

POLÍTICA MONETÁRIA E A DETERMINAÇÃO DA FUNÇÃO REAÇÃO DO BANCO CENTRAL BRASILEIRO

Fernando Motta Correia*
Rafael Quevedo do Amaral**

Resumo: O objetivo deste artigo é analisar empiricamente a função de reação do Banco Central do Brasil, tendo por base uma Regra de Taylor. A justificativa para tal trabalho é decompor os impactos dos preços administrados e livres sobre a taxa SELIC, já que a maioria dos trabalhos sobre o assunto utiliza a Regra de Taylor em função do IPCA cheio. Os resultados encontrados com as estimativas apontam para uma inflação primordialmente de custos, onde somente os preços administrados são significativos no processo de causalidade dinâmica da taxa e juros. Da mesma forma, a volatilidade da taxa de câmbio explica fortemente, mesmo que via expectativas, a taxa SELIC.

Palavras-chave: Metas de inflação. Política monetária. Regra de Taylor.

Classificação JEL: E0

Abstract: This article objectives to analyse empirically the Central Bank of Brazilian's reaction function, known in literature as Taylor's Rule. The justification for such work is to decompose the

* Professor do Departamento de Economia da UFPR

** Mestre em Economia – PPGDE/UFPR

impacts of the prices managed and free on tax SELIC, since the majority of the works on the subject uses the Taylor's Rule as function of full IPCA. The results found with estimates point primordially for one cost's inflation, where only the managed prices are significant in the process of dynamic causality of the tax and interests. In the same way, the volatility of exchange rate explains significantly, even if for the channel of the expectations, the interest rate.

Key Words: Inflation targeting; Monetary policy; Taylor's Rule.

JEL: E0

1 INTRODUÇÃO

O regime de metas de inflação, adotado no Brasil a partir de junho de 1999, representou uma mudança na forma de condução da política monetária. Até então, a política macroeconômica era caracterizada pelo mecanismo de âncora cambial, na qual a taxa de câmbio era usada como instrumento na busca pela estabilidade de preços.

Esta nova arquitetura da política monetária foi introduzida com o objetivo de perseguir a estabilidade de preços mediante a utilização *explícita* de uma Regra de Taylor. Basicamente, o funcionamento do regime de metas de inflação no Brasil passou a se dar da seguinte forma: o Banco Central fixa uma meta anual para a taxa de inflação, geralmente decrescente, e ajusta a taxa de juros sistematicamente de forma a alcançar seu objetivo.

Neste novo processo de funcionamento da política monetária, os choques de demanda passam a serem inibidos, mediante elevações da taxa SELIC. A autoridade monetária adota um modelo de equações, das quais fazem parte uma Regra de Taylor, uma estimativa da taxa de inflação futura e uma função re-

presentativa do *gap do produto*.¹ A partir da observação do comportamento das principais variáveis econômicas que compõem este modelo, são tomadas as decisões quanto à fixação da meta SELIC.

O objetivo deste artigo é estimar, a partir da utilização de um modelo VAR – Vetores Auto-regressivos, a função de reação do Banco Central. Para isso procurar-se-á identificar a relação de causalidade entre as principais variáveis relevantes para a determinação da taxa de juros. As variáveis em consideração, além da SELIC, serão a taxa de câmbio, a taxa de utilização da capacidade produtiva, a expectativa de inflação para os próximos doze meses, os preços livres e administrados e a relação dívida/PIB. Para isto, as estimativas serão feitas através de dois modelos, um incluindo somente os preços administrados e o outro os preços livres. O período de análise será de julho de 2001 a dezembro de 2007, de forma a incluir a variável expectativa de inflação para os próximos doze meses.²

O artigo está organizado da seguinte forma. Na próxima seção, é dado destaque ao período da economia brasileira compreendido entre 1994 e 1999, o objetivo é mostrar os fatores que influenciaram o uso de metas de inflação no país a partir de 1999. Na seção 3, será feita uma discussão sobre a condução da política monetária no período pós 1999, onde se discutirá as reações da autoridade monetária às mudanças conjunturais ocorridas no período em questão. A seção 4 será dedicada à apresentação da metodologia utilizada e aos resultados econométricos obtidos. A seção 5 será dedicada à discussão dos resultados econométricos obtidos, procurando incorporar a análise feita sobre a política monetária. Por fim, a seção 6 aborda as considerações finais do trabalho.

¹ Estimativa da diferença entre o produto efetivo e o potencial.

² Dados sobre esta variável só estão disponíveis a partir de agosto de 2001.

2 A ECONOMIA BRASILEIRA NO PERÍODO 1994 -1999: JUSTIFICATIVAS PARA O USO DE METAS DE INFLAÇÃO

A economia brasileira experimentou profundas transformações no ano de 1994, em decorrência das modificações introduzidas pelo Plano Real, com o qual, além da queda da inflação, ocorreram elevado crescimento da demanda e da atividade econômica, apreciação cambial e aparecimento de déficits na balança comercial. O grande crescimento da demanda foi favorecido pela transferência do imposto inflacionário para a sociedade, sobretudo para os consumidores de mais baixa renda. O crédito contribuiu porque a redução da incerteza quanto à trajetória da inflação futura possibilitou aos ofertantes de crédito operar com uma taxa nominal de juros compatível com a rentabilidade necessária, oferecendo recursos com taxa fixa aos consumidores.

O comportamento do câmbio pode ser entendido com base na política cambial adotada pelo Banco Central a partir de julho de 1994, pautada no compromisso de vender dólares quando a taxa de câmbio atingisse R\$ 1/US\$ 1, sem estabelecer limite inferior. A partir de outubro de 1994, a atuação do Banco Central foi de evitar maior volatilidade e coibir movimentos especulativos, estabelecendo condições adequadas para a obtenção de fluxos cambiais mais equilibrados. Isto era influenciado pelo contexto de expressivo aumento no grau de abertura ao exterior, alta taxa real de juros interna e elevada liquidez internacional, que possibilitavam manter o fluxo de capitais, utilizado para financiar os déficits em transações correntes. Houve um significativo aumento na pauta de importações do item bens de consumo. Os

³ Segundo Silva (2003), a liquidez internacional permitiu que o Plano Real desfrutasse das vantagens da ancoragem cambial na eliminação rápida de processos inflacionários crônicos.

fluxos de capitais, por outro lado, tiveram forte participação dos investimentos de portfólio, com possibilidade de refluir rapidamente em resposta a incertezas.

Com a redução do financiamento internacional foi adotado explicitamente o mecanismo de bandas cambiais e uma política de taxa de juros mais elevada, na tentativa de estimular a captação de divisas. Já em outubro de 1994 havia sido adotado o sistema de minibandas, projetando desvalorização em torno de 7% a.a., o que impedia novas apreciações da taxa de câmbio, porém não compensava de imediato a apreciação verificada nos meses anteriores, indicando a opção do governo por uma estratégia gradualista de correção cambial.⁴

A partir de março de 1995, a política monetária buscou conter a demanda interna, além de administrar a taxa de juros para manter o país atraente ao capital estrangeiro e assim continuar financiando os déficits em transações correntes (CARVALHO, 2003). Um efeito importante a ser destacado em decorrência da mudança das políticas monetária e cambial, é que quando o fluxo de recursos externos voltou, para impedir nova apreciação da moeda brasileira, esses recursos converteram-se em reservas internacionais. Para evitar o impacto monetário expansionista, tendo em vista a política monetária restritiva, recorreu-se à esterilização com o conseqüente aumento da dívida pública. A necessidade de esterilização decorreu da incapacidade de fazer um ajuste fiscal que pudesse compensar o impacto expansionista da entrada de recursos, com efeitos no aspecto fiscal pela diferença entre a taxa de remuneração das reservas e a taxa de juros paga nos títulos públicos.

