



Universidade de Brasília

Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas

Departamento de Administração

MARCELO LEMES ASSIS

**DIVERSIFICAÇÃO INTERNACIONAL DE INVESTIMENTOS  
NO BRASIL: Análise Comparativa entre ETFs e Fundos  
Mútuos Referenciados**

Brasília - DF

2020

MARCELO LEMES ASSIS

**DIVERSIFICAÇÃO INTERNACIONAL DE INVESTIMENTOS  
NO BRASIL: Análise Comparativa entre ETFs e Fundos  
Mútuos Referenciados**

Projeto de monografia apresentado ao Departamento de Administração como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Administração, pela Universidade de Brasília (UnB).

Professor Orientador: Prof. Dr. Ivan Ricardo Gartner

Brasília - DF

2020

Assis, Marcelo Lemes

Diversificação Internacional no Brasil: Análise Comparativa entre ETFs e Fundos Mútuos Referenciados.

/Brasília, 2020.

Monografia (bacharelado) - Universidade de Brasília, Departamento de Administração, 2020.

Orientador: Prof. Dr. Ivan Ricardo Gartner, Departamento de Administração.

1. Diversificação internacional. 2. ETF. 3. Fundos de Investimento. 4. Risco e Retorno. 5. S&P 500

MARCELO LEMES ASSIS

**DIVERSIFICAÇÃO INTERNACIONAL DE INVESTIMENTOS  
NO BRASIL: Análise Comparativa entre ETFs e Fundos  
Mútuos Referenciados**

A Comissão Examinadora, abaixo identificada, aprova o Trabalho de Conclusão do  
Curso de Administração da Universidade de Brasília do aluno

**Marcelo Lemes Assis**

Dr. Ivan Ricardo Gartner  
Professor – Orientador

Daniel Tavares de Castro  
Professor – Examinador

Felipe Vilhena Antunes Amaral  
Professor – Examinador

Brasília, 03 de dezembro de 2020

## AGRADECIMENTOS

Agradeço à minha família, a qual construiu a base necessária para esta conquista, com ênfase à minha mãe e ao meu pai que com amor sempre me guiaram.

Agradeço a todos os professores que tive durante os anos por me proporcionarem o conhecimento que levarei durante toda minha vida, com agradecimento especial ao professor Ivan Ricardo Gartner por todo apoio e orientação durante a construção desta pesquisa.

Agradeço aos meus amigos de São Paulo e Brasília por tornarem meus dias mais felizes, assim como pela confiança e paciência durante todo este trajeto.

Agradeço a tudo e a todos que de alguma forma contribuíram para este dia.

## RESUMO

Esta pesquisa avaliou a relação risco e retorno para os ETFs IVVB11 e SPXI11 e doze fundos mútuos que possuem em sua política de investimento o objetivo de acompanhar ou superar o índice americano S&P 500, com o objetivo de determinar qual modalidade de investimento obteve o melhor *trade-off*. Para alcançar o objetivo foi adotada a metodologia de pesquisa descritiva, utilizando de modelagem econométrica, indicadores de desempenho e estatística descritiva. Retornos diários foram computados para o período de 02 de abril de 2018 até 06 de novembro de 2020. Neste período foram observados ganhos significativos para todas os fundos contando com um risco consideravelmente inferior ao do IBOVESPA. Notou-se também o papel decisivo da variação cambial para o desempenho dos fundos, favorecendo os ativos que dela dependiam. Os resultados indicaram superioridade de desempenho dos ETFs para a maioria dos cenários e indicadores frente aos fundos mútuos. Portanto, segundo a metodologia utilizada, os ETFs apresentaram um retorno ajustado ao risco mais favorável que o dos fundos tradicionais.

**Palavras-chave:** Diversificação internacional. ETF. Fundos de Investimento. Risco e Retorno. S&P 500.

## **ABSTRACT**

This research evaluates the risk-return ratio for the ETFs IVVB11 and SPXI11 and twelve mutual funds that have in their investment policy the objective of following or surpassing the American S&P 500 index, with the objective of determining which investment modality offered the trade-off. To achieve the objective, a descriptive research methodology was adopted, using econometric modeling, performance measures and descriptive statistics. The period extends from April 2, 2018 to November 6, 2020, making use of daily returns. In this period, significant gains were observed for all funds with a risk considerably lower than that of the IBOVESPA. The key role of exchange rate variation was also noted for the performance of the funds, favoring the assets that depended on it. The results indicated superior performance of ETFs for most scenarios and indicators compared to mutual funds. Therefore, according to the methodology used, ETFs showed a better risk-adjusted return than that of traditional funds.

**Keywords:** International Diversification. ETF. Investment funds. Risk and Return. S&P 500.

## LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 - Efeito da Correlação .....	20
GRÁFICO 2 - Fronteira eficiente .....	21
GRÁFICO 3 - Correlação entre S&P 500 e IBOVESPA .....	30
GRÁFICO 4 - Retorno Acumulado .....	48
GRÁFICO 5 - Volatilidade Móvel.....	50
GRÁFICO 6 - Histograma grupo A.....	51
GRÁFICO 7 - Histograma grupo B.....	52
GRÁFICO 8 - Histograma grupo C.....	52
GRÁFICO 9 - Retorno versus Desvio-Padrão .....	54

## LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - Dados para fundos de investimento por país em 2019 .....	23
TABELA 2 - Classificação ANBIMA para Fundos de Investimento .....	24
TABELA 3 - Quadro Resumo Dos Estudos Empíricos .....	36
TABELA 4 - Abreviações e Índices .....	44
TABELA 5 - Informações Gerais Fundos da Amostra .....	45
TABELA 6 - Medidas de Tendência Central.....	46
TABELA 7 - Correlação Fundo/Índice .....	47
TABELA 8 - Medidas de Dispersão .....	49
TABELA 9 - Coeficiente de Variação .....	53
TABELA 10 - Índice de Sharpe .....	55
TABELA 11 - Índice de Treynor.....	56
TABELA 12 - Ranking Índice de Treynor .....	57
TABELA 13 - Índice $M^2$ .....	58
TABELA 14 - Ranking Índice $M^2$ .....	59
TABELA 15 - Regressões IBOVESPA .....	60
TABELA 16 - Regressões Índice S&P 500 Cotado em Reais .....	62
TABELA 17 - Regressões Índice S&P 500 Cotado em Dólares .....	65
TABELA 18 - Coeficientes Beta .....	67
TABELA 19 - Coeficientes Alfa Anualizados .....	68
TABELA 20 - Ranking Coeficientes Alfa .....	69

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

a.a - Ao ano

a.d - Ao dia

a.m - Ao mês

ANBIMA - Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais

B3 - Brasil Bolsa Balcão

BACEN - Banco Central do Brasil

BDR - Brazilian Depositary Receipts

BOVA11 - iShares Ibovespa fundo de índice

BRAX11 - iShares IBrX-Índice Brasil fundo de índice

BRL - Real brasileiro

CAPM - Capital Asset Pricing Model

CV - Coeficiente de Variação

CVM - Comissão de Valores Mobiliários

EQM - Erro quadrático médio

ETF - Exchange-Traded Funds

FGV - Fundação Getúlio Vargas

IBOVESPA - Índice BOVESPA

IBrX-50 - Índice Brasil 50

IBrX-100 - Índice Brasil 100

IVVB11 - iShares S&P 500 Fundo de Investimento em Cotas de Fundo de Índice

M<sup>2</sup> - índice M-squared

R<sup>2</sup> - Coeficiente de determinação

S&P - Standard & Poor's

S&P 350 - S&P Europe 350

S&P 500 - S&P 500 Index

SMAL11 - iShares BM&FBOVESPA Small Cap Fundo de Índice

SMLL - índice Small Caps

SPDR - Standard & Poor's depositary receipt

SPX- S&P 500 Index

SPXI11 - It Now S&P 500 ® TRN Fundo de Índice

USD - Dólar americano

# SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO .....	13
1.1	Temática .....	13
1.2	Problemática.....	15
1.3	Objetivo Geral.....	15
1.4	Objetivos Específicos .....	16
1.5	Justificativa .....	16
1.6	Organização do Estudo .....	17
2	FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA.....	18
2.1	Teoria de Carteiras e Estudos Clássicos.....	18
2.1.1	Moderna Teoria do Portfolio.....	18
2.1.2	Fundos de investimento .....	22
2.1.3	Desempenho de fundos de investimento .....	25
2.1.4	Diversificação Internacional .....	29
2.2	Estudos empíricos .....	31
2.2.1	Estudos com Foco nos Mercados Americano e Europeu .....	31
2.2.2	Estudos no Mercado Brasileiro .....	34
2.2.3	Quadro Resumo Dos Estudos Empíricos.....	35
3	METODOLOGIA .....	38
3.1	População e amostra.....	38
3.2	Fontes dos dados .....	39
3.3	Variáveis em estudo .....	40
3.3.1	Fundos Mútuos e ETFs.....	40
3.3.2	Índices de referência e taxa livre de risco .....	40
3.4	Medidas de desempenho .....	41
3.5	Modelagem econométrica .....	42

4	RESULTADOS E ANÁLISE EMPÍRICA .....	44
4.1	Estatística Descritiva .....	46
4.1.1	Medidas de tendência central e de interdependência .....	46
4.1.2	Medidas de dispersão .....	49
4.2	Indicadores de Desempenho .....	53
4.2.1	Coeficiente de Variação .....	53
4.2.2	Índice de Sharpe .....	54
4.2.3	Índice de Treynor .....	56
4.2.4	M-squared .....	57
4.3	Análise de regressão .....	59
4.3.1	IBOVESPA .....	60
4.3.2	S&P 500 Cotado em Reais .....	62
4.3.3	S&P 500 Cotado em Dólares .....	64
4.3.4	Comparação entre as análises .....	66
5	CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES .....	70
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	73
	ANEXOS .....	76
	ANEXO A - Matriz de Correlação GRETL .....	76
	ANEXO B - Quadro de Regressão GRETL .....	78
	ANEXO C - Quadro de Teste de Dickey-Fuller aumentado GRETL.....	93

# 1 INTRODUÇÃO

## 1.1 Temática

A indústria brasileira de fundos de investimento, em novembro de 2019, possuía um patrimônio líquido de 5,36 trilhões de reais, segundo o Anuário da Indústria de Fundos de Investimento disponibilizado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV, 2020). Ainda segundo o anuário, o período de 2016 a 2019 apresentou um crescimento anual médio superior ao registrado nos anos de 2005 a 2015.

Fundos de investimento são uma forma simples para o investidor diversificar seu portfólio, deixando a administração dos recursos a cargo dos gestores profissionais de cada fundo, gestão esta custeada pela cobrança de taxas de administração, carregamento e performance. Cada fundo possui suas próprias características, com diferentes taxas de administração, públicos alvo e diferentes maneiras de se aplicar o patrimônio dos cotistas.

Dentro da categoria de Fundos de investimento se encontra uma forma recente de investimento passivo, os *Exchange-Traded Funds* (ETFs). De uma forma simples pode-se definir o ETF como um instrumento passivo negociado na bolsa de valores que baseia sua rentabilidade em um índice de mercado, sendo um único ativo que propicia ao investidor exposição equivalente à de um portfólio completo (DELLVA, 2001). Segundo Frino e Gallagher (2001) o *Standard & Poor's Depositary Receipts* (SPDR) foi o primeiro ETF do mundo sendo lançado nos Estados Unidos em 1993 com o objetivo de replicar o índice S&P 500<sup>1</sup>.

Atualmente, encontram-se investimentos que buscam replicar ou superar esse índice em outros mercados pelo mundo, sendo uma boa oportunidade de diversificação internacional para investidores que não residem nos Estados Unidos. O estudo de Huang e Lin (2011) buscou avaliar se investimentos estrangeiros indiretos,

---

<sup>1</sup> O S&P 500 é um índice americano amplamente publicado criado pela empresa Standard & Poor's Financial Services LLC que abrange aproximadamente 500 das maiores empresas estadunidenses e é revisado anualmente (BLUME & EDELEN, 2004).

feitos por meio de ETFs, podem substituir investimentos diretos em mercados de capitais estrangeiros como instrumentos para diversificação internacional. Os resultados indicaram que ETFs que espelham índices estrangeiros geram benefício de diversificação internacional com performance igual ao de investimentos diretos. No Brasil são negociados dois ETFs que buscam replicar o índice S&P 500, seus tickers de negociação são IVVB11<sup>2</sup> e SPXI11<sup>3</sup>. Já o mercado de fundos tradicionais possui um maior número de fundos que buscam obter um rendimento semelhante ou superior ao índice S&P 500.

Na literatura estrangeira encontramos estudos que buscam comparar fundos mútuos e ETFs em características como custos para o investidor, habilidade de replicar o indicador alvo, rentabilidade e eficiência tributária. O estudo de Agapova (2010) investiga se ETFs e fundos mútuos americanos indexados ao mesmo índice são substitutos, levantando questões sobre a rentabilidade, custo e efeito clientela, a autora conclui que ambos são substitutos imperfeitos e que os ETFs são uma adição para o mercado com suas características próprias. Blitz, Huij e Swinkels (2012) realizaram seu estudo no mercado europeu investigando a performance dos fundos mútuos e de ETFs atrelados ao mesmo indicador. O estudo obteve resultados consistentes com a literatura e encontra rentabilidade consideravelmente diferente entre os dois tipos de ativos.

No Brasil, em comparação com os estudos sobre fundos de investimento tradicionais, encontram-se poucos estudos sobre ETFs, isto se deve principalmente ao fato de que o ETF brasileiro mais antigo ter sido criado em 2004. A pesquisa realizada por Borges, Eid Jr. e Yoshinaga (2012) compara a rentabilidade dos

---

<sup>2</sup> O ETF IVVB11 criado em 2014 é administrado pela empresa americana BlackRock e busca replicar o índice S&P 500 Brazilian Real Index aplicando seu capital no ETF americano Ishares Core S&P administrado pela mesma empresa (BLACKROCK, 2019).

<sup>3</sup> O ETF SPXI11 criado em 2015 é administrado pela empresa brasileira Itaú e busca replicar o índice S&P 500 Net Total Return incluindo variação cambial aplicando seu capital no ETF americano Vanguard US S&P 500 administrado pela mesma empresa (ITAÚ, 2019).

Exchange-Traded Funds BRAX11<sup>4</sup>, SMAL11<sup>5</sup> e BOVA11<sup>6</sup> à rentabilidade de fundos mútuos que buscam replicar os mesmos índices que estes três ETFs. Os autores encontraram uma rentabilidade superior por parte dos ETFs que se mantiveram no primeiro quartil de retorno anual acumulado em quase todos os períodos.

## 1.2 Problemática

A literatura sobre ETFs brasileiros deixa ainda uma lacuna sobre um distinto tipo de ETF, os ETFs de índice de mercado estrangeiro. Esse tipo traz um benefício único em meio aos outros, o da diversificação internacional.

A falta de literatura nacional específica para a proposta, a necessidade de fornecer informações aos investidores sobre as diferenças de desempenho entre ETFs e fundos tradicionais e a relevância da diversificação internacional criam a oportunidade para um estudo mais específico sobre o tema.

De acordo com os pontos levantados anteriormente, tem-se a seguinte questão de pesquisa: os ETFs que buscam replicar o índice S&P 500 no Brasil obtêm um *trade-off* risco e retorno melhor para os investidores do que os fundos mútuos ativos e passivos que usam do mesmo índice para obter sua rentabilidade?

## 1.3 Objetivo Geral

O objetivo desse estudo é avaliar se os ETFs IVVB11 e SPXI11 conseguem um *trade-off* de risco e retorno melhor que os tradicionais fundos mútuos ativos e passivos que possuem sua política de investimentos associada ao índice S&P 500.

---

<sup>4</sup> Busca refletir o índice Brasil 50 (IBrX 50) que é calculado pela Brasil Bolsa Balcão, conhecida pela sigla B3 (antiga Bm&fBovespa), com o objetivo de representar o desempenho médio dos 50 ativos mais negociados na bolsa brasileira (B3, 2019).

<sup>5</sup> Busca refletir o índice Small Cap (SMLL) também calculado pela B3 e possui o objetivo de representar o desempenho médio de empresas brasileiras na bolsa que possuem menor capitalização (B3, 2019).

<sup>6</sup> Busca refletir o índice IBOVESPA calculado pela B3, sendo o índice mais importante do Brasil, sua composição abrange aproximadamente 80% do volume financeiro do país (B3, 2019).

## 1.4 Objetivos Específicos

Para alcançar o objetivo final desse estudo, os seguintes objetivos específicos foram levantados:

- a) Selecionar fundos mútuos aptos para o escopo da pesquisa;
- b) Mensurar o *trade-off* risco e retorno para todos os fundos;
- c) Aplicar modelagem econométrica necessária para a comparação entre os fundos da amostra;
- d) Comparar os resultados com a literatura existente.

## 1.5 Justificativa

Como relatado nas seções anteriores, os estudos desenvolvidos sobre os ETFs, sobretudo no Brasil, são mais escassos que os sobre fundos mútuos. Pesquisas brasileiras recentes como a de Borges, Eid Jr. e Yoshinaga (2012) não incluíram em seu escopo fundos que propiciam diversificação internacional ao investidor. Até a data do presente estudo não foram encontrados artigos científicos nas bases pesquisadas sobre os dois ETFs brasileiros que espelham o S&P 500, o que evidencia a existência de uma lacuna para esse método de diversificação de risco internacional no meio acadêmico nacional.

Em novembro de 2019 o patrimônio líquido dos ETFs brasileiros correspondia a menos de 0,54% do volume total investido em todas as categorias de fundos de investimento (FGV, 2020). Este dado evidencia a preferência do investidor brasileiro pela modalidade mais antiga de fundos de investimento. Um dos possíveis fatores que podem explicar essa diferença seria a falta de informações disponíveis ao investidor, mais precisamente informações que comparem a performance e risco das duas modalidades, conforme escassez de estudos acadêmicos relatada anteriormente. Portanto, este estudo contribui com o maior entendimento do público geral acerca das diferenças e semelhanças entre fundos mútuos e ETFs brasileiros no mercado atual.

## **1.6 Organização do Estudo**

Este estudo está dividido em cinco partes. A parte um, introdutória, expõe o tema de estudo, os objetivos propostos, a problemática, a questão de pesquisa e os motivos para este estudo. A segunda parte fornece o embasamento teórico necessário para o desenvolvimento do estudo, com teorias clássicas e estudos recentes acerca do tema proposto. Já na terceira parte é descrita a metodologia adotada necessária para alcançar o objetivo central da pesquisa. Na quarta parte são apresentados e discutidos os resultados obtidos, os quais são comparados com a literatura de suporte. A última parte conclui o estudo, apresentando as considerações finais e sugestões para pesquisas futuras.

## 2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

### 2.1 Teoria de Carteiras e Estudos Clássicos

Como exposto na seção anterior, este trabalho busca comparar dois instrumentos financeiros que são compostos pela junção de diferentes ativos, formando assim carteiras de investimentos. Para se obter um bom entendimento sobre estes investimentos se faz necessário compreender os estudos clássicos que fundamentam sua existência.

#### 2.1.1 Moderna Teoria do Portfolio

As ideias contidas no estudo de Harry Markowitz intitulado *Portfolio Selection* do ano de 1952 formam a base para a chamada Moderna Teoria do Portfolio (FABOZZI; GUPTA e MARKOWITZ, 2002). O modelo proposto por Markowitz (1952) quantifica o efeito da diversificação através dos seguintes fatores: retorno, calculado pela média dos retornos históricos de cada um dos ativos; risco, sendo o desvio padrão de cada ação; covariância ou correlação, elemento central do efeito de diversificação, calculado entre todos ativos da carteira, mede o grau de interdependência entre os ativos; e peso, representando a quantidade de cada ativo em relação à soma total da carteira.

Segundo Markowitz (1952) o retorno esperado para uma carteira com  $n$  ativos é obtido pela seguinte equação:

$$\bar{r}_p = \sum_{i=1}^n w_i \bar{r}_i \quad (1)$$

onde:

$r_i$  é o retorno esperado da ação  $i$ ;

$w_i$  é o peso da ação i.

Observando a equação (1) percebe-se que o retorno de um portfólio é a média do retorno de cada ação componente ponderada pela participação no total da carteira. Ainda segundo o autor o risco de uma carteira com  $n$  ativos é calculado pela seguinte equação:

$$\sigma_p = \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j \sigma_{ij}} \quad (2)$$

onde:

$w_i$  é o peso da ação i;

$w_j$  é o peso da ação j;

$\sigma_{ij}$  é a covariância entre as ações i e j.

É possível expressarmos a influência entre os ativos em termos de correlação ao invés de covariância, tem-se com essa substituição a seguinte equação:

$$\sigma_p = \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j} \quad (3)$$

onde:

$\rho_{ij}$  é a correlação entre as ações i e j;

$\sigma_i$  é o desvio padrão da ação j;

$\sigma_j$  é o desvio padrão da ação i;

$w_i$  é o peso da ação i;

$w_j$  é o peso da ação j.

Com a equação (2) e (3) pode-se ver a contribuição da covariância, ou da correlação, para o risco da carteira. Sendo o desvio padrão do portfólio a raiz da soma

das covariâncias ponderadas pelos pesos, tem-se que quanto menor a correlação entre os ativos de uma carteira, menor será o risco total.

O Gráfico 1 demonstra o efeito que a correlação exerce em um portfolio contendo dois ativos. Cada curva representa todas as combinações possíveis entre os dois ativos para diferentes níveis de correlação<sup>7</sup> (cada uma possui uma correlação diferente, indo de +1 a -1 da direita para a esquerda).

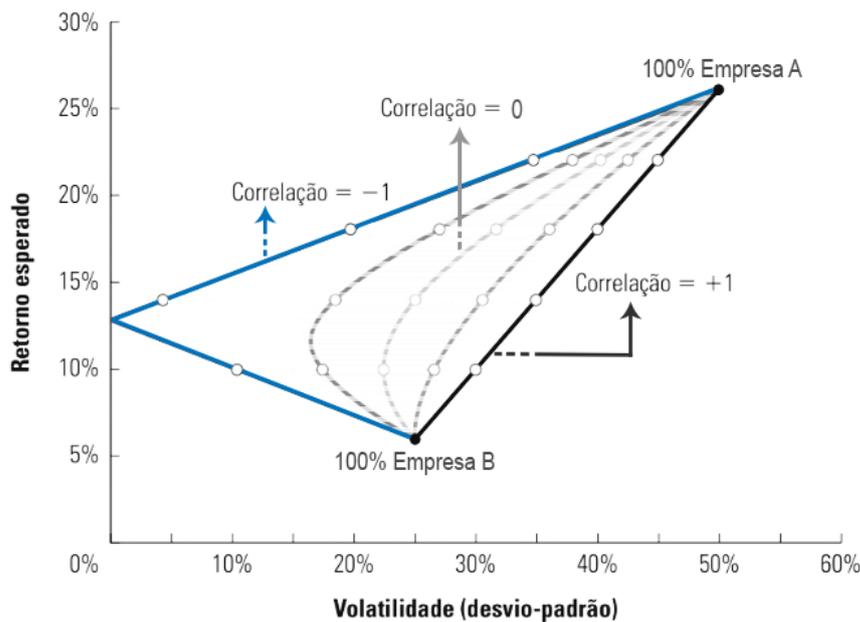


GRÁFICO 1 - Efeito da Correlação  
Fonte: Adaptado de Berk e Demarzo (2009, p. 363).

