

Universidade Federal de Santa Catarina – UFSC  
Centro Socioeconômico - CSE  
Departamento de Ciências Econômicas e Relações Internacionais - CNM

**HOMERO BISELLI PUGLIESI**

A ESTRUTURA A TERMO COMO UM PREVISOR DA ATIVIDADE  
ECONÔMICA REAL

**FLORIANÓPOLIS**

**2015**

**HOMERO BISELLI PUGLIESI**

**A ESTRUTURA A TERMO COMO UM PREVISOR DA ATIVIDADE  
ECONÔMICA REAL**

Monografia submetida ao curso de Ciências  
Econômicas da Universidade Federal de Santa  
Catarina como requisito obrigatório para a  
obtenção do grau de Bacharelado.

**Orientador: André Alves Portela Santos**

**FLORIANÓPOLIS**

**2015**

**HOMERO BISELLI PUGLIESI**

**A ESTRUTURA A TERMO COMO UM PREVISOR DA ATIVIDADE  
ECONÔMICA REAL**

A Banca Examinadora resolveu atribuir a nota 9,5 ao aluno Homero Biselli Pugliesi na disciplina CNM 7107 – Monografia, pela apresentação deste trabalho.

Banca Examinadora:

---

Prof. Dr. André Alves Portela Santos

Orientador

---

Prof. Dr. Maurício Simiano Nunes

Membro da Banca

---

Prof. Dr. Roberto Meurer

Membro da Banca

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço aos meus pais, Fábio e Angela, que, de formas distintas, foram essenciais para me formar como pessoa. Mesmo com todas as dificuldades que passamos durante esses anos sempre se mostraram fortes para resolver os problemas. Tenho eterna gratidão por todos os ensinamentos e valores que vocês me passaram.

Agradeço à minha namorada, Júlia, que sempre esteve ao meu lado nos momentos mais felizes e complicados. Sendo fundamental para o que considero os anos mais felizes da minha vida.

Agradeço aos meus amigos Thiago Millnitz, Wagner Vicenzi e Gustavo Canova por todas as risadas e besteiras ditas durante esses 4 anos. Tenho certeza que manteremos essa amizade durante toda a vida.

Agradeço à Aline e à Salete que sempre que precisei me acolheram como legítimas mães.

Agradeço ao meu orientador Prof. André Portela pelas inúmeras conversas e ensinamentos. Sendo fundamental não só para este trabalho, mas também para toda minha formação acadêmica e profissional.

Agradeço ao Prof. Maurício Nunes, pois desde o início de minha graduação despertou meu interesse pelos assuntos que abordo neste trabalho.

Agradeço ao Prof. Roberto Meurer pelas conversas esclarecedoras sobre os resultados encontrados que foram fundamentais para as análises feitas neste trabalho.

*“The curious task of economics is to demonstrate to men how little they really know about what they imagine they can design.”*

*(Friedrich Hayek)*

## RESUMO

O objetivo deste trabalho é a analisar o poder de previsão da estrutura a termo da taxa de juros sobre o produto, investimento, gasto do governo, consumo das famílias, exportações, importações e IBC-BR. Será utilizada a análise de componentes principais para estimar os fatores nível, inclinação e curvatura da estrutura termo. O modelo estimado foi o de mínimos quadrados ordinários e o arcabouço usado para a análise dos dados estará relacionado principalmente aos mecanismos de transmissão da política monetária. O  $R^2$  ajustado de todos os modelos estimados foi consideravelmente alto. A curvatura foi determinante na estimação dos melhores modelos selecionados, apresentando significância em praticamente todos os modelos específicos. A inclinação teve significância em alguma defasagem apenas para o consumo das famílias, investimento e gasto do governo. Houve a evidência de um ciclo de juros de curto prazo para o produto, investimento, consumo das famílias, importações, e IBC-BR

Palavras-chave: previsão macroeconômica; estrutura a termo da taxa de juros; e política monetária.

## ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1 - Estrutura a Termo da Taxa de Juros de set/03 até out/14 .....	32
--	----

## ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1 - Estatística Descritiva .....	33
Tabela 2 - Soma dos quadrados dos resíduos dos modelos estimados.....	36
Tabela 3 - Modelos Investimento - ETTJ .....	38
Tabela 4 - Modelos Investimento - AR .....	39
Tabela 5 - Modelos Consumo das Famílias - ETTJ .....	40
Tabela 6 - Modelos Consumo das Famílias - AR.....	42
Tabela 7 - Modelos Gasto do Governo - ETTJ .....	43
Tabela 8 - Modelos Gasto do Governo - AR.....	44
Tabela 9 - Modelos Exportações - ETTJ .....	45
Tabela 10 - Modelos Exportações - AR .....	47
Tabela 11 - Modelos Importações - ETTJ .....	48
Tabela 12 - Modelos Importações - AR .....	49
Tabela 13 - Modelos Produto Interno Bruto - ETTJ .....	51
Tabela 14 - Modelos Produto Interno Bruto - AR.....	52
Tabela 15 - Modelos IBC-BR - ETTJ .....	53
Tabela 16 - Modelos IBC-BR - AR.....	54



## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO .....</b>	<b>9</b>
1.1	TEMA E PROBLEMA DE PESQUISA .....	9
1.2	OBJETIVOS .....	10
1.2.1.	Objetivo geral .....	10
1.2.2.	Objetivos específicos .....	10
1.3	JUSTIFICATIVA .....	11
<b>2</b>	<b>METODOLOGIA.....</b>	<b>12</b>
<b>3</b>	<b>REFERENCIAL TEÓRICO .....</b>	<b>14</b>
3.1	ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS .....	14
3.1.1	Teoria das expectativas.....	14
3.1.2	Teoria dos mercados segmentados .....	17
3.1.3	Teoria da preferência pela liquidez .....	18
3.2	RELAÇÃO ENTRE POLÍTICA MONETÁRIA E ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS.....	19
3.2.1	Canais tradicionais de transmissão da política monetária .....	21
3.2.2	Outros canais de Preços de Ativos .....	22
3.2.3	Mecanismos de transmissão de política monetária no Brasil .....	23
3.3	EXTRAÇÃO DE FATORES COMUNS DA ETTJ NA ANÁLISE DE COMPONENTES PRINCIPAIS .....	25
3.4	ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS E PREVISÃO MACROECONÔMICA .....	27
<b>4</b>	<b>ANÁLISE EMPÍRICA.....</b>	<b>31</b>
4.1	RESULTADO PARA A VARIÁVEL INVESTIMENTOS .....	36
4.2	RESULTADO PARA A VARIÁVEL CONSUMO DAS FAMÍLIAS .....	39
4.3	RESULTADO PARA A VARIÁVEL GASTO DO GOVERNO.....	42
4.4	RESULTADOS PARA A VARIÁVEL EXPORTAÇÕES .....	44
4.5	RESULTADOS PARA A VARIÁVEL IMPORTAÇÕES .....	47
4.6	RESULTADOS PARA A VARIÁVEL PRODUTO INTERNO BRUTO .....	49
4.7	RESULTADOS PARA A VARIÁVEL IBC-BR.....	52
<b>5</b>	<b>CONCLUSÃO.....</b>	<b>55</b>
	<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>58</b>
	<b>APÊNDICE .....</b>	<b>60</b>

## 1 INTRODUÇÃO

O estudo trata da estrutura a termo da taxa de juros (ETTJ) como um previsor da atividade econômica. Será exposto o tema e problema de pesquisa, os objetivos gerais e específicos, bem como a metodologia que será utilizada. Após isso, o trabalho mostrará os diversos conceitos que serão utilizados para fundamentação teórica do problema, tais como: teorias sobre a ETTJ, relação entre política monetária e ETTJ, extração de fatores comuns da ETTJ na análise de componentes principais (ACP), e ETTJ na previsão macroeconômica.

Posteriormente será elaborada uma análise empírica do caso brasileiro que tem como objetivo verificar qual o poder de previsão da ETTJ sobre o produto interno bruto, investimentos, gastos do governo, consumo das famílias, exportações, importações, e índice de atividade econômica do banco central (IBC-BR). Por fim, serão apresentadas as principais conclusões sobre o assunto tendo como base os resultados encontrados.

### 1.1 TEMA E PROBLEMA DE PESQUISA

A relação entre taxa de juros e crescimento econômico é central dentro da teoria econômica. Estrella e Hardouvelis (1991). Mostram que a ETTJ apresenta importantes informações sobre o crescimento futuro da economia. Além disso, essa mesma ideia se estende para os investimentos, consumo e consumo durável. Os autores utilizam dados da economia dos Estados Unidos da América de 1955 até 1988 e mostram que a inclinação da ETTJ é um bom previsor do produto.

Blanchard (2011), traz que a ETTJ é uma boa *proxy* da expectativa dos agentes econômicos sobre o futuro do crescimento econômico. Segundo ele, uma forte mudança de inclinação da ETTJ pode decorrer do fato de uma aceleração ou desaceleração inesperada da economia do país. Quando a inclinação fica fortemente negativa, de forma geral, é esperada uma desaceleração da economia, pois se espera que Banco Central vá diminuir as taxas de juros no futuro com o intuito de incentivar o crescimento econômico. Em relação ao nível da ETTJ, isto é taxa de juros de curtíssimo prazo, a mesma é definida pela ação do Banco Central e suas decisões de política monetária.

A relação entre juros e crescimento econômico é amplamente abordada na teoria econômica, normalmente utilizando juros de curtíssimo prazo. Este trabalho propõe averiguar

a relação entre o crescimento econômico futuro e as taxas de juros futuras negociadas no presente. Em outras palavras, determinar qual o impacto dos juros futuros negociados no mercado financeiro e o crescimento real da economia.

Também a mesma ideia pode ser estendida para os componentes da demanda agregada. Espera-se que a ETTJ tenha grande influência sobre os investimentos da economia, uma vez que as taxas de juros futuras negociadas no mercado financeiro são determinantes na decisão de investimento em capital fixo. O consumo das famílias também depende da ETTJ, esse fenômeno acontece de forma parecida, mas muito mais sutil que no caso dos investimentos. Estes agentes não fazem cálculos complexos para determinar suas escolhas de consumo, porém as taxas negociadas no mercado futuro modificam o custo de financiamento da economia como um todo, privando estes agentes de consumirem principalmente produtos duráveis.

Os gastos do governo devem apresentar pouca ou nenhuma influência da ETTJ, uma vez que são considerados exógenos na teoria macroeconômica. A ETTJ é importante para as importações e exportações, pois tem um papel relevante na alteração da taxa de câmbio. A próxima seção é destinada aos objetivos do trabalho.

## 1.2 OBJETIVOS

Apresenta-se, a seguir, os objetivos.

### 1.2.1. Objetivo geral

Analisar o poder de previsão da ETTJ sobre o produto interno bruto, investimentos, gastos do governo, consumo das famílias, exportações, importações, e IBC-BR com dados da economia brasileira de setembro de 2003 até outubro de 2014.

### 1.2.2. Objetivos específicos

- a) Mensurar qual o percentual da variabilidade dos agregados macroeconômicos analisados que são explicados pelos modelos que utilizam fatores comuns da ETTJ;

- b) Estimar qual o impacto do componente auto-regressivo dos modelos sobre as variáveis dependentes;
- c) Verificar se existe um componente cíclico das mudanças da taxa de juros de curto prazo sobre as variáveis selecionadas;
- d) Analisar se a inclinação apresenta resultados estatisticamente significantes e se estes tem sinal positivo;
- e) Analisar se a curvatura da ETTJ apresenta contribuições estatisticamente significantes na estimação dos modelos;
- f) Mensurar se houve impacto estatisticamente significativo da crise de 2008 sobre os agregados macroeconômicos;
- g) Verificar se os resultados nos modelos que utilizam fatores comuns da ETTJ são superiores a modelos auto regressivos e de passeio aleatório.

### 1.3 JUSTIFICATIVA

O tema envolvendo as relações entre juros e produto é amplamente abordado na teoria econômica. O presente trabalho se mostra relevante, pois traz uma visão alternativa do problema. Ao invés de relacionar os juros de curtíssimo prazo com o produto presente, é proposta uma análise dos juros futuros sobre o produto futuro. Essa abordagem apresenta vantagens, dentre elas a possibilidade de serem feitas previsões sobre o crescimento econômico futuro. Além disso, será possível analisar qual o efeito dos fatores nível, inclinação e curvatura da ETTJ sobre todos os componentes da demanda agregada separadamente, fato pouco explorado na literatura nacional.

## 2 METODOLOGIA

O presente trabalho apresenta natureza quantitativa. Como mostram Lakatos e Marconi (1991), isso se deve à utilização de métodos econométricos para a apuração dos resultados. Em relação à caracterização dos objetivos, a pesquisa caracteriza-se como descritiva, pois o assunto já é conhecido e o intuito é trazer mais uma visão sobre o problema. A pesquisa bibliográfica foi feita por meio de publicações contidas em livros e artigos que abordam o assunto. Os dados foram coletados em fontes secundárias.

O modelo escolhido para a estimação dos resultados foi o de mínimos quadrados ordinários (MQO). Todos os modelos estimados utilizaram variáveis exógenas defasadas. As variáveis utilizadas foram o nível, a inclinação, e a curvatura da ETTJ, além da própria variável dependente defasada. Para todas elas, a defasagem máxima foi de 6 trimestres devido ao tamanho da amostra utilizada, e à possibilidade do software Matlab fazer simulações.

A escolha dos melhores modelos foi feita utilizando o critério de Schwarz. Este critério foi escolhido, pois a amostra que será utilizada é relativamente pequena, contendo 38 observações. Segundo Campos, Ericsson e Hendry (2005), o critério de Schwarz tende a favorecer modelos com menos parâmetros em relação a outros critérios de ajuste. No entanto, como mostram Hendry e Krolzig (2002), há uma grande discussão na literatura sobre qual é o melhor método para selecionar modelo específico partindo de um modelo geral. Em outras palavras, encontrar um modelo com os melhores parâmetros possíveis, partindo de um modelo com todos os parâmetros possíveis. Eles apresentam uma solução quando a decisão for por um critério de erro como o de Schwarz.

The last two criteria [Schwarz e Hannan–Quinn] ensure a consistent model selection [...]. However, in ‘unstructured problems’, where there is no natural order to the hypotheses to be tested [...], then a huge number of potential combinations must be investigated, namely  $2^m$  possible models for  $m$  candidate variables. [...] even at a 0.1 of a US cent per model, that would cost one billion US dollars. (HENDRY; KROLZIG, 2002, p. 7)

Posto esse problema, foi elaborada uma rotina no software Matlab para testar todos os modelos possíveis e selecionar o que tivesse o menor valor para o critério de Schwarz. Ao total foram simulados 117.440.960 modelos para as variáveis dependentes: produto interno bruto, investimento, gastos do governo, consumo das famílias, exportações, importações e IBC-BC. Após isso, foi inserida uma variável *dummy* no quarto trimestre de 2008 para avaliar

o impacto da crise do *subprime* sobre todas variáveis dependentes já destacadas. Dentre esses modelos simulados também foram feitos modelos auto-regressivos e de passeio aleatório.

Após a estimação dos modelos, será feita a análise dos dados para os comparar com os resultados encontrados em outros trabalhos e também encontrar respostas para os objetivos específicos.

### 3 REFERENCIAL TEÓRICO

#### 3.1 ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS

Segundo Mishkin (2004), a ETTJ é formada por títulos de idêntico risco, liquidez e tributação, com apenas uma diferença, suas maturidades. Os títulos utilizados para criar a ETTJ são comumente os do Governo Federal, pois apresentam o menor risco de *default* e a maior liquidez desse mercado.

Mishkin (2004) defende que existem três fatos que uma teoria sobre ETTJ deve explicar para ser aceita:

- a) Porque as taxas de juros de diferentes maturidades se movem juntas ao longo do tempo.
- b) Porque quando a taxa de juros está baixa a inclinação da curva normalmente é positiva, e porque quando a taxa de juros está alta a inclinação da curva é normalmente é negativa.
- c) Porque a ETTJ quase sempre tem inclinação positiva.

Três diferentes teorias vêm tentando resolver essas questões: a teoria das expectativas, a teoria dos mercados segmentados e a teoria do prêmio pela liquidez. Para Mishkin (2004), apenas a teoria da preferência pela liquidez é a única capaz de responder às três indagações. Porém, é importante compreender a teoria das expectativas e a teoria dos mercados segmentados, pois não há consenso dentre qual das teorias é a mais correta.

##### 3.1.1 Teoria das expectativas

A teoria das expectativas, segundo Mishkin (2004), defende que os títulos de maturidades diferentes são substitutos perfeitos, o investidor é indiferente entre um título com maturidade de um ano e outro com maturidade de dois anos. Seguindo essa lógica, a estratégia de comprar um título de um ano, e após seu vencimento comprar outro título de um ano deve ter exatamente o mesmo retorno esperado da compra de um título de dois anos.

