

Dez Anos de **Metas para a Inflação No Brasil**
1999-2009



BANCO CENTRAL DO BRASIL



© **Banco Central do Brasil**

É permitida a reprodução dos artigos, desde que mencionada a fonte.

Controle Geral de Publicações

Banco Central do Brasil

Secre/Surel/Cogiv

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 1º andar

Caixa Postal 8.670

70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 3414-3710 e 3414-3565

Fax: (61) 3414-3626

E-mail: editor@bcb.gov.br

Tiragem: 700 exemplares

Editoria: Alzira Rosa Morais da Silva

Projeto gráfico: David Borges

Revisão: Leonel Gomes

Não são citadas as fontes dos quadros, das tabelas e dos gráficos de autoria exclusiva do Banco Central do Brasil.

As opiniões expressas no texto são de responsabilidade dos autores e não representam a posição institucional do Banco Central do Brasil.

Central de Atendimento ao Público

Banco Central do Brasil

Secre/Surel/Diate

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo

70074-900 Brasília - DF

DDG: 0800 9792345

Fax: (61) 3414-2553

Internet: <<http://www.bcb.gov.br>>

Ficha Catalográfica elaborada pela Biblioteca do Banco Central do Brasil

Banco Central do Brasil.

Dez Anos de Metas para a Inflação - 1999-2009. Brasília: Banco Central do Brasil, 2011.
456 p.

1. Política econômica - Brasil. 2. Política monetária - Brasil.
II. Título.

CDU 336.74

Sumário

APRESENTAÇÃO	7
INTRODUÇÃO	15
DEZ ANOS DE METAS PARA A INFLAÇÃO	23
CANAIS MONETÁRIOS NO BRASIL SOB A ÓTICA DE UM MODELO SEMIESTRUTURAL	35
GLOBALIZAÇÃO – IMPLICAÇÕES PARA A POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL	95
REPASSE CAMBIAL PARA A INFLAÇÃO: O PAPEL DA RIGIDEZ DE PREÇOS	127
PREVISÕES DE MERCADO NO BRASIL: DESEMPENHO E DETERMINANTES	169
A COMUNICAÇÃO DE POLÍTICA MONETÁRIA NO REGIME DE METAS PARA A INFLAÇÃO: A EXPERIÊNCIA BRASILEIRA ENTRE 1999 E 2009	227
PREVISÃO E MODELOS MACROECONÔMICOS NO BANCO CENTRAL DO BRASIL	351
ANÁLISE ECONÔMICA DO ESPECIALISTA	401



Apresentação

ALEXANDRE A. TOMBINI

maio de 2011

A partir da experiência inovadora do banco central da Nova Zelândia em 1990, várias economias adotaram o sistema de metas para a inflação. Nesse regime monetário, em que a âncora nominal da política monetária é a própria meta, os bancos centrais precisam atuar de forma autônoma, com sua credibilidade derivando de seu comprometimento com a meta anunciada e da consistência da sua estratégia na busca da estabilidade de preços. A atuação sistemática e transparente da autoridade monetária torna a política mais previsível e, conseqüentemente, mais influente sobre as expectativas dos agentes, favorecendo a manutenção da inflação nos patamares almejados. Após vinte anos da sua introdução, o sucesso do regime, nas mais de trinta economias maduras e emergentes que o adotaram, tem sido traduzido pela redução relevante das volatilidades do produto, do emprego, das taxas de juros, em ambiente de inflação historicamente mais reduzida.

Em julho de 2009, completaram-se dez anos da adoção do regime de metas para a inflação no Brasil. Depois de um princípio desafiador com sucesso na desinflação em 1999 e 2000 e não atendimento das metas entre 2001 e 2003, o Banco Central manteve a inflação nos limites determinados pelo Conselho Monetário Nacional – meta de 4,5%, com intervalo de tolerância de mais ou menos dois pontos percentuais, desde 2005 – por sete anos consecutivos até 2010. Nesse contexto, a consolidação da estabilidade de preços por meio do regime de metas, a redução consistente da dívida pública, via política fiscal responsável, e o regime de câmbio flutuante têm contribuído para a redução gradual do risco macroeconômico e das taxas de juros no país.

A inflação condizente com a trajetória da meta e a taxa de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) próxima de 4,5% de 2004 a 2010 – em comparação a cerca de 2% nas duas décadas anteriores – contribuíram para a geração de mais de 1,5 milhão de empregos em média por ano nesse período. O Brasil se tornou credor

líquido em moeda estrangeira e atingiu o grau de investimento. O bom desempenho macroeconômico favoreceu a superação da linha da pobreza por cerca de 30 milhões de pessoas, enquanto a classe média tornou-se a maioria da população brasileira.

A atuação da autoridade monetária brasileira desde a implantação do regime de metas muito contribuiu para viabilizar os avanços macroeconômicos e sociais. Nesse sentido, convém qualificar que, dado o desafio contínuo de interpretar condições antecipadas ou não associadas à condução da política monetária, o regime de metas requer a busca rigorosa do seu próprio aperfeiçoamento. Para tanto, o cumprimento da meta em horizonte predefinido requer calibragem sofisticada de uma estratégia de convergência que, ao mesmo tempo, faculte a eventual acomodação no curto prazo de choques sobre a renda e o emprego e mantenha a credibilidade do regime.

Ao longo dos anos, o Banco Central tem aprofundado seu conhecimento sobre o funcionamento da economia, de forma a aumentar a eficácia da política monetária, buscando ainda assegurar a qualidade do debate com a sociedade por meio de estratégia de comunicação ampla e tempestiva. Ressalte-se que o Banco Central sempre esteve atento para a necessidade de permanente interação com o mercado, por meio do monitoramento sistemático das expectativas, cujos métodos de apuração usufruem de sólido reconhecimento internacional.

Nesse esforço de manter elevado o grau de transparência da política monetária, no XI Seminário Anual de Metas para a Inflação do Banco Central do Brasil, em maio de 2009, celebrou-se os dez anos de introdução do regime de metas, por meio da discussão aberta de aspectos estratégicos e operacionais da condução da política monetária no período. Na ocasião, também foram apresentados os artigos constantes do presente livro comemorativo.

Os desafios da trajetória percorrida pela autoridade monetária no cumprimento das metas estabelecidas ao longo de sua primeira década podem ser mais bem compreendidos por meio dos depoimentos dos ex-presidentes do Banco Central Arminio Fraga – que introduziu o regime de metas – e Henrique Meirelles, que esteve à frente da condução do regime por oito anos.

O discurso de Henrique Meirelles – introdução do livro – enfatiza a relevância da responsabilidade monetária, expondo os esforços envidados para a consolidação do regime de metas por meio da atuação consistente do Banco Central para debelar o processo inflacionário recorrente e ancorar as expectativas de inflação rumo ao centro da meta.

Arminio Fraga, no primeiro artigo – Dez Anos de Metas para a Inflação –, relata as origens do regime, os desafios dos primeiros anos, a autonomia com a qual o Banco Central atuou, a estratégia de desinflação, o ganho em transparência da política monetária, a adequação de aspectos operacionais, o tripé da estabilidade, a redução da taxa de juros ao longo do tempo, a consolidação do regime, os obstáculos para uma redução mais acentuada dos juros. O autor, por fim, emite qualificações sobre os desafios atuais da condução da política monetária, encaminhando questões referentes à autonomia formal do Banco Central, à política fiscal e à política creditícia.

No segundo artigo – Canais Monetários no Brasil sob a Ótica de um Modelo Semiestrutural –, os autores desenvolvem e estimam modelo semiestrutural durante o período a partir da adoção do regime de metas para a inflação, investigando os mecanismos de transmissão da política monetária.

Em Globalização – Implicações para a política monetária no Brasil, terceiro artigo, avaliam-se os efeitos da globalização comercial

sobre a inflação no Brasil e, portanto, sobre a política monetária comprometida com uma meta explícita para o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

O quarto artigo – Repasse Cambial para a Inflação: o papel da rigidez de preços – investiga a relação entre rigidez de preços nominais e repasse cambial com base em estudo aplicado à economia brasileira, desenvolvendo uma análise a partir de extenso banco de dados de cotações de preços ao consumidor no nível mais desagregado possível.

Em Previsões de Mercado no Brasil: desempenho e determinantes, o quinto artigo, são avaliados diversos aspectos das previsões de mercado no Brasil: racionalidade, poder preditivo, desempenho conjunto, epidemiologia e determinantes, usando-se os dados da pesquisa conduzida pelo Banco Central junto a analistas econômicos.

No sexto artigo – A Comunicação de Política Monetária no Regime de Metas para a Inflação: a experiência brasileira entre 1999 e 2009 –, são apresentados os instrumentos de comunicação utilizados pelo Banco Central na condução da política monetária e a sua evolução ao longo dos dez primeiros anos do regime de metas para a inflação, comparando-se o estado atual com a experiência internacional. A previsibilidade da política monetária e os efeitos das decisões e da comunicação sobre a curva de juros também são analisados.

Previsão e Modelos Macroeconômicos no Banco Central do Brasil, sétimo artigo, apresenta os modelos macroeconômicos utilizados como instrumentos auxiliares para a tomada de decisão do Comitê de Política Monetária, no contexto do sistema de metas para a inflação. A importância do desenvolvimento de ferramentas de modelagem em um sistema de metas para a inflação é avaliada juntamente com a evolução da utilização de modelos macroeconômicos ao longo dos anos.

No oitavo artigo – Análise Econômica do Especialista –, comenta-se a evolução do ferramental analítico posto à disposição do especialista em matéria econômica no Brasil sob o ângulo das iniciativas do Banco Central, no período imediatamente anterior e no logo ulterior à implantação do regime de metas para inflação. São apresentados os avanços informacionais do período e os principais ordenamentos da informação oferecida como subsídio ao processo de tomada de decisão de política monetária.

Na descrição dessa trajetória de dez anos, pautada pela atuação consistente do Banco Central no cumprimento do seu mandato, registre-se o esforço de aprimoramento contínuo, ancorado nas convicções de que a estabilidade de preços fundamenta o crescimento sustentado e de que o Banco Central permanece preparado para cumprir o seu papel com autonomia e diligência.



Introdução

HENRIQUE DE CAMPOS MEIRELLES

15 de maio de 2009

*Pronunciamento no encerramento do
XI Seminário Anual de Metas para a Inflação.*

Senhoras e senhores,

Gostaria, em primeiro lugar, de agradecer pela presença de todos e pela contribuição dos palestrantes, que abrilhantaram este seminário, uma ocasião tão importante para o Banco Central, sua diretoria e seus funcionários. Gostaria também de agradecer aos funcionários que trabalharam tanto para organizar o evento. Tenho, enfim, o privilégio de comemorar com os senhores, neste seminário, os dez anos do regime de metas para a inflação. A todos, o meu muito obrigado.

É motivo de orgulho estar participando pela sétima vez do seminário de metas para a inflação nos seus dez anos de história e da consolidação e aperfeiçoamento do sistema de metas para a inflação. O controle da inflação se reveste de importância crucial para qualquer sociedade, permitindo que o horizonte de planejamento de consumidores e investidores se amplie e que o poder de compra seja preservado, contribuindo, desta forma, para o crescimento dos rendimentos reais da população.

Minha experiência nos últimos anos mostrou que o sistema de metas requer desenvolvimento constante por conta dos novos desafios e condições não antecipadas que se impõem à execução da política monetária. Aproveito este momento de celebração para compartilhar um pouco dessa experiência.

Em 2003, no início do governo Lula e de meu mandato, a continuação do regime de metas e do compromisso fiscal eram vistos com descrédito por alguns setores, ensejando reação rápida e consistente do Banco Central para debelar o processo inflacionário recorrente e ancorar as expectativas de inflação rumo ao centro da meta. No âmbito fiscal, a meta de superávit primário foi imediatamente ampliada, viabilizando redução da relação dívida/PIB de 56 por cento em setembro de 2002 para 38 por cento em março de 2009. A firmeza

demonstrada pelo Banco Central naquela conjuntura (de 2003), com o apoio integral do presidente da República, logrou reverter as pressões inflacionárias com rapidez: a taxa de inflação acumulada em doze meses caiu de 17% em maio de 2003 para 5,2% em maio de 2004.

Em meados de 2003, com a melhora do cenário inflacionário, o Banco Central pôde flexibilizar significativamente a política monetária. O contexto internacional favorável, a confiança crescente na política econômica, em conjunto com a distensão monetária levou a recuperação da demanda doméstica e a conseqüente diminuição do hiato do produto. A resultante pressão inflacionária, expressa particularmente nos preços de não comercializáveis desalinhou as expectativas dos agentes. Foi então, em setembro de 2004, que o Banco Central iniciou, pela primeira vez sob o regime de metas para a inflação, um ciclo de aperto monetário motivado, desta vez, não por crises financeiras, mas por descompasso entre oferta e demanda agregada. O surto inflacionário seria debelado em 2005, dando início a um novo ciclo de flexibilização monetária.

A partir de 2004, o Banco Central começou, sem abandonar seu compromisso com o regime de câmbio flutuante, a adquirir reservas, com vistas a preparar a economia para enfrentar uma eventual reversão do ciclo econômico mundial. Apesar dos custos de carregamento das reservas e da ausência de parâmetros consensuais sobre seu montante ideal, a política de reservas adotada pelo Banco Central mostrou-se acertada para amortecer o impacto da atual crise internacional sobre a economia Brasileira. Com efeito, pela primeira vez, o Brasil e o Tesouro Nacional tornaram-se credores externos líquidos, desta forma, se colocando em posição ímpar de ver sua dívida pública diminuída em resposta à depreciação cambial.

Em 2006, pela primeira vez desde o início do regime de metas, a inflação, ajudada por um choque agrícola positivo, terminou

o ano consideravelmente abaixo do centro da meta. Apesar das críticas à época, o resultado é absolutamente natural, uma vez que a inflação pôde gravitar em torno do centro da meta, e não apenas entre o centro e o limite superior do intervalo de tolerância. Aliás, ter ficado abaixo do centro da meta apenas em 2006 e ter entrado nesta crise com a demanda doméstica crescendo a 9,3% ao ano e o PIB a 6,8%, demonstra o quão falaciosa é a caracterização do Banco Central como excessivamente conservador.

Em 2007 e 2008, a economia ganhou impulso, em parte como resultado da flexibilização monetária, em parte como fruto da conjuntura mundial favorável e, finalmente, como resultado do aumento da previsibilidade, do crédito e do investimento. A partir do segundo trimestre de 2007, com a ociosidade da utilização dos fatores sendo progressivamente esgotada, observou-se gradual elevação da inflação. O processo se intensificou com a aceleração do crescimento e com a forte alta dos preços de commodities, levando à desancoragem das expectativas de inflação. Nesse contexto, o Banco Central teve novamente que adotar uma postura restritiva – no que, aliás, foi acompanhado por um grande número de bancos centrais de economias emergentes, bem como alguns de economias maduras.

Como sabemos, a partir da quebra da Lehman Brothers, os problemas no sistema financeiro internacional atingiram um momento agudo, que ocasionou o colapso dos mercados interbancários, fortes saídas de capitais das economias emergentes, quedas de preços de matérias-primas e depreciação de ativos. Nessa ocasião, em virtude da estabilidade econômica conquistada nos últimos anos, da credibilidade da autoridade monetária e do expressivo volume de reservas disponível, o Banco Central pôde implementar políticas anticíclicas sem prejuízo para a estabilidade da moeda. Essa conquista claramente demonstra a consolidação e a maturidade do regime de metas no Brasil.

Os momentos de crise trazem grandes oportunidades de aprendizado e nos permitem reforçar valores importantes na condução da política monetária. Enfatizaria primeiramente o valor da responsabilidade monetária. Foi a responsabilidade no trato da questão inflacionária e na aquisição de reservas externas, que alguns erroneamente associaram ao excesso de conservadorismo, que nos permitiu e permite tomar ações decisivas no apoio à economia nesse momento.

Ressalto também a importância da flexibilidade intelectual. Não há manual de crise, algo que mapeie de antemão todas as possíveis contingências em um cenário volátil, ao qual se possa recorrer. É preciso reagir sem conceitos excessivamente rígidos e com criatividade.

A crise revelou também, de forma cabal, o valor da cooperação. A comunidade dos bancos centrais tem estado integralmente voltada à superação da crise já há vários meses. Nossas trocas de experiências e ideias em Basileia e outros foros vêm sendo fundamental na avaliação e desenho de iniciativas de política.

Não é novidade, mas convém repetir, que o Brasil não chegou ao regime de metas sem antes tentar à exaustão, e com graves custos para a economia e a sociedade, diversas outras alternativas. O experimentalismo não ficou restrito à área monetária, mas esteve presente também na cambial. Nossa experiência histórica também é eloquente quanto a esse tema: décadas de controle burocrático da taxa de câmbio levaram a crises recorrentes de balanço de pagamentos; por outro lado, em dez anos de flutuação cambial, nossos indicadores de solvência externa atingiram níveis compatíveis com a classificação de risco de grau de investimento. A experiência mostra que, na determinação da taxa de câmbio, a ação impessoal de um grande número de agentes econômicos tem gerado resultados superiores aos alcançados por políticas centralizadoras.

Muito se mencionou, nesses dois dias de seminário, o papel da comunicação e da transparência na condução da política monetária.

O Copom determina uma taxa de juros de curtíssimo prazo, a Selic, e procura, por meio de seus instrumentos de comunicação, principalmente as notas de suas reuniões e os relatórios de inflação, influenciar a estrutura a termo da taxa de juros. Essa estrutura a termo, além de incorporar projeções sobre a trajetória da taxa Selic, é também influenciada por diversos outros fatores, como o grau de apetite por risco de investidores nacionais e estrangeiros e desenvolvimentos relativos à política fiscal.

A estrutura a termo reflete, também, em determinadas conjunturas, prêmios de risco associados a uma possível mudança de postura e orientação do Banco Central. Isto foi muito nítido, por exemplo, em 2002.

Isto é, quando os participantes no mercado monetário acreditarem que o Banco Central passaria, no futuro, a ter comprometimento menor com a meta para a inflação, ou que sua tarefa de manter a inflação alinhada à trajetória de metas seria condicionada a objetivos paralelos e a outras variáveis, a experiência internacional e a brasileira mostram que a estrutura a termo da taxa de juros prontamente se ajusta, adquirindo, na parte longa, inclinação maior por conta do que podemos chamar de prêmio de risco de mudança de regime.

Quando o compromisso com o regime é reforçado, este prêmio tende a diminuir, o que contribui para reduzir as taxas longas, todo o resto constante.

O Banco Central do Brasil tem compromisso integral e inequívoco com o regime de metas. Com o passar do tempo, cada vez mais um número maior de participantes do debate público se posiciona, de forma clara e sem qualificações, sobre o regime. Isso tem contribuído decisivamente para a diminuição dos prêmios de risco. A experiência desses últimos dez anos tem demonstrado que criticar o regime de metas é muito mais fácil e conveniente do que apresentar alternativas consistentes e críveis de políticas.

O regime de metas, e ainda mais importante, o compromisso inequívoco e sem concessões com o regime mostrado nos últimos anos resultou em benefícios significativos para o Brasil: taxa de crescimento do PIB próximas de 5% de 2004 a 2008 versus cerca de 2% nas duas décadas anteriores, geração média de mais de 1,5 milhão de empregos por ano, inflação consistentemente na trajetória da meta e transformação do país em credor líquido em moeda estrangeira. Além disso, diminuíram consideravelmente as volatilidades do PIB, do emprego, da inflação e da taxa de juros. A classe média passou a constituir a maioria da população brasileira e cerca de 30 milhões de pessoas cruzaram para cima a linha de pobreza nos últimos seis anos. Finalmente, com a consistência da inflação com a trajetória de metas, dívida pública cadente e acumulação de reservas, a taxa de juros real no Brasil tem caído gradualmente.

Seminários como este são importante parte deste processo. A experiência internacional mostra que o melhor conhecimento sobre o funcionamento do regime aumenta sua eficácia. A gradual institucionalização do regime de metas no Brasil, conjugado com o compromisso com o mesmo, tem exercido papel importante não só na diminuição dos prêmios de risco e conseqüente redução da taxa de juros real média, como também no aumento de previsibilidade, resultando na ampliação dos horizontes de planejamento e do investimento e aumentando o potencial de crescimento do Brasil com inflação baixa e previsível.

Celebramos neste Seminário os primeiros dez anos do regime de metas para inflação no Brasil. Nós, do Banco Central do Brasil, desejamos que este evento se repita por muitos anos.

Muito obrigado.



Dez Anos de Metas para a Inflação

ARMINIO FRAGA NETO

março de 2009

As opiniões expressas no texto são de responsabilidade do autor e não representam a posição institucional do Banco Central do Brasil.

A Lei nº 4.595, de 31 de dezembro de 1964, rege a vida monetária e financeira do Brasil. Seu art. 9º comanda que o Banco Central deve cumprir e fazer cumprir as disposições do Conselho Monetário Nacional (CMN) a quem cabe “Regular o valor interno da moeda, para tanto prevenindo ou corrigindo os surtos inflacionários ou deflacionários de origem interna ou externa, as depressões econômicas e outros desequilíbrios oriundos de fenômenos conjunturais”. Com esse objetivo, ao presidente do Banco Central, que era membro do CMN, foi concedido à época um mandato fixo de seis anos. Apesar das claras e bem redigidas instruções, a mera observação dos índices de inflação acumulados ao longo dos anos nos obriga a concluir que a Lei nº 4.595 não foi cumprida. Como bem nos lembra Roberto Campos em suas memórias, “no Brasil, há leis que ‘pegam’ e leis ‘que não pegam’. A que criou o Banco Central não pegou. É que o Banco Central, criado independente, tornou-se depois subserviente. De austero xerife passou a devasso emissor” (CAMPOS, Roberto. **A lanterna na popa**. Rio de Janeiro: Topbooks, 1994. p. 669).

O descontrole inflacionário atingiu seu “apogeu” nos anos 80 e no início dos 90, tendo em mais do que um momento chegado às raias da hiperinflação. Várias tentativas heterodoxas de estabilização fracassaram até que, finalmente, em 1994, o Plano Real conseguiu derrotar a inflação com uma combinação de austeridade monetária (predominantemente uma âncora cambial) e desindexação (através da brilhante URV). O resultado foi extraordinário e teve apoio maciço da população. No entanto, passados apenas alguns anos, em 1998, a âncora cambial se viu ameaçada por uma conjuntura global adversa e por uma política fiscal frágil. Embora o governo tenha anunciado um importante ajuste fiscal antes das eleições presidenciais, não foi possível resistir à pressão sobre a taxa de câmbio. No início de 1999, o real foi forçado pelo mercado a flutuar, e as expectativas de inflação se desancoraram.

Foi nesse contexto que surgiu a ideia de se adotar um sistema de metas para a inflação, seguindo o exemplo de países como o Reino Unido, a Suécia e a Nova Zelândia. A adoção do sistema foi fruto de um processo de exclusão de alternativas tais como: a volta ao câmbio fixo ou administrado (que nunca durou muito); a criação de uma caixa de conversão como a da Argentina (um rígido *currency board*); a introdução de metas monetárias (notoriamente instáveis); ou a simples condução da política monetária sem meta explícita para a inflação.

A opção pelo sistema de metas para a inflação em momento de crise e incerteza refletiu uma enorme preocupação com o risco de perda de controle sobre as expectativas de inflação. Num país com nossa história de inflação, tal descontrole traria consigo a ameaça da reindexação e o pesadelo do retorno à instabilidade que existia antes do Plano Real. A explicitação de metas nos pareceu um bom caminho para comprometer as ações de governo com seus objetivos de médio e longo prazo e, em caso de sucesso, começar a acumular um precioso capital de credibilidade.

Apesar dessa avaliação, a adoção imediata do sistema em sua versão formal final nos pareceu muito arriscada. O balanço de pagamentos vivia, naquele momento, um clima de pânico e a dispersão das expectativas de inflação era enorme. Se a meta escolhida se mostrasse rapidamente muito ambiciosa, correríamos o risco de errar o alvo por muito, desmoralizando o novo modelo. Na outra direção, se a meta inicial fosse muito folgada, estaríamos quase que, por definição, abrindo mão de um retorno rápido a níveis aceitáveis.

Nossa solução para esse dilema foi introduzir o sistema de forma gradual. Anunciamos de cara que trabalharíamos para trazer a inflação para uma taxa anualizada de um dígito no último trimestre de 1999. Para sinalizar firme compromisso com o controle da inflação, elevamos a taxa de juros em seis pontos percentuais para 45%, uma medida bastante

antipática à época. Com certo otimismo, anunciamos a introdução de um viés de baixa na taxa de juros, procedimento que permitiria a redução da taxa de juros entre reuniões do Comitê de Política Monetária (Copom) sem a convocação de uma reunião extraordinária.

Para estabilizar o mercado de câmbio, renegociamos o acordo com o Fundo Monetário Internacional (FMI), de forma a reduzir as necessidades de financiamento do balanço de pagamentos nos meses seguintes. Esse financiamento oficial foi explicitado no acordo com o fundo através da fixação de um piso para as reservas internacionais que sinalizasse que teríamos espaço para vender reservas se necessário (à época, uma inovação). Por último, fizemos um *roadshow* nas principais praças bancárias do mundo, mostrando nossa resposta de política econômica e, em particular, mostrando que, com hipóteses modestas de rolagem de linhas de comércio e interbancárias, o balanço de pagamentos fecharia.

Foram momentos de alta tensão, mas logo ficou claro que a situação tendia a se estabilizar. Após o aumento da taxa de juros, as taxas mais longas caíram e a taxa de câmbio se estabilizou. Nosso alívio foi enorme! Olhando para trás, ficou claro que o problema era quase que de livro texto: a política fiscal era insustentável, assim como era também a taxa de câmbio, dadas, especialmente, as circunstâncias difíceis do momento (crises da Rússia e do *Long-Term Capital Management* – LTCM). Com o compromisso (e a prática) de austeridade fiscal e a flutuação cambial, só faltava uma nova âncora nominal: o sistema de metas de inflação.

Ao longo dos meses seguintes, as expectativas de inflação se estabilizaram o suficiente para o lançamento formal das metas em junho, conforme havia sido anunciado. Desde logo, ficou claro que não seria possível na partida construir todas as condições então tidas como necessárias para tal. Resolvemos assim mesmo ir adiante, partindo

do pressuposto de que, no que realmente importava, tínhamos sim as bases para dar a partida com razoáveis chances de sucesso.

Em primeiro lugar, havia um compromisso do governo como um todo com o objetivo de se recuperar o controle da inflação de maneira crível e permanente. Em particular, o ajuste fiscal prometido antes das eleições vinha de fato ocorrendo. Como bem sabemos, não há possibilidade de um regime monetário ter sucesso sem o amparo de um regime fiscal responsável e sustentável. Sem a Lei de Responsabilidade Fiscal, o regime de metas para a inflação provavelmente não teria sobrevivido até hoje. Além disso, as metas foram definidas pelo governo, e não pelo Banco Central, o que reforçava o compromisso amplo com o objetivo.

Em segundo lugar, nosso entendimento era de que, no fundo, o sistema exigia apenas que o Banco Central perseguisse de forma transparente a meta determinada pelo governo, fazendo uso de toda informação disponível, obtida tanto com as análises qualitativas e modelos internos quanto com aquelas fornecidas pelo sempre entusiasmado debate público. Esse último ponto merece algum destaque: na medida em que o Banco Central explicasse com clareza suas decisões, a crítica pública teria elementos para responder à altura com correções e sugestões. Na prática, esse mecanismo de *feedback* em muito tem contribuindo para a qualidade da condução da política monetária.

Finalmente, na ausência de um arcabouço legal mais sólido, o governo criou formalmente o sistema através de um decreto, indicando que as metas teriam de ser de médio prazo e definidas com dois anos de antecedência e que, ao Banco Central, caberia a tarefa de persegui-las (o que insinuava a delegação de uma autonomia operacional para o Banco).

E assim foi: durante toda minha passagem pela presidência do Banco Central em momento algum, fui pressionado por qualquer

autoridade a acomodar eventuais pressões políticas, mesmo nos momentos mais difíceis (que foram abundantes nos dois mandatos do presidente Fernando Henrique Cardoso). Olhando para trás me dei conta, inclusive, que o presidente da República nunca agradeceu ou elogiou um corte de juros, com certeza para não me passar uma impressão de desagrado ao não comentar um aumento de juros.

Durante a fase inicial do sistema, definiu-se uma trajetória descendente de metas, de forma a reconduzir a inflação para o nível desejado. Naquele momento, imaginávamos que tal nível seria, numa primeira etapa, algo como 3%-4% (inspirados na experiência chilena) e que, com o tempo, caminharíamos para uma taxa próxima à média mundial. Portanto, em seus primeiros anos, as metas tiveram o duplo papel de âncora para a inflação e de mecanismo de combate à inflação, através da coordenação de expectativas. Tal papel duplo voltou a se repetir quando da bem sucedida administração dos efeitos da devastadora crise de confiança que nos assolou na transição de 2002-2003.

Em geral, em momentos de crise, o sistema de metas tem se mostrado bastante eficaz. Podemos dizer que, até estes dias, a experiência brasileira representa o maior teste de estresse de um sistema de metas para a inflação já registrado. Em diversos momentos difíceis, o Banco Central tem podido agir de acordo com a prática hoje universalmente aceita de acomodar desvios temporários da meta, com o objetivo de suavizar as flutuações no nível de atividade da economia. Esse delicado equilíbrio de objetivos depende crucialmente da credibilidade do sistema que, entre uma crise e outra, vem se consolidando adequadamente desde sua implantação.

Atrevo-me, portanto, a concluir, espero não muito influenciado pela emoção da paternidade, que o sistema de metas de inflação merece uma avaliação positiva ao completar seu décimo aniversário. Nesse espírito construtivo e esperançoso, passo agora a tecer algumas

considerações sobre o futuro do regime macroeconômico brasileiro. Começo com alguns aspectos do sistema de metas e termino com temas mais amplos.

O Copom tem mantido um bom padrão de transparência ao longo dos anos. As atas do Copom e os relatórios de inflação são excelentes fontes de informação, especialmente no aspecto qualitativo, área em que o Banco Central vem há muitos anos desenvolvendo um trabalho extremamente minucioso e bem feito. Do lado quantitativo, não há muita informação disponível a respeito dos modelos (plural, pois não se trata de um modelo único) que o Copom usa.

A modelagem da economia é tarefa útil, mas complexa, que evolui com o tempo e está sempre sujeita a erro. Num dado momento, questões ligadas à taxa de câmbio podem dominar, como quando do lançamento do sistema de metas. Em outros momentos, questões relativas ao mercado de crédito podem ser mais importantes, como atualmente. Em função disso, não há uma fórmula matemática que chega à melhor projeção de inflação e nível de atividade a partir da qual o Copom toma sua decisão. O Copom procura a cada momento integrar suas avaliações qualitativas e quantitativas, em processo iterativo menos formal do que se imagina, mas não por isso menos eficaz.

Mas a percepção da opinião pública quanto ao funcionamento do Copom parece ser de que o Banco Central tem sim um modelo macroeconômico secreto, que gera as previsões, que, por sua vez, dominam as decisões de política monetária. Esse é um problema sério de comunicação, de difícil solução, dado que a esmagadora maioria dos críticos do sistema de metas, aparentemente, não se dá ao trabalho de ler as atas e os relatórios. Assim mesmo, um pouco mais de transparência no que tange aos modelos que são utilizados e sua integração com as informações qualitativas seria útil e reforçaria a credibilidade e a legitimidade do processo.

Ainda no campo da transparência, desde o início do sistema de metas o Copom procurou sempre deixar claro que perseguia o centro da meta e que o intervalo de flutuação servia para suavizar a evolução do nível de atividade quando houvesse desvios (por conta de choques). No caso de desvios causados por choques de oferta, o Copom procurava identificar se eram permanentes ou temporários, quantificá-los, e corrigir seus efeitos sobre a inflação em um ritmo proporcional a seu tamanho. Nesse campo, questões importantes incluíam a trajetória pré-determinada (mas endógena) dos preços administrados e os repasses de variações cambiais. Com o tempo, o Copom passou a dar menos transparência a essa prática, concentrando-se apenas em reagir a desvios da meta sem explicitar no detalhe seu entendimento da natureza dos choques.

Outro tema relevante para o futuro do regime monetário brasileiro diz respeito às elevadas taxas de juros que têm prevalecido desde o Plano Real. Trata-se, sem dúvida, da maior aberração econômica que se tem observado por estas bandas desde a fase da hiperinflação e das moratórias. O tema é fascinante, e se presta a argumentos acalorados, que quase sempre depositam no Banco Central a culpa pelo problema. As taxas de juros podem ser decompostas em uma componente básica (a taxa Sistema Especial de Liquidação e de Custódia – Selic – ou o Certificado de Depósito Interbancário – CDI) e um adicional (o chamado *spread*) que, embora enorme e de grande relevância, merece uma discussão mais minuciosa que escapa ao tema deste artigo.

Minha expectativa com relação à taxa de juros básica no Brasil há dez anos era que, com a implantação do tripé composto por responsabilidade fiscal, metas para inflação e câmbio flutuante, haveria uma convergência em direção aos patamares praticados em países semelhantes ao Brasil. De fato, não muito tempo após a adoção do tripé, a taxa de juros real caiu para um patamar próximo a 10% real, mais ou menos a metade do que prevalecia antes da mudança de regime.

Com as crises de 2001 a 2003, a trajetória de queda foi interrompida. A partir da superação da crise de 2002/3, a economia entrou em ritmo acelerado de crescimento, sustentado pelo *boom* global e por uma rápida expansão do crédito doméstico. Superada uma fase de aquecimento que exigiu a manutenção de juros elevados em 2004/5, a taxa de juros real entrou outra vez em trajetória de queda, tendo, no ciclo mais recente, atingido um patamar médio de 8%-9%. Durante esse período, os principais obstáculos a uma queda maior dos juros foram os crescimentos acelerados da demanda interna, do crédito e dos gastos públicos.

Mais recentemente, com a crise global e a forte desaceleração da economia e do crédito, as expectativas de inflação caíram bastante e o Banco Central iniciou uma nova rodada de redução da taxa Selic. As taxas embutidas na curva da taxa de juros apontam para uma redução da taxa nominal para um dígito e da taxa real para menos do que 6%. Acredito que, se houver prudência na condução das políticas fiscal e creditícia, o Brasil poderá ver, pela primeira vez em décadas, taxas de juros mais próximas à média internacional de nossos pares.

Ao longo destes dez anos do sistema de metas, a inflação ficou na média acima das metas determinadas pelo governo. Não cabe, portanto, dizer que o Banco Central foi excessivamente rigoroso ao perseguir seu mandato. Vale notar também que, no período mais recente, em que, por cerca de quatro anos, a inflação oscilou em torno da meta de 4,5%, a taxa de juros real vem exibindo certa tendência de queda, em que pese seu ainda elevado nível.

A consolidação de patamares normais para a taxa de juros terá mais chances de sobreviver à próxima fase de ascensão do ciclo econômico e se tornará mais sustentável se houver um fortalecimento das várias peças do arcabouço macroeconômico. Em primeiro lugar, parece-me que é urgente estancar o crescimento do gasto público, especialmente dos gastos

correntes. Não se trata de questão ideológica, mas da mera constatação de que, de um lado, o país precisa investir mais (setor privado e governo) e, de outro, de que a carga tributária já parece ser extremamente elevada (especialmente para um país de renda média).

Em segundo lugar, a participação do Estado no mercado de crédito terá de ser acompanhada de perto. Num momento de crise como o atual, é natural que o BNDES aumente sua participação no financiamento do investimento; mas não se pode esquecer que, mesmo neste caso, um aumento da oferta de crédito reduz o espaço para a queda da taxa de juros (na medida em que reduz a potência da política monetária). Da mesma forma, uma vez superada a etapa crítica do ciclo, caberá cautela para que os mecanismos de crédito oficial não exijam um aperto monetário superior ao que seria a princípio necessário (além de inibir o desenvolvimento de um mercado privado de financiamento de longo prazo).

Em terceiro lugar, alguns aspectos do regime monetário ainda carecem de definição. Por exemplo, a meta de inflação atual de 4,5% é alta demais para se tornar permanente. Cabe, em algum momento, se considerar a conveniência de se trazer a meta de inflação para cerca de 3%, nível adotado pelo Chile e pelo México. Tal movimento, provavelmente, não terá grande apelo para as lideranças políticas presentes e futuras. Uma solução seria se adotar uma trajetória bem lenta de queda da meta.

Outro aspecto diz respeito à autonomia do Banco Central para perseguir a meta de inflação. Aqui, a grande maioria dos países vem adotando um modelo de banco central independente, em que a independência se caracteriza por um mandato fixo para os dirigentes do banco central, naturalmente acompanhado de mecanismos de prestação de contas à sociedade. Esse caminho tem gerado bons resultados, na medida em que despolitiza a atuação do banco central e

alonga os horizontes para a condução da política monetária, ambos os fatores de redução de incerteza na economia.

No momento, não me parece que esteja madura a ideia de se conceder ao Banco Central uma garantia legal de autonomia operacional. Isso porque, pela imprensa, se observa uma forte e explícita carga de pressão dos principais líderes do Executivo para que o Banco acelere o ritmo de redução da taxa de juros. Pelo visto, ainda prevalece uma visão voluntarista de que os juros só são altos porque o Banco Central assim o deseja. Enquanto essa for a visão dominante, não vale a pena alterar a lei, sob pena de se desperdiçar uma boa ideia. Melhor canalizar a energia legiferante que, porventura, exista para reforçar o regime fiscal e ganhar, assim, espaço adicional para a redução da taxa de juros. ☺



Canais Monetários no Brasil sob a Ótica de um Modelo Semiestructural*

ANDRÉ MINELLA**
NELSON F. SOUZA-SOBRINHO***

** Agradecemos a Adriana S. Sales pela sua participação nos estágios iniciais do projeto. Também somos gratos a Carlos Hamilton Araújo, Mário Mesquita e participantes do XI Seminário Anual de Metas para a Inflação do Banco Central do Brasil em 2009 e dos encontros do Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (Cemla) realizados em Lima e na Cidade do México em 2008 pelos seus comentários e sugestões. As opiniões expressas no texto são de responsabilidade dos autores e não representam a posição institucional do Banco Central do Brasil.*

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

**** Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil.
E-mail: nelson.souza@bcb.gov.br @ bcb.gov.br (autor correspondente).*

RESUMO

Desenvolve e estima um modelo semiestrutural de tamanho médio para a economia brasileira durante o período do regime de metas para a inflação. O modelo reproduz características básicas da economia e possibilita investigar os mecanismos de transmissão da política monetária. Os canais monetários são decompostos nos canais da *taxa de juros das famílias*, da *taxa de juros das firmas* e da *taxa de câmbio*. O canal da taxa de juros das famílias é o mais importante para explicar a dinâmica do produto após um choque de política monetária. No caso da inflação, porém, tanto o canal da taxa de juros das famílias como o da taxa de câmbio são os principais mecanismos de transmissão. Adicionalmente, utilizando uma *proxy* para o *canal das expectativas*, encontra-se que esse canal é chave na transmissão da política monetária para a inflação.

Palavras-chave: Mecanismos de transmissão da política monetária. Modelo semiestrutural. Brasil.

Classificação JEL: C51; E17; E52

ABSTRACT

We develop and estimate a medium-size, semi-structural model for Brazil's economy during the inflation targeting period. The model captures key features of the economy, and allows us to investigate the transmission mechanisms of monetary policy. We decompose the monetary channels into household interest rate, firm interest rate, and exchange rate channels. We find that the household interest rate channel plays the most important role in explaining output dynamics after a monetary policy shock. In the case of inflation, however, both the household interest rate and the exchange rate channels are the main transmission mechanisms. Furthermore, when using a proxy for an expectation channel, we find that this channel is key to the transmission of monetary policy to inflation.

Keywords: *Monetary policy transmission mechanisms. Semi-structural model. Brazil.*

¹ O fim da alta inflação em 1994 representou outra mudança significativa nos canais monetários, além de ter tornado a política monetária mais efetiva (ver Lopes (1997)).

1 • INTRODUÇÃO

Este trabalho investiga os canais de transmissão da política monetária no Brasil usando um modelo semiestrutural para o período do regime de metas para a inflação. O sistema de metas foi implementado em 1999, logo depois da adoção do sistema de taxa de câmbio flutuante. Essa mudança de regime trouxe uma alteração substancial nos mecanismos de transmissão monetária no Brasil.¹ Entretanto, até recentemente, qualquer tentativa de melhor identificar esses canais era prejudicada pelo pequeno tamanho da amostra associada ao regime em vigor.

Contudo, atualmente é possível empreender alguns esforços iniciais de identificação dos mecanismos de transmissão no Brasil. O tamanho da amostra é maior, e novos desenvolvimentos na literatura proporcionam melhores instrumentos para essa tarefa. Altissimo, Locarno e Siviero (2002), doravante ALS, baseados no trabalho de Mauskopf e Siviero (1994), propuseram uma abordagem bastante geral para se decompor a resposta de um modelo econômico a choques nas contribuições associadas aos seus diferentes canais. No caso de modelos lineares, a decomposição dos canais é exata, isto é, a soma dos efeitos individuais que transitam por intermédio de cada canal é exatamente igual ao efeito total. Desde meados dos anos 1990, muitos pesquisadores e bancos centrais – incluindo BIS (1995), Els *et al.* (2001) e McAdam e Morgan (2001) – têm usado essa abordagem para quantificar os vários canais de transmissão da política monetária.

Procedemos em duas etapas para decompor os canais monetários. Primeiro, desenvolvemos e estimamos um modelo econômico semiestrutural de tamanho médio para a economia brasileira durante o regime de metas para a inflação. Utilizamos muitos *insights* dos modelos semiestruturais desenvolvidos por Muinhos e Alves (2003), *Bank of England* (2000) e Garcia *et al.* (2003). Nosso

modelo pode ser pensado como uma versão na forma reduzida de um modelo novo-keynesiano microfundamentado. Acreditamos que ele reproduz razoavelmente bem características básicas da economia brasileira, permitindo uma análise consistente dos canais de política monetária. Segundo, aplicamos a metodologia de ALS para decompor os canais implicados pelo modelo.

O modelo estimado possibilita a identificação de três canais principais. O primeiro é o **canal da taxa de juros das famílias**, o qual capta o efeito da taxa básica de juros (taxa de juros da política monetária) na taxa de empréstimos às famílias e seu impacto nas decisões de consumo. O segundo é o **canal da taxa de juros das firmas**, o qual descreve o efeito da taxa básica de juros sobre os custos de financiamento das firmas e sua consequência para o investimento. Esses dois canais compreendem o **canal tradicional da taxa de juros**. O terceiro mecanismo de transmissão opera por meio da taxa de câmbio. Esse canal capta os efeitos, por meio da condição da paridade descoberta da taxa de juros (UIP), de movimentos na taxa básica de juros sobre a taxa real de câmbio e, assim, no custo marginal das firmas e nos componentes da demanda agregada. Denominamos esse canal de **canal da taxa de câmbio**. Uma vez que expectativas desempenham um papel importante no modelo, conduzimos um exercício adicional e medimos os mecanismos de transmissão operando por meio das expectativas, chamando-o de **canal das expectativas**. Esse canal capta os efeitos da política monetária via mudanças nas expectativas de inflação.

Quando não identificamos o canal das expectativas, os principais resultados da decomposição são os seguintes. O canal da taxa de juros das famílias desempenha o papel mais importante na explicação da dinâmica do produto depois de um choque de política monetária. Ele responde por 62% da queda do produto em um horizonte de um ano.

² O importante trabalho de Muinhos e Alves (2003) usou um período amostral começando normalmente em meados dos anos 1990. Embora se perca informação dos períodos anteriores, as mudanças estruturais em 1994 e 1999 são suficientemente grandes para justificar uma amostra menor. Além disso, nossa preocupação é com os canais de transmissão durante o regime de metas.

O canal da taxa de juros das firmas, por sua vez, desempenha um papel menos significativo (24% da queda do produto), em parte refletindo a baixa participação do investimento no PIB. Esse resultado é também consistente com o fato de que parte significativa dos investimentos privados no Brasil é financiada por meio de bancos de desenvolvimento estatais, o que tende a enfraquecer os mecanismos de transmissão.

No que concerne à inflação, os canais da taxa de juros das famílias e da taxa de câmbio são os principais mecanismos de transmissão, cada um respondendo por cerca de 40% da queda da inflação em todos os horizontes de tempo considerados (até três anos). Esse resultado está em linha com a relevância da taxa de câmbio para a dinâmica da inflação no Brasil.

No exercício considerando o canal das expectativas, o canal da taxa de juros das famílias permanece como o mais importante mecanismo de transmissão para o produto. Entretanto, encontramos que o canal das expectativas responde pela maior parcela na transmissão da política monetária para a inflação. Esse resultado é consistente com a importância atribuída às expectativas de inflação na condução da política monetária no Brasil (ver Bevilaqua *et al.* (2008)).

Do nosso conhecimento, este trabalho é o primeiro a estimar um modelo semiestrutural de tamanho médio para o Brasil usando somente o período de metas para a inflação.² Acreditamos também que o artigo é o primeiro a documentar a contribuição relativa dos canais individuais de transmissão da política monetária no Brasil durante o regime de metas. Os *insights* obtidos neste trabalho não são possíveis de serem obtidos a partir de exercícios usuais com modelos de vetores autorregressivos (VARs), normalmente restritos a medir apenas o efeito total dos choques de política monetária.

Na verdade, acreditamos que o modelo deste trabalho pode ser usado não somente para a decomposição de canais, mas também

para análise de política e outras simulações. O modelo estimado é capaz de gerar funções de resposta de agregados macroeconômicos relevantes a diferentes choques – não somente monetários – com forma e *timing* consistentes com os encontrados nos modelos VAR tradicionais. O trabalho também pode ser útil no desenvolvimento de modelos microfundamentados para a economia brasileira uma vez que fornece informação relevante sobre a dinâmica da economia.

Usando uma abordagem econométrica tradicional, também mostramos que as taxas de juros de mercado no Brasil são bastante sensíveis a mudanças na taxa básica de juros. Essa evidência adicional é consistente com a importância do canal da taxa de juros na decomposição do modelo.

Este trabalho se insere numa literatura ampla sobre os mecanismos de transmissão de política monetária. Esse tópico tem sido um campo fértil de pesquisa nas duas últimas décadas e assumiu uma grande importância recentemente, em função da crise financeira global desencadeada por problemas no mercado imobiliário de maior risco nos Estados Unidos da América (EUA). Em parte motivado pelos desenvolvimentos econômicos do início dos anos 1990 na economia norte-americana, Mishkin (1995) acentua que os formuladores de política deveriam ter uma boa compreensão dos diversos canais de política monetária para implementar decisões que venham a ser bem sucedidas. Esses canais incluem não somente o canal tradicional da taxa de juros, acentuado por Taylor (1995), mas também o canal de crédito (BERNANKE; GERTLER, 1995), o canal da taxa de câmbio no caso de economias abertas (OBSTFELD; ROGOFF, 1995) e mesmo o canal dos preços dos ativos no caso de economias financeiramente desenvolvidas (MELTZER, 1995). A estabilidade macroeconômica e

³ Afanasieff *et al.* (2002) investigam os determinantes dos elevados *spreads* bancários no Brasil, e Souza-Sobrinho (2010) analisa as implicações de bem-estar desses *spreads* elevados.

a disponibilidade de dados melhores têm tornado possível a realização de estudos sobre canais de transmissão monetária também em países em desenvolvimento (ver, por exemplo, BIS, 1998, e BIS, 2008).