Com a política monetária centrada no controle da demanda interna, câmbio valorizado e desequilíbrio externo, a taxa

⁴ Sobre a eliminação da defasagem cambial, ver Franco (1995).

de juros manteve-se em patamar elevado com sua trajetória determinada pelo contexto externo. Após a crise do México, a taxa de juros teve um comportamento declinante até o primeiro trimestre de 1996, onde estancou em torno de 24% a.a. em termos nominais, que, com baixa taxa de inflação, gerava uma elevada taxa real. A partir daí, a economia brasileira segue uma trajetória condicionada pelos fluxos de capitais e a taxa de crescimento do PIB assume tendência de queda. Com a crise asiática a partir de meados de 1997, o Banco Central aumentou a taxa de juros, contribuindo para o ingresso de recursos, o que possibilitou a redução das taxas de juros básicas até o mês de agosto de 1998. Em função das dificuldades que começavam a afetar a economia russa, o país passou a enfrentar novos constrangimentos. A ampliação da volatilidade dos juros futuros no mercado interno levou o Banco Central e o Tesouro Nacional a emitir títulos pós-fixados, para diminuir os custos de colocação e evitar a excessiva redução do perfil de vencimentos da dívida mobiliária. Pode-se observar pelos dados da Tabela 1 que, após 1997, os agentes tornaram-se mais avessos a papéis prefixados, levando a demanda para títulos cambiais watreloados à taxa Selic. Entre dezembro de 1997 e igual período de 1998, a dívida prefixada caiu de cerca 40% para menos de 2% do total, enquanto a referenciada em juros saltou de 35% para 71%.

Tabela 1: Indexadores da Dívida Pública Mobiliária interna - Dez/94-Dez/98. Participação percentual no total.

Período	Câmbio	TR	Over/ Selic	Pre- fixado	Índice de Preços	Outros
Dez/94	8,3	23,0	16,0	40,2	12,5	0,0
Dez/95	5,3	9,0	37,8	42,7	5,3	0,0
Dez/96	9,4	7,9	18,6	61,0	1,8	1,3
Dez/97	15,4	8,0	34,8	40,9	0,34	0,6
Dez/98	20,9	5,4	71,0	1,7	0,40	0,6

Fonte: ANDIMA (2003).

Os desequilíbrios fiscal e externo ameaçaram novamente a estabilização, sobretudo porque a experiência brasileira sugeria que a desinflação sustentada só seria possível se reformas estruturais fossem implementadas, especialmente no setor público. Assim, a busca pelo financiamento externo estaria relacionada à possibilidade de efetivar reformas no Estado, na medida em que o exterior não estaria disposto a financiar elevações ilimitadas de déficits públicos. A preocupação com a política fiscal foi uma lacuna fundamental para a estabilização macroeconômica. O governo iniciou uma reforma fiscal que, dada a delicada negociação política entre 1996 e 1998, não foi suficiente para suportar os choques enfrentados em 1997 e 1998. Com a inflação em rápido declínio e os custos elevados do endividamento ampliou-se o déficit orçamentário. A deterioração das contas públicas, aliada à incerteza a respeito da sustentabilidade da taxa de câmbio controlada, forçou uma elevação das taxa de juros⁵. Diante do cenário de instabilidade o regime

⁵ Como discutido por Oreiro, Sicsú e Paula (2003), o crescimento da dívida está associado à condução da política econômica, sobretudo em virtude da manutenção de uma taxa de juros real superior a 10%.

cambial foi alterado para flutuante a partir de janeiro de 1999 e forçou novamente o governo a corrigir os desequilíbrios e restabelecer a credibilidade da política fiscal com o anúncio de um amplo plano de estabilização fiscal ao final de 1998.

Nesse cenário, configurava-se a necessidade de mudanças em termos da condução da política monetária, sobretudo porque dada a crise de confiança que culminou com a desvalorização cambial em janeiro de 1999, as dúvidas quanto à capacidade do governo de manter a inflação controlada exigiria a adoção de um novo regime de política monetária.

Desde então, o Banco Central passou a adotar o regime de metas de inflação tendo como objetivo fazer com que o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) atinja o centro da meta. Para isso, a Autoridade Monetária anuncia metas de médio prazo para a inflação e age baseada em projeções de inflação. A credibilidade em um regime dessa natureza é crucial, e, portanto, desvios em relação às metas não são desejáveis.

3 A POLÍTICA MONETÁRIA NO PERÍODO PÓS 1999

O regime de câmbio flutuante, que passou a vigorar em janeiro de 1999, possibilitou uma queda considerável das taxas de juros. Foi neste patamar de juros reduzidos que o regime de metas de inflação foi adotado em junho do mesmo ano. Contudo, apesar da queda das taxas de juros, em maio de 1999, aumentam os sinais de instabilidade externa, com reflexos diretos no mercado financeiro doméstico. Predominavam, no momento, incertezas quanto à taxa de juros americana e à crise Argentina. A declaração do presidente do FED de que a qualquer momento poderia haver um ajuste dos preços no mercado acionário retraiu o fluxo de capitais para os países emergentes. Da mesma forma, as incertezas quanto à economia argentina tornavam-se cada vez maiores.

Apesar do contexto econômico presente, o BACEN reduziu a SELIC em 1,5 pontos percentuais em sua reunião do dia 28/07/1999, alterando o viés de baixa para neutro. Essa ação do Banco surpreendeu o mercado, já que se esperava certo repique inflacionário devido à elevação⁶ das tarifas e preços públicos, bem como um aumento sazonal dos preços dos alimentos. Tal medida parece ter sido adotada como uma forma de demonstrar o comprometimento com o regime de metas de inflação, ficando em segundo plano a preocupação com movimentos do câmbio, derivados de restrições externas.

A taxa de juros voltou a cair em setembro, de 21% para 19,5%, uma queda maior do que era esperado pelo mercado. Contudo, como havia no período uma pressão sobre o câmbio, devido ao aumento da demanda por *hedge* cambial, o Banco Central focou sua atuação na redução dos *spreads* do sistema financeiro. Dessa forma, os compulsórios sobre depósitos a prazo foram reduzidos de 20% para 10%, sendo zerados em meados de outubro; os compulsórios sobre depósitos à vista foram reduzidos de 75% para 65% e a taxa de juros foi mantida em 19% ao ano em todas as reuniões do COPOM entre dezembro de 1999 e fevereiro de 2000.

A manutenção da taxa neste patamar apoiou-se no entendimento de que o salto inflacionário dos últimos trimestres do ano havia aumentado o espaço para o repasse aos preços finais. Além disso, existia ainda uma tendência de alta e forte oscilação do preço do petróleo no mercado internacional.

Essa pressão sobre o câmbio caracterizou o segundo semestre de 2000, fazendo com que o BACEN aumentasse a colocação líquida de títulos atrelados ao câmbio. De modo geral, a autoridade monetária passou a intervir mais ativamente no mercado na tentativa de reverter a desvalorização cambial.

