

NOVO CONSENSO MACROECONÔMICO E POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL: UMA AVALIAÇÃO EMPÍRICA

Elaine Cristina de Piza
Mestre em Economia – Programa de Mestrado em Economia
da Universidade Estadual do Paraná (PME-UEM)

Joilson Dias
Professor titular do Departamento de Economia da Universidade
Estadual de Maringá (UEM). Programa de Mestrado em Economia (PME-UEM)
Ambos autores agradecem o apoio financeiro do CNPq

RESUMO

O objetivo deste trabalho é analisar o impacto da política monetária, adotada pelo Banco Central do Brasil, sobre as expectativas de inflação dos agentes econômicos, a partir da introdução do regime de metas de inflação. Como referencial teórico, utiliza-se o conjunto de princípios conhecido na literatura por Novo Consenso Macroeconômico. Para capturar a relação dinâmica entre as variáveis incluídas no modelo, utilizou-se o modelo de vetores auto-regressivos (VAR) com dados mensais compreendendo o período entre junho de 1999 e outubro de 2005. Adicionalmente, foram realizados os testes de Causalidade de Granger e de Exogeneidade. Os resultados sugerem que: a) A política monetária realizada no Brasil está coerente com o novo consenso; b) A taxa de juros é precedida pela taxa de inflação e pelas expectativas de inflação; c) A taxa de juros é apenas fracamente exógena em relação às expectativas de inflação; d) Choques não esperados na taxa de juros não reduzem as expectativas de inflação; e) O mercado tem papel significativo na conduta do Banco Central, influenciando as decisões de política monetária.

Palavras-chave: Política Monetária; Novo Consenso Macroeconômico; Taxa de Juros; Metas de Inflação; Expectativas de Inflação.

ABSTRACT

This work aims to analyze the impact of the monetary policy, adopted by the Central Bank of Brazil, on the inflation expectations of the economic agents, after the implementation of the inflation targeting. As theoretical referential, it uses the group of principles called New Consensus Macroeconomic. To capture the dynamic relationship among the variables, a vectorial auto regressive model (VAR) was used for the econometrics analysis, with monthly data from June of 1999 to October of 2005. Additionally, the Granger Causality test and the Exogeneity test were presented. The results suggest that: a) The monetary policy accomplished in Brazil is coherent with the new consensus; b) The interest rate is preceded by the inflation rate and by the inflation expectations; c) The interest rate doesn't precede to the inflation expectations, it is just weakly exogenous in relation to them; d) Shocks not anticipated in the interest rate not reduce the inflation expectations; e) The market has significant role in the conduct of the Central Bank of Brazil, influencing the monetary policy decisions.

Key-words: Monetary Policy; New Consensus Macroeconomic; Interest Rate; Inflation Targeting; Inflation Expectations.

Área ANPEC: 3 (Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças)

Classificação JEL: E52, E58.

1 INTRODUÇÃO

Ao longo de sua evolução, a teoria macroeconômica suscitou inúmeras controvérsias. Os debates mais intensos, como os protagonizados pelos keynesianos e teóricos dos Ciclos Reais, sugerem a dificuldade em se estabelecer um consenso em macroeconomia. No entanto, a literatura econômica afirma ter existido um consenso em torno das idéias de Keynes entre as décadas de 1950 e 1960. Tal consenso teria se desfeito na década de 1970 diante das lacunas teóricas e empíricas encontradas no modelo keynesiano.

Não obstante, as pesquisas recentes apontam para a formação de um novo consenso na macroeconomia. Não se trata de um consenso generalizado, mas da existência de um núcleo central da macroeconomia cujos princípios são aceitos tanto por economistas acadêmicos quanto pelos bancos centrais. Este núcleo está sendo chamado de Novo Consenso Macroeconômico.

Entre os princípios que norteiam esse novo consenso, está a aceitação da existência de uma curva de Phillips a ser explorada no curto prazo, em função da rigidez de preços e salários. No entanto, no longo prazo, entendido como o período em que os preços e salários são flexíveis, admite-se a existência de uma curva de Phillips vertical.

Adicionalmente, observa-se o retorno da interação entre teoria acadêmica e a execução prática da política econômica. Bancos centrais de diversas economias estão cientes de que a política monetária não é capaz de sustentar um nível de produto permanentemente acima do seu nível natural e que o principal objetivo da política monetária deve ser a obtenção e manutenção da estabilidade de preços. Dessa forma, começou a ganhar importância a adoção de uma estratégia de política monetária cuja principal característica é a antecipação a quaisquer pressões inflacionárias futuras.

Para nortear as decisões dos bancos centrais, o novo consenso fornece um modelo estrutural baseado em três equações principais: a) uma curva de demanda agregada; b) uma curva de oferta agregada; e, c) uma regra de política monetária. De acordo com esse modelo estrutural, a taxa de juros é o único instrumento à disposição do banco central para correção do excesso de demanda e convergência das expectativas de inflação em direção à meta. Em função disso, um importante papel é atribuído às expectativas. Na verdade, espera-se que a taxa de juros definida pelo banco central seja capaz de influenciar as expectativas de preços dos agentes, exercendo os efeitos esperados sobre a taxa de inflação.

Portanto, o modelo incorpora a forma como a política monetária é conduzida na atualidade. Bancos centrais das principais economias utilizam a taxa de juros nominal como instrumento de política, em oposição ao uso da oferta de moeda, ajustando-a em resposta à evolução da demanda agregada e da inflação, ao invés de determiná-la exogenamente. Além disso, diversos bancos centrais adotaram, mesmo que implicitamente, o uso de metas de inflação para garantir a estabilidade dos preços.

No caso brasileiro, o regime de metas de inflação foi adotado em 1999 e, desde então, o Banco Central do Brasil (BACEN) gerencia a taxa de juros de modo a evitar o descumprimento das metas. Assume-se, portanto, que as ações do BACEN estejam fundamentadas no novo consenso macroeconômico.

Diante do exposto, o objetivo do presente trabalho é verificar se a política monetária brasileira está sendo capaz de influenciar as expectativas de inflação na direção desejada, em convergência com as metas de inflação. Em outras palavras, pretende-se testar a resposta das expectativas e da taxa de inflação às ações de política monetária, caracterizadas por movimentos na taxa de juros nominal Selic.

Para cumprir os objetivos propostos, o trabalho foi estruturado em 5 seções principais, incluindo esta introdução. A segunda seção apresenta a fundamentação teórica e o modelo estrutural do novo consenso. A terceira seção apresenta o papel da taxa de juros no novo consenso. A quarta seção apresenta a aplicação empírica do modelo do novo consenso à economia brasileira. Por fim, a quinta seção apresenta as considerações finais do trabalho.

2 NOVO CONSENSO MACROECONÔMICO

Apesar das divergências teóricas existentes na teoria econômica, há evidências do surgimento de um novo consenso na macroeconomia, iniciado a partir do final da década de 1980 (MEYER, 2001; LE

HERON, 2003). Guiados por este consenso, bancos centrais de inúmeros países passaram a adotar o controle da inflação como objetivo único de política monetária.

Autores como Clarida, Gali e Gertler (1999) e Le Heron (2003) afirmam que esse novo consenso é, na verdade, um modelo novo-keynesiano, e não uma junção de elementos keynesianos e clássicos.

Deve-se ter claro que o que vem sendo chamado de “novo consenso macroeconômico” não indica a existência de um consenso generalizado, já que os debates ainda continuam a respeito de vários aspectos. Nem mesmo equivale à Síntese Neoclássica da década de 1960. Mas, a despeito de toda divergência que ainda possa existir, há um núcleo central da macroeconomia cujos elementos são bem aceitos tanto pelos economistas acadêmicos quanto pelos bancos centrais. Entre estes elementos estão a aceitação da neutralidade da política monetária no longo prazo e a não-neutralidade no curto prazo.

Yet, in my view, there is a set of key principles—a core—of macroeconomics about which there is wide agreement. This core is the outgrowth of the many recent debates about Keynesianism, monetarism, neoclassical growth theory, real-business-cycle theory, and rational expectations. The core is practical in the sense that it is having a beneficial effect on macroeconomic policy, especially monetary policy, and has resulted in improvements in policy over the past fifteen years. In fact, new econometric models recently put in operation at the Fed largely reflect this core. This core is increasingly evident in undergraduate economics texts and graduate training. (TAYLOR, 1998, p. 2)

O núcleo da moderna macroeconomia pode ser resumido em cinco princípios chaves (TAYLOR, 1997; 2000):

1º) O produto real de longo prazo, ou produto potencial, pode ser entendido através do modelo de crescimento neoclássico com tecnologia endógena;

2º) Não há um *trade-off* permanente entre inflação e desemprego. Assim, a política monetária afeta a inflação, mas é neutra em relação às variáveis reais no longo prazo. Este segundo princípio tem um impacto prático maior sobre a política econômica, implica que os bancos centrais devem escolher uma meta de longo prazo para a inflação e guiar-se por ela.

3º) No curto prazo, há um *trade-off* entre inflação e desemprego. Embora ainda haja debates sobre as razões desse *trade-off*, sabe-se que ele é causado, principalmente, pela rigidez temporária de preços e salários. Em função desse *trade-off*, a política monetária deve manter o crescimento estável da demanda agregada para prevenir flutuações no produto real e na inflação;

4º) As expectativas de inflação e de futuras decisões políticas são endógenas e quantitativamente significantes. Em outras palavras, as expectativas dos agentes são altamente influenciáveis pela política econômica e, assim, as expectativas importam para avaliar os impactos das políticas monetária e fiscal;

5º) Os *policymakers* devem fazer mudanças graduais seguindo regras claras. Na verdade, as decisões de política monetária devem ser realizadas de acordo com uma regra ou função de reação, nas quais a taxa de juros de curto prazo (o instrumento de política) é ajustada em resposta aos eventos econômicos.

No mesmo sentido, Blinder (1997) apresenta os pontos que considera pertencentes ao núcleo consensual da macroeconomia e que complementam a listagem apresentada por Taylor (1997; 1998; 2000). Entre eles estão: 1) preços e salários são predeterminados no curto prazo; 2) no curto prazo o produto é determinado pela demanda; 3) a demanda agregada responde à política fiscal e é sensível à taxa de juros, portanto, responde também à política monetária; 4) a relação entre crescimento do produto e mudanças na taxa de desemprego segue a lei de Okun¹.

