

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

**A NATUREZA DA RELAÇÃO ENTRE AS POLÍTICAS FISCAL E
MONETÁRIA: UMA ANÁLISE DO CASO BRASILEIRO ENTRE 1995 E 2006**

Priscilla Burity

Orientadora: Prof^a. Dra. Fabiana Rocha

SÃO PAULO

2007

Prof(a). Dra. Suely Vilela
Reitora da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Joaquim José Martins Guilhoto
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Dante Mendes Aldrighi
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

PRISCILLA BURITY

**A NATUREZA DA RELAÇÃO ENTRE AS POLÍTICAS FISCAL E
MONETÁRIA: UMA ANÁLISE DO CASO BRASILEIRO ENTRE 1995 E 2006**

Dissertação apresentada ao
Departamento de Economia da
Faculdade de Economia, Administração
e Contabilidade da Universidade de São
Paulo como requisito parcial para a
obtenção do título de Mestre em
Economia.

Orientadora: Prof^ª. Dra. Fabiana Rocha

SÃO PAULO

2007

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Burity, Priscilla
/ Priscilla Burity. --
São Paulo, 2007.
59 p. .

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2007
Bibliografia

1. Política econômica 2. Política fiscal 3. Política monetária
I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração
e Contabilidade. I. Título.

A minha família.

**Agradeço a todos que, de alguma forma, contribuíram para que esse trabalho se realizasse.
Vocês foram ótimos.**

RESUMO

Analisamos a interação entre as políticas fiscal e monetária na história econômica recente do país, avaliando em que medida essas políticas atuaram de forma complementar ou substitutiva. O trabalho que seguiu a linha de Zoli (2005), adotando algumas propostas de Méliitz (2000). Focamos, desta forma, na estimação de uma função de reação da política monetária às variáveis fiscais, controlando tal reação por outras variáveis que afetam o primeiro instrumento. Regredimos as equações utilizando o método MQO com matriz de variância e covariância robusta a autocorrelação e heterocedasticidade (Newey-West HAC). Para melhor avaliar a evolução do valor e da significância do coeficiente de reação da política monetária à fiscal realizamos regressões em janelas móveis de vinte e vinte e quatro trimestres. Encontramos indícios de que a política de juros, no período pré-1999, respondeu mais a variáveis relativas às crises financeiras internacionais e a risco. Por outro lado, a maioria das nossas especificações sugeriu haver uma mudança estrutural na natureza dessa interação no período pós-1999Q2. A partir desse trimestre, encontramos maiores indícios de que as políticas atuaram de forma complementar, atuando no mesmo sentido (ambas contracionistas, ou ambas expansionistas).

ABSTRACT

We analyzed the interaction between fiscal and monetary policies in the recent Brazilian economy, searching in what sense these policies were conducted in complementary or substitutive way. This work followed the proposition of Zoli (2005) and adopted some suggestions of Mélitz (2000). We estimated a monetary policy reaction function, focusing in the reaction of this instrument to fiscal indicators. We adopted the OLS method with variance estimates robust to autocorrelation and heteroscedasticity (Newey-West HAC). To comprehend the evolution of magnitude and significance of the monetary policy reaction to fiscal policy, we regressed equations in moving window of twenty and twenty-four months length. We found indications that the interest rate policy, in the pre-1999 years, reacted mainly to variables related to the financial crisis of those years and to sovereign risk indicators. In the other hand, most of our specifications suggested a structural break in the nature of this interaction in 1999Q3. This quarter on, we found evidences that monetary and fiscal policies were conducted in a complementary way (both tight or both easy).

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	5
2	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	7
3	REVISÃO DA EVOLUÇÃO DAS POLÍTICAS FISCAL E MONETÁRIA.....	13
3.1	Política Monetária.....	13
3.1.1	Indicador de Política Monetária.....	17
3.2	Política Fiscal.....	21
3.2.1	Indicador de Política Fiscal.....	27
4	RESULTADOS EMPÍRICOS.....	31
4.1	Construção do Modelo.....	31
4.2	Modelo Empírico.....	33
5	CONCLUSÃO.....	43
	ANEXO I – Gráficos das Variáveis.....	45
	ANEXO II – Testes de Raiz Unitária.....	51
	REFERÊNCIAS.....	52

I INTRODUÇÃO

O objetivo deste trabalho é analisar a interação entre as políticas fiscal e monetária na história econômica recente do país, avaliando em que medida essas políticas atuaram de forma complementar ou substitutiva.

As políticas são consideradas complementares quando são ambas expansionistas, ou seja, uma expansão fiscal (mensurada pela elevação do déficit público, em alguma de suas medidas) é seguida por maior flexibilização monetária (evidenciada principalmente por redução dos juros básicos da economia), ou quando são ambas contracionistas, ou seja, maior rigor fiscal é acompanhado de maior arrocho monetário. Por outro lado, as políticas são consideradas substitutivas quando assumem direções opostas, ou seja, expansões fiscais são compensadas por maior rigor monetário e, contrações fiscais, por flexibilização na instância monetária.

Boa parte da bibliografia sobre o tema diz respeito a estudos realizados para os países da União Européia (alguns englobam países da OCDE), um (Zoli, 2005) aborda a questão para países emergentes e Fialho e Portugal (2005) estudam a questão especificamente para o Brasil.

Optamos por analisar o período apenas posterior ao Plano Real, de 1994, pois, apesar do custo de trabalhar com uma amostra pequena de dados, o intervalo reduzido traz o benefício de não termos que lidar com as distorções que a alta inflação imprime às variáveis econômicas.

O trabalho é composto de cinco capítulos, incluindo esta introdução, além de dois anexos. No capítulo dois faremos uma revisão bibliográfica sobre o tema, especificamente sobre metodologias de análise estatística desenvolvidas pela literatura para inferir a natureza da interrelação entre as políticas fiscal e monetária. O terceiro capítulo é de revisão histórica, em que destacaremos os principais eventos e mudanças institucionais ocorridas na condução dessas políticas. No quarto capítulo, descrevemos as variáveis utilizadas e construímos as equações que serão estimadas. O quinto capítulo será dedicado às conclusões e, nos anexos, apresentaremos os gráficos das variáveis utilizadas e maiores detalhes dos modelos estimados.

II REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Existem alguns canais através dos quais os lados fiscal e monetário reagem um ao outro. O estudo dessa interação remete ao artigo de Sargent e Wallace (1981), em que os autores concluem que, em um ambiente de dominância da autoridade fiscal sobre a monetária, com a determinação exógena da trajetória de déficits, a política monetária não tem poder de evitar os efeitos inflacionários de expansões fiscais, pois é também impelida a assumir um caráter expansionista no longo prazo.

A análise da economia brasileira nos últimos anos sugere outras formas de interação. Uma expansão fiscal pode afetar a percepção de risco dos mercados em relação à economia e à capacidade do governo de cumprir suas obrigações, provocando aumentos da taxa de juros real exigida pelo mercado. Além disso, a política fiscal exerce impacto sobre demanda agregada, podendo, assim, influenciar variáveis como índices de preços e câmbio, acarretando reação da autoridade monetária.

As decisões da autoridade monetária afetam também variáveis fiscais, uma vez que uma elevação na taxa de juros faz aumentar os passivos do governo. Se este estiver preocupado com o saneamento de suas contas, esta decisão monetária pode trazer a necessidade de aumento no superávit primário para que a relação dívida/PIB não entre em trajetória insustentável. A política de juros pode afetar também o câmbio, o que pode ter grande impacto sobre a dívida pública, dependendo de sua composição.

Mas, notadamente em ambiente democrático, a condução dessas políticas está também sujeita a pressões políticas e sociais.

Até 2005, por exemplo, a política fiscal foi condicionada a metas acordadas com o FMI (Fundo Monetário Internacional), estabelecidas como condição para concessão de empréstimos emergenciais. Outro exemplo de como pressões políticas e sociais exercem impacto sobre as variáveis fiscais está na formulação da Constituição brasileira de 1988, realizada logo após a reinstalação da democracia. A expansão dos benefícios sociais para além da capacidade de arrecadação do governo foi fruto da necessidade que se supunha haver do pagamento de uma dívida social que o governo como um todo teria com a sociedade.

Já a política monetária (aqui representada pela taxa de juros nominal paga pelo governo em seus títulos), por ter como objetivo último a estabilidade dos preços, pode estar sujeita a ciclos eleitorais, uma vez que a estabilidade no Brasil constitui importante demanda social.

Na realidade, os lados fiscal e monetário estão constantemente interagindo entre si e com outros fatores internos e externos, na complexa rede de relações econômicas entre Estados, agentes e instituições. E é fundamental ao estudo das finanças do governo o aprofundamento no entendimento de como essas relações funcionam.

Trabalhos empíricos nessa direção foram feitos principalmente para os países da União Européia. Para esses países, a modelagem da interação entre políticas fiscal e monetária é de especial interesse já que as autoridades responsáveis por cada política são completamente dissociadas: com a unificação monetária, a conduta fiscal fica a cargo do governo de cada país e a monetária está sob a responsabilidade do Banco Central Europeu.

Um estudo interessante nesse campo é pesquisar se políticas fiscais discricionárias representam uma ameaça às metas monetárias. Esta é uma tese defendida pela Teoria Fiscal do Nível de Preços, que afirma, em linhas gerais, que políticas fiscais expansionistas conduzidas por autoridades que não levam em consideração a restrição orçamentária intertemporal do governo acabam por provocar elevação no nível de preços (ver Christiano e Fitzgerald, 2000). Trabalhos neste sentido foram feitos por Dixt e Lambertini (2001) em um contexto de União Monetária, ou seja, em que as autoridades fiscal e monetária são dissociadas e o Banco Central não consegue controlar totalmente o nível de preços. Os autores utilizam uma interessante abordagem de Teoria dos Jogos e o resultado encontrado é que a liderança da autoridade fiscal sobre a monetária, resultando em políticas fiscais discricionárias, acaba tornando inalcançáveis as metas monetárias, corroborando a Teoria Fiscal do Nível de Preços.

Mais especificamente sobre a interação dos instrumentos fiscais e monetários, há importantes estudos empíricos, como Méltiz (2000), Wyplosz (1999), Von Hagen, Hallet e Staruch (2001), Muscatelli, Tirelli e Trecroci (2002), Semmler e Zhang (2003), Zoli (2005) e Fialho e Portugal (2005).

Méltiz (2000) estuda o comportamento das autoridades fiscal e monetária frente aos ciclos de negócios e ao endividamento público e como ocorre a interação entre elas. O autor reúne dados anuais de quatorze países da União Européia (todos os então membros menos Luxemburgo) e de outros cinco outros desenvolvidos (Noruega, EUA, Canadá, Austrália e

Japão). O autor encontrou uma correlação negativa entre as variáveis fiscal e monetária, ou seja, a taxa de juros de curto prazo tende a se elevar em momentos de queda do superávit primário razão. A reação estimada da política fiscal à monetária apresentou um aspecto interessante: a razão (S_p/Y^*) tende a aumentar frente à queda de R_m , mas a reação ocorre essencialmente do lado dos gastos correntes.

Wyplosz (1999) estima funções de reação tanto para os bancos centrais quanto para os governos dos países pesquisados. O autor adotou a metodologia de painel, de 1980 a 1997, agrupando-se todos os até então membros da União Européia.¹ O autor somente conseguiu rejeitar a hipótese de que a política monetária não reage à fiscal, medida pelo superávit primário em proporção do PIB em $t-1$, para o sub-período de 1992 a 1997. Para tal intervalo, os resultados indicam que as autoridades monetárias agem de forma substitutiva à política fiscal. Na função de reação da política fiscal, foram também encontrados indícios de que as políticas fiscal e monetária ajam de forma substitutiva, ou seja, que aumentos nos juros levam a um relaxamento fiscal. Apesar de significativo, o efeito estimado é pequeno.

Von Hagen, Hallet e Strauch (2001) pesquisam o impacto macroeconômico das consolidações fiscais da década de noventa nos países da União Européia, em busca de algum “efeito Maastricht”, em referência ao tratado de mesmo nome. Os autores estimam um modelo de equações simultâneas para um painel dos países da OCDE, abordando o período de 1973 a 1998. Os autores utilizaram a especificação dos mínimos quadrados em três estágios (3SLS), em que as variáveis exógenas são a razão dívida/PIB defasada, a taxa de juros de longo prazo defasada e a variação no *gap* do produto do conjunto dos países da OCDE. Os resultados relacionados à interação entre as políticas fiscal e monetária foram um pouco diferentes dos encontrados até então. Von Hagen, Hallet e Staruch (2001) encontraram que a política fiscal tende a relaxar frente a uma maior rigidez da instância monetária, mas que a reação monetária é inversa: ela responde à maior rigidez fiscal tornando-se também mais rígida. Isso implica que, em equilíbrio, as reações da variável fiscal e da monetária uma a outra são mais suaves que as equações indicam, já que seus efeitos se compensam.

¹ De acordo com Wyplosz, este resultado indica que a relação entre as políticas seria influenciada mudanças institucionais, especialmente a adoção do critério de convergência no Tratado da União Européia. O Tratado da União Européia (ou Tratado de Maastricht), assinado em 1992, previa, entre outros tópicos, a futura união monetária européia através da criação de uma moeda comum, o euro. Para o sucesso dessa união, determinou também uma série de diretrizes econômicas para que se estabelecesse um maior nível de convergência entre os estados membros. Em linhas gerais, previu coordenação das suas políticas econômicas, a instituição de uma vigilância multilateral dessa coordenação e sua sujeição a regras de disciplina financeira e orçamentária.

Muscatelli et al (2002) estudam a interação entre políticas fiscais e monetárias através de um VAR estrutural, com dados trimestrais de hiato do produto, inflação, uma medida de impulso fiscal² e taxa de juros para cinco países da OCDE (Alemanha, França, Itália, Reino Unido e EUA). Os intervalos das amostras englobam o começo dos anos 1970 até os anos 2000 para os europeus e o fim da década de 1950 ao início dos anos 2000 para os EUA. São geradas funções de resposta a impulso para verificar como a medida de política fiscal reage a choques monetários (representado pela taxa de juros) e vice-versa. Os autores encontraram que a forma de interação entre esses dois instrumentos é assimétrica e diferente para cada país. Ao contrário de Itália, França e Alemanha, em que não foram encontrados indícios claros da reação da política monetária a choques fiscais, para EUA e Reino Unido, os resultados indicaram que as taxas de juros caem significativamente no primeiro trimestre em resposta a uma expansão fiscal. Por outro lado, os dados indicam que a política fiscal tende a ser substituída da instância monetária, com exceção de Alemanha e EUA, onde se observa uma complementaridade, durante um a dois trimestres, revertida no médio prazo.

Semmler e Zhang (2003), por sua vez, estimam uma única equação, em que o superávit do governo em t (S_t) é regredido em seu valor no período anterior (S_{t-1}) e na taxa de juros também defasada (R_{t-1})³. Os autores utilizam o modelo Espaço-de-Estado com *Markov-switching*, assumindo dois regimes; sua análise se concentra no valor estimado do coeficiente de R_{t-1} ($\hat{\alpha}$), que seria o indicador da natureza da interação entre as políticas fiscal e monetária. Os países estudados são França e Alemanha, e os dados são trimestrais de 1970-I a 1998-IV para a última e de 1967-I a 1998-IV para a primeira. Os resultados para a França indicaram as políticas fiscais e monetárias mudam significativamente entre os dois regimes: são complementares ($\hat{\alpha} > 0$) no regime 1 e substitutivas ($\hat{\alpha} < 0$) no modelo 0. A complementaridade é observada na maior parte do tempo, especialmente no princípio das décadas de setenta, oitenta e noventa. Para a Alemanha, os resultados encontrados não indicam forte indício de que as políticas se comportem como estrategicamente substituídas ou complementares ($\hat{\alpha}$ gira em torno de zero na maior parte do tempo).

² Esta medida de impulso fiscal é construída como um desvio da tendência filtrada de Hodrick-Prescott. Os autores afirmam dispensar o superávit primário como indicador fiscal por este não ser divulgado em frequência trimestral (ver Muscatelli et al, 2002).

