

## **ATRATIVIDADE DO RETORNO DAS AÇÕES DE EMPRESAS LATINO-AMERICANAS**

**JAQUELINE CARLA GUSE**  
FURB  
drjaquelinecarla@yahoo.com.br

**TARCÍSIO PEDRO DA SILVA**  
Universidade Regional de Blumenau - FURB  
tarcisio@furb.br

## Área Temática: Finanças

### ATRATIVIDADE DO RETORNO DAS AÇÕES DE EMPRESAS LATINO-AMERICANAS

#### RESUMO

O presente estudo teve como objetivo avaliar a atratividade do retorno das ações de empresas latino-americanas. Para tanto, realizou-se uma pesquisa descritiva, com procedimento de pesquisa documental e abordagem quantitativa. A população da pesquisa compreendeu as companhias abertas latino-americanas. Para composição da amostra, foram utilizadas as empresas que estavam ativas e que apresentaram todas as informações necessárias para a realização do estudo na base de dados *Thomson One Banker™* para o período de 2010 a 2013. Sendo assim, a amostra final foi composta por 528 empresas latino-americanas, sendo 54 argentinas, 227 brasileiras, 110 chilenas, 85 mexicanas, 45 peruanas e 7 venezuelanas. Os resultados encontrados demonstram que os retornos das empresas argentinas, brasileiras e chilenas apresentam desempenho financeiro de baixa atratividade em relação aos demais mercados acionários analisados, uma vez que são inferiores o índice de atratividade. Já, as empresas mexicanas, peruanas e venezuelanas apresentaram um retorno superior ao índice de atratividade, que apresenta indicação de empresas com expectativa de interesse ao mercado, em função da possibilidade de retorno superior no mercado latino-americano, sendo consideradas atrativas.

#### ABSTRACT

This study aimed to evaluate the attractiveness of the return of Latin American stocks. Therefore, we carried out a descriptive study, with documentary research process and quantitative approach. The research population comprised the open Latin American companies. For composition of the sample, companies were used that were active and which had all the necessary information for the study on Thomson One Banker™ database for the period 2010 to 2013. Thus, the final sample included 528 companies Latin American, 54 Argentina, Brazil 227, 110 Chilean, Mexican 85, 45 Peruvian and Venezuelan 7. The results show that the returns of Argentine, Brazilian and Chilean companies present financial performance of low attractiveness compared to other stock markets analyzed, as are the lower attractiveness index. Already, Mexican, Peruvian and Venezuelan companies had a return in excess attractiveness index, which shows indication of companies with expectations of interest to the market, due to the possibility of higher returns in the Latin American market and is considered attractive.

**Palavras-chave:** Atratividade. *Arbitrage Pricing Theory*. América Latina.

## 1 INTRODUÇÃO

Os investimentos são fundamentais à sobrevivência de uma empresa e para a criação de oportunidades de negócios (OJALA; HALLIKAS, 2006). Segundo Ehrhardt e Brigham (2012), para cada decisão de investimento, a empresa deve estimar o valor total exigido e decidir se a taxa de retorno esperado excede o custo de capital. Esse custo de capital é a taxa de retorno mínima esperada pelo mercado para carrear recursos para um investimento, e está associada ao custo de oportunidade que um investidor teria, aplicando em um investimento alternativo equivalente.

Do ponto de vista da empresa, o retorno mínimo esperado de um investimento é o custo de capital próprio (ROSS; WESTERFIELD; JAFFE, 2002). No entanto, salienta-se que o retorno de um investimento é influenciado por um grande número de fatores de risco, como incerteza da demanda, preços de venda, custos da matéria-prima, assimetria da informação, dentre outros (SILVA; QUELHAS, 2006).

Diante dessas evidências, para minimizar o impacto do grande número de fatores de risco que influenciam o retorno do investimento, Markowitz (1952) chamou a atenção para a diversificação da carteira de ações, quando criou a Teoria de Portfólios. Segundo o autor, com a diversificação, um investidor poderia diminuir o impacto das oscilações de retorno numa carteira de títulos, escolhendo ações que não variassem do mesmo modo e em conjunto.

Entretanto, a partir da preocupação com o risco, desenvolveram-se várias formas de se avaliar o retorno do investimento, sendo que um dos mais consagrados modelos de estimativas de custos de capital e avaliação de investimentos é o Modelo de Precificação de Ativos de Capital - *Capital Asset Pricing Model* (CAPM). O CAPM desenvolvido por Lintner (1965) e Sharpe (1964), e é uma reformulação das condições de otimização necessários para a média-variância dos problemas de carteira encontrados por Markowitz (1952). Além disso, é um modelo linear de fator único que relaciona os retornos esperados de um ativo com os de uma carteira de mercado.

A incapacidade do CAPM para explicar a propagação transversal em retornos médios levou ao desenvolvimento de modelos de precificação de ativos alternativos (KIM, KIM, SHIM, 2012). Nesse contexto, Ross (1976) desenvolveu o Modelo de Precificação por Arbitragem, chamado *Arbitrage Pricing Theory* (APT), na tentativa de superar as deficiências do CAPM. Ross (1976) afirma que, se os preços em equilíbrio não oferecem oportunidades de arbitragem em carteiras estáticas dos ativos, então os retornos esperados sobre os ativos estão linearmente relacionados com as cargas fatoriais. Além disso, esse modelo pode incluir qualquer número de fatores de risco na avaliação do retorno esperado de um investimento. Ou seja, o retorno sobre o ativo está relacionado a um conjunto de fatores que afetam a economia e que representam o risco sistemático e o risco não-sistemático de ativos (KRISTJANPOLLER; MORALES, 2011).

Por meio do APT é possível verificar a influência tanto das variáveis macroeconômicas, quanto a influência da assimetria de informação, que foi uma deficiência nos demais modelos de precificação de ativos. Por conseguinte, após a estimação dos retornos das ações, torna-se necessário avaliar se esse retorno realmente pode ser considerado satisfatório para o investidor, para que este saiba que seu investimento é de fato atrativo. Para isso, tem-se o Índice de Atratividade de Elton-Gruber (1995), que está diretamente associado com seu retorno excessivo em relação ao seu risco não diversificável.

Dessa forma, o presente estudo teve como questão norteadora: Qual a atratividade do retorno das ações de empresas latino-americanas? Por conseguinte, o objetivo desse estudo foi analisar o retorno das ações de empresas latino-americanas.