Os pontos listados anteriormente indicam que, apesar das controvérsias ainda existentes, não há dúvidas que a política monetária afeta tanto variáveis nominais quanto variáveis reais, pelo menos no curto prazo. Além disso, outra importante conclusão alcançada pelos teóricos é que a influência da política monetária sobre a inflação é lenta e gradual, reforçando a necessidade dos bancos centrais agirem de modo *forward-looking*² e responderem às pressões inflacionárias antes que a inflação apareça.

¹ A lei de Okun relaciona a variação do desemprego com o desvio do crescimento do produto de sua taxa normal.

² Atuação *forward-looking* implica que, considerando as defasagens e incertezas existentes nos modelos econômicos, a política monetária tem que ser formulada 'olhando para frente', isto é, para as taxas de inflação que estão para acontecer no horizonte da meta inflacionária, ocorrendo o contrário no caso de uma atuação *backward-looking*.

No longo prazo, as evidências apontam que a principal influência da política monetária é sobre o nível de preços (McCALLUM, 1999). A partir dessa concepção é natural que os bancos centrais tenham como responsabilidade principal a prevenção da inflação, e como objetivo secundário, o amortecimento das flutuações cíclicas. Nesse sentido, a adoção do sistema de metas de inflação reforça o reconhecimento da importância de manutenção da estabilidade de preços.

Outro elemento essencial que ilustra a convergência entre teoria e prática na política monetária, é o retorno da interação entre bancos centrais e economistas acadêmicos. Após um longo período no qual as inovações teóricas não eram facilmente empregadas pelos *policymakers* (MANKIWI, 1990), na atualidade, bancos centrais de forma geral e economistas acadêmicos compartilham o mesmo método de análise e condução da política monetária. “*If one looks carefully at macroeconomics policy research in the 1990’s, one finds a nearly universal model being used to explain fluctuations around the growth trend. (...) Models now used for policy evaluation at the Federal Reserve, the European Central Bank, the Bank of Canada, the Bank of England, the Reserve Bank of New Zealand, and the Central Bank of Brazil [sem grifo no original] also fall into this category.*” (TAYLOR, 2000, p. 91)

É este modelo analítico utilizado para análise da política monetária que está sendo chamado de modelo do ‘novo consenso’. E, nas palavras de McCallum (1999, p. 17), é “*the dominant manner in which monetary policy analysis is currently being conducted*”.

Há diferentes maneiras de expressar esse modelo, com mais ou menos equações ou apresentando mais explicitamente os fundamentos microeconômicos como em Rotemberg e Woodford (1998). Basicamente, porém, o modelo contém três relações e três variáveis: produto, inflação e taxa de juros.

A primeira relação representa uma curva IS que especifica como a demanda agregada e o produto respondem às mudanças na taxa de juros real. A segunda relação é uma equação de ajustamento de preços que especifica o comportamento da inflação em resposta às variações na capacidade produtiva e nas expectativas. Trata-se de uma curva de Phillips aumentada pelas expectativas, na qual a inflação aumenta quando o produto real se eleva acima do nível potencial, gerando pressões de demanda, e quando há expectativas de aumento dos preços. Por fim, a terceira relação é entre inflação e taxa de juros e fornece uma aproximação do comportamento atual de muitos bancos centrais. De maneira geral, quando a taxa de inflação aumenta, o banco central eleva a taxa de juros nominal, o suficiente para que a taxa de juros real se altere, afetando a demanda agregada e inibindo aumento de preços, mantendo a inflação sob controle.

Na sub-seção seguinte, apresentamos as idéias principais que alicerçam o modelo do novo consenso.

2.1 Modelo Estrutural do Novo Consenso

O modelo estrutural do novo consenso foi explorado sob diferentes perspectivas por diversos autores³. No entanto, a versão apresentada neste trabalho baseia-se principalmente nas contribuições de Clarida, Gali e Gertler (1999), McCallum (1999; 2001) e Meyer (2001).

Os modelos apresentados pelos autores acima são similares entre si à medida que captam a essência do novo consenso. Há, entretanto, uma importante diferença entre eles. As contribuições de Meyer (2001) são mais gerais, pois consideram tanto elementos *backward-looking* quanto *forward-looking*. Já Clarida, Gali e Gertler (1999) e McCallum (1999; 2001) empregam apenas a hipótese *forward-looking*. Considerando as defasagens existentes entre a execução da política monetária e seus efeitos sobre as variáveis econômicas, a versão do modelo adotado neste trabalho utilizará tanto os elementos *backward-looking* quanto *forward-looking*.

Trata-se de um modelo dinâmico de equilíbrio geral com rigidez temporária de preços nominais. Uma diferença fundamental, em relação ao instrumental IS-LM é que as equações agregadas comportamentais evoluem a partir da otimização das firmas e dos indivíduos. Além disso, uma importante implicação deste modelo é que o comportamento econômico corrente depende criticamente das expectativas em relação ao curso futuro da política monetária.

³ Taylor (2000) fornece uma breve relação das diferentes abordagens do tema.

As relações de otimização das firmas e dos indivíduos não serão derivadas neste trabalho, ao invés disso introduzem-se diretamente as principais relações agregadas⁴.

Sejam y_t e z_t , respectivamente, os componentes estocásticos do produto e o nível natural do produto. Considera-se nível natural do produto aquele nível que poderia ser atingido com preços e salários perfeitamente flexíveis. Para efeitos do modelo, considera-se a taxa natural do produto como sendo igual ao produto potencial, da mesma forma que em Clarida, Gali e Gertler (1999). A diferença entre o produto atual e o potencial, ou seja, o hiato do produto, é uma variável importante no modelo. Define-se o hiato do produto como sendo:

$$(1.1) \quad x_t \equiv y_t - z_t$$

onde x_t = hiato do produto, y_t = produto e z_t = produto potencial

É então possível representar o modelo em termos de duas equações: uma curva IS que relaciona o hiato do produto inversamente à taxa de juros real, e uma curva de Phillips que relaciona a inflação positivamente ao hiato do produto.

$$(1.2) \quad x_t = \alpha x_{t-1} + b E_t x_{t+1} - \varphi [R_t - E_t \pi_{t+1}] + g_t$$

$$(1.3) \quad \pi_t = \lambda x_t + \delta \pi_{t-1} + \beta E_t \pi_{t+1} + u_t$$

onde: π_t é a taxa de inflação do período t , definida como a mudança percentual no nível de preços entre $t-1$ e t ; π_{t-1} é a inflação defasada em um período; x_t é o hiato do produto; x_{t-1} é o hiato do produto defasado; $E_t \pi_{t+1}$ é a expectativa de inflação em t para o período $t+1$; $E_t x_{t+1}$ é a expectativa do hiato do produto em t para o período $t+1$; R_t é a taxa de juros nominal de curto prazo. Além disso, g_t e u_t são termos de erro que obedecem, respectivamente:

$$(1.2.1) \quad g_t = \mu g_{t-1} + \hat{g}_t$$

$$(1.3.1) \quad u_t = \rho u_{t-1} + \hat{u}_t$$

onde $0 \leq \mu$, $\rho \leq 1$ e onde \hat{g}_t e \hat{u}_t são variáveis randômicas independentes e identicamente distribuídas (i.i.d) com média zero e variâncias σ_g^2 e σ_u^2 , respectivamente.

As equações apresentadas seguem a notação proposta por Clarida, Gali e Gertler (1999), mas incorporam ainda, os termos defasados do hiato do produto e da inflação, assim como em Meyer (2001).

A equação (1.2) difere da curva IS tradicional principalmente porque o produto corrente depende do produto futuro esperado como também da taxa de juros real. Produto esperado maior aumenta o produto corrente. A hipótese subjacente é que os indivíduos preferem uniformizar o consumo no tempo. Se houver expectativa de um consumo maior no período seguinte (associado ao maior produto esperado) o consumo aumentará no momento atual, aumentando a demanda pelo produto corrente (CLARIDA; GALI; GERTLER, 1999).

Por sua vez, o efeito negativo da taxa de juros real sobre o produto corrente reflete a substituição intertemporal entre consumo e poupança. Uma taxa de juros real mais elevada pode induzir ao aumento da poupança e à conseqüente redução do consumo. Nesse sentido, a elasticidade-juros da curva IS (φ) corresponde à elasticidade-intertemporal da substituição. Já o hiato defasado do produto captura a rigidez nominal dos preços e dos salários diante de mudanças na demanda agregada.

⁴ A derivação completa do modelo pode ser encontrada em Rotemberg e Woodford (1998).

O distúrbio \hat{g}_t é uma função das mudanças esperadas nos gastos do governo em relação às mudanças esperadas no produto potencial (McCALLUM, 1999). Como uma mudança em \hat{g}_t desloca a curva IS, é interpretado como um choque de demanda.

A inclusão do termo expectacional E_t na equação (1.2) mostra o grau no qual as expectativas sobre o futuro afetam a atividade econômica corrente neste modelo. O hiato do produto depende não somente da taxa de juros real e do choque de demanda, mas também da trajetória futura dessas variáveis. Como a política monetária tem efeitos sobre a taxa de juros real em função da rigidez nominal, a equação (1.2) sugere que tanto as ações de política esperada quanto as ações correntes têm efeitos sobre a demanda agregada.

Em relação à curva de Phillips do modelo (equação 1.3), esta se origina a partir das decisões de determinação de preços das firmas individuais e é derivada de um problema explícito de otimização.

Em contraste com a curva de Phillips tradicional, na curva de Phillips representada pela equação (1.3) a inflação depende da expectativa das condições econômicas correntes e futuras, além de incorporar também a hipótese de ajustamento defasado, justificada pela inércia e dependência defasada da inflação. Com preços rígidos, as decisões de preços tomadas no período anterior são mantidas pelos períodos seguintes de forma que a inflação passada influencia a inflação subsequente.

Esta versão da Curva de Phillips não considera, explicitamente, salários, custos de matérias-primas e preços importados. Pressões por salários maiores ou por margens de lucros mais elevadas não são incorporadas, embora possam ser refletidas no termo de erro. Mas uma seqüência de períodos nos quais essas pressões são positivas, refletidas em termos de erros positivos, podem ter efeitos duradouros com a inflação de um período alimentando a inflação do período subsequente através do termo defasado na equação (1.3). Da mesma forma, se as expectativas de inflação aumentam, a taxa de inflação aumenta de acordo com a equação (1.3), e a inflação subsequente também poderá ser maior (ARESTIS; SAWYER, 2003a).

