

## Sumário

Lista de Tabelas.....	2
Lista de Gráficos.....	3
1. Introdução.....	4
2. Capítulo 1: O Modelo Básico.....	7
3. Capítulo 2: A Globalização no Contexto da NKPC.....	15
4. Capítulo 3: Alterações Recentes da NKPC.....	37
5. Capítulo 4: Globalização e os Impactos na NKPC.....	55
6. Considerações Finais .....	70
7. Referências Bibliográficas .....	73
8. Apêndice 1 .....	79
9. Apêndice 2 .....	82
10. Apêndice 3 .....	84

**LISTA DE TABELAS**

Tabela 1 – Romer (1993): variável dependente: taxa de inflação.....	22
Tabela 2 – IMF (2006): sensibilidade produto-inflação em países desenvolvidos.....	29
Tabela 3 – Testes de raiz unitária – amostra junho/1999 a março/2009.....	39
Tabela 4 – Sazonalidade da inflação - amostra junho/1999 a março/2009.....	40
Tabela 5 – Curva de Phillips Novo Keynesiana – janeiro/2000 a março/2009.....	44
Tabela 6 – Curva de Phillips Novo Keynesiana – janeiro/2001 a março/2009.....	45
Tabela 7 – Curva de Phillips Novo Keynesiana para Bens Comercializáveis .....	45
Tabela 8 – Curva de Phillips Novo Keynesiana para Bens Não Comercializáveis .....	46
Tabela 9 – Coeficiente do hiato do custo marginal real da NKPC.....	47
Tabela 10 – Curva de Phillips com termos interados – janeiro/2000 a março/2009.....	64
Tabela 11 – Curva de Phillips com termos interados – janeiro/2000 a março/2009.....	68
Tabela 12 – Desagregação do IPCA – dezembro 2008.....	80
Tabela 13 – Testes de causalidade no sentido de Granger .....	85
Tabela 14 – VEC da produção industrial e da folha de pagamento real .....	87

## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Exportações e importações de bens e serviços relativamente ao PIB (preços correntes).....	17
Gráfico 2 - Exportações e importações de bens e serviços relativamente ao PIB (preços constantes médios do ano 2000).....	17
Gráfico 3 - Tarifa de importação no Brasil.....	18
Gráfico 4 – Ativos e Passivos externos no Brasil em relação ao PIB .....	19
Gráfico 5 – Inflação de bens comercializáveis e não comercializáveis.....	38
Gráfico 6A - Função de impulso-resposta da inflação de comercializáveis a choques na taxa real de câmbio.....	49
Gráfico 6B - Função de impulso-resposta da inflação de comercializáveis a choques no hiato do produto.....	49
Gráfico 6C - Função de impulso-resposta da inflação de comercializáveis a choques nas expectativas de inflação .....	49
Gráfico 6D - Função de impulso-resposta da inflação de comercializáveis a choques no na inflação de comercializáveis .....	49
Gráfico 7A - Função de impulso-resposta da inflação de não comercializáveis a choques no hiato do produto .....	50
Gráfico 7B - Função de impulso-resposta da inflação de não comercializáveis a choques nas expectativas de inflação .....	50
Gráfico 7C - Função de impulso-resposta da inflação de não comercializáveis a choques na inflação de não comercializáveis.....	50
Gráfico 8A - Função de impulso-resposta da inflação de comercializáveis em sub-amostras a choques na taxa real de câmbio .....	52
Gráfico 8B - Função de impulso-resposta da inflação de comercializáveis em sub-amostras a choques no hiato do produto .....	52
Gráfico 8C - Função de impulso-resposta da inflação de comercializáveis em sub-amostras a choques nas expectativas de inflação.....	52
Gráfico 8D - Função de impulso-resposta da inflação de comercializáveis em sub-amostras a choques na inflação de comercializáveis .....	52
Gráfico 9A - Função de impulso-resposta da inflação de não comercializáveis em sub-amostras a choques no hiato do produto .....	53
Gráfico 9B - Função de impulso-resposta da inflação de não comercializáveis em sub-amostras a choques nas expectativas de inflação .....	53
Gráfico 9C - Função de impulso-resposta da inflação de não comercializáveis em sub-amostras a choques na inflação de não comercializáveis.....	53
Gráfico 10 – Meta de inflação – Expectativa de inflação (12 meses à frente).....	60
Gráfico 11 – Credibilidade segundo Laxton e N’Diaye (2002).....	62
Gráfico 12 – Credibilidade segundo Laxton e N’Diaye (2002) e Svensson (1993) .....	62
Gráfico 13 – Hiato do custo marginal real x hiato do produto .....	84
Gráfico 14 – Hiato do custo marginal real (t) x inflação não comercializáveis (t+k)...	85
Gráfico 15 – Hiato do produto (t) x inflação não comercializáveis (t+k).....	86

## INTRODUÇÃO

Recentemente, a literatura internacional tem reportado inúmeras evidências empíricas de alterações dos coeficientes da Curva de Phillips Novo Keynesiana (NKPC). Particularmente, evidências de redução dos coeficientes da inércia inflacionária, do hiato do produto e da inflação importada, têm sido documentadas juntamente com indicações de elevação do coeficiente das expectativas de inflação (Mishkin 2007).

Neste contexto, uma parte da literatura tem atribuído à maior globalização comercial entre as economias uma das principais causas para algumas dessas evidências (IMF 2006). Embora as influências da maior globalização comercial sobre o coeficiente de *pass-through* não possa ser considerado uma evidência tão incipiente na literatura teórica (Romer 1993), ou mesmo empírica (Goldfajn e Werlang 2000), o mesmo não parece poder ser dito sobre o possível impacto negativo sobre coeficiente do hiato do produto, popularmente denominado achatamento da curva de Phillips.

A relevância desta possível evidência para as autoridades monetárias parece direta. Em especial, a validade da proposição de que economias mais globalizadas comercialmente tendem a possuir um coeficiente do hiato do produto mais baixo sugere a ocorrência de pressões inflacionárias mais suaves durante períodos de aquecimento econômico exigindo, dessa forma, elevações menores de taxa de juros por parte das autoridades monetárias. Por outro lado, o mesmo achatamento da curva de Phillips exigiria um desaquecimento econômico mais pronunciado como forma de trazer a taxa de inflação para níveis mais baixos, significando uma “taxa de sacrifício” maior da economia.

A avaliação deste tema ganha ainda mais importância no recente episódio de crise financeira internacional. Neste sentido, a forte contração do comércio mundial sinaliza para um possível período de interrupção, ou até mesmo retração, do processo de maior integração comercial entre as economias, denominado globalização comercial (Eichengreen e O’Rourke 2009).

Posto isso, o presente trabalho se propõe a abordar uma parte deste extenso debate aplicando-o aos dados da economia brasileira. Mais especificamente, os dois principais objetivos deste trabalho serão: i) investigar se a dinâmica inflacionária da economia brasileira sofreu alguma alteração nos últimos anos em termos de mudanças das magnitudes dos coeficientes da Curva de Phillips Novo Keynesiana; ii) avaliar se a

maior globalização comercial da economia brasileira ocorrida ao longo das duas últimas décadas exerceu alguma influência sobre os coeficientes da Curva de Phillips Novo Keynesiana.

Acerca deste segundo objetivo, uma das principais críticas reportadas na literatura refere-se à falta de controles mais rigorosos nas estimações. Em particular, Ball (2006) menciona que a melhora da condução da política monetária em diversas economias ao longo dos últimos anos também poderia ter produzido alterações dos coeficientes da Curva de Phillips Novo Keynesiana. Desta forma, o autor não apenas defendeu o maior rigor nos modelos empíricos estimados, como também levantou dúvidas acerca da robustez dos resultados já encontrados na literatura quando submetidos a essa nova estratégia de identificação.

Tal crítica parece poder ser aplicada à economia brasileira. Após a introdução do regime de metas de inflação em 1999, a condução da política monetária pelo Banco Central do Brasil parece ter sido aperfeiçoada ao longo dos últimos 10 anos. Ainda que este aperfeiçoamento não tenha ocorrido de forma linear, especialmente devido aos choques significativos sofridos em 2001 e 2002/2003, o resultado final parece apontar na direção de que a autoridade monetária dispõe, atualmente, de maior credibilidade junto aos agentes econômicos do que em 1999. Mediante essa hipótese, a averiguação dos possíveis impactos da maior globalização comercial da economia brasileira sobre os coeficientes da Curva de Phillips Novo Keynesiana demanda o controle dos resultados pela inclusão de uma variável que capte a dinâmica da credibilidade da autoridade monetária.

Diante desta proposta, o presente trabalho se dividirá da seguinte forma: o primeiro capítulo descreverá o modelo teórico básico de inflação que normalmente é utilizado na maior parte da literatura, a chamada Curva de Phillips Novo Keynesiana. Para isso, será explorada a sua microfundamentação teórica para o caso de uma economia fechada e aberta, além de discutir alguns temas adjacentes de grande importância, tais como a inércia inflacionária e o hiato do produto, e a forma como são normalmente tratados na literatura.

Já o segundo capítulo descreverá algumas das principais contribuições acerca do papel da globalização na dinâmica inflacionária. Para isso, far-se-á uma divisão entre modelos teóricos e evidências empíricas já reportadas na literatura, assim como alguns dos resultados já relatados para a economia brasileira.

O terceiro capítulo reportará evidências acerca de possíveis alterações dos coeficientes da Curva de Phillips Novo Keynesiana no Brasil para o período a partir do ano 2000. Para isso serão explorados dois conjuntos de resultados utilizando técnicas estatísticas distintas, ou seja, a aplicação do Método Generalizado dos Momentos (GMM) e a metodologia de Vetores Auto Regressivos (VAR). Em ambos os casos, os resultados de duas sub-amostras não sobrepostas de tamanhos semelhantes contribuirão para averiguar possíveis alterações dos coeficientes.

No quarto capítulo buscar-se-á relacionar as alterações dos coeficientes da Curva de Phillips Novo Keynesiana encontradas no capítulo anterior a algumas das suas possíveis causas. Para isso, será dada ênfase especial à importância da maior globalização comercial e da credibilidade da autoridade monetária na determinação dinâmica dos coeficientes. Vale ressaltar que os resultados encontrados nos capítulos três e quatro serão, sempre que possível, comparados àqueles já reportados na literatura.

Finalmente, o capítulo final fará uma síntese dos principais resultados encontrados neste trabalho, assim como algumas das possíveis extensões e ampliações desta análise.

## CAPÍTULO 1: O Modelo Básico<sup>1</sup>

### A) Preços Flexíveis x Preços Rígidos:

A análise sobre os determinantes da inflação usualmente é tratada no âmbito de modelos monetários sob preços rígidos. Segundo Walsh (2003), essa opção se deve ao fato de que modelos monetários sob preços flexíveis normalmente geram efeitos de curto prazo pequenos no produto a choques na oferta monetária, um resultado que segundo o autor não parece corroborar os dados.

*“(...) the dynamics implied by these flexible-price models fail to capture the short-run behavior that appears to characterize modern economies. That is perhaps not surprising; most economists believe that sluggish wage and price adjustment, (...), play critical roles in determining the short-run real effects of monetary disturbances and monetary policy. Although systematic monetary policy can have real effects with flexible prices, simulations suggest that these effects are small, at least at moderate inflation rates.”* (Walsh, página 127).

Dessa forma, toda a análise que será realizada no presente trabalho terá como abordagem padrão modelos monetários sob preços rígidos. Uma das maneiras de microfundamentar a existência de preços rígidos seria admitir a existência de custos de ajustamento de preços e salários nominais, uma literatura popularmente denominada por custos de menu (Mankiw 1985)<sup>2</sup>.

No entanto, o fato dessa hipótese não ser amplamente aceita na literatura levou à necessidade de se buscar uma nova microfundamentação para a existência de preços rígidos. Conforme colocado por Walsh (2003), admitir a existência de preços rígidos implica, em certa medida, na capacidade de fixação de preços por algum agente econômico, um resultado aparentemente incompatível com a hipótese de mercados perfeitamente competitivos. Nesse sentido, o modelo monetário padrão admite algum tipo competição imperfeita, tal como uma competição monopolística, conforme apresentado por Blanchard e Kiyotaki (1987).

---

<sup>1</sup> Esta seção foi baseada na análise feita em Walsh (2003) capítulos 2,5 e 6.

<sup>2</sup> Para uma pesquisa sobre diferentes formas de gerar custos de ajustamento de preços nominais ver Romer (1996, capítulo 6).

## B) Modelo de Preços Rígidos Para uma Economia Fechada:

Além da hipótese de competição monopolística e rigidez dos preços, Walsh (2003) utiliza em seu modelo monetário uma estrutura básica de moeda na função utilidade (ou MIU) dos agentes econômicos, conforme exposto originalmente em Sidrauski (1967). Sob tal conjunto de hipóteses, o autor constrói um modelo de equilíbrio geral, consistente com o comportamento otimizador dos agentes privados, denominado na literatura como a Curva de Phillips Novo Keynesiana (daqui em diante NKPC). A estrutura básica dessa NKPC começa com a definição do problema das famílias.

### B-1) O Problema das Famílias:

As preferências da família representativa são definidas sob um composto de bens de consumo ( $C_t$ ), encaixes reais de moeda ( $M_t/P_t$ ) e lazer ( $1-N_t$ ), onde  $N_t$  é o tempo dedicado ao trabalho. Assume-se que as famílias maximizam o valor presente descontado da sua função utilidade esperada sujeito à sua restrição orçamentária. A solução desse problema de maximização gera três equações que devem ser verificadas no equilíbrio, sendo elas: a) uma condição de Euler que garante a alocação intertemporal ótima do consumo; b) a condição intratemporal ótima na qual a taxa de marginal de substituição entre moeda e consumo se iguala ao custo de oportunidade da moeda; c) a condição intratemporal ótima a qual a taxa marginal de substituição do lazer ao consumo se iguala ao salário real.

### B-2) O Problema da Firms:

As firmas maximizam lucro, porém sujeitas às restrições da função de produção (tecnologia disponível), da curva de demanda e da impossibilidade de ajustar seus preços em todos os períodos (preços rígidos)<sup>3</sup>. Sobre esta última restrição, o modelo utiliza a proposta de preços rígidos de Calvo (1983) onde em cada período do tempo firmas são selecionadas aleatoriamente para ajustar seus preços. Àquelas firmas as quais são permitidas o reajuste de preço, estas o faz maximizando o valor esperado dos lucros correntes e futuros descontados. O resultado padrão deste problema de maximização,

---

<sup>3</sup> Uma característica relevante refere-se ao fato de em um ambiente de competição monopolística cada uma das firmas produzir um bem diferenciado.



para o caso particular onde todas as firmas alteram seus preços em todos os períodos, é o de que o preço fixado pelas firmas ( $P^*$ ) será igual ao seu custo marginal nominal  $\varphi$  multiplicado por um *markup* ( $\mu$ ) maior do que 1, tal como:

$$(1) (P_t^*/P_t) = \mu\varphi$$

Como o preço é fixado acima do custo marginal nominal gera-se um nível de produto ineficientemente mais baixo. Já o nível de preços da economia será igual a uma média entre os preços fixados otimamente no período “t” e aqueles preços reajustados anteriormente tal como:

$$(2) P_t^{1-\theta} = (1-w)(P_t^*)^{1-\theta} + wP_{t-1}^{1-\theta}$$

Onde  $w$  é a proporção de firmas que fixaram seus preços em períodos anteriores e  $(1-w)$  aquelas que fixaram em  $t$ .

Utilizando o caso geral para a equação (1), ao invés daquele que se refere ao caso particular onde todas as firmas poderiam fixar seus preços em todos os períodos, juntamente com a equação (2) chega-se à expressão que define a inflação agregada tal como:

$$(3) \pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + k \nu_t$$

Onde

$$(4) k = \frac{(1-w)(1-\beta w)}{w}$$

De acordo com (3), a inflação corrente ( $\pi_t$ ) depende da inflação esperada pelos agentes econômicos ponderada pela taxa de desconto ( $\beta E_t \pi_{t+1}$ ), dos desvios dos custos marginais reais em relação ao seu valor de equilíbrio ( $\nu_t$ ) e de um termo  $k$  que depende de forma crescente da proporção de firmas capazes de reajustar seus preços no período “t” ( $1-w$ ). A equação (3) é popularmente denominada Curva de Phillips Novo Keynesiana (NKPC). Resolvendo a equação (3) para períodos a frente vê-se que a

NKPC, diferentemente da tradicional (ou “velha”) curva de Phillips, depende de termos correntes e futuros (*forward looking*) dos custos marginais reais ao invés de termos passados (*backward looking*), ou seja:

$$(5) \pi_t = k \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i E_t v_{t+i}$$

### B-3) Custos Marginais Reais x Hiato do Produto:

Conforme mostrado em (3) e (5), a NKPC depende dos desvios dos custos marginais reais ( $v$ ) ao invés do hiato do produto como normalmente se associa. No entanto, sob certas condições, pode-se substituir o custo marginal real ( $v$ ) na NKPC pelo hiato do produto<sup>4</sup>. Vale mencionar que o hiato do produto neste caso é definido como a diferença entre o produto efetivo e o produto obtido sob preços flexíveis (aquele que seria eficiente), portanto diferente do produto obtido em uma economia sob preços rígidos que é ineficientemente mais baixo, como mencionado anteriormente. Desta forma, a equação (3) transforma-se em (6) onde  $x$  é o hiato do produto sob preços flexíveis<sup>5</sup>:

$$(6) \pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + kx_t$$

### B-4) Persistência da Inflação:

Embora a construção da NKPC parta da hipótese de preços rígidos, as equações (3) ou (6) mostram que a inflação não apresenta persistência<sup>6</sup>. Conforme colocado em Walsh (2003), a NKPC ainda poderia captar alguma forma de inércia inflacionária caso a taxa de crescimento da moeda apresentasse persistência. Porém, neste caso, até mesmo modelos sob preços flexíveis apresentariam inércia inflacionária. Ou seja, a inexistência da inércia inflacionária é tomada em um ambiente de choques não

<sup>4</sup> Conforme descrito em Gali e Gertler (1999), página 201 (nota de rodapé 9), sem capital na função de produção, Rotemberg e Woodford (1997) mostraram que haveria uma relação de proporcionalidade entre custo marginal e hiato do produto. Com a inclusão do capital, a proporcionalidade entre tais variáveis deixaria de existir, porém simulações sugeririam que tal relação permaneceria próxima à da proporcionalidade.

<sup>5</sup> Clarida, Gali e Gertler (2002) também substituem o custo marginal real pelo hiato do produto, porém acrescentando um termo adicional que captaria determinantes do custo marginal que não movem de forma proporcional com o hiato do produto. Neste sentido, a equação (6) poderia ser considerada um caso particular da curva de Phillips exposta em Clarida, Gali e Gertler (2002), página 890.

<sup>6</sup> Os termos rigidez, persistência ou inércia são tomados como sinônimos neste trabalho sejam no contexto da inflação e/ou dos preços.

correlacionados da política monetária. Neste contexto é que surge a crítica de Ball (1994a), onde sob credibilidade a NKPC geraria desinflação sem perda de produto, uma inferência que não parece corroborar as evidências empíricas (Ball 1994b).

Partindo do princípio de que não apenas os preços exibem rigidez, mas também a inflação, Fuhrer e Moore (1995) construíram um modelo baseado na hipótese de que os agentes econômicos conduzem negociações salariais olhando salários reais e o estado da economia. Sob tais hipóteses os autores encontraram persistência inflacionária na equação que define a inflação<sup>7</sup>.

Mais recentemente, Mankiw e Reis (2002), propuseram que a hipótese de preços rígidos fosse substituída pela hipótese de informação rígida. Isto é, em cada instante do tempo apenas uma fração dos agentes econômicos receberiam informação perfeita sobre o estado da economia. Admitindo tal hipótese, os autores encontraram não apenas persistência inflacionária na equação da inflação como também suas simulações mostraram gradualismo e defasagem na resposta da inflação a choques monetários, características inexistentes na NKPC, mas que parecem corroborar as evidências empíricas.

Em função das críticas relativas à inexistência de persistência inflacionária, vários autores passaram a estender a NKPC acrescentando um termo de inflação defasada na equação (3) tal como mostrado em (7):

$$(7) \pi_t = (1 - \phi)\beta E_t \pi_{t+1} + \phi \pi_{t-1} + k v_t$$

Neste caso, o parâmetro  $\phi$  capta o efeito *backward looking* dos agentes econômicos na dinâmica da inflação. A maior abrangência da equação (7) relativamente à (3) levou-a a ser denominada como NKPC híbrida. Ainda que Gali e Gertler (1999) tenham encontrado evidências empíricas de que uma parcela reduzida de firmas (em torno de 25%) fixa seus preços de forma *backward looking*, a NKPC híbrida permanece sendo amplamente utilizada.

Em síntese, a discussão em torno da rigidez de preços e inflação tem implicações relevantes em termos econômicos. Conforme colocado por Walsh (2003), se somente os preços são rígidos, um processo desinflacionário só gera custo de produto se a

---

<sup>7</sup> Uma crítica ao modelo proposto por Fuhrer e Moore (1995) é a de que embora pareça plausível, este não é derivado de uma problema explícito de otimização dos agentes econômicos (Gali e Gertler 1999, página 203).

autoridade monetária não tiver plena credibilidade junto aos agentes econômicos. Por outro lado, se os preços e a inflação são persistentes, todo processo desinflacionário gera perdas de produto no curto prazo<sup>8</sup>.

### C) NKPC Para Uma Pequena Economia Aberta:

A NKPC mostrada na seção anterior analisava o caso de uma economia fechada. No entanto, a interação com o mercado internacional cria novos canais de transmissão que foram desconsiderados até aqui. Neste sentido, Clarida, Gali e Gertler (2001 e 2002) entre outros, estenderam o modelo básico apresentado anteriormente para uma pequena economia aberta. O modelo exposto a seguir segue aquele exposto em Walsh (2003), embora seja baseado nos trabalhos de Clarida Gali e Gertler.

Importante mencionar que a maior parte desses trabalhos normalmente distingue entre duas medidas de inflação, ou seja, a inflação dos bens produzidos domesticamente (denominada daqui em diante de inflação doméstica), e a inflação ao nível do consumidor (denominada daqui em diante de inflação ao consumidor)<sup>9</sup>. Tal distinção torna-se relevante na medida em que a NKPC para cada uma dessas medidas possui determinantes distintos.

Inicialmente parte-se de um modelo semelhante ao apresentado na seção anterior, admitindo, no entanto, a validade da lei do preço único. Esta estabelece que o bem produzido no exterior seja vendido no mercado doméstico ( $P_t^f$ ) pelo seu preço em moeda estrangeira ( $P_t^*$ ) multiplicado pela taxa de câmbio nominal ( $S_t$ ) como mostrado na equação (8). Implicitamente, tal especificação assume um efeito *pass-through* completo.

$$(8) P_t^f = S_t P_t^*$$

---

<sup>8</sup> Página 230.

<sup>9</sup> Em termos intuitivos a inflação ao nível do consumidor é a média ponderada entre a inflação dos bens produzidos domesticamente e aqueles bens produzidos no mercado internacional, ambos pertencentes à cesta de consumo dos consumidores.

Posto isso, Walsh define termo de troca ( $\Delta$ ) como sendo o preço relativo entre os bens produzidos internacionalmente e aqueles produzidos domesticamente como mostrado na equação (9)<sup>10</sup>.

$$(9) \Delta \equiv \frac{P_f}{P_h} = \frac{S P^*}{P_h}$$

A partir de algumas manipulações algébricas, o autor encontra a NKPC para uma pequena economia aberta tanto para o caso da inflação ao nível do consumidor (equação 10) quanto para o caso da inflação doméstica (equação 10').

$$(10) \pi_t^c = \beta E_t \pi_{t+1}^c + k v_t - \beta \gamma (E_t \delta_{t+1} - \delta_t) + \gamma (\delta_t - \delta_{t-1})$$

$$(10') \pi_t^h = \beta E_t \pi_{t+1}^h + k v_t$$

Com relação à inflação doméstica (equação 10') note que os determinantes da NKPC para uma economia aberta são aproximadamente os mesmos daqueles mostrados para o caso de uma economia fechada. Essa estreita semelhança entre tais estruturas para o caso da inflação doméstica levou Clarida, Gali e Gertler (2001) à proposição de que “o problema de política (monetária) para o caso de uma pequena economia aberta é isomórfico ao problema para uma economia fechada”<sup>11</sup>.

