

Mecanismos Não-Lineares de Repasse Cambial: Um Modelo de Curva de Phillips com *Threshold* para o Brasil*

Arnildo da Silva Correa**
André Minella**

2005

Resumo

Este trabalho investiga a presença de mecanismos não-lineares de repasse cambial para a inflação no Brasil. Em particular, estima-se uma curva de Phillips com limiar (*threshold*) para o repasse cambial. O artigo examina se a magnitude de curto prazo do repasse é afetada pelo ciclo econômico, pela direção e magnitude da variação cambial e pela volatilidade da taxa de câmbio. Para esse fim, três variáveis são testadas como *threshold*: i) hiato do produto, ii) variação da taxa de câmbio, e iii) volatilidade da taxa de câmbio. Os resultados indicam 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. Esses resultados têm importantes implicações para a política monetária e são possivelmente relacionados a comportamento de *pricing-to-market*, custos de *menu* para mudança de preços e incerteza sobre o grau de persistência das variações cambiais.

Palavras-chave: Repasse Cambial, Threshold, Inflação, Não-linearidade, Brasil
Classificação JEL: E31, E50, E58

Abstract

This paper investigates the presence of non-linear mechanisms of the pass-through from exchange rate to inflation in Brazil. In particular, it estimates a Phillips curve with a threshold for the pass-through. The paper examines whether the short-run magnitude of the pass-through is affected by the business cycle, direction and magnitude of the exchange rate change and volatility of the exchange rate. For that purpose, three variables are tested as thresholds: i) output gap, ii) exchange rate change, and iii) exchange rate volatility. The results indicate that the short-run pass-through is higher when the economy is booming, when the exchange rate depreciates above some threshold and when the exchange rate volatility is lower. These results have important implications for monetary policy and are possibly related to pricing-to-market behavior, menu costs of price adjustment and uncertainty about the degree of persistence in exchange rate movements.

Keywords: Exchange Rate Pass-Through, Threshold, Inflation, Non-linearity, Brazil
JEL Classification: E31, E50, E58

* Os autores agradecem a Fabio Araújo e Tomiê Sugahara pela participação em estimações iniciais, a Ana Beatriz Galvão por sugestões, a Érica Diniz Oliveira e Ibitisan Borges Santos por auxílio com os dados e a Marcelo K. Muinhos e demais colegas do Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil por suas contribuições e comentários. Todos os erros e omissões porventura remanescentes são, todavia, de nossa inteira responsabilidade. As idéias expressas no trabalho são dos autores e não representam necessariamente a visão do Banco Central do Brasil.

** Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil. E-mails: arnildo.correa@bcb.gov.br e andre.minella@bcb.gov.br

1. Introdução

A natureza não linear da curva de Phillips tem sido um tópico importante na pesquisa recente sobre política monetária. Esse interesse é resultante principalmente de dois fatores. Em primeiro lugar, as curvas IS e de Phillips formam a base do *core model* para o estudo de política monetária na perspectiva novo-keynesiana — grandemente usado para o estudo de política em muitos bancos centrais. Segundo, a inclinação da curva de Phillips apresenta diferentes implicações para as políticas de controle da taxa de inflação. Os custos de uma política de desinflação, por exemplo, dependerão do formato e de quão inclinada é a curva de Phillips.

Embora a maioria dos estudos iniciais tenha proposto formulações lineares da curva de Phillips, trabalhos recentes têm explorado a possibilidade de não-linearidade, tanto do ponto de vista teórico quanto empírico.¹ Na literatura destacam-se três idéias sobre o formato da curva de Phillips. A primeira, defendida especialmente por Laxton, Rose e Tambakis (1998), Tambakis (1998), Scharling (1999) e Bean (2000), postula que a curva de Phillips é convexa. Esse formato indica uma sensibilidade crescente da inflação em relação ao aquecimento da economia e é fundamentada por restrições de capacidade produtiva. Assim, a luta contra inflação tem um custo menor em termos de produto quanto mais aquecida estiver a economia. Outra idéia é a de que o formato da curva é côncavo, defendido por Stiglitz (1997) e Eisner (1997). A intuição, nesse caso, reflete uma economia com firmas não-competitivas, as quais comportam-se de forma mais relutante em elevar preço do que em baixá-los para obter e/ou manter parcelas de mercado. Filardo (1998), por outro lado, propõe que a curva de Phillips não é inteiramente côncava nem convexa, mas sim uma combinação de ambas, ou seja, uma curva côncava-convexa, e o custo da desinflação dependerá do ponto na curva em que se encontra a economia.

Este trabalho explora a existência de não-linearidades no montante do repasse da variação cambial para os preços. No caso dos países que adotam regime de metas para a inflação, o perfeito entendimento e a quantificação dos impactos dos movimentos da taxa de câmbio sobre a inflação é fundamental para o banco central manter a taxa de inflação dentro da meta estabelecida — especialmente no caso do Brasil, atingido por vários choques nos últimos anos que afetaram a taxa de câmbio de forma significativa.

A possibilidade de não-linearidade nos mecanismos de repasse da variação cambial para a taxa de inflação no Brasil tem requerido importante esforço de pesquisa, como em Bogdansky,

¹ Ver, por exemplo, Chadha, Masson e Meredith (1992), Laxton, Meredith e Rose (1995), Stiglitz (1997), Filardo (1998), Dupasquier e Ricketts (1998), Schaling (1999), Nobay e Pell (2000), Aguiar e Martins (2002) e Clements e Sensier (2002).

Tombini e Werlang (2000), Goldfajn e Werlang (2000) e Carneiro, Monteiro e Wu (2002). Dentre as possíveis fontes de não-linearidade, normalmente inclui-se a sua dependência com relação à taxa de câmbio nominal, ao câmbio real, ao grau de abertura da economia e ao nível de atividade econômica.

O objetivo deste artigo é retomar essa discussão e investigar a possibilidade de repasse não-linear no Brasil por meio da metodologia de modelos com limiar (modelos com *threshold*). Para tanto, estimam-se modelos de curva de Phillips com três diferentes variáveis de *threshold*: i) hiato do produto, ii) variação da taxa de câmbio nominal, e iii) volatilidade da taxa de câmbio. A primeira questão a ser respondida é se o nível de atividade econômica afeta o montante do repasse. A segunda questão é se o repasse é simétrico quanto à *direção* da variação do câmbio — se apreciações ou depreciações têm efeitos simétricos sobre os preços — e quanto ao *montante* da variação do câmbio, isto é, se pequenas e grandes variações afetam o coeficiente de repasse para a taxa de inflação.

As estimações realizadas indicam 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. Esses resultados têm importantes implicações para a política monetária e são possivelmente relacionados a comportamento de *pricing-to-market*, custos de menu para mudança de preços e incerteza sobre o grau de persistência de variações cambiais.