Goodfriend (2004) afirmam que a atuação da política monetária no novo consenso ocorre através do *markup* médio das firmas. De modo geral, as firmas fixam os preços nominais baseadas nas expectativas em relação aos custos marginais futuros. A variável x_{t+1} na equação (1.3) captura os movimentos nos custos marginais associados às variações no excesso de demanda. Por sua vez, o choque u_{t+1} capta qualquer outra coisa que afete o custo marginal esperado, permitindo que variações na inflação sejam geradas independentemente de movimentos no excesso de demanda. Na verdade, a taxa de inflação corrente depende inversamente da trajetória esperada dos *markups* futuros.

No modelo aqui apresentado, as firmas desejam manter o *markup* corrente o mais próximo possível do nível de maximização de lucros. No entanto, considera-se inviável para a firma que produz um produto diferenciado determinar o nível de preço que maximiza seus lucros em cada ponto no tempo. Dessa forma, as firmas não ajustam seus preços para manter o *markup* constante. Ao contrário, com preços rígidos, o *markup* flutua em resposta a choques na demanda agregada e na produtividade (GOODFRIEND, 2004).

Se há expectativas de que os custos marginais irão aumentar no futuro em resposta a um movimento positivo da demanda agregada, espera-se que o *markup* seja contraído. Isso porque os preços já estarão definidos e rígidos por um determinado período. Em consequência, no momento da fixação de preços as firmas incorporam suas expectativas de inflação com o intuito de preservar o *markup*.

Portanto, o modelo implica que a inflação permanecerá baixa e estável se a política monetária gerenciar a demanda agregada de modo a estabilizar o hiato do produto e manter o *markup* no nível que maximiza os lucros (GOODFRIEND, 2005).

Neste modelo, o produto e o emprego corrente são determinados pela demanda agregada. As firmas defrontam-se com uma curva de demanda pelos seus bens negativamente inclinada e estão dispostas a ofertar tanto quanto os consumidores quiserem comprar ao preço estabelecido. Para satisfazer a demanda, contratam trabalhadores, dada a produtividade do trabalho, oferecendo um salário nominal maior. Como os preços são invariantes no curto prazo, o salário nominal maior aumenta o salário real aumentando o custo de oportunidade do lazer (GOODFRIEND, 2004).

Por fim, falta especificar a regra de política na qual a taxa de juros nominal é o instrumento da política monetária, em oposição ao uso da oferta de moeda agregada.

As duas equações iniciais do modelo, junta-se, portanto, a regra de política (um tipo de regra de Taylor) que relaciona a taxa de juros ao hiato do produto, à expectativa de inflação e à diferença entre a inflação esperada e a meta fixada pelo banco central. Isto é, o instrumento de política é ajustado sistematicamente em resposta ao desenvolvimento do hiato do produto e da inflação, ao invés de ser um processo exógeno. Para completar o modelo, utilizamos a regra de política apresentada em McCallum (2001):

$$(1.4) \quad R_t = \mu_0 + E_t \pi_{t+1} + \mu_1 (E_t \pi_{t+1} - \pi^*) + \mu_2 (x_t) + e_t$$

onde $\mu_1, \mu_2 > 0$ e π^* é a meta de inflação fixada pelo banco central.

Neste cenário, a inflação é determinada pela política monetária. Através da taxa de juros, o banco central influencia a demanda agregada (equação 1.2) que por sua vez atua sobre a taxa de inflação (equação 1.3).

A regra operacional, equação (1.4), incorpora uma abordagem para metas de inflação. Inflação acima da meta exige taxa de juros mais elevada para contê-la, enquanto inflação abaixo da meta requer redução na taxa de juros para estimular a economia e direcionar a inflação para a meta estabelecida. Logo, o regime de metas de inflação é a principal prescrição política associada ao novo consenso (ARESTIS; SAWYER, 2003b).

Se a autoridade monetária responde aos desvios da taxa de inflação em relação à meta, então, a taxa de juros nominal deve aumentar em uma magnitude maior do que o aumento na taxa de inflação (*more than one-for-one*), para que, dada a expectativa de inflação, a taxa de juros real seja elevada afetando a demanda agregada e, conseqüentemente, a inflação (KERR; KING, 1997).

Observa-se que a rigidez nominal desempenha um papel fundamental nesse modelo. Com rigidez de preços e salários, a autoridade monetária pode efetivamente mudar a taxa de juros real de curto prazo ao variar seu instrumento de política, afetando assim o curso da economia real.

Outro fator de destaque nesse modelo é o papel das expectativas. Em contraste ao modelo IS-LM tradicional, a crença de como o banco central irá determinar a taxa de juros no futuro é fundamental, uma vez que tanto os indivíduos quanto as firmas têm comportamento *forward-looking*.

Em função das expectativas, uma questão que surge no novo consenso é a interação entre banco central e os agentes econômicos. Essa questão será analisada na seção seguinte.

3 TAXA DE JUROS NO NOVO CONSENSO

Resgatando o modelo do novo consenso, temos uma curva de demanda agregada que reage aos movimentos no produto e na taxa de juros real e uma curva de oferta agregada, onde a inflação é função das expectativas de inflação, da inflação passada e do hiato do produto. Substituindo a curva IS (equação 1.2) na curva de Phillips (equação 1.3) e rearranjando os termos, temos o seguinte:

$$(1.5) \quad \pi_t = \lambda \alpha x_{t-1} + \lambda b E_t x_{t+1} + (\lambda \phi + \beta) E_t \pi_{t+1} + \delta \pi_{t-1} - \lambda \phi R_t + g_t + u_t$$

Logo, a forma reduzida do modelo torna-se:

$$(1.6) \quad \pi_t = f \left(\overset{(+)}{x_{t-1}}; E_t \overset{(+)}{x_{t+1}}; E_t \overset{(+)}{\pi_{t+1}}; \overset{(+)}{\pi_{t-1}}; \overset{(-)}{R_t}; \overset{(+)}{e_t} \right)$$

onde $e_t = g_t + u_t$ é o novo termo de erro e, os sinais entre parênteses indicam o sinal da derivada parcial.

Observa-se que a taxa de inflação é função do hiato defasado do produto, do hiato esperado, da expectativa de inflação, da inflação passada e da taxa de juros nominal. Nota-se que de todas as variáveis que afetam o comportamento da taxa de inflação, a única variável à disposição do banco central, ou a única que o banco central tem poder de determinar, é a taxa de juros nominal. Desse modo, a correção do

excesso de demanda pode ser feita por meio da política de taxa de juros, já que é o único instrumento à disposição da autoridade monetária, de acordo com o modelo do novo consenso.

A equação (1.6) nos diz que a taxa de juros é uma variável exógena, que precede à taxa de inflação. No entanto, no modelo apresentado, a taxa de juros é uma variável endógena, ajustada pelo banco central de acordo com a evolução das expectativas de inflação e do produto.

Na verdade, o que ocorre no novo consenso é um processo de interação entre os agentes econômicos e o banco central. Resumidamente, o banco central fixa a meta de inflação a ser perseguida e indica seu objetivo ao mercado. Por sua vez, o mercado forma suas expectativas com base na percepção que os agentes possuem a respeito da eficácia e credibilidade da política monetária. O banco central, então, observa essas expectativas, e caso elas diverjam da meta de inflação, ajusta a taxa de juros tentando influenciar as expectativas em direção ao objetivo da política.

Pode-se esperar então que a taxa de juros seja explicada pelas expectativas de inflação, pelo desvio da inflação em relação à meta e pelo hiato do produto, assim como na regra de política. Ou seja, a taxa de juros reage às expectativas de inflação e, por sua vez, determina a taxa efetiva de inflação, de acordo com a equação (1.6). Em outras palavras, espera-se que a taxa de juros definida pelo banco central influencie as expectativas de preços dos agentes, exercendo os efeitos esperados sobre a taxa de inflação.

No modelo do novo consenso, as expectativas dos agentes econômicos privados desempenham um papel fundamental. Sob metas de inflação, os bancos centrais devem reagir antecipadamente às previsões dos agentes de forma a evitar o descumprimento da meta. Nesse sentido, há uma relação de interdependência entre a política monetária e os agentes econômicos. A política monetária, ao mesmo tempo em que reage às expectativas, deve influenciá-las em direção ao seu objetivo.

No entanto, Le Heron (2003) alerta que ao seguir as expectativas do mercado, corre-se o risco que a política monetária seja determinada por elas. Em outras palavras, o banco central atuaria exatamente da forma requerida pelo mercado, validando suas expectativas.

Um importante objetivo da política monetária é reduzir a incerteza dos agentes econômicos influenciando suas expectativas em direção aos objetivos da política. O banco central faz isso através da transparência de seus objetivos e de suas ações e da credibilidade da política monetária. Para ser crível, o banco central deve mostrar e seguir um objetivo claro e bem definido. A intenção principal desse esforço de comunicação é reduzir as incertezas do mercado (THIESSEN, 2000, p. 79). O objetivo não é afetar diretamente as condições reais da economia, mas influenciar as expectativas dos agentes, que são julgadas auto-realizáveis.

No entanto, para ser crível, o banco central não poderia seguir as expectativas do mercado, sob pena de gerar um risco moral (*moral hazard*). Caso siga exatamente a opinião principal do mercado, as expectativas do mercado irão determinar a política monetária, colocando em risco sua credibilidade (LE HERON, 2003). Mas, caso o banco central opte por não seguir a visão do mercado, há o risco de gerar uma forte instabilidade financeira e econômica. Nesse sentido, haveria um dilema na atuação da autoridade monetária.

Para evitar esses problemas, o banco central não poderia tomar suas decisões com base unicamente nas expectativas do mercado, sob pena de validá-las. Mas sim, criar seu próprio modelo de previsão e alterar as taxas de juros de acordo com sua própria expectativa de inflação (RIGOLOM; GIAMBIAGI, 1998).

A seguir, apresenta-se a avaliação econométrica para a economia brasileira. Espera-se que a taxa de juros tenha reagido às expectativas de inflação e que tenha sido capaz de influenciar as expectativas e gerenciar a demanda agregada em direção ao cumprimento da meta.

