



## **Papel Moderador da Concentração Setorial na Relação entre Oportunidade Relativa de Crescimento e Eficiência em Investimento de Capital em Empresas Listadas na [B]<sup>3</sup>**

Luiz Filipe Vicente Calavort  
Universidade Federal do Espírito Santo  
[luiz.vicente@edu.ufes.br](mailto:luiz.vicente@edu.ufes.br)

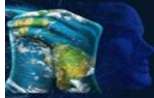
Donizete Reina  
Universidade Federal do Espírito Santo  
[donizete.reina@ufes.br](mailto:donizete.reina@ufes.br)

### **Resumo**

Este estudo investiga o papel moderador da concentração setorial na relação entre oportunidades relativas de crescimento e a eficiência dos investimentos em capital das empresas listadas na [B]<sup>3</sup>. A amostra contempla 218 companhias no período de 2010 a 2024, totalizando 1.589 observações firma-ano. A eficiência de investimento foi mensurada pelo CAPEX/AT, enquanto as oportunidades relativas foram captadas pelo Q de Tobin ajustado à mediana setorial e a concentração de mercado pelo índice de Herfindahl-Hirschman (HHI). Para o tratamento econométrico, foram estimados modelos de efeitos fixos de firma com dummies de ano e, alternativamente, substituindo-se as dummies pelo ciclo econômico, com erros-padrão robustos e clusterizados. Os resultados indicam que a sensibilidade do investimento ao Q relativo se manifesta apenas em setores mais concentrados, confirmando parcialmente a hipótese de eficiência condicional. Observa-se ainda que a concentração setorial reduz o nível de CAPEX quando controlado o ciclo econômico, corroborando a hipótese de efeito direto negativo. O papel moderador do HHI mostrou-se significativo em ambas as especificações, porém com sinal divergente da expectativa inicial, em ambientes concentrados. Ademais, a rentabilidade e a idade da firma se destacam como determinantes positivos e consistentes em investimento de capital, enquanto o ciclo econômico exerce efeito negativo em períodos de retração. Em conjunto, os achados contribuem para a literatura ao evidenciar, em um mercado emergente, que a estrutura de mercado não apenas afeta os níveis médios de investimento, mas condiciona a capacidade das empresas em transformar oportunidades de crescimento em decisões de capital.

**Linha temática:** Contabilidade Financeira e Finanças.

**Palavras-Chave:** Concentração Setorial; Oportunidade relativa de crescimento; Eficiência em investimento de capital.



## 1. Introdução

A complexidade presente no ambiente de negócios requer tomadas de decisão de investimento voltadas para o sucesso da organização (Silva & Soares, 2023). Em especial, os investimentos de longo prazo — como aqueles voltados ao capital fixo, ou capital expenditures (CAPEX) — envolvem compromissos financeiros relevantes e projetam seus benefícios ao longo de períodos estendidos, o que os torna particularmente sensíveis ao risco e à incerteza (Dixit & Pindyck, 1994; Gugler & Mueller, 2004).

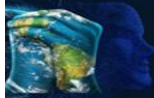
Segundo Shin e Stulz (2000), essas decisões exercem influência decisiva sobre a estrutura dos ativos das empresas e refletem suas expectativas de crescimento, constituindo-se como componentes centrais da gestão financeira estratégica. Tais decisões envolvem, frequentemente, custos irrecuperáveis e retornos diferidos, o que as torna particularmente vulneráveis a choques exógenos e à volatilidade do ambiente competitivo (Dixit & Pindyck, 1994; Gugler & Mueller, 2004). Diante disso, torna-se essencial a condução de análises de viabilidade rigorosas e sensibilidade às condições do ambiente competitivo (Gugler & Mueller, 2004).

Nesse contexto, torna-se importante compreender os fatores que condicionam a eficiência dos investimentos, uma vez que decisões mal calibradas podem comprometer tanto o desempenho operacional quanto a sustentabilidade financeira da firma. Conforme destacam Goyal, Lehn e Racic (2002), as decisões de investimento de longo prazo são especialmente sensíveis a variações no ambiente externo, como oscilações macroeconômicas e instabilidades setoriais. Isso exige dos gestores uma abordagem estratégica na alocação de recursos, capaz de integrar informações econômicas, projeções setoriais e fundamentos internos da firma, com vistas ao crescimento sustentável da firma e maximização do valor econômico ao longo do tempo.

Os investimentos em capital fixo ocupam posição estratégica na estrutura produtiva das organizações, uma vez que moldam a capacidade operacional e condicionam a trajetória de crescimento futuro. Como destacam Galesne, Fensterseifer e Lamb (1999), esses investimentos sustentam a vantagem competitiva ao possibilitarem a modernização dos processos produtivos e a expansão das operações. Já Hendriksen e Van Breda (1999) reforçam que, ao estabelecerem a base de ativos duráveis da empresa, tais decisões influenciam diretamente o fluxo de caixa futuro e o valor econômico agregado ao longo do tempo. Assim, os investimentos em ativos permanentes deixam de ser meras decisões operacionais e passam a representar escolhas estratégicas alinhadas ao posicionamento competitivo da organização.

No âmbito da literatura contemporânea, a ideia de que o valor de mercado carrega informações sobre o potencial de crescimento futuro da firma levou ao desenvolvimento de proxies específicas que procuram captar tais expectativas. A mais proeminente delas é o  $q$  de Tobin, concebido como uma razão entre o valor de mercado e o custo de reposição dos ativos da firma (Brainard & Tobin, 1968). De acordo com os autores, quando o valor de mercado excede o custo de reposição ( $q > 1$ ), novos investimentos tornam-se economicamente atrativos, pois indicam que o capital da empresa é valorizado pelo mercado. Por outro lado, valores de  $q$  inferiores à unidade ( $q < 1$ ) sugerem que os investimentos não cobrem seu custo de reposição, desestimulando a expansão produtiva. Esse princípio teórico estabeleceu as bases para diversos estudos empíricos que analisam o comportamento de investimento como função do  $q$  (Lindenberg & Ross, 1981; Famá & Barros, 2000), inclusive em contextos emergentes como o brasileiro (Dutra & Ceretta, 2018).

Nas últimas décadas, o  $q$  de Tobin consolidou-se como uma *proxy* amplamente utilizada para mensurar oportunidades de investimento a partir da relação entre valor de mercado e custo de reposição dos ativos da firma. Apesar da relevância do  $q$  de Tobin como indicador de



oportunidades de crescimento, diversos estudos apontam que o ambiente competitivo setorial pode influenciar a forma como essas oportunidades são convertidas em decisões efetivas de investimento. Em particular, a concentração setorial, entendida como o grau em que poucas empresas dominam a participação de mercado em determinado setor, altera os incentivos econômicos enfrentados pelas firmas e pode afetar sua sensibilidade ao  $q$  (Karuna, 2007; Hou & Robinson, 2006). Em setores mais concentrados, barreiras à entrada e menor rivalidade tendem a reduzir a pressão por inovação e eficiência, resultando em menor responsividade das empresas às sinalizações de mercado. Por outro lado, ambientes altamente competitivos exigem decisões mais ágeis e estratégicas, o que pode intensificar a correlação entre o valor de mercado e os investimentos realizados (McGahan & Porter, 1997; Li & Luo, 2020).

A literatura recente aponta que o grau de concentração setorial afeta não apenas o volume dos investimentos realizados, mas também a eficiência com que os recursos são alocados diante das oportunidades de crescimento percebidas. Em setores mais concentrados, a estabilidade competitiva e a previsibilidade dos retornos tendem a favorecer alocações de capital mais cautelosas e racionais, potencialmente associadas a maiores níveis de eficiência nos investimentos (Anbarci et al., 2015; Christensen et al., 2020).

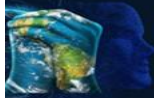
Por outro lado, ambientes de competição acirrada podem induzir decisões mais reativas, impulsionadas por estratégias de sobrevivência e posicionamento de mercado, ainda que em detrimento da racionalidade econômica (Karuna, 2007). Assim, a estrutura setorial pode exercer um papel moderador sobre a intensidade com que oportunidades relativas de crescimento — captadas pelo  $q$  de Tobin — são convertidas em investimentos efetivos e eficientes (Lindenberg & Ross, 1981; Babar & Habib, 2022).

A interação entre os sinais de valorização de mercado e a estrutura setorial na qual a firma está inserida delinea um campo de investigação especialmente relevante para compreender o comportamento das decisões de investimento em capital. A depender da intensidade competitiva e da configuração do setor, os gestores podem interpretar e reagir de forma distinta aos incentivos econômicos representados pelas oportunidades de crescimento (Karuna, 2007; Babar & Habib, 2022). Tal dinâmica sugere que a eficiência com que as firmas convertem essas oportunidades em decisões de investimento está longe de ser uniforme, mas sim parece ser fortemente condicionada pelo ambiente estratégico ao qual estão submetidas.