Segundo Elton *et al.* (2014), tem-se as seguintes constatações:

- Uma correlação positiva perfeita não traz benefício de diversificação para o investidor;
- Uma correlação negativa perfeita teórica, tornaria possível um portfolio sem nenhum risco.
- Qualquer correlação abaixo de 1 traz o benefício da diversificação ao investidor, possibilitando uma carteira com o mesmo retorno e menor risco.

<sup>7</sup> Cada carteira é composta por  $x$  % do ativo A e  $[1-x]$  % do ativo B, com  $x$  variando entre 0 e 100.

Observando as equações (1) e (2) nota-se que o risco e o retorno de uma carteira são diretamente influenciados pela proporção de cada ativo. Isso significa que para cada combinação de pesos vamos obter uma proporção risco e retorno diferente. Imagine que se queira compor um portfolio com 3 ações hipotéticas sem definir antes a proporção de cada ativo, a área cinza no Gráfico 2 compreende todas as combinações possíveis entre os três ativos.

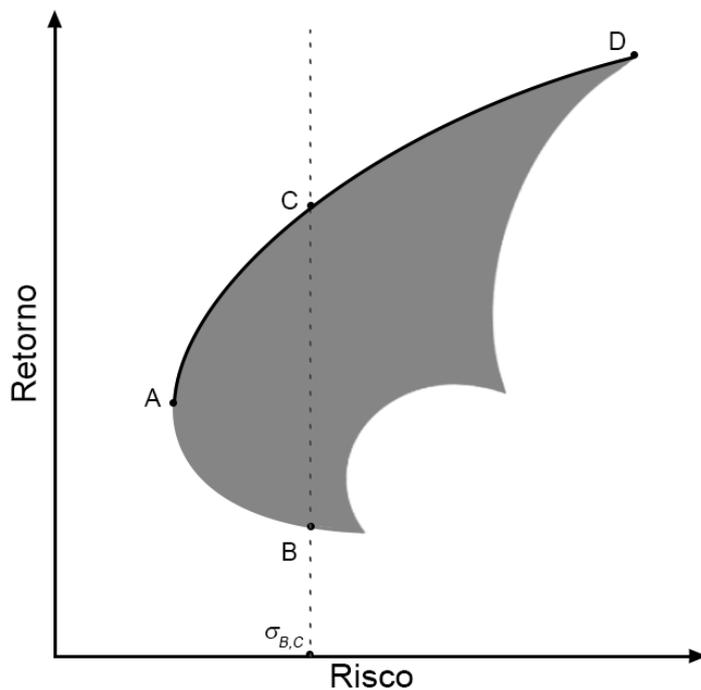


GRÁFICO 2 - Fronteira eficiente  
Fonte: Adaptado de Yin (2019, p. 1221).

O Gráfico 2 permite constatar a existência de portfolios que possuem o mesmo retorno para diferentes níveis de risco. Todas as carteiras existentes entre os pontos B e C possuem o mesmo nível de risco ( $\sigma_{B,C}$ ), porém apenas a carteira C é eficiente, possuindo o melhor *trade-off* risco e retorno. Generalizando esta afirmação obtém-se que todas as carteiras eficientes se encontram no limite superior da área cinza, formando assim a fronteira eficiente representada no Gráfico 2 pela linha mais escura que vai da carteira A (ponto de menor risco) à carteira D (ponto de maior retorno).

O risco de uma carteira é diretamente influenciado pelo número de ativos nela contido e pelas características individuais de cada ação (ELTON *et al.*, 2014, p. 58). Esta relação, no entanto, não é linear, existe um limite para o risco que pode ser diversificado, a partir deste limite resta apenas o risco sistemático, também chamado

de não diversificável. O número de ações necessárias para se obter um portfólio considerado diversificado muda de mercado para mercado assim como a proporção de risco que pode ser diversificado.

A diversificação de um portfólio acarreta em custos ao investidor, o investimento em ações, por exemplo, pode trazer consigo taxas de corretagem e custódia cobradas pela corretora de valores. Essas taxas e encargos se tornam um peso para o investidor de pequeno porte, podendo até mesmo inviabilizar a obtenção de um nível de diversificação desejado. Segundo Pozen, Hamacher e Phillips (2011, p. IX) nenhum investimento consegue entregar o mesmo nível de diversificação e conveniência por um preço tão acessível quanto a modalidade de fundos de investimento.

### 2.1.2 Fundos de investimento

Os fundos de investimento abertos tiveram seu início do século XX nos Estados Unidos, porém sua expansão foi sufocada pela crise mundial de 1929 se tornando um meio de investimento popular apenas décadas depois (POZEN; HAMACHER e PHILLIPS, 2011, p. 9). O valor administrado pelo mercado americano de fundos passou de \$ 370,7 bilhões em 1984 para \$ 11,1 trilhões em 2009, com 43,0% das famílias americanas neste ano possuindo participações em pelo menos um fundo (POZEN; HAMACHER e PHILLIPS, 2011, p. 11-17). Segundo dados do Investment Company Institute (ICI, 2019), a indústria mundial de fundos, no final do segundo trimestre de 2019, possuía mais de 55,53 trilhões de dólares em investimentos.

A Tabela 1 traz o número de fundos de investimento e o valor patrimonial líquido total (incluindo fundos de fundos) existentes em alguns dos maiores mercados do mundo, segundo dados do Investment Company Institute (ICI, 2019) o Brasil é o país que possui o maior número de fundos de investimento.

TABELA 1  
Dados para fundos de investimento por país em 2019

<b>País</b>	<b>Número de fundos</b>	<b>Valor patrimonial líquido total - em milhões de dólares</b>
Brasil	17.843	2.030.665
Coreia do Sul	15.578	537.761
Luxemburgo	14.851	5.020.160
Japão	12.589	1.936.167
EUA	11.533	26.190.043
França	10.779	2.163.766
Irlanda	7.528	3.084.831
Alemanha	6.566	2.526.769
China	5.259	1.803.728
Canada	4.170	1.762.775
Reino Unido	3.239	1.833.719
Chile	2.777	56.953
Austrália	*	2.105.990

\* Número de fundos Australianos não disponibilizado pela fonte.

Fonte: Adaptado de Investment Company Institute (ICI, 2019 Table of Contents).

No Brasil o órgão responsável pela regulamentação dos fundos de investimento é a Comissão de Valores Mobiliários (CVM). A Instrução CVM N.º 555 de 17 de dezembro de 2014 dispõe sobre os fundos de investimentos com exceção de alguns fundos com regulamentação própria. De acordo com o artigo segundo da instrução CVM N.º 555 “O fundo de investimento é uma comunhão de recursos, constituída sob a forma de condomínio, destinado à aplicação em ativos financeiros, observadas as disposições desta Instrução.” (CVM, 2014, p.8). Os recursos dos investidores são representados por cotas que possuem seu valor atualizado periodicamente seguindo a rentabilidade alcançada pelo fundo.

Segundo a Classificação de Fundos elaborada pela Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais (ANBIMA, 2015), os fundos de investimento no Brasil se dividem em três níveis que compõem uma hierarquia, sendo eles: nível um, divide os fundos em quatro classes definidas pela CVM pela Instrução nº 555/14; nível dois, divide os fundos em gestão ativa, passiva e investimento no exterior; nível três, informa a estratégia específica do fundo. A Tabela 2 exhibe todas as classificações para fundos de investimento.

TABELA 2  
Classificação ANBIMA para Fundos de Investimento

<b>CLASSE DE ATIVOS</b>	<b>CATEGORIA</b>	<b>SUBCATEGORIA</b>
RENDA FIXA	SIMPLES	RENDA FIXA SIMPLES
	INDEXADO	ÍNDICES
	BAIXA DURAÇÃO MÉDIA DURAÇÃO ALTA DURAÇÃO LIVRE DURAÇÃO	SOBERANO GRAU DE INVESTIMENTO CRÉDITO LIVRE
	INVESTIMENTO NO EXTERIOR	INVESTIMENTO EXTERIOR DÍVIDA EXTERNA
	INDEXADO	ÍNDICES
AÇÕES	ATIVO	VALOR / CRESCIMENTO DIVIDENDOS SUSTENTABILIDADE / GOVERNANÇA SMALL CAPS ÍNDICE ATIVO SETORIAIS LIVRE
	ESPECÍFICOS	FMP-FGTS FECHADOS DE AÇÕES MONO AÇÕES
	INVESTIMENTO NO EXTERIOR	INVESTIMENTO NO EXTERIOR
	ALOCAÇÃO	BALANCEADOS DINÂMICOS
MULTIMERCADO	ESTRATÉGIA	MACRO TRADING LONG AND SHORT NEUTRO LONG AND SHORT DIRECIONAL JUROS E MOEDAS LIVRE CAPITAL PROTEGIDO ESTRATÉGIA ESPECÍFICA
	INVESTIMENTO NO EXTERIOR	INVESTIMENTO EXTERIOR
	CAMBIAL	CAMBIAL

Fonte: Adaptado de Classificação de Fundos (ANBIMA, 2015).

Dentro das classificações um fundo pode ser ainda constituído como condomínio fechado, onde as cotas só podem ser resgatadas na data de encerramento do fundo, ou como condomínio aberto, onde as cotas podem ser resgatadas quando o investidor quiser, segundo a instrução (CVM, 2014, p.8). Uma

característica marcante que permeia todos os fundos de investimento é a existência da taxa de administração, valor que varia de fundo para fundo e serve para custear a administração dos recursos e outras despesas relacionadas à manutenção do fundo.

A taxa de administração incide sobre o patrimônio investido e é expressa em valor anual (com um ano contendo 252 dias), devendo ser explicitada no regulamento do fundo. Outra taxa que pode ser aplicada é a taxa de performance, essa taxa é baseada no desempenho do fundo e é cobrada uma porcentagem sobre o que exceder a rentabilidade de um parâmetro de referência explicitado e compatível com as características do fundo. Esta taxa serve como incentivo para o bom desempenho dos gestores do fundo, remunerando sua habilidade em superar o indicador de referência (CVM, 2014, p.29-36).

O incentivo por bom desempenho através de taxa de performance só é aplicável quando o fundo tem como objetivo superar o retorno do mercado, contando com a habilidade dos gestores para isso. Segundo Baker, Filbeck e Kiyamaz (2015, p. 5-6) pode-se dividir os fundos de investimento em dois tipos de estratégia de gestão: os de administração ativa, onde os gestores usam de sua habilidade para superar o índice de referência e entregar maior rentabilidade aos investidores; e os de administração passiva, onde a gestão do fundo busca obter aproximadamente o mesmo retorno que o índice de referência. A estratégia passiva por exigir menos dos gestores faz com que os custos repassados aos investidores sejam menores, reduzindo a taxa de administração. Mesmo que o fundo possua gestão passiva e não gere renda extra aos administradores por bons resultados um bom desempenho ainda sim é fundamental para o sucesso do fundo.

### 2.1.3 Desempenho de fundos de investimento

Segundo Costa e Jakob (2015, p. 330) os três aspectos chave para a gestão de fundos de investimento são: alocação de recursos; seleção de ativos; e performance do fundo. Ainda segundo os autores, mesmo que seja simples calcular o retorno de um fundo, existe uma dificuldade em se definir uma medida precisa para o desempenho de um fundo ajustado ao seu nível de risco. A seguir serão abordadas algumas formas para se medir o retorno ajustado ao risco através de índices segundo a literatura clássica.

a) Coeficiente de variação

Desenvolvido por Karl Pearson no final do século XIX, a medida leva em conta dois fatores, o retorno histórico médio e o desvio padrão da série histórica de retornos, sua relação é dada pela seguinte equação (COSTA e JAKOB, 2015, p. 330-331):

$$CV_p = \frac{\sigma_p}{r_p} \quad (4)$$

onde:

$\sigma_p$  é o desvio padrão para o portfólio  $p$ ;

$r_p$  é o retorno para o portfólio  $p$ .

O coeficiente de variação elimina a unidade de medição, podendo ser usado para comparar distribuições obtidas em unidade diferentes (ABDI, 2010). O numerador inclui tanto o risco sistemático (risco do mercado), quanto o risco idiossincrático (risco específico da empresa). Interpreta-se o coeficiente de variação como sendo a unidade risco total por unidade de retorno total (COSTA e JAKOB, 2015, p. 330-331).

b) Índice de Sharpe

Criado em 1966 por William F. Sharpe é descrito como índice de recompensa à variabilidade, o Índice de Sharpe leva em conta o retorno histórico do fundo, o desvio padrão dos retornos do fundo e um benchmark, sendo este originalmente a taxa livre de risco (SHARPE, 1994). A medida, segundo Sharpe (1994), é obtida pela seguinte equação:

$$S_p = \frac{r_p - r_f}{\sigma_p} \quad (5)$$

onde:

$\sigma_p$  é o desvio padrão para o portfólio  $p$ ;

$r_p$  é o retorno para o portfólio  $p$ ;

$r_f$  é a taxa livre de risco.

A principal diferença entre esta medida e o coeficiente de variação está na forma com que o retorno é apresentado, sendo que o retorno para o índice de Sharpe é o retorno do portfólio menos a taxa livre de risco, resultando no chamado prêmio de risco de mercado para a carteira (COSTA e JAKOB, 2015, p. 331-332).

#### c) Índice de Treynor

Técnica desenvolvida por Jack L. Treynor em 1965 se assemelha à medida de Sharpe pelo prêmio de risco e difere pelo uso do beta do portfólio, medida do risco sistemático do portfólio, ao invés do desvio padrão, risco total (BLUME e FRIEND, 1970). O cálculo é feito pela seguinte equação:

$$T_p = \frac{r_p - r_f}{\beta_p} \quad (6)$$

onde:

$\beta_p$  é o beta do portfólio p, mensurado de acordo com o Market model (SHARPE, 1963);

$r_p$  é o retorno para o portfólio p;

$r_f$  é a taxa livre de risco.

Assim como índice de Sharpe essa medida não é dimensional, ou seja, não permite interpretação por si só, se limitando a uma comparação com resultados de outros fundos, sendo útil assim para a criação de um ranking com a performance relativa de diferentes carteiras (COSTA e JAKOB, 2015, p. 332).

#### d) M-squared

Índice M-squared ( $M^2$ ), que possui esse nome devido aos seus criadores Franco Modigliani e Leah Modigliani (1997). Este indicador de desempenho tem como base o Índice de Sharpe e traz novos elementos em seu cálculo. Segundo os autores a equação para este índice é a seguinte:

$$M^2_p = \frac{\sigma_M}{\sigma_p} \cdot [r_p - r_f] + r_f \quad (7)$$

onde:

$\sigma_p$  é o desvio padrão para o portfólio p;

$\sigma_M$  é o desvio padrão para o portfólio de mercado;

$r_p$  é o retorno para o portfólio p;

$r_f$  é a taxa livre de risco.

Segundo Modigliani e Modigliani (1997) esta forma de medir o *trade-off* risco retorno, por se tratar de uma medida absoluta, traz a vantagem de resultar em um número de fácil compreensão pelo investidor, ao contrário dos índices de Sharpe e Treynor. Ainda conforme os autores, essa medida ajusta o risco do portfólio para o mesmo risco que o do mercado, alterando com isso o retorno da carteira, o que torna possível comparar o retorno ajustado entre diferentes portfólios.

#### a) Alfa de Jensen

Por fim, tem-se o Alfa de Jensen. Indicador que busca medir a parte do prêmio de risco de um ativo que não é explicada pela sensibilidade às flutuações do mercado. O Alfa de Jensen pode ser encontrado através do alfa apresentado na seguinte equação:

$$\tilde{R}_{jt} - R_{Ft} = \alpha_j + \beta_j \cdot [\tilde{R}_{Mt} - R_{Ft}] + \tilde{u}_{jt} \quad (8)$$

onde:

$\tilde{R}_{jt}$  é o retorno para o ativo j em t;

$R_{Ft}$  é o retorno para o ativo livre de risco em t;

$\tilde{R}_{Mt}$  é o retorno de mercado em t;

$\alpha_j$  é o desvio padrão para o portfólio p;

$\beta_j$  é a medida de risco sistêmico;

$\tilde{u}_{jt}$  é a variável aleatória;

Após esta breve exposição de algumas das formas existentes para se medir o retorno de um portfólio ajustado ao seu nível de risco através de indicadores, vale-se ressaltar que existem outras maneiras para se realizar essa medição. Modelos como o de Jensen (1968), conhecido com alfa de Jensen, e o de Fama e French (2015), modelo de cinco fatores, usam da regressão linear para estimar o desempenho de fundos de investimento.

#### 2.1.4 Diversificação Internacional

Como exposto anteriormente, fundos de investimentos no Brasil recebem uma classificação em três níveis hierárquicos segundo a ANBIMA (2019). Em três das quatro categorias fundamentais (Renda Fixa, Renda Variável e Multimercado) estão presentes fundos de investimento no exterior. Esse tipo de investimento proporciona benefícios da diversificação internacional.

Empresas de um mesmo país, por compartilharem de características em comum, como mercado consumidor, legislação, projeções de crescimento da economia e geografia, tendem a compartilhar do mesmo risco. Se trata do componente do risco sistemático inerente ao país, não sendo possível sua mitigação através de diversificação com ações nacionais. Sharpe (1963) discorre sobre o componente inevitável de risco para portfólios diversificados que decorre de variações na atividade econômica do país.

Como explorado nas seções anteriores, uma correlação inferior a 1 entre dois ativos cria a oportunidade para o benefício da diversificação, cabendo ao investidor buscar ativos que, além de características de risco e retorno, possuam baixa correlação entre si. Países fundamentam seu crescimento econômico em diferentes fatores, essas diferenças criam a oportunidade de diversificação de investimentos. Cada dupla de países possui um nível diferente de interdependência e consequente correlação entre o crescimento de suas economias.

O Gráfico 1 exibe a média móvel de 100 dias para a correlação entre os índices S&P 500 e IBOVESPA (ambos expressos em dólares) para o período de 01/01/2013 até 01/01/2020. Considerando os dois índices como uma aproximação

para a economia americana e brasileira, respectivamente, é possível medir quão intensa é a interdependência entre as duas economias em diferentes momentos.



GRÁFICO 3 - Correlação entre S&P 500 e IBOVESPA  
Fonte: Elaboração própria, dados obtidos pelo site Investing (2020).

A oportunidade de diversificação internacional está diretamente ligada à variação cambial entre o país de origem e o país destino dos investimentos. A taxa de câmbio é o preço da moeda de um determinado país expresso em termos da moeda de outro país, ou seja, quanto da moeda “A” é necessária para se comprar uma unidade da moeda “B” e vice-versa (KALLIANIOTIS, 2013, p. 1).

O efeito da taxa de câmbio em investimentos estrangeiros ocorre pela diferença no preço da moeda estrangeira entre o dia de aplicação e o dia de resgate. Essa dinâmica, aplicada ao retorno do ativo hipotético “i”, pode ser definida pela seguinte equação adaptada de Elton *et al.* (2014, p. 260-261):

$$R_{ic} = \left[ \left( \ln \left( \frac{C_{t1}}{C_{t0}} \right) + 1 \right) \cdot (R_i + 1) \right] - 1 \quad (9)$$

onde:

$R_{ic}$  é o retorno do ativo “i” ajustado à variação cambial;

$R_i$  é o retorno do ativo “i”;

$C_{t0}$  é a Taxa de câmbio no investimento entre as moedas estrangeira e nacional;

$C_{t1}$  é a Taxa de câmbio no resgate entre as moedas estrangeira e nacional.

A equação 9 mostra a relevância da taxa de câmbio para a rentabilidade de um investimento no exterior.

## 2.2 Estudos empíricos

Como exposto na seção anterior, este trabalho busca comparar dois instrumentos financeiros que são compostos pela junção de diferentes ativos, formando assim carteiras de investimentos. Para se obter um bom entendimento sobre estes investimentos se faz necessário compreender os estudos clássicos que fundamentam sua existência.

### 2.2.1 Estudos com Foco nos Mercados Americano e Europeu

O estudo de Arugaslan e Samant (2014) buscou examinar as características e a performance de nove ETFs americanos que buscam replicar, individualmente, nove índices setoriais S&P 500, com objetivo de fornecer dados empíricos que ajudem na decisão de investidores. A pesquisa enfatizou as seguintes características de cada ETF: número de ações que compõem o ETF; a taxa de dividendos; indicador Valor de mercado/Valor Patrimonial; indicador preço/lucro líquido; e a média ponderada da capitalização de mercado. Para medir a performance dos nove ETFs os autores coletaram o retorno mensal para o período de 2010 a 2012, utilizando como principal medida de adequação ao risco o índice de Modigliani e Modigliani (1997). Com o retorno ajustado que cada ETF proporcionaria se possuísse o mesmo nível de risco que o Índice S&P 500 foi elaborado um ranking com os fundos e o índice S&P 500. Os resultados mostram que alguns ETFs com alto retorno se mostraram menos atrativos em relação aos demais devido a sua rentabilidade não ser suficiente para compensar o risco. O ETF com maior desempenho foi o “SPDR Consumer Staples”,

ETF que representa o setor de bens de consumo essenciais, antes do ajuste este ETF se encontrava em terceiro lugar no ranking.

Otten e Bams (2007) examinaram a performance de fundos mútuos americanos e britânicos que invistam em ações do mercado estadunidense. A expectativa era de que os fundos britânicos obtivessem um desempenho menor devido a desvantagem em relação às informações disponíveis. O artigo levanta algumas questões que podem explicar a preferência dos investidores por produtos domésticos como custos transacionais, risco cambial e desvantagem informacional. Para o cumprimento do objetivo foram selecionados 2436 fundos americanos e 95 fundos britânicos com retornos mensais logarítmicos de 1990 a 2000 calculados em dólares americanos. Os fundos foram agrupados em duas categorias, fundos de empresas pequenas e fundos de empresas grandes (segundo informações do próprio fundo). Os autores utilizaram o modelo CAPM de um fator e do modelo de quatro fatores de Carhart condicional. Os resultados mostraram que os fundos do Reino Unido, além de investirem mais em empresas pequenas do que os pares americanos, conseguem performance um pouco melhor para estes fundos. Outra característica observada dos fundos britânicos é que mesmo sendo menores, 1/3 de um fundo médio americano, as taxas de administração cobradas são inferiores. Como conclusão final os autores não encontraram diferenças significantes entre o retorno dos fundos dos dois países e, portanto, não confirmam uma performance inferior por parte de fundos que investem em outros países.

