



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIAS,
CONTABILIDADE E SECRETARIADO EXECUTIVO
DEPARTAMENTO DE FINANÇAS
PROGRAMA DE GRADUAÇÃO EM FINANÇAS

SAMOEL DE SOUSA MENDES

**REPASSE CAMBIAL NO BRASIL: ASSIMETRIAS SETORIAIS, REGIONAIS
E NAS FASES INFLACIONÁRIAS**

FORTALEZA

2022

SAMOEL DE SOUSA MENDES

**REPASSE CAMBIAL NO BRASIL: ASSIMETRIAS SETORIAIS, REGIONAIS
E NAS FASES INFLACIONÁRIAS**

Monografia apresentada ao curso de Bacharelado em Finanças da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Finanças.

Orientador: Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira.

Fortaleza

2022

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca Universitária
Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

M492r Mendes, Samuel de Sousa.
Repasse cambial no Brasil : assimetrias setoriais, regionais e nas fases inflacionárias / Samuel de Sousa Mendes. – 2021.
29 f. : il. color.

Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Curso de Finanças, Fortaleza, 2021.
Orientação: Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira.

1. Repasse Cambial. 2. IPCA. 3. Cunra de Philips. I. Título.

CDD 332

SAMOEL DE SOUSA MENDES

REPASSE CAMBIAL NO BRASIL: ASSIMETRIAS SETORIAIS, REGIONAIS E
NAS FASES INFLACIONÁRIAS

Monografia apresentada ao curso de Bacharelado em Finanças da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Finanças.

Orientador: Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira.

Aprovado em: ___/___/_____.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira (Orientador)

Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Leandro Rocco

Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Cristiano Modesto Penna

Universidade Federal do Ceará (UFC)

AGRADECIMENTOS

A Deus, que guiou meus passos até aqui.

Aos meus pais pelo amor e dedicação em me incentivar a sempre buscar estudar.

Ao Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira, pela orientação durante a elaboração da monografia.

Aos meus amigos da turma de Finanças de 2017.1, pela amizade e auxílio nos momentos que tivemos nesta graduação e a minha namorada Débora por todo apoio durante esta jornada.

RESUMO

Uma considerável preocupação de autoridades monetárias é a evolução dos índices de preço, uma vez que, esse fenômeno é um causador de distorções nos mercados, além de corroer os valores reais de salários, o que contribui para uma maior concentração de renda. Há diversas teorias econômicas que explicam a dinâmica inflacionária e quais fatores a influenciam, o trabalho de Phillips, por exemplo, demonstra a relação inversa entre o nível desemprego e o índice de preços, um desses fatores é influência do câmbio nos índices de preço que usualmente é denominado de *Pass-through*, ou repasse das movimentações do câmbio para o índice de preço. Este trabalho pretende contribuir para o tema, estimando o repasse cambial na inflação medida pelo IPCA e seus grupos. Para isso, são utilizados modelos lineares e não-lineares com efeito limiar da curva de Phillips com câmbio, para verificar se há assimetria do efeito do câmbio na inflação em regimes de maior e menor inflação. Essa análise é realizada para dados na frequência mensal no período 2000.1 a 2019.7 para a inflação medida pelo IPCA e seus grupos: alimentação, comunicação, despesas pessoais, residência, vestuário, educação, transporte, saúde e habitação. Dentre os resultados, percebe-se que na maioria das medidas de inflação, o efeito do câmbio é maior e significativo apenas no regime de maior inflação. Além disso, a dinâmica e intensidade desse efeito é diferente na inflação medida pelo IPCA e entre as suas subcategorias.

Palavras Chaves: Repasse Cambial; IPCA; Curva de Philips

ABSTRACT

A considerable concern of monetary authorities is the evolution of price indices, since this phenomenon causes distortions in the markets. In addition to eroding the real values of wages, contributing to a greater concentration of income. There are several economic theories that explain the inflationary dynamics and which factors influence it, Phillips' work, for example, demonstrates the inverse relationship between the unemployment level and the price index. One of these factors is the influence of the exchange rate on price indices, which is usually called *Pass-Through*, or transfer of exchange rate movements to the price index. This work intends to contribute to the theme, estimating the exchange rate *Pass-Through* in inflation measured by the IPCA and its groups. For this, linear and nonlinear models with *threshold* effect of the Phillips curve with exchange rate are used, to verify if there is asymmetry of the effect of the exchange rate on inflation in regimes of higher and lower inflation. This analysis is performed for data at the monthly frequency in the period 2000.1 to 2019.7 for inflation measured by the IPCA and its groups: food, communication, personal expenses, residence, clothing, education, transport, health and housing. Among the results, it can be seen that in most inflation measures, the exchange rate effect is greater and significant only in the regime of higher inflation. Furthermore, the dynamics and intensity of this effect is different for inflation measured by the IPCA and among its subcategories.

Keywords: Pass-Through; IPCA ; Philips Curve.

ÍNDICE DE TABELAS

1 - TABELA IPCA TESTE F - THRESHOLD vs LINEAR MODEL	16
2 - TABELA IPCA - REGRESSÃO THRESHOLD	16
3 - TABELA ALIMENTAÇÃO TESTE F - THRESHOLD vs LINEAR MODEL	17
4 - TABELA ALIMENTAÇÃO - REGRESSÃO THRESHOLD	17
5 - TABELA COMUNICAÇÃO TESTE F - THRESHOLD vs LINEAR MODEL	18
6 - TABELA COMUNICAÇÃO: REGRESSÃO THRESHOLD	18
7 - TABELA DESPESAS PESSOAIS TESTE F - THRESHOLD vs LINEAR MODEL	19
8 - TABELA DESPESAS PESSOAIS: REGRESSÃO THRESHOLD.....	19
9 - TABELA RESIDÊNCIA TESTE F: THRESHOLD vs LINEAR MODEL.....	20
10 - TABELA RESIDÊNCIA: REGRESSÃO THRESHOLD	20
11 - TABELA VESTUÁRIO TESTE F: THRESHOLD vs LINEAR MODEL.....	21
12 - TABELA VESTUÁRIO: REGRESSÃO THRESHOLD	21
13 - TABELA EDUCAÇÃO: REGRESSÃO THRESHOLD	22
14 - TABELA EDUCAÇÃO TESTE F: THRESHOLD vs LINEAR MODEL	22
15 - TABELA TRANSPORTE: REGRESSÃO THRESHOLD	23
16 - TABELA TRANSPORTE TESTE F: THRESHOLD vs LINEAR MODEL.....	23
17 - TABELA SAÚDE: REGRESSÃO THRESHOLD	24
18 - TABELA SAÚDE TESTE F - THRESHOLD vs LINEAR MODEL.....	24
19 - TABELA HABITAÇÃO: REGRESSÃO THRESHOLD	25
20 - TABELA HABITAÇÃO TESTE F - THRESHOLD vs LINEAR MODEL.....	25
21 - TABELA VARIÁVEL LIMIAR ABAIXO DO THRESHOLD	26
22 - TABELA VARIÁVEL LIMIAR ACIMA DO THRESHOLD	27

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	9
2. REVISÃO DA LITERATURA	10
3. METODOLOGIA	13
4. RESULTADOS.....	15
5. CONCLUSÃO	27
6. REFERÊNCIAS	28

1. INTRODUÇÃO

Desde a adoção do regime de metas para inflação no Brasil ocorre um debate acerca da variação cambial. A taxa de inflação é um agregado macroeconômico que pretende indicar o efeito médio sobre a economia de um fenômeno complexo: o aumento de preços dos diversos bens que a compõem.

