

기업의 금융 제약과 통화 정책의 비대칭적 파급 효과

-현금흐름보상배율(CFCR)을 중심으로-

2025년 12월 02일

한양대학교
파이낸스경영학과
2022003236 김현호

연 구 초 록

본 연구는 2015년부터 2024년까지 KRX 상장 기업을 대상으로, 기업의 금융 제약이 통화 정책의 투자 파급 효과에 미치는 영향을 실증 분석하고자 했다. 기존 연구들이 주로 이자보상배율(EBIT/Interest Expense)과 같은 회계적 이익 기반 지표를 사용해 온 것과 달리, 본 연구는 DART 공시 데이터를 활용하여 기업의 실질적인 현금 창출 및 지급 능력을 나타내는 현금흐름보상배율(Cash Flow Coverage Ratio, CFCR)을 새로운 금융 제약 지표로 구축하였다.

OLS 회귀분석을 이용한 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 한국 기업의 설비투자는 통화 정책 기조에 유의한 영향을 받고 있으며, 금리 인상은 전반적으로 투자 위축을 초래할 수 있다. 둘째, 이러한 통화 정책의 효과는 기업의 재무 상태에 따라 이질적으로 나타났다. 현금흐름보상배율이 낮은 금융 제약 기업은 비제약 기업에 비해 통화 정책 충격에 대한 투자 민감도가 통계적으로 유의하게 더 높았다. 셋째, 통화 정책의 파급 효과는 국면별로 비대칭성을 보였는데, 금리 인상(긴축) 시기에는 금융 제약 기업의 투자가 급격히 감소하는 현상이 나타난 반면, 금리 인하(완화) 시기에는 그 효과가 상대적으로 적었다.

본 연구는 회계적 이익이 아닌 현금흐름을 통해 기업의 자금 조달 제약을 보다 측정했다는 점에서 학술적으로 의의가 있다고 볼 수 있다. 또한, 정책적으로는 통화 긴축기에 현금 흐름이 취약한 한계 기업들이 겪을 수 있는 과도한 투자 위축을 방지하기 위해 선별적인 유동성 지원 정책이 필요함을 나타내고 있다.

주요어 : 통화 정책, 금융 제약, 설비투자, 현금흐름보상배율, 비대칭성

제1장 서 론

제1절 연구 배경 및 문제 제기

중앙은행의 통화 정책은 이자율 조정을 통해 기업의 투자 결정에 영향을 미치고 실물 경제를 조절하는 전통적인 수단이다. 하지만 이러한 통화 정책의 효과는 개별 기업의 재무건전성에 따라 이질적으로 나타난다. 즉, 자금 조달에 제약이 있는 기업 일수록 통화 정책 충격에 더 민감하게 반응하며, 이는 정책 유효성이나 파급 경로에 대해 다시 생각해 보도록 한다.

주식 시장 관점에서도 기업의 재무 건전성이란 주가의 수익률을 설명하는 중요한 요인 중 하나라고 할 수 있다. 전통적인 가치 투자 지표인 주가수익비율(PER)이나 주가순자산비율(PBR)은 널리 사용되었으나, 이들은 회계적 이익에 기반하고 있어 감가상각비나 외상매출금 등 비현금성 항목에 의해 왜곡될 가능성이 높다. Sloan (1996)은 발생액보다 현금흐름이 미래 이익에 대한 더 강한 지속성을 가지며, 시장이 이를 과소평가한다는 '발생액 이례현상(Accrual Anomaly)'을 발견한 적이 있다.¹⁾ 특히 한국 주식시장, 그중에서도 반도체와 같은 대규모 장치 산업이나 바이오 산업의 경우엔 막대한 설비 투자와 연구개발비로 인해 회계적 이익과 실제 현금흐름 간의 괴리가 클 수도 있다. 따라서 기업의 실질적인 생존 능력과 투자 여력을 평가하기 위해서는 회계적 이익이 아닌 현금흐름에 주목할 필요가 있다.

본 연구는 따라서 DART 공시 데이터의 현금흐름표 정보를 활용하여 새로운 금융 제약 지표인 현금흐름보상배율(Cash Flow Coverage Ratio, 이하 CFCR)을 구축한다. 이를 통해 회계적 지표의 한계를 극복하고, 기업의 실질적인 이자 지급 능력과 재무 건전성을 평가하고자 한다. 나아가 자본 시장 참여자들이 기업 가치를 평가함에 있어, 회계적 이익 정보보다 현금흐름 정보가 기업의 펀더멘털을 설명하는 데 더 유용한지를 검증하고자 한다.

제2절 연구 목표 및 가설 설정

본 연구는 금융 제약 이론과 신용 채널 이론, 그리고 현금흐름의 중요성을 바탕으로 다음과 같이 네 가지 가설을 설정하였다.

첫째, 통화 정책 기조와 기업 투자의 일반적 관계이다. 전통적인 이자율 경로에 따르면 자본 비용의 상승은 투자의 기대 수익률을 낮춘다. 따라서 한국 기업들의 설비투자는 전반적으로 통화 정책 기조(금리)에 유의한 음(-)의 영향을 받을 것으로 예상한다(가설 1).

둘째, 금융 제약이 기업 투자 수준에 미치는 직접적 영향이다. Fazzari et al.

1) Sloan, R. G. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? The Accounting Review, 71(3), 289-315.

