INSPER INSTITUTO DE ENSINO E PESQUISA
Programa de Mestrado Profissional em Economia

Luiz Fernando Alves Ferreira

DETERMINANTES MACROECONÔMICOS DO PRÊMIO IMPLÍCITO POR RISCO DE MERCADO NO BRASIL

São Paulo

2011

Luiz Fernando Alves Ferreira

DETERMINANTES MACROECONÔMICOS DO PRÊMIO IMPLÍCITO POR RISCO DE MERCADO NO BRASIL

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia

Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas
Orientador: Prof. Dr. Antonio Zoratto Sanvicente

São Paulo

2011

Alves Ferreira, Luiz Fernando
Determinantes macroeconômicos do prêmio implícito por risco de mercado no Brasil / Luiz Fernando Alves Ferreira; orientador Antonio Zoratto Sanvicente. – São Paulo: Insper, 2011.
46 f.

Dissertação (Mestrado – Programa de Mestrado de Profissional em Economia. Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

1. Prêmio implícito por risco de mercado 2. Variáveis macroeconômicas

FOLHA DE APROVAÇÃO

Luiz Fernando Alves Ferreira

Determinantes macroeconômicos do prêmio implícito por risco de mercado no Brasil

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia

Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas

Aprovado em:

Banca Examinadora

Antonio Zoratto Sanvicente

Orientador

Instituição: Insper Instituto de Ensino e Pesquisa Assinatura:_____

Ricardo Dias de Oliveira Brito

Instituição: Insper Instituto de Ensino e Pesquisa Assinatura:_____

Wilson Toshiro Nakamura

Instituição: Universidade Presbiteriana Mackenzie Assinatura:_____

Agradecimentos

Agradeço a todos os bons amigos que fiz no Insper durante os últimos dois anos, em especial ao Abner Freitas, Leandro Franz e Simone Travessolo, sem os quais dificilmente haveria superado todas as dificuldades encontradas ao longo deste curso.

Agradeço também pelo apoio e pela paciência da minha família, dos meus amigos e de todas as outras pessoas que estiveram do meu lado durante este período, os quais foram de suma importância durante esta etapa da minha vida.

Por fim, agradeço ao meu orientador, professor Dr. Antonio Zoratto Sanvicente, pelo conhecimento, auxílio e exigência durante a elaboração deste trabalho, fundamentais para a sua concretização.

Resumo

ALVES FERREIRA, Luiz Fernando. **Determinantes macroeconômicos do prêmio implícito por risco de mercado no Brasil.** São Paulo, 2011. 46 f. Dissertação (Mestrado) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2011.

O prêmio por risco de mercado pode ser considerado um dos fatores mais importantes em Finanças, refletindo os julgamentos fundamentais que os investidores fazem a respeito do risco existente em uma economia. Dada a importância deste prêmio, recentemente alguns trabalhos buscaram identificar quais variáveis macroeconômicas são importantes na sua determinação e como se dá essa relação, embora nenhum deles tenha sido aplicado no mercado brasileiro. Neste trabalho, foram observadas as correlações existentes entre diferentes variáveis macroeconômicas do mercado brasileiro e o prêmio implícito por risco de mercado, calculado com base no preço corrente das ações negociadas na Bovespa, utilizando para isso dados mensais no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2010. Os resultados obtidos mostram que a taxa de crescimento da atividade real, a inflação, a taxa de juros real da economia, a oferta monetária e o output gap são variáveis macroeconômicas relevantes para o prêmio por risco de mercado exigido pelos investidores.

Abstract

ALVES FERREIRA, Luiz Fernando. **Macroeconomic determinants of the implied equity risk premium in Brazil.** São Paulo, 2011. 46 p. Dissertation (Mastership) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2011.

The equity risk premium can be considered a major factor in Finance, reflecting the key judgments that investors make about the risk existing in an economy. Given the importance of this premium, recently some studies attempted to identify which macroeconomic variables are important in their determination and how is this relationship, although none have been applied in the Brazilian market. In this work, were observed the correlations between Brazilian macroeconomic variables and the implied equity risk premium, calculated based on the current price of stocks traded on Bovespa, making use of monthly data from January 1995 to December 2010. The results show that the growth rate of real activity, inflation, real interest rate, the money supply and the output gap are relevant macroeconomic variables for the equity risk premim demanded by investors.

Lista de tabelas

Tabela 1 – Prêmio por risco de mercado histórico nos EUA 15

Tabela 2 – Resumo das hipóteses a serem testadas 27

Tabela 3 – Resumo dos resultados dos testes ADF 38

Tabela 4 – Matriz de correlações entre as variáveis macroeconômicas. 38

Tabela 5 – Resultados da regressão (23) 41

Tabela 6 – Resultados finais obtidos 42

Lista de figuras

Figura 1 – Série histórica do prêmio implícito por risco de mercado, ERP, e do retorno esperado da carteira de mercado $E(r_m)$ 35

Sumário

1. INTRODUÇÃO 11

2. A ESTIMAÇÃO DO PRÊMIO POR RISCO DE MERCADO 13

3. VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS E O PRÊMIO POR RISCO DE MERCADO 18

4. METODOLOGIA 26

4.1. CONSTRUÇÃO DAS SÉRIES TEMPORAIS 27

4.1.1. Prêmio implícito por risco de mercado 27

4.1.2. Atividade real 28

4.1.3. Inflação 29

4.1.4. Taxas de juros 31

4.1.5. Oferta monetária 32

4.1.6. Risco de crédito 32

4.1.7. Taxa de câmbio 33

5. DADOS 33

6. RESULTADOS OBTIDOS 34

6.1. PRÊMIO IMPLÍCITO POR RISCO DE MERCADO 34

6.2. ANÁLISE ECONOMÉTRICA 36

7. CONCLUSÕES 43

8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS 44

1. INTRODUÇÃO

Conforme Damodaran (2010), em um mundo neutro ao risco, os investidores avaliam seus investimentos pelo valor dos seus fluxos de caixa esperados descontados por uma taxa livre de risco. Uma vez considerado o risco existente na economia, tais investidores, sendo avessos ao risco, pagarão um preço menor por estes fluxos de caixa arriscados. Neste sentido, o prêmio por risco de mercado (ERP – *Equity Risk Premium*) é o prêmio atribuído por estes investidores ao risco existente em uma economia, refletindo assim os julgamentos fundamentais feitos na percepção deste risco e o preço que se fixa para tal risco. Desta forma, para Damodaran (2010), o prêmio por risco de mercado reflete uma exigência atual dos investidores com relação aos retornos futuros esperados dos seus investimentos.

Quando o prêmio por risco de mercado sobe, isto significa que os investidores estão exigindo um prêmio maior pelo risco existente no mercado e, conseqüentemente, pagam um preço menor pelos ativos negociados. Deste modo, o prêmio por risco de mercado se torna um fator determinante para se avaliar um investimento arriscado (DAMODARAN, 2010), sendo utilizado também em decisões de alocação de portfólios, conforme apontam Fama e French (2002).

O prêmio por risco de mercado é um componente central em modelos de risco e retorno para precificação de ativos utilizados para a estimação do custo de capital próprio e do custo de capital da empresa, fatores fundamentais em finanças corporativas e *valuation*. (DAMODARAN, 2010). No *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), por exemplo, o prêmio por risco de mercado é dado pela diferença entre o retorno esperado da carteira eficiente de mercado e a taxa livre de risco (ROSTAGNO, KLOECKNER e BECKER, 2004), já que o CAPM supõe que o retorno esperado e exigido de qualquer ativo é função linear deste prêmio (DANTHINE e DONALDSON, 2005).

Um segundo importante modelo de risco e retorno para a precificação de ativos, conforme Copeland, Weston e Shastri (2005), é o *Arbitrage Pricing Theory* (APT), desenvolvido por Ross (1976). O APT é similar ao CAPM ao considerar que o retorno de um ativo arriscado é visto como uma função linear de fatores comuns que afetam o retorno dos ativos como um todo. No entanto, segundo os autores, o APT é mais geral que o CAPM, pois permite que diversos fatores expliquem o retorno de qualquer ativo arriscado. Para eles, o CAPM pode ser visto como um caso específico do APT, onde os fatores comuns considerados são a taxa livre de risco e o retorno esperado da carteira de mercado.

Segundo Danthine e Donaldson (2005) e Schor, Bonomo e Pereira (2002), o APT pode ser adaptado para qualquer número de fatores de risco de mercado. No entanto, o modelo não determina quais deveriam ser estes fatores, nem mesmo como selecioná-los.

Tal fato, abre espaço para a discussão de fatores macroeconômicos de risco de mercado capazes de afetar o retorno esperado dos ativos em conjunto (SCHOR, BONOMO e PEREIRA, 2002).

Estudos como os de Chen, Roll e Ross (1986) e Schor, Bonomo e Pereira (2002) buscaram observar, nos EUA e no Brasil, respectivamente, a correlação dos retornos observados de ações com variáveis macroeconômicas, tendo encontrado evidências de que determinadas variáveis macroeconômicas como, por exemplo, as taxas de juros de uma economia, influenciam diretamente os retornos observados das ações.

No entanto, como o prêmio por risco de mercado reflete uma exigência atual dos investidores com relação aos retornos futuros esperados dos seus investimentos, seria interessante, conforme propõe Damodaran (2010), identificar as variáveis macroeconômicas que influenciam tais retornos, e como se dá essa relação. Isto permitiria observar um prêmio por risco de mercado exigido pelos investidores que poderia ser menos sujeito a percepções e ruídos de mercado. Para isso, este autor propõe o estudo da correlação de variáveis macroeconômicas como, por exemplo: taxas de juros, crescimento do PIB, taxas de câmbio, medidas de aversão ao risco com o prêmio implícito por risco de mercado, o qual fornece uma expectativa *forward-looking* do prêmio exigido pelos investidores nos seus investimentos.

Este se trata de um tema recente na literatura de finanças. Os dois principais estudos encontrados abordando o prêmio implícito e a sua relação com variáveis macroeconômicas no mercado americano são os de Damodaran (2010) e Daly, Nielsen e Oppenheimer (2010), os quais constataram a influência de variáveis macroeconômicas no prêmio por risco de mercado exigido pelos investidores.

Na literatura pesquisada, não foram encontrados estudos que buscassem correlacionar variáveis macroeconômicas com o prêmio implícito por risco de mercado para o mercado acionário no Brasil. Isso ocorre até mesmo porque não é prática comum ser calculado o prêmio implícito em preços correntes de mercado. Os primeiros trabalhos nessa linha encontrados são os de Sanvicente e Minardi (1999), Sanvicente e Minardi (2003), Camacho e Lemme (2004) e Minardi e Sanvicente (2007).