Apesar da ampla utilização do  $q$  de Tobin como *proxy* de atratividade marginal ao investimento e do reconhecimento da eficiência como dimensão crítica das decisões de alocação de capital, a literatura ainda carece de uma compreensão aprofundada sobre como a estrutura competitiva dos mercados — especialmente a concentração setorial — influencia essa relação. Evidências empíricas sugerem que o ambiente concorrencial pode alterar significativamente o grau de sensibilidade dos investimentos às oportunidades de crescimento percebidas (Hou & Robinson, 2006; Karuna, 2007; Luo, 2025).

No entanto, poucos estudos analisam, de forma integrada, os efeitos moderadores da concentração setorial sobre a eficiência com que as firmas convertem sinais de valorização de mercado em decisões de investimento, especialmente em economias emergentes como o Brasil, onde a heterogeneidade setorial e as assimetrias institucionais acentuam a complexidade desse fenômeno. Diante desse cenário, a presente pesquisa se propõe a responder: **qual o papel moderador da concentração setorial na relação entre oportunidades relativas de crescimento e a eficiência em investimentos de capital das empresas listadas na [B]<sup>3</sup>?** Para responder a tal questionamento esta pesquisa se propõe a investigar o papel moderador da concentração setorial na relação entre oportunidades relativas de crescimento e a eficiência dos investimentos em capital das empresas listadas na [B]<sup>3</sup>.

Estudos recentes apontam que o ambiente concorrencial — frequentemente mensurado por indicadores de concentração setorial — desempenha papel relevante ao condicionar a forma como empresas respondem a incentivos de valorização de mercado (Anbarci et al., 2015; Babar



& Habib, 2022). Entretanto, a maior parte das pesquisas concentra-se em economias desenvolvidas, e raramente examina, de forma integrada, a moderação exercida pela estrutura de mercado sobre a eficiência com que empresas convertem oportunidades de crescimento em investimentos de capital.

A lacuna se torna ainda mais evidente no contexto de economias emergentes, como o Brasil, onde a concentração setorial é marcadamente heterogênea e a volatilidade macroeconômica impõe desafios adicionais à alocação eficiente de recursos (McGahan & Porter, 1997; Li & Luo, 2020). Além disso, o cenário institucional brasileiro, caracterizado por assimetrias regulatórias e instabilidade econômica, pode influenciar tanto a sensibilidade ao  $q$  de Tobin quanto os próprios critérios de eficiência adotados pelas firmas na tomada de decisão de investimento (Gugler & Mueller, 2004; Luo, 2025).

Neste sentido, investigar o papel moderador da concentração setorial na relação entre oportunidades relativas de crescimento e a eficiência em investimentos de capital representa uma contribuição relevante para a literatura. A proposta desta pesquisa não apenas preenche uma lacuna empírica identificada nos estudos acima, como também responde a uma demanda por evidências empíricas no contexto brasileiro ao integrar elementos como eficiência em investimento de capital, estrutura competitiva setorial e proxies de valorização de mercado em um mesmo modelo.

## 2. Revisão da Literatura

### 2.1 Abordagem do $Q$ de Tobin: Perspectivas e Evidências Empíricas

O  $q$  de Tobin consolidou-se como uma das mais influentes construções teóricas para compreender o investimento empresarial, ao propor a relação entre o valor de mercado do capital instalado e o custo de sua reposição (Tobin, 1969). A intuição central é que, sempre que o mercado atribui aos ativos já existentes um valor superior ao necessário para repô-los, surgem incentivos econômicos para novas inversões de capital, pois o retorno esperado supera o custo marginal de investimento; na situação inversa, em que o valor de mercado é inferior ao custo de reposição, o estímulo ao investimento tende a desaparecer.

Essa formulação, que teve origem nos debates monetários de Brainard e Tobin (1968), expandiu-se rapidamente como instrumento analítico capaz de ligar preços de ativos e decisões reais de alocação de recursos. Desde então, o  $q$  de Tobin não apenas serviu como parâmetro normativo sobre a eficiência do investimento, mas também como proxy empírica para oportunidades relativas de crescimento, sendo utilizado de forma extensiva em estudos internacionais e nacionais de finanças corporativas (Famá & Barros, 2000; Chung & Pruitt, 1994; Lee & Tompkins, 1999).

Apesar da elegância teórica da proposição de Tobin (1969), a aplicação empírica do  $q$  deparou-se, desde o início, com sérios desafios de mensuração, sobretudo em relação à estimação do custo de reposição dos ativos. Como destacam Lindenberg e Ross (1981), a mensuração direta do denominador é frequentemente inviável, uma vez que requer informações detalhadas e atualizadas sobre preços de reposição, dificilmente disponíveis em bases contábeis tradicionais. Para contornar esse obstáculo, diferentes estudos propuseram aproximações operacionais que buscassem preservar a essência do constructo, mantendo sua utilidade como *proxy* de oportunidades de crescimento.

Entre essas contribuições, ganha destaque o trabalho de Chung e Pruitt (1994), que desenvolvem uma versão simplificada do índice baseada em dados observáveis — valor de mercado das ações, valor contábil dos passivos e ativos totais — alcançando alta correlação com medidas mais sofisticadas.

A literatura evidencia que o  $q$  de Tobin constitui uma proxy relevante das oportunidades relativas de crescimento, ainda que sua aplicação demande cautela metodológica quanto a



ruídos de mensuração e extrapolações indevidas (Chung & Pruitt, 1994; Bartlett & Partnoy, 2020). No contexto brasileiro, estudos apontam resultados mistos, com alguns questionando sua robustez (Santos & Gonçalves, 2011) e outros confirmando sua influência positiva sobre o investimento em determinados cenários (Dutra & Ceretta, 2018). Considerando tais evidências, este trabalho adota o  $q$  como variável explicativa central — representando as oportunidades de crescimento — enquanto a eficiência do investimento será mensurada por uma *proxy* de CAPEX, em linha com avanços recentes da literatura (Luo et al., 2025). Diante desse contexto, formula-se a seguinte hipótese H1:

H1: Empresas com maiores oportunidades relativas de crescimento apresentam maior eficiência de investimento.

A formulação da hipótese H1 busca verificar se, também no contexto brasileiro, firmas com maiores oportunidades relativas de crescimento são capazes de converter tais sinais em maior eficiência de alocação de capital. Assim, espera-se identificar um coeficiente positivo e estatisticamente significativo para o  $Q$  relativo.

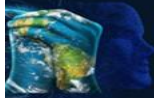
## 2.2 Concentração Setorial e Eficiência de Investimento

A análise da concentração setorial constitui um dos pilares da economia setorial e da literatura em estratégia, tendo suas raízes em estudos que buscaram compreender os efeitos da estrutura de mercado sobre o desempenho das empresas. Müller (1976), ao investigar o impacto de fusões sobre onze indústrias na Alemanha Ocidental, evidenciou que movimentos de consolidação alteram significativamente a concentração setorial, repercutindo em padrões de concorrência e alocação de recursos. Posteriormente, McGahan e Porter (1997) ampliaram esse debate ao demonstrar que a indústria explica parcela relevante da variância do desempenho corporativo, ainda que fatores específicos da firma se mantenham como os principais determinantes, reforçando a importância de compreender a estrutura setorial como condicionante estratégico.

Avançando nesse campo, Hou e Robinson (2006) mostraram que indústrias mais concentradas tendem a apresentar retornos médios de ações distintos, revelando uma conexão entre estrutura de mercado e desempenho financeiro agregado, o que sugere efeitos da concentração sobre incentivos de eficiência e investimentos. Nesse contexto, consolidou-se o uso do Herfindahl-Hirschman Index (HHI) como métrica padrão para mensurar concentração setorial, permitindo avaliar, de forma objetiva, o grau de competição ou dominância em determinado setor. Essa tradição teórica fornece as bases para investigar como a estrutura setorial molda incentivos e decisões corporativas, constituindo um elo fundamental entre economia setorial e finanças corporativas.

A relação entre concentração setorial e investimento em capital tem recebido atenção significativa na literatura, destacando-se como um canal pelo qual as condições de mercado moldam a alocação de recursos das firmas. Müller (1976), em um dos primeiros estudos empíricos sobre fusões e concentração, demonstrou que mudanças na estrutura setorial alteram os incentivos de investimento ao modificar as barreiras de entrada e o poder de mercado.

