

# **TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1429**

## **A CURVA DE PHILLIPS E A EXPERIÊNCIA BRASILEIRA**

**Adolfo Sachsida**

**Marcio Ribeiro**

**Claudio Hamilton dos Santos**



# **TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1429**

## **A CURVA DE PHILLIPS E A EXPERIÊNCIA BRASILEIRA**

**Adolfo Sachsida\***

**Marcio Ribeiro\*\***

**Claudio Hamilton dos Santos\*\*\***

Brasília, outubro de 2009

---

\* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Coordenação de Finanças Públicas (CFP) da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea e professor da Universidade Católica de Brasília. Endereço para contato: Adolfo Sachsida, Departamento de Economia, Universidade Católica de Brasília. E-mail: sachsida@hotmail.com.

\*\* Técnico de Planejamento e Pesquisa da CFP/Dimac/Ipea.

\*\*\* Técnico de Planejamento e Pesquisa da CFP/Dimac/Ipea.

## **Governo Federal**

### **Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República**

**Ministro** Samuel Pinheiro Guimarães Neto

## **ipea** Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

#### **Presidente**

Marcio Pochmann

#### **Diretor de Desenvolvimento Institucional**

Fernando Ferreira

#### **Diretor de Estudos, Cooperação Técnica e Políticas Internacionais**

Mário Lisboa Theodoro

#### **Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia** (em implantação)

José Celso Pereira Cardoso Júnior

#### **Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas**

João Sicsú

#### **Diretora de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais**

Liana Maria da Frota Carleial

#### **Diretor de Estudos e Políticas Setoriais, Inovação, Produção e Infraestrutura**

Márcio Wohlers de Almeida

#### **Diretor de Estudos e Políticas Sociais**

Jorge Abrahão de Castro

#### **Chefe de Gabinete**

Persio Marco Antonio Davison

#### **Assessor-chefe de Comunicação**

Daniel Castro

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

ISSN 1415-4765

JEL E31, E24, C33.

## **TEXTO PARA DISCUSSÃO**

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

# SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 ESTUDOS SOBRE A CURVA DE PHILLIPS NO BRASIL	8
3 METODOLOGIA E DADOS	12
4 RESULTADOS ECONÔMICOS	15
5 CONCLUSÃO	18
REFERÊNCIAS	19



## SINOPSE

Este estudo estima uma curva de Phillips com mudança de regime para a economia brasileira no período 1995-2008. De maneira geral, são três os principais resultados encontrados: *i)* ao contrário do que ocorreu nos resultados anteriores, ao adotarem-se especificações não lineares para a curva de Phillips, o coeficiente da expectativa de inflação torna-se superior ao coeficiente da inflação passada. Isto sugere que artigos que estimam a curva de Phillips por modelos lineares podem estar subestimando o papel das expectativas na dinâmica inflacionária; *ii)* os testes sugerem fortemente a rejeição da hipótese de linearidade nos parâmetros da curva de Phillips, isto é, a estimação da curva de Phillips por métodos lineares seria viesada e ineficiente; e *iii)* os resultados econométricos mostram pouca robustez, e alta sensibilidade, dos parâmetros a diferenças nas especificações de não linearidade ou mudanças no conjunto de *proxies* adotadas. Isto parece indicar a inadequação da curva de Phillips para explicar a dinâmica inflacionária na economia brasileira.





# 1 INTRODUÇÃO

A ideia de que existe uma relação negativa entre inflação e desemprego não é nova em economia. Contudo, apesar de ter sido originalmente proposta há mais de meio século, tal correlação permanece no centro do debate macroeconômico. De acordo com Hargreaves, Kite e Hodgetts (2006), a relação negativa entre inflação e desemprego, ou curva de Phillips, permanece no centro da análise de política econômica da maioria dos bancos centrais que adotam o regime de metas de inflação. Muito da análise moderna da inflação é baseada na curva de Phillips novo-keynesiana, ou seja, em um modelo de fixação de preços com rigidez nominal que implica que a dinâmica inflacionária pode ser explicada pela evolução esperada dos custos marginais reais (COGLEY e SBORDONE, 2006). Para Annable (2007), a curva de Phillips é a relação simples mais importante da macroeconomia. Esta afirmação tem como base os avanços teóricos feitos por Clarida, Galí, e Gertler (1999) e Svensson (2000). Aliada a isso, forte evidência empírica favorável à curva de Phillips parece corroborar os resultados teóricos (GALÍ e GERTLER, 1999; GALÍ, GERTLER e LÓPEZ-SALIDO, 2001). Por sua vez, Rudd e Whelan (2005), Lindé (2005), e Bardsen, Jansen e Nymoen (2004) mostram que a relevância empírica da curva de Phillips deve ser considerada fraca.

Para países desenvolvidos, a pesquisa recente sobre a curva de Phillips é extensa. Atualmente, podemos dividir os estudos em dois tipos: aqueles que propõem inovações teóricas e os que elaboram estimativas econométricas mais sofisticadas. Do ponto de vista teórico, Annable (2007) deriva um modelo que inclui uma estratégia eficiente para ajustar salários à inflação. Esta inovação aumenta a importância das expectativas racionais sobre a inflação futura. A importância de se adotar uma taxa de desconto diferente de zero num modelo de equilíbrio geral é ressaltada por Karanassou e Snower (2007), que demonstram que tal mudança pode gerar alto grau de persistência inflacionária e um *trade-off* de longo prazo entre inflação e desemprego. Nos últimos anos, uma das principais inovações teóricas foi sugerida por Mankiw e Reis (2002), que adotam o conceito de rigidez de informação, ao invés da tradicional rigidez de preços, para derivar a curva de Phillips, mudança esta que é capaz de gerar um grau de inércia inflacionária mais similar aos observados nos dados.

No campo econométrico, as principais inovações residem nas diferentes estimativas da expectativa de inflação, tal como sugerido por Henzel e Wollmershaeuser (2006). A necessidade de restrições adicionais sobre os parâmetros também tem sido objeto de estudo. Blanchard e Galí (2007) argumentam sobre a necessidade de restrições conjuntas sobre os parâmetros das variáveis inflação futura e passada. Cogley e Sbordone (2006) sugerem que a inclusão de um salto (*drift*) na estimativa de tendência inflacionária melhora a estimativa da dinâmica inflacionária no curto prazo. Por fim, a questão de quais *proxies* se devem adotar também ocupa lugar no debate (SBORDONE, 2002). Galí, Gertler e López-Salido (2005) sugerem que a *proxy* para variáveis de custo marginal deve estar associada à massa salarial, e não variáveis relacionadas ao hiato do produto. Mankiw (2001) também critica o uso da variável hiato do produto para a estimativa da curva de Phillips. Contudo, a questão aqui também não é clara, uma vez que vários estudos utilizam hiato do produto ou algo próximo a isto como variáveis de controle.

