

MOACIR OSEAS GUITTI NETO

OPERACIONALIZAÇÃO DE UM MODELO RECURSIVO DE PREVISÃO DA SELIC

Monografia apresentada para a obtenção de  
título de bacharel no Curso de Ciências  
Econômicas, Setor de Ciências Sociais  
Aplicadas, Universidade Federal do Paraná.

Orientador: Prof. João Basílio Pereima Neto.

CURITIBA

2009

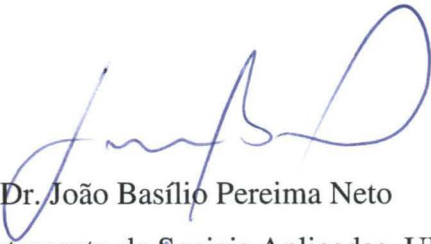
TERMO DE APROVAÇÃO

MOACIR OSEAS GUITTI NETO

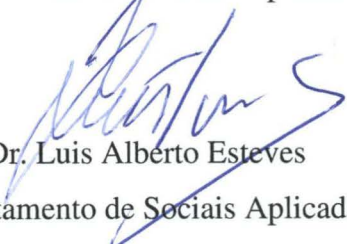
OPERACIONALIZAÇÃO DE UM MODELO RECURSIVO DE PREVISÃO DA SELIC

Monografia apresentada como requisito parcial para a obtenção de título de bacharel no Curso de Ciências Econômicas, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, pela seguinte banca examinadora:

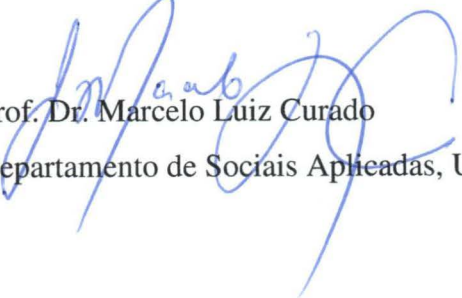
Orientador:



Prof. Dr. João Basílio Pereima Neto  
Departamento de Sociais Aplicadas, UFPR



Prof. Dr. Luis Alberto Esteves  
Departamento de Sociais Aplicadas, UFPR



Prof. Dr. Marcelo Luiz Curado  
Departamento de Sociais Aplicadas, UFPR

Curitiba, 11 de dezembro de 2009

*A meus Pais Marcos Valério e Celina Rebelle  
e em especial à Maria das Graças e Maria  
Inês pelo carinho e apoio incondicional.  
A Mariana Mariussi pela cumplicidade,  
carinho e apoio.*

## RESUMO

O desenvolvimento de um modelo econométrico recursivo baseado em vetores autorregressivos para a previsão da taxa Selic é o objetivo principal da presente monografia. Tomando por base os modelos explicativos usados pelo Banco Central do Brasil, se desenvolve um simples modelo de relações entre variáveis que tem a capacidade de explicar as variações da taxa básica de juros. Mas ao contrário da abordagem tradicional, a curva de previsão da Selic é criada estimando cada um dos pontos dessa curva com equações diferentes, que façam uso de períodos distintos de tempos pré-definidos, no intuito de apresentar uma modelagem que permita oferecer regressões com pequenos erros de estimação mesmo em períodos onde são observados choques exógenos ou quebras estruturais. Os resultados demonstram que a metodologia adotada realmente retorna uma variância menor do erro que a abordagem clássica. Porém ainda é observado erros em média maiores que no modelo não recursivo.

Palavras-chave: Selic, VAR, modelo recursivo, metas de inflação.

## LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA .....	36
TABELA 2 - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA - CAMBIO EM VARIAÇÃO.....	37
TABELA 3 - ESCOLHA DA DEFASAGEM .....	42
TABELA 4 - COMPARAÇÃO: MODELO RECURSIVO E ABORDAGEM LINEAR .....	48
TABELA 5 - EVOLUÇÃO DO DESVIO PADRÃO .....	49
TABELA 6 - VARIÂNCIA DOS ERROS.....	50
TABELA 7 - VALIDADE DO MODELO - TESTE F DE CADA SÉRIE DE VARIÁVEIS	51
TABELA 9 – VARIÁVEIS UTILIZADAS .....	56

## LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 – EVOLUÇÃO DA SELIC.....	33
GRÁFICO 2 - EVOLUÇÃO DO CAMBIO. ....	34
GRÁFICO 3 - EVOLUÇÃO DO IPCA. ....	34
GRÁFICO 4 - EVOLUÇÃO DAS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO.....	34
GRÁFICO 5 – EVOLUÇÃO DO NÍVEL DE UTILIZAÇÃO DA CAPACIDADE INSTALADA.....	35
GRÁFICO 6 - SELIC OBSERVADA E SELIC PREVISTA - 60 OBSERVAÇÕES COM 2 DEFASAGENS.....	43
GRÁFICO 7 - SELIC OBSERVADA E SELIC PREVISTA - 48 OBSERVAÇÕES COM 2 DEFASAGENS.....	43
GRÁFICO 8 - SELIC OBSERVADA E SELIC PREVISTA - 36 OBSERVAÇÕES COM 2 DEFASAGENS.....	44
GRÁFICO 9 - VARIAÇÃO DO ERRO DE ESTIMAÇÃO, MODELO COM 60 OBSERVAÇÕES E 2, 4 E 6 PERÍODOS DE DEFASAGENS.....	45
GRÁFICO 10 - VARIAÇÃO DO ERRO DE ESTIMAÇÃO, MODELO COM 48 OBSERVAÇÕES E 2, 4 E 6 PERÍODOS DE DEFASAGENS.....	45
GRÁFICO 11 - VARIAÇÃO DO ERRO DE ESTIMAÇÃO, MODELO COM 36 OBSERVAÇÕES E 2, 4 E 5 PERÍODOS DE DEFASAGENS.....	46
GRÁFICO 12 – PREVISÃO DA SELIC POR MEIO DE MODELAGEM VAR “TRADICIONAL”.....	47

GRÁFICO 13 – VARIAÇÃO DO ERRO DA MODELAGEM VAR “TRADICIONAL”.....48

## SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO .....</b>	<b>10</b>
<b>2. FUNDAMENTOS DO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO.....</b>	<b>12</b>
2.1 O MODELO NOVO-CLÁSSICO .....	13
2.2 FUNDAMENTAÇÃO DO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO .....	18
<b>3. METAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL .....</b>	<b>25</b>
<b>4. MODELO RECURSIVO DE PREVISÃO DA TAXA SELIC.....</b>	<b>29</b>
4.1 MODELO ECONOMETRICO .....	29
4.2 OPERACIONALIZAÇÃO DE UM MODELO RECUSIVO .....	38
4.3 CAPACIDADE DE PREVISÃO DO MODELO.....	41
<b>5. CONCLUSÕES.....</b>	<b>52</b>
<b>BIBLIOGRAFIA .....</b>	<b>54</b>
<b>ANEXO I.....</b>	<b>56</b>
<b>ANEXO II.....</b>	<b>59</b>
<b>ANEXO III.....</b>	<b>61</b>
<b>ANEXO IV .....</b>	<b>63</b>
<b>ANEXO V.....</b>	<b>65</b>
<b>ANEXO VI .....</b>	<b>67</b>

## 1. INTRODUÇÃO

O regime de metas de inflação foi adotado formalmente no Brasil em 1º de julho de 1999 por força do decreto nº 3.088 de 21 de julho de 1999, após menos de seis meses da economia nacional experimentar o sistema de câmbio flutuante<sup>1</sup>. A mudança na forma de condução da política monetária fazia parte do processo de estabilização econômica do Plano Real, iniciada no ano de 1994, bem sucedido em seu objetivo de reduzir a inflação em apenas um dígito. Essa nova condução da política monetária consistia no anúncio de uma meta de inflação a ser seguida em detrimento a qualquer outro interesse de política monetária. A ferramenta de condução desta política passava a ser a definição da taxa de juros básica da economia, Selic.

A objetivo central desta monografia é criar um modelo de previsão da taxa Selic por meio de variáveis macroeconômicas utilizadas nos modelos de previsão do Banco Central do Brasil. O modelo econométrico utilizado são os vetores auto-regressivos (VAR). Propõe-se uma abordagem diferenciada na previsão Selic, utilizando períodos distintos sucessivos para o cálculo de cada um dos “n” pontos da curva Selic estimada, de modo que este modelo apresente o caráter de ser recursivo. Espera-se com essa nova metodologia obter previsões com menores erros mesmo em períodos onde se observem choques exógenos.

Para tanto, antes é realizada uma revisão nos modelos teóricos que dão suporte ao regime de metas de inflação. A análise se concentra inicialmente nos pressupostos do modelo novo-clássico, A teoria das expectativas da inflação e os pressupostos que regem a demanda agregada. Logo após, se observam os avanços teóricos que suportam as metas de inflação, a se saber, a ineficácia da política monetária, o problema da inconsistência temporal e o viés inflacionário e a tese da independência do banco central.

Em seguida é apresentado o panorama econômico anterior à implementação do regime de metas de inflação, assim como as particularidades do regime adotado e as dificuldades encontradas anterior a sua implementação. Uma breve exposição da estrutura das equações utilizadas pelo Banco Central do Brasil está presente para justificar o modelo utilizado. No capítulo posterior segue a análise econométrica utilizada, bem como de todos os tratamentos necessários à execução desse modelo. Finalizando a presente monografia uma

---

<sup>1</sup> Bogdanski *et al.* (2000, p.11).

breve exposição dos resultados obtidos bem como de sugestões para o aperfeiçoamento da metodologia.

## 2. FUNDAMENTOS DO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO

O regime monetário de metas de inflação é um instrumento de regulamentação econômica de responsabilidade do Banco Central que faz uso de uma âncora nominal<sup>2</sup> para atingir seu objetivo de controle dos índices de preços. Pode ser definido, conforme Modenesi (2005, p.189), como um conjunto de regras de condução de política monetária envolvendo: (i) anúncio de uma meta de inflação a ser respeitada no longo-prazo; (ii) do compromisso institucional no cumprimento dessa meta em detrimento a outros objetivos secundários da instituição, bem como da justificativa pública das devidas medidas paliativas a serem adotadas no caso do não cumprimento da meta; (iii) maior transparência das ações tomadas pela instituição responsável pela política monetária, bem como do aprimoramento dos canais de informação desta com a sociedade e o mercado e (iv) independência da autoridade em formular os meios de atingir a meta proposta de política monetária.

O regime se caracteriza por perseguir o objetivo central e exclusivo de estabilização de preços. Nesse sentido, pode ser entendido pelo do conceito da “independência do Banco Central”. Tal tese se apóia no princípio que, apesar da condução da política monetária estar estritamente vinculada à condução do governo, deve haver independência da instituição responsável pela política monetária para perseguir o objetivo da estabilização dos preços em detrimento a qualquer outra política de regulação econômica que seja de maior interesse político em momento distintos. Em tese, essa forma de condução de política monetária não permite o surgimento do problema das inconsistências temporais, discutido mais adiante.

A operacionalização do modelo se dá através da adoção de uma âncora nominal, neste caso, o anúncio das metas de inflação. A simples divulgação da meta não constitui a ferramenta de transmissão de política monetária, apesar de ser a questão teórica central. Ela apenas tem a função de determinar a conduta que a autoridade monetária se compromete a adotar nos períodos futuros e, portanto constitui o fator de maior importância na determinação das expectativas dos agentes econômicos. A ferramenta utilizada pela autoridade monetária para interferir no processo de inflação e perseguir a meta estipulada é a taxa básica de juros da

---

<sup>2</sup> Variável objeto da política monetária.

economia, a qual são indexados os títulos do serviço da dívida pública e que tem o poder de interferir<sup>3</sup> na magnitude de todas as outras taxas de juros praticados no mercado interno.

A escolha da inflação como meta única perseguida segue determinados fundamentos defendidos pela escola novo-clássica. Além do custo social decorrente da inflação, um suposto consenso novo-clássico vigente contrário à adoção de políticas monetária discricionárias seria a argumentação que justifica a adoção da inflação como sendo a única variável passiva de regulamentação. Tal consenso é apoiado por dois desenvolvimentos teóricos: (i) A negação da Curva de Phillips no longo prazo; (ii) A presença de defasagens na condução da política monetária.

A seguir se desenvolve toda a fundamentação teórica do regime de metas de inflação. Inicialmente são apresentadas as características da escola novo-clássica que sustenta os postulados do modelo de metas de inflação. Inicialmente são apresentadas as duas teorias que conferem a essa escola suas particularidades: (i) a teoria das expectativas da inflação e (ii) os pressupostos que regem a demanda agregada. Em seguida são apresentadas as evoluções teóricas de escola novo-clássica que sustentam o argumento de eficácia do regime de metas de inflação, a saber: (i) a ineficácia da política monetária, o problema da (ii) inconsistência temporal e o viés inflacionário e (iii) a tese da independência do banco central.

## 2.1 O MODELO NOVO-CLÁSSICO

O Regime de metas de inflação constitui uma ferramenta de política monetária com bases teóricas suportadas nos pressupostos da escola econômica novo-clássica. Consoante com Modenesi (2005, p.139) tal escola pode ser entendida como uma extensão à escola monetarista de Friedman acrescida de dois avanços teóricos: (i) A hipótese de existência de uma taxa natural de desemprego e (ii) a concepção que a inflação é um evento meramente monetário. Estes dois acréscimos aos pressupostos da teoria monetarista implicam em duas características importantes aos modelos novo-clássicos: A observação de equilíbrios constantes na economia e uma exacerbação da neutralidade da moeda.

---

<sup>3</sup> Uma vez que o investimento privado varia inversamente à taxa de juros, um aumento (diminuição) nesta tem o poder de reprimir (estimular) a demanda por moeda, reduzindo (aumentando) a pressão inflacionária através da diminuição (aumento) do consumo.

Portanto para a escola novo-clássica a economia se encontra plenamente em equilíbrio e não é possível a existência de flutuações que permitam a eficácia da política monetária mesmo no curto prazo. Qualquer flutuação que leve a economia ao desequilíbrio é compensada imediatamente pela redistribuição dos fatores nessa economia. Já o argumento de Phillips da existência de um *trade-off* entre a inflação e o desemprego, que permitiu em tese a eficácia da política monetária no curto prazo no modelo de Friedman, é contornado com a teoria da taxa natural de desemprego. Neste ponto, com uma justificativa simplista porém sólida para a existência do desemprego, a inflação passa a ser um evento meramente monetário e sem qualquer capacidade de influência real sobre economia, senão da variação proporcional dos preços.

As teorias que sustentam as características do modelo novo-clássico são: (i) a teoria das expectativas racionais dos agentes e conseqüentemente as mudanças que esse novo modo de formação de expectativas implica na (ii) teoria da oferta agregada.

Modenesi (2005, p.140) argumenta que a principal diferença entre o modelo novo-clássico e o monetarismo está na forma como as decisões pertinentes à economia são formuladas. No modelo monetarista as expectativas são adaptativas, baseadas em informações passadas e se comportam como modelos matemáticos estocásticos. A implicação prática de modelos de formulação de decisões baseados em informações passadas é a observação da existência de um viés no valor presente influenciado pelo valor passado, mas nunca pelo possível valor futuro. Apesar da imprecisão em demonstrar o real mecanismo de formulação de expectativas da teoria das expectativas adaptativas e da simplicidade de seus pressupostos teórico, sua utilização foi muito difundida graças a sua vasta aplicação teórica e seu modelo matemático conciso.

