석 결과 (임계점 2% 균방) . . . . .	34
C.2 코스닥150선물 주요 변수 회귀분석 결과 (임계점 2% 균방) . . . . .	35
C.3 로지스틱 회귀분석 결과(가격점프확률, 점프식별 유의수준 10%) . . . . .	36

## 그림 차례

3.1	코스피200선물 주요 변수 회귀계수의 구간별 산점도	13
3.2	코스닥150선물 주요 변수 회귀계수의 구간별 산점도	14
3.3	코스피200선물 시장품질 변수 회귀계수의 구간별 산점도	17
3.4	코스닥150선물 시장품질 변수 회귀계수의 구간별 산점도	18
A.1	2020년 및 2024년의 1단계 서킷 브레이커 발동 예시.	30
D.1	CB 발동일을 제외한 코스피200선물 주요 변수 회귀계수의 구간별 산점도	37
D.2	CB 발동일을 제외한 코스닥150선물 주요 변수 회귀계수의 구간별 산점도	38
D.3	다른 변동성 지표에 대한 회귀계수의 구간별 산점도	38

## 제 1 장 서론

### 1.1 연구의 개요

주식시장의 급격한 가격 변동은 투자자의 공포를 확대시키고 시장 안정성을 훼손하는 주요 요인이다. 특히 대규모 매도세가 단기간에 집중될 경우 유동성이 고갈되고 가격발견 기능이 왜곡되어 시장 실패가 발생할 수 있다. 이러한 위험을 방지하고자 주요국은 가격 급락 시 거래를 일시 중단하는 서킷 브레이커 (Circuit Breaker; CB)를 도입해 왔으며, 우리나라 역시 1997년 CB를 도입하여 시장 안정성 제고를 위한 노력을 지속해 왔다.

그러나 CB가 실제로 시장 안정성 확보에 기여하는지에 대해서는 오랜 논쟁이 존재한다. 제도의 도입 취지는 일시적 “냉각기간(cooling-off period)”을 부여하여 과도한 투매를 차단하는 데 있으나, 여러 연구들은 CB가 오히려 시장 불안정을 야기할 수 있다는 사전적(ex-ante) 부작용을 지적하고 있다. 즉, 가격이 CB의 발동 임계점에 가까워질수록 시장의 역학구조가 변하면서<sup>1</sup> 변동성이 확대되는 등 가격 하방 압력이 비정상적으로 강화되는 “자석효과(magnet effect)”가 나타날 수 있다는 것이다. 이는 제도가 본래 의도와는 달리 시장 안정성을 훼손하는 역설적 효과를 야기할 가능성을 의미한다.

특히 Chen et al. (2024)은 주가에 대한 이질적 기대를 가진 투자자가 존재하는 균형모형을 통해, CB가 존재할 때 가격수준이 전반적으로 낮아지고 임계점 근방에서 변동성 · 왜도 · 기대수익률이 비정상적으로 확대됨을 이론적으로 제시하였다. 또한 Hsieh et al. (2009)과 Jian et al. (2020)은 가격이 제도의 임계점에 근접할수록 조건부 가격하락확률과 가격 점프 발생이 증가하는 현상을 실증적으로 확인하였고, 이를 통해 자석효과의 존재 가능성을 제시하였다. 이러한 결과는 CB가 발동 전 단계에서 이미 투자자의 호가·거래 행태를 변화시키며, 이로 인해 시장역학을 변화시키는 등의 사전적 효과를 야기하고 있음을 시사한다.

그럼에도 불구하고 국내에서 상술한 서킷 브레이커의 사전적 효과를 분석한 연구는 사실상 전무하다. 현재 CB의 제도적 틀이 마련된 2015년 이후의 연구는 찾아볼 수 없었고, 그 이전의 연구인 오세경 등 (2012)은 사후적(ex-post) 영향에 초점을 맞춰 제도의 사전적 영향은 심도있게 다루지 않았다. 한편 개별종목에 적용되는 가격제한폭이나 변동성완화장치(VI) 등에 대해서는 연구가 이루어져 왔으나(엄경식 등 (2015), 박병직 (2023), 이우백 · 박종원 (2016) 등), 이들 제도는 시장 전체의 거래를 중단시키는 CB와는 구조적으로 큰 차이를 가지고 있어 CB의 영향을 설명하기에는 한계가 존재한다.

한국 시장은 공매도 제한, 단일 거래소<sup>2</sup> 등 구조적 특징을 보유하고 있어 CB의 사전적 효과가 더욱 뚜렷하게 나타날 가능성이 있다. 또한 2020년 코로나19 팬데믹과 2024년 미·중 무역 분쟁 시기에 1단계 CB가 발동<sup>3</sup>되면서 실제 사례도 누적되고 있어, 제도의 실효성을 재평가할 필요성도 크게 증가하였다. 이러한 상황에서 우리나라 CB가 시장 안정화에 기여했는지, 아니면 사전적 효과 등으로 오히려 시장 안정성을 저해하는 요인으로 작용했는지를 평가하는 것은 학술적으로나 정책적으로 중요한 과제이다.

따라서 본 연구는 우리나라에서 서킷 브레이커의 영향을 사전적 효과를 중심으로 분석하고자 한다. 구체적으로 다음의 두 가지 핵심 질문에 답하고자 한다. 첫째, 가격이 CB 발동 임계점에 가까워질수록 시장 역학이 구조적으로 변화하는가. 둘째, 이러한 시장역학의 변화가 실제로 가격을 CB 임계점으로 끌어당기는 자석효과로 이어지는가. 본 연구는 국내 연구의 공백을 메우는 동시에 해외 이론 · 실증연구와의 비교를 통해 한국 시장의 특수성을 규명한다는 점에서 의의가 있으며, 궁극적으로 서킷 브레이커 제도의 효용성과 향후 시장안정정책 방향을 평가하는 데 기초적 근거를 제공하고자 한다.

<sup>1</sup> 유동성 공급자의 전략적 호가 철회, 위험회피 거래자의 사전 매도, 정보비대칭 심화 등 복합적인 미시구조적 요인이 시장 전체의 역학구조를 변화시키는 것으로 해석할 수 있다.

<sup>2</sup> 2025년 3월 대체거래소(NXT)가 공식적으로 출범하기 전까지 한국 주식시장은 사실상 단일 거래소(KRX) 체제로 운영되어 왔다.

<sup>3</sup> 우리나라의 서킷 브레이커 발동 사례는 부록 A에서 확인할 수 있다.

본 연구는 이러한 두 가지 핵심 질문에 답하기 위하여, 우리나라 대표 주가지수선물인 코스피200선물과 코스닥150선물의 고빈도 데이터를 이용하여 실증분석을 수행하였다. 두 선물시장 모두 주식시장 서킷 브레이커(CB)와 연계된 3단계 가격제한폭 제도가 존재한다는 점에 주목하여, 해당 제도의 영향을 간접적으로 분석하였다. 이를 위해 현재 주가지수선물 가격이 CB 임계점에 얼마나 근접해 있는지를 나타내는 지표인 DTCB(Distance to Circuit Breaker)를 핵심 설명변수로 구축하였다.

우선, Chen et al. (2024)의 모형이 예측하는 사전적 시장역학 변화가 우리나라에서도 나타나는지를 검증하였다. DTCB 수준에 따라 변동성, 왜도, 기대수익률 등의 추세를 분석한 결과, 두 시장 모두에서 가격이 CB 임계점에 접근할수록 변동성이 확대되고, 왜도가 음(-)의 방향으로 깊어지다가 임계점 근방에서 상승으로 반전하며, 기대수익률이 상승하는 일관된 구조적 변화가 관찰되었다. 특히 코스닥150선물에서는 임계점과의 거리가 1% 미만일 때 변동성과 기대수익률의 상승이 비선형적으로 강화되는 현상이 확인되었다. 시장품질 변수(호가심도, 스프레드, 호가불균형, 시장잡음)를 종속변수로 분석한 결과에서도, 유동성이 취약한 코스닥 시장에서 CB 임계점 접근 시 스프레드 확대와 시장잡음 증가가 통계적으로 유의하게 나타나, 시장품질이 낮을수록 시장역학 변화가 더욱 크게 나타나는 경향이 드러났다.

다음으로, 자석효과를 검증하기 위해 Jian et al.(2020)의 방법론을 바탕으로 분단위 조건부 가격하락 확률 및 가격점프 발생확률을 추정하였다. 분석 결과, 두 시장 모두에서 CB 임계점 접근 시 가격하락확률이 유의하게 상승하여 자석효과의 존재 가능성을 지지하였다. 가격점프 발생확률은 코스닥 시장에서 일관되게 증가하였으며, 점프 검정의 기준을 완화하는 경우 코스피 시장에서도 유의하게 증가하였다. 이어서 Hsieh et al.(2009)의 틱단위 로지스틱 회귀를 활용하여 분석의 강건성을 점검한 결과, 특히 코스닥 시장에서 CB 임계점 근방의 가격하락확률이 비선형적으로 급등하는 현상이 관찰되었다. 이는 가격이 CB 임계점에 접근 할수록 추가 가격하락 압력이 강화된다는 메커니즘을 직접적으로 확인한 것으로, 자석효과의 강력한 증거로 해석할 수 있다.

추가적으로, 정보기반거래자의 전략적 행태가 자석효과의 강도에 미치는 영향을 분석하였다. Easley et al. (2002)이 제시한 정보기반거래확률(Probability of Informed Trading; PIN)을 이용하여 정보기반거래 비중을 추정하고 이를 자석효과 강도와의 시계열적 관계로 검증한 결과, 두 지표 간 강한 음(-)의 상관성이 확인되었다. 이는 정보기반거래 비중이 높을수록 자석효과가 약화된다는 Subrahmanyam (1997) 및 Hsieh et al. (2009)의 기존 연구를 지지하는 결과이다. 반면, 시장 간 비교에서는 코스닥 시장에서 정보기반거래 비중과 자석효과 강도가 동시에 높은 수준을 보여, 기존 예측만으로는 이러한 차이를 충분히 설명하기 어려웠다. 이는 정보기반거래 비중이 자석효과의 중요한 결정요인임을 시사하는 한편, 시장 간 유동성, 시장품질 등 구조적 특성이 자석효과의 강도에 보다 지배적인 영향을 미칠 수 있음을 의미한다.

종합하면, 본 연구의 실증분석은 가격이 CB 임계점에 접근할수록 시장역학이 체계적으로 변화하고, 자석효과가 존재하는 등의 사전적 효과가 발생한다는 사실을 전반적으로 지지한다. 특히 코스닥 시장에서 효과의 강도가 더 크게 나타난 점은 시장품질 저하, 정보비대칭 심화, 낮은 유동성 등 구조적 특성이 사전적 효과의 주요 결정요인임을 시사한다. 이는 CB가 의도한 시장 안정화 기능과 달리 오히려 가격의 단기적 취약성을 강화시킬 수 있음을 보여준다.

다만, 본 연구는 몇 가지 한계를 가진다. 첫째, 분석 자료가 주가지수선물 중심이므로 개별주식의 서킷 브레이커 효과를 직접적으로 반영하기 어렵고, 미미하지만 가격 괴리가 발생할 수 있다. 둘째, CB의 가격 안정화 등의 사후적 효과는 분석하지 않았기 때문에 제도의 전체적 효용성을 평가하는 데 한계가 있다. 셋째, 사전적 효과의 결정요인을 부분적으로 분석했으나 구조적 원인을 완전히 식별하기에는 부족하며, 보다 정교한 연구 설계가 필요한 과제가 남아 있다.

그럼에도 불구하고 본 연구는 우리나라에서 CB의 사전적 효과를 종합적으로 검증한 첫 실증연구로서, 변동성 상승 등 시장역학 변화, 자석효과 발생 등 제도의 예상하지 못한 동학을 확인함으로써 향후 가격안정화 제도의 개선 방향을 논의하는 데 중요한 기초 자료를 제공한다.

## 1.2 서킷 브레이커

서킷 브레이커는 1987년 블랙먼데이(Black Monday) 이후 도입된 가격안정화 장치이다. 제도의 취지는 지수 급락 시 일정 시간 거래를 중단하여 과도한 투매와 연쇄적 공황 반응을 차단하고, 시장참여자에게 정보를 재해석할 수 있는 “냉각기간”을 부여함으로써 정보 비대칭을 해소하는 것이다. 미국시장에서 최초로 도입된 이후 그 효과를 인정받아 주요국이 유사한 제도를 도입하면서 글로벌 금융시장에서 표준적인 가격안정화 장치로 자리잡았다.

서킷 브레이커는 크게 시장 전체를 일시 중단시키는 시장단위 서킷 브레이커(Market-Wide Circuit Breaker; MWCB)와, 개별종목의 급격한 가격변동을 제한하는 개별종목 거래중단(trading halt) 제도로 구분된다.<sup>4</sup> MWCB는 주가지수 하락률을 기준으로 시장 전체의 거래가 중단되는 반면, 개별종목 거래중단 제도는 다양한 메커니즘의 임계점을 설정하여 개별 종목만을 대상으로 거래를 일시 중단한다. 따라서 두 제도는 목적·발동기준·시장 영향 범위에서 구조적으로 다르며, 본 연구의 관심은 시장 전체의 가격역학에 직접적인 영향을 미치는 MWCB에 한정된다.

우리나라의 CB는 3단계 구조로 시장의 충격 흡수 기능이 차등적으로 작동하도록 설계되어 있으며, 지수가 전일 종가 대비 8%, 15%, 20% 이상 하락한 상태가 1분간 지속될 경우 각각 발동한다. 1단계 및 2단계 발동 시 거래는 20분간 중단되고 재개 시 10분간 단일가 방식이 적용되며, 3단계가 발동될 경우 당일 거래는 즉시 종결된다. 그리고 장 종료 40분 전 이후에는 시장 혼란을 최소화하기 위해 CB가 발동하지 않는다.

표 1.1: 서킷 브레이커 제도 이력

도입일	발동기준	선물시장 연계
<b>패널 A. 한국시장</b>		
1998-12-07(유가)	코스피, 코스닥 지수가 전일 종가 대비 10% 이상 하락하여 1분간 지속되는 경우	코스피200, 스타지수선물이 전일 종가 대비 각 5%, 6% 이상 하락, 괴리율 3% 이상이 1분간 지속되는 경우 발동, 5분간 거래중단 및 재개 시에는 10분간 단일가 진행.
2001-10-15(코스닥)	발동, 20분간 거래중단 및 재개 시 10분간 단일가 진행.	코스피200, 코스닥150선물에 전일 종가 대비 8%, 15%, 20%의 단계별 가격제한 적용, 각 하한가 도달 5분 이후 다음 단계로 가격제한 확대 적용. 주식시장 CB 발동 시 선물시장 거래도 중단되고 재개 시 다음 단계로 가격제한 확대 적용.
2015-06-15	코스피, 코스닥 지수가 전일 종가 대비 8%, 15%, 20% 이상 하락하여 1분간 지속되는 경우 발동, 각 단계별로 20분간 거래중단 및 재개 시 10분간 단일가 진행, 3단계 발동 시 당일 거래 종료.	
<b>패널 B. 미국시장</b>		
1988-10	다우지수가 전일 대비 250pt 하락하는 경우 1시간 동안 거래중단 및 400pt 하락하는 경우 2시간 동안 거래 중단	-
1998-04	하락 기준을 10%, 20%, 30%로 변경, 거래 중단은 각 1시간, 2시간, 당일 종결로 변경	-
2013-04-08	S&P500 지수가 전일 종가 대비 7%, 13%, 20% 이상 하락하여 1분간 지속되는 경우 발동, 각 단계별로 15분간 거래중단, 3단계 발동 시 당일 거래 종료.	S&P500 선물에 전일 3:59:30-4:00:00의 VWAP 대비 7%, 13%, 20%의 단계별 가격제한 적용. 주식시장 CB 발동 및 재개 시 다음 단계로 가격제한 확대 적용.

<sup>4</sup>본 논문에서 “서킷 브레이커(CB)”는 시장 전체에 적용되는 MWCB만을 의미한다.

또한 주식시장과 선물시장이 상호 연계된 구조로 운영되는 점은 우리나라 CB 제도의 중요한 특징이다. 주가지수선물에는 CB와 동일한 3단계 가격제한폭이 적용되며, 주식시장에서 CB가 발동될 경우 해당 주가지수선물도 즉시 거래중단 상태에 들어간다. 반면 주가지수선물의 가격이 먼저 가격제한폭(CB 임계점)에 도달하더라도, 5분간 가격제한폭을 현 단계로 유지하여 하방을 제한함으로써 지수 대비 선물 가격의 과도한 급락을 방지하도록 설계되어 있다. 선물시장의 가격발견 기능을 고려할 때, 이러한 연계 구조는 CB의 영향을 분석하는 데 있어 선물시장을 살펴보는 것이 매우 중요하다는 점을 시사한다.

한국과 미국은 모두 동일한 3단계 구조와 주식-선물 연계 메커니즘을 채택하고 있어, 제도적 설계가 매우 유사하다. 표 1.1은 한국과 미국의 서킷 브레이커 제도 변천 과정을 요약한 것이다. 한국은 1997년 유가증권시장에 CB를 처음 도입한 이후 2001년 코스닥으로 확대하고, 2015년 현재의 3단계 체계를 구축하였다. 미국은 1988년 최초 도입 이후 여러 차례 개정을 거쳐 2013년부터 현행 체계를 유지하고 있다.

### 1.3 선행연구

국내에서 현행 서킷 브레이커 제도를 직접 분석한 연구는 거의 전무하다. 현재 CB의 제도적 틀이 마련된 2015년 이후의 연구는 찾아볼 수 없었으며, 오세경 등 (2012)은 제도 도입 전·후 비교를 통해 변동성의 비대칭성을 분석한 결과, 코스피 시장에서는 비대칭성이 완화되는 면이 있으나 코스닥 시장에서는 유의미하지 않았다. 또한 사후적 효과 관점에서 변동성과 유동성 변화를 분석한 결과, 발동 직후 변동성이 완화되는 면이 있으나 유동성 증가로 인한 거래장애가 존재함을 보였다. 그러나 이 연구는 가격이 CB의 임계점에 접근하는 과정에서 발생하는 시장역학 변화나 자석효과 등의 사전적 효과는 다루지 않았다.

한편 개별종목에 적용되는 가격제한폭 제도 또는 변동성완화장치(VI) 등에 관한 연구는 비교적 활발히 이루어져 왔다. Du et al. (2009)은 한국 주식시장의 호가·체결정보를 통해 가격제한폭 제도에서 주가가 임계점에 접근할 때 거래량, 체결빈도 등이 증가하는 가속화 현상을 통해 자석효과의 존재 가능성을 실증적으로 제시하였다. 엄경식 등 (2015)은 동적 변동성완화장치(VI) 제도의 도입으로 가격급변 완화 및 가격발견 기능이 강화되어 제도의 효용성이 존재함을 실증적으로 보였다. 다만, 박병직 (2023)은 변동성완화장치 도입 전·후의 이중차분분석을 통해 제도의 도입 목표인 변동성 완화효과는 존재하지만 가격발견은 일부 지연된다고 분석하였다. 한편, 이우백·박종원 (2016)은 개별주식의 단기과열완화장치가 과도한 가격변동을 억제하는 데 일정 부분 기여함을 보였다. 그러나 이러한 제도들은 개별종목에 한정된다는 점에서 시장 전체의 거래를 중단시키는 CB와 구조적으로 차이가 있으며, 따라서 CB의 임계점 접근 구간에서 나타나는 시장역학 변화나 자석효과 등의 사전적 영향을 파악하기에는 한계가 있다.