Em contrapartida, setores mais competitivos, caracterizados por baixos níveis de concentração, estimulam empresas a investir em capital como forma de sustentar sua posição no mercado e capturar oportunidades relativas de crescimento (Karuna, 2007; Laksmana & Yang, 2014). Evidências mais recentes, como as de Babar e Habib (2022), indicam que o grau de competição afeta a sensibilidade do investimento a choques operacionais, mostrando que empresas inseridas em mercados mais disputados respondem de forma mais dinâmica às pressões externas. Em conjunto, esses achados sugerem que a concentração setorial não apenas define o ambiente estratégico em que as firmas operam, mas também exerce influência direta sobre sua capacidade e disposição para realizar investimentos em capital.



A literatura, portanto, converge para a compreensão de que a concentração setorial exerce papel determinante sobre a eficiência alocação de recursos das empresas. Setores mais concentrados reduzem a intensidade competitiva, permitindo práticas de acomodação gerencial e menor propensão a investimentos produtivos (Hou & Robinson, 2006; Wu, Gao & Gu, 2015). Por outro lado, mercados mais competitivos impõem disciplina, elevam a transparência e pressionam gestores a realizar investimentos em capital que maximizem o valor da firma (Karuna, 2007; Laksmana & Yang, 2014).

Ao mesmo tempo, estudos recentes destacam que a interação entre concentração de mercado e decisões de investimento é particularmente relevante em economias emergentes, nas quais as distorções institucionais podem amplificar ou atenuar tais efeitos (Moradi & Velashani, 2017; Babar & Habib, 2022). Assim, a análise da concentração setorial, usualmente mensurada pelo Índice de Herfindahl-Hirschman (HHI), torna-se essencial para compreender o ambiente competitivo em que as firmas brasileiras alocam recursos. Considerando essas evidências, este estudo formula a seguinte hipótese de pesquisa H2:

H2: A concentração setorial afeta negativamente a eficiência dos investimentos em capital.

O objetivo de testar essa hipótese é verificar se, no contexto brasileiro, setores mais concentrados apresentam menor propensão a investimentos eficientes. Portanto, espera-se identificar um coeficiente negativo e estatisticamente significativo para o HHI, indicando que o aumento da concentração setorial reduz a eficiência dos investimentos.

### **2.3 O Papel Moderador da Concentração Setorial**

A literatura recente tem avançado no entendimento de que o ambiente competitivo setorial não constitui apenas um pano de fundo das decisões empresariais, mas um elemento ativo capaz de alterar a forma como as empresas transformam oportunidades de crescimento em investimentos eficientes. Li e Luo (2020) evidenciam que a intensidade da competição no mercado impacta diretamente a conduta estratégica das firmas, influenciando desde práticas de governança até decisões financeiras.

Em linha complementar, Luo, Wang, Wu e Zhang (2025) incorporam a dimensão setorial em sua modelagem da eficiência de investimento, mostrando que diferenças estruturais entre setores afetam a sensibilidade da alocação de capital a informações privadas dos gestores. Esses resultados indicam que a estrutura de mercado pode atuar como uma variável condicionante da relação entre oportunidades relativas de crescimento e eficiência de investimento, abrindo espaço para a análise de sua função moderadora.

Diversos estudos reforçam que a estrutura competitiva do setor exerce um papel disciplinador sobre os gestores, com efeitos diretos na qualidade e eficiência das decisões corporativas. Karuna (2007) demonstrou que ambientes mais competitivos elevam a necessidade de alinhamento entre incentivos gerenciais e pressões externas, estimulando estratégias voltadas à eficiência operacional e de investimento.

Evidências empíricas mais recentes reforçam que a competição setorial atua como condicionante fundamental da eficiência corporativa. Christensen (2020) demonstra que a interação entre estrutura de mercado e conduta das firmas molda a relação risco-retorno, indicando que ambientes mais competitivos reduzem o risco idiossincrático e promovem maior eficiência na alocação de recursos. Wang (2019) acrescenta que a pressão competitiva melhora a eficiência da gestão tributária, alinhando práticas empresariais ao interesse dos acionistas e reduzindo perdas de valor decorrentes de condutas oportunistas.

Em linha semelhante, Babar e Habib (2022) identificam que o grau de competição afeta a sensibilidade do investimento a choques operacionais, de modo que empresas inseridas em mercados mais disputados apresentam respostas mais dinâmicas e eficientes. Esses resultados sustentam a ideia de que a intensidade competitiva não apenas influencia diretamente as



decisões corporativas, mas também condiciona a capacidade das firmas de transformar oportunidades relativas de crescimento, captadas pelo  $q$  de Tobin, em investimentos de capital mais eficazes.

A literatura, portanto, converge para a compreensão de que a estrutura de mercado não apenas influencia diretamente o desempenho das firmas, mas também condiciona os efeitos de variáveis financeiras sobre a eficiência de alocação de recursos. Se, por um lado, setores altamente concentrados reduzem a disciplina competitiva e permitem maior espaço para acomodações gerenciais, por outro, ambientes mais competitivos impõem pressões que induzem gestores a converter oportunidades de crescimento em investimentos mais eficientes (Hou & Robinson, 2006; Karuna, 2007; Wu, Gao & Gu, 2015; Christensen, 2020).

No entanto, apesar do avanço da literatura, ainda é incipiente a investigação do papel moderador da concentração setorial na relação entre oportunidades relativas de crescimento — captadas pelo  $q$  de Tobin — e a eficiência do investimento em capital. Esse hiato é particularmente relevante no contexto brasileiro, em que a estrutura setorial é marcada por forte heterogeneidade e elevados níveis de concentração em determinados segmentos. Ao explorar essa interação, este trabalho busca contribuir para a literatura ao avaliar se a intensidade da competição setorial amplifica ou enfraquece a capacidade das firmas de transformar oportunidades de crescimento em decisões de investimento mais eficientes. Com base nessas evidências, formula-se a seguinte hipótese H3:

H3: A concentração setorial modera negativamente a relação entre oportunidades relativas de crescimento e a eficiência dos investimentos em capital.

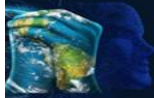
O objetivo de testar essa hipótese é verificar se a estrutura de mercado condiciona a sensibilidade do investimento ao  $Q$  relativo, de forma que, em setores mais concentrados, a disciplina competitiva seja reduzida e a resposta das firmas às oportunidades de crescimento se torne menos intensa.

### **3. Procedimentos Metodológicos**

#### **3.1 Amostra e Período**

A amostra deste estudo é composta por empresas listadas na bolsa de valores brasileira B3 (Brasil, Bolsa, Balcão). O período de análise abrange os anos de 2011 a 2024, assegurando a disponibilidade de informações financeiras e contábeis consistentes e contemplando diferentes fases do ciclo econômico nacional. Considerando que o modelo incorpora variáveis defasadas, foram coletados dados a partir de 2010, de forma a garantir a completude das séries temporais utilizadas. A escolha desse horizonte temporal justifica-se pela maior estabilidade regulatória após a adoção das normas internacionais de contabilidade (IFRS) no Brasil e pela relevância de captar tanto períodos de crescimento quanto de recessão econômica, fatores essenciais para avaliar a eficiência dos investimentos de capital em diferentes contextos macroeconômicos.

De forma complementar, os dados referentes às variáveis financeiras e contábeis foram obtidos junto à base Refinitiv, reconhecida pela abrangência e confiabilidade em estudos de finanças corporativas. As informações macroeconômicas, em especial a variação anual do Produto Interno Bruto (PIB), foram extraídas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), utilizadas para mensurar o ciclo econômico. Em consonância com práticas consolidadas na literatura (e.g., Luo et al., 2025; McGahan & Porter, 1997), foram excluídas da amostra empresas dos setores financeiro e de energia, dado o elevado grau de regulação que pode distorcer a dinâmica de investimento e competição setorial. Adicionalmente, foram eliminadas observações com dados insuficientes para o cálculo das variáveis principais, assegurando consistência às análises. Essa estratégia resulta em uma amostra representativa do mercado brasileiro, com 218 empresas dentro do período analisado.



Na tabela 1, é apresentada a seleção da amostra e sua distribuição por setor.

**Tabela 1**

*Seleção da amostra e distribuição*

Painel A: Procedimento de seleção da amostra		
Descrição	Observações	
Número de observações firma-ano de 2010 a 2024	11.805	
Menos: Firmas do setor financeiro e energia	(2.760)	
Menos: Firmas com dados faltantes	(7.456)	
Amostra Final	1.589	
Painel B: Distribuição por setor		
Setor	Composição	
Manufatura	723	45,5%
Comércio de varejo	190	12,0%
Transporte e armazenagem	129	8,1%
Construção	113	7,1%
Imobiliário	75	4,7%
Informação	74	4,6%
Serviço Educacional	57	3,6%
Saúde e assistência social	49	3,1%
Comércio atacadista	44	2,7%
Mineração, óleo e gás	36	2,3%
Agricultura, silvicultura, pesca e caça	20	1,3%
Serviços Profissionais, Científicos e Técnicos	19	1,2%
Acomodação e Serviços de Alimentação	18	1,1%
Serviços Administrativos e de Apoio e Gestão	17	1,1%
Artes, Entretenimento e Recreação	15	1,0%
Gestão de Empresas e Empreendimentos	8	0,5%
Outros Serviços (Exceto Adm. Pública)	2	0,1%
Total	1.589	100,0%

**Nota:** Esta tabela apresenta o processo de seleção da amostra e sua distribuição em setores de atividades. O Painel A é apresentado o tratamento dado para a formação da amostra final dos dados que compreenderam o período de 2010 a 2024 obtidos no banco de dados da Refinitiv®. E o Painel B, mostra a distribuição da amostra por setor de atividade.

