

2

Identificação de choques exógenos de política monetária e mensuração de seus efeitos sobre o produto e a inflação: abordagem alternativa aplicada ao caso brasileiro

2.1.Introdução

A identificação de choques exógenos de política monetária e de seus efeitos sobre as demais variáveis econômicas, de extrema importância para a condução da política monetária, é frequentemente realizada por meio de métodos estatísticos, como regressões ou vetores auto-regressivos (Sims (1992), Leeper, Sims e Zha (1996), Christiano, Eichenbaum e Evans (1999)). Entretanto, há um problema de simultaneidade que esses procedimentos não conseguem solucionar: a política monetária afeta as variáveis macroeconômicas, mas, ao mesmo tempo, responde às condições macroeconômicas. Os métodos estatísticos não possibilitam a identificação da direção da causalidade e, portanto, os choques monetários medidos podem não ser completamente exógenos (Romer e Romer (1989)).

Friedman e Schwartz (1963) foram os primeiros a adotar uma abordagem alternativa, baseada em procedimentos não-estatísticos, para a mensuração de choques monetários independentes e de seus efeitos sobre o produto (com o intuito de solucionar informalmente os problemas de identificação dos métodos estatísticos). O método, aplicado à economia norte-americana para o período entre 1860 e o início da Segunda Guerra Mundial, envolvia a análise de documentos que descreviam o processo de formulação da política monetária. A partir dessa análise, os autores identificavam os choques monetários como movimentos monetários não-usuais, isto é, movimentos monetários que normalmente não ocorreriam, dadas as circunstâncias macroeconômicas. Uma vez identificados esses episódios, os autores analisavam se o

desempenho subsequente do produto era excessivamente positivo (no caso de choques monetários positivos) ou negativo (no caso de choques monetários negativos).

A vantagem desse método alternativo, em comparação aos métodos estatísticos, reside no uso de informação adicional para a identificação dos choques monetários. Analisando as intenções declaradas da Autoridade Monetária, é possível distinguir melhor os choques exógenos de política monetária de outros choques que afetem a economia. Desse modo, o problema de endogeneidade presente nos métodos exclusivamente estatísticos pode ser mitigado. Entretanto, a abordagem alternativa apresenta outros problemas que devem ser considerados. Primeiramente, a identificação dos choques não é feita com base em uma regra direta, mas sim com base na análise de informações históricas e, conseqüentemente, envolve um alto grau de subjetividade. Considerando-se que o procedimento é feito retrospectivamente, é possível que o pesquisador conheça o comportamento posterior do produto e que, mesmo inconscientemente, utilize essa informação, provocando um viés na identificação dos choques monetários. A seleção inadequada dos episódios impossibilita a aferição correta dos efeitos da política monetária. Outra dificuldade refere-se à análise do comportamento do produto após os choques identificados. Uma avaliação informal não é suficientemente, é preciso especificar um modo de testar formalmente os efeitos dos choques de política monetária sobre o produto.

Com o propósito de solucionar esses problemas, Romer e Romer (1989) tentam aperfeiçoar a abordagem proposta por Friedman e Schwartz (1963). Os autores alegam que a seleção de episódios feita por Friedman e Schwartz (1963) sofre de viés devido à falta de precisão na definição de um choque monetário. Para Friedman e Schwartz (1963), um choque de política monetária é um movimento monetário incomum dados os acontecimentos no lado real da economia. Trata-se de uma definição bastante ampla, que permite que a identificação dos choques seja feita de forma razoavelmente arbitrária, o que pode provocar viés na seleção dos episódios e, com isso, invalidar os resultados referentes aos efeitos da política monetária sobre a economia.

Sendo assim, Romer e Romer (1989) tentam desenvolver uma definição mais precisa do que seria um choque de política monetária e aplicá-la aos Estados Unidos para o período entre o final da Segunda Guerra Mundial e a década de 80. Os autores admitem que, ao contrário de Friedman e Schwartz (1963), analisam um período ao longo do qual o comportamento da Autoridade Monetária seguiu preceitos suficientemente semelhantes. Desse modo, os episódios de choques monetários tendem a apresentar características similares, o que reduz o papel da subjetividade na identificação dos mesmos. Por conseguinte, é possível definir de forma mais precisa um choque monetário.

Romer e Romer (1989) definem como choques de política monetária episódios nos quais a preocupação com a trajetória da inflação tenha levado o *Federal Reserve* a tentar exercer uma influência contracionista sobre a economia. Ou seja, os autores procuram nos documentos do *Federal Reserve* declarações que indiquem que houve uma mudança da postura dos *policymakers* em relação à inflação. São excluídos da análise tanto os choques monetários positivos quanto os choques negativos não-resultantes da apreensão quanto à inflação. Além disso, não há uma diferenciação da intensidade dos choques de política monetária: os autores identificam apenas episódios contracionistas, sem diferencia-los.

Boschen e Mills (1991) aprofundam a metodologia de Romer e Romer (1989), utilizando os documentos da Autoridade Monetária para criarem um índice que retrate as características da política monetária. Sendo assim, os autores definem a política monetária empregada em cada período como fortemente expansionista, moderadamente expansionista, neutra, moderadamente contracionista e fortemente contracionista. A princípio, parece se tratar de uma análise mais completa. Todavia, deve-se considerar que a metodologia de Boschen e Mills (1991) implica um grau ainda maior de subjetividade. De fato, o que Romer e Romer (1989) destacam como a principal vantagem de sua metodologia é a forma suficientemente específica de se definir um choque de política monetária, tornando mais objetiva a seleção dos episódios.

Na seleção dos episódios, Romer e Romer (1989) concentram-se na análise das intenções da Autoridade Monetária. Para que se identifique um choque de política monetária, é preciso haver uma declaração clara por parte do *Federal Reserve* de que é necessário reduzir a inflação, mesmo que isso provoque uma redução do crescimento da economia. Como já mencionado, é justamente a análise dessas informações adicionais (as intenções declaradas da Autoridade Monetária) que tenta corrigir o problema de endogeneidade dos métodos estatísticos. Por outro lado, além da intenção, é necessário que haja ação, ou seja, é indispensável que ocorra de fato um aperto monetário.

Em resumo, segundo a definição de Romer e Romer (1989), nem todo aperto monetário é um choque monetário independente. Apenas os apertos monetários deliberadamente promovidos pela Autoridade Monetária objetivando a redução da inflação são classificados como choques exógenos de política monetária. Com isso, os autores buscam selecionar os episódios de mudança de postura do *Federal Reserve* com relação à inflação.

2.2.Romer e Romer (1989)

Romer e Romer (1989) identificam seis episódios de mudança de postura da Autoridade Monetária: outubro de 1947, setembro de 1955, dezembro de 1968, abril de 1974, agosto de 1978 e outubro de 1979.¹ Depois de identificarem os episódios de choques monetários independentes, Romer e Romer (1989) tentam avaliar os efeitos desses choques sobre a produção industrial e sobre o desemprego. Para isso, os autores realizam diferentes exercícios.

Inicialmente, os autores analisam os gráficos das séries da produção industrial e da taxa de desemprego. Como as séries, com frequência mensal, originalmente apresentam sazonalidade, elas são dessazonalizadas por meio de uma regressão em uma constante e onze *dummies* mensais. Romer e Romer (1989) simplesmente incluem nos gráficos as

¹ Romer e Romer (1994) estendem a análise realizada no trabalho anterior e adicionam um outro episódio, em dezembro de 1988.

datas de seus episódios e observam se há algum padrão que possa ser percebido. Por exemplo, é possível identificar uma redução da produção industrial e/ou um aumento da taxa de desemprego após os episódios de aperto monetário?

A análise gráfica gera resultados favoráveis às datas identificadas por Romer e Romer (1989) para os choques monetários (ou seja, os episódios identificados parecem ser seguidos por uma queda da produção industrial e um aumento do desemprego). Entretanto, os autores reconhecem que esse simples exercício não permite separar os movimentos cíclicos das séries dos efeitos dos choques de política monetária.

Com o intuito de mitigar esse problema, Romer e Romer (1989) realizam um segundo exercício. Primeiramente, para cada uma das séries originais, eles estimam uma equação univariada, com 24 defasagens da variável dependente, além da constante e de onze *dummies* sazonais. As defasagens são incluídas como variáveis explicativas justamente para capturarem o comportamento cíclico das séries.

Na primeira regressão, em função da presença de raiz unitária no índice de produção industrial, os autores trabalham com a variação percentual do índice. Já no caso da taxa de desemprego, os autores detectam a presença de uma tendência determinística e, conseqüentemente, incluem na regressão um termo de tendência linear.

Sendo assim, os autores estimam as respectivas regressões para a produção industrial e para o desemprego:

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^{11} a_i M_i + \sum_{j=1}^{24} b_j y_{t-j} + \varepsilon_t$$

(1)

onde:

y_t = variação percentual do índice (sem ajuste sazonal) da produção industrial

M_i = *dummies* sazonais mensais

$$y_t = a_0 + \delta_0 t + \sum_{i=1}^{11} a_i M_i + \sum_{j=1}^{24} b_j y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde:

y_t = taxa de desemprego (sem ajuste sazonal)

M_i = dummies sazonais mensais

t = tendência linear

Após estimarem as regressões para o período 1948-1987, Romer e Romer (1989) realizam um exercício de previsão dinâmica *in-sample* após cada episódio de choque monetário. Sendo assim, para os 36 meses após cada um dos episódios, eles possuem as séries observadas da produção industrial e do desemprego e as séries projetadas com base em seu próprio comportamento cíclico. Romer e Romer (1989) interpretam a diferença entre as séries observadas e as séries projetadas (ou seja, o erro de previsão) como efeito do choque de política monetária. Se, por exemplo, a produção industrial observada após um choque monetário é menor do que seria esperado com base no comportamento cíclico da própria série, trata-se de evidência a favor da hipótese de que a mudança de postura da Autoridade Monetária tenha provocado essa redução.

De fato, os resultados obtidos por Romer e Romer (1989) sugerem que todos os episódios de aperto monetário identificados são sucedidos por quedas da produção industrial e elevações da taxa de desemprego que não podem ser explicadas pela dinâmica das próprias séries.

Como o comportamento do erro de previsão após cada um dos choques exibe um padrão semelhante, os autores alegam que nenhum episódio é individualmente responsável pelas conclusões referentes aos efeitos da política monetária sobre a economia real. Desse modo, mesmo que, em algum(ns) episódio(s), os autores estejam capturando algo além do efeito de um choque exógeno da política monetária (por exemplo, o efeito de um choque negativo de oferta), isso não será crucial para as suas conclusões. Ou seja, em algum(ns) episódio(s), pode existir alguma variável omitida

(como, por exemplo, um choque de oferta) que tenha gerado concomitantemente a ação da política monetária e os acontecimentos da economia real (queda da produção industrial e aumento do desemprego). Entretanto, como é bastante improvável que essa mesma variável esteja presente em todos os episódios, os resultados obtidos não devem ser invalidados.

Embora os exercícios iniciais tenham gerado resultados satisfatórios, Romer e Romer (1989) aprofundam sua análise com o objetivo de corroborar suas conclusões. A fim de testar formalmente os efeitos dos choques de política monetária sobre o produto industrial e o desemprego, os autores incluem nas regressões (1) e (2) o valor corrente e 36 defasagens de uma variável indicadora do início dos episódios:

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^{11} a_i M_{it} + \sum_{j=1}^{24} b_j y_{t-j} + \sum_{k=0}^{36} c_k D_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde:

y_t = variação percentual do índice (sem ajuste sazonal) da produção industrial

M_{it} = dummies sazonais mensais

$D_t = \begin{cases} 1 & \text{para } t = \text{início de algum episódio de choque monetário} \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$

$$y_t = a_0 + \delta_0 t + \sum_{i=1}^{11} a_i M_{it} + \sum_{j=1}^{24} b_j y_{t-j} + \sum_{k=0}^{36} c_k D_{t-k} + \varepsilon_t \quad (4)$$

onde:

y_t = taxa de desemprego (sem ajuste sazonal)

M_{it} = dummies sazonais mensais

t = tendência linear

$D_t = \begin{cases} 1 & \text{para } t = \text{início de algum episódio de choque monetário} \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$

A variável indicadora construída por Romer e Romer (1989) marca simplesmente o início de cada episódio identificado. Portanto, a variável toma o valor 1 em outubro de 1947, setembro de 1955, dezembro de 1968, abril de 1974, agosto de 1978 e outubro de 1979. Para os demais meses, D_t toma o valor 0. Ou seja, a variável não diferencia a duração ou o tamanho dos choques, o que significa que todos os episódios contribuem com pesos iguais para a análise de Romer e Romer (1989). Os autores defendem essa abordagem alegando que: (a) o fim de um episódio de aperto monetário costuma ocorrer de forma gradual, o que dificulta a sua identificação; (b) não é possível encontrar nos documentos que descrevem o processo de formação da política monetária sinais de diferenças marcantes nas intensidades desejadas para os diferentes choques.

Uma vez estimadas as novas regressões para o período 1948-1987, Romer e Romer (1989) calculam as funções resposta a impulso (FRI) para um choque na variável indicadora e intervalos de confiança de um desvio-padrão. As FRI estimam o efeito sobre a produção industrial e o desemprego, ao longo de 36 meses, de um aumento de uma unidade na variável indicadora D_t . Como essa variável só passa de 0 para 1 para representar o início de um choque de política monetária, Romer e Romer (1989) estão de fato estimando o impacto do choque monetário sobre as variáveis.

As FRI estimadas indicam que o efeito de um choque de política monetária sobre o produto industrial e sobre o desemprego é pequeno nos primeiros meses, mas aos poucos aumenta, atingindo seu máximo aproximadamente 30 meses após o início do episódio. De acordo com os intervalos de confiança calculados, esse efeito é estatisticamente significativo.

Enfim, todos os exercícios desenvolvidos por Romer e Romer (1989) parecem indicar que os choques monetários identificados afetam o produto industrial e o desemprego, provocando redução do primeiro e elevação do segundo. Entretanto, é importante analisar se os apertos monetários não são correlacionados com outros fatores, os quais seriam os verdadeiros responsáveis pelos movimentos subsequentes das séries de produção industrial e desemprego. Ou seja, será que os exercícios

realizados estão capturando os efeitos de outras variáveis, em vez dos efeitos dos choques de política monetária?

Pela definição de choque monetário, a Autoridade Monetária sempre age para combater a inflação. Entretanto, os fatores responsáveis pela inflação diferem de um episódio para outro. Ou seja, a inflação de diferentes episódios foi provocada por motivos distintos e, desse modo, não é possível encontrar um fator comum a todos os episódios. Caso a origem da inflação fosse sempre a mesma, isto é, caso houvesse um determinado fator presente nos seis episódios, seria plausível argumentar que Romer e Romer (1989) poderiam ter identificado os efeitos desse fator particular, e não do choque de política monetária. Entretanto, como os apertos monetários ocorreram em meio a diferentes circunstâncias, essa hipótese torna-se menos interessante.

Além disso, o segundo exercício realizado por Romer e Romer (1989), por meio da análise do erro de previsão das regressões (1) e (2), indica que o produto industrial e a taxa de desemprego comportam-se de forma semelhante após cada episódio. Sendo assim, se há em algum episódio um determinado fator responsável pela inflação e que possa afetar diretamente a produção industrial e o desemprego, sua contribuição para os movimentos dessas duas séries não parece ter sido de grande relevância.

Apesar dos argumentos supracitados, Romer e Romer (1989) desempenham um exercício adicional com o intuito de controlar os resultados para três possíveis fatores alternativos: choques de oferta, política fiscal e a própria inflação.

A fim de garantir que os resultados encontrados não correspondem simplesmente aos efeitos de choques de oferta, Romer e Romer (1989) inicialmente excluem da análise os episódios de abril de 1974 e outubro de 1979, os quais podem ser contaminados pelos choques no preço do petróleo. Ao repetirem o exercício das FRI, os autores não encontram grandes alterações, o que indica que esses fatores não são os principais responsáveis pelos resultados obtidos.

Ainda com o intuito de controlarem seus resultados para os choques de oferta, Romer e Romer (1989) incluem em suas regressões o valor corrente e 36 defasagens da variação percentual mensal do preço relativo de alimentos e energia. Essa variável funcionaria como uma *proxy* para os choques de oferta e, portanto, captaria seus efeitos. Os autores observam que não há alteração relevante em seus resultados originais.

A análise do impacto da política fiscal sobre os resultados é feita por meio da inclusão do valor corrente e das doze primeiras defasagens da variação trimestral da razão superávit nominal/PIB nominal. Mais uma vez, os resultados permanecem suficientemente próximos dos originais.

Como um último teste de robustez, Romer e Romer (1989) avaliam o impacto da própria inflação sobre a produção industrial e o desemprego. Para isso, eles adicionam às regressões originais o valor corrente e 36 defasagens da variação percentual mensal do índice de preços ao produtor para bens finais. Novamente, a inclusão dessa variável altera muito pouco os resultados.