해외에서는 CB에 대한 연구가 보다 체계적으로 발전해왔다. 초기의 대표적 연구인 Santoni·Liu (1993)는 CB 발동 이후 변동성이 단기적으로 완화되었으나, 발동 직전에는 오히려 변동성이 확대되는 역효과가 발생한다는 점을 발견하였다. Subrahmanyam (1994)은 최초로 CB의 이론모형으로 제시하였으며, 투자자들이 거래중단 가능성을 인지할 경우 임계점 근방에서 변동성과 거래량이 증가하여 가격을 CB 임계점으로 스스로 끌어당기는 메커니즘인 자석효과의 존재를 제시하였다. 이어 Subrahmanyam (1997)은 정보기반거래자(informed trader)의 전략적 거래축소가 유동성을 악화시키고 거래비용을 증가시키는 추가적 부작용을 초래할 수 있음을 분석하였다.

이후 연구에서도 다양한 이론적 접근이 연구되었다. Lera et al. (2024)는 발동 확률 기반의 확률미분방정식을 통해 CB가 존재할 때 주가에 대한 일반방정식(General Circuit Breaker Equation)을 제시하였으며, 이를 통해 임계점 설정 시 변동성 수준을 함께 고려해야 한다는 새로운 시각을 제안하였다. Chen et al. (2024)은 이질적 기대를 가진 투자자가 존재하는 시장균형모형을 구축하여, CB가 도입될 경우 전반적인 가격수준이 낮아지고 임계점 근방에서는 변동성·왜도·기대수익률이 비정상적으로 확대된다는 점을 이론적으로 제시하였고, 나아가 임계점에 접근할수록 CB의 발동확률이 증가하는 자석효과가 구조적으로 발생함을 보였다. 또한, CB의 순효용은 위험회피적(낙관적) 투자자의 효용 감소와 투기적(비관적) 투자자의 효용 증가에 따라 결정되므로, 다양한 투자자 집단의 효용을 고려하여 최적 발동 기준을 설정해야 함을 제안하였다. 더

불어 미국 주가지수선물 데이터를 이용하여 제시한 모델의 주요 함의인 시장역학의 변화가 실제 시장에서 나타남을 실증적으로 보였다.

실증 측면에서도 사후적 효과 뿐만 아니라 사전적 효과도 활발히 연구되고 있다. Hsieh et al. (2009)은 대만 증시에서 거래단위 데이터를 이용한 로지스틱 회귀모형을 통해 가격제한 임계점에 가까워질수록 조건부 가격하락확률이 유의하게 증가하며, 정보기반거래자의 비중이 낮을수록 그 증가폭이 높아지는 경향이 있음을 보였다. 이는 가격제한폭 제도에서 자석효과가 실증적으로 존재함을 확인한 연구이다. 또한, Jian et al. (2020)은 중국의 서킷 브레이커 제도의 자석효과를 주가지수선물을 통해 분석한 결과, 변동성이나 단순 하락확률은 유의하지 않았으나 임계점 근방에서 가격점프 발생이 유의하게 증가하여 자석효과의 존재 가능성을 확인하였다. 마지막으로, Sifat·Mohamad (2020)은 문헌 연구를 통해 1997년부터 2019년까지 진행된 CB 및 가격중단제도 등의 자석효과를 다룬 33건의 실증연구에서 21건의 연구가 자석효과의 존재를 지지한다고 밝혔다.

## 1.4 연구의 가설 및 구성

이처럼 서킷 브레이커는 단기적으로 변동성을 완화하는 긍정적 효과가 부분적으로 존재함에도, 임계점 접근 구간에서는 변동성 확대, 가격점프 위험 증가, 유동성 고갈, 정보비대칭 심화, 자석효과 등 다양한 부정적 영향이 일관되게 보고되고 있다. 그러나 국내에서는 서킷 브레이커의 사전적 효과를 정교하게 분석한 연구가 사실상 전무하므로, 한국 시장을 대상으로 CB 발동 임계점에 접근하는 과정에서 시장역학이 어떻게 변화하는지, 그리고 자석효과가 실제로 존재하는지를 체계적으로 검증하는 연구가 필요하다.

따라서 본 연구에서는 우리나라에 CB 제도로 인하여 시장역학의 변화, 자석효과의 존재 등 사전적 효과가 존재하는지 여부를 분석할 계획이다. 구체적으로 Chen et al. (2024)의 이론모형과 Jian et al. (2020), Hsieh et al. (2009)의 핵심 결과를 바탕으로 가설을 두 단계로 구조화하였다. 두 가설을 순차적으로 검증함으로써 우리나라에 CB로 인한 사전적 효과가 존재하는지, 즉 제도의 도입 취지와 달리 잠재적으로 시장 안정성을 저해할 우려가 있는지를 실증적으로 분석하고자 한다.

### 가설 1. 시장역학 가설 : 가격이 CB 임계점에 가까워질수록 시장의 역학구조가 변화한다.

첫 번째 가설은 가격이 CB 임계점에 접근할수록 미시구조상 비정상적이고 비선형적인 역학 변화가 나타난다는 주장에 기반한다. Chen et al. (2024)의 모형에 따르면 가격이 임계점에 가까워질수록 변동성은 평상시보다 크게 확대되며, 왜도는 감소하는 추세를 보이다 임계점 근방에서 증가한다. 즉, 가격이 임계점 근처로 접근하면 시장의 하방 리스크가 비대칭적으로 확대되어 위험구조가 악화되는 특성이 나타난다. 또한 기대수익률 역시 임계점 근방에서 비정상적으로 증가하는데, 이는 전반적인 가격수준이 본질가치보다 낮아지는 현상이 심화되면서 나타나는 현상으로 해석할 수 있다. 거래량 또한 가격이 임계점에 접근할수록 증가하는 경향을 보이는데, 이는 위험 회피적 매도세 확대 또는 투기적 거래 증가에 기인한 결과로 해석할 수 있다.

### 가설 2. 자석효과 가설 : 가격이 CB 임계점에 가까워질수록 CB의 발동 확률이 증가한다.

두 번째 가설은 사전적 시장역학 변화가 실제로 가격 하방 압력을 유발하여 CB 발동 가능성을 끌어올리는지, 즉 자석효과가 존재하는지를 검증하는 것이다. CB의 대표적인 사전적 효과인 자석효과의 존재는 Subrahmanyam (1994)이 모형을 통해 가격이 임계점에 접근할수록 투자자의 행태변화, 시장의 미시구조 변화 등이 누적되어 가격을 CB 임계점으로 스스로 끌어당기는 현상을 발견하면서 처음 제시되었다. 이후 Jian et al. (2020)은 중국 주가지수선물의 가격점프 발생 증가 관점에서, Hsieh et al. (2009)은 대만 개별주식의 조건부 가격하락확률 증가 관점에서 자석효과 메커니즘의 존재 가능성을 실증적으로 보였다.

마지막으로 본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 데이터·변수 정의 및 연구모형을 포함한 방법론을 제시한다. 제3장에서는 시장역학 가설과 자석효과 가설에 대한 실증 분석 결과를 제시한다. 제4장에서는 연구결과 요약, 연구의 시사점, 연구의 한계 및 향후과제를 논의한다.

## 제 2 장 연구방법론

### 2.1 데이터 및 표본

본 연구의 가설을 검증하기 위해 한국거래소의 주가지수선물 거래정보<sup>1</sup>를 이용한다. 앞서 제시한 바와 같이 우리나라의 CB는 선물시장과 연계된 구조를 채택하고 있다. 따라서 선물시장의 가격발견 기능 등을 고려할 때, 주가지수선물은 CB 임계점 접근 구간의 역학을 간접적으로 분석하기에 적합한 수단이다.

CB는 유가증권시장 및 코스닥시장에 적용되므로, 코스피200선물 및 코스닥150선물을 통해 각 시장을 살펴본다. 두 선물은 우리나라의 대표 주가지수선물로 유동성이 상대적으로 풍부해 거래가 연속적으로 체결되고 주가지수의 가격흐름을 잘 반영한다. 본 연구에서는 그 중에서도 유동성이 가장 풍부한 최근월물<sup>2</sup>만을 사용하며, 단일가 방식의 거래는 제외하고 접속거래 방식의 거래정보만을 사용한다.

주가지수선물의 가격이 CB 임계점 근방에서 변화할 때 시장역학이 매우 빠르게 변화할 수 있다는 점을 고려하여, 주가지수선물의 고빈도(hight-frequency) 거래정보를 사용한다. 먼저 거래단위의 정보를 초단위 거래량 가중평균 가격(Volume weighted average price; VWAP) 및 거래량 등으로 가공한 다음, 분단위로 주요 변수를 산출하여 사용한다. 또한, 보다 세밀한 분석을 위해 일부 표본기간에 대해서는 거래단위 정보를 분석에 활용한다.

표본기간은 2015년 8월부터 2025년 5월까지이다. 협행 CB 제도의 시행일은 2015년 6월 15일이지만, 2015년 8월 주식시장의 거래종료시간이 3시에서 3시 30분으로 연장되는 구조 개편이 있었던 점을 고려하여 그 영향을 배제하고자 분석기간을 설정하였다.

### 2.2 변수의 정의

서킷 브레이커의 사전적 효과를 분석한다는 것은, CB가 실제로 발동되기 이전 단계에서 가격이 임계점에 접근할 때 어떠한 동학이 나타나는지 살펴보는 것을 의미한다. 따라서 본 연구에서는 현재 가격수준과 CB 임계점과의 거리(Distance to Circuit Breaker; DTCB)를 핵심 변수로 사용하여 분석을 수행한다.

DTCB는 현재 시장의 가격수준이 CB의 발동기준가격과 얼마나 떨어져있는지를 나타내는 지표이다. 상기 서술한 바와 같이, 우리나라의 주가지수선물은 주식시장의 3단계 CB 구조와 정확하게 동일한 3단계 가격제한폭이 적용된다. 따라서, 주가지수선물 가격과 주가지수선물의 3단계 하한가의 거리비율을 통해 DTCB를 측정한다. 다만, 실제 주식시장의 CB 임계점과 주가지수선물의 하한가와의 제도적 차이로 인해 발생할 수 있는 괴리가 존재<sup>3</sup> 한다. 따라서 일치성을 확보하기 위해 실제 CB 발동직전의 선물가격을 임계점으로 대체하는 등의 전처리<sup>4</sup>를 진행하였다.

$$DTCB_t = \frac{P_t^{\min} - (1 - \alpha_t) \bar{P}_t^{\text{close}}}{\bar{P}_t^{\text{close}}} \quad (2.1)$$

식 2.1은 현재 시장의 가격수준과 CB 발동기준가격과의 1분 단위 거리비율 수식을 나타낸다. 여기서  $P_t^{\min}$ 은  $t$ 에서 주가지수선물의 최저 체결가격(1분 단위 저가)을 의미하며,  $\bar{P}_t^{\text{close}}$ 는 전일 선물 종가를 말한

<sup>1</sup>한국거래소가 정보데이터시스템(<https://data.krx.co.kr>)을 통해 제공하는 선물 체결장

<sup>2</sup>다만, 최종거래일의 경우에는 만기일 효과 등을 배제하기 위하여 차근월물을 이용한다.

<sup>3</sup>실제 CB 임계점 산출의 기준가격은 전일 15:30분에 산출되는 코스피, 코스닥 종가자수이며 주가지수선물의 하한가는 전일 15:45분에 산출되는 코스피200, 코스닥150 선물종가이다. 두 가격의 변화는 거의 일치하나, 그 차이로 인해 CB 발동 이전에 주가지수선물이 먼저 하한가에 도달하는 등의 현상이 발생할 수 있다.

<sup>4</sup>CB 발동일에는 발동 직전 1분간 선물의 최저체결가격을 임계가격으로 사용하였으며, CB 발동 전에 선물이 가격제한에 도달하는 경우에는 전일 선물종가 대신 15:29:30부터 15:30:30(단일가 임의종료시각)의 거래량가중평균가격을 산출 기준가격으로 사용하였다.

다. 그리고  $\alpha_t$ 는  $t$  시점에 적용되는 CB 단계비율을 의미한다. 즉, 장 개시 시점에서는 8%이며, 1단계 및 2단계 CB가 발동하는 경우 거래 재개 이후 15%, 20%로 각각 조정된다. 그리고 장 종료 전 40분(오후 2 시 50분) 이후에는 20%가 적용된다. 아울러 장 종료 40분 전(14:50) 이후에는 CB 단계와 관계없이 20%가 적용되므로, 이러한 제도적 비연속성이 분석에 잡음을 유발할 가능성을 고려하여 본 연구에서는 장 종료 전 40분 이후의 관측값을 제외하였다.

다음으로, 가격이 CB 임계점에 접근하는 과정에서 시장역학이 어떻게 변화하는지 관찰하기 위해 대표적으로 변동성, 왜도, 기대수익률, 거래량을 살펴본다. 변동성은 고빈도 자료의 특성상 발생할 수 있는 미시잡음(microstructure noise)를 완화하기 위해 Zhang et al. (2005)의 이중척도 실현변동성(two-scale realized volatility; TSRV)를 사용한다. 왜도는 Amaya et al. (2015)가 제시한 실현 왜도를 사용하며, 기대수익률은 분 단위 로그수익률, 거래량은 시장의 평균적인 거래량 대비 상대적인 거래량을 측정하기 위해 이상 거래량(abnormal volume)을 사용한다.

$$E[r_{t+1}] = \ln(P_{t+1}/P_t) \quad (2.2)$$

$$TSRV_{t,5s} = \frac{\frac{1}{5} \sum_{k=1}^5 RV_t^{(k)} - \frac{11}{60} RV_t}{1 - 11/60}, \quad RV_t^{(k)} = \sum_{j=1}^{11} \left( \ln \frac{P_{t,5j-k}}{P_{t,5(j-1)-k}} \right)^2 \quad (2.3)$$

$$RDSkew_t = \frac{\sum_{i=1}^N r_{t,i}^3}{\left( \sum_{i=1}^N r_{t,i}^2 \right)^{3/2}} \quad (2.4)$$

$$Abnormal\ Volume_t = \frac{Volume_t}{Average\ volume\ (past\ 6.5\ hours)} - 1 \quad (2.5)$$

식 2.2은 1분 단위 로그수익률을 나타내며,  $P_t$ 는  $t$ 에서 주가지수선물의 VWAP이다. 식 2.3은 1분 단위 이중척도(5초 간격) 실현변동성을 나타내며,  $P_{t,i}$ 는  $t$ 분  $i$ 초의 VWAP이다. 식 2.4은 1분 단위 실현 왜도를 나타내며,  $r_{t,i}$ 는  $t$ 분  $i$ 초의 주가지수선물의 로그수익률이다. 식 2.5은 1분 단위 이상 거래량을 나타낸다. 여기서  $Volume_t$ 는  $t$  동안의 주가지수선물의 거래량이며, 지난 6.5시간동안의 평균 거래량은  $t$  시점 전 거래일에 접속거래로 체결된 거래량을 390으로 나눈 값이다.

또한, 수익률과 변동성 간의 음의 관계에서 기인하는 구조적 특성인 레버리지 효과를 통제변수로 사용함으로써 DTCB와 변동성, 수익률 등의 관계를 효과적으로 파악하고자 하였다. 레버리지 효과는 단기적인 가격 하락이 변동성 상승을 유발하는 현상을 의미하며, 단기 평균가격과 장기 평균가격의 비율로 정의된다. 또한, 레버리지 효과의 비선형성을 반영하기 위해 제곱항을 함께 사용한다.

$$Lev_t = \frac{Average\ price\ (past\ 60\ minutes)}{Average\ price\ (past\ 21\ days)}, \quad QLev_t = (Lev_t - 1)^2 \quad (2.6)$$

식 2.6은 1분 단위 레버리지 효과를 나타낸다.  $Lev_t$ 는 지난 60분간 VWAP을 지난 21일간 접속거래 대상 VWAP으로 나눈 값이며,  $QLev_t$ 는 레버리지 효과의 비선형 효과를 반영하기 위한 제곱항이다.

여기에 유동성 및 거래비용, 불균형 등을 나타내는 시장품질(market quality)을 통해 DTCB에 따른 시장역학의 변화를 보조적으로 분석할 계획이다. 또한 자석효과를 검증할 때 레버리지 효과와 더불어 통제변수로 사용함으로써, 시장품질이 미시구조에 미치는 영향을 배제하고자 하였다. 본 연구는 호가심도, 호가불균형, 스프레드, 시장잡음을 주요 시장품질 변수로 사용한다.

$$Depth_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Best\ Bid\ qty_{t,i} + Best\ Ask\ qty_{t,i}) \quad (2.7)$$

$$Spread_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Best\ Ask\ price_{t,i} - Best\ Bid\ price_{t,i}) \quad (2.8)$$

$$OI_t = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Best\ Bid\ quantity_{t,i} - Best\ Ask\ quantity_{t,i})}{Depth_t} \quad (2.9)$$

$$Noise_t = \frac{1}{2(N-1)} \sum_{i=2}^N (P_{t,i} - P_{t,i-1})^2 \quad (2.10)$$

식 2.7은 1분 단위 호가심도를 나타낸다. 여기서  $N$ 은  $t$ 동안의 체결발생횟수이며,  $Best\ Bid\ qty_{t,i}$ ,  $Best\ Ask\ qty_{t,i}$ 는 각각  $t$ 의  $i$ 번째 체결시점의 최우선매수호가잔량과 최우선매도호가잔량을 의미한다. 식 2.8은 1분 단위 호가스프레드를 나타내며,  $Best\ Bid\ price_{t,i}$ ,  $Best\ Ask\ price_{t,i}$ 는 각각  $t$ 의  $i$ 번째 체결시점의 최우선매도호가가격과 최우선매수호가가격을 의미한다. 식 2.9은 1분 단위 호가불균형도를 나타내며, 최우선매수호가잔량에서 최우선매도호가잔량을 뺀 값을 호가심도로 나누어 산출한다. 여기서 값이 1인 경우 현재 시장에 매수호가만, -1인 경우 현재 시장에 매도호가만 존재함을 의미한다. 식 2.10은 1분 단위 시장 잡음을 나타낸다. 변동성과 유사해보이나 이는 시장의 미시잡음을 측정하는 지표로, Zhang et al. (2005)이 제시한 잡음변동성(noise variance)을 사용하였다.

또한, 자석효과를 가격점프 발생 관점에서 분석하고자 Barndorff-Nielsen-Shephard (2006)가 제시한 이변량 변동성(bipower variation; BPV)을 사용하였다. 일반적인 실현변동성이 본질가격의 변동성과 일시적인 가격점프로 인한 변동성을 모두 포함하는 반면, BPV는 인접한 절대수익률의 곱을 활용해서 본질가격의 변동성만을 추정하는 성질을 가진다. 아래 식 2.11은 1분 단위 이변량 변동성을 나타낸다. 여기서  $r_{t,i}$ 는  $t$ 분  $i$ 초의 로그수익률이며,  $N$ 은 60이다.

$$BPV_t = \frac{N}{N-2} \frac{\pi}{2} \sum_{i=2}^N |r_{t,i-1}| |r_{t,i}| \quad (2.11)$$

마지막으로, 분석의 강건성 및 결과의 논의를 위하여 거래단위 기반의 변수와 정보기반거래 관련 변수를 활용할 계획이다. 보다 세밀한 분석을 위해 틱단위 기반의 CB 임계점과의 거리지표( $DIST_k$ )와, 임계점 근방에서의 비선형적인 특징 포착을 위한 가격근접지표( $IDIST_k$ )를 사용하였다. 통제변수로는 거래간격( $\Delta T_k$ ), 거래량( $V_k$ ), 호가스프레드( $ISSPREAD_k$ ), 매수·매도호가지표( $IBID_k \cdot IASK_k$ ), 체결방향지표( $IBS_k$ ), 레버리지효과( $Lev_k$ ,  $QLev_k$ )를 사용하였다. 표 2.1은 거래단위 기반 변수를 나타내며, 이외의 사용하는 변수들은 제 3장에서 실증분석 결과를 논의하면서 함께 다루기로 한다.

