

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Testando o *Dividend Discounted Model* com Ações Brasileiras.

Fabio Henrique Cazeiro de Mayrinck

Porto Alegre

2004

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

Testando o Dividend Discounted Model com Ações Brasileiras.

Fabio Henrique Cazeiro de Mayrinck

Orientador:

Eduardo Pontual Ribeiro

Porto Alegre

2004

“Markets look a lot less efficient from the banks of the Hudson than from the banks of the Charles”

Fischer Black

SUMÁRIO

1	Introdução.....	11
2	Revisão de Literatura.....	14
	2.1 O <i>Dividend Discount Model</i> (DDM).....	14
	2.2 O <i>Discounted Cash Flow</i> (DCF).....	15
	2.3 O <i>Residual Income Model</i> (RIM).....	17
	2.4 O <i>Present Value Model</i> (PVM).....	19
	2.5 Trabalhos Empíricos.....	28
3	Metodologia.....	32
4	Dados.....	37
5	Estimação e Resultados.....	49
	5.1 Bradesco ON (1987/2003).....	49
	5.2 Bradesco ON (1994/2003).....	52
	5.3 Bradesco PN (1987/2003).....	55
	5.4 Bradesco PN (1994/2003).....	59
	5.5 Itaú PN (1987/2003).....	61
	5.6 Itaú PN (1994/2003).....	64
	5.7 Síntese dos Resultados.....	66
6	Conclusões.....	68
7	Referência.....	70

LISTA DE GRÁFICOS, QUADROS E TABELAS

Gráfico 1 Juros Reais (%).....	39
Gráfico 2 Bradesco ON (3) e PN(4)	40
Gráfico 3 Razão Bradesco PN/Bradesco ON.....	40
Gráfico 4 Dividendos do Bradesco.....	42
Gráfico 5 Razão dividendos do Bradesco PN/ON.....	43
Gráfico 6 Itaú ON (3) e PN(4)	43
Gráfico 7 Razão Itaú PN/Itaú ON.....	44
Gráfico 8 Dividendo do Itaú ON(3) e PN (4)	46
Gráfico 9 Razão Dividendos Itaú (PN/ON)	47
Gráfico 10 δ_t previsto e δ_t realizado – Bradesco ON – 1987/2003.....	52
Gráfico 11 δ_t previsto e δ_t realizado - Bradesco ON - 1994/2003.....	54
Gráfico 12 δ_t previsto e δ_t realizado - Bradesco PN - 1987/2003.....	58
Gráfico 13 δ_t previsto e δ_t realizado - Bradesco PN - 1994/2003.....	60
Gráfico 14 δ_t previsto e δ_t realizado - Itaú PN- 1987/2003.....	63
Gráfico 15 δ_t previsto e δ_t realizado - Itaú PN- 1994/2003.....	65
Quadro 1 Fluxo de Caixa Livre.....	15
Tabela 1 Testes de Estacionariedade – Juros Reais (h_t).....	39
Tabela 2 Testes de Estacionariedade para Ações do Banco Bradesco.....	41
Tabela 3 Teste de Cointegração de Johansen – Bradesco 1987/2003 – 1 lag.....	41
Tabela 4 Teste de cointegração de Johansen – Bradesco 1987/2003 – 3 lag.....	41
Tabela 5 Teste de cointegração de Johansen – Bradesco 1994/2003.....	41
Tabela 6 Testes de Estacionariedade para Ações do Banco Itaú.....	44
Tabela 7 Teste de cointegração de Johansen – Itaú – 1987/2003 – 2 lag.....	45
Tabela 8 Teste de cointegração de Johansen – Itaú – 1987/2003 – 3 lag.....	45
Tabela 9 Teste de cointegração de Johansen – Itaú – 1987/2003 – 20 lag.....	45
Tabela 10 Teste de cointegração de Johansen – Itaú – 1994/2003 – 1 lag.....	45
Tabela 11 Teste de cointegração de Johansen – Itaú – 1994/2003 – 19 lag.....	45

Tabela 12 Teste de cointegração de Johansen – Itaú – 1994/2003 – 20 lag.....	45
Tabela 13 Testes de Estacionariedade com as séries de interesse – Bradesco ON – 1987/2003.....	50
Tabela 14 Teste de Cointegração de Johansen para o log do dividendo e o log do preço– Bradesco ON – 1987/2003.....	50
Tabela 15 Teste de Wald para as 12 restrições da equação (18) – Bradesco ON – 1987/2003– Bradesco ON – 1987/2003.....	51
Tabela 16 Testes de Igualdade de Variância entre o log da razão dividendo-preço realizado e previsto– Bradesco ON – 1987/2003.....	51
Tabela 17 Teste de Causalidade de Granger entre o log da razão dividendo-preço, δ_t , e a primeira diferença do log dos dividendos, Δd_{t-1} – Bradesco ON – 1987/2003....	52
Tabela 18 Testes de Estacionariedade com as series de interesse - Bradesco ON - 1994/2003.....	53
Tabela 19 Teste Wald para as 6 restrições da equação (18) - Bradesco ON - 1994/2003.	54
Tabela 20 Testes de Igualdade de Variância entre o log da razão dividendo-preço realizada e prevista - Bradesco ON - 1994/2003.....	54
Tabela 21 Teste de Causalidade de Granger entre o log da razão dividendo-preço, δ_t , e o log dos dividendos, d_{t-1} - Bradesco ON - 1994/2003.....	55
Tabela 22 Testes de Estacionariedade com as séries de interesse - Bradesco PN - 1987/2003.....	55
Tabela 23 Teste de cointegração de Johansen para o log do dividendo e o log do preço - Bradesco PN - 1987/2003 – 1 lag.....	56
Tabela 24 Teste de cointegração de Johansen para o log do dividendo e o log do preço - Bradesco PN - 1987/2003 – 3 lag.....	56
Tabela 25 Teste de cointegração de Johansen para o log do dividendo e o log do preço - Bradesco PN - 1987/2003 – 1 lag.....	57
Tabela 26 Teste Wald para as 30 restrições da equação (18) - Bradesco PN - 1987/2003.....	57
Tabela 27 Testes de Igualdade de Variância entre o log da razão dividendo-preço realizada e prevista- Bradesco PN - 1987/2003.....	58
Tabela 28 Teste de Causalidade de Granger entre o log da razão dividendo-preço, δ_t , e a primeira diferença do log dos dividendos, Δd_{t-1} - Bradesco PN - 1987/2003.....	58

Tabela 29 Testes de Estacionariedade com as series de interesse - Bradesco PN - 1994/2003.....	59
Tabela 30 Teste Wald para as 6 restrições da equação (18) - Bradesco PN - 1994/2003.....	59
Tabela 31 Testes de Igualdade de Variância entre o log da razão dividendo-preço realizado e previsto- Bradesco PN - 1994/2003.....	60
Tabela 32 Teste de Causalidade de Granger entre o log da razão dividendo-preço, δ_t , e a primeira diferença do log dos dividendos, d_{t-1} - Bradesco PN - 1994/2003.....	61
Tabela 33 Testes de Estacionariedade com as series de interesse - Itaú PN- 1987/2003.....	61
Tabela 34 Teste de cointegração de Johansen para o log do dividendo e o log do preço.....	62
Tabela 35 Teste Wald para as 36 restrições da equação (18) - Itaú PN - 1987/2003.....	62
Tabela 36 Testes de Igualdade de Variância entre o log da razão dividendo-preço realizado e previsto - Itaú PN- 1987/2003.....	63
Tabela 37 Teste de Causalidade de Granger entre o log da razão dividendo-preço, δ_t , e a primeira diferença do log dos dividendos, Δd_{t-1} - Itaú PN- 1987/2003.....	63
Tabela 38 Testes de Estacionariedade com as series de interesse - Itaú PN- 1994/2003.....	64
Tabela 39 Teste Wald para as 6 restrições da equação (18) - Itaú PN - 1994/2003.....	64
Tabela 40 Testes de Igualdade de Variância entre o log da razão dividendo-preço realizado e previsto - Itaú PN- 1994/2003.....	65
Tabela 41 Teste de Causalidade de Granger entre o log da razão dividendo-preço, δ_t , e a primeira diferença do log dos dividendos, d_{t-1} - Itaú PN- 1994/2003.....	66
Tabela 42 Síntese dos Resultados.....	66

RESUMO

Este trabalho avalia a hipótese do *Dividend Discounted Model* ou *Present Value Model*, este modelo estabelece que o preço das ações é dado pelos dividendos futuros esperados antecipados por uma taxa apropriada de desconto. Utilizando dados de preços e dividendos de ações brasileiras, para os bancos Bradesco e Itaú, e a metodologia de vetores auto-regressivos, VAR, testamos se este modelo é respaldado empiricamente pelo comportamento dessas ações isoladamente. Como resultado geral temos uma aceitação de alguns aspectos não muito cruciais do modelo e uma forte rejeição da hipótese de que os dividendos sejam o fundamento do preço dessas ações, o que contradiz trabalhos anteriores realizados com a mesma metodologia para índices de ações.

Palavras-Chave: DDM, PVM, Bradesco, Itaú, VAR, dividendos, preço das ações.

ABSTRACT

This project will evaluate the hypothesis of the Dividend Discounted Model, or Present Value Model. Such model states that the price of stock is dictated by future dividends which are anticipated by an appropriate discount tax. It is by utilizing the data provided by the prices and dividends of Brazilian stock, for Banks Bradesco and Itaú, as well as the autoregressive vectors methodology ("VAR"), that we are able to test whether the model is empirically supported solely by the behavior of such stock. As a general result, we find an acceptance of certain not very crucial aspects of the model and a very strong rejection of the hypothesis that the dividend is the basis for the price of such stock, which finding contradicts previous projects which were based on this same methodology for the index of stock.

Keyword: DDM, PVM, Bradesco, Itaú, VAR, dividends, stock price.

1 INTRODUÇÃO

A teoria de finanças tem se desenvolvido nos últimos anos mais no estudo do retorno dos ativos do que na avaliação dos fundamentos dos preços dos ativos, ações. Porém a avaliação de preços é um dos objetivos mais tradicionais em finanças. O primeiro modelo proposto de avaliação do valor intrínseco de ações foi o *dividend discount model*, DDM, de Miller e Modigliani (1961). Este modelo indica que quando os investidores compram ações esperam receber dois tipos de rendimentos, dividendos enquanto forem acionistas e um preço por suas ações quando forem vendê-las no mercado.

A concepção de que os dividendos futuros esperados são os fundamentos do valor era muito controversa em finanças. Analistas de mercado eram claramente divididos em dois grupos, os que acreditavam na importância dos dividendos na explicação do valor das ações e os que não davam importância a esse fator (Brealey & Myers (1992)).

Por isso outros modelos, como por exemplo, o *Discounted Cash Flow* (DCF) o *Economic Value Added* (EVA[®]) ou *Residual Income Model* (RIM) foram criados. Estes modelos incorporam outras variáveis geradoras de riqueza, tais como patrimônio, e não consideram apenas os dividendos como os únicos fundamentos do valor das ações. Para esses modelos os dividendos são apenas uma fonte de distribuição de riqueza e não uma fonte de geração de riqueza.

Não há consenso sobre qual modelo é o mais apropriado tendo-se em vista a avaliação do valor intrínseco das ações. Na realidade a partir do trabalho seminal de Miller e Modigliani (1961) se tornou padrão na literatura se admitir a equivalência entre os mais diversos modelos de avaliação de ativos. Assim, pretendemos no presente trabalho contribuir com a literatura brasileira de finanças, que é pouco desenvolvida nessa área, testando a hipótese do DDM/PVM para ações de empresas individualmente. Testamos este modelo por ter sido o primeiro modelo da valoração de ações proposto, por possuímos uma grande disponibilidade de dados e uma metodologia consistente de formação de expectativas para valores futuros (além de um período à frente) das variáveis de interesse, além de o DDM ser historicamente o mais conhecido na literatura e do público em geral.

[®]Marca registrada da Stern Stewart & Co.

Assim, dada a equivalência entre esses modelos temos que o DDM, como dito acima, nada mais é que um simples modelo de valor presente¹. Campbell e Shiller (1987, 1988 a, b) propuseram uma forma de se testar tal modelagem de valor presente², o *present value model*, PVM, através do uso de cointegração e da metodologia VAR. O interessante do procedimento proposto por Campbell e Shiller (1987, 1988 a, b) é que, embora considerem a incerteza quanto a valores futuros das variáveis de interesse (dividendos e juros)³ os autores fazem uma suposição quanto às expectativas das variáveis de interesse que reduzem o problema à expectativas de valores futuros imediatos, um período à frente, tornando viável seu teste empírico.

Quanto aos dados é importante ressaltar que tanto o DDM quanto o PVM foram pensados para explicar o valor de ações individuais, porém os testes com essa modelagem são geralmente feitos com índices de ações e não ações propriamente. Assim uma das motivações primordiais do presente trabalho é testar o DDM com ações individuais, isoladamente.

Isso porque tanto o modelo de desconto de dividendos quanto o modelo de valor presente são feitos pensando-se em ações e não em índices, embora trabalhos empíricos em geral utilizem índices de ações, e não ações isoladamente, por limitações dos dados de pagamentos de dividendos com alta frequência. Porém o verdadeiro teste do modelo deve ser feito com ações, isso porque utilizando índices o modelo pode ser aceito ou rejeitado “pela média”, quando que na realidade ele é valido para algumas ações dentro do índice e para outras não. O pior dos casos seria se o modelo explicasse apenas o mercado como um todo, situação na qual nenhuma ação seria explicada pelo DDM/PVM, porém na média, para o índice, houvesse aceitação do modelo. Nesse caso tal aceitação seria na realidade uma rejeição, pois os modelos foram propostos para avaliar ações e não índices.

De qualquer forma temos que o verdadeiro teste do modelo deve ser feito com ações de empresas isoladamente, isso porque utilizando índices o modelo pode ser aceito ou rejeitado “pela média”, quando que na realidade ele é valido para algumas ações dentro do índice e para outras não. O pior dos casos seria se o modelo explicasse apenas o mercado como um todo, situação na qual nenhuma ação seria explicada pelo DDM/PVM, porém na

¹ No caso extremo o acionista não vende suas ações no mercado, mantendo-as em seu portfólio de investimento até a liquidação da companhia, assim o único rendimento do investidor, proprietário das ações, são os dividendos. Assim a fórmula do DDM é uma simples fórmula de valor presente, onde se admite que o valor da empresa é igual ao valor dos dividendos futuros esperados antecipados por uma taxa apropriada de desconto.

² Testando a hipótese de valor presente testamos igualmente o *dividend discount model*, DDM.

³ Ao contrário de Miller e Modigliani (1961) que supunham conhecimento perfeito sobre o futuro, uma hipótese logicamente rigorosa demais.

média, para o índice, houvesse aceitação do modelo. Nesse caso tal aceitação seria na realidade uma rejeição, pois os modelos foram propostos para avaliar ações e não índices.

Enfim, o presente trabalho pretende testar a hipótese do DDM/PVM. Ou seja, pretendemos contribuir com a literatura de finanças testando a hipótese de que o preço das ações é dado pela antecipação dos dividendos futuros esperados por uma taxa apropriada de desconto. É importante chamar a atenção para o trabalho de Anchite e Issler (2001), que testaram essa mesma hipótese para o índice Ibovespa. Nossa contribuição é fazer o mesmo teste, porém com ações isoladas, isso porque tanto o DDM quanto o PVM foram feitos pensando-se em ações e não em índices.

Por último enfatizamos ainda que não desconsideramos a importância dos demais modelos de valoração de ações, DCF, RIM/EVA[®]. A dificuldade em encontrar dados suficientes referentes a balancetes de empresas nos impede de realizar um trabalho semelhante para os ditos modelos⁴. Um interessante trabalho de comparação entre esses modelos é o trabalho de Penman and Sougiannis (1997), embora o trabalho desses autores utilizou uma metodologia muito diferente da utilizada nesta dissertação, com hipóteses fortes sobre trajetórias das expectativas dos agentes. Um trabalho de comparação dos modelos foge ao escopo de uma dissertação de mestrado

O presente trabalho está dividido da seguinte forma. Na seção 2 temos a revisão de literatura, onde apresentamos o *present value model* de Campbell e Shiller (1987, 1988 a, b) e faremos uma breve menção aos modelos alternativos de avaliação de ações, DDM, DCF e EVA[®]/RIM. Na seção 3 apresentamos a metodologia de vetores autoregressivos, VAR, que será usada no trabalho, assim como alguns critérios e testes que são o objetivo do trabalho propriamente dito. Na seção 4 apresentamos os dados e na seção 5 temos a estimação do modelo e os resultados relevantes. Por fim, na seção 6 temos a conclusão desta dissertação.

⁴ No Brasil só dispomos de balanços trimestrais das companhias a partir de 1995 e balanços anuais a partir de 1978.

2 MODELOS DE VALORAÇÃO DE AÇÕES

Neste capítulo temos uma breve apresentação de alguns dos modelos de valoração de ações mais comuns na literatura, o *dividend discount model*, o *discounted cash flow*, o *economic value added* ou *residual income model* e uma detalhada apresentação do *present value model*, o modelo a ser testado na presente dissertação.

2.1 O Dividend Discount Model (DDM).

O efeito da política de dividendos sobre o preço das ações é uma questão importante e de grande controvérsia, Miller e Modigliani (1961) demonstraram que a política de dividendos é irrelevante na determinação do preço das ações. Esses autores demonstraram que o fundamento do preço das ações é a diferença entre lucros e investimentos ao longo da vida útil do empreendimento.

Sendo assim, certamente é muito estranho a qualquer leitor leigo no assunto que o modelo de desconto de dividendos tenha sido proposto exatamente por esses autores. Porém Miller e Modigliani (1961) indicaram que podemos utilizar os dividendos futuros para avaliar o preço das ações, pois os dividendos são equivalentes a diferença entre lucros e investimentos.

Dessa forma Miller e Modigliani (1961) estabeleceram que o preço das ações é determinado simplesmente pelo valor presente dos dividendos futuros, formalmente temos que:

$$P_t \equiv \sum_{i=1}^{\infty} \frac{D_{t+i}}{(1+R)^i}$$

Onde: P_t = Preço da ação no período t

D_{t+i} = Dividendo da ação no período t+i

R = Taxa “apropriada” de desconto.

Essa foi uma proposição muito questionada na teoria de finanças, pois à época de Miller e Modigliani não havia condições de se testar tal hipótese de valor presente, devido a impossibilidade de previsão infinita dos dividendos. Uma forma de testar estatisticamente tal hipótese surgiu na década de 80 com o conceito de cointegração e a modelagem VAR.

Campbell e Shiller (1987, 1988 a, b) estabeleceram as restrições que devem ser feitas aos parâmetros do VAR para que possamos testar o modelo de valor presente indicado pelo modelo de desconto de dividendos de Miller e Modigliani (1961).

De qualquer forma Miller e Modigliani (1961) estabeleceram que não só os dividendos podem ser utilizados para precificar ações, mas também o fluxo de caixa e a renda residual, à frente veremos uma breve menção a esses dois modelos alternativos de avaliação do preço das ações.

2.2 O Discounted Cash Flow (DCF)

Este modelo é muito semelhante ao *dividend discount model*. A diferença é que os dividendos são substituídos pelo Fluxo de Caixa Livre, ver Miller e Modigliani (1961) e Penman e Sougianis (1997). Assim o preço da ação é dado pela antecipação dos infinitos fluxos de caixa livres esperados, *Free Cash Flow*.

$$V_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{FCL_{t+\tau}}{(1+r)^\tau}$$

Onde: $r = \text{WACC} = \text{Custo Médio Ponderado do Capital}$.

$V_t = \text{Valor da firma no período } t$.

$FCL_t = \text{Fluxo de Caixa Livre no período } t$.

Onde o fluxo de caixa livre é definido da seguinte forma, Damodaran (1997):

Quadro 1 Fluxo de Caixa Livre:

Receitas
(-) Despesas Operacionais
= Lucro antes de juros, impostos, depreciação e amortização (EBTIDA).
(-) Depreciação e Amortização
= Lucro antes de juros e impostos (EBIT)
(-) Despesas com Juros
= Lucros antes dos Impostos
(-) Impostos
= Lucro Líquido
(+) Depreciação e Amortização
= Fluxos de Caixa Provenientes de Operações
(-) Dividendos Preferências
(-) Variação de Capital de Giro
(-) Pagamentos de Principal
(+) Entradas de Caixa Decorrentes de Novas Dívidas
= Fluxos de Caixa Líquidos do Acionista

Fonte: Damodaran (1997).

Assim, investidores num ativo recebem um direito residual sobre seus fluxos de caixa; isto é, têm direitos a quaisquer fluxos de caixa excedente após o atendimento de todas as

obrigações financeiras, incluindo o pagamento das dívidas e depois que tenham sido atendidas as necessidades de reinvestimento da empresa. O fluxo de caixa do acionista é, portanto, o fluxo de caixa existente após o pagamento de despesas operacionais, juros e de principal, e de qualquer desembolso de capital necessário à manutenção de taxa de crescimento dos fluxos de caixa projetados.

Para a manutenção da taxa de crescimento dos fluxos de caixa projetados temos que investimentos⁵, depreciação e amortização são contas fundamentais. É importante ressaltar que os investimentos reduzem o fluxo de caixa livre do acionista, embora os investimentos gerem lucro no futuro são desembolsos no presente, de outro lado, as despesas de amortização e depreciação são dedutíveis de imposto, assim oferecem um benefício por reduzirem o resultado tributável.