A teoria relativa às expectativas racionais foi formulada por Jonh Muth no ano de 1959 e formalizadas em 1981 no artigo "*Rational Expectations on the theory of price levels*". Nas palavras de Muth (1981, pág.3):

*"In order to explain these phenomena, I should like to suggest that expectations, since they are informed predictions of future events, are essentially the same as the predictions of the relevant economic theory. At the risk of confusing this purely descriptive hypothesis with a pronouncement as to what firms ought to do, we call such expectations "rational." It is sometimes argued that the assumption of rationality in economics leads to theories inconsistent with or inadequate to explain, observed phenomena, especially changes over time. Our hypothesis is based on exactly the opposite point of view: those dynamic economic models do not assume enough rationality".*

Portanto, partindo do princípio de que os agentes em uma economia são racionais, sua forma de incluir os eventos relacionados à economia em suas decisões deixa de ser uma função apenas dos eventos passados da economia e passam a integrar suas expectativas quanto os eventos futuros. Muth (1981, pág.2) descreve as seguintes características para seu modelo: “(i) *The random disturbances are normally distributed*; (ii) *Certainty equivalents exist for the variables to be predicted* and (iii) *The equations of the system, including the expectations formulas, are linear.*” Formalmente se observa, como destaca Modenesi (2005, pág.141), que “a expectativa de inflação no período  $t$  ( $P^e_t$ ) é igual à esperança matemática da inflação em  $t$ , condicionada ao conjunto de informações disponíveis no período  $t$  ( $I_t$ )”. Matematicamente este modelo passa a se comportar como uma equação econométrica onde as expectativas são definidas por um valor de expectativa média pré-definida no passado acrescida de um termo de erro  $\varepsilon$ . O termo de erro apresenta segundo o autor as características de ser:

“[...] variáveis aleatórias independentemente e identicamente distribuídas que: (i) possuem média zero; e (ii) variância ( $\sigma^2_t$ ) mínima. É importante notar que a interdependência implica que os erros não sejam serialmente correlacionados:  $cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1})=0$ . Isso significa que eles não exibem um padrão de comportamento específico ao longo do tempo.” (MODENESI, 2005, p.142).

Logo o comportamento matemático entre as expectativas racionais e expectativas adaptativas é o diferente. As expectativas adaptativas que se comportam matematicamente como modelos estocásticos e, portanto correlacionados com valores passados, fato não observável no comportamento das expectativas racionais. A inclusão de um termo de erro na equação que representa o comportamento matemático da formulação de expectativas racionais, implica em admitir que o modelo apresente pequenas flutuações, mas que na média essas flutuações variam sobre o valor médio da expectativa. Implica também que o modelo é não passível de viés. Intuitivamente, uma vez que as variáveis do modelo são independentes, a realização de qualquer delas em qualquer tempo não informa nada sobre as outras variáveis. Conseqüentemente se trata de uma informação inútil no tocante a previsão do comportamento dessas variáveis no futuro. É justamente neste argumento que reside uma das conclusões mais contundentes contra a eficácia da política monetária: dada as características deste erro e assumindo a não participação do erro passado na expectativa atual, não existe margem para a frustração cíclica dos agentes na economia, portanto não há meios para que a política

econômica seja eficiente mesmo no curto prazo<sup>4</sup>. É como se qualquer erro de previsão no período  $t-1$  passe a ser endógeno ao sistema no período  $t_0$ .

Portanto, como destaca Modenesi, no processo de formulação das expectativas os agentes cometem erros, mas não de forma sistemática, fazendo com que suas formulações constituam a maneira mais precisa e eficaz de utilização das informações disponíveis no sistema econômico em determinado período, no intuito da maximização das funções utilidade individuais.

Para entender o modelo novo-clássico, assumindo as mudanças nos pressupostos anteriores quanto à formulação de expectativas dos agentes na economia, é necessário rever as regras que regem o comportamento da oferta agregada. Nas palavras de Modenesi (2005, p. 145) “os autores novo-clássico supõem que:

“(i) os agentes econômicos [...] tomam decisões com base em um comportamento racional-maximizador; e (ii) as decisões de oferta [...] dependem de preços relativos, e uma elevação no preço de um bem induz seu produtor a aumentar a quantidade ofertada”.

A discussão central segundo os pressupostos anteriores é que dado a percepção que os trabalhadores têm sobre as flutuações no valor do salário real<sup>5</sup> ofertado no mercado de trabalho, serão tomadas decisões relativas a quanto tempo será despendido em trabalho atual na intuito de gozar de lazer no futuro; ou quanto tempo será alocado em forma de lazer à espera de um nível de salário real que maximize função utilidade de cada trabalhador nesse mercado no futuro. Esse movimento se chama substituição intertemporal de trabalho por lazer. Portanto a oferta de trabalho varia positivamente em relação a percepção que os trabalhadores tem em relação ao valor do salário real ofertado.

A teoria foi formalizada por Lucas e Rapping no artigo “*Real wages, employment and inflation*” datado de 1973. Segundo o modelo apresentado pelos autores, em uma simplificação da realidade composta por dois mercados livres de arbitragem, as oscilações no número de consumidores em cada um dos mercados são acompanhadas de um aumento proporcional de demanda, que influencia o nível de preços e por consequência a pressiona positivamente a oferta de bens e serviços em todo o sistema econômico. O aumento da demanda pressupõe aumento de preços, que por sua vez induz um aumento de demanda por

---

<sup>4</sup> A teoria da “ineficácia da política monetária” será discutida detalhadamente no próximo tópico.

<sup>5</sup> “Salário nominal subtraído das variações nos preços da economia.” (BLANCHARD, 2004, p.122)

mão-de-obra que se manifesta através de aumento no valor de salários reais observados. Lucas e Rapping argumentam no sentido de classificar esse tipo de mudança como distúrbios econômicos reais, ou seja, distúrbios que tem o poder de impactar sobre o nível ótimo de produção. De outro lado, assumindo que o nível geral de preços oscile positivamente em relação ao estoque monetário e que um aumento deste estoque provoque um aumento de preços proporcionais nos dois mercados relacionados, esse tipo de mudança é classificada como um distúrbio monetário, e como tal não tem poder de impactar sobre o nível ótimo de produção.

Os produtores observam a oscilação de preços porem não tem a capacidade de distinguir sua causa: se essa oscilação é de natureza geral ou apenas restrita a determinados produtos. Portanto sofre do que Modenesi (2005, p. 147) classifica como problema da “extração de sinal”. Diante da elevação do preço de seu produto, o produtor tem duas possibilidades de decisões para tomar: (i) assumir que se trata de uma elevação no preço de seu produto, apontado um aumento na demanda de seu produto ou (ii) assumir que se trata de uma elevação geral nos preços, mantendo a demanda por seu produto inalterada. No primeiro caso a resposta da firma será o aumento da produção, no segundo será a permanência no mesmo patamar de produção.

Logo, assumindo a existência de informações imperfeitas no curto prazo, as firmas podem optar por produzir mais quando na verdade não há qualquer aumento na demanda por seus produtos de modo a fazer com que a renda se encontra acima de seu nível natural ( $Y_t > Y_n$ ) e o desemprego abaixo ( $U_t < U_n$ ) de seu nível natural. Porém, uma vez que as expectativas racionais agem de forma a internalizar os erros passados no momento  $t_{+1}$  os níveis de renda e desemprego voltam ao seu patamar natural. Esse é o mecanismo que faz com que o modelo esteja sempre em equilíbrio pleno. Tomando as hipóteses acima Lucas *apud* Modenesi (2005, p.149) desenvolve a curva de oferta:

$$Y_t = Y_N + \alpha(P_t - P_t^e) \rightarrow \alpha > 0 \quad (1)$$

A conclusão que se pode tirar da curva de oferta de Lucas é que sendo o erro expectacional  $\alpha$  um valor o mais perto possível de zero, a inflação corrente ( $P_t$ ) tende a igualar com a inflação passada ( $P_t^e$ ) e portanto o nível de renda atual ( $Y_t$ ) tende à renda de pleno emprego ( $Y_N$ ). Logo é fácil concluir que flutuações no nível de renda ótima e no nível

de desempregos de equilíbrio estão relacionadas unicamente aos erros de expectativas. No entanto, uma vez que a soma dos erros das expectativas tem média zero, no longo prazo após erros sucessivas formulações de expectativas o valor de  $\alpha$  tenderá a zero e, portanto não existe meios de influência eficaz do plano monetário sobre a atividade econômica real. Logo, a economia tenderá sempre ao equilíbrio.

## 2.2 FUNDAMENTAÇÃO DO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO

Conhecendo os pressupostos de escola econômica novo-clássica, é exposto a seguir as teorias que sustentam a eficácia do modelo de metas de inflação, na visão da escola novo-clássica. Para tanto, em uma ordem lógica, segue as três formulações necessárias à compreensão do mecanismo de ação do regime de metas de inflação. São elas: (i) a proposição da “ineficácia da política monetária”; (ii) a “inconsistência temporal da política monetária” e a (iii) “tese de independência do banco central”.

O artigo “*Unpleasant monetarist arithmetic*” publicado em 1981 por Wallace e Sargent constitui, segundo Modenesi (2005, p.158) “um dos resultados mais fortes [...] não apenas do modelo novo-clássico, como também de toda teoria econômica”. Postula, através de uma formulação matemática complexa, sobre a ineficácia da política monetária em afetar as variáveis reais em determinada economia. É importante destacar que o objetivo central do artigo em questão é demonstrar como se dá a interação da política fiscal e política monetária, dado o postulado da expectativa racional. Todo desenvolvimento teórico do artigo se baseia em uma política monetária de ampliação constante da oferta monetária. Esta política, chamada de senhoriagem, é uma formulação teórica derivada da teoria monetarista, vigente na década de 1970 após a derrocada da teoria Keynesiana quando do surgimento evento econômico de “estaginflação”<sup>6</sup>. O uso de senhoriagem pressupunha a administração do aumento constante da renda nacional através da ampliação constante de emissão monetária. O mecanismo com qual a renda, em teoria, aumentaria com o aumento dos saldos monetários seria a frustração cíclica das expectativas adaptativas dos agentes na economia, partindo do princípio da neutralidade da moeda de Friedman. Porém, para fins didáticos, nada impede a mudança na ancora nominal, como sugere os autores Wallace e Sargent (1983, p. 1):

---

<sup>6</sup> “Combinação de estagnação com inflação.” (BLANCHARD, 2004, p.606).

"...imagine that the monetary policy dominates fiscal policy. Under this coordination scheme, the monetary authority independently sets monetary policy by, for example<sup>7</sup>, announcing growth rates for base money for the current period and the all futures."

A idéia central do artigo se concentra na contribuição teórica de Lucas (1973) *apud* Modenesi (2005, p. 158)

"Todas as formulações da teoria da taxa natural postulam a existência de agentes racionais, cujas decisões dependem apenas de preços relativos, em um contexto no qual eles não conseguem distinguir variações no nível geral de preços de variações nos preços relativos."

Neil Wallace e Thomas Sargent (1981, pág. 1) iniciam o artigo questionando justamente a neutralidade da moeda proposta por Friedman:

"[...] Friedman argued that monetary policy could not permanently influence the levels of real output, unemployment, or real rates of return on securities. However, Friedman did assert that a monetary authority could exert substantial control over inflation rate, especially in the long run. The propose this paper ('Some unpleasant monetarist arithmetic') is to argue that, even in an economy that satisfies monetarist assumptions, then Friedman's list of things that monetary policy cannot permanently control way have to be explained to include inflation."

No modelo novo-clássico as premissas de Friedman são derrubadas ao adotar a super neutralidade da moeda. Segundo Modenesi (2005, p. 186) a racionalidade dos agentes somada a expectativas de mercado, a taxa natural de desemprego, o equilíbrio contínuo de mercado e o comportamento da oferta agregada, fazem com que qualquer mudança nas formulações políticas sejam automaticamente adicionada às expectativas dos agentes, tornando a política monetária inócua no curto e longo prazo. Tal argumento implica na negação da existência de um *trade-off* entre a inflação e o desemprego. Sobre a forma de atuação das expectativas escreveram autores Wallace e Sargent (1983, p. 6):

"[...] If the demand for money depends on the expected rate of inflation, then it turns out [...] that the current price level depends on the current level and all anticipated future levels of money supply. This set up a force whereby high rates of money creations anticipated in the future tend to rise the current rate of inflation. As we shall, this force can limit the power of tighter monetary policy to deliver even a temporarily lower inflation rate."

---

<sup>7</sup> Grifo do autor.

Fazendo uso da curva de Phillips expectacional citada por Modenesi (2005, p.159), que descreve o comportamento da inflação, é possível entender a validade da idéia proposta por Wallace e Sargent:

$$U_t = U_N - 1/\alpha(P_t - P_t^e) + S_t \rightarrow \alpha > 0 \quad (2)$$

Neste caso em particular a equação é acrescida de um termo de choque nas expectativas  $S_t$ . Assumindo a proposição de que as variações nos saldos monetários influenciem sistematicamente os preços na economia, é necessário explicar os movimentos de preços através de uma formulação matemática:

$$P_t = M_t + d_t \rightarrow d_t \sim iid(0, \sigma_d^2) \quad (3)$$

Portanto, os preços ( $P_t$ ) variam proporcionalmente em relação aos saldos monetários ( $M_t$ ) acrescido de um termo de erro ( $d_t$ ), que apresenta as características de ser uma variável aleatória independentemente<sup>8</sup> e identicamente distribuída com o passar do tempo, que possui média zero e variância mínima. Para fins de formalização do modelo, a inflação e a variação dos estoques monetários são iguais às suas respectivas esperanças matemáticas, porem como os choques não apresentam um padrão de comportamento no tempo, sua variação não trás qualquer informação útil à formulação de expectativas a seu respeito e, portanto sua esperança matemática é zero.

Supondo que a autoridade monetária persiga objetivos econômicos reais, alterando os estoques monetários em resposta as variações na taxa de emprego, ou seja, de acordo com uma regra concreta de atuação, a conclusão tirada é que a parte sistemática da equação responsável pela inflação ( $M_t$ ) corresponde à condução da política e a variável aleatória ( $d_t$ ) à qualquer modificação na política monetária que não esteja incluída no escopo das regras que determina a variação do termo sistemático. Modenesi (2005, p.163) conclui a discussão teórica sobre a ineficácia de política monetária, como se segue:

“Sargente e Wallace propuseram que apenas desvios inesperados de uma regra sistemática adotada pela autoridade monetária exercem impactos reais (no curto prazo). Na medida em que os agentes racionais incorporam qualquer regra

---

<sup>8</sup> Implica em dizer que os erros não são serialmente correlacionados:  $cov(d_t \text{ e } d_{t-1})=0$

monetária [...] em suas expectativas de inflação, a autoridade monetária não tem a capacidade de afetar os níveis de produto e de emprego, mesmo no curto prazo. Em poucas palavras, somente a moeda surpresa (elemento não-sistemático da política monetária) não é neutra. [...] Realiza-se, assim, uma drástica redução das possibilidades de a política monetária afetar as variáveis reais: sua eficácia fica condicionada à criação de surpresas inflacionárias”.