**Fonte:** Dados da pesquisa

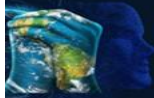
A amostra bruta extraída da Refinitiv continha 787 *tickers*. Após a exclusão das firmas pertencentes aos setores financeiro e de energia, restaram 603 *tickers*. Em seguida, com a eliminação das observações com dados faltantes, a amostra final ficou composta por 218 *tickers*.

Na tabela 2, é apresentada a distribuição das 218 empresas da amostra por setor e ano.

**Tabela 2**

*Distribuição das empresas*

Painel A: Distribuição das empresas por setor		
Setor	Composição	
Manufatura	82	37,6%
Comércio de varejo	27	12,4%
Construção	18	8,3%
Transporte e armazenagem	15	6,9%
Informação	13	6,0%



Imobiliário	11	5,0%
Serviço Educacional	10	4,6%
Comércio atacadista	9	4,1%
Saúde e assistência social	8	3,7%
Mineração, óleo e gás	6	2,8%
Serviços Administrativos e de Apoio e Gestão	6	2,8%
Serviços Profissionais, Científicos e Técnicos	3	1,4%
Artes, Entretenimento e Recreação	3	1,4%
Acomodação e Serviços de Alimentação	3	1,4%
Agricultura, silvicultura, pesca e caça	2	0,9%
Gestão de Empresas e Empreendimentos	1	0,5%
Outros Serviços (Exceto Administração Pública)	1	0,5%
<b>Total</b>	<b>218</b>	<b>100,0%</b>

**Painel B: Distribuição das empresas por ano**

<b>Ano</b>	<b>Distribuição</b>
2010	-
2011	-
2012	95
2013	96
2014	105
2015	104
2016	100
2017	97
2018	101
2019	119
2020	128
2021	137
2022	145
2023	182
2024	180

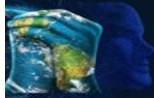
**Nota:** Esta tabela apresenta a distribuição das empresas por setor e por ano. O Painel A é apresentado a formação da amostra final das empresas por setor que compreenderam o período de 2010 a 2024 obtidos no banco de dados da Refinitiv®. E o Painel B, mostra a distribuição das empresas por ano de atividade.

**Fonte:** Dados da pesquisa

A Tabela 2 apresenta a distribuição das 218 empresas da amostra por setor e ano. Observa-se que a manufatura representa a maior parcela (82 empresas; 37,6%), seguida por comércio varejista (27 empresas; 12,4%) e construção (18 empresas; 8,3%). Juntos, esses três setores concentram mais da metade da amostra, refletindo a predominância de atividades ligadas à produção, comercialização e infraestrutura no mercado brasileiro de capitais. Outros segmentos com presença relevante incluem transporte e armazenagem (6,9%) e informação (6,0%), enquanto setores como gestão de empresas e outros serviços aparecem de forma residual

### 3.2 Variáveis Analisadas na Pesquisa

A adequada definição das variáveis é condição essencial para garantir a consistência metodológica e a validade empírica da pesquisa. Neste estudo, as variáveis foram organizadas em três grupos: (i) a variável dependente, que capta a eficiência de investimento em capital; (ii) as variáveis independentes de interesse, relacionadas às oportunidades relativas de crescimento e à concentração setorial, além de sua interação moderadora; e (iii) um conjunto de variáveis



de controle, que busca mitigar vieses associados a características específicas das firmas e do ambiente econômico.

### 3.2.1 Variável Dependentes

A variável dependente deste estudo é a eficiência de investimento em capital (CAPX), medida pelo dispêndio em ativos de longo prazo (CAPEX<sub>t</sub>) dividido pelo ativo total do período (AT<sub>t</sub>). A normalização pelo ativo total também assegura comparabilidade entre firmas de diferentes portes, permitindo que o CAPEX seja analisado em termos relativos e não absolutos. Assim, a variável CAPX<sub>t</sub> representa de forma robusta o esforço de alocação de recursos em investimentos produtivos, constituindo a base empírica para avaliar a eficiência do investimento em capital no contexto brasileiro.

### 3.2.2 Variáveis Independentes

A variável RELATIVE\_Q é utilizada como *proxy* das oportunidades relativas de crescimento da firma, sendo derivada a partir do cálculo inicial do q de Tobin. A lógica segue a tradição consolidada por Chung e Pruitt (1994), que simplificaram a mensuração do q de forma a torná-lo operacional com informações contábeis e de mercado. Em seguida, conforme a adaptação proposta a partir do estudo de Luo, Wang, Wu e Zhang (2025), esse valor é ajustado em relação à mediana do setor em que a firma está inserida, de modo a capturar não apenas a atratividade individual da empresa, mas também sua posição relativa diante de seus pares setoriais. Essa abordagem permite mitigar vieses decorrentes de especificidades de setores mais intensivos em capital ou em estágios distintos de maturidade, além de possibilitar comparações mais consistentes entre firmas heterogêneas. Assim, o RELATIVE\_Q representa uma medida robusta das oportunidades de crescimento percebidas pelo mercado em relação ao contexto competitivo setorial, desempenhando papel central na formulação da hipótese H1 desta pesquisa.

A concentração setorial é mensurada por meio do Índice de Herfindahl-Hirschman (HHI), amplamente reconhecido na literatura de economia setorial como medida padrão para avaliar o grau de concentração de mercado. O índice foi inicialmente desenvolvido por Herfindahl (1950) e Hirschman (1964) e, desde então, consolidou-se como métrica central em análises de estrutura de mercado e políticas de concorrência. Estudos clássicos, como os de Muller (1976) e McGahan e Porter (1997), evidenciam que níveis mais elevados de concentração impactam a rivalidade entre firmas e, conseqüentemente, suas estratégias de alocação de recursos. Pesquisas posteriores, como Hou e Robinson (2006) e Karuna (2007), reforçam que setores mais concentrados tendem a reduzir a pressão competitiva, permitindo maior espaço para acomodações gerenciais, enquanto mercados menos concentrados promovem disciplina e eficiência. O uso do HHI, portanto, permite capturar de forma objetiva e comparável a intensidade competitiva setorial, constituindo variável fundamental para a análise do papel da estrutura de mercado na eficiência dos investimentos em capital.

### 3.2.3 Variáveis de Controle

Para mitigar vieses de especificação e isolar os efeitos das variáveis de interesse, o modelo incorpora um conjunto de controles firma-ano defasados ( $t-1$ ), selecionados conforme práticas consolidadas na literatura de investimentos. Incluem-se: CASH<sub>t-1</sub> (caixa e equivalentes<sub>t-1</sub>/ativo total<sub>t-1</sub>), que captura folga financeira e potenciais restrições de financiamento; LEV<sub>t-1</sub> (dívida total<sub>t-1</sub>/ativo total<sub>t-1</sub>), relacionado ao custo de capital e à capacidade de alavancagem; TANG<sub>t-1</sub> (ativo imobilizado<sub>t-1</sub>/ativo total<sub>t-1</sub>), associado a colateral e intensidade de capital; SIZE<sub>t-1</sub> (ln ativos), para controlar efeitos de porte e economias de escala; AGE<sub>t-1</sub> (anos desde a abertura de capital), como *proxy* de maturidade e acesso a mercados; SG<sub>t-1</sub> (vendas<sub>t-2</sub> - vendas<sub>t-1</sub>)/vendas<sub>t-2</sub>, refletindo dinâmica de demanda. Adicionalmente, ROA<sub>t-1</sub> (EBIT<sub>t-1</sub>/Ativo Total<sub>t-1</sub>) é mantido como medida sintética de



desempenho operacional, seguindo especificações recentes que avaliam investimento condicionado ao resultado corrente. A inclusão de  $CASH_{t-1}$  e  $LEV_{t-1}$  acompanha a tradição que relaciona disponibilidade interna de recursos, estrutura de capital e investimento (e.g., Fazzari, Hubbard & Petersen, 1987; Gugler & Mueller, 2004), enquanto  $SIZE_{t-1}$ ,  $AGE_{t-1}$  e  $TANG_{t-1}$  acomodam heterogeneidades estruturais entre firmas. Todas as variáveis contínuas são construídas de modo a preservar comparabilidade interfirmas ao longo do tempo.

