



FACULDADE IBMEC SÃO PAULO
Programa de Mestrado Profissional em Economia

Terence de Almeida Pagano

**ESTIMANDO UMA FUNÇÃO DE REAÇÃO NÃO-LINEAR
PARA O BRASIL**

São Paulo
2009

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

Terence de Almeida Pagano

Estimando uma função de reação não-linear para o Brasil

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia da Faculdade Ibmec São Paulo, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas

Orientador: Prof. Dr. José Luiz Rossi Júnior – Ibmec São Paulo

**São Paulo
2009**

Pagano, Terence de Almeida

Estimando uma função de reação não-linear para o Brasil /
Terence de Almeida Pagano; orientador José Luiz Rossi Júnior –
São Paulo: Ibmecc São Paulo, 2009.

46 f.

Dissertação (Mestrado – Programa de Mestrado Profissional
em Economia. Área de concentração: Finanças e Macroeconomia
Aplicadas) – Faculdade Ibmecc São Paulo.

1. Política Monetária 2. Regra de Taylor 3. Modelos Não-
Lineares

FOLHA DE APROVAÇÃO

Terence de Almeida Pagano

Estimando uma função de reação não-linear para o Brasil

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Ibmec São Paulo, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas

Aprovado em: Julho/2009

Banca Examinadora

Prof. Dr. José Luiz Rossi Júnior
Orientador

Instituição: Ibmec São Paulo

Assinatura: _____

Prof. Dr. Marcelo Moura de Leite e Silva

Instituição: Ibmec São Paulo

Assinatura: _____

Prof. Dr. Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo

Instituição: Banco Central do Brasil

Assinatura: _____

RESUMO

PAGANO, Terence de Almeida. **Estimando uma função de reação não-linear para o Brasil**. 2009. 46 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade Ibmecc São Paulo, São Paulo, 2009.

Este trabalho utiliza modelos de transição suave (STR) para explorar empiricamente a possibilidade da função de reação do Banco Central do Brasil ser não-linear, relaxando a hipótese que as preferências da autoridade monetária sejam simétricas em relação à inflação e a atividade.

Utilizando dados em tempo real para a atividade econômica, os resultados encontrados indicam que a função de reação no Brasil é não-linear, e que os parâmetros da função de reação não se alteram ao longo do tempo. A não-linearidade da função de reação está associada ao desvio da inflação esperada em relação à meta. O período analisado é caracterizado por uma função de reação côncava, consistente com preferências avessas a recessão por parte da autoridade monetária.

Palavras-chave: Função de Reação; Não-linear; Preferências Assimétricas; Brasil

ABSTRACT

PAGANO, Terence de Almeida. **An estimative of a nonlinear reaction function for Brazil.** 2009. 46 p.. Dissertation (Mastership) – Faculdade Ibmecc São Paulo, São Paulo, 2009.

This paper uses smooth transition regression models (STR) to explore empirically the possibility that the Brazilian Central Bank reaction function is non-linear, relaxing the hypothesis that the preferences of the monetary authorities are symmetric over inflation and activity.

Using real time economic data, the results indicate that the Brazil reaction function is non-linear, and that the parameters of the reaction function have not changed over time. The non-linearity in the reaction function is associated with the gap between expected inflation and the inflation target. The analyzed period is characterized by a concave reaction function, consistent with recession avoidance preferences on the part of policymakers.

Keywords : Reaction Function; Non-linear; Asymmetric Preferences; Brazil

Sumário

1 – Introdução.....	8
2 – Revisão Bibliográfica	12
3 – Modelo Teórico	17
4 – Função de Reação.....	22
4.1 – Modelo Linear	22
4.2 – Modelo Não-Linear	24
5 – Dados Utilizados	33
6 – Resultados.....	36
6.1 – Modelo Linear	36
6.2 – Modelo Não-Linear	39
7 – Conclusão	44
Referências Bibliográficas.....	45

Lista de ilustrações

Tabela 1 – Teste ADF de Estacionariedade.....	35
Tabela 2 – Modelo Linear	37
Tabela 3 – Teste LM de Linearidade.....	39
Tabela 4 – Teste F para a escolha da Função de Transição.....	40
Tabela 5 – Modelo Não-Linear	41
Gráfico 1 - Resposta Total do BC à Inflação e Desvio Esperado da Inflação.....	42
Tabela 6 – Modelo Não-Linear	43

1 – Introdução

Desde o trabalho de Taylor (1993) mostrando que o comportamento da taxa de juros dos Estados Unidos no período de 1987 a 1992 podia ser descrito utilizando uma simples equação linear relacionando a taxa de juros de curto prazo com a taxa de inflação e o hiato de produto, relação esta que também ficou conhecida por regra de Taylor ou função de reação, diversos estudos teóricos e empíricos foram realizados a fim de obter a especificação mais adequada para modelar o comportamento do Banco Central.

No entanto, como observado em Judd e Rudebusch (1998), as pesquisas realizadas parecem não ter tido sucesso em encontrar uma especificação estável e definitiva para o comportamento do Federal Reserve (FED), já que existem diversas especificações que se mostram significativas.

Judd e Rudebusch argumentam que as decisões da autoridade monetária são baseadas em diversas variáveis, e uma simples equação linear que restringe o comportamento da taxa de juros à observação de poucas variáveis (na maioria das vezes os desvio da inflação e do produto), não seria capaz de capturar a enorme complexidade envolvida no processo decisório de um Banco Central. Os autores também levantam a hipótese que alterações na composição do comitê de política monetária podem levar a alterações no modo de implementar a política monetária, pois podem existir diferentes preferências entre os formuladores de política, assim como diferentes entendimentos sobre os mecanismos de transmissão monetária.

De fato, diversos trabalhos empíricos para os países desenvolvidos buscam eliminar este efeito ao analisarem separadamente os períodos de acordo com o presidente do Banco Central em exercício. Embora isto reduza o problema, alterações dos membros do comitê de política monetária não são levadas em conta, assim como é suposto na maioria dos trabalhos que durante o mandato de um presidente os coeficientes permaneceram estáveis.

Apesar destes problemas, a função de reação, ou regra de Taylor, tem sido capaz de descrever relativamente bem o comportamento das autoridades monetárias em diversos países. Além disso, por se tratar de uma ferramenta fácil de ser implementada, serve como base para os agentes econômicos acompanharem as decisões de política monetária do Banco Central (BC). Peersman e Smets (1999) destacam que o uso interno de uma função de reação pela autoridade monetária é benéfico, servindo como um referencial para avaliar as decisões de política monetária que são tomadas com base em um conjunto muito mais amplo de informações. Caso as decisões de política monetária sejam contraditórias ao que a função de reação indica, os membros do Banco Central devem avaliar porque sua análise é diferente.

As especificações mais comuns na literatura são funções de reação que relacionam linearmente as taxas de juros de curto prazo, utilizadas pelo Banco Central para realizar política monetária, com o desvio da inflação ou da inflação esperada em relação à meta (desvio da inflação), e com os desvios do produto ou produto esperado em relação ao produto de preços flexíveis (hiato do produto). Estas especificações são obtidas usualmente através das hipóteses de que a autoridade monetária minimiza a sua função perda quadrática – que depende dos desvios da inflação e do hiato do produto – sujeito a uma estrutura econômica linear, que geralmente é representada por uma curva de Phillips e uma curva IS. A hipótese que a função perda é quadrática implica que as preferências da autoridade monetária sejam simétricas em relação à inflação e a atividade econômica, isto é, desvios positivos ou negativos destas variáveis têm a mesma importância.

Porém, mais recentemente, tem aparecido na literatura teórica e empírica trabalhos que relaxam estas hipóteses de um arcabouço linear-quadrático, possibilitando especificações onde as preferências do Banco Central não sejam quadráticas com relação aos seus objetivos e/ou que a estrutura econômica não seja linear. Alterações em uma ou em ambas as hipóteses podem gerar funções de reação não-lineares.

Cukierman e Muscatelli (2008) desenvolvem um arcabouço teórico onde não é preciso fazer hipóteses sobre a forma funcional específica da função perda do Banco Central para representar as suas preferências assimétricas. As preferências do BC podem ser caracterizadas como sendo de aversão a inflação, quando o Banco Central reage mais fortemente a desvios positivos da inflação em relação à meta do que a desvios negativos, ou de aversão a recessão, quando o Banco Central reage mais fortemente a desvios negativos do produto em relação ao potencial que a desvios positivos. Através da análise dos parâmetros estimados de uma função de reação não linear, é possível verificar empiricamente o tipo das preferências da autoridade monetária.

Utilizando o modelo proposto por Cukierman e Muscatelli (2008) como base teórica, o objetivo deste trabalho é verificar se existem evidências empíricas de que a função de reação do Banco Central do Brasil tem características não-lineares. O período analisado vai de julho de 2000 a agosto de 2008, período este que contempla o regime de câmbio flutuante (adotado a partir de janeiro de 1999) e o regime de metas de inflação (adotado a partir de junho de 1999).

Neste trabalho, utiliza-se a hipótese que a não-linearidade da função de reação advém das preferências assimétricas da autoridade monetária em relação aos desvios da inflação e ao hiato de produto. Por exemplo, o Banco Central pode ser mais avesso a um hiato de produto

negativo do que positivo, dada a inflação. Este tipo de preferência do Banco Central é denominado de Preferências Aversas a Recessão (PAR). Desta forma, havendo incertezas sobre os futuros choques, a assimetria leva o Banco Central a ter mais precaução contra hiatos de produto negativos do que a hiatos de produto positivos. Este tipo de preferência da autoridade monetária implica que a função de reação seja côncava. Da mesma forma, o Banco Central pode ser mais avesso a situações onde a inflação fique acima da meta do que o contrário, sendo este tipo de preferência denominada Preferências Aversas a Inflação (PAI). Neste caso, a função de reação do BC será convexa.

Assim como em Cukierman e Muscatelli (2008), e diferentemente da maioria dos trabalhos que levam em conta a possibilidade de assimetria das preferências da autoridade monetária, neste trabalho não são utilizadas hipóteses sobre o formato específico da função perda da autoridade monetária. São feitas hipóteses apenas sobre o comportamento das derivadas parciais em relação à inflação e ao hiato de produto.

O primeiro passo na estratégia da estimativa da função de reação não-linear, é estimar uma função de reação linear onde a taxa de juros responde aos desvios da expectativa de inflação em relação à meta e ao desvio da atividade econômica em relação ao potencial. Diferente de todos os trabalhos feitos até hoje com dados brasileiros são utilizados os dados em tempo real da atividade econômica, ou seja, os dados que a autoridade monetária tinha disponível à época das decisões de taxas de juros. Segundo Qin e Enders (2008), a não utilização de variáveis em tempo real pode gerar resultados diferentes nos parâmetros estimados, consequência dos dados estarem frequentemente sujeitos a revisões posteriores.

Uma vez estimada a função de reação linear, são feitos testes econométricos a fim de verificar evidências de não-linearidade na equação. Diferente de todos os trabalhos feitos até hoje para o Brasil, são utilizados modelos de transição suave (*Smooth Transition Regression - STR*) para representar a resposta não linear do Banco Central do Brasil (BCB) em relação à inflação e atividade econômica. Cukierman e Muscatelli (2008) argumentam que esta classe de modelos é mais adequada para modelar funções de reação não lineares da autoridade monetária, pois é pouco provável que os valores dos parâmetros associados à inflação e atividade permaneçam constantes para diversos valores destas variáveis, e a partir de um determinado ponto ocorra uma mudança abrupta nestes parâmetros.

A metodologia econométrica para estimar os modelos STR é baseada nos procedimentos adotados em Teräsvirta (1998) e van Dijk et al. (2002). Para verificar se existem evidências que as preferências da autoridade monetária são assimétricas em relação à

inflação ou à atividade econômica, são analisados os coeficientes não lineares associados a estas variáveis na função de reação não-linear estimada.

Os resultados encontrados neste trabalho corroboram a evidência de não-linearidade na função de reação do Banco Central do Brasil. Os coeficientes não-lineares estimados indicam que a função de reação do BCB é côncava em relação à inflação esperada, o que dado uma estrutura econômica Novo Keynesiana, é consistente com a existência de preferências avessas a recessão (PAR). Não são encontradas evidências de que a função de reação seja não-linear com relação ao hiato de produto, pois o coeficiente não-linear associado ao hiato de produto não é significativo.