Este artigo está organizado da seguinte forma. A seção 2 trata do repasse da taxa básica de juros para as taxas de juros bancárias, e a seção 3 descreve o modelo estimado. A seção 4 apresenta os resultados do modelo e a decomposição dos canais, e a seção 5 conclui o trabalho.

2 • O REPASSE DA TAXA DE JUROS

O estudo de movimentos nas taxas de juros de mercado e sua relação com a taxa básica de juros é uma etapa chave para a compreensão dos canais de transmissão monetária. Portanto, antes de apresentarmos o modelo e os exercícios de decomposição, avaliamos a sensibilidade das taxas de juros bancárias a mudanças na taxa básica de juros. Em particular, medimos o repasse da taxa básica para as taxas de depósito e de empréstimo cobradas de firmas e famílias. Usamos dados mensais cobrindo o período do regime de metas, de julho de 1999 a agosto de 2008, para investigar o repasse para oito taxas de juros representativas, apresentadas na figura 1. A figura revela que, embora as taxas de juros de mercado sejam mais voláteis que a taxa básica, elas têm uma alta correlação com a taxa básica ao longo do tempo. A figura também revela o fato bem documentado de que as médias das taxas de empréstimo no Brasil são bastante altas, mesmo para padrões latino-americanos.³

Figura 1 – Taxa de juros no Brasil – De jul./1999 a jun./2008

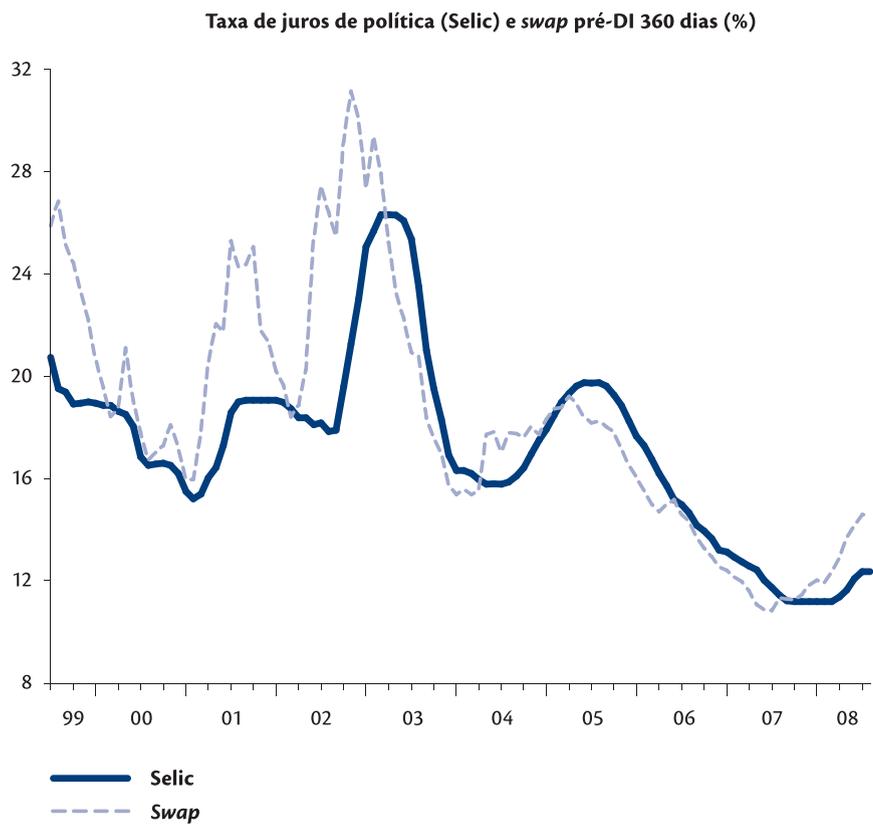


Figura 1 – Taxa de juros no Brasil – De jul./1999 a jun./2008 (continuação)

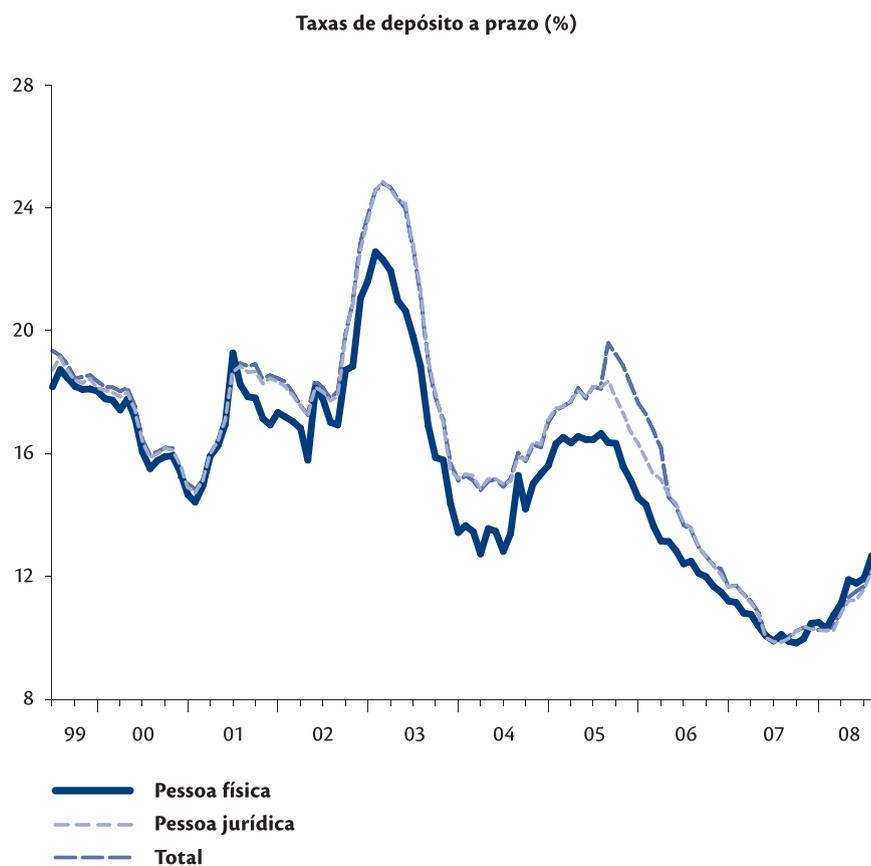


Figura 1 – Taxa de juros no Brasil – De jul./1999 a jun./2008 (continuação)

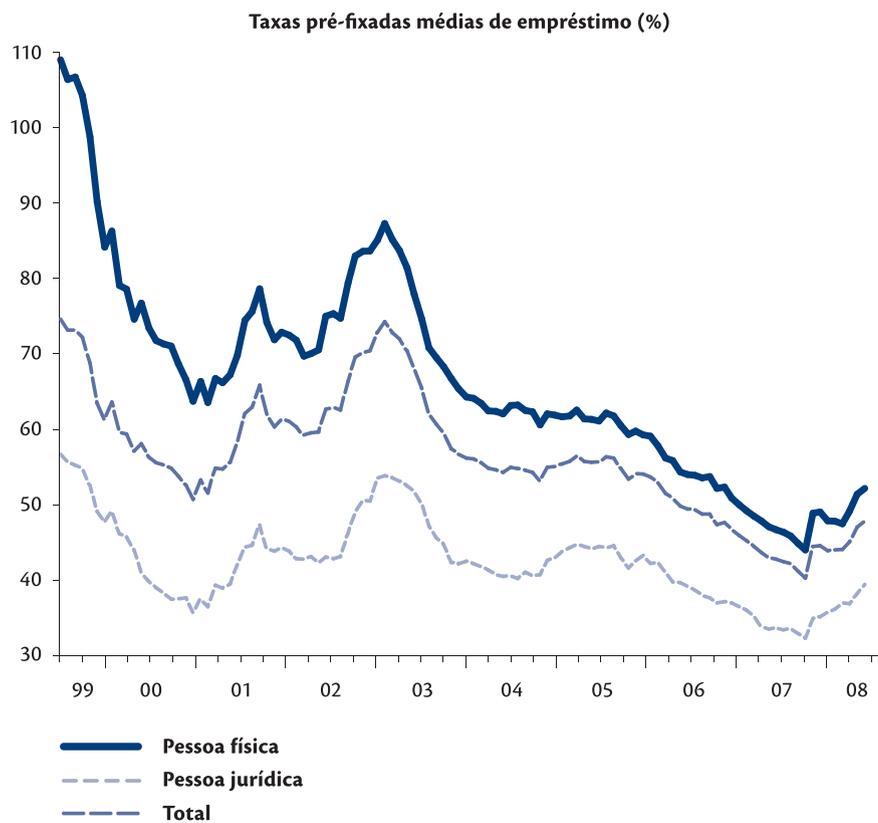
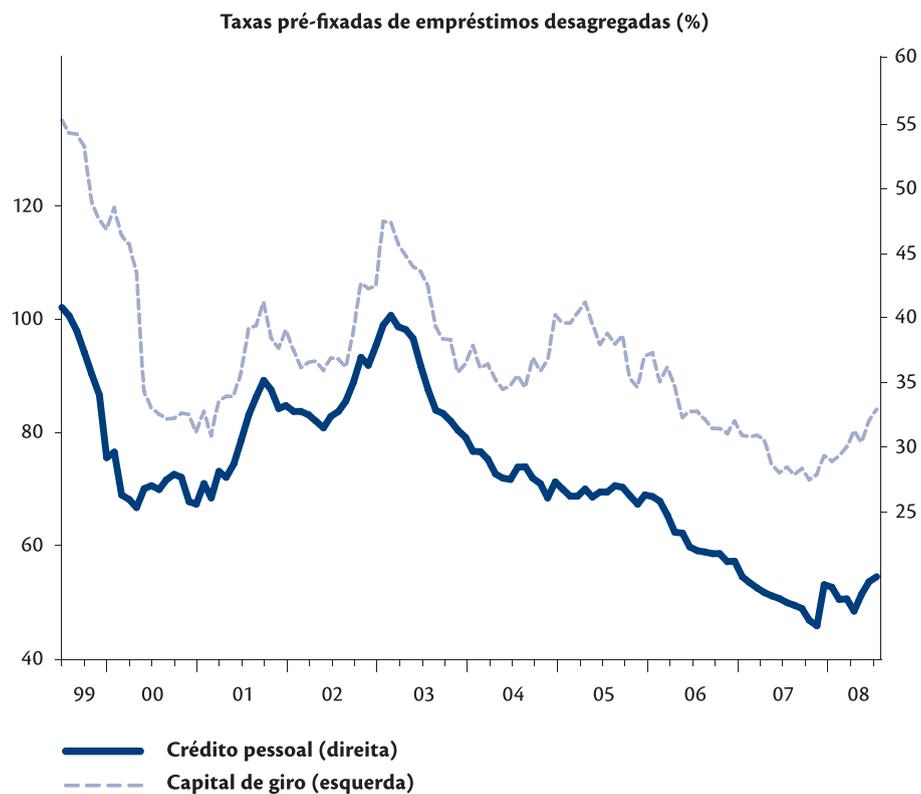


Figura 1 – Taxa de juros no Brasil – De jul./1999 a jun./2008 (continuação)



Para cada taxa de juros r_{it} , estimamos a seguinte regressão para o repasse, a qual é um modelo linear de correção de erros relacionando a i -ésima taxa de juros à taxa básica r_t :

$$\Delta r_{it} = \alpha_0 ECT_t + \beta_0 \Delta r_t + \sum_{j=1}^J \beta_j \Delta r_{t-j} + \sum_{k=1}^K \gamma_k \Delta r_{it-k} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

onde o termo de correção de erro ECT é dado por

$$ECT_t = r_{it-1} - \alpha_1 - \alpha_2 r_{t-1} - \alpha_3 t.$$

Seguimos Espinosa-Vega e Rebucci (2003) e adicionamos uma constante e uma tendência de tempo ao termo de correção de erros, os quais captam outros determinantes dos *spreads* bancários não modelados explicitamente aqui. Os coeficientes de interesse são α_0 , o qual mede a velocidade de ajustamento no longo prazo (esperado ser negativo e menor do que um em valor absoluto); β_0 , que mede o repasse de curto prazo (dentro de um mês); α_1 , o qual mensura o *spread* de longo prazo entre a i -ésima taxa de juros e a taxa básica; e α_2 , que mede o repasse de longo prazo (estado estacionário). Restringimos o número máximo de defasagens J e K a seis. As regressões também incluem variáveis *dummies* de tempo para controlar por *outliers*.

A tabela 1 apresenta os resultados da regressão para as taxas de juros de depósito a prazo e de empréstimo em oito diferentes categorias, mostradas na figura 1 – média das taxas de depósito e de empréstimo, médias dessas taxas para pessoas físicas e jurídicas, e

duas taxas de empréstimo mais desagregadas (crédito pessoal e para capital de giro). O crédito pessoal responde por quase metade de todos os empréstimos a taxa de juros de mercado para pessoas físicas, enquanto que o crédito para capital de giro responde por 40% de todos os empréstimos a taxas de juros de mercado recebidos pelas pessoas jurídicas. Em geral, os testes de diagnóstico indicam que os resíduos das regressões são bem comportados, sugerindo ausência de autocorrelação. Quase todos os coeficientes de interesse têm o sinal esperado e são estatisticamente significativos. Além disso, as duas últimas linhas da tabela mostram que não se pode rejeitar a hipótese nula de repasse completo para as taxas de depósito e de empréstimo no curto prazo (exceto para a taxa média de juros para as pessoas jurídicas). Contudo, as taxas de depósito parecem ser mais rígidas (menor α_2) do que as taxas de empréstimo no longo prazo. Alencar (2003) também encontrou um resultado semelhante, embora com uma amostra menor e estimando as regressões em nível em vez de usar um modelo de correção de erros. Note também que a estimativa pontual (valor absoluto) de α_0 é maior para as taxas das firmas do que para as taxas das pessoas físicas. Portanto, as taxas para as firmas tendem a se ajustar mais rapidamente do que as taxas para as famílias. Além disso, uma vez que a estimativa pontual de β_0 é maior para a média das taxas de empréstimo do que para as taxas de depósito, os *spreads* bancários tendem a aumentar depois de um aumento da taxa de juros de política monetária. Por fim, os elevados níveis das taxas de empréstimo se transladam em *spreads* de longo prazo (α_1) igualmente elevados.

Tabela 1 – Regressões para o repasse da taxa de juros Selic

Coeficiente de interesse	Taxa de depósito a prazo			Taxas médias de empréstimo			Taxas de empréstimos desagregadas	
	Pessoa física	Pessoa jurídica	Total	Pessoa física	Pessoa jurídica	Total	Crédito pessoal	Capital de giro
α_0	-0,11 (0,08)	-0,19** (0,09)	-0,06 (0,04)	-0,12*** (0,04)	-0,18*** (0,03)	-0,16*** (0,05)	-0,08*** (0,03)	-0,16*** (0,03)
α_1	8,65*** (3,10)	3,56*** (1,15)	3,10 (2,97)	40,86*** (7,95)	18,60*** (2,00)	31,18*** (4,23)	53,85*** (14,03)	15,40*** (2,55)
α_2	0,46** (0,21)	0,83*** (0,05)	0,73*** (0,20)	1,18*** (0,33)	1,04*** (0,12)	1,13*** (0,16)	1,24** (0,56)	0,96*** (0,16)
β_0	0,87*** (0,10)	0,97*** (0,07)	0,98*** (0,07)	1,26*** (0,20)	1,29*** (0,14)	1,06*** (0,12)	1,03*** (0,17)	0,86*** (0,26)
Defasagem j	1, 3, 4, 6	1, 2, 5	1, 3, 6	2, 5, 6	5	5	5	1, 2, 5, 6
Defasagem k	1, 5	1, 5	1, 6	5	1, 6	6	nihil	1, 2
R^2 ajustado	0,75	0,83	0,83	0,52	0,58	0,43	0,52	0,54
LM ₁	0,00 [0,94]	0,09 [0,76]	0,77 [0,38]	0,63 [0,43]	0,07 [0,79]	0,02 [0,88]	0,75 [0,39]	2,23 [0,14]
LM ₃	5,02 [0,17]	0,83 [0,84]	1,06 [0,79]	5,27 [0,15]	0,33 [0,85]	0,35 [0,95]	1,23 [0,75]	4,78 [0,19]
LM ₆	6,67 [0,35]	1,09 [0,98]	2,89 [0,82]	8,27 [0,22]	5,53 [0,48]	8,32 [0,22]	1,84 [0,93]	6,62 [0,36]
HET	67,0 [0,51]	62,9 [0,22]	30,5 [0,81]	76,0 [0,01]	42,3 [0,04]	59,8 [0,00]	33,0 [0,08]	61,9 [0,27]
JB	1,50 [0,47]	3,25 [0,20]	1,12 [0,57]	4,44 [0,11]	2,01 [0,37]	2,02 [0,36]	0,71 [0,70]	1,57 [0,46]
Wald: $\alpha_2 = 1$	6,47 [0,01]	11,1 [0,00]	1,78 [0,18]	0,30 [0,58]	0,13 [0,72]	0,69 [0,40]	0,18 [0,67]	0,06 [0,80]
Wald: $\beta_0 = 1$	1,57 [0,21]	0,21 [0,64]	0,08 [0,95]	1,75 [0,19]	4,44 [0,04]	0,25 [0,62]	0,03 [0,86]	0,29 [0,59]

*, **, *** Significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Erros-padrão de Newey-West em parênteses. P-valores em colchetes.

LM₁, LM₃, LM₆ são as estatísticas dos testes do multiplicador de Lagrange Breusch-Godfrey para correlação serial nos resíduos de ordem 1, 3 e 6, respectivamente.

HET é o teste de White para heterocedasticidade dos resíduos. JB é o teste χ^2 Jarque-Bera para normalidade dos resíduos.

Wald é o teste χ^2 Wald para restrições nos coeficientes.

⁴ Para os efeitos de choques na política monetária no Brasil usando uma abordagem baseada em VAR, ver Céspedes *et al.* (2008), Minella (2003) e Sales e Tannuri-Pianto (2007).

Em geral, os resultados mostram que as taxas de juros bancárias respondem à taxa básica de juros no Brasil. De fato, o comportamento das taxas bancárias brasileiras não é atípico, sendo comparável ao de taxas semelhantes na Alemanha (WETH, 2002), na Área do Euro (BONDT, 2002; BONDT *et al.*, 2005) ou no Chile (BERSTEIN; FUENTES, 2003; ESPINOSA-VEGA; REBUCCI, 2003). Considerando tais resultados, no modelo econômico apresentado na seção 3, usamos a taxa média de empréstimo cobrada das pessoas físicas como a taxa representativa para as decisões de consumo. Entretanto, dada a ausência de um mercado bem desenvolvido de crédito de longo prazo no Brasil, não usamos a taxa média de empréstimo cobrada das pessoas jurídicas como a taxa representativa para as decisões de investimento. Em seu lugar, usamos a taxa *swap* pré-DI de 360 dias.

3 • MODELO

Modelos estatísticos como os VARs têm duas limitações importantes para quantificar os canais de transmissão monetária. Primeiro, eles descrevem somente os efeitos agregados das inovações de política monetária. Em geral, esses métodos não são capazes de desvendar os vários canais pelos quais a política monetária afeta as decisões dos agentes econômicos. Segundo, eles não fornecem uma história econômica coerente para a magnitude, forma e *timing* das funções de resposta a impulso. Modelos com uma estrutura econômica são candidatos naturais para preencher essas lacunas. Se desenvolvidos de forma consistente, eles nos permitem identificar os canais de política monetária que estão ativos em uma determinada economia.⁴

Idealmente, deveríamos estudar os mecanismos de transmissão usando um modelo econômico com sólidos fundamentos teóricos,

tais como os da nova geração de modelos estocásticos dinâmicos de equilíbrio geral (DSGE), atualmente em desenvolvimento ou já em uso por diversos bancos centrais.⁵ Os modelos DSGE impõem um conjunto claro de restrições nos dados. Mais especificamente, versões lineares dos modelos DSGE lembram VARs com fortes restrições nos coeficientes que relacionam as variáveis endógenas e na matriz de covariância dos choques. Portanto, o uso de tais modelos para decompor os canais de política monetária exige do pesquisador uma posição sobre qual é a estrutura subjacente da economia. Decidimos desenvolver um modelo semiestrutural porque ele impõe menos restrições nos dados, permite maior flexibilidade no processo de modelagem e ainda traz alguma disciplina da teoria econômica. Além disso, o modelo estimado fornece alguns *insights* que podem ser úteis no desenvolvimento de modelos microfundamentados para a economia brasileira.

Quando comparados com modelos de tamanho pequeno, os modelos de tamanho médio proporcionam uma estrutura muito mais rica. Modelos pequenos são parcimoniosos e amplamente utilizados para projeções e análise básica de política (ver Berg *et al.* (2006)). Contudo, eles têm dificuldade em captar ou identificar os diferentes mecanismos de transmissão operantes na economia e não fornecem respostas a questões concernentes ao comportamento de variáveis macroeconômicas importantes.

Nosso modelo tem cinco blocos: demanda agregada, oferta agregada, setor financeiro, política monetária e o resto do mundo. A demanda agregada é composta de consumo das famílias, investimento, consumo governamental, exportações e importações. A oferta agregada, por sua vez, envolve a modelagem da taxa de desemprego, nível de utilização da capacidade instalada, salário real e inflação. As variáveis financeiras são a taxa de empréstimo às famílias, taxa *swap*, taxa real de

⁵ Por exemplo, os modelos DSGE do Brasil (SAMBA), da Suécia (RAMSES), do Canadá (ToTEM), da Noruega (NEMO), do Reino Unido (BEQM), da Área do Euro (NAWM), do Chile (MAS), do Peru (MEGA-D), da Colômbia (PATACON) e de Portugal (PESSOA). Não é possível comparar nossos resultados com os do SAMBA porque este último é ainda um trabalho em desenvolvimento.

câmbio, prêmio de risco-país e ativos externos líquidos (NFA). A política monetária é modelada como uma regra de Taylor, e as variáveis do resto do mundo (importações mundiais, taxa de juros, inflação e aversão ao risco de investidores estrangeiros), como processos autorregressivos e de média móvel (ARMA). O modelo é linear nas variáveis porque queremos ter uma decomposição exata dos canais.

3.1 • ESTIMAÇÃO

Estimamos o modelo equação por equação pelos métodos de mínimos quadrados em dois estágios (2SLS) ou mínimos quadrados ordinários (OLS), usando dados trimestrais desde a implementação do regime de metas para a inflação (de 1999T3 a 2008T2). Como os dados sobre expectativas de inflação estão disponíveis de 2000 em diante, o período amostral é menor para algumas equações. A maioria dos valores defasados foi restrita a começar em 1999T1, excluindo assim o período do regime de câmbio administrado.

Todas as séries são filtradas com o filtro de Hodrick-Prescott (HP), usando o período 1996T1-2008T2 para reduzir o problema de início de amostra associado ao filtro. As variáveis e as correspondentes fontes usadas na estimação são as seguintes. Produto Interno Bruto (PIB), consumo privado, consumo governamental, investimento, exportações e importações são as séries encadeadas do índice trimestral com ajuste sazonal das Contas Nacionais, calculadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Essa instituição é responsável também pelos dados sobre o mercado de trabalho (salários, emprego, taxa de desemprego e população economicamente ativa) e para a inflação de preços ao consumidor, dada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Dados sobre a taxa real efetiva de câmbio, taxa Selic de juros, taxa de empréstimo às pessoas físicas (nossa *proxy* para o custo de financiamento do consumo das famílias) e dívida externa líquida

(nossa *proxy* para NFA) são fornecidos pelo Banco Central do Brasil (BCB). Dados a respeito de expectativas de inflação também vêm do BCB por meio de uma pesquisa conduzida com analistas de mercado. A taxa *swap* pré-DI de 360 dias é fornecida pela Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BM&FBovespa), e o nível de utilização da capacidade instalada, pela Fundação Getulio Vargas (FGV). O prêmio de risco-país é medido pelo Embi Brasil, calculado pelo JP Morgan, e a aversão ao risco de investidores internacionais é mensurada pelo Ravi, calculado pela Merrill Lynch. Para a inflação e taxa de juros mundiais, usamos, como *proxy*, a inflação de preços ao consumidor dos EUA e a taxa de juros do *Federal Reserve* (Fed). Importações mundiais são uma média ponderada do volume total de importações da União Europeia, dos EUA, da China, da Argentina e do Japão – os cinco principais parceiros comerciais do Brasil – e são obtidos do *International Financial Statistics* (IFS) do Fundo Monetário Internacional (FMI) e de institutos nacionais de estatística. Tomamos o logaritmo natural de todas as séries, exceto das exportações líquidas, Ravi e dívida externa líquida. No caso da inflação e das taxas de juros, usamos o logaritmo de $(1 + \text{taxa de juros ou de inflação em porcentagem} / 100)$ e expressamo-las como porcentagem ao trimestre nas estimações.

3.2 • DEMANDA AGREGADA

A principal identidade das Contas Nacionais é o ponto de partida do modelo. A versão log-linear do dispêndio agregado é descrita aproximadamente por:

$$y_t \cong s_c c_t + s_i i_t + s_g g_t + s_x x_t - s_m m_t, \quad (2)$$

onde y_t é PIB real, c_t é consumo privado, i_t é investimento, g_t é consumo governamental, x_t são exportações, m_t são importações

e s_j ($j = c, g, i, x, m$) são as participações desses agregados no PIB. Calibramos essas participações de acordo com os seguintes valores: $s_c = 0,622$, $s_i = 0,166$, $s_g = 0,198$, $s_x = 0,137$ e $s_m = 0,123$, os quais correspondem aos valores médios do período amostral. A identidade seguinte é a equação de absorção doméstica, dada por:

$$a_t \cong \left(\frac{s_c}{s_a}\right) c_t + \left(\frac{s_i}{s_a}\right) i_t + \left(\frac{s_g}{s_a}\right) g_t, \quad (3)$$

onde s_a é a razão entre a absorção doméstica nominal e o PIB nominal, calibrada em 0,986.

Estimamos funções comportamentais para cada componente da demanda agregada. O consumo privado depende do consumo passado, taxa de juros real esperada, renda corrente (medida pela massa salarial real) e taxa real efetiva de câmbio:

$$c_t = \underbrace{0,33}_{(0,12)} c_{t-1} - \underbrace{0,54}_{(0,09)} (r_t^h - \pi_{t,t+4}^e) + \underbrace{0,19}_{(0,04)} (w_t + n_t) - \underbrace{0,02}_{(0,01)} q_t - \underbrace{2,15}_{(0,21)} d_{01Q3} + \dots \\ + \underbrace{1,44}_{(0,12)} d_{07Q4} + \varepsilon_t^c \quad (4)$$

$R_A^2 = 0,93$; $LM_1 = 0,17[0,68]$; $LM_4 = 6,41[0,17]$; $HET = 11,96[0,75]$; $JB = 0,57[0,75]$
Método: 2SLS; *Amostra:* 2000 Q3 – 2008 Q2

Variáveis instrumentadas: $(r_t^h - \pi_{t,t+4}^e)$; $(w_t + n_t)$; (q_t)

Instrumentos: $(r_{t-1}^h, r_{t-2}^h, \pi_{t-1,t+3}^e, \pi_{t-2,t+2}^e)$; $(w_{t-1} + n_{t-1}, w_{t-2} + n_{t-2})$; (q_{t-1}, q_{t-2})

onde os números entre parênteses são os desvios-padrão corrigidos de Newey-West, r_t^h é a taxa nominal média dos empréstimos bancários concedidos às famílias, $\pi_{t,t+4}^e$ representa a inflação esperada um ano à frente no tempo t (advinda da pesquisa do BCB), w_t é o salário médio real, n_t representa emprego, q_t é a taxa real efetiva de câmbio, d_{01Q3} e d_{07Q4} são variáveis *dummies* para 2001T3 e 2007T4, respectivamente,

e ε_t^c representa o resíduo da regressão. O termo $w_t + n_t$ (massa salarial real) é nossa *proxy* para a renda agregada corrente recebida pelas famílias. Usamos expectativas de inflação para quatro trimestres à frente em vez de um trimestre por causa de a maturidade média dos empréstimos às pessoas físicas ser levemente superior a um ano. Apresentamos os seguintes testes de diagnóstico: R_A^2 - R^2 ajustado; LM_1 e LM_4 – teste estatístico do multiplicador de Lagrange de Breusch-Godfrey para correlação serial nos resíduos de ordens até um e quatro, respectivamente; HET – teste de heterocedasticidade de White para os resíduos (incluindo termos cruzados sempre que possível); e JB – teste χ^2 de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos. As hipóteses nulas são de ausência de autocorrelação dos resíduos, de ausência de heterocedasticidade e de resíduos com distribuição normal, respectivamente. Para cada teste, o número fora dos colchetes representa o valor do teste estatístico, enquanto que o número dentro dos colchetes é o p -valor correspondente. O tamanho efetivo da amostra utilizada em algumas regressões pode ser menor que 1999T3-2008T2 devido à disponibilidade de instrumentos. Por razões de espaço, omitimos da lista dos instrumentos apresentados no texto os regressores que não são instrumentados, tais como o consumo passado na equação anterior. Todas as regressões incluem uma constante, a qual normalmente não é estatisticamente significativa e assim não é reportada.

O investimento agregado, mensurado pela formação bruta de capital fixo (FBCF)⁶ é uma função do investimento passado, taxa *swap* real de juros (nossa *proxy* para os custos de financiamento das firmas), produto (tradicional efeito acelerador), preço relativo dos bens de investimento e uma medida de mudanças na incerteza macroeconômica, para a qual usamos como *proxy* o prêmio de risco-país. Para a taxa de juros, usamos a taxa *swap* pré-DI de 360 dias. Em virtude do incipiente

⁶ Não modelamos investimento em estoques.

mercado para empréstimos de longo prazo no Brasil, a taxa *swap* pré-DI é uma *proxy* razoável para a estrutura a termo da taxa de juros. É também altamente correlacionada com as taxas de empréstimos bancários (ver figura 1) e capta bem a postura da política monetária. Por fim, o preço relativo dos bens de investimento é a razão entre o deflator da FBCF e o deflator do PIB. A equação de investimento resultante é a seguinte:

$$i_t = \underbrace{0,56}_{(0,18)} i_{t-1} - \underbrace{1,37}_{(0,66)} (r_{t-1}^s - \pi_{t-1,t+3}^e) + \underbrace{1,10}_{(0,59)} y_{t-1} - \underbrace{0,36}_{(0,12)} \left(\frac{q_{t-1}^i + q_{t-2}^i}{2} \right) + \dots - \underbrace{2,15}_{(1,04)} \Delta \phi_{t-3} + \varepsilon_t^i \quad (5)$$

$$R_A^2 = 0,77; LM_1 = 0,02[0,88]; LM_4 = 6,40[0,17]; HET = 19,11[0,51]; JB = 0,48[0,79]$$

Método: OLS; Amostra: 2000Q2 – 2008Q2

onde r_t^s é a taxa *swap* pré-DI de 360 dias, $\Delta \phi_t = \phi_t - \phi_{t-1}$ é a mudança no prêmio de risco-país e q_t^i representa o preço relativo dos bens de investimento. O principal determinante do preço relativo dos bens de investimento é a taxa real de câmbio:

$$q_t^i = \underbrace{0,38}_{(0,17)} q_{t-1}^i + \underbrace{0,07}_{(0,03)} q_t + \varepsilon_t^{q^i} \quad (6)$$

$$R_A^2 = 0,39; LM_1 = 0,30[0,59]; LM_4 = 3,79[0,43]; HET = 17,96[0,00]; JB = 8,21[0,02]$$

Método: 2SLS; Amostra: 2000Q3 – 2008Q2

Variáveis instrumentadas: (q_t)

Instrumentos: ($q_{t-1}, q_{t-2}, r_{t-1}, r_{t-2}, \pi_{t-1,t}^e, \pi_{t-2,t-1}^e, \pi_{t-1,t}^{e*}, \pi_{t-2,t-1}^{e*}$)

onde r_t é a taxa básica nominal de juros no Brasil (Selic) e $\pi_{t,t+1}^{e*}$ se constitui na expectativa de inflação no resto do mundo um trimestre

à frente. Essa formulação para o preço relativo dos bens de investimento é consistente com a evidência de que apreciações da taxa real de câmbio impulsionam a importação de máquinas e equipamentos e, portanto, o investimento no Brasil (ver, por exemplo, Silva Filho (2007)). Entretanto, em vez de incluímos a taxa de câmbio diretamente na equação de investimento, consideramos mais intuitivo modelar seus efeitos por meio do preço relativo dos bens de investimento.

As exportações dependem positivamente da demanda mundial e taxa real de câmbio, como em equações usuais de exportação, e negativamente da absorção doméstica:

$$x_t = \underbrace{1,02}_{(0,23)} \left(\frac{m_t^* + m_{t-1}^*}{2} \right) - \underbrace{0,63}_{(0,34)} \left(\frac{a_{t-1} + a_{t-2}}{2} \right) + \underbrace{0,12}_{(0,05)} q_{t-1} + \underbrace{12,89}_{(1,82)} (d_{02Q3} + d_{02Q4}) + \varepsilon_t^x \quad (7)$$

$R_A^2 = 0,48$; $LM_1 = 0,43[0,51]$; $LM_4 = 3,98[0,41]$; $HET = 8,90[0,63]$; $JB = 2,74[0,25]$
Método: OLS; *Amostra:* 1999Q3 – 2008Q2

onde m_t^* é a *proxy* para as importações mundiais. As importações também dependem da taxa real de câmbio e da atividade econômica:

$$m_t = \underbrace{0,55}_{(0,13)} m_{t-1} + \underbrace{1,98}_{(0,90)} y_t - \underbrace{0,17}_{(0,05)} q_{t-1} + \varepsilon_t^m \quad (8)$$

$R_A^2 = 0,77$; $LM_1 = 0,11[0,74]$; $LM_4 = 3,19[0,53]$; $HET = 16,41[0,06]$; $JB = 0,64[0,73]$
Método: 2SLS; *Amostra:* 1999Q3 – 2008Q2
Variáveis instrumentadas: (y_t)
Instrumentos: (y_{t-1} , y_{t-2} , r_{t-1}^s , r_{t-2}^s)

Note que todos os termos das equações (7) e (8) têm o sinal esperado. A estimativa pontual da elasticidade-renda das importações é maior que um, um resultado bastante robusto para o Brasil. As estimativas pontuais também indicam que as importações reagem mais a movimentos na taxa de câmbio do que as exportações. A razão entre as exportações líquidas e o PIB é dada por:

$$nx_t^y \cong s_x x_t - s_m m_t + (s_x - s_m)(q_t - y_t), \quad (9)$$

onde o último termo é um “componente contábil”, o qual ignoramos nas simulações. Uma vez que estamos preocupados com os mecanismos de transmissão da política monetária, modelamos o consumo governamental como um processo ARMA(2,1). Essa formulação implica que a política fiscal não reage a choques na política monetária e, portanto, não afeta os canais monetários.

3.3 • OFERTA AGREGADA

Do lado da oferta, modelamos as seguintes variáveis: nível de emprego, custo unitário real do trabalho, taxa de desemprego, nível de utilização da capacidade instalada, salário real e inflação. Primeiro, calibramos as seguintes relações:

$$n_t \cong wap_t - \left(\frac{\bar{U}}{(1-\bar{U})} \right) u_t, \quad (10)$$

$$ulc_t = w_t - (y_t - n_t), \quad (11)$$

onde o nível de emprego (n_t) depende da população economicamente ativa (wap_t) e da taxa de desemprego (u_t), e o custo unitário real do trabalho (ulc_t) depende do salário real e da produtividade do trabalho ($y_t - n_t$). \bar{U} é a taxa de desemprego de longo prazo, calibrada como

sendo a média amostral (0,105). A população economicamente ativa é modelada como um processo ARMA(2,1), enquanto que a equação estimada para a taxa de desemprego capta a relação negativa dessa variável com o produto e o nível de utilização da capacidade instalada:

$$u_t = \underbrace{0,66}_{(0,04)} u_{t-1} - \underbrace{0,15}_{(0,06)} y_t - \underbrace{0,12}_{(0,03)} y_{t-1} - \underbrace{0,13}_{(0,04)} \left(\frac{1}{4} \sum_{j=1}^4 u_{t-j}^k \right) + \varepsilon_t^u \quad (12)$$

$$R_A^2 = 0,90; LM_1 = 1,72[0,19]; LM_4 = 6,12[0,19]; HET = 23,17[0,06]; JB = 1,37[0,50]$$

Método: 2SLS; *Amostra:* 1999Q3 – 2008Q2

Variáveis instrumentadas: (y_t)

Instrumentos: (y_{t-1} , y_{t-2} , r_{t-1}^s , r_{t-2}^s)

O nível de utilização da capacidade instalada (u_t^k), por sua vez, depende positivamente do produto e negativamente do investimento passado, o qual capta o efeito positivo do investimento no estoque de capital:

$$u_t^k = \underbrace{0,44}_{(0,12)} u_{t-1}^k + \underbrace{0,50}_{(0,16)} y_t - \underbrace{0,13}_{(0,03)} \left(\frac{1}{4} \sum_{j=1}^4 i_{t-j} \right) + \varepsilon_t^{u^k} \quad (13)$$

$$R_A^2 = 0,61; LM_1 = 0,52[0,47]; LM_4 = 1,93[0,75]; HET = 6,95[0,64]; JB = 0,40[0,82]$$

Método: 2SLS; *Amostra:* 1999Q3 – 2008Q2

Variáveis instrumentadas: (y_t)

Instrumentos: (y_{t-1} , y_{t-2} , r_{t-1}^s , r_{t-2}^s)

O salário real depende positivamente do produto e negativamente da taxa de desemprego. Em outras palavras, o salário real é pró-cíclico, captando os efeitos do grau de aquecimento do mercado de trabalho ao longo do ciclo econômico. Uma vez que os salários nominais são normalmente ajustados uma vez por ano, o salário real médio depende negativamente da inflação:

$$w_t = \underbrace{0,65}_{(0,09)} w_{t-1} + \underbrace{1,04}_{(0,21)} y_t - \underbrace{1,27}_{(0,41)} \left(\frac{1}{3} \sum_{j=2}^4 u_{t-j} \right) - \underbrace{0,49}_{(0,14)} \pi_{t-1} + \varepsilon_t^w \quad (14)$$

$$R_A^2 = 0,84; LM_1 = 0,00[0,96]; LM_4 = 0,29[0,99]; HET = 8,19[0,88]; JB = 2,15[0,34]$$

Método: 2SLS; *Amostra:* 1999Q3 – 2008Q2

Variáveis instrumentadas: (y_t)

Instrumentos: (y_{t-1} , y_{t-2} , r_{t-1}^s , r_{t-2}^s)

Por fim, modelamos a inflação ao estilo de uma equação de Phillips novo-keynesiana, na qual a inflação corrente depende da inflação esperada, inflação passada e medidas de custo marginal real (ver, por exemplo, Galí e Gertler (1999)). Como *proxy* para o custo marginal real usamos o custo unitário real do trabalho e a taxa real de câmbio. Nossa especificação também inclui um termo referente ao produto, que é estatisticamente significativo mesmo na presença das variáveis medindo o custo marginal real:

$$\pi_t = \underbrace{0,45}_{(0,13)} \left(\frac{1}{4} \sum_{j=1}^4 \pi_{t-j} \right) + \left(1 - \underbrace{0,45}_{(0,13)} \right) \left(\frac{1}{4} \sum_{j=1}^4 \pi_{t+j} \right) + \underbrace{0,20}_{(0,08)} \Delta \ln c_{t-1} + \dots \quad (15)$$

$$+ \underbrace{0,04}_{(0,02)} \Delta q_{t-1} + \underbrace{0,20}_{(0,09)} \left(\frac{y_{t-1} + y_{t-2}}{2} \right) + \underbrace{3,15}_{(0,33)} (d_{02Q4} + d_{03Q1}) + \varepsilon_t^\pi$$

$$R_A^2 = 0,78; LM_1 = 0,20[0,65]; LM_4 = 4,93[0,29]; HET = 10,17[0,86]; JB = 3,42[0,18]$$

Método: 2SLS; *Amostra:* 1999Q3 – 2007Q2

Variáveis instrumentadas: $\left(\frac{1}{4} \sum_{j=1}^4 \pi_{t+j} \right)$

Instrumentos: (r_{t-1}^s , r_{t-2}^s)

A presença do termo do produto pode ser interpretada como uma medida do hiato do produto estimado usando o filtro HP e indica que, ao longo do ciclo econômico, há outros fatores que afetam preços, não captados nas duas *proxies* para o custo marginal real, tais como movimentos no preço de matérias-primas. O uso de média móvel de quatro trimestres da inflação passada, em vez da inflação do último trimestre, melhora significativamente o ajuste da regressão. Adicionalmente, esse procedimento ajuda a suavizar a alta volatilidade da inflação na frequência trimestral. De forma semelhante, usamos a média móvel de quatro trimestres da inflação futura em vez das expectativas de inflação porque, dessa forma, se gera um melhor ajustamento e uma inflação menos volátil. O repasse cambial estimado de curto prazo, na equação (15), está, *grosso modo*, em linha com outras estimativas da literatura, incluindo as de Belaisch (2003) e de Correa e Minella (2010).

De acordo com a estrutura da oferta agregada, pressões positivas de demanda tendem a aumentar o produto e, portanto, reduzir a taxa de desemprego (equação 12). Esses dois efeitos tendem a elevar a taxa de salário (equação 14), assim aumentando os custos unitários reais do trabalho (equação 11).⁷ O crescimento nos custos unitários reais do trabalho, junto com o produto mais elevado, eleva a inflação (equação 15). Essas relações são exploradas ainda nos exercícios de simulação da seção 4.

3.4 • VARIÁVEIS FINANCEIRAS

Nesta seção, modelamos as taxas de juros de mercado, a taxa real de câmbio, o prêmio de risco-país e a acumulação de ativos externos líquidos. As duas taxas de juros de mercado que entram no modelo – taxa de empréstimo às famílias e a taxa *swap* – dependem de seus valores passados, da taxa básica de juros e do prêmio de risco-país. A inclusão de outros fundamentos, como a inflação e o produto, não

⁷ O efeito líquido no custo unitário real do trabalho depende também do comportamento da produtividade do trabalho.

melhorou as regressões. A taxa de juros de empréstimos às famílias é dada por:

$$r_t^h = \underbrace{0,89}_{(0,12)} r_{t-1}^h - \underbrace{0,26}_{(0,08)} r_{t-2}^h + \underbrace{0,34}_{(0,11)} r_t + \underbrace{0,50}_{(0,09)} \phi_t + \varepsilon_t^{r^h} \quad (16)$$

$$R_A^2 = 0,92; LM_1 = 0,89[0,35]; LM_4 = 1,25[0,87]; HET = 22,92[0,06]; JB = 1,16[0,56]$$

Método: 2SLS; Amostra: 1999Q3 – 2008Q2

Variáveis instrumentadas: (r_t) ; (ϕ_t)

Instrumentos: $(r_{t-1}, r_{t-2}, \pi_{t-1}, \pi_{t-2}, r_{t-1}^s, r_{t-2}^s)$; (ϕ_{t-1}, ϕ_{t-2})

Como mencionado anteriormente, usamos a taxa *swap* pré-DI de 360 dias como uma *proxy* para a taxa relevante de longo prazo para as decisões de investimento. As taxas de empréstimo de mercado são altamente correlacionadas com a taxa *swap* (ver figura 1). Além disso, como a taxa *swap* reflete expectativas sobre o comportamento futuro da taxa básica de juros, ela também capta a postura esperada da política monetária. Portanto, a taxa *swap* é modelada como dependendo da taxa Selic no futuro e do prêmio de risco-país corrente:

$$r_t^s = \underbrace{0,39}_{(0,11)} r_{t-1}^s + \underbrace{0,56}_{(0,22)} \left(\frac{1}{4} \sum_{j=0}^3 r_{t+j} \right) + \underbrace{0,38}_{(0,10)} \phi_t + \underbrace{0,63}_{(0,04)} d_{01Q3} + \varepsilon_t^{r^s} \quad (17)$$

$$R_A^2 = 0,92; LM_1 = 0,03[0,87]; LM_4 = 4,44[0,35]; HET = 14,54[0,15]; JB = 0,84[0,66]$$

Método: 2SLS; Amostra: 1999Q3 – 2007Q3

Variáveis instrumentadas: (r_t) ; (ϕ_t)

Instrumentos: $(r_{t-1}, r_{t-2}, r_{t-3}, \pi_{t-1}, \pi_{t-2}, \pi_{t-3})$; $(\phi_{t-1}, \phi_{t-2}, \phi_{t-3})$

A taxa real de câmbio é determinada por uma condição UIP híbrida, em termos reais:

$$q_t = \underbrace{0,64}_{(0,04)} q_{t-1} + \left(1 - \underbrace{0,64}_{(0,04)}\right) q_{t+1} - [(r_t - \pi_{t,t+1}^e) - (r_t^* + \phi_t - \pi_{t,t+1}^e)] + \dots$$

$$- \underbrace{0,27}_{(0,05)} \Delta b_t^{y^*} - \underbrace{7,83}_{(0,53)} (d_{02Q1} + d_{02Q2}) + \varepsilon_t^q \quad (18)$$

$$R_A^2 = 0,96; LM_1 = 0,25[0,62]; LM_4 = 3,28[0,51]; HET = 8,30[0,31]; JB = 1,47[0,48]$$

Método: 2SLS; *Amostra:* 2000Q3 – 2008Q1

Variáveis instrumentadas: (q_{t+1}) ; (r_t) ; $(\pi_{t,t+1}^e)$; (ϕ_t) ; $(\Delta b_t^{y^*})$

Instrumentos: (q_{t-1}, q_{t-2}) ; (r_{t-1}, r_{t-2}) ; $(\pi_{t-1,t}^e, \pi_{t-2,t-1}^e, \pi_{t-1}^e, \pi_{t-2}^e)$; (ϕ_{t-1}, ϕ_{t-2}) ; $(\Delta b_{t-1}^{y^*}, \Delta b_{t-2}^{y^*}, CA_{t-1}^y, CA_{t-2}^y)$

onde r_t^* é a taxa nominal de juros mundial, π_t^* é a inflação mundial, $b_t^{y^*}$ se constitui na razão NFA/PIB e CA_t^y é a relação saldo da conta corrente/PIB. Impusemos a restrição de que a reação da taxa real de câmbio ao diferencial de taxa de juros seja igual a um. Adicionamos o termo da mudança em NFA como uma informação adicional à equação da UIP. Note que aumentos na relação NFA/PIB tendem a apreciar a taxa real de câmbio.⁸

A vasta literatura sobre *spreads* de títulos de mercados emergentes sugere que o prêmio de risco-país deveria depender de fatores específicos ao país (por exemplo, nível da dívida, *ratings* de crédito, inflação, situação fiscal, crescimento econômico), bem como de fatores comuns (por exemplo, efeitos de contágio, taxa de juros mundial, disposição dos investidores de tomar riscos). No caso do Brasil, encontramos que os fatores mais importantes são NFA e a disposição dos investidores de assumir riscos:

$$\phi_t = \underbrace{0,16}_{(0,07)} \psi_t^* - \underbrace{0,06}_{(0,01)} b_t^{y^*} + \underbrace{0,03}_{(0,01)} b_{t-1}^{y^*} + \varepsilon_t^\phi \quad (19)$$

⁸ Usamos a taxa de câmbio observada (instrumentada) para os valores esperados por causa da disponibilidade de dados. Chegamos a construir uma série de taxa real de câmbio esperada, usando dados sobre expectativas da taxa nominal de câmbio e diferencial de inflação esperado. Contudo, esse procedimento implica perda substancial de informações porque dados sobre expectativa de taxa nominal de câmbio estão disponíveis somente a partir de 2001T4.