³ A opção de considerar superávit como variável exógena e juros como endógena é justificada por testes de Causalidade de Granger realizados pelos autores que indicam que os juros Granger-causam o superávit.

O trabalho Zoli (2005) tem como objetivo avaliar se a política fiscal afeta a monetária nos países emergentes, incluindo o Brasil, entre 1995 e 2003. A autora regride equações para diferentes sub-períodos, levando em consideração choques na condução de política, tomando a taxa de inflação como variável dependente e o diferencial entre inflação esperada e efetiva, o hiato do produto e o superávit primário como variáveis exógenas. Os resultados indicaram, para todos os países estudados, que a política monetária não reage de forma estatisticamente significativa a expansões fiscais. Além disso, a autora busca indícios da vigência da Teoria Fiscal do Nível de Preços para esses países. Ela utiliza modelos VAR e inclui *dummies* relacionadas a episódios como iminência de eleições, períodos de crise e anúncio de acordos com FMI. Os resultados para o Brasil indicaram que essa Teoria se aplica nos anos noventa e dois mil.

Fialho e Portugal (2005) estudam a interação entre as políticas fiscal e monetária no Brasil para o período entre 1994 e 2003 utilizando um VAR com mudanças de markov (MS-VAR) introduzido por Krolzig (1997). As variáveis representantes de cada uma das instâncias são superávit primário sobre o PIB e taxa Selic nominal, em séries de frequência mensal acumuladas em doze meses. A conclusão dos autores foi que a coordenação entre as políticas monetária e fiscal no país foi substitutiva durante todo o período estudado, e, contrariamente ao encontrado por Zoli (2005), identificaram um regime monetário predominante em oposição às políticas não-ricardianas da Teoria Fiscal do Nível de Preços.

O artigo de Fialho e Portugal (2005) foi um dos principais motivadores para a realização do presente trabalho. Além do interesse em aumentar a amostra, já que podemos trabalhar com dados de mais três anos, até 2006, acreditamos que a introdução de outras variáveis ao modelo, como a inflação e desvio da inflação à meta, além de hiato do produto e indicadores de risco soberano, como o Embi-Brazil, poderiam ser importantes para a compreensão da condução das políticas econômicas. Podendo abordar um período mais extenso, vimos que poderíamos também trabalhar com dados de menor frequência anualizados, opção mais recomendada em estudos com variáveis macroeconômicas e adotada na maioria dos trabalhos acima comentados, como os de Mélitz (2000), Wyplosz (1999), Von Hagen, Hallet e Staruch (2001), Muscatelli, Tirelli e Trecroci (2002) e Semmler e Zhang (2003).

A importância de se realizar um estudo dessa natureza para o Brasil aparece em um momento em que a política econômica é regida pelo modelo de metas de inflação e o governo procura oferecer ao Banco Central do Brasil independência na determinação da taxa de juros. Já

que comportamento fiscal é decidido por outra instância, que é o governo (Executivo e Legislativo), é fundamental a compreensão de como as políticas fiscal e monetária interagem para que as autoridades conheçam com maior precisão os efeitos de suas ações.

III REVISÃO DA EVOLUÇÃO DAS POLÍTICAS FISCAL E MONETÁRIA

Faremos neste capítulo uma breve revisão dos principais episódios e da evolução das principais variáveis relacionadas ao comportamento fiscal e monetário, com o objetivo de fornecer fundamentação histórica para a interpretação dos resultados do modelo empírico que será desenvolvido.

III.1 Política Monetária⁴

No começo do Plano Real, a atuação do Banco Central (BCB) consistia na determinação de metas trimestrais para a expansão da base monetária e de outros agregados monetários e em uma política ativa sobre os depósitos compulsórios com vistas a restringir o crédito. Associado a isso, o Banco operava as políticas cambial e de juros, com intuito de manter valorizada a nova moeda e de sustentar a estabilidade dos preços.

Destacamos nas áreas sombreadas no Gráfico II.1 três momentos, entre 1995 a 2006, de maior arrocho monetário: até junho de 1996, de novembro de 1997 a abril de 1998, de setembro de 1998 a maio de 1999 e de janeiro a julho de 2003.⁵

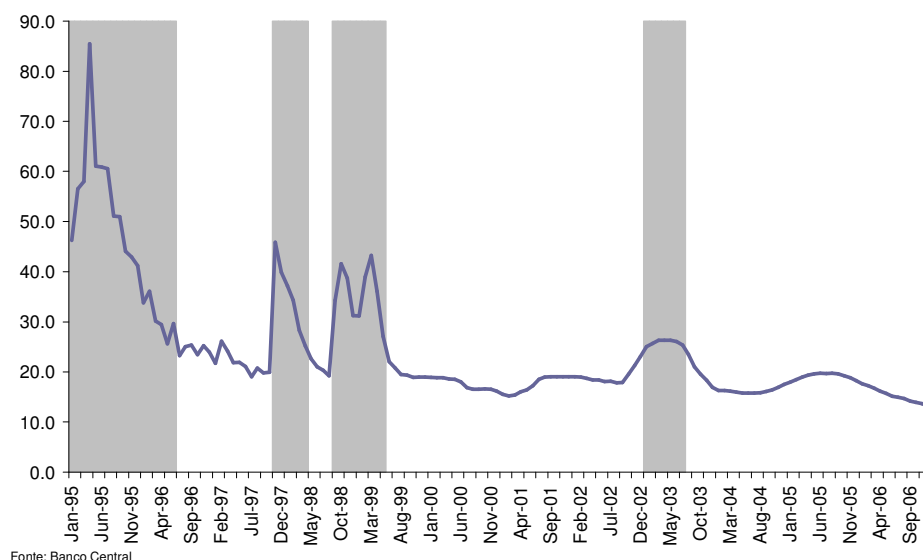
Em 1995, tivemos a crise mexicana, que aumentou o prêmio de risco cobrado nos países emergentes. Em março de 1995, foi adotada a política de bandas cambiais, com micro desvalorizações de 0,6% a.m., o que criou expectativa de desvalorização iminente do real, provocou forte demanda de divisas e representou mais uma pressão para elevação dos juros internos. Até meados do primeiro semestre de 1996, a Selic nominal era mantida elevada também por razões domésticas: por causa da elevação do poder aquisitivo da população e do aumento da confiança dos consumidores, a chance de ocorrer de uma explosão do consumo era considerada pela autoridade monetária.⁶

⁴ Esta seção é baseada nas informações recolhidas nas edições de 1994 a 2005 do Relatório Anual do Banco Central e nas diversas atas de reuniões do Comitê de Política Monetária.

⁵ Consideramos um “período de arrocho” aquele em que a Selic nominal fica por mais de dois meses acima da média de todo o intervalo (23,84%). Optamos pela análise da Selic em termos nominais dada a dificuldade de se encontrar um bom deflator *ex-ante* para a taxa. As expectativas de mercado para a inflação somente passaram a ser computadas pelo Banco Central a partir de dezembro de 2001 e pouca liquidez dos títulos de longo prazo da dívida pública na década de 1990 impede uma boa estimativa da inflação implícita nos retornos exigidos.

⁶ Nota sobre adicional sobre o período: no início do segundo semestre de 1996, foram criados o Comitê de Política Monetária (Copom), a Taxa Básica do Banco Central (TBC) e a Taxa de Assistência do Banco Central (TBAN). A função do Copom, comitê composto pela diretoria do Banco, era estabelecer diretrizes à política monetária e definir

Gráfico III.1: Taxa Selic nominal mensal anualizada (% a.a.)



O ano de 1997 foi marcado pela crise asiática e pela perda de dinamismo no mercado de bens de consumo duráveis, um dos principais motores da economia nos primeiros anos do Plano Real. Os juros foram elevados para conter a fuga de divisas principalmente no fim do ano.

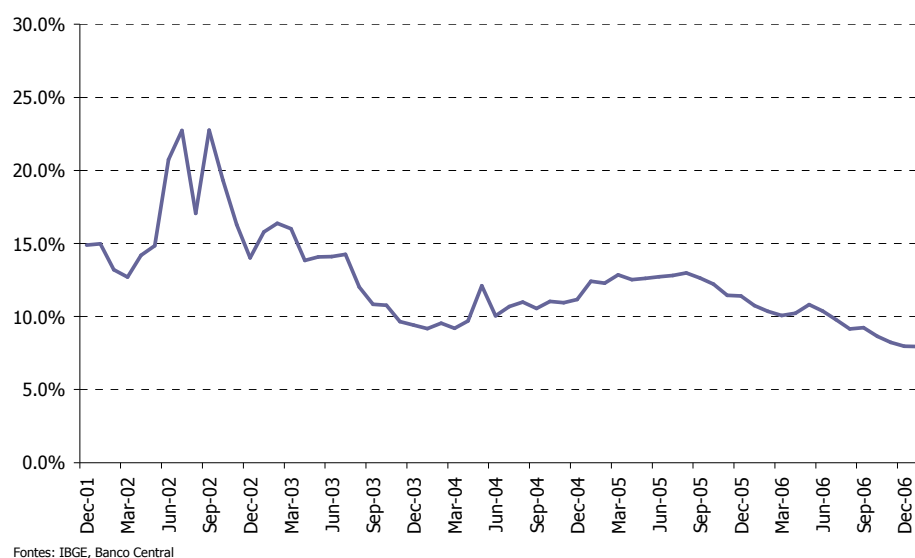
Em 1998, a condução da política monetária foi fortemente abalada pela crise financeira na Rússia, que mais uma vez afetou negativamente a credibilidade nos mercados emergentes. 1999 foi o ano de duas importantes mudanças institucionais: em janeiro, o câmbio passou a ser flutuante e, em junho, a política monetária passou a ser conduzida através do Sistema de Metas para a Inflação.⁷ Devido a restrições externas, o câmbio não pôde ser mantido valorizado; a flutuação cambial era uma imposição do mercado. Como o Plano Real tinha como um de seus alicerces a valorização da moeda nacional, uma nova âncora precisava ser empossada. O sistema de metas utilizava como âncora nominal para a política monetária e para as expectativas a própria meta estabelecida pela autoridade competente (Werlang et al., 2000).

metas para as duas taxas, que representavam o custo do redesconto para as instituições financeiras. A TBC foi programada para ser a taxa à qual os bancos poderiam captar recursos junto à autoridade monetária, uma alternativa às fontes de financiamento privadas, e se manteve, em geral, abaixo da taxa Selic. A TBAN foi criada para fixar o custo financeiro da captação de recursos de instituições em situação de iliquidez, com desequilíbrios temporários em seus fluxos de caixa.⁶ Em dezembro desse ano, a meta para a TBC nominal mensal foi estabelecida em 1,7% (ou 22,4% a.a.).

⁷ Nesse sistema, como se sabe, o Conselho Monetário Nacional (CMN) estabelece um intervalo para o IPCA, índice de inflação calculado pelo IBGE, e o Copom calibra a meta da Selic para que a inflação não fuja de tal intervalo⁷. Essas duas mudanças são complementares.

Variações nos juros básicos da economia afetam a demanda e, com isso, têm também o poder de afetar o nível de preços. Além disso, elevados juros exercem efeito positivo sobre a conta de capitais do balanço de pagamentos, trazem divisas para o país, contribuem com a valorização da moeda nacional. O foco principal de atuação do Banco Central passou a ser a Selic e o câmbio passou a exercer um papel secundário (ou complementar) aos juros.

Gráfico III.2: Taxa Selic real *ex-ante*⁸ (% a.a.)



Apesar de não constar como período de arrocho monetário na nossa classificação, a crise de 2001 merece menção: 2001 foi marcado pela intensificação da crise econômica argentina, pelo racionamento de energia elétrica no Brasil e pelas expectativas de recessão nos Estados Unidos após os atentados terroristas de 11 de setembro. As restrições externas pressionavam o câmbio e a crise interna de energia trazia consigo o risco de desequilíbrios que poderiam afetar o nível de preços. Com isso, uma maior acuidade na administração da política monetária se fez necessária e pode ser ilustrada pela maior elevação da curva da Selic nominal no Gráfico II.1.

2002 foi um ano também de conjunturas externa e interna desfavoráveis. No primeiro semestre, observamos no cenário externo o aprofundamento da crise argentina, a fraca recuperação da economia americana após os atentados terroristas de 2001 e o crescimento da

⁸ Deflacionada pela mediana das expectativas (no agregado) do IPCA acumulados nos próximos 12 meses suavizada. Série disponível no site do Banco Central.

desconfiança dos investidores internacionais após escândalos de fraudes contábeis em grandes empresas dos Estados Unidos.⁹

No terceiro trimestre, as perspectivas de guerra no Golfo Pérsico (com suas conseqüências sobre o preço do petróleo) e a insegurança do mercado acerca do resultado eleitoral daquele ano ocasionaram um aumento da aversão ao risco e da preferência pela liquidez, provocando forte volatilidade do câmbio e escassez de recursos externos. O IPCA acumulou em 2002 uma variação de 12,5% e a justificativa dada pela autoridade monetária para uma inflação tão acima da meta foi a pressão sobre os preços exercida pela desvalorização cambial e pela quebra da safra de importantes produtos da cesta de consumo. Apesar da elevada inflação, note no Gráfico II.2 que a taxa Selic esteve em patamares elevados inclusive em termos reais.

Os efeitos da aceleração inflacionária do final de 2002 estiveram presentes no começo de 2003. De acordo com o Banco Central, no Relatório de 2003, a elevação do nível dos preços não se tratava “de um processo resultante apenas de um choque externo, tampouco representava um desvio temporário da trajetória de longo prazo da inflação que se reverteria autonomamente, constituindo-se de um fenômeno que tinha relação direta com a deterioração das expectativas dos agentes privados e, como tal, exigia atuação firme e tempestiva da autoridade monetária” (Boletim do Banco Central do Brasil - Relatório 2003, p.11). Com isso, a trajetória da meta para a taxa Selic foi de ascensão no primeiro semestre de 2003.

O segundo semestre de 2004 foi um período também de maior arrocho monetário, mas desta vez explicado principalmente por pressões de demanda. Neste ano, o PIB teve crescimento real de 4,94%, o maior desde 1994, ano em que foi lançado o Plano Real. Na reunião de setembro, o Copom optou por elevar a meta, com o argumento de que, “mantendo-se inalterada a postura da política monetária, a forte expansão da atividade econômica não apresenta sinais de estar em processo espontâneo de acomodação para um ritmo de preenchimento do hiato do produto compatível com a convergência da inflação para sua trajetória de metas” (Ata da 100ª Reunião do Copom, de setembro de 2004). A partir de então, a meta para a Selic entrou em trajetória ascendente, processo que só foi interrompido um ano depois, em setembro de 2005.

⁹ No final de março, o Banco Central anunciou a possibilidade de atuar no mercado através de operações de *swap* cambial, inicialmente atreladas à oferta primária de Letras Financeiras do Tesouro (LFT), título com remuneração vinculada à Selic. A idéia era separar as operações de política fiscal daquelas de políticas monetária e cambial e conseguir melhores condições de financiamento da dívida pública federal.

Em 2006, o Copom seguiu a política de gradual distensão monetária, realizando consecutivos cortes na meta para a Selic, cuja meta encerrou o ano em 13,25% a.a..

III.1.1 Indicador de Política Monetária

Através da construção de um indicador monetário simples, iremos sintetizar o comportamento do Banco Central. A variável que escolhida como indicador da condução da política monetária é a Selic efetiva nominal, acumulada trimestralmente e anualizada.

A construção de indicadores conta sempre, em alguma medida, com a determinação aleatória de padrões de comportamento e, com isso, é objeto corrente de críticas. Nosso objetivo nesse sentido é apenas o de sintetizar a descrição da condução da política monetária, atribuindo às decisões uma classificação qualitativa com padrões determinados de forma necessariamente *ad hoc*. Recorremos à literatura e encontramos dois interessantes artigos que abordam essa questão: Boshen e Mills (1995) e Rosa e Verga (2005).