⁶ A discussão feita aqui baseia-se nos Boletins de Conjuntura do IPEA.

Somente no final de março de 2000, entendendo-se que existiria uma reversão no comportamento dos preços e uma normalização da oferta de petróleo, a SELIC foi alterada para 18,5% ao ano, acompanhada de um viés de baixa. Porém, os meses de abril e maio foram marcados pelo aumento da volatilidade nas bolsas norte-americanas. A consequência deste cenário externo que se impusera foi a retração do fluxo de capitais para os mercados emergentes e a instabilidade no mercado de câmbio.

O *spread* do C-Bond brasileiro aumentou de cerca de 6%, no início de março, para 8,55% ao ano, no final de maio. A taxa de câmbio no mesmo período depreciou-se 7,5%. Tal conjuntura fez com que o BACEN, em sua reunião de abril, mantivesse a SELIC em 18,5% ao ano, retirando o viés de baixa. Com o objetivo de diminuir os *spreads* cobrados, foi reduzida a exigência de depósitos compulsórios de 55% para 45% dos depósitos à vista. A manutenção da SELIC em 18,5% ao ano ocorreu perante a percepção do Banco Central de que a mesma não é neutra, ou seja, “(...) está acima da taxa real de equilíbrio de longo prazo para a economia brasileira”.⁷

No segundo trimestre, com a melhora no cenário externo e a menor perspectiva de inflação, a taxa SELIC foi reduzida de 18,5%, para 17,5%, em junho, vigorando esse valor até o final de junho, quando foi reduzida novamente para 16,5%.

No final de 2000, com o equacionamento da crise argentina e sinais de que a inflação do ano tinha sido consistente com as metas, a autoridade monetária voltou a reduzir os juros, desta vez para 15,75% ao ano. Tal medida veio acompanhada de nova redução em janeiro, para 15,25%, consequência da queda do juro nos Estados Unidos.

⁷ Ata 46º, de Abril de 2000, da reunião do Comitê de Política Monetária.

Este movimento de queda dos juros não se sustentou no primeiro trimestre de 2001. A tensão gerada pela crise da Argentina e o aumento da pressão sobre o câmbio fizeram com que o BACEN decidisse elevar o juro básico mensalmente, de março a julho. Este passou de 15,25%, em fevereiro, para 19% ao ano, em julho. Como forma de contornar um distúrbio que, segundo o Banco Central, era transitório, o mesmo interveio no mercado retomando a colocação de títulos cambiais. Como afirma Barcellos (2003), “Em 2001, poucos analistas previam que seria um ano com tantas turbulências na economia brasileira e mundial”.

Apesar de o Banco Central ter reafirmado na ata de sua 58ª reunião que sua preocupação era o controle da inflação, não sendo seu objetivo o nível da taxa de câmbio, as intervenções no mercado cambial mostravam que o cumprimento de qualquer meta de inflação estava submetido ao comportamento do câmbio. Sendo assim, no segundo trimestre de 2001, a política monetária visou conter os aumentos de preços derivados da depreciação cambial e da crise de energia.

A manutenção das pressões cambiais, mesmo após uma grande colocação líquida de papéis, fez com que a autoridade monetária passasse a intervir diariamente no mercado a partir de julho. Tal política foi adotada com o objetivo de atender a demanda do mercado por financiamento externo, que vinha sofrendo retração devido à queda do nível de investimento estrangeiro.

O cenário externo, que já se mostrava preocupante, deteriorou-se com os atentados terroristas de 11 de setembro e a piora da crise argentina. Dessa forma, o movimento de depreciação cambial ocorrido em setembro e outubro demandou uma política monetária ainda mais apertada e maior colocação líquida de títulos cambiais⁸. Como consequência de tal conjuntura, a inflação

⁸ A colocação líquida de títulos cambiais alcançou R\$ 23,4 bilhões entre 11 de setembro e 11 de outubro. (Boletim de política monetária do IPEA).

alcançou 7,7%, em 2001, acima do limite superior da meta, que era de 6%. (MINELLA et al., 2002, p. 107).

No primeiro trimestre de 2002, com a redução do risco país e dos *spreads* cobrados pelo sistema financeiro, reduziu-se o patamar esperado para a taxa de juros. Devido a uma aparente melhora nos indicadores que condicionam as decisões de política monetária, o BACEN inferiu que os principais fatores que levaram ao descumprimento da meta em 2001 já haviam desaparecido. Portanto, reduziu a taxa básica em fevereiro de 2002 para 18,75% ao ano.

Contudo, um cenário adverso começa a se apresentar a partir de abril, quando corre um novo aumento dos preços do petróleo no mercado internacional. A obtenção de uma meta de 3,5% em 2002 passou a demandar uma política monetária mais apertada. A decisão do BACEN, então, foi de elevar a meta de 2002 e 2003 para 4,9% e 4%, respectivamente, ampliando o intervalo de tolerância do último ano de 2 para 2,5 pontos percentuais.

O aumento das expectativas de inflação para 2003 fez com que a autoridade monetária elevasse novamente a taxa SELIC para 21%, em outubro, e 22%, em novembro; de modo que, no último trimestre, um fator preocupante foi a dificuldade de rolar os vencimentos da dívida pública.

A piora da conjuntura no final de 2002, atribuída a fatores como as incertezas eleitorais, a deterioração do cenário externo e a concentração de vencimentos de títulos indexados ao câmbio e de operações de *swap* cambial, refletiram-se no aumento do risco país e em depreciação cambial. Como forma de evitar o aumento da inflação - que já vinha se acelerando desde o final do segundo trimestre do ano - em outubro o BACEN tomou as seguintes medidas: elevação dos depósitos compulsórios sobre depósitos à vista, a prazo e de poupança; aumento da exigência de capital sobre exposição cambial e elevação do limite de exposição cambial das instituições financeiras de 30% para 60% do patrimônio.

O não cumprimento da meta de inflação de 2002 fez com que o Banco Central elevasse a meta de 2003 para 8,5 %. Além disto, a taxa de juros básica foi modificada nas reuniões de dezembro de 2002, janeiro e fevereiro de 2003. Neste último mês, a meta para a SELIC já se situava em 26,5%. A manutenção dos juros neste patamar, até o mês de maio - quando se começa a esboçar uma queda contínua, maior estabilidade cambial e queda nos índices que medem o risco país - possibilitou que a trajetória da taxa de inflação fosse em direção à meta pré-estabelecida. Contribuiu para isto, de forma singular, a manutenção da liquidez no mercado internacional.

Esta conjuntura possibilitou que a política monetária fosse sendo flexibilizada. Dessa forma, a taxa básica foi reduzida de 20%, em setembro, para 17,5%, em novembro de 2003. Mesmo assim, a taxa de inflação em 2003 ficou acima do centro da meta estipulada, apesar de situar-se dentro do intervalo de tolerância⁹.

No primeiro trimestre de 2004, verifica-se, já em fevereiro e março, uma evolução do IPCA inferior ao nível observado em dezembro de 2003 e janeiro de 2004. Contudo, persistem os aumentos dos preços das *comodities*. A dívida mobiliária federal em proporção do PIB também tem um pequeno aumento quando se compara outubro de 2003 com janeiro de 2004. Contribuiu para este fato a depreciação do real frente ao dólar. Apesar desta pequena elevação, observa-se uma melhora na composição da dívida, com aumento da proporção de títulos pré-fixados. A perspectiva do BACEN, no período, era de uma tendência declinante para a relação dívida / PIB, devido à redução das taxas de juros e às perspectivas favoráveis de crescimento da economia.