O fato da função de reação do BCB ser côncava em relação à inflação esperada implica que o BCB tem reagido mais fortemente reduzindo os juros quando a inflação esperada está abaixo da meta do que quando ela está acima. Apesar disto, a resposta total da autoridade monetária a inflação no modelo não-linear indica que na maior parte do tempo o BCB respeitou o princípio de Taylor, respondendo de maneira bastante forte a inflação esperada.

Este trabalho está organizado da seguinte forma. A seção 2 contém uma breve revisão da literatura. A seção 3 explicita o modelo teórico utilizado, demonstrando a formulação geral das preferências do Banco Central que permitem que preferências avessas à recessão e a inflação coexistam, e são analisadas as características não-lineares que surgem na função de reação. Na seção 4 são apresentadas as funções de reação lineares e não lineares estimadas, e o ciclo de modelagem adotado para estimar os modelos de transição suave, assim como os procedimentos econométricos adotados. A seção 5 contém a descrição dos dados utilizados. Na seção 6 são expostos e analisados os resultados encontrados. Por fim, a seção 7 apresenta a conclusão.

2 – Revisão Bibliográfica

Uma linha de pesquisa tem investigado o que acontece com a função de reação do Banco Central quando a hipótese de linearidade da estrutura econômica é violada. Geralmente assume-se que a não-linearidade na estrutura econômica está associada à curva de Philips. Schalling (1999) demonstra que na presença de uma curva de Phillips convexa, isto é, quando desvios positivos da demanda agregada em relação ao potencial são mais inflacionários que desvios negativos, a função de reação da autoridade monetária será não-linear. O autor mostra que a taxa de juros de equilíbrio de acordo com a função de reação não-linear é mais elevada que no caso linear. Além disso, as respostas da autoridade monetária a desvios positivos da inflação e do hiato de produto em relação à meta são maiores do que a desvios negativos.

Seguindo a mesma linha de raciocínio, Dolado et al. (2005) derivam a regra de taxas de juros ótima da autoridade monetária quando a curva de Phillips tem características não-lineares e a função perda é quadrática. Diante destas hipóteses, a função de reação da autoridade monetária também é não-linear, sendo que o Banco Central responde mais fortemente a desvios positivos da inflação e do hiato de produto em relação a suas metas do que a desvios negativos. Esta não linearidade na função de reação pode ser representada por um termo interativo adicional entre a inflação e a atividade econômica em uma função de reação linear tradicional. Os autores encontraram evidências de que as funções de reação dos Bancos Centrais da França, Alemanha e Espanha têm características não-lineares, enquanto que para os Estados Unidos não há evidência de não-linearidade.

Outra linha de pesquisa tem investigado as conseqüências da inclusão de preferências assimétricas na função perda da autoridade monetária. Estes estudos geralmente utilizam algum tipo de variante da função Linex¹ como forma funcional para a função perda do Banco Central.

Ruge-Murciá (2002) destaca o papel da prudência no comportamento da autoridade monetária. Utilizando um arcabouço onde a função perda da autoridade monetária tem um formato Linex, ele demonstra que na presença de uma função perda assimétrica em relação aos desvios da inflação e da atividade em relação as suas respectivas metas, ou seja, quando desvios positivos em relação à meta têm um peso maior ou menor do que desvios negativos, a inflação de equilíbrio pode ser menor ou maior.

¹ A função Linex, $g(x) = [\exp(\alpha x) - \alpha x - 1]/\alpha^2$, permite diferentes pesos para valores positivos e negativos da variável x , dependendo do valor do coeficiente α . Isto implica que tanto a magnitude quanto o sinal de x afetam a perda do Banco Central. Além disso, momentos de ordem superior a média podem afetar a política monetária. Para uma descrição mais detalhada ver Ruge-Murciá (2002).

Segundo o autor, quando o Banco Central dá mais peso a desvios positivos da inflação do que a negativos, a incerteza aumenta o custo marginal esperado e induz a um comportamento mais prudente da autoridade monetária. A prudência então modera o viés inflacionário (*inflation bias*) associado com política monetária discricionária. Quando o Banco Central dá mais peso a desvios negativos do que a positivos do desemprego em comparação a sua meta, a incerteza aumenta o benefício marginal associado a surpresas positivas da inflação. Neste caso, a prudência exacerba o viés inflacionário associado à política monetária discricionária.

Em contraste com o modelo Barro-Gordon, o viés aparece mesmo quando o Banco Central tem como meta a taxa natural de desemprego. Ou seja, a prudência em relação à inflação reduz a inflação de equilíbrio, enquanto que prudência em relação ao desemprego aumenta a inflação de equilíbrio. Os resultados empíricos utilizando dados em painel para 21 países da OECD indicaram evidência preliminar de características assimétricas na função perda da autoridade monetária associadas ao desemprego.

Bec et al. (2002) encontraram evidências de não-linearidade nas funções de reações dos Bancos Centrais da Alemanha, Estados Unidos e França, e a não-linearidade está ligada ao ciclo econômico. Os resultados indicaram que os Bancos Centrais dos Estados Unidos e Alemanha se preocuparam com a inflação somente em períodos de expansão econômica, enquanto que ambos se preocuparam com a estabilização da atividade sempre. O Banco Central da Alemanha deu mais peso ao hiato de produto durante as expansões econômicas, ao contrário dos Estados Unidos. Além disso, os resultados indicaram que o Banco Central da França reagiu mais fortemente à inflação durante períodos de recessão econômica.

Dolado et al. (2004) desenvolve um arcabouço onde são relaxadas ambas as hipóteses de que a função de reação do Banco Central é quadrática e que a curva de Phillips é linear. Os resultados encontrados indicaram que a função de reação do Federal Reserve é não linear para o período pós 1983, mas é linear para o período anterior a 1979. A não-linearidade no período dos presidentes Volcker-Greenspan está associada a preferências assimétricas da autoridade monetária em relação à inflação, uma vez que não houve sinais de que a curva de Phillips seja não-linear. Isto sugere que as preferências do FED durante o período Volcker-Greenspan foram significativamente diferentes das preferências no período Burns-Miller. As preferências assimétricas no período Volcker-Greenspan indicam que o FED deu mais peso em sua função perda a desvios positivos da inflação em relação à meta do que a desvios negativos.

Os resultados encontrados por Gerlach (2000) e Surico (2007) utilizando dados dos Estados Unidos indicam que a função de reação do FED possuía características assimétricas

em relação ao hiato de produto, uma vez que o Banco Central estava mais preocupado com desvios negativos do hiato de produto do que com desvios positivos, para o período anterior a 1979. Surico (2007) estima também que o viés inflacionário (*inflation bias*) causado pelas preferências assimétricas da autoridade monetária se situou em torno de 1,5%.

Cukierman e Muscatelli (2008) encontraram indícios de que as funções de reação dos Estados Unidos e do Reino Unido possuem características não-lineares, e que os tipos de preferências dos Bancos Centrais se alteram ao longo do tempo de acordo com o regime monetário e com o principal problema macroeconômico da época. No Reino Unido, as preferências avessas à recessão predominavam antes da adoção do regime de metas de inflação, enquanto que após a adoção do regime as preferências avessas à inflação passaram a predominar. Para os Estados Unidos, as preferências avessas à inflação predominaram durante o período da guerra do Vietnam, enquanto para os períodos dos presidentes do FED Burns/Miller e Greenspan houve dominância das preferências avessas à recessão. Durante o mandato do presidente do FED Paul Volcker a função de reação é linear.

Alguns outros estudos foram feitos supondo que a não-linearidade não esteja associada somente ao hiato de produto e a inflação diretamente. Kesriyeli et al. (2006) estimaram funções de reação não-lineares para os Estados Unidos, Reino Unido e Alemanha utilizando modelos de transição suave (STR). Houve evidências de mudanças suaves nos parâmetros ao longo do tempo, assim como diferentes coeficientes nas funções de reação do Banco Central quando os juros estavam subindo de quando estavam caindo. Esta assimetria no comportamento do Banco Central deve-se a possibilidade da resposta do produto ser assimétrica a elevações e reduções passadas nas taxas de juros.

Qin e Enders (2008), fazendo uso de dados em tempo real para os Estados Unidos, isto é, os dados que estavam disponíveis para a autoridade monetária à época de sua decisão de taxa de juros², utilizaram critérios de seleção dentro e fora da amostra para verificar se a função de reação do Federal Reserve é melhor descrita por modelos lineares ou modelos não lineares. A não-linearidade da função de reação depende se a taxa de juros é baixa ou alta. Os autores encontraram evidências de comportamento não-linear das taxas de juros no período anterior e posterior a 1979. Esta não-linearidade no período posterior a 1979 está basicamente associada ao mandato do presidente do FED Paul Volcker, e não ao mandato do presidente Alan Greenspan.

² Segundo Orphanides (2004), é melhor utilizar os dados em tempo real quando se está examinando a função de reação do Banco Central, pois os dados de atividade econômica e de inflação estão sujeitos a constantes revisões posteriores.

A literatura brasileira existente para a função de reação do Banco Central não é tão extensa quanto a literatura internacional, especialmente para os países desenvolvidos. Minella et al. (2003) estimaram uma função de reação linear para o Brasil para o período pós-adoção do regime de metas de inflação. Os resultados indicaram que há um elevado grau de suavização das taxas de juros, além de um coeficiente associado à inflação significativamente maior do que um. Tal evidência leva os autores a concluir que o Banco Central do Brasil (BCB) tem reagido de maneira bastante forte as expectativas de inflação.

Holland (2005) estimou uma função de reação linear para o Banco Central do Brasil no período posterior a adoção do regime de metas de inflação, chegando a conclusão que o Banco Central teve uma postura agressiva no combate a inflação, pois os coeficientes associados à inflação foram bem superiores a um e bastante significativos. O coeficiente relacionado ao hiato de produto possuía o sinal errado, e o coeficiente associado à variação da taxa de câmbio real não foi estatisticamente significativo.

Soares e Barbosa (2006) estimaram uma função de reação linear para o Brasil após o regime de metas de inflação utilizando como variável dependente a variação da taxa de juros nominal. Os autores encontraram evidências de que o BCB reagiu agressivamente ao desvio da inflação esperada em relação e meta, e de que o BCB reagiu ao hiato de produto e a variação da taxa de câmbio real.

Dentre os trabalhos que estimaram funções de reação não-lineares para o Brasil, Salgado et al. (2005) estimaram uma função de reação para o período logo após a implementação do Plano Real utilizando um modelo *Threshold Autoregressive* (TAR) com variáveis exógenas, com dois regimes. Segundo os autores, a função de reação do Banco Central do Brasil sofreu alterações em períodos de crises cambiais e períodos tranquilos. Em períodos de crise, o BCB alterava a taxa de juros de modo a evitar perdas de reservas, quase que independentemente do que estava acontecendo com a inflação e com a atividade, enquanto em períodos tranquilos a inflação e a atividade desempenhavam papel muito importante na função de reação do BCB.

Bueno (2005) e Lima et al. (2007) estimaram uma função de reação para o Brasil utilizando modelos de mudança de regime de Markov. Segundo Bueno, o Banco Central não respeitou o princípio de Taylor, isto é o coeficiente associado à inflação é menor do que um, para os diferentes regimes de política monetária encontrados. Lima et al. encontraram indícios de que no período anterior à adoção do regime de metas de inflação há dois regimes de política monetária. No primeiro os movimentos das taxas de juros são relacionados com movimentos das reservas internacionais, e no segundo a taxa de juros é relacionada com a

inflação e o produto. No período após o regime de metas de inflação também são encontrados dois regimes. Em um regime o BCB se preocupa basicamente com a inflação e marginalmente com o câmbio ao ajustar a taxa básica de juros, e no outro regime, o BCB leva em consideração a taxa de inflação e a atividade econômica em sua função de reação.

Carvalho e Moura (2008) estimaram oito diferentes versões da regra de Taylor para sete países da América Latina e selecionam o modelo mais apropriado para cada país de acordo com medidas de performance de previsão fora da amostra. De acordo com o modelo selecionado para o Brasil, o coeficiente de longo prazo associado ao desvio da inflação esperada em relação à meta não foi significativamente diferente de um, indicando que o BCB não respeitou o princípio de Taylor durante o período analisado. Além disso, foi detectado um comportamento assimétrico nas decisões de taxas de juros, indicando que o Banco Central do Brasil reage mais agressivamente cortando os juros quando a inflação esperada está abaixo da meta do que ele reage subindo os juros quando a inflação esperada está acima da meta. Segundo os autores, este tipo de assimetria é tipicamente oriunda de pressões políticas. O coeficiente de longo prazo associado ao hiato de produto não se mostrou significativo para o Brasil e possui o sinal errado. O coeficiente de longo prazo associado à taxa de câmbio nominal possui o sinal correto, porém não foi significativo.