Já para o caso da NKPC no âmbito da inflação ao consumidor (equação 10), nota-se uma maior diferença quando comparada ao caso de uma economia fechada, ainda que os dois primeiros termos do lado direito da equação (10) sejam semelhantes àqueles mostrados para o caso da economia fechada em (3), ou seja, a inflação esperada e os desvios do custo marginal real. Dessa forma, a diferença básica reside no terceiro termo da equação que capta as variações correntes e esperadas dos termos de troca (taxa real de câmbio), avaliados em termos de desvios em relação ao seu equilíbrio, que passariam a afetar a inflação dos consumidores. Neste caso, uma queda dos termos de

<sup>10</sup> Note que a expressão termo de troca é usualmente associada à razão entre os preços das exportações pelo das importações de uma economia. Walsh (2003) define termo de troca de forma inversa a usual, ou seja, o preço dos bens produzidos no mercado internacional (*proxy* para importações) pelo preço dos bens produzidos domesticamente (*proxy* para exportações). Na prática, o termo termos de troca se assemelha ao conceito de taxa real de câmbio.

<sup>11</sup> “*The policy problem for the small open economy studied here is isomorphic to the policy problem for the closed economy in Clarida, Gali e Gertler (1999).*”

troca ( $\delta - \delta_{-1} < 0$ ), também denominado apreciação da taxa real de câmbio, significaria uma redução do preço relativo dos bens internacionais implicando em uma menor inflação ao consumidor. Um ponto adicional refere-se ao parâmetro  $\gamma$  que mede a parcela dos bens importados na cesta de consumo dos agentes econômicos.

Finalmente, vale ressaltar que as mesmas ressalvas feitas na seção anterior com relação à substituição da variável desvio do custo marginal real pelo hiato do produto bem como as considerações relativas à inclusão do termo de inflação defasada (persistência da inflação) permanecem sendo aplicáveis à NKPC para uma economia aberta, seja no tocante à inflação doméstica ou no âmbito da inflação ao nível do consumidor.

Em síntese, a dinâmica inflacionária de uma pequena economia aberta é semelhante ao caso de uma economia fechada no caso da inflação doméstica e difere-se no caso da inflação ao consumidor por um termo que capta a dinâmica corrente e esperada dos termos troca, também denominado de termo da inflação importada.

## CAPÍTULO 2 – A GLOBALIZAÇÃO NO CONTEXTO DA NKPC

A literatura que trata da importância da globalização comercial sobre o crescimento econômico apresentou significativos avanços nos últimos anos, convergindo para o consenso de que o maior comércio entre as nações impacta positivamente a renda dessas economias (Frankel e Romer 1999)<sup>12</sup>. Contudo, a literatura que trata das possíveis influências da globalização sobre a dinâmica inflacionária das economias ainda é bastante incipiente. Nos últimos anos, no entanto, tal tema tornou-se um dos tópicos mais populares entre banqueiros centrais (Mishkin 2008b), o que sugere algum avanço desta literatura no tocante aos potenciais impactos sobre a política monetária.

Antes de descrever alguns dos recentes desenvolvimentos desta literatura, sejam eles teóricos e/ou empíricos, faz-se necessário definir com maior precisão o significado do termo globalização, especialmente no tocante ao âmbito em que ele está sendo abordado.

### A) Definindo e Quantificando Globalização:

De acordo com o Fundo Monetário Internacional, globalização pode ser definida como *a aceleração do crescimento do comércio internacional de bens, serviços e ativos financeiros relativamente à taxa de crescimento do comércio doméstico* (IMF 2006)<sup>13</sup>.

A definição acima sugere pelo menos duas dimensões para o termo globalização sendo elas: a) a globalização comercial, a qual se refere à maior transação de bens e serviços entre as economias; b) a globalização financeira, caracterizada pela maior expansão de ativos e passivos internacionais entre as economias<sup>14</sup>.

O presente trabalho tem como objetivo abordar os impactos que a globalização comercial (também denominada abertura comercial) poderia exercer sobre a dinâmica inflacionária de uma economia, avaliando o caso particular da economia brasileira. Desta forma, faz-se necessário, inicialmente, definir algumas das possíveis medidas

---

<sup>12</sup> Para uma visão ainda cética sobre esse tema ver Rodrigues e Rodrick (2001).

<sup>13</sup> Página 97.

<sup>14</sup> Wynne e Kersting (2007) também mencionam a globalização do mercado de trabalho, embora reconheçam sua menor evolução nos últimos anos, especialmente devido à existência de significativas barreiras à imigração. Os autores sugerem que a proporção de imigrantes no total da população de um país seria uma boa maneira de se mensurar a globalização do mercado de trabalho em uma economia.

quantitativas normalmente utilizadas na literatura para caracterizar a globalização comercial.

Conforme exposto em Wynne e Kersting (2007), inúmeras *proxies* poderiam ser utilizadas para quantificar o termo globalização, dependendo, evidentemente, do âmbito em que o termo estaria sendo analisado. Para esses autores, a melhor medida que definiria globalização comercial seria o desvio entre os preços de bens e serviços de uma economia relativamente ao verificado no resto do mundo. Entretanto, devido à dificuldade de obtenção de tais dados, tal abordagem é raramente seguida. Knetter e Slaughter (1999) teriam sido um dos poucos trabalhos a utilizar esse tipo de medida. Segundo eles, haveria indicações de maior integração entre países europeus, enquanto, em países em desenvolvimento, as conclusões seriam menos robustas.

A medida de globalização comercial mais utilizada na literatura seria a soma das importações e exportações dividida pelo PIB.<sup>15</sup> A razão teórica dessa medida relaciona-se diretamente com a definição mencionada anteriormente, na qual a maior expansão do comércio internacional de bens relativamente ao comércio doméstico implicaria em maior crescimento do numerador relativamente ao denominador desta medida. Pelo menos duas importantes características contribuem para o seu apelo empírico. Primeiramente a facilidade de obtenção dos dados e em seguida a relativa uniformidade entre os conceitos de exportações, importações e PIB adotados pelas diversas economias.

Os gráficos 1 e 2 mostram a evolução dessa medida para a economia brasileira. No primeiro deles foram utilizadas as exportações e importações de bens e serviços relativamente ao PIB da economia brasileira, considerando todas as medidas a preços correntes. No segundo, utilizaram-se as mesmas medidas, porém a preços constantes médios do ano 2000, a fim de controlar pelo efeito do comportamento dos deflatores de cada um dos componentes do PIB. Conforme pode ser visualizado, há uma expressiva elevação de ambas as medidas no Brasil entre a segunda metade dos anos 90 e a atual década. No caso particular da medida a preços correntes, esta passou a representar cerca de 25% do PIB nos dados mais recentes ante 16% em 1995, indicando alguma estabilidade na margem. Já a preços constantes, houve uma clara tendência de elevação passando de 19% para cerca de 30% do PIB até o terceiro trimestre de 2008. No entanto, enfatiza-se a evidência dos dados mais recentes que mostram um expressivo

---

<sup>15</sup> Um caso particular dessa medida, e que foi usada em diversos trabalhos empíricos, tal como em Romer (1993), é a razão entre as importações e o PIB das economias.



declínio em ambas as medidas refletindo os expressivos efeitos contracionistas da recente crise financeira internacional sobre o comércio entre as nações (Eichengreen e O'Rourke 2009). A conclusão dessas observações é que sob ambas as medidas, a economia brasileira tornou-se mais globalizada comercialmente desde a segunda metade dos anos 90 até o final do ano de 2008 em aproximadamente 10 pontos percentuais do PIB.

Gráfico 1 – Brasil: Exportações e Importações de Bens e Serviços relativamente ao PIB (preços correntes)

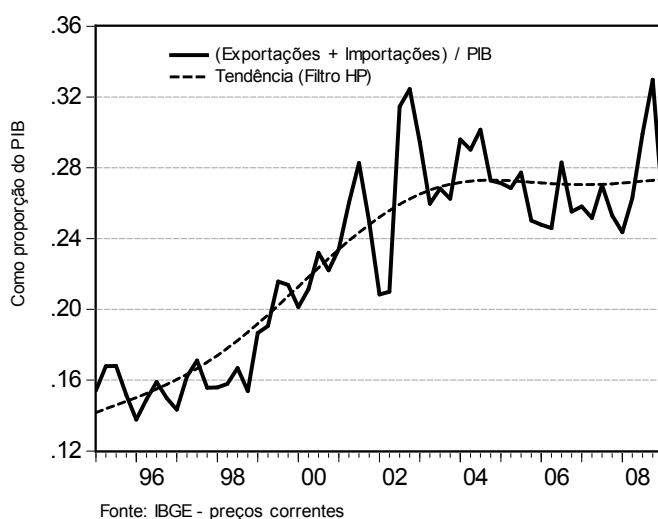
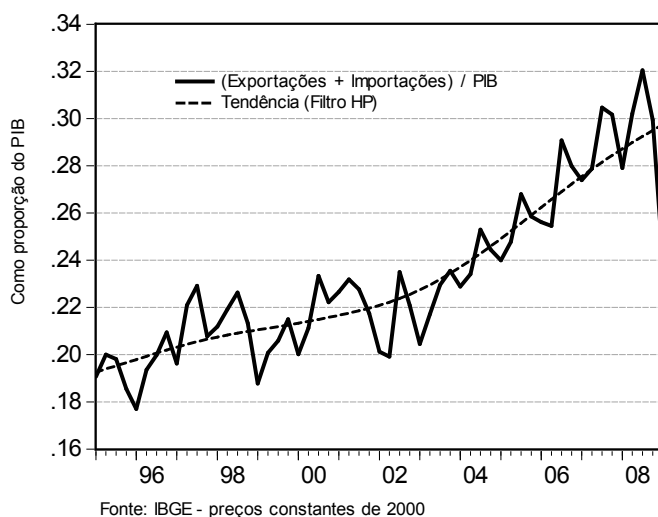
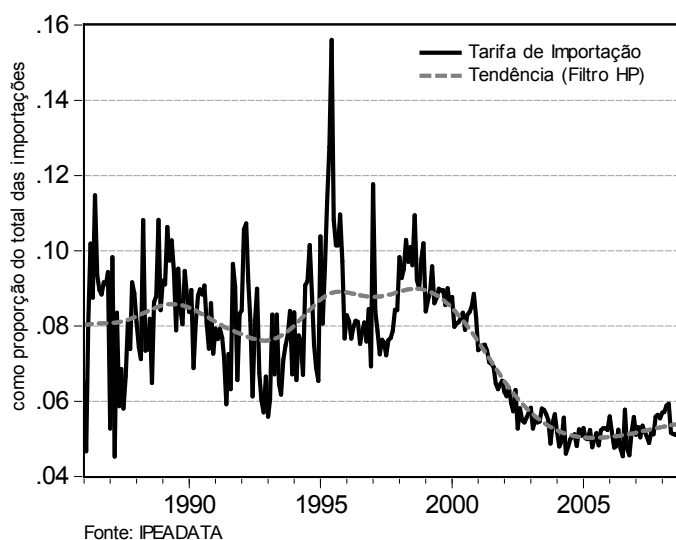


Gráfico 2 - Brasil: Exportações e Importações de Bens e Serviços relativamente ao PIB (preços constantes médios do ano 2000)



Uma terceira forma de se medir a globalização comercial citada por Wynne e Kersting (2007) seria a tarifa média de importações. Para os autores, o menor nível de tarifas alfandegárias, ao reduzir os custos marginais de comercialização entre as economias, incentiva a maior integração entre as nações, tornando-as mais globalizadas comercialmente. O gráfico 3 mostra a evolução de uma *proxy* desta medida para o Brasil indicando a maior abertura comercial a partir da segunda metade dos anos 90<sup>16</sup>. Mais especificamente, tal medida indica que a tarifa de importação do Brasil teria se reduzido de 8% em meados dos anos 80 para próximo de 5% na atual década, uma redução de cerca de 37%.

Gráfico 3 – Tarifa de Importação no Brasil



No tocante à globalização financeira, uma possível medida quantitativa seria através da razão entre a soma dos estoques de ativos e passivos internacionais pelo PIB<sup>17</sup>. Lane e Milesi-Ferretti (2006) calcularam o total de ativos e passivos externos de diversas economias para o período de 1970 a 2004<sup>18</sup>. Utilizando os dados calculados por esses autores para a economia brasileira e encadeando-os àqueles divulgados pelo Banco Central do Brasil a partir de 2001 pode-se calcular a razão (Ativos Externos +

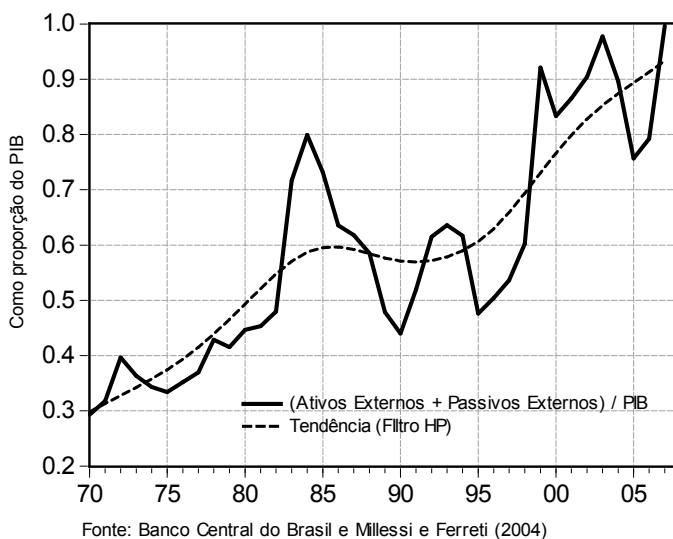
<sup>16</sup> A construção dessa *proxy* da tarifa de importação da economia brasileira foi obtida através da razão da receita de impostos incidente sobre as importações dividida pelo valor total das importações.

<sup>17</sup> Uma ampla resenha sobre os efeitos da globalização financeira sobre as economias pode ser obtida em Kose et alli (2003) e Kose et alli (2006).

<sup>18</sup> Para a construção dessas medidas os autores consideraram ativos (passivos) externos de ações, investimento estrangeiro direto, dívida e reservas internacionais, conforme metodologia utilizada pelo Fundo Monetário Internacional.

Passivos Externos) / PIB que seria a medida de globalização financeira proposta por Wynne e Kersting (2007). O gráfico 4 mostra que o processo de maior integração financeira da economia brasileira vem ocorrendo há mais tempo, considerando que em 1970 tal medida representava 30% do PIB e, em 2007, cerca de 100% do PIB. O mesmo gráfico também mostra que, entre a segunda metade dos anos 80 até a primeira metade dos anos 90, tal medida permaneceu relativamente estável em torno 60% do PIB. Dessa forma, a partir da segunda metade dos anos 90, teria havido uma aceleração no processo de globalização financeira da economia brasileira.

Gráfico 4 – Ativos e Passivos Externos do Brasil em relação ao PIB



## B) Modelos Teóricos Que Relacionam Globalização e Inflação.

Antes de descrever alguns dos modelos que relacionam globalização e inflação vale distinguir os possíveis efeitos sobre os preços relativos dos bens e sobre o nível absoluto de preço. Tal distinção se faz necessária na medida em que os índices de preços normalmente utilizados nos trabalhos empíricos captam ambos os efeitos, enquanto os impactos da globalização sobre a inflação são normalmente associados a apenas uma das duas dimensões de mudança de preços<sup>19</sup>. Importante destacar que os impactos sobre os preços relativos têm apenas efeitos temporários (ainda que de longa

<sup>19</sup> O termo inflação é definido a partir daqui como a variação média dos preços das economias. Portanto, considerar-se-á as variações absolutas e relativas de preços.

duração) sobre a inflação, enquanto os efeitos sobre o nível absoluto de preços determinariam a trajetória de longo prazo da inflação (IMF 2006)<sup>20</sup>.

#### B-1) Impactos sobre os Preços Relativos:

Dentre os potenciais impactos que a globalização comercial poderia exercer sobre os preços relativos poder-se-ia citar a elevação da competição dos mercados domésticos advinda da maior integração comercial entre as economias. Nesse sentido, os bens mais sensíveis à competição externa (em geral os bens comercializáveis) tenderiam a reduzir seus preços relativamente àqueles menos sensíveis à competição externa (em geral os bens não comercializáveis). Como os índices de inflação são compostos parcialmente por bens que sofrem competição externa, a redução de preços destes (tudo mais constante) produziria queda temporária da inflação.

A maior globalização comercial também poderia elevar a produtividade da economia através de, pelo menos, quatro canais de transmissão contribuindo para a redução dos preços. Como exposto em Grossman e Helpman (1991), a maior abertura comercial dos países ampliaria os canais de comunicação entre as economias facilitando a transferência do conhecimento técnico. Segundo, a globalização comercial aumentaria a pressão competitiva por inovações nas firmas. Terceiro, o maior mercado potencial elevaria a probabilidade de sucesso daquelas inovações, tornando-as mais frequentes. Finalmente, a globalização comercial incentivaria a maior especialização da produção entre as economias elevando a produtividade dessas.

Um efeito adicional sobre os preços relativos advindo da globalização comercial seria através da redução de custos daquelas empresas que importam insumos. Nesse caso, a maior competição nesse mercado reduziria o custo marginal dessas empresas favorecendo a queda dos preços relativos.

Por fim, a maior abertura comercial poderia exercer impactos em cadeia sobre a dinâmica preços/salários. Ou seja, a queda temporária da inflação proveniente da maior integração das economias poderia conduzir a menores demandas por reajustes salariais, favorecendo a dinâmica dos custos marginais das empresas.

Como enfatizado anteriormente, todos esses potenciais impactos agiriam sobre os preços relativos e, portanto, teriam efeitos apenas temporários sobre a inflação.<sup>21</sup>

---

<sup>20</sup> Página 105.

<sup>21</sup> Wynne e Kersting (2007) são ainda mais cautelosos ao tratar sobre os potenciais efeitos temporários. Para os autores, a redução dos preços relativos geraria um efeito renda sobre os agentes econômicos. Essa

### B-2) Impactos sobre o Nível Absoluto de Preços:

Uma vez que são os impactos da globalização sobre o nível absoluto de preços que realmente afeta a tendência de longo prazo da inflação, a presente seção explicitará alguns dos modelos teóricos que abordou este tema.

B-2a) O Modelo de Romer (1993): Romer (1993) foi um dos primeiros trabalhos a relacionar teórica e empiricamente os potenciais efeitos que a globalização comercial poderia gerar sobre o nível de inflação. Neste trabalho, o autor apresenta um modelo teórico no qual a maior abertura da economia levaria a um menor nível de inflação. Esse resultado foi baseado em um modelo de competição imperfeita sob preços rígidos conforme descrito em capítulo anterior. Em adição, o autor considera que a política monetária seria adotada conforme uma dinâmica de incentivos, ou seja, uma minimização de uma função perda, conforme descrito em Barro e Gordon (1983). Dito isso, o autor utilizou o resultado central de Rogoff (1985), onde expansões monetárias não esperadas gerariam depreciações da taxa real de câmbio. Esta depreciação da taxa real de câmbio teria impactos inflacionários sobre o índice de preços ao consumidor, onde sua magnitude seria uma função direta da parcela de bens importados na cesta de consumo dos indivíduos. Ou seja, quanto maior a abertura da economia, maior tenderia a ser o impacto inflacionário de uma expansão monetária não esperada. Admitindo isso, a minimização de uma função perda por parte da autoridade monetária geraria níveis de inflação mais baixos para economias mais abertas, devido aos menores incentivos para se gerar uma expansão monetária nessas economias.

Romer (1993) testou empiricamente sua proposição de que economias mais abertas teriam menores níveis de inflação. Utilizando dados para 114 países, o autor estimou inicialmente uma regressão sob Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com a taxa de inflação (em logaritmo natural) como variável dependente e uma medida de abertura (importações/PIB) como variável explicativa. Os resultados encontrados confirmaram a proposição do autor ao indicar que um maior grau de abertura das economias estaria associado a menores níveis de inflação. A fim de testar a robustez dos resultados o autor acrescentou certos controles à equação estimada tais como a renda per capita dos países, variáveis *dummies* para os países pertencentes à OECD, entre

---

renda adicional poderia ser gasta em outros bens, que por sua vez teriam seus preços pressionados para cima, tornando o efeito final sobre a inflação incerto (página 9).

outros. Os resultados permaneceram estaticamente significantes e corroborando a proposição do autor. Finalmente, a fim de tratar da potencial endogeneidade do estimador de MQO, Romer (1993) estimou a equação sob Variáveis Instrumentais (VI), utilizando a área de cada país como instrumento para o grau de abertura das economias<sup>22</sup>. Os resultados se mantiveram semelhantes não apenas qualitativamente, mas também quantitativamente, sugerindo que a possível endogeneidade do estimador de MQO não deveria estar causando um grande viés nas estimações. A tabela 1 mostra alguns dos resultados de Romer (1993) sob o estimador de MQO e VI<sup>23</sup>. Em síntese, os resultados empíricos encontrados pelo autor corroboraram a sua proposição de que haveria uma relação negativa entre abertura e inflação.

Tabela 1 – Romer (1993) - Variável Dependente: Taxa de Inflação

	Mínimos Quadrados Ordinários	Variáveis Instrumentais
Constante	-1.730 (0.117)	-1.615 (0.161)
Abertura	-1.006 (0.266)	-1.316 (0.399)
R <sup>2</sup>	0.671	0.103

\*Erros padrões entre parênteses. \*\*Resultados parciais de Romer (1993), tabela 1 e 3 do autor.

As evidências empíricas encontradas em Romer (1993) foram posteriormente testadas em outros trabalhos. Temple (2002) fez uso de uma metodologia alternativa e semelhante àquela utilizada em Ball (1994b). A idéia básica de Temple (2002) era saber se economias mais globalizadas comercialmente possuiriam taxas de sacrifício do produto menores. Em outras palavras, para que a proposição de Romer (1993) fosse válida (de que economias mais abertas possuíam uma curva de Phillips mais inclinada), economias mais globalizadas comercialmente também deveriam apresentar menores perdas de produto durante processos desinflacionários.

<sup>22</sup> O uso de variáveis geográficas como *proxy* para o grau de abertura de uma economia deriva da nova teoria do comércio internacional para a qual a maior distância afeta negativamente o comércio entre as nações. Sob esta questão, Frankel e Romer (1999) ampliaram o uso de instrumentos geográficos para avaliar se o maior comércio afeta o crescimento econômico das economias.

<sup>23</sup> Conforme descrito anteriormente, Romer (1993) utiliza vários de controles a fim de testar a robustez dos resultados. A tabela 1 mostra apenas os resultados da equação sem controles (especificação 1 do autor). Os resultados das equações utilizando tais controles são semelhantes.

Os resultados empíricos encontrados por Temple (2002) não se mostraram suficientemente robustos para que o autor aceitasse a proposição de Romer (1993). Por outro lado, tais evidências também não permitiram que o autor rejeitasse a hipótese de que a maior abertura das economias afetaria as suas respectivas taxas de sacrifício.<sup>24</sup> Dessa forma, para Temple (2002), a relação entre abertura e taxa de sacrifício das economias não parece ser robusta.

B-2b) O Modelo de Rogoff (2003): Assim como Romer (1993), Rogoff (2003) parte do princípio de que os incentivos do Banco Central para inflacionar a economia é o que realmente determina a tendência da inflação<sup>25</sup>. Neste sentido, o autor propõe um modelo teórico para explicar a expressiva redução dos níveis de inflação em todo o mundo após os anos 80. Para ele, ainda que diversos outros fatores tenham contribuído para a redução dos níveis de inflação, a maior abertura comercial das economias parece responder por alguma parcela do processo desinflacionário ocorrido em diversas economias<sup>26</sup>.

