

# DINÂMICA DA INFLAÇÃO NO BRASIL E OS EFEITOS GLOBAIS

## XXXVI ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA Área 3 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

### Márcio Holland

Professor da FGV-EESP e Pesquisador CNPq  
e-mail: [marcio.holland@fgv.br](mailto:marcio.holland@fgv.br)

### Rogério Mori

Professor da FGV-EESP e Coordenador do  
CMAP  
e-mail: [rogerio.mori@fgv.br](mailto:rogerio.mori@fgv.br)

#### Resumo

Neste trabalho é discutida e testada a hipótese de que fatores globais têm alterado os parâmetros do processo inflacionário doméstico, ou ainda, é testado se o hiato do produto doméstico tem perdido importância relativa na definição da curva de Phillips, tornando-a mais achatada. Uma consequência de tal eventual fenômeno se associa diretamente às decisões dos Bancos Centrais em controlar a inflação com regras de políticas monetárias exclusivamente domésticas. As estimações apresentadas mostram-se robustas, indicando que a curva de Phillips potencialmente tem se tornado mais achatada para o caso Brasileiro, com uma redução do coeficiente do hiato do produto doméstico em quase 40% em algumas estimações, quando controlado pelo hiato do produto estrangeiro. Tais evidências empíricas são reforçadas pelo preponderante papel desempenhado pelo desalinhamento cambial sobre o processo inflacionário brasileiro. Isso não implica necessariamente que o trabalho dos banqueiros centrais seja menos relevante. Na verdade, as evidências apontam que seu trabalho deve ter sido facilitado pela maior integração dos mercados globais, em condições de maior liquidez e crescimento mundial.

**Palavras-chave:** Inflação Brasileira, Fatores Externos, Globalização, Curva de Phillips

**Classificação JEL:** E31, E52, C32

#### Abstract

This work discusses and tests the hypothesis that global factors have changed the parameters of the domestic inflation dynamics, that is, whether the output gap has lost its importance in the definition of the Phillips curve, causing it flatter. As a consequence, it is tightly associated with the decisions of the central bank in controlling inflation only with domestic-based interest rules. We show sound estimates that the Phillips curve is really flatter in the Brazilian case, as can be seen in the reduction of the values of the coefficients of the output gap by 40 per cent, when the equations are controlled by foreign output gap. Empirical evidence is confirmed also by the preponderant role played by the exchange rate misalignment in the Brazilian inflation dynamics, far than the monetary rule. It doesn't necessarily imply that the work of the central bankers is now less important, but they are likely facilitated by the more global integration, under conditions of international liquidity and growth.

**Key-words:** Brazilian Inflation, External factors, Globalization, Phillips Curve.

**JEL Classification:** E31, E52, C32

## 1. Introdução

Nos últimos anos, especialmente desde meados dos anos 90 até meados dos anos 2000, a inflação mundial se mostrou bastante estável e em níveis razoavelmente baixos, seja em economias desenvolvidas, ou mesmo em economias em desenvolvimento, com histórico de elevadas taxas inflacionárias. Em linhas gerais, tal fenômeno global pode ser diretamente associado à generalização de boas práticas monetária e fiscal.

Nesse contexto, o aumento na credibilidade das autoridades monetárias domésticas merece destaque. No entanto, outros fatores podem ter desempenhado um importante papel neste processo, a saber, o aquecimento das economias globais, com forte expansão da liquidez internacional, e, por conseguinte, aumento na demanda agregada mundial devido ao crescimento de mercados que ampliaram sua integração ao mercado global (China e Índia, especialmente) e dos preços internacionais das *commodities*. Tais fatos associados a uma maior integração comercial e financeira nas diversas economias podem impactar na direção de reduzir a participação da produção nacional (ou da produção potencial) no contexto da inflação doméstica.

Tradicionalmente, a inflação é sempre abordada com sendo explicada muito exclusivamente por fatores internos (“*country-centric-model*”), tais como a demanda agregada, o comportamento dos salários, as expectativas de inflação, as mudanças na produtividade, entre outros. Diversos fatores externos, como importações, preços de *commodities* e de energia e crescimento mundial, têm sido sugeridos recentemente como importantes fatores para explicar o comportamento das inflações domésticas.

Outrossim, a inflação brasileira nos anos 2000 convergiu rapidamente para níveis internacionais, mesmo que com uma certa persistência em se manter acima da média mundial. Nesse contexto, cabe indagar se esse fenômeno seria derivado exclusivamente das ações de política monetária do Banco Central do Brasil, ou se os fatores externos teriam um papel significativo nesse processo.

Este trabalho analisa os efeitos de fatores externos na dinâmica da inflação doméstica, para o caso da economia brasileira, no período que compreende a vigência do regime de metas para inflação, a partir de meados de 1999. Procura-se testar a hipótese de que a dinâmica da inflação brasileira observada na curva de Phillips apresenta mudanças importantes quando controlada por fatores globais, em linha com a argumentação proposta nos “*globe-centric-models*”. Mais especificamente, é testado se os valores dos parâmetros do hiato do produto doméstico apresentam alterações estatisticamente significativas quando se incorpora direta e indiretamente a expansão da capacidade instalada de economias estrangeiras.

Empiricamente, são estimadas algumas especificações da curva de Phillips para a economia brasileira para o período de 1999 a 2006, conforme diferentes métodos econométricos. Antecipa-se que os resultados são amplamente robustos a favor da chamada hipótese de “*globalization and inflation*”, tal que os parâmetros do hiato do produto doméstico caem em quase 40% em seus valores quando as estimações são controladas por *proxies* para fatores globais. Destacadamente, tais fatores, seja o hiato do produto estrangeiro, sejam os preços das importações, mostram-se estatisticamente significativos nas diversas equações estimadas. Outro resultado de destaque diz respeito à importância do desalinhamento da taxa de câmbio, bem como a surpreendentemente pouca importância empírica de mudanças nas taxas de juros, para a dinâmica inflacionária brasileira.

Este trabalho está assim dividido. Primeiro, procede a uma revisão do estado atual da literatura econômica sobre globalização e inflação. Segundo, é apresentado um modelo sintético simples modificado para nossos propósitos. Terceiro, são discutidas algumas evidências empíricas preliminares para o caso brasileiro. Quarto, são discutidas diversas estimações econométricas e seus resultados. Uma seção de considerações finais resume os principais resultados desta pesquisa.

## 2. Fatores externos e dinâmica da inflação doméstica: aspectos teóricos

A literatura sobre a importância dos chamados “efeitos globais” (*globe-centric models*) para a inflação doméstica é crescente nos últimos anos (Iakova, 2007, Ilhrig et. al., 2007, Ball, 2006, Rogoff, 2006, BIS, 2006, Mody e Ohnsorge, 2006, Bean, 2006, e FMI, 2006). Trata-se de estudar os efeitos da globalização sobre inflações e, mais especificamente, se a curva de Phillips não estaria ainda mais achatada, tal que inflações domésticas têm respondido cada vez menos aos fatores internos (*country-centric models*).

De acordo com Iakova (2007), existem pelo menos três características que podem atestar os efeitos dos fatores globais sobre a inflação doméstica. Em primeiro lugar, devido ao aumento da competição internacional, os espaços para aumento de preços quando a demanda cresce são muito mais limitados, muito provavelmente porque a competição reduz os *markups* e, assim, o efeito inflacionário. Em segundo lugar, com aumento no comércio e nos fluxos de investimentos internacionais<sup>1</sup>, os preços dos bens estão bem menos sensíveis à pressão de demanda doméstica. Por fim, o aumento da mobilidade do trabalho nos anos recentes pode ter tornado a curva de Phillips mais achatada, e este fato pode resultar, efetivamente, em redução da sensibilidade da inflação ao hiato do produto doméstico. Certamente que boas práticas monetárias domésticas devem explicar muito da redução substancial das taxas de inflação nas diversas economias mundiais. Contudo, não parece nada desprezível o importante papel dos fatores externos e isso parece ser compartilhado por um amplo conjunto de trabalhos (FMI, 2006, Ilhrig et. al., 2007, Mody e Ohnsorge, 2006, Bean, 2006, entre outros).

Por outro lado, Ball (2006), examinando os efeitos da globalização sobre a inflação doméstica nos Estados Unidos e eventuais alterações na estrutura e dinâmica da inflação e da Curva de Phillips, encontrou efeitos modestos e limitados, mesmo com vigoroso crescimento do comércio dos Estados Unidos com novas importantes economias, notadamente China e Índia. Da perspectiva teórica, Ball (2006) discorda de modelos como em Rogoff (2006), uma vez que os *markups* agem muito mais ciclicamente e assim não poderiam explicar a tendência deflacionista atual. Do lado empírico, as evidências de Ilhrig et al. (2006), após ajustes de pesos dos países no banco de dados de Borio e Filardo (2005), mostram que os efeitos do hiato do produto externo sobre inflações domésticas desaparecem para a maioria das economias pesquisadas. Contudo, Ball (2006) parece mais preocupado com o efeito do tipo *speed limit* da aproximação do produto efetivo ao produto potencial sobre a aceleração da inflação<sup>2</sup>.

