

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO  
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA  
PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

João Bosco Amaral Júnior

Há Evidências do Modelo Fed no Brasil? Um Estudo da Relação entre Inflação e  
Mercado Acionário

Recife

2017

JOÃO BOSCO AMARAL JÚNIOR

Há Evidências do Modelo Fed no Brasil? Um Estudo da Relação entre Inflação e Mercado Acionário

*Trabalho apresentado ao Programa de Pós-graduação em Economia do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco como requisito parcial para obtenção do grau de Doutor em Ciências Econômicas.*

Orientador: Nelson Leitão Paes

Coorientador: José Lamartine Távora Junior

Coorientador: Wilton Bernardino da Silva

Recife

2017



JOÃO BOSCO AMARAL JÚNIOR

Há Evidências do Modelo Fed no Brasil? Um Estudo da Relação entre Inflação e  
Mercado Acionário

Tese apresentada ao Programa de Pós-  
Graduação em Economia da  
Universidade Federal de Pernambuco,  
como requisito parcial para a obtenção do  
título de doutor em Ciências Econômicas.

Aprovado em: 17/02/2017.

BANCA EXAMINADORA

---

Prof<sup>o</sup>. Dr. Nelson Leitão Paes (Orientador)  
Universidade Federal de Pernambuco

---

Prof<sup>o</sup>. Dr. Francisco de Souza Ramos (Examinador Interno)  
Universidade Federal de Pernambuco

---

Prof<sup>o</sup>. Dr. Rafael Moura Azevedo (Examinador Interno)  
Universidade Federal de Pernambuco

---

Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Joséte Florêncio dos Santos (Examinadora Externa)  
Universidade Federal de Pernambuco

---

Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Umbelina Cravo Teixeira Lagioia (Examinadora Externa)  
Universidade Federal de Pernambuco

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço, primeiramente, a Deus por conceder a oportunidade de viver com saúde para atingir mais uma conquista.

Agradeço a toda minha família e, em especial, a minha mãe, pois seu esforço sempre foi um exemplo para mim.

Agradeço aos meus orientadores e ao CNPQ por financiar os meus estudos.

## RESUMO

Este trabalho tem o propósito de estudar um modelo de precificação mais conhecido na literatura estrangeira, especialmente, nos EUA. Trata-se do “modelo FED”, uma relação entre o retorno esperado da bolsa e do título público de longo prazo. Assim, por meio de uma análise de séries temporais, mostrou-se que há evidências de que o índice lucro preço está relacionado com o retorno do título nos termos propostos pelo modelo FED. O mesmo, entretanto, não pode ser dito a respeito do índice dividendo preço. Na sequência, o questionamento passa a ser o que tem levado uma variável real (o índice lucro preço) a apresentar uma relação estável com uma variável nominal (maior influência é a inflação). Nesse ponto, a literatura sobre o modelo FED se confunde com a literatura sobre os efeitos da inflação no mercado de ações. As principais hipóteses já estudadas são: a hipótese da ilusão inflacionária (HII), a hipótese tributária (HT), a hipótese *proxy* (HP) e a hipótese da causalidade reversa (HCR). Os testes empíricos produziram resultados opostos ao esperado o que leva a crer que a HII não deve ser a explicação mais apropriada. Apesar da legislação dar indícios, a HT se mostrou pouco provável diante da magnitude do “efeito despesa financeira”. A discussão sobre a HP se mostrou inconclusiva, apresentando evidências favoráveis e contrárias. Por fim, o estudo da HCR trouxe a impressão de que há uma chance dessa ser a explicação procurada, porém, se reconhece que a forma mais indicada de teste dessa hipótese seria a construção de um modelo macroeconômico com a presença de um setor financeiro.

Palavras-chave: Mercado Acionário. Modelo FED. Inflação.

## **ABSTRACT**

This work has the purpose of studying a pricing model best known in foreign literature, especially in the US. This is the "FED model", a relationship between the yields of the stock market and long-term government securities. Thus, by performing a time-series analysis, it was shown that there is evidence that the earnings yield is related to the government bond yield in the terms proposed by the FED model. The same, however, cannot be said about the dividend yield. Further, the question becomes what has led a real variable (the stock market earnings yield) to have a stable relationship with a nominal variable (whose main influence is inflation). At this point, the FED Model literature is confused with the literature on the effects of inflation on the stock market. The main hypotheses raised are: the hypothesis of inflationary illusion (HII), the tax hypothesis (HT), the proxy hypothesis (HP) and the hypothesis of reverse causality (HCR). Empirical tests produced opposite results in relation to what was expected and that leads to the belief that HII should not be the most adequate explanation. Although the legislation gives indication, HT proved unlikely given the size of the "financial expense effect". The discussion on the HP proved inconclusive, with favorable and contrary evidence. Finally, the study of HCR gave the impression that there is a chance this is the explanation sought, but it should be stressed that the most indicated way of test of the hypothesis would be the construction of a macroeconomic model with the presence of a financial sector.

Keywords: Stock Market. FED Model. Inflation.

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Índice lucro preço do S&P 500 – linha preta – e a taxa de juros de 11 anos – linha azul.....	16
Figura 2 – Índice lucro preço do S&P 500 – linha preta – e a taxa de juros de 10 anos – linha azul.....	18
Figura 3 – Lucro Positivo (linha azul) e Lucro Total (linha preta).....	30
Figura 4 – Yield da LTN de 1 ano (linha azul), yield da NTN-B 2024 mais expectativa de inflação (linha preta) e yield do título do governo americano de 10 anos mais o Risco-Brasil (linha cinza).....	33
Figura 5 – Índice lucro preço (linha azul), índice dividendo preço (linha preta) e yield do título público (linha vermelha).....	35
Figura 6 – EP2 (linha azul) e Y2 (linha preta).....	38
Figura 7 – DP2 (linha azul) e Y2 (linha preta).....	38
Figura 8 – Comparação de Investimentos. Modelo FED (linha azul), LTN (linha verde) e Ibovespa (linha preta).....	49
Figura 9 – ROE usando lucro líquido (linha azul – eixo esquerdo) e P/VP (linha preta – eixo direito).....	54
Figura 10 – ROE usando EBIT (linha azul – eixo esquerdo) e P/VP (linha vermelha – eixo direito).....	54
Figura 11 – Índice lucro preço (linha preta) e VF (linha azul).....	65
Figura 12 – Inflação realizada (linha preta) e inflação esperada (linha azul). Linha vermelha superior é a média da inflação realizada. Linha vermelha inferior é a média da inflação esperada.....	66

<b>Figura 13 – Efeito depreciação (linha preta), efeito despesa financeira (linha vermelha) e efeito despesa financeira usando 60% do valor da dívida (linha cinza).....</b>	<b>73</b>
<b>Figura 14 – Relação crescimento real do PIB (eixo horizontal) e retorno real do Ibovespa (eixo vertical), de forma contemporânea e colocando leads no crescimento.....</b>	<b>87</b>
<b>Figura 15 – Despesas Obrigatórias (barras azuis) x Despesas Discricionárias (barras pretas).....</b>	<b>91</b>
<b>Figura 16 – Despesas não Contingenciáveis (barras azuis) x Despesas Contingenciáveis (barras pretas).....</b>	<b>91</b>
<b>Figura 17 – Composição da Despesa Primária Obrigatória em 2015.....</b>	<b>92</b>
<b>Figura 18 – Crescimento de parcela do gasto social (linha azul), do gasto com pessoal (linha vermelha) e do PIB nominal (linha amarela).....</b>	<b>94</b>
<b>Figura 19 – Evolução das Receitas dos Tributos Federais.....</b>	<b>95</b>
<b>Figura 20 – Taxa de Crescimento da Despesa Primária (linha preta), Receita Primária Líquida (linha cinza) e PIB nominal (linha verde). Períodos recessivos: 2T2001 a 4T2001, 1T2003 a 2T2003, 4T2008 a 1T2009 e a partir do 2T2014.....</b>	<b>100</b>
<b>Figura 21 – Índice lucro preço (linha preta) e VF (linha azul). VAR clássico com três variáveis.....</b>	<b>124</b>
<b>Figura 22 – Índice lucro preço (linha preta) e VF (linha azul). VAR bayesiano com duas variáveis.....</b>	<b>124</b>
<b>Figura 23 – Índice lucro preço (linha preta) e VF (linha azul). VAR bayesiano com três variáveis.....</b>	<b>125</b>

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Resumo da Literatura .....	28
Tabela 2 - Correlações.....	35
Tabela 3 - Remoção da tendência dos dados.....	39
Tabela 4 - Resultado do teste ADF .....	41
Tabela 5 - Resultado do teste KPSS .....	42
Tabela 6 - Resultado do modelo 1 .....	43
Tabela 7 - Resultado do modelo 2 .....	44
Tabela 8 - Resultado do modelo 3 .....	44
Tabela 9 - Resultado do modelo 4 .....	46
Tabela 10 - Resultado do modelo 5 .....	46
Tabela 11 - Resultado do teste de Johansen .....	47
Tabela 12 - Resultado do teste de Johansen .....	47
Tabela 13 - Teste de previsão .....	49
Tabela 14 - Teste de previsão .....	50
Tabela 15 - Estatísticas descritivas do erro de apreçamento.....	67
Tabela 16 - Resultado das regressões.....	69
Tabela 17 – Estatísticas Descritivas dos Efeitos.....	76
Tabela 18 - Decomposição da Variância do indicador lucro preço. ....	80
Tabela 19 - Resultado das Regressões. ....	81
Tabela 20 - Resultado das Regressões .....	81
Tabela 21 - Correlações Produto e Inflação.....	84
Tabela 22 – Resultado das Regressões.....	85
Tabela 23 - Estatísticas de Associação Linear com o PIB.....	99

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b> .....	12
<b>1.1</b>	<b>Considerações Iniciais</b> .....	12
<b>1.2</b>	<b>Problema de Pesquisa, Objetivos e Contribuições</b> .....	15
<b>1.3</b>	<b>Estrutura da Tese</b> .....	16
<b>2</b>	<b>REVISÃO DA LITERATURA</b> .....	18
<b>3</b>	<b>HÁ RELAÇÃO ENTRE OS <i>YIELDS</i>?</b> .....	31
<b>3.1</b>	<b>Dados</b> .....	31
<b>3.2</b>	<b>Análise gráfica</b> .....	36
<b>3.3</b>	<b>Análise de Estacionariedade</b> .....	38
<b>3.4</b>	<b>Análise Econométrica</b> .....	43
<b>3.5</b>	<b>Considerações Finais</b> .....	51
<b>4</b>	<b>O QUE EXPLICA O MOVIMENTO ENTRE OS <i>YIELDS</i>?</b> .....	54
<b>4.1</b>	<b>Hipótese da Ilusão Inflacionária</b> .....	54
4.1.1	Base Teórica .....	57
4.1.2	Base Empírica .....	64
4.1.3	Resultados .....	66
<b>4.2</b>	<b>Hipótese Tributária</b> .....	70
<b>4.3</b>	<b>Hipótese Proxy</b> .....	76
4.3.1	Base Teórica .....	76
4.3.2	Base Empírica .....	78
4.3.3	Resultados .....	80
<b>4.4</b>	<b>Hipótese da Causalidade Reversa</b> .....	86
4.4.1	Parte Financeira da HCR .....	87
4.4.2	Parte Fiscal da HCR .....	92
<b>4.5</b>	<b>Considerações Finais</b> .....	108
<b>5</b>	<b>CONCLUSÃO DA TESE</b> .....	109
	<b>REFERÊNCIAS</b> .....	112
	Apêndice A – Período, fonte e comentários sobre os dados da pesquisa .....	119
	Apêndice B – Derivação do Modelo de Valor Presente .....	123
	Apêndice C – Figuras adicionais da seção 4.1.3 .....	126

# 1 INTRODUÇÃO

## 1.1 Considerações Iniciais

Dizer se um ativo está corretamente precificado é uma atividade, no mínimo, desafiadora. Se, para a academia, o interesse reside em conhecer o processo estocástico gerador dos movimentos de preços, para os profissionais de mercado, esse conhecimento representa lucros superiores. Contudo, será mesmo possível saber se um ativo está barato ou caro? É possível prever os movimentos dos preços no mercado de capitais? Quais fatores são determinantes da dinâmica dos preços? Essas perguntas são responsáveis por muitas pesquisas em Finanças, tanto que o Prêmio Nobel de Economia de 2013 foi dado a três pesquisadores com várias contribuições nessa área: Lars Peter Hansen, Robert Shiller e Eugene Fama (Academia Real de Ciências da Suécia, 2013).

Da década de 60 até, aproximadamente, o fim da década de 70, pode-se dizer que a Hipótese dos Mercados Eficientes (HME), desenvolvida por Eugene Fama e Paul Samuleson (trabalhando de forma separada e quase simultânea<sup>1</sup>), dominou o meio acadêmico como explicação para o comportamento dos preços dos ativos. Segundo essa hipótese, na ausência de custos de transação<sup>2</sup>, os preços refletem corretamente toda a informação disponível. Assim, por exemplo, seria impossível fazer lucros extraordinários de maneira recorrente, criando um sistema de negociação que antecipa os movimentos do mercado.

Basicamente, o que a HME diz é que os movimentos de preço são, em grande medida, imprevisíveis. Trabalhos como Fama et al. (1969) mostraram que a

---

<sup>1</sup> Ver Lo (2008) para uma descrição da origem da HME.

<sup>2</sup> Grossman e Stiglitz (1980) mostram que custos de transação impedem que um mercado seja plenamente eficiente. Portanto, nem sempre toda informação disponível pode estar precificada.

previsibilidade de curto prazo no mercado acionário é bem reduzida: embora exista, essa previsibilidade seria tão baixa que, dados os custos de transação, não poderia ser transformada em lucros. O mercado acionário, portanto, *no curto prazo*, seria bastante eficiente na utilização das informações disponíveis. Segundo Academia Real de Ciências da Suécia (2013), esse resultado foi tão importante que acabou incentivando a criação de uma indústria de fundos que reproduz índices de mercado (ou fundos de gestão passiva de investimentos).

Contudo, a partir, principalmente, dos anos 80, a HME passou a receber muitos ataques. Entre os mais conhecidos, Shiller (1981) reporta evidências de que a volatilidade dos preços das ações é muito maior que a deduzida pelos modelos tradicionais de precificação, baseados na conhecida hipótese. Campbell e Shiller (1988a) mostram que razões como o preço-lucro ou o dividendo-preço podem prever os retornos do índice S&P no longo prazo. Esses e outros trabalhos<sup>3</sup> abriram espaço no *mainstream* para o ramo das Finanças Comportamentais, baseado no estudo dos mercados de um ponto de vista simétrico ao da HME: o mercado não seria eficiente a maior parte do tempo em razão de vieses no comportamento dos investidores<sup>4</sup>.

Apesar das muitas evidências a favor de uma interpretação menos racional e mais comportamental do funcionamento do mercado, a HME ainda possui um espaço de destaque no meio acadêmico e profissional. Nesse sentido, Lo (2005) argumenta que a falta de uma teoria central que possa explicar e “ligar” todos os fenômenos apontados

---

<sup>3</sup> Foge do escopo deste trabalho fazer uma revisão detalhada da literatura empírica e teórica contrária à HME. Essa literatura é muito abrangente e tem recebido atenção ainda maior após a crise financeira de 2008, apontada pelos críticos da HME como mais uma evidência de desvio dos investidores da hipótese de racionalidade (Annunziata, 2011).

<sup>4</sup> É tentador imaginar que, como o mercado apresenta manias e falhas, então por que os investidores “inteligentes” não se aproveitam delas para ficarem ricos? Esse raciocínio, no entanto, está incompleto. Apesar das manias e falhas documentadas, é difícil explorá-las de forma lucrativa, seja pelos custos de transação, seja pelos custos de informação. Em outras palavras, como bem colocaram Timmermann e Granger (2004), se fosse possível fazer fortuna com essas evidências, o incentivo para divulgá-las em *papers* seria bem baixo.

como contrários à HME pode ser uma das razões<sup>5</sup>. Outro motivo, levantado por Annunziata (2011), seria que a HME, certamente, não é uma descrição perfeita de como os mercados funcionam, porém, deve ser entendida como uma boa aproximação ou ponto de partida. Como exemplo, basta lembrar da frase “desempenho passado não é garantia de retornos futuros” sempre presente em prospectos de fundos de investimento.

Com esse pano de fundo, o presente trabalho tem como motivação estudar a aplicação de um modelo de precificação de ações – conhecido como Modelo FED<sup>6</sup> – e obter *insights* sobre a eficiência do mercado acionário no Brasil<sup>7</sup>. Esse modelo pressupõe que o retorno das ações, representado pelo inverso da razão lucro preço do principal índice acionário, apresenta uma relação de equilíbrio com a taxa de juros de longo prazo dos títulos públicos, conforme a expressão 1 a seguir:

$$\frac{E_t^e}{P_t} \cong Y_t, \quad (1)$$

em que  $E_t^e$  representa os lucros esperados das empresas que compõem o índice;  $P_t$  simboliza o preço da carteira do índice e  $Y_t$  é o *yield* do título público de longo prazo. O sinal de aproximação significa que pequenos desvios na relação podem ser observados sem que isso implique alguma oportunidade de arbitragem (devido a custos de corretagem ou prêmio ao risco, por exemplo). Em razão de sua fundamentação teórica (mais detalhes no capítulo seguinte), muitos trabalhos também utilizam o modelo com os lucros

---

<sup>5</sup> Nesse mesmo artigo, Lo (2005) propõe uma síntese entre a HME e as Finanças Comportamentais: a Hipótese dos Mercados Adaptativos.

<sup>6</sup> Maiores informações sobre a origem do nome no capítulo sobre revisão da literatura.

<sup>7</sup> A rigor, é incorreto dizer que o bom desempenho preditivo de um modelo – definido de forma *ex-post* como se pretende fazer aqui – pode ser considerado como prova de que o mercado não é eficiente. Segundo Timmermann e Granger (2004), para mostrar isso, seria necessário provar que o referido modelo fazia parte do conjunto de informação dos investidores durante o período e que a tecnologia de procura do melhor modelo disponível no momento era capaz de achá-lo.

observados dos últimos dozes meses e trocam lucros por dividendos (por exemplo, Estrada, 2009; Thomas e Zang, 2007; Thomas e Zang, 2008; Asness, 2003).

## **1.2 Problema de Pesquisa, Objetivos e Contribuições**

Pode-se definir o problema de pesquisa desta Tese da seguinte forma: estudo da validade de um modelo de precificação do mercado acionário que considera o retorno dos títulos públicos – o Modelo FED. Por validade, entenda-se a capacidade de tal modelo se ajustar aos dados da amostra e realizar boas previsões, aplicando instrumentos de análise de regressão com séries de tempo. Como corolário, pretende-se investigar qual a fundamentação econômica de tal modelo, levando, então, a um indício de como o mercado brasileiro funcionaria, em termos de eficiência na precificação da taxa de inflação (principal *driver* das taxas de juros). Assim, existem dois objetivos principais neste estudo, destacados a seguir:

1. Investigar se há uma relação de equilíbrio entre o retorno esperado do mercado acionário, representado pelo índice lucro (dividendo) preço do índice Ibovespa, e a taxa de juros dos títulos públicos de longo prazo;
2. Caso afirmativo, tentar entender qual a fundamentação econômica por trás de tal relação.

Nota-se que o trabalho a ser desenvolvido segue um caminho contrário ao que é geralmente praticado em Economia: a partir da observação de um problema, desenvolve-se um “modelo” (em um sentido mais amplo que simplesmente um “modelo matemático”; modelo no sentido de teoria) para em seguida testá-lo empiricamente. A decisão tomada aqui guarda relação com a forma como o estudo foi concebido. De início, o propósito era avaliar somente o poder de previsão e aderência aos dados do modelo FED, tendo como

pano de fundo implicações para a Hipótese dos Mercados Eficientes. Contudo, à medida que o estudo foi evoluindo e a literatura sendo consultada, percebeu-se que havia uma questão a ser explorada tão importante quanto testes de previsão (traduzida no objetivo 2), e que não poderia ser simplesmente “esquecida”.

Assim, pode-se elencar duas contribuições principais deste trabalho para a literatura:

- Investigação da utilização da taxa de retorno dos títulos públicos na avaliação do mercado acionário brasileiro. Apesar da literatura internacional a respeito do tema (modelo FED), não se encontrou no Brasil registros de pesquisas na mesma linha. Há, é verdade, uma literatura já consolidada no Brasil sobre impactos da política monetária nas ações (Oliveira e Costa, 2013, por exemplo). Contudo, o objetivo desses trabalhos é de fazer uma análise do impacto de choques na taxa de juros sobre o valor das ações. Diferentemente, esta pesquisa tem o objetivo de verificar se existe uma relação de equilíbrio entre os retornos dos dois mercados, o que pode ter implicação para o suposto comportamento racional dos investidores.
- Utilização do modelo de valor presente de Campbell e Shiller (1988a) e Campbell e Shiller (1988b) para analisar o comportamento do mercado acionário em relação à inflação. Esse modelo é aplicado em vários estudos na literatura internacional com a finalidade proposta aqui (por exemplo, Campbell e Vuolteenaho, 2004; Bekaert e Engstrom, 2010). Contudo, ainda não foi utilizado com dados do mercado nacional. Anchite e Issler (2001) e Mattos (2015) utilizam o modelo, porém, com o objetivo de testar sua aderência aos dados do Brasil (o que é comprovado).

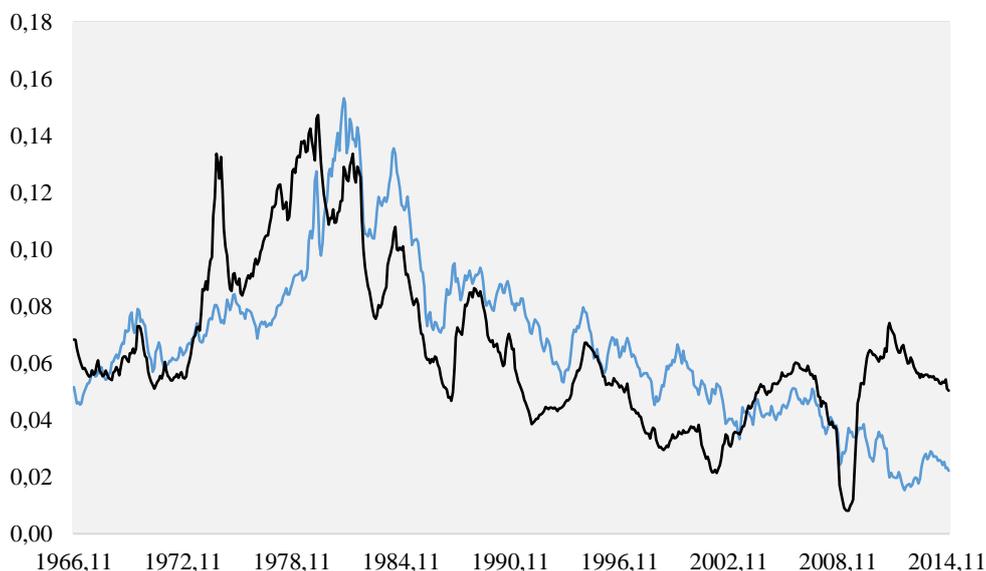
### **1.3 Estrutura da Tese**

Esta tese está dividida em cinco capítulos. O Capítulo 1 é esta Introdução. O capítulo seguinte realiza uma revisão da literatura. O Capítulo 3 tenta responder à questão do primeiro objetivo principal deste trabalho – *Há uma relação de equilíbrio entre o índice lucro (dividendo) preço do índice Ibovespa e a taxa de juros dos títulos públicos de longo prazo?* O Capítulo 4 tenta responder à questão do segundo objetivo principal deste trabalho – *Caso afirmativo, o que explicaria essa relação? Alguma explicação racional (HT, HP ou HCR) ou comportamental (HII)?* Por fim, o Capítulo 5 conclui e traz as considerações finais.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

Mais estudada na literatura americana, onde é chamada de “modelo FED”<sup>8</sup>, a relação entre os *yields* demonstrou ser um modelo eficaz para descrever o movimento do índice S&P 500 entre o final da década de 60 e o início da década de 2000, como se pode ver na Figura 1.

Figura 1 - Índice lucro preço do S&P 500 – linha preta – e a taxa de juros de 10 anos – linha azul.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da página do economista Robert Shiller (<http://www.econ.yale.edu/~shiller/data.htm>).

O resultado disso foi que a relação acabou ganhando o status de indicador do mercado acionário (em outras palavras, uma teoria para determinar o valor intrínseco das ações): quando o  $E/P$  estiver acima (abaixo) de  $Y$ , o preço deve subir (cair), dado que  $E$  permaneça constante. Caso se utilize o lucro projetado,  $E^e$ , pode-se esperar também que,

---

<sup>8</sup> A origem do nome é, geralmente, atribuída à seguinte passagem do Relatório de Política Monetária do Banco Central dos EUA de 22 de Julho de 1997: “...the ratio of prices in the S&P 500 to consensus estimates of earnings over the coming 12 months has risen further from levels that were already unusually high. Changes in this ratio have often been inversely related to changes in long-term Treasury yields...” A partir daí, a relação foi adotada pelo mercado americano, embora o Federal Reserve nunca tenha vindo a público para dizer que o modelo é usado de alguma forma para tomar suas decisões de política monetária.

quando este for revisado para cima (baixo) e  $Y$  não sofra alteração, o preço deve subir (cair). Assim, a variável responsável por restaurar o equilíbrio, caso  $Y$  ou  $E$  mudem, seria sempre o  $P$ .

No meio acadêmico, alguns trabalhos encontraram bons resultados em aplicações do modelo para previsão do mercado acionário (do índice americano S&P, principalmente). Contudo, julgar resultados como “bons” não dá uma ideia precisa da dimensão. Por exemplo, o modelo pode ter perdido para outros indicadores de mercado como o índice preço lucro (Asness, 2003; Estrada, 2009); pode ter apresentado desempenho preditivo satisfatório em apenas poucos países numa comparação internacional (Estrada, 2009<sup>9</sup>); pode ter se saído melhor em previsões de médio do que de curto prazo – 12 meses e 1 mês, respectivamente (Jansen e Wang, 2006); e pode ter se saído muito bem para prever o retorno em excesso (da taxa livre de risco) em comparação com outras variáveis consagradas da literatura de previsão (Maio, 2013).

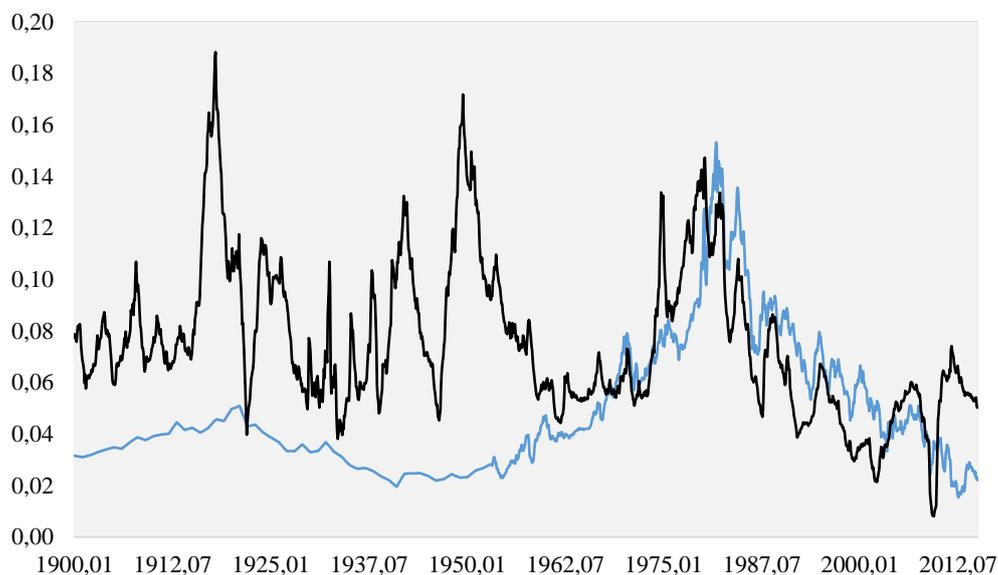
Um ponto em comum entre os trabalhos com resultados favoráveis é a utilização do mesmo período de análise: dos anos 60/70 ao início dos anos 2000. Observando a Figura 2, entende-se de imediato o porquê. É notável como os dois yields apresentam trajetórias descoladas para épocas anteriores à década de 60 e os anos mais recentes. Essa observação leva imediatamente aos seguintes questionamentos: como explicar o fato de o modelo ainda ser empregado em análises profissionais? (conforme Estrada (2009), “...any statement that justifies high P/E ratios with the existence of prevailing low interest rates, or that assesses the valuation of the stock market by comparing earnings yields and bond yields, is essentially using the Fed model.”) E igualmente interessante, o que teria

---

<sup>9</sup> Estrada (2009) utiliza uma amostra com dados mensais de 20 países. Usando lucros esperados, em apenas 2 deles - Áustria e Estados Unidos -, encontrou desempenho de previsão do modelo FED superior ao do índice preço lucro quando o objetivo é prever o retorno de cinco anos do principal índice de ações.

acontecido para a relação ter aparecido somente nos EUA<sup>10</sup> e durante esses quase 30 anos?

Figura 2 - Índice lucro preço do S&P 500 – linha preta – e a taxa de juros de 10 anos – linha azul.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da página do economista Robert Shiller (<http://www.econ.yale.edu/~shiller/data.htm>).

Além de ser de fácil entendimento e, portanto, fácil de ser vendido pela indústria<sup>11</sup>, o ponto de defesa principal do modelo FED está no fato de ser baseado na arbitragem entre os mercados de títulos públicos e ações (Durré e Giot, 2005). Como esses dois mercados representam opções de investimento bastante acessíveis, é razoável supor que alguma tendência à igualdade nos retornos seja observada em certo horizonte de tempo. Segundo Durré e Giot (2005), operações de *carry trade* ajudam a entender a existência de algum efeito substituição entre os dois tipos de ativo: quando a taxa de juros está baixa (e, com isso, o *yield* dos títulos), os gestores de fundos tomam emprestado para comprar ações, elevando o preço desse mercado e derrubando o *yield* das ações.

<sup>10</sup> Tendo como referência os resultados reportados por Estrada (2009), que estuda a existência do modelo FED numa amostra de 20 países desenvolvidos.

<sup>11</sup> Asness (2003) sugere que o modelo FED poderia ser mais uma tentativa da indústria financeira de justificar preços altos demais em momentos de *bull market*, como o que a economia americana viveu na década de 90 (bolha “pontocom”).

Em adição a isso, a hipótese de arbitragem entre os dois ativos é um dos requisitos para se mostrar que o Modelo FED pode ser interpretado como um caso especial do modelo de Gordon (1962) na sua versão mais simples (com taxa constante de retorno e taxa constante de crescimento dos dividendos). Seja o preço de uma ação,  $P_t$ , de acordo com este modelo:

$$P_t = \frac{D_{t+1}}{r + p - g} \quad (2)$$

sendo  $D_{t+1}$  o dividendo em  $t + 1$ ,  $r$  é a taxa de desconto básica (livre de risco),  $p$  é o prêmio de risco e  $g$  é a taxa de crescimento dos dividendos. Supondo que as firmas paguem todos os seus lucros aos seus acionistas na forma de dividendos (assim,  $E_t^e = E_{t+1} = D_{t+1}$ ), que a taxa de crescimento dos dividendos seja igual a zero ( $g = 0$ ), que os investidores não exijam um prêmio de risco no investimento em ações e que o *yield* dos títulos públicos de longo prazo seja uma proxy para a taxa livre de risco, chega-se ao Modelo FED. Portanto, pode-se justificar teoricamente a relação entre os dois *yields*, porém, é necessário assumir hipóteses fortes.

Ainda com relação à base teórica do modelo, um ponto bastante criticável é a falta de um componente de risco. Como é possível o investidor arbitrar entre o *yield* de títulos e ações sem controlar pelo risco de cada um dos ativos? Notando essa deficiência, alguns trabalhos como Asness (2003), Campbell e Vuolteenaho (2004) e Salomons (2006) utilizam uma versão estendida pela inclusão de alguma medida de risco relativo.

A extensão do Modelo FED usada por Asness (2003) tenta explicar por que a relação de 1 para 1 entre os *yields* apareceu entre meados dos anos 1960 e fim da década de 1990. Ele mostra que um modelo de regressão do  $E/P$  em função do  $Y$  e da volatilidade

das ações e do título é capaz de explicar 62% da variância amostral ( $R^2$ ) entre 1926 a 2001. Além disso, o coeficiente de Y é bem próximo da unidade. Por outro lado, o mesmo modelo aplicado ao mesmo período e *sem controlar pela volatilidade dos ativos* é capaz de explicar apenas 3%. Em concordância com o observado na Figura 3, este mesmo modelo (sem o controle pela volatilidade) se ajusta muito bem entre os anos 60 e 90<sup>12</sup>. Assim, Asness (2003) conclui que o fato do modelo FED se ajustar bem aos dados por apenas um período se deve a uma mudança na percepção de risco entre ações e títulos no mercado americano.