“Concretamente, índices de inflação podem ser construídos a partir de variadas cestas de bens, conforme os preços relevantes para os grupos que se queira considerar – consumidores, produtores de um setor ou da economia em geral, residentes de uma região específica. Os modelos macroeconômicos usualmente tratam a inflação como uma grandeza única, buscando quais são seus determinantes e as políticas mais adequadas para contê-la. Contudo, muito da dinâmica por trás do fenômeno inflacionário se perde com a agregação, uma vez que os preços dos bens têm comportamentos específicos que podem ser muito discrepantes entre si. Então, conhecer melhor essa dinâmica subjacente à inflação é um passo necessário na avaliação de seus determinantes e dos efeitos sobre a inflação de diferentes políticas econômicas.” (Martinez e Cerqueira, 2013).

Há diversas teorias econômicas que explicam a dinâmica inflacionária e quais fatores a influenciam. O trabalho de Phillips, por exemplo, demonstra a relação inversa entre o nível de desemprego e o índice de preços. Um desses fatores é a influência da taxa de câmbio nos índices de preço que usualmente é denominado de *Pass-through* ou repasse das movimentações do câmbio para o índice de preço.

Esta pesquisa pretende contribuir para o tema, estimando o repasse cambial na inflação medida pelo IPCA e nos seus principais grupos, uma vez que, os impactos da taxa de câmbio sobre a inflação e seus grupos são necessários aos bancos centrais que adotam regimes de metas para inflação, pois estes necessitam dessas informações para tentar prever de maneira mais efetiva esses repasses e manter a taxa de inflação dentro da meta estabelecida.

Para essa estimação, são utilizados modelos lineares e não-lineares com efeito limiar da curva de Phillips com câmbio, verificando se há assimetria do efeito do câmbio na inflação em regimes de maior e menor inflação. Essa análise é realizada com dados na frequência mensal no período 2000.1 a 2019.7 para a inflação medida pelo IPCA e seus principais subgrupos: alimentação, comunicação, despesas pessoais, residência, vestuário, educação, transporte, saúde e habitação.

Além dessa introdução, este estudo está dividido em mais quatro seções. Na primeira, apresenta-se a revisão da literatura, que norteia as discussões deste trabalho. Na segunda, é mostrado a metodologia do modelo aplicado para fazer as estimações. Na

terceira, os resultados obtidos. Por fim, a última seção, contém as principais conclusões sobre o trabalho.

2. REVISÃO DA LITERATURA

No Brasil, a partir de 1999, o regime de metas de inflação tornou-se um instrumento utilizado pelo Banco Central para dar maior estabilidade aos preços e uma maior transparência para condução da política monetária, oferecendo mais credibilidade ao mercado.

Segundo Correa e Carrara (2012), este regime teve como principais pontos:

- (i) Fixar as metas para a inflação com base em variações anuais de um índice de preços conhecido;
- (ii) Deixa a cargo do Conselho Monetário Nacional (CMN), a determinação das metas para a inflação, seus respectivos intervalos de variação e o índice de preços a ser cotado;
- (iii) Designar o Banco Central a tarefa de fazer com que as metas estabelecidas fossem cumpridas, utilizando para isso os instrumentos necessários.

Sendo assim, por meio do Art. 1º da Resolução CMN nº 2615/1999, o Conselho Monetário Nacional estabeleceu que o índice de preços relacionado às metas para a inflação seria o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

O IPCA é reportado pelo IBGE em quatro níveis de agregação: grupos, subgrupos, itens e subitens. O grupo é o nível de agregação mais elevado, composto por nove categorias: alimentação e bebidas, habitação, artigos de residência, vestuário, transportes, saúde e cuidados pessoais, despesas pessoais, educação e comunicação. O subitem seria o de menor agregação, com 384 categorias, ou seja, seria correspondente a bens e serviços específicos. O peso de cada subitem do IPCA é baseado na cesta de consumo típica das famílias brasileiras com renda de até 40 salários-mínimos, de acordo com a Pesquisa de Orçamento Familiares (POF). Assim, os pesos das categorias de

agregação mais elevadas, como os grupos, são dados pela soma dos pesos dos subitens que as compõem.

A teoria econômica denomina os efeitos da taxa de câmbio sobre a taxa de inflação de repasse cambial ou *pass-through*. De acordo com Campa e Goldberg (2002), o *pass-through* pode ser interpretado como uma variação percentual ocorrida nos preços devido uma variação de 1% na taxa de câmbio, na qual se faz necessário os entendimentos e a magnitude desse repasse, principalmente, a países com regimes de meta para inflação como no caso do Brasil, devido este ser utilizado como instrumento na condução de política monetária, através da meta de inflação do Banco Central.

Junior e Reis (2015), analisam o repasse cambial, para os preços de importação e para os preços no atacado da produção de diferentes setores da indústria, em contexto de equações simultâneas com uma amostra no período de 1999 a 2012. Como resultado o grau de repasse cambial médio aos preços de importação foi de 0,633 enquanto o de preços ao atacado foi de 0,181. Além disso, os resultados setoriais demonstraram que os setores com maior repasse cambial são aqueles produtores de bens de capital e de bens intermediários.

Correa e Minella (2005), investigam a presença de mecanismo não lineares de repasse cambial para a inflação no Brasil e se a magnitude de curto prazo do repasse é afetada pelo ciclo econômico, através da estimação de uma curva de Philips com limiar (*threshold*), utilizando três variáveis: nível da atividade econômica, variação da taxa de câmbio e volatilidade da taxa de câmbio, obtendo como resultado que o repasse de curto prazo é maior quando a economia está em expansão, quando a taxa de câmbio se deprecia acima de certo valor e quando a volatilidade da taxa de câmbio é menor. Desse modo, esses resultados teriam importante implicações para a política monetária e são possivelmente relacionados a comportamentos de *pricing-to-market*, custo de menu para mudança de preços e incerteza sobre o grau de persistência de variações cambiais.

Brissimis e Kosma (2007), analisam a relação entre o poder de mercado e o *pass-through* incompleto de empresas japonesas situadas nos Estados Unidos, através de um modelo de *Cournot-p*. Por meio de análise em painel, constatam que o poder de mercado das firmas é um fator importante para o repasse incompleto das variações do câmbio para os preços.