표 2.1: 거래단위 기반 변수의 산출방법

변수 명	산출방법
거래간격	$\Delta T_k = (k-1)$ 번째 체결과 $k$ 번째 체결 사이의 시차(초 단위)
거래량	$V_{k-l} = (k-l)$ 번째 체결의 거래대금(가격, 거래량, 거래승수의 곱)의 자연로그값
CB임계점과 거리	$DIST_{k-1} = (k-1)$ 번째 체결가격과 CB임계가격의 차이(틱 단위)
가격근접지표	$IDIST_{k-1}^m = DIST_{k-1}$ 이 $m$ 틱 이내인 경우 1, 이외는 0
호가스프레드	$ISSPREAD_{k-1} = (k-1)$ 체결 직후의 호가 스프레드(틱 단위)
매수호가지표	$IBID_{k-1} = (k-1)$ 번째 체결 직후 매수호가가 존재하면 1, 이외는 0
매도호가지표	$IASK_{k-1} = (k-1)$ 번째 체결 직후 매도호가가 존재하면 1, 이외는 0
체결방향지표	$IBS_{k-l} = (k-l)$ 번째 체결가격이 직전의 평균 최우선호가 보다 높으면 1, 낮으면 -1
레버리지효과	$(k-1)$ 번째 체결 직전 1분간 평균가격을 이용해 산출한 $Lev_{k-1}$ , $QLev_{k-1}$

## 2.3 주요 변수의 요약통계량

표 2.2 및 표 2.3은 각각 주요 변수에 대한 코스피200선물 및 코스닥150선물의 요약통계량을 나타낸다. 일 단위로 정규화된 1분 단위 수익률은 두 시장에서 모두 미세하게 음(-)의 값을 가진다. 일 단위로 정규화된 1분 단위 변동성은 코스피200선물이 약 0.7%, 코스닥150선물이 약 1.1%로 코스닥시장의 평균적인 변동성 수준이 높은 것으로 나타났다. CB 임계점과의 거리를 나타내는 DTCB는 두 시장 모두 약 8%로, 전일 종가 대비 8%인 임계비율을 고려하면 일반적인 값이다.

미세한 음(-)의 값을 가지는 수익률과 임계비율을 소폭 상회하는 DTCB를 통해, 주가지수선물의 장 중 수익률은 평균적으로 음(-)의 값을 가지고 전일 종가 대비 시가의 수익률은 평균적으로 양(+)의 값을 가진다는 것을 유추할 수 있다. 이외의 주요 변수의 분포에 특이한 사항은 관측되지 않았다.

표 2.2: 코스피200선물 주요 변수 요약통계량

수익률 : 일 단위로 정규화된 선물 가격의 1분 단위 로그수익률, 변동성 : 일 단위로 정규화된 선물 가격의 1분 단위 이중척도(5 초) 실현변동성, 왜도 : 초 단위 선물 수익률을 기반으로 계산된 1분 단위 실현 왜도, 이상 거래량 : 과거 6.5시간 동안의 분 단위 평균 거래량으로 정규화한 1분 거래량에서 1을 차감한 값, DTCB : (1분 간의 선물 저가 - CB 발동 임계가격) / 선물 기준가격, Lev : 지난 21일 동안의 VWAP으로 정규화한 지난 1시간 동안의 VWAP, QLev : (Lev-1)의 제곱, 표본기간 : 2016/08/02 - 2025/05/30, 전체 관측치 수 : 757,310.

변수명	평균	표준편차	최소값	1사분위수	중간값	3사분위수	최대값
수익률 (%)	-0.023	16.965	-561.878	-7.179	0.000	7.171	481.341
변동성 (%)	0.709	0.446	0.000	0.470	0.623	0.837	15.571
왜도	-0.001	0.928	-6.782	-0.384	0.000	0.381	6.325
이상 거래량	0.043	1.095	-0.999	-0.583	-0.263	0.282	36.075
DTCB (%)	8.007	0.982	0.014	7.505	8.027	8.533	15.849
Lev	1.002	0.029	0.754	0.987	1.003	1.019	1.168

표 2.3: 코스닥150선물 주요 변수 요약통계량

수익률 : 일 단위로 정규화된 선물 가격의 1분 단위 로그수익률, 변동성 : 일 단위로 정규화된 선물 가격의 1분 단위 이중척도(5 초) 실현변동성, 왜도 : 초 단위 선물 수익률을 기반으로 계산된 1분 단위 실현 왜도, 이상 거래량 : 과거 6.5시간 동안의 분 단위 평균 거래량으로 정규화한 1분 거래량에서 1을 차감한 값, DTCB : (1분 간의 선물 저가 - CB 발동 임계가격) / 선물 기준가격, Lev : 지난 21일 동안의 VWAP으로 정규화한 지난 1시간 동안의 VWAP, QLev : (Lev-1)의 제곱, 표본기간 : 2016/08/02 - 2025/05/30, 전체 관측치 수 : 724,160.

변수명	평균	표준편차	최소값	1사분위수	중간값	3사분위수	최대값
수익률 (%)	-0.054	27.854	-1033.035	-12.716	0.000	12.499	870.709
변동성 (%)	1.095	0.780	0.000	0.624	0.929	1.369	52.310
왜도	-0.001	0.915	-5.441	-0.658	0.000	0.654	5.488
이상 거래량	0.006	1.252	-0.996	-0.687	-0.383	0.217	49.502
DTCB (%)	8.015	1.389	0.012	7.225	8.003	8.793	20.371
Lev	1.001	0.043	0.768	0.972	1.003	1.029	1.189

한편, 장기평균가격 대비 단기평균가격의 비율을 나타내는 레버리지 효과(Lev)는 전일 종가 대비 현재 가격의 특정 비율을 의미하는 DTCB와 높은 상관성을 가질 우려가 있다. 이 경우, 주요 설명변수인 DTCB 와 통제변수인 Lev 간의 다중 공선성 문제가 발생할 수 있어 변수 간 상관관계를 확인 할 필요성이 있다.

표 2.4 및 표 2.5는 각각 주요 변수에 대한 코스피200선물 및 코스닥150선물의 상관관계행렬을 나타낸다.  $DTCB$ 와  $Lev$ 의 상관계수는 코스피200선물에서 약 0.24, 코스닥 150선물에서 약 0.21로 비교적 낮은 수준인 것으로 나타났다. 변동성과 이상 거래량의 상관계수는 코스피200선물에서 약 0.50, 코스닥 150선물에서 약 0.43로, 두 변수간에 양(+)의 상관관계가 나타났다. 이는 거래량이 단기적으로 집중되는 시기에 두 시장 모두 단기 변동성이 확대되는 경향이 있음을 의미한다. 이외의 주요 변수 간에 유의미한 상관관계는 관측되지 않았다.

표 2.4: 코스피200선물 주요 변수 간 상관계수행렬

수익률 : 일 단위로 정규화된 선물 가격의 1분 단위 로그수익률, 변동성 : 일 단위로 정규화된 선물 가격의 1분 단위 이중척도(5초) 실현변동성, 왜도 : 초 단위 선물 수익률을 기반으로 계산된 1분 단위 실현 왜도, 이상 거래량 : 과거 6.5시간 동안의 분 단위 평균 거래량으로 정규화한 1분 거래량에서 1을 차감한 값,  $DTCB$  : (1분 간의 선물 저가 - CB 발동 임계가격) / 선물 기준가격,  $Lev$  : 지난 21일 동안의 VWAP으로 정규화한 지난 1시간 동안의 VWAP,  $QLev$  : ( $Lev-1$ )의 제곱, 표본기간 : 2016/08/02 - 2025/05/30, 전체 관측치 수 : 757,310.

	왜도	수익률 (%)	이상 거래량	$DTCB$ (%)	$Lev$	$QLev$
변동성 (%)	0.0034	-0.0022	0.4968	-0.0883	-0.2408	0.4533
왜도		-0.0240	0.0022	0.0116	0.0020	0.0003
수익률 (%)			-0.0018	0.0011	0.0017	-0.0030
이상 거래량				-0.0671	-0.0082	0.0002
$DTCB$ (%)					0.2373	-0.0145
$Lev$						-0.2573

표 2.5: 코스닥150선물 주요 변수 간 상관계수행렬

수익률 : 일 단위로 정규화된 선물 가격의 1분 단위 로그수익률, 변동성 : 일 단위로 정규화된 선물 가격의 1분 단위 이중척도(5초) 실현변동성, 왜도 : 초 단위 선물 수익률을 기반으로 계산된 1분 단위 실현 왜도, 이상 거래량 : 과거 6.5시간 동안의 분 단위 평균 거래량으로 정규화한 1분 거래량에서 1을 차감한 값,  $DTCB$  : (1분 간의 선물 저가 - CB 발동 임계가격) / 선물 기준가격,  $Lev$  : 지난 21일 동안의 VWAP으로 정규화한 지난 1시간 동안의 VWAP,  $QLev$  : ( $Lev-1$ )의 제곱, 표본기간 : 2016/08/02 - 2025/05/30, 전체 관측치 수 : 724,160.

	왜도	수익률 (%)	이상 거래량	$DTCB$ (%)	$Lev$	$QLev$
변동성 (%)	0.0121	-0.0004	0.4168	-0.0674	-0.1947	0.2965
왜도		-0.0073	0.0070	0.0210	0.0068	0.0043
수익률 (%)			-0.0001	0.0043	0.0018	0.0012
이상 거래량				-0.0614	-0.0020	-0.0073
$DTCB$ (%)					0.2127	0.0392
$Lev$						0.0104

한편, 코스피200선물과 코스닥150선물의 시장품질 변수<sup>5</sup>에서, 호가심도 및 호가스프레드 측면에서 모두 코스피200선물의 유동성이 코스닥150선물에 비해 풍부한 것으로 나타났다.

<sup>5</sup>부록 B에서 시장품질 변수의 요약통계량 및 상관계수행렬을 확인할 수 있다.

## 2.4 연구모형

### 2.4.1 시장역학 가설

시장역학 가설은 Chen et al. (2024)의 방법론을 이용하여 검증한다. 즉, 시장역학을 나타내는 4개의 지표(변동성, 왜도, 기대수익률, 거래량)가 CB 임계점과의 거리비율( $DTCB$ )에 따라 어떻게 변화하는지를 통해 CB가 사전적으로 시장역학 변화에 영향을 미치는지 여부를 분석하고자 한다.

먼저, 시장역학을 나타내는 지표와  $DTCB$  간의 추세를 확인하기 위해  $DTCB$  수준별 더미변수를 사용하여 회귀분석을 수행한다. 이를 통해 가격이 CB 임계점에 접근함에 따라 변동성, 왜도, 기대수익률, 거래량이 어떤 추세를 가지는지 계량적으로 확인한다.

$$y_{d,m,t} = \sum_i \beta_i 1_{\{DTCB \in Bin_i\}} + a_d + b_m + c Lev_t + d QLev_t + \varepsilon_{dmt} \quad (2.12)$$

식 2.12는  $DTCB$  수준에 따른 더비변수를 이용한 회귀모형을 나타낸다. 여기서  $y_{d,m,t}$ 는 4개의 시장 역학 변수인 이중척도 실현변동성( $TSRV_{t,5s}$ ), 실현왜도( $RDSkew_t$ ), 기대수익률( $E[r_{t+1}]$ ), 이상 거래량( $Abnormal Volume_t$ )을 나타낸다.  $Bin_i$ 는  $(0\%, 0.5\%]$ ,  $(0.5\%, 1\%]$ ,  $\dots$ ,  $(14\%, 15\%)$  각 구간에 해당하는 경우 1, 이외는 0의 값을 가지는 더미변수이다. 이하 통제변수로 사용한  $Lev_t$  및  $QLev_t$ 는 레버리지 효과,  $a_d$ 는 연·월·일 고정효과,  $b_m$ 는 시·분 고정효과를 나타낸다.

다음으로, 식 2.12을 통해 확인한  $DTCB$ 와 시장 역학 변수간의 통계적 유의성을 분석하기 위해  $DTCB$ 를 설명변수로 사용한 회귀분석을 수행한다. 여기에 가격이 CB 임계점 근방에 위치할 때 시장 역학의 비선형적인 변화를 관측하기 위해 거리비율이 1% 미만인 경우에만 유효한 설명변수를 추가한다. 또한, 기존 통제변수 외의 종속변수의 자기상관성을 통제하기 위해 각 시장 역학 변수의 자기상관성을 따른 시차항을 반영하여 모형의 계량적 타당성을 확보하였다.

$$y_{d,m,t} = \beta DTCB_t + \gamma \min(DTCB_t - 1\%, 0) + a_d + b_m + c Lev_t + d QLev_t + Y_t' \delta + \varepsilon_{dmt} \quad (2.13)$$

식 2.13은  $DTCB$ 와  $DTCB$  1% 미만의 설명변수를 이용한 회귀모형을 나타낸다. 여기서  $y_{d,m,t}$ 는 4개의 시장 역학 변수인 이중척도 실현변동성( $TSRV_{t,5s}$ ), 실현왜도( $RDSkew_t$ ), 기대수익률( $E[r_{t+1}]$ ), 이상 거래량( $Abnormal Volume_t$ )을 나타낸다. 이하 통제변수로 사용한  $Lev_t$  및  $QLev_t$ 는 레버리지 효과,  $a_d$ 는 연·월·일 고정효과,  $b_m$ 는 시·분 고정효과이며  $Y_t' \delta$ 는 종속변수  $y$ 의 시차항 벡터<sup>6</sup>를 나타낸다.

### 2.4.2 자석효과 가설

자석효과 가설은 Jian et al. (2020)과 Hsieh et al. (2009)의 방법론 기반의 로지스틱 회귀모형을 이용하여 검증한다. 먼저 주가지수선물의 분단위 정보를 이용하여 CB 임계점에 가까워질수록 조건부 가격 하락확률과 조건부 가격점프 발생확률이 어떻게 변화하는지 분석한 다음, 결과의 강건성을 검증하기 위해 주가지수선물의 거래단위 정보를 이용하여 일부 표본기간에 대해 추가 분석을 병행하였다.

먼저, 분단위 정보를 기반으로 수익률이 하락하는 경우 1의 값을 가지는 이진변수와 가격점프가 발생하는 경우 1의 값을 가지는 이진변수를 이용한 2개의 로지스틱 회귀모형을 수립하였다. 두 모형의 설명변수는 동일하게 CB 임계점과의 거리비율( $DTCB$ )를 중심으로 살펴보았고 거래량 및 변동성, 시장품질변수를 통제변수로 사용한다.

<sup>6</sup>종속변수의 시계열 자기상관성을 적절히 반영하기 위해 AIC(Akaike Information Criterion)를 이용하였다. AIC는 최대우도 추정의 음의 로그우도와 모수의 수를 함께 고려하는  $AIC = -2 \ln(L) + 2k$  형태의 선택지표로, 모형의 적합도와 복잡도를 모두 고려한다. 종속변수의 AR(0)부터 AR(50)까지의 AIC를 비교하여, 그 값이 최소가 되는 차수에 해당하는 시차항을 반영하였다.

$$P(D(r_t < 0) = 1 | X_t) = F\left(\beta_0 + \beta_1 DTCB_{t-1} + \sum_{i=1}^7 \sum_{j=1}^2 \beta_{i,j} Control_{i,t-j}\right) \quad (2.14)$$

$$P(D(JumpOccur_t = 1) | X_t) = F\left(\beta_0 + \beta_1 DTCB_{t-1} + \sum_{i=1}^7 \sum_{j=1}^2 \beta_{i,j} Control_{i,t-j}\right) \quad (2.15)$$

식 2.14 및 식 2.15는 각각 조건부 가격하락 및 가격점프 발생확률에 대한 로지스틱 회귀모형을 나타낸다.  $F(x)$ 는 로지스틱 함수( $1/(1+e^{-x})$ )이며, 통제변수( $Control_{i,t-1}$ )는 수익률( $r_{t-1}$ ), 이변량 변동성( $BPV_{t-1}$ ), 호가심도( $Depth_{t-1}$ ), 호가스프레드( $Spread_{t-1}$ ), 호가불균형도( $OI_{t-1}$ ), 시장잡음( $Noise_{t-1}$ )를 말한다. 마지막으로,  $JumpOccur_t$ 는 Lee·Mykland (2008)의 점프 검정<sup>7</sup> 결과에 따른 가격점프 발생여부이다.

다음으로, 분석의 강건성을 확보하기 위해 일부 기간에 대해 거래단위 정보 기반의 로지스틱 회귀분석을 수행하였다. 대상기간은 2020년 3월 한달간<sup>8</sup>이며, 체결가격이 하락하는 경우 1의 값을 가지는 이진변수를 종속변수로 사용하였다. 설명변수는 CB 임계점과의 틱 단위의 가격차이( $DIST$ ) 및 일정( $m$ ) 틱 미만의 설명변수( $IDIST^m$ )을 중심으로, 유동성과 호가불균형, 레버리지 효과 등을 통제변수로 사용하였다.

$$P(D(r_t < 0) = 1 | X_t) = F(X_t' B) \quad (2.16)$$

$$\begin{aligned} X_t' B = & \beta_0 + \beta_1 \Delta T_t + \beta_2 V_{t-1} + \beta_3 V_{t-2} + \beta_4 V_{t-3} + \beta_5 DIST_{t-1} + \beta_6 IDIST_{t-1}^m \cdot DIST_{t-1} \\ & + \beta_7 ISPREAD_{t-1} + \beta_8 IBID_{t-1} + \beta_9 IASK_{t-1} + \beta_{10} IBS_{t-1} + \beta_{11} IBS_{t-2} + \beta_{12} IBS_{t-3} \\ & + \beta_{13} (V_{t-1} \cdot IBS_{t-1}) + \beta_{14} (V_{t-2} \cdot IBS_{t-2}) + \beta_{15} (V_{t-3} \cdot IBS_{t-3}) + \beta_{16} Lev_{t-1} + \beta_{17} QLev_{t-1}. \end{aligned} \quad (2.17)$$

식 2.16 및 식 2.17은 각각 거래단위 기반의 로지스틱 회귀모형과 그 설명변수를 나타낸다. 여기서  $F(x)$ 는 로지스틱 함수( $1/(1+e^{-x})$ )이고 각 설명변수는 표 2.1의 CB 임계점과의 거리, 유동성, 호가불균형 등의 변수를 의미한다.

마지막으로, 본 연구에서는 주요 실증분석 결과에 대해 코스피200선물과 코스닥150선물의 차이점을 고찰하기 위한 추가 분석을 수행할 계획이다. 추가 분석은 시장품질변수와 정보기반거래를 나타내는 변수를 이용하여 진행되며, 해당 연구모형은 제 3장에서 실증분석 결과를 논의하면서 함께 다루기로 한다.