4 ANÁLISE EMPÍRICA DOS EFEITOS DA TAXA DE JUROS SOBRE AS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO

Como visto anteriormente, o consenso atual justifica o uso de metas de inflação como estratégia de política a ser seguida pela autoridade monetária. Pautando-se pelos argumentos desse consenso, o regime de metas de inflação foi adotado no Brasil em 1999, após o episódio da flutuação cambial, no qual

o país abandonou a política de câmbio fixo que desde o início do Plano Real vinha sendo a âncora para manutenção da estabilidade de preços.

Desde então, as decisões do Comitê de Política Monetária (Copom) são norteadas pelas previsões realizadas através de um modelo estrutural baseado no modelo do novo consenso. O modelo do Banco Central do Brasil contém quatro equações (BOGDANSKI; TOMBINI; WERLANG, 2000), três das quais pertencentes ao modelo básico do novo consenso: a) uma curva IS; b) uma curva de oferta agregada; c) uma função de paridade da taxa de câmbio; e, d) uma regra de determinação da taxa de juros.

Assume-se, portanto, que a atuação do Banco Central brasileiro é guiada pelos princípios do novo consenso, que, entre outras coisas, afirmam que a taxa de juros é o instrumento capaz de controlar a inflação e que deve ser elevada sempre que houver expectativa de descumprimento da meta de inflação.

Diante disso, esta seção contribui para a literatura ao utilizar o modelo do Novo Consenso para analisar empiricamente a relação entre taxa de juros, expectativa de inflação, taxa de inflação, e hiato do produto a partir da introdução do regime de metas de inflação na economia brasileira. O objetivo principal é avaliar se o Banco Central do Brasil tem conseguido influenciar as expectativas do mercado em convergência com a meta de inflação por ele determinada.

4.1 ANÁLISE DOS DADOS

As variáveis a serem testadas são aquelas presentes na equação (1.6), cuja descrição é apresentada a seguir:

(i) hiato do produto (LHIATO) - O hiato do produto é obtido pela distância entre o produto efetivo (y) e o produto potencial (y^p) da economia, ou seja, $(y - y^p)$. Assim, um hiato positivo reflete um nível de atividade acima do nível potencial, com conseqüente pressão altista sobre os preços, enquanto um hiato negativo indica um baixo nível de atividade e baixa pressão sobre as taxas de inflação.

A dificuldade envolvendo o uso do hiato do produto é que o produto potencial não é facilmente mensurável e tampouco há estatísticas oficiais disponíveis, sendo necessário calculá-lo. Diferentes metodologias podem ser utilizadas para a construção da série do produto potencial⁵. No presente trabalho, o PIB potencial foi calculado utilizando-se o filtro Hodrick-Prescott (HP). A metodologia escolhida apresentou um bom ajuste para a economia brasileira (CARNEIRO, 2000), uma vez que apresentou um resultado coerente com a percepção empírica dos fatos ocorridos durante o período analisado.

Para o cálculo do PIB potencial, utilizou-se como *proxy* do PIB efetivo a série dessazonalizada do índice mensal de Produção Industrial Total, média 1992=100, disponível nos boletins do BACEN.

(ii) Expectativa do hiato do produto (LEHIATO) - Para a construção da série da expectativa do hiato do produto, foram utilizadas duas fontes disponibilizadas pelo Banco Central. A primeira delas foi a projeção para a taxa de crescimento do PIB acumulado em 12 meses que o Banco Central apresenta em seus relatórios de inflação. Como essas projeções são trimestrais, foi necessário interpolar os dados a fim de se obter a série mensal. A partir de janeiro de 2001, no entanto, o Banco Central passou a disponibilizar essa informação mensalmente através dos Relatórios Focus que fornecem as expectativas do mercado para diversos indicadores macroeconômicos.

Da mesma forma que ocorreu no cálculo do hiato do produto, utilizou-se o filtro HP para a construção da série da expectativa do hiato do produto.

(iii) Taxa de inflação (LIPCA) e expectativas de inflação (LEINFLACAO) - Para representar a variação no nível de preços, utilizou-se a taxa de inflação acumulada em 12 meses medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), utilizado como índice de preços da meta de inflação.

No que se refere às expectativas de inflação, a série foi construída com base em duas fontes. Para o período compreendido entre junho de 1999 e junho de 2001 foram utilizadas as previsões de inflação para o IPCA apresentadas nos relatórios trimestrais de inflação. Como essas previsões de inflação estão

⁵ Uma breve revisão de literatura sobre métodos de cálculo do PIB potencial pode ser encontrada em Araújo, Areosa e Guillén (2004).

disponíveis somente em bases trimestrais, foi necessário interpolar os dados para obter estimativas mensais. A partir de julho de 2001, o Banco Central começou a disponibilizar em bases mensais as expectativas de inflação para os doze meses seguintes, permitindo a construção total da série.

Como dito anteriormente, as decisões de política monetária devem-se basear nas expectativas de inflação do próprio Banco Central, sob risco de validar as expectativas do mercado e produzir os efeitos desejados pelos agentes. No entanto, como o objetivo é testar os impactos da taxa de juros sobre as expectativas de inflação do mercado, foram utilizadas as expectativas de preços pesquisadas pelo Banco Central junto às instituições financeiras.

(iv) Taxa de juros nominal (LSELIC) - A taxa nominal de juros utilizada é a taxa de juros referencial Selic decidida pelo Comitê de Política Monetária em suas reuniões mensais.

Todas as séries temporais são mensais e compreendem o período de junho de 1999 a outubro de 2005. Os testes realizados no estudo empírico foram obtidos utilizando-se o pacote econométrico Eviews – versão 5.0.

4.2 APRESENTAÇÃO ESTATÍSTICA DAS VARIÁVEIS

Inicia-se a análise com o resumo das estatísticas referentes às variáveis utilizadas no modelo, seguida pela inspeção gráfica das séries.

Como demonstrado na Tabela (1), a série da taxa de inflação atingiu um valor médio de 8,31%, com valor máximo de 17,24% e mínimo de 3,32%. O desvio padrão foi de 3,17%. O maior valor foi alcançado em maio de 2003, enquanto o menor ocorreu em junho de 1999.

TABELA 1 - DESCRIÇÃO ESTATÍSTICA DAS VARIÁVEIS (NO NÍVEL)

	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão
IPCA	8.311529	7.408424	17.24000	3.320000	3.175043
EINFLACAO	6.713916	6.280000	13.24000	4.370000	1.762316
EHIATO	-9.72E-13	-0.058277	1.813449	-2.461277	1.190992
SELIC	18.93506	18.75000	26.50000	15.25000	2.820683
JREAIS	12.22115	11.90000	18.92000	8.870360	2.350717
DESVIO	1.438128	1.080000	7.133333	0.033333	1.710445
HIATO	-3.39E-11	-0.034893	10.64412	-7.617278	3.215404

FONTE: Dados da pesquisa. Resultado do Eviews.

Em relação à expectativa de inflação, a média do período foi de 6,71%, com máxima de 13,24% e mínima de 4,37%, alcançados respectivamente em dezembro de 2002 e maio de 2002. O desvio padrão foi de 1,76%.

No que se refere ao hiato do produto, o valor médio foi de -3.39E-11, enquanto o valor máximo foi igual a 10,64 e o mínimo foi de -7,62, com desvio padrão de 3,22. Os valores máximo e mínimo foram registrados, respectivamente, em dezembro de 2000 e junho de 2003.

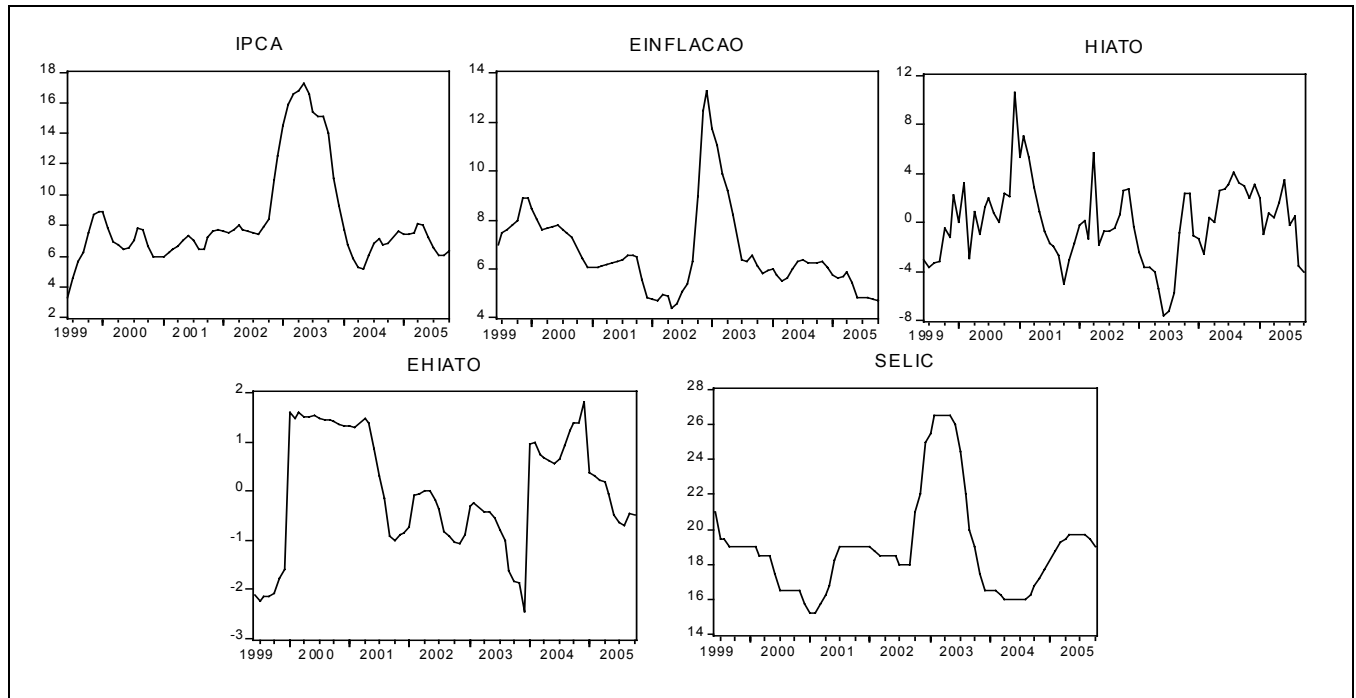
Quanto à expectativa do hiato do produto, o maior valor encontrado ocorreu em dezembro de 2004 (1,82). Por sua vez, o menor valor (-2,46) ocorreu em dezembro de 2003. O valor médio do período foi de -9,72E-13 e o desvio padrão foi de 1,19.