A escolha dos países justifica porque esses mercados acionários exibiram um grande crescimento nas últimas décadas. Esses países possuem um dos mercados de capitais mais

desenvolvidos da América Latina. Por exemplo, Brasil, México, Chile, e Argentina estão entre os top 40 mercados desenvolvidos e emergentes no mundo (IFC, 1999). Dessa forma, os seis mercados acionários da América Latina incluídos neste estudo foram: Argentina, Brasil, Chile, México, Peru e Venezuela.

O período de análise do estudo compreendeu os anos de 2010 a 2013. Optou-se pela análise desse período pela existência de todos os dados necessários ao estudo, para todos os países em análise. Segundo Assaf Neto (2012), normalmente esse período que permite a comparação temporal ocorre de 3 a 5 anos.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

### 2.1 *Arbitrage Pricing Theory* (APT)

O *Arbitrage Pricing Theory* (APT) surgiu de um estudo de Ross (1976), como modelo alternativo que buscava superar as falhas e limitações do modelo CAPM até então evidenciadas. Argumenta-se que o APT exige pressupostos menos rigorosos, e mais plausíveis, pois não exige a avaliação da carteira do mercado, e pode ser capaz de explicar as anomalias encontradas na aplicação do CAPM para retornos de ativos (DHRYMES; FRIEND; GULTEKIN, 1984).

O modelo APT “supõe que os retornos sobre os títulos sejam gerados por uma série de fatores de âmbito setorial ou macroeconômico” (ROSS; WESTERFIELD; JAFFE, 1995, p. 231). Segundo Brealey, Myers e Allen (2013) essa teoria parte do princípio de que cada ação depende, parcialmente, de influências macroeconômicas pouco claras, ou “fatores”, que não são definidos.

A Teoria de Precificação de Arbitragem (APT) desenvolvida por Ross (1976) assume que os mercados financeiros são perfeitamente competitivos e sem atrito e os retornos sobre ativos de risco são linearmente relacionadas a um número limitado de fatores comuns (GULTEKIN; ROGALSKI, 1985).

A premissa do modelo é que o retorno de um grande número de ativos pode ser dividido em dois componentes: o risco sistemático e o risco não-sistemático. Ross (1976) observou que o risco sistemático não precisava estar representado por um único fator comum, como o retorno sobre o mercado. Segundo Ross, Westerfield e Jaffe (1995), o risco sistemático é qualquer risco que afeta um grande número de ativos, cada um com maior ou menor intensidade, ou seja, um risco comum que afeta a maior parte das empresas. Ou seja, esse risco deriva de fatores macroeconômicos que não podem ser eliminados pela diversificação (BREALEY; MYERS; ALLEN, 2013).

O risco não-sistemático é o risco que afeta um único ativo ou um pequeno grupo de ativos. Pode ser considerado como um risco específico da empresa. Lehmann e Modest (1988) salientam que o risco não-sistemático pode ser eliminado em grandes carteiras diversificadas.

Ross (1976) observou que o risco sistemático não precisa ser representado por um único fator comum, como o retorno sobre o mercado utilizado no CAPM e, assumiu que os retornos dos ativos são gerados por um modelo fatorial linear de  $k$  fatores, conforme a Equação 1:

$$R = \alpha_0 + \alpha_1 R_e + \alpha_2(\beta_1 F_1) + \alpha_3(\beta_2 F_2) + \dots + \alpha_n(\beta_n F_n) + \varepsilon \quad (1)$$

Onde:

R = Taxa de retorno;

$R_e$  = Taxa de retorno esperado;

$\beta_1$  = Beta da ação em relação ao risco 1;

$F_1$  = Surpresa em relação ao risco 1;

$\beta_2$  = Beta da ação em relação ao risco 2;

$F_2$  = Surpresa em relação ao risco 2;  
 $\beta_n$  = Beta da ação em relação ao risco  $n$ ;  
 $F_n$  = Surpresa em relação ao risco  $n$ ;  
 $\varepsilon$  = Erro da regressão.

## 2.2 Avaliação de Investimentos

Após a estimação dos retornos das ações, torna-se necessário avaliar se esse retorno realmente pode ser considerado satisfatório para o investidor, para que este saiba que seu investimento é de fato atrativo. Para isso, existem indicadores de avaliação de desempenho que comparam os retornos obtidos pelo investidor, com os retornos que poderiam ter sido obtidos se um ou mais portfólios alternativos tivessem sido escolhidos (SHARPE; NGUYEN, 1995).

Com o desenvolvimento da Teoria de Portfólios na década de 60, o risco financeiro dos portfólios pode ser quantificado (REILLY; BROWN, 2011), permitindo, entre outros avanços, que alguns indicadores de desempenho surgissem por meio da relação risco-retorno dos ativos.

O Índice de Treynor, é uma medida de desempenho que mostra o retorno excedente por unidade de risco. Porém, em vez do risco total, usa o risco sistemático. Em seu índice, Treynor desconsidera a existência de risco não-sistemático, já que as carteiras deveriam ser eficientemente diversificadas. Matematicamente, o Índice de Treynor é dado pela Equação 21:

$$IT = \frac{(r_p - r_f)}{\beta_p} \quad (2)$$

Onde:

IT: Índice de Treynor;

$r_p$ : Retorno esperado do ativo;

$r_f$ : Taxa de juros sem risco;

$\beta_p$ : Risco sistemático do ativo.

O melhor ativo será aquele com maior IT, ou seja, aquele que apresentar o melhor prêmio por unidade de risco sistemático incorrida.

O índice de Sharpe foi formulado por Sharpe (1966). O retorno médio excedente da carteira em um período é dividido pelo desvio-padrão ao longo desse período. Dessa forma, o índice mede a relação entre o retorno e a volatilidade total (BODIE; KANE; MARCUS, 2010). A fórmula original do índice de Sharpe, descrita em 1966, é dada pela Equação 3:

$$IS = \frac{(r_p - r_f)}{\sigma_p} \quad (3)$$

Onde:

IS: Índice de Sharpe;

$r_p$ : Retorno esperado do ativo;

$r_f$ : Taxa de juros sem risco;

$\sigma_p$ : Desvio-Padrão dos retornos dos ativos.

Observa-se que ao utilizar o desvio-padrão como medida de risco, o índice de Sharpe leva em consideração tanto o risco sistemático como o não-sistemático (MORAES; 2000). A interpretação do resultado obtido através deste índice é de que o melhor ativo é aquele que apresenta o maior índice, ou como o próprio Sharpe chamou, o maior índice de recompensa

pela variabilidade. Ou seja, o melhor ativo é aquele que apresenta a maior recompensa para cada unidade de risco incorrida.