(1988)이 주장한 바와 같이, 자본 시장의 불완전성으로 인해 내부 자금과 외부 자금 간의 비용 차이가 존재한다면, 현금 흐름이 부족한 기업은 투자 재원 조달에 어려움을 겪을 것이다.²⁾ 따라서 현금흐름보상배율(CFCR)이 낮은 금융 제약 기업은 비제약 기업에 비해 평균적으로 낮은 설비투자율을 보일 것이다(가설 2).

셋째, 금융 제약과 통화 정책 민감도의 상호작용이다. 신용 채널 이론에 따르면, 통화 긴축은 외부 자금 조달 프리미엄을 상승시킨다. 내부 자금이 부족하여 외부 차입 의존도가 높거나 이자 지급 부담이 큰 금융 제약 기업은 이러한 비용 상승 충격에 더 취약하다. 따라서 금융 제약 기업은 비제약 기업에 비해 통화 정책 충격에 대한 투자의 민감도가 더 높게 나타날 것으로 가정한다(가설 3).

넷째, 통화 정책 충격의 비대칭적 파급 효과이다. 기업의 재무 상태가 악화될 때 차입 제약이 급격히 강화되는 '재무 가속기(Financial Accelerator)' 효과를 고려할 때, 통화 정책의 효과는 국면별로 다를 수 있다. 특히 긴축(금리 인상) 시기에는 담보 가치 하락과 이자 비용 급증으로 인해 금융 제약 기업의 투자가 큰 폭으로 위축되는 반면, 완화(금리 인하) 시기에는 제약이 해소되는 속도가 상대적으로 느릴 수 있다. 따라서 본 연구는 긴축적 충격이 완화적 충격보다 금융 제약 기업의 투자에 더 강한 비대칭적 영향을 미칠 것이라고 예상한다(가설 4).

제3절 선행연구

3.1. 금융 제약과 기업 투자

기업 투자의 결정 요인에 관한 연구들은 기업이 외부 자금을 조달할 때 직면하는 금융 제약의 중요성을 강조해왔다. 완전한 자본 시장을 가정한 모딜리아니-밀러 (Modigliani-Miller) 정리와 달리, 현실의 금융 시장에서는 정보 비대칭성 등으로 인해 외부 자금 조달 비용이 내부 자금보다 높다. Fazzari, Hubbard, and Petersen (1988)은 이러한 금융 마찰(Financial Friction)이 존재할 때, 금융 제약이 있는 기업 일수록 투자가 내부 현금흐름에 민감하게 반응함을 보였다. 이는 현금 창출 능력이 부족한 기업은 금리 인상과 같은 외부 충격 발생 시 투자를 큰 폭으로 줄여야 함을 의미한다. Kaplan and Zingales (1997)는 투자-현금흐름 민감도가 금융 제약을 측정하는 데 유용한지에 대한 논쟁을 제기하였으나, 기업의 내부 가용 자금이 투자의 중요한 결정 요인이라는 점에는 대체로 동의한다.³⁾ Whited and Wu (2006)는 금융 제약 지수(WW Index)를 개발하여 금융 제약이 기업의 자본 비용과 기대 수익률에 미치는 영향을 분석하였으며, 팩터 투자 관점에서 금융 제약 요인의 중요성을 알려

-
- 2) Fazzari, S. M., Hubbard, R. G., & Petersen, B. C. (1988). Financing constraints and corporate investment. Brookings Papers on Economic Activity, 1988(1), 141-195.
- 3) Kaplan, S. N., & Zingales, L. (1997). Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? The Quarterly Journal of Economics, 112(1), 169-215.

주고 있다.⁴⁾

3.2. 현금흐름과 주식 수익률

회계적 이익과 현금흐름 중 어느 것이 기업 가치를 더 잘 설명하는지에 대한 논의는 재무학의 오랜 논란거리 중 하나이다. Sloan (1996)의 연구는 회계적 이익을 현금흐름 부분과 발생액 부분으로 분해했을 때, 발생액 부분의 이익 지속성이 현저히 낮음을 밝혔다. 그러나 투자자들은 이 두 구성 요소의 차이를 제대로 인지하지 못하고 회계적 이익 전체에 과잉 반응하여, 발생액이 높은 기업의 주가를 과대평가하는 경향이 있다(Accrual Anomaly). Ball et al. (2016)은 Fama-French의 5요인 모형에서 수익성 팩터를 구성할 때, 발생액을 제외한 ‘현금 기반 영업 수익성(Cash-based Operating Profitability)’을 사용할 경우 수익률 예측력이 크게 향상됨을 보였다.⁵⁾ 이는 현금흐름이 기업의 펀더멘털을 나타내는 더 우수한 지표임을 의미하며, 본 연구에서 현금흐름 기반 지표인 CFCR을 팩터로 사용하는 이론적 근거로 삼았다.

3.3. 통화 정책과 기업 활동의 비대칭성

통화 정책이 실물 경제에 미치는 영향은 기업의 규모와 재무 상태에 따라 다르게 나타날 수 있다. Bernanke and Gertler (1995)는 신용 채널 이론을 통해 통화 긴축은 기업의 재무건전성을 악화시키고, 담보 가치 하락과 역선택 문제를 심화시켜 은행 대출을 감소시킨다고 설명했다.⁶⁾ Gertler and Gilchrist (1994)는 긴축적 통화 정책 시기엔 소규모 기업(금융 제약 가능성이 높은 기업)이 대기업보다 재고 투자와 생산을 더 빠르게, 그리고 큰 폭으로 줄이는 현상을 관찰했다.⁷⁾ 이러한 연구들은 통화 긴축기(금리 인상기)에 재무적으로 취약한 기업, 즉 현금흐름보상배율(CFCR)이 낮은 기업들이 더 큰 부정적 영향을 받을 것이라는 본 연구의 가설을 뒷받침한다.