Because both strategies must have the same expected return if people are holding both one- and two-year bonds, the interest rate on the two-year bond must equal the average of the one-year interest rates. For example, let's say that the current interest rate on the one-year bond is 9% and you expect the interest rate on the one-year bond next to be 11%. If you pursue the first strategy of buying the one-year bonds, the expected return over the two years will average out to be  $(9\% + 11\%)/2 = 10\%$  per year. You will be willing to hold both the one and two-year bonds only if the expected return per year of the two-year bonds equals this. Therefore, the interest rate on the two-year bond must equal 10%, the average interest rate on the two one-year bonds. (MISHKIN, 2004, p. 130)

Mishkin (2004) apresenta esse argumento de forma mais geral para um investimento de \$1. Sendo:

$i_t$  = taxa de um título de 1 ano hoje.

$i_{t+1}^e$  = taxa de um título de 1 ano esperada para o próximo período.

$i_{2t}$  = taxa de um título de 2 anos hoje.

O retorno esperado para a estratégia com um título de dois anos pode ser descrita pela equação abaixo:

$$(1 + i_{2t})(1 + i_{2t}) - 1 = 1 + 2i_{2t} + (i_{2t})^2 - 1 = 2i_{2t} + (i_{2t})^2 \quad (1)$$

Como  $(i_{2t})^2$  é valor muito pequeno ele pode ser simplificado como zero, então o retorno esperado da estratégia com o título de 2 anos é:

$$2i_{2t} \quad (2)$$

A outra estratégia, a compra de dois títulos de 1 ano pode ser descrita pela seguinte equação:

$$(1 + i_t)(1 + i_{t+1}^e) - 1 = 1 + i_t + i_{t+1}^e + i_t(i_{t+1}^e) - 1 = i_t + i_{t+1}^e + i_t(i_{t+1}^e) \quad (3)$$

De forma análoga à anterior o termo  $i_t(i_{t+1}^e)$  é muito pequeno e pode ser simplificado como zero, o retorno esperado da estratégia portanto é:

$$i_t + i_{t+1}^e \quad (4)$$



Como já descrito anteriormente o resultado esperado das duas estratégias devem ser iguais, sendo assim:

$$2i_{2t} = i_t + i_{t+1}^e \quad (5)$$

Resolvendo a equação para o título com 2 anos de maturidade:

$$i_{2t} = \frac{i_t + i_{t+1}^e}{2} \quad (6)$$

A partir disso, é possível a generalização da equação para títulos de  $n$  maturidades, sendo descrita como:

$$i_{nt} = \frac{i_t + i_{t+1}^e + i_{t+2}^e \dots + i_{t+(n-1)}^e}{n} \quad (7)$$

The expectations theory is an elegant theory that provides an explanation of why the term structure of interest rates (as represented by yield curves) changes at different times. When the yield curve is upward-sloping, the expectations theory suggests that short-term interest rates are expected to rise in the future [...]. In this situation, in which the long-term rate is currently above the short-term rate, the average of future short-term rates is expected to be higher than the current short-term rate, which can occur only if short-term interest rates are expected to rise [...]. When the yield curve is inverted (slopes downward), the average of future short-term interest rates is expected to be below the current short-term rate, implying that short-term interest rates are expected to fall, on average, in the future. Only when the yield curve is flat does the expectations theory suggest that short-term interest are not expected to change, on average, in the future. (MISHKIN, 2004, p. 131-132)

Assim a teoria das expectativas tem fundamentos para explicar o fato “a”, porque as maturidades da curva de rendimento se movem juntas ao longo do tempo. Mishkin (2004) mostra que isso se deve ao fato de que as taxas longas são apenas as taxas curtas futuras esperadas. Por isso, quando há uma mudança nas taxas curtas do presente, também ocorre uma mudança de magnitude parecida nas taxas longas, fazendo com que as taxas curtas e longas se movam juntas ao longo do tempo.

Mishkin (2004) diz também que é possível explicar o fato “b” a partir da teoria das expectativas, porque quando a taxa de juros está baixa a inclinação da curva normalmente é positiva, e porque quando a taxa de juros está alta a inclinação da curva é normalmente negativa. Isso se deve ao fato de que os agentes econômicos esperam que as taxas de juros voltem a um nível normal no médio e longo prazo. Assim, quando a taxa curta está muito alta,

ela tende a cair no futuro. Por outro lado, se a taxa curta está muito baixa, ela tende a subir no futuro.

Porém essa teoria não consegue resolver o fato “c”, porque a ETTJ quase sempre tem inclinação positiva. Seguindo o raciocínio dessa teoria, imagina-se que sempre as taxas curtas futuras seriam mais altas de forma de forma contínua e indefinida. No entanto, não é isso que acontece na realidade, as taxas de juros não vão sempre para patamares mais altos. Segundo Mishkin (2004), como há probabilidades parecidas das taxas de curto prazo subirem ou caírem no futuro, a teoria das expectativas deveria apresentar uma inclinação *flat* para a curva de juros ao invés de uma inclinação positiva.

### 3.1.2 Teoria dos mercados segmentados

A teoria dos mercados segmentados apresenta que os títulos de maturidades diferentes não são substitutos entre si de forma alguma, pois esses títulos são demandados por agentes com os objetivos diferentes. Segundo essa teoria, a demanda por um título de curto prazo não afeta em nada a demanda por um título de longo prazo. Desta forma, a teoria dos mercados segmentados se opõe drasticamente à teoria das expectativas.

The argument for why bonds of different maturities are not substitutes is that investors have strong preferences for bonds of one maturity but not for another, so they will be concerned with the expected returns only for bonds of the maturity they prefer. This might occur because they have a particular holding period in mind, and if they match the maturity of the bond to the desired holding period, they can obtain a certain return with no risk at all [...]. For example, people who have a short holding period would prefer to hold short-term bonds. Conversely, if were putting funds away for your young child to go to college, your desired holding period might be much longer, and you would want to hold longer-term bonds. (MISHKIN, 2004, p. 132-133)

Como mostra Mishkin (2004), essa teoria consegue explicar o fato “c”. Investidores em geral preferem títulos de maturidades menores, pois tem menor risco de taxa de juros. Portanto os títulos de curto prazo teriam demandas maiores, aumentando o preço dos títulos, e por consequência diminuindo suas taxas de retorno. Por outro lado, como os títulos longos teriam menor demanda, seus preços diminuiriam, e suas taxas seriam maiores que as dos títulos curtos. Explicando dessa forma porque a ETTJ quase sempre tem inclinação positiva.

Porém, cita Mishkin (2004), o arcabouço dessa teoria não consegue explicar os fatos “a” e “b”. Pois, se os títulos não são substitutos entre si, não é possível dizer por que eles se movem juntos ao longo do tempo. Também não é possível explicar uma inclinação negativa

na curva de rendimento uma vez que, segundo essa teoria, os títulos longos sempre terão uma demanda menor que os títulos curtos, tendo assim sempre taxas de retorno maiores.

### 3.1.3 Teoria da preferência pela liquidez

A teoria da preferência pela liquidez, segundo Mishkin (2004), apresenta que as taxas longas são a expectativa das taxas curtas futuras adicionadas a um prêmio pela renúncia à liquidez. Isto é, os investidores exigem um ganho adicional por manter seus recursos ilíquidos por um período maior. Assim essa teoria admite que os títulos de maturidades diferentes são substitutos, porém não substitutos perfeitos. Os investidores só comprarão o título longo se ele apresentar um retorno esperado atrativamente maior.

The liquidity premium theory's key assumption is that bonds of different maturities are substitutes, which means that the expected return on one bond does influence the expected return on a bond of a different maturity, but it allows investors to prefer one bond maturity over another. In other words, bonds of different maturities are assumed to be substitutes but not perfect substitutes. Investors tend to prefer shorter-term bonds because these bonds bear less interest-rate risk. For these reasons, investors must be offered a positive liquidity premium to induce them to hold longer-term bonds. Such an outcome would modify the expectations theory by adding a positive liquidity premium to the equation that describes the relationship between long- and short-term interest rates. (MISHKIN, 2004, p. 133)

Mishkin (2004) apresenta como pode ser descrita na forma algébrica a teoria da preferência pela liquidez. A equação é semelhante à Teoria das Expectativas, apenas há inclusão da variável prêmio pela liquidez ( $l_{nt}$ ) que será sempre positiva, e aumentará de forma direta com maturidade do título. Sendo descrita pela seguinte fórmula:

$$i_{nt} = \frac{i_t + i_{t+1}^e + i_{t+2}^e \dots + i_{t+(n-1)}^e}{n} + l_{nt} \quad (8)$$

Em relação aos três fatos que devem ser explicados pela teoria, Mishkin (2004) afirma que a Teoria da Preferência pela Liquidez consegue explicar todos eles. Em relação ao primeiro, porque as taxas de juros de diferentes maturidades se movem juntas ao longo do tempo. Essa teoria apresenta uma resposta semelhante à Teoria das Expectativas, como os títulos são substitutos entre si, quando há uma mudança em um deles o outro também se move. Porém essa relação não é tão forte quanto da Teoria das Expectativas, pois os títulos

não são substitutos perfeitos. Além disso, pode haver mudança na variável prêmio pela liquidez que geraria outra alocação de portfólio.

No fato “b”, porque quando a taxa de juros está baixa a inclinação da curva normalmente é positiva, e porque quando a taxa de juros está alta a inclinação da curva é normalmente negativa. A teoria da preferência pela liquidez segue a mesma lógica da teoria das expectativas, porém novamente com a diferença do prêmio de liquidez. Por exemplo, se a ETTJ fosse horizontal a teoria das expectativas diria que a taxa de juros se manteria no mesmo nível atual no futuro. No entanto, a teoria da preferência pela liquidez diz que a taxa de curto prazo futura irá cair levemente no futuro, pois parte dessa taxa que aparece nos títulos longos é referente ao prêmio de liquidez.

Mishkin (2004) mostra que o fato “c” também pode ser explicado por essa teoria. O prêmio de liquidez permite que a curva quase sempre tenha inclinação positiva, isto é, os títulos longos tendo taxas de retorno esperadas maiores que os títulos curtos. Isso ocorre pelo fato do prêmio de liquidez aumentar *pari passu* que a maturidade do título.

The liquidity premium and preferred habitat theories are the most widely accepted theories of the term structure of interest rates because they explain the major empirical facts about the term structure so well. They combine the features of both the expectations theory and the segmented markets theory by asserting that a long-term interest rate will be the sum of a liquidity (term) premium and the average of the short-term interest rates that are expected to occur over the life of the bond. (MISHKIN, 2004, p. 137)

Portanto, segundo Mishkin (2004), a melhor teoria para explicar os formatos e movimentos da estrutura a termo da taxa de juros é a Teoria da Preferência pela Liquidez. No entanto outros autores, como Blanchard (2011), defendem a Teoria das Expectativas. Portanto, não há consenso em relação ao assunto.

### 3.2 RELAÇÃO ENTRE POLÍTICA MONETÁRIA E ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS

A ETTJ está incluída dentro do arcabouço da política monetária. Para que ela seja compreendida por completo é importante entender os instrumentos que o Banco Central utiliza para gerenciar a taxa de juros de curtíssimo prazo, e desta forma afetar toda a curva de rendimento. Os instrumentos são: recolhimento de compulsórios, *open market* e redesconto.

O recolhimento compulsório é um percentual dos depósitos á vista que os bancos comerciais devem depositar no Banco Central. Segundo Assaf Neto (2012), esse percentual

varia conforme as diretrizes da política monetária do Banco Central. Este é um importante instrumento, visto que interfere diretamente no multiplicador bancário, por consequência, na possibilidade de alavancagem financeira.

De forma geral, quanto maior o depósito compulsório, menor é o risco dos bancos comerciais. Isto porque, diminuindo o depósito compulsório, a liquidez dos bancos comerciais tende a aumentar, possibilitando que os mesmos emprestem mais dinheiro. Assim, o percentual dos depósitos compulsórios é capaz de afetar a atividade econômica como um todo.

Assaf Neto (2012) cita que o *open market* é o instrumento mais eficiente utilizado pelo Banco Central, pois ele afeta diretamente a base monetária e, por consequência, os meios de pagamento. O Open Market é utilizado frequentemente para regular a liquidez da economia no curtíssimo prazo. Quando o Banco Central tem como objetivo diminuir a taxa básica de juros da economia, títulos no mercado secundário são comprados, e desta forma injeta liquidez no sistema financeiro.

Assaf Neto (2012) mostra que o redesconto é a taxa que o Banco Central cobra quando um banco necessita de liquidez para fechar seu caixa e não consegue tais recursos por meios tradicionais, como o mercado interbancário. Se a taxa cobrada no redesconto for inferior àquela adotada pelo mercado, as instituições financeiras são incentivadas a elevar a oferta de crédito, apurando maiores lucros pelo diferencial entre a taxa cobrada dos depositantes e a taxa de redesconto paga ao Banco Central.

Segundo Carvalho *et al.* (2007), os economistas tentam entender porque a política monetária é tão poderosa, já que ela consiste em fixar uma taxa de juros que não é relevante para quase ninguém. James Tobin compartilhava da mesma dúvida:

A cauda chacoalha o cachorro. Ao mover delicadamente uma pequena cauda, Alan Greenspan chacoalha um cachorro enorme, a grande economia americana. Isto não é notável? A taxa sobre fundos federais é a mais curta de todas as taxas de juros, muito distante das taxas sobre ativos e dívidas pelas quais as empresas e famílias financiam os gastos em investimento real e consumo medidos no PIB. Por que a política monetária funciona? Como? É um mistério, que não é plenamente compreendido nem pelos banqueiros centrais, nem pelos economistas. (TOBIN, 2003, apud CARVALHO *et al.*, 2007, p. 198)

À procura de respostas para essa questão, Mishkin (2004), apresenta como diversos mecanismos de política monetária podem afetar o investimento e o crescimento de determinada economia.

The transmission mechanisms of monetary policy include traditional interest-rate channels that operate through the cost of capital and affect investment; other asset price channels such as exchange rate effects, Tobin's  $q$  theory, and wealth effects; and the credit view channels—the bank lending channel, the balance sheet channel, the cash flow channel, the unanticipated price level channel, and household liquidity effects. (MISHKIN, 2004, p. 629)

Serão apresentados os canais tradicionais de taxas de juros, e outros canais de transmissão por meio dos preços ativos. Além disso, os mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil.

### 3.2.1 Canais tradicionais de transmissão da política monetária

Mishkin (2004) descreve o canal de transmissão tradicional pelo seguinte esquema:

$$M \uparrow \Rightarrow i_r \downarrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \quad (9)$$

Sendo  $M \uparrow$  uma política monetária expansionista que leva a uma queda de juros reais ( $i_r \downarrow$ ), que reduz o custo do capital. Levando a um aumento do investimento ( $I \uparrow$ ) e impulsionando a demanda agregada e o produto ( $Y \uparrow$ ).

Originalmente esse mecanismo funcionava somente por meio das decisões empresariais de investimento. Como compra de maquinário e aumento da planta industrial. Segundo Mishkin (2004), esse mecanismo também se estende ao consumo das famílias para gastos com consumos duráveis, representados por compra de automóveis, geladeiras, imóveis dentre outros. Isso ocorre pois a diminuição da taxa de juros real incentiva os financiamentos para consumos duráveis.

No entanto, não é a taxa de juros de curto que afeta as decisões de investimento de empresários e famílias. Mishkin (2004) mostra que, a partir da teoria das expectativas em relação à curva de rendimento e do fenômeno dos preços rígidos, os agentes podem esperar taxas de juros reais mais baixas no futuro.