Todavia, a maior questão em torno do modelo FED, certamente, refere-se ao fato deste estabelecer uma relação de equilíbrio entre uma variável real (o retorno das ações que depende, em última instância, da capacidade de geração de lucros da firma) e uma variável nominal (o retorno dos títulos de longo prazo que depende, em última instância, da política monetária). Assim, entra-se em conflito com um dos pressupostos da macroeconomia moderna: a neutralidade da moeda no longo prazo (Galí, 2008). Nesse ponto, a literatura sobre o modelo FED se confunde com a vasta literatura sobre os efeitos da inflação no mercado de ações (Bekaert e Wang, 2010).

Ao investigar o que a teoria econômica tem a dizer a respeito de se os mercados de capitais oferecem algum *hedge* contra a inflação no longo prazo, a referência mais antiga se deve a Fisher (1930) e a sua teoria de determinação da taxa de juros. Para Fisher (1930), a inflação esperada seria um componente da taxa de juros nominal sem relação alguma com a taxa real. Assim, dado que o retorno dos ativos acompanha a taxa de juros da economia, o retorno real deveria ser independente da taxa de inflação esperada e as ações seriam uma boa proteção contra a inflação.

---

<sup>12</sup> Trabalho não informa o  $R^2$ .

No entanto, como Thomas e Zhang (2009) afirmam, a evidência para a economia americana “se apresenta em nítido contraste” com a teoria de Fisher: *yields* de lucro e de dividendos movem-se ao longo do tempo com as taxas de juros (notar que o preço das ações está no denominador do *yield* e as expectativas de inflação são o principal componente das taxas de juros). E isso não é um fato isolado da economia americana. É mais a regra do que a exceção como Bekaert e Wang (2010) mostram para uma amostra de 48 países desenvolvidos e emergentes. Em apenas 12 (entre eles, o Brasil e outros países da América Latina), o coeficiente de uma regressão do retorno nominal em relação à inflação foi positivo e próximo de 1 (o que indica que um aumento de 1% na inflação está associado a um aumento de 1% no retorno nominal)<sup>13</sup>.

Para Ritter e Warr (2002), Asness (2003), Campbell e Vuolteenaho (2004) e Cohen et al. (2005), esse *puzzle* seria explicado pela Hipótese de Ilusão Inflacionária (HII), teoria levantada por Modigliani e Cohn (1979) décadas antes para entender o mau desempenho do mercado de ações americano na década de 70.

Baseando-se na antiga ideia de ilusão monetária (agentes econômicos confundem variações nominais com variações reais)<sup>14</sup>, Modigliani e Cohn (1979) concluem que os investidores cometem dois tipos de erro ao avaliar ações em períodos inflacionários: (1) descontam lucros esperados usando uma taxa *nominal* ao invés de *real*<sup>15</sup> e (2) não consideram o ganho tributário proveniente da queda de valor real da dívida<sup>16</sup>. Em ambos os casos, nota-se que as ações estarão subavaliadas com o aumento da inflação esperada.

---

<sup>13</sup> Para maiores explicações acerca do tratamento econométrico dessa regressão, ver o trabalho citado.

<sup>14</sup> Neste trabalho, os termos “Ilusão Inflacionária” e “Ilusão Monetária” serão usados como sinônimos. Para um breve histórico da origem do termo, ver Cohen et al. (2005) ou Brunnermeier e Julliard (2007).

<sup>15</sup> Sharpe (2002) afirma que também é possível que os agentes incorporem a expectativa de inflação à taxa de juros, mas não à taxa de crescimento dos lucros futuros, demonstrando, assim, algum viés no cálculo das previsões dos lucros (em oposição à explicação de Modigliani e Cohn que foca no uso equivocado da taxa de desconto nominal).

<sup>16</sup> Quando a inflação aumenta, também aumenta a despesa financeira da firma (se esta for indexada, obviamente). Porém, esse aumento da despesa não é, de fato, um aumento de despesa. Trata-se, na verdade, de uma compensação aos credores pela perda de valor do capital emprestado. Com isso, o valor da despesa

Ritter e Warr (2002) chamam esses dois erros de “erro da taxa de capitalização” e “erro do ganho de capital da dívida”, respectivamente. Neste trabalho, eles concluem que parte da explicação para o longo período de *bull market* nos EUA entre 1982 e 1999 se deve à correção dos erros de avaliação das décadas de 60 e 70, provocados por ilusão inflacionária.

Asness (2003) também vê o modelo FED como expressão da existência de erros de avaliação causados por ilusão inflacionária (e outros fatores, mais especulativos, como o já citado na nota de rodapé 11). Ele realiza algumas estimações e mostra que a capacidade de previsão do modelo no longo prazo é bem baixa, perdendo para o tradicional índice preço lucro. Conclui que o modelo não deve ser usado como guia para entender como os agentes no mercado americano tem feito seus investimentos, pois carece de fundamentos teóricos (racionais) e tem fraco desempenho preditivo. Porém, reconhece que o modelo se ajusta bem aos dados no período recente (artigo é de 2003) e para um período mais longo caso se incluam variáveis de risco. A explicação para essa contradição é, então, atribuída à HII.

Campbell e Vuolteenaho (2004) partem da suposição de que, se há investidores que cometem erros de apreçamento por ilusão inflacionária, então, o índice dividendo preço em um dado instante é resultante das expectativas objetivas dos agentes racionais e das expectativas subjetivas dos irracionais. Com base nisso e em uma decomposição do citado índice derivada por Campbell e Shiller (1988b), os autores obtêm uma medida do erro de apreçamento (*mispricing*) contido no dividendo preço. Por meio de uma regressão simples, mostra-se que a variância amostral desse erro de apreçamento pode ser explicada, em grande medida ( $R^2 = 75\%$ ), pela inflação e o coeficiente de inclinação também apresenta o sinal esperado.

---

financeira é sobrestimado e, dado que ela é descontada no cálculo do lucro tributável, o montante de imposto pago acaba sendo menor.

Cohen et al. (2005) notam que os estudos de Asness (2003) e Campbell e Vuolteenaho (2004) podem ter chegado a conclusões equivocadas, pois tentam mostrar que existe uma relação negativa entre a inflação e o retorno das ações sem controlar pela atitude dos investidores em relação ao risco: e, se em tempos de inflação mais alta, o risco também for mais alto e, for isso e não a inflação, o responsável pelo menor retorno? Para investigar melhor essa questão, Cohen et al. (2005) se valem do tradicional CAPM<sup>17</sup> e analisam as implicações da HII sobre esse modelo. Assim, o teste que fazem verifica se o prêmio de risco medido pelo CAPM apresenta uma elevação (redução) em períodos que sucedem a uma inflação alta (baixa), em comparação ao prêmio de risco sob a hipótese de que não há agentes irracionais. Os resultados encontrados parecem corroborar a HII, levando à conclusão de que o prêmio de risco sofre influência positiva da inflação.

O problema em assumir uma hipótese como a HII para explicar uma relação negativa entre inflação e retorno acionário é que ela vai de encontro ao *core* da teoria econômica, do qual a HME faz parte. Como poderia o preço está subavaliado ou superestimado durante tanto tempo e o mercado, formado supostamente por agentes racionais, não corrigir isso?<sup>18</sup> Nesse sentido, vários trabalhos fornecem evidências no sentido contrário à HII para tentar explicar o aparente contrassenso.

Antes mesmo da literatura sobre o modelo FED existir, Fama (1981) ofereceu uma explicação com apelo racional para a relação negativa entre o mercado acionário e a inflação observada nos EUA. Segundo Fama (1981), a inflação pode ser uma *proxy* para

---

<sup>17</sup> O modelo *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) determina o preço (retorno) dos ativos de risco em função do risco sistemático deles (*beta*). Este seria uma medida de risco que considera apenas como um determinado ativo oscila em função de variações do mercado acionário como um todo. Assim, esse modelo serve ao propósito de Cohen et al. (2005) de saber como a inflação afeta o retorno dos ativos após se controlar pelo risco.

<sup>18</sup> Segundo Cohen et al. (2005), é plausível o mercado estar incorretamente precificado durante tanto tempo se o índice de Sharpe (quociente entre o retorno e o desvio padrão) da aposta contrária à ilusão inflacionária for muito pequeno. Em outras palavras, o mercado poderia levar muito tempo para se auto corrigir, fazendo com que a posição do investidor que sabe do problema da ilusão sofra muitas perdas até auferir o ganho proveniente da correção do erro da ilusão inflacionária.

o estado da economia no futuro. A tese é de que, se se espera que a economia sofra um choque recessivo no futuro – e supondo que a demanda real por moeda ( $M/P$ ) será menor por causa disso e que a oferta de moeda responde com algum atraso –, o preço ( $P$ ) aumentaria de imediato<sup>19</sup>. Sendo assim, o preço das ações e a inflação poderiam estar negativamente correlacionados (e isso não teria relação com questões comportamentais, mas, na verdade, com uma queda esperada do produto). Essa tese de Fama (1981) ficou conhecida como Hipótese *Proxy* (HP).

Nota-se que a HP impõe uma condição ao ciclo econômico: é necessário que o comportamento da economia seja tal que os choques recessivos também sejam inflacionários (estagflação). Usando uma amostra com 20 países desenvolvidos, Bekaert e Engstrom (2010) mostram que a correlação entre uma medida de “intensidade do Modelo FED” e uma medida de “intensidade de estagflação”<sup>20</sup> é de 0,5 e significativa a 5%. Outro resultado interessante é que, em uma regressão dessa medida de intensidade do modelo FED em relação a um indicador de “quantos meses na amostra o país esteve em estagflação”, um indicador de inflação alta e um indicador de recessões, apenas a primeira dessas variáveis se mostrou significativa.

Alguns anos depois de Fama, Geske e Roll (1983) propuseram uma interpretação complementar/alternativa à HP e que dá peso ao lado fiscal da economia. Por essa explicação, o retorno dos ativos traria sinais da inflação futura. Isso ocorreria porque, quando o retorno dos ativos cai pela antecipação de uma queda da atividade futura, os agentes ficariam preocupados com as contas do governo. Assim, como há expectativa de recessão e os gastos do governo são rígidos, formar-se-iam expectativas de déficit que,

---

<sup>19</sup> Fama (1981) mostra que essa relação negativa entre atividade e inflação pode existir combinando um modelo simples de demanda por moeda (função da atividade econômica futura e da taxa de juros) com oferta de moeda exógena, expectativas racionais e Teoria Quantitativa da Moeda.

<sup>20</sup> Para cada país, a medida de intensidade do modelo FED é a correlação entre os dois *yields* ao longo do tempo e a medida de intensidade de estagflação é a correlação ao longo do tempo entre inflação e um indicador de recessões.

em muitas ocasiões, são financiados por emissão monetária. Por conta disso, os agentes esperariam maior inflação e os retornos cairiam o que explica a correlação negativa entre essas variáveis. Essa explicação recebe o nome de Hipótese da Causalidade Reversa (HCR), pois, supõe-se que há uma causalidade no sentido dos ativos para a inflação<sup>21</sup>.

Pode-se notar que é possível generalizar essa ideia da inflação ser uma proxy para outras variáveis reais<sup>22</sup>. Que variável, então, poderia ser correlacionada positivamente com a inflação e reduzir o retorno real das ações ao mesmo tempo, gerando a correlação espúria? Em Brandt e Wang (2003), um modelo teórico de precificação é construído no qual choques de inflação são capazes de elevar a aversão ao risco. Apesar do modelo ter apresentado aderência aos dados tanto de títulos como de ações, Brandt e Wang (2003) são cautelosos ao interpretar seus resultados, pois, como o modelo não é de equilíbrio geral, o efeito da inflação sobre a aversão ao risco poderia ser resultante de alguma variável real omitida da modelagem<sup>23</sup>.

Bekaert e Engstrom (2010) também chegam à conclusão de que a inflação é uma proxy para a aversão ao risco. Para mostrar isso, eles realizam decomposição do índice dividendo preço e verificam que a maior parte da correlação entre o *yield* das ações e dos títulos é devida à correlação entre o prêmio de risco do índice dividendo preço e a inflação esperada do título. Como o prêmio de risco é calculado residualmente<sup>24</sup> na decomposição, não é possível dizer se a explicação da correlação entre os *yields* tem um fundo racional ou comportamental. Assim, empregando uma medida de aversão ao risco e outra de

---

<sup>21</sup> Um esclarecimento importante precisa ser feito aqui. Apesar da HCR ter esse nome em alusão a uma “causalidade” na direção do retorno para a inflação, o termo causalidade deve ser interpretado com cuidado, sendo mais apropriado entendê-lo no sentido de Granger (1969) como Geske e Roll (1983) alertam.

<sup>22</sup> Como descrito antes, análise de Cohen et al. (2005) também parte desse ponto, porém, chega a um resultado diferente dos artigos citados nesta parte do texto.

<sup>23</sup> Segundo os autores, é possível também que o movimento na mesma direção entre a aversão ao risco e a inflação seja interpretado como um medo irracional e crescente de aumentos imprevistos na inflação. Essa explicação teria, então, um apelo comportamental.

<sup>24</sup> Os demais componentes do índice dividendo preço são calculados primeiro e o prêmio de risco é calculado como a diferença entre o índice e a soma dos componentes já calculados.

incerteza econômica, os autores assumem que a parte do prêmio ao risco não explicada por essas duas variáveis é o erro de apreçamento (*mispricing*). Mostram, com isso, que a inflação está correlacionada com o prêmio de risco por causa das medidas de aversão ao risco e de incerteza econômica (maior a inflação, maior o prêmio ao risco).

Por fim, existe também a hipótese levantada por Feldstein (1980), conhecida como Hipótese Tributária (HT). Menos discutida na literatura em relação às outras, Feldstein conjectura que a relação negativa entre inflação e ações seria causada pelo regime tributário ao qual as firmas e os investidores estariam sujeitos. No caso das firmas, o fato da depreciação ser contabilizada pelo valor histórico do bem (ao invés do valor corrigido pela inflação) faz com que o lucro tributável seja maior do que deveria e, assim, a alíquota efetiva real (do imposto sobre o lucro) também seja maior<sup>25</sup>. Do lado dos investidores, se a ação se valoriza nominalmente na mesma proporção da inflação, esse “ganho” de capital é tributado, embora não tenha havido ganho algum (apenas reposição). O resultado é uma queda do retorno real<sup>26</sup>.

A Tabela 1 traz um resumo da literatura apresentada.

Tabela 1 - Resumo da Literatura

Hipótese	Trabalho Seminal	Resumo
Hipótese de Fisher	Fisher (1930)	Famosa teoria de determinação das taxas de juros. Prevê que o retorno nominal deve incorporar a inflação esperada, deixando o retorno real constante.
Hipótese da Ilusão Inflacionária (HII)	Modigliani e Cohn (1979)	Sugere que os investidores avaliam incorretamente as ações em um ambiente inflacionário, projetando lucros reais que acabam sendo descontados por taxas nominais.

<sup>25</sup> Ammer (1994) lembra que outro tipo de despesa que pode causar a mesma distorção é o “custo das mercadorias vendidas/produzidas” (isso fica evidente pelo uso do método FIFO – first in, first out).

<sup>26</sup> Seja o seguinte exemplo. Retorno nominal antes dos impostos = 10%; Alíquota de imposto = 20%; Retorno nominal depois dos impostos = 8%; Inflação = 5%; Retorno real líquido = 8% - 5% = 3%. Suponha que a inflação aumente de 5% para 7%. Retorno nominal antes dos impostos = 12%; Retorno nominal depois dos impostos = 9,6%; Retorno real líquido = 9,6% - 7% = 2,6%.

Hipótese Proxy (HP)	Fama (1981)	Defende que a relação negativa entre mercado acionário e inflação é espúria. Na versão original, a inflação seria uma proxy para o nível de atividade. Versões mais recentes levam em conta outros fatores como risco e incerteza macroeconômicos.
Hipótese de Causalidade Reversa (HCR)	Geske e Roll (1983)	Propõe que inflação e mercado acionário estariam negativamente relacionados por conta de expectativas em relação às contas do governo.
Hipótese Tributária (HT)	Feldstein (1980)	Peculiaridades do regime tributário ao qual estão sujeitos os investidores e as firmas fazem com que surja uma relação negativa entre o valor da ação e a inflação.

Fonte: Elaboração Própria.

Com dados do mercado brasileiro, existem, relativamente à literatura internacional, poucos trabalhos que investigam o tema. Além disso, observam-se conclusões conflitantes, mesmo com o emprego de dados do mesmo período. No já citado trabalho de Bekaert e Wang (2010), o mercado brasileiro se apresenta como aderente à Hipótese de Fisher<sup>27</sup>. Choudhry e Pimentel (2010) também encontram que as ações brasileiras são um bom *hedge*, porém, somente em momentos de alta inflação (1986 a 1994), deixando a desejar em momentos de baixa inflação (1994 a 2008)<sup>28</sup>. Ao contrário destes, Caldas (2011) relata a existência de uma relação negativa e estável no longo prazo entre retorno do Ibovespa e inflação no período entre 1995 a 2011.

Nunes et al. (2005) e Jorgensen e Terra (2006) chegam à conclusão de que há evidência a favor da HCR: o primeiro utilizando dados que cobrem o período pós-plano real (1995 a 2004), enquanto o segundo estudando o período anterior (1982 a 1999). Já Pereira-Garmendia (2010) mostra que há uma relação negativa e significativa entre inflação e taxa de crescimento dos lucros para o Brasil e outras economias emergentes, o

<sup>27</sup> Não é informado o período de análise no trabalho. Como é datado de 2010, pode-se supor que tenha empregado, principalmente, dados do período pós-estabilização.

<sup>28</sup> Uma premissa do exercício empírico chama a atenção neste trabalho. Os autores encontram que a taxa de inflação entre 1986 e 1994 é uma série temporal estacionária. Esse resultado parece ser bastante contraintuitivo, tendo em vista o processo inflacionário fora de controle da época.

que parece indicar um sinal da HP. Evidencia-se também que há uma relação positiva entre inflação e índice lucro preço e que se torna menos forte com o nível de alavancagem da firma – um indício de que os agentes não cometem o “erro de ganho de capital da dívida” como enunciado por Ritter e Warr (2002)<sup>29</sup>. O período usado por Pereira-Garmendia é de 1986 a 2007.

Nos capítulos seguintes, busca-se contribuir com a literatura nacional estudando a aplicação do Modelo FED para o Brasil. O próximo capítulo tratará do primeiro objetivo desta Tese – *Há relação entre os yields?* – e o seguinte, do objetivo 2 – *O que explica o movimento entre os yields?*

---

<sup>29</sup> Com o aumento da inflação, o valor real da dívida cai. Se a relação positiva entre E/P e inflação fica mais fraca (“menos positiva”), então, tem-se um sinal de que esse ganho está sendo corretamente precificado (P aumenta).

### **3 HÁ RELAÇÃO ENTRE OS *YIELDS*?**

Como mostrado no capítulo anterior, na literatura nacional, há alguns trabalhos que já investigaram a relação entre o retorno das ações e a inflação. Neste capítulo, o objetivo é complementar esses trabalhos investigando se o Modelo FED é válido. Pretende-se, com isso, fazer uma análise de séries temporais da relação entre os *yields* de lucro e dividendos do principal índice de ações do Brasil, o Ibovespa, e o retorno de um título público. Especificamente, pretende-se verificar se o Modelo FED é válido empiricamente, observando-se, em especial, os seguintes aspectos:

- 1) Qual o sinal da relação e se esta é estatisticamente significativa;
- 2) Quais os valores dos coeficientes que determinam a relação;
- 3) Há poder de previsão do retorno do Ibovespa na relação entre os *yields*;
- 4) Como se saiu um investidor ao longo dos últimos anos (2001 a 2015) que seguiu as sinalizações do modelo.

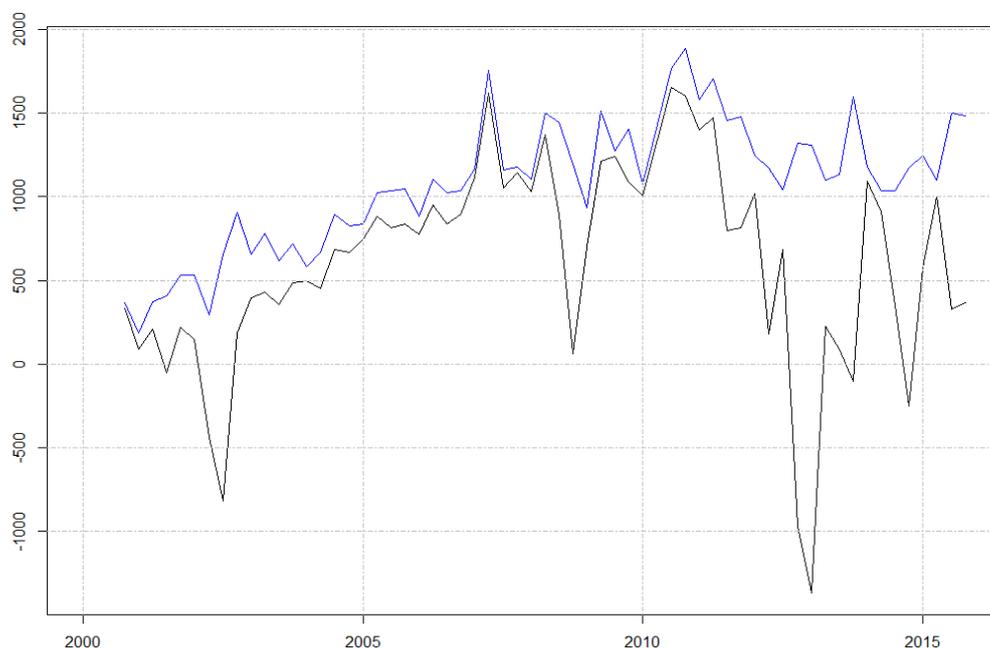
#### **3.1 Dados**

Todos os dados usados nesta pesquisa são trimestrais, abrangendo, no máximo, o período entre o primeiro trimestre de 2000 e o quarto trimestre de 2015 (16 anos). “No máximo” porque algumas séries iniciam depois por indisponibilidade de dados. Algumas séries correspondem à última observação do trimestre (por exemplo, o valor do Ibovespa e o *yield* do título público). Outras correspondem ao acumulado durante o período (trimestre) – por exemplo, a inflação do IPCA. Independente disso, todas as variáveis do tipo taxa foram transformadas para expressarem os valores ao trimestre. No Apêndice A,

pode-se encontrar a relação das variáveis do estudo, o período de tempo, a fonte dos dados e comentários.

Optou-se por lucros e dividendos passados pelo fato de não haver dados por um período longo para essas mesmas variáveis projetadas para o futuro. Na base de dados consultada (Bloomberg), a série de lucros esperados começa em 2006 e a de dividendos, em 2008. Além disso, a série de lucros usada considera apenas as empresas que informaram lucros positivos. Essa escolha é baseada em dois motivos. Primeiro, no fato de que os lucros totais (incluindo as empresas com prejuízos em algum trimestre) apresentam um comportamento bem próximo da série escolhida, com exceção de um breve período bem negativo (quarto trimestre de 2012 e primeiro trimestre de 2013), como se pode ver na Figura 3.

Figura 3 – Lucro Positivo (linha azul) e Lucro Total (linha preta)



Fonte: Elaboração Própria.

Ademais, quando o lucro é negativo, o indicador lucro preço (e o preço lucro, principalmente) perdem o sentido na comparação de investimentos. Quem vai considerar

um investimento com retorno esperado negativo? Em condições normais<sup>30</sup>, uma aplicação desse tipo seria descartada prontamente.

Nas aplicações do modelo FED documentadas ao longo do trabalho, o título público é do tipo que apresenta maturidade fixa (na maior parte das vezes, 10 anos) e uma taxa de juros prefixada sem pagamento de cupons. Em oposição, os títulos existentes no mercado brasileiro apresentam data de vencimento fixa (por exemplo, junho de 2024) e apenas alguns pagam uma taxa prefixada sem cupons (título conhecido como LTN ou Tesouro Prefixado). Em geral, estes prefixados apresentam curta duração<sup>31</sup>. Portanto, não há no período a ser estudado – 2000 a 2015 – uma série temporal do *yield* de um título público com as mesmas características da *Treasury* de 10 anos do Tesouro norte-americano utilizada na maioria das aplicações.

Assim, uma possibilidade seria utilizar os dados da estrutura a termo das taxas de juros dos títulos públicos construída pela Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais (ANBIMA)<sup>32</sup>. Como a curva de juros da ANBIMA é calculada para vários horizontes, pode-se trabalhar com uma série temporal do *yield* de um título público prefixado com uma determinada maturidade – a informação ideal no sentido de manter o estudo comparável com as outras aplicações. Entretanto, disponível livremente, encontram-se apenas alguns vértices curtos: um mês, três meses, seis meses e um ano. Na Figura 4, é possível visualizar o gráfico da taxa de um ano.

---

<sup>30</sup> É possível que uma comparação entre retornos esperados negativos faça sentido em momentos de grande afrouxamento monetário como o que a Europa vive atualmente, por exemplo.

<sup>31</sup> Como é amplamente conhecido, no Brasil, é difícil encontrar dívida prefixada de prazo muito longo, em razão do passado de instabilidade econômica. Segundo os registros do programa do governo federal de venda de títulos a pessoas físicas “Tesouro Direto”, a primeira LTN tinha vencimento em janeiro de 2004 e começou a ser negociada em março de 2002, ou seja, com pouco menos de dois anos de maturidade. Atualmente, são vendidos títulos mais longos: a LTN com vencimento em janeiro de 2023 começou a ser negociada em janeiro de 2016.

<sup>32</sup> Ver metodologia em [http://portal.anbima.com.br/informacoes-tecnicas/precos/ettj/Documents/est-termo\\_metodologia.pdf](http://portal.anbima.com.br/informacoes-tecnicas/precos/ettj/Documents/est-termo_metodologia.pdf).

Outra possibilidade seria utilizar o *yield* de uma NTN-B Principal (ou Tesouro IPCA+) que apresenta vencimentos bastante longos<sup>33</sup>. Contudo, para esse tipo de título, os investidores e o Tesouro negociam a taxa de retorno real, ao invés da taxa nominal. Da metodologia de cálculo do preço do título, conclui-se que não é possível extrair uma expectativa de inflação que permita ser somada à taxa real<sup>34</sup>. Uma saída passa por somar ao retorno real uma expectativa de inflação “externa” ao preço do título e construir um *yield* nominal. Na Figura 4, encontra-se o resultado dessa soma: o *yield* do título NTN-B Principal com vencimento em 2024 mais a expectativa de inflação (série começa em 2004 quando esse título começou a ser negociado).

Uma terceira alternativa seria somar o *yield* de dez anos do Tesouro norte-americano ao popularmente conhecido Risco-Brasil (índice EMBI+ Brasil). Basicamente, este índice representa o quanto, em média, os papéis soberanos de um país estão pagando a mais que os títulos americanos. Destaca-se que, no cálculo do índice, apenas títulos da dívida externa<sup>35</sup> são considerados. A Figura 4 também traz o gráfico da série temporal da referida variável.

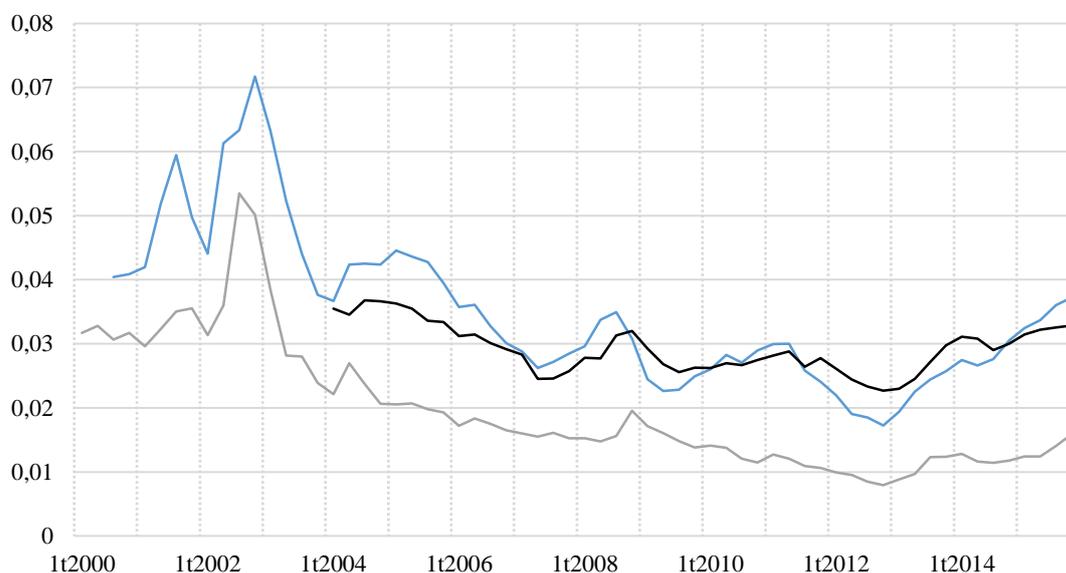
---

<sup>33</sup> Por exemplo, a NTN-B Principal com vencimento em agosto de 2024 começou a ser negociada em agosto de 2005; quase 20 anos de maturidade no lançamento (mais uma vez, segundo os registros do programa do governo federal de venda de títulos a pessoas físicas “Tesouro Direto” – disponível em <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/tesouro-direto-balanco-e-estatisticas>).

<sup>34</sup> Resumidamente, o preço da NTN-B Principal é dado pela multiplicação de um termo chamado de VNA – valor nominal atualizado – e um termo chamado “cotação”. O primeiro corresponde ao valor de R\$ 1000,00, arbitrariamente definido em 15/07/2000. Desde então, este valor vem sendo corrigido pela inflação mensal. O termo cotação é um fator de desconto aplicado ao VNA e cuja magnitude é proporcional à taxa de retorno real do momento da compra. O resultado da multiplicação é, portanto, o valor presente de R\$ 1000 corrigidos pela inflação. Assim, não é possível construir o *yield* nominal do título de forma *ex-ante*, pois a correção monetária paga ao investidor é a observada em cada período e automaticamente incorporada ao VNA. Mais informações podem ser encontradas em: [http://www.tesouro.fazenda.gov.br/documents/10180/410323/NTN-B%20principal\\_novidades.pdf](http://www.tesouro.fazenda.gov.br/documents/10180/410323/NTN-B%20principal_novidades.pdf).

<sup>35</sup> Em maio de 2016, a dívida externa brasileira chegou a R\$ 134,7 bilhões. (<http://www.tesouro.fazenda.gov.br/carrossel-divida-publica-federal-04>).

Figura 4 – *Yield* da LTN de 1 ano (linha azul), *yield* da NTN-B 2024 mais expectativa de inflação (linha preta) e *yield* do título do governo americano de 10 anos mais o Risco-Brasil (linha cinza)



Fonte: Elaboração Própria.

Analisando a Figura 4, percebe-se que as três séries apresentam trajetórias semelhantes. A correlação entre elas é bem alta como se pode ver na Tabela 2.

Tabela 2 - Correlações

	LTN1ANO	NTNB+EXP	YEUA+RB
LTN1ANO			
NTNB+EXP	0,90		
YEUA+RB	0,85	0,83	

Fonte: Elaboração Própria

Dado que as três alternativas apresentam alta correlação (todas significativas mesmo a 1% de significância), espera-se que a escolha de qualquer uma delas não irá comprometer os resultados. Dessa forma, optou-se por utilizar neste trabalho a série da LTN de um ano por representar um *yield* nominal já finalizado – ao contrário das outras

séries, em que foi necessário somar a expectativa de inflação ou o Risco-Brasil<sup>36</sup> – e por se tratar da taxa de um título com maturidade fixa ao longo do tempo.

### 3.2 Análise gráfica

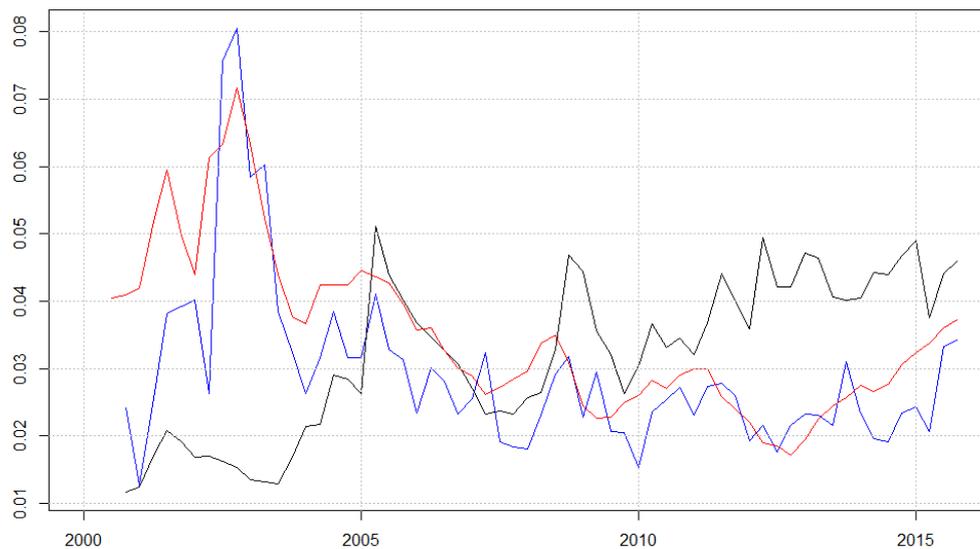
Toda análise de séries temporais começa por uma “leitura” dos gráficos das séries. O objetivo é colher subsídios para a análise das propriedades estatísticas das séries e a identificação de algum possível ponto de quebra estrutural.