A economia internacional também oferecia boas perspectivas, pois se observava uma manutenção das taxas de juros pelos

⁹ Inflação de 2003, medida pelo IPCA, foi de 9,3%. (Fonte de dados: IPEA).

Bancos Centrais das principais economias, devido à ausência de pressões inflacionárias. Desta forma, a liquidez internacional era mantida e as exportações impulsionadas. Contudo, mesmo com as melhoras observadas no cenário econômico neste período, permanecia certo risco de elevação das taxas de juros nos EUA, o que poderia desestimular o fluxo de capitais para os países emergentes.

No segundo trimestre de 2004, os indicadores de inflação mostram bons resultados. A variação do IPCA em doze meses, registrado em abril, ficou abaixo da meta de 5,5% do ano. Contudo, tal resultado não foi suficiente para que o Banco Central continuasse a redução da taxa de juro. Tal decisão foi o resultado da incerteza quanto aos juros na economia americana, ao aumento do preço do barril de petróleo e a taxa de câmbio doméstica. O que se podia observar no período era uma deterioração das expectativas de inflação. Outro fator relevante no período era a expectativa de que o governo chinês tomasse medidas para reduzir o ritmo de crescimento de sua economia, dadas as pressões inflacionárias naquela.

No terceiro trimestre do mesmo ano, observa-se uma manutenção da taxa básica de juros de 16%, mantida neste nível entre abril e agosto. Esta atitude foi tomada devido ao ritmo de crescimento evidenciado no ano, às expectativas inflacionárias para 2005 e ao preço do petróleo no mercado internacional. As expectativas, na presença destes fatores, eram de que a inflação de 2005 ficasse acima da meta estipulada, o que evidenciava que o cumprimento da meta exigia elevações futuras da SELIC.

Em resposta as condições econômicas vigentes no terceiro trimestre, já em setembro o Banco Central elevou a SELIC em 0,25 pontos percentuais e, em novembro, mais 1 ponto percentual, deixando a taxa de juros em 17,25%. Apesar de a inflação continuar mostrando uma trajetória de queda, seus valores ainda eram elevados em relação à meta de 2005. As expectativas de inflação para 2005 ainda continuavam elevadas, o que provavelmente explica a elevação da taxa de juros no mercado futuro no final do ano.

O aumento da taxa SELIC em setembro de 2004 se deu de forma contínua e, em março de 2005, a mesma já se encontrava em 19,25%. Apesar desta ascendência dos juros, a tendência e as expectativas da inflação não apresentavam as mudanças desejadas. As indicações do Banco Central de que as taxas deveriam permanecer elevadas nos próximos meses fez com que a curva de juros futuros permanecesse com tendência ascendente. Um fator importante considerado no período era que enquanto a taxa de juros real brasileira permanecia elevada, os juros americanos eram extremamente baixos. Uma reversão nesta relação poderia trazer consequências problemáticas para a economia doméstica.

De fato, os primeiros seis meses do ano já apontavam para um esgotamento do aperto monetário e para uma resistência da inflação à queda. Este último fator é revertido a partir de julho, quando a SELIC passa para 19,75%. A partir de então, passa-se a observar uma desaceleração da inflação.

De modo geral, considerando o período como um todo a política monetária sofreu os freqüentes contratempos impostos pelos desequilíbrios externos, tendo de se adaptar a esses com o objetivo de aproximar as taxas de inflação às metas previamente estabelecidas. Quando essas não puderam ser cumpridas, como ocorreu em 2001 e 2002, o Banco Central modificou suas metas a tempo de tentar alcançá-las no próximo ano. A taxa de câmbio, bem como as expectativas quanto a mesma, também pareceram ser um fator de grande importância na definição da meta SELIC.

4 METODOLOGIA E RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

Utiliza-se neste trabalho a metodologia de Vetores Auto-regressivos¹⁰ (VAR), que a partir de março de 2004 também passou a ser utilizada pelo Banco Central brasileiro para as estimativas a respeito das expectativas para o IPCA e para a produção industrial. Tal modelo é usado como forma de auxiliar nas decisões de política monetária.¹¹

O modelo VAR tem a peculiaridade de permitir que a estrutura dinâmica do modelo seja especificada *a posteriori*, ao invés de se fazer uma especificação com base teórica ou intuitiva. É necessário que se especifique somente o conjunto de variáveis a serem usadas e que se verifique a cointegração entre elas.

Uma especificação genérica do modelo é:

$$x_{1,t} = a_0 + \sum_{j=1}^p a_{1j} x_{1,t-j} + \sum_{j=1}^p a_{2j} x_{2,t-j} + \dots + \sum_{j=1}^p a_{1pj} x_{n,t-j} + \sum_{j=0}^r b_{1j} z_{1,t-j} + \dots + \sum_{j=0}^r b_{1pj} z_{m,t-j} + \varepsilon_{1t}$$

$$x_{n,t} = a_{n0} + \sum_{j=1}^p a_{n1j} x_{1,t-j} + \sum_{j=1}^p a_{n2j} x_{2,t-j} + \dots + \sum_{j=1}^p a_{nmj} x_{n,t-j} + \sum_{j=0}^r b_{n1j} z_{1,t-j} + \dots + \sum_{j=0}^r b_{nmj} z_{m,t-j} + \varepsilon_{nt}$$

em que ρ é a defasagem.¹²

Também serão utilizados neste trabalho os seguintes testes: teste de causalidade de Granger, decomposição da variância dos erros e teste de Johansen. O método de cointegração de Johansen foi escolhido por ser mais apropriado que o teste de Engle Granger no caso de um VAR de mais de duas variáveis.

¹⁰ O termo auto-regressivo é devido ao fato de utilizar-se a variável dependente de forma defasada no lado direito da equação, enquanto o termo vetor se deve à utilização de um vetor de duas ou mais variáveis. (ENDERS, 1995).

¹¹ Ver relatório de inflação de junho de 2004.

¹² Esta representação está em Pindyck e Rubinfeld (1991).

Apesar das vantagens do método de Engle Granger, quando se utiliza mais de duas variáveis no modelo, ou em um modelo multivariado, podem ocorrer problemas, ou seja, podem existir múltiplos vetores de cointegração e o resultado produzido por este procedimento seria uma combinação linear dos diferentes vetores de cointegração. Em virtude de tais problemas o procedimento utilizado para detectar a cointegração neste artigo é o de Johansen, onde iremos tentar identificar se existe pelo menos um vetor de cointegração no sistema de equações.

O teste de causalidade de Granger permite verificar se, estatisticamente, é possível afirmar que existe uma relação de causalidade entre duas variáveis. Uma condição para a realização do teste é que se suponha que os erros não sejam autocorrelacionados. (GRANGER, 1969). Basicamente, o teste permite verificar se uma variável causa a outra, ou seja, se X causa Y, então mudanças de X deverão preceder mudanças em Y.

Procede-se da seguinte forma: testa-se a hipótese nula, ou seja, X não causa Y. Para isto estimam-se duas regressões, uma restrita e uma irrestrita. Para a verificação da hipótese nula utiliza-se a estatística F, mediante o cálculo da soma do quadrado dos resíduos. Caso os coeficientes sejam estatisticamente diferentes de zero, rejeita-se a hipótese nula. Posteriormente faz-se o mesmo procedimento para a hipótese inversa, ou seja, testa-se a hipótese nula de que Y não causa X¹³.