Outro fato importante na literatura econômica diz respeito à direção dos efeitos da globalização sobre inflações domésticas. Em FMI (2006), os efeitos globais tornam a curva de Phillips mais achatada, enquanto que em Rogoff (2006) a inclinação da curva de Phillips muda, mas na direção oposta, ficando ainda mais inclinada. Assim, para o FMI (2006), o coeficiente do hiato do produto na equação da inflação alterou de média de 0,27, em 1983, para 0,17, em 2004. Contrariamente, para Rogoff (2006) o aumento da competição internacional, ao reduzir os *markups* também torna os preços ainda mais flexíveis, o que deve forçar os bancos centrais a atuar com ainda mais agressividade sobre o *tradeoff* da curva de Phillips. Ou seja, mesmo que a globalização ajude na redução de preços, por via da competição, ela também aumenta a flexibilidade de preços, tornam as economias mais competitivas ainda mais prósperas no crescimento e geração de emprego, aumenta a pressão sobre bancos centrais que, por resposta a este novo fenômeno, precisam aumentar sua credibilidade anti-inflação e assim provocar uma tendência claramente declinante da inflação. Não há aqui evidências empíricas, o que dificulta

---

<sup>1</sup> A título de ilustração, o grau de abertura comercial (soma das exportações e das importações dividida pelo PIB) das economias mais avançadas da OCDE aumenta de média de 95%, em meados dos anos 1990 para valores em torno de 115%, em meados dos anos 2000; nas economias em desenvolvimento, estes valores são, respectivamente, de 70% e 90%. Mesmo a economia brasileira, tida como uma economia fechada, experimenta elevação no seu grau de abertura comercial de média de 20% para 35%, no mesmo período.

<sup>2</sup> Ball (2006) não estima a curva de Phillips tendo a inflação como variável dependente, mas a sua taxa de mudança.

inferir contrariamente ao trabalho do FMI (2006), de redução do coeficiente do hiato do produto na equação de Phillips.

Cechetti (2006) trata dos efeitos globais sobre inflação doméstica como a falácia da “*accounting theory of inflation*”, dado que muitas das relações propostas como novidades encobrem falácias tais como a relação entre inflação doméstica e comércio mundial, que na verdade expressa muito mais problemas de preços relativos; ou ainda, a clássica confusão entre variáveis nominais e reais, conforme apontado por Friedman (1968).

Vamos a um modelo teórico simplificado que procure caracterizar tais fatos. Primeiro, a equação 1, logo abaixo, apresenta uma curva de Phillips bastante simples e estilizada como em um modelo padrão de inflação:

$$\pi_t = \alpha\pi_{t-1} + (1 - \alpha)\pi_t^e + \beta h_t^d + \gamma(\pi_t^m - \pi_t^e) \quad (1)$$

sendo  $\pi_t$  a taxa de inflação corrente,  $\pi_{t-1}$  a taxa de inflação do período t-1,  $\pi_t^e$  a expectativa de inflação,  $h_t^d$  o hiato do produto doméstico (nível de produto corrente em relação ao potencial), e o choque de oferta, medido pelo desvio da inflação em preços de importações e inflação esperada, é dado por:  $(\pi_t^m - \pi_t^e)$ . Assim, a inflação se igual à inflação esperada se: 1) não houver inércia inflacionária; 2) a economia operar no pleno emprego dos fatores, dado o nível natural de desemprego; 3) a inflação em preços importados manter-se em linha com as expectativas de inflação.

Nesse contexto, a globalização tem pelo menos três efeitos a serem considerados na dinâmica da inflação doméstica. Uma vez que a economia se torna mais aberta e mais integrada (comercial e financeiramente), deve se esperar uma maior sensibilidade da inflação doméstica aos movimentos nos preços das importações. Na equação (1), tal sensibilidade, determinada pelo parâmetro  $\gamma$ , deve aumentar. Neste caso, para uma determinada taxa de câmbio e com uma maior participação das importações no consumo doméstico, a inflação doméstica deve reagir mais intensamente a movimentos dos preços dos produtos importados. Há aqui, duas ordens de problemas. O primeiro diz respeito ao regime de taxa de câmbio. Ou seja, sob regime de taxa de câmbio fixa, o país necessariamente irá importar a inflação estrangeira. De outro lado, sob regime de câmbio flexível, como as autoridades monetárias domésticas podem fixar a taxa de juros de interesse, os efeitos de  $\gamma$  sobre inflação podem ser amortecidos pela maior importância das expectativas de inflação. Segundo, caso a economia doméstica seja exportadora de produtos cujos preços internacionais operam em alta, muito provavelmente  $\gamma$  assumiria um sinal oposto ao esperado. Ou seja, uma maior importação mundial combinada com aumento nos preços das importações mundiais poderia implicar em ganhos comerciais da economia doméstica na forma de saldos comerciais favoráveis. Tal fato poderia estar combinado com maior apreciação da moeda doméstica, sob regime de câmbio flexível. Conseqüentemente, a taxa de câmbio apoiaria as autoridades monetárias na tarefa de fazer convergir taxas de inflação esperadas para taxas desejadas.

Outro passo na direção de incorporar os efeitos globais sobre a curva de Phillips estaria especificado na incorporação direta do hiato do produto estrangeiro na equação da curva de Phillips:

$$\pi_t = \alpha\pi_{t-1} + (1 - \alpha)\pi_t^e + \beta h_t^d + \lambda h_t^f + \gamma(\pi_t^m - \pi_t^e) \quad (2)$$

sendo  $h_t^f$  o hiato do produto estrangeiro.

Provavelmente, o hiato do produto estrangeiro afeta a inflação externa e, assim, afetar a inflação doméstica, seja através do mercado de fatores, seja do mercado de produtos. Neste caso, é esperado que o  $\beta$  da equação (2) se reduza, implicando em menor sensibilidade da inflação doméstica ao hiato do produto interno. Em uma visão contrária a esse ponto, Rogoff (2003)

acredita que a globalização torna os preços mais flexíveis, tornando a inflação, assim, mais sensível ao hiato do produto doméstico.

A equação (2) é, contudo, alvo de controvérsia, uma vez que  $\gamma$  e  $\lambda$  podem estar respondendo ao mesmo fenômeno de aquecimento ou contração da atividade econômica global. Em Borio e Filardo (2003), as altas de preços das importações estão muito pouco associadas com o dinamismo econômico dos mercados de produtos e fatores (trabalho) internacionais. Outro ponto de destaque na literatura relaciona a globalização com aumento da competição tal que os *markups* devem ser reduzidos, o que não tem tido respaldos empíricos dada a elevação das taxas de lucratividade das grandes firmas multinacionais (Kohn, 2006).

Em Borio e Fillardo (2006)<sup>3</sup>, o sistema de equações estimado é basicamente o seguinte:

$$\pi_{4t} - \pi_{4t}^e = \alpha + \beta h_{t-1}^d \quad (3)$$

$$\pi_{4t} - \pi_{4t}^e = \alpha + \beta h_{t-1}^d + \lambda h_{t-1}^f \quad (4)$$

sendo:  $\pi_{4t} = \left( \frac{IPC_t^{headline} - IPC_{t-4}^{headline}}{IPC_{t-4}^{headline}} \right) * 100$  e  $\pi_{4t}^e = HP \left( \frac{IPC_t^{nucleo} - IPC_{t-4}^{nucleo}}{IPC_{t-4}^{nucleo}} \right) * 100$

onde  $IPC_t^{headline}$  é o IPC cheio,  $IPC_t^{nucleo}$  é o IPC excluindo alimentos e energia., e HP é o filtro Hodrick-Prescott.

Note que a utilização do hiato do produto externo é adicionada diretamente no modelo de inflação como uma variável explanatória. Ihrig et al (2007) re-estima ambas as equações de Borio e Fillardo (2006) e obtém dois resultados básicos: primeiro, que, com diferentes ponderações para os parceiros comerciais, os resultados são bastante próximos para o caso da equação (3); e, segundo, que os resultados de Borio e Fillardo (2006) para a equação (4) não parecem robustos com mudanças na construção do hiato do produto estrangeiro. Mais importante, e por conta do fato de que os erros não se mostram serialmente independentes, os autores optaram por estimar a curva de Phillips conforme equação logo abaixo:

$$\pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^6 \sigma_i \pi_{t-i} + \lambda h_t^* + \beta h_t + \sum_{i=0}^5 \rho_i (p_{e,t-1} - \pi_{t-1-i}) + \sum_{i=0}^5 \tau_i (p_{f,t-i} - \pi_{t-1-i}) + \sum_{i=0}^5 \theta_i (p_{m,t-i} - \pi_{t-1-i}) \quad (5)$$

sendo:  $\pi_{1t} = 400 * \left( \frac{IPC_t^{headline} - IPC_{t-4}^{headline}}{IPC_{t-4}^{headline}} \right)$ ;  $p_{e,t} = 400 * \left( \frac{PE_t - PE_{t-1}}{PE_{t-1}} \right)$ ;

$p_{f,t} = 400 * \left( \frac{PF_t - PF_{t-1}}{PF_{t-1}} \right)$ ; e  $p_{m,t} = 400 * \left( \frac{PM_t - PM_{t-1}}{PM_{t-1}} \right)$ , onde PM é o preço de importação

(excluindo *commodities*), PF é o preço de bens e PE é o preço de energia. É esperado que  $\theta = \rho = \tau > 0$ . Obtida a propriedade mais adequada para a independência serial do resíduo, o coeficiente do hiato do produto estrangeiro se torna muito pequeno, quando não próximo de zero. Outra especificação é testada para averiguar um possível efeito de limite de velocidade (*speed limit effect*) – veja anexo “Modelos teóricos sintéticos da Curva de Phillips”- dado que a inflação pode ser mais influenciada pela mudança do hiato do produto do que pelo seu nível propriamente dito. Contudo, mesmo neste caso, tal efeito não se mostrou estatisticamente significativo para o conjunto dos países pesquisados.