Pela Figura 5, percebe-se que os três retornos apresentam tendências bem definidas. Interessante notar que os índices lucro preço e dividendo preço (formados pela simples divisão da série de lucro e de dividendo pela série de preço do Ibovespa, respectivamente) têm tendências opostas: o primeiro é decrescente e o segundo crescente. Isso revela que, apesar do índice Ibovespa ter ficado menos atrativo do ponto de vista do *yield* de lucros, o indicador dividendo lucro apontou na direção contrária.

---

<sup>36</sup> Por outro lado, deve-se reconhecer que, na série da LTN, é provável que exista algum erro derivado do modelo utilizado para construí-la. Detalhes metodológicos podem ser encontrados no link contido na nota de rodapé 33.

Figura 5 – Índice lucro preço (linha azul), índice dividendo preço (linha preta) e *yield* do título público (linha vermelha)



Fonte: Elaboração Própria.

A taxa de retorno do título ser decrescente é algo já esperado. Alternando ciclos de alta e de baixa de acordo com o regime da política monetária, as taxas de juros no Brasil caíram bastante na década de 2000 e início da década atual em relação aos anos 1990, período no qual o país passou por várias crises internas e externas.

Essas observações permitem concluir que as séries podem ser estacionárias ao redor de uma tendência determinística, hipótese que será examinada com maior rigor na seção seguinte. Além disso, nenhum ponto se destaca como candidato a quebra estrutural<sup>37</sup>.

Pode-se concluir também que há algum indício de relação entre o retorno da bolsa e do título público aqui analisado. Por apresentar uma tendência negativa, isso ficou mais nítido para o índice de lucros do que para o de dividendos. Uma forma de se

<sup>37</sup> Realizou-se também o teste de Zivot e Andrews para a existência de quebra estrutural. A conclusão foi de que não se pôde rejeitar a hipótese de que as séries apresentem uma raiz unitária, sendo a hipótese alternativa de que as séries são estacionárias e possuem uma quebra de tendência.

complementar essa análise é medir a força da relação linear entre as medidas de *yield*. Contudo, é preciso investigar antes a estacionariedade das variáveis a serem empregadas.

### 3.3 Análise de Estacionariedade

De acordo com a teoria econométrica, qualquer inferência usando séries de tempo incorre no sério risco de se encontrar correlações espúrias (Burke e Hunter, 2005). Isso implica que os resultados obtidos a partir da amostra são muito mais “fruto do acaso” do que representativos da população de onde os dados saíram. Assim, para diminuir as chances de se tirar conclusões baseadas em relações espúrias, é prática comum verificar se as variáveis podem ser classificadas como estacionárias. Em outras palavras, se é possível admitir que os dados observados são realizações de um processo estocástico com média constante, variância finita e autocovariância dependente do intervalo de tempo, mas não dos instantes que definem o intervalo.

Na seção anterior, a análise gráfica mostrou que é razoável supor a existência de uma tendência nas três séries ao longo do tempo. À primeira vista, isso pode ser interpretado como uma evidência de que a média do processo estocástico está mudando ao longo do tempo. Contudo, existe um caso em que uma série temporal pode ser estacionária, mesmo que a sua média aparente ser variável com o tempo. Nesse caso, se diz que a variável é estacionária ao redor de uma tendência determinística.

Assim, pode-se realizar um procedimento simples de remoção da tendência que, novamente pela observação dos gráficos, pode ser considerada do tipo linear<sup>38</sup>. Na prática, estimou-se uma regressão de cada um dos retornos em relação a uma constante e à

---

<sup>38</sup> Esse raciocínio parte da hipótese tradicional de que toda série temporal pode ser decomposta em tendência, ciclo, sazonalidade e erro aleatório. A análise do correlograma não indicou presença de sazonalidade, não sendo, necessário, portanto, preocupar-se com esse componente. Assim, espera-se, que o procedimento de remoção da tendência permita analisar o movimento cíclico das séries.

variável de tempo,  $t$ , que assume o valor  $t = 1$  na primeira observação da série,  $t = 2$  na segunda e etc. A variável sem tendência será, então, o resíduo dessa regressão.

A Tabela 3 mostra o sinal e a significância da variável de tempo  $t$  em cada uma das regressões e o coeficiente de determinação. Como esperado, a tendência se mostrou significativa e com o sinal previsto pela análise gráfica para todas as variáveis. A variável DP foi a que teve a maior parte da variância amostral explicada pela variância da regressão.

Tabela 3 - Remoção da tendência dos dados

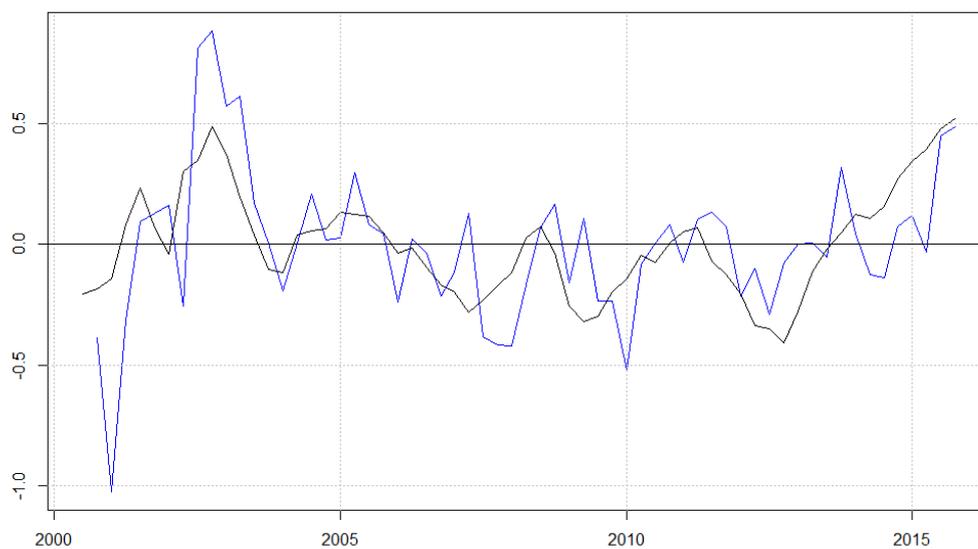
	EP*	DP*	Y*
Coeficiente	-0,008	0,018	-0,013
P-valor	0,000	0,000	0,000
$R^2$	0,192	0,660	0,538

\*Variáveis logarítmicas. EP representa o índice lucro preço; DP, o índice dividendo preço; Y, o retorno do título.

Fonte: Elaboração Própria.

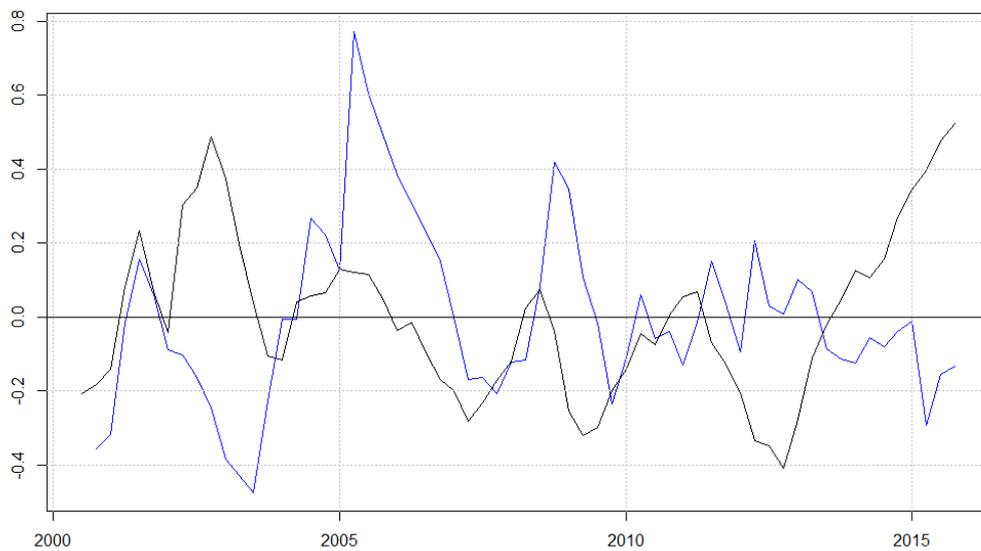
Assim, sejam as variáveis livres da tendência EP2, DP2 e Y2. Seriam, agora, estacionárias? Vale a pena examinar o gráfico de cada uma delas para ver como ficaram, nas Figuras 6 e 7.

Figura 6 – EP2 (linha azul) e Y2 (linha preta)



Fonte: Elaboração Própria.

Figura 7 – DP2 (linha azul) e Y2 (linha preta)



Fonte: Elaboração Própria.

A primeira impressão é de que a retirada da tendência pode ter deixado as séries estacionárias: agora, oscilam em torno de um nível constante e bem próximo de zero. Apesar disso, é visível que alguns ciclos demoram um pouco para se completar e retornar

à média, principalmente na taxa do título e no índice dividendo preço. Sendo assim, é recomendável aplicar testes formais antes de adotar qualquer hipótese.

O teste de estacionariedade mais conhecido é o ADF ou Dickey Fuller Aumentado (Kleiber e Zeiles, 2008). Na verdade, esse é um teste de raiz unitária, pois, na hipótese nula, assume-se que a série temporal segue um processo autorregressivo com uma raiz de valor unitário na sua equação característica – uma forma de não estacionariedade. A aplicação desse teste para as séries de *yields* gerou os resultados contidos na Tabela 4:

Tabela 4 - Resultado do teste ADF

	EP2	DP2	Y2
Estatística	-4,455*	-3,198*	-2,537**
Defasagens	1	1	1

\*significativo a 1%; \*\*significativo a 5%; número de defasagens da regressão escolhido pelo critério BIC; regressões sem termos determinísticos<sup>39</sup>.

Fonte: Elaboração Própria.

A conclusão do teste é que as variáveis EP2 e DP2 são estacionárias a 1% de nível de significância, ao passo que Y2 é estacionária a 5%. De certa forma, esse resultado confirma a observação visual de que a taxa do título é a mais persistente das variáveis (menos estacionária), seguida pelo indicador dividendo preço e pelo *yield* de lucros.

Uma crítica bastante comum na literatura em relação aos testes de raiz unitária é de que eles apresentam baixo poder nos casos em que a variável apresenta uma raiz “quase unitária” ou seu nível de integração é fracionado. Segundo Kwiatkowski et al. (1992), esse problema sugere que, ao se utilizar métodos clássicos de inferência, é prudente realizar testes (da hipótese nula) de raiz unitária, bem como testes (da hipótese nula) de estacionariedade.

<sup>39</sup> Em razão da retirada da tendência e da média das séries ser bem próxima de zero, não há termos determinísticos na regressão.

Dessa forma, será aplicado o teste de estacionariedade KPSS (Kwiatkowski et al., 1992) nas variáveis do estudo<sup>40</sup>. Nesse teste, assume-se que a série temporal pode ser decomposta em três partes: tendência determinística, passeio aleatório e erro estacionário. Sob a hipótese nula, testa-se se a variância do passeio aleatório é igual a zero. Na aplicação a ser feita, impõe-se que a tendência tem coeficiente zero por já ter sido removida dos dados. Os resultados encontram-se na Tabela 5.

Tabela 5 - Resultado do teste KPSS

	EP2			DP2			Y2		
Est.	0,222	0,109	0,103	0,353**	0,127	0,110	0,586*	0,194	0,138
Def.	0	“C”	“L”	0	“C”	“L”	0	“C”	“L”

\*significativo a 2,5%; \*\*significativo a 10%; no artigo de Kwiatkowski et al. (1992), avaliam-se três opções de defasagens no estimador da variância. “Def” significa defasagens. A opção curto (“C”) corresponde a  $4 \left(\frac{T}{100}\right)^{0,25}$ , onde T é o tamanho da amostra. As outras duas opções são zero ou longo (“L”), igual a  $12 \left(\frac{T}{100}\right)^{0,25}$ .

Fonte: Elaboração Própria.

Os resultados apontam que não é possível rejeitar a hipótese nula de estacionariedade para o EP2 independente da escolha do número de defasagens. Porém, para DP2 e Y2, a utilização de nenhuma defasagem leva à conclusão de que as séries não são estacionárias a 10% e a 2,5%, respectivamente.

Como último recurso, pode-se observar o correlograma das séries. Caso as autocorrelações sejam próximas de (módulo de) 1 e demorem para se dissipar, isso é uma evidência de não estacionariedade (padrão de autocorrelação de um passeio aleatório). A conclusão que se tira é de que as séries podem ser estacionárias. No caso do lucro preço, apenas a primeira autocorrelação se mostrou significativa e, nos casos do dividendo preço e do título, apenas as três primeiras.

<sup>40</sup> Não há como negar que, após os resultados do teste ADF, a aplicação do teste KPSS se deve mais a uma questão de *cross-check* do que pelo receio do teste ADF ter baixo poder.

### 3.4 Análise Econométrica

Como deve ter ficado evidente pelas Figuras 6 e 7, há uma possibilidade não desprezível de que os *yields* estejam relacionados. Assim, o objetivo passa a ser estudar mais a fundo essa relação, determinando quais são os “termos de troca” entre as medidas de retorno, ou seja, investigar se a relação (“um para um”) sugerida pela teoria do Modelo FED é verificada empiricamente. O instrumento para isso será a análise de regressão<sup>41</sup>. Por fim, um exercício de previsão do retorno do Ibovespa e uma simulação de investimento complementam a análise, oferecendo *insights* adicionais.

Sem prejuízo para o decurso desta seção, pode-se verificar empiricamente uma questão subjacente à discussão do modelo FED, qual seja, se a inflação é realmente o principal *driver* das taxas de juros. Para isso, um modelo de regressão de  $Y2$  foi ajustado, tendo como variáveis explicativas a inflação esperada<sup>42</sup>,  $EINF_t$ , a inflação realizada<sup>43</sup> futura,  $INF_t$ , e a taxa de crescimento do PIB realizada futura,  $g_t$ . A Tabela 6 traz os resultados.

Tabela 6 - Resultado do modelo 1

<b>Modelo 1:</b> $Y2_t = b_0 + b_1Y2_{t-1} + b_2Y2_{t-2} + b_3g_{t+3} + b_4EINF_t + b_5INF_{t+2} + \varepsilon_t$			
	Estimativa	Erro-Padrão	P-valor
$b_0$	-0,149	0,054	0,009
$b_1$	1,008	0,109	0,000
$b_2$	-0,295	0,102	0,005
$b_3$	-2,549	0,868	0,005
$b_4$	8,358	3,555	0,022
$b_5$	3,078	1,038	0,004
R <sup>2</sup> : 0,856			
SW: 0,987 [0,818]; LB: 6,503 [0,164] LB <sup>2</sup> : 8,187 [0,084]			

<sup>41</sup> Vale destacar um ponto importante. Apesar de se ajustar um modelo de regressão aos *yields* da bolsa, o objetivo aqui não será desenvolver um modelo econômico ou estrutural. Deseja-se saber apenas como as variáveis estão relacionadas, sem entrar no mérito da existência de causalidade entre as séries. Essa é uma questão pertinente ao capítulo 2 desta Tese.

<sup>42</sup> Análise de estacionariedade revelou que essa hipótese é plausível.

<sup>43</sup> Análise de estacionariedade revelou que essa hipótese é plausível.

Obs: entre colchetes, encontra-se o p-valor. SW refere-se ao teste de Shapiro e Wilk (1965). LB refere-se ao teste de Ljung e Box (1978). LB<sup>2</sup> refere-se ao teste de Ljung e Box (1978) com os resíduos ao quadrado. Nos testes de autocorrelação e de heterocedasticidade, utilizam-se 10 defasagens.

Fonte: Elaboração Própria.

A configuração do modelo 1 é resultante da eliminação das defasagens não significativas de um modelo com: 3 defasagens de  $Y2$ , 3 *leads* do crescimento do PIB, inflação esperada e 3 *leads* da inflação realizada. Evidentemente, também se observou as estatísticas de ajuste. Assim, depois da estrutura autorregressiva, que responde por quase 80% da variância amostral, os resultados parecem indicar que a inflação é o mais importante componente da variação de  $Y2$ . A soma dos coeficientes da inflação esperada e realizada futura é 11,42 contra -2,54 do crescimento realizado futuro. Parece improvável, portanto, que alguma medida de crescimento esperado possa responder por essa diferença.

Sejam, agora, as regressões envolvendo EP2 e  $Y2$  que se encontram nas Tabelas 7 e 8:

Tabela 7 - Resultado do modelo 2

<b>Modelo 2: <math>EP2_t = b_0 + b_1 Y2_t + \varepsilon_t</math></b>			
	Estimativa	Erro-Padrão*	P-valor
$b_0$	-0,002	0,039	0,942
$b_1$	0,838	0,202	0,000

\*Erro padrão de Newey e West (1987)

R<sup>2</sup>: 0,345

SW: 0,965 [0,081]; LB: 17,318 [0,026] LB<sup>2</sup>: 10,345 [0,241]

Obs: entre colchetes, encontra-se o p-valor. SW refere-se ao teste de Shapiro e Wilk (1965). LB refere-se ao teste de Ljung e Box (1978). LB<sup>2</sup> refere-se ao teste de Ljung e Box (1978) com os resíduos ao quadrado. Nos testes de autocorrelação e de heterocedasticidade, utilizam-se 10 defasagens.

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 8 - Resultado do modelo 3

<b>Modelo 3: <math>DP2_t = b_0 + b_1 Y2_t + \varepsilon_t</math></b>			
	Estimativa	Erro-Padrão*	P-valor
$b_0$	0,000	0,052	0,991
$b_1$	-0,164	0,152	0,285

\*Erro padrão de Newey e West (1987)

R<sup>2</sup>: 0,006

---

SW: 0,946 [0,010]; LB: 78,14 [0,000] LB<sup>2</sup>: 31,42 [0,000]  
Obs: entre colchetes, encontra-se o p-valor. SW refere-se ao teste de Shapiro e Wilk (1965). LB refere-se ao teste de Ljung e Box (1978). LB<sup>2</sup> refere-se ao teste de Ljung e Box (1978) com os resíduos ao quadrado. Nos testes de autocorrelação e de heterocedasticidade, utilizam-se 10 defasagens.

---

Fonte: Elaboração Própria.

O índice lucro ou dividendo preço aparece do lado esquerdo em virtude da predição teórica de que esta seria a variável endógena e o retorno do título, a variável exógena. Essas primeiras regressões representam a tentativa de testar o modelo FED na sua forma original: uma relação entre apenas os *yields* da bolsa e do título.

O modelo 2 é  $EP2 - 0,838Y2$  e o modelo 3 é  $DP2 + 0,164Y2$ , deixando a constante de fora por não ser significativa em nenhum dos dois. Nota-se que o modelo com dividendo passa muito longe do previsto pela teoria, apresentando claros indícios de má especificação. Além disso, o coeficiente tem o sinal “errado” e não é significativo. Por conseguinte, pode-se afirmar que a evidência de um modelo FED envolvendo a variável dividendo é bem pouco convincente.

Por outro lado, o modelo com a variável lucro apresentou resultados mais interessantes. O coeficiente de inclinação é 0,83, valor bem próximo de 1. Com efeito, realizando um teste F da hipótese de que o parâmetro é igual a 1, chega-se à conclusão de que essa hipótese não pode ser rejeitada (p-valor igual a 0,27). As estatísticas de ajuste também sinalizam para um modelo melhor especificado que o anterior. Para atenuar os problemas trazidos pela evidência de autocorrelação, empregam-se erros padrão robustos de Newey e West (1987). A correção da matriz de covariância proposta por Newey e West é uma prática bastante comum em trabalhos empíricos envolvendo séries de tempo<sup>44</sup>.

---

<sup>44</sup> A hipótese principal do método é de que a autocorrelação entre os erros diminui (chegando à zero) à medida que se distanciam entre si. Assim, é necessário assumir um determinado número de defasagens, a partir do qual os erros deixam de ser autocorrelacionados. Para contornar esse problema, emprega-se o método de seleção não paramétrica de Newey e West (1994). Além disso, também se aplica uma correção para pequenas amostras.

E se fosse adicionada ao modelo uma variável para controlar o risco do investimento em ações relativo ao risco do investimento no título? Como já comentado, Asness (2002) e Campbell e Vuolteenaho (2004) testam essa versão do modelo FED, que, em tese, parece ser mais adequada à lógica de arbitragem entre os ativos. Nas Tabelas 9 e 10, pode-se examinar o resultado das estimações com os dados desta pesquisa.

Tabela 9 - Resultado do modelo 4

<b>Modelo 4: <math>EP2_t = b_0 + b_1Y2_t + b_2VR_t + \varepsilon_t</math></b>			
	Estimativa	Erro-Padrão*	P-valor
$b_0$	0,013	0,096	0,891
$b_1$	0,832	0,194	0,000
$b_2$	-1,154	6,047	0,842

\*Erro padrão de Newey e West (1987)

R<sup>2</sup>: 0,334

SW: 0,965 [0,081]; LB: 16,851 [0,018] LB<sup>2</sup>: 10,302 [0,172]

Obs: entre colchetes, encontra-se o p-valor. SW refere-se ao teste de Shapiro e Wilk (1965). LB refere-se ao teste de Ljung e Box (1978). LB<sup>2</sup> refere-se ao teste de Ljung e Box (1978) com os resíduos ao quadrado. Nos testes de autocorrelação e de heterocedasticidade, utilizam-se 10 defasagens.

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 10 - Resultado do modelo 5

<b>Modelo 5: <math>DP2_t = b_0 + b_1Y2_t + b_2VR_t + \varepsilon_t</math></b>			
	Estimativa	Erro-Padrão*	P-valor
$b_0$	-0,207	0,066	0,002
$b_1$	-0,077	0,146	0,600
$b_2$	14,985	4,297	0,000

\*Erro padrão de Newey e West (1987)

R<sup>2</sup>: 0,1261

SW: 0,944 [0,008]; LB: 92,045 [0,000] LB<sup>2</sup>: 37,346 [0,000]

Obs: entre colchetes, encontra-se o p-valor. SW refere-se ao teste de Shapiro e Wilk (1965). LB refere-se ao teste de Ljung e Box (1978). LB<sup>2</sup> refere-se ao teste de Ljung e Box (1978) com os resíduos ao quadrado. Nos testes de autocorrelação e de heterocedasticidade, utilizam-se 10 defasagens.

Fonte: Elaboração Própria.

A variável  $VR_t$  corresponde à diferença entre a volatilidade do índice Ibovespa e da taxa da LTN usada aqui. Volatilidade é definida como o desvio padrão do retorno dos

últimos 21 dias de negociação<sup>45</sup>. Assim, formou-se uma série diária de volatilidades, que foi transformada para trimestral pelo cálculo da média simples. Percebe-se que não houve nenhuma mudança significativa nos resultados, permanecendo, então, as conclusões anteriores.

A análise da seção anterior mostrou que as variáveis com a tendência removida podem ser consideradas estacionárias, o que legitima as estimações feitas até o momento. Contudo, por motivo de precaução e também como teste de robustez, pode-se aplicar o teste de cointegração de Johansen (1988). Assim, se as variáveis forem não estacionárias, elas ainda podem estar relacionadas de forma não espúria, caso também sejam cointegradas. O conceito de cointegração é devido a Granger (1981).

O resultado da aplicação do teste de Johansen (1988) às séries pode ser encontrado nas Tabelas 11 e 12.

Tabela 11 - Resultado do teste de Johansen

$EP2_t$ e $Y2_t$				
Autovalores: 0,383 e 0,091				
Autovetores: (1,00;-0,72) e (1,00;-6,65)				
	Estatística Traço	10%	5%	1%
$R \leq 1$	5,67	6,50	8,18	11,65
$R = 0$	28,53	12,91	14,90	19,19

Obs: Modelo VAR com 2 defasagens segundo o critério BIC. Sem termos determinísticos no vetor de cointegração.

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 12 - Resultado do teste de Johansen

$DP2_t$ e $Y2_t$				
Autovalores: 0,213 e 0,059				
Autovetores: (1,00;0,77) e (1,00;-1,81)				
	Estatística Traço	10%	5%	1%
$R \leq 1$	3,62	6,50	8,18	11,65
$R = 0$	14,15	12,91	14,90	19,19

Obs: Modelo VAR com 2 defasagens segundo o critério BIC. Sem termos determinísticos no vetor de cointegração.

Fonte: Elaboração Própria.

<sup>45</sup> Calculou-se também a volatilidade usando uma janela de 10 dias (metade de um mês) e 42 dias (dois meses). Não houve mudança significativa dos resultados.

Em linhas gerais, o teste de Johansen tem o objetivo de verificar a significância dos autovalores da matriz “pi” que multiplica o vetor de variáveis quando o modelo é escrito na forma de correção de erros<sup>46</sup>. Se todos os autovalores não são estatisticamente diferentes de zero, não há cointegração. Caso contrário, pode haver, no máximo,  $n - 1$  relações de cointegração, onde  $n$  é o número de variáveis. Se a quantidade de relações for  $n$ , todas as variáveis são estacionárias, logo, não pode haver cointegração.

O teste acima é interpretado da seguinte forma. Primeiro, testa-se a hipótese nula de que não há cointegração (ou seja, o número de vetores de cointegração é igual a zero,  $R = 0$ ). A hipótese alternativa é, obviamente, de que  $R > 0$ . Caso  $H_0$  seja rejeitada, procede-se ao teste de que  $R \leq 1$ . Se a hipótese não puder ser rejeitada, dado que no teste anterior  $H_0$  foi, então, conclui-se que há uma relação de cointegração. Se a nula for rejeitada, testa-se  $R \leq 2$  e assim por diante.

Com isso, os resultados indicam forte evidência de que há uma relação de cointegração entre EP2 e Y2. Contudo, entre DP2 e Y2, a evidência é mais tênue, havendo relação apenas ao supor um nível de significância de 10%. Notar que o primeiro autovetor contendo EP2 tem valores próximos ao estimado anteriormente (-0,72 contra -0,83 no coeficiente de EP).

Em vista dos resultados até o momento, uma alternativa mais “pragmática” de avaliação do modelo FED consiste em estudar o poder de previsão do modelo para o índice Ibovespa. Como se trata de um modelo usado pelo mercado, espera-se que apresente algum poder de previsão<sup>47</sup>. Com efeito, uma análise da relação entre os *yields* estaria incompleta sem uma investigação da capacidade de antecipar os movimentos do mercado – a sua mais importante implicação segundo a teoria do Modelo FED.

---

<sup>46</sup> Ver Burke e Hunter (2005) ou Johansen (1988) para mais informações.

<sup>47</sup> A motivação do exercício é verificar se há poder de previsão na relação entre os *yields*, somente. Esse tipo de exercício não tem a pretensão de discutir os “fundamentos” do modelo; o objetivo é finalístico: prever ou não prever.

Para isso, serão testadas as seguintes versões: (i) modelo teórico com EP ( $1EP2 - 1Y2$ ); (ii) modelo empírico com EP ( $1EP2 - 0,838Y2$ ); (iii) modelo teórico com DP ( $1DP2 - 1Y2$ ); (iv) modelo empírico com DP ( $1EP2 + 0,164Y2$ ); (v) EP e Y como variáveis separadas (cada uma tem um coeficiente a ser estimado na regressão); e (vi) DP e Y como variáveis separadas (cada uma tem um coeficiente a ser estimado na regressão).

Vale esclarecer que, com exceção das versões (v) e (vi), o modelo FED compreende uma variável no modelo de regressão. Por exemplo, no caso da versão (i), o modelo de regressão pode ser escrito como  $R_t = b_0 + b_1FED_{t-1} + \epsilon_t$ , em que  $R_t$  é o retorno realizado<sup>48</sup> do Ibovespa e  $FED_{t-1} = EP2_{t-1} - Y2_{t-1}$  (modelo teórico com EP). Assim,  $b_1$  é o coeficiente que mostra a reação do retorno a um desequilíbrio entre os *yields*. Pela teoria do modelo FED, espera-se que o parâmetro de inclinação estimado seja positivo. Além de  $b_1$ , uma estatística que vale a pena ser observada é o  $R^2$  – no intuito de saber qual das versões do modelo FED tem maior poder de previsão.

Com relação às versões (v) e (vi), o propósito é examinar a possibilidade de Y não ter poder de previsão algum. Levantada por Asness (2003) e Durré e Giot (2005), essa hipótese é baseada na evidência, mais comum no mercado americano, de que o índice preço lucro ou dividendo é capaz de prever os retornos do mercado acionário. Assim, o poder de previsão do modelo FED poderia ser um resultado espúrio e, na verdade, o índice lucro preço concentraria o poder de previsão.

Os resultados podem ser encontrados nas Tabelas 13 e 14.

Tabela 13 - Teste de previsão

	<b>Um passo à frente</b>	$b_1$	$b_2$	$R^2$
(i)	$FED_{t-1} = EP2_{t-1} - Y2_{t-1}$	0,239*	X	0,169
(ii)	$FED_{t-1} = EP2_{t-1} - 0,838Y2_{t-1}$	0,237*	X	0,162
(iii)	$FED_{t-1} = DP2_{t-1} - Y2_{t-1}$	0,077	X	0,018
(iv)	$FED_{t-1} = DP2_{t-1} + 0,164Y2_{t-1}$	0,106	X	0,015

<sup>48</sup> Retorno observado ou efetivamente realizado.

(v)	$R_t = b_0 + b_1EP2_{t-1} + b_2Y2_{t-1} + \epsilon_t$	0,237*	-0,254**	0,155
(vi)	$R_t = b_0 + b_1DP2_{t-1} + b_2Y2_{t-1} + \epsilon_t$	0,106	-0,041	0,006

\*significativo a 1%; \*\*significativo a 5%. Erros padrões robustos de Newey e West (1987). X = coeficiente não presente.

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 14 - Teste de previsão

	<b>Quatro passos à frente</b>	$b_1$	$b_2$	$R^2$
(i)	$FED_{t-4} = EP2_{t-4} - Y2_{t-4}$	0,081	X	0,004
(ii)	$FED_{t-4} = EP2_{t-4} - 0,838Y2_{t-4}$	0,096	X	0,013
(iii)	$FED_{t-4} = DP2_{t-4} - Y2_{t-4}$	-0,039	X	0,000
(iv)	$FED_{t-4} = DP2_{t-4} + 0,164Y2_{t-4}$	0,046	X	-0,01
(v)	$R_t = b_0 + b_1EP2_{t-4} + b_2Y2_{t-4} + \epsilon_t$	0,089	0,075	0,040
(vi)	$R_t = b_0 + b_1DP2_{t-4} + b_2Y2_{t-4} + \epsilon_t$	0,039	0,160	0,018

\*significativo a 1%; \*\*significativo a 5%. Erros padrões robustos de Newey e West (1987). X = coeficiente não presente.

Fonte: Elaboração Própria.

Quatro conclusões emergem do exercício. A relação entre  $EP$  e  $Y$  tem mais poder de previsão do que a análoga envolvendo  $DP$ , que aparentemente não possui nenhum poder de previsão. O sinal do coeficiente é o esperado. A capacidade de previsão é de curto prazo (um passo à frente). E o Modelo FED não parece ser apenas um “ruído” do índice  $EP$  – o *yield* do título é significativo, embora menos do que o lucro preço.