Macera e Divino (2018), estimam o *pass-through* de alterações nas tarifas de importação e na taxa de câmbio sobre os preços do setor siderúrgico brasileiro, avaliando a simetria desses efeitos, utiliza-se uma análise de dados em painel entre 1995 e 2010. Os resultados obtidos relataram uma simetria entre o *pass-through* de tarifas de importação e de câmbio no setor siderúrgico do Brasil, com efeito médio de transmissão de 0,30 no curto prazo. Portanto, uma alteração da tarifa de importação afeta o preço do produto, independentemente, da variação no preço do produto importado ou no volume de importações, sendo que a expectativa de alteração nas importações tem capacidade de afetar os preços.

Couto e Fraga (2015), analisam a relação entre taxa de câmbio e preços no Brasil, através de um Vetor de Correção de Erros com dados para o período de 1999 a 2012. Para tanto, utilizam-se as variáveis: IPCA, IGP-DI, taxa de câmbio nominal, PIB, índice de preços ao produto dos Estados Unidos (PPI) e abertura comercial. Os resultados encontrados sugerem uma relação de longo prazo entre câmbio e os índices de preços domésticos, embora constatando um grau de *pass-through* incompleto e que o repasse é maior para o IGP-DI com maior componente de preços por atacado.

Almendra (2015), analisa o repasse das oscilações cambiais para os níveis de preços no Brasil, através da estimação do *pass-through* com período analisado de 1994 a 2014. Ao longo do período, o Brasil passa por dois regimes cambiais: câmbio fixo e câmbio flutuante, com foco no período de taxa de câmbio flexível. Foi analisada a estimação através de duas abordagens: a primeira através de mínimos quadrados ordinários em janelas móveis (*rolling windows*), onde os parâmetros são fixos no tempo e através de modelo com parâmetros variáveis no tempo, pelo filtro de Kalman. Como resultado, mostrou-se evidências de uma queda do repasse com adoção do regime de câmbio flutuante, um repasse cambial menor após apreciações do que depreciações e que as reações do IGP-DI do IPA são mais rápidas e intensas à choques na taxa de câmbio do que o IPCA.

Jašová, Moessne e Takáts (2016), observam como o repasse cambial afeta a inflação americana e descobrem três pontos. O primeiro é que o repasse da taxa de câmbio nas economias emergentes diminuiu após a crise financeira, enquanto o repasse da taxa de câmbio nas economias mais desenvolvidas permaneceu relativamente baixo e estável ao longo do tempo. Em segundo, mostraram que o repasse decrescente nos mercados emergentes está relacionado a queda da inflação. Terceiro, que ao estimar o repasse

cambial, é necessário controlar possíveis não linearidades. Os resultados valem tanto para curto prazo como para longo prazo.

3. METODOLOGIA

Modelos baseados na curva de Phillips são geralmente utilizados para gerarem previsões da taxa de inflação. Rumer e Valderrama (2008), utilizaram como método de previsão da inflação a Curva de Phillips híbrida Keynesiana. Os autores comparam previsões geradas com previsões embasadas na Curva de Philips tradicional e em modelos de séries temporais com diferentes horizontes de previsão.

Arruda, Ferreira e Castelar (2011), comparam previsões de inflação mensal do Brasil através da Curva de Phillips, modelos lineares e modelos não lineares. Como conclusão observou-se que o modelo VAR produziu menor erro quadrado médio. Entretanto, entre todos os modelos, as melhores previsões foram geradas pela Curva de Phillips ampliada com *threshold*.

Silva, Oliveira, Ferreira, Silva (2018), analisam a eficiência dos modelos de curva de Phillips com e sem modelagem ARIMA dos seus resíduos, na qual é considerado uma amostra que contém países desenvolvidos e em desenvolvimento. O objetivo é fornecer evidências empíricas de que a reformulação simples da Curva de Phillips pode servir de benchmark para estudos que utilizam modelos econométricos para prever a taxa de inflação. Concluiu-se que o uso de componentes ARIMA nos resíduos da curva de Phillips diminuem consideravelmente o erro quadrático médio de previsão para os países da amostra.

A especificação geral da curva de Phillips utilizada neste trabalho¹ traz a taxa de inflação (π_t) como função do hiato do produto defasado (h_{t-p}), da inércia inflacionária (π_{t-p}), e do repasse cambial defasado ($\Delta e_{t-p} + \pi_{t-p}^*$). Nesse estudo, essa especificação é denominada de curva de Phillips ampliada², enquanto a formulação sem o componente

¹ Para uma maior revisão das diversas especificações da curva de Phillips, ver Schwartzman (2006) e Correa e Minella (2010).

² Os dados utilizados no presente trabalho são mensais: PIB mensal medido pelo IBGE, A variável dependente IPCA livre (índice cheio excluídos os preços administrados), inércia inflacionária medida pelo IPCA cheio defasado, o repasse

de repasse cambial é chamada de curva de Phillips simples. (Arruda, Ferreira, Castelar 2011).

$$(1) \quad \pi_t^L = \alpha_1 \pi_{t-p} + \alpha_2 h_{t-p} + \alpha_3 (\Delta e_{t-p} + \pi_{t-p}^*) + \varepsilon_t$$

Correa e Minella (2010) analisam um ajustamento para a curva de Phillips com *threshold*, com o objetivo de se captar os efeitos do repasse cambial. A curva de Phillips ampliada com efeito *threshold* teria a seguinte especificação.

$$(2) \quad \begin{aligned} \pi_t^L &= \alpha_1^1 \pi_{t-p} + \alpha_2^1 h_{t-p} + \alpha_3^1 (\Delta e_{t-p} + \pi_{t-p}^*) + \varepsilon_t & q_{t-j} < \tau \\ \pi_t^L &= \alpha_1^2 \pi_{t-p} + \alpha_2^2 h_{t-p} + \alpha_3^2 (\Delta e_{t-p} + \pi_{t-p}^*) + \varepsilon_t & q_{t-j} \geq \tau \end{aligned}$$

Assim como em Correa e Minella (2010), nesse estudo diferentes variáveis limiares serão testadas, como as defasagens da taxa de câmbio e da inflação. A razão disso é que modelos de séries temporais não-lineares possuem comportamentos dinâmicos diferentes para as variáveis, dependendo do regime em que elas se encontram no tempo, ou seja, algumas propriedades estatísticas como a média ou correlação podem mudar de um regime para o outro.

. O modelo TAR (*threshold autoregressive model*) foi proposto inicialmente por Tong (1983) e Tong e Lim (1980), e atualmente é bastante utilizado na literatura de estimações econométricas. De acordo com Hansen (2000) o modelo pode ser assim descrito:

$$(3) \quad \begin{aligned} y_t &= (\alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p}) I(q_{t-j} \leq \gamma) \\ &+ (\beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p}) I(q_{t-j} > \gamma) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Onde $I(\cdot)$ seria uma função indicadora, q_{t-j} seria a variável temporal defasada em j períodos e γ é o parâmetro *threshold*, que informa a mudança dos regimes da

cambial (câmbio) medido por $(\Delta e_t + \pi_t^*)$, onde e_t é o logaritmo da taxa de câmbio nominal, Δ é o operador diferença e π_t^* é uma medida de inflação internacional (PPI americano)

regressão, ou seja, quando $q_{t-j} \leq \gamma$, a variável dependente é caracterizada pela média e dinâmica do regime *I*, que seria a primeira função da regressão (3), expresso como $y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \varepsilon$. Já no regime *II*, quando $q_{t-j} > \gamma$, a função seria $y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \varepsilon_t$.