Torna-se importante destacar que se utilizando do desvio-padrão dos retornos dos ativos, o índice de Sharpe consegue ter uma abrangência maior que o índice e Treynor, uma vez que se utiliza do risco total das carteiras (risco sistemático e não sistemático). Dessa forma, por exemplo, utilizando-se uma carteira que possua um baixo valor de risco de mercado e um alto valor de risco total. Neste caso, o resultado encontrado seria de um alto índice de Treynor (devido ao baixo montante de risco de mercado) e de um baixo Índice de Sharpe (devido ao alto montante de risco total).

Já, o Índice de Jensen (1969) mostra o retorno médio da carteira acima e abaixo do previsto pelo CAPM, dados o beta da carteira e o retorno médio do mercado. Esse índice equivale ao valor do alfa da carteira (BODIE; KANE; MARCUS, 2010).

O Índice de Jensen utiliza a linha de mercado de títulos como paradigma e constitui a diferença entre a taxa de retorno médio do ativo e o que seu retorno médio seria, se o ativo estivesse posicionado na linha de mercado de títulos, dado o mesmo beta do ativo (BAIMA; 1998). A fórmula de cálculo do índice se dá pela Equação 4:

$$IJ_P = r_P - [r_f + \beta_P(r_M - r_f)] \quad (4)$$

Onde:

$IJ_P$ : Índice de Jensen;

$r_P$ : Retorno esperado pelo ativo;

$r_f$ : Taxa de juros sem risco;

$\beta_P$ : Risco sistemático do ativo;

$r_M$ : Retorno esperado do mercado.

No entanto, para a verificação da atratividade do retorno das ações, é o índice proposto por Elton-Gruber (1995), que mescla os índices de Sharpe e de Treynor. Esse índice é conhecido como Índice de Atratividade, e está diretamente associado com o retorno excessivo (retorno esperado de cada ação menos ativo livre de risco) em relação ao risco não diversificável.

O Índice de Atratividade de Elton-Gruber (1995) está diretamente associado com o seu retorno excessivo (retorno esperado de cada ação menos ativo livre de risco) em relação ao seu risco não diversificável. Markowitz (1952) afirma que um bom portfólio de ativos é mais que uma grande lista de boas ações e títulos de dívida. É um conjunto balanceado que fornece ao investidor proteções e oportunidades em um conjunto amplo de situações.

O cálculo do Índice de Atratividade é expresso pela Equação 52:

$$IA = \frac{(r_P - r_f)}{\beta_P} \quad (5)$$

Onde:

IA: Índice de Atratividade;

$r_P$ : Retorno esperado do ativo;

$r_f$ : Taxa de juros sem risco;

$\beta_P$ : Beta do Ativo em análise.

Se as ações forem classificadas de acordo com esse IA, sua atratividade estará definida, uma vez que quanto maior esse índice para a ação maior a rentabilidade excedente esperada por unidade e risco sistemático (SÁ, 1999).

### 3 MATERIAIS E MÉTODOS

Quanto ao objetivo, o estudo caracteriza-se como de caráter descritivo, quanto aos procedimentos, a pesquisa classifica-se como documental, e, quanto à abordagem do problema, o presente estudo é classificado como quantitativo.

Os valores contábeis e de mercado utilizados no estudo foram extraídos das demonstrações contábeis consolidadas das organizações, disponíveis no sítio eletrônico da *Thomson ONE Banker<sup>TM</sup>*, nas bases de dados *Thomson Financial e Worldscope*. Os valores estão expressos em Milhares de Dólares Americanos (USD). Já os dados macroeconômicos (Inflação, PIB, e Taxa de Juros) foram obtidos no sítio do Banco Mundial.

#### 3.1 População e Amostra

A população da pesquisa compreendeu as companhias abertas latino-americanas. Devido à coleta de dados, a amostra compreendeu 528 companhias, conforme discriminadas no Quadro 1.

**Quadro 1. Amostra da pesquisa**

País	Nº empresas	País	Nº empresas
Argentina	54	México	85
Brasil	227	Peru	45
Chile	110	Venezuela	7

Fonte: Base de dados Thomson®.

O número disperso de empresas em cada país não influencia a análise dos dados, uma vez que o modelo é gerado para cada país em separado, para depois se fazer a comparação entre os países.

#### 3.2 Constructo da Pesquisa

No Quadro 2, pode-se verificar as variáveis utilizadas no estudo.

**Quadro 2 – Constructo da pesquisa**

Variáveis	Sigla	Equações	Autores
Taxa de Retorno	R	$R = \left( \frac{\text{Preço da ação}_{x-1} - \text{Preço da ação}_x}{\text{Preço da ação}_x} \right) * 100$	Roll; Ross (1980); Dybving (1983); Dhrymes et al. (1984); Amihud; Mendelson (1986); Fama; French (1992); Caporale; Thorbecke (1993); Chen; Jordan (1993); Garcia; Bonono (2001); Schor, Bonomo e Pereira (2002); Ouyse; Kohn (2010); Yang, Tan; Zou (2010); Kristjanpoller; Morales (2011); Armstrong et al. (2012).
Taxa de retorno esperado	Re	$Re = \frac{R_{i,1} + R_{i,2} + \dots + R_{i,n}}{n}$	Ross; Westerfield; Jaffe (2002); Bruni; Famá (1998).
Beta	$\beta$	$\beta_i = \left( \frac{\sigma_i}{\sigma_M} \right) piM$	Roll; Ross (1980); Dybving (1983); Dhrymes et al. (1984); Amihud; Mendelson (1986); Fama; French (1992); Caporale; Thorbecke (1993); Chen; Jordan (1993); Garcia; Bonono (2001); Schor, Bonomo e Pereira (2002); Ouyse; Kohn (2010); Yang, Tan; Zou (2010); Kristjanpoller; Morales (2011); Armstrong et al. (2012).
Taxa de inflação	I	$I = \frac{\sum_{i=0}^n P_n * Q_0}{\sum_{i=0}^n P_0 * Q_0}$	Ross (1976); Hamao (1988); Chen (1992); Cannor; Korajczyk (1995); Priestley (1996); Azzez; Yonezawa (2006); Ouyse (2010); Baghdadabag; Glabadaniais (2014).
Taxa de juros	J	$J = \sqrt[n]{\frac{FV}{PV}} - 1$	Lehmann; Modest (1988); Hamao (1988); Coporale; Thorbecke (1993); Chang, Chang; Loo (1994); Priestley (1996); Kristjanpoller; Morales (2011); Baghdadabag; Glabadaniais (2014).
Produto Interno Bruto	PIB	$PIB = \beta_0 + \beta_1 CON + \beta_2 INV + \beta_3 GV + \beta_4 EXP - \beta_5 IMP$	Lehmann; Modest (1988); Elton; Gruber; Mei (1994); Kim; Kim; Shim (2012).
Índice de Atratividade	IA	$IA = (r_p - r_f) / \sigma_p$	Lucey; Wang (2007); Callado; Callado; Leitão (2014).