Por fim, pode-se verificar como um investimento que seguiu as sinalizações do modelo FED se saiu no período aqui estudado. Para avaliar o desempenho dessa estratégia de investimento, será feita uma comparação com duas estratégias passivas: 100% no Ibovespa e 100% no título público. A Figura 8 traz o resultado do exercício. Nela, encontra-se a evolução de um investimento de R\$ 1,00 aplicado no Ibovespa<sup>49</sup> (gráfico preto); somente no título público<sup>50</sup> (gráfico verde); e na estratégia ditada pelo Modelo

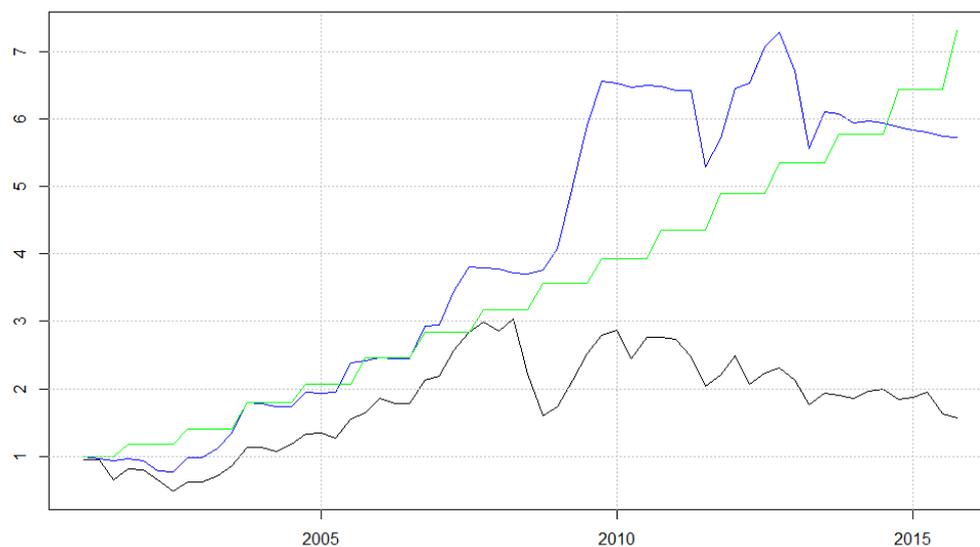
<sup>49</sup> Como o Ibovespa é um índice de retorno total, os dividendos e bonificações são incorporados ao valor do índice.

<sup>50</sup> Com relação ao retorno de se investir na LTN de um ano, a série mostrada no gráfico representa a evolução de um investimento feito no início de 2001 e resgatado ao fim de 2015. Como o título tem maturidade de um ano, o investimento é refeito no início de todo ano. Assim, o valor investido é corrigido anualmente pela taxa anual (*yield*) vigente no primeiro trimestre. Essa é a explicação para o formato do gráfico (feito uma escada).

FED com a série EP<sup>51</sup> (gráfico azul). Devido aos resultados anteriores, a estratégia do modelo FED com dividendos não foi calculada. Custos de corretagem e de impostos foram desconsiderados.

Nota-se que a estratégia do modelo FED conseguiu 476% (ao fim, tinha-se R\$ 5,76) de retorno ao longo dos 15 anos, superando o investimento passivo no índice Ibovespa que rendeu apenas 56% (R\$ 1,56). Porém, não conseguiu superar o investimento no título que rendeu 630% (R\$ 7,30).

Figura 8 – Comparação de Investimentos. Modelo FED (linha azul), LTN (linha verde) e Ibovespa (linha preta)



Fonte: Elaboração Própria.

### 3.5 Considerações Finais

A partir do exposto, pode-se resumir as conclusões da análise nos seguintes pontos:

---

<sup>51</sup> A estratégia de investimento de acordo com o modelo FED assume que o investidor observa a relação no instante  $t$  e decide qual investimento será feito em  $t + 1$ . Assim, se, em  $t$ ,  $EP_t > Y_t$ , em  $t + 1$ , o investidor obterá o retorno do Ibovespa. Caso contrário, obterá o retorno do título (não há nenhum caso de igualdade na amostra). No caso da LTN, o retorno (ganho de capital) de cada período é calculado como a variação no logaritmo do preço. Este, por sua vez, é dado pela fórmula  $P_t = 1000/(1 + Y_t)$ , em que  $Y_t$  equivale ao *yield*.

- Há evidências para se acreditar que os *yields* (do lucro, do dividendo e do título) são estacionários após a remoção de uma tendência determinística.
- A inflação parece ser o principal fator na variação do retorno do título público.
- A análise de regressão mostrou que há evidências de que o índice lucro preço está relacionado com o retorno do título nos termos propostos pelo modelo FED (relação positiva e “um para um”). O mesmo, entretanto, não vale para o índice dividendo preço.
- Mesmo que as variáveis não sejam estacionárias, o teste de Johansen indica que a razão lucro preço e o *yield* do título podem ser cointegrados. Novamente, essa conclusão não se estende ao indicador dividendo preço.
- Há poder de previsão (um passo à frente) do retorno do Ibovespa contido na relação entre o EP e o Y.
- O retorno do título não parece ser “descartável” nas regressões de previsão, indicando que o poder de previsão do modelo FED não seria um ruído do índice EP.
- Por fim, uma estratégia de investimento que seguiu o modelo FED (usando o EP) ao longo dos últimos anos (2001 – 2015) apresentou desempenho superior a uma estratégia passiva de investimento no Ibovespa.
- Na comparação com a literatura nacional – descrita ao fim do capítulo anterior –, observa-se que as conclusões acima encontram alguma concordância com as de Pereira-Garmendia (2010) e Caldas (2011). Contudo, usando dados do mesmo período que esses, Bekaert e Wang (2010) reportam conclusão oposta. Assim, pode-se dizer que, ao introduzir dados da primeira metade da década atual,

reforça-se a conclusão de que o mercado acionário não serve de hedge para a inflação.

Em vista dessas conclusões, pode-se dizer que não há uma relação entre o indicador dividendo preço e o retorno do título público. Uma possível explicação para esse resultado seria o fato de que a política de distribuição de lucros tende a ser *também* uma variável “corporativa” e, portanto, influenciada por decisões internas da empresa. Por exemplo, Futema et al. (2009) chegam à conclusão de que “a administração das empresas reluta em alterar a política de distribuição de lucros em razão da sinalização implícita que tal alteração poderia enviar aos investidores”. Assim, na análise do próximo capítulo, será empregada apenas a razão lucro preço.

O objetivo maior deste capítulo foi mostrar que há evidências do modelo FED para os dados do mercado brasileiro. O próximo passo é tentar entender o que leva essa relação a ser observada uma vez que, segundo a teoria econômica clássica (Hipótese de Fisher), o retorno real das ações não deveria manter uma relação com uma variável nominal (determinada em grande medida pela inflação). Esse será o objetivo do próximo capítulo desta Tese.

## 4 O QUE EXPLICA O MOVIMENTO ENTRE OS *YIELDS*?

Neste capítulo, o objetivo é propor uma explicação para o movimento observado entre os *yields*. Para isso, cada uma das hipóteses mais comentadas na literatura e apresentadas no Capítulo 2 serão testadas.

### 4.1 Hipótese da Ilusão Inflacionária

Conforme mencionado no Capítulo 2, a HII é uma hipótese de fundo comportamental, segundo a qual a relação negativa entre o mercado de ações e a inflação seria resultante de erros de avaliação causados por ilusão monetária. Um desses erros seria o de não considerar o ganho tributário pela desvalorização real da dívida quando a inflação aumenta. Esse ganho ocorre porque a despesa financeira aumenta *pari passu* à inflação<sup>52</sup>, compensando o credor pela perda de poder de compra do principal. Como a despesa financeira pode ser deduzida no cálculo do resultado final (lucro líquido) e a parte relativa à inflação não é uma despesa no sentido estrito<sup>53</sup>, isso geraria uma redução dos tributos pagos sobre o lucro.

Baseado em Modigliani e Cohn (1979), pode-se avaliar a possibilidade da HII analisando a evolução de medidas que mostram o *verdadeiro* retorno da firma e compará-las ao lucro líquido contábil. A lógica é que, como do lucro líquido se deduz a despesa financeira, analisar o retorno da firma com uma medida que inclua a despesa com juros traria um retrato mais confiável da rentabilidade. Com isso, pode-se tentar identificar

---

<sup>52</sup> Se não houver recomposição alguma pela inflação na despesa financeira, esse fato implica um ganho ainda maior para a firma, afinal o valor real da dívida no momento do pagamento será tão menor quanto maior for a inflação (Ammer, 1994).

<sup>53</sup> Segundo Modigliani e Cohn (1979), “that part of the interest bill corresponding to the inflation premium is actually repayment of real principal, which compensates creditors for the reduction in the purchasing power of their claims. It therefore represents a **use of profits, rather than an expense.**”

alguma divergência entre as séries de retorno com e sem a despesa financeira e qual o comportamento do mercado no momento.

Para exemplificar, em Modigliani e Cohn (1979), os autores mostram que o lucro acompanhado pelo mercado<sup>54</sup> apresentou uma trajetória de queda ao longo dos anos 70. Porém, esse mesmo lucro acrescido das despesas com juros não apresentou tendência no mesmo período (relativamente constante). Como a taxa de juros nominal variou apenas em razão da inflação, os autores concluem que não há motivos para crer que os acionistas estariam em pior condição que os credores<sup>55</sup>. Assim, observando a tendência negativa do mercado americano na década de 70<sup>56</sup>, conclui-se que *pode* haver algum erro de apreçamento.

Utilizando dados para o mercado brasileiro, pode-se tentar reproduzir a análise de Modigliani e Cohn (1979). Nas Figuras 9 e 10, encontram-se, respectivamente, o retorno sobre o patrimônio (conhecido também como ROE) utilizando duas métricas de lucro: o lucro líquido e o EBIT – lucro antes da dedução de juros e impostos. Nas mesmas Figuras 9 e 10, essas medidas de retorno são confrontadas com a razão preço valor patrimonial. O EBIT cumpre a função de ser uma medida de lucro total à semelhança do exercício de Modigliani e Cohn explicado acima. É preciso reconhecer, porém, que, além da despesa financeira, há o montante de impostos separando as duas medidas de lucro. Assim, as conclusões da análise gráfica devem ser ponderadas por esse fator<sup>57</sup>.

---

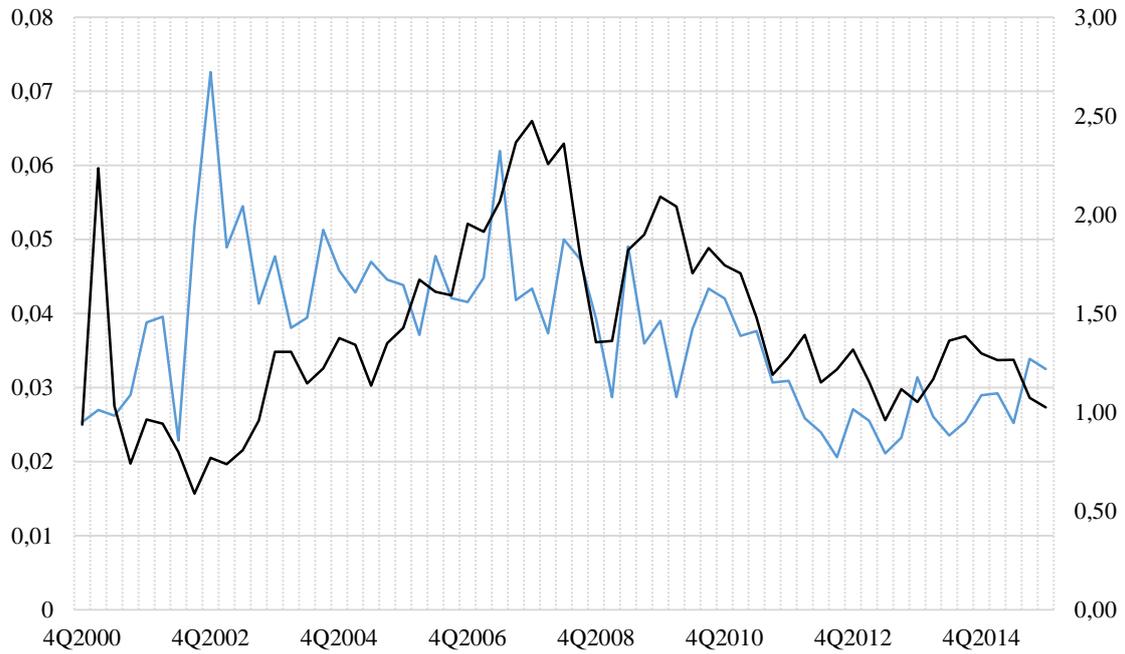
<sup>54</sup> Segundo os autores, essa medida seria o lucro líquido tradicional ajustado para corrigir as distorções provocadas pelo regime tributário, como a contabilização da depreciação e do custo das mercadorias vendidas/produzidas pelo valor histórico. Mais detalhes sobre essas distorções na seção sobre a Hipótese Tributária.

<sup>55</sup> Do total de retorno das firmas, que segundo os autores não variou no período analisado, os credores são remunerados pela taxa de juros; enquanto os acionistas, pela diferença entre o retorno e o pagamento de juros (dividendos). Se a taxa de juros aumentou apenas por causa da inflação, os credores tiveram seu retorno real mantido e, por dedução, não se pode dizer que os acionistas estão recebendo uma parte menor do retorno.

<sup>56</sup> O valor de mercado das firmas do índice S&P 500 em relação aos custos de reposição em 1977 era menos de dois terços, tendo caído de um nível próximo de um em 1964-65.

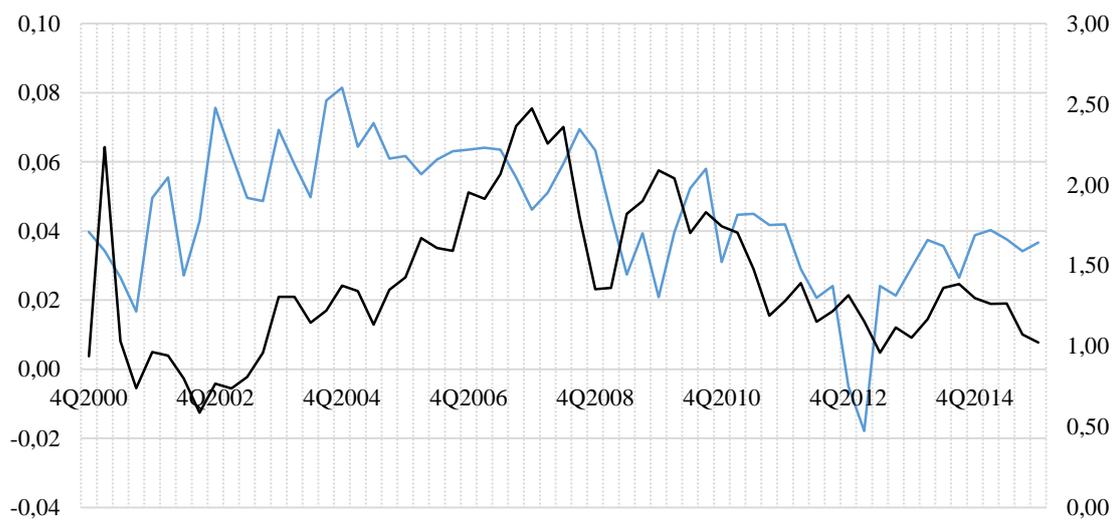
<sup>57</sup> Ao contrário de Modigliani e Cohn (1979), não foi possível construir uma série de lucros livre de tributos por falta de dados. Outro ponto que diferencia a análise feita aqui da de Modigliani e Cohn é o fato de não

Figura 9 – ROE usando lucro líquido (linha azul – eixo esquerdo) e P/VP (linha preta – eixo direito).



Fonte: Elaboração Própria.

Figura 10 – ROE usando EBIT (linha azul – eixo esquerdo) e P/VP (linha vermelha – eixo direito).



Fonte: Elaboração Própria.

ter sido feito ajuste para a distorção causada pela depreciação. Contudo, como ambas as séries não foram ajustadas, espera-se que esse fator não provoque um erro de interpretação dos gráficos.

Ao observar as Figuras 9 e 10, percebe-se que não será preciso se preocupar com o montante de impostos. As duas formas de ROE apresentam o mesmo comportamento ao longo do período, bem como o preço de mercado. Até meados de 2008, uma tendência crescente e uma tendência decrescente até o final da amostra. Assim, a conclusão é que não parece haver erro de avaliação causado por ilusão inflacionária ao se considerar o “erro de ganho de capital da dívida”.

Contudo, segundo Modigliani e Cohn (1979), a HII pode se apresentar ainda sob outra forma. Nesse caso, os indivíduos descontariam lucros reais utilizando uma taxa nominal no momento de avaliar as ações. Para estudar essa possibilidade, será feito um exercício econométrico. A metodologia está fundamentada na decomposição do indicador lucro preço. Com base no modelo dinâmico de valor presente proposto por Campbell e Shiller (1988a,b), pode-se decompor esse indicador em uma parte devida a fatores racionais (“fundamentos”) e outra conhecida como erro de apreçamento (tradução livre de *mispricing*). Assim, é possível saber se o componente de erro está gerando a alta correlação com o *yield* do título público e a inflação, conforme exposição do capítulo anterior. Essa estratégia é baseada principalmente nos trabalhos de Campbell e Vuolteenaho (2004), Brunnermeier e Julliard (2007), Chen et al. (2008) e Lee (2010).

Para organizar a exposição, as seções seguintes trazem as bases teórica e empírica do exercício e, por fim, uma análise dos resultados.

#### 4.1.1 Base Teórica

O ponto de partida compreende o modelo de valor presente criado por Campbell e Shiller (1988b). Nesse trabalho, mostra-se que o log do indicador dividendo preço de uma ação pode ser definido da seguinte forma<sup>58</sup>:

$$d_t - p_t = -\frac{k}{1-\rho} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+j+1} - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{t+j+1}. \quad (3)$$

A intuição por trás da equação (3) é simples. O log da razão dividendo preço no instante  $t$  ( $d_t - p_t$ ) é uma função linear dos valores presentes (descontados à taxa<sup>59</sup>  $\rho$ ) da taxa de retorno da ação ( $\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+j+1}$ ) e da taxa de crescimento dos dividendos ( $\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{t+j+1}$ ). Todas as variáveis estão em log e o primeiro termo à direita é uma constante. Nota-se, então, que, quanto maior a taxa futura de retorno e quanto menor a taxa futura de crescimento dos dividendos, maior o índice dividendo preço<sup>60</sup>. Segundo Campbell e Shiller (1988b), é possível interpretar a expressão (3) como uma generalização **dinâmica** do (estático) modelo de Gordon (1962), no qual o dividendo preço é igual à diferença entre a taxa (constante) de retorno e a taxa (constante) de crescimento dos dividendos ( $D_{t+1}/P_t = R - G$ ). No Apêndice B, encontra-se a demonstração da expressão (3).

No capítulo anterior, verificou-se que não há evidências de uma relação entre o indicador dividendo preço e o retorno do título público. Porém, concluiu-se que há uma relação entre o índice lucro preço e o *yield* do título. Logo, será necessário aplicar uma

---

<sup>58</sup> Segundo Sharpe (2002), uma das vantagens do modelo de Campbell e Shiller é o fato de permitir o uso de regressões lineares para se testar hipóteses.

<sup>59</sup>  $\rho = \frac{e^{\bar{p}\bar{d}}}{e^{\bar{p}\bar{d}} + 1}$ , em que  $\bar{p}\bar{d}$  é o valor da razão preço dividendo em torno do qual se realiza aproximação de Taylor. Maiores informações podem ser encontradas no Apêndice B.

<sup>60</sup> Para ver isso, basta lembrar que o preço é igual ao valor presente do fluxo de caixa da firma.

expressão similar a (3) sendo a variável dividendo substituída pela variável lucro. Sharpe (2002) mostra que o indicador lucro preço pode ser definido de maneira análoga:

$$e_t - p_t = -\frac{k}{1-\rho} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (r_{t+j+1} - (1-\rho)(d_{t+j+1} - e_{t+j+1}) - \Delta e_{t+j+1}), \quad (4)$$

em que  $e_t$  representa o log do lucro da ação. No Apêndice B, também encontra-se a demonstração da expressão (4). Somando e subtraindo à expressão (4) a soma dos valores presentes da taxa de juros livre de risco em  $t + 1$  até infinito,  $\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \mathbf{rf}_{t+j+1}$ , obtém-se

$$e_t - p_t = -\frac{k}{1-\rho} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (r_{t+j+1}^e - (1-\rho)(d_{t+j+1} - e_{t+j+1}) - \Delta e_{t+j+1}^e), \quad (5)$$

em que  $r_{t+j+1}^e$  é a taxa de retorno *em excesso da taxa livre de risco* ( $= r_{t+j+1} - \mathbf{rf}_{t+j+1}$ ) e  $\Delta e_{t+j+1}^e$  é a taxa de crescimento dos lucros *em excesso da taxa livre de risco* ( $= \Delta e_{t+j+1} - \mathbf{rf}_{t+j+1}$ ). Neste trabalho, o termo *em excesso* sempre significa subtração.

Para se testar uma hipótese comportamental (em oposição à *racional*) como a HII, é razoável supor a existência de investidores racionais (que utilizam toda a informação disponível corretamente) e investidores “irracionais” (que cometem erros como o da ilusão monetária). Assim, suponha o valor esperado em  $t$ ,  $E_t$ , pelos investidores racionais da expressão (5):

$$e_t - p_t = -\frac{k}{1-\rho} + E_t^o \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (r_{t+j+1}^e - (1-\rho)(d_{t+j+1} - e_{t+j+1}) - \Delta e_{t+j+1}^e) \right], \quad (6)$$

em que  $E_t^o$  representa o operador de expectativas *objetivas* – expectativas calculadas utilizando-se toda a informação disponível. Da mesma forma, uma vez que há investidores irracionais, pode-se calcular o valor esperado de (5) para esse grupo:

$$e_t - p_t = -\frac{k}{1-\rho} + E_t^s \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (r_{t+j+1}^e - (1-\rho)(d_{t+j+1} - e_{t+j+1}) - \Delta e_{t+j+1}^e) \right], \quad (7)$$

em que  $E_t^s$  representa o operador de expectativas *subjetivas* – expectativas calculadas com algum viés ou erro.

Segundo a HII, um dos erros que os investidores cometem quando a inflação aumenta é descontar as expectativas de lucros **reais** usando taxas **nominais**, levando a uma subavaliação do preço da ação. Isso implica que

$$E_t^s(r_{t+j+1}^e) = E_t^o(r_{t+j+1}^e + f_{t+j+1}^s). \quad (8)$$

Ou seja, a expectativa subjetiva é maior que a expectativa objetiva e a diferença é dada pela expectativa do termo  $f_{t+j+1}^s$  que é uma função direta da inflação.

Substituindo (8) em (7) e assumindo que as expectativas subjetivas de  $d_{t+j+1} - e_{t+j+1}$  e  $\Delta e_{t+j+1}^e$  são iguais às expectativas objetivas, tem-se

$$e_t - p_t = -\frac{k}{1-\rho} + \mathbf{E}_t^o \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (r_{t+j+1}^e - (1-\rho)(d_{t+j+1} - e_{t+j+1}) - \Delta e_{t+j+1}^e) \right] \\ + \mathbf{E}_t^o \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (f_{t+j+1}^s).$$

Assim,

$$e_t - p_t = \mathbf{V}\mathbf{F}_t + \varepsilon_t,$$

em que

$$\mathbf{V}\mathbf{F}_t = -\frac{k}{1-\rho} + \mathbf{E}_t^o \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (r_{t+j+1}^e - (1-\rho)(d_{t+j+1} - e_{t+j+1}) - \Delta e_{t+j+1}^e) \right] \quad (9)$$

e

$$\varepsilon_t = \mathbf{E}_t^o \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (f_{t+j+1}^s). \quad (10)$$

A expressão (9) mostra que o log da razão lucro preço pode ser decomposto em um valor fundamental,  $\mathbf{V}\mathbf{F}_t$ , – baseado nas expectativas *objetivas* da taxa de retorno, da razão dividendo lucro e da taxa de crescimento dos lucros – e um **erro de apreçamento** (*mispricing*),  $\varepsilon_t$ , baseado na diferença entre as expectativas objetivas e subjetivas da taxa de desconto. Assim, se as hipóteses feitas até o momento são razoáveis, espera-se que o erro de apreçamento aumente com a inflação esperada, o que leva a um índice lucro preço maior.

Contudo, Sharpe (2002) observa que a ilusão monetária também pode se manifestar nas expectativas de lucro. Por essa explicação, os agentes incorporariam a expectativa de inflação à taxa de desconto, mas não à taxa de crescimento dos lucros

futuros, demonstrando, assim, algum viés no cálculo das previsões dos lucros. Isso implica que

$$E_t^s(\Delta e_{t+j+1}^e) = E_t^o(\Delta e_{t+j+1}^e - f_{t+j+1}^s). \quad (11)$$

Ou seja, a expectativa subjetiva da taxa de crescimento dos lucros é menor que a expectativa objetiva e a diferença é dada pela expectativa do termo  $f_{t+j+1}^s$ , função direta da inflação. Assim como antes, substituindo (11) em (7), é possível verificar que se chega à mesma expressão para o erro de apreçamento,  $\varepsilon_t$ , contida em (10).

O problema agora reside em estimar os citados componentes do índice lucro preço: valor fundamental e *mispicing*. Para isso, segue-se a literatura citada no início do capítulo, ao empregar um modelo econométrico VAR (vetor autorregressivo) para representar o processo de formação das expectativas objetivas. Seja, então, o modelo VAR(1) a seguir, com apenas uma defasagem<sup>61</sup> e sem termos determinísticos (variáveis são dadas como diferença em relação à média<sup>62</sup>):

$$\mathbf{Z}_{t+1} = A\mathbf{Z}_t + u_t, \quad (12)$$

em que  $A$  é uma matriz com coeficientes,  $\mathbf{Z}_t$  é um vetor de tamanho  $k$  com as variáveis do modelo e  $u_t$ , o vetor de erros de previsão um passo a frente. A previsão  $\mathbf{j} + \mathbf{1}$  passos a frente é dada por:

---

<sup>61</sup> Pode-se utilizar um VAR com qualquer número de defasagens desde que na sua *companion form*.

<sup>62</sup> Isso permite não ter que se preocupar com o termo constante  $-\frac{k}{1-\rho}$  de  $\mathbf{VF}$  (que, no caso, passa a ser zero dado que as variáveis estão como diferença em relação à média).

$$E_t(\mathbf{Z}_{t+j+1}) = A^{j+1}\mathbf{Z}_t. \quad (13)$$

Suponha que  $m_{t+j+1} = r_{t+j+1}^e - (1 - \rho)(d_{t+j+1} - e_{t+j+1}) - \Delta e_{t+j+1}^e$ . Assim,

$$\mathbf{V}\mathbf{F}_t = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j E_t^o(m_{t+j+1}). \quad (14)$$

Admita também que  $m_{t+j+1}$  esteja no conjunto de informação do VAR em (12) e que seja a *primeira* variável do vetor  $\mathbf{Z}_t$ . Seja o vetor  $x_1$  de ordem  $k \times 1$ , em que o *primeiro* elemento é igual a 1 e os demais são iguais a zero. Com isso, a previsão  $j + 1$  passos a frente de  $m_t$  é igual a

$$E_t(m_{t+j+1}) = x_1' A^{j+1} \mathbf{Z}_t. \quad (15)$$

Substituindo (15) em (14), chega-se a

$$\mathbf{V}\mathbf{F}_t = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j x_1' A^{j+1} \mathbf{Z}_t. \quad (16)$$

Para que o somatório em (16) não seja divergente, é preciso que a matriz  $A$  seja de um modelo VAR estável (invertível). Sendo assim, o somatório pode ser simplificado para:

$$\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j x_1' A^{j+1} = x_1' A (I - \rho A)^{-1}. \quad (17)$$

E, assim,

$$\mathbf{VF}_t = x_1' A (I - \rho A)^{-1} \mathbf{Z}_t. \quad (18)$$

O erro de apreçamento será dado pela diferença entre o valor observado do índice e o valor estimado de  $\mathbf{VF}_t$  em (18).

#### 4.1.2 Base Empírica

Para estimar o VAR em (12), a primeira dificuldade é determinar quais variáveis irão entrar no modelo. A ideia central é formar um conjunto de informação que seja capaz de prever o valor fundamental,  $\mathbf{VF}_t$ . Como a amostra é de apenas 60 observações (2001T1 a 2015T4) e não se deseja correr o risco de um *overfitting*, será empregado um conjunto de informação parcimonioso: com no máximo três variáveis.

Da discussão apresentada na parte teórica, sabe-se que  $m_t (= r_t^e - (1 - \rho)(d_t - e_t) - \Delta e_t^e)$  tem que estar presente, afinal é a variável a ser prevista<sup>63</sup>. Na medida em que  $m_t$  é uma combinação linear de retorno, lucro e dividendo, para complementar o conjunto de informação, faltaria apenas o preço da ação, no caso, do Ibovespa. Assim, a outra variável do modelo será a razão lucro preço (por ser menos persistente<sup>64</sup> do que o nível

---

<sup>63</sup> Vale lembrar que  $\rho$  é calculado de acordo com a nota de rodapé 59, assumindo-se como ponto de linearização o valor médio amostral do índice dividendo preço.

<sup>64</sup> Significa que choques à serie perpetuam-se durante bastante tempo, ou seja, existe uma chance razoável da série ser não estacionária.

de preços somente). Com isso, forma-se o primeiro conjunto de informação contendo apenas 2 variáveis.

O segundo conjunto de informação traz, além das variáveis do primeiro conjunto, a taxa de juros básica (representada pela primeira diferença da taxa DI). Como se trata de um indicador financeiro e, ao mesmo tempo, um preço muito acompanhado da economia, refletindo expectativas acerca do movimento de outras variáveis, pode-se imaginar que o acréscimo da taxa de juros ao conjunto de informação incrementa o poder de previsão do modelo.

Todas as variáveis são consideradas em termos da diferença em relação à média amostral (com exceção da razão lucro preço que é dada pela variável *detrend* – a EP2 do capítulo 2). Com isso, o termo constante do modelo de valor presente pode ser ignorado. Como não interessa muito saber o nível das variáveis, mas, sim, o movimento conjunto entre elas, essa é uma decisão razoável e que segue a literatura citada no início do capítulo.

O VAR será estimado de forma clássica (Mínimos Quadrados Ordinários) e também de forma bayesiana. Essa decisão é motivada pelo resultado de que a inferência em um VAR bayesiano não sofre do problema de resultados espúrios em razão da presença de variáveis não estacionárias (Kim, 1994).

Na estimação bayesiana, assume-se que os coeficientes de inclinação do modelo têm uma distribuição *a priori* do tipo normal; e a matriz de covariância dos erros, uma distribuição *a priori* do tipo *whishart* inversa. Do resultado fundamental da econometria bayesiana (Koop, 2003), tem-se:  $p(\theta|Y) \propto p(Y|\theta) * p(\theta)$ ; em que  $\propto$  significa “é proporcional”,  $p(\theta|Y)$  é a distribuição *a posteriori* dos parâmetros,  $p(Y|\theta)$  é a função de densidade dos dados e  $p(\theta)$  é a distribuição *a priori* (definida pelo economista com base em conhecimento prévio do problema sendo modelado).

A escolha da distribuição *a priori* seguiu o trabalho de Brunnemeier e Julliard (2007), porém, trata-se de uma escolha comum na literatura que utiliza modelos VAR bayesiano (Canova, 2007). As distribuições posteriores resultantes são bem conhecidas e paramétricas (também, uma normal e uma *whishart* inversa).

Assim, uma vez calculadas as distribuições posteriores, serão coletadas 10.000 realizações (*draws*) dessas distribuições (após descarte de 5000 iniciais para eliminar o efeito do ponto inicial) por meio da amostragem de Gibbs<sup>65</sup> e as medianas dos parâmetros são utilizadas nos resultados a seguir.

#### 4.1.3 Resultados

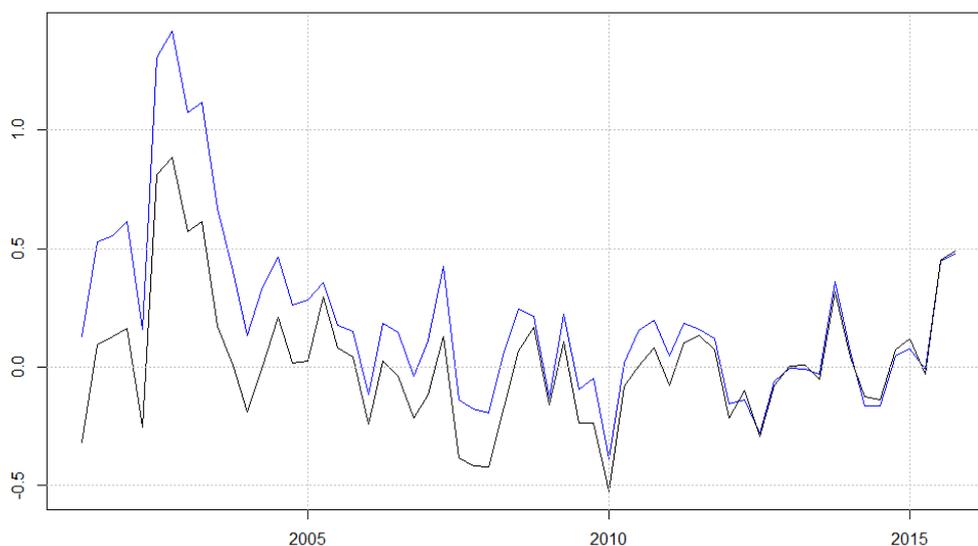
A Figura 11 traz os gráficos do log do índice lucro preço realizado e do valor fundamental,  $VF_t$ , calculado com as estimativas do VAR clássico e apenas duas variáveis. A diferença entre as duas curvas corresponde ao erro de apreçamento. De acordo com esses resultados, na maior parte do período analisado, o índice lucro preço esteve abaixo do valor fundamental, o que significa que o preço de mercado esteve *sobrevalorizado*.