Silva e Portugal (2008) assumiram uma função perda da autoridade monetária assimétrica em relação aos desvios positivos e negativos do hiato de produto e da taxa de inflação em relação à meta, representada por uma função perda do tipo Linex. As evidências encontradas indicaram uma função de reação não-linear relativa à inflação para o período de 2000 a 2007, porém linear relativa ao hiato de produto. Os resultados encontrados indicaram que no período analisado o BCB apresentou uma preferência assimétrica a favor de uma inflação acima da meta, ou seja, o BCB reagiu mais fortemente quando a inflação estava abaixo da meta do que quando ela estava acima.

Segundo os autores o BCB respeitou a regra de Taylor, com o coeficiente associado à inflação sendo significativamente diferente de um em média. Os autores alegaram que a fonte de assimetria neste período pode estar relacionada às decisões de política monetária em períodos de fortes crises. Desta forma, realizaram o mesmo exercício para o período de 2004 a 2007, não encontrando sinais de não-linearidade nas preferências da autoridade monetária em relação à estabilização do hiato e da inflação.

3 – Modelo Teórico

Do ponto de vista teórico, a função de reação linear é obtida do problema de minimização da função perda da autoridade monetária quadrática nos desvios da inflação em relação a meta e na atividade econômica, sujeita a uma estrutura econômica linear (i.e., uma curva de Phillips e uma curva IS). A função de reação não-linear pode ser gerada tanto através de uma função perda que não seja quadrática nos desvios da inflação e atividade, quanto devido à estrutura econômica não ser linear, ou devido a ambas.

Este trabalho tem como base teórica o modelo proposto por Cukierman e Muscatelli (2008), que utiliza uma estrutura econômica novo Keynesiana proposta em Clarida et al. (1999) e uma formulação geral para as preferências do Banco Central. Neste arcabouço, é feita a hipótese de que a não-linearidade da função de reação se deve aos objetivos do Banco Central serem assimétricos em relação a inflação e atividade econômica, ou seja, o BC reage de maneiras diferentes a desvios positivos e negativos da inflação esperada em relação a meta, assim como aos desvios da atividade econômica em relação a sua tendência. Estes objetivos assimétricos se traduzem em uma função perda da autoridade monetária que não é quadrática.

Esta assimetria de objetivos pode fazer com que, na presença de incerteza, o BC reaja mais fortemente aos desvios positivos da inflação esperada em relação à meta do que a desvios negativos. Este tipo de função perda da autoridade monetária é definida como *Preferências Aversas a Inflação (PAI)*. Dado que a aversão ao desvio da inflação se enfraquece gradualmente a medida que o desvio diminui, é de se esperar que na presença de PAI a função de reação seja convexa em relação ao desvio da inflação. Cukierman e Muscatelli (2008) argumentam que em períodos de estabilização da inflação, quando o Banco Central está construindo sua credibilidade, é esperado que as Preferências Aversas a Inflação predominem.

Já no caso em que o BC reage mais fortemente a desvios negativos da atividade econômica em relação a sua tendência do que quando estes desvios são positivos, as preferências da autoridade monetária são definidas como *Preferências Aversas a Recessão (PAR)*. Dado que a aversão ao hiato de produto se enfraquece gradualmente a medida que o hiato aumenta, é esperado que na presença de PAR a função de reação seja côncava em relação ao hiato de produto.

Utilizando uma estrutura econômica novo Keynesiana é obtida a função de reação de uma autoridade monetária cuja função perda é caracterizada tanto por aversão a inflação quanto aversão a recessão. A análise inclui os casos em que só há aversão a recessão ou

aversão a inflação como casos particulares. Esta formulação permite estabelecer as propriedades de concavidade ou convexidade da função de reação em relação a ambos os desvios (inflação e atividade), ao invés de estabelecer esta relação somente em relação ao desvio que está sujeito a aversão. Além disso, esta especificação permite que os dois motivos de aversão operem simultaneamente, sendo possível na presença de ambos, verificar qual motivo de aversão domina ao outro. Utilizando este arcabouço, é possível interpretar os coeficientes da função de reação não-linear.

Formalmente, o problema do Banco Central pode ser representado da forma abaixo (esta parte está fortemente baseada em Cukierman e Muscatelli, 2008). O objetivo da autoridade monetária é escolher a taxa de juros corrente e uma seqüência de taxas futuras de modo a minimizar

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t L_t \quad (1)$$

onde δ é um fator de desconto e a função perda L_t da autoridade monetária pode ser escrita como

$$L_t = Af(x_t) + h(\pi_t - \pi^*) \quad (2)$$

onde A é um coeficiente positivo, x_t é o hiato de produto, π_t é a taxa de inflação, e π^* é a meta de inflação.

O problema de minimização da autoridade monetária está sujeito a uma estrutura econômica linear caracterizada por um arcabouço novo Keynesiano com preços rígidos, do tipo apresentado em Clarida et al. (1999). Neste arcabouço, a inflação depende da taxa esperada de inflação corrente e do hiato de produto, e o hiato de produto depende da taxa de juros real e do seu próprio valor esperado. O Banco Central afeta a economia através da escolha da taxa de juros nominal, o que dado às expectativas de inflação, afeta a taxa de juros real. Estas relações são descritas nas equações abaixo, onde a eq. (3) representa a curva IS e a eq. (4) representa a curva de Phillips

$$x_t = -\varphi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + E_t x_{t+1} + g_t \quad (3)$$

$$\pi_t = \lambda x_t + b E_t \pi_{t+1} + u_t \quad (4)$$

As hipóteses sobre as propriedades das funções f e h da função perda são:

$$\begin{aligned} f'(x_t) < 0 \text{ para } x_t < 0, f'(x_t) \geq 0 \text{ para } x_t \geq 0, f(0) = f'(0) = 0, f''(x_t) > 0, f'''(x_t) \leq 0 \\ h'(\pi_t - \pi^*) \leq 0 \text{ para } \pi_t - \pi^* \leq 0, h'(\pi_t - \pi^*) > 0 \text{ para } \pi_t - \pi^* > 0, h(0) = h'(0) = 0, \\ h''(\pi_t - \pi^*) > 0, h'''(\pi_t - \pi^*) \geq 0 \end{aligned} \quad (5)$$

onde o número de aspas nas funções $f(\cdot)$ e $h(\cdot)$ indica a ordem das derivadas parciais.

As características da função perda (eq. 5) indicam que as perdas associadas aos desvios esperados da inflação e do hiato de produto são minimizadas quando estes desvios são iguais a zero, e que as perdas são tanto maiores quanto maiores forem estes desvios. As derivadas de segunda ordem devem ser positivas assim como na especificação quadrática. A diferença em relação a especificação quadrática está nas derivadas parciais de terceira ordem, pois aqui não é assumido que as funções f e h são simétricas em torno do ponto zero, permitindo que as derivadas parciais de terceira ordem sejam diferentes de zero.

As possíveis assimetrias relativas aos objetivos da autoridade monetária são introduzidas através das características das terceiras derivadas. Uma aversão maior a hiatos de produto negativos do que a hiatos positivos (PAR) é caracterizada por uma terceira derivada negativa. Um valor negativo para a terceira derivada significa que a taxa da perda marginal de estar distante do produto potencial é decrescente no hiato de produto. Já uma aversão maior a desvios positivos da inflação do que a desvios negativos (PAI) é caracterizada por uma derivada parcial de terceira ordem positiva. Um valor positivo para a terceira derivada significa que a perda marginal da inflação esperada estar distante da meta é crescente no desvio da inflação (Cukierman e Muscatelli, 2008).

As decisões de política monetária são tomadas antes que as realizações dos choques econômicos sejam conhecidas com certeza. Isto é capturado na equação abaixo pelo fato das inovações g_t e u_t serem desconhecidas quando a autoridade monetária escolhe a taxa de juros i_t e a seqüência de taxas de juros futuras. A regra de taxa de juros é obtida através da minimização da eq. (1) sujeito ao comportamento da economia descrito nas equações (3) e (4). Substituindo as equações (3) e (4) na eq. (2), e substituindo a eq. (2) na eq. (1) chega-se a

$$\begin{aligned} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \{ Af[-\varphi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + E_t x_{t+1} + g_t] + h[\lambda(-\varphi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + E_t x_{t+1} + g_t) \\ + bE_t \pi_{t+1} + u_t - \pi^*] \} \end{aligned} \quad (6)$$

Sob discricionabilidade, os formuladores de política monetária tomam as expectativas de variáveis futuras como dadas e escolhem a taxa de juros corrente, reotimizando o problema a cada período. A condição de primeira ordem é dada por:

$$AE_t f'[\cdot] + \lambda E_t h'[\cdot] = 0, \quad t = 0, 1, 2, \dots \quad (7)$$

A condição de primeira ordem (eq. 7) determina implicitamente a escolha ótima de taxa de juros pelo Banco Central como uma função da inflação esperada e do hiato de produto esperado. Como não temos uma forma funcional específica para a função perda do Banco Central, a não ser as características descritas na eq. (5), não é possível resolver o problema de otimização do Banco Central explicitamente em função da taxa de juros, como no caso quadrático. No entanto, é possível derivar algumas características básicas da função de reação. Tomando a derivada total da eq. (7) em $t=0$ com respeito a $E_0 \pi_1$ e rearrumando:

$$\frac{di_0}{dE_0 \pi_1} = \frac{\varphi AE_0 f_0''[\cdot] + \lambda(\varphi\lambda + b)E_0 h_0''[\cdot]}{\varphi\{AE_0 f_0''[\cdot] + \lambda^2 E_0 h_0''[\cdot]\}} \quad (8)$$

Como todas as segundas derivadas são positivas, o resultado da eq. (8) é positivo, indicando que a resposta das taxas de juros a um aumento da inflação é positivo. Além disso, o numerador é maior que o denominador, implicando que as taxas de juros reais se elevem em resposta a um aumento das expectativas de inflação.

Tomando a derivada total da eq. (7) em $t=0$ com respeito a $E_0 x_1$ e rearrumando:

$$\frac{di_0}{dE_0 x_1} = \frac{A(1 + \varphi\lambda)E_0 f_0''[\cdot] + \lambda^2(1 + \varphi\lambda + b)E_0 h_0''[\cdot]}{\varphi\{AE_0 f_0''[\cdot] + \lambda^2 E_0 h_0''[\cdot]\}} \quad (9)$$

Assim como na equação anterior, todas as segundas derivadas são positivas, e conseqüentemente a resposta das taxas de juros a um aumento do hiato também é positiva.

Cukierman e Muscatelli (2008) demonstram as seguintes proposições em seu trabalho, considerando uma estrutura econômica novo Keynesiana do tipo descrito nas equações (3) e (4):

- i) Na presença de preferências avessas a recessão (PAR), mas não avessas à inflação (PAI), a função de reação é côncava tanto no desvio da inflação em relação à meta quanto no hiato da atividade econômica.
- ii) Na presença de PAI, mas não de PAR, a função de reação é convexa tanto no desvio da inflação em relação à meta quanto no hiato da atividade econômica.
- iii) Na presença de PAI e PAR, a função de reação pode ser tanto linear quanto não linear. O caso linear ocorre quando os efeitos dos dois tipos de assimetria na curvatura da função de reação são de magnitudes similares. Quando a função de reação é não-linear, a função de reação é côncava nos dois desvios se a PAR domina a PAI, e convexa caso contrário.
- iv) A função de reação de uma autoridade monetária que segue estritamente o regime de metas de inflação é linear, independentemente se a aversão à inflação está presente ou não.