Fonte: Elaborado pelos autores.

### 3.3 Procedimentos para análise dos dados

Para se atingir ao propósito do estudo, primeiramente realizou-se o cálculo do retorno das ações de empresas latino-americanas, por meio do *Arbitrage Pricing Theory*, utilizando-se de regressão linear múltipla.

Dessa forma, a Equação 63, utilizada para avaliar o retorno das ações ficou determinada como sendo:

$$R = \alpha_0 + \alpha_1 Re + \alpha_2 (\beta_I F_I) + \alpha_3 (\beta_{PIB} F_{PIB}) + \alpha_4 (\beta_J F_J) + \varepsilon \quad (6)$$

Onde:

R = Taxa de retorno;

Re = Taxa de retorno esperado;

$\beta_I$  = Beta da ação ou medida do risco sistemático do ativo em relação à inflação;

$F_I$  = Surpresa em relação à inflação (Inflação efetiva-Inflação esperada);

$\beta_{PIB}$  = Beta da ação medida do risco sistemático do ativo em relação ao crescimento nacional;

$F_{PIB}$  = Surpresa em relação ao crescimento nacional (crescimento efetivo - crescimento esperado);

$\beta_J$  = Beta da ação medida do risco sistemático do ativo em relação à taxa de juros;

$F_J$  = Surpresa em relação à taxa de juros (taxa de juros efetiva – taxa de juros esperada);

$\varepsilon$  = o Erro da regressão.

Os betas da ação foram calculados utilizando-se do cálculo para cada empresa. Os cálculos foram realizados em planilhas eletrônicas. O beta pode ser calculado manualmente, ou então encontrado por meio de regressão linear múltipla, quando se analisam carteiras de ações (COSTA JR.; MENEZES; LEMGRUBER, 1993).

As surpresas em relação a cada variável foram obtidas por meio do cálculo do valor efetivo do período menos a média móvel dos quatro períodos anteriores.

Em seguida, utilizou-se do Índice de Atratividade de Elton-Gruber (1995) para verificar a atratividade do retorno das ações de empresas latino-americanas. Para o cálculo desse índice utilizou-se de planilhas eletrônicas. Para a comparação do retorno das ações com o índice de atratividade, utilizou-se a média dos retornos e do índice de atratividade das ações de cada país.

## 4 ANÁLISE E INTERPRETAÇÃO DOS RESULTADOS

### 4.1 Análise do retorno das ações de empresas Latino-Americanas

Nesta seção realizou-se a avaliação do retorno das ações por meio do *Arbitrage Pricing Theory* de empresas latino-americanas. Dessa forma, verificou-se separadamente para cada país como os retornos das ações são influenciados pelos fatores que compõem a equação do APT.

#### 4.1.1 APT Empresas Argentinas

Na Tabela 1 pode-se observar a regressão para empresas argentinas.

**Tabela 1 – Regressão – Empresas Argentinas**

País	R	R quadrado	R quadrado ajustado	Erro padrão da estimativa	Sig. Alteração F	Durbin-Watson
Argentina	0,788 <sup>a</sup>	0,621	0,614	57,4682	0,000	1,768

a. Preditores: (Constante), RE,  $\beta_1 F_I$ ,  $\beta_{PIB} F_{PIB}$ ,  $\beta_J F_J$

b. Variável Dependente: R

Fonte: Dados da pesquisa.

Por meio da Tabela 1, observa-se que o conjunto de variáveis (Fator Juros, Fator PIB, RE, Fator Inflação) explica 62,1% da variância do retorno das ações (R) das empresas argentinas. Pode-se verificar que o modelo apresenta significância estatística à 5% (Sig F = 0,000 < 0,05), o que indica que pelo menos uma das variáveis explicativas incluídas é significativa para explicar o comportamento de R.

Na Tabela 2 apresenta-se os coeficientes da regressão para as empresas argentinas.

**Tabela 2 – Coeficientes de regressão – Empresas Argentinas**

	Coeficientes não padronizados		Coeficientes padronizados	T	Sig.	Estatísticas de colinearidade	
	B	Erro Padrão	Beta			Tolerância	VIF
(Constante)	-2,840	4,626		-0,614	0,540		
RE	5,654	5,975	0,040	0,946	0,345	0,997	1,003
$\beta_1 F_I$	0,098	0,013	0,834	7,856	0,000	0,159	6,273

$\beta_{PIB}F_{PIB}$	0,007	0,005	0,171	1,608	0,109	0,160	6,262
$\beta_J F_J$	-0,264	0,026	-0,439	-10,330	0,000	0,996	1,004

a. Variável Dependente: R

Fonte: Dados da pesquisa.

Conforme a Tabela 2, pode-se verificar que somente as variáveis de inflação e de juros apresentaram significância estatística a 5% para explicar o comportamento do retorno das ações (R) nas empresas argentinas. O Fator inflação tem relação proporcional com o retorno da ação, ou seja, quanto maior a inflação do país, maior o retorno da ação. Já o Fator juros tem relação inversamente proporcional ao retorno da ação, assim, quanto maior a taxa de juros do país, menor o retorno das ações argentinas.

O presente estudo contraria os resultados encontrados por Agudelo e Gutierrez (2011). Os autores encontraram que o mercado reage ao valor esperado do PIB, do desemprego e da balança comercial no dia do anúncio. Dessa forma, concluiu-se que, no mercado acionário argentino, os agentes tendem a reagir a essas notificações, independente do grau de surpresa contido, empurrando os preços para cima para anúncios de balança comercial, PIB e taxa de desemprego. No entanto, com relação à inflação e a taxa de juros, não se encontrou significância.

#### 4.1.2 APT Empresas Brasileiras

Na Tabela 3 observa-se a regressão para empresas brasileiras.

**Tabela 3 – Regressão – Empresas Brasileiras**

País	R	R quadrado	R quadrado ajustado	Erro padrão da estimativa	Sig. Alteração F	Durbin-Watson
Brasil	0,623 <sup>a</sup>	0,388	0,385	36,7074	0,000	1,794

a. Preditores: (Constante), RE,  $\beta_I F_I$ ,  $\beta_{PIB} F_{PIB}$ ,  $\beta_J F_J$

b. Variável Dependente: R

Fonte: Dados da pesquisa.

Na Tabela 3, observa-se que o conjunto de variáveis (Fator Juros, Fator PIB, RE, Fator Inflação) explica 38,8% da variância de R (Retorno da ação). Pode-se verificar que o modelo apresenta significância estatística (Sig F = 0,000 < 0,05), ou seja, pelo menos uma das variáveis explicativas incluídas é significativa para explicar o comportamento do retorno das ações das empresas brasileiras.