Devido à inexistência de estudos similares aos de Damodaran (2010) e de Daly, Nielsen e Oppenheimer (2010) para o mercado brasileiro, o presente estudo busca identificar,

empiricamente, que variáveis macroeconômicas no cenário nacional podem explicar as variações ocorridas no prêmio implícito por risco de mercado ao longo do tempo.

Para atingir o seu objetivo, o estudo está organizado da seguinte forma:

- O Capítulo 2 realiza uma revisão da literatura discorrendo brevemente sobre alguns aspectos ligados à importância da estimação do prêmio por risco de mercado e as principais abordagens utilizadas para esta estimação;
- O Capítulo 3 identifica, do ponto de vista teórico, as potenciais variáveis macroeconômicas capazes de influenciar o prêmio implícito por risco de mercado, abordando também a possível correlação esperada entre estas variáveis e o prêmio implícito por risco de mercado;
- O Capítulo 4 apresenta as metodologias utilizadas para a composição das séries temporais do prêmio implícito por risco de mercado e das variáveis macroeconômicas identificadas;
- O Capítulo 5 apresenta os dados utilizados na composição das séries temporais e as suas fontes;
- O Capítulo 6 discorre sobre a operacionalização da análise econométrica dos dados bem como sobre os principais resultados obtidos;
- O Capítulo 7 apresenta as conclusões do estudo; e
- O Capítulo 8 contém a bibliografia utilizada como base para o estudo.

2. A ESTIMAÇÃO DO PRÊMIO POR RISCO DE MERCADO

Como visto anteriormente, o prêmio por risco de mercado é utilizado como um *benchmark* para se avaliar o retorno exigido em investimentos arriscados, podendo ser considerado, segundo Copeland, Weston e Shastri (2005), um dos mais importantes fatores em finanças.

Para Daly, Nielsen e Oppenheimer (2010), a percepção do risco existente no mercado, captado pelo prêmio por risco de mercado, é um fator determinante no mercado de capitais, de modo que a sua correta estimação e mensuração são fundamentais para estimar o retorno esperado de ativos. Desta forma, um problema que surge, e contra o qual os investidores estão sempre em confronto, é como proceder na estimação deste prêmio (COPELAND, WESTON e SHASTRI, 2005).

Dada a importância apresentada para o prêmio por risco de mercado e a sua estimação, Damodaran (2010) indica que existe um grande descaso dado na prática à estimação do prêmio por risco de mercado.

Segundo este autor, o método mais utilizado por investidores e gerentes financeiros para a estimação do prêmio por risco de mercado é o de *abordagem histórica*, que utiliza dados passados de retorno dos ativos para se estimar a expectativa futura do prêmio por risco de mercado, com base nos prêmios observados no passado. Nessa metodologia, o retorno obtido no mercado de ações é estimado ao longo de um determinado período e comparado com o retorno do ativo livre de risco neste mesmo período. O prêmio por risco de mercado é obtido assim através da média da diferença entre essas duas taxas.

Para Daly, Nielsen e Oppenheimer (2010), a abordagem histórica para o cálculo do prêmio por risco de mercado é uma maneira simples de se obter o prêmio por risco de mercado, com base na hipótese de que no longo prazo o retorno obtido no passado pelos investidores equivale ao retorno esperado por estes. No entanto, os autores apontam para o fato que o retorno esperado para o futuro e o retorno obtido no passado pelos investidores podem ser muito diferentes, mesmo considerando-se longos períodos, de forma que os retornos realizados podem não representar uma boa expectativa dos retornos esperados.

Já conforme Sanvicente e Minardi (2003, p.2) "o investidor, quando deseja saber qual é o custo de oportunidade de seu capital, por estar prestes a tomar uma decisão de investimento, está preocupado com os custos correntes de capital, e não com o desempenho passado de investimentos com riscos semelhantes." Segundo estes autores, tal fato contraria diretamente o uso de prêmios históricos para o cálculo do prêmio por risco de mercado, uma vez que falha em considerar alterações na aversão ao risco do investidor, bem como quaisquer outras condições de mercado relevantes, que tenham se alterado do passado para o presente.

Ademais, o prêmio histórico pode também variar muito conforme os parâmetros utilizados na sua estimação. A **Tabela 1** apresenta uma análise realizada por Damodaran (2010) da variação do prêmio histórico nos EUA, aonde, se observa o prêmio por risco de mercado variando de -7,22% até 7,53% dependendo dos parâmetros adotados. Ainda, o autor indica que, caso a análise apresentada na **Tabela 1** fosse interrompida em 2007, os valores obtidos para todos os prêmios apresentados teriam sido consideravelmente maiores. Uma vez que se consideram os dados de 2008 (trágico para ações e bom para títulos públicos, usualmente adotados como ativos livres de risco), os valores do prêmio por risco de mercado caem abruptamente. Dessa forma, após uma das maiores crises ocorridas no mercado de ações, os investidores chegariam à conclusão de que ações eram menos arriscadas após a crise quando

comparado ao período anterior, e que os investidores deveriam desta forma esperar prêmios menores no mercado.

Tabela 1 – Prêmio por risco de mercado histórico nos EUA

Método de cálculo e período considerado	Diferença entre o retorno em ações e Treasury Bills		Diferença entre o retorno em ações e Treasury Bonds	
	Média aritmética	Média geométrica	Média aritmética	Média geométrica
1928 – 2008	7,53%	6,03%	5,56%	4,29%
1967 – 2008	5,48%	3,78%	4,09%	2,74%
1997 – 2008	-1,59%	-5,47%	-3,68%	-7,22%

Fonte: adaptado de Damodaran (2010).

Em contraste com o ponto de vista *backward-looking* adotado pela abordagem histórica para a estimação do prêmio por risco de mercado, segundo Damodaran (2010), a outra abordagem existente,[1] de *prêmio implícito* por risco de mercado, adota um ponto de vista *forward-looking* para proceder à estimação de tal prêmio. Desse modo, procura-se fazer refletir as expectativas dos investidores com relação ao retorno esperado pelos investidores em seus investimentos.

Segundo Daly, Nielsen e Oppenheimer (2010), o cálculo do prêmio implícito por risco de mercado, ao adotar hipóteses a respeito das expectativas presentes dos investidores, em particular com relação à taxa de crescimento do fluxo de dividendos, adota um ponto de vista *ex-ante* para a estimação do prêmio por risco de mercado, ou seja, ele é *forward-looking*.

Conforme Damodaran (2010), dado que o preço de um ativo é função de seus fluxos de caixa esperados e da taxa de desconto utilizada para descontar estes fluxos, quando os investidores precificam os ativos, eles estão implicitamente dizendo qual é o retorno esperado justo para este ativo. Dessa forma, é possível estimar o prêmio por risco implícito de uma ação a partir do preço corrente desta ação em conjunto com o fluxo de dividendos esperados da ação.

Para proceder com esta estimação, diferentes metodologias podem ser aplicadas. A mais simples delas, o modelo de Gordon, assume que os dividendos crescem a uma taxa constante:

[1] Damodaran (2010) também cita a abordagem de pesquisa com agentes do mercado financeiro a respeito das suas expectativas com relação aos retornos esperados nos seus investimentos. No entanto, conforme o próprio autor, por ser pouco empregada e apresentar resultados controversos que dependem da escolha da amostra e da metodologia de pesquisa, esta abordagem de estimação do prêmio por risco de mercado não é tratada no presente trabalho, podendo ser observada em trabalhos como os de Graham e Harvey (2005) e Fischer e Stataman (2000) *apud*. Damodaran (2010).

$$V_0 = \frac{D_1}{k-g} \quad (1)$$

Onde:

V_0 = Valor intrínseco da ação

D_1 = Fluxo de dividendos esperado no próximo período

k = Retorno exigido para a ação

g = Taxa de crescimento constante esperada.

Conforme Damodaran (2010), neste tipo de modelo, três dos quatro fatores são conhecidos ou podem ser estimados: o valor corrente da ação, os dividendos esperados para o próximo período e o crescimento esperado do fluxo de dividendos, sendo o único fator não conhecido o retorno exigido pelos investidores para a ação, ou seja, o prêmio por risco da ação.

Este tipo de modelo pode ser expandido para adequar outras especificações. Pode-se utilizar como alternativa, por exemplo, um modelo de dois estágios, conforme apresentado na equação (2), o qual permite considerar uma fase de crescimento de curto prazo (usualmente, mas nem sempre, maior que a taxa de crescimento sustentável) diferente do crescimento sustentável e uniforme considerado em perpetuidade (DAMODARAN, 2010).

$$Valor\ da\ ação = \sum_{t=1}^{t=N} \frac{E(FCFE_t)}{(1+k_e)^t} + \frac{E(FCFE_{N+1})}{(k_e+g_n)(1+k_e)^N} \quad (2)$$

Onde:

$E(FCFE_t)$ = Fluxo de dividendos esperado no ano t

k_e = Taxa de retorno exigida para a ação

g_n = Taxa de crescimento estável após o ano N

Neste tipo de modelo existem N anos de crescimento acelerado, a partir do qual é adotada a taxa de crescimento estável em perpetuidade, assim como no modelo de um estágio.

O modelo apresentado em (2) pode considerar também diversos períodos com diferentes hipóteses de crescimento e de política de dividendos. Daly, Nielsen e Oppenheimer (2010), por exemplo, utilizam um modelo de quatro estágios para estimar o prêmio implícito por risco de mercado, utilizando diferentes premissas de crescimento e de fluxo de dividendos esperados para cada uma das fases consideradas no modelo.

Apesar de ser uma sofisticação do modelo de um estágio, Daly, Nielsen e Oppenheimer (2010), ao compararem o prêmio implícito por risco de mercado obtido pelo modelo quatro estágios com o prêmio implícito por risco de mercado obtido através de um modelo de um estágio, perceberam que os resultados são muito parecidos, apresentando níveis e variações próximos na maior parte do período estudado, com algumas diferenças observadas em períodos próximos a recessões, quando o prêmio implícito por risco de mercado no modelo de quatro estágios foi superior ao modelo de um estágio.

De acordo com Damodaran (2010), outros métodos também podem ser aplicados para o cálculo do prêmio implícito por risco de mercado. O autor cita, por exemplo, duas outras metodologias alternativas, uma baseada no *default spread* de títulos de renda fixa privados (*corporate bonds*) e outra baseada em modelo de precificação de opções. No entanto, estas abordagens por não serem muito difundidas (somente Damodaran (2010) as cita como um método para cálculo do prêmio implícito por risco de mercado) não serão abordadas no presente estudo.