Utilizando as proposições acima, é possível determinar empiricamente o tipo de preferência da autoridade monetária estimando a função de reação não linear do BC e verificando se há evidências de que a função de reação é côncava ou convexa. Neste trabalho isto será feito através da análise do sinal dos coeficientes associados à parte não-linear de cada desvio. Cukierman e Muscatelli (2008) demonstram que caso o sinal encontrado seja negativo, a função de reação é côncava, indicando Preferências Avessas a Recessão. Caso o sinal seja positivo, a função de reação é convexa, evidenciando a existência de Preferências Avessas a Inflação. Mesmo na ausência de um tipo de preferências, as propriedades da função não linear indicam que ambos os coeficientes terão o mesmo sinal.

4 – Função de Reação

4.1 – Modelo Linear

A função de reação linear do Banco Central que será estimada neste trabalho levará em consideração que a autoridade monetária tem uma meta para a taxa de juros nominal de curto prazo a cada período, que depende diretamente do estado da economia, assim como proposto em Clarida et al. (1998). A meta para a taxa de juros depende diretamente dos desvios da inflação em relação à meta e dos desvios do nível de atividade econômica em relação ao nível potencial, representado pelo hiato do produto. A meta para a taxa de juros adotada pelo Banco Central será forward-looking quanto à inflação, e é uma generalização de uma regra simples de taxas de juros proposta por Taylor (1993), e terá então a seguinte forma

$$i_t^* = \bar{i} + \eta E_t(\pi_{t+k} - \pi^*) + \phi x_{t-j} \quad (10)$$

onde i_t^* é a meta para a taxa de juros nominal que o BC deseja implementar, dado o estado da economia; \bar{i} é a taxa de juros nominal de equilíbrio da economia; $E_t(\pi_{t+k} - \pi^*)$ é o desvio da inflação esperada para daqui a k períodos em relação a meta de inflação; x_{t-j} é o hiato de produto defasado em j períodos.

No entanto, uma regra de taxa de juros como a especificada na eq. (10) não consegue captar a tendência à suavização com que os Bancos Centrais alteram as taxas de juros, prevendo um comportamento muito mais volátil da taxa de juros do que o efetivamente observado. Algumas das justificativas para a suavização dos movimentos de taxas de juros pelos Bancos Centrais são o medo de desorganizar os mercados de capitais, perda de credibilidade da autoridade monetária derivada de alterações repentinas nos rumos da política implementada, e a necessidade de construir um consenso para apoiar as decisões de mudanças na política, dentre outros (Clarida et al., 1998).

Para capturar este comportamento dos Bancos Centrais, é amplamente utilizado na literatura um termo de ajustamento parcial, onde a taxa de juros efetiva converge gradualmente para a meta que deveria estar em vigor diante do estado atual da economia. Clarida et al. (1998) chama a atenção que ao utilizar um termo de ajustamento parcial, o fato do coeficiente associado ao desvio da inflação ser maior que um não garante que a taxa de

juros real suba instantaneamente em resposta a aumentos na expectativa de inflação, garante somente que eventualmente a taxa de juros real vai subir.

Para capturar a tendência à suavização das taxas de juros pelo Banco Central, será utilizado um termo de ajustamento parcial proposto por Judd e Rudebusch (1998). Este termo de ajustamento é inspirado em um modelo de correção de erros, onde a variação da taxa de juros nominal efetiva em t corrige parcialmente a diferença entre a taxa de juros meta do período t e a taxa de juros efetiva do período passado. Assim como em Judd e Rudebusch (1998), ao utilizar este termo de ajustamento parcial não está sendo afirmado que a taxa de juros é não-estacionária. O termo de ajustamento é descrito na eq. (11):

$$\Delta i_t = \kappa(i_t^* - i_{t-1}) + \sum_{h=1}^g \rho^h \Delta i_{t-h} + u_t \quad (11)$$

onde o coeficiente κ indica o grau de suavização da autoridade monetária, ou seja, dado um desvio entre a taxa de juros meta corrente e a taxa de juros do período passado, quanto o BC ajusta a cada período a fim de eliminar esta diferença.

Substituindo a eq. (10) na eq. (11), obtém-se a função de reação do Banco Central na eq. (12):

$$\Delta i_t = \kappa \bar{i} - \kappa i_{t-1} + \kappa \eta E_t(\pi_{t+k} - \pi^*) + \kappa \phi x_{t-j} + \rho \Delta i_{t-1} + u_t \quad (12)$$

A eq. (12) será estimada pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), pois assim como em Minella et al. (2003), será utilizada a expectativa de inflação obtida pelo BC junto a analistas do mercado. Para evitar possíveis problemas de endogeneidade, as expectativas do mercado são as obtidas no primeiro dia útil de cada mês, enquanto a taxa de juros utilizada se refere à taxa do último dia útil de cada mês. Uma alternativa considerada, foi estimar a equação acima pelo método dos momentos generalizado (GMM), como fazem diversos trabalhos³. No entanto, como o tamanho da amostra é relativamente pequeno, as estimativas por GMM não se mostraram robustas, pois com pequenas variações dos instrumentos utilizados, os valores dos parâmetros sofreram alterações significativas.

³ Ver Clarida et al., 1998, por exemplo.

4.2 – Modelo Não-Linear

Para modelar a resposta não-linear da autoridade monetária aos desvios da inflação e atividade, será utilizado o modelo de transição suave (*Smooth Transition Regressions – STR*), assim como proposto em Cukierman e Muscatelli (2008). Os autores argumentam que esta classe de modelos é mais adequada para descrever o comportamento da autoridade monetária, uma vez que permitem que as respostas marginais da taxa de juros aos desvios da inflação e atividade mudem suavemente de acordo com o valor destas variáveis. Segundo os autores, é pouco provável que a resposta das taxas de juros permaneça constante para diversos valores destas variáveis, e então mude descontinuamente a partir de determinados valores.

Os modelos de transição suave (STR) permitem que os parâmetros associados ao desvio da inflação em relação à meta e ao hiato de produto mudem lentamente de acordo com o valor destas em relação ao *threshold* (limiar). Os modelos STR aceitam duas interpretações. Na primeira, é um modelo de mudança de regimes que permite dois regimes associados aos valores extremos da função de transição, aonde a transição de um regime para outro acontece de maneira suave. Na outra interpretação os modelos STR permitem um “contínuo” de regimes, cada um associado a um valor da função de transição (van Dijk et al., 2002). Por exemplo, suponha um modelo não-linear onde a taxa de juros dependa de um vetor de variáveis Y_t (esta parte está fortemente baseado em Teräsvirta, 1998):

$$i_t^* = Y_t \alpha + Y_t \beta \theta(\gamma, c, z_{t-d}) + e_t \quad (13)$$

onde $Y_t = (1, y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{pt})$ é um vetor com as variáveis explicativas, que pode conter defasagens da variável dependente assim como variáveis exógenas, $\alpha = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_p)$ e $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)$ são vetores de parâmetros, e $\{e_t\}$ é uma seqüência de erros independentes e identicamente distribuídos. Podem ser impostas restrições a priori sobre alguns dos parâmetros α_i e β_j . A função $\theta(\gamma, c, z_{t-d})$ é chamada de função de transição, sendo uma função suave e contínua, e a variável z_{t-d} é a variável de transição. A variável de transição pode ser uma única variável estocástica, como por exemplo um elemento de Y_t ; uma combinação linear de variáveis estocásticas ou uma variável determinística, como uma tendência linear, o que gera um modelo com parâmetros se alterando no tempo suavemente (van Dijk et al., 2002). O parâmetro c da função de transição pode ser interpretado como sendo um limiar (*threshold*), que determina o valor a partir do qual ocorre a mudança de

regime, e o parâmetro γ determina a velocidade da transição de um regime para outro, sendo chamado de parâmetro de suavização. A equação acima pode ser reescrita da seguinte forma:

$$i_t^* = Y_t(\alpha + \beta\theta) + e_t \quad (14)$$

É possível perceber que o modelo é localmente linear em Y_t e o vetor combinado de parâmetros $(\alpha + \beta\theta)$ é função da variável de transição z_{t-d} . Se θ é restrita entre 0 e 1, os parâmetros combinados flutuam suavemente entre α e $\alpha + \beta$, de acordo com o valor de θ . Para a função de transição, são consideradas a logística, a exponencial e a hiperbólica tangente. Estas funções têm o seguinte formato:

$$\begin{aligned} \theta(\gamma, c, z_{t-d}^i) &= \{1 + \exp[-\gamma(z_t^i - c)]\}^{-1}, \gamma > 0, \text{ função logística} \\ \theta(\gamma, c, z_{t-d}^i) &= 1 - \exp[-\gamma(z_t^i - c)^2], \text{ função exponencial} \\ \theta(\gamma, c, z_{t-d}^i) &= \tanh[\gamma(z_t^i - c)] \equiv \frac{\exp[\gamma(z_t^i - c)] - \exp[-\gamma(z_t^i - c)]}{\exp[\gamma(z_t^i - c)] + \exp[-\gamma(z_t^i - c)]}, \text{ função hiperbólica tangente} \end{aligned} \quad (15)$$

Quando a função de transição considerada é a logística, o modelo resultante é o logístico-STR, ou LSTR. A função logística é uma função monotônica e crescente de z_{t-d} , e tem os seus valores limitados entre 0 e 1. No limite, se $\gamma \rightarrow \infty$, o modelo STR se torna um modelo limiar autoregressivo (*Threshold Autoregressive - TAR*) com dois regimes, e consequentemente a mudança de regime ocorre instantaneamente em $z_{t-d}=c$. Quando $\gamma \rightarrow 0$, a função logística se aproxima de uma constante (igual a 0,5). Desta forma, quando $\gamma=0$, o modelo STR torna-se um modelo linear (Teräsvirta, 1998, e van Dijk et al., 2002). Nos modelos LSTR, tanto a posição da variável de transição, se abaixo ou acima do limiar, quanto a distância entre a variável de transição e o limiar são importantes para determinar o valor da função de transição.

Quando a função de transição considerada é a exponencial, o modelo resultante é o exponencial-STR, ou ESTR. A função exponencial tem os seus valores limitados entre 0 e 1, e é simétrica em torno do limiar c , e $\theta(\gamma, c, z_{t-d}) \rightarrow 1$ quando $z_{t-d} \rightarrow \pm\infty$. Quando $\gamma \rightarrow -\infty$, a função de transição exponencial tende a 0, e quando $\gamma \rightarrow +\infty$ a função de transição exponencial tende a 1, o que faz com que o modelo STR se torne linear nestes casos (Teräsvirta, 1998, e van Dijk et al., 2002). Como a função de transição exponencial é

simétrica em torno do limiar, nos modelos ESTR somente o que importa é a distância entre a variável de transição e o limiar para determinar o valor da função de transição.

Quando a função de transição considerada é a hiperbólica tangente, o modelo é o HTSTR. A função hiperbólica tangente é uma função monotônica e crescente de z_{t-d} , e tem os seus valores limitados entre -1 e 1. No limite, se $\gamma \rightarrow \infty$, o modelo STR se torna um modelo limiar autoregressivo (*Threshold Autoregressive - TAR*) com dois regimes, e conseqüentemente a mudança de regime ocorre instantaneamente em $z_{t-d}=c$. Quando $\gamma \rightarrow 0$, a função hiperbólica tangente tende a 0, e quando $\gamma=0$, o modelo STR se torna um modelo linear. Nos modelos HTSTR, tanto a posição da variável de transição, se abaixo ou acima do limiar, quanto à distância entre a variável de transição e o limiar são importantes para determinar o valor da função de transição.