Uma questão crucial neste tipo de modelo é saber se a especificação não linear é preferível ao modelo linear. Para isso, pode-se testar a hipótese nula $H_0 : \alpha = \beta$. Entretanto, a estatística deste teste não apresenta distribuição padrão e seus valores críticos são obtidos através de *bootstrap*. A estimação desse modelo pode ser feita por mínimos quadrados sequenciais. (Arruda, Ferreira e Castelar, 2011)

4. RESULTADOS

Nesta seção, são apresentados os resultados das regressões para a inflação medida pelo IPCA e os grupos analisados. Primeiramente, foi realizado o teste de raiz unitária ADF. Exceto para a variável câmbio, a hipótese nula de estacionariedade não é rejeitada ao nível de 5%. Depois de diferenciar a variável câmbio, o teste ADF indica que essa transformação é estacionária.

Em todos os modelos, as variáveis dependentes com até 6 defasagens foram usadas como variável *threshold*. A variável *threshold* escolhida é aquela que além de gerar uma estatística teste significativa favorável ao modelo não linear, também proporciona um melhor ajustamento.

Para a variável inflação medida pelo IPCA, a Tabela 1 mostra o resultado do teste de linearidade contra a alternativa de um modelo com efeito limiar (*threshold*). Nessa tabela, verifica-se o teste F para a utilização do modelo *threshold* versus o modelo linear. Assim, no teste “0 vs 1”, percebe-se que o valor F é maior que o valor crítico, descartando a hipótese nula de utilização do modelo linear, representado pelo zero. Já no teste seguinte “1 vs 2”, é testado a possibilidade de utilização de dois *threshold*. Aqui, o valor F não supera o valor crítico, não se podendo descartar a hipótese nula de apenas um *threshold*, favorecendo o modelo com apenas um valor limiar e dois regimes. A Tabela 2

apresenta os resultados para a inflação do índice IPCA. Nesse caso, a variável *threshold* selecionada de forma endógena, é a primeira defasagem da própria variável. O regime ocorre quando $IPCA_{t-1} < 0.709$ e o segundo valor quando essa variável é maior ou igual a este valor limiar estimado.

TABELA 1: Resultados da Estimação para o IPCA

Sequential F-statistic determined thresholds: 1			
Threshold Test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value**
0 vs. 1 *	5.043740	20.17496	16.19
1 vs. 2	1.453486	5.813944	18.11

* Significant at the 0.05 level.

** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.

TABELA 2 – Regressão Threshold IPCA

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPCA(-1) < 0.70999999 -- 183 obs				
C	0.244619	0.045238	5.407345	0.0000
IPCA(-1)	0.470554	0.107987	4.357520	0.0000
GAPPIB12(-8)	1.43E-07	1.72E-07	0.827386	0.4089
DCAMBIOEFETIVO(-4)	0.278329	0.628377	0.442933	0.6582
0.70999999 <= IPCA(-1) -- 52 obs				
C	0.227208	0.100800	2.254044	0.0251
IPCA(-1)	0.521638	0.095448	5.465139	0.0000
GAPPIB12(-8)	8.05E-07	3.34E-07	2.409673	0.0168
DCAMBIOEFETIVO(-4)	3.991820	1.037075	3.849113	0.0002
R-squared	0.491204	Mean dependent var		0.508596
Adjusted R-squared	0.475514	S.D. dependent var		0.382703
S.E. of regression	0.277159	Akaike info criterion		0.304999
Sum squared resid	17.43749	Schwarz criterion		0.422772
Log likelihood	-27.83740	Hannan-Quinn criter.		0.352480
F-statistic	31.30727	Durbin-Watson stat		1.932686
Prob(F-statistic)	0.000000			

Verifica-se que no primeiro regime, caracterizado por um menor IPCA no período passado, a persistência (memória) inflacionária medida pelo coeficiente de $IPCA_{(t-1)}$ é menor do que no segundo regime com maior inflação no período anterior. Percebe-se também, que no segundo regime os coeficientes (o efeito) das variáveis câmbio defasado em quatro períodos e o hiato do produto defasado em oito períodos são positivos e significantes. As defasagens do hiato e câmbio foram baseadas no correlograma cruzado entre o IPCA e essas variáveis.

Portanto, percebe-se que se a inflação atual ultrapassar 0.71 e permanecer, a inflação do próximo período estará em um regime com uma dinâmica onde choques inflacionários demoram mais para se dissipar (maior persistência) e variações cambiais e a atividade econômica passada podem exercer pressões inflacionárias.

Na Tabela 3 é apresentado o teste F para o grupo Alimentação. Observou-se que o teste F é favorável para a utilização de apenas um *threshold*, uma vez que no teste “1 vs 2” o valor F não é superior ao crítico.

Na Tabela 4 são apresentados os resultados para o grupo Alimentação. Para este modelo, foi selecionado de forma endógena a primeira defasagem da própria variável. Assim, para valores de $ALI(t-1) < 0.279$, a única variável estatisticamente significativa é a primeira defasagem. Porém, para valores de $ALI(t-1) > 0.279$, as variáveis de hiato do produto na sua oitava defasagem e de câmbio na sua segunda defasagem ganham significância, todas à 5%. Além disso, a persistência inflacionária possui maior vigor no primeiro caso, no qual não havia uma influência significativa do câmbio e do hiato do produto.

TABELA 3: Resultados para Estimação do Grupo Alimentação

Threshold Test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value**
0 vs. 1 *	4.360751	17.44300	16.19
1 vs. 2	3.584106	14.33643	18.11

TABELA 4: Regressão Threshold Grupo Alimentação

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ALI(-1) < 0.27999999 – 88 obs				
C	0.295858	0.050540	5.853975	0.0000
ALI(-1)	0.934996	0.120445	7.762848	0.0000
GAPPIB12(-8)	-1.73E-08	3.91E-07	-0.044238	0.9648
DCAMBIOEFETIVO(-2)	2.537844	1.791525	1.416584	0.1580
0.27999999 <= ALI(-1) – 147 obs				
C	0.208821	0.084805	2.462382	0.0145
ALI(-1)	0.586272	0.080696	7.265213	0.0000
GAPPIB12(-8)	1.46E-06	4.51E-07	3.237862	0.0014
DCAMBIOEFETIVO(-2)	4.250652	1.310680	3.243090	0.0014
R-squared	0.511495	Mean dependent var	0.578681	
Adjusted R-squared	0.496431	S.D. dependent var	0.812851	
S.E. of regression	0.576820	Akaike info criterion	1.770878	
Sum squared resid	75.52787	Schwarz criterion	1.888651	
Log likelihood	-200.0782	Hannan-Quinn criter.	1.818359	
F-statistic	33.95467	Durbin-Watson stat	1.880517	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Na Tabela 5 é mostrado o teste F do grupo de comunicação. Nele observa-se uma posição favorável para a utilização de apenas um *threshold*, apresentado pelo valor F, que é superior ao crítico apenas no teste “0 vs 1”. A Tabela 6 apresenta os resultados do modelo para o grupo Comunicação. Para tal, foi eleita endogenamente a sexta defasagem da variável. Dessa maneira, para valores $COMU(t-6) < 0.419$ nenhuma variável é estatisticamente significativa a 5%. Já para valores $COMU(t-6) > 0.419$, a memória da inflação, representada pela primeira defasagem da variável explicada, se torna significativa a 5%, junto a um efeito do câmbio também significativo.