Rogoff (2003) também utiliza o arcabouço de Barro e Gordon (1983) como ponto de partida para se avaliar os impactos que a condução da política monetária sofreria em uma economia mais globalizada. Dessa forma, assume-se que o Banco Central seja capaz de estabelecer diretamente a taxa de inflação ( $\pi$ ), e que o setor privado toma decisões (por exemplo, fixando preços e salários) baseando-se na sua expectativa de inflação ( $\pi^e$ ). Em adição, o produto da economia é uma função crescente dos desvios da inflação corrente em relação à inflação esperada pelo setor privado ( $\pi - \pi^e$ ). Devido à rigidez de preços, e a conseqüente eliminação da hipótese de mercados perfeitamente competitivos, o produto da economia é menor do que o socialmente ótimo, medido no modelo do autor pelo parâmetro  $k$ <sup>27</sup>. Neste sentido, quanto maior o grau de poder monopolista desta economia (maior  $k$ ) mais distante se situaria o produto efetivo do socialmente ótimo. Além disso, conforme sugerido anteriormente, o maior poder monopolista estaria associado à menor flexibilidade de preços, captado no modelo proposto por Rogoff pelo parâmetro  $\mu$ . Ou seja, quanto

---

<sup>24</sup> Temple (2002), página 460.

<sup>25</sup> Rogoff (2003), página 24.

<sup>26</sup> Rogoff (2003) reconhece que nesse período houve uma melhora significativa da condução da política monetária por parte dos bancos centrais, em especial uma maior independência institucional, uma melhor comunicação, um melhor controle monetário, entre outros fatores. Entretanto, o autor acredita que parte do mérito da redução da inflação também deva ser atribuída à maior globalização das economias.

<sup>27</sup> Neste caso o produto socialmente ótimo também pode ser entendido como produto natural ou potencial.

maior  $\mu$ , menor é o grau de flexibilidade de preços desta economia. Dessa forma, pode-se descrever a função objetivo (perda) do Banco Central como na equação (11):

$$(11) [\mu(\pi - \pi^e) - k - z]^2 + \chi(\pi - \pi^*)^2$$

Nesta estrutura, o primeiro termo captaria o objetivo da autoridade monetária de estabilizar o produto em torno do seu nível natural, tendo  $z$  como um parâmetro representativo de choques de produtividade que possui média zero. Finalmente, o segundo termo da função perda mede o distanciamento da inflação corrente da meta de inflação, ponderado pelo parâmetro  $\chi$  que captaria o peso que a autoridade monetária atribui à estabilização da inflação relativamente à estabilização do produto.

Neste modelo admite-se que os agentes privados ajam sob expectativas racionais e que esses conhecem e entendem a função objetivo do Banco Central, antes de formarem suas expectativas de inflação. Ou seja, através de um processo de otimização da equação (11), poder-se-ia obter a taxa de inflação ótima que seria perseguida pela autoridade monetária. Dessa forma, os agentes privados formariam suas expectativas levando em consideração essa taxa de inflação ótima, o que após alguma manipulação algébrica convergiria para a estrutura mostrada na equação (12).

$$(12) \pi^e = \pi^* + \mu k / \chi$$

Já a inflação efetiva, que é determinada diretamente pelo Banco Central após a incorporação das expectativas de inflação dos agentes privados, assume a forma mostrada na equação (13). Ou seja, quanto maior a rigidez dos preços (maior  $\mu$ ) e as distorções da economia (maior  $k$ ), maior tende a ser a taxa de inflação.

$$(13) \pi = \pi^* + \mu(k - z) / \chi$$

O ponto central do modelo de Rogoff (2003) é que a maior globalização das economias geraria pelo menos dois efeitos cruciais. Em primeiro lugar, a maior globalização tornaria os preços da economia mais flexíveis (menor  $\mu$ ) reduzindo o impacto que uma expansão monetária geraria sobre o lado real da economia. Em segundo lugar, a maior globalização reduziria as distorções da economia (menor  $k$



devido a redução do poder monopolista das empresas), aproximando o produto efetivo do socialmente ótimo.

Em suma, seja através da maior proporção de preços flexíveis, seja através do menor nível de distorções, para Rogoff (2003) a globalização reduziria os incentivos do Banco Central de inflacionar a economia, na medida em que os impactos sobre o lado real seriam menores do que em uma economia menos globalizada.

B-2c) Sintetizando os Modelos de Romer (1993) e Rogoff (2003): A semelhança entre os modelos teóricos de Romer (1993) e Rogoff (2003) levou Wynne e Kersting (2007) à formaliza-los conjuntamente através de um simples modelo matemático no qual a inflação seguiria uma dinâmica conforme mostrada na equação (14)<sup>28</sup>.

$$(14) \pi = \pi^* + \alpha (w_y / w_\pi) (y^* - y_n)$$

Nesta, a inflação seria função da meta do Banco Central ( $\pi^*$ ) e de um termo adicional, chamado de viés inflacionário, que surge em função da discricionariedade do processo decisório da política monetária. A magnitude desse viés inflacionário dependeria da sensibilidade do produto à surpresa inflacionária ( $\alpha$ ), do peso que o Banco Central atribui à estabilização do produto relativamente à inflação ( $w_y / w_\pi$ ) e da diferença entre o produto a ser atingido e o seu correspondente natural/potencial ( $y^* - y_n$ ).

Para Romer (1993), economias mais abertas quando sujeitas a uma expansão monetária tendem a apresentar uma maior taxa de inflação devido à maior parcela de bens importados na cesta de consumo dos agentes econômicos, significando um menor impacto sobre o produto. Portanto, para Romer (1993), economias mais abertas tenderiam a possuir maiores coeficientes de *pass-through* ou, segundo a equação (14), menores valores para  $\alpha$ .

Para Rogoff (2003), a globalização geraria uma maior proporção de bens com preços flexíveis, implicando em uma curva de Phillips mais inclinada e, portanto, menores valores para  $\alpha$ . Adicionalmente, para Rogoff (2003), a globalização diminuiria as distorções da economia, ou seja, reduziria a distância entre o produto

---

<sup>28</sup> A equação 14 mostra apenas a forma final reduzida da inflação, segundo o modelo matemático exposto por Wynne e Kersting (2007). Decidiu-se por não mostrar toda a derivação deste modelo em função da sua estreita semelhança com o modelo matemático de Rogoff (2003) derivado em seção anterior.

desejado pelos bancos centrais e seu correspondente natural/potencial ( $y^* - y_n$ ), implicando em menores níveis de inflação para essas economias.

Tal modelo teórico, entretanto, não contribui para diferenciar os efeitos deflacionistas advindos da globalização daqueles provenientes da menor discricionariedade da política monetária. Conforme colocado por Wynne e Kersting (2007) e admitido por Rogoff (2003), o anos 90 foram marcados não apenas pelo aprofundamento da integração entre as economias, mas também por uma convergência entre as nações por regimes monetários menos discricionários, possivelmente deprimindo o viés inflacionário dos modelos teóricos. Desta forma, modelos em forma reduzida, como o ilustrado anteriormente, são incapazes de discriminar os efeitos da globalização e da menor discricionariedade da política monetária sobre a inflação.<sup>29</sup>

B-2d) O Modelo de Razin e Yuen (2001) e Razin e Loungani (2005): Razin e Yuen (2001) estenderam o modelo de otimização da curva de Phillips Novo Keynesiana desenvolvido por Blanchard e Kiyotaki (1987). O propósito de Razin e Yuen (2001) era avaliar os potenciais impactos sobre a curva de Phillips que poderiam ser gerados mediante a maior abertura comercial e financeira. Segundo o modelo teórico desses autores, quanto maior a abertura (comercial e/ou financeira), menor tenderia a ser o coeficiente do hiato do produto doméstico desta economia, ou seja, menos inclinada tenderia a ser a curva de Phillips.

Intuitivamente, e conforme exposto em Razin e Loungani (2005), a menor inclinação da curva de Phillips advinda da maior globalização comercial derivaria da maior especialização do setor produtivo desta economia. Conseqüentemente, a variedade de bens produzidos domesticamente seria menor do que a variedade de bens consumidos domesticamente<sup>30</sup>. Tal resultado implicaria em uma menor correlação entre flutuações do produto e consumo domésticos (relativamente a uma economia em autarquia), reduzindo a inclinação da curva de Phillips.

---

<sup>29</sup> Existe um extenso debate empírico sobre a importância do regime de metas de inflação sobre os níveis de inflação das economias. Por um lado, Ball e Sheridan (2003), não encontraram evidências de que países que adotaram o regime de metas de inflação tenham apresentado menores níveis de inflação. Por outro lado, Mishkin, Schmidt-Hebbel (2007) encontraram evidências, ainda que sujeitas ao controle de alguns grupos, de que a adoção do regime de metas de inflação contribuiu para a redução dos níveis de inflação nas economias. Para os autores, os resultados para economias emergentes mostraram-se mais robustos.

<sup>30</sup> Razin e Loungani (2005), página 12.

Com relação à maior abertura financeira, a menor inclinação da curva de Phillips derivaria do termo que capta a possibilidade dos agentes econômicos suavizarem o seu consumo, e assim como ocorrido na globalização comercial, também implicaria em redução da correlação entre flutuações do produto e consumo domésticos.

O modelo teórico proposto por Razin e Yuen (2001) foi posteriormente testado empiricamente em Razin e Loungani (2005). A estratégia de identificação utilizada pelos autores foi semelhante àquela utilizada por Temple (2002). Ou seja, uma curva de Phillips menos inclinada significaria uma taxa de sacrifício maior. Neste sentido, a validade da proposição de Razin e Loungani (2001) deveria levar a resultados empíricos que mostrassem que economias mais abertas (comercialmente e/ou financeiramente) tenderiam a possuir taxas de sacrifício maiores (curva de Phillips menos inclinada). Os resultados empíricos encontrados pelos autores corroboraram tal proposição, especialmente no tocante à globalização comercial<sup>31</sup>.

Interessante notar que o resultado teórico e empírico encontrado por Razin e Yuen (2001) e Razin e Loungani (2005), respectivamente, é o oposto daquele proposto por Rogoff (2003) no qual a maior abertura implicaria um maior (e não um menor) coeficiente do hiato do produto doméstico.

B-2e) O Modelo de Tytell e Wei (2004): Tentando avaliar exclusivamente os impactos da maior abertura da conta de capital (globalização financeira), Tytell e Wei (2004) construíram um modelo teórico no qual a maior globalização financeira criaria maiores incentivos às economias para que estas perseguissem políticas públicas mais responsáveis, em particular políticas que gerassem menores níveis de inflação e menores déficits orçamentários. Em outras palavras, Tytell e Wei (2004) estavam interessados em identificar efeitos disciplinadores sobre as políticas fiscal e monetária advindos de uma maior integração financeira entre as economias.

Segundo o modelo teórico desses autores, a adoção de políticas responsáveis contribuiria para uma maior absorção de fluxo de capitais, impactando favoravelmente os níveis de bem estar da sociedade. Por outro lado, a adoção de tais políticas implicaria em custos aos *policy makers*, na medida em que estas restringiriam o seu escopo de

---

<sup>31</sup> Vale notar que, apesar de utilizarem metodologias semelhantes, Razin e Loungani (2005) encontraram resultados robustos que indicariam alguma relação entre grau de abertura e taxa de sacrifício, diferentemente do obtido por Temple (2002). Conforme sugerido por Razin e Loungani (2005), tal discrepância pode ter sido gerada pela potencial endogeneidade da variável explicativa (não instrumentalizada) de abertura (importações sobre PIB) utilizada por Temple (2002).

opções. Neste sentido, através da solução de um problema de otimização, Tytell e Wei (2004) encontraram resultados teóricos que apontavam para a existência de efeitos disciplinadores, ou seja, que a maior globalização financeira implicava em uma maior probabilidade das economias perseguirem políticas públicas mais responsáveis. Em adição, os autores também encontraram suporte teórico para inferirem que a ocorrência de paradas bruscas de capitais (*sudden stops*)<sup>32</sup> enfraqueceria esse efeito disciplinador.

A fim de avaliarem a evidência empírica do efeito disciplinador, Tytell e Wei (2004) aplicaram vários exercícios econométricos para um grupo de 62 países, sendo 22 desenvolvidos e 40 emergentes (incluindo o Brasil), para o período de 1975 a 1999. Reconhecendo a potencial endogeneidade existente nos dados efetivos de fluxo de capitais<sup>33</sup>, os autores utilizaram instrumentos<sup>34</sup> para que pudessem identificar o efeito disciplinador. Os resultados mostraram significância estatística ao apontar que a maior globalização induziu os países a perseguirem menores níveis de inflação. No entanto, não foi encontrada evidências empíricas que apontavam a ocorrência de menores déficits orçamentários em economias mais financeiramente globalizadas.

### C) Evidências Empíricas da Globalização Comercial sobre a Inflação:

Descritos alguns dos modelos teóricos que relacionam a globalização comercial e financeira à dinâmica inflacionária, vale explorar alguns dos resultados empíricos recentemente encontrados na literatura. Diferentemente da seção anterior em que foi apresentado alguns dos modelos teóricos que tratam dos impactos da maior globalização financeira, a presente seção concentrará apenas na descrição dos resultados empíricos relativos à globalização comercial, uma vez ser este o tema central do presente trabalho.

De acordo com Mishkin (2007) três fatos estilizados têm sido amplamente reportados na literatura e suas causas, muitas vezes, relacionadas à maior globalização

---

<sup>32</sup> O termo *sudden stop* é definido em Tytell e Wei (2004) conforme já estabelecido na literatura de fluxos de capitais e refere-se à saída de capitais de uma economia sem que este movimento esteja relacionado à sua piora de fundamentos. Tal definição é usada em Calvo e Reinhart (2002).

<sup>33</sup> Um dos potenciais canais dessa endogeneidade viria da causalidade reversa. Ou seja, os autores estavam interessados em avaliar o impacto que o aumento da globalização financeira teria sobre a condução das políticas. No entanto, eles reconhecem que a escolha de políticas afeta os fluxos de capitais, consequentemente a globalização financeira.

<sup>34</sup> O instrumento utilizado pelos autores foi a média ponderada da posição internacional de investimento relativamente ao PIB dos outros países do mesmo continente, sendo tal ponderação igual ao inverso da distância entre cada um desses países e o país receptor.

das economias. São eles: a) redução do coeficiente do hiato do produto, também denominado achatamento da curva de Phillips; b) redução do coeficiente da inflação importada, também conhecido como queda do coeficiente de *pass-through*; c) redução do coeficiente da inflação passada, também denominada redução da inércia inflacionária. As próximas sub-seções tratarão das evidências empíricas para cada uma dessas três hipóteses, seja para a economia brasileira, seja para outras economias.

#### C-1) Impactos sobre o Hiato do Produto:

Recentemente, uma das evidências empíricas mais reportadas na literatura é a redução do coeficiente do hiato do produto, popularmente denominado achatamento da Curva de Phillips. Em particular, IMF (2006) estimou que o coeficiente médio pontual da curva de Phillips para diversos países teve uma queda em torno de 33% entre os anos de 1983 e 2004 conforme pode ser visto na tabela 2 abaixo.

Tabela 2: IMF (2006) - Sensibilidade Produto-Inflação em Países Desenvolvidos

Período	Elasticidade Inflação-Produto
1960	0.3
1983	0.3
2004	0.2

Fonte: IMF (2006), página 107

Borio e Filardo (2007) também encontraram evidências de achatamento da curva Phillips para diversos países desenvolvidos. Evidência semelhante já havia sido reportada por Loungani et alli (2001), porém através da estimação da taxa de sacrifício das economias, ao invés da curva de Phillips propriamente dita. Ou seja, uma vez que a inflação torna-se menos sensível aos impactos do hiato de produto doméstico, então seria exigida uma contração mais substancial da atividade econômica doméstica a fim de se obter uma mesma queda da inflação, significando uma maior taxa de sacrifício. Para Loungani et alli (2001), países mais fechados ao comércio tendem a apresentar uma taxa de sacrifício menor, portanto uma curva de Phillips mais inclinada. Consequentemente, a maior inserção das economias em um ambiente mais globalizado (menores restrições ao comércio) nas últimas décadas teria implicado em um achatamento da curva de Phillips (elevação da taxa de sacrifício). Nessa direção, Wynne e Kersting (2007), ao tentarem reproduzir os resultados de Tootell (1998), encontraram

uma elevação no coeficiente da taxa de desemprego dos Estados Unidos, de -0.10 para -0.06, evidenciando o achatamento da curva de Phillips para aquela economia nos últimos 10 anos.

Entretanto, Ball (2006) chama a atenção para o fato de que outras razões poderiam explicar o menor coeficiente do hiato do produto sendo elas: a) o menor nível de inflação de várias economias que poderia ter ocasionado uma redução na frequência de reajustes nominais de preços, conseqüentemente produzindo o achatamento da curva de Phillips<sup>35</sup>, b) a maior credibilidade dos bancos centrais que ancorou de forma mais consistente as expectativas de inflação reduzindo, conseqüentemente, a influência da atividade econômica doméstica sobre a inflação corrente.

Vale mencionar que quando controlado por todas essas possíveis causas do achatamento da curva de Phillips (globalização, menor nível de inflação e maior credibilidade da política monetária), os resultados empíricos da literatura são inconclusivos. Por um lado, IMF (2006) encontrou uma redução estatisticamente significativa no coeficiente do hiato doméstico proveniente da maior globalização comercial.<sup>36</sup> Tal resultado foi corroborado nas estimações de Borio e Filardo (2006). Por outro lado, usando uma especificação semelhante em que também permitia o controle das outras causas do achatamento da curva de Phillips, Ihrig et alli (2007) não encontraram evidências que corroborassem os resultados de IMF (2006). Segundo os autores, as estimativas do coeficiente que captaria o efeito da globalização sobre a inclinação da curva de Phillips foram raramente significantes e algumas vezes com sinal oposto<sup>37</sup>. Os resultados de Ball (2006) e Wynne e Kersting (2007) compartilham daqueles encontrados por Ihrig et alli (2007).

Em suma, os resultados da literatura empírica internacional parecem apontar na direção de que houve uma redução do coeficiente do hiato do produto (achatamento da curva de Phillips) em diversas economias desenvolvidas. Porém, a(s) causa(s) desse achatamento permanece sendo um debate em aberto, sendo a globalização apenas uma das possíveis explicações que ainda requer maior comprovação empírica.

---

<sup>35</sup> Essa possível explicação para o achatamento da curva de Phillips já havia sido proposta anteriormente em Ball, Mankiw e Romer (1988).

<sup>36</sup> (...) Overall, the analysis suggests that openness contributed over half of the decline in the sensitivity of prices to domestic output, while improved monetary policy credibility and the low inflation environment account for the remainder.” (IMF 2006, página 108).

<sup>37</sup> Página 21.

C-1a) Evidências Empíricas para o Brasil: As evidências relativas à influência da globalização sobre a inclinação da curva de Phillips para o Brasil ainda são muitas escassas. Ainda que haja vários estudos que procuraram estimar os parâmetros da curva de Phillips para o Brasil (Freitas e Muinhos (2002), Oreng e Bonomo (2003), Aerosa e Loyo (2004), Schwartzman (2006), Portugal e Barbosa (2005), Araújo e Santos (2007)) em nenhum desses trabalhos foi atacada a possível alteração da sua inclinação decorrente da maior globalização comercial da economia brasileira.

Um caso particular que tratou dessa questão foi em Holland e Mori (2007). Tais autores encontraram evidências de achatamento da curva de Phillips para o Brasil decorrente da maior globalização comercial da economia. A metodologia utilizada pelos autores para identificar a possível alteração da inclinação do coeficiente do hiato do produto foi basicamente a estimação de duas especificações para a curva de Phillips sob diversos estimadores. Inicialmente os autores usaram a especificação tradicional da curva de Phillips que foi denominada por Borio e Filardo (2007) pela expressão *the country-centric approach*. Já a segunda especificação acrescenta um termo que capta do hiato do produto mundial, o que segundo Borio e Filardo (2007) seria uma das formas de considerar a influência da globalização sobre os parâmetros da curva de Phillips. Tal especificação foi denominada por Borio e Filardo (2007) como mais abrangente e chamada por esses autores por *the globe-centric approach*. Estimadas as duas especificações, Holland e Mori (2007), ao compararem os dois coeficientes estimados do hiato do produto nas duas especificações, concluíram que a globalização teria produzido uma redução da inclinação da curva de Phillips para o Brasil em cerca de 40%.

Algumas críticas poderiam ser levantadas sobre a metodologia utilizada por Holland e Mori (2007). A primeira delas se assemelha à levantada por Ball (2006) no tocante à inexistência de controle por outras possíveis causas do achatamento da curva de Phillips, sejam eles o menor nível de inflação ou a melhora na condução da política monetária. Uma segunda crítica refere-se à estratégia de identificação utilizada pelos autores. A fim de se identificar o achatamento da curva de Phillips nos últimos anos talvez fosse mais apropriado estimar uma única especificação para a curva de Phillips (*country-centric approach e/ou globe-centric approach*) sob diferentes períodos (janelas) amostrais conforme feito em diversos outros trabalhos entre eles Ihrig et alli (2007). Dessa forma, os autores teriam controle sobre o comportamento do coeficiente estimado ao longo do tempo, o que parece ser o objetivo precípua do trabalho.

Em suma, embora existam diversas evidências empíricas para a inclinação da curva de Phillips no Brasil a maior parte dos trabalhos não tratou dos potenciais efeitos advindos do processo de globalização. Por outro lado, aqueles trabalhos que lidaram com essa questão, parecem estar sujeitos a críticas pertinentes no tocante à metodologia e à estratégia de identificação desse possível fenômeno.

#### C-2) Impactos sobre o Coeficiente de Pass-Through:

A literatura empírica já reportou inúmeras evidências de redução do coeficiente de *pass-through* para diversas economias desenvolvidas. Em geral, tais estudos trataram desta questão distinguindo entre os impactos sobre os preços dos bens importados (1º estágio) e sobre os preços ao nível do consumidor (2º estágio). Neste sentido, Sekine (2006), encontrou evidências de redução da magnitude do coeficiente de *pass-through* em ambos os estágios para seis economias industrializadas<sup>38</sup>. Para o autor, a queda do coeficiente de *pass-through* ao nível do consumidor se deveu tanto através da redução do coeficiente dos preços dos bens importados quanto através da redução do coeficiente da inércia inflacionária, que em última instância deprimiria os impactos no longo prazo do coeficiente de *pass-through*. Marazzi et alli (2005) também trataram dessa questão, porém concentrando suas estimações para o caso dos Estados Unidos apenas ao nível dos preços dos bens importados. Segundo os resultados desses autores, o coeficiente de *pass-through* teria se reduzido de 0,5 durante os anos 80 para cerca de 0,2 na década seguinte.

Várias hipóteses surgiram para explicar essa possível evidência empírica. Conforme explorado em Mishkin (2008a), a explicação mais usual reside na melhora da condução da política monetária. Segundo o autor, um maior compromisso por parte das autoridades monetárias em manter um nível baixo de inflação permite que choques sobre os preços relativos da economia sejam repassados em menor extensão ao consumidor. Segundo o autor, esse mecanismo de transmissão, que já havia sido explorado em Taylor (2000), dependeria do compromisso das autoridades monetárias em manter a ancoragem das expectativas inflacionárias por parte dos agentes econômicos.

Uma segunda explicação atribui à alterações do *mark-up* das empresas como uma das causas da redução do coeficiente de *pass-through*. Como enfatizado em

---

<sup>38</sup> São elas, Estados Unidos, Japão, Alemanha, Reino Unido, França e Itália.



capítulo anterior, sob competição monopolística, os preços dos bens são fixados de acordo com os custos marginais multiplicados por um *mark-up*. A magnitude desse *mark-up* tende a ser inversamente relacionado com a elasticidade da demanda desse bem<sup>39</sup>. Com isso, se a depreciação da taxa de câmbio estivesse sendo acompanhada por reduções do *mark-up*, o coeficiente de *pass-through* estaria sendo deprimido.

Uma terceira explicação para a redução do coeficiente de *pass-through* seria a hipótese de que importadores/exportadores estariam fixando seus preços em moeda local, o que juntamente com a hipótese de rigidez de preços, poderia estar produzindo a redução do impacto de depreciações da taxa de câmbio sobre os preços domésticos.

Finalmente, uma explicação adicional seria o aumento da produção de um bem em diversas economias. (*cross-border production*). Segundo Mishkin (2008a), “*se a produção ocorre em vários estágios em um número diversos de países, então os custos do bem final conteriam componentes em diversas moedas que poderiam não se mover conjuntamente (...)*”.