Neste trabalho é estimado um modelo STR aditivo para a função de reação não-linear do Banco Central do Brasil, incluindo duas funções de transição associadas ao hiato de produto e ao desvio da inflação como variáveis de transição. A equação para definir a taxa de juros meta tem o seguinte formato

$$i_t^* = Y_t \beta + Y_t \alpha_\pi \theta(\gamma, c, z_{t-d}^\pi) + Y_t \alpha_x \theta(\gamma, c, z_{t-j}^x) \quad (16)$$

onde z_{t-d}^π e z_{t-j}^x são duas variáveis de transição diferentes, exceto quando a variável de transição for uma tendência linear, caso em que $z_{t-d}^\pi = z_{t-j}^x = t$. São testadas como variáveis de transição a tendência linear, o hiato de produto e o desvio esperado da inflação em relação a meta. O vetor de coeficientes Y_t tem as mesmas variáveis do modelo linear, ou seja, uma constante, o desvio esperado da inflação em relação à meta e o hiato de produto. Impondo as devidas restrições nos vetores de parâmetros α_π e α_x da equação acima, é possível chegar a seguinte especificação para a taxa de juros meta

$$i_t^* = \bar{i} + \beta_\pi E(\pi_t - \pi^*) + \beta_x x_{t-f} + \alpha_\pi E(\pi_t - \pi^*) \theta(Z_{t-d}^\pi) + \alpha_x x_{t-f} \theta(Z_{t-j}^x) \quad (17)$$

No entanto, assim como no modelo linear, será utilizado um termo de ajustamento parcial para descrever o comportamento do Banco Central. Seguindo os mesmos procedimentos descritos na seção *modelo linear (4.1)*, chega-se a seguinte especificação para a função de reação não-linear

$$\begin{aligned} \Delta i_t = & \kappa \bar{i} - \kappa i_{t-1} + \kappa \beta_\pi E(\pi_t - \pi^*) + \kappa \beta_x x_{t-f} + \kappa \alpha_\pi E(\pi_t - \pi^*) \theta(Z_{t-d}^\pi) \\ & + \kappa \alpha_x x_{t-f} \theta(Z_{t-j}^x) + \sum_{h=1}^g \rho^h \Delta i_{t-h} + v_t \end{aligned} \quad (18)$$

Podemos reescrever a equação acima da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \Delta i_t = & \kappa \bar{i} - \kappa i_{t-1} + \kappa [\beta_\pi + \alpha_\pi \theta(Z_{t-d}^\pi)] E(\pi_t - \pi^*) + \kappa [\beta_x + \alpha_x \theta(Z_{t-j}^x)] x_{t-f} \\ & + \sum_{h=1}^g \rho^h \Delta i_{t-h} + v_t \end{aligned} \quad (19)$$

Deste modo, as respostas totais de longo prazo da autoridade monetária a inflação e ao hiato de produto são dadas por:

$$\frac{\partial i}{\partial \pi_t} = \beta_\pi + \alpha_\pi [\theta(Z_{t-d}^\pi) + E(\pi_t - \pi^*) \partial \theta(Z_{t-d}^\pi) / \partial \pi_t] \quad (20)$$

$$\frac{\partial i}{\partial x_t} = \beta_x + \alpha_x [\theta(Z_{t-d}^x) + x_{t-f} \partial \theta(Z_{t-d}^x) / \partial x_t]$$

Para estimar os modelos STR é utilizado o ciclo de modelagem (*modelling cycle*) proposto em Teräsvirta (1998) e van Dijk et al. (2002). Este ciclo de modelagem, ao contrário da abordagem tradicional de modelos lineares, parte da estratégia “específica para o geral”. Isto implica começar com um modelo simples ou restrito e proceder para modelos mais complicados somente se os testes de diagnósticos indicarem que os modelos não estão corretamente especificados.

O ciclo de modelagem proposto pode ser dividido em três partes: especificação do modelo não-linear, estimação dos parâmetros do modelo STR e avaliação do modelo. Uma vez especificado o melhor modelo linear para os dados, o primeiro passo do ciclo é definir se o modelo descreve adequadamente os dados. Se não houver evidências de não-linearidade do tipo STR, então não é preciso partir para a abordagem não-linear. Porém caso existam evidências de não-linearidade do tipo STR, a teoria econômica pode não ser explícita sobre a forma paramétrica do modelo STR ou sobre a estrutura dinâmica do modelo. Por exemplo, pode não ser óbvio qual variável deve ser considerada como variável de transição. Para tanto, é feito um teste de não-linearidade no modelo linear, e caso haja evidências a favor da

hipótese alternativa de não-linearidade do tipo STR, serão feitos testes adicionais para definir a variável de transição apropriada e a forma da função de transição.

O segundo passo do ciclo de modelagem consiste na estimação dos parâmetros do modelo STR. E o último passo consiste na verificação através de testes de diagnósticos adequados se o modelo não-linear está corretamente especificado. Estes testes de diagnóstico consistem em testar se há evidências de autocorrelação dos resíduos, de heterocedasticidade, e resíduos do tipo ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*).

O ciclo de modelagem pode ser resumido da seguinte forma (van Dijk et al., 2002):

- 1 – Especificar o modelo linear mais adequado para os dados.
- 2 – Testar a hipótese nula de linearidade contra a hipótese alternativa de não-linearidade do tipo STR. Se a linearidade for rejeitada, selecionar a variável de transição adequada e a forma da função de transição (logística, exponencial ou hiperbólica tangente).
- 3 – Estimar os parâmetros no modelo STR selecionado.
- 4 – Avaliar o modelo, utilizando testes de diagnósticos.
- 5 – Modificar o modelo se necessário.
- 6 – Usar o modelo para descrever os resultados encontrados.

A especificação do modelo linear e os testes de especificação sobre ele foram descritos na seção 4.1. Desta maneira, o modelo linear definido anteriormente servirá de base para a realização dos testes de não-linearidade. Para fazer os testes de hipóteses nos modelos STR é necessário que todas as variáveis estocásticas do vetor Y_t sejam estacionárias, e a variável de transição seja estacionária (se não for uma tendência linear). É possível que algumas das variáveis do vetor Y_t sejam uma combinação estacionária de variáveis integradas de 1º ordem. Os parâmetros destas combinações podem ser tratados como conhecidos, pois suas estimativas de mínimos quadrados são superconsistentes (Teräsvirta, 1998). Os erros são assumidos não correlacionados com Y_t e com a variável de transição. Suponha o seguinte modelo STR:

$$\Delta i_t = Y_t \alpha + Y_t \beta \theta(\gamma, c, z_{t-d}) + e_t \quad (21)$$

O teste de não-linearidade na eq. (21) equivale a testar as hipóteses $H_0: \gamma=0$ contra $H_1: \gamma>0$. No entanto como é possível ver na eq. (21) a hipótese de linearidade também pode ser expressa como $H'_0: \beta=0$. Isto é um indicativo de um problema de identificação na

equação acima. O modelo é identificado sob a hipótese alternativa, mas não sob a hipótese nula. A principal consequência é não se poderem aplicar os testes convencionais de razão de verossimilhança, Multiplicador de Lagrange (LM) e de Wald (van Dijk et al., 2002). Uma maneira de evitar este problema de identificação é utilizar uma expansão de Taylor de terceira ordem da função θ em torno do ponto $\gamma=0$ (Teräsvirta, 1998). A seguinte equação auxiliar é estimada

$$u_t = Y_t' \phi_0 + (\tilde{Y}_t z_{t-d})' \phi_1 + (\tilde{Y}_t z_{t-d}^2)' \phi_2 + (\tilde{Y}_t z_{t-d}^3)' \phi_3 + v_t \quad (22)$$

onde u_t é o resíduo da equação linear e $Y_t = (1, \tilde{Y}_t) = (1, y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{pt})$

O uso desta expansão de Taylor equivale a abrir mão de estrutura sob a hipótese alternativa de modo a evitar o problema de identificação e obter um simples teste da hipótese nula. Testar a hipótese nula de linearidade $H_0: \gamma=0$ na eq. (21) é equivalente a testar $H_{01}: \phi_i=0$, $i= 1,2,3$ na eq. (22). Isto é feito através de um teste LM. Quando Y_t tem um número relativamente grande de elementos, a hipótese nula auxiliar poderá ser grande comparada ao tamanho da amostra. Neste caso, a distribuição assintótica χ^2 provavelmente será uma aproximação ruim da distribuição observada da amostra pequena. Nestas ocasiões é melhor utilizar a versão F do teste LM (Teräsvirta, 1998). Desta maneira, o teste de linearidade pode ser obtido da seguinte forma:

$$F = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/3p}{SSR_1/(T - 4p - 1)} \quad (23)$$

onde SSR_0 é a soma dos quadrados do resíduo da equação linear, SSR_1 é a soma dos quadrados da equação auxiliar (22), T é igual ao número de observações e sob H_{01} F tem aproximadamente uma distribuição F com $3p$ e $T-4p-1$ graus de liberdade.

Para testar a constância dos parâmetros contra a alternativa de parâmetros se alterando no tempo suavemente, caso em que a variável de transição $z_{t-d}=t$, é preciso fazer uma pequena modificação na equação auxiliar (22), pois neste caso a variável de transição z_{t-d} não faz parte de Y_t . A equação auxiliar modificada é

$$u_t = Y_t' \phi_0 + (Y_t z_{t-d})' \phi_1 + (Y_t z_{t-d}^2)' \phi_2 + (Y_t z_{t-d}^3)' \phi_3 + v_t \quad (24)$$

e a estatística F correspondente a (23) tem $3(p+1)$ e $T-4p-4$ graus de liberdade.

Algumas vezes a teoria econômica não é clara sobre qual variável deve ser levada em consideração como variável de transição, assim como podem existir dúvidas sobre qual defasagem deve ser utilizada na variável de transição. Neste estudo, o teste de linearidade é feito para todas as possíveis candidatas a variável de transição, e aquela onde a nula for rejeitada mais fortemente (menor p-valor) deve ser escolhida como variável de transição.

Logo, no ciclo de modelagem STR, o teste de linearidade tem duplo objetivo, pois caso seja rejeitada a hipótese de linearidade o teste ainda é utilizado para encontrar a variável de transição adequada (Teräsvirta, 1998). Neste trabalho, assim como em Cukierman e Muscatelli (2008), a justificativa para escolher como variáveis de transição o desvio esperado da inflação em relação à meta e o hiato da atividade é baseada na hipótese que as preferências do Banco Central são assimétricas em relação aos seus objetivos. No entanto, o teste de não-linearidade é utilizado para definir as defasagens mais adequadas destas variáveis de transição.

Uma vez definidas as candidatas a variável de transição, a equação auxiliar (22) ou (24) serve também para definir qual a função de transição mais adequada aos dados. Serão feitos os seguintes testes sobre os coeficientes da eq. (22) ou (24):

$$\begin{aligned} H_{04} : \phi_3 &= 0 \\ H_{03} : \phi_2 &= 0 \mid \phi_3 = 0 \\ H_{02} : \phi_1 &= 0 \mid \phi_2 = \phi_3 = 0 \\ H_{01} : \phi_1 &= \phi_2 = \phi_3 = 0 \end{aligned} \quad (25)$$

A hipótese H_{01} refere-se ao teste de linearidade descrito anteriormente. Para realizá-lo será feito um teste LM de exclusão de variáveis utilizando a estatística F, como demonstrado na eq. (23).

Para testar as hipóteses 2 a 4, são feitos testes F comuns de exclusão de variáveis. Caso as hipóteses H_{04} e H_{02} sejam rejeitadas mais fortemente (menor p-valor), então o modelo mais indicado é o logístico. Caso H_{03} seja a hipótese rejeitada mais fortemente, então o modelo mais adequado é o exponencial. A lógica por trás deste procedimento é que o teste

deve ter máximo poder no caso em que o modelo alternativo está corretamente especificado, ou seja, se a variável de transição correta está sendo utilizada (van Dijk, 2002).

Originalmente este teste não foi concebido para testar se a função hiperbólica tangente é a mais adequada, mas é possível demonstrar que podemos estendê-lo para esta função também. Desta maneira, as hipóteses H_{04} e H_{02} também podem indicar que a função hiperbólica tangente é a mais adequada. Caso as hipóteses H_{04} e H_{02} sejam àquelas rejeitadas mais fortemente, então são estimados modelos não-lineares com as funções de transição logística e hiperbólica tangente, e são utilizados os critérios de informação de Akaike e Schwarz para definir o modelo com o melhor ajuste aos dados.

Uma vez determinada a forma paramétrica e as variáveis de transição do modelo STR, os parâmetros são estimados utilizando o método dos mínimos quadrados ordinários. Para utilizar este método, é preciso fazer hipóteses a respeito dos parâmetros γ e c das funções de transição (van Dijk et al., 2002).

Assim como em Cukierman e Muscatelli (2008), é assumido que o *threshold* (parâmetro c) é igual a zero, tanto para o desvio da inflação em relação à meta quanto para o hiato de produto, pois a hipótese a ser testada é se o Banco Central reage assimetricamente a desvios positivos e negativos destas variáveis. Também considera-se que o parâmetro de suavização γ é igual nas duas funções de transição, e é determinado através de um processo de *grid search*, com o valor dos parâmetros variando de 0,1 a 5000 com incrementos de 0,1. O valor do parâmetro γ escolhido é aquele que gera melhor ajuste aos dados, medido através dos critérios de informação de Akaike e Schwarz. Como o valor do parâmetro γ depende da magnitude da variável de transição, é recomendável padronizar este parâmetro dividindo-o pelo desvio padrão amostral da variável de transição nos modelos LSTR e HTSTR, e pela variância amostral da variável de transição no modelo ESTR (Teräsvirta, 1998).