<sup>7</sup>점프 검정은 고빈도 수익률을 이변량 변동성( $BPV$ )으로 표준화한 통계량  $\mathcal{L}_t = c r_t / \sqrt{BPV_t}$ 의 극단값 특성을 이용한다. 극단값 이론(Extreme value theory)에 따르면  $\mathcal{L}_t$ 의 최대값은 점별(Gumbel) 분포로 수렴하므로, 귀무가설을 기각( $|\mathcal{L}_t| > G^{-1}(\alpha)$ )  $S_t + C_t$ )하면 가격 점프 발생으로 간주한다. 여기서  $S_t = 1/c\sqrt{2\log n_t}$ ,  $C_t = \sqrt{2\log n_t}/c - \log(\pi) + \log(\log n_t)/(2c\sqrt{2\log n_t})$ 이며,  $G(x) = e^{-e^{-x}}$ 는 누적분포함수,  $n_t$ 는 1분 내 초 단위 수익률 개수이다.

<sup>8</sup>주가의 변동성이 확대되었던 기간인 코로나-19 팬데믹 시기 중, 실제로 1단계 CB가 연달아 발동하였던 2020년 3월을 대상 기간으로 선정하였다.

## 제 3 장 실증분석 결과

### 3.1 시장역학 가설

먼저, 가격이 CB 임계점에 접근함에 따라 시장 역학의 추세를 알아보았다. 분석 결과는 DTCB 수준을 x축 및 각 시장역학 변수를 y축으로, DTCB 구간별 더미변수의 추정회귀계수를 산점도로 도식화하였다.

그림 3.1은 코스피200선물의 식 2.12 회귀분석 결과의 구간별 산점도를 나타낸다. 변동성은 DTCB가 5%에서 4%로 감소하는 구간에 감소하는 모습이 보이나, 전반적으로 가격이 CB 임계점에 접근함에 따라 증가하고 있으며 그 증가폭은 임계점 1% 미만에서 확대되는 추세를 보인다. 왜도는 전반적으로 음(-)의 값을 가지고, 가격이 CB 임계점에 접근함에 따라 감소하다가 임계점 1% 미만에서는 오히려 증가하는 추세를 보인다. 기대수익률은 변동성과 유사한 추세를 보이며, 이상 거래량은 선형적인 추세가 관찰되지 않았다.

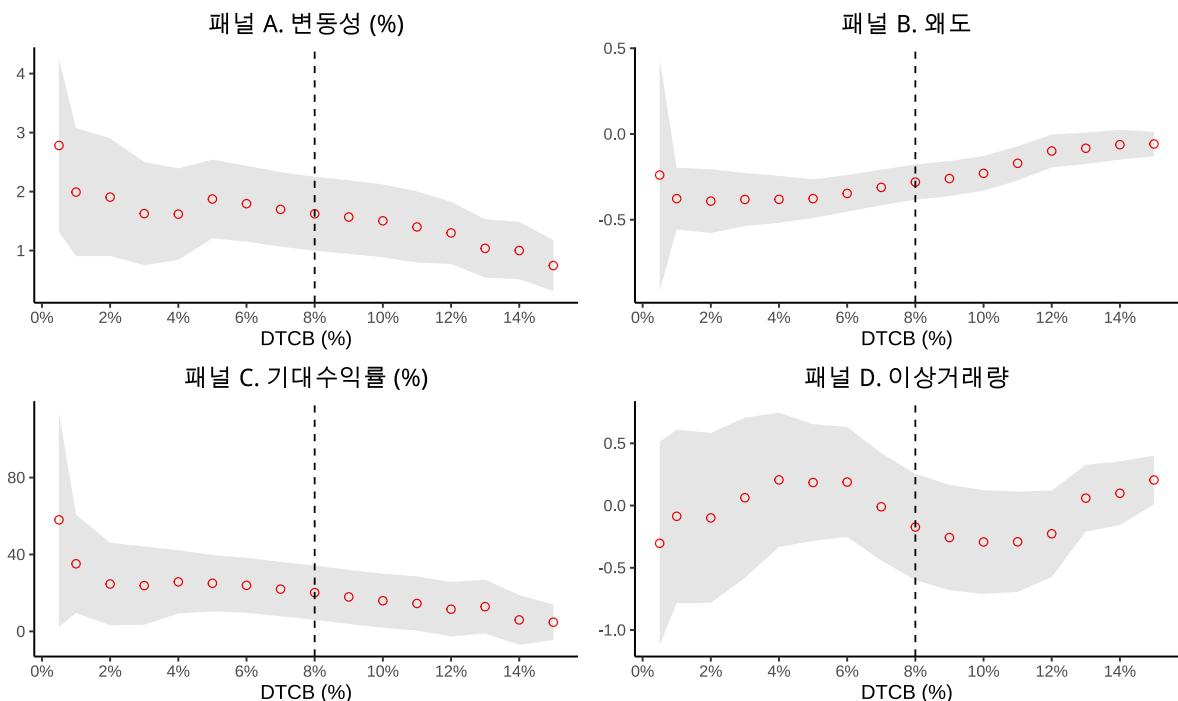


그림 3.1: 코스피200선물 주요 변수 회귀계수의 구간별 산점도. 그림 3.1은 식 2.12의 회귀모형을 통해 추정된 변동성, 왜도, 기대수익률, 이상 거래량에 대한 회귀계수( $\beta$ )를 구간별로 나타낸 것이다. 구간은  $Bin_{0.5} = (0\%, 0.5\%]$ ,  $Bin_1 = (0.5\%, 1\%]$ ,  $Bin_i = ((i-1)\%, i\%]$  ( $i = 2, \dots, 14$ )로 정의된다. 빨간색 점은 추정된  $\beta$ 를, 회색 영역은  $\beta$ 를 중심으로 한  $\pm 1.96$  표준편차 범위를 의미한다.

그림 3.2는 코스닥150선물의 식 2.12 회귀분석 결과의 구간별 산점도를 나타낸다. 변동성은 가격이 CB 임계점에 접근함에 따라 증가하고 있으며 그 증가폭은 임계점 1% 미만에서 큰 폭으로 확대되는 추세를 보인다. 왜도는 코스피200선물과 동일하게 전반적으로 음(-)의 값을 가지고, 가격이 CB 임계점에 접근함에 따라 감소하다가 임계점 1% 미만에서는 오히려 증가하는 추세를 보인다. 기대수익률은 역시 변동성과 유사한 추세를 가지고 있으며, 이상 거래량은 CB 임계점 2% 근방에서 소폭 감소하였으나 전반적으로 가격이 CB 임계점에 접근함에 따라 증가하는 추세를 나타냈다.

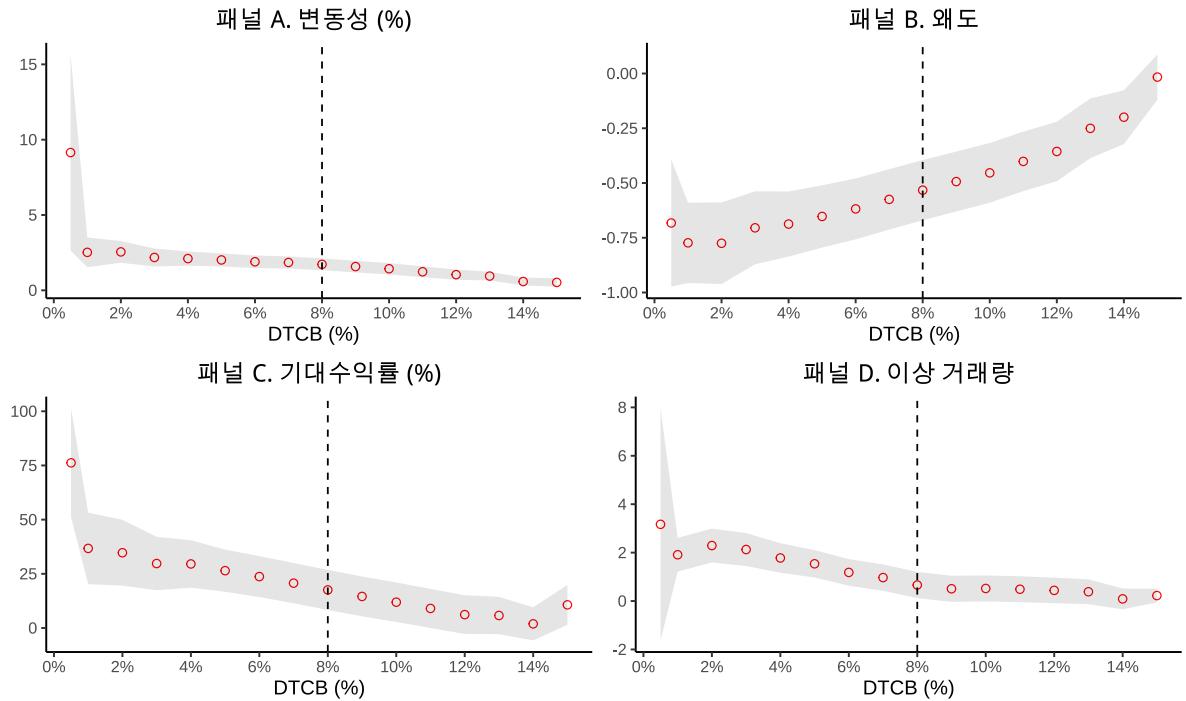


그림 3.2: 코스닥150선물 주요 변수 회귀계수의 구간별 산점도. 그림 3.2은 식 2.12의 회귀모형을 통해 추정된 변동성, 왜도, 기대수익률, 이상 거래량에 대한 회귀계수( $\beta$ )를 구간별로 나타낸 것이다. 구간은  $Bin_{0.5} = (0\%, 0.5\%]$ ,  $Bin_1 = (0.5\%, 1\%]$ ,  $Bin_i = ((i-1)\%, i\%]$  ( $i = 2, \dots, 14$ )로 정의된다. 빨간색 점은 추정된  $\beta$ 를, 회색 영역은  $\beta$ 를 중심으로 한  $\pm 1.96$  표준편차 범위를 의미한다.

다음으로, 그림 3.1 및 그림 3.2의 추세가 통계적으로 유의한지를 검증한다. 표 3.1 및 표 3.2은 각각 코스피200선물 및 코스닥150선물의 식 2.13에 따른 회귀분석 결과이다. 각 시장 역학 변수별로 레버리지 효과 변수만을 사용한 모형과  $DTCB$  변수를 추가한 모형,  $DTCB$  및  $\min(DTCB - 1\%, 0)$  변수를 모두 추가한 모형에 대해 각각 회귀분석을 수행하여 회귀계수 및 표준오차, 뉴이-웨스트(Newey-west; NW) 표준오차를 보고하였고 유의성을 표시하였다.

변동성을 종속변수로 사용한 모형에서, 우리나라 주가지수선물 시장에는 레버리지 효과(단기기격 하락  $\rightarrow$  변동성 상승)가 관찰되지 않았다. 따라서  $DTCB$ 의 효과가 단순히 레버리지 효과를 대리한다는 우려와 달리,  $DTCB$ 는 CB 임계점과의 거리에 따라 독자적으로 작동하는 제도적 사전효과를 포착하는 변수임을 확인할 수 있다. 이러한 점에서 본 연구의 분석은 타당하게 수행되었다고 볼 수 있다.<sup>1</sup>

시장별 회귀분석 결과를 살펴보면, 먼저 코스피200선물에서  $DTCB$  감소에 따라 변동성 · 기대수익률 · 이상 거래량이 증가하고 왜도가 감소하는 추세가 유의미하게 관찰되었다. CB 임계점과의 거리( $DTCB$ )가 1%p 축소될 때 변동성은 약 0.09% 상승하고, 왜도는 약 0.1 감소하며, 기대수익률은 약 0.04% 증가하고, 이상 거래량은 약 0.13 증가하였다. 다만 임계점 근방에서는 왜도에서만 증가로의 반전이 확인되었으며<sup>2</sup>, 변동성과 기대수익률에서는 추세 강화가 통계적으로 유의하지 않았다. 또한 이상 거래량의 경우 임계점 인접 구간에서는 오히려 감소하는 경향을 보여, 해당 구간에서는 가설과 상반된 결과가 나타났다.

<sup>1</sup> 두 시장 모두에서  $Lev$  계수는 양(+)의 값으로 유의하게 추정되었고,  $DTCB$  변수를 포함한 모형에서 그 절댓값은 오히려 확대되었다. 이는 단기 가격 하락이 변동성 상승으로 이어지는 전통적인 레버리지 효과와는 반대되는 결과이다. 반면  $DTCB$  계수는 코스피200선물과 코스닥150선물 모두에서 음(-)의 값으로 유의하게 추정되며, 이는 변동성 확대가 레버리지 효과가 아닌 CB 임계점 접근에 따른 제도적 사전효과임을 뒷받침한다.

<sup>2</sup> 식 2.13의 CB 임계점 1% 미만의 설명변수 대신 2% 미만의 설명변수( $\min(DTCB - 2\%, 0)$ )를 사용한 회귀 분석(부록 C.1 참고)에서 코스피200선물의 관련 계수는 음(-)의 값으로 추정되었고, NW 표준오차 기준 5% 수준에서 유의하였다.

표 3.1: 코스피200선물 주요 변수 회귀분석 결과

표 3.1은 식 2.13의 회귀모형  $y_{d,m,t} = \beta \times DTCB_t + \gamma \times \min(DTCB_t - 1\%, 0) + a_d + b_m + cLev_t + dQLev_t + Y'_t \delta + \epsilon_{d,m,t}$ 을 추정한 결과이다. 여기서  $y_{d,m,t}$ 는 일,  $d$ , 봄,  $m$ , 시간  $t$ 에 따른 변동성, 웨도, 기대수익률, 이상 거래량을 의미한다.  $DTCB_t$ 는 CB 발동 일제가격의 차리,  $Lev_t$ 는 단기-장기 평균 선물가격 비율,  $QLev_t = (Lev_t - 1)^2$ 로 정의된다. 팔호는 OLS 표준오차, 대괄호는 Newey-West (29 lag) 표준오차를 나타낸다. 표본기간: 2016/08/02 - 2025/05/30, 전체 관측치 수: 743,416. \*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ , +  $p < 0.1$ .

	변동성	예도		기대수익률		이상 거래량	
		Lev	QLev	DTCB	15 (Distance to CB)	$r_t$	자기상관 통제
Lev	0.476 (0.092)*** [0.231]*	5.864 (0.122)*** [0.659]***	5.797 (0.314)*** [0.292]***	-7.788 (0.424)*** [0.688]***	-14.213 (0.426)*** [0.640]***	-14.399 (0.084)*** [0.121]***	-3.827 (0.085)*** [0.318]***
QLev	-0.143 (0.759)	6.431 (0.763)***	6.287 (0.763)***	-17.351 (2.581)***	-24.847 (2.601)***	-25.134 (2.602)***	-2.529 (0.506)***
DTCB	5.531 -8.732	[5.723] -8.607	[5.719] 10.094	[2.338]*** 10.404	[3.736]*** [2.641]	[3.644]*** [2.628]	[0.510) [0.510)
15 (Distance to CB)							-4.110 (0.090)*** [0.447]*** [0.453]*** [0.767]*** -100.109 (22.829)*** [54.127]+
$\min(DTCB - 1\%, 0)$							-4.025 (0.088)*** [0.441]*** [0.435]*** -25.246 (4.085)*** [27.907]
$r_t$							-0.028 (0.001)*** [0.003]*** [0.003]*** [22.246]***
자기상관 통제							✓
일·시 고정효과							✓
Adjusted $R^2$	0.685	0.687	0.687	0.006	0.007	0.007	0.579 0.580
							✓

표 3.2: 코스닥 150선물 주요 변수 회귀분석 결과

표 3.2는 식 2.13의 회귀모형  $y_{d,m,t} = \beta \times DTCB_t + \gamma \times \min(DTCB_t - 1\%, 0) + a_d + b_m + cLevt + dQLevt + eLevt + fLevt + gLevt + hLevt + iLevt + jLevt + kLevt + lLevt + mLevt + nLevt + oLevt + pLevt + qLevt + rLevt + sLevt + tLevt + uLevt + vLevt + wLevt + xLevt + yLevt + zLevt + \epsilon_{d,m,t}$ 을 추정한 결과이다. 여기서  $y_{d,m,t}$ 는 일  $d$ , 분  $m$ , 시간  $t$ 에 서의 벌동, 기대수익률, 이상 거래량을 의미한다.  $DTCB_t$ 는 CB 벌동 임계가격의 거리,  $Levt$ 는 단기-장기 평균 선물가격 비율,  $QLevt = (Levt - 1)^2$ 로 정의된다. 펠호는 OLS 표준오차, 대발호는 Newey-West (29 lag) 표준오차를 나타낸다. 표본기간: 2016/08/02 - 2025/05/30, 전체 관찰치 수: 645,914. \*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ , +  $p < 0.1$ .

코스닥150선물의 경우에도  $DTCB$  감소에 따라 시장 역학 변화가 유의하게 나타나 가설을 지지하였다.  $DTCB$ 가 1% 감소할 때 변동성은 약 0.15% 상승하고, 왜도는 약 0.09 감소하며, 기대수익률은 약 0.05% 증가하고, 이상 거래량은 약 0.18 증가하여 코스피200선물보다 큰 변화폭을 보였다. 더 나아가 CB 임계점 1% 미만 구간에서는 변동성이 추가로 약 2.7% 급등하였고, 왜도는 약 0.54 증가하며, 기대수익률도 약 0.29% 증가하는 등 이상 거래량을 제외한 시장 역학 지표 전반에서 비정상적 변화가 확인되었으며, 이는 가설을 지지하는 실증적 근거로 해석될 수 있다.

전반적으로 두 시장에서 모두 Chen et al. (2024) 모형의 핵심 함의가 일관되게 관찰된다. 이는 가격이 CB 임계점에 근접할수록 시장 역학이 체계적으로 변화한다는 본 연구의 가설을 지지하는 결과이다. 다만 회귀분석 결과를 종합해보면, 이러한 시장 역학의 변화와 그 통계적 유의성은 코스닥150선물에서 뚜렷하게 나타나는 반면, 코스피200선물에서는 일부 지표에서 상대적으로 약하게 나타나는 경향이 확인된다. 특히 임계점 근방에서의 추세 강화 효과는 코스닥150선물에서만 유의하게 나타났으며, 코스피200선물에서는 왜도를 제외한 변수에서 유의하지 않은 것으로 나타났다.<sup>3</sup> 다시 말해, CB 임계점 접근에 따른 변동성 확대 등 시장 역학의 비정상적 움직임은 두 시장 모두에서 관찰되지만, 그 강도와 비선형성은 코스닥150선물에서 훨씬 더 두드러지게 나타난다.

본 연구에서는 이러한 시장 간 차이의 근본적 원인, 즉 시장 역학 변화 강도의 결정요인을 규명하기 위하여 추가 분석을 수행하였다. 코스피와 코스닥 시장의 가장 뚜렷한 차이는 유동성, 거래비용 등 시장품질 전반에 걸친 차이에 있으며, 시장품질이 상대적으로 낮은 코스닥 시장에서 시장 역학 변화가 더욱 두드러지게 나타난다는 직관적 예측이 가능하다. 이에 기반하여 앞서 제시한 식 2.12 및 식 2.13의 분석틀을 유지하되, 종속변수를 시장품질 변수로 대체한 회귀분석을 추가적으로 수행하였다.