A variável  $ECO_{t-1}$  será definida como uma dummy igual a 1 quando a variação real do PIB no ano  $t-1$  for negativa, e 0 caso contrário (fonte: IBGE). Seu uso em defasagem busca mitigar simultaneidade e refletir que planos de CAPEX respondem ao ambiente macro previamente conhecido. Como é constante entre firmas em cada ano, seu efeito direto não será estimado junto aos efeitos fixos de tempo, sendo explorada em modelos de robustez ou em interações com variáveis firma-ano (p.ex.,  $RELATIVE\_Q_{t-1} \times ECO_{t-1}$ ).

A mensuração do  $q$  de Tobin seguirá a aproximação proposta por Chung e Pruitt (1995), que simplificaram a estimação original de Tobin (1969) ao utilizar apenas informações observáveis de mercado e contábeis. A fórmula operacional considera o valor de mercado do patrimônio líquido somado ao valor contábil da dívida (passivo circulante líquido de ativos circulantes acrescido do valor contábil da dívida de longo prazo), dividido pelo ativo total da firma. Essa medida captura, de forma prática e robusta, a relação entre o valor atribuído pelo mercado aos ativos da empresa e seu valor de reposição, apresentando elevada correlação (superior a 95%) com estimativas mais complexas, como demonstrado pelos autores.

A partir dessa medida base, será calculado o  $RELATIVE\_Q$ , obtido pela razão entre o  $Q$  da firma e a mediana do  $Q$  das empresas pertencentes ao mesmo setor e ano, conforme estratégia metodológica utilizada por Luo, Wang, Wu e Zhang (2025). Esse procedimento permite avaliar as oportunidades relativas de crescimento de cada firma em relação ao seu ambiente competitivo setorial, isolando diferenças estruturais entre indústrias e aumentando a comparabilidade entre observações.

### 3.3 Especificação do Modelo

A utilização de dados em painel permite controlar simultaneamente a heterogeneidade não observada entre firmas e a variação temporal que afeta todas as empresas, reforçando a consistência dos estimadores. Nesse contexto, opta-se pela especificação com efeitos fixos (*fixed effects*), que se mostra mais adequada do que modelos de efeitos aleatórios, visto as características não observadas das firmas. A inclusão de efeitos fixos por firma e por ano assegura o controle tanto de fatores inobserváveis e invariantes no tempo de cada empresa quanto de choques macroeconômicos comuns, mitigando vieses de omissão. Além disso, serão empregados erros-padrão robustos, clusterizados por firma, de modo a corrigir problemas potenciais de heterocedasticidade e autocorrelação serial, em linha com práticas na literatura, conforme equação 1.

$$CAPX_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 RELATIVE\_Q_{i,t-1} + \beta_2 HHI_{s(i),t-1} + \beta_3 (RELATIVE\_Q_{i,t-1} \times HHI_{s(i),t-1}) + \beta_4 CASH_{i,t-1} + \beta_5 LEV_{i,t-1} + \beta_6 TANG_{i,t-1} + \beta_7 SG_{i,t-1} + \beta_8 ROA_{i,t-1} + \beta_9 SIZE_{i,t-1} + \beta_{10} AGE_{i,t-1} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon \text{ (eq. 1)}$$

Para inserir  $ECO_{t-1}$  no modelo de forma identificável, estimaremos uma especificação alternativa sem efeitos fixos de ano (mantendo FE de firma), pois  $ECO_{t-1}$  é comum a todas as firmas em cada ano e colinear com dummies de ano, conforme representado na equação 2.

$$CAPX_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 RELATIVE\_Q_{i,t-1} + \beta_2 HHI_{s(i),t-1} + \beta_3 (RELATIVE\_Q_{i,t-1} \times HHI_{s(i),t-1}) + \beta_4 CASH_{i,t-1} + \beta_5 LEV_{i,t-1} + \beta_6 TANG_{i,t-1} + \beta_7 SG_{i,t-1} + \beta_8 ROA_{i,t-1} + \beta_9 SIZE_{i,t-1} + \beta_{10} AGE_{i,t-1} + \gamma ECO_{t-1} + \alpha_i + \varepsilon \text{ (eq. 2)}$$



Em que,  $\gamma$  mede o deslocamento médio de CAPX em anos de recessão ( $ECO_{t-1} = 1$ ) versus expansão, condicional aos demais determinantes. Se mantém erros-padrão robustos clusterizados por firma e, como checagem, reportaremos cluster bidimensional (firma e ano) nesta especificação sem dummies de ano. Em extensões de robustez, avaliaremos heterogeneidade cíclica via termos de interação  $\delta_1 \text{RELATIVE\_}Q_{i,t-1} \times \text{ECO}_{t-1}$  e  $\delta_2 \text{HHI}_{s(i),t-1} \times \text{ECO}_{t-1}$ , preservando  $\alpha_i$  e a mesma estratégia de defasagens.

## 4. Resultados e Discussões

### 4.1 Estatística Descritiva

A Tabela 3 apresenta a estatística descritiva das variáveis dos modelos e das variáveis de controle, todas *winsorizadas*, demonstrando as principais características da amostra.

Conforme a Tabela 3, o investimento médio é de 3,8% do ativo total no próprio ano, com dispersão relevante (DP 0,039) e amplitude até 0,479. A opção por escalar CAPEX pelo ativo contemporâneo está alinhada a estudos brasileiros que operacionalizam investimento como  $\text{CAPEX}_t/\text{AT}_t$ , especialmente ao analisar choques macro e restrições financeiras (Franzotti & Valle, 2020). Na crise brasileira de 2015, por exemplo, observou-se queda mais intensa do investimento em firmas restritas, com evidências de que caixa ganhou importância relativa nesses casos, o que ajuda a interpretar as caudas em  $\text{CASH}_{i,t-1}$  e a assimetria em  $\text{LE}_{i,t-1}$  observadas na amostra (Franzotti & Valle, 2020).

**Tabela 3**

#### *Estatísticas descritivas*

Panel A: Variáveis do modelo de especificação principal

Variáveis	Obs.	Média	Mediana	DP	Mínimo	Máximo
<i>CAPX</i>	1.589	0,038	0,029	0,039	0,000	0,479
<i>RELATIVE_Q<sub>i,t-1</sub></i>	1.589	0,533	0,570	1,620	-3,690	8,900
<i>HHI<sub>s(i),t-1</sub></i>	1.589	0,290	0,223	0,199	0,121	1,000
<i>RELATIVE_Q*HHI<sub>i,t-1</sub></i>	1.589	0,155	0,120	0,471	-3,250	3,270
<i>CASH<sub>i,t-1</sub></i>	1.589	0,082	0,054	0,089	0,000	0,795
<i>LEV<sub>i,t-1</sub></i>	1.589	0,624	0,581	0,352	0,097	2,490
<i>TANG<sub>i,t-1</sub></i>	1.589	0,511	0,475	0,343	0,000	1,490
<i>SG<sub>i,t-1</sub></i>	1.589	0,139	0,099	0,335	-0,602	1,730
<i>ROA<sub>i,t-1</sub></i>	1.589	0,056	0,068	0,116	-0,575	0,340
<i>SIZE<sub>i,t-1</sub></i>	1.589	15,290	15,180	1,630	9,630	20,750
<i>AGE<sub>i,t-1</sub></i>	1.589	14,302	12,000	12,012	0,000	80,000

**Nota:** Estatísticas descritivas pós-winsorização nos percentis 1% e 99%.  $\text{CAPX} = \text{CAPEX}_t/\text{AT}_t$  (variável dependente não defasada). Demais variáveis entram em  $t-1$ .  $\text{RELATIVE\_}Q_{i,t-1} = Q_{i,t-1}$  dividido pela mediana setorial-ano de  $Q_{s(i),t-1}$ .  $\text{HHI}_{s(i),t-1}$  calculado por participações de receita por setor-ano (comum às firmas do setor-ano).  $N = 1.589$  observações firma-ano.

**Fonte:** Dados da pesquisa

O comportamento do  $\text{RELATIVE\_}Q_{i,t-1}$  calculado como Q relativo à mediana setor-ano — indica heterogeneidade substantiva de oportunidades de investimento dentro de setores (média 0,533; mediana 0,570; intervalo  $-3,690$  a  $8,900$ ). Essa construção dialoga diretamente com a literatura recente que mede eficiência de investimento pela sensibilidade do investimento às oportunidades relativas: divisões/firmas com melhor acesso informacional exibem maior resposta do investimento ao Q relativo, reforçando a utilidade de reportar efeitos marginais (Luo, Wang, Wu, & Zhang, 2025).