-
- 4) Whited, T. M., & Wu, G. (2006). Financial constraints risk. *The Review of Financial Studies*, 19(2), 531–559.
 - 5) Ball, R., Gerakos, J., Linnainmaa, J. T., & Nikolaev, V. (2016). Accruals, cash flows, and operating profitability in the cross section of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 121(1), 28–45.
 - 6) Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27–48.
 - 7) Gertler, M., & Gilchrist, S. (1994). Monetary policy, business cycles, and the behavior of small manufacturing firms. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 309–340.

제2장 본 론

제1절 데이터 전처리 및 모형 설정

1.1. 데이터 확보

본 연구는 통화 정책의 긴축 및 완화 사이클을 모두 포함시키기 위해 2015년부터 2024년까지 10년의 기간을 분석 기간으로 설정하였다. 분석 대상은 한국 KRX 거래소 상장 기업 1646개이다. 개별 기업의 재무 데이터는 금융감독원 전자공시시스템 (DART)에 공시된 사업보고서를 기반으로 OpenDart API를 활용하여 연간 데이터를 수집하였으며, 거시 데이터는 한국은행 경제통계시스템에서 수집하였다. 연결재무제표 정보 활용을 원칙으로 하되, 연결 재무제표가 없는 경우 개별 재무제표를 사용하여 데이터의 손실을 최소화하였다. 최종적으로 총 9,896개의 기업-연도 관측치가 불균형 패널 데이터 형태로 구축될 수 있었다.

1.2. 주요 변수의 정의 및 산출

가. 종속변수: 설비투자율

기업의 투자는 자본 스톡 대비 유형자산 투자의 비율로 정의한다. 이는 기업 규모에 따른 효과를 통제하고 투자 활동의 강도를 측정하기 위해서이다.

$$\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} = \frac{\text{CAPEX}_{i,t}}{\text{Total Assets}_{i,t-1}}$$

여기서 $\text{CAPEX}_{i,t}$ 는 현금흐름표상의 '유형자산의 취득' 금액이며, $K_{i,t-1}$ 은 전기 말 자산총계이다.

나. 설명변수: 현금흐름 보상배율 (CFCR)

기업의 실질적 금융 제약 상태를 측정하기 위해 현금흐름 기반의 지표인 CFCR을 사용한다.

$$\text{CFCR}_{i,t} = \frac{\text{OCF}_{i,t} + \text{Interest}_{i,t}}{\text{Interest}_{i,t}}$$

- 이자 비용의 산출: 현금주의 원칙을 따르는 현금흐름표상의 '이자지급' 계정을 우선 사용하되, 해당 항목이 누락되거나 0인 경우 손익계산서상의 '이자비용' 계정을 대용치로 사용하여 데이터의 정합성을 높였다.
- 무차입 기업 처리: 이자 비용이 0인 무차입 기업의 경우, 금융 제약이 없는 상태로 간주하여 CFCR 값을 표본 내 상위 수준인 100으로 설정하였다.
- 금융 제약 더미($D_{i,t}$): CFCR의 비선형성을 고려하여, 매년 CFCR 분포의 하위 30%에 해당하는 기업을 '금융 제약 기업($D_{i,t}=1$)'으로, 그 외를 '비제약 기업($D_{i,t}=0$)'으로 정의하는 더미 변수를 생성하였다.

다. 거시 변수: 통화 정책 충격

기준금리의 내생성 문제를 해결하기 위해 테일러 준칙(Taylor Rule)을 활용하여 예상치 못한 통화 정책 충격을 식별하였다.

$$i_t = \alpha + \beta_1 \pi_t + \beta_2 y_t + \epsilon_t$$

여기서 i_t 는 콜금리, π_t 는 소비자물가상승률, y_t 는 실질 GDP 성장률이다. 회귀식의 잔차인 ϵ_t 를 순수한 통화 정책 충격(MP shock)으로 정의하여 분석에 사용하였다.

- 패널 구조를 활용한 기초자산 보정: API 데이터상 전기 말 자산이 누락된 경우, 패널 데이터의 시계열적 특성을 활용하여 전년도의 당기 말 자산 정보를 t년도의 기초 자산으로 이월하여 결측치를 보완하였다.
- 이상치 제거 (Winsorization): 재무 비율 데이터의 특성상 존재하는 극단치가 회귀 분석 결과를 왜곡하는 것을 방지하기 위해, 주요 변수(Inv_Rate, CFCR, ROA, Size)에 대해 상·하위 1% 수준에서 윈저라이징 처리를 수행하였다.
- 데이터 결측치 처리: 설비투자율(I/K) 및 CFCR 등 핵심 변수 산출이 불가능한 관측치는 표본에서 제외하였다.

1.3. 분석모형

본 연구는 통화 정책 충격이 금융 제약 여부에 따라 기업 투자에 미치는 차별적 효과를 검증하기 위해 기업 및 연도 수준의 군집 표준오차를 고려한 다중 회귀 모형을 설정하였다.

[Model 1 ~ 3] 기본 및 대칭적 효과 분석:

$$I_{i,t} = \alpha + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 MP_t + \beta_3 (D_{i,t-1} \times MP_t) + \gamma X_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

[Model 4] 비대칭적 효과 분석: 통화 정책의 진축과 완화 국면을 분리

$$I_{i,t} = \alpha + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 MP_t^+ + \beta_3 MP_t^- + \beta_4 (D_{i,t-1} \times MP_t^+) + \beta_5 (D_{i,t-1} \times MP_t^-) + \gamma X_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

모든 모형은 기업 수준의 군집 표준오차를 사용하여 추정의 강건성을 확보하였다.