O estudo de Elton, Gruber e de Souza (2019) buscou explicar o que afeta a performance e como escolher entre ETFs e fundos tradicionais indexados para índices americanos e estrangeiros. As variáveis consistem no retorno mensal de 174 ETFs, no retorno mensal de 396 fundos mútuos e no retorno mensal dos índices seguidos pelos dois tipos de fundos. Foram estabelecidas duas amostras devido a existência de diferentes classes para os fundos de índice, uma é chamada de “institucional” da classe com menores custos possíveis, a outra se chama “individual” com o menor custo disponível a pessoas físicas. O período de análise se estende de 1994 a 2016, possuindo mais observações em datas mais recentes. As análises são feitas dividindo os fundos em seis categorias sendo elas: fundos de ações de grande porte dos EUA; fundos setoriais do mercado americano; fundos de médio e pequeno porte dos EUA; fundos de ações de mercados emergentes; fundos de ações estrangeiras; e fundos de títulos dos EUA. Para medir o desempenho os autores usam

de estatística descritiva do retorno dos fundos subtraído do retorno do índice e também de regressão linear de um fator, usando como variável independente o índice que cada fundo segue. Como resultado, a performance antes das despesas dos ETFs foi um pouco melhor que a dos fundos mútuos, apresentando também menor variabilidade. A regressão apontou que ambos os métodos refletem bem os indicadores que seguem com um  $R^2$  de 0,996 para ETFs e fundos mútuos, a média dos betas dos dois tipos de investimentos se aproximou muito de 1 e o alfa dos ETFs foi um pouco superior, mesmo muito próximo de zero, sendo de 0,0026 contra -0,0019 dos fundos mútuos.

Alam (2013) realizou um estudo com a finalidade de comparar o desempenho de ETFs convencionais e Islâmicos listados na bolsa de Londres. Os ETFs Islâmicos são aqueles que, apesar de seguirem os mesmos processos operacionais de um ETF normal, devem seguir os padrões e regras definidos pelo Xaria (direito islâmico). Entre as regras está a criação de um conselho responsável por auditar e revisar o ETF para garantir que os princípios do Xaria estão sendo seguidos. O estudo reuniu dados de retorno mensal de 82 fundos convencionais e 3 islâmicos do período de 2008 a 2011, todos ofertados no Reino Unido. O autor traz dados estatísticos e informativos para os dois tipos de ETF em todos os anos. Para medir a performance ajustada ao risco foram utilizados o índice de Sharpe, índice de Treynor e índice de Sortino, a medida para o retorno do mercado escolhida foi o S&P 350. Os resultados apontam para um retorno ajustado ao risco superior para os ETFs islâmicos em comparação com os ETFs tradicionais e com o índice de mercado.

O estudo de Rompotis (2011) foi o primeiro a comparar o desempenho de ETFs e Fundos Mútuos para o mercado grego. O objetivo do estudo é comparar o desempenho, risco e aderência entre o ETF grego “ALPHA ETF FTSE ATHEX 20” e fundos mútuos ativos e passivos no período de 2008 a 2009. As variáveis incluem o retorno diário do ETF, o retorno diário de três fundos de gestão ativa que buscam superar o índice FTSE Athens 20, o retorno diário de um fundo passivo que replica o mesmo índice e o próprio retorno diário do índice FTSE Athens 20. O método adotado para medir a performance foi regressão pelo modelo de um fator para todos os fundos. Para o erro de aderência foram utilizados quatro métodos: para o primeiro foi subtraído do retorno do fundo o retorno do índice e então calculado o desvio padrão para cada fundo; para o segundo foi calculado a média das diferenças absolutas entre os retornos dos fundos e do índice; como terceiro método foi adotado o erro padrão da

regressão feita para a performance; o último método mediu o erro de aderência apenas para desvios negativos, medida relacionada com o risco de *downside*. Os resultados mostram que o ETF possui custos menores ao investidor em comparação com os fundos tradicionais. Em relação a performance os fundos tradicionais tiveram desempenho melhor. Para o erro de aderência, o ETF possui melhor aderência segundo resultados obtidos pela medida que usa da regressão linear, porém não apresenta esta superioridade nos outros métodos de cálculo.

### 2.2.2 Estudos no Mercado Brasileiro

Para o mercado brasileiro o estudo empírico de Borges, Eid Jr. e Yoshinaga (2012) tem como temática comparar do desempenho de três ETFs brasileiros com fundos de investimento indexados a três índices nacionais. O período de análise varia para cada conjunto de fundos e as variáveis do estudo são os retornos diários dos seguintes índices de mercado: para o índice Small Caps (SMLL) tem-se o ETF SMAL11 e 22 fundos mútuos indexados para o período de 2009 a 2011; já para o índice IBrX-100 tem-se o ETF BRAX11 e 15 fundos mútuos indexados para o período de 2010 a 2011; e por fim tem-se o IBOVESPA com o ETF BOVA11 e 19 fundos mútuos indexados para o período de 2009 a 2011. Para medir o desempenho foi utilizado o retorno discreto simples anual acumulado, cálculo feito com o preço de fechamento e também com preço médio diário para os ETFs, com o intuito de compará-los. Já para o erro de aderência foram calculados os desvios padrão da diferença entre os retornos diários dos fundos e os retornos diários dos índices de referência e também o erro quadrático médio (EQM) para cada fundo. Como medida complementar foi utilizado o índice de Sharpe anual para toda a amostra. Os resultados para o desempenho foram os seguintes: para o IBOVESPA o ETF se apresentou bom rendimento em relação aos demais fundos para preços diários médios e de fechamento; para o IBrX-100 a rentabilidade do ETF também foi boa se mantendo sempre no primeiro quartil para as duas formas; e para o SMLL o rendimento foi mediano para as duas medidas. Já os resultados para a aderência foram os seguintes: para o IBOVESPA o ETF teve a melhor aderência para preços médios e uma das piores quando utilizado o preço de fechamento; para o IBrX-100 a aderência do ETF também foi boa para preços médios, piorando um pouco quando se

considera os preços de fechamento; e para o SMLL a aderência foi ruim para ambos os métodos em 2009 e 2010, já em 2011 o ETF teve a melhor aderência.

### 2.2.3 Quadro Resumo Dos Estudos Empíricos

A Tabela 3 disposta abaixo agrega de forma sintética dados das pesquisas empíricas citadas anteriormente. A tabela apresenta em cada coluna os autores do estudo, a temática, o período englobado no estudo, as variáveis envolvidas na análise, o objetivo proposto pelos autores, os métodos utilizados para atingir o objetivo e por fim os resultados atingidos.

TABELA 3  
Quadro Resumo dos Estudos Empíricos

<b>Autor</b>	<b>Tema</b>	<b>Período de Análise</b>	<b>Variáveis</b>	<b>Objetivo</b>	<b>Metodologia</b>	<b>Resultados</b>
Alam (2013)	Desempenho de ETFs tradicionais e de ETFs Islâmicos.	2008 a 2011.	Retorno mensal de 82 ETFs tradicionais, de 3 ETFs islâmicos e do índice S&P 350 como medida de retorno do mercado.	Investigar o desempenho de ETFs convencionais e islâmicos no período de janeiro de 2008 a dezembro de 2011.	Índice de Sharpe, Índice de Treynor e Índice de Sortino.	Os ETFs islâmicos superaram os ETFs convencionais e o índice de referência do mercado com base em medidas de desempenho ajustadas ao risco.
Arugaslan e Samant (2014)	Desempenho de ETFs que replicam os índices S&P 500 de diferentes setores.	2010 a 2012.	Retorno mensal para os ETFs dos 9 setores, índice S&P 500 como referência de mercado.	Examinar a natureza e o desempenho de 9 S&P 500 Sector Exchange Traded Funds.	Índice de Sharpe, Índice de Treynor, Índice de Modigliani e Leverage Factor.	Alguns ETFs com alto retorno se mostraram menos atrativos em relação aos demais devido a sua rentabilidade não ser suficiente para compensar o risco.
Borges, Eid Jr. e Yoshinaga (2012)	Desempenho de ETFs e Fundos Mútuos para o mercado brasileiro.	BOVA11 - 2009 a 2011; BRAX11 - 2010 a 2011; SMAL11 - 2009 a 2011.	Índice IBOVESPA, BOVA11 e 19 fundos indexados; Índice IBrX-100, BRAX11 e 15 fundos indexados; Índice SMLL, SMAL11 e 22 fundos indexados.	Avaliar o desempenho dos Exchange Traded Funds (ETFs) em comparação aos fundos mútuos de investimento indexados no Brasil.	Preços diários médios e preços de fechamento diários. Auferida a rentabilidade e a aderência dos ETFs em comparação à dos fundos mútuos indexados ao mesmo índice.	Os ETFs brasileiros, em geral, apresentaram uma boa rentabilidade frente aos fundos mútuos indexados, se mantendo no primeiro quartil de retorno anual acumulado em muitos períodos.

TABELA 3  
Quadro Resumo dos Estudos Empíricos (conclusão)

<b>Autor</b>	<b>Tema</b>	<b>Período de Análise</b>	<b>Variáveis</b>	<b>Objetivo</b>	<b>Metodologia</b>	<b>Resultados</b>
Elton, Gruber e de Souza (2019)	Desempenho, e suas causas, de ETFs e Fundos Mútuos para o mercado americano.	1994 a 2016.	Retorno mensal de 174 ETFs e 396 fundos de índice, Retorno dos índices utilizado como variável independente na regressão.	Explicar o que afeta o desempenho de ETFs e fundos mútuos e como escolher entre os dois tipos de investimento.	Para medir o desempenho foi utilizado estatística descritiva do retorno dos fundos subtraído do retorno do índice e também de regressão linear de um fator.	A performance antes das despesas dos ETFs foi um pouco superior que a dos fundos mútuos, com menos variabilidade. Ambos os métodos refletem bem os indicadores.
Otten e Bams (2007)	Desempenho de fundos nacionais e de fundos estrangeiros com ativos nacionais.	1990 a 2000.	Retorno mensal de 2436 fundos americanos (locais) e 95 fundos Do Reino Unido (estrangeiros).	Examinar o desempenho dos fundos de ações dos EUA e de fundos de ações do Reino Unido que também investem no mercado de ações dos EUA.	Modelo CAPM e modelo de 4 fatores condicional.	Não foram encontradas diferenças significantes entre o retorno dos fundos dos dois países.
Rompotis (2011)	Desempenho de ETFs e Fundos Mútuos para o mercado grego.	2008 a 2009.	Retorno diário do: ETF; três fundos de gestão ativa que buscam superar o índice; de um fundo passivo que replica o mesmo índice; e do índice FTSE Athens 20.	Investigar o desempenho, os riscos, as despesas e erros de aderência do ETF grego e dos fundos mútuos.	Regressão linear pelo modelo de um fator para retorno, estatística descritiva e quatro medidas para erro de aderência.	Os fundos tradicionais apresentaram desempenho superior. Nenhum fundo apresentou excesso de retorno estatisticamente significativo.

Fonte: Adaptado de Alam (2013), Arugaslan e Samant (2014) e Borges, Eid Jr. e Yoshinaga (2012), Elton, Gruber e de Souza (2019), Otten e Bams (2007) e Rompotis (2011).

### 3 METODOLOGIA

O presente estudo se apresenta como uma pesquisa descritiva buscando fornecer, analisar e discutir informações sobre o desempenho ajustado ao risco de instrumentos brasileiros de diversificação internacional específicos e o comparativo entre estes instrumentos. A seguir será abordada de forma detalhada como o estudo foi conduzido.

#### 3.1 População e amostra

Levando em conta o objetivo da pesquisa compreende-se que a população do estudo envolve todos os fundos de investimento do Brasil, negociados na bolsa ou não. O período de análise definido se estende de 02 de abril de 2018 até 06 de novembro de 2020, resultando em 673 dias em observação. A data inicial foi estabelecida conforme a disponibilidade de informação para os fundos da amostra na fonte de dados escolhida, enquanto que a data final foi estendida o máximo possível com o intuito de minimizar efeitos particulares de um determinado período.

Para realizar o recorte na população e obter a amostra foi utilizado o método de amostragem não-probabilístico, mais especificamente a amostragem intencional. A delimitação da amostra parte do objetivo de se medir o *trade-off* de risco e retorno apenas de fundos que tenham sua rentabilidade atrelada ao índice S&P 500. Na ausência de uma categoria oficial para fundos mútuos associados, de forma ativa ou passiva, a índices internacionais é necessária a análise individual de cada fundo para identificar a existência dessa relação. A escolha dos fundos pode ser dividida em duas partes, uma para os ETFs e outra para os fundos tradicionais.

A seleção dos ETFs é facilitada pelo fato de que estes fundos devem deixar claro o índice de referência em seu regulamento e em sua denominação segundo a Instrução CVM Nº 359 (CVM, 2002), somado a isso está o fato de que existem 16 ETFs no Brasil o que facilita a checagem individual (ANBIMA, 2019). Após a análise da população de ETFs foram identificados dois fundos que buscam replicar o índice

S&P 500, são eles: It Now S&P500® TRN Fundo de Índice (SPXI11); e o iShares S&P 500 Fundo de Investimento em Cotas de Fundo de Índice (IVVB11).

Já para os fundos tradicionais o grande volume de fundos somado à falta de classificação oficial, citada anteriormente, criam a necessidade de um outro tipo de delimitação.

Partindo da base de dados do próprio site da CVM foram selecionados os fundos que, em sua nomenclatura, possuíam os seguintes termos “S&P”, “Standard & Poor’s” ou “500” (variações de ortografia também foram incluídas no resultado). Para cada fundo resultante desta pesquisa foram consultadas as lâminas e regulamentos individuais com o objetivo de manter apenas os fundos que deixassem clara a intenção de acompanhar ou superar o Índice S&P 500 (fundos ativos ou passivos). Foram mantidos na amostra apenas fundos que, até a data final da amostra, estavam registrados na CVM e em operação. Excluiu-se também qualquer fundo que não possuísse pelo menos 252 cotações diárias para que a qualidade das medidas estatísticas e de desempenho não fossem prejudicadas. Por último foram excluídos da amostra os fundos que se destinavam apenas a investimentos de outros fundos, ou seja, não estavam disponíveis para o público geral.

Após aplicar as restrições citadas restaram doze fundos mútuos negociados fora da bolsa de valores. Somando os dois ETFs chega-se ao número final de quatorze fundos que compõem a amostra deste estudo.

## **3.2 Fontes dos dados**

A coleta de dados para os ETFs e para os fundos mútuos foi realizada utilizando do site InfoFundos (2020) de onde obteve-se o preço de fechamento diário das cotas de cada ativo. Para dados adicionais, como composição da carteira e taxas de administração, foi utilizado o site oficial da CVM (2020). Também foram coletados dados cambiais e de índices no site Investing (2020).

### 3.3 Variáveis em estudo

Nas subseções a seguir serão definidas as variáveis do estudo.

#### 3.3.1 Fundos Mútuos e ETFs

Através das fontes escolhidas foi possível obter as cotações diárias dos fundos delimitados como amostra. Assim como nos estudos de Otten e Bams (2007) e Rinaldo e Häberle (2008) a medida de retorno diário utilizada foi o retorno logarítmico, obtido pela seguinte equação (HUDSON e GREGORIOU, 2010):

$$R_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (10)$$

onde:

$P_t$  é o preço no tempo  $t$ ;

$P_{t-1}$  é o preço no tempo  $t-1$ .

Os retornos de cada fundo mútuo são obtidos partindo do valor das cotas, já o retorno de cada ETF é obtido utilizando o preço de fechamento. Os retornos diários dos quatorze fundos são as variáveis dependentes desta pesquisa.

#### 3.3.2 Índices de referência e taxa livre de risco

Para realizar qualquer ajuste cambial necessário utilizou-se a taxa  $P_{tax}$  de venda, o qual reflete a cotação do dólar americano em reais, por se tratar de uma taxa calculada diariamente por uma intuição pública de renome, o Banco Central do Brasil. Como descrito no Relatório de Economia Bancária de 2018 elaborado pelo Banco Central do Brasil (2019, p. 122-124), essa taxa utiliza uma metodologia de cálculo robusta sendo utilizada como taxa de referência em vários produtos financeiros.

Os retornos dos Índices S&P 500, IBOVESPA e Ptax, também calculados de acordo com a equação (10) utilizando o valor de fechamento, serviram como variáveis independentes para a análise.

Para a taxa livre de risco, necessária para alguns indicadores de desempenho, foi adotado a taxa SELIC do período de análise. Vale ressaltar que a adoção desta taxa representa uma simplificação sendo a taxa SELIC uma *proxy* para a taxa livre de risco teórica.

### 3.4 Medidas de desempenho

Antes de proceder com a análise foram construídas tabelas contendo a estatística descritiva para a amostra, foram apresentadas as seguintes métricas: média; mediana; desvio padrão; curtose; assimetria; mínimo; e máximo. A estatística descritiva é utilizada por diversos autores, como Rompotis (2011), Elton, Gruber e de Souza (2019) e Alam (2013). Após a apresentação da estatística descritiva foram dispostos os gráficos de histograma para cada variável com o propósito de se verificar se os dados seguem uma distribuição normal.

Após a definição das variáveis do estudo foram calculados os seguintes índices de desempenho descritos na fundamentação teórica para todos os fundos e também para o IBOVESPA e S&P 500:

- a) Coeficiente de variação, pela equação (4);
- b) Índice de Sharpe, pela equação (5);
- c) Índice de Treynor, pela equação (6);
- d) Índice de Modigliani, pela equação (7).

Com as medidas de desempenho calculadas foi realizada uma análise comparativa entre os resultados obtidos. Com o intuito de organizar as informações foi montado um quadro resumo contendo o ranking de cada fundo e de cada índice de mercado para todas as medidas citadas anteriormente, o quadro resumo também traz algumas informações básicas, como data de criação do fundo, taxa de

administração e gestora. Essa mesma metodologia está presente em estudos empíricos como os de Arugaslan e Samant (2014) e Alam (2013).

### 3.5 Modelagem econométrica

Após conhecer as características dos dados em análise procedeu-se para a análise por regressão linear através do software estatístico GRETL. Este método também é amplamente utilizado na literatura para se medir o desempenho de ativos, como observado nos trabalhos de Rompotis (2011), Elton, Gruber e de Souza (2019) e Otten e Bams (2007).

Foi adotado o método de regressão simples seguindo o Single Index Model definido por Sharpe (1963), aplicado o modelo separadamente para cada fundo, em três rodadas com variáveis independentes diferentes, utilizando do S&P 500 cotado em dólares, S&P 500 cotado em reais e o IBOVESPA como aproximações para o retorno de mercado.

Antes do cálculo dos modelos de regressão foram feitos testes de raiz unitária a fim de verificar se as séries temporais são estacionárias ou não. Para isto foi utilizado o teste de Dickey-Fuller aumentado calculado através do software GRETL, pelo qual se obteve os *p-value* necessários para rejeitar ou não a hipótese nula. Após os testes de estacionariedade foram realizados testes *t* para avaliar a significância estatística dos coeficientes Beta, sendo a hipótese nula foi rejeitada ou não com base no *p-value*. Seguindo o modelo de regressão simples o retorno do ativo *i* pode ser obtido pela seguinte equação, adaptada de Sharpe (1963):

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_M + e_i \quad (10)$$

onde:

$\alpha_i$  é o coeficiente linear (intercepto no eixo y);

$\beta_i$  é o coeficiente angular;

$R_m$  é o retorno do mercado;

$e_i$  é o erro aleatório;

Os resultados para cada termo da regressão linear foram separados por variável independente e então organizados em forma de tabela para fins comparativos. Após a análise individual por variável explicativa foram realizadas comparações entre os *benchmarks* e entre os indicadores de desenvolvimento descritos anteriormente.

## 4 RESULTADOS E ANÁLISE EMPÍRICA

Nesta seção são exibidos os resultados da aplicação da metodologia proposta. No primeiro trecho encontra-se a análise baseada nas informações obtidas através de estatística descritiva dividida em dois eixos, tendência central e dispersão. Já no segundo trecho é apresentada a análise de desempenho dos fundos considerando as medidas de ajuste da rentabilidade ao risco descritas no referencial teórico. No terceiro e último trecho exploram-se os resultados baseados na regressão linear entre os fundos da amostra e o índice de referência.

Para facilitar a apresentação dos dados os fundos serão referenciados a partir daqui conforme as abreviações e índices dispostos na Tabela 4.

TABELA 4  
Abreviações e Índices

FUNDO	ABREVIÇÃO	ÍNDICE
ITAÚ AÇÕES ESTRATÉGIA S&P500® FI EM COTAS DE FIs	ITAÚ ESTRAT FIC S&P	1
BRADESCO FI MM S&P 500 MAIS	BRADESCO MAIS S&P	2
SAFRA S&P REAIS FI EM COTAS DE FIs MM	SAFRA FIC S&P	3
BRADESCO FI EM COTAS DE FIs MM S&P 500 ÁGORA	BRADESCO FIC S&P	4
SAFRA S&P REAIS PB FI MM	SAFRA S&P	5
WESTERN ASSET US INDEX 500 FI MM	WESTERN US 500	6
ITAÚ PRIVATE MM S&P500® BRL FI EM COTAS DE FIs	ITAÚ PRIVATE S&P	7
ITAÚ ESTRATÉGIA S&P500® USD MM FI EM COTAS DE FIs	ITAÚ ESTRAT MM FIC S&P	8
SAFRA S&P SPECIAL FI EM COTAS DE FIs MM	SAFRA MM FIC S&P	9
SAFRA S&P TOP FI EM COTAS DE FIs MM	SAFRA TOP FIC S&P	10
ITAÚ MM S&P500® USD FI EM COTAS DE FIs	ITAÚ MM FIC S&P	11
SAFRA S&P FI MM	SAFRA MM S&P	12
IT NOW S&P 500 TRN FUNDO DE ÍNDICE	SPXI11	13
ISHARES S&P 500 FI EM COTAS DE FUNDO DE ÍNDICE	IVVB11	14

Fonte: Elaboração própria

A Tabela 5 reúne informações diversas sobre cada fundo, como data de abertura, taxa de administração. Através da coluna “Estratégia” vê-se que apenas um fundo possui o objetivo de superar o S&P 500, informações obtidas através do site da CVM (2020). Para a coluna “Tipo” tem-se a separação em 3 classificações de fundos, sendo eles:

- I. *exchange-traded fund* (ETF), explicados anteriormente;

- II. fundos de investimento em cotas de fundos de investimento (FIC), onde o gestor do fundo destina os recursos dos cotistas para outros fundos de investimento servindo como uma espécie de intermediário entre o cotista e o fundo de investimento final e os fundos de investimento;
- III. fundo de investimento convencional (FI), onde o gestor aplica seus recursos em ativos que não sejam outros fundos de investimento, seguindo a estratégia de investimento definida no regulamento do fundo.