Por sua vez, a decomposição da variância dos erros permite avaliar como cada variável endógena responde ao longo do tempo a choques nela e nas demais variáveis endógenas, determinando como choques inesperados em uma variável afetam as outras. Por fim, o teste de Johansen é feito com o objetivo de estimar o número de vetores de cointegração existentes, o que permite afirmar que existe uma relação de longo prazo entre as variáveis.

<*> Ver Enders (1995), em especial os capítulos 4 e 5.

Para a realização dos testes foram criados dois modelos, a serem estimados separadamente. O primeiro doravante denominado *modelo 1*, desconsidera os preços livres, enquanto o segundo, doravante denominado *modelo 2*, desconsidera os preços administrados por contratos. As especificações são as seguintes:
Modelo 1:

$$SELIC = \alpha + \sum^1 SELIC\beta_1 + \sum^1 DIV\beta_2 + \sum^1 ADM\beta_3 + \sum^1 UTIL\beta_4 + \sum^1 CAMBIO\beta_5 + \sum^3 EXPEC\beta_6$$

Modelo 2:

$$SELIC = \alpha + \sum^1 SELIC\beta_1 + \sum^1 DIV\beta_2 + \sum^1 LIVRES\beta_3 + \sum^1 UTIL\beta_4 + \sum^1 CAMBIO\beta_5 + \sum^3 EXPEC\beta_6$$

Onde:

SELIC – Taxa SELIC/over mensal;

DIV – Relação Dívida/PIB mensal;

LIVRES – Preços livres acumulados nos últimos doze meses;

ADM – Preços administrados acumulado nos últimos doze meses;

UTIL – Nível de utilização da capacidade produtiva;

CÂMBIO – Taxa de câmbio comercial média mensal;

EXPEC – Expectativas do IPCA para os próximos doze meses.

Primeiramente, foram feitos os testes de estacionaridade das séries, considerando o nível de integração e as especificações de intercepto e tendência. Os resultados encontrados estão resumidos na tabela 2 (ANEXO), onde todas as séries são estacionárias em primeira diferença. Para a escolha da melhor defasagem escolheu-se o critério de Schwarz.

Após os testes de estacionaridade, foi estimado o VAR para os dois modelos – e escolhidas as melhores defasagens dos sistemas como um todo, que foram de 6 lags para os dois modelos. Para tal escolha também se utilizou o critério de Schwarz. Com o valor da defasagem dos sistemas determinados estimou-se o teste de causalidade de Granger e a decomposição da variância dos erros, conforme dispostos nas tabelas 4 e 5, respectivamente.

5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

A partir dos testes econométricos especificados na seção anterior, cujos resultados encontram-se em anexo, podem-se fazer algumas inferências sobre a interação das variáveis em consideração. Para isto, os diagramas dos modelos contendo, respectivamente, preços administrados e livres são um instrumento ilustrativo, já que resumem as relações significativas do teste de causalidade de Granger.

DIAGRAMAS DE CAUSALIDADE ENTRE AS VARIÁVEIS

Diagrama 1 - Modelo Administrados

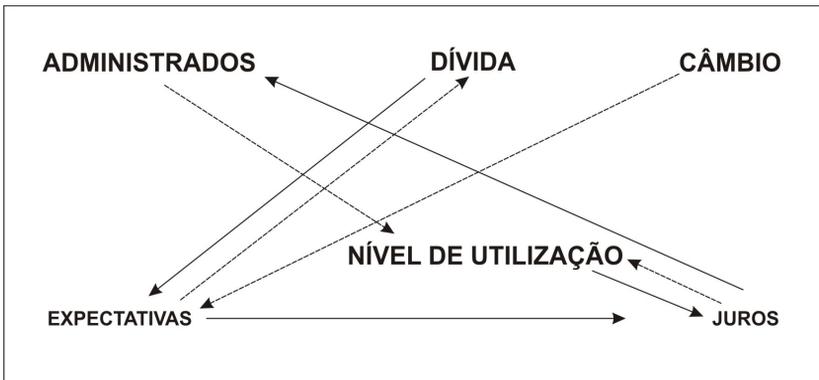
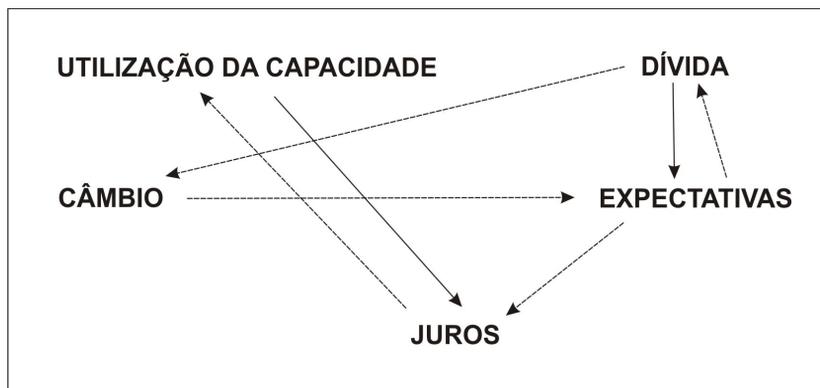


Diagrama 2 – Modelo Livres



Inicialmente, observando o modelo 1, constata-se que existe um processo de realimentação dinâmica na relação entre dívida, câmbio e expectativas. Mudanças na taxa de câmbio, por exemplo, causam impactos nas expectativas quanto ao IPCA dos próximos 12 meses que, por sua vez, influencia na relação dívida/PIB. Mediante a decomposição da variância observa-se que a taxa de câmbio responde, aproximadamente, por 44% das mudanças nas expectativas. Da mesma forma, o câmbio afeta indiretamente a dívida, explicando em torno de 40% das mudanças na mesma, e indiretamente via expectativas, que explicam, em média, 5% das variações da dívida.

Sabendo-se que a inflação dos preços administrados está fortemente relacionada a variações da taxa de câmbio, já que estes preços estão atrelados ao IGPM, e que existe a relação perversa de realimentação descrita acima, deve-se fazer algumas considerações. Mudanças na inflação dos preços administrados vão ocasionar o que se chama de inflação de custos, o que pode explicar seu impacto sobre o nível de utilização da capacidade produtiva.

Observando-se agora o diagrama 2, percebe-se o mesmo mecanismo de realimentação entre dívida, câmbio e expectativas.

Como no modelo 1, existe uma relação de causalidade entre as expectativas para o IPCA e a taxa de juros. Constata-se, como anteriormente, que a taxa de juros é fortemente influenciada, mesmo que indiretamente, pelas condições externas da economia. Agora, as variações cambiais e as expectativas explicam, respectivamente, em torno de 39% e 5% das mudanças na dívida. Este pode ser atribuído ao grande impacto que variações cambiais exercem sobre as expectativas, em torno de 55%.

Não há nenhum mecanismo de causalidade entre os preços livres e a taxa de juros, seja direto ou indireto. De acordo com os testes feitos, não se pode dizer que a inflação dos preços livres cause algum impacto sobre as variáveis estudadas. O mesmo não ocorre com os preços administrados, pois os mesmos estão relacionados ao nível de utilização da capacidade produtiva e, indiretamente, com a taxa de juros.