Uma outra conta que merece especial atenção são as entradas de caixa decorrentes de novas dívidas. Embora uma companhia endividada (alavancada) necessite gerar caixa para cobrir despesas de juros e pagamentos de principal, ela pode financiar parte de seus desembolsos de capital e necessidades de capital de giro com dívida, reduzindo o investimento (desembolso), necessário dos acionistas. Até mesmo uma parte dos seus juros e amortizações podem ser pagas com novas dívidas o que claramente aumenta o fluxo de caixa livre dos acionistas.

É importante perceber que o fluxo de caixa livre do acionista é diferente do lucro líquido. O fluxo de caixa livre do acionista são fluxos de caixa residuais após o atendimento de desembolsos de capital e necessidades de capital de giro, embora o resultado líquido não inclua qualquer um dos dois. Assim, empresas de alto crescimento com desembolsos de capital e necessidades de capital de giro significativo poderiam divulgar lucros positivos e crescentes ao mesmo tempo em que se deparam com fluxos de caixa do acionista negativos.

Por exemplo, empresas que mudam seus métodos de avaliação de estoque podem afetar lucros e fluxos de caixa, em períodos inflacionários; empresas que mudam suas contabilidades de Primeiro a Entrar, Primeiro a Sair (PEPS) para Último a Entrar, Primeiro a Sair (UEPS), divulgarão custos de mercadorias vendidas mais elevados e resultados líquidos mais baixos, ao mesmo tempo em que diminuem sua exposição à tributação e aumentam os fluxos de caixa.

⁵ Os investimentos são a diferença entre “Pagamentos de Principal” e “Entradas de Caixa Decorrentes de Novas Dívidas”.

2.3 O *Residual Income Model*⁶ (RIM):

As bases do RIM/EVA[®] foram lançadas por Miller e Modigliani (1961). Essa modelagem foi proposta formalmente no mesmo ano por Edwards e Bell e ressurgiu posteriormente com Ohlson, ver Plenborg (2000). Pelo modelo de renda residual uma característica fundamental para a avaliar o preço de um ativo é o poder deste ativo em gerar riqueza. Assim, em qualquer período, uma firma cria riqueza a partir dos ganhos gerados pelo retorno em excesso de seus capitais investidos sobre o custo de seus capitais, ou seja, a firma deve ganhar mais do que seu custo de capital, tendo-se em vista a criação de riqueza. Caso contrário haverá destruição de riqueza. Este é o problema de valorização da firma, ou o problema de geração de riqueza.

Assim, supondo a criação de uma firma no início do período “t” e que esta firma existirá e funcionará por apenas um período, sendo fechada ao início de “t+1”, tem-se que tal investimento é o patrimônio líquido, B_t , do empreendimento. Ao fim do período o retorno aos acionistas será o capital originalmente investido mais o “ganho”, o excesso de retorno do capital investido sobre o custo do capital. Supondo capitais próprios teríamos de forma semelhante o custo de oportunidade. Analogamente, supondo um investimento de infinitos períodos, teríamos que o valor da firma para o acionista pode ser escrito como:

$$V_t = B_t + E_t \left[\sum_{\tau=1}^{\infty} \left(\frac{ROE_{t+\tau} - r}{(1+r)^\tau} \right) B_{t+\tau-1} \right]$$

Onde: V_t = Valor (teórico) do ativo.

ROE = Retorno sobre o patrimônio líquido (*return on equity*).

B_t = Valor Patrimonial (*Book Value*).

r = WACC = Custo Médio Ponderado do Capital.

Dividindo ambos os lados da equação acima por “ B_t ”, temos que:

$$\frac{V_t}{B_t} = 1 + E_t \left[\sum_{\tau=1}^{\infty} \left(\frac{ROE_{t+\tau} - r}{(1+r)^\tau} \right) \frac{B_{t+\tau-1}}{B_t} \right]$$

O valor indicado na equação acima representa o valor intrínseco teórico fundamental da firma. Este valor é calculado com base nas expectativas de ganhos líquido futuros e nas variações do valor patrimonial. A equação acima estabelece uma relação entre o valor

⁶ Não há diferença alguma entre o *residual income model*, RIM, e o *economic value added*, EVA[®], a não ser o fato de que o EVA[®] foi patenteado por uma consultoria americana, Stern Stewart & Co.

patrimonial e os ganhos (lucros) com o valor intrínseco. Assim, uma empresa pode até mesmo valer menos que o seu valor patrimonial. Basta para tanto que não venha a render (esperadamente) o suficiente dado o custo do capital ou o custo de oportunidade de outros investimentos. É importante ressaltar que no *residual income model* (RIM), o chamado ganho é especificamente o lucro, independente de pagamentos de dividendos.

A diferença entre lucro e os dividendos é a variação no valor patrimonial. Assim, ao contrário do *dividend discounted model*, DDM, não é necessário que uma ação distribua dividendos para ser valorizada. De outro lado, ao contrário do *discounted cash flow*, DCF, a firma não se torna menos valiosa devido aos seus investimentos, pois esses aumentam o seu patrimônio e com isso a empresa passa também a valer mais.

Ou seja, na determinação do valor de uma ação o fator prioritário é o ganho, o lucro, gerado pela companhia, mesmo que este lucro não seja distribuído.

Se uma empresa gera riqueza continuará produzindo enquanto for lucrativo, ou seja, gerando riqueza até seus ganhos (lucros), na margem, se esgotarem. Assim seu ROE converge para r . Ou seja, enquanto $ROE > r$, a firma terá aumentos em B_t e neste caso conseqüentes aumentos em V_t . A recíproca é verdadeira para uma empresa cujo ganho líquido seja negativo, seu V_t se reduzirá.

Segundo Abarbanell (2003) o RIM tem muitas vantagens em relação ao DCF, por exemplo, no caso de investimentos em propriedades, plantas industriais produtivas ou equipamentos, o primeiro modelo considera não só os ganhos e as expectativas dos ganhos, mas como também os gastos (investimentos) geradores dos futuros ganhos como sendo um motivo de valorização da ação da empresa. Já o DCF dá muita ênfase ao “gasto” contábil representado por tal investimento, embora esse gasto (investimento) venha a agregar valor ao patrimônio da empresa, este certamente é um fator que pesa em favor do RIM. Porém é relativamente fácil perceber que em uma perpetuidade, ou em um investimento de horizonte infinito os dois modelos tenham os mesmos resultados. O problema está em um investimento de horizonte finito. Neste caso o *residual income model* parece ser mais adequado à análise do que o *discounted cash flow*.

Dado os modelos indicados acima, podemos perceber que a forma de se tratar as variáveis é claramente um fator fundamental do trabalho de estimação do valor das ações, seja através do DDM, do DCF ou do RIM. Tal tratamento é tão importante que Abarbanell (2003) chega a afirmar que o trabalho de avaliação do “valor intrínseco” dos ativos é muito mais uma arte do que uma ciência. Assim, uma questão fundamental na análise de todos os modelos é a

modelagem de formação de expectativas, quanto a isso Penman and Sougiannis (1997) utilizam uma modelagem interessante, estabelecem as realizações ex-post das variáveis de interesse, no caso do DDM os preços e os dividendos, como *proxy* das expectativas ex-ante dos agentes sobre os mesmos. Porém a questão da formação de expectativas é também um assunto muito controverso, qualquer modelagem é passível de falha e questionamento.

Embora tenha conquistado adeptos nos últimos tempos, entre eles Lee, Myers and Swaminathan (1999) e Penman and Sougiannis (1997), o RIM não soluciona todos os problemas, entre os quais a questão de formação de expectativas, a opção por qual horizonte de investimento analisar e que taxa de juros utilizar, curto ou longo prazo, certamente o residual income model minimiza tais problemas, porém eles continuam existindo, isso porque, se o *dividend discounted model* considera apenas os dividendos como fundamento do valor das ações, o residual income model considera “apenas” o valor patrimonial e os lucros como fundamentos do valor das ações. Se o segundo é preferível ao primeiro isso não significa que ele seja ótimo, mas, apenas melhor. Podemos citar como uma das carências do RIM a inexistência de variáveis como o endividamento da empresa, a política de relacionamentos com o acionista minoritário, a possibilidade de *take-over* entre outros.

2.4 O Present Value Model (PVM).

Finalmente, tendo-se em vista o cálculo do preço das ações com base nos dividendos futuros descontados, temos que o modelo de desconto de dividendos, DDM, proposto por Miller e Modigliani (1961) é idêntico ao modelo de valor presente, PVM, proposto por Campbell e Shiller (1987, 1988 a, b) e desenvolvido detalhadamente em Campbell, Lo e MacKinlay (1997). A diferença entre os dois modelos é que o último se vale de técnicas econométricas para testar a hipótese de valor presente.

Veremos inicialmente a fórmula do valor presente esperado para uma ação com retornos esperados constantes, depois veremos a mesma fórmula com retornos esperados variáveis no tempo. Neste caso a fórmula do valor presente é não linear, mas uma aproximação loglinear produz resultados significativos.

Para apresentar o modelo de valor presente, PVM, vamos convencionar neste trabalho, como já é tradicional nesta literatura, que letras maiúsculas representam variáveis em nível e letras minúsculas são o log dessas variáveis em nível. Inicialmente vamos definir o retorno de uma ação como sendo:

$$R_{t+1} \equiv \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t} - 1 \quad (1)$$

Onde R_{t+1} é o retorno da ação entre t e $t+1$, P_t é o preço da ação ao fim do período t (preço ex-dividendo) e P_{t+1} é o preço da ação ao fim do período $t+1$. A compra da ação ao preço P_t hoje dá direito ao dividendo do próximo período D_{t+1} , mas não ao dividendo do período atual D_t . Uma expressão alternativa do retorno é o log do retorno:

$$r_{t+1} \equiv \log(1 + R_{t+1}) \quad (2)$$

Dada a definição acima vamos supor inicialmente que o retorno esperado é constante, assim temos que;

$$E_t[R_{t+1}] = R \quad (3)$$

Ou seja, a expectativa em t quanto ao retorno do ativo em $t+1$ é igual ao retorno em t . Tomando a esperança da identidade (1), impondo a suposição (3), e rearranjando, temos que:

$$P_t = E_t \left(\frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{1 + R} \right) \quad (4)$$

A equação acima nos dá a relação entre o preço corrente da ação e o preço esperado para o próximo período mais o dividendo. Esta equação é válida para todo período t e pode facilmente ser ampliada para mais de um período à frente. Resolvendo para K períodos à frente temos que:

$$P_t = E_t \left[\sum_{i=1}^K \frac{D_{t+i}}{(1+R)^i} \right] + E_t \left[\frac{P_{t+K}}{(1+R)^K} \right] \quad (5)$$

A equação (5) nos diz que o preço atual de qualquer ação é igual à antecipação dos dividendos futuros mais a antecipação do preço obtido com a venda da ação no k -ésimo período à frente. Podemos assumir a conhecida condição de transversalidade, que indica que este termo (o preço da ação no k -ésimo período à frente) tende a zero quando K aumenta;

$$\lim_{K \rightarrow \infty} E_t \left[\frac{P_{t+K}}{(1+R)^K} \right] = 0 \quad (6)$$

Isso não ocorrerá somente quando o preço da ação crescer a taxa R ou mais rápido, ou seja, quando houver uma bolha racional⁷ no preço do ativo. Esse ponto é muito importante porque há fortes evidências empíricas de que o preço das ações é influenciado pela existência

⁷ A bolha racional é a valorização de ativos financeiros sem nenhum fundamento “real”, imediato ou esperado, considerando como fundamento “real” qualquer variável conhecida, visível e explicável como, por exemplo, o lucro, os dividendos, as vendas, o patrimônio da empresa, o fluxo de caixa, o EBITDA ou qualquer outra. Ou

de bolhas racionais, ver Shiller (1981), Blanchard and Myers (1982), West (1986) e Ackley (1983)⁸. Tirole (1985) chegou a propor um modelo de equilíbrio geral com bolhas.

De qualquer forma desconsideraremos a possibilidade de bolha no preço dos ativos, embora bolhas racionais tenham atraído muita atenção nos últimos anos, há argumentos teóricos, conforme Campbell, Lo e MacKinlay (1997), para descartarmos as bolhas em (5).

Teoricamente temos que não pode haver uma bolha negativa em um ativo de responsabilidade limitada. Se uma bolha negativa existir, implicará um preço esperado negativo no futuro, e isso é contra a responsabilidade limitada. A bolha não pode existir se houver um limite superior ao preço do ativo, assim a bolha pode ser desconsiderada pela existência de um preço suficientemente alto no qual a oferta é infinitamente elástica, investidores podem se desfazer de suas posições, vender a descoberto ou as próprias empresas podem lançar novas ações a esse preço. Por esses motivos teóricos podemos desconsiderar as bolhas racionais.

Assim, voltando ao desenvolvimento do modelo de valor presente temos que, na equação (5), deixando $K \rightarrow \infty$ e supondo a restrição (6), obtemos a fórmula que expressa o preço da ação como o valor presente dos dividendos futuros esperados descontados por uma taxa constante:

$$P_t \equiv E_t \left[\sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+R} \right)^i D_{t+i} \right] \quad (7)$$

Para testarmos a hipótese de que o preço da ação é o valor presente dos dividendos futuros esperados descontados por uma taxa de desconto constante, temos que a equação de interesse é a (7). Para testar essa fórmula temos que em geral P_t seguirá um processo linear com raiz unitária, o que é também em geral difícil de detectar com métodos tradicionais devido às quebras estruturais quase sempre presentes em séries financeiras. Neste caso a fórmula do valor presente esperado, a equação (7), relaciona dois processos com raiz-unitária, P_t e D_t . Podendo ser transformado numa relação entre variáveis não estacionárias. Subtraindo um múltiplo do dividendo de ambos os lados da equação, temos que:

$$S_t = P_t - \theta D_t = P_t - \frac{D_t}{R} = \frac{1}{R} E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+R} \right)^i \Delta D_{t+1+i} \right] \quad (8)$$

seja, a bolha racional é a precificação de ativos motivada pura e simplesmente pela especulação em torno do preço futuro do ativo.

⁸ "I suggest that the "fundamentals" do not always and everywhere prevail. Bubbles do occur, and are important." (Pág. 6)

A equação acima relaciona a diferença, *spread*, S_t , entre o preço da ação e um múltiplo dos dividendos com a expectativa do valor descontado das futuras mudanças nos dividendos, que é estacionário se mudanças nos dividendos são estacionárias, neste caso, mesmo que os processos dos dividendos e do preço sejam não estacionários, há uma combinação linear estacionária dos preços e dividendos, ou seja, há cointegração.

É importante notar a interessante relação dada pelo *spread* acima, pois aumentos no *spread* devem ser seguidos de aumentos nos dividendos, reduções do *spread* devem ser seguidas de reduções dos dividendos.

A explicação intuitiva para a causalidade é, segundo Campbell e Shiller (1987), que o *spread* é uma previsão ótima dos valores futuros de ΔD_{t+i} , condicional ao conjunto completo de informações dos agentes. O *spread*, S_t , terá um poder explicativo incremental para futuros ΔD_{t+i} se os agentes tem informação útil para prever ΔD_{t+i} além da história da variável, se os agentes não tem tal informação, eles formarão S_t como uma função linear exata de valores correntes e passados de ΔD_{t+i} .

Até agora supomos que o retorno esperado é constante. Esta suposição é analiticamente conveniente, mas contradiz a evidência. É muito mais difícil trabalhar com relações de valor presente quando o retorno esperado é variante no tempo, a relação entre preços e retorno é não linear. Uma solução é usar uma aproximação loglinear.

A relação loglinear entre preços, dividendos e retornos é análoga a relação dada pelo *spread*, S_t , visto acima para o retorno constante. A relação loglinear nos indica que altos preços devem ser seguidos por altos dividendos futuros, baixo retorno, ou alguma combinação dos dois, e as expectativas dos investidores devem ser consistente com isso. Similarmente, altos retornos devem estar associados com aumento na expectativa de dividendos futuros, reduções nas expectativas de retorno futuro, ou alguma combinação dos dois.

O uso da aproximação loglinear (linearização) é útil, mas há um custo, conforme Shiller e Beltratti (1992):

“The linearization allows us to use the linear theory of time series to study the present value models. A cost of linearizing is that we in effect disregard changes in the rate of discount of future interest rate changes and future log dividend changes.”(Pág. 29)

A aproximação loglinear começa com a definição de log do retorno da ação r_{t+1} . Usando as equações (1) e (2), temos que:

$$r_{t+1} \equiv \log(P_{t+1} + D_{t+1}) - \log(P_t)$$

$$r_{t+1} = p_{t+1} - p_t + \log(1 + \exp(d_{t+1} - p_{t+1}))^9 \quad (9)$$

O último termo do lado direito de (9) é uma função não-linear do log da razão dividendo/preço, como qualquer função não-linear pode ser aproximada em torno da média usando uma expansão de Taylor de primeira-ordem, ver Simon e Blume (1994), onde tal expansão é definida como:

$$f(x_{t+1}) \approx f(\bar{x}) + f'(\bar{x})(x_{t+1} - \bar{x}) \quad (10)$$

Substituindo esta aproximação na equação (9), obtemos:

$$r_{t+1} \approx k + \rho p_{t+1} + (1 - \rho)d_{t+1} - p_t^{10} \quad (11)$$

⁹ Um detalhado desenvolvimento desta fórmula pode ser vista em Anchite e Issler (2001). Reproduzimos aqui o desenvolvimento feito pelos ditos autores para facilitar o entendimento do trabalho. Partindo da definição alternativa de retorno temos que:

$$\begin{aligned} r_{t+1} &= \log(1 + R_{t+1}) \\ r_{t+1} &\equiv \log(P_{t+1} + D_{t+1}) - \log(P_t) \\ r_{t+1} &= \log\left(\frac{P_{t+1}}{P_t} \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_{t+1}}\right) \\ r_{t+1} &= \log\left(\frac{P_{t+1}}{P_t}\right) + \log\left(\frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_{t+1}}\right) \\ r_{t+1} &= \log\left(\frac{P_{t+1}}{P_t}\right) + \log(1 + \exp(\log D_{t+1} - \log P_{t+1})) \\ r_{t+1} &= p_{t+1} - p_t + \log(1 + \exp(d_{t+1} - p_{t+1})) \end{aligned}$$

¹⁰ Um minucioso desenvolvimento desta equação pode ser encontrado em Anchite e Issler (2001), é importante ressaltar que tal desenvolvimento requer o uso de artifícios matemáticos capciosos. Reproduzimos aqui o desenvolvimento feito pelos ditos autores para facilitar o entendimento do trabalho.

Definindo:

$$f(x_{t+1}) \equiv \log(1 + \exp(x_{t+1})) \quad \text{onde} \quad x_{t+1} \equiv d_{t+1} - p_{t+1}$$

Fazendo a expansão de Taylor temos que:

$$\begin{aligned} f(x_{t+1}) &\approx \log(1 + \exp(\overline{d-p})) + \frac{\exp(\overline{d-p})(d_{t+1} - p_{t+1} - (\overline{d-p}))}{1 + \exp(\overline{d-p})} \\ f(x_{t+1}) &\approx \log(1 + \exp(\overline{d-p})) + \frac{\exp(\overline{d-p})}{1 + \exp(\overline{d-p})} \left[-(\overline{d-p}) \right] + \frac{\exp(\overline{d-p})}{1 + \exp(\overline{d-p})} (d_{t+1} - p_{t+1}) \\ f(x_{t+1}) &\approx -\log(1 + \exp(\overline{d-p})) - \frac{\exp(\overline{d-p})}{1 + \exp(\overline{d-p})} \log(\exp(\overline{d-p})) + \frac{\exp(\overline{d-p})}{1 + \exp(\overline{d-p})} (d_{t+1} - p_{t+1}) \\ f(x_{t+1}) &\approx k + \frac{\exp(\overline{d-p})}{1 + \exp(\overline{d-p})} (d_{t+1} - p_{t+1}) \\ f(x_{t+1}) &\approx k + (1 - \rho)(d_{t+1} - p_{t+1}) \end{aligned}$$

Onde ρ e k são parâmetros de linearização definidos como $\rho \equiv \frac{1}{1 + \exp(\overline{d-p})}$, onde $(\overline{d-p})$ é a média do log da razão dividendo-preço, e $k \equiv -\log(\rho) - (1-\rho)\log\left(\frac{1}{\rho-1}\right)$. Quando a razão dividendo-preço é constante, então $\rho = \frac{1}{1 + \frac{D}{P}}$, o inverso de um mais a razão dividendo-preço.

A aproximação de Taylor feita pela equação (10) põe o log do somatório do preço e o dividendo da equação (9) como uma média ponderada do log do preço e o log do dividendo em (11). O log do preço toma um peso ρ próximo a um, enquanto o log do dividendo toma um peso de $(1-\rho)$ próximo a zero porque o dividendo é em média muito menor que o preço da ação, então uma dada mudança proporcional no dividendo tem um efeito muito menor no retorno do que a mesma mudança proporcional no preço.

A aproximação feita pela equação (11) funciona perfeitamente quando o log da razão dividendo-preço é constante, para isso d_{t+1} e p_{t+1} devem mover-se juntos, neste caso a equação (11) é equivalente à equação (9). Como qualquer outra expansão de Taylor, a aproximação (11) será tão mais precisa quanto menor for a variação do log da razão dividendo-preço.

Campbell e Shiller (1988 a) indicam que é possível que esta linearização introduza erros que podem levar a uma rejeição do modelo mesmo que este seja verdadeiro, porém Campbell, Lo e Mackinley (1997) avaliaram a precisão da aproximação usando dividendos e preços nominais mensais e anuais. Concluíram que a aproximação captura a dinâmica do retorno, especialmente quando aplicada a dados mensais.