Os dois trabalhos criam índices de comportamento monetário relativos aos documentos divulgados pelo Banco Central. No caso de Boschen e Mills (1995), são utilizados os relatórios das reuniões do Federal Open Market Committee (Fomc) do Federal Reserve (Fed) norte americano; Rosa e Verga (2005) utilizam os Boletins Mensais do Banco Central Europeu (EBC). Os autores estudam a relação entre expressões utilizadas nos relatórios ou boletins (atribuindo números inteiros numa escala de -2 a +2, indicando uma disposição para maior contração ou maior relaxamento monetário) e variáveis monetárias observadas, como base monetária M2 e juros de curto prazo. Rosa e Verga (2005) utilizam como variável observada a diferença ($r_{t+m} - r_t$), em que r representa a taxa de juros básica determinada pelo ECB, e m varia de 1 a 6, para dados mensais. O objetivo dos primeiros autores é corroborar o índice por eles criado e o de Rosa e Verga (2005) é mensurar a transparência do EBC, tema que tem despertado bastante interesse da literatura econômica nos últimos anos.

Como o nosso objetivo não é descobrir quão transparente é o Banco Central, optamos por criar o índice com base na Selic nominal observada, e não nas palavras das atas das reuniões do equivalente brasileiro do Fomc, o Copom, ou dos relatórios mensais do Banco Central. Seguimos a proposta de Rosa e Verga (2005) para o indicador de política monetária observado ($Selic_t - Selic_{t-1}$) e utilizamos a mesma escala proposta nos dois artigos (cinco categorias, de -2 a 2).

Assim, o valor computado da diferença ($Selic_t - Selic_{t-1}$) será inserido em uma das cinco classes, numeradas de -2 a 2, nomeadas, respectivamente, como “muito expansionista”, “expansionista”, “neutra”, “contracionista” e “muito contracionista”. A separação entre as categorias seguiu um padrão próprio, uma vez que não foram encontradas referências na literatura sobre a economia brasileira que de alguma forma classificasse variações na Selic. As categorias foram estabelecidas com base na média e no desvio padrão da série $PM=(Selic_t - Selic_{t-1})$, de maneira que:

- se $PM_t \leq [média(PM) - 0.75*DP(PM)]$, temos em uma política *muito expansionista* em t;
- se $[média(PM) - 0.75*DP (PM)] < PM_t \leq [média(PM) - 0.25*DP (PM)]$, temos uma política *expansionista* em t;
- se $[média(PM) - 0.25*DP (PM)] < PM_t \leq [média(PM) + 0.25*DP (PM)]$, temos uma política *neutra* em t;
- se $[média(PM) + 0.25*DP (PM)] < PM_t \leq [média(PM) + 0.75*DP (PM)]$, temos uma política *contracionista* em t;
- finalmente, se $PM_t > [média(PM) + 0.75*DP(PM)]$, temos em uma política *muito contracionista* em t.

A média da série $PM=(Selic_t - Selic_{t-1})$ é -0.95 e o desvio padrão é 6.19. Os resultados são expostos no Gráfico III.3 e na Tabela III.1. A maioria dos trimestres foi identificada como de política neutra, com vinte e seis observações. Identificamos seis trimestres de política monetária muito expansionista, quatro de política expansionista, sete trimestres contracionistas e quatro de política muito contracionista. Não parece haver um comportamento homogêneo para a amostra completa.

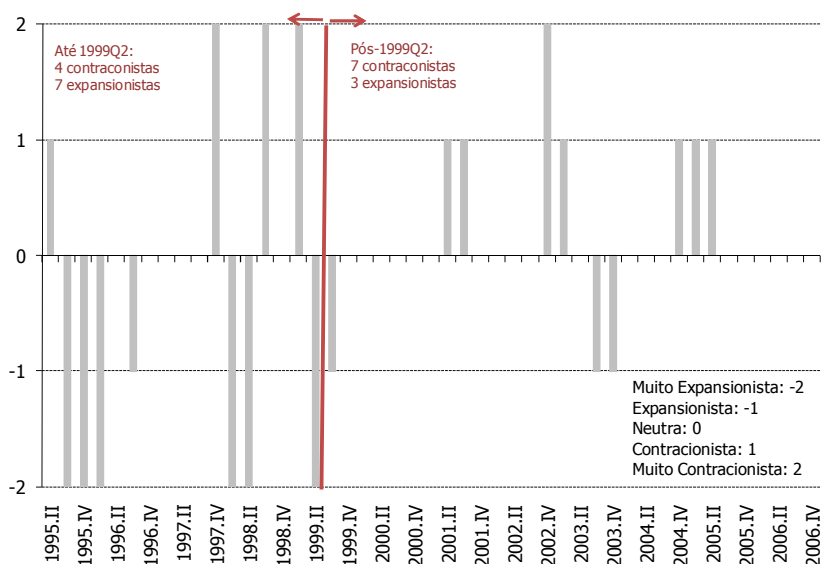
A análise em sub-períodos, por outro lado, oferece evidências mais claras. Como 1999 trouxe uma série de importantes mudanças institucionais ao país, como o Sistema de Metas para a Inflação e a flutuação cambial, além do estabelecimento de metas para o superávit primário no acordo com o FMI, consideraremos uma amostra que englobe apenas o período a partir desse ano. Uma vez que tais eventos ocorreram em trimestres diferentes optamos por fazer o corte em 1999Q2.

Até 1999Q2, dos onze trimestres em que a política foi identificada como não neutra, em sete (64%), ela figura como expansionista e, em quatro (36%), como contracionista. No período a partir de 1999Q3, o cenário é levemente mais bem definido: dos dez trimestres em que a política foi identificada como não neutra, em sete (70%), ela aparece como expansionista e, em três (33%), como contracionista.

Tabela III.1: Classificação dos trimestres

Classificação	Trimestres
Muito Expansionista (6)	1995Q3, 1995Q4, 1996Q1, 1998Q1, 1998Q2, 1999Q2
Expansionista (4)	1996Q3, 1999Q3, 2003Q3, 2003Q4
Neutra (26)	1996Q2, 1996Q4, 1997Q1, 1997Q2, 1997Q3, 1998Q4, 1999Q4, 2000Q1, 2000Q2, 2000Q3, 2000Q4, 2001Q1, 2001Q4, 2002Q1, 2002Q2, 2002Q3, 2003Q2, 2004Q1, 2004Q2, 2004Q3, 2005Q3, 2005Q4, 2006Q1, 2006Q2, 2006Q3, 2006Q4
Contracionista (7)	1995Q2, 2001Q2, 2001Q3, 2003Q1, 2004Q4, 2005Q1, 2005Q2
Muito Contracionista (4)	1997Q4, 1998Q3, 1999Q1, 2002Q4

Gráfico III.3: Indicador de Política Monetária



O indicador construído parece condizente com a evolução da condução da política monetária que descrevemos acima. Os choques monetários provenientes das crises externas, como as da Ásia (1997Q4) e da Rússia (1999Q1), foram contemplados, assim como a elevação

dos juros decorrente da crise de credibilidade interna às vésperas da posse do presidente Lula (2002Q4). Períodos de altas mais discretas da Selic são também capturados pelo indicador, como o verificado em 2001, ano em que ocorreram a crise argentina, o racionamento energético interno e os atentados terroristas nos Estados Unidos. Da mesma forma, o indicador capta o arrocho monetário de 2004, provocado eminentemente pelas pressões internas de demanda que punham em risco as metas de inflação.

Note que os eventos “muito contracionista” e “muito expansionista” são muito mais frequentes no período pré-1999. Atribuímos essa maior volatilidade possivelmente ao fato de este período ser de maior ocorrência de choques externos, que, associados a uma conjuntura interna de contas fiscais em desequilíbrio, elevada parcela da dívida interna atrelada a câmbio, déficits acumulados em conta corrente e regime cambial não-flutuante, repercutiam na economia interna através de choque na taxa de juros. Repare também que, apesar de mais frequentes, a maior parte dos episódios de política expansionista no período até 1999Q2 parecem reação a movimentos prévios de natureza contracionista: isso ocorre nos trimestres 1995Q3 a 1996Q1, 1998Q1 e 1998Q2, e 1999Q2. O gráfico sugere que os movimentos contracionistas que precederam grande parte das expansões monetárias estão ligados às crises, respectivamente, do México, da Ásia e da Rússia.

III.2 Política Fiscal

Esta seção busca analisar a evolução da condução da política fiscal desde a implementação do Plano Real, em 1994, através da observação dos resultados fiscais (com destaque aos saldos primários) e da inserção no debate sobre as origens das mais relevantes transformações.

De acordo com Giambiagi (2006), a condução da política fiscal no Brasil nos últimos 11 anos apresentou dois pontos de inflexão: em 1999, quando se fez um importante ajuste fiscal primário, e em 2004, ano em que, pela primeira vez desde 1994, a relação dívida líquida/PIB sofreu queda. O autor defende que esse período foi de “mudança cultural no trato das finanças públicas brasileiras”, em que o “setor público operou sujeito a uma restrição orçamentária clara – na forma de um piso para o superávit primário” (Giambiagi, 2002, p.7).

A Tabela III.2 evidencia o segundo ponto de inflexão da trajetória das variáveis fiscais sugerido por Giambiagi (2006). Em 2004, a relação dívida/PIB do setor público consolidado sofre diminuição significativa, com a tendência de queda confirmada nos anos seguintes.

Tabela III.2: Dívida Líquida do Setor Público (%PIB)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Dívida líquida total	28.0	30.7	31.8	38.9	44.5	45.5	48.4	50.5	52.4	47.0	46.5	44.9
Governo federal e Banco Central do Brasil	13.4	15.9	18.7	25.0	30.2	28.5	30.2	32.1	33.2	29.5	30.8	31.0
Governos estaduais e municipais	10.7	11.5	12.9	14.2	16.3	15.0	16.8	16.8	18.2	17.2	16.2	15.3
Empresas estatais	6.7	5.9	2.8	2.6	2.8	2.0	1.4	1.6	1.0	0.2	-0.5	-1.4
Dívida interna líquida	25.2	29.3	30.0	35.5	39.0	36.5	38.8	37.5	41.7	40.2	44.1	47.6
Governo federal e Banco Central do Brasil	9.9	14.3	16.7	20.8	22.3	21.6	22.6	20.8	24.0	23.4	28.6	32.9
Governos estaduais e municipais	10.4	11.2	12.4	13.5	15.4	14.1	15.9	15.6	17.1	16.3	15.5	14.7
Empresas estatais	4.9	3.9	0.9	1.2	1.3	0.8	0.4	1.1	0.6	0.5	0.0	-0.1
Dívida externa líquida	5.6	3.9	4.3	6.2	10.4	9.0	9.6	13.0	10.7	6.8	2.3	-2.7
Governo federal e Banco Central do Brasil	3.5	1.6	1.9	4.2	8.0	6.9	7.6	11.3	9.2	6.1	2.2	-2.0
Governos estaduais e municipais	0.3	0.4	0.5	0.7	0.9	0.9	1.0	1.2	1.1	0.9	0.7	0.6
Empresas estatais	1.8	2.0	1.9	1.3	1.5	1.2	1.1	0.5	0.4	-0.2	-0.5	-1.3

Fonte: Banco Central

A análise da Tabela III.3 sugere que as variáveis fiscais de fluxo, nas quais nos concentraremos neste trabalho, se encontram nos últimos anos em uma trajetória de maior equilíbrio. As NFSP nominais do governo central e dos governos estaduais e municipais estiveram em trajetória ascendente até 1999 e entraram em queda nos anos seguintes, com exceção de 2002. Como pode ser visto, o que ocorreu neste ano foi uma deterioração da conta de juros nominais, que teve um salto de 4,7 p.p. do PIB.

A causa desse aumento foi uma conjunção de fatores: a resposta do Banco Central à crise de credibilidade que antecedeu as eleições presidenciais naquele ano foi a elevação dos juros associada ao aumento da emissão de títulos públicos denominados em moeda estrangeira. Os elevados juros nominais concorreram com a desvalorização do real e a elevação da participação dos títulos denominados em moeda estrangeira no total da dívida mobiliária para provocar um verdadeiro salto nos encargos pagos pelo governo.

Tabela III.3: NFSP – Resultado Nominal (em %PIB)

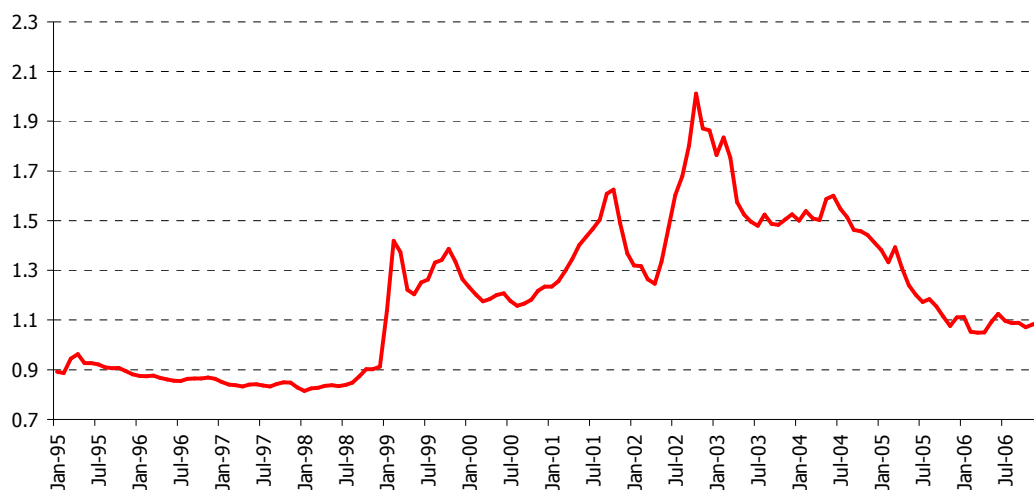
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Resultado Nominal	6.6	5.4	5.6	7.4	9.5	4.1	4.8	9.3	3.3	2.3	2.8	2.9
Governo Federal e Banco Central	2.1	2.4	2.4	5.0	6.7	2.9	3.5	6.0	2.3	1.2	3.2	3.1
Estados e Municípios	3.3	2.5	2.8	1.9	2.9	1.9	1.9	3.3	1.6	1.8	0.3	0.7
Empresas Estatais	1.2	0.6	0.4	0.5	-0.1	-0.7	-0.5	0.0	-0.6	-0.7	-0.7	-0.9
Juros Nominais	6.9	5.3	4.8	7.4	12.5	7.4	8.2	13.0	7.3	6.5	7.1	6.8
Governo Federal e Banco Central	2.7	2.7	2.2	5.6	8.9	4.7	5.2	8.3	4.6	3.9	5.8	5.3
Estados e Municípios	3.1	2.0	2.1	1.7	3.1	2.5	2.7	4.0	2.4	2.7	1.2	1.6
Empresas Estatais	1.2	0.6	0.5	0.2	0.5	0.3	0.4	0.7	0.2	-0.1	0.1	-0.1
Resultado Primário	-0.3	0.1	0.8	0.0	-3.0	-3.3	-3.4	-3.7	-3.9	-4.2	-4.3	-3.9
Governo Federal e Banco Central	-0.5	-0.4	0.2	-0.5	-2.2	-1.8	-1.7	-2.3	-2.3	-2.7	-2.6	-2.2
Estados e Municípios	0.2	0.5	0.7	0.2	-0.2	-0.5	-0.8	-0.8	-0.8	-0.9	-1.0	-0.9
Empresas Estatais	0.1	-0.1	-0.1	0.3	-0.6	-1.0	-0.9	-0.6	-0.8	-0.6	-0.8	-0.8

Fonte: Banco Central do Brasil

(a) (-) representa superávit.

