

UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO
CENTRO DE CIÊNCIAS JURÍDICAS E ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

JARDEL NOGUEIRA OLIVEIRA LAGO

**A PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES E O MERCADO ACIONÁRIO:
EVIDÊNCIAS PARA O MERCADO BRASILEIRO**

VITÓRIA
2025

JARDEL NOGUEIRA OLIVEIRA LAGO

**A PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES E O MERCADO ACIONÁRIO:
EVIDÊNCIAS PARA O MERCADO BRASILEIRO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Ricardo Ramalhete
Moreira

VITÓRIA

2025


JARDEL NOGUEIRA OLIVEIRA LAGO

**A PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES E O MERCADO ACIONÁRIO:
EVIDÊNCIAS PARA O MERCADO BRASILEIRO**


Dissertação apresentada ao Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Vitória, 25 de fevereiro de 2025.


COMISSÃO EXAMINADORA

Documento assinado digitalmente
 RICARDO RAMALHETE MOREIRA
Data: 25/02/2025 17:30:00-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Ricardo Ramalhete Moreira
Universidade Federal do Espírito
Orientador

Documento assinado digitalmente
 EDSON ZAMBON MONTE
Data: 26/02/2025 09:51:47-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Edson Zambon Monte
Universidade Federal do Espírito Santo

Documento assinado digitalmente
 DAIANE RODRIGUES DOS SANTOS
Data: 25/02/2025 17:11:49-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof.^a Dr.^a Daiane Rodrigues dos Santos
Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Ficha catalográfica disponibilizada pelo Sistema Integrado de Bibliotecas - SIBI/UFES e elaborada pelo autor

L177p Lago, Jardel Nogueira Oliveira, 1992-
A PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES E O
MERCADO ACIONÁRIO: EVIDÊNCIAS PARA O MERCADO
BRASILEIRO / Jardel Nogueira Oliveira Lago. - 2025.
(recurso não paginado). : il.

Orientador: Ricardo Ramalhete Moreira.
Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do Espírito Santo, Centro de Ciências Jurídicas e Econômicas.

I. Moreira, Ricardo Ramalhete. II. Universidade Federal do Espírito Santo. Centro de Ciências Jurídicas e Econômicas. III. Título.

CDU: 330

RESUMO

Esta dissertação analisa a relação entre a Produtividade Total dos Fatores (PTF) e o mercado acionário brasileiro, considerando diferentes segmentos representados pelos índices IBOV, SMLL e IDIV. Utilizando uma abordagem econométrica, com modelos de Vetores Autorregressivos (VAR) e Vetores de Correção de Erro (VEC), a pesquisa captura a dinâmica de longo prazo entre as variáveis, além de identificar os impactos dos choques na PTF sobre o desempenho dos mercados acionários. Os resultados indicam que choques positivos na PTF influenciam favoravelmente os índices acionários, com respostas heterogêneas dependendo das características dos setores representados por cada índice. Ademais, os índices acionários apresentam impacto positivo e permanente na PTF no longo prazo, sugerindo que o mercado acionário pode atuar como catalisador ou antecedente de produtividade.

Palavras-chave: Produtividade Total dos Fatores. Mercado Acionário VAR-VEC. IBOV. PTF no Brasil.

ABSTRACT

This dissertation analyzes the relationship between Total Factor Productivity (TFP) and the Brazilian stock market, considering different segments represented by the indices IBOV, SMLL, and IDIV. Using an econometric approach with Vector Autoregression (VAR) and Vector Error Correction (VEC) models, the research captures the short- and long-term dynamics between the variables and identifies the impacts of TFP shocks on stock market performance. The results indicate that positive TFP shocks favorably influence stock indices, with heterogeneous responses depending on the characteristics of the sectors represented by each index. Additionally, stock indices have a positive and permanent impact on TFP in the long term, suggesting that the stock market may act as a productivity catalyst.

Keywords: Total Factor Productivity. Stock Market. VAR-VEC. IBOV. TFP in Brazil.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Variáveis dos modelos estimados.....	38
Tabela 2 – Testes de raiz unitária em nível.....	42
Tabela 3 – Testes de raiz unitária em primeira diferença.....	43
Tabela 4 – Critérios de defasagem para modelos com o IBOV.....	47
Tabela 5 - Teste de Johansen para os modelos com o IBOV.....	47
Tabela 6 - Estimativas de cointegração do IBOV e a PTF.....	48
Tabela 7 – Vetor de correção de erros com o IBOV.....	50
Tabela 8 – Critérios de defasagem para modelos com o IDIV.....	53
Tabela 9 - Teste de Johansen para os modelos com o IDIV.....	54
Tabela 10 - Estimativas de cointegração do IDIV e a PTF.....	55
Tabela 11 – Vetor de correção de erros com o IDIV.....	56
Tabela 12 – Critérios de defasagem para modelos com o SMLL.....	61
Tabela 13 - Teste de Johansen para os modelos com o SMLL.....	61
Tabela 14 - Estimativas do VEC para o SMLL.....	62
Tabela 15 – Vetor de correção de erros para o índice SMLL.....	64

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Funções Impulso-Resposta (FIRs) com Resposta do Log(IBOV) a Choques do Log(PTF_AJUSTADA).....	51
Figura 2 - Funções Impulso-Resposta (FIRs) com Resposta do Log(PTF_AJUSTADA) a Choques do Log(IBOV).....	52
Figura 3 - Funções Impulso-Resposta (FIRs) com Resposta do Log(IDIV) a Choques do Log(PTF_AJUSTADA).....	58
Figura 4 - Funções Impulso-Resposta (FIRs) com Resposta do Log(PTF_AJUSTADA) a Choques do Log(IDIV).....	59
Figura 5 - Funções impulso-resposta (FIR) com resposta do SMLL a choques da PTF.....	65
Figura 6 - Funções impulso-resposta (FIR) com resposta do PTF a choques do SMLL.....	66

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	9
2 REFERENCIAL TEÓRICO	11
2.1 A CONTABILIDADE DO CRESCIMENTO E OS ASPECTOS TEÓRICOS DA PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES – PTF.....	11
2.2 A PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES – PTF E O MERCADO DE AÇÕES.....	15
2.2.1 A Firma Representativa	15
2.2.2 O Investidor Fundamentalista	17
3 REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA	21
3.1 REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA DA PTF NO BRASIL.....	21
3.2 A PRODUTIVIDADE E O VALOR DE MERCADO DAS EMPRESAS.....	25
3.3 AS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS E O MERCADO ACIONÁRIO.....	30
4 IMPLEMENTAÇÃO METODOLÓGICA	34
4.1 BASE DE DADOS.....	34
4.2 ESTRATÉGIA METODOLÓGICA.....	41
4.3 RESULTADOS ENCONTRADOS.....	46
4.3.1 IBOV e a PTF	46
4.3.2 IDIV e a PTF	53
4.3.3 SMLL e a PTF	60
5 CONCLUSÃO	68
REFERÊNCIAS	70

1 INTRODUÇÃO

A produtividade é um tema central para o desenvolvimento econômico, especialmente no caso brasileiro, onde, historicamente, a baixa eficiência na utilização de recursos tem limitado o potencial de crescimento sustentável (DUTZ, 2018). No cenário atual, em que a economia global passa por mudanças tecnológicas aceleradas, a discussão sobre a produtividade no Brasil torna-se mais relevante. Além disso, a relação entre a produtividade e o mercado de capitais ganha destaque como um mecanismo potencial de retroalimentação positiva: ganhos de produtividade podem impulsionar o desempenho do mercado acionário, enquanto mercados financeiros eficientes podem viabilizar investimentos em projetos mais produtivos. Esse debate é fundamental para identificar caminhos que possibilitem um crescimento sustentado.

Uma das formas de medir a produtividade é a partir da Produtividade Total dos Fatores (PTF), que avalia a eficiência na combinação de fatores de produção, como capital e trabalho, sendo considerada um indicador fundamental do progresso tecnológico e da capacidade de inovação de uma economia. No Brasil, historicamente, a PTF tem apresentado um comportamento cíclico (CAVALCANTE e DE NEGRI, 2014; VELOSO et al, 2024; LIMA, 2023), reforçando a necessidade de aprofundar as análises de seus determinantes e impactos econômicos.

A relação entre a PTF e o mercado de capitais é complexa e pouco explorada pela literatura. Choques de produtividade podem alterar expectativas sobre o crescimento econômico, influenciando diretamente o preço dos ativos. Por outro lado, o mercado de capitais, ao prover capital para as empresas em condições mais favoráveis, pode facilitar investimentos que gerem eficiência operacional e aumentem a produtividade. Essa interação entre as variáveis demanda uma investigação para compreender como esses elementos se influenciam mutuamente no contexto brasileiro.

Estudos recentes analisaram empiricamente a relação entre a produtividade e o valor de mercado das empresas. Trabalhos como Imrohorglu e Tuzel (2013) e Chun, Kim e Morck (2013) estimaram a PTF e identificaram uma relação positiva da produtividade com retorno no mercado acionário.

Desse modo, o objetivo desta pesquisa é analisar a relação de longo prazo entre a PTF e o mercado acionário brasileiro. A análise será baseada no índice Ibovespa (IBOV), principal indicador de desempenho das ações brasileiras negociadas na B3, e mais dois índices: o SMLL, que representa empresas menores, com alto potencial de crescimento e mais expostas à dinâmica doméstica, e o IDIV, que reflete a performance das empresas que se destacam pela distribuição de dividendos, conhecidas por sua perenidade, em comparação aos outros setores. A análise abrange uma amostra total de 240 observações, com periodicidade mensal, de 2003 até 2022.

A hipótese central desta pesquisa é que aumentos na PTF promovem crescimento econômico e aumento do lucro das companhias, o que, por sua vez, deve estar refletido nos preços e retornos acionários. Para testar essa hipótese, será utilizado um arcabouço econométrico baseado em modelos de Vetores Autorregressivos (VAR) e Vetores de correção de Erro (VEC), com o intuito de identificar dinâmicas temporais e relações de equilíbrio entre as variáveis.

Este trabalho visa compreender como a eficiência produtiva influencia o desempenho das ações no Brasil. Em geral, os estudos que relacionam a macroeconomia com o mercado acionário brasileiro analisam o comportamento de variáveis diretamente ligadas à política monetária, como PIB, juros, inflação e câmbio (GROPPO, 2006; GROPPO, 2004; PIMENTA JÚNIOR e HIGUCHI, 2008; BERNADELLI e CASTRO, 2020). Dessa forma, o exame dos impactos da produtividade sobre preços e retornos do mercado acionário contribuirá para a compreensão da interseção entre a atividade econômica e os mercados financeiros, auxiliando em melhores decisões de investimento e abrindo novas linhas de investigação da produtividade e o valor de mercado das empresas.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

O referencial teórico deste estudo aborda os fundamentos essenciais para a compreensão da PTF e sua relação com o mercado de ações. Inicialmente, serão discutidos a contabilidade do crescimento e os aspectos teóricos da PTF. Em seguida, será explorada a interação entre a PTF e o mercado de ações, com foco na firma representativa e no investidor fundamentalista. Essas abordagens teóricas fornecerão a base necessária para a análise empírica subsequente.

2.1 A CONTABILIDADE DO CRESCIMENTO E OS ASPECTOS TEÓRICOS DA PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES – PTF

A metodologia usual para mensurar a PTF é a contabilidade do crescimento. Essa abordagem permite analisar as contribuições dos fatores de produção (capital e trabalho) e das inovações tecnológicas no crescimento da produção de um país.

Tal metodologia parte da premissa de que o crescimento econômico pode ocorrer por duas vias: progresso tecnológico, através da PTF, ou pelo aumento da relação capital-trabalho. Assim, a contabilidade do crescimento decompõe o crescimento econômico na contribuição do capital, do trabalho e do progresso técnico. Esse método parte de uma função de produção agregada, que, após manipulações matemáticas, permite a decomposição do crescimento e o cálculo da PTF, como será explicado a seguir.

O modelo da PTF origina-se nos estudos de Solow (1956), no artigo “*A Contribution to the Theory of Economic Growth*”, no qual analisa o crescimento da renda per capita no longo prazo. As ideias de Solow ajudaram a entender o papel da acumulação do capital físico e evidenciaram a importância do progresso tecnológico como motor fundamental do crescimento econômico sustentado. Com base nesse estudo, Solow conclui que o crescimento da renda per capita corresponde à taxa de crescimento do progresso técnico a longo prazo.

Em 1957, Solow publicou o artigo “*Technical Change and the Aggregate Production Function*”, apresentando a decomposição do crescimento, que pode ser descrita da seguinte forma:

$$Y(t) = A(t)F[K(t), L(t)] \quad (1)$$

Nesta formulação, $Y(t)$ representa o produto da economia, $K(t)$ o estoque de capital, $L(t)$ a força de trabalho disponível e $A(t)$ o estado tecnológico, também conhecido como PTF. Este é o objeto de interesse de Solow, que ao destacá-lo na equação, sinaliza que o progresso técnico aumenta tanto o capital quanto o trabalho a uma taxa proporcional.

Outro ponto importante no modelo de Solow (1957) é a definição do progresso técnico Hicks-neutro. As alterações na função de produção são consideradas neutras quando elas não alteram as taxas marginais de substituição, mas simplesmente aumentam ou diminuem a produção a partir dos insumos dados.

Ao derivar a equação (2) em função do tempo e dividir por Y , obtém-se:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{A}}{A} + \left(A \frac{\partial F}{\partial K} \frac{\dot{K}}{Y}\right) + \left(A \frac{\partial F}{\partial L} \frac{\dot{L}}{Y}\right) \quad (2)$$

Onde o ponto indica a derivada em relação ao tempo. Agora o autor define $w_k = \frac{\partial Y}{\partial K} \frac{K}{Y}$ e $w_L = \frac{\partial Y}{\partial L} \frac{L}{Y}$ como as participações relativas do capital e do trabalho.

Sob o pressuposto de concorrência perfeita, o produto marginal do trabalho e do capital equivale às respectivas remunerações. Dessa forma, o termo w_k equivale à remuneração do capital na economia em relação à renda total. Já o elemento w_L representa o pagamento do trabalho em relação a renda total.

Ao classificar a produção como o capital (K) e trabalho (L) e suas respectivas remunerações como frações da produção, w_k e w_L , a soma sempre totaliza um, isto é, $w_L + w_k = 1$. Isso determina que a função de produção é homogênea de grau um, ou seja, se todas as entradas são dobradas, a produção também dobra,

caracterizando retornos constantes de escala. O teorema de Euler sobre funções homogêneas sustenta essa observação.

Dessa forma, pode-se dizer que:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{A}}{A} + (w_k) \left(\frac{\dot{K}}{K} \right) + (1 - w_k) \left(\frac{\dot{L}}{L} \right) \quad (3)$$

Essa equação indica que o produto é igual à média ponderada do capital e do trabalho, acrescido do termo $\left(\frac{\dot{A}}{A} \right)$, conhecida como o crescimento da PTF.

A partir da Eq. (4), pode-se obter $\frac{\dot{A}}{A}$ de um determinado período. Como o progresso técnico não é diretamente mensurável, basta subtrair do crescimento do produto os valores referentes à contribuição do capital e do trabalho no momento t, ponderados por suas participações:

$$\frac{\dot{A}}{A} = \frac{\dot{Y}}{Y} - (w_k) \left(\frac{\dot{K}}{K} \right) - (1 - w_k) \left(\frac{\dot{L}}{L} \right) \quad (4)$$

Dessa forma, entende-se a PTF como o termo $\frac{\dot{A}}{A}$, sendo este o resíduo da variação do produto descontadas as contribuições dos fatores de produção (capital e trabalho), também conhecido como “resíduo de Solow”.

No entanto, o fato da PTF ser calculada como resíduo indica que pouco se sabe sobre seus determinantes, o que pode indicar uma fragilidade teórica. De acordo com Bosworth e Collins (2003), a crítica em relação à contabilidade do crescimento está concentrada em três questões: i) a PTF ser mensurada através do resíduo; ii) os indicadores utilizados podem afetar a análise de decomposição do crescimento; e iii) uma decomposição contábil não pode (e não é destinada a) determinar as causas fundamentais do crescimento.

Posteriormente a Solow, alguns avanços teóricos foram feitos, como em Hall (1988), que utilizou a função de produção desagregada para mercados competitivos, e em

Romer (1986), que formulou um modelo de crescimento endógeno do progresso técnico.

Nessa linha, Mankiw, Romer e Weil (1992) aprimoram o modelo de Solow com a inclusão do capital humano, reconhecendo que a força de trabalho das economias se distingue em níveis de instrução e qualificação.

De acordo com a notação de Jones (1997), o modelo com capital humano pode ser descrito da seguinte forma:

$$Y = K^\alpha (AH)^{1-\alpha} \quad (5)$$

Neste modelo, aparece o termo AH , sendo que H representa o trabalho qualificado e A a tecnologia aumentadora do trabalho. Assim, as pessoas acumulam capital humano dedicando tempo a novas habilidades ao invés de trabalhar, sendo essa fração de tempo descrita como u , e L como a quantidade de trabalho usado na produção.

Portanto, o trabalho qualificado pode ser descrito como:

$$H = e^{\psi u} L \quad (6)$$

Onde ψ é uma constante positiva, que representa a taxa de crescimento de H em relação à quantidade de horas dedicadas ao desenvolvimento de novas habilidades u . Note-se que, se $u = 0$, tem-se $H = L$, isto é, toda a mão de obra não é qualificada.

Ao incluir o capital humano no modelo, entende-se que a economia acumula capital humano da mesma forma que acumula capital físico, ao renunciar ao consumo. No entanto, a inclusão do capital humano também impõe algumas dificuldades na análise dos modelos, devido à dificuldade de mensurar precisamente o capital humano, dado que variáveis como qualidade da educação, experiência prática e saúde são difíceis de quantificar e incorporar nos modelos econômicos de forma padronizada.

A análise da Produtividade Total dos Fatores (PTF) é fundamental para compreender o crescimento econômico e suas fontes. No entanto, a relação entre a PTF e o mercado de ações também merece atenção, pois as variações na PTF podem influenciar significativamente o desempenho dos mercados financeiros. A seguir, será discutida a interação entre a PTF e o mercado de ações, explorando como essas dinâmicas se manifestam e impactam a economia.

2.2 A PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES – PTF E O MERCADO DE AÇÕES

Para analisar a relação entre a PTF e o mercado acionário, será utilizado o modelo descrito por He (2022). Esta formalização descreve como as variações na PTF influenciam os mercados financeiros. O autor modela a partir da perspectiva do investidor fundamentalista e da firma representativa.

2.2.1 A Firma Representativa

As firmas representativas no modelo são idênticas e possuem uma função de produção do tipo Cobb-Douglas:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha N_t^{1-\alpha} \quad (7)$$

Onde:

- Y_t , é a produção da empresa;
- A_t , representa a PTF;
- K_t é o capital da empresa;
- N_t é a força de trabalho da firma;
- α é a participação do capital na produção.

A Eq. (7) demonstra que as empresas combinam capital (K_t) e trabalho (L_t) para gerar a produção. Além disso, existe um elemento A_t que representa a produtividade da firma, indicando que ganhos de produtividade impactam a produção (Y_t) de forma positiva. Essa produtividade pode ser descrita como a Produtividade Total dos Fatores – PTF, conforme o modelo de Solow.

No modelo, o autor define que A_t segue uma tendência de longo prazo e que essa tendência sofre choques, seguindo o processo AR(1) descrito abaixo:

$$\ln A_t = \rho_a \ln A_{t-1} + \epsilon_{at} \quad (8)$$

Ao incluir choques da PTF no modelo, a Eq. (8) demonstra que variações na tendência de longo prazo da produtividade influenciam a produção. Onde $\rho_a \in (0,1)$ mede o grau de persistência do choque e ϵ_{at} representa o resíduo, que segue uma distribuição normal padrão e é identicamente distribuído.