Nesse ponto é necessário compreender a segunda fundamentação teórica que sustenta o regime de metas de inflação: a argumentação da ineficácia da política monetária. Desenvolvida por Kydland e Prescott a teoria abre a discussão a respeito da forma de atuação da autoridade monetária dada suas limitações impostas pela concepção novo-clássica. As primeiras contribuições ao tema surgiram de forma natural como uma continuidade do desenvolvimento teórico proposto pelos dois autores em questão. Mas a teoria ganha corpo posteriormente no artigo “*Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy*” dos autores Barro e Gordon, datado do ano de 1983. Barro e Gordon (1983, p.03) iniciam o artigo descrevendo da seguinte forma o problema da inconsistência temporal:

*“In a discretionary regime the monetary authority can print more money and create more inflation than people expect. But, although these inflation surprises can have some benefits, they cannot arise systematically in equilibrium when people understand the policymaker’s incentives and form their expectations accordingly. Because the policymaker has the power to create inflation shocks ex post, the equilibrium growth rates of money and prices turn out to be higher than otherwise. Therefore, enforced commitments (rules) for monetary behavior can improve matters. Given the repeated interaction between the policymaker and the private agents, it is possible that reputational forces can substitute for formal rules.”*

Em seguida, os autores argumentam sobre a constante pressão que os *policy-makers* enfrentam após determinar uma regra de condução da política monetária maximizadora da função de inflação atual e esperada<sup>9</sup> no período posterior ao inicial. Essa pressão advém da possibilidade de mudar no instante  $t+1$  a política passada pré-definida para realizar o benefício do choque de expectativas no período atual. Ou seja, seria a mudança repentina de uma política monetária minimizadora dos custos da inflação de longo prazo por uma política de não minimização dos custos da inflação de longo prazo que em troca concede benefício a particulares. Um exemplo de pressão para realização de ajustes nas políticas monetárias seria a oscilação negativa causada no desemprego no curto prazo em benefício de um governo populista em eleições. Já foi evidenciado que as alterações nas variáveis reais têm caráter

---

<sup>9</sup> Barro e Gordon (1983, p. 2) “...we express this objective as a function of actual and expected rates of inflation”.

provisório e só acontecem em função dos choques induzidos na economia pelo termo de erro ( $d_t$ ) incluído na definição dos preços ( $P_t$ ). Porém, mesmo sobre caráter provisório e de curto prazo qualquer alterações nos preços que induzam uma queda no desemprego seria extremamente eficiente do ponto de vista do interesse particular daqueles envolvidos com a política econômica, como por exemplo, um governo que passa por um período eleitoral. Neste ponto se concentra o cerne do problema conhecido como “inconsistência temporal da política monetária”. Uma vez que exista uma pressão para mudança *ex post* da política monetária, visando a maximização de benefícios privados em detrimento de benefícios públicos, é correto afirmar que autoridades monetárias relacionadas a entidades não comprometidas com o bem estar social tendem a efetuar essas mudanças de política monetária. Como tais mudanças, como já demonstrado anteriormente, afetam primeiramente os preços gerais da economia, o problema da inconsistência temporal se manifesta como um viés inflacionário positivo. Portanto a escolha por uma política discricionária ao contrário de regras claras de condução de política monetária se manifesta como a possibilidade de um nível de inflação maior.

O argumento utilizado para garantir que a condução da política monetária estipulada inicialmente não seria alterada é a perda de reputação da autoridade monetária. Uma vez que a expectativas dos agentes na economia tenham sido frustradas, em um segundo instante a possibilidade de reajustes das políticas monetárias *ex post* seriam incluídas nas expectativas dos agentes racionais. Portanto, além de impossível algum benefício econômico real relacionado à possibilidade de frustração continua das expectativas dos agentes, o simples fato de efetuar essa quebra de credibilidade é o suficiente para inclusão de um viés inflacionário às expectativas racionais.

Modenesi (2005, p.175) finaliza a discussão sobre a inconsistência temporal:

“[...] o problema da inconsistência temporal e o conseqüente viés inflacionário da política monetária consiste, portanto, em argumentos a favor da adoção de regras na condução da política monetária: para evitar a inconsistência temporal, é necessária a adoção de uma tecnologia de comprometimento que elimine o poder discricionário do gestor da política monetária ou a criação de mecanismos de incentivo que impeçam que o viés seja acionado.”

O problema da inconsistência temporal deixa claro que a reputação da autoridade formuladora de política monetária é o fator determinante da não manifestação do viés inflacionário na economia. Esta conclusão inicia a discussão da terceira formulação teórica da

escola novo-clássica relevante ao entendimento do sistema de metas de inflação: a tese da independência do Banco Central.

A tese de independência do Banco Central consiste na delegação da condução da política monetária à um agente independente, sem relação com interesse políticos e com objetivo de controlar apenas uma variável econômica conhecida da sociedade. Segundo essa teoria, maior será a credibilidade da instituição e menor será a possibilidade da ocorrência do problema da inconsistência temporal quanto maior for a independência concedida a autoridade monetária. Conforme Modenesi (2005, p.178) a tese de independência do Banco Central é sustentada por dois pilares: (i) a aceitação da existência do viés inflacionário relacionado à má condução da política monetária e (ii) a evidência empírica que aponta uma correlação negativa entre a independência do Banco Central e a inflação observada em países industrializados<sup>10</sup>. Um fato importante é que a tese da independência do Banco Central vai de encontro com a proposta de Kydland e Prescott da criação de uma tecnologia de comprometimento da instituição monetária limitando seu poder discricionário. Sobre esse assunto escreve Cukierman:

“O viés inflacionário pode ser eliminado pelo pré-comprometimento a se adotar uma política monetária que vise a alcançar a estabilidade de preços ou uma reduzida inflação. Uma maneira de implementar esse comprometimento na prática é de dar suficiente independência ao Banco Central e obrigá-lo, por lei ou outros meios, a buscar a estabilidade de preços, mesmo que isso implique colocar em segundo plano objetivos [da política monetária].”(Cukierman 1994 *apud* Modenesi 2005, p.179)

Outra forma de caracterizar independência ao Banco Central seria, conforme Rogoff (1985) *apud* Modenesi (2005, p.179) de entregar a instituição a um presidente conservador ou que tenha uma maior aversão a inflação que a sociedade. De acordo com o autor esse presidente seria uma pessoa que atribua uma importância maior a estabilização dos preços ao desemprego, em sua política de condução da instituição de política monetária.

Portanto a independência do Banco Central consiste na delegação da condução da política monetária a um agente independente, sem relação com interesse políticos e com objetivo de controlar apenas uma variável conhecida da sociedade, mantendo dessa forma a

---

<sup>10</sup> De fato, a evidência empírica demonstra que a inflação se mantém constante independente da autonomia do banco central em países desenvolvidos, e demonstra uma relação negativa de inflação e independência em países em desenvolvimento. Já a inflação tende a aumentar nos países desenvolvidos quanto maior for a rotatividade dos diretores dessas instituições enquanto que esse fator parece não afetar a inflação em países em desenvolvimento.

credibilidade da política monetária e afastando a possibilidade do surgimento do viés inflacionário, contornando o problema da inconsistência temporal da política monetária.

### 3. METAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL

O regime de metas de inflação foi adotado formalmente no Brasil em 1º de julho de 1999 por força do decreto nº 3.088 de 21 de julho de 1999, após menos de seis meses de passar para o sistema de câmbio flutuante<sup>11</sup>. O processo de estabilização econômica iniciada no ano de 1994 foi bem sucedido em seu objetivo de reduzir a inflação em apenas um dígito. Esse sucesso foi consequência da eliminação da inércia inflacionária<sup>12</sup> que se manifestava através do fator de indexação automática dos preços, salários e outros contratos. A política que garantiu a redução substancial do evento de inércia inflacionária foi a diminuição do estado brasileiro através das privatizações de empresas estatais que operavam em setores como telecomunicações, bancos, telecomunicações e mineração. Bogdanski *et al.* (2000, p.11) descreve da seguinte forma os eventos que precederam a adoção do regime de metas de inflação:

“Contudo, a despeito de seu relativo sucesso, o processo de estabilização envolveu um enfoque gradualista de diversos problemas econômicos estruturais ainda não resolvidos. O tão necessário ajuste fiscal definitivo foi continuamente postergado, em parte porque a base de apoio do governo não estava convencida da sua urgência. Desta forma, o Brasil permaneceu vulnerável a uma crise de confiança, que se tornou realidade quando a turbulência financeira internacional culminou com a moratória russa, em agosto de 1998. A crise de confiança causou uma grande fuga de capitais de mercados emergentes. O Brasil elevou suas taxas de juros de curto prazo e anunciou um forte aperto fiscal. [...] O governo, inicialmente, implantou com sucesso as medidas fiscais, mas com confiança dos mercados a desintegrar-se até janeiro de 1999, como reflexo das dívidas quanto ao compromisso dos governos recém-eleitos com a promoção de ajustes nas finanças de seus estados. Depois de experimentar fortes pressões sobre as reservas em moeda estrangeira, o Banco Central foi forçado a abandonar o regime de bandas cambiais deslizantes. Após breve tentativa de proceder uma desvalorização controlada, o real foi forçado a flutuar em 15 de janeiro.[...] Na ausência de diretrizes definidas para a política monetária, a taxa de câmbio médio passou de R\$1,52 por dólar em janeiro de 1999 para R\$1,91 em fevereiro, lembrando que esta estava em R\$1,21 imediatamente antes da mudança do regime cambial. A inflação subiu abruptamente: o índice de preços por atacado aumentou 7,0% em fevereiro e o índice de preços ao consumidor cresceu 1,4%.”

Como forma de contornar a situação de crescente desvalorização cambial, aumento de inflação e provável crise de especulação, conforme Bogdanski *et al.* (2000, p.13), a diretoria do Banco Central foi substituída quase que na totalidade, assumindo uma diretoria subsequente no mês de maio de 1999. Esse novo corpo institucional atuou em duas frentes

---

<sup>11</sup> Valor da moeda interna expressa em moeda estrangeira cujo valor é definido no livre mercado.

<sup>12</sup> Quando a economia apresenta algum problema em sua estrutura que induza o aumento de preços.

para contornar a instabilidade que havia se instalado na economia: (i) a primeira atuou no sentido de reportar a comunidade imediatamente após as reuniões do COPOM<sup>13</sup> a respeito das atas abordadas e deu poderes ao presidente do Banco Central de redefinir de forma arbitrária a taxa de juros Selic independente da ocorrência de reuniões ordinárias<sup>14</sup>. Essa frente tinha como objetivo atenuar as expectativas do mercado com relação ao rumo da política monetária nacional, imprimindo mais credibilidade. (ii) A segunda frente se preocupou da estabilização no longo prazo da economia, e a principal questão abordada foi a sugestão da adoção do regime de metas para inflação. O grande desafio enfrentado foi o fato de que a instituição não contava com inteligência necessária à operacionalização do regime e para a definição precisa dos modelos adequados para previsão da inflação e tão pouco contava com um centro de pesquisa unificado e voltado para esses tipos de questões futuras. Uma vez resolvido os problemas institucionais, conforme Bogdanski *et al.* (2000, p.14), fica claro que:

“[...] o regime de metas de inflação constituía a estrutura mais apropriada para alcançar a estabilidade econômica no regime de câmbio flutuante, com as metas fazendo elas mesmas o papel de âncora nominal.”

Ao final de março do ano de 1999 foi criado o Departamento de Estudo e Pesquisa, responsável pelas áreas de pesquisa de “metas para inflação”, “risco de mercado financeira” e “microeconomia bancária”. Em seguida, o Departamento de Assuntos Monetários e Cambiais do FMI<sup>15</sup>, receptivo à nova estrutura proposta para a política monetária brasileira, organiza o “Seminário sobre Metas de Inflação” enriquecido com experiência de vários bancos centrais e especialistas acadêmicos. Segundo Bogdanski *et al.* (2000, p.14), “com argumentos sólidos, não foi difícil convencer o Presidente da República, os Ministros da Fazenda e seus principais conselheiros econômicos de que o regime de metas poderia funcionar bem no Brasil”. Após muito planejamento, beneficiado pela experiência adquirida no seminário, o grupo de metas de inflação modela dos mecanismos de transição de política monetária e a composição do corpo institucional responsável. É chegado no seguinte consenso, retirado de “*Brazil – selected issues and statistical appendix* – Fundo Monetário Internacional, 16 de julho de 1999”, presente em Bogdanski *et al.* (2000, p.14):

---

<sup>13</sup> Comitê de política monetária.

<sup>14</sup> E de fato, como aponta Bogdanski *et al.* (2000, p.13), esse poder foi exercido por duas vezes para baixar o valor da taxa de juros após elevações bruscas.

<sup>15</sup> Fundo monetário internacional.

“Inflação baixa e estável foi apontada como o objetivo primário de longo prazo da política monetária, e o regime de metas para inflação foi considerado uma estrutura eficaz para orientar a política monetária. Em particular, o regime de metas para inflação foi entendido como capaz de; fornecer uma âncora nominal tanto para a política monetária quanto para as expectativas da inflação, tornando essa âncora idêntica ao objetivo de longo prazo da política monetária; proporcionar maior transparência e responsabilidade ao planejamento e à execução da política monetária; facilitar a comunicação, compreensão e avaliação; prover uma diretriz efetiva de política, concentrando a atenção dos tomadores de decisão nas consequências de longo prazo das ações de política de curto prazo.”

Após toda essa sucessão de eventos fica instaurado o regime de metas de inflação. O teor do decreto nº3.088, de 21 de junho de 1999, citado anteriormente, tem como principais pontos: (i) As metas pretendidas para inflação são representadas pela variação anual de índice de preços de ampla divulgação; (ii) O índice, propriamente dito, será escolhido pelo Comitê de Política Monetária Nacional, mediante proposta do Ministro de Estado e Fazenda; (iii) Considera-se que a meta foi devidamente cumprida quando a inflação acumulada, medida entre janeiro e dezembro do ano analisado, se situar dentro da faixa percentual de tolerância pré-estipulada; (iv) Caso a meta não seja cumprida, o Presidente do Banco Central se obriga a reportar em carta aberta ao Ministro do Estado e da Fazenda das causas do descumprimento, bem como das providências a ser tomadas para assegurar o retorno da inflação ao patamar aceitável; e (v) o Banco Central do Brasil se obriga a divulgar até o último dia do semestre civil um relatório de inflação e abordando o desempenho do regime de metas, resultados das decisões passadas bem como de uma avaliação prospectiva da inflação.

Algumas considerações a respeito das características do modelo determinado pelo decreto acima devem ser elucidadas: (i) A escolha de um índice de preços cheio advém do fato de que no passado a sociedade brasileira testemunhou vários episódios de manipulação de índices de preços; e (ii) não é admitido nenhuma cláusula de exceção ao não cumprimento da meta. Essas duas características têm o objetivo de imprimir mais credibilidade ao regime. Segundo Bogdanski *et al.* (2000, p.16), “as decisões de política monetária devem ser tomadas com base no conjunto de informações mais abrangentes que estiver disponível”. Tomando por base a possível falta de credibilidade resultante de muitas políticas passadas de regulação econômica mal sucedidas, os formuladores do regime de metas optaram por enrijecer o modelo aderindo à um índice de inflação cheio e a inexistência de cláusulas de exceções ao não cumprimento da meta mas dando alguma margem para manobras adotando uma banda de variação de dois pontos percentuais positivos e negativos, maior do que as bandas de variações adotadas por outros bancos centrais.

A formalização dos modelos de previsão da inflação, utilizados como norte para determinação da taxa de juros da Selic é de grande complexidade e, portanto não será incluído no presente capítulo. Para todos os efeitos, o conhecimento de seu mecanismo e das variáveis envolvidas, necessário para o desenvolvimento metodológico presente no capítulo seguinte, é possível com a demonstração do cerne do modelo. O detalhamento dos mecanismos de transmissão da política monetária, juntamente com a estruturação do modelo teórico, apontado por Bogdanski *et al.* (2000, p.18), revela as seguintes equações básicas: (i) “Uma curva IS, que descreve o hiato do produto em função de suas próprias defasagens, da taxa real de juros e da taxa real de câmbio” determinada pelo logaritmo da taxa real de juros e um termo de choque de demanda; (ii) “Uma curva de Phillips, exprimindo a taxa corrente de inflação em função de suas próprias defasagens e das expectativas de inflação, do hiato do produto, e da taxa nominal de câmbio” determinada pelo logaritmo da taxa de inflação, logaritmo do produto, logaritmo do índice de preços externos, logaritmo da taxa de câmbio, um operador de expectativas, condicional à informação disponível em  $t$  e um termo de choque de oferta; (iii) “Uma condição de equilíbrio no mercado de câmbio – a paridade descoberta da taxa de juros – relacionando o diferencial entre as taxas de juros domésticas e externas com a taxa esperada de desvalorização cambial e o prêmio de risco”; determinada pela pelo logaritmo da taxa de juros interna, logaritmo da taxa de juros externa e logaritmo do prêmio de risco e (iv) “Uma regra de taxa de juros, que pode ser uma trajetória futura exógena de taxas de juros nominais ou reais, ou uma regra de reação do tipo Taylor” determinada pelo logaritmo da inflação, logaritmo do hiato do produto e o logaritmo das metas de inflação.