$R_A^2 = 0,68$; $LM_1 = 0,33[0,56]$; $LM_4 = 2,63[0,62]$; $HET = 16,44[0,06]$; $JB = 0,16[0,93]$

Método: 2SLS; Amostra: 1999Q3 – 2008Q2

Variáveis instrumentadas: (b_t^{y*}) ; (ϕ_t)

Instrumentos: $(b_{t-1}^{y*}, b_{t-2}^{y*}, CA_{t-1}^y, CA_{t-2}^y)$; (ϕ_{t-1}, ϕ_{t-2})

onde ψ_t^* é o índice de aversão ao risco calculado pela Merrill Lynch. Note que o prêmio de risco-país se reduz quando o NFA aumenta (a soma dos coeficientes dos termos do NFA é negativa). Por fim, derivamos a seguinte lei de movimento para a relação NFA/PIB:

$$b_t^{y*} \cong \bar{\phi} \bar{R}^* (b_{t-1}^{y*} + nx_t^y) + \bar{B}^{y*} (\phi_t + r_t^*) + \bar{\phi} \bar{R}^* \bar{B}^{y*} (\Delta q_t - \Delta y_t - \pi_t^*), \quad (20)$$

onde $\bar{\phi}$, \bar{R}^* , \bar{B}^{y*} , denotam as médias de longo prazo do prêmio de risco-país (expresso como $1 + \text{prêmio} / 100$), a taxa nominal de juros mundial (expressa como $1 + \text{taxa de juros} / 100$) e a relação NFA/PIB, respectivamente. Os valores dos parâmetros calibrados são $\bar{\phi} = 1,02$, $\bar{R}^* = 1,01$ e $\bar{B}^{y*} = -0,841$. Uma vez que a duração da dívida externa é maior que um trimestre, mudanças na taxa de juros mundial afetam apenas parcialmente o saldo da rubrica rendas no Balanço de Pagamentos. Assim, aplicamos um fator 0,421 a \bar{B}^{y*} no segundo termo de (20), baseado na maturidade média da dívida externa e na participação da dívida com taxa de juros pré-fixada. Por fim, como na equação das exportações líquidas, a última parte de (20) é um “termo contábil”, que ignoramos nos exercícios de simulação.

3.5 • POLÍTICA MONETÁRIA

A autoridade monetária brasileira objetiva estabilizar a inflação ao redor da meta usando uma regra de taxa de juros *à la* Taylor com um componente de suavização:

$$r_t = \underbrace{\frac{1,13}{(0,13)}}_{(0,13)} r_{t-1} - \underbrace{\frac{0,51}{(0,12)}}_{(0,12)} r_{t-2} + \left(1 - \underbrace{\frac{1,13}{(0,13)}}_{(0,13)} + \underbrace{\frac{0,51}{(0,12)}}_{(0,12)}\right) \left[\underbrace{\frac{1,57}{(0,45)}}_{(0,45)} (\pi_{t,t+4}^e - \bar{\pi}_{t+4}) + \bar{\pi}_{t+4} \right] + \varepsilon_t^r \quad (21)$$

$$R_A^2 = 0,91; LM_1 = 0,64[0,42]; LM_4 = 1,92[0,75]; HET = 9,93[0,36]; JB = 4,58[0,10]$$

Método: 2SLS; *Amostra:* 2000 Q3 – 2007 Q2

Variáveis instrumentadas: $(\pi_{t,t+4}^e)$

Instrumentos: $(\pi_{t-1,t+3}^e, \pi_{t-2,t+2}^e, \frac{1}{4} \sum_{j=1}^4 \pi_{t-j}, \frac{1}{4} \sum_{j=2}^5 \pi_{t-j}, q_{t-1}, q_{t-2}, ulc_{t-1}, ulc_{t-2}, Y_{t-1}, Y_{t-2})$

onde ε_t^r é o componente discricionário da regra de política. Essa regra de Taylor estimada sugere que o BCB reage a desvios da inflação esperada em relação à meta de inflação e também suaviza movimentos da taxa de juros.⁹ Usamos dois termos defasados para a taxa de juros, em vez de um, para eliminar a presença de correlação serial nos resíduos. Por fim, modelamos a meta para a inflação como um processo AR(2).

3.6 • RESTO DO MUNDO

Modelamos as variáveis do resto do mundo como processos exógenos. Aproximamos as importações mundiais por um processo ARMA(2,1), a inflação mundial por um AR(1), a taxa de juros mundial por um AR(2) e a aversão ao risco mundial por um AR(1). Não apresentamos aqui essas equações porque elas não afetam a decomposição dos canais.

⁹ Minella *et al.* (2003) encontram coeficientes estimados similares para a regra de Taylor, embora usando um período amostral menor.

¹⁰ Nas simulações, usamos as variâncias estimadas dos resíduos de cada equação comportamental como *proxy* para a variância dos choques. Em cada simulação, desconsideramos as primeiras cem observações a fim de reduzir a influência das condições iniciais.

¹¹ Neumeyer e Perri (2005) documentam esses e outros fatos estilizados para diversas economias emergentes.

4 • RESULTADOS

4.1 • PROPRIEDADES DO CICLO ECONÔMICO

Esta subseção avalia se o modelo é capaz de reproduzir propriedades-chaves dos ciclos da economia brasileira durante o regime de metas para a inflação. Em particular, comparamos as condições de momentos gerados pelo modelo com as dos dados.

Em primeiro lugar, conduzimos uma simulação estocástica. Acionamos todos os choques no modelo e geramos 100 mil simulações, cada uma tendo o mesmo número de períodos da amostra de dados (36 trimestres).¹⁰ Para cada simulação e variável, computamos a média dos seguintes momentos de segunda ordem: desvio-padrão, autocorrelação e correlação cruzada com o produto.

A tabela 2 compara os resultados da simulação para variáveis selecionadas com os resultados dos dados. Em geral, o modelo reproduz razoavelmente bem a maioria dos momentos empíricos. Na maior parte dos casos, a volatilidade das variáveis no modelo é muito próxima da dos dados. Por exemplo, os desvios-padrão simulados do produto e da inflação são de 1,00 e 0,94 pontos percentuais, enquanto os valores empíricos são de 1,04 e 1,07. Consistente com os dados, o consumo no modelo é mais volátil que o produto e o investimento é cerca de três vezes mais volátil que o produto.¹¹ Em virtude de sua rica estrutura de defasagens, o modelo é também capaz de replicar bem a persistência observada, mensurada pelas autocorrelações de primeira ordem. Por fim, o modelo também gera correlações cruzadas com o produto que são, *grasso modo*, consistentes com suas contrapartidas empíricas. Contudo, o modelo não está de acordo com os dados em algumas dimensões. Por exemplo, ele superestima a correlação cruzada entre inflação e produto e não encontra o sinal correto da correlação entre exportações líquidas e produto.

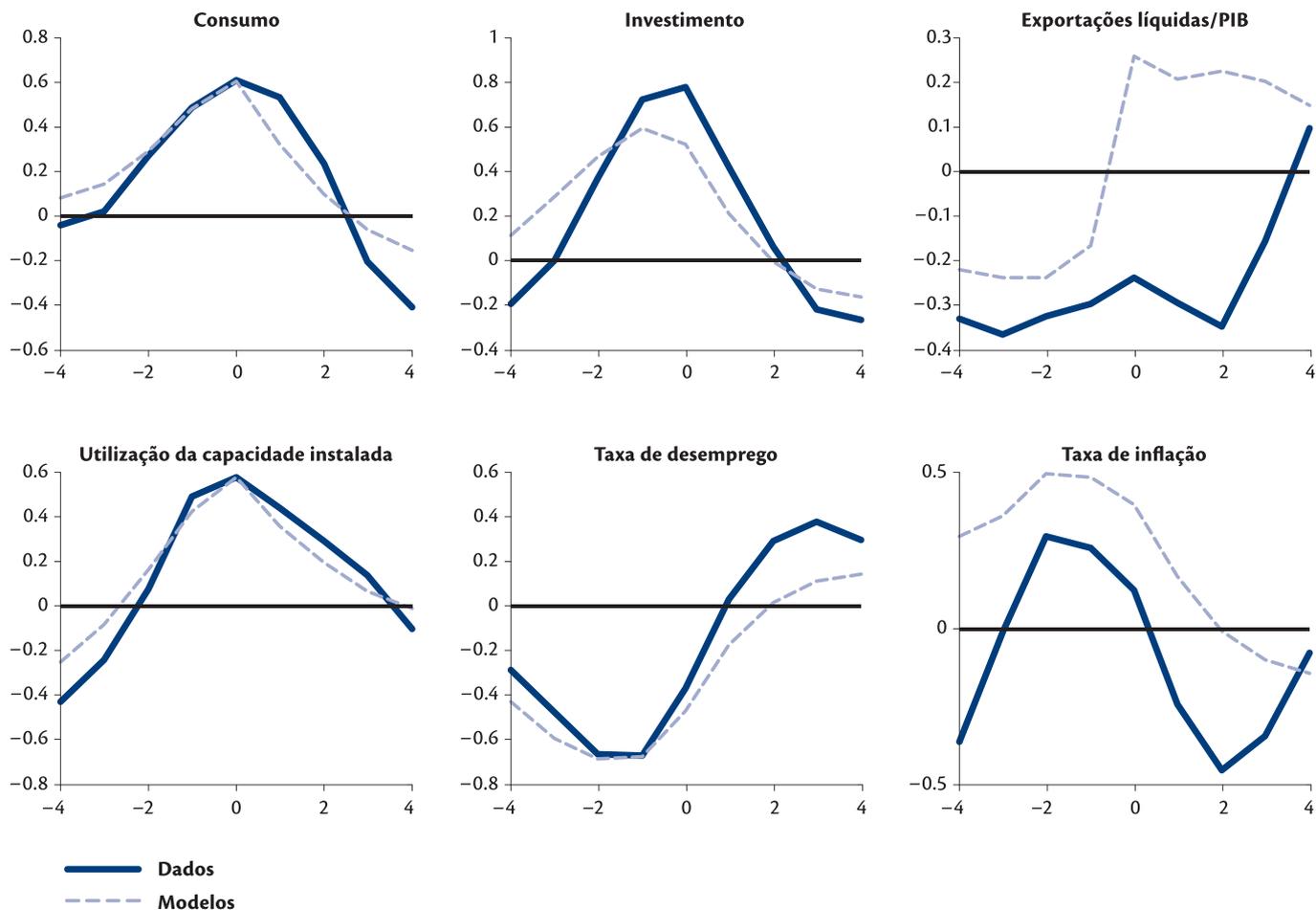
Tabela 2 – Momentos empíricos e teóricos

Variável	Desvio-padrão		Desvio-padrão relativo		Autocorrelação		Correlação cruzada com PIB	
	Dados	Modelo	Dados	Modelo	Dados	Modelo	Dados	Modelo
PIB	1,04	1,00	1,00	1,00	0,60	0,54	1,00	1,00
Consumo	1,44	1,15	1,38	1,14	0,77	0,71	0,61	0,60
Investimento	4,20	3,57	4,02	3,55	0,77	0,66	0,78	0,52
Exportações líquidas/PIB	1,07	0,87	1,02	0,87	0,79	0,55	-0,24	0,26
Taxa de inflação	1,07	0,94	1,02	0,94	0,36	0,48	0,12	0,40
Taxa de desemprego	0,68	0,72	0,65	0,72	0,84	0,85	-0,37	-0,47
Utilização da capacidade instalada	1,21	1,19	1,16	1,18	0,69	0,57	0,58	0,58
Custo unitário do trabalho	2,95	2,61	2,82	2,60	0,84	0,76	0,26	0,21
Taxa real de câmbio	8,94	10,05	8,56	10,00	0,70	0,88	-0,13	-0,04

Nota: O período amostral vai de 1999T3 a 2008T2. Os momentos são baseados em dados filtrados com o filtro HP. Os desvios-padrão relativos são normalizados pelo desvio-padrão do PIB.

Também comparamos a estrutura observada das correlações cruzadas com as simuladas. A figura 2 mostra as correlações do produto (considerando diferentes defasagens e avanços) com os componentes da demanda agregada e com três variáveis do lado da oferta (nível de utilização da capacidade instalada, taxa de desemprego e taxa de inflação). As correlações cruzadas do modelo são bastante próximas das empíricas, exceto no caso das exportações líquidas e, em menor medida, no caso da inflação.

Figura 2 – Correlações cruzadas entre o PIB (no trimestre j) e variável (i)



4.2 • FUNÇÕES DE RESPOSTA

Nesta subseção, avaliamos as funções de resposta a choques na demanda (consumo) e na política monetária. O comportamento da demanda agregada tem sido um importante fator explicativo do

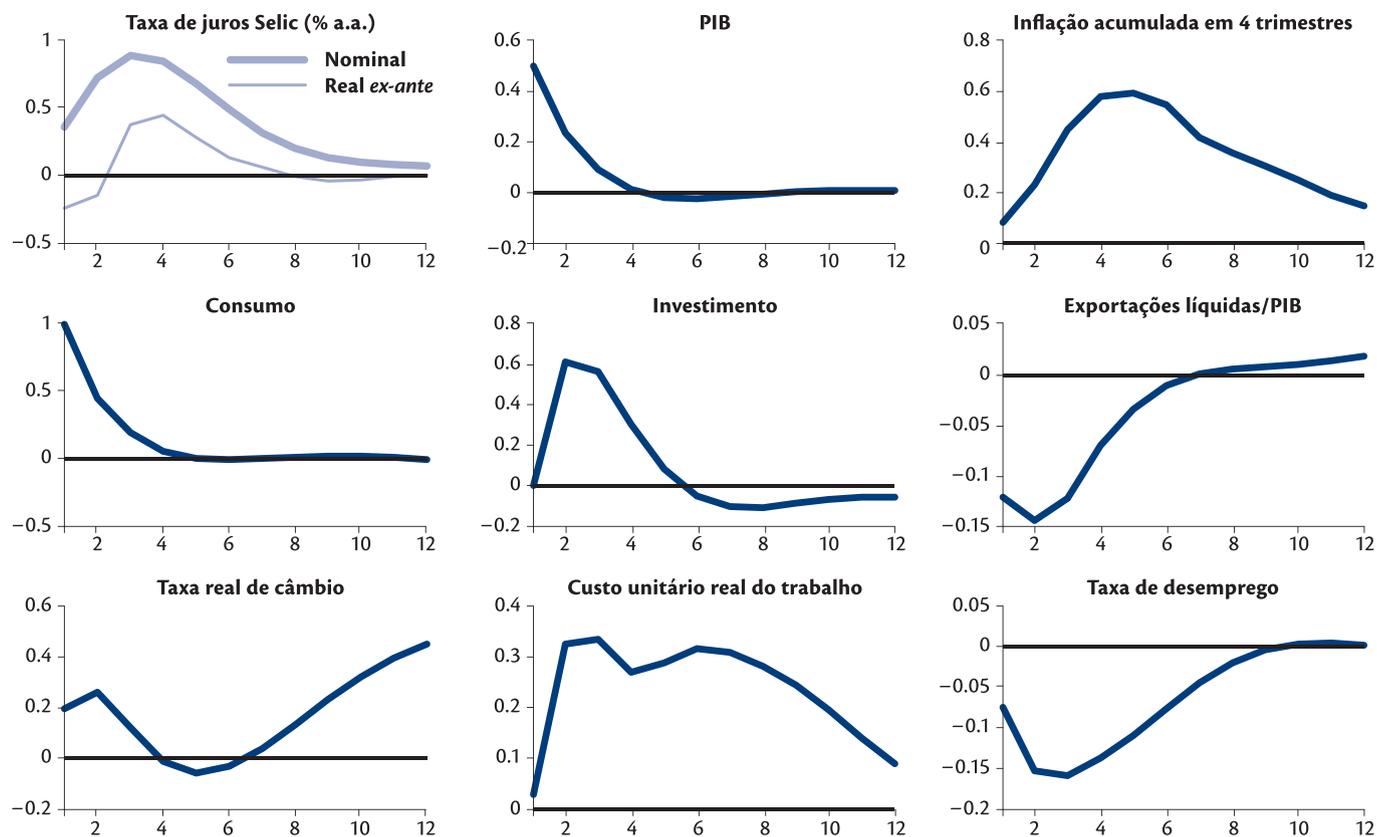
produto e inflação no Brasil nos anos recentes; as inovações de política monetária, por seu turno, estão no centro da decomposição de canais desenvolvida nas próximas subseções.

A figura 3 mostra as respostas das principais variáveis macroeconômicas a um choque de 1% no consumo agregado. O aumento repentino do consumo estimula a demanda agregada e o produto. A fim de atender a maior demanda, o emprego cresce (isto é, a taxa de desemprego decresce) e, assim, os salários e o custo unitário real do trabalho também se elevam. Parcela da demanda maior que a esperada é atendida por um aumento nas importações, o que contribui para a deterioração da balança comercial e a depreciação da taxa real de câmbio. Juntos, o crescimento do custo do trabalho, a depreciação da taxa de câmbio e o aumento do hiato do produto colocam pressão na inflação (mensurada na figura como a inflação acumulada em quatro trimestres). A autoridade monetária então eleva a taxa básica de juros com o intuito de conter as pressões inflacionárias. A ação da política monetária é bem sucedida, embora leve algum tempo para trazer a inflação para próximo da meta.

A figura 4 mostra as respostas a um choque positivo de 100 pontos base (p.b.) – ou 0,25 p.p. ao trimestre – na taxa básica de juros. Nessa simulação, uma vez que a economia é atingida pelo choque, a taxa básica de juros se move de acordo com a regra de Taylor estimada, como no experimento anterior.¹² As respostas têm o sinal esperado e a forma de U invertido (*hump-shaped*). A taxa de juros cobrada das famílias e a taxa *swap* (não mostradas) aumentam depois do choque, reduzindo o consumo e o investimento e assim o PIB. A contração do produto reduz o investimento mais ainda por meio do efeito acelerador. Essa contração também diminui o consumo por meio da queda na massa salarial real e do crescimento da taxa de desemprego. Note que a redução do investimento é cerca de duas vezes maior do

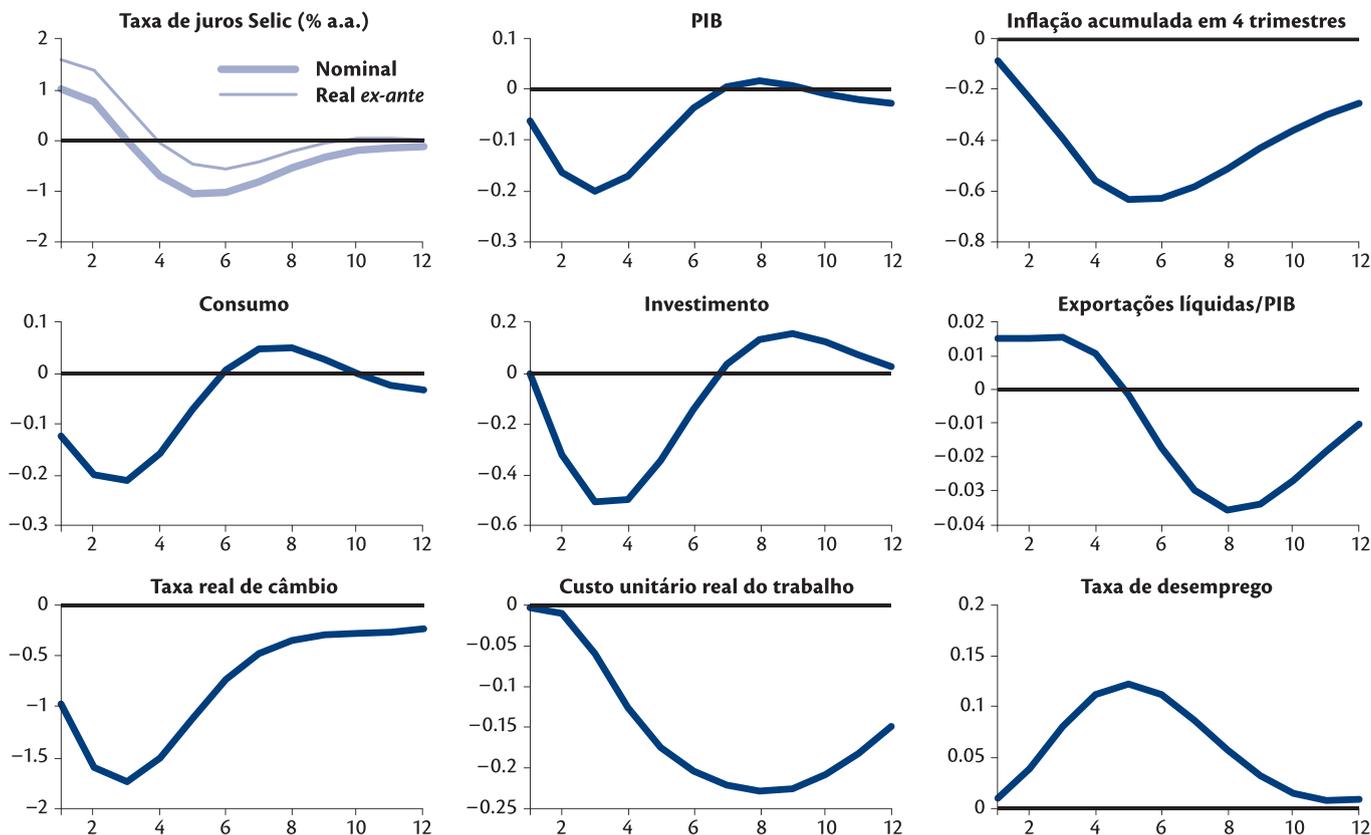
¹² Para o primeiro trimestre, porém, o choque é escolhido de forma tal que a taxa básica de juros é 100 p.b.

Figura 3 – Respostas a um choque no consumo



que a do consumo. Produto mais baixo e maior desemprego deprimem os salários reais e assim o custo unitário real do trabalho. Os custos de trabalho mais baixos, por sua vez, junto com o hiato do produto negativo, contribuem para a queda da inflação. Como esperado, o crescimento na taxa de juros doméstica aprecia a taxa real de câmbio (por meio da UIP), reduzindo mais ainda a inflação.

Figura 4 – Respostas a um choque de política monetária



A apreciação da taxa de câmbio também prejudica as exportações, enquanto que a queda na absorção doméstica as estimula. Como o efeito preço predomina, o resultado líquido é uma redução das exportações. De forma semelhante, a apreciação cambial beneficia as importações, mas a queda no produto as reduz. Nesse caso, porém, o efeito renda prevalece, isto é, as importações caem no primeiro ano

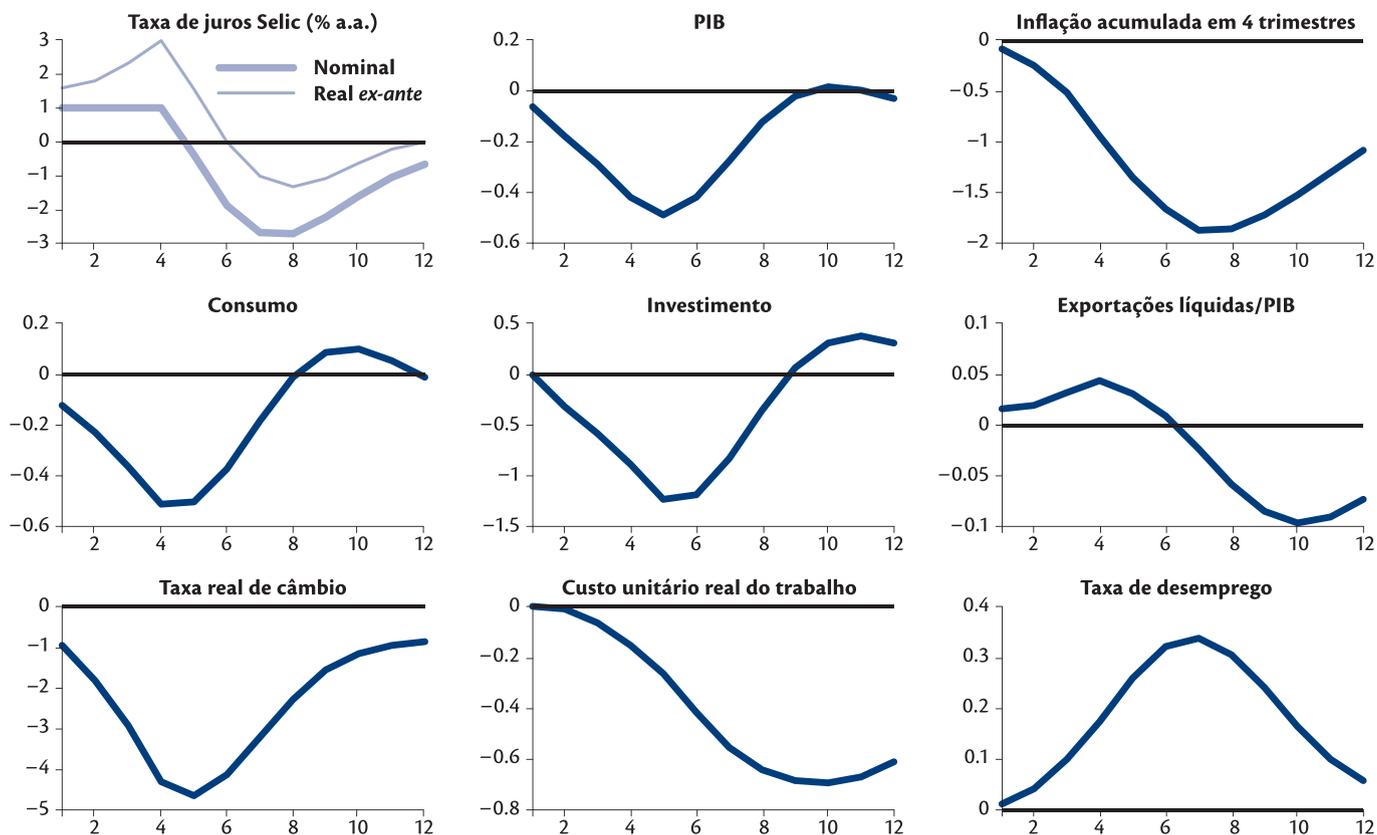
¹³ O *timing* das respostas está em linha com os resultados de Catão *et al.* (2008). A magnitude do efeito no hiato do produto e na inflação, entretanto, está levemente superior à daquele trabalho.

porque, como mencionado anteriormente, a magnitude da elasticidade renda das importações é substancial. Dado que o decréscimo nas importações ultrapassa o das exportações, o resultado é um superávit na balança comercial no primeiro ano. Depois disso, à medida que o produto retorna ao seu valor estacionário mais rapidamente que a taxa de câmbio, o efeito preço tradicional é predominante, com as exportações líquidas se tornando negativas.

Como o choque é deflacionário, a reação da autoridade monetária (ao seu próprio choque) é reduzir a taxa de juros. Inicialmente, o componente de suavização da taxa de juros da regra de Taylor prevalece, mas, no quarto trimestre, a taxa básica de juros se torna negativa. Como resultado, consumo e investimento crescem, levando o produto de volta a seu nível estacionário. Uma vez que a taxa real de juros se torna negativa na medida em que o banco central está tentando trazer a inflação de volta ao seu valor de estado estacionário, consumo e investimento ultrapassam seus valores de longo prazo, mas no final também convergem para seus valores de estado estacionário. Em resumo, o choque na política monetária leva a uma redução da inflação e do produto, um aumento do desemprego e uma apreciação da taxa de câmbio. As exportações líquidas são inicialmente positivas, mas se tornam negativas no segundo ano. Em geral, as funções de resposta a impulso são qualitativamente semelhantes às geradas por modelos VARs tradicionais.

Em termos de magnitude, o vale do produto é 0,2% e o da inflação de quatro trimestres é 0,6 p.p. A máxima redução no produto acontece no terceiro trimestre, enquanto que o vale da inflação de quatro trimestres ocorre no quinto trimestre (terceiro e quarto trimestres para a inflação trimestral — não mostrado).¹³ Como na figura 3, a maioria das variáveis apresenta resposta na forma de U ou U invertido (*hump-shaped*).

Figura 5 – Respostas a um choque de política monetária com trajetória fixa



Uma limitação desse exercício é que o banco central reage ao seu próprio choque, pois segue uma regra de Taylor. Conduzimos um exercício onde, como antes, a taxa de juros aumenta em 100 p.b., mas é mantida constante nesse nível por quatro trimestres, seguindo depois a regra de Taylor. Como se pode ver na figura 5, a forma das respostas é basicamente igual à do exercício anterior. A diferença reside na magnitude das respostas e na duração do processo. A redução

¹⁴ A abordagem de ALS também funciona para modelos não lineares contanto que os resíduos decorrentes da decomposição inexata não afetem a contribuição relativa dos canais individuais.

no produto alcança 0,5% no quinto trimestre, e a inflação de quatro trimestres decresce 1,9 p.p. no sétimo trimestre.

4.3 • DECOMPOSIÇÃO DE CANAIS: METODOLOGIA

Explicamos aqui a metodologia de ALS para decompor os canais de transmissão da política monetária nas suas contribuições individuais. O resultado mais importante dessa abordagem é que a decomposição é exata, isto é, não deixa nenhum resíduo inexplicado. A soma das contribuições individuais é igual ao efeito total. Como mencionado na introdução, a única exigência para esse resultado é o modelo ser linear.¹⁴ Essa abordagem pode ser aplicada com sucesso tanto em modelos *backward-looking* como em modelos *forward-looking*. As etapas propostas por ALS a fim de identificar e quantificar os canais de transmissão são descritas abaixo:

- i) Etapa 1: identificamos todos os canais empiricamente relevantes no modelo. O número de canais é igual ao número de equações que são diretamente afetadas pela taxa básica, excluindo a regra de Taylor. Cada uma dessas equações é um “ponto de entrada” para o choque de política monetária. No nosso modelo, esses pontos correspondem às equações (16), (17) e (18).
- ii) Etapa 2: renomeamos a taxa básica que entra diretamente nessas equações como r^j , onde j corresponde ao canal identificado. Por exemplo, na equação da taxa de juros cobrada das famílias, r^j é substituído por r_t^1 , o qual é o ponto de entrada do canal da taxa de juros das famílias.
- iii) Etapa 3: para cada uma dessas variáveis renomeadas, há uma correspondente função reação do banco central, todas com a mesma especificação, como na equação (21).

Introduzimos então uma variável *dummy* no termo do choque para cada função reação, a qual assume valores zero ou um (“variáveis indicadoras”). A variável associada com o canal *j* assume o valor de um se quisermos identificar o canal *j* nas simulações e, zero caso contrário. No exemplo anterior, a função reação da política monetária torna-se:

$$r_t^1 = \{ \text{termos endógenos} \} + f^1 \varepsilon_t^r.$$

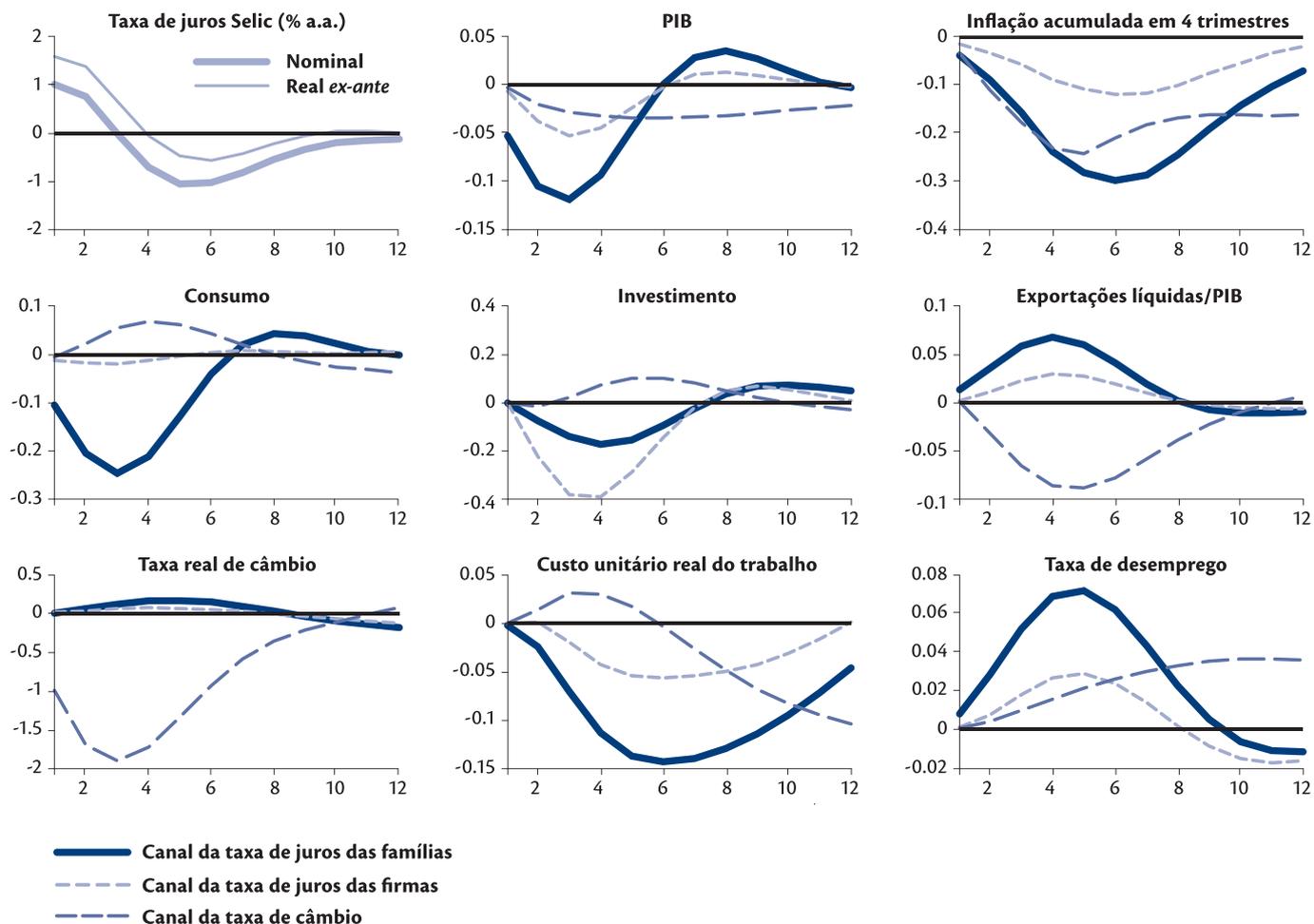
- iv) Etapa 4: realizamos tantas simulações quanto o número de canais (ou variáveis indicadoras). Em cada simulação, somente uma variável indicadora é ativada, enquanto que todas as outras são fixadas em zero. Portanto, cada simulação identificará e quantificará os efeitos do canal associado à variável indicadora ativa.

4.4 • DECOMPOSIÇÃO EM CANAIS

Como mencionado anteriormente, a taxa básica entra no modelo por meio das equações da taxa de empréstimos às famílias (16), da taxa *swap* (17) e da taxa de câmbio (18), correspondendo, respectivamente, a três canais no modelo: os canais da **taxa de juros das famílias**, da **taxa de juros das firmas** e da **taxa de câmbio**. Conforme mencionado na seção 1, o primeiro canal capta os efeitos intertemporais tradicionais da política monetária nas decisões de consumo; o segundo descreve os efeitos por meio do custo de financiamento das firmas; e o terceiro canal capta os efeitos de movimentos na taxa básica de juros na taxa real de câmbio e, assim, no custo marginal real das firmas e nos componentes da demanda agregada. Nesta subseção, focamos na decomposição sem identificar o canal das expectativas.

A figura 6 apresenta as funções de resposta correspondentes a cada canal, seguindo um choque positivo de 100 p.b. na taxa básica de juros (0,25 p.p. por trimestre). Em cada painel, a linha azul sólida

Figura 6 – Decomposição de referência dos canais



representa o canal da taxa de juros das famílias, a linha azul tracejada descreve o canal da taxa de juros das firmas e a linha azul clara tracejada descreve o canal da taxa de câmbio. A soma dos efeitos individuais em cada painel equivale ao efeito total do choque apresentado na figura 4.

Como esperado, os três canais contribuem para a redução do produto, pelo menos nos primeiros cinco trimestres. Um aumento na taxa básica de juros eleva a taxa de empréstimo às famílias e a taxa *swap* (não mostradas), tanto em termos nominais como reais, e reduz a taxa real de câmbio. O crescimento na taxa de empréstimo às famílias reduz diretamente o consumo, o aumento na taxa *swap* diminui o investimento e a apreciação da taxa de câmbio desestimula as exportações líquidas. Note, entretanto, que o canal da taxa de câmbio estimula o consumo e o investimento. Em termos de contribuição relativa, pode-se ver que o canal da taxa de juros das famílias é o preponderante.

De forma semelhante, os três canais também contribuem para a queda da inflação. Os canais da taxa de juros reduzem a inflação por meio de seus efeitos negativos no produto e no custo unitário real do trabalho (dois termos-chave na curva de Phillips). O canal da taxa de câmbio, por seu turno, afeta a inflação não somente por intermédio do produto, mas também diretamente por meio da mudança na taxa de câmbio na curva de Phillips. No que concerne às contribuições, os canais da taxa de juros das famílias e da taxa de câmbio são os mais relevantes.

A decomposição em canais também permite separar os efeitos opostos do choque na política monetária sobre as exportações líquidas, mencionado na subseção 4.2. O canal da taxa de câmbio desestimula as exportações líquidas, uma vez que a apreciação da taxa real de câmbio deprime as exportações e estimula as importações. Por outro lado, os dois canais da taxa de juros tendem a estimular as exportações líquidas na medida em que reduzem o produto e a absorção doméstica.

Tabela 3 – Contribuição relativa de cada canal para o PIB e inflação (%)

A. Decomposição de referência			
Canal	4 trimestres	8 trimestres	12 trimestres
PIB			
1. Taxa de juros das famílias	62,1	49,3	40,9
2. Taxa de juros das firmas	23,9	20,2	17,2
3. Taxa de câmbio	14,1	30,4	41,9
Total	100,0	100,0	100,0
Inflação trimestral			
1. Taxa de juros das famílias	42,7	45,2	42,0
2. Taxa de juros das firmas	16,0	17,7	15,8
3. Taxa de câmbio	41,3	37,1	42,2
Total	100,0	100,0	100,0
B. Decomposição identificando o canal de expectativas			
Canal	4 trimestres	8 trimestres	12 trimestres
PIB			
1. Taxa de juros das famílias	41,4	37,2	32,9
2. Taxa de juros das firmas	15,9	15,1	13,1
3. Taxa de câmbio	4,4	24,9	40,6
4. Expectativas	38,4	22,7	13,5
Total	100,0	100,0	100,0
Inflação trimestral			
1. Taxa de juros das famílias	6,4	10,4	9,3
2. Taxa de juros das firmas	1,7	4,0	3,5
3. Taxa de câmbio	12,5	8,8	10,0
4. Expectativas	79,4	76,7	77,2
Total	100,0	100,0	100,0

A tabela 3.A apresenta os efeitos **cumulativos** no produto e na inflação originários de cada canal nos horizontes de quatro, oito e doze trimestres. O canal da taxa de juros das famílias é responsável por 62% da queda no produto no primeiro ano e cerca de metade nos dois primeiros anos. O canal da taxa de juros das firmas responde por somente 24% da redução do produto no primeiro ano, e a taxa de câmbio, por 14%. Esse último canal torna-se mais relevante em horizontes mais longos, refletindo o fato de a taxa de câmbio se mover mais lentamente para seu valor de longo prazo no modelo. Em contraste, as taxas de juros retornam mais rapidamente, tornando-se até mesmo negativas por alguns períodos.

Por outro lado, os canais da taxa de juros das famílias e da taxa de câmbio são igualmente importantes para explicar o comportamento da inflação, cada um respondendo por cerca de 40% em todos os horizontes. O importante papel desempenhado pelo canal da taxa de câmbio na decomposição é consistente com o fato de que movimentos na taxa de câmbio têm sido chave na determinação da dinâmica da inflação no Brasil. Portanto, a política monetária tem se fortalecido significativamente quando comparado com o período anterior de taxa de câmbio administrada. Naquela época, mudanças na taxa básica de juros não se traduziam em mudanças na taxa de câmbio, implicando que as pressões inflacionárias exigiam uma reação mais forte do Banco Central.

O canal da taxa de juros das firmas desempenha um papel secundário na decomposição do produto e da inflação, refletindo em parte a menor parcela de investimento no PIB. O resultado é também consistente com o fato de que parcela significativa do investimento privado no Brasil é financiada por meio de bancos estatais de desenvolvimento, o que tende a enfraquecer os canais de transmissão. Conjecturamos que, se instituições privadas respondessem por uma maior participação no

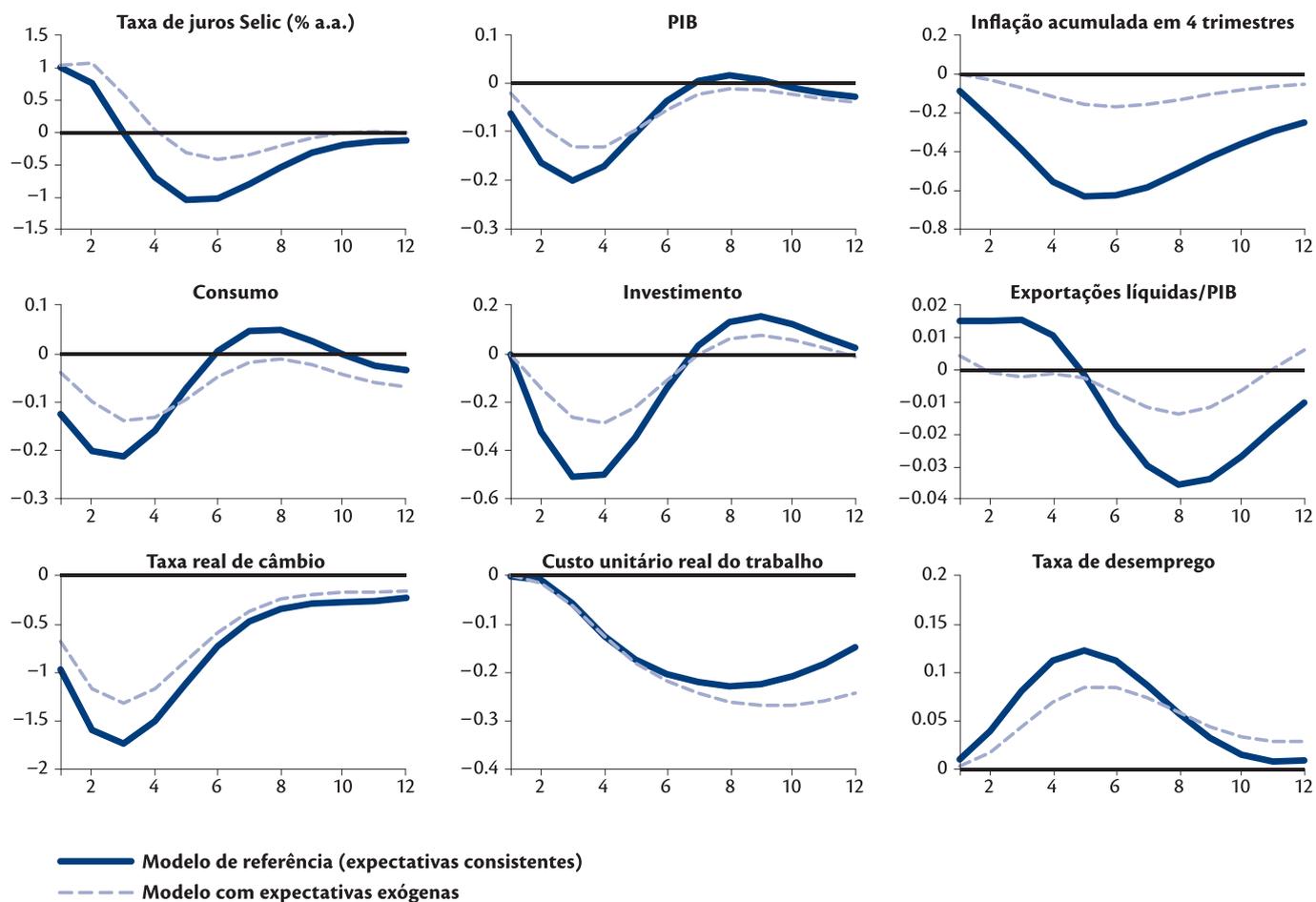
financiamento dos investimentos, a elasticidade-juros dos investimentos seria maior e o canal da taxa de juros das firmas seria mais forte do que o sugerido por nossas estimações.

4.5 • O PAPEL DAS EXPECTATIVAS

Tanto a literatura como os formuladores de política econômica têm enfatizado o papel desempenhado pelas expectativas na dinâmica macroeconômica. Em particular, é bastante difundida a visão de que as expectativas de inflação funcionam como um importante mecanismo de transmissão da política monetária. Entretanto, identificar e mensurar especificamente o canal das expectativas é uma tarefa difícil porque esse canal está entrelaçado com os outros canais de transmissão. Para melhor compreender como o canal das expectativas está inter-relacionado com os outros canais, considere o caso da curva de Phillips. Resolvendo essa equação para frente (*forward*), encontramos que as expectativas dos agentes a respeito da inflação futura são, na verdade, expectativas das forças motoras da inflação (custo unitário real do trabalho, taxa real de câmbio e hiato do produto). O comportamento dessas forças motoras em qualquer momento no futuro pode ser decomposto integralmente em canais não expectacionais, aparentemente não deixando nenhum papel para um canal de expectativas em separado.

A fim de obter uma indicação do papel desse canal, simulamos o modelo anterior (modelo de referência) assumindo que as expectativas de inflação dos agentes privados não respondem ao choque de política monetária (modelo com expectativas exógenas). No nosso arcabouço, os termos de expectativas de inflação do setor privado aparecem nas equações (4), (5), (15) e (18). Então comparamos as funções de resposta do modelo de referência com essas do modelo com expectativas exógenas. A diferença entre as duas nos dá uma *proxy* para

Figura 7 – Decomposição dos canais sob diferentes hipóteses para as expectativas



o canal das expectativas na medida em que ela mensura a contribuição das expectativas de inflação para o comportamento das variáveis no modelo. A decomposição do modelo com expectativas exógenas, por sua vez, fornece a contribuição dos canais não expectacionais.