“An important feature of the interest-rate transmission mechanism is its emphasis on the real rather than the nominal interest rate as the rate that affects consumer and business decisions. In addition, it is often the real long-term interest rate and not the short-term interest rate that is viewed as having the major impact on spending. How is it that changes in the short-term nominal interest rate induced by a central bank result in a corresponding change in the real interest rate on both short- and long-term bonds? The key is the phenomenon known as sticky prices, the fact that the aggregate price level adjusts slowly over time, meaning that expansionary monetary policy, which lowers the short-term nominal interest rate, also lowers the short-term

real interest rate. The expectations hypothesis of the term structure [...], which states that the long-term interest rate is an average of expected future short-term interest rates, suggests that the lower real short-term interest rate leads to a fall in the real long-term interest rate. These lower real interest rates then lead to rises in business fixed investment, residential housing investment, inventory investment, and consumer durable expenditure, all of which produce the rise in aggregate output.” (MISHKIN, 2004, p. 617)

Minsky (2004) defende que mesmo com uma taxa juros próxima a zero é possível que a política monetária seja eficaz. Pois o que afeta de fato a decisão de investimento dos agentes é a taxa de juros real. Portanto se houver uma expansão monetária ( $M \uparrow$ ), podendo elevar o nível de preços esperado ( $P^e \uparrow$ ) e, assim, aumentar a inflação esperada ( $\pi^e \uparrow$ ). Isso causa uma redução da taxa de juros real ( $\downarrow i_r \Leftarrow (\bar{i} - \pi^e \uparrow)$ ) por meio da equação de Fisher. Tendo como efeito final um aumento do investimento ( $\uparrow I$ ) e do produto ( $\uparrow Y$ ).

$$M \uparrow \Rightarrow P^e \uparrow \Rightarrow \pi^e \uparrow \Rightarrow i_r \uparrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \quad (10)$$

### 3.2.2 Outros canais de Preços de Ativos

Como cita Mishkin (2004), o mecanismo da taxa de câmbio sobre as exportações líquidas vêm ganhando maior atenção dos formuladores da política monetária, isso se deve ao fato da adoção de taxas de câmbio flexíveis por grande parte dos países, e maior internacionalização das economias.

Esse mecanismo mostra que quando há uma política monetária expansionista, por consequência há uma diminuição da taxa de juros real. De acordo com Mishkin (2004), isto torna os depósitos em moeda local menos atraentes, que por sua vez levam a uma saída de capital estrangeiro provocando uma desvalorização da moeda local ( $E \downarrow$ ). Tal desvalorização deixa os produtos domésticos mais baratos no exterior. Causando um aumento das exportações líquidas ( $NX \uparrow$ ), e por consequência geram um crescimento do produto.

$$M \uparrow \Rightarrow i_r \downarrow \Rightarrow E \downarrow \Rightarrow NX \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \quad (11)$$

Outro mecanismo apresentado por Mishkin (2004) é a Teoria do  $q$  de Tobin que mostra de que forma a política monetária pode incentivar a alocação de recursos no mercado acionário, impulsionando os investimentos das empresas.

James Tobin developed a theory, referred to as Tobin's  $q$  Theory, that explains how monetary policy can affect the economy through its effects on the valuation of equities (stock). Tobin defines  $q$  as the market value of firms divided by the replacement cost of capital. If  $q$  is high, the market price of firms is high relative to the replacement cost of capital, and new plant and equipment capital is cheap relative to the market value of firms. Companies can then issue stock and get a high price for it relative to the cost of the facilities and equipment they are buying. Investment spending will rise, because firms can buy a lot of new investment goods with only a small issue of stock. (MISHKIN, 2004, p. 620)

A ideia central dessa teoria é que há uma ligação entre o  $q$  de Tobin e os gastos com investimentos. Quando há um aumento da oferta de moeda, os indivíduos passam a ter mais recursos, e parte desses recursos são investidos no mercado acionário. Isso leva a um aumento da demanda e dos preços das ações. Tal elevação dos preços das ações ( $P_e$ ) acarreta um aumento do  $q$  de Tobin, pois o custo de substituição de capital se torna mais barato em relação ao valor da firma. As empresas fazem novas emissões primárias, e aumentam seus gastos com investimentos. Novamente gerando um efeito positivo sobre a demanda agregada e o produto.

$$M \uparrow \Rightarrow P_e \uparrow \Rightarrow q \uparrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \quad (12)$$

Segundo Carvalho *et al.* (2007), o fator mais importante entre as variações na taxa de juros e o comportamento de consumidores e investidores é o efeito riqueza. Quando a autoridade monetária aumenta a taxa de juros de curto prazo ocorre também um deslocamento de toda a curva de rendimento. Esse fato impõe perdas para os agentes, principalmente nos que estiverem posicionados em vértices mais longos, assim eles tenderão a consumir menos.

Minsky (2004) traz que um dos componentes importantes dos recursos dos agentes é sua riqueza financeira, cujo principal componente são as ações ordinárias. O aumento no preço das ações ordinárias por meio da política monetária expansionista. Gera um efeito riqueza nos agentes, influenciando positivamente no seu consumo ( $C$ ), que por sua vez aumenta o produto da economia.

$$M \uparrow \Rightarrow P_e \uparrow \Rightarrow \text{riqueza} \uparrow \Rightarrow C \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \quad (13)$$

### 3.2.3 Mecanismos de transmissão de política monetária no Brasil

Como mostra Carvalho *et al.* (2007), o Brasil tem três características aparentemente contraditórias que influenciam nos mecanismos de transmissão da política monetária: a curva



de rendimentos é extremamente limitada em termos de duração de contratos, o canal do crédito também é pouco promissor, o canal da taxa de câmbio se mostra extremamente relevante. Os dois primeiros itens podem ser explicados por décadas de alta inflação da economia brasileira que limitou os horizontes de investimentos, e assim também inviabilizou o fornecimento de créditos por taxas de juros excessivamente altas.

No entanto a política monetária no Brasil vem se mostrando bem sucedida, na visão de Carvalho et al. (2007), existem duas hipóteses para esse fenômeno. A primeira delas em relação ao canal da taxa de câmbio:

Por um lado, dada a liberalização da conta de capitais promovida no Brasil especialmente na administração de Fernando Henrique Cardoso, em meados da década de 1990, o canal da taxa de câmbio parece ter se tornado especialmente importante no país. A manutenção de taxas de juros extraordinariamente elevadas por parte do Banco Central tem funcionado como um atrator permanente de capitais estrangeiros para o país. Com a adoção do regime de câmbio flutuante no início de 1999, como resultado do colapso do regime de câmbio anterior (causado em grande parte pela própria liberalização financeira), as condições estavam dadas para a valorização do real como instrumento de barateamento de importações. Este efeito, no caso brasileiro, era também reforçado pela sobrevivência de regras de indexação de contratos, especialmente nos setores da economia privatizados por Cardoso, que tornavam o preço de vários serviços públicos sensíveis a variações sejam do valor do próprio dólar americano, sejam de preços influenciados pelo mercado internacional, como é o caso de alguns bens intermediários. Assim, o canal da taxa de câmbio estaria tomando o lugar dos canais dos ativos e do crédito, o que implicaria a negligência com que o Banco Central do Brasil aborda o problema da sobrevalorização da moeda nacional. (CARVALHO *et al.*, 2007, p. 208)

Por outro lado, o encurtamento de horizontes devido a décadas de instabilidade macroeconômica fez com que os agentes se tornassem supersensíveis a sinais de curto prazo. Segundo Carvalho *et al.* (2007), por essa razão o acompanhamento da taxa de curtíssimo prazo passa a ser relevante para investimentos de horizontes mais prolongados.

Quando a taxa de juros de curtíssimo prazo situa-se em faixas com pisos de dois dígitos, as decisões de produção e investimento não são afetadas pelas taxas de juros mais longas, mas diretamente pela própria taxa de curtíssimo prazo. Assim, por exemplo, uma taxa de juros SELIC por volta de 20% ao ano já seria suficiente, por si mesma, para estimular, no mínimo, um adiamento de planos de investimento, já que ativos reais dificilmente ofereceriam retornos competitivos com essas taxas de juros. Com taxas de juros de curtíssimo prazo e curto prazo nesses níveis, a curva de rendimento é desnecessária, e o efeito das decisões de política monetária sobre a economia será, provavelmente, imediato. (CARVALHO *et al.*, 2007, p. 209)

Portanto espera-se que a ETTJ não tenha impacto significativo sobre a dinâmica macroeconômica, pois apenas o nível da curva já traria todas as informações relevantes para os agentes tomarem suas decisões. Tais indagações serão testadas por meio de dados ao longo desde trabalho.

### 3.3 EXTRAÇÃO DE FATORES COMUNS DA ETTJ NA ANÁLISE DE COMPONENTES PRINCIPAIS

Segundo Mingoti (2007), o objetivo da análise de componentes principais é explicar a estrutura de variância e covariância de um vetor aleatório, composto de  $p$  variáveis aleatórias através da construção de combinações lineares das variáveis originais. Estas combinações lineares são chamadas componentes principais, e são não correlacionadas entre si. As  $p$  variáveis aleatórias geram  $p$  componentes principais, todavia em geral é desejável reduzir o número de variáveis utilizadas, para um número  $k < p$ .

Assim, é feita uma aproximação da variância do vetor original com  $k$  variáveis, pelo vetor reduzido com  $p$  variáveis. Mingoti (2007) mostra que a qualidade do ajuste pode ser explicada pela relação entre a variância explicada pelo vetor reduzido e a variância original. Podemos ainda dizer que quando a distribuição de probabilidade do vetor aleatório for normal, os fatores terão também uma distribuição normal e serão ortogonais entre si. Uma vez determinadas os componentes principais, os seus valores numéricos denominados scores podem ser calculados para cada elemento amostral, permitindo assim que se utilizem técnicas estatísticas usuais como análise de regressão.

Considere o vetor aleatório  $Y = O'X$ , onde  $O_{p \times p}$  é a matriz ortogonal de dimensão  $p \times p$ , constituída dos autovetores normalizados da matriz de covariância  $\Sigma_{p \times p}$  do vetor aleatório original. Os autovetores normalizados são descritos como  $e_1, e_2, \dots, e_p$ . Temos então a matriz:

$$O = \begin{pmatrix} e_{11} & \dots & e_{p1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ e_{1p} & \dots & e_{pp} \end{pmatrix} = [e_1, e_2, \dots, e_p] \quad (14)$$

Assim o vetor  $Y$  é composto de  $p$  combinações lineares das variáveis do vetor  $X$ , tendo matriz de covariância:

$$\Lambda_{p \times p} = \begin{pmatrix} \lambda_1 & & 0 \\ & \lambda_2 & \\ 0 & & \lambda_p \end{pmatrix} \quad (15)$$

Desta forma as variáveis aleatórias componentes do vetor  $Y$  são não correlacionadas entre si e podem ser utilizadas como uma alternativa para descrever a estrutura de covariância

do vetor original  $X$ . Os vetores  $X$  e  $Y$  têm a mesma variância e a mesma variância generalizada, de tal forma que podemos utilizar os  $k < p$  fatores para descrever parcialmente a variância de  $X$  e reduzir a dimensionalidade original do problema.

Segundo Martellini, Priaulet e Priaulet (2003), a ACP se tornou popular no estudo da ETTJ, pois permite agregar os riscos dos títulos de forma não arbitrária. Há dois conceitos por trás dessa técnica que explicam esse fato:

- a) Vários títulos de diferentes maturidades são fortemente correlacionados. Mesmo não sendo perfeitamente correlacionadas, as maturidades são afetadas por um número limitado de choques econômicos comuns. Por isso há a tendência desses títulos se moverem na mesma direção ao longo do tempo.
- b) Variáveis altamente correlacionadas resultam em informações redundantes. Por isso, é interessante buscar fatores independentes que possam trazer informações adicionais sobre essas variáveis.

Martellini, Priaulet e Priaulet (2003) mostram que é possível extrair três fatores da ETTJ a partir da ACP. Estes são escolhidos pelos seus autovalores, e são chamados de nível, inclinação e curvatura.

**The parallel movement component** The data indicate that the component corresponding to the largest eigenvalue [...]. This is the reason this component is associated with parallel movements in the interest-rate curve. It can be interpreted as an average rate over shorter and longer maturities. It should be noted that this component always explains more than 60% of the variations in the curve, and provides some justification for simple hedging methods that rely on the assumption of parallel movements. (MARTELLINI; PRIAULET; PRIAULET, 2003, p. 72, grifo do autor)

**The slope oscillation component** The component corresponding to the second largest eigenvalue [...]. This function crosses the x-axis for an interest rate corresponding to a maturity ranging from 2 to 8 years, depending on the period and the country under consideration. This is the reason this component is associated with slope oscillation or a measure of the steepness of the interest-rate curve; that is, it exhibits a differential effect for the short- and the long-term end of the curve. It can be regarded as a short-term/long-term spread, and accounts for 5 to 30% of the changes of the yield curve. (MARTELLINI; PRIAULET; PRIAULET., 2003, p. 72-73, grifo do autor)

**The curvature component** The component corresponding to the third largest eigenvalue [...] has a different impact on each of the three segments of the yield curve (short, medium and long term). It brings more or less concavity to the intermediate segment of the curve [...]. This is the reason this component is associated with the curvature of the interest-rate curve. It accounts for 0 to 10% of the yield-curve changes. (MARTELLINI; PRIAULET; PRIAULET, 2003, p. 74, grifo do autor)

Demonstrado isso, é possível extrair informações mais relevantes da ETTJ para avaliar os impactos que a mesma tem sobre a dinâmica macroeconômica de determinada economia.

### 3.4 ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS E PREVISÃO MACROECONÔMICA

Blanchard (2011) analisa os fatos que levaram a curva de rendimento dos Estados Unidos da América (EUA) de uma inclinação negativa em novembro de 2000, para uma inclinação positiva em junho de 2001. Ele mostra que isso se deve a uma desaceleração inesperada na primeira metade de 2001. Nesse período os mercados financeiros esperavam que o produto se recuperasse e que as taxas de juros de curto prazo esperadas voltassem para níveis mais altos no futuro.

Enquanto em novembro de 2000 a situação era diferente. Como mostra Blanchard (2001), após muitos anos de crescimento acelerado, era esperado que a economia norte-americana tivesse uma desaceleração, que foi chamada de uma aterrissagem suave do produto. Era esperado que isso ocorresse, pois o produto naquele período estava acima de seu nível natural, então era visto de forma positiva uma desaceleração do crescimento econômico futuro pelos analistas.

Portanto, fica claro a partir da ilustração desses dois períodos que a curva de rendimento positivamente inclinada mostra uma aceleração do crescimento econômico futuro. Enquanto, uma curva de rendimento com declividade negativa prevê uma desaceleração da economia.

Estrella e Hardouvelis (1991) mostraram que a ETTJ foi um bom previsor de atividade econômica real dos EUA, no período de 1955 até 1988. O principal objetivo dos autores foi averiguar se, de fato, a inclinação da ETTJ traz informações relevantes sobre o crescimento futuro. A inclinação (*Spread*) foi calculada pela diferença das taxas dos títulos do tesouro americano de 3 meses e 10 anos. Os resultados foram expressivos, quando foi feita a relação do crescimento real do produto acumulado e a inclinação da ETTJ foi observado um poder de previsão de 16 trimestres à frente, com 95% de confiança. Em relação aos resultados marginais, foi observado que é possível prever o produto até 7 trimestres à frente, com 95% de confiança. Os modelos foram montados da seguinte forma:

$$\text{Mudaça Acumulada: } \left(\frac{400}{k}\right)(\log y_{t+k} - \log y_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Spread}_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$\text{Mudança Marginal: } \left(\frac{400}{j}\right) (\log y_{t+k} - \log y_{t+k-j}) = \beta_0 + \beta_1 \text{Spread}_t + u_t, j = 1 \text{ ou } 4 \quad (17)$$

sendo  $y_{t+k}$  o nível real de produto do trimestre  $t + k$ .  $k$  representa o horizonte de previsão. Já para mudanças marginais,  $j = 1$  é utilizado para previsões de 1 até 8 trimestres, e  $j = 4$  acima disso. Os componentes  $\left(\frac{400}{k}\right)$  e  $\left(\frac{400}{j}\right)$  foram utilizados para anualizar os dados.

Também foram feitos modelos de previsão para as variáveis acumuladas: Consumo, Consumo Durável, Investimento e Gasto do Governo. Segundo Estrella e Hardouvelis (1991), apenas o Gasto do Governo apresentou relação fraca com a ETTJ, o que já era esperado pelos autores, pois o Gasto do Governo é considerado uma variável determinada de forma exógena. Enquanto Consumo, Consumo Durável e Investimentos tiveram previsão de pelo menos 8 trimestres a frente, com 95% de confiança. Portanto, a ETTJ tem uma relação mais forte com variáveis macroeconômicas privadas do que com variáveis públicas.