---

<sup>65</sup> Método de amostragem capaz de produzir um conjunto de realizações (*draws*) cuja distribuição empírica tende à distribuição teórica desejada, no caso, a distribuição *a posteriori* dos parâmetros do VAR.

Essa tendência vai perdendo força com o passar do tempo até que se observa uma pequena inversão no final da amostra. O momento com o maior (em módulo) nível de *mispricing* foi no quarto trimestre de 2002. Na Tabela 14, algumas estatísticas descritivas.

Figura 11 – Índice lucro preço (linha preta) e VF (linha azul)



Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 15 - Estatísticas descritivas do erro de apreçamento

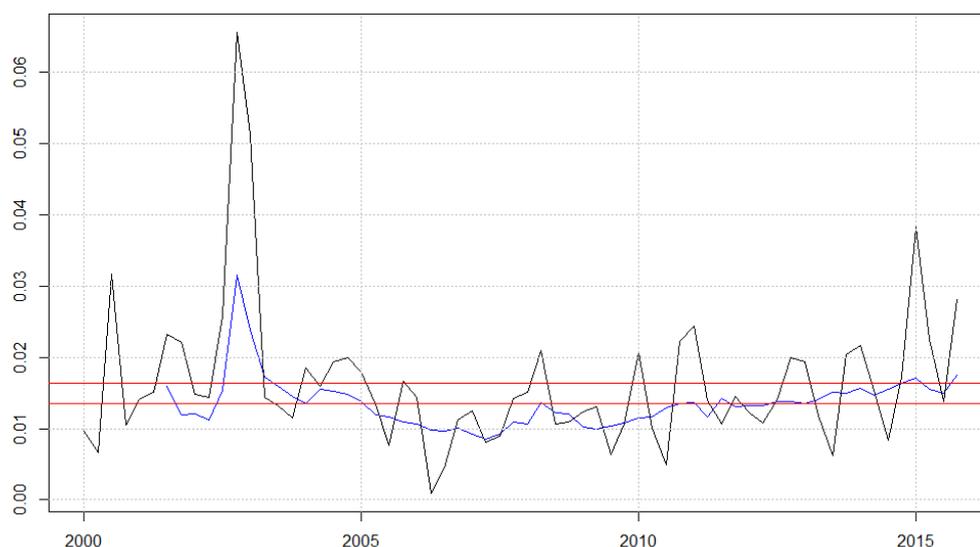
Mínimo	Média	Mediana	Máximo
-0,533	-0,175	-0,136	0,043

Fonte: Elaboração Própria.

Segundo a HII, o mercado estaria sobrevalorizado quando a inflação estivesse relativamente baixa. A Figura 12 mostra a inflação realizada e a esperada, ambas pelo IPCA. Há dois momentos em que a inflação fica acima da média (linhas horizontais) de forma consistente: no início e no fim do período da amostra (até meados de 2004 e a partir de 2015). No início da década 2000, a economia brasileira sofreu vários choques inflacionários, entre eles, o “apagão” energético, o efeito Lula e a crise da Argentina (Giambiagi et al., 2011). No período mais recente, a inflação voltou a se acelerar em

razão, principalmente, de “realinhamento de preços administrados em relação a preços livres e realinhamento dos preços domésticos em relação aos internacionais” (BCB, 2016). Portanto, nesses momentos, segundo a HII, o mercado deveria estar *subvalorizado*, porém, observa-se o contrário no primeiro período e uma avaliação aproximadamente “justa” no segundo. Isso é um primeiro indício de que a HII pode não ser a explicação para os dados do mercado brasileiro.

Figura 12 – Inflação realizada (linha preta) e inflação esperada (linha azul). Linha vermelha superior é a média da inflação realizada. Linha vermelha inferior é a média da inflação esperada.



Fonte: Elaboração Própria.

No Apêndice C, encontram-se as figuras equivalentes à Figura 9 para as outras especificações do VAR (clássico e 3 variáveis; bayesiano e 2 variáveis; e bayesiano e 3 variáveis). Nota-se que o quadro exposto acima não muda muito. A exceção fica por conta do VAR bayesiano com 3 variáveis. Neste, o *mispicing* não apresenta tendência ao longo do tempo, aparentando ser estacionário ao redor de zero. Isso significa que não é possível dizer com segurança se o mercado esteve sobre ou subvalorizado na maior parte do tempo.

O objetivo agora é verificar se há uma relação entre o erro de apreçamento e a inflação, como prevê a HII. A Tabela 15 traz o resultado das regressões em que se busca investigar a relação entre essas variáveis. Como variável dependente, o *mispricing*<sup>66</sup>, estimado nos quatro casos de VAR; como variável independente, a inflação medida pelo IPCA<sup>67</sup>; a inflação esperada<sup>68</sup>; e o *yield* do título público<sup>69</sup>. Apesar de o capítulo anterior ter mostrado que as medidas de inflação e inflação esperada são componentes importantes da taxa do título, optou-se por usar também o *yield* por uma questão de robustez dos resultados.

Tabela 16 - Resultado das regressões

	Inflação		Inflação Esperada		Yield	
	Coef. (e-pad.)	R <sup>2</sup>	Coef. (e-pad.)	R <sup>2</sup>	Coef. (e-pad.)	R <sup>2</sup>
VAR clas. – 2 var.	-3,182* (0,606)	17%	-8,264* (2,618)	14%	-0,110** (0,056)	10%
VAR clas. – 3 var.	-3,143* (0,599)	15%	-7,771* (2,561)	12%	-0,099** (0,051)	7%
VAR bay. – 2 var.	-1,189* (0,207)	19%	-4,468* (0,963)	22%	-0,050** (0,020)	10%
VAR bay. – 3 var.	-6,691*** (4,184)	4%	-28,522** (5,408)	5%	-0,239*** (0,307)	1%

\*significativo a 1%; \*\*significativo a 10%; \*\*\*não significativo. Erros-padrão robustos de Newey e West (1987).

Fonte: Elaboração Própria.

As conclusões da Tabela 16 são evidentes. A relação estimada entre o erro de apreçamento e as medidas de inflação é negativa ou, com menor chance, insignificativa; diferente, portanto, do previsto pela HII. Além disso, a fração explicada da variância amostral revelou-se muito pequena (no máximo, 22%), bem distante dos valores

<sup>66</sup> A tendência linear do erro de apreçamento é removida nos três primeiros casos, trabalhando-se com a variável no formato *detrend*.

<sup>67</sup> Gráfico e ACF não indicaram grande persistência. Logo, decidiu-se pela variável em nível.

<sup>68</sup> Gráfico e ACF não indicaram grande persistência. Logo, decidiu-se pela variável em nível.

<sup>69</sup> Variável *detrend*. A Y2 do capítulo 2.

reportados em outros estudos (Brunnermeier e Julliard, 2007; Campbell e Vuolteenaho, 2004). Com isso, conclui-se que há evidência contrária à HII como explicação para o movimento conjunto entre os *yields*.

## 4.2 Hipótese Tributária

A Hipótese Tributária baseia-se no fato da legislação tributária não permitir que certos itens de despesa da firma bem como os ganhos de capital do investidor na venda de ações sejam corrigidos à inflação. Assim, se a inflação aumenta, o pagamento de imposto pela empresa e pelos investidores pode aumentar, mesmo que não tenha havido ganho real. Existiria, então, uma tendência à queda no preço da ação pela previsão de menor lucro real (tanto da empresa quanto do investidor).

Há suporte legal à HT no Brasil? Em razão do passado com muitos problemas inflacionários, havia, até o fim do ano de 1995, a autorização legal para a correção monetária dos balanços contábeis das empresas e dos créditos e débitos do governo<sup>70</sup>. Contudo, o sucesso do Plano Real em controlar a hiperinflação levou à edição da Lei nº 9.249 de 26 de dezembro de 1995, que vedou a prática da correção, a partir de 1º de janeiro do ano seguinte, no afã de acabar com a indexação na economia brasileira.

Apesar do esforço em acabar com a indexação, a legislação tributária vigente permite que o custo com as mercadorias vendidas (ou produzidas) seja contabilizado pelo **valor nominal ou atualizado**. Isso está expresso no artigo 295 do Regulamento do Imposto de Renda (Decreto nº 3.000, de 26 de Março de 1999): “*O valor dos bens existentes no encerramento do período de apuração poderá ser o custo médio ou o dos*

---

<sup>70</sup> A correção monetária foi instituída no Brasil em 1964 com a criação do título público chamado de ORTN (Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional). Logo depois, foi estendida para o setor privado e mercado financeiro. Para uma descrição histórica da correção monetária no Brasil, ver Valle (2013).

*bens adquiridos ou produzidos mais recentemente, admitida, ainda, a avaliação com base no preço de venda, subtraída a margem de lucro.”* Porém, o mesmo tratamento não é observado em relação à despesa com depreciação, que permanece sendo registrada pelo **valor histórico**, como afirma o artigo 305, § 3º, do mesmo regulamento: *“Em qualquer hipótese, o montante acumulado das quotas de depreciação não poderá ultrapassar o custo de aquisição do bem”*. Vale comentar que há previsão de “depreciação acelerada”, porém, aplica-se somente em casos especiais (alguns bens de algumas atividades), não guardando relação com à inflação (artigo 313 do citado regulamento).

Dessa forma, pode-se esperar como consequência da depreciação ser registrada pelo valor histórico uma perda de rentabilidade real das firmas, especialmente, das que são intensivas em capital físico depreciável (máquinas, prédios e equipamentos). Por outro lado, a inflação pode aumentar a rentabilidade das firmas, principalmente, das que possuem alta alavancagem financeira (proporção de capital de terceiros em relação ao capital próprio). O motivo já foi apresentado na seção sobre a HII: uma parte da despesa financeira inclui (equivocadamente) uma compensação pela perda do valor emprestado com a inflação. De maneira simétrica à depreciação, isso acaba por reduzir o imposto devido, elevando a rentabilidade real.

Se o efeito sobre as empresas da combinação inflação e tributos não tem um sinal claro, isso não acontece no caso da tributação dos investidores. A legislação no Brasil prevê um limite de isenção do imposto sobre os ganhos de capital para vendas de até R\$ 20.000,00 mensalmente<sup>71</sup>. Considerando que, no Brasil, a maior parte dos investidores em bolsa são de grande porte<sup>72</sup>, esse limite não parece ser alto o suficiente para anular o

---

<sup>71</sup> Não inclui operações de *day trade* e, caso o lucro com a operação seja um centavo acima desse limite, o imposto incide sobre todo o valor.

<sup>72</sup> Participação do investidor individual na bolsa chegou a 30% (das ações negociadas) em 2009, caindo para 14% em 2014. Fonte: <http://g1.globo.com/jornal-da-globo/noticia/2014/12/escandalos-e-queda-na-bolsa-afastam-pequenos-investidores.html>.

efeito previsto pela HT. Além disso, embora não exista taxaço sobre os dividendos, os juros sobre capital próprio pagam 15% de imposto de renda.

Apesar disso, Ammer (1994) toca em dois pontos fundamentais na avaliação do modelo FED sob a HT: o retorno do título público também é tributado sobre o valor nominal<sup>73</sup> e, ao contrário das ações, o pagamento do imposto não pode ser “planejado”<sup>74</sup>. Assim, não parece razoável atribuir a observação do modelo FED ao tratamento tributário dos investidores em bolsa.

Portanto, para avaliar se a HT tem alguma validade para o caso brasileiro, é preciso ter uma noção de qual dos citados efeitos é mais forte – o “efeito depreciação” ou o “efeito despesa financeira” –, uma vez que ambos atuam em sentidos opostos. Baseado em Feldstein (1999), pode-se empregar a seguinte fórmula para calcular o efeito depreciação,  $Ed$ :

$$Ed = (i * d * \pi) / L. \quad (19)$$

Em que  $i$  representa a alíquota marginal do imposto sobre o lucro das firmas;  $d$  representa o gasto com depreciação;  $\pi$ , a taxa de inflação; e  $L$  é o lucro líquido. A intuição de (19) é a seguinte. Como a legislação não permite, o valor que manteria a despesa com depreciação constante em termos reais ( $d * \pi$ ) não pode ser contabilizado. Assim, o lucro tributável aumenta exatamente em  $d * \pi$ . O imposto pago a mais por conta disso será, então, dado por  $i * d * \pi$  e a perda percentual de lucro será (19).

---

<sup>73</sup> Os níveis de tributação das operações nos mercados de renda variável e renda fixa no Brasil apresentam patamares semelhantes. Na bolsa, como já dito, vendas dentro de até R\$ 20.000,00 em um mês são isentas. Acima disso, paga-se 15% e nas operações de day trade, 20%. Para os títulos públicos, o imposto de renda varia de 22,5% se o investimento for liquidado antes de 180 dias e, à medida que o tempo passa, a alíquota vai caindo, chegando a 15% se o título for mantido por mais de 720 dias.

<sup>74</sup> Nas ações, o ganho de capital só existe quando ocorre a venda. Logo, o ganho de capital pode ser adiado para um momento mais favorável. Na renda fixa, embora se possa realizar a venda antecipada do título, este tem uma maturidade fixa.

De forma análoga, para o efeito despesa financeira,  $Ef$ , pode-se calcular:

$$Ef = (i * D * \pi)/L. \quad (20)$$

Em que  $D$  é o tamanho da dívida da firma. Supondo que a taxa de inflação seja incorporada integralmente à despesa com juros,  $D * \pi$  resulta no aumento da despesa financeira que, por sua vez, é igual à redução do lucro tributável. Ao multiplicar pela alíquota marginal de imposto,  $i$ , tem-se o quanto a firma deixou de arrecadar com o imposto sobre o lucro. Dividindo por  $L$ , chega-se ao ganho em termos relativos.

Algumas observações com relação ao cálculo que se pretende fazer são citadas a seguir. É preciso reconhecer que a hipótese da taxa de inflação ser incorporada à despesa financeira pode parecer forte<sup>75</sup>. Idealmente, procura-se saber a parcela da despesa financeira que pode ser atribuída à inflação. Isso equivale a determinar qual o peso da inflação nos encargos de juros das firmas do Ibovespa. Uma variável que pode servir de proxy dessa informação é a expectativa de inflação média do mercado, uma vez que, segundo Tarantin Jr. e Valle (2015), a dívida bancária e a dívida subsidiada (em geral, dívidas prefixadas por se tratar de empréstimos) corresponderam a aproximadamente 68% do endividamento das empresas com ações negociadas na bolsa em 2012<sup>76</sup> (o restante é formado por dívida junto ao mercado de capitais). Dado parecido é reportado também por Póvoa e Nakamura (2014)<sup>77</sup>.

---

<sup>75</sup> Vale lembrar aqui o comentário da nota de rodapé 48. Se não houver recomposição alguma pela inflação na despesa financeira, esse fato implica um ganho ainda maior para a firma, afinal o valor real da dívida no momento do pagamento será tão menor quanto maior for a inflação (Ammer, 1994).

<sup>76</sup> Tarantin Jr. e Valle (2015) analisam uma amostra de 95 empresas de capital aberto na bolsa, excluindo empresas do setor financeiro e de prestação de serviços públicos no período entre 2005 e 2012. Em média, o percentual de dívida bancária mais subsidiada (bancos estatais) nesse período é 75%.

<sup>77</sup> Ver figura 5 do artigo. A única diferença em relação aos dados apresentados por Tarantin Jr. e Valle (2015) está na maior segmentação das fontes de dívida, e, com isso, percebe-se uma participação de dívida estrangeira não desprezível, porém, pequena em relação às demais.

Ainda com relação ao efeito despesa financeira, utilizou-se como valor da dívida uma série da Bloomberg chamada de “Dívida Total”. Vários passivos financeiros de curto e longo prazo estão contemplados nessa série<sup>78</sup>. Contudo, há a possibilidade de alguns componentes da série – como “contas a pagar” ou “credores de aluguéis com cláusula de aquisição” – não serem financeiros. Assim, é prudente interpretar o valor do efeito despesa financeira como provavelmente superestimado (uma cota superior).

Existem dois tributos que incidem sobre o lucro das firmas: Imposto de Renda da Pessoa Jurídica (IRPJ) e Contribuição Social sobre o Lucro Líquido (CSLL). Pela legislação do IRPJ, cobra-se uma alíquota de 15% sobre o lucro tributável, com adicional de 10% sobre a parcela do lucro que exceder R\$ 20.000,00 por mês. Dado o tamanho das empresas que participam do Ibovespa, parece razoável assumir que os 10% incidem sobre todo o lucro tributável. Com respeito à CSLL, a alíquota é de 9%, exceto para instituições financeiras, que pagam 15%<sup>79</sup>. É importante notar que essa diferenciação da alíquota foi instituída apenas em meados de 2008 (Lei 11.727/2008). Portanto, parece razoável assumir o valor de *i* como 35%: 25% de IRPJ mais 10% de CSLL (dado o tamanho do setor financeiro no índice Ibovespa e a alíquota superior cobrada a partir de metade do período analisado, parece razoável considerar um valor maior que 9% para a CSLL).

Na Figura 13, pode-se visualizar os dois efeitos ao longo da amostra. Entre 2007 e 2011, a série de depreciação está sem os dados (o que corresponde a, aproximadamente, 1/3 da amostra). Logo, o efeito depreciação não pôde ser calculado nesses anos. Para

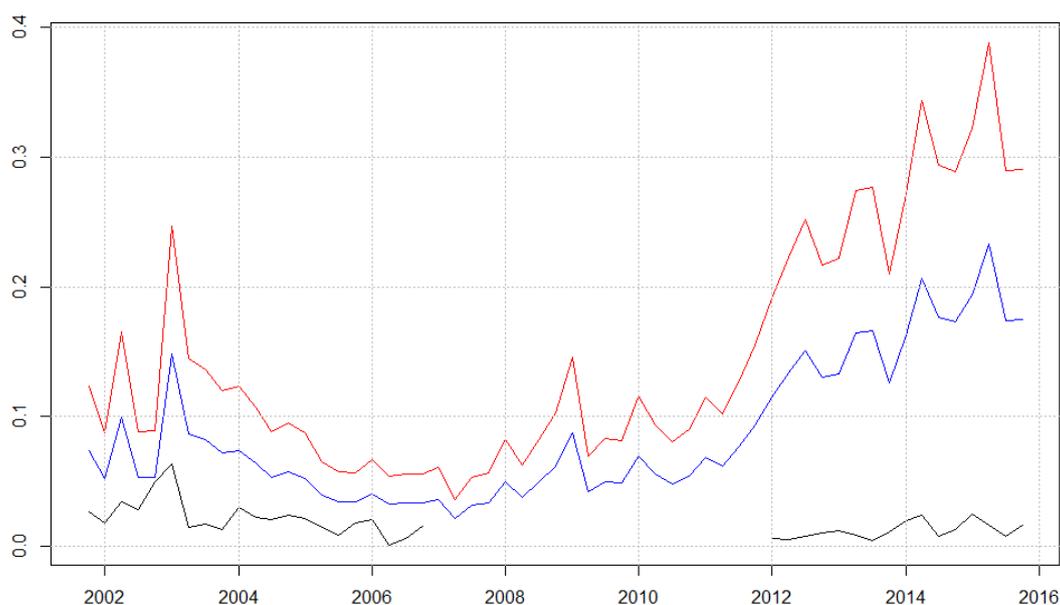
---

<sup>78</sup> Os componentes da série “Dívida Total” de longo prazo são: debêntures conversíveis, resgatáveis e retratáveis, títulos de dívida, empréstimos, dívidas com hipotecas, fundos de amortização, saques bancários a descoberto de longo prazo, obrigações com arrendamento (financeiro) de capital, notas promissórias de capital subordinado e títulos preferenciais resgatáveis e fideicomissos obrigatórios. De curto prazo, tem-se: saques bancários a descoberto, dívidas e empréstimos tomados de curto prazo, acordos de recompra (reintegração), reintegração reversa, a parte de curto prazo de empréstimos tomados de longo prazo, obrigações circulantes e recebimentos fideicomissos de arrendamentos (financeiros) de capital, contas a pagar, aceites bancários e a parte circulante de credores de aluguéis com cláusula de aquisição.

<sup>79</sup> Na verdade, atualmente, instituições financeiras pagam 20%. Contudo, até setembro de 2015, pagavam 15% (Lei 13.169/2015). Como essa mudança se refere a um período muito curto dentro da amostra (exatamente um trimestre), não será levada em conta.

detalhes sobre a série de expectativa de inflação, ver o Apêndice A. Em razão da possibilidade de superestimação, o efeito despesa financeira também é calculado de forma “conservadora”, usando apenas 60% do valor da série Dívida Total.

Figura 13 - Efeito depreciação (linha preta), efeito despesa financeira (linha vermelha) e efeito despesa financeira usando 60% do valor da dívida (linha azul).



Fonte: Elaboração Própria.

A conclusão que se tira desse exercício é que o efeito despesa financeira deve ser maior que o efeito depreciação. Apesar da chance de  $Ef$  estar superestimado, a diferença entre a série de  $Ef$  com 60% da dívida ( $Ef60\%$ ) e a série  $Ed$  aparenta ser suficientemente grande de modo que se possa afirmar que o efeito depreciação é menor que o seu rival. Na Tabela 17, pode-se ver algumas estatísticas descritivas dos efeitos. Enquanto a média de  $Ed$  ficou em apenas 1,79% do lucro, a média de  $Ef$  ( $Ef60\%$ ) ficou em 14,5% (8,69%).

Tabela 17 – Estatísticas Descritivas dos Efeitos

$E_d$			
Mínimo	Média	Mediana	Máximo
0,12%	1,79%	1,62%	6,32%
$E_f$			
Mínimo	Média	Mediana	Máximo
3,57%	14,5%	10,7%	38,8%
$E_f$ (60%)			
Mínimo	Média	Mediana	Máximo
2,14%	8,69%	6,42%	23,28%

Fonte: Elaboração Própria

Portanto, à luz da discussão acima, a conclusão é de que não é possível defender a HT como possível explicação para o modelo FED. A título de curiosidade, segundo Dhaliwal et al. (2015), a literatura para o mercado americano é inconclusiva nessa questão (embora esse mesmo estudo reporte resultado favorável à HT).

### 4.3 Hipótese Proxy

A Hipótese Proxy é a principal concorrente da HII na tentativa de esclarecer o que causa o movimento conjunto entre inflação e mercado acionário. Para estudar a HP, adota-se novamente o modelo de valor presente de Campbell e Shiller (1988b). Dessa vez, a decomposição é feita de modo diferente, identificando os componentes relativos à taxa de desconto (retorno) e à taxa de crescimento dos lucros. Isso permite examinar se esses componentes estão relacionados com a inflação na direção prevista pela HP. Em adição, investiga-se como a inflação e o produto estão correlacionados ao longo do período da amostra e estimam-se algumas regressões baseadas na análise de Fama (1981).

#### 4.3.1 Base Teórica

A princípio, deve-se observar que a expressão (6) pode ser reinterpretada da seguinte forma (ignorando o termo constante):

$$e_t - p_t = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j E_t^o r_{t+j+1}^e - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j E_t^o (1 - \rho)(d_{t+j+1} - e_{t+j+1}) - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j E_t^o \Delta e_{t+j+1}^e,$$

$$e_t - p_t = \delta_t^r - \delta_t^{py} - \delta_t^e, \quad (21)$$

em que  $\delta_t^r$  é o componente do índice lucro preço relativo às expectativas da taxa de retorno em excesso ( $r_{t+j+1}^e$ );  $\delta_t^{py}$  é o componente relativo às expectativas do *payout* ( $d_{t+j+1} - e_{t+j+1}$ ); e  $\delta_t^e$  é o componente da taxa de crescimento dos lucros em excesso ( $\Delta e_{t+j+1}^e$ ). Notar que os dois últimos componentes não incorporam o sinal negativo da fórmula.

Feita a decomposição, é possível refutar a HP se o componente da taxa de crescimento dos lucros for positivamente correlacionado com a inflação: isso indicaria que as previsões de lucro tendem a aumentar com a inflação, o que não parece um sinal de que inflação mais alta seja uma proxy de atividade mais fraca. Da mesma forma, se o componente do prêmio de risco (retorno em excesso) for correlacionado negativamente com a inflação, pode-se concluir que não há suporte para a HP na sua outra versão (Bekaert e Engstrom, 2010).

As estimativas de  $\delta_t^r$  e  $\delta_t^e$  são construídas da mesma forma que  $\mathbf{VF}_t$ , ou seja, com o emprego de previsões de um modelo VAR (ver seção 3.1.1). Assim, por exemplo, se a taxa de crescimento dos lucros for a segunda variável no vetor  $\mathbf{Z}_t$ , tem-se  $\delta_t^e = x_2' A(I - \rho A)^{-1} \mathbf{Z}_t$ .

### 4.3.2 Base Empírica

O procedimento para obtenção de todos os componentes em (21) será semelhante ao empregado na seção sobre a HII. Um modelo VAR é estimado e, com suas estimativas, calculam-se as previsões do componente relativo ao retorno em excesso,  $\delta_t^r$ . De forma residual, a soma  $-\delta_t^{py} - \delta_t^e$  é calculada:  $(e_t - p_t) - \delta_t^r = -\delta_t^{py} - \delta_t^e$ . Em seguida, estima-se a regressão linear de  $-\delta_t^{py} - \delta_t^e$  em relação à taxa de crescimento dos lucros em excesso da taxa livre de risco, obtendo as estimativas de  $-\delta_t^e$  (o valor ajustado da regressão) e  $-\delta_t^{py}$  (o resíduo). Essa decisão de calcular diretamente o termo do retorno em excesso é baseada em outros trabalhos (ver, por exemplo, Campbell, 1991; Campbell e Ammer, 1993; Campbell e Vuolteenaho, 2004). A justificativa é que os dividendos (no caso da decomposição do índice dividendo preço) costumam apresentar sazonalidade e também são mais difíceis de prever em função de resultados como a equivalência de Modigliani e Miller (1958).

Portanto, o conjunto de informação do VAR deve ser tal que tenha algum poder de previsão do retorno em excesso. Em Campbell e Vuolteenaho (2004), por exemplo, quatro variáveis compõem o conjunto de previsão. O retorno do S&P 500 que excede a taxa de juros livre de risco (considerada como o retorno dos títulos públicos dos EUA de 3 meses); uma taxa de inflação exponencialmente suavizada (uma média móvel); o logaritmo do índice dividendo preço (também do índice S&P); e uma proxy de prêmio ao risco construída em Polk et al. (2005)<sup>80</sup>.

Neste trabalho, o ponto de partida será um VAR com as mesmas variáveis usadas por Campbell e Vuolteenaho (2004) e levando em conta que o objetivo não é estimar os

---

<sup>80</sup> Polk et al. (2005) calculam o prêmio ao risco por meio de um modelo CAPM aplicado para todas as ações do índice S&P 500.

componentes do dividendo preço, mas os do lucro preço. Portanto, além deste indicador<sup>81</sup>, serão utilizadas a inflação do IPCA (acumulada no trimestre) e o logaritmo do retorno real (deflacionado pelo IPCA) do índice Ibovespa em excesso da taxa selic real (deflacionada pelo IPCA). Campbell e Vuolteenaho (2004) empregam também uma quarta variável no modelo (a medida de prêmio ao risco de Polk et al., 2005). Como essa variável não existe para dados do Brasil, serão testadas algumas alternativas, tendo como base a literatura sobre os determinantes do prêmio ao risco no mercado brasileiro.

Dessa forma, observa-se que Colleta (2012) utiliza o spread da curva de juros soberano no seu modelo de previsão do prêmio de risco do IBrX (outro índice do mercado brasileiro). Sanvincente e Carvalho (2012) relatam que variações da taxa DI, variações no risco-Brasil<sup>82</sup> e a volatilidade de mercado apresentam alta correlação com o prêmio de risco. No tocante à volatilidade, uma opção interessante encontra-se em um teste de robustez realizado por Campbell e Vuolteenaho (2004) no qual substituem a variável construída por Polk et al. (2005) pela volatilidade relativa entre ações e títulos.

Com base nesses estudos, os seguintes conjuntos de informação serão empregados:

- $CI1 = \{ep, retex, inf, vol\}$ ;
- $CI2 = \{ep, retex, inf, \Delta di\}$ ;
- $CI3 = \{ep, retex, inf, sp\}$ ;
- $CI4 = \{ep, retex, inf, \Delta rb\}$ .

O termo *ep* significa o (logaritmo do) índice lucro preço; *retex* significa o retorno em excesso do Ibovespa; *inf*, a taxa de inflação; *vol* significa a diferença entre a volatilidade do retorno do Ibovespa e a volatilidade do *yield* da LTN;  $\Delta di$  representa a

---

<sup>81</sup> Com a tendência linear removida (o EP2 do capítulo anterior).

<sup>82</sup> Retorno em excesso dos títulos soberanos do Brasil em relação ao dos EUA.

primeira diferença da taxa DI;  $sp$  significa o spread entre a taxa do swap DI-Pré de 360 dias e a taxa DI de um mês e  $\Delta rb$ , a primeira diferença do risco-Brasil. No Apêndice A, encontra-se a descrição dessas e outras variáveis do estudo.

#### 4.3.3 Resultados

A Tabela 18 traz a decomposição da variância do indicador lucro preço, em que os números apresentados estão em termos relativos à variância do *yield*. Calculando a variância de (21), chega-se a  $V(e_t - p_t) = V(\delta_t^r) + V(\delta_t^{py}) + V(\delta_t^e) - 2Cov(\delta_t^r, \delta_t^{py}) - 2Cov(\delta_t^r, \delta_t^e) + 2Cov(\delta_t^{py}, \delta_t^e)$ . Os números da tabela correspondem a cada um dos termos do lado direito dessa expressão (desprezando o sinal negativo da fórmula), divididos por  $V(ep)$ . Por exemplo, na célula do cruzamento da primeira linha com a primeira coluna (0,140), encontra-se a média dos valores – para os quatro conjuntos de informação – da variância do termo relativo ao retorno em excesso,  $V(\delta_t^r)$ , em relação à variância do indicador lucro preço,  $V(e_t - p_t)$ .

Tabela 18 - Decomposição da Variância do indicador lucro preço.

	$\delta_t^r$	$\delta_t^{py}$	$\delta_t^e$
$\delta_t^r$	0,140		
$\delta_t^{py}$	-0,110	0,218	
$\delta_t^e$	-0,087	0,000	0,203

Fonte: Elaboração Própria.

Os resultados mostram que os componentes ligados ao fluxo de caixa apresentam maior participação na variância, embora a diferença não seja tão grande (pode não ser significativa, portanto). Contudo, somadas as participações do *payout* e do lucro, essa conclusão se torna mais confiável. A covariância entre os componentes parece ocupar pouco espaço na decomposição. Vale comentar que a literatura americana reporta

resultado contrário a esse, tendo a taxa de retorno maior influência na variância do *yield* das ações (ver, por exemplo, Cochrane, 2011, que discorre sobre o *yield* de dividendos ao invés de lucros).

Tabela 19 - Resultado das Regressões.

$\delta_t^r$	CI 1		
	Estimativa	P-valor*	$R^2$
Inflação	2,676	0,094	0,053
Inflação Esperada	10,379	0,007	0,123
Yield LTN	0,215	0,050	0,176
$\delta_t^r$	CI 2		
	Estimativa	P-valor*	$R^2$
Inflação	5,904	0,024	0,099
Inflação Esperada	14,724	0,003	0,225
Yield LTN	0,363	0,000	0,278
$\delta_t^r$	CI 3		
	Estimativa	P-valor*	$R^2$
Inflação	4,647	0,006	0,106
Inflação Esperada	16,297	0,001	0,189
Yield LTN	0,290	0,027	0,188
$\delta_t^r$	CI 4		
	Estimativa	P-valor*	$R^2$
Inflação	2,052	0,174	0,028
Inflação Esperada	6,243	0,014	0,107
Yield LTN	0,196	0,056	0,158

\*P-valor baseado em erros padrão robustos de Newey e West (1987) e com correção para pequenas amostras

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 20 - Resultado das Regressões

$\delta_t^e$	CI 1		
	Estimativa	P-valor*	$R^2$
Inflação	-5,122	0,007	0,094
Inflação Esperada	-2,20	0,512	0,003
Yield LTN	-0,271	0,049	0,112
$\delta_t^e$	CI 2		
	Estimativa	P-valor*	$R^2$
Inflação	-4,618	0,015	0,086
Inflação Esperada	-1,409	0,661	0,001
Yield LTN	-0,228	0,043	0,088
$\delta_t^e$	CI 3		
	Estimativa	P-valor*	$R^2$
Inflação	-4,542	0,012	0,086
Inflação Esperada	-1,907	0,547	0,002
Yield LTN	-0,243	0,049	0,107

$\delta_t^e$	CI 4		
	Estimativa	P-valor*	$R^2$
Inflação	-5,363	0,006	0,098
Inflação Esperada	-2,507	0,475	0,003
Yield LTN	-0,279	0,049	0,114

\*P-valor baseado em erros padrão robustos de Newey e West (1987) e com correção para pequenas amostras

Fonte: Elaboração Própria.