A figura 7 compara as funções de resposta usando o modelo de referência com as funções usando o modelo com expectativas

exógenas. Embora todas as respostas apresentem padrão semelhante, elas diferem em termos de *timing* e magnitude. A queda no produto é menor com expectativas exógenas, principalmente porque a taxa de juros real aumenta menos que no modelo de referência. No último, a inflação esperada é negativa depois do choque, enquanto que ela não responde ao choque no modelo de expectativas exógenas. A reação da inflação, por sua vez, é mais lenta e menos intensa no modelo com expectativas exógenas porque as expectativas concernentes à inflação futura não mais alteram a inflação corrente.

A tabela 3.B revela que o canal das expectativas é relevante para a dinâmica do produto no curto prazo (até um ano), mas se enfraquece substancialmente à medida que o tempo passa. Uma vez que as equações estimadas apresentam importantes defasagens, as expectativas tendem a desempenhar um papel mais importante na dinâmica de curto prazo do produto. Contudo, ao longo do tempo, a dinâmica interna do modelo torna-se mais relevante na propagação do choque inicial de política monetária. Note também que o papel do canal da taxa de juros das famílias é robusto à consideração explícita do canal das expectativas. Ele permanece ainda como o canal mais importante para o produto (até dois anos).

Por outro lado, o canal das expectativas é o mais importante para a inflação. Ele responde por cerca de três quartos da queda da inflação em todos os horizontes. Interpretamos esse número como uma medida do limite superior da verdadeira contribuição do canal das expectativas porque as expectativas efetivas de inflação provavelmente se movem menos do que nos modelos com expectativas consistentes, caso da nossa decomposição de referência. Mesmo considerando que o experimento superestima o canal das expectativas, o resultado é consistente com a visão teórica enfatizando a importância das expectativas (ver, por exemplo, Woodford (2003)). No caso do Brasil,

Bevilaqua *et al.* (2008) e Carvalho e Minella (2009)¹⁵ encontram que a meta para a inflação funciona como uma importante âncora para as expectativas de inflação. Nosso trabalho sugere que as expectativas são um elemento chave para os mecanismos de transmissão da política monetária. Nesse sentido, está em linha com a importância atribuída às expectativas na implementação da política monetária no Brasil (BEVILAQUA *et al.*, 2008).

¹⁵ Trata-se do quinto artigo do presente livro.

5 • CONCLUSÕES

No nosso entender, somos os primeiros a documentar a decomposição dos canais da política monetária no Brasil usando um modelo econômico e cobrindo o regime de metas para a inflação. Desenvolvemos, estimamos e usamos o modelo para decompor os efeitos da política monetária em quatro canais individuais importantes. Encontramos que o canal da taxa de juros das famílias desempenha o papel mais importante na explicação da dinâmica do produto. No caso da inflação, os canais da taxa de juros das famílias e da taxa de câmbio são os principais mecanismos de transmissão. Contudo, quando se adiciona a *proxy* para o canal das expectativas, esse canal passa a ser chave na compreensão do comportamento da inflação. Usando uma abordagem econométrica mais tradicional, também mostramos que as taxas de juros de mercado no Brasil são bastante sensíveis a mudanças na taxa básica de juros.

O modelo semiestrutural de tamanho médio estimado representa um esforço importante para modelar a economia brasileira. Pode ser usado para avaliar o efeito de diferentes choques na economia, não somente os monetários. De fato, o modelo pode potencialmente

¹⁶ Até o momento, a evidência empírica sobre o canal de crédito no Brasil não é conclusiva. Os resultados parecem ser sensíveis a diferenças em metodologia, bases de dados e períodos amostrais. Ver, por exemplo, Coelho *et al.* (2008), Souza-Sobrinho (2003) e Takeda *et al.* (2005).

ser usado para simulação e análise de política e, portanto, funcionar como uma ferramenta complementar no processo de decisão de política monetária. Entretanto, o modelo descreve somente *gaps* (desvios de tendências de longo prazo) e assim tem limitações em exercícios de projeção e análise de longo prazo.

Olhando adiante, antecipamos que outros canais poderão desempenhar um papel importante à medida que a economia brasileira se desenvolva e os mercados financeiros e de crédito se aprofundem. Entre os canais potenciais, ressaltamos os chamados canais de riqueza e de crédito. O aumento do acesso ao mercado acionário e a queda da participação de títulos vinculados à taxa básica de juros na dívida pública podem contribuir para o desenvolvimento de um canal de riqueza no Brasil. Por sua vez, o canal de crédito – a relação crédito/PIB cresceu significativamente desde 2005 – tem recentemente se tornado um elemento importante no ciclo econômico do país. Entretanto, a avaliação do canal de crédito envolve o uso de diferentes ferramentas e base de dados.¹⁶ Contudo, a crise financeira global recente não deixa dúvida a respeito da importância de compreender melhor o canal de crédito e todos os vínculos financeiros relacionados.

REFERÊNCIAS

AFANASIEFF, T.S.; LHACER, P.M.V.; NAKANE, M.I. The Determinants of Bank Interest Spread in Brazil. Banco Central do Brasil, **Trabalhos para Discussão**, n. 46, 2002.

ALENCAR, A. S. O Pass-Through da Taxa Básica: Evidência para as Taxas de Juros Bancárias. In: Banco Central do Brasil, **Relatório de Economia Bancária e Crédito**, 2003, p. 93-103.

ALTISSIMO, F.; LOCARNO, A.; SIVIERO, S. Dealing with Forward-Looking Expectations and Policy Rules in Quantifying the Channels of Transmission of Monetary Policy and Theory. **Banca d'Italia Temi di Discussione**, n. 460, 2002.

BANK OF ENGLAND. **Economic Models at the Bank of England (2000 Update)**. London: Bank of England, 2000.

BANK OF INTERNATIONAL SETTLEMENTS – BIS. **Financial Structure and Monetary Policy Transmission Mechanism**. Basel: BIS, 1995.

_____. The Transmission of Monetary in Emerging Market Economies. **Policy Papers**, n. 3, 1998.

_____. Transmission Mechanisms for Monetary Policy in Emerging Market Economies. **BIS Papers**, n. 35, 2008.

BELAISCH, A. Exchange Rate Pass-Through in Brazil. **IMF Working Paper**, n. 141, 2003.

BERG, A.; KARAM, P.; LAXTON, D. Practical Model-Based Monetary Policy Analysis – A How-To Guide. **IMF Working Paper**, n. 6/81, 2006.

BERNANKE, B.; GERTLER, M. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, 1995, p. 27-48.

BERSTEIN, S.; FUENTES, R. Is There Lending Rate Stickiness in the Chilean Banking Industry? **Central Bank of Chile Working Papers**, n. 218, 2003.

BEVILAQUA, A.S.; MESQUITA, M.; MINELLA, A. Brazil: Taming Inflation Expectations. In: BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS – BIS (org.). Transmission Mechanisms for Monetary Policy in Emerging Market Economies. **BIS Papers**, n. 35, Jan. 2008, p. 139-158 (também em Banco Central do Brasil, **Trabalhos para Discussão**, n. 129, jan. 2007).

BONDT, G. de Retail Bank Interest Rate Pass-Through: New Evidence at the Euro Area Level. **ECB Working Paper Series**, n. 136, 2002.

BONDT, G. de; MOJON, B.; VALLA, N. Term Structure and the Sluggishness of Retail Bank Interest Rates in Euro Area Countries. **ECB Working Paper Series**, n. 518, 2005.

CARVALHO, F.A.; MINELLA, A. Market Forecasts in Brazil: Performance and Determinants. Banco Central do Brasil, **Trabalhos para Discussão**, n. 185, 2009.

CATÃO, L.; LAXTON, D.; PAGAN, A. Monetary Transmission in an Emerging Targeter: The Case of Brazil. **IMF Working Paper**, n. 8-191, 2008.

CÉSPEDES, B.; ELCYON, L.; MAKKA, A. Monetary Policy, Inflation and the Level of Economic Activity in Brazil After the Real Plan: Stylized Facts from SVAR Models. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, n. 2, p. 123-160, Apr./Jun. 2008.

COELHO, C.A.; de MELLO, J. M. P.; GARCIA, M. G. P.
Identifying Bank Lending Reaction to Monetary Policy through Data Frequency. Rio de Janeiro: PUC-Rio, 2008.
Mimeografado.

CORREA, A.; MINELLA, A. Nonlinear Mechanisms of the Exchange Rate Pass-Through: A Phillips Curve Model with Threshold for Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n. 3, p. 231-243, jul./set. 2010.

ELS, P. van; LOCARNO, A.; MORGAN, J.; VILLETTELLE, J.-P. Monetary Policy Transmission in the Euro Area: What Do Aggregate and National Structural Models Tell Us?. **ECB Working Paper**, n. 94, 2001.

ESPINOSA-VEGA, M. A.; REBUCCI, A. Retail Bank Interest Rate Pass-Through: Is Chile Atypical? **IMF Working Paper**, n. 3/112, 2003.

GALÍ, J.; GERTLER, M. Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. **Journal of Monetary Economics**, v. 44, 1999, p. 195-222.

GARCIA, C.; GARCIA, P.; MAGENDZO, I.; RESTREPO, J. The Monetary Transmission Mechanism in Chile: A Medium-Size Macroeconometric Model. **Central Bank of Chile Working Papers**, n. 254, 2003.

LOPES, F. O Mecanismo de Transmissão de Política Monetária numa Economia em Processo de Estabilização: Notas sobre o Caso do Brasil.

Revista de Economia Política, v. 17, n. 3, 1997, p. 5-11.
(também publicado em inglês em BANK OF INTERNATIONAL SETTLEMENTS – BIS (org.). The Transmission of Monetary Policy in Emerging Market Economies. **Policy Papers**, n. 3, jan. 1998).

MAUSKOPF, E.; SIVIERO, S. **Identifying the Transmission Channels of Monetary Policy**: A Technical Note. 1994.
Mimeografado.

McADAM, P.; MORGAN, J. The Monetary Transmission Mechanism at the Euro-Area Level: Issues and Results Using Structural Macroeconomic Models. European Central Bank, **Working Paper Series**, n. 93, 2001.

MELTZER, A. Monetary, Credit and (Other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, 1995, p. 49-72.

MINELLA, A. Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 3, Jul./Sep. 2003, p. 605-635.

MINELLA, A.; FREITAS P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility. **Journal of International Money and Finance**, v. 22, n. 7, Dec. 2003, p. 1015-1040.

MISHKIN, F. Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, 1995, p. 3-10.

MUINHOS, M. K.; ALVES, S. A. L. Medium-Size Macroeconomic Model for the Brazilian Economy. Banco Central do Brasil, **Trabalhos para Discussão**, n. 64, 2003.

NEUMEYER, P.; PERRI, F. Business Cycles in Emerging Economies: The Role of Interest Rates. **Journal of Monetary Economics**, v. 52, 2005, p. 345-380.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. The Mirage of Fixed Exchange Rates. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, 1995, p. 73-96.

SALES, A.S.; TANNURI-PIANTO, M. Identification of Monetary Policy Shocks in the Brazilian Market for Bank Reserves. Banco Central do Brasil, **Trabalhos para Discussão**, n. 154, 2007.

SILVA FILHO, T. N. T. da. Is the Investment-Uncertainty Link Really Elusive? The Harmful Effects of Inflation Uncertainty in Brazil. Banco Central do Brasil, **Trabalhos para Discussão**, n. 157, 2007.

SOUZA-SOBRINHO, N. F. **Uma Avaliação do Canal de Crédito no Brasil**. Rio de Janeiro: BNDES, 2003. (25. Prêmio BNDES de Economia).

SOUZA-SOBRINHO, N. F. Macroeconomics of Bank Interest Spreads: Evidence for Brazil. **Annals of Finance**, v. 6, Issue 1, 2010, p. 1-32.

TAKEDA, T.; ROCHA, F.; NAKANE, M. I. The Reaction of Bank Lending to Monetary Policy in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 1, Jan./Mar. 2005, p. 107-126.

TAYLOR, J. The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, 1995, p. 11-26.

WETH, M. A. The Pass-Through from Market Interest Rates to Bank Lending Rates in Germany. Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank, **Discussion Paper**, n. 11/02, 2002.

WOODFORD, M. **Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy**. Princeton: Princeton University Press, 2003.



Globalização – Implicações para a política monetária no Brasil*

RAFAEL SANTOS (BCB)
MÁRCIA LEON (BCB)

** Os autores agradecem a Carlos Hamilton Vasconcelos Araujo e a Nelson Souza-Sobrinho pelos comentários. Este trabalho não deve ser citado como representando as opiniões do Banco Central do Brasil. As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente dos autores e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.*

RESUMO

Avalia os efeitos da globalização comercial sobre a inflação no Brasil e, portanto, sobre a política monetária comprometida com uma meta explícita para o IPCA. Conclui que a globalização comercial torna a política monetária menos restritiva ao valorizar os termos de troca e permitir uma elevação no nível de renda concomitante com uma redução na taxa de inflação. Esse resultado é assegurado pela complementaridade entre importação e produção local. Assim, políticas que estimulem importação de produtos complementares aos produzidos localmente contribuem para a execução da política monetária ao reduzir a taxa de inflação.

Palavras-chave: Globalização. DSGE. Inflação. Inflação de importados. Termos de troca.

ABSTRACT

We evaluate the effects of trade globalization on the Brazilian inflation and, therefore, on its monetary policy. Our results show that trade globalization helps the Brazilian central bank to avoid high inflation by appreciating the terms of trade. The hypothesis that domestic and foreign goods are complementary goods in consumption ensures this result.

Keywords: *Globalization. DSGE. Inflation. Imported price inflation. Terms of trade.*

1 • O DEBATE CLÁSSICO SOBRE A GLOBALIZAÇÃO

“É acalorado, com frequência passional e, algumas vezes, tem sido até violento”: foi dessa forma que o economista Stanley Fisher (2003) qualificou o debate sobre globalização. Afirmou, quanto aos seus efeitos econômicos, que a evidência empírica suporta amplamente a tese de que o crescimento dos países **requer** orientação de política que contemple integração global.

Essa tese, embora compartilhada por muitos, não é consensual. De acordo com Krugman e Venables (1995), os críticos desse resultado têm afirmado que mais integração, em geral, produz países vencedores e países derrotados.

Recentemente, o debate extrapolou as tradicionais conjecturas de longo prazo sobre as implicações da globalização na riqueza das nações. Discussões atuais tratam também dos efeitos de curto prazo sobre algumas variáveis macroeconômicas. Em particular, são discutidas eventuais mudanças no processo inflacionário e na condução da política monetária desencadeadas pelo processo de globalização.

2 • UM NOVO DEBATE

A evidência de que, nos últimos anos, o forte crescimento no comércio mundial caminhava lado a lado com a desinflação observada em muitos países motivou várias abordagens, tanto empíricas como teóricas, no sentido de associar as baixas taxas de inflação ao fenômeno da globalização e de dissociá-las, ainda que de forma parcial, de uma atuação efetiva dos bancos centrais. A seguir, apresentamos algumas.

Um argumento teórico, amplamente discutido na literatura, foi exposto por Rogoff (2003). Sustenta que a globalização aumentaria

a flexibilidade de preços, reduzindo, então, a habilidade dos bancos centrais de influenciar variáveis reais da economia no curto prazo, como o produto e o emprego. Com a redução nos ganhos de produto decorrentes do uso de inflação não antecipada, a política anti-inflacionária dos bancos centrais seria fortalecida e, assim, a inflação média de equilíbrio se reduziria. De modo mais formal, a globalização tornaria a curva de Phillips, que relaciona a inflação com o desemprego, mais próxima da vertical.

Em contraponto aos resultados de Rogoff (2003), estudos empíricos recentes apontam na direção contrária, afirmando que, se a curva de Phillips foi modificada pela globalização, ela ficou mais próxima da horizontal.¹ Isso porque os fatores locais que influenciam os preços teriam perdido importância relativamente aos fatores externos.

Já Ihrig *et al.* (2007) estimam a curva de Phillips para onze países industrializados e rejeitam a hipótese de a globalização haver aumentado a influência de diversos fatores internacionais sobre o processo inflacionário, em detrimento de fatores domésticos. Eles não encontram evidência de que a globalização tenha sido a responsável pela diminuição na inclinação da curva de Phillips. Porém constatam que ela pode ter contribuído para estabilizar o produto e, conseqüentemente, a inflação.

Em lugar de mudanças na inclinação da curva de Phillips, Wynne e Kersting (2007) discutem os efeitos da globalização na inflação, chamando a atenção para a forte correlação positiva entre o hiato do produto global e o componente cíclico da inflação americana, e não a inflação propriamente dita.

Comparando diversos países, Romer (1993) revela uma relação negativa e bastante significativa entre abertura econômica e inflação: quanto mais abertas são as economias, menores são as taxas médias de inflação. Segundo Romer, a expansão monetária

¹ Borio e Filardo (2007); IMF (2006); e Pain *et al.* (2006).

não antecipada provoca depreciação na taxa de câmbio real, cujo efeito é mais prejudicial em economias abertas. Assim, comparando economias em que a inflação está vinculada à tentativa de expandir o produto por meio de política monetária, as taxas de inflação tendem a ser decrescentes no grau de abertura.

Outras tentativas buscam qualificar, teoricamente, a aparente correlação negativa entre globalização e inflação. De acordo com o estudo do IMF (2006), o aumento da integração comercial entre os países promove a competição no mercado doméstico com a chegada de produtos importados, o que direciona a produção local para as firmas mais eficientes e de custos reduzidos. Desse modo, ocorre redução nos preços dos bens envolvidos nesse processo, que, por comporem o índice geral de preços da economia, contribuem para redução da inflação.

De forma semelhante, Kohn (2006) sustenta que a abertura comercial aumentou a participação de trabalhadores de baixa qualificação no mercado de trabalho global, especialmente, em decorrência da recente expansão produtiva da China e da Índia e da sua crescente integração econômica. O baixo custo de produção nesses países teria promovido deslocamento da produção na sua direção. Resultados obtidos por Razin e Binyamini (2007), baseados em um modelo novo-Keynesiano de equilíbrio geral, indicam que a globalização, por um lado, tornou a curva de Phillips mais horizontal, mas, por outro, incentivou os fazedores de política monetária a colocarem mais ênfase na inflação e menos ênfase no produto.

De uma forma ou de outra, cada um dos estudos citados pode ser alinhado com a tese da correlação negativa entre a globalização e a inflação, o que desvincularia, ao menos parcialmente, as baixas taxas de inflação observadas recentemente e os acertos nas decisões de política monetária.

Vale ressaltar também alguns artigos que refutam essa tese, como o de Gamber e Hung (2001), no qual se avalia se a crescente globalização da economia norte-americana havia contribuído para redução da inflação durante a década de 1990. Os resultados sugerem que a globalização não contribuiu diretamente para esse fim, mas apenas para mais sensibilidade da inflação às condições econômicas externas.

Em discurso, o presidente do Banco Central norte-americano, Ben Bernanke (2007), declarou que, ao se considerar o efeito de redução dos preços das manufaturas importadas simultaneamente com a elevação dos preços da energia e das matérias-primas, decorrente da rápida expansão das economias emergentes, especialmente China e Índia, não se poderia afirmar que a globalização havia reduzido, de forma significativa, a inflação recente nos Estados Unidos, e que talvez o oposto fosse verdade.

Bowen e Mayhew (2008), do Banco da Inglaterra, afirmam que, apesar de considerarem a queda nos preços dos importados, alguns estudos superestimam ou criam o efeito da globalização sobre a queda nas taxas de inflação ao desconsiderarem a formação de expectativas e as reações de política monetária à queda nos preços.

Finalmente, Sandra Pianalto (2006), que faz parte do Comitê Federal de Mercado Aberto dos Estados Unidos, argumenta que a globalização não reduziu a habilidade dos bancos centrais em atingir seus objetivos de estabilidade dos preços. De acordo com a autora, se o banco central mantém ações transparentes e possui credibilidade na comunicação com o público, é pouco provável que as expectativas de inflação sejam modificadas por choques de preços relativos, típicos em períodos de integração comercial.

Logo, não se pode apreender da literatura um discernimento comum acerca dos efeitos da globalização sobre a inflação. Há predominância de resultados empíricos que não rejeitam o argumento

² Exemplo de medida trivial: exportação mais importação sobre o produto. Um dos problemas dessa medida, largamente utilizada, é que mais integração de mercados não causa, necessariamente, mais comércio, conforme enfatizado na literatura econômica. Veja Pain *et al.* (2006), por exemplo.

³ Segundo a qual um mesmo bem tem um único preço. Se há custos de integrar mercados, o preço pode variar para um único bem, dependendo do mercado em que ele é transacionado.

de que a crescente integração econômica entre países favoreceu a redução recente nas taxas de inflação, mas não há um consenso sobre a explicação mais adequada para esse fato. Em adição, a própria definição de globalização varia muito de um estudo para o outro, de modo que a incompatibilidade nos resultados não surpreende.

3 • DEFININDO UMA MEDIDA PARA GLOBALIZAÇÃO COMERCIAL

A palavra globalização é empregada na literatura sem disciplina e serve para designar uma coleção de fenômenos econômicos distintos, como disseminação expressiva da informação, aumento do volume de comércio internacional, incremento do fluxo de trabalhadores entre países, redução nas barreiras tarifárias, estabelecimento de uniões monetárias, entre outros.

Neste estudo, define-se uma medida para o grau de globalização com o objetivo de se obter um indicador estimável e, ao mesmo tempo, não trivial.² Assim, o conceito de globalização se restringe à integração do mercado local ao mercado internacional de bens comercializáveis. Essa simplificação facilita a construção de um indicador com base no desvio da Lei do Preço Único (LPU),³ em linha com a argumentação desenvolvida por Obstfeld e Rogoff (2000), que chamam a atenção para a evidência crescente de que o mercado internacional de bens é muito mais **segmentado** do que geralmente suposto. Em Obstfeld e Rogoff (2000) é proposto um modelo de um único bem produzido domesticamente e vendido ao preço P_H no mercado local. O mesmo bem é vendido ao preço $(P_H)^*$ no mercado internacional. Por hipótese, para cada unidade de bem exportado, apenas uma fração f chega ao destino internacional, com f entre zero e a unidade. Pela LPU, ajustada ao custo do comércio internacional, deve valer a seguinte equação:

$$P_H = f \times S \times (P_H)^* \quad (1)$$

⁴ DSGE da sigla em inglês para: *Dynamic Stochastic General Equilibrium*.

S é a taxa de câmbio nominal que informa quantas unidades de moeda local são necessárias para comprar uma unidade de moeda estrangeira. No caso de integração perfeita entre mercados com base em uma mesma moeda, vale a igualdade $P_H = (P_H)^*$, com $f = S = 1$. De modo geral, para que haja vendas domésticas e exportação de bens de consumo, pelo argumento de não arbitragem, uma versão da equação (1) deve valer para o país exportador. Se, ao longo do tempo, ocorrer integração, então f tende a aumentar. Se os preços domésticos são rígidos no curto prazo, o câmbio tende a valorizar para preservar a igualdade. Já se o câmbio e os preços internacionais forem fixos, então os preços locais tendem a se elevar com a integração. Raciocínio análogo pode ser elaborado para o mercado de bens importados, só que a conclusão é oposta, ou seja, mais integração estimula redução nos preços locais do bem importado ou desvalorização no câmbio, dependendo se o câmbio ou se os preços locais são considerados fixos no curto prazo. Mediremos a globalização comercial neste capítulo com base em uma medida f , que ajusta a LPU aos preços observados e ao câmbio nominal.

4 • UM MODELO MACRO QUE RELACIONA GLOBALIZAÇÃO COM INFLAÇÃO

O modelo dinâmico e estocástico de equilíbrio geral (DSGE),⁴ detalhado em Santos e Leon (2010), foi desenvolvido e estimado com o propósito de analisar os impactos da globalização comercial sobre a inflação de preços ao consumidor brasileiro. O conjunto de equações que o caracteriza define uma economia habitada por famílias, por firmas, por um governo doméstico e por uma coleção de agentes externos, denominada resto do mundo. Em cada período, as famílias escolhem o consumo de bens

⁵ O trabalhador estabelece o salário conforme a demanda das empresas por seu trabalho diferenciado. O salário determina a quantidade de horas trabalhadas. Assim, cada trabalhador escolhe, de fato, apenas o salário, mas leva em conta a demanda inclinada negativamente no preço do seu trabalho.

domésticos, o consumo de bens importados, as horas de trabalho, o salário,⁵ o investimento em dívida pública denominada em moeda local e o montante do empréstimo captado no resto do mundo e denominado em moeda estrangeira. No setor de produção doméstica, há um conjunto de firmas que ofertam bens intermediários, que, por sua vez, são agregados pelas firmas produtoras do bem final. O bem final é uma coleção de bens produzidos localmente e destinado ao consumo doméstico e à exportação. Existe um custo relativo denotado por τ^x que diferencia o preço de venda do bem final no mercado doméstico, P , do preço de venda desse mesmo bem no mercado internacional, expresso em moeda local por SP^{x*} .

A LPU é válida quando se considera esse custo relativo, ou seja:

$$SP^{x*}/(1+\tau^x) = P$$

Esse custo relativo pode ser visto como imposto cobrado sobre exportações, por exemplo. Analogamente, o acréscimo no preço do bem importado e vendido no mercado doméstico é medido pela variável τ^m , que pode ser vista como imposto de importação. Os valores de τ^x e de τ^m são medidas para o grau de segmentação nos mercados, de modo que sua redução indica globalização.

Supõe-se, ainda, que o câmbio é flexível, que o preço do bem produzido domesticamente é parcialmente rígido, que o preço do bem final é função dos preços dos bens intermediários e que o índice de preços ao consumidor é uma combinação de preços dos bens domésticos e do bem importado. Além disso, as decisões do governo são descritas por uma regra de Taylor que baliza a política monetária e por equações que descrevem as decisões de políticas de integração da economia doméstica ao mercado internacional.

Diferente do exposto por Obstfeld e Rogoff (2000), o valor da *proxy* (τ) utilizado para medir o grau de integração comercial pode variar

de um período para o outro, com determinado grau de persistência. Assim, movimentos de integração comercial são permitidos no curto prazo e afetam o câmbio e a inflação de preços ao consumidor (π), mas apenas no curto prazo. No longo prazo, o grau de integração comercial retorna para seu valor de equilíbrio estacionário.

Vale ainda mencionar que este estudo foca os efeitos da globalização sob a perspectiva da demanda e não, da oferta, a qual se caracterizaria, por exemplo, por uma elevação da produtividade local em resposta à exposição da produção doméstica à competição externa.

De acordo com os resultados, a globalização, tanto no mercado de bens exportáveis quanto no de bens importados, reduz a inflação ao consumidor por meio de redução no preço relativo do bem importado (aumento no valor de equilíbrio dos termos de troca). Apesar de o enfoque deste trabalho ser na inflação, os resultados também abrangem os efeitos da globalização sobre a produção doméstica. Em particular, é possível confirmar que uma retração do comércio mundial agravaria os efeitos da crise atual por meio da contração do produto local.

Nas próximas duas sessões, serão apresentadas as curvas que descrevem o comportamento da inflação e da política monetária, em separado em vista da importância que elas têm neste estudo. Em seguida alguns resultados numéricos e os comentários finais são mostrados. Os resultados apresentados consideram o modelo estimado⁶ e se baseiam no conjunto completo de equações, detalhadas em Santos e Leon (2010).

5 • A CURVA DE INFLAÇÃO

Antes de apresentar os resultados para a curva de Phillips estimada, que descreve o comportamento da inflação de preços ao consumidor brasileiro, convém ressaltar que os coeficientes obtidos são sensíveis

⁶ Dados trimestrais, considerando apenas o período do regime de metas para a inflação. Preferiu-se uma série curta, para evitar quebras estruturais inerentes à transição do regime de câmbio (1999). Dados que refletem o agravamento da crise financeira do fim de 2008 também foram evitados.

⁷ Da sigla em inglês para: *Stochastic Analytical Model with Bayesian Approach*.

⁸ Em aproximação de primeira ordem, o valor do desvio do termo de troca (T) corresponde ao valor do desvio do preço relativo do bem importado, com sinal trocado (-T). O termo de troca é dado por (P_H/P_F) , onde P_F denota o preço do bem estrangeiro medido em moeda local.

às hipóteses consideradas. Por exemplo, neste estudo a importação é, por hipótese, toda consumida. A vantagem dessa simplificação é que se obtém uma curva de Phillips em que os efeitos dos termos de troca sobre a inflação ficam explícitos. No caso do modelo *SAMBA*,⁷ também de equilíbrio geral e em desenvolvimento no Banco Central do Brasil, a importação é, por hipótese, insumo de produção e bem de investimento. Neste caso, os efeitos dos termos de troca sobre a inflação são capturados implicitamente, por meio do custo marginal das empresas. Essa hipótese tem a vantagem de alinhar o modelo à alta participação observada dos insumos no total das importações brasileiras. Assim, as estimativas do coeficiente de custo marginal na curva de Phillips dos respectivos modelos podem até ser semelhantes, mas apenas por coincidência. Essa conclusão pode ser estendida aos outros coeficientes.

A curva de Phillips estimada, que descreve a inflação de preços ao consumidor, é dada pela expressão:

$$\pi_t = 0,54 \pi_{t-1} + 0,45 E_t \pi_{t+1} + 0,36 \mu_t - 0,19 g(T) \quad (2)$$

A inflação de preços ao consumidor depende da inflação passada, da expectativa do seu valor um período à frente, do custo marginal das firmas produtoras do bem intermediário (μ) e do comportamento do preço relativo do bem importado (-T).⁸ A função $g(T)$ reflete o componente da inflação importada como função dos desvios dos termos de troca:

$$g(T) = \Delta T_t - 0,45 E_t [\Delta T_{t+1}] - 0,54 [\Delta T_{t-1}] \quad (3)$$

Assumindo que os desvios nos termos de troca são persistentes e que $E_t T_{t+1}$ é dado pelo produto $\rho \cdot T_t$, com ρ entre zero

e a unidade, conclui-se que o valor da derivada ($\partial\pi_t/\partial T_t$) é sempre um número negativo. Por exemplo, 19% de uma redução nos termos de troca percebida como permanente ($\rho = 1$) tenderia a ser repassada contemporaneamente para a taxa de inflação de preços ao consumidor brasileiro. Essa elevação da inflação captura simultaneamente os efeitos de desvalorização do câmbio nominal e de elevação nos preços do bem importado, relativamente ao preço do bem doméstico.

A intensidade de dois efeitos econômicos depende do valor absoluto da derivada $\partial\pi_t/\partial T_t$. Primeiro, o quanto mais alto for esse valor, maior será a elevação na taxa de juros necessária para atingir determinada meta de inflação em períodos de realizações desfavoráveis do câmbio, por exemplo, em vista de prolongada volatilidade no mercado financeiro internacional. Segundo, suponha que a integração comercial, capturada por uma queda no valor de τ , é seguida por uma valorização dos termos de troca, o que causa aumento no valor de $g(T)$ e redução na taxa de inflação. Esse impacto favorável, em perspectiva de combate à inflação é função crescente do valor absoluto da derivada.

Assim, as equações (2) e (3) descrevem o comportamento da inflação e a interação dos preços locais com os preços internacionais. Ressalte-se novamente que outros fatores influenciam o comportamento da inflação, apesar de não estarem explícitos na equação (2), estimada simultaneamente com dezessete equações. *Grosso modo*, dezoito equações estimadas descrevem o comportamento do seguinte conjunto de variáveis: Produto Interno Bruto (PIB), exportação, importação, consumo, poupança, preços de equilíbrio, variáveis de política monetária e de política de integração, variáveis do resto do mundo e choques a que a economia está sujeita. Para citar um exemplo de outros fatores presentes no modelo e que influenciam a taxa de inflação, note que os equilíbrios nos mercados de câmbio e

de trabalho afetam a inflação por meio do comportamento dos termos de troca (T) e do custo marginal da produção (μ), respectivamente.

6 • POLÍTICA MONETÁRIA

A caracterização da política monetária neste estudo segue a hipótese de trabalho do modelo *SAMBA*. As decisões do banco central buscam manter a taxa de inflação ao redor da meta, observando que o produto deve ficar próximo do seu valor de equilíbrio na ausência de choques. Formalmente, as decisões de política monetária são descritas e estimadas por uma regra de Taylor, em que os juros básicos da economia são utilizados como instrumento. Essas decisões são persistentes, de modo que um novo valor decidido para a taxa de juros guarda proximidade com o valor anterior, evitando saltos ou grandes surpresas. Quando a demanda efetiva da economia está aquecida e a inflação supera a meta, decisões restritivas de política monetária são adotadas. Decisões expansionistas são adotadas quando a demanda contida implica inflação abaixo da meta.

7 • GLOBALIZAÇÃO E IMPLICAÇÕES PARA A POLÍTICA MONETÁRIA

De acordo com o modelo proposto, a globalização afeta as decisões de política monetária. O canal explorado é o comportamento da inflação de preços ao consumidor como uma função dos termos de troca, que, por sua vez, dependem do grau de globalização da economia. A apreciação nos termos de troca medidos em moeda local reduz o preço do bem de consumo importado e contribui contemporaneamente para que haja menor taxa de inflação de preços ao consumidor, de acordo com as

equações (2) e (3). Discutiremos a seguir as parametrizações que fazem com que a globalização contribua para apreciação nos termos de troca e, portanto, para menor taxa de inflação de preços ao consumidor.

Primeiramente, analisaremos a interação entre a integração no mercado de bens importados e os termos de troca. Depois faremos o mesmo para o mercado de bens exportáveis. Por hipótese, há mais integração no mercado de bens importados por meio de redução no custo de importação (queda em τ^M). A quantidade de bens importados, então, aumenta, uma vez que o desembolso do consumidor para a aquisição desse bem caiu. Sob a hipótese de complementaridade no consumo, esse aumento na quantidade importada aquece a demanda pelos bens produzidos domesticamente. Assim, mais demanda pelo bem local pressiona o seu preço relativo e aprecia os termos de troca (T), definido pela divisão do preço do bem doméstico pelo preço do bem importado, expressos em moeda local. Conclui-se que, sob a hipótese de complementaridade nos bens de consumo, a globalização de bens importados aprecia os termos de troca, o que causa redução da inflação. Se, por outro lado, a substituição de bens locais e importados for elevada, a globalização pode causar depreciação nos termos de troca e aumento da inflação de preços ao consumidor.

Analisemos agora a interação entre a integração no mercado de bens exportáveis e os termos de troca. Por hipótese, a integração no mercado de bens exportáveis se dá por meio de redução do custo de exportação (queda em τ^X). Com essa redução, a receita da firma exportadora proveniente de uma venda ao exterior aumenta. Como o mesmo bem é vendido domesticamente, por um simples argumento de arbitragem, conclui-se que ou o câmbio local deve apreciar, ou o preço local do bem de consumo exportável deve subir para preservar o equilíbrio. Em qualquer uma das duas situações, há tendência de apreciação nos termos de troca. Note ainda que, quando o preço

⁹ Quando o custo de importação aumenta há contração tanto no consumo do bem local quanto no consumo do bem importado. Ver figura 10, apresentada na referência Santos e Leon (2010) para maiores detalhes.

¹⁰ Supostamente, informação privada do banco central. As expectativas de mercado consideram a regra de Taylor estimada, e os movimentos efetivos de taxa de juros dependem da sequência de inovação especificada na regra de Taylor. Essa sequência é tal que a estratégia seja de fato implementada.

relativo do bem doméstico sobe, a quantidade consumida tende a cair, deprimindo a demanda pelos bens complementares. A queda na demanda pelo bem importado pressiona para baixo o seu preço relativo em moeda local, reforçando a tendência de aumento nos termos de troca. Conclui-se que, sob complementaridade nos bens de consumo, a globalização de bens exportáveis aprecia os termos de troca e, portanto, causa redução da inflação. Se a substituição de bens locais e importados é suficientemente elevada, a globalização no mercado exportador causa aumento na taxa de inflação de preços ao consumidor, uma vez que a variação dos termos de troca, necessária para reduzir a taxa de inflação, não ocorre.

No modelo estimado para a economia brasileira, a hipótese de complementaridade no consumo foi verificada.⁹ A complementaridade pode ser ainda justificada pelo fato de boa parte dos importados serem utilizados como insumos de produção dos bens locais, o que implica na correlação positiva entre os volumes de importação e produção local.

Os resultados seguintes são baseados no modelo estimado e, portanto, na hipótese de complementaridade.

8 • EXERCÍCIOS NUMÉRICOS

Nos dois exercícios numéricos apresentados, diferentes estratégias de política monetária¹⁰ são adotadas para combater choques de demanda e de oferta. Veremos que o custo associado a essas estratégias é menor quando a economia experimenta o processo de globalização.

8.1 • CHOQUE DE DEMANDA: REDUÇÃO DA RENDA MUNDIAL

No exercício de choque de demanda, é simulada a retração na renda mundial, acompanhada de decisões de política monetária

expansionista no resto do mundo, conforme descrito na figura 1. As variáveis apresentadas nesse e nos demais gráficos estão expressas em desvios percentuais dos seus respectivos valores de longo prazo. Note que, para a economia local, a queda da renda mundial representa redução na demanda pelas suas exportações, contraindo, assim, o valor da demanda agregada. Essa redução impacta negativamente tanto o produto como a inflação. A figura 2 apresenta a trajetória de taxa de juros associada à política monetária, que tem por objetivo reduzir ao máximo o custo da crise externa, em termos de produto, considerando que a economia não pode ser inflacionada. A trajetória de taxa de juros representada pela linha tracejada tem esse mesmo objetivo de política monetária, mas é implementada na ocorrência de globalização, ou seja, considerando a redução de 1% nos custos de importação e de exportação. Observe que a globalização aprecia os termos de troca, o que aumenta a tendência de queda na inflação e, portanto, abre espaço para que política monetária mais expansionista seja adotada, sem inflacionar a economia. Na presença de um grau de globalização ligeiramente maior que zero, o custo da crise externa, em termos de produto, torna-se menor.

8.2 • CHOQUE DE OFERTA: REDUÇÃO DA PRODUTIVIDADE

No exercício de choque de oferta, é simulada a redução temporária na produtividade da economia, conforme descrito na figura 3. Note que, para a economia local, a queda da produtividade representa aumento no custo marginal da produção. Esse aumento impacta negativamente o produto e positivamente a inflação. Na figura 4, apresentamos a trajetória de juros associada à política monetária que tem por objetivo evitar inflação com o menor custo possível, em termos de produto. A trajetória de taxa de juros representada pela linha tracejada tem esse mesmo objetivo de política

monetária, mas é implementada na ocorrência de globalização, ou seja, considerando a redução de 1% nos custos de importação e de exportação. Observe que a globalização aprecia os termos de troca, o que introduz tendência de queda na inflação e, portanto, abre espaço para que política monetária menos restritiva seja suficiente para conter as pressões inflacionárias associadas ao aumento do custo marginal. Logo, na presença de um grau de globalização ligeiramente maior que zero, o custo da redução da produtividade, em termos do produto, torna-se menor.

9 • CONSIDERAÇÕES FINAIS

Estimamos uma medida para o grau de globalização comercial da economia brasileira com base no modelo apresentado em Santos e Leon (2010). Essa medida foi definida como a proximidade entre os preços praticados no mercado doméstico e os previstos pela Lei do Preço Único. Ela difere das tradicionais por dois motivos. Primeiro, por levar em conta os preços e não as alocações de equilíbrio, como volume de comércio. A vantagem de se considerar os preços decorre do fato que uma maior integração comercial por redução de tarifas para importação, por exemplo, tende a causar redução nos preços, mas não impacta necessariamente as quantidades importadas, a depender do comportamento do produtor local de bens substitutos. Segundo, ela é derivada e estimada com base em um modelo de equilíbrio geral, em que a influência mútua entre mercados é considerada. Assim, efeitos importantes como o da interação entre câmbio e inflação de preços ao consumidor final são capturados de forma estruturada.

Dos diversos canais de transmissão contemplados, a redução recente no custo de importação se mostrou dominante para explicar a contribuição da globalização para o cumprimento do intervalo-meta

previsto para conter a inflação brasileira, especialmente em 2008,¹¹ ano em que inflações acima das metas predominaram no cenário internacional (figura 5). A conclusão de que a globalização contribuiu para o combate a inflação é robusta às diferentes especificações de política monetária, se mais voltada à estabilidade de preços ou à de produto, mas depende crucialmente da hipótese de complementaridade entre o produto local e o produto estrangeiro.

¹¹ Ver Santos e Leon (2010) para maiores detalhes, especialmente a figura 11.

REFERÊNCIAS

BERNANKE, Ben. Globalization and Monetary Policy. In: FOURTH ECONOMIC SUMMIT, 2007. Stanford, California: Stanford Institute for Economic Policy Research, 2007. Disponível em: <<http://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/Bernanke20070302a.htm>>. Acesso em: 15 abr. 2009.

BOWEN, Alex; MAYHEW, Karen. Globalisation, Import Prices and Inflation: how reliable are the “tailwinds”? Bank of England, **Quarterly Bulletin**, v. 48, n. 3, 2008, p. 283-291.

BORIO, Claudio; FILARDO, Andrew. Globalization and Inflation: new cross-country evidence on the global determinants of domestic inflation. Bank of International Settlements, **BIS Working Paper**, n. 227, Basel, 2007.

FISCHER, Stanley. Globalization and its Challenges. **American Economic Review**, 93 (2), Papers and Proceedings of the One Hundred Fifteenth Annual Meeting of the American Economic Association, Washington, D.C., Jan. 3-5, 2003 (May 2003), p. 1-30.

GAMBER, Ed; HUNG, J. Has the Rise in Globalization Reduced U.S. Inflation in the 1990s? **Economic Inquiry**, 39(1), Oxford: Oxford University Press, 2001, p. 58-73.

IHRIG, Jane; KAMIN, Steven; LINDNER, Deborah; MARQUEZ, Jaime. Some Simple Tests of the Globalization and Inflation Hypothesis. Board of Governors of the Federal Reserve System, **International Finance Discussion Papers**, n. 891, Apr. 2007. Disponível em: <<http://www.federalreserve.gov/pubs/ifdp/2007/891/ifdp891.pdf>>. Acesso em: 15 abr. 2009.

INTERNATIONAL MONETARY FUND – IMF. How Has Globalization Affected Inflation? **World Economic Outlook**, 2006, p. 97-134. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2006/01/pdf/c3.pdf>>. Acesso em: 15 abr. 2009.

KOHN, Donald L. The Effects of Globalization on Inflation and their Implications for Monetary Policy. In: 51ST ECONOMIC CONFERENCE, 16 Jun. 2006. Chattam, Massachusetts: Federal Reserve Bank of Boston, 2006.

KRUGMAN, Paul; VENABLES, Anthony. Globalization and the Inequality of Nations. **Quarterly Journal of Economics**, n. 110 (4), Nov. 1995, p. 857-880.

PAIN, Nigel; KOSKE, Isabell; SOLLIE, Marte. Globalisation and Inflation in the OECD Economies. **OECD Economics Department Working Paper**, n. 524, Paris, 2006.

PIANALTO, Sandra. **Monetary Policy in an Interdependent World**. Federal Reserve Bank of Cleveland, Research Department, Cleveland (OH), 2006.

OBSTFELD, Maurice; ROGOFF, Kenneth. The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: is there a common cause? National Bureau of Economic Research, **NBER Working Paper**, n. 7777, Cambridge (MA), Jul. 2000.

RAZIN, Assaf; BINYAMINI, Alon. Flattened Inflation-Output Tradeoff and Enhanced Anti-Inflation Policy: outcome of globalization? National Bureau of Economic Research, **NBER Working Paper**, n. 13280, Cambridge (MA), Jul. 2007.

ROGOFF, Kenneth. Globalization and Global Disinflation. In: **MONETARY POLICY AND UNCERTAINTY: ADAPTING TO A CHANGING ECONOMY**, 2003. Jackson Hole, WY: Federal Reserve Bank of Kansas City, 2003.

ROMER, David. Openness and Inflation: theory and evidence. **Quarterly Journal of Economics**, n. 108(4), Nov. 1993, p. 869-903.

SANTOS, Rafael; LEON, Márcia. Efeitos da globalização na inflação brasileira. Banco Central do Brasil, **Trabalhos para Discussão**, Brasília, n. 201, jan. 2010.

WYNNE, Mark; KERSTING, Erasmus. Openness and Inflation. **Staff Papers Federal Reserve Bank of Dallas**, n. 2, Dallas (TX), Apr. 2007.