O restante do artigo está organizado como segue. Na segunda seção apresenta-se a base teórica e desenvolve-se um modelo para embasar a existência de repasse não-linear relacionado à *direção* e ao *montante* da variação do câmbio. Na seção 3 apresenta-se a metodologia de modelos com variáveis endógenas e uma variável de *threshold*. A quarta seção apresenta a especificação de uma curva de Phillips com *threshold* e os resultados das estimações. A última seção conclui o artigo.

2. Fundamentos teóricos

A literatura sobre repasse cambial relata várias fontes de não-linearidade, indicando que o grau de *pass-through* pode ser função de algumas variáveis macroeconômicas. Neste artigo, exploram-se três delas — o nível de atividade econômica, a própria variação do câmbio e a volatilidade dessa variável.

A primeira fonte de não linearidade é bastante conhecida na literatura. Para o Brasil, alguns estudos — incluindo Goldfajn e Werlang (2000), Carneiro, Monteiro e Wu (2002) e Muinhos (2001) — analisam a possibilidade de que o percentual de repasse da variação cambial para a inflação seja afetado pelo ciclo econômico. A idéia é que quanto menor a demanda interna, menor o espaço para o

reajuste de preços. Os estudos citados testam essa hipótese por meio da introdução de termos cruzados entre uma medida de atividade econômica e o termo de câmbio na curva de Phillips.

A literatura também indica a possibilidade de que o montante do repasse cambial dependa da própria variação do câmbio. Em primeiro lugar, trabalhos empíricos como Mann (1986), Goldberg (1995), Gil-Pareja (2000), Mahdavi (2002) e Olivei (2002) têm documentado assimetria no repasse dependendo da direção da variação do câmbio. Segundo, estudos como Ohno (1989) e Pollard e Coughlin (2004) apontam para a possibilidade de assimetria baseada no montante da variação da taxa de câmbio.

Por isso, apresenta-se a seguir um modelo que contempla essas possibilidades. O modelo segue Blonigen and Hayes (1999), Gil-Pareja (2003), Pollard e Coughlin (2004) e a literatura de *pricing-to-market*, que argumenta que uma firma exportadora discrimina preços entre países para os quais vende seus produtos em função de mudanças na relação entre as moedas dos países. A idéia é que o exportador pode ajustar seu *markup* para um país específico para acomodar mudanças na taxa de câmbio.

Suponha que a economia do país “doméstico” seja formada por três setores, cada um deles com várias indústrias. As indústrias do setor M possuem tecnologias que utilizam algum insumo importado no processo de produção. Esse setor produz internamente os produtos $x_{M,i}$, onde o subscrito M indica o setor e i representa o tipo da indústria ($i=1,\dots,n$). O setor D é formado por indústrias nacionais que utilizam apenas insumos domésticos na produção dos bens $x_{D,j}$, onde j designa o tipo da indústria do setor ($j=1,\dots,k$). O setor F, por sua vez, é composto de subsidiárias de empresas multinacionais, as quais produzem externamente (digamos, em único país, chamado “externo”) os produtos $x_{F,z}$, onde z é o tipo de indústria ($z=1,\dots,h$), e os vendem internamente, ou seja, no país “doméstico”. Considera-se que as empresas possuem algum poder de mercado, mas cada indústria é composta por várias empresas, o que significa que existe disputa por parcelas de mercado. As subsidiárias de empresas multinacionais também enfrentam competição de bens substitutos domésticos. A proporção da economia representada pelo setor M é θ_M , pelo setor D é θ_D e pelo setor F é $(1 - \theta_M - \theta_D)$.

Dado que alguns bens possuem substitutos próximos e, portanto, são fracamente separáveis de alguns outros na função de utilidade do consumidor, a demanda pelo bem $x_{M,i}$ é $x_{M,i} = f(p^{M,i}, p^s, y)$, onde $p^{M,i}$ é o preço do bem $x_{M,i}$, p^s é um vetor com os preços dos bens

substitutos de $x_{M,i}$ e y é o nível de renda da economia doméstica. De forma semelhante, a demanda pelo bem $x_{D,j}$ do setor D é dada por $x_{D,j} = f(p^{D,j}, p^s, y)$ e a do setor F, por $x_{F,z} = f(p_E^{F,z}, p^s, y)$, onde $p_E^{F,z}$ é o preço doméstico do produto importado.

Vejam a decisão das firmas no setor M, as quais utilizam insumos importados. O preço do insumo $w_{M,i}$ depende da taxa de câmbio, representado por e , a qual é expressa como o preço da moeda externa em termos da moeda doméstica. Adicionalmente, o custo de produção de cada empresa depende de sua quantidade de produção, $x_{M,i}^*$, onde o sobrescrito * indica uma firma individual. Assim, o custo de produção da empresa é dado por $c(x_{M,i}^*, w_{M,i})$. Assumindo que os custos são homogêneos de grau um no preço do insumo, pode-se escrever $c(x_{M,i}^*, w_{M,i}) = w_{M,i}(e)\phi(x_{M,i}^*)$, onde $\phi(x_{M,i}^*)$ é uma função que depende da quantidade produzida.

Cada firma na indústria toma o preço de suas concorrentes como dados e maximiza seu lucro, representado pela seguinte equação:

$$\max_{p^{M,i}} L = p^{M,i} \cdot x_{M,i}^* - w_{M,i}(e)\phi(x_{M,i}^*). \quad (1)$$

O processo de maximização da equação (1) em relação ao preço fornece a seguinte condição de primeira ordem:

$$\frac{\partial L}{\partial p^{M,i}} = x_{M,i}^* + p^{M,i} \frac{\partial x_{M,i}^*}{\partial p^{M,i}} - w_{M,i}(e)\phi(x_{M,i}^*)' \frac{\partial x_{M,i}^*}{\partial p^{M,i}} = 0,$$

que pode ser escrita como

$$\frac{\partial x_{M,i}^*}{\partial p^{M,i}} \left[p^{M,i} \left(1 - \frac{1}{\varepsilon^M} \right) - w_{M,i}(e)\phi(x_{M,i}^*)' \right] = 0, \quad (2)$$

onde $\varepsilon^M = -\frac{\partial x_{M,i}^*}{\partial p^{M,i}} \cdot \frac{p^{M,i}}{x_{M,i}^*}$ é a elasticidade-preço da demanda.

Façamos $\nu^{M,i}$ representar o *markup* do preço sobre o custo marginal da empresa no setor M, onde $\nu^{M,i} = \frac{1}{1 - 1/\varepsilon^M}$. Usando essa expressão do *markup*, podemos escrever a expressão (2) como:

$$\frac{\partial x_{M,i}^*}{\partial p^{M,i}} \left[\frac{p^{M,i}}{\nu^{M,i}} - w_{M,i}(e)\phi(x_{M,i}^*)' \right] = 0,$$

do que se deduz que

$$p^{M,i} = w_{M,i}(e)\phi(x_{M,i}^*)' \cdot v^{M,i}. \quad (3)$$

A solução do problema de maximização resulta na solução padrão, onde o preço de cada empresa no mercado é determinado por um *markup* específico, $v^{M,i}$, sobre o custo marginal, $w_{M,i}(e)\phi(x_{M,i}^*)'$. Observe que os custos dessas empresas são afetados por qualquer variação na taxa de câmbio.