As Tabelas 19 e 20 trazem as estimativas da inclinação, o p-valor dessa estimativa e o  $R^2$  das regressões do componente do retorno e do componente da taxa de crescimento dos lucros em relação à inflação, à inflação esperada e ao *yield* da LTN (regressões simples – cada linha representa uma regressão diferente). As quatro “seções” em cada tabela estão associadas aos conjuntos de informação (CI1, CI2, CI3 e CI4) do VAR usado na obtenção dos componentes, conforme explicação na seção anterior.

O resultado é claro. Com exceção de apenas uma regressão, a Tabela 19 mostra que o componente de retorno em excesso apresentou relação positiva e estatisticamente significativa com a inflação (realizada e esperada) e com o retorno da LTN. Em particular, os coeficientes de maior magnitude estão associados à inflação esperada. Em média (dos quatro conjuntos de informação), um aumento de 1% na inflação esperada está associado a um aumento de aproximadamente 14% nas expectativas do retorno em excesso, o que pode ser considerado alto. Vale dizer que é bem provável que esse valor esteja sobrestimado, uma vez que todos os modelos apresentaram indícios de autocorrelação. Contudo, como o mais importante é o sinal do coeficiente, a alta significância econômica (magnitude) e o uso dos erros padrões robustos conferem uma certa robustez ao resultado.

Por outro lado, o coeficiente de determinação não ultrapassou o patamar de 30% em nenhum dos modelos. Isso pode ser interpretado como um sinal de que a inflação não é o principal driver dos prêmios de risco das ações. Pode-se concluir também que o

movimento conjunto entre os ativos seja causado pelo prêmio ao risco das ações, mas essa não deve ser a única explicação.

Essa outra parte da explicação pode estar na correlação entre a inflação e as expectativas da taxa de crescimento dos lucros (em excesso). Observando a Tabela 20, nota-se que o componente da taxa de crescimento dos lucros está negativamente correlacionado com a inflação, como previsto pela HP. Dessa vez, a inflação observada é a variável de maior impacto econômico (magnitude). Em média, um aumento de 1% na inflação está associado a uma queda de aproximadamente 5% nas expectativas de lucros futuros. As considerações feitas antes a respeito do coeficiente de impacto sobre o retorno em excesso também valem aqui.

Todavia, entre todos os modelos, o maior coeficiente de determinação alcançado foi de 11%. Considerando apenas os modelos com a inflação esperada, esse valor cai para 6%. Parece que a inflação não é o principal fator por trás da variação do componente de lucros. É possível concluir, portanto, que há evidências favoráveis à HP para explicar o movimento entre os *yields*, porém, não é razoável crer que seja a razão principal.

Antes de uma conclusão definitiva, pode-se fazer outros testes para verificar a validade dessa hipótese. Assim, baseando-se nos exercícios empíricos realizados por Fama (1981), pode-se investigar como a inflação e o produto estão correlacionados no ciclo econômico brasileiro. Espera-se, portanto, que essas duas variáveis estejam negativamente relacionadas. Além disso, pode-se examinar se a introdução de medidas de atividade econômica diminuem ou até anulam a significância da inflação em uma regressão do retorno (o que indicaria que a inflação pode ser uma *proxy* da atividade).

A tabela 21 traz a correlação entre a taxa de crescimento do PIB (real) e a taxa de inflação (IPCA) contemporaneamente e nas primeiras quatro defasagens. O período compreende o primeiro trimestre de 2000 ao terceiro trimestre de 2015.

Tabela 21 - Correlações Produto e Inflação

	$PIB_t$
$INF_t$	-0,155
$INF_{t-1}$	-0,257*
$INF_{t-2}$	-0,281*
$INF_{t-3}$	-0,115
$INF_{t-4}$	-0,014
*Significativo a 5%	

Fonte: Elaboração Própria.

Observa-se que há uma correlação negativa e significativa entre as duas variáveis quando se considera a inflação defasada em um e dois períodos. Vale ainda destacar que, quando se remove as observações do quarto trimestre de 2002 e do primeiro trimestre de 2003 (pontos de inflação bem acima da média), a correlação da segunda defasagem “sobe” para -0,36 e da terceira defasagem “sobe” para -0,27 (esta última passando a ser significativa). Tomando a inflação esperada, a correlação com o PIB é de -0,25 e significativa a 5%. Portanto, é provável que, durante o período analisado, choques inflacionários estejam associados a choques recessivos na economia brasileira.

Por fim, pode-se testar se, numa regressão do retorno em relação à inflação e ao produto, a presença desta variável retira o poder explicativo da inflação. Nesse sentido, seguem-se os passos do *paper* de Fama (1981) cujo trabalho é dividido em três partes. A primeira analisa a relação entre produto e inflação. Para isso, Fama estima algumas regressões baseando-se em um modelo teórico<sup>83</sup>. A segunda parte analisa a relação entre retorno real e produção. Mostra-se que a produção futura explica o retorno presente<sup>84</sup>. E a parte final é dedicada a mostrar que a relação entre retorno real e inflação desaparece quando se considera o produto futuro, ou seja, a inflação não passa de uma *proxy* da atividade.

<sup>83</sup> Resultante da suposição de algumas hipóteses em um modelo simples de demanda por moeda combinado com a teoria quantitativa da moeda.

<sup>84</sup> A base teórica é a premissa de que o valor de mercado varia em razão da rentabilidade dos projetos de investimentos e estes se tornam mais lucrativos com um aumento do produto.

No tocante à primeira parte da análise, as correlações calculadas acima mostraram que há motivos para acreditar que a atividade econômica e a inflação estejam negativamente relacionadas. Alguns trabalhos já documentaram o segundo passo. Duarte et. al (2004), Nunes e Silva (2005) e Monteiro (2013) trazem evidência de que o índice Ibovespa pode ser um indicador antecedente da atividade econômica<sup>85</sup>. Resta, então, a parte final. Na Tabela 22, encontram-se três regressões do retorno real (no caso, o indicador lucro preço) em função do crescimento futuro do PIB<sup>86</sup>, das medidas de inflação (inflação realizada, inflação esperada e *yield* da LTN) e do crescimento da base monetária (a presença desta variável é justificada pelo modelo teórico de determinação da inflação de Fama, 1981).

Tabela 22 – Resultado das Regressões

Modelo 1			
	Estimativa	Erro Padrão	P-valor
Constante	-0,603	0,123	0,000
<b>Inflação Esperada (t)</b>	<b>43,493</b>	<b>8,334</b>	<b>0,000</b>
Crescimento PIB (t+1)	-3,270	2,532	0,202
<b>Crescimento PIB (t+4)</b>	<b>5,845</b>	<b>2,140</b>	<b>0,008</b>
Crescimento BM (t)	0,685	0,579	0,242
Ljung-Box = 9,787 [0,081] ; Ljung-Box <sup>2</sup> = 5,382 [0,371] ; Shapiro-Wilk = 0,964 [0,014] ; R <sup>2</sup> = 0,459			
Modelo 2			
	Estimativa	Erro Padrão*	P-valor
Constante	-0,252	0,075	0,001
<b>Inflação (t)</b>	<b>13,941</b>	<b>2,694</b>	<b>0,000</b>
Crescimento PIB (t+1)	-3,407	3,032	0,266
Crescimento PIB (t+4)	3,923	2,412	0,110
Crescimento BM (t)	0,373	0,667	0,578
Ljung-Box = 12,866 [0,04] ; Ljung-Box <sup>2</sup> = 7,920 [0,160] ; Shapiro-Wilk = 0,915 [0,000] ; R <sup>2</sup> = 0,288			
Modelo 3			
	Estimativa	Erro Padrão*	P-valor
Constante	-0,053	0,051	0,308
<b>Yield (t)</b>	<b>0,968</b>	<b>0,279</b>	<b>0,001</b>
Crescimento PIB (t+1)	0,029	3,449	0,993

<sup>85</sup> Mais informações no capítulo seguinte.

<sup>86</sup> Exercício semelhante ao que será apresentado aqui foi feito usando o índice IBC-Br do Banco Central e as conclusões são as mesmas.

<b>Crescimento PIB (t+4)</b>	<b>4,571</b>	<b>2,467</b>	<b>0,069</b>
Crescimento BM (t)	0,776	0,657	0,243
Ljung-Box = 11,389 [0,044] ; Ljung-Box <sup>2</sup> = 4,641 [0,461] ; Shapiro-Wilk = 0,939 [0,007] ; R <sup>2</sup> = 0,344			
*Erros padrões robustos de Newey e West (1987) e com correção para pequenas amostras			
Fonte: Elaboração Própria			

Ao contrário da evidência trazida anteriormente, a conclusão agora é de que a HP não é válida. Nota-se que o coeficiente das medidas de inflação pouco deixou de ser significativo (tanto economicamente quanto estatisticamente) após a inclusão do crescimento futuro do produto, o que indicaria que a inflação não é uma proxy da atividade econômica. Tomando o modelo 1 (o da inflação esperada) como o mais confiável, uma vez que os demais apresentam indícios de má especificação, pode-se observar que o coeficiente da inflação se mostra muito alto e significativo. Ao contrário dos resultados de Fama (1981), nos quais a base monetária e o produto eliminam completamente o efeito da inflação em algumas das regressões, os resultados obtidos não indicam uma relação significativa da base monetária com o retorno.

Dessa forma, conclui-se que os exercícios produzidos não permitem afirmar com segurança que a HP seja a explicação para o comovimento dos ativos em estudo.

#### **4.4 Hipótese da Causalidade Reversa**

Contribuindo em cima dos resultados das regressões de Fama (1981), mais precisamente, o resultado de que apenas o produto não basta para eliminar o efeito da inflação nas regressões do retorno, Geske e Roll (1983) construíram uma hipótese complementar à HP. A ligação entre a base monetária e o retorno sugere que a inflação poderia estar servindo como *proxy* de outros fatores e, dada a baixa magnitude do

coeficiente, valeria a pena investigar se não haveria uma “causalidade reversa” – do retorno para a base monetária.

Assim, Geske e Roll (1983) formulam a HCR. Uma queda no retorno das ações anteciparia uma queda da atividade econômica. Como o saldo das contas públicas é bastante sensível ao movimento das receitas (pois os gastos são relativamente rígidos no curto prazo), pode-se esperar uma piora do resultado do governo. Como os déficits e a dívida podem ser pagos pela emissão de moeda (aumento da base monetária), isso acaba alimentando expectativas de inflação mais alta, bem como de taxas de juros. Dessa forma, a relação negativa entre mercado acionário e inflação pode ser um reflexo dessa cadeia de eventos.

Para testar a HCR, Geske e Roll (1983) mostram empiricamente a força de cada elo dessa cadeia, assim como resultados de outros trabalhos dedicados a documentar separadamente esses elos. A proposta aqui é parecida<sup>87</sup>, dando ênfase aos resultados já produzidos, afinal, pertencem a trabalhos que se debruçaram exclusivamente sobre cada uma das relações/problemas. Destaca-se que todas as “peças do quebra cabeça” já foram objeto de estudo na literatura nacional.

#### 4.4.1 Parte Financeira da HCR

Com relação à capacidade do mercado acionário de antecipar movimentos do ciclo econômico, à primeira vista, poder-se-ia considerar uma hipótese com pouca chance de ser verificada. Pelo menos dois motivos justificam essa visão. O Brasil apresenta uma economia que, não raramente, passa por instabilidades. Portanto, o ciclo econômico deve

---

<sup>87</sup> Caminho diferente é seguido por Nunes et al. (2005) e Jorgensen e Terra (2006) que aplicam um modelo VAR com o objetivo de verificar se choques no retorno impactam a inflação e a taxa de juros. Os resultados já foram comentados no capítulo 1.

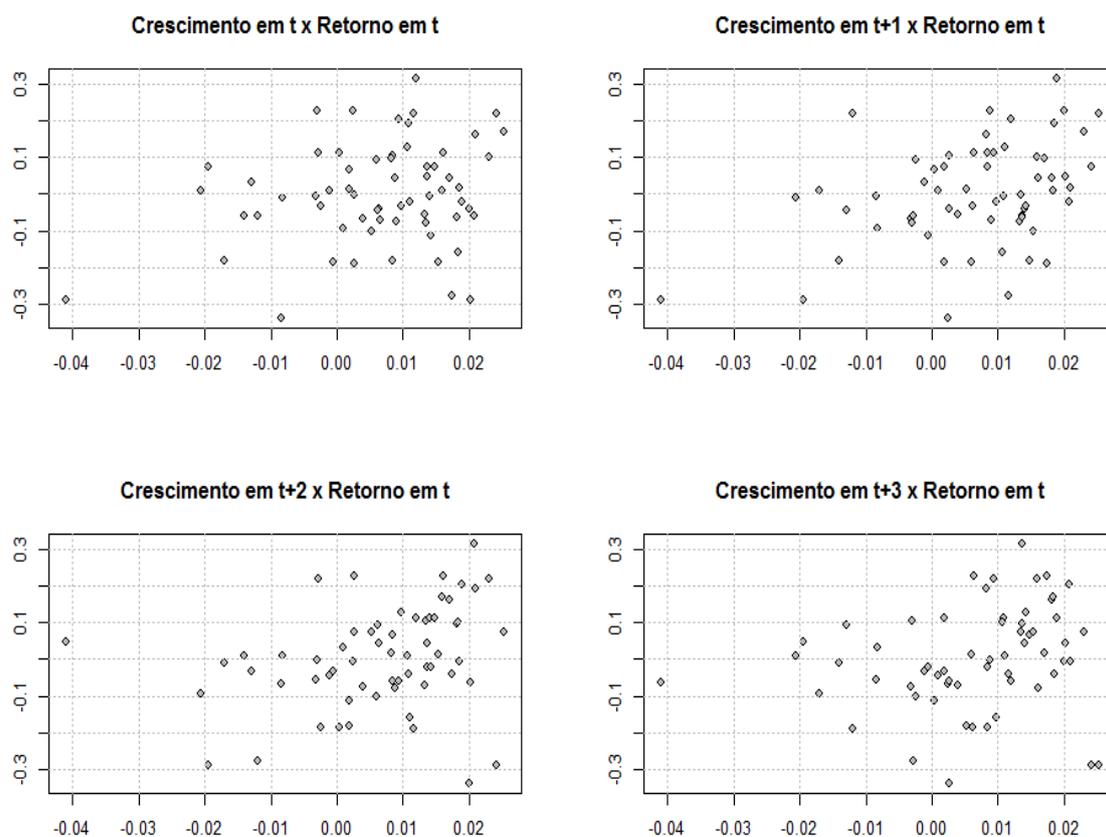
ser mais difícil de ser previsto do que em economias avançadas (Araújo e Vicente, 2014). Além disso, o mercado acionário brasileiro pode ser considerado pequeno e ainda pouco usado para as empresas se financiarem (sob várias óticas<sup>88</sup>), o que levaria seu desempenho a ser fortemente influenciado por dinâmicas setoriais/individuais.

Contudo, na seção anterior, o modelo 1 da Tabela 22 mostrou que uma relação de precedência temporal não é improvável. Pelo contrário, segundo essa regressão, um aumento de 1% no crescimento futuro (quatro trimestres a frente) está associado a um aumento de 5,8% no retorno real presente do Ibovespa. Na Figura 14, a suspeita de que existe algum poder de previsão também é observável. A relação entre o retorno real do Ibovespa (deflacionado pelo IPCA) e o crescimento (real) do PIB no mesmo trimestre e até 3 trimestres a frente aparenta ser positiva.

---

<sup>88</sup> Em um ranking com 74 países desenvolvidos e emergentes, o Brasil ocupa a posição 53ª em capitalização de mercado (32,2% do PIB); a posição 27ª em número de empresas listadas (359); do total de 64% da poupança financeira do país, somente 11,9% está aplicada em títulos de dívida corporativa. Esses e outros dados podem ser encontrados em <http://www.revistari.com.br/204/1115>.

Figura 14 - Relação crescimento real do PIB (eixo horizontal) e retorno real do Ibovespa (eixo vertical), de forma contemporânea e colocando leads no crescimento.



Fonte: Elaboração Própria.

Não é difícil imaginar uma fundamentação teórica para essa relação positiva. Quando as ações encarecem, a riqueza das famílias aumenta. Como o consumo depende, em alguma medida, da riqueza, o produto aumentaria por esse canal da despesa. Pode-se supor também que o efeito riqueza atua entre as firmas em algo similar à teoria do acelerador financeiro de Bernanke et al. (1996)<sup>89</sup>. Quando as ações sobem, as firmas passam a valer mais, o que aumenta a capacidade de tomar crédito e levantar mais

---

<sup>89</sup> Bernanke et al. (1996) afirmam que firmas maiores tem mais acesso ao crédito. Logo, o crédito seria pró-cíclico: quando as empresas crescem tendem a ter mais condições de tomar emprestado o que *acelera* o ciclo. Uma evidência disso seria a dificuldade que pequenas empresas têm de tomar emprestado, valendo-se mais de seu próprio fluxo de caixa para investir.

recursos com a venda de novas ações. Isso poderia incentivar o investimento e aumentar o produto.

É necessário reconhecer, porém, que essa explicação não tem muito apelo para o Brasil por vários motivos. Primeiro, a presença do investidor pessoa física no mercado acionário ainda é muita pequena (ver link na nota de rodapé 88). Segundo, em comparação com países desenvolvidos, a riqueza (em proporção do PIB) no Brasil é pequena e bastante concentrada (Barboza, 2015). Terceiro, uma proporção não desprezível dessa riqueza é formada por títulos públicos e, entre eles, as Letras Financeiras do Tesouro – títulos pós-fixados cujo valor só aumenta ao longo do tempo. Quarto, no período analisado dessa pesquisa (década 2000), o crédito como proporção do PIB cresceu bastante, porém, os estudos a respeito não citam como fator determinante a valorização das empresas no mercado acionário (Andrade, 2012).

Seria, então, o mercado capaz de antecipar (mas não causar) a atividade econômica? Nesse sentido, uma ideia com bastante aceitação é a de que o preço de um ativo é *forward looking*: igual ao valor presente de todos os recebimentos futuros. Como esses pagamentos não são conhecidos, usam-se estimativas (que, segundo a HME, incorporam toda a informação disponível). O mesmo raciocínio se aplica à taxa de desconto. Assim, dado que esses componentes dependem do nível de atividade futuro, pode-se esperar que os preços tenham a capacidade de antecipar movimentos do produto. Ressalta-se que não se pretende negar a possibilidade do mercado desviar-se dos “fundamentos econômicos” e executar movimentos especulativos. O propósito é apenas mostrar como, *em tese*, uma variação no preço das ações pode conter informações acerca do futuro da economia.

Na literatura internacional, em particular nos países desenvolvidos, a capacidade de antever o ciclo econômico pelo mercado financeiro – não apenas o acionário – é um

resultado já bem documentado, segundo Beber et al. (2011). Por exemplo, existem trabalhos que propõem indicadores para prever recessões e, entre as variáveis financeiras, estão o retorno acionário – para previsões curtas de até um ano – e a inclinação da estrutura a termo dos títulos públicos – para previsões acima de um ano (Liu e Moench, 2014).

Na literatura nacional, não há muitos trabalhos sobre o tema, porém, quase todos apontam que o mercado acionário tem poder de previsão. Duarte et al. (2004) buscam indicadores antecedentes do ciclo econômico e chegam a sete candidatos; entre eles, o índice Ibovespa. Nunes e Silva (2005) documentam que há uma relação de longo prazo entre retorno do Ibovespa e crescimento do PIB e que o índice acionário pode antecipar a atividade econômica em até três meses. Monteiro (2013) conclui que o índice Ibovespa antecipou seis das sete recessões que o país atravessou no período entre 1995 e 2012 (a única exceção é a crise no último trimestre de 1996 e primeiro de 1997). O grau de antecipação variou entre um (na crise de 2008) e quatro (na recessão de 2001) trimestres. Araújo e Vicente (2014) testam a capacidade de antecipação presente em indicadores construídos a partir da distribuição dos retornos (de todas as ações negociadas na bolsa). Por exemplo, um dos indicadores testados por Araújo e Vicente (2014), baseia-se no percentil de 5% da distribuição em um dado instante. Os resultados são mais promissores, mostrando poder de previsão acima do passeio aleatório e de uma média dos dados passados.

Assim, com base nos dados desta seção e nos resultados dos trabalhos citados, não parece equivocado concluir que há algum poder de previsão do PIB nos dados do Ibovespa.

#### 4.4.2 Parte Fiscal da HCR

Se os agentes antecipam movimentos do PIB, também são capazes de prever que isso terá impacto sobre as contas públicas. Sendo assim, a segunda parte da investigação consiste em verificar se *o resultado fiscal piora (melhora) quando a atividade econômica cai (sobe), refletindo uma sensibilidade das receitas ao ciclo econômico e uma rigidez dos gastos*. A esse respeito, vale lembrar que, entre os fatos estilizados da economia brasileira, estão justamente a *rigidez da despesa pública no curto prazo* e a *elasticidade da receita em relação ao ritmo de crescimento* da economia.

#### Despesa pública

O que torna a despesa pública no Brasil rígida? Antes da explicação, vale lembrar que, no presente contexto, rígido não é sinônimo de constante ou fixo. A despesa é considerada rígida por estar, em grande medida, fora do controle do *policy maker* a determinação do seu valor. Dessa forma, o orçamento público é considerado rígido no curto prazo<sup>90</sup> por apresentar um grande número de despesas de caráter obrigatório; ou seja, a realização do gasto é um mandamento constitucional ou legal (muitas vezes, a despesa é realizada com recursos arrecadados com um propósito específico – receita vinculada). E, mesmo entre as despesas discricionárias, existe certa rigidez em razão dos limites mínimos de gasto com saúde e educação<sup>91</sup>. Como agravante, pode-se incluir ainda

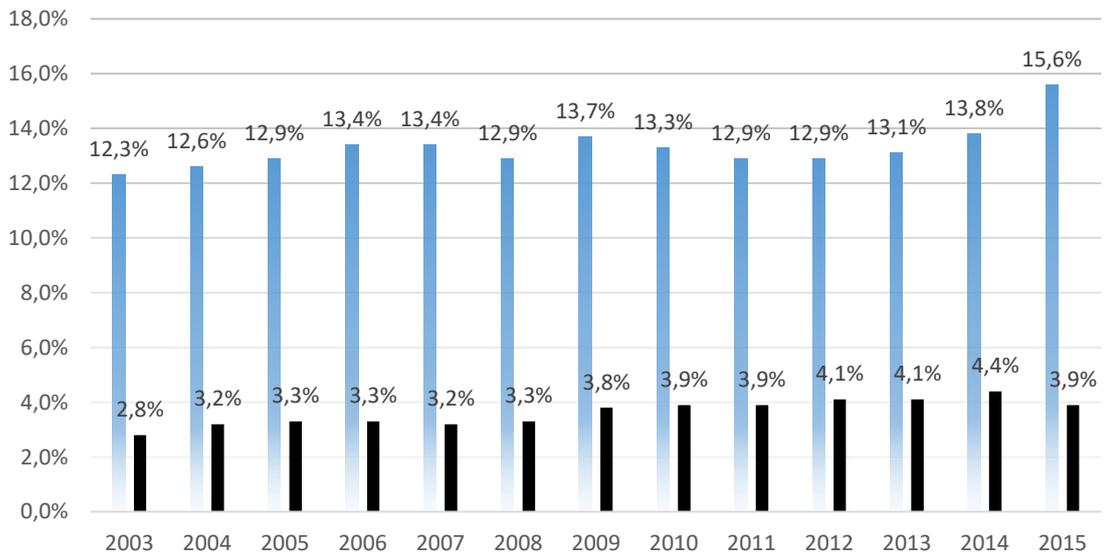
---

<sup>90</sup> Esse qualificador (“curto prazo”) é utilizado, pois é razoável supor que, em um prazo suficientemente longo, qualquer despesa possa ser alterada ou removida do orçamento.

<sup>91</sup> Atualmente, os gastos em saúde e educação estão vinculados à receita líquida do governo federal por força da Constituição. Na saúde, o percentual mínimo de 13,2% da receita líquida precisa ser obedecido. Os estados e o DF devem gastar o mínimo de 12% de sua receita, enquanto os municípios, pelo menos 15%. Com Educação, a Constituição prevê um gasto mínimo de 25% das receitas tributárias de Estados e Municípios - incluídos os recursos recebidos por transferências entre governos - e de 18% dos impostos federais – já descontadas as transferências para Estados e Municípios.

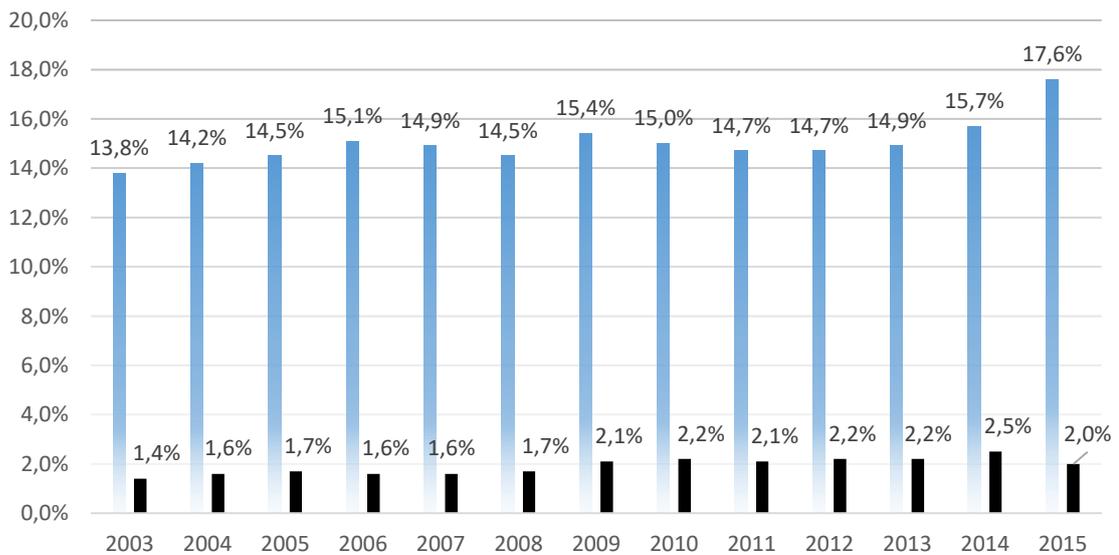
as despesas com alguns benefícios (ex: Bolsa Família) e a despesa com o pagamento de juros da dívida.

Figura 15 – Despesas Obrigatórias (barras azuis) x Despesas Discricionárias (barras pretas)



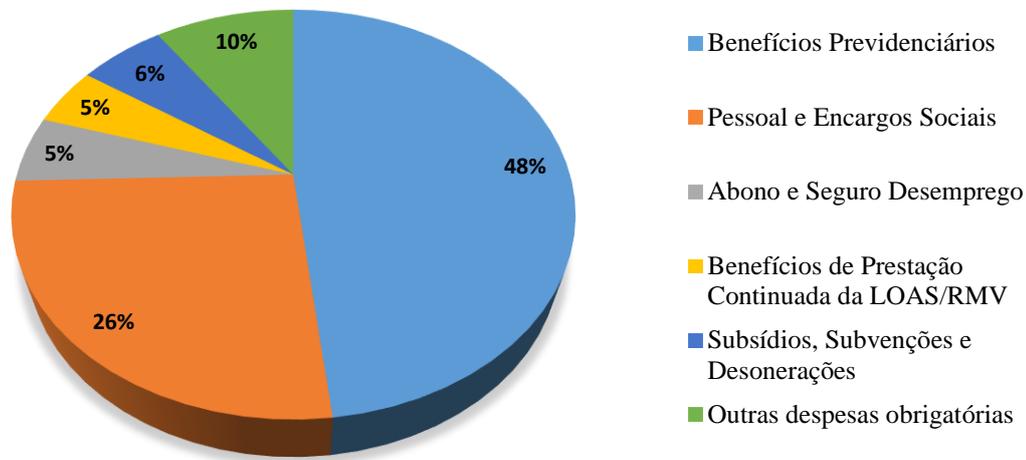
Fonte: Elaboração Própria a partir de informação retirada de SPE (2016).

Figura 16 – Despesas não Contingenciáveis (barras azuis) x Despesas Contingenciáveis (barras pretas)



Fonte: Elaboração Própria a partir de informação retirada de SPE (2016).

Figura 17 - Composição da Despesa Primária Obrigatória em 2015



Fonte: Elaboração Própria a partir de dados anexos à STN (2016).

As Figuras 15 e 16 trazem a evolução da despesa *primária* (não inclui juros da dívida e empréstimos) do governo federal entre 2003 e 2015, aproximadamente o mesmo período utilizado na análise deste trabalho. Na Figura 15, a despesa está classificada em obrigatória e discricionária, enquanto na Figura 16, a divisão é entre contingenciáveis e não contingenciáveis<sup>92</sup>. A unidade de medida é % do PIB. Na Figura 17, mostra-se que a parcela obrigatória é composta, na sua maioria, por benefícios previdenciários (aposentadorias, pensões e etc.), benefícios assistenciais (LOAS e Renda Mensal Vitalícia), benefícios do Fundo de Amparo ao Trabalhador (Abono Salarial e Seguro-Desemprego), benefícios fiscais (subsídios e subvenções) e gasto com pessoal. Além da obrigatória, a despesa não contingenciável contém os limites mínimos da saúde e da educação.

<sup>92</sup> As despesas não contingenciáveis são aquelas que o governo não tem o poder de retardar a sua execução (ou até mesmo cancelar, se necessário) por meio do decreto de contingenciamento, o principal instrumento de programação financeira e orçamentária da administração pública.

Pode-se apontar, então, como responsáveis pela rigidez do orçamento dois grandes grupos de despesa: os gastos sociais e os gastos com funcionalismo público (ativos e inativos). Com relação ao primeiro grupo, a rigidez é proveniente do fato de que um benefício concedido em Lei não pode ser negado pelo Estado. Se o indivíduo/empresa cumpre os requisitos de elegibilidade, passa a ter o direito ao benefício e o Estado, o dever de atender. A única forma, então, de controle desse tipo de despesa é por meio de mudanças nas regras de concessão e/ou do valor do benefício<sup>93</sup>. No caso da saúde e da educação, a questão se diferencia um pouco, visto que essas duas áreas apresentam percentuais mínimos de gasto e têm de ser oferecidas a toda a população. Já a rigidez dos gastos com pessoal é resultado do regime de trabalho sob o qual os funcionários públicos estão sujeitos, que prevê a irredutibilidade dos vencimentos e a demissão somente em casos excepcionais<sup>94</sup>.

Um ponto importante – e que já foi feito no início desta seção – diz respeito ao cuidado para não se confundir *rígido* com *fixo*. As despesas citadas estão longe de ser fixas no tempo. Pelo contrário, os gastos sociais apresentam trajetória ascendente, em grande parte, por conta da regra de reajuste do salário mínimo, que serve de piso para todos os benefícios. Essa regra estabelece que o mínimo será reajustado pela inflação do ano anterior (INPC) mais o crescimento (real) do PIB do ano retrasado. Na Figura 18, pode-se observar o crescimento anual do gasto com pessoal (ativos e inativos) e de parcela do gasto social<sup>95</sup>, bem como do produto nominal da economia nos últimos 15 anos. Em

---

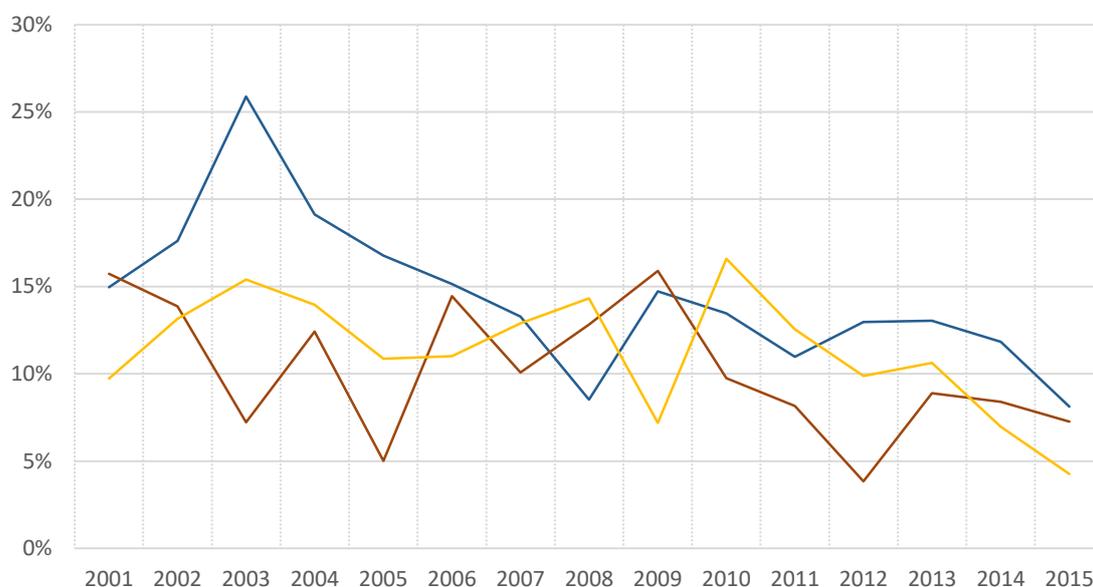
<sup>93</sup> É claro que, em última instância, pode-se extinguir o benefício. Porém, essa é uma hipótese bastante improvável. Por exemplo, alguns benefícios estão previstos na Constituição.