Estrella e Hardouvelis (1991) adicionaram uma variável para representar o nível da ETTJ (RFF). Eles utilizaram uma estimativa das taxas reais de juros de curtíssimo prazo da economia dos EUA. Com isso, o poder de previsão do modelo aumentou de forma significativa. Os autores concluíram que as taxas de juros de curto prazo também tem papel importante sobre o crescimento do produto futuro. Os modelos podem ser descritos pelas seguintes equações:

$$\text{Mudança Acumulada: } \left(\frac{400}{k}\right) (\log y_{t+k} - \log y_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Spread}_t + \alpha_2 \text{RFF}_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

$$\text{Mudança Marginal: } \left(\frac{400}{j}\right) (\log y_{t+k} - \log y_{t+k-j}) = \beta_0 + \beta_1 \text{Spread}_t + \beta_2 \text{RFF}_t + u_t, \quad (19)$$

$j = 1 \text{ ou } 4$

Foram agregadas três novas variáveis ao modelo que utilizava o nível e a inclinação da ETTJ. São elas: o crescimento real do produto defasado (LDEP), a inflação defasada ( $\pi$ ), e uma variável que representa os principais indicadores da economia dos EUA (GLI). Assim, foi possível aumentar ainda mais o poder de previsão do modelo. Isso é comprovado pelo aumento dos  $R^2$  ajustado para todas as defasagens. Os autores elaboraram este modelo desta forma:

$$\left(\frac{400}{k}\right)(\log y_{t+k} - \log y_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Spread}_t + \alpha_2 \text{RFF}_t + \alpha_3 \text{GLI}_t + \alpha_4 \text{LDEP}_{t-k} + \alpha_5 \pi_{t-k} + \varepsilon_t \quad (20)$$

Após essas demonstrações empíricas do poder de previsão da ETTJ, Estrella e Hardouvelis (1991) concluíram da seguinte forma:

We present evidence that the slope of the yield curve can predict cumulative changes in real output for up to 4 years into the future and successive marginal changes in real output up to a year and a half into the future. The slope of the yield curve has extra predictive power over and above the predictive power of lagged output growth, lagged inflation, the index of leading indicators, and the level of real short-term interest rates. The slope outperforms survey forecasts both in-sample and out-of-sample, and it predicts all the private sector components of real GNP: consumption, consumer durables, and investment. Of course, the slope of the yield curve is not an unequivocal indicator of future economic activity. Although the slope of the yield curve outperforms all the other predictors we examined, the absolute size of the out-of-sample root mean squared errors of its forecasts is fairly large compared with the standard deviation of the real GNP growth rate. (ESTRELLA; HARDOUVELIS, 1991, p. 574-575)

The observed correlations do show that historically the information in the yield curve could have been useful not only to private investors but also to the Federal Reserve because it reflected, inter alia, factors that were not under the control of the monetary authorities. However, it is not clear that the slope will continue to predict well in the future, especially if the Federal Reserve were to adopt the slope as an information variable in its decision rules. The estimated historical correlations are not necessarily policy invariant. The policy invariance of the predictive power of the term structure is an important question for future research. (ESTRELLA; HARDOUVELIS, 1991, p. 575)

Ang, Piazzesi e Wei (2005) mostraram que o nível da ETTJ tem uma relação maior com o crescimento futuro da economia do que a inclinação. Também foi demonstrado que na economia dos EUA a curvatura da ETTJ não tem relação com o produto futuro. A explicação para esse fenômeno deve-se ao fato dos dados utilizados serem de série trimestral, e segundo os autores a curvatura teria apenas impacto em dados diários. As ideias gerais do artigo foram sintetizadas:

We present a model of yields and GDP growth for forecasting GDP. Our approach is motivated from term structure approaches for pricing bonds in a noarbitrage framework. The model is easily estimated and gives us a number of advantages to forecasting future economic growth. First, the model advocates using a select number of factors to summarize the information in the whole yield curve. These factors follow a VAR, and long-term forecasts for these factors and GDP are simply long-horizon forecasts implied by the VAR. Second, the yield-curve model guides us in choosing the right spread maturity in forecasting GDP growth. We find that the maximal maturity difference is the best measure of slope in this context. Third, the nominal short rate dominates the slope of the yield curve in forecasting GDP growth both in- and out-of-sample. We find that the factor structure is largely responsible for most of the efficiency gains resulting in better out-of-sample forecasts. In contrast, our term structure approach allows us to show that risk premia not captured by the factor dynamics matter less in forecasting GDP. However, an unanswered question is whether we can improve on these yield curve forecasts by combining

both term structure information and other macro variables. Furthermore, a better out-of-sample test than just using U.S. data is to use international data to test the efficiency gains of factor approaches implied by a term structure model. (ANG; PIAZZESI; WEI, 2005, p. 393-394)

Os resultados encontrados por Estrella e Hardouvelis (1991) e Ang, Piazzesi e Wei (2005) serão usados de base comparativa para a economia brasileira. Será possível averiguar se a relação entre ETTJ e crescimento futuro da economia brasileira é parecida com as dos EUA.

#### 4 ANÁLISE EMPÍRICA

Este capítulo será destinado à apresentação dos resultados encontrados e a forma que os mesmos foram elaborados. O objetivo central da seção é identificar relações entre a ETTJ e agregados macroeconômicos que serão usados como variáveis dependentes. A ETTJ foi extraída a partir das taxas de swap DI x Pré-negociadas na BMF/Bovespa de setembro de 2003 até outubro de 2014. Estas datas foram selecionadas devido à base de dados disponível. Os vértices da curva iniciam com 1 mês e vão até 8 anos. A periodicidade é mensal. Cada observação da curva tem 96 vértices. Coletou-se uma observação para cada mês, sendo esta referente ao último dia útil do mês. Após isso foi feita uma análise de componentes principais utilizando o software Gretl para extrair o nível, a inclinação e a curvatura da ETTJ. Assim, foi possível diminuir a quantidade de variáveis de 96 para 3 captando mais de 99% da variância total dos dados originais. A Figura 1 mostra a evolução da ETTJ de setembro de 2003 até outubro de 2014.

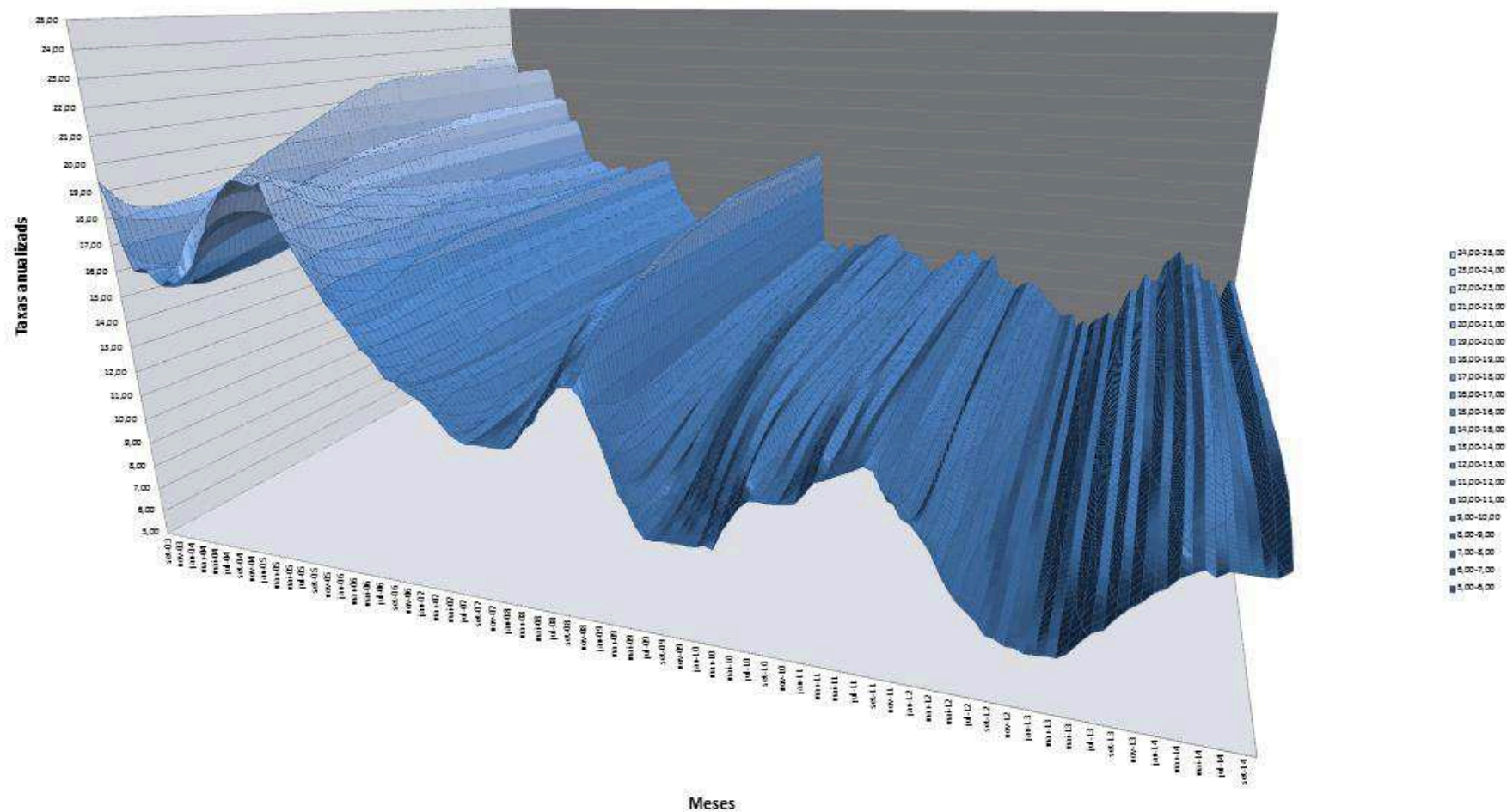
Além disso, foi feita uma análise de componentes principais com periodicidade trimestral. Neste caso, as observações para a ETTJ foram coletadas e tratadas de maneira semelhante, ou seja, a observação para cada trimestre é referente a curva do último dia útil do mesmo. Devido a isso, haverá pequenas divergências nos componentes da ETTJ mensal e trimestral, mas acredita-se que isto não invalida a análise. As estatísticas descritivas dos componentes principais da ETTJ e de alguns vértices são exibidas na Tabela 1.

As variáveis dependentes com periodicidade trimestral são produto interno bruto, investimentos, gastos do governo, consumo das famílias, exportações, e importações. Elas foram coletadas no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A série escolhida para todos os dados foi a variação percentual do trimestre em relação ao trimestre imediatamente anterior com ajuste sazonal. Os dados foram colocados em número-índice e posteriormente foi calculada a primeira diferença dos logaritmos.

O IBC-BR será a última variável dependente a ser analisada. Este índice é usado pelo Banco Central como antecedente do Produto Interno Bruto e apresenta a vantagem de ter periodicidade mensal. O dado foi coletado tendo como fonte o Banco Central do Brasil. A série selecionada foi o índice dessazonalizado da variável. Foi calculada a primeira diferença dos logaritmos em relação ao mês imediatamente anterior. O IBC-BR e as variáveis dependentes trimestrais também são exibidas na Tabela 1.



Figura 1 - Estrutura a Termo da Taxa de Juros de set/03 até out/14



Fonte: BMF Bovespa com elaboração própria.

Tabela 1 - Estatística Descritiva

Esta tabela apresenta as principais estatísticas descritivas dos dados utilizados neste trabalho.

Variáveis	Nº Observações	Frequência	Média	Mediana	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose	FAC	Transformação
Nível	134	Mensal	0,00	-2,80	9,60	0,65	-0,26	0,9402 ***	1
Inclinação	134	Mensal	0,00	-0,06	1,82	0,14	0,02	0,8930 ***	1
Curvatura	134	Mensal	0,00	-0,01	0,63	0,37	0,89	0,7496 ***	1
IBC-BR	133	Mensal	0,28	0,39	0,92	-0,99	3,81	-0,0730	2
Nível	45	Trimestral	0,00	-2,80	9,61	0,66	-0,13	0,8557 ***	1
Inclinação	45	Trimestral	0,00	-0,12	1,81	0,06	0,47	0,7535 ***	1
Curvatura	45	Trimestral	0,00	-0,05	0,63	0,09	0,17	0,4876 ***	1
Produto	44	Trimestral	0,85	1,04	1,22	-1,62	4,66	0,2471	2
Investimento	44	Trimestral	1,34	2,18	4,05	-1,29	3,02	0,4352 ***	2
Gasto do Governo	44	Trimestral	0,76	0,70	1,50	0,06	0,77	-0,5408 ***	2
Consumo Famílias	44	Trimestral	1,07	1,00	0,92	-0,59	2,00	0,0945	2
Exportações	44	Trimestral	1,04	1,44	4,25	-0,22	0,93	-0,3425 **	2
Importações	44	Trimestral	2,54	2,13	5,06	-1,05	3,83	0,1646	2
Vértice 1 mês	134	Mensal	12,29	11,32	3,51	0,59	-0,57	0,9780 ***	3
Vértice 3 meses	134	Mensal	12,30	11,31	3,47	0,59	-0,56	0,9796 ***	3
Vértice 6 meses	134	Mensal	12,36	11,46	3,39	0,55	-0,61	0,9780 ***	3
Vértice 9 meses	134	Mensal	12,43	11,59	3,32	0,50	-0,67	0,9745 ***	3
Vértice 12 meses	134	Mensal	12,52	11,81	3,24	0,45	-0,71	0,9707 ***	3
Vértice 24 meses	134	Mensal	12,88	12,20	2,95	0,42	-0,62	0,9525 ***	3
Vértice 36 meses	134	Mensal	13,07	12,29	2,83	0,56	-0,29	0,9372 ***	3
Vértice 48 meses	134	Mensal	13,19	12,46	2,79	0,72	0,08	0,9287 ***	3
Vértice 60 meses	134	Mensal	13,26	12,48	2,81	0,84	0,32	0,9244 ***	3
Vértice 72 meses	134	Mensal	13,32	12,53	2,84	0,95	0,54	0,9211 ***	3
Vértice 84 meses	134	Mensal	13,37	12,58	2,86	1,03	0,68	0,9182 ***	3
Vértice 96 meses	134	Mensal	13,41	12,63	2,87	1,11	0,86	0,9137 ***	3

Fonte: BMFBovespa, IBGE e BCB com elaboração própria.

Observações para o FAC: (\*) significante a 10%; (\*\*) significante a 5%; (\*\*\*) significante a 1%

Legenda para as transformações: (1) Análise de Componentes Principais; (2) Diferença dos Logarítmos; (3) Nenhuma

A tabela 1 mostra que as duas variáveis dependentes com maior desvio padrão são as importações e as exportações. As duas variáveis dependentes com menor desvio padrão são IBC-BR e o consumo das famílias. Todas as variáveis dependentes apresentam assimetria negativa, com exceção do investimento. A variável dependente com maior curtose foi o produto e com menor foi o gasto do governo. O FAC não apresentou significância para o IBC-BR, o produto, o consumo das famílias, e as importações.

Também na tabela 1 é possível notar que os desvios padrões dos vértices mais longos da ETTJ são menores que os curtos. No entanto a assimetria e curtose dos vértices mais longos são maiores que as dos vértices mais curtos. Todos os fatores comuns da ETTJ apresentam média zero, isso é decorrência da forma que foram estimados. Dentre os fatores comuns da ETTJ o nível tem o maior desvio padrão, isso acontece, pois o nível explica a maior parte da variância dos dados originais. Todas as variáveis explicativas apresentam FAC significativa.

Os modelos que envolvem a ETTJ foram estimados segundo três abordagens distintas. Inicialmente, foi estimado um modelo geral utilizando 6 defasagens do nível, da inclinação, da curvatura da ETTJ. Além das defasagens da própria variável dependente, totalizando assim 24 regressores mais a constante. Nas estimações com variáveis dependentes defasadas trimestrais há o problema do número de graus de liberdade devido ao tamanho reduzido da amostra, restando apenas 13 graus de liberdade em todos os casos. Portanto o modelo geral para essas variáveis deve ser interpretado com parcimônia em função destas limitações. O modelo geral é definido da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
 \textit{Modelo Geral: } X_t & & (21) \\
 &= \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_6 X_{t-6} + \beta_7 N_{t-1} + \dots + \beta_{12} N_{t-6} + \beta_{13} I_{t-1} + \beta_{18} I_{t-6} \\
 &+ \beta_{19} C_{t-1} + \dots + \beta_{24} C_{t-6} + u_t.
 \end{aligned}$$

onde  $X$  é a variável dependente selecionada,  $N$  é o nível,  $I$  é a inclinação,  $C$  é a curvatura, e  $u$  é o erro da estimação.

Com o intuito de amenizar o problema dos graus de liberdade, foi proposto um modelo específico. Isto é, foi identificado o modelo dentre todos os possíveis que obtivesse o menor valor para o critério de erro escolhido. Optou-se pelo Critério de Schwarz (critério de informação Bayesiano), pois ele tende a priorizar um modelo com número menor de

parâmetros em relação a outros critérios de erro. Hendry e Krolzig (2002) definem o critério de Schwarz (CS) da seguinte forma:

$$CS = -2 \log \frac{L}{T} + \frac{n \log(T)}{T}, \quad (22)$$

Sendo  $L$  a máxima verossimilhança,  $n$  o número estimado de parâmetros, e  $T$  o tamanho da amostra. Foi elaborada uma rotina no software Matlab para testar todas as combinações possíveis entre os 24 parâmetros com o objetivo de encontrar o modelo que minimize o critério de erro. Desta forma, foram feitas 16.777.215 simulações para cada uma das 7 variáveis dependentes. Além disso, foi adicionada ao modelo específico uma variável *dummy*, referente ao quarto trimestre de 2008 de modo a avaliar os efeitos da crise financeira sobre todas as variáveis dependentes. O período da variável *dummy* foi escolhido após a análise gráfica dos resíduos dos modelos gerais.