Fazendo o mesmo procedimento para o setor D, encontramos uma expressão semelhante. A diferença é que os custos marginais dessas empresas não são influenciados pela taxa de câmbio:

$$p^{D,j} = w_{D,j}\phi(x_{D,j}^*)' \cdot v^{D,j}. \quad (4)$$

No caso do setor F, a decisão das empresas é feita na matriz, localizada no país “externo”. Suponha que as empresas multinacionais produzam seus produtos externamente, utilizando apenas insumos de seu próprio país e que os produtos finais sejam então importados por sua respectiva subsidiária na economia doméstica. Os custos de produção em moeda do país externo dependem da quantidade produzida, $c_F(x_{F,z}^*) = \phi_F(x_{F,z}^*)$. Como a decisão de lucratividade é tomada no país sede, a maximização de lucros é feita decidindo o preço na moeda do país “externo”, $p^{F,z}$. Assim, o problema da empresa sede é dado por:

$$\max_{p^{F*,z}} L = p^{F,z} \cdot x_{F,z}^* - \phi_F(x_{F,z}^*), \quad (5)$$

cuja condição de primeira ordem indica que o preço que maximiza seu lucro é fixado por um *markup* sobre o custo marginal, todos em moeda do país de origem, ou seja,

$$p^{F,z} = \phi_F(x_{F,z}^*)' \cdot v^{F,z}. \quad (6)$$

Todavia, esse produto é vendido por sua subsidiária no país “doméstico”, e o preço deve ser convertido na moeda local, multiplicando-se o preço pela taxa de câmbio. Assim, o preço do produto em moeda do país “doméstico” é:

$$p_E^{F,z} = p^{F,z} \cdot e$$

O índice de preços da economia é determinado por uma média ponderada dos preços dos três setores, $P = p_M \cdot \theta_M + p_D \cdot \theta_D + p_F \cdot (1 - \theta_M - \theta_D)$.

Esse modelo pode ilustrar as razões pelas quais uma apreciação da taxa de câmbio poderia levar tanto a um maior ou a um menor repasse do que uma depreciação da taxa de câmbio. Nós sumarizamos abaixo as diferentes situações.

Pensemos inicialmente no setor F, que importa, por meio das subsidiárias instaladas domesticamente, produtos finais produzidos externamente. Uma depreciação da taxa de câmbio deixa as empresas multinacionais com as seguintes escolhas: i) reduzir seu *markup* para manter o preço do produto na moeda do país “doméstico” (inexistência de *pass-through*); ii) manter seu *markup*, aumentando o preço cobrado no país “doméstico” para refletir completamente a variação do câmbio (*pass-through* completo), o que pode implicar uma redução de sua parcela de mercado; ou, ainda, iii) uma combinação das duas possibilidades anteriores (*pass-through* parcial).

Assim, a teoria do *pricing-to-market* oferece uma explicação para um repasse incompleto. Suponha que as firmas subsidiárias estejam tentando construir ou manter suas parcelas de mercado. Nesse caso, uma depreciação da moeda do país “doméstico” deve provocar um repasse cambial menor do que uma apreciação. Quando o câmbio se deprecia, as firmas que produzem externamente podem contrabalançar o aumento potencial reduzindo seu *markup* e mantendo os preços cobrados por suas subsidiárias. A extensão desse efeito sobre o nível de preços na economia dependerá de ε^F , a elasticidade-preço da demanda pelos produtos dessas firmas, e de $(1 - \theta_M - \theta_D)$, a parcela do setor F na economia.²

Contrariamente, se as empresas que produzem externamente enfrentam restrição em sua capacidade de produção, uma apreciação da moeda doméstica pode provocar um *pass-through* menor do que uma depreciação. Isso porque a restrição limita a queda nos preços cobrados no país doméstico que a apreciação do câmbio poderia provocar. Novamente, o efeito sobre o nível de preços depende do grau de abertura da economia.

Uma depreciação da taxa de câmbio pode ter um efeito maior também em função do comportamento das empresas domésticas que utilizam insumos importados em seu processo de produção. Uma depreciação implica um aumento dos custos dessas empresas, o que pode significar uma situação de prejuízo ou redução de seu *markup*. Para evitar essas perdas, as empresas tenderiam a repassar mais rapidamente as variações cambiais. No caso de apreciação, ela repercutiria positivamente no lucro das empresas, o que poderia levar a um maior tempo para reajustar os preços para baixo.

Esse modelo também pode explicar a presença de assimetrias no repasse, dependendo do *montante* da variação no câmbio, se supusemos que as empresas enfrentam custos de *menu*. Se as empresas enfrentam custos para reajustar seus preços, uma pequena variação na cotação da moeda

² Ou seja, o grau de abertura da economia.

pode ser acomodada dentro da margem de *markup*. Assim, os custos de *menu* aumentam a possibilidade de que a firma somente ajustará seus preços se a variação na taxa de câmbio ultrapassar determinado *threshold*. Portanto, a existência de custos de *menu* pode resultar em *pass-through* assimétrico de pequenas e grandes variações da taxa de câmbio.

Além disso, as empresas devem avaliar o grau de persistência da variação cambial. Variações consideradas permanentes teriam um repasse mais imediato. Por outro lado, as empresas tenderiam a adiar sua decisão de repasse diante de variações consideradas temporárias.

3. Modelos de limiar (*threshold*) com variáveis endógenas

Uma forma natural de modelar séries econômicas com modelos não-lineares é definir diferentes estados do mundo ou regimes e permitir comportamentos dinâmicos distintos para as variáveis dependendo do regime que ocorre em cada ponto do tempo (Franses e van Dijk, 2000). Isso significa que certas propriedades da série de tempo, tais como a média e/ou autocorrelação, podem variar entre os diferentes regimes.

Uma forma de fazer isso é por meio dos modelos de *threshold*, onde a amostra é dividida em classes baseada no valor de uma variável observada – se ou não ela ultrapassa um dado limiar. Esse tipo de modelo — *Threshold Autoregressive (TAR) Model* — foi inicialmente proposto por Tong (1978) e Tong e Lim (1980) e grandemente popularizado na literatura econômica aplicada recente. Quando o *threshold* não é conhecido (como é mais comum na prática), ele precisa ser estimado. O modelo mais simples dessa classe é o SETAR (*Self-Exciting Threshold Autoregressive Model*), onde o limiar é dado por um valor defasado da série de tempo — y_{t-d} , onde $d > 0$. Um modelo AR(1) de dois regimes e $d=1$, nesse caso, pode ser escrito como:

$$y_t = \begin{cases} \phi_0^1 + \phi_1^1 y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{se } y_{t-1} < \tau \\ \phi_0^2 + \phi_1^2 y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{se } y_{t-1} \geq \tau \end{cases}, \quad (7)$$

onde τ é o valor do limiar e ε_t é uma seqüência ruído branco i.i.d. condicional à história passada da série, que é denotada por $\Omega_{t-1} = \{y_{t-1}, \dots, y_{t-p-1}, y_{t-p}\}$, com média zero e variância σ^2 . Esse modelo pode alternativamente ser representado como:

$$y_t = (\phi_0^1 + \phi_1^1 y_{t-1})[1 - I(y_{t-1} < \tau)] + (\phi_0^2 + \phi_1^2 y_{t-1})I(y_{t-1} \geq \tau) + \varepsilon_t, \quad (8)$$

onde $I(\cdot)$ é uma função indicadora que assume valor igual a zero ou um, dependendo do regime ocorrido no tempo t .