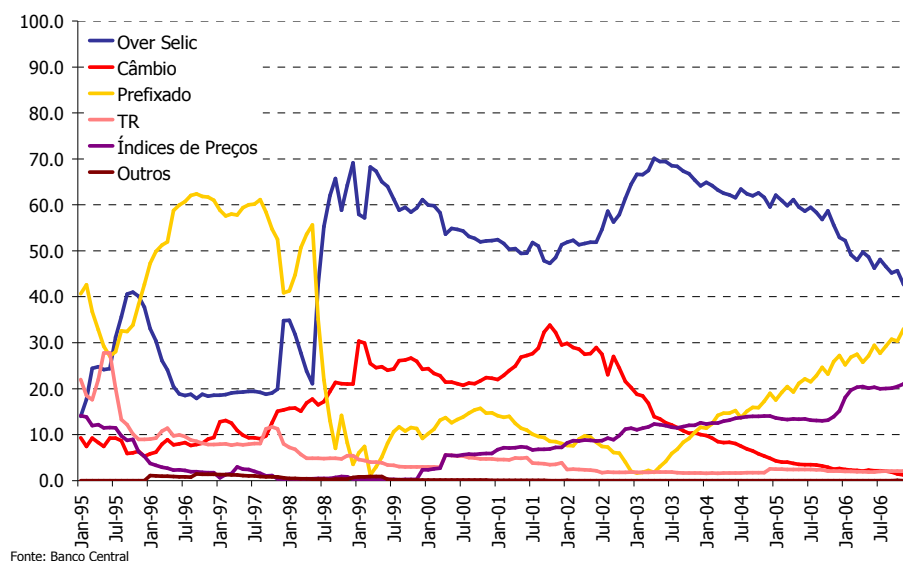
A inflexão ocorrida em 1999 no resultado primário se deveu à mudança de postura das autoridades fiscais após o acordo firmado entre o governo brasileiro e o Fundo Monetário Internacional (FMI) em que foram acordadas metas de superávit primário para os anos subsequentes. Do superávit primário de 3,0% do PIB verificado naquele ano, 2,2 p.p. do PIB (ou 73% do total) se deveu ao resultado do governo central. Vale observar, no entanto, que a tendência geral de melhora no resultado primário desde 1999 foi acompanhada também pelos governos das esferas sub-nacionais.

Gráfico III.4: Câmbio Real Efetivo - Média Mensal - Índice: 1994=1



Fonte: BIS

Gráfico III.4: Composição dos Títulos Federais - % do total



A avaliação do resultado primário do governo central¹⁰ indica um processo de contração da política fiscal nos últimos anos, através de saldos crescentes: os dados acima da linha do Tesouro Nacional indicam uma elevação do superávit primário entre 1997 e 2006 de -0,3% para 2,2% do PIB. Esses números têm sido sustentados por aumentos nas receitas federais como proporção do PIB maiores que as elevações nas despesas do governo central: de 1997 a 2006, a receita líquida do governo central aumentou 6,5 p.p. do PIB, enquanto as despesas aumentaram 3,2 p.p. do PIB.

¹⁰ Infelizmente, a Secretaria de Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda somente disponibiliza os dados discriminados do Resultado Primário a partir de 1997. A diferença do superávit primário do governo central entre as Tabelas III.2 e III.3 se deve ao fato de que, na primeira, os resultados são do Banco Central, computados “abaixo da linha” e, na segunda, a fonte é o Tesouro Nacional, cujos dados são “acima da linha”.

Tabela III.4: Resultado do Governo Central

	% PIB									
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
I. RECEITA TOTAL	16.9	18.7	19.7	19.9	20.8	21.7	21.0	21.6	22.7	23.4
I.1. Receitas do Tesouro	12.2	14.0	15.0	15.2	15.9	16.8	16.2	16.7	17.6	18.0
I.1.1 Receita Bruta	12.6	14.5	15.6	15.8	16.4	17.4	16.9	17.4	18.3	18.6
- Impostos	6.7	7.4	7.6	7.4	7.5	8.0	7.4	7.2	7.8	7.9
- Contribuições	4.8	4.6	5.7	6.6	6.8	7.5	7.6	8.3	8.5	8.4
- Demais (1)	1.2	2.4	2.3	1.8	2.1	1.9	1.9	1.9	2.1	2.3
I.1.2. (-) Restituições	-0.3	-0.4	-0.4	-0.6	-0.5	-0.6	-0.7	-0.7	-0.6	-0.6
I.1.3. (-) Incentivos Fiscais	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
I.2. Receitas da Previdência Social	4.7	4.7	4.6	4.7	4.8	4.8	4.7	4.8	5.0	5.3
I.3. Receitas do Banco Central	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.1	0.1
II. TRANSFERÊNCIAS A ESTADOS E MUNICÍPIOS	2.7	2.9	3.3	3.4	3.5	3.8	3.5	3.5	3.9	4.0
II.1. Transferências Constitucionais (IPI, IR e outras)	2.3	2.5	2.6	2.6	2.8	3.0	2.7	2.6	3.0	3.0
II.2. Lei Complementar 87/ Lei Complementar 115	0.2	0.2	0.4	0.3	0.3	0.3	0.2	0.2	0.2	0.2
II.3. Transferências da Cide	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.1
II.4. Demais	0.2	0.2	0.3	0.5	0.5	0.5	0.6	0.6	0.6	0.7
III. RECEITA LÍQUIDA TOTAL (I-II)	14.3	15.8	16.4	16.5	17.2	17.9	17.4	18.1	18.8	19.4
IV. DESPESA TOTAL	14.0	15.0	14.5	14.7	15.6	15.7	15.1	15.6	16.4	17.2
IV.1. Pessoal e Encargos Sociais (1)	4.3	4.6	4.5	4.6	4.8	4.8	4.5	4.3	4.3	4.5
IV.2. Benefícios Previdenciários	5.0	5.5	5.5	5.6	5.8	6.0	6.3	6.5	6.8	7.1
IV.3. Custeio e Capital	4.7	5.0	4.4	4.5	4.9	4.9	4.3	4.7	5.2	5.5
IV.3.1. Despesa do FAT	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.6	0.7
IV.3.2. Subsídios e Subvenções Econômicas (3)	0.3	0.3	0.2	0.3	0.4	0.2	0.4	0.3	0.5	0.4
IV.3.3. Benefícios Assistenciais (LOAS e RMV) (4)	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.3	0.4	0.4	0.5
IV.3.4. Outras Despesas de Custeio e Capital	3.9	4.2	3.7	3.7	4.0	4.2	3.1	3.5	3.7	3.9
IV.4. Transferência do Tesouro ao Banco Central	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
IV.5. Despesas do Banco Central	0.0	0.0	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1
V. RESULTADO PRIMÁRIO GOVERNO CENTRAL (III - IV)	0.2	0.8	1.9	1.8	1.7	2.1	2.3	2.5	2.5	2.1
V.1. Tesouro Nacional	0.6	1.5	2.9	2.7	2.7	3.3	3.9	4.2	4.2	4.0
V.2. Previdência Social (RGPS) (5)	-0.3	-0.7	-0.9	-0.9	-1.0	-1.2	-1.6	-1.6	-1.7	-1.8
V.3. Banco Central (6)	-0.1	0.0	-0.1	0.0	-0.1	-0.1	0.0	0.0	0.0	0.0
VI. AJUSTE METODOLÓGICO (7)	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.1
VII. DISCREPÂNCIA ESTATÍSTICA	-0.5	-0.3	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
VIII. RESULTADO PRIMÁRIO DO GOV. CENTRAL	-0.3	0.5	2.1	1.7	1.7	2.2	2.3	2.7	2.6	2.2
Resultado Nominal										
IX. JUROS NOMINAIS	-2.1%	-5.6%	-8.3%	-4.7%	-5.1%	-8.0%	-4.6%	-3.9%	-5.8%	-5.3%
X. RESULTADO NOMINAL DO GOV. CENTRAL (VIII+IX)	-2.4%	-5.0%	-6.2%	-2.9%	-3.4%	-5.9%	-2.3%	-1.2%	-3.2%	-3.1%
PIB Nominal	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

Fonte:

STN/Ministério da Fazenda

Destacamos dois importantes marcos institucionais do período no que se refere à política fiscal: o acordo com os estados em 1997, complementada pela Lei de Responsabilidade Fiscal, de 2000, e a reforma da Previdência

Em 1997, o governo central assinou acordos bilaterais com 22 estados para reestruturação de dívidas e saneamento de bancos estaduais. As negociações começaram no final de 1995 com o acirramento da crise fiscal das esferas sub-nacionais provocado pela mudança no ambiente macroeconômico trazida pelo Plano Real. Com o fim da inflação, os governos estaduais e municipais já não podiam usar a postergação da liberação de recursos como estratégia para diminuição das despesas reais, o que até então tornava possíveis os superávits primários positivos. Além disso, os altos juros reais básicos praticados pela autoridade monetária a partir do

Plano Real, principalmente em seu primeiro ano, fizeram aumentar os encargos reais pagos pela elevada dívida acumulada por esses governos¹¹.

Os acordos de reestruturação financeira dos estados previam assunção de suas dívidas pela União e seu refinanciamento pelo prazo de 30 anos, com juros de 6% ao ano, correção pelo IGP-DI e amortização mensal pela tabela *price*. Os governos poderiam comprometer no máximo 13% de sua receita líquida com o pagamento à União, e a parcela que excedesse tal teto seria capitalizada automaticamente. A União tinha como garantia do pagamento os repasses que realiza aos estados, como o ICMS e o Fundo de Participação dos Estados (FPE).

Essa operação não surtiu efeito (ao menos não imediato) sobre a dívida líquida do setor público, nem de nenhuma de suas esferas desagregadas. O governo central ofereceu na verdade um subsídio dos juros pagos pelos estados (uma vez que a União se financia a uma taxa superior a 6%) em troca da garantia contratual de que aqueles amortizariam mensalmente o total de sua dívida. O risco de uma crise sistêmica provocada pelo desequilíbrio fiscal das esferas subnacionais era uma preocupação para o governo central no momento da consolidação de um plano de estabilização de preços que constituía o principal projeto daquele governo. Podemos notar na Tabela III.3 que de fato foi realizado um ajuste nos estados já a partir de 1999, com o alcance de saldos primários crescentes.

A reestruturação da dívida dos estados foi complementada pela promulgação, em 2000, da Lei de Responsabilidade Fiscal, de grande impacto sobre as administrações estaduais e locais. Entre as normas, estão as proibições: (a) de aumentos salariais nos seis meses anteriores ao fim do mandato; (b) de gastos com pessoal e encargos que ultrapasassem 60% das receitas de estados, municípios e DF; (c) de início, nos oito meses anteriores à eleição, de obras que não possam ser concluídas até o fim do mandato; (d) da realização de contratos de antecipação de receitas em ano eleitoral; entre outras.

Giambiagi (2002) fez a seguinte avaliação do processo que ocorreu no período:

Houve (...) uma *mudança cultural na administração pública em níveis local e estadual*. No marco de uma economia estabilizada e com uma preocupação crescente quanto à questão fiscal, a austeridade no trato das contas públicas passou a ser muito mais valorizada que no passado. Certas atitudes, como a de um famoso governador que, ainda no início dos anos 90, teria pronunciado a frase “quebrei o estado, mas elegi o sucessor”, não tinham mais espaço nesse contexto; e o processo democrático foi se encarregando

¹¹Bevilaqua (2000) chama também a atenção para os aumentos do salário mínimo implementados pelos governos Itamar Franco e Fernando Henrique como outras fontes de pressão sobre as NFSP de estados e municípios nos anos 1994 e 1995.

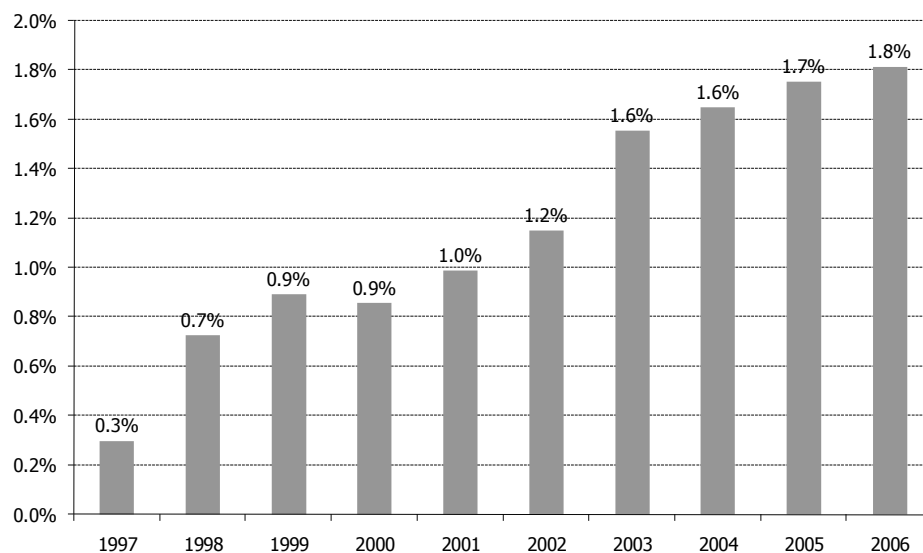
de ir aperfeiçoando a qualidade da gestão pública, valorizando-se aqueles governadores notabilizados por melhores indicadores fiscais. [Giambiagi, 2002, p.25]

A reforma da Previdência de 1998, ainda que incompleta, contribuiu para diminuir os desequilíbrios do INSS¹². No âmbito do funcionalismo público, estabeleceu uma restrição de idade mínima para futuras aposentadorias, combinada com um aumento progressivo do requisito de idade. No regime geral, foi aprovada de uma lei estabelecendo que as aposentadorias a serem concedidas a partir de então seriam o resultado da multiplicação da média real dos 80% maiores salários de contribuição do indivíduo e de um “fator previdenciário”, inferior à unidade para os casos de aposentadorias precoces e crescente em função da idade do indivíduo e do seu tempo de contribuição. Em 2003, no intuito de aproximar as regras aplicáveis aos funcionários públicos e aos privados, a reforma foi complementada com a determinação de idade mínima para a concessão de todas as aposentadorias do funcionalismo público, não apenas para os novos entrantes.¹³ A insuficiência de tais mudanças na legislação pode ser ilustrada pelo Gráfico III.3, que mostra que o crescimento do déficit da previdência como proporção do PIB foi arrefecido apenas nos primeiros anos após a reforma de 1998.

¹² Ver Ornelas e Vieira (1999)

¹³ Ver maiores detalhes no documento oficial do Ministério da Fazenda, intitulado “Política Econômica e Reformas Estruturais” de 2003.

Gráfico III.6: Déficit Primário da Previdência (%PIB)



Fonte: STN/Ministério da Fazenda

O resultado primário das empresas estatais pode ser observado na Tabela III.3. Devemos destacar, a partir de 1999, uma reversão do comportamento das NFSP primárias de saldos próximos de zero para superávits consistentes. Tal fenômeno se deveu principalmente aos melhores resultados na esfera estadual, cujas empresas mais ineficientes foram privatizadas no âmbito da renegociação da dívida em 1997.

Já os resultados das empresas federais têm sido fortemente favorecidos pelo desempenho da Petrobrás¹⁴. Giambiagi (2002) destaca que, como os preços praticados internamente seguem em geral as cotações internacionais e os custos não (uma vez que a maior parte de seu produto é extraída no país), seu resultado segue a tendência da cotação internacional do petróleo. Essa dinâmica tem se mostrado favorável à empresa e tem contribuído de forma significativa com o alcance de superávits primários expressivos pelo setor público em geral nos últimos anos.

O que se pode concluir da análise da política fiscal implementada pelo governo desde a implementação do Plano Real, de forma bastante ampla, é que um período de desajuste foi seguido por um arrocho fiscal que permitiu a conquista de superávits primários necessários para a estabilização da trajetória da dívida pública. Tal arrocho se deu principalmente via elevação da carga tributária, mas foi seguido também de uma maior racionalização da gestão pública,

¹⁴ De acordo com Giambiagi (2002), 80% do resultado primário das empresas estatais federais no biênio 2001/2002, por exemplo, se deveu à Petrobrás.

ilustrada principalmente pela implementação da LRF e pela desestatização de empresas públicas ineficientes.

III.2.1 Indicador de Política Fiscal

A literatura sobre medidas de impulso fiscal é mais ampla que a de indicadores de política monetária, inclusive com aplicações à economia brasileira. A motivação comum das diversas metodologias disponíveis é extrair os efeitos das expansões e contrações cíclicas da economia sobre receitas e gastos, de maneira a construir um indicador fiscal ajustado ciclicamente neutro. Métodos desenvolvidos por órgãos como o Fundo Monetário Internacional (FMI) e a Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OECD) e a medida de impulso fiscal construída por Blanchard (1990) são referências importantes sobre o tema¹⁵.