Neste trabalho, vamos seguir um procedimento muito similar com duas diferenças básicas. Primeiro, testaremos comparativamente o efeito direto do hiato do produto estrangeiro na curva de Phillips e, depois, testaremos tal efeito através de um sistema de equações em dois estágios, sendo a equação reduzida a própria equação do hiato do produto doméstico em função, entre outros, do hiato do produto estrangeiro. Testamos adicionalmente os efeitos dos preços internacionais diretamente na curva de Phillips. Adiciona-se a estes testes, uma pesquisa sobre o *speed limit effect*. O aspecto central a ser observado diz respeito ao exame de eventual mudança

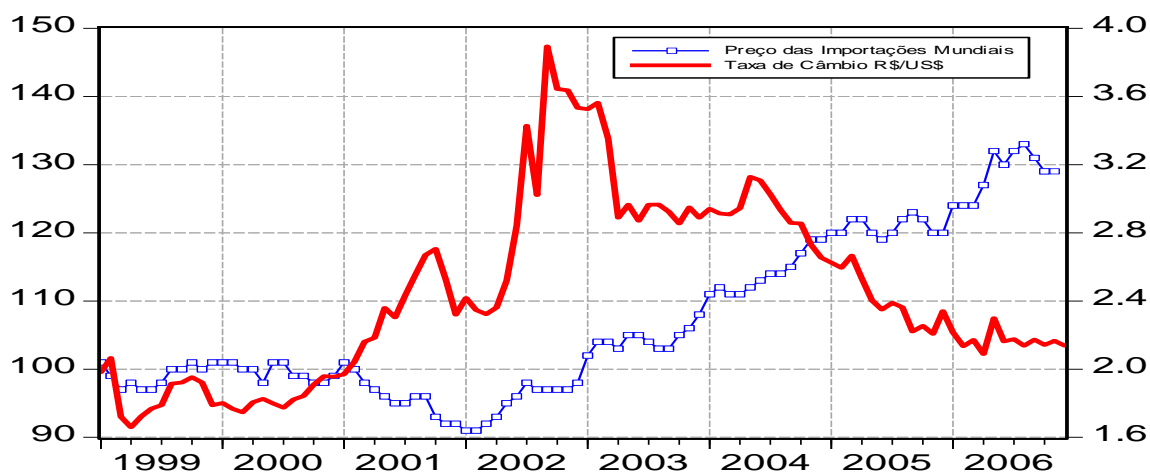
<sup>3</sup> Os autores realizam uma ampla pesquisa empírica para 16 economias da OCDE (além da Área do Euro), no período de 1985-2005.

no coeficiente da utilização de capacidade doméstica e dos preços das importações no tempo. Variantes da taxa de inflação em IPCA também foram testadas como variável dependente, como a inflação em IPCA “livre” e em IPCA de “bens comercializáveis”.

### 3. Evidências preliminares para o caso do Brasil

Teoricamente, poderia ser questionado se os preços relativos afetam inflação. Muito provavelmente, em termos empíricos seria quase irrefutável o papel de choques de oferta para as elevadas taxas de inflação das economias mundiais nos anos 70. Contudo, o que se sabe é que grandes mudanças nos preços relativos devem afetar níveis de inflação através do canal da taxa de câmbio. Empiricamente, no caso brasileiro, a figura 1 mostra como a taxa de câmbio está fortemente e negativamente relacionada com os preços das importações mundiais, quando a taxa de câmbio assume um claro movimento de apreciação (2004-2006), o que não se confirma para o período anterior, marcado por choques diversos (1999-2003). Isso pode implicar na idéia de que, como em Ball (2006), o “*globe-centric model*” acrescenta muito pouco para os Estados Unidos, mas isso parece diferente para o caso da economia brasileira, especialmente nos últimos 3 anos (2004-2006). Ou ainda, economias menores talvez sintam os efeitos dos fatores globais mais fortemente do que grandes economias, e isso podem implicar em mudanças na inclinação da curva de Phillips.

**Figura 1. Taxa de Câmbio (R\$/US\$) e Preço das Importações Mundiais (2000=100) (1999-2006)**



Fonte: Banco Central do Brasil e FMI, *International Financial Statistics* on line.

Nota. Preços das importações mundiais excluindo preço de petróleo.

De fato, as diversas economias mundiais experimentaram claramente o fenômeno da “inflação baixa” entre anos 90 e meados dos anos 2000. O que pode ser atribuído aos efeitos da extraordinária performance econômica da China (“*China exports deflation models*”), ou mesmo a um fenômeno mais geral na linha dos modelos do tipo “*Globalisation and Inflation*” (FMI, 2006), dada a convergência internacional para boas práticas monetárias e fiscais. Mas, pode também ter explicações muito mais convencionais, do tipo “baixa frequência de ajustamento de preços nominais” devido à própria inflação baixa, o que torna a curva de Phillips mais achatada em modelos de rigidez de preços; ou mesmo a ancoragem das expectativas de inflação devido ao aumento significativo da credibilidade das autoridades monetárias domésticas. Ou seja, as taxas de inflação são menores do que as observadas nas três últimas décadas, mas não necessariamente relacionadas a fatores externos, mas sim por fatores exclusivamente domésticos.

Há pelo menos três canais por onde os efeitos globais podem afetar a inflação doméstica, especialmente de uma economia emergente como a brasileira. O primeiro deles está diretamente ligado ao desempenho de comércio exterior. Pelo mecanismo do comércio exterior, uma dada economia pode apresentar ampliação da sua oferta agregada, com algum aumento da produtividade doméstica e conseqüentemente maior eficiência produtiva<sup>4</sup>.

No caso da economia brasileira, quando o regime de metas de inflação foi adotado sob baixa credibilidade das autoridades monetárias, muito provavelmente, o Banco Central do Brasil necessitou atuar de modo mais agressivo, pelo menos em um primeiro momento, para conter eventuais pressões inflacionárias advindas de um conjunto de choques adversos, de oferta e de demanda. Contudo, pode-se questionar que fatores efetivamente agiram na direção de tal sucesso macroeconômico recente. Na figura 2 é notória e surpreendente a fraca importância empírica da reação do Banco Central do Brasil na forma de mudança na taxa de juros doméstica (Over-Selic), assim como a progressiva redução do papel da própria inflação (passada) nas explicações dos choques da inflação corrente; destaca-se a crescente importância dos choques de taxa de câmbio, que passa a responder por mais de 50% da inflação após oito meses e a 70% da inflação após 24 meses. Vale destacar que, para todos os efeitos, considerou-se o desalinhamento da taxa de câmbio de seu nível de equilíbrio de longo prazo<sup>5</sup>, e não variações nominais da taxa de câmbio<sup>6</sup>. Nesse sentido, a persistência da taxa de câmbio desalinhada em relação ao seu patamar de longo prazo tem um papel mais relevante para explicar a dinâmica inflação doméstica do que a volatilidade da mesma.

A figura 3 –de respostas da inflação em IPCA aos choques da taxa de câmbio- reforça tal argumento. De acordo com esta ilustração, quanto mais a taxa de câmbio permanece acima (abaixo) da taxa de câmbio de equilíbrio, mais a inflação sobe (cai), em um claro movimento de elevado *pass-through* de câmbio para preços domésticos. A transferência da taxa de câmbio para a inflação doméstica atinge seu auge entre 2 e 3 meses após o desalinhamento cambial. É preciso lembrar que o Brasil experimentou uma intensa depreciação do real frente ao dólar tanto logo após a adoção do regime de câmbio flexível (janeiro de 1999), quanto ao longo de 2002, mantendo-se elevada nos períodos subseqüentes. Entre 2003 e meados de 2005, o movimento foi no sentido de convergir para algum equilíbrio de longo prazo. Após o segundo semestre de 2005 e até o final da amostra pesquisa (dezembro de 2006), a taxa de câmbio assume um claro movimento de apreciação nominal e, nesta fase, a taxa de inflação converge muito rapidamente para dentro dos níveis desejados pelo Banco Central do Brasil.