Quanto à concentração setorial  $HHI_{s(i),t-1}$  (média 0,290; mediana 0,223; mín. 0,121; máx. 1,000), a definição padrão por soma dos quadrados das participações de receita é utilizada e, em alguns estudos, o índice é invertido apenas para facilitar a leitura (valores maiores equivale a mais competição) (Babar & Habib, 2022; Li & Luo, 2020). É metodologicamente correto manter o  $HHI_{s(i),t-1}$  “nativo” (maior HHI equivalente a mais concentração), desde que a interpretação dos coeficientes siga essa convenção. Vale lembrar a limitação, conhecida na literatura, de medidas de concentração baseadas apenas em empresas listadas (Ali, Klasa, & Yeung, 2008). Na amostra, a variância da interação  $RELATIVE\_Q_{i,t-1} \times HHI_{s(i),t-1}$  (média 0,155; DP 0,471) indica amplo suporte empírico para investigar a moderação setorial por meio de efeitos marginais de HHI, como previsto nas análises subsequentes.

## 4.2 Matriz de Correlação de Spearman

De acordo com a Tabela 4, as correlações de Spearman indicam padrões descritivos consistentes. O CAPX apresenta associação positiva com  $TANG_{i,t-1}$  ( $\rho=0,47$ ),  $ROA_{i,t-1}$  ( $\rho=0,30$ ),  $SIZE_{i,t-1}$  ( $\rho=0,19$ ) e  $SG_{i,t-1}$  ( $\rho=0,18$ ), sugerindo que firmas mais tangíveis, rentáveis, maiores e em expansão investem mais, em média. Já a correlação de CAPX com  $RELATIVE\_Q_{i,t-1}$  é modesta ( $\rho=0,09$ ) e com  $HHI_{s(i),t-1}$  é próxima de zero ( $\rho=-0,02$ ), o que é compatível com a expectativa de que a relação entre oportunidade relativa e investimento, bem como o papel da estrutura de mercado, será avaliada de forma condicional no painel (e não por correlação bruta).

No bloco de estrutura de mercado, o termo de interação  $RELATIVE\_Q * HHI_{s(i),t-1}$  correlaciona-se fortemente com  $RELATIVE\_Q_{i,t-1}$  ( $\rho=0,94$ ) e moderadamente com  $HHI_{s(i),t-1}$  ( $\rho=0,25$ ), resultado esperado por se tratar do produto entre as variáveis. Portanto, a matriz não é o instrumento adequado para inferir multicolinearidade a partir do termo de interação; essa verificação deve ocorrer no espaço da regressão, via VIF nas especificações com efeitos fixos.

Entre os controles, destacam-se a correlação  $RELATIVE\_Q_{i,t-1}$  com  $LEV_{i,t-1}$  ( $\rho=0,73$ ) e  $ROA_{i,t-1}$  com  $RELATIVE\_Q_{i,t-1}$  ( $\rho=-0,32$ ) e  $LEV_{i,t-1}$  ( $\rho=-0,30$ ); tais magnitudes sugerem atenção nos diagnósticos, mas não indicam, por si, colinearidade impeditiva entre os regressores principais (excluída a interação), preservando variação suficiente para a análise em painel.

**Tabela 4**

*Matriz de Correlação de Spearman*

Variáveis	CAPX	RELATIVE_Q <sub>i,t-1</sub>	HHI <sub>s(i),t-1</sub>	RELATIVE_Q*HHI <sub>i,t-1</sub>	CASH <sub>i,t-1</sub>	LEV <sub>i,t-1</sub>	TANG <sub>i,t-1</sub>	SG <sub>i,t-1</sub>	ROA <sub>i,t-1</sub>	SIZE <sub>i,t-1</sub>	AGE <sub>i,t-1</sub>
CAPX	1,00										
RELATIVE_Q <sub>i,t-1</sub>	0,09	1,00									
HHI <sub>s(i),t-1</sub>	-0,02	0,06**	1,00								
RELATIVE_Q*HHI <sub>i,t-1</sub>	0,10	0,94	0,25	1,00							
CASH <sub>i,t-1</sub>	-0,01	-0,10	-0,11	-0,11	1,00						
LEV <sub>i,t-1</sub>	-0,11	0,73	-0,10	0,64	0,04*	1,00					
TANG <sub>i,t-1</sub>	0,47	0,24	-0,05**	0,23	-0,06**	-0,03	1,00				
SG <sub>i,t-1</sub>	0,18	0,03	0,00	0,03	0,02	0,03	-0,01	1,00			
ROA <sub>i,t-1</sub>	0,30	-0,32	-0,10	-0,30	0,08***	-0,30	0,05*	0,27	1,00		
SIZE <sub>i,t-1</sub>	0,19	0,30	-0,06**	0,27	0,18	0,24	0,03	0,09	0,03	1,00	
AGE <sub>i,t-1</sub>	0,23	-0,06**	-0,17	-0,09	-0,07***	-0,08***	0,34	-0,07***	0,12	-0,05**	1,00

**Nota:** A tabela apresenta a matriz de correlação de Spearman entre as variáveis do estudo. A variável dependente é  $CAPX = CAPEX_i/AT_i$ , não defasada. Todas as variáveis independentes são consideradas em  $t-1$ . O  $RELATIVE\_Q_{i,t-1}$  corresponde ao Q de Tobin da firma dividido pela mediana setorial-ano;  $HHI_{s(i),t-1}$  é calculado pela soma dos quadrados das participações de receita das firmas listadas em cada setor-ano. Os coeficientes variam entre -1 e 1, refletindo a intensidade e o sentido da associação entre os pares de variáveis. Níveis de significância: \*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .

**Fonte:** Dados da pesquisa

## 4.3 Resultados e Discussão do Modelo de Especificação

Esta seção apresenta os resultados econométricos da pesquisa. A Tabela 5 demonstra as estimativas dos modelos em painel, com efeitos fixos de firma e ano (Painel A) e,



alternativamente, efeitos fixos de firma com  $ECO_{t-1}$  no lugar das dummies de ano (Painel B), sempre com erros-padrão clusterizados por firma.

**Tabela 5**

*Regressões*

Painel A: Efeitos fixos firma-ano

	CAPX	CAPX	CAPX
<i>RELATIVE_Q<sub>i,t-1</sub></i>	2.88e-5 (0.0010)	0.0004 (0.0010)	<b>-0.0034** (0.0016)</b>
<i>HHI<sub>s(i),t-1</sub></i>	-0.0155 (0.0148)	-0.0160 (0.0148)	-0.0226 (0.0152)
<i>ROA<sub>i,t-1</sub></i>	<b>0.0461** (0.0203)</b>	<b>0.0466** (0.0208)</b>	<b>0.0447** (0.0197)</b>
<i>SG<sub>i,t-1</sub></i>	0.0048 (0.0047)	0.0050 (0.0047)	0.0048 (0.0047)
<i>TANG<sub>i,t-1</sub></i>	-0.0003 (0.0113)	0.0011 (0.0118)	0.0012 (0.0112)
<i>LEV<sub>i,t-1</sub></i>	0.0012 (0.0093)	0.0009 (0.0092)	0.0022 (0.0094)
<i>SIZE<sub>i,t-1</sub></i>	0.0009 (0.0060)	0.0005 (0.0057)	0.0003 (0.0052)
<i>AGE<sub>i,t-1</sub></i>	<b>0.0042*** (0.0015)</b>	<b>0.0036*** (0.0014)</b>	<b>0.0035** (0.0014)</b>
<i>CASH<sub>i,t-1</sub></i>		0.0383 (0.0261)	0.0391 (0.0265)
<i>RELATIVE_Q*HHI<sub>s(i),t-1</sub></i>			<b>0.0134** (0.0054)</b>
Fixed-Effects:	-----	-----	-----
ticker	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes
S.E.: Clustered	by: ticker	by: ticker	by: ticker
Observations	1,574	1,574	1,574
R2	0.57727	0.58018	0.58305

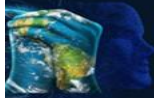
Painel B: Efeitos fixos firma inserindo a dummy  $ECO_{i,t-1}$