O objetivo principal deste estudo é estimar uma curva de Phillips com mudança de regime para a economia brasileira no período 1995-2008. Além desta introdução, há outras quatro seções. A seção 2 traz uma resenha dos estudos que estimaram a curva de Phillips para o Brasil na última década. A seção 3 apresenta a metodologia empregada e o conjunto de dados utilizados nas estimações deste trabalho. A seção 4 expõe os resultados econométricos. Por fim, a seção 5 conclui o estudo.

## 2 ESTUDOS SOBRE A CURVA DE PHILLIPS NO BRASIL

Na última década, vários artigos tentaram não somente estimar a curva de Phillips para o Brasil, mas também, a partir desta, fazer inferências sobre a adequação da política monetária e do sucesso do regime de metas de inflação sobre o grau de rigidez salarial da economia brasileira e da taxa de desemprego que não acelera a inflação.

De maneira geral, os trabalhos que estimam a curva de Phillips para o Brasil se diferenciam tanto pelo período amostral utilizado como pelas variáveis adotadas nas regressões e métodos estatísticos empregados. O objetivo desta seção é revisar uma ampla gama de estudos que analisaram a curva de Phillips para a realidade brasileira.

Fazendo uso de dados trimestrais para o período de 1982 a 1998, Portugal, Madalozzo e Hillbrecht (1999) encontram uma estimativa linear do *trade-off* entre inflação e desemprego que tem significância estatística, e aparentemente é adequada aos dados da economia brasileira. Como *proxy* para a inflação, os autores adotam o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), elaborado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Para representarem a taxa de desemprego, eles utilizam tanto a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE como a Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED) do Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (Dieese)/Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Seade). Na PED, são utilizados apenas os dados referentes ao estado de São Paulo. Para obterem a inflação esperada, eles estimam vários modelos autorregressivos integrados de média móvel (Arima) e escolhem aquele que gera a melhor previsão para a taxa de inflação. Como o objetivo principal dos autores é estimar a *non-accelerating inflation rate of unemployment* (Nairu – taxa de desemprego que não acelera a inflação), a variável dependente em suas estimativas é a inflação atual menos a inflação esperada para o próximo período. Utilizando os dados do IBGE, eles encontram um coeficiente de 0,185 para a variável *inflação<sub>t-1</sub> - expectativa de inflação<sub>t-1</sub>*, e de 0,123 para *inflação<sub>t-2</sub> - expectativa de inflação<sub>t-2</sub>*, sendo ambas as variáveis estatisticamente insignificantes. Para o desemprego, contudo, encontra-se um coeficiente estatisticamente significativo da ordem de -1,745.

Em outro artigo, Portugal e Madalozzo (2000) confirmam que a estimação de um formato linear para a curva de Phillips apresentou significância estatística e adaptou-se de maneira bastante adequada ao caso brasileiro. Eles estimam a Nairu novamente usando tanto dados do IBGE como do Dieese, e os resultados mostram uma curva de Phillips linear para o Brasil. Este estudo utiliza dados trimestrais para o período de 1982:03 a 1997:03. As *proxies* adotadas são: *i*) inflação (INPC do IBGE); *ii*) desemprego (desemprego aberto, 30 dias – tanto da PME, do IBGE, quanto da PED, do Dieese) e *iii*) inflação esperada (estima-se um *auto-regressive process* AR(1)). Novamente, a variável dependente em suas estimativas é a inflação atual menos a

inflação esperada para o próximo período. Com os dados do IBGE, os autores encontram um coeficiente de 0,29 para a variável *inflação<sub>t-1</sub> - expectativa de inflação<sub>t-1</sub>*, e de 0,21 para *inflação<sub>t-2</sub> - expectativa de inflação<sub>t-2</sub>*, sendo ambas as variáveis estatisticamente insignificantes. No que tange ao desemprego, encontra-se um coeficiente estatisticamente significativo de -3,37.

Num artigo estatisticamente sofisticado, Lima (2003) estima a Nairu para o Brasil e verifica a estabilidade dos coeficientes da curva de Phillips brasileira. São estimados dois modelos diferentes em espaço de estados: um com uma Nairu que muda continuamente ao longo do tempo e outro no qual diferentes regimes markovianos são especificados para a Nairu. Os resultados econométricos sugerem que a inclinação da curva de Phillips do Brasil é estável, mas a Nairu brasileira vem se alterando ao longo do tempo. Os modelos foram estimados com dados trimestrais para o período de 1982:01 a 2001:04. A *proxy* adotada para a inflação foi o INPC, e para o desemprego, a taxa de desemprego aberto da PME (IBGE). Para lidar com as possíveis quebras estruturais inerentes a este período da economia brasileira, o autor estima um modelo TVP – (*time-varying parameter* – mudança dos parâmetros ao longo do tempo) e resíduos ARCH (*auto-regressive conditional heteroscedasticity*) –, e outro MSR (Markov-*switching regime*) – mudança dos parâmetros ao longo do tempo e regimes de Markov-*switching*. Os resultados econométricos não possibilitam a rejeição da hipótese de estabilidade da curva de Phillips. Existiria, ainda, uma relação estatisticamente significativa entre o desemprego cíclico e a mudança na taxa de inflação. De acordo com o modelo TVP (MSR), um aumento permanente de 0,5% do desemprego cíclico, depois de 3 (1) trimestres, reduz em 7,5% (5%) a taxa mensal anualizada de inflação. Considerando-se a incerteza sobre qual modelo, adicionado do intervalo de confiança, é o mais adequado, tem-se que qualquer resposta da inflação entre -11% e -4% não pode ser rejeitada.