TABELA 5  
Informações Gerais Fundos da Amostra

Fundo	Tipo	Abertura	Taxa Adm.	Aplicação inicial (R\$)	Resgate Mínimo (R\$)	Gestão	Estratégia
ITAÚ ESTRAT FIC S&P	FIC	08/2013	2,00%	5.000,00	0,01	ITAÚ UNIBANCO	Passiva
BRADESCO MAIS S&P	FI	11/2013	1,50%	10.000,00	1.000,00	BRADESCO	Ativa
SAFRA FIC S&P	FIC	10/2014	1,75%	20.000,00	5.000,00	BANCO J. SAFRA S.A.	Passiva
BRADESCO FIC S&P	FIC	03/2018	1,20%	10.000,00	0,01	BRADESCO	Passiva
SAFRA S&P	FI	07/2015	1,00%	200.000,00	5.000,00	BANCO J. SAFRA S.A.	Passiva
WESTERN US 500	FI	04/2013	1,00%	5.000,00	100,00	WESTERN ASSET	Passiva
ITAÚ PRIVATE S&P	FIC	01/2017	1,00%	5.000,00	0,01	ITAÚ UNIBANCO	Passiva
ITAÚ ESTRAT MM FIC S&P	FIC	02/2018	2,00%	5.000,00	0,01	ITAÚ UNIBANCO	Passiva
SAFRA MM FIC S&P	FIC	11/2013	2,50%	20.000,00	1.000,00	BANCO J. SAFRA S.A.	Passiva
SAFRA TOP FIC S&P	FIC	12/2013	1,75%	20.000,00	5.000,00	BANCO J. SAFRA S.A.	Passiva
ITAÚ MM FIC S&P	FIC	10/2013	1,10%	5.000,00	1,00	ITAÚ UNIBANCO	Passiva
SAFRA MM S&P	FI	10/2012	1,00%	200.000,00	5.000,00	BANCO J. SAFRA S.A.	Passiva
SPXI11	ETF	02/2015	0,21%	Cotação Corrente	Cotação Corrente	ITAÚ UNIBANCO	Passiva
IVVB11	ETF	04/2014	0,24%	Cotação Corrente	Cotação Corrente	BLACKROCK BRASIL	Passiva

Fonte: Elaboração própria

## 4.1 Estatística Descritiva

### 4.1.1 Medidas de tendência central e de interdependência

A Tabela 6 apresentada abaixo reúne as medidas de tendência central para os fundos da amostra e para índices de referência. As medidas estão expressas em valores diários com exceção da média anualizada (calculada considerando o ano com 252 dias de rendimento).

TABELA 6  
Medidas de Tendência Central

Índice	Fundo / Índice	Média	Mediana	Média Anualizada
1	ITAÚ ESTRAT FIC S&P	0,06%	0,12%	16,76%
2	BRADERCO MAIS S&P	0,06%	0,09%	16,97%
3	SAFRA FIC S&P	0,06%	0,08%	16,97%
4	BRADERCO FIC S&P	0,06%	0,08%	17,58%
5	SAFRA S&P	0,07%	0,09%	17,90%
6	WESTERN US 500	0,07%	0,09%	17,98%
7	ITAÚ PRIVATE S&P	0,07%	0,09%	18,40%
8	ITAÚ ESTRAT MM FIC S&P	0,12%	0,11%	34,62%
9	SAFRA MM FIC S&P	0,12%	0,13%	34,81%
10	SAFRA TOP FIC S&P	0,12%	0,13%	35,78%
11	ITAÚ MM FIC S&P	0,12%	0,12%	35,84%
12	SAFRA MM S&P	0,12%	0,13%	36,91%
13	SPXI11	0,13%	0,18%	39,67%
14	IVVB11	0,13%	0,14%	40,35%
-	BVSP	0,02%	0,05%	5,42%
-	SPX USD	0,05%	0,12%	12,86%
-	PTAX	0,07%	0,07%	18,38%
-	SPX BRL	0,13%	0,19%	37,70%

Fonte: Elaboração própria

Pode-se observar que todos os fundos obtiveram retorno médio positivo para o período de análise. O fundo que obteve o melhor retorno para o período de análise foi o ETF IVVB11 de administração da BlackRock Brasil com um retorno anualizado de 40,35%. Já o que obteve o pior retorno foi o fundo mútuo “ITAÚ ESTRATÉGIA FIC S&P” com um retorno anualizado de 16,76% de administração do Itaú Unibanco, o que resulta em uma diferença de 23,59% entre o maior e o menor retorno observado.

Ainda considerando os dados da Tabela 5, que traz os fundos ordenados do menor para o maior retorno, pode-se notar em um primeiro momento uma grande diferença entre os fundos 7 e 8, saltando de 18,40% para 34,62% de rentabilidade anual. Em nenhum outro ponto essa diferença tão brusca é notada, ocorrendo a segunda maior mudança entre os fundos 12 e 13 com valor de 2,76%.

A Tabela 7 traz as correlações entre os fundos da amostra e os quatro índices de referência. Pode-se notar que os fundos 1 a 7 possuem uma correlação positiva forte com o índice S&P 500 cotado em dólar e uma correlação negativa com a taxa de câmbio PTAX. Já os fundos 8 a 14 possuem uma correlação positiva fraca com a taxa de câmbio e uma correlação positiva forte com o índice S&P 500 cotado em reais. A matriz de correlação completa gerada pelo software estatístico GRETL está disposta no anexo A.

TABELA 7  
Correlação Fundo/Índice

Índice	Fundo	BVSP	S&P 500 USD	PTAX	S&P 500 BRL
1	ITAÚ ESTRAT FIC S&P	72,2%	96,6%	-32,0%	75,6%
2	BRADERCO MAIS S&P	72,5%	95,9%	-33,0%	74,2%
3	SAFRA FIC S&P	72,0%	95,3%	-33,0%	73,6%
4	BRADERCO FIC S&P	72,6%	95,6%	-33,1%	73,9%
5	SAFRA S&P	72,0%	95,3%	-33,0%	73,6%
6	WESTERN US 500	72,5%	95,5%	-33,1%	73,8%
7	ITAÚ PRIVATE S&P	72,3%	95,5%	-32,9%	73,9%
8	ITAÚ ESTRAT MM FIC S&P	36,0%	73,3%	13,8%	81,3%
9	SAFRA MM FIC S&P	34,6%	73,6%	13,9%	81,6%
10	SAFRA TOP FIC S&P	34,6%	73,6%	13,9%	81,6%
11	ITAÚ MM FIC S&P	36,1%	73,3%	13,8%	81,2%
12	SAFRA MM S&P	34,6%	73,6%	14,0%	81,7%
13	SPXI11	38,6%	74,9%	7,6%	79,5%
14	IVVB11	37,3%	72,6%	7,7%	77,5%
-	BVSP	100,0%	73,4%	-41,1%	47,0%
-	S&P 500 USD	73,4%	100,0%	-31,0%	79,5%
-	PTAX	-41,1%	-31,0%	100,0%	32,9%
-	S&P 500 BRL	47,0%	79,5%	32,9%	100,0%

Fonte: Elaboração própria

Os fundos de 1 a 7 possuem uma correlação média entre os fundos de 99,7% com uma correlação mínima de 99,2%. Já os fundos de 8 a 14 possuem uma

correlação média entre si de 95,4% com uma correlação mínima de 91,5%. A correlação entre os fundos da faixa 1 a 7 e os da faixa 8 a 14 (não contabilizando a correlação entre membros da mesma faixa) para o período total de análise foi de 72,8%. Os fundos de 1 a 7, com o propósito de facilitar a interpretação, serão referenciados como “grupo A”, já os fundos de 8 a 14 serão divididos em dois grupos, o grupo B que vai do fundo 8 ao 12 e o grupo C que engloba os dois ETFs da amostra.

As medidas de correlação e tendência central sugerem que os fundos do grupo A obtêm sua rentabilidade a partir de um conjunto de componentes que difere dos componentes dos grupos B e C. Para observar a rentabilidade e movimento dos três grupos foram montadas três carteiras hipotéticas contendo os fundos de cada grupo com participação igualitária. Foi simulado então o retorno acumulado diário para as carteiras e para os índices S&P 500 em reais e dólares, o resultado é disposto no Gráfico 4.

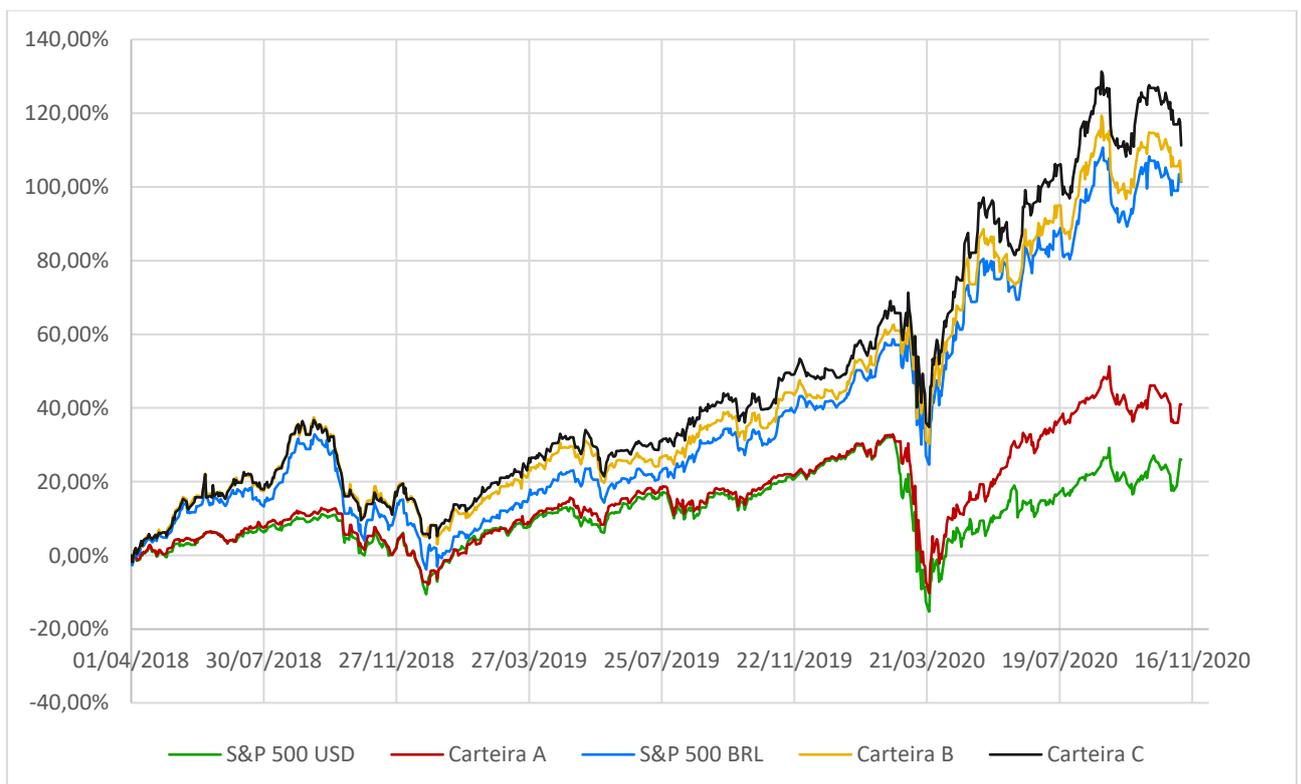


GRÁFICO 4 - Retorno Acumulado  
Fonte: Elaboração própria

Nota-se com o Gráfico 4 que, seguindo o indicado pelas medidas de correlação, um fundo do grupo A, aparentemente, é menos afetado pela variação cambial do que os fundos dos grupos B e C. Variação esta que no período de análise

foi positiva com uma média de 18,38% ao mês o que proporciona aos fundos que dela dependem uma vantagem em termos de rentabilidade. O Gráfico 4 também permite visualizar que após o início da crise ocasionada pela COVID-19 a rentabilidade dos fundos da carteira A se distanciaram da oferecida pelo S&P 500 em dólares, enquanto que o mesmo não ocorre na mesma intensidade entre as carteiras B e C e o índice em reais.

#### 4.1.2 Medidas de dispersão

A Tabela 8 apresentada abaixo reúne as medidas de dispersão para os fundos da amostra e para índices de referência. As medidas estão expressas em valores diários com exceção do desvio padrão anualizado (calculado considerando o ano com 252 dias de rendimento).

TABELA 8  
Medidas de Dispersão

Índice	Fundo	Desvio padrão	Desvio padrão anualizado	Curtose	Assimetria	Mínimo	Máximo
1	ITAÚ ESTRAT FIC S&P	1,45%	22,96%	16,03	-1,04	-10,8%	9,1%
2	BRADERCO MAIS S&P	1,43%	22,67%	15,76	-0,92	-10,6%	9,1%
3	SAFRA FIC S&P	1,41%	22,39%	15,42	-0,88	-10,4%	9,0%
4	BRADERCO FIC S&P	1,43%	22,74%	15,60	-0,93	-10,6%	9,0%
5	SAFRA S&P	1,41%	22,39%	15,44	-0,88	-10,4%	9,0%
6	WESTERN US 500	1,44%	22,78%	15,67	-0,92	-10,6%	9,1%
7	ITAÚ PRIVATE S&P	1,43%	22,77%	15,34	-0,91	-10,5%	9,1%
8	ITAÚ ESTRAT MM FIC S&P	1,49%	23,63%	7,36	-0,02	-8,7%	8,6%
9	SAFRA MM FIC S&P	1,51%	23,92%	8,09	0,03	-9,1%	9,6%
10	SAFRA TOP FIC S&P	1,51%	23,91%	8,09	0,03	-9,1%	9,6%
11	ITAÚ MM FIC S&P	1,49%	23,62%	7,36	-0,02	-8,7%	8,6%
12	SAFRA MM S&P	1,51%	23,91%	8,10	0,03	-9,1%	9,6%
13	SPXI11	1,57%	24,94%	7,68	0,06	-9,2%	9,9%
14	IVVB11	1,55%	24,68%	7,50	0,15	-9,1%	9,8%
-	BVSP	2,03%	32,29%	17,72	-1,55	-16,0%	13,0%
-	SPX USD	1,54%	24,48%	15,77	-1,01	-12,8%	9,0%
-	PTAX	0,98%	15,61%	2,18	0,02	-4,0%	4,4%
-	SPX BRL	1,55%	24,67%	6,43	-0,01	-9,0%	8,8%

Fonte: Elaboração própria

Ao observar a Tabela 8 percebe-se que o nível de risco apresentou pouca variação entre os fundos da amostra, com uma diferença máxima de 2,55% ao ano entre o fundo SAFRA FIC S&P, que possui volatilidade de 22,39% a.a, e o ETF SPXI11, com 24,94% a.a. O Gráfico 5, que apresenta a volatilidade móvel com janela de 20 dias para o índice S&P 500 cotado em dólares e em reais, mostra que o período de maior volatilidade, como era de se esperar, se deu com a crise econômica gerada pela COVID-19. Percebe-se que o efeito desta crise foi mais tênue para o índice afetado pela variação cambial dado que no período o real se desvalorizou frente ao dólar enquanto que a bolsa americana estava em forte queda. Os fundos dos grupos B e C, fundos diretamente expostos à variação cambial, apresentaram uma variação máxima de 6,72 desvios-padrão, enquanto que os fundos do grupo A sofreram um desvio máximo de 7,36. O único fundo que possui objetivo de superar o S&P 500, o fundo 2, não apresentou risco ou retorno dissonante dos demais fundos, o que leva a crer que tal fundo acabou por adotar, assim como os demais, uma estratégia passiva.

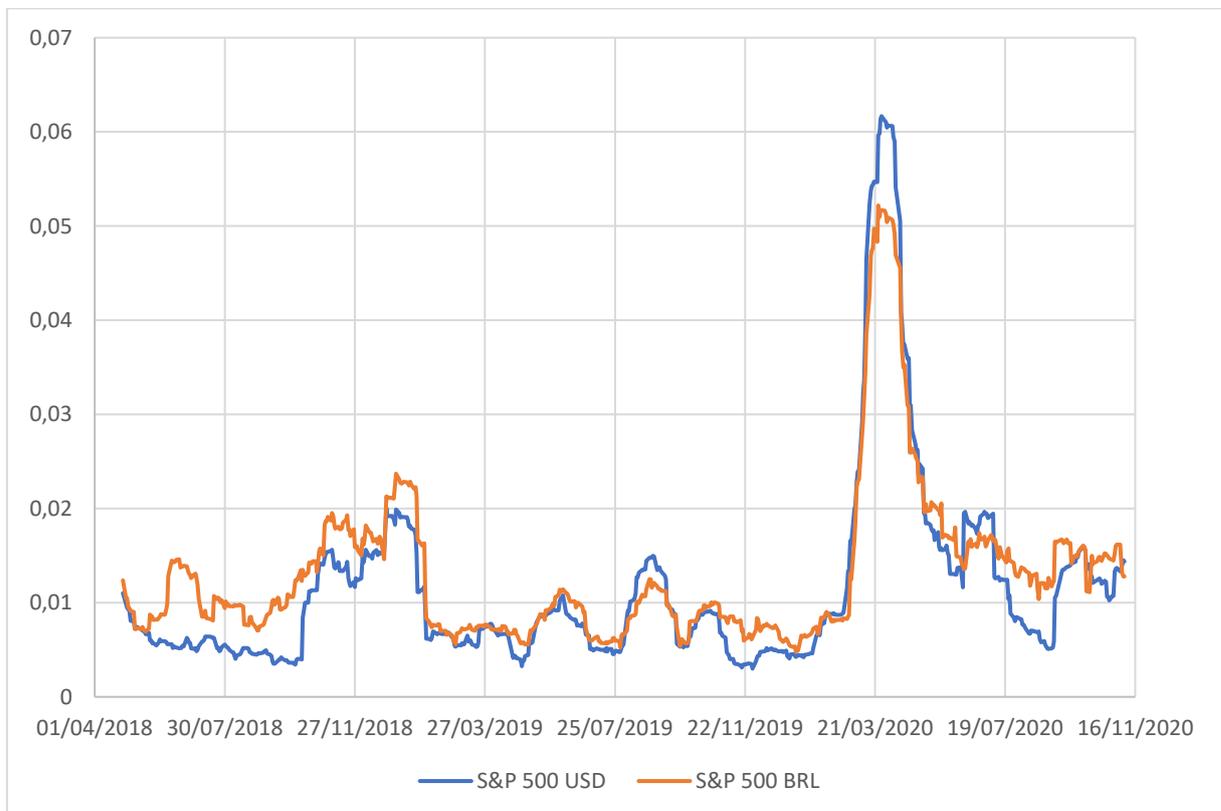


GRÁFICO 5 - Volatilidade Móvel  
Fonte: Elaboração própria

Ainda sobre a Tabela 8, a terceira medida de momento indica que os fundos de 1 a 7, grupo A, possuem maior assimetria que os demais, possuindo uma cauda mais volumosa a esquerda da média, a assimetria média destes fundos da amostra foi de -0,92. Já a assimetria medida para os fundos de 8 a 14, grupo B e C, ficou bem próxima de 0, com uma média de 0,04 o que indica que esses fundos não apresentaram predominância de volume de observações a esquerda ou direita da média. O ETF IVVB11 registrou a assimetria mais positiva de toda a amostra com um valor de 0,15, o que indica uma fraca assimetria à direita da média.

A quarta medida de momento mostra que todos os fundos contemplados se mostram mais afunilados que as distribuições normais respectivas. Todos os fundos do grupo A registraram uma curtose entre 15,36 e 16,03, enquanto que os fundos dos grupos B e C registraram uma curtose entre 7,36 e 8,10, indicando que os fundos do grupo A são ainda mais concentrados ao redor da média que os do grupo B e C.

Abaixo são dispostos três gráficos (Gráficos 6, 7 e 8), um para cada grupo de fundos, apresentando histograma com 22 intervalos de dados para os três grupos de fundos. Os histogramas possuem mesma escala e intervalo, facilitando a comparação.