Dadas as diferentes abordagens para a estimação do prêmio por risco de mercado, tanto Damodaran (2010) quanto Daly, Nielsen e Oppenheimer (2010) ressaltam que, como o prêmio por risco de mercado deve refletir a expectativa presente dos investidores com relação aos retornos futuros esperados das ações, parece muito mais apropriada a obtenção de um prêmio por risco de mercado do ponto de vista *forward-looking*.

Uma vantagem da utilização do prêmio implícito por risco de mercado, segundo Damodaran (2010), é que, por ser calculado com base nos preços correntes das ações, a abordagem em questão pode ser aplicada em qualquer economia, independentemente da existência ou não de dados históricos.

Tal fato pode ser observado no estudo de Camacho e Lemme (2004), onde os autores, devido ao curto período de estabilidade da economia brasileira, utilizam o prêmio implícito por risco de mercado para o cálculo do custo de capital de empresas brasileiras, ressaltando que a utilização do prêmio histórico neste caso poderia apresentar sérios problemas.

Ao comparar os prêmios históricos e implícitos nos EUA, Damodaran (2010) ressalta que:

- Em longas fases de alta/baixa nos preços das ações, por exemplo, situação em que o prêmio histórico sobe/desce refletindo os retornos passados, o prêmio implícito por risco de mercado se move em direção oposta, uma vez que preços altos de ações correspondem a baixos retornos esperados.

- Quando a economia torna-se mais volátil ou os investidores ficam mais avessos ao risco, enquanto o prêmio histórico não se altera, o prêmio implícito se altera. Para ilustrar, Damodaran (2010) constatou uma significativa elevação do prêmio implícito por risco de mercado nos EUA durante a crise de 2008.
- Em períodos de alta de inflação e taxas de juros, o prêmio histórico permanece inalterado, enquanto que o prêmio implícito se eleva, o que, segundo o autor, parece ser muito mais realista.

3. VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS E O PRÊMIO POR RISCO DE MERCADO

Podemos organizar a discussão de eventual relação entre prêmio por risco de mercado e fatores macroeconômicos, como fontes de risco sistemático, com a discussão em Chen, Roll e Ross (1986), que lembra que o preço de uma ação é dado pela soma dos fluxos descontados de dividendos esperados:

$$P = \frac{E(c)}{k} \tag{3}$$

Onde:
P = Preço da ação
E(c) = Fluxo de dividendos esperados da ação
k = Taxa de desconto utilizada para trazer o fluxo de dividendos esperados da ação a valor presente

Portanto, somente alterações não esperadas de variáveis macroeconômicas seriam capazes de influenciar ou o fluxo de dividendos esperados, *E(c)*, ou a taxa de desconto, *k*, e assim provocar variações nos preços das ações.
O objetivo do estudo é identificar variáveis macroeconômicas que parecem ser relevantes, e de que modo, para o prêmio por risco de mercado exigido pelos investidores para as ações como um todo, pois ele é um componente fundamental da taxa de desconto *k* com a qual as ações são precificadas.

A relação do prêmio por risco de mercado com a taxa de desconto k pode ser observada através do CAPM. Na versão Sharpe-Lintner-Mossin[2] do modelo:

$$E(r_i) = r_f + \beta_i[E(r_m) - r_f] \quad (4)$$

Onde:

$E(r_i)$ = Retorno esperado de um ativo i

r_f = Taxa de juros livre de risco

β_i = Covariância do ativo i com a carteira eficiente de mercado[3], dividida pela variância do retorno da carteira de mercado

$E(r_m)$ = Retorno esperado da carteira eficiente de mercado

De acordo com o CAPM, o retorno esperado pelos investidores para uma ação é dado por $E(r_i)$ na equação (4), de modo que, ao precificarem esta ação, tais investidores utilizam $E(r_i)$ para trazer o fluxo de dividendos esperados desta ação a valor presente. Ou seja, $E(r_i)$ em (4) equivale ao fator k em (3).

Deste modo, além do beta da ação i, o preço de uma ação será tanto função de $E(c)$ e das variáveis que determinarem os dividendos esperados, quanto de $E(r_m)$ e da taxa de juros livre de risco.

Um ponto importante a ser observado é que, no CAPM, o prêmio por risco de mercado é dado por $E(r_m) - r_f$. Como r_f, que representa a taxa de juros livre de risco, é observada, então a estimação do prêmio por risco de mercado depende da estimação de $E(r_m)$, a qual neste trabalho é feita implicitamente em preços correntes das ações no mercado, como descrito em outro capítulo mais adiante.

Como estamos estudando o mercado como um todo, o coeficiente β em (4) deve ser igual a um, de modo que:

$$E(r_i) = k = E(r_m) \quad (5)$$

Onde:

---

[2] Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966).

[3] Uma das hipóteses adotadas no CAPM, apoiada na teoria de mercado eficiente, é a existência de uma carteira eficiente de mercado, definida como a carteira que compreende todos os ativos com risco relevante do mercado, representando assim todo o risco sistemático de uma economia. O risco não sistemático é eliminado pelos investidores através da diversificação nos ativos que compõem a carteira. (DANTHINE e DONALDSON, 2005)

$E(r_i)$ = Retorno esperado de um ativo i

k = Taxa de desconto utilizada para trazer o fluxo de dividendos esperados a valor presente

$E(r_m)$ = Retorno esperado da carteira eficiente de mercado

Portanto, por construção, como $E(r_m)$ é calculado implicitamente através de preços P observados no mercado de ações para uma amostra de várias ações, dado o fluxo de dividendos esperados das ações $E(c)$, os preços das ações P e o retorno esperado da carteira de mercado $E(r_m)$ movem-se em direções opostas, de modo que variáveis macroeconômicas capazes de influenciarem positiva ou negativamente os preços das ações, através de $E(c)$, resultam em efeito contrário sobre $E(r_m)$.

Diversos estudos já buscaram correlacionar os preços ou retornos observados das ações com variáveis macroeconômicas. Ressalta-se, porém, que o presente trabalho se preocupa com a explicação de retornos esperados, em contraste com retornos observados. A revisão a seguir pode ser útil, no entanto, para a identificação de variáveis macroeconômicas a serem consideradas.

Nos EUA, Fama (1981), por exemplo, encontrou evidências de que o retorno das ações está positivamente associado com o crescimento da atividade econômica real, dado através do crescimento da produção industrial e do PIB nos EUA. Nesse mesmo estudo, Fama (1981) encontrou uma correlação negativa do retorno das ações com a inflação e com o crescimento da oferta monetária. Chen, Roll e Ross (1986) também encontraram no mercado americano evidências da existência de correlação entre o retorno observado das ações e variáveis macroeconômicas como: produção industrial, risco de crédito, inflação e estrutura a termo das taxas de juros nos EUA. Estes autores encontraram uma correlação positiva do retorno das ações com a produção industrial e o risco de crédito, e negativa com a inflação e a estrutura a termo. Vassalou (2000), por sua vez, também constatou uma correlação entre o retorno observado no mercado de ações e a taxa de câmbio do dólar americano em diferentes mercados mundiais.

No Brasil, Schor, Bonomo e Pereira (2002), com o objetivo de testar a validade do APT, encontraram uma correlação negativa dos retornos observados no mercado de ações com a inflação e com o risco de crédito das empresas privadas e uma correlação positiva com a taxa de juros real da economia. Adrangi, Chatrath e Sanvicente (2002) também constataram no mercado brasileiro evidências de uma correlação negativa do preço das ações com a inflação e positiva com a produção industrial.

Um estudo recente realizado por Hsing, Phillips e Phillips (2011) analisou no mercado brasileiro a correlação da variação dos preços das ações, medida através da variação do índice Bovespa, com uma série de variáveis econômicas: produção industrial, inflação, taxa de juros, oferta monetária, taxa de câmbio do dólar americano, taxa de juros de títulos do governo americano e o índice S&P 500. Neste estudo, os autores concluíram que os preços das ações no Brasil reagem positivamente ao aumento da produção industrial, a uma menor taxa de juros, a uma maior oferta monetária relativa ao PIB, à redução na taxa de câmbio, a menores taxas de inflação, a menores taxas de juros nos EUA e à elevação do índice S&P 500.

Os estudos citados anteriormente apresentam uma série de variáveis macroeconômicas do mercado brasileiro que possuem correlação com os preços ou com os retornos observados no mercado de ações no Brasil. A partir destas variáveis, é desenvolvida a seguir uma proposta para identificar a possibilidade de correlação entre tais variáveis e o prêmio por risco de mercado, dada através da influência destas variáveis no fluxo de dividendos esperados das ações *E(c)*.

É de se esperar, por exemplo, que a atividade econômica real apresente uma correlação positiva com o fluxo de dividendos esperados das ações. Uma vez que ocorra um aumento na taxa de crescimento da economia real como um todo, pode-se esperar que as empresas em geral apresentem uma maior rentabilidade, devendo assim ser considerada a hipótese de que tais empresas mantenham a sua política de distribuição de dividendos - o nível do fluxo de dividendos pagos aos seus investidores seja aumentado, o que resultaria em um reflexo positivo nos preços das ações.

Pressupõe-se desta forma que um aumento na taxa de crescimento da atividade real, que gera um aumento no fluxo de dividendos esperados das ações e conseqüentemente nos preços destas ações, deve estar correlacionado negativamente com o prêmio por risco de mercado, já que o prêmio estimado está inversamente relacionado aos preços usados em sua estimação.

Daly, Nielsen e Oppenheimer (2010) encontraram uma correlação positiva do prêmio implícito por risco de mercado com o PIB americano e também com o *output gap* (diferença entre PIB efetivo e PIB potencial de uma economia), sendo esta última bastante significativa. Do ponto de vista teórico, dado que um *output gap* negativo significa uma atividade real abaixo da que potencialmente poderia ser realizada, deveria influenciar negativamente os preços das ações. Assim, quanto mais negativo for o *output gap*, mais ele fará com que o prêmio por risco de mercado se eleve.

Fama (1981) evidencia a existência de correlação negativa entre atividade real e inflação, explicada, segundo ele, pela *Money Demand Theory* e pela *Quantity Theory of Money*, de

modo que a inflação e os preços das ações devem apresentar uma correlação inversa da correlação existente entre o preço das ações e a atividade real.