Figura 1 – Choque na renda mundial

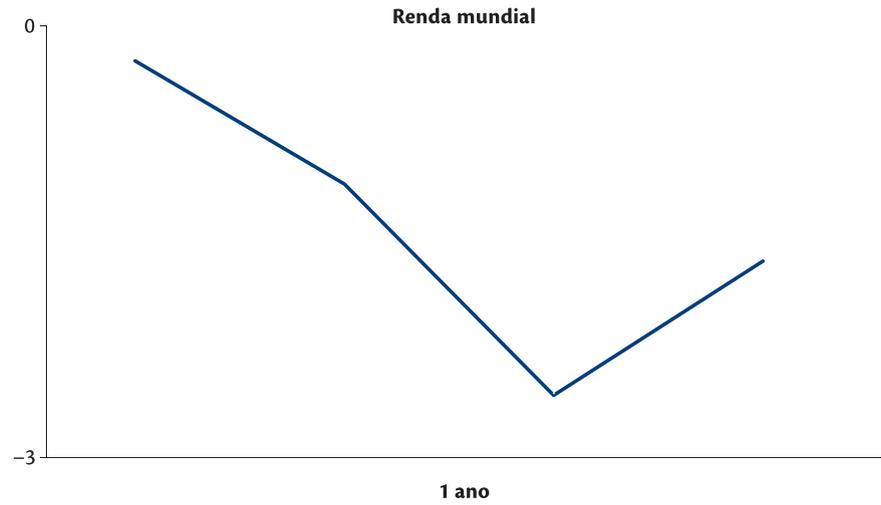
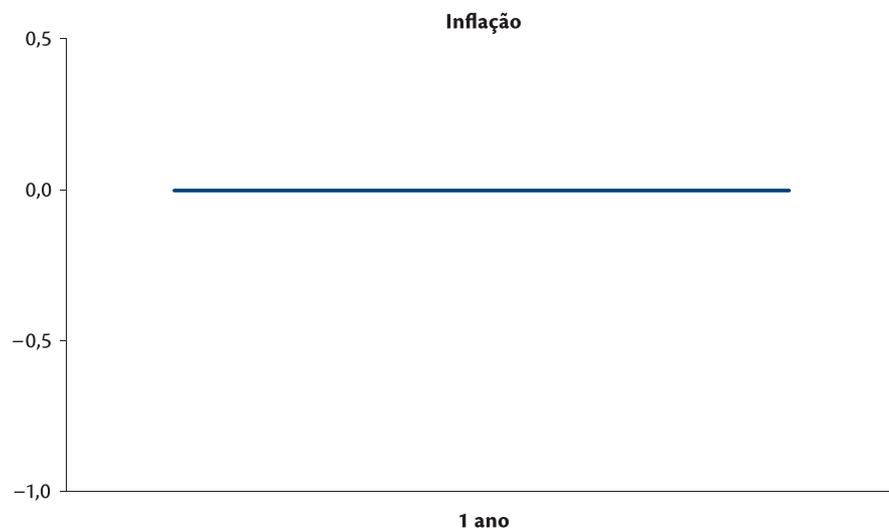
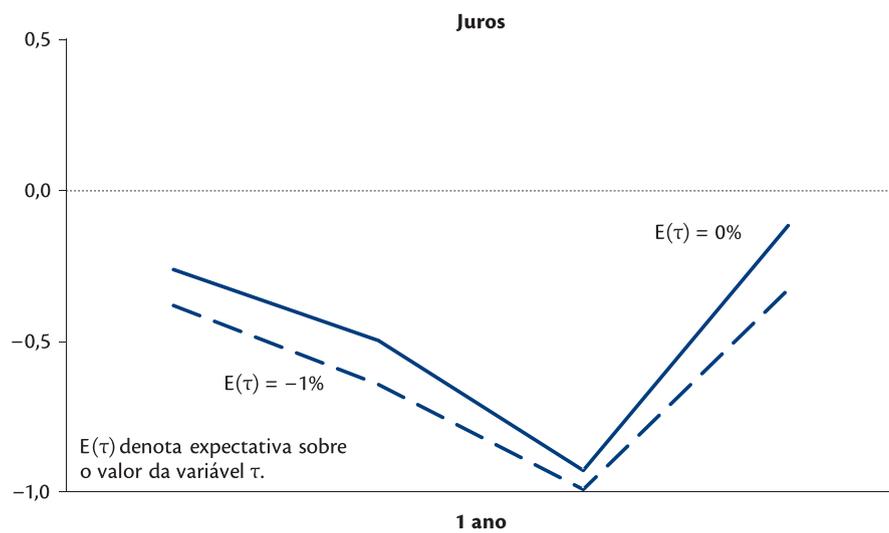


Figura 2 – Resposta ao choque na renda mundial



**Figura 2 – Resposta ao choque na renda mundial
(continuação)**

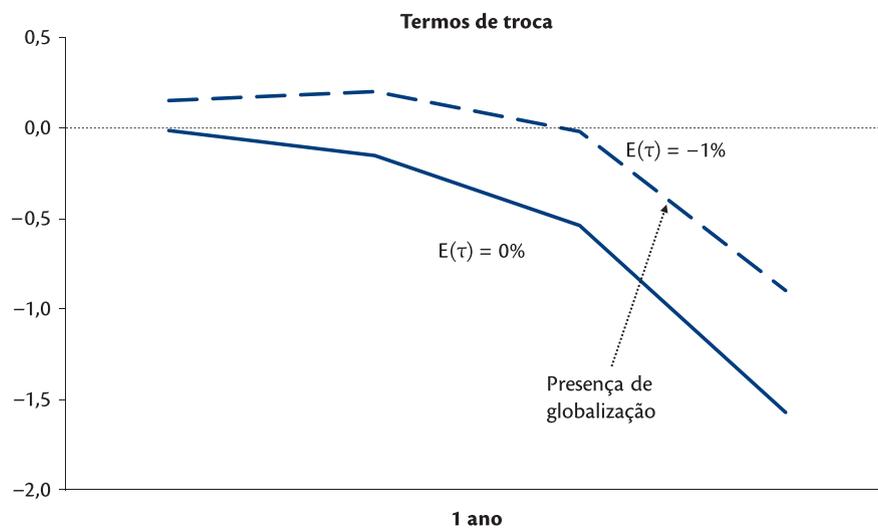
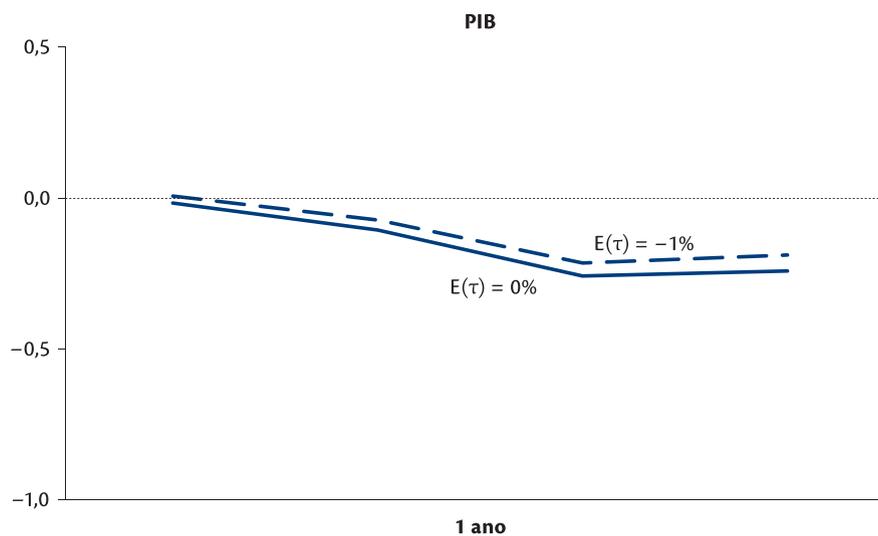


Figura 3 – Choque na produtividade

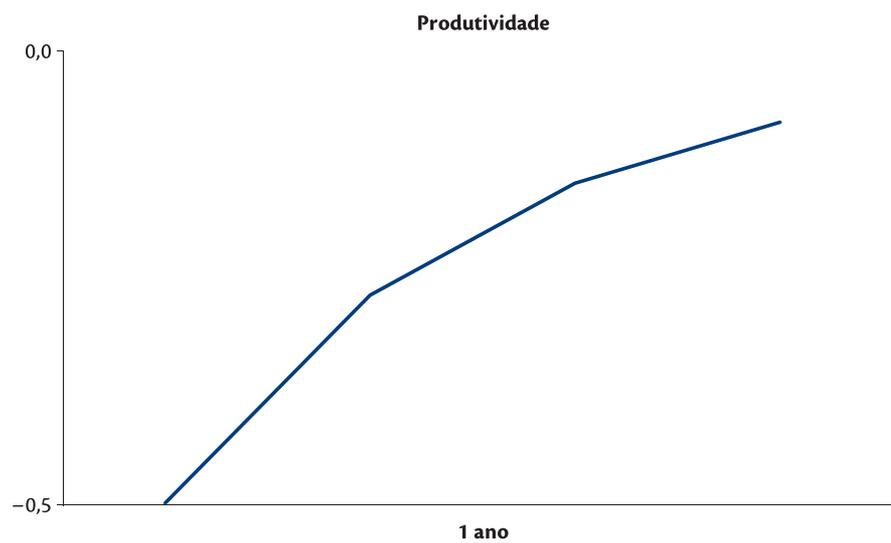


Figura 4 – Resposta ao choque na produtividade

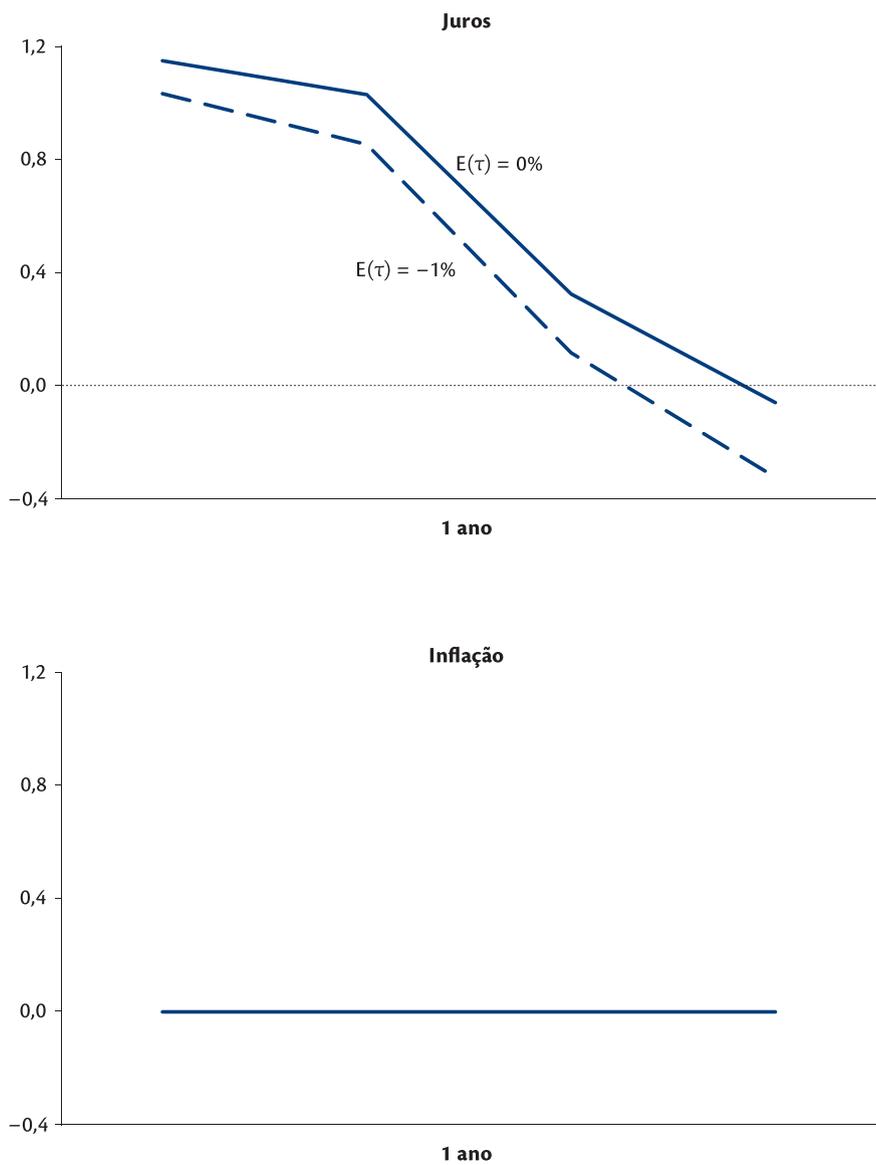


Figura 4 – Resposta ao choque na produtividade
(continuação)

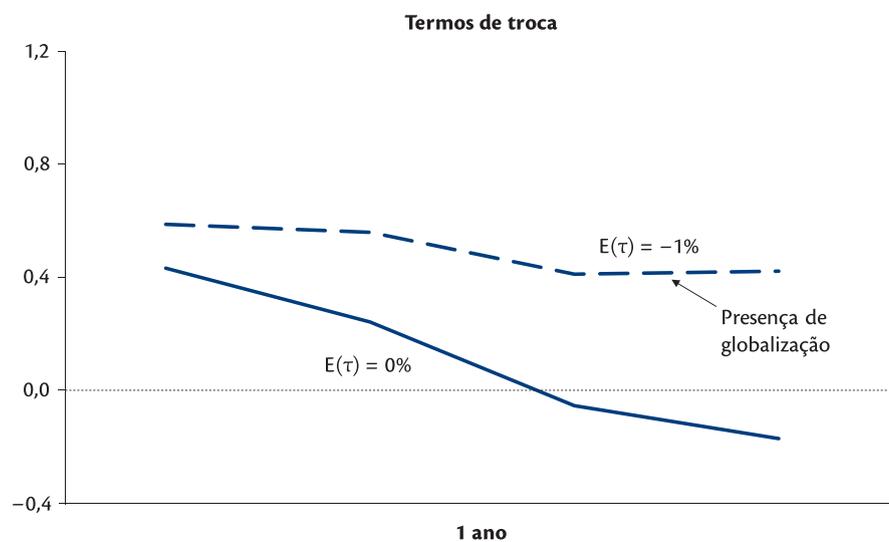
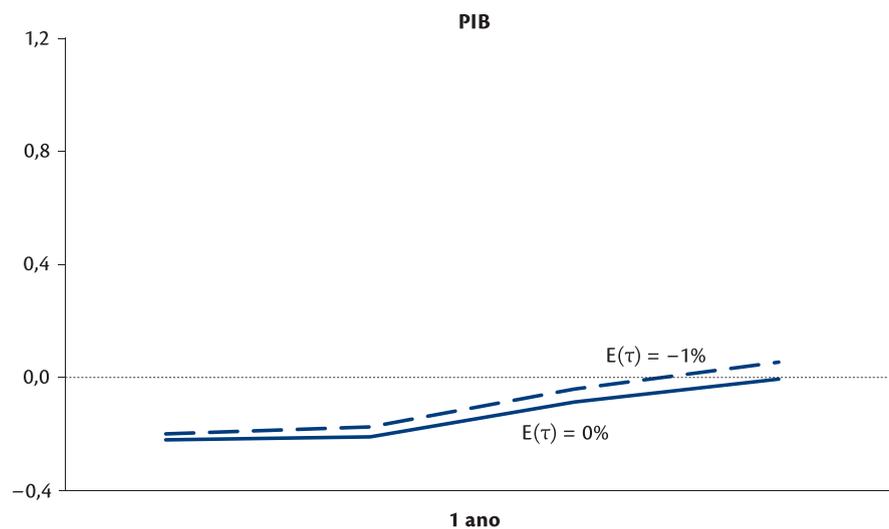
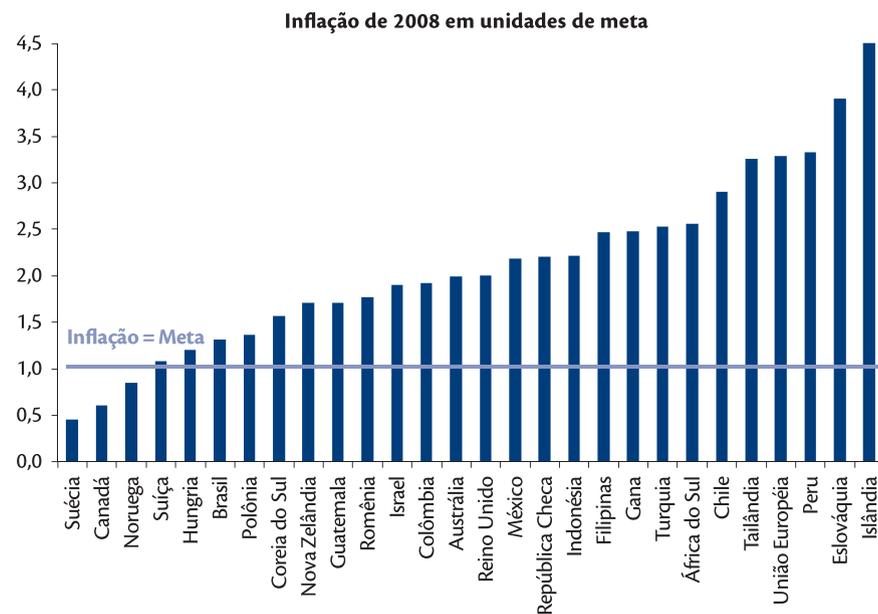


Figura 5 – Metas e Inflações em 2008





Repasse Cambial para a Inflação: o papel da rigidez de preços*

FRANCISCO MARCOS RODRIGUES FIGUEIREDO**
SOLANGE GOUVEA***

** Agradecemos aos comentários e sugestões de Fabio Araujo e demais participantes do XI Seminário de Metas para Inflação. Também somos gratos a Paulo Roberto de Sampaio Alves (Depec/BCB), Wagner Ardeo e Rebecca Barros (Ibre/FGV) pela gentileza em tornar disponíveis os dados utilizados neste trabalho. Finalmente, agradecemos a Priscilla Gardino (Deinf/BCB) pela assessoria com o software SAS. As opiniões expressas no texto são de responsabilidade dos autores e não representam a posição institucional do Banco Central do Brasil.*

*** Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep) do Banco Central do Brasil.
E-mail: francisco-marcos.figueiredo@bcb.gov.br*

**** Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep) do Banco Central do Brasil.
E-mail: solange.gouvea@bcb.gov.br*

RESUMO

Investiga a relação entre rigidez de preços nominais e repasse cambial com um estudo aplicado à economia brasileira. Uma hipótese teórica bastante disseminada na literatura é que a existência de rigidez de preços nominais pode explicar o repasse cambial incompleto para os preços no curto prazo. Entretanto, há poucos trabalhos empíricos sobre a relevância dessa hipótese. Nosso estudo difere do restante da literatura ao desenvolver uma análise a partir de extenso banco de dados de cotações de preços ao consumidor no nível mais desagregado possível. Evita-se, portanto, que o efeito heterogêneo que a taxa de câmbio exerce sobre os diferentes produtos seja obscurecido. Os resultados mostram, conforme esperado, forte heterogeneidade no repasse cambial entre os diversos preços desagregados com uma relação negativa entre repasse cambial e rigidez de preços. A razão entre as magnitudes do repasse cambial médio em doze meses para o grupo com maior rigidez e o grupo com menor rigidez é igual a quinze.

Palavras-chave: Repasse cambial. Rigidez de preços. Preços ao consumidor.

Classificação JEL: D4; E31; F4

ABSTRACT

This paper examines the relationship between nominal price rigidity and the exchange rate pass-through in a case study for the Brazilian economy. A quite common theoretical hypothesis in open macro economics is that incomplete exchange pass-through in the short run can be explained by the rigidity in nominal prices. However, few empirical works show any evidence on the relevance of this hypothesis. Our paper contrasts with the literature because we use a large data set of CPI price quotes in the most disaggregated level to develop our analysis. Therefore, in our paper, the heterogeneous effect that the exchange rate has over different products prices is not dampened down by the use of aggregated data in the analysis. As expected, results show strong heterogeneity of the exchange rate pass-through among the various products prices and a negative relationship between exchange rate pass-through and nominal price rigidity. The ratio between magnitudes of the twelve months average exchange rate pass-through for the most rigid and less rigid groups of price products is equal to fifteen.

Keywords: Exchange-rate pass-through. Price rigidity. Consumer prices.

JEL Classification: D4; E31; F4

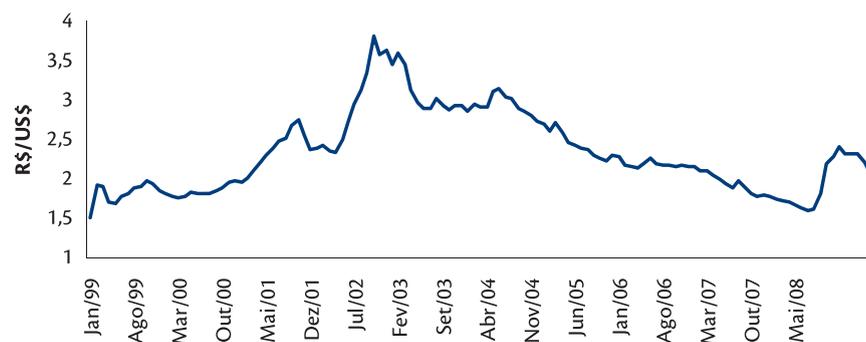
¹ Um exemplo desse permanente interesse por parte das autoridades monetárias nos movimentos na taxa de câmbio é o boxe sobre repasse cambial aos preços no Relatório de Inflação de dezembro de 2008.

1 • INTRODUÇÃO

Desde a adoção do regime de câmbio flexível e da instituição do regime de metas para inflação no ano de 1999, ocorreram momentos de rápida desvalorização do real como o verificado antes da eleição para presidente da República em 2002 (depreciação do real em 56% entre abril e dezembro daquele ano) e o da recente turbulência financeira internacional, com uma apreciação do dólar americano de 45% ante o real entre julho de 2008 e março de 2009. A figura 1 mostra o comportamento do câmbio nominal nesse período.

Uma das preocupações das autoridades monetárias é o do acompanhamento das variações no câmbio e da análise do impacto destas alterações nos diversos preços da economia.¹

Figura 1 – Taxa de Câmbio – De janeiro 1999 a junho 2009



O nível de repasse cambial depende do conjunto de preços domésticos em análise. Pode-se identificar três níveis de repasse em termos de diferentes conjuntos de preços: o repasse para os preços dos produtos importados no cais ou na fronteira, o repasse para os preços dos produtos importados no varejo e o repasse para os preços ao consumidor.

Além disso, o impacto do câmbio sobre os preços domésticos ocorre tanto diretamente pela alteração nos preços domésticos de insumos e produtos finais importados quanto indiretamente pela alteração na composição da demanda ou nos níveis de demanda agregada e salários resultantes da mudança nos preços relativos entre bens finais produzidos domesticamente e no exterior.

Alguns fatos estilizados destacam-se na recente literatura empírica sobre repasse cambial. Entre eles, podemos ressaltar a combinação de um repasse cambial incompleto para os preços de bens importados e de um ainda mais baixo impacto sobre os bens e serviços finais ao consumidor. Campa e Goldberg (2005), por exemplo, encontraram para treze países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (Ocde) que uma depreciação da moeda local de 10% resultou em aumento de 6% nos preços de importação e somente um aumento de 2% nos preços ao consumidor. Para os Estados Unidos da América (EUA), encontrou-se que a mesma magnitude de desvalorização cambial levaria a um aumento de 4% nos preços das importações e somente 0,1% nos preços ao consumidor.

O baixo repasse cambial aos preços ao consumidor depende da participação de bens de importação na cesta de consumo e da elasticidade de substituição. Deve-se ressaltar ainda que parte dos custos de distribuição é doméstica, o que contribui para reduzir o repasse. Com respeito aos insumos importados, o repasse depende do grau de substitutibilidade entre estes e os produzidos domesticamente.

Outro fato estilizado é a tendência de redução, nos últimos anos, do repasse cambial para quaisquer dos conjuntos de preços domésticos analisados tanto em países industrializados quanto para países emergentes. A evidência empírica desse fenômeno pode ser verificada em estudos de caso onde economias abertas sofrem baixa pressão inflacionária após episódios de significantes desvalorizações

² Esta ideia é originalmente apresentada em Taylor (2000).

cambiais como os de Cunningham e Haldane (2000), Goldfajn e Werlang (2000), Gagnon (2005) e Burnstein, Eichenbaum e Rebelo (2007).

Um dos fatores que foi apontado por Mishkin (2008)² como uma das causas desse fenômeno é a condução bem sucedida da política monetária, capaz de proporcionar um ambiente de baixa e estável inflação e com âncora nominal bem definida. Alternativamente, Campa e Goldberg (2005) argumentam que o principal fator para a redução do repasse cambial para preços de importação em países desenvolvidos seria a mudança na composição das importações, com aumento da participação dos manufaturados, cujos preços tendem a sofrer repasse menor, em detrimento das matérias-primas.

Alternativamente, outros autores ressaltam a importância da hipótese de que a rigidez de preços nominais seja um dos fatores relevantes para a determinação da magnitude e da velocidade do repasse cambial. Essa possível relação entre repasse cambial e rigidez de preços é importante para a condução da política econômica no sentido de que uma maior rigidez nominal implica que a inflação é menos sensível ao diferencial entre produto observado e produto potencial da economia. Como consequência, choques transitórios sobre o câmbio teriam efeitos menores sobre a inflação. Porém, por outro lado, isso significa que, diante de pressões inflacionárias, um processo de desinflação teria um custo maior, pois seria necessário um período mais prolongado de desaquecimento.

Entretanto, a relação entre repasse cambial e rigidez de preços tem sido pouco analisada na literatura empírica, já que grande parte dos trabalhos é voltada para a estimação do repasse da taxa de câmbio aos preços usando séries agregadas de inflação. Nesse contexto, não se pode levar em consideração as diferenças nas dinâmicas de preços dos produtos e a consequente heterogeneidade do repasse cambial entre os setores e produtos, nem se pode identificar as características

específicas do repasse para os setores. Por outro lado, os estudos que são baseados em dados menos agregados ficam, em geral, restritos a setores ou produtos específicos. O escopo limitado de análises setoriais não permite, obviamente, a extrapolação dos resultados para a toda a economia.

A disponibilidade de series de microdados e o avanço da capacidade computacional para tratar essas series vêm permitindo que a análise da dinâmica individual dos preços seja realizada. Dessa forma, a metodologia adequada para uma investigação empírica voltada para o estudo dos fatores microeconômicos, dentre eles a rigidez nominal de preços, que afetam a sensibilidade dos preços domésticos às variações no câmbio, que possa ser generalizada para a economia como um todo, deve partir de uma base de dados que seja ao mesmo tempo desagregada e abrangente. São bastante escassos na literatura estudos estruturados dessa forma, principalmente aqueles que busquem identificar evidências empíricas entre rigidez nominal de preços e repasse cambial.

A primeira contribuição deste artigo é suprir essa lacuna na literatura com um estudo empírico entre rigidez e repasse cambial aplicado à economia brasileira. Nosso artigo desenvolve essa investigação com base em um banco de dados de cotações de preços do índice de preço ao consumidor no nível mais desagregado possível. Podendo-se revelar, dessa forma, o efeito heterogêneo que a taxa de câmbio tem sobre os diferentes produtos. Adicionalmente, analisa-se o efeito da rigidez nominal do preço de cada produto no repasse cambial do respectivo produto.

A questão da heterogeneidade na dinâmica das séries componentes do índice de preços nos leva a outro aspecto relevante ao estudar repasse cambial com dados desagregados, o da possível existência de viés de agregação. Neste artigo, estudamos, também,

³ Do inglês *Autoregressive Distributed Lag*.

a diferença entre o repasse cambial estimado para a inflação agregada e da agregação do repasse cambial obtido a partir de estimações com base em séries de preços desagregadas. Ou seja, a partir de estimações com base em trajetórias de preços desagregadas, calculamos qual o coeficiente agregado de repasse cambial para os preços que formam o índice de preço ao consumidor.

Estimamos o repasse cambial para os diversos níveis de agregação do Índice de Preços ao Consumidor – Brasil (IPC-Br) usando modelos do tipo autorregressivo com defasagens distribuídas (ADL)³ incluindo-se mecanismos de correção de erro. Os resultados mostraram uma grande variação do repasse entre os diversos itens do índice de preços. Adicionalmente, o grau de repasse cambial agregado, quando calculado a partir da agregação de estimações para produtos desagregados é 8% para doze meses. Esse valor é um pouco menor do que quando estimado com a série agregada de inflação (9%). Em nenhum dos itens, observou-se repasse cambial completo no período de doze meses e 36 dos 79 itens apresentaram coeficiente de repasse estatisticamente significativo.

Esses resultados, no entanto, incorporam alto grau de heterogeneidade no repasse cambial entre os diversos produtos. Nossos resultados indicam que, para grupos de produtos com menor frequência de reajuste, o repasse cambial de longo prazo é também menor do que para outros grupos cujos preços são mais flexíveis. Há, dessa forma, e conforme esperado, uma relação negativa entre repasse cambial e rigidez de preços. A razão média entre as magnitudes do repasse cambial em doze meses para o grupo de produtos com maior rigidez e o grupo com menor rigidez é aproximadamente igual a quinze.

A organização deste artigo segue a seguinte forma. Na seção 2, apresentamos uma breve revisão da literatura teórica e empírica sobre repasse cambial aos preços ao consumidor. Na seção

seguinte, o modelo teórico e a estratégia de estimação do grau de repasse e de sua relação com a rigidez nominal são descritos. Na seção 4, apresentamos os dados utilizados e analisamos os resultados. Finalmente, na seção 5, os principais resultados são sumarizados e as conclusões apresentadas.

2 • REPASSE CAMBIAL A PREÇOS AO CONSUMIDOR E RIGIDEZ DE PREÇOS

Nesta seção, exploraremos a relação entre a rigidez nominal dos preços e o grau de repasse cambial para os preços ao consumidor. Entretanto, iniciaremos a seção com a discussão mais geral sobre os fatores que influenciam o grau de repasse cambial aos preços ao consumidor.

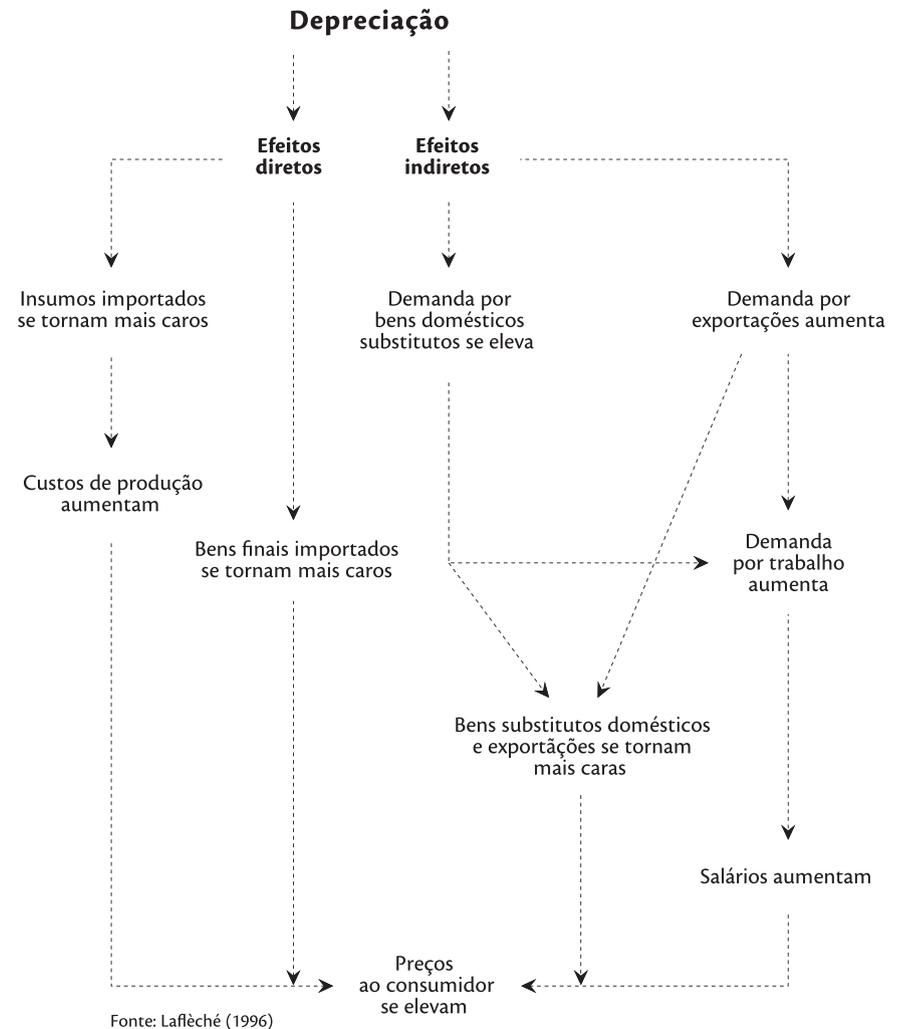
2.1 • DETERMINANTES DO REPASSE CAMBIAL AOS PREÇOS AO CONSUMIDOR: ASPECTOS TEÓRICOS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Como foi mencionado na introdução, mudanças na taxa de câmbio podem ser transmitidas aos preços ao consumidor de forma direta e indireta. O efeito direto se dá por meio da alteração dos preços em moeda doméstica de bens finais importados e da variação dos custos de produção de setores que utilizam insumos importados direta ou indiretamente. Esta parte do impacto é ilustrada no lado esquerdo da figura 2. Assim, uma desvalorização cambial teria como efeito direto um aumento dos preços ao consumidor via insumos importados e bens importados mais caros.

Nesse caso, o grau de repasse cambial aos preços ao consumidor depende da participação de insumos importados na estrutura de produção de bens de consumo final e da parcela da cesta do consumidor representativo constituída por bens importados. Além disso, deve-se levar em consideração que mesmo bens comercializáveis, aqueles que

tendem a responder mais fortemente a variações no câmbio, possuem componentes não comercializáveis como os custos de distribuição, que incluem serviços de atacado e varejo, *marketing* e propaganda e serviços de distribuição local.

Figura 2 – Efeitos de depreciação cambial nos preços ao consumidor



Apesar dos bens comercializáveis teoricamente apresentarem maiores repasses cambiais, outros preços como os preços administrados e monitorados também são afetados pela variação cambial. No caso desses, o efeito é indireto e com certa defasagem, ocorrendo por meio de reajustes estabelecidos em contratos que estão, em sua grande parte, vinculados às variações em índices gerais de preços.

O canal indireto de propagação das alterações no câmbio (lado direito da figura 2), por sua vez, refere-se ao impacto que variações dos preços dos bens importados exercem sobre a demanda por bens produzidos internamente que competem com os importados. Nesse contexto, um fator relevante é a elasticidade substituição entre esses dois bens. Caso haja uma alta elasticidade, a desvalorização cambial acarretará um aumento significativo da demanda por bens domésticos substitutos dos bens importados em resposta a uma desvalorização causando pressão sobre os preços internos e salários nominais.

Estudos mostram que, raramente, variações na taxa de câmbio refletem-se inteiramente ou imediatamente nos preços ao consumidor. As várias teorias sobre repasse cambial sugerem que a extensão e a velocidade do repasse dependem de vários fatores.⁴ Há uma tendência na literatura em separar esses fatores em micro e macroeconômicos. Boa parte da literatura explora o papel de fatores microeconômicos. São exemplos, a política de precificação no comércio exterior com a prática de *pricing-to-market* e *local currency pricing versus producer currency pricing*. Adicionalmente, a estrutura de comercialização, por sua vez, impactaria o efeito final do repasse cambial porque cada produto tem uma estrutura diferenciada de custos de distribuição.⁵

Mais recentemente, surgiu toda uma literatura sobre a importância de fatores macroeconômicos na explicação do repasse cambial para os preços. Taylor (2000) enfatiza que a diminuição do repasse cambial em vários países nos últimos anos pode ser atribuída

⁴ Menon (1995) é um exemplo bastante citado de resenha da literatura de repasse cambial e Mishkin (2008) discute as teorias e estudos empíricos mais atuais.

⁵ Vários autores como Corsetti e Dedola (2002), Burstein, Neves, e Rebelo (2000), Betts e Kehoe (2008) e Burstein, Eichenbaum e Rebelo (2002) estudam esses aspectos estruturais do comércio internacional como explicação do repasse cambial para preços.

⁶ Principalmente os setores de bens intermediários e bens de capital.

⁷ Ver Britto (2002) e De Negri (2003).

ao baixo patamar da inflação atingido por essas economias. O autor também mostra que um repasse cambial baixo está relacionado à expectativa de baixa persistência em mudanças de custos.

O trabalho de Taylor deflagrou o interesse em se estudar empiricamente o papel do ambiente econômico estável causado por políticas monetárias bem sucedidas e previsíveis. Vários estudos, como Cunningham e Haldane (2000) e Gagnon (2009), mostram evidências empíricas de que o repasse cambial para preços é menor em países com níveis baixos de inflação. Goldfajn e Werlang (2000), por sua vez, fazem estudos de painel para 71 países e mostram que o principal determinante do repasse cambial em países emergentes é o nível de depreciação da taxa de câmbio real, enquanto, para países desenvolvidos, o nível de inflação tem papel preponderante.

Outro fator, não mencionado acima, mas que vem sendo considerado importante para explicar alterações no repasse cambial tanto nos efeitos diretos quanto indiretos, é o grau de abertura da economia. Correa (2008) afirma que o efeito direto de uma variação cambial sobre os preços doméstico estaria associado ao grau de abertura setorial. Com a ampliação do grau de internacionalização da indústria brasileira resultante das reformas estruturais implantadas nos anos 1990, vários setores da indústria de transformação⁶ apresentaram aumento da participação de insumos importados.⁷ Tais alterações tenderiam a tornar os preços domésticos mais sensíveis a alterações na taxa de câmbio.

O repasse cambial, também, dependeria indiretamente do grau de abertura da economia, na medida em que uma maior abertura refletir-se-ia em uma ampliação da concorrência do mercado doméstico.

Há vários estudos empíricos sobre repasse cambial no Brasil após a adoção do regime de metas para a inflação e início do período de câmbio flutuante. Boa parte desses trabalhos trata do repasse cambial

para os preços agregados como em Nogueira Júnior (2007). As poucas exceções que tratam de dados desagregados analisam, em sua maioria, o impacto das variações do câmbio sobre preços de importação ou exportações de setores específicos da economia como em Tejada e Da Silva (2008), Pereira e Carvalho (2000) e Kannebley Jr. (2000).

Como único exemplo de trabalho sobre o impacto de repasse cambial aos preços ao consumidor usando dados desagregados, Maciel (2006) procura estimar os coeficientes de repasses para os diversos componentes do IPC-Br em suas diversas agregações. Posteriormente, o autor usa tais resultados para classificar os diversos componentes do índice de preços em comercializáveis e não comercializáveis.

2.2 • O REPASSE CAMBIAL E A RIGIDEZ DE PREÇOS NOMINAIS

Além das teorias acima citadas, o papel da rigidez de preços nominais como um dos fatores microeconômicos capaz de explicar a relação entre a variação da taxa de câmbio e os preços nominais de produtos importados e do preço de produtos finais tem sido explorada na literatura teórica. Intuitivamente, uma economia caracterizada por um maior grau de rigidez de preços nominais possui uma dinâmica de preços menos sensível a choques transitórios do câmbio, que, assim, teriam efeitos menores sobre a inflação.

A hipótese de rigidez de preços é parte integrante da maioria dos modelos que estudam política monetária, seja com foco mais teórico na literatura acadêmica, seja em modelos de análise de política em bancos centrais.

Devereux e Yetman (2002) desenvolvem um modelo teórico no qual o repasse cambial é endógeno e cujo foco é explorar o papel da rigidez nominal de preços na explicação do repasse cambial incompleto. Os resultados mostram que há uma relação não linear entre os coeficientes estimados para o repasse e a média da inflação.

Para países com inflação alta, os preços tornam-se flexíveis e o repasse cambial para preços é completo.

Deve-se ressaltar que a importância da avaliação da relação entre rigidez nominal de preços e repasse cambial extrapola a motivação de se testar empiricamente hipóteses microeconômicas utilizadas em modelos macroeconômicos. Entender tal relação é importante para a condução mais eficiente da política monetária. Maior rigidez nominal implica que a inflação é menos sensível ao diferencial entre produto e produto potencial da economia o que, por sua vez, implica que choques transitórios no câmbio teriam efeitos menores sobre a inflação. Porém, por outro lado, isso significa que diante de pressões inflacionárias, uma desinflação terá um custo maior, pois seria necessário um desaquecimento por um período mais prolongado.

A despeito de sua importância, estudos empíricos que buscam verificar a relação entre repasse cambial e frequência de reajuste de preços são escassos, principalmente aqueles que explorem a heterogeneidade na rigidez de preços entre os vários produtos que compõem o índice de inflação. O desenvolvimento desse tipo de estudo foi dificultado pela indisponibilidade, até recentemente, de banco de microdados de preços para os vários setores da economia.

Um dos poucos exemplos conhecidos é o trabalho de Gopinath e Itskhoki (2008). Os autores estudam a relação entre frequência de ajustes de preços e repasse cambial de longo prazo usando microdados dos preços de importação no país para os EUA. Esses autores encontraram uma relação empírica sistemática entre a frequência de ajustamento de preços e o repasse da taxa de câmbio aos preços. Preços mais flexíveis, aqueles para os quais os ajustes de preços são mais frequentes, apresentam um repasse cambial de longo prazo que é, no mínimo, duas vezes maior que aquele de produtos com menores frequências de reajustes. Em termos metodológicos, os autores usam

preços de bens importados e estimam o repasse cambial para grupos de produtos classificados pelo grau de rigidez.

Na próxima seção, apresentamos nossa estratégia de estimação para verificar a relação entre repasse cambial aos preços ao consumidor e a rigidez de preços.

3 • MODELANDO O REPASSE CAMBIAL

Nesta seção, descrevemos brevemente o modelo parcial estático que fornece a relação genérica para os componentes do índice de preços ao consumidor a ser testada empiricamente, bem como a estratégia de estimação desta relação e da relação entre os coeficientes de repasse e a rigidez nominal dos preços.

3.1 • UM MODELO SIMPLES PARA O REPASSE CAMBIAL PARA OS PREÇOS FINAIS

A análise empírica do repasse cambial é baseada em um modelo de *mark-up* usado em Knetter (1993) e Gagnon e Knetter (1995). O modelo parte da definição da lei do preço único em sua forma com um desvio ϕ :

$$P = \phi EP^*, \quad (3.1)$$

onde P representa o preço doméstico, E é a taxa nominal de câmbio e P^* é o preço externo. O preço externo, por sua vez, é definido por um *mark-up* (μ) sobre o custo marginal (C_q) como é mostrado em (3.2). Essa expressão é derivada das condições de primeira ordem da maximização de lucros de um exportador em um modelo estático de equilíbrio parcial. Para o caso do Brasil, esse modelo é usado por alguns autores tais como em Maciel (2006) e Nogueira Júnior (2007).

⁸ Nesse caso, abstrai-se que o custo marginal é afetado pela demanda do país de origem, o equivaleria dizer que a firma produz somente para exportação.

$$P^* = \mu C_q \quad (3.2)$$

Assumindo que o custo marginal de uma firma exportadora no país de origem depende da demanda por bens no país destino⁸ e dos insumos no país de origem, podemos definir uma função de custo marginal na sua forma geral da seguinte maneira:

$$C_q = C_q(P^s, Y, W), \quad (3.3)$$

onde a demanda por bens no país destino é função do preço dos bens substitutos (P^s) e da renda (Y) e dos custos dos insumos representando por W .

O *mark-up*, por sua vez, depende de fatores específicos da indústria, tais como o grau de concorrência (elasticidade-substituição e número de firmas no mercado), e, também, das condições macroeconômicas, como taxa de câmbio. Assumimos então a função do *mark-up* como dada por:

$$\mu = \mu(\varphi, E), \quad (3.4)$$

onde φ representa os fatores específicos da indústria e E é a taxa de câmbio.

Assumindo especificações com elasticidades constantes tanto para (3.3) quanto para (3.4) e substituindo estas equações na versão logaritmizada de (3.1), obtemos uma equação do tipo:

$$p = \alpha + \beta e + \gamma p^s + \sigma y + \omega w, \quad (3.5)$$

onde o logaritmo do preço doméstico do produto ou serviço (p) depende do logaritmo do câmbio (e), do logaritmo preço dos bens

substitutos (p_j), das condições de demanda do setor (y) e dos custos externos (w). A equação (3.5) é similar à equação padrão para o repasse cambial nas análises empíricas como mostrado na resenha da literatura em Goldberg e Knetter (1997). O repasse cambial é dito completo se $\beta = 1$ e incompleto se $\beta < 1$.

Muito autores como Alburquerque (2005) e Correa (2008) incluem em equações como a (3.5) variáveis que procuram captar o grau de abertura do setor ou da economia como um todo. Uma discussão sobre a relação entre preços domésticos e abertura pode ser vista em Correa (2008). Neste trabalho, optamos por incluir as variáveis que medem abertura comercial diretamente na equação do repasse cambial como será explicado na próxima seção. A ideia básica é a de que um maior grau de abertura para o setor implica maior sensibilidade da estrutura de custos às mudanças cambiais, o que se refletiria em maior coeficiente de repasse cambial.

3.2 MODELO ECONOMÉTRICO

Na análise do repasse cambial aos preços ao consumidor, optamos por uma abordagem em dois estágios. No primeiro estágio, a partir de uma especificação econométrica derivada da equação (3.5), estimamos os coeficientes de repasse cambial para os componentes dos diversos níveis de agregação da amostra do IPC-Br utilizada neste trabalho. No segundo estágio, por meio de uma regressão *cross-section* procuramos verificar o efeito da rigidez de preços na variação do repasse cambial entre os componentes do índice de preços.

Como pode ser notado na equação (3.5), o modelo de repasse cambial usado é estático, entretanto, ao estimar essa relação, devemos introduzir dinâmica na equação. Apesar de o modelo teórico expressar as relações em termos do nível das variáveis, usualmente a especificação empírica é expressa em termos das diferenças das

variáveis para controlar a possibilidade da existência de raízes unitárias. Nogueira Júnior (2007), Leung (2003) e Soffer (2006), por exemplo, utilizam um modelo do tipo ADL, usando as primeiras diferenças das variáveis. Entretanto, como a equação (3.5) pode ser interpretada com uma relação de longo prazo entre as variáveis, a abordagem mais apropriada neste contexto é a utilização de um modelo ADL que inclui um mecanismo de correção de erro como mostrado em (3.6):

$$\Delta p_{i,t} = \alpha + \sum_{j=1}^J \beta_j \Delta e_{t-j} + \sum_{k=1}^K \gamma_k \Delta p_{s,t-k} + \sum_{l=1}^L \sigma_l \Delta y_{t-l} + \sum_{m=1}^M \delta_m \Delta w_{t-m} + \sum_{n=1}^N \lambda_n \Delta p_{i,t-n} + \rho MCE_{t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.6)$$

Onde:

Δp_t – Variação do preço do produto i entre t e $t-1$;

$\Delta p_{s,t}$ – Variação dos preços dos bens ou serviços substitutos no período t ;

Δy_t – Variação da *proxy* da demanda no período t ;

Δe_t – Variação na taxa de câmbio no período t ;

Δw_t – Variação do custo dos insumos internos no período t ; e

$$MCE_t = p - \alpha^* + \beta^* e_t + \gamma^* p_{s,t} + \sigma^* y_t + \delta^* w_t.$$

J , K , L , M e N representam o número máximo de defasagens a serem usadas para as variáveis câmbio, preço do bem substituto, *proxy* da demanda, custo dos insumos internos e preço do próprio bem respectivamente.

O coeficiente de repasse de curtíssimo prazo (um mês) para o bem i é dado por $\beta_{i,p}$, enquanto o coeficiente de longo prazo pode ser obtido por:

$$\beta_i^{LP} = \frac{\sum \beta_j}{1 - \sum \lambda_n} \quad (3.7)$$

Para verificar a relação entre o repasse cambial e a rigidez dos componentes do índice de preços ao consumidor, inicialmente os coeficientes de repasse são agrupados de acordo com os diferentes graus de rigidez. Adicionalmente, utilizamos uma regressão *cross-section* relacionando os coeficientes estimados de repasse cambial para cada bem/produto em função do grau de rigidez do bem/produto correspondente e outros fatores. Esse tipo de análise é comum na literatura empírica de repasse cambial, como em Yang (1997), para estudar o efeito do grau de diferenciação do produto sobre o repasse cambial nas indústrias manufatureiras americanas. Muntaz, Oomen e Wang (2006), por sua vez, verificam se uma série de variáveis (razão capital/trabalho, tarifa, inflação, comércio intersetorial etc.) explicam a heterogeneidade no repasse cambial de diferentes setores, enquanto di Mauro, Ruffer e Bunda (2008) analisam o impacto de mudanças estruturais relacionadas à globalização (integração de mercado, penetração de importação etc.).

Em um primeiro estágio Yang (1997), usa um modelo comparável com a equação (3.6), em que a variação do preço de importação da indústria é função da variação na taxa de câmbio e da variação dos preços domésticos. No segundo estágio, o grau de repasse cambial estimado é usado como variável dependente numa equação similar a:

$$\hat{\beta}_j = \varsigma + \nu_{x_j} + \psi Z_j + \nu_y, \quad (3.8)$$

onde x_j é a variável que mede o grau de diferenciação do produto da indústria j e Z é um conjunto de variáveis de controle específica para cada indústria. No caso de Yang (1997), são usadas *proxies* para a elasticidade do custo marginal e a parcela de importação para cada indústria. Em nossa análise, a variável x_j é o grau de rigidez para o componente j do IPC-Br.