A evolução do Capital é dada por:

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t \quad (9)$$

Sendo que δ é a depreciação do capital, I_t representa o investimento da empresa, financiado por meio de empréstimos lastreados em ações, sujeito à seguinte restrição:

$$I_t \leq \chi p_t D_f \quad (10)$$

No qual χ é o parâmetro exógeno no empréstimo de ações, refletindo a fricção no mercado de crédito, e D_f são as ações não negociáveis mantidas pela empresa, enquanto p_t é o preço da ação. O investimento total, I_t , não pode superar $\chi p_t D_t$, para evitar o “Jogo Ponzi”. Conforme explicado por Miao e Wang (2012), nessa condição, a empresa pode contratar empréstimos, abandonando as ações em garantia. Nesse caso, o credor assume a empresa por um valor maior que o valor a mercado.

As firmas maximizam o fluxo de lucros futuros, considerando a função de produção e a restrição orçamentária, sendo β^t o fator de desconto intertemporal e ω_t os salários.

$$\max_{\{N_t, K_t\}} E_t^f \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{\Lambda_t^f}{\Lambda_0^f} [Y_t - \omega_t N_t - (K_{t+1} - (1 - \delta)K_t)], \quad (11)$$

s.a.

$$K_{t+1} - (1 - \delta)K_t \leq \chi p_t D_f \quad (12)$$

Utilizando o método de Lagrange para incorporar a restrição orçamentária, formula-se a Lagrangiana:

$$\mathcal{L} = E_t^f \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{\Lambda_t^f}{\Lambda_0^f} [Y_t - \omega_t N_t - (K_{t+1} - (1 - \delta)K_t)] + \lambda_t (\chi p_t D_f - (K_{t+1} - (1 - \delta)K_t)) \quad (13)$$

- A derivada parcial em relação ao Trabalho, N_t :

$$\Rightarrow \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial N_t} = N_t \omega_t = (1 - \alpha) Y_t \quad (14)$$

- A derivada parcial em relação ao Capital, K_{t+1} :

$$\Rightarrow \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial K_{t+1}} = E_t^f \beta^t \frac{\Lambda_{t+1}^f}{\Lambda_t^f} \left[\alpha \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}} + (1 - \delta)(1 + \lambda_{t+1}) \right] = \lambda_t + 1 \quad (15)$$

Onde λ_t é o multiplicador de Lagrange. A Eq. (14) significa que a produção marginal é igual ao salário, enquanto a Eq. (15) demonstra a escolha ótima do estoque de capital.

Portanto, como as empresas buscam maximizar seus lucros, choques na PTF podem impactar diretamente o nível de produção e a lucratividade das firmas. Um aumento em A_t (Produtividade Total dos Fatores) eleva o nível de produção Y_t , resultando em maiores lucros. Consequentemente, as ações da empresa tendem a se valorizar. Com esse cenário favorável, a firma pode aumentar seus investimentos, impulsionando ainda mais o crescimento da produção.

2.2.2 O Investidor Fundamentalista

Conforme descrito por He (2022), o investidor fundamentalista segue a seguinte função de utilidade:

$$E_t^f \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\ln C_{ft} - \varphi \frac{N_{ft}^{1+\eta}}{1+\eta} \right) \quad (16)$$

Onde:

- C_{ft} , é o consumo dos bens finais;
- N_{ft} , é o número de horas trabalhadas;
- $\eta > 0$ é a elasticidade de Frisch inversa do lazer;

- $\varphi > 0$ controla o peso da utilidade do lazer na função de utilidade;
- β^t é o fator de desconto.

A utilidade do investidor fundamentalista é composta por dois elementos, o $\ln C_{ft}$, que reflete a utilidade logarítmica do consumo, proporcionando uma utilidade marginal decrescente, conceito que implica que quanto mais o indivíduo consome, menos valor adicional ele obtém ao consumir mais. Já o termo $\varphi \frac{N_{ft}^{1+\eta}}{1+\eta}$ modela desutilidade do trabalho, ou seja, o "custo" ou o "desconforto" associado ao esforço realizado ao trabalhar. Em outras palavras, é o sacrifício que um indivíduo sente ao abrir mão de tempo livre, descanso ou lazer para realizar atividades produtivas. O parâmetro η reflete a elasticidade de substituição entre lazer e consumo, enquanto φ ajusta o nível dessa desutilidade. O aumento de N_{ft} eleva a desutilidade, tornando o trabalho cada vez menos atraente à medida que as horas aumentam.

Sendo a função sujeita à restrição orçamentária:

$$C_{ft} + D_{ft}p_t = \omega_t N_{ft} + D_{f,t-1}(p_t + d_t) \quad (17)$$

Onde:

- D_{ft} , é a demanda por ações;
- p_t , é o preço da ação ex-dividendo;
- ω_t é a taxa de salário;
- d_t é o dividendo das ações detidas desde o período anterior.

A restrição orçamentária descrita na Eq. (17) garante que o total gasto com o consumo e a compra de ações seja igual à renda do trabalho e aos rendimentos das ações nos períodos anteriores. As ações e os dividendos desempenham um papel importante nesse modelo, pois podem determinar quanto do rendimento pode ser reinvestido para financiar o consumo. Dessa forma, um aumento no preço das ações e dos dividendos pode permitir maior consumo ou poupança, dependendo da preferência do investidor.

Como o investidor sempre busca maior eficiência, ele maximizará a utilidade sujeito à restrição orçamentária, demonstrado na equação:

$$\mathcal{L} = E_f^t[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\ln C_{ft} - \varphi \frac{N_{ft}^{1+\eta}}{1+\eta} \right)] + \lambda_t^f (\omega_t N_{ft} + D_{f,t-1}(p_t + d_t) - C_{ft} - D_{ft} p_t) \quad (18)$$

Sendo que λ_t^f é o multiplicador de Lagrange para a restrição orçamentária. Assim, operacionalizando as derivadas parciais, obtém-se:

- Para o consumo C_{ft} :

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial C_{ft}} = \beta^t \left(\frac{1}{C_{ft}} \right) - \lambda_t^f = 0 \rightarrow \lambda_t^f = \left(\frac{1}{C_{ft}} \right), \quad (19)$$

A Eq. (19) determina o consumo ótimo, implicando que o valor marginal do consumo deve ser igual ao custo marginal do consumo, ajustado pelo multiplicador de Lagrange, refletindo o trade-off entre consumo e aquisição de ativos financeiros.

- Para o trabalho N_{ft}

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial N_{ft}} = -\beta^t \varphi N_{ft}^{\eta} + \lambda_t^f \omega_t = 0 \rightarrow \lambda_t^f = \frac{\varphi N_{ft}^{\eta}}{\omega_t} \quad (20)$$

Igualando a Eq. (19) com a Eq. (20), obtém-se:

$$\left(\frac{1}{C_{ft}} \right) = \frac{\varphi N_{ft}^{\eta}}{\omega_t} \quad (21)$$

Isolando ω_t , tem o seguinte resultado:

$$\omega_t = \varphi N_{ft}^{\eta} C_{ft} \quad (22)$$

Dessa forma, o salário é igual à taxa de substituição do consumo pelo lazer. Essa condição reflete como o investidor valoriza o lazer em comparação ao trabalho, ajustada pela elasticidade de substituição entre lazer e consumo.

- Para determinar a demanda por ação, D_{ft} :

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial D_{ft}} = -\lambda_t^f p_t + \beta E_f^t[\lambda_{t+1}^f (p_{t+1} + d_{t+1})] = 0 \rightarrow p_t = \beta \frac{\lambda_{t+1}^f}{\lambda_t^f} (p_{t+1} + d_{t+1}) \quad (23)$$

Esta condição sugere que a decisão de comprar ou vender ações está baseada nas expectativas futuras dos preços das ações e dos dividendos, trazidos a valor presente. Ela captura a expectativa racional dos investidores sobre o retorno futuro das ações, considerando o preço atual e o valor esperado do retorno ajustado ao risco.

As condições encontradas nas Eq. (21, 22 e 23) formam a base para determinar as políticas ótimas de consumo, oferta de trabalho e investimento em ações do investidor fundamentalista. Tais condições garantem que as decisões dos agentes maximizem sua utilidade total, dadas suas expectativas sobre as variáveis econômicas futuras e as restrições atuais do mercado e do orçamento individual. Essas equações são importantes para entender o comportamento dos agentes diante de variações nos preços das ações e nos salários.

Em suma, o modelo indica que choques positivos na PTF podem levar a uma reavaliação positiva das expectativas futuras dos investidores sobre o crescimento e a lucratividade da empresa, elevando o preço das ações. Esse aumento permite maior acesso ao crédito nas mesmas condições, possibilitando mais investimento. Investimentos adicionais podem aumentar a produção, criando um ciclo positivo que beneficia tanto a economia quanto o mercado de ações.

Para concluir, é importante destacar que os choques na Produtividade Total dos Fatores (PTF) têm um impacto significativo no mercado acionário e na economia como um todo. No próximo capítulo, será realizada uma revisão da literatura empírica sobre a PTF no Brasil, abordando também a relação entre produtividade e valor de mercado das empresas, além de discutir as variáveis macroeconômicas e o mercado acionário.

3 REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA

A revisão da literatura empírica é fundamental para compreender as diversas abordagens e resultados obtidos em estudos anteriores. Esta seção será desmembrada em três partes principais: a revisão da literatura empírica da Produtividade Total dos Fatores (PTF) no Brasil, a relação entre a produtividade e o valor de mercado das empresas, e a influência das variáveis macroeconômicas no mercado acionário. Cada uma dessas subseções abordará os principais achados e contribuições dos estudos existentes, proporcionando uma base sólida para a análise subsequente.

3.1 REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA DA PTF NO BRASIL

Em uma análise sobre o comportamento da PTF do Brasil de 1950 a 2000, Gomes, Pessôa e Veloso (2003) realizaram um estudo comparando os padrões observados em países desenvolvidos e em desenvolvimento. Os autores utilizaram como metodologia a contabilidade do crescimento, separando a PTF em duas parcelas: evolução da fronteira tecnológica e a produtividade total dos fatores descontada (PTFD), específica de cada país. A decomposição é feita por meio de dois métodos: decomposição logarítmica do crescimento e decomposição logarítmica alternativa do crescimento, que desconta a contribuição do capital induzida pelo crescimento da PTF.

Como resultado, os autores encontraram que, entre 1950 e 1967, a economia brasileira manteve-se em uma trajetória de crescimento balanceado, com a PTF crescendo aproximadamente à taxa da fronteira tecnológica. De 1967 a 1976, houve um aumento considerável de 25% (2,5% ao ano) da PTF, além da evolução da fronteira tecnológica. A partir de 1976 e até 1992, a PTFD caiu significativamente, cerca de 38% (2,9% ao ano). No período de 1992 até 2000, a trajetória da economia brasileira voltou a apresentar características de crescimento balanceado, com a PTF e a relação de capital-produto estabilizadas. O estudo conclui que a PTF foi o principal

determinante de crescimento do produto por trabalhador na economia brasileira entre 1950 e 2000.

Reis (2008) examinou a PTF entre 1955 e 2003, identificando um padrão cíclico com variações significativas. O autor observa picos de crescimento em anos específicos como 1960, 1972, 1985 e 1994, com taxas respectivas de 3,2%, 4,9%, 6,1% e 4,3%. Tal comportamento pode ser atribuído a diversos fatores econômicos e políticos, incluindo políticas de industrialização e planejamento estatal adotadas por governos anteriores. O estudo destaca períodos de declínio acentuado da PTF, especialmente após 1973, marcados por crises internacionais e internas, incluindo os choques do petróleo e intensos combates à inflação, com um declínio de -7,9% na década de 80.

Nos anos 90, observa-se uma recuperação em 1994, atribuída à modernização econômica, à abertura comercial e ao abandono do modelo de substituição de importações, além de um programa de desenvolvimento focado na integração competitiva e no incentivo à produtividade das indústrias. No entanto, a partir de 1995 a 1999, a PTF sofreu nova queda, influenciada pela vulnerabilidade interna e os efeitos das oscilações do mercado externo, antes de uma tímida recuperação após o ano 2000, evidenciando a sensibilidade da PTF a uma ampla gama de fatores econômicos e políticos globais e nacionais.

Já Barbosa Filho, Pessôa e Veloso (2010) investigaram a PTF brasileira no período de 1992 a 2007, utilizando uma função de produção Cobb-Douglas e uma medida de capital humano, decompondo-a em dois fatores distintos: produtividade e participação. O fator produtividade refere-se ao retorno de mercado do capital humano, enquanto o fator participação mede a participação no total de horas trabalhadas. Os resultados encontrados mostram que a PTF cresceu apenas 11,3% no período 1992 a 2007, contribuindo com 22,9% do crescimento do PIB verificado no período. Outro ponto importante é que, quando utilizado o capital humano baseado apenas no componente de participação, a PTF apresentou uma redução. Os resultados encontrados foram coerentes com Gomes, Pessôa e Veloso (2003).

Seguindo a mesma linha, Ellery Jr (2014) calcula a PTF de 1970 a 2011, testando várias especificações para medidas de produto e fatores utilizados no cálculo da PTF. Os resultados indicam que a metodologia faz diferença no resultado, mas não o suficiente para alterar a sua trajetória. A PTF apresentou uma trajetória de crescimento na primeira metade dos anos 70 e uma queda na segunda parte. Já na década de 80, houve declínio, seguido de uma recuperação nos anos 90, embora insuficiente para recuperar a queda dos anos 80. De modo geral, os autores encontraram um crescimento de 1% ao ano da PTF no Brasil, de 1970 a 2011.

Bonelli e Bacha (2011) também estimam a PTF brasileira no período de 1948 a 2010, utilizando uma função de Cobb-Douglas comum, diferenciando-se apenas pela inclusão de uma taxa de participação do capital, excluindo o capital humano devido à dificuldade de estabelecer uma relação clara com indicadores que expressem este último no contexto brasileiro. Os autores calculam a produtividade da mão de obra e a do capital, sendo esta última negativa na maior parte do período, com uma contribuição média anual de -0,27%. Assim, o crescimento da PTF no período foi predominantemente sustentado pela produtividade do trabalho, que cresceu em média 1,26% ao ano. Os resultados encontrados indicam uma taxa média anual de crescimento da PTF de 0,99% de 1948 a 2010, com pico de 3,45% em 1968-1973, durante o milagre econômico, e um vale de -1,0% durante a década perdida de 1981-1992. Nos anos de 1993 a 1999, a PTF permaneceu estagnada em 0,26% e melhorou acentuadamente de 2000 a 2010, especialmente a partir de 2003, com uma taxa média anual de 1,12%.

Cavalcante e De Negri (2014) avançam no período estudado e consolidam vários estudos que analisam o comportamento da PTF e da produtividade do trabalho a partir da década de 1990 até a eclosão da crise financeira de 2008, estendendo-se até o início dos anos 2010. Os resultados encontrados indicam um baixo crescimento anual de 0,24% ao ano da PTF entre 1993 e 1999, aumentando para 1,03% ao ano no período de 2000 a 2011. A produtividade do trabalho manteve um crescimento estável de 1,03% ao ano nas décadas de 1990 e 2000. A crise de 2008 impactou negativamente a produtividade, interrompendo um período de crescimento. Os autores concluem que os resultados encontrados da PTF são bastante sensíveis às

funções de produção escolhidas, aos parâmetros fixados e à base de dados utilizada. Apesar disso, verificam uma tendência de crescimento mais acelerado nos anos 2000 do que na década de 1990.

Ellery Jr (2017), em um novo estudo, analisa o comportamento da PTF do Brasil a partir das reformas estruturais da década de 1990 até 2010. Para a construção da série de PTF, o autor utiliza uma função do tipo Cobb-Douglas, com retornos constantes de escala. Os resultados mostram que a PTF cresceu em média 0,91% ao ano no período de 1992 a 2002, com recuperação nos dez anos seguintes, com uma taxa anual de 1,4%. Quando examinado o período de 1992 a 2011, a PTF cresceu 24,3% no período, sendo uma taxa média anual inferior a 1%. Apesar do baixo crescimento, o autor considera positivo, visto que houve uma recuperação em relação à década anterior, que teve crescimento negativo. Um dos motivos para a reversão da tendência da PTF foram as reformas adotadas a partir da década de 1990, que impactaram de forma positiva a economia.

Ao ajustar o cálculo da PTF com os preços relativos dos investimentos, observou-se um crescimento de 44,1% nos anos 1992-2011, com uma taxa média de 2% ao ano. A partir disso, o autor entende que o baixo crescimento da PTF é causado pelo aumento do preço relativo dos bens de capital. Uma explicação para esse fenômeno é que, quanto maior o custo do bem de capital, mais unidades de consumo deverão ser sacrificadas para obter a mesma unidade de capital. Por fim, ao analisar separadamente a produtividade do capital e trabalho, identificou que os ganhos de produtividade da economia brasileira a partir de 2003 decorreram da produtividade do trabalho, e, mais especificamente, pelo aumento do capital humano no período.

Em um estudo mais recente, Lima (2023) realiza um trabalho semelhante ao de Gomes, Pessôa e Veloso (2003), calculando a PTF para o período de 1950 a 2018, com ênfase no período de 1995-2018. Para o cálculo da PTF, a pesquisa utiliza uma função de produção simples do tipo Cobb-Douglas e com retornos constantes de escala. Em linha com uma tendência de crescimento da PTF no período de 1950-1979, houve um posterior declínio na década de 1980 e uma recuperação parcial a partir de 1992. Entre 1990 e 1995, a PTF cresceu 11,5%. No período de 2000 a 2010,

a taxa média de crescimento anual da PTF foi de 1,2% ao ano. Contudo, entre 2013 e 2018, houve novamente uma taxa de crescimento negativa de -1,8% ao ano para a PTF. O estudo conclui que a produtividade está estagnada há décadas, não conseguindo recuperar os níveis de crescimento do final da década de 70. O desempenho da PTF a partir da década de 1990 não se mostrou sustentável, apesar da estabilização econômica do período 1995 a 2018.

Em resumo, a literatura sugere que a PTF brasileira exhibe um comportamento pró-cíclico, com um aumento significativo na segunda metade dos anos 1960 até a primeira crise do petróleo em 1973; baixo crescimento ou até mesmo negativo no final da década de 70 até os anos 80; e respondeu positivamente à abertura comercial brasileira na década de 1990 até 2015, com posterior estagnação. No entanto, ao ajustar pelo capital humano, observa-se um comportamento negativo na PTF, indicando que os ganhos de produtividade observados decorrem basicamente da evolução do capital humano.

A seção sobre a revisão da literatura empírica da PTF no Brasil apresentou uma análise detalhada dos estudos que examinaram a evolução da Produtividade Total dos Fatores no país ao longo das décadas. Foram discutidos os principais achados de diversos autores, destacando os períodos de crescimento e declínio da PTF, bem como os fatores econômicos e políticos que influenciaram essas variações. No próximo tópico, será abordada a relação entre a produtividade e o valor de mercado das empresas, explorando como as variáveis macroeconômicas impactam o mercado acionário.

3.2 A PRODUTIVIDADE E O VALOR DE MERCADO DAS EMPRESAS

A Produtividade Total dos Fatores (PTF) desempenha um papel fundamental na determinação do valor das empresas, refletindo a eficiência com a qual o uso dos fatores e dos insumos resulta na combinação de bens e serviços. Trabalhos como o de Chun, Kim e Morck (2013) exploram a relação contemporânea do crescimento das PTF a nível das firmas e o agregado, com o retorno das ações, para o mercado americano no período de 1970 a 2006. O método utilizado envolve a estimação da

PTF das firmas e a análise dos retornos anormais das ações, calculados a partir da diferença entre o retorno observado e esperado. Os resultados encontrados mostram que o retorno de 74% das firmas correlaciona-se positivamente com crescimento da PTF das próprias firmas, enquanto 81% das empresas apresentam um retorno com correlação negativa com a elevação da PTF agregada.