A sugestão de impulso fiscal de Blanchard (1990) consiste no cálculo do déficit primário em um dado ano se o ambiente macroeconômico se mantivesse o mesmo no período anterior menos o déficit primário no ano anterior. A idéia é exatamente avaliar a trajetória dos componentes fiscais primários líquidos dos efeitos das expansões e contrações cíclicas. Em termos práticos, a metodologia consiste, primeiramente, na estimação das elasticidades dos diversos componentes de receitas e despesas primárias do setor público em relação às variáveis consideradas representantes do ciclo, e, em seguida, calcula-se como se comportariam as receitas e despesas se tais variáveis se mantivessem no mesmo nível do período anterior. Bevilaqua e Werneck (1998) aplicaram esta metodologia para a economia brasileira para o período entre 1989 a 1996. Os autores encontraram problemas com a disponibilidade dos dados, uma vez que além do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), arrecadado em nível estadual, apenas os dados relativos ao governo federal são disponibilizados em base trimestral; a consequência de tal falta é que sua medida de impulso fiscal ficou restrita quase que somente à esfera da União.

Em decorrência disso, construímos um indicador de política fiscal baseado no superávit primário como proporção do PIB (SP). Além de ser a opção adotada pela maioria dos autores nesta literatura (como Méliitz (2000), Wyplosz (1999) e Zoli (2005)), esta variável se tornou de especial interesse na condução da política econômica brasileira a partir de 1999, quando o

¹⁵ Para a descrição detalhada de tais metodologias, veja Fernandes (2004).

governo brasileiro passou a divulgar metas anuais para seu desempenho. Optamos por utilizar a diferença anual do superávit primário em relação ao PIB. Como explicaremos com mais detalhe mais adiante, além de termos detectado raiz unitária sazonal na variável, a diferença anual é teoricamente justificável, uma vez que grande parte dos impostos é recolhida com esta periodicidade, assim como algumas despesas, que são efetuadas anualmente. Dessa forma, teremos o indicador de política fiscal se baseará no comportamento de $PF = SP - SP_{t-4}$.

O indicador fiscal será construído de forma similar ao monetário, com cinco escalas de comportamento entre -2 e 2, de maneira que:

- se $PF_t \leq [\text{média}(PF) - 0.75*DP(PF)]$, temos em uma política *muito expansionista* em t;
- se $[\text{média}(PF) - 0.75*DP (PF)] < PF_t \leq [\text{média}(PF) - 0.25*DP (PF)]$, temos uma política *expansionista* em t;
- se $[\text{média}(PF) - 0.25*DP (PF)] < PF_t \leq [\text{média}(PF) + 0.25*DP (PF)]$, temos uma política *neutra* em t;
- se $[\text{média}(PF) + 0.25*DP (PF)] < PF_t \leq [\text{média}(PF) + 0.75*DP (PF)]$, temos uma política *contracionista* em t;
- finalmente, se $PF_t > [\text{média}(PF) + 0.75*DP(PF)]$, temos em uma política *muito contracionista* em t.

A separação entre as categorias segue o mesmo padrão: as categorias foram estabelecidas com base na média e no desvio padrão da série PF. No caso fiscal, temos média de PF é -0.32 e o desvio padrão é 1.93.

Gráfico III.7: Indicador de Política Fiscal

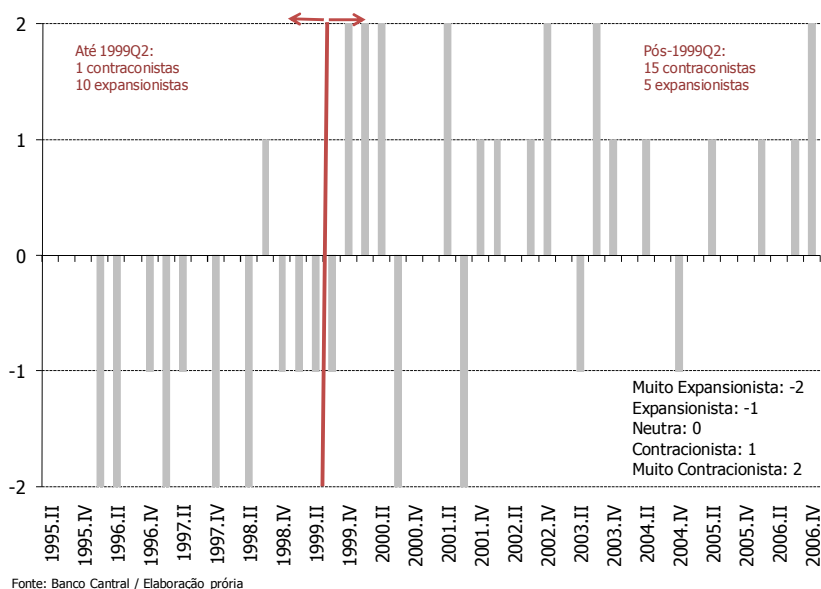


Tabela II.5: Política fiscal - classificação nos trimestres

Classificação	Trimestres
Muito Expansionista (7)	1996Q1, 1996Q2, 1997Q1, 1997Q4, 1998Q2, 2000Q3, 2001Q3
Expansionista (8)	1996Q4, 1997Q2, 1998Q4, 1999Q1, 1999Q2, 1999Q3, 2003Q2, 2004Q4
Neutra (13)	1996Q3, 1997Q3, 1998Q1, 2000Q4, 2001Q1, 2002Q2, 2003Q1, 2004Q1, 2004Q3, 2005Q1, 2005Q3, 2005Q4, 2006Q2
Contracionista (9)	1998Q3, 2001Q4, 2002Q1, 2002Q3, 2003Q4, 2004Q2, 2005Q2, 2006Q1, 2006Q3
Muito Contracionista (6)	1999Q4, 2000Q1, 2000Q2, 2001Q2, 2002Q4, 2003Q3, 2006Q4

Dentre os 44 trimestres analisados, a política fiscal foi classificada como muito expansionista em 7 episódios, como expansionista em 8, como neutra em 13 momentos, como contracionista em 9 trimestres e, finalmente, observamos 6 trimestres em que a política foi classificada como muito contracionista.

Aplicando novamente o corte em 1999Q2, a análise em sub-períodos oferece evidências mais claras. A política fiscal é caracterizada como expansionista ou muito expansionista em dez (91%) dos onze períodos em que

IV RESULTADOS EMPÍRICOS

Neste capítulo, buscaremos uma fundamentação empírica para a nossa análise da interação entre as políticas fiscal e monetária. Os dados com que iremos trabalhar serão de periodicidade trimestral e englobarão o período entre o primeiro trimestre de 1995 e o quarto trimestre de 2006. A sazonalidade característica das séries econômicas trimestrais demandará um cuidado adicional no trato com as séries; o uso de dados anuais, entretanto, implicaria um número de observações demasiadamente reduzido, uma vez que analisamos um período de apenas doze anos.

O trabalho que iremos desenvolver seguirá a linha proposta por Zoli (2005), adotando algumas propostas de Méltz (2000), com algumas adaptações à disponibilidade de dados no caso brasileiro e atendendo a particularidades da condução das políticas fiscal e monetária no país. Focaremos, desta forma, na estimação de uma função de reação da política monetária às variáveis fiscais, controlando tal reação por outras variáveis que afetam o primeiro instrumento.

IV.1 Construção do Modelo

A medida de comportamento fiscal que iremos utilizar será o superávit primário como proporção do PIB (SP). Além de ser a opção adotada pela maioria dos autores nesta literatura (como Méltz (2000), Wyplosz (1999) e Zoli (2005)), esta variável se tornou de especial interesse na condução da política econômica brasileira a partir de 1999, quando o governo brasileiro passou a divulgar metas anuais para seu desempenho.

A medida de comportamento monetário será a taxa nominal de juros de curto prazo (taxa SELIC) efetiva acumulada no trimestre e anualizada. Reconhecemos que o ideal seria trabalhar com a Selic real, mas nos deparamos com grande dificuldade para encontrar deflatores *ex-ante* para a taxa, em especial para o período anterior ao estabelecimento do Sistema de Metas para a Inflação, quando as expectativas de inflação dos agentes não eram computadas pelo Banco Central. Dessa forma, acreditamos que o método mais idôneo seria utilizar a Selic nominal, com a consciência das suas limitações.

A medida de hiato do produto que iremos utilizar é a razão entre o produto e o potencial $HIATO=(Y/Y^*)^{16}$. A série de PIB potencial (Y^*) foi construída através do filtro Hodrick-Prescott (com $\lambda=1.600$) aplicado sobre a série trimestral do PIB do IBGE.

O indicador de inflação escolhido foi o IPCA, índice calculado também pelo IBGE, que obteve nossa preferência por ser índice-meta do Sistema de Metas para a Inflação que passou a guiar a política monetária a partir de junho de 1999.

Introduziremos ao modelo uma variável representativa da credibilidade externa, o EMBI-Brazil, que acreditamos ser determinante na condução da política monetária, em especial nos anos de crises financeiras internacionais (1995 no México, 1997 na Ásia, e 1998-1999 na Rússia)¹⁷. A taxa de câmbio real efetivo calculado pelo Bank for International Settlements (BIS) foi também considerada para explicar a condução da política monetária.

Dummies relativas aos períodos de turbulência da economia internacional (crises do México, da Ásia e da Rússia) e de choques internos (crise de confiança ocorrida no período próximo às eleições de 2002¹⁸) foram também contemplados.

Consideramos o uso no modelo do desvio da expectativa do IPCA de sua meta na véspera da reunião do Copom em vez do índice propriamente dito. Esse modelo será construído para um intervalo de tempo limitado, já que os dados de expectativa são disponibilizados pelo Banco Central apenas a partir de 2000T1.

Com o intuito de verificar a estacionariedade das séries, aplicamos testes ADF (Augmented Dickey-Fuller) de raiz unitária a todas as variáveis. Os resultados são mostrados em detalhe no Anexo 2. Identificamos a presença de raiz unitária nas séries em nível de câmbio real (CAMBIO) e de superávit primário (SP). Para tornar a série de câmbio estacionária, aplicamos a primeira diferença; o teste ADF indicou que a primeira diferença de CAMBIO é estacionária. No caso de SP, como a análise do gráfico nos sugeriu a presença de sazonalidade, realizamos um teste HEGY (Hylleberg, Engle, Granger, and Yoo, 1990) para verificar se a série tende a se replicar

¹⁶ A série de PIB potencial (Y^*) foi construída através do filtro Hodrick-Prescott (com $\lambda=1.600$) aplicado sobre a série trimestral do PIB do IBGE.

¹⁷ O Embi (Emerging Market Bond Index) reflete o movimento dos preços (e os retornos associados) dos títulos dos governos de países emergentes (como Argentina, Brasil, Bulgária, Equador, México, Nigéria, Panamá, Peru, Polônia, Rússia e Venezuela) negociados no mercado financeiro internacional. É calculado e divulgado diariamente pelo banco JP Morgan Chase.

¹⁸ Chamaremos essa *dummy* de LULA, pois o choque precedeu a posse do presidente Luis Inácio da Silva.

em uma periodicidade de dois ou quatro trimestres (RU semi-anual ou anual)¹⁹. A hipótese de RU não sazonal não foi rejeitada, tampouco as de RU semi-anual e anual. Com indícios, portanto, de haver RU em diversas frequências, aplicamos novamente o teste ADF à diferença anual ($SP_t - SP_{t-4}$); nesse caso, a hipótese de RU foi rejeitada com nível de significância de 1%²⁰.

Como 1999 trouxe uma série de importantes mudanças institucionais ao país, como o Sistema de Metas para a Inflação e a flutuação cambial, além do estabelecimento de metas para o superávit primário no acordo com o FMI, estimaremos um modelo que englobe apenas o período a partir desse ano²¹. Para avaliar a evolução do valor e da significância dos coeficientes estimados ao longo de todo o período considerado, estimaremos também equações em janelas móveis de cinco e seis anos. Poderemos, assim, verificar se foi estabelecida uma nova dinâmica entre as variáveis fiscais e monetárias.

IV.2 Modelo Empírico

A equação fundamental será:

$$SELIC_t = \alpha + \beta_1 SELIC_{t-1} + \beta_2 SELIC_{t-2} + \mu_1 IPCA_{t-1} + \mu_2 HIATO_{t-1} + \mu_3 EMBI_{t-1} + \mu_4 \Delta_1 CAMBIO_{t-1} + \mu_5 SP_{t-1} + \gamma D + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que SELIC representa a taxa Selic efetiva nominal anualizada do último mês do trimestre; IPCA é a inflação medida pelo IPCA acumulada no trimestre anualizada; HIATO o hiato do produto; EMBI é o *Embi+ Brazil* de fim de período e SP é a diferença anual do superávit primário como proporção do PIB.²² D é a matriz de *dummies* relativas a choques internos e externos cuja relevância iremos testar e γ é a matriz de coeficientes dessas *dummies*.

¹⁹ Para detalhes dos procedimentos dos testes ADF e HEGY, ver Enders (2004). Os valores críticos dos testes estão em Fuller (1976) e Hylleberg, Engle, Granger, and Yoo (1990).

²⁰ O teste ADF aplicado à diferença semestral ($SP_t - SP_{t-2}$) também rejeitou a hipótese de RU. Como diversas receitas e despesas primárias têm periodicidade anual, consideramos teoricamente mais interessante utilizar a série em diferença anual. Além disso, a utilização da série SP em diferença semestral nas equações não resultou em mudanças significativas nos resultados.

²¹ Uma vez que tais eventos ocorreram em trimestres diferentes optamos por fazer o corte da sub-amostra em 1999T2.

²² Os dados de Selic e de superávit primário são divulgados pelo Banco Central; o PIB trimestral utilizado no cálculo do hiato do produto e o IPCA foram coletados junto ao IBGE; o *Embi+ Brazil*, como mencionamos anteriormente, é calculado pelo banco JP Morgan Chase.

Regredimos as equações utilizando o método de mínimos quadrados ordinários com matriz de variância e covariância robusta a autocorrelação e heterocedasticidade (Newey-West HAC).

Como destaca Zoli (2005), apesar de esta especificação não derivar de nenhum modelo teórico, ela pode nos ajudar a entender a relação direta entre a política fiscal e a monetária. Dessa forma, o coeficiente de análise será o μ_5 .

Se μ_5 não for significativo, concluiremos que a política fiscal não afeta a monetária diretamente de forma significativa. Se μ_5 for significativo e maior que zero, haverá indicações de que a autoridade monetária age de forma complementar às decisões fiscais, sancionando as expansões fiscais via flexibilização monetária ou elevando os juros em períodos de aperto fiscal. Por outro lado, um μ_5 significativo e menor que zero aponta políticas fiscal e monetária substitutivas, ou seja, a expansão fiscal é compensada por maior rigor monetário e vice-versa.

A primeira equação estimada (Tabela IV.1) apresentou coeficientes no sinal esperado: os coeficientes de $IPCA_{t-1}$ e das *dummies* ASIA e RUSSIA apresentaram sinal positivo e de grande magnitude no caso das *dummies*. O coeficiente de SP_{t-1} se mostrou estatisticamente significativo com nível de significância de 10%, mas não significativo com nível de significância de 5%, sugerindo uma relação complementar entre as instâncias fiscal e monetária, ainda que pouco significativa. O resultado ficou em linha com o encontrado por Zoli (2005), mas distante do encontrado por Fialho e Portugal (2005). Nessa especificação, os coeficientes de $HIATO_{t-1}$, $\Delta_1CAMBIO_{t-1}$, $EMBI_{t-1}$ e a *dummy* LULA não se mostraram estatisticamente significativos (com nível de significância de até 10%) e as variáveis foram retiradas do modelo.