No entanto, deve-se lembrar que os preços das ações no mercado já consideram a inflação esperada. Dessa forma, somente variações na taxa de inflação esperada ou taxas de inflação não esperada deverão influenciar o preço das ações (CHEN, ROLL e ROSS, 1986). Na equação (1), tanto a taxa de desconto *k* quanto o fluxo de dividendos esperados *E(c)* das ações como um todo são influenciados nominalmente pela inflação, de forma que, segundo Chen, Roll e Ross (1986), não se pode, a priori, fazer nenhuma suposição sobre o efeito esperado da inflação nos preços das ações. Porém, pode-se considerar que, dado o argumento de Fama (1981) apresentado anteriormente, o impacto negativo da inflação sobre a atividade real deverá refletir-se negativamente sobre os preços das ações como um todo, uma vez que existe uma conseqüente redução real no fluxo de dividendos esperados, já que tais fluxos são esperados em termos nominais. Dado o esperado impacto negativo destes fatores ligados a inflação no fluxo de dividendos esperados das ações, pressupõe-se que exista uma correlação positiva da variação da inflação esperada e da inflação não esperada com o prêmio por risco de mercado.

Damodaran (2010), por exemplo, notou uma elevação do prêmio implícito por risco de mercado em períodos de alta inflação nos EUA, enquanto que Daly, Nielsen e Oppenheimer (2010) constataram em seu estudo a existência de uma correlação positiva entre a inflação nos EUA e o prêmio implícito por risco de mercado.

Outra variável observada em diversos dos estudos citados anteriormente é a taxa de juros da economia. De acordo com Fisher (1930), *apud* Fama (1981), as taxas de juros nominal e real de uma economia estão diretamente ligadas à inflação através da seguinte relação:

$$NOMINT\ (t) = REALINT\ (t) + EXPINFL\ (t), \qquad (6)$$

Onde:

NOMINT = Taxa de juros nominal da economia no período t

REALINT = Taxa de juros real da economia no período t

EXPINFL = Inflação esperada no período t

Pela equação (6) percebe-se que, indiretamente, as taxas de juros devem influenciar os preços das ações e conseqüentemente o prêmio por risco de mercado exigido pelos investidores para as ações como um todo.

No entanto, podemos buscar uma explicação mais direta para a influência da taxa de juros de uma economia sobre o prêmio por risco de mercado, através da sua influência sobre *E(c)*. Uma vez que não estão sendo consideradas as instituições financeiras, a taxa de juros real de uma economia influencia de maneira direta o custo de captação de recursos para uma empresa - taxas de juros mais elevadas acabam por comprometer a capacidade de pagamento destas empresas, reduzindo a sua rentabilidade e, conseqüentemente, o fluxo de dividendos pagos aos seus investidores. Logicamente, as empresas também podem aplicar recursos com base nessas taxas de juros, gerando receitas financeiras. Com isso, a rentabilidade de uma empresa dependeria da diferença entre despesas e receitas financeiras tornando incerto o reflexo de um aumento na taxa de juros real de uma economia com relação aos preços das ações como um todo.

Porém, como o período analisado neste trabalho não compreende períodos de altas taxas de inflação,[4] considera-se a hipótese de que o saldo entre receitas e despesas financeiras, devido a uma taxa de juros real elevada, é negativo, comprometendo assim a rentabilidade das empresas e conseqüentemente reduzindo o fluxo de dividendos pagos aos seus investidores. Portanto, se espera que uma taxa de juros real elevada tenha impacto negativo nos preços das ações com um todo. Pressupõe-se então, que a taxa de juros real de uma economia está positivamente correlacionada com o prêmio por risco de mercado.

A variável oferta monetária, por sua vez, é citada nos estudos de Fama (1981) e Hsing, Phillips e Phillips (2011). Segundo os últimos, uma maior oferta monetária provoca alterações nas taxas de juros e causa um aumento na atividade real, no nível de preços e na taxa de inflação esperada. Dado que uma maior oferta monetária impacta positivamente no nível da atividade real, o seu impacto sobre o fluxo de dividendos esperados das ações também deverá ser positivo. No entanto esta variável também afeta positivamente a inflação, que afeta negativamente a atividade real. Dado o exposto, o efeito de um aumento na oferta monetária sobre os preços das ações não é claro, de modo que a sua correlação com o prêmio por risco de mercado é incerta.

Além das variáveis macroeconômicas citadas anteriormente, Chen, Roll e Ross (1986) e Schor, Bonomo e Pereira (2002) observaram em seus estudos a correlação entre o retorno observado no mercado de ações e o risco de crédito de empresas privadas.

---

[4] Segundo Schor, Bonomo e Pereira (2002) em períodos de altas taxas de inflação muitas vezes o lucro das empresas é obtido através do lucro financeiro, uma vez que o resultado operacional destas empresas é, em muitos casos, negativo. Deste modo, taxas de juros elevadas acrescentam rentabilidade às empresas.

Este fator foi considerado inicialmente por Chen, Roll e Ross (1986). Segundo estes autores, o risco de crédito, medido através da diferença entre os retornos obtidos em títulos de empresas privadas e títulos públicos, deve fornecer uma medida direta do grau de aversão a risco dos investidores, fator que, segundo Damodaran (2007), é um dos determinantes fundamentais do prêmio por risco de mercado. "À medida que os investidores se tornam mais avessos ao risco, devem exigir um prêmio maior para trocar um ativo sem risco" (DAMODARAN, 2007, p. 25).

Dado que o risco de crédito de empresas privadas é uma variável potencialmente correlacionada com o prêmio por risco de mercado, devemos analisar de que modo ocorre a sua potencial influência sobre o fluxo de dividendos esperados pelos acionistas para as ações como um todo.

Nos estudos citados, de Chen, Roll e Ross (1986) e de Schor, Bonomo e Pereira (2002), o risco de crédito é medido pela diferença entre o custo de captação das empresas privadas, dado através da emissão de títulos de renda fixa, e os títulos do governo. Dessa forma, um maior risco de crédito significa que as empresas estão tendo que pagar mais pelo capital emprestado, o que diretamente afeta a sua rentabilidade e, conseqüentemente, o fluxo de dividendos pagos aos acionistas. Ou seja, o risco de crédito deve afetar negativamente os preços das ações através da redução dos dividendos pagos.

Pressupõe-se desta maneira que o prêmio por risco de crédito deve apresentar uma correlação positiva com o prêmio por risco de mercado exigido pelos investidores.

Outra variável macroeconômica que pode ser incorporada na análise é a taxa de câmbio.

Além de ser uma das variáveis sugeridas por Damodaran (2010) para serem estudadas como fator explicativo do prêmio implícito por risco de mercado, estudos anteriores como os de Vassalou (2000) e Hsing, Phillips e Phillips (2011) constataram a influência da taxa de câmbio sobre os retornos das ações.

Do ponto de vista da influência da taxa de câmbio na taxa de desconto *k*, utilizada para trazer a valor presente o fluxo de dividendos esperados das ações, é fácil notar a existência de um prêmio por risco de mercado positivo para a taxa de câmbio. Segundo Vassalou (2000), os investidores de modo geral alocam uma parte significativa dos seus recursos em mercados internacionais. Dessa forma, conforme Heck (2008), muitas das decisões de investimento no país são avaliadas não em moeda local, mas sim em moeda estrangeira, de modo que, quanto maior a incerteza do retorno avaliado em dólares, maiores o risco e o retorno exigido do investimento.

Como estamos interessados em observar como a taxa de câmbio pode influenciar diretamente no fluxo de dividendos esperados *E(c)* das ações como um todo existem alguns pontos que devem ser considerados. Por exemplo, empresas exportadoras devem ganhar rentabilidade com a desvalorização do real (a receita externa em dólar não se altera embora a receita obtida em reais seja maior), enquanto que empresas importadoras perdem em rentabilidade com essa mesma desvalorização do real. Porém, muitas vezes os custos operacionais dessas empresas, importadoras ou exportadoras, também são em dólares, fazendo com que o seu resultado operacional dependa da diferença entre receitas e despesas realizadas em moeda estrangeira.

Além do impacto da taxa de câmbio no resultado operacional das empresas devemos considerar a possibilidade de que tais empresas importadoras e exportadoras também possuam dívidas em dólares. Tal fato pode ser considerado um hedge contra a variação da taxa de câmbio. Para empresas exportadoras, por exemplo, o aumento na taxa de câmbio implica em um aumento da sua dívida em reais, porém, neste caso, receitas e custos também se elevam. Considerando a hipótese de que as receitas são superiores às despesas operacionais e financeiras (pois do contrário a empresa não seria rentável), mesmo com a existência de dívida em dólares a rentabilidade de empresas exportadoras aumenta com a elevação da taxa de câmbio. Logicamente, o contrário ocorre com as empresas importadoras e devedoras.

Dado que, no Brasil, o resultado da balança comercial ao longo dos últimos 15 anos é positivo em R$ 259,7 bilhões[5], podemos assumir a hipótese de que o efeito da variação da taxa de câmbio no preço das ações como um todo seja mais influenciado pelo impacto desta variação nas empresas exportadoras[6]. Deste modo, pode-se esperar que a desvalorização do real, dada por uma alta cotação do dólar americano, reflita de maneira positiva nos preços das ações uma vez que consideramos o mercado como um todo.

Portanto, a partir do efeito da variação da taxa de câmbio na rentabilidade das empresas no geral e, conseqüentemente, no fluxo de dividendos esperados das ações, pressupõe-se que uma alta da taxa de câmbio tenha correlação negativa com o prêmio por risco de mercado, uma vez que impacta positivamente nos preços das ações como um todo.

---

[5] Fonte: Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comercio Exterior, 2011.

[6] Não estão sendo considerados casos de empresas que utilizam operações de dólar futuro para alavancar ganhos financeiros em suas operações, os quais podem acarretar também em grandes perdas devido a variações da taxa de câmbio, como foi observado em algumas empresas brasileiras durante a crise de 2008.

4. METODOLOGIA

A metodologia proposta para testar as hipóteses decorrentes da discussão no capítulo anterior segue Damodaran (2010), que estimou uma regressão do prêmio implícito por risco de mercado contra a taxa de juros de longo prazo do governo americano e a estrutura a termo de taxas de juros nos EUA. Como o autor sugere que esta análise poderia ser estendida para incluir outras variáveis macroeconômicas, partimos deste ponto para adotar a metodologia utilizada no presente trabalho.