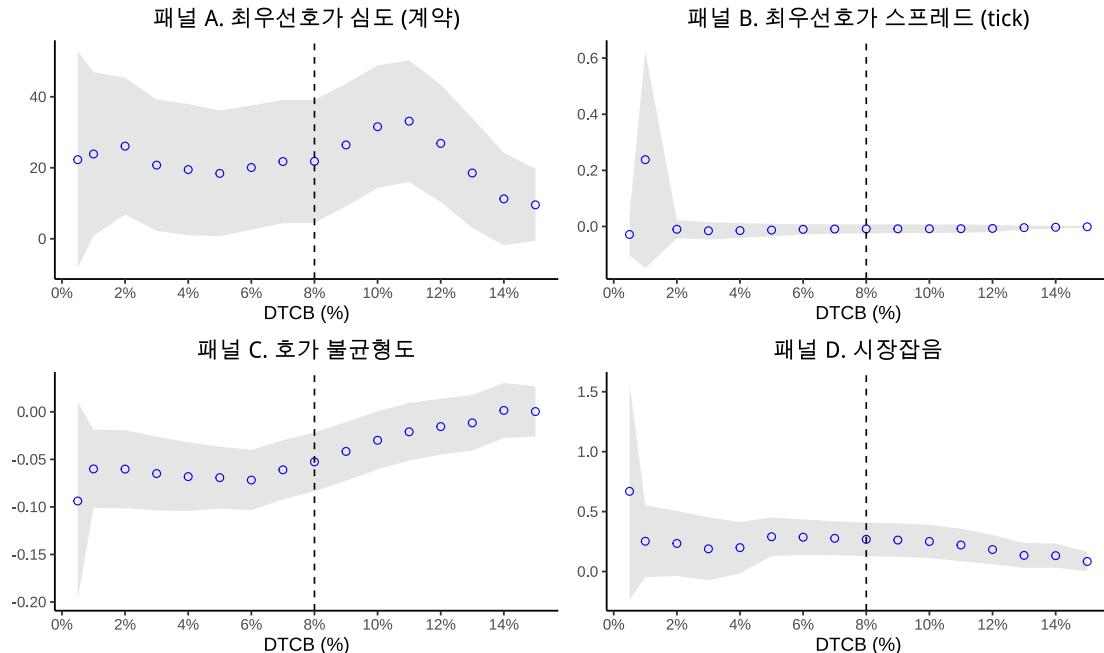


그림 3.3: 코스피200선물 시장품질 변수 회귀계수의 구간별 산점도. 그림 3.3은 식 2.12의 회귀모형을 통해 추정된 호가심도, 호가스프레드, 호가불균형도, 시장잡음에 대한 회귀계수( $\beta$ )를 구간별로 나타낸 것이다. 구간은  $Bin_{0.5} = (0\%, 0.5\%]$ ,  $Bin_1 = (0.5\%, 1\%]$ ,  $Bin_i = ((i-1)\%, i\%]$  ( $i = 2, \dots, 14$ )로 정의된다. 파란색 점은 추정된  $\beta$ 를, 회색 영역은  $\beta$ 를 중심으로 한  $\pm 1.96$  표준편차 범위를 의미한다.

<sup>3</sup>이는  $\min(DTCB - 1\%, 0)$  항을 통해 포착되는 비선형적 변화를 의미한다. 두 시장 모두 이상 거래량의 비선형적 변화는 통계적으로 유의하지 않았으나, Chen et al. (2024) 모형은 거래수준을 직접 다루지 않고 투자자 행태 변화에 따른 간접적인 결과로 언급하고 있다. 따라서 그 역할이 제한적인 점을 고려하면, 이상 거래량의 결과만을 근거로 가설이 지지되지 않는다고 판단하기는 어렵다.

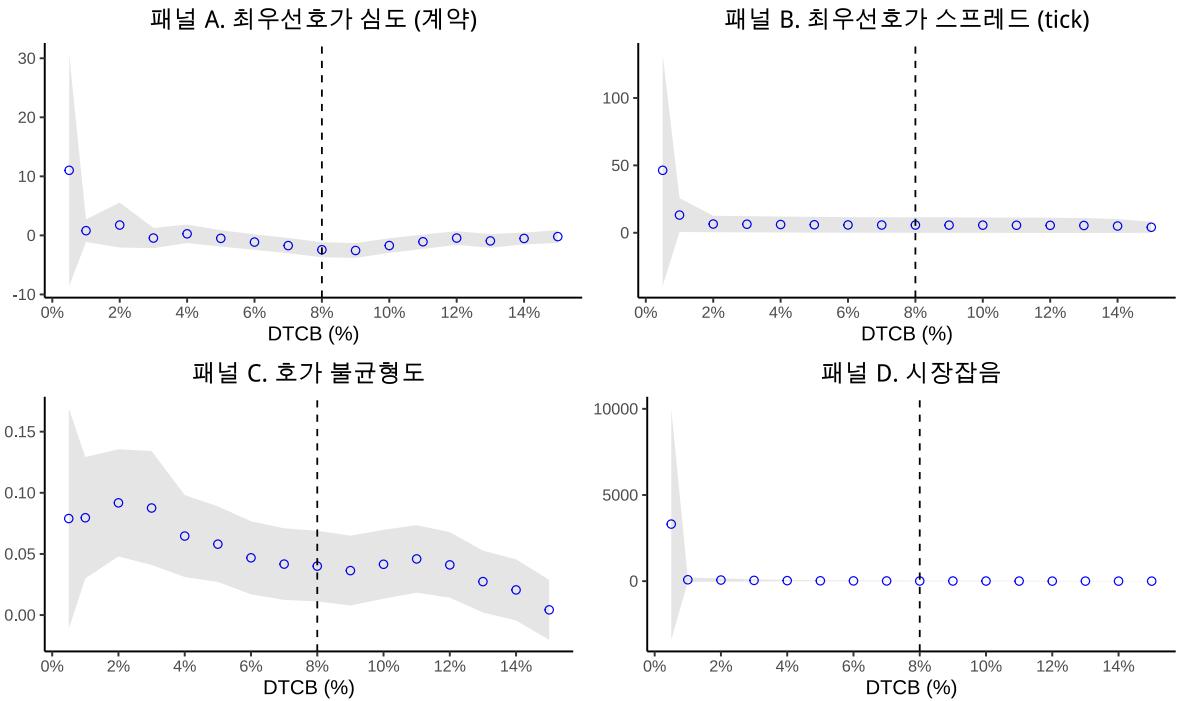


그림 3.4: 코스닥150선물 시장품질 변수 회귀계수의 구간별 산점도. 그림 3.4은 식 2.13의 회귀모형을 통해 추정된 호가심도, 호가스프레드, 호가불균형도, 시장잡음에 대한 회귀계수( $\beta$ )를 구간별로 나타낸 것이다. 구간은  $Bin_{0.5} = (0\%, 0.5\%]$ ,  $Bin_1 = (0.5\%, 1\%]$ ,  $Bin_i = ((i-1)\%, i\%]$  ( $i = 2, \dots, 14$ )로 정의된다. 파란색 점은 추정된  $\beta$ 를, 회색 영역은  $\beta$ 를 중심으로 한  $\pm 1.96$  표준편차 범위를 의미한다.

먼저, 그림 3.3 및 그림 3.4는 시장품질 변수를 종속변수로 사용한 식 2.12의 추정 결과를 구간별 산점도로 나타낸 것이다. 호가심도의 경우 두 시장 모두에서 명확한 추세를 확인하기 어려웠다. 반면, 호가스프레드는 코스닥150선물에서 CB 임계점 근방에서 완만한 확대 양상이 나타났으며, 호가불균형도는 가격이 CB 임계점에 접근할수록 코스피200선물에서는 매도우위(-) 방향으로, 코스닥150선물에서는 매수우위(+) 방향으로 치우치는 추세가 관찰되었다. 이는 서로 반대되는 결과라기보다는, 각 시장의 상이한 불균형 구조가 각각 심화된다고 해석할 수 있다. 마지막으로, 시장잡음은 두 시장 모두에서 CB 임계점 접근 시 일관되게 증가하는 추세를 보여, 미시잡음이 강화되고 있음을 시사한다.

다음으로, 표 3.3 및 표 3.4는 시장품질 변수를 종속변수로 사용하여 식 2.13을 추정한 결과를 제시한다. 우선 호가심도는 코스피200선물에서 CB 임계점과의 거리가 1%p 축소될 때 약 1.8계약 감소하였으나, CB 임계점 1% 미만 영역에서는 오히려 약 22.2계약 증가하여 전체적인 효과는 대부분 상쇄되는 것으로 나타났다. 코스닥150선물의 경우 통계적으로 유의한 변화를 보이지 않았다. 호가스프레드는 코스피200선물에서 유의미한 변화가 관찰되지 않은 반면, 코스닥150선물에서는 CB 임계점과의 거리가 1%p 축소될 때 10% 유의수준에서 약 1틱(0.1pt) 확대되는 것으로 나타나, CB 임계점 접근 시 거래비용이 유의미하게 악화되는 경향이 확인되었다.

시장품질 변수를 종합적으로 살펴보면, CB 임계점 접근 과정에서 시장품질의 변화 양상은 두 시장 간에 상이하게 나타났다. 코스피200선물의 경우 시장잡음과 호가불균형도 측면에서 품질이 일부 악화되었으나 그 규모는 미미한 수준이었다. 반면 코스닥150선물에서는 호가스프레드의 유의미한 확대와 시장잡음의 상승이 동시에 관찰되어, 가격 형성 과정의 미시구조적 품질이 보다 뚜렷하게 저하되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 CB 임계점에 가까워질수록 코스닥150선물 시장에서 시장품질이 더욱 크게 악화되며, 이로 인해 앞서 관찰한 시장 역학 변수의 변화 강도가 강화될 수 있음을 시사한다.

표 3.3: 코스피200선물 시장품질 변수 회귀분석 결과  
 표 3.3은 식 2.13의 회귀모형  $y_{d,m,t} = \beta \times DTCB_t + \gamma \times \min(DTCB_t - 1\%, 0) + a_d + b_m + cLev_t + dQLev_t + Y_t' \delta + \epsilon_{d,m,t}$ 을 추정한 결과이다. 여기서  $y_{d,m,t}$ 는 일  $d$ , 월  $m$ , 시간  $t$ 에서의 회기수익률, 회기수익률, 회기수익률, 시장수익률을 의미한다. 팔호는 OLS 표준오차, 대괄호는 Newey-West (29 lag) 표준오차를 나타낸다. 표본기간: 2016/08/02 - 2025/05/30, 전체 관측치 수: 750,330. \*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ , +  $p < 0.1$ .

		호가설도	호가스프레드	호가불균형도	시장잡음
Lev		77.044 (8.900)*** [9.996]***	-32.330 (11.725)** [16.538]+	-36.358 (11.774)** [15.595]*	-0.022 (0.011)* [0.039]
QLev		9.396 (73.176)	-120.449 (73.725)	-128.436 (0.092)*** [101.394]	-1.055 (0.093)*** [1.767]
DTCB		176.716 (Distance to CB)	183.903 (12.335)*** [19.791]***	-0.179 (12.483)*** [18.157]***	-0.100 (0.016)*** [0.129]
					$\min(DTCB - 1\%, 0)$
					-2221.961 (591.352)*** [1182.636]+
					-24.574 (0.747)*** [20.965]
					-8.777 (3.883)* [5.989]
					-29.024 (2.304)*** [33.982]
자기상관통제		✓	✓	✓	✓
일·시 고정효과		✓	✓	✓	✓
Adjusted $R^2$	0.861	0.861	0.861	0.005	0.007
				0.071	0.071
				0.276	0.277
				0.277	0.277

표 3.4: 코스닥150선물 시장품질 베수 회귀분석 결과

표 2.13의 회귀모형  $y_{d,m,t} = \beta \times DTCB_t + \gamma \times \min(DTCB_t - 1\%), 0) + a_d + b_m + cLev_t + dQLev_t + Y_t'\delta + \epsilon_{d,m,t}$ 을 추정한 결과이다. 여기서  $y_{d,m,t}$ 은 일  $d$ , 분  $m$ , 시간  $t$ 에서의 호가심도, 표준오차를 나타낸다. 표본기간: 2016/08/02 - 2025/05/30, 전체 관측치 수: 719,312.  $*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05, + p < 0.1$ .

### 3.2 자석효과 가설

이제 3.1절의 결과를 바탕으로, 가격이 CB 임계점에 접근하면서 나타나는 시장 역학의 변화가 실제로 CB 발동 확률을 높이는 자석효과로 이어지는지를 분석한다.

표 3.5는 식 2.14의 로지스틱 회귀모형 추정 결과를 제시한다. 핵심 설명변수인  $DTCB$ 의 계수는 코스피200선물에서 약  $-2.19$ , 코스닥150선물에서 약  $-2.69$ 로 모두 음(-)의 값을 가지며 높은 유의성을 보였다. 이를 오즈비(odds ratio)로 환산하면, CB 임계점까지의 거리가 1%p 축소할 때 조건부 하락확률의 오즈가 코스피200선물에서는 약 2.21%, 코스닥150선물에서는 약 2.73% 증가하는 것이다. 모형의 예측 정확도는 낮은 수준이나, 가격이 CB 임계점에 가까워질수록 가격의 추가 하락 확률이 체계적으로 증가한다는 점에서 자석효과의 존재를 지지하는 결과로 해석할 수 있다. 또한 이러한 효과의 강도가 코스닥150선물에서 더 크게 나타난다는 점도 3.1절의 시장 역학 분석 결과와 정합적이다.

표 3.5: 로지스틱 회귀분석 결과(하락확률)

이 표는 회귀식  $P(D(Return_t < 0) = 1|X) = F(\beta_0 + \beta_1 DTCB_{t-1} + \sum_{i=1}^7 \sum_{j=1}^2 \beta_{i,j} Control_{i,t-j})$ 의 결과이다. 여기서  $F(x) = \frac{1}{1+e^{-x}}$ 이며, 통제변수( $Control_{i,j}$ )는 수익률, 변동성(Bi-power volatility), 거래량, 호가심도, 호가스프레드, 호가불균형도, 시장잡음을 의미한다. 표본기간: 2016/08/02 - 2025/05/30, 전체 관측치 수: 코스피200선물 728,287 및 코스닥150선물 674,597. \*\*\* $p < 0.001$ , \*\* $p < 0.01$ , \* $p < 0.05$ , + $p < 0.1$ .

	코스피200선물		코스닥150선물	
	회귀계수	P-value	회귀계수	P-value
<b>패널 A : 추정 결과</b>				
$DTCB_{t-1}$	-2.189***	(0.241)	-2.689***	(0.172)
$r_{t-1}$	0.004***	(0.000)	0.002***	(0.000)
$r_{t-2}$	0.001***	(0.000)	0.000***	(0.000)
거래량 $_{t-1}$	0.000***	(0.000)	0.000***	(0.000)
거래량 $_{t-2}$	0.000***	(0.000)	0.000***	(0.000)
변동성 $_{t-1}$	-0.192	(0.435)	-0.003	(0.060)
변동성 $_{t-2}$	-0.548	(0.430)	-0.063	(0.043)
호가심도 $_{t-1}$	-0.001***	(0.000)	-0.002***	(0.000)
호가심도 $_{t-2}$	-0.001***	(0.000)	-0.002***	(0.000)
호가불균형도 $_{t-1}$	-0.027+	(0.015)	0.034*	(0.014)
호가불균형도 $_{t-2}$	0.015	(0.015)	-0.043**	(0.014)
스프레드 $_{t-1}$	-0.109	(0.159)	0.000	(0.002)
스프레드 $_{t-2}$	4.796***	(1.052)	-0.001	(0.002)
시장잡음 $_{t-1}$	-0.025	(0.030)	0.000	(0.000)
시장잡음 $_{t-2}$	-0.086*	(0.036)	0.000	(0.000)
<b>패널 B : 모형 정확도</b>				
Pseudo $R^2$	0.006		0.011	
민감도	0.599		0.567	
특이도	0.483		0.466	

다음으로, 표 3.6은 식 2.15의 로지스틱 회귀모형 추정 결과를 제시한다. 핵심 설명변수인  $DTCB$ 의 계수는 코스피200선물에서 약  $-1.49$ , 코스닥150선물에서 약  $-3.51$ 로 모두 음(-)의 값을 보였으나, 통계적으로

유의하게 나타난 것은 코스닥150선물뿐이다. 이를 오즈비로 환산하면, CB 임계점까지의 거리가 1%p 축소될 때 코스닥150선물의 조건부 가격점프 발생확률의 오즈가 약 3.57% 증가하는 것이다. 모형의 정확도는 낮은 수준이지만 가격점프 발생확률이 CB 임계점 접근과 함께 증가한다는 점은 자석효과의 존재 가능성을 시사하며, 코스닥150선물에서 효과가 강하게 나타난다는 점 역시 3.1절의 분석 결과와 일치한다.<sup>4</sup>

한편, CB 발동에 직접적으로 기여할 수 있는 하락 방향의 가격점프를 이용한 분석에서는 그 확률이 유의미하게 증가하지 않았다.<sup>5</sup> 따라서 가격점프 관점에서만 보면 자석효과가 명확하게 존재한다고 주장하기는 어려우며, 이는 가격점프 자체의 희소성<sup>6</sup> 및 점프 검정의 한계 등을 감안할 필요가 있다.

표 3.6: 로지스틱 회귀분석 결과(가격점프확률)

이 표는 회귀식  $P(D(Jump occur_t) = 1|X) = F(\beta_0 + \beta_1 DTCB_{t-1} + \sum_{i=1}^7 \sum_{j=1}^2 \beta_{i,j} Control_{i,t-j})$ 의 결과이다. 여기서  $F(x) = \frac{1}{1+e^{-x}}$ 이며, 통제변수( $Control_{i,j}$ )는 수익률, 변동성(Bi-power volatility), 거래량, 호가심도, 호가스프레드, 호가불균형도, 시장잡음을 의미한다. 표본기간: 2016/08/02 - 2025/05/30, 전체 관측치 수: 코스피200선물 728,287 및 코스닥150선물 674,597. \*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ , +  $p < 0.1$ .

	코스피200선물		코스닥150선물	
	회귀계수	P-value	회귀계수	P-value
<b>패널 A : 추정 결과</b>				
$DTCB_{t-1}$	-1.488	(1.595)	-3.508***	(0.927)
$r_{t-1}$	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
$r_{t-2}$	-0.001+	(0.001)	-0.001+	(0.000)
거래량 $_{t-1}$	0.002***	(0.000)	0.002***	(0.000)
거래량 $_{t-2}$	-0.001***	(0.000)	-0.001***	(0.000)
변동성 $_{t-1}$	-5.587***	(1.045)	-0.436***	(0.123)
변동성 $_{t-2}$	-0.124	(1.043)	-0.281+	(0.159)
호가심도 $_{t-1}$	0.004***	(0.001)	0.000	(0.001)
호가심도 $_{t-2}$	-0.008***	(0.001)	0.007***	(0.001)
호가불균형도 $_{t-1}$	0.182	(0.175)	0.144	(0.094)
호가불균형도 $_{t-2}$	-0.152	(0.163)	0.031	(0.091)
스프레드 $_{t-1}$	-130.624***	(12.800)	0.007	(0.006)
스프레드 $_{t-2}$	100.570***	(8.669)	0.029*	(0.013)
시장잡음 $_{t-1}$	0.374***	(0.105)	0.004***	(0.000)
시장잡음 $_{t-2}$	0.130	(0.082)	0.001***	(0.000)
<b>패널 B : 모형 정확도</b>				
Pseudo $R^2$	0.339		0.163	
민감도	0.397		0.160	
특이도	0.994		0.995	

<sup>4</sup> 표 3.6에서는 코스피200선물의  $DTCB$  계수가 유의하지 않았으나, 식 2.15의  $JumpOccur$ 를 판별하는 점프 검정의 유의수준을 10%로 완화하여 동일한 분석을 수행한 경우, 코스피200선물과 코스닥150선물의  $DTCB$  계수는 각각 약 -3.45, -4.83으로 모두 통계적으로 유의하게 산출되었다.

