

Avaliação do momentum no Brasil usando regressões quantílicas

Rodrigo Abbade da Silva¹

 <https://orcid.org/0000-0002-7312-4819>

E-mail: rodrigoabbade@unipampa.edu.br

Newton da Costa Jr.^{2,3}

 <https://orcid.org/0000-0001-7723-2676>

E-mail: newton.costa@ufsc.br

Manuel J. da Rocha Armada⁴

 <https://orcid.org/0000-0002-2301-1752>

E-mail: rarmada@eeg.uminho.pt

¹ Universidade Federal do Pampa, Departamento de Administração, Santana do Livramento, RS, Brasil

² Universidade Federal de Santa Catarina, Programa de Pós-Graduação em Administração, Florianópolis, SC, Brasil

³ Pontifícia Universidade Católica do Paraná, Programa de Pós-Graduação em Administração, Curitiba, PR, Brasil

⁴ Universidade do Minho, Escola de Economia e Gestão, Minho, Portugal

Recebido em 02/04/2023 – Desk aceite em 15/06/2023 – 2ª versão aprovada em 18/09/2023

Editor-Chefe: Andson Braga de Aguiar

Editora Associada: Andrea Maria Accioly Fonseca Minardi

RESUMO

O objetivo deste estudo foi medir a relação entre os retornos esperados e o excesso de ganhos de capital (CGO, do inglês *capital gains overhang*) (como *proxy* para o efeito disposição) no mercado financeiro brasileiro. Ele também investigou a capacidade do efeito disposição de induzir o momentum. A regressão quantílica permite o estudo da importância dos valores extremos na regressão. Dessa forma, é possível estudar a relação entre o efeito disposição e o retorno esperado entre ações vencedoras e perdedoras usando dados do mercado financeiro brasileiro. Isso pode ajudar a explicar os resultados conflitantes encontrados na literatura ao estudar essa relação em outros países. Este estudo contribui para o desenvolvimento do tema da relação entre o efeito disposição e os ganhos de capital não realizados no mercado financeiro. Para isso, aplicamos os modelos de regressão Fama-MacBeth e de regressão quantílica. Inicialmente, estudamos a relação entre o CGO e o retorno esperado. Posteriormente, investigamos a capacidade do efeito disposição de gerar o efeito momentum em quantis extremos do retorno esperado (0,05° – ações perdedoras e 0,95° – ações vencedoras). Usamos uma amostra de 227 ações de empresas listadas na bolsa de valores brasileira (B3) e séries históricas mensais de janeiro de 2000 a outubro de 2018. Encontramos uma relação significativa e positiva entre o CGO e o retorno esperado em diferentes níveis de retorno esperado, diminuindo do menor para o maior quantil de retorno esperado. Isso indica que os investidores brasileiros, que são propensos ao efeito disposição, operam nos quantis extremos do retorno esperado.

Palavras-chave: teoria do prospecto, efeito disposição, momentum, regressão quantílica, investidores desinformados.

Endereço para correspondência

Rodrigo Abbade da Silva

Universidade Federal do Pampa, Departamento de Administração

Rua Barão do Triunfo, 1048 – CEP: 97573-634

Centro – Santana do Livramento – RS – Brasil

Este é um texto bilíngue. Este artigo foi escrito originalmente em inglês e publicado sob o DOI <https://doi.org/10.1590/1808-057x20241894.en>

Este artigo deriva de uma tese de doutorado apresentada pelo coautor Rodrigo Abbade da Silva, em 2020.

Trabalho apresentado no XXI Encontro Brasileiro de Finanças, julho de 2021.



Evaluating momentum in Brazil using quantile regressions

ABSTRACT

The purpose of this study was to measure the relationship between expected returns and capital gains overhang (CGO) (a proxy for the disposition effect) in the Brazilian financial market. It also investigated the ability of the disposition effect to induce momentum. Quantile regression allows the study of the importance of extreme values in the regression. In this way, it is possible to study the relationship between the disposition effect and the expected return between losing and winning stocks using data for the Brazilian financial market. This may help explain the conflicting results found in the literature when studying this relationship in other countries. This study contributes to the development of the topic of the relationship between the disposition effect and unrealized capital gains in the financial market. For this, we apply Fama-MacBeth regression and quantile regression models. Initially, we study the relationship between CGO and expected return. Subsequently, we investigate the ability of the disposition effect to generate the momentum effect at extreme quantiles of expected return (0.05th – losing stocks and 0.95th – winning stocks). We used a sample of 227 shares of companies listed on the Brazilian stock exchange (B3) and monthly historical series from January 2000 to October 2018. We found a significant and positive relationship between CGO and expected return across different levels of expected return, decreasing from the lowest to the highest quantile of expected return. This indicates that Brazilian investors, who are prone to the disposition effect, operate at the extreme quantiles of expected return.

Keywords: prospect theory, disposition effect, momentum, quantile regression, uninformed investors.

1. INTRODUÇÃO

De acordo com Grinblatt e Han (2002), o momentum é uma anomalia encontrada no mercado financeiro e pode ser definido como a persistência dos retornos das ações em um horizonte de três meses a um ano. O efeito disposição pode ser entendido como a maior propensão dos investidores a vender ações que aumentaram de valor (ações vencedoras) em relação ao seu preço de compra em comparação com ações que diminuíram de valor (ações perdedoras). A combinação desses diferentes entendimentos pode indicar que o efeito disposição induz ao momentum porque, devido à divulgação de boas notícias no mercado, as ações vencedoras seriam vendidas o mais rápido possível, diminuindo a velocidade com que os preços das ações se ajustariam ao novo preço fundamental, que é mais alto do que o preço anterior. Enquanto isso, com a divulgação de más notícias no mercado, as ações perdedoras tenderiam a ser mantidas pelos investidores, o que restringiria a redução dos preços das ações para seu novo preço fundamental, que é menor do que o preço anterior.

Além disso, Grinblatt e Han (2002), combinando a teoria do prospecto e a contabilidade mental (TP/CM), propuseram o modelo de ganhos de capital excedentes (CGO, do inglês *capital gains overhang*) de ganhos (perdas) de capital não realizados, que tem uma correlação positiva com os retornos esperados das ações, usando os retornos passados das ações para prever os retornos futuros. O CGO se comporta de acordo com a TP/CM, ou seja, define um preço de referência cumulativo (custo agregado das ações para os investidores) ou simplesmente um preço de reversão agregado, por exemplo, o ponto em

que os investidores passariam a acreditar que uma ação vencedora se transformou em uma ação perdedora e, assim, mudariam seu comportamento de vender ações vencedoras para manter ações perdedoras.

Jegadeesh e Titman (1993) analisaram o desempenho de uma estratégia de investimento baseada na formação de carteiras por meio da compra de ações vencedoras e da venda de ações perdedoras no mercado financeiro dos EUA. Eles descobriram que as ações vencedoras tendiam a gerar retornos positivos e a superar as ações perdedoras em um horizonte de tempo de três meses a um ano. Essa persistência foi documentada como o efeito momentum. Além disso, ela é mais evidente em horizontes de tempo intermediários e longos. Também no mercado financeiro dos EUA, Grundy e Martin (2001) analisaram o desempenho da estratégia de momentum baseada na compra de ações vencedoras recentes e na manutenção em um portfólio apenas das perdedoras recentes com pequenas perdas. Eles descobriram que essa estratégia baseada no momentum era mais lucrativa do que as estratégias baseadas na construção de um portfólio usando o retorno total das ações. Além disso, eles descobriram que o efeito momentum não podia ser explicado por diferentes setores industriais e diferenças transversais.

Grinblatt e Han (2002) foram pioneiros na análise dos efeitos disposição e momentum usando CGO, tamanho e retornos anteriores como variáveis de controle para o mercado financeiro dos EUA. Eles descobriram que o efeito momentum pode ser impulsionado pela correlação entre os retornos de ações anteriores e o CGO (como *proxy* para o efeito disposição). Da mesma forma,

Bhootra e Hur (2012), ao estudarem o efeito momentum no mercado financeiro dos EUA durante o período de 1980 a 2005, encontraram uma relação positiva entre o CGO e os retornos futuros das ações.

Vários estudos na literatura internacional encontraram evidências do efeito momentum. Rouwenhorst (1998) encontrou esse efeito na Áustria, Bélgica, Dinamarca, França, Alemanha, Itália, Holanda, Noruega, Espanha, Suécia, Suíça e Reino Unido. Outros estudos que apoiam a existência do efeito momentum na Europa incluem os de Hon e Tonks (2003) para o Reino Unido, Glaser e Weber (2003) para a Alemanha e Muga e Santamaria (2007) para a Espanha.

Rouwenhorst (1998) argumentou que os fatores que contribuem para a existência do efeito momentum no mercado financeiro dos EUA não estão presentes nos mercados financeiros emergentes da Ásia. De fato, quando ele avaliou a possível existência do efeito momentum no horizonte de tempo intermediário em 20 mercados emergentes, ele descobriu que o efeito existe em 16 economias, inclusive no Brasil. Hameed e Kusnadi (2002), ao realizar a mesma análise nos mercados financeiros asiáticos, não encontraram nenhum efeito momentum nos mercados financeiros da Coreia do Sul, Hong Kong, Malásia, Cingapura, Taiwan e Tailândia. Wang et al. (2017), ao examinarem o mercado financeiro da China entre 1994 e 2000, não encontraram evidências do efeito momentum nos horizontes de tempo intermediário e longo.