Ainda que todas essas possíveis explicações possam ter alguma relação com a globalização comercial, a influência desta sobre o coeficiente de *pass-through* não parece ser direta. Neste sentido, alguns trabalhos empíricos da literatura parecem atribuir a hipótese de Romer (1993) como a principal influência que a globalização comercial poderia exercer sobre o coeficiente da inflação importada. Ou seja, economias mais abertas, por possuírem parcelas maiores de bens importados na cesta de consumo dos indivíduos, tendem a apresentar coeficientes de *pass-through* mais elevados relativamente à economias mais fechadas ao comércio internacional. Note que a validade da hipótese de Romer (1993) colide com a evidência empírica de redução do coeficiente de *pass-through* produzido pela maior integração comercial entre as economias.

IMF (2006) considerou em seu modelo a variável explicativa preços dos bens importados ponderado pela sua participação na economia. O resultado positivo e significativo corroborou a hipótese de Romer (1993). Por outro lado, Ihrig et alli (2007), não encontrou resultados estatisticamente significantes de que a maior globalização

---

<sup>39</sup> Na literatura de Organização Industrial, uma das formas de se medir o poder de mercado de uma firma é através do índice de Lerner. Conforme derivado em Church and Ware (2000), capítulo 2, quanto maior a elasticidade da demanda menor tende a ser o índice de Lerner, portanto menor o poder de mercado da firma e, conseqüentemente, menor o seu *mark-up*.

comercial em diversas economias tenha afetado positivamente os seus respectivos coeficientes de *pass-through*<sup>40</sup>.

Em síntese, as evidências empíricas apontam na direção de que houve redução do coeficiente de *pass-through* em diversas economias desenvolvidas. No entanto, o modelo teórico de Romer (1993) e a evidência empírica de IMF (2006) indicam que a maior globalização agiria na direção de elevar o coeficiente da inflação importada.

C-2a) Evidências Empíricas para o Brasil: Diversos trabalhos procuraram estimar o coeficiente de *pass-through* para a economia brasileira. De acordo com as estimativas de Minella et alli (2003), usando a metodologia de vetores autoregressivos, choques de 1% na taxa de câmbio no Brasil no período de 1995 a 2002 produziram elevações entre 0,1% a 0,2% nos preços livres. Segundo tais autores, modelos estruturais indicam impactos semelhantes em torno de 0,12%, se completando até um ano. Tais resultados foram corroborados pelas estimativas de Belaisch (2003) ao indicar um coeficiente de *pass-through* em torno de 15% para os preços livres, também se completando após doze meses.

Já a principal contribuição do trabalho de Goldfajn e Werlang (2001) reside na aferição dos determinantes do coeficiente de *pass-through* utilizando um painel com 77 países. Segundo os autores, a magnitude do coeficiente de *pass-through* depende positivamente do ciclo de negócios da economia (hiato do produto), do nível da inflação e do grau de abertura das economias (hipótese de Romer (1993)). Por outro lado, o coeficiente de *pass-through* é negativamente afetado pelo desalinhamento da taxa real de câmbio, indicando que uma sobrevalorização cambial tende a produzir um menor repasse de preços.

Merece ser destacada a evidência mencionada em Belaisch (2003) e Minella et alli (2003), indicando que o coeficiente de *pass-through* se elevou no ano de 2002, resultado corroborado nas estimativas mais recentes de Tombini e Alves (2006). Segundo estes últimos autores, tal resultado derivou primordialmente dos receios dos agentes econômicos em relação à condução futura da política monetária. Contudo, tais autores também mencionaram que a maior abertura da economia a partir de 2002 deva

---

<sup>40</sup> Página 26.

ter produzido elevação deste coeficiente, apesar de não terem controlado suas estimativas por esta variável<sup>41</sup>.

Em suma, apesar do trabalho de Goldfajn e Werlang (2001) ter sido um dos poucos a controlar pelo grau de abertura das economias, as indicações são de que esta variável seja relevante na determinação do coeficiente da inflação importada. Em adição, parece ter havido choques desfavoráveis na credibilidade da política monetária no período 2002/2003 elevando o coeficiente de *pass-through* da economia brasileira neste período.

### C-3) Impactos sobre a Inércia Inflacionária:

O terceiro fato estilizado na literatura empírica refere-se a uma eventual redução no coeficiente da inércia inflacionária em diversos países. Mishkin (2007), utilizando a metodologia da soma dos termos autoregressivos como medidor da persistência inflacionária encontrou evidências de redução do coeficiente para os Estados Unidos desde o final dos anos 90. Tais resultados foram corroborados pelas estimações de Williams (2006). Já Stock e Watson (2007), utilizando uma metodologia distinta em que decompõem a inflação em componentes de tendência e transitório, encontraram evidências para os Estados Unidos de redução do componente tendencial nos anos 90 comparativamente aos anos 80. Para os autores, tal resultado seria indicativo de redução da inércia inflacionária. Abordagem semelhante foi utilizada por Cechetti, et alli (2007) para sete das economias mais industrializadas e os resultados apontaram na mesma direção de redução da persistência inflacionária.

C-3a) Evidências Empíricas para o Brasil: As evidências empíricas para o Brasil parecem corroborar os resultados para as demais economias. Tombini e Alves (2006) apontaram indicações de redução do coeficiente da inércia inflacionária a partir do final dos anos 90. Os autores ressaltam, no entanto, que por volta do ano de 2002 houve algum recrudescimento da persistência inflacionária no Brasil, provavelmente refletindo às expectativas dos agentes econômicos em relação a uma eventual mudança de regime monetário.

Importante mencionar que as explicações para a evidência empírica de redução da inércia inflacionária, sejam no Brasil seja nas outras economias, em geral atribuem à

---

<sup>41</sup> “The finding is probably due to the increase in the Brazilian foreign trade that occurred since 2002.”, página 11.

melhora na condução da política monetária (aumento da credibilidade) como causador daquele resultado. Ou seja, diferentemente da evidência empírica relativa à redução dos coeficientes do hiato do produto e da inflação importada, a globalização não teria tido papel relevante sobre a redução da persistência inflacionária naqueles países.

### CAPÍTULO 3 – ALTERAÇÕES RECENTES DA NKPC

O objetivo deste capítulo será o de avaliar o comportamento dinâmico dos coeficientes da NKPC no Brasil a partir de 2000. Para isso, utilizar-se-á duas metodologias distintas comumente utilizadas na literatura. Primeiramente estimar-se-á a NKPC sob o Método Generalizado dos Momentos (GMM). Posteriormente utilizar-se-á a metodologia dos Vetores Auto Regressivos (VAR) como forma de se obter resultados adicionais da NKPC da economia brasileira. Como forma de identificar possíveis alterações dos coeficientes, comparar-se-á os resultados em ambas as metodologias sob duas sub-amostras de tamanhos semelhantes.

Contudo, antes de relatar as principais evidências encontradas no presente trabalho faz-se necessário descrever algumas das propriedades dos índices de inflação no Brasil, realizando alguns testes preliminares relacionados à estacionariedade e sazonalidade temporais das séries.

#### A) Descrição dos Indicadores:

Como indicador de inflação para a economia brasileira, optou-se por utilizar os dados do Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA) que é publicado mensalmente pelo IBGE. A razão desta escolha reside no fato deste ser o índice de preços utilizado como referência para o regime de metas de inflação desde 1999. Conforme enfatizado em Tombini e Alves (2006), tal índice é usualmente desagregado em dois principais componentes: os preços livres e os preços administrados por contrato ou monitorados. Esta desagregação deve-se principalmente ao fato dos preços administrados por contrato ou monitorados serem, a grosso modo, ou definidos pelo governo, ou pelo menos não sofrendo influências diretas das forças de mercado.<sup>42</sup> Dessa forma, os preços livres seria

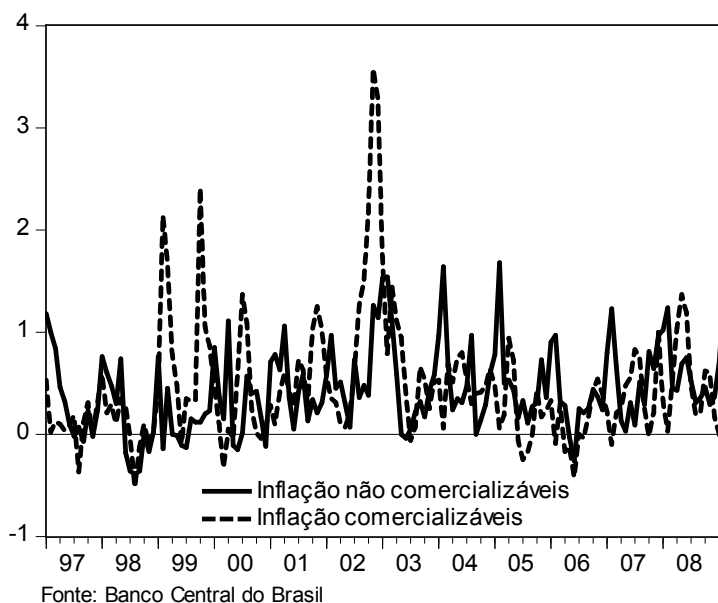
---

<sup>42</sup> Atribui-se o termo influências diretas, pois as decisões de governo podem ser motivadas por forças de mercado. Um exemplo refere-se ao preço da gasolina vendida ao consumidor que é fortemente influenciado pelo preço da gasolina vendida no atacado e que é definido pela Petrobrás. Se admite-se que a Petrobrás estabelece o preço da gasolina no atacado baseado no preço desse produto vendido internacionalmente, então admite-se que as forças de mercado motivam a definição dos preços domésticos, pelo menos indiretamente. Outro exemplo refere-se aos preços dos serviços de utilidade pública tais como energia e telefonia que sofrem reajustes anuais conforme estabelecido em contratos. Nestes casos, um dos indexadores utilizados nesses contratos é a evolução passada dos Índices Gerais de Preços (IGPs) que, por sofrerem influências diretas das forças de mercado, impactam indiretamente (ainda que de forma defasada) sobre a evolução dos preços administrados ou monitorados no âmbito do consumidor. Para uma análise sobre os preços administrados por contrato ou monitorados no Brasil ver Figueiredo e Ferreira (2002).

o componente da inflação mais fortemente afetado pela forças de mercado, sendo as decisões de política monetária um desses condicionantes.

Ocorre que os preços livres também são tradicionalmente desagregados em dois sub-componentes, chamados de preços dos bens comercializáveis (*tradeables*) e não comercializáveis (*nontradeables*), devido, entre outras razões, aos impactos diferenciados provenientes dos determinantes da inflação<sup>43</sup>. Devido a essas considerações, o presente trabalho avaliará os impactos da globalização comercial somente sobre os preços livres. Adicionalmente, tais impactos serão analisados de forma desagregada para os bens comercializáveis e não comercializáveis. O gráfico 5 mostra a evolução mensal desses dois componentes de janeiro 1997 a março de 2009.

Gráfico 5 – Inflação Bens Comercializáveis e Não Comercializáveis



Uma evidência preliminar refere-se à inflação mais acentuada nos bens comercializáveis relativamente à dos não comercializáveis nos períodos de fevereiro/1999 a abril/1999, outubro/2001 a dezembro/2001 e agosto/2002 a dezembro/2002. Tais períodos foram marcados por acentuadas depreciações da taxa nominal (e real) de câmbio, sugerindo que o repasse de preços (também chamado de

<sup>43</sup> A desagregação do IPCA entre bens administrados por contrato ou monitorados, comercializáveis e não comercializáveis adotada no presente trabalho segue aquela adotada pelo Banco Central do Brasil. O apêndice 1 descreve em maiores detalhes os itens que compunham cada um desses grupos em dezembro de 2008.

coeficiente de *pass-through*) para os bens comercializáveis seria maior do que para os bens não comercializáveis, resultado este já reportado anteriormente na literatura<sup>44</sup>.

### B) Testes de Raiz Unitária:

Antes de realizar as estimações propriamente ditas é necessário conhecer algumas das propriedades estatísticas da inflação dos itens comercializáveis e não comercializáveis. Para isso, foram realizados testes de raiz unitária sobre essas duas séries a fim de avaliar os seus respectivos graus de estacionariedade. A tabela 3 mostra os resultados para três testes, Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e Ng-Perron, todos eles tendo como hipótese nula a não rejeição da existência de uma raiz unitária.<sup>45</sup> Os resultados dos testes apontaram de forma inequívoca e com alto grau de confiança (nível de significância de 1%) que ambas as séries seriam estacionárias em nível, portanto não possuindo raiz unitária.

Tabela 3 – Testes de Raiz Unitária – Amostra junho/1999 a março/2009

	Comercializáveis	Não Comercializáveis
ADF	-5,47***	-6,89***
PP	-4,58***	-6,90***
Ng-Perron	-41,64*** (MZa)	-42,01*** (MZa)

\*, \*\*, \*\*\* indicam rejeição da hipótese nula ao nível de 10%, 5% e 1% de significância, respectivamente.

### C) Sazonalidade da Inflação:

Uma questão adicional refere-se à possibilidade de existência de padrões sazonais na inflação brasileira. Segundo Alves e Areosa (2005), a existência de padrões sazonais significativos no IPCA, levou-os a adotarem procedimentos estatísticos que filtrassem tal componente<sup>46</sup>. Para testar a possível existência de padrões sazonais em nossos dados, regredimos a inflação de comercializáveis e não comercializáveis contra coeficientes sazonais na frequência mensal. A tabela 4 mostra que não é possível inferir

<sup>44</sup> Belaisch (2003), entre outros.

<sup>45</sup> A escolha desses três testes deve-se à opção feita na maior parte dos trabalhos (ADF e PP) e ao fato do teste Ng-Perron tratar de forma mais cuidadosa o problema do tamanho do teste presente em grande parte dos testes de raiz unitária (Ver Bueno (2007), página 50-53).

<sup>46</sup> Alves e Areosa (2005), página 11.

que exista padrões sazonais na inflação de comercializáveis, através do teste de significância estatística global “F”. Por outro lado, o mesmo teste F apontou a existência de padrões sazonais significativos na inflação de não comercializáveis, ao nível de significância de 1%<sup>47</sup>. Em função de tais resultados, as estimativas que serão apresentadas nas seções posteriores levaram em conta os dados originais da inflação de comercializáveis, enquanto para a inflação de não comercializáveis foi considerada a série dessazonalizada obtida através do método X-12.

Tabela 4 – Sazonalidade da Inflação – Amostra junho/1999 a março/2009

	Comercializáveis	Não Comercializáveis
constante	0,008*** (4,24)	0,0046*** (5,06)
dummy janeiro	-0,0032 (1,18)	0,0042*** (3,19)
dummy fevereiro	-0,0069** (2,55)	0,007*** (5,40)
dummy março	-0,0043 (1,57)	0,0006 (0,43)
dummy abril	-0,0032 (1,15)	0,0007 (0,54)
dummy maio	-0,003 (1,08)	-0,0024* (1,81)
dummy junho	-0,0047 (1,74)	-0,0035*** (2,74)
dummy julho	-0,0035 (1,30)	-0,0019 (1,48)
dummy agosto	-0,0038 (1,39)	-0,0006 (0,52)
dummy setembro	-0,0041 (1,51)	-0,002 (1,57)
dummy outubro	-0,0002 (0,06)	-0,001 (0,83)
dummy novembro	-0,0001 (0,05)	0,000 (0,07)
Estatística R <sup>2</sup> ajustado	0,016	0,463
Estatística F (Probabilidade)	1,168 (0,318)	10,174*** (0,000)

\*, \*\*, \*\*\* indicam rejeição da hipótese nula ao nível de 10%, 5% e 1% de significância, respectivamente.

<sup>47</sup> O padrão sazonal na inflação de não comercializáveis corrobora a idéia de que o reajuste anual de certos itens com ponderação relevante tende a condicionar um padrão sazonal significativo para todo o grupo. Em especial, o grupo educação, que correspondia a cerca de 18% do grupo não comercializáveis (ou 7% do IPCA) em dezembro/2008, sofre reajustes anuais normalmente em fevereiro. Não por acaso, a tabela 4 mostra que o mês de fevereiro seria o período em que há maior pressão altista na inflação de não comercializáveis, sendo tal afirmação corroborada pelo teste t.



#### D) Determinantes da Inflação:

O comportamento da inflação de comercializáveis e não comercializáveis foi avaliado através da estimação da Curva de Phillips Novo Keynesiana (NKPC) conforme exposta no capítulo 1. A mudança do regime cambial em janeiro de 1999 por si só já ocasionaria uma mudança do regime monetário nesta mesma data. Tal mudança, juntamente com a decisão do governo brasileiro de adotar o regime de metas de inflação a partir de 30/06/1999, sugere a utilização de dados nas estimações apenas a partir de julho de 1999 na tentativa de se afastar da crítica de Lucas (1976). Em adição, devido à ausência de dados para as expectativas de inflação anterior ao ano 2000, obtidos junto à pesquisa Focus do Banco Central do Brasil, estimar-se-á a curva de Phillips a partir deste período<sup>48</sup>.

Finalmente, como o presente trabalho estimará modelos desagregados para a inflação de comercializáveis e não comercializáveis, a NKPC exposta em capítulo anterior sugere a utilização de diferentes estruturas para cada um dos tipos de inflação. Ou seja, como os bens não comercializáveis, por definição, não podem ser transacionados com o mercado internacional, estimar-se-á a NKPC exposta na equação (10') acrescida de um termo que capte a influência da inflação passada na dinâmica inflacionária desses bens. Em resumo, a forma reduzida da NKPC a ser estimada para os bens não comercializáveis teria a seguinte forma:

$$(15) \pi_t = \alpha \pi_{t-1} + \beta Et(\pi_{t+1}) + \gamma y_t + \varepsilon_t$$

Onde  $\pi$  é a inflação corrente no período "t",  $Et(\pi_{t+1})$  é a expectativa de inflação dos agentes econômicos em "t" para os doze meses à frente e  $y_t$  é o hiato do produto (ou hiato do custo marginal real). Nessa especificação  $\varepsilon$  é o erro do modelo, enquanto  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  são os parâmetros a serem estimados.

No tocante aos bens comercializáveis, o fato destes poderem ser transacionados com o exterior sugere a utilização da NKPC exposta na equação (10). Ou seja, a forma reduzida da NKPC a ser estimada para os bens comercializáveis teria a seguinte forma:

---

<sup>48</sup> Nas estimações desse trabalho foram utilizadas como variável explicativa do modelo as expectativas de inflação para os doze meses à frente, que são divulgadas pelo Banco Central a partir de novembro de 2001. No entanto, através do encadeamento dessa série com uma média ponderada variável das expectativas anuais divulgadas pela pesquisa Focus, pode-se estender essa série desde o início do ano 2000. Este procedimento foi anteriormente utilizado em Minella et alli (2002).

$$(16) \pi_t = \alpha\pi_{t-1} + \beta E_t(\pi_{t+1}) + \gamma y_t + \phi\pi_t^* + \varepsilon_t$$

Onde,  $\pi^*$  captaria a influência das variações dos termos de troca sobre a dinâmica inflacionária dos bens comercializáveis, algumas vezes denominado termo da inflação importada. Para captar este termo, utilizar-se-á a variação mensal da taxa real de câmbio<sup>49</sup>.

### E) Custos Marginais Reais x Hiato do Produto

No capítulo 1 foi exposto que a NKPC dependia dos custos marginais reais e que, sob certas condições, tal variável poderia ser substituída pelo hiato do produto. Entretanto, este resultado teórico, ainda que aparentemente simples, não deveria ser aplicado aos dados empíricos, sem algumas devidas ressalvas. Gali e Gertler (1999) defendem a utilização de dados do hiato dos custos marginais reais ao invés do hiato do produto. O principal argumento dos autores reside no fato de que o hiato do produto presente na formulação teórica é obtido pela diferença entre o produto sob preços flexíveis e o produto efetivo, enquanto o hiato do produto utilizado nas estimações empíricas seria a diferença entre o produto potencial sob preços rígidos (medidos de inúmeras formas) e o produto efetivo. Devido a essa diferença conceitual, a utilização do hiato do produto, ao invés do hiato dos custos marginais reais, implicaria na incorporação de erros de medida na variável explicativa<sup>50</sup>.

O presente trabalho estimará a NKPC sob ambas as variáveis. Porém, com o intuito de simplificar o relato dos resultados, este utilizará o hiato do produto como variável padrão (*benchmark*) e sempre que necessário explicitará os resultados utilizando uma medida de custos marginais reais. Esta escolha se deve ao fato de que a maioria dos trabalhos empíricos utilizou o hiato do produto como variável explicativa (Tombini e Alves (2006), Holland e Mori (2007), entre outros) o que simplificaria a

---

<sup>49</sup> A medida de taxa real de câmbio utilizada nas estimações é calculada pelo próprio Banco Central do Brasil. Esta utiliza os preços ao produtor (PPI) como deflator externo e os preços ao consumidor (INPC) como deflator doméstico. Adicionalmente, para construção dessa medida, o Banco Central calcula uma média ponderada das taxas nominais de câmbio e preços ao produtor dos quinze maiores parceiros comerciais que demandavam cerca de 66% das todas das exportações brasileiras. Tal série, bem como sua metodologia, pode ser obtida no site do Banco Central sob a numeração 11767.

<sup>50</sup> A existência de erros de medida na variável explicativa pode ocasionar o chamado “viés de atenuação” dos coeficientes, caso estes sejam estimados por mínimos quadrados ordinários (Wooldridge 2006, página 290).

comparação dos resultados. Em adição, a *proxy* utilizada no presente trabalho para o hiato do custo marginal real, derivada no apêndice 2, implicaria em redução da amostra a ser utilizada nas estimações. Esta última consideração aliada à evidência de uma maior defasagem de resposta do hiato do custo marginal real (ver apêndice 3) provavelmente foram responsáveis pela maior robustez dos resultados quando se utilizou o hiato do produto como variável explicativa (ao invés do hiato do custo marginal real).

#### F) Resultados através do Método Generalizados dos Momentos (GMM):

Descritas as equações e as variáveis a serem utilizadas, faz-se necessário descrever o estimador a ser utilizado nas estimações. Em primeiro lugar, vale ressaltar a não adequação do estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para o presente caso, uma vez que este não sobreviveria à crítica de endogeneidade. Ou seja, a hipótese fundamental do estimador de MQO, de que  $Cov(x, \varepsilon) = 0$ , não estaria sendo respeitada, ocasionando vieses nos coeficientes estimados<sup>51</sup>. Excluída esta opção, Hamilton (1994), mostra que o Método Generalizado dos Momentos (GMM), além de poder ser considerado um estimador mais geral comparativamente à diversos outros, se adequaria melhor às estimações que levam em consideração o comportamento racional dos agentes econômicos<sup>52</sup>. Dessa forma, a presente seção fará uso do estimador de GMM como *benchmark* para suas estimações.

##### F-1) Resultados das NKPC padrão utilizando GMM:

Os resultados obtidos da NKPC utilizando o GMM tanto para os bens comercializáveis quanto para os bens não comercializáveis são mostrados na tabela 5. As estatísticas “t” para cada um dos coeficientes são mostradas entre parênteses. Já as estatísticas “J”, referente ao teste de sobreidentificação das condições de momentos, estão acompanhadas das suas respectivas probabilidades de não rejeição da hipótese nula (modelo especificado corretamente)<sup>53</sup>.

---

<sup>51</sup> Em termos mais intuitivos, uma das possíveis fontes dessa endogeneidade seria a causalidade existente entre a variável dependente (inflação corrente) e a variável explicativa expectativa de inflação. Tanto Cerisola e Gelos (2005) quanto Bevilaqua et alli (2007), mostraram que as expectativas de inflação dependem da inflação corrente. Dito isso, estimar a NKPC através do MQO não sobreviveria à crítica de endogeneidade gerada, neste caso, pela chamada causalidade reversa.

<sup>52</sup> Capítulo 14.

<sup>53</sup> Os mesmos testes de raiz unitária (ADP, PP e Ng Perron) mostrados na tabela 3 foram aplicados sobre as variáveis explicativas hiato do produto e inflação importada (variação da taxa real de câmbio). Os

Tabela 5 – Curva de Phillips Novo-Keynesiana – janeiro 2000 a março 2009.