<sup>5</sup> 코스피200선물은  $DTCB$ 의 계수가 약 8.18로 유의하게 산출되어 오히려 하락 방향의 가격점프 발생이 감소하는 것으로 나타났으며, 코스닥150선물은 로지스틱 회귀모형이 수렴하지 않아 추정이 불가능하였다.

<sup>6</sup> 코스피200선물 및 코스닥150선물의 전체 표본 1,402,884개에서 5% 유의수준 가격점프의 발생빈도는 8,553개(약 0.6%)이며, 이중 하락 방향은 4,422개(약 0.3%)이다.

마지막으로, 자석효과 검증의 강건성을 높이고 CB 임계점 근방에서 나타나는 비선형적 가격하락률의 변화를 분석하기 위하여 거래단위 기반의 로지스틱 회귀분석을 수행하였다. 표 3.7은 식 2.16의 모형을 추정한 결과로, 현재 체결가격과 CB 임계점 간의 거리 수준을 나타내는 변수( $DIST$ )와 특정 범위( $m$ 틱) 이내에서의 비선형적 변화를 포착하기 위한 교차항( $IDIST \times DIST$ )을 중심으로 분석하였다. 표에는  $m = 2$  틱에서  $m = 100$ 틱까지 다양한 거리 구간에 대한 회귀계수, 통계적 유의성, 그리고 대응하는 오즈비가 정리되어 있다.

표 3.7: 로지스틱 회귀분석 결과(Tick data)

이 표는 회귀식  $\log\left(\frac{P(Y_k=1|X_k)}{1-P(Y_k=1|X_k)}\right) = \beta_0 + \beta_1 \Delta T_k + \beta_2 V_{k-1} + \beta_3 V_{k-2} + \beta_4 V_{k-3} + \beta_5 DIST_{k-1} + \beta_6 IDIST_{k-1}^m \times DIST_{k-1} + \beta_7 ISPREAD_{k-1} + \beta_8 IBID_{k-1} + \beta_9 IASK_{k-1} + \beta_{10} IBS_{k-1} + \beta_{11} IBS_{k-2} + \beta_{12} IBS_{k-3} + \beta_{13} V_{k-1} \times IBS_{k-1} + \beta_{14} V_{k-2} \times IBS_{k-2} + \beta_{15} V_{k-3} \times IBS_{k-3} + \beta_{16} Lev_{k-1} + \beta_{17} QLev_{k-2}$ 의 결과를 나타낸다. 표본기간: 2020/03/02 - 2020/03/31, 전체 관측치 수: 코스피200선물 5,996,338 및 코스닥150선물 1,106,636. \*\*\* $p < 0.001$ , \*\* $p < 0.01$ , \* $p < 0.05$ , + $p < 0.1$ .

m	$\beta_5$	$\beta_6$	$\beta_5 + \beta_6$	변환 오즈비( $\beta_5 + \beta_6$ )
<b>패널 A : 코스피200 선물</b>				
2	-0.000***	-0.271	-0.000	0.035
3	-0.000***	-0.117	-0.000	0.035
4	-0.000***	-0.024	-0.000	0.035
5	-0.000***	0.041	-0.000	0.035
6	-0.000***	-0.056	-0.000	0.035
7	-0.000***	-0.084*	-0.084	8.813
8	-0.000***	-0.035	-0.000	0.035
9	-0.000***	-0.048*	-0.048	0.035
10	-0.000***	-0.050**	-0.051	5.194
15	-0.000***	-0.014+	-0.000	1.458
30	-0.000***	-0.003+	-0.000	0.337
50	-0.000***	0.000	-0.000	0.002
100	-0.000***	0.001***	0.000	-0.032
<b>패널 A : 코스닥150 선물</b>				
2	0.000***	-0.190***	-0.190	20.936
3	0.000***	-0.192***	-0.192	21.157
4	0.000***	-0.188***	-0.188	20.687
5	0.000***	-0.178***	-0.178	19.442
6	0.000***	-0.178***	-0.178	19.413
7	0.000***	-0.156***	-0.156	16.921
8	0.000***	-0.142***	-0.142	15.208
9	0.000***	-0.132***	-0.132	14.048
10	0.000***	-0.113***	-0.113	11.945
15	0.000***	-0.055***	-0.055	5.679
30	0.000***	-0.022***	-0.022	2.199
50	0.000***	-0.013***	-0.013	1.303
100	0.000***	-0.002***	-0.002	0.198

시장별로 살펴보면, 먼저 코스피200선물에서는  $DIST$ 의 계수가 전 구간에서 일관되게 음(-)의 값을 가지며 대부분 통계적으로 유의하게 나타나, CB 임계점에 접근할수록 조건부 가격하락확률이 상승함을 확인할 수 있다. 다만 그 효과의 강도는 전반적으로 미미하였으며, 임계점 근방에서의 비선형적 효과( $IDIST \times DIST$ )도 7틱, 9틱, 10틱, 100틱 이내의 일부 구간에서만 유의하게 관찰되어 뚜렷한 패턴을 형성하지는 않았다.

반면 코스닥150선물에서는  $DIST$ 의 계수가 거의 0에 가까워 선형적 효과가 미약한 것으로 나타났으나, 비선형적 효과는 전 구간에서 통계적으로 강하게 유의한 음(-)의 값을 보여 코스피200선물과 대비되는 뚜렷한 특징을 보였다. 특히 비선형적 효과의 강도는 CB 임계점과 거리에 따라 점진적으로 감소하였으며, 구체적으로 2틱 이내에서는 조건부 가격하락확률의 오즈가 약 20.9% 증가, 10틱 이내에서는 약 11.9%, 50틱 이내에서는 약 1.3% 증가하였다. 이는 가격이 CB 임계점에 가까워질수록 추가적인 가격하락확률이 비선형적으로 증가한다는 점에서 자석효과의 존재 가능성은 강하게 뒷받침하는 증거라 할 수 있다.

전반적으로 두 시장 모두에서 가격이 CB 임계점에 가까워질수록 추가적인 가격하락확률이 유의하게 증가하고, 가격점프의 발생 가능성 또한 상승하는 경향이 관찰되었다. 이러한 효과의 강도는 코스닥150선물에서 더욱 크게 나타났으며, 이는 3.1절에서 확인된 시장역학의 변화가 코스닥 시장에서 더 뚜렷한 결과와 일치한다. 종합하면, 가격이 CB 임계점에 접근할수록 하방 압력이 강화되고 그에 따라 CB 발동 확률이 높아지는 메커니즘, 즉 “자석효과”의 존재 가능성이 높음을 시사하며, 본 연구의 가설을 지지하는 실증적 근거로 해석할 수 있다.

마찬가지로, 시장별로 관찰되는 자석효과 강도의 차이를 규명하기 위하여 추가적인 분석을 수행하고자 한다. 앞선 로지스틱 회귀모형에서는 시장품질 변수를 통제변수로 포함하여 그 영향력을 배제하였으므로, 그 차이에 따른 자석효과 영향은 제한적일 것이다. 이에 본 절에서는 또 다른 원인으로 예상되는 정보기반거래자의 전략적 행태에 주목한다. Subrahmanyam (1997)과 Hsieh et al. (2009)은 정보기반거래의 비중이 높을수록 CB 등 제도 하에서 전략적 거래지연이 발생하여 자석효과가 약화될 수 있음을 이론적·실증적으로 제시하였다. 이러한 논의에 기반하여, 정보기반거래 비중과 자석효과의 관계를 시장별로 비교함으로써 두 시장에서 관찰된 자석효과 강도의 차이를 설명하고자 한다.

정보기반거래의 비중을 측정하는 지표로는 Easley et al. (2002)이 제시한 정보기반거래확률(Probability of Informed Trading; PIN)<sup>7</sup>을 사용하였으며, 자석효과의 강도를 측정하는 지표로는 식 2.14을 통해 추정한 연도별  $DTCB$  회귀계수의 절대값을 사용하였다. 비교는 2019년부터 2023년까지 5개 연도에 대해 실시하였으며, 두 지표의 비교를 통해 정보기반거래와 자석효과의 상관관계를 분석하였다.

식 3.1은 PIN의 산출방식을 나타낸다. 여기서  $\alpha$ 는 정보가 발생할 확률,  $\delta$ 는 정보가 악재일 확률,  $\mu$ 는 정보거래자가 유발하는 평균 체결건수,  $\epsilon_b$  및  $\epsilon_s$ 는 각각 비정보거래자의 매수호가 및 매도호가가 유발하는 평균 체결건수,  $B_t$  및  $S_t$ 는 각각  $t$ 일의 매수호가 및 매도호가 주도 체결건수를 의미한다.  $f(x; \lambda)$ 는 포아송 분포의 확률밀도함수( $\frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!}$ )를 말한다.

$$PIN(\hat{\theta}) = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + \epsilon_b + \epsilon_s}, \quad \hat{\theta} = \arg \max_{\theta} \prod_{t=1}^T L_t(\theta), \quad (3.1)$$

$$L_t(\theta) = (1 - \alpha) f(B_t; \epsilon_b) f(S_t; \epsilon_s) + \alpha(1 - \delta) f(B_t; \mu + \epsilon_b) f(S_t; \epsilon_s) + \alpha\delta f(B_t; \epsilon_b) f(S_t; \mu + \epsilon_s)$$

<sup>7</sup>PIN은 정보기반거래 비중의 추정치로, 특정 사건이 발생하면 정보기반거래자가 사건의 긍정적, 부정적 여파에 따라 매수, 매도호가를 제시하여 거래를 유발한다는 가정에 기반한다. 즉, 특정 거래일 내 매수(매도)호가가 주도한 체결건수가 평균적인 수준보다 많다면 가격에 긍정적인(부정적인) 영향을 미치는 사건이 발생하였을 가능성이 높다. 다만 사건이 존재할 확률 및 정보기반거래자의 실제 호가행태는 알 수 없으므로 거래일별 매수 및 매도호가 흐름을 포아송(Poisson) 과정으로 모형화 한 뒤, 일별 매수 및 매도호가 주도 체결건수를 통해 모형 내에서 최우추정법(MLE)으로 모수를 추정한다. PIN 값이 높을수록 시장에 정보기반 거래자의 비중이 크고 정보비대칭이 심화되어 있음을 의미한다.

표 3.8는 연도별 PIN과 자석효과 강도, 그리고 이들의 요약통계량을 나타낸다. 먼저, 연도별 평균 정보기반거래 비중은 코스피200선물에서 약 7.8%, 코스닥150선물에서는 약 10.2%로 코스닥 시장의 정보기 반거래 비중이 더 높은 것으로 나타났다. 이는 코스닥 시장의 전반적인 유동성 및 시장품질이 코스피 시장 대비 낮아, 정보비대칭이 보다 심화되어 있기 때문으로 해석할 수 있다. 다음으로, 자석효과의 강도는 평균적으로 코스닥150선물에서 더 크게 나타났으나, 2019년에는 코스피200선물에서 상대적으로 강한 자석효과가 나타나 일관적인 비교는 어려웠다.

정보기반거래와 자석효과의 관계를 분석한 결과, 동일 시장 내에서는 두 변수 간에 일관된 음(-)의 상관관계가 확인되었다. 두 시장 모두에서 정보기반거래 비중(PIN)이 증가하는 시기에는 자석효과의 강도가 약화되는 패턴이 반복적으로 나타났으며, 연도별 상관계수 역시 약  $-0.8$ 로 매우 높은 음(-)의 값을 보여, 정보기반거래 비중이 높아질수록 전략적 거래지연이 강화되어 자석효과를 약화시킨다는 Subrahmanyam (1997) 및 Hsieh et al. (2009)의 결과를 뒷받침한다.

반면 시장 간 수준을 비교하면, 코스닥150선물의 정보기반거래 비중이 상대적으로 높음에도 자석효과가 일관되게 약하게 나타나지는 않아, 단순 수준 비교만으로는 정보기반거래 비중이 자석효과의 강도에 미치는 영향을 명확히 설명하기 어려웠다.

종합하면, 정보기반거래 비중은 시장 간 유동성, 정보비대칭, 투자자 구성 등 구조적 요인의 영향을 받기 때문에 시장 간 자석효과 차이를 직접적으로 설명하는 요인으로 보기에는 한계가 존재한다. 그러나 동일 시장 내 시계열적 관계에서는 정보기반거래 비중이 자석효과 약화를 유도한다는 선행연구의 메커니즘이 일관되게 관찰되어, 정보기반거래가 자석효과의 중요한 결정요인 중 하나임을 시사한다.

표 3.8: 연도별 정보기반거래비중 및 자석효과강도 비교

이 표는 2019년부터 2023년까지 정보기반거래비중과 자석효과강도를 나타낸다. 정보기반거래비중은 선물 최근월물 및 차근월물의 일별 매수주도거래건수 및 매도주도거래건수를 이용하여 연도별로 추정한 PIN이며, 자석효과강도는 회귀식  $P(D(Return_t < 0) = 1 | X) = F(\beta_0 + \beta_1 DTCB_{t-1} + \sum_{i=1}^7 \sum_{j=1}^2 \beta_{i,j} Control_{i,t-j})$ 을 이용하여 연도별로 추정한  $\beta_1$ 의 음의 값이다. 통계 계산시,  $\beta_1$ 이 유의하지 않은 경우 0으로 처리하였다. \*\*\* $p < 0.001$ , \*\* $p < 0.01$ , \* $p < 0.05$ , + $p < 0.1$ .

	코스피200선물		코스닥150선물	
	PIN	$\beta_1$	PIN	$\beta_1$
<b>패널 A : 연도별 추정 결과</b>				
2019년	7.18%	4.60***	9.90%	1.95**
2020년	7.80%	1.44**	11.98%	1.62***
2021년	9.49%	0.89	8.16%	2.44***
2022년	8.61%	0.57	11.67%	1.20**
2023년	6.10%	3.30***	9.17%	3.42***
<b>패널 B : 요약통계량</b>				
평균	7.84%	1.87	10.17%	2.13
표준편차	1.30%	2.04	1.63%	0.85
상관계수(피어슨, 스피어만)	-0.83	-0.87	-0.75	-0.80

## 제 4 장 결론

### 4.1 연구결과 요약

본 연구는 Chen et al. (2024)가 제시한 이론 모형 및 Jian et al. (2020)과 Heish et al. (2009)의 로지스틱 회귀모형을 기반으로, 우리나라 서킷 브레이커의 사전적(*ex-ante*) 부작용이 존재하는지를 종합적으로 분석하였다. 특히 가격수준이 CB 임계점에 접근하면서 나타나는 시장역학의 변화(가설1)와 자석효과의 작동 여부(가설2)를 계량적으로 검증하고, 시장별 구조적 차이가 이러한 효과에 미치는 영향을 추가적으로 살펴보았다.

먼저 시장역학 가설에 대한 분석 결과, 코스피200선물과 코스닥150선물 모두에서 가격이 CB 임계점에 접근할수록 변동성이 상승하고, 왜도가 하방으로 치우치며, 단기 기대수익률이 양(+)의 방향으로 증가하는 등 시장 역학의 체계적 변화가 관찰되었다. 이러한 변화는 Chen et al. (2024) 모형이 예측한 결과와 일관되며, 한국 시장에서도 동일한 사전적 효과가 존재함을 확인하였다. 다만 변화의 강도는 코스닥150선물에서 더욱 뚜렷하게 나타났으며, 특히 CB 임계점 1% 미만 구간에서 변동성 급증, 왜도 반전(상승), 기대수익률 상승 등이 모두 유의미하게 관찰되어 비선형적 변화가 강화되는 특징을 보였다.

다음으로 시장품질 변수를 종속변수로 사용한 추가 분석 결과, 호가심도, 호가스프레드, 호가불균형도, 시장잡음에서 CB 임계점 접근에 따른 시장품질 악화가 확인되었다. 특히 코스닥150선물은 호가스프레드 확대와 시장잡음 증가가 유의미하고 크게 나타나, 시장품질 저하가 코스닥시장에서의 시장 역학 변화 강도를 더욱 강화시키는 잠재적 요인임을 시사하였다.

자석효과 분석에서는, 가격이 CB 임계점에 가까워질수록 조건부 가격하락확률 및 가격점프 발생확률이 모두 증가하는 것을 확인하였다. 특히 코스닥150선물은 로지스틱 회귀모형 전반에서 계수의 절대값과 유의성 모두 가장 강하게 나타났으며, 택 단위 분석에서도 임계점 근방에서의 비선형적 추가 하락확률 증가가 전 구간에서 유의하게 관찰되었다. 이는 가격이 CB 임계점에 가까워졌을 때 추가 하락이 촉발되는 자석효과의 존재를 지지함을 의미한다.

마지막으로, 정보기반거래와 자석효과의 관계를 분석한 결과, 동일 시장 내에서는 정보기반거래 비중(PIN)의 증가가 자석효과 강도의 약화를 동반하는 뚜렷한 음(-)의 상관관계가 확인되었다. 이는 정보기반거래자가 전략적 거래 지연을 통해 가격하락 압력을 완화시키며, 따라서 자석효과의 강도가 약해짐을 이론적·실증적으로 보인 Subrahmanyam (1997)과 Hsieh et al. (2009)를 지지하는 결과이다. 반면, 시장 간 비교에서는 정보기반거래 비중이 상대적으로 높은 코스닥 시장에서 자석효과가 일관되게 약하게 나타나지 않아, 정보기반거래 비중만으로는 시장 간 자석효과의 차이를 직접적으로 설명하기 어려웠다.

종합적으로, 본 연구는 CB 제도가 시장 안정화라는 본래 목적과 달리 시장 역학을 왜곡하고 가격의 추가 하락 가능성을 높히는 자석효과를 발생시켜 불안정성을 유발할 수 있는 가능성을 제시하며, 우리나라에서도 이러한 사전적 효과가 존재함을 실증적으로 확인하였다.

### 4.2 연구의 시사점

본 연구는 우리나라에서 서킷 브레이커의 사전적 효과를 실증적으로 확인한 사실상 최초의 실증연구라는 점에서 의의가 크다. 기존 국내 연구는 CB의 발동 이후 시장 안정성, 변동성 완화, 가격발견 기능 등을 중심으로 한 사후적(*ex-post*) 효과에 집중해 왔으나, 본 연구는 CB 제도가 발동되기 이전에 시장 참여자들의 행태를 변화시켜 오히려 시장 불안정을 강화할 수 있는 가능성을 제기하였다.

첫째, Chen et al. (2024)이 미국 시장을 대상으로 제시한 CB의 사전적 효과가 우리나라에서도 구조적으로 동일하게 관찰되었다는 점은 정책적으로 중요한 시사점을 제공한다. CB는 시장 안전장치 역할을

수행하도록 설계되었지만, 가격이 임계점에 접근하면서 실제 시장 참여자들의 행태 변화로 인해 변동성을 확대시키는 방향으로 반응하고 있었다. 즉, CB가 단기적으로 안정성을 저해할 수 있음을 의미하며 기존의 제도 설계에 내재된 잠재적 부작용을 재검토해야 함을 시사한다.