Após todos esses procedimentos, Romer e Romer (1989) concluem que choques de política monetária exercem fortes efeitos sobre o lado real da economia.

2.3. Episódios no Brasil

O propósito dessa seção é aplicar a metodologia inicialmente proposta por Friedman e Schwartz (1963) e aperfeiçoada por Romer e Romer (1989) para identificar choques monetários independentes ocorridos no Brasil entre março de 1999 e maio de 2006.

Ao longo de todo esse período, a manutenção da estabilidade dos preços foi o principal objetivo do Banco Central do Brasil. De fato, embora formalmente o Sistema de Metas para Inflação só tenha sido adotado em julho de 1999, a diretoria do Banco Central que assumiu no início de março de 1999 publicou um comunicado logo após sua primeira reunião no qual ficava claro que a Autoridade Monetária já estava começando a atuar de acordo com os preceitos do Regime de Metas para Inflação. Como destacado por Romer e Romer (1989), é desejável que a Autoridade Monetária aja de acordo com as mesmas diretrizes ao longo de todo o período da análise, pois, desse modo, reduz-se o papel da subjetividade na seleção dos episódios.

Além disso, a metodologia requer a disponibilidade de documentos que descrevam e justifiquem as decisões de política monetária, como é o caso das atas das reuniões do Comitê de Política Monetária (Copom), que têm desempenhado um importante papel na comunicação da Autoridade Monetária com os agentes privados, principalmente após o início do Regime de Metas para Inflação.

Em um Sistema de Metas para Inflação, o principal objetivo da política monetária é o compromisso com a estabilidade dos preços. Para atingir esse objetivo, a Autoridade Monetária anuncia metas de médio prazo para a inflação e, com base em projeções de inflação, age por meio de alterações da taxa de juros básica da economia². A Autoridade Monetária orienta suas decisões de acordo com os valores futuros projetados para a inflação³, analisando diversos cenários alternativos para a evolução das principais variáveis que determinam a dinâmica dos preços. Ao longo de todo o processo, a Autoridade Monetária deve manter o público informado, de modo a dar maior transparência às decisões de política monetária.

² No Brasil, utilizam-se também os recolhimentos compulsórios sobre depósitos à vista, depósitos a prazo e depósitos de poupança como instrumentos auxiliares da política monetária. Para uma descrição das regras de cálculo dos compulsórios no Brasil e seus efeitos sobre o comportamento dos bancos, ver Coelho, De Mello e Garcia (2008).

³ Como consta no Trabalho para Discussão nº 1 do Banco Central do Brasil: *“Indeed, we believe that what inflation-targeting central banks actually do is inflation forecast targeting. Rather than reacting to present facts, monetary policymakers make decisions based on conditional forecasts of future inflation, conditional on alternative interest rate paths and on the best estimate of the current state of the economy and the probable future development of exogenous variables.”*

Desse modo, a seleção dos episódios de aperto na política monetária foi feita por meio da análise das atas do Copom do período entre março de 1999 e maio de 2006. Foram identificados quatro choques monetários exógenos, com base na definição de Romer e Romer (1989): Março de 1999, Março de 2001, Outubro de 2002 e Setembro de 2004. A seguir, apresenta-se uma descrição dos episódios selecionados.

Março de 1999

Em julho de 1994, foi lançado o Plano Real. Embora bem-sucedido no combate à inflação, algumas reformas estruturais consideradas essenciais para o ajuste fiscal foram constantemente adiadas e, conseqüentemente, o Brasil permaneceu suscetível a crises de confiança. De fato, após a moratória russa em agosto de 1998, o Brasil precisou enfrentar uma intensa saída de capitais que o levou a negociar um acordo preventivo com o FMI. O pacote fiscal desenvolvido em meio a essa crise não foi suficiente para acalmar os ânimos dos investidores e, em janeiro de 1999, o Banco Central foi forçado a abandonar sua política cambial⁴.

Com a mudança do regime cambial, a maioria dos diretores do Banco Central foi substituída. Entretanto, os novos diretores só puderam assumir seus cargos em março, após a aprovação de seus nomes pelo Senado. Desse modo, entre janeiro e março, a falta de um regime de política monetária bem-definido resultou em uma abrupta desvalorização cambial, em um forte aumento da inflação e em perspectivas macroeconômicas bastante pessimistas.

Assim que a nova diretoria foi empossada, os membros do Copom reuniram-se e, diante do cenário de inflação elevada e com perspectivas ascendentes, optaram pela elevação da taxa de juros de 39% ao ano para 45% ao ano, com a adoção do viés de

⁴ A política cambial oficial baseava-se em uma desvalorização nominal planejada de 7,5% ao ano.

baixa⁵. O viés de baixa foi adotado para sinalizar ao mercado que, caso as expectativas do Copom para o futuro da economia se concretizassem, seria possível reduzir a taxa de juros⁶. A seguir, apresentam-se segmentos da Ata do Copom de março de 1999 e da Nota Explicativa publicada logo após a reunião:

“Considerando-se o novo regime cambial, é essencial transmitir à sociedade que a economia não opera sem âncora nominal e que o Banco Central possui capacidade de atuação. Nesse sentido, o desempenho da autoridade monetária passará a pautar-se pelo comprometimento com o controle da taxa de inflação.

(...)

Dadas as expectativas de trajetória ascendente da inflação, o nível atual da taxa de juros foi considerado abaixo do desejado. Ponderou-se, também, que a volatilidade da taxa de câmbio exigia a atuação da Autoridade Monetária.”

“• No dia 4/3/99, a inflação demonstrava sinais inequívocos de alta. (...)

- A inflação observada teve como causa básica a desvalorização do real, ocorrida a partir de 13 de janeiro deste ano. (...)

- As expectativas de inflação para o mês de março, entre vários agentes privados, eram de alta, tanto para o IGP-M, como para os índices de preço ao consumidor. (...)

- Portanto, concluiu-se pela necessidade de elevação da taxa de juros.

- O nível da taxa de juros tinha que ser suficientemente alto para fazer frente às pressões inflacionárias existentes, que, como se viu, são de origem cambial.”

Março de 2001

⁵ Nessa reunião, o Copom decidiu alterar a atuação da política monetária encerrando o uso da banda de juros (TBC e TBAN), adotando o conceito de meta para a Taxa Selic e introduzindo o procedimento de "definição de viés" para a taxa de juros, como utilizado pelo *Federal Reserve*.

⁶ De fato, houve duas reduções da taxa de juros (para 42% ao ano e para 39,5% ao ano, respectivamente) antes da reunião de abril do Copom.

Os sinais de problemas no cenário externo já estavam presentes desde o segundo semestre de 2000, mas no início de 2001 tornou-se claro que haveria perda de dinamismo da economia mundial, em parte impulsionada pela desaceleração da economia norte-americana. A deterioração do cenário externo ainda foi agravada pelas dificuldades enfrentadas pela Argentina. Apesar do acordo assinado com o FMI no final de 2000, a partir de fevereiro de 2001, cresceram as incertezas quanto à capacidade do governo argentino de realizar as reformas prometidas e de promover a recuperação do crescimento econômico.

Com esse ambiente desfavorável às economias emergentes, marcado pela perda de dinamismo do comércio internacional e pelo aumento da aversão ao risco dos investidores, a moeda brasileira sofreu razoável depreciação. A preocupação com o repasse cambial para os preços (particularmente em um período no qual a inflação já se encontrava acima do previsto) foi a principal responsável pela elevação da meta para a taxa Selic em 0,5 ponto percentual (p.p.), dando início a um movimento de aperto monetário que só acabaria em julho de 2001. O trecho apresentado a seguir, extraído da Ata do Copom de março de 2001, confirma os pontos aqui ressaltados:

“O aumento do núcleo da inflação nos últimos meses, a inflação observada acima das expectativas e as incertezas quanto ao grau de repasse da depreciação cambial recente, dada a aceleração do ritmo de atividade econômica, quando tomados em conjunto, indicam que há riscos para o cumprimento da meta de 4% para a inflação em 2001.

Diante disso, o Copom decidiu elevar a meta para a taxa Selic para 15,75% ao ano.”

Outubro de 2002

A partir do primeiro semestre de 2002, os escândalos envolvendo fraudes contábeis e as falências e concordatas de grandes corporações norte-americanas resultaram em um aumento da aversão ao risco nos mercados internacionais. No Brasil, a partir do início

do segundo semestre, o cenário foi agravado pelas incertezas associadas ao período eleitoral e à condução da política econômica após a posse do novo governo. Como consequência, observou-se uma marcante deterioração das expectativas dos agentes e uma forte depreciação cambial, particularmente entre meados de setembro e outubro, o que levou o Copom a convocar uma reunião extraordinária para o dia 14 de outubro⁷.

Nessa reunião, o Copom ressaltou sua apreensão com o aumento acentuado da inflação (observada/prevista) gerado pela depreciação da taxa de câmbio. Embora o aumento da inflação não tenha sido provocado pela expansão da demanda agregada, o Copom destacou a necessidade de promover um aperto monetário para inibir o repasse cambial para os preços e para coordenar as expectativas de mercado. De fato, o Copom elevou a meta para a taxa Selic de 18% ao ano para 21% ao ano, em um movimento que durou cinco meses. No segmento retirado da Ata do Copom da reunião extraordinária de outubro de 2002, pode-se constatar os principais fatores responsáveis pela mudança de postura da política monetária:

“O aumento da inflação - observada e esperada - nos últimos meses implica que, mantida a meta para a taxa Selic de 18% a.a., a taxa de juros real - ex-ante e ex-post - se reduziria significativamente, o que poderia estimular o repasse da depreciação cambial e a propagação dos reajustes dos preços.

O aumento da projeção de inflação para acima da meta ajustada para 2003 recomenda uma política monetária mais restritiva, mesmo que a causa primária da inflação não esteja relacionada com um aumento da demanda, mas sim com o efeito sobre os preços domésticos de uma depreciação cambial significativa. Uma política monetária mais restritiva diminui o repasse da desvalorização cambial para os preços e melhora as expectativas de inflação.”

Setembro de 2004

⁷ De acordo com o calendário de reuniões previamente estipulado, o Copom só deveria se reunir no dia 22 de outubro.

Em junho de 2003, com as projeções do Banco Central e as expectativas dos analistas de mercado já convergindo para a trajetória das metas estipuladas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), o Copom iniciou um processo de flexibilização da política monetária. Conseqüentemente, a partir do terceiro trimestre de 2003, observou-se a retomada do processo de recuperação econômica.

Inicialmente, as exportações desempenharam um importante papel para a retomada da atividade econômica, um resultado natural do substancial ajuste por que passaram as contas externas brasileiras. Entretanto, com a melhora das condições de crédito e das expectativas dos agentes, a demanda interna aumentou a sua importância relativa como fonte de sustentação do crescimento.

No início do segundo semestre de 2004, com os índices de inflação já atingindo níveis incompatíveis com as metas estabelecidas pelo CMN, o Copom passou a expressar sua preocupação com a expansão acentuada da demanda agregada. As atas do Copom destacam as dúvidas quanto à capacidade do setor produtivo de acomodar o prosseguimento dessa expansão e quanto ao efeito sobre os preços da redução da capacidade ociosa das firmas (em um ambiente com taxas de inflação já elevadas).

Além disso, outros dois fatores geravam apreensão por parte dos membros do Copom: a escalada dos preços internacionais do petróleo iniciada no segundo semestre de 2003 e a constante deterioração das expectativas de inflação coletadas pelo Banco Central.

Diante dessas condições, o Copom decidiu iniciar um processo de aperto monetário com uma elevação de 0,25 p.p da meta para a taxa Selic. Entre setembro de 2004 e maio de 2005, a meta para a taxa Selic foi constantemente elevada, ora em 0,25 p.p., ora em 0,5 p.p. Seguem alguns trechos da Ata do Copom de setembro de 2004 reforçando os pontos apresentados:

“Com a produção industrial continuando a crescer a partir de patamares já elevados historicamente, um foco importante de preocupação da política monetária passa a ser a capacidade do setor produtivo de acomodar o prosseguimento da expansão da demanda. (...)

Os preços internacionais do petróleo, por outro lado, continuam sendo fonte de preocupação. Embora tenham recuado dos recordes de alta verificados em agosto, os preços do petróleo permanecem em níveis elevados e muito sensíveis a qualquer ameaça à capacidade de fornecimento dos grandes produtores. (...)

Os membros do Copom concordaram que, mantendo-se inalterada a postura da política monetária, a forte expansão da atividade econômica não apresenta sinais de estar em processo espontâneo de acomodação para um ritmo de preenchimento do hiato do produto compatível com a convergência da inflação para sua trajetória de metas. As projeções de inflação do Comitê indicam risco em elevação de que a inflação continue se afastando dessa trajetória. (...)

Riscos adicionais à dinâmica dos preços são representados pela tendência de deterioração das expectativas de inflação dos agentes privados, pela situação ainda bastante indefinida no mercado internacional de petróleo, (...).

Essas considerações levaram os membros do Copom a concluir consensualmente que seria necessário dar início a um processo de ajuste moderado do instrumento de política monetária. (...)

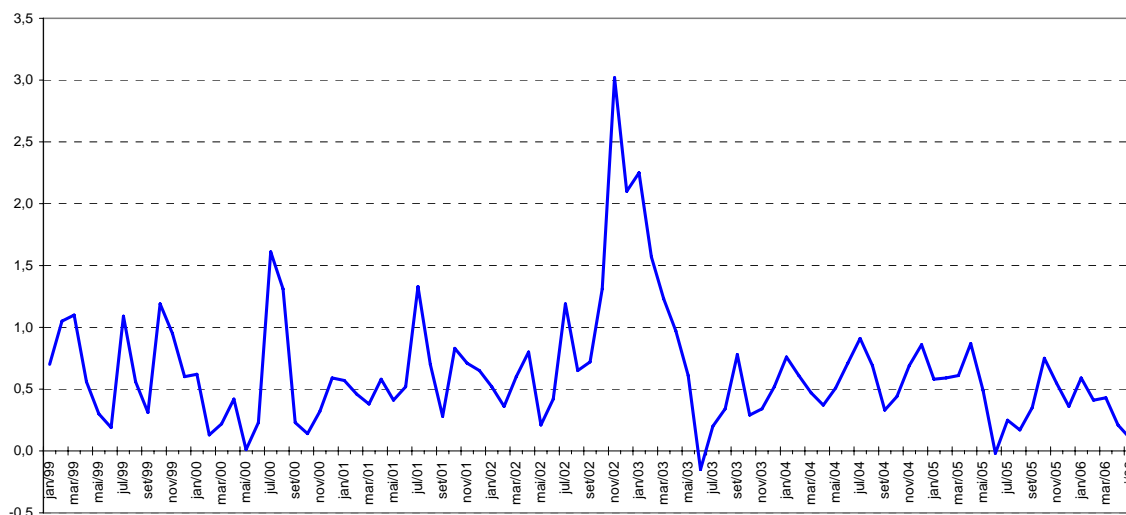
Diante disso, o Copom decidiu, por 5 votos a 3, aumentar a meta para a taxa Selic para 16,25% a.a., sem viés.”

2.4.Exercícios econométricos

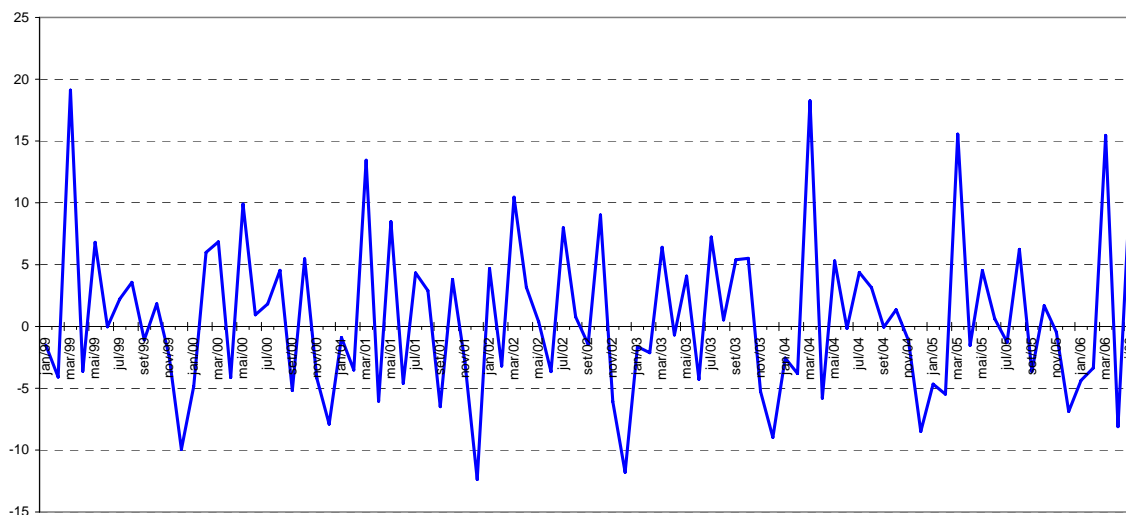
Nessa seção, busca-se mensurar e analisar os efeitos sobre a inflação e sobre o produto dos choques de política monetária previamente identificados com base nos argumentos expostos nas atas do Copom. A análise é feita a partir de extensões dos exercícios realizados por Romer e Romer (1989) aplicadas ao IPCA (Índice de Preços

ao Consumidor Amplo) e à produção industrial⁸. Os Gráficos 2.1 e 2.2 apresentam, respectivamente, as séries da variação mensal do IPCA e da variação mensal do índice de produção industrial.