	Comercializáveis	Não Comercializáveis
inflação passada	0,73*** (7,22)	0,63*** (3,99)
expectativa de inflação	0,33*** (2,67)	0,46** (2,42)
hiato do produto	-0,003 (0,46)	0,005 (0,82)
inflação importada (em “t”)	0,07** (2,47)	0 por hipótese
Estatística J	0,063 (0,229)	0,027 (0,397)

\*, \*\*, \*\*\* indicam rejeição da hipótese nula ao nível de 10%, 5% e 1% de significância, respectivamente.

Algumas evidências surgem da análise destas estimativas. Primeiramente, com exceção dos coeficientes do hiato do produto, todos os demais se mostraram significantes ao nível de 5% e com os sinais esperados.

Com relação à influência da inflação importada sobre os bens comercializáveis, as estimativas apontaram que o coeficiente de *pass-through* seria em torno de 7% no curto prazo e 27% no longo prazo<sup>54</sup>.

Os resultados estimados para o mesmo modelo, porém substituindo o hiato do produto pelo hiato do custo marginal real, mostraram-se bastante semelhantes aos relatados acima, conforme pode ser visualizado na tabela 6.

Com exceção do coeficiente da expectativa de inflação para os bens não comercializáveis, que não se mostrou significativo nesta especificação, os demais resultados foram semelhantes aos anteriores. Nesta especificação o coeficiente de *pass-through* foi estimado em 6% no curto prazo e 29% no longo prazo, estimativas muito próximas às obtidas anteriormente.

---

resultados, estatisticamente significantes ao nível de 1%, apontaram de forma inequívoca para a estacionariedade de ambas as séries.

<sup>54</sup> Belasich (2003) encontrou coeficientes de *pass-through* de 12% nos primeiros três meses após o choque e de 15% no longo prazo para os bens comercializáveis. Tais coeficientes estão contidos no intervalo estimado no presente trabalho.

Tabela 6 – Curva de Phillips Novo-Keynesiana – janeiro 2001 a março 2009.

	Comercializáveis	Não Comercializáveis
inflação passada	0,79*** (8,44)	0,78*** (5,47)
expectativa de inflação	0,26** (2,20)	0,25 (1,41)
hiato do custo marginal real	0,01 (1,30)	-0,001 (0,18)
inflação importada (em “t”)	0,06*** (2,98)	0 por hipótese
Estatística J	0,039 (0,57)	0,064 (0,102)

\*, \*\*, \*\*\* indicam rejeição da hipótese nula ao nível de 10%, 5% e 1% de significância, respectivamente.

#### F-2) Resultados da NKPC por sub-amostras utilizando GMM:

A fim de avaliar a magnitude dos coeficientes estimados ao longo do tempo optou-se por estimar os mesmos modelos em 2 sub-amostras de tamanhos semelhantes. Neste caso, a tabela 7 compara os resultados obtidos para a inflação dos bens comercializáveis de janeiro 2000 a setembro de 2004 contra a amostra de outubro de 2004 a março de 2009.

Tabela 7 – Curva de Phillips Novo-Keynesiana Para Bens Comercializáveis

	Amostra até set/2004	Amostra a partir out/2004
inflação passada	0,85*** (12,27)	0,25*** (3,02)
expectativa de inflação	0,15 (1,20)	0,63*** (12,15)
hiato do produto	-0,01 (0,80)	0,02*** (7,12)
inflação importada (em “t”)	0,09*** (6,32)	0,03 (1,28)
Estatística J	0,139 (0,167)	0,085 (0,43)

As estimativas das sub-amostras para a inflação de comercializáveis apontam nas seguintes direções: a) houve uma redução estatisticamente significativa (segundo o teste de Wald) do coeficiente da inércia inflacionária no período final da amostra, b) tal redução da inércia ocorreu concomitantemente a uma elevação, estatisticamente significativa, do coeficiente da expectativa de inflação, c) o coeficiente do hiato do produto se elevou significativamente no período final da amostra, d) o coeficiente da

inflação importada reduziu-se de forma significativa, cerca de 66%, no período final da amostra deixando de ser significativa. As evidências a), b) e d) sugerem uma maior capacidade da autoridade monetária em coordenar às expectativas, consequentemente a inflação corrente, no período final da amostra.

Os mesmos resultados para a inflação de bens não comercializáveis são mostradas na tabela 8 a seguir.

Tabela 8 – Curva de Phillips Novo-Keynesiana Para Bens Não Comercializáveis

	Amostra até set/2004	Amostra a partir out/2004
inflação passada	0,71*** (4,22)	0,67*** (3,02)
expectativa de inflação	0,38** (2,06)	0,41 (1,40)
hiato do produto	0,044*** (5,25)	0,0001 (0,10)
Estatística J	0,061 (0,33)	0,005 (0,99)

A mesma evidência de redução do coeficiente da inércia e elevação do coeficiente da expectativa de inflação observada na inflação de comercializáveis também foi verificada para os não comercializáveis, embora neste último caso tal diferença não tenha sido estatisticamente significativa segundo o teste de Wald.

Já o coeficiente do hiato do produto apresentou comportamento oposto comparativamente ao caso da inflação de comercializáveis. Ou seja, no caso da inflação dos bens não comercializáveis o coeficiente do hiato do produto se reduziu, de forma significativa, no período final da amostra.

A fim de avaliar a robustez dos resultados relativos ao coeficiente do hiato do produto, reestimou-se as mesmas equações com as mesmas sub-amostras, porém substituindo o hiato do produto pelo hiato do custo marginal real.

Os resultados, mostrados na tabela 9, apontam que a eventual elevação deste coeficiente no período final da amostra, no caso da inflação de comercializáveis, não se mostrou robusto à substituição da variável explicativa. Contrariamente, tal coeficiente reduziu-se e tornou-se significativo no período final da amostra. Já para o caso da inflação de não comercializáveis, o mesmo coeficiente não apresentou alterações significativas, sugerindo também pouca robustez nos resultados desta variável.

Tabela 9 – Coeficiente do Hiato do Custo Marginal Real da NKPC

	Amostra até set/2004	Amostra a partir out/2004
comercializáveis	-0,01 (1,04)	-0,02*** (3,25)
não comercializáveis	-0,001 (0,05)	-0,01 (1,27)

Posto isso, as evidências obtidas através do estimador de GMM utilizando sub-amostras de tamanhos semelhantes sugerem ter havido reduções do coeficiente da inércia inflacionária e do *pass-through* concomitantemente à elevação do coeficiente das expectativas de inflação, em especial no caso da inflação dos bens comercializáveis. Em adição, os eventuais alterações das magnitudes dos coeficientes do hiato do produto/hiato do custo marginal real não se mostraram robustas à essa estratégia de identificação.

Interessante notar que algumas dessas observações corroboram resultados já reportados na literatura. Em especial, Tombini e Alves (2006), utilizando a metodologia do Filtro de Kalman, também encontraram indicações de elevação dos coeficientes da inflação passada e da taxa de câmbio em meados de 2002 (período inicial da sub-amostra). Belaisch (2003), utilizando a metodologia de vetores auto regressivos (VAR), apontou evidências de elevação do coeficiente de *pass-through* em meados de 2002 (período inicial da sub-amostra). Com relação ao coeficiente do hiato do produto, Tombini e Alves (2006) afirmaram que a curva de Phillips teria se achatado a partir de meados de 2002. No entanto, o gráfico apresentado pelos autores contendo as estimativas dos coeficientes mostra que tal redução ficou dentro dos erros padrões das estimativas, indicando que a tendência declinante do coeficiente do hiato do produto não parecia ser tão robusta quanto às demais, resultado semelhante ao do presente trabalho.

#### G) Resultados da NKPC por Vetores Auto Regressivos (VAR) Irrestrito:

A análise dos coeficientes efetuada na seção anterior através do estimador GMM permitiu avaliar possíveis alterações do impacto direto dos determinantes da inflação. Ademais, utilizando a estimativa do coeficiente da inércia inflacionária poder-se-ia calcular o impacto de longo prazo dos determinantes da inflação, que torna-se mais

elevado devido ao efeito indireto produzido pela propagação do choque pela persistência inflacionária.

Contudo, os possíveis impactos dos determinantes da inflação pode não se restringir a apenas esses dois canais de transmissão. Os resultados empíricos para a economia brasileira encontrados por Cerisola e Gelos (2005) e por Bevilaqua et alli (2007) mostram que a expectativa de inflação dos agentes econômicos também é sensível à inflação passada. Ou seja, eventuais choques na inflação tendem a elevar as expectativas de inflação o que produziria uma nova rodada de elevação da inflação corrente.

O estimador GMM controla pela causalidade reversa impedindo que esta se traduza em viés dos coeficientes estimados. Ou seja, assim como o estimador de Variáveis Instrumentais, o GMM estima seus coeficientes a partir de variações exógenas das variáveis explicativas obtidas através dos diversos instrumentos (Hamilton 1994). Ocorre que as variáveis explicativas da NKPC, como a expectativa de inflação, poderiam apresentar correlações dinâmicas com a variável explicada (inflação) alterando o impacto final dos choques.

Uma possível estratégia que permitiria incorporar esse canal adicional de transmissão seria a estimação da NKPC através da metodologia de Vetores Auto Regressivos (VAR) mediante a análise das funções de impulso resposta. Nesta metodologia, as possíveis correlações existentes entre as variáveis explicativas e a variável explicada da NKPC são levadas em consideração nas estimações podendo produzir estimativas distintas daquelas obtidas com o GMM.

Posto isso, os gráficos 6A, 6B, 6C e 6D mostram as funções acumuladas de resposta da inflação de bens comercializáveis para os 12 meses à frente à impulsos estruturais na variação da taxa real de câmbio, hiato do produto, expectativas de inflação e inflação de comercializáveis, todas elas avaliadas para o período amostral de janeiro de 2000 a março de 2009. Vale ressaltar que para calcular tais funções de resposta a impulso utilizou-se a identificação segundo a decomposição de Cholesky.<sup>55</sup> Dessa forma, os gráficos 6A a 6D mostram que choques positivos nas quatro variáveis

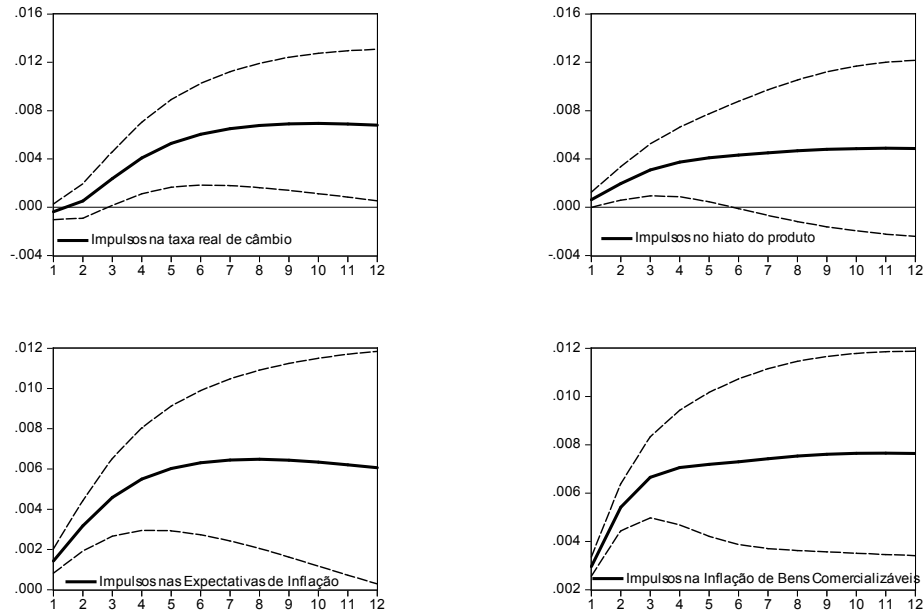
---

<sup>55</sup> A ordem de exogeneidade utilizada na decomposição de Choleski foi: variação da taxa real de câmbio, hiato do produto, expectativas de inflação e inflação de comercializáveis. Isso significa que a taxa real de câmbio é a única variável do VAR que afeta todas as demais variáveis de forma contemporânea, enquanto a inflação de comercializáveis afeta as outras variáveis somente de forma defasada. A escolha dessa ordem de exogeneidade deveu-se à literatura empírica e à disponibilidade de dados da inflação para o período “t” somente em “t+1” significando que a formação das expectativas de inflação em “t” só poderiam ser afetadas pelos dados de inflação até o período “t-1”.



produzem elevações significativamente positivas na inflação de comercializáveis, conforme previamente esperado. Note que, neste caso, choques no hiato do produto geram respostas significativamente positivas na inflação, pelo menos até o 6º mês após o impulso. Tal resultado difere da insignificância estatística obtida com o estimador GMM.

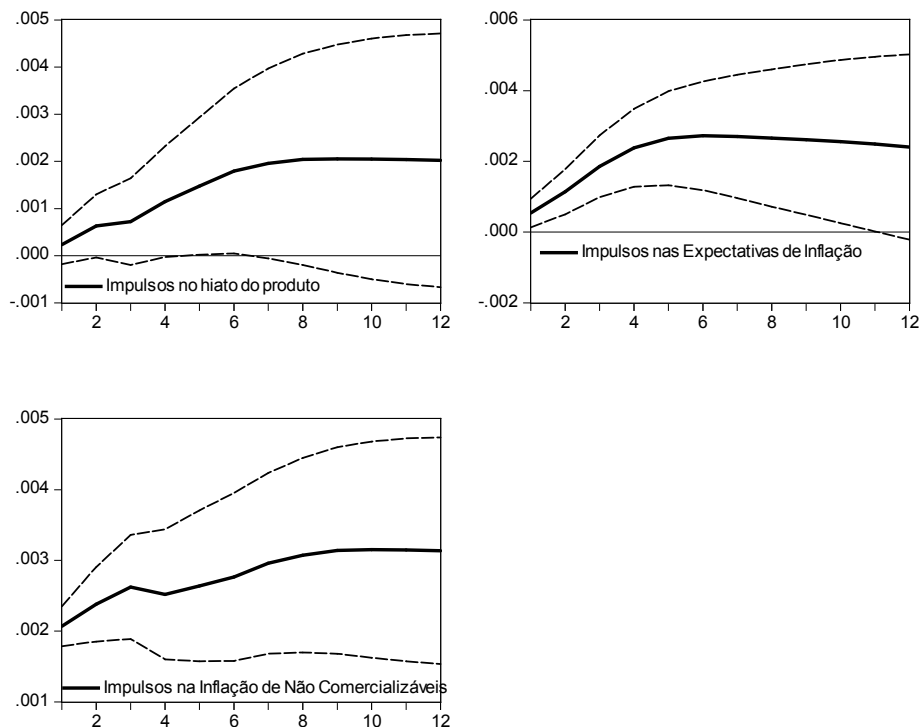
Gráficos 6A a 6D – Resposta da Inflação de Comercializáveis a Choques



Já os gráficos 7A, 7B e 7C mostram as funções acumuladas de resposta da inflação de bens não comercializáveis para os 12 meses à frente à impulsos estruturais no hiato do produto, expectativas de inflação e inflação de não comercializáveis também identificadas segundo a mesma decomposição de Cholesky.<sup>56</sup> Dessa forma, os gráficos 7A a 7C mostram que choques positivos nas três variáveis produzem elevações na inflação de não comercializáveis, também corroborando as expectativas preliminares. Porém, e assim como ocorrido no estimador GMM, a resposta da inflação à choques no hiato do produto não se mostrou estatisticamente significativa.

<sup>56</sup> Evidentemente que substituindo a inflação de comercializáveis pela de não comercializáveis e excluindo a variável taxa real de câmbio, pois esta não faz parte da NKPC derivada para a inflação de não comercializáveis.

Gráficos 7A a 7C – Resposta da Inflação de Não Comercializáveis a Choques



#### G-1) Resultados da NKPC por sub-amostras utilizando VAR irrestrito:

Assim como no GMM, a avaliação de possíveis alterações das funções de impulso resposta foram realizadas mediante a estimação de dois VAR's com sub-amostras de tamanhos semelhantes. Desta forma, os gráficos 8A a 8D mostram as estimativas médias da resposta da inflação de comercializáveis a choques na taxa real de câmbio, hiato do produto, expectativas de inflação e inflação de comercializáveis para dois períodos amostrais bem como o intervalo de confiança dessas estimativas contendo dois erros padrões.

Os resultados mostram que a resposta da inflação de comercializáveis se tornou menos sensível aos choques na taxa de câmbio no período final da amostra (gráfico 8A), embora tal alteração não possa ser considerada estatisticamente significativa, conforme havia sido obtido no GMM. Já a resposta da inflação a choques no hiato do produto apresentou comportamento inconclusivo (gráfico 8B). Até o terceiro mês após o choque a resposta da inflação de comercializáveis tornou-se menos sensível ainda que não estatisticamente significativa. A partir do 4º mês, a situação se inverte sugerindo que o

efeito final de choques no hiato do produto sobre a inflação de comercializáveis tornou-se mais significativo a partir de outubro de 2004. Tal resultado parece corroborar aqueles obtidos com o estimador GMM.

Com relação à resposta da inflação aos choques nas expectativas de inflação os resultados utilizando VAR merecem uma qualificação mais detalhada. O efeito inicial (1º mês após o choque) parece ter se elevado corroborando os resultados do GMM. A partir do 3º mês, a evidência se inverte indicando que o impacto de choques nas expectativas de inflação passou a gerar impactos menores sobre a inflação de comercializáveis no período final da amostra comparativamente ao período inicial. Tal inversão também aparece nas estimativas do GMM. Enquanto o coeficiente das expectativas de inflação se elevou de 0,15 para 0,63 (ver tabela 7), o impacto de longo prazo deste coeficiente significou uma redução de 1 ( $0,15/(1-0,85)$ ) para 0,84 ( $0,63/(1-0,25)$ ).

Finalmente, choques na inflação de comercializáveis passaram a produzir respostas mais significativas na inflação de comercializáveis comparativamente ao período inicial da amostra. Tal resultado parece contraditório quando comparado com a queda do coeficiente da inércia inflacionária obtida com o GMM. No entanto, ressalva-se que tais coeficientes não são diretamente comparáveis. Isto é, conforme derivado em Enders (1995) para o caso de um VAR com duas variáveis, o coeficiente da variável dependente defasada capta não apenas a influência da persistência inflacionária propriamente dita, mas também o impacto contemporâneo das demais variáveis do VAR sobre a variável dependente ponderado pela influência defasada desta última sobre as demais.<sup>57</sup>

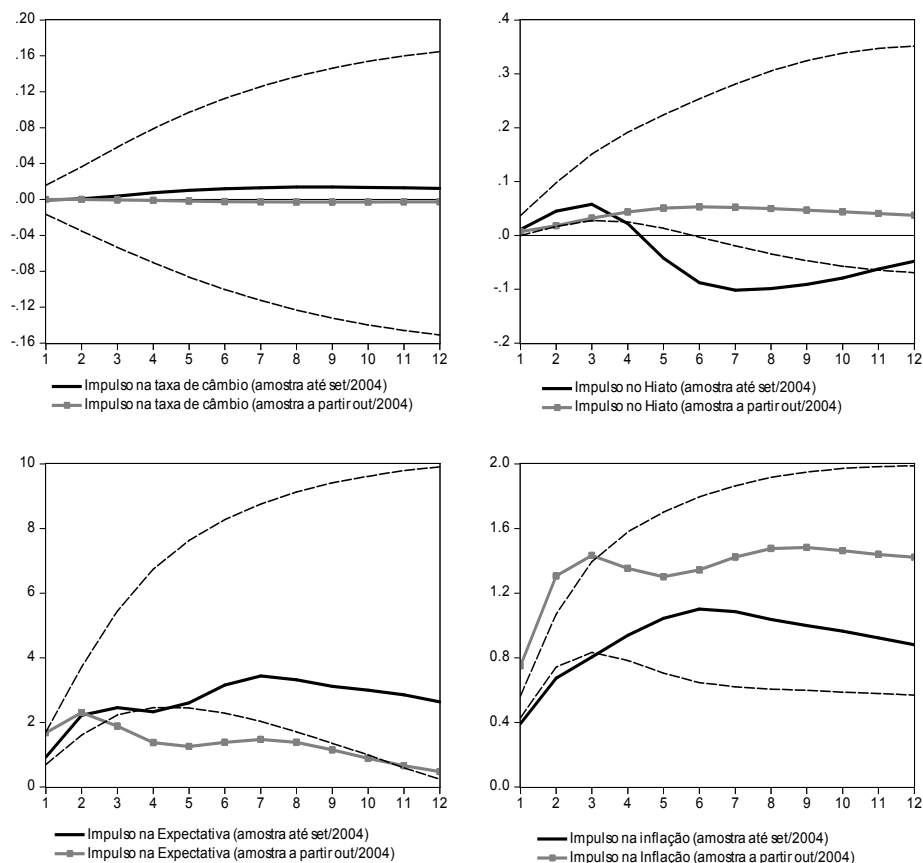
Aplicando tal resultado ao VAR estimado, pode-se identificar pelo menos três importantes canais que condicionam a função de resposta da inflação de comercializáveis à choques estruturais nela mesma. O primeiro deles refere-se à inércia inflacionária propriamente dita na qual a estimativa por GMM sugeriu que tenha se reduzido (ver tabela 7). O segundo refere-se ao impacto que o choque na inflação produzirá em termos de elevações das expectativas de inflação. Baseado nos resultados de Cerisola e Gelos (2005) e Bevilaqua et alli (2007) espera-se que tal coeficiente também tenha sido deprimido nos últimos anos. Contudo, as estimativas obtidas pelo GMM sugerem que a inflação tornou-se mais sensível ao comportamento das

---

<sup>57</sup> Página 303.

expectativas de inflação. Caso este último efeito tenha se elevado suficientemente poder-se-ia encontrar uma elevação da resposta da inflação de comercializáveis a choques nela mesma.<sup>58</sup>

Gráficos 8A a 8D – Resposta da Inflação de Comercializáveis em sub-amostras



Já os gráficos 9A a 9C mostram as respostas da inflação de bens não comercializáveis para os 12 meses subseqüentes aos choques no hiato do produto, expectativas de inflação e inflação de não comercializáveis, respectivamente.

Assim como ocorrido no caso da inflação de comercializáveis, a resposta da inflação de não comercializáveis a impulso no hiato do produto não parece apresentar um padrão muito conclusivo para as diferentes sub-amostras (gráfico 9A). Se inicialmente a resposta da inflação de não comercializáveis parece ter se elevado nos primeiros 2 meses após o choque, a partir do 3º mês ela se reduziu comparativamente ao

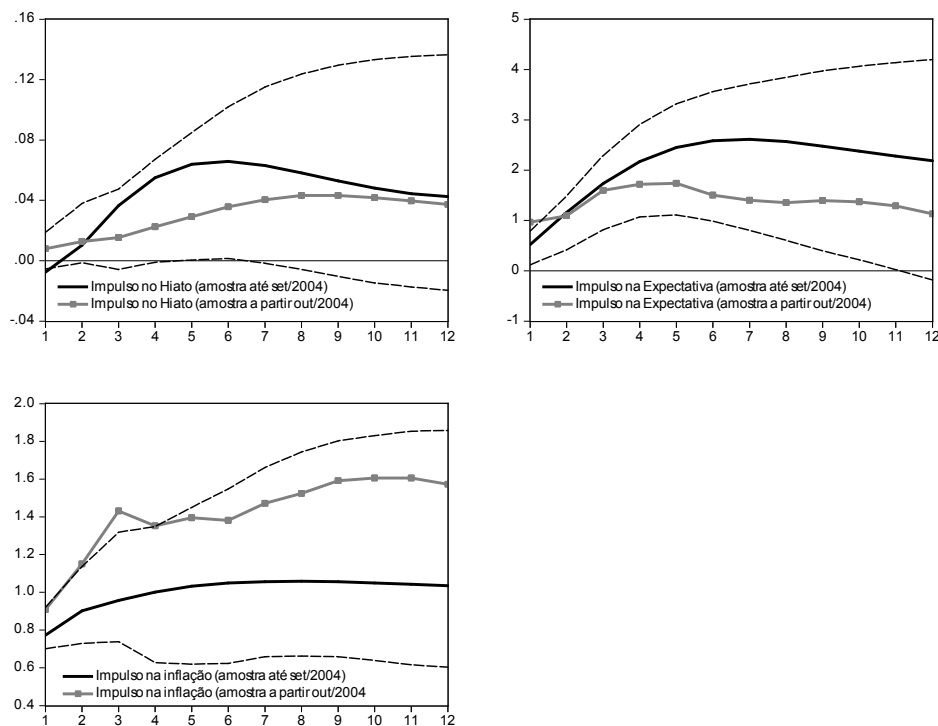
<sup>58</sup> Para efeitos de simplificação estamos abstraindo os impactos correlatos que seriam produzidos pelas demais variáveis do VAR estimado como o hiato do produto e a taxa real de câmbio.

período inicial da amostra para posteriormente convergir para um mesmo patamar em torno do 12º mês após o choque.