	CAPX	CAPX	CAPX
<i>RELATIVE_Q<sub>i,t-1</sub></i>	-0.0003 (0.0010)	-4.62e-5 (0.0010)	<b>0.0036** (0.0018)</b>
<i>HHI<sub>s(i),t-1</sub></i>	<b>0.0247* (0.0144)</b>	<b>-0.0258* (0.0142)</b>	<b>-0.0325** (0.0144)</b>
<i>ROA<sub>i,t-1</sub></i>	<b>0.0491** (0.0204)</b>	<b>0.0497** (0.0209)</b>	<b>0.0480** (0.0198)</b>
<i>SG<sub>i,t-1</sub></i>	0.0054 (0.0045)	0.0057 (0.0045)	0.0056 (0.0045)
<i>TANG<sub>i,t-1</sub></i>	-0.0020 (0.0115)	-0.0009 (0.0120)	-0.0009 (0.0113)
<i>LEV<sub>i,t-1</sub></i>	0.0041 (0.0092)	0.0039 (0.0092)	0.0052 (0.0094)
<i>SIZE<sub>i,t-1</sub></i>	0.0025 (0.0059)	0.0022 (0.0057)	0.0020 (0.0052)
<i>AGE<sub>i,t-1</sub></i>	<b>0.0046*** (0.0014)</b>	<b>0.0042*** (0.0014)</b>	<b>0.0041*** (0.0014)</b>
<i>ECO<sub>t-1</sub></i>	<b>-0.0039** (0.0015)</b>	<b>-0.0042** (0.0017)</b>	<b>-0.0044*** (0.0017)</b>
<i>CASH<sub>i,t-1</sub></i>		0.0300 (0.0245)	0.0306 (0.0249)
<i>RELATIVE_Q*HHI<sub>s(i),t-1</sub></i>			<b>0.0125** (0.0059)</b>
Fixed-Effects:	-----	-----	-----
ticker	Yes	Yes	Yes
S.E.: Clustered	by: ticker	by: ticker	by: ticker
Observations	1,574	1,574	1,574
R2	0.56236	0.56424	0.56676

**Nota:** Os modelos incluem efeitos fixos de firma e, no Painel A, efeitos fixos de ano; no Painel B, esses efeitos são substituídos pela variável macroeconômica  $ECO_{t-1}$ . Os erros-padrão são robustos e clusterizados por firma. Níveis de significância: \*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .

**Fonte:** Dados da pesquisa

No modelo 3 do Painel A (FE firma + FE ano), o coeficiente de  $RELATIVE\_Q_{i,t-1}$  é negativo e significativo, enquanto a interação  $RELATIVE\_Q*HHI_{s(i),t-1}$  é positiva e significativa. O efeito marginal de  $RELATIVE\_Q_{i,t-1}$  sobre  $CAPX_i$  cresce com a concentração setorial: próximo de zero em setores menos concentrados e positivo em setores mais concentrados. Isso indica que a eficiência de investimento, medida pela sensibilidade a oportunidades relativas, se manifesta de forma mais clara em ambientes de maior concentração.



Dessa forma, H3 não é confirmada, embora evidencie o papel moderador do HHI. A H1 é confirmada apenas de forma condicional, já que a relação entre  $RELATIVE\_Q_{i,t-1}$  e  $CAPX$  depende do nível de  $HHI_{s(i),t-1}$ . O efeito direto de HHI não é significativo neste modelo, de modo que H2 não é confirmada no primeiro modelo de especificação.

No modelo 3 do Painel B (FE firma +  $ECO_{i,t-1}$ ), os resultados centrais se mantêm: a interação  $RELATIVE\_Q * HHI_{s(i),t-1}$  segue positiva e significativa, e  $RELATIVE\_Q_{i,t-1}$  permanece negativo e significativo. Aqui, porém, o coeficiente direto de  $HHI_{s(i),t-1}$  torna-se negativo e significativo, indicando que firmas em setores mais concentrados investem menos em média, *ceteris paribus*. Além disso, o coeficiente de  $ECO_{i,t-1}$  é negativo e significativo, reforçando o papel do ciclo econômico na determinação do nível de investimento: em contextos de retração econômica, as empresas tendem a reduzir o investimento em CAPEX. Portanto, neste modelo, H2 é confirmada (efeito direto negativo de HHI), H3 não é confirmada, o efeito moderador existe, mas com sinal invertido ao esperado, e a H1 é confirmada apenas condicionalmente, já que o impacto de  $RELATIVE\_Q_{i,t-1}$  sobre  $CAPX$ , depende do nível de  $HHI_{s(i),t-1}$ .

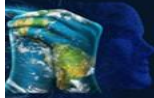
Em conjunto, os modelos completos mostram um quadro robusto: (i) H1 é confirmada de forma condicional, apenas em níveis mais altos de concentração setorial; (ii) H2 é confirmada quando controlamos explicitamente o ciclo econômico (Painel B, modelo 3); e (iii) H3 não é confirmada em ambas as especificações, pois, embora o resultado seja estatisticamente significativo, o sinal é divergente da expectativa inicial de maior sensibilidade sob concentração setorial. A robustez de  $ROA_{i,t-1}$  e  $AGE_{i,t-1}$  como determinantes positivos de CAPEX reforça a confiabilidade dos resultados, enquanto o efeito negativo de  $ECO_{i,t-1}$  evidencia a influência do ciclo macroeconômico. Esses achados fortalecem a tese central de que a estrutura de mercado não apenas afeta o nível de investimento, mas condiciona a forma como as firmas convertem oportunidades de crescimento em decisões de CAPEX.

## 5. Conclusão

O presente estudo teve como objetivo investigar o papel moderador da concentração setorial na relação entre oportunidades relativas de crescimento e a eficiência dos investimentos em capital das empresas listadas na [B]<sup>3</sup>. A partir de dados de empresas listadas na [B]<sup>3</sup>, foram estimados modelos em painel com efeitos fixos, explorando diferentes especificações (regressões com dummies de ano e alternativa com variável macroeconômica  $ECO_{i,t-1}$ ). As análises permitiram avaliar três hipóteses centrais: H1: se empresas com maiores oportunidades relativas de crescimento apresentam maior eficiência de investimento; H2: se a concentração setorial afeta negativamente o nível de investimento em capital; e H3: se a concentração setorial modera negativamente a sensibilidade do investimento às oportunidades relativas de crescimento.

Os resultados mostraram que a H1 foi confirmada condicionalmente: a sensibilidade do investimento a oportunidades relativas ( $RELATIVE\_Q_{i,t-1}$ ) só se manifesta de forma clara em setores mais concentrados, resultado compatível com a definição de eficiência adotada na literatura (Luo, Wang, Wu & Zhang, 2025). Diante disso, conclui-se que a eficiência de investimento no Brasil depende não apenas da existência de oportunidades de crescimento, mas do ambiente setorial em que a firma está inserida.

A H2 foi confirmada apenas na especificação com  $ECO_{i,t-1}$ , indicando que a concentração setorial reduz o nível de CAPEX quando o ciclo econômico é explicitamente controlado, achado consistente com evidências de que menor pressão competitiva leva a investimentos mais tímidos (Franzotti & Valle, 2020). Assim, conclui-se que a estrutura de mercado exerce efeito direto sobre o nível de investimento apenas quando considerada em conjunto com a conjuntura macroeconômica.



Por fim, a H3 não foi confirmada: embora o termo de interação tenha se mostrado significativo, o sinal positivo indica que a sensibilidade do investimento a oportunidades relativas cresce, e não diminui, em setores mais concentrados. Esse resultado, ainda que contrário à expectativa inicial, revela que a estrutura de mercado no Brasil pode criar condições em que barreiras de entrada e estabilidade competitiva reforçam a capacidade das firmas incumbentes de converter oportunidades em investimento, em contraste com o que a literatura internacional frequentemente associa à maior competição (Li & Luo, 2020; Babar & Habib, 2022). Nessa perspectiva, conclui-se que, no contexto brasileiro, a concentração setorial reforça a responsividade do investimento às oportunidades de crescimento, ainda que de forma distinta do previsto pela literatura internacional.

As contribuições do estudo são duplas. Em primeiro lugar, reforçamos o uso do Q relativo como *proxy* de eficiência de investimento (Luo et al., 2025), ampliando sua aplicação para um mercado emergente e destacando a relevância do ambiente competitivo setorial como moderador. Em segundo lugar, demonstramos empiricamente a importância do ciclo econômico (ECO), cuja inclusão aprimorou o ajuste dos modelos e capturou retrações de CAPEX em períodos de crise, como já documentado em estudos sobre o Brasil (Franzotti & Valle, 2020). Além disso, controles como ROA e AGE mostraram-se determinantes positivos e robustos, o que reforça a consistência das especificações.

Em síntese, os achados confirmam que a estrutura de mercado é elemento central para compreender a eficiência dos investimentos em capital, não apenas afetando os níveis médios de investimento em CAPEX, mas também condicionando a forma como as firmas respondem a oportunidades de crescimento. Ao situar a análise no contexto brasileiro, o estudo contribui para a literatura ao revelar uma dinâmica em que a concentração setorial reforça, e não reduz, a sensibilidade ao Q relativo, ressaltando a importância de considerar o ambiente competitivo e o ciclo econômico como determinantes cruciais das decisões de investimento corporativo.