## 4. MODELO RECURSIVO DE PREVISÃO DA TAXA SELIC

No presente capítulo é apresentada a análise econométrica baseada no modelo de metas de inflação com o objetivo de criar um modelo de previsão recursivo da taxa referencial de juros Selic. A qualidade do modelo é obtida comparando a da taxa Selic do modelo realizado com a Selic praticada pelo BACEN. Em seguida, após comprovado se os erros de previsão são baixos, é realizada a comparação entre os desvios padrões do erro do modelo recursivo com os erros padrões do modelo tradicional abrangendo toda a série de dados. Finalizando a análise qualitativa é realizada uma observação da distribuição do erro ao longo do período nos dois modelos. Para tanto, antes são necessárias algumas considerações, sendo as mais importantes escolher as variáveis que explicam o modelo de metas de inflação e o modelo econométrico apropriado.

Nas palavras de Bogdanski *et al.* (2000, p.11) “modelos simples podem auxiliar a tornar mais claros os problemas econômicos, concentrando-se em um pequeno número de fatores tidos como essenciais para seu entendimento”. Nesse sentido, será usada uma hipótese que representa uma simplificação da realidade: para poder avaliar o modelo de metas de inflação, fica determinado que a variável objeto da análise é a taxa de juros referencial da economia Selic. As variáveis que influenciam diretamente esta taxa de juros serão determinadas em seguida, através de informações disponibilizadas pelo COPOM.

O item a seguir trata da apresentação das variáveis, da formalização do modelo econométrico e dos tratamentos que se fizerem necessários. Em seguida, é abordado a operacionalização e a avaliação deste modelo.

### 4.1 MODELO ECONOMÉTRICO

Em Economia a razão de causalidade de uma variável explicada “Y” em relação a uma variável, ou mais comumente um grupo de variáveis, “X” raramente acontece de forma instantânea. Normalmente a variável explicada é influenciada por valores defasados das variáveis explicativas. Esse evento é observável em especial em modelos de determinação de valores de variáveis futuras, como no sistema de metas de inflação, onde um grupo de variáveis passadas organizada em uma série de equações econométricas ajudam na previsão da inflação futura e conseqüentemente na definição da taxa de juros da Selic para os períodos

seguintes. Segundo Bogdanski *et al.* (2000, p.17), “[...] dada as características macroeconômicas da economia brasileira [...] as taxas de juros afetam o consumo de bens duráveis e os investimentos com defasagens de 3 a 6 meses” e conclui “[...] a transmissão da política monetária através do canal da demanda agregada tarda 6 a 9 meses para completar-se.” Portanto, para a formalização do modelo de previsão do valor da Selic não é possível adotar a hipótese de causalidade instantânea e linear. É necessário optar por um modelo que trate as variáveis com suas defasagens no tempo, onde os valores dos  $\beta$  calculados representam  $\Sigma(\beta_0 + \beta_{t-1} + \dots + \beta_{t-n})$  onde “n” representa o número de defasagens utilizadas.

A razão para as defasagens, segundo Gujarati (2006, p.533) se deve a três motivos básicos: (i) em decorrência da força do hábito, as pessoas não mudam instantaneamente seu comportamento econômico em razão de mudanças na renda e outras variáveis econômicas; (ii) a evolução tecnológica não é acompanhada imediatamente pelos consumidores e produtores, primeiro há um período de adaptação à essa tecnologia, para que posteriormente esses fatores sejam incorporados ao consumo e/ou aos fatores de produção e (iii) por motivos institucionais: muitas ações de ordem econômica passam antes pela esfera jurídica, por normalizações contratuais ou normas de outras naturezas que impedem esses movimentos de acontecer em momento mais propício da ótica econômica. Um exemplo seria a demissão de profissionais para re-otimização da atividade produtiva. Isso não acontece de forma instantânea sendo antes observado o período de aviso prévio, de restrições quanto a determinadas demissões impedidas por convenções coletivas, entre outros exemplos.

Uma vez definido que o modelo deve incluir o valor de defasagens temporais, as opções possíveis são: (i) modelo de vetores auto-regressivos (VAR) ou (ii) modelo de regressões simultâneas. Estes modelos são utilizados como uma ferramenta de previsão alternativa pelo Banco Central do Brasil, que conforme o autor Bogdanski *et al.* (2000, p.18):

“[...] prestam a três propósitos básicos: (i) fornecer uma previsão alternativa de curto prazo para a inflação e, assim permitir testar a consistência das previsões resultantes dos modelos estruturados; (ii) permitir o uso de previsões de inflação resultante desse modelos tanto na estimação (como no modelo estrutural) da taxa de juros *ex ante* (que é uma variável explicativa na equação da demanda agregada em alguns dos modelos estruturais), quanto na avaliação das regras *forward-looking* da taxa de juros (que são uma das equações estruturais); e (iii) permitir a simulação de choques em componentes específicos do IPCA como, por exemplo, mudanças no preço administrados.”

Dada a finalidade de presente estudo e a relativa simplicidade metodológica do modelo de vetores auto-regressivos, fica definido este como o método econométrico apropriado para a análise que se segue.

Escolhida a metodologia estatística é necessário considerar os problemas relacionados à estimação desse modelo. Gujarati (2006, p.635) aponta seis problemas relacionados ao modelo VAR: (i) o trabalho empírico baseado em séries temporais pressupõe que estas séries sejam estacionárias; (ii) a observação de autocorrelação; (iii) o problema da regressão espúria<sup>16</sup>; (iv) O problema do passeio aleatório<sup>17</sup>; (v) a não validade de previsões quando da observação de passeio aleatórios e (vi) os testes de causalidade entre as variáveis pressupõem que as variáveis sejam estacionárias.

Para iniciar a operacionalização do modelo resta definir as variáveis que vão compor o modelo explicativo da SELIC. Não será definida uma ordem de casualidade em função de no modelo auto-regressivo é deixado de lado os pressupostos de casualidade linear. A análise observada nesse tipo de modelo se concentra em definir o quanto cada variável do sistema influencia cada uma das outras variáveis em função de suas defasagens, não fazendo distinção entre variáveis endógenas e exógenas. Portanto, se afasta a possibilidade da ocorrência do sexto erro da metodologia VAR apontado pelo autor Gujarati anteriormente. A ordem das variáveis será definida em função do modelo de referência utilizado. Tomando por base as variáveis utilizadas no modelo de metas de inflação se utiliza o gráfico disponível em Bogdanski *et al.* (2000, p.19) para definir as variáveis do modelo da presente monografia<sup>18</sup>:

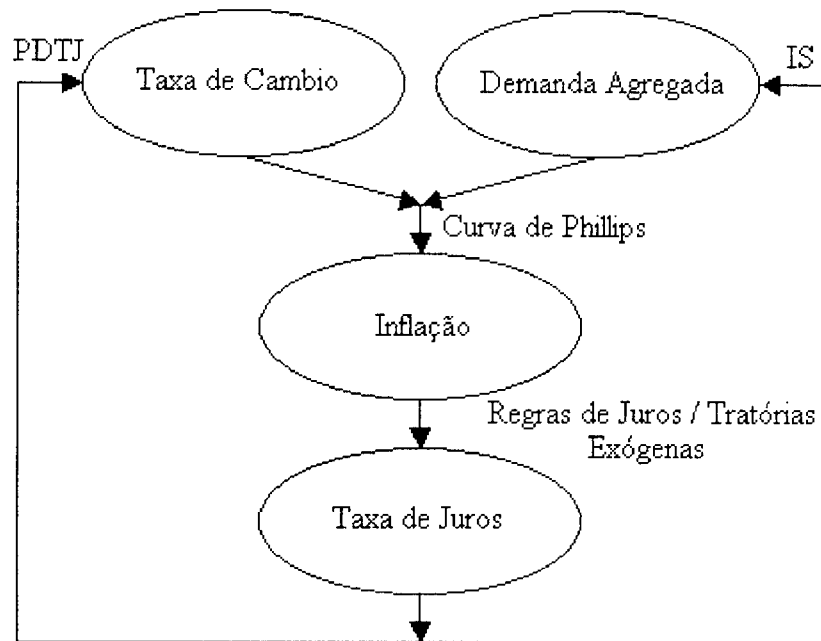
---

<sup>16</sup> Nesse método de regressão muitas vezes os valores dos testes *R* apresentam valores acima de 0,90 mesmo que não exista relação observável entre as variáveis incluídas no modelo. Portanto os valores dos testes *R* muitas vezes induzem o observador concluir que a o conjunto de variáveis explicativas apresenta uma grande capacidade de previsão sobre a variável explicada. Muitas vezes as tendências de variação absolutas de séries não estacionárias “poluem” os testes *R* de forma a apresentarem um valor altíssimo. Isso se dá porque a ferramenta estatística é mais sensível ao valor total de cada período de observação efetuada às pequenas variações apresentadas em cada um dos períodos.

<sup>17</sup> Algumas vezes algumas séries variam puramente em função de seus erros aleatórios. Mas assumindo que esses erros são aleatórios qualquer tentativa de previsão, mesmo que apresentem resultados favoráveis, são de natureza espúria.

<sup>18</sup> A figura representa apenas o cerne do modelo. No modelo completo a “Demanda Agregada” é afetada pelo “PIB”, que afeta também o “Prêmio de Risco”. Por sua vez o “Prêmio de risco” influencia a “Taxa de Cambio” e é influenciado pelas “Variáveis que afetam o Risco País”. Uma vez que o modelo apresentado acima relaciona as variáveis de forma cíclica, adota-se a postura que essa relação pode apresentar melhores estimações em uma ferramenta econométrica que trata todas as variáveis como sendo endógenas ao modelo. Observações efetuadas com um número maior de variáveis anteriormente sustentam o argumento.

Figura 1 – esquema de Modelagem.



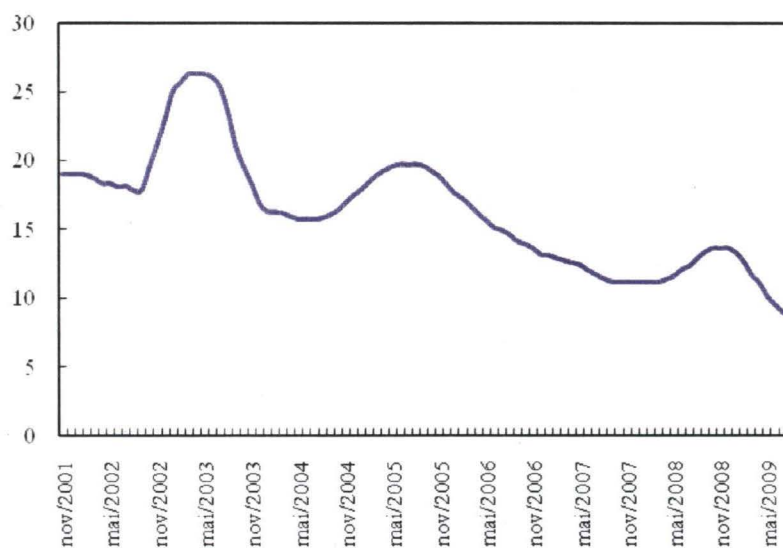
FONTE: Bogdansky *et al.* (2000, p.19)

Assumindo que exista uma forte relação cíclica entre o valor da taxa de juros Selic, o valor do Cambio pelo lado da oferta, as variações na “demanda agregada” pelo lado da demanda e do valor da inflação, ficam definidas essas quatro variáveis para compor o modelo. Duas considerações se fazem necessárias: (i) uma vez que existe um hiato de erro entre a inflação observada e a inflação prevista se decompõem o item inflação entre inflação observada e expectativas de inflação e (ii) em função de não existir um termo variável que expresse a demanda agregada e assumindo a existência de uma forte relação entre a demanda agregada e a inflação com o hiato do produto, se opta pelo uso de uma variável que expresse a diferença entre o produto observado e o produto potencial. Portanto as variáveis que compõem o modelo serão as seguintes séries temporais: (i) Selic anualizada disponibilizada pelo COPOM; (ii) valor do Cambio mensal contado em dólares disponibilizado pelo “Gerador de Séries Temporais” do Banco Central do Brasil; (iii) o índice de preços IPCA acumulado no período disponibilizado pelo IBGE (iv) as expectativas de inflação mensais divulgadas pelo IPEA e (v) o índice de “Nível de Utilização da Capacidade Instalada” disponibilizado pelo IPEA. Logo a função base de estimação da variável Selic assume a seguinte forma:

$$Sel = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1,i} Cam_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2,i} IPC_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{3,i} Exp_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{4,i} NUC_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Onde as variáveis “SEL”, “CAM”, “IPC”, “EXP” e “NUC” representam, respectivamente os valores mensais das séries pesquisadas da Selic, Cambio, índice de preços IPCA, expectativas de inflação e valores percentuais do NUCI e os valores de “n” representa os números de defasagens utilizadas para estimação dos  $\beta$ . O comportamento que as séries temporais apresentam ao longo do período de novembro de 2001 a agosto de 2009 pode ser observado nos gráficos que seguem<sup>19</sup>:

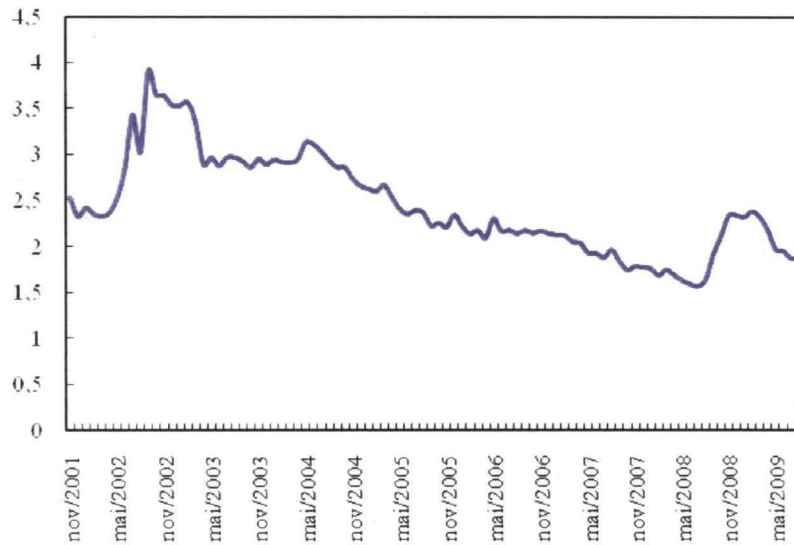
GRÁFICO 1 – EVOLUÇÃO DA SELIC.



FONTE: Gerador de séries temporais do Banco Central do Brasil.

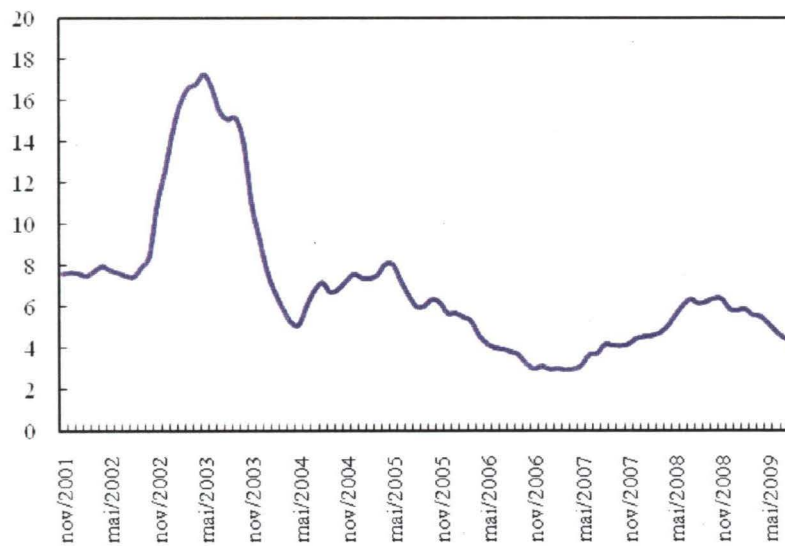
<sup>19</sup> Todos esses valores estão disponíveis em forma de tabela no Anexo I do presente trabalho.

GRÁFICO 2 - EVOLUÇÃO DO CAMBIO.