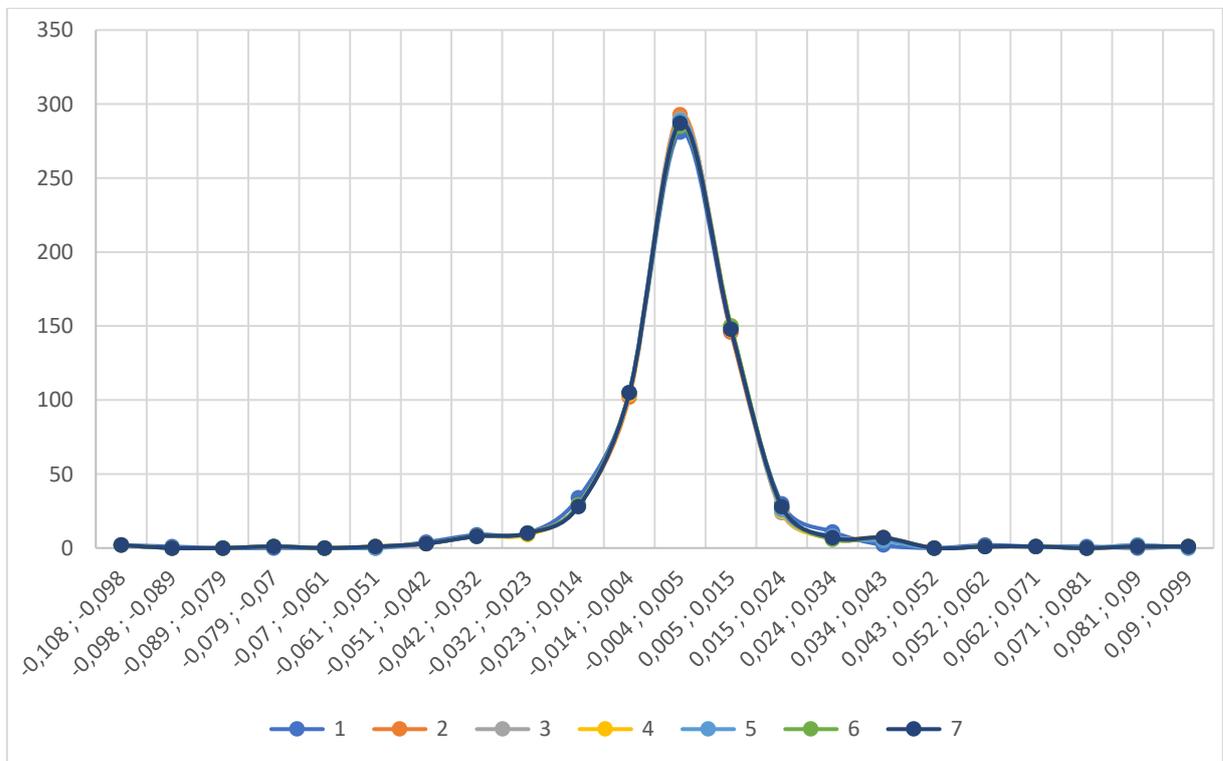


GRÁFICO 6 - Histograma grupo A  
Fonte: Elaboração própria

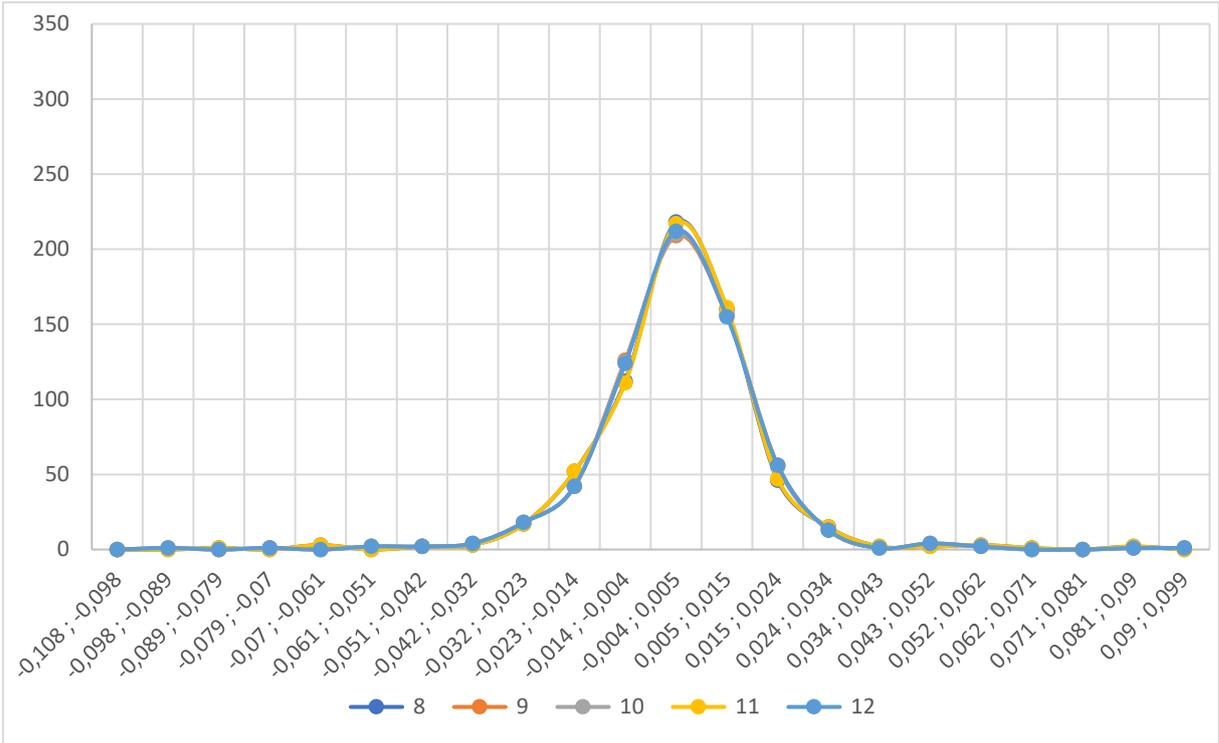


GRÁFICO 7 - Histograma grupo B  
 Fonte: Elaboração própria

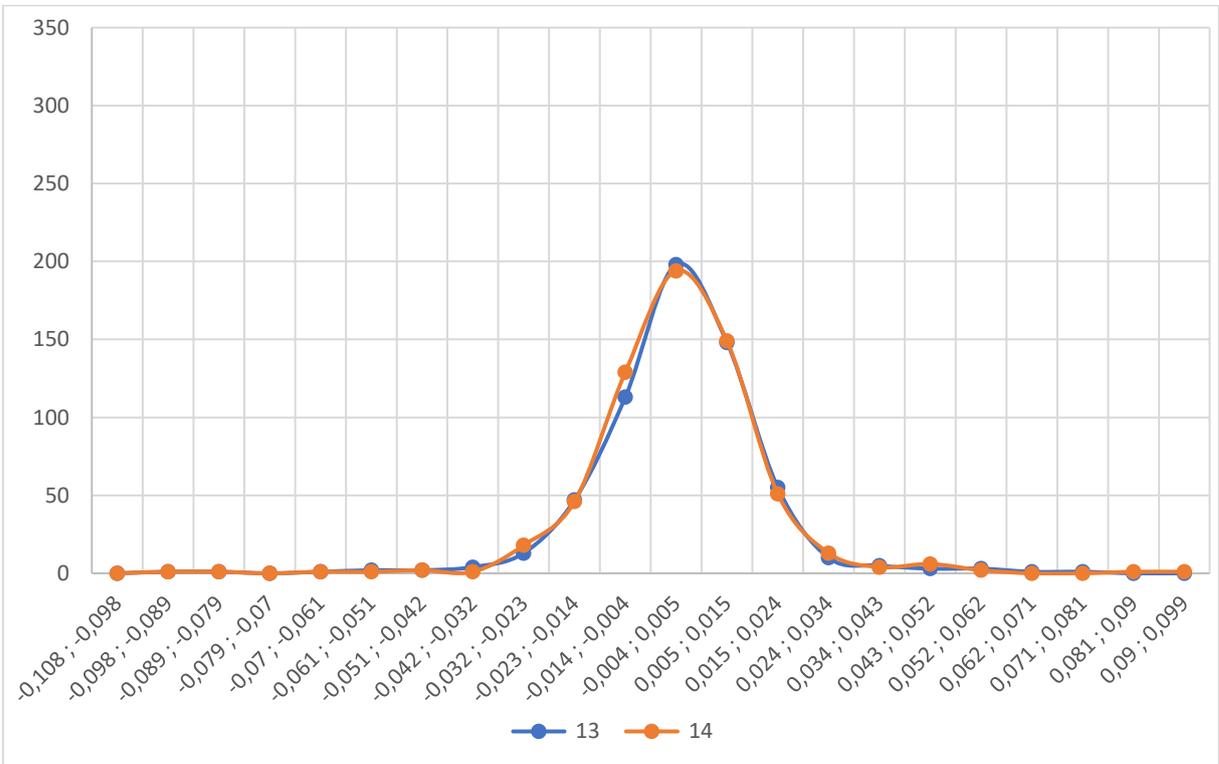


GRÁFICO 8 - Histograma grupo C  
 Fonte: Elaboração própria

## 4.2 Indicadores de Desempenho

Os resultados provenientes dos indicadores de desempenho serão apresentados nas subseções a seguir.

### 4.2.1 Coeficiente de Variação

Calculando o coeficiente de variação para os fundos da amostra obtém-se a Tabela 9 que reúne também a média e o desvio padrão utilizados no cálculo e os rankings geral e por grupo, classificando do fundo menos arriscado para o mais. Vale salientar ainda que a medida de coeficiente de variação leva em conta apenas o retorno absoluto, que não leva em conta o excesso de retorno nem a taxa livre de risco, e o risco total, o que não permite a análise tendo como referência o retorno de mercado (ou retorno do índice de referência).

TABELA 9  
Coeficiente de Variação

Índice	Fundo	Média	Desvio padrão	CV	Ranking geral
1	ITAÚ ESTRAT FIC S&P	0,06%	1,45%	23,51	14
2	BRDESCO MAIS S&P	0,06%	1,43%	22,96	13
3	SAFRA FIC S&P	0,06%	1,41%	22,66	12
4	BRDESCO FIC S&P	0,06%	1,43%	22,29	11
5	SAFRA S&P	0,07%	1,41%	21,58	9
6	WESTERN US 500	0,07%	1,44%	21,87	10
7	ITAÚ PRIVATE S&P	0,07%	1,43%	21,40	8
8	ITAÚ ESTRAT MM FIC S&P	0,12%	1,49%	12,61	6
9	SAFRA MM FIC S&P	0,12%	1,51%	12,71	7
10	SAFRA TOP FIC S&P	0,12%	1,51%	12,40	5
11	ITAÚ MM FIC S&P	0,12%	1,49%	12,23	4
12	SAFRA MM S&P	0,12%	1,51%	12,07	3
13	SPXI11	0,13%	1,57%	11,84	2
14	IVVB11	0,13%	1,55%	11,55	1
-	BVSP	0,02%	2,03%	97,15	-
-	S&P 500 USD	0,05%	1,54%	32,13	-
-	PTAX	0,07%	0,98%	14,68	-
-	S&P 500 BRL	0,13%	1,55%	12,23	-

Fonte: Elaboração própria



durante o período assim como um ranking que classifica os fundos do melhor para o pior desempenho.

TABELA 10  
Índice de Sharpe

Índice	Fundo	Média	Desvio padrão	Índice de Sharpe	Ranking geral
1	ITAÚ ESTRAT FIC S&P	0,06%	1,45%	3,71%	14
2	BRADESCO MAIS S&P	0,06%	1,43%	3,81%	13
3	SAFRA FIC S&P	0,06%	1,41%	3,86%	12
4	BRADESCO FIC S&P	0,06%	1,43%	3,94%	11
5	SAFRA S&P	0,07%	1,41%	4,08%	9
6	WESTERN US 500	0,07%	1,44%	4,03%	10
7	ITAÚ PRIVATE S&P	0,07%	1,43%	4,13%	8
8	ITAÚ ESTRAT MM FIC S&P	0,12%	1,49%	7,40%	6
9	SAFRA MM FIC S&P	0,12%	1,51%	7,35%	7
10	SAFRA TOP FIC S&P	0,12%	1,51%	7,54%	5
11	ITAÚ MM FIC S&P	0,12%	1,49%	7,65%	4
12	SAFRA MM S&P	0,12%	1,51%	7,76%	3
13	SPXI11	0,13%	1,57%	7,95%	2
14	IVVB11	0,13%	1,55%	8,15%	1
-	BVSP	0,02%	2,03%	0,64%	-
-	S&P 500 USD	0,05%	1,54%	2,60%	-
-	PTAX	0,07%	0,98%	6,01%	-
-	S&P 500 BRL	0,13%	1,55%	7,67%	-

Fonte: Elaboração própria

Na tabela acima nota-se que nenhum fundo ou índice de referência apresentou retorno excedente negativo. Parte deste fato se deve à baixa taxa livre de risco registrada, de 2,00% ao ano, sendo a menor meta de taxa de juros básica nominal desde outubro de 1997 (BACEN, 2020).

Novamente os fundos 8 a 14, mais influenciados pela variação cambial, apresentaram resultados superiores ao dos fundos 1 a 7. Os ETFs se mostraram os com melhor resultado, ocupando o primeiro e segundo lugar no ranking de melhor desempenho. Os dois fundos negociados em bolsa também superaram o desempenho aferido para o índice S&P convertido em reais, índice superado por apenas um outro fundo mútuo, o SAFRA MM S&P. Todos os fundos da amostra superaram o desempenho do índice S&P 500 em dólares.

### 4.2.3 Índice de Treynor

O índice de Treynor que, como detalhado na fundamentação teórica, utiliza do risco sistêmico para ajustar o retorno foi calculado para três índices de mercado diferentes com o intuito de observar seu comportamento com diferentes *benchmarks*. A Tabela 11 apresenta o resultado para os três índices.

TABELA 11  
Índice de Treynor

Índice	Fundo	Treynor S&P 500 USD	Treynor S&P 500 BRL	Treynor BVSP
1	ITAÚ ESTRAT FIC S&P	0,0577%	0,0748%	0,1032%
2	BRADESCO MAIS S&P	0,0597%	0,0782%	0,1054%
3	SAFRA FIC S&P	0,0609%	0,0799%	0,1076%
4	BRADESCO FIC S&P	0,0620%	0,0814%	0,1089%
5	SAFRA S&P	0,0643%	0,0845%	0,1138%
6	WESTERN US 500	0,0634%	0,0833%	0,1116%
7	ITAÚ PRIVATE S&P	0,0650%	0,0852%	0,1146%
8	ITAÚ ESTRAT MM FIC S&P	0,1523%	0,1395%	0,4130%
9	SAFRA MM FIC S&P	0,1509%	0,1382%	0,4284%
10	SAFRA TOP FIC S&P	0,1549%	0,1418%	0,4397%
11	ITAÚ MM FIC S&P	0,1573%	0,1441%	0,4266%
12	SAFRA MM S&P	0,1594%	0,1458%	0,4521%
13	SPXI11	0,1639%	0,1560%	0,4203%
14	IVVB11	0,1708%	0,1621%	0,4450%

Fonte: Elaboração própria

Observando a tabela acima nota-se que todos os indicadores foram positivos, havendo grande distinção entre os fundos do grupo A (1 a 7) e dos grupos B (8 a 12) e C (13 e 14). Os resultados baseados no índice S&P 500 em dólares mostram um desempenho mais de duas vezes maior para os grupos B e C com destaque para os dois ETFs que obtiveram os melhores resultados. Para os resultados baseados no índice S&P 500 em reais a diferença entre os grupos foi um pouco menor, com o Grupo A ainda apresentando resultados inferiores enquanto que os ETFs seguem com pequena vantagem frente aos demais fundos diretamente afetados pela variação

cambial. Já para os resultados baseados no IBOVESPA o melhor desempenho fica com o fundo SAFRA MM S&P seguido pelo ETF IVVB11 líder nos outros dois cenários.

A Tabela 12 disposta abaixo apresenta 3 rankings que classificam os fundos do melhor para o pior desempenho para cada índice de mercado. Nota-se que para os fundos do grupo A as posições não se alteraram em nenhum dos três cenários, enquanto que os grupos B e C trocaram posições no terceiro cenário onde o ETF SPXI11 apresentou o segundo pior desempenho (sem incluir os fundos do grupo A).

TABELA 12  
Ranking Índice de Treynor

Índice	Fundo	Ranking S&P 500 USD	Ranking S&P 500 BRL	Ranking BVSP
1	ITAÚ ESTRAT FIC S&P	14	14	14
2	BRADESCO MAIS S&P	13	13	13
3	SAFRA FIC S&P	12	12	12
4	BRADESCO FIC S&P	11	11	11
5	SAFRA S&P	9	9	9
6	WESTERN US 500	10	10	10
7	ITAÚ PRIVATE S&P	8	8	8
8	ITAÚ ESTRAT MM FIC S&P	6	6	7
9	SAFRA MM FIC S&P	7	7	4
10	SAFRA TOP FIC S&P	5	5	3
11	ITAÚ MM FIC S&P	4	4	5
12	SAFRA MM S&P	3	3	1
13	SPXI11	2	2	6
14	IVVB11	1	1	2

Fonte: Elaboração própria

#### 4.2.4 M-squared

Para o cálculo do  $M^2$ , que também necessitam de uma medida de mercado para nivelar seu risco, foram utilizados os três mesmos índices de referência. Os resultados podem ser observados na Tabela 13.

TABELA 13  
Índice M<sup>2</sup>

Índice	Fundo	M <sup>2</sup> S&P 500 USD	M <sup>2</sup> S&P 500 BRL	M <sup>2</sup> BVSP
1	ITAÚ ESTRAT FIC S&P	0,0651%	0,0655%	0,0833%
2	BRADESCO MAIS S&P	0,0665%	0,0670%	0,0852%
3	SAFRA FIC S&P	0,0673%	0,0678%	0,0863%
4	BRADESCO FIC S&P	0,0686%	0,0691%	0,0880%
5	SAFRA S&P	0,0707%	0,0712%	0,0908%
6	WESTERN US 500	0,0699%	0,0704%	0,0897%
7	ITAÚ PRIVATE S&P	0,0715%	0,0720%	0,0918%
8	ITAÚ ESTRAT MM FIC S&P	0,1220%	0,1229%	0,1584%
9	SAFRA MM FIC S&P	0,1212%	0,1221%	0,1573%
10	SAFRA TOP FIC S&P	0,1242%	0,1251%	0,1612%
11	ITAÚ MM FIC S&P	0,1258%	0,1267%	0,1634%
12	SAFRA MM S&P	0,1276%	0,1285%	0,1657%
13	SPXI11	0,1304%	0,1314%	0,1695%
14	IVVB11	0,1336%	0,1346%	0,1737%

Fonte: Elaboração própria

Analisando a Tabela 13 vê-se que, para o índice S&P 500 em dólares e em reais, os fundos, de uma maneira geral, apresentaram um retorno ajustado pouco diferente do retorno antes do ajuste. Isso ocorre, pois, a volatilidade dos fundos é muito similar à dos dois índices de referência. Por conta dessa similaridade e pelo retorno inferior ao dos outros grupos os fundos do grupo A apresentaram um desempenho 2 vezes menor que os demais. Os ETFs apresentaram um desempenho pouco melhor que os fundos mútuos do grupo B, sendo os fundos negociados em bolsa o tipo de fundo com melhor desempenho. Os resultados obtidos pela padronização dos retornos ao nível de risco do IBOVESPA geraram um retorno ajustado maior para todos os fundos de forma simétrica.

A Tabela 14 disposta abaixo apresenta 3 rankings que classificam os fundos do melhor para o pior desempenho para cada índice de mercado. Como pode-se observar os rankings se mantêm inalterados para todos os índices de mercado utilizados.

TABELA 14  
Ranking Índice M<sup>2</sup>

Índice	Fundo	Ranking S&P 500 USD	Ranking S&P 500 BRL	Ranking BVSP
1	ITAÚ ESTRAT FIC S&P	14	14	14
2	BRADESCO MAIS S&P	13	13	13
3	SAFRA FIC S&P	12	12	12
4	BRADESCO FIC S&P	11	11	11
5	SAFRA S&P	9	9	9
6	WESTERN US 500	10	10	10
7	ITAÚ PRIVATE S&P	8	8	8
8	ITAÚ ESTRAT MM FIC S&P	6	6	6
9	SAFRA MM FIC S&P	7	7	7
10	SAFRA TOP FIC S&P	5	5	5
11	ITAÚ MM FIC S&P	4	4	4
12	SAFRA MM S&P	3	3	3
13	SPXI11	2	2	2
14	IVVB11	1	1	1

Fonte: Elaboração própria

### 4.3 Análise de regressão

Antes de prosseguir com as análises foram aferidos os resultados dos testes de Dickey-Fuller aumentado. Os testes de raiz unitária apresentaram *p-values* que indicam um nível de significância a 1% para todos os fundos e índices da amostra. Com isso a hipótese nula foi rejeitada, constatando a estacionariedade para todas as variáveis envolvidas. Os quadros completos dos testes são apresentados no anexo C.

Para melhor compreender a relação de cada fundo com as variações da bolsa brasileira e americana foram realizadas regressões utilizando de três variáveis independentes diferentes de maneira separada. A primeira variável independente se trata do IBOVESPA, que permite comparar o movimento do fundo à flutuação e risco do mercado nacional. A segunda e terceira variáveis são o índice S&P 500 em reais e em dólares, que, além de serem os benchmarks para os fundos da amostra, permitem verificar a flutuação e risco da bolsa americana com e sem a influência do câmbio. Esta seção se subdivide em quatro partes, nas três primeiras são analisados as regressões que usam as três variáveis independentes, já na última parte é realizada a comparação entre os diferentes resultados. Os quadros completos gerados pelo software estatístico GRETL estão dispostos no anexo B.

### 4.3.1 IBOVESPA

Antes de se prosseguir com a análise utilizando o índice do mercado brasileiro foram examinados os *p-value* resultantes da estatística T para os coeficientes angulares de cada par. Os coeficientes de inclinação de todas as regressões se mostraram significativos a 1%, com isso rejeita-se a hipótese nula para as regressões realizadas. O *p-value* de cada uma das quatorze regressões é apresentado na Tabela 15, juntamente com os demais resultados obtidos.

TABELA 15  
Regressões IBOVESPA

Fundo	ITAÚ ESTRAT FIC S&P	BRADERCO MAIS S&P	SAFRA FIC S&P	BRADERCO FIC S&P	SAFRA S&P	WESTERN US 500	ITAÚ PRIVATE S&P
ALFA	0,000504	0,000527	0,000527	0,000544	0,000558	0,000558	0,000573
Erro padrão	0,000407	0,000400	0,000398	0,000400	0,000398	0,000402	0,000403
Razão-t	1,237	1,317	1,323	1,359	1,401	1,389	1,422
P-valor	0,2166	0,1883	0,1862	0,1746	0,1616	0,1655	0,1557
BETA	0,519701	0,515676	0,505282	0,517849	0,505378	0,517800	0,516480
Erro padrão	0,020045	0,019681	0,019585	0,019705	0,019587	0,019784	0,019820
Razão-t	25,930	26,200	25,800	26,280	25,800	26,170	26,060
P-valor	6,7E-101***	2,2E-102***	3,3E-100***	8,2E-103***	3,2E-100***	3,1E-102***	1,3E-101***
R <sup>2</sup> ajustado	52,060%	52,588%	51,814%	52,736%	51,818%	52,530%	52,313%
Observações	621	621	621	621	621	621	621

\* Significância a 10%; \*\* Significância a 5%; \*\*\* Significância a 1%.

Fonte: Elaboração própria

TABELA 15  
Regressões IBOVESPA (Conclusão)

Fundo	ITAÚ ESTRAT MM FIC S&P	SAFRA MM FIC S&P	SAFRA TOP FIC S&P	ITAÚ MM FIC S&P	SAFRA MM S&P	SPXI11	IVVB11
ALFA	0,001187	0,001132	0,001161	0,001223	0,001194	0,001265	0,001286
Erro padrão	0,000564	0,000573	0,000573	0,000564	0,000573	0,000588	0,000579
Razão-t	2,105	1,975	2,026	2,170	2,084	2,153	2,220
P-valor	0,0357**	0,0487**	0,0432**	0,0304**	0,0376**	0,0317**	0,0268**
BETA	0,266772	0,258481	0,258347	0,266739	0,258550	0,297002	0,284807
Erro padrão	0,027747	0,028211	0,028200	0,027737	0,028193	0,028790	0,028514
Razão-t	9,615	9,162	9,161	9,617	9,171	10,320	9,988
P-valor	1,7E-20***	7,4E-19***	7,4E-19***	1,7E-20***	6,9E-19***	4,2E-23***	7,0E-22***
R <sup>2</sup> ajustado	12,993%	11,942%	11,940%	12,998%	11,961%	14,917%	13,881%
Observações	621	621	621	621	621	609	621

\* Significância a 10%; \*\* Significância a 5%; \*\*\* Significância a 1%.

Fonte: Elaboração própria

Ao analisar o coeficiente de determinação ajustado, indicado na Tabela 15 como  $R^2$  ajustado, observa-se uma diferença considerável entre os 7 primeiros fundos e os demais. Pode-se notar que todos os fundos de 1 a 7 obtiveram um coeficiente de aproximadamente 52%, o que mostra que o modelo consegue explicar apenas parte da volatilidade do ativo. Já os fundos de 8 a 14, grupo que inclui os dois ETFs, apresentaram um coeficiente que varia de 11,94% até 14,92%, valores que demonstram a baixa capacidade do índice IBOVESPA de explicar a variação apresentada pelos fundos. Os dois ETFs apresentaram um  $R^2$  semelhante, mesmo que um pouco maior, ao dos fundos mútuos também sob forte influência da flutuação cambial (fundos de 8 a 12).

Ainda sobre a Tabela 15, os valores para os coeficientes angulares beta também apresentaram grande distinção entre os fundos 1 a 7 e 8 a 14. O valor beta para o primeiro subgrupo da amostra, o qual demonstrou pouca variação entre os fundos, apresentou uma média de 0,523. Esse valor indica que os fundos de 1 a 7 possuem um risco de mercado moderado em relação a bolsa brasileira. Já os fundos de 8 a 14 apresentaram um beta menor que o do grupo anterior, com os fundos tradicionais apresentando uma média de 0,262 e os dois ETFs com uma média de 0,291. Os valores registrados para o segundo subgrupo indicam que os fundos de 8 a 14 possuem um risco baixo frente ao mercado brasileiro. Um dos fatores que contribuem para esse resultado é a correlação negativa de 41,1% entre a taxa de câmbio e o IBOVESPA.