Uma questão importante é o da utilização ou não na regressão (3.8) dos coeficientes estimados ($\hat{\beta}_j$) que não são estatisticamente significantes. Muntaz, Oomen e Wang (2006), por exemplo, somente utilizam os $\hat{\beta}_j$ significantes. Seguindo Yang (1997), optamos por utilizar todos os coeficientes para estimar o repasse e estimar o modelo utilizando mínimos quadrados ponderados, em que os fatores de ponderação serão dados pelo inverso do erro padrão dos coeficientes de repasse cambial estimados. Dessa forma, os coeficientes não estatisticamente significativos que representam setores com baixo ou nenhum repasse cambial entrarão na regressão, mas terão pesos menores e, portanto, exercerão menor influência na estimação do segundo estágio.

4 • RESULTADOS EMPÍRICOS

Nesta seção, descreveremos os resultados das nossas análises. Antes de discutir os resultados, apresentaremos, brevemente, as séries utilizadas, bem como, o período amostral que a análise leva em consideração.

4.1 • AMOSTRA E UNIDADES DE ANÁLISE

Em nossa análise, utilizamos dados desagregados do IPC-Br no período de janeiro de 1999 a dezembro de 2008. Os dados mais recentes do IPC-Br englobam sete grupos de bens e serviços, 25 subgrupos, 87 itens e 456 subitens. A amostra disponível para a nossa análise utilizada no trabalho refere-se a todos os sete grupos, 23 subgrupos, 79 itens e 242 subitens. Esta amostra representa cerca de 80% do total do Índice de Preços ao Consumidor (IPC) em dezembro de 2008.

4.2 CALCULANDO A RIGIDEZ DE PREÇOS

Nesta subseção, apresentamos o cálculo de rigidez de preços

para os componentes do IPC-Br seguindo a metodologia definida por Gouvêa (2007). A rigidez de preços é representada pela duração média do intervalo de tempo que os preços permanecem constantes. A metodologia envolve o cálculo dessa duração média por trajetória individual de preços e a compilação dessas durações por produtos e setores do IPC-Br. Nossa amostra cobre o período entre janeiro de 1999 e dezembro de 2008.

Mais especificamente, o grau de rigidez dos preços no nível mais desagregado é medido pelo cálculo da duração média do intervalo de tempo em que os preços permanecem constantes para cada trajetória individual dos preços que compõem a nossa amostra. Essas estatísticas são, posteriormente, agregadas gradualmente em grupos cada vez mais homogêneos de produto, utilizando-se, para ponderação, o peso dos setores na composição do IPC-Br.

Os cálculos foram realizados a partir das seguintes definições:

- i) uma trajetória individual de preços é composta pela sequência de cotações de preços ao longo do tempo de um produto específico em um estabelecimento comercial específico; e
- ii) a duração do intervalo em que os preços permanecem constantes é definida como o intervalo de tempo entre duas datas em que se registram mudanças de preços.

Primeiramente, obtém-se a duração média de uma trajetória individual dividindo o tamanho da trajetória pelo número de registros de mudanças de preços naquela trajetória. Posteriormente,

agregam-se todas as durações dos intervalos de tempo referentes a um produto específico, comercializados em todos os estabelecimentos comerciais, usando média simples para se obter a duração média no nível de produto. Finalmente, então, utilizamos os pesos dos produtos para a agregação por subgrupos e por setores do IPC-Br.

Diferentemente da metodologia utilizada em Gouvêa (2007), os itens referentes aos preços administrados foram incluídos na amostra. Destaque-se também que foi feito um trabalho mais apurado de limpeza dos dados originais com filtros que excluam descontinuidades, erros de coleta de dados e trajetórias de preços muito curtas. Esses fatores, certamente, influenciaram a diferença entre os resultados aqui apresentados e aqueles apresentados em Gouvêa (2007). Além disso, as amostras cobrem períodos um pouco diferentes. Os resultados mostraram que a duração média do intervalo em que os preços permanecem constantes é de aproximadamente quatro meses e meio, enquanto, em Gouvêa (2007), foi de cerca de três meses.

Como identificado nas evidências empíricas para outros países, encontrou-se um alto grau de heterogeneidade na rigidez de preços para os diversos setores. Calculando-se o grau de rigidez para 21 subgrupos do IPC-Br, verificou-se que a razão entre o mais rígido (“outras despesas diversas”) e o menos rígido (“gêneros alimentícios”) é de aproximadamente vinte, enquanto no nível de itens essa razão chega a 140.

A tabela 1 mostra o grau de rigidez para os subgrupos do IPC-Br medido pelo intervalo médio (em meses) em que os preços permanecem inalterados. Os valores do grau de rigidez para as várias desagregações do índice podem ser vistos nas tabelas A.1 e A.2 no apêndice.

Tabela 1 – Grau de rigidez por subgrupos do IPC-Br

Subgrupos	Grau de rigidez (meses)
Gêneros alimentícios	1,0
Calçados	1,7
Utensílios diversos	1,7
Mobiliário	1,7
Roupas	1,7
Roupas de cama, mesa e banho	1,9
Eletrodomésticos e equipamentos	2,0
Artigos de conservação e reparos	2,3
Transporte próprio	2,7
Aluguel e encargos	3,1
Cuidados pessoais	3,6
Serviços públicos de residência	3,7
Produtos médico-odontológicos	3,8
Recreação	4,1
Bebidas alcoólicas e fumo	6,1
Alimentação fora	6,1
Serviços de vestuário	7,2
Educação	9,5
Serviços de saúde	9,8
Serviços de residência	12,0
Transporte público	12,2
Leitura	19,8
Outras despesas diversas	20,0
Índice geral	4,6

⁹ De fato, procurou-se estimar cada modelo usando as variáveis específicas do setor e a variável agregada correspondente, preferindo o modelo com melhor ajustamento em termos de critério de informação. Obviamente, existem dificuldades para compatibilizar de forma adequada as diferentes classificações setoriais.

Nota-se que o setor de gêneros alimentícios é o mais flexível com um intervalo de tempo em que os preços ficam constantes de aproximadamente um mês. Certamente, a maior exposição a efeitos sazonais, bem como a uma estratégia específica de precificação para produtos perecíveis, explica a maior flexibilidade do setor. Os subgrupos que compõem o setor de vestuário, além dos itens “utensílios diversos” e “mobiliário”, vêm a seguir em termos de padrão de rigidez. No outro lado do espectro, encontram-se “outras despesas diversas”, “leitura”, “transporte público” e “serviços de residência”. O altíssimo grau de rigidez do subgrupo “outras despesas diversas” é fortemente influenciado pela estabilidade dos preços de loterias. Os jornais, livros e revistas explicam os resultados referentes ao subgrupo “leitura”. O resultado para “serviços de residência” é explicado pelo item empregado doméstico, cujos reajustes estão bastante atrelados às alterações anuais do salário mínimo.

4.3 • ESTIMANDO O GRAU DE REPASSE CAMBIAL

A tabela 2 descreve as variáveis utilizadas nas regressões para estimação do repasse para os itens do IPC-Br. Como a análise é apresentada em termos desagregados, procurou-se utilizar as variáveis Produção Industrial e Índice de Preços em termos desagregados, de tal forma que para cada componente do IPC-Br, os regressores fossem aqueles mais relevantes para o bem ou serviço específico.⁹ Procurou-se compatibilizar da melhor maneira possível a abertura dos componentes do IPC-Br com os setores industriais.

Dado uma possível endogeneidade do IPA na equação (3.6), utilizou-se, alternativamente, como variável explicativa os resíduos de uma regressão auxiliar do IPA com relação as demais variáveis explicativas da equação (3.6).

Usando o modelo descrito pela equação (3.6), foram estimadas regressões para cada um dos itens, subgrupos e grupos do IPC-Br, além de uma regressão para o índice agregado. Para a variável câmbio, assumiu-se doze defasagens, enquanto que, para as outras variáveis explicativas, a maior defasagem é de sexta ordem. Inicialmente, estimou-se o modelo completo com a eliminação posterior das variáveis que não foram estatisticamente significantes.

Tabela 2 – Relação das variáveis usadas nas regressões

Variáveis	Candidatas
Taxa de câmbio	Taxa de câmbio dólar americano (venda) – Média de período – BCB
Preço de bens e serviços substitutos	Índice de Preços no Agregado (IPA) – FGV
Demanda	Hiatos dos índices de Produção Industrial* – IBGE
Custos externos	Índice de Preços ao Produtor (PPI) dos EUA – BLS
	Índice de Preços de Importações – Funcex

* Hiatos foram obtidos a partir da suavização das variáveis observadas usando o filtro de Hodrick-Prescott.

Os resultados em termos da soma dos coeficientes de repasse para seis, nove e doze meses, bem como os *p-valores* do teste de Wald – de que a soma dos coeficientes de repasse para cada mês sejam estatisticamente diferentes de zero –, são apresentados nas tabelas do Apêndice. Na tabela A.1 são apresentados os resultados para cada um dos 79 subitens, enquanto, na tabela A.2, encontram-se os resultados para os subgrupos e grupos do IPC-Br.

Dos 79 itens considerados, 36 apresentaram um coeficiente de repasse positivo estatisticamente significativo para doze meses a um nível de significância de 10%. Considerando os resultados estimados

em um nível mais agregado, a tabela 3 mostra que cinco dos sete grupos do IPC-Br apresentam coeficiente de repasse estatisticamente significativo para doze meses. Sendo que os maiores graus de repasse são apresentados pelo grupo “alimentos” (0,14) e “transportes” (0,20). Não apresentaram grau repasse estatisticamente significativo os grupos “vestuário” e “despesas diversas”.

Tabela 3 – Coeficientes de repasse por grupos e índice geral do IPC-Br – De 1999 a 2008

Grupos	Coeficiente de repasse					
	Estimação*			Agregação**		
	6 meses	9 meses	12 meses	6 meses	9 meses	12 meses
Índice geral	0,08	0,09	0,08	0,07	0,10	0,09
1 Alimentação	0,13	0,16	0,14	0,11	0,15	0,13
2 Habitação	0,05	0,08	0,09	0,06	0,09	0,11
3 Vestuário	-0,01	0,03	0,03	0,00	0,02	0,03
4 Saúde e cuidados pessoais	0,05	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04
5 Educação, leitura e recreação	0,05	0,06	0,07	0,04	0,04	0,05
6 Transportes	0,20	0,22	0,20	0,12	0,15	0,12
7 Despesas diversas	0,03	0,05	0,04	0,04	0,04	0,02

Valores em negrito são estatisticamente significativos a um nível de significância de 5%.

* Graus de repasse obtidos por meio de regressões utilizando os índices agregados dos grupos e do geral.

** Coeficientes resultantes da agregação dos coeficientes de repasse para os itens.

Uma questão relevante na literatura é que a grande variação do repasse cambial entre os diversos setores pode causar um viés de alta na medida agregada de repasse cambial, como verificado em Muntaz,

Oomen e Wang (2006) para os preços de importação no Reino Unido. Entretanto, os resultados neste trabalho não evidenciam a existência do viés relevante para o repasse usando os preços desagregados do IPC-Br. Como pode ser visto na tabela 3, os graus de repasse cambial agregado, quando calculado a partir da agregação dos coeficientes estimados para itens desagregados foram de 7%, 10% e 9% para seis, nove e doze meses, respectivamente, enquanto os obtidos por meio das regressões utilizando o índice agregado ficaram em 8%, 9% e 8%. As maiores discrepâncias absolutas ocorreram para o grupo “transportes”.

4.4 • A RELAÇÃO ENTRE RIGIDEZ DE PREÇOS E REPASSE CAMBIAL

Nesta subseção, apresentaremos a análise empírica da relação entre o coeficiente de repasse do câmbio para os preços ao consumidor e o grau de rigidez obtida nas seções anteriores.

A existência dessa heterogeneidade revela que os diversos preços sofrem dinâmicas diferenciadas e, por esse motivo, o estudo da relação entre rigidez nominal e repasse cambial requer a utilização de dados desagregados.

Combinando as informações sobre o repasse cambial e o grau de rigidez, pode-se inferir alguns resultados envolvendo as duas variáveis. Ordenando os itens por graus de rigidez, tabulou-se o repasse cambial por tercis do intervalo no qual o preço do bem é fixo. Pela tabela 4, verifica-se que existe uma relação negativa entre grau de rigidez e repasse cambial. Por exemplo, a média do repasse cambial em doze meses para o conjunto dos itens com menor grau de rigidez (primeiro tercil) é igual a 0,15, enquanto o coeficiente de repasse para os itens que apresentam maior rigidez (terceiro tercil) é virtualmente zero em média (0,01).

Tabela 4 – Repasse cambial pelo grau de rigidez

Tercis	Grau de rigidez	Repasse cambial		
		6 meses	9 meses	12 meses
		Média		
1	0,88	0,12	0,14	0,15
2	2,15	0,07	0,09	0,11
3	11,36	0,02	0,02	0,01
Amostra toda	4,88	0,07	0,08	0,09
		Mediana		
1	0,87	0,10	0,12	0,12
2	1,84	0,07	0,11	0,09
3	8,43	0,01	0,01	0,00
Amostra toda	1,84	0,06	0,07	0,08

¹⁰ As séries utilizadas são aquelas mostradas na tabela A.1 no Apêndice.

De forma a reforçar o resultado acima, foi estimada a equação entre os coeficientes estimados do repasse cambial para os diferentes períodos e o grau de rigidez¹⁰ a partir da especificação dada pela equação (3.8). Como variável de controle para captar o efeito de composição de produtos importados nos setores específicos, utilizou-se a média do coeficiente de penetração de importações por setor no período de 2003 a 2008 conforme publicado em no Boletim Setorial da Funcex de julho-dezembro de 2009. Além disto, foi incorporada nas regressões uma variável *dummy* para aqueles bens considerados como administrados e monitorados.

As regressões foram obtidas para os três períodos (seis, nove e doze meses) utilizando os pesos originais da cesta de consumo do IPC-Br (peso I) e os pesos definidos pelo inverso do erro padrão da estimativa da soma dos coeficientes do repasse cambial (peso II).

Tabela 5 – Resultados da regressão cross-section para o repasse cambial

	Com coeficiente das importações				Sem coeficiente das importações			
	Peso I		Peso II		Peso I		Peso II	
	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor
6 meses								
Constante	0,10	0,00	0,09	0,00	0,10	0,00	0,08	0,00
Rigidez	-0,06	0,00	-0,05	0,00	-0,04	0,00	-0,03	0,00
Preços administrados	0,13	0,00	0,08	0,16	0,08	0,00	0,02	0,67
Penetração das importações	0,00	0,45	0,00	0,29	—	—	—	—
R ²	0,29	0,00	0,26	0,00	0,24	0,00	0,15	0,00
R ² ajustado	0,25		0,22		0,22		0,13	
Observações	62		62		79		79	
9 meses								
Constante	0,14	0,00	0,12	0,00	0,13	0,00	0,10	0,00
Rigidez	-0,08	0,00	-0,06	0,00	-0,06	0,00	-0,04	0,00
Preços administrados	0,15	0,00	0,10	0,15	0,11	0,00	0,04	0,36
Penetração das importações	0,00	0,73	0,00	0,49	—	—	—	—
R ²	0,30	0,00	0,28	0,00	0,28	0,00	0,18	0,00
R ² ajustado	0,27		0,24		0,26		0,16	
Observações	62		62		79		79	
12 meses								
Constante	0,13	0,00	0,13	0,00	0,13	0,00	0,12	0,00
Rigidez	-0,08	0,00	-0,07	0,00	-0,06	0,00	-0,05	0,00
Preços administrados	0,13	0,00	0,08	0,23	0,12	0,00	0,04	0,45
Penetração das importações	0,00	0,42	0,00	0,39	—	—	—	—
R ²	0,31	0,00	0,30	0,00	0,30	0,00	0,20	0,00
R ² ajustado	0,28		0,27		0,28		0,20	
Observações	62		62		79		79	

¹¹ Não foi possível identificar coeficientes de penetração das importações para dezessete itens do IPC-Br, desta forma, nas regressões *cross-section* utilizando tais coeficientes, foram utilizadas 62 observações.

Os resultados dessas regressões, mostrados na tabela 5, vêm reforçar a observação de que os dados corroboram a hipótese de uma relação negativa entre o grau de rigidez dos componentes do índice de preços e o repasse cambial estimado para cada um desses componentes. O efeito da diminuição do repasse dado um aumento da rigidez varia de 0,03 a 0,06 para os diferentes períodos nos modelos sem o coeficiente de penetração das importações.

Enquanto o coeficiente da variável *dummy* para os preços administrados se mostrou estatisticamente significativo para a maior parte das regressões, o parâmetro para o coeficiente de penetração das importações não se mostrou significativo nos modelos. Esse último resultado é possivelmente relacionado ao nível de desagregação dos dados dos coeficientes de penetração de importação (29 setores), o que não permite, assim, uma melhor compatibilização com os 79 itens do IPC-Br.¹¹

Verifica-se, ainda, que as regressões para o coeficiente de repasse em doze meses apresentam os melhores graus de ajustamento.

5 • CONCLUSÕES

Num estudo de caso para a economia brasileira, utilizamos um vasto banco de dados de cotações de preços do índice de inflação ao consumidor (IPC-Br) para investigar evidências empíricas que possam revelar, com maior clareza, qual o papel da rigidez nominal de preços no repasse cambial. Adicionalmente, apuramos a diferença entre o grau de repasse cambial calculado a partir da agregação dos coeficientes de séries de preços desagregadas e a estimação do repasse cambial com base em séries agregadas. Ambas as análises são raras na literatura e de grande

valia para o formulador de política ao trazerem maior conhecimento sobre o canal de transmissão da taxa de câmbio para a inflação.

Os resultados apresentados neste trabalho mostram que há grande heterogeneidade e uma relação negativa monótona entre repasse cambial e rigidez de preços dos itens que compõem o IPC-Br. Para o tercil com menor rigidez, a média da magnitude do repasse cambial em doze meses chega a ser se aproximadamente quinze vezes superior à do quartil com maior rigidez. Ou seja, constatou-se empiricamente que o repasse cambial de longo prazo é cerca de quinze vezes maior para produtos classificados como aqueles com maior frequência de reajuste. Assim, nossos resultados corroboram estudos teóricos que modelam repasse cambial incompleto para preços a partir da hipótese de que há rigidez de preços na economia.¹² Em consonância com outro trabalho realizado para os EUA, nossos resultados também mostram uma relação empírica sistemática entre frequência de reajuste de preços e repasse cambial.¹³

Devido à heterogeneidade de dinâmica nas séries de preços, torna-se importante o estudo do repasse cambial em nível desagregado, conforme argumentado no trabalho. Destaque-se que o grau de repasse cambial agregado, quando calculado a partir da agregação de estimações para produtos desagregados em nível de itens, é de 9% para doze meses e é pouco maior do que quando estimado com a série agregada de inflação (8%).

REFERÊNCIAS

ALBUQUERQUE, C. R.; PORTUGAL, M. Pass-through from exchange rate to prices in Brazil: An analysis using time-varying parameters for the 1980-2002 period. **Revista de Economia**, Montevideo, v. 12, n. 1, p. 17-73, 2005.

¹² Devereux e Yetman (2002).

¹³ Gopinath e Itshoki (2008).

BRITTO, G. **Abertura comercial e reestruturação industrial no Brasil**: um estudo dos coeficientes de comércio. 2002. 145 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2002.

BURSTEIN, A. T.; EICHENBAUM, M.; REBELO, S. Why Are Rates of Inflation So Low after Large Devaluations? **NBER Working Paper**, n. 8748, 2002.

_____. Modeling Exchange Rate Passthrough after Large Devaluations. **Journal of Monetary Economics**, v. 54, p. 346-68, Mar. 2007.

_____; NEVES, J. C.; REBELO, S. Distribution Costs and Real Exchange Rate Dynamics During Exchange-Rate-Based Stabilizations. **NBER Working Paper**, n. 7862, 2000.

CAMPA, J. M.; GOLDBERG, L. S. Exchange Rate Pass-through into Import Prices. **Review of Economics and Statistics**, v. 87, p. 679-90, Nov. 2005.

CORREA, A. L. **Taxa de Câmbio e Preços no Brasil**: Análise dos Impactos das Variações Cambiais sobre os Preços Industriais Domésticos e das Exportações no Período 1995-2005. 2008. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas), Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2008.

CORSETTI, G.; DEDOLA, L. Macroeconomics of International Price Discrimination. **ECB Working Paper**, n. 176, 2002.

CUNNINGHAM, A.; HALDANE, A. W. The Monetary Transmission Mechanism in the United Kingdom: Pass-Through and Policy Rules. Central Bank of Chile, **Central Bank of Chile Working Paper**, Santiago, n. 83, 2000.

De Negri, F. **Desempenho comercial das empresas estrangeiras no Brasil na década de 1990**. 2003. 95 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2003.

DEVEREUX, M. B.; YETMAN, J. Price Setting and Exchange Rate Pass-Through. Hong Kong Institute for Monetary Research, **Working Papers**, 222002, 2002.

DI MAURO, F.; RÜFFER, R.; BUNDA, Irina. The changing role of the exchange rate in a globalised economy. **ECB Occasional Paper Series**, n. 94, Sep. 2008.

GAGNON, E. Price Setting Under Low and High Inflation: Evidence from Mexico. **The Quarterly Journal of Economics**, MIT Press, v. 124(3), p. 1221-1263, Aug. 2005.

GAGNON, J. E.; KNETTER, M. M. Markup adjustment and exchange rate fluctuations: evidence from panel data on automobile exports. **Journal of International Money and Finance**, 142, p. 289-310, 1995.

GOLDBERG, P. K.; KNETTER, M. M. Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned? **Journal of Economic Literature**, v. XXXV, n. 3, p. 1243-1272, 1997.

GOLDFAJN, I.; WERLANG, S. R. da C. The Pass-Through From Depreciation to Inflation: A Panel Study. Banco Central do Brasil, **Working Paper Series**, Brasília, n. 5, 2000.

GOPINATH, G.; ITSKHOKI, O.; RIGOBON, R. Currency Choice and Exchange Rate Pass-through. **NBER Working Paper**, n. 13432, 2007.

_____. Frequency of Price Adjustment and Pass-through. **NBER Working Paper**, n.14200, 2008.

GOUVÊA, S. Price Rigidity in Brazil: Evidence from CPI Micro Data. Banco Central do Brasil, **Working Paper Series**, n. 143, 2007.

KANNEBLEY JR., S. Exchange rate pass-through: uma análise setorial para as exportações brasileiras (1984-1997). **Economia Aplicada**, v. 4, n. 3, 2000.

KNETTER, M. (1993). International comparisons of pricing to market behavior. **The American Economic Review**, 833, p. 473-486, 1993.

LAFLÈCHÉ, T. The Impact of Exchange Rate Movements on Consumer Prices. **Bank of Canada Review** (Winter), p. 21-32, 1996.

LEUNG, D. An empirical analysis of exchange rate pass-through into consumer prices. **Bank of Canada** RM-03-005, 2003.

MACIEL, L. F. P. **Pass-Through Cambial**: Uma Estimação para o Caso Brasileiro. 2006. Dissertação (Mestrado em Economia) – Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro, 2006.

- MENON, J. (1995). Exchange rate pass-through. **Journal of Economic Surveys**, v. 9, n. 2, 1995.
- MISHKIN, F. S. Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy. **NBER Working Paper**, n. 13889, 2008.
- MUMTAZ, H.; OOMEN, O.; WANG, J. Exchange rate pass-through into UK import prices. **Bank of England Working Paper**, n. 312, 2006.
- NOGUEIRA JÚNIOR, R. P. Inflation targeting and exchange rate pass-through. **Economia Aplicada**, 11(2), p. 189-208, 2007.
- PEREIRA, T. R.; CARVALHO, A. Desvalorização cambial e seu impacto sobre os custos e preços industriais no Brasil – uma análise dos efeitos de encadeamento nos setores produtivos. Ipea, **Texto para Discussão**, n. 711, 2000.
- SOFFER, Y. Exchange rate pass-through to the consumer price index: a micro approach. **Bank of Israel Foreign Exchange Discussion Paper Series**, 2.06, 2006.
- TAYLOR, J. Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms. **European Economic Review**, 44, p. 1389-1408, 2000.
- TEJADA, C. A. O.; SILVA, A. G. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 46, n. 1, 2008.

YANG, J. Exchange Rate Pass-Through in U.S. Manufacturing Industries. **Review of Economics and Statistics**, 79(1), p. 95-104, 1997.

APÊNDICE

Tabela A.1 – Coeficientes e testes de Wald para o grau de repasse por itens do IPC-Br – De 1999 a 2008

Itens		Grau de rigidez	Coeficiente de repasse					
			6 períodos		9 períodos		12 períodos	
			Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor
1101	Arroz e feijão	0,61	-0,05	0,62	-0,06	0,64	-0,12	0,46
1103	Hortaliças e legumes	0,68	0,25	0,13	0,46	0,02	0,15	0,52
1105	Frutas	0,61	0,21	0,10	0,20	0,17	0,20	0,23
1107	Massas e farinhas	0,87	0,14	0,00	0,15	0,00	0,16	0,00
1109	Panificados e biscoitos	2,44	0,19	0,00	0,18	0,00	0,21	0,00
1111	Adoçantes	0,79	0,55	0,00	0,67	0,00	0,71	0,00
1113	Doces e chocolates	0,83	0,16	0,00	0,20	0,00	0,22	0,00
1115	Laticínios	0,87	0,01	0,79	0,04	0,52	0,08	0,31
1117	Aves e ovos	0,84	0,02	0,76	0,01	0,83	0,04	0,56
1119	Carnes bovinas	0,82	0,08	0,21	0,17	0,02	0,16	0,06
1121	Carnes suínas	0,81	0,16	0,03	0,31	0,00	0,33	0,00
1123	Carnes de outros animais	1,07	0,21	0,12	-0,02	0,89	0,21	0,23
1125	Pescados frescos	0,67	0,20	0,00	0,25	0,00	0,20	0,01
1127	Carnes e peixes industrializados	0,82	0,24	0,00	0,33	0,00	0,37	0,00
1129	Óleos e gorduras	0,73	0,10	0,12	0,12	0,11	0,09	0,27
1131	Condimentos	1,02	0,09	0,00	0,08	0,00	0,08	0,02
1133	Vegetais em conservas	0,91	0,18	0,00	0,19	0,00	0,19	0,00
1135	Bebidas não alcoólicas	0,97	0,06	0,05	0,04	0,28	0,04	0,31
1137	Outros gêneros alimentícios	0,99	0,12	0,00	0,12	0,01	0,12	0,02
1139	Alimentos prontos congelados	0,64	0,06	0,15	0,08	0,11	0,08	0,19
1141	Gêneros alimentícios <i>diet/light</i>	1,03	-0,05	0,80	-0,06	0,78	0,11	0,68
1201	Restaurantes	5,87	0,01	0,58	0,05	0,06	0,06	0,05
1203	Bares e lanchonetes	6,89	0,03	0,15	0,01	0,76	0,00	0,97
2101	Aluguel e condomínio	1,22	-0,01	0,01	-0,01	0,10	-0,01	0,09
2103	Tributos e seguro imobiliário	8,34	-0,01	0,75	0,04	0,30	0,01	0,87
2201	Luz, gás e telefone	3,73	0,11	0,01	0,16	0,00	0,22	0,00
2301	Móveis	1,75	0,08	0,03	0,13	0,00	0,16	0,00
2307	Colchões	1,59	0,21	0,00	0,17	0,01	0,17	0,01
2401	Roupas de cama, mesa e banho	1,94	0,05	0,10	0,07	0,06	0,05	0,24
2501	Eletrodomésticos	1,76	0,07	0,01	0,07	0,03	0,08	0,02
2503	Equipamentos eletrônicos	2,21	0,14	0,00	0,16	0,00	0,20	0,00
2505	Outros equipamentos	1,61	0,09	0,02	0,12	0,01	0,09	0,09
2603	Louças e panelas	2,04	0,04	0,27	0,04	0,31	0,04	0,46
2605	Outros utensílios domésticos	1,38	0,05	0,29	0,05	0,42	0,07	0,30
2701	Material para limpeza	0,88	0,08	0,00	0,08	0,00	0,10	0,00
2703	Material para pintura	3,30	0,17	0,00	0,24	0,00	0,26	0,00
2705	Material hidráulico	4,09	0,09	0,02	0,13	0,00	0,16	0,00
2707	Material elétrico	1,53	0,12	0,00	0,20	0,00	0,29	0,00
2711	Material para reparos de residência	4,35	0,13	0,00	0,21	0,00	0,22	0,00
2801	Empregados domésticos	12,99	-0,01	0,73	0,00	0,96	-0,01	0,74
2803	Outros serviços de residência	10,11	-0,02	0,25	-0,05	0,03	-0,04	0,09

Tabela A.1 – Coeficientes e testes de Wald para o grau de repasse por itens do IPC-Br – De 1999 a 2008 (continuação)

Itens	Grau de rigidez	Coeficiente de repasse						
		6 períodos		9 períodos		12 períodos		
		Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	
3101	Roupas masculinas	1,73	0,01	0,76	0,08	0,03	0,05	0,23
3103	Roupas femininas	1,72	0,09	0,02	0,12	0,01	0,10	0,06
3105	Roupas infantis	1,87	-0,27	0,08	-0,32	0,08	-0,25	0,20
3201	Calçados masculinos	1,64	0,02	0,59	0,03	0,46	0,02	0,70
3203	Calçados femininos	1,72	-0,02	0,53	-0,04	0,26	-0,01	0,83
3205	Calçados infantis	1,51	-0,07	0,68	-0,01	0,95	0,08	0,74
3501	Serviços de confecção	6,90	0,04	0,15	0,01	0,69	0,06	0,08
3503	Conservação do vestuário	7,48	-0,07	0,02	-0,08	0,02	-0,15	0,00
4101	Hospitais e laboratórios	9,56	0,01	0,42	0,00	0,84	-0,02	0,28
4103	Médico, dentista e outros	9,78	0,01	0,49	-0,01	0,63	-0,02	0,34
4201	Medicamentos em geral	3,60	0,06	0,13	0,04	0,37	0,04	0,43
4203	Aparelhos médico-odontológicos	5,07	0,06	0,04	0,04	0,24	0,08	0,05
4205	Produtos farmacêuticos	1,28	0,04	0,39	0,00	0,98	-0,03	0,64
4301	Artigos de higiene e cuidado pessoal	1,84	0,05	0,03	0,11	0,00	0,11	0,00
4303	Serviços de cuidados pessoais	8,84	-0,03	0,12	-0,03	0,19	-0,04	0,12
5101	Cursos formais	10,41	0,02	0,40	0,01	0,54	0,02	0,33
5103	Cursos não formais	5,50	-0,02	0,46	0,02	0,42	0,00	0,91
5105	Material escolar e livros em geral	7,03	0,04	0,05	0,08	0,00	0,08	0,01
5201	Jornais e revistas	19,83	0,10	0,04	0,13	0,03	0,12	0,08
5301	Brinquedos e artigos esportivos	2,30	0,01	0,74	0,07	0,04	0,09	0,02
5305	Fotografia	6,41	0,28	0,00	0,26	0,00	0,27	0,00
5309	Salas de espetáculo	5,00	-0,04	0,38	-0,03	0,61	-0,07	0,28
5311	Cultura física	8,43	-0,02	0,46	-0,04	0,15	0,02	0,44
5315	Passeios e férias	3,19	0,16	0,02	0,11	0,20	0,16	0,12
6101	Transporte público urbano	12,69	0,03	0,56	0,06	0,34	-0,03	0,64
6103	Transporte público interurbano	4,75	0,08	0,03	0,10	0,04	0,13	0,01
6201	Veículos	1,39	0,01	0,74	0,11	0,01	0,06	0,26
6203	Peças e acessórios	2,26	0,07	0,03	0,06	0,11	0,02	0,60
6205	Combustíveis e lubrificantes	1,84	0,28	0,01	0,31	0,02	0,32	0,04
6207	Serviços de oficina	8,63	-0,13	0,00	-0,14	0,00	-0,14	0,00
6209	Outros gastos com veículos	9,16	-0,01	0,35	-0,01	0,65	-0,01	0,65
7101	Bebidas alcoólicas	0,92	0,07	0,08	0,12	0,01	0,13	0,02
7102	Bebidas alcoólicas importadas	0,86	0,14	0,02	0,15	0,04	0,25	0,00
7103	Fumo e acessórios	9,77	0,06	0,24	0,00	0,95	-0,05	0,46
7201	Correio e telefone público	7,69	-0,11	0,00	-0,10	0,02	-0,01	0,80
7203	Loterias	84,76	0,01	0,95	-0,05	0,82	-0,44	0,05
7205	Despesas com animais domésticos	1,01	-0,03	0,37	-0,01	0,84	0,04	0,35
7209	Serviços diversos	10,58	0,05	0,09	0,09	0,81	0,11	0,01

Tabela A.2 – Coeficientes e testes de Wald para o grau de repasse por subgrupos, grupos e índice geral do IPC-Br – De 1999 a 2008

Itens	Grau de rigidez	Coeficiente de repasse					
		6 períodos		9 períodos		12 períodos	
		Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor
Índice geral	4,59	0,08	0,00	0,09	0,00	0,08	0,00
1 Alimentação	1,61	0,13	0,00	0,16	0,00	0,14	0,01
11 Gêneros alimentícios	0,98	0,16	0,00	0,19	0,00	0,17	0,01
12 Alimentação fora	6,14	0,04	0,04	0,07	0,00	0,08	0,00
2 Habitação	4,04	0,05	0,00	0,08	0,00	0,09	0,00
21 Aluguel e encargos	3,08	-0,02	0,10	-0,01	0,59	-0,02	0,17
22 Serviços públicos de residência	3,73	0,06	0,05	0,09	0,03	0,11	0,02
23 Mobiliário	1,73	0,07	0,06	0,11	0,01	0,10	0,04
24 Roupas de cama, mesa e banho	1,94	0,05	0,10	0,07	0,06	0,05	0,24
25 Eletrodomésticos e equipamentos	1,98	0,10	0,00	0,11	0,00	0,12	0,00
26 Utensílios diversos	1,71	0,10	0,00	0,13	0,00	0,16	0,00
27 Artigos de conservação e reparo	2,30	0,06	0,00	0,09	0,00	0,10	0,00
28 Serviços de residência	11,98	-0,02	0,31	-0,03	0,25	-0,03	0,24
3 Vestuário	1,83	-0,01	0,80	0,03	0,34	0,03	0,43
31 Roupas	1,75	-0,01	0,63	0,04	0,22	0,03	0,43
32 Calçados	1,66	-0,01	0,78	0,02	0,56	0,02	0,70
35 Serviços do vestuário	7,22	-0,05	0,00	-0,08	0,00	-0,08	0,00
4 Saúde e cuidados pessoais	4,88	0,05	0,00	0,04	0,01	0,04	0,03
41 Serviços de saúde	9,75	0,01	0,68	-0,01	0,54	-0,02	0,37
42 Produtos médico-odontológicos	3,77	0,09	0,00	0,06	0,09	0,07	0,08
43 Cuidados pessoais	3,63	0,04	0,01	0,05	0,01	0,05	0,03
5 Educação, leitura e recreação	8,85	0,05	0,00	0,06	0,00	0,07	0,00
51 Educação	9,51	0,05	0,00	0,04	0,03	0,02	0,23
52 Leitura	19,83	0,08	0,13	0,09	0,15	0,06	0,40
53 Recreação	4,15	0,13	0,00	0,13	0,00	0,16	0,00
6 Transportes	6,57	0,20	0,00	0,22	0,00	0,20	0,00
61 Transporte público	12,16	0,07	0,02	0,11	0,01	0,04	0,36
62 Transporte próprio	2,66	0,19	0,00	0,23	0,00	0,20	0,03
7 Despesas diversas	13,01	0,03	0,10	0,05	0,05	0,04	0,16
71 Bebidas alcoólicas e fumo	6,10	0,06	0,05	0,04	0,27	0,03	0,44
72 Outras despesas diversas	20,02	0,00	0,82	0,03	0,09	0,07	0,00



Previsões de Mercado no Brasil: desempenho e determinantes*

FABIA A. DE CARVALHO**
ANDRÉ MINELLA***

** Agradecemos a Mario Mesquita, Emanuel Kohlscheen e Klaus Schmidt-Hebbel por seus comentários e sugestões, à Gerência-Executiva de Relacionamento com Investidores (Gerin) do Banco Central do Brasil por gentilmente fornecer os dados utilizados neste trabalho e aos participantes do XI Seminário Anual de Metas para a Inflação do Banco Central do Brasil de 2009, do Encontro da Latin America and Caribbean Economic Association (Lacea) de 2008 e do Econometric Society European Meeting (Esem) de 2009. As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente dos autores e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.*

*** Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil.
E-mail: fabia.carvalho@bcb.gov.br (autora correspondente).*

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

RESUMO

Avalia diversos aspectos das previsões de mercado no Brasil: racionalidade, poder preditivo, desempenho conjunto, epidemiologia e determinantes. Usando os dados da pesquisa conduzida pelo Banco Central do Brasil (BCB) junto a analistas econômicos durante o período do regime de metas para a inflação, os principais resultados encontrados são: i) a credibilidade na política monetária brasileira tem aumentado ao longo do tempo, uma vez que as metas para a inflação são determinantes importantes na formação das expectativas de inflação e os agentes privados percebem o BCB como seguindo uma regra de Taylor que é consistente com o regime de metas; ii) as previsões de mercado para a inflação tiveram desempenho semelhante ou superior às projeções baseadas em modelos ARMA, VAR e BVAR com conjunto de informação padrão; iii) o desempenho conjunto das previsões de mercado tem melhorado ao longo dos anos; iv) na decomposição dos erros de previsão para inflação, taxa de juros e taxa de câmbio, o componente comum dos erros de previsão entre os participantes da pesquisa prevalece sobre o componente idiossincrático; v) as instituições *top* 5 divulgadas pelo BCB são influentes sobre as projeções dos demais participantes da pesquisa; vi) as previsões de inflação não apresentam viés mas não são plenamente eficientes; e vii) a incerteza sobre a previsão de inflação está positivamente relacionada com o aumento da inflação e com o prêmio de risco-país.

Palavras-chave: Previsões de mercado. Expectativas de inflação. Metas para a inflação. Credibilidade. Brasil.

Classificação JEL: E47; E49; E58

ABSTRACT

This paper assesses a wide set of aspects of market forecasts in Brazil: rationality, predictive power, joint performance, epidemiology and determinants. Using the survey conducted by the Central Bank of Brazil (BCB) among professional forecasters during the inflation targeting period, the main results are as follows: i) credibility in Brazilian monetary policy has increased over time, since inflation targets are important to explain inflation expectations, and private agents perceive the BCB as following a Taylor-type rule that is consistent with the inflation targeting framework; ii) market inflation forecasts had similar or better forecast performance than ARMA-, VAR- and BVAR-based forecasts with standard information sets; iii) the joint performance of market forecasts has improved over the past years; iv) in the decomposition of forecast errors for inflation, interest rate and exchange rate, the common forecast error component prevails over the idiosyncratic component across survey respondents; v) top-five forecasters published by the BCB are influential in other respondents' forecasts; vi) inflation forecasts are unbiased but not fully efficient; and vii) inflation forecast uncertainty is positively related to increasing inflation and to country-risk premium.

Keywords: *Market forecasts. Inflation expectations. Inflation targeting. Credibility. Brazil.*

1 • INTRODUÇÃO

O regime de metas para a inflação no Brasil trouxe uma mudança considerável na importância que o Banco Central do Brasil (BCB) e os agentes de mercado atribuem às previsões de inflação. O BCB tem usado sistematicamente as previsões de mercado como um instrumento para avaliar a condução da política monetária e o desempenho do regime. Previsões de mercado também têm sido empregadas como insumo no processo de decisão de política monetária, uma vez que são parte das decisões de preço das firmas, afetando a inflação efetiva. Isso requer que a política monetária defina seus instrumentos de forma a assegurar que as expectativas de inflação estejam ancoradas na meta.

O destacado papel desempenhado pelas expectativas tem nutrido interesse crescente na análise empírica das previsões de inflação no Brasil. Bevilaqua, Mesquita e Minella (2008), Carvalho e Bugarin (2006), Cerisola e Gelos (2005), Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2003) e Guillén (2008) tentaram dissecar o comportamento das previsões de mercado para a inflação no Brasil.

Este artigo vai além. Ele acrescenta outras variáveis que não a inflação no conjunto de variáveis cujas previsões são analisadas e inclui métodos multivariados entre as técnicas utilizadas. Além disso, a análise das previsões de mercado é reforçada pelo uso do painel completo das previsões dos analistas.

Inicialmente, o trabalho avalia a racionalidade das previsões de inflação, aplicando os testes usuais de viés e de eficiência. Compara-se também o poder preditivo das previsões de mercado com as previsões provenientes de modelos ARMA, VAR e BVAR. O artigo então testa o desempenho conjunto das previsões dos participantes de mercado para inflação, taxa de juros e taxa de câmbio, usando a metodologia desenvolvida em Bauer, Eisenbeis, Waggoner e Zha (2003, 2006) e

Eisenbeis, Waggoner e Zha (2002). Após, avalia-se se as previsões das instituições classificadas como *top 5* afetam as previsões dos outros analistas de maneira sistemática. Depois, investigam-se os fatores determinantes do comportamento das previsões de inflação e sua robustez ao longo do tempo. Por fim, avalia-se a formação das previsões da taxa Selic de juros e os possíveis determinantes da dispersão das expectativas de inflação.

Os principais resultados encontrados no trabalho são os seguintes: i) as previsões de inflação não são viesadas, mas não são totalmente eficientes; ii) as previsões de mercado para a inflação tiveram desempenho similar ou superior às provenientes de modelos ARMA, VAR e BVAR com conjunto de informação padrão; iii) na decomposição dos erros de previsão para inflação, taxa de juros e taxa de câmbio, o componente comum do erro de previsão prevalece sobre o componente de erro idiossincrático dos participantes; iv) o desempenho conjunto das previsões de mercado tem melhorado nos últimos anos, embora não de forma regular; v) as previsões das instituições *top 5* publicadas pelo BCB são influentes na pesquisa das previsões de inflação, taxa de juros e taxa de câmbio; vi) a incerteza inflacionária relaciona-se positivamente à inflação crescente e ao prêmio de risco-país; vii) a credibilidade nas metas para a inflação no Brasil é acentuada, visto que elas desempenham um papel importante no comportamento das expectativas de inflação; viii) a importância das metas para a inflação aumentou depois que o país superou a crise de confiança de 2002-2003; e ix) os agentes percebem o BCB como seguindo uma regra de Taylor que é consistente com o regime de metas para a inflação, com as expectativas da taxa Selic de juros dependendo principalmente dos desvios das expectativas de inflação em relação à meta. Esses últimos resultados fornecem evidência que o BCB construiu credibilidade durante o regime de metas para a inflação.

¹ A relativamente baixa liquidez nos horizontes relevantes para a política monetária tem limitado a confiança em indicadores de expectativas derivados de títulos públicos. Para fortalecer os incentivos para o fornecimento de previsões acuradas, o BCB publica regularmente um *ranking* dos participantes com as melhores previsões para diversas variáveis.

² Contudo, para o período entre 2000:1 e 2001:10, a pesquisa não fornece informação direta sobre as expectativas de inflação para doze meses à frente, mas contém informação sobre as expectativas para os anos calendário corrente e seguinte. Nesse caso, combinam-se os valores para os anos corrente e seguinte. Subtrai-se o valor efetivo da inflação até o mês corrente das expectativas para o ano corrente e usam-se as expectativas para o ano seguinte proporcionalmente ao número de meses restantes. Para os testes de viés e consistência, porém, não se usa o período dos dados interpolados para evitar o uso de séries aproximadas.

³ Uma vez que o IPCA-15 é calculado incluindo informação dos preços da primeira metade do mês corrente, o uso de uma data posterior significaria a utilização de expectativas formadas com informação sobre a inflação em t . O uso de média mensal também adicionaria o problema de que os primeiros dias do mês incluem expectativas para $t-1$.

O trabalho está organizado da seguinte maneira. A seção 2 traz detalhes da base de dados usada e traça um panorama do comportamento das previsões de mercado para inflação, taxa de juros Selic e taxa de câmbio. A seção seguinte testa a presença de viés e a eficiência das previsões de inflação. A seção 4 compara o poder preditivo das previsões de mercado para a inflação com as previsões baseadas em modelos. A seção 5, por sua vez, avalia o desempenho conjunto das previsões de mercado. A seção 6 investiga a disseminação das previsões *top 5* para os demais participantes da pesquisa. Por fim, a última seção estima os determinantes das previsões para a inflação e para a taxa de juros Selic e traz também alguma evidência sobre os determinantes da dispersão das previsões de inflação.

2 • PREVISÕES DE MERCADO: PANORAMA E BASE DE DADOS

A Gerência-Executiva de Relacionamento com Investidores (Gerin) do BCB coleta previsões de mercado para variáveis macroeconômicas entre cerca de cem analistas econômicos. A pesquisa tem sido conduzida desde o início do regime de metas para a inflação, e medidas agregadas são publicadas semanalmente. Embora a pesquisa inclua um conjunto mais amplo de variáveis, este trabalho se concentra nas previsões para inflação,¹ taxa de câmbio e taxa de juros Selic.

A figura 2.1 mostra as previsões de mercado para a inflação e as metas para a inflação no Brasil. As previsões de inflação se referem ao Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), o qual é usado como a meta oficial de inflação. Os valores de previsão mostrados referem-se à mediana das previsões de inflação doze meses à frente (inflação acumulada entre t e $t+12$),² coletada na véspera da publicação do IPCA-15, data denominada como “data crítica”.³ A série de metas

para a inflação também se refere à inflação doze meses à frente. Uma vez que as metas são estabelecidas para os anos calendário, usamos dados interpolados. A série leva em consideração o fato que o BCB perseguiu uma meta ajustada para 2003 e 2004⁴ e um objetivo fora do centro e dentro do intervalo de tolerância para 2005,⁵ os quais se constituíram na principal referência para os agentes. Essa série é denominada “série de metas ajustadas”.