No tocante aos choques nas expectativas de inflação, a evidência para a inflação de não comercializáveis corrobora aquela apresentada para os comercializáveis. Ou seja, a resposta inicial (1º mês) da inflação de não comercializáveis é maior no período mais recente, porém torna-se sistematicamente menor nos meses subseqüentes. Como dito anteriormente a menor inércia inflacionária estimada no GMM (tabela 8) parece condicionar tal comportamento.

Por fim, a mesma aparente contraditória evidência de elevação na resposta da inflação de comercializáveis a choques nesta mesma variável no período mais recente aparece no caso da inflação de não comercializáveis (gráfico 9C). Dito isso, as mesmas ressalvas feitas anteriormente relativas à não comparabilidade direta entre as estimativas da inércia inflacionária do GMM e esta função de resposta ao impulso do VAR permanece sendo aplicável para o presente caso.

Gráficos 9A a 9C – Resposta da Inflação Não Comercializáveis em sub-amostras



Em suma, os resultados obtidos utilizando a metodologia dos Vetores Auto Regressivos (VAR) irrestrito mediante a utilização da decomposição de Cholesky parecem, em geral, corroborar as evidências obtidas com o estimador GMM dentre as quais: a) elevação do coeficiente das expectativas de inflação no curto prazo e a redução deste no longo prazo, provavelmente refletindo a concomitante queda da inércia inflacionária; b) eventuais alterações do coeficiente do hiato do produto não se mostraram robustas à ambas metodologias c) há indicações, embora não estatisticamente significante no caso da metodologia do VAR irrestrito, de redução do impacto de choques na taxa real de câmbio sobre a inflação de comercializáveis.

## CAPÍTULO 4 – GLOBALIZAÇÃO E OS IMPACTOS NA NKPC

As estratégias adotadas no capítulo anterior para estimar a curva de Phillips para a economia brasileira permitiram verificar a importância dos principais determinantes da inflação dos bens comercializáveis e não comercializáveis, além de possíveis alterações na magnitude dos seus coeficientes ao longo do tempo através das estimações de sub-amostras tanto pelo estimador GMM quanto pela metodologia dos Vetores Auto Regressivos (VAR)

Entretanto, tais estratégias não são capazes de identificar as causas dessas eventuais alterações dos coeficientes da curva de Phillips. Através da estimação por GMM com termos interados, o presente capítulo buscará encontrar evidências que possam contribuir para o melhor entendimento das razões subjacentes às alterações da magnitude dos coeficientes da NKPC no Brasil a partir do ano 2000.

### A) Forma Funcional do Modelo:

A fim de avaliar o papel da globalização nos coeficientes da NKPC de várias economias, mediante o controle por outros possíveis determinantes (tal como a credibilidade das autoridades monetárias) IMF (2006) estimou a seguinte equação:

$$(17) \pi_t = c_t(1 + \phi Credib_t) + \alpha(1 + \theta Credib_t)\pi_{t-1} + \beta(1 + \gamma Open_t + \lambda Credib_t + \chi Barg_{it})y_{it} + \varepsilon_t$$

Onde  $\pi$  é a taxa de inflação,  $Credib$  é uma medida de credibilidade,  $Open$  é uma medida de abertura/globalização,  $Barg$  é uma medida de poder de barganha dos trabalhadores e  $y$  é o hiato do produto.

Note que tal curva de Phillips está no formato *backward looking* (ou seja, não contém o termo de expectativa de inflação) além de não possuir o termo que capta o efeito da inflação importada. A forma funcional utilizada naquele trabalho permitia que o coeficiente da inércia inflacionária se alterasse em função de ganhos/perdas da credibilidade do *policy maker* e que o coeficiente do hiato do produto se alterasse em função do grau de abertura da economia, da credibilidade e do poder de barganha dos trabalhadores.

O presente trabalho adotará uma estratégia semelhante, porém utilizando uma forma funcional parecida com aquela apresentada por Goldfajn e Werlang (2001). Nesse sentido, serão estimadas por GMM as mesmas equações (15) para a inflação de não comercializáveis e (16) para comercializáveis do capítulo anterior (mostrada novamente abaixo), porém permitindo que haja alterações nos coeficientes do hiato do produto e da inflação importada em função de mudanças da credibilidade e/ou globalização conforme mostrado em (20-C e 20-D)<sup>59</sup>. Importante mencionar que a forma funcional adotada nesta seção não permitirá que os coeficientes da inércia inflacionária e da expectativa de inflação se alterem em função de mudanças no grau de abertura da economia, mas apenas em função de ganhos/perdas de credibilidade da autoridade monetária (20-A e 20-B). Tais restrições devem-se à relativa escassez de modelos teóricos e evidências empíricas que condicionem à utilização de tais termos adicionais nestes coeficientes, conforme discutido no capítulo 2.

$$(18) \pi_t = \alpha \pi_{t-1} + \beta E_t(\pi_{t+1}) + \gamma y_t + \varepsilon_t$$

$$(19) \pi_t = \alpha \pi_{t-1} + \beta E_t(\pi_{t+1}) + \gamma y_t + \phi \pi_t^* + \varepsilon_t$$

Onde:

$$(20-A) \alpha = \lambda + \theta \text{Credib}_t$$

$$(20-B) \beta = \eta + \nu \text{Credib}_t$$

$$(20-C) \gamma = \omega + \xi \text{Credib}_t + \rho \text{Open}_t$$

$$(20-D) \phi = \mu + \sigma \text{Credib}_t + \delta \text{Open}_t + \psi y_t$$

### B) Sinais Esperados dos Coeficientes Interados:

De acordo com a forma funcional esquematizada acima, o coeficiente  $\alpha$  da inércia inflacionária só poderia ser alterado de acordo com o grau de credibilidade do *policy maker*. Conforme sugerido por Gali e Gertler (1999) espera-se que a maior credibilidade produza reduções na magnitude de  $\alpha$ . Por outro lado, ainda segundo Gali

---

<sup>59</sup> Devido ao resultado empírico encontrado em Goldfajn e Werlang (2001) será permitido que o coeficiente da inflação importada se altere em função do nível do hiato do produto (hiato do custo marginal real), representado na equação 20-D pelo coeficiente  $\psi$ .



e Gertler (1999), a redução da magnitude de  $\alpha$  seria compensada pelo aumento na magnitude do coeficiente  $\beta$ . Ou seja, espera-se que  $\theta$  seja negativo e  $\nu$  positivo.

Já o coeficiente  $\gamma$  do hiato do produto pode ser alterado pelos graus de credibilidade da autoridade monetária e de abertura da economia. Como dito em Mishkin (2007), uma maior credibilidade tende a reduzir os impactos do ciclo de negócios sobre a inflação, significando,  $\xi < 0$ .

Já a maior abertura da economia, poderia ter impactos ambíguos sobre  $\gamma$ . Por um lado, a literatura empírica já reportou evidências de que a maior abertura produziu o achatamento da curva de Phillips em algumas economias desenvolvidas (IMF 2006), um resultado que corrobora modelos teóricos como o de Razin e Yuen (2001), indicando  $\rho < 0$ . Por outro lado, o modelo teórico de Rogoff (2003) indica que economias mais abertas tendem a possuir um menor grau de distorções e uma maior parcela de preços mais flexíveis, implicando em uma curva de Phillips mais inclinada, portanto  $\rho > 0$ .

No tocante ao coeficiente  $\phi$  da inflação importada, espera-se que a credibilidade reduza os impactos de choques transitórios sobre a inflação, conforme sugerido em Mishkin (2007), implicando em  $\sigma < 0$ . Já a maior abertura da economia deveria elevar o coeficiente de *pass-through* ( $\delta > 0$ ), uma vez que haveria uma maior parcela de bens comercializáveis na cesta de consumos das famílias, conforme sugerido por Romer (1993). Neste último caso vale ressaltar as evidências empíricas encontradas por Goldfajn e Werlang (2001) corroborando o modelo de Romer (1993). Finalmente, os resultados empíricos encontrados em Goldfajn e Werlang (2001) sugerem que a magnitude do coeficiente de *pass-through* seja pró-cíclico ao ciclo de negócios, o que em nossa forma funcional implicaria em  $\psi > 0$ .

### C) Definindo as variáveis:

Mais uma vez utilizar-se-á a variação de preços dos bens comercializáveis e não comercializáveis do IPCA como as medidas de inflação<sup>60</sup>. Como *proxy* das expectativas inflação utilizar-se-á a expectativa para os próximos 12 meses da pesquisa Focus. O hiato do produto mais uma vez será definido como a diferença (em logaritmo) do índice

---

<sup>60</sup> Reforça-se que por causa do significativo padrão sazonal, utilizou-se a inflação para os bens não comercializáveis dessazonalizada pelo método X-12.

da produção industrial por sua tendência HP<sup>61</sup>, enquanto a inflação importada será a variação mensal da taxa real de câmbio. Como *proxy* da globalização comercial o presente trabalho utilizará a razão entre a soma das exportações e importações de bens e serviços dividida pelo PIB a preços constantes de 2000. Tal medida foi mostrada no gráfico 2 do segundo capítulo. No tocante à credibilidade, utilizar-se-á a medida sugerida por Laxton e N'Diaye (2002), assim como feito em IMF (2006). Porém, o presente trabalho reparametrizou a medida de Laxton e N'Diaye (2002) para viabilizar sua aplicação para a economia brasileira. A próxima seção detalhará tal medida, assim como as modificações implementadas no presente trabalho.

#### D) Medindo Credibilidade segundo Svensson (1993):

Svensson (1993) aponta duas definições de credibilidade que poderiam ser associadas ao sistema de metas para a inflação: absoluta e das expectativas. Segundo o autor, credibilidade absoluta ocorre quando os agentes econômicos acreditam que a inflação futura ficará dentro do intervalo de tolerância da meta de inflação com probabilidade 1. Já a credibilidade das expectativas ocorreria quando os agentes econômicos acreditassem que as expectativas de inflação estarão posicionadas dentro do intervalo da meta de inflação com probabilidade inferior a 1.

Utilizando a definição de credibilidade de expectativas de Svensson (1993), uma possível medida de credibilidade que poderia ser construída seria o desvio da meta de inflação em relação às expectativas de inflação dos agentes econômicos para um mesmo período avaliado, conforme mostrado na equação (21).

$$(21) \text{Credib}_t = \Pi_{t+1}^* - E_t(\pi_{t+1})$$

Onde  $\text{Credib}_t$  é a medida de credibilidade no período “t”;  $\Pi_{t+1}^*$  é a meta de inflação para o período “t+1”; enquanto  $E_t(\pi_{t+1})$  é a expectativa de inflação dos agentes econômicos em “t” para o período “t+1”.

Para construção de tal medida poder-se-ia utilizar os dados das expectativas de inflação doze meses à frente segundo a pesquisa Focus do Banco Central do Brasil.

---

<sup>61</sup> Também será estimado o mesmo modelo substituindo o hiato do produto pelo hiato do custo marginal real.

Com relação à meta de inflação doze meses à frente pode-se aplicar algum procedimento de encadeamento, dado que o regime de metas de inflação no Brasil fixa patamares para a inflação para o ano gregoriano. Dessa forma, poder-se-ia utilizar mesmo procedimento de Minella et alli (2002 e 2003), ou seja, uma média entre a meta de inflação do ano  $t$  em que se capta a expectativa de inflação e a meta de inflação do ano  $t+1$ , ponderando-as pelos meses restantes de cada ano, conforme mostrado na equação (22).

$$(22) \Pi^*_{12m} = (1/12)(12 - j)(\Pi_t^*) + (j/12)(\Pi_{t+1}^*)$$

Onde  $\Pi^*_{12m}$  é a meta de inflação para os próximos 12 meses,  $j$  é o número de meses decorridos no ano  $t$ ,  $\Pi_t^*$  e  $\Pi_{t+1}^*$  são as metas de inflação perseguidas pelo Banco Central para o ano “ $t$ ” e “ $t+1$ ”, respectivamente<sup>62</sup>. Utilizando tal critério de interpolação, quanto mais próximo de zero estivesse essa medida, maior seria a credibilidade da autoridade monetária.

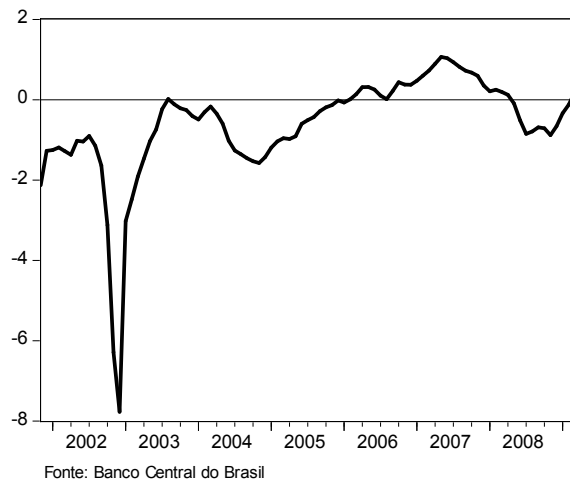
O gráfico 10 abaixo mostra o comportamento desta medida desde novembro de 2001 quando se iniciou a divulgação dos dados das expectativas de inflação doze meses à frente dos agentes econômicos<sup>63</sup>. Como ilustrado, o segundo semestre do ano de 2002 foi marcado por significativa redução da credibilidade da autoridade monetária.

---

<sup>62</sup> Em termos práticos, a meta de inflação em janeiro de 2000 para os próximos doze meses seria igual a  $(11 \cdot 6\%) + (1 \cdot 4\%) = 5.83\%$ , dado que as metas de inflação para todo o ano de 2000 e 2001 eram 6% e 4%, respectivamente.

<sup>63</sup> Devido às sucessivas alterações das metas de inflação no Brasil adotaram-se os seguintes critérios para construção da série de metas de inflação encadeada: entre janeiro/2002 a junho/2002 a meta de inflação para o ano de 2003 era de 3,25%; de julho/2002 a dezembro/2002 a meta para o ano de 2003 foi elevada para 4%; finalmente a partir de janeiro/2003 considerou-se a meta de 8,5% para o ano de 2003. Tais modificações decorreram dos comunicados explicitados pela autoridade monetária aos agentes econômicos diante do choque cambial ocorrido no ano de 2002.

Gráfico 10 - Meta de inflação – Expectativa de inflação (12 meses à frente)



Embora esta medida de credibilidade seja de simples implementação, a ausência de limites superiores ou inferiores incentiva à investigação da medida proposta por Laxton e N'Diaye (2002).

#### E) Medindo Credibilidade segundo e Laxton e N'Diaye (2002):

Laxton e N'Diaye (2002) propõem uma medida alternativa para credibilidade. Tais autores partem do princípio de que as taxas de juros futuras contêm informação acerca do prêmio de inflação, permitindo a identificação de períodos de baixa, média e alta credibilidade. Dessa forma, os autores mensuram a credibilidade conforme mostrado na equação (23) abaixo.

$$(23) \text{Credib}_t = \frac{[RL_t - RL^{\text{high}}]^2}{\{[RL_t - RL^{\text{high}}]^2 + [RL_t - RL^{\text{low}}]^2\}}$$

Onde  $RL_t$  é a taxa de juros nominal em  $t$ ,  $RL^{\text{high}}$  é a taxa de juros nominal mais alta da amostra enquanto  $RL^{\text{low}}$  seria a taxa de juros nominal mais baixa possível e que foi calibrado pelos autores em 5% para os países da OCDE. Uma das principais vantagens desta medida é que ela só poderia assumir valores entre 0 e 1, além de poder ser considerada simétrica. Ou seja, o valor de 0,5 seria atingido quando  $RL_t$  se situasse exatamente no ponto médio entre  $RL^{\text{high}}$  e  $RL^{\text{low}}$ , significando que a autoridade monetária disporia de apenas 50% da credibilidade absoluta.

A utilização da medida de Laxton e N'Diaye (2002) para o Brasil exige algumas alterações paramétricas. No caso de  $RL^{high}$  poder-se-ia utilizar a taxa de juros mais elevada da amostra analisada, conforme feito para cada um dos países da OCDE. Já um  $RL^{low}$  igual a 5% parece ser um patamar muito baixo para o caso brasileiro.

Partindo do pressuposto que a taxa de juros futura atingiria seu ponto mínimo quando o prêmio a termo se igualasse a zero, pode-se inferir que neste ponto a taxa de juros futura seria igual à expectativa de inflação somada à expectativa de juro real dos agentes econômicos. No caso do Brasil, como *proxy* para a expectativa de inflação, poder-se-ia assumir a própria meta de inflação para os doze meses à frente<sup>64</sup>, enquanto que para a taxa real de juros poder-se-ia considerar alguma medida de taxa real de juros de equilíbrio. Neste último caso, foi utilizado o patamar de 4,6%<sup>65</sup> encontrado por Miranda e Muinhos (2003) para o período a partir de 1999. O gráfico 11 mostra o comportamento da medida de Laxton e N'Diaye (2002), reparametrizada para o caso brasileiro conforme descrito acima, desde junho de 1999 quando se iniciou o regime de metas de inflação no Brasil. Nota-se, mais uma vez, uma significativa perda da credibilidade da autoridade monetária no segundo semestre de 2002 quando a medida atinge seu ponto mínimo 0. É possível também visualizar que a autoridade monetária conquistou gradativa credibilidade de 1999 até o primeiro semestre de 2001 quando se iniciou uma queda significativa desta medida.<sup>66</sup> Em adição, nota-se que do início de 2005 a meados de 2007 houve elevação adicional da credibilidade atingindo patamar próximo do seu ponto máximo 1 que se manteve até o final da amostra.

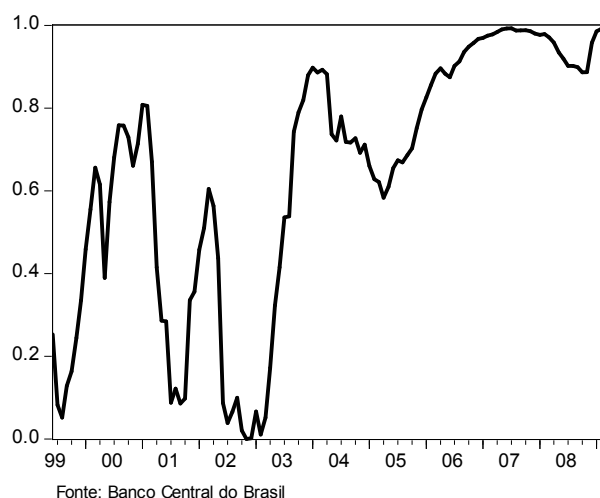
---

<sup>64</sup> Parece plausível imaginar que períodos em que o prêmio a termo das taxas de juros futuras seja nulo estejam associados a períodos de elevado grau de credibilidade da autoridade monetária, implicando em expectativas de inflação dos agentes econômicos muito próximas à meta de inflação.

<sup>65</sup> Também foi construída tal medida utilizando uma taxa real de juros de 6%. Os resultados foram bastante semelhantes aos reportados neste trabalho.

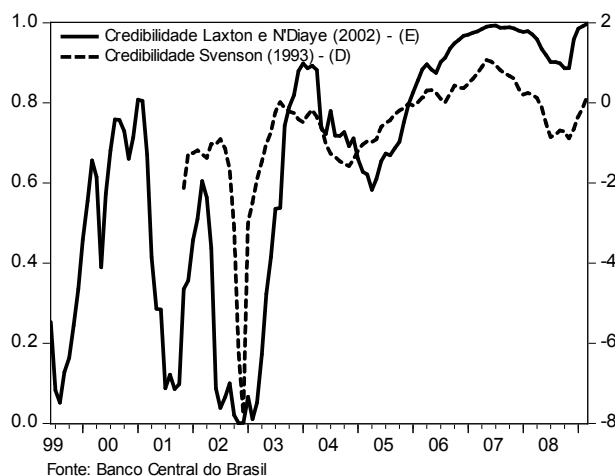
<sup>66</sup> Lembrando que em 2001 o Banco Central do Brasil não cumpriu a meta de inflação pela primeira vez.

Gráfico 11 – Credibilidade segundo Laxton e N'Diaye (2002)



Vale ressaltar a significativa correlação positiva existente entre a medida de credibilidade proposta por Svensson (1993) e aquela proposta por Laxton e N'Diaye (2002), mostrada no gráfico 12.<sup>67</sup> No entanto, vale reforçar que ao utilizar a medida proposta por Laxton e N'Diaye (2002) obtêm-se limites superiores e inferiores para a credibilidade.

Gráfico 12 – Credibilidade segundo Laxton e N'Diaye (2002) e Svensson (1993)



<sup>67</sup> O coeficiente de correlação incondicional entre tais medidas para o período desde novembro de 2001 é de 0,71.

Evidentemente que a medida de credibilidade de Laxton e N'Diaye (2002) possui desvantagens. Primeiramente, e conforme comentado pelos próprios autores, por ser derivada do mercado futuro de taxa de juros, tal medida implicitamente assume que as variações da taxa de juros nominal decorrem de variações das expectativas de inflação, ao invés de variações da taxa real de juros. Uma segunda crítica refere-se ao parâmetro para a taxa de juros nominal mínima ( $RL^{low}$ ). O fato de considerarmos a meta de inflação como *proxy* para a expectativa de inflação e a incerteza em relação à taxa de juros real de equilíbrio da economia brasileira, torna a calibração deste parâmetro sujeita a críticas e aperfeiçoamentos. Adicionalmente admite-se que neste ponto de mínimo o prêmio a termo das taxas de juros futuras seja nulo, uma hipótese que merece melhor investigação.

#### F) Resultados por GMM com Termos Interados:

Descritas as variáveis que serão utilizadas no modelo, vale mencionar o problema da restrição dos graus de liberdade que terá que ser enfrentado nessa nova estratégia de estimação. Isto é, o modelo especificado nas equações (18 e 19) com coeficientes interados mostrados nas equações 20A a 20D, implica na estimação de sete novos parâmetros, ou seja,  $\theta, \nu, \xi, \rho, \sigma, \delta, \psi$ . Considerando o desempenho relativamente deficiente do GMM em pequenas amostras<sup>68</sup>, optou-se por impor algumas restrições aos coeficientes interados a serem estimados. Em particular, como a equação a ser estimada para a inflação de comercializáveis possui uma variável explicativa a mais (inflação importada), exigindo a estimação de quatro coeficientes adicionais, foi imposta a restrição  $\xi = \rho = 0$ . Ou seja, no caso da inflação de comercializáveis, será estimado o coeficiente do hiato do produto ( $\gamma = \omega \neq 0$ ), porém este não se alterará em função da credibilidade e/ou abertura da economia ( $\xi = \rho = 0$ )<sup>69</sup>. Levando em conta tais restrições os resultados obtidos utilizando o hiato do produto são mostrados na tabela 10 mais uma vez com as estatísticas “t” entre parênteses, enquanto, no caso da estatística “J”, foi explicitada a probabilidade de não rejeição da hipótese nula. Ou seja,

<sup>68</sup> Bueno (2008), página 139.

<sup>69</sup> Vale ressaltar que o coeficiente do hiato do produto na inflação de comercializáveis, além de não se mostrar significativo, mostrou sinal inverso na estimação por GMM considerando toda a amostra, sugerindo importância menor desta variável na dinâmica da inflação dos bens comercializáveis. No tocante à inflação de bens não comercializáveis não foi imposta nenhuma restrição.

a rejeição da hipótese nula do teste J indica a aceitação de que o modelo foi mal especificado.