O modelo proposto considera que o prêmio implícito por risco de mercado é função das seguintes variáveis: taxa de crescimento da atividade real, *output gap*, variação da inflação esperada, taxa de inflação não esperada, taxa de juros real da economia, oferta monetária, risco de crédito e taxa de câmbio, de modo que:

$$ERP = \alpha + \beta_1 OUTPUT + \beta_2 OUTGAP + \beta_3 DEXPINFL + \beta_4 UNEXPINFL + \beta_5 REALINT + \beta_6 MSUP + \beta_7 CREDRISK + \beta_8 DEXCHRT + e_t \quad (7)$$

Onde:

ERP = Prêmio implícito por risco da carteira de mercado

OUTPUT = Taxa de crescimento da atividade real

OUTGAP = *Output gap* (diferença percentual entre o PIB realizado e o PIB potencial)

DEXPINFL = Variação da inflação esperada

UNEXPINFL = Inflação não esperada

REALINT = Taxa de juros real

MSUP = Oferta monetária

CREDRISK = Risco de crédito

DEXCHRT = Variação da taxa de câmbio do dólar

e_t = Termo de erro

A **Tabela 2** apresenta as correlações epseradas entre o prêmio implícito por risco de mercado e as variáveis macroeconômicas selecionadas. Conforme as hipóteses apresentadas espera-se que o prêmio implícito por risco de mercado seja positivamente correlacionado com a variação da inflação esperada, com a taxa de inflação não esperada, com a taxa de juros real da economia e com o risco de crédito. Por sua vez, uma correlação negativa é esperada com a

taxa de crescimento da atividade real, o *output gap* e a variação da taxa de câmbio. Com relação à oferta monetária o resultado é incerto.

As variáveis utilizadas, bem como suas fontes, são apresentadas a seguir.

Tabela 2 – Resumo das hipóteses a serem testadas

Variável	Hipótese nula: H_0	Hipótese alternativa: H_1
OUTPUT	OUTPUT > 0	OUTPUT < 0
OUTGAP	OUTGAP > 0	OUTGAP < 0
DEXPINFL	DEXPINFL < 0	DEXPINFL > 0
UNEXPINFL	UNEXPINFL < 0	UNEXPINFL > 0
REALINT	REALINT < 0	REALINT > 0
MSUP	MSUP < ou > 0	MSUP < ou > 0
CREDRISK	CREDRISK < 0	CREDRISK > 0
DEXCHRT	DEXCHRT > 0	DEXCHRT < 0

Fonte: Autor

4.1. CONSTRUÇÃO DAS SÉRIES TEMPORAIS

4.1.1. Prêmio implícito por risco de mercado

A metodologia adotada para o cálculo do prêmio implícito por risco de mercado é a de Minardi e Sanvicente (2007), que consiste em um modelo de fluxo de dividendos descontados de um estágio baseado na relação de Gordon, apresentada na equação (1). Através da hipótese de mercado eficiente, Minardi e Sanvicente (2007) fazem a suposição de que o valor da ação deve ser equivalente ao preço corrente desta ação no mercado. "Desta maneira, o preço da ação conterá a informação do retorno exigido pelo investidor, e supondo que a ação possa ser avaliada pelo modelo de Gordon, pode-se estimar o retorno exigido pelo investidor através da relação a seguir" (MINARDI e SANVICENTE, 2007, p. 10).

$$k = \frac{D_1}{P_0} + g \qquad (8)$$

Onde:

k = Retorno exigido para a ação

D_1 = Fluxo de dividendos esperado no próximo período, pode ser estimado por. D_0 x (1+g)
P_0 = Preço corrente da ação no mercado
g = Taxa de crescimento constante esperada

Para estimar a taxa de crescimento constante *g*, Minardi e Sanvicente (2007, p. 11) adotam a premissa de que, "em média, as empresas brasileiras crescem à sua taxa de crescimento sustentável, ou seja, a taxa de retorno que as suas operações conseguem sustentar sem que se alterem a política de dividendos e a estrutura de capital destas empresas." Permitindo assim que se calcule *g* através de:

$$g = ROE\ x\ b \tag{9}$$

Onde:
ROE = Retorno sobre o patrimônio líquido
b = Taxa de retenção de lucros, dada por 1 – payout de dividendos[7]

Uma vez obtidos os retornos esperados das ações, conforme Minardi e Sanvicente (2007, p.11) "o retorno esperado da carteira de mercado $E(r_m)$ pode ser estimado tirando-se a média simples dos retornos individuais dos títulos negociados na BOVESPA, apurados com os dados de preço e informações contábeis de ações brasileiras:"

$$E(r_m) = média\ \frac{D_{0i}}{P_{0i}} * (1 + média\ g_i) + média\ g_i \tag{10}$$

O prêmio implícito por risco de mercado *ERP* é então obtido pela diferença entre o retorno esperado da carteira de mercado $E(r_m)$ e a taxa livre de risco r_f., para a qual foi adotado o *U.S. Treasury Bond de 10 anos.*

4.1.2. Atividade real

Para o cálculo da variável OUTPUT, que representa a taxa de crescimento da atividade real, adotou-se como base os estudos de Damodaran (2010), que sugere uma possível correlação do prêmio implícito por risco de mercado com o PIB, e de Daly, Nielsen e Oppenheimer (2010),

[7] Payout de dividendos é calculado através de dividendos pago por ação dividido pelo lucro por ação.

que observa esta correlação. No entanto, foi adotada para o cálculo desta variável a metodologia que Chen, Roll e Ross (1986) aplicam em seu estudo, substituindo a produção industrial mensal pelo PIB mensal. Deste modo:

$$OUTPUT\ (t) = Ln\ PIB\ (t) - Ln\ PIB\ (t\text{-}1) \qquad (11)$$

Onde:
OUTPUT = Taxa de crescimento da atividade real
PIB = PIB mensal

O estudo de Daly, Nielsen e Oppenheimer (2010) foi utilizado como base para a definição da variável OUTGAP, também relacionada à atividade real. Deste modo, foi adotada como metodologia para o cálculo de OUTGAP a variação percentual do PIB realizado comparativamente com o PIB potencial, calculado através da aplicação de um filtro HP[8] sobre a série de PIB realizado. A variável OUTGAP é calculada através de:

$$OUTGAP\ (t) = \frac{PIB\ (t) - PIBPOT\ (t)}{PIBPOT\ (t)} \qquad (12)$$

Onde:
OUTGAP = Output gap
PIB = PIB mensal realizado
PIBPOT = PIB potencial

4.1.3. Inflação

Para o cálculo das duas variáveis ligadas à inflação, DEXPINFL e UNEXPINFL, foram utilizadas como base as metodologias de Schor, Bonomo e Pereira (2002) e de Chen, Roll e Ross (1986).
Segundo Chen, Roll e Ross (1986) a inflação não esperada é dada por:

$$UNEXPINFL\ (t) = INFL\ (t) - EXPINFL\ (t) \qquad (13)$$

[8] O filtro HP foi utilizado por Daly, Nielsen e Oppenheimer (2010) para calcular o PIB potencial no mercado europeu. Como não existem séries de PIB potencial disponíveis para o mercado brasileiro, foi utilizada essa mesma metodologia, sendo o filtro aplicado com a utilização de EViews.

Onde:

UNEXPINFL = Inflação não esperada

INFL = Inflação observada

EXPINFL = Inflação esperada

No entanto, a metodologia de Chen, Roll e Ross (1986) para cálculo da inflação esperada é aplicável somente ao mercado americano. Por tal fato, foi utilizada para o cálculo da inflação não esperada a metodologia proposta por Schor, Bonomo e Pereira (2002), segundo a qual:

$$UNEXPINFL\ (t) = CDB\ pré\text{-}fixado\ (t) - CDI\ (t) \qquad (14)$$

Onde:

UNEXPINFL = Inflação não esperada

CDB pré-fixado = Taxa pré-fixada diária dos Certificados de Depósitos Bancários no primeiro dia útil do mês, ajustada pelo número de dias corridos até o vencimento do título[9]

CDI = Taxa média mensal dos Certificados de Depósitos Interbancários

Segundo Schor, Bonomo e Pereira (2002, p. 53), "O CDB é um título pré-fixado que incorpora a expectativa de inflação ao longo do mês à taxa real de juros. Como o CDI expressa a taxa nominal de juros efetiva no período, a diferença entre as duas taxas é a inflação não esperada pelos agentes no início do período."

A metodologia proposta por Schor, Bonomo e Pereira (2002) é baseada em Bonomo e Garcia (1996). Segundo esta metodologia, a diferença entre o CDB pré-fixado e o CDI reflete o erro de previsão da taxa de inflação, de modo que, quando a diferença entre o CDB e o CDI é positiva, isso significa que a inflação esperada é maior do que a inflação observada, ou seja, existe uma inflação não esperada negativa.

Uma vez calculada a taxa de inflação não esperada, com base na equação (13), de Chen, Roll e Ross (1986), podemos calcular a inflação esperada através de:

$$EXPINFL\ (t) = IPCA\ (t) - UNEXPINFL\ (t) \qquad (15)$$

Onde:

[9] Este ajuste, segundo Schor, Bonomo e Pereira (2002), visa compatibilizar o período de maturação das duas taxas de juros para o período de um mês.

EXPINFL = Inflação esperada

IPCA = Variação do IPCA

UNEXPINFL = Inflação não esperada

Nesta equação, a inflação observada é dada pela variação do IPCA, enquanto que a troca de sinal ocorre pelo fato de um sinal positivo da variável UNEXPINFL indicar uma inflação não esperada negativa.

Obtida a inflação esperada, a sua variação é calculada através de:

$$DEXPINFL\ (t) = EXPINFL\ (t) - EXPINFL\ (t\text{-}1) \qquad (16)$$

Onde:

DEXPINFL = Variação da inflação esperada

EXPINFL = Inflação esperada

4.1.4. Taxas de juros

Para o cálculo da taxa de juros real da economia utilizou-se a metodologia proposta por Schor, Bonomo e Pereira (2002). Estes autores utilizam a diferença entre a taxa de juros do mercado interbancário, dada pelo CDI, e a taxa de inflação esperada para o período de referência para obter a taxa de juros real da economia:

$$REALINT\ (t) = CDI\ (t) - EXPINFL\ (t) \qquad (17)$$

Onde:

REALINT = Taxa real de juros da economia

CDI = Taxa média mensal dos Certificados de Depósitos Interbancários

EXPINFL = Inflação esperada

As metodologias de Damodaran (2010) e Daly, Nielsen e Oppenheimer (2010), também utilizada por Chen, Roll e Ross (1986), foram descartadas, uma vez que utilizam séries históricas de retorno de títulos de governo americanos, dado que hoje existe disponível no caso do mercado brasileiro, porém a série histórica não é longa o suficiente para ser utilizada no trabalho.