TABELA 5: Resultados para Estimação do Grupo Comunicação

Sequential F-statistic determined thresholds:			1
Threshold Test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value**
0 vs. 1 *	6.645962	26.58385	16.19

* Significant at the 0.05 level.

** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.

TABELA 6: Regressão Threshold Grupo Comunicação

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COMU(-6) < 0.41999999 -- 194 obs				
C	0.225573	0.082391	2.737838	0.0067
COMU(-1)	0.064710	0.073452	0.880982	0.3793
GAPPIB12(-4)	-1.18E-06	6.40E-07	-1.842153	0.0668
DCAMBIOEFETIVO(-1)	0.362602	2.376679	0.152567	0.8789
0.41999999 <= COMU(-6) -- 41 obs				
C	0.857306	0.193320	4.434646	0.0000
COMU(-1)	0.317877	0.122297	2.599232	0.0100
GAPPIB12(-4)	1.83E-06	1.57E-06	1.159018	0.2477
DCAMBIOEFETIVO(-1)	16.36637	4.808166	3.403869	0.0008
R-squared	0.133015	Mean dependent var	0.340170	
Adjusted R-squared	0.106280	S.D. dependent var	1.171757	
S.E. of regression	1.107741	Akaike info criterion	3.075973	
Sum squared resid	278.5496	Schwarz criterion	3.193746	
Log likelihood	-353.4268	Hannan-Quinn criter.	3.123453	
F-statistic	4.975275	Durbin-Watson stat	1.974343	
Prob(F-statistic)	0.000029			

A Tabela 7 apresenta o teste F para o modelo *threshold* do grupo de Despesas Pessoais. Nele, pode-se observar um favorecimento da utilização do modelo com apenas um *threshold*, uma vez que o valor F apenas é superior ao crítico no teste “0 vs 1”.

A Tabela 8 mostra o resultado do modelo *threshold* para o grupo de Despesas Pessoais. Assim, a variável escolhida de maneira endógena foi a sua terceira defasagem. Com isso, para valores $DPES(t-3) < 0.199$ não há significância para o efeito do câmbio e para uma persistência da inflação, representada pela primeira e pela décima segunda defasagem da variável explicada. Já para valores $DPES(t-3) > 0.199$, o hiato do produto na sua quarta defasagem não é mais estatisticamente significativo à 5%. Porém, a décima segunda defasagem da variável dependente, posta no modelo por razão da sazonalidade, é significativa junto ao câmbio efetivo.

TABELA 7: Resultados para Estimação do Grupo Despesas Pessoais

Sequential F-statistic determined thresholds:			
			1
Threshold Test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value**
0 vs. 1 *	4.261657	21.30828	18.23
1 vs. 2	3.127208	15.63604	19.91

* Significant at the 0.05 level.

** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.

TABELA 8: Regressão Threshold Grupo Despesas Pessoais

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DPES(-3) < 0.19999999 – 33 obs				
C	0.459526	0.123909	3.708567	0.0003
DPES(-1)	0.092295	0.216949	0.425419	0.6709
DPES(-12)	-0.065783	0.176515	-0.372678	0.7097
GAPPIB12(-4)	-1.56E-06	5.55E-07	-2.805507	0.0055
DCAMBIOEFETIVO(-4)	-4.359030	2.331433	-1.869678	0.0628
0.19999999 <= DPES(-3) – 202 obs				
C	0.378900	0.059894	6.326171	0.0000
DPES(-1)	0.120930	0.064764	1.867233	0.0632
DPES(-12)	0.243936	0.064002	3.811377	0.0002
GAPPIB12(-4)	3.16E-07	2.36E-07	1.337813	0.1823
DCAMBIOEFETIVO(-4)	1.983088	0.833501	2.379228	0.0182
R-squared	0.174682	Mean dependent var	0.589447	
Adjusted R-squared	0.141669	S.D. dependent var	0.446072	
S.E. of regression	0.413269	Akaike info criterion	1.112184	
Sum squared resid	38.42798	Schwarz criterion	1.259400	
Log likelihood	-120.6816	Hannan-Quinn criter.	1.171535	
F-statistic	5.291357	Durbin-Watson stat	1.953152	
Prob(F-statistic)	0.000002			

Na Tabela 9 é apresentado o teste F para o grupo Residência. Assim, é visto um posicionamento favorável para a utilização de apenas um *threshold*, uma vez que, o valor F é superior ao crítico apenas no teste “0 vs 1”.

Na Tabela 10 é apresentado o resultado do modelo com um efeito limiar para o grupo Residência. Nele, foi definido endogenamente a quarta defasagem da variável explicada para separar os regimes. Assim, para valores $RESI(t-4) < 0.030$ nenhuma variável possui significância estatística a 5%. Porém, para valores $RESI(t-4) > 0.030$ todas são significativas.

TABELA 9: Resultados para Estimação do Grupo Residência

Sequential F-statistic determined thresholds:			
			1
Threshold Test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value**
0 vs. 1 *	5.550582	22.20233	16.19
1 vs. 2	2.100040	8.400159	18.11

* Significant at the 0.05 level.

** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.

TABELA 10: Regressão Threshold Grupo Residência

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESI(-4) < -0.030000001 -- 53 obs				
C	-0.046840	0.049104	-0.953900	0.3411
RESI(-1)	0.245360	0.138721	1.768735	0.0783
GAPPIB12(-8)	1.32E-07	3.44E-07	0.385043	0.7006
DCAMBIOEFETIVO(-1)	1.535569	1.793400	0.856233	0.3928
-0.030000001 <= RESI(-4) -- 182 obs				
C	0.151794	0.033326	4.554808	0.0000
RESI(-1)	0.624465	0.055354	11.28137	0.0000
GAPPIB12(-8)	5.62E-07	2.27E-07	2.475899	0.0140
DCAMBIOEFETIVO(-1)	1.512194	0.716282	2.111173	0.0359
R-squared	0.499842	Mean dependent var		0.276851
Adjusted R-squared	0.484419	S.D. dependent var		0.496975
S.E. of regression	0.356848	Akaike info criterion		0.810435
Sum squared resid	28.90626	Schwarz criterion		0.928208
Log likelihood	-87.22611	Hannan-Quinn criter.		0.857916
F-statistic	32.40809	Durbin-Watson stat		2.199588
Prob(F-statistic)	0.000000			

Na Tabela 11 é apresentado o teste F do modelo linear contra o modelo com *threshold* para o grupo Vestuário. Nele, encontramos evidência favoráveis para a

utilização de apenas um *threshold*, uma vez que, o valor F é superior ao valor crítico apenas no teste “0 vs 1”.