Esta análise dos resultados pode suscitar duas questões importantes no que diz respeito à Regra de Taylor utilizada pelo Banco Central e, de modo mais geral, à condução da política monetária no período estudado. Por um lado, a taxa SELIC está condicionada ao comportamento do cenário externo, o que está de acordo com a análise da política monetária feita na seção 3. Por outro, somente as variações dos preços administrados estão causando impactos sobre o nível de utilização da capacidade produtiva.

Dos resultados encontrados, pode-se concluir que, ao contrário da suposição de que no regime de metas de inflação o Banco Central não precisa exercer qualquer tipo de controle sobre a taxa de câmbio, pois a mesma é flexível, a estabilidade macroeconômica parece depender de um certo controle sobre o câmbio. De forma alguma defende-se aqui a adoção de uma taxa de câmbio fixo. Os mecanismos de controle podem se dar desde o estabelecimento de bandas para a flutuação cambial até um sistema de controle de capitais, que permita diminuir a volatilidade cambial.

O mecanismo de causalidade apontado pelo teste de Granger sugere que a inflação brasileira é primordialmente de custos, já que as duas variáveis explicativas da taxa de juros – expectativas e utilização da capacidade – são influenciadas somente pela dívida e taxa de câmbio. Estes resultados levam a crer que a ação do Banco Central, via Regra de Taylor, se dá com o objetivo de inibir processos de recomposição das margens de lucro.

Conforme discutido por Sicsú (2004), as elevações da taxa SELIC muitas vezes se dão numa tentativa de inibir processos de recuperação de margens de lucro e não ganhos de margem. Aquecimentos da atividade econômica, ao elevarem o nível de utilização da capacidade produtiva, podem estar gerando tais processos de recuperação de margens, já que as mesmas são comprimidas pela inflação de custos, derivada dos preços administrados.

Pode-se concluir que há uma lógica perversa de determinação da taxa SELIC, já que a mesma está indiretamente dependente da conjuntura externa. De fato, nos dois modelos estimados a SELIC parece responder fortemente às expectativas, que por sua vez, respondem à taxa cambial. Além deste mecanismo, que deixa os juros dependentes do cenário externo, soma-se ainda o impacto dos preços administrados sobre o nível de utilização da capacidade, que por sua vez, também vai causar os juros.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Com os resultados encontrados pode-se concluir que a resposta do Banco Central, via Regra de Taylor, é explicada diretamente pelas variáveis nível de utilização da capacidade produtiva e expectativas para a inflação dos próximos 12 meses, medida pelo IPCA. Contudo, há um mecanismo de causalidade indireta em que a taxa de câmbio causa fortemente as expectativas de inflação e, portanto, mesmo que indiretamente, influencia na determinação da taxa SELIC.

Estes resultados vão de encontro às afirmações de que no regime de metas de inflação o BACEN deve se preocupar somente com o controle do nível de preços, já que a taxa de câmbio é flexível. De fato, a taxa de câmbio ajusta-se de forma a equilibrar a demanda e oferta por moeda estrangeira, só que exercendo significativo impacto sobre as expectativas de inflação. Como esta última variável causa a taxa de juros, aliado ao fato de que a taxa cambial influencia os preços administrados e, indiretamente – via nível de utilização da capacidade - também exerce impacto sobre a SELIC, conclui-se que a estabilidade de preços depende fortemente da taxa de câmbio.

Se observados os modelos 1 e 2 apresentados, constata-se que no segundo não há nenhuma causalidade dos preços livres sobre as demais variáveis, o que demonstra que os mesmos não são significativos para explicar o processo de determinação da taxa SELIC. Entretanto, no primeiro modelo, observa-se que a inflação relevante para a determinação da Regra de Taylor é dos preços administrados, que estão condicionados pela taxa de câmbio, já que são atrelados ao IGPM. Estes, ao causarem o nível de utilização, influenciam a taxa de juros fixada pela autoridade monetária, mecanismo este que também ocorre em sentido inverso.

Da análise dos dois modelos conclui-se que as teses a favor de um instrumento de controles de capitais, com o objetivo de diminuir a volatilidade cambial, encontra apoio nas evidências empíricas. O processo de determinação da taxa de juros no Brasil deixa transparecer o fato de que esta variável é altamente condicionada pelas variações cambiais. Sendo assim, as elevações freqüentes da mesma, ao causarem impactos sobre o nível de utilização da capacidade, estão respondendo primordialmente a uma inflação de custos.

Considerando a forma com se dá a dinâmica de causalidade entre as variáveis estudadas, conclui-se que a adoção do IPCA núcleo como referência para as metas de inflação, junta-

mente com a implementação de algum mecanismo de controle de capitais, contribuiria para o rompimento do processo perverso de política monetária seguida no Brasil. É necessário que a política monetária se desvencilhe da atual armadilha em que se encontra, permitindo que a atividade econômica não fique tão dependente de oscilações cambiais.

REFERÊNCIAS

ANDIMA. Dívida Pública: Propostas para ampliar a liquidez. **Relatório Econômico**. Rio de Janeiro, 2003.

BARCELLOS, Paulo Chananeco Fontoura. Estimando uma regra de Taylor para o sistema de metas de inflação brasileiro. UFRGS. Tese (Mestrado em Economia) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 1º Prêmio BACEN de monografias em política monetária, 2003. 36 p.

CARDIM DE CARVALHO, F. A Influência do FMI na escolha de políticas macroeconômicas em uma economia emergente: o caso do Brasil. In SICSÚ, João; OREIRO, José Luís; PAULA, Luiz Fernando. **Agenda Brasil: Políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços**. Barueri – SP: Manole, 2003.

ENDERS, W. **Applied economic time series**. Wiley Press, 1995.

FRANCO, G. H. B. **O Plano Real e outros ensaios**. Rio de Janeiro: Francisco Alves, 1995.

GOMES, Cleomar; HOLLAND, Márcio. Regra de Taylor e política monetária em condições de endividamento público no Brasil. **Revista Economia** – ANPEC, Rio de Janeiro, volume 4, n° 2, p. 333-359, 2003.

GRANGER, Clive W.J.. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, Cambridge, Massachusetts Institute of Technology, 37. p 99-126.

GREENE, William H. **Econometric Analysis**. Pearson Education: Delhi, 2005, 1026 p.

IPEA: **Banco de dados**.

Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/SobreIpea/ipeadata>>. Acesso em: dez. 2003.

MINELLA, André; et al. **Inflation targeting in Brazil**: lessons and challenges. Banco Central do Brasil. nov. 2002. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/port/default.asp#2002>>. Acesso em: 14 fev. 2003.

MUINHOS, Marcelo Kfoury; ALVES, Sergio Afonso Lago. **Medium-size macroeconomic model for the brazilian economy**. . Banco Central do Brasil. fev. 2003. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/port/default.asp#2003>> . Acesso em: 23 fev. 2003

OREIRO, José Luís; SICSÚ, João; PAULA, Luiz Fernando. Controle da Dívida Pública e Política Fiscal: uma alternativa para um crescimento auto-sustentado da economia brasileira. In: SICSÚ, João; OREIRO, José Luís; PAULA, Luiz Fernando.

Fernando Motta Correia; Rafael Quevedo do Amaral

Barueri. **Agenda Brasil: Políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços.** Barueri: Manole, 2003.