Assim, desconsiderando os riscos da linearização, temos que a equação (11) refere-se ao log do preço, assim como a equação (4) refere-se ao preço supondo retorno esperado constante. Resolvendo a equação (11) para K períodos à frente e impondo a condição (12) abaixo:

Onde:

$$k \equiv -\log \rho + \frac{\exp(\overline{d-p})}{1 + \exp(\overline{d-p})} \left[-(\overline{d-p}) \right] \quad \text{e} \quad \rho \equiv \frac{1}{1 + \exp(\overline{d-p})}$$

Substituindo a equação acima na equação (9) temos que:

$$r_{t+1} \approx p_{t+1} - p_t + k + (1-\rho)(d_{t+1} - p_{t+1})$$

$$r_{t+1} \approx k + \rho p_{t+1} + (1-\rho)d_{t+1} - p_t$$

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j p_{t+j} = 0 \quad (12)$$

Obtemos a fórmula para o preço no período t como um múltiplo, k , da função dos dividendos futuros esperados mais os retornos futuros esperados, antecipados por uma taxa ρ .

$$p_t = \frac{k}{1-\rho} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [(1-\rho)d_{t+j+1} - r_{t+j+1}] \quad (13)$$

A equação acima foi obtida aproximando a identidade (11) e resolvendo para K períodos à frente, sujeita a condição terminal (12). A equação (12) descarta a bolha racional, analogamente ao modelo com retornos constantes, que faz o log do preço crescer indefinidamente à taxa $\left(\frac{1}{\rho}\right)$ ou mais rápido.

A equação (13) mostra que se o preço da ação é alto hoje, então deverá haver alguma combinação de altos dividendos e baixos retornos no futuro, novamente essa lógica é importante, pois é exatamente isso que será estimado mais à frente. Tomando a expectativa da equação (13), temos que:

$$p_t = \frac{k}{1-\rho} + E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [(1-\rho)d_{t+j+1} - r_{t+j+1}] \right] \quad (14)$$

A equação acima pode ser interpretada como sendo a condição de consistência para expectativas. Se o preço é alto hoje, então os investidores devem estar esperando uma combinação de dividendos futuros altos e baixos retornos futuros.

A equação (14) é uma generalização da fórmula de Gordon para o preço da ação com retorno constante e crescimento do dividendo, ver Gordon (1962), para uma explicação mais atual e acessível do modelo de Gordon ver Damodaran (1997). Este é o chamado modelo de crescimento dinâmico de Gordon. Como o modelo original de crescimento de Gordon, o modelo dinâmico de crescimento de Gordon diz que o preço da ação é alto quando se espera que os dividendos cresçam rapidamente ou quando os dividendos são descontados por uma baixa taxa.

Dinamicamente o efeito no preço de uma alta taxa de crescimento dos dividendos, ou uma baixa taxa de desconto, agora depende também de por quanto tempo espera-se que a taxa de crescimento dos dividendos seja alta, ou por quanto tempo espera-se que a taxa de desconto seja baixa. Enquanto no modelo original de crescimento de Gordon essas taxas são assumidas serem constantes. Podemos usar a definição de ρ e k , dados acima na equação (11),

para mostrar que o modelo de crescimento dinâmico de Gordon se reduz ao modelo original quando as taxas são constantes.

Como no modelo com retornos constantes podemos reescrever a equação (11) em termos do log da razão dividendo-preço:

$$d_t - p_t = -\frac{k}{1-\rho} + E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \left(-\Delta d_{t+j+1} + r_{t+j+1} \right) \right]^{11} \quad (15)$$

O log da razão dividendo-preço é alto quando se espera que os dividendos cresçam apenas vagarosamente, ou quando se espera que o retorno da ação seja alto.

Esta equação é útil quando o dividendo segue um processo log-linear com raiz unitária, então o log dos dividendos e o log dos preços são não-estacionários. Neste caso mudanças, primeira diferença, no log dos dividendos são estacionários. Na equação (15) a estacionariedade do log da razão dividendo preço vem do fato de que o retorno esperado é estacionário.

Sendo assim o log do preço e dos dividendos são cointegrados, a combinação linear estacionária dessas duas variáveis não envolve nenhum parâmetro desconhecido desde que é apenas o log da razão. Esta estrutura simples faz o modelo log-linear fácil de usar no trabalho empírico como o modelo linear cointegrado dado na equação (8).

Porém, como postulado por Miller e Modigliani (1958), temos que o valor de qualquer firma é independente de sua estrutura de capital e é dada única e exclusivamente pelo valor presente de seus retornos futuros esperados, ganhos líquidos, descontados a uma taxa apropriada a sua classe de risco. Assim temos que modelar de alguma forma o risco da firma,

¹¹ Um detalhado desenvolvimento desta equação pode ser encontrado em Anchite e Issler (2001). Reproduzimos aqui o desenvolvimento feito pelos ditos autores para facilitar o entendimento do trabalho. A partir da equação (11):

$$r_{t+1} \approx k + \rho p_{t+1} + (1-\rho)d_{t+1} - p_t. \text{ Somando e subtraindo } d_t:$$

$$r_{t+1} \approx k + \rho p_{t+1} + (1-\rho)d_{t+1} - p_t + d_t - d_t.$$

Rearranjando e supondo que o excesso de retorno é zero temos que:

$$h_{t+1} \approx k + \rho p_{t+1} + d_{t+1} - d_t - \rho d_{t+1} + d_t - p_t$$

$$h_{t+1} \approx k + \rho p_{t+1} - \rho d_{t+1} + \Delta d_{t+1} + d_t - p_t$$

Definindo $\delta_t = d_t - p_t$ então a equação acima fica da seguinte forma:

$$h_{t+1} \approx k - \rho \delta_{t+1} + \Delta d_{t+1} + \delta_t$$

Resolvendo a equação acima para períodos futuros com expectativas racionais como se fosse uma igualdade e impondo a condição $\lim_{i \rightarrow \infty} \rho^i E_t \delta_{t+i} = 0$ temos que:

$$\delta_t = d_t - p_t = -\frac{k}{1-\rho} + E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \left(h_{t+1+j} - \Delta d_{t+1+j} \right) \right]$$

ou seja, temos que restringir o comportamento do retorno da ação, r_t . Isso é uma questão controversa e fundamental. Campbell e Shiller (1988 b) admitiram em seus trabalhos que o retorno da ação é igual à taxa de juros livre de risco, h_t , mais uma constante. Ou seja, esses autores definiram o excesso de retorno como sendo constante. É importante notar que essa é uma hipótese muito rigorosa, admitindo isso se admite que o risco ao longo do tempo é invariante. Caso o risco de fato seja variável ao longo do tempo temos que o modelo pode ser rejeitado mesmo sendo verdadeiro.

Anchite e Issler (2001) sugeriram que poderíamos supor alternativamente que a taxa de desconto seja a soma de uma taxa sem risco constante e um prêmio de risco variável no tempo, sendo este dado pela variância condicional dos retornos da ação vezes o coeficiente de aversão relativa ao risco, assim a dinâmica da taxa de desconto seria oriunda da variabilidade do prêmio de risco e não da taxa de juros, essa foi uma possibilidade explorada por Campbell e Shiller (1988 a), porém nessa modelagem alternativa continuaríamos assumindo que o risco é dividido em uma parte constante e uma parte variável, não sendo por isso tão mais arrojado que a suposição adotada por Campbell e Shiller (1998 b).

Sendo assim adotamos aqui a suposição de que o excesso de retorno é constante, dessa forma temos que;

$$E_t(r_{t+1}) = E_t(h_{t+1}) + c \quad (16)$$

Daí;

$$E_t[r_{t+1} - h_{t+1}] = c$$

Assim a equação (15) é transformada em:

$$\delta_t = d_t - p_t \cong \frac{c - k}{1 - \rho} + E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (-\Delta d_{t+j+1} + h_{t+j+1}) \right] \quad (17)$$

Dado que $E_t(d_t - p_t) = d_t - p_t$, pois $d_t - p_t$ é conhecido em t e da equação (16) temos que $E_t(r_{t+j+1}) = E_t(h_{t+j+1}) + c$.

A equação (17) é análoga a equação (8), a diferença é que em (8) assumimos retorno constante, aqui assumimos retorno variável. Como já vimos que a suposição de retorno constante é não só irreal como um forte fator de rejeição mesmo que o modelo de valor presente seja verdadeiro, vamos no presente trabalho estimar apenas a equação (17), testando a hipótese do DDM/PVM apenas para o caso de retorno variável. É importante ressaltar que estamos supondo que não há bolhas racionais nos preços dos ativos, o excesso de retorno é constante e mais ainda, os agentes são racionais, essas são três suposições rigorosas que

podem levar a uma rejeição do modelo mesmo que esse seja verdadeiro, porém consideramos aqui que são suposições muito aceitáveis.

É importante perceber que nenhum desses modelos indicados acima, DDM, DCF, EVA[®]/RIM ou PVM, pressupõe que o preço da ação negociada no mercado seja continuamente igual ao valor intrínseco. Esses modelos indicam uma convergência ou relação estável entre preço e “valor” no longo prazo. No curto prazo é admissível uma divergência entre preço e “valor”. Uma das causas desta diferença seria o erro em avaliar o “valor” das companhias, devido, por exemplo, a super ou subavaliação dos ganhos futuros, ou seja, erro de expectativas, sendo tal erro muitas vezes fruto da confiança de investidores nos conselhos dos “gurus” de Wall Street, conforme Lee, Myers e Swaminathan (1999),

2.5 Trabalhos Empíricos:

A seguir temos uma breve menção a alguns trabalhos empíricos realizados com base nos modelos expostos acima.

Lee, Myers e Swaminathan (1999) compararam o poder explicativo e preditivo do *residual income model* contra outros múltiplos de mercado, a razão dividendo preço, o valor patrimonial e a razão lucro por ação, considerando o índice Dow Jones entre maio de 1963 e junho de 1996 e diferentes horizontes de investimentos, concluíram que este modelo é significativamente ajustado a dinâmica das ações. Os autores salientam que em nenhum momento utilizaram o preço realizado no mercado para calcular o valor intrínseco, e dado o ajuste entre o preço de mercado e o valor dado pelo modelo temos uma evidência a favor da aceitação da hipótese de que o preço das ações é dado pelos ganhos futuros antecipados.

Campbell e Shiller (1987) utilizaram a metodologia VAR e o processo de cointegração, o que então era algo recente, para testar o modelo de valor presente indicado acima, testaram o modelo para ações e para a estrutura a termo das taxas de juros. Sendo as ações fundamentadas em dividendos, e a taxa de juros de longo prazo seria dada pela antecipação das taxas de juros de curto prazo ao longo do período do contrato de longo prazo.

Como taxa de juros de longo prazo os autores consideraram uma série mensal de bônus do tesouro americano com vencimento em 20 anos, entre 1959 e 1983, como taxa de juros de curto prazo consideraram uma série também mensal de bônus do tesouro americano com vencimento em um mês, e verificaram que o modelo de valor presente é inadequado para explicar o comportamento dos juros.

Neste mesmo trabalho os autores consideraram ainda o índice de preço de ações, S&P, como sendo determinado pela antecipação dos dividendos futuros, ambos deflacionados pelo índice de preço ao produtor, os autores concluíram que o modelo de valor presente é mais fortemente rejeitado para ações do que para os juros.

As conclusões desse trabalho parecem desanimadoras, mas os autores indicam que são conclusões puramente estatísticas, pois os juros de longo prazo parecem “caminhar” próximo ao previsto e as ações são muito influenciadas pelos juros utilizados.

No mesmo sentido do trabalho acima Lima e Issler (2003) testaram a validade do modelo de valor presente na estrutura a termo dos juros no Brasil, considerando o período entre janeiro de 1995 a dezembro de 2001 utilizaram como proxy da taxa de juros de curto prazo a taxa dos contratos de swap pré-DI de um mês e como proxy da taxa de juros de longo prazo a taxa pré-DI de seis e doze meses, supuseram um prêmio de risco invariante no tempo, os autores concluíram que o PVM é apenas parcialmente adequado para explicar o comportamento dos juros no Brasil.

Para os juros de doze meses os autores verificaram que não se pode rejeitar a hipótese que as variâncias do spread ótimo e do efetivo são estatisticamente iguais, o que não se verificou para a taxa de seis meses, além do que foi verificada uma causalidade bidirecional entre a taxa de juros de curto prazo e o spread entre curto e longo prazo.

Anchite e Issler (2001) testaram o PVM para o índice IBOVESPA, consideraram a média trimestral do índice entre 1986 e 1998, uma série de dividendos construída de acordo com as alterações do índice ao longo do período e a taxa SELIC, deflacionando todas as variáveis pelo IGP-DI.

Os autores concluíram que não se pode rejeitar a grande maioria das implicações testáveis do PVM usando-se o IBOVESPA, essa conclusão é válida tanto supondo o retorno constante quanto variável, embora o modelo com retorno constante não tenha sido tão bem suportado empiricamente quanto o modelo com retorno variável, isso porque no que se refere à causalidade, Granger, se verificou uma causalidade bidirecional entre a diferença, *spread*, do preço e dividendo e a variação no dividendo, no modelo com retornos constantes, e o log da razão dividendo-preço e o excesso de retorno, no modelo com retornos variáveis, o que se não contradiz o PVM, pelo menos não o confirma por completo. Isso porque o PVM indica que o spread e o log da razão dividendo-preço causam a variação nos dividendos e o excesso de retorno.

Campbell e Shiller (1988 a) testaram o PVM para dados americanos de preços e dividendos entre 1871 e 1986. Usando três diferentes medidas de taxa de desconto, três versões, taxa real de juros, a taxa de variação no consumo real agregado e a variância do retorno. Nos dois primeiros modelos a taxa de desconto varia pela variação da taxa de juros livre de risco, porém consideraram o risco das companhias invariante no tempo, no terceiro modelo a taxa livre de risco é constante e o prêmio de risco é variável.

Os autores concluíram que há pouca evidência de que a razão dividendo-preço é guiada pela expectativa racional da taxa de desconto de um período observado ex-post, essa conclusão vale para as três taxas utilizadas. Porém verificaram que há uma forte causalidade de Granger da razão dividendo-preço para futuros dividendos, embora haja muita variação na razão dividendo-preço que não pode ser explicada por dividendos futuros. Uma conclusão rigorosa deste trabalho é que o modelo com taxa de desconto constante é fortemente rejeitado.

Campbell e Shiller (1988 b) re-estimaram o PVM já feito nos trabalhos anteriores incluindo agora outras variáveis explicativas puramente exógenas, considerando a mesma base de dados do S&P entre 1871 e 1986, verificaram que uma média histórica dos ganhos reais é um bom predictor do valor presente dos dividendos futuros. Estimaram que o valor presente dos dividendos reais futuros é aproximadamente uma média ponderada entre uma média móvel dos ganhos e do preço corrente, sendo de dois terços a três quartos do peso para os ganhos, assim indicaram que o PVM simples, usando apenas preço e dividendos, para o preço das ações pode ser fortemente rejeitado.

Campbell (1991) usando a metodologia de valor presente acima mostrou que o retorno inesperado das ações deve estar associado ou a mudanças nas expectativas de dividendos futuros ou a mudanças nas expectativas de retornos futuros, usando dados mensais americanos entre 1927 e 1988 verificou que a variância do retorno esperado pode ser dividido em três partes, sendo uma parte devido a mudança nos dividendos esperados, outra parte devido a mudança nos retornos esperados e uma terceira parte devido a covariância entre as duas primeiras esperanças. O autor verificou ainda que mudanças no retorno esperado tem um efeito grande e persistente e são negativamente correlacionados com mudanças nos dividendos esperados, o que aumenta a reação do mercado a notícias de dividendos.

Um interessante trabalho que comparou o DDM, o DCF e EVA[®]/RIM, foi o realizado por Penman and Sougiannis (1997), esses autores contrastaram o erro de avaliação de cada modelo, considerando dados do *COMPUSTAT annual and research files* que compreende firmas da NYSE, AMEX e NASDAQ durante 1973 e 1992 e realizações de caixa, dividendos

e ganhos ex-post como sendo em média iguais as expectativas do mercado, calcularam o valor intrínseco teórico de acordo com cada modelo, durante vários horizontes, com e sem valor terminal. Compararam os valores teóricos com o preço de mercado ex-ante para obter o erro de medida gerado por cada modelo no horizonte finito. Comparando esse erro concluíram que o modelo de renda residual tem um poder explicativo superior aos outros dois, dado que possui um erro menor.

Enfim, dados os modelos DDM, DCF, EVA[®]/RIM e PVM expostos anteriormente, o presente trabalho pretende se incluir entre os trabalhos empíricos acima e testar a hipótese do DDM/PVM. Ou seja, pretendemos contribuir com a literatura acima testando a hipótese de que o preço das ações é dado pela antecipação dos dividendos futuros esperados por uma taxa apropriada de desconto. É importante chamar a atenção para o trabalho de Anchite e Issler (2001), que testaram essa mesma hipótese para o índice Ibovespa. Nossa contribuição é fazer o mesmo teste com ações individualmente, isso porque tanto o DDM quanto o PVM foram feitos pensando-se em ações e não em índices.

Embora trabalhos empíricos em geral utilizem índices de ações, e não ações isoladamente temos que o verdadeiro teste do modelo deve ser feito com ações, isso porque utilizando-se índices o modelo pode ser aceito ou rejeitado “pela média”, quando que na realidade ele é válido para algumas ações dentro do índice e para outras não. Ou pior, não seja válido para nenhuma ação dentro do índice, mas seja válido para todas conjuntamente.

3 METODOLOGIA

Seguiremos no presente trabalho o procedimento adotado por Campbell e Shiller (1988 a) para testar se o preço das ações é dado pela antecipação dos dividendos futuros esperados (a hipótese do *present value model*). Tal procedimento se baseará em estimativas obtidas pela metodologia de vetores auto-regressivos, VAR¹².

Essa metodologia de série temporal exige que as variáveis analisadas sejam estacionárias ou pelo menos cointegradas¹³, assim nossa primeira preocupação é com as características do processo gerador dos dados, por isso inicialmente testamos a estacionariedade, existência de raiz unitária, de nossas séries. Uma série ser estacionária significa que possui média e variância constantes ao longo da amostra e a covariância entre diferentes observações depende do intervalo entre essas observações, mas não do período em que elas estejam. Exemplos simples de variáveis estacionárias são os processo *white noise* (erros independentes e identicamente distribuídos) e os processos AR(1) com coeficiente autoregressivo estritamente menor que 1.

Feita a análise da estacionariedade, temos que testar a cointegração entre as variáveis de interesse, caso sejam não estacionárias. O conceito de cointegração foi estabelecido por Engle e Granger (1987).

Um vetor x_t é dito ser cointegrado de ordem d , b , denotado por $x_t \sim CI(d, b)$ se:

- i) Todas as componentes de x_t são integradas de ordem d , estacionárias após d diferenciações.
- ii) Existe um vetor $\beta \neq 0$, tal que e_t , $e_t = \beta' x_t$, é integrado de ordem $d-b$, $b > 0$. O vetor β é chamado de vetor de cointegração.

Assim, feito essa análise de estacionariedade com as séries de interesse¹⁴, dadas pela equação (17), e de cointegração entre o log dos preços, p_t , e o log dos dividendos, d_t ,

¹² Por facilidade computacional estimamos um conjunto de equações aparentemente não relacionadas, SUR. Como nossas variáveis explicativas são apenas variáveis dependentes defasadas o método SUR é idêntico ao método VAR.

¹³ VECM.

¹⁴ As séries de interesse são o log dos dividendos, d_t , o log dos preços, p_t , a primeira diferença do log dos dividendos, Δd_t , e a série dos juros reais, h_t .

definiremos, como Campbell e Shiller (1988 a), o vetor x_t de tal forma que todos os elementos sejam conhecidos do público no período t. Faremos duas representações para x_t . Na representação (a) teremos $x_t = [d_{t-1} - p_t, \Delta d_{t-1}, h_{t-1}]$ e na representação (b) teremos $x_t = [d_{t-1} - p_t, d_{t-1}, h_{t-1}]$ ¹⁵, lembrando que h_t são os juros reais e $\delta_t = d_{t-1} - p_t$. Assumimos que x_t pode ser representado por um vetor autoregressivo de uma ordem p qualquer. Campbell e Shiller (1987) demonstraram que um VAR(p) qualquer pode ser transformado, “empilhado” (*stacked*), de tal forma a se transformar em um VAR(1). Por exemplo, suponha um VAR(3) na representação (a):

$$\begin{bmatrix} \delta_t \\ \Delta d_{t-1} \\ h_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & b_1 & f_1 \\ g_1 & l_1 & m_1 \\ n_1 & o_1 & u_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \delta_{t-1} \\ \Delta d_{t-2} \\ h_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_2 & b_2 & f_2 \\ g_2 & l_2 & m_2 \\ n_2 & o_2 & u_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \delta_{t-2} \\ \Delta d_{t-3} \\ h_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_3 & b_3 & f_3 \\ g_3 & l_3 & m_3 \\ n_3 & o_3 & u_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \delta_{t-3} \\ \Delta d_{t-4} \\ h_{t-4} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{bmatrix}$$

Empilhando:

$$\begin{bmatrix} \delta_t \\ \delta_{t-1} \\ \delta_{t-2} \\ \delta_{t-3} \\ \Delta d_{t-1} \\ \Delta d_{t-2} \\ \Delta d_{t-3} \\ \Delta d_{t-4} \\ h_{t-1} \\ h_{t-2} \\ h_{t-3} \\ h_{t-4} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & a_2 & a_3 & 0 & b_1 & b_2 & b_3 & 0 & f_1 & f_2 & f_3 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ g_1 & g_2 & g_3 & 0 & l_1 & l_2 & l_3 & 0 & m_1 & m_2 & m_3 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ n_1 & n_2 & n_3 & 0 & o_1 & o_2 & o_3 & 0 & u_1 & u_2 & u_3 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \delta_{t-1} \\ \delta_{t-2} \\ \delta_{t-3} \\ \delta_{t-4} \\ \Delta d_{t-2} \\ \Delta d_{t-3} \\ \Delta d_{t-4} \\ \Delta d_{t-5} \\ h_{t-2} \\ h_{t-3} \\ h_{t-4} \\ h_{t-5} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ u_{2t} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ u_{3t} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

Uma dificuldade com a modelagem do valor presente é que p_t e d_t não são medidos contemporaneamente: p_t é o preço médio do último dia do período t e d_t é pago em algum momento ao longo do período t. Para aplicarmos a metodologia exposta aqui precisamos assumir que d_t e d_{t+1} são conhecidos do mercado no início do período t, mas isso pode nos levar a uma rejeição espúria do modelo se, de fato, d_{t+1} só é conhecido no início do período t+1. Intuitivamente, não é difícil “prever” o excesso de retorno usando informação ex-post.