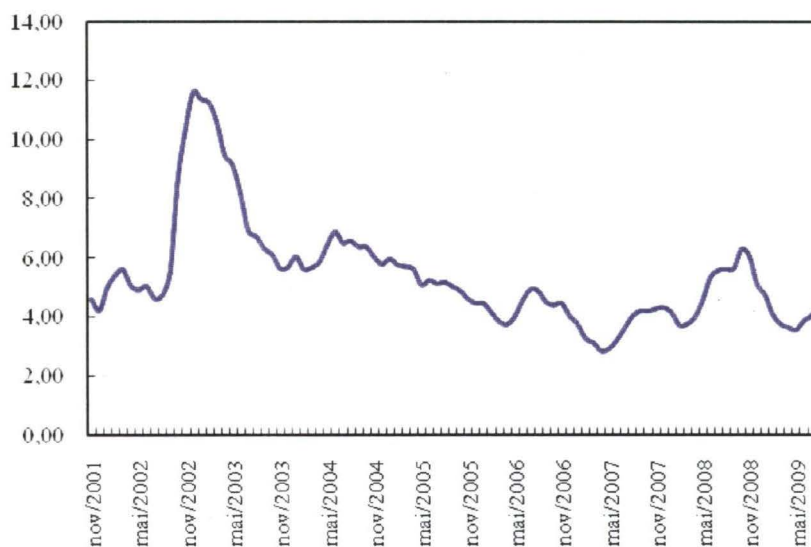
FONTE: Gerador de séries temporais do Banco Central do Brasil.

GRÁFICO 3 - EVOLUÇÃO DO IPCA.



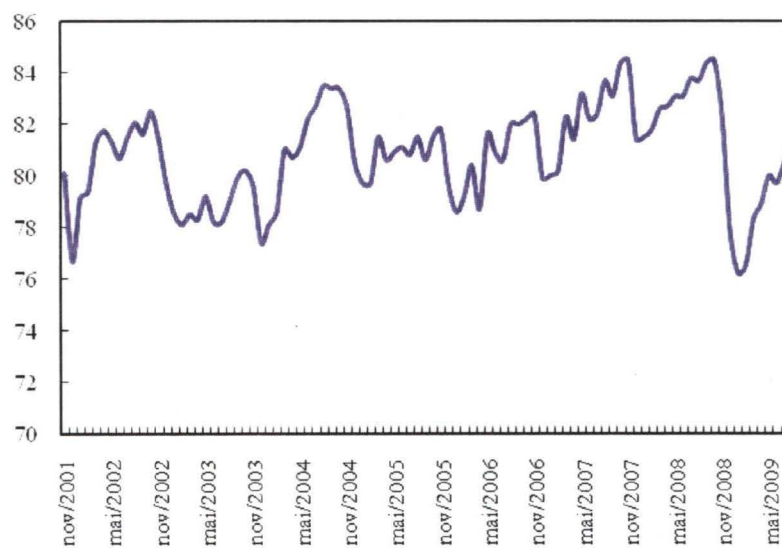
FONTE: IBGE

GRÁFICO 4 - EVOLUÇÃO DAS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO.



FONTE: Instituto de pesquisa econômica aplicada.

GRÁFICO 5 – EVOLUÇÃO DO NÍVEL DE UTILIZAÇÃO DA CAPACIDADE INSTALADA.



FONTE: Instituto de pesquisa econômica aplicada.

Para que o modelo apresente os resultados adequados é preciso assumir a hipótese de que as séries temporais utilizadas são estacionárias. Portanto é necessário fazer uso apenas de variáveis que não apresentem tendência de variação estocástica ao longo do tempo. Para comprovar a hipótese de que as séries são estacionárias, é necessário calcular a estatística Dickey-Fuller<sup>20</sup> (ADF) e observar se os valores de “ $t$ ”<sup>21</sup> são estatisticamente significantes. Outra informação necessária são os respectivos testes de Durbin-Watson que podem esclarecer tendência de não estacionariedade em função de autocorrelação nas séries. Para tanto seguem as estatísticas Durbin-Watson e Dickey-Fuller para as séries utilizadas do período corresponde à novembro de 2001 à agosto de 2009, totalizando 94 observações:

TABELA 1 - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Variável	Durbin-Watson	Dickey-Fuller	Significativo em:
SELIC	1,84438	-2,012928	< 5%
Cambio*	2,297003	-1,252078	> 10%
IPCA	1,977736	-2,284481	< 5%
Expectativas	1,970343	-2,763197	< 1%
NUCI	2,030119	-3,186716	< 1%

\* Não Significativo em um intervalo de 90% de confiança.

FONTE: Elaboração própria.

Primeiramente se observa que a probabilidade das séries não apresentar correlação entre seus erros defasados é superior à de 99% em todas as séries. Logo, é razoável supor que essas séries não apresentam uma tendência de crescimento relacionada a seus valores passados. Porém pelos resultados dos testes de Dickey-Fuller, partindo da hipótese nula de que a série é não estacionária com passeio aleatório, as variáveis SELIC, IPCA, expectativas de inflação e NUCI são estatisticamente significantes em um intervalo de 95% de confiança, sendo expectativas e NUCI estatisticamente significante em um intervalo de 99% de confiança. Logo, todas estas séries citadas rejeitam com uma probabilidade grande a hipótese nula de não estacionariedade. Já a variável Cambio é estatisticamente significativa em um intervalo menor de 90% e, portanto se aceita a hipótese nula de ser não estacionaria. Portanto esta variável apresenta uma forte tendência em ser estocástica.

<sup>20</sup> O teste Dickey-Fuller assume três hipóteses nulas com seus respectivos valores de teste tua para cada nível de significância: (i) de que a série é não estacionária com passeio aleatório; (ii) de que a série é não estacionária em um passeio aleatório com deslocamento e (iii) de que a série é não estacionária em um passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência estocástica.

<sup>21</sup> Estatística *Tau*.

Uma das alternativas para contornar o problema do caráter não estacionário das séries temporais é calcular o valor da série em primeira diferença. Significa gerar uma série onde cada valor mensal corresponda ao valor do termo “ $k_t$ ” subtraído do valor do termo “ $k_{t-1}$ ”, ou seja, de sua taxa de variação. No caso da variável Cambio que apresenta significância estatística no teste Dickey-Fuller neste modelo há uma alternativa diferente. Como o valor do Cambio também pode ser expresso como uma taxa de variação percentual mensal, a série original é substituída pela sua taxa de variações mensal. O problema desse método é que o modelo pode perder qualidade explicativa teórica em seus resultados ou não apresentar significância estatística em função de incluir nas regressões variáveis com magnitudes diferentes. Neste caso o problema se dá em função de se comparar as séries Selic, IPCA, expectativas de inflação e NUCI que representam valores absolutos em cada mês, no caso das três primeiras informações anualizadas, com uma série que representa uma taxa de variação. Mas é possível que a taxa de variação mensal de cada uma dessas séries de variáveis carregue menos informações estatisticamente significantes uma sobre a outra do que na hipótese anterior, de unir variáveis em nível e uma em taxa de variação. Em função das características da operacionalização do sistema de metas de inflação brasileiro, se observa uma forte relação entre a determinação da taxa referencial de juros Selic e as variações no valor da cotação do Real. Portanto, se assume a hipótese que a comparação entre a série dos valores da Selic em nível com a taxa de variação mensal do Cambio apresentem relação estatística significativa<sup>22</sup>. Após definido que apenas a série temporal da variável Cambio será mensurada em taxa de variação mensal, se realiza um novo teste de Dickey-Fuller chegando aos seguintes resultados:

**TABELA 2 - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA - CAMBIO EM VARIAÇÃO**

Variável	Durbin-Watson	Dickey-Fuller	Significativo em:
Selic	1,84438	-2,012928	< 5%
Cambio*	2,257838	-3,167331	< 1%
IPCA	1,977736	-2,284481	< 5%
Expectativas	1,970343	-2,763197	< 1%
NUCI	2,030119	-3,186716	< 1%

\*Taxa de variação

FONTE: Elaboração própria.

<sup>22</sup> Será possível adiante com a realização do teste  $F$ .

Observa-se que após a transformação da série Cambio em taxa de variação mensal, todas as séries passam a ser estatisticamente significantes em um intervalo de confiança maior que 95%. A partir de então é possível incluir as variáveis no modelo de vetores autorregressivos.

Logo, dos seis problemas relacionados com a modelagem VAR apontados pelo autor Gujarati no início deste item, se observa as seguintes conclusões: (i) o trabalho empírico é baseado em séries temporais estacionárias; (ii) não se observa autocorrelação nas séries utilizadas; (iii) a estacionariedade das séries aliada a utilização de modelos teóricos que relaciona o comportamento dessas variáveis afasta o problema da regressão espúria; (iv) no teste Dickey-Fuller se assume apenas a hipótese nula de que a série é não estacionária com passeio aleatório, rejeitada essa hipótese se efetua a primeira diferença da série afastando completamente a possibilidade de inclusão de séries que apresentem raízes unitárias; (v) as equações não apresentam séries de observação com passeios aleatórios e (vi) todas as variáveis serão consideradas endógenas de forma que o problema da causalidade seja descartado.

#### 4.2 OPERACIONALIZAÇÃO DE UM MODELO RECUSIVO

Uma vez escolhido a metodologia estatística, as variáveis do modelo, assim como realizado o tratamento necessário para a inclusão dessas variáveis no modelo, restam definir o período de análise dos dados e o número de período de defasagens necessário para formalização do modelo.

Quanto ao período analisado seguem duas considerações: (i) o período máximo de análise parte de Outubro do ano de 1999, quando da implementação do sistema de metas de inflação; e (ii) nem todas as variáveis estão disponíveis desde a data inicial do modelo de metas de inflação. Neste caso, o limitante passa a ser a série de expectativa de inflação que é disponibilizada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada a partir de novembro de 2001. Portanto o período de estudo desses dados vai de novembro de 2001 até agosto de 2009 totalizando 94 observações de cinco variáveis.

No período inicial à implementação do regime de metas de inflação, a economia passava por um quebra estrutural decorrente da mudança em sua condução de política monetária. Logo, é razoável supor que os valores das séries temporais destes período gerem

parâmetros imprecisos para previsões de valores da Selic atuais. Portanto, o fato de ignorar as 27 observações referentes ao período de agosto de 1999 até outubro de 2001 não trás perdas significativas ao modelo. Assumindo a hipótese da possível imprecisão induzida pela utilização de períodos muito defasados ou períodos de observação muito extensos, fica definida a característica principal do modelo: o caráter recursivo. É razoável supor que as constantes mudanças de estrutura econômica que um país passe com o decorrer do tempo, assim como as mudanças de conjuntura econômica mundial em que esse país está inserido, caracterizem uma série constante de pequenas quebras estruturais. Muitas dessas quebras são pequenas demais para induzir outra razão de variação no comportamento das variáveis objetos desse modelo, mas a soma dessas quebras com o passar do tempo poderiam influenciar em menor ou maior escala essa relação. Deste modo, valores de variáveis passadas usadas para estimar parâmetros atuais podem carregar informações de natureza econômicas não relevantes ou enviesadas para o entendimento do comportamento de uma variável no período atual. É o mesmo que assumir que períodos muito distantes podem não trazer informações estatisticamente relevantes para a realização da taxa de juros da Selic atual. Ou que amostras muito grande de observações em períodos de estabilidade não consiga gerar bons parâmetros estatísticos para prever períodos onde são observados choques exógenos na economia, aumentando a possibilidade de erros de previsão.

Assim o modelo presente assume o comportamento de utilizar “ $n$ ” períodos, partindo de um período passado inicial, para prever o período “ $n + 1$ ”. Em seguida, se realiza outra regressão partindo do período posterior ao período inicial para prever o período “ $n + 2$ ” e assim sucessivamente até fazer uso de todos os períodos disponíveis<sup>23</sup>. Portanto para cada um dos diferentes grupos de “ $n$ ” períodos usados para realizar suas respectivas estimações, se observam valores diferentes de  $\beta$  correspondentes a cada período futuro estimado. Em resumo, cada período estimado apresenta uma regressão diferente, apresentado tantas regressões diferentes quanto às estimações necessárias para recriar uma curva da variável objeto.

Uma vez definido que esse modelo tenha caráter recursivo e que, portanto realizará uma estimação de vetores auto-regressivos para cada valor futuro da variável Selic

---

<sup>23</sup> De forma resumida: Partindo do princípio que serão utilizados 48 períodos para se calcular 1 período futuro, esses 48 períodos não serão estimados. As informações contidas nos períodos 1° ao 48° serão utilizados para prever a variável alvo do modelo para o 49° período. Em seguida fazendo uso do 2° ao 49° período se estima o período 50°, assim sucessivamente até se esgotarem as fontes de dados.

pretendido, fica claro o problema inicial da quantidade de regressões necessárias para montar uma curva da variável Selic estimada para comparar com a Selic observada. O volume total das regressões é igual ao número total de observações realizadas para cada uma das variáveis pertencentes ao modelo, subtraída do número dos “ $n$ ” períodos de observações necessários para se estimar um valor futuro da variável objeto<sup>24</sup>. Neste caso o problema foi contornado realizando uma lista de comando para o software e-views 6.0. Essa configuração, disponível anexo ao presente estudo<sup>25</sup>, condiciona o software a realizar cada uma das regressões necessárias nos moldes explicados acima, podendo ser definido o período “ $n$ ” de observações utilizadas para compor uma regressão e o número de defasagens integrantes às regressões. Toda regressão realizada gera valores diferentes de  $\beta$  que são utilizados para prever um ponto na curva da taxa Selic estimada até que se esgote todo o período de observação, retornando uma curva Selic estimada para posterior análise.

Por conseguinte, ainda é preciso definir o período “ $n$ ” de observações necessárias para realizar uma regressão da variável objeto e a quantidade de defasagens incluída na função de regressão. A primeira dessas questões foi resolvida levando em considerações dois fatores: (i) não há um parâmetro teórico que defina esse conceito, portanto será usado o período unitário de um ano, expresso em meses, para compor o valor de períodos “ $n$ ” e (ii) dada a quantidade de variáveis no modelo e o número de defasagens escolhidas, se perde um quantidade razoável de graus de liberdade, de modo que o software consiga executar no mínimo uma regressão composta de 24 meses com no máximo três períodos de defasagens; 36 meses com cinco períodos de defasagens, 48 meses com sete períodos de defasagens e assim em diante. Entretanto, como o período de 24 meses oferece menos observações que o necessário para que os dados correspondam a uma curva estatística normal<sup>26</sup>, o período mínimo de observações passa a ser 36 meses.

Limita-se o número máximo de defasagens a seis meses: primeiramente em função da literatura comumente se referir a esse período como o necessário para a acomodação de choques de políticas monetárias; Em segundo lugar para não enviesar demasiadamente os estimadores em função da perda de muitos graus de liberdade. Portanto apenas a observação empírica realizada no próximo capítulo pode definir a combinação de qual o número de “ $n$ ”

---

<sup>24</sup> Aproveitando o exemplo anterior, uma vez definido um intervalo de 48 períodos para realizar uma estimação e dispondo de um total de 94 observações totais, a quantidade máxima de períodos estimados será de 46 períodos.

<sup>25</sup> Disponível no anexo II.

<sup>26</sup> Uma distribuição de dados onde 99,9% das observações estejam dentro de um intervalo positivo ou negativo de três desvios padrões do valor médio da população.

períodos de observação e qual quantidade de defasagens apresentam o melhor poder de previsão da variável objeto. A forma de definir a quantidade de defasagens que melhor explicam o modelo é, segundo Gujarati (2006, p.684), pela escolha do menor valor de critério de Akaike e Schwarz<sup>27</sup> observados nos resultados obtidos através da realização de vetores auto-regressivos pelo software e-views. Porém, aqui reside outro problema relacionado à estimação do modelo. No intuito de simplificar a análise, não foi editada uma linha de comando que retorne cada um dos critérios de Akaike e Schwarz calculados para cada um dos valores da variável objeto. Isso em função da observação demonstrar, como segue adiante, que o comportamento dos critérios de Akaike e Schwarz de cada um dos pontos da Selic estimada é estável. Ou seja, os valores desses dois critérios tendem a ser muito parecidos da primeira a última observação<sup>28</sup>. Utilizaremos esse pressuposto para a análise dos testes  $F$  e  $R^2$  das regressões, que definem a validade estatística do modelo. Portanto a definição do intervalo da regressão assim como das defasagens que minimizam os erros foram possíveis comparando os valores dos desvios padrões entre as séries Selic estimada e Selic observada com os parâmetros de Akaike e Schwarz.