TABELA 11: Resultados para Estimação do Grupo Vestuário

Sequential F-statistic determined thresholds:			
			1
Threshold Test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value**
0 vs. 1 *	8.613076	43.06538	18.23
1 vs. 2	1.972589	9.862943	19.91

* Significant at the 0.05 level.

** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.

TABELA 12: Regressão Threshold Grupo Vestuário

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VEST(-11) < 0.30999999 – 81 obs				
C	0.041507	0.061115	0.679152	0.4977
VEST(-1)	0.001709	0.074340	0.022990	0.9817
VEST(-12)	0.840584	0.068778	12.22167	0.0000
GAPPIB12(-1)	1.64E-07	3.00E-07	0.546961	0.5849
DCAMBIOEFETIVO(-1)	-5.511447	1.313267	-4.196744	0.0000
0.30999999 <= VEST(-11) – 154 obs				
C	0.141829	0.042782	3.315162	0.0011
VEST(-1)	0.280819	0.059074	4.753654	0.0000
VEST(-12)	0.531684	0.062807	8.465350	0.0000
GAPPIB12(-1)	-2.38E-07	2.43E-07	-0.978118	0.3291
DCAMBIOEFETIVO(-1)	1.992025	0.785263	2.536761	0.0119
R-squared	0.626728	Mean dependent var	0.450170	
Adjusted R-squared	0.611797	S.D. dependent var	0.565713	
S.E. of regression	0.352473	Akaike info criterion	0.793933	
Sum squared resid	27.95330	Schwarz criterion	0.941150	
Log likelihood	-83.28715	Hannan-Quinn criter.	0.853284	
F-statistic	41.97527	Durbin-Watson stat	1.989024	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Na Tabela 12 é apresentado o resultado do modelo *threshold* para o grupo vestuário. Como variável de efeito limiar foi escolhido endogenamente a décima primeira defasagem da variável explicada. Assim, para valores $VEST(t-11) < 0.309$ a décima segunda defasagem, incluída para capturar efeitos de sazonalidade e o efeito do câmbio foram estatisticamente significantes à 5%. Porém, para valores $VEST(t-11) < 0.309$ o coeficiente da primeira defasagem da variável explicada se torna significativo. Além disso, o efeito do efeito sazonal é menor para o segundo regime. Por outro lado, o efeito

do câmbio efetivo troca de sinal e se torna positivo, mostrando que para valores mais elevados de inflação, o efeito *pass-through* é evidenciado de maneira a corroborar a inflação.

No grupo Educação, a variável *threshold* foi a variável limiar com duas defasagens e com um gama dividido em 3 conjuntos. Analisando a significância das variáveis estimadas apenas nos 3 conjuntos, a variável Edu (t-12), se mostrou significativa a 5%, diferentemente da variável Dcambioefeito (t-13), que não se mostrou significativa em nenhum dos conjuntos. Em relação ao teste F, o valor F foi superior ao valor crítico apenas no teste 1 vs 2.

TABELA 13: Resultado da Estimação do Grupo Educação

Threshold Test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value**
0 vs. 1 *	31.21472	156.0736	18.23
1 vs. 2 *	5.208764	26.04382	19.91
2 vs. 3	2.423566	12.11783	20.99

* Significant at the 0.05 level.

** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.

TABELA 14: Regressão Threshold Grupo Educação

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EDU(-2) < 0.13999999 -- 113 obs				
C	0.000462	0.037778	0.012241	0.9902
EDU(-1)	-0.040160	0.068341	-0.587635	0.5574
EDU(-12)	1.040476	0.026042	39.95420	0.0000
DCAMBIOEFETIVO(-13)	0.203378	0.959863	0.211883	0.8324
GAPPIB12	-9.65E-08	2.80E-07	-0.344230	0.7310
0.13999999 <= EDU(-2) < 0.33999999 -- 56 obs				
C	0.020825	0.061890	0.336487	0.7368
EDU(-1)	0.067220	0.029155	2.305590	0.0221
EDU(-12)	0.875580	0.026531	33.00221	0.0000
DCAMBIOEFETIVO(-13)	-2.967550	1.411974	-2.101704	0.0367
GAPPIB12	-9.62E-07	3.39E-07	-2.839198	0.0049
0.33999999 <= EDU(-2) -- 66 obs				
C	0.119623	0.051223	2.335338	0.0204
EDU(-1)	0.103100	0.024797	4.157748	0.0000
EDU(-12)	-0.228624	0.093391	-2.448026	0.0151
DCAMBIOEFETIVO(-13)	-0.137316	0.853948	-0.160802	0.8724
GAPPIB12	-8.47E-09	3.42E-07	-0.024752	0.9803
R-squared	0.936672	Mean dependent var	0.595447	
Adjusted R-squared	0.932642	S.D. dependent var	1.346262	
S.E. of regression	0.349401	Akaike info criterion	0.796510	
Sum squared resid	26.85787	Schwarz criterion	1.017334	
Log likelihood	-78.58991	Hannan-Quinn criter.	0.885536	

O grupo Transporte, a variável *threshold* foi a variável com 12 defasagens, com um Gama de -0.15, em que a variável Trans (t-1) foi significativa a 5% em ambos os conjuntos de gama, entretanto o Gappib12 (t-7) não se mostrou efetivo em nenhum dos conjuntos. O teste F, teve seu valor superior ao valor crítico no teste 0 vs 1, aceitando a utilização do *threshold*.

TABELA 15: Resultado da Estimação para o Grupo Transporte

Sequential F-statistic determined thresholds:				1
Threshold Test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value**	
0 vs. 1 *	5.590694	22.36278	16.19	
1 vs. 2	3.364880	13.45952	18.11	

* Significant at the 0.05 level.

** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.

TABELA 16: Regressão Threshold Grupo Transporte

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TRANS(-12) < -0.15000001 -- 35 obs				
C	0.119559	0.132319	0.903570	0.3672
TRANS(-1)	0.494969	0.177466	2.789087	0.0057
GAPPIB12(-7)	-3.25E-07	1.04E-06	-0.311668	0.7556
DCAMBIOEFETIVO(-7)	18.40920	5.001852	3.680477	0.0003
-0.15000001 <= TRANS(-12) -- 200 obs				
C	0.319053	0.058817	5.424489	0.0000
TRANS(-1)	0.300759	0.063433	4.741331	0.0000
GAPPIB12(-7)	5.59E-07	4.09E-07	1.367068	0.1730
DCAMBIOEFETIVO(-7)	0.217528	1.416937	0.153520	0.8781
R-squared	0.253999	Mean dependent var	0.441404	
Adjusted R-squared	0.230995	S.D. dependent var	0.816448	

No grupo saúde, diferente de todos os grupos (exceto Educação) e do IPCA, a variável *threshold* foi dividido em 3 conjuntos em que a melhor defasagem foi a de ordem 10 e o gama escolhido foi 0.4199 e 0.8399, com relação a significância, as variáveis Saúde (t-12) e Saúde (t-1) se apresentaram com significância em todos os 3 conjuntos, a um nível de 5%.