A análise em sub-períodos apontou resultados distintos para os intervalos 1995Q1-1999Q2 e 1999Q3-2006Q4. Para 1995Q1-1999Q2, os coeficientes de $IPCA_{t-1}$, $EMBI_{t-1}$ e as *dummies* ASIA e RUSSIA apresentaram também o sinal esperado. Mais uma vez, os coeficientes de $HIATO_{t-1}$ e $\Delta_1CAMBIO_{t-1}$ não se mostraram estatisticamente significativos (com nível de significância de até 10%) e as variáveis foram excluídas do modelo. O coeficiente de SP_{t-1} se mostrou não significativo (com p-valor de 23%). Note que as variáveis de maior poder explicativo se referem às crises financeiras internacionais (*dummies* ASIA e RUSSIA) e a risco ($EMBI_{t-1}$), indicando a relevância dos choques externos para a condução da política monetária no período.

Tabela IV.1: Extensão de Zoli (2005)²³

Amostra (ajustada): 1996Q2 2006Q4

Variável dependente: SELIC

Variável	Coefficiente	DP*	t-stat	Prob.
SELIC(-1)	-0.020	0.113	-0.179	0.859
SELIC(-2)	0.261	0.124	2.109	0.042
IPCA(-1)	0.427	0.057	7.519	0.000
ASA	19.654	2.612	7.525	0.000
RUSSIA	18.326	1.864	9.832	0.000
SP(-1)	0.577	0.328	1.758	0.087
C	10.345	2.195	4.712	0.000
R ² Ajustado	0.847			
F-statistic	39.749			
Prob(F-statistic)	0.000			

* Desvio-padrão robusto a heterocedasticidade e autocorrelação (Newey-West HAC)

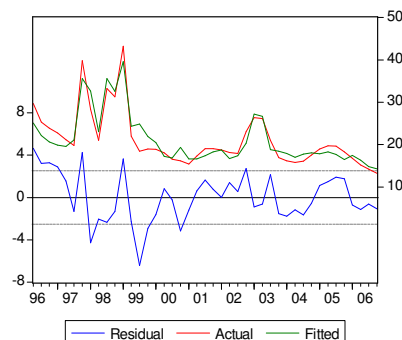


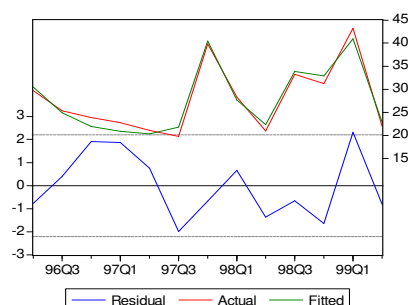
Tabela IV.2: Extensão de Zoli (2005)

Amostra (ajustada): 1996Q2 1999Q2

Variável dependente: SELIC

Variável	Coefficiente	DP*	t-stat	Prob.
SELIC(-1)	-0.671	0.068	-9.870	0.000
SELIC(-2)	0.404	0.113	3.576	0.016
ASA	24.600	3.990	6.165	0.002
RUSSIA	12.226	4.142	2.952	0.032
IPCA(-1)	0.574	0.308	1.864	0.121
EMBI(-1)	0.016	0.003	5.530	0.003
SP(-1)	0.578	0.423	1.366	0.230
C	14.128	5.089	2.776	0.039
R ² Ajustado	0.912			
F-statistic	18.814			
Prob(F-statistic)	0.003			

* Desvio-padrão robusto a heterocedasticidade e autocorrelação (Newey-West HAC)



No intervalo 1999Q3-2006Q4, por outro lado, encontramos uma relação entre SP_{t-1} e SELIC positiva e estatisticamente significativa. Os coeficientes das variáveis $HIATO_{t-1}$ e $\Delta_1 CAMBIO_{t-1}$ novamente se mostraram estatisticamente não significativos (com nível de significância de até 10%), assim como a *dummy* LULA²⁴. Neste intervalo, o modelo sugere que quando o superávit primário se eleva em 1 p.p. do PIB, a taxa.Selic anualizada aumenta em 0.43 p.p. um trimestre depois.

²³ Mostraremos sempre junto à tabela com os coeficientes a figura com os resíduos do modelo (Residual), a série da variável dependente observada (Actual) e os valores estimados (Fitted) para ilustrar o ajuste do modelo.

²⁴ Na realidade, a *dummy* LULA se mostra estatisticamente não significativa na presença de $EMBI_{t-1}$. Note no Anexo 1 que os gráficos das variáveis indicam que LULA e EMBI têm trajetórias bastante parecidas pós-1999. Na ausência de $EMBI_{t-1}$, o coeficiente de LULA é estatisticamente significativo com nível de significância de 5%. Nosso critério de escolha entre as duas especificações se baseou no critério de Schwarz (SIC): no modelo com $EMBI(-1)$, $SIC=3.07$; no modelo com LULA, $SIC=3.18$.

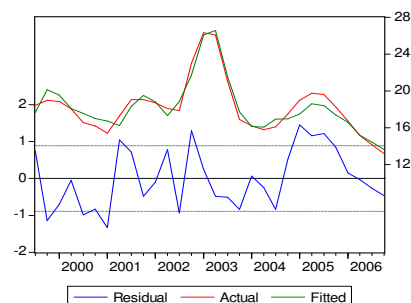
Tabela IV.3: Extensão de Zoli (2005)

Amostra: 1999Q3 2006Q4

Variável dependente: SELIC

Variável	Coefficiente	DP*	t-stat	Prob.
SELIC(-1)	0.670	0.091	7.352	0.000
SELIC(-2)	-0.162	0.047	-3.429	0.002
IPCA(-1)	0.161	0.022	7.234	0.000
EMBI(-1)	0.002	0.001	3.070	0.005
SP(-1)	0.430	0.138	3.118	0.005
C	6.361	1.102	5.772	0.000
R ² Ajustado	0.908			
F-statistic	58.420			
Prob(F-statistic)	0.000			

* Desvio-padrão robusto a heterocedasticidade e autocorrelação (Newey-West HAC)



Para o período entre 2001Q1 e 2006Q2, utilizamos também uma especificação em que IPCA é substituído pelo desvio das expectativas da inflação em relação à meta²⁵. Em um ambiente em que a autoridade monetária segue o Sistema de Metas para a Inflação, esperamos que a política monetária monitorasse mais o desvio das expectativas de inflação em relação à meta que a inflação propriamente dita (Minella et al, 2002). A série de desvio do IPCA em relação à meta é construída com base em um algoritmo sugerido por Minella, et al. (2002) adaptado a dados trimestrais. O algoritmo pode ser escrito da forma:

$$D_{jt} = \left(\frac{4-j}{4} \right) (E_{jt} \pi_t - \pi_t^*) + \frac{j}{4} (E_{jt} \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) \quad (2)$$

em que j representa o número do trimestre do ano t , E_{jt} , a expectativa no trimestre j do ano t para a inflação do ano t (π_t) e π_t^* , a meta para a inflação do ano perseguida pelo Banco Central. A série de expectativas é construída através da mediana das expectativas de mercado (agregado) para a inflação um dia antes das reuniões do Copom do trimestre. As metas consideradas são aquelas perseguidas pelo Banco Central na maior parte do trimestre, divulgadas nas edições do Relatório de Inflação.

O resultado dessa especificação indicou que as variáveis SELIC e SP_{t-1} possuem uma relação positiva e significativa, sugerindo que, nesta sub-amostra, a política monetária atua de

²⁵ Os dados de expectativa do IPCA são divulgados pelo Banco Central em sua página na internet (<http://www4.bcb.gov.br/?FOCUSERIES>).

forma complementar à fiscal. De acordo com essa especificação, entre 2000Q1 e 2006Q4, quando o superávit primário se eleva em 1 p.p. do PIB, a taxa Selic anualizada aumenta em 0.38 p.p. no trimestre seguinte. Note que o algoritmo de expectativa construído possui um coeficiente bastante mais elevado que o $IPCA_{t-1}$ no modelo anterior, corroborando a hipótese de que a política monetária é mais sensível ao desvio das expectativas de inflação em relação à meta que à inflação propriamente dita.

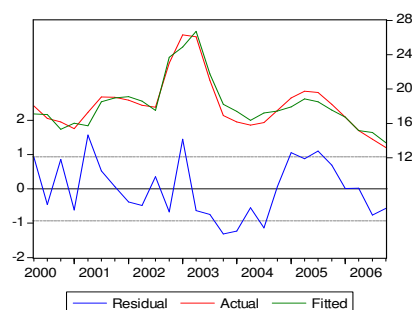
Tabela IV.4: Extensão de Zoli (2005) com algoritmo de expectativas

Amostra: 2000Q1 2006Q4

Variável dependente: SELIC

Variável	Coefficiente	DP*	t-stat	Prob.
SELIC(-1)	0.493	0.089	5.538	0.000
EXPEC_ALG	2.238	0.332	6.732	0.000
EMBI(-1)	-0.002	0.001	-2.539	0.019
D4_SP	0.376	0.162	2.314	0.030
C	8.241	1.636	5.036	0.000
R2 Ajustado	0.910			
F-statistic	53.700			
Prob(F-statistic)	0.000			

* Desvio-padrão robusto a heterocedasticidade e autocorrelação (Newey-West HAC)



Como teste de robustez dos resultados encontrados, adotamos em seguida sugestão de Méliitz (2000) e utilizamos uma especificação com os regressores IPCA, HIATO, EMBI e Δ_1 CAMBIO contemporâneos. Como esses dados são afetados pelas decisões de política correntes, tentamos controlar os efeitos das políticas monetária e fiscal sobre tais variáveis para evitar problemas de endogeneidade. Neste sentido, regredimos tais eventos contemporâneos pelos instrumentos fiscais e monetários correntes e aplicamos na equação fundamental os resíduos dessas regressões. Desta forma, regredimos equações auxiliares do seguinte formato:

$$X_{it} = \alpha_i + \beta_i \text{SELIC}_t + \mu_i \text{SP}_t + v_{it} \quad (3)$$

em que X representa cada um dos i eventos correntes IPCA, HIATO, EMBI e Δ_1 CAMBIO; SELIC e SP representam os instrumentos de política previamente descritos e, v_i , os resíduos de cada uma das equações. Os detalhes dessas regressões auxiliares se encontram no Anexo 3. A equação fundamental assume, portanto, a seguinte forma:

$$\text{selic}_t = \alpha + \beta_1 \text{SELIC}_{t-1} + \beta_2 \text{SELIC}_{t-2} + \mu_1 \text{V}_{IPCA}_t + \mu_2 \text{V}_{HIATO}_t + \mu_3 \text{V}_{EMBI}_t + \mu_4 \text{V}_{\Delta_1 \text{CAMBIO}}_t +$$

$$+ \mu_5 SP_{t-1} + \gamma D + \varepsilon_t \quad (4)$$

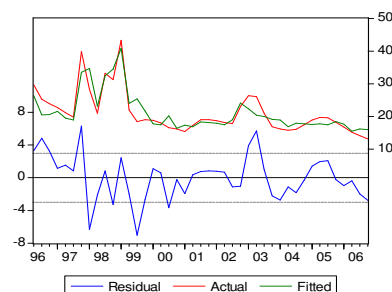
Tabela IV.5: Extensão de Zoli (2005) com variáveis-resíduo sugeridas por Méritz (2000)

Amostra (ajustada): 1996Q1 2006Q4

Variável dependente: SELIC

Variável	Coefficiente	DP*	t-stat	Prob.
SELIC(-1)	0.119	0.176	0.676	0.504
SELIC(-2)	0.226	0.144	1.567	0.126
ASA	16.156	3.520	4.590	0.000
RUSSIA	15.738	1.461	10.770	0.000
v_IPCA	0.261	0.071	3.690	0.001
SP(-1)	0.346	0.412	0.840	0.407
C	11.615	2.620	4.434	0.000
R ² Ajustado	0.783			
F-statistic	26.259			
Prob(F-statistic)	0.000			

* Desvio-padrão robusto a heterocedasticidade e autocorrelação (Newey-West HAC)



Os resultados indicam que a política monetária reage de forma estatisticamente não significativa à fiscal para a amostra completa, entre 1995Q1 e 2006Q4. Os coeficientes das variáveis v_{EMBI} , v_{HIATO} e $v_{\Delta ICAMBIO}$, assim como o da *dummy* LULA se mostraram também estatisticamente não significativos (com nível de significância de até 10%) e elas foram retiradas do modelo.

No período 1995Q1-1999Q2, a reação estimada de SELIC a SP_{t-1} foi mais uma vez não significativa. Os coeficientes de v_{IPCA} , v_{HIATO} e $v_{\Delta ICAMBIO}$ se mostraram também estatisticamente não significativos (com nível de significância de até 10%) e as variáveis foram excluídas.

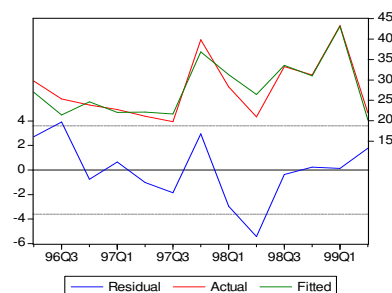
Tabela IV.6: Extensão de Zoli (2005) com variáveis-resíduo sugeridas por Méritz (2000)

Amostra (ajustada): 1996Q1 1999Q2

Variável dependente: SELIC

Variável	Coefficiente	DP*	t-stat	Prob.
SELIC(-1)	-0.173	0.126	-1.373	0.219
SELIC(-2)	0.589	0.189	3.112	0.021
ASA	16.821	3.713	4.530	0.004
RUSSIA	14.907	1.136	13.121	0.000
v_EMBI	-0.007	0.003	-2.889	0.028
SP(-1)	0.412	0.426	0.965	0.372
C	8.591	4.963	1.731	0.134
R ² Ajustado	0.764			
F-statistic	7.468			
Prob(F-statistic)	0.014			

* Desvio-padrão robusto a heterocedasticidade e autocorrelação (Newey-West HAC)



Já nos anos entre 1999Q3-2006Q4, os resultados apontam que a política monetária responde de forma complementar às determinações fiscais, corroborando os resultados obtidos

anteriormente nas especificações com $IPCA_{t-1}$, e na qual substituímos $IPCA_{t-1}$ por uma média de desvio da inflação em relação à meta. Neste modelo, uma elevação de 1 p.p. do superávit primário em relação ao PIB provoca alta de 0.50 p.p. da taxa Selic anualizada. Os coeficientes das variáveis V_{EMBI} , V_{HIATO} e $V_{\Delta CAMBIO}$ se mostraram estatisticamente não significativos (com nível de significância de até 10%) e elas foram retiradas do modelo.