O comportamento das séries pode ser visualizado na Figura (2).

Conforme definido anteriormente, um hiato negativo indica um baixo nível de atividade. Nota-se pela observação da Figura (2) que em 2003, o hiato do produto e as expectativas em relação a esse hiato, atingiram os menores níveis do período estudado, refletindo os efeitos da crise gerada pela eleição presidencial ocorrida em 2002.

Em relação à taxa de juros nominal, a variação média, a máxima e a mínima atingiram, respectivamente, 18,94%, 26,50% e 15,25%. Quanto ao desvio padrão, o valor foi de 2,82%. O valor máximo da taxa de juros foi registrado no período entre fevereiro e maio de 2003, como reflexo do deterioramento das expectativas ocorrido com a posse do novo presidente da República. O objetivo da elevação dos juros era reduzir a volatilidade observada na taxa de câmbio, elevando o custo de oportunidade do mercado para se posicionar em moeda estrangeira e, com isso, contribuir para a reversão das expectativas de trajetória ascendente da inflação.

FIGURA 2 - COMPORTAMENTO DAS VARIÁVEIS



FONTE: Dados da pesquisa. Resultados do Eviews.

A observação gráfica das variáveis permitiu verificar que todas elas apresentaram observações destoantes das demais no período pós-eleição. De fato, a partir do segundo semestre de 2002 até o segundo semestre de 2003, as variáveis macroeconômicas refletiram os efeitos da eleição presidencial ocorrida em 2002, cuja mudança de governo resultou em impactos sobre as expectativas do mercado. Dessa forma, para que essas observações não comprometessem a análise, deveriam ser inseridas variáveis *dummies* para o período em questão. Na estimação do modelo VAR, diversas *dummies* foram testadas, para diferentes intervalos de tempo. A *dummy* que se mostrou mais significativa e que mais contribuiu para a melhoria dos resíduos do VAR foi a *dummy* chamada de DELEICAO, relacionada ao período compreendido entre novembro de 2002 e dezembro de 2003.

Uma vez conhecido o comportamento das séries que serão utilizadas, o passo seguinte será a análise da estimação do modelo em questão.

4.3 APURAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

Para atingir o objetivo proposto pelo trabalho foi utilizado o modelo VAR para o período que se estende de junho de 1999 a outubro de 2005, utilizando-se dados mensais. O uso da metodologia VAR justifica-se por permitir a análise da interação dinâmica entre as variáveis sem assumir, a priori, endogeneidade de uma ou mais variáveis. Ademais, os instrumentos de análise subjacentes aos modelos VAR permitem descrever a participação de cada variável do modelo na variância dos resíduos das demais variáveis incluídas no VAR, além de fornecerem a resposta de uma determinada variável aos choques ocorridos sobre as outras variáveis, permitindo prever os possíveis impactos da taxa de juros sobre a taxa de inflação e sobre a inflação esperada.

Inicialmente, apresentam-se os resultados dos testes de raiz unitária para as variáveis incluídas no modelo.

4.3.1 Testes de Raiz Unitária

A análise de regressão envolvendo dados de séries temporais requer que as séries sejam estacionárias. Séries estacionárias são aquelas que apresentam suas médias e variâncias constantes ao

longo do tempo, e covariância entre dois períodos de tempo dependendo exclusivamente da distância ou defasagem entre os dois períodos, e não do período no tempo em que a covariância é calculada⁶.

Diante do exposto, o primeiro passo da análise de regressão envolvendo dados de séries temporais consiste em verificar a estacionariedade das séries. Detectada a presença de raiz unitária, deve-se trabalhar com as séries temporais diferenciadas e não em nível, removendo-se a tendência.

Neste trabalho foram realizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o teste de Phillips-Perron (PP) e o Teste de Dickey-Fuller-GLS.

O teste Dickey-Fuller Aumentado consiste em regredir a primeira diferença de uma série (Y_t) contra seus valores defasados em um período, testando-se, em seguida, a significância estatística do parâmetro associado a Y_{t-1} . Como na maioria das vezes os resíduos são autocorrelacionados, o teste ADF incorpora à equação especificada as primeiras diferenças defasadas de ΔY_t , de modo que os resíduos tornem-se ruído branco (MENDONÇA, 2005). Logo, o teste ADF assume a seguinte forma geral:

$$(1.7) \quad \Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

onde ε_t é o termo de erro ruído branco.

A aplicação satisfatória do teste ADF implica a necessidade de que a série testada não possua problema de autocorrelação serial, heterocedasticidade, mudança estrutural ou sazonalidade. Assim sendo, Phillips e Perron (1988) desenvolveram um teste de raiz unitária que permite dependência fraca e heterogeneidade nas perturbações, sendo representado pela seguinte equação:

$$(1.8) \quad \Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t$$

onde $\alpha = \rho - 1$ e ε_t é o termo de erro.

A hipótese nula do teste de Phillips-Perron (PP) é que $H_0 : \alpha = 0$. Testa-se a hipótese de que há uma raiz unitária no modelo, sendo que os valores críticos observados para o teste PP são os mesmos tabelados por Dickey e Fuller⁷.

Um terceiro teste realizado é o teste DF-GLS, proposto por Elliot, Rothenberg e Stock⁸. O teste DF-GLS é uma modificação do teste ADF, e apresenta maior robustez nos casos em que a média e a tendência não são conhecidas. Assume-se que o processo de geração do erro é um processo estacionário $I(0)$. A hipótese nula é que $\gamma = 1$ na equação (3.6).

$$(1.9) \quad \Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

onde $\alpha = \mu$ ou $\mu + \beta t$.

TABELA 2 - TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

VARIÁVEL	ORDEM DE INTEGRAÇÃO		
	ADF	PP	DF-GLS
LIPCA	I(0)	I(0)	I(1)
LEINFLACAO	I(0)	I(1)	I(0)
LHIATO	I(0)	I(0)	I(0)
LEHIATO	I(0)	I(0)	I(1)
LSELIC	I(0)	I(1)	I(0)

FONTE: Dados da pesquisa. Resultados do Eviews.

⁶ Esta definição diz respeito à estacionariedade fraca. O conceito de estacionariedade forte requer que a distribuição conjunta de todas as observações seja a mesma, independente da origem t na escala de tempo (GREENE, 2002). Neste trabalho, o conceito de estacionariedade fraca é suficiente.

⁷ DICKEY, D.A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators of autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, 1979, p. 427-431.

⁸ ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, 1996, p. 813-826.

Os resultados dos testes de raiz unitária para as variáveis LIPCA, LEINFLACAO, LHIATO, LEHIATO e LSELIC no nível estão sintetizados na Tabela (2). Pelo teste ADF, todas as variáveis foram consideradas estacionárias no nível. Já o teste Phillips-Perron indica que as variáveis LEINFLACAO e LSELIC são integradas de ordem I(1), ou seja, apresentam raiz unitária no nível. Por sua vez, o teste DF-GLS apontou as variáveis LIPCA e LEHIATO como sendo integradas de ordem I(1).

Pela combinação dos resultados dos testes, assume-se que todas as variáveis são estacionárias no nível, já que esse resultado foi validado por pelo menos dois dos três testes realizados.

4.3.2 Estimação do Modelo VAR

Inicialmente, foram realizados os testes do Critério de Seleção de Defasagem, e o Teste de Wald para Exclusão de Defasagens, a fim de subsidiar a escolha do número de defasagens a ser incluído na estimação do VAR. Os resultados de ambos os testes apontaram que o número ótimo de *lags* a ser utilizado no modelo é de quatro defasagens para cada variável (vide Tabelas A1 e A2 do apêndice).

Realizou-se ainda, o teste de Causalidade de Granger para testar a precedência temporal entre as variáveis. O objetivo é testar a direção de precedência entre a taxa de juros Selic, a taxa de inflação e as expectativas de inflação. Os resultados são mostrados na Tabela (3). Apresentam-se aqui os testes realizados com quatro defasagens, o mesmo número de defasagens do VAR.

TABELA 3 - TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER

HIPÓTESE NULA	PROBABILIDADE
LIPCA não causa LSELIC no sentido de Granger	0.00533
LSELIC não causa LIPCA no sentido de Granger	0.00266
LEINFLACAO não causa LSELIC no sentido de Granger	0.05337
LSELIC não causa LEINFLACAO no sentido de Granger	0.76291
LIPCA não causa LEINFLACAO no sentido de Granger	0.33327
LEINFLACAO não causa LIPCA no sentido de Granger	0.11804
LEHIATO não causa LSELIC no sentido de Granger	0.36654
LSELIC não causa LEHIATO no sentido de Granger	0.08192
LEINFLACAO não causa LEHIATO no sentido de Granger	0.80798
LEHIATO não causa LEINFLACAO no sentido de Granger	0.92247
LIPCA não causa LEHIATO no sentido de Granger	0.62135
LEHIAO não causa LIPCA no sentido de Granger	0.67932

FONTE: Dados da pesquisa. Resultados do Eviews.

A visualização da Tabela (3) indica que há uma relação bilateral de precedência entre a taxa de inflação e a taxa de juros. Por sua vez, a taxa de juros não causa as expectativas de inflação, mas é precedida por elas. Da mesma forma, a taxa de inflação não causa a inflação esperada, mas pode ser considerada Granger-causada pelas expectativas de inflação. Assim, as expectativas precedem à taxa de juros e à taxa de inflação. Quanto ao hiato esperado do produto, não há uma relação de precedência entre esta variável e a taxa de inflação. Além disso, o hiato esperado não causa a taxa de juros Selic no sentido de Granger. No entanto, observa-se uma relação de precedência da taxa de juros em direção ao hiato esperado. Em resumo, a taxa de juros causa a taxa de inflação e a expectativa do hiato do produto no sentido de Granger, mas é causada pela expectativa de inflação.

Com base nos testes iniciais, estimou-se o modelo VAR para a equação (1.6) do modelo. Uma observação a ser feita é que a variável LHIATO não foi significativa, optando-se pela retirada desta variável da estimação do VAR. Desse modo, foram estimados os parâmetros da equação (1.6), incluindo quatro defasagens, a *dummy* DELEICAO e uma constante.