**Gráfico 2.1 - Variação Mensal do Índice de Preços ao Consumidor Amplo
(Sem ajuste sazonal)**



**Gráfico 2.2 - Variação Mensal do Índice de Produção Industrial
(Sem ajuste sazonal)**



Para um exame inicial do impacto dos choques de política monetária, foram construídos índices sazonalmente ajustados do IPCA e da produção industrial.

⁸ O IPCA e o índice de produção física industrial são calculados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Primeiramente, foram estimadas regressões das variações mensais das séries originais em *dummies* sazonais. Os resíduos dessas regressões (interpretados como as séries de variações mensais sem sazonalidade) foram empregados na construção dos índices dessazonalizados. Os Gráficos 2.3 e 2.4 apresentam os índices (com base 100 em janeiro de 1999) construídos a partir das séries sazonalmente ajustadas e as datas dos choques monetários identificados. A princípio, não é possível identificar um comportamento padrão da inflação após os episódios de aperto monetário. Pode-se alegar que há uma redução da inflação logo após o choque monetário de março/1999 e depois do episódio de setembro/2004. Já a variação da produção industrial parece ser menor após os choques de março/2001, outubro/2002 e setembro/2004. Entretanto, é importante reconhecer que uma análise gráfica tão simplificada não pode embasar fortes conclusões. Sendo assim, é necessário desenvolver outros métodos para aferir os efeitos dos choques de política monetária.

Gráfico 2.3 - Índice de Preços ao Consumidor Amplo
(Com ajuste sazonal)

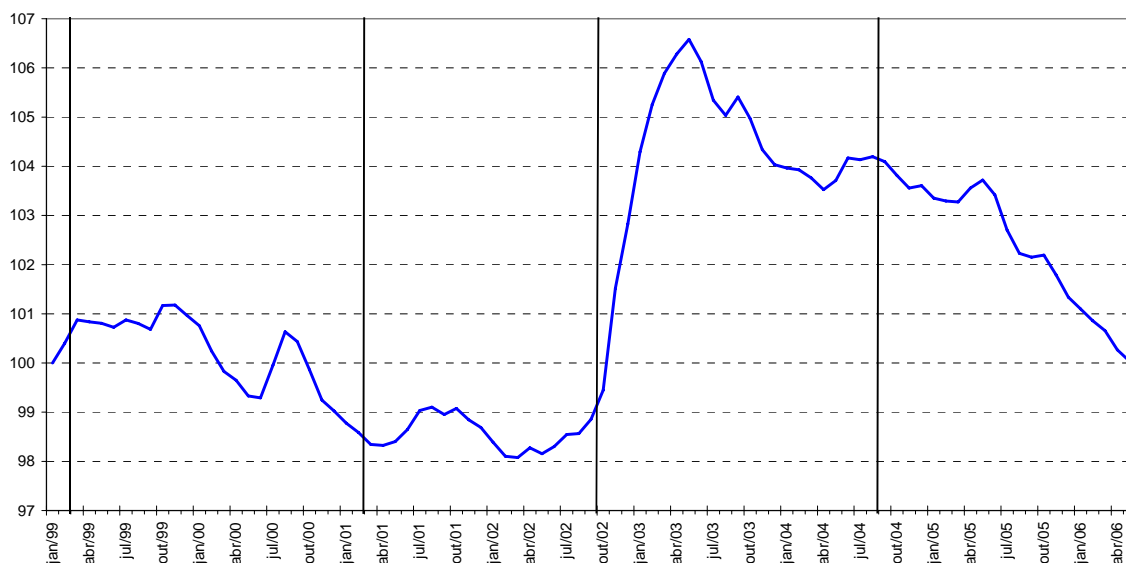
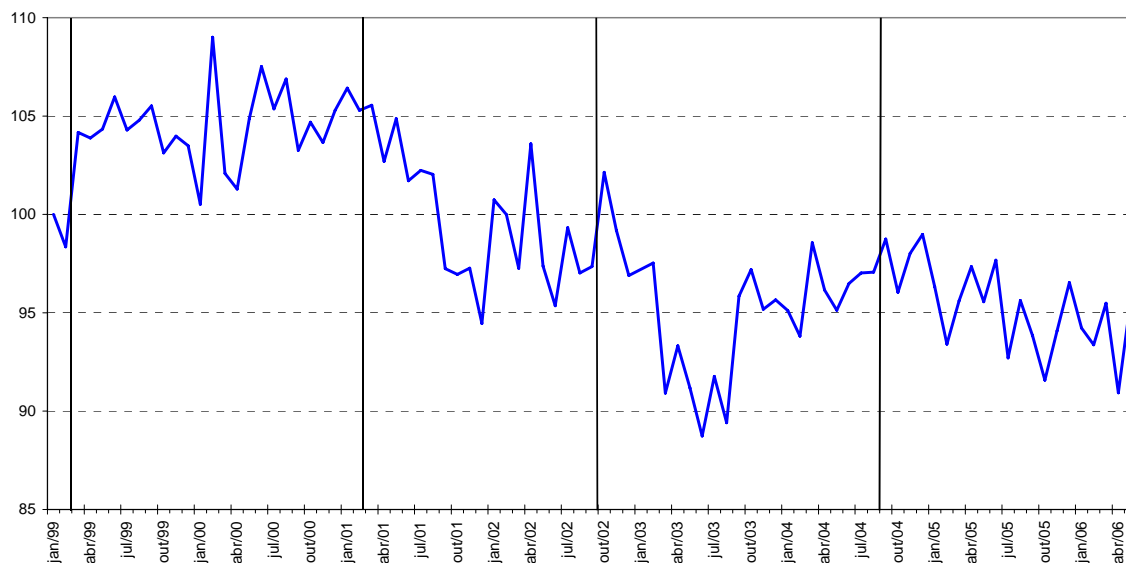


Gráfico 2.4 - Índice de Produção Industrial
(Com ajuste sazonal)



Parte-se então para regressões que expliquem os movimentos das séries de inflação e de produção industrial. Segue-se aqui uma abordagem ligeiramente diferente da adotada em Romer e Romer (1989) para o caso norte-americano. Enquanto os autores enfatizam o comportamento cíclico das séries, opta-se aqui por um outro tipo de modelo para a previsão das séries, no qual são incluídas algumas variáveis que, de acordo com a teoria macroeconômica, podem influenciar a trajetória da inflação e do produto industrial. Com isso, não é necessário incluir um número tão elevado de defasagens das variáveis nas equações (Romer e Romer (1989) incluem 24 defasagens de cada variável para capturarem o comportamento cíclico das séries), o que é conveniente dado o tamanho reduzido da amostra no caso brasileiro. Além disso, considerando-se a quantidade e a intensidade dos choques não-monetários que afetaram a economia brasileira no período analisado, pode-se alegar que um modelo semelhante ao empregado por Romer e Romer (1989) – que, por exemplo, não trata diretamente de choques externos – provavelmente não teria uma boa capacidade preditiva.

Sendo assim, para a inflação, estima-se uma regressão análoga a uma Curva de Phillips, na qual a taxa de inflação é expressa em função de seus *lags* e *leads*, da

variação da taxa de câmbio real e do hiato do produto. Impõe-se ainda a restrição de verticalidade de longo prazo⁹:

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 E_t \pi_{t+1} + \alpha_3 (\Delta e_t^6 + \tilde{\pi}_t^6) + (1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \alpha_3) (\Delta e_t^6 + \tilde{\pi}_t^6) + \alpha_4 h_{t-1} + \sum_{i=1}^{12} \alpha_{i+4} M_i + \varepsilon_t \quad (5)$$

onde:

π_t = variação mensal do IPCA

$E_t(\cdot)$ = operador esperança condicional à informação em t

Δe_t^6 = variação do câmbio nominal acumulada nos últimos seis meses

$\tilde{\pi}_t^6$ = variação acumulada do PPI norte - americano nos últimos seis meses

h_t = hiato do produto

M_i = dummies sazonais

A equação foi estimada pelo método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (2SLS) para lidar com o problema de endogeneidade das expectativas de inflação e foram utilizadas as defasagens das variáveis explicativas como instrumentos. Os dados são mensais e a amostra compreende o período entre janeiro de 2000 e maio de 2006¹⁰. A Tabela 2.1 apresenta os resultados da estimação.

O hiato do produto foi calculado como o resíduo da regressão do índice de produção industrial em doze *dummies* sazonais e uma tendência linear. Optou-se pelo emprego da variação cambial real (utilizando-se, além do câmbio nominal, a variação do Índice de Preços ao Produtor dos EUA)¹¹, mas os resultados não foram muito diferentes dos obtidos com a utilização da variação cambial nominal. Exceto pelo hiato do produto¹² e

⁹ Utilizou-se um teste Wald para testar a verticalidade de longo prazo. Não foi possível rejeitar hipótese nula de verticalidade de longo prazo a 5% ou 10% (p-valor de 95%).

¹⁰ Como a variação da taxa de câmbio real é um dos regressores da equação, definiu-se a amostra de modo a não incluir o período do regime de câmbio fixo. Como há seis defasagens da variação do câmbio real entre os instrumentos utilizados, foi necessário restringir o início da amostra a janeiro de 2000.

¹¹ Fontes: taxa de câmbio nominal – Banco Central do Brasil; PPI norte-americano – IFS.

¹² Quando o hiato é calculado a partir da extração de uma tendência dos dados de produção, dificilmente encontra-se um coeficiente significativo para a estimação de uma Curva de Phillips para o Brasil. Ver Areosa (2004) e Schwartzman (2006). Uma alternativa para medir o impacto do ciclo econômico sobre a inflação seria a utilização de uma variável pró-cíclica, como, por exemplo, a taxa de desemprego (ver Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2003) e Carneiro, Monteiro e Wu (2002)) ou a utilização da capacidade instalada (ver Schwartzman (2006)). Devido à mudança de metodologia adotada pelo IBGE

por boa parte das *dummies* sazonais, os demais regressores mostraram-se significativos a 10%, a 5% ou a 1%. Com efeito, as únicas *dummies* sazonais que se mostraram significativas foram as referentes aos meses de junho e julho. Trata-se de meses onde há uma concentração de reajustes dos preços administrados por contrato ou monitorados¹³, os quais representam cerca de 30% do IPCA e apresentam uma dinâmica diferente da dos preços livres.

Para estimar o impacto dos choques de política monetária sobre a produção industrial, utiliza-se uma curva semelhante a uma Curva IS, que expressa a taxa de crescimento do produto em função de suas defasagens, do saldo da balança comercial e de uma variável fiscal.¹⁴ Não se trata exatamente de uma Curva IS, dado que ela não inclui qualquer medida de juros reais. Com efeito, a inclusão de um termo dessa natureza poderia capturar os efeitos dos choques monetários (uma vez que o Banco Central do Brasil utiliza como instrumento de política monetária uma taxa de juros nominal) e, desse modo, inviabilizar o exercício proposto. Sendo assim, estima-se a seguinte regressão:

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \beta_3 bc_{t-1} + \beta_4 nfsp_{t-1} + \sum_{i=1}^{12} \beta_{i+4} M_i + \varepsilon_t \quad (6)$$

onde:

Δy_t = variação mensal do índice de produção industrial

bc_t = saldo da balança comercial (US\$ bilhões)

$nfsp_t$ = necessidades de financiamento do setor público, conceito primário, acumulado em doze meses (% PIB)

M_i = *dummies* sazonais mensais

na Pesquisa Mensal de Emprego em 2001-2002, não há disponibilidade de uma série de desemprego contínua para o período analisado (2000-2006), o que impede a sua utilização. Estimou-se uma outra versão da Curva de Phillips, empregando a utilização da capacidade instalada calculada pela CNI no lugar do hiato do produto. Assim como no caso do hiato, o coeficiente não se mostrou estatisticamente significativo.

¹³ De fato, os reajustes dos preços administrados ou monitorados ocorrem, em sua maioria, entre junho e agosto. As *dummies* para os meses de junho e julho captariam esse efeito. Para uma análise mais detalhada do comportamento dos preços administrados ou monitorados, ver Figueiredo e Ferreira (2002).

¹⁴ Fontes: Saldo mensal da balança comercial (em US\$ bilhões) e necessidades de financiamento do setor público (conceito primário) – Banco Central do Brasil.

A regressão foi estimada por Mínimos Quadrados Ordinários para o período entre março de 1999 e maio de 2006. Os resultados encontram-se na Tabela 2.2.

Tabela 2.2 - Equação (6)

Variável dependente: variação mensal da produção industrial
Amostra: mar/1999 a mai/2006

Regressores	Coefficiente	Erro-padrão ⁽¹⁾	Estatística t	P-valor
Varição da produção industrial (t-1)	-0,662	0,107	-6,186	0,000
Varição da produção industrial (t-2)	-0,412	0,086	-4,800	0,000
Saldo da balança comercial (t-1)	0,637	0,000	2,348	0,022
Déficit fiscal primário 12 meses (t-1)	1,213	0,377	3,221	0,002
<i>Dummy</i> janeiro	-6,435	1,532	-4,200	0,000
<i>Dummy</i> fevereiro	-3,654	1,686	-2,167	0,034
<i>Dummy</i> março	13,361	1,048	12,753	0,000
<i>Dummy</i> abril	7,129	2,199	3,242	0,002
<i>Dummy</i> maio	12,539	1,494	8,392	0,000
<i>Dummy</i> junho	4,374	1,128	3,879	0,000
<i>Dummy</i> julho	8,466	1,402	6,037	0,000
<i>Dummy</i> agosto	8,398	1,296	6,479	0,000
<i>Dummy</i> setembro	5,297	1,939	2,732	0,008
<i>Dummy</i> outubro	7,666	1,586	4,832	0,000
<i>Dummy</i> novembro	2,514	1,422	1,768	0,081
<i>Dummy</i> dezembro	-6,290	1,542	-4,079	0,000
R ²	0,861		R ² ajustado	0,832

(1) Erros robustos - Correção de Newey-West.

Deve-se notar que, no caso da produção industrial, os movimentos sazonais são bem mais acentuados e, portanto, todas as *dummies* sazonais mostraram-se significativas (a maioria delas mostrou-se significativa a 1%). De fato, todas as variáveis explicativas mantidas na regressão são significativas a 5% ou a 1% (as defasagens da variação da produção industrial que não resultaram em coeficientes significativos foram excluídas).

Se as regressões (5) e (6) são capazes de explicar satisfatoriamente os movimentos do IPCA e da produção industrial, respectivamente, é possível utilizá-las para obter alguma medida do impacto dos choques de política monetária. Com esse intuito, são realizadas previsões dinâmicas *in-sample* da inflação e da variação do produto industrial para os dezoito meses¹⁵ seguintes a cada um dos quatro choques monetários identificados. As diferenças entre as séries originais e as séries projetadas (ou seja, os erros de previsão) podem ser interpretadas como efeito dos apertos monetários. Por exemplo, se após um choque de política monetária, a inflação observada foi menor do

¹⁵ A proximidade de alguns choques monetários impede que se faça uma análise de mais longo prazo. Tome-se, por exemplo, os choques de março de 2001 e de outubro de 2002, que distam em apenas dezenove meses.

que o previsto pela equação (5), pode-se alegar que a política monetária adotada pelo Banco Central tenha ocasionado a redução da inflação. Da mesma forma, se nos meses seguintes a um choque monetário, a produção industrial foi inferior ao previsto pela equação (6), é plausível assumir que o aperto monetário tenha provocado a redução do nível de atividade industrial.

Os Gráficos 2.5 a 2.12 exibem os erros de previsão acumulados¹⁶ do IPCA e da produção industrial. De acordo com o Gráfico 2.5, por exemplo, pode-se afirmar que a inflação acumulada medida pelo IPCA nos dezoito meses após o aperto monetário de março de 1999 foi 1,50 p.p. menor do que se esperaria com base na equação (5). Da mesma forma, de acordo com Gráfico 2.12, dezoito meses depois do choque de política monetária ocorrido em setembro de 2004, a variação acumulada da produção industrial foi 2,19 p.p. menor que o previsto pela equação (6).