¹⁵ Campbell e Shiller (1988 a) fazem estas duas representações devido aos duvidosos resultados dos testes aplicados para determinar se há ou não raiz unitária na série de dividendos utilizada no dito trabalho. Porém,

Para evitar esse problema modificamos os procedimentos, conforme Campbell e Shiller (1987), construímos o log da razão dividendo-preço da seguinte forma $\delta_t = d_{t-1} - p_t$. Usamos esta variável em nossos testes e alteramos as restrições apropriadamente. Agora todas as nossas variáveis estão no conjunto de informação no início do período t, mas não no começo do período t-1.

Assim, transformamos $C(L)x_t = u_t$, onde os elementos de $C(L)$ são polinômios do operador de defasagem de p-ésima ordem, em $z_t = Az_{t-1} + \varepsilon_t$, um VAR(1). Empilhar o VAR(p) transformando-o em um VAR(1) tem a propriedade desejável de que a previsão das variáveis k períodos à frente é simplesmente $E_t(z_{t+k}) = A^k z_t$. Isso torna fácil impor as restrições indicadas por Campbell e Shiller (1988 a) nos parâmetros do VAR.

Feito esse “empilhamento” definimos o vetor e_1 tal que $e_1 z_t = d_{t-1} - p_t = \delta_t$, o vetor e_2 tal que $e_2 z_t = \Delta d_{t-1}$ e o vetor e_3 tal que $e_3 z_t = h_{t-1}$. Campbell e Shiller (1988 a) estabelecem as restrições do modelo de valor presente em termos do vetor autoregressivo a partir da equação (17) desenvolvida no modelo de valor presente no capítulo anterior. Assim temos que:

$$\delta_t = E_t \left(\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [h_{t+1+j} - \Delta d_{t+1+j}] \middle| H_t \right) \equiv \delta_t^*$$

Ou seja, δ_t deve ser igual à previsão ótima do fluxo futuro descontado de $h_{t+1+j} - \Delta d_{t+1+j}$, denotado por δ_t^* , desconsiderando a constante $\left(\frac{c-k}{1-\rho} \right)$. Note que $h_{t+j} = e_3 A^{j+1} z_t$, $\Delta d_{t+j} = e_2 A^{j+1} z_t$ para a representação (a) e $\Delta d_{t+j} = e_2 (A^{j+1} - A^j) z_t$ para a representação (b). Podemos reescrever a equação acima utilizando esses vetores “canônicos”:

$$\delta_t = e_1 z_t = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (e_3 A^{j+1} z_t - e_2 A^{j+1} z_t) \equiv \delta_t^*$$

Daí temos que:

$$e_1 z_t = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (e_3 - e_2) A^{j+1} z_t$$

Pós-multiplicando por z_t^{-1} de ambos os lados:

$$e_1 = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (e_3 - e_2) A^{j+1}$$

aqui temos certeza de que algumas séries possuem raiz unitária e outras não. Assim, para nós, mais do que para Campbell e Shiller (1998 a), estas duas representações são muito úteis.

Como $0 < \rho < 1$, temos um somatório de uma progressão geométrica, PG, com razão menor que a unitária, assim:

$$e_1 = (e_3 - e_2)A(I - \rho A)^{-1}$$

Novamente, pós-multiplicando ambos os lados por $(I - \rho A)$ temos que:

$$e_1(I - \rho A) = (e_3 - e_2)A$$

Essa é a restrição a ser imposta nos parâmetros do VAR de forma a testarmos o *present value model*. Campbell e Shiller (1988 a) propuseram uma ampliação da restrição acima, de forma a testarmos também os casos em que as séries de dividendos sejam estacionárias. Nesses casos temos que δ_t deve ser igual a δ_t^* , sendo este dado por:

$$\delta_t^* \equiv \left((e_3 - e_2)A + e_2B \right) (I - \rho A)^{-1} z_t$$

Onde $B = 0$ na representação (a) e $B = 1$ na representação (b). Podemos comparar os elementos da matriz $\left((e_3 - e_2)A + e_2B \right) (I - \rho A)^{-1}$ no lado direito da equação acima com e_1 . Para escrever a restrição $\delta_t = \delta_t^*$ em termos de parâmetros do modelo, podemos trocar δ_t^* na equação acima por $e_1 z_t$, Cancelamos z_t de ambos os lados e pós-multiplicamos por $(I - \rho A)$ para obter:

$$e_1(I - \rho A) = (e_3 - e_2)A + e_2B \quad (18)$$

Testaremos essas restrições nos coeficientes autoregressivos da matriz A , “empilhada”, usando a estatística Wald. As restrições dadas pela equação (18) nos parâmetros da matriz A no exemplo anterior ficam da seguinte forma.

Na representação (a): $\rho a_1 + n_1 - g_1 = 1$ e $\rho a_i + n_i - g_i = 0$ com $i = 2, 3$ e $\rho b_i + o_i - l_i = 0$ e $\rho f_i + u_i - m_i = 0$ com $i = 1, 2, 3$.

Na representação (b): $\rho a_1 + n_1 - g_1 = 1$ e $\rho b_1 + o_1 - l_1 = -1$, $\rho a_i + n_i - g_i = 0$, $\rho b_i + o_i - l_i = 0$ para $i = 2, 3$ e ainda $\rho f_i + u_i - m_i = 0$ com $i = 1, 2, 3$.

Um segundo teste que será utilizado, além da estatística Wald para as restrições da equação (18), é o teste de razão de volatilidade, onde avaliaremos a igualdade entre a variância de δ_t realizado e δ_t previsto pelo modelo, se o modelo de valor presente for válido a variância do log da razão dividendo-preço realizado e previsto devem ser iguais, intuitivamente, para que o modelo seja válido não podemos ter um δ_t previsto pelo modelo

estável se o δ_t realizado é altamente volátil, ou o contrário. Além disso, a correlação entre os dois, δ_t realizado e δ_t previsto, deve ser igual a um se o modelo de valor presente for válido.

Por último, temos o teste de causalidade entre o log da razão dividendo-preço e a primeira diferença do log dos dividendos. Se o *present value model* for válido temos que ter uma causalidade unidirecional de δ_t para Δd_{t-1} . A explicação intuitiva para a causalidade é que, como a hipótese do *dividend discount model* ou *present value model* indica que a antecipação dos dividendos futuros esperados causa o preço atual, então pela metodologia tradicional de séries temporais temos que p_t deve causar os infinitos d_{t+i} à frente, como transformamos nossas variáveis temos que, conforme a equação (15), o log da razão dividendo-preço, δ_t , é uma previsão ótima dos valores futuros de Δd_{t+i} , condicional ao conjunto completo de informações dos agentes. O log da razão dividendo-preço, δ_t , terá um poder explicativo incremental para futuros Δd_{t+i} se os agentes tem informação útil para prever Δd_{t+i} .

4 DADOS

As ações analisadas neste trabalho serão as ações ON e PN do Banco Bradesco e a ação PN do Banco Itaú, e seus respectivos dividendos. Essas séries foram escolhidas por terem uma grande disponibilidade de dados, já que pagam dividendos mensalmente, e terem presença “constante” no Ibovespa ao longo das últimas duas décadas. É importante ressaltar que pelo critério de disponibilidade de dados essas são as únicas ações brasileiras aptas a serem analisadas.

A característica básica que diferencia este trabalho de outros do gênero é a opção por estimar o modelo com ações individuais, isoladamente. Uma das razões para que trabalhos similares utilizem o índice de mercado ou componham um índice próprio para avaliar o valor intrínseco de ações é minimizar o risco diversificável inerente às ações, conforme Costa Jr. e Neves (2000):

“A análise do relacionamento entre a rentabilidade das ações e as variáveis fundamentalistas é conduzida através da formação de carteiras de ações. Esta técnica tem a função de eliminar, ou pelo menos, diminuir a parte diversificável do risco total das ações utilizadas na amostra”. (pág.131)

Assim, de fato não há restrição em realizar o estudo de ações isoladamente, mesmo porque, como vimos acima, no desenvolvimento do modelo de valor presente, uma das suposições fundamentais do modelo é que o excesso de retorno é constante, ou seja, o risco é invariante ao longo do tempo, por isso não é necessário diminuir a parte do risco inerente a ativos específicos.

Mais ainda, tanto o modelo de desconto de dividendos quanto o modelo de valor presente são feitos pensando-se em ações e não em índices, embora trabalhos empíricos em geral utilizem índices de ações, e não ações isoladamente, por limitações dos dados de pagamentos de dividendos com alta frequência. Temos que o verdadeiro teste do modelo deve ser feito com ações, isso porque se utilizando índices o modelo pode ser aceito ou rejeitado “pela média”, quando que na realidade ele é válido para algumas ações dentro do índice e para outras não. O pior dos casos seria se o modelo explicasse apenas o mercado como um todo, situação na qual nenhuma ação seria explicada pelo DDM/PVM, porém na média, para o

índice, houvesse aceitação do modelo. Nesse caso tal aceitação seria na realidade uma rejeição, pois os modelos foram propostos para avaliar ações e não índices.

Quanto ao período de análise temos que para as ações ON e PN do Banco Bradesco e seus respectivos dividendos analisamos duas amostras, uma amostra referente ao período de janeiro de 1987 até maio de 2003, na qual os dados foram atualizados pelo IGP-DI, e uma outra amostra menor, de julho de 1994 até maio de 2003, sem nenhuma atualização nos dados. Analisamos essas duas amostras devido a uma possível quebra estrutural causada nas séries de preços e dividendos devido ao do plano real em meados da década de 90.

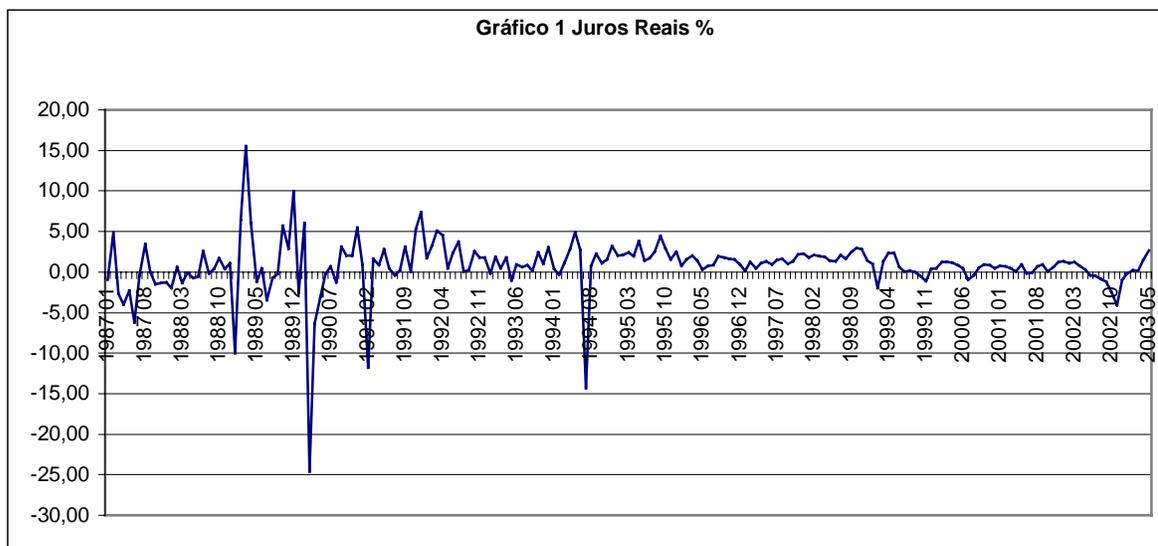
A análise com as ações PN do Banco Itaú e seus respectivos dividendos foi feita considerando-se também duas amostras, uma no período de fevereiro de 1987 até abril de 2003, com dados atualizados pelo IGP-DI, e uma série menor de julho de 1994 até abril de 2003 sem nenhuma atualização dos dados. Pretendia-se aqui estimar o modelo usando-se também as ações ON do Banco Itaú, mas esta foi excluída da análise devido à cointegração, com as ações PN. Todos os dados referentes a ações e dividendos foram coletados na base de dados da Economática.

A série de juros reais, h_t , que será utilizada para calcularmos o excesso de retorno foi construída com base na taxa SELIC mensal e na taxa do IGP-DI dos respectivos meses, ambas extraídas da base de dados do Ipeadata. Essa série será utilizada tanto para o período cujos dados foram atualizados, entre 1987 e 2003, quanto para o período onde os dados não sofreram atualização alguma, 1994 a 2003.

Formalmente, a taxa de juros reais foi construída da seguinte forma:

$$h_t = \frac{1 + \text{SELIC}_t}{1 + \text{IGP} - \text{DI}_t} - 1$$

Abaixo vemos os gráficos dos juros reais:



Fonte: Ipeadata.

Acima vemos que a taxa de juros real possui um comportamento relativamente estável ao longo da amostra, com exceção de seis *outliers*, o que nos leva, por uma análise visual da série, a admitir que os juros reais são estacionários, não possuindo raiz unitária.

Formalmente temos que, através dos testes de ADF e PP, ver Enders (1995), tanto para o período entre 1987 e 2003 quanto para 1994 a 2003 rejeitamos fortemente a hipótese de raiz unitária na série dos juros reais.

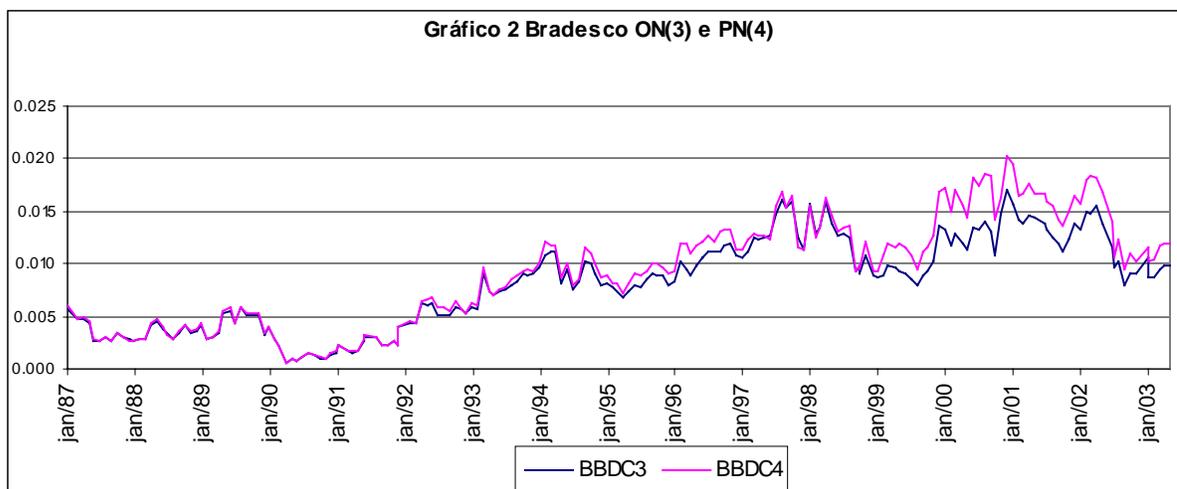
Tabela 1 Testes de Estacionariedade – Juros reais (h_t)

	1987/2003	1994/2003
ADF	-3.806245	-3.166607
Constante	Sim	Sim
Tendência	Não	Sim
Lags	11	10
Rejeita H_0	1%	10%
PP	-11.75182	-13.72759
Constante	Sim	Sim
Tendência	Não	Sim
Lags	4	4
Rejeita H_0	1%	1%

Fonte: Cálculos do autor.

Procedendo como indicado por Dickey e Fuller, ou seja, partindo do geral para o específico, testamos inicialmente uma equação contendo 20 lags, intercepto e tendência. Para a série entre 1987 e 2003 temos a rejeição da hipótese nula ao nível de 1%, tanto pelo critério ADF quanto pelo PP. Para o período entre 1994 e 2003 temos que a hipótese também foi rejeitada, sendo que aqui a significância foi reduzida para o nível de 10% pelo teste ADF. De qualquer forma rejeitamos a hipótese de que os juros reais são não estacionários.

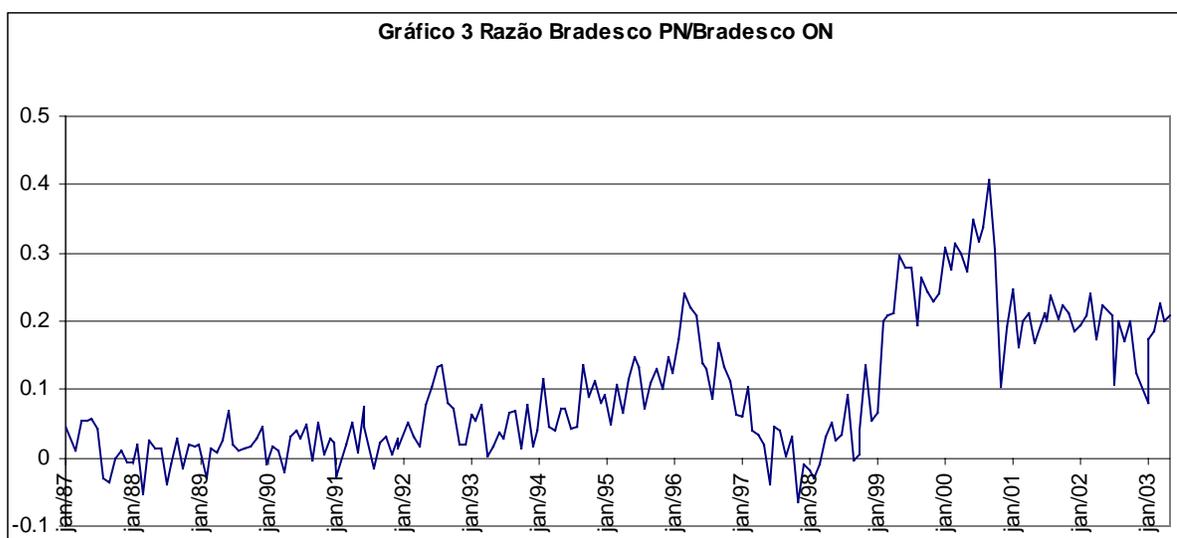
Abaixo temos a análise para as séries de ações e dividendos, todos os valores estão medidos por ação:



Fonte: Economática

Na tabela acima vemos o comportamento das ações do Banco Bradesco ON, BBDC3, e Bradesco PN, BBDC4, ao longo do período entre 1987 e 2003. As duas parecem ter uma relação estável ao longo do período, ou seja, parecem caminhar juntas ao longo da amostra, parecendo ser cointegradas. Porém o gráfico abaixo, da diferença entre as duas, *spread*, nos dá outra impressão. Claramente há uma quebra estrutural na diferença entre as duas, a partir de 1999 quando a diferença entre as duas se desloca para cima, com as ações PN se valorizando em relação à ON. Como vamos trabalhar com ações de uma mesma empresa é interessante testarmos a relação entre elas formalmente, para evitarmos o erro de trabalharmos aqui com duas variáveis cointegradas.

Sendo assim, testamos formalmente a cointegração entre elas. Primeiramente testamos a existência de raiz unitária em cada uma das séries, considerando novamente um modelo inicial com 20 lags, intercepto e tendência chegamos aos resultados na tabela abaixo.



Fonte: Economática

Tabela 2 Testes de Estacionariedade para Ações do Banco Bradesco.

Variável	1987/2003				1994/2003			
	BBDC3	Δ BBDC3	BBDC4	Δ BBDC4	BBDC3	Δ BBDC3	BBDC4	Δ BBDC4
ADF	0.466000	-3.339272	0.081929	-12.32819	1.066758	-2.282853	0.454912	-11.15478
Constante	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Tendência	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Lags	19	18	2	1	12	11	0	0
Rejeita H_0	Não	1%	Não	1%	Não	5%	Não	1%
PP	-0.036363	-15.32865	-0.057933	-16.04112	0.837077	-10.54942	0.745294	-11.26535
Constante	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Tendência	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Lags	4	4	4	4	4	4	4	4
Rejeita H_0	Não	1%	Não	1%	Não	1%	Não	1%

Fonte: Cálculos do autor.