둘째, 기존의 선행연구는 주로 CB 임계점 접근에 따른 가격 동학을 중심으로 분석한 반면, 본 연구는 분석 범위를 자석효과의 발생 메커니즘까지 확장하여 “CB 임계점 접근 → 시장 역학 변화 → 가격 하방 압력 강화 → CB 발동률 상승”이라는 동적 연쇄 구조를 실증적으로 제시하였다. 이를 통해 CB 제도가 시장 안정화 기능을 수행하는 과정에서 어떠한 경로를 통해 자석효과를 유발할 수 있는지에 대한 단서를 제시하였으며, 이는 향후 제도 설계 및 개편 과정에서 고려해야 할 중요한 근거를 제공한다.

셋째, 코스닥150선물에서의 효과가 더 강하게 나타난 점은 전반적인 시장품질, 정보비대칭, 낮은 유동성 등의 구조적 특징이 사전적 효과의 주요 결정요인일 수 있다는 함의를 가진다. 즉, 상대적으로 유동성이 취약하고 정보기반거래자 비중이 낮은 시장에서 CB 등의 제도로 인한 부정적 효과가 심화될 수 있으므로, 이는 시장별 특성을 고려한 차등적 제도 운영 혹은 보완 장치의 필요성을 시사한다.

### 4.3 연구의 한계 및 향후 과제

다만, 본 연구는 몇가지 분석상의 한계점을 가진다.

첫째, 본 연구는 주가지수선물 데이터를 활용하여 주식시장 CB 제도의 사전적 효과를 분석하였다. 그러나 선물시장의 임계점과 실제 주식시장의 CB 임계점에는 미미하지만 차이가 있으며, 실제 CB의 발동 기준인 코스피 및 코스닥 지수와 주가지수선물의 기초자산인 코스피200 및 코스닥150 지수 간에도 일부 괴리는 존재한다. 따라서 전체 주식시장의 사전적 효과 및 개별 종목에서 나타나는 미시적인 효과를 직접적으로 분석하지는 못하였다는 표본 구성상의 한계가 존재한다.

둘째, 본 연구는 CB의 사전적 효과에 초점을 둔 분석으로, CB 발동 이후의 시장 안정성, 정보효율성 개선, 과도한 변동성 억제 등 긍정적 사후 효과는 다루지 않았다. 따라서 CB 제도의 전체적인 효용성을 포괄적으로 평가하기 위해서는 사전·사후 효과를 통합한 추가 연구가 필요하다.

셋째, 시장 구조 차이를 설명하기 위해 시장품질 변수와 정보기반거래(PIN)를 고려했으나, 두 분석 모두 단순 비교 방식에 머물렀고 인과적 결정요인을 직접 규명하지는 못하였다. 시장 구조(유동성, 참여자 구성, 호가 전략 등)가 사전적 효과의 강도에 미치는 영향을 보다 체계적으로 규명하기 위해서는 모형 기반 접근 혹은 개별 참여자 수준의 미시자료를 활용한 고도화된 분석이 필요하다.

그럼에도 불구하고 본 연구는 우리나라에서 서킷 브레이커의 사전적 효과를 종합적으로 검증한 첫 실증연구로서, 가격이 CB 임계점에 접근함에 따라 변동성 상승 등의 여러 시장역학이 변화하고 가격을 CB 임계점으로 끌어당기는 자석효과가 발생하는 등 제도의 역설적인 동학을 확인함으로써 향후 가격안정화 장치의 개선 방향을 논의하는 데 중요한 기초 자료를 제공할 것으로 기대된다.

향후 연구는 서킷 브레이커 뿐만 아니라 다양한 가격안정화 장치(예: 가격제한폭, 변동성 완화장치(VI), 선물 실시간 가격제한 등)를 대상으로 확장하여 개별종목 단위 고빈도 데이터 활용, 시장별 정보환경 분석, 제도 간 비교를 통해 보다 폭넓은 제도의 효용성에 대한 평가가 이루어져야 할 것이다.

## 참 고 문 헌

박병직, 변동성완화장치의 유동성 등 시장품질 영향에 관한 분석, 한국과학기술원 대학원 경영대학 금융공학프로그램 석사학위논문, 2023.

엄경식, 라성채, 박종호, 안일찬, KRX 종목별 변동성완화장치의 특징과 가격안정화 및 가격발견 효과 : 동적 가격변동범위를 중심으로, *증권학회지*, 제44권, 제5호, pp. 1065–1090, 2015.

오세경, 문선주, 이석원, 손판도, Circuit Breaker 제도가 한국 주식시장 변동성과 유동성에 미치는 영향에 관한 연구, *산업경제연구*, 제25권, 제2호, pp. 1005–1033, 2012.

이우백, 박종원, 개별종목의 매매거래 중단제도의 효과 분석: 한국거래소 단기과열완화장치의 사례, *금융안정연구*, 제17권, 제2호, pp. 73–111, 2016.

D. Amaya, P. Christoffersen, K. Jacobs, and A. Vasquez, Does Realized Skewness Predict the Cross-Section of Equity Returns?, *Journal of Financial Economics*, 2015.

O. E. Barndorff-Nielsen and N. Shephard, Econometrics of testing for jumps in financial economics using bipower variation, *Journal of Financial Econometrics*, 4(1), 1–30, 2006.

H. Chen, A. Petukhov, J. Wang, and H. Xing, The Dark Side of Circuit Breakers, *The Journal of Finance*, Vol. 79, No. 2, pp. 1405–1455, 2024.

D. Y. Du, Q. Liu, and S. G. Rhee, An Analysis of the Magnet Effect under Price Limits, *International Review of Finance*, Vol. 9, Nos. 1–2, pp. 83–110, 2009.

D. Easley, S. Hvidkjaer, and M. O’Hara, Is Information Risk a Determinant of Asset Returns?, *The Journal of Finance*, Vol. 57, No. 5, pp. 2185–2221, 2002.

P.-H. Hsieh, Y. H. Kim, and J. J. Yang, The Magnet Effect of Price Limits: A Logit Approach, *Journal of Empirical Finance*, Vol. 16, pp. 830–837, 2009.

Z. Jian, Z. Zhu, J. Zhou, and S. Wu, Intraday Price Jumps, Market Liquidity, and the Magnet Effect of Circuit Breakers, *International Review of Economics and Finance*, Vol. 70, pp. 168–186, 2020.

S. C. Lera, D. Sornette, and F. Ulmann, Price Dynamics with Circuit Breakers, *Quantitative Finance*, Vol. 24, No. 12, pp. 1711–1724, 2024.

S. S. Lee and P. A. Mykland, Jumps in Financial Markets: A New Nonparametric Test and Jump Dynamics, *The Review of Financial Studies*, Vol. 21, No. 6, pp. 2535–2563, 2008.

I. M. Sifat and A. Mohamad, A Survey on the Magnet Effect of Circuit Breakers in Financial Markets, *International Review of Economics and Finance*, Vol. 69, pp. 138–151, 2020.

G. J. Santoni and T. Liu, Circuit Breakers and Stock Market Volatility, *The Journal of Futures Markets*, Vol. 13, No. 3, pp. 261–277, 1993.

A. Subrahmanyam, Circuit Breakers and Market Volatility: A Theoretical Perspective, *The Journal of Finance*, Vol. 49, No. 1, pp. 237–254, 1994.

A. Subrahmanyam, The Ex Ante Effects of Trade Halting Rules on Informed Trading Strategies and Market Liquidity, *Review of Financial Economics*, Vol. 6, No. 1, pp. 1–14, 1997.

L. Zhang, P. Mykland, and Y. Aït-Sahalia, A Tale of Two Time Scales: Determining Integrated Volatility With Noisy High-Frequency Data, *Journal of the American Statistical Association*, 2005.

## 부 록 A     우리나라의 서킷 브레이커 발동 사례

표 A.1은 우리나라의 시장별 서킷 브레이커 발동 사례이며, 그림 A.1은 2020년 및 2024년에 있었던 서킷 브레이커 1단계 발동 예시이다.

표 A.1: 역대 서킷 브레이커 발동 이력

발동일	발동시장	발동시각	발동 사유 / 주요 사건
2000-04-17	Kospi	09:05	미국 증시 하락, 닷컴버블 붕괴
2000-09-18	Kospi	13:02	미국 증시 하락, 닷컴버블 붕괴
2001-09-12	Kospi	12:05	미국 911테러로 인한 여파
2006-01-23	Kosdaq	14:23	미국 증시 하락, 테마주 급락
2007-08-16	Kosdaq	13:21	서브프라임 위기 확산
2008-10-23	Kosdaq	13:08	글로벌 금융위기
2008-10-24	Kosdaq	13:18	글로벌 금융위기
2011-08-08	Kosdaq	13:10	미국 신용등급 하락
2011-08-09	Kosdaq	10:41	미국 신용등급 하락
2016-02-12	Kosdaq	11:55	일본 증시 폭락, 남북관계 악화 등
2020-03-13	Kospi/Kosdaq	10:43/09:04	코로나19 팬데믹으로 인한 급락
2020-03-19	Kospi/Kosdaq	12:05	코로나19 팬데믹으로 인한 급락
2024-08-05	Kospi/Kosdaq	14:14/13:56	미국발 경기 침체, 중동발 전쟁 리스크 등

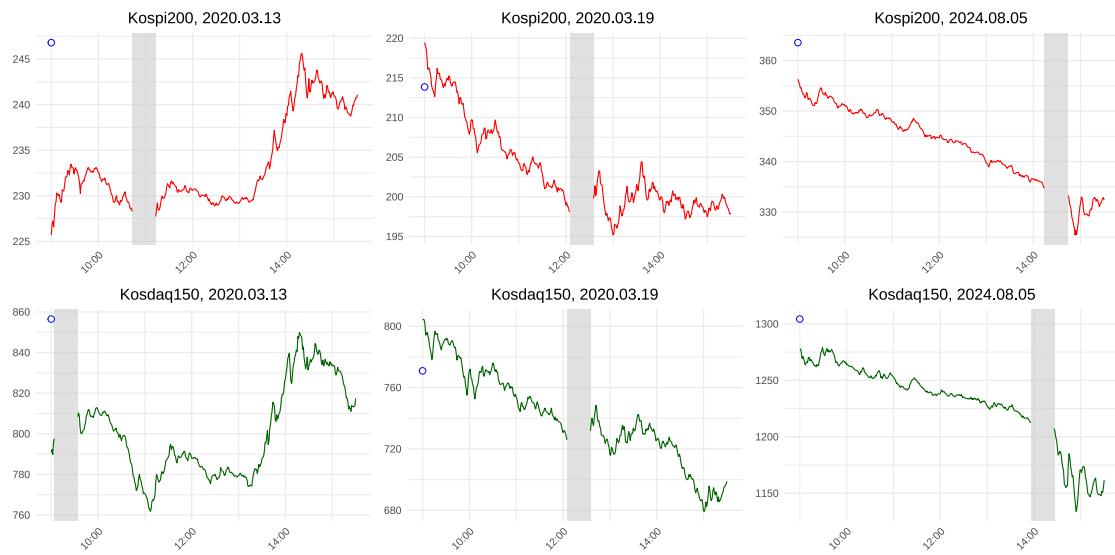


그림 A.1: 2020년 및 2024년의 1단계 서킷 브레이커 발동 예시. 이 그림은 2020년 및 2024년에 있었던 6차례의 1단계 서킷 브레이커 발동 사례 및 일중 선물가격의 변동을 나타낸다. 파란 점은 전일 종가, 빨간 선은 코스피200선물, 초록 선은 코스닥150선물, 회색 음영은 1단계 서킷 브레이커 발동으로 20분간 거래가 중단되는 것을 각각 나타낸다.

## 부 록 B 시장품질 변수 요약통계량

표 B.1 및 표 B.2은 각각 코스피200선물과 코스닥150선물의 시장품질 변수의 요약통계량을 나타낸다. 호가심도는 코스피200선물에서 150.5계약, 코스닥150선물에서 11.1계약으로 산출되어 호가공급의 수준이 약 13~14배 차이나는 것으로 나타났다. 호가스프레드 역시 코스피200선물에서 1.0틱, 코스닥150선물에서 2.6틱으로 산출되어 스프레드 비용에서도 약 2배 이상의 차이가 나타났다. 두 시장 모두 호가불균형은 크게 나타나지 않았으며, 시장잡음은 변동성이 크고 유동성이 부족한 코스닥150선물에서 보다 크게 나타났다.

표 B.1: 코스피200선물 시장품질 변수 요약통계량

호가심도 : 최우선호가 매수·매도 호가잔량 합계의 1분 단위 평균, 호가스프레드 : 최우선 매도 호가가격과 최우선 매수 호가가격의 차이의 1분 단위 평균, 호가불균형도 : 최우선 매도 호가잔량과 최우선 매도 호가잔량의 차이를 호가심도로 나눈 값의 1분 단위 평균, 시장잡음 : 초단위 가격 차이의 제곱의 1분 단위 평균을 2로 나눈 값, 표본기간 : 2016/08/02 - 2025/05/30, 전체 관측치 수 : 757,310.

변수명	평균	표준편차	최소값	1사분위수	중간값	3사분위수	최대값
호가심도	150.590	64.883	9.334	104.077	144.309	188.040	1013.642
호가스프레드	0.052	0.030	0.050	0.050	0.051	0.053	19.603
호가불균형도	0.000	0.166	-0.885	-0.095	0.000	0.095	0.928
시장잡음	0.146	0.111	0.000	0.100	0.137	0.178	48.302

표 B.2: 코스닥150선물 시장품질 변수 요약통계량

호가심도 : 최우선호가 매수·매도 호가잔량 합계의 1분 단위 평균, 호가스프레드 : 최우선 매도 호가가격과 최우선 매수 호가가격의 차이의 1분 단위 평균, 호가불균형도 : 최우선 매도 호가잔량과 최우선 매도 호가잔량의 차이를 호가심도로 나눈 값의 1분 단위 평균, 시장잡음 : 초단위 가격 차이의 제곱의 1분 단위 평균을 2로 나눈 값, 표본기간 : 2016/08/02 - 2025/05/30, 전체 관측치 수 : 724,160.

변수명	평균	표준편차	최소값	1사분위수	중간값	3사분위수	최대값
호가심도	11.134	9.694	2.000	6.348	8.481	12.437	1226.447
호가스프레드	0.260	0.150	0.1	0.187	0.223	0.283	48.838
호가불균형도	0.002	0.219	-1.000	-0.104	-0.001	0.104	1.000
시장잡음	8.179	97.861	0.000	2.820	4.838	8.327	57722.600

다음으로, 표 B.3 및 표 B.4는 각각 코스피200선물과 코스닥150선물의 시장품질 변수와 주요 변수들 간의 상관관계행렬을 나타낸다. 코스피200선물에서는 변동성과 호가심도 간의 음(-)의 상관관계가 관찰되었는데, 이는 단기변동성이 확대되면 투자자들이 일시적으로 호가공급을 감소시키는 것을 의미한다. 또한 잡음변동성을 나타내는 시장잡음의 특성상 유사한 변동성 지표인 이중척도 실현변동성과 양(+)의 상관관계를 보이는 것을 확인할 수 있다. 이외의 변수들 간의 유의한 상관관계는 관찰되지 않았다.

표 B.3: 코스피200 시장품질 변수 간 상관관계

호가심도 : 최우선호가 매수 · 매도 호가잔량 합계의 1분 단위 평균, 호가스프레드 : 최우선 매도 호가가격과 최우선 매수 호가가격의 차이의 1분 단위 평균, 호가불균형도 : 최우선 매도 호가잔량과 최우선 매도 호가잔량의 차이를 호가심도로 나눈 값의 1분 단위 평균, 시장잡음 : 초단위 가격 차이의 제곱의 1분 단위 평균을 2로 나눈 값, 표본기간 : 2016/08/02 - 2025/05/30, 전체 관측치 수 : 757,310.

	호가스프레드	호가불균형도	시장잡음	변동성	왜도	수익률	이상 거래량	DTCB	Lev	QLev
호가심도	-0.0384	0.0106	-0.2207	-0.3726	0.0020	0.0028	-0.0731	0.0705	0.1487	-0.1881
호가스프레드		0.0010	0.0341	0.0244	-0.0001	-0.0002	0.0033	-0.0140	-0.0143	0.0312
호가불균형도			-0.0016	0.0024	-0.0064	0.0022	0.0033	0.0226	-0.0031	0.0021
시장잡음				0.5447	0.0052	0.0050	0.1947	-0.0367	-0.0780	0.2426

표 B.4: 코스닥150 시장품질 변수 간 상관관계

호가심도 : 최우선호가 매수 · 매도 호가잔량 합계의 1분 단위 평균, 호가스프레드 : 최우선 매도 호가가격과 최우선 매수 호가가격의 차이의 1분 단위 평균, 호가불균형도 : 최우선 매도 호가잔량과 최우선 매도 호가잔량의 차이를 호가심도로 나눈 값의 1분 단위 평균, 시장잡음 : 초단위 가격 차이의 제곱의 1분 단위 평균을 2로 나눈 값, 표본기간 : 2016/08/02 - 2025/05/30, 전체 관측치 수 : 724,160.

	호가스프레드	호가불균형도	시장잡음	변동성	왜도	수익률	이상 거래량	DTCB	Lev	QLev
호가심도	-0.0143	0.0623	0.0167	-0.0743	0.0069	-0.0001	0.1749	0.0330	0.0672	0.0264
호가스프레드		0.0124	0.0740	0.0147	-0.0026	0.0009	0.0073	-0.0216	-0.0006	0.0009
호가불균형도			-0.0012	-0.0213	0.0790	-0.0019	-0.0121	0.0334	0.0107	0.0038
시장잡음				0.1995	-0.0006	0.0090	0.0381	-0.0058	0.0029	0.0228

## 부 록 C    보조 회귀분석 결과

### C.1    시장역학 가설의 보조 회귀분석(식 2.13) 결과

표 C.1 및 표 C.2는 각각 코스피200선물과 코스닥150선물에 대해 수행한 보조 회귀분석의 결과를 제시한다. 해당 회귀모형은 식 2.13을 기반으로 하되, CB 임계점 1% 미만에서의 비선형적 효과를 포착하도록 구성된 항을 임계점 2% 미만에서의 추가 효과를 설명하도록 대체한 점만이 다르다.

임계점 2% 미만 구간에서의 비선형적 강화 효과를 살펴보면, 코스피200선물에서는 왜도의 회귀계수가 약  $-37.05$ 로 5% 유의수준에서 유의하게 나타났으며, 이상 거래량의 회귀계수는 약 47.58로 1% 유의수준에서 유의하였다. 이는 가격이 CB 임계점과의 거리가 2% 미만으로 진입할 때 왜도가 기존의 감소추세에서 증가 추세로 반전되어 약 0.37 상승하며, 이상 거래량은 기존의 증가추세에서 감소추세로 전환되어 약 0.48 감소함을 의미한다.

반면 코스닥150선물에서는 변동성, 왜도, 기대수익률, 이상 거래량 등 어떠한 시장 역학 변수에서도 임계점 2% 미만에서의 비선형적 추세 변화가 통계적으로 유의하게 나타나지 않았다. 이는 코스닥 시장에서의 비정상적 변화는 주로 임계점 1% 미만의 보다 근접한 영역에서 집중적으로 발생한다는 것을 의미한다.