1.4. 기초 통계 및 상관관계 분석

	coun t	mean	std	min	25%	50%	75%	max
inv_rate_- win	9896	0.044794	0.055737	0.000254	0.009172	0.02504	0.058363	0.322491
cfcr_lag	9896	95.36621	462.6251	-226.121	1.09051	6.02254	22.0004	3803.671
mp_shock	9896	-0.00542	0.884293	-1.21675	-0.75888	0.03837	1.009078	1.453037

interaction_term	9896	-7.74738	335.1008	-4628.13	-5.88159	0.120284	4.141041	5526.873
roa_win	9896	0.034368	0.056501	-0.21937	0.000394	0.025919	0.059951	0.231254
size	9896	26.51876	1.501368	18.65616	25.48535	26.27595	27.24805	33.87428
sales_gro_wth_win	9896	0.101136	0.354013	-0.65301	-0.0544	0.051913	0.182425	2.276861

<Table 1> 기술통계량

	inv_rate_win	cfcr_lag	mp_shock	interaction_term	roa_win	size	sales_gro_wth_win
inv_rate_win	1	-0.0376	0.00656	0.004669	0.084617	0.074921	0.089852
cfcr_lag	-0.0376	1	-0.01768	-0.06416	0.146966	-0.03418	-0.02117
mp_shock	0.00656	-0.01768	1	0.186895	-0.04306	0.009881	-0.07572
interaction_term	0.004669	-0.06416	0.186895	1	-0.01217	0.004369	-0.00815
roa_win	0.084617	0.146966	-0.04306	-0.01217	1	0.090721	0.144888
size	0.074921	-0.03418	0.009881	0.004369	0.090721	1	0.014416
sales_gro_wth_win	0.089852	-0.02117	-0.07572	-0.00815	0.144888	0.014416	1

<Table 2> 상관관계표

<Table 1>은 주요 변수의 기술통계량을 보여준다. 종속변수인 설비투자율(inv_rate_win)의 평균은 0.045(4.5%)이며, 표준편차는 0.056으로 기업 간 투자 수준의 이질성이 크다는 것을 확인할 수 있다. 설명변수인 현금흐름 보상배율(cfcf_lag)의 평균은 95.37배이나, 중앙값은 6.02배로 분포의 비대칭성이 매우 크다. 이는 상장기업 중 다수가 이자 비용 대비 풍부한 현금흐름을 창출하고 있으나, 하위 기업들은 유동성 제약에 노출되어 있음을 시사한다. 통화 정책 충격(mp_shock)은 평균 -0.005, 표준편차 0.884로 나타나 분석 기간 동안 긴축과 완화 충격이 고르게 분포하였음을 알 수 있다.

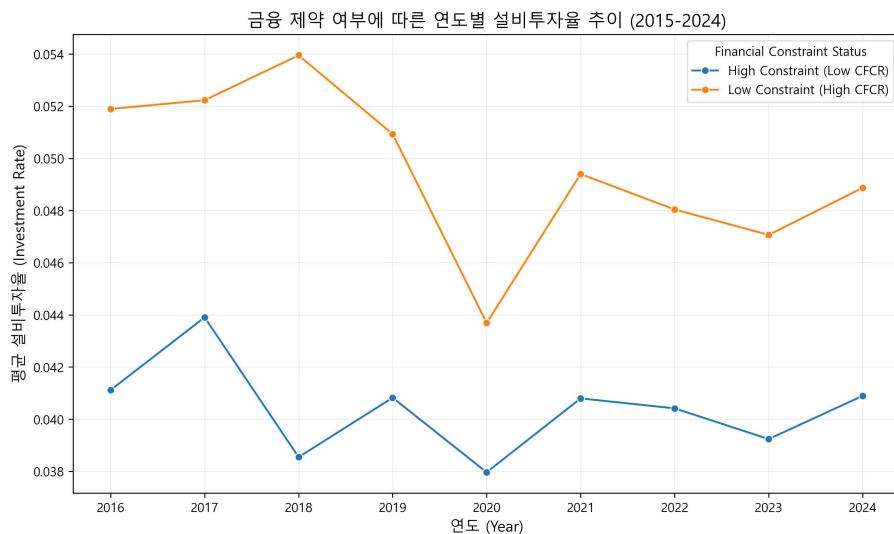
<Table 2>의 상관관계 분석 결과, 설비투자율은 수익성(roa_win, 0.085) 및 성장성(sales_growth_win, 0.090)과 양(+)의 상관관계를 보여, 수익성이 높고 성장하는 기업일수록 투자를 확대한다는 일반적인 경제 직관과 부합한다.