Acima vemos que a hipótese de raiz unitária na série de Bradesco ON, BBDC3, não é rejeitada, por nenhum dos dois testes realizados, assim aceitamos a hipótese de existência de raiz unitária na série de Bradesco ON, nos dois períodos considerados. A mesma situação é vista para as ações PN do Banco Bradesco, BBDC4, onde a raiz unitária não é rejeitada pelo ADF nem pelo PP,

Quanto a cointegração das séries temos que inicialmente escolher, pelo método de Johansen, a ordem do VAR. Essa escolha baseou-se nas estatísticas LR, AIC, BIC e HQ, ver Cinca (1995), Greene (1999) e Johnston e DiNardo (1997). Foram escolhidos, para o período maior, um e três lags, e para o período menor foram escolhidos dois lags.

Os resultados do método de Johansen estão na tabela a seguir:

Tabela 3 Teste de cointegração de Johansen - Bradesco - 1987/2003 – 1 lag.

H_0 : posto = p	Max	5%	Traço	5%	Lags
p=0	8.877845	14.07	10.82394	15.41	1
p≤1	1.946096	3.76	1.946096	3.76	1

Trace test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels

Tabela 4 Teste de cointegração de Johansen - Bradesco - 1987/2003 – 3 lag.

H_0 : posto = p	Max	5%	Traço	5%	Lags
p=0	7.727927	14.07	9.535568	15.41	3
p≤1	1.807641	3.76	1.807641	3.76	3

Trace test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels

Tabela 5 Teste de cointegração de Johansen - Bradesco - 1994/2003

H_0 : posto = p	Max	5%	Traço	5%	Lags
p=0	5.007531	14.07	6.096924	15.41	2
p≤1	1.089392	3.76	1.089392	3.76	2

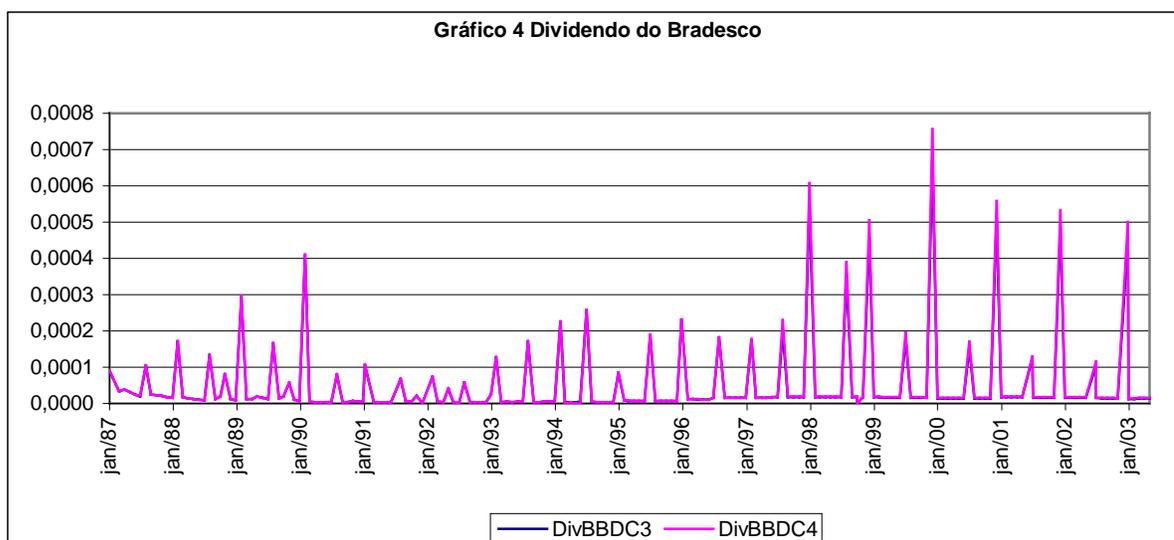
Trace test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels

Fonte: Cálculos do autor.

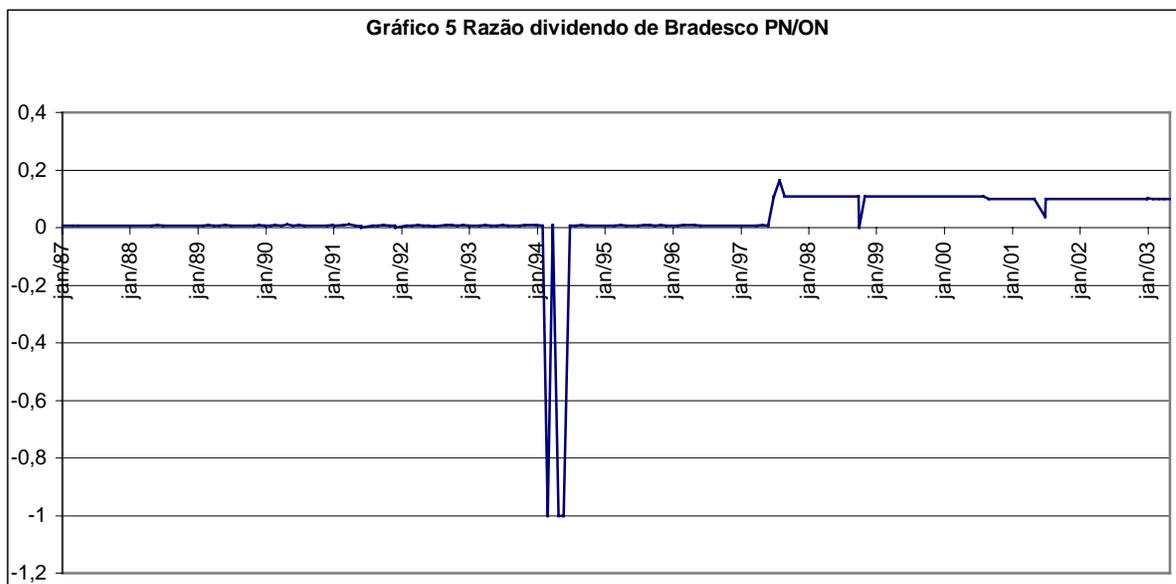
O resultado do teste, como pode ser visto acima, rejeita claramente a cointegração entre as ações ON e PN do Banco Bradesco no período maior, 1987/2003, pois considerando tanto um lag quanto três lags não temos cointegração. O mesmo se verifica para o período menor, não temos cointegração entre as séries entre 1994/2003.

De outro lado, uma análise visual das séries de dividendos das ações do Banco Bradesco ON e PN demonstram duas características notórias. Primeiro uma forte sazonalidade¹⁶, que trataremos mais à frente, nos testes de estacionariedade e na estimação do modelo propriamente dito, com dummies sazonais. E segundo uma forte relação estável entre os dividendos das duas ações, apesar da quebra estrutural no *spread* entre ambos em meados de 1997 e de alguns períodos de não pagamentos de dividendos ao longo da amostra, ora de uma, ora de outra ação. Em alguns períodos o não pagamento coincidiu entre as duas. Nestes períodos o *spread* entre elas foi definido como sendo zero, mas logicamente esse é um problema a ser tratado mais rigorosamente quando da estimação do modelo de valor presente com retornos variáveis, pois é necessário tirarmos o logaritmo das variáveis.



Fonte: Economática

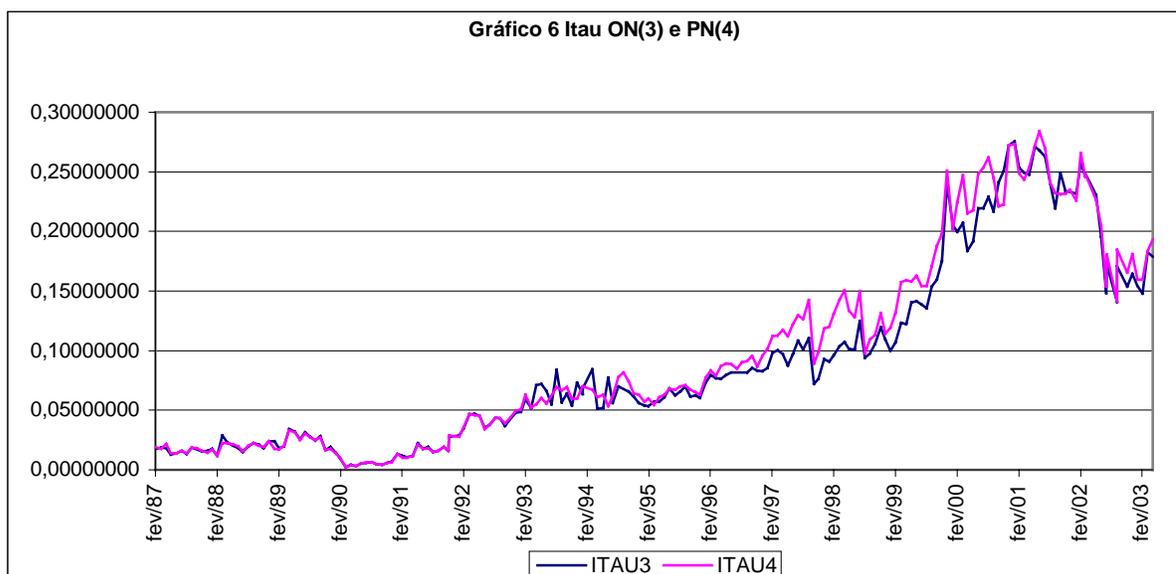
¹⁶ Essa sazonalidade, presente na série de dividendos tanto do Banco Bradesco quanto do Banco Itaú, se deve ao fato de que em nossa análise consideramos como sendo dividendos os pagamentos de juros sobre capital próprio, que são pagos mensalmente, e os dividendos propriamente dito, que são pagos semestralmente. Porém, como dito acima utilizaremos dummies sazonais para captar o efeito dessa semestralidade. A figura contábil dos juros sobre capital próprio foi criada na segunda metade da década de 90 para evitar a bi-tributação dos dividendos pagos aos acionistas.



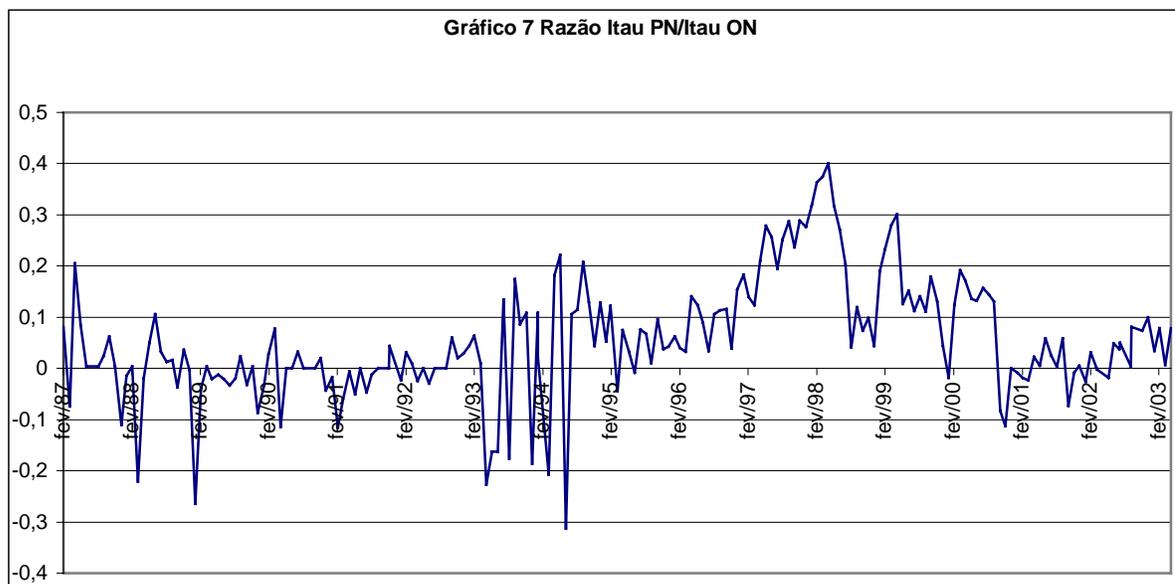
Fonte: Economática

A relação de cointegração entre os dividendos das ações ON e PN do Banco Bradesco parece ser tão óbvia que dispensamos os testes formais. É de se notar também a forte sazonalidade da série dos dividendos, na estimação do modelo utilizaremos 11 dummies sazonais para captar a influência dos meses.

Abaixo vemos a evolução das ações do Banco Itaú ON e PN, ITAU3 e ITAU4 respectivamente, entre 1987 e 2003. Estes sim parecem caminhar juntos ao longo da amostra. Isso pode ser visto não só no gráfico das séries em nível como também pelo *spread* entre as duas, onde parece tender sistematicamente a média amostral, à exceção do período entre 02/1996 e 02/2000 que parece se deslocar da média.



Fonte: Economática



Fonte: Economática

Testando a relação de cointegração entre as duas formalmente temos que, primeiramente testar a existência de raiz unitária nas séries. Novamente iniciando os testes ADF e PP com 20 lags, intercepto e tendência, temos que há evidência de existência de raiz unitária nas duas séries, nos dois períodos considerados, embora o teste ADF rejeite a hipótese de raiz unitária na série ITAU3 entre 1987 e 2003 ao nível de 5%, o que deve ser fruto de alguma quebra estrutural na série, o teste PP não rejeita a raiz unitária para essa série no mesmo período, assim admitimos a existência de raiz unitária nas duas séries, nos dois períodos considerados.

Tabela 6 Testes de Estacionariedade para Ações do Banco Itaú.

Variável	1987/2003				1994/2003			
	ITAU3	Δ ITAU3	ITAU4	Δ ITAU4	ITAU3	Δ ITAU3	ITAU4	Δ ITAU4
ADF	-2.153246	-2.067794	0.335371	-2.489840	-0.151762	-1.046254	1.537867	-12.81170
Constante	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Tendência	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Lags	18	20	19	18	17	16	19	0
Rejeita H_0	5%	5%	Não	5%	Não	Não	Não	1%
PP	0.392537	-17.04077	0.648388	-18.14612	1.338287	-12.17344	1.530921	-12.90573
Constante	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Tendência	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Lags	4	4	4	4	4	4	4	4
Rejeita H_0	Não	1%	Não	1%	Não	1%	Não	1%

Fonte: Cálculos do autor.

Já a primeira diferença das duas séries é estacionária, à exceção novamente de ITAU3 entre 1994 e 2003, para o qual o teste ADF não rejeita a hipótese de raiz unitária. Porém inclusive esse é estacionário se considerarmos PP, que rejeita a raiz ao nível de 1%. Mais ainda, a raiz é rejeitada por PP a 1% para todas as primeiras diferenças. Assim, admitimos que as duas séries são $I(1)$, prosseguindo o teste de cointegração entre elas temos que:

Novamente pelo procedimento de Johansen temos primeiramente que escolher a ordem do VAR. Essa escolha baseou-se novamente nos critérios, LR, AIC, BIC e HQ. Não houve concordância entre os critérios e todos lags escolhidos pelos diferentes critérios foram testados. Felizmente dispomos de dados suficientes para seguir o trabalho, pois os critérios indicaram o lag ótimo, para o período maior como sendo dois, três e vinte, e para o período menor os escolhidos foram um, dezenove e vinte.

Tabela 7 Teste de cointegração de Johansen - Itaú - 1987/2003 – 2 lag

H ₀ : posto = p	Max	5%	Traço	5%	lag
p=0	22.88818	14.07	23.42531	15.41	2
p≤1	0.537125	3.76	0.537125	3.76	2

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Tabela 8 Teste de cointegração de Johansen - Itaú - 1987/2003 – 3 lag

H ₀ : posto = p	Max	5%	Traço	5%	lag
p=0	23.12212	14.07	23.45216	15.41	3
p≤1	0.330047	3.76	0.330047	3.76	3

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Tabela 9 Teste de cointegração de Johansen - Itaú - 1987/2003 – 20 lag

H ₀ : posto = p	Max	5%	Traço	5%	lag
p=0	47.53111	14.07	48.26229	15.41	20
p≤1	0.731178	3.76	0.731178	3.76	20

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Tabela 10 Teste de cointegração de Johansen - Itaú - 1994/2003 – 1 lag

H ₀ : posto = p	Max	5%	Traço	5%	Lag
p=0	15.86984	14.07	15.88068	15.41	1
p≤1	0.010844	3.76	0.010844	3.76	1

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level

Tabela 11 Teste de cointegração de Johansen - Itaú - 1994/2003 – 19 lag

H ₀ : posto = p	Max	5%	Traço	5%	Lag
p=0	16.71475	14.07	18.08345	15.41	19
p≤1	1.368697	3.76	1.368697	3.76	19

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level

Tabela 12 Teste de cointegração de Johansen - Itaú - 1994/2003 – 20 lag

H ₀ : posto = p	Max	5%	Traço	5%	Lag
p=0	8.126609	14.07	10.96505	15.41	20
p≤1	2.838440	3.76	2.838440	3.76	20

Trace test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels

Fonte: Cálculos do autor.

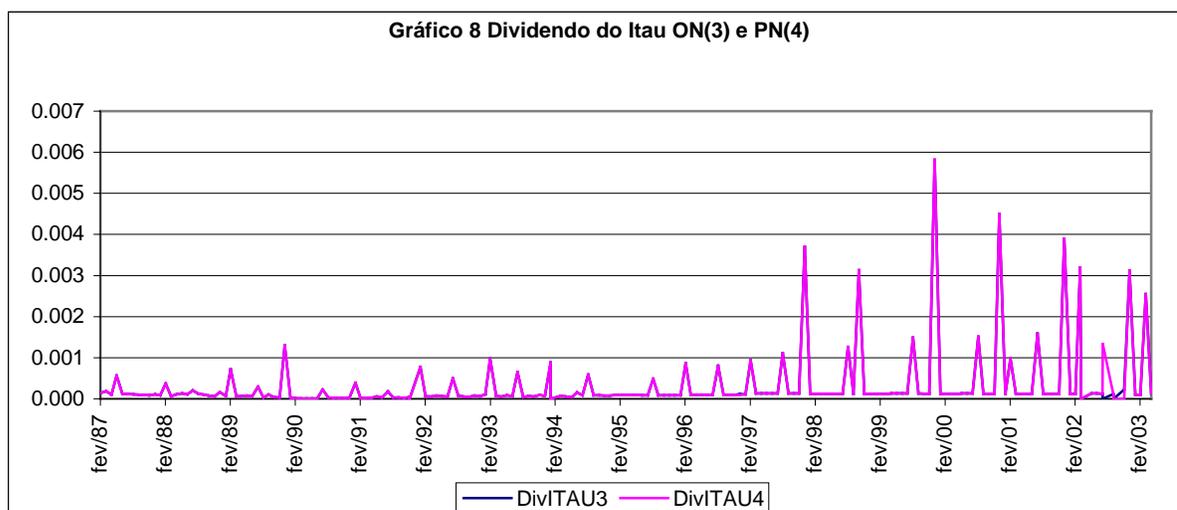
Vemos nas tabelas acima que a cointegração entre ITAU3 e ITAU4 pode ser aceita sem maiores problemas, pois tanto a estatística do traço quanto do autovalor máximo admitem

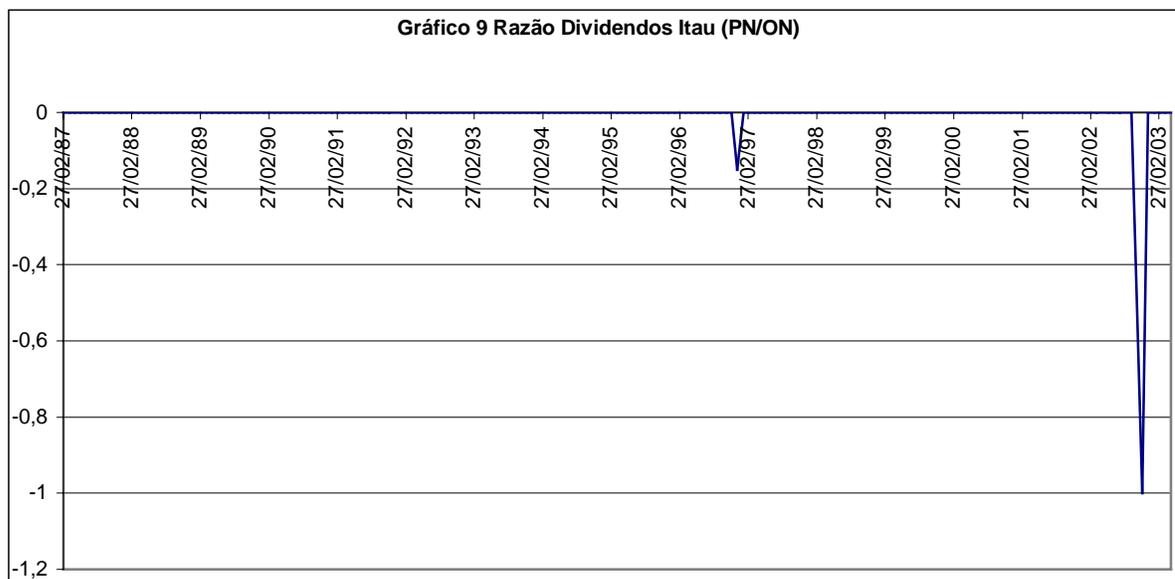
a existência de um vetor de cointegração, nos dois períodos considerados, com qualquer lag adotado, à exceção do período entre 1994/2003 com 20 lags.