Analisando o coeficiente alfa, assim como nos coeficientes anteriores, os 7 primeiros fundos e os 7 últimos possuem grande semelhança interna e grande diferença entre si. Os fundos de 1 a 7 registraram alfa médio de aproximadamente 0,054% ao dia, ou 14,6% ao ano, enquanto que os fundos de 8 a 14 registraram uma média de 0,121% ao dia, ou 35,5% ao ano. Isso implica, segundo o modelo, em um retorno independente para o segundo grupo duas vezes maior. Pode-se interpretar também, partindo dos coeficientes alfa, que os todos os fundos da amostra apresentaram uma boa gestão, mantendo um retorno diário médio positivo independente da variação do mercado. Avaliando por esta visão pode-se dizer que os gestores dos fundos 8 a 14 foram mais bem sucedidos já que apresentam um alfa maior que os demais. Os ETFs foram os fundos com maior alfa dentro da amostra, porém não obtiveram um coeficiente muito distante dos obtidos pelos fundos 8 a 12.

### 4.3.2 S&P 500 Cotado em Reais

Assim como nas regressões anteriores, antes de prosseguir com a análise utilizando o índice S&P 500 cotado em reais foram examinados os *p-value* resultantes da estatística T para os coeficientes angulares de cada modelo. Os coeficientes de inclinação de todas as regressões, mais uma vez, se mostraram significativos a 1%, com isso rejeita-se a hipótese nula para as regressões realizadas. O *p-value* de cada regressão que utiliza o segundo índice como variável independente é apresentado na Tabela 16, juntamente com os demais resultados obtidos.

TABELA 16  
Regressões Índice S&P 500 Cotado em Reais

Fundo	ITAÚ ESTRAT FIC S&P	BRADESCO MAIS S&P	SAFRA FIC S&P	BRADESCO FIC S&P	SAFRA S&P	WESTERN US 500	ITAÚ PRIVATE S&P
ALFA	-0,000002	-0,000157	-0,000135	-0,000129	-0,000104	-0,000117	-0,000103
Erro padrão	0,000393	0,000397	0,000395	0,000400	0,000395	0,000401	0,000400
Razão-t	-0,507	-0,397	-0,341	-0,324	-0,262	-0,291	-0,258
P-valor	0,6123	0,6918	0,7336	0,7463	0,7932	0,7710	0,7968
BETA	0,717067	0,694566	0,680271	0,693256	0,680415	0,693825	0,694687
Erro padrão	0,025190	0,025475	0,025366	0,025674	0,025368	0,025756	0,025688
Razão-t	28,470	27,260	26,820	27,000	26,820	26,940	27,040
P-valor	7,2E-114***	1,8E-107***	4,2E-105***	4,4E-106***	4,1E-105***	9,7E-106***	2,7E-106***
R <sup>2</sup> ajustado	57,174%	55,049%	54,230%	54,569%	54,237%	54,452%	54,646%
Observações	609	609	609	609	609	609	609

\* Significância a 10%; \*\* Significância a 5%; \*\*\* Significância a 1%.

Fonte: Elaboração própria

TABELA 16  
Regressões Índice S&P 500 Cotado em Reais (Conclusão)

Fundo	ITAÚ ESTRAT MM FIC S&P	SAFRA MM FIC S&P	SAFRA TOP FIC S&P	ITAÚ MM FIC S&P	SAFRA MM S&P	SPXI11	IVVB11
ALFA	0,000216	0,000184	0,000212	0,000253	0,000244	0,000388	0,000355
Erro padrão	0,000359	0,000359	0,000359	0,000358	0,000359	0,000397	0,000409
Razão-t	0,604	0,511	0,591	0,705	0,682	0,976	0,867
P-valor	0,5464	0,6098	0,5546	0,4813	0,4955	0,3296	0,3861
BETA	0,790029	0,801461	0,801249	0,789769	0,801905	0,800303	0,782001
Erro padrão	0,023007	0,023070	0,023053	0,023001	0,023008	0,025357	0,026309
Razão-t	34,340	34,740	34,760	34,340	34,850	31,560	29,720
P-valor	2,2E-144***	2,0E-146***	1,7E-146***	2,2E-144***	5,4E-147***	7,5E-128***	2,7E-119***
R <sup>2</sup> ajustado	66,016%	66,536%	66,557%	66,014%	66,681%	63,281%	60,001%
Observações	609	609	609	609	609	580	591

\* Significância a 10%; \*\* Significância a 5%; \*\*\* Significância a 1%.

Fonte: Elaboração própria

Comparando o coeficiente de determinação das Tabelas 15 e 16 nota-se que a diferença entre os fundos da amostra diminui, passando de uma diferença de 40,8% para 12,5% entre o maior e o menor R<sup>2</sup>. Mesmo mais estreita a diferença entre os subgrupos da amostra persiste, os fundos de 1 a 7 obtiveram um coeficiente de aproximadamente 54,9%, o que mostra que os modelos ainda conseguem explicar apenas parte da volatilidade do ativo. Já os fundos de 8 a 14 apresentaram coeficientes maiores que os do grupo anterior com uma média de 79,5%, o valor mostra que o índice S&P 500 em reais possui uma boa capacidade explicativa para as variações dos fundos. Nesta rodada de regressões os ETFs, mesmo que por pouca diferença, apresentaram R<sup>2</sup> inferior ao dos fundos mútuos do mesmo grupo.

Ainda sobre a Tabela 16, os valores para os coeficientes angulares beta também apresentaram menor variabilidade entre os fundos da amostra. O valor beta médio para os fundos de 1 a 7 foi de 0,693, sendo o maior deles o beta de 0,717 do fundo ITAÚ ESTRAT FIC S&P. Os valores dos betas deste grupo indicam que os fundos possuem um risco de mercado moderado em relação às flutuações da bolsa americana somadas à variação cambial. Já os fundos de 8 a 14 apresentaram um beta maior que o do grupo anterior, com um beta médio de 0,795. Os valores registrados para o segundo subgrupo também indicam um risco moderado frente ao mercado americano ajustado à variação cambial. Para esta variável independente os ETFs não mostraram grande distinção frente aos fundos mútuos.

Analisando o coeficiente alfa, a diferença entre os dois grupos foi menor do que a registrada para o IBOVSPA. Os fundos de 1 a 7 registraram alfa médio de aproximadamente -0,011% ao dia, ou -2,65% ao ano, enquanto que os fundos de 8 a 14 registraram uma média de 0,026% ao dia, ou 6,8% ao ano. Ambos os grupos apresentaram alfas menores, indicando que os fundos quando comparados ao S&P 500 em reais possuem pouco retorno independente. Interpretando o coeficiente linear como qualidade de gestão, infere-se que, para este índice de mercado, parte dos fundos da amostra não apresentou uma boa gestão. Os fundos de 1 a 7 não foram capazes de gerar ao investidor um retorno independente positivo, ao contrário disso, obtiveram retorno independente negativo frente ao mercado. A variabilidade dos coeficientes alfa deste grupo foi grande, sendo o destaque mais negativo o fundo ITAÚ ESTRAT FIC S&P com -4,89% a.a de rendimento independente e o mais positivo o fundo ITAÚ PRIVATE S&P com -2,57% a.a. Para os demais fundos nota-se um alfa consideravelmente maior para os dois ETFs que apresentaram um retorno independente do mercado médio de 9,81% ao ano contra 5,75% ao ano dos fundos mútuos, revelando uma maior eficiência dos fundos negociados em bolsa.

#### 4.3.3 S&P 500 Cotado em Dólares

Seguindo os tópicos anteriores, antes de prosseguir com a análise utilizando o índice S&P 500 cotado em dólares foram examinados os *p-value* resultantes da estatística T para os coeficientes angulares de cada modelo. Os coeficientes de inclinação de todas as regressões também se mostraram significativos mesmo a 1%, com isso rejeita-se a hipótese nula para as regressões realizadas. O *p-value* de cada regressão que utiliza o terceiro índice como variável independente é apresentado na Tabela 17, juntamente com os demais resultados obtidos na regressão.

TABELA 17  
Regressões Índice S&P 500 Cotado em Dólares

Fundo	ITAÚ ESTRAT FIC S&P	BRADESCO MAIS S&P	SAFRA FIC S&P	BRADESCO FIC S&P	SAFRA S&P	WESTERN US 500	ITAÚ PRIVATE S&P
ALFA	0,000095	0,000121	0,000137	0,000148	0,000168	0,000160	0,000175
Erro padrão	0,000154	0,000168	0,000176	0,000174	0,000176	0,000175	0,000175
Razão-t	0,620	0,720	0,778	0,849	0,953	0,913	1,000
P-valor	0,536	0,472	0,437	0,397	0,341	0,362	0,318
BETA	0,930183	0,910700	0,893496	0,910374	0,893643	0,911540	0,911083
Erro padrão	0,010031	0,010986	0,011523	0,011362	0,011523	0,011457	0,011447
Razão-t	92,730	82,900	77,540	80,130	77,550	79,570	79,590
P-valor	0***	0***	0***	0***	0***	0***	0***
R <sup>2</sup> ajustado	93,407%	91,884%	90,831%	91,363%	90,833%	91,251%	91,256%
Observações	609	609	609	609	609	609	609

\* Significância a 10%; \*\* Significância a 5%; \*\*\* Significância a 1%.

Fonte: Elaboração própria

TABELA 17  
Regressões Índice S&P 500 Cotado em Dólares (Conclusão)

Fundo	ITAÚ ESTRAT MM FIC S&P	SAFRA MM FIC S&P	SAFRA TOP FIC S&P	ITAÚ MM FIC S&P	SAFRA MM S&P	SPXI11	IVVB11
ALFA	0,000740	0,000715	0,000744	0,000776	0,000777	0,000884	0,000899
Erro padrão	0,000417	0,000420	0,000420	0,000417	0,000420	0,000433	0,000444
Razão-t	1,774	1,704	1,773	1,861	1,852	2,041	2,025
P-valor	0,0765*	0,089*	0,0768*	0,0632*	0,0645*	0,0417**	0,0434**
BETA	0,723354	0,733618	0,733256	0,723138	0,733375	0,761463	0,742232
Erro padrão	0,027245	0,027413	0,027404	0,027236	0,027392	0,028012	0,028938
Razão-t	26,550	26,760	26,760	26,550	26,770	27,180	25,650
P-valor	1,1E-103***	8,5E-105***	9,0E-105***	1,1E-103***	7,4E-105***	1,9E-105***	5,4E-98***
R <sup>2</sup> ajustado	53,732%	54,125%	54,117%	53,733%	54,147%	56,111%	52,762%
Observações	609	609	609	609	609	580	591

\* Significância a 10%; \*\* Significância a 5%; \*\*\* Significância a 1%.

Fonte: Elaboração própria

Comparando o R<sup>2</sup> das Tabelas 15, 16 e 17 percebe-se que a diferença entre os fundos da amostra volta a subir, registrando diferença de 40,6% entre o maior e o menor coeficiente de determinação. Os fundos de 1 a 7 obtiveram os maiores coeficientes entre todas os modelos, com um R<sup>2</sup> médio de 91,2%, mostrando que os modelos conseguem explicar grande parte do retorno do ativo. Por outro lado, os fundos de 8 a 14 apresentaram coeficientes menores, uma média de 54,1%, o que mostra que o modelo consegue explicar apenas parte da volatilidade do ativo. Nesta

rodada de regressões os ETFs representaram o maior e o menor  $R^2$  entre os fundos fortemente afetados pela variação cambial, mesmo que por uma diferença de apenas 3,35%.

Seguindo a Tabela 17, os valores para os coeficientes angulares beta também apresentaram maior variabilidade entre os fundos da amostra. O valor beta médio para os fundos de 1 a 7 foi de 0,909, apresentando também os maiores valores entre todas as regressões. Este valor, bem próximo a 1, revela que esses fundos possuem um risco sistêmico quase em paridade com o risco da bolsa americana. Já os fundos de 8 a 14 apresentaram um beta médio com 0,173 a menos que o do grupo anterior, com uma leitura de 0,736. Os valores registrados para o segundo subgrupo indicam um risco moderado frente ao mercado americano, também se aproximando da paridade de 1 para 1. Os ETFs em questão do valor beta mostraram um valor ligeiramente superior ao dos fundos mútuos 8 a 12, com 0,742 para o IVVB11 e 0,761 para o SPXI11.

Partindo para o coeficiente alfa, a diferença entre os dois grupos foi quase tão grande quanto a registrada para o IBOVESPA. Os fundos de 1 a 7 registraram alfa médio de aproximadamente 0,014% ao dia, ou 3,7% ao ano, enquanto que os fundos de 8 a 14 registraram uma média consideravelmente maior de 0,079% ao dia, ou 22,0% ao ano. A diferença nos valores implica que os fundos do primeiro grupo possuem baixo retorno independente ao S&P 500 em dólares enquanto que o inverso ocorre no segundo grupo. Os resultados também indicam que a gestão dos fundos 1 a 7 foi novamente menos eficiente. Vale notar que a variabilidade dos coeficientes, novamente, foi grande, sendo o destaque mais negativo o fundo ITAÚ ESTRAT FIC S&P com 2,43% a.a de rendimento independente e o mais positivo o fundo ITAÚ PRIVATE S&P com 4,52%. Analisando os fundos 8 a 14, os ETFs mais uma vez se mostraram mais vantajosos, marcando um ganho autônomo médio de 25,17% a.a em comparação com a média de 20,82% a.a para os fundos mútuos que também estão fortemente expostos ao preço do real frente ao dólar.

#### 4.3.4 Comparação entre as análises

Ao contrastar as quatorze regressões feitas para cada um dos três índices de mercado nota-se a relevância na decisão sobre qual variável independente utilizar.

Como a amostra contém fundos com duas tendências distintas de flutuação, parte sob forte influência da taxa cambial e outra não, diferentes índices fornecem melhor capacidade explicativa para diferentes fundos.

Analisando o coeficiente de determinação dos fundos 1 a 7, fundos que aparentemente são pouco influenciados pela variação cambial, o índice S&P 500 expresso em dólares foi, com uma grande margem, o que melhor descreveu a flutuação dos vetores de retorno. Enquanto que os fundos 8 a 14, fundos aparentemente com forte dependência da variação cambial, foram melhor explicados pelo índice S&P 500 expresso em reais. A diferença entre os melhores modelos para os dois grupos foi significativa, com o maior  $R^2$  para os fundos de 1 a 7 sendo de 93,4%, enquanto que o maior  $R^2$  para o grupo de 8 a 14 foi de 66,7%. O IBOVESPA foi o índice com menor poder explicativo para todos os fundos da amostra.

O risco sistêmico, representado pelo coeficiente beta, mostrou comportamento semelhante ao  $R^2$ , apresentado valores com ampla diferença entre os índices utilizados. A Tabela 18 reúne os coeficientes beta de todas as regressões para facilitar a comparação.

TABELA 18  
Coeficientes Beta

Índice	Fundo	Beta BVSP	Beta S&P 500 USD	Beta S&P 500 BRL
1	ITAÚ ESTRAT FIC S&P	0,5197	0,9302	0,7171
2	BRADERCO MAIS S&P	0,5157	0,9107	0,6946
3	SAFRA FIC S&P	0,5053	0,8935	0,6803
4	BRADERCO FIC S&P	0,5178	0,9104	0,6933
5	SAFRA S&P	0,5054	0,8936	0,6804
6	WESTERN US 500	0,5178	0,9115	0,6938
7	ITAÚ PRIVATE S&P	0,5165	0,9111	0,6947
8	ITAÚ ESTRAT MM FIC S&P	0,2668	0,7234	0,7900
9	SAFRA MM FIC S&P	0,2585	0,7336	0,8015
10	SAFRA TOP FIC S&P	0,2583	0,7333	0,8012
11	ITAÚ MM FIC S&P	0,2667	0,7231	0,7898
12	SAFRA MM S&P	0,2586	0,7334	0,8019
13	SPXI11	0,2970	0,7615	0,8003
14	IVVB11	0,2848	0,7422	0,7820

Fonte: Elaboração própria

Comparando o índice S&P 500 em reais e em dólares para os fundos de 8 a 14 nota-se um valor semelhante, com um beta médio de 0,795 e 0,736 respectivamente, com a capacidade explicativa do modelo em dólares sendo aproximadamente 10% superior para o índice em reais. Por se tratarem de fundos mútuos e ETFs que buscam acompanhar o índice S&P 500 cotado em reais, era esperado que o coeficiente beta fosse bem próximo a 1,000 e uma capacidade explicativa elevada do modelo. Já os fundos de 1 a 7 apresentaram uma grande distância para os coeficientes beta entre os modelos que utilizaram como variável independente o S&P 500 em dólares e os que utilizaram dos demais índices. Este subgrupo apresentou uma diferença de 0,215 entre os betas médios para o S&P 500 em reais e em dólares, se aproximando neste último da paridade com o risco de mercado, movimento já esperado para este segmento da amostra. O IBOVESPA registrou coeficientes beta menores que os outros dois índices demonstrando menor fator de risco sistêmico para o mercado nacional em comparação com o mercado americano, estando mais presente nos fundos de 1 a 7 do que nos de 8 a 14.

Para facilitar a comparação do coeficiente alfa foi montada a Tabela 19 que reúne todos os coeficientes lineares anualizados considerando um ano com 252 dias de rendimento.

TABELA 19  
Coeficientes Alfa Anualizados

Índice	Fundo	Alfa BVSP	Alfa S&P 500 USD	Alfa S&P 500 BRL
1	ITAÚ ESTRAT FIC S&P	13,5%	2,4%	-4,9%
2	BRADERCO MAIS S&P	14,2%	3,1%	-3,9%
3	SAFRA FIC S&P	14,2%	3,5%	-3,3%
4	BRADERCO FIC S&P	14,7%	3,8%	-3,2%
5	SAFRA S&P	15,1%	4,3%	-2,6%
6	WESTERN US 500	15,1%	4,1%	-2,9%
7	ITAÚ PRIVATE S&P	15,5%	4,5%	-2,6%
8	ITAÚ ESTRAT MM FIC S&P	34,8%	20,5%	5,6%
9	SAFRA MM FIC S&P	33,0%	19,7%	4,7%
10	SAFRA TOP FIC S&P	34,0%	20,6%	5,5%
11	ITAÚ MM FIC S&P	36,1%	21,6%	6,6%
12	SAFRA MM S&P	35,1%	21,6%	6,4%
13	SPXI11	37,5%	24,9%	10,3%
14	IVVB11	38,3%	25,4%	9,4%

Fonte: Elaboração própria

Observando a Tabela 19 é possível destacar a diferença entre índices e entre as modalidades de investimento. Ao analisar o S&P 500 em dólares e em reais é possível inferir sobre o papel da flutuação cambial nos vetores de retorno. A presença de variação cambial no índice provoca uma desvantagem para os fundos 1 a 7, enquanto que, para os fundos de 8 a 14, a ausência dessa variação cria uma vantagem ampla compondo boa parte da rentabilidade que não pode ser explicada pela variação do *benchmark*. Em todos os três cenários o mesmo resultado foi encontrado, fundos mútuos que seguem o S&P 500 em dólares apresentaram os menores coeficientes alfa, fundos mútuos que seguem o S&P 500 somado à variação cambial apresentam um resultado consideravelmente maior, já os ETFs resultam nos maiores coeficientes da amostra mesmo que por uma pequena margem. O resultado dos alfas vai de encontro com os indicadores de desempenho calculados nas seções anteriores, onde, com a exceção do índice de Treynor que utiliza do beta do IBOVESPA, os ETFs ocuparam as duas primeiras posições em questão de retorno ajustado ao risco. A Tabela 20 apresenta, assim como feito para os demais indicadores de desempenho, 3 rankings que classificam os fundos do melhor para o pior desempenho segundo o coeficiente alfa para cada índice de mercado.

TABELA 20  
Ranking Coeficientes Alfa

Índice	Fundo	Ranking BVSP	Ranking S&P 500 USD	Ranking S&P 500 BRL
1	ITAÚ ESTRAT FIC S&P	14	14	14
2	BRADESCO MAIS S&P	12	13	13
3	SAFRA FIC S&P	13	12	12
4	BRADESCO FIC S&P	11	11	11
5	SAFRA S&P	10	9	9
6	WESTERN US 500	9	10	10
7	ITAÚ PRIVATE S&P	8	8	8
8	ITAÚ ESTRAT MM FIC S&P	5	6	5
9	SAFRA MM FIC S&P	7	7	7
10	SAFRA TOP FIC S&P	6	5	6
11	ITAÚ MM FIC S&P	3	4	3
12	SAFRA MM S&P	4	3	4
13	SPXI11	2	2	1
14	IVVB11	1	1	2

Fonte: Elaboração própria

## 5 CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

O presente estudo buscou avaliar a relação risco e retorno para os ETFs IVVB11 e SPXI11 e demais fundos mútuos, incluindo os que possuem estratégia ativa e passiva, que possuem em sua política de investimento o objetivo de acompanhar ou superar o índice americano S&P 500, pretendendo então determinar qual modalidade de investimento retornou o melhor *trade-off*. Para alcançar o objetivo proposto foi adotada a metodologia de pesquisa descritiva, utilizando de modelagem econométrica, indicadores de desempenho e estatística descritiva.

A seleção dos fundos disponíveis ao investidor geral resultou em uma amostra de 14 fundos, sendo 12 fundos tradicionais e dois ETFs. O período de estudo, delimitado pela disponibilidade de dados, se entende do dia 02 de abril de 2018 até 06 de novembro de 2020.

Após análise dos resultados provenientes das medidas de estatística descritiva foi observada uma grande diferença entre os fundos da amostra que permitiu a separação em três subgrupos. O primeiro, contendo sete fundos, incorpora apenas fundos mútuos que aparentemente não possuem relação clara com a variação cambial. O segundo subgrupo, contendo 5 fundos, também é composto apenas por fundos mútuos, porém, estes fundos demonstraram no período de análise forte relação com a variação cambial. Já o terceiro é composto pelos dois ETFs que também demonstraram forte relação com a variação cambial. Todos os fundos da amostra apresentaram um retorno superior ao do mercado brasileiro de ações, exibindo também uma volatilidade consideravelmente inferior para o período.

Os resultados dos índices de desempenho e dos coeficientes alfa das regressões mostraram que os fundos influenciados pela variação cambial apresentaram desempenhos superiores, com os dois ETFs se destacando em primeiro e segundo lugar para todas as medidas e cenários, com exceção de uma ocasião onde o ETF SPXI11 ficou abaixo de quatro outros fundos mútuos e do ETF IVVB11. As medições foram feitas utilizando quatro indicadores de desempenho e 3 índices de mercado diferentes. Conclui-se que, segundo as métricas empregadas, os ETFs apresentaram um *trade-off* mais favorável ao investidor do que os fundos tradicionais, mesmo que, para os fundos influenciados pela variação cambial, por uma pequena margem.