Numa análise para o período de 1995:07 a 2002:12 com dados mensais, Minella *et al.* (2003) constatam que a inflação esperada reage significativamente à meta de inflação. Eles concluem que esta correlação é um indício de que as metas de inflação são importantes determinantes das expectativas inflacionárias. Como *proxy* para inflação, os autores adotam o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA); para o desemprego, utilizam a taxa de desemprego sazonalmente ajustada de 7 dias (IBGE) – também reportam que os resultados são similares para o caso de dados brutos ou de 30 dias. Eles encontram os seguintes parâmetros para a curva de Phillips: a inflação passada varia entre 0,56 e 0,62 (para o caso em que um segundo *lag* de inflação é incluído, seu coeficiente é -0,09, mas é estatisticamente igual a zero); o desemprego passado varia entre -0,08 (não significativo) e -0,09 (significativo, ocorrendo quando se inclui a segunda defasagem da inflação).

Fasolo e Portugal (2004) testam a relação entre inflação e emprego no Brasil por meio do uso de quatro hipóteses novo-keynesianas: *i*) os agentes não possuem racionalidade perfeita; *ii*) a imperfeição na formação de expectativas pode ser determinante no componente inercial da inflação brasileira; *iii*) a inflação possui componente inercial autônomo; e *iv*) as relações não lineares entre inflação e desemprego fornecem melhores resultados para a economia nos últimos 12 anos. Os testes econométricos confirmam as quatro hipóteses. A curva de Phillips é estimada com o uso do filtro de Kalman, e a relação entre inflação e expectativas

é verificada por intermédio de um modelo de mudança de regime. O artigo faz uso de dados mensais para o período de 1990:01 a 2002:08, e são adotadas as seguintes *proxies*: IPCA para inflação, e desemprego aberto sazonalmente ajustado (IGGE), 30 dias, para a variável desemprego. Os autores concluem que a curva de Phillips para o Brasil deve ser estimada levando-se em consideração algum tipo de não linearidade. Eles encontram os seguintes parâmetros para a curva de Phillips: *inflação passada* = 0,13, *inflação futura* = 0,82 e *hiato do desemprego* = 74,23. Usando o subperíodo de jan./1990 a jun./1994, os autores encontram *inflação passada* = 0,30 e *inflação futura* = 0,44; para o subperíodo de jan./1995 a ago./2002, *inflação passada* = 0,10 e *inflação futura* = -0,04 (não significativa).

Muinhos (2004) adota o hiato do produto para representar os custos marginais na curva de Phillips. O autor utiliza dados trimestrais do período de 1994:04 a 2002:02 e o IPCA como *proxy* da inflação, estimando o hiato do produto como sendo o desvio do produto interno bruto (PIB) de sua tendência linear. Para representar a expectativa de inflação, ele estima um processo ARMA (*auto-regressive moving average*). De maneira interessante, o autor não inclui a inflação passada e a expectativa de inflação juntas nas mesmas regressões. Para uma curva de Phillips linear, ele encontra os seguintes parâmetros: *inflação passada* = 0,51 e *hiato do produto* = 0,28; em outra regressão, encontra também *expectativa de inflação* = 1,18 e *hiato do produto* = 0,35. Para uma curva de Phillips não linear, o autor constata *inflação passada* = 0,45 e *hiato do produto* = 0,41; ou, ainda, *expectativa de inflação* = 1,29 e *hiato do produto* = 0,31.

Alves e Areosa (2005) fazem uma contribuição teórica ao incluírem a meta de inflação na curva de Phillips. Eles derivam a curva de Phillips novo-keynesiana incorporando a indexação não apenas por meio da inflação passada, mas também por intermédio da meta de inflação. Os autores adotam, como *proxies*, o IPCA para a inflação, e constroem uma variável que representa o custo marginal agregado das firmas (índice de salário real vezes a força de trabalho ocupada, dividido pela parcela da renda do trabalho vezes o PIB). Esta variável refere-se apenas à região metropolitana de São Paulo (dados da Fundação Seade). Eles usam dados trimestrais do período 1995-2004, e encontram os seguintes parâmetros: *custo marginal* = -0,11 (não significativo a 10%); *meta de inflação* = 0,68 (significativo a 1%).

Schwartzman (2006) realiza estimativas da curva de Phillips para o Brasil a partir de dados de preços desagregados, fazendo uso do método de mínimos quadrados em três estágios. Foram usados dados trimestrais para diferentes amostras, começando em 1997, 1998 e 1999, todas elas terminando no terceiro trimestre de 2003. Como *proxy* para o custo marginal das empresas, o autor adota a utilização da capacidade da indústria (Fundação Getúlio Vargas – FGV); para a inflação futura e passada, ele utiliza o IPCA cheio. As expectativas de inflação, entretanto, foram modeladas a partir de um VAR (*vector auto-regressive*). A grande novidade deste estudo reside no fato de ele regredir conjuntamente três grupos de preços (comercializáveis, não comercializáveis e monitorados) na estimação da curva de Phillips. Foram estimadas variações do modelo básico para testar o efeito de algumas das diferentes opções de modelagem realizadas pela literatura. De forma geral, não foi possível rejeitar a hipótese de verticalidade de longo prazo da curva de Phillips, de forma que esta parece ser uma boa hipótese de trabalho ao se analisar a economia brasileira.

Os parâmetros encontrados para a equação de não comercializáveis foram os seguintes: *capacidade instalada* = 0,71 a 1,27; *inflação passada* = 0,39 a 0,50. Para a equação de comercializáveis, obteve-se *inflação passada* = 0,37 a 0,56.

O estudo de Tombini e Alves (2006) desagrega o IPCA em dois componentes: mercado livre e preços monitorados. Usando um filtro de Kalman, os autores estimam uma curva de Phillips híbrida com parâmetros variáveis. Eles constatam que vários coeficientes se movem para patamares distintos em pelo menos duas ocasiões: na mudança para o câmbio flexível, em 1999, e no meio de 2002. Os autores logaritmizam todas as variáveis para o período de janeiro de 1996 a janeiro de 2006, e adotam o hiato do produto como *proxy* do custo marginal. Eles encontram os seguintes parâmetros: *inflação passada* = 0,3 a 0,1; *inflação futura*, idem.

O artigo de Mendonça e Santos (2006) avalia se a incorporação de uma medida de credibilidade da política monetária melhora o poder de previsão da curva de Phillips brasileira no período posterior à introdução do regime de metas para a inflação. Os resultados encontrados indicam que a utilização de uma medida de credibilidade pode prover um modelo com qualidade de previsão superior àquelas obtidas por meio de modelos que impõem uma relação estável entre a inflação e as expectativas de inflação. Como *proxy* para o desemprego, os autores adotam a taxa de desemprego aberto da PED (Dieese/Seade) da região metropolitana de São Paulo. A expectativa de inflação é estimada utilizando-se a série de expectativas de inflação (medidas pelo IPCA) disponibilizadas pelo Banco Central do Brasil. Os parâmetros encontrados são: entre 0,43 e 0,96 para a inflação esperada; entre -0,09 e -0,16 para o hiato do desemprego (*taxa natural* - *taxa de desemprego*); e entre -0,01 e -0,08 para a primeira diferença do hiato do desemprego.