Para modelos como SETAR e outros da classe TAR com regressores exógenos existe uma teoria de estimação e inferência já bem desenvolvida.³ No caso de modelos com variáveis endógenas, a teoria encontra-se ainda em formação. Caner e Hansen (2004) propõem um estimador e uma teoria de inferência para modelos desse tipo, com a restrição que a variável de threshold seja exógena.

Um modelo desse tipo é como segue. Sejam as informações $\{y_t, z_t, x_t\}_{t=1}^n$, onde y_t é unidimensional, z_t é um vetor de dimensão M (regressores) e x_t é um vetor de dimensão K (instrumentos), com $K \geq M$. A variável de threshold $q_t = q(x_t)$ pode ser um elemento ou uma função do vetor x_t . Numa forma geral, a equação estrutural pode ser escrita como:

$$\begin{cases} y_t = \theta_1' z_t + \zeta_t & q_t < \tau \\ y_t = \theta_2' z_t + \zeta_t & q_t \geq \tau \end{cases} \quad (9)$$

ou, de uma forma mais compacta,

$$y_t = \theta_1' z_t [1 - I(q_t \geq \tau)] + \theta_2' z_t I(q_t \geq \tau) + \zeta_t, \quad (10)$$

onde $\tau \in T$ e T é o conjunto com os possíveis valores para o threshold.

Como observado acima, nesta formulação o termo de erro é correlacionado com z_t — pelo menos uma variável no vetor z_t é endógena — e a equação (10) não pode ser estimada por mínimos quadrados diretamente, uma vez que teremos parâmetros que são não apenas enviesado mas também inconsistentes.

O método proposto por Caner e Hansen (2004) é baseado na estimação de uma regressão na forma reduzida para as variáveis endógenas como função de variáveis instrumentais, ou seja, um modelo de média condicional das variáveis endógenas como função das variáveis exógenas. A partir dessa equação ajustada, os valores estimados são usados na equação estrutural (10) e, por meio da minimização da soma dos quadrados dos resíduos, estima-se o valor do *threshold*. Os parâmetros da equação estrutural são obtidos no terceiro passo, quando a amostra é dividida — baseada no threshold estimado. A estimação é feita usando-se o método de mínimos quadrados em dois estágios (2SLS) ou o método generalizado dos momentos (GMM).

Portanto, o primeiro estágio (modelo de expectativa condicional de z_t) é dado por:

$$z_t = f(x_t, \beta) + u_t, \quad (11)$$

$$E(u_t | x_t) = 0 \quad (12)$$

³ Ver, por exemplo, Chan (1993), Hansen (1996), Hansen (1999), Hansen (2000) e Caner (2002).

onde β é um vetor de parâmetros, u_t é o termo de erro e $f(\cdot)$ é uma função. Especificamente, essa função pode, por exemplo, também ser condicionada ao valor do *threshold* (que pode ser igual ou diferente daquele da equação estrutural), assumindo a forma:

$$f(x_t, \pi) = (\beta_1' x_t)[1 - I(q_t < \tau)] + (\beta_2' x_t)[I(q_t \geq \tau)] \quad (13)$$

Os parâmetros β na equação (11) podem ser estimados por OLS, para cada $\tau \in T$, como:

$$\hat{\beta}_1(\tau) = \left(\sum_{t=1}^n x_t x_t' [I(q_t < \tau)] \right)^{-1} \sum_{t=1}^n x_t z_t' [I(q_t < \tau)]$$

$$\hat{\beta}_2(\tau) = \left(\sum_{t=1}^n x_t x_t' [I(q_t \geq \tau)] \right)^{-1} \sum_{t=1}^n x_t z_t' [I(q_t \geq \tau)].$$

Por meio dos parâmetros $\hat{\beta}$ pode-se obter os valores \hat{z}_t que serão substituídos na equação estrutural. Fazendo isso sucessivamente para todo $\tau \in T$, o valor do threshold na equação estrutural pode ser escolhido pela minimização da soma dos quadrados dos resíduos, numa grade de busca. Para cada τ , deixe Y , Z_L e Z_G denotar o vetor y_t e as matrizes $z_t[I(q_t < \tau)]$ e $z_t[I(q_t \geq \tau)]$, respectivamente. Assim, o estimador do threshold é obtido de:

$$\hat{\tau} = \arg \min_{\tau \in T} S_n(\tau), \quad (14)$$

onde $S_n(\tau)$ é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão de Y sobre \hat{Z}_L e \hat{Z}_G . O conjunto de valores do threshold T em (14) deve ser tal que cada regime tenha observações suficientes para produzir estimativas confiáveis dos parâmetros. Segundo Franses e van Dijk (1999), uma escolha segura para essa proporção é pelo menos 15%.

Dado o valor do threshold estimado $\hat{\tau}$, a amostra é dividida em sub-amostras e os parâmetros da equação (10) podem ser estimados por 2SLS como:

$$\hat{\theta}_1 = \left[\hat{Z}_L' \hat{X}_L (\hat{X}_L' \hat{X}_L)^{-1} \hat{X}_L' \hat{Z}_L \right]^{-1} \left[\hat{Z}_L' \hat{X}_L (\hat{X}_L' \hat{X}_L)^{-1} \hat{X}_L' Y \right] \quad (15)$$

$$\hat{\theta}_2 = \left[\hat{Z}_G' \hat{X}_G (\hat{X}_G' \hat{X}_G)^{-1} \hat{X}_G' \hat{Z}_G \right]^{-1} \left[\hat{Z}_G' \hat{X}_G (\hat{X}_G' \hat{X}_G)^{-1} \hat{X}_G' Y \right], \quad (16)$$

onde \hat{Z}_L , \hat{Z}_G , \hat{X}_L e \hat{X}_G representam, respectivamente, as matrizes com as observações $z_t[I(q_t < \hat{\tau})]$, $z_t[I(q_t \geq \hat{\tau})]$, $x_t[I(q_t < \hat{\tau})]$ e $x_t[I(q_t \geq \hat{\tau})]$.

Caner e Hansen (2004) demonstram que esses estimadores são consistentes, embora não necessariamente eficientes. Além disso, sua aplicabilidade está condicionada ao fato de que a variável de threshold deve ser uma variável exógena.