PINDYCK, Robert S.; RUBINFELD, Daniel L. **Econometric Models and Economic Forecasts.** New York: Mc Graw-Hill, 1991. 596 p.

POLÍTICA MONETÁRIA. IPEA, **Boletim Conjuntural**, n. 46-63 (vários números).
Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>.
Acesso em: 22 dez. 2003.

RELATÓRIO DE INFLAÇÃO. Banco Central do Brasil, jun. 1999 a dez. 2003 (publicação trimestral).
Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/?RELINF>.
Acesso em: 12 dez. 2003.

PORTUGAL, Marcelo S; SILVA, Marcelo E. A. da. **A recente experiência brasileira com metas de inflação.** Porto Alegre: UFRGS, 2002. 21 p. (Texto para discussão, n. 04).

SICSÚ, João; et al. **Agenda Brasil: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços.** São Paulo: Manole, 2003. 359 p.

SILVA, Maria Luiza F. Programas de estabilização versus abertura dos anos 90. In: BENECKE, D. W. ; NASCIMENTO, Renata (Orgs.). **Opções de Política Econômica para o Brasil.** Rio de Janeiro: Fundação Konrad Adenauer, 2003.

ANEXO

Tabela 2: Teste ADF

Variável	Defasagem	Constante	Intercepto	ADF	DW	Valor Crítico		t- prob.
						1%	5%	
Administrados	1	Não	Não	-4,41	1,92	-2,61	-1,95	0,0000
Livres	1	Não	Não	-3,64	1,69	-2,61	-1,95	0,0005
Câmbio	1	Não	Não	-3,83	2,01	-2,61	-1,95	0,0003
SELIC	1	Não	Não	-3,35	1,86	-2,61	-1,95	0,0012
PIB	1	Não	Sim	-2,77	2,00	-3,58	-2,92	0,0708
UTIL.	1	Não	Não	-4,69	1,97	-2,61	-1,95	0,0000
Expectativas	3	Não	Não	-4,12	1,79	-2,61	-1,95	0,0001

Tabela 3: Seleção da defasagem do modelo 1

(ADMINISTRADOS)

Defasagens	AIC	SC	HQ
0	-16.94275	-16.69700	-16.85213
0	-18.43708	-16.71684	-17.80271
2	-18.18144	-14.98671	-17.00332
3	-18.58862	-13.91940	-16.86676
4	-19.95656	-13.81284	-17.69095
5	-21.91078	-14.29256	-19.10141
6	-30.11633*	-21.02362*	-26.76322*

Tabela 4: Seleção da defasagem do modelo 2 (LIVRES)

Defasagens	AIC	SC	HQ
0	-15.64160	-15.39585	-15.55097
1	-16.75810	-15.03786	-16.12373
2	-16.54043	-13.34570	-15.36231
3	-16.83421	-12.16499	-15.11235
4	-17.06247	-10.91875	-14.79686
5	-18.02526	-10.40704	-15.21589
6	-26.82172*	-17.72901*	-23.46861*

**Tabela 5: Teste de Causalidade de Granger – Modelo 1
(ADMINISTRADOS)**

Hipótese Nula	Estatística F	Probabilidade
CAMBIO não causa, no sentido Granger,	0.56512	0.75455
ADMINISTRADOS não causa, no sentido Granger,	0.26693	0.94804
EXPECIPCA não causa, no sentido Granger,	0.94157	0.48037
ADMINISTRADOS não causa, no sentido Granger,	0.86814	0.52950
DIV não causa, no sentido Granger, ADMINISTRADOS	0.89081	0.51401

ADMINISTRADOS não causa, no sentido Granger, DIV	0.46125	0.83123
N. UTILIZ. não causa, no sentido Granger,	0.23763	0.96058
ADMINISTRADOS não causa, no sentido Granger, N. UTILZ	2.09958	0.08285
SELIC não causa, no sentido Granger, ADMINISTRADOS	2.73863	0.03046
ADMINISTRADOS não causa, no sentido Granger, SELIC	1.20627	0.33028
EXPECIPCA não causa, no sentido Granger, CÂMBIO	1.95591	0.10393
CÂMBIO não causa, no sentido Granger, EXPECIPCA	7.40993	6.3E-05
DIV não causa, no sentido Granger, CÂMBIO	4.54396	0.00217
CÂMBIO não causa, no sentido Granger, DIV	1.82836	0.12705
SELIC não causa, no sentido Granger, CAMBIO	1.13598	0.36591
CÂMBIO não causa, no sentido Granger, SELIC	0.62145	0.71158
DIV não causa, no sentido Granger, EXPECIPCA	2.25503	0.06485
EXPECIPCA não causa, no sentido Granger, DIV	3.38412	0.01142
N. UTILIZ. não causa, no sentido Granger, CÂMBIO	0.33031	0.91563

CÂMBIO não causa, no sentido Granger, N. UTILIZ.	1.34771	0.26748
N. UTILIZ não causa, no sentido Granger, EXPECIPCA	0.39803	0.87436
EXPECIPCA não causa, no sentido Granger, N. UTILIZ.	0.80141	0.57660
SELIC não causa, no sentido Granger, EXPECIPCA	0.40290	0.87118
EXPECIPCA não causa, no sentido Granger, SELIC	2.23841	0.06657
N. UTILIZ. não causa, no sentido Granger, DIV	1.01710	0.43313
DIV não causa, no sentido Granger, N. UTILIZ.	1.17719	0.34465
SELIC não causa, no sentido Granger, DIV	0.63393	0.70204
DIV não causa, no sentido Granger, SELIC	0.34954	0.90453
SELIC não causa, no sentido Granger, N. UTILIZ.	4.30917	0,00301
N. UTILIZ. Não causa, no sentido Granger, SELIC	2.85656	0.02539

* As linhas em negrito são as relações significativas.

Tabela 6: Teste de Causalidade de Granger – Modelo 2
(LIVRES)

Hipótese Nula	Estatística F	Probabilidade
CAMBIO não causa, no sentido Granger, LIVRES	0.85178	0.54084
LIVRES não causa, no sentido Granger, CÂMBIO	0.13959	0.98976
EXPECIPCA não causa, no sentido Granger, LIVRES	0.61741	0.71468
LIVRES não causa, no sentido Granger, EXPECIPCA	0.35787	0.89957
DIV não causa, no sentido Granger, LIVRES	0.30759	0.92802
LIVRES não causa, no sentido Granger, DIV	0.46765	0.82668
N. UTILIZ. não causa, no sentido Granger, LIVRES	1.28859	0.29233
LIVRES não causa, no sentido Granger, N. UTILIZ.	0.67289	0.67229
EXPECIPCA não causa, no sentido Granger, CÂMBIO	1.95591	0.10393
CÂMBIO não causa, no sentido Granger, EXPECIPCA	7.40993	6.3E-0,5
DIV não causa, no sentido Granger, CÂMBIO	4.54396	0.00217
CÂMBIO não causa, no sentido Granger, DIV	1.82836	0.12705
SELIC não causa, no sentido Granger, CAMBIO	1.13598	0.36591