Areosa e Medeiros (2007) derivam e estimam um modelo estrutural para a inflação numa economia aberta. O modelo representa a curva de Phillips novo-keynesiana padrão e uma curva híbrida. Na parte econométrica, os autores usam dados mensais para o período de 1995:01 a 2003:09 e adotam duas *proxies* para o custo marginal das empresas: a renda do trabalho na produção e o hiato do produto (produção industrial do IBGE regredida contra 11 *dummies* sazonais e uma tendência linear) – para a inflação adota-se o IPCA. Os resultados econométricos para a economia fechada (estimativa por *generalized method of moments* – GMM) são: *i*) a inflação passada é um componente não desprezível, com estimativas consistentes ao redor de 0,45; *ii*) a inflação futura é dominante, com valores ao redor de 0,53; e *iii*) o impacto dos custos marginais não é estatisticamente significativo, e tem um efeito desprezível. Para a economia aberta, os resultados indicam que: *i*) a inflação passada tem coeficiente menor que no caso da economia fechada, variando entre 0,10 e 0,37; *ii*) a inflação futura mostra valores maiores que no caso da economia fechada, variando entre 0,63 e 0,81; e *iii*) o impacto dos custos marginais, apesar de ser de magnitude irrelevante, é positivo e estatisticamente significativo.

Mazali e Divino (2009) estimam a curva de Phillips para a economia brasileira, com dados trimestrais, para o período de 1995:01 a 2008:04. Todas as variáveis são logaritmizadas e adotam as seguintes *proxies*: IPCA para a inflação, e a taxa de desemprego aberta, sazonalmente ajustada, para a região metropolitana de São Paulo (Dieese), para o desemprego. A inflação esperada, por sua vez, é estimada por

variáveis instrumentais. Os autores estimam os parâmetros da curva de Phillips por GMM com desvios padrões robustos. O artigo é um dos poucos a se preocupar seriamente com a ordem de integração das séries, concluindo, após uma bateria de testes, que todas as variáveis são estacionárias. Os resultados econométricos são consistentes com a teoria, mostrando um bom grau de ajustamento da curva de Phillips aos dados brasileiros. Os parâmetros encontrados foram 0,59 para a inflação passada, 0,44 para a inflação futura, e -0,13 para o desemprego.

Sachsida e Mendonça (2009) fazem uso de uma estrutura de dados empilhados para estimar a curva de Phillips com dados de inflação e desemprego provenientes do IBGE para seis regiões metropolitanas durante o período de março de 2002 a fevereiro de 2009. Este novo conjunto de dados sugere que não existe um *trade-off* entre inflação e desemprego, mesmo no curto prazo, na economia brasileira. Os autores encontram os seguintes coeficientes: 0,09 para a inflação passada, 0,90 para a expectativa de inflação, e um valor negativo, mas estatisticamente insignificante, de -0,007 para o desemprego.

### 3 METODOLOGIA E DADOS

Na literatura, a curva de Phillips é geralmente estimada da seguinte maneira:

$$\pi_t = \alpha + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 E_t \pi_{t+1} + \beta_3 x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde  $\pi_t$  é a taxa de inflação no período  $t$ ;  $\pi_{t-1}$  é a taxa de inflação no período anterior;  $E_t \pi_{t+1}$  é a esperança em  $t$  da taxa de inflação no próximo período;  $x$  é alguma variável que representa o custo marginal da empresa; e  $\varepsilon$  é o erro que se assume ser independente e identicamente distribuído.

Apesar de possuir uma representação simples, a curva de Phillips apresenta razoáveis dificuldades para sua estimação e implementação. A primeira dificuldade refere-se a qual conjunto de variáveis devem-se adotar como *proxies* para inflação, expectativa de inflação e custo marginal da empresa. Esta escolha não é trivial. Vários estudos escolhem diferentes conjuntos de variáveis, não havendo ainda uma metodologia de escolha que sugira quais variáveis devem ser adotadas. No caso brasileiro, tal dificuldade é maior ainda devido à precariedade de várias séries estatísticas, aliada à grande instabilidade econômica que caracterizou o começo da década de 1990.

Outra dificuldade estatística associada à curva de Phillips diz respeito ao método pelo qual devemos estimar a equação (1). Ocorreu mudança de regime no período analisado? Os parâmetros são variáveis no tempo? A variável  $x$  é exógena na equação (1), ou devemos estimar um sistema de equações? São dúvidas pertinentes, que surgem durante a estimativa da curva de Phillips para a economia brasileira.

Este trabalho faz uso de dados trimestrais para o período de 1995:01 a 2008:04. Para representar a variável *inflação*, adotou-se a inflação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). A inflação medida pelo IPCA é a *proxy* padrão para os estudos que estimam a curva de Phillips brasileira após a implementação do regime de metas de inflação. O problema mais sério em relação ao uso desta *proxy* é que a taxa de inflação do IPCA não é calculada para o Brasil como um todo, mas apenas para 11 regiões metropolitanas. Ou seja, assume-se que a dinâmica da evolução dos

preços nos mais de 5.000 municípios brasileiros possa ser representada pelas 11 regiões metropolitanas. Para minimizar este problema, estimaram-se três diferentes curvas de Phillips: uma para o estado do Rio de Janeiro, uma para o estado de São Paulo, e outra para o Brasil. Na curva de Phillips para o Rio de Janeiro, utilizou-se a inflação fluminense em conjunto com outras variáveis estaduais, adotando-se o mesmo procedimento para o estado de São Paulo.