4. Modelo de Curva de Phillips

Visando testar a possibilidade de mecanismos não-lineares no repasse da variação cambial para a taxa de inflação, nesta seção são estimados modelos de curvas de Phillips para o Brasil combinados com a metodologia de mudança de regime descrita na seção anterior.

A especificação de uma curva de Phillips, que relaciona inflação a uma medida de desequilíbrio real (hiato do produto), expectativa de inflação, inflação passada, variação no câmbio e inflação externa, com uma variável de *threshold*, pode ser formulada como:

$$\begin{cases} \pi_t^L = \alpha_1^1 E_t \pi_{t+1} + \alpha_2^1 \pi_{t-1} + (1 - \alpha_1^1 - \alpha_2^1)^1 (\Delta e_{t-1} + \pi_{t-1}^*) + \alpha_4^1 h_{t-1} + \varepsilon_t & \text{se } q_t < \tau \\ \pi_t^L = \alpha_1^2 E_t \pi_{t+1} + \alpha_2^2 \pi_{t-1} + (1 - \alpha_1^2 - \alpha_2^2)^2 (\Delta e_{t-1} + \pi_{t-1}^*) + \alpha_4^2 h_{t-1} + \varepsilon_t & \text{se } q_t \geq \tau \end{cases}$$

onde π_t^L é a inflação do IPCA livre (índice cheio excluído os preços administrados), π_t é a inflação do IPCA cheio, π_t^* uma medida de inflação externa (PPI americano), h_t o hiato do produto⁴, e_t o logaritmo da taxa de câmbio nominal, $E_t(\cdot)$ o operador de expectativa condicional à informação disponível em t, Δ o operador de diferença ($\Delta e_{t-1} = e_{t-1} - e_{t-2}$), q_t é a variável de *threshold*, $\tau \in T$ e T é o conjunto dos possíveis valores de q_t . Escrito de forma concisa, para que os regimes possam ser estimados conjuntamente, a equação toma a forma:

$$\pi_t^L = \left(\alpha_1^1 E_t \pi_{t+1} + \alpha_2^1 \pi_{t-1} + (1 - \alpha_1^1 - \alpha_2^1)^1 (\Delta e_{t-1} + \pi_{t-1}^*) + \alpha_4^1 h_{t-1} \right) (1 - I[q_t < \tau]) + \left(\alpha_1^2 E_t \pi_{t+1} + \alpha_2^2 \pi_{t-1} + (1 - \alpha_1^2 - \alpha_2^2)^2 (\Delta e_{t-1} + \pi_{t-1}^*) + \alpha_4^2 h_{t-1} \right) (I[q_t \geq \tau]) + \varepsilon_t$$

Observe que a variável dependente nessa equação é o componente de inflação livre do IPCA, e não a inflação cheia. Isso porque a parcela dos preços administrados por contratos e monitorados possui uma dinâmica de reajustes diferente, em boa parte obedecendo a regras definidas em contrato.

Nas estimações dos modelos foram tentadas, baseado nas indicações teóricas para mecanismos não-lineares do repasse cambial, três variáveis de *threshold*: i) o nível de atividade econômica, mensurado pelo hiato do produto, ii) o montante da variação do câmbio nominal, e iii) uma medida de volatilidade cambial. São utilizados dados trimestrais do período que começa em

⁴ Em nossas estimações, o hiato do produto utilizado foi gerado por um modelo de função de produção. Ver, por exemplo, o boxe “Metodologias para Estimação do Produto Potencial” no Relatório de Inflação do Banco Central do Brasil de dezembro de 2003 e Muinhos e Alves (2003) para uma descrição do procedimento.

1995:01 e termina em 2004:04, e o procedimento de estimação utilizado foi o estimador de 2SLS, com variáveis instrumentais para o componente de expectativa.

A primeira especificação estimada possui o *threshold* determinado pelo hiato do produto. Neste modelo, todos os parâmetros, exceto o de hiato, estão sujeitos à mudança de regime. Os resultados obtidos foram os seguintes (as estatísticas t dos parâmetros estão entre parênteses):

$$\pi_t^L = 0,72E_t\pi_{t+1} + 0,29\pi_{t-1} - 0,01(\Delta e_{t-1} + \pi_{t-1}^*) + 0,15h_{t-1} \quad \text{se } h_{t-1} < -1,89\% \quad R^2 = 0,38$$

(7,88) (3,28) (-0,41) (2,33)

$$\pi_t^L = 0,62E_t\pi_{t+1} + 0,29\pi_{t-1} + 0,09(\Delta e_{t-1} + \pi_{t-1}^*) + 0,15h_{t-1} \quad \text{se } h_{t-1} \geq -1,89\%$$

(2,91) (1,31) (2,48) (2,33)

De acordo com essa estimação, existe uma não-linearidade no componente de *pass-through* dependendo do nível de atividade da economia: o repasse cambial não é estatisticamente diferente de zero no regime em que a economia encontra-se operando muito abaixo de sua capacidade, enquanto que é da ordem de 9% quando a economia está mais aquecida. Portanto, o repasse da variação da taxa de câmbio para os preços é bastante superior quando o hiato do produto encontra-se acima de certo valor.⁵ Esse valor estimado para o hiato do produto foi de -1,98% abaixo do produto potencial. Uma limitação desse resultado é que ele postula que apreciações quando a economia está aquecida terão um repasse maior para os preços do que quando o hiato está abaixo do *threshold*.

Note que o repasse cambial estimado aqui refere-se ao repasse da variação cambial do trimestre passado para a inflação corrente, isto é, ele capta apenas o efeito no curto prazo de variações cambiais.

Em relação aos outros parâmetros, todos estão em linha com as estimações de modelos sem variável de *threshold* encontrados na literatura. À exceção do componente *backward-looking*, todos são estatisticamente significativos a 5% e não muito diferentes entre os regimes. Adicionalmente, o valor estimado para o *threshold* divide a amostra em duas partes razoavelmente iguais, tendo o regime onde $h_{t-1} < -1,89$ dezoito observações e o outro, onde $h_{t-1} \geq -1,89$, vinte e duas observações. Isso significa que em nenhum dos regimes os parâmetros foram mal estimados por

⁵ Esse resultado está em linha com os obtidos em Goldfajn e Werlang (2000), os quais estimam dados de painel para 71 países e encontram que depreciações têm um repasse maior para os preços quando a economia está mais aquecida, e Carneiro, Monteiro e Wu (2002), os quais estimam uma curva de Phillips *backward looking* para o Brasil com o coeficiente de repasse cambial sendo uma função da taxa de desemprego e do nível do câmbio real.

causa de um número reduzido de observações⁶. Na verdade, várias especificações foram tentadas, usando diferentes instrumentos para as expectativas⁷, e os resultados foram bastante estáveis, demonstrando uma significativa robustez dos parâmetros.