#### 4. Evidências Empíricas

##### *Banco de Dados*

A amostra compreende dados mensais de janeiro de 1999 a dezembro de 2006, obtidos junto ao IPEA, IBGE, Banco Central do Brasil e Fundo Monetário Internacional (FMI) – veja quadro anexo com descrição das variáveis. Para a taxa de inflação doméstica usa-se o IPCA “cheio”, o IPCA “livre” e o IPCA “comercializáveis”, em variações percentuais mensais e acumuladas nos últimos 12 meses, e como *proxy* para a inflação internacional usa-se tanto o PPI (*producer price index*) dos Estados Unidos e da OCDE (Organização para Cooperação e

---

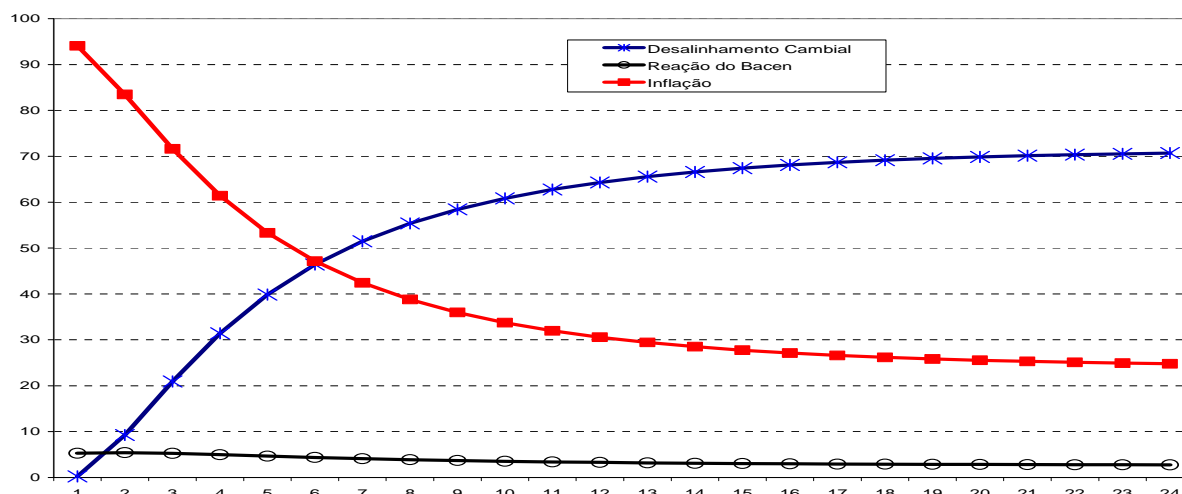
<sup>4</sup> Note que logo após a adoção do regime de câmbio flexível, as exportações brasileiras saíram de média de US\$ 3 bilhões mensais e, ao final de 2006, atingiram valores médios mensais próximos a US\$ 12 bilhões. Neste mesmo período de tempo, as importações mundiais subiram da média de US\$ 450 bilhões para mais de US\$ 1,0 trilhão.

<sup>5</sup> Os desalinhamentos da taxa de câmbio foram obtidos dos desvios das taxas observadas de câmbio de seu nível calculado a partir de filtro HP.

<sup>6</sup> Também foram realizados exercícios com variação da taxa nominal de câmbio e resultados similares, mas com contribuição desta variável um pouco mais reduzido (em torno de 55% após 24 meses); destaca-se que mais uma vez, ainda surpreendentemente, as variações na taxa de juros pouco contribuíram para a dinâmica de curto prazo da inflação brasileira.

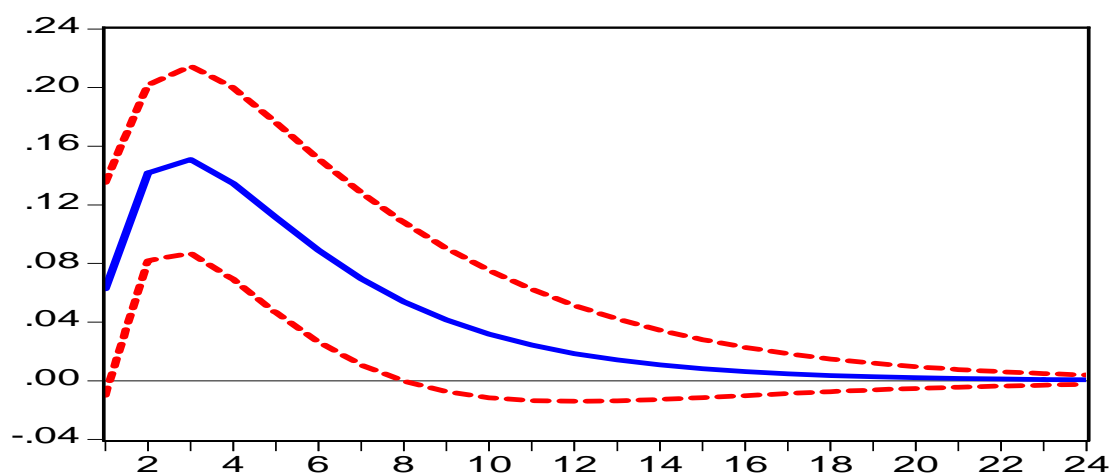
Desenvolvimento Econômico) quanto o IPA da Zona do Euro, também em variações percentuais mensais e acumuladas nos últimos 12 meses.

**Figura 2. Dinâmica da Inflação Brasileira (1999-2006) – Decomposição de Variância**  
*Respostas da Inflação aos Choques de Taxa de Câmbio, de Taxa de Juros e da própria Inflação*



Notas: Distintas ordens de Cholesky no VAR foram testadas sem modificações significativas. VAR formado por inflação em IPCA, desalinhamento cambial, e mudanças nas taxas de juros selic. Coeficientes obtidos de sistema VAR com duas defasagens, conforme critérios de informação.

**Figura 3. Resposta da Inflação Doméstica aos Choques da Taxa de Câmbio**  
*Resposta da Taxa de Inflação em IPCA aos Choques Cambiais ± S.E*



Notas: Distintas ordens de Cholesky no VAR foram testadas sem modificações significativas. VAR formado por inflação em IPCA, desalinhamento cambial, e mudanças nas taxas de juros selic. Coeficientes obtidos de sistema VAR com duas defasagens, conforme critérios de informação.

Os dados que procuram captar os “efeitos globais” são basicamente os seguintes, além dos próprios índices de preços internacionais: valor das importações mundiais, índice de preço das importações mundiais (excluindo o preço do petróleo), índice de produção industrial dos Estados Unidos, da OCDE e da Zona do Euro. Destes últimos, através do filtro Hodrick-Prescott (HP)  $-\lambda=1600$ , foram obtidos os hiatos do produto dos Estados Unidos, da OECD e da Zona do Euro. Tais hiatos do produto apresentam comportamentos estocásticos muito similares, sendo que este trabalho optou por usar apenas o hiato do produto dos Estados Unidos. Usa-se, assim, o filtro HP para estimações do hiato do produto doméstico e externo, a partir de dados de produção industrial sazonalizada do Brasil e dos Estados Unidos, respectivamente.



Dados de taxa de juros doméstica são basicamente da Over-Selic acumulada nos últimos 12 meses, assim como percentuais mensais, além de dados de expectativas de inflação em IPCA (dados médios e medianos) para os 12 meses seguintes. Para a taxa de câmbio em reais por dólar americano, de final de período, são calculadas não somente as variações nominais, como também desvios da taxa de câmbio da taxa de equilíbrio conforme o filtro HP. A taxa real de juros foi calculada de duas formas: uma primeira com taxa nominal de juros (Selic) acumulada nos últimos doze meses descontada a taxa de inflação em IPCA, também acumulada nos últimos doze meses (taxa de juros *ex-post*); e uma segunda, com dados de taxa de swap 180 dias deflacionada pela taxa de inflação (mediana do IPCA) prevista para os próximos doze meses (taxa de juros *ex-ante*). Desvios da taxa real de juros de seu nível de equilíbrio (medidos pelo filtro HP) também são usados nas estimações. Neste caso, objetiva-se avaliar se a persistência das altas taxas de juros, fenômeno amplamente discutidos na literatura brasileira (Bacha, Holland e Gonçalves, 2007, Garcia, 2004, Favero e Giavazzi, 2002), também são relevantes.

### *Métodos e Resultados*

Quatro métodos econométricos básicos foram utilizados para averiguar a validade das conjecturas do *globe-centric model*. Um primeiro modelo estima a equação de inflação, conforme o método dos MQO (Mínimos Quadrados Ordinários). Para tratar de eventuais problemas de consistência, foram realizadas estimações por MGM (Métodos Generalizados dos Momentos), dada a presença da variável dependente defasada entre os controles. Como MGM pode não ser o mais apropriado para amostra pequena, além de potencialmente ser sensível à escolha dos instrumentos, foram realizadas também estimações em FMMQO (Mínimos Quadrados Ordinários Completamente Modificados) proposto por Phillips e Hansen (1990), onde se estima os parâmetros baseado na suposição de uma relação de cointegração simples entre as variáveis. Finalmente, a equação de Phillips também foi estimada por dois estágios, sendo que a equação reduzida é a própria equação de demanda agregada, ou a Curva IS, com presença de *proxies* para efeitos da globalização (hiato do produto estrangeiro) sobre a dinâmica da inflação doméstica, sempre medida em IPCA.