4.1.5. Oferta monetária

A variável adotada para a oferta monetária, MSUP, é calculada com base no trabalho de Hsing, Phillips e Phillips (2011), que utilizaram a razão de M2/PIB como *proxy* para a oferta monetária. Deste modo, a variável MSUP é dada por:

$$MSUP\ (t) = M2\ (t) / PIB\ (t) \qquad (18)$$

Onde:
MSUP = Oferta monetária
M2 = Saldo em final de período dos meios de pagamentos amplos
PIB = Produto interno bruto

4.1.6. Risco de crédito

Para o cálculo de CREDRISK adotou-se a metodologia de Schor, Bonomo e Pereira (2002), segundo a qual:

$$CREDRISK\ (t) = WRKCAP\ (t) - CDI\ (t), \qquad (19)$$

Onde:
RISKAV = Risco de crédito
WRKCAP = Taxa média mensal pré-fixada das operações de capital de giro
CDI = Taxa média mensal dos Certificados de Depósitos Interbancários

A metodologia proposta por Schor, Bonomo e Pereira (2002) é baseada na metodologia de Chen, Roll e Ross (1986), segundo a qual o risco de crédito é medido através da diferença entre os retornos de um título de renda fixa público e de uma empresa privada, ambos com a mesma maturidade.
De acordo com Schor, Bonomo e Pereira (2002), no Brasil não existem dados disponíveis para títulos de renda fixa de empresas privadas, de modo que estes autores utilizaram a diferença entre a taxa de juros de financiamento de capital de giro e o CDI como *proxy* para o risco de crédito de empresas privadas. Para os autores, a taxa de capital de giro reflete a taxa

de retorno do investimento em renda fixa em uma empresa privada enquanto que o CDI serve como *proxy* para a taxa de retorno de títulos públicos em períodos de elevada inflação.

> ...o governo brasileiro se financiou, durante o longo período de elevada inflação, através da emissão de títulos públicos de curta maturação e que eram recomprados diariamente caso o sistema bancário não os pudesse carregar em sua carteira. Assim, a taxa de retorno dos títulos públicos, no período estudado, pode ser aproximada pela taxa de juros do mercado interbancário (Certificado de Depósitos Interbancários – CDI) (SCHOR, BONOMO e PEREIRA, 2002, p. 54).

Mesmo sabendo-se que o período estudado no presente trabalho não compreende períodos de alta inflação, como na literatura pesquisada não foi encontrada outra metodologia para o cálculo do risco de crédito que pudesse ser utilizada no mercado brasileiro, optou-se por adotar a metodologia de Schor, Bonomo e Pereira (2002).

4.1.7. Taxa de câmbio

Com base no trabalho de Vassalou (2000), o cálculo de DEXCHRT foi realizado através de:

$$DEXCHRT\ (t) = Ln\ EXCHRT\ (t) - Ln\ EXCHRT\ (t\text{-}1), \qquad (20)$$

Onde:
DEXCHRT = Variação da taxa de câmbio
EXCHRT = Taxa de câmbio média de fechamento do dólar americano em reais

5. DADOS

O período estudado compreende dados mensais de janeiro de 1995 a dezembro de 2010. Este intervalo de tempo foi selecionado em função da disponibilidade de dados e para evitar também os períodos de alta inflação, anteriores ao Plano Real de julho de 1994.
Para o cálculo do prêmio implícito por risco de mercado, foram coletados na *Economática* os dados do *U.S. Treasury Bond* de 10 anos (T-Bond10), utilizado como ativo livre de risco, e também os valores em US$ de lucro líquido, patrimônio líquido, dividendos pagos por ação e lucro por ação para a classe de ação mais líquida de todas as empresas listadas na BOVESPA.

A amostra exclui instituições financeiras (bancos e seguros; fundos). Os dados de lucro líquido e patrimônio líquido, que são publicados a cada três meses, foram utilizados também nos dois períodos subseqüentes até a publicação seguinte.

Para cada período, foram descartadas da amostra as empresas que apresentaram lucro líquido ou patrimônio líquido negativo ou nulo de modo a permitir a realização dos cálculos necessários. Também foram retiradas da amostra as empresas que correspondiam às caudas de 10% de valores superiores e 10% de valores inferiores em termos de ROE mensal médio.

Para a composição das séries macroeconômicas de foram coletados os seguintes dados:

- Taxa média diária de captação do CDB pré-fixado para pessoa jurídica. Fonte: Banco Central do Brasil;
- Taxa média mensal do CDI. Fonte: Economática;
- Índice mensal do IPCA. Fonte: IBGE;
- Produto Interno Bruto mensal em US$. Fonte: Banco Central do Brasil;
- Taxa média mensal pré-fixada das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros (Capital de giro). Fonte: Banco Central do Brasil;
- Saldo em final de período dos meios de pagamentos amplos (M2). Fonte: Banco Central do Brasil;
- Fechamento mensal da cotação de venda do dólar comercial americano. Fonte: Economática.

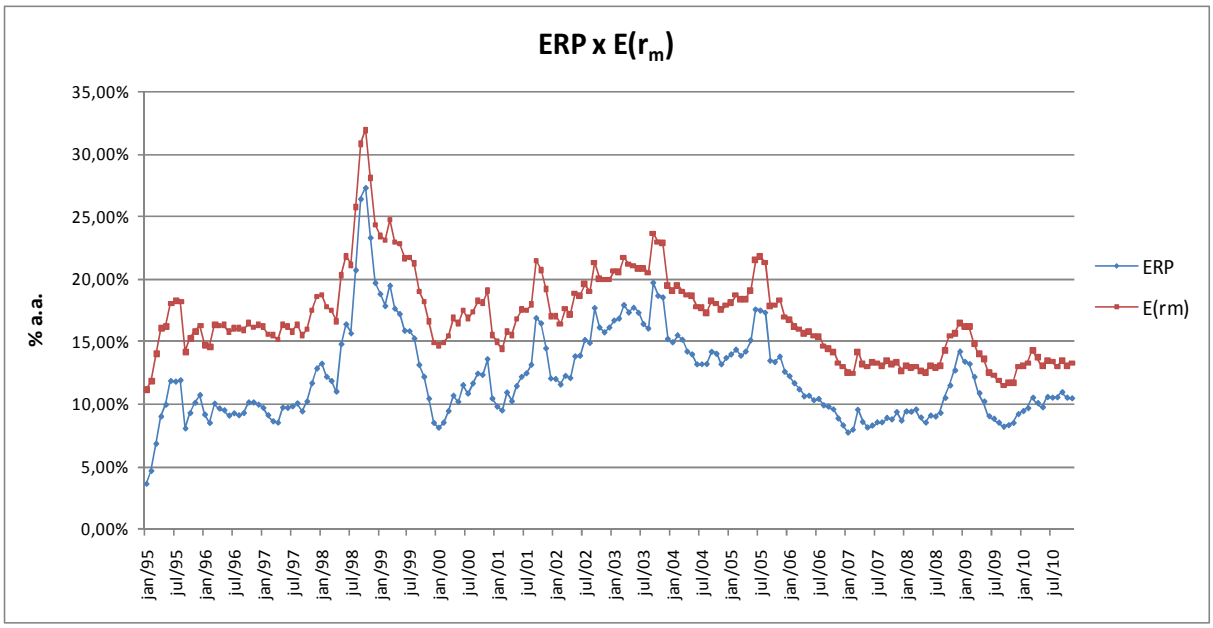
6. RESULTADOS OBTIDOS

6.1. PRÊMIO IMPLÍCITO POR RISCO DE MERCADO

A **Figura 1** abaixo apresenta a série obtida para o prêmio implícito por risco de mercado e para o retorno esperado da carteira de mercado.

É importante observar que a variação do prêmio implícito por risco de mercado ocorre basicamente devido à variação do retorno esperado da carteira de mercado, o qual é calculado implicitamente nos preços correntes das ações, o que enfatiza a maior importância dada na estimação de $E(r_m)$.

Figura 1 – Série histórica do prêmio implícito por risco de mercado, ERP, e do retorno esperado da carteira de mercado $E(r_m)$



Fonte: Autor

Fazendo-se apenas uma análise superficial do comportamento do prêmio implícito, sob a ótica de acontecimentos no cenário econômico mundial e brasileiro, podemos notar uma significativa elevação do prêmio por risco de mercado durante o segundo semestre de 1998 e o primeiro semestre de 1999, época em que ocorreu a crise da Rússia, que afetou fortemente o Brasil.

Do primeiro semestre de 2000 até o segundo semestre de 2004, o prêmio implícito apresentou uma percebida tendência de alta com alguns picos, que coincidem com os atentados de 11 de setembro nos Estados Unidos e com a primeira eleição presidencial de Lula em 2002. Após o segundo semestre de 2004, um ano após o início do governo Lula, o prêmio implícito passa a apresentar uma tendência de baixa, que dura até o segundo semestre de 2008, época em que se inicia a crise de 2008, durando até os primeiros meses de 2009, quando o prêmio implícito retorna a valores próximos aos períodos que antecedem esta crise.

Para que o modelo possa se adaptar melhor em momentos de crise, - segundo Damodaran (2010), o prêmio implícito por risco de mercado pode apresentar reflexos de ruídos e percepções de mercado - foi acrescentada uma variável *dummy* de nível ao modelo para corrigir as variações do prêmio apenas nos meses de crise. Foram adotados valores iguais a 1 durante o período de agosto de 1998 a março de 1999, devido à crise na Rússia e no Brasil, nos meses de setembro e outubro de 2001, logo após os atentados de 11 de setembro nos

Estados Unidos e também no período de agosto de 2008 a março de 2009, durante a recente crise financeira global.

6.2. ANÁLISE ECONOMÉTRICA

Para a análise econométrica das séries temporais é utilizado o estimador do método dos mínimos quadrados (MQO). A princípio, a opção por este tipo de modelo parte da metodologia proposta em Damodaran (2010), que utilizou este enfoque para estudar a correlação do prêmio implícito por risco de mercado com a taxa de juros de longo prazo e com a estrutura a termo de taxas de juros nos Estado Unidos.

Ademais, segundo Wooldridge (2006), no tratamento econométrico de séries temporais, uma vez respeitadas as hipóteses do modelo linear clássico (MLC), o estimador de MQO é BLUE (*Best Linear Unbiased Estimator*) e as suas estatísticas t e F resultantes podem ser utilizadas para inferência a partir dos resultados obtidos, sendo este um ponto de partida natural para a análise deste tipo de dado.

No entanto, Wooldridge (2006) ressalta que as hipóteses feitas no MLC podem ser bastante restritivas no seu uso com séries temporais, de modo que cuidados especiais são tomados durante a análise econométrica dos dados. Segundo este autor, em séries temporais raramente pode-se supor que as observações são independentes ao longo do tempo, de modo que não se pode mais supor amostras aleatórias, fato que ocorre com a maioria das séries econômicas.