Após estimar o modelo STR, é preciso ainda fazer uma série de testes de diagnóstico para poder aceitá-lo como adequado. Para a realização destes testes, os parâmetros do modelo STR devem ter sido estimados de forma consistente e as respectivas estimativas devem ser assintoticamente normais. A estimativa dos modelos STR é feita, dentre outras formas, sob a hipótese de ausência de autocorrelação dos resíduos e constância dos parâmetros. Desta maneira, as hipóteses de ausência de autocorrelação dos resíduos e constância dos parâmetros devem ser testadas. São utilizados testes LM (Multiplicador de Lagrange) para realizar estes testes de diagnóstico (van Dijk, 2002 e Teräsvirta, 1998).

Os testes para ausência de autocorrelação dos resíduos e constância dos parâmetros utilizam a versão F para o teste LM descrito abaixo (Teräsvirta, 1998):

- 1) Estimar o modelo STR sob a hipótese de ausência de autocorrelação dos resíduos e computar a soma dos quadrados dos resíduos $SSR_0 = \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2$.
- 2) Fazer a regressão de \hat{e}_t em w_t e s_t e computar a soma dos quadrados dos resíduos SSR_1 .
- 3) Computar a estatística de teste $F_{LM} = \{(SSR_0 - SSR_1) / d\} / (SSR_1 / j)$, onde F_{LM} tem uma distribuição F com d e j graus de liberdade.

Considerando o modelo STR da eq. (16), o esqueleto do modelo pode ser definido como

$$F(Y_t; \theta) = Y_t \beta + Y_t \alpha_\pi \theta(\gamma, c, z_{t-d}^\pi) + Y_t \alpha_x \theta(\gamma, c, z_{t-j}^x) \quad (26)$$

Para testar a hipótese de ausência de autocorrelação dos resíduos, utiliza-se o teste LM acima, com $w_t = (\hat{e}_{t-1}, \hat{e}_{t-2}, \dots, \hat{e}_{t-q})$ e $s_t = \nabla F(Y_t; \theta) = \partial F(Y_t; \theta) / \partial \theta$ com $\theta = (\beta, \alpha_\pi, \alpha_x, \gamma, c)'$. Os “chapéus” indicam que os dados relevantes são as estimativas sob a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial. Em amostras pequenas, é preferível utilizar a versão F do teste LM do que a estatística qui-quadrado. A estatística F tem q graus de liberdade no numerador e $T-n-q$ graus de liberdade no denominador (n é dado pela dimensão do vetor gradiente ∇F). A estatística de teste resultante é denominada de $LM_{SI}(q)$.

O teste de constância dos parâmetros é feito utilizando o teste LM acima, com $w_t = (Y_t' t, Y_t' t \theta(\gamma, c, z_{t-d}^\pi), Y_t' t \theta(\gamma, c, z_{t-d}^x))$ e $s_t = \nabla F(Y_t; \theta)$. A estatística F tem $(p+p_1+p_2)$ graus de liberdade no numerador e $T-2(p+p_1+p_2)$ graus de liberdade no denominador. A estatística de teste resultante é denominada de LM_c .

O teste de ausência de autocorrelação dos resíduos do tipo ARCH no modelo STR pode ser feito da mesma maneira que nos modelos lineares, assim como o teste de Jarque-Bera de normalidade dos resíduos.

5 – Dados Utilizados

Os dados utilizados têm periodicidade mensal, com o início da amostra em julho de 2000 e término em agosto de 2008, compreendendo desta maneira somente o período de câmbio flutuante e o regime de metas de inflação. Apesar de os dados estarem disponíveis desde janeiro de 2000, optou-se pelo início da amostra em julho para que todos os testes de linearidade contenham o mesmo número de observações, e sejam diretamente comparáveis através dos critérios de informação de Akaike e Schwarz.

Como instrumento de política monetária do Banco Central será utilizada a meta para a taxa de juros Selic anualizada definida pelo Comitê de Política Monetária, do último dia de cada mês.

A partir da interpolação das expectativas anuais para os anos t e $t+1$, divulgadas pelo Banco Central na pesquisa Focus⁴, foi construída a expectativa de inflação nos próximos 12 meses, assim como foi feito no trabalho de Minella et al. (2003). Desta forma, o dados passam a estar disponíveis a partir de janeiro de 2000, gerando um número maior de observações, pois o Banco Central só começou a divulgar séries de expectativa de inflação 12 meses `frente a partir de novembro de 2001. Para evitar possíveis problemas de endogeneidade, é utilizada a expectativa de inflação do primeiro dia útil de cada mês, uma vez que ao tomar a decisão de política monetária o Banco Central já tem disponível o valor desta variável. Como as metas de inflação não foram constantes ao longo do tempo, para construir a meta de inflação nos próximos 12 meses foi feita uma interpolação das metas divulgadas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), para os anos t e $t+1$. Assim, o desvio da inflação em relação à meta pode ser descrita pela seguinte equação, assim como em Minella et al. (2003):

$$D_{j,t} = \frac{(12-t)}{12} * (E_t \pi_j - \pi_j^*) + \frac{t}{12} * (E_t \pi_{j+1} - \pi_{j+1}^*) \quad (27)$$

onde j e t referem-se a ano e mês, respectivamente; $E(\pi)$ refere-se a expectativa de inflação do mercado; e π^* refere-se a meta de inflação definida pelo Conselho Monetário Nacional.

Como *proxy* para o nível de atividade econômica é utilizado o indicador de produção industrial mensal dessazonalizado divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e

⁴ Pesquisa realizada junto a analistas do mercado, onde são colhidas expectativas para diversas variáveis macroeconômicas.

Estatística (IBGE). Porém, os dados de produção industrial estão sujeitos a revisões posteriores⁵. Como indicam Qin e Enders (2008), o ideal para avaliar as respostas da autoridade monetária é trabalhar com os dados em tempo real dos indicadores que estão sujeitos a revisão, isto é, com os dados que estavam disponíveis para o Banco Central à época de sua decisão de taxa de juros. Para tanto, são utilizados os dados históricos do indicador de produção industrial obtidos no site do IBGE, sem as revisões posteriores à data de divulgação original.

A tendência da produção industrial, ou estimativa do produto potencial, foi obtida aplicando-se o filtro de Hodrick-Prescott (HP) sobre as séries originais (sem a revisão posterior). Deste modo, o hiato de produto foi obtido através da diferença entre o logaritmo da série de produção industrial dessazonalizada e o logaritmo do filtro HP.

A produção industrial geralmente é divulgada no início do mês, com defasagem de dois meses, ou seja, os dados da produção de janeiro de um ano só serão divulgados no início do mês de março deste mesmo ano. Desta maneira, ao tomar as decisões de política monetária em um dado mês, a informação mais recente que a autoridade monetária tem sobre a atividade econômica é de dois meses anteriores, sendo esta a defasagem mínima que será considerada na especificação da função de reação.

Por fim, foram realizados testes ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) para verificar a estacionariedade das variáveis utilizadas. A escolha do número ótimo de primeiras diferenças defasadas, k , a ser incluída em cada equação foi feita utilizando-se o critério de informação de Schwarz. A defasagem máxima permitida foi 12 períodos. Para a série da taxa Selic os testes incluíram uma constante e uma tendência linear.

Os resultados dos testes ADF estão na tabela 1. Ao nível de significância de 10%, a hipótese nula de não estacionariedade é rejeitada para todas as variáveis.

⁵ No ano t , a cada nova divulgação mensal da série, o IBGE revisa os dados mensais anteriores dos anos $t-1$ e t . Para maiores detalhes sobre a metodologia da pesquisa, consultar www.ibge.gov.br.

Tabela 1 – Teste ADF de Estacionariedade

	ADF		Regressores
	K	t	Exógenos
Hiato de Produto	0	-4.241407*	-
Taxa Selic	2	-3.611196**	c,t
Desvio da Inflacao	0	-1.844579***	-

Nota: * significante a 1%; ** significante a 5%; *** significante a 10%

6 – Resultados

6.1 – Modelo Linear

De modo a verificar se a taxa de juros no Brasil seguiu a regra de Taylor linear descrita na seção 3.1, foi estimada a equação descrita na eq. (12) onde é assumido que os erros são independentes e normalmente distribuídos. A melhor especificação encontrada foi

$$\Delta i_t = a_1 + a_2 i_{t-1} + a_3 E_t(\pi_{t+12} - \pi^*) + a_4 x_{t-2} + a_5 \Delta i_{t-1} + a_6 \Delta i_{t-2} + u_t \quad (28)$$

Os coeficientes de longo prazo associados à taxa de juros nominal de equilíbrio e a resposta da autoridade monetária à inflação e à atividade econômica são dados por

$\psi = -\frac{a_3}{a_2}$: é o coeficiente de longo prazo associado aos desvios da inflação em relação à

meta

$\mu = -\frac{a_4}{a_2}$: é o coeficiente de longo prazo associado aos desvios da atividade econômica em

relação ao potencial.

$\bar{i} = -\frac{a_1}{a_2}$: é a taxa de juros nominal de equilíbrio de longo prazo da economia

A tabela 2 abaixo mostra os resultados encontrados para a eq. (28) utilizando o método dos mínimos quadrados ordinários e a matriz de covariância e desvios-padrão de Newey-West, que é robusta a presença de heterocedasticidade e autocorrelação serial dos resíduos. Todos os coeficientes se mostraram significativos a 1%, exceto a variável dependente defasada em um período, e apresentam o sinal esperado.

Tabela 2 – Modelo Linear

Variável Dependente: Δi_t - 2000:07 – 2008:08					
Coeficientes Estimados					
\bar{i}	i_{t-1}	$E_t(\pi_{t+12} - \pi^*)$	x_{t-2}	Δi_{t-1}	Δi_{t-2}
1,295*	-0,089*	0,257*	0,048*	0,193	0,328*
(0,427)	(0,028)	(0,097)	(0,018)	(0,161)	(0,116)
$\sigma^2 = 0,49$ $R_{adj}^2 = 0,53$ $AIC = 1,484$ $SIC = 1,643$ $ARCH(1) = 0,85$ $ARCH(2) = 0,98$ $ARCH(3) = 0,36$ $ARCH(4) = 0,50$ $LM(1) = 0,27$ $LM(2) = 0,53$ $LM(3) = 0,57$ $LM(4) = 0,59$ $LM(5) = 0,73$ $LM(6) = 0,83$ $JB = 0,00$					
Notas: * significante a 1%; ** significante a 5%; *** significante a 10%. Os valores entre parênteses abaixo das estimativas são os desvios padrão de Newey-West HAC, σ^2 é desvio padrão do resíduo da equação, R_{adj}^2 é o coeficiente de determinação ajustado, JB é o p-valor do teste Jarque-Bera de normalidade dos resíduos, SIC é o valor do critério de informação de Schwarz, AIC é o valor do critério de informação de Akaike, ARCH(j), j=1,...,4 é o p-valor do teste do teste LM da não existência de resíduos do tipo ARCH até a ordem j, e LM(j), j=1,...,6 é o p-valor do teste LM de Breusch-Godfrey de ausência de autocorrelação dos resíduos até a ordem j (inclusive).					

O coeficiente de longo prazo associado aos desvios da expectativa de inflação em relação à meta é igual a 2,89, significativamente superior a um, indicando que o BCB respeitou o princípio de Taylor. Isto é, diante de uma elevação nas taxas de inflação esperadas, o BCB elevou a taxa de juros nominal mais que proporcionalmente a fim de elevar a taxa de juros real. Clarida et al. (1998) descreve esta política como sendo uma política estabilizadora da inflação e do produto (dado $\mu > 0$). Se $\psi < 1$, a taxa real de juros se altera de maneira a acomodar alterações nas expectativas de inflação, ou seja, a elevação da taxa nominal de juros não é suficiente para fazer com que a taxa real de juros não caia, caracterizando uma política acomodativa.

O valor encontrado para o coeficiente associado à inflação é superior ao encontrado em outros estudos para países desenvolvidos, porém está em linha com os valores encontrados em outros estudos para o Brasil.