Ao comparar os resultados obtidos com os da pesquisa de Borges, Eid Jr. e Yoshinaga (2012) nota-se como semelhança o desempenho superior para os ETFs frente aos fundos mútuos que buscavam acompanhar os índices IBOVESPA, SMLL e IBrX-100. A mesma semelhança é observada para o trabalho de Elton, Gruber e de Souza (2019) que em sua pesquisa incluem ETFs de diversos tipos e mercados. Resultado oposto foi encontrado por Rompotis (2011) que observou desempenho superior dos fundos tradicionais frente aos ETFs do país.

Pode-se concluir que o investidor brasileiro dispõe de boas opções para acompanhar a flutuação geral do mercado americano, seja pelos fundos tradicionais ou pelos ETFs. Contudo, devido à ausência de ETFs que busquem replicar índices de outras partes do mundo, o efeito da diversificação internacional se restringe apenas à bolsa americana para essa modalidade de investimentos. Os BDRs (*Brazilian Depositary Receipts*), instrumento também negociado em bolsa, permitem ao investidor alcançar outros mercados do mundo como China e Europa, porém, esta modalidade investe diretamente em empresas e não em índices de mercado. Essa característica torna menos acessível ao investidor montar um portfólio composto por diversas empresas de um país ou região ao se utilizar BDRs, o que pode aumentar o risco envolvido em tais aplicações.

Uma das limitações do presente estudo é o número baixo de fundos que se qualificaram para compor a amostra e também a falta de mais dados disponíveis para compor as séries temporais. Pesquisas futuras que englobem um número maior de fundos do mercado brasileiro poderão enriquecer o entendimento sobre as relações de risco e retorno. Adiciona-se também às limitações deste trabalho a ausência de variáveis que podem influenciar no desempenho dos fundos de investimento como patrimônio líquido, experiência do time, estrutura de custos e estilos de gestão. Fica como sugestão para trabalhos futuros a comparação entre ETFs, fundos mútuos e portfólios compostos por BDRs que busquem proporcionar ao investidor retorno que acompanhe índices de mercados internacionais.

Como oportunidade para trabalhos futuros fica a sugestão de analisar as diferenças entre fundos que possuam estratégia ativa e passiva e que busquem acompanhar ou superar o índice S&P 500. Podendo incluir na análise questões como sorte versus habilidade, como visto no estudo de Fama e French (2010), e teoria da agencia e hipótese do mercado eficiente.

As limitações apresentadas anteriormente prejudicam o cumprimento do objetivo proposto deste estudo. Mesmo com tais empecilhos o objetivo foi alcançado seguindo as métricas propostas de análise. Fica aqui registrada a intenção de aprimorar esta pesquisa com o intuito de publicá-la em revista científica.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABDI, Hervé. **Coefficient of Variation**. Encyclopedia of Research Design, 2010.
- AGAPOVA, Anna. **Conventional mutual index funds versus exchange-traded funds**. Journal of Financial Markets, 2011.
- ALAM, Nafis. **A comparative performance analysis of conventional and Islamic exchange-traded funds**. Journal of Asset Management, v. 14, n. 1, p. 27-36, 2013.
- ANBIMA. **Classificação de Fundos**. p. 1-19, 2015.
- ARUGASLAN, O.; SAMANT, A.. **Evaluating S&P 500 Sector ETFs Using Risk-Adjusted Performance Measures**. Journal of Finance, Accounting and Management, 2014.
- B3. **Índices amplos**. Disponível em: <http://www.b3.com.br>. Acesso em: 17 nov. 2019.
- BACEN. **Relatório de Economia Bancária 2018**. Banco Central do Brasil, 2019.
- BACEN. **Taxas de juros básicas - Histórico 2020**. Banco Central do Brasil. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/historicotaxasjuros>. Acesso em: 12 nov. 2019.
- BAKER, H. K.; FILBECK, G.; KIYMAZ, H.. **Mutual Funds and Exchange-Traded Funds: Building Blocks to Wealth**, 2015.
- BERK, J.; DEMARZO, P.. **Finanças Empresariais**. Porto Alegre: BOOKMAN, 2009.
- BLACKROCK. **iShares S & P 500 FI em Cotas de Fundo de Índice - Inv. no Exterior**. BlackRock, 2019.
- BLITZ, D.; HUIJ, J.; SWINKELS, L.. **The Performance of European Index Funds and Exchange-Traded Funds**. European Financial Management, 2012.
- BLUME.M.E.; FRIEND.I. **Measurement of portfolio performance under uncertainty**. The American Economic Review, 1970.
- BLUME, M. E.; EDELEN, R. M. **S & P 500 Indexers, Tracking Errors, and Liquidity**. Journal of Portfolio Management, 2004.
- BORGES, E. C.; EID JR., W.; YOSHINAGA, C. E. **Exchange traded funds versus fundos indexados no Brasil**. Revista de Finanças Aplicadas, 2012.
- CVM. **Consulta Consolidada de Fundo**. Disponível em: [https://cvmweb.cvm.gov.br/swb/default.asp?sg\\_sistema=fundosreg](https://cvmweb.cvm.gov.br/swb/default.asp?sg_sistema=fundosreg). Acesso em: 05 dez. 2020.

CVM. Instrução CVM nº 359, de 22 de janeiro de 2002. Dispõe sobre a constituição, a administração e o funcionamento dos Fundos de Índice, com cotas negociáveis em bolsa de valores ou mercado de balcão organizado. **Diário Oficial da União**: 31 de janeiro de 2002.

CVM. Instrução CVM nº 555, de 17 de dezembro de 2014. Dispõe sobre a constituição, a administração, o funcionamento e a divulgação das informações dos fundos de investimento. **Diário Oficial da União**: 23 de dez. de 2014.

DELLVA, Wilfred L. **Exchange-Traded Funds Not for Everyone**. Journal of Financial Planning, 2001.

ELTON, E. J. et al. **MODERN PORTFOLIO THEORY AND INVESTMENT ANALYSIS**. 9th ed, 2014.

ELTON, E. J.; GRUBER, M. J.; DE SOUZA, A.. **Passive mutual funds and ETFs: Performance and comparison**. Journal of Banking and Finance, 2019.

FABOZZI, F. J.; GUPTA, F.; MARKOWITZ, H.. **The Legacy of Modern Portfolio Theory**. The Journal of Investing, 2002.

FAMA, E. F; FRENCH, K. R. **Luck versus Skill in the Cross-Section of Mutual Fund Returns**. The Journal of Finance, 2010.

FAMA, E. F; FRENCH, K. R. **A five-factor asset pricing model**. Journal of Financial Economics, 2015.

FGV, Fundação Getúlio Vargas. **INDÚSTRIA DE FUNDOS DE INVESTIMENTO: Anuário 2020**, 2020.

FRINO, A.; GALLAGHER, D. R.. **Tracking S&P 500 Index Funds**. The Journal of Portfolio Management, 2001.

HUANG, M. Y.; LIN, J. B.. **Do ETFs provide effective international diversification?** Research in International Business and Finance, 2011.

HUDSON, R. S.; GREGORIOU, A.. **Calculating and comparing security returns is harder than you think: A comparison between logarithmic and simple returns**. International Review of Financial Analysis, 2010.

ICI. Release: **Worldwide Regulated Open-End Fund Assets and Flows, Second Quarter 2019**. Disponível em: <https://www.ici.org/research/stats/worldwide>. Acesso em: 20 nov. 2019.

INFOFUNDOS. **Dados diários de fundos**. Disponível em: <https://infofundos.com.br>. Acesso em: 12 nov. 2020.

INVESTING. **Dados históricos.** Disponível em: <https://br.investing.com/indices/bovespa-historical-data>. Acesso em: 12 nov. 2020.

ITAÚ. **Informações do Índice It Now S & P500 ® TRN Fundo de Índice - SPXI11.** Itaú, 2019.

JENSEN, M. C. **The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964.** Journal of Finance, 1968.

KALLIANIOTIS, J. N. **Exchange rates and international financial economics: History, theories, and practices,** 2013.

MARKOWITZ, Harry. **Portfolio Selection.** The Journal of Finance, 1952.

OTTEN, R.; BAMS, D.. **The performance of local versus foreign mutual fund managers.** European Financial Management, 2007.

POZEN, R.; HAMACHER, T.; PHILLIPS, D.. **The Fund Industry: How Your Money is Managed,** Hoboken: John Wiley & Sons, 2011.

RANALDO, A.; HÄBERLE, R.. **Wolf in sheep's clothing: The active investment strategies behind index performance.** European Financial Management, 2008.

ROMPOTIS, G. G. **ETFs vs. Mutual Funds: Evidence from the Greek Market.** South-Eastern Europe Journal of Economics, 2011.

SHARPE, W. F. **A Simplified Model for Portfolio Analysis.** Management Science, 1963.

SHARPE, William F. **The Sharpe Ratio.** The Journal of Portfolio Management, 1994.

YIN, Dechao. **Investment Decision Based on Entropy Theory.** Modern Economy, 2019.

## ANEXOS

### ANEXO A - Matriz de Correlação GRETL

itauficsp	bradsp	safraficsp	bradficsp	
1.0000	0.9928	0.9916	0.9926	itauficsp
	1.0000	0.9985	0.9991	bradsp
		1.0000	0.9988	safraficsp
			1.0000	bradficsp
safrasp	westus500	itauprsp	itaummfic	
0.9916	0.9924	0.9927	0.7554	itauficsp
0.9985	0.9992	0.9993	0.7465	bradsp
1.0000	0.9996	0.9993	0.7483	safraficsp
0.9988	0.9994	0.9995	0.7451	bradficsp
1.0000	0.9996	0.9993	0.7483	safrasp
	1.0000	0.9998	0.7459	westus500
		1.0000	0.7463	itauprsp
			1.0000	itaummfic
saframmfic	safratopfic	itaummfic_aaa	saframmsp	
0.7256	0.7256	0.7554	0.7258	itauficsp
0.7229	0.7228	0.7466	0.7231	bradsp
0.7246	0.7245	0.7483	0.7248	safraficsp
0.7209	0.7208	0.7452	0.7211	bradficsp
0.7246	0.7246	0.7483	0.7248	safrasp
0.7223	0.7222	0.7460	0.7225	westus500
0.7221	0.7220	0.7464	0.7222	itauprsp
0.9803	0.9803	1.0000	0.9805	itaummfic
1.0000	1.0000	0.9803	0.9999	saframmfic
	1.0000	0.9803	0.9999	safratopfic
		1.0000	0.9805	itaummfic_aaa
			1.0000	saframmsp
spxi11	ivvb11	bvsp	sp500usd	
0.7304	0.7088	0.7215	0.9665	itauficsp
0.7275	0.7062	0.7252	0.9586	bradsp
0.7265	0.7044	0.7198	0.9531	safraficsp
0.7254	0.7035	0.7262	0.9558	bradficsp
0.7266	0.7045	0.7198	0.9531	safrasp
0.7266	0.7046	0.7248	0.9553	westus500
0.7268	0.7045	0.7233	0.9553	itauprsp
0.9283	0.9211	0.3605	0.7330	itaummfic
0.9178	0.9149	0.3456	0.7357	saframmfic
0.9178	0.9148	0.3455	0.7356	safratopfic
0.9283	0.9211	0.3605	0.7330	itaummfic_aaa
0.9177	0.9147	0.3459	0.7358	saframmsp
1.0000	0.9470	0.3862	0.7491	spxi11
	1.0000	0.3726	0.7264	ivvb11
		1.0000	0.7335	bvsp
			1.0000	sp500usd

sp500brl	PTAX
0.7561	-0.3203 itauficsp
0.7419	-0.3297 bradsp
0.7364	-0.3302 safraficsp
0.7387	-0.3310 bradficsp
0.7365	-0.3302 safrasp
0.7379	-0.3312 westus500
0.7392	-0.3293 itauprsp
0.8125	0.1382 itaummfic
0.8157	0.1389 saframmfic
0.8158	0.1392 safratopfic
0.8125	0.1381 itaummfic_aaa
0.8166	0.1400 saframmsp
0.7955	0.0763 spx11
0.7746	0.0768 ivvb11
0.4697	-0.4112 bvsp
0.7955	-0.3100 sp500usd
1.0000	0.3292 sp500brl
	1.0000 PTAX

## ANEXO B - Quadro de Regressão GRETL

Model 464: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 621)  
 Missing or incomplete observations dropped: 52  
 Dependent variable: itauficsp

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----				
const	0.000503879	0.000407375	1.237	0.2166
bvsp	0.519701	0.0200452	25.93	6.68e-101 ***
Mean dependent var	0.000613	S.D. dependent var	0.014649	
Sum squared resid	0.063786	S.E. of regression	0.010151	
R-squared	0.520595	Adjusted R-squared	0.519820	
F(1, 619)	672.1832	P-value(F)	6.7e-101	
Log-likelihood	1970.332	Akaike criterion	-3936.664	
Schwarz criterion	-3927.801	Hannan-Quinn	-3933.219	

Model 465: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 621)  
 Missing or incomplete observations dropped: 52  
 Dependent variable: bradsp

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----				
const	0.000526793	0.000399964	1.317	0.1883
bvsp	0.515676	0.0196805	26.20	2.15e-102 ***
Mean dependent var	0.000635	S.D. dependent var	0.014463	
Sum squared resid	0.061486	S.E. of regression	0.009967	
R-squared	0.525877	Adjusted R-squared	0.525111	
F(1, 619)	686.5672	P-value(F)	2.2e-102	
Log-likelihood	1981.734	Akaike criterion	-3959.467	
Schwarz criterion	-3950.605	Hannan-Quinn	-3956.023	

Model 466: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 621)  
 Missing or incomplete observations dropped: 52  
 Dependent variable: safraficsp

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.000526707	0.000398027	1.323	0.1862
bvsp	0.505282	0.0195851	25.80	3.25e-100 ***

Mean dependent var	0.000632	S.D. dependent var	0.014277
Sum squared resid	0.060892	S.E. of regression	0.009918
R-squared	0.518138	Adjusted R-squared	0.517360
F(1, 619)	665.6011	P-value(F)	3.3e-100
Log-likelihood	1984.749	Akaike criterion	-3965.498
Schwarz criterion	-3956.635	Hannan-Quinn	-3962.053

Model 467: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 621)  
 Missing or incomplete observations dropped: 52  
 Dependent variable: bradficsp

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.000544329	0.000400461	1.359	0.1746
bvsp	0.517849	0.0197049	26.28	8.18e-103 ***

Mean dependent var	0.000653	S.D. dependent var	0.014503
Sum squared resid	0.061639	S.E. of regression	0.009979
R-squared	0.527355	Adjusted R-squared	0.526591
F(1, 619)	690.6497	P-value(F)	8.2e-103
Log-likelihood	1980.963	Akaike criterion	-3957.927
Schwarz criterion	-3949.064	Hannan-Quinn	-3954.482

Model 468: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 621)  
 Missing or incomplete observations dropped: 52  
 Dependent variable: safrasp

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.000557818	0.000398068	1.401	0.1616
bvsp	0.505378	0.0195872	25.80	3.17e-100 ***

Mean dependent var	0.000664	S.D. dependent var	0.014279
Sum squared resid	0.060905	S.E. of regression	0.009919
R-squared	0.518181	Adjusted R-squared	0.517403
F(1, 619)	665.7150	P-value(F)	3.2e-100
Log-likelihood	1984.684	Akaike criterion	-3965.369
Schwarz criterion	-3956.506	Hannan-Quinn	-3961.924

Model 469: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 621)  
 Missing or incomplete observations dropped: 52  
 Dependent variable: westus500

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.000558293	0.000402077	1.389	0.1655
bvsp	0.517800	0.0197844	26.17	3.14e-102 ***
Mean dependent var	0.000667	S.D. dependent var	0.014530	
Sum squared resid	0.062138	S.E. of regression	0.010019	
R-squared	0.525298	Adjusted R-squared	0.524532	
F(1, 619)	684.9773	P-value(F)	3.1e-102	
Log-likelihood	1978.462	Akaike criterion	-3952.924	
Schwarz criterion	-3944.062	Hannan-Quinn	-3949.480	

Model 470: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 621)  
 Missing or incomplete observations dropped: 52  
 Dependent variable: itauprsp

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.000572586	0.000402803	1.422	0.1557
bvsp	0.516480	0.0198202	26.06	1.29e-101 ***
Mean dependent var	0.000681	S.D. dependent var	0.014523	
Sum squared resid	0.062362	S.E. of regression	0.010037	
R-squared	0.523126	Adjusted R-squared	0.522356	
F(1, 619)	679.0367	P-value(F)	1.3e-101	
Log-likelihood	1977.342	Akaike criterion	-3950.684	
Schwarz criterion	-3941.821	Hannan-Quinn	-3947.239	

Model 471: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 621)  
 Missing or incomplete observations dropped: 52  
 Dependent variable: itaummfic

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.00118704	0.000563892	2.105	0.0357 **
bvsp	0.266772	0.0277466	9.615	1.72e-020 ***
Mean dependent var	0.001243	S.D. dependent var	0.015052	
Sum squared resid	0.122216	S.E. of regression	0.014051	
R-squared	0.129933	Adjusted R-squared	0.128528	
F(1, 619)	92.43964	P-value(F)	1.72e-20	
Log-likelihood	1768.428	Akaike criterion	-3532.856	
Schwarz criterion	-3523.993	Hannan-Quinn	-3529.411	

Model 472: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 621)  
 Missing or incomplete observations dropped: 52  
 Dependent variable: saframmfic

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.00113244	0.000573338	1.975	0.0487	**
bvsp	0.258481	0.0282114	9.162	7.38e-019	***
Mean dependent var	0.001187	S.D. dependent var	0.015212		
Sum squared resid	0.126345	S.E. of regression	0.014287		
R-squared	0.119422	Adjusted R-squared	0.118000		
F(1, 619)	83.94758	P-value(F)	7.38e-19		
Log-likelihood	1758.111	Akaike criterion	-3512.223		
Schwarz criterion	-3503.360	Hannan-Quinn	-3508.778		

Model 473: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 621)  
 Missing or incomplete observations dropped: 52  
 Dependent variable: safratopfic

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.00116110	0.000573105	2.026	0.0432	**
bvsp	0.258347	0.0282000	9.161	7.44e-019	***
Mean dependent var	0.001215	S.D. dependent var	0.015206		
Sum squared resid	0.126242	S.E. of regression	0.014281		
R-squared	0.119398	Adjusted R-squared	0.117976		
F(1, 619)	83.92862	P-value(F)	7.44e-19		
Log-likelihood	1758.364	Akaike criterion	-3512.728		
Schwarz criterion	-3503.865	Hannan-Quinn	-3509.283		

Model 474: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 621)  
 Missing or incomplete observations dropped: 52  
 Dependent variable: itaummfic\_aaa

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.00122297	0.000563700	2.170	0.0304	**
bvsp	0.266739	0.0277372	9.617	1.69e-020	***
Mean dependent var	0.001279	S.D. dependent var	0.015047		
Sum squared resid	0.122133	S.E. of regression	0.014047		
R-squared	0.129982	Adjusted R-squared	0.128577		
F(1, 619)	92.47966	P-value(F)	1.69e-20		
Log-likelihood	1768.639	Akaike criterion	-3533.278		
Schwarz criterion	-3524.415	Hannan-Quinn	-3529.833		

Model 475: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 621)  
 Missing or incomplete observations dropped: 52  
 Dependent variable: saframmsp

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.00119401	0.000572968	2.084	0.0376	**
bvsp	0.258550	0.0281933	9.171	6.89e-019	***
Mean dependent var	0.001248	S.D. dependent var	0.015204		
Sum squared resid	0.126182	S.E. of regression	0.014278		
R-squared	0.119614	Adjusted R-squared	0.118192		
F(1, 619)	84.10055	P-value(F)	6.89e-19		
Log-likelihood	1758.512	Akaike criterion	-3513.024		
Schwarz criterion	-3504.161	Hannan-Quinn	-3509.579		

Model 476: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: spxi11

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.00126529	0.000587698	2.153	0.0317	**
bvsp	0.297002	0.0287903	10.32	4.23e-023	***
Mean dependent var	0.001327	S.D. dependent var	0.015709		
Sum squared resid	0.127664	S.E. of regression	0.014502		
R-squared	0.149169	Adjusted R-squared	0.147768		
F(1, 607)	106.4205	P-value(F)	4.23e-23		
Log-likelihood	1715.033	Akaike criterion	-3426.066		
Schwarz criterion	-3417.242	Hannan-Quinn	-3422.633		

Model 477: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 621)  
 Missing or incomplete observations dropped: 52  
 Dependent variable: ivvb11

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.00128642	0.000579481	2.220	0.0268	**
bvsp	0.284807	0.0285137	9.988	6.99e-022	***
Mean dependent var	0.001346	S.D. dependent var	0.015548		
Sum squared resid	0.129067	S.E. of regression	0.014440		
R-squared	0.138805	Adjusted R-squared	0.137414		
F(1, 619)	99.76878	P-value(F)	6.99e-22		
Log-likelihood	1751.493	Akaike criterion	-3498.986		
Schwarz criterion	-3490.123	Hannan-Quinn	-3495.541		

Model 478: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: itauficsp

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	9.52242e-05	0.000153639	0.6198	0.5356
sp500usd	0.930183	0.0100306	92.73	0.0000 ***
Mean dependent var	0.000712	S.D. dependent var	0.014740	
Sum squared resid	0.008710	S.E. of regression	0.003788	
R-squared	0.934069	Adjusted R-squared	0.933961	
F(1, 607)	8599.646	P-value(F)	0.000000	
Log-likelihood	2532.611	Akaike criterion	-5061.221	
Schwarz criterion	-5052.397	Hannan-Quinn	-5057.789	

Model 479: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: bradsp

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.000121139	0.000168270	0.7199	0.4719
sp500usd	0.910700	0.0109859	82.90	0.0000 ***
Mean dependent var	0.000725	S.D. dependent var	0.014551	
Sum squared resid	0.010447	S.E. of regression	0.004149	
R-squared	0.918839	Adjusted R-squared	0.918706	
F(1, 607)	6871.999	P-value(F)	0.000000	
Log-likelihood	2477.213	Akaike criterion	-4950.425	
Schwarz criterion	-4941.602	Hannan-Quinn	-4946.993	

Model 480: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: safracicsp

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.000137276	0.000176493	0.7778	0.4370
sp500usd	0.893496	0.0115227	77.54	0.0000 ***
Mean dependent var	0.000730	S.D. dependent var	0.014358	
Sum squared resid	0.011493	S.E. of regression	0.004351	
R-squared	0.908306	Adjusted R-squared	0.908155	
F(1, 607)	6012.818	P-value(F)	0.000000	
Log-likelihood	2448.157	Akaike criterion	-4892.315	
Schwarz criterion	-4883.491	Hannan-Quinn	-4888.882	