Muga e Santamaria (2007) testaram a existência do efeito momentum em quatro países latino-americanos (Argentina, Brasil, Chile e México) usando dados de 1994 a 2005. Os resultados mostraram a presença do efeito momentum nos quatro países em questão. Eles enfatizaram que esse é um dos poucos estudos em que o efeito momentum é mais pronunciado na América Latina do que nos países europeus ou nas economias desenvolvidas. Eles apontaram que os modelos de precificação de ativos consistentes com investidores avessos ao risco não conseguiram explicar a persistência dos retornos das ações e que tanto o tipo de ação quanto o país influenciam a ocorrência do efeito momentum, sendo que a influência do tipo de ação é mais relevante.

Conforme mostrado acima, após o estudo de Jegadeesh e Titman (1993), que foi o primeiro a identificar o efeito momentum, vários estudos foram realizados sobre o efeito momentum em diferentes países do mundo,

principalmente na Europa, América do Norte e Ásia, incluindo países desenvolvidos e em desenvolvimento. Entretanto, a análise do efeito momentum no Brasil com o modelo de regressão quantílica mais sofisticado controlado pelo CGO representa uma lacuna na literatura de finanças comportamentais. A relevância da variável CGO é, em primeiro lugar, que ela permite a identificação do efeito disposição e, em segundo lugar, que ela permite avaliar se o efeito disposição induz o momentum. A regressão quantílica permite a identificação, nos quantis extremos (0,05° e 0,95°), de como os investidores se comportam em situações de maiores perdas e ganhos, respectivamente.

O único estudo identificado com uma estrutura semelhante à utilizada neste trabalho é a pesquisa realizada por Ahmed e Doukas (2021) sobre o mercado financeiro dos EUA. Esses autores enfatizaram a necessidade de revisitar o efeito momentum com a abordagem de regressão quantílica para testar sua robustez com mais profundidade, uma vez que a maioria dos estudos sobre esse tema usa modelos de mínimos quadrados ordinários (MQO), e a principal deficiência desse método é que ele não representa com precisão a influência dos valores extremos da amostra em seus resultados.

Assim, nossa principal contribuição aborda essa lacuna na literatura ao analisar o efeito momentum em um mercado em desenvolvimento usando o método de regressão quantílica, explorando seus principais impactos sobre os quantis extremos (mais alto e mais baixo) do retorno esperado e do CGO. Além disso, é examinada a relação entre o efeito momentum e o CGO. Por meio dessa variável, é possível identificar se o efeito disposição pode induzir o efeito momentum, o que nos permite determinar se há uma relação linear entre os retornos passados e o CGO à medida que os quantis da variável dependente na regressão quantílica variam. Isso também ajuda a identificar, à luz da TP/CM, ações vencedoras por meio do CGO. Assim, investidores atentos podem criar estratégias lucrativas com base no efeito momentum, levando em conta o efeito disposição.

Este artigo está estruturado da seguinte forma. A próxima seção analisa as evidências empíricas e desenvolve as hipóteses de pesquisa, enquanto a seção 3 descreve os dados. A seção 4 apresenta um resumo do modelo de regressão quantílica e do modelo empírico usado no estudo, e a seção 5 apresenta os resultados obtidos. As conclusões são apresentadas na seção 6.

2. REVISÃO DA LITERATURA E DESENVOLVIMENTO DAS HIPÓTESES

De acordo com Grinblatt e Han (2002), o momentum pode ser definido como a persistência dos retornos das

ações em um horizonte de tempo de três meses a um ano. Jegadeesh e Titman (1993) argumentaram que a compra

de ações vencedoras e a venda de ações perdedoras podem proporcionar aos investidores retornos anormais positivos, mais ainda no horizonte de tempo intermediário.

Grinblatt e Han (2005) argumentaram que as ações com CGO positivo, quando relacionadas a um momentum de retorno positivo, geralmente são ações com retorno esperado positivo, ou seja, ações vencedoras. Entretanto, se ocorrer o contrário, teremos ações perdedoras. Assim, o efeito disposição está associado a uma reação insuficiente do mercado, uma desaceleração na velocidade com que os preços se ajustam aos novos valores fundamentais devido a novas informações que chegam ao mercado.

Frazzini (2006) argumentou que pode haver diferentes padrões de reações dos investidores a boas e más notícias porque há diferentes padrões de persistência de preços. Assim, acredita-se que esses padrões não uniformes poderiam ser mais bem capturados pelo modelo de regressão quantílica. Portanto, levantamos a seguinte hipótese:

Hipótese 1: A relação entre os retornos passados nos três horizontes de tempo e o CGO não é uniforme e varia entre os quantis.

A segunda hipótese, inspirada em Grinblatt e Han (2005) e Leal et al. (2010), tem como objetivo testar o conflito na literatura sobre a relação entre o CGO e os retornos esperados. Grinblatt e Han (2005) e Frazzini (2006) encontraram uma relação positiva entre o CGO e os retornos esperados. Entretanto, estudos como os de Choe e Eom (2009), Goetzmann e Massa (2008) e Kong et al. (2015) encontraram uma relação negativa entre o CGO e os retornos esperados. Além disso, de

acordo com Leal et al. (2010), o efeito disposição pode reagir de forma diferente sob diferentes condições, o que, consequentemente, afetaria o comportamento do efeito momentum, conforme constatado por Kim e Nofsinger (2007) em relação ao mercado financeiro do Japão devido à sua tendência de mercado.

Leal et al. (2010) encontraram uma diferença na intensidade do efeito disposição em função do tamanho da empresa no mercado financeiro português. Grinblatt e Keloharju (2000), para vários tipos de investidores (locais, estrangeiros, governo, instituições financeiras e não financeiras) no mercado financeiro finlandês, perceberam o efeito disposição oposto apenas para os investidores locais. Além disso, estudos encontraram uma relação entre o sentimento do investidor e o risco-retorno, com a possibilidade de que o primeiro distorça o comportamento do investidor, possivelmente porque os investidores desinformados ou os *noise traders* são mais propensos a agir irracionalmente no mercado durante períodos de otimismo do que os investidores institucionais (Baker & Wurgler, 2006; Brown & Cliff, 2004; Long, Shleifer, Summers, & Waldmann, 1990; Piccoli, Costa, Silva, & Cruz, 2018). Assim, isso pode sugerir que existe uma relação não linear entre o CGO e o retorno esperado, que não pôde ser verificada pela técnica de estimação MQO aplicada nos estudos mencionados anteriormente, mas que pode ser estudada usando o modelo de regressão quantílica. Isso leva à segunda hipótese:

Hipótese 2: A relação entre o retorno esperado e o CGO não é linear.

3. DADOS

Os preços de fechamento mensal de todas as ações listadas na B3, a bolsa de valores brasileira, foram coletados para o período de janeiro de 2000 a outubro de 2018. A fonte de dados utilizada foi a empresa Economática. Além disso, de forma semelhante a Marschner e Ceretta (2021) e Piccoli et al. (2018), usamos o índice de confiança do consumidor como *proxy* do sentimento do investidor, obtido por meio do banco de dados Ipeadata de 2020. Essa decisão foi tomada porque o mercado brasileiro não possui as informações necessárias para gerar os índices de sentimento usados por Baker e Wurgler (2006) e Yu e Yuan (2011). Além disso, não há consenso na literatura brasileira sobre qual índice é mais preciso, mas o índice que usamos é o único cuja série histórica abrange a crise financeira de 2007. Para minimizar o viés de sobrevivência, a lista de

empresas coletadas considerou ações ativas e inativas. Além disso, todas as ações com menos de 36 observações foram removidas para evitar a perda de dados para a estimativa do CGO. Também perdemos observações no truncamento inicial de 36 meses dos dados para calcular o preço de referência, deixando uma amostra final de 227 ações e 46.360 observações. Como resultado desse procedimento, o período de análise deste trabalho começa em janeiro de 2003 e termina em outubro de 2018. Além disso, a periodicidade mensal em vez de semanal foi usada para calcular o CGO porque a amostra usada incluía um grande número de ações pequenas que seriam afetadas por negociações reduzidas se fossem usados dados semanais, um procedimento também usado por Ahmed e Doukas (2021) para o mercado dos EUA. A Tabela 1 apresenta os coeficientes.

Tabela 1
Descrição das variáveis

Variáveis	Definição
	Excesso de ganhos de capital é calculado como a diferença percentual entre os preços atuais e o preço de referência.
CGO_t	$CGO_t = \frac{P_t - PR_t}{P_t}$ 1
	em que P é o preço de fechamento no momento t e PR_t é o preço de referência calculado de acordo com Grinblatt e Han (2002).
	Retornos de ações medidos pela variação nos preços de fechamento mensal
r_t^i	$r_t^i = \frac{P_t^i - P_{t-1}^i}{P_{t-1}^i}$ 2
	em que P_t^i é o preço de fechamento no mês t e P_{t-1}^i é o preço de fechamento no mês $t-1$.
$r_{-3;-1}$	O retorno passado acumulado no horizonte de curto prazo dos últimos 3 meses.
$r_{-12;-4}$	O horizonte de médio prazo entre os últimos 4 e 12 meses.
$r_{-36;-13}$	O horizonte de longo prazo entre os últimos 13 e 36 meses.
$V_{-3;-1}$	A rotatividade média de ações no horizonte de curto prazo nos últimos 3 meses.
$V_{-12;-4}$	A rotatividade média de ações no horizonte de médio prazo entre os últimos 4 e 12 meses.
$V_{-36;-13}$	A rotatividade média de ações no horizonte de longo prazo entre os últimos 13 e 36 meses.
V	A proxy para o efeito do volume é o índice mensal de rotatividade média de ações (volume de ações dividido pelo número de ações em circulação) nos últimos 12 meses.
Investidores institucionais	A porcentagem de ações livremente negociadas detidas por instituições em relação ao número de ações em circulação. Utilizamos a definição proposta por Baker e Nofsinger (2010), que argumentam que os investidores institucionais podem ser entendidos como investidores racionais. Isso se deve ao fato de que eles têm o conhecimento necessário e são capazes de iniciar movimentos, gerando erros de precificação e ineficiência no mercado.
Alavancagem	O índice mensal de patrimônio líquido em relação à dívida. Uma medida do endividamento de uma empresa.
Tamanho	Uma proxy para a capitalização de mercado mensal expressada como um logaritmo natural.
Sentimento do investidor	Esse indicador avalia o nível de confiança da população na situação geral do país e nas condições atuais e futuras das famílias.