O segundo modelo estimado considera a variável de *threshold* sendo determinada pela variação do câmbio nominal. Igualmente ao modelo anterior, todos os parâmetros podem variar com a mudança do regime, exceto o parâmetro do hiato do produto, mantido constante em ambos os regimes. Os resultados foram os seguintes⁸:

$$\pi_t^L = 0,64E_t\pi_{t+1} + 0,34\pi_{t-1} + 0,02(\Delta e_{t-1} + \pi_{t-1}^*) + 0,22h_{t-1} \quad se \Delta e_{t-1} < 1,97\% \quad R^2 = 0,35$$

(3,85) (2,18) (0,85) (2,67)

$$\pi_t^L = 0,63E_t\pi_{t+1} + 0,27\pi_{t-1} + 0,10(\Delta e_{t-1} + \pi_{t-1}^*) + 0,22h_{t-1} \quad se \Delta e_{t-1} \geq 1,97\%$$

(4,55) (1,41) (3,05) (2,67)

Esses resultados da estimação indicam que há uma assimetria no efeito de curto prazo da variação cambial sobre a inflação. No caso de grandes depreciações da taxa de câmbio, o repasse estimado para o trimestre seguinte é da ordem de 10%, enquanto que pequenas depreciações ou apreciações cambiais provocam um repasse não significativamente diferente de zero. Portanto, o repasse cambial é muito maior no caso de depreciações cambiais de magnitude maior ou igual a 2%. Note que o resultado não leva à conclusão de que apreciações cambiais não são repassadas aos preços, mas sim de que não se encontrou significância de que uma apreciação no trimestre passado afetaria a inflação do trimestre corrente. Esse efeito, portanto, poderia ocorrer com maior defasagem do que no caso de depreciação.

Outro resultado interessante vem do fato de o valor do *threshold* estimado não ser zero. Um valor levemente positivo (próximo a 2%) sugere a idéia de custos de *menu*, onde pequenas variações do câmbio não são prontamente repassadas para os preços. Nesse caso, as empresas tendem a adiar sua decisão de repasse, ajustando seu *markup* no curto prazo e optando por repassar para os preços posteriormente, apenas no caso de a variação cambial ser permanente. Se a variação cambial

⁶ Ainda que o número total de observações utilizadas na estimação não seja elevado. Todavia, isso decorre do fato de os dados referentes ao período anterior ao Plano Real apresentarem muitos problemas para o processo de estimação, em função da elevada taxa de inflação, e incluí-los poderia distorcer completamente os resultados.

⁷ Para os instrumentos foi adotado o procedimento padrão na literatura, que consiste em utilizar as variáveis exógenas defasadas, com diferentes *lags*.

⁸ Nessa especificação, utilizou-se para o termo *backward-looking* da inflação e para o hiato do produto os valores da média móvel dessas variáveis nos períodos t-1 e t-2, ou seja, $\pi_{t-1} = \left(\frac{\pi_{t-1} + \pi_{t-2}}{2} \right)$ e $h_{t-1} = \left(\frac{h_{t-1} + h_{t-2}}{2} \right)$. Essa especificação demonstrou melhor ajuste do modelo.

ultrapassa esse limite, mesmo que a variação seja temporária, os custos de não se ajustar os preços são elevados e a empresa acaba repassando mais rapidamente.

Novamente, nessa estimação todos os parâmetros apresentaram grande estabilidade em relação aos instrumentos utilizados e são estatisticamente significantes em 5% (exceto o da inflação passada no regime onde $\Delta e_{t-1} \geq 1,97\%$). Além disso, o número de observações em cada regime foi equilibrado (16 observações no regime de grandes depreciações do câmbio e 24 no outro regime) e os valores estimados para os coeficientes estão próximos dos apresentados por outros autores. Digno de nota ainda é o fato de que em ambas as estimações acima o componente *forward looking* da inflação é substancialmente maior que o componente *backward looking*.

Uma crítica que poderia ser feita em relação aos modelos estimados, e em especial ao segundo modelo, é que eles não fazem distinção entre o período pré-1999, quando a taxa de câmbio era controlada, e o período posterior, caracterizado pelo câmbio flutuante. Na verdade, quando se inclui uma variável do tipo *step dummy* no componente de câmbio para separar os dois períodos, os resultados pioram sensivelmente, tanto em termos de ajuste do modelo quanto em relação aos sinais e significância dos parâmetros.

Esse resultado pode vir do fato de que, ao se introduzir a variável *dummy*, aumenta-se o número de parâmetros a serem estimados, o que reduz o grau de liberdade da regressão. Além disso, torna-se mais severa a restrição sobre os parâmetros em virtude da condição colocada na curva de Phillips para os parâmetros somarem um.

Por esse motivo, estimamos um terceiro modelo, usando a volatilidade cambial como variável de *threshold*. Essa estimação tenderia a resolver, pelo menos em parte, o problema da separação dos regimes cambiais (antes e depois de janeiro de 1999), uma vez que, como não existe flutuação elevada num sistema de câmbio controlado, a estimação do *threshold* deve separar as observações desse período no regime de baixa volatilidade. Esse regime estimado pode conter também observações onde o câmbio manteve-se relativamente estável no período de câmbio flutuante.

Adicionalmente, nosso objetivo ao estimar um modelo com *threshold* determinado pela volatilidade do câmbio é tentar captar os impactos sobre a inflação em duas situações diferentes: i) quando os agentes econômicos percebem a variação do câmbio como transitória, e ii) quando a percebem como permanente. Nossa hipótese é que a probabilidade de os agentes perceberem a variação cambial como permanente é maior nos períodos de baixa volatilidade da taxa de câmbio e

menor nos períodos de elevada volatilidade⁹. Assim, segundo nossa hipótese, nos períodos de grande instabilidade os agentes tenderiam a encarar as variações como temporárias e como permanentes nos períodos de maior estabilidade do câmbio. Nesse caso, seria de se esperar um percentual de repasse cambial menor na primeira situação, em comparação com o repasse da segunda.

A medida de volatilidade utilizada como variável de *threshold* na estimação do modelo foi o desvio-padrão das variações diárias da taxa de câmbio dentro de cada trimestre. Os resultados da estimação obtidos foram os seguintes:

$$\pi_t^L = 0,36E_t\pi_{t+1} + 0,04\pi_{t-1} + 0,60(\Delta e_{t-1} + \pi_{t-1}^*) + 0,20h_{t-1} \quad se \sigma_{e,t-1} < 0,07\% \quad R^2 = 0,34$$

(0,71) (0,21) (0,94) (2,79)

$$\pi_t^L = 0,66E_t\pi_{t+1} + 0,30\pi_{t-1} + 0,04(\Delta e_{t-1} + \pi_{t-1}^*) + 0,20h_{t-1} \quad se \sigma_{e,t-1} \geq 0,07\%$$

(6,64) (2,55) (2,34) (2,79)

Em termos de magnitude, os parâmetros estimados do câmbio indicam um *pass-through* muito maior no regime de baixa volatilidade do que no regime de alta volatilidade (60% e 4%, respectivamente). Contudo, essa conclusão é limitada pelo fato de que o parâmetro no regime de estabilidade cambial não é significativo em nenhum dos níveis de significância usuais, embora seja significativo no regime de maior volatilidade e os valores dos parâmetros estejam próximos dos encontrados na literatura para os períodos de câmbio fixo e de câmbio flutuante.¹⁰ A estimação deste modelo agrupa claramente a maior parte das observações do período de câmbio controlado no regime de baixa volatilidade. As observações abaixo do valor do *threshold* correspondem ao período 1995:4–1998:2.