Apesar de aparentemente contraintuitivo, os autores Chun, Kim e Morck (2013) argumentam que o crescimento da PTF agregada está relacionado à eficiência global da economia. A difusão tecnológica e a conseqüente elevação geral da produtividade (aumento na PTF) reduzem vantagens competitivas atípicas das maiores empresas, diminuindo seu retorno. Muitas firmas podem sofrer com o aumento da competição e perda de participação de mercado. Com isso, o retorno de mercado de muitas firmas é negativamente afetado por inovações introduzidas por poucas empresas vencedoras, criando um cenário em que as perdas superam os ganhos no agregado. A conclusão do estudo enfatiza que o crescimento da produtividade agregada tende a ser prejudicial para muitas firmas, validando a teoria da “destruição criadora”.

Avouyi-Dovi e Matheron (2006) investigaram a relação entre produtividade e preços das ações, analisando as correlações entre os componentes cíclicos dessas variáveis nos Estados Unidos e na área do euro, durante o período de 1972 a 2002. A produtividade foi mensurada por hora trabalhada nos Estados Unidos e per capita na área do euro. Os componentes cíclicos e de longo prazo foram isolados para permitir uma análise mais precisa da dinâmica de correlação entre produtividade e retornos das ações, com o uso complementar do método dos momentos generalizados (GMM) para estimativas robustas. Os resultados revelaram uma correlação positiva e estatisticamente significativa entre os componentes cíclicos dos retornos das ações e do crescimento da produtividade, especialmente nos Estados Unidos, onde aumentos nos preços das ações tendem a preceder incrementos na produtividade, funcionando como um indicador antecedente.

Para a área do euro, essa correlação também foi positiva, mas menos acentuada, sugerindo uma diferença nas dinâmicas de mercado entre as regiões. No entanto, no período pós-1985, as correlações entre produtividade e preços das ações

enfraqueceram em ambas as regiões, indicando uma possível mudança estrutural na relação entre essas variáveis. Os autores Avouyi-Dovi e Matheron (2006) interpretam os retornos das ações como um sinalizador de expectativas futuras de lucro, refletindo um mecanismo de ajuste no mercado financeiro, onde quedas nos preços das ações precedem declínios na produtividade, enquanto aumentos nos preços sugerem elevações futuras na produtividade e nos lucros.

Já o recente artigo "Technological Shocks and Stock Market Volatility Over a Century: A GARCH-MIDAS Approach", de Afees A. Salisu, Riza Demirer e Rangan Gupta (2024), explora a relação entre choques tecnológicos e a volatilidade do mercado de ações ao longo de mais de 140 anos. Utilizando dados anuais de patentes para representar choques tecnológicos locais e globais, os autores adotam uma abordagem GARCH-MIDAS para modelar a volatilidade, o que permite analisar tanto os efeitos de curto quanto de longo prazo dos choques tecnológicos. O estudo considera o impacto de inovações tecnológicas nos retornos do mercado acionário dos Estados Unidos, comparando-os com os de outros países do G7, e inclui períodos de expansão e recessão econômica para capturar a variação temporal. Os resultados indicam que choques tecnológicos influenciam significativamente a volatilidade do mercado de ações, sendo capazes de capturar variações futuras na volatilidade, com efeitos mais pronunciados em horizontes de curto e longo prazo. Em portfólios, a inclusão de choques tecnológicos como variáveis preditivas melhora o retorno ajustado ao risco. Além disso, observa-se que a volatilidade inicial causada por esses choques tende a diminuir ao longo do ciclo de adoção das tecnologias, reforçando sua relevância tanto para a análise financeira quanto para estratégias de investimento.

Imrohoroglu e Tüzel (2013) analisaram a relação do retorno das ações manufatureiras de capital aberto nos EUA com a PTF a nível da firma e diversas outras características das empresas, como tamanho, relação valor contábil/valor de mercado, taxa de investimento e contratação. O período analisado vai de 1972 a 2005. Os resultados mostram que existe uma relação positiva entre a PTF e o retorno contemporâneo das ações e uma relação negativa com o retorno futuro das ações. Os autores argumentam que essa relação negativa ocorre por conta de um prêmio de risco menor, dado que o mercado entende que empresas com alta PTF apresentam menos risco.

Hiroki, Iwatsubo e Watkins (2021) também investigam a relação entre a PTF no nível da firma com o retorno futuro das ações das empresas manufatureiras listadas no TOPIX do Japão, no período de 1999 a 2018, utilizando do modelo GMM e dividindo as empresas em quintis de produtividade. Diferente de Imrohoroğlu e Tüzel (2013), o estudo encontrou uma relação positiva entre a PTF e o retorno futuro das ações, sendo que as empresas mais produtivas apresentam retornos médios de 7,659%. Os autores concluem que a alta PTF das empresas japonesas está associada a um prêmio de retorno que compensa os investidores pelos riscos relacionados à inovação e formação bruta de capital.

Um estudo que explora a relação entre a PTF e o movimento dos mercados de ações internacionais é apresentado por Anagnostopoulos *et al* (2022), onde os autores demonstram que crescimentos nas posições de investimentos diretos estrangeiros (FDI) desempenham um papel crucial para o aumento da correlação dos mercados de ações dos países desenvolvidos. O trabalho utiliza um modelo de precificação de ativos para dois países, incluindo multinacionais e choques específicos de PTF. Empiricamente, os autores usam 21 economias desenvolvidas, utilizando o MSCI para calcular as correlações entre o mercado de ações o volume FDI.

Para analisar a relação da PTF com as multinacionais, os autores Anagnostopoulos *et al* (2022) argumentam que, ao investirem em capital tecnológico e intangível, as empresas tornam-se mais expostas a choques na PTF nos países que operam. No caso de choque positivo, as empresas aumentam os investimentos naquele país para aproveitar os ganhos de produtividade e aumento de lucro, o que induz o crescimento na sincronização dos investimentos e no preço das ações daqueles países. Os resultados indicam que a expansão nas posições de FDI explica aproximadamente um terço da elevação observada nas correlações dos mercados de ações entre países desenvolvidos. A correlação entre o retorno das ações cresceu de 0,38 para 0,52, devido ao aumento do FDI. O estudo também demonstra que multinacionais com maiores investimentos em capital intangível possuem retornos de ações mais correlacionados com os mercados globais.

Cravino e Levchenko (2016) também analisam as empresas multinacionais, mas com um enfoque de como essas empresas contribuem para a transmissão dos choques econômicos entre os países. O período analisado é de 2004 a 2012, com uma ampla base de dados empresariais para 34 países. A medida de produtividade no estudo é a produtividade agregada, calculada através da divisão do PIB real pelo total de trabalho. Os autores separam o estudo em dois padrões empíricos: primeiro, o movimento conjunto e positivo entre vendas de afiliadas estrangeiras e suas matrizes; segundo, a significância dos choques no país de origem para a variação no crescimento das vendas. Eles propõem um modelo quantitativo multi-país para interpretar e avaliar o papel das multinacionais na transmissão dos ciclos econômicos. O estudo passa por três etapas: documentar o movimento no nível da firma, agregação das vendas e avaliação quantitativa do impacto de choques estrangeiros na produtividade agregada.

A análise quantitativa revela que a transmissão dos choques por multinacionais representa aproximadamente 10% dos choques de produtividade agregada de um país típico. Além disso, os resultados indicam que um crescimento de 10% nas vendas da matriz está associado a um crescimento de 2% na filial. Os autores Cravino e Levchenko (2016) concluem que as empresas multinacionais desempenham um papel significativo na transmissão de choques econômicos.

A PTF também proporciona maior eficiência das empresas, influenciando diretamente a capacidade de geração de caixa e alocação de recursos. O estudo de Ek e Wu (2018) estimou o efeito das restrições financeiras na má alocação de capital das empresas, utilizando dados do setor de manufatura da China, no período de 1998 a 2007. Os autores desenvolvem uma metodologia teórica que conecta a sensibilidade do fluxo de caixa de investimento (medida que demonstra como o investimento das empresas responde às variações do fluxo de caixa) à dispersão do produto marginal da receita do capital (MRPK).

A análise empírica é realizada por meio de um modelo de correção de erro aplicado a empresas chinesas e americanas, utilizando o GMM para tratar possíveis problemas de endogeneidade. Os resultados do estudo indicam que a sensibilidade do fluxo de

caixa de investimento é um indicador significativo das restrições financeiras enfrentadas pelas empresas. Empresas chinesas jovens, pequenas e não estatais demonstram maior sensibilidade do fluxo de caixa, refletindo um grau mais elevado de restrição financeira. Essas restrições geram uma má alocação de capital, o que, por sua vez, leva a uma perda da PTF agregada de 5% a 15%. A análise conclui que as restrições financeiras possuem um impacto significativo na alocação de capital e na produtividade total dos fatores, afetando o fluxo de caixa das empresas. Empresas financeiramente restringidas são incapazes de investir de forma eficiente, resultando em uma maior dispersão do MRPK e, conseqüentemente, em perda de PTF.

A seção sobre a Produtividade e o Valor de Mercado das Empresas destacou a importância da Produtividade Total dos Fatores (PTF) na determinação do valor das empresas, analisando como a eficiência no uso dos fatores de produção impacta os retornos das ações. Diversos estudos foram discutidos, evidenciando a relação entre a PTF, a volatilidade do mercado de ações e a transmissão de choques econômicos. No próximo assunto, será abordada a influência das variáveis macroeconômicas no mercado acionário, explorando como fatores econômicos amplos afetam o desempenho das ações.

3.3 AS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS E O MERCADO ACIONÁRIO

O objetivo desta seção é explorar estudos que analisam a relação entre os mercados acionários e as variáveis macroeconômicas, fundamentando a seleção das variáveis de controle nos modelos estimados.

Pesquisas como a de Chen, Roll e Ross (1986), demonstram como as variáveis macroeconômicas influenciam significativamente os preços das ações, uma vez que afetam diretamente a capacidade das empresas de gerar fluxo de caixa, os futuros pagamentos de dividendos e a taxa de desconto. Neste estudo, os autores empregaram variáveis como produção industrial, inflação, risco de crédito e a estrutura a termo das taxas de juros para examinar suas relações com o retorno do mercado acionário.

Entre os resultados, constatou-se que um aumento na produção industrial está associado a um impacto positivo nos retornos das ações, destacando a importância do crescimento econômico real como determinante do desempenho do mercado. Por outro lado, a inflação inesperada apresentou um efeito negativo. Além disso, o diferencial entre taxas de juros de curto e longo prazo demonstrou-se um importante preditor, capturando expectativas sobre as condições econômicas futuras, enquanto o spread de crédito entre títulos de alta e baixa qualidade revelou-se uma medida relevante do risco percebido pelos investidores.

Esses achados estão em consonância com o estudo de Fama (1981), que observou uma relação negativa entre o retorno do mercado acionário e a inflação. Fama propôs que essa relação negativa pode ser vista como um indicativo da relação inversa entre inflação e o nível de atividade econômica. Esta dinâmica ocorre porque uma elevada atividade econômica pode intensificar a inflação, levando as autoridades monetárias a adotar políticas macroeconômicas contracíclicas. Assim, uma resposta negativa dos preços das ações, mesmo diante de um bom desempenho econômico, é esperada quando os efeitos adversos dessas políticas superam os benefícios do aumento na produção. Portanto, o mercado acionário frequentemente antecipa os efeitos das políticas implementadas para controlar a inflação.

Bjornland e Leitemo (2005) investigaram a interdependência entre a política monetária e o mercado acionário americano, especificamente o S&P500, utilizando o modelo VAR. O trabalho verifica uma relação inversa entre a taxa de juros e o preço das ações, identificando que quando o Federal Reserve (Fed) aumenta a taxa de juros em 10 pontos-base, os preços das ações caem, em média, 1,5%.

No Brasil, Nunes, Costa Junior e Meurer (2005) exploraram a relação entre variáveis macroeconômicas, como o PIB Real, taxa de inflação, taxa de juros, taxa de câmbio real, com os retornos do Ibovespa no período pós-Plano Real, de janeiro de 1995 a dezembro de 2004, através do modelo VAR. Os resultados sugerem uma relação negativa dos retornos de mercado com a inflação e positiva com a taxa de câmbio real. A atividade econômica e a taxa de juros não foram significativas.

Pimenta Júnior e Scherna (2005) utilizaram o modelo VAR para estudar a causalidade entre a taxa de câmbio e o Ibovespa após a adoção do câmbio livre, entre 1999 e 2003. Eles encontraram uma causalidade significativa entre as variáveis, mas com baixo efeito. Além disso, por meio da decomposição da variância e das análises de impulso-resposta, demonstraram que a variação no Ibovespa teve um impacto mais significativo do que o inverso.

Posteriormente, Pimenta Júnior e Higuchi (2008), utilizando uma base de dados mais ampla, que cobre de julho de 1994 até junho de 2005, e empregando novamente o enfoque multivariado VAR, investigaram o impacto da taxa de juros, da inflação e do câmbio no retorno do Ibovespa. Os resultados indicaram que, entre as variáveis analisadas, o câmbio é o que mais impacta o índice acionário.

Grosso (2006) analisou a relação dinâmica das variáveis macroeconômicas com o retorno do mercado acionário brasileiro de 1995 a 2005, utilizando o modelo VAR. O Ibovespa foi empregado como representante do mercado de ações no Brasil. As variáveis macroeconômicas incluíram: M2, representando a oferta monetária; SELIC, como taxa de juros de curto prazo; TJLP, para os juros de longo prazo; e a taxa de câmbio efetiva real. Os resultados mostraram que um aumento de 10% na taxa de juros de curto prazo reduz o IBOV em 4,7% de forma contemporânea. Elevações similares na taxa de juros de longo prazo e na taxa de câmbio resultaram em quedas de 2,7% e 11,6% no Ibovespa, respectivamente. Contudo, a oferta monetária impacta positivamente o mercado acionário, embora não de forma imediata. A decomposição da variância do erro de previsão do Ibovespa para 12 meses após o choque indicou que a taxa de câmbio e a taxa de juros de curto prazo são as variáveis que mais explicam as variações nos preços dos ativos que compõem o IBOV, representando 23,38% e 10,21%, respectivamente.

Bernadelli e Castro (2020) também investigaram a relação de variáveis macroeconômicas com o mercado acionário de 2000 a 2019, utilizando a metodologia de estimação do Vetor de Correção de Erros (VEC) e a causalidade de Granger. Além das variáveis usuais, como juros, PIB e câmbio, incluíram o nível de confiança e as reservas internacionais na análise. As estimativas indicaram que as taxas de juros

(negativamente), o nível de confiança (positivamente) e as reservas internacionais (positivamente) impactam significativamente o Ibovespa, enquanto o PIB e o câmbio não mostraram um impacto relevante, sugerindo uma dinâmica de mercado diferente dos anos anteriores.

Soares, Firme e Lima Junior (2021) analisaram o impacto da política monetária no mercado de ações brasileiro, de janeiro de 2003 a junho de 2018, usando modelos ARDL. As variáveis macroeconômicas consideradas foram as taxas de juros reais interna e externa, o câmbio real, a atividade econômica, a inflação esperada, o risco-país, a volatilidade externa e surpresas monetárias. Os resultados mostraram que as oscilações do Ibovespa estão ligadas diretamente ou indiretamente à inflação esperada. Elevações nas taxas de juros reais podem depreciar o Ibovespa, mas a redução na inflação esperada pode valorizá-lo. Além disso, uma apreciação do câmbio real valoriza os preços das ações e reduz a inflação esperada, enquanto um aumento na atividade econômica pode estimular o mercado de ações diretamente e causar um aumento indireto na inflação esperada, resultando em uma queda no valor das empresas, dado que o segundo efeito é mais forte.

Em síntese, a análise das variáveis macroeconômicas e sua relação com o mercado acionário revela a complexidade e a importância desses fatores na determinação dos preços das ações. Estudos demonstram que variáveis como produção industrial, inflação, taxa de juros e câmbio desempenham papéis cruciais na dinâmica do mercado. No próximo capítulo, será apresentado o arcabouço metodológico adotado para alcançar os objetivos da pesquisa. A metodologia utiliza uma abordagem quantitativa, empregando modelos econométricos para investigar a relação entre a Produtividade Total dos Fatores (PTF) e o mercado acionário brasileiro. Para isso, são analisados três índices da B3: Ibovespa (IBOV), Small Caps (SMLL) e Dividendos (IDIV), além de variáveis macroeconômicas de controle.

4 IMPLEMENTAÇÃO METODOLÓGICA

Neste capítulo, apresenta-se o arcabouço metodológico adotado para alcançar os objetivos da pesquisa. A metodologia emprega uma abordagem quantitativa, utilizando modelos econométricos para investigar a relação entre a PTF e o mercado acionário brasileiro. Para isso, são analisados três índices da B3: Ibovespa (IBOV), Small Caps (SMLL) e Dividendos (IDIV), além de variáveis macroeconômicas de controle.

O estudo aplica um modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) para capturar a dinâmica conjunta entre as variáveis e um modelo de Vetor de Correção de Erro (VECM) para identificar relações de longo prazo entre elas. Inicialmente, realizam-se testes de raiz unitária para verificar a estacionariedade das séries temporais e testes de cointegração para detectar possíveis equilíbrios de longo prazo. Adicionalmente, calculam-se funções de impulso-resposta (FIR) para avaliar os impactos de choques exógenos nas variáveis ao longo do tempo. Para a análise das estimações, o software utilizado foi o Eviews 10.

4.1 BASE DE DADOS

O conjunto de dados utilizado neste estudo foi obtido de fontes como a Pesquisa Mensal de Emprego (PME), a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e o Sistema de Contas Nacionais (SCN), todas elaboradas pelo IBGE. Além disso, foram incorporados dados do Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central (BCB) e indicadores calculados pela B3. As séries temporais foram obtidas tanto diretamente nos sites das referidas instituições quanto indiretamente por meio da plataforma IPEADATA, disponibilizada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Evitou-se realizar ajustes ou tratamentos nas séries, optando-se por trabalhar com dados originais fornecidos pelas fontes mencionadas.

Para avaliar a hipótese de que aumentos na PTF promovem crescimento econômico e aumento do lucro das companhias, e que, por sua vez, geram retornos no mercado acionário, foram construídos três modelos, representados por diferentes índices de

mercado como variável dependente (IBOV, SMLL e IDIV), com o intuito de analisar a relação da produtividade com diferentes setores da economia, sendo as informações extraídas diretamente da plataforma de dados históricos da B3.

O IBOV é o principal indicador de desempenho das ações da B3, refletindo a valorização das empresas mais representativas e líquidas do mercado acionário brasileiro, e a base de dados conta com 240 observações mensais de 2003 a 2022. Para os modelos do SMLL e IDIV, as séries são mais curtas, pois os índices foram criados posteriormente ao Ibovespa e contam com 209 e 205 observações mensais de 2005 até 2022, respectivamente. O SMLL representa empresas menores com alto potencial de crescimento e maior exposição à dinâmica doméstica. Já o IDIV reflete a performance das empresas com mais distribuição de dividendos, como commodities, bancos e utilities, conhecidas por sua maior perenidade. Dessa forma, ao criar três modelos, será analisada a relação de longo prazo da PTF com diferentes segmentos da economia, desde empresas de crescimento, setores mais perenes e empresas já consolidadas no mercado.