Após o VAR, foram realizados os testes de normalidade dos resíduos, o teste LM de autocorrelação e o teste de estabilidade do VAR (Tabelas A3 e A4 do apêndice).

O teste de normalidade dos resíduos, efetuado através do teste qui-quadrado (χ^2) de Jarque-Bera, aceitou a hipótese de que os resíduos são normalmente distribuídos com 14,4% de probabilidade.

Da mesma forma, pelo teste LM, utilizado para verificar a existência de autocorrelação nos resíduos, pode-se aceitar a hipótese de que os resíduos não são autocorrelacionados utilizando quatro defasagens, com 59% de probabilidade.

Por sua vez, o teste de estabilidade do VAR indicou que o modelo satisfaz a condição de estabilidade. Ou seja, o modelo é estacionário, já que todas as raízes têm módulo menor que a unidade.

De acordo com Mendonça (2005), em razão da dificuldade de interpretar os coeficientes estimados para o modelo VAR é usual que os resultados sejam sumariados por meio da decomposição da variância e por intermédio da análise impulso-resposta parcial.

Como os dados utilizados possuem frequência mensal, considera-se um período de 12 meses para a análise da decomposição da variância depois da ocorrência de um choque.

A Tabela (4) apresenta a decomposição da variância dos erros de previsão para as variáveis incluídas no modelo. Na tabela aparecem as estimativas dos desvios-padrão desses erros, bem como a proporção da variância dos erros atribuída a cada variável do modelo considerado.

Na Tabela (4), destaca-se a decomposição da variância dos erros de previsão da expectativa de inflação, onde se nota que as variáveis significativas para explicar essa variância são a própria expectativa de inflação, com participação de aproximadamente 89%. Da mesma forma, a Tabela (4) demonstra que há uma persistência da taxa de juros sobre seu próprio comportamento. Cerca de 74% da variância do erro da taxa de juros é explicada pela própria taxa de juros. Em outras palavras, a variação da taxa de juros, deve-se principalmente à própria taxa de juros.

TABELA 4 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO ERRO DE PREVISÃO

Mês	LIPCA					LEINFLACAO				
	Desvio Padrão	LIPCA	LSELIC	LEHIATO	LEINFLACAO	Desvio padrão	LIPCA	LEHIATO	LEINFLACAO	LSELIC
1	0.047966	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.043465	9.667955	0.631807	89.70024	0.000000
2	0.084692	98.44542	0.192624	0.110973	1.250987	0.078225	9.523638	1.126034	88.96170	0.388625
3	0.101865	95.36516	0.133593	0.203361	4.297883	0.100029	6.223307	1.309678	91.80313	0.663888
4	0.107680	90.64034	2.119724	0.230123	7.009810	0.114865	4.753453	1.013153	93.36532	0.868078
5	0.113473	82.46849	8.724830	0.351043	8.455636	0.125699	4.202052	0.848849	93.79216	1.156938
6	0.122593	71.25612	18.70150	0.573134	9.469248	0.135037	3.922333	0.743073	93.37965	1.954941
7	0.133296	61.62282	26.15362	0.755228	11.46832	0.143150	3.565571	0.661317	92.68271	3.090403
8	0.144249	54.78361	30.30740	0.891308	14.01768	0.149796	3.257106	0.611521	91.96197	4.169406
9	0.153558	51.16042	31.73434	0.902058	16.20319	0.155151	3.105224	0.579552	91.21603	5.099194
10	0.160675	49.83566	31.78992	0.840159	17.53426	0.159546	3.101573	0.552861	90.41893	5.926636
11	0.165493	49.77283	31.36746	0.800906	18.05880	0.163174	3.191008	0.530005	89.59408	6.684902
12	0.168167	50.02736	31.12486	0.837916	18.00986	0.166149	3.314370	0.511571	88.78380	7.390258

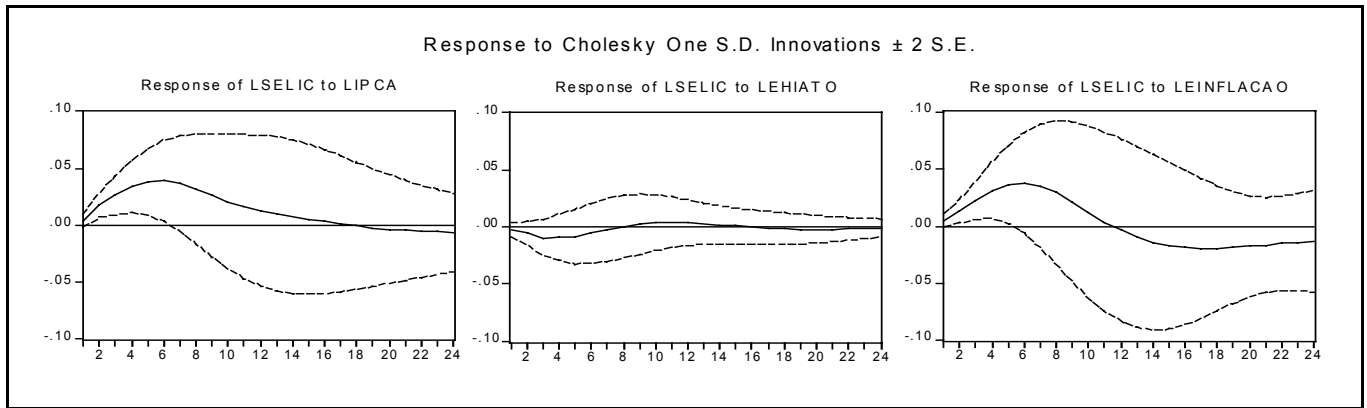
Mês	LSELIC					LEHIATO				
	Desvio Padrão	LIPCA	LSELIC	LEHIATO	LEINFLACAO	Desvio padrão	LIPCA	LEHIATO	LEINFLACAO	LSELIC
1	0.020376	0.199113	0.307309	2.693869	96.79971	0.005075	2.067021	97.9329	0.000000	0.000000
2	0.036104	5.456176	0.383507	3.479060	90.68126	0.005838	5.662835	93.9387	7.81E-05	0.39830
3	0.048757	8.810641	0.213412	3.400701	87.57525	0.006426	9.360288	84.2096	4.889211	1.54088
4	0.059733	13.19437	0.151434	3.273952	83.38025	0.006850	10.98552	75.6068	10.56571	2.84188
5	0.069323	17.78236	0.129215	3.231613	78.85681	0.007318	11.18085	66.3865	15.13314	7.29943
6	0.076604	21.43645	0.156428	3.002426	75.40470	0.007931	10.33850	56.6005	19.44183	13.6191
7	0.081743	23.47044	0.219417	2.759420	73.55072	0.008564	8.951807	48.6397	22.57314	19.8353
8	0.085149	24.02653	0.278902	2.594149	73.10042	0.009100	8.315201	43.2120	23.75210	24.7207
9	0.087299	23.73479	0.310347	2.505152	73.44971	0.009547	9.148514	39.4439	23.34420	28.0633
10	0.088605	23.21298	0.321216	2.474665	73.99114	0.009890	10.51156	36.9588	22.47374	30.0558
11	0.089342	22.83172	0.325817	2.487652	74.35481	0.010136	11.50720	35.3576	21.73499	31.4001
12	0.089709	22.72053	0.332711	2.523955	74.42280	0.010304	12.02683	34.3140	21.24107	32.4180

FONTE: Dados da pesquisa. Resultado do Eviews.

A seguir, analisa-se o comportamento das variáveis do VAR diante de choques exógenos. Como o objetivo é testar a capacidade da taxa de juros em influenciar as expectativas de inflação e a taxa de inflação, apresenta-se apenas a resposta da taxa de juros às variáveis do modelo, assim como a resposta das outras variáveis a choques na taxa de juros.

A Figura (3) apresenta a resposta da taxa de juros a um choque de Cholesky nas expectativas de inflação, na taxa de inflação e no hiato esperado. O choque de Cholesky usa a inversa do fator Cholesky da matriz de covariância residual. Esta opção impõe uma ordem das variáveis no VAR e atribui o total do efeito de um componente à variável que vem primeiro no sistema VAR. As respostas podem ser alteradas se a ordem das variáveis for modificada.

FIGURA 3 – RESPOSTA DA TAXA DE JUROS A IMPULSO NAS DEMAIS VARIÁVEIS



FONTE: Dados da pesquisa. Resultado do Eviews.

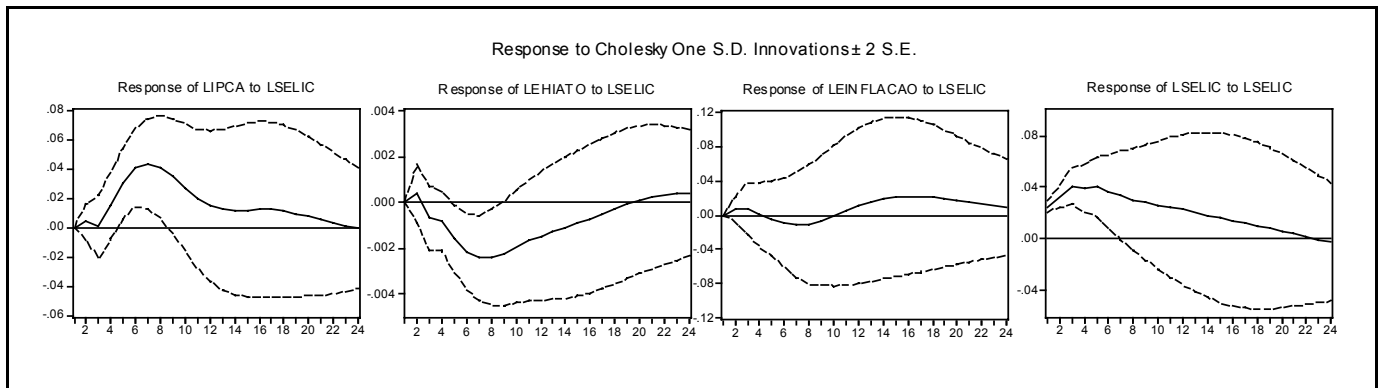
Os gráficos da Figura (3) apresentam o comportamento da taxa de juros diante de impulsos nas demais variáveis, entre 1 e 24 meses. A escolha desse período levou em conta o tempo necessário para que os choques pudessem ser totalmente dissipados. Nota-se que um choque na taxa de inflação tem o efeito de elevar imediatamente a taxa de juros, mantendo-a crescente até o sexto mês. Após o segundo semestre, a taxa de juros começa a se reduzir, até que o choque seja dissipado a partir do décimo oitavo mês.