Tabela 10 – Curva de Phillips com Termos Interados – jan/2000 março/2009.

	Comercializáveis	Não Comercializáveis
$\lambda$	1,30*** (8,64)	2,14*** (3,34)
$\theta$	-1,56*** (4,03)	-1,72** (2,02)
$\eta$	-1,08** (2,41)	-1,37* (1,76)
$\nu$	2,37*** (3,18)	2,10** (1,97)
$\omega$	0,02* (1,91)	0,04 (0,43)
$\xi$	“0” por restrição imposta	-0,15*** (2,54)
$\rho$	“0” por restrição imposta	0,34 (0,68)
$\mu$	-0,52 (1,55)	“0” pelo modelo teórico
$\sigma$	-0,31** (2,31)	“0” pelo modelo teórico
$\delta$	3,02* (1,81)	“0” pelo modelo teórico
$\psi$	0,62 (1,13)	“0” pelo modelo teórico
Estatística J	0,0092 (0,801)	0,056 (0,116)

\*, \*\*, \*\*\* indicam rejeição da hipótese nula ao nível de 10%, 5% e 1% de significância, respectivamente

No tocante aos resultados da inflação de comercializáveis, nota-se que a credibilidade reduziu a inércia inflacionária ( $\theta = -1,56$ ) ao mesmo tempo em que elevou o coeficiente das expectativas de inflação ( $\nu = 2,37$ ), ambos ao nível de significância de 1%. Além de corroborar as expectativas iniciais, o teste de Wald não foi capaz de rejeitar a hipótese nula de que a soma desses dois coeficientes seja nula ao nível de significância de 5%. Em outras palavras, o teste de Wald não foi capaz de rejeitar a hipótese de que a credibilidade afeta os coeficientes da inércia e das expectativas de inflação não apenas em direções opostas, mas também em magnitudes absolutas semelhantes.



Já o coeficiente do hiato do produto (invariante à credibilidade e à globalização por hipótese) desta vez se mostrou significativo, ao nível de 10%, e com o sinal positivo esperado ( $\omega = 0,02$ ).

Com relação à inflação importada, o coeficiente de *pass-through* se reduziria em períodos de elevação da credibilidade da autoridade monetária ( $\sigma = -0,31$ ) ao nível de significância de 5%, resultado que corrobora a teoria e as evidências empíricas mencionadas em Mishkin (2007). Por outro lado, o mesmo coeficiente de *pass-through* se elevaria à medida que a economia se tornasse mais globalizada ( $\delta = 3,02$ ), embora neste caso a significância estatística tenha se dado somente sobre o nível de 10%. Tal resultado vai ao encontro do modelo teórico de Romer (1993), além de corroborar os resultados empíricos mostrados por Goldfajn e Werlang (2001). Por fim, o coeficiente de *pass-through* não se mostrou estatisticamente significativo ao hiato do produto, ainda que sua magnitude estimada tenha sido positiva conforme sugeria os resultados de Goldfajn e Werlang (2001).

Quanto aos resultados para a inflação de bens não comercializáveis, nota-se que a credibilidade, mais uma vez, reduziu a inércia inflacionária ( $\theta = -1,72$ ) e elevou o coeficiente das expectativas de inflação ( $\nu = 2,10$ ), ambos com elevada significância estatística. A aplicação do teste de Wald sobre tais coeficientes mais uma vez não foi capaz de rejeitar a hipótese de que a redução/elevação do coeficiente da inércia inflacionária decorrente do ganho/perda de credibilidade seja estatisticamente diferente da elevação/redução do coeficiente das expectativas de inflação.

Quanto ao coeficiente do hiato do produto, este se mostrou altamente significativo à credibilidade ( $\nu = -0,15$ ), sugerindo que a elevação desta reduz os impactos da atividade econômica doméstica sobre a inflação de bens não comercializáveis. Tal resultado corrobora as expectativas iniciais expostas em Mishkin (2007).

Por outro lado, o mesmo coeficiente do hiato do produto não se mostrou significativo ao grau de abertura comercial da economia. Embora o coeficiente positivo ( $\rho = 0,34$ ) corrobore o modelo teórico de Rogoff (2003), tal resultado confronta com as evidências empíricas apresentadas para os países desenvolvidos (IMF 2006) e para o Brasil (Holland e Mori 2007), na qual a maior globalização teria reduzido o coeficiente do hiato do produto (implicando  $\rho < 0$ ). Neste último caso, vale ressaltar, mais uma vez, o fato de que o trabalho de Holland e Mori (2007) não controlou o coeficiente do

hiato do produto pela credibilidade. Neste caso, a eventual correlação positiva entre a credibilidade e a globalização comercial poderia ter gerado um viés de variável omitida no trabalho desses autores. Ademais, o fato de a credibilidade apresentar sinal negativo e altamente significativo no presente trabalho, sugere que o potencial viés de variável omitida no trabalho de Holland e Mori (2007) seria negativo, favorecendo as evidências relatadas pelos autores.<sup>70</sup>

Em resumo, os resultados apresentados sob GMM com termos interados mostraram que o aumento da credibilidade eleva o coeficiente das expectativas de inflação e reduz os demais coeficientes da curva de Phillips, sejam eles a inércia inflacionária, o hiato do produto e a inflação importada, todos eles de forma significativa.

Por outro lado, a maior abertura da economia parece elevar o coeficiente da inflação importada, ainda que os resultados não sejam tão significantes quanto no caso da credibilidade. Em adição, os resultados encontrados sugerem que a globalização não teve impacto significativo sobre o coeficiente do hiato do produto no Brasil para o período de 2000 ao 1º trimestre de 2009.

#### G) Controlando pela Crítica do Nível de Inflação de Ball (2006):

Os resultados relatados na seção anterior buscaram encontrar evidências de alterações nos coeficientes da curva de Phillips em função de alterações da credibilidade e/ou da abertura da economia. No entanto, e conforme mencionado em capítulo anterior, Ball (2006) sugere que tanto a melhora na condução da política monetária (maior credibilidade), quanto a redução do nível de inflação das economias poderia ocasionar o achatamento da curva de Phillips, ou seja, a redução do coeficiente do hiato do produto. Para Ball (2006), o menor nível de inflação produziria reduções na frequência de reajustes dos preços, elevando, conseqüentemente, o seu nível de rigidez. Como preços mais rígidos implicariam uma curva de Phillips menos inclinada, a redução do nível de inflação poderia ser uma explicação adicional para um eventual achatamento da curva de Phillips.

A fim de controlar os resultados mostrados na seção anterior para a crítica de Ball (2006) relativa ao nível de inflação, estimou-se a mesma equação (18) para bens

---

<sup>70</sup> Tal crítica se assemelha àquela exposta em Ball (2006).

não comercializáveis com termos interados expostos nas equações (20-A a 20-C), porém acrescentou-se um termo adicional na equação 20C. Tal termo captaria o efeito da inflação passada no coeficiente do hiato do produto conforme mostrado na equação 20-C' abaixo. Caso a crítica de Ball (2006) seja válida para os dados da economia brasileira dever-se-ia encontrar  $\chi < 0$  e estatisticamente significativo.

$$(20-C') \gamma' = \omega' + \xi' Credib_{t-1} + \rho' Open_{t-1} + \chi \pi_{t-1}$$

Embora o coeficiente estimado  $\chi$  tenha sido negativo, este não se mostrou significativo sugerindo que o eventual achatamento da curva de Phillips decorrente da queda dos níveis de inflação não parece ser estatisticamente significativo para os dados da economia brasileira<sup>71</sup>.

#### H) Resultados Utilizando o Hiato do Custo Marginal Real:

A fim de testar a robustez dos resultados acima mencionados foi estimado novamente os mesmos modelos das equações (18) e (19) com termos interados (20-A a 20-D), porém substituindo o hiato do produto pelo hiato do custo marginal real. Os resultados são mostrados na tabela 11 abaixo.

---

<sup>71</sup> Os resultados não foram apresentados devido à semelhança com aqueles mostrados na tabela 10, mas podem ser obtidos junto ao autor. Em geral, os demais coeficientes não se alteraram de forma significativa.

Tabela 11 – Curva de Phillips com Termos Interados – jan/2000 a março/2009.

	Comercializáveis	Não Comercializáveis
$\lambda$	1,17*** (5,63)	2,37*** (3,18)
$\theta$	-1,37** (2,50)	-2,00*** (2,68)
$\eta$	-0,71 (1,45)	-1,69** (2,16)
$\nu$	1,96** (2,60)	2,53*** (2,80)
$\omega$	-0,03* (1,74)	-0,01 (0,04)
$\xi$	“0” por restrição imposta	-0,03 (0,22)
$\rho$	“0” por restrição imposta	0,11 (0,09)
$\mu$	-0,44 (0,99)	“0” pelo modelo teórico
$\sigma$	-0,24* (1,75)	“0” pelo modelo teórico
$\delta$	2,56 (1,21)	“0” pelo modelo teórico
$\psi$	-0,34 (0,44)	“0” pelo modelo teórico
Estatística J	0,000179 (0,855)	0,00009 (0,98)

\*, \*\*, \*\*\* indicam rejeição da hipótese nula ao nível de 10%, 5% e 1% de significância, respectivamente

Os resultados encontrados mediante a utilização do hiato do custo marginal real mostraram-se qualitativamente bastante semelhantes àqueles evidenciados sob o hiato do produto (tabela 10). Ou seja, a credibilidade permaneceu afetando todos os coeficientes nas mesmas direções, ainda que em alguns casos de forma menos significativa (inflação importada nos comercializáveis) ou até mesmo insignificante (hiato do produto nos não comercializáveis)<sup>72</sup>.

O mesmo pode ser dito sobre a globalização que elevou os coeficientes da inflação importada (comercializáveis) e do hiato do produto (não comercializáveis), embora de forma não significativa em ambos os casos.

Em síntese, os resultados utilizando o hiato do custo marginal real reforçaram aqueles reportados anteriormente utilizando o hiato do produto. Entretanto, o número relativamente menor de graus de liberdade da estimação contendo o hiato do custo

<sup>72</sup> Os testes de Wald sobre os coeficientes da inércia inflacionária ( $\theta$ ) e das expectativas de inflação ( $\nu$ ) mais uma vez não rejeitaram a hipótese nula de que a soma entre eles seria nula.

marginal real, aliado à sua mais longa defasagem de resposta (ver apêndice 3), provavelmente elevou a variância dos coeficientes estimados comprometendo, conseqüentemente, sua significâncias estatísticas.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS:

Pode-se dizer que o núcleo da pesquisa do presente trabalho concentrou em dois principais objetivos. O primeiro deles foi avaliar possíveis alterações dos coeficientes da Curva de Phillips Novo Keynesiana (NKPC) no Brasil a partir do ano 2000. Utilizando técnicas econométricas distintas (estimador GMM e metodologia VAR), as principais evidências encontradas neste bloco de pesquisa foram: a) indicações de redução do coeficiente da inércia inflacionária; b) indicações de elevação do coeficiente das expectativas de inflação no curto prazo e redução no longo prazo; c) não se evidenciou alterações significativas no coeficiente do hiato do produto; d) indicações de redução do coeficiente da inflação importada.

Este conjunto de evidências, em geral, corrobora resultados já reportados em outros trabalhos tanto para outras economias (Mishkin 2007) quanto para a economia brasileira (Tombini e Alves 2006). A principal divergência reside no fato de o coeficiente do hiato do produto não ter apresentado alterações significativas no presente trabalho contrariando as evidências de redução reportadas na literatura.

Já o segundo objetivo deste trabalho foi investigar as principais causas subjacentes às alterações acima citadas dos coeficientes da NKPC, dando ênfase especial ao papel da globalização comercial. Em particular, investigou-se se o crescimento do comércio de bens e serviços ocorrido ao longo dos últimos anos na economia brasileira afetou a sensibilidade da inflação à choques no hiato do produto e na inflação importada. Entretanto, o significativo avanço institucional da economia brasileira verificado neste mesmo período exigiu que o presente trabalho fizesse o devido controle dos seus resultados pela potencial endogeneidade que poderia ser gerada nos coeficientes da NKPC pela omissão da variável “credibilidade da autoridade monetária”.

Mediante tal formulação, os resultados encontrados apontaram nas seguintes direções: a) elevações da credibilidade tendem a reduzir o coeficiente da inércia inflacionária e elevar o coeficiente das expectativas de inflação. Ademais, testes estatísticos não foram capazes de descartar a hipótese de que a redução da inércia inflacionária, decorrente do aumento da credibilidade, ocorra em magnitude semelhante à elevação do coeficiente das expectativas de inflação; b) a possível influência da maior globalização comercial sobre o coeficiente do hiato do produto não se mostrou

estatisticamente significativa, contrariando as evidências empíricas reportadas em Holland e Mori (2007); c) por outro lado, o coeficiente do hiato do produto mostrou-se sensível e negativamente relacionado ao aumento da credibilidade da autoridade monetária, sugerindo a possibilidade de um viés de variável omitida naqueles trabalhos que porventura não tenha efetuado o devido controle de suas estimativas para esta variável; d) a maior globalização comercial parece afetar positivamente o coeficiente da inflação importada corroborando o modelo teórico de Romer (1993) e os resultados empíricos reportados em Goldfajn e Werlang (2001); e) a maior credibilidade parece afetar negativamente o coeficiente da inflação importada.

A maior parte dessas inferências também corrobora àquelas reportadas em Mishkin (2007) e, em certa medida, deprimem a importância da globalização comercial como explicação para a redução do coeficiente do hiato do produto. Ademais, a significância encontrada para o papel da credibilidade da autoridade monetária como condicionante de grande parte das alterações dos coeficientes da NKPC apóiam a utilização de controles mais rigorosos para tal variável, conforme previamente requerido por Ball (2006).

Especificamente sobre o coeficiente da inflação importada (*pass through*), as estimativas sugerem que sua magnitude é sensível às oscilações da credibilidade da autoridade monetária, ao grau de abertura comercial da economia e, em menor magnitude, ao hiato do produto. Tais evidências parecem contribuir para uma melhor compreensão acerca das razões do reduzido impacto que a recente depreciação da taxa de câmbio, ocorrida no final do ano de 2008, produziu em termos de inflação ao nível de consumidor. Evidentemente que outras causas também parecem estar associadas a esse recente fenômeno, como a redução do coeficiente da inércia inflacionária (decorrente dos ganhos de credibilidade da autoridade monetária) que deprimiu os impactos de longo prazo de todos os componentes da curva de Phillips ou mesmo a queda concomitante dos preços internacionais que reduziu as pressões inflacionárias provenientes da depreciação cambial (BCB 2009)<sup>73</sup>.

Em adição, devido às inúmeras críticas relacionadas à utilização da variável hiato do produto na estimação da curva de Phillips (Gali e Gertler 1999), o presente trabalho propôs uma medida para o hiato do custo marginal real, baseado em indicadores mensais do setor industrial brasileiro. Os resultados encontrados utilizando

---

<sup>73</sup> Página 129.

tal variável, em substituição ao hiato do produto, mostraram-se qualitativamente semelhantes, embora sob níveis de significância estatística menos encorajadores. Essa menor robustez nos resultados provavelmente refletiu o menor grau de liberdade e a maior defasagem de resposta das variáveis ligadas ao mercado de trabalho comparativamente àquelas relacionadas à produção.

Finalmente, inúmeras linhas pesquisa relacionadas ao presente trabalho poderiam ser citadas na tentativa de aprimorar e estender os resultados aqui apresentados. Primeiramente, o presente trabalho não avaliou os possíveis impactos que a globalização comercial poderia gerar sobre o lado da demanda (curva IS) da economia. Alguns trabalhos mais recentes têm investigado a necessidade de se incorporar uma medida de hiato do produto da economia global na especificação da curva IS, além de avaliar o possível enfraquecimento da capacidade das autoridades monetárias em controlar a inflação diante de economias mais globalizadas (Woodford 2007). Adicionalmente, outros trabalhos têm avançado nos impactos que a maior globalização das economias poderia gerar em termos de alterações da curva de reação da autoridade monetária (Razin e Loungani 2005). Por fim, os possíveis impactos que a globalização comercial poderia ocasionar sobre a curva de Phillips, curva IS e função de reação da autoridade monetária poderiam ser estendidos para a abordagem da globalização financeira, um tópico aparentemente ainda mais incipiente na literatura.



## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alves, S.A.L. e Areosa, W.D. (2005), “Targets and Inflation Dynamics”, Banco Central do Brasil, working paper 100, Outubro.
- Aerosa, W.D. e Loyo, E.H.M.M. (2004), “Dinâmica da Inflação no Brasil: O Caso de uma Pequena Economia Aberta”, dissertação de mestrado, PUC/RJ.
- Araújo, E. e Santos, T.T. (2007), “A Dinâmica da Inflação Brasileira após o Plano Real”, manuscrito IBMEC/SP.
- Ball, Laurence M. (1994a), “Credible Desinflation with Staggered Price-Setting”, *American Economic Review*, 84(1), March, 282-289
- Ball, Laurence M. (1994b), “What Determines the Sacrifice Ratio?” in N. G. Mankiw (ed.), *Monetary Policy*, Chicago: University of Chicago Press, 329-350.
- Ball, Laurence M. (2006), “Has Globalization Changed Inflation?”, NBER working paper 12687, Novembro.
- Ball, L.; Mankiw, N.G. e Romer, D.H. (1988), “The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-Off”, *Brookings Papers on Economic Activity*, nº 1, 1-65.
- Ball, L. e Sheridan, N. (2003), “Does Inflation Targeting Matter?”, in *The Inflation Targeting Debate*, capítulo 6 (NBER; The University of Chicago Press).
- Banco Central do Brasil (2005), Relatório de Inflação, dezembro.
- Banco Central do Brasil (2009), Relatório de Inflação, março.
- Barro, R.J. e Gordon, D.B. (1983), “A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model”, *Journal of Political Economy* 91(August): 589-610.
- Belaisch, A. J. (2003), “Exchange Rate Pass-Through in Brazil”, IMF Working Paper nº 03/141, Julho.
- Bevilaqua, A.; Mesquita, M.; Minella, A. (2007), “Brazil: Taming Inflation Expectations”, Banco Central do Brasil, working paper 129, Janeiro.
- Blanchard, O.J. e Kiyotaki (1987), “Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand”, in *The American Economic Review*, Vol. 77, Nº 4, September.
- Bogdanski, J.; Tombini, A.A.; Werlang, S.R.C. (2000), “Implementing Inflation Targeting in Brazil”, Banco Central do Brasil, working paper 1, julho.
- Borio, Claudio e Filardo, Andrew (2007), “Globalisation and Inflation: New Cross-Country Evidence on the Global Determinants of Domestic Inflation”, in BIS working papers nº 227, Maio.

- Bueno, R. D. L. S. (2007), notas de aula do curso Econometria de Séries de Tempo, FGV-SP.
- Bueno, R. D. L. S. (2008), Econometria de Séries Temporais, Cengage Learning.
- Calvo, G. A. (1983), “Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework”, *Journal of Monetary Economics*, 12(3), September, 983-998.
- Calvo, G. e Reinhart, C. (2002), “Fear of Floating”, *Quarterly Journal of Economics*, vol 117, nº 2, 379-408.
- Cechetti, S.G., Hooper, P., Kasman, B.C., Schoenholtz, K.L., Watson, M. (2007), “Understanding the Evolving Inflation Process”, U.S. Monetary Policy Forum, March.
- Cerisola, Martin e Gelos, R. Gaston (2005), “What Drives Inflation Expectations in Brazil? An Empirical Analysis”, IMF working paper 05/109, June.
- Clarida, R.; Gali, J. e Gertler, M. (2001), “Optimal Monetary Policy in Open Versus Closed Economies: An Integrated Approach”, *American Economic Review*, vol 91, issue 2, pages 248-252.
- Clarida, R.; Gali, J. e Gertler, M. (2002), “A simple framework for international monetary policy analysis”, *Journal of Monetary Economics*, vol 49, pg 879-904.
- Church, J. e Ware, R. (2000), Industrial Organization: a Strategic Approach, Irwin McGrawHill.
- Eichengreen, B. e O’Rourke K.H. (2009) “A Tale of Two Depressions”, 1 de Setembro de 2009, em [www.voxeu.org/index](http://www.voxeu.org/index). Trabalho ainda em elaboração.
- Enders, Walter (1995), *Applied Econometric Time Series*, John Wiley.
- Figueiredo, F. M. R. e Ferreira, T. P. (2002), “Os Preços Administrados e a Inflação no Brasil”, Banco Central do Brasil, working paper 59, dezembro.
- Frankel e Romer, D. (1999), “Does Trade Cause Growth?”, *American Economic Review*, vol 89, nº 3, June.
- Freitas, P.S. e Muinhos, M.K. (2002), “A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil”, *Revista de Economia Aplicada*, vol 6, nº 1 (jan-mar); pg 31-48.
- Fuhrer, J. C. e Moore, G. R. (1995), “Inflation Persistence”, *Quarterly Journal of Economics*, 110(1), 127-159.
- Gali, J. e Gertler, M. (1999), “Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis”, *Journal of Monetary Economics*, nº 44, 195-222.
- Goldfajn, I e Werlang, S.R.C. (2001), “The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study”.

- Grossman, G.M. e Helpman, E. (1991), *Innovation and Growth in the Global Economy* (Cambridge, Mass: MIT Press).
- Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton
- Hellerstein, Rebecca; Daly, Deirdre; Marsh, Christina (2006), “Have U.S. Import Prices Become Less Responsive to Changes in the Dollar?”, Current Issues, Federal Reserve bank of New York, Setembro.
- Holland, M. e Mori, R. (2007), “Dinâmica da Inflação no Brasil e os Efeitos Globais”, XXXVI Encontro Nacional de Economia - ANPEC.
- Ihrig, J.; Kamin, S.; Lindner, D. e Marquez, J. (2007), “Some Simple Tests of the Globalization and Inflation Hypothesis”, International Finance Discussion Papers, nº 891, Board of Governors of the Federal Reserve System, Abril.
- IMF (2006), “How Has Globalization Affected Inflation?” in World Economic Outlook, Capítulo 3, Abril.
- Knetter, M.M. e Slaughter, M.J. (1999), “Measuring Product-Market Integration”, NBER working paper nº 06/69, março.
- Kohn, D. (2006), “The Effects of Globalization on Inflation and Their Implications for Monetary Policy”, Board of Governors of the Federal Reserve System, speech publicado em 16 de junho de 2006.
- Kose, A.; Prasad, E.; Rogoff, K.; Wei, S. (2003), “Effects of Financial Globalization on Developing Countries: Some Empirical Evidence”, IMF, Occasional Paper.
- Kose, A.; Prasad, E.; Rogoff, K.; Wei, S. (2006), “Financial Globalization: A Reappraisal”, NBER working paper nº 12484, August.
- Lane, Philip R. e Milesi-Ferretti (2006), “The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970-2004”, IMF Working Paper nº 06/69, Março.
- Laxton, D. e N'Diaye, P. (2002), “Monetary Policy Credibility and The Unemployment-Inflation Trade-Off: Some Evidence from 17 Industrial Countries”, IMF working paper 02/220, dezembro.
- Loungani, P., Razin, A. e Yuen, C-W (2001), “Capital Mobility and the Output-Inflation Tradeoff”, *Journal of Development Economics* 64, February: 255-274.
- Lucas, R. E. Jr (1976), “Econometric Policy Evaluation: A Critique,” Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, pg 19-46.