Para a PTF, foi construída uma série adotando o procedimento de Barbosa Filho e Pessoa (2014), partindo de uma função do tipo Cobb-Douglas. Para tanto, o Produto Interno Bruto (PIB) mensal deflacionado do BCB será utilizado para representar Y_t , enquanto a População Economicamente Ativa (PEA), extraída da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), servirá como proxy para L_t . Para o desemprego (TD_t), os dados de 2003 até 2012 são representados pela taxa de desocupação das regiões metropolitanas da antiga Pesquisa Mensal de Emprego (PME) e, a partir de 2012, utilizou-se a PNAD Contínua. Para o cálculo do investimento, será empregada a variação trimestral da Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF), divulgada pelo IBGE, com a devida interpolação para ajustar as variações a uma base mensal. Para a utilização da capacidade instalada (CI_t), utilizou-se o UCI – Utilização da Capacidade Instalada, divulgado pela Confederação Nacional da Indústria – CNI e encontrado no IPEADATA.

De acordo com o procedimento de Barbosa Filho e Pessoa (2014), a variação da produtividade em um período t pode ser expressa pela fórmula abaixo, sendo que Y_t é o produto, L_t é o trabalho e A_t a produtividade:

$$\ln\left(\frac{A_{t+1}}{A_t}\right) = \ln\left(\frac{Y_{t+1}}{Y_t}\right) - \alpha \ln\left(\frac{K_{t+1}}{K_t}\right) - (1 - \alpha) \ln\left(\frac{L_{t+1}}{L_t}\right) \quad (33)$$

Nesta equação, $\left(\frac{A_{t+1}}{A_t}\right)$ representa o crescimento da produtividade, que é calculado subtraindo-se as variações percentuais do produto $\left(\frac{Y_{t+1}}{Y_t}\right)$, do capital $\left(\frac{K_{t+1}}{K_t}\right)$, do trabalho $\left(\frac{L_{t+1}}{L_t}\right)$, descontadas pelas suas participações na renda total, α e $(1 - \alpha)$.

O cálculo do estoque de capital para a construção da série da PTF foi realizado conforme a metodologia do inventário perpétuo, que é definida por:

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t \quad (34)$$

onde K_t é o estoque de capital, I_t é o investimento e δ é a taxa de depreciação.

Conforme Gomes, Pessoa e Veloso (2003), a relação capital-produto em dezembro de 1996 será assumida como 2,7, com uma taxa de depreciação de 3,5% e uma participação do capital na renda de $\alpha = 0,4$.

Para representar a flutuação da produtividade ao longo dos ciclos econômicos, foram realizados ajustes nas séries, como o desemprego (TD_t) para o trabalho e a capacidade instalada (CI_t) para o capital, seguindo o modelo abaixo:

$$\ln\left(\frac{A_{t+1}}{A_t}\right) = \ln\left(\frac{Y_{t+1}}{Y_t}\right) - \alpha \ln\left(\frac{CI_{t+1}K_{t+1}}{CI_tK_t}\right) - (1 - \alpha) \ln\left(\frac{TD_{t+1}L_{t+1}}{TD_tL_t}\right) \quad (35)$$

Esses ajustes são essenciais para capturar de forma mais precisa as flutuações na produtividade, considerando o contexto econômico, especialmente as oscilações no mercado de trabalho e na utilização do capital.

Para a série de PTF, não foi realizado o ajuste pelo capital humano, dado que este é uma medida multidimensional que engloba educação, experiência, habilidades

interpessoais, saúde e treinamento contínuo, o que torna metodologicamente desafiador. A decisão fundamenta-se principalmente na disponibilidade e consistência dos dados, que em geral são anuais. O Observatório de Produtividade da FGV divulga o ICH – Índice de Capital Humano, mas com série a partir de 2012. Como a pesquisa será feita com uma amostra mensal a partir de 2003, para evitar muitas adaptações, optou-se por não realizar o ajuste.

Ademais, o crescimento dos índices de mercado reflete, de certa forma, o desenvolvimento do capital humano nas empresas, uma vez que o desempenho da companhia está diretamente ligado ao seu capital humano. Assim, considera-se que o capital humano está incorporado dentro do índice da PTF e dos índices de mercado.

Portanto, a Produtividade Total dos Fatores (PTF) constitui a variável de interesse central do estudo, e serão incluídas variáveis macroeconômicas de controle que, conforme a literatura apresentada, afetam de forma significativa o mercado acionário. Entre elas, destacam-se o câmbio, a atividade econômica, as commodities, as taxas de juros, o risco-país e os mercados internacionais.

A taxa de câmbio real será representada pela série mensal disponível no IPEADATA. A atividade econômica será medida pelo Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-BR)¹, um indicador mensal do PIB calculado pelo BCB. A taxa de juros será capturada pela série da SELIC, também divulgada pelo BCB. As commodities serão representados pelo IC-Br, índice de commodities mais relevantes para a inflação no Brasil, calculado pelo BCB. A inflação brasileira será representada pelo IPCA, índice mensal calculado pelo IBGE. As relações com os mercados internacionais serão representadas pelo índice S&P 500, que inclui as 500 maiores empresas negociadas nas bolsas americanas, sendo este divulgado pela B3 e a partir de dados mensais. O risco-país será medido pelo índice EMBI-Brasil, que compara a remuneração dos títulos do governo brasileiro com os títulos soberanos americanos. Este índice é calculado pelo JP Morgan e foi retirado do IPEADATA com valor no final

¹ A atividade econômica é importante na determinação dos índices acionários, porém a dinâmica do PIB está implícita na mensuração da PTF. A inclusão da proxy, o IBC-Br, estava causando multicolineariedade. Como a PTF é a variável explicativa de interesse, optou-se por suprimir o uso do IBC-Br como controle.

de cada mês. Por fim, para representar as taxas de juros internacionais, será utilizada a série das taxas de juros dos títulos do Tesouro dos EUA com vencimento em 10 anos, encontrada na base de dados do Investing. Na Tabela 1, estão descritas as variáveis utilizadas nos modelos estimados.

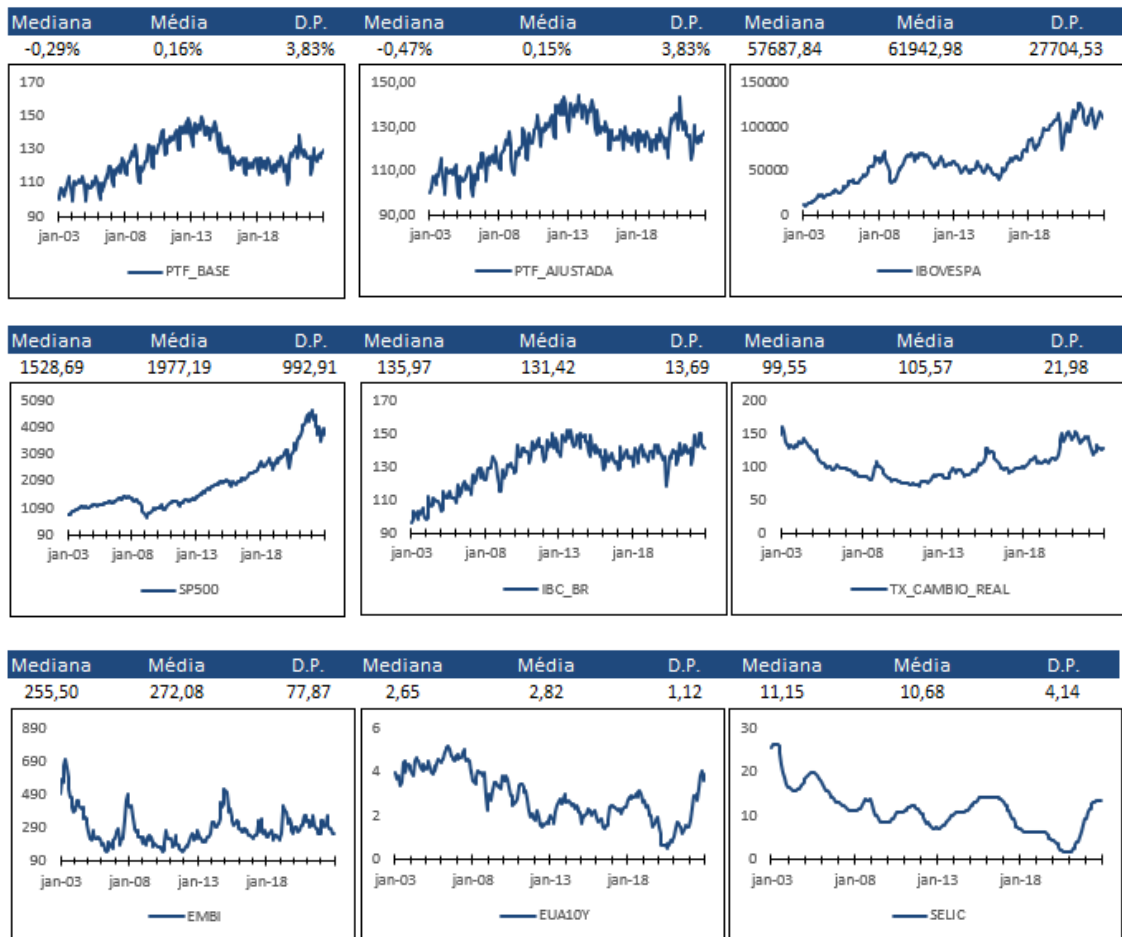
Tabela 1 – Variáveis dos modelos estimados

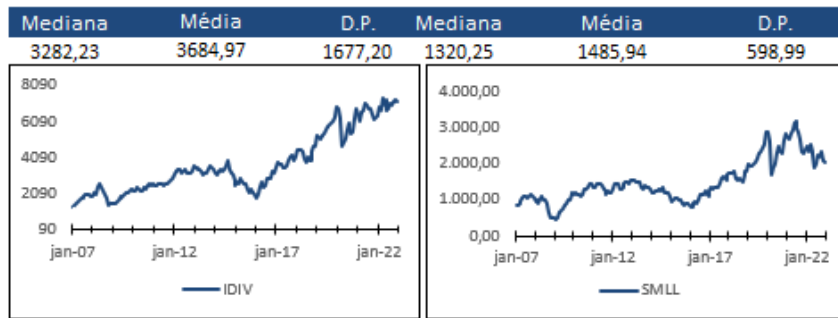
Sigla	Variável	Descrição	Fonte
IBOV	Índice Ibovespa	Indicador de desempenho das ações negociadas na B3 e reúne as empresas mais importantes do mercado de capitais brasileiro.	B3
SMLL	Índice Smallcaps	Indicador do desempenho médio das cotações dos ativos de uma carteira composta pelas empresas de menor capitalização.	B3
IDIV	Índice de Dividendos	Indicador do desempenho médio das cotações dos ativos que se destacaram em termos de remuneração dos investidores, sob a forma de dividendos e juros sobre o capital próprio.	B3
SP500	Índice S&P500	Indicador do desempenho médio das cotações dos ativos que representam o mercado americano.	B3
EMBI-Brasil	Risco-Brasil	Indicador que mede a segurança de se investir no Brasil, especialmente sob o ponto de vista dos investidores estrangeiros.	SGS/BCB
EUA10Y	Juros de longo prazo dos EUA	Taxa de mercado que remunera os títulos de longo prazo dos EUA.	SGS/BCB
SELIC	Juros de curto prazo	Taxa que remunera os títulos de curto prazo do Tesouro Nacional.	SGS/BCB
IBC_BR	Índice IBC-BR	Índice de Atividade Econômica do Banco Central – Brasil (IBC-Br), divulgado desde março de 2010, tem como objetivo mensurar a evolução contemporânea da atividade econômica do país.	SGS/BCB
INDIPCA	Inflação	Índice de inflação brasileiro calculado pelo IPCA	IBGE
IC_BR	Índice de commodities	Índice que representa a média mensal dos preços de commodities relevantes para a inflação no Brasil	SGS/BCB
CAMBIO_REAL	Taxa de câmbio real	Taxa de câmbio real	IPEADATA
PTF_AJUSTADA	Modelo PTF Ajustada	$\ln\left(\frac{A_{t+1}}{A_t}\right) = \ln\left(\frac{Y_{t+1}}{Y_t}\right) - \alpha \ln\left(\frac{CI_{t+1}K_{t+1}}{CI_t K_t}\right) - (1 - \alpha) \ln\left(\frac{TD_{t+1}L_{t+1}}{TD_t L_t}\right)$	Elaboração própria

Fonte: Elaboração própria.

Conforme o Gráfico 1, entre 2003 e 2022, os índices IBOV, SMALL e IDIV apresentaram comportamento similar, passando por diferentes fases refletiram as mudanças no cenário econômico global e doméstico. O início dos anos 2000 foi marcado por um crescimento consistente, impulsionado pelo boom das commodities, elevado fluxo de capital estrangeiro e políticas econômicas favoráveis. O mercado acionário registrou forte crescimento até 2008, quando o ciclo de expansão foi interrompido, resultando em uma forte correção no mercado. A rápida resposta dos bancos centrais das economias avançadas, com cortes de juros e programas de estímulos monetários, permitiu uma recuperação a partir de 2009.

Gráfico 1 – Série Histórica das Variáveis





Fonte: Elaboração própria.

Entre 2010 e 2014, o Brasil enfrentou um cenário de desaceleração econômica, marcado pelo fim do superciclo das commodities, aumento das pressões inflacionárias e deterioração fiscal. Esse período culminou na crise política e econômica de 2015 e 2016, que provocou quedas acentuadas nos índices acionários, devido ao aumento da percepção de risco. A partir de 2017, com a mudança de governo e o início de reformas econômicas, especialmente na área fiscal com a implementação do “Teto de Gastos”, houve um retorno do otimismo ao mercado e os índices voltaram a se recuperar.

Em 2020, a pandemia do COVID-19 provocou um choque sem precedentes no mercado, com quedas acentuadas nas cotações. No entanto, a recuperação foi rápida, sustentada por estímulos fiscais e monetários tanto no Brasil quanto globalmente, com o mercado de ações retornando ao patamar pré-crise já em 2021. Contudo, o cenário de recuperação começou a ser desafiado em 2022 pelo aumento das taxas de juros globais e a inflação persistente, o que gerou volatilidade adicional.

No que tange à Produtividade Total dos Fatores (PTF), o Brasil experimentou uma trajetória positiva no período de 2003 a 2015. Esses avanços foram, em grande parte, herança de reformas econômicas estruturais implementadas nas décadas anteriores, como a abertura comercial e aumento dos investimentos estrangeiros no país. Porém, a partir de 2014, com o agravamento da crise econômica e política, a produtividade começou a declinar, refletindo a desaceleração do investimento na economia como um todo. Somente a partir de 2017, com as reformas, houve uma leve recuperação, que foi novamente interrompida pelo impacto da pandemia. Apesar disso, o ano de 2021 trouxe sinais de melhora, ainda que moderada, à medida que a economia voltava ao ritmo normal.

Esse período demonstra como o desempenho do mercado acionário e da produtividade no Brasil esteve fortemente atrelado aos ciclos econômicos globais e às respostas da política interna, evidenciando a importância de um ambiente macroeconômico estável para sustentar o crescimento de longo prazo.

4.2 ESTRATÉGIA METODOLÓGICA

Nesta seção, detalha-se a metodologia empregada para investigar a relação entre a Produtividade Total dos Fatores (PTF) da economia brasileira e o mercado acionário. O objetivo é utilizar um modelo de Vetor Autoregressivo com Correção de Erros (VAR-VEC) para capturar as relações de curto e longo prazo entre essas variáveis. O modelo VAR-VEC é adequado para séries temporais cointegradas, onde as variáveis não são estacionárias em nível, mas apresentam uma relação de equilíbrio no longo prazo. Este modelo permite a inclusão de um termo de correção de erro, essencial para analisar como desvios de curto prazo impactam a convergência das variáveis ao equilíbrio de longo prazo.

Para garantir a validade estatística dos resultados, a análise da estacionariedade das séries temporais é um passo crucial. Como as variáveis macroeconômicas são séries que podem exibir características de não estacionariedade ao longo do tempo, é fundamental verificar a ordem de integração das séries. Para isso, são aplicados testes de raiz unitária, como o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que ajuda a determinar se uma série temporal é estacionária em nível ou se precisa ser diferenciada para atingir essa condição.

O teste ADF, amplamente utilizado na análise econométrica, e é uma extensão do teste de Dickey-Fuller original ao incluir termos adicionais de defasagem das diferenças da série, o que corrige problemas de autocorrelação nos resíduos do modelo. A hipótese nula do teste ADF é de que as séries possuem raiz unitária (ou seja, são não estacionárias). Se a hipótese nula não for rejeitada, entende-se que a série possui uma raiz unitária.

Além do teste ADF, será utilizado o teste DF-GLS (Dickey-Fuller Generalized Least Squares) para reforçar a análise da estacionariedade das séries. O DF-GLS, uma versão aprimorada do ADF, utiliza a técnica de mínimos quadrados generalizados para pré-filtrar as séries, removendo tendências determinísticas antes de testar a raiz unitária. Esse teste é especialmente útil quando se trabalha com amostras pequenas ou quando as séries apresentam tendências ou ruído. O DF-GLS tende a fornecer resultados mais precisos, aumentando a chance de detectar a estacionariedade quando ela realmente está presente, assegurando que as variáveis no modelo VAR-VEC estejam corretamente tratadas.

Para garantir a robustez dos resultados, o teste de Phillips-Perron (PP) também será empregado. De acordo com Bueno (2008), o teste PP faz uma correção não paramétrica ao teste de Dickey e Fuller, permitindo que seja consistente mesmo que haja variáveis defasadas dependentes e correlação serial nos erros. Esta abordagem torna o teste PP especialmente útil em situações em que há preocupação com heterocedasticidade ou autocorrelação nos resíduos, características que podem estar presentes nas séries. Da mesma forma que o ADF e o DF-GLS, o teste PP tem como hipótese nula que a série é não estacionária. A aplicação conjunta dos testes ADF, DF-GLS e PP proporciona uma análise robusta da estacionariedade das séries.

A Tabela 2 apresenta os resultados dos testes ADF, PP e DF-GLS para todas as séries utilizadas nas estimações do modelo.

Tabela 2 – Testes de Raiz Unitária em Nível

Variáveis	ADF	PP	DF-GLS
EMBI	-3,1754**	-3,2672**	-2,1374
EUA10Y	-1,6507	-1,8467	-1,9403
IBC-Br	-2,6255*	-3,6086**	-0,7632
IBOV	-2,5813	-2,4907	-2,4586
IC-Br	-0,0899	-0,2603	-0,179
INDIPCA	-2,0489	8,9619	2,6922
PTF_AJUSTADA	-1,823	-4,0254***	-1,021
SELIC	-4,9219***	-2,8715*	-2,7662*
SP500	-1,7865	-1,6605	-1,5397
CAMBIO_REAL	-3,1872*	-2,477	-1,1314
SMALL	-2,8691	-2,497	-2,8913*
IDIV	-2,2314	-2,0668	-2,2481

Obs.: (*) significativo a 10%, (**) a 5% e (***) a 1%.
 Fonte: Elaboração própria.

Os resultados dos testes ADF, DF-GLS e PP indicam que apenas as séries EMBI, IBC-Br e SELIC são estacionárias em nível **I(0)**, enquanto as demais séries (EUA10Y, IBOV, SMLL, IDIV, IC-Br, INDIPCA, CAMBIO_REAL, SP500 e PTF_AJUSTADA) possuem raiz unitária, caracterizando-se como não estacionárias em nível. Conforme apresentado na Tabela 3, essas séries foram diferenciadas uma vez, o que resultou em estacionariedade, indicando que são integradas de primeira ordem **I(1)**.

Esses resultados fornecem uma base para o uso do teste de cointegração, uma vez que as séries possuem a mesma ordem de integração, permitindo a investigação de relações de longo prazo por meio de um modelo VAR-VEC.