Da mesma forma, um choque nas expectativas de inflação também eleva a taxa de juros até o sexto mês, decrescendo em seguida. A partir do décimo segundo mês, a taxa de juros atinge um nível inferior ao seu nível inicial. O choque começa a se dissipar por volta do segundo ano.

Um choque no hiato esperado, ao contrário, reduz levemente a taxa de juros. Ou seja, quando a distância entre o produto efetivo e o produto potencial aumenta, a taxa de juros é reduzida e se mantém abaixo do seu nível inicial por cerca de oito meses.

Em seguida, apresentam-se os efeitos de um choque na taxa de juros sobre as demais variáveis do modelo.

FIGURA 4 – RESPOSTA DAS DEMAIS VARIÁVEIS A IMPULSO NA TAXA DE JUROS



FONTE: Dados da pesquisa. Resultado do Eviews.

A Figura (4) mostra que um choque inesperado na taxa de juros, mantém a taxa de inflação acima do seu nível inicial por cerca de dois anos. Esperava-se que um aumento na taxa de juros tivesse o efeito de reduzir a taxa de inflação, já que no novo consenso, a taxa de juros é o único instrumento disponível à autoridade monetária para controle da taxa de inflação. Uma possível explicação para que isso não tenha ocorrido pode decorrer da possibilidade de risco de *default*⁹.

Segundo Blanchard (2004), o aumento da taxa de juros reais no ambiente de incerteza em que esteve a economia brasileira entre os anos de 2002 e 2003, poderia ter ocasionado efeitos inversos aos esperados, levando ao aumento do risco de *default*, seguido de maior depreciação cambial e aumento da

⁹ Risco de *default* pode ser entendido como a probabilidade de que o governo não honre suas dívidas.

taxa de inflação. Em uma situação como essa, o instrumento correto para conter as expectativas inflacionárias deveria ser a política fiscal e não a taxa de juros. A redução do grau de endividamento da economia conduziria à redução do risco de *default*, abrindo espaço para a atuação da política monetária.

Quanto ao impacto sobre o hiato esperado de um choque não antecipado na taxa de juros, observa-se que a elevação da taxa de juros mantém o hiato esperado do produto abaixo do seu nível inicial até o vigésimo mês, quando o choque é dissipado. Ou seja, a elevação dos juros reduz o nível efetivo de atividade da economia, reduzindo o hiato do produto.

Deve-se chamar a atenção para os efeitos de choques na taxa de juros sobre sua própria trajetória. Como observado na Figura (4), um choque na taxa de juros eleva imediatamente essa taxa até o quarto mês, iniciando um processo gradual de redução. A taxa de juros permanece acima do seu nível inicial por quase 2 anos, quando o choque é dissipado. Ou seja, a elevação dos juros, por si só, mantém os juros elevados por cerca de 24 meses, indicando uma persistência e uma auto-alimentação dessa variável.

Por fim, resta analisar os efeitos de um choque na taxa de juros Selic sobre as expectativas de inflação. Nota-se pela Figura (4) que a taxa de juros não tem sido capaz de influenciar as expectativas na direção desejada. Um aumento na taxa de juros, apenas reduz levemente a inflação esperada entre o quarto e o décimo mês. A partir disso, a expectativa de inflação se eleva, mantendo-se acima do seu nível inicial.

Em seguida, realizou-se o teste de Causalidade de Granger para as variáveis em bloco com intuito de verificar se alguma das variáveis incluídas no modelo VAR como endógenas poderiam ser consideradas exógenas. Os resultados obtidos encontram-se resumidos na Tabela A5 do apêndice.

O Teste de Causalidade em Bloco permite verificar que, para a equação do VAR que tem a taxa de inflação (LIPCA) como variável dependente, as variáveis LEHIATO e LEINFLACAO podem ser consideradas exógenas. No entanto, quando consideradas em conjunto, as variáveis que compõem a equação são endógenas, pois a probabilidade de serem exógenas é inferior a 1%.

Na equação que trata o hiato esperado do produto como variável dependente, nenhuma variável pode ser considerada exógena à equação. Este resultado pode ser reflexo da baixa significância encontrada para a variável LEHIATO na estimação do modelo VAR.

Na equação das expectativas de inflação, todas as variáveis incluídas no modelo são consideradas exógenas, com probabilidade de 67%. Isso quer dizer que as variáveis taxa de inflação, hiato esperado e taxa de juros precedem às expectativas de inflação no sentido de Granger.

Finalizando, os resultados da equação na qual a taxa de juros é variável dependente apontam que as variáveis em conjunto são endógenas para o VAR. Individualmente, porém, as variáveis hiato esperado e inflação esperada podem ser consideradas exógenas.

Nota-se que para este modelo, a taxa de juros e a taxa de inflação não apresentam relação de precedência uma em relação à outra. Por sua vez, a taxa de juros precede e é precedida pela inflação esperada. Em outras palavras, a taxa de juros é afetada pelas expectativas de inflação ao mesmo tempo em que as afeta. Os resultados diferem dos resultados obtidos com o teste de Causalidade de Granger simples apresentado anteriormente. Para constatar a exogeneidade da taxa de juros em relação às expectativas de inflação, será realizado o teste de exogeneidade proposto por Engle, Hendry e Richard (1983).

3.3.3 Análise de Exogeneidade

Engle, Hendry e Richard (1983) apresentam três níveis diferentes de exogeneidade: exogeneidade fraca, exogeneidade forte e super-exogeneidade. Cada um desses conceitos leva em consideração o interesse específico da análise empírica. Para os propósitos do presente trabalho, será suficiente apenas o conceito de exogeneidade fraca das variáveis.

Para tanto, suponha a seguinte equação condicional para Y:

$$(1.10) \quad Y_t = \delta_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_q X_{t-q} + u_t$$

Suponha ainda a seguinte equação marginal para X:

$$(1.11) \quad X_t = \gamma_0 + \theta_1 X_{t-1} + \dots + \theta_r X_{t-r} + v_t$$

Para que X possa ser considerada fracamente exógena em relação a Y, os erros das equações (1.10) e (1.11) devem ser independentes. Ou seja, a equação marginal para X não pode acrescentar informações que afetem o erro da equação condicional para Y. Dessa forma, se os erros da equação marginal não forem correlacionados com os erros da equação condicional, aceita-se a hipótese de que X é fracamente exógena com relação a Y.

Para testar a exogeneidade da taxa de juros em relação à expectativa de inflação, parte-se da equação condicional da variável LEINFLACAO (equação 1.12) e da especificação da equação marginal da variável LSELIC (equação 1.13).

$$(1.12) \quad LEINFLACAO_t = c_1 + \sum_{j=1}^4 \beta_j LIPCA_{t-j} + \sum_{j=1}^4 \beta_j LEHIATO_{t-j} + \sum_{j=1}^4 \beta_j LEINFLACAO_{t-j} + \sum_{j=1}^4 \beta_j LSELIC_{t-j} + u_{LEINFLACAO_t}$$

Equação marginal para LSELIC

$$(1.13) \quad LSELIC_t = c_1 + \sum_{j=1}^4 \varphi_j LSELIC_{t-j} + \varepsilon_{LSELIC}$$

O passo seguinte consiste em verificar se os erros da equação condicional da variável LEINFLACAO e o erro da equação marginal são independentes. O teste utiliza a seguinte equação:

$$(1.14) \quad u_t = \delta + \delta_1 \varepsilon_{LSELIC} + erro$$

Para que LSELIC seja considerada fracamente exógena com relação à expectativa de inflação, a hipótese nula de que $\delta_1 = 0$ não deve ser rejeitada. Os resultados encontrados na estimação da equação (1.14) indicam que a variável LSELIC é fracamente exógena em relação a LEINFLACAO.

$$(1.14.1) \quad u_{LEINFLACAO} = \begin{array}{ll} 6.37E-16 + & 0.016388 \varepsilon_{LSELIC} \\ (1.09E-13) & (0.709260) \\ (1.0000) & (0.4805) \end{array}$$

De acordo com Bierens (2004), o teste de Causalidade de Granger simples, realizado anteriormente, é uma forma de exogeneidade fraca. Em conjunto com o teste de exogeneidade proposto por Engle, Hendry e Richards (1983), obtém-se uma forma de exogeneidade forte. Resumidamente, para que X seja fortemente exógeno, Y não pode Granger-causar X, e os vetores de erros da equação condicional de Y e da equação marginal de X devem ser independentes. O atendimento de apenas uma dessas condições sugere exogeneidade fraca e não forte.

Neste caso, para que LSELIC possa ser considerada fortemente exógena em relação às expectativas, LEINFLACAO não pode causar LSELIC no sentido de Granger e os erros da equação LEINFLACAO devem ser independentes dos erros da equação marginal LSELIC.

Os resultados indicam que a taxa de juros mantém uma relação de exogeneidade fraca em relação à inflação esperada. O teste de causalidade de Granger simples diz que a taxa de juros é Granger-causada pelas expectativas de inflação. O mesmo resultado foi encontrado no teste de causalidade em bloco apresentada na Tabela A5 do Apêndice. Logo, por estes testes, a taxa de juros não é determinada exogenamente pelo Banco Central, ao contrário, as expectativas do mercado influenciam as decisões da autoridade monetária. Entretanto, o teste de Engle, Hendry e Richards (1983) diz que a taxa de juros é exógena em relação à expectativa de inflação, ou seja, a taxa de juros precede à inflação esperada.

Diante desses resultados, pode-se concluir que a taxa de juros é fracamente exógena em relação às expectativas de inflação. Em outras palavras, o instrumento de política monetária é afetado pelas expectativas mas também consegue afetá-las.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Com base no argumento de que a atuação do Banco Central do Brasil está fundamentada nos preceitos do novo consenso, pretendia-se verificar se a taxa de juros estava sendo capaz de afetar as expectativas de inflação, ou se o Banco Central estava simplesmente conduzindo a política monetária na direção desejada pelo mercado.