표 C.1: 코스피200선물 주요 변수 회귀분석 결과 (임계점 2% 균방)

표 C.1는 회귀모형  $y_{d,m,t} = \beta \times DTCB_t + \gamma \times \min(DTCB_t - 2\%, 0) + a_d + b_m + cLevt + dQLevt + Y_t \delta + e_{d,m,t}$ 을 추정한 결과이다. 여기서  $y_{d,m,t}$ 는 일  $d$ , 분  $m$ , 시간  $t$ 에 따른 변동성, 웨도, 기대수익률, 이상 거래량을 의미한다.  $DTCB_t$ 는 CB 발동 임계가격과의 거리,  $Levt$ 는 단기-장기 평균 선물가격 비율,  $QLevt = (Levt - 1)^2$ 로 정의된다. 팔호는 OLS 표준오차, 대괄호는 Newey-West (29 lag) 표준오차를 나타낸다. 표본기간: 2016/08/02 - 2025/05/30, 전체 관측치 수: 743,416. \*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ , +  $p < 0.1$ .

	변동성		웨도		기대수익률		이상 거래량	
Lev	0.476 (0.092)***	5.864 (0.122)***	5.944 (0.123)***	-7.788 (0.314)***	-14.213 (0.424)***	-14.596 (0.429)***	-3.827 (0.062)***	-1.144 (0.084)***
QLev	[0.231]* (0.759)***	[0.659]*** [0.638]***	[0.292]*** [0.688]***	[0.613]*** [0.613]***	[0.121]*** [0.318]***	[0.258]*** [0.294]***	[0.258]* [0.294]***	[0.342)*** [0.958]***
DTCB	-0.143 (0.759)	6.431 (0.763)***	6.643 (0.764)***	-17.351 (2.581)***	-24.847 (2.601)***	-25.750 (2.606)***	-2.529 (0.506)***	0.586 (0.510)
(Distance to CB)	[5.531] -8.732	[5.723] -8.876	[5.795] 10.094	[2.338]*** 10.737	[3.736]*** [2.641]	[3.652]*** [2.628]	[0.511) [2.645]	0.728 0.884
min(DTCB - 2%, 0)							-4.110 [3.364]	-4.209 [4.853]*
$r_t$							-12.632 [4.689]*	-13.467 [4.689]*
차기상관통제								
일·시 고정효과								
Adjusted $R^2$	0.685	0.687	0.687	0.006	0.007	0.007	0.010	0.579 0.580

표 C.2: 코스닥150선물 주요 변수 회귀분석 결과 (임계점 2% 균방)

표 2는 회귀모형  $y_{d,m,t} = \beta \times DTCB_t + \gamma \times \min(DTCB_t - 2\%, 0) + a_d + b_m + cLevt + dQLevt + Y_t'\delta + e_{d,m,t}$ 을 추정한 결과이다. 여기서  $y_{d,m,t}$ 는 일  $d$ , 분  $m$ , 시간  $t$ 에서의 CB 발동 입체가격과의 거리,  $Levt$ 는 단기-장기 평균 선물가격 비율,  $QLevt = (Levt - 1)^2$ 로 정의된다. 팔호는 OLS 표준오차, 표본기간: 2016/08/02 - 2025/05/30, 전체 관측치 수: 645,914. \*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ , +  $p < 0.1$ .

		변동성			왜도			기대수익률			이상 거래량		
Lev	0.104 (0.121)	10.993 (0.179)***	10.945 (0.179)***	-5.514 (0.217)***	-11.779 (0.327)***	-11.798 (0.066)***	-3.770 (0.099)	0.046 (0.099)	0.040 (0.243)	-0.101 (0.363)***	12.852 (0.363)***	12.847 (0.363)***	
QLev	[0.281] 5.837 (0.985)***	[0.733]*** 7.222 (0.980)***	[0.704]*** [0.223]*** (0.981)***	[0.391]*** -6.315 (1.794)***	[0.388]*** -7.181 (1.793)***	[0.119]*** -7.064 (1.795)***	[0.236] -1.304 (0.544)*	[0.238] -0.795 (0.543)	[0.440] -0.761 (0.544)	[0.440] 4.377 (2.018)*	[0.932]*** 6.082 (2.015)**	[0.913]*** 6.111 (2.017)**	
DTCB	[4.059] -15.209 (Distance to CB)	[4.061]+ -15.083 (0.186)***	[3.938]+ -15.083 (0.187)***	[1.902]*** 8.640 (0.337)***	[2.152]*** 8.687 (0.339)***	[1.632] [0.378]*** [0.374]*** -31.246 (4.079)*** [31.099]	[1.688] [1.693] [1.693] -5.226 -10.945 (7.542) [7.286]	[1.688] [1.693] [1.693] -5.213 -3.094 (2.256) [5.122]	[1.688] [1.693] [1.693] -0.006 -0.006 [5.122]	[1.688] [1.693] [1.693] -0.006 -0.006 [5.122]	[1.688] [1.693] [1.693] -0.006 -0.006 [5.122]	[1.688] [1.693] [1.693] -0.006 -0.006 [5.122]	[1.688] [1.693] [1.693] -0.006 -0.006 [5.122]
min(DTCB - 2%, 0)													
$r_t$													
차기상관통계	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	
일·시 고정효과	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	
Adjusted $R^2$	0.603	0.607	0.607	0.006	0.007	0.007	0.006	0.009	0.009	0.338	0.340	0.340	

## C.2 자석효과 가설의 보조 회귀분석(식2.15) 결과

표 C.3은 식 2.15의 로지스틱 회귀모형에서  $jumpoccur_t$ 를 산출하는 점프 검정의 유의수준을 기준 5%에서 10%로 완화하여 추정한 결과를 제시한다. 유의수준이 완화됨에 따라 가격점프가 더 빈번하게 탐지되었고, 그 결과 두 시장 모두에서  $DTCB_{t-1}$  변수의 회귀계수 절대값이 증가하였다. 또한 코스피200선물의 경우, 기준 5% 유의수준에서는 유의하지 않았던  $DTCB_{t-1}$ 의 회귀계수가 10% 유의수준 기준에서는 통계적으로 유의하게 나타났다. 이는 점프 검정의 기준을 다소 완화할 경우 가격점프 관점에서도 자석효과의 존재 가능성을 보다 명확하게 지지하는 것으로 해석할 수 있다.

표 C.3: 로지스틱 회귀분석 결과(가격점프화률, 점프식별 유의수준 10%)

이 표는 회귀식  $P(D(Jump occur_{t,\alpha=0.1}) = 1 | X) = F(\beta_0 + \beta_1 DTCB_{t-1} + \sum_{i=1}^7 \sum_{j=1}^2 \beta_{i,j} Control_{i,t-j})$ 의 결과이다. 여기서  $F(x) = \frac{1}{1+e^{-x}}$ 이며, 통제변수( $Control_{i,j}$ )는 수익률, 변동성(Bi-power volatility), 거래량, 호가심도, 호가스프레드, 호가불균형도, 시장잡음을 의미한다. 표본기간: 2016/08/02 - 2025/05/30, 전체 관측치 수: 코스피200선물 728,287 및 코스닥150선물 674,597. \*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ , +  $p < 0.1$ .

	코스피200선물		코스닥150선물	
	회귀계수	P-value	회귀계수	P-value
<b>패널 A : 추정 결과</b>				
$DTCB_{t-1}$	-3.451*	(1.346)	-4.827***	(0.759)
$r_{t-1}$	-0.001**	(0.000)	-0.000+	(0.000)
$r_{t-2}$	-0.001+	(0.000)	-0.001*	(0.000)
거래량 $_{t-1}$	0.002***	(0.000)	0.002***	(0.000)
거래량 $_{t-2}$	-0.001***	(0.000)	-0.001***	(0.000)
변동성 $_{t-1}$	-7.657***	(1.134)	-0.806***	(0.141)
변동성 $_{t-2}$	0.358	(1.036)	-0.284*	(0.131)
호가심도 $_{t-1}$	0.003***	(0.001)	0.001	(0.001)
호가심도 $_{t-2}$	-0.007***	(0.001)	0.009***	(0.001)
호가불균형도 $_{t-1}$	0.093	(0.140)	0.086	(0.074)
호가불균형도 $_{t-2}$	-0.094	(0.131)	0.059	(0.071)
스프레드 $_{t-1}$	-113.214***	(10.495)	0.006	(0.005)
스프레드 $_{t-2}$	88.433***	(7.487)	-0.002	(0.004)
시장잡음 $_{t-1}$	0.655***	(0.150)	0.006***	(0.000)
시장잡음 $_{t-2}$	0.130	(0.091)	0.001**	(0.000)
<b>패널 B : 모형 정확도</b>				
Pseudo $R^2$	0.313		0.140	
민감도	0.341		0.160	
특이도	0.994		0.993	

## 부 록 D 강건성 분석

그림 D.1 및 그림 D.2은 표본 기간 중 실제로 1단계 서킷브레이커가 발동한 3개 거래일을 제외한 후, 식 2.12의 회귀모형을 재추정한 결과이다. 가격이 CB 임계점에 근접한 관측치가 실제 CB 발동일에 집중되어 있는 것은 사실이나, 해당 거래일을 제거하더라도 변동성 확대, 음(-)의 왜도 심화, 기대수익률 상승 등 주요 시장 역학 변수의 추세는 기존 분석과 동일하게 유지되었다. 이는 본 연구의 시장 역학 가설 검증 결과가 특정 극단적 상황에 의해 과도하게 주도된 것이 아님을 보여준다.

그림 D.3는 변동성 측정치의 대체 가능성을 검토한 강건성 분석으로, 기존의 5초 기반 이중척도 실현변동성 대신 (1) 실현변동성(RV), (2) 10초 기반 이중척도 실현변동성을 사용하여 식 2.12의 회귀모형을 다시 추정하였다. 변동성 지표를 어떠한 방식으로 정의하더라도 CB 임계점 접근에 따른 변동성의 체계적 확대 및 임계점 근방에서의 추가적 강화 효과가 모두 일관되게 관찰되었다. 이는 본 연구의 변동성 관련 주요 결과가 변동성 측정 방법에 민감하지 않으며, 제시된 시장 역학 변화가 계량적 정의에 의존하지 않는 안정적 현상임을 시사한다.

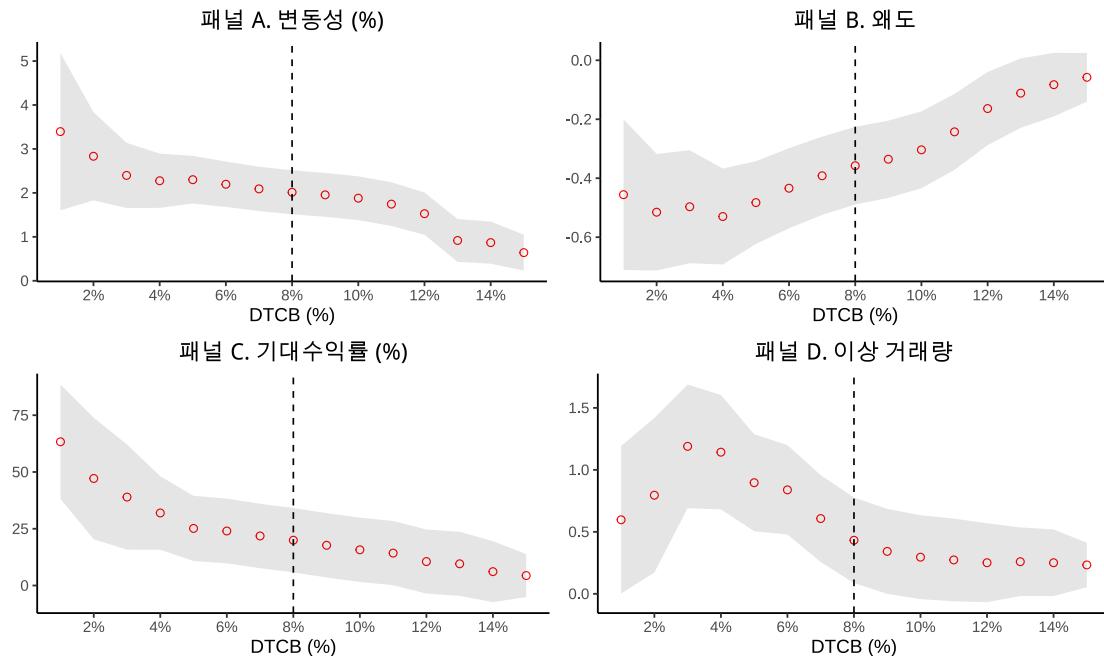


그림 D.1: CB 발동일을 제외한 코스피200선물 주요 변수 회귀계수의 구간별 산점도. 그림 D.1은 표본기간 중 서킷 브레이커 발동일(3거래일)을 제외하고 식 2.12의 회귀모형에서 추정된 변동성, 왜도, 기대수익률, 이상 거래량에 대한 회귀계수( $\beta$ )를 구간별로 나타낸 것이다. 구간은  $Bin_i = ((i-1)\%, i\%]$  ( $i = 1, \dots, 14$ )로 정의된다. 빨간색 점은 추정된  $\beta$ 를, 회색 영역은  $\beta$ 를 중심으로 한  $\pm 1.96$  표준편차 범위를 의미한다.

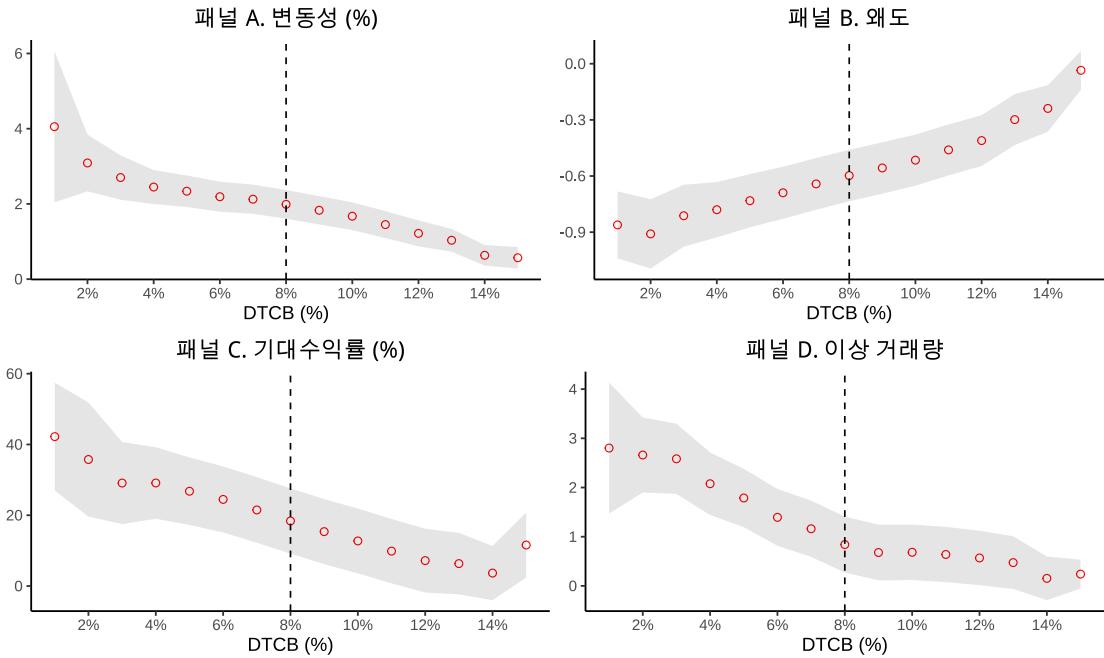


그림 D.2: CB 발동일을 제외한 코스닥150선물 주요 변수 회귀계수의 구간별 산점도. 그림 D.2은 표본기간 중 서킷 브레이커 발동일(3거래일)을 제외하고 식 2.12의 회귀모형에서 추정된 변동성, 왜도, 기대수익률, 이상 거래량에 대한 회귀계수( $\beta$ )를 구간별로 나타낸 것이다. 구간은  $Bin_i = ((i-1)\%, i\%)$  ( $i = 1, \dots, 14$ )로 정의된다. 빨간색 점은 추정된  $\beta$ 를, 회색 영역은  $\beta$ 를 중심으로 한  $\pm 1.96$  표준편차 범위를 의미한다.

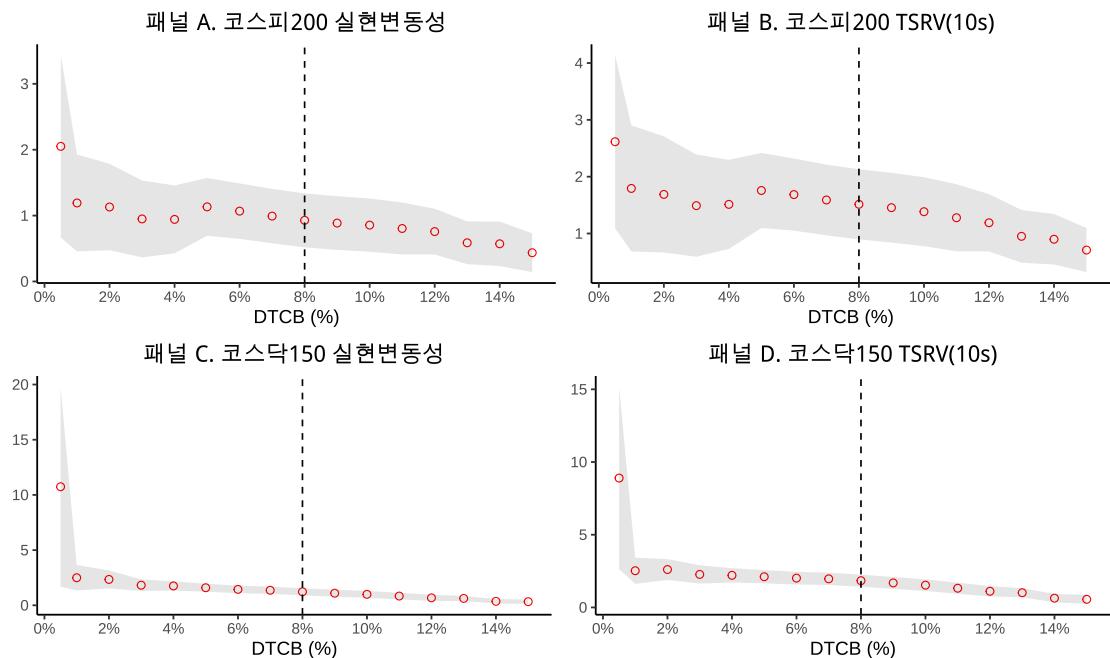


그림 D.3: 다른 변동성 지표에 대한 회귀계수의 구간별 산점도. 그림 D.3은 식 2.12의 회귀모형에서  $y_{d,m,t}$ 로 실현변동성 및 10초 단위의 이중척도 실현변동성을 사용하였을 때의 회귀계수( $\beta$ )를 구간별로 나타낸 것이다. 구간은  $Bin_{0.5} = (0\%, 0.5\%)$ ,  $Bin_1 = (0.5\%, 1\%)$ ,  $Bin_i = ((i-1)\%, i\%)$  ( $i = 2, \dots, 14$ )로 정의된다. 빨간색 점은 추정된  $\beta$ 를, 회색 영역은  $\beta$ 를 중심으로 한  $\pm 1.96$  표준편차 범위를 의미한다.