Fonte: Elaborada pelos autores.

A variável CGO é uma medida de ganhos (perdas) de capital não realizados em relação aos preços de referência (PR_t). Portanto, para estimá-la, primeiro é necessário calcular o PR_t , porque o CGO estimado será proporcional ao RP_t . De acordo com Grinblatt e Han (2005), para calcular o RP_t , é necessário truncar os dados, o que resulta na perda de algumas observações. Além disso, Grinblatt e Han (2005) usaram o truncamento de 60 meses para estimar seu PR_t , mas descobriram que o PR_t costuma ser robusto a truncamentos de 36 a 84 meses de dados. Portanto, em nosso trabalho, para evitar a perda de vários dados e aumentar a robustez dos testes, optamos por truncar o PR_t em 36 meses, de acordo com a Equação 3:

$$PR_t = \frac{1}{k} \sum_{n=1}^{36} \left(V_{t-n} \prod_{\tau=1}^{n-1} [1 - V_{t-n+\tau}] \right) P_{t-n} \quad \text{3}$$

em que V_t é o índice de rotatividade em t ; P_{t-n} é o preço de fechamento em $t-n$, representando também a probabilidade de que uma ação comprada em $t-n$ ainda não tenha sido vendida; k é a constante que torna a soma dos pesos igual a um. Entre parênteses, o termo matemático é um peso, e todos os pesos somam um.

A medida CGO também pode ser entendida como o desvio percentual entre o custo básico agregado (PR_t) e os preços atuais das ações (P_t), conforme sugerido por Bhootra e Hur (2012) e Frazzini (2006). Assim, os ganhos de capital não realizados são a melhor estimativa do custo base das ações representado para um investidor. Da mesma forma, o CGO é a diferença entre os preços atuais e o preço de referência, servindo, assim, como proxy para a precificação incorreta das ações, de acordo com a Equação 1.

3.1 Resumo das Estatísticas

As estatísticas descritivas das variáveis usadas neste estudo são apresentadas na Tabela 2. Nela, podemos ver que o CGO tem uma média negativa (-0,3293) e um desvio padrão igual a 1,724. Entretanto, o retorno esperado tem uma média positiva (0,0176) e um desvio padrão igual a 0,273. Esses resultados estão de acordo com os encontrados por Ahmed e Doukas (2021) para o mercado dos EUA.

Tabela 2
Estatísticas descritivas

Variáveis	Obs.	Média	Mediana	Desvio Padrão	Mín.	Máx.	Assimetria	10º Pct.	90º Pct.
CGO	48.388	-0,3293	-0,0086	1,7240	-99,1295	1,0000	-16,9023	-1,0507	0,3608
<i>r</i>	46.467	0,0176	-0,0029	0,2730	-0,8813	29,7422	42,7456	-0,1386	0,1653
<i>r</i> _{-3;-1}	49.088	0,0525	0,0014	0,4632	-0,9306	38,4090	25,4855	-0,2374	0,3346
<i>r</i> _{-12;-4}	52.294	0,1673	0,0269	0,8778	-0,9850	38,4310	10,8194	-0,4014	0,7387
<i>r</i> _{-36;-13}	56.032	0,5033	0,0454	3,2379	-0,9936	136,9496	21,6197	-0,5814	1,4841
<i>S</i>	52.720	13,9008	14,1149	2,3386	4,0490	20,5704	-0,3176	10,6833	16,7241
<i>V</i>	45.073	0,0118	0,0022	0,0328	0,0000	1,5947	14,0023	0,0000	0,0294

Nota: Esta tabela apresenta as principais estatísticas descritivas das seguintes variáveis: (1) excesso de ganhos de capital (CGO); retorno mensal das ações (*r*); os retornos acumulados nos três horizontes de tempo ((*r*_{-3;-1}), (*r*_{-12;-4}), e (*r*_{-36;-13})); o logaritmo natural da capitalização de mercado mensal como proxy de tamanho (*S*); e a rotatividade média mensal nos últimos 12 meses como proxy de liquidez (*V*).

Fonte: Elaborada pelos autores.

4. MODELO EMPÍRICO

4.1 Técnica de Regressão Quantílica

Primeiramente, são apresentadas as duas principais técnicas de estimativa usadas nos modelos de regressão linear. Em seguida, elas são relacionadas ao desenvolvimento do modelo de regressão quantílica desenvolvido por Koenker e Bassett (1978).

4.1.1 Métodos dos mínimos quadrados ordinários (MQO) e dos mínimos desvios absolutos (MDA)

De acordo com Ahmed e Doukas (2021) e Wooldridge (2015), a regressão quantílica regride estimativas múltiplas determinadas por quantis. Assim, diferentes intervalos de dados são gerados como uma função da distribuição da variável dependente *y*, em vez de se concentrar apenas na média condicional de toda a amostra (Hendricks & Koenker, 1992). O modelo básico de regressão é expresso na Equação 4:

$$y_{it} = x'_{it} \cdot \beta + u_{it} \quad 4$$

em que *y* é a variável dependente; *x* é a variável independente; *u* é o termo de erro; β é o coeficiente de inclinação; *i* = 1, 2, 3..., *N* são as unidades da amostra; e *t* = 1, 2, 3..., *t* é o tempo.

O método MQO baseia-se no teorema do limite central, que é usado com frequência na literatura devido à sua facilidade de aplicação e precisão. Esse método visa minimizar a soma residual dos quadrados. Também baseado no teorema do limite central, o método dos mínimos desvios absolutos busca minimizar a soma dos valores absolutos dos resíduos, conforme visto nas equações 5 e 6, respectivamente:

$$\min \sum_i (u_{it})^2 = \sum_i (y_{it} - x'_{it} \cdot \beta)^2 \quad 5$$

$$\min \sum_i |u_{it}| = \sum_i |y_{it} - x'_{it} \cdot \beta| \quad 6$$

Assim, o MQO é mais bem-sucedido quando os resíduos da regressão não são altamente dispersos, enquanto o MDA é mais robusto para distribuições condicionais assimétricas com caudas largas (Wooldridge, 2015).

De acordo com Koenker e Bassett (1978), o modelo de regressão quantílica calcula o efeito da variável dependente em diferentes partes da distribuição usando o MDA. Nesse sentido, ele visa a superar as limitações das técnicas MQO e MDA.

4.1.2 Modelo de regressão quantílica

Os modelos tradicionais de regressão linear fornecem uma visão específica dos resultados, enquanto o modelo de regressão quantílica pode fornecer uma compreensão detalhada de toda a regressão (Koenker & Bassett, 1978). O modelo de regressão quantílica foi desenvolvido como uma extensão da técnica MDA convencional. Diferentemente dos modelos de regressão tradicionais, a regressão quantílica gera quantis a partir das variáveis independentes e, em seguida, usa a técnica MDA para resolver os intervalos dos quantis, um a um, de acordo com o objetivo do estudo. Ela geralmente verifica como os valores extremos das variáveis independentes afetam a variável dependente, o que gera vários modelos de regressão linear como uma função dos quantis.

De acordo com Rodriguez e Yao (2017), o modelo de regressão linear tradicional é estimado de acordo com a Equação 7:

$$E(y_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_p x_{ip}, i = 1, \dots, n \quad 7$$

E β_j é estimado usando a técnica de mínimos quadrados ordinários:

$$\min_{\beta_0, \dots, \beta_p} \sum_{i=1}^n \left(y_i - \beta_0 - \sum_{j=1}^p x_{ij} \beta_j \right)^2 \quad 8$$

Por outro lado, a regressão quantílica resolve o problema no nível dos quantis (τ), usando a técnica de mínimos desvios absolutos:

$$Q_\tau(y_i) = \beta_0(\tau) + \beta_1(\tau)x_{i1} + \dots + \beta_p(\tau)x_{ip}, i = 1, \dots, n \quad 9$$

E β_j é estimado por meio do problema de minimização:

$$\min_{\beta_0(\tau), \dots, \beta_p(\tau)} \sum_{i=1}^n \rho_\tau \left(y_i - \beta_0(\tau) - \sum_{j=1}^p x_{ij} \beta_j(\tau) \right) \quad 10$$

em que $\rho_\tau(r) = \tau \max(r, 0) + (1 - \tau) \max(-r, 0)$. A função $\rho_\tau(r)$ é chamada de *check loss* porque sua forma se assemelha a uma marca de verificação (ou *check*, em inglês). Assim, para cada nível de quantil (τ), a técnica de estimativa MDA é aplicada ao projetar os coeficientes de regressão. Além disso, a solução, quando o quantil $\tau = 0.5$, corresponde à solução da regressão sem um quantil usando a técnica MDA e $2\rho_{0.5}(r)$ é o valor absoluto da função.

Além disso, a regressão quantílica é robusta para dados com heterocedasticidade, assimetria e distribuições de cauda pesada, características frequentemente encontradas em dados financeiros.