Tabela 3 – Testes de raiz unitária em primeira diferença

Variáveis	ADF	PP	DF-GLS
EUA10Y	-14,3024***	-14,2694***	-12,4004***
IBOV	-13,6000***	-13,7650***	-13,5110***
IC-Br	-13,4898***	-13,5065***	-13,1885***
INDIPCA	-6,1542***	-6,1404***	-3,0081**
PTF_AJUSTADA	-4,2577***	-26,6348***	-2,3172
SP500	-17,4545***	-17,4312***	-3,5107***
CAMBIO_REAL	-12,6527***	-12,6924***	-2,5513
SMALL	-12,1215***	-11,9940***	-11,8607***
IDIV	-12,8684***	-12,8630***	-12,6221***

Obs.: (*) significativo a 10%, (**) a 5% e (***) a 1%.
 Fonte: Elaboração própria.

Antes de realizar o teste de cointegração é necessário determinar o número de defasagem adequado para o modelo VAR estimado. Esse procedimento é essencial, pois permite capturar adequadamente a dinâmica de curto prazo entre as variáveis e evita problema de autocorrelação nos resíduos, que poderiam comprometer a validade dos dados. Para determinar o número de defasagens, foram utilizados critérios de informação como AIC (Akaike Information Criterion), BIC (Bayesian Information Criterion) e HQ (Hannan-Quinn Criterion), que disponibilizam recomendações baseadas no equilíbrio entre o ajuste do modelo e a penalização pela complexidade adicional gerada pelo número de defasagens. Com base nos critérios de informação fornecidos, foi selecionado o número de defasagens que minimiza

esses critérios, permitindo um equilíbrio adequado entre a complexidade e a precisão na dinâmica captada pelo modelo.

Com o número de defasagem selecionado, iniciou-se a verificação da cointegração entre as séries. A cointegração é um conceito estatístico da análise de séries temporais, principalmente para variáveis macroeconômicas que apresentam tendência de longo prazo. Em termos simples, duas ou mais séries são consideradas cointegradas quando existe uma combinação entre elas que se mantém estável ao longo do tempo. Isso sugere que, embora essas variáveis possam se desviar no curto prazo, há uma relação subjacente que as mantém conectadas com o passar do tempo.

Em modelos onde o número de variáveis é superior a duas, nem todas as variáveis macroeconômicas precisam ter a mesma ordem de integração para serem cointegradas. De acordo com Bueno (2008), o modelo deve possuir pelo menos duas variáveis integradas de mesma ordem para que possa existir cointegração entre elas.

Para analisar essas relações nas estimações, utilizou-se o teste de Cointegração de Johansen, que permite identificar quantas relações de longo prazo existem entre as variáveis e como elas interagem. O teste desenvolvido por Johansen (1988) é uma abordagem multivariada utilizada quando se trata de séries temporais não estacionárias, e permite identificar a cointegração entre variáveis integradas da mesma ordem. Esse teste é adequado pois permite analisar não apenas a presença de cointegração, mas também o número de vetores de cointegração em sistemas com múltiplas variáveis, como é o caso da relação entre o mercado de ações e a produtividade.

O teste de Johansen parte da hipótese de que as variáveis possuem uma raiz unitária e, portanto, não são estacionárias em nível. Após determinar que as séries são $I(1)$, o teste de cointegração pode ser aplicado. Campbell e Perron (1991) flexibilizam a condição, dizendo que basta que duas variáveis no modelo sejam integradas de mesma ordem para que o teste de Johansen possa ser aplicado.

O método do teste oferece duas estatísticas principais para testar a cointegração: a estatística de traço e máximo autovalor. A estatística de traço tem como hipótese nula que o número de vetores de cointegração é menor ou igual a r , contra a alternativa de que há mais de r vetores. Já o máximo de autovalor testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é exatamente r , contra alternativa de que existe $r + 1$ vetores. Essas estatísticas foram utilizadas para determinar o número de relações de longo prazo dos modelos, elemento essencial para a correta especificação do modelo VAR-VEC.

Uma vez confirmada a cointegração entre as séries, inicia-se a estimação do modelo VEC, que permite capturar as relações curto e longo prazo entre variáveis cointegradas. A construção do modelo VEC inicia-se pelo modelo VAR, que é um modelo que captura relações de curto prazo entre as variáveis endógenas, assumindo que todas são estacionárias. Porém, quando as variáveis apresentam raiz unitária e possuem uma relação de cointegração, o uso do VAR isolado passa a ser inadequado, visto que não considera as relações de longo prazo (ENDERS, 2004). Nesses casos, o modelo VEC torna-se uma extensão essencial, pois integra um termo de correção de erro que ajusta as variações de curto prazo em direção ao equilíbrio de longo prazo, aproveitando as características não estacionárias das variáveis, preservando a sua cointegração.

No modelo VEC, as variáveis são incluídas em nível para preservar a relação de cointegração, enquanto o termo de correção de erro ajusta os desequilíbrios de curto prazo, promovendo a convergência de longo prazo. Esse termo, denominado vetor de cointegração, é responsável por medir a velocidade com que as variáveis retornam ao equilíbrio após desvios temporários. Em um contexto econômico, ele ajuda a entender como choques na PTF impactam o mercado acionário no longo prazo. Ademais, para explorar a dinâmica de curto e longo prazo entre as variáveis, são utilizadas as funções de impulso-resposta (FIR), que ajudam a entender a intensidade e a persistência de choques exógenos no sistema (ENDERS, 2004). As FIRs permitem estudar a relação do efeito da PTF e o mercado acionário, pois possibilita verificar como um choque na produtividade pode afetar os índices de mercado e vice-versa, ao longo de diferentes horizontes temporais.

Considerando os desafios de autocorrelação e heterocedasticidade dos resíduos observados nos modelos estimados, trabalhos como Sims, Stock e Watson (1990) enfatizam a estabilidade dos parâmetros e a escolha do lag ótimo do modelo VAR com base em critérios de informação, relegando os problemas nos resíduos a um papel secundário, especialmente ao investigar relações contemporâneas e de longo prazo. Com isso, esta dissertação optou por manter especificações parcimoniosas (com menor número de defasagens), dada a robustez das relações entre PTF e os índices acionários IBOV, SMLL e IDIV observada nessas especificações. Essa abordagem é justificada, uma vez que o foco da análise está nas inferências sobre as relações de curto e longo prazo, e não na perfeição do perfil residual dos modelos. Adicionalmente, a estabilidade dos parâmetros foi verificada por meio do teste do círculo unitário, que atesta a robustez das relações inferidas.

Por fim, é importante observar a distinção entre significância estatística e prática, com a última correspondendo à relevância e impacto real dos efeitos observados, em contraste com a mera probabilidade estatística (ONGARO et al., 2024; KIRK, 1996).

4.3 RESULTADOS ENCONTRADOS

Neste estudo, foram examinadas as relações entre o Índice Bovespa (IBOV) e a PTF, o Índice de Dividendos (IDIV) e a PTF, e o Índice Small Cap (SMLL) e a PTF. Os resultados revelam como cada um desses índices interage com a PTF, oferecendo uma compreensão aprofundada das dinâmicas do mercado acionário brasileiro.

4.3.1 IBOV e a PTF

Nesta seção, foram estimados seis modelos que incluem o IBOV e a PTF_AJUSTADA, além das variáveis de controle que, conforme a teoria, impactam o mercado acionário, como o mercado internacional (S&P500), taxa de câmbio (CAMBIO_REAL), índice de commodities (IC-BR), juros internos (SELIC), juros internacionais (EUA10Y) e o risco país (Embi-Brasil).

Embora o método VAR-VEC seja estruturado a partir de um sistema de equações simultâneas, para fins de exposição e clareza, apresenta-se a seguir a equação geral que sintetiza a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis em análise. A equação geral do modelo pode ser representada da seguinte forma:

$$IBOV_t = \beta_0 + \beta_1 PTF_AJUSTADA_t + \beta_2 CAMBIO_REAL_t + \beta_3 SP500_t + \beta_4 SELIC_t + \beta_5 EUA10Y_t + \beta_6 EMBI_BR_t + \varepsilon_t \quad (36)$$

Para utilizar o modelo VEC, é necessário que existam relações de longo prazo (cointegração) entre as séries. Antes, porém, foram utilizados critérios para determinar a defasagem a ser empregada. Os critérios de Akaike (AIC), de Hannan-Quinn (HQ) e de Schwarz (SC) foram os escolhidos. A Tabela 4 apresenta os resultados.

Tabela 4 – Critérios de defasagem para modelos com o IBOV

Modelo	Defasagens			Defasagem utilizada
	AIC	SC	HQ	
I	4	1	2	1
II	3	1	1	1
III	4	1	2	1
IV	2	1	1	1
V	7	1	1	1
VI	3	1	1	1

Fonte: Elaboração própria.

Os critérios apontaram defasagens diferentes, e por conta disso, optou-se sempre pela menor. Assim, os modelos foram estimados com apenas uma defasagem. Feito isso, foi possível encontrar a cointegração entre as séries com o teste de Johansen. A partir das estatísticas de traço e máximo valor, e ao nível de significância de 10%, rejeita-se a hipótese de inexistência de cointegração e demonstra-se que há pelo menos um vetor de cointegração entre as séries para todos os modelos, como apresentado na Tabela 5.

Tabela 5 – Teste de Johansen para os modelos com o IBOV

Modelo	Autovalor	Teste de Traço		Teste de Máximo Valor	
		Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
I	0,1412	82,4489	0,0638*	36,2393	0,0555*
	0,0751	46,2096	0,4167	18,5816	0,6521
	0,0612	27,6270	0,4877	15,0553	0,5038
II	0,1075	63,6262	0,0056***	27,0914	0,0766*

	0,0794	36,5348	0,0356	19,6992	0,1109
	0,0582	16,8355	0,1388	14,2734	0,0882
III	0,2017	132,8720	0,0012***	53,6224	0,0022***
	0,1393	79,2495	0,1043	35,7180	0,0636
	0,0762	43,5314	0,542	18,8770	0,6278
IV	0,1429	83,3729	0,0549*	36,7207	0,0488**
	0,0787	46,6521	0,39	19,5244	0,5749
	0,0582	27,1277	0,5177	14,2930	0,5735
V	0,1224	91,0930	0,0138**	40,5069	0,0463**
	0,0953	59,9984	0,0506*	17,3704	0,2881
	0,0840	36,1509	0,1200	2,8236	0,8692
VI	0,1402	65,7485	0,0153***	35,9628	0,0093***
	0,0644	29,7857	0,3657	15,8553	0,4338
	0,0451	13,9304	0,543	10,9993	0,3857

Fonte: Elaboração própria.

Com isso, iniciou-se a estimação dos modelos VEC com as variáveis cointegradas, conforme apresentado na Tabela 6. Cada modelo incorpora combinações de variáveis de controle, com intuito de avaliar o comportamento da PTF em diferentes especificações. Os resultados mostram que coeficientes associados à PTF em todos os modelos (I a VI) são consistentemente positivos e significativos ao nível de 1%, sugerindo a existência de uma relação robusta entre o desempenho do Ibovespa e a produtividade da economia brasileira.

Tabela 6 – Estimativas de cointegração do IBOV e a PTF

Variáveis	Especificações					
	Modelo I	Modelo II	Modelo III	Modelo IV	Modelo V	Modelo VI
Log (PTF_AJUSTADA)	2,152365 (0,23571) [9,13132]	13,1460 (2,2421) [5,8632]	2,337600 (0,19807) [11,8022]	2,528788 (0,93996) [2,69031]	2,9840 (0,5079) [5,8746]	2,2963 (1,0813) [2,1237]
Log (EUA10Y)	0,509499 (0,15064) [3,38233]	-	0,849564 (0,12162) [6,98538]	1,694413 (0,45515) [3,72275]		2,0935 (0,5668) [3,6934]
Log (SP500)	0,882074 (0,15176) [5,81228]		-0,363948 (0,23517) [-1,54760]	-3,600195 (1,10541) [-3,25687]	1,0163 (0,2578) [3,9414]	-4,9666 (1,4602) [-3,4011]
Log (SELIC)	-0,794117 (0,13277) [-5,98106]		-0,716631 (0,10137) [-7,06979]			
Log (CAMBIO_REAL)	-0,968805 (0,22632) [-4,28066]	2,5780 (1,0824) [2,3816]	-0,984973 (0,17405) [-5,65907]	-0,901155 (0,85090) [-1,05907]		
Log (IC-BR)	-		1,603848 (0,26460) [6,06134]	5,640274 (1,24881) [4,51652]		6,9831 (1,5836) [4,4096]

Log (EMBI-BR)	-	-2,1525 (0,6868) [-3,1341]			-1,9506 (0,3249) [-6,0024]	
C		-51,5538 (12,5529) [-4,1069]				
Akaike AIC	-19,09	-11,99	-23,62	-20,56	-11,59	-15,75

Fonte: Elaboração própria.

Nas estimações apresentadas na Tabela 6, a PTF_AJUSTADA aparece como um dos principais determinantes de longo prazo do IBOV. O modelo III apresentou o melhor ajuste, com o menor valor de Akaike AIC (-23,62) e um coeficiente significativo de 2,33, sugerindo que, no longo prazo, um aumento de 1% na PTF está associado a um crescimento médio de 2,33% no Ibovespa. Os outros modelos apresentaram resultados similares, com impacto em torno de 2%, e alinhando-se à hipótese central de que ganhos de produtividade no Brasil geram retornos positivos no mercado acionário.

As variáveis de controle desempenham papéis distintos nas especificações, e é interessante notar o comportamento do EUAY10, que demonstrou um impacto significativo e positivo em todos os modelos, indicando uma sensibilidade do IBOV às condições financeiras globais. Essa relação positiva pode estar associada ao aumento dos juros internacionais em momentos de maior inflação, causados pelo aumento no preço das commodities, o que beneficia o Ibovespa por sua composição ter relevância em empresas exportadoras de commodities, como confirmado pelo impacto do IC_BR, que também demonstra um efeito significativo e positivo das commodities no desempenho do IBOV. Já o SP&500 apresentou um comportamento misto, com impacto positivo ou negativo, dependendo da especificação do modelo. A SELIC teve um comportamento coerente (modelos I e III), com uma relação significativa e negativa, sugerindo que os movimentos das taxas de juros domésticas influenciam o apetite dos investidores por ações brasileiras. Na mesma linha, o EMBI-BR apresentou um comportamento conforme o esperado, sendo significativo e negativo, refletindo um efeito adverso da percepção de risco nas empresas listadas. O CAMBIO_REAL teve resultados variados, com impacto negativo nos modelos I e III e positivo no modelo II. Isso mostra que, no longo prazo, uma depreciação cambial é prejudicial para o desempenho do IBOV, mesmo com a participação relevante de empresas exportadoras em sua composição.

Além dos coeficientes de longo prazo, os resultados do vetor de correção de erros apresentados na Tabela 7 mostram como as variáveis se ajustam no curto prazo para corrigir desequilíbrios na relação de cointegração. A PTF mostrou-se significativa no ajuste dos modelos I e III, com coeficientes de 0,017305 e 0,02311, indicando que possui um papel ativo no processo de convergência ao equilíbrio de longo prazo. Já o EMBI-BR (II e V) e o CAMBIO_REAL (I e IV), tiveram efeitos significativos e negativos ou muito baixos, indicando que se ajustam aos choques. No caso do SP&500 e do EUA10Y, os vetores não foram significativos, diferentemente da SELIC (I) e IC_BR (III, IV e VI), que apresentaram efeitos significativos, mas com impacto distintos.

Tabela 7 – Vetor de correção de erros com o IBOV

Correção de erros	D(Log (IBOV))	D(Log (PTF AJUSTADA))	D(Log (EUA10Y))	D(Log (SP500))	D(Log (SELIC))	D(Log (CAMBIO_REAL))	D(Log (IC-BR))	D(Log (EMBI-BR))
Modelo I	0,001037 (0,01591) [0,06517]	0,017305 (0,00890) [1,9439]	0,03034 (0,0249) [1,2163]	0,017824 (0,01019) [-1,7493]	-0,04136 (0,01268) [-3,2630]	-0,02154 (0,0073) [-2,9211]		
Modelo II	0,005471 (0,0047) [1,1505]	0,02259 (0,0391) [0,5778]				-0,0006 (0,0022) [-0,3100]		-0,0272 (0,0078) [-3,4560]
Modelo III	-0,02301 (0,01729) [-1,3318]	0,02311 (0,0096) [2,3879]	0,01626 (0,0270) [0,6010]	-0,01577 (0,0111) [-1,4182]	0,00500 (0,00814) [0,61445]	0,0050 (0,0081) [0,61445]	0,021083 (0,00903) [2,3338]	
Modelo IV	0,002719 (0,00426) [-0,63784]	0,002727 (0,00238) [1,1308]	-0,007598 (0,00658) [-1,1543]	0,0030 (0,00272) [1,1365]		0,0074 (0,00192) [3,8713]	0,01122 (0,0020) [5,3667]	
Modelo V	0,0082 (0,0084) [0,9815]	0,0072 (0,0047) [1,5374]		0,0002 (0,0054) [0,0386]				-0,0630 (0,0138) [-4,5594]
Modelo VI	-0,0034 (0,0032) [-1,0554]	0,0017 (0,0018) [0,9307]	-0,0058 (0,0050) [-1,1609]	0,0019 (0,0020) [0,9096]			0,0085 (0,0015) [5,3771]	

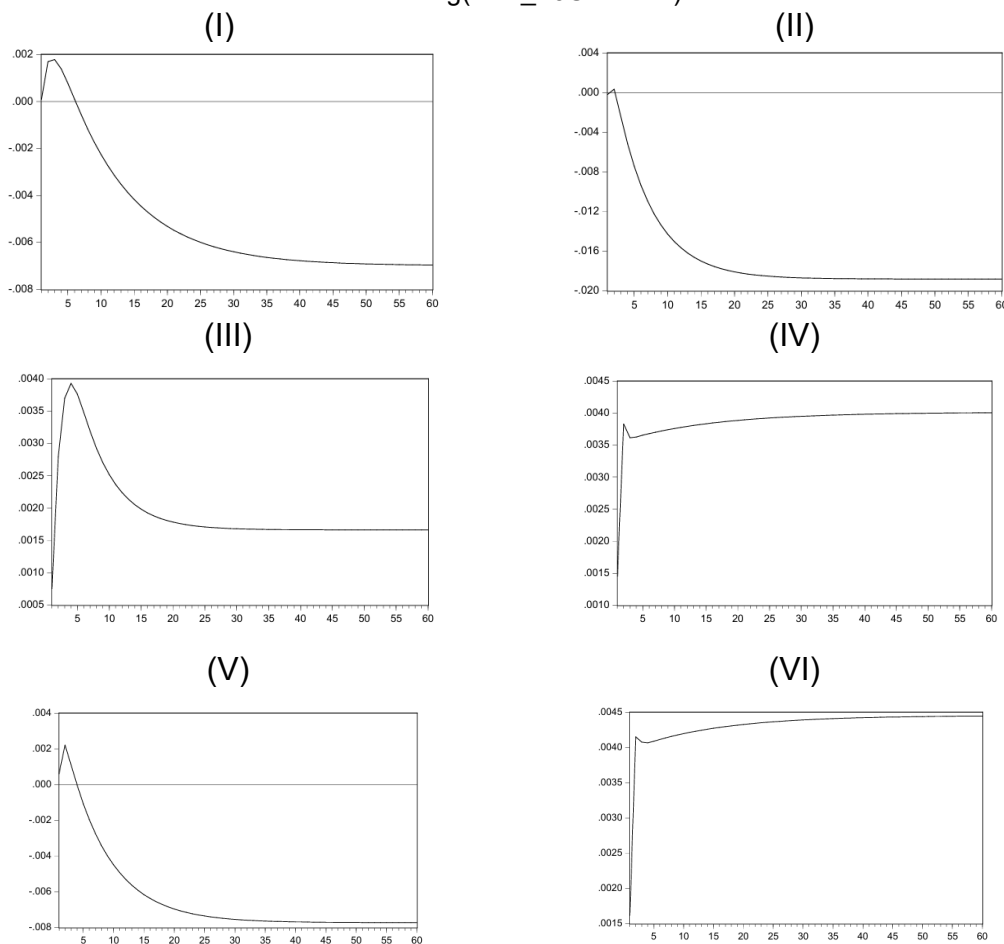
Fonte: Elaboração própria.