Para representar o custo marginal das empresas (variável  $x$ ), adotou-se uma ampla gama de variáveis. Quando se estimou a curva de Phillips para o estado do Rio de Janeiro, utilizaram-se duas *proxies* para  $x$ : a massa salarial no estado, e a utilização da capacidade instalada da indústria no estado. Para a curva de Phillips referente a São Paulo, adotaram-se novamente duas *proxies* para a variável  $x$ : taxa de desemprego em São Paulo, e a utilização da capacidade instalada da indústria paulista. Para a curva de Phillips brasileira, adotaram-se três *proxies* para  $x$ : o hiato do produto ( $\log PIB\ efetivo - \log PIB\ potencial$  (estimado por um filtro Hodrick-Prescott – HP)), a utilização da capacidade instalada da indústria brasileira, e a taxa de desemprego do estado de São Paulo.

Uma pergunta pertinente que pode ser feita refere-se ao fato de este estudo não adotar a taxa de desemprego do Brasil para estimar a curva de Phillips brasileira. Isto ocorre porque a série de desemprego para o Brasil, calculada pelo IBGE, sofreu alterações metodológicas; a série nova de desemprego foi calculada somente a partir de outubro de 2001, e a série antiga de desemprego foi interrompida em 2002. Assim, os estudos que adotam a taxa de desemprego para estimar a curva de Phillips brasileira usam como *proxy* a taxa de desemprego de São Paulo, calculada pela Fundação Seade em conjunto com o Dieese. A tabela 1 explica detalhadamente as séries de dados utilizadas nesse artigo.

TABELA 1

**Séries de dados – dados trimestrais para o período de 1995:01 a 2008:04**

Curva de Phillips para o Brasil		
Variável	Proxy	Fonte dos dados
Inflação	Inflação medida pelo IPCA	IBGE
Expectativa de inflação	Variável estimada com base em modelos autorregressivos que incluem inflação e PIB	Estimativas próprias
Expectativa de inflação	A própria variável em $t+1$	IBGE
$x$	Capacidade instalada da indústria	FGV/Conjuntura Econômica
$x$	Hiato do produto ( $\log PIB\ efetivo - \log PIB\ potencial$ (calculado por um filtro HP))	Estimativas próprias
$x$	Taxa de desemprego aberto de São Paulo, 30 dias	Seade/Dieese
Curva de Phillips para o estado do Rio de Janeiro		
Variável	Proxy	Fonte dos dados
Inflação	Inflação medida pelo IPCA para o estado do Rio de Janeiro	IBGE
Expectativa de inflação	Variável estimada com base em modelos autorregressivos que incluem inflação e PIB	Estimativas próprias
Expectativa de inflação	A própria variável em $t+1$	IBGE
$x$	Capacidade instalada da indústria no Rio de Janeiro	Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (FIRJAN)
$x$	Massa salarial no Rio de Janeiro	FIRJAN
Curva de Phillips para o estado de São Paulo		
Variável	Proxy	Fonte dos dados
Inflação	Inflação medida pelo IPCA para o estado de São Paulo	IBGE
Expectativa de inflação	Variável estimada com base em modelos autorregressivos que incluem inflação e PIB	Estimativas próprias
Expectativa de inflação	A própria variável em $t+1$	IBGE
$x$	Capacidade instalada da indústria em São Paulo	Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (FIESP)
$x$	Taxa de desemprego aberto de São Paulo, 30 dias	Seade/Dieese

Elaboração dos autores.

Devido às enormes instabilidades associadas à economia brasileira, espera-se que um modelo que leve em consideração possíveis mudanças de regime possa representar melhor o desempenho da relação entre inflação e desemprego no Brasil. Além disso, a estimativa por parâmetros variáveis procura fornecer uma análise de robustez aos resultados.

Quanto à ordem de integração das séries, este trabalho utilizou o excelente estudo de Mazali e Divino (2009), que, após uma extensiva bateria de testes, concluíram que as variáveis *inflação* e *desemprego* são estacionárias na economia brasileira. Tais testes incluíram, além dos tradicionais testes de ordem de integração, testes de ordem de integração com quebras estruturais.

### 3.1 O MODELO DE MUDANÇAS DE REGIME

A ideia central de se estimar um modelo com mudanças de regime refere-se à incorporação de uma relação não linear entre variáveis. Se ocorre uma quebra estrutural, os parâmetros das variáveis explicativas variam dependendo do período analisado, o que gera a não linearidade. Assim, períodos turbulentos do ponto de vista de séries econômicas podem ser melhor analisados por meio de modelos não lineares. Modelos de Markov-*switching* (MS) – Hamilton (1989;1994), Krolzig (1997), Sims (1999; 2001) – se caracterizam por assumirem explicitamente a possibilidade de que, a cada momento, um número finito (e geralmente pequeno) de “regimes” ou “estados” pode ocorrer, sem que se saiba ao certo qual deles está sendo observado. Mendonça, dos Santos e Sachsida (2009) fornecem mais detalhes sobre a intuição econômica do uso de modelos de Markov-*switching*.

Aplicando-se a ideia de mudança de regime à equação (1), propõe-se estimar a curva de Phillips por meio de um modelo de Markov-*switching* que possui a seguinte especificação:

$$Inf_t = a(s_t) + b_1(s_t)Inf_{t-1} + b_2(s_t)EInf_{t+1} + \sum_{m=0}^1 b_{3m}(s_t)x_{t-m} + \varepsilon_t \quad (2)$$

com  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2(s_t))$ ; onde  $s_t$  é uma variável estocástica não observada que determina o estado  $k$  que o modelo assume a cada período  $t$ . Além disso,  $s_t$  segue um processo estocástico conhecido como cadeia de Markov, sendo definido por uma matriz de probabilidades de transição dada por:

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^k p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, k\}$$

$$p_{ij} \geq 0 \quad \text{para } i, j = 1, 2, \dots, K \quad (3)$$

onde  $p_{ij}$  é a probabilidade de que em  $t+1$  a cadeia mude do regime  $i$  para o regime  $j$ . Isto é, a probabilidade de ocorrência de um regime  $s_t$  qualquer depende apenas do regime que ocorreu no período anterior. Os parâmetros do modelo acima são estimados a partir da maximização da função de verossimilhança por meio do algoritmo EM (*expectation-maximization*) – Dempster, Laird e Rubin (1977) – uma técnica iterativa para modelos com variáveis omitidas e/ou não observadas.