### 4.3 CAPACIDADE DE PREVISÃO DO MODELO

Após operacionalizar o modelo, em um total de 702 regressões, sendo (i) uma série de regressões de 36 períodos com defasagens de um, dois, três, quatro e cinco períodos; (ii) uma série de regressões de 48 períodos com defasagens de um, dois, três, quatro, cinco e seis períodos e (iii) uma série de regressões de 60 períodos com defasagens de um, dois, três, quatro, cinco e seis períodos, se observa os seguintes resultados, com os valores mínimos de erro em destaque:

---

<sup>27</sup> Estes parâmetros medem a dispersão dos erros de estimação. Alguns autores afirmam que o critério de Akaike superestima assintoticamente a ordem dos vetores auto-regressivos, sendo preferível nesse caso adotar o critério de Schwarz como o mais adequado.

<sup>28</sup> Porém se assume a possibilidade de que com o aumento do número de estimações e da utilização de variáveis em período onde se observa fortes choques exógenos esse valor pode mudar muito entre a primeira e a última regressão. Fato não observado neste exercício.

TABELA 3 - ESCOLHA DA DEFASAGEM

Modelo	Critério Akaike	Critério Schwarz	Desvio Padrão
1a	-0,0555	1,4641	0,3624
1b*	-1,1182	<b>1,3011</b>	<b>0,2323</b>
1c	-1,7368	1,7821	0,2863
1d	-1,8188	2,7998	0,3451
1e	<b>-4,0822</b>	1,6361	0,4229
2a	0,3229	1,4924	0,3880
2b*	-0,6532	<b>1,4909</b>	<b>0,2535</b>
2c	-0,9502	2,1685	0,2720
2d	-0,6780	3,4152	0,2813
2e	-0,7600	4,3079	0,2902
2f	<b>-1,4715</b>	4,5710	0,3107
3a	0,7507	1,7978	0,4540
3b*	-0,3277	<b>1,5921</b>	<b>0,2603</b>
3c	-0,3611	2,4313	0,2888
3d	-0,2621	3,4030	0,2850
3e	<b>-0,3553</b>	4,1825	0,2851
3f	-0,3530	5,0574	0,2729

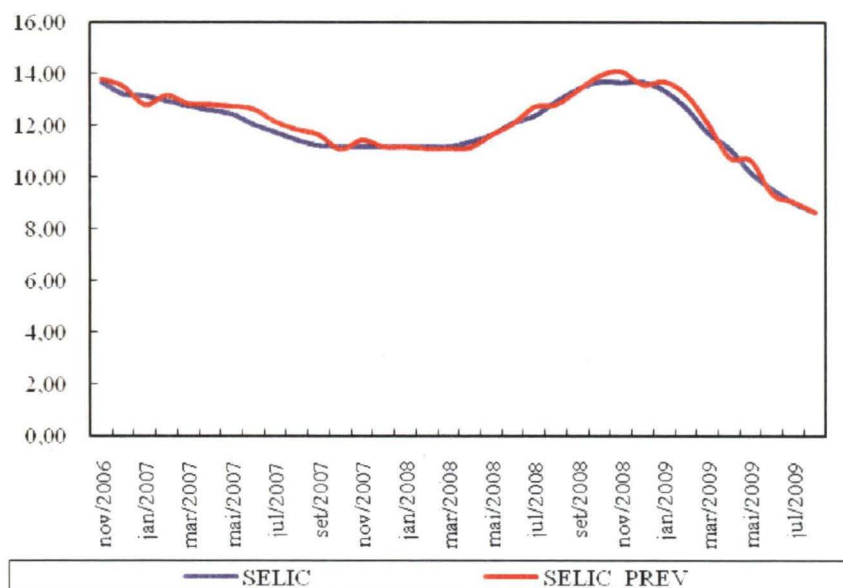
\*Valores que minimizam o erro

\*\*sendo: 1, 2, e 3 para representar modelos de respectivamente 36, 48 e 60 períodos de observação, e “a”, “b”, “c”, “d”, “e” e “f” para representar respectivamente 1, 2, 3, 4, 5 ou 6 defasagens.

FONTE: Elaboração própria.

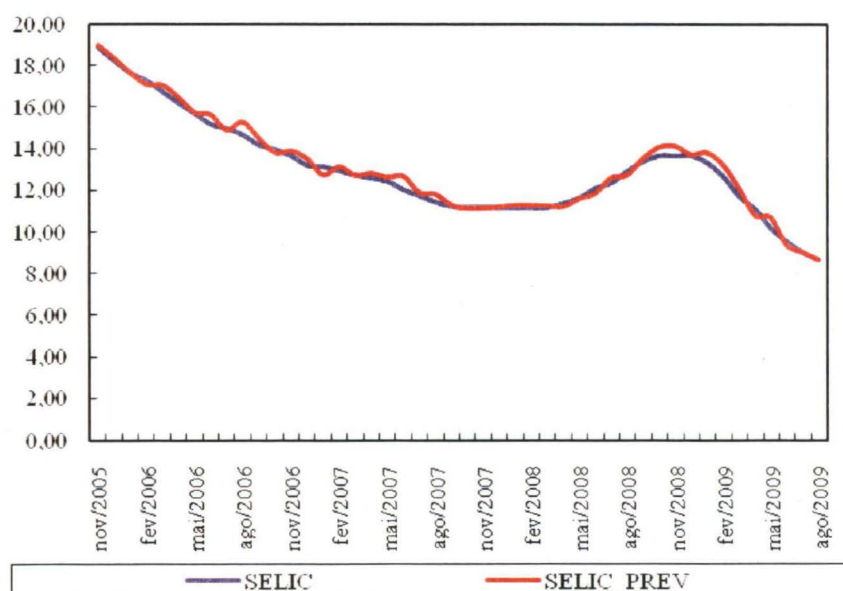
O Primeiro detalhe evidente é (i) que o valor do critério de Schwarz retirado da última regressão em cada uma das séries de regressões observadas concorda com o valor de menor desvio padrão por período de variação observado. Portanto a partir deste ponto é definido o período de duas defasagens como a minimizadora dos erros provenientes dos valores passados. Todas as análises que se fizerem a partir deste ponto relacionado ao modelo recursivo se referem a um modelo com “n” períodos de observações e com duas defasagens. Já os períodos que apresentam menores erros de estimação são, em ordem decrescente de qualidade, 36 meses, 48 meses e 60 meses. O segundo detalhe importante é a (ii) qualidade da previsão. Mesmo na pior regressão selecionada se observa um desvio padrão do erro de previsão inferior a meio ponto percentual, ficando a melhor estimativa com uma diferença média de apenas um pouco mais de um quinto de ponto percentual. Seguem os gráficos comparativos dos resultados obtidos e da Selic observada acompanhados dos respectivos gráficos demonstrativos de variação dos erros, em ordem decrescente de períodos de observações:

GRÁFICO 6 - SELIC OBSERVADA E SELIC PREVISTA - 60 OBSERVAÇÕES COM 2 DEFASAGENS.



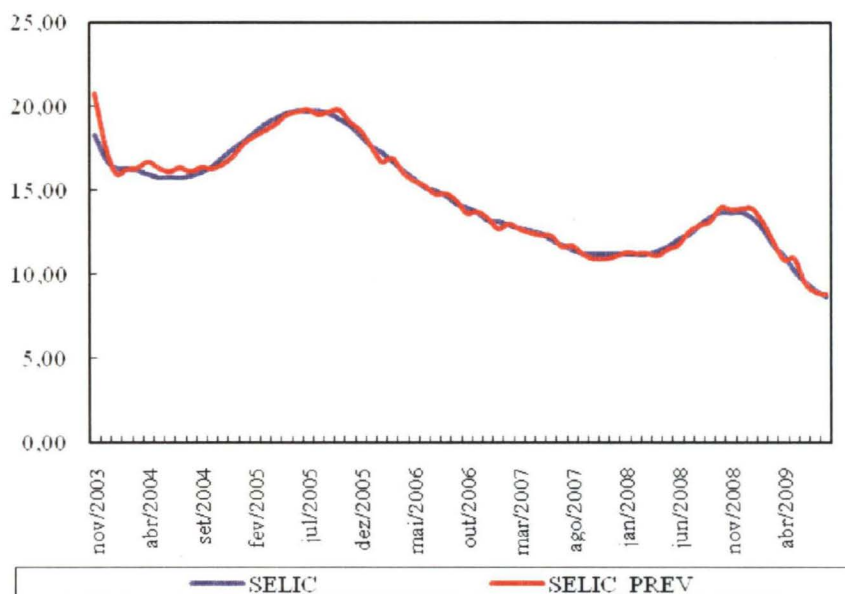
FONTE: Elaboração própria.

GRÁFICO 7 - SELIC OBSERVADA E SELIC PREVISTA - 48 OBSERVAÇÕES COM 2 DEFASAGENS.



FONTE: Elaboração própria.

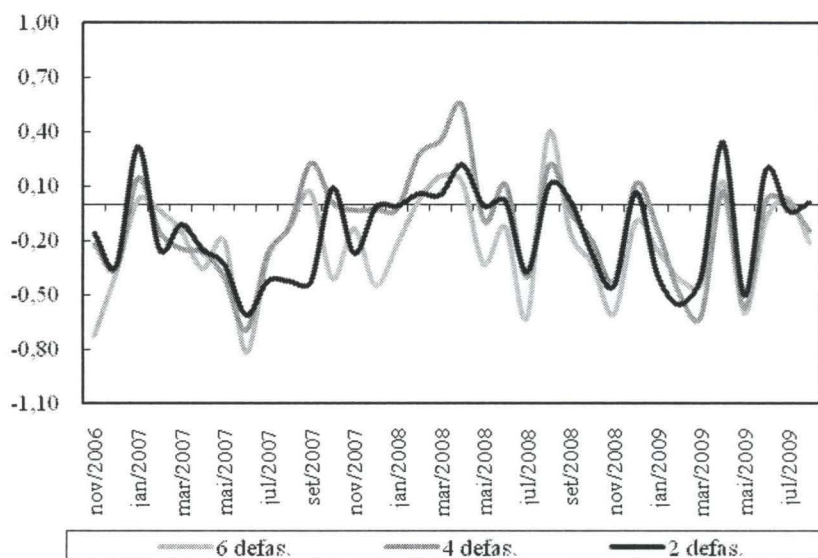
GRÁFICO 8 - SELIC OBSERVADA E SELIC PREVISTA - 36 OBSERVAÇÕES COM 2 DEFASAGENS.



FONTE: Elaboração própria.

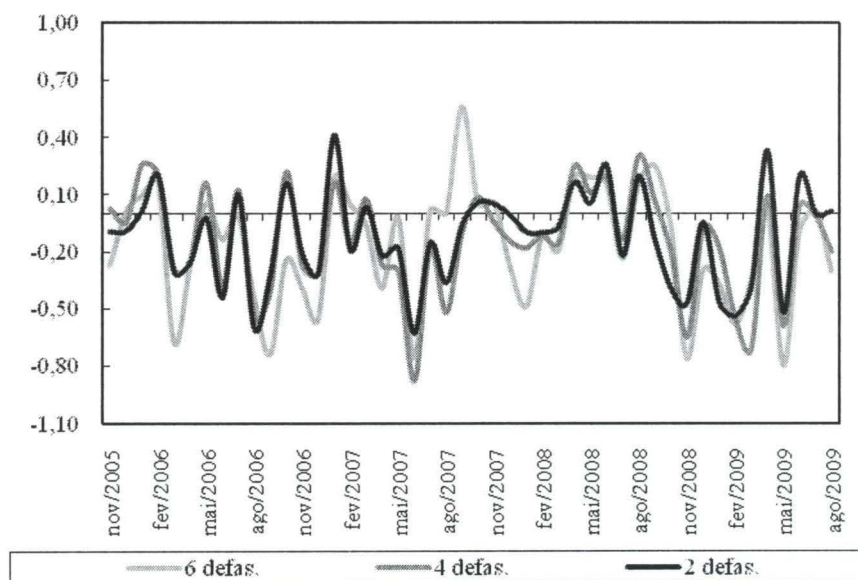
Em relação aos gráficos comparativos, se observa que a série Selic prevista acompanha graficamente a série Selic real com um erro pequeno a ponto de ser difícil apontar o melhor entre os modelos de estimação apenas pela observação gráfica. A conclusão preliminar que se pode tirar é que os modelos com apenas duas defasagens apresentam em média menos variância no erro de estimação e menores parâmetros de Schwarz. Também se conclui que os modelos com período de 36 observações parecem apresentar melhores resultados de estimação. Antes de prosseguir com a análise comparativa do modelo é preciso demonstrar o comportamento das defasagens descartadas sobre o erro de estimação. Seguem quatro gráficos comparativos dos erros de previsão: (i) período de 60 observações com duas, quatro e seis defasagens; (ii) período de 48 observações com duas, quatro e seis defasagens e (iii) período de 36 observações com duas, quatro e cinco defasagens:

GRÁFICO 9 - VARIAÇÃO DO ERRO DE ESTIMAÇÃO, MODELO COM 60 OBSERVAÇÕES E 2, 4 E 6 PERÍODOS DE DEFASAGENS.



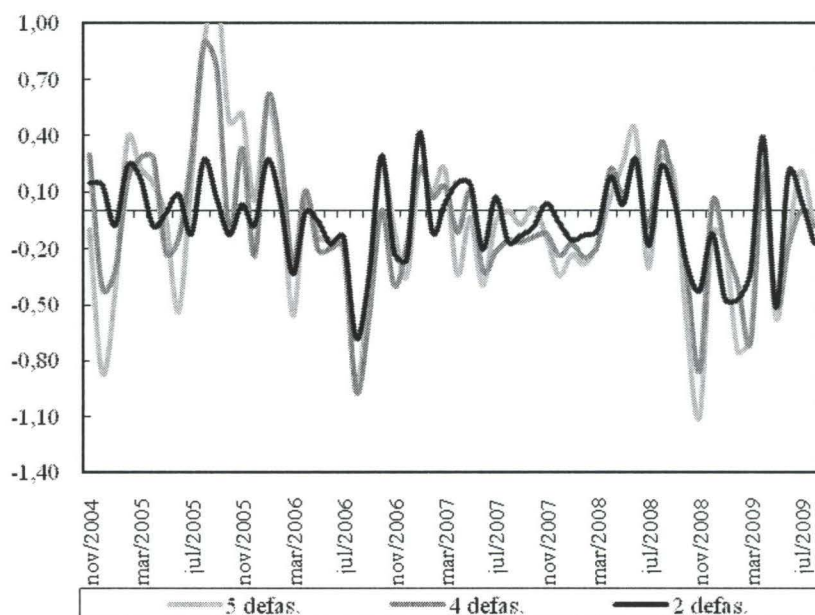
FONTE: Elaboração própria.

GRÁFICO 10 - VARIAÇÃO DO ERRO DE ESTIMAÇÃO, MODELO COM 48 OBSERVAÇÕES E 2, 4 E 6 PERÍODOS DE DEFASAGENS.



FONTE: Elaboração própria.

GRÁFICO 11 - VARIAÇÃO DO ERRO DE ESTIMAÇÃO, MODELO COM 36 OBSERVAÇÕES E 2, 4 E 5 PERÍODOS DE DEFASAGENS.