Assim, devido à cointegração entre as ações ON e PN do Banco Itaú o *dividend discounted model/present value model* não será testado para as ações ON. Outra razão é que essas ações possuem uma baixíssima liquidez no mercado e sua participação no índice Ibovespa é muito eventual. Assim o trabalho se reduz a aplicar o modelo de valor presente a apenas três séries, Bradesco ON, Bradesco PN e Itaú PN. As três séries serão analisadas nos dois períodos, de 1987 a 2003 e 1994 a 2003.

Já os dividendos do banco Itaú demonstram ser não só fortemente cointegrados, como são idênticos, à exceção de duas observações, o que pode ser visto pelo gráfico do *spread*, onde esse é zero para toda a amostra, excluindo duas observações, uma no final de 1996, onde o pagamento de dividendos para a ação PN foi cerca de 15% menor que o dividendo da ON, e outra observação, ao final da amostra, onde não houve pagamento de dividendos para as ações PN. Assim, novamente temos que a relação de cointegração entre as duas é tão notória que dispensamos testes formais para essa hipótese.

Aqui é interessante uma observação. O modelo de valor presente ou *dividend discounted model* indica a relação intrínseca entre preço e dividendos. Como vemos acima, no caso do Banco Itaú, temos que os dividendos são idênticos para as duas ações, ON e PN, e essas duas ações são cointegradas. Isso poderia ser tomado desde já como uma evidência a favor do modelo, contrariamente as ações do Banco Bradesco que possuem dividendos também fortemente cointegrados, porém os preços não cointegram, o que seria algo inexplicável pelo modelo de valor presente. Assim estimamos o modelo propriamente dito na próxima seção.





Fonte: Economática.

Uma última questão: é importante ressaltar que Bradesco e Itau foram ações selecionadas devido à necessidade de disponibilidades de dados, essas são as únicas empresas que mantêm a mais de dez anos uma política consistente e bem definida de pagamento de dividendos. Nenhuma outra companhia no mercado Brasileiro possui sequer um terço da disponibilidade de dados que Bradesco e Itau possuem em termos de observações para a série de dividendos. Assim, embora possa parecer um viés de seleção, a escolha dessas ações na realidade é a única escolha possível tendo-se em vista o teste do modelo de desconto de dividendos para ações individualmente.

Uma interessante questão metodológica é que o DDM/PVM pode ser calculado até mesmo para ações que não pagam dividendos, isso porque o modelo é baseado em dividendos esperados (ver Damodaran, (1997)). Porém, como desconsideramos qualquer modelagem de formação de expectativas, necessitamos de ações que distribuam dividendos de uma forma regular de tal forma que tenhamos dados suficientes para estimar o modelo.

De outro lado, embora optemos por duas companhias com muitas observações para a série de dividendos ainda assim enfrentamos problemas de alguns meses sem observações. Como temos de tirar o log das variáveis para calcular o modelo de valor presente com retornos variáveis optamos por excluir esses meses, acumulando os juros referentes aos meses excluídos para o mês imediatamente posterior.

Por último, é importante ressaltar que nossa base de dados considera dividendos regulares, especiais e extraordinários igualmente. Ou seja, desconsideramos a irregularidade dos pagamentos de dividendos em dinheiro aos acionistas, ver Brealey e Myers (1992). De

outro lado, desconsideramos também bonificações em ações e as recompras de ações, ver Brealey e Myers (1992) e Gordon (2002).

5 ESTIMAÇÃO E RESULTADOS

Na estimação do trabalho temos um pequeno problema: o desenvolvimento do modelo de valor presente indica que preços e dividendos devem ser $I(1)$, e uma combinação linear entre eles deve ser $I(0)$. Porém algumas séries de dividendos testadas aqui são estacionárias¹⁷. Esse é um problema encontrado também por Anchite e Issler (2001) e Campbell e Shiller (1988 a). Esses últimos adotaram a solução radical de admitir duas representações para o modelo, uma considerando os dividendos como sendo $I(1)$, isto é, a representação (a) indicada na metodologia acima, e outra como sendo $I(0)$, a representação (b).

Felizmente a estacionariedade do log da razão dividendo-preço, δ_t , também é aceita quando os dividendos são estacionários. Assim, nos casos em que os dividendos são estacionários estimaremos o modelo considerando o log dos dividendos, e não a primeira diferença do log dos dividendos.

É importante ressaltar novamente o problema de falta de observações para alguns meses na série de dividendos, nesses casos excluimos as observações de preços e juros do período em que não houve pagamento de dividendos e acumulamos os juros reais, h_t , para o período seguinte, com isso temos que para cada ação em cada período há uma série de juros sutilmente diferente, com isso realizamos os testes de raiz unitária para todas as séries de juros, sendo que em todos os casos as séries foram estacionárias.

5.1 Bradesco ON (1987-2003)

Primeiramente, consideramos aqui um vetor autoregressivo na representação (a), ou seja, $x_t = [d_{t-1} - p_t, \Delta d_{t-1}, h_{t-1}]$. Isso porque os dividendos de Bradesco ON entre 1987 e 2003 são não estacionários. Assim, começando nossos testes pela análise das características estatísticas das séries de interesse temos os resultados na tabela abaixo. Novamente podemos ver que a taxa de juros real, h_t , é estacionária, como já havíamos visto, o preço (cotação de Bradesco ON) é não estacionário, mas a primeira diferença do preço é estacionária. O excesso de retorno, $\Delta d_t - h_t$, é estacionário assim como o log da razão dividendo-preço, δ_t .

¹⁷ As três séries de dividendos entre 1994 e 2003 são estacionárias.

Porém, o teste Phillips-Perron rejeita a hipótese de existência de raiz unitária na série de dividendos¹⁸. Como houve divergência entre os testes PP e ADF recorreremos ao teste KPSS, onde a hipótese nula é a de estacionariedade. Por esse teste rejeitamos ao nível de 5% a estacionariedade da série. Mas como esse não é um teste muito rigoroso recorreremos ainda a um teste alternativo de raiz unitária, um teste bivariado de Johansen¹⁹ de restrição no subespaço de cointegração, onde testamos a restrição de que $(0 \ 1)$ é o vetor de cointegração entre p_t e d_t , condicional à existência de um vetor de cointegração. Se essa restrição for aceita, conclui-se que a série de dividendos d_t é estacionária. Com base nesse teste rejeitamos, ao nível de 5%, que os dividendos sejam estacionários.

Tabela 13 Testes de Estacionariedade com as series de interesse.
Bradesco ON – 1987/2003

	d_t	Δd_t	p_t	Δp_t	h_t	$\Delta d_t - h_t$	$\delta_t = d_t - p_t$
ADF	-1.559421	-6.569781	-2.695290	-3.494595	-3.936227	-7.21281	-2.212559
Constante	Não	Não	Sim	Não	Sim	Sim	Não
Tendência	Não	Não	Sim	Não	Não	Não	Não
Lags	11	10	6	17	11	4	12
Rejeita H_0	Não	1%	Não	1%	1%	1%	5%
PP	-14.43199	-48.70856	-3.111608	-16.02380	-11.53474	-13.68732	-17.93772
Constante	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Sim	Sim
Tendência	Sim	Não	Sim	Não	Não	Não	Sim
Lags	4	4	4	4	4	4	4
Rejeita H_0	1%	1%	Não	1%	1%	1%	1%

Fonte: Cálculos do autor.

Assim, prosseguindo o trabalho temos que avaliar a cointegração entre p_t e d_t , para isso temos que primeiramente escolher a ordem apropriada do VAR, essa escolha baseou-se nos critérios LR, AIC, BIC e HQ, e a ordem escolhida foi 6. Porém com seis lags não temos cointegração entre preço e dividendos, mas conseguimos tal cointegração com 4 lags:

Tabela 14 Teste de cointegração de Johansen para o log do dividendo e o log do preço.
Bradesco ON – 1987/2003.

H_0 : posto = p	Max	5%	Traço	5%	lag
p=0	15.95649	14.07	18.99452	15.41	4
p≤1	3.038031	3.76	3.038031	3.76	4

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level

Fonte: Cálculos do autor.

Quanto à estimação do vetor autoregressivo e às restrições do modelo temos que, primeiro, novamente escolher a ordem do VAR para o vetor $x_t = [d_{t-1} - p_t, \Delta d_{t-1}, h_{t-1}]$, nos baseamos novamente nos critérios LR, AIC, BIC e HQ. A escolha da ordem do VAR para o vetor trivariado foi de 4 defasagens. Quanto aos resíduos do VAR com quatro defasagens temos que são não autocorrelacionados, até o nono lag, e heteroscedásticos, para solucionar a

¹⁸ A teste de raiz unitária para a série dos dividendos e do log da razão dividendo-preço foi realizado sobre os resíduos da regressão da variável sobre seu 1º lag mais 11 dummies mensais.

heteroscedasticidade aplicaremos a matriz de White para correção dos erros-padrão dos parâmetros²⁰.

Para modelarmos o VAR e impormos as restrições do modelo de valor presente, dadas pela equação (18), sendo um total de 12 restrições²¹, temos que arbitrar um valor para o parâmetro que representa o fator de desconto ρ , sendo este dado por: $\rho \equiv \frac{1}{1 + \exp(\overline{d - p})}$, onde $\overline{d - p}$ é a média do log da razão dividendo-preço, daí temos que $\rho = 0.99597$.

Tabela 15 Teste Wald para as 12 restrições da equação (18).
Bradesco ON - 1987/2003.

Estatística F	12.84357	Probabilidade	0.000000
χ^2	154.1228	Probabilidade	0.000000

Fonte: Cálculos do autor.

Podemos ver na tabela acima que as restrições do modelo de valor presente são fortemente rejeitadas. Assim, a principal característica do PVM é rejeitada, isto é, podemos dizer que as ações Bradesco ON entre 1987 e 2003 não são “guiadas” pela antecipação dos dividendos futuros esperados. Quanto à igualdade de variância entre o log da razão dividendo-preço realizado e previsto temos que:

Tabela 16 Testes de Igualdade de Variância entre o log da razão dividendo-preço realizado e previsto.
Bradesco ON – 1987/2003

Método	Graus de Liberdade	Valor	Probabilidade
Teste F	(187, 193)	1.484364	0.0067
Siegel-Tukey		3.136938	0.0017
Bartlett	1	7.326739	0.0068
Levene	(1, 380)	13.70491	0.0002
Brown-Forsythe	(1, 380)	4.891299	0.0276

Fonte: Cálculos do autor.

Pelos cinco testes realizados temos que a hipótese de igualdade de variância entre a variável, log da razão dividendo-preço, prevista e realizada é fortemente rejeitada. Mais ainda, a correlação entre as duas séries é de “apenas” 0.824599 quando que pelo modelo de valor presente deveria ser igual a um, ou muito próximo disso.

Segue abaixo o gráfico do log da razão dividendo-preço realizado e previsto pelo modelo de valor presente. Embora visualmente o modelo capte a dinâmica da série realizada

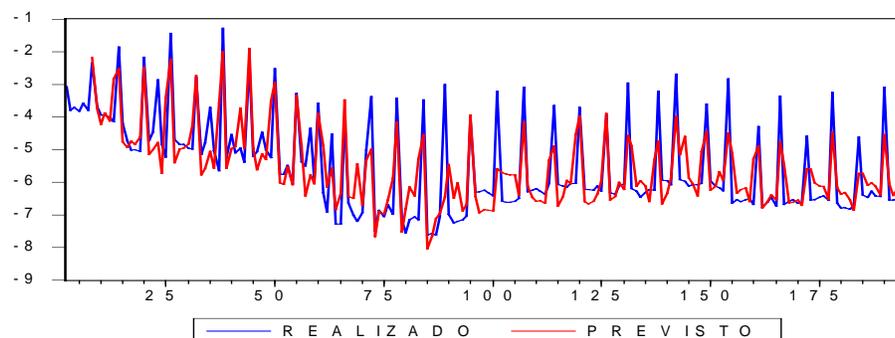
¹⁹ O teste KPSS e o teste de Johansen foram estimados no EasyReg.

²⁰ Por motivos de facilidade computacional estimamos um SUR no E-views 4.0 ao invés de um VAR propriamente dito, isso por ser a forma mais fácil de solucionar o problema da heteroscedasticidade.

²¹ Tomando como exemplo os parâmetros da matriz A exposta acima, na metodologia, temos que as restrições ficam da seguinte forma: $\rho a_1 + n_1 - g_1 = 1$; $\rho a_2 + n_2 - g_2 = 0$; $\rho a_3 + n_3 - g_3 = 0$; $\rho a_4 + n_4 - g_4 = 0$; $\rho b_1 + o_1 - l_1 = 0$; $\rho b_2 + o_2 - l_2 = 0$; $\rho b_3 + o_3 - l_3 = 0$; $\rho b_4 + o_4 - l_4 = 0$; $\rho^f_1 + u_1 - m_1 = 0$; $\rho^f_2 + u_2 - m_2 = 0$; $\rho^f_3 + u_3 - m_3 = 0$; $\rho^f_4 + u_4 - m_4 = 0$

temos um erro percentual absoluto médio de 12,85995% e os testes formais rejeitam a hipótese do *present value model*.

Gráfico 10 δ_t previsto e δ_t realizado - Bradesco ON – 1987/2003



Fonte: Cálculos do autor.

A causalidade também não comporta a hipótese do modelo. Para que tivéssemos uma confirmação do modelo teríamos que ter apenas uma causalidade unidirecional do log da razão dividendo-preço, δ_t , para o lag primeira diferença dos dividendos, Δd_{t-1} . Porém vemos na tabela abaixo que temos uma causalidade bidirecional.

Tabela 17 Teste de Causalidade de Granger entre o log da razão dividendo-preço, δ_t , e a primeira diferença do log dos dividendos, Δd_{t-1} - Bradesco ON – 1987/2003.

		Lags: 4		
H_0	Obs	Estatística F	Probabilidade	
Δd_{t-1} não Granger-causa δ_t	188	30.8378	0.00000	
δ_t não Granger-causa Δd_{t-1}		2223.87	0.00000	
h_{t-1} não Granger-causa δ_t	189	2.17721	0.07334	
δ_t não Granger-causa h_{t-1}		1.19883	0.31296	
h_{t-1} não Granger-causa Δd_{t-1}	188	2.36032	0.05511	
Δd_{t-1} não Granger-causa h_{t-1}		0.62754	0.64345	

Fonte: Cálculos do autor.

5.2 Bradesco ON (1994-2003)

Para Bradesco ON entre 1994 e 2003 temos que a representação (b) é a utilizada para a estimação do vetor autoregressivo, $x_t = [d_{t-1} - p_t, d_{t-1}, h_{t-1}]$. Isso porque nossos testes indicaram que a série de dividendos para essa ação neste período é estacionária. Novamente, olhando primeiro as propriedades estatísticas das séries de interesse temos os resultados na tabela abaixo. A série do preço (log da cotação de Bradesco ON) é inequivocamente não estacionária. Nenhum dos dois testes aplicados, ADF e PP, rejeitam a hipótese de existência de raiz unitária na série do preço, assim como ambos os testes aceitam ao nível de 1% a estacionariedade da primeira diferença do preço. A série de juros reais é estacionária e o excesso de retorno, $\Delta d_t - h_t$, também é estacionário.

Mais uma vez a série dos dividendos nos cria um problema, pois é uma série também estacionária, como os dois testes, PP e ADF, confirmam a rejeição da raiz unitária na série dos dividendos ao nível de 1%, aceitamos de imediato a estacionariedade da série. Mas, pelo modelo de valor presente necessitaríamos de uma série de dividendos não estacionária, de forma que o log da razão dividendo-preço fosse estacionário. Porém, mesmo os dividendos sendo estacionários temos que δ_t é “estável”. Assim prosseguimos o trabalho desconsiderando a primeira diferença dos dividendos, mas considerando o log dos dividendos em nível, exatamente como demonstrado no vetor x_t acima.

Tabela 18 Testes de Estacionariedade com as series de interesse.
Bradesco ON - 1994/2003.

	d_t	p_t	Δp_t	h_t	$\Delta d_t - h_t$	$\delta_t = d_t - p_t$
ADF	-2.879771	-3.110842	-10.79189	-15.04963	-3.280565	-4.814421
Constante	Não	Sim	Não	Sim	Sim	Não
Tendência	Não	Sim	Não	Sim	Sim	Não
Lags	5	0	0	0	20	2
Rejeita H_0	1%	Não	1%	1%	10%	1%
PP	-14.95873	-3.137555	-10.87032	-13.40772	-12.39505	-10.65210
Constante	Não	Sim	Não	Sim	Sim	Não
Tendência	Não	Sim	Não	Sim	Sim	Não
Lags	4	4	4	4	4	4
Rejeita H_0	1%	Não	1%	1%	1%	1%

Fonte: Cálculos do autor.

Como os dividendos são estacionários e os preços não estacionários temos que, por definição, não há cointegração entre as duas séries, pois pela definição de Engle e Granger (1987), para que tenhamos cointegração é necessário que todas as variáveis sejam integradas de ordem d , sendo $d > 0$, e como a série d_t é $I(0)$ e p_t é $I(1)$ não temos cointegração. Mas prosseguiremos o trabalho desconsiderando a cointegração entre preço e dividendo, pois o log da razão dividendo preço é “estável”²², uma situação análoga a encontrada por Campbell e Shiller (1988 a). Exatamente por isso estimamos um vetor de cointegração da representação b , com o log dos dividendos e não com a primeira diferença do log dos dividendos, isso é fruto do baixo poder do teste ADF.

Para estimarmos o VAR com o vetor $x_t = [d_{t-1} - p_t, d_{t-1}, h_{t-1}]$ temos que escolher a ordem apropriada para os lags do modelo. Como no caso anterior essa escolha baseou-se nos critérios LR, AIC, BIC e HQ. Ficamos entre dois, três e vinte lags. Optamos por dois lags devido a concordância entre os dois últimos critérios. Estimando um VAR com dois lags para cada variável dependente temos resíduos não autocorrelacionados, até o nono lag, e heteroscedásticos, novamente para resolver o problema com a variância dos resíduos aplicaremos a matriz de White.

Quanto a constante ρ , sendo $\rho \equiv \frac{1}{1 + \exp(\overline{d-p})}$ e $\overline{d-p}$ é a média do log da razão

dividendo-preço, temos que $\rho = 0.99743$. Com essa constante e dois lags para cada uma das três variáveis dependentes temos que impor um total de 6 restrições no modelo. Os resultados para a estatística Wald das restrições estabelecidas pela equação (18) para Bradesco ON entre 1994 e 2003, num total de 6 restrições, estão na tabela abaixo.

Tabela 19 Teste Wald para as 6 restrições da equação (18)
Bradesco ON - 1994/2003.

Estatística F	46.25269	Probabilidade	0.000000
χ^2	277.5162	Probabilidade	0.000000

Fonte: Cálculos do autor.

Aqui, como no período anterior, entre 1986 e 2003, temos uma forte rejeição das restrições do *present value model*. Abaixo temos os testes de igualdade de variância entre o log da razão dividendo-preço realizado e a previsão ótima do modelo.

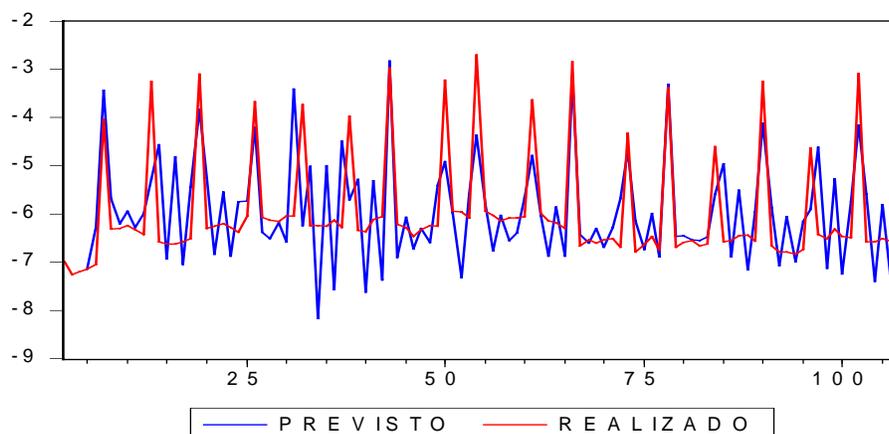
Tabela 20 Testes de Igualdade de Variância entre o log da razão dividendo-preço realizada e prevista.
Bradesco ON - 1994/2003.

Método	Graus de Liberdade	Valor	Probabilidade
Teste F	(102, 105)	1.113459	0.5849
Siegel-Tukey		3.435063	0.0006
Bartlett	1	0.297060	0.5857
Levene	(1, 207)	0.144267	0.7045
Brown-Forsythe	(1, 207)	1.824121	0.1783

Fonte: Cálculos do autor.

Os testes de igualdade de variância são quase todos unânimes em aceitar a igualdade de variância entre as duas séries. A não ser pelo teste Siegel-Tukey, que rejeita fortemente a hipótese de igualdade, todos os outros aceitam tal hipótese. Abaixo temos o gráfico das duas séries conjuntamente.

Gráfico 11 δ_t previsto e δ_t realizado - Bradesco ON - 1994/2003.



Fonte: Cálculos do autor.

²² Não podemos falar em cointegrados.

Tabela 21 Teste de Causalidade de Granger entre o log da razão dividendo-preço, δ_t , e o log dos dividendos, d_{t-1} - Bradesco ON - 1994/2003.