Os gráficos sugerem que, após três dos quatro choques de política monetária indicados pelas atas do Copom, ocorreu uma redução da inflação medida pelo IPCA em comparação ao que seria previsto com base na Curva de Phillips estimada. O comportamento da inflação difere um pouco após cada choque, o que não é surpreendente dado que não se fez qualquer distinção entre a duração ou a intensidade dos choques. Os quatro episódios considerados são tratados da mesma forma, embora, na prática, a atuação da Autoridade Monetária tenha sido diferente em cada caso. De qualquer modo, em três dos quatro episódios, pode-se notar uma redução da inflação que não pode ser explicada pelo comportamento das variáveis explicativas da equação (5).

A exceção ocorre no choque de outubro de 2002. Como se pode constatar no Gráfico 2.7, a inflação acumulada entre novembro de 2002 e abril de 2004 foi 0,95 p.p maior que a inflação prevista pela equação (5). Desse modo, seria possível alegar que o aperto monetário tenha provocado um aumento da inflação. Entretanto, com uma análise mais detalhada, pode-se notar que os resultados obtidos são altamente influenciados pela taxa de inflação verificada em novembro de 2002. Nesse mês, como

¹⁶ Com os erros acumulados, a compreensão dos efeitos dos choques monetários torna-se mais clara.

pode ser constatado no Gráfico 2.1, a inflação apresentou um comportamento bastante peculiar. De fato, no quarto trimestre de 2002, o Brasil enfrentou uma crise de confiança gerada pela incerteza quanto aos rumos das políticas macroeconômicas após as eleições presidenciais e, a partir da segunda quinzena do mês de outubro, observou-se uma escalada das expectativas de inflação do mercado. A variação mensal do IPCA em novembro de 2002 reflete os efeitos dessa crise de confiança sobre a inflação. Esse comportamento atípico da inflação não foi capturado pela equação (5), que, por conseguinte, gerou uma previsão bastante distorcida da variação mensal do IPCA para novembro de 2002 (2,12% contra uma inflação ocorrida de 3,02%). Esse considerável erro de previsão no primeiro mês após o aperto monetário está contaminando os resultados referentes aos erros de previsão acumulados. De fato, desconsiderando-se o erro de previsão verificado em novembro de 2002, os resultados são bem diferentes, como mostra o Gráfico 2.13. Nesse caso, dez meses após o choque de política monetária, a inflação acumulada medida pelo IPCA foi 1,17 p.p. menor do que a prevista com base na equação (5). Dezoito meses após o choque, a inflação acumulada foi 0,07 p.p. menor do que a prevista.

O efeito máximo dos choques monetários sobre o IPCA parece sempre ter ocorrido entre dez e quinze meses após a atuação do Banco Central. Desse modo, por exemplo, a inflação medida pelo IPCA ao longo dos quinze primeiros meses após o choque de política monetária de março de 1999 foi 2,33 p.p. menor do que o previsto pela Curva de Phillips estimada. Já no caso do choque de setembro de 2004, o efeito máximo ocorreu após doze meses: a inflação acumulada ao longo desse período foi 0,63 p.p. menor do que o previsto pela equação (5).

Os gráficos também parecem indicar que a produção industrial cresceu menos (ou caiu mais) após os choques de política monetária do que o projetado pela equação (6). Mais uma vez, não há um comportamento padrão para todos os episódios, mas, em todos os choques, nota-se que há uma queda da produção industrial que não pode ser explicada pelos regressores da equação (6). Nos quatro episódios, o efeito máximo dos choques monetários sobre a variação da produção industrial ocorreu entre oito e treze meses após a mudança de postura do Banco Central. No choque promovido em março de 2001, por exemplo, a variação acumulada da produção industrial nos nove meses

seguintes foi 8,25 p.p. abaixo do que seria previsto pela equação (6). Já no episódio de setembro de 2004, a maior diferença entre a variação acumulada da produção industrial de fato ocorrida e a variação prevista pela equação (6) ocorreu treze meses após o choque e correspondeu a 5,66 p.p.