CÂMBIO não causa, no sentido Granger, SELIC	0,62145	0,71158
LIVRES não causa, no sentido Granger, EXPECIPCA	0.35787	0.89957
EXPECIPCA não causa, no sentido Granger, LIVRES	0.61741	0.71468
DIV não causa, no sentido Granger, EXPECIPCA	2.25503	0.06485
EXPECIPCA não causa, no sentido Granger, DIV	3.38412	0.01142
N. UTILIZ. não causa, no sentido Granger, CÂMBIO	0.33031	0.91563
CÂMBIO não causa, no sentido Granger, N. UTILIZ.	1.34771	0.26748
N. UTILIZ não causa, no sentido Granger, EXPECIPCA	0.39803	0.87436
EXPECIPCA não causa, no sentido Granger, N. UTILIZ.	0.80141	0.57660
SELIC não causa, no sentido Granger, EXPECIPCA	0.40290	0.87118
EXPECIPCA não causa, no sentido Granger, SELIC	2.23841	0.06657
SELIC não causa, no sentido Granger, LIVRES	1.31450	0.28120
LIVRES não causa, no sentido Granger, SELIC	0.69690	0.65406
N. UTILIZ. não causa, no sentido Granger, DIV	1.01710	0.43313
DIV não causa, no sentido Granger, N. UTILIZ.	1.17719	0.34465

SELIC não causa, no sentido Granger, DIV	0.63393	0.70204
DIV não causa, no sentido Granger, SELIC	0.34954	0.90453
SELIC não causa, no sentido Granger, N. UTILIZ.	4.30917	0.00301
N. UTILIZ. Não causa, no sentido Granger, SELIC	2.85656	0.02539

- As linhas em negrito são as relações significativas.

Tabela 7: Decomposição da variância do modelo 1

Decomposição da Variância do Câmbio							
	S.E	CÂMBIO	EXPEC.	DIV	SELIC	UTIL. CAP.	ADMIN.
1	0.039498	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.050384	83.90073	2.825245	10.63309	0.041442	0.083914	2.515573
5	0.053868	74.69196	3.383163	13.03789	1.642929	0.754680	6.489373
6	0.054210	74.34028	3.352021	13.24784	1.641379	0.907138	6.511346
Decomposição da Variância das Expectativas							
1	0.065401	18.89465	81.10535	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.092361	45.74934	50.51283	1.179552	0.166077	0.004928	2.387279
5	0.116228	49.96592	35.54084	1.943743	0.449360	0.244142	11.85599
6	0.116510	49.79864	35.37199	2.096525	0.486065	0.330119	11.91666
Decomposição da Variância da Dívida							
1	0.027157	40.84936	4.169642	54.98099	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.030991	41.91095	4.565594	43.85705	0.022699	9.348847	0.294855
5	0.033752	40.84605	6.200653	39.52656	1.315674	10.28653	1.824534
6	0.033981	40.44471	6.318781	39.43340	1.298542	10.56419	1.940387

Decomposição da Variância da SELIC						
1	0.087566	0.048458	3.683620	0.086077	96.18185	0.000000
2	0.107226	0.380979	2.497115	3.372251	82.80270	9.388578
5	0.124087	2.658187	3.010032	9.435950	63.38872	19.53832
6	0.125188	2.652693	3.026972	9.719699	62.93890	19.66444
Decomposição da Variância da Utilização da Capacidade						
1	0.013681	2.908548	0.164444	3.312501	8.959638	84.65487
2	0.015160	2.884981	0.494177	8.071839	16.49104	71.64767
5	0.016341	6.776764	3.544039	8.167055	16.36962	62.38956
6	0.016717	8.214212	3.812118	8.554968	15.64186	59.79474
Decomposição da Variância das Expectativas dos Preços Administrados						
1	0.240210	0.090087	5.296855	0.191903	10.71942	0.238251
2	0.288249	0.197958	9.509629	1.768617	7.989720	1.245563
5	0.303315	4.354410	10.04207	2.651043	7.469765	1.331650
6	0.304013	4.565533	10.01692	2.645871	7.438001	1.382135

Tabela 8: Decomposição da variância do modelo 2

Decomposição da Variância do Câmbio							
	S.E	CÂMBIO	EXPEC.	DIV	SELIC	UTIL. CAP.	ADMIN.
1	0.041188	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.051326	89.15097	1.844644	0.708379	8.252762	0.041213	0.002029
5	0.054196	81.50788	2.156029	2.503791	11.88748	1.650428	0.294387
6	0.054372	81.30520	2.142748	2.503728	11.95296	1.673310	0.422053
Decomposição da Variância das Expectativas							
1	0.067014	4.16150	75.83850	0.000000	0.000000	.000000	.000000
2	0.097676	52.79260	45.59496	0.077836	1.386269	.095233	.053095
5	0.116431	61.58463	34.31395	1.027373	1.819104	.993678	.261270
6	0.116797	61.33627	34.29143	1.243747	1.819219	.026462	.282867
Decomposição da Variância dos Preços Livres							
1	0.500990	1.841666	0.709653	97.44868	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.518015	2.820772	1.929061	91.14851	0.095597	2.110450	1.895610
5	0.553783	10.38515	2.206349	79.98804	1.644519	3.774133	2.001807
6	0.558039	11.37841	2.223880	78.79585	1.833205	3.716889	2.051763

Decomposição da Variância da Dívida						
1	0.027285	38.53220	4.365042	0.042700	57.06006	0.000000
2	0.031099	39.41714	4.426435	1.906821	46.52893	0.146714
5	0.033915	39.54426	6.009055	2.071290	42.32921	2.070441
6	0.034097	39.26967	6.085973	2.121902	42.41512	2.051984
Decomposição da Variância da SELIC						
1	0.087864	0.007252	1.853074	0.010295	0.668747	97.46063
2	0.107376	0.293698	1.278484	0.225484	4.216625	5.08521
5	0.125429	3.426570	1.792086	1.197024	10.00066	64.25308
6	0.126463	3.413813	1.786402	1.179499	10.36906	63.88960
Decomposição da Variância da Utilização da Capacidade						
1	0.013839	4.118124	0.039601	0.077372	3.240338	8.775112
2	0.015255	4.426158	0.860063	0.429300	6.449734	16.88785
5	0.016441	10.08925	2.997488	1.201489	6.760405	16.85808
6	0.016776	12.08976	3.274700	1.199606	7.379394	16.19708
						59.85947

Tabela 9: Teste de cointegração de Johansen - Modelo 1

Hipótese de não cointegração	Traço	5 %	1 %
	Estatística	Valor Crítico	Valor Crítico
Nenhum **	131.5715	94.15	103.18
Ao menos 1**	88.19852	68.52	76.07
Ao menos 2 **	57.91731	47.21	54.46
Ao menos 3 **	33.41633	29.68	35.65
Ao menos 4 **	15.98230	15.41	20.04
Ao menos 5 **	0.858536	3.76	6.65

*(**) Denota a rejeição da hipótese nula a 5% e 1%.

O Traço indica 3 equações de cointegração ao nível de 1%.

Tabela 10: Teste de cointegração de Johansen - Modelo 2

Hipótese de não cointegração	Traço	5 %	1 %
	Estatística	Valor Crítico	Valor Crítico
Nenhum **	120.6920	94.15	103.18
Ao menos 1**	75.79804	68.52	76.07
Ao menos 2 **	47.62960	47.21	54.46
Ao menos 3 **	25.33498	29.68	35.65
Ao menos 4 **	8.966160	15.41	20.04
Ao menos 5 **	0.236080	3.76	6.65

*(**) Denota a rejeição da hipótese nula a 5% e 1%.

O Traço indica 1 equações de cointegração ao nível de 1%.