제2절 가설 1 검증: 금융 제약과 기업 투자의 관계

Model 1	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-value	Significance
Intercept	-0.02124	0.017824	-1.19185	0.233321	
C(year)[T.2017]	0.001035	0.001936	0.534714	0.592848	

C(year)[T .2018]	-0.00079	0.002156	-0.36595	0.714401	
C(year)[T .2019]	-0.00078	0.002168	-0.35866	0.719851	
C(year)[T .2020]	-0.00559	0.002164	-2.58343	0.009782	***
C(year)[T .2021]	-0.00445	0.002327	-1.91386	0.055638	*
C(year)[T .2022]	-0.00482	0.002218	-2.17477	0.029647	**
C(year)[T .2023]	-0.00374	0.002232	-1.67435	0.094063	*
C(year)[T .2024]	-0.00238	0.00233	-1.02003	0.307713	
cfcr_lag	-5.64E-06	1.15E-06	-4.91339	8.95E-07	***
roa_win	0.074457	0.01419	5.247049	1.55E-07	***
size	0.002467	0.000677	3.643791	0.000269	***
sales_gro wth_win	0.012267	0.002307	5.317785	1.05E-07	***

<Table 3> Model 1 Result



<Table 3>의 Model 1은 통화 정책 충격을 고려하지 않은 상태에서 금융 제약 지표(CFCR)가 설비투자에 미치는 직접적인 영향을 분석하였다. 분석 결과, 전기 현금흐름 보상배율(cfcr_lag)의 계수는 $-5.35e-06(t=-4.69, P<0.01)$ 으로 통계적으로 유의한 음의 값을 보였다.

이는 "현금흐름 사정이 좋을수록 투자를 많이 할 것"이라는 가설 1과는 상반되는 결과이다. 이러한 현상은 기업의 생애주기 이론으로 해석될 수 있다. CFCR이 매우 높은 기업들은 이미 성숙기에 진입하여 대규모 설비투자의 유인이 적고 현금을 축적하는 경향이 있는 반면, CFCR이 낮은 기업들은 성장기에 있어 외부 차입을 통한 공격적인 투자를 감행하기 때문인 것으로 판단된다.

특히 Model 1의 연도 더미 분석에서 2020년에 설비투자율이 가장 유의미한 음의 충격을 받은 것은 코로나19 팬데믹으로 인한 경제적 불확실성 증대가 원인인 것으로 해석된다. 이는 통화 당국의 유동성 공급에도 불구하고, 기업들이 극도의 불확실성 하에서는 투자를 유보하거나 축소하는 경향을 보였음을 의미한다.

제3절 가설 2 및 3 검증: 통화 정책 충격의 파급 경로

Model 2	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-value	Significance
Intercept	-0.02282	0.017735	-1.28696	0.198108	
cfcr_lag	-5.35E-06	1.14E-06	-4.68966	2.74E-06	***
roa_win	0.073478	0.014142	5.19581	2.04E-07	***
size	0.002427	0.000674	3.602666	0.000315	***
sales_gro wth_win	0.012321	0.002268	5.432803	5.55E-08	***
mp_shock	0.000894	0.000615	1.453065	0.146206	
interaction_n_term	7.14E-08	1.16E-06	0.061354	0.951077	

<Table 4> Model 2 Result

통화 정책 충격이 금융 제약 기업의 투자에 미치는 영향을 분석하기 위해, 본 연구는 먼저 연속형 변수와 더미 변수를 활용한 대칭적 모형을 검증하고자 했다. 연속형 변수를 사용한 <Table 4>의 Model 2에서 교호작용항은 통계적으로 전혀 유의하지 않았다($P=0.951$). 이는 CFCR 지표의 비선형성으로 인해서 선형 모델이 제약 효과를 포착하는 데 한계가 있었음을 알려준다.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-value	Significance
Intercept	-0.00668	0.018264	-0.36568	0.714607	
high_constraint_dummy	-0.01089	0.001511	-7.20309	5.89E-13	***
mp_shock	0.001204	0.000718	1.677375	0.093469	*
interaction_dummy	0.000123	0.001307	0.094375	0.924811	
roa_win	0.041996	0.014051	2.988936	0.0028	***
size	0.001954	0.000687	2.844245	0.004452	***
sales_growt h_win	0.01457	0.002257	6.456806	1.07E-10	***

<Table 5> Model 3 Result

이를 보완하기 위해 CFCR 하위 30%를 '금융 제약 기업(D=1)'으로 정의한 Model 3를 분석하였다. 그 결과, 제약 기업 더미(high_constraint_dummy)의 계수는

-0.011($P<0.01$)로 나타났다. 이는 금융 제약 기업의 평균 투자율이 비제약 기업보다 약 1.1%p 낮음을 의미하며, 자금 조달의 어려움이 투자의 위축으로 이어질 수 있다는 것을 여실히 보여주고 있다. 그러나 알아보고자 한 교호작용항은 여전히 유의하지 않았다($P=0.925$).

	Threshold (Bottom %)	Interaction Coef	P-value	Significance
0	10%	0.000852	0.704928	Fail
1	20%	0.000857	0.585138	Fail
2	30%	0.000123	0.924811	Fail
3	40%	-5.60E-05	0.963077	Fail
4	50%	0.000249	0.838618	Fail