Para analisar as implicações de uma eventual mudança na sensibilidade da inflação a pressões de demanda são estimadas duas versões básicas da equação de inflação para a economia brasileira; uma primeira sem os “fatores globais” (*country-centric models*) e outra com os “fatores globais” (*globe-centric models*). No primeiro caso, os parâmetros do hiato do produto defasados mostram-se em torno de 0,45; de outra parte, levando em conta os fatores globais, tal parâmetro de reduz significativamente para valores próximos a 0,25. Outras estimações da curva de Phillips para o caso brasileiro (Correa e Minella, 2005, Areosa, 2004, Schwartzman, 2004, Muinhos e Alves, 2003) estimaram coeficientes que podem variar entre 0,15 e 0,30; contudo, esses valores se devem muito provavelmente ao fato de que são todas estimações bastante distintas da curva de Phillips. Tais estimações se diferem muito provavelmente pela forma como o repasse cambial foi formulado (para alguns o repasse é linear e para outros, não linear), pela modelagem (ou não) das expectativas de inflação, pela própria metodologia de cálculo do hiato do produto, além da frequência dos dados (mensais e trimestrais), ou mesmo ao uso da inflação em IPCA “livre” como variável dependente e a inflação em IPCA “cheia” defasada (uma ou duas vezes) como uma das variáveis de controle, entre outros. Marcadamente, nas estimações deste trabalho, a queda no parâmetro do hiato do produto na especificação *globe-centric model* em comparação com o *country-centric-model* é forte indício da aceitação da hipótese de que os efeitos globais parecem afetar a inclinação da curva de Phillips para o caso brasileiro. Contudo, o fato de ter sido obtido valores dos parâmetros para o hiato do produto doméstico no *globe-centric model* muito próximos aos já obtidos na literatura anterior pode ser objeto de mais investigações posteriores.

Destaca-se o importante papel das expectativas de inflação doze meses à frente na explicação da inflação corrente, que apresenta parâmetros sempre estatisticamente significativos,

em torno de 0,15. A inflação passada recente, por sua vez, apresenta um parâmetro ainda mais elevado do que as previsões de inflação, em torno de 0,25, mas já bem mais reduzido do que estimações apresentadas em estudos anteriores (Schwartzman, 2004, Muinhos e Alves, 2003). Isso pode ser resultado da agressividade do Banco Central no contexto da globalização, como parece inferir Rogoff (2006), e como demonstrado por Beviláqua et al. (2007) para o caso brasileiro.

Para Beviláqua et al. (2007), justificando a persistente e elevada taxa real de juros no Brasil, as expectativas de inflação ainda se mantinham em níveis preocupantes, tal que caberia ao Banco Central do Brasil enveredar ainda mais esforços logrando ancorá-las, especialmente entre 2004 e 2006. Neste período de tempo, de fato, as expectativas de inflação para os próximos doze meses, estiveram acima da inflação observada no tempo  $t+12$  pelo menos até meados de 2006. Somente em 2007 a inflação esperada, mesmo abaixo da inflação de meta, começava a convergir para a inflação observada. Contudo, Bacha, Holland e Gonçalves (2007), em estimação de uma taxa real de juros em um painel com 66 países, ao extrair os efeitos fixos para o Brasil, mostraram que menos de 2/3 da taxa real de juros observada é explicada pelo modelo econométrico estimado pelos autores, dada a experiência internacional.

Diferentes formas de analisar os efeitos da taxa de câmbio são abordadas aqui, seja utilizando as mudanças na taxa de câmbio, seja optando por averiguar o papel desempenhado pelos desalinhamentos cambiais<sup>7</sup>. Contudo, o resultado mais robusto foi mesmo o do desalinhamento da taxa nominal de câmbio. Ou seja, desvios persistentes da taxa de câmbio de seu nível de equilíbrio, conforme gerado pelo filtro HP, é de importância decisiva para a dinâmica da inflação doméstica. Muito provavelmente por ser uma variável ambígua, ou seja, ela é endógena ao modelo e, ao mesmo tempo, capta “fatores globais”, como liquidez, comércio e fluxos de investimentos, além de controlar por variáveis instrumentais, foram estimados modelos em dois estágios (MQ2S) e os resultados não reportados aqui por conveniência sem mantêm consistentemente.

Nossos primeiros resultados, em estimações bastante simples, por métodos de mínimos quadrados ordinários (MQO), mostram que a inflação passada apresenta um coeficiente em torno de 0,25, estatisticamente significativo a 5%. Resultados relativamente próximos foram encontrados na literatura empírica brasileira (Correa e Minella, 2005, Schwartzman, 2004, e Muinhos, 2001). Contudo, não são resultados diretamente comparáveis, por se tratar de trabalhos com especificações da equação, métodos e banco de dados distintos. Nestes trabalhos o coeficiente da inflação passada varia entre 0,27 e 0,45, tal que o valor aqui obtido para tal parâmetro confirma o movimento de redução da importância do componente passado (*backward*) da inflação brasileira. Estimações como em Ball (2006) para o efeito de limite de velocidade não se mostraram estatisticamente significante, mesmo controlando por choques temporários<sup>8</sup>. Assim, nos testes para *speed limit effect* o hiato do produto estrangeiro, seja com dados dos Estados Unidos, seja da OCDE, também não são significativos, conforme mesmo resultado em Ball (2006) para os Estados Unidos. O passo seguinte foi realizar estimações por métodos generalizados dos momentos (MGM), dado que os mínimos quadrados ordinários podem gerar parâmetros não consistentes na presença da variável dependente defasada como variável explanatória. Neste trabalho, a estimação em MGM usa variáveis explanatórias defasadas como instrumentos e corrigi a matriz de covariância para os erros MA (média móvel) como sugerido por Hansen (1982) com modificações em Newey e West (1987) para assegurar que a matriz de variância-covariância seja positiva finita.

Sobre variantes da taxa de inflação em IPCA como variável dependente, ou seja, quando se usa inflação em IPCA “livre” e em IPCA de “bens comercializáveis”, os resultados podem ser vistos nas tabelas 4 e 5. Antes de explicam os resultados, compete observar que há uma forte

<sup>7</sup> Holland, Gala e Lucinda (2008) mostram como a taxa de câmbio se desvia sistematicamente de algum nível de equilíbrio de longo prazo no Brasil, após 1999.

<sup>8</sup> Por questão de conveniência, este resultado não é mostrado aqui, mas está disponível se solicitado.

correlação positiva entre as taxas de inflação em IPCA “livre”, “comercializáveis” e “cheio” (quadro 1), tal que os resultados das estimações dos parâmetros para estas três variáveis dependentes se aproximam muito. As taxas de inflação em IPCA “monitorados” e “não-comercializáveis” apresentam fraca correlação entre si e com os demais índices anteriores. Isso, muito provavelmente explica dois importantes resultados destas estimações: 1. que a inflação passada tem importante peso nas estimações da curva de Phillips para IPCA “livre”; e 2. que os valores dos parâmetros do desalinhamento cambial são maiores para a equação com IPCA “comercializável”, quase tão elevado em IPCA “livre”, e menor para IPCA “cheio”, mesmo que próximos, devido a presença de preços monitorados (próximo a 30% no IPCA “cheio”).

A tabela 4 informa os resultados para estimações de inflação em IPCA “livre” (excluindo preços “monitorados”), com especificações similares ao da tabela 1. A tabela 5 apresenta os resultados em IPCA “cheio” e IPCA “livre” na presença de preços internacionais das importações, no lugar do hiato do produto estrangeiro, próximo à equação (5). A opção por esta nova especificação se deve ao fato de que os hiatos de produto doméstico e estrangeiro apresentam elevada correlação entre si, como sugere a figura 4. Assim, seja para a equação com preços “livres” (tabela 4), seja com a presença dos preços internacionais dos importados (tabela 5), os resultados apontam muito claramente para: 1) mesmo excluindo os preços monitorados, o coeficiente do hiato do produto doméstico cai quase 40% quando a equação é controlada pelo hiato do produto estrangeiro; 2) mesmo substituindo o hiato do produto estrangeiro por uma “*proxy*” dos preços internacionais das importações dos países desenvolvidos, o coeficiente do hiato do produto doméstico sofre redução muito similar em suas dimensões, quando comparado com outros anteriormente estimados sem os chamados “efeitos globais”.

Mais uma vez, pelas estimações em MGM, FMMQO (tabela 1) e MQ2S (tabela 2 e 3), e suas variantes (tabelas 4 e 5) reforçam-se os seguintes resultados: 1) o ainda importante peso da inflação passada, mesmo que com parâmetros menores que os reportados na literatura empírica brasileira; 2) a consistente importância do componente expectacional (*forward looking*) na dinâmica da inflação brasileira, com claros sinais de ancoragem de expectativas; 3) a redução do parâmetro do hiato do produto doméstico em quase a metade quando a equação é controlada pelo hiato do produto estrangeiro; e 4) a importância do desalinhamento cambial no processo formador de inflação, mais do que variações nas taxas de câmbio, indicando que desequilíbrios cambiais são respondidos domesticamente por mudanças nas taxas de inflação.