4.2 Especificação do Modelo

Do ponto de vista metodológico, semelhante a Ahmed e Doukas (2021) em sua pesquisa para o mercado financeiro dos EUA, comparamos a regressão de Fama e MacBeth (1973) com a regressão quantílica para o mercado financeiro brasileiro. Como regressor de controle do efeito do retorno, usamos o retorno acumulado em horizontes de tempo curto, intermediário e longo. Para controlar o efeito prêmio do tamanho, usamos o logaritmo da capitalização de mercado. Para controlar o efeito do volume, usamos a rotatividade mensal média nos últimos 12 meses. Com isso, um modelo de regressão pode ser desenvolvido como segue na Equação 11:

$$r_t = a_0 + a_1 r_{-3;-1} + a_2 r_{-12;-4} + a_3 r_{-36;-13} + a_4 V + a_5 S + a_6 CGO \quad 11$$

em que r_t é o retorno mensal das ações; $r_{-t1;-t2}$ é o retorno mensal acumulado de $t - t1$ a $-t2$; V é a rotatividade mensal média nos últimos 12 meses; S é o logaritmo da capitalização de mercado mensal; e CGO é o excesso de ganhos de capital.

Esse modelo de regressão quantílica foi implementado nos quantis 0,05; 0,10; 0,25; 0,50; 0,75; 0,90 e 0,95 do retorno esperado. A técnica de reamostragem *bootstrapping* com 20 repetições foi executada para estimar os erros-padrão; de acordo com Gould (1993), esse número de replicações geralmente é suficiente para gerar erros-padrão robustos. Isso permite o desenvolvimento de uma distribuição conjunta e, portanto, o cálculo da estatística F para examinar as diferenças significativas nos coeficientes entre os quantis da distribuição condicional. Para examinar a curva da relação entre o CGO e o retorno esperado e para testar a heterogeneidade do CGO em diferentes níveis de retorno esperado, da mesma forma que Hendricks e Koenker (1992) e Koenker e Bassett (1982), desenvolvemos os seguintes testes.

$$T_n = (\hat{\beta}_{T1} - \hat{\beta}_{T2})' (H^{-1} J H^{-1}) (\hat{\beta}_{T1} - \hat{\beta}_{T2}) \quad 12$$

em que T_n é o teste de hipótese aplicado, uma espécie de teste t para regressão quantílica; $\hat{\beta}$ estimados nos diferentes quantis são comparados para verificar se são estatisticamente iguais ou diferentes; e os termos $H^{-1} J H^{-1}$ são o conjunto de fórmulas descritas no texto de Koenker e Bassett (1982) e Hendricks e Koenker (1992).

Por meio da Equação 12, é possível testar as hipóteses $H_0: \hat{\beta}_{T1} = \hat{\beta}_{T2}$ contra $H_1: \hat{\beta}_{T1} \neq \hat{\beta}_{T2}$. Se a hipótese nula for rejeitada, podemos confirmar que há coeficientes significativamente não iguais em vários quantis da distribuição do retorno esperado. Por fim, testamos as diferenças entre os coeficientes ou inclinações dos quantis θ versus $(1 - \theta)$. Por exemplo, comparamos o 0,05° quantil com o 0,95°, o 0,10° com o 0,90° e o 0,25° com o 0,75°.

5. RESULTADOS

Esta seção está dividida em três partes. Primeiro, são apresentados os determinantes do CGO; segundo, é medida a relação entre o CGO e o retorno esperado; e terceiro, é investigada a relação entre o efeito disposição e o momentum.

5.1 Excesso de Ganhos de Capital Não Realizados: Determinantes Transversais

Esta seção examina a relação entre o CGO e seus determinantes de acordo com Grinblatt e Han (2005), representada pela Equação 13:

$$CGO_t = a_0 + a_1 r_{-3;-1} + a_2 r_{-12;-4} + a_3 r_{-36;-13} + a_4 V_{-3;-1} + a_5 V_{-12;-4} + a_6 V_{-36;-13} + a_7 S \quad 13$$

em que CGO_t é o excesso de ganhos de capital; $r_{-t_1:-t_2}$ é o retorno acumulado mensal de $t-t_1$ a $t-t_2$; $V_{-t_1:-t_2}$ é a rotatividade média mensal de $t-t_1$ a $t-t_2$; e S é o logaritmo da capitalização de mercado mensal como *proxy* para o tamanho da empresa.

A Tabela 3 mostra a matriz de correlação das equações 13 e 11 nos painéis A e B, respectivamente.

Tabela 3

Matriz de correlação e heterocedasticidade

Painel A: Matriz de correlação dos fatores determinantes do excesso de ganhos de capital								
	CGO	r _{-3;-1}	r _{-12;-4}	r _{-36;-13}	V _{-3;-1}	V _{-12;-4}	V _{-36;-13}	S
CGO	1							
r _{-3;-1}	0,1453***	1						
r _{-12;-4}	0,1717***	0,0313***	1					
r _{-36;-13}	0,0474***	-0,0032	-0,0006	1				
V _{-3;-1}	0,0299***	0,1368***	0,0189***	-0,0017	1			
V _{-12;-4}	0,0389***	0,0209***	0,1240***	-0,0062	0,4312***	1		
V _{-36;-13}	0,0129***	0,0190***	0,0390***	0,0579***	0,1021***	0,4563***	1	
S	0,2295***	0,0026	0,0185***	-0,0015	0,0653***	0,0847***	0,0262***	1
Painel B: Matriz de correlação para retorno esperado, retorno passado e excesso de ganhos de capital								
	r	r _{-3;-1}	r _{-12;-4}	r _{-36;-13}	V	S	CGO	
r	1							
r _{-3;-1}	0,0136***	1						
r _{-12;-4}	0,0176***	0,0313***	1					
r _{-36;-13}	-0,0042	-0,0032	-0,0006	1				
V	0,0331***	0,0459***	0,0137***	-0,0006	1			
S	-0,0059	0,0026	0,0185***	-0,0015	0,0772***	1		
CGO	0,1015***	0,1453***	0,1717***	0,0474***	0,0273***	0,2295***		1
Painel C: Teste de heterocedasticidade (teste Breusch-Pagan)								
Modelo	Equação 13	Equação 14	Equação 15	Equação 11				
p-valor	0,0000***	0,0000***	0,0000***	0,0000***				

Nota: Essa tabela mostra o excesso de ganhos de capital (*CGO*), o retorno mensal das ações (*r*), o retorno acumulado nos três horizontes de tempo ($(r_{-3:-1})$; $(r_{-12:-4})$; $(r_{-36:-13})$), a rotatividade mensal média nos últimos 12 meses como *proxy* de liquidez (*V*), a rotatividade mensal média nos três horizontes de tempo ($(V_{-3:-1})$; $(V_{-12:-4})$; $(V_{-36:-13})$), e o logaritmo da capitalização de mercado mensal como *proxy* de tamanho (*S*). O teste de heterocedasticidade de Breusch-Pagan ao nível de significância de 5% indica que todos os modelos usados nesta pesquisa apresentam heterocedasticidade. Significativo a 1% (***), 5% (**), 10% (*).

Fonte: Elaborada pelos autores.

Na Tabela 3, os resultados apoiam o uso da regressão quantílica para analisar esses dados, uma vez que a regressão quantílica fornece resultados robustos ao lidar com dados em que a variância dos resíduos não é constante (Koenker & Bassett, 1982).

Na Tabela 4, comparamos a regressão Fama-MacBeth (FM) de dois estágios estimada por mínimos quadrados ordinários (MQO) e a regressão quantílica nos quantis 0,05; 0,10; 0,25; 0,50; 0,75; 0,90; 0,95, estimada usando a técnica de mínimos desvios absolutos (MDA). Para a regressão FM, foi encontrada uma relação significativa e positiva entre o *CGO*, o retorno passado acumulado nos três horizontes de tempo e o tamanho. Isso sugere que

retornos anteriores mais altos e empresas de maior porte tendem a gerar ganhos de capital mais altos. Também houve uma associação negativa significativa entre o *CGO* e a rotatividade média nos horizontes de curto e longo prazo. Isso indica que quanto maior o volume de transações, menores os ganhos de capital. Os resultados mostram que os retornos acumulados anteriores, a rotatividade média nos três horizontes de tempo e o tamanho explicam 36,94% da variação transversal dos ganhos de capital. Esses resultados estão de acordo com as constatações de Ahmed e Doukas (2021), Grinblatt e Han (2005) e Sadhwani e Bhayo (2021).

Tabela 4*Determinantes do excesso de ganhos de capital com base na amostra principal*

Painel A: Determinantes do excesso de ganhos de capital: Regressões Fama-MacBeth e quantílica								
Variáveis	Fama-MacBeth	0,05	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90	0,95
α_1	0,5270	0,5784	0,6466	0,6522	0,6382	0,6029	0,5677	0,5270
	39,35***	9,95***	15,57***	32,16***	55,88***	62,47***	64,47***	39,35***
α_2	0,3045	0,2047	0,2401	0,2724	0,2885	0,2985	0,3068	0,3045
	41,05***	9,83***	14,01***	29,28***	37,33***	43,44***	41,18***	41,05***
α_3	0,0630	0,0199	0,0142	0,0115	0,0243	0,0392	0,0515	0,0630
	19,86***	5,40***	4,82***	7,03***	7,03***	12,92***	18,19***	19,86***
α_4	-0,1048	0,0149	-0,1703	-0,2109	-0,2043	-0,1823	-0,1367	-0,1048
	-5,10***	0,13	-2,49**	-4,66***	-6,04***	-5,81***	-5,58***	-5,10***
α_5	0,0110	0,2368	0,1864	0,1327	-0,0368	-0,0534	-0,0156	0,0110
	0,41	2,34**	2,56**	2,49**	-0,84	-1,16	-0,39	0,41
α_6	-0,0231	0,1115	0,1013	0,0258	-0,0007	-0,0214	-0,0079	-0,0231
	-1,69*	2,58***	3,19***	1,24	-0,04	-1,32	-0,38	-1,69*
α_7	0,0002	0,3289	0,2215	0,1187	0,0558	0,0250	0,0077	0,0002
	0,30	52,90***	65,73***	66,51***	61,27***	34,16***	10,74***	0,30
α_0	0,2011	-6,2949	-4,1118	-2,0967	-0,9061	-0,3147	0,0323	0,2011
	17,20***	-55,53***	-73,53***	-71,37***	-62,98***	-29,02***	2,86***	17,20***
R^2	0,3694	0,1662	0,1674	0,1536	0,1484	0,1669	0,1871	0,1890
observações	41.859	41.859	41.859	41.859	41.859	41.859	41.859	41.859
Painel B: Teste de igualdade dos coeficientes estimados usando quantis								
Variáveis	Quantis							
	0,05 vs 0,95		0,10 vs 0,90		0,25 vs 0,75			
	Estatística F	p-valor	Estatística F	p-valor	Estatística F	p-valor		
α_1	0,86	0,3546	4,01**	0,0451	8,96***	0,0028		
α_2	31,17***	0,0000	20,74***	0,0000	20,88***	0,0000		
α_3	124,69***	0,0000	174,97***	0,0000	167,62***	0,0000		
α_4	1,06	0,3024	0,17	0,6782	0,34	0,5622		
α_5	5,42**	0,0199	5,67**	0,0173	11,16***	0,0008		
α_6	10,47***	0,0012	12,24***	0,0005	5,76**	0,0164		
α_7	2.950,04***	0,0000	4.098,38***	0,0000	2.996,22***	0,0000		