Qin e Enders (2008) encontraram evidências de que o *Federal Reserve* (FED) seguiu o princípio de Taylor antes de 1979, no período chamado de Grande Inflação, onde o coeficiente associado à inflação foi de 1,355 no modelo linear. Para o período pós 1979, o coeficiente associado à inflação no modelo linear foi de 1,639. Clarida et al. (1998) encontram um coeficiente associado à inflação de 1,31 para a Alemanha no período de 1979 a 1993, de 2,04 para o Japão no período de 1979 a 1994 e de 1,79 para os Estados Unidos no período de 1979 a 1994.

Para o Brasil, Minella et al. (2003) encontraram estimativas para os coeficientes associados aos desvios da inflação em relação à meta variando de 2,0 a 5,7, dependendo da

especificação utilizada para a função de reação linear. Soares e Barbosa (2006) estimaram que o coeficiente associado à inflação possui valores entre 1,57 e 3,57, dependendo da especificação da função de reação linear. Holland (2005) estima que o coeficiente associado à inflação varia de 2,33 a 4,99, dependendo da especificação da função de reação.

O coeficiente de longo prazo associado ao hiato de produto encontrado foi de 0,54, menor que o coeficiente associado à inflação, indicando que o Banco Central tem respondido a atividade econômica. A maioria dos trabalhos para o Brasil, que não utilizam dados em tempo real para a atividade econômica, não encontra evidências de que este coeficiente seja significativo.

Minella et al. (2003) encontra coeficientes associados ao hiato de produto com sinal negativo e não significativos, exceto em uma especificação onde o coeficiente é significativo, porém negativo. Segundo os autores, uma possível explicação para o fato dos coeficientes serem negativos é devido a ocorrência de alguns choques de oferta significativos na economia no período analisado, o que faria com que houvesse um aumento da inflação em conjunto com uma redução da atividade. Holland (2005) e Salgado et al. (2005) também encontram um sinal negativo associado ao hiato de produto. Por outro lado, Soares e Barbosa (2006) encontram coeficiente de longo prazo associado ao hiato de produto significativamente maior do que zero.

O coeficiente associado à taxa de juros defasada na equação sugere que as taxas de juros convergem lentamente para a taxa de juros meta. A taxa de juros geralmente se altera o suficiente para eliminar em torno de 8,9% da diferença entre a taxa de juros efetiva do período anterior e a taxa de juros meta a cada mês. É importante notar que este coeficiente é significativamente menor do que zero, de acordo com a hipótese de que a taxa de juros não tem uma raiz unitária. Este resultado está em linha com outras estimativas para o grau de suavização da taxa de juros pelo Banco Central do Brasil.

Minella et al. (2003), utilizando outra metodologia para o termo de ajustamento parcial, encontraram valores para o coeficiente de ajustamento entre 0,7 e 0,9. Estes valores seriam equivalentes ao Banco Central eliminar entre 10% a 30% da diferença entre a taxa de juros efetiva do mês anterior e a taxa de juros meta.

A análise dos resíduos da regressão acima indica que não há evidências de presença de autocorrelação serial, como indicam os resultados dos testes do Multiplicador de Lagrange (LM) com até 6 defasagens. Além disso, não há evidências de que há efeitos ARCH nos resíduos.

6.2 – Modelo Não-Linear

O próximo passo do ciclo de modelagem é testar a hipótese de linearidade contra a hipótese de não-linearidade do tipo STR utilizando as estatísticas LM tratadas na seção 4.2. Como discutido anteriormente, a hipótese de linearidade é testada utilizando como variável de transição o desvio da inflação em relação à meta, o hiato de produto e uma tendência linear. A defasagem da variável de transição escolhida é aquela em que a nula de linearidade é rejeitada mais fortemente. A defasagem máxima da variável de transição considerada é de seis períodos tanto para a inflação quanto para o hiato de produto. A tabela 3 abaixo contém os p-valores do teste LM de linearidade descrito na seção 4.2 (hipótese H_{0l}) com $s_{t-d}=\text{Desvio}_{t-d}$, $d=0,1,\dots,6$, $s_{t-g}=y_{t-g}$, $g=2,3,\dots,6$, e com $s_t=t$ para testar a hipótese de alteração suave dos parâmetros no tempo. Os testes são baseados na equação linear (27).

Tabela 3 – Teste LM de Linearidade

	Lag	Estatística F	P-Valor	G.L. Numerador	G.L. Denominador
Tendência		1.645633	0.070468	18	74
Desvio da Inflação	0	3.226871	0.000375	15	77
Desvio da Inflação	1	2.407164	0.004402	18	74
Desvio da Inflação	2	2.216731	0.008998	18	74
Desvio da Inflação	3	2.005319	0.019665	18	74
Desvio da Inflação	4	2.482510	0.003312	18	74
Desvio da Inflação	5	2.110643	0.013348	18	74
Desvio da Inflação	6	2.192532	0.009848	18	74
Hiato do Produto	2	1.786492	0.051928	15	77
Hiato do Produto	3	1.470505	0.125960	18	74
Hiato do Produto	4	1.319713	0.201116	18	74
Hiato do Produto	5	2.141750	0.011895	18	74
Hiato do Produto	6	5.965354	0.000000	18	74

Os p-valores do teste LM na tabela 3 indicam que a linearidade pode ser rejeitada ao nível de significância de 1% para as variáveis de transição $s_{t-d}=\text{Desvio}_{t-d}$, $d=0,1,2,4,6$, e para $s_{t-g}=y_{t-g}$, $g=6$. A hipótese de constância dos parâmetros não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%. Estes resultados indicam que há fortes evidências estatísticas de que a função de reação do Banco Central é não-linear, e que esta não-linearidade está associada tanto ao desvio da inflação em relação à meta quanto ao hiato de produto. Como se rejeitou a hipótese de linearidade ao nível de 1% para mais de uma defasagem da variável de transição, a escolha da defasagem mais adequada será postergada para o passo onde é feita a estimação

do modelo STR. A escolha da defasagem é feita através dos critérios de informação de Akaike e Schwarz do modelo STR estimado.

Após o teste de linearidade, são feitos os testes H_{04} , H_{03} , e H_{02} da eq. (24) considerando as candidatas a variável de transição definidas no teste anterior. A tabela 4 mostra que para todas as candidatas a variável de transição, as hipóteses H_{04} e H_{02} são as mais fortemente rejeitadas, indicando que os modelos LSTR e HTSTR são os mais adequados para modelar a função de reação do BCB.

Tabela 4 – Teste F para a escolha da Função de Transição

	Hipótese	Estatística F	P-Valor	G.L. Numerador	G.L. Denominador
Desvio (0)	H04	2.534156	0.035423	5	77
	H03	1.795152	0.122927	5	82
	H02	4.532829	0.001015	5	87
Desvio(-1)	H04	2.694207	0.020210	6	74
	H03	1.191058	0.319601	6	80
	H02	3.783788	0.002161	6	86
Desvio(-2)	H04	1.713754	0.129657	6	74
	H03	1.255085	0.287642	6	80
	H02	2.557091	0.025099	6	86
Desvio(-4)	H04	2.059825	0.068238	6	74
	H03	1.693920	0.133209	6	80
	H02	2.476407	0.029436	6	86
Desvio(-6)	H04	2.353950	0.038983	6	74
	H03	0.588345	0.738674	6	80
	H02	3.344521	0.005211	6	86
Hiato(-6)	H04	3.265020	0.006655	6	74
	H03	7.601606	1.80E-06	6	80
	H02	3.985351	0.001445	6	86

As evidências combinadas das tabelas 3 e 4 sugerem que um modelo aditivo LSTR ou HTSTR utilizando as variáveis de transição s_{t-d}^1 e s_{t-g}^2 pode ser utilizado para modelar a função de reação do BCB. O valor apropriado para a defasagem do desvio da inflação (d) não

pode ser determinado unicamente pelos resultados dos testes. Por esta razão são estimados os modelos LSTR e HTSTR com os valores $d=0,1,2,4,6$. A defasagem que gerar o melhor ajuste aos dados será a escolhida. Como discutido na seção 4.2, é empregado um procedimento de *grid search* para estimar o parâmetro de suavização γ , assim como em Cukierman e Muscatelli (2008). Assume-se que γ é igual nas duas funções de transição (a função associada à inflação e à atividade) e o valor de γ que minimizar os critérios de informação de Akaike e Schwarz será o escolhido. Além disso, para escolher entre as funções de transição hiperbólica tangente e logística, são estimados os modelos STR com estas funções de transição, e aquela que minimizar os critérios de informação de Akaike e Schwarz será a função escolhida.

Ou seja, ao estimar o modelo STR são definidos a defasagem da variável de transição, o valor do parâmetro γ e a forma paramétrica da função de transição com base nos critérios de informação de Akaike e Schwarz. Realizando estes procedimentos, o modelo com $d=2$, $\gamma=0.8$ e a função de transição logística teve o melhor ajuste aos dados. Desta maneira, no restante do trabalho é utilizada somente esta versão do modelo STR. O modelo final estimado esta na tabela 5

Tabela 5 – Modelo Não-Linear

Variável Dependente: $\Delta i_t - 2000:07 - 2008:08$							
Coeficientes Estimados							
\bar{i}	i_{t-1}	$E_t(\pi_{t+12} - \pi^*)$	x_{t-2}	$E_t(\pi_{t+12} - \pi^*)\theta(0,8; z_{t-2}^\pi)$	$x_{t-2}\theta(0,8; z_{t-6}^x)$	Δi_{t-1}	Δi_{t-2}
1,206*	-0,084*	0,903*	-0,019	-0,813*	0,120	0,207	0,339*
(0,370)	(0,024)	(0,257)	(0,081)	(0,259)	(0,166)	(0,138)	(0,113)
$\sigma^2 = 0,47$ $R_{adj}^2 = 0,58$ $AIC = 1,399$ $SIC = 1,610$ $ARCH(1) = 0,93$ $ARCH(2) = 0,99$ $ARCH(3) = 0,97$ $ARCH(4) = 0,99$ $LM_{SI}(1) = 0,10$ $LM_{SI}(2) = 0,17$ $LM_{SI}(3) = 0,26$ $LM_{SI}(4) = 0,42$ $LM_{SI}(5) = 0,50$ $LM_{SI}(6) = 0,14$ $LM_C = 0,16$ $JB = 0,00$							
Notas: * significativa a 1%; ** significativa a 5%; *** significativa a 10%. Os valores entre parênteses abaixo das estimativas são os desvios padrão de Newey-West HAC, σ^2 é desvio padrão do resíduo da equação, R_{adj}^2 é o coeficiente de determinação ajustado, JB é o p-valor do teste Jarque-Bera de normalidade dos resíduos, SIC é o valor do critério de informação de Schwarz, AIC é o valor do critério de informação de Akaike, ARCH(j), $j=1, \dots, 4$ é o p-valor do teste do teste LM da não existência de resíduos do tipo ARCH até a ordem j, e $LM_{SI}(j)$ é o p-valor do teste LM de ausência de autocorrelação dos resíduos contra autocorrelação serial de ordem j, e LM_C é o p-valor do teste LM de constância dos parâmetros contra a alternativa de parâmetros variando no tempo suavemente.							

onde:

$$\theta(0,8; z_{t-2}^\pi) = \{1 + \exp[-(0,8/1,327) * E_{t-2}(\pi_{t+12} - \pi^*)]\}^{-1} \text{ e } \theta(0,8; z_{t-6}^x) = \{1 + \exp[-(0,8/2,097) * x_{t-6}]\}^{-1}$$

Os resultados acima indicam que não há evidências de não-linearidade associada ao hiato de produto. Porém o coeficiente associado à parte não-linear da inflação é significativamente menor que zero, apontando evidências a favor de não-linearidade associada à inflação e preferências avessas à recessão. Isto indica que a função de reação do BCB é côncava em relação à inflação.

Para calcular a resposta da autoridade monetária à inflação é utilizada a fórmula da eq. (20), que nos dá a resposta total da taxa de juros à inflação. Fazendo os cálculos e substituindo os valores observados, chega-se a valores entre 0,13 e 8,13 para a resposta da autoridade monetária à inflação. A evolução desta resposta ao longo do tempo (gráfico 1) mostra que na maior parte do tempo o Banco Central respeitou o princípio de Taylor, ou seja, a resposta total foi maior do que um, exceto no período entre novembro de 2002 e junho 2003. Este período foi marcado pela crise de confiança na economia brasileira, gerada pela eleição presidencial de 2002. Apesar das preferências do Banco Central indicarem aversão à recessão, isto é, quando a taxa de inflação está abaixo da meta ele responde mais agressivamente cortando os juros do que no caso oposto, a resposta do Banco Central às expectativas de inflação tem sido bem fortes, com o coeficiente associado à inflação bastante superior a um na maior parte do tempo.