Na Tabela 4 apresenta-se os coeficientes da regressão para empresas brasileiras.

**Tabela 4 - Coeficientes regressão – Empresas Brasileiras**

	Coeficientes não padronizados		Coeficientes padronizados	t	Sig.	Estatísticas de colinearidade	
	B	Erro Padrão	Beta			Tolerância	VIF
(Constante)	-11,296	1,354		-8,342	0,000		
RE	-0,076	0,153	-0,013	-0,495	0,620	1,000	1,000
$\beta_I F_I$	0,016	0,012	0,063	1,320	0,187	0,298	3,360
$\beta_{PIB} F_{PIB}$	0,012	0,003	0,188	4,831	0,000	0,446	2,242
$\beta_J F_J$	-0,405	0,025	-0,619	-16,507	0,000	0,482	2,074

a. Variável Dependente: R

Fonte: Dados da pesquisa.

De acordo com a Tabela 4, pode-se verificar que apenas a variável Fator PIB e Fator Juros apresentaram significância estatística à 5%. O fator PIB tem relação proporcional com o retorno da ação, ou seja, quanto maior o PIB do país, maior o retorno das ações. Já, o Fator Juros tem relação inversamente proporcional ao retorno das ações, sendo que quanto maior a taxa de juros, menor o retorno das ações das empresas brasileiras.

No contexto brasileiro, Agudelo e Gutierrez (2011) encontraram que no Brasil e México existe significância estatística para surpresas na taxa de juros. No entanto, segundo os autores, Argentina, Brasil e Peru mostram pouca evidência de reagir aos anúncios macroeconômicos do ciclo de crescimento da economia. Esses resultados são contrários aos encontrados pelo presente estudo, com exceção da significância da taxa de juros.

#### 4.1.3 APT Empresas Chilenas

Na Tabela 5 observa-se a regressão para empresas Chilenas.

**Tabela 5 – Regressão – Empresas Chilenas**

País	R	R quadrado	R quadrado ajustado	Erro padrão da estimativa	Sig. Alteração F	Durbin-Watson
Chile	0,965 <sup>a</sup>	0,930	0,930	63,7848	0,000	0,965

a. Preditores: (Constante), RE,  $\beta_1 F_I$ ,  $\beta_{PIB} F_{PIB}$ ,  $\beta_J F_J$

b. Variável Dependente: R

Fonte: Dados da pesquisa.

Na Tabela 5, observa-se que o conjunto de variáveis (Fator Juros, Fator PIB, RE, Fator Inflação) explica 93,0% da variância de R (Retorno da ação). Pode-se verificar que o modelo apresenta significância estatística (Sig F = 0,000 < 0,05), ou seja, pelo menos uma das variáveis explicativas incluídas é significativa para explicar o comportamento do retorno das ações das empresas chilenas.

Na Tabela 6 apresenta-se os coeficientes da regressão para empresas chilenas.

**Tabela 6 – Coeficientes regressão – Empresas Chilenas**

	Coeficientes não padronizados		Coeficientes padronizados	T	Sig.	Estatísticas de colinearidade	
	B	Erro Padrão	Beta			Tolerância	VIF
(Constante)	-28,465	3,393		-8,389	0,000		
RE	-0,045	0,057	-0,010	-0,795	0,427	1,000	1,000
$\beta_1 F_I$	-0,023	0,001	-0,602	-40,053	0,000	0,710	1,409
$\beta_{PIB} F_{PIB}$	-0,088	0,003	-0,503	-32,976	0,000	0,689	1,451
$\beta_J F_J$	0,002	0,000	0,105	7,857	0,000	0,895	1,117

a. Variável Dependente: R

Fonte: Dados da pesquisa.

Conforme a Tabela 6, pode-se verificar que todas as variáveis apresentaram significância estatística a 5% para explicar o comportamento de R nas empresas chilenas, com exceção do retorno esperado. O fator inflação e PIB apresentaram uma relação inversamente proporcional ao retorno das ações brasileiras. Dessa forma, quanto maior a inflação e o PIB do país, menor o retorno das ações. O fator juros apresentou uma relação proporcional ao retorno da ação, sendo que quanto maior a taxa de juros do país, maior o retorno das ações.

No mercado chileno, o presente estudo contraria os resultados encontrados por Fuentes et al. (2005), que aplicaram o APT no mercado de ações chileno, no período de 1991 a 2004.

Os resultados demonstraram prêmios positivos para inovações na taxa de crescimento econômico, para o preço dos preços do cobre e do petróleo. No entanto, os autores não encontraram relação significativa entre o prêmio pela surpresa da inflação.

Os resultados corroboram os achados de Fuentes, Gregoire e Zurita (2006), que tentaram determinar os fatores macroeconômicos que explicam o desempenho das ações no Chile, no período de 1991 a 2004. Os resultados do estudo demonstraram que as surpresas na taxa de crescimento do índice mensal de atividade econômica no preço do cobre e do petróleo foram significantes na determinação do retorno das ações chilenas, enquanto as surpresas de inflação não apresentaram significância.

Ainda, o estudo confirma os achados de Gallardo e Sagner (2010), em relação ao fator de taxa de juros, pois os autores estimaram um modelo fatorial sob APT para os índices do mercado chileno aplicadas à renda fixa e índices de ações no período de 2000 a 2009. Os resultados demonstraram que os fatores de fator de risco significativos foram a curva de juros, a demanda agregada, os preços das commodities e o retorno do setor moveleiro.

Além disso, os resultados encontrados corroboram com os achados de Kristjanpoller; Morales (2011), que demonstraram que não se pode rejeitar a hipótese nula de sensibilidade dos retornos com relação a fatores seletivos Índice de Preços de ações, taxa de juros de curto prazo, taxa de juros e do preço do petróleo a longo prazo.

#### 4.1.4 APT Empresas Mexicanas

Na Tabela 7 observa-se a regressão referente para empresas mexicanas.

**Tabela 7 – Regressão – Empresas Mexicanas**

País	R	R quadrado	R quadrado ajustado	Erro padrão da estimativa	Sig. Alteração F	Durbin-Watson
México	0,424 <sup>a</sup>	0,179	0,170	47,8026	0,000	1,585

a. Preditores: (Constante), RE,  $\beta_1 F_I$ ,  $\beta_{PIB} F_{PIB}$ ,  $\beta_J F_J$   
b. Variável Dependente: R

Fonte: Dados da pesquisa.