Nota: Excesso de ganhos de capital (CGO); retorno cumulativo nos três horizontes de tempo ($(r_{-3;-1})$; $(r_{-12;-4})$; $(r_{-36;-13})$); rotatividade média mensal nos três horizontes de tempo ($(V_{-3;-1})$; $(V_{-12;-4})$; $(V_{-36;-13})$); logaritmo natural da capitalização de mercado mensal (S). Logo abaixo de cada variável está sua respectiva estatística t. O erro padrão é corrigido por bootstrapping na regressão quantílica (20 reamostras) e corrigido pelo método Newey-West (1 defasagem) para Fama-MacBeth. O R^2 para Fama-MacBeth é o R^2 médio. Por outro lado, para a regressão quantílica, é o pseudo R^2 . Significativo a 1% (***), 5% (**), 10% (*).

Equação: $CGO_t = a_0 + a_1 r_{-3;-1} + a_2 r_{-12;-4} + a_3 r_{-36;-13} + a_4 V_{-3;-1} + a_5 V_{-12;-4} + a_6 V_{-36;-13} + a_7 S$ (13)

Fonte: Elaborada pelos autores.

Além disso, conforme mostrado na Tabela 4, os resultados da regressão quantílica são consistentes com a primeira hipótese deste estudo: os retornos acumulados passados não são uniformes e variam entre diferentes quantis de CGO. Esse resultado sugere que os investidores reagem de forma assimétrica a notícias boas e ruins. Além disso, descobrimos que os retornos acumulados anteriores de curto prazo tendem a aumentar dos quantis 0,05 a 0,25 e, em seguida, tendem a diminuir até o quantil

mais alto. Isso indica que, para o coeficiente de retorno de curto prazo, há maiores ganhos de capital no quantil 0,25 do CGO e menores ganhos de capital no quantil mais alto do CGO. Entretanto, os retornos acumulados anteriores de médio prazo tendem a aumentar do quantil 0,05 para o quantil 0,90 e, em seguida, diminuem até o quantil mais alto. Isso indica que os retornos anteriores de médio prazo são mais (menos) lucrativos no quantil 0,90 (0,05) do CGO. Por fim, o retorno acumulado anterior

de longo prazo tende a diminuir do quantil 0,05 para o quantil 0,25 e, em seguida, tende a aumentar até o quantil mais alto. Isso sugere que, para retornos anteriores de longo prazo, é mais (menos) lucrativo estar no quantil 0,95 (0,25) do CGO.

Isso indica que a capacidade dos vencedores (perdedores) anteriores de gerar ganhos (perdas) de capital não realizados aumenta do quantil 0,05 para o quantil 0,25, com base nos retornos acumulados anteriores de curto e médio prazo. Entretanto, com relação aos retornos acumulados anteriores de longo prazo, essa capacidade aumenta da mediana (0,50) para o quantil 0,95. Assim, com base nos retornos acumulados anteriores de curto, intermediário e longo prazo, o momentum é mais forte nos quantis 0,25, 0,90 e 0,95, respectivamente. Esses resultados corroboram parcialmente as conclusões de Ahmed e Doukas (2021), que identificaram um comportamento heterogêneo e homogêneo para os retornos acumulados de longo prazo. Além disso, eles relataram um comportamento sistemático de diminuição entre os retornos acumulados passados de curto e médio prazo à medida que os quantis do CGO aumentam, o que sugere que o momentum é mais forte nos quantis mais baixos nos horizontes de tempo curto e intermediário.

Ao estudar a relação entre o CGO e a rotatividade, esperávamos encontrar uma relação negativa. De acordo com Ahmed e Doukas (2021), à medida que a rotatividade aumenta, os preços de referência devem convergir mais rapidamente para o preço de mercado, ou seja, a variável CGO deve tender a zero. Se prestarmos atenção aos quantis extremos da regressão (0,05 e 0,95), podemos ver que a relação entre o CGO e a rotatividade média é significativa nos horizontes de tempo curto e longo e negativa no quantil mais alto (0,95). Entretanto, ao contrário do que esperávamos, o CGO e a rotatividade têm uma relação positiva significativa nos horizontes de tempo intermediário e longo no quantil mais baixo (0,05). Isso indica que, no quantil mais baixo do CGO (0,05), quanto maior a rotatividade, mais lentamente o preço de referência convergirá para o preço de mercado, gerando, assim, ganhos de capital não realizados. Com foco nos valores extremos, nosso resultado diferiu do relatado por Ahmed e Doukas (2021) apenas para o quantil 0,95. Em resumo, a regressão quantílica mostra que há um comportamento diferente das variáveis do estudo dependendo dos diferentes quantis da distribuição de CGO. Isso poderia explicar os diferentes resultados

na literatura sobre a relação entre o CGO e o retorno esperado, resultados que não podiam ser identificados usando a técnica MQO.

A regressão quantílica também indicou que o tamanho da empresa está significativa e positivamente relacionado ao CGO em todos os quantis, exceto no quantil 0,95, que não é significativo. Isso está de acordo com a teoria de que quanto maior o tamanho da empresa, maiores os ganhos de capital não realizados, uma vez que o tamanho reflete o desempenho passado, que não é totalmente capturado pelos retornos acumulados passados. Além disso, foi observada uma tendência decrescente no tamanho à medida que os quantis de CGO aumentavam. Ou seja, a capacidade das grandes empresas de gerar ganhos de capital não realizados mais altos e capturar o desempenho passado diminuiu à medida que os quantis de ganhos de capital aumentaram. Esses resultados corroboram as conclusões de Ahmed e Doukas (2021) para o mercado financeiro dos EUA.

O painel B da Tabela 4 mostra os resultados dos testes de igualdade dos coeficientes. $r_{-3;-1}$ é significativo e diferente somente nos quantis 0,10 versus 0,25 e 0,75 versus 0,90; $r_{-12;-4}$, $r_{-36;-13}$, $V_{-12;-4}$, $V_{-36;-13}$ e S são significativos e variam com os diferentes quantis de CGO. Por outro lado, o fato de $V_{-3;-1}$ não ser significativo indica que o coeficiente é o mesmo quando os quantis variam. Isso corrobora nossa primeira hipótese. Ocorre porque a regressão de quantis mostra um comportamento não linear para retornos passados nos horizontes de tempo curto (exceto para o 0,05º quantil versus o 0,95º quantil), intermediário e longo.

5.2 Retorno Esperado, Retorno Passado e Ganhos de Capital Não Realizados

Na Tabela 5, a regressão FM indica que os retornos esperados têm uma relação transversal significativa e positiva com o CGO. Isso é consistente com as constatações de Ahmed e Doukas (2021), Birru (2015), Grinblatt e Han (2005) e Sadhwani e Bhayo (2021). Além disso, a regressão quantílica indica que a relação entre o retorno esperado e o CGO é positiva e diminui à medida que o quantil do retorno esperado aumenta do menor (0,05º) para o maior (0,95º). Esse resultado é parcialmente diferente do encontrado por Ahmed e Doukas (2021). Embora eles tenham encontrado a mesma tendência, os resultados foram significativos e negativos dos quantis 0,75 a 0,95.