Como não se pode mais supor amostras aleatórias, Wooldridge (2006) indica que se deve recorrer a grandes amostras para que sejam válidos o teorema do limite central (TLC) e a lei dos grandes números (LGN), sendo importante se considerar condições que restrinjam a correlação temporal das séries temporais, de modo que a análise assintótica usual do MQO seja válida.

A amostra em estudo compreende 192 observações, sendo que para verificar, e eventualmente corrigir, a correlação temporal das séries temporais foi aplicado com a utilização do EViews o teste *augmented Dickey-Fuller* (ADF) em cada uma das séries temporais desenvolvidas.

O teste ADF testa a hipótese de existência de raiz unitária em uma série temporal de modo que, segundo Brooks (2002), caso esta hipótese seja rejeitada isto indica que a série temporal testada apresenta condições de estacionariedade e dependência fraca.

Tais condições, conforme Wooldridge (2006), são adequadas para a utilização de um estimador de MQO em séries temporais, uma vez que, a partir da estacionariedade e da dependência fraca, garantimos que a correlação entre os termos de uma série temporal tende a

zero, quanto mais os termos se distanciam no tempo, de modo que o valor do erro não dependa da sua localização temporal dentro da série.

> Seqüências com covariância estacionária podem ser caracterizadas em termos de correlações: uma série temporal com covariância estacionária é fracamente dependente se a correlação entre x_t e x_{t+h} se aproxima de zero com rapidez suficiente quando $h \rightarrow \infty$. (Devido à estacionariedade da covariância, a correlação não depende do ponto de partida, t) Em outras palavras, à medida que as variáveis se afastam no tempo, a correlação entre elas se torna cada vez menor (WOOLDRIDGE, 2006, p. 342).

Com exceção da série da variável MSUP, em todas as demais séries a hipótese de existência de raiz unitária foi rejeitada a 1%. Para MSUP, como não se pode rejeitar a hipótese de existência de raiz unitária, utilizou-se a série no seu formato I(1), ou seja, DMSUP, dada por:

$$DMSUP\ (t) = Ln\ MSUP\ (t) - Ln\ MSUP\ (t\text{-}1) \qquad (21)$$

Onde:
DMSUP = Variação da oferta monetária
MSUP = Oferta monetária definida na equação (19)

Deste modo, substituindo-se MSUP por DMSUP e incluída a variável DUMMY proposta, a equação (5) pode ser reescrita da seguinte maneira:

$$ERP = \alpha + \beta_1 OUTPUT + \beta_2 OUTGAP + \beta_3 DEXPINFL + \beta_4 UNEXPINFL + \beta_5 REALINT + \beta_7 DMSUP + \beta_8 CREDRISK + \beta_9 DEXCHRT + \beta_{10} DUMMY + e_t \qquad (22)$$

Onde:
ERP = Prêmio implícito por risco da carteira de mercado
OUTPUT = Taxa de crescimento da atividade real
OUTGAP = *Output gap* (diferença percentual entre o PIB realizado e o PIB potencial)
DEXPINFL = Variação da inflação esperada
UNEXPINFL = Inflação não esperada
REALINT = Taxa de juros real
DMSUP = Variação da oferta monetária

CREDRISK = Risco de crédito

DEXCHRT = Variação da taxa de câmbio do dólar

e_t = Termo de erro

Os resultados dos testes ADF para as séries temporais das variáveis presentes na equação (22) são apresentados na **Tabela 3** abaixo.

Tabela 3 – Resumo dos resultados dos testes ADF

Variável	ERP	OUTPUT	OUTGAP	DEXPINFL	UNEXPINFL	REALINT	DMSUP	CREDRISK	DEXCHRT
P-valor	0.0087	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0025	0.0000

Fonte: Autor

Uma vez definida as séries das variáveis macroeconômicas, a **Tabela 4** abaixo apresenta a matriz de correlações entre tais séries.

Tabela 4 – Matriz de correlações entre as variáveis macroeconômicas.

	OUTPUT	OUTGAP	DEXPINFL	UNEXPINFL	REALINT	DMSUP	CREDRISK	DEXCHRT
OUTPUT	1,00							
OUTGAP	0,31	1,00						
DEXPINFL	-0,13	0,04	1,00					
UNEXPINFL	0,05	-0,08	0,04	1,00				
REALINT	-0,01	0,17	0,23	-0,39	1,00			
DMSUP	-0,61	-0,20	0,11	0,01	-0,03	1,00		
CREDRISK	-0,01	0,08	-0,03	-0,24	0,53	-0,06	1,00	
DEXCHRT	-0,36	-0,05	0,04	-0,07	0,06	-0,49	0,10	1,00

Fonte: Autor

Como se pode perceber, as maiores correlações ocorrem entre as variáveis CREDRISK e REALINT e entre as variáveis DMSUP e OUTPUT. Isto é esperado, uma vez que CREDRISK e REALINT usam o CDI na composição das suas séries enquanto que DMSUP e OUTPUT, por sua vez, utilizam o PIB.

O CDI aparece também na composição das séries das variáveis UNEXPINFL e DEXPINFL, o que explica as correlações existentes destas variáveis com REALINT e também, no caso de UNEXPINFL, com CREDRISK.

Com relação às correlações observadas entre as variáveis OUTPUT, OUTGAP e DMSUP, estas podem ser explicadas pelo fato das três variáveis utilizarem o PIB na sua composição.

No caso da variável DEXCHRT pode-se notar uma correlação desta variável com OUTGAP e com DMSUP independentemente de variáveis comuns na composição da sua série.

Segundo Chen, Roll e Ross (1986), a multicolinearidade resultante de variáveis fortemente correlacionadas tende a enfraquecer o poder explicativo individual destas variáveis. Deste modo, a existência de correlação entre diversas das variáveis estudadas compromete o poder explicativo individual destas variáveis quando utilizadas simultaneamente em uma análise de regressão, fato que é levado em consideração durante a análise econométrica realizada neste trabalho. No entanto, é importante ressaltar que a potencial multicolinearidade existente entre as variáveis macroeconômicas não viola nenhuma hipótese do modelo linear geral de regressão. Segundo Gujarati (2000), estimativas não viesadas e consistentes vão ocorrer, e seus erros-padrão serão corretamente estimados. O único efeito da multicolinearidade é tornar difícil a obtenção de estimativas de coeficientes com pequeno erro padrão.

Observada as correlações existentes entre as variáveis macroeconômicas selecionadas, dado que as suas séries possuem as condições de estacionariedade e dependência fraca, faz sentido utilizarmos o estimador de MQO para a sua análise.

Como diversas variáveis macroeconômicas estão sendo utilizadas como variáveis explicativas na equação (22), seguindo a recomendação de Wooldridge (2006), foi aplicado o teste de Hausman para verificar a possibilidade de endogeneidade em alguma das variáveis testadas, caso em que um sistema de equações simultâneas seria mais adequado como forma funcional do modelo proposto.

Suponha-se, por exemplo, que o ERP faça parte da taxa de desconto que seria usada em decisões de investimento em ativos reais. Desta forma, ERP poderia influenciar o crescimento do produto influenciando, por exemplo, no PIB. Wooldridge (2006) ressalta que, nesses casos, é prudente verificar se existe endogeneidade em alguma das variáveis explicativas, situação em que um sistema de equações simultâneas seria mais adequado como forma funcional do modelo proposto.

Hausman (1978) *apud.* Woooldridge (2006) sugere que, caso exista endogeneidade, a diferença na estimação por MQ2E e MQO deve ser estatisticamente significante, com MQ2E sendo um melhor estimador. Para a estimação por MQ2E foram utilizadas como variáveis instrumentais as próprias variáveis explicativas defasadas em t-1. Pela comparação dos resultados obtidos observa-se que, com exceção da estatística de Durbin-Watson, que melhorou em MQ2E devido à inclusão de variáveis instrumentais defasadas, os resultados de MQ2E são piores que os de MQO. Dessa forma, não encontramos evidências de que seja

necessária a utilização de um modelo de equações simultâneas devido ao problema de endogeneidade.

Dado que algumas das séries estão sendo testadas em nível, isto é, na sua forma I(0), para verificarmos se a regressão realizada é espúria aplicou-se o teste ADF nos resíduos da regressão. Pelo resultado do teste, a hipótese nula, de existência de raiz unitária nos resíduos, foi rejeitada, isto é, os resíduos são estacionários, de modo que, segundo Wooldridge (2006), as variáveis testadas são co-integradas e as suas relações se mantêm no longo prazo, sendo que qualquer combinação linear das séries das variáveis testadas é estacionária.

Uma vez realizados os testes iniciais, os primeiros resultados obtidos para a regressão (22) indicaram através da estatística de Durbin-Watson uma forte presença de correlação serial. Segundo Wooldridge (2006), na presença de correlação serial o estimador de MQO é consistente; no entanto, as suas inferências estatísticas não são assintóticamente válidas, de modo que se faz necessário corrigir este problema. Uma análise do padrão desta correlação foi feita com a utilização do EViews através do correlograma dos resíduos junto com o teste Ljung-Box, o qual demonstrou a existência de uma correlação serial do tipo AR(1). A existência de heteroscedastcidade foi rejeitada a 5% através do teste Breusch-Pagan-Godfrey (BPG), aplicado com a utilização do EViews.

Desta forma é proposto um novo modelo dinâmico com a seguinte especificação:

$$ERP = \alpha + \beta_1 OUTPUT + \beta_2 OUTGAP + \beta_3 DEXPINFL + \beta_4 UNEXPINFL + \beta_5 REALINT + \beta_7 DMSUP + \beta_8 CREDRISK + \beta_9 DEXCHRT + \beta_{10} DUMMY + u_t$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + e_t \qquad (23)$$

Onde:

ERP = Prêmio implícito por risco da carteira de mercado

OUTPUT = Taxa de crescimento da atividade real

OUTGAP = *Output gap* (diferença percentual entre o PIB realizado e o PIB potencial)

DEXPINFL = Variação da inflação esperada

UNEXPINFL = Inflação não esperada

REALINT = Taxa de juros real

DMSUP = Variação da oferta monetária

CREDRISK = Risco de crédito

DEXCHRT = Variação da taxa de câmbio do dólar

e_t = Termo de erro

Os resultados da regressão (23) são apresentados na **Tabela 5** a seguir.