Model 481: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: bradficsp

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.000147658	0.000174025	0.8485	0.3965
sp500usd	0.910374	0.0113615	80.13	0.0000 ***
Mean dependent var	0.000751	S.D. dependent var	0.014587	
Sum squared resid	0.011174	S.E. of regression	0.004291	
R-squared	0.913625	Adjusted R-squared	0.913482	
F(1, 607)	6420.469	P-value(F)	0.000000	
Log-likelihood	2456.736	Akaike criterion	-4909.471	
Schwarz criterion	-4900.647	Hannan-Quinn	-4906.038	

Model 482: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: safrasp

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.000168234	0.000176497	0.9532	0.3409
sp500usd	0.893643	0.0115229	77.55	0.0000 ***
Mean dependent var	0.000761	S.D. dependent var	0.014360	
Sum squared resid	0.011494	S.E. of regression	0.004351	
R-squared	0.908330	Adjusted R-squared	0.908179	
F(1, 607)	6014.556	P-value(F)	0.000000	
Log-likelihood	2448.145	Akaike criterion	-4892.291	
Schwarz criterion	-4883.467	Hannan-Quinn	-4888.858	

Model 483: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: westus500

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.000160220	0.000175479	0.9130	0.3616
sp500usd	0.911540	0.0114565	79.57	0.0000 ***
Mean dependent var	0.000765	S.D. dependent var	0.014614	
Sum squared resid	0.011362	S.E. of regression	0.004326	
R-squared	0.912506	Adjusted R-squared	0.912362	
F(1, 607)	6330.647	P-value(F)	0.000000	
Log-likelihood	2451.666	Akaike criterion	-4899.331	
Schwarz criterion	-4890.508	Hannan-Quinn	-4895.899	

Model 484: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: itauprsp

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.000175365	0.000175336	1.000	0.3176	
sp500usd	0.911083	0.0114471	79.59	0.0000	***
Mean dependent var	0.000779	S.D. dependent var	0.014607		
Sum squared resid	0.011343	S.E. of regression	0.004323		
R-squared	0.912557	Adjusted R-squared	0.912413		
F(1, 607)	6334.656	P-value(F)	0.000000		
Log-likelihood	2452.164	Akaike criterion	-4900.328		
Schwarz criterion	-4891.504	Hannan-Quinn	-4896.895		

Model 485: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: itaummfic

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.000740436	0.000417308	1.774	0.0765	*
sp500usd	0.723354	0.0272447	26.55	1.14e-103	***
Mean dependent var	0.001220	S.D. dependent var	0.015113		
Sum squared resid	0.064255	S.E. of regression	0.010289		
R-squared	0.537318	Adjusted R-squared	0.536556		
F(1, 607)	704.9157	P-value(F)	1.1e-103		
Log-likelihood	1924.088	Akaike criterion	-3844.175		
Schwarz criterion	-3835.351	Hannan-Quinn	-3840.742		

Model 486: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: saframmfic

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.000715352	0.000419890	1.704	0.0890	*
sp500usd	0.733618	0.0274133	26.76	8.52e-105	***
Mean dependent var	0.001202	S.D. dependent var	0.015272		
Sum squared resid	0.065052	S.E. of regression	0.010352		
R-squared	0.541253	Adjusted R-squared	0.540498		
F(1, 607)	716.1703	P-value(F)	8.5e-105		
Log-likelihood	1920.330	Akaike criterion	-3836.661		
Schwarz criterion	-3827.837	Hannan-Quinn	-3833.228		

Model 487: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: safratopfic

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.000744155	0.000419751	1.773	0.0768	*
sp500usd	0.733256	0.0274042	26.76	8.98e-105	***
Mean dependent var	0.001230	S.D. dependent var	0.015266		
Sum squared resid	0.065009	S.E. of regression	0.010349		
R-squared	0.541173	Adjusted R-squared	0.540417		
F(1, 607)	715.9389	P-value(F)	9.0e-105		
Log-likelihood	1920.532	Akaike criterion	-3837.064		
Schwarz criterion	-3828.241	Hannan-Quinn	-3833.632		

Model 488: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: itaummfic\_aaa

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.000776470	0.000417170	1.861	0.0632	*
sp500usd	0.723138	0.0272357	26.55	1.13e-103	***
Mean dependent var	0.001256	S.D. dependent var	0.015109		
Sum squared resid	0.064212	S.E. of regression	0.010285		
R-squared	0.537333	Adjusted R-squared	0.536571		
F(1, 607)	704.9595	P-value(F)	1.1e-103		
Log-likelihood	1924.288	Akaike criterion	-3844.576		
Schwarz criterion	-3835.752	Hannan-Quinn	-3841.143		

Model 489: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: saframmsp

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.000777009	0.000419567	1.852	0.0645	*
sp500usd	0.733375	0.0273922	26.77	7.37e-105	***
Mean dependent var	0.001263	S.D. dependent var	0.015264		
Sum squared resid	0.064952	S.E. of regression	0.010344		
R-squared	0.541471	Adjusted R-squared	0.540716		
F(1, 607)	716.7984	P-value(F)	7.4e-105		
Log-likelihood	1920.799	Akaike criterion	-3837.598		
Schwarz criterion	-3828.774	Hannan-Quinn	-3834.165		

Model 490: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 580)  
 Missing or incomplete observations dropped: 93  
 Dependent variable: spxi11

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.000884128	0.000433249	2.041	0.0417	**
sp500usd	0.761463	0.0280118	27.18	1.94e-105	***
Mean dependent var	0.001379	S.D. dependent var	0.015722		
Sum squared resid	0.062815	S.E. of regression	0.010425		
R-squared	0.561107	Adjusted R-squared	0.560348		
F(1, 578)	738.9500	P-value(F)	1.9e-105		
Log-likelihood	1824.886	Akaike criterion	-3645.772		
Schwarz criterion	-3637.046	Hannan-Quinn	-3642.370		

Model 491: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 591)  
 Missing or incomplete observations dropped: 82  
 Dependent variable: ivvb11

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.000898503	0.000443786	2.025	0.0434	**
sp500usd	0.742232	0.0289378	25.65	5.41e-098	***
Mean dependent var	0.001349	S.D. dependent var	0.015672		
Sum squared resid	0.068449	S.E. of regression	0.010780		
R-squared	0.527621	Adjusted R-squared	0.526819		
F(1, 589)	657.8806	P-value(F)	5.41e-98		
Log-likelihood	1839.665	Akaike criterion	-3675.331		
Schwarz criterion	-3666.567	Hannan-Quinn	-3671.917		

Model 492: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: itauficsp

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-0.000199045	0.000392514	-0.5071	0.6123	
sp500brl	0.717067	0.0251897	28.47	7.17e-114	***
Mean dependent var	0.000712	S.D. dependent var	0.014740		
Sum squared resid	0.056574	S.E. of regression	0.009654		
R-squared	0.571736	Adjusted R-squared	0.571030		
F(1, 607)	810.3490	P-value(F)	7.2e-114		
Log-likelihood	1962.849	Akaike criterion	-3921.698		
Schwarz criterion	-3912.875	Hannan-Quinn	-3918.266		

Model 493: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: bradsp

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.000157461	0.000396959	-0.3967	0.6918
sp500brl	0.694566	0.0254750	27.26	1.76e-107 ***
Mean dependent var	0.000725	S.D. dependent var	0.014551	
Sum squared resid	0.057863	S.E. of regression	0.009764	
R-squared	0.550489	Adjusted R-squared	0.549749	
F(1, 607)	743.3576	P-value(F)	1.8e-107	
Log-likelihood	1955.991	Akaike criterion	-3907.982	
Schwarz criterion	-3899.158	Hannan-Quinn	-3904.549	

Model 494: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: safraticsp

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.000134568	0.000395263	-0.3405	0.7336
sp500brl	0.680271	0.0253661	26.82	4.24e-105 ***
Mean dependent var	0.000730	S.D. dependent var	0.014358	
Sum squared resid	0.057370	S.E. of regression	0.009722	
R-squared	0.542304	Adjusted R-squared	0.541550	
F(1, 607)	719.2077	P-value(F)	4.2e-105	
Log-likelihood	1958.599	Akaike criterion	-3913.198	
Schwarz criterion	-3904.375	Hannan-Quinn	-3909.766	

Model 495: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: bradficsp

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.000129493	0.000400066	-0.3237	0.7463
sp500brl	0.693256	0.0256744	27.00	4.43e-106 ***
Mean dependent var	0.000751	S.D. dependent var	0.014587	
Sum squared resid	0.058772	S.E. of regression	0.009840	
R-squared	0.545692	Adjusted R-squared	0.544944	
F(1, 607)	729.0990	P-value(F)	4.4e-106	
Log-likelihood	1951.243	Akaike criterion	-3898.487	
Schwarz criterion	-3889.663	Hannan-Quinn	-3895.054	

Model 496: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: safrasp

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.000103697	0.000395294	-0.2623	0.7932
sp500brl	0.680415	0.0253681	26.82	4.06e-105 ***
Mean dependent var	0.000761	S.D. dependent var	0.014360	
Sum squared resid	0.057379	S.E. of regression	0.009723	
R-squared	0.542371	Adjusted R-squared	0.541617	
F(1, 607)	719.4026	P-value(F)	4.1e-105	
Log-likelihood	1958.552	Akaike criterion	-3913.104	
Schwarz criterion	-3904.280	Hannan-Quinn	-3909.671	

Model 497: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: westus500

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.000116882	0.000401339	-0.2912	0.7710
sp500brl	0.693825	0.0257561	26.94	9.68e-106 ***
Mean dependent var	0.000765	S.D. dependent var	0.014614	
Sum squared resid	0.059147	S.E. of regression	0.009871	
R-squared	0.544524	Adjusted R-squared	0.543773	
F(1, 607)	725.6703	P-value(F)	9.7e-106	
Log-likelihood	1949.308	Akaike criterion	-3894.617	
Schwarz criterion	-3885.793	Hannan-Quinn	-3891.184	

Model 498: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: itauprsp

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.000103134	0.000400276	-0.2577	0.7968
sp500brl	0.694687	0.0256878	27.04	2.66e-106 ***
Mean dependent var	0.000779	S.D. dependent var	0.014607	
Sum squared resid	0.058834	S.E. of regression	0.009845	
R-squared	0.546455	Adjusted R-squared	0.545708	
F(1, 607)	731.3464	P-value(F)	2.7e-106	
Log-likelihood	1950.925	Akaike criterion	-3897.850	
Schwarz criterion	-3889.026	Hannan-Quinn	-3894.417	

Model 499: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: itaummfic

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.000216355	0.000358504	0.6035	0.5464
sp500brl	0.790029	0.0230071	34.34	2.20e-144 ***
Mean dependent var	0.001220	S.D. dependent var	0.015113	
Sum squared resid	0.047195	S.E. of regression	0.008818	
R-squared	0.660158	Adjusted R-squared	0.659599	
F(1, 607)	1179.127	P-value(F)	2.2e-144	
Log-likelihood	2018.044	Akaike criterion	-4032.089	
Schwarz criterion	-4023.265	Hannan-Quinn	-4028.656	

Model 500: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: saframmfic

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.000183551	0.000359481	0.5106	0.6098
sp500brl	0.801461	0.0230698	34.74	2.02e-146 ***
Mean dependent var	0.001202	S.D. dependent var	0.015272	
Sum squared resid	0.047453	S.E. of regression	0.008842	
R-squared	0.665364	Adjusted R-squared	0.664813	
F(1, 607)	1206.914	P-value(F)	2.0e-146	
Log-likelihood	2016.387	Akaike criterion	-4028.774	
Schwarz criterion	-4019.950	Hannan-Quinn	-4025.341	

Model 501: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: safratopfic

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.000212384	0.000359221	0.5912	0.5546
sp500brl	0.801249	0.0230531	34.76	1.68e-146 ***
Mean dependent var	0.001230	S.D. dependent var	0.015266	
Sum squared resid	0.047384	S.E. of regression	0.008835	
R-squared	0.665569	Adjusted R-squared	0.665018	
F(1, 607)	1208.024	P-value(F)	1.7e-146	
Log-likelihood	2016.828	Akaike criterion	-4029.656	
Schwarz criterion	-4020.833	Hannan-Quinn	-4026.224	

Model 502: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: itaummfic\_aaa

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.000252575	0.000358403	0.7047	0.4813
sp500br1	0.789769	0.0230007	34.34	2.24e-144 ***
Mean dependent var	0.001256	S.D. dependent var	0.015109	
Sum squared resid	0.047169	S.E. of regression	0.008815	
R-squared	0.660137	Adjusted R-squared	0.659577	
F(1, 607)	1179.015	P-value(F)	2.2e-144	
Log-likelihood	2018.215	Akaike criterion	-4032.431	
Schwarz criterion	-4023.607	Hannan-Quinn	-4028.998	

Model 503: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 609)  
 Missing or incomplete observations dropped: 64  
 Dependent variable: saframmsp

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.000244483	0.000358513	0.6819	0.4955
sp500br1	0.801905	0.0230077	34.85	5.43e-147 ***
Mean dependent var	0.001263	S.D. dependent var	0.015264	
Sum squared resid	0.047198	S.E. of regression	0.008818	
R-squared	0.666811	Adjusted R-squared	0.666262	
F(1, 607)	1214.787	P-value(F)	5.4e-147	
Log-likelihood	2018.030	Akaike criterion	-4032.059	
Schwarz criterion	-4023.236	Hannan-Quinn	-4028.627	

Model 504: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 580)  
 Missing or incomplete observations dropped: 93  
 Dependent variable: spxi11

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.000387502	0.000397176	0.9756	0.3296
sp500br1	0.800303	0.0253571	31.56	7.47e-128 ***
Mean dependent var	0.001379	S.D. dependent var	0.015722	
Sum squared resid	0.052553	S.E. of regression	0.009535	
R-squared	0.632810	Adjusted R-squared	0.632175	
F(1, 578)	996.1181	P-value(F)	7.5e-128	
Log-likelihood	1876.615	Akaike criterion	-3749.231	
Schwarz criterion	-3740.505	Hannan-Quinn	-3745.829	

Model 505: OLS, using observations 1960-01-01:1962-07-31 (T = 591)  
 Missing or incomplete observations dropped: 82  
 Dependent variable: ivvb11

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	0.000355107	0.000409418	0.8673	0.3861
sp500br1	0.782001	0.0263085	29.72	2.70e-119 ***
Mean dependent var	0.001349	S.D. dependent var	0.015672	
Sum squared resid	0.057960	S.E. of regression	0.009920	
R-squared	0.600009	Adjusted R-squared	0.599330	
F(1, 589)	883.5338	P-value(F)	2.7e-119	
Log-likelihood	1888.819	Akaike criterion	-3773.638	
Schwarz criterion	-3764.874	Hannan-Quinn	-3770.224	

## ANEXO C - Quadro de Teste de Dickey-Fuller aumentado GRETL

Augmented Dickey-Fuller test for bvsp  
 testing down from 120 lags, criterion AIC  
 sample size 602  
 unit-root null hypothesis:  $a = 1$

with constant and trend  
 including 18 lags of (1-L)bvsp  
 model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 estimated value of  $(a - 1)$ : -0.974834  
 test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -5.91675$   
 asymptotic p-value  $1.844e-006$   
 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.004  
 lagged differences:  $F(18, 581) = 4.516 [0.0000]$

Augmented Dickey-Fuller test for sp500usd  
 testing down from 120 lags, criterion AIC  
 sample size 634  
 unit-root null hypothesis:  $a = 1$

with constant and trend  
 including 8 lags of (1-L)sp500usd  
 model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 estimated value of  $(a - 1)$ : -0.865807  
 test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -6.98207$   
 asymptotic p-value  $2.802e-009$   
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.003  
 lagged differences:  $F(8, 623) = 14.424 [0.0000]$

Augmented Dickey-Fuller test for sp500brl  
 testing down from 120 lags, criterion AIC  
 sample size 600  
 unit-root null hypothesis:  $a = 1$

with constant and trend  
 including 8 lags of (1-L)sp500brl  
 model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 estimated value of  $(a - 1)$ : -0.876405  
 test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -7.00139$   
 asymptotic p-value  $2.464e-009$   
 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.001  
 lagged differences:  $F(8, 589) = 7.178 [0.0000]$

Augmented Dickey-Fuller test for PTAX  
 testing down from 120 lags, criterion AIC  
 sample size 622  
 unit-root null hypothesis:  $a = 1$

with constant and trend  
 including 16 lags of (1-L)PTAX  
 model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 estimated value of  $(a - 1)$ : -0.861897  
 test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -6.07438$   
 asymptotic p-value  $7.62e-007$   
 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.004  
 lagged differences:  $F(16, 603) = 2.168 [0.0052]$

Augmented Dickey-Fuller test for itauficsp  
 testing down from 120 lags, criterion AIC  
 sample size 630  
 unit-root null hypothesis:  $a = 1$

with constant and trend  
 including 8 lags of (1-L)itauficsp  
 model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 estimated value of  $(a - 1)$ : -0.828015  
 test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -7.07968$   
 asymptotic p-value  $1.458e-009$   
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.003  
 lagged differences:  $F(8, 619) = 14.636 [0.0000]$

Augmented Dickey-Fuller test for bradsp  
 testing down from 120 lags, criterion AIC  
 sample size 630  
 unit-root null hypothesis:  $a = 1$

with constant and trend  
 including 8 lags of (1-L)bradsp  
 model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 estimated value of  $(a - 1)$ : -0.827565  
 test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -7.09246$   
 asymptotic p-value  $1.337e-009$   
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.005  
 lagged differences:  $F(8, 619) = 14.886 [0.0000]$

Augmented Dickey-Fuller test for safraticsp  
 testing down from 120 lags, criterion AIC  
 sample size 630  
 unit-root null hypothesis:  $a = 1$

with constant and trend  
 including 8 lags of (1-L)safraticsp  
 model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 estimated value of  $(a - 1)$ : -0.821226  
 test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -6.99415$   
 asymptotic p-value  $2.586e-009$   
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.006  
 lagged differences:  $F(8, 619) = 13.995 [0.0000]$

Augmented Dickey-Fuller test for bradficsp  
 testing down from 120 lags, criterion AIC  
 sample size 630  
 unit-root null hypothesis:  $a = 1$

with constant and trend  
 including 8 lags of (1-L)bradficsp  
 model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 estimated value of  $(a - 1)$ : -0.82817  
 test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -7.08228$   
 asymptotic p-value 1.432e-009  
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.005  
 lagged differences:  $F(8, 619) = 14.782 [0.0000]$

Augmented Dickey-Fuller test for safrasp  
 testing down from 120 lags, criterion AIC  
 sample size 630  
 unit-root null hypothesis:  $a = 1$

with constant and trend  
 including 8 lags of (1-L)safrasp  
 model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 estimated value of  $(a - 1)$ : -0.820918  
 test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -6.99266$   
 asymptotic p-value 2.612e-009  
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.006  
 lagged differences:  $F(8, 619) = 13.996 [0.0000]$

Augmented Dickey-Fuller test for westus500  
 testing down from 120 lags, criterion AIC  
 sample size 630  
 unit-root null hypothesis:  $a = 1$

with constant and trend  
 including 8 lags of (1-L)westus500  
 model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 estimated value of  $(a - 1)$ : -0.820514  
 test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -7.0128$   
 asymptotic p-value 2.284e-009  
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.005  
 lagged differences:  $F(8, 619) = 14.510 [0.0000]$

Augmented Dickey-Fuller test for itauprsp  
 testing down from 120 lags, criterion AIC  
 sample size 630  
 unit-root null hypothesis:  $a = 1$

with constant and trend  
 including 8 lags of (1-L)itauprsp  
 model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 estimated value of  $(a - 1)$ : -0.820114  
 test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -7.03023$   
 asymptotic p-value 2.032e-009  
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.004  
 lagged differences:  $F(8, 619) = 14.644 [0.0000]$

Augmented Dickey-Fuller test for itaummfic  
 testing down from 120 lags, criterion AIC  
 sample size 630  
 unit-root null hypothesis:  $a = 1$

with constant and trend  
 including 8 lags of (1-L)itaummfic  
 model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 estimated value of  $(a - 1)$ : -0.836788  
 test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -6.89455$   
 asymptotic p-value 4.994e-009  
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001  
 lagged differences:  $F(8, 619) = 6.837 [0.0000]$

Augmented Dickey-Fuller test for saframmmfic  
 testing down from 120 lags, criterion AIC  
 sample size 630  
 unit-root null hypothesis:  $a = 1$

with constant and trend  
 including 8 lags of (1-L)saframmmfic  
 model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 estimated value of  $(a - 1)$ : -0.880247  
 test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -7.08122$   
 asymptotic p-value 1.443e-009  
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.003  
 lagged differences:  $F(8, 619) = 6.561 [0.0000]$

Augmented Dickey-Fuller test for safratopfic  
 testing down from 120 lags, criterion AIC  
 sample size 630  
 unit-root null hypothesis:  $a = 1$

with constant and trend  
 including 8 lags of (1-L)safratopfic  
 model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 estimated value of  $(a - 1)$ : -0.879401  
 test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -7.07509$   
 asymptotic p-value 1.504e-009  
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.003  
 lagged differences:  $F(8, 619) = 6.564 [0.0000]$

Augmented Dickey-Fuller test for itaummfic\_aaa  
 testing down from 120 lags, criterion AIC  
 sample size 630  
 unit-root null hypothesis:  $a = 1$

with constant and trend  
 including 8 lags of (1-L)itaummfic\_aaa  
 model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 estimated value of  $(a - 1)$ : -0.837298  
 test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -6.89677$   
 asymptotic p-value 4.922e-009  
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001  
 lagged differences:  $F(8, 619) = 6.836 [0.0000]$

Augmented Dickey-Fuller test for saframmsp  
 testing down from 120 lags, criterion AIC  
 sample size 630  
 unit-root null hypothesis:  $a = 1$

with constant and trend  
 including 8 lags of (1-L)saframmsp  
 model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 estimated value of  $(a - 1)$ : -0.880284  
 test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -7.07996$   
 asymptotic p-value 1.455e-009  
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.003  
 lagged differences:  $F(8, 619) = 6.571 [0.0000]$

Augmented Dickey-Fuller test for spx11  
 testing down from 120 lags, criterion AIC  
 sample size 600  
 unit-root null hypothesis:  $a = 1$

with constant and trend  
 including 8 lags of (1-L)spx11  
 model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 estimated value of  $(a - 1)$ : -0.853242  
 test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -6.72449$   
 asymptotic p-value 1.501e-008  
 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.001  
 lagged differences:  $F(8, 589) = 7.433 [0.0000]$

Augmented Dickey-Fuller test for ivvb11  
 testing down from 120 lags, criterion AIC  
 sample size 612  
 unit-root null hypothesis:  $a = 1$

with constant and trend  
 including 8 lags of (1-L)ivvb11  
 model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 estimated value of  $(a - 1)$ : -0.833047  
 test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -6.72391$   
 asymptotic p-value 1.506e-008  
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.000  
 lagged differences:  $F(8, 601) = 8.793 [0.0000]$