Para avaliar se os resultados encontrados nos modelos que utilizam a ETTJ são de fato relevantes, decidiu-se compará-los com os resultados de seus principais “concorrentes”: modelos auto-regressivos e o modelo de passeio aleatório. Os modelos auto-regressivos foram formulados de 3 formas. O primeiro modelo utilizou 6 defasagens da variável dependente, sendo visto como um modelo auto-regressivo geral. Após isso, encontrou-se o modelo que minimizasse o critério de Schwarz, o qual foi denominado de auto-regressivo específico. O terceiro modelo utilizou apenas a primeira defasagem da variável dependente, e foi chamado de auto-regressivo de ordem 1 ou AR(1). Por fim, foi simulado um modelo passeio aleatório para cada variável dependente.

A seguir será exibida a tabela 2 que apresenta a Soma dos Quadrados dos Resíduos (SQR) de todos os modelos estimados neste trabalho. Quanto menor a SQR menor é o erro do modelo. Desta forma, é possível perceber que os modelos que utilizam a ETTJ para prever os agregados macroeconômicos selecionados apresentam resultados melhores em relação aos modelos auto-regressivos e de passeio aleatório, levando em consideração esse critério de erro. Esse é um resultado importante, pois mostra que de fato a ETTJ apresenta informações relevantes na previsão da dinâmica macroeconômica brasileira.

Tabela 2 - Soma dos quadrados dos resíduos dos modelos estimados

Modelos	Produto	Investimento	Gasto do Governo	Consumo das Famílias
ETTJ Geral	9,45	67,64	15,46	5,62
ETTJ Específico	14,02	136,31	47,35	8,02
ETTJ Específico com Dummy	10,45	127,35	35,95	7,04
Auto-Regressivo Geral	51,91	405,15	49,73	27,36
Auto-Regressivo Específico	55,56	430,61	53,81	29,60
Auto-Regressivo de ordem 1	57,48	536,24	53,81	32,01
Passeio Aleatório	92,31	718,38	233,98	62,78

Modelos	Exportações	Importações	IBC-BR
ETTJ Geral	320,17	284,97	71,08
ETTJ Específico	402,76	519,16	76,36
ETTJ Específico com Dummy	363,09	509,78	66,51
Auto-Regressivo Geral	596,52	912,45	96,32
Auto-Regressivo Específico	621,69	985,10	98,01
Auto-Regressivo de ordem 1	621,69	986,09	99,68
Passeio Aleatório	2066,62	1615,34	206,50

Fonte: Gretl e Excel com elaboração própria

As próximas seções serão destinadas às análises de todos os modelos descritos acima para as variáveis produto interno bruto, investimentos, gastos do governo, consumo das famílias, exportações, importações, e IBC-BR.

#### 4.1 RESULTADO PARA A VARIÁVEL INVESTIMENTOS

O investimento é apresentado por Blanchard (2011) como o componente da demanda agregada mais sensível às variações da taxa de juros. No modelo IS-LM ele é mecanismo de transmissão da política monetária, as mudanças nos juros alteram o investimento que por fim afetam produto da economia. Não apenas a taxa de juros deve ser considerada na decisão de investimento, outros fatores centrais são os gastos concentrados irreversíveis e os lucros esperados. Os resultados dessa seção se encontram nas tabelas 3 e 4.

O modelo geral mostra significância de algumas defasagens do investimento e do nível da ETTJ. Além disso, a primeira defasagem da curvatura apresenta o menor *p-valor* de todos os regressores. Além disso, o modelo específico selecionou apenas a segunda defasagem do investimento que tem sinal negativo. Isso pode ser explicado devido ao fato das empresas usualmente utilizarem capital de terceiros para seus empreendimentos, como em algum momento é necessário quitar essa dívida, gastos elevados no passado acabam influenciando negativamente o presente.

Para a variável nível da ETTJ foram selecionadas a primeira e a sexta defasagens com sinais negativo e positivo, respectivamente. Como esperado, uma taxa de juros alta no curto

prazo afeta negativamente o investimento, devido ao aumento do custo do crédito e maior atratividade das aplicações financeiras. Porém, o efeito é o inverso e de magnitude parecida para a defasagem longa, praticamente anulando os efeitos. Pode-se argumentar que isso se deve ao fato da política monetária não apresentar efeitos de médio e longo prazo. Blanchard (2011) chama esse fenômeno de neutralidade da moeda. Tendo em vista que a economia se encontra em seu produto natural, no curto prazo uma política monetária expansionista aumenta o produto e os preços, e diminui os juros nominal e real da economia. O impacto dessa medida dependerá das inclinações das curvas IS, LM e OA. No entanto, no médio prazo os agentes adequam suas expectativas levando o produto e os juros reais aos seus patamares iniciais. Tendo como efeito final apenas um aumento dos preços e das taxas de juros nominais. Assim a política monetária atinge apenas variáveis nominais no médio prazo.

Verificou-se que a segunda defasagem da variável inclinação da ETTJ tem sinal positivo, esse resultado vai de encontro com os apresentados por Estrella e Hardouvelis (1991). Blanchard (2011) diz que quando a inclinação da ETTJ é positiva os agentes acreditam em uma melhora da situação econômica. Portanto os empresários passam a investir mais. Já a primeira defasagem da curvatura da ETTJ é a última variável do modelo específico selecionada e apresenta sinal positivo. Acredita-se que a aceleração das taxas de juros futuras no período anterior incentiva os gastos dos agentes no presente. Essa evidência aparece para todos os componentes da demanda agregada, exceto para os gastos do governo. Dessa forma o modelo específico é descrito da seguinte forma:

$$Invest_t = -0,25 - 0,53 Invest_{t-2}^{***} - 0,57N_{t-1}^{***} + 0,51N_{t-6}^{***} + 0,56I_{t-2}^{(23)} + 7,65C_{t-1}^{***} + u_t.$$

Como esperado a variável dummy apresentou sinal negativo, porém foi insignificante. Por fim, o R-quadrado ajustado mostrou valores para o modelo específico de 0,77, isso demonstra o alto poder de previsão da ETTJ sobre essa variável.

Tabela 3 - Modelos Investimento - ETTJ

Variáveis	Geral		Específico		Específico Com Dummy	
	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor
const	0,88	0,348	-0,25	0,562	-0,06	0,887
Invest_1	0,10	0,698				
Invest_2	-0,96	0,004 ***	-0,53	0,000 ***	-0,50	0,000 ***
Invest_3	0,12	0,686				
Invest_4	-0,70	0,035 **				
Invest_5	0,43	0,064 *				
Invest_6	-0,51	0,031 **				
Nivel_1	-1,09	0,050 *	-0,57	0,000 ***	-0,53	0,000 ***
Nivel_2	1,28	0,078 *				
Nivel_3	-0,40	0,464				
Nivel_4	-0,40	0,445				
Nivel_5	-0,43	0,451				
Nivel_6	0,95	0,019 **	0,51	0,000 ***	0,49	0,000 ***
Inclin_1	0,38	0,701				
Inclin_2	1,75	0,170	0,56	0,060 *	0,51	0,084 *
Inclin_3	0,44	0,737				
Inclin_4	-1,43	0,295				
Inclin_5	-0,58	0,687				
Inclin_6	1,50	0,175				
Curvat_1	12,06	0,002 ***	7,65	0,000 ***	7,33	0,000 ***
Curvat_2	-4,67	0,187				
Curvat_3	0,59	0,851				
Curvat_4	-0,91	0,822				
Curvat_5	4,16	0,273				
Curvat_6	-1,05	0,605				
Dummy					-3,33	0,150
	P-valor (F)	0,00	P-valor (F)	0,00	P-valor (F)	0,00
	R-quadrado	0,90	R-quadrado	0,80	R-quadrado	0,81
	R <sup>2</sup> ajustado	0,71	R <sup>2</sup> ajustado	0,77	R <sup>2</sup> ajustado	0,77
	Critério Schwarz	220,69	Critério Schwarz	178,20	Critério Schwarz	179,26
	SQR	67,64	SQR	136,31	SQR	127,35
	F(24, 13)		F(5, 32)		F(6, 31)	

Fonte: Gretl com elaboração própria

Observações para o P-valor: (\*) significativa a 10%; (\*\*) significativa a 5%; (\*\*\*) significativa a 1%

A tabela 3 apresenta os parâmetros estimados para os modelos auto-regressivos. É possível perceber que os valores para o critério de Schwarz e para o *R-quadrado* ajustado são significativamente menores em relação aos modelos que utilizam componentes da ETTJ. Portanto os modelos com a ETTJ apresentam maior poder de explicação. A seguir serão apresentados os modelos de consumo das famílias.

Tabela 4 - Modelos Investimento - AR

Variáveis	Auto Regressivo Geral		Auto Regressivo Específico		Auto Regressivo (1)	
	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor
const	1,39	0,109	1,39	0,060 *	0,61	0,364
Invest_1	0,68	0,001 ***	0,59	0,001 ***	0,47	0,004 ***
Invest_2	-0,58	0,011 **	-0,43	0,010 **		
Invest_3	0,23	0,312				
Invest_4	-0,42	0,082 *	-0,18	0,250		
Invest_5	0,25	0,255				
Invest_6	-0,18	0,341				
	P-valor (F)	0,01	P-valor (F)	0,00	P-valor (F)	0,00
	R-quadrado	0,40	R-quadrado	0,36	R-quadrado	0,21
	R <sup>2</sup> ajustado	0,28	R <sup>2</sup> ajustado	0,31	R <sup>2</sup> ajustado	0,18
	Critério Schwarz	223,24	Critério Schwarz	214,64	Critério Schwarz	215,70
	SQR	405,15	SQR	430,61	SQR	536,24
	F(6, 31)		F(3, 34)		F(1, 36)	

Fonte: Gretl com elaboração própria

Observações para o P-valor: (\*) significante a 10%; (\*\*) significante a 5%; (\*\*\*) significante a 1%

#### 4.2 RESULTADO PARA A VARIÁVEL CONSUMO DAS FAMÍLIAS

Blanchard (2011) apresenta o consumo no modelo IS-LM como soma de consumo autônomo e propensão marginal a consumir multiplicada pela renda disponível. Porém, em uma versão mais sofisticada aparecem os conceitos de riqueza humana e riqueza não humana<sup>1</sup>.

Nas tabelas 5 e 6 são apresentados os modelos para o consumo das famílias. Em relação ao modelo geral, a primeira e segunda defasagem da variável dependente que mostram sinal negativo. Além disso, apresentaram significância a primeira defasagem da inclinação e da curvatura da ETTJ. Já no modelo específico a constante é significante e apresenta um coeficiente próximo a um. As defasagens do consumo das famílias mostram um ciclo de consumo de um ano e meio. Pois as duas primeiras defasagens têm influência negativa nos gastos presentes. Todavia, após cinco e seis trimestres, o impacto passa a ser positivo.

<sup>1</sup> A riqueza humana é o valor presente da renda esperada do trabalho. A riqueza não humana pode ser dividida em riqueza financeira e riqueza imobiliária. A riqueza financeira é a soma do valor das ações, títulos, saldos em conta corrente e saldos em poupança. Já a riqueza imobiliária é o valor de todos os imóveis subtraídos das hipotecas que o indivíduo possui. Assim, a riqueza humana e riqueza não humana dependem das ações da autoridade monetária.



Tabela 5 - Modelos Consumo das Famílias - ETTJ

Variáveis	Geral		Específico		Específico Com Dummy	
	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor
const	1,05	0,474	0,97	0,001 ***	0,99	0,001 ***
ConsFam_1	-0,55	0,069 *	-0,41	0,002 ***	-0,33	0,011 **
ConsFam_2	-0,49	0,094 *	-0,43	0,001 ***	-0,42	0,000 ***
ConsFam_3	-0,16	0,690				
ConsFam_4	0,09	0,815				
ConsFam_5	0,33	0,225	0,41	0,001 ***	0,36	0,002 ***
ConsFam_6	0,36	0,188	0,31	0,008 ***	0,31	0,006 ***
Nivel_1	-0,18	0,196				
Nivel_2	-0,07	0,631	-0,19	0,000 ***	-0,15	0,001 ***
Nivel_3	0,12	0,442	0,10	0,024 **	0,08	0,049 **
Nivel_4	0,03	0,868				
Nivel_5	0,07	0,662	0,14	0,000 ***	0,12	0,000 ***
Nivel_6	0,05	0,721				
Inclin_1	-0,47	0,068 *	-0,28	0,005 ***	-0,25	0,010 ***
Inclin_2	0,19	0,600				
Inclin_3	0,09	0,822				
Inclin_4	0,09	0,836				
Inclin_5	-0,17	0,673				
Inclin_6	-0,01	0,970				
Curvat_1	2,00	0,013 **	1,22	0,000 ***	1,09	0,000 ***
Curvat_2	0,30	0,715				
Curvat_3	0,08	0,926				
Curvat_4	-0,33	0,771				
Curvat_5	-0,10	0,896				
Curvat_6	-0,52	0,281	-0,46	0,012 **	-0,42	0,018 **
Dummy					-1,23	0,068 *
	P-valor (F)	0,04	P-valor (F)	0,00	P-valor (F)	0,00
	R-quadrado	0,82	R-quadrado	0,75	R-quadrado	0,78
	R <sup>2</sup> ajustado	0,50	R <sup>2</sup> ajustado	0,66	R <sup>2</sup> ajustado	0,69
	Critério Schwarz	126,17	Critério Schwarz	88,74	Critério Schwarz	87,43
	SQR	5,62	SQR	8,02	SQR	7,04
	F(24, 13)		F(10, 27)		F(11, 26)	

Fonte: Gretl com elaboração própria

Observações para o P-valor: (\*) significante a 10%; (\*\*) significante a 5%; (\*\*\*) significante a 1%

As defasagens do nível da ETTJ também mostram a evidência de um ciclo onde os juros altos há dois trimestres têm influência negativa no consumo. No entanto, a partir do terceiro trimestre, esse fenômeno se reverte. É interessante destacar que, no investimento, a primeira defasagem do nível que tem influência entretanto, para o consumo, é a segunda. Isso demonstra que os empresários reagem mais rápido às mudanças da taxa juros de curto prazo em relação às famílias.

A primeira defasagem da inclinação da ETTJ apresentou coeficiente negativo, contrariando os resultados encontrados por Estrella e Hardouvelis (1991). Esse fenômeno pode ser explicado da seguinte forma. Quando um assalariado decide comprar um bem-durável, o agente que irá financiá-lo se baseia nas taxas de juros longas. Uma inclinação

negativa da ETTJ mostra que as taxas de juros longas são menores que as taxas de juros curtas. Assim é possível fazer um financiamento a um custo menor, se comparado com as taxas de curto prazo, permitindo que a parcela caiba no orçamento do consumidor. O efeito final disso é o aumento do consumo das famílias.

A curvatura da ETTJ por sua vez, apresentou a primeira e sexta defasagens significativas, sendo elas positiva e negativa, respectivamente. Da mesma forma que nos modelos de investimento a primeira defasagem da curvatura é positiva, novamente acredita-se que essa aceleração de taxas no período anterior estimula o consumo no presente. Em relação à sexta defasagem negativa, até o momento não há nenhuma evidência conclusiva para esse resultado, seria necessário outro trabalho focado no consumo das famílias para apurar as possíveis causas disso. O modelo específico do consumo das famílias é descrito da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \text{ConsFam}_t = & 0,97^{***} - 0,41 \text{ConsFam}_{t-1}^{***} - 0,43 \text{ConsFam}_{t-2}^{***} & (24 \\ & + 0,41 \text{ConsFam}_{t-5}^{***} + 0,31 \text{ConsFam}_{t-6}^{***} - 0,19N_{t-2}^{***} + 0,10N_{t-3}^{**} \\ & + 0,14N_{t-5}^{***} - 0,28I_{t-1}^{***} + 1,22C_{t-1}^{***} - 0,46C_{t-6}^{***} + u_t. \end{aligned}$$

A variável *dummy* inserida apresentou significância estatística abaixo de 10%. Isso mostra que a ETTJ não conseguiu prever o impacto da crise no consumo das famílias tão bem quanto no caso do investimento. Esse resultado já era esperado, pois os empresários são mais sensíveis às mudanças do cenário macroeconômico.

O modelo específico apresentou um  $R^2$  ajustado de 0,66. Com a inclusão da *dummy* o resultado foi para 0,69. Assim a ETTJ se mostra como um bom indicador para o consumo futuro das famílias.