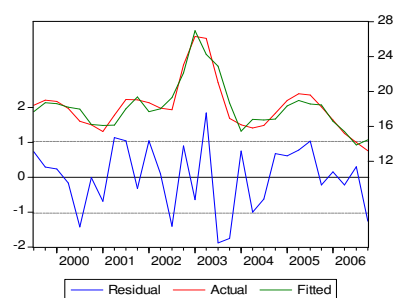
Tabela IV.6: Extensão de Zoli (2005) com variáveis-resíduo sugeridas por Méltiz (2000)

Amostra: 1999Q3 2006Q4

Variável dependente: SELIC

Variável	Coefficiente	DP*	t-stat	Prob.
SELIC(-1)	1.015	0.067	15.136	0.000
SELIC(-2)	-0.267	0.046	-5.811	0.000
v_IPCA	0.197	0.027	7.309	0.000
SP(-1)	0.497	0.184	2.695	0.012
C	4.308	1.141	3.776	0.001
R ² Ajustado	0.879			
F-statistic	53.425			
Prob(F-statistic)	0.000			

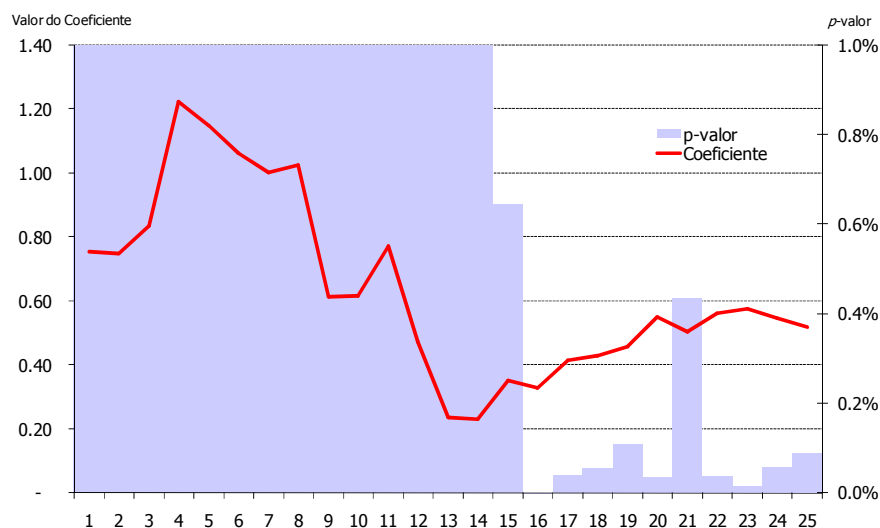
* Desvio-padrão robusto a heterocedasticidade e autocorrelação (Newey-West HAC)



Para melhor avaliar a evolução do valor e da significância do coeficiente de reação da política monetária ao superávit primário defasado em um trimestre, regredimos a equação (1) em janelas móveis de vinte e vinte e quatro trimestres (ou cinco e seis anos). O método de janelas móveis consiste em regredir equações em sub-amostras, sempre com o mesmo número de observações, que deslizam ao longo da amostra completa. O método nos permite captar a evolução do valor dos diversos coeficientes da regressão, assim como seus p -valores. Estimamos uma versão simplificada da equação (1), excluindo os regressores $HIATO_{t-1}$ e $\Delta CAMBIO_{t-1}$, cujos coeficientes se mostraram estatisticamente não significativos em todas as especificações que testamos.

Nos Gráficos IV.1 e IV.2, apresentamos os valores e p -valores dos coeficientes estimados nas janelas de cinco e seis anos, respectivamente. O eixo da esquerda corresponde aos coeficientes estimados e, o da direita, aos p -valores. A escala do eixo dos p -valores é de 0% a 1%, de forma que as áreas completamente sombreadas correspondem às equações cujo p -valor do coeficiente de SP_{t-1} é acima de 1%.

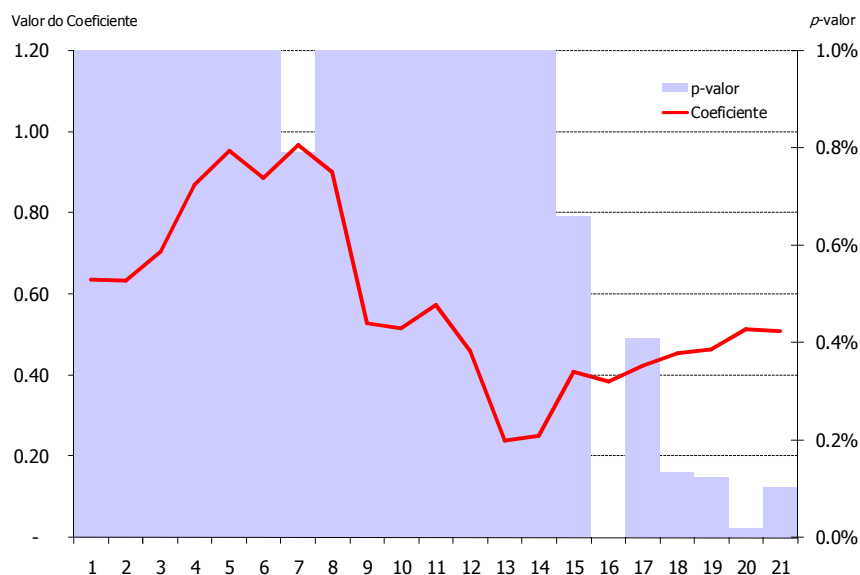
Gráfico IV.1: Coeficientes e p -valores de SP_{t-1} em janelas móveis de 20



Observamos que os coeficientes de SP_{t-1} ganham bastante em significância a partir da equação 15, que corresponde àquelas cuja amostra se inicia em 1999Q3.

Nossos exercícios apresentaram indicações de que a política monetária no período 1995Q1-1999Q2 reagiu mais a variáveis que se referem às crises financeiras internacionais (*dummies* ASIA e RUSSIA) e a risco ($EMBI_{t-1}$), indicando a relevância dos choques externos para a condução da política monetária no período. Assim como constatado por Zoli (2005), encontramos que o resultado primário do setor público não entra de forma estatisticamente significativa na função de reação do Banco Central. Lembramos que, para este mesmo intervalo, o artigo de Fialho e Portugal (2005) apontou que a coordenação entre as políticas monetária e fiscal foi substitutiva; acreditamos que origem da diferença do nosso resultado em relação ao encontrado por Fialho e Portugal (2005) neste sub-período seja a introdução, no presente trabalho, de outras variáveis explicativas ao modelo, como a inflação e desvio da inflação à meta, além de indicadores de risco soberano, como o Embi-Brazil, e *dummies* relativas às crises internacionais.

Gráfico IV.2: Coeficientes e p -valores de SP_{t-1} em janelas móveis de 24 trimestres



Por outro lado, a maioria das nossas especificações sugeriu haver uma mudança estrutural na natureza dessa interação no período pós-1999Q2. A partir desse trimestre, encontramos maiores indícios de que as políticas atuaram de forma complementar, atuando no mesmo sentido (ambas contracionistas, ou ambas expansionistas).

Uma vez que encontramos indícios de mudança no padrão de interação, a análise das equações com a amostra completa perde importância. De fato, o coeficiente de SP_{t-1} não se mostrou muito significativo em duas especificações que testamos com a amostra completa.

A relação negativa (ou substitutiva) entre superávit e juros parece razoável quando temos em conta que ambos afetam a demanda agregada com o mesmo sinal, que pressões de demanda agregada oriundas de expansões fiscais (ou de outra fonte qualquer) potencialmente geram pressões de preços e que o mandato do Banco Central é de controle de inflação. Em outras palavras, se uma expansão fiscal ocorre a ponto de por em risco os objetivos do Banco Central de controle de inflação via pressões de demanda agregada, é intuitivo imaginar que a autoridade monetária utilizará seu instrumento de controle de demanda para neutralizar esse efeito.

Durante a (curta) experiência da economia brasileira pós-estabilização de preços, entretanto, houve diversos choques que se sobrepuseram a esse mecanismo intuitivo de interação. Entre 1995Q1 e 1999Q2, as variáveis de maior poder explicativo em relação à condução da

política monetária se referem às crises financeiras internacionais (*dummies* ASIA e RUSSIA) e a risco ($EMBI_{t-1}$).

A partir de 1999Q3, por outro lado, encontramos indícios de complementaridade entre as políticas. As contas primárias atingiram maior equilíbrio, sem que a política monetária passasse a assumir caráter expansionista. A continuidade da necessidade de construção da credibilidade institucional da autoridade monetária não desapareceu após o comprometimento fiscal de manter superávits primários, instituindo um regime complementar de políticas fiscal e monetária contracionistas.

V CONCLUSÃO

O objetivo deste trabalho foi inferir o caráter da interação entre as políticas fiscal e monetária no Brasil no período pós-estabilidade dos preços (especificamente, entre 1995 e 2006). Adicionalmente, buscávamos evidências sobre possíveis mudanças no padrão dessa interação após as mudanças institucionais de 1999, quando o regime cambial passou a ser flutuante, o setor público passou a adotar maior disciplina fiscal e foi implementado o Sistema de Metas para a Inflação.

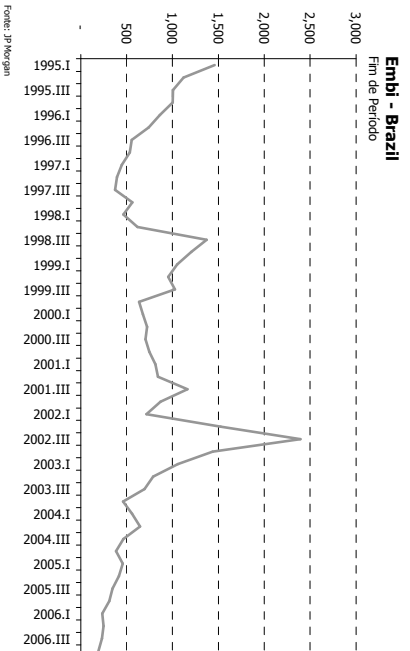
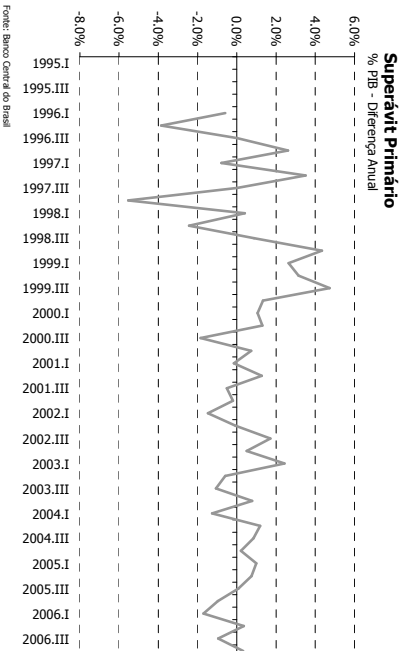
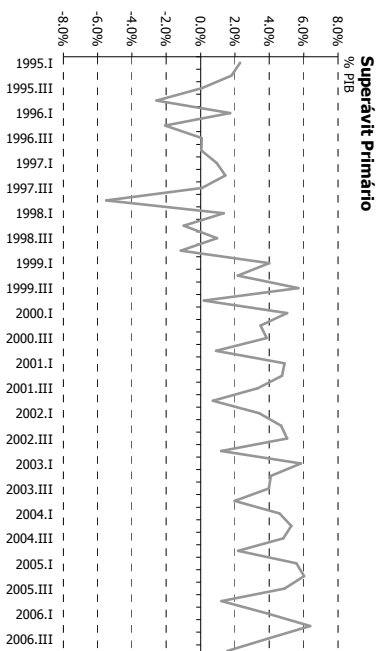
As políticas são consideradas complementares quando são ambas expansionistas, ou seja, uma expansão fiscal (mensurada pela elevação do déficit público, em alguma de suas medidas) é seguida por maior flexibilização monetária (evidenciada principalmente por redução dos juros básicos da economia), ou quando são ambas contracionistas, ou seja, maior rigor fiscal é acompanhado de maior arrocho monetário. Por outro lado, as políticas são consideradas substitutivas quando assumem direções opostas, ou seja, expansões fiscais são compensadas por maior rigor monetário e, contrações fiscais, por flexibilização na instância monetária.

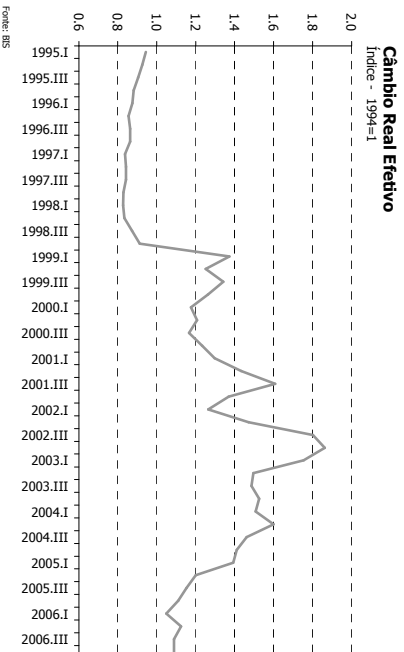
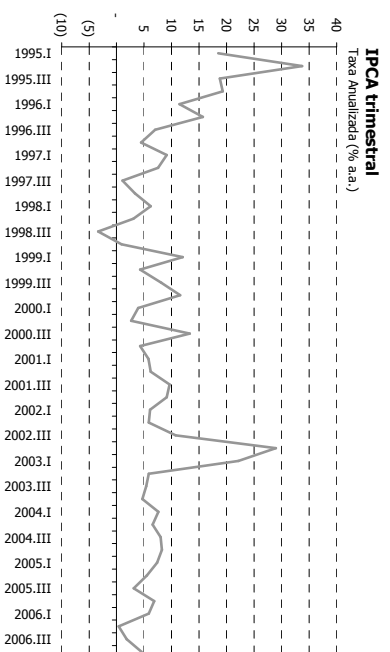
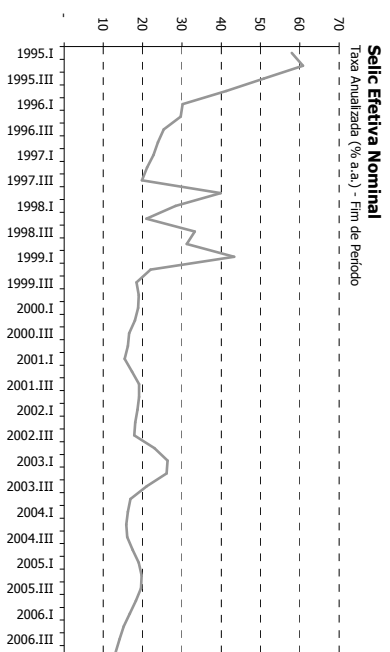
Dois artigos em especial motivaram nosso estudo: Fialho e Portugal (2005) estudaram a interação entre as políticas fiscal e monetária no Brasil para o período entre 1994 e 2003 e concluíram que a coordenação entre as políticas monetária e fiscal no país foi substitutiva durante todo o período estudado; por outro lado, os resultados de Zoli (2005) indicaram que, entre 1995 e 2003, a política monetária não reage de forma estatisticamente significativa a expansões fiscais.

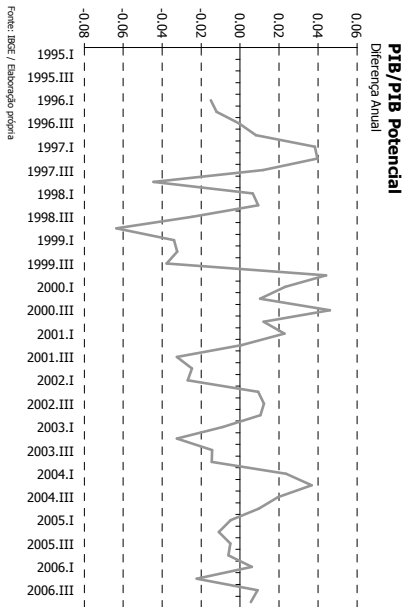
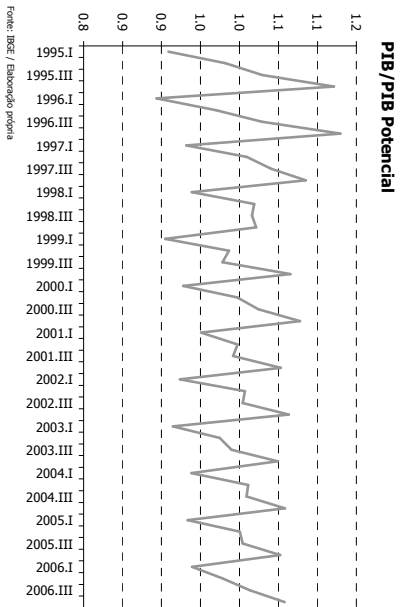
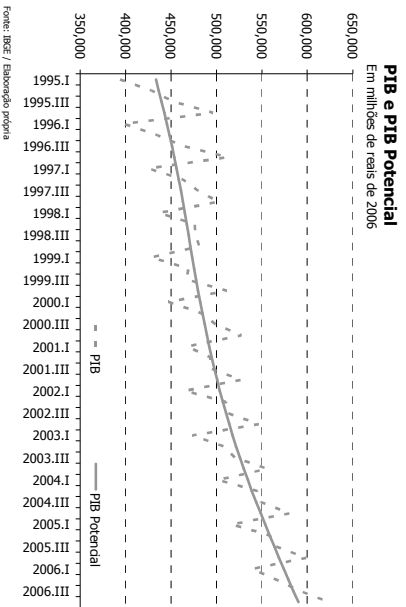
A análise dos gráficos de variáveis fiscal e monetária não apresentou indícios claros da natureza da interação entre as políticas para o período como um todo, mas sugeriram que uma mudança no padrão de interação poderia ter ocorrido. Através de um modelo simples de reação de política monetária, encontramos indícios de que a política de juros, no período pré-1999, respondeu mais a variáveis relativas às crises financeiras internacionais (*dummies* ASIA e RUSSIA) e a risco ($EMBI_{t-1}$). Assim como encontrado por Zoli (2005), para o período mencionado, observamos indícios de que a política monetária não reage de forma estatisticamente significativa a expansões fiscais. Por outro lado, os resultados apontaram uma relação de complementaridade entre 1999Q3 e 2006Q4, período em que a autoridades monetária e fiscal passaram a adotar políticas contracionistas de forma consistente.