Para complementar a análise e avaliar os efeitos de choques exógenos nas variáveis do modelo, as Funções Impulso-Resposta (FIRs) foram estimadas e são apresentadas na Figura 1. Os impulsos mostram que no curto prazo, a maioria dos modelos (I, II, III e V) apresentam uma resposta positiva do IBOV aos choques na PTF, indicando uma reação positiva do mercado acionário frente aos ganhos de produtividade. Esses resultados estão alinhados com a hipótese de que choques

positivos de produtividade geram maior eficiência econômica e lucratividade nas empresas, o que é rapidamente incorporado nas expectativas dos investidores.

A partir do 6º período, as respostas começam a divergir, com o padrão de declínio e estabilização variando entre os modelos. Nos modelos IV e VI, a estabilização é rápida e positiva, praticamente constante a partir do 10º período. Por outro lado, os modelos I, III e V apresentam um declínio gradual após um pico. As respostas apresentam resultados mais distintos no final dos períodos, com os modelos I, II e V apresentando respostas negativas e III, IV e VI com ganhos permanentes no longo prazo. Isso sugere que, dependendo do impacto das variáveis macroeconômicas, os ganhos de produtividade podem ser anulados ou mantidos pelo mercado acionário.

Figura 1 - Funções Impulso-Resposta (FIRs) com Resposta do Log(IBOV) a Choques do Log(PTF_AJUSTADA)

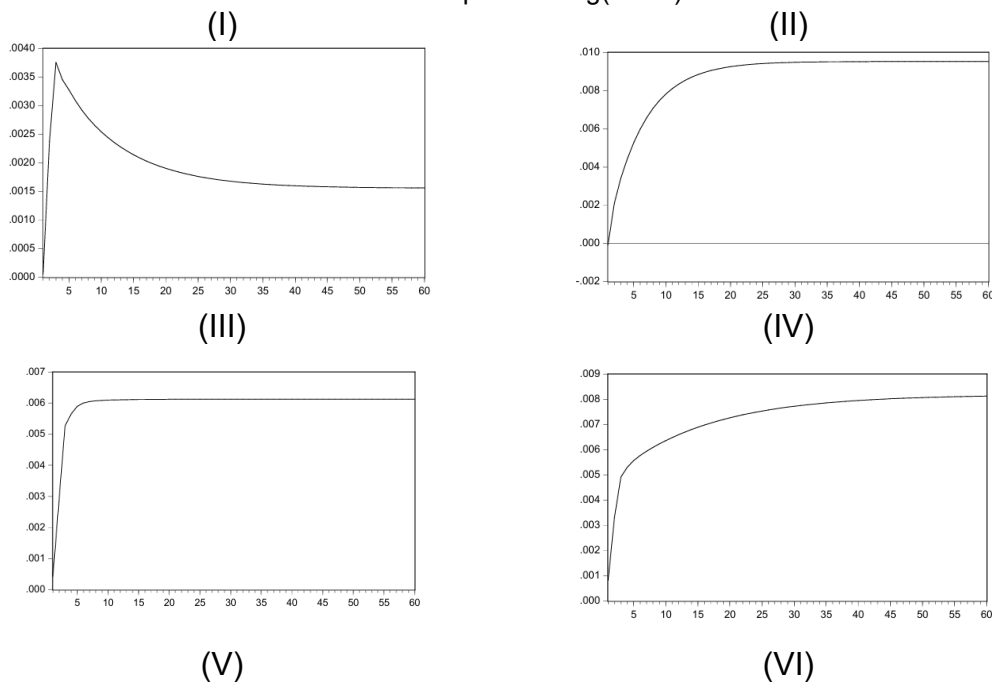


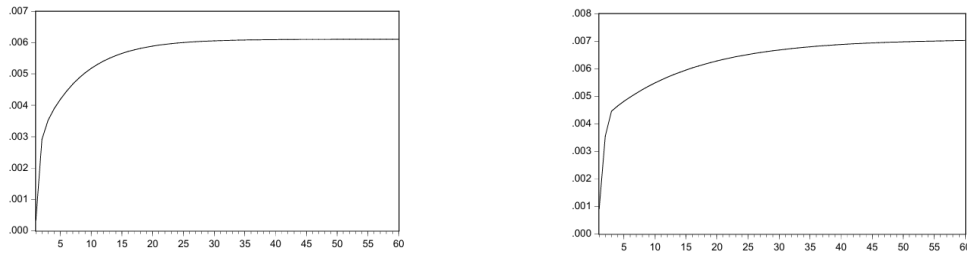
Fonte: Elaboração própria com os resultados do Eviews 10.

Ao analisar as respostas da PTF a choques do IBOV, os resultados são apresentados na Figura 2. Inicialmente, todos os modelos apresentam um impacto positivo da PTF aos choques do IBOV, sugerindo que uma valorização do mercado acionário impulsiona a produtividade. Esse impacto pode ser causado pelo aumento da confiança econômica, mais liquidez e aumento na capacidade de investimento pelas empresas listadas, visto que, em momentos de maior valorização das ações, as empresas conseguem otimizar a estrutura de capital, capitalizando-se por meio da emissão de dívida ou novas ações.

Modelos como o II e VI destacam-se por apresentar os maiores impactos iniciais nos primeiros períodos. Em contrapartida, o Modelo I, embora positivo, apresenta uma resposta inicial mais moderada, evidenciando uma relação menos intensa entre as variáveis. A duração dos efeitos e o padrão de estabilização diferem entre os modelos. O Modelo I é o único a apresentar um declínio gradual após o pico inicial, convergindo para um nível próximo de zero no longo prazo, sugerindo que os efeitos positivos do Ibovespa na PTF são transitórios nessa especificação. Já os modelos II, IV e VI destacam-se por apresentar impactos prolongados e sustentáveis, com estabilização em níveis elevados no longo prazo.

Figura 2 - Funções Impulso-Resposta (FIRs) com Resposta do Log(PTF_AJUSTADA) a Choques do Log(IBOV)





Fonte: Elaboração própria com os resultados do Eviews 10.

As FIRs reforçam que o IBOV pode ser um impulsionador de produtividade, especialmente no curto prazo, ao sinalizar maior confiança e alocação eficiente de recursos. Modelos como II, IV, e VI mostram que essa relação pode se tornar estrutural, permitindo ganhos de longo prazo. Os resultados estão alinhados aos encontrados por Avouyi-Dovi e Matheron (2006) no EUA, sugerindo que, no Brasil, o Ibovespa tem um papel antecedente quanto ao comportamento futuro da produtividade.

De forma geral, os resultados dos seis modelos indicam que o Ibovespa tem um impacto positivo na PTF, variando em intensidade e duração conforme a especificação do modelo. Essa relação indica como o desempenho do mercado acionário pode influenciar a eficiência produtiva e, por extensão, o crescimento econômico através da produtividade.

4.3.2 IDIV e a PTF

Nesta seção, serão apresentados os resultados das estimações realizadas para os seis modelos que exploram a relação entre a PTF e o Índice de Dividendos (IDIV). O IDIV reflete o desempenho das empresas com histórico consistente de pagamento de dividendos, características que podem influenciar a interação com a PTF, dado que são setores mais maduros e com fluxo de caixa previsível. Esses modelos de negócio podem significar menor propensão a investir em inovação ou expansão da capacidade produtiva, o que pode limitar os impactos diretos da PTF.

Apesar de a metodologia VAR-VEC pressupor a estimação de um sistema de equações interdependentes, a apresentação da equação de equilíbrio de longo prazo

contribui para uma melhor compreensão das relações estruturais entre as variáveis. Nesse sentido, a equação geral do modelo pode ser representada da seguinte forma:

$$IDIV_t = \beta_0 + \beta_1 PTF_AJUSTADA_t + \beta_2 CAMBIO_REAL_t + \beta_3 SP500_t + \beta_4 SELIC_t + \beta_5 EUA10Y_t + \beta_6 EMBI - BR_t + \varepsilon_t \quad (37)$$

Para iniciar as estimações, foram realizados testes para determinar a defasagem a ser utilizada. Da mesma forma que na seção anterior, foram utilizados os critérios de Akaike (AIC), de Hannan-Quinn (HQ) e de Schwarz (SC) conforme apresentados na Tabela 8.

Tabela 8 – Critérios de defasagem para modelos com o IDIV

Modelo	Defasagens			Defasagem utilizada
	AIC	SC	HQ	
I	3	1	1	1
II	1	1	1	1
III	4	1	2	1
IV	4	1	1	1
V	4	1	2	1
VI	2	1	2	2

Fonte: Elaboração própria.

Para a escolha da defasagem, optou-se sempre pelo modelo parcimonioso com a menor quantidade de lags. Dessa forma, os modelos I a V foram estimados com apenas uma defasagem, e apenas o modelo VI foi estimado com duas, visto que os critérios AIC e HQ informaram que a quantidade ótima seria duas defasagens. Com isso, iniciou-se o processo de cointegração entre as variáveis com o teste de Johansen. A partir das estatísticas de traço e máximo valor, ao nível de significância de 10%, rejeita-se a hipótese de inexistência de cointegração e demonstra-se que há pelo menos um vetor de cointegração entre as séries para todos os modelos, conforme apresentado na Tabela 9.

Tabela 9 – Teste de Johansen para os modelos com o IDIV

Modelo	Autovalor	Teste de Traço		Teste de Máximo Valor	
		Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
I	0,1654	90,1814	0,0035***	36,7164	0,0292**
	0,1449	53,4649	0,0567*	31,7876	0,0188**
	0,0600	21,6773	0,6172	12,5745	0,5984
II	0,1658	113,6546	0,0096***	36,8014	0,1364
	0,1550	76,8531	0,0511	34,2010	0,0589*

	0,0986	42,6520	0,3446	21,0858	0,3336
III	0,2232	98,1344	0,0032***	51,2945	0,0005***
	0,1125	46,8399	0,3888	24,2400	0,2427
	0,0603	22,5998	0,7827	12,6340	0,7259
IV	0,1709	73,2999	0,0921*	38,0669	0,0197**
	0,0836	35,2330	0,7118	17,7398	0,5979
	0,0380	17,4931	0,8646	7,8847	0,9569
V	0,2565	114,8311	0,0077***	60,1801	0,0001***
	0,1163	54,6509	0,6961	25,1051	0,4401
	0,0574	29,5457	0,9215	12,0071	0,9615
VI	0,1802	91,1804	0,0028***	40,3477	0,0098***
	0,1214	50,8326	0,0945*	26,2916	0,0955**
	0,0585	24,5410	0,4284	12,2539	0,6299

Fonte: Elaboração própria.

Após a determinação dos vetores de cointegração, foram estimados os modelos, com os resultados apresentados na Tabela 10. Similiar ao modelo do IBOV, a PTF_AJUSTADA apresenta-se como a variável mais significativa no IDIV, sendo relevante em todos os modelos. A análise do critério de informação de Akaike (AIC) mostra que os Modelos III e V são os mais eficientes (menores valores AIC de -21,76 e -19,88, respectivamente), sugerindo que estas especificações oferecem uma melhor qualidade de ajuste aos dados.

Dependendo da especificação, o impacto da PTF para no IDIV varia de 1,71 a 15,57. Essa maior sensibilidade pode estar associada aos setores que essas empresas operam (energia, saneamento e telecomunicações), que são ambientes mais regulados e, dessa forma, beneficiam-se significativamente de ganhos de produtividade, pois conseguem sustentar lucros e dividendos mesmo em cenários de estagnação econômica.

Tabela 10 – Estimativas de cointegração do IDIV e a PTF

Variáveis	Especificações					
	Modelo I	Modelo II	Modelo III	Modelo IV	Modelo V	Modelo VI
Log (PTF_AJUSTADA)	6,7219 (1,2703) [5,2916]	8,4114 (1,2609) [6,6705]	1,7183 (0,1283) [13,3838]	6,4496 (0,8680) [7,4302]	13,1953 (1,6320) [8,0851]	15,5793 (2,5655) [6,0725]
Log (EUA10Y)	0,7269 (0,2240) [3,2455]	0,6234 (0,2219) [2,8083]	-	-	1,5110 (0,2197) [-2,8958]	1,6648 (0,4195) [0,4070]
Log (SP500)	-0,2638	0,8449	0,3785	0,9981	0,7547	

	(0,4921)	(0,5323)	(0,1387)	(0,1634)	(0,3170)	-
	[-0,5361]	[1,5874]	[2,7284]	[6,1055]	[2,3806]	
Log (SELIC)	-	-	-0,4528 (0,0467)	-0,1683 (0,1338)	-0,6362 (0,2197)	-
			[-9,6882]	[1,2576]	[-2,3806]	
Log (CAMBIO_REAL)	-	-	-1,6171 (0,1682)	-	1,8778 (0,8193)	3,6261 (1,4052)
			[-9,6133]		[2,2918]	[2,5803]
Log (IC-BR)	1,5306 (0,5182)	0,4423 (0,5315)	1,0718 (0,1430)	-	-	0,2365 (0,5810)
	[2,9532]	[0,8321]	[7,4949]			[0,4070]
Log (EMBI-BR)	-	-0,5262 (0,3310)	-	-0,4902 (0,2401)	-	-
		[-1,5897]		[-2,0414]		
C	-30,9761 (6,599)	-38,9694 (6,5514)	-	-27,5663 (4,4073)	-69,9697 (9,6339)	-86,8588 (15,5130)
	[-4,6940]	[-5,9482]		[-6,2546]	[-7,2628]	[-5,5991]
Akaike AIC	-15,74	-17,14	-21,76	-14,32	-18,98	-16,87

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Eviews 10.

As variáveis internacionais exercem papéis similares, com EUA10Y, IC_BR e SP500 sendo significativos e com impactos positivos em vários modelos, refletindo como o mercado brasileiro de dividendos é sensível à fatores externos. O IC_BR possui resultado coerente e esperado, dado que o IDIV possui várias empresas exportadoras de commodities, fazendo com que elas aumentem o lucro em momentos de preços elevados. Apesar do impacto do EUA10Y parecer contraintuitivo à primeira vista, os resultados podem ser explicados por dois motivos. Primeiro, a taxa de juros nos EUA frequentemente sinaliza expectativas de crescimento global ou aumento da inflação (que pode ser ocasionado por preços de commodities elevados), o que pode beneficiar empresas exportadoras brasileiras. Segundo, como as empresas pagadoras de dividendos são conhecidas por fluxo de caixa previsível, tornam-se atrativas em momentos de maior custo de capital global. Investidores, buscando proteção em ativos menos voláteis e com altos dividendos podem enxergar essas empresas como alternativa viável, mesmo em ambiente de juros elevados. Da mesma forma, o SP500 reflete um impacto positivo devido aos fluxos globais, indicando maior apetite dos investidores por ativos de risco.

As variáveis domésticas, como SELIC, EMBI-BR e CAMBIO_REAL, apresentaram comportamento distintos. Os resultados da SELIC são coerentes, significativos em todos os modelos, mas com efeito negativo, semelhante ao IBOV, sugerindo que a política monetária afeta negativamente o mercado acionário brasileiro. De forma

similar, o Risco Brasil representado pelo EMBI-BR também afeta o IDIV negativamente, mas com impacto menor em comparação ao IBOV, o que pode indicar que, em momento de aumento de percepção de risco, os investidores preferem ações mais defensivas. Por sua vez, o CAMBIO_REAL mostrou-se uma variável significativa na explicação do desempenho do IDIV em todos os modelos, sendo positivo nos modelos V e VI e negativo no modelo III, refletindo a sensibilidade das empresas que compõem o índice às flutuações cambiais. A taxa de câmbio real também reflete as condições macroeconômicas do país, como crescimento econômico, inflação e política monetária. Uma taxa de câmbio estável e competitiva tende a favorecer a previsibilidade das empresas, o que é crucial para a manutenção de pagamentos de dividendos regulares, característica central das companhias que compõem o IDIV. Além disso, a taxa de câmbio real também influencia o comportamento dos investidores estrangeiros; a depreciação da moeda local tende a tornar os ativos brasileiros mais baratos, o que pode gerar maior fluxo de capital para o mercado doméstico, valorizando o índice.

Tabela 11 – Vetor de correção de erros com o IDIV

Correção de erros	D(Log (IDIV))	D(Log (PTF_AJUSTADA))	D(Log (EUA10Y))	D(Log (SP500))	D(Log (SELIC))	D(Log (CAMBIO_REAL))	D(Log (IC-BR))	D(Log (EMBI-BR))
Modelo I	0,0132 (0,0098) [1,3446]	0,0239 (0,0055) [4,3402]	-0,0209 (0,0169) [-1,2345]	0,0093 (0,0070) [1,3144]			0,01388 (0,0051) [2,7092]	
Modelo II	0,0186 (0,0099) [1,8773]	0,02899 (0,0054) [5,3060]	-0,0078 (0,0172) [-0,4524]	0,0061 (0,0071) [0,8589]			0,0051 (0,0052) [0,9758]	-0,0417 (0,0182) [-2,2858]
Modelo III	-0,0337 (0,0294) [-1,1475]	0,0395 (0,0168) [2,3531]		-0,0376 (0,0211) [-1,7800]	-0,1384 (0,02546) [-5,4358]	-0,0255 (0,01435) [-1,7766]	-0,0287 (0,0155) [-1,8546]	
Modelo IV	0,0088 (0,0131) [0,6761]	0,0330 (0,0072) [4,5572]		-0,0124 (0,0094) [-1,3223]	-0,0361 (0,0121) [-2,9672]			-0,0516 (0,0242) [-2,1264]
Modelo V	0,0082 (0,0072) [1,1493]	0,0201 (0,0039) [5,1082]	0,0097 (0,0126) [0,7738]		-0,0327 (0,0062) [-5,2423]	-0,0009 (0,0035) [-0,2590]		
Modelo VI	0,0099 (0,0055) [1,8094]	0,017 (0,0030) [5,6768]	-0,0058 (0,0096) [-0,6033]			0,0045 (0,0027) [1,6681]	0,0032 (0,0029) [1,0967]	

Fonte: Elaboração própria.

Ao analisar o comportamento das variáveis no curto prazo (Tabela 11), observa-se que a PTF foi consistentemente significativa em todos os modelos, com coeficientes

positivos e valores t elevados, como nos Modelo VI ($t=5,6768$) e V ($t=5,1082$). Isso reflete que a PTF é uma variável importante na especificação do IDIV, tanto no curto quanto no longo prazo. A relação positiva indica que melhorias na produtividade levam a ajustes no índice, confirmando que o IDIV responde a ganhos de eficiência econômica, com impacto direto e robusto.