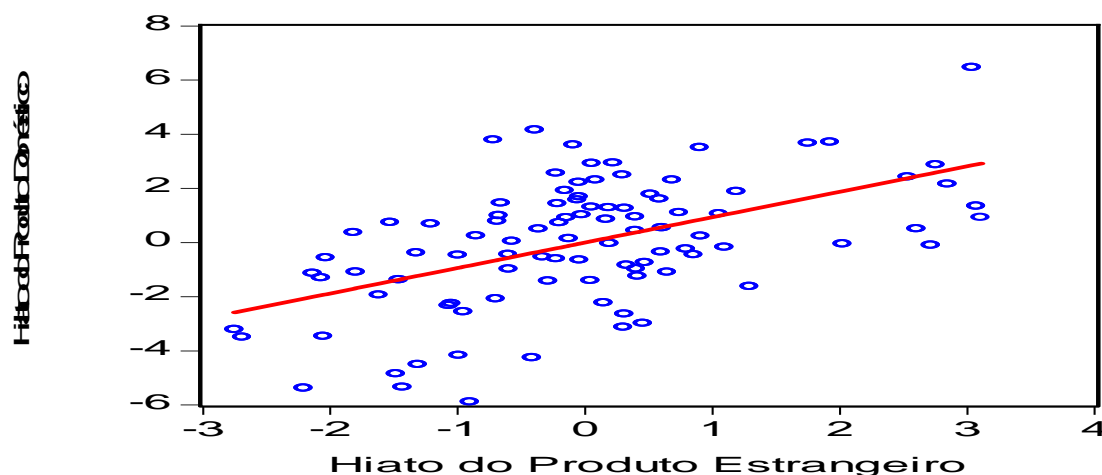
Cabe discutir, por fim, o sinal (negativo) tanto do hiato do produto estrangeiro, quanto dos preços internacionais das importações, nas curvas de Phillips estimadas neste trabalho, contrariando, aparentemente, a literatura teórica. Seria esperado que estreitamento no hiato do produto estrangeiro causasse inflação internacional contaminando, por conseguinte, a inflação doméstica em mesma direção. Assim como, preços internacionais das importações em alta deveriam implicar em pressões sobre custos de produção nas economias internacionais e maiores taxas inflacionárias. Não foi, contudo, nenhum destes resultados obtidos aqui.

Pesquisas futuras com estimações de diferentes especificações da curva de Phillips poderão compreender melhor os mecanismos pelos quais os fatores globais afetam a inflação doméstica. Um interessante e recente trabalho de pesquisa empírica de van den Noord e André (2007) parece apoiar tais resultados. Para os autores, haveria um conjunto de cinco fatores que poderiam explicar o fato de que as economias mundiais apresentam elevadas taxas de crescimento econômico, com baixas e estáveis taxas de inflação, mesmo em um contexto de choque de preços internacionais do petróleo.

Para os autores, seria preciso considerar: i) a natureza do choque de petróleo atual, que diferentemente do ocorrido nos anos 1970, vem se manifestando muito mais gradualmente; ii) condições cíclicas, sendo que os choques anteriores aconteceram quando as economias estavam em seu auge de crescimento; iii) a globalização produtiva aprofundada após os choques dos 1970s intensificou a competição internacional e reduziu substancialmente custos de produção, provavelmente com as influências dos baixos custos de trabalho advindos da China; iv) os

mecanismos de propagação do choque não são os mesmos, sendo que contemporaneamente os trabalhos estão mais tolerantes a maiores achatamentos nos seus salários reais; e v) As expectativas de inflação estão muito mais ancoradas atualmente. Destacaria ainda maior racionalidade econômica das firmas, uso menos intensivo de petróleo como energia, inovações na logística internacional redutora de custos de transportes, entre outros. Poderia, ainda, ser apontado o fato de que o hiato do produto doméstico e o estrangeiro, de fato, deveriam ser lidos de modo distinto, dado que para o caso da economia brasileira, dado o fraco crescimento econômico observado no período pesquisado, haveria um estreitamento claro do hiato do produto, enquanto que para muitas economias mundiais que vem se expandido fortemente, tem se observado um crescimento no produto potencial. Aqui ficam as reservas sobre as metodologias de cálculos dos referidos hiatos para futuras pesquisas.

**Figura 4. Cross-Plot entre hiato do produto doméstico e hiato do produto estrangeiro (1999-2006)**



Fonte: Cálculos dos autores a partir de banco de dados do IBGE e do FMI.

Notas: Hiato do Produto calculado como o desvio do produto efetivo de seu nível potencial obtido do filtro Hodrick-Prescott. Hiato do produto estrangeiro calculado a partir da produção industrial dos Estados Unidos, com ajuste sazonal.

## 5. Considerações Finais

As economias mundiais experimentaram, entre anos 90 e meados dos anos 2000, baixas e estáveis taxas de inflação em um ambiente de maior crescimento econômico, mesmo que com altas nos preços internacionais das importações, incluindo ou excluindo o preço do petróleo. O que exatamente explica tal fenômeno vem sendo objeto de muitos estudos, seja no meio acadêmico, seja em instituições multilaterais internacionais. Os diversos autores associam este fato a um comportamento supostamente diferente para a curva de Phillips tal que a sensibilidade da taxa de inflação ao hiato do produto doméstico pode ter se reduzido. Neste caso, modelos do tipo *country-centric* poderiam dar lugar a modelos do tipo *globe-centric*, onde os efeitos da globalização sobre a inflação deveriam ser captados.

No estudo empírico apresentado neste trabalho para a inflação brasileira após 1999 parece sugerir que um modelo do tipo *globe-centric* permite estimações mais adequadas para a curva de Phillips. Após diversos testes envolvendo variantes da curva de Phillips e diferentes métodos econométricos, notou-se que os coeficientes do hiato d produto doméstico se reduz bastante, de algo em torno de 0,40 para 0,27, na presença de *proxies* para os efeitos globais. Isso atestaria um fenômeno já manifestado por outros autores para outras economias de que a curva de Phillips vem se tornando mais achatada, pelo menos para o curto prazo.

Outro ponto interessante observado na investigação empírica diz respeito ao sinal dos fatores globais na equação de Phillips para o Brasil. Mais uma vez, mesmo com sinal oposto ao esperado pela literatura teórica, os resultados empíricos seguem muitas das observações sobre diversas economias nos tempos atuais, provavelmente como resultado do aprofundamento da globalização das atividades produtivas, maior racionalidade econômica das firmas, expectativas inflacionárias mais ancoradas e a própria natureza mais gradual de choques de *commodities* em geral, entre outros.

Como implicações de política econômica, muito provavelmente o aumento da credibilidade dos bancos centrais, inclusive o do Brasil, dadas a adoção de boas práticas monetárias e fiscais, deve explicar muito da redução das taxas de inflação, em um ambiente em que as expectativas vão se tornando melhores ancoradas. Isso, contudo, não pode invalidar a também importante contribuição de fatores globais para a manutenção de níveis baixos de taxas de inflação e a economia brasileira não parece ser uma exceção.

## ANEXOS

**Tabela 1. Brasil. Estimções de Curva de Phillips (1999:01-2006:12)**  
**Variável Dependente: Inflação em IPCA “cheio”**

Variáveis	Sem “fatores globais”			Com “fatores globais”		
	OLS	MGM	FMMQO	OLS	MGM	FMMQO
Constante	-0,35** (0,12)	-0,28** (0,09)	-0,25** (0,10)	-0,26 (0,19)	-0,23 (0,20)	-0,20 (0,19)
Inflação (-1)	0,25** (0,09)	0,21** (0,10)	0,22** (0,11)	0,22** (0,08)	0,25** (0,12)	0,21** (0,09)
Inflação Esperada (+12)	0,14** (0,027)	0,16** (0,03)	0,17** (0,04)	0,12** (0,04)	0,16** (0,04)	0,18** (0,05)
Hiato do Produto (-3)	0,45** (0,19)	0,44** (0,15)	0,41** (0,14)	0,28** (0,12)	0,25** (0,10)	0,27** (0,12)
Desalinhamento Cambial (-1)	0,27* (0,16)	0,25** (0,12)	0,22** (0,10)	0,23 (0,20)	0,22** (0,10)	0,20** (0,09)
Hiato do Produto Estrangeiro (-3)				-0,065* (0,03)	-0,075** (0,02)	-0,082** (0,03)
Dummy Eleição 2002	1,47** (0,23)	1,75** (0,28)	1,80** (0,24)	1,42** (0,15)	1,95** (0,7)	1,89** (0,20)
R2/Estatística J	0,83	0,0003	...	0,83	0,0002	...

Notas: Erro-padrão em parênteses foi corrigido por heteroscedasticidade de Newey-Wet.

\*, \*\* e \*\*\* indicam coeficientes significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Para estimação em MQO a amostra é 1999:02 a 2006:12; para GMM e FMMQO, a amostra é de 2000:2 a 2006:12.

**Tabela 2. Equação Reduzida – Curva de Demanda Agregada (IS)**  
**Variável dependente: Hiato do Produto Doméstico**

Variáveis			
	(2A)	(2B)	(2C)
Hiato do Produto (-1)	0,47** (0,09)	0,39** (0,12)	0,41** (0,14)
Taxa Real de Juros <i>ex ante</i>	0,18** (0,03)		
Taxa Real de Juros <i>ex post</i>		0,165** (0,04)	
Hiato da Taxa Real de Juros			0,21** (0,03)
Hiato do produto Estrangeiro (-1)	0,44** (0,16)	0,41** (0,17)	0,42** (0,16)
Desalinhamento da Taxa Real de Câmbio	0,014** (0,004)	0,015** (0,005)	0,014** (0,004)
R2	0,45	0,47	0,46
R2 ajustado	0,43	0,44	0,43

Notas: Notas: Erro-padrão em parênteses foi corrigido por heteroscedasticidade de Newey-Wet.