Observa-se, na Tabela 7, que o conjunto de variáveis (Fator Juros, Fator PIB, RE, Fator Inflação) explica apenas 17,9% da variância de R (Retorno da ação). Pode-se verificar que o modelo apresenta significância estatística (Sig F = 0,000 < 0,05), ou seja, pelo menos uma das variáveis explicativas incluídas é significativa para explicar o comportamento do retorno das ações das empresas brasileiras.

Na Tabela 8 apresenta-se os coeficientes da regressão para empresas mexicanas.

**Tabela 8 – Coeficientes Regressão – Empresas Mexicanas**

	Coeficientes não padronizados		Coeficientes padronizados	t	Sig.	Estatísticas de colinearidade	
	B	Erro Padrão	Beta			Tolerância	VIF
(Constante)	13,761	3,556		3,870	0,000		
RE	30,665	11,025	0,138	2,781	0,006	0,991	1,009
$\beta_1 F_I$	-0,386	0,055	-0,892	-7,075	0,000	0,154	6,486
$\beta_{PIB} F_{PIB}$	-0,008	0,003	-0,161	-2,336	0,020	0,516	1,937
$\beta_J F_J$	-0,076	0,009	-1,013	-8,100	0,000	0,157	6,385

a. Variável Dependente: R

Fonte: Dados da pesquisa.

Conforme a Tabela 8, pode-se verificar que todas as variáveis apresentaram significância estatística a 5%. As variáveis inflação, PIB e taxa de juros apresentaram relação inversamente proporcional com o retorno da ação, ou seja, quanto maior a inflação, o PIB e a taxa de juros do país, menor é o retorno das ações mexicanas.

No mercado mexicano, Vázquez (2001) realizaram um estudo com o APT, no período de 1992 a 2000. Os resultados encontrados demonstraram que as variáveis mais significativas para explicar o risco sistemático foram as taxas de variação na oferta de moeda, a inflação, os preços do petróleo, o índice de mercado e as reservas internacionais. Dessa forma, esse estudo confirma os achados do presente estudo em relação a taxa de inflação.

Lopez e Vázquez (2002) encontraram que as variáveis macroeconômicas significativas para o mercado de ações do México são: inflação, a taxa de desemprego; indicador global da atividade econômica, e o saldo da balança comercial como um indicador das exportações líquidas. Herrera e Tellez (2002) verificaram que cinco fatores poderiam explicar as relações observáveis entre variáveis econômicas analisadas e o retorno das ações, sendo eles o nível de atividade econômica, o grau de confiança ou o sentimento do mercado e as expectativas de inflação, taxa de câmbio e equilíbrio do setor externo.

Agudelo e Gutierrez (2011) encontraram que ações no Chile e no México tendem a reagir negativamente aos anúncios de inflação correspondentes, e que o México tem uma tendência positiva ao PIB. Dessa forma, esse estudo corrobora os resultados encontrados no presente estudo com relação à inflação e a taxa de juros, e contraria os resultados com relação ao PIB.

#### 4.1.5 APT Empresas Peruanas

Na Tabela 9 observa-se a regressão referente para empresas Peruanas.

**Tabela 9 – Regressão – Empresas Peruanas**

País	R	R quadrado	R quadrado ajustado	Erro padrão da estimativa	Sig. Alteração F	Durbin-Watson
Peru	0,465 <sup>a</sup>	0,217	0,199	55,3844	0,000	1,173

a. Preditores: (Constante), RE,  $\beta_1 F_I$ ,  $\beta_{PIB} F_{PIB}$ ,  $\beta_J F_J$

b. Variável Dependente: R

Fonte: Dados da pesquisa.

Observa-se, na Tabela 9, que o conjunto de variáveis (Fator Juros, Fator PIB, RE, Fator Inflação) explica apenas 21,7% da variância de R (Retorno da ação). Pode-se verificar que o modelo apresenta significância estatística (Sig F = 0,000 < 0,05), ou seja, pelo menos uma das variáveis explicativas incluídas é significativa para explicar o comportamento do retorno das ações das empresas peruanas.

Na Tabela 10 apresenta-se os coeficientes da regressão para empresas peruanas.

**Tabela 10 – Coeficientes Regressão – Empresas Peruanas**

	Coeficientes não padronizados		Coeficientes padronizados	t	Sig.	Estatísticas de colinearidade	
	B	Erro Padrão	Beta			Tolerância	VIF
(Constante)	-1,396	6,679		-0,209	0,835		
RE	3,114	4,668	0,045	0,667	0,506	0,538	1,858
$\beta_1 F_I$	0,623	0,179	4,822	3,489	0,001	0,057	17,601
$\beta_{PIB} F_{PIB}$	-0,719	0,188	-7,206	-3,819	0,000	0,070	14,320

$\beta_j F_j$	0,018	0,004	2,874	3,969	0,000	0,043	23,426
---------------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	--------

a. Variável Dependente: R

Fonte: Dados da pesquisa.

Conforme a Tabela 10, pode-se verificar que todas as variáveis macroeconômicas apresentaram significância estatística a 5% para explicar o comportamento de R (retorno das ações) nas empresas Peruanas. Apenas a variável de retorno esperado (RE) não apresentou significância estatística. As variáveis inflação e taxa de juros apresentaram relação proporcional com o retorno das ações, sendo que quanto maior a inflação e a taxa de juros do país, maior o retorno das ações. A variável PIB apresentou relação inversamente proporcional ao retorno das ações. Dessa forma, quanto maior o PIB do país, menor o retorno das ações das empresas peruanas.

Para o mercado peruano, Agudelo e Gutierrez (2011) encontraram que o efeito de da variável de recessão de inflação é significativa e com o sinal negativo esperado para a Colômbia e Peru. Além disso, para a Argentina, Brasil e Peru os resultados mostraram pouca evidência para reagir aos demais anúncios macroeconômicos do ciclo de crescimento da economia. Esses dados contrariam os resultados encontrados nesse estudo.

#### 4.1.6 APT Empresas Venezuelanas

Na Tabela 11 observa-se a regressão para empresas Venezuelanas.

**Tabela 11 – Regressão - Empresas Venezuelanas**

País	R	R quadrado	R quadrado ajustado	Erro padrão da estimativa	Sig. Alteração F	Durbin-Watson
Venezuela	0,948 <sup>a</sup>	0,899	0,878	344,3484	0,003	2,215

a. Preditores: (Constante), RE,  $\beta_1 F_1$ ,  $\beta_{PIB} F_{PIB}$ ,  $\beta_j F_j$

b. Variável Dependente: R

Fonte: Dados da pesquisa.