Gráfico 2.5 - IPCA
Erros de Previsão Acumulados

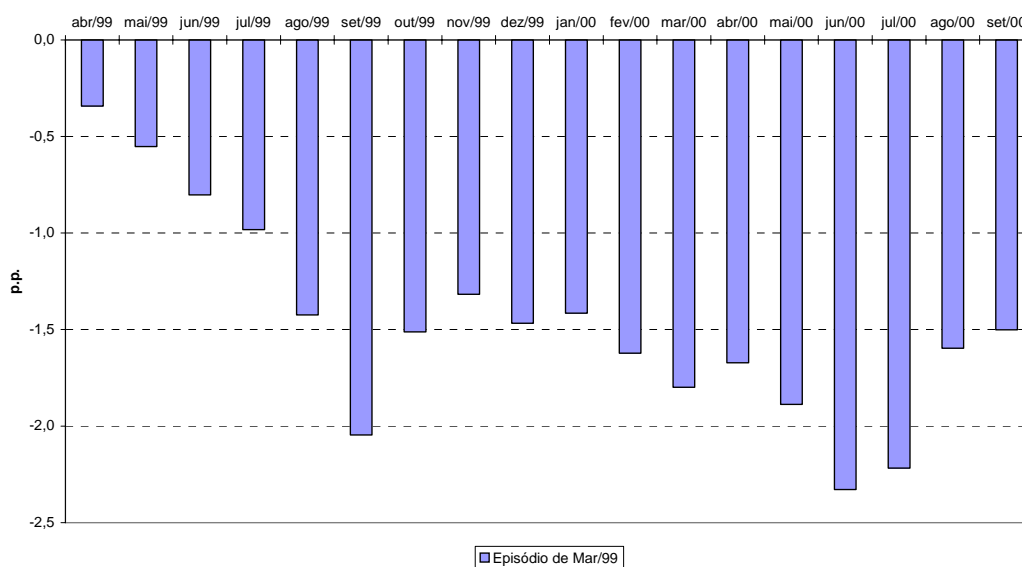


Gráfico 2.6 - IPCA
Erros de Previsão Acumulados

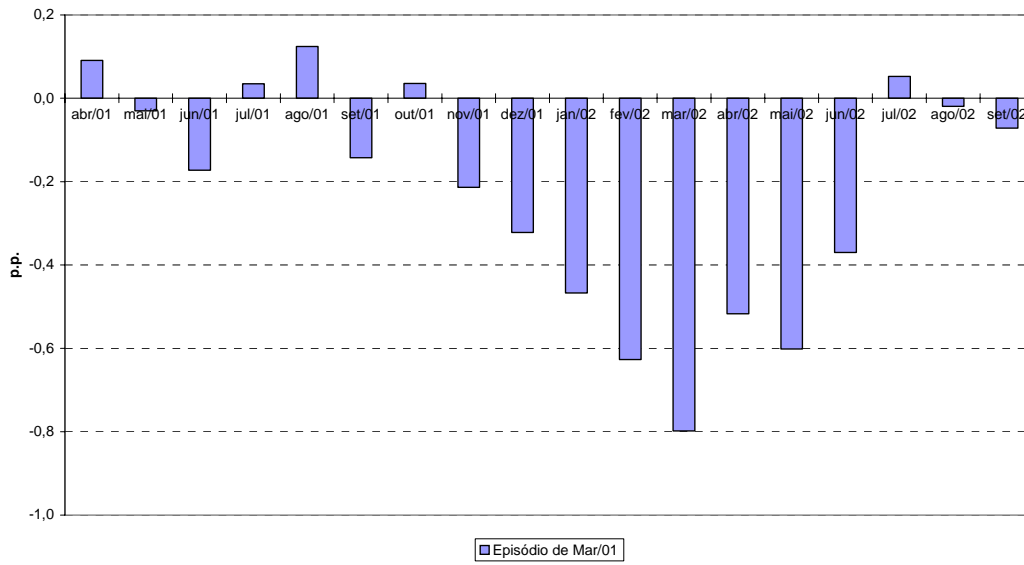


Gráfico 2.7 - IPCA
Erros de Previsão Acumulados

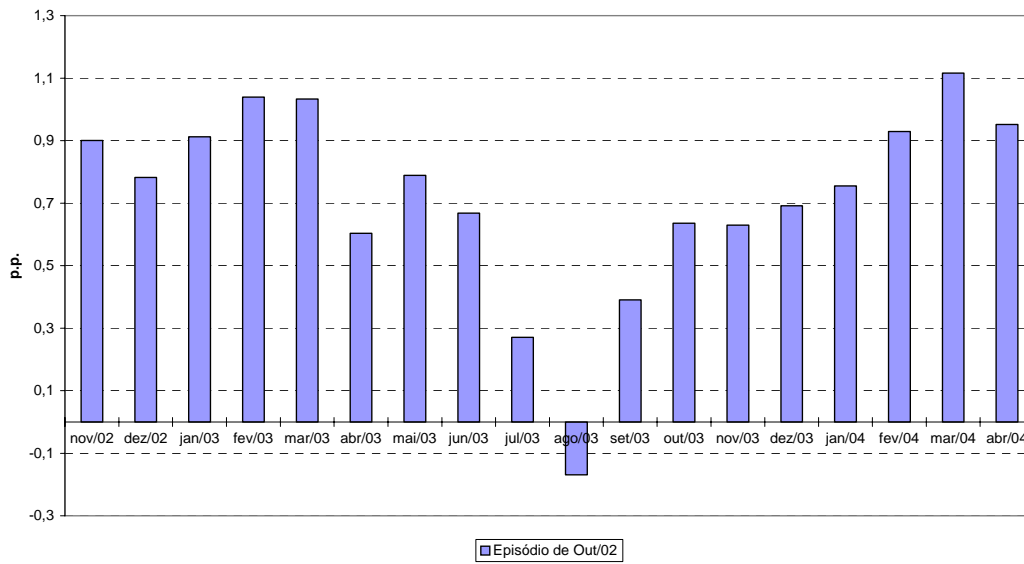


Gráfico 2.8 - IPCA
Erros de Previsão Acumulados

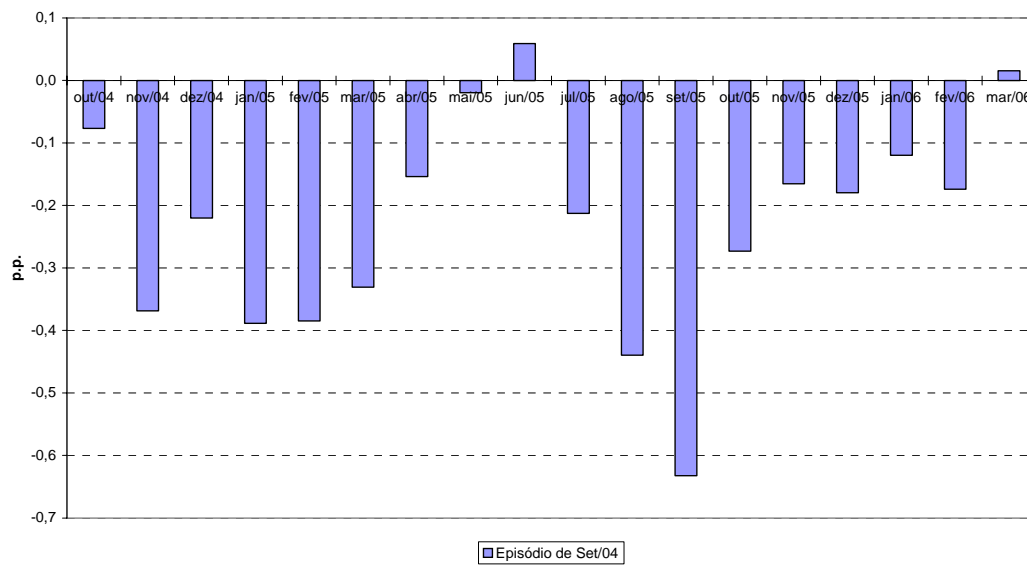


Gráfico 2.9 - Produção Industrial
Erros de Previsão Acumulados

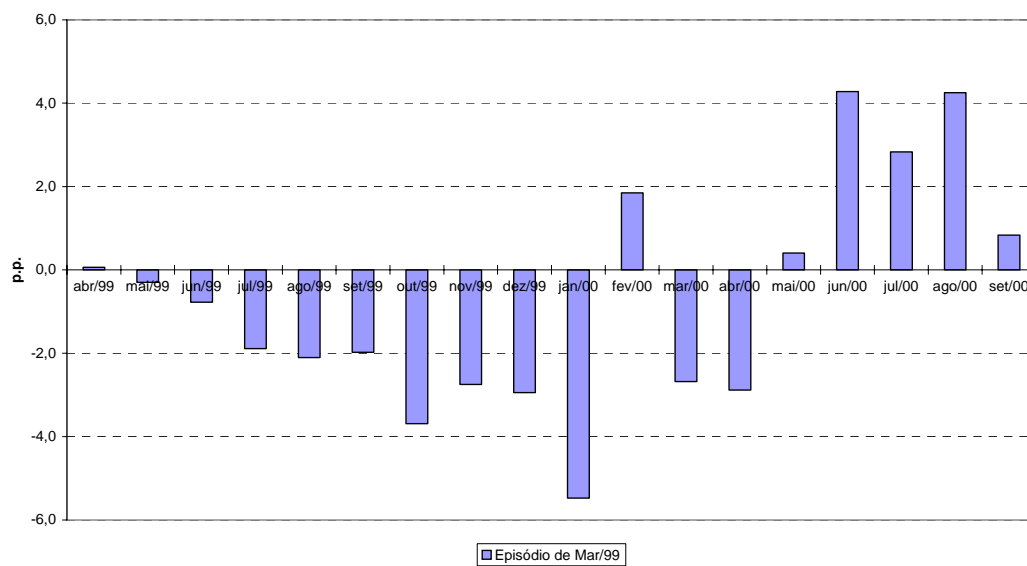


Gráfico 2.10 - Produção Industrial
Erros de Previsão Acumulados

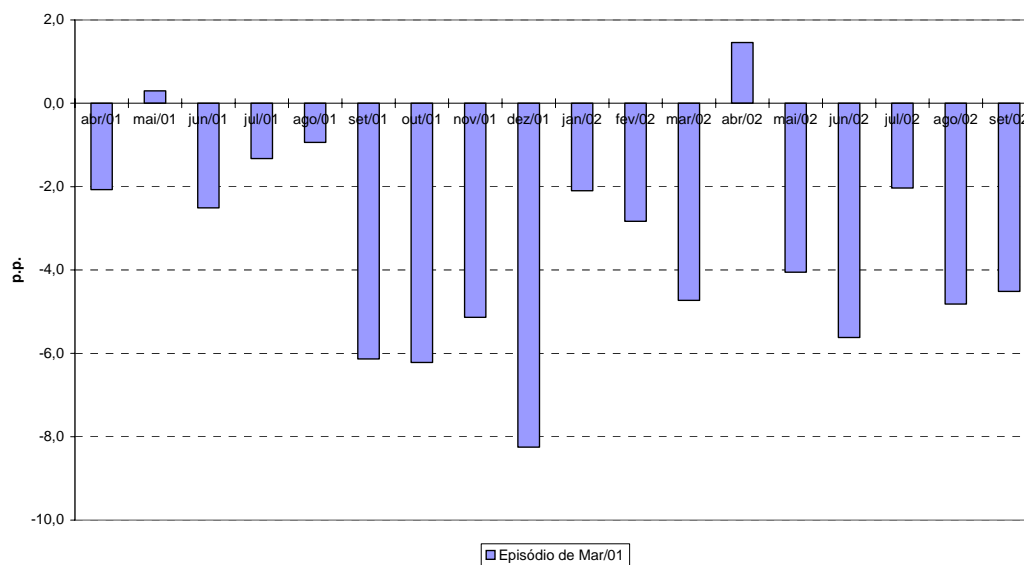


Gráfico 2.11 - Produção Industrial
Erros de Previsão Acumulados

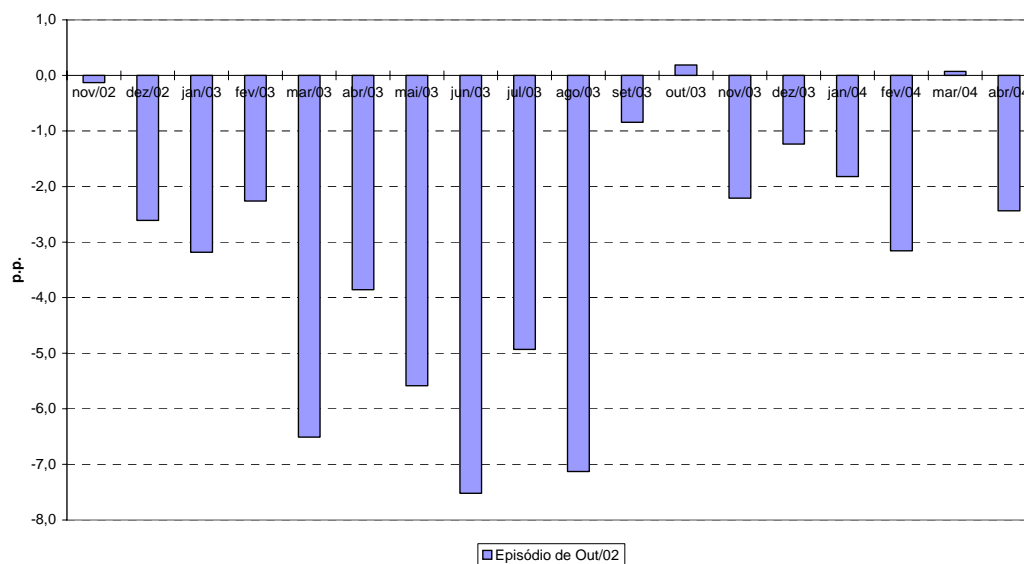


Gráfico 2.12 - Produção Industrial
Erros de Previsão Acumulados

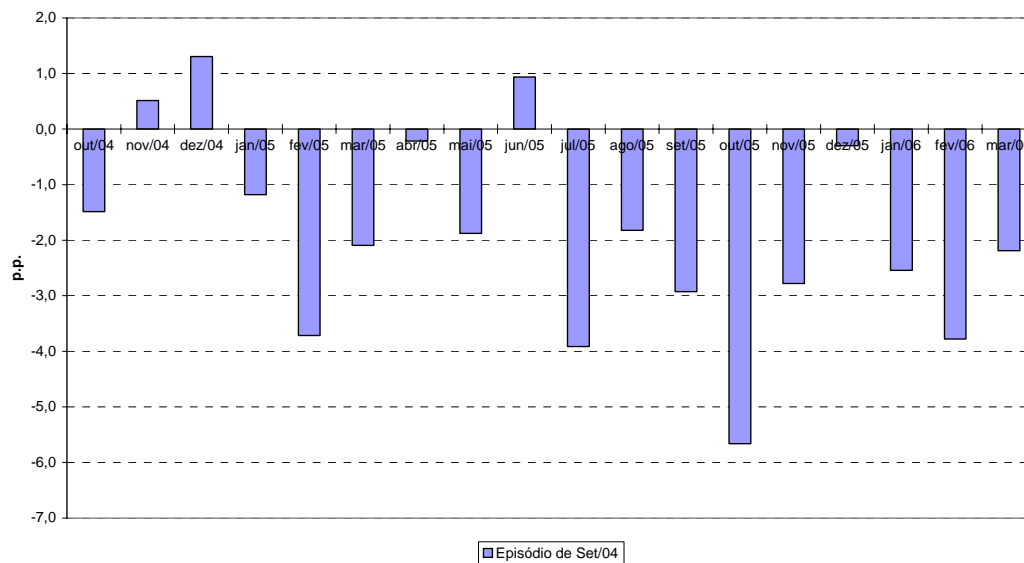
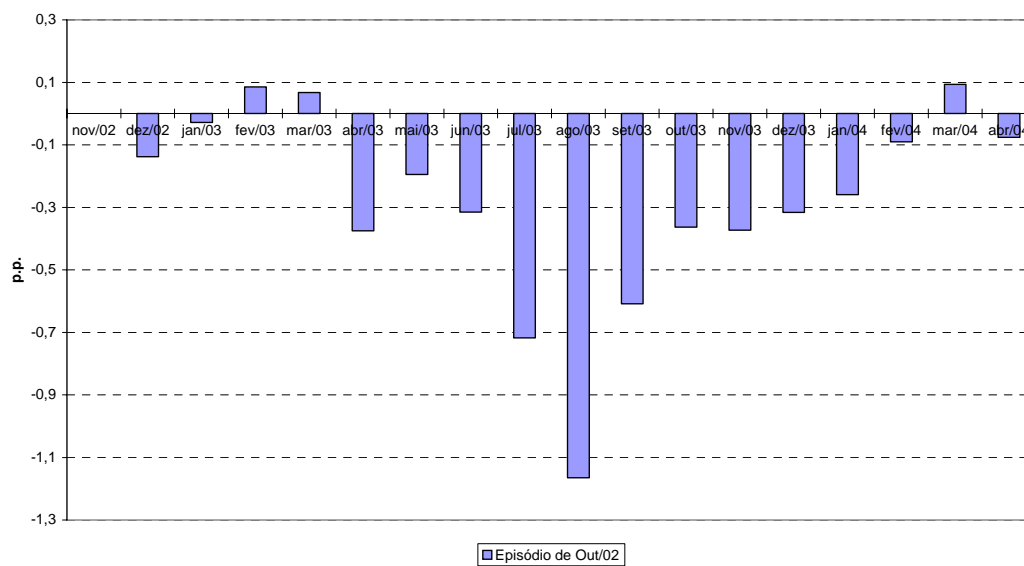


Gráfico 2.13 - IPCA
Erros de Previsão Acumulados (sem nov/02)



Os resultados obtidos nesse primeiro exercício parecem indicar que os episódios de aperto monetário são seguidos pela redução da inflação e da atividade industrial. Com a finalidade de corroborar tais conclusões, propõe-se um teste mais formal.

Inicialmente, constrói-se uma variável D_t indicadora dos choques de política monetária. Portanto, D_t toma o valor 1 nos quatro meses em que foram identificados apertos monetários (março/1999, março/2001, outubro/2002 e setembro/2004) e toma o valor 0 no restante da amostra. Deve-se notar que a variável D_t indica somente o início de cada episódio, e, portanto, não traz qualquer informação referente à duração ou à intensidade dos choques de política monetária. Adota-se essa abordagem razoavelmente simples porque, em primeiro lugar, é muito difícil identificar corretamente o final dos choques monetários, dado que a reversão da política monetária contracionista ocorre de modo bem mais gradual. Além disso, as intenções da Autoridade Monetária expressas nas atas do Copom não indicam grandes diferenças na severidade intencionada em cada choque. Desse modo, qualquer tentativa de diferenciar os choques implicaria um maior grau de subjetividade, o que não é desejável¹⁷. Com a nova variável D_t , estimam-se as seguintes equações para o período que vai de março de 1999 a maio de 2006¹⁸:

$$\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{11} \alpha_i M_{it} + \sum_{j=1}^6 \beta_j \pi_{t-j} + \sum_{k=0}^{12} \gamma_k D_{t-k} + \varepsilon_t$$

(7)

onde:

π_t = variação percentual mensal do IPCA (sem ajuste sazonal)

M_{it} = dummies sazonais mensais

$D_t = \begin{cases} 1 & \text{se } t \text{ é o início de algum episódio de aperto monetário} \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$

¹⁷ Como já mencionado anteriormente, uma das desvantagens dessa metodologia de identificação de choques de política monetária é justamente o elevado grau de subjetividade. Deve-se buscar formas de reduzi-lo, e não de aumentá-lo.

¹⁸ O número de defasagens da inflação, da variação da produção industrial e da *dummy* indicadora dos choques de política monetária foi escolhido de acordo com o critério de Schwarz.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{11} \alpha_i M_{it} + \sum_{j=1}^6 \beta_j \Delta y_{t-j} + \sum_{k=0}^{12} \gamma_k D_{t-k} + \varepsilon_t$$

(8)

onde:

Δy_t = variação percentual mensal do índice de produção industrial (sem ajuste sazonal)

M_{it} = dummies sazonais mensais

$$D_t = \begin{cases} 1 & \text{se } t \text{ é o início de algum episódio de aperto monetário} \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

A seguir, utilizam-se os coeficientes estimados para construir funções resposta a impulso (FRI), isto é, funções que estimam a resposta da inflação e a da produção industrial a um choque monetário (inclusive via *lags* das próprias variáveis). Mais especificamente, como a variável D_t indica o início dos episódios de aperto monetário, o efeito do aumento de uma unidade em D_t corresponde ao efeito de um choque de política monetária. Sendo assim, o impacto dos choques sobre a inflação e o produto pode ser estimado do seguinte modo:

$$Ef_0^0 = \hat{\gamma}_0$$

$$Ef_0^1 = \hat{\gamma}_1 + \hat{\beta}_1 Ef_0^0$$

$$Ef_0^2 = \hat{\gamma}_2 + \hat{\beta}_1 Ef_0^1 + \hat{\beta}_2 Ef_0^0$$

...

$$Ef_0^6 = \hat{\gamma}_{12} + \hat{\beta}_1 Ef_0^5 + \hat{\beta}_2 Ef_0^4 + \dots + \hat{\beta}_6 Ef_0^0$$

$$Ef_0^7 = \hat{\gamma}_{13} + \hat{\beta}_1 Ef_0^6 + \hat{\beta}_2 Ef_0^5 + \dots + \hat{\beta}_6 Ef_0^1$$

...

$$Ef_0^{12} = \hat{\gamma}_{18} + \hat{\beta}_1 Ef_0^{11} + \hat{\beta}_2 Ef_0^{10} + \dots + \hat{\beta}_6 Ef_0^6$$

onde:

Ef_s^t = efeito estimado do choque monetário ocorrido no mês s sobre a variação percentual mensal do IPCA / do índice da produção industrial no mês t

$\hat{\beta}_i, \hat{\gamma}_j$ = coeficientes estimados pela equação (7), no caso da inflação, e pela equação (8), no caso da produção industrial

A fim de facilitar a interpretação dos resultados, calculam-se também os efeitos acumulados do aperto monetário sobre a inflação e o produto industrial. As FRI acumuladas são simplesmente:

$$EfA_0^0 = Ef_0^0$$

$$EfA_0^1 = 100 * ((1 + (Ef_0^0 / 100)) * (1 + (Ef_0^1 / 100)) - 1)$$

$$EfA_0^2 = 100 * ((1 + (Ef_0^0 / 100)) * (1 + (Ef_0^1 / 100)) * (1 + (Ef_0^2 / 100)) - 1)$$

...

onde:

Ef_s^t = efeito estimado do choque monetário ocorrido no mês s sobre a variação percentual mensal do IPCA / do índice da produção industrial no mês t

EfA_s^t = efeito estimado acumulado do choque monetário ocorrido no mês s sobre a variação percentual mensal do IPCA / do índice da produção industrial no mês t

Os Gráficos 2.14 e 2.15 apresentam, respectivamente, a resposta estimada da variação percentual mensal do IPCA e a resposta estimada da variação percentual mensal acumulada do IPCA a um choque de política monetária. Os gráficos trazem ainda intervalos de confiança (de um desvio-padrão) calculados por *bootstrap*¹⁹.

Observando-se o Gráfico 2.14, pode-se constatar que, nos oito primeiros meses, os choques de política monetária não resultam em uma queda da variação mensal do IPCA. De fato, ocorre algo semelhante ao fenômeno denominado na literatura de “*price puzzle*”, no qual um choque da taxa de juros é seguido por um aumento do nível de preços. No primeiro mês seguinte ao choque, por exemplo, estima-se que a inflação mensal medida pelo IPCA seja 0,53 p.p acima da que seria observada na ausência do aperto monetário. A literatura justifica esse resultado pela influência das expectativas de inflação dos agentes sobre a inflação realizada. No presente trabalho, define-se como

¹⁹ Foram realizadas 5.000 simulações.

choque de política monetária a mudança de postura da Autoridade Monetária diante de uma inflação (realizada ou projetada) considerada excessiva. Embora seja plausível admitir que a Autoridade Monetária possua mais informações que os demais agentes econômicos, não é inverossímil considerar que os agentes de mercado também possuem informação sobre a trajetória da inflação. Desse modo, assim como o comportamento da inflação resulta na atuação do Banco Central, ele também resulta na deterioração das expectativas de inflação dos agentes de mercado. A deterioração pode se tornar ainda mais evidente uma vez que o Banco Central sinalize que a inflação tenha atingido ou possa vir a atingir níveis alarmantes. Como, mesmo com o aperto da política monetária, as expectativas influenciam parcialmente a trajetória da inflação, pode-se compreender por que um choque monetário pode ser sucedido por um aumento da inflação. Apesar disso, após oito meses, estima-se que o aperto monetário comece a pressionar a queda das taxas de inflação mensais. O efeito máximo sobre a variação mensal do IPCA ocorre dez meses após o choque, quando se estima que a taxa de inflação mensal seja 0,43 p.p. menor que a verificada na ausência do choque monetário. Entre nove e onze meses após o aperto monetário, o efeito é significativamente diferente de zero.

O objetivo do Gráfico 2.15 é facilitar a interpretação dos efeitos da política monetária contracionista. Entretanto, no caso da inflação acumulada, a incerteza aumenta muito, o que prejudica um pouco a análise dos resultados. De qualquer modo, de acordo com a FRI estimada, inicialmente os apertos monetários geram um aumento da variação acumulada do IPCA, refletindo o mesmo fenômeno já mencionado na análise da resposta da variação mensal da inflação. Nos primeiros sete meses, o aumento da inflação acumulada, em função do choque monetário, é cada vez maior. Somente após sete meses, verifica-se a reversão desse movimento. Analisando-se apenas o período de doze meses após um aperto monetário, não é possível observar uma redução da inflação acumulada, justamente devido ao aumento inicial da inflação mensal. Além disso, o intervalo de confiança torna-se bastante grande, refletindo o alto grau de incerteza.

Gráfico 2.14 - Função Resposta a Impulso (FRI)
Resposta da variação percentual mensal do IPCA a um choque de política monetária

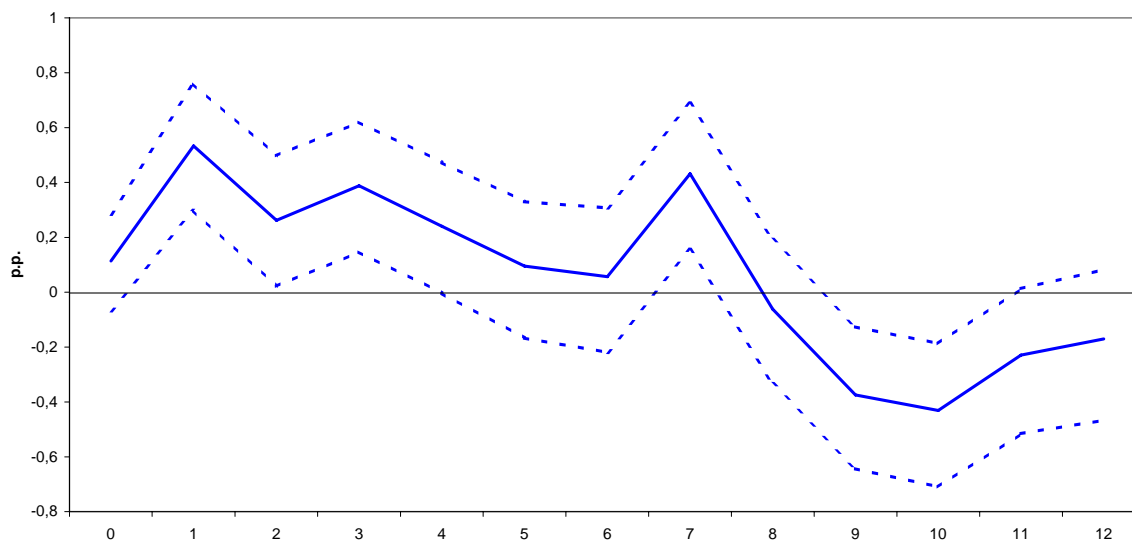
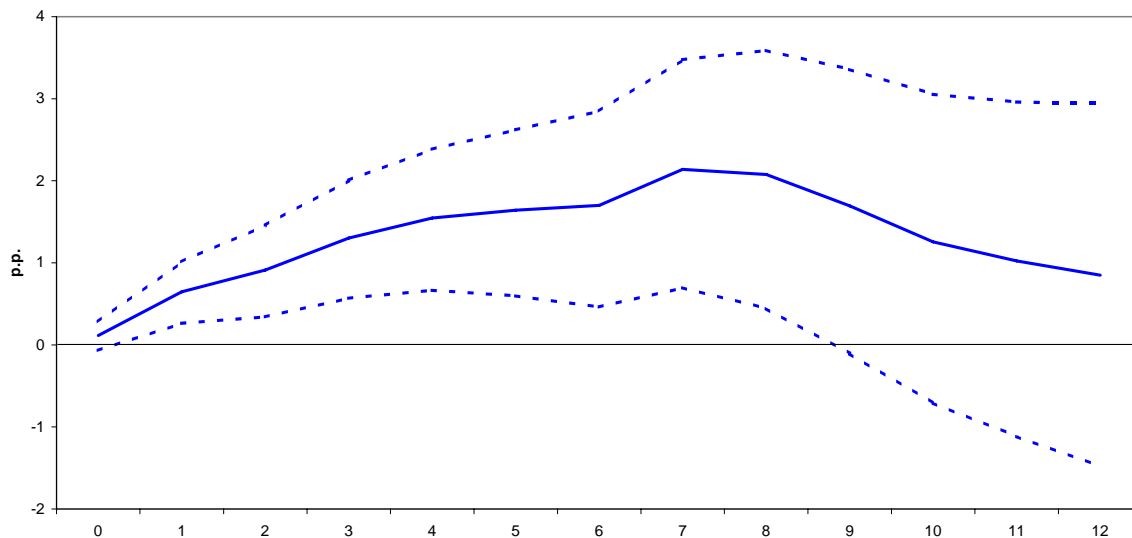


Gráfico 2.15 - Função Resposta a Impulso (FRI)
Resposta da variação percentual acumulada do IPCA a um choque de política monetária



Do mesmo modo, os Gráficos 2.16 e 2.17 exibem, respectivamente, as respostas estimadas da variação percentual mensal e da variação percentual mensal acumulada da produção industrial a um aperto monetário, bem como os intervalos de confiança (de um desvio-padrão) gerados por *bootstrap*²⁰.