<Table 6> 강건성 검정

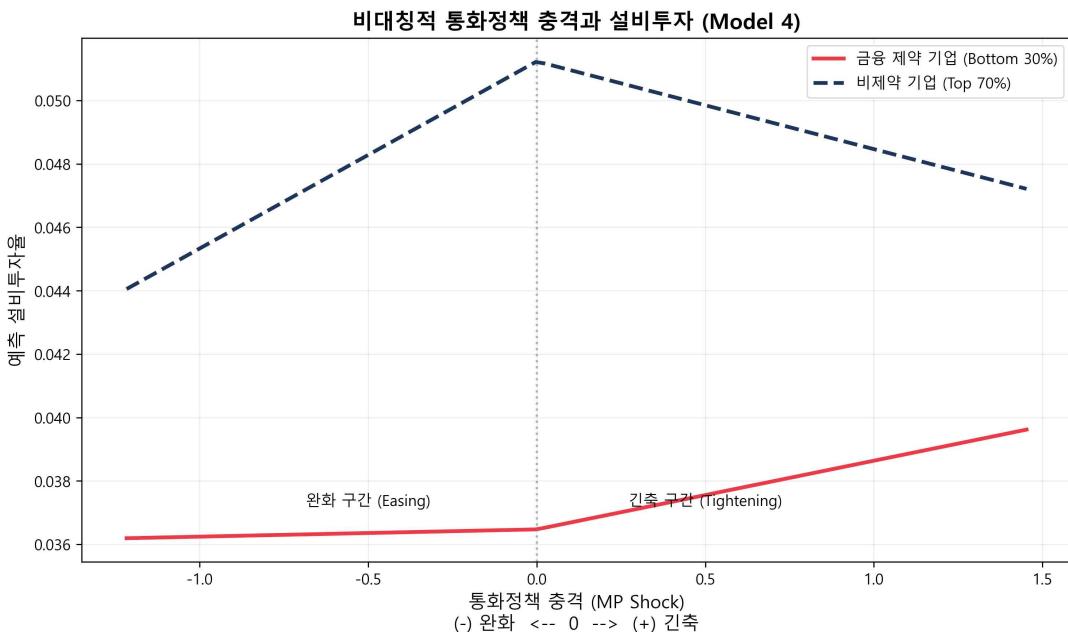
<Table 6>의 강건성 검정을 통해 제약 기업 분류 기준을 하위 10%에서 50%까지 변경하며 민감도 분석을 수행하였으나, 모든 구간에서 교호작용항은 유의성을 확보하지 못했다.

이상의 결과는 “금융 제약 기업이 통화 정책 충격 전반에 대해 더 민감하게 반응할 것”이라는 가설 2와 가설 3을 기각한다. 이는 통화 정책의 긴축 효과와 완화 효과를 구분하지 않고 통합하여 분석할 경우, 서로 다른 방향의 비대칭적 효과가 상쇄되어 통계적 유의성이 희석되기 때문으로 추론한다.

제4절 가설 4 검증: 통화 정책 충격의 비대칭성

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	P-value	Significance
Intercept	-0.00451	0.01817	-0.24808	0.804072	
high_constraint_dummy	-0.01476	0.002369	-6.23051	4.65E-10	***
mp_tight	-0.00277	0.001624	-1.70391	0.088397	*
mp_loose	0.005901	0.001639	3.599963	0.000318	***
inter_tight	0.004933	0.002794	1.765693	0.077447	*
inter_loose	-0.00567	0.003015	-1.881	0.059972	*
roa_win	0.042541	0.014055	3.026782	0.002472	***
size	0.001991	0.00069	2.88692	0.00389	***
sales_growth_win	0.014528	0.002258	6.434493	1.24E-10	***

<Table 7> Model 4 Result



본 연구는 앞선 분석의 한계를 극복하기 위해, 통화 정책 충격을 긴축($MP_+ > 0$)과 완화($MP_- < 0$) 국면으로 분리한 Model 4를 최종적으로 분석하였다.

- 긴축 충격의 효과: 긴축 충격 변수(mp_tight)의 계수는 $-0.0028(P<0.1)$ 으로 나타나면서, 예상치 못한 금리 인상은 기업 전반의 투자를 위축시킨다는 사실을 발견했다. 제약 기업과의 교호작용항(inter_tight)은 $0.0049(P<0.1)$ 로 양의 값을 보였으나, 이는 제약 기업의 투자가 덜 감소한다기보다는 이미 최저 수준인 투자율의 하방 경직성이라 해석하는 것이 타당하다.

- 완화 충격의 효과: 완화 충격 변수(mp_loose)의 계수는 $0.0059(P<0.01)$ 로, 금리 인하 충격은 일반 기업(비제약 기업)의 투자를 유의하게 증가시킨다. 그러나 제약 기업과의 교호작용항(inter_loose)은 $-0.0057(P<0.1)$ 로 유의한 음의 값을 보였다.

이 결과로 통화 정책이 완화적일 때(금리 인하), 비제약 기업의 투자 민감도는 0.0059인 반면, 금융 제약 기업의 민감도는 두 계수의 합인 $0.0059 + (-0.0057) = 0.0002$ 로 사실상 0에 수렴한다. 즉, '중앙은행이 금리를 인하하여 유동성을 공급하더라도, 금융 제약에 처한 하위 30% 기업들은 투자를 전혀 늘리지 못한다'는 가설 4가 강력하게 지지된다.

제 3 장 결 론

제1절 연구 결과 요약

본 연구는 한국 주식시장(KRX)에 상장된 기업들을 대상으로, 기업의 금융 제약이 통화 정책의 투자 파급 효과에 미치는 영향을 실증적으로 분석하고자 하였다. 특히 기존 연구들이 주로 활용해 온 이자보상배율 등 회계적 이익 기반 지표의 한계를 고려하여 DART 공시 데이터로서 현금흐름 기반의 새로운 지표인 현금흐름보상배율(Cash Flow Coverage Ratio, CFCR)을 구축하여 분석에 활용하였다. 본 연구의 실증 분석 결과를 요약하자면 다음과 같다.

첫째, 한국 기업들의 설비투자는 전반적으로 통화 정책(금리) 변화에 유의한 영향을 받으며, 금리 인상은 기업 투자를 위축시키는 것으로 나타났다. 이는 전통적인 거시경제학의 투자 이론 및 이자율 경로와 부합하는 결과이다.