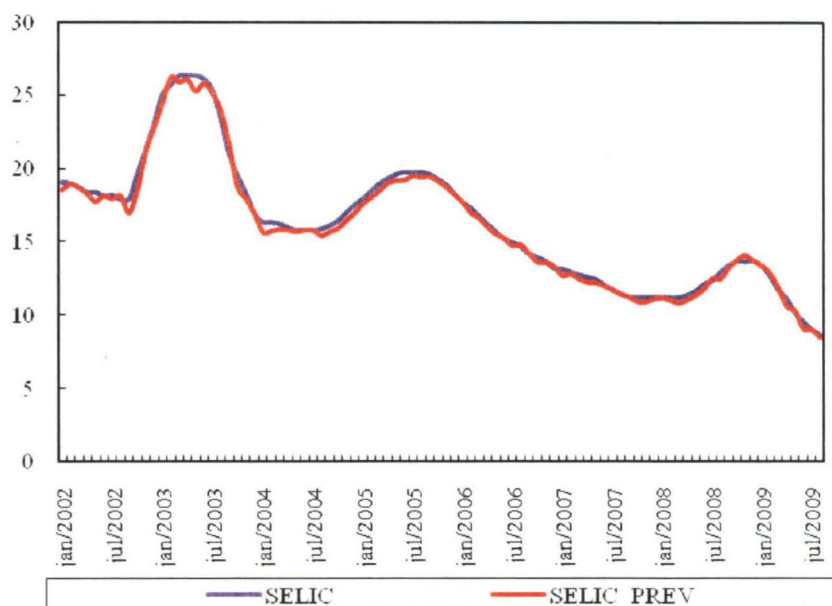
FONTE: Elaboração própria.

Fica claro que a inclusão de mais de duas defasagens parece aumentar a amplitude do erro sem alterar muito o padrão de variação desse erro. A variância do erro demonstra que há uma diferença observável entre os modelos, principalmente na amplitude do erro. Tomando por base que o tamanho das séries aumenta inversamente ao número de observações necessárias para gerar uma previsão é preciso ressaltar que os gráficos acima comparam períodos diferentes, tendo em comum o período de novembro de 2006 à setembro de 2009, equivalente ao modelo de 60 observações. Neste ponto reside outro aspecto da análise que será abordado mais a frente: observando com mais atenção os gráficos da variância do erro de estimação é possível perceber que os erros de estimação apresentam um padrão de comportamento parecido em mesmos períodos de observação, apresentando variações de amplitude, mas não de padrão de erro.

Analisado o melhor número de defasagens para o modelo, o melhor número de observações para compor uma estimação e o comportamento das defasagens no erro de estimação é necessário uma consideração. A utilização de abordagem diferenciada de uma ferramenta amplamente utilizada só se justifica se esta apresentar melhores resultados de

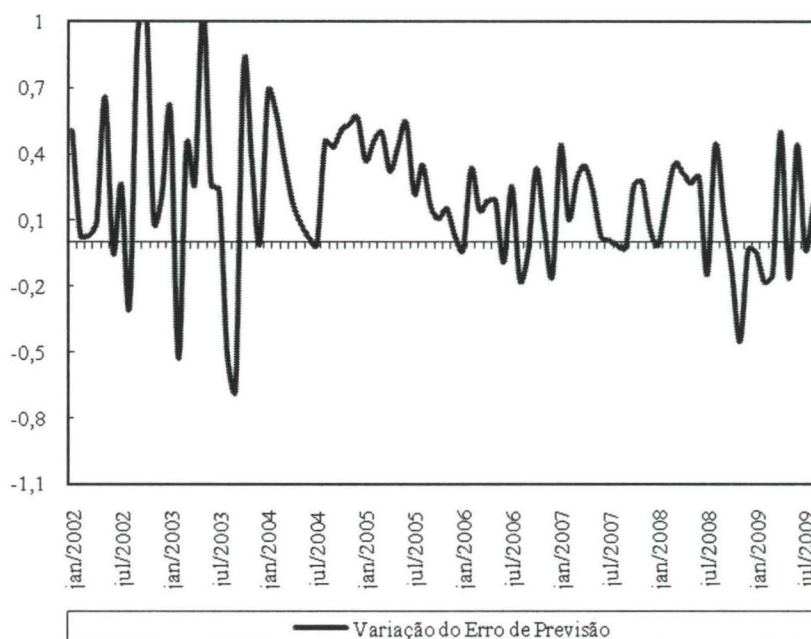
estimação. Portanto serão analisadas duas hipóteses sobre a qualidade de operacionalização do modelo recursivo: (i) de apresentarem melhores previsões que o uma abordagem tradicional da modelagem VAR e (ii) apresentar melhores estimações no tocante as pequenas e constantes quebras estruturais que a economia apresenta com o passar do tempo e da acomodação dos choques exógenos. Para realizar essa comparação é necessário estimar uma curva Selic utilizando uma regressão VAR com todas as informações disponíveis. Adota-se o mesmo número de defasagens que minimiza os erros no modelo recursivo. A partir deste ponto o modelo “não recursivo” com 94 observações, duas defasagens e apenas uma estimação será chamado de “modelo tradicional”. Todas as comparações realizadas serão entre o “modelo tradicional” e o “modelo recursivo” que apresentou melhores resultados até então, a se saber o modelo de 36 observações com duas defasagens. Os resultados obtidos em termos de previsão, variação de erros e comparação entre os erros absolutos nas duas concepções de modelagem foram os seguintes:

GRÁFICO 12 – PREVISÃO DA SELIC POR MEIO DE MODELAGEM VAR  
“TRADICIONAL”.



FONTE: Elaboração própria.

GRÁFICO 13 – VARIAÇÃO DO ERRO DA MODELAGEM VAR “TRADICIONAL”.



FONTE: Elaboração própria.

TABELA 4 - COMPARAÇÃO: MODELO RECURSIVO E ABORDAGEM LINEAR

Modelo	Critério Akaike	Critério Schwarz	Desvio Padrão
Recursivo	-1,1182	1,3011	0,2323
"Tradicional"	2,8493	4,3669	0,2696

FONTE: Elaboração própria.

Aceita-se a primeira hipótese: o modelo recursivo apresenta melhor poder de previsão que o modelo tradicional em termos absolutos. Todos os três modelos recursivos<sup>29</sup> apresentaram melhores estimações que o modelo “tradicional” na previsão da Selic, gerando menores erros. É perceptível o quanto a amplitude do erro do “modelo tradicional” é maior que do modelo recursivo. Porém essa amplitude é maior no início e no final das observações. Agora é necessário testar a segunda hipótese sobre a qualidade do modelo recursivo: se a capacidade acompanhar mudanças estruturais e acomodar choques na economia também geram menores erros de estimação no modelo recursivo. Para tanto é necessário entender como se dá a distribuição do erro para comprovar essa hipótese. Como a quantidade de

<sup>29</sup> A saber 36, 48 e 60 observações e 2 defasagens.

observações e conseqüentemente de erros gerados é muito grande, se adota a seguinte metodologia de análise: será usado como parâmetro o desvio padrão de períodos de um ano do mês de agosto do ano de análise à setembro do ano anterior. Foram observados os seguintes resultados:

TABELA 5 - EVOLUÇÃO DO DESVIO PADRÃO

Modelo*	2009	2008	2007	2006	2005	2004	2003
a - 60 Observações	0,29	0,16	0,25	-	-	-	-
b - 48 Observações	0,29	0,13	0,26	0,25	-	-	-
c - 36 Observações	0,29	0,15	0,19	0,27	0,13	-	-
Tradicional	0,27	0,18	0,19	0,15	0,10	0,40	0,53

\*Os modelos "a", "b", "c" e "d" representam respectivamente modelos recursivos com duas defasagens e 60 períodos, 48 períodos, 36 períodos e 24 períodos de observação.

FONTE: Elaboração própria.

A tabela acima demonstra que na maioria dos períodos o "modelo tradicional" apresenta desvios padrões menores que no modelo recursivo. Nos períodos de 2009, 2006 e 2005 nenhum dos modelos recursivos apresenta desvios padrões nos erros menores que no "modelo tradicional". Porém nos períodos iniciais, quando ainda se sentia os efeitos do choque de mudança na condução de política monetária brasileira, se percebe um aumento brusco no desvio padrão do erro. Portanto o desvio padrão do erro no modelo tradicional se mostrou maior em termos absolutos que no modelo recursivo, pois os períodos iniciais apresentam um erro de previsão extremamente alto. A explicação matemática para esse comportamento está no fato de que os  $\beta$  utilizados para a previsão da Selic no modelo tradicional são os mesmos durante toda a série, de modo que esses valores tendem refletir o comportamento médio de variações das séries utilizadas. Como essa relação de variação muda um pouco sempre que ocorre um choque externo, ou da soma de pequenas quebras estruturais, é razoável supor que a abordagem clássica apresente erros de estimação altos nesses períodos. Portanto, por mais que o modelo recursivo apresente erros em média um pouco mais elevados que o modelo tradicional, sua capacidade de acomodação choques é muito maior. Essa hipótese pode ser comprovada observando o valor da variância dos erros das séries:

TABELA 6 - VARIÂNCIA DOS ERROS

Modelos*	Tradicional	a - 60	b - 48	c - 36
Variância do Erro	0,0984	0,0678	0,0643	0,054

\*Os modelos "a", "b", "c" e "d" representam respectivamente modelos recursivos com duas defasagens e 60 períodos, 48 períodos e 36 períodos de observação.

FONTE: Elaboração própria.

Percebe-se mais uma vez que por mais que os desvios padrões dos erros sejam menores no modelo linear na maioria dos períodos que no modelo recursivo, se observa que no período inicial das previsões após o choque da implementação do sistemas de metas e nos últimos períodos na ocorrência da atual crise os erros da modelagem "clássica" são maiores que no modelo recursivo, além de apresentar uma variação muito maior ao passar dos anos que no modelo recursivo. Portanto se comprova a segunda hipótese, de que o modelo recursivo é mais apropriado para estimar modelos em períodos de choques e quebras estruturais.

Resta apenas avaliar se os modelos testados são estatisticamente significativos. O resumo da última regressão dos modelos de 60, 48 e 36 observações estão disponíveis anexo à presente monografia<sup>30</sup>, assim como os testes "t" de cada um dos  $\beta$  estimados. O parâmetro teste  $R^2$  não é um bom parâmetro para avaliar a qualidade explicativa do termo dinâmico da regressão uma vez que a alta correlação observada entre as variáveis, ou tendências de crescimento/decrescimento, tendem a superestimar esse parâmetro. Porém a observação de um valor baixo de estatística  $R^2$  pode apontar variáveis não significativas no modelo. Os valores de  $R^2$  observados nos modelos de 60, 48 e 36 observações são, respectivamente, 0.997, 0.996 e 0.986. Tais resultados não garantem a qualidade do modelo, mas afasta a possibilidade de não relação entre as variáveis. Como foi afastada a possibilidade de tendências de crescimento nas séries um  $R^2$  alto é um bom indicativo de relação entre as variáveis, podendo apresentar algum problema apenas à correlação entre as variáveis. Para a validação dos modelos apresentados seguem os testes  $F$  da última regressão de cada modelo<sup>31</sup>:

<sup>30</sup> Respectivamente Anexo III, Anexo IV, Anexo V e Anexo VI.

<sup>31</sup> Não está incluído os valores referentes ao "modelo Linear".

TABELA 7 - VALIDADE DO MODELO - TESTE F DE CADA SÉRIE DE VARIÁVEIS

Variável	60	48	36
Selic	1.728,10	926,33	182,47
Cambio	1,74	1,65	2,68
IPCA	176,45	137,15	160,61
Expectativas	68,55	42,77	30,10
NUCI	10,34	9,72	5,16

*Os valores de significância em um intervalo de 0,1 para 60 e 48 observações são respectivamente 1,98 e 2,09. Já os valores de significância no intervalo de 0,25 para 36 observações é de 1,56.*

FONTE: Elaboração própria.

Portanto nos testes  $F$  todas as variáveis estão dentro do intervalo de confiança, sendo que a variável Cambio nos modelos de 36 e 24 observações precisão de um intervalo de confiança de apenas 75%, não sendo uma variável muito apropriada para o modelo. Os testes realizados apresentam baixos valores para variável Cambio em todos os modelos de “ $n$ ” observações, provando que a inclusão de uma variável em primeira diferença junto de variáveis em nível acaba limitando a relação explicativa entre as variáveis.

## 5. CONCLUSÕES

A principal conclusão desse trabalho é que uma abordagem diferenciada de uma ferramenta estatística tradicional pode agregar qualidade às previsões efetuadas. De modo global, as regressões realizadas nesse trabalho retornam resultados confiáveis no tocante à previsão da taxa de juros básica Selic. Os resultados comparativos com a abordagem tradicional dos vetores auto-regressivos apresentaram um desvio padrão do erro menor, em termos absolutos. Já em termos unitários, a modelagem clássica apresentou períodos com desvio padrão dos erros muito menor, mas o modelo recursivo demonstrou mais estabilidade no desvio padrão desses erros em observações longas e após choques na economia. Em suma, os resultados obtidos são promissores e apontam no sentido de aprofundar esta análise para o desenvolvimento de uma ferramenta recursiva de previsão econômica.

São necessários alguns aprofundamentos no assunto abordado para se chegar a um modelo mais robusto. Até agora foi observado que o modelo recursivo realmente é muito bom na previsão de variáveis que passam por choques. Entretanto, o modelo tradicional ainda parece ser melhor em períodos onde são mantidas as relações entre as variáveis do modelo. É necessário observar se os valores  $\beta$ , assim como suas respectivas variâncias mudam conforme o modelo vá “caminhando” por todas series de dados. E realizar um teste que prove que a diferença entre os  $\beta$  com maiores valores e menores valores tem diferença não nula. Esses são indícios de que o modelo consegue racionalizar grupos distintos de informações e mesmo assim retornar uma previsão com baixos erros.

Pelos resultados parciais fica claro que é possível melhorar o modelo em duas frentes: metodológica e estatística. (i) Quanto ao método é necessário desenvolver linhas de comando para o software utilizado, no intuito que retorne cada um dos valores dos critérios de Akaike e Schwarz observados em cada uma das regressões, assim como os testes  $F$  e o parâmetro  $R^2$  das séries de regressões. (ii) No tocante aos resultados estatísticos, o esquema do Banco Central do Brasil utilizado para a definição da relação das variáveis no modelo pareceu ser coeso, mas a escolha de duas variáveis comprometeram a validade das estimações: o Cambio em taxa de variação mensal e o “Nível de utilização da capacidade instalada”. Primeiramente o uso de uma série em percentual de variação em detrimento a outras séries em nível, não trouxe bons resultados no tocante a significância do modelo. Porém como é sabido, dado o funcionamento do regime de metas de inflação brasileiro,

realmente existe uma relação muito forte entre o valor do Cambio e a Selic. Portanto, é o caso estudar uma forma alternativa de incluir a variável Cambio no modelo. Duas sugestões são: (i) executar o teste Dickey-Fuller da série “Cambio” sob as hipóteses nulas (a) de que a série é não estacionária em um passeio aleatório com deslocamento e (b) de que a série é não estacionária em um passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência estocástica, a fim de incluir essa variável no modelo em nível. Ou então, se a série for reprovada nesses dois testes de Dickey-Fuller (ii) incluir a variável em nível e em seguida executar um teste de co-integração ou outro mecanismo de correção de erros. Já a série temporal “Nível de utilização da capacidade instalada” parece não representar muito bem o termo da “demanda agregada”. Neste caso é necessário recorrer a literatura para definir uma variável, ou equação, que possa representar esse termo.