\*, \*\* e \*\*\* indicam coeficientes significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Taxa real de juros *ex ante* é medida pela swap de 180 dias deflacionada pelas expectativas de inflação em IPCA seis meses a frente. Taxa de juros *ex post* é medida pela taxa selic acumulada nos últimos doze meses deflacionada pelo IPCA acumulado nos últimos doze meses. Desalinhamento da taxa real de câmbio medido a partir de filtro HP. Dummy para racionamento de energia (de maio de 2001 a fevereiro de 2002) não se mostrou estatisticamente significativa.

**Tabela 3. Brasil. Estimções de Curva de Phillips (1999-2006) – Método de 2SLS**  
**Variável Dependente: Inflação em IPCA “cheio” – Segundo Estágio**

Variáveis			
	(3A)	(3B)	(3C)
Constante	-0,18** (0,003)	-0,20** (0,004)	-0,21** (0,005)
Inflação (-1)	0,27** (0,09)	0,25** (0,010)	0,27** (0,012)
Inflação Esperada (+12)	0,16** (0,05)	0,18** (0,06)	0,17** (0,05)
Hiato do Produto (Primeiro Estágio) (-3)	0,35** (0,10)	0,34** (0,11)	0,35** (0,11)
Desalinhamento Cambial (-1)	0,18** (0,09)	0,17** (0,08)	0,16** (0,07)
R2	0,85	0,86	0,85
R2 ajustado	0,83	0,85	0,83

**Tabela 4. Brasil. Estimções de Curva de Phillips (1999:01-2006:12)**  
**Variável Dependente: Inflação em IPCA “Livre”**

Variáveis	Sem “fatores globais”			Com “fatores globais”		
	OLS	MGM	FMMQO	OLS	MGM	FMMQO
Constante	-0,0007 (0,135)	-0,45** (0,02)	-0,0032* (0,0017)	-0,0035 (0,127)	-0,40** (0,02)	-0,0028** (0,0009)
Inflação (-1)	0,51** (0,07)	0,45** (0,11)	0,47** (0,09)	0,55** (0,10)	0,49** (0,12)	0,48** (0,16)
Inflação Esperada (+12)	0,04 (0,03)	0,19** (0,07)	0,08** (0,04)	0,06 (0,03)	0,21** (0,08)	0,11** (0,09)
Hiato do Produto (-3)	0,41* (0,22)	0,38* (0,20)	0,35* (0,19)	0,29** (0,14)	0,27** (0,13)	0,29** (0,08)
Desalinhamento Cambial (-1)	0,39** (0,10)	0,44** (0,12)	0,41** (0,11)	0,38** (0,12)	0,41** (0,14)	0,39** (0,12)
Hiato do Produto Estrangeiro (-3)				-0,048* (0,028)	-0,051* (0,027)	-0,046* (0,024)
Dummy Eleição 2002	1,11** (0,12)	1,24** (0,17)	1,12** (0,14)	1,12** (0,11)	1,26** (0,18)	1,14** (0,15)
R2/Estatística J	0,83	0,002	...	0,81	0,003	...

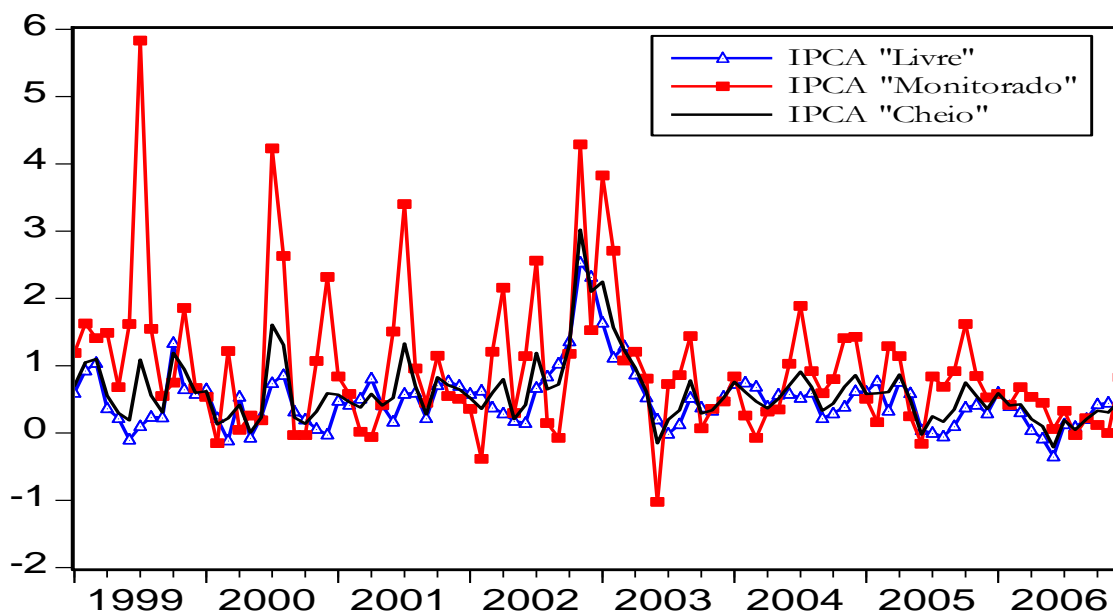
Notas: Erro-padrão em parênteses foi corrigido por heteroscedasticidade de Newey-Wet. \* e \*\* indicam coeficientes significativos a 10% e 5%, respectivamente. Para estimação em MQO a amostra é 1999:02 a 2006:12; para GMM e FMMQO, a amostra é de 2000:2 a 2006:12.

**Tabela 5. Brasil. Estimções de Curva de Phillips (1999:01-2006:12)**  
**Variável Dependente: Inflação em IPCA “Comercializáveis” e “Livre”**

Variáveis	IPCA “Comercializáveis”			IPCA “Livre”		
	OLS	MGM	FMMQO	OLS	MGM	FMMQO
Constante	0,77** (0,34)	0,64** (0,31)	0,75** (0,28)	0,62** (0,27)	0,58** (0,22)	0,61* (0,31)
Inflação (-1)	0,22** (0,10)	0,19** (0,09)	0,21** (0,08)	0,52** (0,08)	0,48 (0,07)	0,51** (0,09)
Inflação Esperada (+12)	0,10** (0,04)	0,12** (0,04)	0,09** (0,04)	0,07** (0,02)	0,14** (0,04)	0,08** (0,03)
Hiato do produto (-3)	0,22** (0,08)	0,25** (0,11)	0,28** (0,12)	0,27** (0,11)	0,21** (0,09)	0,25** (0,08)
Preço das Importações Mundiais	-0,007** (0,003)	-0,007** (0,002)	-0,006** (0,002)	-0,005** (0,002)	-0,007** (0,002)	-0,005** (0,002)
Desalinhamento Cambial (-1)	0,35** (0,09)	0,17** (0,07)	0,33** (0,10)	0,20** (0,10)	0,16** (0,06)	0,19** (0,09)
Dummy Eleição 2002	1,21** (0,19)	1,37** (0,15)	1,27** (0,12)	1,14** (0,11)	1,45** (0,14)	1,12** (0,12)
R2/Estatística J	0,84	0,0003	...	0,83	0,0002	...

Notas: Erro-padrão em parênteses foi corrigido por heteroscedasticidade de Newey-Wet. \*, \*\* e \*\*\* indicam coeficientes significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Para estimação em MQO a amostra é 1999:02 a 2006:12; para GMM e FMMQO, a amostra é de 2000:2 a 2006:12.

**Figura 8. Inflação Mensal em IPCA “Cheio”, “Livre” e “Monitorado” -1999:01-2006:12**



Fonte: IBGE

**Quadro 1 – Coeficiente de Correlação entre IPCAs (1999:01-2006:12)**

	IPCA Comercializável	IPCA Livre	IPCA Cheio	IPCA Monitorado	IPCA Não Comercializável
IPCA Comercializável	1,00	0,91	0,82	0,37	0,23
IPCA Livre	0,91	1,00	0,87	0,35	0,61
IPCA Cheio	0,82	0,87	1,00	0,74	0,47
IPCA Monitorado	0,37	0,35	0,74	1,00	0,06
IPCA Não Comercializável	0,23	0,61	0,47	0,06	1,00

Fonte: IBGE

## 7. Referências Bibliográficas

- Bacha, E., Holland, M. e Gonçalves, F. 2007. Is Brazil diferente? Risk, dollarization and interest in emerging economies. São Paulo, FGV-EESP/SP, mimeo. (<http://www.eesp.fgv.br>).
- Baghli, M., Cahn, C. e Fraise, H. 2006. “Is the inflation-output nexus asymmetric in the euro area?”, *Notes d'étude et de recherche, direction générale des études et des relations internationales*, Banque de France, April.
- Ball, L. 2006. “Has globalization changed inflation?” *NBER Working Paper Series 12687*, NBER: Cambridge, MA, Novembro de 2006.
- Bean, C. 2006. “Gloabilization and Inflation”. Discurso para a LSE Economic Society, London School of Economics, Outubro de 2006.
- Beviláqua, A. et al. 2007. “Brazil: taming inflation expectations”. *Working Paper Series 129*, Brasília: Banco Central do Brasil. Janeiro de 2007.