		Lags: 2		
H_0		Obs	Estatística F	Probabilidade
d_{t-1} não Granger-causa δ_t		103	262.736	0.07736
δ_t não Granger-causa d_{t-1}			6077.52	0.00000
h_{t-1} não Granger-causa δ_t		103	303.194	0.05277
δ_t não Granger-causa h_{t-1}			0.06524	0.93689
h_{t-1} não Granger-causa d_{t-1}		103	212.547	0.12485
d_{t-1} não Granger-causa h_{t-1}			114.314	0.32303

Fonte: Cálculos do autor.

A correlação entre as duas séries é esta abaixo da indicada pelo modelo, apenas 0.641161 quando o modelo exige uma correlação igual a um. O erro percentual absoluto médio é de 13,40266%. Quanto à causalidade entre as variáveis temos os resultados na tabela abaixo:

Bradesco ON entre 1994 e 2003 apresenta uma causalidade entre as variáveis que está de acordo, parcialmente, com a teoria. Para um nível de 5% de significância estatística temos que a hipótese de que o log da razão dividendo-preço não Granger-causa os dividendos é fortemente rejeitada, enquanto os dividendos não causam o log da razão dividendo-preço. Porém, claramente tal causalidade é muito sensível ao nível de significância adotada. Se considerarmos 10% de significância teríamos uma bicausalidade entre dividendos e log da razão dividendo-preço, o que é algo totalmente contra o modelo, conforme a intuição da causalidade dada pela equação (8).

5.3 Bradesco PN (1987-2003)

Para Bradesco PN entre 1987 e 2003 temos que as estatísticas básicas das séries estão no quadro abaixo.

Tabela 22 Testes de Estacionariedade com as séries de interesse.
Bradesco PN - 1987/2003.

	d_t	Δd_t	p_t	Δp_t	h_t	$\Delta d_t - h_t$	$\delta_t = d_t - p_t$
ADF	-1.439121	-6.838918	-2.696047	-15.93966	-3.715549	-4.790060	-2.213692
Constante	Não	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Tendência	Não	Não	Sim	Não	Não	Não	Sim
Lags	11	10	6	0	11	5	12
Rejeita H_0	Não	1%	Não	1%	1%	1%	5%
PP	-14.37210	-48.75168	-3.221723	-16.15325	-12.35943	-14.12595	-18.05041
Constante	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Sim	Sim
Tendência	Sim	Não	Sim	Não	Não	Não	Sim
Lags	4	4	4	4	4	4	4
Rejeita H_0	1%	1%	10%	1%	1%	1%	1%

Fonte: Cálculos do autor.

Pelos resultados acima temos que o preço (cotação de Bradesco PN) possui raiz unitária pelo teste ADF. Já pelo teste PP a hipótese de raiz unitária na série é rejeitada ao nível de 10%. Porém consideramos aqui que este é um nível de significância muito alto. Neste trabalho nos guiamos por um nível máximo de 5% em todas as séries. Por isso admitimos a existência de raiz unitária na série dos preços, ou seja, esta série é não estacionária, mas sua primeira diferença é estacionária, ambos os testes rejeitam a hipótese raiz unitária. Os juros são novamente estacionários, lembrando que as séries de juros são sutilmente diferentes, devido algumas poucas observações retiradas da amostra. A raiz unitária para o excesso de retorno também é rejeitada.

Já para a série de dividendos temos o mesmo problema que os dividendos de Bradesco ON entre 1987 e 2003: o teste ADF não rejeita a hipótese de não estacionariedade, mas o teste PP rejeita ao nível de 1%. Sendo assim, recorreremos novamente ao teste KPSS e ao teste bivariado de Johansen. Pelo primeiro teste temos uma rejeição da hipótese, ou seja, pelo teste KPSS a série dos dividendos de Bradesco PN entre 1987 e 2003 é não estacionária, enquanto pelo teste de Johansen a hipótese de que o vetor (1 0) é o vetor de cointegração entre dividendos e preço é rejeitada ao nível de 5% de significância, ou seja, este teste confirma a não estacionariedade da série dos dividendos.

Como indicado pelo modelo de valor presente, como tanto a série dos dividendos como também a série dos preços são não estacionárias, temos que a combinação linear das duas, o log da razão dividendo-preço, δ_t , pode ser estacionária, e podemos confirmar essa hipótese pelos resultados da tabela acima. Assim, avaliando a cointegração entre preço e dividendos temos que escolher a ordem do VAR.

Tabela 23 Teste de cointegração de Johansen para o log do dividendo e o log do preço.
Bradesco PN - 1987/2003 – 1 lag.

H ₀ : posto = p	Max	5%	Traço	5%	lag
p=0	60.06671	14.07	61.65934	15.41	1
p≤1	1.592627	3.76	1.592627	3.76	1

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level

Tabela 24 Teste de cointegração de Johansen para o log do dividendo e o log do preço.
Bradesco PN - 1987/2003 – 3 lag..

H ₀ : posto = p	Max	5%	Traço	5%	lag
p=0	20.62410	14.07	22.32086	15.41	3
p≤1	1.696755	3.76	1.696755	3.76	3

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level

Tabela 25 Teste de cointegração de Johansen para o log do dividendo e o log do preço.

Bradesco PN - 1987/2003 – 9 lag..					
H ₀ : posto = p	Max	5%	Traço	5%	lag
p=0	7.198504	14.07	11.91036	15.41	9
p≤1	4.711859	3.76	4.711859	3.76	9

Trace test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels

Fonte: Cálculos do autor.

Os critérios nos quais nos baseamos, LR, AIC, BIC e HQ, foram totalmente divergentes em suas indicações. Por esses critérios os lags ótimos indicados foram, um, três, nove e doze lags. Testamos a cointegração com todos os lags indicados, menos com doze defasagens, devido ao excesso de perda de graus de liberdade que sofreríamos. Os resultados estão nas tabelas acima.

Assim, temos que a cointegração entre o log do preço e o log dos dividendos é muito sensível ao número de lags utilizado, para um e três lags temos cointegração entre as variáveis, para nove lags temos que tal cointegração pode ser rejeitada.

Como a série de dividendos é não estacionária utilizamos a representação (a) para o vetor autoregressivo, $x_t = [d_{t-1} - p_t, \Delta d_{t-1}, h_{t-1}]$. Quanto aos lags temos que os critérios indicaram 4 lags como defasagem ótima para o VAR. Porém, com quatro lags temos resíduos do VAR heteroscedásticos e autocorrelacionados com o segundo e terceiro lag. Assim, para solucionar o problema da autocorrelação incluímos lags até a defasagem cujos resíduos do VAR não fossem mais autocorrelacionados, e conseguimos isso apenas ao incluir o décimo lag para cada variável no VAR. Feito isso resolvemos o problema da autocorrelação, mas continuamos com resíduos heteroscedásticos. Para resolver esse problema utilizamos White.

Com dez lags para cada variável temos 30 restrições, referentes à equação (18), a serem impostas no VAR para testar o *present value model*. E o valor arbitrário do termo de desconto, ρ , é igual a 0.99614, sendo $\rho \equiv \frac{1}{1 + \exp(\overline{d-p})}$ e $\overline{d-p}$ é a média do log da razão dividendo-preço. O resultado da estatística Wald para as restrições do PVM está na tabela abaixo.

Tabela 26 Teste Wald para as 30 restrições da equação (18) - Bradesco PN - 1987/2003.			
Estatística F	5.660948	Probabilidade	0.000000
χ^2	169.8285	Probabilidade	0.000000

Fonte: Cálculos do autor.

Dado o resultado acima rejeitamos fortemente mais uma vez as restrições do *present value model*. A igualdade de variância entre o δ_t realizado e o δ_t previsto é:

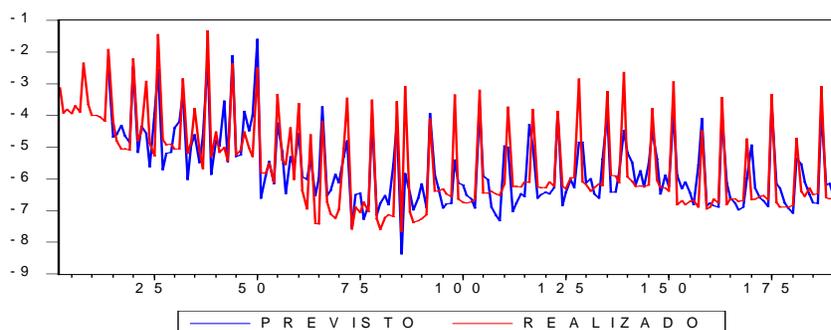
Tabela 27 Testes de Igualdade de Variância entre o log da razão dividendo-preço realizada e prevista.
Bradesco PN - 1987/2003.

Método	Graus de Liberdade	Valor	Probabilidade
Teste F	(32, 32)	1.376084	0.3713
Siegel-Tukey		2.321228	0.0203
Bartlett	1	0.799392	0.3713
Levene	(1, 64)	0.177474	0.6750
Brown-Forsythe	(1, 64)	0.135661	0.7138

Fonte: Cálculos do autor.

Por quatro dos cinco testes acima temos que a hipótese de igualdade de variância pode ser aceita, a não ser pelo teste Siegel-Tukey que rejeita tal hipótese ao nível de 5%, mas também aceita a igualdade a 1% de significância. A correlação entre δ_t realizado e o δ_t previsto é de 0.861625, enquanto que pelo modelo deveria ser um, o erro percentual absoluto médio é de 12,13562%. Segue abaixo o gráfico de δ_t realizado e δ_t previsto.

Gráfico 12 δ_t previsto e δ_t realizado - Bradesco PN - 1987/2003.



Fonte: Cálculos do autor.

Quanto à causalidade temos que, considerando 10 lags, há uma causalidade bidirecional entre o log da razão dividendo-preço e a primeira diferença do log dos dividendos. O que contradiz o *present value model*, pois este indica apenas uma causalidade de δ_t para Δd_{t-1} e não o contrário.

Tabela 28 Teste de Causalidade de Granger entre o log da razão dividendo-preço, δ_t , e a primeira diferença do log dos dividendos, Δd_{t-1} - Bradesco PN - 1987/2003.

Lags: 10		Obs	Estatística F	Probabilidade
H_0				
Δd_{t-1} não Granger-causa δ_t		179	557.087	4.3E-07
δ_t não Granger-causa Δd_{t-1}			491.406	0.00000
h_{t-1} não Granger-causa δ_t		180	110.083	0.36469
δ_t não Granger-causa h_{t-1}			0.50921	0.88182
h_{t-1} não Granger-causa Δd_{t-1}		179	133.691	0.21518
Δd_{t-1} não Granger-causa h_{t-1}			0.58533	0.82428

Fonte: Cálculos do autor.

Assim, temos que de uma forma geral o comportamento das ações e dividendos de Bradesco PN entre 1987 e 2003 não suportam a hipótese do *present value model*.

5.4 Bradesco PN (1994-2003)

Na estimação do modelo de valor presente com as ações do Banco Bradesco PN entre 1994 e 2003 temos que não só o log dos dividendos são estacionários, mas também o log dos preços. Sendo assim, temos uma situação inusitada para o modelo. Vemos pelos resultados na tabela abaixo que a hipótese de existência de raiz unitária na série dos dividendos pode ser rejeitada sem necessidade de mais testes, isso porque ambos os testes rejeitam a hipótese de não estacionariedade a 1% de significância, um nível de significância certamente muito alto. Enquanto a mesma hipótese para o preço é também rejeitada a 5% de significância, por isso também rejeitamos a hipótese de que a série do preço seja não estacionária. De outro lado, temos que os juros reais, h_t , e o excesso de retorno, $\Delta d_t - h_t$, também são estacionários.

Tabela 29 Testes de Estacionariedade com as series de interesse.
Bradesco PN - 1994/2003.

	d_t	p_t	h_t	$\Delta d_t - h_t$	$\delta_t = d_t - p_t$
ADF	-2.777963	-3.554771	-3.703896	-2.857821	-3.480912
Constante	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Tendência	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Lags	5	0	9	11	5
Rejeita H_0	1%	5%	5%	Não	5%
PP	-15.30713	-3.580085	-13.40772	-12.38592	-10.61846
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Não
Tendência	Sim	Sim	Sim	Sim	Não
Lags	4	4	4	4	4
Rejeita H_0	1%	5%	1%	1%	1%

Fonte: Cálculos do autor.

Note que como temos estacionariedade no log do preço e dos dividendos temos que o log da razão dividendo-preço também é estacionária, estável. Quanto ao vetor autoregressivo utilizaremos aqui a representação (b), $x_t = [d_{t-1} - p_t, d_{t-1}, h_{t-1}]$, pois os dividendos são estacionários. Quanto à ordem do VAR, novamente nos baseamos nos critérios LR, AIC, BIC e HQ, aqui houve uma certa conformidade entre esses critérios, três dos quatro critérios indicaram o lag 2 como sendo o ótimo para o VAR. Com 2 defasagens para cada variável dependente temos erros não autocorrelacionados, até o nono lag, e homocedásticos. Esses foram os únicos erros homocedásticos encontrados em todas as estimações.

Quanto ao termo de desconto, $\rho \equiv \frac{1}{1 + \exp(d - p)}$, temos $\rho = 0.99764$. Como usamos 2

lags para cada variável dependente temos que impor um total de 6 restrições no modelo.

Tabela 30 Teste Wald para as 6 restrições da equação (18) - Bradesco PN - 1994/2003.

Estatística F	48.36434	Probabilidade	0.000000
χ^2	290.1860	Probabilidade	0.000000

Fonte: Cálculos do autor.

As restrições são também, mais uma vez, fortemente rejeitadas, tanto pela estatística Wald quanto pela estatística F, com isso rejeitamos o mais importante teste do *present value model*, também para Bradesco PN entre 1994 e 2003. Quanto à igualdade de variância entre a previsão ótima do modelo para o log da razão dividendo-preço e o log da razão dividendo-preço realizado temos que:

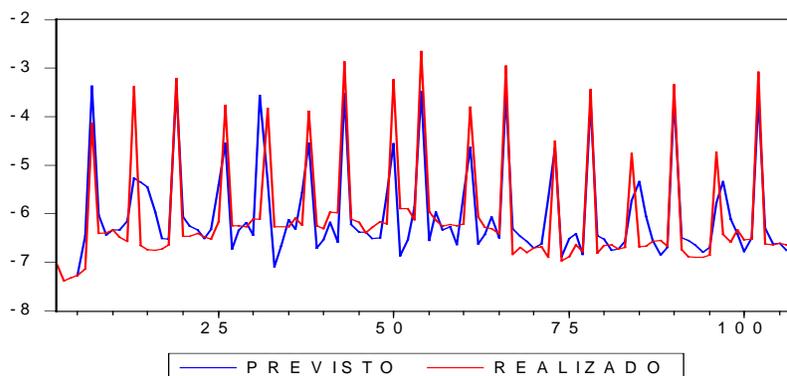
Tabela 31 Testes de Igualdade de Variância entre o log da razão dividendo-preço realizado e previsto.
Bradesco PN - 1994/2003.

Método	Graus de Liberdade	Valor	Probabilidade
Teste F	(102, 105)	1.427874	0.0711
Siegel-Tukey		1.371509	0.1702
Bartlett	1	3.243603	0.0717
Levene	(1, 207)	0.663597	0.4162
Brown-Forsythe	(1, 207)	0.260088	0.6106

Fonte: Cálculos do autor.

Os cinco testes acima são unânimes em aceitar a igualdade de variância entre as duas séries. Mas, o coeficiente de correlação entre elas é 0.839346, novamente abaixo do exigido pelo modelo, o erro percentual absoluto médio é de 13,98983%. Podemos ver as duas series no gráfico abaixo.

Gráfico 13 δ_t previsto e δ_t realizado - Bradesco PN - 1994/2003.



Fonte: Cálculos do autor.

Quanto à causalidade temos que está de acordo com o indicado pelo modelo. Considerando duas defasagens temos apenas uma causalidade unidirecional do log da razão dividendo-preço para o log dos dividendos. A não causalidade de δ_t para Δd_{t-1} é fortemente rejeitada. Sendo que a causalidade é apenas uma característica complementar do modelo, de menor importância, não sendo algo suficiente para validar o *present value model*. Dado que rejeitamos as restrições da equação (18) anteriormente.

Tabela 32 Teste de Causalidade de Granger entre o log da razão dividendo-preço, δ_t , e a primeira diferença do log dos dividendos, d_{t-1} - Bradesco PN - 1994/2003.

		Lags: 2		
H_0		Obs	Estatística F	Probabilidade
d_{t-1} não Granger-causa δ_t		103	236559	0.09924
δ_t não Granger-causa d_{t-1}			4744.84	0.00000
h_{t-1} não Granger-causa δ_t		103	288767	0.06046
δ_t não Granger-causa h_{t-1}			0.03938	0.96140
h_{t-1} não Granger-causa d_{t-1}		103	209756	0.12823
d_{t-1} não Granger-causa h_{t-1}			122010	0.29965

Fonte: Cálculos do autor.

5.5 Itaú PN (1987-2003)

Testamos aqui a hipótese do modelo de valor presente para as ações do banco Itaú PN. É bom lembrar que não testaremos o modelo com as ações do Banco Itaú ON devido a cointegração entre ambas e seus dividendos verificada anteriormente, na seção 4 acima. Assim, admitimos que os resultados encontrados aqui são similares aos que seriam encontrados com as ações ON do banco Itaú no mesmo período.

Tabela 33 Testes de Estacionariedade com as series de interesse.
Itaú PN - 1987/2003.

	d_t	Δd_t	p_t	Δp_t	h_t	$\Delta d_t - h_t$	$\delta_t = d_t - p_t$
ADF	-2.826831	-7.925919	-3.296479	-4.389507	-3.829646	-2.769514	-2.156834
Constante	Sim	Não	Sim	Sim	Sim	Não	Não
Tendência	Sim	Não	Sim	Sim	Não	Não	Não
Lags	9	8	9	9	11	9	9
Rejeita H_0	Não	1%	10%	1%	1%	1%	5%
PP	-16.15668	-47.11157	-3.029173	-16.60111	-11.57205	-11.81915	-19.81686
Constante	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Sim	Sim
Tendência	Sim	Não	Sim	Não	Não	Não	Sim
Lags	4	4	4	4	4	4	4
Rejeita H_0	1%	1%	Não	1%	1%	1%	1%

Fonte: Cálculos do autor.

Vendo primeiramente as estatísticas básicas das séries temos os resultados na tabela abaixo. É possível ver na tabela que, primeiramente, há uma divergência entre os testes quanto à existência ou não de raiz unitária na série dos preços, ADF rejeita tal hipótese ao nível de 10% enquanto PP não rejeita tal hipótese, como já havíamos dito só rejeitamos hipóteses aqui com no máximo 5% de significância. Além disso o teste ADF é sabidamente sensível a quebras estruturais na série, o que certamente é o caso de Itaú PN no período considerado. Assim, consideramos que a série do preço possui raiz unitária, enquanto sua primeira diferença não possui raiz unitária, os dois testes rejeitam tal hipótese ao nível de 1%. Mais uma vez os juros reais, o excesso de retorno e o log da razão dividendo-preço são estacionários, não possuem raiz unitária.

Mais uma vez a hipótese de existência de raiz unitária na série de dividendos é algo duvidoso, pois não há concordância entre os testes adotados, por isso recorreremos novamente aos testes KPSS e o teste bivariado de Johansen. O primeiro teste não rejeitou a hipótese nula, ou seja, pelo teste KPSS a série de dividendos é estacionária. É importante lembrar que a hipótese nula do teste KPSS é de que a série é estacionária. Já o teste bivariado de Johansen rejeitou, a 5% de significância, a hipótese de que $(0 \ 1)$ seja o vetor de cointegração entre p_t e d_t , sendo assim os dividendos são não estacionários. Sendo o teste de Johansen mais robusto que o KPSS admitimos que de fato há raiz unitária na série dos dividendos.

Agora para testarmos a cointegração entre preços e dividendos temos que escolher, pela metodologia de Johansen, a ordem apropriada do VAR. Escolhemos uma defasagem com base nos critérios LR, AIC, BIC e HQ.

Tabela 34 Teste de cointegração de Johansen para o log do dividendo e o log do preço.
Itaú PN - 1987/2003.

H ₀ : posto = p	Max	5%	Traço	5%	lag
p=0	81.57304	14.07	82.77201	15.41	1
p≤1	1.198973	3.76	1.198973	3.76	1

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level

Fonte: Cálculos do autor.

Vemos acima que há cointegração entre preços e dividendos. Assim, como sabemos que nossa série de dividendos é não estacionária utilizaremos a representação (a) para o vetor autoregressivo, $x_t = [d_{t-1} - p_t, \Delta d_{t-1}, h_{t-1}]$. Quanto ao lag ótimo a ser adotado os critérios foram divergentes, ficamos entre 3 e 12 lags. Sendo assim nos guiamos pelas propriedades dos resíduos, com três lags os resíduos do VAR são autocorrelacionados e heteroscedásticos, com doze lags os resíduos são apenas heteroscedásticos. Por isso adotamos doze lags e utilizamos White para resolver o problema com a variância dos resíduos.

Como adotamos doze lags para as variáveis dependentes temos um total de 36 restrições para impor ao modelo. Os resultados das restrições estão na tabela abaixo, utilizamos $\rho = 0.99720$.

Tabela 35 Teste Wald para as 36 restrições da equação (18) - Itaú PN - 1987/2003.

Estatística F	5.530178	Probabilidade	0.000000
χ^2	199.0864	Probabilidade	0.000000

Fonte: Cálculos do autor.