O estudo apresenta duas limitações. A primeira delas decorre do escopo da amostra: a análise foi restrita às empresas listadas na B3, que representam apenas uma fração do universo de companhias atuantes no Brasil. Tal delimitação pode limitar a generalização dos resultados para o conjunto da economia, já que firmas de capital fechado — especialmente em setores concentrados — podem apresentar dinâmica distinta de investimento. Outra limitação refere-se ao uso do HHI setorial com base em empresas listadas, que pode subestimar ou superestimar a concentração real do mercado (Ali, Klasa & Yeung, 2008). Apesar disso, a medida é amplamente aceita em finanças e contabilidade e fornece comparabilidade internacional.

Como agenda para pesquisas futuras, sugere-se ampliar a base de análise para incluir empresas não listadas ou adotar medidas alternativas de competição, como índices de Lerner ou proxies baseadas em margens. Também seria relevante explorar dimensões institucionais específicas do Brasil, como qualidade da governança corporativa, participação de investidores institucionais e efeitos tributários, que podem interagir com a estrutura de mercado na determinação da eficiência de investimento. Por fim, comparações internacionais entre mercados emergentes poderiam evidenciar se os resultados aqui observados refletem características próprias do contexto brasileiro ou se se alinham a padrões mais amplos.

## Referências

- Ali, A., Klasa, S., & Yeung, E. (2008). The limitations of industry concentration measures constructed with Compustat data: Implications for finance research. *Review of Financial Studies*, 22(10), 3839–3871. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhn103>
- Anbarci, N., & Katzman, B. (2015). A new industry concentration index. *The Economic Society of Australia*, 34, 222–228. <https://doi.org/10.1111/1759-3441.12122>.



- Babar, Md., & Habib, A. (2022). Product market competition and operating leverage: International evidence. *Journal of Corporate Accounting & Finance*, 2022, 1 - 28. <https://doi.org/10.1002/jcaf.22558>.
- Bartlett, R. P., & Partnoy, F. (2020). The misuse of Tobin's q. *UC Berkeley Public Law Research Paper*, 73(2), 353–424. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3118020>.
- Brainard, W. C., & Tobin, J. (1968). Pitfalls in financial model building. *The American Economic Review*, 58(2), 99–122.
- Chung, K. H., & Pruitt, S. W. (1994). A simple approximation of Tobin's q. *Financial Management*, 23(3), 70–74. <https://doi.org/10.2307/3665623>.
- Christensen, M., Knudsen, T., Nash, U., & Stieglitz, N. (2020). Industry competition and firm conduct: Joint determinants of risk–returns relations. *Strategic Management Journal*, 41, 2315 - 2338. <https://doi.org/10.1002/smj.3184>.
- Dixit, A. K., & Pindyck, R. S. (1994). Investment under uncertainty. *Princeton University Press*. <https://doi.org/10.2307/j.ctt7snev>.
- Dutra, V., & Ceretta, P. S. (2018). Analysis of the investment in Brazilian companies through the Tobin's q. *Revista de Administração em Diálogo*, 20(3), 28–45. <http://dx.doi.org/10.23925/2178-0080.2017v20i3.36823>.
- Famá, R., & Barros, L. A. B. C. (2000). Q de Tobin e seu uso em finanças: aspectos metodológicos e conceituais. *Caderno de Pesquisas em Administração*, 7(4), 27-43.
- Fazzari, S., Hubbard, & G. Petersen, B. C. (1987). Financing Constraints and Corporate Investment. National Bureau of Economic Research Working Paper Series, 2387. <https://doi.org/10.3386/w2387>.
- Franzotti, T. D. A., & Valle, M. R. D. (2020). Impacto de crises sobre investimentos e financiamentos de companhias brasileiras: abordagem no contexto de restrições financeiras. *Brazilian Business Review*, 17, 234-252. <http://dx.doi.org/10.15728/bbr.2020.17.2.6>
- Galesne, A., Fensterseifer, J. E., & Lamb, R. (1999). Decisões de Investimento da Empresa. *Revista de Administração de Empresas*, 41(2), 78-80. <https://doi.org/10.1590/S0034-75902001000200009>.
- Goyal, V. K., Lehn, K., & Racic, Stanko. (2002). Growth Opportunities and Corporate Debt Policy: The Case of the U.S. Defense Industry. *Journal of Financial Economics*, 64(1). [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(02\)00070-3](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(02)00070-3).
- Gugler, K., Mueller, D. C., & Yurtoglu B. B. (2004). Marginal q, tobin's q, cash flow, and investment. *Southern Economic Journal*, 70(3), 512–531. <https://doi.org/10.1002/j.2325-8012.2004.tb00586.x>.
- Hendriksen, E. S., Van Breda, & Michael F. (1999). *Teoria da contabilidade*. 5ª Edição; São Paulo. Atlas.
- Herfindahl, O. (1950). Concentration in the U.S. Steel Industry, *Dissertation*. New York: Columbia University.
- Hirschmann, A. (1964). The Paternity of an Index. *American Economic Review*, 54, 761.
- Hou, K., & Robinson, D. T. (2006). Industry concentration and average stock returns. *The Journal of Finance*, 61(4), 1927–1956. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00893.x>.
- Karuna, C. (2007). Industry product market competition and managerial incentives. *Journal of Accounting and Economics*, 43(2007), 275–297. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2007.02.004>.
- Laksmana, I., & Yang, Y. W. (2014). Product market competition and earnings management: Evidence from discretionary accruals and real activity manipulation. *Advances in Accounting, incorporating Advances in International Accounting* 30 (2014) 263–275. <http://dx.doi.org/10.1016/j.adiac.2014.09.003>.



- Lee, D. E., & Tompkins, J. G. (1999). A modified version of the Lewellen and Badrinath measure of Tobin's q. *Financial Management*, 28(1), 20–31. <https://doi.org/10.2307/3666114>.
- Li, J., & Luo, Z. (2020). The impact of product market competition on stock price crash risk. *Journal of Business & Industrial Marketing* (2020) 35 (7): 1141–1153. <https://doi.org/10.1108/JBIM-12-2018-0375>.
- Lindenberg, E. B., & Ross, S. A. (1981). Tobin's q ratio and industrial organization. *The Journal of Business*, 54(1), 1–32. <https://doi.org/10.1086/296120>.
- Luo, S., Wang, X., Wu, Q., & Zhang, G. (2025). Division managers' private information and capital investment efficiency: Exploiting external social connections as an information source. *Journal of Management Accounting Research*, 37(2), 141–170. <https://doi.org/10.2308/JMAR-2023-037>.
- McGahan, A. M., & Porter, M. E. (1997). How much does industry matter, really? *Strategic Management Journal*, 18(Summer Special Issue), 15–30. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1097-0266\(199707\)18:1+<15::AID-SMJ916>3.0.CO;2-1](https://doi.org/10.1002/(SICI)1097-0266(199707)18:1+<15::AID-SMJ916>3.0.CO;2-1).
- Moradi, M., Bagherpour Velashani, M. A., & Omidfar, M. (2017). Corporate governance, product market competition and firm performance: Evidence from Iran. *Humanomics*, 33(1), 38–55. <https://doi.org/10.1108/H-10-2016-0075>.
- Müller, J. (1976). The impact of mergers on concentration: A study of eleven West German industries. *The Journal of Industrial Economics*, 25\*(2), 113–132. <https://doi.org/10.2307/2098261>.
- Pereira, B. L., Beiruth, A. X., Martins, E., Kuhl, C. A., & Baradel, E. C. (2014). Tobin pergunta: O que aconteceu com o meu q? *Anais do XIV Congresso USP de Controladoria e Contabilidade* (pp. 1–16). São Paulo, Brasil: USP.
- Santos, L. M., Costa, D. F., Alberto, J. G. C., Gonçalves, M. A., & Faria, E. R. (2011). Análise do Q de Tobin como determinante do investimento das empresas brasileiras. *Revista de Administração FACES Journal*, 10(3), 65–82. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=194021594005>.
- Shin, H. H., & Stulz, R. M. (2000). Firm value, risk, and growth opportunities. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, 7808, 01–35. <https://doi.org/10.3386/w7808>.
- Silva, M. F., & Soares, R. O. (2023). CEOs sofisticados financeiramente são mais eficientes ao realizar investimentos? *Revista Contabilidade & Finanças*, 34(93), 1–18. <https://doi.org/10.1590/1808-057x20231914.pt>.
- Tobin, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1), 15–29. <https://doi.org/10.2307/1991374>.
- Wang, T. (2019). Product market competition and efficiency of corporate tax management. *Asian Review of Accounting*, 27(2), 247–272. <https://doi.org/10.1108/ARA-07-2018-0136>.
- Wu, P., Gao, L., & Gu, T. (2015). Business strategy, market competition and earnings management: Evidence from China. *Chinese Management Studies*, 9(3), 401–424. <https://doi.org/10.1108/CMS-12-2014-0225>.