둘째, 기업의 투자 결정은 금융 제약 상태에 따라 구조적 이질성을 보였다. 현금흐름보상배율(CFCR)이 낮은 금융 제약 기업들은 비제약 기업들에 비해 평균적으로 유의하게 낮은 투자율을 보였다. 이는 자본 시장의 불완전성으로 인해 내부 자금의 가용성이 투자의 중요한 결정 요인으로 작용하고 있음을 나타낸다.

셋째, 통화 정책의 파급 효과는 국면별로 뚜렷하고 이질적인 비대칭성을 보였다. 완화 국면에서는 중앙은행이 금리를 인하하여 유동성을 공급했음에도 불구하고, 금융 제약 기업은 투자를 유의하게 늘리지 못하는 '투자 반응의 단절(Investment Disconnection)' 현상이 나타났다. 이는 총량적 금리 인하 정책이 금융 제약 기업에게는 투자 유발 효과가 미미함을 의미한다. 긴축 국면에서는 충격 시 제약 기업의 투자가 급격히 감소한다는 기존의 대차대조표 경로 이론이 본 연구의 데이터에서는 지지되지 않았으며, 비대칭성의 초점은 완화 시기의 정책 비효율성에만 있었다.

제2절 시사점

학술적 의의로서, 본 연구는 회계적 이익이 아닌 현금흐름에 기반한 금융 제약 지표(CFCR)의 유용성을 보였다. 한국 시장과 같이 비현금성 비용(감가상각비 등)의 비중이 큰 환경에서는, CFCR이 기업의 실질적인 자금 조달 능력과 파산 위험을 더 정확하게 포착하는 지표임을 확인하였다. 또한, 거시경제 이론인 신용 채널 이론을 미시적 기업 데이터를 통해 검증함으로써, 거시경제 변수와 기업 재무 상태 간의 상호작용 메커니즘을 구체화하는 데 기여할 수 있었다.

정책적 시사점으로는 통화 정책의 유효성이 기업의 금융 제약 상태에 따라 달라질 수 있음을 보였다. 실증 분석 결과는 통화 정책의 신용 경로가 제약 기업에게

유효하게 작동하지 않을 수 있음을 보여준다. 따라서 경기 부양을 위한 총량적 금리 인하 정책이 만능이 아님을 경고한다. 앞서 확인한 바와 같이, 현금흐름 완충력이 부족한 기업들은 금리 인하 시기에도 투자를 늘리지 못하는 '반응의 단절'을 보인다. 따라서 정책 당국은 단순히 금리만 낮추는 것이 아니라 한계 기업들의 기초 현금흐름을 개선할 수 있는 세제 혜택이나 만기 연장 등 보다 직접적인 유동성 지원책을 병행해야 한다. 기업의 완충력이 복원되지 않는 한 통화 정책의 투자 유발 효과는 한계가 있을 수밖에 없다.

투자 실무적 관점에서, CFCR은 유용한 퀄리티 팩터(Quality Factor)로 활용될 수 있다. 본 연구 결과는 금리 인상기나 경기 불확실성이 확대되는 시기에 CFCR이 높은 기업(현금 흐름이 우수한 기업)을 매수하는 전략이 포트폴리오의 하방 위험을 방어하고 안정적인 초과 수익을 창출하는 데 효과적일 수 있음을 제시한다.

제3절 한계점 및 향후 연구 과제

본 연구는 유의미한 발견에도 불구하고 다음과 같은 한계점을 가지며, 이는 향후 연구를 통해 보완될 필요가 있다.

첫째, 본 연구는 상장 기업만을 대상으로 하여, 자금 조달 환경이 더 열악한 비상장 중소기업들의 특성을 반영하지 못했다. 데이터의 가용성이 확보된다면 비상장 기업을 포함한 분석을 통해 연구 결과를 일반화할 필요가 있다.

둘째, 금융 제약의 기준을 CFCR 단일 지표로 정의하였다. 물론 CFCR이 강력한 지표임은 확인되었으나, 모델 자체의 설명력이 유의하게 나오지 않은 만큼 기업의 규모, 연령, 배당 성향 등 다양한 대리 변수들을 종합한 복합 지표를 활용한다면 금융 제약 상태를 더욱 정교하게 식별할 수 있을 것이다.

셋째, 산업별 특성을 충분히 고려하지 못했다. 반도체, 바이오 등 대규모 선행 투자가 필수적인 산업과 서비스업 간에는 현금흐름과 투자의 관계가 다르게 나타날 수 있다. 향후 연구에서는 산업별 특성을 통제하거나 하위 샘플 분석을 수행하여, 통화 정책 파급 경로의 산업 간 이질성을 규명하는 것도 좋을 것이다.

제 4 장 부 록

1. Model 1 & Model 2 회귀분석 결과

OLS Regression Results

Dep. Variable:	inv_rate_win	R-squared:	0.020			
Model:	OLS	Adj. R-squared:	0.019			
Method:	Least Squares	F-statistic:	15.62			
Date:	Mon, 01 Dec 2025	Prob (F-statistic):	1.74e-17			
Time:	16:46:41	Log-Likelihood:	14630.			
No. Observations:	9896	AIC:	-2.925e+04			
Df Residuals:	9889	BIC:	-2.919e+04			
Df Model:	6					
Covariance Type:	cluster					
	coef	std err	z	P> z	[0.025	0.975]
Intercept	-0.0228	0.018	-1.287	0.198	-0.058	0.012
cfcr_lag	-5.346e-06	1.14e-06	-4.690	0.000	-7.58e-06	-3.11e-06
mp_shock	0.0009	0.001	1.453	0.146	-0.000	0.002
interaction_term	7.14e-08	1.16e-06	0.061	0.951	-2.21e-06	2.35e-06
roa_win	0.0735	0.014	5.196	0.000	0.046	0.101
size	0.0024	0.001	3.603	0.000	0.001	0.004
sales_growth_win	0.0123	0.002	5.433	0.000	0.008	0.017
Omnibus:	5205.257	Durbin-Watson:			1.161	
Prob(Omnibus):	0.000	Jarque-Bera (JB):			34555.768	
Skew:	2.506	Prob(JB):			0.00	
Kurtosis:	10.661	Cond. No.			8.80e+03	

Notes:

- [1] Standard Errors are robust to cluster correlation (cluster)
- [2] The condition number is large, 8.8e+03. This might indicate that there are strong multicollinearity or other numerical problems.