## 6. BIBLIOGRAFIA

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Geradores de Séries Temporais**. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>> Acessado em: 15/09/2009

BARRO, R. J; GORDON D. B. *Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy*. 1983. NBER Working Paper No. 1079. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w1079>> Acessado em: 14/10/09

BLANCHARD, O. **Macroeconomia**. 3 ed. São Paulo: Pearson, 2004

BOGDANSKY, J; TOMBINI, A. A; WERLANG, S. R. C. **A implementação do regime de metas para inflação no Brasil**. Working Paper, Brasília: Banco Central do Brasil, 2000

CUKIERMAN, A. *Central bank strategy, credibility and independence: theory and evidence*, Cambridge: The MITT Press, 1992

GUJARATI, D. **Econometria básica**. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006

KYDLAND, F. E; PRESCOTT, E. *Rules rather than Discretion: the inconsistency of optimal plans*. *Journal of Political Economy*, 1977

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Ipeadata Macroeconômico**. Disponível em: <[http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?SessionID=1513229512&Tick=1260216671984&VAR\\_FUNCAO=RedirecionaFrameConteudo%28%22iframe\\_dados\\_m.htm%22%29&Mod=M](http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?SessionID=1513229512&Tick=1260216671984&VAR_FUNCAO=RedirecionaFrameConteudo%28%22iframe_dados_m.htm%22%29&Mod=M)> Acessado em: 27/09/2009

LUCAS, R. E. Jr. *Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs*. Carnegie: *The American Economic Review*, Vol. 63, No. 3, 1973

LUCAS, R. E. Jr; RAPPING, L. A. *Real Wages, Employment and Inflation*. Chicago: *The University of Chicago Press*, 1969

MODENESI, A. M. **Regimes monetários: Teoria e a experiência do real**. 1. Ed. Barueri: Manoele. 2005

MUTH, J. **Rational Expectations on the theory of price levels**. 1981. Disponível em: <[http://econ.pku.edu.cn/jiaoyuan/teacher/adminteacher/documents\\_file/4245/4245.pdf](http://econ.pku.edu.cn/jiaoyuan/teacher/adminteacher/documents_file/4245/4245.pdf) >  
Acessado em: 12/08/09

RIGOLON, F. J. Z. **Independência do banco central: teoria e aplicação para o Brasil**. Rio de Janeiro: Departamento de Economia/PUC, 1993 (Dissertação de mestrado).

WALLACE, N; SARGENT, T. *Unpleasant monetarist arithmetic*, *NBER Working Papers with number 0867*, 1981

## ANEXO I

TABELA 9 – VARIÁVEIS UTILIZADAS

Período	SELIC*	IPCA**	Cambio*	NUCI**	Expectativas**
nov/01	19.05	7.61	2.5279	80.0987	4.59
dez/01	19.05	7.67	2.3196	76.6717	4.20
jan/02	19.05	7.62	2.4175	79.1239	4.97
fev/02	18.97	7.51	2.3474	79.3776	5.39
mar/02	18.72	7.75	2.3228	81.2769	5.60
abr/02	18.37	7.98	2.3617	81.7484	5.05
mai/02	18.37	7.77	2.5212	81.3082	4.91
jun/02	18.1	7.66	2.8436	80.6683	5.03
jul/02	18.17	7.51	3.4277	81.463	4.61
ago/02	17.84	7.46	3.0215	82.0591	4.72
set/02	17.89	7.93	3.8941	81.6043	5.49
out/02	19.59	8.45	3.6442	82.5083	8.62
nov/02	21.25	10.93	3.6357	81.3883	10.34
dez/02	23.03	12.53	3.5325	79.6149	11.59
jan/03	25.06	14.47	3.525	78.5	11.35
fev/03	25.68	15.85	3.5624	78.1	11.24
mar/03	26.32	16.57	3.3523	78.5	10.60
abr/03	26.32	16.77	2.889	78.3	9.48
mai/03	26.31	17.24	2.9648	79.2	9.14
jun/03	26.09	16.57	2.8712	78.2	8.17
jul/03	25.36	15.43	2.9647	78.2	6.89
ago/03	23.5	15.07	2.9657	79	6.70
set/03	21.02	15.14	2.9226	79.9	6.29
out/03	19.54	13.98	2.8554	80.2	6.10
nov/03	18.31	11.02	2.9486	79.6	5.62
dez/03	16.91	9.3	2.8884	77.4	5.68
jan/04	16.32	7.71	2.9401	78.1	6.04
fev/04	16.3	6.69	2.913	78.6	5.60
mar/04	16.19	5.89	2.9078	81	5.66
abr/04	15.96	5.26	2.9439	80.7	5.85
mai/04	15.77	5.15	3.1283	81.1	6.42
jun/04	15.8	6.06	3.1067	82.2	6.87
jul/04	15.77	6.81	3.026	82.7	6.49
ago/04	15.86	7.18	2.933	83.5	6.57
set/04	16.09	6.71	2.8578	83.4	6.36
out/04	16.41	6.86	2.8557	83.4	6.36
nov/04	16.96	7.24	2.7299	82.7	6.02
dez/04	17.5	7.6	2.6536	80.5	5.77

TABELA 9 (Continuação) – VARIÁVEIS UTILIZADAS

Período	SELIC*	IPCA	Cambio	NUCI	Expectativas
jan/05	17.93	7.41	2.624	79.7	5.96
fev/05	18.47	7.39	2.5942	79.7	5.75
mar/05	18.97	7.54	2.6654	81.5	5.70
abr/05	19.32	8.07	2.5305	80.6	5.60
mai/05	19.61	8.05	2.403	80.9	5.07
jun/05	19.75	7.27	2.3496	81.1	5.22
jul/05	19.72	6.57	2.3897	80.8	5.12
ago/05	19.75	6.02	2.3629	81.5	5.16
set/05	19.61	6.04	2.2214	80.6	5.01
out/05	19.25	6.36	2.2535	81.5	4.87
nov/05	18.87	6.22	2.2062	81.8	4.59
dez/05	18.24	5.69	2.3399	79.6	4.45
jan/06	17.65	5.7	2.2152	78.6	4.45
fev/06	17.28	5.51	2.1347	79.2	4.14
mar/06	16.74	5.32	2.1716	80.4	3.83
abr/06	16.19	4.63	2.0884	78.7	3.72
mai/06	15.7	4.23	2.2997	81.6	3.99
jun/06	15.18	4.03	2.1635	80.9	4.53
jul/06	14.98	3.97	2.1754	80.6	4.91
ago/06	14.66	3.84	2.138	82	4.87
set/06	14.17	3.7	2.1734	82	4.49
out/06	13.95	3.26	2.1422	82.2	4.39
nov/06	13.65	3.02	2.166	82.4	4.45
dez/06	13.19	3.14	2.1372	79.9	4.01
jan/07	13.13	2.99	2.1239	80	3.74
fev/07	12.93	3.02	2.1174	80.2	3.25
mar/07	12.74	2.96	2.0496	82.3	3.10
abr/07	12.58	3	2.0331	81.4	2.82
mai/07	12.43	3.18	1.9281	83.2	2.90
jun/07	12.03	3.69	1.9254	82.2	3.19
jul/07	11.73	3.74	1.8768	82.4	3.60
ago/07	11.43	4.18	1.9612	83.7	4.01
set/07	11.22	4.15	1.8381	83.1	4.18
out/07	11.18	4.12	1.7432	84.4	4.18
nov/07	11.18	4.19	1.7829	84.5	4.26
dez/07	11.18	4.46	1.7705	81.4	4.30
jan/08	11.18	4.56	1.7595	81.5	4.14
fev/08	11.18	4.61	1.6825	81.8	3.70
mar/08	11.18	4.73	1.7483	82.6	3.74
abr/08	11.37	5.04	1.6864	82.7	3.97

TABELA 9 (Continuação) – VARIÁVEIS UTILIZADAS

Período	SELIC*	IPCA**	Cambio*	NUCI**	Expectativas***
mai/08	11.63	5.58	1.6286	83.1	4.55
jun/08	12.09	6.06	1.5911	83.1	5.33
jul/08	12.36	6.37	1.5658	83.8	5.56
ago/08	12.92	6.17	1.6336	83.7	5.60
set/08	13.39	6.25	1.9135	84.4	5.62
out/08	13.66	6.41	2.1145	84.5	6.29
nov/08	13.64	6.39	2.3323	82.3	6.06
dez/08	13.66	5.9	2.3362	77.8	5.09
jan/09	13.32	5.84	2.3154	76.2	4.74
fev/09	12.66	5.9	2.3776	76.5	4.07
mar/09	11.7	5.61	2.3144	78.3	3.74
abr/09	11.11	5.53	2.1775	78.9	3.62
mai/09	10.16	5.2	1.9722	80	3.54
jun/09	9.54	4.8	1.9508	79.7	3.85
jul/09	9.01	4.5	1.8718	80.5	4.03
ago/09	8.65	4.36	1.8856	81.1	4.41

FONTE: \*Gerador de séries temporais do Banco Central do Brasil, \*\*estatísticas macroeconômicas do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada e \*\*\*Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

## ANEXO II

```
' Federal University of Paraná - Brazil
' Model Recursive VAR to estimate SELIC
```

```
' Authors
' João Basilio Pereira Neto      - joaobasilio@ufpr.br
' Moacir Oseas Gutti Neto       - Moacir_guitti@hotmail.com.br
' Data: 06/11/2009
```

```
-----
'change path to program path
%path = "D:\Temp"
cd %path
```

```
' load workfile
load SELIC
genr dcam = @pch(cam)      ' função que calcula a taxa de variação do Cambio
```

```
' Recursive estimate VAR
' We use 1-48 obs to forecast the 49rd, after that we use 2-49 obs to forecast the 50 and so on
' Considering we have 94 obs in the sample this procedure will make 45 diferente model of estimation
```

```
genr SELIC_Prev=0
!nObs=90                'Nº de observações no database
!nSample = 48           'Nº de observação usadas para estimar os modelos recursivos
!nForecasts=!nObs-!nSample 'Nº de observações que sobram para fazer as previsões
vector(!nObs) vSELIC   'Vetor para armazenar temporariamente cada uma das "nForecasts" previsões
```

```
For !i=1 to !nForecasts
  smpl !i !nSample+!i-1
  var ModVar.ls 1 2 3 4 Selic dcam ipca expec nuc @ c
  ModVar.makemodel(ModVar_prev)
  smpl !nSample+!i !nSample+!i
  ModVar_prev.solve
  if !i=1 then
    show ModVar
  endif
  !nElem = !i+!nSample
  vSELIC( !nElem ) = SELIC_0(!nElem)
next
```

```
' Drop forecast variables don't used
delete SELIC_0
delete dcam_0
delete Expec_0
delete IPCA_0
delete nuc_0
```

```
' Compare e show SELIC and its forecast values
smpl 1 !nObs
mtos(vSELIC, SELIC_Prev)
genr SELIC_Dif = SELIC - SELIC_Prev
smpl !nSample+1 !nObs
line SELIC SELIC_Prev
line SELIC_Dif
```

```
group gSELIC SELIC SELIC_Prev SELIC_Dif  
show gSELIC
```

```
smpl 1 !nObs
```

```
'----- F I M -----'
```

## ANEXO III

Vector Autoregression Estimates

Date: 11/12/09 Time: 15:53

Sample: 34 93

Included observations: 60

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	SELIC
SELIC(-1)	1.78758 -0.088 [ 20.3078]
SELIC(-2)	-0.8001 -0.0871 [-9.18339]
DCAM(-1)	-0.8327 -0.547 [-1.52224]
DCAM(-2)	-0.4667 -0.5469 [-0.85338]
IPCA(-1)	0.02404 -0.0876 [ 0.27427]
IPCA(-2)	-0.0511 -0.0841 [-0.60796]
EX(-1)	0.18577 -0.0934 [ 1.98924]
EX(-2)	-0.0877 -0.0977 [-0.89789]
NUC(-1)	-0.0235 -0.0275 [-0.85231]
NUC(-2)	0.02121 -0.0263 [ 0.80591]
C	0.02034 -2.1481

[ 0.00947]

R-squared	0.99717
Adj. R-squared	0.9966
Sum sq. resids	1.58817
S.E. equation	0.18003
F-statistic	1728.1
Log likelihood	23.8165
Akaike AIC	-0.4272
Schwarz SC	-0.0433
Mean dependent	14.4195
S.D. dependent	3.08549

Determinant resid covariance (dof adj.)	2.18E-07
Determinant resid covariance	7.93E-08
Log likelihood	64.8304
Akaike information criterion	-0.3277
Schwarz criterion	1.59214

## ANEXO IV

## Vector Autoregression Estimates

Date: 11/12/09 Time: 15:56

Sample: 46 93

Included observations: 48

Standard errors in ( ) &amp; t-statistics in [ ]

	SELIC
SELIC(-1)	1.69183 -0.1239 [ 13.6532]
SELIC(-2)	-0.721 -0.1172 [-6.15056]
DCAM(-1)	-0.3356 -0.6496 [-0.51661]
DCAM(-2)	-0.0417 -0.6463 [-0.06448]
IPCA(-1)	-0.0157 -0.1218 [-0.12859]
IPCA(-2)	-0.058 -0.1215 [-0.47777]
EX(-1)	0.12736 -0.1131 [ 1.12589]
EX(-2)	-0.0098 -0.1316 [-0.07410]
NUC(-1)	-0.0496 -0.0339 [-1.46301]
NUC(-2)	-0.0033 -0.0334 [-0.09763]
C	4.43766 -3.3517

[ 1.32401]

R-squared	0.99602
Adj. R-squared	0.99495
Sum sq. resids	1.35463
S.E. equation	0.19134
F-statistic	926.328
Log likelihood	17.5151
Akaike AIC	-0.2715
Schwarz SC	0.15735
Mean dependent	13.5121
S.D. dependent	2.69159

Determinant resid covariance (dof adj.)	1.33E-07
Determinant resid covariance	3.62E-08
Log likelihood	70.6766
Akaike information criterion	-0.6532
Schwarz criterion	1.49089

## ANEXO V

## Vector Autoregression Estimates

Date: 11/12/09 Time: 15:58

Sample: 58 93

Included observations: 36

Standard errors in ( ) &amp; t-statistics in [ ]

	SELIC
SELIC(-1)	1.53143 -0.1452 [ 10.5508]
SELIC(-2)	-0.6626 -0.1289 [-5.14048]
DCAM(-1)	0.29944 -0.8641 [ 0.34652]
DCAM(-2)	-0.7941 -0.793 [-1.00141]
IPCA(-1)	0.08154 -0.165 [ 0.49430]
IPCA(-2)	-0.2739 -0.1653 [-1.65660]
EX(-1)	0.05794 -0.116 [ 0.49937]
EX(-2)	0.27446 -0.148 [ 1.85506]
NUC(-1)	-0.0963 -0.0388 [-2.48373]
NUC(-2)	0.01869 -0.0383 [ 0.48865]
C	7.31096 -4.1384

[ 1.76661]

R-squared	0.98648
Adj. R-squared	0.98108
Sum sq. resids	0.80622
S.E. equation	0.17958
F-statistic	182.467
Log likelihood	17.2986
Akaike AIC	-0.3499
Schwarz SC	0.13393
Mean dependent	12.1983
S.D. dependent	1.30548

Determinant resid covariance (dof adj.)	6.56E-08
Determinant resid covariance	1.06E-08
Log likelihood	75.1275
Akaike information criterion	-1.1182
Schwarz criterion	1.30107

## ANEXO VI

## Vector Autoregression Estimates

Date: 11/12/09 Time: 16:00

Sample: 70 93

Included observations: 24

Standard errors in ( ) &amp; t-statistics in [ ]

	SELIC
SELIC(-1)	1.566537 (-0.19896) [ 7.87358]
SELIC(-2)	(-0.69682) (-0.19112) [-3.64593]
DCAM(-1)	0.52513 (-1.01015) [ 0.51985]
DCAM(-2)	(-0.79873) (-1.02502) [-0.77923]
IPCA(-1)	(-0.15299) (-0.24898) [-0.61445]
IPCA(-2)	(-0.018) (-0.22555) [-0.07981]
EX(-1)	0.098069 (-0.16578) [ 0.59154]
EX(-2)	0.227673 (-0.19139) [ 1.18959]
NUC(-1)	(-0.15309) (-0.05467) [-2.80025]
NUC(-2)	(-0.00983) (-0.06342) [-0.15504]
C	14.10955 (-7.32796)

[ 1.92544]

R-squared	0.988303
Adj. R-squared	0.979305
Sum sq. resids	0.427307
S.E. equation	0.1813
F-statistic	109.8379
Log likelihood	14.28514
Akaike AIC	-0.27376
Schwarz SC	0.26618
Mean dependent	11.74792
S.D. dependent	1.260276

Determinant resid covariance (dof adj.)	5.12E-08
Determinant resid covariance	2.39E-09
Log likelihood	67.97
Akaike information criterion	-1.0808
Schwarz criterion	1.61888