²⁰ Foram realizadas 5.000 simulações.

Gráfico 2.16 - Função Resposta a Impulso (FRI)
 Resposta da variação percentual mensal da produção industrial a um choque de política monetária

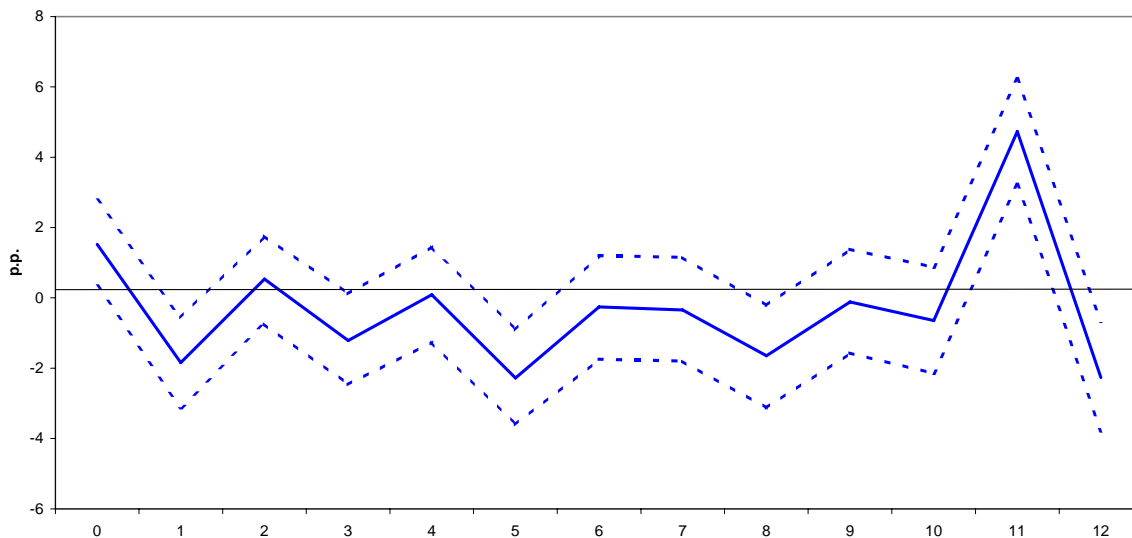
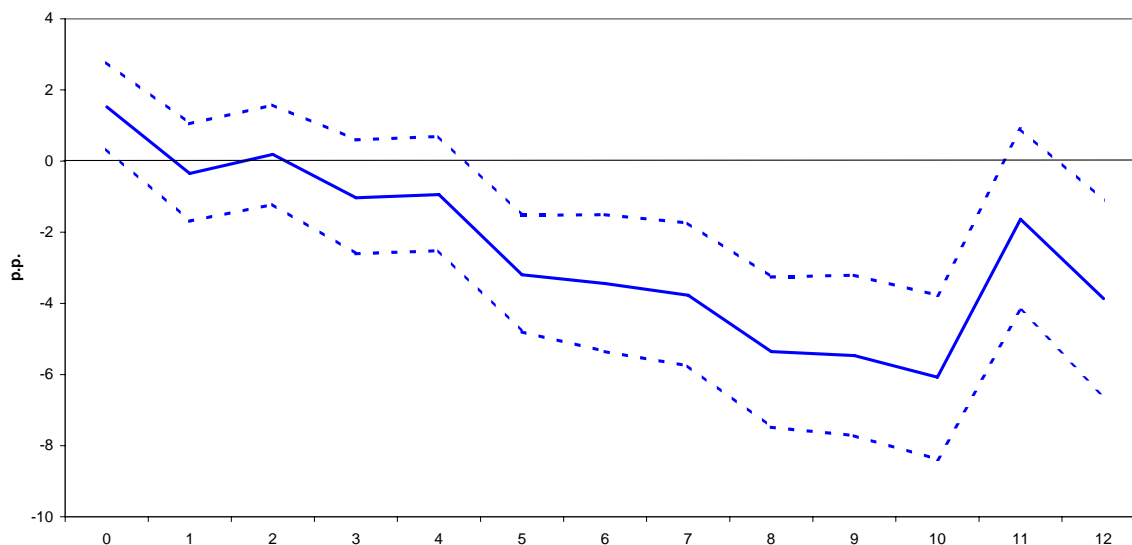


Gráfico 2.17 - Função Resposta a Impulso (FRI)
 Resposta da variação percentual mensal acumulada da produção industrial a um choque de política monetária



No caso da produção industrial, é mais difícil identificar a resposta da variação mensal aos choques monetários, como pode ser constatado no Gráfico 2.16. O formato da FRI é bastante errático e dificulta qualquer interpretação. Entretanto, o Gráfico 2.17 permite que se interpretem melhor os resultados. Em parte porque, ao contrário do caso da inflação, a incerteza não aumenta tão expressivamente quando se lida com a variação acumulada. O Gráfico 2.17 indica que os choques monetários afetam a produção industrial mais cedo que a inflação (o que está de acordo com a teoria macroeconômica). Inicialmente, o efeito é pequeno, mas, após três meses, a variação

acumulada da produção industrial já se encontra cerca de 1,0 p.p. abaixo da observada na ausência do choque. Mesmo considerando-se o intervalo de confiança, o efeito é significativo já depois de cinco meses. O efeito máximo sobre a variação acumulada da produção industrial ocorre dez meses após o aperto da política monetária (-6,1 p.p.). Deve-se notar que o efeito sobre a produção industrial é razoavelmente duradouro. Mesmo após doze meses, o índice acumulado de produção industrial ainda é menor que o que prevaleceria na ausência do choque de política monetária.

Em resumo, as FRI estimadas indicam que os choques de política monetária identificados com base nas atas do Copom realmente exercem um efeito contracionista sobre o produto e a inflação. Os apertos monetários afetam primeiramente a produção industrial e, posteriormente, a inflação (de acordo, portanto, com os mecanismos de transmissão da política monetária).

2.5. Análise de robustez: o comportamento da taxa de câmbio

Uma vez apresentados os diversos exercícios realizados, é importante verificar a robustez dos resultados encontrados. É importante verificar se, de fato, os efeitos sobre a inflação e o produto estimados ao longo do trabalho podem ser atribuídos aos choques de política monetária. Pela definição de Romer e Romer (1989), um choque monetário acontece quando a Autoridade Monetária age deliberadamente objetivando a redução da inflação. Como ter certeza que os resultados retratam os efeitos dos choques monetários, e não dos fatores responsáveis pelo comportamento inicial da inflação (o qual gerou a resposta da Autoridade Monetária)?

Para que os efeitos calculados refiram-se a outro fator que não o choque monetário, é preciso que haja, sempre ou na maioria nos casos, um mesmo fator alternativo. Ou seja, se em (quase) todas as vezes que o Banco Central promoveu uma contração da política monetária, um determinado fato estava ocorrendo, é possível que esse fato esteja contaminando os resultados. No caso dos choques identificados para o Brasil (entre março de 1999 e maio de 2006), o único fator presente na maior parte dos quatro

episódios (março/1999, março/2001 e outubro/2002) é a preocupação com o repasse cambial. Nesses três episódios, verifica-se a ocorrência de desvalorização cambial (particularmente forte nos episódios de 1999 e 2002). Como identificar a influência da variação cambial²¹ sobre os resultados obtidos?

No primeiro exercício realizado, no qual calcularam-se os erros de previsão das séries de inflação e produto após cada um dos choques, já houve algum controle para a variação cambial. Deve-se notar que a Curva de Phillips utilizada para a previsão da variação mensal do IPCA incluía um termo referente à movimentação do câmbio real.²² Da mesma forma, a “Curva IS” estimada para a previsão da variação mensal da série de produção industrial incluía, entre seus regressores, o saldo da balança comercial (fortemente influenciado pela movimentação da taxa de câmbio). Sendo assim, se, de fato, a desvalorização cambial exerceu uma influência relevante sobre o comportamento da inflação e do produto nos períodos subseqüentes aos choques monetários, pode-se afirmar que essa influência foi considerada no primeiro exercício.

Entretanto, na estimação das FRI, não foi feito qualquer controle para a contribuição da movimentação da taxa de câmbio. Uma forma de analisar a influência do comportamento da taxa de câmbio sobre os resultados estimados é incluir nas regressões (7) e (8) o valor corrente e valores defasados da variação cambial nominal. Obtêm-se, assim, as seguintes equações:

$$\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{11} \alpha_i M_{it} + \sum_{j=1}^6 \beta_j \pi_{t-j} + \sum_{k=0}^{12} \gamma_k D_{t-k} + \sum_{j=0}^{12} \delta_j \Delta e_{t-j} + \varepsilon_t \quad (9)$$

onde:

²¹ Deve-se salientar que, em princípio, o efeito esperado da desvalorização cambial sobre a inflação não deveria reforçar o efeito do choque monetário, mas sim agir na direção contrária. Já a relação entre a taxa de câmbio e o produto pode ser mais controversa. Carneiro e Wu (2001) argumentam que, enquanto em alguns países, uma taxa de câmbio mais desvalorizada está associada a um maior nível de atividade, no Brasil, entre 1995 e 2000, desvalorizações estiveram associadas à queda no nível de atividade.

²² Como já mencionado, os resultados foram bastante próximos dos obtidos com a inclusão apenas da variação do câmbio nominal.

π_t = variação percentual mensal do IPCA (sem ajuste sazonal)

M_{it} = dummies sazonais mensais

$D_t = \begin{cases} 1 & \text{se } t \text{ é o início de algum episódio de aperto monetário} \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$

Δe_t = variação mensal do câmbio nominal

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{11} \alpha_i M_{it} + \sum_{j=1}^6 \beta_j \Delta y_{t-j} + \sum_{k=0}^{12} \gamma_k D_{t-k} + \sum_{j=0}^{12} \delta_j \Delta e_{t-j} + \varepsilon_t \quad (10)$$

onde:

Δy_t = variação percentual mensal do índice de produção industrial (sem ajuste sazonal)

M_{it} = dummies sazonais mensais

$D_t = \begin{cases} 1 & \text{se } t \text{ é o início de algum episódio de aperto monetário} \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$

Δe_t = variação mensal do câmbio nominal

Com essas novas regressões, estimam-se os coeficientes γ_k e, portanto, as FRI, livres do efeito da variação cambial passada. Os Gráficos 2.18 e 2.19 apresentam, respectivamente, as respostas da variação mensal do IPCA e da variação mensal acumulada do IPCA a um choque de política monetária, descontados os efeitos da variação cambial nominal do passado. No caso da resposta da variação mensal do IPCA, não há grandes diferenças com a inclusão dos movimentos da taxa de câmbio. O formato da FRI permanece razoavelmente próximo ao da originalmente estimada (Gráfico 2.14). A principal diferença ocorre nos primeiros meses após o choque de política monetária. Após a inclusão dos efeitos da taxa de câmbio, o “*price puzzle*” já não é tão marcante, talvez porque os movimentos do câmbio capturem, de alguma forma, a tendência das expectativas de inflação dos agentes. Quando se trata do efeito sobre a variação acumulada do IPCA, também não há grandes diferenças. Entretanto, embora continue prevalecendo um elevado grau de incerteza, pode-se notar que o efeito contracionista agora é mais forte. Antes da inclusão do câmbio, a inflação acumulada nos sete meses após a ocorrência do aperto monetário chegava a ser 2,14 p.p. maior (consequência do aumento inicial da inflação mensal). Quando se consideram os efeitos da variação cambial, esse valor não ultrapassa 0,88 p.p. Ignorando-se o elevado grau de

incerteza, estima-se que, a partir do décimo primeiro mês seguinte a um choque, a variação acumulada do IPCA já seja menor que a verificada na ausência do choque (algo que não ocorria anteriormente, como pode ser constatado no Gráfico 2.14).²³

Gráfico 2.18 - Função Resposta a Impulso (FRI)
Resposta da variação percentual do IPCA a um choque de política monetária
(livre do efeito da variação passada do câmbio nominal)

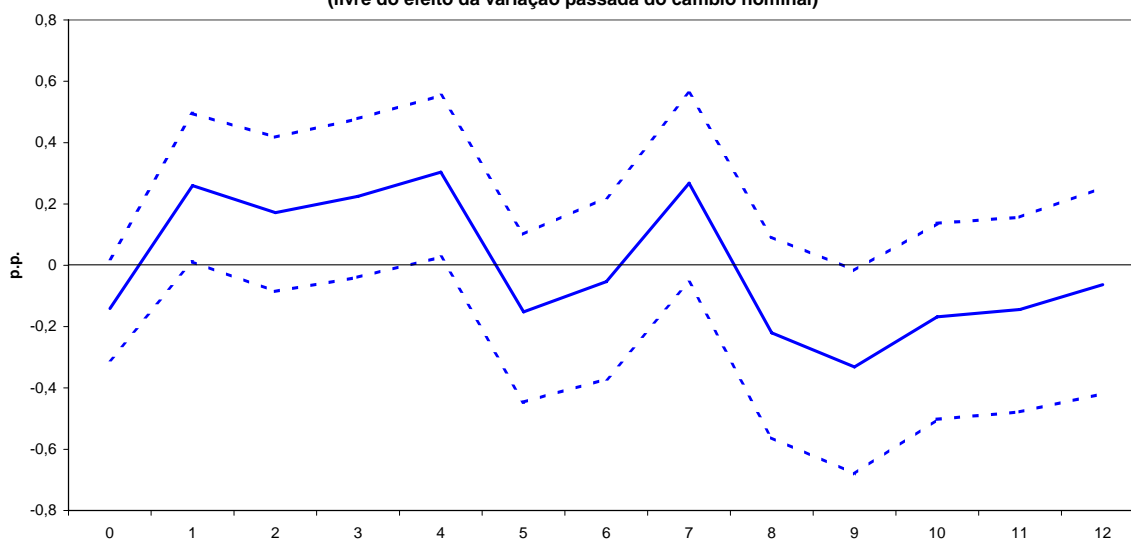
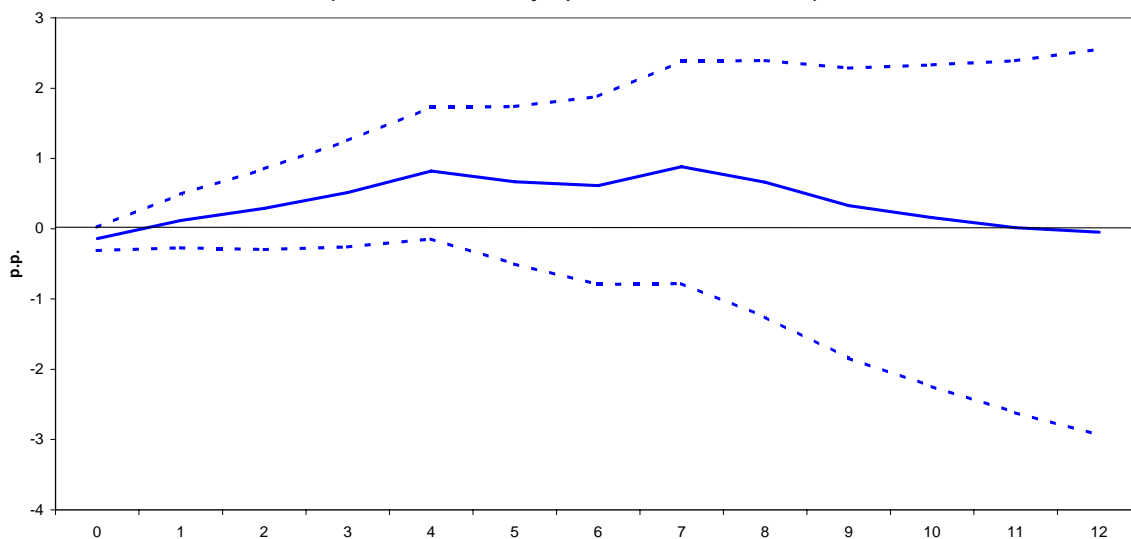


Gráfico 2.19 - Função Resposta a Impulso (FRI)
Resposta da variação percentual acumulada do IPCA a um choque de política monetária
(livre do efeito da variação passada do câmbio nominal)



Nos Gráficos 2.20 e 2.21, encontram-se, respectivamente, as respostas da variação mensal e da variação mensal acumulada da produção industrial a um choque monetário,

²³ Reconhece-se que, nos dois gráficos, de acordo com os intervalos de confiança, os resultados não são estatisticamente significativos.

livres dos efeitos da variação passada do câmbio nominal. Vale ressaltar que a economia brasileira apresenta um baixo coeficiente de abertura e, conseqüentemente, o setor externo influencia pouco o produto interno. Desse modo, não é surpreendente que, no caso da produção industrial, a inclusão da variação cambial altere muito pouco as FRI. Esse resultado provavelmente apenas reflete o baixo coeficiente de abertura externa da economia brasileira.