## 4 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

Ao todo foram estimadas 42 especificações diferentes de modelos de Markov-*switching* para a curva de Phillips brasileira. Todos os resultados apontam para as mesmas direções: *i*) a inadequação de se tratar a curva de Phillips para o Brasil com parâmetros lineares; e *ii*) a pouca adequação da curva de Phillips para explicar a dinâmica da inflação brasileira. Todos os modelos de Markov-*switching* foram estimados com três especificações diferentes: *i*) constante variável; *ii*) constante e variância do erro variáveis; e *iii*) constante, variância do erro e parâmetros variáveis. Os testes para os modelos *ii* e *iii* rejeitam fortemente que os parâmetros sejam lineares. Os testes de significância das variáveis fornecem poucas evidências favoráveis à aceitação da curva de Phillips como explicação da dinâmica inflacionária da economia brasileira no período analisado.

A estimativa da equação (2) para o estado do Rio de Janeiro gerou parâmetros que dificilmente podem ser interpretados como favoráveis à existência de uma curva de Phillips estável. Pressupondo-se dois regimes, tem-se muita instabilidade e uma matriz de transição que associa probabilidades extremamente baixas à permanência no mesmo regime. Isto implica a ocorrência de dois regimes diferentes, que se alternam com razoável frequência, sendo que, no primeiro regime, os parâmetros das variáveis que compõem a curva de Phillips são pouco significantes; e no segundo regime, tais coeficientes tornam-se significantes (mas nem sempre com os sinais esperados). Estes resultados são qualitativamente similares aos encontrados para o estado de São Paulo e para a economia brasileira como um todo.

A tabela 2 descreve os valores mínimos e máximos, bem como as médias dos valores encontrados, dos coeficientes da curva de Phillips. O primeiro detalhe que chama atenção refere-se à magnitude do coeficiente da variável *inflação esperada*. Este coeficiente é muito superior aos relatados na literatura que trata da economia brasileira. Isto pode ser um indício de que estimativas lineares da curva de Phillips subestimam o efeito das expectativas de inflação sobre a dinâmica inflacionária. De maneira geral, os resultados presentes na literatura brasileira costumam associar um coeficiente maior à inflação passada do que à expectativa de inflação. Contudo, com modelos de mudança de regime, este resultado não se mantém. Deve-se ressaltar que, para a economia americana, Galí, Gertler e López-Salido (2005) também constataram que a expectativa de inflação é mais importante que a inflação passada para explicar a dinâmica inflacionária. Outro detalhe que chama atenção na tabela 2 refere-se à faixa de variação dos coeficientes. Fica nítido que a *proxy* adotada para as variáveis e o tipo de especificação adotado refletem-se diretamente no resultado encontrado. Isto é, as estimativas são pouco robustas em relação às escolhas feitas pelo pesquisador.

De acordo com as informações presentes na tabela 2, para a economia brasileira, um aumento de 1% na inflação do trimestre pode pressionar por um aumento de até 0,56% na inflação do próximo semestre. Contudo, mais importante que a inflação passada é o impacto das expectativas de inflação sobre a dinâmica inflacionária. Na média das estimativas, um aumento de 1% na expectativa de inflação aumenta em 0,91% a inflação atual. Quando se adota a variável *utilização da capacidade instalada*, para representar  $x$ , tem-se que o efeito desta variável, apesar de ser negativo, é estatisticamente não significativo. Cabe ressaltar que o sinal da variável está em

desacordo com o esperado. O normal seria que um aumento da utilização da capacidade instalada aumentasse a inflação. Quando se usa o hiato do produto (*log PIB efetivo - log PIB potencial*) como *proxy* para  $x$ , tem-se que um aumento do hiato causa um efeito negativo, mas estatisticamente não significativo, sobre a inflação, o que novamente vai contra o senso comum. Contudo, apesar de estranhos, os sinais negativos aqui presentes estão em acordo com vários estudos nacionais e internacionais sobre a curva de Phillips. Isto ilustra bem a importância de se adotar a *proxy* correta para representar o custo marginal das empresas (variável  $x$ ). Parece que a utilização da capacidade instalada (*cap. inst.*) e o hiato do produto não são as *proxies* mais adequadas para representar  $x$  na economia brasileira.

Ainda na tabela 2, e ainda sobre a economia brasileira, tem-se que o uso do desemprego da região metropolitana de São Paulo como *proxy* para  $x$  fornece melhores resultados. Contudo, tais resultados variam, e muito, dependendo da especificação não linear adotada. O aumento de 1 ponto percentual no desemprego na região metropolitana de São Paulo pode reduzir a inflação no Brasil em até 0,11 pontos percentuais. Não obstante, de maneira curiosa, pode também aumentar a inflação em até 0,78 pontos percentuais. Este fato reflete, em grande medida, a pouca robustez dos resultados econométricos, mas também indica que talvez a curva de Phillips não seja uma explicação robusta para a dinâmica inflacionária brasileira no período 1995-2008.

A segunda parte da tabela 2 exhibe os resultados da curva de Phillips para o estado do Rio de Janeiro. Os resultados qualitativos são muito semelhantes aos encontrados para a economia brasileira. Novamente, tem-se que a expectativa de inflação é muito mais importante para a dinâmica inflacionária que a inflação passada. Além disso, tal como ocorre no caso anterior, as *proxies* adotadas para representar o custo marginal das empresas têm desempenho pouco satisfatório. Quando se adota a utilização da capacidade instalada como *proxy* para  $x$ , tem-se que o aumento desta pode tanto aumentar como diminuir a inflação, dependendo da especificação adotada. O mesmo vale quando se usa a massa salarial como *proxy* para  $x$ .

A terceira parte da tabela 2 ilustra os resultados da curva de Phillips para o estado de São Paulo. Novamente, a expectativa de inflação parece ter mais impacto na inflação atual que a inflação passada. Novamente também, a utilização da capacidade instalada e o desemprego da região metropolitana de São Paulo são *proxies* inadequadas para representar o custo marginal das empresas. No caso do desemprego, este sequer é estatisticamente significativo nas regressões para a curva de Phillips do estado de São Paulo.