É interessante notar que nos modelos auto-regressivos os resultados para o  $R^2$  ajustado, critério de Schwarz e SQR estão muito distantes dos modelos que utilizam a ETTJ, mostrando novamente como a inclusão das variáveis nível, inclinação e curvatura ajudam na previsão do consumo futuro. A seguir serão apresentados os resultados para o gasto do governo.

Tabela 6 - Modelos Consumo das Famílias - AR

Variáveis	Auto Regressivo Geral		Auto Regressivo Específico		Auto Regressivo (1)	
	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor
const	0,47	0,412	0,72	0,005 ***	0,98	0,000 ***
ConsFam_1	0,04	0,800			0,05	0,752
ConsFam_2	-0,16	0,366				
ConsFam_3	0,07	0,696				
ConsFam_4	0,08	0,661				
ConsFam_5	0,17	0,322				
ConsFam_6	0,28	0,106	0,28	0,090 *		
	P-valor (F)	0,51	P-valor (F)	0,09	P-valor (F)	0,75
	R-quadrado	0,15	R-quadrado	0,08	R-quadrado	0,00
	R <sup>2</sup> ajustado	-0,02	R <sup>2</sup> ajustado	0,05	R <sup>2</sup> ajustado	-0,02
	Critério Schwarz	120,82	Critério Schwarz	105,62	Critério Schwarz	108,59
	SQR	27,36	SQR	29,60	SQR	32,01
	F(6, 31)		F(1, 36)		F(1, 36)	

Fonte: Gretl com elaboração própria

Observações para o P-valor: (\*) significante a 10%; (\*\*) significante a 5%; (\*\*\*) significante a 1%

#### 4.3 RESULTADO PARA A VARIÁVEL GASTO DO GOVERNO

Segundo Blanchard (2011), os gastos do governo são exógenos na economia, portanto há total liberdade de modificá-lo dependendo dos objetivos de determinado país. Porém, é importante ressaltar o limitante da dívida pública nesse processo. Nas tabelas 7 e 8 são apresentados os resultados para os gastos do governo.

O modelo geral apresenta significância para algumas defasagens dos gastos públicos, além do nível, da inclinação e da curvatura da ETTJ. No entanto, no modelo específico as únicas variáveis significativas são a constante, a primeira defasagem dos gastos do governo, e a sexta defasagem da inclinação. Este resultado vai de encontro com as evidências apresentadas por Blanchard (2011), pois demonstra que a ETTJ tem menor poder de previsão sobre os gastos do governo dentre todas as variáveis da demanda agregada. A constante apresenta sinal positivo. A primeira defasagem dos gastos do governo é negativa, tendo aproximadamente a metade do coeficiente da constante. Assim, se o governo aumentar demasiadamente seus gastos em um período, ele estará prejudicando seus gastos futuros.

Tabela 7 - Modelos Gasto do Governo - ETTJ

Variáveis	Geral		Específico		Específico Com Dummy	
	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor
const	2,11	0,045 **	1,12	0,000 ***	1,14	0,000 ***
Gpub_1	-0,78	0,007 ***	-0,60	0,000 ***	-0,50	0,000 ***
Gpub_2	-0,43	0,169				
Gpub_3	-0,54	0,084 *				
Gpub_4	-0,69	0,071 *				
Gpub_5	0,02	0,953				
Gpub_6	0,16	0,536				
Nivel_1	0,01	0,966				
Nivel_2	0,14	0,608				
Nivel_3	-0,32	0,184				
Nivel_4	-0,29	0,266				
Nivel_5	0,57	0,041 **				
Nivel_6	-0,08	0,711				
Inclin_1	-0,30	0,474				
Inclin_2	1,08	0,108				
Inclin_3	-1,53	0,031 **				
Inclin_4	0,11	0,887				
Inclin_5	0,65	0,310				
Inclin_6	0,01	0,986	0,22	0,036 **	0,25	0,009 ***
Curvat_1	1,31	0,283				
Curvat_2	-2,37	0,084 *				
Curvat_3	1,56	0,223				
Curvat_4	2,10	0,151				
Curvat_5	-0,77	0,597				
Curvat_6	-0,72	0,347				
Dummy					-3,56	0,002 ***
	P-valor (F)	0,08	P-valor (F)	0,00	P-valor (F)	0,00
	R-quadrado	0,80	R-quadrado	0,38	R-quadrado	0,53
	R <sup>2</sup> ajustado	0,42	R <sup>2</sup> ajustado	0,34	R <sup>2</sup> ajustado	0,49
	Critério Schwarz	164,60	Critério Schwarz	127,11	Critério Schwarz	120,28
	SQR	15,46	SQR	47,35	SQR	35,95
	F(24, 13)		F(2, 35)		F(3, 34)	

Fonte: Gretl com elaboração própria

Observações para o P-valor: (\*) significativa a 10%; (\*\*) significativa a 5%; (\*\*\*) significativa a 1%

A última variável do modelo específico é a sexta defasagem da inclinação que apresenta sinal positivo. Como mostra Blanchard (2011), uma inclinação positiva na ETTJ pode indicar um aumento dos gastos do governo. Esse processo é explicado por meio do modelo IS-LM onde um aumento dos gastos do governo desloca a curva IS para a direita, o efeito final disso é o aumento dos juros e do produto da economia. A equação do modelo específico para os gastos do governo é descrita da seguinte forma:

$$Gpub_t = 1,12^{***} - 0,60 Gpub_{t-1}^{***} + 0,22I_{t-6}^{**} + u_t. \quad (25)$$

A variável *dummy* apresentou sinal negativo e alta significância. Esperava-se que acontecesse justamente o contrário, o governo deveria ter tomado atitudes anticíclicas. Tal fato pode ser explicado pelas contas públicas já estarem no seu limite, e por esse motivo o governo não teria margem de manobra para reagir à crise.

O  $R^2$  ajustado para o modelo específico foi 0,34, e para o modelo com *dummy* foi 0,49. Portanto, houve uma melhora significativa na estimação dos resultados devido à forma imprevisível que o governo reagiu a esse evento. É importante ressaltar que os modelos para investimento e consumo das famílias tiveram  $R^2$  ajustados muito maiores que os dos gastos do governo. Estrella e Hardouvelis (1991) encontraram as mesmas evidências.

Os modelos auto-regressivos apresentaram resultados muito próximos aos modelos que incluem a ETTJ, mostrando que a inclusão das variáveis nível, inclinação e curvatura adicionam pouco poder preditivo sobre os gastos do governo. A seguir serão analisadas as exportações.

Tabela 8 - Modelos Gasto do Governo - AR

Variáveis	Auto Regressivo Geral		Auto Regressivo Específico		Auto Regressivo (1)	
	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor
const	1,70	0,009 ***	1,12	0,000 ***	1,12	0,000 ***
Gpub_1	-0,59	0,003 ***	-0,55	0,000 ***	-0,55	0,000 ***
Gpub_2	-0,13	0,538				
Gpub_3	-0,25	0,225				
Gpub_4	-0,23	0,278				
Gpub_5	-0,03	0,873				
Gpub_6	-0,09	0,585				
	P-valor (F)	0,03	P-valor (F)	0,00	P-valor (F)	0,00
	R-quadrado	0,35	R-quadrado	0,30	R-quadrado	0,30
	R <sup>2</sup> ajustado	0,22	R <sup>2</sup> ajustado	0,28	R <sup>2</sup> ajustado	0,28
	Critério Schwarz	143,52	Critério Schwarz	128,33	Critério Schwarz	128,33
	SQR	49,73	SQR	53,81	SQR	53,81
	F(6, 31)		F(1, 36)		F(1, 36)	

Fonte: Gretl com elaboração própria

Observações para o P-valor: (\*) significante a 10%; (\*\*) significante a 5%; (\*\*\*) significante a 1%

#### 4.4 RESULTADOS PARA A VARIÁVEL EXPORTAÇÕES

De acordo com Blanchard (2011), as exportações dependem essencialmente de duas variáveis: renda externa e câmbio. O autor também mostra que a taxa de câmbio é função da

taxa de câmbio esperada, e da diferença das taxas juros atuais e esperadas de ambos os países. Portanto se houver uma mudança na taxa de câmbio, ela será absorvida parcialmente pela ETTJ. Os modelos para exportações são exibidos nas tabelas 9 e 10.

Tabela 9 - Modelos Exportações - ETTJ

Variáveis	Geral		Específico		Específico Com Dummy	
	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor
const	0,93	0,606	1,19	0,058 *	1,37	0,027 **
Export_1	-0,53	0,089 *	-0,49	0,001 ***	-0,51	0,001 ***
Export_2	0,08	0,834				
Export_3	0,13	0,720				
Export_4	0,12	0,742				
Export_5	0,13	0,742				
Export_6	-0,22	0,505	-0,27	0,058 *	-0,26	0,059 *
Nivel_1	0,14	0,889				
Nivel_2	0,26	0,813				
Nivel_3	-0,14	0,891				
Nivel_4	-0,59	0,571				
Nivel_5	-0,05	0,959				
Nivel_6	0,62	0,368	0,13	0,045 **	0,12	0,052 *
Inclin_1	0,10	0,965				
Inclin_2	-1,28	0,616				
Inclin_3	1,06	0,722				
Inclin_4	-1,25	0,653				
Inclin_5	-0,19	0,949				
Inclin_6	0,65	0,743				
Curvat_1	3,46	0,504	4,23	0,002 ***	3,64	0,006 ***
Curvat_2	-4,80	0,420	-3,04	0,019 **	-1,76	0,210
Curvat_3	-1,87	0,704				
Curvat_4	4,85	0,445				
Curvat_5	-0,07	0,989				
Curvat_6	-0,34	0,915				
Dummy					-7,50	0,075 *
	P-valor (F)	0,78	P-valor (F)	0,00	P-valor (F)	0,00
	R-quadrado	0,57	R-quadrado	0,45	R-quadrado	0,51
	R <sup>2</sup> ajustado	-0,23	R <sup>2</sup> ajustado	0,37	R <sup>2</sup> ajustado	0,41
	Critério Schwarz	279,77	Critério Schwarz	219,37	Critério Schwarz	219,07
	SQR	320,17	SQR	402,76	SQR	363,09
	F(24, 13)		F(5, 32)		F(6, 31)	

Fonte: Gretl com elaboração própria

Observações para o P-valor: (\*) significativa a 10%; (\*\*) significativa a 5%; (\*\*\*) significativa a 1%

No modelo geral a única variável significativa é a primeira defasagem das exportações. Já no modelo específico, a constante passa a ser significativa e apresenta sinal positivo. A primeira e a sexta defasagens das exportações foram significativas e ambas tem sinal negativo. Isso demonstra que conforme os estoques abaixam, não é possível manter as

mesmas taxas de exportações anteriores. A sexta defasagem do nível também apresenta sinal positivo.

Em relação à curvatura, a primeira e a segunda defasagens foram selecionadas no modelo específico. A primeira defasagem tem sinal positivo, portanto a aceleração das taxas futuras impulsionam as exportações em um primeiro momento, resultado semelhante ao do investimento e consumo das famílias. Porém a segunda defasagem tem sinal negativo e coeficiente menor, assim parte desse efeito é devolvido no período seguinte. A equação do modelo específico das exportações é descrita a seguir:

$$Export_t = -1,19^{***} - 0,49 Export_{t-1}^{***} - 0,27 Export_{t-6}^* + 0,13 N_{t-6}^{**} + 4,23 C_{t-1}^{***} - 3,04 C_{t-1}^{**} + u_t. \quad )$$

A variável *dummy* apresentou significância e teve um coeficiente de -7,5. Este resultado veio em linha com a teoria, pois em períodos de crise o comércio entre países é fortemente afetado. Outro fato interessante é que a segunda defasagem da curvatura deixa de ser significativa, portanto ela foi responsável por captar grande parte do efeito da crise de 2008.

O  $R^2$  ajustado para o modelo específico foi 0,37, enquanto que para o modelo com *dummy* foi 0,41. Resultado que fica bem abaixo dos encontrados para investimento e consumo das famílias, isso também vai de encontro com a teoria já que o câmbio e as exportações são variáveis de difícil controle para a política monetária.

Os modelos auto-regressivos mostraram critérios de informação muito inferiores aos modelos que incluem a ETTJ. Assim, é possível concluir que a ETTJ é um importante componente para a previsão das exportações futuras. A seguir serão demonstrados os resultados para as importações

Tabela 10 - Modelos Exportações - AR

Variáveis	Auto Regressivo Geral		Auto Regressivo Específico		Auto Regressivo (1)	
	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor
const	1,22	0,170	1,00	0,151	1,00	0,151
Export_1	-0,40	0,028 **	-0,40	0,014 **	-0,40	0,014 **
Export_2	-0,02	0,922				
Export_3	0,04	0,851				
Export_4	0,03	0,869				
Export_5	-0,04	0,827				
Export_6	-0,19	0,271				
	P-valor (F)	0,32	P-valor (F)	0,01	P-valor (F)	0,01
	R-quadrado	0,19	R-quadrado	0,16	R-quadrado	0,16
	R <sup>2</sup> ajustado	0,04	R <sup>2</sup> ajustado	0,13	R <sup>2</sup> ajustado	0,13
	Critério Schwarz	237,94	Critério Schwarz	221,32	Critério Schwarz	221,32
	SQR	596,52	SQR	621,69	SQR	621,69
	F(6, 31)		F(1, 36)		F(1, 36)	

Fonte: Gretl com elaboração própria

Observações para o P-valor: (\*) significante a 10%; (\*\*) significante a 5%; (\*\*\*) significante a 1%

#### 4.5 RESULTADOS PARA A VARIÁVEL IMPORTAÇÕES

Blanchard (2011) mostra que as importações dependem da renda interna e da taxa de câmbio. Assim as importações devem ter um comportamento semelhante ao consumo das famílias, pois ambas estão vinculadas com a renda interna. Os resultados são apresentados nas tabelas 11 e 12.

No modelo geral apenas a primeira defasagem da curvatura foi significativa. Já no modelo específico, a constante foi insignificante. Para o nível, as defasagens significantes foram a primeira e a sexta, sendo elas positiva e negativa, respectivamente. Assim as importações apresentam um comportamento cíclico parecido com o investimento e o consumo das famílias. A última variável utilizada no modelo específico foi a primeira defasagem da curvatura que teve sinal positivo. Portanto mais uma vez, a aceleração das taxas futuras implica em um aumento da variável dependente no período seguinte. O modelo específico é escrito da seguinte forma:

$$Import_t = 0,57 - 0,51N_{t-1}^{***} + 0,51N_{t-6}^{***} + 5,97C_{t-1}^{***} + u_t \quad (27)$$

A variável *dummy* teve sinal negativo como esperado, porém insignificante. Além disso, essa variável piorou o critério de Schwarz se comparado com o modelo específico sem *dummy*.



Tabela 11 - Modelos Importações - ETTJ

Variáveis	Geral		Específico		Específico Com Dummy	
	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor
const	2,90	0,220	0,57	0,446	0,75	0,338
Import_1	-0,33	0,352				
Import_2	-0,16	0,572				
Import_3	-0,32	0,313				
Import_4	-0,27	0,375				
Import_5	-0,06	0,770				
Import_6	-0,33	0,311				
Nivel_1	-0,73	0,459	-0,51	0,000 ***	-0,48	0,001 ***
Nivel_2	0,33	0,800				
Nivel_3	-0,51	0,676				
Nivel_4	0,15	0,877				
Nivel_5	-0,21	0,837				
Nivel_6	0,73	0,302	0,51	0,000 ***	0,48	0,000 ***
Inclin_1	1,91	0,381				
Inclin_2	0,88	0,729				
Inclin_3	-3,09	0,298				
Inclin_4	2,47	0,351				
Inclin_5	0,86	0,799				
Inclin_6	-0,72	0,712				
Curvat_1	11,78	0,099 *	5,97	0,000 ***	5,83	0,000 ***
Curvat_2	-3,35	0,665				
Curvat_3	-1,19	0,838				
Curvat_4	4,87	0,480				
Curvat_5	2,40	0,756				
Curvat_6	-3,32	0,429				
Dummy					-3,32	0,442
	P-valor (F)	0,26	P-valor (F)	0,00	P-valor (F)	0,00
	R-quadrado	0,72	R-quadrado	0,50	R-quadrado	0,51
	R <sup>2</sup> ajustado	0,21	R <sup>2</sup> ajustado	0,45	R <sup>2</sup> ajustado	0,45
	Critério Schwarz	275,34	Critério Schwarz	221,75	Critério Schwarz	224,69
	SQR	284,97	SQR	519,16	SQR	509,78
	F(24, 13)		F(3, 34)		F(4, 33)	

Fonte: Gretl com elaboração própria

Observações para o P-valor: (\*) significante a 10%; (\*\*) significante a 5%; (\*\*\*) significante a 1%

Os  $R^2$  ajustados dos modelos para as importações apresentaram valores maiores se comparados com as exportações. Porém, ainda significativamente menores que os encontrados para o investimento e consumo das famílias. Tal resultado também já era esperado, pois o investimento e o consumo das famílias dependem muito mais das atitudes da autoridade monetária que as importações.