Como pode ser constatado na comparação entre os Gráficos 2.16 e 2.20, o formato da resposta da variação percentual mensal da produção industrial muda apenas marginalmente. No caso da resposta da variação acumulada da produção industrial, também não se evidencia qualquer mudança de grande relevância na comparação entre os Gráficos 2.17 e 2.21.

Gráfico 2.20 - Função Resposta a Impulso (FRI)
Resposta da variação percentual mensal da produção industrial a um choque de política monetária (livre do efeito da variação passada do câmbio nominal)

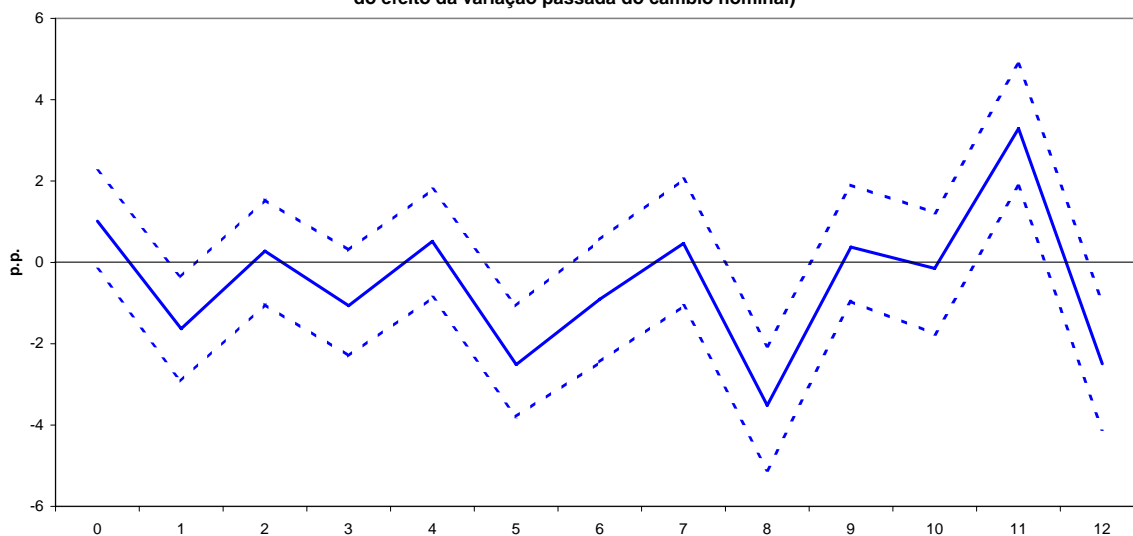
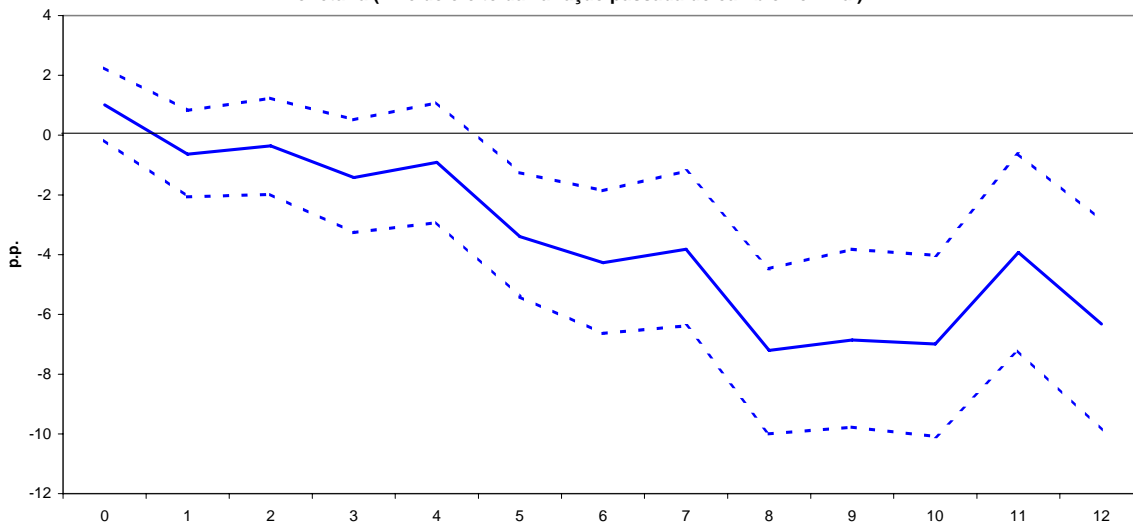


Gráfico 2.21 - Função Resposta a Impulso
Resposta da variação percentual mensal acumulada da produção industrial a um choque de política monetária (livre do efeito da variação passada do câmbio nominal)



Se a variação cambial foi um fator importante em algum(ns) episódio(s) e, com isso, afetou a resposta da inflação a esse(s) choque(s) de política monetária em particular, é importante examinar a contribuição de cada choque monetário para os resultados encontrados. Como já mencionado, o formato da variável D_t faz com que cada episódio tenha o mesmo peso na análise. Se em um determinado episódio, há algum fator contaminando os efeitos do choque monetário, é importante identifica-lo, para que não se obtenham conclusões equivocadas.

Com esse intuito, são estimadas novas FRI a partir de regressões semelhantes às equações (7) e (8). A única diferença é que, a cada estimação, elimina-se um choque da análise. Portanto, inicialmente, altera-se a variável D_t para que ela inclua apenas os episódios de março/2001, outubro/2002 e setembro/2004. A partir daí, calculam-se novas FRI para a inflação e para o produto. Repete-se o procedimento, incluindo-se novamente o choque de março/1999 e eliminando-se o choque de março/2001. E assim por diante, para cada um dos quatro choques identificados.

Esse exercício resulta em quatro novas FRI para a variação mensal do IPCA e da produção industrial e quatro novas FRI para a variação mensal acumulada do IPCA e da produção industrial. No caso do produto, não há qualquer alteração relevante das FRI. Já para a inflação, a exclusão de cada um dos episódios de março/1999, março/2001 e setembro/2004 não altera muito o formato das FRI. Entretanto, a exclusão do choque de outubro/2002 modifica significativamente os resultados, como pode ser verificado nos Gráficos 2.22 e 2.23. Desconsiderando-se o choque de outubro/2002, antes do qual houve uma forte e longa desvalorização cambial, o efeito médio dos demais choques sobre a inflação mostra-se bem mais forte. O aperto monetário parece afetar a inflação bem mais rapidamente e de forma mais incisiva. Como exposto no Gráfico 2.23, desconsiderando-se o terceiro episódio de aperto monetário, estima-se que a inflação acumulada nos doze meses após um choque de política monetária seja, em média, 2,30 p.p. menor do que a obtida sem o choque. Antes da exclusão do choque de outubro/2002, estimava-se a inflação acumulada nesse mesmo período fosse 0,85 p.p. maior que na ausência do choque (ver Gráfico 2.15).

Gráfico 2.22 - Função Resposta a Impulso (FRI)
Resposta da variação percentual mensal do IPCA a um choque de política monetária
(sem choque de outubro/2002)

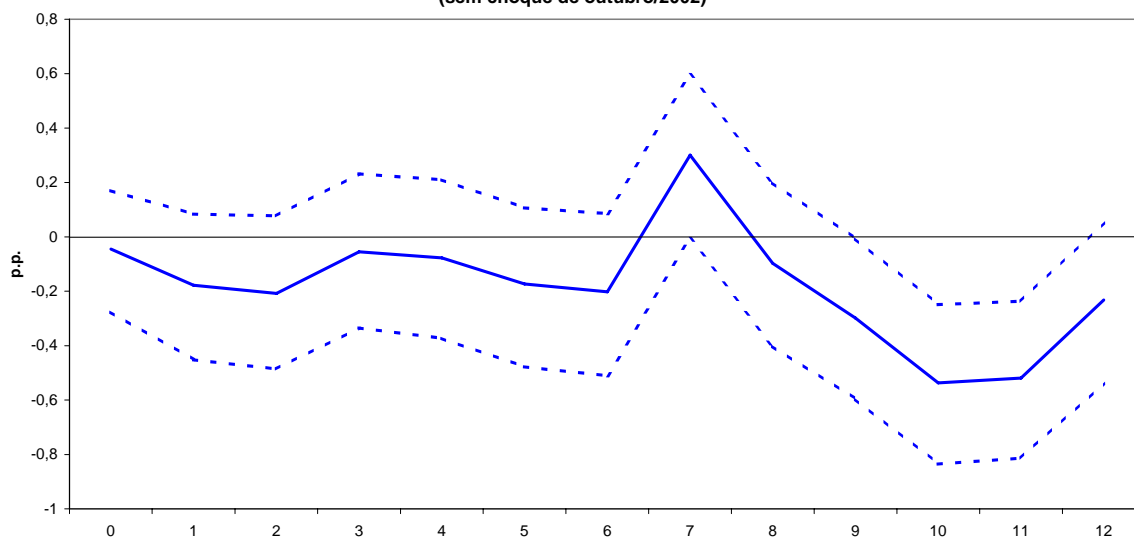
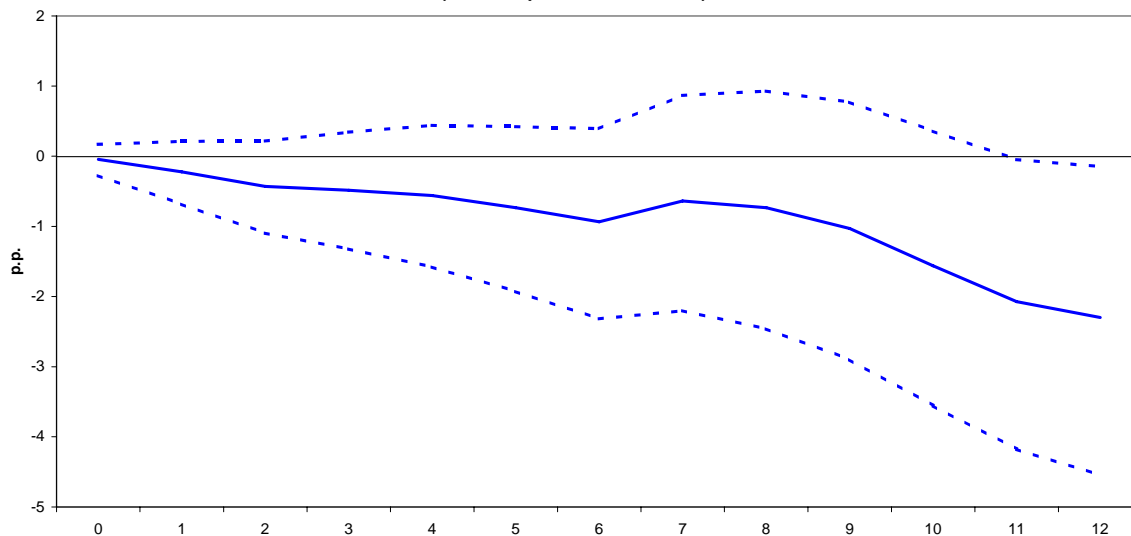


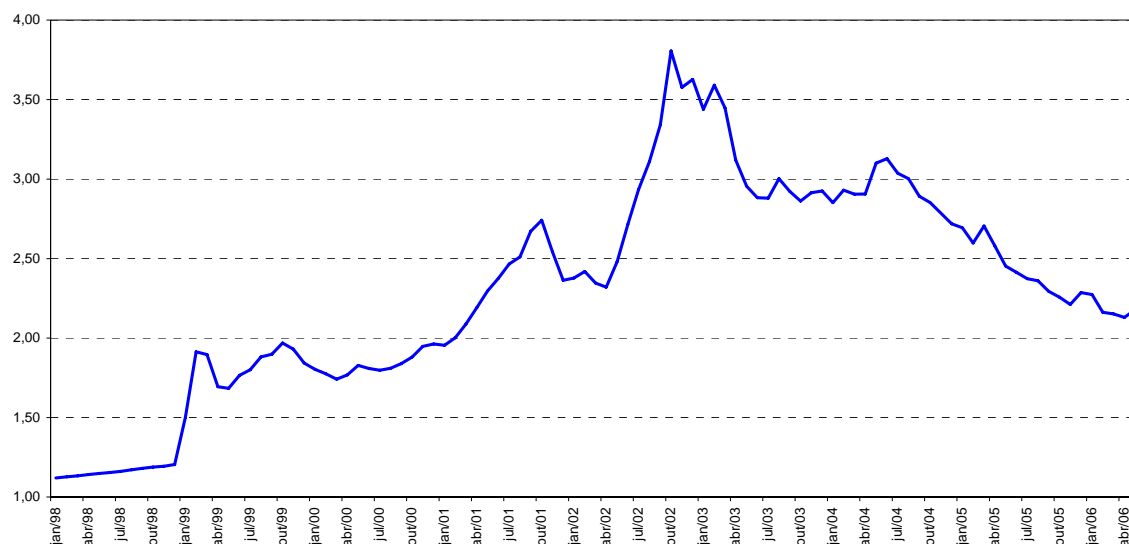
Gráfico 2.23 - Função Resposta a Impulso (FRI)
Resposta da variação percentual acumulada do IPCA a um choque de política monetária
(sem choque de outubro/2002)



Enfim, o choque de outubro/2002 parece alterar fortemente os resultados referentes à inflação. O que há de particular no choque de outubro/2002? Ou seja, que característica do episódio de outubro/2002 provoca essas modificações na resposta da inflação? Provavelmente, o comportamento da inflação nesse episódio está relacionado à trajetória da taxa de câmbio. Como pode ser notado no Gráfico 2.24, o choque de política monetária de outubro/2002 foi precedido por um longo período de forte desvalorização cambial. Entre abril de 2002 e outubro de 2002, a taxa de câmbio nominal sofreu uma desvalorização de cerca de 64%. Como já evidenciado na equação

(5), a trajetória da inflação brasileira no período analisado mostra-se sensível às oscilações da taxa de câmbio (nominal/real). Desse modo, pode-se conjecturar que a inflação tenha sido afetada pelo forte e duradouro período de desvalorização cambial. O choque de política monetária de outubro/2002 conseguiu arrefecer a escalada dos preços, mas, dessa vez, a Autoridade Monetária encontrou uma maior resistência da inflação, dado que essa se encontrava pressionada pelo comportamento da taxa de câmbio. Essa pode ser a razão pela qual as respostas da variação mensal e da variação acumulada do IPCA mostram-se tão mais fortes quando o episódio de outubro/2002 é excluído da análise.

Gráfico 2.24 - Taxa de Câmbio Nominal (R\$/US\$)



É importante ressaltar que não foi apenas antes do episódio de outubro/2002 que a taxa de câmbio se desvalorizou. Houve também uma forte desvalorização antes do choque monetário de março/1999. Por que então não parece haver modificações relevantes quando esse episódio é excluído? A resposta pode estar relacionada ao resultado encontrado por Goldfajn e Werlang (2000). Em um estudo sobre a relação entre desvalorizações cambiais e inflação para uma série de países, os autores concluem que um dos principais determinantes do percentual de repasse cambial para a inflação, no caso de países em desenvolvimento, é o desequilíbrio inicial da taxa de câmbio real.²⁴ Se inicialmente a taxa de câmbio real encontrava-se fortemente sobrevalorizada,

²⁴ De acordo com Goldfajn e Werlang (2000), além do desequilíbrio inicial da taxa de câmbio real, o nível de atividade, a taxa inicial de inflação e o grau de abertura da economia são variáveis relevantes para explicar o repasse cambial para a inflação.

é provável que a desvalorização da taxa de câmbio nominal não provoque um expressivo aumento da inflação. Isso ocorre porque a desvalorização nominal está simplesmente restabelecendo o equilíbrio da taxa de câmbio real.

Com esse resultado, pode-se interpretar melhor a diferença do impacto da desvalorização ocorrida em 1999. Até janeiro de 1999, o Brasil conviveu com um regime de câmbio controlado (como já detalhado na seção anterior). Para muitos agentes, o regime praticado implicava marcante sobrevalorização da taxa de câmbio real (o que resultava em forte impacto sobre o balanço de pagamentos). Se essa era a percepção à época da desvalorização do câmbio nominal, fica fácil entender por que o repasse cambial para a inflação não foi tão forte quanto no episódio de outubro/2002. Boa parte da desvalorização nominal foi entendida como um simples (e necessário) ajuste da taxa de câmbio real e, desse modo, a inflação foi menos afetada pela trajetória do câmbio em 1999 que em 2002. É provavelmente por isso que apenas o episódio de outubro/2002 altera a resposta da inflação aos choques de política monetária.