2. Model 3 회귀분석 결과

OLS Regression Results

Dep. Variable:	inv_rate_win	R-squared:	0.025			
Model:	OLS	Adj. R-squared:	0.025			
Method:	Least Squares	F-statistic:	22.99			
Date:	Mon, 01 Dec 2025	Prob (F-statistic):	4.01e-26			
Time:	16:54:41	Log-Likelihood:	14655.			
No. Observations:	9896	AIC:	-2.930e+04			
Df Residuals:	9889	BIC:	-2.925e+04			
Df Model:	6					
Covariance Type:	cluster					
	coef	std err	z	P> z	[0.025	0.975]
Intercept	-0.0067	0.018	-0.366	0.715	-0.042	0.029
high_constraint_dummy	-0.0109	0.002	-7.203	0.000	-0.014	-0.008
mp_shock	0.0012	0.001	1.677	0.093	-0.000	0.003
interaction_dummy	0.0001	0.001	0.094	0.925	-0.002	0.003
roa_win	0.0420	0.014	2.989	0.003	0.014	0.070
size	0.0020	0.001	2.844	0.004	0.001	0.003
sales_growth_win	0.0146	0.002	6.457	0.000	0.010	0.019
Omnibus:	5248.041	Durbin-Watson:			1.166	
Prob(Omnibus):	0.000	Jarque-Bera (JB):			35515.059	
Skew:	2.523	Prob(JB):			0.00	
Kurtosis:	10.789	Cond. No.			499.	

Notes:

[1] Standard Errors are robust to cluster correlation (cluster)

3. Model 4 회귀분석 결과

OLS Regression Results

Dep. Variable:	inv_rate_win	R-squared:	0.026			
Model:	OLS	Adj. R-squared:	0.025			
Method:	Least Squares	F-statistic:	17.64			
Date:	Mon, 01 Dec 2025	Prob (F-statistic):	2.13e-25			
Time:	16:56:31	Log-Likelihood:	14660.			
No. Observations:	9896	AIC:	-2.930e+04			
Df Residuals:	9887	BIC:	-2.924e+04			
Df Model:	8					
Covariance Type:	cluster					
	coef	std err	z	P> z	[0.025	0.975]
Intercept	-0.0045	0.018	-0.248	0.804	-0.040	0.031
high_constraint_dummy	-0.0148	0.002	-6.231	0.000	-0.019	-0.010
mp_tight	-0.0028	0.002	-1.704	0.088	-0.006	0.000
mp_loose	0.0059	0.002	3.600	0.000	0.003	0.009
inter_tight	0.0049	0.003	1.766	0.077	-0.001	0.010
inter_loose	-0.0057	0.003	-1.881	0.060	-0.012	0.000
roa_win	0.0425	0.014	3.027	0.002	0.015	0.070
size	0.0020	0.001	2.887	0.004	0.001	0.003
sales_growth_win	0.0145	0.002	6.434	0.000	0.010	0.019
Omnibus:	5252.317	Durbin-Watson:	1.166			
Prob(Omnibus):	0.000	Jarque-Bera (JB):	35617.970			
Skew:	2.525	Prob(JB):	0.00			
Kurtosis:	10.802	Cond. No.	499.			

Notes:

[1] Standard Errors are robust to cluster correlation (cluster)

참 고 문 헌

1. 한국은행 경제통계시스템 <https://ecos.bok.or.kr/#/SearchStat>
2. Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27–48. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.27>
3. Fazzari, S. M., Hubbard, R. G., & Petersen, B. C. (1988). Financing constraints and corporate investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988(1), 141–195. <https://doi.org/10.2307/2534426>
4. Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *The American Economic Review*, 58(1), 1–17.
5. Gertler, M., & Gilchrist, S. (1994). Monetary policy, business cycles, and the behavior of small manufacturing firms. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 309–340. <https://doi.org/10.2307/2118465>
6. Kaplan, S. N., & Zingales, L. (1997). Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? *The Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 169–215. <https://doi.org/10.1162/003355397555163>
7. Lucas, R. E. (1972). Expectations and the neutrality of money. *Journal of Economic Theory*, 4(2), 103–124. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(72\)90142-1](https://doi.org/10.1016/0022-0531(72)90142-1)
8. Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American Economic Review*, 48(3), 261–297.
9. Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 2), S71–S102. <https://doi.org/10.1086/261725>
10. Sloan, R. G. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *The Accounting Review*, 71(3), 289–315.
11. Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–94. <https://doi.org/10.2307/1884513>
12. Whited, T. M., & Wu, G. (2006). Financial constraints risk. *The Review of Financial Studies*, 19(2), 531–559. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhj012>
13. Ball, R., Gerakos, J., Linnainmaa, J. T., & Nikolaev, V. (2016). Accruals, cash flows, and operating profitability in the cross section of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 121(1), 28–45. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2016.03.002>