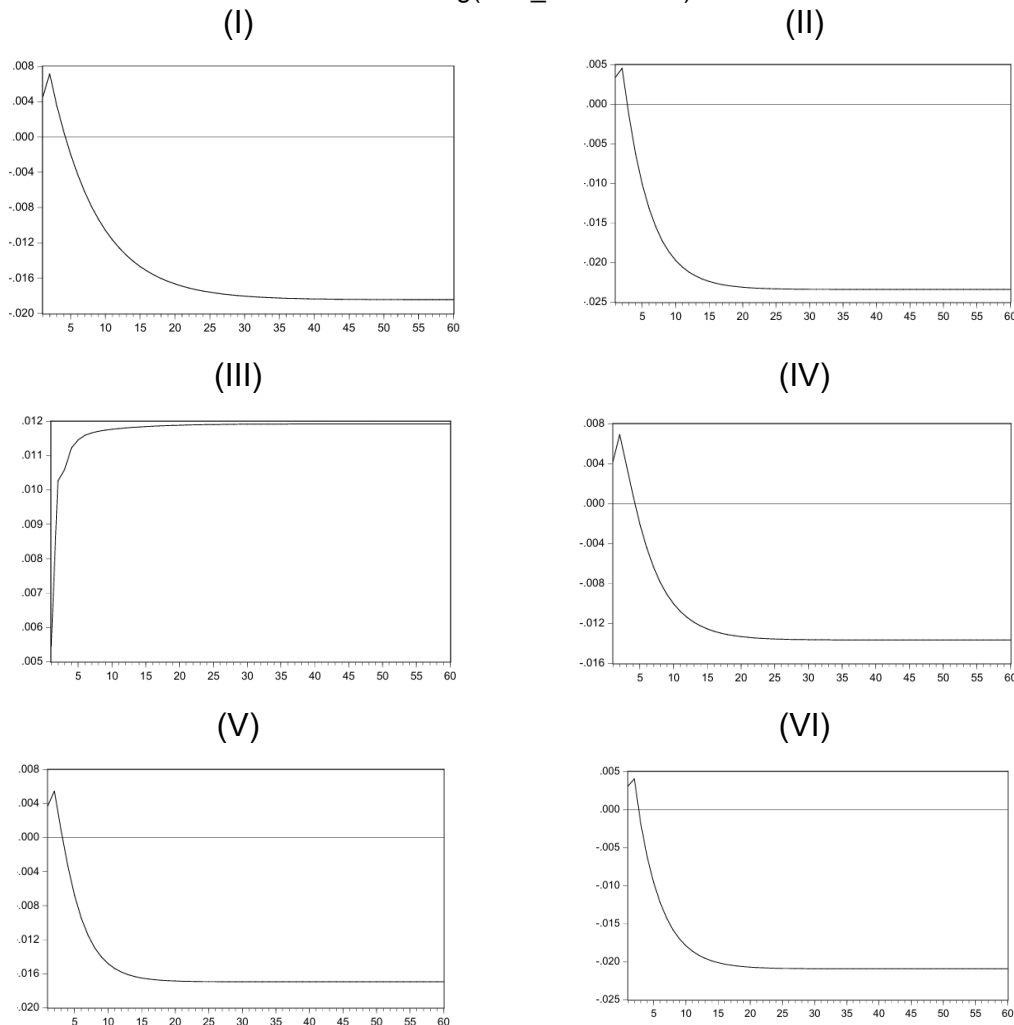
Examinando as variáveis de controle, estas desempenham papéis distintos na dinâmica de curto prazo do IDIV, com a SELIC exibindo coeficientes negativos e significativos, como no Modelo III ($-0,1384$; $t=-5,4358$), refletindo o impacto adverso de juros mais altos sobre o desempenho do índice, tanto pelo aumento do custo de capital quanto pela menor atratividade relativa das ações em comparação à renda fixa. O CAMBIO_REAL não foi significativo nos modelos estimados, assim como EUA10Y e SP500, indicando que, no curto prazo, o IDIV é pouco impactado por fatores externos. Por outro lado, o IC-BR foi significativo no Modelo I ($0,0138$; $t=2,7092$) e o EMBI-BR nos Modelos II ($-0,0417$; $t=-2,2858$) e IV ($-0,0516$; $t=-2,1264$) destacando a sensibilidade do IDIV às condições econômicas globais e ao risco soberano, embora seus impactos sejam mais moderados. Em resumo, a PTF, EMBI-BR e a SELIC se mostraram como as variáveis de impacto no curto prazo, similar aos resultados encontrados nos modelos do IBOV, que além destas, é impactado pelo IC-BR.

Para complementar o estudo, foram analisados as FIRs, e, em todos os Modelos, observa-se uma resposta inicial positiva nos primeiros períodos, com amplitudes variando entre 0,005 e 0,008, indicando que os ganhos de produtividade são percebidos pelo mercado como um sinal de eficiência operacional e maior capacidade de geração de lucros pelas empresas que compõem o índice.

Os Modelos I, II, IV, V e VI exibem um padrão transitório, com uma resposta negativa após o impacto inicial. Nos períodos seguintes, a resposta negativa intensifica-se, atingindo seu ponto mínimo entre $-0,016$ e $-0,022$, geralmente no 10º ao 15º período, antes de estabilizar-se gradualmente. Esse comportamento é bem semelhante aos resultados encontrados do IBOV, indicando que uma inovação na PTF gera um desempenho inicial no mercado, mas esse efeito se dissipa rapidamente (Figura 3).

Por outro lado, o Modelo III apresenta um comportamento distinto, com uma resposta positiva permanente. Após o impacto inicial, o IDIV convergiu para um novo equilíbrio mais elevado (0,012), refletindo a absorção de ganhos de produtividade como um fator estrutural de valorização no longo prazo.

Figura 3 – Funções Impulso-Resposta (FIRs) com Resposta do Log(IDIV) a Choques do Log(PTF_AJUSTADA)

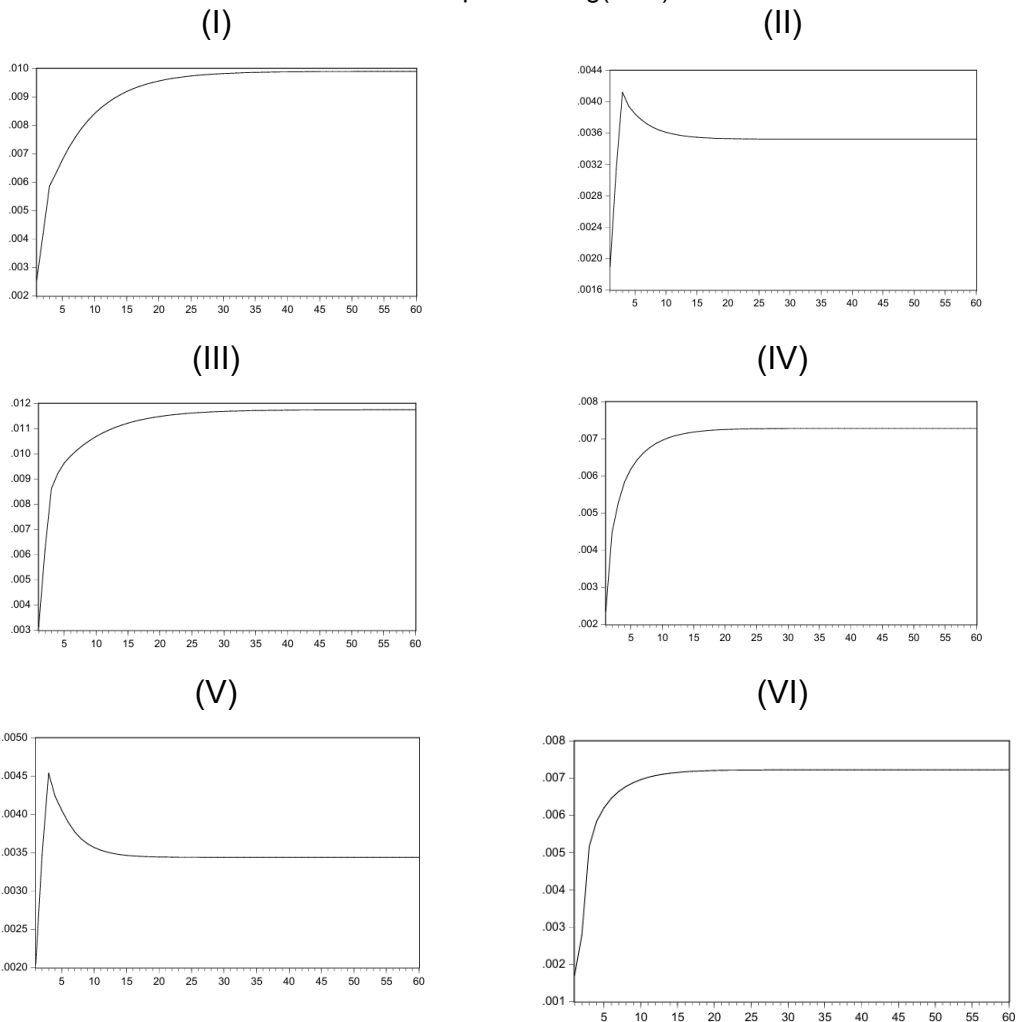


Fonte: Elaboração própria com resultados do Eviews.

Quando analisada a resposta da PTF a choques exógenos no IDIV (Figura 4), todos os Modelos (I, II, III, IV, V e VI) apresentam uma resposta inicial positiva da PTF a um choque no IDIV, com amplitudes variando entre 0,004 e 0,008 nos primeiros períodos. Nos Modelos II, IV e V, a FIR revela uma estabilização em um novo equilíbrio permanente moderado. Essa estabilização ocorre rapidamente, geralmente após o 15º período, sugerindo que os impactos de choques no IDIV sobre a PTF são

absorvidos de maneira incremental. Funções impulso-resposta (FIR) com resposta do PTF a choques do IDIV

Figura 4 – Funções Impulso-Resposta (FIRs) com Resposta do Log(PTF_AJUSTADA) a Choques do Log(IDIV)



Fonte: Elaboração própria com resultados do Eviews.

De modo geral, os resultados indicam que o melhor desempenho do IDIV gera um ganho de produtividade inicial e que há a permanência do choque ao longo tempo. A resposta é similar ao resultado encontrado no IBOV. Isso sugere que o desempenho das ações de dividendos no Brasil também pode antecipar ganhos de produtividade na economia brasileira.

4.3.3 SMLL e a PTF

Nesta seção, serão apresentados os resultados das estimações realizadas para os seis modelos que exploram a relação entre a PTF e o Índice de Smallcaps (SMLL). O SMLL reflete o desempenho médio das empresas com menor valor de mercado, características que podem influenciar a interação com a PTF, dado que o índice reflete a realidade de empresas menores, se comparado ao IBOV e IDIV, e é mais concentrado em setores com maior exposição à dinâmica doméstica.

Esses modelos de negócio podem significar maior sensibilidade aos momentos de ganho de produtividade, dado que essas empresas podem ser mais ágeis para responder a mudanças no ambiente produtivo. Melhoras na PTF criam oportunidades para que essas empresas ajustem suas operações e aproveitem vantagens competitivas. Além disso, um ambiente econômico com alta produtividade aumenta a confiança dos investidores, refletindo-se em maior liquidez e valorização das ações de empresas menores.

Embora o arcabouço do modelo VAR-VEC seja caracterizado por um sistema de equações simultâneas, a apresentação da equação de cointegração permite uma síntese da relação de equilíbrio de longo prazo capturada pelo sistema. A equação geral do modelo pode ser representada da seguinte forma:

$$SMLL_t = \beta_0 + \beta_1 PTF_AJUSTADA_t + \beta_2 CAMBIO_REAL_t + \beta_3 SP500_t + \beta_4 SELIC_t + \beta_5 EUA10Y_t + \beta_6 EMBI - BR_t + \varepsilon_t \quad (38)$$

As estimações foram iniciadas com os testes para determinar a defasagem a ser utilizada. Da mesma forma que nas seções anteriores, foram utilizados os critérios de Akaike (AIC), de Hannan-Quinn (HQ) e de Schwarz (SC) foram os escolhidos, apresentados na Tabela 12.

Tabela 12 – Critérios de defasagem para modelos com o SMLL

Modelo	Defasagens			Defasagem utilizada
	AIC	SC	HQ	
I	4	1	1	1
II	2	1	1	1
III	1	1	1	1
IV	4	1	2	1
V	2	1	1	1

VI	4	1	1	1
----	---	---	---	---

Fonte: Elaboração própria.

Como todos os modelos apresentaram melhor ajuste com apenas uma defasagem, foram testados com um lag. A partir de então, iniciou-se o processo de cointegração entre as variáveis com teste de Johansen. Ao nível de significância de 10%, todos os modelos rejeitam a hipótese de inexistência de cointegração e demonstram há pelo menos um vetor de cointegração entre as séries para todos os modelos, como demonstrado na Tabela 13.

Tabela 13 – Teste de Johansen para os modelos com o SMLL

Modelo	Autovalor	Teste de Traço		Teste de Máximo Valor	
		Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
I	0,1675	82,2879	0,0655*	37,9555	0,0348*
	0,0964	44,3323	0,5038	20,9865	0,4579
	0,0623	23,3457	0,7429	13,3309	0,6629
II	0,1530	76,5087	0,0542*	34,3769	0,0562*
	0,0815	42,1318	0,3679	17,6064	0,6093
	0,0595	24,5253	0,4294	12,6999	0,5861
III	0,1254	57,2321	0,0255**	27,7489	0,0637*
	0,0749	29,4852	0,1811	16,1291	0,2892
	0,0511	13,3560	0,3361	10,8659	0,2619
IV	0,2561	137,6776	0,0015***	61,2668	0,0004***
	0,1312	76,4107	0,279	29,1333	0,3798
	0,0902	47,2774	0,5398	19,5785	0,6852
V	0,1778	111,3720	0,0145**	40,5311	0,0558*
	0,1418	70,8408	0,1339	31,6717	0,113
	0,0825	39,1690	0,5125	17,8259	0,5906
VI	0,2245	96,3521	0,0128**	52,6319	0,0006***
	0,0954	43,7202	0,7049	20,7589	0,5916
	0,0540	22,9612	0,8794	11,5088	0,9012

Fonte: Elabora própria a partir das estimações do Eviews.

Depois de encontrar a quantidade de vetores de cointegração, foram estimados os modelos VEC, conforme descrito na Tabela 14. Da mesma maneira que nas seções anteriores, a PTF_AJUSTADA é significativa em todos os modelos sendo a variável que mais impacta o SML. Isso corrobora a hipótese central de que ganhos de produtividade permitem maior lucro para as empresas e, por consequência, geram retorno no mercado acionário. O que difere do IBOV e do IDIV, é que o impacto é maior e oscila mais, dependendo da especificação, demonstrando que ganhos de produtividade podem impactar o retorno do SMLL com coeficientes variando de 1,0148

a 48,7815. Essa variabilidade pode estar associada ao perfil do índice, que tem uma volatilidade maior, capturando diferentes efeitos a depender das variáveis incluídas no modelo.

Tabela 14 – Estimativas do VEC para o SMLL

Variáveis	Especificações					
	Modelo I	Modelo II	Modelo III	Modelo IV	Modelo V	Modelo VI
Log (PTF_AJUSTADA)	1,0148 (0,3855) [2,63242]	10,8157 (1,7397) [6,2170]	8,9780 (1,5814) [5,6771]	21,9535 (3,3199) [6,6126]	30,1069 (5,0677) [5,9408]	48,7815 (6,7656) [7,2102]
Log (EUA10Y)	0,8070 (0,2545) [3,1708]	0,7717 (0,3076) [2,5081]			3,6878 (0,8201) [4,4965]	
Log (SP500)	-1,4231 (0,5087) [2,7975]	1,4414 (0,3027) [-4,7621]	1,0901 (0,2800) [-3,8923]	4,0038 (1,2227) [1,5800]		14,5539 (2,5025) [-5,8156]
Log (SELIC)	-0,3139 (0,2187) [-1,4354]			-1,0876 (0,4584) [-2,3721]		0,0364 (0,8817) [-0,0413]
Log (CAMBIO_REAL)				-2,9100 (1,8417) [-1,5800]	9,5709 (2,7907) [3,4295]	
Log (IC-BR)	2,5685 (0,5528) [4,6456]			6,4537 (1,6266) [3,9674]	-0,7888 (1,1349) [-0,6950]	
Log (EMBI-BR)		-1,2053 (0,4541) [-2,6543]	-1,4079 (0,4719) [-2,9834]		-2,6501 (1,0429) [-2,5410]	-4,5001 (1,601) [-2,8098]
TREND				-0,0670 (0,0107) [-6,2673]	-	-0,0990 (2,5025) [5,8156]
C	-	-49,0996 (8,8568) [-5,5437]	-35,8529 (7,3345) [-4,8882]	-136,7303	-164,8314 -29,9046 [-5,5119]	-299,0522
Akaike AIC	-18,3981	-12,9785	-11,3372	-21,6183	-17,9880	-14,2111

Fonte: Elaboração própria com os resultados do Eviews.

Vale ressaltar que fatores externos como SP500 e EUA10Y foram significativos e positivos em todos os modelos, indicando que o mercado internacional afeta diretamente o desempenho do índice. A relação do SMLL com o SP500 é intuitiva e, diferente do IBOV, que nem sempre é positiva, demonstra que em momentos de maior apetite a risco do mercado internacional, as empresas brasileiras de menor

capitalização se beneficiam de fluxo de capital. O comportamento do EUA10Y é contraintuitivo, mas coerente com os resultados encontrados nos outros índices, sendo uma variável de controle significativa em praticamente todos os índices e com uma relação positiva. Isso pode ser explicado pelo fato de que juros internacionais elevados indicam atividade econômica global aquecida, o que possibilita mais lucros e geração de caixa para as empresas.

Similar aos juros internacionais, o EMBI-BR também foi significativo nos modelos e com coeficiente negativo, variando de -1,2% à -4,5%, dependendo da especificação. É um resultado coerente, visto que em momentos de maior percepção de risco da economia brasileira, os investidores vendem suas posições em ações, e, por consequência, afeta o desempenho de empresas com menor capitalização.

As outras variáveis apresentaram resultados mistos, com a SELIC sendo significativa e com coeficiente negativo de 1,08% apenas no Modelo IV, um resultado coerente com o esperado, dado que em momentos de política monetária mais restritiva prejudicam a performance das empresas. O CAMBIO_REAL foi significativo no Modelo V, com coeficiente relevante, impactando o SMLL em 9,57% a cada variação de 1%. Na mesma linha, o IC-BR também se mostrou relevante para o desempenho do índice, visto que os Modelos I e IV foram significativos e com coeficientes elevados, 2,5% e 6,45%, respectivamente. Apesar do SMLL refletir mais a dinâmica doméstica, a presença de empresas exportadoras e a forte presença das commodities na economia brasileira, fazem com que, mesmo com uma exposição direta menor a fatores externos, eles ainda sejam relevantes para o desempenho do índice no longo prazo.

A análise dos vetores de correção de erro dos seis modelos (Tabela 15) indica uma forte influência da PTF, com coeficientes positivos e significativos, com efeito mais relevante nos Modelos II (0,0201; $t=4,98700$) e III (0,0181; $t= 4,0880$). Esses resultados sugerem que ganhos de produtividade exercem um impacto positivo, promovendo ajustes em direção ao equilíbrio de longo prazo.