Observa-se, na Tabela 11, que o conjunto de variáveis (Fator Juros, Fator PIB, RE, Fator Inflação) explica 89,9% da variância de R (Retorno da ação). Pode-se verificar que o modelo apresenta significância estatística (Sig F = 0,003 < 0,05), ou seja, pelo menos uma das variáveis explicativas incluídas é significativa para explicar o comportamento do retorno das ações das empresas brasileiras.

Na Tabela 12 apresenta-se os coeficientes da regressão para empresas venezuelanas.

**Tabela 12 – Coeficientes Regressão – Empresas Venezuelanas**

	Coeficientes não padronizados		Coeficientes padronizados	t	Sig.	Estatísticas de colinearidade	
	B	Erro Padrão	Beta			Tolerância	VIF
(Constante)	-235,491	107,739		-2,186	0,042		
RE	0,488	0,846	0,050	0,577	0,571	0,712	1,405
$\beta_1 F_1$	-1,193	1,463	-4,669	-0,816	0,425	0,000	6188,656
$\beta_{PIB} F_{PIB}$	0,032	0,089	0,499	0,359	0,723	0,003	364,707
$\beta_j F_j$	-0,190	0,255	-3,291	-0,746	0,465	0,000	3678,735

a. Variável Dependente: R

Fonte: Dados da pesquisa.

Conforme a Tabela 12, pode-se verificar que nenhuma variável apresentou significância estatística a 5%. Esses resultados contrariam os achados de Chen, Roll e Ross (1986), Koutoulas e Kryzanowski (1994) e Azzez e Yonezawa (2006) que realizaram estudos em diversas partes do mundo, e dentre as variáveis analisadas nesses estudos, encontraram relação significativa entre o retorno das ações e a inflação, o PIB e a taxa de juros. Pelos resultados encontrados no presente estudo, nenhuma das variáveis macroeconômicas analisadas apresentaram relação significativa com o retorno das ações.

Os resultados também contrariam os achados de Lee (1992), que constatou que os retornos das ações explicaram pouca variação da inflação, enquanto as taxas de juros explicaram uma fração substancial, de modo que a inflação responde negativamente a choques nas taxas de juros reais. E, corroboram com os achados de Martinez e Rubio (1989) e Poon e Taylor (1991), que não encontraram nenhuma relação significativa de preços entre retornos e variáveis macroeconômicas.

#### 4.2 Avaliação da Atratividade do Retorno das Ações de Empresas Latino-Americanas

Para avaliar a atratividade do retorno das ações de empresas latino-americanas, realizou-se o cálculo do IA, e a seguir fez a comparação com o retorno médio das ações, para a verificação do quanto esses retornos são atrativos.

No Quadro 3 pode-se observar a comparação entre o índice de atratividade e os retornos das ações, demonstrado por país.

**Quadro 3 – Comparação entre o Índice de Atratividade e o retorno das ações por país**

País	R	IA	País	R	IA
Argentina	18,6358	28,1283	México	19,0418	5,8267
Brasil	-2,6323	2,7423	Peru	11,2994	4,8897
Chile	29,8488	560,77	Venezuela	276,4920	6,2571

Fonte: Dados da pesquisa.

Pode-se observar, por meio do Quando 3, que os retornos das empresas argentinas, brasileiras e chilenas não são atrativos, uma vez que são menores que o índice de atratividade. Já as empresas mexicanas, peruanas e venezuelanas apresentaram um retorno superior ao índice de atratividade, o que significa que podem ser consideradas atrativas.

Esses resultados contrariam os achados de Rodriguez (2004) que usando as técnicas de avaliação de investimento, Sharpe, Treynor e Jensen, descobriu-se que a maioria dos fundos de investimento mexicanos foram menores do que os do câmbio para o período de 1998 a 2003.

Além disso, Coroa e Santos (2008) encontraram em seu estudo que as carteiras ótimas sob a metodologia de Elton-Gruber, comparado com o Ibovespa, possuem desempenhos passados superiores, com menor risco, medidos pelos índices de Sharpe e de Treynor. Contudo, quando postos à prova através de investimentos futuros, as carteiras só superam o índice quando o mercado de capitais oferece baixa rentabilidade.

Lucey e Wang (2007), por sua vez, em seu estudo no período de 1993 a 2007, encontraram resultados indicaram que, à exceção da Venezuela, todos os países geraram no período retornos superiores aos EUA, como também maior volatilidade. Os autores destacam o Brasil como o índice que obteve o maior retorno e volatilidade do período, enquanto que o Chile apresenta o maior índice de Sharpe.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Essa pesquisa teve como objetivo analisar a atratividade do retorno das ações de empresas latino-americanas. Para tanto, realizou-se uma pesquisa descritiva, com procedimento

de pesquisa documental e abordagem quantitativa. A população da pesquisa compreendeu as companhias abertas latino-americanas. Para composição da amostra, foram utilizadas as empresas ativas e que apresentaram todas as informações necessárias para a realização do estudo na base de dados *Thomson One Banker™* para o período de 2010 a 2013. Sendo assim, a amostra final foi composta por 528 empresas latino-americanas, sendo 54 argentinas, 227 brasileiras, 110 chilenas, 85 mexicanas, 45 peruanas e 7 venezuelanas.

Para a análise dos dados foram utilizadas as variáveis propostas pelo modelo *Arbitrage Pricing Theory* para análise do retorno das ações, e do Índice de atratividade para verificação de quão atrativos são os retornos das empresas.

Quanto ao retorno das empresas latino-americanas, os resultados demonstraram que os fatores inflação, PIB e taxa de juros têm poder significativo de explicação da variação dos retornos das ações das empresas chilenas, mexicanas e peruanas. Já, na Argentina somente as variáveis inflação e juros e, no Brasil, PIB e juros, apresentaram poder significativo para explicar a variação do retorno das ações desses países. E, no caso das empresas da Venezuela, nenhuma das variáveis teve participação na explicação do retorno das ações. Dessa forma, conseguiu-se dar um passo no avanço da literatura, uma vez que se realizou a análise do custo de capital em empresas latino-americanas, de forma conjunta, o que não foi encontrado em estudos anteriores.

Quanto à análise da atratividade do retorno das ações de empresas latino-americanas, pode-se verificar que os retornos das empresas argentinas, brasileiras e chilenas apresentam desempenho financeiro de baixa atratividade em relação aos demais mercados acionários analisados, uma vez que são inferiores o índice de atratividade. Já, as empresas mexicanas, peruanas e venezuelanas apresentaram um retorno superior ao índice de atratividade, que apresenta indicação de empresas com expectativa de interesse ao mercado, em função da possibilidade de retorno superior no mercado latino-americano, sendo consideradas atrativas.