Tabela 5 – Resultados da regressão (23)

Variável	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística t	P-valor (estatística t)
C	0.116515	0.013872	8.399376	0.0000
OUTPUT	-0.036975	0.042555	-0.868862	0.3861
OUTGAP	0.041926	0.022395	1.872080	0.0628
DEXPINFL	0.014870	0.239664	0.062044	0.9506
UNEXPINFL	-1.320254	0.688602	-1.917297	0.0568
REALINT	0.525543	0.358220	1.467096	0.1441
DMSUP	-0.022108	0.038485	-0.574471	0.5664
CREDRISK	0.139626	0.471659	0.296032	0.7675
DEXCHRT	-0.001376	0.041291	-0.033319	0.9735
DUMMY	0.022737	0.005060	4.493335	0.0000
AR(1)	0.921617	0.025423	36.25179	0.0000
P-valor (estatística F)	0.000000			
R2	0.897477			
Estatística Durbin-Watson	1.658683			

Fonte: Autor

Pelos resultados obtidos percebe-se que a estatística de Durbin-Watson melhorou, dando indícios de que o problema da correlação serial foi resolvido, o que pode ser verificado novamente através da análise do correlograma dos resíduos e do Teste Ljung-Box. O coeficiente AR(1) apresenta coeficiente próximo ao esperado, observado através do valor da correlação do primeiro termo de erro dos resíduos da regressão (22). O teste BPG também rejeitou a hipótese nula de existência de heteroscedasticidade nos resíduos, de modo que, de acordo com Wooldridge (2006), podemos agora, na ausência de correlação serial e heteroscedasticidade, utilizar as inferência estatísticas resultantes para a análise dos resultados obtidos.

Inicialmente somente as variáveis OUTGAP e UNEXPINFL mostram leve significância estatística, enquanto que as demais variáveis não se mostram estatisticamente significantes. No entanto, com relação aos sinais obtidos, somente OUTGAP apresenta sinal contrário ao esperado. Dado que existe uma forte correlação entre as variáveis explicativas o modelo foi novamente testado sem as variáveis DEXPINFL e DEXCHRT. Os resultados obtidos mostraram um significativo ganho em significância estatística das variáveis OUTPUT, REALINT e DMSUP. O p-valor de OUTPUT passou de 0,3861 para 0,0387, enquanto que o p-valor de REALINT passou de 0,1441 para 0,0326 e o p-valor de DMSUP passou de 0,5664 para 0,0492. As variáveis OUTGAP e UNEXPINFL também apresentaram leves aumentos na

sua significância estatística enquanto que a variável CREDRISK continuou sem significância estatística, com um p-valor de 0,7703. Com relação aos sinais das variáveis, assim como anteriormente, somente OUTGAP continuou com sinal diferente do esperado.

Dado o p-valor de CREDRISK e a sua correlação com as variáveis REALINT e UNEXPINFL, se optou por retirar também esta variável da análise. Os resultados finais obtidos são apresentados na **Tabela 6** a seguir.

Tabela 6 – Resultados finais obtidos

Variável	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística t	P-valor (estatística t)
C	0.118911	0.011093	10.71990	0.0000
OUTPUT	-0.036698	0.016853	-2.177543	0.0307
OUTGAP	0.041679	0.022052	1.890041	0.0603
UNEXPINFL	-1.306115	0.611808	-2.134842	0.0341
REALINT	0.493350	0.229970	2.145278	0.0332
DMSUP	-0.021077	0.010534	-2.000939	0.0469
DUMMY	0.022820	0.004979	4.583234	0.0000
AR(1)	0.921881	0.025442	36.23402	0.0000
P-valor (estatística F)	0.000000			
R2	0.897426			
Estatística Durbin-Watson	1.658194			

Fonte: Autor

Os resultados finais obtidos mostram que o prêmio implícito por risco de mercado é função de: taxa de crescimento da economia real, taxa de inflação não esperada, taxa de juros real da economia, oferta monetária e *output gap*, esta última variável com menor significância estatística. Conforme esperado o prêmio implícito por risco de mercado diminuí quando a taxa de crescimento da atividade real aumenta e aumenta quando as taxas de inflação não esperada e de juros real da economia são altas. Os coeficientes mostram que um aumento de 1% na taxa mensal de crescimento da atividade real se reflete em uma redução de 0,037% no prêmio implícito por risco de mercado anual exigido pelos investidores. Analogamente, uma taxa de inflação não esperada de 1% reflete em um aumento de 1,306% no prêmio anual exigido, enquanto que para cada ponto percentual de aumento na taxa de juros real da economia o prêmio anual também aumenta em 0,493%.

Diferentemente do esperado, o prêmio implícito por risco de mercado reage positivamente com um *output gap* positivo, de modo que um PIB realizado 1% maior do que o PIB potencial, implica em uma elevação de 0,042% no prêmio por risco de mercado exigido pelos investidores.

Com relação à variável DMSUP, os resultados indicam que para um aumento de 1% na oferta monetária, o prêmio implícito por risco de mercado se reduz em 0,023%.

O coeficiente de determinação R2 obtido foi de 0,8974, o qual aumentou significativamente após a inclusão do termo AR(1), enquanto que a estatística F resultante (0,0000) mostra a significância global da regressão realizada.

7. CONCLUSÕES

O presente trabalho investigou potenciais variáveis macroeconômicas do mercado brasileiro capazes de explicar as variações observadas no prêmio implícito por risco de mercado, calculado a partir do preço das ações negociadas na Bovespa.

Para isso foram analisados empiricamente dados mensais no período de janeiro de 1995 até dezembro de 2010. O processo de estimação parte do estimador de MQO, utilizando técnicas de séries temporais para lidar com a ausência de amostras aleatórias e com os problemas de correlação serial e heteroscedasticidade, comuns na análise de séries econômicas.

Tendo em vista que o preço das ações reflete o prêmio por risco exigido pelos investidores, o objetivo final é observar que variáveis macroeconômicas o influenciam, e como se dá esta influência, nos julgamentos feitos pelos investidores ao precificarem tais ações.

O estudo mostra a correlação existente do prêmio por risco de mercado implícito no preço das ações negociadas no mercado com a taxa de crescimento da atividade real, a inflação não esperada, a taxa de juros real da economia, a oferta monetária e o *output gap*.

De acordo com as principais evidências obtidas, o prêmio por risco de mercado aumenta quando a taxa de crescimento da economia real e a oferta monetária diminuem, e o mesmo ocorre quando as taxas de inflação não esperadas e a taxa de juros da economia se elevam.

Contrariamente ao que era esperado, o estudo constatou que variações positivas no PIB realizado frente ao PIB potencial da economia se refletem em aumento do prêmio. A partir deste resultado, pode-se esperar que um crescimento da economia real superior ao seu crescimento potencial gere uma perspectiva futura de piora na economia como um todo, ou alguma intervenção de política econômica adversa para os preços das ações, fazendo com que os investidores atribuam um prêmio positivo para este fator.

8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ADRANGI, B; CHATRATH, A; PAMPLIN, R.B; SANVICENTE, A.Z. Inflation, output and stock prices: Evidences from Brazil. **Journal of Applied Business Research**, n. 18, p. 61-77, 2002.

BROOKS, C. **Introductory Econometrics for Finance, 2ª ed**. Cambridge University Press, New York: 2002

CAMACHO, P.T; LEMME, C.F. The cost of equity capital and the risk premium for evaluating projects of Brazilian companies abroad: A study of the period from 1997 to 2002. **Latin American Business Review**, v. 5, n. 3, p. 1-23, 2004.

CHEN, N; ROLL, R; ROSS, S. Economic forces and the stock market. **Journal of Business**, n. 59, p. 383-403, 1986.

COOELAND, T; WESTON, J; SHASTRI, K. **Financial theory and corporate policy, 4ª ed**. Pearson Reading, Ma: 2005.

DALY, K; NIELSEN, A; OPPENHEIMER, P. Finding Fair Value in Global Equities: Part II Forecasting Returns. **The Journal of Portfolio Management**, n. 36-3, p. 56-70, 2010.

DAMODARAN, A. **Equity Risk Premiums (ERP): Determinants, Estimation and Implications, 2010 ed.** Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=1556382. February, 2010.

DAMODARAN, A. **Avaliação de empresas, 2ª ed**. Pearson Prentice Hall, São Paulo: 2007.

DANTHINE, J; DONALDSON, J.B. **Intermediate Financial Theory, 2ª ed**. Elsevier, San Diego: 2005.

FAMA, E. Stock returns, real activity, inflation, and Money. **American Economic Review**, n. 71, p. 545-565, 1981.

FAMA, E; FRENCH, K. The equity premium. **Journal of Finance**, n. 57, p. 637-659, 2002.

GARCIA, M; OLIVARES, G. O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real. **Revista Brasileira de Economia**, n. 55-2, p. 151-182, 2001.

GRAHAM, J; HARVEY, C. The long-run equity risk Premium. **Finance Research Letters**, n. 2, p. 185-194, 2005.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica, 3ª ed**. Pearson Makron Books, São Paulo: 2000.

HECK, S. **Ensaios sobre risco da taxa de câmbio e microestrutura de mercado.** Tese de doutorado em economia. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro: 2008.

HSING, Y; PHILLIPS, A.S; PHILLIPS, C. Stock prices and aggregate economic variables: The case of Brazil. **International Research Journal of Applied Finance**, v. 2, n. 5, p. 490-498, 2011.

MINARDI, A; SANVICENTE, A.Z; MONTENEGRO, C; DONATELLI, D; BIGNOTTO, F. **Estimando o custo de capital de companhias fechadas no Brasil para uma melhor gestão estratégica de projetos.** Insper Working Paper, São Paulo: 2007.

ROSTAGNO, L.M; KLOECKNER, G.O; BECKER, J.L. Previsibilidade de retorno das ações na Bovespa: Um teste envolvendo o modelo de fator de retorno esperado. **Revista Brasileira de Finanças**, vol. 2, n. 2, p. 183-206, 2004.

SANVICENTE, A. Z; MINARDI, A. **Problemas de estimação do custo de capital no Brasil**. Insper Working Paper, São Paulo: 1999.

_____. Estimação do Custo Médio de Capital de Empresas sob Processo de Regulação Econômica no Brasil. In: Terceiro Encontro Brasileiro de Finanças, São Paulo: 2003.

SCHOR, A; BONOMO, M.A; PEREIRA, P.V. Arbitrage Pricing Theory (APT) e variáveis macroeconômicas: Um estudo empírico sobre o mercado acionário brasileiro. **Revista de Economia e Administração**, vol. 1, n. 1, p. 38-63, 2002.

VASSALOU, M. Exchange rate and foreign inflation risk premium in global equity returns. **Journal of International Money and Finance**, n. 19, p. 433-470, 2000.

WOOLDRIDGE, J.M. **Introdução à econometria: Uma abordagem moderna.** Pioneira Thomson Learning. São Paulo: 2006.