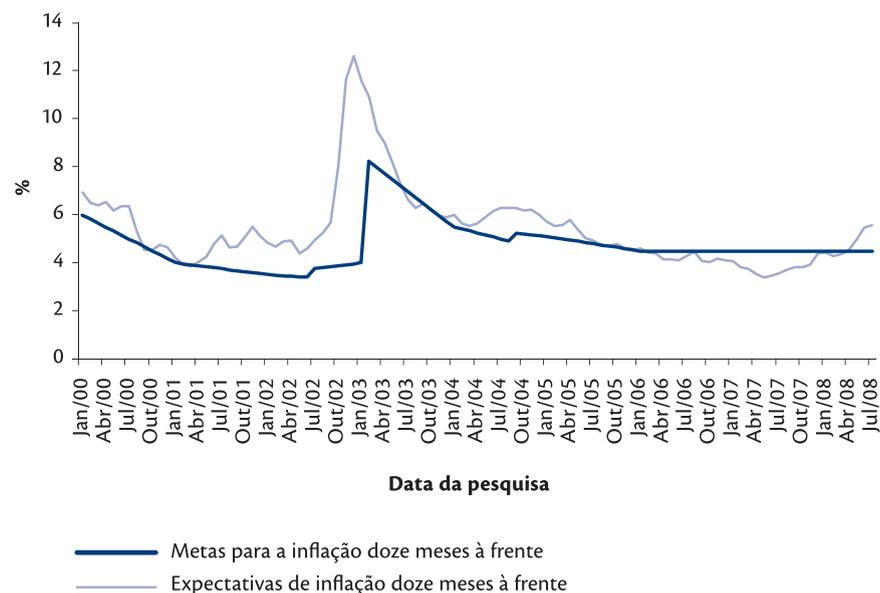
A dinâmica das expectativas de inflação no Brasil não tem sido estável, cabendo uma divisão em três períodos. O primeiro cobre a implementação e primeiros anos do regime de metas para a inflação. O regime de metas no Brasil foi implementado rapidamente e em um momento de grande incerteza. Entretanto, as expectativas de inflação mostraram-se bem ancoradas, acompanhando as metas declinantes desse período. O segundo período, iniciado em meados de 2001, foi marcado inicialmente por um desvio das expectativas em relação às metas, impulsionado pelo racionamento de energia elétrica e depreciação da taxa de câmbio. O evento mais importante, porém, foi a crise de confiança no final de 2002 e início de 2003, quando a probabilidade de mudança no regime de política e a significativa depreciação cambial fizeram as expectativas de inflação atingirem 12% ao ano, enquanto a meta era de 4%. Contudo, com a forte reação do BCB e a confiança crescente de que o regime de política seria mantido, as previsões de inflação recuaram para cerca de 7% em meados de 2003 e para menos de 6,0% no final do ano. O terceiro período, iniciado em 2005-2006, é caracterizado pelo fim da crise de confiança e de seus efeitos, o retorno das expectativas para valores ao redor da meta e a consolidação do regime de metas para a inflação.

⁴ As metas ajustadas foram anunciadas pelo BCB em janeiro de 2003 na carta oficial aberta enviada ao Ministério da Fazenda. Em junho de 2003, o Conselho Monetário Nacional (CMN) confirmou a meta ajustada para 2004 como a meta oficial.

⁵ Nas notas da reunião do Comitê de Política Monetária (Copom) de setembro de 2004, o BCB anunciou que buscava para 2005 um objetivo de 5,1% em vez da meta de 4,5%.

⁶ Erros de previsão são definidos como inflação efetiva menos a prevista.

Figura 2.1 – Expectativas e metas para a inflação (doze meses à frente) – 2000:1-2008:7

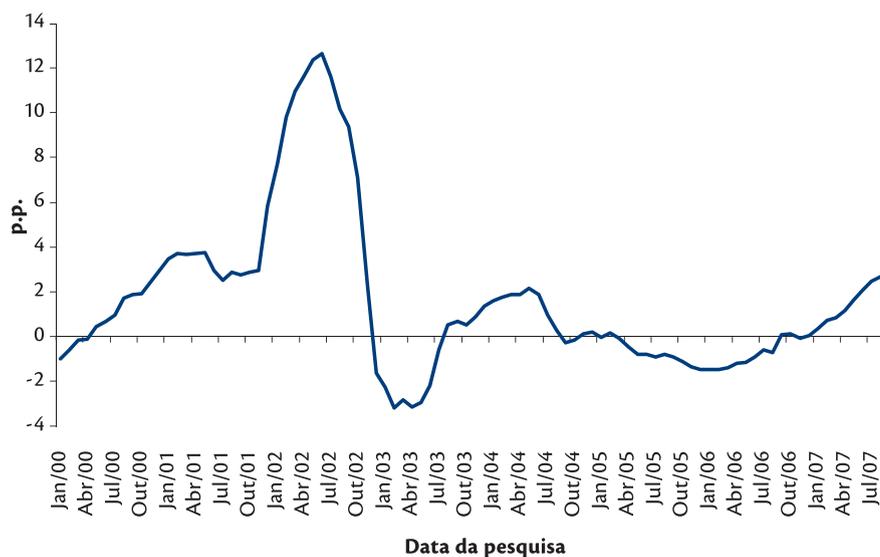


Os erros de previsão de inflação também retratam esses movimentos (figura 2.2).⁶ Os choques inflacionários inesperados de 2001 e principalmente de 2002 geraram erros de previsão tão grandes quanto doze pontos percentuais. Por outro lado, as previsões feitas bem no final de 2002 e na primeira metade de 2003 sobrestimaram a inflação futura, provavelmente porque assumiam que havia uma probabilidade relevante de mudança no regime de política, a qual não se materializou. Nos anos seguintes, os erros de previsão foram relativamente menores, refletindo a construção de um ambiente econômico mais estável no país.

Contudo, com o crescimento da inflação em 2008, previsões feitas um ano antes acabaram subestimando a inflação futura. Note que, uma vez que as previsões se referem a um horizonte de doze meses, os erros de previsão tendem a apresentar elevada correlação. Por exemplo, se a inflação de dezembro de 2000 é maior do que a esperada, todas as previsões feitas entre janeiro e dezembro de 2000 exibirão erros.

Figura 2.2 – Erros de previsão de inflação
(inflação efetiva menos inflação prevista para doze meses à frente)

2000:1-2007:8



As figuras 2.3 e 2.4 apresentam os valores previstos para a taxa de juros Selic e para a variação cambial.⁷ As previsões da taxa Selic tenderam a acompanhar proximamente as previsões de inflação, uma relação que exploramos na seção 7. Quanto à taxa de câmbio, expectativas de depreciação prevaleceram na maior parte da amostra, exceto no período da crise de confiança e na segunda metade de 2007.

⁷ Valores coletados na data crítica. Os valores para a Selic, os quais começam em 2002:1, são calculados como a média aritmética, entre os meses $t+1$ e $t+12$, das previsões para a meta da taxa Selic no final de cada mês. Os valores da variação cambial, por sua vez, são calculados como a média da taxa de câmbio prevista entre t e $t+11$, dividida pelo seu valor médio em $t-1$.

Figura 2.3 – Expectativas da taxa Selic de juros (previsão da média da meta para a taxa Selic para um horizonte de doze meses) – 2002:1-2008:7

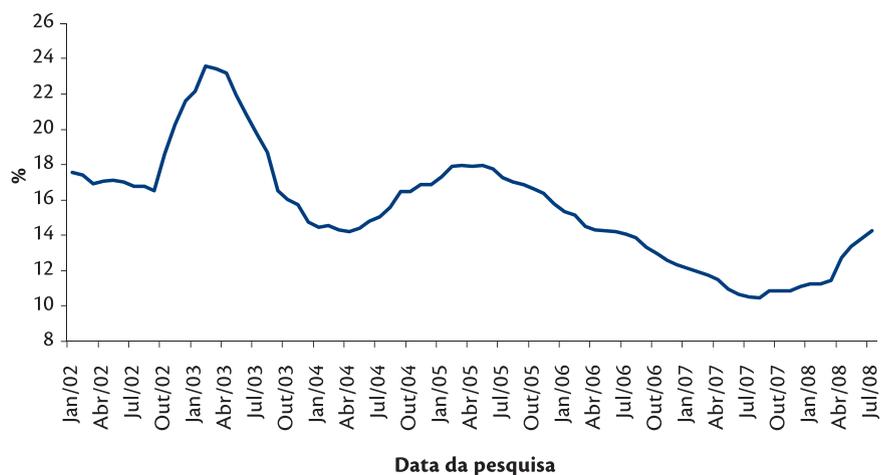
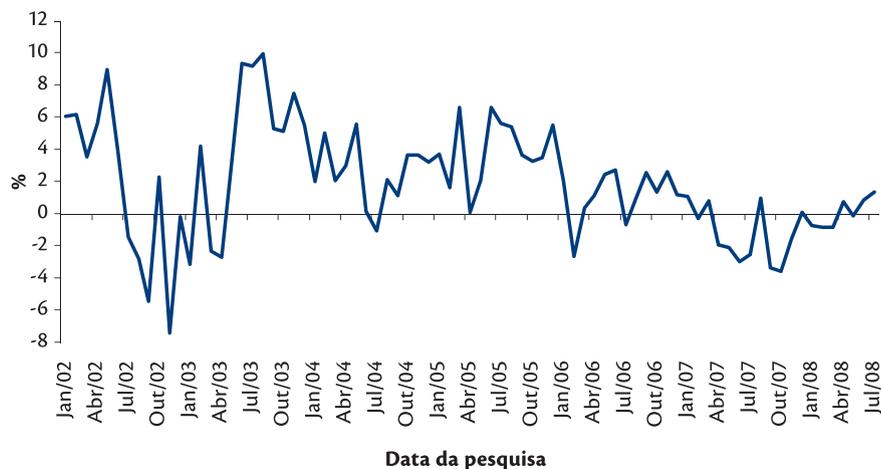


Figura 2.4 – Expectativas de variação cambial (previsão da variação da taxa média de câmbio para um horizonte de doze meses) – 2002:1-2008:7



3 • RACIONALIDADE DAS PREVISÕES DE MERCADO PARA A INFLAÇÃO

A literatura econômica oferece um número grande de teorias de como as expectativas são formadas. E as prescrições de política monetária são fortemente condicionadas às regras de formação das expectativas.

Na teoria de expectativas adaptativas de Cagan, Friedman e Nerlove, assume-se que os agentes olham essencialmente para níveis e previsões passadas de variáveis econômicas para formar suas previsões (EVANS; HONKAPOHJA, 2001). Tal comportamento míope não era compatível com a crescente percepção de que agentes econômicos são otimizadores. Isso, acrescido do reconhecimento de que “expectativas adaptativas, ou qualquer outra fórmula com defasagem e pesos fixos, geram previsões ruins em certos contextos e que regras de previsão melhores podem estar amplamente disponíveis” (EVANS; HONKAPOHJA, 2001, p. 11, tradução nossa), preparam o caminho para a teoria da racionalidade, formulada inicialmente de forma explícita por Muth (1961). Racionalidade implica que os agentes econômicos compreendem completamente as forças subjacentes que direcionam a economia, com completo conhecimento do modelo econômico e de seus parâmetros. Durante décadas, a hipótese de racionalidade tem estado no centro da economia *mainstream*.

Teorias mais recentes de expectativas têm tentado incorporar traços psicológicos mais plausíveis da tomada de decisões, relaxando racionalidade estrita de diversas maneiras. Alguns exemplos são o aprendizado econométrico (EVANS; HONKAPOHJA, 2001, 2003, 2008; SARGENT; MARCET, 1989a, 1989b, 1992; SARGENT, 1995), o qual tem sido amplamente aplicado a modelos macroeconômicos para análise de política monetária (COGLEY; SARGENT, 2005; GASPAR; SMETS; VESTIN, 2006; MILLANI, 2005; SVENSSON, 2003; PRESTON, 2005), ganhos constantes e aprendizado perpétuo

(ORPHANIDES; WILLIAMS, 2005, 2007), aprendizado neural (YANG, 2000), racionalidade limitada com restrição de capacidade de processar informação (SIMS, 2005), rigidez de informação (MANKIW; REIS, 2002) e regras de bolso (GALÍ; GERTLER, 1999). Cada uma dessas hipóteses implica diferentes recomendações para as decisões de política monetária ótima, embora muitas delas ainda assumam racionalidade no equilíbrio de longo prazo.

Os estudos anteriores para o Brasil mostram que as previsões de mercado para a inflação não se conformam à hipótese estrita de racionalidade. Carvalho e Bugarin (2006), com amostra até janeiro de 2004, encontraram que, embora as previsões de mercado não mostrassem vieses sistemáticos, elas não eram eficientes no uso de informação disponível com relação a certo número de variáveis econômicas. Guillén (2008), por sua vez, testou um conjunto de teorias de expectativas e concluiu que é mais provável que a mediana das previsões de mercado se conforme à teoria da rigidez da informação.

Nesta seção, testa-se a racionalidade das previsões de mercado para a inflação no Brasil, medida pela variação do IPCA em um horizonte de doze meses, levando em consideração a máxima ordem teórica de correlação serial nos resíduos estimados. Com esse fim, as regressões são feitas com a matriz de covariância de Newey-West, a qual permite uma estrutura $MA(k)$ para os resíduos, onde k é o horizonte máximo de previsão.

Previsões racionais são aquelas que não apresentam viés e que usam eficientemente qualquer informação disponível ao previsor. As hipóteses-padrão de ausência de viés são testadas por meio da hipótese nula conjunta de $H_0 : \alpha = 0, \beta = 1$ no modelo

$$\pi_{t,t+k} = \alpha + \beta E_t \pi_{t,t+k} + \mu_{t+k} \quad (3.1)$$

ou, mais restritivamente, elas atendem à hipótese nula $H_0 : \varphi = 0$ no modelo

$$\varepsilon_{t,t+k} = \varphi + \eta_{t+k}, \quad (3.2)$$

onde (α, β, φ) são parâmetros a serem estimados, π_{t+k} é a inflação ocorrida no momento $t+k$, $E_t \pi_{t+k}$ são as expectativas feitas no momento t para um horizonte de k meses à frente e (μ, η) são resíduos do tipo MA(k).

Sob a hipótese nula, se a inflação de k meses à frente não fosse impactada por choques imprevistos que ocorrem desde o momento em que as previsões são feitas até o momento em que a inflação se realiza, a inflação variaria de um para um com as expectativas não viesadas. Essa hipótese implica que os erros de previsão são incorridos à medida que eles resultam de choques imprevistos.

A tabela 3.1 apresenta os resultados do teste de viés para a mediana das previsões de inflação coletadas pelo BCB para um horizonte de doze meses (entre t e $t+11$ e entre $t+1$ e $t+12$). Os p-valores favorecem principalmente a hipótese de ausência de viés, embora o tamanho limitado da amostra, cobrindo um período no qual a economia foi atingida por vários choques de elevada magnitude, sugere cautela ao se interpretar os resultados. De fato, a constante estimada é elevada, de modo que os p-valores favorecem a hipótese nula principalmente por causa da magnitude dos desvios-padrão estimados.⁸

⁸ A evidência para outros países é variada (KEANE; RUNKLE, 1990). Para Chile e México, Carvalho e Bugarin (2006) mostraram que as expectativas passaram no teste de viés.

Tabela 3.1 – Testes de viés da mediana das projeções de inflação

H₀: inexistência de viés

Modelo testado (nº da equação)	Horizonte de projeção	Período amostral	Nº de obs	Regressores (desvio-padrão)			P-valor do teste F conjunto
				α	β	φ	
3.1	t a $t+11$	Jan. 2002 a ago. 2007	68	4,05 (2,78)	0,54 (0,30)		0,3009
3.1	$t+1$ a $t+12$	Jan. 2002 a jul. 2007	67	5,35 (3,50)	0,30 (0,40)		0,1483
3.2	t a $t+11$	Jan. 2002 a jul. 2007	67			1,40 (1,26)	0,2700
3.2	$t+1$ a $t+12$	Jan. 2002 a jul. 2007	67			1,46 (1,29)	0,2640

Seguindo Ang, Bekaert e Wei (2005), testamos a possibilidade de presença de assimetria no viés, incrementando a equação (3.1) com uma variável *dummy*, D_t , que equivale a um se a inflação no tempo t excede o valor passado da sua média móvel de doze meses, $\pi_t - \frac{1}{12} \sum_{j=0}^{11} \pi_{t-j} > 0$. Caso contrário, D_t assume o valor de zero. Em outras palavras, verificamos se as previsões são viesadas quando a inflação é crescente. Vieses não lineares se refletem em coeficientes α_2 e β_2 estatisticamente significativos na regressão seguinte:

$$\pi_{t,t+k} = \alpha_1 + \alpha_2 D_t + \beta_1 E_t \pi_{t,t+k} + \beta_2 D_t E_t \pi_{t,t+k} + \mu_{t+k} . \quad (3.3)$$

Os p-valores estimados não trazem evidência de assimetria (tabela 3.2). Entretanto, uma vez que os valores estimados apresentam desvios-padrão elevados, deve-se ser cauteloso a respeito desse resultado.

Tabela 3.2 – Testes de viés assimétrico da mediana das projeções de inflação

Modelo testado (nº da equação)	Horizonte de projeção	Período amostral	Nº de obs	Regressores			
				(P-valor para $H_0: \alpha_1=0, \beta_1=1, \alpha_2=0, \beta_2=0$)	α_1	β_1	α_2
3.2	t a $t+11$	Jan. 2002 a ago. 2007	68	6,54 (0,184)	0,00 (0,126)	-2,87 (0,378)	0,70 (0,174)

Eficiência no uso de informação disponível no momento em que as previsões são feitas implica aceitar a hipótese nula $H_0: \alpha = 0, \beta = 1, \Gamma = 0$ no modelo

$$\pi_{t,t+k} = \alpha + \beta E_t \pi_{t,t+k} + \Gamma' \Theta_t + \mu_{t+k} \quad (3.4)$$

ou, analogamente a (3.2), a hipótese nula $H_0: \varphi = 0, \Phi = 0$ no modelo

$$\varepsilon_{t,t+k} = \varphi + \Phi' \Theta_t + \eta_{t+k}, \quad (3.5)$$

onde os vetores de parâmetros Γ em (3.4) e Φ em (3.5) estão associados com uma matriz de séries macroeconômicas Θ_t disponíveis ao analista no tempo t .

A tabela 3.3 apresenta os resultados para o teste de eficiência para as mesmas previsões de inflação, usando também a matriz de covariância de Newey-West com resíduos MA(h).⁹ Para a amostra completa, as previsões de mercado são eficientes no uso de dados de inflação e hiato do produto. Contudo, as previsões não são eficientes na utilização de informação sobre a taxa de juros e a taxa de câmbio.

⁹ Os resultados são qualitativamente equivalentes para o horizonte entre t e $t+11$.

¹⁰ Para Chile e México, Carvalho e Bugarin (2006) encontraram que as expectativas geralmente passaram no teste de eficiência, mas também com algumas exceções, principalmente para o México no caso das taxas de juros.

Tomados literalmente, esses resultados implicam que os analistas não anteciparam adequadamente o repasse da taxa de câmbio para os preços ao consumidor. O choque da crise de confiança de 2002-2003 pode ser considerado responsável por esse resultado à medida que as taxas de câmbio e de juros foram impactadas de forma importante e imprevisível nesse período. De fato, previsões produzidas depois de janeiro de 2004 foram eficientes também no uso da taxa de câmbio, mas não no caso da taxa de juros. De acordo com os coeficientes estimados (não apresentados), taxas de juros maiores teriam reduzido os erros de previsão, os quais poderiam refletir percepções equivocadas sobre o mecanismo de transmissão de política monetária, especialmente com relação à transmissão das taxas de juros para a inflação em horizontes curtos.¹⁰

Tabela 3.3 – Testes de eficiência da mediana das projeções de inflação

H₀: eficiência; horizonte de projeção: t+1 a t+12

Regressores	P-valor do teste <i>F</i> conjunto	
	Período amostral	
	2002:1-2007:7	2004:1-2007:7
3 defasagens da inflação do IPCA	0,5542	0,9795
1 defasagem da inflação do IPCA acumulada em doze meses	0,4728	0,4888
3 defasagens do hiato do produto industrial (recursivo)	0,2749	0,4816
3 defasagens da taxa de câmbio do último dia do mês	0,0049	0,5529
3 defasagens da meta para a taxa de juros Selic no último dia do mês	0,1000	0,0000
1 defasagem para a média da meta para a taxa Selic nos últimos doze meses	0,4781	0,6278

Nota: Todas as regressões incluem uma constante.

4 • O PODER PREDITIVO DAS PREVISÕES DE MERCADO PARA A INFLAÇÃO

Nesta seção, compara-se o poder preditivo da média das previsões de mercado para a inflação para um horizonte de doze meses com as previsões geradas por outros métodos de previsão. O objetivo não é encontrar o melhor método de previsão, mas avaliar o desempenho relativo das previsões de mercado, as quais usam um conjunto de informações bastante amplo, em comparação com modelos autorregressivos com conjunto de informação padrão, os quais são geralmente considerados boas ferramentas de previsão.

A tabela 4.1 registra a raiz dos erros quadráticos médios das previsões de mercado e das previsões advindas de um univariado ARMA e diferentes especificações de VAR e VAR bayesianos (BVAR), todos estimados recursivamente.¹¹ Os VARs e BVARs foram estimados usando o conjunto padrão de dados mensais do Brasil sobre taxa de inflação, taxa de juros Selic, taxa de câmbio e produção industrial,¹² em logaritmo ou em primeira diferença logarítmica.

Devido aos efeitos significativos da crise de confiança de 2002-2003 no comportamento das variáveis macroeconômicas, dividimos a amostra em dois períodos para avaliar o desempenho das previsões. Na amostra completa (de janeiro de 2002 a junho de 2007), os analistas produziram erros de previsão quadráticos muito próximos aos de modelos ARMA e modelos VAR e BVAR usando dados em primeira diferença logarítmica. Durante a crise de confiança, os agentes atribuíam uma probabilidade relevante de mudança no regime de política, a qual não se materializou, mas resultou em uma sobrestimação das previsões de inflação. Na amostra que exclui a maioria dos choques provenientes da crise de confiança, isto é, de janeiro de 2004 a junho de 2007, o erro quadrático médio da média das previsões de mercado foi substancialmente menor que o erro quadrático médio da melhor

¹¹ Estimações recursivas aproximam melhor a inferência possível a partir de conjunto de informações disponível ao analista no momento em que a previsão é gerada. É recomendável usar dados em tempo real para essas comparações, mas eles não estavam disponíveis aos autores para a realização deste artigo.

¹² Também testamos uma especificação que exclui produção industrial, mas sua previsão teve um desempenho inferior à melhor previsão feita com o conjunto maior de dados. Testamos também especificações alternativas de VAR e BVAR que incluíam variáveis fiscais e outras do setor real no conjunto de variáveis endógenas ou incluímos o risco soberano (Embi+ Brasil) como variável exógena, mas o poder preditivo fora da amostra dessas especificações foi inferior ao das apresentadas na tabela 4.1.

¹³ Exercícios de estimação (não apresentados) apontam para a mesma direção.

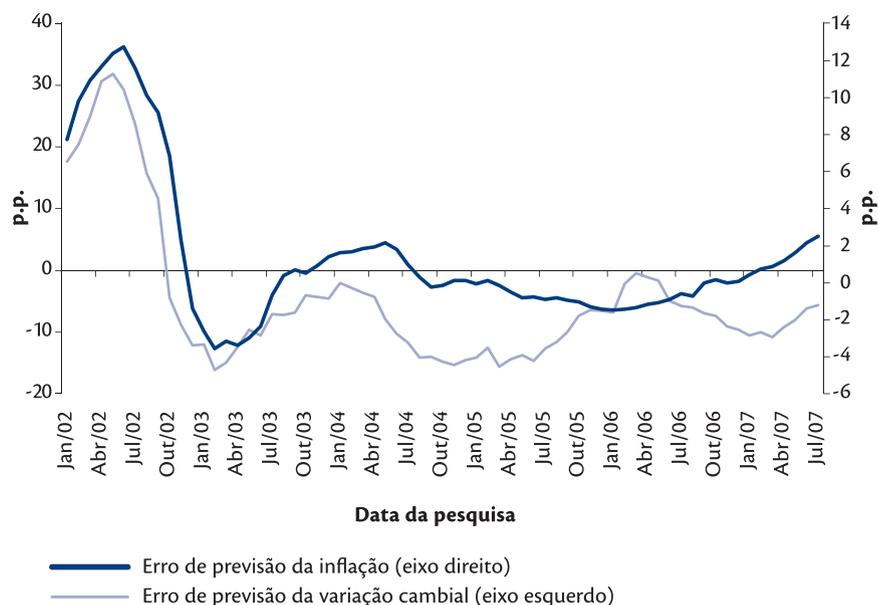
previsão econométrica obtida usando modelos autorregressivos. Esse resultado pode significar que os analistas foram capazes de usar informações outras que aquelas contidas em modelos autorregressivos. De fato, os agentes econômicos podem ter combinado previsões de modelos autorregressivos com outras de outros modelos e ter usado também de julgamento, baseando-se em um conjunto de informações significativamente maior do que o usado em modelos autorregressivos.

Os erros de previsão da inflação parecem estar parcialmente relacionados com os erros de previsão da taxa de câmbio. A figura 4.1 apresenta os erros de previsão (definidos como valores efetivos menos os previstos) para as expectativas de inflação e variação cambial (definida como na figura 2.4) para horizonte de doze meses à frente. O coeficiente de correlação é de 0,90. Essa relação é bastante forte na primeira metade da amostra, isto é, erros de previsão da variação cambial podem explicar grande parte dos erros de previsão de inflação. Entretanto, durante os últimos três anos da amostra, os erros de previsão de inflação se reduziram significativamente, e os erros de previsão da taxa de câmbio não parecem ter desempenhado um papel relevante.¹³ Note que inicialmente as previsões da taxa de câmbio subestimaram significativamente a variação cambial devido à crise de confiança. O pico ocorreu em 2002:5, quando os agentes previam um aumento médio de 9,0% da taxa de câmbio de t a $t+11$, mas o valor efetivo foi de 40,7% (o erro de previsão da inflação atingiu um máximo de 12,7 pontos percentuais no mês seguinte). Contudo, os erros de previsão foram negativos de 2002:10 até o final da amostra (2007:7). Depois de subestimar a apreciação cambial (previsões feitas no final de 2002 e em 2003), os agentes esperaram alguma depreciação enquanto a taxa de câmbio se apreciou (2004-2006) ou mesmo previram alguma apreciação, mas a taxa de câmbio se reduziu a uma taxa mais rápida (2007).

Tabela 4.1 – Raiz do erro quadrático médio das projeções de inflação

	Datas em que as projeções foram feitas	
	2002:1 a 2007:6	2004:1 a 2007:6
Média das projeções de mercado	4,43	1,22
<i>Variáveis dependentes em log</i>		
Métodos univariados de projeção		
ARMA(6,6)	4,44	2,69
Métodos multivariados de projeção		
- Escolha de defasagem ótima (AIC)		
VAR padrão	6,86	3,59
VAR bayesiano – <i>Prior</i> de Minnesota	5,51	3,59
VAR bayesiano – Decaimento harmônico	5,54	3,76
VAR bayesiano – Decaimento geométrico	5,76	3,97
- seis defasagens fixas		
VAR padrão	9,89	2,83
VAR bayesiano – <i>Prior</i> de Minnesota	5,59	2,75
VAR bayesiano – Decaimento harmônico	5,32	2,88
VAR bayesiano – Decaimento geométrico	5,66	3,72
<i>Variáveis dependentes em log – Diferença de primeira ordem</i>		
Métodos multivariados de Projeção		
- Escolha de defasagem ótima (AIC)		
VAR padrão	4,17	2,47
VAR bayesiano – <i>Prior</i> de Minnesota	4,09	2,47
VAR bayesiano – Decaimento harmônico	4,13	2,47
VAR bayesiano – Decaimento geométrico	4,13	2,47
- seis defasagens fixas		
VAR padrão	5,10	3,22
VAR bayesiano – <i>Prior</i> de Minnesota	4,31	2,81
VAR bayesiano – Decaimento harmônico	4,12	2,73
VAR bayesiano – Decaimento geométrico	4,05	2,54

Figura 4.1 – Erros de previsão de inflação e de variação cambial em um horizonte de doze meses



5 • O DESEMPENHO CONJUNTO DE PREVISÕES DE MERCADO NO BRASIL

A literatura que analisa empiricamente as previsões de mercado no Brasil tem centrado principalmente em previsões de inflação. Contudo, o BCB também coleta expectativas de mercado para outras variáveis macroeconômicas, reportando *rankings* de analistas *top 5* para inflação de preços ao consumidor, índice geral de preços (Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna – IGP-DI – e Índice Geral de Preços do Mercado – IGP-M) e taxa de câmbio. Os *rankings* são produzidos para cada série macroeconômica individualmente, desconsiderando possíveis relações econômicas existentes entre elas.

Nesta seção, empregamos o método desenvolvido por Bauer, Eisenbeis, Waggoner e Zha (2003, 2006) e Eisenbeis, Waggoner e Zha (2002) para avaliar a acurácia conjunta das previsões multivariadas de mercado. O método é baseado em teoria estatística e pondera erros de previsão para diferentes variáveis de acordo com sua previsibilidade. Os erros de previsão de variáveis mais fáceis de serem previstas são mais penalizados nos cálculos, e as correlações entre as variáveis previstas são também levadas em consideração. Ao se normalizar os erros de previsão, obtém-se uma medida univariada da capacidade de previsão multivariada. Essa medida permite uma análise tanto intertemporal como em corte transversal da acurácia das previsões.

O método assume que os erros de previsão feitos pela instituição j para um vetor Y_t de variáveis econômicas são distribuídos como uma normal com média zero e covariância Ω_t :

$$Y_t - Y_t^e(j) \sim \mathcal{N}(0, \Omega_t), \quad (5.1)$$

onde Y_t e $Y_t^e(j)$ são vetores $m \times 1$, m é o número de variáveis econômicas previstas e $Y_t^e(j)$ é o vetor de previsões econômicas feitas pela instituição j para o vetor Y_t .

A hipótese gaussiana para os erros de previsão implica que a variável normalizada $(Y_t - Y_t^e(j))' \Omega_t^{-1} (Y_t - Y_t^e(j))$ tem uma distribuição $\chi^2(m)$. O p-valor associado com essa medida, calculado como $1 - \chi_{cdf}^2(m)$, pode assim ser interpretado como a probabilidade de se observar um erro de previsão pior. O p-valor, definido como o “escore de acurácia” em Bauer *et al.* (2006), é utilizado como um indicador de acurácia conjunta de previsão. Esses escores permitem o ordenamento das previsões de acordo com seu desempenho geral dentre os participantes da pesquisa e também permitem a avaliação da evolução no tempo do desempenho das previsões.

A matriz dinâmica de covariância Ω_t é obtida a partir de uma decomposição dos erros de previsão em componentes comuns e idiossincráticos:

$$\begin{aligned}
 \Omega_t &\equiv E \left\{ \left(Y_t - Y_t^e(j) \right)' \left(Y_t - Y_t^e(j) \right) \right\} \\
 &= E \left\{ \left(Y_t - \bar{Y}_t + \bar{Y}_t - Y_t^e(j) \right)' \left(Y_t - \bar{Y}_t + \bar{Y}_t - Y_t^e(j) \right) \right\} \\
 &= E \left\{ \left(Y_t - \bar{Y}_t \right)' \left(Y_t - \bar{Y}_t \right) \right\} + E \left\{ \left(\bar{Y}_t - Y_t^e(j) \right)' \left(\bar{Y}_t - Y_t^e(j) \right) \right\} \\
 &\equiv \Omega_t^c + \Omega_t^i,
 \end{aligned} \tag{5.2}$$

onde Ω^c é o componente comum, Ω^i é o componente idiossincrático e o vetor \bar{Y}_t é assumido diferir de Y_t somente quando erros imprevisíveis ocorrem. O vetor teórico \bar{Y}_t é uma variável latente, e o método tenta aproximá-lo com projeções de BVAR ou com a média das previsões de mercado. Essa decomposição separa a variância dos erros que são atribuídos a eventos imprevisíveis (Ω^c) da variância dos erros de previsão que ocorrem devido ao uso de um modelo de previsão com baixo desempenho (Ω^i) por analistas individuais.

A estimação da covariância do componente comum pode ser realizada de diferentes maneiras, e os resultados podem ser sensíveis à escolha feita. Bauer *et al.* (2006) relatam o desempenho de diferentes escolhas para a matriz de covariância comum. Eles consideram uma matriz de covariância baseada em modelo, estimada a partir de um VAR bayesiano, e uma baseada em pesquisas de expectativas do mercado. No caso de dados norte-americanos, eles mostram que a média das previsões se aproxima do modelo verdadeiro da economia melhor do que o VAR. Os resultados do teste usando uma covariância comum baseada em pesquisas de expectativas do mercado são mais consistentes com as propriedades estatísticas esperadas da

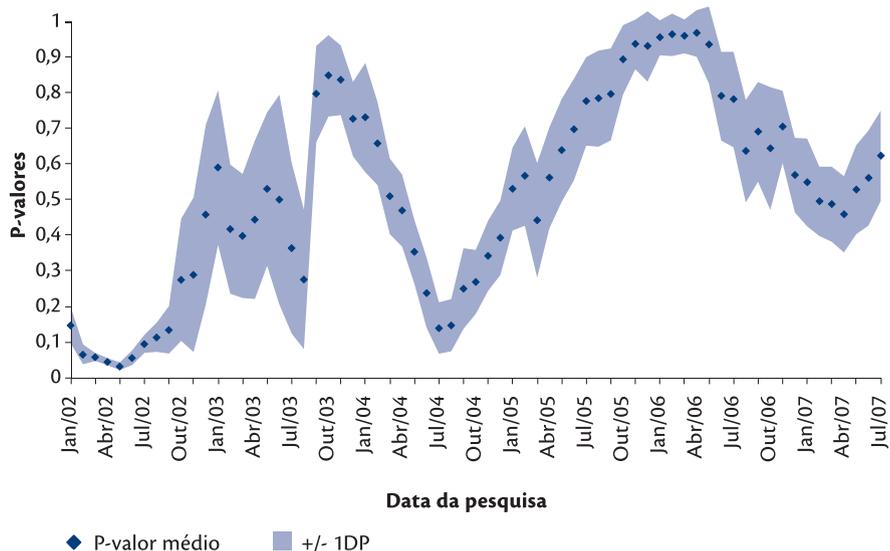
distribuição dos p-valores. Ainda segundo esses autores, uma matriz comum de covariância variante no tempo não supera o desempenho de uma covariância constante com a amostra completa, implicando que erros comuns de previsão nos Estados Unidos possuem uma covariância estacionária.

Aqui também estimamos a matriz de covariância do componente comum usando ambos os métodos, isto é, baseado em estimações de VAR e BVAR e na pesquisa de expectativas de mercado. Utilizamos matrizes de covariância comum variantes no tempo para calcular os escores de acurácia. Para melhor aproximar o conjunto de informações disponíveis aos analistas em cada momento, no caso da covariância comum baseada em modelo, estimamos VARs e BVARs recursivamente para construir as matrizes de covariância a partir dos erros de previsão obtidos com essas estimações recursivas para o horizonte em questão.

O componente idiossincrático de covariância (Ω_t^i), por sua vez, é estimado como a matriz de covariância amostral dos erros de previsão entre os participantes da pesquisa do BCB, como proposto por Eisenbeis, Waggoner e Zha (2002). O vetor médio \bar{Y}_t utilizado nos cálculos é o mesmo vetor usado para calcular a matriz de covariância comum Ω^c .

Selecionamos previsões de três variáveis macroeconômicas para fazer a avaliação multivariada: inflação de preços ao consumidor, taxa de câmbio e taxa Selic de juros. A figura 5.1 apresenta a evolução dos escores médios de acurácia ao longo do tempo usando a pesquisa para estimar a matriz de covariância comum Ω^c , para a qual foi usada como *proxy* a covariância dos erros de previsão médios.

Figura 5.1 – Escore de acurácia médio usando a média das previsões da pesquisa do BCB como proxy para o modelo de melhor previsão (pontuação média)



O desempenho conjunto das previsões foi altamente volátil durante o período analisado. No começo das séries, o escore de acurácia médio foi bastante baixo. O ano de 2002 coincidiu com o período de crise de confiança no regime de política monetária. Ao considerar a possibilidade de uma mudança estrutural na condução da política monetária, e assim na dinâmica da inflação, analistas podem ter atribuído uma maior probabilidade de uma mudança no modelo subjacente da economia. Durante a maior parte de 2003, com um novo governo no poder e uma política monetária restritiva, a acurácia das previsões de mercado melhorou um pouco. Contudo, a melhoria foi acompanhada por uma grande dispersão dos escores entre os participantes da pesquisa.

Durante 2004, o mercado estava persistentemente baixista com respeito às previsões da taxa de câmbio com apostas em uma política monetária mais frouxa. À medida que esse cenário não se materializou durante o período de previsão (2005), e também por causa de choques inesperados e mais longos no preço de *commodities* e do petróleo que afetaram a inflação, a acurácia das previsões piorou significativamente durante esse período.

Após a política monetária ter entrado em ciclo restritivo no final de 2004 e o crescimento econômico ter se arrefecido em direção a um ritmo mais consistente com condições de oferta não inflacionárias, a acurácia das previsões melhorou continuamente, apesar das incertezas importantes relativas ao preço do petróleo e do contágio de choques externos à taxa de câmbio durante a maior parte de 2005.

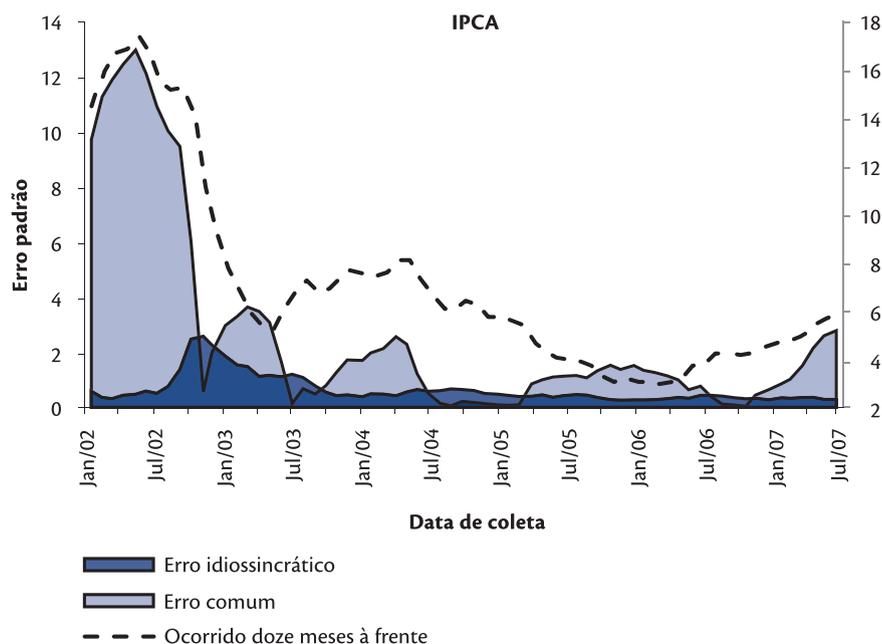
Em setembro de 2005, o BCB retomou os cortes na taxa de juros. À medida que a demanda se incrementava, no meio de incertezas sobre a magnitude da defasagem do canal de transmissão monetária no Brasil, a acurácia das previsões piorou após meados de 2006. Incertezas importantes prevaleceram durante esse período a respeito dos preços de petróleo, do contágio da volatilidade dos preços de ativos na taxa de câmbio brasileira e da transmissão monetária.

O componente idiossincrático desempenhou um papel menor no total dos erros de previsão, como mostrado na decomposição dos erros de previsão de cada série macroeconômica, usando o erro médio de previsão da pesquisa como uma *proxy* do valor verdadeiro imprevisível (figura 5.2). Em outras palavras, uma grande parte dos erros de previsão dos agentes foi comum a todos os participantes. No caso da inflação, o componente idiossincrático prevaleceu somente em períodos de grande dispersão de previsão entre os participantes, como foi o caso no final de 2002, ou quando o erro médio de previsão foi

baixo, como no segundo semestre de 2004. Durante a maior parte do período, porém, o erro comum de previsão foi preponderante, indicando o papel importante desempenhado pelos choques agregados na economia. Esse resultado também pode ser racionalizado como uma tentativa dos agentes de alinhar suas previsões com a de seus pares para evitar incorrer em erros de previsão elevados e dessincronizados.

O vale do desempenho das previsões em 2004 não foi tão intenso quando os escores são calculados a partir da estimação de modelos (figura 5.3). Com essa abordagem, confirma-se a baixa acurácia no começo das séries, mas não se confirma a profundidade do segundo maior vale observado na figura 5.1.

Figura 5.2 – Decomposição dos erros de projeção em erros comuns e idiossincráticos usando o erro de previsão da previsão média da pesquisa do BCB como medida para o erro comum



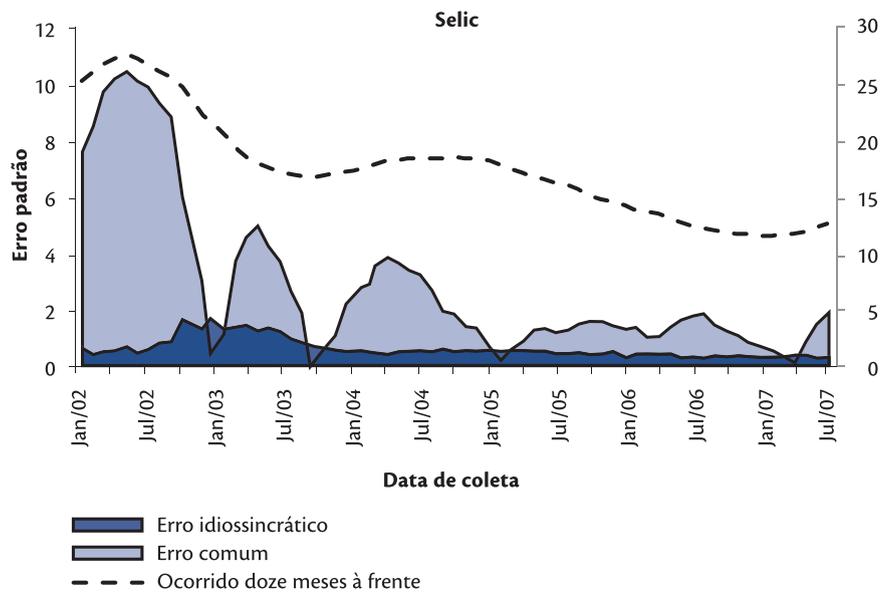
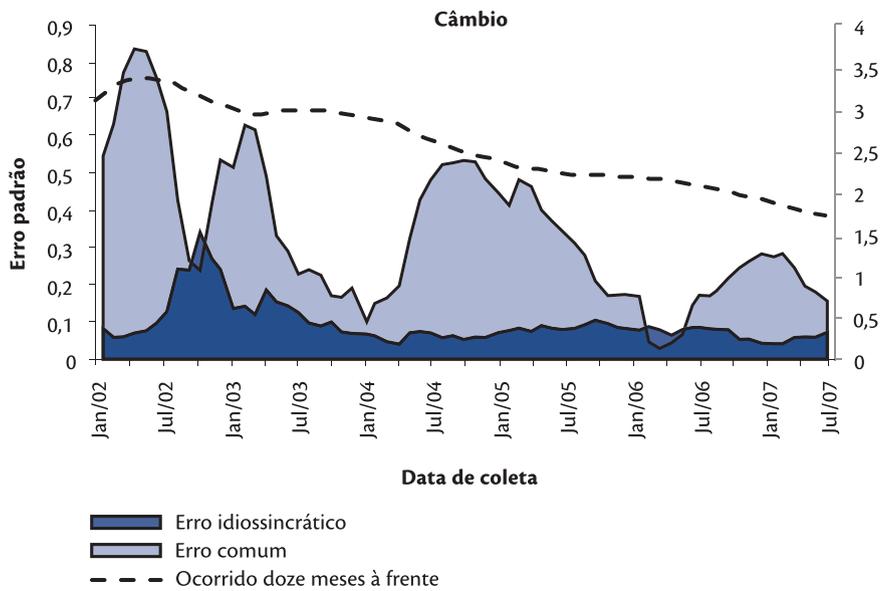
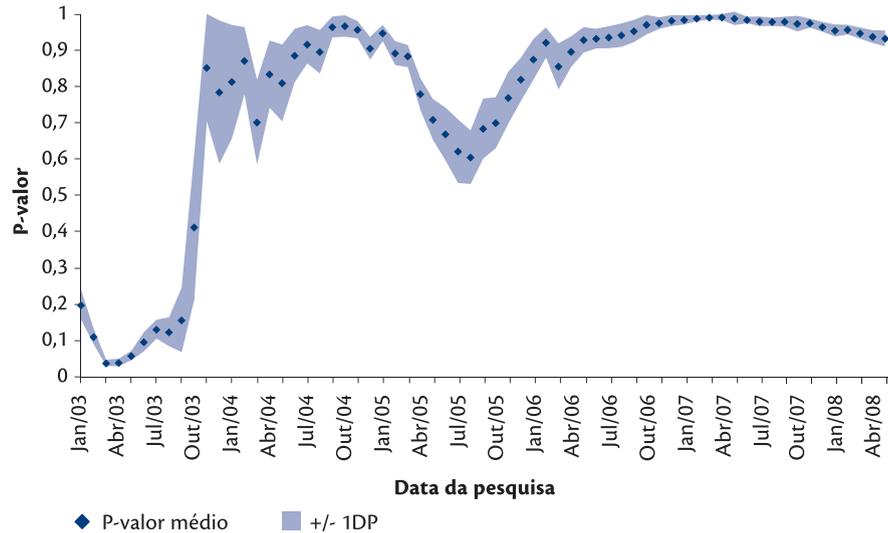


Figura 5.3 – Escores de acurácia baseados em modelo usando uma covariância comum e variável no tempo

(Pontuação média – Modelo BVAR com decaimento geométrico)



6 • EPIDEMIOLOGIA DAS PREVISÕES DE MERCADO

Esta seção testa se um seletor grupo de instituições participantes da pesquisa do BCB é influente sobre os demais participantes da pesquisa. Se instituições *top* forem um ponto focal entre os analistas, a autoridade monetária deveria avaliar a opção de considerar esse grupo para ajudar a transmitir suas intenções de política econômica e avaliações econômicas para uma audiência mais ampla. Como Blinder *et al.* (2008, tradução nossa) observou, “a comunicação de banco central é [...] uma avenida de duas mãos: ela deve transmitir e receber, e pode ser fonte de incerteza ou de confusão”. Para ajudar a reduzir dúvidas que permanecem depois de decisões de política econômica ou de publicação de relatórios de política monetária, alguns bancos

centrais promovem conferências de imprensa ou encontros com analistas profissionais. Entretanto, a evidência empírica apresentada em Blinder *et al.* (2008) não confirma que mais (ou menos) práticas de comunicação concentrada melhorem a previsibilidade da política monetária para auxiliar positivamente a formação de expectativas.

Os testes nesta seção são inspirados em modelo de epidemiologia de Carrol (2003), com a distinção de que os testes de epidemiologia são aplicados a cada participante na pesquisa, não somente à previsão média. A utilização de dados desagregados permite uma análise do comportamento micro das previsões de forma mais direta.¹⁴

O BCB anuncia as instituições *top5* desde julho de 2001. Analistas profissionais são ranqueados de acordo com seu desempenho em três diferentes horizontes de previsão. As instituições *top* de curto, médio e longo prazos são aquelas com o melhor desempenho considerando horizontes de um, um a seis e doze meses, respectivamente,¹⁵ e suas previsões são publicadas semanalmente. Uma vez que, neste trabalho, focamos nas previsões doze meses à frente, os testes usam o grupo de analistas com as melhores previsões no horizonte de longo prazo.