A relevância de variações cambiais autônomas no impacto dos choques de política monetária sobre a inflação e o produto brasileiros já foi analisada. Um outro ponto a ser explorado refere-se ao impacto das variações cambiais induzidas pelos choques de política monetária sobre a inflação. Ou seja, assim como a política monetária afeta inicialmente o produto e, posteriormente, a inflação, pode-se analisar como a política monetária afeta a taxa de câmbio. Para mensurar esse mecanismo de transmissão da política monetária para a inflação, é preciso analisar: (i) como a política monetária afeta o comportamento da taxa de câmbio e (ii) como o comportamento da taxa de câmbio afeta a inflação. O item (ii) já foi analisado: concluiu-se que as variações cambiais realmente afetam a inflação. Falta estimar o efeito dos choques de política monetária sobre a taxa de câmbio.

Para isso, estima-se a seguinte equação:

$$\Delta e_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{11} \alpha_i M_{it} + \sum_{j=1}^6 \beta_j \Delta e_{t-j} + \sum_{k=0}^{12} \gamma_k D_{t-k} + \varepsilon_t \quad (11)$$

onde:

Δe_t = variação mensal do câmbio nominal

M_{it} = dummies sazonais mensais

$D_t = \begin{cases} 1 & \text{se } t \text{ é o início de algum episódio de aperto monetário} \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$

Trata-se de uma equação semelhante às equações (7) e (8). Só que agora a variável dependente é a variação da taxa de câmbio nominal. Os coeficientes estimados a partir da equação (11) são utilizados para construir funções resposta a impulso (FRI), isto é, funções que estimam a resposta da taxa de câmbio a um choque monetário. O impacto dos choques de política monetária sobre a variação da taxa de câmbio pode ser estimado do seguinte modo:

$$Ef_0^0 = \hat{\gamma}_0$$

$$Ef_0^1 = \hat{\gamma}_1 + \hat{\beta}_1 Ef_0^0$$

$$Ef_0^2 = \hat{\gamma}_2 + \hat{\beta}_1 Ef_0^1 + \hat{\beta}_2 Ef_0^0$$

...

$$Ef_0^6 = \hat{\gamma}_{12} + \hat{\beta}_1 Ef_0^5 + \hat{\beta}_2 Ef_0^4 + \dots + \hat{\beta}_6 Ef_0^0$$

$$Ef_0^7 = \hat{\gamma}_{13} + \hat{\beta}_1 Ef_0^6 + \hat{\beta}_2 Ef_0^5 + \dots + \hat{\beta}_6 Ef_0^1$$

...

$$Ef_0^{12} = \hat{\gamma}_{18} + \hat{\beta}_1 Ef_0^{11} + \hat{\beta}_2 Ef_0^{10} + \dots + \hat{\beta}_6 Ef_0^6$$

onde:

Ef_s^t = efeito estimado do choque monetário ocorrido no mês s sobre a variação percentual mensal da taxa de câmbio nominal no mês t

$\hat{\beta}_i, \hat{\gamma}_j$ = coeficientes estimados pela equação (11)

A fim de facilitar a interpretação dos resultados, calculam-se também os efeitos acumulados do aperto monetário sobre a taxa de câmbio. As FRI acumuladas são simplesmente:

$$EfA_0^0 = Ef_0^0$$

$$EfA_0^1 = 100 * ((1 + (Ef_0^0/100)) * (1 + (Ef_0^1/100)) - 1)$$

$$EfA_0^2 = 100 * ((1 + (Ef_0^0/100)) * (1 + (Ef_0^1/100)) * (1 + (Ef_0^2/100)) - 1)$$

...

onde:

Ef_s^t = efeito estimado do choque monetário ocorrido no mês s sobre a variação percentual mensal da taxa de câmbio nominal no mês t

EfA_s^t = efeito estimado acumulado do choque monetário ocorrido no mês s sobre a variação percentual mensal da taxa de câmbio nominal no mês t

Os Gráficos 2.25 e 2.26 apresentam, respectivamente, a resposta estimada da variação mensal da taxa de câmbio nominal e a resposta acumulada estimada da variação mensal da taxa de câmbio nominal a um choque de política monetária. Os gráficos trazem ainda intervalos de confiança (de um desvio-padrão) calculados por *bootstrap*²⁵.

²⁵ Foram realizadas 5.000 simulações.

Gráfico 2.25 - Função Resposta a Impulso (FRI)
Resposta da variação mensal da taxa de câmbio nominal a um choque de política monetária

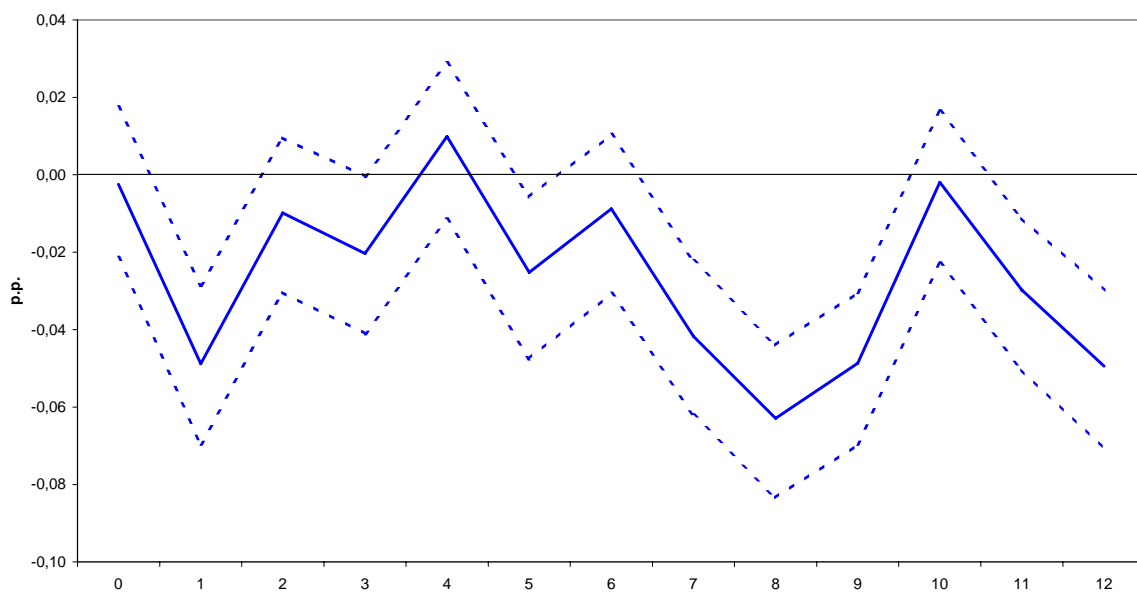
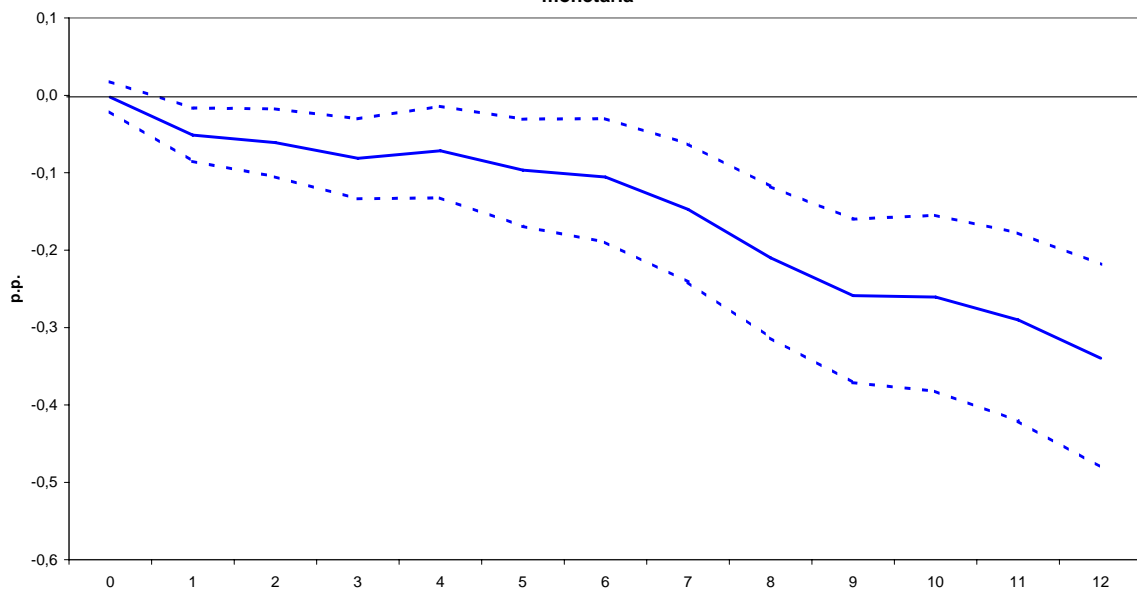


Gráfico 2.26 - Função Resposta a Impulso (FRI)
Resposta acumulada da variação mensal da taxa de câmbio nominal a um choque de política monetária



Nota-se que um aperto monetário rapidamente provoca um aumento da valorização ou uma redução da desvalorização da taxa de câmbio nominal. Já no primeiro mês após o choque, a variação cambial é 0,05 p.p. menor do que seria observado na ausência do choque. O impacto do choque de política monetária sobre a taxa de câmbio é duradouro e a variação da taxa de câmbio nominal acumulada ao longo de doze meses após o choque é 0,34 p.p. menor. Com esse exercício adicional, conclui-se, portanto, que a

política monetária afeta a taxa de câmbio e que esse outro mecanismo de transmissão da política monetária é relevante para explicar a trajetória da inflação.

Em resumo, os exercícios realizados parecem indicar que, de fato, os choques monetários identificados a partir da análise das atas do Copom provocam uma redução da inflação e da produção industrial. As previsões feitas a partir da estimação de uma Curva de Phillips e de uma “Curva IS” parecem indicar que os choques de política monetária são sucedidos por uma redução no crescimento (ou um aumento na queda) da produção industrial e, posteriormente, por um arrefecimento da inflação. Esse exercício, embora informal, procura capturar a influência dos choques monetários sobre o produto e a inflação, já considerando alguns outros fatores que afetam o comportamento dessas variáveis (por exemplo, a trajetória da taxa de câmbio).

Na tentativa de construir um teste mais formal para o impacto dos choques exógenos de política monetária sobre a inflação e o produto, foram estimadas funções resposta a impulso (FRI), ou seja, funções que retratam a resposta da inflação e da produção industrial a um choque monetário. As FRI estimadas reforçam os resultados obtidos no primeiro exercício ao sugerirem que, em média, os choques monetários provocam uma redução da produção industrial e da inflação (embora, no caso da inflação, haja um elevado grau de incerteza).

Para testar a robustez desses resultados, buscou-se tratar de alguma forma o impacto da variação cambial. Sendo assim, com o intuito de separar os efeitos da variação cambial dos efeitos da política monetária, estimaram-se FRI livres do efeito da variação cambial. No caso da produção industrial, a variação cambial não se mostrou muito relevante, algo pouco surpreendente, dado o baixo coeficiente de abertura da economia brasileira. Já no que se refere à inflação, os resultados sugerem que a variação cambial exerce uma influência relevante. Como em alguns dos episódios, a mudança da postura da política monetária é precedida por um período de desvalorização cambial, as estimações indicam que o repasse cambial para a inflação contamina o efeito dos choques monetários. De fato, quando se exclui o efeito da taxa de câmbio, os choques parecem exercer um efeito mais contracionista.

Tendo isso em mente, buscou-se analisar se algum episódio estaria contaminando os resultados, particularmente no caso da inflação (em função do impacto da desvalorização cambial). Para isso, estimaram-se novas FRI, desconsiderando-se um episódio de cada vez. A conclusão obtida a partir desse exercício foi que o episódio de outubro/2002, marcado por uma forte desvalorização cambial, estava alterando os resultados relativos à inflação. De fato, uma vez excluído esse episódio, foram obtidas respostas bem mais expressivas da inflação medida pelo IPCA aos choques de política monetária. Sendo assim, de acordo com os últimos exercícios, parece improvável que os efeitos dos apertos monetários estejam sendo superestimados.

Analisou-se também a importância da taxa de câmbio como canal de transmissão da política monetária para a inflação. Alguns exercícios iniciais demonstraram que a trajetória da inflação é influenciada pelo comportamento da taxa de câmbio. Em um último exercício, comprovou-se que a política monetária provoca reações na taxa de câmbio. Juntando-se os dois resultados, conclui-se que um aperto monetário é sucedido por um aumento da valorização (ou uma redução da desvalorização) cambial (assim como por uma redução no crescimento – ou um aumento na queda – do produto) e, posteriormente, por uma diminuição da inflação.

2.6.Considerações finais

O propósito desse capítulo foi aplicar ao caso brasileiro a abordagem alternativa de identificação de choques exógenos de política monetária proposta inicialmente por Friedman e Schwartz (1963) e aperfeiçoada por Romer e Romer (1989). A partir da análise das atas das reuniões do Copom, procurou-se identificar os momentos nos quais o Banco Central do Brasil tenha exercido um aperto na política monetária com o intuito de combater uma inflação considerada inapropriada. Trata-se, portanto, de uma busca por períodos de mudança na postura da Autoridade Monetária com relação à inflação.

O estudo das atas do Copom sugeriu a existência de quatro choques monetários exógenos entre março de 1999 e maio de 2006: março/1999, março/2001, outubro/2002 e setembro/2004. A partir da identificação desses quatro episódios de contração da política monetária, realizaram-se alguns exercícios econométricos com o propósito de avaliar o impacto desses choques sobre a inflação (medida pelo IPCA) e o produto (medido pela produção industrial). Os resultados parecem indicar que um choque de política monetária é sucedido, inicialmente, por uma redução do crescimento da produção industrial e, posteriormente, por um arrefecimento da inflação.

Cabe aqui uma importante consideração. Para que seja possível quantificar corretamente o efeito de um choque monetário, é indispensável separar os componentes endógeno e exógeno da política monetária. O componente exógeno representa o verdadeiro choque independente da política monetária, enquanto o componente endógeno corresponde simplesmente à resposta da política monetária às condições da economia. Se o objetivo do pesquisador é analisar os efeitos do choque de política monetária sobre algumas variáveis macroeconômicas, é importante que ele identifique corretamente o componente exógeno da política monetária, caso contrário, estará sujeito a um problema de endogeneidade.

De fato, esse é um dos principais problemas (talvez o principal) do estudo do impacto de choques de política monetária. Os métodos estatísticos comumente empregados na identificação de choques monetários não conseguem estabelecer a direção de causalidade entre as variáveis de política monetária e as demais variáveis macroeconômicas. A idéia da abordagem alternativa é examinar documentos que evidenciem as motivações por trás das ações da Autoridade Monetária para solucionar esse problema. A vantagem desse método alternativo sobre os métodos estatísticos convencionais reside justamente na utilização dessas informações adicionais.

Mesmo assim, não é consensual que a abordagem alternativa consiga realmente tratar do problema de endogeneidade. Leeper (1997) critica o trabalho de Romer e Romer (1989), ressaltando justamente o problema da separação dos componentes endógeno e exógeno da política monetária. Leeper (1997) alega que a variável

indicadora de choques monetários desenvolvida em Romer e Romer (1989) está contaminada pelo componente endógeno da política monetária.

Reconhece-se aqui que é preciso cuidado no tratamento dessa questão. De fato, se em algum momento, o que foi identificado como choque exógeno de política monetária corresponde simplesmente à resposta do Banco Central do Brasil a algum choque de oferta (o qual tenderia, no futuro, a reduzir o produto e a aumentar a inflação), então os resultados obtidos superestimam o impacto da política monetária sobre o produto e subestimam o seu impacto sobre a inflação. Para evitar esse problema, foi feita inicialmente uma análise bastante minuciosa das atas das reuniões do Copom, sempre com a preocupação de reconhecer os motivos e as intenções da Autoridade Monetária. Além disso, procurou-se incluir nos exercícios econométricos fatores que pudessem representar prováveis choques de oferta, ligados particularmente ao mercado de câmbio. Incorporando essas variáveis à análise econométrica, reduz-se a possibilidade de erros na mensuração dos efeitos dos choques de política monetária.

O exame da trajetória da taxa de câmbio sugeriu que, de fato, em um dos episódios, o de outubro de 2002, os resultados referentes à inflação pareciam estar contaminados pelos efeitos da longa e forte depreciação cambial. No caso do produto, provavelmente devido ao baixo coeficiente de abertura da economia brasileira, o impacto do câmbio não se mostrou relevante. Desse modo, a análise indica que, inicialmente, os efeitos do choque de política monetária sobre a inflação estavam sendo subestimados. Uma vez excluído o episódio de outubro/2002, a política monetária mostrou-se mais eficaz.