O gráfico abaixo apresenta os valores trimestrais da inflação dos preços livres — medidos no eixo à esquerda —, a variação cambial (referente ao período anterior, para facilitar a visualização, por causa do efeito defasado de um trimestre sobre a inflação) — medida no eixo à direita —, e uma linha que indica o valor do *threshold* (-1,89%) estimado no modelo com *threshold* determinado pelo hiato — separando os períodos em que o hiato está cima e abaixo do *threshold*. Nele destacamos alguns períodos, também representados na tabela 1, nos quais os modelos estimados podem explicar, pelo menos em parte, a relação entre taxa de câmbio e inflação. A tabela 1 apresenta os valores respectivos, além de incluir os valores da inflação cheia (variação do IPCA).

⁹ Albuquerque e Portugal (2005a), por exemplo, exploram a relação entre volatilidade da taxa de câmbio e inflação no Brasil, usando um modelo GARCH bivariado.

¹⁰ Muinhos e Alves (2003), por exemplo, estimam uma redução do coeficiente de 51% para 6% após a mudança no regime cambial e Albuquerque e Portugal (2005b), usando um modelo de filtro de Kalman, estimam parâmetros da ordem de 42% e 4%, respectivamente.

Gráfico 1 – Inflação dos preços livres, variação cambial e hiato do produto

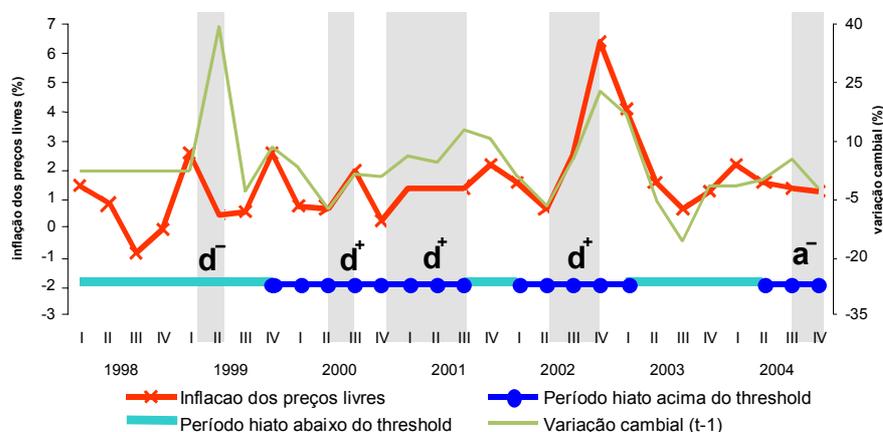


Tabela 1 – Taxa de inflação e variação cambial em períodos determinados

Período	Característica	Inflação IPCA em t-1	Inflação IPCA em t	Inflação preços livres em t-1	Inflação preços livres em t	Variação do Câmbio em t-1
1999: II	d ⁻	2,88	1,05	2,59	0,49	39,33
2000:III	d ⁺	0,66	3,18	0,71	1,93	1,64
2001:II	d ⁺	1,42	1,52	1,42	1,40	4,39
2001:III	d ⁺	1,52	2,33	1,40	1,41	12,69
2002:III	d ⁺	1,44	2,58	0,62	2,56	4,87
2002:IV	d ⁺	2,58	6,56	2,56	6,34	22,30
2004:IV	a ⁺	1,94	2,00	1,35	1,31	-2,30
2005:I	a ⁻	2,00	1,79	1,31	1,72	-6,80

Onde: d⁺ significa depreciação com a economia aquecida
d⁻ significa depreciação com a economia desaquecida
a⁺ significa apreciação com a economia aquecida
a⁻ significa apreciação com a economia desaquecida

Observação: A variação cambial é calculada com base na taxa de câmbio média do trimestre

No segundo trimestre de 1999 (imediatamente após a liberação do câmbio), por exemplo, apesar de ter havido uma desvalorização cambial da ordem de 39% no trimestre anterior, a taxa de inflação dos preços livres foi de 0,49% e do IPCA 1,05%, ambas abaixo dos valores do trimestre anterior. Nesse período, o hiato do produto estava abaixo do valor estimado para o *threshold* (economia desaquecida), o que implicaria, segundo o modelo estimado, um baixo repasse cambial para a inflação. Por sua vez, as depreciações do câmbio no terceiro trimestre de 2000 e ao longo de 2001 foram acompanhadas de maior elevação na taxa de inflação do IPCA. Nesse período, o nível de atividade era tal que a economia encontrava-se com hiato acima do valor estimado do *threshold*.

Em meados de 2002, quando a economia novamente estava aquecida, a forte depreciação do câmbio se fez acompanhar de grande aumento na taxa de inflação. No quarto trimestre, por exemplo, quando a depreciação do câmbio no trimestre anterior havia sido de 22%, a inflação dos preços livres passou de 2,56% para 6,34% e do IPCA, de 2,58% para 6,56%.

Por outro lado, embora a inflação tenha se reduzido ao longo de 2005, deve-se notar que no último trimestre de 2004 e no primeiro de 2005 ela não acompanhou tão fortemente a variação cambial. Uma possível explicação reside na assimetria de repasse de curto prazo com relação a apreciação e depreciação, evidenciada pelo modelo com *threshold* dado pela variação cambial. Por fim, ressalta-se que o modelo estima o *pass-through* de curto prazo, isto é, o efeito na inflação corrente da variação cambial do trimestre anterior. No caso de 2005, a apreciação cambial acabou se refletindo nos preços, mas com defasagens maiores do que de um trimestre. Destaca-se aqui que movimentos iniciais de apreciação cambial não foram percebidos imediatamente como tendo duração mais longa, o que adiou o efeito sobre os preços.

5. Conclusões

Este artigo explorou a possibilidade de não-linearidade nos mecanismos de repasse da variação cambial para a taxa de inflação no Brasil. Para isso, foram estimados modelos de curva de Phillips combinados com a metodologia de modelos com variável de *threshold*. Nesse tipo de modelo, os parâmetros podem variar dependendo se a economia encontra-se num ou noutro regime, os quais são determinados endogenamente por meio de uma variável observável.

A escolha das variáveis de *threshold* utilizadas nesse artigo foi baseada nas possíveis fontes de não-linearidade do *pass-through* relatadas na literatura. Em especial, o presente trabalho explorou três dessas fontes: i) nível de atividade econômica, ii) variação da taxa de câmbio, e iii) volatilidade da taxa de câmbio.