Mais uma vez rejeitamos fortemente as restrições da equação (18). Abaixo temos o resultado dos testes de igualdade de variância entre as séries realizada e prevista pelo modelo do log da razão dividendo-preço e podemos ver também o gráfico da série do log da razão dividendo-preço realizado e sua previsão ótima obtida pelo modelo.

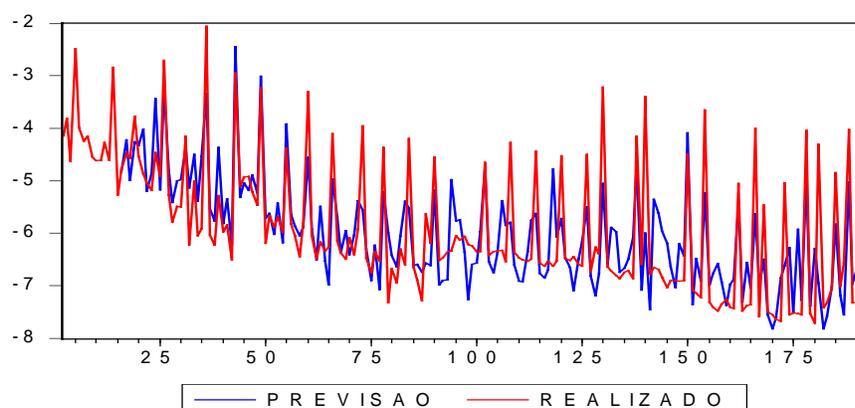
Tabela 36 Testes de Igualdade de Variância entre o log da razão dividendo-preço realizado e previsto.
Itaú PN - 1987/2003.

Método	Graus de Liberdade	Valor	Probabilidade
Teste F	(176, 190)	1.544499	0.0034
Siegel-Tukey		1.646739	0.0996
Bartlett	1	8.495377	0.0036
Levene	(1, 366)	11.90601	0.0006
Brown-Forsythe	(1, 366)	5.173922	0.0235

Fonte: Cálculos do autor.

Embora visualmente a previsão ótima do modelo pareça acompanhar de perto o log da razão dividendo-preço, temos acima que quatro dos cinco testes de igualdade de variância adotados rejeitam a igualdade, à exceção mais uma vez do teste Siegel-Tukey que aceita a igualdade a 5%, mas não a 10%. A correlação entre as duas series é de 0.783725, novamente abaixo da correlação unitária exigida pelo modelo de valor presente, o erro absoluto percentual médio é de 10,70080%.

Gráfico 14 δ_t previsto e δ_t realizado - Itaú PN- 1987/2003.



Fonte: Cálculos do autor.

Quanto à causalidade temos novamente uma causalidade bidirecional. A não causalidade do log da primeira diferença dos dividendos para o log da razão dividendo-preço é rejeitada a 5%, o que contradiz o *present value model*, que indica apenas a causalidade inversa.

Tabela 37 Teste de Causalidade de Granger entre o log da razão dividendo-preço, δ_t , e a primeira diferença do log dos dividendos, Δd_{t-1} - Itaú PN- 1987/2003.

H_0	Obs	Estatística F	Probabilidade
Δd_{t-1} não Granger-causa δ_t	177	199.898	0.02780
δ_t não Granger-causa Δd_{t-1}		348.792	0.00000
h_{t-1} não Granger-causa δ_t	178	191.736	0.03618
δ_t não Granger-causa h_{t-1}		100.418	0.44785
h_{t-1} não Granger-causa Δd_{t-1}	177	190.175	0.03811
Δd_{t-1} não Granger-causa h_{t-1}		107.469	0.38526

Fonte: Cálculos do autor.

5.6 Itaú PN (1994-2003)

Analisando primeiramente as características estatísticas das séries de interesse temos os resultados na tabela abaixo. Novamente temos uma divergência entre os testes ADF e PP para a série dos preços. PP não rejeita a hipótese de que essa série possua raiz unitária, enquanto ADF rejeita a 10%, novamente consideramos aqui que esse é um nível de significância muito alto, por isso admitimos que há raiz unitária na série dos preços, enquanto a série da primeira diferença dos preços é claramente estacionária. A série dos juros reais e do excesso de retorno também são estacionárias, assim como o log da razão dividendo-preço, δ_t .

Tabela 38 Testes de Estacionariedade com as series de interesse.
Itaú PN - 1994/2003.

	d_t	p_t	Δp_t	h_t	$\Delta d_t - h_t$	$\delta_t = d_t - p_t$
ADF	-10.38684	-3.198457	-1.994073	-3.829646	-2.769514	-2.156834
Constante	Sim	Sim	Não	Sim	Não	Não
Tendência	Sim	Sim	Não	Não	Não	Não
Lags	1	0	9	11	9	9
Rejeita H_0	1%	10%	5%	1%	1%	5%
PP	-15.03506	-3.095032	-13.24952	-11.57205	-11.81915	-19.81686
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Tendência	Sim	Sim	Não	Não	Não	Sim
Lags	4	4	4	4	4	4
Rejeita H_0	1%	Não	1%	1%	1%	1%

Fonte: Cálculos do autor.

Porém a série dos dividendos é novamente estacionária, exatamente por isso consideraremos nosso vetor autoregressivo na representação (b), $x_t = [d_{t-1} - p_t, d_{t-1}, h_{t-1}]$. Novamente, como nossa série de dividendos é estacionária não há cointegração entre o log dos preços e o log dos dividendos, pois a série de dividendos é $I(0)$ e a série de preços é $I(1)$, e para termos cointegração entre duas variáveis é necessário que elas sejam integradas de mesma ordem.

Quanto à estimação do VAR propriamente dito temos que os critérios LR, AIC, BIC e HQ nos indicaram o lag dois e vinte como sendo as defasagens ótimas. Ao estimarmos nosso VAR com apenas duas defasagens para cada variável obtivemos resíduos não autocorrelacionados, até o nono lag, e homocedásticos. Por isso adotamos duas defasagens para o VAR, dispensamos os testes com vinte lags.

Quanto as restrições do modelo temos que impor 6 restrições ao todo, utilizamos o mais alto fator de desconto de todas as estimações, $\rho = 0.998308715481541$. Os resultados para as restrições estão na tabela abaixo.

Tabela 39 Teste Wald para as 6 restrições da equação (18) - Itaú PN - 1994/2003.

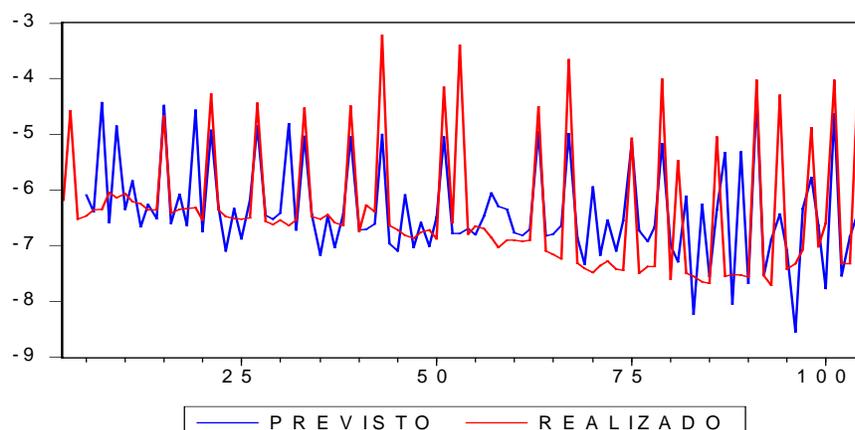
Estatística F	47.70809	Probabilidade	0.000000
χ^2	286.2486	Probabilidade	0.000000

Fonte: Cálculos do autor.

A tabela acima nos mostra que as restrições impostas pelo *present value model* são fortemente rejeitadas, tanto pela estatística Wald quanto pela estatística F.

Abaixo vemos o gráfico da série δ_t realizada e δ_t prevista.

Gráfico 15 δ_t previsto e δ_t realizado - Itaú PN- 1994/2003



Fonte: Cálculos do autor.

Os testes de igualdade de variância entre essas duas séries estão na tabela abaixo. Os testes abaixo exibem resultados divergentes quanto a igualdade de variância entre a série do log da razão dividendo-preço, δ_t , prevista e realizada. Três dos cinco testes aceitam a igualdade, os outros dois rejeitam. Sendo que o teste Levene aceita a igualdade “na beirada”, indicando uma probabilidade de 6,74% de chances das variâncias serem iguais. A correlação entre ambas é 0.622689, abaixo da correlação unitária exigida pelo *present value model*., o erro percentual absoluto médio 10,05695%.

Tabela 40 Testes de Igualdade de Variância entre o log da razão dividendo-preço realizado e previsto.
Itaú PN - 1994/2003.

Método	Graus de Liberdade	Valor	Probabilidade
Teste F	(100, 103)	1.633918	0.0139
Siegel-Tukey		1.529533	0.1261
Bartlett	1	6.011127	0.0142
Levene	(1, 203)	3.380863	0.0674
Brown-Forsythe	(1, 203)	2.178505	0.1415

Fonte: Cálculos do autor.

Por último, quanto à causalidade temos que também aqui há uma causalidade bidirecional entre o log da razão dividendo-preço e o log dos dividendos, o que se não é uma rejeição também não nos dá uma aceitação do modelo.

Tabela 41 Teste de Causalidade de Granger entre o log da razão dividendo-preço, δ_t , e a primeira diferença do log dos dividendos, d_{t-1} - Itaú PN- 1994/2003.

H_0	Lags: 2	Obs	Estatística F	Probabilidade
d_{t-1} não Granger-causa δ_t		101	552.048	0.00538
δ_t não Granger-causa d_{t-1}			4890.37	0.00000
h_{t-1} não Granger-causa δ_t		101	0.67462	0.51175
δ_t não Granger-causa h_{t-1}			515.174	0.00749
h_{t-1} não Granger-causa d_{t-1}		101	105.884	7.0E-05
d_{t-1} não Granger-causa h_{t-1}			304.221	0.05236

Fonte: Cálculos do autor.

Assim, como já dito anteriormente, admitimos aqui que os resultados das estimações para Itaú PN são similares aos que seriam encontrados para as ações Itaú ON, devido a cointegração entre os preços e dividendos das duas ações. Por último, é importante dizer que em todas as seis estimações acima tivemos um grave problema, uma forte rejeição da normalidade dos resíduos pelo teste Jarque-Bera.

5.6 Síntese dos Resultados.

Temos na tabela abaixo uma síntese dos resultados obtidos nas subseções anteriores:

Tabela 42 Síntese dos Resultados

Ação/Período	Teste Wald para as restrições lineares impostas pela equação (18)	Testes de igualdade de variância*	Teste de Causalidade de Granger**
Bradesco ON - 1987/2003	Rejeita	0	Inconclusiva
Bradesco ON - 1994/2003	Rejeita	4	Correta
Bradesco PN - 1987/2003	Rejeita	4	Inconclusiva
Bradesco PN - 1994/2003	Rejeita	5	Correta
Itaú PN - 1987/2003	Rejeita	2	Inconclusiva
Itaú PN - 1994/2003	Rejeita	3	Inconclusiva

* Quantidade de testes que aceitam a igualdade de variância entre o log da razão dividendo-preço, δ_t , realizado e previsto pelo modelo.

** Se correta temos apenas uma causalidade unidirecional do log da razão dividendo-preço para os dividendos, se inconclusiva temos uma causalidade bidirecional.

Como pode ser visto na tabela acima temos que, primeiramente, a tarefa de estimar o *present value model* com ações individuais se mostrou mais difícil do que parecia a priori. O modelo é fundamentado na suposição, que não se mostrou muito consistente, de que tanto preços como dividendos possuem raiz unitária. A alternativa de se considerar o log dos dividendos ao invés da primeira diferença do log dos dividendos como variável explicativa é, embora proposta pelos próprios Campbell e Shiller (1988 a), algo que está totalmente fora do desenvolvimento do modelo. Mas, mesmo utilizando esta variável alternativa tivemos uma forte rejeição do principal teste do modelo, as restrições lineares impostas pela equação (18).

Nas seis estimações rejeitamos as restrições impostas pelo modelo, de tal forma que temos uma inequívoca rejeição da hipótese de que os preços dessas ações foram, nesses períodos, guiados pela lógica da antecipação dos dividendos futuros esperados.

Os testes de igualdade de variância são, no geral, inconclusivos, três das seis estimações aceitam a igualdade de variância entre a série realizada e prevista do log da razão dividendo-preço. Porém dois rejeitam, e o primeiro, referente a Bradesco ON entre 1987 e 2003 rejeita por completo a igualdade de variância. Já a correlação entre as duas séries, log da razão dividendo-preço prevista e realizada, é em todas as seis estimações, muito abaixo da correlação unitária predita pelo *present value model*.

Quanto à causalidade, temos que quatro das seis estimações apresentaram causalidade bidirecional entre a defasagem do log dos dividendos ou a defasagem da primeira diferença do log dos dividendos com o log da razão dividendo-preço, o que contraria o predito pelo modelo. A causalidade esperada pelo modelo só foi verificada com as ações do Bradesco, ON e PN, no período entre 1994 e 2003. De qualquer forma a não causalidade do log da razão dividendo-preço sobre a defasagem da primeira diferença do log dos dividendos foi fortemente rejeitada em todas as estimações.

Assim, de uma forma geral temos uma rejeição da hipótese de que as ações utilizadas neste trabalho tenham sido precificadas pelos agentes econômicos com base na antecipação dos dividendos futuros esperados.

Enfim, rejeitamos aqui a hipótese de que os dividendos futuros esperados sejam o “fundamento” do preço das ações, considerando os casos dos bancos Bradesco e Itaú. É bom lembrar que supomos excesso de retorno constante, o que é algo discutível, agentes racionais e inexistência de bolhas racionais, embora isso seja contra a evidência.

6 CONCLUSÕES

O objetivo desta dissertação foi testar uma das mais antigas hipóteses na área de finanças, a hipótese do *dividend discounted model*, que indica que o preço das ações é baseado no valor presente esperado dos dividendos futuros. Para testar tal hipótese nos valem da metodologia do *present value model* proposta por Campbell e Shiller (1987, 1988 a, b) uma metodologia mais moderna e rigorosa, que nos permite tratar do problema de previsão dos dividendos e preços futuros.

O objetivo prioritário foi testar esta hipótese considerando ações isoladamente. Isso porque, embora seja tradicional se falar nesses modelos para ações os trabalhos empíricos, como os vistos na seção 2.5, testam tal hipótese para índices ou grupos de ações. Porém o verdadeiro teste do modelo deve ser feito com ações, isoladamente, isso porque, utilizando índices o modelo pode ser aceito ou rejeitado “pela média”, quando que na realidade ele é válido para algumas ações dentro do índice e para outras não. Caso o modelo explique o mercado como um todo, o índice de mercado, mas não explique nenhuma ação isoladamente temos na realidade uma rejeição do modelo, pois esse modelo foi proposto para avaliar ações e não índices.

Nesse sentido o intuito inicial aqui foi testar o DDM/PVM com o maior número possível de ações, uma proposta abandonada prontamente devido à inexistência, no Brasil, de empresas abertas que mantivessem uma política regular de pagamentos de dividendos. É importante ressaltar que, pelo critério da regularidade, nosso estudo abrange todas as empresas brasileiras passíveis de serem analisadas, apenas os bancos Bradesco e Itaú.

Com relação aos resultados temos que, como visto no final da seção anterior, o DDM/PVM pode ser rejeitado para as ações consideradas aqui. Com base na inequívoca rejeição das restrições lineares impostas pela equação (18) em todas as seis estimações feitas aqui, temos um indício de uma provável invariabilidade do modelo.

Esse é um resultado contrário ao obtido por Anchite e Issler (2001). Esses autores testaram o PVM para o índice Ibovespa. A única semelhança entre os resultados aqui encontrados e os resultados de Anchite e Issler (2001) é a bicausalidade entre o log da razão dividendo-preço e a primeira diferença do log dos dividendos. Uma bicausalidade encontrada,

novamente, em quatro das seis estimações feitas aqui. Quanto ao teste Wald encontramos uma forte rejeição para as restrições lineares nos parâmetros do VAR, em todas as estimações, enquanto Anchite e Issler (2001) as aceitam “folgadoamente”.

Esses autores encontraram uma correlação entre o log da razão dividendo-preço realizado e a série prevista pelo modelo “muito” próximo a unitária, 0.98, enquanto aqui todas foram abaixo de 0.9, “muito” abaixo da unitária. O teste de igualdade de variância entre as duas séries foi também “folgadoamente” aceito por Anchite e Issler (2001), enquanto aqui os testes foram inconclusivos.

Por fim, como já dito anteriormente, o modelo de desconto de dividendos trata de dividendos futuros esperados. Assim, embora aqui rejeitemos o modelo é possível que teoricamente ele continue válido, isso pois os investidores possam continuar esperando maiores, ou menores, dividendos no futuro, e precificam as ações de Bradesco e Itaú hoje de acordo com suas expectativas.

Como sugestão para trabalhos futuros temos que, primeiro, aguardar que com o tempo surjam mais dados de mais empresas, tornando possível realizar o mesmo trabalho no futuro com uma amostra mais ampla e, segundo, tentar modelar a bolha racional, como em Tirole (1985), possivelmente presente nos ativos considerados aqui.

7 REFERÊNCIA

ABARBANELL, J. **The Residual Income Model**: What Can RIM Do For Me? Capturado em 26/05/03, <http://www.haas.berkeley.edu/Courses/Spring1999/BA222-1/rim99.doc>

ACKLEY, G. (1983). Commodities and Capital: Prices and Quantities. **American Economic Review**, v. 73, p. 1-16.

ANCHITE, C. F; ISSLER, J. V. (2001). **Racionalidade e Previsibilidade no Mercado Brasileiro de Ações**: uma aplicação dos modelos de valor presente. Rio de Janeiro, FGV.

BLANCHARD, O; MYERS, S. (1982). **Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets**. NBER Working Paper n. 945.

BREALEY, R. A; MYERS, S. C. (1992). **Princípios de finanças empresariais**. 3 ed. Lisboa, McGraw-Hill.

CAMPBELL, J; Lo, W; e MACKINLAY, A.C. (1997). **The Econometrics of Financial Markets**. New Jersey, Princeton University Press.

CAMPBELL, J. (1991). A Variance Decomposition for Stock Returns. **Economic Journal**, v. 101, p. 157-79.

CAMPBELL, J; e SHILLER, R. (1987). Cointegration and Tests of Present Value Models. **Journal of Political Economy**, v. 95, n. 5, p. 1062-88.

CAMPBELL, J; SHILLER, R. (1988 a). The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors. **Review of Financial Studies**, v. 58, p.495-514.

CAMPBELL, J; SHILLER, R. (1988 b). Stock Prices, Earnings and Expected Dividends. **Journal of Finance**, v. 43, n.3, p. 661-76.

CINCA, A. N. (1995). **Econometria**. 2 ed. Madrid, McGraw-Hill.

COSTA Jr, N. C. A; NEVES, M. B. (2000). Variáveis Fundamentalistas e os retornos das Ações. **Revista Brasileira de Economia**, v. 54, n. 1, p. 123-37, jan/mar.

DAMODARAN, A. (1997). **Avaliação de investimentos**. São Paulo, Qualitymark Editora.

ENDERS, W. (1995). **Applied Econometric Time Series**. New York, John Wiley & Sons.

GORDON, A. (2002). **Recompra de ações** – uma abordagem empírica. Rio de Janeiro, FGV.

GORDON, M. J. (1962). **The Investment, Financing and Valuation of the Corporation**. Irwin, Homewood Illinois.

GREENE, W. H. (1999). **Econometric Analysis**. 3 ed. New Jersey. Prentice-Hall.

HARRIS, R. I. D. (1995). **Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling**. New Jersey, Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf.

JOHNSTON, J; DINARDO, J. (1997). **Econometrics Methods**. 4. ed. New York, McGraw-Hill, 1997.

LEE, C.M.C.; MYERS, J; SWAMINATHA, B. (1999). What is the Intrinsic Value of the Dow? **Journal of Finance**, v. 54, n. 5, October 1999, p. 1693-1741.

LIMA, A. M. C; ISSLER, J. V., (2003). **A hipótese das expectativas na estrutura a termo de juros no Brasil**: Uma aplicação de modelos de valor presente. Rio de Janeiro, FGV.

MILLER, M. H.; MODIGLIANI, F. (1961). Dividend policy, growth, and the valuation of shares. **Journal of Business**, n. 4, p. 411-33.

MILLER, M. H; MODIGLIANI, F. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. **American Economic Review**, v. 48, p. 261-97.

PENMAN, S. H.; SOUGIANNIS, T (1997). **A Comparison of Dividend, Cash Flow, and Earnings Approaches to Equity Valuation**. Working paper, University of California at Berkeley and University of Illinois at Urbana-Champaign

PLENBORG, T. (2000). **Firm Valuation**: comparing the residual income and discounted cash flow approaches. Copenhagen, Copenhagen Business School.

SHILLER, R. J. (1981). Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? **American Economic review**. v. 71, p. 421-36.

SHILLER, R. J.; BELTRATTI, A. E. (1992). Stock Prices and Bond Yields: Can Their Comovements Be Ex-plained in Terms of Present Value Models? **Journal of Monetary Economics**, v. 30, p. 25-46.

SIMON, C. P.; BLUME, L. (1994). **Mathematics for economists**. New York: Norton.

TIROLE, J. (1985). Asset Bubbles and Overlapping Generations. **Econometrica**, v. 53, p.1071-1100.

WEST, K. (1986). **Dividend Innovations and Stock Price Volatility**. NBER Working Paper n. 1833.