Tabela 15 – Vetor de correção de erros para o índice SMLL

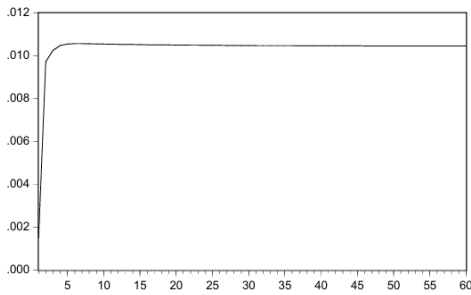
Correção de erros	D(Log (SMLL))	D(Log (PTF_AJUSTADA))	D(Log (EUA10Y))	D(Log (SP500))	D(Log (SELIC))	D(Log (CAMBIO_REAL))	D(Log (IC-BR))	D(Log (EMBI-BR))
Modelo I	-0,0242 (0,01094) [-2,2122]	0,0042 (0,0055) [0,7654]	-0,0251 (0,0163) [-1,5368]	0,0053 (0,0068) [0,7862]	-0,0108 (0,0089) [-1,2119]		0,0235 (0,0048) [4,8458]	
Modelo II	0,0113 (0,0085) [1,3352]	0,0201 (0,0040) [4,9870]	-0,0002 (0,0126) [-0,0178]	0,0017 (0,0052) [0,3405]				-0,0417 (0,0131) [-3,1850]
Modelo III	0,0046 (0,0093) [0,4949]	0,0181 (0,0044) [4,0880]		-0,0046 (0,0056) [-0,8323]				-0,0444 (0,0141) [-3,1349]
Modelo IV	0,0084 (0,0039) [2,1497]	0,0066 (0,0019) [3,4672]		0,0006 (0,0024) [0,2770]	-0,0187 (0,0028) [-6,6387]	-0,0013 (0,0016) [-0,8223]	-0,0019 (0,0017) [-1,0995]	
Modelo V	0,0008 (0,0033) [0,2560]	0,0084 (0,0015) [5,4441]	-0,0011 (0,0049) [-0,2332]			0,0021 (0,0049) [-0,2332]	0,0018 (0,0015) [1,2260]	-0,0162 (0,0050) [-3,2153]
Modelo VI	0,0043 (0,0019) [2,2589]	0,0038 (0,0009) [4,1337]		0,0004 (0,0011) [0,3941]	-0,0063 (0,0015) [-3,2924]			-0,0099 (0,0030) [-3,2924]

Fonte: Elaboração própria.

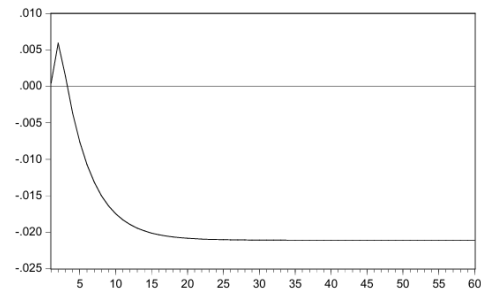
A influência das condições macroeconômicas foi evidente, com destaque para a SELIC (Modelos IV e VI) e o EMBI-BR (Modelos II, III, V e VI), com impactos negativos e significativos, evidenciando a sensibilidade do SMLL à política monetária e ao aumento da percepção do risco dos ativos brasileiros. Por outro lado, o IC-BR foi significativo apenas no Modelo I, com coeficiente positivo (0,0235; $t = 4,8458$), indicando que condições econômicas globais afetam o SMLL no curto prazo.

Ao realizar os impulsos a partir das FIR (Figura 5), os Modelos I, II, III e V apresentam impacto positivo nos primeiros períodos, com pico variando entre 0,08 e 0,11, refletindo um efeito imediato de ganhos de produtividade no desempenho do SMLL. No entanto, ao longo do tempo, os efeitos tornam-se negativos (com exceção do Modelo I) e similares às respostas dos Modelos IV e VI, que possuem uma trajetória negativa em todo o período.

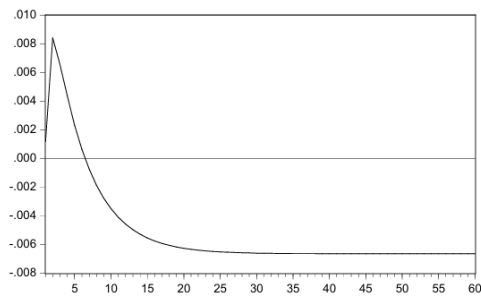
Figura 5 – Funções Impulso-Resposta (FIRs) com Resposta do SMLL a Choques da PTF
(I) (II)



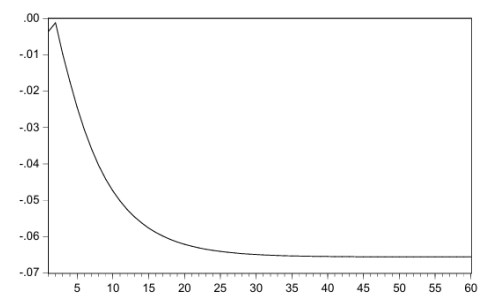
(III)



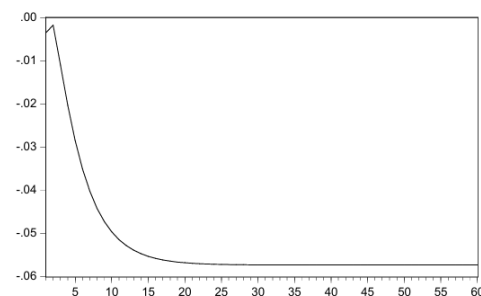
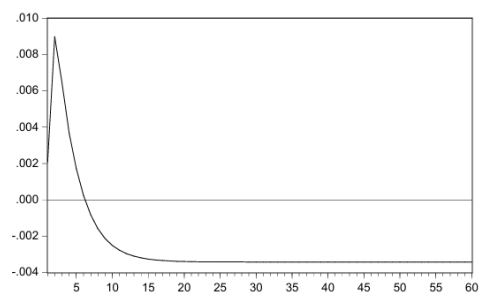
(IV)



(V)



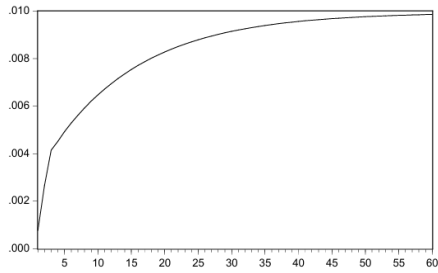
(VI)



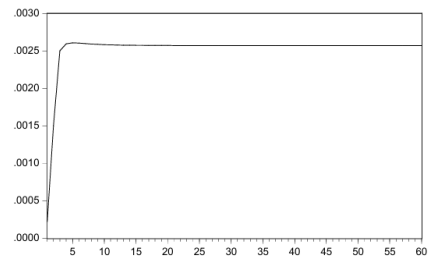
Fonte: Elaboração própria.

De forma geral, as FIRs destacam que o impacto da produtividade ajustada sobre o SMLL é complexo e dependente da especificação do modelo. Enquanto ganhos de curto prazo são observados em alguns modelos, os equilíbrios negativos predominam, sugerindo que as empresas menores enfrentam maior dificuldade em capitalizar os benefícios da produtividade no longo prazo.

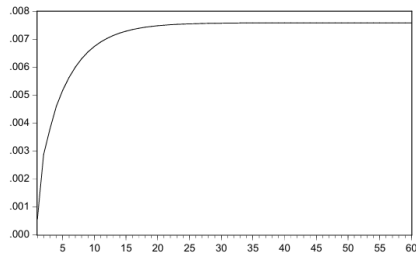
Figura 6 – Funções Impulso-Resposta (FIRs) com Resposta da PTF a Choques do SMLL
(I) (II)



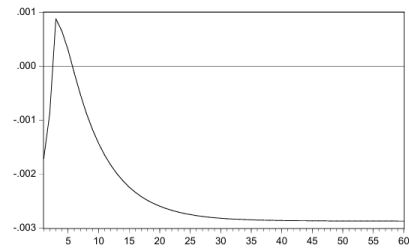
(III)



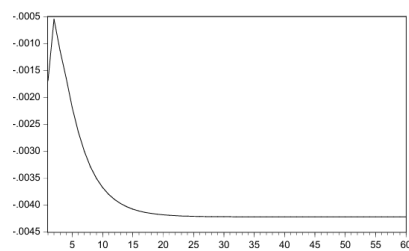
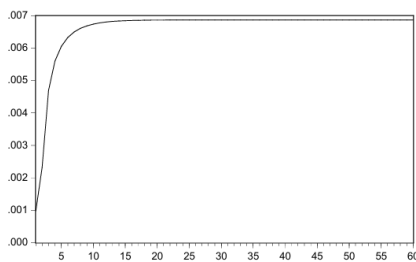
(IV)



(V)



(VI)



Fonte: Elaboração própria.

Ao realizar o impulso no sentido contrário (Figura 6), gerando uma inovação no SMLL para analisar a resposta na PTF, os Modelos I, III e V apresentam respostas positivas e com impacto crescente, sugerindo que uma valorização do SMLL promove ganhos de produtividade permanentes. Já os Modelos IV e VI apresentam resultados negativos, com um pico inicial e posterior estabilização negativa no longo prazo.

No caso do SMLL, os resultados são mais mistos e variam de acordo com a especificação, indicando que as variáveis macroeconômicas podem interferir na intensidade e permanência dos ganhos de produtividade. Isso vai ao encontro da hipótese de que empresas menores são mais sujeitas aos ciclos econômicos, podendo responder de maneira diferente dependendo do momento.

5 CONCLUSÃO

Esta dissertação examinou a relação entre a Produtividade Total dos Fatores (PTF) e os índices do mercado acionário brasileiro, representados pelo IBOV, SMLL e IDIV. Os resultados obtidos, utilizando modelos VAR-VEC, demonstraram que choques positivos na PTF influenciam positivamente o mercado acionário, embora que maneira distinta, com maior consistência no resultado das estimações nos índices IBOV e IDIV. O impacto no SMLL, mostrou-se mais volátil, dependendo da especificação do modelo, apresentando mais sensibilidade à inclusão de macroeconômicas.

As evidências encontradas reforçam a hipótese teórica de que ganhos de produtividade promovem maior lucratividade nas empresas e, por consequência, geram retornos no mercado acionário. Além disso, ao analisar o choque dos índices de mercado na PTF, todos os modelos respondem de forma positiva e com ganhos de produtividade permanente no longo prazo, sugerindo que o mercado acionário pode ser um catalizador de produtividade na economia brasileira. Isso pode ser explicado pelo fato de que, em momentos de bom desempenho, as empresas emitem dívidas e novas ações no mercado em condições mais atrativas e, com isso, investem em projetos que geram eficiência em suas operações, melhorando a produtividade como um todo.

Essas evidências estão alinhadas com a literatura revisada, especialmente com os trabalhos de Chun, Kim e Morck (2013), que destacam a importância da PTF no retorno das firmas, e de Imrohoroglu e Tüzel (2013), que mostram que as firmas mais produtivas tendem a apresentar menores prêmios de risco e maior atratividade de mercado. Os resultados também corroboram com Avouyi-Dovi e Matheron (2006), evidenciando que os preços das ações podem atuar como indicadores antecedentes do crescimento da produtividade, revelando a importância do mercado de capitais no sinal de expectativas de mercado. No entanto, diferentemente de Hiroki, Iwatsubo e Watkins (2021), que identificaram prêmios específicos para empresas de alta produtividade, os dados brasileiros sugerem que o impacto da PTF se distribui de forma heterogênea entre os setores representados pelos diferentes índices acionários.

Futuros trabalhos podem ampliar a análise, incluindo outros índices setoriais, o ajuste pelo capital humano e variáveis relacionadas à governança corporativa e à inovação tecnológica. Isso permitirá avançar na compreensão de como os diferentes setores e empresas se relacionam com a produtividade.

A contribuição desta pesquisa está em evidenciar a relevância da PTF como um fator importante para o desempenho do mercado acionário no Brasil, particularmente ao integrar a análise com índices representativos de diferentes perfis setoriais. Dessa maneira, o trabalho contribui com a literatura nacional sobre o mercado de capitais e fornece subsídios importantes para o desenvolvimento de políticas e estratégias de investimento focadas na promoção da eficiência produtiva e no fortalecimento do mercado de capitais.

REFERÊNCIAS

- ANAGNOSTOPOULOS, A.; et al. Cross country stock market comovement: A macro perspective. **Journal of Monetary Economics**, v. 130, p. 34-48, 2022.
- AVOUYI-DOVI, Sanvi; MATHERON, Julien. Productivity and stock prices. **Financial Stability Review**, Banque de France, n. 8, p. 81-92, maio 2006.
- BARBOSA FILHO, Fernando de Holanda; PESSÔA, Samuel de Abreu. Pessoal ocupado e jornada de trabalho: uma releitura da evolução da produtividade no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 68, n. 2, p. 149–169, abr./jun. 2014. Disponível em: <<http://www.rbe.econ.br>>. Acesso em: 02 dez. 2024.
- BARBOSA FILHO, Fernando de Holanda; PESSÔA, Samuel de Abreu; VELOSO, Fernando A. Evolução da Produtividade Total dos Fatores na Economia Brasileira com Ênfase no Capital Humano – 1992-2007. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 64, n. 2, p. 91-113, abr./jun. 2010.
- BERNADELLI, L. V., & de CASTRO, G. H. L.. Mercado acionário e variáveis macroeconômicas: evidências para o Brasil. **Revista Catarinense de Ciência Contábil**, 2020.
- BJORNLAND, Hilde C.; LEITEMO, Kai. **Identifying the interdependence between US monetary policy and the stock market**. Bank of Finland Research Discussion Papers, No. 17/2005. Helsinki: Bank of Finland, 2005.
- BONELLI, Regis; BACHA, Edmar L. Crescimento Brasileiro Revisitado. **Instituto de Estudos de Política Econômica / IEPE – Casa das Garças**, Rio de Janeiro, 2011.
- BOSWORTH, Barry P.; COLLINS, Susan M. The empirics of growth: an update. **Brookings Papers on Economic Activity**, [s.l.], n. 2, p. 113-206, 2003.
- BUENO, Rodrigo de Losso da Silveira. **Econometria de séries temporais**. 1. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- CAMPBELL, J. Y.; PERRON, P. **Pitfalls and opportunities**: what macroeconomists should know about unit roots. In: BLANCHARD, O. J.; FISCHER, S. (Ed.). **NBER Macroeconomics annual**. Cambridge, CA: The MIT Press, 1991. p. 141-201.
- CAVALCANTE, Luiz Ricardo; DE NEGRI, Fernanda. Produtividade no Brasil: uma análise do período recente. Rio de Janeiro: **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)**, 2014. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 12 nov. 2024.
- CHEN, Nai-Fu; ROLL, Richard; ROSS, Stephen A. Economic Forces and the Stock Market. **Journal of Business**, v. 59, n. 3, p. 383–403, 1986.

CHUN, Hyunbae; KIM, Jung-Wook; MORCK, Randall. Productivity Growth and Stock Returns: Firm- and Aggregate-Level Analyses. NBER Working Paper No. 19462, **National Bureau of Economic Research**, 2013.

CRAVINO, J.; LEVCHENKO, A. A. Multinational firms and international business cycle transmission. **NBER Working Paper Series**, n. 22498, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA, ago. 2016.

DE NEGRI, Fernanda; CAVALCANTE, Luiz Ricardo. Os dilemas e os desafios da produtividade no Brasil. In: DE NEGRI, Fernanda; CAVALCANTE, Luiz Ricardo (orgs.). **Produtividade no Brasil: desempenho e determinantes**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – Ipea, 2014. p. 15–32.

DUTZ, Mark A. **Jobs and Growth: Brazil's Productivity Agenda**. International Development in Focus. Washington, DC: World Bank, 2018.

EK, C.; WU, G. L. Investment-cash flow sensitivities and capital misallocation. **Journal of Development Economics**, v. 133, p. 220-230, 2018.

ELLERY JR, Roberto. Produtividade Total dos Fatores no Brasil no Período Pós-Reformas. **Economia Aplicada**, v. 21, n. 4, p. 617-633, 2017.

_____. Desafios para o cálculo da produtividade total dos fatores. In: DE NEGRI, Fernanda; CAVALCANTE, Luiz Ricardo (Org.). **Produtividade no Brasil: desempenho e determinantes**. Brasília: ABDI; Ipea, 2014. p. 53-86.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series** (2nd ed.). John Wiley & Sons, 2004.

FAMA, Eugene F. Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money. **American Economic Association**. Vol. 71, No. 4 ,set., 1981, pp. 545-565. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/1806180>>. Acesso em: 11 out. 2024.

GOMES, V.; PESSÔA, S. A.; VELOSO, F. A. Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira: uma análise comparativa. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 33, n. 3, p. 389-434, 2003.

GROPPO, Gustavo de Souza. **Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa**. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – ESALQ, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.

_____. Relação dinâmica entre o Ibovespa e variáveis de política monetária. **RAE**, [s.l.], v. 46, Edição Especial Minas Gerais, p. 72-85, 2006.

HALL, Robert. E. The Relation between price and marginal cost in U.S. Industry. **Journal of Political Economy**, v. 96, n. 5, p. 921-947, 1988.

HE, Yiyao. Heterogeneous stock traders, endogenous bubbles, and economic fluctuations. **Finance Research Letters**, [s.l.], v. 47, p. 102607, 2022.

HIROKI, T.; IWATSUBO, K.; WATKINS, C. Does Firm-Level Productivity Predict Stock Returns?. Graduate School of Economics, Kobe University; Monex, Inc.; **Akita International University**, 2021.

IMROHOROGLU, Ayse; TUZEL, Selale. **Firm Level Productivity: Risk, and Return**, January, 2013. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1770264>>. Acesso em: 02 dez. 2024.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

JONES, Charles I. **Introdução à teoria do crescimento econômico**. 4. ed. Rio de Janeiro: Campus, 1997.

KIRK, R. E. Practical Significance: A Concept Whose Time Has Come. *Educational and Psychological Measurement*, 56(5), 746-759, 1996.

LIMA, Diego Araujo de. **Uma análise do desempenho da produtividade total dos fatores na economia brasileira no período 1950-2018**. 2023. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2023.

MANKIW, N. Gregory; ROMER, David; WEIL, David N. Contribution to the Empirics of Economic Growth. **The Quarterly Journal of Economics**, [S.l.], v. 107, n. 2, p. 407-437, May 1992.

MIAO, Jianjun; WANG, Pengfei. Bubbles and total factor productivity. **American Economic Review**, [s.l.], v. 102, n. 3, p. 82-89, abr. 2012

NUNES, M. S, COSTA JUNIOR, N. C. A da., MEUER, R. A Relação entre o Mercado de Ações e as Variáveis Macroeconômicas: Uma Análise Econométrica para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia - RBE**, 2005.

ONGARO, A., Migliorati, S., et al. Testing practical relevance of treatment effects. **Stat Papers**, 65, 4121–4145, 2024.

PIMENTA JÚNIOR, T., HIGUCHI, R. H., Variáveis Macroeconômicas e o Ibovespa: Um Estudo da Relação de Causalidade, **Revista Eletrônica de Administração – REAd**, Edição 60, Vol 14, N° 2, 2008.

PIMENTA JÚNIOR, Tabajara; SCHERMA, Fábio Roberto. **Um estudo da influência entre o dólar e o Ibovespa no período 1999–2003**. *Gestão.Org*, v. 3, n. 1, p. 19-25, jan./abr. 2005. Disponível em:< <http://www.gestaoorg.dca.ufpe.br>>. Acesso em: 11 dez. 2024.

REIS, Alexandre. **A evolução da produtividade total dos fatores da economia brasileira: 1955-2003**. 2008. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2008.

ROMER, P. M., Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, 1986.

SALISU, Afees A.; DEMIRER, Riza; GUPTA, Rangan. Technological shocks and stock market volatility over a century. **Journal of Empirical Finance**, v. 80, p. 121–138, 2024.

SIMS, C. A., STOCK, J. H., & WATSON, M. W. Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. **Econometrica**, 58(1), 113-144, 1990.

SOARES, L. W. V., FIRME, V. A, C., LIMA JUNIOR, L. A. O impacto da política monetária no mercado de ações brasileiro, **Brazilian Review of Finance**, Rio de Janeiro, Vol 19, No 1, pp. 70-96, 2021.

SOLOW, Robert M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, fev. 1956.

_____. Technical Change and the Aggregate Production Function. **The Review of Economics and Statistics**, v. 39, n. 3, p. 312-320, ago. 1957.

VELOSO, Fernando; et al. Evolução do índice de capital humano anual para a economia brasileira: 1995-2022. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 54, n. 2, e53575423, 2024. Disponível em: <<https://doi.org/10.1590/1980-53575423fjfa>>. Acesso em: 02 dez. 2024.