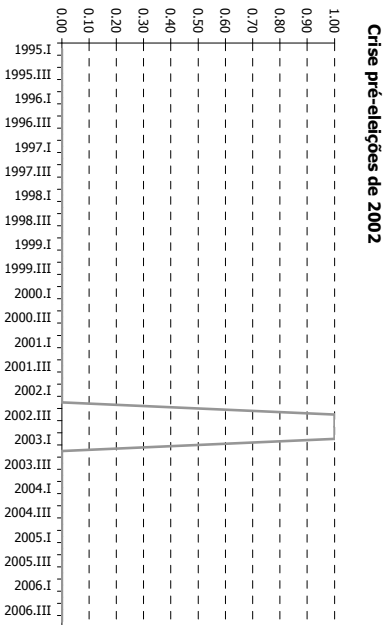
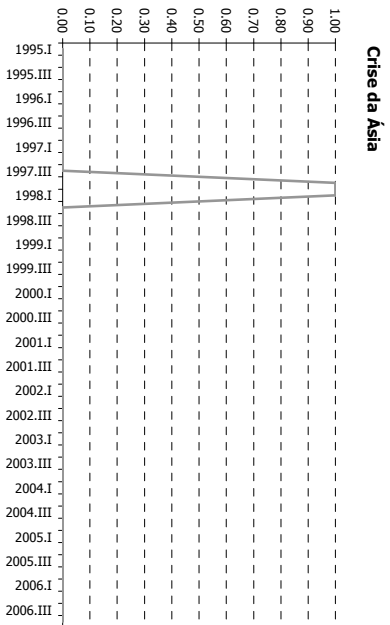
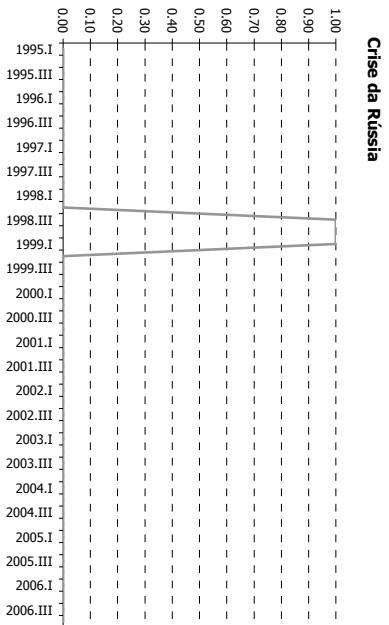
ANEXO I

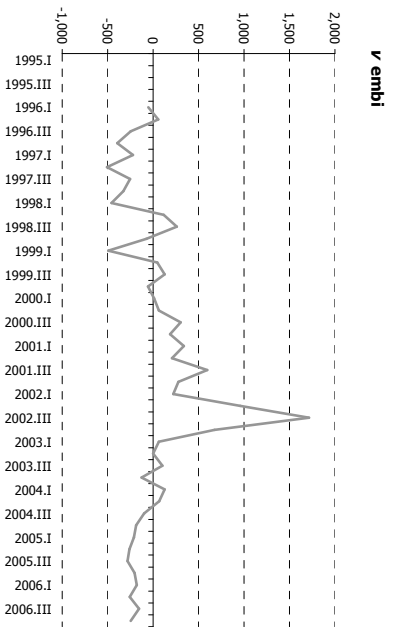
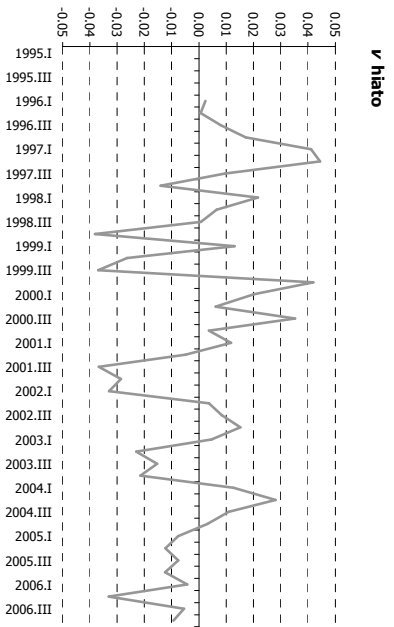
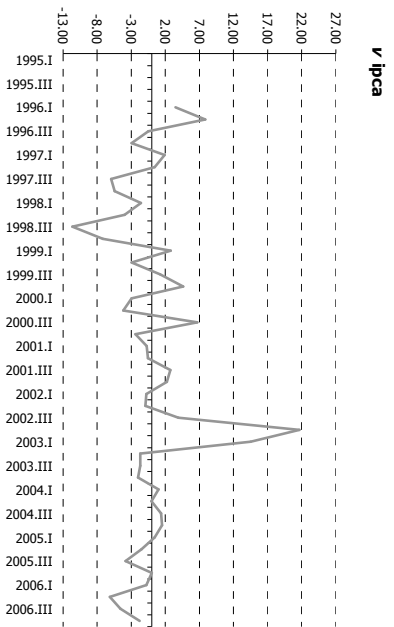
Gráficos das Variáveis



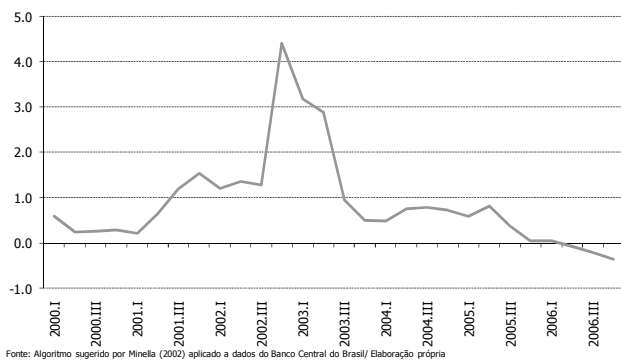








Algoritmo de expectativas



ANEXO II

Para averiguar a estacionariedade as séries com que trabalhamos, aplicamos testes ADF (Augmented Dickey-Fuller) de raiz unitária (RU). Em casos de indícios de sazonalidade, aplicamos também o teste de RU sazonal HEGY (Hylleberg, Engle, Granger, and Yoo, 1990) para verificar se a série tende a se replicar em uma periodicidade de dois ou quatro trimestres (RU semi-anual ou anual). Para cada teste, estimamos as seguintes equações²⁶:

$$\text{ADF: } \Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \delta_i y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{HEGY: } y_{4,t} = \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-2} + \pi_4 y_{3,t-2},$$

$$\text{com: } y_{1,t} = y_t + y_{t-1} + y_{t-2} + y_{t-3}$$

$$y_{2,t} = -(y_t - y_{t-1} + y_{t-2} - y_{t-3})$$

$$y_{3,t} = -(y_t - y_{t-2})$$

$$y_{4,t} = (y_t - y_{t-4})$$

Tabela A1: testes ADF (H0: $\gamma=0$)

Variável	Termos Deterministas	Defasagens	t-stat	Prob.
CAMBIO	Nenhum	0	-0.196	0.610
ΔCAMBIO	Nenhum	0	-6.166	0.000
EMBI	Intercepto	0	-2.652	0.090
SELIC	Intercepto	0	-7.859	0.000
HIATO	Intercepto	4	-3.765	0.000
SP	Nenhum	3	0.038	0.690
(SP _t - SP _{t-4})	Nenhum	3	-4.486	0.000
IPCA	Nenhum	1	-7.092	0.000
ALGORITMO DE EXPECTATIVAS	Nenhum	0	-5.676	0.000

Tabela A1: teste HEGY

Variável	Termos Deterministas	H0	t-stat	Valores Críticos		
				1%	5%	10%
SP	Nenhum	$\pi_1=0$	0.04	-2.12	-1.95	-1.59
		$\pi_2=0$	-1.53	-2.61	-1.95	-1.60
		$\pi_3=\pi_4=0$ / 1	3.12	5.02	3.26	2.45

/1 testes de significância conjunta são feitos com base na estatística-F estimada.

²⁶ Para detalhes dos procedimentos dos testes ADF e HEGY, ver Enders (2004). Os valores críticos dos testes estão em Fuller (1976) e Hylleberg, Engle, Granger, and Yoo (1990).

REFERÊNCIAS

- Alesina, A.; Perotti, R. *Fiscal Expansions and Fiscal Adjustments in OECD Countries*. NBER Working Papers 5214, 1995. Disponível em <<http://papers.nber.org/papers/w5214>> Acesso em 06 jun. 2006.
- Abreu, M. de P.; Werneck, R. *The Brazilian economy from Cardoso to Lula: An interim view* Departamento de Economia PUC-RIO. Texto para Discussão No. 504, 2005. Disponível em <<http://www.econ.puc-rio.br/pdf/td504.pdf>> Acesso em 27 set. 2005.
- Bevilaqua, A.; Werneck, R. *Delaying Public-Sector Reforms: Post-Stabilization Fiscal Strains in Brazil*. Inter-American Development Bank. Research Network Working Paper R-321. Janeiro de 1998.
- Blanco, F. *O Comportamento Fiscal dos Estados Brasileiros e seus Determinantes Políticos*. Revista da ANPEC, Volume 2, Número 1, pp.207-258. Janeiro/Junho de 2001.
- Boschen, J.; Mills, L. *The Relation Between Narrative and Money Market Indicators of Monetary Policy*. Economic Inquiry. Volume XXXIII, pp. 24-44. Janeiro de 1995.
- Christiano L.; Fitzgerald, T. *Understanding the Fiscal Theory of the Price Level*. NBER Working Papers 7668, 2000. Disponível em <<http://papers.nber.org/papers/w7668>> Acesso em 1º nov. 2005.
- Dixit, A.; Lambertini, L. *Monetary–fiscal policy interactions and commitment versus discretion in a monetary union*. European Economic Review, Volume 45, pp. 977-987. Maio de 2001.
- Enders, W. *Applied Econometric Time Series*. Denvers: Wiley, 2004.
- Fraga, A.; Goldfajn, I.; Minella, A.; *Inflation Targeting in Emerging Market Economies*. Banco Central do Brasil. Trabalho para Discussão No. 76. Junho de 2003. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps76.pdf>> Acesso em 10 jan. 2007.

- Fernandes, B. *Impulso fiscal : teoria e prática - o caso brasileiro 1992-2002*. Dissertação de Mestrado. São Paulo: Universidade de São Paulo, 2004.
- Freitas, P.; Minella, A.; Riella, G. *Metodologias de Cálculo da Inércia Inflacionária e dos Efeitos do Choque dos Preços Administrados*. Banco Central do Brasil. Nota Técnica No. 22. Julho de 2002. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br/pec/NotasTecnicas/Port/2002nt22metodinerciainflechoqueprecosadm p.pdf>> Acesso em 10 jan. 2007.
- Giambiagi, F. Além, A. *Finanças Públicas: Teoria e Prática no Brasil*. 2ª ed. Rio de Janeiro: Campus, 2001.
- Giambiagi, F. *Do Déficit de Metas às Metas de Déficit: A Política Fiscal do Governo Fernando Henrique Cardoso - 1995/2002*. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social. Texto para Discussão No. 93. Abril de 2002. Disponível em <<http://www.bndes.gov.br/conhecimento/td/td-93.pdf>> Acesso em 27 out. 2006.
- Giambiagi, F. *A política fiscal do governo Lula em perspectiva histórica - qual é o limite para o aumento do gasto público?* Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Texto para Discussão No. 1169. Março de 2006. Disponível em <<http://www.ipea.gov.br/pub/td/sumex06/se1169.htm>> Acesso em 7 abr. 2006.
- Greene, W. *Econometric Analysis*. 5ª ed, Prentice Hall, 2000.
- Hmilton, J. *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- Lütkepohl, H. *Introduction to multiple time series analysis*. Nova Iorque: Springer-Verlag, 1991.
- Méltiz, J. *Some Cross-country Evidence about Fiscal Policy Behaviour and Consequences for EMU*. European Commission. European Economy, Reports and Studies, Public Debt and Fiscal Policy in EMU, No. 2. Junho de 2000. Disponível em <<http://homepages.strath.ac.uk/~hbs00103/fiscal-policy-text.pdf>> Acesso em Acesso em 10 dez. 2006.

- Minella, A.; Freitas, P.S.; Goldfajn, I.; Muinhos, M.K. *Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges*, Banco Central do Brasil Working Paper Series No. 53. Novembro de 2002. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps53.pdf>> Acesso em 7 jan. 2007.
- Minella, A.; Freitas, P.S.; Goldfajn, I.; Muinhos, M.K. *Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility*, Banco Central do Brasil Working Paper Series No. 77. Julho de 2003. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps77.pdf>> Acesso em 7 jan. 2007.
- Minella, A. *Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): A VAR Estimation*. Banco Central do Brasil. Working Paper Series No. 33. Novembro de 2001. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps33.pdf>> Acesso em 17 dez. 2006.
- Muscattelli, A.; Tirelli P.; Trecroci, C. *Monetary and Fiscal Policy Interactions over the Cycle: Some Empirical Evidence*. CESifo Working Paper Series CESifo Working Paper No.817, 2002. Disponível em <http://ideas.repec.org/p/ces/ceswps/_817.html> Acesso em 8 set. 2006.
- Orelas, W.; Vieira, S. *As novas regras da Previdência Social*. Conjuntura Econômica, V. 53, No.11. Nov. 1999
- Rosa, C.; Verga, G. *The Importance of Wording of the ECB*, Centre for Economic Performance Discussion Paper No. 694. Junho de 2005. Disponível em <cep.lse.ac.uk/pubs/download/dp0694.pdf> Acesso em 17 dez. 2006.
- Salgado, M.; Garcia, M.; Medeiros, M. *Monetary policy during Brazil's Real Plan: estimating the Central Bank's reaction function*. Departamento de Economia PUC-RIO. Texto para Discussão No. 444, 2001. Disponível em <<http://www.econ.puc-rio.br/pdf/td444.pdf>> Acesso em 23 set. 2005.
- Sargent, T. J. e Wallace, N. *Some Unpleasant Monetarist Arithmetic*. Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis, issue Fall, 1985.

- Semmler, W.; Zhang, W. *Monetary Interactions: Some Empirical Evidence in the Euro-Area*. New School Working Paper No. 48, 2003. Disponível em <http://www.newschool.edu/gf/cem/papers/wp/no_48.pdf> Acesso em 15 set. 2006.
- Smaghi, L.; Casini, C. *Monetary and Fiscal Policy Co-operation: Institutions and Procedures in EMU*. Disponível em <http://www.dt.tesoro.it/Aree-Docum/Relazioni-/Working-Pa/wp_binismaghi_casini.pdf> Acesso em 15 set. 2006.
- Bogdanski, J.; Tombini, A. e Werlang, S. *Implementing Inflation Targeting in Brazil*. Banco Central do Brasil. Texto para Discussão No. 1, 2000. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps01.pdf>> Acesso em 15 set. 2006.
- Wyplosz, C. *Economic Policy Coordination in EMU: Strategies and Institutions*. CEPII Working Paper No. 4. Março de 1999. Disponível em <http://hei.unige.ch/~wyplosz/cw_bonn_final.PDF> Acesso em 15 set. 2006.
- Zoli, E. *How does fiscal policy affect monetary in emerging market countries?* BIS Working Papers, No. 174, 2005. Disponível em <<http://www.bis.org/publ/work174.htm>> Acesso em 27 out. 2005.