- Borio, C. e Filardo, A. 2006. *Globalisation and Inflation: new cross-country evidence on the global determinants of domestic inflation*. BIS, Washington, D.C. (Draft 23 March 2006).
- Cournède, B., A. Janovskaia e van den Noord, P. 2005. "Sources of inflation persistence in the euro area", *OECD Economics Department Working Papers*, No. 435, July.
- Correa, A. e Minella, A. 2005. Mecanismos não-lineares de repasse cambial: um modelo de curva de Phillips com *threshold* para o Brasil.
- FMI. 2006. "How has globalization affected inflation?" *World Economic Outlook* 2006. FMI, Washington, D.C.
- Favero, Carlo, and Francesco Giavazzi. 2002. "Why Are Brazil's Interest Rate So high," IGIER, Universita Bocconi, Milan, Italy: mimeo.
- Friedman, M. 1968. "The role of monetary policy", *American Economic Review*, Vol. 58.
- Phillips, P. e Hansen, B. 1990. "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes". *The Review of Economic Studies*. 57 (1). Janeiro de 1990.
- Gali, J. e Gertler, M. 1999. "Inflation dynamics: a structural econometric analysis", *Journal of Monetary Economics*, No. 44.
- Gali, J., M. Gertler e López-Salido, J. D. 2001. "European inflation dynamics", *NBER Working Paper* No. 8218, April.
- Garcia, Marcio. 2004. "Brazil in the 21<sup>st</sup> Century: How to Escape the High Real Interest Trap," PUC-Rio: mimeo.
- Holland, M., P. Gala e C. Lucinda. 2008. "Desalinhamento cambial no Brasil: uma primeira aproximação". *Working Paper Series FGV-EESP*, São Paulo: FGV.
- Iakova, D. 2007. "Flattening of the Phillips Curve: implications for monetary policy". FMI: *IMF Working Paper* 07/76, Washington, D.C., abril de 2007.
- Ihrig, J. et al. 2007. "Some simple tests of the globalization and inflation hypothesis". *International Finance Discussion Papers* 891, Federal Reserve System, Washington, D.C., Abril de 2007.
- Mody, A. e Ohnsorge, F. 2006. "Can domestic policies influence inflation? Washington, D.C: FMI. Novembro de 2006. (mimeo).
- Muinhos, M. 2001. Inflation targeting in a open financially integrated emerging economy: the case of Brazil. *Banco Central do Brasil: Working Paper Series* No. 26, agosto de 2001.
- Van den Noords, P. e André, C. 2007. "Why has core inflation remained so meted in the face of the oil shock?" *OCDE Economics Department Working Paper* no. 551, abril de 2007.
- Newey, W. K. e West, K. D. 1987. A simple positive semi-definite heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica*, 55, 703-708.
- Phillips, P. C. B. e Hansen, B. E. 1990. Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *The Review of Economic Studies*, Vol. 57, No. 1, 99-125. Jan., 1990.
- Phelps, E. 1967. "Phillips curves, expectations of inflation, and optimal inflation over time", *Economica*, Vol. 34, No. 135.
- Rogoff, K. 2006. *Impact of globalization on monetary policy*. Harvard University, Harvard (Draft August 28, 2006).
- Rogoff, K. 2003. *Globalization and global disinflation*. FMI, Washington, D.C. (Draft September 10<sup>th</sup>, 2003).
- Roberts, J.M. 1998. "Inflation expectations and the transmission of monetary policy", *Board of Governors of the Federal Reserve System*, October.
- Schwartzman, F. 2004. "Estimativa de curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados". *Economia Aplicada*, 10(1), jan-mar 2006.
- Stock, J.H. and M.W. Watson. 1999. "Forecasting inflation", *NBER Working Paper*, No. 7023, March.

## Anexo – Descrição das Variáveis Usadas

Variável	Descrição	Fonte
Inflação em IPCA	Variação percentual mensal acumulada nos últimos 12 meses	<i>IBGE</i>
Inflação em IPCA Livre	IPCA excluindo preços de produtos monitorados, cujo peso é de cerca de 30% no IPCA	<i>IBGE</i>
Inflação em IPCA Comercializável	IPCA excluindo produtos exclusivamente voltados para o mercado doméstico	<i>IBGE</i>
Hiato do Produto Doméstico	Desvio do produto industrial do produto potencial baseado no filtro Hodrick-Prescott	<i>IBGE</i>
Hiato do Produto Estrangeiro	Desvio do produto industrial nos Estados Unidos do produto potencial baseado no filtro Hodrick-Prescott	<i>FMI</i>
Expectativas de Inflação	Previsão do setor privado baseado em consenso econômico a partir de pesquisa do Banco Central do Brasil	<i>Bacen</i>
Desalinhamento da Taxa Nominal de Câmbio	Desvio da taxa de câmbio nominal de seu nível potencial baseado no filtro Hodrick-Prescott	<i>Bacen</i>
Desalinhamento da Taxa Real e Efetiva de Câmbio	Desvio da taxa de câmbio real e efetiva de seu nível potencial baseado no filtro Hodrick-Prescott	<i>Bacen</i>
Desalinhamento da Taxa Real de Juros	Desvio da taxa de juros Selic deflacionada pelo IPCA (ambos acumulados nos últimos doze meses) de seu nível potencial baseado no filtro Hodrick-Prescott	<i>Bacen</i>
Importações Mundiais	Valor em US\$ das importações mundiais. No original: imports (código IFS: 00171..DZF...)	<i>FMI</i>
Preço das Importações Mundiais	Índice de preços das importações dos países industrializados. No original: import prices (código IFS: 11075..DZF...)	<i>FMI</i>
Taxa Real de Juros <i>ex ante</i>	Taxa de swap 180 dias deflacionada pela taxa de inflação (mediana do IPCA) prevista para os próximos doze meses	<i>Bacen</i>
<i>Taxa Real de Juros ex post</i>	<i>Taxa nominal de juros (selic) acumulada nos últimos doze meses descontada a taxa de inflação em IPCA acumulada nos últimos doze meses</i>	<i>Bacen</i>

## Anexo - Modelos teóricos sintéticos da Curva de Phillips<sup>9</sup>

De Fridaman (1968), Phelps (1967) e Stock e Watson (1999), tem-se a seguinte especificação para a curva de Phillips:

$$(1) \pi_t = E_{t-1}\pi_t + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 G(L)Z_t + \varepsilon_t$$

Se se assume a hipótese de expectativas adaptativas, tem-se:

$$(2) \pi_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \pi_{t-i} + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 G(L)Z_t + \varepsilon_t$$

Sendo que sob condição de raiz unitária,  $\sum_i \alpha_i = 1$ , a curva de Phillips assumiria um formato vertical para o longo prazo e a inflação seria um processo passeio aleatório. Assim:

$$(3) \pi_t = \beta_0 + \alpha_1 \pi_{t-1} + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 Z_t + \varepsilon_t$$

Portanto:

$$(4) \Delta\pi_t = \beta_0 + (\alpha_1 - 1)\pi_{t-1} + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 Z_{t-1} + \varepsilon_t$$

Tal que:

$$(5) \Delta\pi_t = (\alpha_1 - 1) \left( \pi_{t-1} - \frac{\beta_0}{1 - \alpha_1} - \frac{\beta_1}{1 - \alpha_1} h_{t-1} - \frac{\beta_2}{1 - \alpha_1} Z_{t-1} \right) + \varepsilon_t$$

Para uma curva de Phillips novo-Keynesiana, se as expectativas são completamente *forward looking*, por definição, não há persistência inflacionária inerente tal que a inflação passada saia da equação (Gali et al, 1999, 2001). Contudo, segundo Roberts (1998) tal modelo encontra pouca consistência empírica.

De acordo com uma abordagem do tipo *speed limit*, não somente o nível do hiato do produto, mas o seu estreitamente são importantes para a dinâmica da inflação. Assim:

$$(6) \pi_t = E_{t-1}\pi_t + \beta_1 h_{t-1} + \mu \Delta h_t + \beta_2 G(L)Z_t + \varepsilon_t$$

Nesta equação (6), se  $\mu = 0$ , não há o efeito *speed limit*.

A curva de Phillips poderia também assumir assimetrias na resposta da inflação a movimentos de expansão e de desaquecimento da economia, como em Cournède et al. (2005) e em Baghli et al. (2006), tal que:

$$(7) \pi_t = E_{t-1}\pi_t + \theta_1 h_{t-1}^+ + \theta_2 h_{t-1}^- + \beta_2 G(L)Z_t + \varepsilon_t$$

Tal que se  $\theta_1 > \theta_2$ , a resposta da inflação ao hiato do produto é assimétrica.

---

<sup>9</sup> Para mais detalhes das variantes da curva de Phillips e suas possíveis associações com fatores globais, veja van den Noord e André (2007).