Testamos a epidemiologia de instituições *top5* de três variáveis: inflação, média da taxa Selic de juros e média da taxa de câmbio. Para cada variável prevista x_t , a primeira especificação testada é a seguinte:

$$x_{t,12m}^{e,j} = \alpha + \beta_1 x_{t-1,12m}^{e,top5} + \beta_2 x_{t-1,12m}^{e,j} + \beta_3 (x_{t-1,12m}^{e,j} - x_{t-1,12m}), \quad (6.1)$$

onde os subíndices t ou $t-1$ referem-se à data em que a projeção foi realizada, $12m$ representa o fato de que estamos testando sobre um horizonte de doze meses, o sobrescrito e refere-se aos valores previstos, j representa cada participante da pesquisa e *top5* indica que a variável se refere à previsão de longo prazo das instituições *top5*. Em particular, estamos interessados em testar se as previsões dos analistas

¹⁴ Guillén (2008) usa medidas agregadas da pesquisa do BCB para testar um tipo distinto de epidemiologia, baseado em custos de informação.

¹⁵ O horizonte usado mudou um pouco ao longo do tempo.

¹⁶ Contudo, há limitações em cada uma dessas variáveis de controle. O BVAR pode não ser o modelo estatístico usado por cada analista para gerar suas previsões. A mediana das previsões, por sua vez, pode já incorporar a influência de variáveis externas aos dados macroeconômicos padrão, tais como as previsões das instituições *top 5*. Nesse sentido, a mediana pode não ser totalmente ortogonal a essa variável explicativa.

respondem às previsões das instituições *top 5* (β_1 diferente de zero), controlando por suas próprias previsões e por seus erros de previsão.

Para controlar por outras fontes de previsão, testamos uma segunda especificação na qual o conjunto de variáveis explicativas é ampliado de forma a incluir previsões obtidas em BVARs de variáveis estacionárias padrão. Os BVARs funcionariam como uma *proxy* dos modelos estatísticos que subsidiam os analistas na produção de suas previsões. No caso de previsões de inflação, também incluímos as metas para a inflação no grupo de controles, capturando informação relevante que, entretanto, não está incluída no conjunto de informações usado nos modelos de vetores autorregressivos. A regressão para a Selic e para o câmbio é a seguinte:

$$x_{t,12m}^{e,j} = \alpha + \beta_1 x_{t-1,12m}^{e,top5} + \beta_2 x_{t,12m}^{e,VAR} + \beta_3 x_{t-1,12m}^{e,j} + \beta_4 \left(x_{t-1,12m}^{e,j} - x_{t-1,12m} \right), \quad (6.2a)$$

e para a inflação:

$$\pi_{t,12m}^{e,j} = \alpha + \beta_1 \pi_{t-1,12m}^{e,top5} + \beta_2 \pi_{t,12m}^{e,VAR} + \beta_3 \pi_{t-1,12m}^{e,j} + \beta_4 \left(\pi_{t-1,12m}^{e,j} - \pi_{t-1,12m} \right) + \beta_5 \pi_{t,12m}^{target}, \quad (6.2b)$$

onde VAR indica que a variável se refere à previsão do BVAR.

Uma terceira especificação substitui as previsões do BVAR pela mediana das respostas da pesquisa, a qual, como mostrado na seção 4, tem desempenho de previsão similar ou melhor do que especificações econométricas padrão no Brasil. A regressão para a Selic e para o câmbio é a seguinte:¹⁶

$$x_{t,12m}^{e,j} = \alpha + \beta_1 x_{t-1,12m}^{e,top5} + \beta_2 x_{t,12m}^{e,median} + \beta_3 x_{t-1,12m}^{e,j} + \beta_4 \left(x_{t-1,12m}^{e,j} - x_{t-1,12m} \right), \quad (6.3a)$$

e para a inflação:

$$\pi_{t,12m}^{e,j} = \alpha + \beta_1 \pi_{t-1,12m}^{e,top5} + \beta_2 \pi_{t,12m}^{e,median} + \beta_3 \pi_{t-1,12m}^{e,j} + \beta_4 (\pi_{t-1,12m}^{e,j} - \pi_{t-1,12m}) + \beta_5 \pi_{t,12m}^{target}, \quad (6.3b)$$

Para cada especificação, restringimos a amostra às séries desagregadas com mais de vinte observações. Isso nos deixou com 64 instituições para a previsão de inflação, 68 para a taxa de juros e 66 para a taxa de câmbio.

Em cada especificação, algumas regressões exibem resíduos correlacionados serialmente, possivelmente implicando a necessidade de uma melhor especificação de sua epidemiologia. A tabela 6.1 mostra os resultados para as subamostras que não apresentam correlação serial, registrando a participação de variáveis explicativas estatisticamente significativas nessa amostra.

Os resultados trazem evidência de uma influência importante das instituições *top 5* nos participantes da pesquisa para as três variáveis. O coeficiente nas previsões das instituições *top 5* é estatisticamente significativo em grande parte das regressões. A maioria das especificações mostra um coeficiente significativo em mais de 40% das regressões. No caso da inflação, as instituições *top 5* parecem mais influentes nas regressões com controles. Nessas especificações (6.2b e 6.3b), pouco mais de metade dos participantes ajustam suas previsões com as previsões das instituições *top 5*. A sexta coluna apresenta a participação de regressões em que o próprio termo de previsão defasado não é estatisticamente significativo enquanto que o termo das instituições *top 5* é significativo. Para a inflação, há uma fração importante de participantes (25%) que ajustam suas projeções baseando-se mais nas instituições *top 5* que nos seus próprios erros passados de previsão. Na última coluna, a qual registra a participação

em que o próprio erro de previsão não é estatisticamente significativo, mas o termo das instituições *top 5* é significativo, pode-se notar também que parte dos participantes ajusta suas projeções baseando-se mais nas instituições *top 5* que nos seus próprios erros de previsão.

Tabela 6.1 – Testes de epidemiologia

Nº de regressões sem autocorrelação nos resíduos		Parcela (%) de coeficientes significativos nos seguintes regressores:				
		$x_{t-1,12m}^{e,top 5}$	$x_{t-1,12m}^{e,j}$	$\left(x_{t-1,12m}^{e,j} - x_{t-1,12m}\right)$	$x_{t-1,12m}^{e,top 5}$ mas não $x_{t-1,12m}^{e,j}$	$x_{t-1,12m}^{e,top 5}$ mas não $\left(x_{t-1,12m}^{e,j} - x_{t-1,12m}\right)$
Projeções de inflação						
Nº da equação						
6.1	43	39,5	83,7	46,5	9,3	18,6
6.2b	44	52,3	63,6	31,8	25,0	31,8
6.3b	38	52,6	57,9	44,7	21,1	26,3
Projeções de taxa de juros (Selic)						
Nº da equação						
6.1	47	42,6	66,0	63,8	25,5	14,9
6.2a	61	42,6	73,8	73,8	13,1	6,6
6.3a	55	36,4	52,7	25,5	3,6	25,5
Projeções de taxa de câmbio						
Nº da equação						
6.1	63	49,2	77,8	33,3	14,3	34,9
6.2a	61	49,2	59,0	8,2	24,6	42,6
6.3a	57	19,3	52,6	22,8	5,3	15,8

Nota: Cada célula na terceira coluna em diante refere-se à fração percentual de regressões que mostram coeficientes estatisticamente significantes ao nível de confiança de 10% associado com cada regressor indicado no cabeçalho da coluna. As duas colunas da direita referem-se à fração de regressões que apresentaram coeficientes significativos referentes às projeções dos *top-five*, mas não com a própria projeção defasada do participante (6ª coluna) ou com seu próprio erro de projeção (7ª coluna).

Para as previsões da taxa de juros, cerca de dois quintos dos participantes ajustam suas projeções levando em consideração as instituições *top 5*. Para a taxa de câmbio, a importância com que as instituições *top 5* afetam as outras previsões é sensível aos controles utilizados. Usando BVARs, cerca de metade dos participantes são afetados pelos *top 5*, metade dos quais baseiam-se nos *top 5* mas não nas suas próprias previsões defasadas. Com a mediana das previsões no grupo de variáveis de controle, a influência dos *top 5* cai a um quinto do total de participantes. Os resultados na sexta e sétimas colunas para as taxas Selic e de câmbio também não são robustos.

Remetemo-nos a Cornand e Heinemman (2008a, 2008b)¹⁷ para extrair conclusões sobre se esses resultados deveriam ser de interesse do banco central. Na sua teoria, “informação com baixa precisão deveria ser parcialmente retida do público, (enquanto) que informação de alta precisão deveria sempre ser liberada com total publicidade” (CORNAND; HEINEMMAN, 2008a, tradução nossa). Mesmo no risco de que o mercado coloque ênfase excessiva na informação pública, Cornand e Heinemman (2008a, tradução nossa) argumentam que “quanto maior a precisão dos sinais públicos, mais baixa é a probabilidade de que um peso exagerado reduza o bem-estar”.

Mostrou-se anteriormente que o desempenho das previsões da pesquisa do BCB é igual ou mesmo superior a procedimentos de previsão padrão (ver seção 4). Assim, segundo a argumentação de Cornand e Heinemman (2008a, 2008b), a publicidade de previsões de pesquisa assim aumentaria o bem-estar. Um passo além, a publicidade das instituições *top 5* da pesquisa do BCB poderia ser interpretada como melhorando mais ainda o bem-estar, uma vez que essas previsões são ainda mais precisas e assim auxiliam a reduzir os custos que o mercado e as firmas incorrem quando tentam formar expectativas.

¹⁷ A literatura econômica tem recentemente debatido sobre o grau ótimo de publicidade e precisão de informação pública (e.g. CORNAND; HEINEMMAN, 2008a,b; MORRIS; SHIN, 2002, 2007).

¹⁸ Está além do propósito deste trabalho identificar qual regra de aprendizado melhor se ajusta aos dados da pesquisa. Revisões teóricas nessa questão podem ser encontradas em Evans e Honkapohja (2003a, 2008) e Bullard (2006).

Aprendizado é outro componente importante na formação de expectativas na amostra brasileira. Há uma participação importante de instituições exibindo coeficientes estatisticamente significativos ligados a níveis e erros de previsão passados. Diversos estudos mostram que o aprendizado pode ter importantes implicações para a política monetária, e geralmente melhores práticas de política deveriam ser ajustadas de acordo com a regra de aprendizado que é seguida pelos agentes na economia.¹⁸ Os limites impostos à política monetária ótima pela interação entre aprendizado e expectativas de ordem mais elevada é, pelo que sabemos, uma questão aberta que merece investigação.

7 • OS DETERMINANTES DAS PREVISÕES DE MERCADO DE INFLAÇÃO E DE TAXA DE JUROS E DISPERSÃO DAS PREVISÕES

Esta seção estima os determinantes das previsões de mercado de inflação e de taxa de juros no Brasil. No caso de previsões de inflação, estamos particularmente interessados no papel desempenhado pelas metas para a inflação. No que concerne às expectativas de taxa de juros, nosso objetivo é avaliar se os agentes percebem o BCB como seguindo alguma regra. A seção também apresenta alguns achados a respeito do comportamento da dispersão das expectativas de inflação entre os participantes, uma medida que pode ser considerada uma *proxy* para a incerteza inflacionária.

7.1 • DETERMINANTES DAS PREVISÕES DE INFLAÇÃO

Nessa seção, estimamos os determinantes das previsões de inflação seguindo o tratamento em Bevilaqua, Mesquita e Minella (2008). A escolha das variáveis incluídas na regressão é baseada na hipótese de que o mercado acredita que o comportamento da inflação pode ser

representado por uma curva de Phillips básica. Em outras palavras, variáveis que são normalmente encontradas – empiricamente ou teoricamente – como determinantes da inflação poderiam também explicar o comportamento das expectativas de inflação. Em particular, incluímos o hiato do produto, a inflação passada e as variações da taxa de câmbio e do preço de *commodities* no grupo de variáveis explicativas. A meta para a inflação também entra como uma variável explicativa porque se espera que funcione como uma âncora para as expectativas de inflação.

A variável dependente é a previsão de mercado para a inflação doze meses à frente. Para a meta de inflação, usamos a série de meta de doze meses à frente ajustada (definida na seção 2). O hiato do produto é estimado recursivamente usando um filtro HP aplicado à série de produto industrial,¹⁹ entrando na equação com uma defasagem de dois meses por causa da presença de defasagens na data de divulgação dos dados. O termo da inflação passada se refere à mudança dos preços em doze meses porque queremos uma medida menos ruidosa da inflação. O mesmo raciocínio se aplica à taxa de câmbio e aos preços das *commodities*, para os quais usamos a variação de seis meses.

A tabela 7.1 registra os resultados da estimação, os quais, em geral, estão em linha com os achados em Bevilaqua *et al.* (2008). Também apresentamos uma segunda especificação, a qual inclui uma variável *dummy* para o pico da crise de confiança (2002M11–2003M1). O objetivo é verificar os resultados quando se controla por um período anormal, marcado por expectativas de mudança no regime de política econômica. Não se esperaria que as metas para a inflação desempenhassem um papel importante quando os agentes acreditavam que haveria uma probabilidade relevante de que o regime de política econômica mudasse, seja para um outro sistema de controle inflacionário ou para uma situação em que política fosse menos comprometida com a estabilidade de preços.

¹⁹ Em outras palavras, o hiato do produto no tempo t é estimado com os dados da série até o tempo t . Contudo, esse procedimento não é equivalente ao uso de dados em tempo real porque estamos utilizando dados revisados.

Tabela 7.1 – Determinantes das expectativas de inflação
Variável dependente: mediana das expectativas de inflação
doze meses à frente (2000:1–2008:6)

Regressores	Especificações	
	I	II
Constante	0,42 (0,89)	0,53 (0,64)
Meta para a inflação (doze meses à frente)	0,66** (0,26)	0,71*** (0,19)
Inflação acumulada em doze meses (–1)	0,23*** (0,07)	0,17*** (0,06)
Variação da taxa de câmbio em seis meses (–1)	0,07*** (0,02)	0,04*** (0,01)
Variação no preço das <i>commodities</i> em seis meses (–1)	0,02* (0,01)	0,01* (0,01)
Hiato do produto (–2)	0,06 (0,08)	0,01 (0,05)
<i>Dummy</i> para 2002:11-2003:1		4,86*** (0,47)
R ²	0,7439	0,8877
R ² ajustado	0,7306	0,8806

Notas: Estimação usando mínimos quadrados em dois estágios. Variáveis instrumentais: meta para a inflação (–1 e –2), inflação de doze meses (–1 e –2), variação da taxa de câmbio nominal em seis meses (–1 e –2), variação no preço das *commodities* em seis meses (–1), hiato do produto (–2), taxa de juros Selic (–1 e –2) e *dummy* (no caso da especificação II). Erros padrão – mostrados em parênteses – foram corrigidos pelo estimador da matriz de covariância Newey-West consistente para autocorrelação e heteroscedasticidade, uma vez que os resíduos da estimação apresentam autocorrelação e heteroscedasticidade. *, ** e *** indicam que o coeficiente é significativo aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

As duas especificações ilustram o papel importante desempenhado pelas metas para a inflação na formação das expectativas de inflação no Brasil. O coeficiente nesse termo é significativo estatisticamente. Adicionando a variável *dummy* aumenta levemente a importância das metas para a inflação na estimativa à medida que resulta em maiores estimativas pontuais dentro de um intervalo de confiança mais estreito. De fato, a variável *dummy* se refere a um período em que as expectativas se desviaram fortemente das metas. Em ambas as especificações, usando um teste de Wald, não se pode rejeitar a hipótese nula de que o coeficiente da meta é igual a um.

Os termos da inflação passada e das mudanças na taxa de câmbio e no preço das *commodities* também são significativos estatisticamente, em contraste com o hiato do produto.²⁰ Uma novidade nos resultados, comparado aos trabalhos anteriores, foi encontrar um coeficiente significativo nos preços das *commodities* (ao nível de significância de 10%), embora de baixa magnitude.

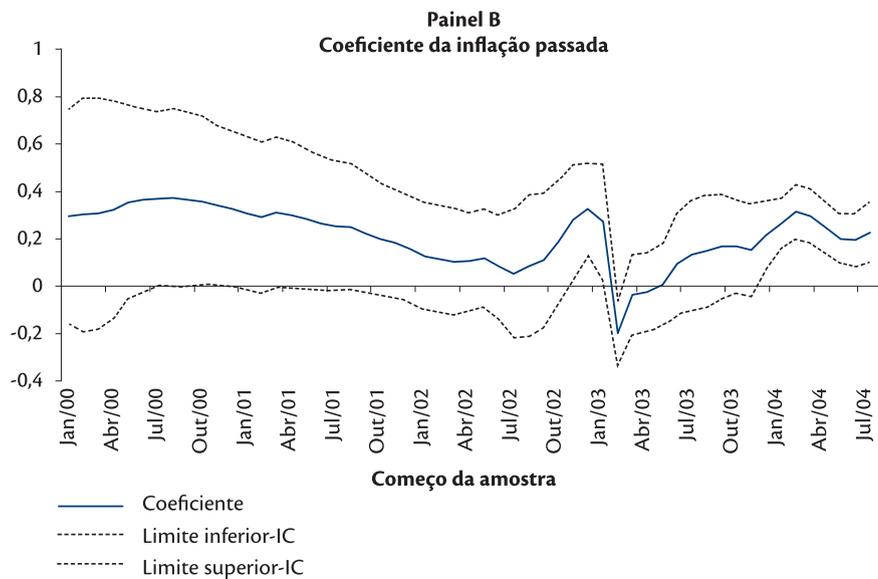
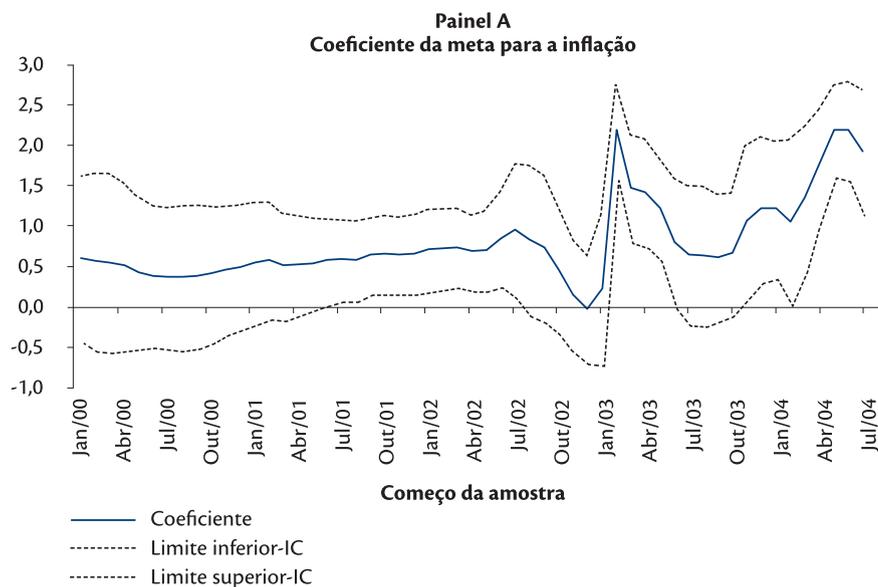
No regime de metas para a inflação, expectativas de inflação deveriam convergir para a meta em um horizonte de médio prazo. Entretanto, observe que a variável dependente se refere à inflação acumulada de t a $t+11$ e não à inflação em vigor doze meses (ou mais) à frente. Portanto, por causa da presença de defasagens nos mecanismos de transmissão de política monetária, é de se esperar que outras variáveis, além da meta para a inflação, afetem a inflação em um horizonte de doze meses. Além disso, a presença do intervalo de tolerância permite ao banco central acomodar alguns choques ou neutralizar somente parte de seus efeitos. Uma neutralização completa

²⁰ Resultados similares foram obtidos usando um hiato de produto calculado a partir do nível (filtrado) de utilização da capacidade instalada, estimado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV).

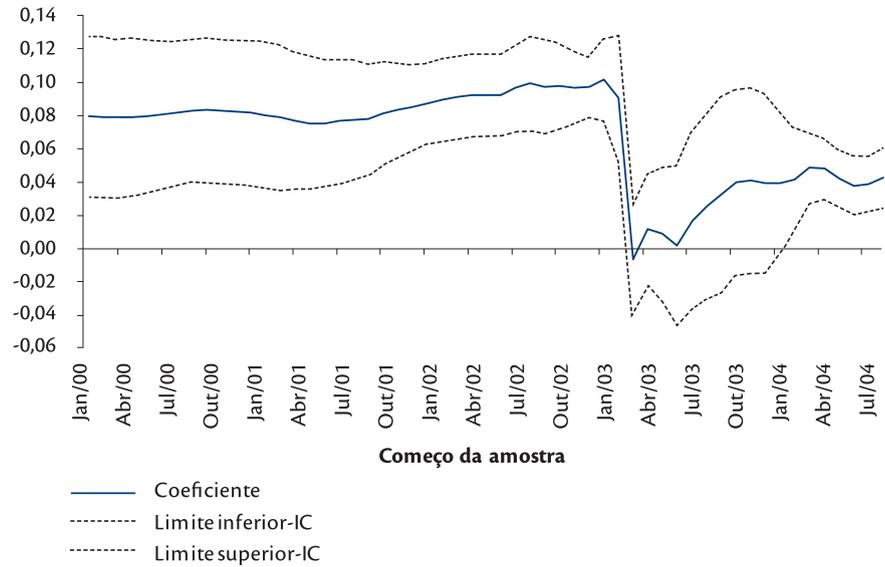
de todos os choques geraria volatilidade desnecessária. De fato, no caso de choques temporários, uma reação completa poderia produzir movimentos de *stop-and-go* por causa das defasagens nos mecanismos de transmissão.

Estimativas recursivas das duas especificações (não mostradas) apresentam estabilidade nos coeficientes estimados quando a amostra excede 42 observações. Contudo, o choque de confiança pode ter gerado mudanças nos coeficientes, que podem ser melhor capturadas comparando as estimações usando uma amostra mais recente com estimações para os períodos iniciais do regime de metas. A fim de capturar essas possíveis mudanças ao longo do tempo, estimamos regressões com uma janela móvel de 48 meses. Usamos a especificação sem a *dummy* porque a sua inclusão enfraquece o efeito da crise de confiança no conjunto dos coeficientes. Os resultados são apresentados na figura 7.1 e confirmam a importância crescente das metas para a inflação e o efeito da crise de confiança de 2002-2003. Para a subamostra que inclui a crise de confiança, a meta para a inflação é menos significativa. De fato, no final de 2002 e início de 2003, as expectativas estavam bastante distantes das metas, o que puxou os coeficientes estimados para o redor de zero. Com a adoção das metas ajustadas e a confiança crescente que, de fato, o regime de política econômica não seria alterado, as metas recuperaram seu papel. Para a amostra começando em 2004, quando a desconfiança a respeito da manutenção do regime de política havia se dissipado, as estimativas do coeficiente na meta para a inflação são cerca de um ou mesmo maior do que um.

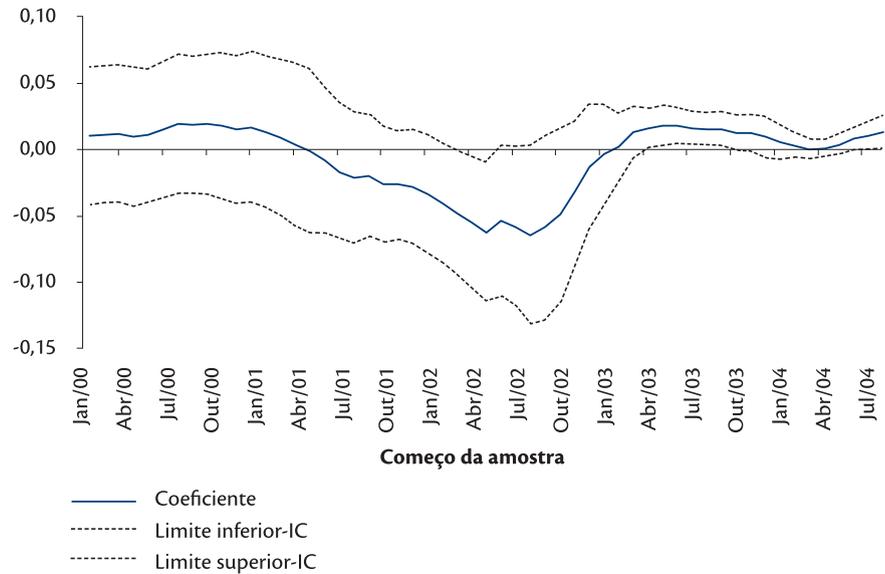
Figura 7.1 – Coeficientes das variáveis explicativas da previsão de inflação doze meses à frente em uma estimativa com uma janela móvel de 48 meses



Painel C
Coefficiente da variação cambial



Painel D
Coefficiente da variação do preço das commodities



O coeficiente na inflação passada cai abruptamente em 2003 por causa da introdução da meta ajustada nesse ano. Ele aumenta durante o período restante da amostra, mas ainda é menor que nas subamostras iniciais. Considerando a estimação com a amostra completa e o exercício da janela móvel, suas estimativas pontuais são cerca de 0,15 – 0,30. Levando em consideração os argumentos listados acima, concernentes às defasagens nos mecanismos de transmissão de política monetária e ao espaço para acomodação dos choques, essas estimativas são consistentes com o sistema de metas para a inflação.

O mesmo raciocínio se aplica à taxa de câmbio. Entretanto, as estimativas do seu coeficiente indicam claramente uma redução no repasse para as expectativas de inflação, com um intervalo mais estreito. Esse resultado, porém, deve ser analisado com cautela porque a maior magnitude das estimativas é afetada pelo período da crise de confiança. As estimativas do coeficiente na mudança dos preços das *commodities* são estatisticamente significativas somente nas últimas subamostras, o que indica o papel desempenhado por esses preços no período mais recente. No que tange aos resultados para os outros dois coeficientes (não mostrados), o hiato do produto é significativo somente em algumas subamostras e o coeficiente da constante é alto quando se inclui o período da crise de confiança.

7.2 • DETERMINANTES DAS PREVISÕES DA TAXA SELIC DE JUROS

Nesta subseção apresentam-se os determinantes das previsões da taxa Selic de juros. Em particular, estamos interessados em verificar se as expectativas da taxa Selic são consistentes com o regime de metas para a inflação. Estimações para o comportamento da taxa Selic observada apresentam evidências de que o BCB define essa taxa

²¹ Por exemplo, Fraga, Goldfajn e Minella (2003) e Minella e Sousa-Sobrinho (2009).

respondendo a desvios da inflação esperada em relação à meta, com certa suavização desse movimento.²¹ A questão aqui tratada é se o mercado também incorpora essa evidência em suas previsões. Em certo sentido, é uma forma de verificar a credibilidade do BCB. Em outras palavras, estamos avaliando se os agentes acreditam que o BCB cumpre com seu compromisso com o regime de metas.

De acordo com uma regra de Taylor básica que incorpora somente inflação e taxa de juros defasada, a taxa nominal de juros de política monetária segue:

$$i_t = \alpha i_{t-1} + (1 - \alpha) \left[\gamma \left(E_t \pi_{t+h} - \bar{\pi}_{t+h} \right) + \bar{\pi}_{t+h} + r \right], \quad (7.2.1)$$

onde i_t é a taxa de juros de política monetária, E_t é o operador de expectativas, π_{t+h} é a inflação em um horizonte h , $\bar{\pi}_{t+h}$ é a meta para a inflação e r é a taxa de juros real de equilíbrio. O coeficiente γ mede a resposta da taxa de juros a desvios das expectativas de inflação em relação à meta. De acordo com o Princípio de Taylor, esse coeficiente deve ser maior que um: desvios positivos da inflação em relação à meta devem ser respondidos com uma taxa de juros real maior. O coeficiente α mede o grau de suavização nos movimentos da taxa de juros. Observe que, no estado estacionário, onde $E_t \pi_{t+h} - \bar{\pi}_{t+h} = 0$, a taxa nominal de juros deve ser igual à meta mais a taxa real de equilíbrio.

Nas estimativas, a variável dependente é a previsão de mercado da média da meta para a taxa Selic em um horizonte de doze meses (a qual foi calculada usando as previsões para o final de cada mês). Portanto, de acordo com a equação (7.2.1), essas expectativas dependerão do desvio das expectativas de inflação em relação à meta. O tamanho do horizonte dependerá do valor de h , mas, devido à

disponibilidade de dados e por simplificação, usamos as previsões de mercado da inflação em um horizonte de doze meses. Estimamos, usando mínimos quadrados em dois estágios (2SLS), a seguinte equação:

$$E_{t,t+h}i_{t+h} = \alpha i_{t-1} + (1 - \alpha) \left[\gamma \left(E_t \pi_{t+h} - \bar{\pi}_{t+h} \right) + \bar{\pi}_{t+h} + c \right], \quad (7.2.2)$$

onde $E_{t,t+h}i_{t+h}$ é a previsão de mercado da média da meta para a taxa Selic, i_{t-1} é a meta para a Selic passada, $E_{t,t+h}i_{t+h}$ é a previsão de mercado da inflação doze meses à frente (incluindo mês t), $\bar{\pi}_{t+h}$ é a meta para a inflação doze meses à frente (calculada usando interpolação)²² e c é uma constante.

Os resultados são apresentados na tabela 7.2, a qual inclui duas especificações: com e sem o termo de suavização da taxa de juros. A estimativa de γ (o coeficiente do termo correspondente a desvios das expectativas de inflação em relação à meta) é maior que um. Usando um teste de Wald, pode-se rejeitar a hipótese nula de que esse coeficiente é igual a um nas duas especificações. O componente de suavização da taxa de juros melhora substancialmente o ajuste da regressão. O valor de 0,56 tende a ser menor que em estimações da regra de Taylor porque a variável dependente se refere a expectativas da taxa Selic em um horizonte de doze meses. A constante indicaria uma taxa real de juros de equilíbrio de 7,7% ao ano no período estimado.

²² Para essa estimação, usamos as metas do CMN sem ajustamento. Usando as metas ajustadas, os resultados são similares, embora não se rejeite a hipótese nula de que $\gamma=1$ (o p-valor é 0,12 na especificação II). As estimativas pontuais são 1,22 e 1,32 para as especificações I e II, respectivamente.

Tabela 7.2 – Determinantes das expectativas para a taxa Selic
Variável dependente: média das expectativas para a taxa Selic para os
próximos doze meses (2002:1–2008:7)

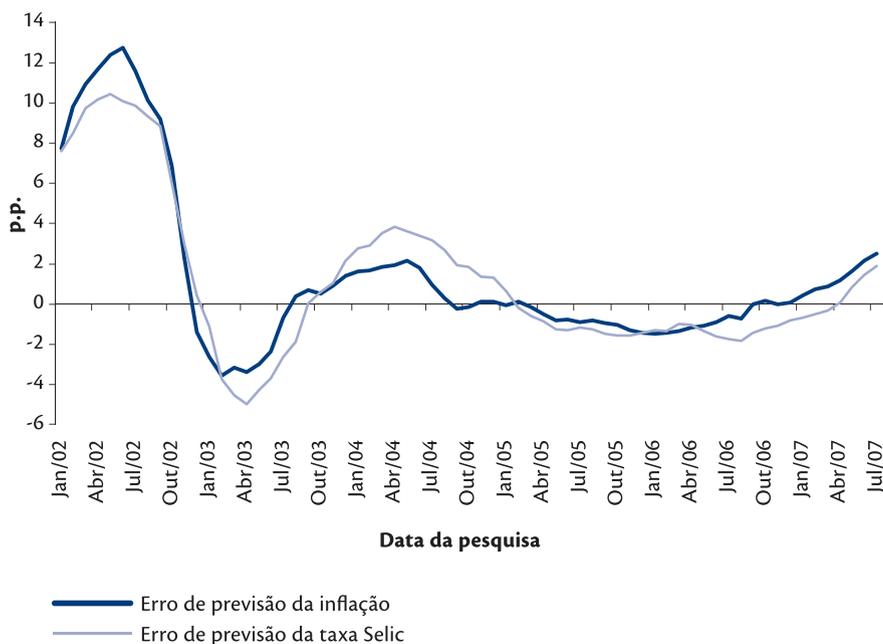
Regressores	Especificações	
	I	II
Constante	9,57*** (0,43)	7,74*** (0,55)
Expectativas de inflação doze meses à frente menos a meta para a inflação	1,42*** (0,23)	1,23*** (0,11)
Meta para a taxa de juros Selic (–1)		0,56*** (0,06)
R ²	0,6956	0,9359
R ² ajustado	0,6915	0,9342
Teste de Wald: Coeficiente das expectativas de inflação = 1 (p-valor mostrado)	0,07	0,03

Notas: Erros padrão – mostrados em parênteses – foram corrigidos pelo estimador da matriz de covariância Newey-West consistente com heteroscedasticidade e autocorrelação visto que os resíduos da estimação apresentam autocorrelação e heteroscedasticidade. *, ** e *** indicam que o coeficiente é significativo aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Variáveis instrumentais: constante, meta para a inflação, meta para a taxa de juros Selic (–1), expectativas de inflação doze meses à frente (–1 e –2), inflação acumulada em doze meses (–1) e variação da taxa de câmbio em 6 meses (–1).

A figura 7.2 apresenta os erros de previsão para a inflação e a taxa de juros, confirmando o papel exercido pelas expectativas de inflação. O coeficiente de correlação entre os dois erros é de 0,95, o qual implica que erros de previsão da taxa de juros são em grande parte relacionados a erros de previsão de inflação.

Portanto, há forte evidência de que os agentes privados percebem o BCB como seguindo um comportamento que é consistente com o regime de metas para a inflação. Quando os agentes esperam uma maior taxa de inflação futura, eles também esperam que a taxa nominal Selic crescerá mais que o aumento na previsão de inflação, implicando, portanto, um aumento na taxa real de juros.

Figura 7.2 – Erros de previsão para a inflação e a taxa Selic de juros doze meses à frente



²³ Usando a *Survey of Professional Forecasters* dos Estados Unidos, Giordani e Soderlind (2003) calculam a incerteza inflacionária agregada como a combinação da incerteza individual (média dos desvios-padrão dos histogramas individuais) com a dispersão entre os participantes. No caso da pesquisa do BCB, porém, os participantes fornecem somente previsões pontuais em vez de probabilidades para diferentes intervalos. Assim, a medida disponível de incerteza é a dispersão entre os participantes. Apesar dessa limitação, a dispersão parece capturar em larga medida o grau de incerteza inflacionária, pois ela se move conjuntamente com a incerteza individual na pesquisa para os Estados Unidos (correlação de 0,6).

²⁴ O coeficiente de variação é definido como (desvio-padrão/média das previsões de inflação)*100. Para ser coerente com as estimações prévias, usam-se os valores das datas críticas.

Esse resultado confirma a credibilidade construída pelo BCB. De fato, uma forma de mensurar a credibilidade é verificar se os agentes acreditam que a autoridade monetária se comportará de acordo com o seu compromisso, o que é indicado pela estimacão.

7.3 DISPERSÃO DE EXPECTATIVAS

A pesquisa do BCB também traz informacão sobre a dispersão das previsões entre os participantes. As dispersões das previsões para inflacão, taxa de câmbio e taxa Selic de juros são altamente correlacionadas, como mostra a figura 7.3. A correlacão é ao redor de 0,6-0,8, refletindo uma relacão forte entre essas variáveis.

A dispersão das previsões de inflacão pode ser considerada uma *proxy* para a incerteza inflacionária.²³ A tabela 7.3 registra os resultados de uma estimacão por mínimos quadrados ordinários (MQO), onde a variável dependente é o coeficiente de variação das previsões de inflacão.²⁴ A dispersão das previsões de inflacão depende positivamente do *spread* soberano (Embi Brasil) e da mudançã na taxa de inflacão. Períodos em que o prêmio de risco-país é alto ou a taxa de inflacão é crescente tendem a ser caracterizados por maior dispersão de previsões. O resultado é consistente com a evidência histórica. Momentos de maior prêmio de risco-país no Brasil foram caracterizados por grande incerteza. De forma semelhante, em momentos que a inflacão estava crescendo, como em 2001-2003, havia incerteza significativa sobre a inflacão futura.

Figura 7.3 – Dispersão das expectativas (coeficiente de variação)

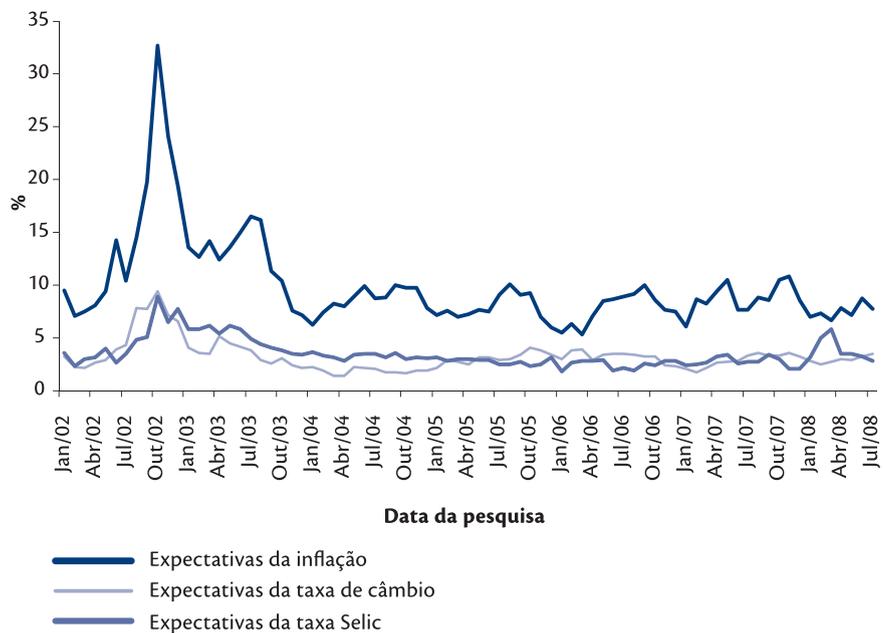


Tabela 7.3 – Dispersão das expectativas de inflação

**Variável dependente: coeficiente de variação* das expectativas de inflação
doze meses à frente (2002:1–2008:7)**

	Regressores	Coefficientes
Constante		6,44*** (0,57)
Inflação acumulada em doze meses (–1) menos inflação acumulada em doze meses (–7)		0,18** (0,08)
Embi(–1)		0,56*** (0,10)
Dummy para 2002:10		15,25*** (1,47)
R ²		0,7784
R ² ajustado		0,7696

* Definido como (desvio-padrão/média)*100.

Notas: Erros padrão – mostrados em parênteses – foram corrigidos pelo estimador da matriz de covariância Newey-West consistente com heteroscedasticidade e autocorrelação visto que os resíduos da estimação apresentam autocorrelação e heteroscedasticidade. *, ** e *** indicam que o coeficiente é significativo aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

8 • CONCLUSÕES

O ano de 2008 foi o décimo ano do regime de metas para a inflação no Brasil. O comportamento das expectativas, especialmente das de inflação, é uma das pedras fundamentais do regime. Este trabalho adota uma perspectiva ampla, avaliando as expectativas de inflação em diferentes aspectos – racionalidade, poder preditivo, epidemiologia e determinantes –, investigando os determinantes da previsão da taxa Selic de juros e conduzindo análise do desempenho multivariado das previsões de inflação, taxa de juros e taxa de câmbio.

Os testes de viés e de eficiência sugerem que as previsões de mercado de inflação não são viesadas, mas também apontam para a rejeição do uso eficiente de informação. Por sua vez, a avaliação do desempenho conjunto das previsões de inflação, de taxa de juros e de taxa de câmbio mostra que as previsões são normalmente feitas com alto grau de alinhamento entre as instituições visto que o termo referente ao erro comum entre os participantes prevalece sobre o componente idiossincrático na decomposição dos erros de previsão. O desempenho das previsões tem melhorado ao longo dos anos, embora não monotonicamente. No caso das previsões de inflação, elas tiveram desempenho semelhante ou superior às provenientes de modelos autorregressivos.

A dispersão das expectativas de inflação parece ser relacionada ao prêmio de risco-país, o qual dá alguma indicação do estado de confiança na economia, e às mudanças na taxa de inflação. Momentos em que a inflação cresce são normalmente associados a uma maior incerteza a respeito de seus valores futuros.

A estimação concernente aos determinantes das expectativas de inflação confirma os resultados de trabalhos anteriores com relação ao papel proeminente desempenhado pelas metas para a

inflação, o qual aumentou depois que os efeitos da crise de confiança se dissiparam. As expectativas para a taxa Selic, por sua vez, estão em linha com o esperado em um regime de metas para a inflação, isto é, elas dependem basicamente dos desvios das expectativas de inflação em relação à meta. Em resumo, as expectativas de mercado da taxa de juros de política monetária dependem das expectativas de inflação, as quais, por sua vez, dependem da meta para a inflação. Esse resultado confirma a credibilidade construída pelo Banco Central do Brasil.

REFERÊNCIAS

ANG, A.; BEKAERT, G.; WEI, M. Do Macro Variables, Assets Markets, or Surveys Forecast Inflation Better? Federal Reserve Board, **Finance and Economics Discussion Series**, n. 2006-15, 2006.

BAUER, A.; EISENBEIS, R.; WAGGONER, D.; ZHA, T. Forecast evaluation with cross-sectional data: The Blue Chip Surveys. **Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review** (Q2), n. 17-31, 2003.

_____. Transparency, Expectations, and Forecasts. European Central Bank, **Working Paper Series**, n. 637, Jun. 2006.

BEVILAQUA, A. S.; MESQUITA M.; MINELLA, A. Brazil: Taming Inflation Expectations. In: BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS – BIS (org.). Transmission Mechanisms for Monetary Policy in Emerging Market Economies, **BIS Papers**, n. 35, Jan. 2008, p. 139-158. (Working Paper Series, n. 129, Banco Central do Brasil, jan. 2007).

BLINDER, A.; EHRMANN, M.; FRATZSCHER, M.; HAAN, J. de; JANSEN, D. Central Bank Communication and Monetary Policy: A Survey of Theory and Evidence, **Journal of Economic Literature**, 46:4, 910-945, 2008.

BULLARD, J. The Learnability Criterion and Monetary Policy. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, n. 88, (May-Jun.), 203-17, 2006.

CARROLL, C. Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters. **Quarterly Journal of Economics**, Feb. 2003.

CARVALHO, F.; BUGARIN, M. Inflation Expectations in Latin America. **Economía** (Washington), v. 2006, 2006, p. 101-145.

CERISOLA, M.; GELOS, R. What drives inflation expectations in Brazil? An empirical analysis. **IMF Working Paper**, n. 109, Jun. 2005.

COGLEY, T.; SARGENT, T. The Conquest of U.S. Inflation Learning and Robustness to Model Uncertainty. **Working Paper Series**, n. 478, Apr. 2005.

CORNAND, C.; HEINEMANN, F. Can central banks talk too much? **Vox**, 2008. Disponível em: <<http://www.voxeu.org>>. Acesso em: 27 mai. 2008.

_____. Optimal Degree of Public Information Dissemination. **The Economic Journal**, v. 118, Apr. 2008, p. 718-742.

EISENBEIS, R.; WAGGONER, D.; ZHA, T. Evaluating Wall Street Journal Survey Forecasters: A Multivariate Approach. **Business Economics**, 37(3), 11-21, 2002.

EVANS, G.; HONKAPOHJA, S. Learning and Expectations in Macroeconomics. **Princeton University Press**, 2001.

_____. Adaptive Learning and Monetary Policy Design. **Journal of Money, Credit and Banking**, 35(6), 1045-72, 2003.

_____. Expectations, Learning and Monetary Policy: an Overview of Recent Research. **Central Bank of Chile Working Papers**, n. 501, Oct. 2008.

FILDES, R.; STEKLER, H. The State of Macroeconomic Forecasting. **Journal of Macroeconomics**, n. 24, 435-68, 2002.

FRAGA, A.; GOLDFAJN, I.; MINELLA, A. Inflation Targeting in Emerging Market Economies. In: GERTLER, M.; ROGOFF, K. (org.). **NBER Macroeconomics Annual 2003**, v. 18, MIT Press, 2003, p. 365-400.

GALÍ, J.; GERTLER, M. Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. **Journal of Monetary Economics**, n. 44: 195-222, 1999.

GASPAR, V.; SMETS, F.; VESTIN, D. Adaptive Learning, Persistence, and Optimal Monetary Policy. **ECB Working Paper**, n. 644, Jun. 2006.

GIORDANI, P.; SODERLIND, P. Inflation forecast uncertainty. **European Economic Review**, 47: 1037-59, 2003.

GUILLEN, D. **Ensaio sobre a Formação de Expectativas de Inflação no Brasil**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2008.

KEANE, M.; RUNKLE, D. Testing the Rationality of Price Forecasts: New Evidence from Panel Data. **American Economic Review**, n. 80, 714-35, 1990.

MANKIW, G.; REIS, R. Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips. **NBER Working Paper**, n. 8290, 2001.

MILANI, F. Learning, Monetary Policy Rules, and Macroeconomic Stability. **Macroeconomics** 0508019, EconWPA, 2005.

MINELLA, A.; FREITAS, P. de; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility. **Journal of International Money and Finance**, 22(7):1015-1040, Dec. 2003.

MINELLA, A.; SOUSA-SOBRINHO, N. Monetary Channels in Brazil through the Lens of a Semi-Structural Model. Banco Central do Brasil, **Working Paper Series**, n. 181, abr. 2009.

MORRIS, S.; SHIN, H. Social value of public information. **American Economic Review**, v. 52(5), 2002, p. 1522–34.

MORRIS, S.; SHIN, H. Optimal communication. **Journal of the European Economic Association**, 5, 2007, p. 594-602, conference proceedings.

MUTH, J. Rational Expectations and the Theory of Price Movements. **Econometrica**, 29, 315-35, 1961.

ORPHANIDES, A.; WILLIAMS, J. Imperfect Knowledge, Inflation Expectations and Monetary Policy. In: BERNANKE, B.; WOODFORD, M. (org.). **The Inflation-Targeting Debate**. Chicago: University of Chicago Press, 2005.

_____. Robust Monetary Policy with Imperfect Knowledge. **Journal of Monetary Economics** 54(5), 2007, p. 1406-1435.

PRESTON, B. **Learning about Monetary Policy Rules when Long-Horizon Expectations Matter**. International Journal of Central Banking, Sep. 2005.

SARGENT, T.; MARCET, A. Convergence of Least Squares Learning Mechanisms in Self Referential Linear Stochastic Models. **Journal of Economic Theory**, Elsevier, v. 48(2), Aug. 1989a, p. 337-368.

_____. Convergence of Least Squares Learning in Environments with Hidden State Variables and Private Information. **Journal of Political Economy**, University of Chicago Press, v. 97(6), Dec. 1989b, p. 1306-22.

_____. The Convergence of Vector Autoregressions to Rational Expectations Equilibrium. In: VERCELLI, A.; DIMITRI, N. (org.). **Macroeconomics**: a strategic survey. Oxford: Oxford University Press, 1992.

SARGENT, T. Speed of Convergence of Recursive Least Squares Learning with ARMA Perceptions. In: KIRMAN, A. P.; SALMON, M. (org.). **Learning and Rationality in Economics**, Blackwell Publishers, 1995.

SIMS, C. Rational inattention: a research agenda. Deutsche Bundesbank, Research Centre, **Discussion Paper Series 1: Economic Studies**, n. 2005-34, 2005.

SVENSSON, L. Monetary Policy and Learning. **Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review**, Third Quarter, 2003.

YANG, J. Market Structure, Price Discovery and Neural Learning in Artificial FX Market. Society for Computational Economics, **Computing in Economics and Finance 2000**, n. 326, 2000.