No modelo auto-regressivo geral o  $R^2$  ajustado foi negativo, e para os modelos auto-regressivo específico e auto regressivo de ordem 1 o valor foi apenas de 0,02. Portanto, é

possível concluir que a ETTJ tem papel fundamental para a previsão das importações. A seguir serão apresentados os modelos para o produto interno bruto.

Tabela 12 - Modelos Importações - AR

Variáveis	Auto Regressivo Geral		Auto Regressivo Específico		Auto Regressivo (1)	
	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor
const	3,30	0,036 **	3,01	0,003 ***	1,87	0,056 *
Import_1	0,16	0,393			0,21	0,206
Import_2	0,00	0,980				
Import_3	-0,19	0,307				
Import_4	-0,13	0,485	-0,22	0,201		
Import_5	-0,10	0,573				
Import_6	-0,05	0,781				
	P-valor (F)	0,67	P-valor (F)	0,20	P-valor (F)	0,21
	R-quadrado	0,12	R-quadrado	0,05	R-quadrado	0,04
	R <sup>2</sup> ajustado	-0,06	R <sup>2</sup> ajustado	0,02	R <sup>2</sup> ajustado	0,02
	Critério Schwarz	254,09	Critério Schwarz	238,81	Critério Schwarz	238,85
	SQR	912,45	SQR	985,10	SQR	986,09
	F(6, 31)		F(1, 36)		F(1, 36)	

Fonte: Gretl com elaboração própria

Observações para o P-valor: (\*) significativa a 10%; (\*\*) significativa a 5%; (\*\*\*) significativa a 1%

#### 4.6 RESULTADOS PARA A VARIÁVEL PRODUTO INTERNO BRUTO

O produto interno bruto pela ótica da demanda representa o gasto total em compras de bens e serviços de uma nação. Blanchard (2011) diz que o produto de país é a soma dos investimentos, consumo das famílias, gastos do governo e exportações subtraídos das importações. Portanto, dentro dos componentes da demanda agregada já analisados, é possível encontrar respostas para o que acontece com o produto. Os resultados para o produto interno bruto são apresentados nas tabelas 13 e 14.

Em relação ao modelo geral estimado é interessante destacar que a primeira defasagem da curvatura foi a única variável significativa a pelo menos 10%. Tal fato era esperado, pois nas variáveis de investimento, consumo das famílias e importações aconteceu algo semelhante.

O primeiro fato que chama a atenção no modelo específico é a inexistência de qualquer componente auto-regressivo da variável dependente. Além disso, a inclinação da ETTJ não se mostrou um bom previsor da atividade econômica real, pois nenhuma de suas defasagens foi selecionada para o modelo específico, contrariando os resultados encontrados por Estrella e Hardouvelis (1991).

O nível mostra um comportamento cíclico, o primeiro trimestre após um aumento da taxa de juros tem um resultado negativo sobre o produto. Tendo como base o modelo IS-LM apresentado por Blanchard (2011) este resultado já era esperado. Porém no terceiro trimestre o resultado dos juros altos passa a ser benéfico para a economia, isso também acontece para o sexto trimestre. No entanto, é importante ressaltar que o coeficiente dos dois últimos é aproximadamente a metade da primeira defasagem do nível. Portanto ao final do ciclo os efeitos da mudança da taxa de curto prazo são praticamente anulados. Tal fenômeno cíclico também acontece com o consumo das famílias, e pode ser explicado por sua elevada importância para a economia brasileira.

Em relação à curvatura, a primeira e segunda defasagens foram selecionadas no modelo específico. A primeira defasagem apresenta sinal positivo como em todos os componentes da demanda agregada, exceto os gastos do governo. Enquanto a segunda defasagem tem sinal negativo, o mesmo aconteceu com as exportações. Há possibilidade que exista uma forte relação entre a aceleração das taxas de juros futuras e o crescimento do produto um trimestre à frente. No trimestre seguinte a este, parte desse efeito se reverte, mas não por completo, pois o coeficiente da primeira defasagem da curvatura é superior que o da segunda. No entanto, seriam necessários outros estudos para comprovar tal efeito. O modelo específico para o produto interno bruto é descrito da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \text{Produto}_t = & 0,41^{***} - 0,16N_{t-1}^{***} + 0,08N_{t-3}^{**} + 0,07N_{t-6}^{***} + 2,36C_{t-1}^{***} \quad (28 \\ & - 1,38C_{t-2}^{***} + u_t. \end{aligned} \quad )$$

Como esperado, a variável *dummy* teve alta significância e valor negativo. Isso mostra que analisando todo o produto da economia brasileira, a ETTJ não conseguiu prever os efeitos da crise de 2008. Pode-se destacar que o consumo das famílias, os gastos do governo e as exportações foram os responsáveis por isso, pois a variável *dummy* também foi significativa nos seus modelos.

Tabela 13 - Modelos Produto Interno Bruto - ETTJ

Variáveis	Geral		Específico		Específico Com Dummy	
	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor
const	0,71	0,248	0,41	0,004 ***	0,50	0,000 ***
Produto_1	-0,03	0,919				
Produto_2	-0,31	0,434				
Produto_3	-0,02	0,966				
Produto_4	-0,04	0,901				
Produto_5	0,09	0,627				
Produto_6	-0,10	0,602				
Nivel_1	-0,21	0,273	-0,16	0,000 ***	-0,14	0,001 ***
Nivel_2	0,17	0,380				
Nivel_3	-0,02	0,937	0,08	0,038 **	0,07	0,052 *
Nivel_4	-0,12	0,596				
Nivel_5	0,13	0,530				
Nivel_6	0,05	0,712	0,07	0,001 ***	0,07	0,001 ***
Inclin_1	-0,12	0,781				
Inclin_2	0,58	0,178				
Inclin_3	-0,55	0,272				
Inclin_4	0,08	0,876				
Inclin_5	0,04	0,934				
Inclin_6	0,05	0,876				
Curvat_1	3,10	0,013 **	2,36	0,000 ***	2,07	0,000 ***
Curvat_2	-2,11	0,129	-1,38	0,000 ***	-1,03	0,000 ***
Curvat_3	0,49	0,726				
Curvat_4	-0,26	0,892				
Curvat_5	0,26	0,841				
Curvat_6	-0,08	0,926				
Dummy					-2,27	0,003 ***
	P-valor (F)	0,02	P-valor (F)	0,00	P-valor (F)	0,00
	R-quadrado	0,84	R-quadrado	0,77	R-quadrado	0,83
	R <sup>2</sup> ajustado	0,56	R <sup>2</sup> ajustado	0,73	R <sup>2</sup> ajustado	0,79
	Critério Schwarz	145,92	Critério Schwarz	91,79	Critério Schwarz	84,25
	SQR	9,45	SQR	14,02	SQR	10,45
	F(24, 13)		F(5, 32)		F(6, 31)	

Fonte: Gretl com elaboração própria

Observações para o P-valor: (\*) significativa a 10%; (\*\*) significativa a 5%; (\*\*\*) significativa a 1%

O  $R^2$  ajustado para o modelo específico foi 0,73, e para o modelo específico com *dummy* foi 0,79. Prever 73% da variação marginal do produto utilizando apenas componentes da ETTJ é algo realmente impressionante.

Como no modelo específico nenhuma defasagem da variável dependente foi selecionada, já era esperado que os modelos auto regressivos não alcançariam bons resultados. Isso mostra novamente o grande poder preditivo da ETTJ sobre o produto. Por fim, o IBC-BR será analisado.

Tabela 14 - Modelos Produto Interno Bruto - AR

Variáveis	Auto Regressivo Geral		Auto Regressivo Específico		Auto Regressivo (1)	
	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor
const	1,02	0,027 **	1,05	0,000 ***	0,58	0,023 **
Produto_1	0,20	0,267			0,23	0,169
Produto_2	-0,04	0,834				
Produto_3	-0,14	0,448				
Produto_4	-0,25	0,178	-0,30	0,079 *		
Produto_5	0,10	0,608				
Produto_6	-0,13	0,512				
	P-valor (F)	0,53	P-valor (F)	0,08	P-valor (F)	0,17
	R-quadrado	0,14	R-quadrado	0,08	R-quadrado	0,05
	R <sup>2</sup> ajustado	-0,02	R <sup>2</sup> ajustado	0,06	R <sup>2</sup> ajustado	0,03
	Critério Schwarz	145,15	Critério Schwarz	129,55	Critério Schwarz	130,84
	SQR	51,91	SQR	55,56	SQR	57,48
	F(6, 31)		F(1, 36)		F(1, 36)	

Fonte: Gretl com elaboração própria

Observações para o P-valor: (\*) significativa a 10%; (\*\*) significativa a 5%; (\*\*\*) significativa a 1%

#### 4.7 RESULTADOS PARA A VARIÁVEL IBC-BR

O IBC-BR é considerado a prévia mensal do produto interno bruto. Importante ressaltar que nos modelos utilizando essa variável a análise é feita para um ciclo de 6 meses, e não de 6 trimestres como foi feito anteriormente. Seus resultados são exibidos nas tabelas 15 e 16.

O modelo geral apresentou significância para a constante, a primeira defasagem do IBC-BR, e a primeira e sexta defasagem da curvatura. Já no modelo específico, a constante apresentou significância e tem sinal foi positivo. A primeira defasagem do IBC-BR também apresentou significância, porém o sinal foi negativo. Já o nível da ETTJ teve um comportamento cíclico da mesma forma que o produto e outras variáveis que compõe a demanda agregada. No entanto, como o ciclo é menor, isso pode significar que a sinalização do banco central em relação à política monetária está confusa, e por isso não está promovendo o efeito desejado. Segundo Minella e Souza-Sobrinho (2009), os efeitos negativos da mudança na taxa básica de juros sobre a economia deveriam durar cerca de 2 trimestres. Portanto, os resultados encontrados mostram uma evidência contrária a isso.

Tabela 15 - Modelos IBC-BR - ETTJ

Variáveis	Geral		Específico		Específico Com Dummy	
	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor
const	0,20	0,065 *	0,16	0,044 **	0,28	0,001 ***
IBCBR_1	-0,29	0,011 **	-0,23	0,013 **	-0,25	0,004 ***
IBCBR_2	-0,04	0,721				
IBCBR_3	-0,05	0,618				
IBCBR_4	-0,13	0,205				
IBCBR_5	0,01	0,942				
IBCBR_6	0,05	0,595				
Nivel_1	-0,16	0,121	-0,17	0,000 ***	-0,10	0,003 ***
Nivel_2	-0,04	0,806				
Nivel_3	0,03	0,822	0,07	0,011 **	0,03	0,213
Nivel_4	0,13	0,304				
Nivel_5	-0,07	0,611				
Nivel_6	0,09	0,329	0,09	0,000 ***	0,07	0,005 ***
Inclin_1	0,06	0,808				
Inclin_2	0,08	0,794				
Inclin_3	-0,19	0,542				
Inclin_4	0,28	0,371				
Inclin_5	-0,22	0,485				
Inclin_6	0,03	0,888				
Curvat_1	-1,46	0,005 ***	-1,14	0,000 ***	-0,79	0,002 ***
Curvat_2	-0,03	0,954				
Curvat_3	-0,09	0,858				
Curvat_4	0,58	0,241				
Curvat_5	-0,04	0,939				
Curvat_6	0,73	0,073 *	0,77	0,000 ***	0,50	0,001 ***
Dummy					-2,20	0,000 ***
	P-valor (F)	0,03	P-valor (F)	0,00	P-valor (F)	0,00
	R-quadrado	0,29	R-quadrado	0,23	R-quadrado	0,33
	R <sup>2</sup> ajustado	0,12	R <sup>2</sup> ajustado	0,20	R <sup>2</sup> ajustado	0,29
	Critério Schwarz	407,81	Critério Schwarz	329,71	Critério Schwarz	317,02
	SQR	71,08	SQR	76,36	SQR	66,51
	F(24, 102)		F(6, 120)		F(7, 119)	

Fonte: Gretl com elaboração própria

Observações para o P-valor: (\*) significativa a 10%; (\*\*) significativa a 5%; (\*\*\*) significativa a 1%

Interessante ressaltar que a primeira defasagem da curvatura apresentou sinal negativo, esse resultado é contrário a todas as evidências encontradas para variáveis trimestrais. Enquanto a sexta defasagem da curvatura apresentou sinal positivo, contrariando também os resultados encontrados para o produto e as exportações, pois essa defasagem está incluída no dentro da segunda defasagem para as variáveis trimestrais. No entanto, os resultados encontrados para o IBC-BR devem ser analisados com parcimônia, pois existe ruído dentro da série. A equação do modelo específico é descrita a seguir:

$$IBCBR_t = 0,16^{**} - 0,23 IBCBR_{t-1}^{**} - 0,17N_{t-1}^{***} + 0,07N_{t-3}^{**} + 0,09N_{t-6}^{**} - 1,14C_{t-1}^{***} + 0,77C_{t-6}^{***} + u_t. \quad (29)$$

A variável *dummy* apresentou sinal negativo e alta significância, esse resultado vai de encontro com os do produto com periodicidade trimestral. O  $R^2$  ajustado do modelo específico foi de 0,20, esse resultado foi bem abaixo dos encontrados para as variáveis trimestrais. Isso se deve em grande parte à maior volatilidade da série e aumento da quantidade de dados. Já o  $R^2$  ajustado para o modelo com *dummy* apresentou valor de 0,29, portanto houve uma melhora considerável na estimação do modelo acrescentando essa variável.

Os modelos auto-regressivos tiveram critérios de informação muito inferiores aos modelos que utilizam a ETTJ. Importante ressaltar que a primeira defasagem do IBC-BR só teve significância quando usada junto com a ETTJ na estimação dos modelos. Isso mostra mais uma vez que a ETTJ tem grande poder de previsão para variáveis ligadas à atividade econômica real.

Tabela 16 - Modelos IBC-BR - AR

Variáveis	Auto Regressivo Geral		Auto Regressivo Específico		Auto Regressivo (1)	
	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor	Coefic.	P-valor
const	0,27	0,008 ***	0,24	0,005 ***	0,28	0,001 ***
IBCBR_1	-0,02	0,791			-0,03	0,700
IBCBR_2	0,14	0,120	0,13	0,133		
IBCBR_3	0,02	0,834				
IBCBR_4	-0,09	0,298				
IBCBR_5	0,04	0,688				
IBCBR_6	-0,05	0,567				
	P-valor (F)	0,63	P-valor (F)	0,13	P-valor (F)	0,70
	R-quadrado	0,03	R-quadrado	0,02	R-quadrado	0,00
	R <sup>2</sup> ajustado	-0,01	R <sup>2</sup> ajustado	0,01	R <sup>2</sup> ajustado	-0,01
	Critério Schwarz	359,20	Critério Schwarz	337,19	Critério Schwarz	339,33
	SQR	96,32	SQR	98,01	SQR	99,68
	F(6, 120)		F(1, 125)		F(1, 125)	

Fonte: Gretl com elaboração própria

Observações para o P-valor: (\*) significante a 10%; (\*\*) significante a 5%; (\*\*\*) significante a 1%

O próximo capítulo será destinado às principais conclusões deste trabalho.

## 5 CONCLUSÃO

Apresentam-se a seguir as principais conclusões acerca do estudo, bem como respostas aos objetivos específicos propostos. Em relação à mensuração de quanto dos agregados macroeconômicos analisados são explicados pelos modelos que utilizam fatores comuns da ETTJ, os resultados encontrados foram altamente relevantes principalmente considerando que a variável depende é uma taxa de variação marginal. O  $R^2$  ajustado dos modelos específicos sem *dummy* foram 0,73 para o produto, 0,77 para o investimento, 0,34 para o gasto do governo, 0,66 para o consumo das famílias, 0,37 para a exportação, 0,45 para a importação, e 0,20 para o IBC-BR. Importante ressaltar que os resultados encontrados vão de encontro com a teoria, pois mostram um poder de explicação maior da curva de juros sobre o investimento e o consumo em relação aos outros componentes da demanda agregada. Além disso, outro fato que chama atenção é o resultado encontrado para o IBC-BR, o menor dentre todas as variáveis analisadas, isso pode ser atribuído principalmente a maior frequência dos dados dessa série.