TABELA 17: Resultado para Estimação do Grupo Saúde

Sequential F-statistic determined thresholds:			
			2
Threshold Test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value**
0 vs. 1 *	5.984044	29.92022	18.23
1 vs. 2 *	5.685026	28.42513	19.91
2 vs. 3	3.070268	15.35134	20.99

* Significant at the 0.05 level.

** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.

TABELA 18: Regressão Threshold Grupo Saúde

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SAUDE(-10) < 0.41999999 -- 101 obs				
C	0.051644	0.059786	0.863806	0.3886
SAUDE(-1)	0.244581	0.072420	3.377244	0.0009
SAUDE(-12)	0.728085	0.095294	7.640391	0.0000
GAPPIB12(-12)	4.25E-07	2.55E-07	1.670255	0.0963
DCAMBIOEFETIVO(-9)	3.032580	0.931647	3.255073	0.0013
0.41999999 <= SAUDE(-10) < 0.83999999 -- 98 obs				
C	0.178351	0.061439	2.902888	0.0041
SAUDE(-1)	0.298535	0.093575	3.190330	0.0016
SAUDE(-12)	0.265746	0.064972	4.090194	0.0001
GAPPIB12(-12)	2.64E-07	2.31E-07	1.139986	0.2555
DCAMBIOEFETIVO(-9)	-0.809260	0.784078	-1.032116	0.3032
0.83999999 <= SAUDE(-10) -- 36 obs				
C	-0.071945	0.115550	-0.622632	0.5342
SAUDE(-1)	0.408002	0.097191	4.197953	0.0000
SAUDE(-12)	0.813332	0.159978	5.084038	0.0000
GAPPIB12(-12)	2.08E-06	3.97E-07	5.248455	0.0000
DCAMBIOEFETIVO(-9)	-2.468308	1.084075	-2.276878	0.0238
R-squared	0.532282	Mean dependent var		0.526128
Adjusted R-squared	0.502518	S.D. dependent var		0.395637
S.E. of regression	0.279053	Akaike info criterion		0.346869
Sum squared resid	17.13148	Schwarz criterion		0.567694
Log likelihood	-25.75711	Hannan-Quinn criter.		0.435895
F-statistic	17.88347	Durbin-Watson stat		1.947158

Na regressão do grupo habitação, a variável *threshold* escolhida foi a com sete defasagens e um gama de 0.429. Assim, para HABITA (t-7) menor que 0.429 e maior que 0.429 apenas a variável GAPPIB (t-6) foi estatisticamente significativa à 5%. Já no teste

F, o valor F foi superior ao valor crítico apenas no teste “0 vs 1”, aceitando a utilização de um *threshold*.

TABELA 19: Resultado para Estimação do Grupo Habitação

Sequential F-statistic determined thresholds:			
			1
Threshold Test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value**
0 vs. 1 *	7.439478	29.75791	16.19
1 vs. 2	3.536736	14.14694	18.11

* Significant at the 0.05 level.
 ** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.

Threshold values:

TABELA 20: Regressão Threshold Grupo Habitação

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
HABITA(-7) < 0.42999999 -- 100 obs				
C	0.420397	0.075852	5.542352	0.0000
HABITA(-1)	0.156894	0.101498	1.545793	0.1235
GAPPIB12(-6)	-1.21E-06	4.90E-07	-2.468909	0.0143
DCAMBIOEFETIVO(-8)	3.534207	2.138928	1.652326	0.0999
0.42999999 <= HABITA(-7) -- 135 obs				
C	0.553726	0.073534	7.530250	0.0000
HABITA(-1)	0.062391	0.080535	0.774698	0.4393
GAPPIB12(-6)	2.22E-06	4.17E-07	5.336386	0.0000
DCAMBIOEFETIVO(-8)	0.904029	1.340504	0.674395	0.5007
R-squared	0.171786	Mean dependent var		0.552681
Adjusted R-squared	0.146246	S.D. dependent var		0.659389
S.E. of regression	0.609267	Akaike info criterion		1.880329
Sum squared resid	84.26382	Schwarz criterion		1.998102
Log likelihood	-212.9387	Hannan-Quinn criter.		1.927810
F-statistic	6.726254	Durbin-Watson stat		2.003698
Prob(F-statistic)	0.000000			

Nas Tabelas 21 e 22 são apresentados um resumo de quais parâmetros são significantes ao nível de significância de 5% em cada regressão acima. De forma geral, observa-se uma maior significância das variáveis em regimes na qual a variável limiar está acima no *threshold*. No caso da variável câmbio, principal objetivo desse trabalho, o seu coeficiente é significativo apenas em 2 caso nas regressões abaixo do efeito limiar (VEST) e (TRANS). Enquanto no segundo regime, isto é acima do efeito limiar, esse coeficiente é significativo em 6 dos 10 casos analisados. Portanto, as variáveis do índice de preços e seus grupos em períodos de maiores variações, possuem maior influência do repasse cambial do que em regimes de menor variação.

TABELA 21: Variável Limiar Abaixo do Threshold – Significância 95%

VARIÁVEL	VARIÁVEL DEFASADA	GAPPIB	DCAMBIOEFETIVO
IPCA	SIM	NÃO	NÃO
ALI	SIM	NÃO	NÃO
COMU	NÃO	NÃO	NÃO
DESP	NÃO	NÃO	NÃO
RESI	NÃO	NÃO	NÃO
VEST	NÃO	NÃO	SIM
EDU	NÃO	NÃO	NÃO
TRANS	SIM	NÃO	SIM
SAUDE	SIM	NÃO	NÃO
HABIT	NÃO	SIM	NÃO

Fonte: Autor

TABELA 22: Variável Limiar Acima do Threshold – Significância 95%

VARIÁVEL	VARIÁVEL DEFASADA	GAPPIB	DCAMBIOEFETIVO
IPCA	SIM	SIM	SIM
ALI	SIM	SIM	SIM
COMU	SIM	NÃO	SIM
DESP	NÃO	SIM	NÃO
RESI	SIM	SIM	SIM
VEST	SIM	NÃO	SIM
EDU	SIM	NÃO	NÃO
TRANS	SIM	NÃO	NÃO
SAUDE	SIM	SIM	SIM
HABIT	NÃO	SIM	NÃO

Fonte: Autor

5. CONCLUSÃO

Este trabalho teve como objetivo contribuir com o relacionamento entre diferentes subitens do nível de preços, hiato do produto e o câmbio, em diferentes níveis de inflação em que foram utilizados modelos com efeito limiar da curva de Philips com câmbio, verificando se há assimetria do efeito do câmbio em regimes de maior e menor inflação. O modelo *threshold*, analisou as variáveis defasadas da variável dependente e selecionou a que apresenta menor erro quadrado médio. Após selecionada a variável *threshold*, analisou-se o gama, ou seja, que intervalo de valor de gama será usada um conjunto das variáveis

Ademais, analisando o IPCA, percebeu-se que o primeiro conjunto o gap do produto e o câmbio efetivo não tiveram significância, diferentemente do segundo conjunto com um gama acima de 0.7. Portanto, notou-se que se a inflação atual for menor 0.71 e permanecer, a inflação do próximo período, não é impacta pelo câmbio nem pelo gap do produto de períodos defasados. Entretanto, caso seja maior que 0.71, esse conjunto estará em uma dinâmica onde esses choques demoram mais a se dissipar, por isso a significância das variáveis em períodos muito defasados, exercendo assim mais pressões inflacionárias.