TABELA 2

**Estimativas da curva de Phillips**

Curva de Phillips para o Brasil (variável dependente: inflação)				
	Coef. mínimo	Coef. máximo	Média valores negativos	Média valores positivos
Inflação defasada	-2,31	0,56 <sup>1</sup>	-0,279	0,325
Expectativa de inflação	0,15 <sup>1</sup>	6,64 <sup>3</sup>	Não ocorreram valores negativos	0,914
$x_t$ (cap. inst.)	-0,07	-0,002	-0,025	Não ocorreram valores positivos
$x_{t,j}$ (cap. inst.)	-0,06	0,03 <sup>1</sup>	-0,040	0,014
$x_t$ (hiato produto)	-2,53	-0,33	-0,985	Não ocorreram valores positivos
$x_{t,j}$ (hiato produto)	-6,33 <sup>3</sup>	1,61 <sup>3</sup>	-3,365	1,087
$x_t$ (U São Paulo)	-0,11 <sup>1</sup>	0,78 <sup>1</sup>	-0,065	0,267
$x_{t,j}$ (U São Paulo)	-0,39 <sup>3</sup>	0,08 <sup>3</sup>	-0,190	0,050
Curva de Phillips para o estado do Rio de Janeiro				
	Coef. mínimo	Coef. máximo	Média valores negativos	Média valores positivos
Inflação defasada	-0,41 <sup>1</sup>	0,47 <sup>1</sup>	-0,208	0,301
Expectativa de inflação	0,07	4,44 <sup>1</sup>	Não ocorreram valores negativos	0,921
$x_t$ (cap. inst.)	-0,13 <sup>3</sup>	0,5 <sup>1</sup>	-0,069	0,270
$x_{t,j}$ (cap. inst.)	-0,1 <sup>1</sup>	0,19 <sup>1</sup>	-0,024	0,076
$x_t$ (massa salarial)	-0,03 <sup>1</sup>	0,009	-0,022	0,009
$x_{t,j}$ (massa salarial)	-0,006	0,03 <sup>1</sup>	-0,006	0,021
Curva de Phillips para o estado de São Paulo				
	Coef. mínimo	Coef. máximo	Média valores negativos	Média valores positivos
Inflação defasada	-0,49 <sup>1</sup>	0,45 <sup>1</sup>	-0,268	0,314
Expectativa de inflação	0,24 <sup>1</sup>	1,27 <sup>1</sup>	Não ocorreram valores negativos	0,726
$x_t$ (cap. inst.)	-0,16 <sup>1</sup>	0,06 <sup>1</sup>	-0,082	0,040
$x_{t,j}$ (cap. inst.)	-0,04 <sup>1</sup>	0,10 <sup>3</sup>	-0,022	0,050
$x_t$ (desemprego)	-0,11	0,05	-0,076	0,031
$x_{t,j}$ (desemprego)	-0,01	0,12	-0,010	0,046

Notas: <sup>1</sup> Significante a 1%.<sup>2</sup> Significante a 5%.<sup>3</sup> Significante a 10%.

Elaboração dos autores.

Uma questão importante a ser respondida é a grande diferença nos resultados encontrados neste trabalho e os relatados em estudo recente de Mazali e Divino (2009). A rigor, esta diferença ocorre em grande medida por dois fatores: *i*) a metodologia empregada aqui adota estimadores não lineares; e *ii*) há diferenças na base de dados. Quando se utiliza uma base de dados mais próxima da adotada por Mazali e Divino, e reduz-se a não linearidade dos parâmetros a apenas a constante, os resultados de ambos os trabalhos se aproximam. Na tabela 3, expõem-se os resultados encontrados por Mazali e Divino (2009) e os resultados deste estudo quando se utiliza o desemprego de São Paulo como *proxy* para  $x$  e uma especificação de Markov-switching (MS) que permite mudanças apenas na constante. Levando-se em consideração que Mazali e Divino incluem uma variável *dummy* para representar a mudança na política monetária ocorrida no primeiro trimestre de 1999, e outra variável para representar choques de oferta (mudança percentual na taxa de câmbio nominal), tem-se que, neste caso específico, os resultados deste trabalho não diferem tanto assim.

TABELA 3

**Comparação de resultados**

Parâmetros	Mazali e Divino (2009)	MS apenas na constante
Inflação defasada	0,59 <sup>1</sup>	0,38 <sup>1</sup>
Inflação esperada	0,44 <sup>1</sup>	0,39 <sup>1</sup>
Desemprego em São Paulo	-0,13 <sup>1</sup>	-0,01

Nota: <sup>1</sup> Significante a 1%.

Elaboração dos autores.

## 5 CONCLUSÃO

Este trabalho estimou a curva de Phillips, com dados trimestrais, para a economia brasileira no período de 1995:01 a 2008:04. Foi adotado um modelo de mudança de regime (*Markov-switching*) que possibilita a ocorrência de dois regimes distintos ao longo do período analisado. Além da introdução deste arcabouço não linear, este trabalho também inovou em duas outras frentes em relação aos trabalhos anteriores para a economia brasileira. Um amplo conjunto de variáveis foi adotado para representar o custo marginal das empresas. Ademais, a curva de Phillips foi estimada para dois dos mais importantes estados brasileiros, São Paulo e Rio de Janeiro, de forma a verificar a robustez estadual da curva de Phillips e sua habilidade para representar a dinâmica inflacionária de determinada região.

De acordo com o modelo de *Markov-switching*, a curva de Phillips tem pouca habilidade para representar a dinâmica da inflação brasileira no período 1995-2008. Os valores dos coeficientes estimados são altamente sensíveis tanto às especificações não lineares adotadas bem como ao conjunto específico de *proxies*. Mudanças nas *proxies* levam a mudanças significativas nos valores dos parâmetros, e alterações nas especificações não lineares levam a mudanças similares. Além disso, vários dos coeficientes aparecem com o sinal oposto, e estatisticamente significativo, ao que seria de se esperar.

De maneira geral, são três os principais resultados encontrados neste estudo. Em primeiro lugar, tem-se que, ao contrário do que ocorreu nos resultados anteriores, ao adotarem-se especificações não lineares para a curva de Phillips, o coeficiente da expectativa de inflação torna-se superior ao coeficiente da inflação passada. Isto sugere que artigos que estimam a curva de Phillips por modelos lineares podem estar subestimando o papel das expectativas na dinâmica inflacionária. Apesar de ser um resultado novo para a economia brasileira, a maior importância da expectativa de inflação já havia sido ressaltada por Galí, Gertler e López-Salido (2005) em seu estudo para a economia americana. Em segundo lugar, os testes realizados neste estudo sugerem fortemente a rejeição da hipótese de linearidade nos parâmetros da curva de Phillips. Isto é, a estimação da curva de Phillips por métodos lineares seria viesada e ineficiente. Por fim, os resultados econométricos mostram pouca robustez, e alta sensibilidade, dos parâmetros às diferenças nas especificações de não linearidade ou mudanças no conjunto de *proxies* adotadas. Isto parece apontar para a inadequação da curva de Phillips como explicação da dinâmica inflacionária na economia brasileira.