Levando em consideração os modelos específicos, os componentes auto-regressivos apresentaram significância a 10% para quase todas as variáveis dependentes com exceção do produto e das importações. Esse fato é interessante, pois mostra que para essas duas variáveis a utilização apenas de fatores comuns da ETTJ no modelo chegam a resultados melhores sem as defasagens da variável dependente do que com elas. Para o investimento houve significância na segunda defasagem e o sinal foi negativo. O consumo das famílias apresentou um ciclo, onde as duas primeiras defasagens tiveram coeficientes negativos, e a quinta e sexta tiveram coeficientes negativos. O gasto do governo apresentou coeficiente negativo na primeira defasagem, dentre todas as variáveis esse foi o maior coeficiente de um componente auto regressivo, 0,60, mostrando que aumento de gastos no presente tem uma grande influência negativa para o próximo período. As exportações apresentaram significância na primeira e sexta defasagens tendo em ambas sinais negativos. O IBC-BR apresentou sinal negativo para a primeira defasagem,

As variáveis que apresentaram ciclos de até 6 trimestres em relação a mudança da taxa de juros de curto prazo, neste caso representada pelo nível da ETTJ, foram produto, investimento, consumo das famílias, importações e IBC-BR. Todos eles dependem essencialmente da renda interna para o funcionamento de suas dinâmicas, diferentemente de



gasto do governo e exportações. Possivelmente por essa razão eles dependam dos ciclos de juros de economia de forma mais acentuada. Porém, seria necessário outro estudo para averiguar essa hipótese.

A inclinação foi o componente da ETTJ que menos apresentou significância nos modelos específicos considerando todas as variáveis analisadas. Isto é surpreendente, pois Estrella e Hardouvelis (1991) utilizam a inclinação como principal fator para prever a atividade econômica real americana e encontram ótimos resultados. Já para a economia brasileira os mesmos resultados não foram encontrados. A inclinação apresentou significância apenas na segunda defasagem para o investimento, na primeira para o consumo das famílias e na sexta para os gastos do governo apresentando sinais positivo, negativo e positivo, respectivamente. Portanto, o resultado encontrado para o consumo das famílias contraria os encontrados por Estrella e Hardouvelis (1991), pois apresenta sinal inverso ao esperado. Acredita-se que isso se deve a formas diferentes que os agentes se comportam nessas duas economias, porém é necessário estudar melhor os fatos que levam a esses resultados para elaborar conclusões mais precisas.

A curvatura foi o fator da ETTJ que apresentou maior contribuição se considerado todos os modelos propostos. No modelo geral alguma de suas defasagens apresentou significância de pelo menos 10% para todas as variáveis dependentes, com exceção das exportações. Além disso, em todos os modelos específicos das variáveis trimestrais a curvatura apresentou foi significativa a 1% e teve sinal positivo, para o IBC-BR o sinal foi negativo. Para o produto e exportações houve significância na sua segunda defasagem com sinal negativo. Enquanto para o IBC-BR e consumo das famílias houve significância na sexta defasagem com sinais positivo e negativo, respectivamente. Portanto, mesmo a curvatura representando menos de 0,5% da variância total da ETTJ, ela apresenta informações altamente relevantes para a previsão da atividade econômica real.

Os efeitos da crise de 2008 foram captados por uma variável *dummy* colocada no último trimestre deste ano. Apenas no caso do investimento e das importações a *dummy* não teve significância a 10%. Para todas as outras variáveis houve significância de pelo menos 10% e todos os coeficientes foram negativos. Isso mostra que a crise que eclodiu nos Estados Unidos da América teve impactos perversos sobre a economia brasileira.

Por fim, os modelos que utilizam fatores comuns da ETTJ apresentaram resultados melhores para todas variáveis dependentes para os critérios de erro se comparados com os modelos auto-regressivos e de passeio aleatório. A tabela 2 mostra de forma clara que a SQR

dos modelos que utilizam a ETTJ são inferiores aos seus “concorrentes”. Assim é possível afirmar que a ETTJ é uma fonte de informação altamente relevante para a previsão da atividade econômica real.

## REFERÊNCIAS

ANG, Andrew; PIAZZESI, Monika; WEI, Min. What does the yield curve tell us about GDP growth? **Journal Of Econometrics**, New York, v. 131, n. 15, p.359-403, 15 mar. 2005.

Disponível em: <www.sciencedirect.com>. Acesso em: 15 out. 2014.

ASSAF NETO, Alexandre. **Mercado Financeiro**. 11. ed. São Paulo: Atlas, 2012. 392 p.

BLANCHARD, Olivier. **Macroeconomia**. 5. ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2011. 600 p. Tradução Luciana do Amaral Teixeira.

CAMPOS, Julia; ERICSSON, Neil R.; HENDRY, David F., **General-to-Specific Modeling: An Overview and Selected Bibliography**. FRB International Finance Discussion Paper, 2005, No. 838.

CARVALHO, Fernando J. Cardim de et al. **Economia Monetária e Financeira: teoria e política**. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2007. 385 p.

ESTRELLA, Arturo; HARDOUVELIS, Gikas A. The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity. **The Journal of Finance**. Vol. 46, No. 2, 1991.

HENDRY, David F.; KROLZIG, Hans-martin. **New Developments in Automatic General-to-specific Modelling**. Oxford: Princeton University Press, 2002. 34 p.

LAKATOS, Eva Maria; MARCONI, Marina de Andrade. **Metodologia Científica**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 1991.

MARTELLINI, Lionel; PRIAULET, Philippe; PRIAULET, Stéphane. **Fixed-income securities: valuation, risk management, and portfolio strategies**. Chichester: John Wiley & Sons Ltd, 2003. 664 p.

MINELLA, André; SOUZA-SOBRINHO, Nelson F.. Monetary channels in Brazil through the Lens of a Semi-Structural Model. **Working Papers Series**, Brasília, v. 181, n. 1, p.1-57, abr. 2009.

MINGOTI, Sueli Aparecida. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada**. Belo Horizonte, Universidade Federal de Minas Gerais, 2007. 295p.

MISHKIN, Frederic S.. **The economics of money, banking, and financial markets**. 7. ed. United States Of America: Pearson Prentice Hall, 2004. 850 p

## APÊNDICE

A seguir são apresentados os principais testes dos modelos expostos neste trabalho.

### **i. Testes Modelo Investimento Específico**

Teste de não-linearidade (quadrados) -

Hipótese nula: a relação é linear

Estatística de teste: LM = 2,36396

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(5) > 2,36396) = 0,796828$

Teste de White para a heteroscedasticidade -

Hipótese nula: sem heteroscedasticidade

Estatística de teste: LM = 21,1155

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(20) > 21,1155) = 0,390362$

Teste da normalidade dos resíduos -

Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal

Estatística de teste: Qui-quadrado(2) = 6,6513

com p-valor = 0,0359491

Teste LM para autocorrelação até a ordem 4 -

Hipótese nula: sem autocorrelação

Estatística de teste: LMF = 1,43942

com p-valor =  $P(F(4,28) > 1,43942) = 0,247126$

### **ii. Testes Modelo Investimento Específico com Dummy**

Teste de não-linearidade (quadrados) -

Hipótese nula: a relação é linear

Estatística de teste: LM = 1,81956

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(5) > 1,81956) = 0,873506$

Teste de White para a heteroscedasticidade -

Hipótese nula: sem heteroscedasticidade

Estatística de teste: LM = 25,2714

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(21) > 25,2714) = 0,2356$

Teste da normalidade dos resíduos -

Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal

Estatística de teste: Qui-quadrado(2) = 4,1209

com p-valor = 0,127396

Teste LM para autocorrelação até a ordem 4 -

Hipótese nula: sem autocorrelação

Estatística de teste: LMF = 1,16627

com p-valor =  $P(F(4,27) > 1,16627) = 0,347603$

### iii. Testes Modelo Consumo das Famílias Específico

Teste de não-linearidade (quadrados) -

Hipótese nula: a relação é linear

Estatística de teste: LM = 17,9651

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(10) > 17,9651) = 0,0555544$

Teste de White para a heteroscedasticidade -

Hipótese nula: sem heteroscedasticidade

Estatística de teste: LM = 13,0688

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(20) > 13,0688) = 0,874413$

Teste da normalidade dos resíduos -

Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal

Estatística de teste: Qui-quadrado(2) = 3,75723

com p-valor = 0,152802

Teste LM para autocorrelação até a ordem 4 -

Hipótese nula: sem autocorrelação

Estatística de teste: LMF = 1,39018

com p-valor =  $P(F(4,23) > 1,39018) = 0,268496$

**iv. Testes Modelo Consumo das Famílias Específico com Dummy**

Teste de não-linearidade (quadrados) -

Hipótese nula: a relação é linear

Estatística de teste: LM = 20,6113

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(10) > 20,6113) = 0,0239735$

Teste de White para a heteroscedasticidade -

Hipótese nula: sem heteroscedasticidade

Estatística de teste: LM = 17,0558

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(21) > 17,0558) = 0,707719$

Teste da normalidade dos resíduos -

Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal

Estatística de teste: Qui-quadrado(2) = 2,71671

com p-valor = 0,257084

Teste LM para autocorrelação até a ordem 4 -

Hipótese nula: sem autocorrelação

Estatística de teste: LMF = 0,438364

com p-valor =  $P(F(4,22) > 0,438364) = 0,779498$

**v. Testes Modelo Gastos do Governo Específico**

Teste de não-linearidade (quadrados) -

Hipótese nula: a relação é linear

Estatística de teste: LM = 2,51172

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(2) > 2,51172) = 0,284831$

Teste de White para a heteroscedasticidade -

Hipótese nula: sem heteroscedasticidade

Estatística de teste: LM = 5,86118

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(5) > 5,86118) = 0,319962$

Teste da normalidade dos resíduos -

Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal

Estatística de teste: Qui-quadrado(2) = 3,73116

com p-valor = 0,154807

Teste LM para autocorrelação até a ordem 4 -

Hipótese nula: sem autocorrelação

Estatística de teste: LMF = 1,53726

com p-valor =  $P(F(4,31) > 1,53726) = 0,2158$

#### **vi. Testes Modelo Gastos do Governo Específico com Dummy**

Teste de não-linearidade (quadrados) -

Hipótese nula: a relação é linear

Estatística de teste: LM = 2,67752

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(2) > 2,67752) = 0,262171$

Teste de White para a heteroscedasticidade -

Hipótese nula: sem heteroscedasticidade

Estatística de teste: LM = 8,69406

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(6) > 8,69406) = 0,191529$

Teste da normalidade dos resíduos -

Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal

Estatística de teste: Qui-quadrado(2) = 0,85729

com p-valor = 0,651391



Teste LM para autocorrelação até a ordem 4 -

Hipótese nula: sem autocorrelação

Estatística de teste: LMF = 1,50718

com p-valor =  $P(F(4,30) > 1,50718) = 0,225106$

**vii. Testes Modelo Exportações Específico**

Teste de não-linearidade (quadrados) -

Hipótese nula: a relação é linear

Estatística de teste: LM = 0,0819704

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(1) > 0,0819704) = 0,774645$

Teste de White para a heteroscedasticidade -

Hipótese nula: sem heteroscedasticidade

Estatística de teste: LM = 0,867948

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(2) > 0,867948) = 0,647929$

Teste da normalidade dos resíduos -

Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal

Estatística de teste: Qui-quadrado(2) = 3,82973

com p-valor = 0,147361

Teste LM para autocorrelação até a ordem 4 -

Hipótese nula: sem autocorrelação

Estatística de teste: LMF = 0,589043

com p-valor =  $P(F(4,32) > 0,589043) = 0,672949$

**viii. Testes Modelo Exportações Específico com Dummy**

Teste de não-linearidade (quadrados) -

Hipótese nula: a relação é linear

Estatística de teste: LM = 0,0819704

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(1) > 0,0819704) = 0,774645$

Teste de White para a heteroscedasticidade -

Hipótese nula: sem heteroscedasticidade

Estatística de teste: LM = 0,867948

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(2) > 0,867948) = 0,647929$

Teste da normalidade dos resíduos -

Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal

Estatística de teste: Qui-quadrado(2) = 3,82973

com p-valor = 0,147361

Teste LM para autocorrelação até a ordem 4 -

Hipótese nula: sem autocorrelação

Estatística de teste: LMF = 0,589043

com p-valor =  $P(F(4,32) > 0,589043) = 0,672949$

#### **ix. Testes Modelo Importações Específico**

Teste de não-linearidade (quadrados) -

Hipótese nula: a relação é linear

Estatística de teste: LM = 0,0819704

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(1) > 0,0819704) = 0,774645$

Teste de White para a heteroscedasticidade -

Hipótese nula: sem heteroscedasticidade

Estatística de teste: LM = 0,867948

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(2) > 0,867948) = 0,647929$

Teste da normalidade dos resíduos -

Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal

Estatística de teste: Qui-quadrado(2) = 3,82973

com p-valor = 0,147361

Teste LM para autocorrelação até a ordem 4 -

Hipótese nula: sem autocorrelação

Estatística de teste: LMF = 0,589043

com p-valor =  $P(F(4,32) > 0,589043) = 0,672949$

**x. Testes Modelo Importações Específico com Dummy**

Teste de não-linearidade (quadrados) -

Hipótese nula: a relação é linear

Estatística de teste: LM = 0,0819704

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(1) > 0,0819704) = 0,774645$

Teste de White para a heteroscedasticidade -

Hipótese nula: sem heteroscedasticidade

Estatística de teste: LM = 0,867948

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(2) > 0,867948) = 0,647929$

Teste da normalidade dos resíduos -

Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal

Estatística de teste: Qui-quadrado(2) = 3,82973

com p-valor = 0,147361

Teste LM para autocorrelação até a ordem 4 -

Hipótese nula: sem autocorrelação

Estatística de teste: LMF = 0,589043

com p-valor =  $P(F(4,32) > 0,589043) = 0,672949$

**xi. Testes Modelo Produto Específico**

Teste de não-linearidade (quadrados) -

Hipótese nula: a relação é linear

Estatística de teste:  $LM = 7,35668$

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(5) > 7,35668) = 0,195436$

Teste de White para a heteroscedasticidade -

Hipótese nula: sem heteroscedasticidade

Estatística de teste:  $LM = 30,5785$

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(20) > 30,5785) = 0,0610065$

Teste da normalidade dos resíduos -

Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal

Estatística de teste:  $\text{Qui-quadrado}(2) = 1,54175$

com p-valor =  $0,462609$

Teste LM para autocorrelação até a ordem 4 -

Hipótese nula: sem autocorrelação

Estatística de teste:  $LMF = 2,19132$

com p-valor =  $P(F(4,28) > 2,19132) = 0,0957959$

## **xii. Testes Modelo Produto Específico com Dummy**

Teste de não-linearidade (quadrados) -

Hipótese nula: a relação é linear

Estatística de teste:  $LM = 1,66926$

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(5) > 1,66926) = 0,89275$

Teste de White para a heteroscedasticidade -

Hipótese nula: sem heteroscedasticidade

Estatística de teste:  $LM = 29,6581$

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(21) > 29,6581) = 0,0990776$

Teste da normalidade dos resíduos -

Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal

Estatística de teste: Qui-quadrado(2) = 0,487565  
com p-valor = 0,783658

Teste LM para autocorrelação até a ordem 4 -

Hipótese nula: sem autocorrelação

Estatística de teste: LMF = 1,82998

com p-valor =  $P(F(4,27) > 1,82998) = 0,152158$

### **xiii. Testes Modelo IBC-BR Específico**

Teste de não-linearidade (quadrados) -

Hipótese nula: a relação é linear

Estatística de teste: LM = 0,605273com

p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(1) > 0,605273) = 0,436573$

Teste de White para a heteroscedasticidade -

Hipótese nula: sem heteroscedasticidade

Estatística de teste: LM = 0,877434

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(2) > 0,877434) = 0,644863$

Teste da normalidade dos resíduos -

Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal

Estatística de teste: Qui-quadrado(2) = 13,9664

com p-valor = 0,000927313

Teste LM para autocorrelação até a ordem 4 -

Hipótese nula: sem autocorrelação

Estatística de teste: LMF = 0,834924

com p-valor =  $P(F(4,32) > 0,834924) = 0,513123$

### **xiv. Testes Modelo IBC-BR Específico com Dummy**

Teste de não-linearidade (quadrados) -

Hipótese nula: a relação é linear

Estatística de teste: LM = 0,605273

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(1) > 0,605273) = 0,436573$

Teste de White para a heteroscedasticidade -

Hipótese nula: sem heteroscedasticidade

Estatística de teste: LM = 0,877434

com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(2) > 0,877434) = 0,644863$

Teste da normalidade dos resíduos -

Hipótese nula: o erro tem distribuição Normal

Estatística de teste: Qui-quadrado(2) = 13,9664

com p-valor = 0,000927313

Teste LM para autocorrelação até a ordem 4 -

Hipótese nula: sem autocorrelação

Estatística de teste: LMF = 0,834924

com p-valor =  $P(F(4,32) > 0,834924) = 0,513123$