Como limitações do estudo pode-se destacar quatro aspectos principais, que são: a seleção da população e amostra; o período abrangido pela pesquisa; e a escolha dos fatores utilizados na análise. Como recomendações para futuras pesquisas consideramos reaplicar o estudo em outros grupos de empresas da América Latina, de modo a identificar as particularidades destes grupos frente ao retorno das ações e sua atratividade; e ainda ampliar o período de análise.

## REFERÊNCIAS

- AGUDELO, D.; GUTIERREZ, A. Anuncios Macroeconómicos Y Mercados Accionarios: El Caso Latinoamericano (Macroeconomics and the Stock Market: The Case of Latin America). **Center for Research in Economics and Finance (CIEF), Working Papers**, n. 11-17, 2011.
- ASSAF NETO, A. **Finanças corporativas e valor**. São Paulo: Atlas, 2003.
- BAIMA, F. R. Análise de desempenho dos investimentos dos fundos de pensão no Brasil. 1998.
- BODIE, Z.; KANE, A.; MARCUS, A. **Fundamentos de investimentos**. McGraw Hill Brasil, 2010.
- BREALEY, R. A.; MYERS, S. C., ALLEN, F., Soria, L. N., Izquierdo, M. Á. **Principios de finanças corporativas**. Madrid: McGraw-Hill, 2013.
- BRIGHAM, E.; EHRHARDT, M. **Financial management: theory & practice**. Cengage Learning, 2012.
- CHEN, N.-F.; ROLL, R.; ROSS, S. A. Economic forces and the stock market. **Journal of Business**, p. 383-403, 1986.
- COROA, U. S. R.; SANTOS, G. Carteiras de investimentos com o método de Elton-Gruber em períodos de instabilidade econômica no Brasil. *Revista Científica da Faculdade Metropolitana de Camaçari*, v. 5, n. 1, 2008.
- COSTA JUNIOR, N. C. A.; MENEZES, E. A.; LEMGRUBER, E. F. Estimação do beta de ações através do método dos coeficientes agregados. **Revista Brasileira de Economia**, v. 47, n. 4, p. 605-622, 1993.
- DHRYMES, P. J.; FRIEND, I.; GULTEKIN, N. B. A critical reexamination of the empirical evidence on the arbitrage pricing theory. **The Journal of Finance**, v. 39, n. 2, p. 323-346, 1984.
- ELTON, E. J.; GRUBER, M. J. **Modern Portfolio Theory and Investment Analysis**. 5. ed. USA: John Wiley & Sons Inc., 1995.

GALLARDO, N; SAGNER, A. Valorización por arbitraje de bonos y acciones chilenas mediante el método de componentes principales. **Documentos de Trabajo (Banco Central de Chile)**, n. 557, p. 1, 2010.

GULTEKIN, N. B.; ROGALSKI, R. J. Government bond returns, measurement of interest rate risk, and the arbitrage pricing theory. **The Journal of Finance**, v. 40, n. 1, p. 43-61, 1985.

HERRERA, F. L.; TÉLLEZ, F. J. V. Variables económicas y un modelo multifactorial para la Bolsa Mexicana de Valores: Análisis empírico sobre una muestra de activos. **Academia. Revista Latinoamericana de Administración**, n. 29, p. 5-28, 2002.

IFC. Emerging stock market fact book, 1999. International Finance Corporation, Washington DC.

JAFFE, J. F.; WESTERFIELD, R. W.; ROSS, S. A. Administração financeira. **Corporate Finance**, v. 2, 1995.

JAFFE, J. F.; WESTERFIELD, R. W.; ROSS, S. A. Administração financeira. **Corporate Finance**, v. 2, 2002.

JENSEN, M. C. The performance of mutual funds in the period 1945–1964. **The Journal of Finance**, v. 23, n. 2, p. 389-416, 1969.

KIM, S.; KIM, D.; SHIN, H. Evaluating asset pricing models in the Korean stock market. **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 20, n. 2, p. 198-227, 2012.

KOUTOULAS, G.; KRYZANOWSKI, L. Integration or segmentation of the Canadian stock market: evidence based on the APT. **Canadian Journal of Economics**, p. 329-351, 1994.

KRISTJANPOLLER, W.; MORALES, M. Teoría de la asignación del precio por arbitraje aplicada al mercado accionario chileno. **Lecturas de Economía**, v. 74, p. 37-59, 2011.

LEHMANN, B. N.; MODEST, D. M. The empirical foundations of the arbitrage pricing theory. **Journal of Financial Economics**, v. 21, n. 2, p. 213-254, 1988.

LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. **The review of economics and statistics**, p. 13-37, 1965.

LUCEY, B.; WANG, Q. **Integration Analysis of Latin American Stock Markets 1993-2007**. School of Business Studies and Institute for International Integration Studies, Trinity College, Dublin 2, Ireland, 2007.

MARKOWITZ, H. **Portfolio selection**, **Journal of Finance**, v. 7, n. 1, p. 77-91, 1952.

MORAES, M. A. S. Desenvolvimento de um método para avaliação qualitativa e quantitativa de fundos de investimentos. 177p. Dissertação de mestrado (Mestrado em Administração) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, 2000.

OJALA, M.; HALLIKAS, J. Investment decision-making in supplier networks: Management of risk. **International Journal of Production Economics**, v. 104, n. 1, p. 201-213, 2006.

REILLY, F.; BROWN, K. **Investment analysis and portfolio management**. Cengage Learning, 2011.

ROSS, S. A. The arbitrage theory of capital asset pricing. **Journal of Economic Theory**, v. 13, n. 3, p. 341-360, 1976.

SÁ, G. T. **Administração de investimentos: teoria de carteiras e gerenciamento do risco**. Qualitymark, 1999.

SHARPE, S. A.; NGUYEN, H. H. Capital market imperfections and the incentive to lease. **Journal of Financial Economics**, v. 39, n. 2, p. 271-294, 1995.

SHARPE, W. F. Mutual fund performance. **Journal of business**, p. 119-138, 1966.

SILVA, L. S. A. da; QUELHAS, O. L. G. Sustentabilidade empresarial eo impacto no custo de capital próprio das empresas de capital aberto. **Gestão & Produção**, v. 13, n. 3, p. 385-395, 2006.

TREYNOR, J. L. How to rate management of investment funds. **Harvard Business Review**, v. 43, n. 1, p. 63-75, 1965.

VÁZQUEZ, T. F. J. Validación Empírica del Modelo APT, Arbitrage Pricing Theory, en México para Conformar y Administrar Portafolios de Inversión en Títulos Accionarios, 2001. Tesis de Maestría em Finanzas, Facultad de Contaduría y Administración, UNAM, México.