Além disso, os Subgrupos do IPCA, não apresentaram similaridade de significância das variáveis entre si, mas com relação ao IPCA o subgrupo alimentação, apresentou similaridade com os resultados do IPCA, com significância do gap do produto e do câmbio efetivo, quando a variável *threshold* estava acima do gama estimado. O que se pode imaginar pois o subgrupo alimentação é o maior na composição do IPCA.

Em resumo, observou-se que na maioria das medidas de inflação, o efeito do câmbio é maior e significativo apenas no regime de maior inflação. Além disso, a dinâmica e intensidade desse efeito é diferente na inflação medida pelo IPCA e entre as suas subcategorias.

6. REFERÊNCIAS

- Alves, S, A L. (2001). Avaliação das projeções do Modelo Estrutural do Banco Central do Brasil para a taxa de variação do IPCA. *Trabalhos para Discussão* N° 16, pag 1-31.
- Araújo, C. H. M, Areosa, M. B. M. & Guillén, O. T. C. (2004). Estimating Potential Output and Output Gap for Brazil. *Anais do XXXII Encontro Nacional de economia*.
- Areosa, W. D & Medeiros, M. (2007). Inflation Dynamics in Brazil: The case of small open economy. *Brazilian Review of Econometrics*, 27(1): 131-166.
- Ascari, G & Marrocu, E. (2003). Forecasting Inflation: A comparison of linear Phillips curve models and non linear time series models. Working paper Centre for North South Economic Research, Univesity of Cagliari and Sassari, Sardinia.
- Atkenson, A. & Ohanian, L.E. (2001). Are Phillips Curves Useful for Forecasting Inflation? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*. 25(1):2-11.
- Bean, C. (2000). The convex Phillips curve and macroeconomic policymaker under uncertainty. Manuscript, London School of Economics.
- Bogdanski, J., Tombini, A. A & Werlang S.R.C. (2000). *Implementing inflation targeting in Brazil*. Centre for Latin American Monetary Studies 14(1):1-23.
- Box, G. & Jenkins, G. (1970). *Time series analysis: Forecasting and control*. San Francisco: Holdem-Day.
- Carneiro, D. D, Monteiro A. M. D. A & Wu, T. Y. H. (2002). Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA. PUC Rio De Janeiro. Departamento De Economia. Texto Para Discussao No. 462: 1-2.
- Chauvet, M. (2000) Leading Indicators of Inflation for Brazil. Working Paper Series, N° 7. September.
- Correa, A. S & Minella, A. (2010). Nonlinear Mechanisms of the Exchange Rate Pass-Through: A Phillips Curve Model with Threshold for Brazil, *Revista Brasileira de Economia*, 64(3).
- Diebold, F. X & Mariano, R. (1995). Comparing predictive accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13:253-265.
- Eisner, R. (1997). New view of the NAIRU. In Paul Davidson and Jan Kregel, eds. *Improving the global economy: Keynesian and the growth in output and employment*. Edward Elgar Publishing Cheltenham: UK an Lyme, U.S.
- Ferreira, R.T, Bierens, H & Castelar, I. (2005). Forecasting Quarterly Brazilian GDP Growth rate With Linear and Nonlinear Diffusion Index Models. *Economia Selecta*, 6(3):261-292.
- Filardo, A. J. (1998). New evidence on the output cost of fighting inflation. *Economic review*, third quarter: 33 – 61.
- Friedman, M. (1968). The role of Monetary policy. *American Economic Review*, v.58, p. 1–17

- Gali, J. & Gertler M. (1999) Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. *Journal of Monetary Economics*. 44(2):1237-1270.
- Gallo, G.M & Otranto, E. (1997). *Inflazione in Italia (1970-1996): Non Linearità, Asimmetrie e Cambiamenti di regime*. Ricerche quantitative per la Politica Economica.
- Giacomini, R. & White, H. (2005). Tests of Conditional Predictive Ability. *Econometrica*, 74(6):1545-1578.
- Lack, C. (2006). Forecasting Swiss inflation using VAR models. Swiss National Bank Economic Studies. N 2.
- Laxton, D, Rose, G. & Tambakis, D. (1998). The U.S Phillips Curve: The case for assymetry. Paper prepared for the Third Annual Computational Economics Conference at Stanford University (Revised Version), June 30 – July 2.
- Lima, E. C. R & Céspedes, B. J. V. (2003). O Desempenho do Mercado (FOCUS) e do BACEN na previsão da inflação: Comparações com modelos lineares univariados. *Nota técnica, Boletim de Conjuntura IPEA, n 60*.
- Lucas, Robert Jr. (1972). [Expectations and the neutrality of money](#). *Journal of Economic Theory*, 4(2):103-124.
- Minella, A. (2003). Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): A VAR Estimation. *Revista Brasileira de Economia*, 57(3).
- Mishkin, F. S. (2007). *Inflation Dynamics*. NBER Working Paper 13147.
- Muinhos, M. K. & Alves, S. A. L. (2004). Medium-Size Macroeconomic Model for the Brazilian Economy. Banco central do Brasil, working paper series n 64.
- Muth, J. F. (1961). Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica*, 29:315–335.
- Patterson, K. (2001) *An Introduction to Applied Econometrics*. Macmillan Press.
- Rumler, F & Valderrama, M. T. (2008). Comparing the New Keynesian Phillips Curve with Time Series Models to Forecast Inflation. Working Paper Series From [Oesterreichische National bank](#), n 148.
- Sarantis, N. (1999). Modelling Non-Linearities in Real Effective Exchange Rates. *Journal of International Money and Finance*, 18:27–45.
- Scharling, E. (1999). The nonlinear Phillips curve and inflation forecast targeting. Bank of England.
- Schwartzman, F. (2006). Estimativa de Curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. *Economia Aplicada*, 10(1), p.147-160.
- Stiglitz, J. (1997). Reflections on the natural rate hypothesis. *Journal of Economic Perspectives*, 11:3–10.
- Stock, J. H e Watson, M.W. (1996). Evidence on Structural Instability in Macroeconomic Time Series Relations. *Journal of Business and Economic Statistics*, 14:11-29.

Tkacz, G e Wilkins, C. (2008). Linear and threshold forecasts of output and inflation using stock and housing prices. *Journal of Forecasting*, 27(2):131-151.

Tong, H. (1983). *Threshold Models in Non-linear Time Series Analysis: Lecture Notes in Statistics 21*. Berlin: Springer-Verlag.

Lim, K S. (1980) Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B, Methodological*, 42:245-292.

West, K. D. (2006). Forecast Evaluation. In Graham Elliott, Clive W.J. Granger and Allan Timmermann, *Handbook of Economic forecasting*, 1:99-134. Elsevier.