Tabela 5*Retorno esperado, retorno passado e excesso de ganhos de capital com base na amostra principal*

Painel A: Retorno esperado, retorno passado e excesso de ganhos de capital: Regressões Fama-MacBeth e quantílica								
Variáveis	Fama-MacBeth	0,05	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90	0,95
a_1	-0,0780	-0,0654	-0,0475	-0,0262	-0,0064	0,0065	0,0328	0,0469
	-11,32***	-7,19***	-8,50***	-10,61***	-3,42***	1,32	4,45***	3,21***
a_2	-0,0353	-0,0326	-0,0249	-0,0137	-0,0039	-0,0013	0,0019	0,0051
	-7,96***	-13,10***	-12,58***	-9,26***	-2,89***	-0,82	0,80	1,63
a_3	-0,0122	-0,0067	-0,0051	-0,0017	-0,0004	-0,0001	0,0002	0,0002
	-5,22***	-7,24***	-6,79***	-2,81***	-2,64***	-0,40	0,38	0,34
a_4	0,2538	-0,3203	-0,3065	-0,1344	0,1446	0,4373	0,9533	1,3007
	3,71***	-5,00***	-5,34***	-3,54***	4,94***	7,91***	5,35***	5,45***
a_5	-0,0062	0,0050	0,0036	0,0020	0,0017	-0,0016	-0,0137	-0,0279
	-4,84***	8,13***	9,36***	4,95***	4,82***	-3,09***	-14,63***	-17,53***
a_6	0,1138	0,1042	0,0816	0,0490	0,0194	0,0104	0,0070	0,0055
	7,01***	24,24***	26,48***	18,01***	12,36***	9,77***	7,62***	3,12***
a_0	0,1040	-0,1958	-0,1456	-0,0735	-0,0221	0,0880	0,3496	0,6318
	5,48***	-19,61***	-24,91***	-12,28***	-4,52***	11,66***	24,47***	24,09***
R^2	0,1698	0,1717	0,1212	0,0585	0,0197	0,0096	0,0211	0,0430
Observações	42.204	42.204	42.204	42.204	42.204	42.204	42.204	42.204

Painel B: Teste de igualdade dos coeficientes estimados com quantis

Variáveis	Quantis					
	0,05 vs 0,95		0,10 vs 0,90		0,25 vs 0,75	
	Estatística F	p-valor	Estatística F	p-valor	Estatística F	p-valor
a_1	46,59***	0,0000	72,00***	0,0000	38,17***	0,0000
a_2	104,49***	0,0000	97,91***	0,0000	42,59***	0,0000
a_3	43,29***	0,0000	42,21***	0,0000	7,44***	0,0064
a_4	37,55***	0,0000	46,46***	0,0000	58,09***	0,0000
a_5	585,66***	0,0000	370,83***	0,0000	71,43***	0,0000
a_6	536,13***	0,0000	647,96***	0,0000	307,65***	0,0000

Nota: Retorno mensal das ações (r_t); retorno acumulado ao longo dos três horizontes de tempo ($(r_{-3:-1})$; $(r_{-12:-4})$; $(r_{-36:-13})$); rotatividade média mensal nos últimos 12 meses como proxy de liquidez (V); logaritmo natural da capitalização de mercado mensal como proxy de tamanho (S); excesso de ganhos de capital (CGO). Logo abaixo de cada variável está sua respectiva estatística t. O erro padrão é corrigido por bootstrapping na regressão quantílica (20 reamostras) e corrigido por Newey-West (1 defasagem) para Fama-MacBeth. O R^2 para Fama-MacBeth é o R^2 médio. Por outro lado, para a regressão quantílica, é o pseudo R^2 . Significativo a 1% (***), 5% (**), 10% (*).

Equação: $r_t = a_0 + a_1 r_{-3:-1} + a_2 r_{-12:-4} + a_3 r_{-36:-13} + a_4 V + a_5 S + a_6 CGO$ (11)

Fonte: Elaborada pelos autores.

A Tabela 5 mostra que os retornos acumulados passados nos três horizontes de tempo (curto, intermediário e longo) geralmente aumentam sistematicamente do quantil mais baixo (0,05) para o quantil mais alto (0,95). Entretanto, deve-se observar que os retornos passados de curto, intermediário e longo prazo são negativos até os quantis 0,50, 0,75 e 0,75, respectivamente, após os quais se tornam positivos. Esses resultados coincidem parcialmente com os de Ahmed e Doukas (2021), pois eles encontraram uma tendência de aumento para os retornos passados de curto e longo prazo, conforme esperado, com o aumento dos quantis de retorno. Entretanto, para o retorno passado de

médio prazo, há uma tendência de aumento do quantil mais baixo (0,05) para a mediana (0,50) e, em seguida, uma tendência de redução para o quantil mais alto (0,95).

O painel B da Tabela 5 mostra os resultados dos testes de igualdade dos coeficientes. Eles indicam que o CGO varia de acordo com os quantis do retorno esperado. Isso confirma nossa segunda hipótese de que a relação entre o retorno esperado e o CGO não é uniforme. Também sugere que a relação entre o CGO e o retorno esperado depende do quantil da distribuição do retorno esperado. Isso pode explicar os resultados conflitantes na literatura sobre esse assunto quando a técnica MQO é empregada,

pois às vezes a relação entre o CGO e o retorno esperado é positiva e, às vezes, é negativa.

Em resumo, os resultados indicam que os investidores estão propensos ao efeito disposição em todos os quantis do retorno esperado. Além disso, como o CGO é significativo e positivo em todos os quantis, isso confirma o padrão de momentum somente nos quantis 0,90 e 0,95 do retorno esperado. Isso também sugere que nos outros quantis e na regressão FM há um efeito de reversão, mas ele não é induzido pelo efeito disposição, porque $r_{-12;-4}$ é significativo e positivo com o CGO incluído na função como uma variável independente. Vamos nos aprofundar nessa análise na próxima seção. Esse resultado para os dois quantis mais altos do retorno esperado é consistente com Grinblatt e Han (2005) e parcialmente alinhado com Ahmed e Doukas (2021), que encontraram um efeito de reversão para os quantis acima do retorno esperado mediano. Também é possível observar que o CGO é maior (menor) no quantil mais baixo (mais alto) do retorno esperado. Isso corrobora o padrão em forma de V relatado por An (2016) e Ahmed e Doukas (2021).

Por fim, os resultados indicam que os investidores no mercado financeiro brasileiro devem prestar mais atenção às ações com maior CGO, que estão no quantil mais baixo do retorno esperado, a fim de obter maiores ganhos. Uma estratégia lucrativa seria baseada somente no efeito disposição e não no efeito momentum. De acordo com Ahmed e Doukas (2021), as ações com boas notícias subvalorizam os preços das ações nesse momento porque os investidores realizam os ganhos rapidamente, criando um excesso de oferta no mercado. Isso reduz os preços das ações. Por outro lado, as ações com más notícias supervalorizam os preços porque os investidores tendem a manter as ações perdedoras, limitando sua oferta no mercado, o que força os preços a permanecerem altos.

5.3 O Efeito Disposição e o Momentum

Grinblatt e Han (2002, 2005), Jegadeesh e Titman (1993) e Li e Yang (2013) constataram que, à medida que a aversão ao risco dos investidores muda de menos para mais aversão, o efeito disposição e o efeito momentum aumentam no mercado financeiro dos EUA para ações de baixa e alta tecnologia. Jegadeesh e Titman (1993) argumentaram que o efeito disposição sozinho pode ser capaz de induzir o momentum em retornos passados intermediários. Isso ocorre porque o momentum intermediário desaparece quando o CGO é incluído na regressão como uma variável independente. Entretanto, a capacidade do efeito disposição de gerar momentum é controversa na literatura.

Birru (2015) e Muga e Santamaria (2007) argumentaram que o efeito disposição sozinho não pode gerar momentum. Por outro lado, Hur, Pritamani e Sharma (2010) e Shumway e Wu (2011) argumentaram que o efeito disposição tem grande influência na geração de momentum, embora não tenham determinado o efeito disposição como condição necessária e suficiente para isso. Além disso, Hur e Singh (2019), para o mercado financeiro dos EUA, descobriram que o efeito ancoragem e/ou o efeito disposição, juntos ou isoladamente, podem gerar momentum. Além disso, Sadhwani e Bhayo (2021) descobriram que somente o efeito disposição induz o momentum, mas o inverso não ocorre. Além disso, sua influência varia ao longo do tempo no mercado financeiro dos EUA.

Nesse sentido, esta seção analisa os valores extremos dos quantis (0,05° e 0,95°), áreas em que se encontram as maiores perdas e ganhos, respectivamente, e que, portanto, podem ser de interesse fundamental para os investidores, tanto individuais quanto institucionais (Ahmed & Doukas, 2021; Nath & Brooks, 2015). Para isso, seguimos os mesmos procedimentos de Ahmed e Doukas (2021) e Grinblatt e Han (2005), adaptados para o Brasil. Isso consistiu no exame de três equações (14, 15, 11) para determinar a capacidade do efeito disposição de gerar momentum. Utilizamos a regressão Fama e MacBeth (1973), um procedimento de dois estágios, e a regressão quantílica, controlada e não controlada pela variável CGO.

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-3;-1} + a_2 r_{t-12;-4} + a_3 r_{t-36;-13} + a_4 V \quad (14)$$

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-3;-1} + a_2 r_{t-12;-4} + a_3 r_{t-36;-13} + a_4 V + a_5 S \quad (15)$$

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-3;-1} + a_2 r_{t-12;-4} + a_3 r_{t-36;-13} + a_4 V + a_5 S + a_6 CGO \quad (16)$$

em que r_t é o retorno mensal das ações; $r_{t-11;-12}$ é o retorno mensal acumulado de $t-t_1$ a $t-t_2$; V é a rotatividade mensal média dos últimos 12 meses; S é o logaritmo da capitalização de mercado mensal; e CGO é o excesso de ganhos de capital.

Mais especificamente, foi examinada a capacidade do efeito disposição representado pela *proxy* CGO de induzir o momentum intermediário. De acordo com Grinblatt e Han (2005), para que o efeito disposição gere um momentum intermediário, o retorno passado no horizonte de tempo intermediário deve ser positivo e significativamente relacionado ao retorno esperado nas equações 14 e 15 sem o CGO. Entretanto, uma vez que o efeito do CGO é controlado na Equação 11, o retorno no horizonte de tempo intermediário não deve mais ser significativo.

Para facilitar a análise, a Tabela 6 resume o comportamento da variável de interesse, o retorno passado acumulado no horizonte de tempo intermediário ($r_{-12;-4}$), nas três equações.