<sup>94</sup> Refere-se neste ponto aos servidores públicos efetivos (cujo ingresso se deu por meio de concurso público).

<sup>95</sup> Inclui “apenas” o gasto com os benefícios da previdência social, assistência social e área trabalhista (Abono Salarial e Seguro-Desemprego). Em STN (2016), de onde os dados da análise foram retirados, não há uma discriminação do gasto com os programas das áreas de educação, saúde, saneamento e cultura, por exemplo, que, certamente, integrariam uma definição de gasto social mais precisa. Dessa forma, decidiu-se por uma *proxy* conservadora formada pelos citados componentes.

apenas 6 oportunidades, o gasto com pessoal cresceu mais que o PIB; já o gasto social cresceu acima do produto em 13 dos 15 anos.

Figura 18 - Crescimento de parcela do gasto social (linha azul), do gasto com pessoal (linha vermelha) e do PIB nominal (linha amarela).



Fonte: Elaboração Própria a partir de dados anexos à STN (2016).

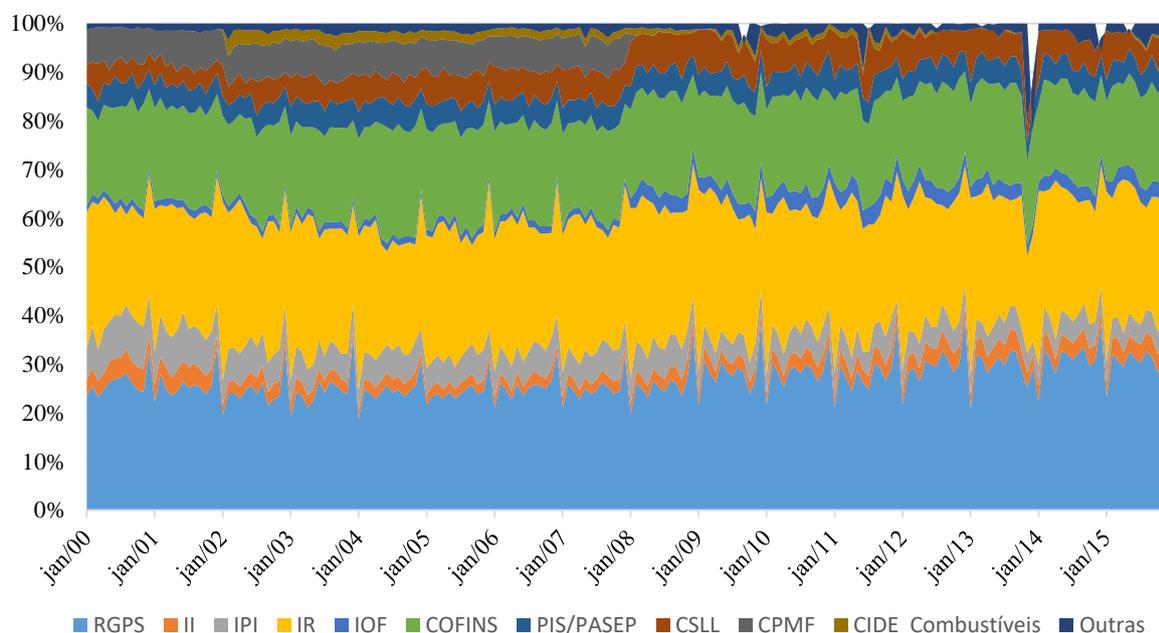
À primeira vista, a falta de controle sobre a despesa pode ser vista como algo negativo, uma vez que reduz a capacidade do formulador de políticas de manejar o orçamento (ou seja, fazer política fiscal). Contudo, isso não foi resultado de um processo ilegítimo. Pelo contrário, segundo Dantas (2009), “com o fim do regime militar em meados dos anos 1980 e a promulgação da Constituição de 1988, seguida por diversas legislações posteriores, o movimento de inclusões de demandas, até então reprimidas, foi expressivo. Cada grupo participante do conflito distributivo registrou, por meio de seus representantes legais eleitos, suas conquistas na legislação brasileira, promovendo uma *rigidez orçamentária* com o intuito de manter ao longo do tempo esses recursos, independentemente da existência ou não de possíveis choques econômicos ou de fontes de

receitas para financiar tais gastos”. Para uma exposição dos argumentos a favor e contra a rigidez orçamentária, ver Câmara (2008).

## Receita Pública

No tocante ao outro lado do orçamento – a receita pública, dados do documento Resultado do Tesouro Nacional (STN, 2016) indicam que ao longo do período entre 2000 e 2015 a receita tributária (administrada pela Receita Federal do Brasil) representou, em média, 88% da receita primária total (outros tipos de receita são, por exemplo, concessões e dividendos). Assim, na análise da sensibilidade ao ciclo econômico, vale a pena dar ênfase à receita tributária. Na Figura 19, pode-se visualizar a participação dos principais tributos federais no total da arrecadação no período 2000 a 2015.

Figura 19 - Evolução das Receitas dos Tributos Federais



Fonte: Elaboração Própria a partir de dados anexos à STN (2016).

Percebe-se que *os tributos com maior participação na arrecadação federal apresentam base de cálculo associada ao ritmo da atividade econômica*. São eles: a Contribuição Previdenciária ao RGPS (soma da parcela do empregado e do patrão), o Imposto de Renda (IR) e a Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (COFINS). Juntos, esses três tributos respondem por 72%, em média, da receita tributária durante o período analisado (2000 a 2015).

A associação desses tributos com o produto da economia pode ser entendida da seguinte forma. O IR tem como base de cálculo a renda das famílias e das firmas. Da contabilidade nacional, sabe-se que a soma da remuneração dos fatores de produção tem de ser igual ao produto. Logo, é razoável que a arrecadação do IR seja diretamente afetada pela atividade econômica. Vale ressaltar que é possível que a receita do IR apresente um certo “atraso” em relação ao produto. Isso pode acontecer em virtude de uma parcela expressiva da renda tributável ser formada por salários. Como o mercado de trabalho no Brasil apresenta alguma rigidez (Barbosa, 2016), a massa salarial também se torna rígida, o que acaba refletindo na arrecadação.

Por sua vez, os dois tipos de Contribuição Previdenciária incidem sobre a folha salarial da firma<sup>96</sup>. Como afirmado no parágrafo anterior, a massa salarial tende a seguir o mesmo rumo da atividade econômica, porém, os custos impostos pela legislação trabalhista acabam se traduzindo em uma resposta mais lenta dos salários. Com relação à COFINS, a sua base de cálculo é o faturamento das firmas. Também é provável que a receita bruta esteja positivamente relacionada à atividade, podendo até apresentar algum atraso, uma vez que as vendas dependem da renda e esta é composta pelos salários.

---

<sup>96</sup> Vale destacar que, em agosto de 2011, a Medida Provisória nº 540 (convertida na Lei nº 12.546/11) criou a Contribuição Previdenciária sobre a Receita Bruta (CPRB) que substituiu a contribuição do empregador para alguns setores de atividade econômica. Assim, nesse caso específico, as considerações feitas para a COFINS também valem para a CPRB.

Uma forma de avaliar essas afirmações é empregando algumas estatísticas básicas de associação linear, presentes na Tabela 23, e consultando a literatura sobre o tema.

Tabela 23 - Estatísticas de Associação Linear com o PIB

Correlação Linear					
	IR	FAT	COF	SAL	CP
$PIB_t$	0,82	0,89	0,94	0,94	0,96
$PIB_{t-1}$	0,84	0,84	0,92	0,94	0,94
Elasticidade					
	IR	FAT	COF	SAL	CP
$PIB_t$	1,06	0,52	0,98	0,62	1,45
$PIB_{t-1}$	1,09	0,48	0,95	0,61	1,41

Legenda: IR = receita do Imposto de Renda; FAT = Faturamento; COF = COFINS; SAL = Salários; CP = Contribuição Previdenciária.

Valores reais (preços de dezembro de 2015. Deflator: IGP). Exceções: Faturamento (Deflator: Índice de Preços por Atacado – Oferta Global) e Massa Salarial (Deflator: Índice Nacional de Preços ao Consumidor).

Elasticidade calculada como o coeficiente de inclinação da regressão do logaritmo natural do tributo ou base de cálculo em relação ao PIB\_t ou PIB\_t-1.

Fonte: Elaboração Própria

Como proxy das bases de cálculo da COFINS e da CP (faturamento e massa salarial, respectivamente), empregou-se dois índices produzidos pela Confederação Nacional da Indústria (maiores informações no Apêndice A). Esses índices referem-se ao setor industrial apenas. Portanto, a hipótese é de que o faturamento da indústria possa representar o comportamento desse agregado em toda a economia.

Observando o coeficiente de correlação linear, os resultados apontam que pode haver uma associação forte e positiva entre o PIB e as receitas tributárias do IR, da COFINS e da Contribuição Previdenciária. Entretanto, a proximidade dos valores não permite concluir se a relação com o PIB é mais forte contemporaneamente ou com uma defasagem. Como esperado, as proxys das bases de cálculo (faturamento e massa salarial) se mostraram bastante correlacionadas com o PIB. Os três tributos também podem ser

classificados como relativamente elásticos, sendo a CP o mais elástico (1,4) e a COFINS, o menos elástico (0,98). Contudo, contrário à expectativa, as elasticidades das bases de cálculo apresentaram valores baixos – em torno de 0,5 –, mesmo tomando o produto defasado um trimestre<sup>97</sup>.

Para enriquecer a discussão, pode-se consultar outros trabalhos que já se dedicaram ao tema. Utilizando análise de cointegração, Ribeiro (2016) estima que, antes da crise de 2008, a elasticidade da arrecadação total era maior que a unidade: em torno de 1,50. Contudo, essa elasticidade cai e fica em torno de 0,9 após o referido evento<sup>98</sup>, valor que ele qualifica como “uma volta ao passado”. O autor atribui essa queda ao arrefecimento do mercado de trabalho e às mudanças tributárias do período (desonerações, redução de alíquotas, aumento das renegociações e etc.). Já Barbosa (2016) não vê uma “quebra estrutural” na elasticidade. Para ele, mais do que o crescimento do produto, a dinâmica da arrecadação está mais ligada ao que acontece com a massa salarial e com as vendas do varejo. Como o modelo de crescimento dos anos 2000 era baseado nessas variáveis e se esgotou no início da década atual, observou-se uma queda acentuada da arrecadação desde então.

Por seu turno, Orair (2015) estima em 0,84 a elasticidade das receitas tributárias com relação ao PIB no período entre 2005 e 2014 (o intervalo de confiança contém valores até pouco acima da unidade)<sup>99</sup>. Já Mendonça et al. (2011), usando dados entre 1995 e 2008, chegam a um valor mais alto e próximo de 1, empregando duas medidas de PIB real. Além disso, ao contrário de Orair (2015), concluem que o comportamento da

---

<sup>97</sup> As estatísticas da Tabela 23 também foram calculadas empregando dados mensais e os resultados foram bastante parecidos.

<sup>98</sup> Ribeiro (2016), na verdade, queria utilizar como ponto de análise de uma eventual mudança na elasticidade o início da administração da presidente Dilma Rousseff por considerar um momento de mudança de orientação na política fiscal. Porém, a divisão da amostra a partir desse momento deixaria a subamostra mais recente muito pequena para fazer inferência.

<sup>99</sup> No mesmo estudo, Orair mostra que a elasticidade autônoma das receitas tributárias (que não depende do produto) é maior do que a elasticidade PIB, valendo em torno de 1,2.

atividade econômica foi o principal determinante da dinâmica da carga tributária bruta no período estudado.

## Resultado Fiscal

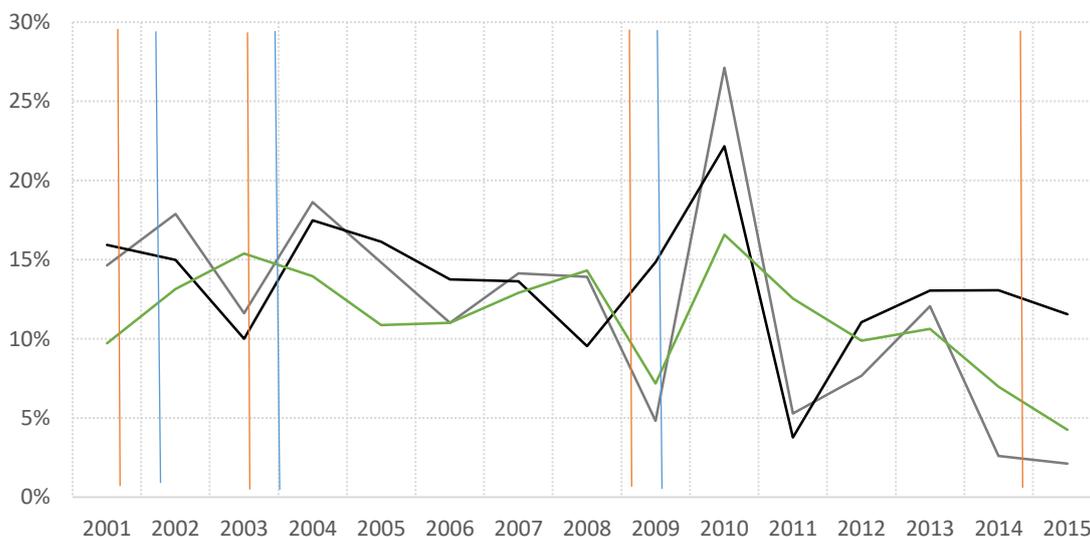
A discussão até o momento mostrou que há motivos para acreditar que a despesa pública seja rígida e a arrecadação tributária seja elástica. O argumento de Geske e Roll (1983) é de que isso produziria uma tendência à piora (melhora) do resultado fiscal em época de recessão ou estagnação (crescimento)<sup>100</sup>. Para avaliar se há fundamento para a economia brasileira nesse raciocínio, vale analisar a Figura 20. Nela, encontram-se o crescimento da despesa primária, da receita primária líquida<sup>101</sup> e o do PIB nominal nos últimos 15 anos. A linha vertical vermelha marca o início de uma recessão e a linha vertical azul marca o fim desse período de acordo com o Comitê de Datação de Ciclos Econômicos da FGV (CODACE, 2015).

---

<sup>100</sup> Embora, certamente, o componente cíclico do orçamento tenha esse comportamento, o objetivo é analisar o resultado fiscal por inteiro: componente cíclico mais componente estrutural. Não se pretende fazer uma caracterização da ação de política fiscal, ou seja, determinar se houve uma orientação expansionista ou contracionista, apesar de essa informação ajudar na descrição do ocorrido. Para uma análise da forma como a política fiscal foi conduzida no período 2000 a 2015, ver, por exemplo, Gobetti (2015).

<sup>101</sup> Corresponde ao valor total da receita primária arrecadada pela administração federal disponível para o custeio da máquina administrativa, alocação em atividades de governo e execução de política pública. É a receita bruta do Governo Central, deduzidas as restituições, os incentivos fiscais e as transferências constitucionais aos Estados, DF e Municípios.

Figura 20 - Taxa de Crescimento da Despesa Primária (linha preta), Receita Primária Líquida (linha cinza) e PIB nominal (linha verde). Períodos recessivos: 2T2001 a 4T2001, 1T2003 a 2T2003, 4T2008 a 1T2009 e a partir do 2T2014.



Fonte: Elaboração Própria a partir de dados anexos à STN (2016).

Do início da década passada até a crise de 2008, pode-se concluir que os três agregados têm ritmos de crescimento parecidos, com a receita crescendo abaixo da despesa em apenas três anos (2000, 2005 e 2006). Segundo Mendonça e Pinton (2012), na primeira metade da década, houve um esforço em ajustar as contas públicas resultante dos graves desequilíbrios do final dos anos 90. Entretanto, como Giambiagi (2008) afirma “... (no período 1991 a 2008) o Estado brasileiro apresentou três transformações importantes: em primeiro lugar, passou por reformas relevantes; em segundo lugar, sofreu *um ajuste fiscal significativo, ainda que baseado no aumento da receita*, e, em terceiro lugar, receitas e despesas do governo aumentaram consideravelmente a sua importância relativa”.

Dessa forma, o resultado fiscal entre 2000-2008 foi determinado pelo bom desempenho do lado da receita, que superou a expansão dos gastos. E esse bom desempenho da receita muito se deve ao crescimento do PIB e da renda experimentado em grande parte do período, como se pode ver na Figura 20.

A partir de 2009, o quadro muda. Enquanto o crescimento do PIB e da receita diminuiu em relação ao ano anterior por conta da crise internacional, o gasto cresceu (tanto pela rigidez quanto pela ação anticíclica). Em seguida, no ano de 2010, a recuperação econômica levou a um aumento da receita muito maior que o do PIB e da despesa. A partir do ano de 2012, nota-se um claro arrefecimento do PIB e da arrecadação, enquanto o gasto tende a se manter com aproximadamente o mesmo nível de crescimento.

É importante destacar que, no período pós-crise financeira, foram feitas várias desonerações de tributos, especialmente, a partir de 2011, quando se realizou a política de desoneração da folha salarial. Na página da Receita Federal na internet<sup>102</sup>, pode-se encontrar as estimativas de perda de arrecadação com as desonerações, inclusive valores projetados. Somente no ano de 2015, estima-se uma perda de aproximadamente R\$ 106 bilhões. Segundo Gobetti (2015), observou-se uma compensação parcial dessas renúncias por meio de receitas extraordinárias (dividendos e concessões, por exemplo) e previdenciárias (como dependem do mercado de trabalho, acabam sendo mais resilientes).

Dessa forma, no segundo período analisado, pode-se concluir que o resultado fiscal tenha sido apenas parcialmente influenciado pelo ritmo da atividade econômica. Apesar do menor crescimento econômico, as renúncias também contribuíram para um desempenho mais fraco da arrecadação federal. Graças à rigidez, a despesa continuou crescendo em meio ao ciclo de desaceleração e queda do produto (o forte aumento de 2010 se deve, em parte, a uma despesa extraordinária: processo de capitalização da Petrobras no valor de R\$ 43 bilhões).

Assim, a conclusão geral é a seguinte. Seja pela influência do ciclo econômico sobre as receitas e despesas ou pelo fato de que a política fiscal é, em alguma medida,

---

<sup>102</sup><http://idg.receita.fazenda.gov.br/dados/receitadata/renuncia-fiscal/desoneracoes-instituidas/desoneracoes-instituidas-capa>.

anticíclica, avaliando o período entre 2000 a 2015, nota-se que a tese da melhora (piora) do resultado fiscal em períodos de crescimento (decréscimo/desaceleração) apresenta alguma sustentação.

## Inflação e Déficit

A última parte da HCR consiste no *link* entre resultado fiscal e (expectativa de) inflação. No trabalho de Geske e Roll (1983), é mostrado que parte do aumento da dívida pública (causado pelos déficits) vai para o Banco Central e que esse aumento no ativo da autoridade monetária é financiado por emissão de moeda. Ou seja, ocorre a monetização dos déficits/dívida. Evidentemente, isso acaba se transformando em expectativas de inflação e taxa de juros mais altas<sup>103</sup>.

No Brasil, esse canal de transmissão está fechado desde a Constituição Federal de 1988 que proibiu o Banco Central de fazer empréstimos ao Tesouro Nacional ou a qualquer entidade que não seja instituição financeira. Isso, porém, não impede que os agentes econômicos modifiquem suas expectativas de inflação e juros em atenção ao que o setor público apresenta em termos de resultado. Certamente, credibilidade é um fator muito importante na formação das expectativas de mercado.

Um dos motivos para a credibilidade do governo brasileiro ser questionada foi explorado por Mendes (2016). Trata-se da transferência dos lucros (e cobertura dos prejuízos) do Banco Central, BC, para o (pelo) Tesouro Nacional, TN. No Brasil, o BC é obrigado a “acertar” as suas contas com o TN periodicamente. Caso tenha lucro, o BC

---

<sup>103</sup> Geske e Roll (1983) argumentam que, mesmo que os déficits não sejam monetizados, o aumento da dívida pública tende a elevar a taxa de juros real e, assim, a taxa de juros nominal. Pra ser mais exato, o mix entre inflação esperada e taxa de juros real dentro da taxa nominal é pouco relevante para a consistência da teoria.

transfere para o TN; caso tenha prejuízo, o TN emite títulos e entrega para o BC cobrir o déficit.

O problema é que, em muitas vezes, o lucro é meramente contábil: resultado da valorização dos ativos, como as reservas internacionais, sem ocorrência de entrada ou saída de caixa. Isso é explicado pela utilização do regime de competência pela autoridade monetária<sup>104</sup>. Como o BC tem de transferir seu lucro semestralmente, pode acontecer, como Mendes (2016) afirma, um “financiamento implícito” do TN: este receberia recursos do BC que não teriam uma contrapartida, ou seja, ninguém na sociedade está deficitário para que o setor público esteja superavitário. O lucro seria proveniente de emissão monetária, portanto, e possibilitaria o pagamento de despesas primárias apesar da proibição legal<sup>105</sup>.

Mendes (2016) relata que essa forma de expansão da restrição orçamentária do governo se agravou com o aumento da participação das reservas internacionais no balanço do BC – ativos atrelados à moeda estrangeira e, assim, voláteis. Ademais, mostra-se também que o pagamento das “pedaladas fiscais” e outras despesas ao fim de 2015 (no total, R\$ 42,9 bilhões) só foi possível pela utilização indevida do resultado do BC.

Outro motivo de descrédito da política fiscal se trata da descoordenação entre esta e a política monetária. Se as políticas agem de forma descoordenada, haverá a *dominância* de uma delas sobre a outra (Sargent e Wallace, 1981). No caso do Brasil, é comum a observação de (possíveis casos de) *dominância fiscal*, ou seja, a política fiscal é tão expansionista que domina a política monetária, retirando a eficácia desta em razão das

---

<sup>104</sup> Os fatos contábeis são registrados no momento em que ocorrem, independente de entrada ou saída do caixa.

<sup>105</sup> Apesar da legislação determinar que a receita proveniente dos resultados do BC só pode ser usada para pagar os juros e o principal da dívida pública, isso não impede um governo sem muito compromisso com equilíbrio fiscal de utilizar esses recursos com despesas primárias. Isso poderia acontecer pela “substituição de fontes” do dinheiro que entra na conta do governo. Digamos que havia uma parte da receita já reservada para pagar juros da dívida. Ao receber o resultado do BC, o governo alocaria essa nova receita para a despesa com juros (seu fim legal) e a receita antiga passaria a ser usada para pagar despesas primárias.

expectativas de um financiamento monetário do déficit fiscal. Com isso, ao invés de diminuir, um aumento de juros pode aumentar a inflação (por elevar a despesa financeira do governo). Como não são raros os episódios de “descontrole fiscal” na história econômica do país, há vários trabalhos que documentam esse problema de descoordenação entre as políticas.

Nesse sentido, Tanner e Ramos (2002) concluem que ao longo da década de 90 a economia esteve sob dominância fiscal, à exceção de um breve período após o início do plano real até a crise da Ásia (95-97). Blanchard (2004) e Favero e Giavazzi (2004) analisam o período entre 2002 e 2003 e também concluem pela presença de dominância. Nesses dois últimos, destaca-se a importância do perfil da dívida – atrelada ao câmbio e denominada em moeda estrangeira – e o ambiente internacional de aversão ao risco para o aprofundamento da dominância. Outros trabalhos que chegam à mesma conclusão são, por exemplo, Carneiro e Wu (2005) e Souza e Dias (2016)<sup>106,107</sup>.

A controversa relação entre o BC e o TN e a dominância fiscal não são as únicas razões para a política fiscal provocar desequilíbrios monetários, gerando inflação e taxas de juros mais altas. Pressões inflacionárias e de juros podem surgir pelo tradicional canal da demanda (gasto) se a política monetária não agir de forma tempestiva. Ademais, se o lado fiscal não for conduzido com a salutar preocupação de solvência no médio e longo prazo, a percepção de risco sobre a dívida pública pode aumentar (e isso não necessariamente levará a uma situação de dominância, embora possa diminuir a eficácia da política monetária). A consequência será uma desvalorização da taxa de câmbio, o que

---

<sup>106</sup> Souza e Dias (2016) analisam o período entre dezembro de 2001 e junho de 2015, praticamente, o mesmo intervalo da análise deste trabalho.

<sup>107</sup> É importante dizer que há trabalhos na literatura nacional que reportam evidências de dominância monetária durante o período em análise (ver, por exemplo, Fialho e Portugal, 2005, e Gadelha e Divino, 2008). Contudo, o argumento a ser defendido aqui é de que não é nenhum absurdo afirmar que a economia brasileira já tenha passado por episódios de dominância fiscal, havendo trabalhos sérios que documentam evidências nesse sentido. Isso basta para que a confiança do mercado nas instituições fiscais não seja a mesma.

pode aumentar as expectativas de inflação se o BC não estiver vigilante. Em alguma medida, essas possibilidades teóricas podem ser identificadas ao longo da histórica econômica recente do Brasil.

A respeito disso, alguns estudos podem ser citados. Moreira e Rocha (2011) chegam ao resultado de que um aumento de 1% no superávit primário reduz entre 50 e 100 pontos base a taxa de juros básica, em um painel de 18 economias emergentes (entre elas, o Brasil). Com a ajuda de um modelo DSGE, Tourinho et al. (2013) evidenciam que uma política fiscal sustentável (preocupada em manter um nível de dívida/PIB) abre espaço para menores taxas de juros e é capaz de trazer a inflação para uma trajetória de declínio. Montes e Machado (2014) concluem que, ao longo do período de novembro de 2002 a dezembro de 2011, “o comprometimento das autoridades fiscal e monetária com seus objetivos desempenhou importante papel para a redução da taxa básica de juros no Brasil”.

Dessa forma, conclui-se que todas as “peças” da HCR podem ser observadas, em alguma medida, na economia brasileira, tal qual Geske e Roll (1983) mostraram para a economia americana. Face à dificuldade em verificar as demais hipóteses, isso sugere uma maior chance da HCR ser a explicação para o modelo FED no Brasil. Contudo, é preciso reconhecer que apenas mostrar a razoabilidade dos *links* entre o mercado acionário, a atividade real, o setor público e a taxa de juros não é suficiente. Apesar das correlações terem se mostrado significativas e existirem outros trabalhos documentando-as, a forma mais indicada de teste da HCR seria por meio da construção de um modelo estrutural, que incorporasse o setor financeiro e apresentasse alguma microfundamentação para cada um dos pontos centrais da hipótese. Essa tarefa fica como sugestão para trabalhos futuros (nessa linha, pode-se citar o trabalho de Wei, 2010).

## 4.5 Considerações Finais

Neste capítulo, buscou-se investigar as hipóteses mais discutidas na literatura para o problema em estudo, quais sejam, a Hipótese de Ilusão Inflacionária, a Hipótese Tributária, a Hipótese Proxy e a Hipótese de Causalidade Reversa. Dessas, a primeira é baseada em erros de avaliação dos agentes e, assim, tem implicações para o funcionamento do mercado (se é eficiente ou não).

Como de praxe, a discussão feita é apenas uma tentativa de jogar luzes sobre o problema e não tem a pretensão de oferecer um veredito absoluto e definitivo.

Nesse sentido, observou-se que a HII não deve ser a explicação mais apropriada para o movimento entre os *yields*. Isso diminui, portanto, a possibilidade de se estar diante de um fenômeno causado por vieses comportamentais.

Apesar da legislação tributária prever o registro da despesa com depreciação pelo valor histórico, a perda de lucro com essa dedução, provavelmente, não é maior que o ganho proporcionado com a despesa financeira, o que torna a HT uma hipótese pouco provável.

A discussão sobre a HP mostrou-se inconclusiva, com alguns exercícios oferecendo evidências favoráveis, enquanto outros apresentaram evidências contrárias.

Por fim, o estudo da HCR revelou que há alguma chance dessa hipótese ser válida considerando a razoabilidade dos seus nexos causais, porém, testes avançados são necessários para se fazer qualquer julgamento.

## 5 CONCLUSÃO DA TESE

Este trabalho apresentou dois objetivos principais, o segundo decorrente do primeiro. A motivação fundamental foi estudar a validade no mercado brasileiro de um modelo de precificação já bastante estudado na literatura estrangeira, especialmente, nos EUA. Trata-se do modelo FED, uma relação (para alguns, até mesmo de igualdade) entre o retorno da bolsa (representado pelo *yield* de lucros ou dividendos) e do título público de longo prazo (na literatura americana, costuma-se usar o título com 10 anos de maturidade).

Dessa forma, o primeiro objetivo compreendeu uma análise de séries temporais, visando verificar se há uma relação estável entre os *yields*. Empregando dados de um período de quase 15 anos (fim de 2000 a fim de 2015), mostrou-se que há evidências de que o índice lucro preço está relacionado com o retorno do título nos termos propostos pelo modelo FED (relação positiva e “um para um”). O mesmo, entretanto, não pode ser dito a respeito do índice dividendo preço. Nesse ponto, pode-se imaginar que o dividendo é uma variável dependente da política de investimento e distribuição de resultados da empresa, podendo, então, ser impactado por decisões não ligadas apenas ao nível de lucratividade da empresa.

Além disso, constatou-se também que há poder de previsão (um passo à frente) do retorno do Ibovespa contido na relação entre o EP e o Y. Como há trabalhos que questionam se o modelo FED não seria apenas um “ruído” do índice EP, mostrou-se que o retorno o título não parece ser “descartável” nas regressões de previsão. Mostrou-se também que uma estratégia de investimento baseada no modelo FED ao longo dos últimos 15 anos (2001 – 2015) apresentaria desempenho superior a uma estratégia passiva de

investimento no Ibovespa, porém, perderia de uma estratégia passiva de investimento no título público usado.

Na sequência, é lógico que o próximo questionamento deve ser o que tem levado uma variável real (o índice lucro preço) a apresentar uma relação estável com uma variável nominal. Aparentemente, essa evidência contradiz um resultado bem estabelecido da macroeconomia moderna, qual seja, que a moeda é neutra no longo prazo. Para explicar esse aparente paradoxo, a literatura oferece algumas hipóteses; uma delas, inclusive, baseada na irracionalidade dos agentes.

As principais hipóteses já levantadas são: a hipótese da ilusão inflacionária (HII), a hipótese tributária (HT), a hipótese *proxy* (HP) e a hipótese da causalidade reversa (HCR). O segundo objetivo desta Tese foi então avaliar cada uma dessas hipóteses para o caso brasileiro. Vale ressaltar que, se houver indícios favoráveis à hipótese da ilusão inflacionária, isso pode ser interpretado como uma evidência de que o mercado não seja eficiente.

Por meio de exercício econométrico utilizando o modelo de valor presente de Campbell e Shiller (1988a,b), constatou-se que a HII não deve ser a explicação mais apropriada para o movimento entre os *yields*. Isso diminui, portanto, a possibilidade de se estar diante de um fenômeno causado por vieses comportamentais. Apesar da legislação tributária prever o registro da despesa com depreciação pelo valor histórico, a perda de lucro com essa dedução, provavelmente, não é maior que o ganho proporcionado com a despesa financeira, o que torna a HT uma hipótese pouco provável. A discussão sobre a HP mostrou-se inconclusiva, com alguns exercícios oferecendo evidências favoráveis, enquanto outros apresentaram evidências contrárias.

Por fim, todas as “peças” da HCR podem ser observadas, em alguma medida, na economia brasileira, tal qual Geske e Roll (1983) mostraram para a economia americana.

Com a dificuldade em verificar as demais hipóteses, isso sugere uma maior chance da HCR ser a explicação para o modelo FED no Brasil. Contudo, é preciso reconhecer que, apesar das correlações significativas e da existência de outros trabalhos documentando-as, a forma mais indicada de teste da HCR seria a construção de um modelo macro com a presença de um setor financeiro e a devida microfundamentação de cada um dos pontos centrais da hipótese. Essa tarefa fica como sugestão para trabalhos futuros.