## REFERÊNCIAS

ALVES, S. A. L.; AREOSA, W. D. **Targets and inflation dynamics**. Central Bank of Brazil, Working Paper Series, n. 100, October, 2005.

ANNABLE, J. **Adjusting wages for price inflation: the Rational-Adjustments Phillips Curve**. Texto disponível no SSRN: <<http://ssrn.com/abstract=1045321>>. 2007.

AREOSA, W. D.; MEDEIROS, M. Inflation dynamics in Brazil: the case of a small open economy. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 27(1), May, p. 131–166, 2007.

BARDSSEN, G.; JANSEN, E. S.; NYMOEN, R. **Econometric evaluation of the new Keynesian Phillips Curve**. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, v. 66(s1), p. 671-86, 2004.

BLANCHARD, O.; GALÍ, J. Real wage rigidities and the new Keynesian Model. **Journal of Money, Credit and Banking**, vol. 39(s1), p. 35-65, 2007.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. **Journal of Economic Literature**, v. 37(4), December, p. 1661-1707, 1999.

COGLEY, T.; SBORDONE, A. M. **Trend inflation and inflation persistence in the new Keynesian Phillips Curve**. Federal Reserve Bank of New York, Staff Report n. 270, December, 2006.

FASOLO, A. M.; PORTUGAL, M. S. **Imperfect rationality and inflationary inertia: a new estimation of the Phillips Curve for Brazil**. Estudos Econômicos, v. 34(4), outubro - dezembro, p. 725-776, 2004.

GALÍ, J.; GERTLER, M. Inflation dynamics: a structural econometric analysis. **Journal of Monetary Economics**, v. 44(2), p. 195-222, 1999.

GALÍ, J.; GERTLER, M.; LOPEZ-SALIDO, J. D. European inflation dynamics. **European Economic Review**, v. 45(7), p. 1237-1270, 2001.

\_\_\_\_\_. **Robustness of the estimates of the hybrid new Keynesian Phillips Curve**. Banco de Espanha, Documentos de Trabajo n. 520, 2005.

HARGREAVES, D.; KITE, H.; HODGETTS, B. **Modelling New Zealand inflation in a Phillips Curve**. Reserve Bank of New Zealand: Bulletin, v. 69(3), p. 23-37, 2006.

HENZEL, S.; WOLLMERSHAEUSER, T. **The New Keynesian Phillips Curve and the role of expectations: evidence from the IFO world economic survey.** CESifo Working Paper, n. 1694, March, 2006.

KARANASSOU, M.; SNOWER, D. J. Inflation persistence and the Phillips Curve revisited. IZA Discussion Paper, n. 2600, February, 2007.

LIMA, E. C. R. The NAIRU, unemployment and the rate of inflation in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57(4), out. – dez., p. 899-930, 2003.

LINDÉ, J. Estimating New-Keynesian Phillips Curves: a full information maximum likelihood approach. **Journal of Monetary Economics**, v. 52(6), September, p. 1135-1149, 2005.

MANKIW, N. G. The inexorable and mysterious trade-off between inflation and unemployment. **Economic Journal**, v. 111, May, C45-C61, 2001.

MANKIW, N.G.; REIS, R. Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the new Keynesian Phillips Curve. **Quarterly Journal of Economics**, v. 117, November, p.1295 - 1328, 2002.

MAZALI, A. A.; DIVINO, J. A. **Real wage rigidity and the new Phillips Curve: the Brazilian case.** Catholic University of Brasilia Working Paper, 2009.

MENDONÇA, H. F.; DOS SANTOS, M. A. L. Credibilidade da política monetária e a previsão do *trade-off* entre inflação e desemprego: uma aplicação para o Brasil. **Revista Economia**, v.7(2), maio - agosto, p. 293 - 306, 2006.

MINELLA, A. *et al.* Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. **Journal of International Money and Finance**, v. 22(7), December, p. 1015-1040, 2003.

MUINHOS, M. K. **Inflation targeting in an open financially integrated emerging economy: the case of Brazil.** Estudos Econômicos, v. 34(2), abril - junho, p.269-296, 2004.

PORTUGAL, M. S.; MADALOZZO, R. C.; HILLBRECHT, R. O. **Inflation, unemployment and monetary policy in Brazil.** Encontro Brasileiro de Econometria – SBE, 1999.

PORTUGAL, M. S.; MADALOZZO, R. C. Um modelo de NAIRU para o Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 20(4), outubro - dezembro, p. 26-47, 2000.

RUDD, J.; WHELAN, K. New tests of the New Keynesian Phillips Curve. **Journal of Monetary Economics**, v. 52(6), September, p. 1167-1181, 2005.

SACHSIDA, A.; MENDONÇA, M. J. **Reexaminando a Curva de Phillips brasileira com dados de seis regiões metropolitanas**. Ipea, Texto para Discussão, 2009.

SBORDONE, A. Prices and unit labor costs: a new test of price stickiness. **Journal of Monetary Economics**, v. 49, p. 265–292, 2002.

SCHWARTZMAN, F. F. Estimativa de Curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. **Economia Aplicada**, v. 10(1), jan. – mar., p. 137-155, 2006.

SVENSSON, L. E. O. Open-economy inflation targeting. **Journal of International Economics**, v. 50, p. 155–183, 2000.

TOMBINI, A. A.; ALVES, S. A. L. **The recent Brazilian disinflation process and costs**. Central Bank of Brazil Working Paper Series, n. 109, June, 2006.

## **BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR**

CORREA, A. S.; MINELLA, A. Mecanismos não-lineares de repasse cambial: um modelo de Curva de Phillips com Threshold pra o Brasil. *In*: XXXIII Encontro Nacional de Economia. **Anais**, ANPEC, Natal: 2005.





## **EDITORIAL**

### **Coordenação**

Iranilde Rego

### **Revisão**

Cláudio Passos de Oliveira

Leonardo Moreira de Souza (estagiário)

Luciana Dias Jabbour

Maria Angela de Jesus Silva (estagiária)

Reginaldo da Silva Domingos

### **Editoração**

Bernar José Vieira

Cláudia Mattosinhos Cordeiro

Everson da Silva Moura

Renato Rodrigues Bueno

### **Livraria**

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES – Térreo

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: [livraria@ipea.gov.br](mailto:livraria@ipea.gov.br)

Tiragem: 130 exemplares