Tabela 6*Retorno acumulado no horizonte de tempo intermediário – $r_{-12;-4}$ nos três modelos*

Quantis		Fama-MacBeth			5%		95%		
Modelo		Modelo 14	Modelo 15	Modelo 11	Modelo 14	Modelo 15	Modelo 11	Modelo 14	Modelo 15
Amostra completa		0,0012	-0,0007	-0,0353	0,0001	0,0003	-0,0326	0,0046	0,0066
		0,30	-0,17	-7,96***	0,07	0,27	-13,10***	1,15	2,05**
Institucional	Acima da mediana	0,0017	-0,0004	-0,0346	-0,0005	-0,0001	-0,0358	0,0056	0,0066
		0,42	-0,09	-7,97***	-0,29	-0,08	-11,58***	1,51	2,55**
	Abaixo da mediana	-0,0094	-0,0169	-0,1374	0,0831	0,0545	-0,005	-0,0536	-0,0148
		-0,59	-1,02	-3,03***	5,53***	3,47***	-0,33	-2,00**	-0,66
Alavancagem	Acima da mediana	0,0039	0,0016	-0,0335	0,0001	0,0002	-0,0331	0,0047	0,0065
		0,88	0,38	-7,50***	0,07	0,18	-11,25***	0,87	2,18**
	Abaixo da mediana	-0,0124	-0,0145	-0,0483	0,0093	0,0008	-0,0289	0,0084	0,008
		-1,65*	-1,97**	-6,06***	1,33	0,13	-4,89***	0,64	0,49
Tamanho	Acima da mediana	0,0004	-0,0001	-0,0634	0,0008	0,001	-0,0843	0,0001	0,0021
		0,08	-0,03	-9,57***	0,23	0,30	-18,15***	0,01	0,39
	Abaixo da mediana	0,0029	0,002	-0,0419	-0,0006	0,0016	-0,0234	0,009	0,0053
		0,61	0,42	-8,39***	-0,32	1,07	-7,76***	1,68*	0,95
Tendência	Alto	0,0021	0,0022	-0,0226	-0,0067	-0,0062	0,0106	0,0138	0,0139
		0,64	0,66	-6,06***	-2,29**	-2,91***	1,90*	2,98***	2,22**
	Baixo	-0,0002	-0,0053	-0,0312	0,0254	0,0108	-0,0551	-0,0752	-0,0764
		-0,02	-0,59	-11,46***	1,88*	1,37	-6,32***	-7,15***	-8,09***
Sentimento do investidor	Acima da mediana	0,0070	0,0059	-0,0355	-0,0034	-0,0008	-0,0403	0,0121	0,0094
		1,39	1,16	-5,93***	-1,42	-0,48	-10,55***	2,09**	2,19**
	Abaixo da mediana	-0,0046	-0,0074	-0,0351	0,0034	0,0032	-0,0286	-0,0050	0,0047
		-0,73	-1,15	-5,39***	1,58	1,28	-5,67***	-0,58	0,73

Nota: Esta tabela se concentra na capacidade do efeito disposição de gerar momentum nos quantis mais baixos (0,05) e mais altos (0,95). Portanto, apresentamos apenas os resultados do retorno acumulado no horizonte de tempo intermediário ($r_{-12;-4}$). Logo abaixo da variável está seu respectivo valor t. As regressões são comparadas antes do tamanho do efeito, após o tamanho do efeito e após a adição do excesso de ganhos de capital.

$$r_t = a_0 + a_1 r_{-3;-1} + a_2 r_{-12;-4} + a_3 r_{-36;-13} + a_4 V \quad (14)$$

$$r_t = a_0 + a_1 r_{-3;-1} + a_2 r_{-12;-4} + a_3 r_{-36;-13} + a_4 V + a_5 S \quad (15)$$

$$r_t = a_0 + a_1 r_{-3;-1} + a_2 r_{-12;-4} + a_3 r_{-36;-13} + a_4 V + a_5 S + a_6 CGO \quad (11)$$

em que: retorno mensal das ações (r); retorno acumulado nos três horizontes de tempo [$(r_{-3;-1})$; $(r_{-12;-4})$; $(r_{-36;-13})$]; rotatividade mensal média nos últimos 12 meses como proxy de liquidez (V); logaritmo natural da capitalização de mercado mensal como proxy de tamanho (S); excesso de ganhos de capital (CGO). Logo abaixo de cada variável está sua respectiva estatística t. O erro padrão é corrigido por bootstrapping na regressão quantílica (20 reamostras) e corrigido por Newey-West (1 defasagem) para Fama-MacBeth. Significativo a 1% (***), 5% (**), 10% (*).

Fonte: Elaborada pelos autores.

Como pode ser visto na Tabela 6, o retorno acumulado intermediário no quantil mais baixo (0,05) nos testes de robustez é frequentemente significativo e negativo na Equação 11, onde o efeito é controlado pelo CGO. Isso poderia sugerir um efeito de reversão em vez de momentum, e também que o efeito disposição não é um bom substituto para a geração de momentum nos quantis mais baixos do retorno esperado. Isso corrobora as constatações de Ahmed e Doukas (2021) e Kong et al. (2015) para os mercados financeiros dos EUA e da China, respectivamente. Eles constataram que, no quantil extremo do retorno esperado, a capacidade limitada do

efeito disposição de induzir o momentum decorre da falta de relação entre notícias e retornos extremos. Isso indica que encontrar uma variável que induza significativamente o momentum continua sendo um grande quebra-cabeça nas finanças comportamentais.

Para os quantis mais altos do retorno esperado (0,95), considerando toda a amostra, $r_{-12;-4}$ é significativo e positivo somente na Equação 15, enquanto na Equação 11, em que o efeito é controlado para CGO, $r_{-12;-4}$ é frequentemente insignificante. Assim, de acordo com Grinblatt e Han (2002, 2005) e Sadhwani e Bhayo (2021), há uma diferença entre o valor fundamental e o preço de equilíbrio, o que leva a uma

sub-reação dos preços. Isso é diferente de Ahmed e Doukas (2021). Essa é uma evidência fraca porque essa conclusão é robusta para algumas de nossas subamostras, como na Equação 14 nas subamostras de tamanho (abaixo da mediana) e sentimento do investidor (acima da mediana), bem como na Equação 15 na alavancagem (acima da mediana) e no sentimento do investidor (acima da mediana). Portanto, no quantil mais alto dos retornos esperados, uma estratégia de investimento baseada no momentum intermediário, conforme proposto por Jegadeesh e Titman (1993), pode ser lucrativa.

Nesse sentido, um investidor que pretenda implementar uma estratégia baseada no momentum deve prestar muita atenção às ações com altos retornos acumulados passados em um horizonte de tempo intermediário. Deve-se entender que a lucratividade de uma estratégia baseada no momentum pode mudar devido ao efeito disposição quando a alavancagem, o tamanho, a tendência, o sentimento do investidor e o quantil do retorno esperado variam. Como o efeito disposição induz o momentum no quantil mais alto do retorno esperado, espera-se que, no mercado financeiro, o efeito disposição (vender ações quando os preços sobem e manter ações quando os preços caem) funcione como um modelo de sub-reação às notícias. Nesse cenário, os preços atuais das ações no mercado financeiro são inferiores ao seu valor fundamental. Isso induz o efeito momentum, levando à persistência nos retornos das ações vencedoras (e perdedoras). Esses resultados são parcialmente consistentes com os de Hur e Singh (2019), que, para o mercado financeiro dos EUA, comparando o CGO com o índice de George e Hwang, descobriram que há um efeito disposição capaz de gerar momentum em carteiras compostas de ações do 10º percentil e do 90º percentil.

É interessante notar que, mesmo nos quantis mais altos do retorno esperado (0,95), $r_{-12;-4}$ na Equação 14 é significativo e negativo na subamostra institucional, mas somente para aqueles abaixo da mediana. Essa constatação, quando combinada com o resultado não significativo para $r_{-12;-4}$ na Equação 11, aponta para um comportamento específico nessa subamostra. Diferentemente do efeito disposição, que induz o momentum, o comportamento observado aqui parece induzir um efeito reversão. Os

investidores dessa categoria parecem preferir vender ações vencedoras e comprar ações perdedoras na expectativa de uma reversão do preço das ações. Esse comportamento é consistente com as constatações de Ahmed e Doukas (2021) para o mercado dos EUA na maioria de seus testes de robustez, sugerindo um efeito contrário em vez de um efeito disposição.

Os resultados dos testes de robustez para a subamostra institucional (acima da mediana) e a tendência (alta e baixa), em que $r_{-12;-4}$ é significativo em pelo menos uma das equações 14 e 15, e permanece significativo na Equação 11, fornecem evidências de que o efeito disposição não induz um efeito momentum ou de reversão nessas subamostras. De acordo com Ahmed e Doukas (2021) e Hur et al. (2010), o resultado observado para os investidores institucionais (acima da mediana) pode ser devido ao fato de os investidores institucionais serem menos propensos ao efeito disposição do que os investidores individuais. Para uma tendência alta, há momentum, possivelmente devido à persistência de um aumento no preço das ações. Isso também pode ser uma função da reação exagerada, conforme relatado por Abinzano, Muga e Santamaría (2010) para os mercados financeiros do Brasil e do Chile. Para uma tendência baixa, há um efeito reversão devido à persistência de uma queda no preço das ações. Esse resultado é consistente com as constatações de Cooper, Gutierrez e Hameed (2004) para o mercado financeiro dos EUA. Além disso, de acordo com Lee, Yen e Chan (2011), em um mercado em baixa, o efeito disposição reverte seu padrão de comportamento, o que significa que os investidores têm maior probabilidade de resgatar suas ações em um mercado em baixa do que em um mercado em alta. Nessa situação, podemos levantar a hipótese de que uma tendência de queda é semelhante a uma crise financeira ou a um período de depressão. Nesse sentido, podemos comparar parcialmente nosso resultado com as constatações de Sadhwani e Bhayo (2021), que investigaram o efeito disposição no mercado financeiro dos EUA durante crises financeiras. Eles relataram uma presença frequente do efeito disposição e uma ausência de momentum, levando à conclusão de que o efeito disposição não gera momentum em tempos de crise.