## REFERÊNCIAS

- ACADEMIA REAL DE CIÊNCIAS DA SUÉCIA. *Understanding Asset Prices*. Scientific Background on the Sveriges Riksbank Prize in Economic Sciences in Memory of Alfred Nobel, 2013.
- AMMER, J. Inflation, Inflation Risk, and Stock Returns. Federal Reserve Board, International Finance Discussion Papers No. 464, 1994.
- ANCHITE, C. F.; ISSLER, J. V. Racionalidade e Previsibilidade no Mercado Brasileiro de Ações: Uma Aplicação de Modelos de Valor Presente. *Ensaio Econômico da EPGE*, 2001.
- ANDRADE, A. P. S. Avaliação da Recente Expansão do Crédito no Brasil: Boom ou Crescimento Sustentável? Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo – São Paulo, 2012.
- ANNUZIATA, M. *The Economics of the Financial Crisis: Lessons and New Threats*. Palgrave Mcmillan, 2011.
- ARAÚJO, G. S.; VICENTE, J. V. M. Indicadores Antecedentes Extraídos de Preços de Ativos em Corte Transversal. *Trabalhos para discussão do Banco Central do Brasil* Nº 361, 2014.
- ASNESS, C. Fight the Fed Model. *Journal of Portfolio Management*, 2003.
- BARBOSA, L. M. A dinâmica insustentável das contas públicas brasileiras: não é só o gasto. *Dissertação (Mestrado)* – Insper – Mestrado Profissional em Economia, 2016.
- BARBOZA, R. M. Taxa de juros e mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil. *Revista de Economia Política*, 2015.
- BCB – Banco Central do Brasil. Aviso 1/2016 – BCB. Carta Aberta de que trata o parágrafo único do art. 4º do Decreto nº 3.088, de 21 de junho de 1999. Brasília, 2016.
- BEBER A.; BRANDT, M.W.; KAVAJECZ, K. What Does Equity Sector Orderflow Tell us about the Economy? *Review of Financial Studies*, 2011.
- BEKAERT, G.; ENGSTROM, E. Inflation and the Stock Market: Understanding the Fed Model. *Journal of Monetary Economics*, 2010.
- BEKAERT, G.; WANG, X. Inflation Risk. *Economic Policy*, 2010.
- BERNANKE, B.; GERTLER, M.; GILCHRIST, S. The financial accelerator and the flight to quality. *Review of Economics and Statistics*, 1996.
- BLANCHARD, O. Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons From Brazil. *NBER Working Paper* 10389, 2004.
- BRANDT, M. W.; WANG, K. Q. Time-varying Risk Aversion and Expected Inflation. *Journal of Monetary Economics*, 2003.

BRUNNERMEIER, M.; JULLIARD, C. Money Illusion and Housing Frenzies. *Review of Financial Studies*, 2007.

BURKE, S. P.; HUNTER, J. *Non-Stationary Economic Time Series*. Palgrave MacMillan, 2005.

CALDAS, B. B. Teste de Validação da Hipótese de Fisher: Uma Análise por VECM para 40 países. *Dissertação (Mestrado)* – Universidade Federal do Rio Grande do Sul – Rio Grande do Sul, 2011.

CÂMARA, M. P. S.; Uma Análise sobre Algumas Causas da Rigidez Orçamentária após a Constituição de 1988. *Monografia do curso de Especialização em Orçamento Público*, parceria do Instituto Serzedello Corrêa do Tribunal de Contas da União, Centro de Formação, Treinamento e Aperfeiçoamento da Câmara dos Deputados e Universidade do Legislativo Brasileiro do Senado Federal - Brasília, 2008.

CAMPBELL, J. Y. A Variance Decomposition for Stock Returns. *Economic Journal*, 1991.

CAMPBELL, J. Y.; AMMER, J.; What Moves the Stock and Bond Markets? A Variance Decomposition for Long Term Asset Returns. *Journal of Finance*, 1993.

CAMPBELL, J. Y.; SHILLER, R. J. Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends. *Journal of Finance*, 1988a.

CAMPBELL, J. Y.; SHILLER, R. J. The Dividend–Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors. *Review of Financial Studies*, 1988b.

CAMPBELL, J. Y.; VUOLTEENAHO, T. Inflation Illusion and Stock Prices. *American Economic Review*, 2004.

CARNEIRO, D. D.; WU, T. Y. H. Dominância Fiscal e Desgaste do Instrumento Único de Política Monetária no Brasil. Texto para Discussão nº 7 do Instituto de Estudos de Política Econômica Casa das Garças, 2005.

CHEN, C.R.; LUNG, P.P.; WANG, F.A. Mispricing and the cross-section of stock returns. *Review of Quantitative Finance*, 2008.

CHOUDHRY, T.; PIMENTEL, R. C. Do stock returns hedge against high and low inflation? Evidence from Brazilian companies. *The Review of Finance and Banking*, (2010).

COCHRANE, J. H. Presidential Address: Discount Rates. *Journal of Finance*, 2011.

CODACE – Comitê de Datação de Ciclos Econômicos. Rio de Janeiro, 2015.

COHEN, R.; POLK, C.; VUOLTEENAHO, T. Money Illusion in the Stock Market: the Modigliani-Cohn Hypothesis. *Quarterly Journal of Economics*, 2005.

COLLETTA, R. D. Cash Flow and Discount Rate Risk Decomposition and ICAPM for the US and Brazilian Stock Markets. *Dissertação (Mestrado)* – Fundação Getúlio Vargas – Escola de Economia de São Paulo, 2012.

DANTAS, K. E. G.; A Vinculação de Receitas Pós-Constituição Federal de 1988: rigidez ou flexibilidade da política fiscal? O caso da Cide-Combustíveis. *Monografia premiada no Prêmio Tesouro Nacional* – Tema IV – Qualidade do Gasto Público, 2009.

DHALIWAL, D. S.; GAERTNER, F. B.; LEE, H. S. G.; TREZEVANT, R. Historical Cost, Inflation, and the US corporate tax burden. *Working Paper*, 2015.

DURRÉ, A.; GIOT, P. An International Analysis of Earnings, Stock Prices and Bond Yields. *ECB Working Paper No. 515*, 2005.

DUARTE, A. J. M.; ISSLER, J. V.; SPACOV, A.; Indicadores Coincidentes de Atividade Econômica e uma Cronologia de Recessões para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 2004.

ESTRADA, J. The Fed model: The Bad, the Worse and the Ugly. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 2009.

FAMA, E.F. Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money. *American Economic Review*, 1981.

FAMA, E.F.; FISHER, L.; JENSEN, M.; ROLL, R. The Adjustment of Stock Prices to New Information. *International Economic Review*, 1969.

FAVERO, C. A.; GIAVAZZI, F. Inflation Targeting and Debt: Lessons from Brazil. *NBER Working Paper 10390*, 2004.

FELDSTEIN, M. Capital Income Taxes and Benefit of Price Stability in *The Costs and Benefits of Price Stability*. Editado por Martin Feldstein. NBER. The University of Chicago Press, 1999.

FELDSTEIN, M. Inflation and the Stock Market. *American Economic Review*, 1980.

FIALHO, M. L.; PORTUGAL, M. S. Monetary Policy and Fiscal Policy Interactions in Brazil: An Application of the Fiscal Theory of the Price Level. *Revista Estudos Econômicos*, 2005.

FISHER, I. The theory of Interest. London: Macmillan, 1930.

FUTEMA, M. S.; BASSO, L. F. C.; KAYO, E. K. Estrutura de Capital, Dividendos e Juros sobre o Capital Próprio: testes no Brasil. *Revista Contabilidade & Finanças*, 2009.

GADELHA, S. R. B.; DIVINO, J. A. Dominância Fiscal ou Dominância Monetária no Brasil? Uma Análise de Causalidade. *Revista Economia Aplicada*, 2008.

GALÍ, J. *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle*. Princeton University Press: Princeton.

GESKE, R.; ROLL, R. The Fiscal and Monetary Linkages Between Stock Returns and Inflation. *Journal of Finance*, 1983.

GIAMBIAGI, F.; VILLELA, A.; DE CASTRO; L. B.; HERMANN, J. Economia Brasileira Contemporânea: 1945-2010. 2ª Edição. Editora Campus Elsevier, 2011.

GOBETTI, S. W. Regras fiscais no Brasil e na Europa: um estudo comparativo e propositivo. *Texto para discussão, n. 2018 - Brasília: IPEA*, 2014.

GOBETTI, S. W. Ajuste Fiscal no Brasil: os Limites do Possível. *Texto para discussão, n. 2037 - Brasília: IPEA*, 2015.

GORDON, M. J. *The Investment, Financing and Valuation of a Corporation*. Homewood, Illinois: Irwin, 1962.

GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 1969.

GRANGER, C. W. J. Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification. *Journal of Econometrics*, 1981.

GROSSMAN, S. J.; STIGLITZ, J. E. On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *American Economic Review*, 1980.

JANSEN, D. W.; WANG, Z. Evaluating the Fed Model of Stock Price Valuation: An Out-of-Sample Forecasting Perspective. *Econometric Analysis of Financial and Economic Time Series / Part B Advances in Econometrics*, 2006.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988.

JORGENSEN, J. J.; TERRA, P. R. S. Revisiting the Causality between Stock Returns and Inflation: Evidence from Advanced and Emerging Markets. *Working Paper*, 2006.

KIM, J.-Y. Bayesian Asymptotic Theory in a Times Series Model with a Possible Nonstationary Process. *Econometric Theory*, 1994.

KLEIBER C, ZEILEIS A. Applied Econometrics with R. *Springer-Verlag, New York*, 2008.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, 1992.

LEE, B.S. Stock returns and inflation revisited: An evaluation of the inflation illusion hypothesis. *Journal of Banking and Finance*, 2010.

LIU, W.; MOENCH, E. What Predicts U.S. Recessions? Federal Reserve Bank of New York Staff Reports nº 691, 2014.

- LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 1978.
- LO, A. W. Reconciling Efficient Markets with Behavioral Finance: The Adaptive Markets Hypothesis. *Journal of Investment Consulting*, 2005.
- LO, A. W. Efficient Markets Hypothesis. *The New Palgrave Dictionary of Economics*. Second Edition. Palgrave Macmillan, 2008.
- MAHER, M.; NANTELL, T. The tax effects of inflation: depreciation, debt, and Miller's equilibrium tax rates. *Journal of Accounting Research*, 1983.
- MAIO, P. The Fed Model and the Predictability of Stock Returns. *Review of Finance*, 2013.
- MATTOS, J. V. Precificação de Ações da Bovespa pelo Modelo de Valor Presente. *Dissertação (Mestrado) – Universidade Prebisteriana Mackenzie – São Paulo*, 2015.
- MENDES, M. J. A Lei 11.803/2008 e a Relação Financeira Tesouro – Banco Central. Núcleo de Estudos e Pesquisas/CONLEG/Senado – *Texto para Discussão* nº 189, 2016.
- MENDONÇA, H. F.; PINTON, O. V. F. O Comportamento da Política Fiscal Brasileira no Século XXI: Uma Análise a partir do Impulso Fiscal. *Revista Economia*, 2012.
- MENDONÇA, M. J., SACHSIDA, A.; MEDRANO, L. A. T. Um modelo econométrico com parâmetros variáveis para carga tributária bruta trimestral. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 2011.
- MODIGLIANI, F.; COHN, R. Inflation, Rational Valuation, and the Market. *Financial Analysts' Journal*, 1979.
- MODIGLIANI, F.; MILLER, M. H. The Cost of Capital, Corporate Finance and the Theory of Investment. *American Economic Review*, 1958.
- MONTEIRO, L. da S.; Os Ciclos de Negócios e o Mercado de Ações: A Experiência Brasileira no Período Pós Plano Real. Monografia (Graduação) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul - Rio Grande do Sul, 2013.
- MONTES, G. C.; MACHADO, C. C. Efeitos da Credibilidade e da Reputação Sobre a Taxa Selic e a Transmissão da Política Monetária para o Investimento Agregado pelo Canal dos Preços dos Ativos. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 2014.
- MOREIRA, A.; ROCHA, K. A política fiscal e as taxas de juros nos países emergentes. *Economia Aplicada*, 2011.
- NEWBY, W. K.; WEST, K. D. A Simple, Positive-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 1987.
- NEWBY, W. K.; WEST, K. D. Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation. *Review of Economic Studies*, 1994.

- NUNES, M.S.; COSTA Jr, N. C. A.; MEURER, R. A relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: uma análise econométrica para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 2005.
- NUNES, M.; SILVA, S. da. Política Monetária e relação entre PIB real e Mercado de Ações na Economia Brasileira. *Indic. Econ. FEE*, 2005.
- OLIVEIRA, F. N.; COSTA, A. R. R. da; The Impact of Unexpected Changes in the Benchmark Rate on the Brazilian Stock Market. *Brazilian Business Review*, 2013.
- ORAIR, R. O. Desonerações em alta com rigidez da carga tributária: o que explica o paradoxo do decênio 2005-2014? *Texto para Discussão n. 2117 - Brasília: Ipea*, 2015.
- PEARCE, D.; ROLEY, V. Firm characteristics, unanticipated inflation, and stock returns. *Journal of Finance*, 1988.
- PEREIRA-GARMENDIA, D. Inflation, real stock prices and earnings. Friedman was right. *Working Paper*, 2010.
- POLK, C.; THOMPSON, S.; VUOLTEENAHO, T. Cross-sectional forecasts of the equity premium. *Journal of Financial Economics*, 2006.
- PÓVOA, A. C. S.; NAKAMURA, W. T. Homogeneity Versus Heterogeneity in Debt Structure: A Study Using Panel Data. *Revista de Contabilidade e Finanças*, 2014.
- RIBEIRO, L. Nota Técnica sobre Arrecadação e Atividade Econômica. *Nota Técnica FGV/IBRE – Janeiro*, 2016.
- RITTER, J.; WARR, R. The Decline of Inflation and the Bull Market of 1982-1999. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2002.
- SANVINCENTE, A. Z.; CARVALHO, M. R. A. de. Determinants of the Implied Risk Premium in Brazil. *Insper Working Paper 281*, 2012.
- SALOMONS, R. A Tactical Implication of Predictability: Fighting The Fed Model. *Journal of Investing*, 2006.
- SARGENT, T. J.; WALLACE, N. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 1981.
- SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality. *Biometrika*, 1965.
- SHARPE, S. A. Reexamining Stock Valuation and Inflation: The Implications of Analysts' Earnings Forecasts. *The Review of Economics and Statistics*, 2002.
- SHILLER, R. J. Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends? *The American Economic Review*, 1981.

SOUZA, J. B. L.; DIAS, M. H. A. Dominância Fiscal e seus Impactos para a Política Monetária: uma Avaliação para a Economia Brasileira. Encontro da ANPEC Sul, 2016.

SPE – Secretaria de Política Econômica. Relatório de Análise Econômica dos Gastos Públicos Federais – Evolução dos Gastos Públicos Federais no Brasil: Uma análise para o período 2006-15. Brasília, 2016.

STN – Secretaria do Tesouro Nacional. Resultado do Tesouro Nacional, v. 22, n. 5 (Maio 2016), Brasília, 2016.

TANNER, E.; RAMOS, A. M. Fiscal Sustainability and Monetary versus Fiscal Dominance: Evidence from Brazil, 1991-2000. IMF Working Paper, 2002.

TARANTIN JR., W.; VALLE, M. R. Capital Structure: the role of the funding sources on which Brazilian listed companies are based. *Revista de Contabilidade e Finanças*, 2015.

THOMAS, J. K.; ZHANG, F. Inflation Illusion and Stock Prices: a Comment. *Working paper*. Yale University. School of Management, 2007.

THOMAS, J. K.; ZHANG, F. Don't Fight the FED Model. *Working paper*. Yale University. School of Management, 2008.

THOMAS, J. K.; ZHANG, F. Understanding Two Remarkable Findings about Stock Yields and Growth. *The Journal of Portfolio Management*, 2009.

TOURINHO, O.; MERCÊS, G. M. R.; COSTA, J. G.. Public debt in Brazil: Sustainability and its implications. *Economia*, 2013.

TIMMERMANN, A.; GRANGER, C. Efficient Market Hypothesis and Forecasting. *International Journal of Forecasting*, 2004.

VALLE, D. A Correção Monetária: Convívio Pacífico com a Inflação. *Monografia (Graduação)* – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro – Rio de Janeiro, 2012.

Apêndice A – Período, fonte e comentários sobre os dados da pesquisa

Dado	Período	Fonte	Comentários
Ibovespa	2000.01 a 2015.04	Ipeadata	Valor do Ibovespa no último dia de negociação do trimestre.
Yield da LTN	2000.03 a 2015.04	Ipeadata	Da série mensal contida no Ipeadata, utiliza-se o valor do terceiro mês de cada trimestre. Dados estão em % ao trimestre.
Dividendos	2000.04 a 2015.04	Bloomberg	Dividendos pagos no trimestre pelas firmas do Ibovespa em que se agrega usando a mesma ponderação do índice.
Lucro (total ou positivo)	2000.04 a 2015.04	Bloomberg	Lucro final registrado no trimestre pelas firmas do Ibovespa, em que se agrega usando a mesma ponderação do índice. Versão “positiva” desconsidera as firmas que reportam prejuízo em determinado trimestre.
EBIT	2000.04 a 2015.04	Bloomberg	Lucro antes da despesa com juros e impostos registrado no trimestre pelas firmas do Ibovespa, em que se agrega usando a mesma ponderação do índice.
Taxa Selic	2000.01 a 2015.04	Ipeadata	Da série mensal contida no Ipeadata, utiliza-se o valor do terceiro mês de cada trimestre. Dados estão em % ao trimestre.
Taxa DI	2000.01 a 2015.04	Banco Central	Média trimestral da taxa DI mensal.
Inflação (IPCA)	2000.01 a 2015.04	Ipeadata	Inflação acumulada no trimestre a partir dos valores mensais.
Expectativa de Inflação	2001.04 a 2015.04	Ipeadata	No Ipeadata, há uma série mensal de expectativa média de inflação para os próximos 12 meses produzida pelo Banco Central. Não há maiores informações sobre a série. Como o Banco Central coleta diariamente expectativas de inflação junto ao mercado e divulga (boletim FOCUS), a série do Ipeadata deve ser baseada nessas coletas. Para chegar à expectativa relativa ao trimestre, utilizou-se o valor da série no último mês antes do trimestre. Por exemplo, a expectativa do segundo trimestre de 2001 é igual ao valor da série em março de 2001. Como este valor está em % ao ano, transformou-se para % ao trimestre. Ou seja, assume-se que a expectativa para o segundo trimestre de 2001 é igual à expectativa para os 12 meses seguintes a março de 2001 convertida para taxa trimestral.

Continua na próxima página.

Dado	Período	Fonte	Comentários
Crescimento PIB	2000.01 a 2015.04	IBGE	Taxa de crescimento trimestral do PIB real das contas nacionais.
Volatilidade Ibovespa	2000.01 a 2015.04	Elaboração Própria a partir de dados do Ipeadata	A partir da série diária de valores de negociação do Ibovespa, calculou-se o desvio padrão dos últimos 21 dias (mês comercial). Depois, calculou-se a média trimestral dos valores diários.
Volatilidade LTN	2000.01 a 2015.04	Elaboração Própria a partir de dados do Ipeadata	A partir da série diária de taxas contida no Ipeadata, calculou-se o desvio padrão dos últimos 21 dias (mês comercial). Depois, calculou-se a média trimestral dos valores diários.
Risco-Brasil	2000.01 a 2015.04	Ipeadata	Média trimestral da série diária.
Base Monetária	2000.01 a 2015.04	Banco Central	Média trimestral da série mensal.
Valor Patrimonial	2000.04 a 2015.04	Bloomberg	Valor patrimonial ( <i>equity</i> ) das firmas do Ibovespa em que se agrega usando a mesma ponderação do índice. Utilizado no cálculo do ROE e do P/VP da seção 3.1 do capítulo 3.
Yield da NTN-B 2024	2004.01 a 2015.04	Tesouro Nacional	A partir da série diária de <i>yields</i> de compra da NTN-B 2024, calculou-se a média trimestral.
<i>Yield</i> do título do governo dos EUA de 10 anos	2000.01 a 2015.04	Página na internet do Professor Robert Shiller	A partir da série mensal contida em <a href="http://www.econ.yale.edu/~shiller/data.htm">http://www.econ.yale.edu/~shiller/data.htm</a> , calculou-se a média trimestral.
Depreciação	2001.04 a 2015.04	Bloomberg	Depreciação registrada pelas firmas do Ibovespa em que se agrega usando a mesma ponderação do índice.
Dívida	2001.04 a 2015.04	Bloomberg	Dívida registrada pelas firmas do Ibovespa em que se agrega usando a mesma ponderação do índice. No texto, faz-se algumas considerações a respeito do conceito de dívida.
Despesa pública obrigatória, discricionária, contingenciável e não contingenciável	2003 a 2015	SPE (2015)	Dados anuais retirados das figuras 8 e 9 do citado documento.

Continua na próxima página.

Dado	Período	Fonte	Comentários
Composição da despesa primária do governo federal em 2015	2015	STN (2016)	
Crescimento do gasto obrigatório social	2001 a 2015	STN (2016)	Gasto obrigatório social é igual à soma do gasto com benefícios previdenciários, benefícios assistenciais, Abono Salarial e Seguro-Desemprego.
Crescimento do gasto com pessoal	2001 a 2015	STN (2016)	Gasto com pessoal inclui ativos e inativos.
Receita dos tributos federais	Janeiro-2000 a Dezembro-2015	STN (2016)	
Faturamento	Janeiro-2000 a Dezembro-2015	Ipeadata	Índice produzido pela Confederação Nacional da Indústria. Média 2006 = 100. Série disponível apenas em termos reais. Deflator: Índice de Preços por Atacado - Oferta Global.
Massa salarial	Janeiro-2006 a Dezembro-2015	Ipeadata	Índice produzido pela Confederação Nacional da Indústria. Média 2006 = 100. Série já deflacionada na origem pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC).
Crescimento da Despesa Primária	2001 a 2015	STN (2016)	

Continua na próxima página.

Dado	Período	Fonte	Comentários
Crescimento da Receita Líquida Primária	2001 a 2015	STN (2016)	Receita líquida é a receita bruta do Governo Central, deduzidas as restituições, os incentivos fiscais e as transferências constitucionais aos Estados, DF e Municípios.
Crescimento do PIB nominal	2001 a 2015	STN (2016)	

Apêndice B – Derivação do Modelo de Valor Presente

Primeiro, admita o modelo de valor presente do indicador com dividendos.

Seja a fórmula da definição do retorno de uma ação:

$$R_{t+1} = \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t}.$$

Onde  $R_{t+1}$  é o retorno em  $t + 1$ ,  $P_t$  e  $P_{t+1}$  são preços em momentos diferentes ( $t$  e  $t + 1$ , respectivamente) e  $D_{t+1}$  é dividendo em  $t+1$ .

Assim,

$$R_{t+1} = \frac{\frac{P_{t+1}D_{t+1}}{D_{t+1}} + \frac{D_{t+1}D_{t+1}}{D_{t+1}}}{\frac{P_t D_t}{D_t}}.$$

Logo,

$$R_{t+1} = \frac{\left(\frac{P_{t+1}}{D_{t+1}} + 1\right) D_{t+1}}{\frac{P_t}{D_t}}.$$

Fazendo  $r_{t+1} = \log(R_{t+1})$ ,  $d_{t+1} = \log(D_{t+1})$  e  $p_t = \log(P_t)$ :

$$r_{t+1} = \log\left(\frac{P_{t+1}}{D_{t+1}} + 1\right) + \Delta d_{t+1} - (p_t - d_t);$$

$$r_{t+1} = \log(e^{p_{t+1}-d_{t+1}} + 1) + \Delta d_{t+1} - (p_t - d_t).$$

O primeiro termo à direita do sinal de igualdade é uma função não linear de  $p_{t+1} - d_{t+1}$ .

A aproximação de Taylor de primeira ordem ( $f(x) \approx f(x^*) + f'(x^*)(x - x^*)$ ) desse termo em torno do ponto  $\overline{p_{t+1} - d_{t+1}} = \overline{p\bar{d}}$  é:

$$\log(e^{p_{t+1}-d_{t+1}} + 1) \approx \log(e^{\overline{p\bar{d}}} + 1) + \frac{1}{e^{\overline{p\bar{d}}} + 1} e^{\overline{p\bar{d}}} (p_{t+1} - d_{t+1} - \overline{p\bar{d}}).$$

Seja  $\rho = \frac{e^{\overline{p\bar{d}}}}{e^{\overline{p\bar{d}}} + 1}$ . Assim,

$$r_{t+1} \approx \log(e^{\overline{p\bar{d}}} + 1) + \frac{1}{e^{\overline{p\bar{d}}} + 1} e^{\overline{p\bar{d}}} (p_{t+1} - d_{t+1} - \overline{p\bar{d}}) + \Delta d_{t+1} - (p_t - d_t);$$

$$r_{t+1} \approx \log(e^{\overline{p\bar{d}}} + 1) + \rho(p_{t+1} - d_{t+1}) - \rho\overline{p\bar{d}} + \Delta d_{t+1} - (p_t - d_t);$$

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

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

Onde  $k = [\log(e^{\bar{p}\bar{d}} + 1) - \rho\bar{p}\bar{d}]$ .

Apenas arrumando os termos:

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

Substituindo  $d_{t+1} - p_{t+1}$ ,

$$d_t - p_t \approx -k + (r_{t+1} - \Delta d_{t+1}) + \rho[-k + (r_{t+2} - \Delta d_{t+2}) + \rho(d_{t+2} - p_{t+2})];$$

$$d_t - p_t \approx -k - \rho k + (r_{t+1} - \Delta d_{t+1}) + \rho(r_{t+2} - \Delta d_{t+2}) + \rho^2(d_{t+2} - p_{t+2}).$$

Substituindo  $d_{t+2} - p_{t+2}$  e todos os termos semelhantes que vão surgindo após  $n$  sucessivas substituições,

$$d_t - p_t \approx \frac{-k}{1-\rho} + \sum_{j=0}^n \rho^j (r_{t+j+1} - \Delta d_{t+j+1}) + \rho^n (d_{t+n} - p_{t+n}).$$

Assumindo que a razão dividendo preço não possa crescer indefinidamente – condição de transversalidade,  $\lim_{n \rightarrow \infty} \rho^n (d_{t+n} - p_{t+n}) = 0$ :

$$d_t - p_t \approx \frac{-k}{1-\rho} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (r_{t+j+1} - \Delta d_{t+j+1}).$$

Essa relação aparece aqui de forma *ex-post* (com os valores realizados). Porém, ela também é válida *ex-ante*. Para ver isso, basta calcular o valor esperado de ambos os lados:

$$d_t - p_t \approx \frac{-k}{1-\rho} + E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (r_{t+j+1} - \Delta d_{t+j+1}).$$

Dado que  $d_t - p_t$  está no conjunto de informação do instante  $t$ .

Para chegar ao modelo com o *yield* de lucros, admita as seguintes expressões:

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

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

Adicionando  $\Delta e_{t+1} = e_{t+1} - e_t$  de ambos os lados,

$$d_t - p_t + e_{t+1} - e_t \approx -k + r_{t+1} - d_{t+1} + d_t + \rho d_{t+1} - \rho p_{t+1} + e_{t+1} - e_t,$$

e organizando, chega-se a:

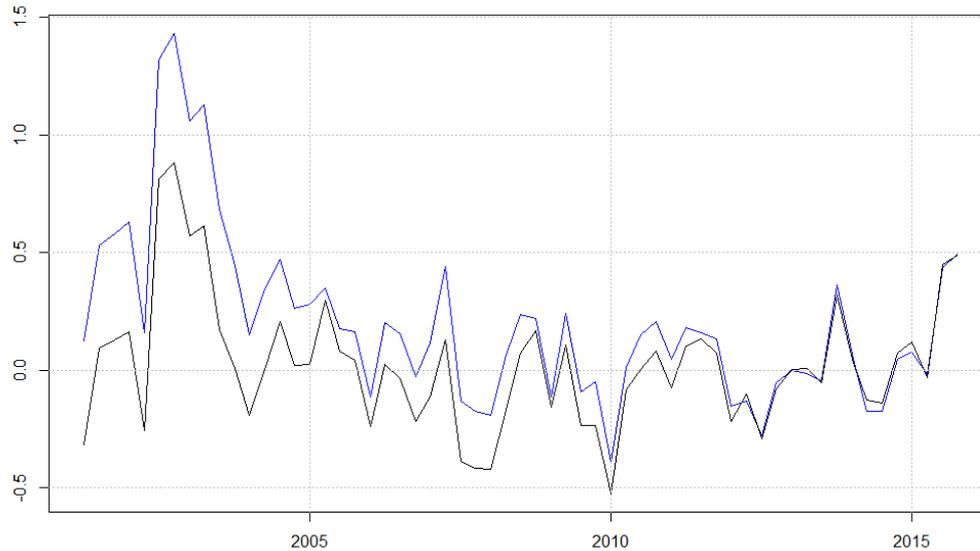
$$e_t - p_t \approx -k + r_{t+1} - (1 - \rho)de_{t+1} - \Delta e_{t+1} + \rho(e_{t+1} - p_{t+1}).$$

Onde  $de_{t+1} = d_{t+1} - e_{t+1}$  representa o log *payout* da ação. Realizando as mesmas operações que foram vistas na derivação do índice dividendo preço – iterando para frente, impondo a condição de transversalidade e calculando a expectativa –, obtém-se:

$$e_t - p_t \approx \frac{-k}{1 - \rho} + E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (r_{t+j+1} - (1 - \rho)de_{t+j+1} - \Delta e_{t+j+1}).$$

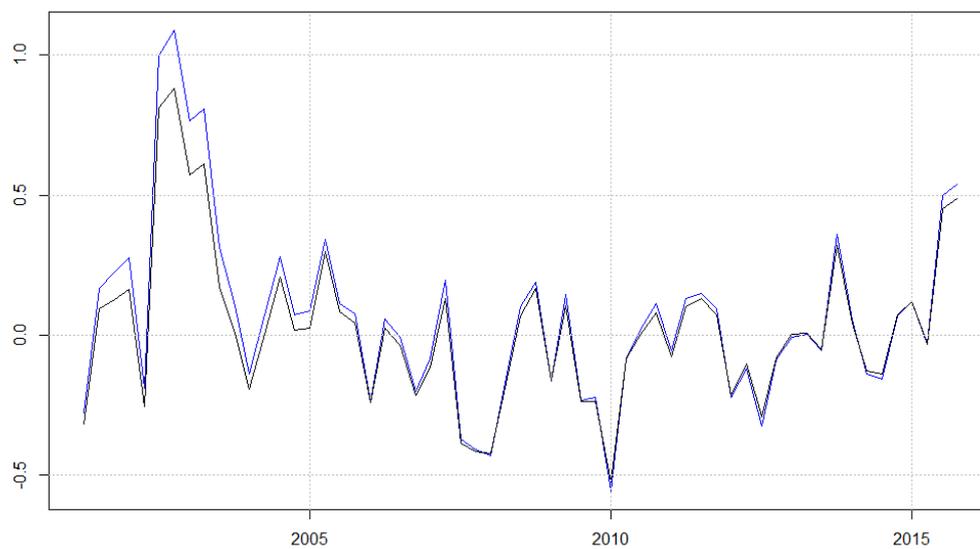
Apêndice C – Figuras adicionais da seção 4.1.3

Figura 21 - Índice lucro preço (linha preta) e VF (linha azul). VAR clássico com três variáveis.



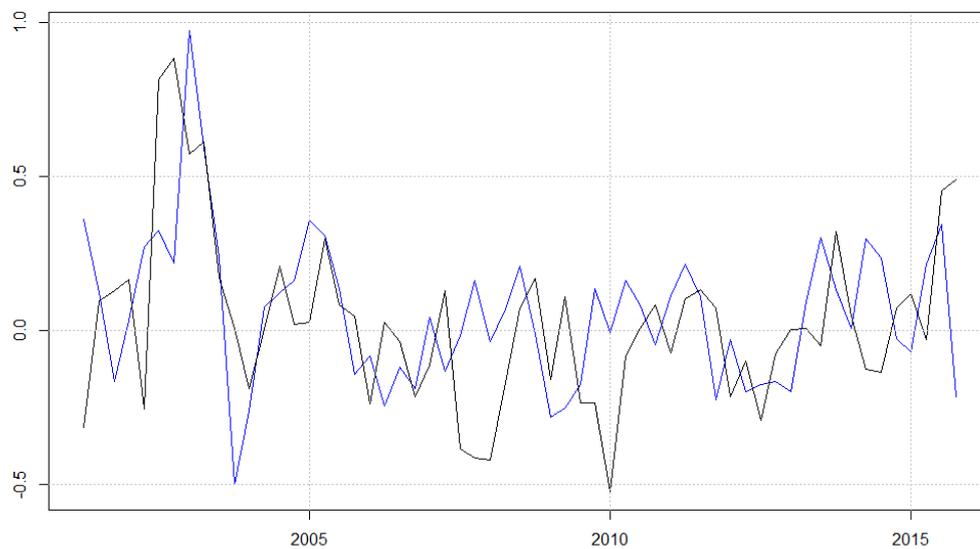
Fonte: Elaboração Própria.

Figura 22 - Índice lucro preço (linha preta) e VF (linha azul). VAR bayesiano com duas variáveis.



Fonte: Elaboração Própria.

Figura 23 - Índice lucro preço (linha preta) e VF (linha azul). VAR bayesiano com três variáveis.



Fonte: Elaboração Própria.