As estimações realizadas indicam a presença de mecanismos não-lineares no coeficiente de repasse cambial de curto prazo para a inflação no Brasil. 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. Esses resultados têm importantes implicações para a política monetária e são possivelmente relacionados a comportamento de *pricing-to-market*, custos de menu para mudança de preços e incerteza sobre o grau de persistência de variações cambiais.

Contudo, futuras pesquisas são necessárias para desvendar com mais detalhes o mecanismo de repasse cambial. Em particular, trabalhar com um nível mais desagregado de formação de preços

— por exemplo, desagregando por setores industriais — pode permitir uma melhor compreensão da extensão e razão desses mecanismos não-lineares de repasse.

Referências bibliográficas

- AGUIAR, A. e MARTINS, M. F. (2002). “Trend, cycle and nonlinear trade-off in the Euro-area” 1970-2001. *CEMPRE*.
- ALBUQUERQUE, C. R e PORTUGAL, M. (2005a). “Exchange rate and inflation: a case of sulkiness of volatility”, UFRGS, Departamento de Economia, texto para discussão no. 2005/01.
- _____ (2005b). “Pass-through from exchange rate to prices in Brazil: An analysis using time-varying parameters for the 1980-2002 period”, *Revista de Economia*, Montevideo, v. 12, n. 1, p. 17-73.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL, Relatório de inflação. Vários volumes. Disponíveis no endereço <http://www.bcb.gov.br/?RELINF>
- BEAN, C. (2000). “The convex Phillips curve and macroeconomic policymaking under uncertainty”. Manuscript, London School of Economics.
- BLONIGEN, B. A. e HAYES (1999). “Antidumping investigations and the pass-through of exchange rates and antidumping duties”, *NBER Working Paper 7378*, October.
- BOGDANSKY, J., TOMBINI, A. e WERLANG, S. (2000). “Implementing inflations targeting in Brazil”. *Banco Central do Brasil Working Paper Series* nº. 1.
- CARNEIRO, D.; MONTEIRO, A. M. e WU, T. (2002). “Mecanismos Não-Lineares de Repasse Cambial para o IPCA”, Departamento de Economia Puc-Rio, Texto para Discussão nº 462.
- CANER, M. (2002). “A note on LAD estimation of a threshold model”. *Econometric Theory*, forthcoming.
- CANER, M. e HANSEN, B. (2004). “Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model”, *Econometric Theory*, v. 20, p. 813-843.
- CHADHA, B. MASSON, P. e MEREDITH, G. (1992). “Models of inflation and the costs of disinflation”. *IMF Staff Papers*, v. 39, n. 2, p. 395-461.
- CHAN, K. S. (1993). “Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model”. *The Annals of Statistics*, 21, p. 520-533.
- CLEMENTS, M. e SENSIER, M. (2002). “Asymmetric output gap effects in Phillips curve and mark-up pricing models: evidence for the U.S. and the U.K”. Manuscript.

- DUPASQUIER, C. e RICKETTS, N. (1998). “Nonlinearities in the output-inflation relationship: some empirical results for Canada”. *Bank of Canada working papers*, 98-14.
- 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 and Lyme, U.S.
- FILARDO, A. J. (1998). “New evidence on the output cost of fighting inflation”. *Economic Review*, third quarter, p. 33-61.
- FRANSES, P. H. e VAN DIJK, D. (2000). *Nonlinear time series models in empirical finance*. Cambridge University Press.
- GIL-PAREJA, S. (2000). “Exchange rates and European countries’ export prices: An empirical test for asymmetries in pricing to market behavior”, *Weltwirtschaftliches Archiv* 136(1), 1-23.
- _____ (2003). Pricing to market behavior in European car markets, *European Economic Review* 47(6), 945-962.
- GOLDBERG, P K. (1995). “Product differentiation and oligopoly in international markets: The case of the U.S. automobile industry”. *Econometrica* 63(4), 891-951.
- GOLDFAJN, I. e WERLANG, W. (2000). “The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study”, *Banco Central do Brasil Working Paper Series* n° 5.
- HANSEN, B. E. (1996). “Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis”. *Econometrica*, 64, p. 413-430.
- _____ (1999). “Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference”. *Journal of Econometrics*, 93, p. 345-368.
- _____ (2000). “Sample splitting and threshold estimation”. *Econometrica*, 68, p. 575-603.
- LAXTON, D., MEREDITH, G. e ROSE, D. (1995). “Asymmetric effects of economic activity on inflation: evidence and policy implications”. *IMF Staff Papers*, v. 42, n. 4.
- LAXTON, D., ROSE, G., e TOMBAKIS, D. (1998). “The U.S. Phillips curve: the case for asymmetry”. Paper prepared for the Third Annual Computational Economics Conference at Stanford University (Revised Version), June 30-July 2.
- MAHDAVI, S. (2002). “The response of the U.S. export prices to changes in the dollar’s effective exchange rate: Further evidence from industrial level data”, *Applied Economics* 34(17), 2115-25.
- MANN, C. L. (1986). “Prices, profit margins, and exchange rates”, *Federal Reserve Bulletin* 72(6), 366-379.

- MUINHOS, M. (2001). "Inflation targeting in an open financially integrated emerging economy: The case of Brazil". *Banco Central do Brasil Working Paper Series* nº. 26.
- MUINHOS, M. K. e ALVES, S. A. L. (2003). "Medium-Size Macroeconomic Model for the Brazilian Economy", *Banco Central do Brasil Working Paper Series* nº. 64.
- NOBAY, A. R. e PEEL, D. A. (2000). "Optimal monetary policy with a nonlinear Phillips curve". *Economic Letters*, v. 67, p. 159-164.
- OHNO, K. (1989). "Export pricing behavior of manufacturing: A U.S.-Japan comparison", *IMF Staff Papers* 36(3), 550-579.
- OLIVEI, G. P. (2002). "Exchange rates and the prices of manufacturing products imported into the United States", *New England Economic Review*, First Quarter, 3-18.
- POLLARD, P. S. e COUGHLIN, C. C. (2004). "Size matters: Asymmetric exchange rate pass-through at the industrial level", The University of Nottingham, Research Paper Series, n. 13.
- SCHALING, E. (1999). "The nonlinear Phillips curve and inflation forecast targeting". *Bank of England*.
- STIGLITZ, J. (1997). "Reflections on the natural rate hypothesis". *Journal of Economic Perspectives*, v. 11, p. 3-10.
- TONG, H. (1978). "On a threshold model", in C.H. CHEN (ed.), *Pattern recognition and signal processing*, Amsterdam, Sijthoff & Noordhoff, 101-41.
- TONG, H. e LIM, K.S. (1980). "Threshold autoregressions, limit cycles, and data", *Journal of the Royal Statistical Society B* 42, 245-92.
- TAMBAKIS, D. N. (1998). "Monetary policy with a convex Phillips curve and asymmetric loss", *IMF Working Papers*, n. 21.