6. CONCLUSÕES

O objetivo deste estudo foi medir a relação entre os retornos esperados e o CGO (uma *proxy* para o efeito disposição) no mercado financeiro brasileiro. Ele também investigou a capacidade do efeito disposição de induzir o momentum, conforme proposto por Grinblatt e Han (2002). Para isso, aplicamos os modelos de regressão

Fama-MacBeth e de regressão quantílica. Isso nos permitiu estudar o comportamento dos valores extremos da distribuição da variável dependente.

Os resultados indicaram que há uma relação não uniforme entre o CGO e o retorno esperado, uma vez que os quantis do retorno esperado variam. Isso pode

ajudar a explicar os resultados conflitantes encontrados na literatura ao estudar essa relação em outros países. Além disso, há um efeito disposição em todos os quantis do retorno esperado, mas sua intensidade varia. Além disso, no quantil mais baixo (0,05) do retorno esperado, o efeito disposição (CGO) pode não ser um bom substituto para fornecer um momentum intermediário. Entretanto, no quantil mais alto (0,95) do retorno esperado, o efeito disposição induz um momentum intermediário lucrativo. Portanto, no mercado financeiro brasileiro, uma estratégia de investimento baseada no momentum pode ser lucrativa se os investidores prestarem mais atenção às ações com maior CGO no quantil mais alto dos retornos esperados.

Nossos resultados corroboram parcialmente os de Ahmed e Doukas (2021) para os EUA, constatando que, no quantil mais baixo (0,05) do retorno esperado, o efeito disposição também não é uma boa *proxy* para a geração de momentum intermediário, enquanto no quantil mais alto (0,95) do retorno esperado, há um efeito reversão em vez de um efeito momentum. Com isso, fica claro que

uma estratégia baseada em momentum intermediário no quantil mais alto do retorno esperado seria lucrativa no Brasil, enquanto geraria perdas nos EUA.

As limitações deste estudo incluem o uso de dados mensais em vez de um período de tempo mais curto, o que poderia aumentar o grau de liberdade do estudo e permitir uma identificação mais completa das relações entre as variáveis dependentes e independentes. Também faltam outras técnicas de medição de fatores de risco para determinar como a teoria do prospecto pode influenciar o comportamento do investidor, já que as preferências do investidor variam de amor ao risco a aversão ao risco, e/ou a capacidade de outros vieses de induzir o momentum. Assim, sugerimos que estudos futuros examinem outras economias, como as dos países do grupo BRICS, para determinar se o efeito momentum pode ser explicado por diferentes setores industriais e diferenças transversais. Além disso, este estudo poderia ser continuado com a investigação de nossas subamostras para determinar qual delas tem maior influência sobre a indução do momentum.

REFERÊNCIAS

- Abinzano, I., Muga, L., & Santamaría, R. (2010). The role of overreaction and the disposition effect in explaining momentum in Latin American emerging markets. *Investigación Económica*, 69(273), 151–186.
- Ahmed, M. S., & Doukas, J. A. (2021). Revisiting disposition effect and momentum: a quantile regression perspective. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 56(3), 1087–1128. <https://doi.org/10.1007/s11156-020-00919-4>
- An, L. (2016). Asset Pricing When Traders Sell Extreme Winners and Losers. *Review of Financial Studies*, 29(3), 823–861.
- Baker, H. K., & Nofsinger, J. R. (2010). Behavioral finance: an overview. *Behavioral Finance: Investors, Corporations, and Markets*, 1–21.
- Baker, M., & Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *The Journal of Finance*, 61(4), 1645–1680.
- Bhootha, A., & Hur, J. (2012). On the relationship between concentration of prospect theory/mental accounting investors, cointegration, and momentum. *Journal of Banking and Finance*, 36(5), 1266–1275.
- Birru, J. (2015). Confusion of confusions: a test of the disposition effect and momentum. *The Review of Financial Studies*, 28(7), 1849–1873.
- Brown, G. W., & Cliff, M. T. (2004). Investor sentiment and the near-term stock market. *Journal of Empirical Finance*, 11(1), 1–27.
- Choe, H., & Eom, Y. (2009). The disposition effect and investment performance in the futures market. *Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products*, 29(6), 496–522.
- Cooper, M. J., Gutierrez, R. C., & Hameed, A. (2004). Market states and momentum. *Journal of Finance*.
- Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*, 81, 607–636.
- Frazzini, A. (2006a). The disposition effect and underreaction to news. *The Journal of Finance*, 61(4), 2017–2046.
- Frazzini, A. (2006b). The disposition effect and underreaction to news. *The Journal of Finance*, 61(4), 2017–2046.
- Glaser, M., & Weber, M. (2003). Momentum and Turnover: Evidence from the German Stock Market. *Schmalenbach Business Review*, 55(2), 108–135.
- Goetzmann, W. N., & Massa, M. (2008). Disposition matters: Volume, volatility and price impact of a behavioral bias. *The Journal of Portfolio Management*, 34(2), 193–125.
- Gould, W. (1993). Quantile regression with bootstrapped standard errors. *Stata Technical Bulletin*, 2(9).
- Grinblatt, M., & Han, B. (2002). The disposition effect and momentum. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, 8734(January 2002), 1–45.
- Grinblatt, M., & Han, B. (2005). Prospect theory, mental accounting, and momentum. *Journal of Financial Economics*, 78(2), 311–339.
- Grinblatt, M., & Keloharju, M. (2000). The investment behavior and performance of various investor types: a study of Finland's unique data set. *Journal of Financial Economics*, 55(1), 43–67.
- Hameed, A., & Kusunadi, Y. (2002). Momentum strategies: Evidence from Pacific Basin stock markets. *Journal of Financial Research*, 25(3), 383–397.

- Hendricks, W., & Koenker, R. (1992). Hierarchical Spline Models for Conditional Quantiles and the Demand for Electricity. *Journal of the American Statistical Association*, 87(417), 58.
- Hon, M. T., & Tonks, I. (2003). Momentum in the UK stock market. *Journal of Multinational Financial Management*, 13(1), 43–70.
- Hur, J., Pritamani, M., & Sharma, V. (2010). Momentum and the Disposition Effect: The Role of Individual Investors. *Financial Management*, 39(3), 1155–1176.
- Hur, J., & Singh, V. (2019). How do disposition effect and anchoring bias interact to impact momentum in stock returns? *Journal of Empirical Finance*, 53, 238–256. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2019.07.007>
- Ipeadata. (2020). *Base de dados [online]*. Rio de Janeiro: IPEA. Retrieved from <http://www.ipeadata.gov.br>
- Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1), 65–91.
- Kim, K. A., & Nofsinger, J. R. (2007). The Behavior of Japanese Individual Investors During Bull and Bear Markets. *Journal of Behavioral Finance*, 8(3), 138–153.
- Koenker, R., & Bassett, G. (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*, 46(1), 33.
- Koenker, R., & Bassett, G. (1982). Robust Tests for Heteroscedasticity Based on Regression Quantiles. *Econometrica*, 43–61.
- Kong, L. L., Bai, M., & Wang, P. (2015). Is disposition related to momentum in Chinese market? *Managerial Finance*, 41(6), 600–614.
- Leal, C. C., Rocha Armada, M. J., & Duque, J. C. (2010). Are all individual investors equally prone to the disposition effect all the time? New evidence from a small market. *Frontiers in Finance and Economics*, 7(2), 38–68.
- Lee, J. S., Yen, P. H., & Chan, K. C. (2011). Market states and disposition effect: evidence from Taiwan mutual fund investors.
- Li, Y., & Yang, L. (2013). Prospect theory, the disposition effect, and asset prices. *Journal of Financial Economics*, 107(3), 715–739.
- Long, J. B. De, Shleifer, A., Summers, L. H., & Waldmann, R. J. (1990). Noise Trader Risk in Financial Markets. *Journal of Political Economy*, 98, 703–738.
- Marschner, P. F., & Ceretta, P. S. (2021). Sentimento do investidor, incerteza econômica e política monetária no Brasil. *Revista Contabilidade & Finanças*, 32(87), 528–540. <https://doi.org/10.1590/1808-057x202113220>
- Muga, L., & Santamaria, R. (2007). The momentum effect in Latin American emerging markets. *Emerging Markets Finance and Trade*, 43(4), 24–45.
- Piccoli, P., Costa, N. C. A., Silva, W. V., & Cruz, J. A. W. (2018). Investor sentiment and the risk–return tradeoff in the Brazilian market. *Accounting and Finance*, 58, 599–618. <https://doi.org/10.1111/acfi.12342>
- Rodriguez, R. N., & Yao, Y. (2017). *Five Things You Should Know about Quantile Regression* (SAS Institute Inc., Ed.). Cary, NC: Proceedings of the SAS Global Forum 2017 Conference.
- Rouwenhorst, K. G. (1998). International momentum strategies. *The Journal of Finance*, 53(1), 267–284.
- Sadhwani, R., & Bhayo, M. U. R. (2021). Momentum and disposition effect in the US stock market. *Cogent Economics and Finance*, 9(1). <https://doi.org/10.1080/23322039.2021.1999004>
- Shumway, T., & Wu, G. (2011). Does Disposition Drive Momentum? *SSRN Electronic Journal*.
- Wang, H., Yan, J., & Yu, J. (2017). Reference-dependent preferences and the risk–return trade-off. *Journal of Financial Economics*, 123(2), 395–414.
- Wooldridge, J. M. (2015). *Introductory econometrics: A modern approach*. Cengage Learning.
- Yu, J., & Yuan, Y. (2011). Investor sentiment and the mean–variance relation. *Journal of Financial Economics*, 100(2), 367–381.

FINANCIAMENTO

Este estudo foi parcialmente financiado pela Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) – Código de Financiamento 001.