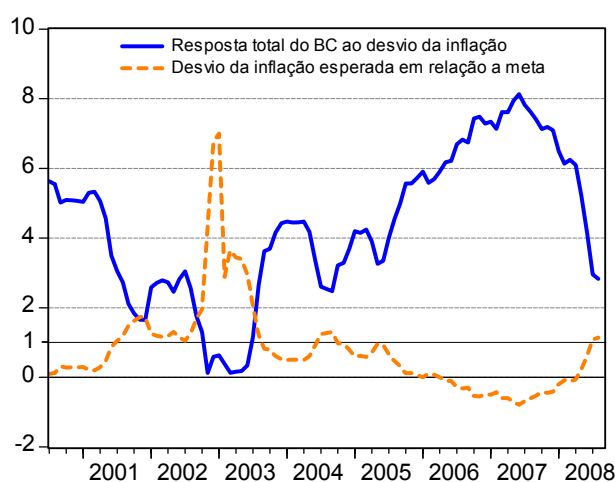


Gráfico 1 – Resposta Total do BC à Inflação e Desvio Esperado da Inflação

A amplitude da resposta total das taxas de juros à inflação encontrada neste trabalho é superior a de outros estudos para países desenvolvidos. Por exemplo, Qin e Enders (2008) encontraram evidências de que a resposta do *Federal Reserve* (FED) à inflação no período anterior a 1979 ficou entre 2,376 e 3,351, dependendo se a taxa de juros estava muito baixa ou muito alta (em comparação com o *threshold*), respectivamente. Para o período após 1979, Qin

e Enders estimaram que a resposta do FED à inflação variou entre 1,275 e 2,528, dependendo novamente se a taxa de juros é muito baixa ou muito alta.

Além disso, o coeficiente de suavização na equação não-linear de 8,4% foi próximo àquele encontrado no caso linear.

Os resíduos do modelo não-linear indicam que não há autocorrelação serial ao nível de 10% até a sexta ordem, assim como não há evidências de efeitos ARCH nos resíduos até a quarta ordem. Além disso, o teste LM indica que não se pode rejeitar, ao nível de 10%, a hipótese de constância dos parâmetros no modelo não-linear.

Nos resultados acima não há evidências de não-linearidade associada ao hiato de produto, pois o coeficiente não-linear associado ao hiato de produto não é significativo. É importante notar que o coeficiente da parte linear deixou de ser significativo. Com o objetivo de investigar melhor estes resultados, a equação do modelo LSTR foi estimada novamente sem o coeficiente não-linear associado ao hiato de produto. Os resultados estão na tabela 6.

Tabela 6 – Modelo Não-Linear

Variável Dependente: Δi_t - 2000:07 – 2008:08						
Coeficientes Estimados						
\bar{i}	i_{t-1}	$E_t(\pi_{t+12} - \pi^*)$	x_{t-2}	$E_t(\pi_{t+12} - \pi^*)\theta(0,8; z_{t-2}^z)$	Δi_{t-1}	Δi_{t-2}
1,207*	-0,084*	0,897*	0,046**	-0,809*	0,206	0,339*
(0,370)	(0,024)	(0,259)	(0,019)	(0,260)	(0,135)	(0,114)
$\sigma^2 = 0,47$ $R_{adj}^2 = 0,58$ $AIC = 1,384$ $SIC = 1,569$ $ARCH(1) = 0,92$ $ARCH(2) = 0,99$ $ARCH(3) = 0,96$ $ARCH(4) = 0,99$ $LM_{SI}(1) = 0,16$ $LM_{SI}(2) = 0,11$ $LM_{SI}(3) = 0,21$ $LM_{SI}(4) = 0,33$ $LM_{SI}(5) = 0,43$ $LM_{SI}(6) = 0,10$ $LM_C = 0,16$ $JB = 0,00$						
Notas: * significante a 1%; ** significante a 5%; *** significante a 10%. Os valores entre parênteses abaixo das estimativas são os desvios padrão de Newey-West HAC, σ^2 é desvio padrão do resíduo da equação, R_{adj}^2 é o coeficiente de determinação ajustado, JB é o p-valor do teste Jarque-Bera de normalidade dos resíduos, SIC é o valor do critério de informação de Schwarz, AIC é o valor do critério de informação de Akaike, ARCH(j), j=1,...,4 é o p-valor do teste do teste LM da não existência de resíduos do tipo ARCH até a ordem j, e $LM_{SI}(j)$ é o p-valor do teste LM de ausência de autocorrelação dos resíduos contra autocorrelação serial de ordem j, e LM_C é o p-valor do teste LM de constância dos parâmetros contra a alternativa de parâmetros variando no tempo suavemente.						

Como pode ser visto na tabela 6, houve melhora nos critérios de informação de Akaike e Schwarz e o coeficiente associado ao hiato de produto passou a ser significativo e ter o sinal desejado. A resposta total de longo prazo da autoridade monetária ao hiato de produto foi de 0,54, muito próxima aquela estimada no modelo linear.

Além disso, houve uma mudança muito pequena nos demais coeficientes. A resposta total da autoridade monetária a inflação variou entre 0,10 e 8,07.

7 – Conclusão

Utilizando modelos de transição suave (STR), este trabalho produz evidências de que a função de reação do Banco Central do Brasil (BCB) possui características não-lineares. Os testes econométricos selecionaram o modelo logístico-STR (LSTR) como o mais apropriado para modelar a função de reação não-linear do BCB. Os coeficientes não-lineares estimados indicam que a função de reação do BCB é côncava em relação à inflação esperada. Dado uma estrutura econômica Novo Keynesiana, uma função de reação côncava é consistente com a existência de preferências avessas a recessão (PAR).

Não foram encontrados indícios de que a função de reação seja não-linear com relação ao hiato de produto, uma vez que o coeficiente não-linear associado ao hiato de produto não foi significativo. Quando a função de reação não-linear foi estimada utilizando somente o coeficiente linear do hiato de produto, este foi significativo e apresentou o sinal esperado, indicando que o BCB reagiu ao ciclo econômico.

A resposta total da autoridade monetária à inflação dada pelo modelo não-linear indicou que na maior parte do tempo o BCB respeitou o princípio de Taylor. O BCB respondeu de maneira bastante forte à inflação esperada durante o período analisado, exceto entre novembro de 2002 e junho de 2003. Apesar disto, o fato de a função de reação ser côncava em relação à inflação implica que o BCB tem respondido mais fortemente reduzindo os juros quando a inflação esperada está abaixo da meta do que quando ela está acima.

Para estimar a função de reação não-linear neste trabalho, foi utilizada a hipótese de que as preferências do Banco Central são assimétricas em relação aos seus objetivos. No entanto, este tipo de função de reação não-linear também pode surgir devido ao fato da curva de oferta agregada ser não-linear, ou devido à presença de ambas as motivações. Uma linha de pesquisa sugerida seria testar se a curva de Phillips é linear ou não para o Brasil, e caso haja evidências de não-linearidade da curva de Phillips incorporá-la ao modelo.

Outra futura linha de pesquisa possível é expandir os objetivos que fazem parte da função perda do Banco Central, permitindo que o Banco Central responda a preços de ativos não-linearmente.

Referências Bibliográficas

- BEC, F.; SALEM, M. B.; COLLARD, F. Asymmetries in Monetary Policy Reaction Function: Evidence for U.S. France and German Central Banks. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, v. 6, n. 2, 2002.
- BUENO, R. L. S. The Taylor Rule under Inquiry: Hidden states. Em: XXXII Encontro Nacional de Econometria, 2005, Natal. **Anais do XXXII Encontro Nacional de Econometria**, 2005.
- CARVALHO, A.; MOURA, M. What Can Taylor Rules Say About Monetary Policy in Latin América. **Ibme Working Paper**, WPE – 79, 2008.
- CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence. **European Economic Review**, v. 42. p. 1033-1067, 1998.
- _____. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. **Journal of Economic Literature**, v. XXXVII, P. 1661-1707, 1999.
- CUKIERMAN, A.; MUSCATELLI, A. Nonlinear Taylor Rules and Asymmetric Preferences in Central Banking: Evidence from the United Kingdom and the United States. **The B.E. Journal of Macroeconomics**, v. 8, n. 1, 2008.
- DOLADO, J. J.; PEDRERO, R. M-D.; RUGE-MURCIÁ, F. J. Nonlinear Monetary Policy Rules: Some New Evidence for the U.S. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, v. 8, n.3, 2004.
- DOLADO, J. J.; MARIA-DOLORES, R.; NAVEIRA, M. Are monetary-policy reaction functions asymmetric? The role of nonlinearity in the Phillips curve. **European Economic Review**, v. 49(2), p. 485-503, 2005.
- GERLACH, S. Asymmetric Policy Reactions and Inflation. **Bank for International Settlements**, mimeo, 2000.
- HOLLAND, M. Monetary and exchange rate policies in Brazil after inflation targeting. Em: ANPEC-SUL, 2005, Porto Alegre, 2005.
- JUDD, J. P.; RUDEBUSCH, G. D. Taylor's Rule and the Fed: 1970 – 1997. **Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review**, n. 3, p. 3-16, 1998.
- KESRIYELI, M.; OSBORN, D. R.; SENSIER, M. Nonlinearity and Structural Change in Interest Rate Reaction Functions for the US, UK and Germany. In: MILAS, C.; ROTHMAN, P.; van DIJK, D. (Ed.). **Nonlinear Time Series Analysis of Business Cycles**. San Diego: Elsevier, p. 283-310, 2006.
- LIMA, E. C. R.; MAKI, A.; MENDONÇA, M. Monetary Policy Regimes in Brazil. Texto para Discussão N° 1285a, **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)**, 2007.
- MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility. **Banco Central do Brasil**, Working Paper Series n. 77, 2003.
- ORPHANIDES, A. Monetary policy rules, macroeconomic stability, and inflation: A view from the trenches. **Journal of Monetary, Credit, and Banking**, v.36, p. 151–175, 2004.

PEERSMAN, G.; SMETS, F. The Taylor Rule: A Useful Monetary Policy Benchmark for the Euro Area?. **International Finance** 2:1, p. 85-116, 1999.

QIN, T.; ENDERS, W. In-sample and out-of-sample properties of linear and nonlinear Taylor rules. **Journal of Macroeconomics**, v. 30, p. 428-443, 2008.

RUGE-MURCIÁ, F. J. A Prudent Central Banker. **IMF Staff Papers**, v. 49, p. 456-469, 2002.

SALGADO, M. J. S.; GARCIA, M. G. P.; MEDEIROS, M. C. Monetary Policy During Brazil's Real Plan: Estimating the Central Bank's Reaction Function. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59(1), p. 61-79, 2005.

SCHALLING, E. The Non-Linear Phillips Curve and Inflation Forecast Targeting. **Bank of England Working Paper**, n. 98, 1999.

SILVA, E. K.; PORTUGAL, M. S. Nonlinearities in Central Bank of Brazil's reaction function: the case of asymmetric preferences. Em: XXXVI Encontro Nacional de Economia, 2008, Salvador. **Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia**, 2008.

SOARES, J. J. S.; BARBOSA, F. H. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. Em: XXXIV Encontro Nacional de Economia, 2006, Salvador. **Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia**, 2006.

SURICO, P. The Fed's monetary policy rule and U.S. inflation: The case of asymmetric preferences. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 31, p. 305-334, 2007.

TAYLOR, J. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy** 39, p. 195-214, 1993.

TERÄSVIRTA, T. Modeling economic relationships with smooth transition regressions. In: ULLAH, A.; GILES, D.E.A. (Ed.). **Handbook of Applied Economic Statistics**. New York: Marcel Dekker, Inc, 1998, p. 507-552.

van DIJK, D.; TERÄSVIRTA, T.; FRANSES, P. H. Smooth Transition Autoregressive Models – A Survey of Recent Developments. **Econometric Reviews**, v. 21(1), p. 1-47, 2002.

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)