- Mankiw, N. G. (1985), "Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly", *Quarterly Journal of Economics*, 101 (2), May, 529-537.
- Mankiw, N. e Reis, R. (2002), "Sticky Information versus Sticky Prices: a Proposal do Replace the New Keynesian Phillips Curve", *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1295-1328.
- Marazzi, M.; Sheets, N.; Vigfusson, R. (2005), "Exchange Rate Pass-Through to U.S. Import Prices: Some New Evidence", International Finance Discussion Papers, numbers 833, April.
- Minella, A.; Freitas, P.S.; Goldfajn, I; Muinhos, M.K. (2002), "Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges", Banco Central do Brasil, working paper 53, novembro.
- Minella, A.; Freitas, P.S.; Goldfajn, I; Muinhos, M.K. (2003), "Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility", *Journal of International Money and Finance*; vol 22, nº 7; pg: 1015-1040, December.
- Miranda, P.C. e Muinhos, M.K. (2003), "A Taxa de Juros de Equilíbrio: uma Abordagem Múltipla", Banco Central do Brasil, working paper 66, fevereiro.
- Mishkin, F.S. (2007), "Inflation Dynamics", discurso apresentado no Federal Reserve Bank of San Francisco, março.
- Mishkin, F.S. (2008a), "Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy", discurso apresentado no Federal Reserve Bank of San Francisco, março.
- Mishkin, F.S. (2008b), "Globalization, Macroeconomic Performance, and Monetary Policy", NBER working paper 02138, Abril.
- Mishkin, F.S. e Schmidt-Hebbel, K. (2007), "Does Inflation Targeting Make a Difference?", NBER working paper 12876, Janeiro.
- Obstfeld, M. e Rogoff, K. (1996), *Foundations of International Macroeconomics*, (Cambridge, MIT Press).
- Oreng, M. e Bonomo, M. (2003), "Inflation Dynamics in Brazil: An Empirical Approach", dissertação de mestrado, EPGE/FGV.
- Portugal, P.A. e Barbosa, F.H. (2005), "Estimação dos Parâmetros das Curvas IS e de Phillips da Economia Brasileira: 1994/2001", dissertação de mestrado EPGE/FGV.
- Razin, A. e Loungani, P. (2005), "Globalization and Inflation-Output TradeOffs", NBER working paper 11641, setembro.

- Razin, A. e Yuen, C-W (2001), “The “New Keynesian” Phillips Curve: Closed Economy Vs. Open Economy”, NBER working paper 8313, junho.
- Rodriguez, F e Rodrick, D (2001), “Trade Policy and Economic Growth: A Skeptic’s Guide to the Cross-National Evidence”, in Bernanke, B. e Rogoff, K. (eds) *NBER Macroeconomics Annual 2000*, Cambridge: The MIT Press
- Rogoff, Kenneth (1985), “Can International Monetary Policy Cooperation Be Counterproductive?”, *Journal of International Economics* 18, 199-217.
- Rogoff, Kenneth (2003), “Globalization and Global Disinflation”, Federal Reserve Bank of Kansas City *Economic Review*, Fourth Quarter, 45-78.
- Romer, David (1993), “Openness and Inflation: Theory and Evidence”, *Quarterly Journal of Economics* 108(November): 869-903.
- Romer, David (1996), *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill.
- Schwartzman, F.F. (2006), “Estimativa de Curva de Phillips para o Brasil com Preços Desagregados”, *Economia Aplicada*, 10(1):137-155, janeiro-março.
- Sekine, Toshitaka (2006), “Time-Varying Exchange Rate Pass-Through: Experiences of Some Industrial Countries”, BIS working Papers nº 202, March.
- Sidrauski, M. (1967), “Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy”, *American Economic Review*, 57 (2), May, 534-544.
- Souza Júnior, J.R.C. (2005), “Produto Potencial: Conceitos, Métodos de Estimação e Aplicação à Economia Brasileira”, texto para discussão nº 1130, novembro.
- Stock, James e Watson, Mark (2007), “Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast?” *Journal of Money, Credit and Banking*, vol 39, February, 3-34.
- Svensson, E. L. (1993), “The Simplest Test of Inflation Target Credibility”, NBER working paper 4604, dezembro.
- Taylor, John B. (2000), “Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms”, *European Economic Review*, nº 44, pg: 1389-1408.
- Temple, Jonathan (2002), “Openness, Inflation, and the Phillips Curve”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol 34, nº 2, May, 450-468.
- Tombini, A.A e Alves, S.A.L. (2006), “The Recent Disinflation Process and Costs”, Banco Central do Brasil, working paper 109, junho.
- Tootell, G.M.B. (1998), “Globalization and U.S. Inflation”, Federal Reserve Bank of Boston, *New England Economic Review*, July-August, 21-33.
- Tytell, I. e Wei, S-J (2004), “Does Financial Globalization Induce Better Macroeconomic Policies?”, IMF working paper nº 04/84, Maio.

- Walsh, C. E. (2003), *Monetary Theory and Policy*, second edition, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Williams, J.C. (2006), “Inflation Persistence in an Era of Well-Anchored Inflation Expectations”, *FRBSF Economic Letter*, number 2006-27, October.
- Woodford, Michael (2007), “Globalization and Monetary Control”, NBER, working paper 13329, August.
- Wooldridge, J. M. (2006), “Introdução à Econometria – Uma Abordagem Moderna”, Thomson.
- Wynne, M. A. e Kersting, E. K. (2007), “Openness and Inflation”, Staff Papers, Federal Reserve Bank of Dallas, nº 2, Abril 2007.

### Apêndice 1: Desagregação do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)

A tabela 12 mostra a desagregação do índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) e os seus respectivos pesos atribuídos pelo IBGE em dezembro de 2008. A tabela desagrega o IPCA em preços dos bens administrados por contratos/monitorados e preços dos bens livres, que representavam 29,56% e 70,44% do peso do índice cheio, respectivamente. Em função da abordagem utilizada no presente trabalho, a tabela 12 mostra a desagregação dos preços dos bens livres em preços dos bens comercializáveis (*tradables*) e não comercializáveis (*nontradables*) que, em dezembro de 2008, representavam 33,88% e 36,56% do IPCA, respectivamente. Importante mencionar que a desagregação mostrada na tabela abaixo segue aquela utilizada pelo Banco Central do Brasil e que é mencionada nas atas do Copom e nos relatórios de inflação da autoridade monetária. Vale lembrar que os pesos mostrados para cada item sofrem alterações frequentes, seja por ajustamentos mensais decorrentes da metodologia utilizada pelo IBGE, seja por alterações esporádicas quando há incorporação de uma nova Pesquisa de Orçamento Familiar (POF). Evidentemente que as alterações dos pesos de cada item atribuídos pelo IBGE afetam o peso dos grupos do IPCA considerados pelo Banco Central do Brasil. Por fim, cabe ressaltar que o Banco Central do Brasil modifica esporadicamente a composição dos itens de cada um dos grupos. Como exemplo, desde janeiro de 2006 o item álcool combustível, que até então pertencia ao grupo dos preços dos bens administrados por contrato e monitorados, passou a fazer parte do grupo dos preços livres, especificamente pertencente ao grupo dos preços dos bens comercializáveis.<sup>74</sup>

---

<sup>74</sup> Ver BCB (2005), páginas 101 a 103.

Tabela 12 – Desagregação do IPCA – dezembro de 2008

<b>IPCA CHEIO</b>	<b>PESO NO IPCA (em %) em 12/2008</b>
<b>PREÇOS ADMINISTRADOS POR CONTRATO E MONITORADOS</b>	<b>100.00</b>
	<b>29.56</b>
Gasolina	4.21
Ônibus Urbano	3.66
Telefone Fixo	3.48
Plano de Saúde	3.38
Energia Elétrica Residencial	3.27
Produtos Farmacêuticos	2.84
Taxa de Água	1.64
Telefone Celular	1.36
Ônibus Intermunicipal	1.15
Gás de Bujão	1.12
Emplacamento e Licença	0.80
Jogos de Azar	0.40
Ônibus Interestadual	0.39
Táxi	0.33
Avião	0.29
Metrô	0.26
Telefone Público	0.24
Pedágio	0.14
Gás Veicular	0.12
Trem	0.10
Gás Encanado	0.10
Óleo Diesel	0.09
Multa	0.08
Óleo	0.07
Correio	0.04
Ferry-Boat	0.01
Barco	0.00
Cartório	0.00
<b>PREÇOS LIVRES (Comercializáveis + Não Comercializáveis)</b>	<b>70.44</b>
<b>PREÇOS BENS COMERCIALIZÁVEIS (Tradables)</b>	<b>33.88</b>
Vestuário	6.58
Automóvel Novo	2.76
Carnes	2.39
Cuidados Pessoais	2.32
Móveis e Utensílios	2.09
Panificados	2.02
Leites e Derivados	2.00
Aparelhos Eletroeletrônicos	1.76
Bebidas e Infusões	1.59
Cigarro	0.86
Artigos de Limpeza	0.80
Carnes e Peixes Industrializado	0.77
Acessórios e Peças	0.68
Arroz	0.67
Frango Inteiro	0.67
Açúcares e Derivados	0.66
Óleos e Gorduras	0.46
Óculos e Lentes	0.46
Brinquedos	0.45
Sal e Condimentos	0.37
Motocicleta	0.36
Alimento para Animais	0.36
Álcool combustível	0.35
Aparelho Telefônico	0.32
Frango em pedaços	0.30
Macarrão	0.29
Disco Laser	0.26
Pneu e Câmara-de-Ar	0.19
Tinta	0.17
Artigos de Papelaria	0.16
Enlatados e Conservas	0.15
Caderno	0.10
Massa Semipreparada	0.09
Instrumento Musical	0.09
Bicicleta	0.08
Farinha de Trigo	0.07
Filme e Flash Descartável	0.05
Material de Eletricidade	0.02
Fubá de Milho	0.02
Ferramentas	0.02
Material Hidráulico	0.02
Material de Pintura	0.01
Farinha Vitaminada	0.01
Farinha de Arroz	0.01
Ferragens	0.01
Máquina Fotográfica	0.01
Material Esportivo	0.00



<b>PREÇOS BENS NÃO COMERCIALIZÁVEIS (Nontradables)</b>	<b>36.56</b>
Alimentação Fora do Domicílio	7.56
Cursos	4.81
Empregado Doméstico	3.21
Aluguel Residencial	2.72
Condomínio	2.01
Automóvel Usado	1.52
Conserto de Automóvel	1.27
Cursos Diversos	1.04
Cabeleireiro	0.97
Frutas	0.84
Mão-de-Obra	0.83
Leitura	0.78
Dentista	0.68
Serviço Bancário	0.57
Tubérculos	0.55
Serviços Laboratoriais e Hospitalares	0.45
Boite, Danceteria e Discoteca	0.42
Consertos e Manutenção	0.41
TV a Cabo	0.39
Seguro Voluntário de Veículo	0.38
Médico	0.37
Hotel	0.33
Feijão-Carioca (Rajado)	0.31
Manicure e Pedicure	0.30
Cinema	0.29
Pescados	0.26
Cimento	0.24
Aluguel de DVD e Fita	0.22
Ovo de Galinha	0.20
Clube	0.20
Aparelho Dentário	0.20
Transporte Escolar	0.18
Revelação e Cópia	0.18
Feijão-Preto	0.17
Hortaliças e Verduras	0.16
Azulejo e Piso	0.14
Excursões	0.13
Acesso à Internet	0.12
Estacionamento	0.12
Farinha de Mandioca	0.11
Conselho de Classe	0.11
Pintura de Veículo	0.10
Motel	0.09
Lubrificação e Lavagem	0.07
Ingresso para Jogo	0.07
Compra e Tratamento de Animais	0.07
Aluguel de Veículo	0.07
Despachante	0.06
Fotocópia	0.05
Tratamento Psicológico e Fisioterápico	0.05
Costureira	0.04
Feijão-Mulatinho	0.04
Tijolo	0.03
Feijão-Macassar (Fradinho)	0.02
Artigos Ortopédicos	0.01
Barbeiro	0.01
Pedras	0.01
Areia, Terra, Barro,	0.01
Depilação	0.01
Reboque	0.01
Fava	0.00
Mudança	0.00
Carvão Vegetal	0.00

Apêndice 2 – Custo Marginal Real para a Economia Brasileira

Conforme mencionado no capítulo 3, Gali e Gertler (1999) defendem a utilização de hiato do custo marginal real, ao invés do hiato do produto, na estimação da curva de Phillips. A fim de propor uma medida para o hiato do custo marginal real para a economia brasileira partimos da uma função lucro padrão de uma firma ( $\pi$ ) que usa mão-de-obra (N) e capital (K) como seus insumos para a produção (Y) como mostra a equação (24).

$$(24) \pi = PY - RK - WN$$

Onde P é o preço do produto, e R e W são as remunerações do capital e trabalho, respectivamente. Derivando a função lucro em relação a N e igualando a zero temos que, no equilíbrio, a firma contratará mão-de-obra (N) até o ponto em que o salário real (W/P) se igualar á produtividade marginal do trabalho (PMgN), ou seja:

$$(25) \text{PMgN} = W/P$$

Utilizando uma função de produção *Cobb-Douglas* com retornos constantes de escala (equação 26) temos que a produtividade marginal do trabalho é igual a elasticidade do produto ao trabalho ( $1 - \alpha$ ) multiplicado pelo quociente do produto pelo insumo trabalho (Y/N) como mostra a equação (27).

$$(26) Y = AK^\alpha N^{1-\alpha}$$

$$(27) \text{PMgN} = (1 - \alpha)(Y/N)$$

Substituindo as equações (27) em (25) chegamos a equação (28) que é a medida de custo marginal real de interesse:

$$(28) (1 - \alpha) = (WN)/(YP)$$

Para construção de tal medida utilizamos como *proxy* para (WN/P) a folha de pagamento real dessazonalizada (ou massa salarial real) do setor industrial brasileiro

computado pelo IBGE em sua Pesquisa Industrial Mensal de Emprego e Salário (PIMES). Como *proxy* para a produção (Y) utilizou-se o índice da produção física industrial dessazonalizado, também computado pelo IBGE em sua Pesquisa Industrial Mensal (PIM). Em adição, a partir dos dados anuais das Contas Nacionais, calculou-se  $1 - \alpha$  a partir da razão entre a remuneração dos empregados (mais o rendimento misto) relativamente ao valor do PIB, este último excluído os impostos e subsídios sobre a produção/importação. Este último procedimento é semelhante àquele adotada por Souza Júnior (2005). Por fim, aplicamos o filtro HP sobre a série do custo marginal real, uma vez que é o desvio em relação ao seu valor de equilíbrio (*steady-state*) é que geraria pressões inflacionárias segundo a derivação exposta no capítulo 1.

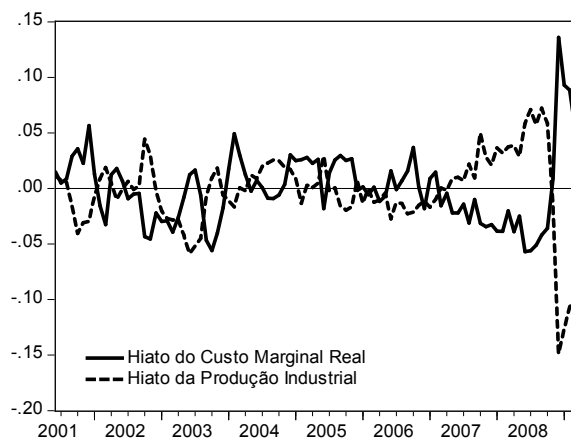
Importante mencionar que a *proxy* para o custo marginal real proposta neste trabalho abrangerá o período a partir de dezembro de 2000 quando se iniciou a divulgação da PIMES pelo IBGE. Isto significa uma amostra mais restrita do que a *proxy* do hiato do produto, uma vez que a PIM vem sendo regularmente divulgada desde janeiro de 1991.

### Apêndice 3 – Hiato do Custo Marginal Real x Hiato do Produto

Uma vez proposta a medida de hiato do custo marginal real derivada no apêndice 2, faz-se necessário a aplicação de alguns testes estatísticos a fim se conhecer algumas de suas propriedades. Em adição, o fato desta medida pretender ser uma substituta do hiato do produto torna o comparativo entre elas de grande importância.

Neste sentido, o gráfico 13 mostra o comportamento do hiato do produto e do hiato do custo marginal real, ambos avaliados em termos de desvio percentual de suas respectivas tendências HP aplicados sobre o índice da produção industrial e sobre o índice do custo marginal real, respectivamente.

Gráfico 13 – Hiato do Custo Marginal Real x Hiato do Produto



A primeira característica que surge da observação do gráfico 13 é a aparente correlação negativa entre as séries. De fato, a correlação incondicional de -0,75 para o período amostral de dezembro de 2000 a março de 2009 mostra-se altamente significativa, ao nível de 1%, segundo o teste F.

Por se tratarem de séries estacionárias, por definição, poder-se-ia inicialmente aplicar testes de precedência temporal entre o hiato do produto e o hiato do custo marginal real. A tabela 13 mostra os resultados através da estatística F para diversas defasagens, bem como a probabilidade de rejeição da hipótese nula (entre parênteses) de que não haveria causalidade entre as séries. Os resultados sugerem alguma precedência temporal do hiato do produto para o hiato do custo marginal, embora a robustez desses resultados caia à medida que se elevam as defasagens.

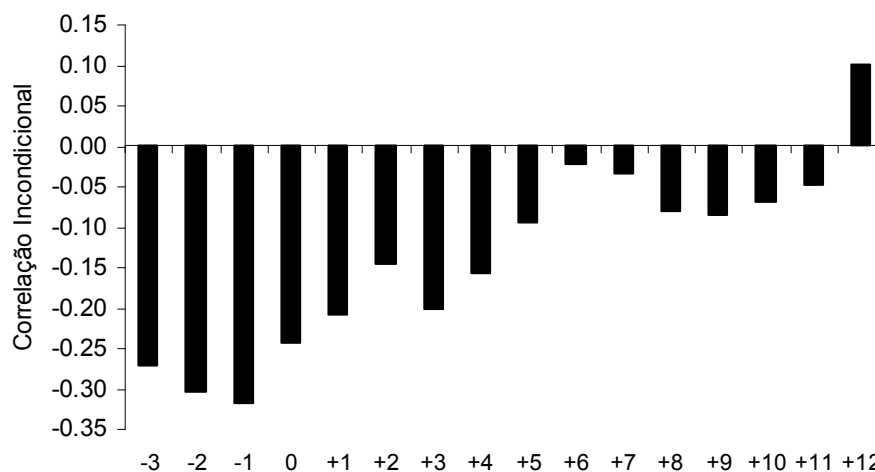
Tabela 13 – Testes de Causalidade no Sentido de Granger

	Hipótese Nula: hiato do produto não Granger causa hiato do custo marginal	Hipótese Nula: hiato do custo marginal não Granger causa hiato do produto
Duas defasagens	3,71** (0,028)	0,59 (0,559)
Três defasagens	2,61* (0,057)	0,49 (0,693)
Quatro defasagens	1,96 (0,108)	0,52 (0,722)
Cinco defasagens	1,52 (0,194)	0,45 (0,815)

\*, \*\*, \*\*\* indicam rejeição da hipótese nula ao nível de 10%, 5% e 1% de significância, respectivamente.

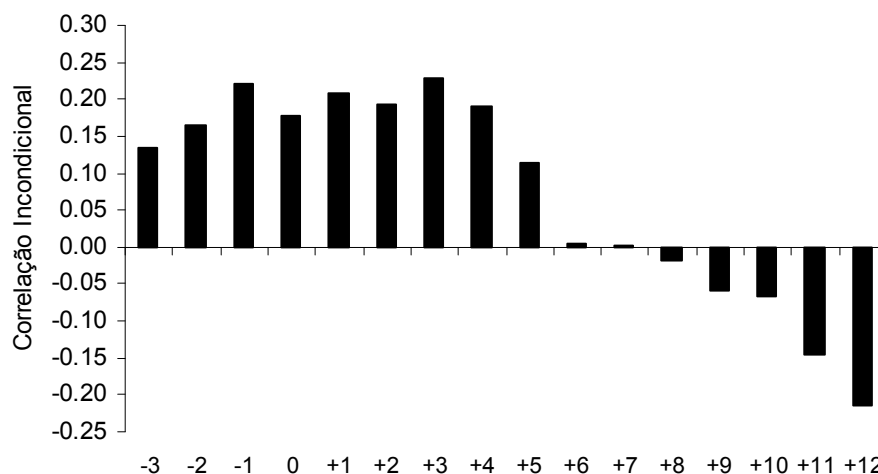
A próxima avaliação segue o procedimento adotado por Gali e Gertler (1999). Neste sentido, os gráficos 14 e 15 mostram a dinâmica das correlações cruzadas entre o hiato do custo marginal real e a inflação de bens não comercializáveis<sup>75</sup> bem como as correlações cruzadas desta última contra o hiato do produto, respectivamente.

Gráfico 14 – Hiato Custo Marginal Real (t), Inflação Não Comercializáveis (t+k)



<sup>75</sup> As correlações cruzadas com a inflação de bens comercializáveis, seja em relação ao hiato do custo marginal seja em relação ao hiato do produto, apresentaram os mesmos resultados qualitativos que os relatados neste trabalho, porém sob uma significância estatística menos robusta.

Gráfico 15 – Hiato do Produto (t), Inflação Não Comercializáveis (t+k)



Como se observa nos gráficos acima, e diferentemente da evidência encontrada por Gali e Gertler (1999), a correlação cruzada em torno da defasagem nula ( $t=0$ ) da inflação de bens não comercializáveis contra o hiato do custo marginal real mostra-se significativamente negativa. Por outro lado, esta se mostra significativamente positiva contra o hiato do produto.

Tal evidência sugere que o hiato do produto em “t” seja, ao mesmo tempo, um sinalizador de pressões inflacionárias passadas (consistente com a NKPC), mas também um sinalizador de pressões inflacionárias futuras (consistente com a “velha” curva de Phillips). Já o hiato do custo marginal real, por se mostrar positivamente correlacionado com a inflação apenas para uma defasagem em torno de 12 meses, implicaria ser este também um sinalizador de pressões inflacionárias passadas (consistente com a NKPC), porém para um horizonte relativamente longo. Esta defasagem mais longa do hiato do custo marginal real comparativamente ao hiato do produto aponta na direção de existência de rigidez salarial que exacerba a rigidez de preços conforme sugerido em Gali e Gertler (1999).<sup>76</sup>

Com o intuito de tratar dessa última proposição de que os dados do mercado de trabalho apresentariam maior rigidez do que os dados relativos à produção, estimou-se um Vetor de Correção de Erros (VEC) entre os componentes do custo marginal real. Ou seja, uma vez identificada a existência de uma raiz unitária nas séries da massa salarial real ( $WN/P$ ) e do índice da produção industrial ( $Y$ ), bem como uma relação de

<sup>76</sup> Gali e Gertler (1999), página 219 e 220.

cointegração entre elas, segundo a metodologia de Engle e Granger e Johansen, foi estimado um VEC conforme mostrado na tabela 14.

Tabela 14 - VEC da Produção Industrial e da Folha de Pagamento Real

	$\Delta \log(Y)$	$\Delta \log(WN/P)$
Vetor de Cointegração	$\log(Y) = 1,0088^{***} \log(WN/P)$ (478,42)	
Coefficiente de Ajustamento	-0,03 (0,528)	0,13*** (3,804)
$\Delta \log(Y (-1))$	0,18* (1,637)	-0,03 (0,482)
$\Delta \log(Y (-2))$	-0,04 (0,338)	-0,08 (1,142)
$\Delta \log(WN/P (-1))$	0,12 (0,761)	-0,14 (1,404)
$\Delta \log(WN/P (-2))$	-0,08 (0,501)	-0,14 (1,37)

\*, \*\*, \*\*\* indicam rejeição da hipótese nula ao nível de 10%, 5% e 1% de significância, respectivamente.

Alguns dos resultados dessa estimação merecem ser mencionados: a) dado o coeficiente do vetor de cointegração igual a 1, o equilíbrio entre as séries implicaria variações de mesma magnitude da produção e da massa salarial real; b) o fato do coeficiente de ajustamento da produção industrial não se mostrar significativo, enquanto o da massa salarial real apresentar significância estatística ao nível de 1% sugere exogeneidade fraca da produção industrial relativamente à massa salarial. c) a aplicação do teste F (juntamente com a não rejeição da hipótese nula) sobre a exclusão dos termos defasados da massa salarial real na equação de ajustamento da produção industrial sugere exogeneidade forte desta última variável sobre a folha de pagamento real dos trabalhadores.

Dessa forma, tais evidências apontam na direção de que as variáveis ligadas ao mercado de trabalho reagem com defasagens aos movimentos das variáveis ligadas ao produto. Tal conclusão reforça a percepção de que exista um grau de rigidez ainda maior no mercado de trabalho comparativamente aos demais preços da economia.