Os resultados encontrados a partir da análise econométrica indicam que o instrumento de política monetária no Brasil é afetado tanto pela taxa de inflação quanto pelas expectativas de inflação. O Banco Central reage ao aumento na taxa de inflação e na inflação esperada elevando a taxa de juros de curto prazo. No entanto, as funções impulso-resposta indicaram que a taxa de juros não está sendo capaz de influenciar as expectativas de inflação e a taxa de inflação na direção desejada.

O teste de Causalidade de Granger demonstrou que a taxa de inflação é precedida pela expectativa de inflação, mas que a taxa de juros definida pelo Banco Central não antecede às expectativas do mercado. O teste de exogeneidade, por sua vez, indicou que a taxa de juros é fracamente exógena em relação à inflação esperada. Ou seja, há algum grau de exogeneidade da taxa de juros em relação às expectativas. De acordo com esse resultado, pode-se concluir que, embora seja influenciada pelas expectativas, a taxa de juros também está sendo capaz de afetá-las.

Portanto, os resultados estão indicando que o mercado tem tido papel significativo na conduta do Banco Central, podendo estar direcionando a política monetária. Ao invés de uma política monetária exógena, observa-se uma política endógena, que segue a situação macroeconômica vigente e as expectativas do mercado financeiro.

Este resultado, de certa forma, está de acordo com o novo consenso. Ou seja, prega-se que o Banco Central deve trabalhar com o mercado, e não contra ele, evitando surpresas com ações inesperadas e a criação de um ambiente de instabilidade. Mas, para evitar que a atuação da Autoridade Monetária se restrinja à validação das expectativas do mercado, o Banco Central deve utilizar sua própria previsão de inflação e não as previsões do mercado.

Outro resultado encontrado pelo teste de Causalidade de Granger é que a taxa de juros precede ao hiato esperado do produto. Soma-se a esse resultado o resultado apresentado pelas funções impulso-resposta e conclui-se que, no curto prazo, a política monetária está afetando negativamente o nível de atividade econômica.

Em síntese, a política monetária seguida pelo Banco Central do Brasil está coerente com o objetivo de garantir a estabilidade de preços, de acordo com os princípios do novo consenso macroecômico. No entanto, mais do que influenciar as expectativas do mercado, a atuação do BACEN está sendo altamente influenciada por essas expectativas, indicando uma política monetária, que reflete, em grande parte, as intenções e necessidades do mercado.

REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, C. H. V.; AREOSA, M. B. M.; GUILLÉN, O. T. de C. **Estimating potential output and the output gap for Brazil**. Brasília: Banco Central do Brasil, jul. 2004.
- ARESTIS, P.; SAWYER, M. The nature and role of monetary policy when money is endogenous. **Working Paper Series**, Annandale-on-Hudson, Nova York: The Levy Economics Institute, n. 374, mar. 2003a.
- ARESTIS, P.; SAWYER, M. Inflation Targeting: a critical appraisal. **Working Paper Series**, Annandale-on-Hudson, Nova York: The Levy Economics Institute, n. 388, set. 2003b.
- BIERENS, H. J. **Var models with exogenous variable**. Fevereiro 2004. Disponível em: <http://econ.la.psu.edu/~hbierens/EasyRegTours/VAR_Tourfiles/VARX.PDF> Acesso em 05.02.2006.
- BLANCHARD, O. Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 10389, março 2004.

- BLINDER, A. S. Is there a core of practical macroeconomics that we should all believe? **The American Economic Review**, v. 87, n. 2, p. 240-243, maio 1997.
- BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. R. C. Implementing inflation targeting in Brazil. **Working Papers Series**, Brasília: Banco Central do Brasil, n. 01, jul. 2000.
- CARNEIRO, D. D. Inflation targeting in Brazil: what difference does a year make? **Texto para Discussão**. Rio de Janeiro: PUC-Rio, Departamento de Economia, n. 429, ago. 2000.
- CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. The Science of Monetary Policy: a new keynesian perspective. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 7147, maio 1999.
- ENGLE, R. F.; HENDRY, D. F.; RICHARD, J. F. Exogeneity. **Econometrica**, v. 51, p. 277-304, 1983.
- GOODFRIEND, M. Monetary Policy in the New Neoclassical Synthesis: a Primer. **Economic Quarterly**, Federal Reserve Bank of Richmond, v. 90/3, summer 2004.
- GOODFRIEND, M. The Monetary Policy Debate Since October 1979: Lessons for Theory and Practice. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, mar./abril, parte 2, p. 243-262, 2005.
- GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 5. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2002.
- KERR, W.; KING, R. G. Limits on Interest Rate Rules in the IS model. **Economy Quarterly**, Federal Reserve Bank of Richmond, v. 82/2, spring 1996.
- LE HERON, E. A New Consensus on Monetary Policy? **Brazilian Journal of Political Economy**, Rio de Janeiro, v. 23. n. 4 (92), out./dez. 2003.
- MANKIWI, N. G. A quick refresher course in macroeconomics. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 3256, fev. 1990.
- McCALLUM, B. T. Recent developments in monetary policy analysis: the roles of theory and evidence. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 7088, abril 1999.
- McCALLUM, B. T. Monetary Policy Analysis in Models Without Money. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 8174, março 2001.
- MENDONÇA, H. F. Metas para Inflação e Variáveis Macroeconômicas: uma avaliação empírica. **ANPEC**, XXXIII Encontro Nacional de Economia, 2005.
- MEYER, L. H. Does money matter? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, p. 01-15, set./out. 2001.
- RIGOLON, F.; GIAMBIAGI, F. A atuação do banco central em uma economia estabilizada: é desejável adotar metas inflacionárias no Brasil? **Ensaio BNDES**, Rio de Janeiro, n. 7, abril 1998.
- ROMER, D. Keynesian Macroeconomics Without the LM Curve. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 7461, jan. 2000.
- ROTEMBERG, J. J.; WOODFORD, M. An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy: Expanded Version. **NBER Technical Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 233, maio 1998.
- TAYLOR, J. B. A core of practical macroeconomics. **The American Economic Review**, v. 87, n. 2, p. 233-235, maio 1997.
- TAYLOR, J. B. Five Things We Know for Sure. **Hoover Digest**, n. 3, 1998.
- TAYLOR, J. B. Teaching modern macroeconomics at the principles level. **American Economic Review**, v. 90, n. 2, maio 2000.
- THIESSEN, G. **Can a bank change?** The evolution of monetary policy at the Bank of Canada 1935-2000. Lecture by Gordon Thiessen, Governor of the Bank of Canada to the Faculty of Social Science University of Western Ontario, Outubro, 2000.

APÊNDICE

TABELA A1 - TESTE DO CRITÉRIO DE SELEÇÃO DE DEFASAGENS

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	382.9136	NA	3.04e-10	-10.56095	-10.30600	-10.45956
1	605.1337	406.8819	9.15e-13	-16.36996	-15.60511	-16.06581
2	670.8568	112.9325	2.27e-13	-17.77061	-16.49586*	-17.26369*
3	688.3202	28.03984	2.21e-13	-17.81184	-16.02719	-17.10214
4	709.6393	31.82863*	1.95e-13*	-17.96167*	-15.66712	-17.04920
5	723.5844	19.24807	2.14e-13	-17.90378	-15.09934	-16.78854
6	735.0203	14.49630	2.58e-13	-17.77522	-14.46087	-16.45721

FONTE: Dados da pesquisa. Resultados do Eviews.

NOTA: * Indica o número de defasagem selecionado por cada critério.

TABELA A2 - TESTE DE WALD PARA EXCLUSÃO DE DEFASAGENS

	LIPCA	LEHIATO	LEINFLACAO	LSELIC	CONJUNTO
Defasagem 1	152.0262 [0.000000]	21.48155 [0.000254]	181.6965 [0.000000]	126.3693 [0.000000]	471.4185 [0.000000]
Defasagem 2	22.17452 [0.000185]	3.292143 [0.510178]	31.43516 [2.50e-06]	8.735619 [0.068058]	56.13519 [2.31e-06]
Defasagem 3	10.54504 [0.032182]	2.046167 [0.727268]	15.40552 [0.003930]	11.12230 [0.025223]	38.60675 [0.001239]
Defasagem 4	8.021219 [0.090804]	2.868190 [0.580120]	13.85779 [0.007763]	3.280115 [0.512089]	27.10639 [0.040316]
Graus de liberdade	4	4	4	4	16

FONTE: Dados da pesquisa. Resultado do Eviews.

TABELA A3 - TESTE χ^2 (2) DE JARQUE-BERA

Componente	Jarque-Bera	Probabilidade
1	8.610175	0.0135
2	0.953048	0.6209
3	0.845358	0.6553
4	1.750620	0.4167
Conjunto	12.15920	0.1442

FONTE: Dados da pesquisa. Resultado do Eviews.

TABELA A4 - TESTE LM DE AUTOCORRELAÇÃO

Defasagens	LM-estatística	Probabilidade
1	14.79713	0.5395
2	30.51629	0.0155
3	17.71768	0.3407
4	14.01591	0.5975

FONTE: Dados da pesquisa.

NOTAS: * H0: não há autocorrelação serial na ordem da defasagem.

** Probabilidade do qui-quadrado com 16 graus de liberdade.

TABELA A5 - TESTE DE EXOGENEIDADE EM BLOCO - GRANGER

Variável dependente: LIPCA				Variável dependente: LEHIATO			
Excluída	Qui-quadrado	Graus de liberdade	Probabilidade	Excluída	Qui-quadrado	Graus de liberdade	Probabilidade
LEHIATO	0.901171	4	0.9244	LIPCA	9.941010	4	0.0414
LEINFLACAO	3.266557	4	0.5142	LEINFLACAO	19.47986	4	0.0006
LSELIC	21.88069	4	0.0002	LSELIC	13.07312	4	0.0109
Total	26.54694	12	0.0090	Total	32.30479	12	0.0012
Variável dependente: LEINFLACAO				Variável dependente: LSELIC			
Excluída	Qui-quadrado	Graus de liberdade	Probabilidade	Excluída	Qui-quadrado	Graus de liberdade	Probabilidade
LIPCA	5.962666	4	0.2020	LIPCA	15.02551	4	0.0046
LEHIATO	2.067546	4	0.7233	LEHIATO	1.593048	4	0.8100
LSELIC	3.524355	4	0.4742	LEINFLACAO	5.630714	4	0.2285
Total	9.377943	12	0.6704	Total	29.25727	12	0.0036

FONTE: Dados da pesquisa. Resultado do Eviews.