

**FACULDADE IBMEC SÃO PAULO**

**Programa de Mestrado Profissional em Economia**

**Eduardo José Ferreira Jarra**

**Previsão da taxa de juros nominal no Brasil: uma avaliação  
comparativa entre curva de reação, modelo ARMA e VAR**

**São Paulo**

**2008**

**Eduardo José Ferreira Jarra**

**Previsão da taxa de juros nominal no Brasil: uma avaliação comparativa entre curva de reação, modelos ARMA e VAR**

Dissertação apresentando ao programa de Mestrado Profissional em Economia da Faculdade Ibmec São Paulo, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia

Área de Concentração: Macroeconomia Aplicada  
Orientador: Professor Dr. Eurilton Alves Araújo Junior – Ibmec SP

**São Paulo**

**2008**

# FOLHA DE APROVAÇÃO

Eduardo José Ferreira Jarra

Previsão da taxa de juros nominal no Brasil: uma avaliação comparativa entre curva de reação, modelos ARMA e VAR

Dissertação apresentando ao programa de Mestrado Profissional em Economia da Faculdade Ibmec São Paulo, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia

Área de Concentração: Macroeconomia Aplicada

Aprovado em:

## Banca Examinadora

Prof. Dr. Eurilton Alves Araújo Junior

Instituição: Ibmec SP

Assinatura: \_\_\_\_\_

Prof. Dr. Rinado Artes

Instituição: Ibmec SP

Assinatura: \_\_\_\_\_

Prof. Dr. Osmani Guillen

Instituição: Ibmec RJ

Assinatura: \_\_\_\_\_

## RESUMO

Jarra, Eduardo José Ferreira. Previsão da taxa de juros nominal no Brasil: uma avaliação comparativa entre curva de reação, modelos ARMA e VAR

São Paulo, 2008. 28 f, Dissertação (Mestrado) – Faculdade Ibmecc São Paulo, São Paulo, 2008.

Esse trabalho avalia a qualidade de previsão da trajetória da taxa de juros Selic nominal. O conjunto de modelos analisado contém uma curva de reação da autoridade monetária, um modelo de séries temporais univariado e quatro diferentes especificações de VAR. Os resultados mostram que curva de reação e o modelo de séries temporais univariado são os que apresentam as melhores previsões para curto (três e seis meses) e médio prazo (doze meses), ainda que não seja possível distinguir qual é o superior entre os dois. Para os horizontes analisados, os modelos VAR apresentam qualidade de previsão ruim.

Palavras-chave: previsão, juros, curva de reação, modelo univariado de séries temporais, VAR

## **Abstract**

Jarra, Eduardo José Ferreira. An assessment of the performance of the central bank's reaction function, ARMA and VAR models to forecast the nominal interest rate in Brazil.

São Paulo, 2008. 28 f, Dissertation (Mastership) – Faculdade Ibmecc São Paulo, São Paulo, 2008.

This work studies alternative econometric specifications potentially suitable for forecasting the nominal interest rate in Brazil. The group of evaluated models includes the Central Bank reaction function, a univariate time-series model and four different VAR specifications. The results show that the reaction function and the univariate time-series model present the better forecasts for the short (three and six months) and the medium term (twelve months), although it is not possible to distinguish which one is the best. For all periods, VAR models present worse predictions compared to alternative models.

**Key Words:** forecasting, interest rates, reaction function, univariate time-series model, VAR

## SUMÁRIO

1. Introdução.....	6
2. Revisão de Literatura.....	6
3. Metodologia de Estimação.....	8
3.1. Período de estimação e projeção.....	8
3.2. Base de Dados.....	10
3.3. Modelos.....	11
3.3.1. Curva de Reação.....	11
3.3.2. Modelo de Séries Temporais Univariado.....	12
3.3.3. VAR.....	12
4. Métodos de Comparação .....	15
4.1. Estatísticas Simples.....	15
4.2. Teste Diebold e Mariano (DM) .....	15
5. Resultados .....	16
5.1. Projeções três meses a frente.....	16
5.2. Projeções seis meses a frente.....	16
5.3. Projeções doze meses a frente.....	17
5.4. Interpretação dos resultados.....	19
6. Conclusão.....	20
Referências.....	22
Apêndice .....	24

## 1. Introdução

A previsão da trajetória da taxa de juros nominal é fundamental para as decisões econômicas e financeiras. Esse tipo de análise depende de avaliação qualitativa, sendo que modelos quantitativos adequados auxiliam essa tarefa.

Neste trabalho, meu objetivo é identificar qual o melhor modelo quantitativo de previsão da taxa de juros no Brasil dentro de um conjunto composto por: curva de reação da autoridade monetária, séries temporais univariado (ARMA), vetores autoregressivos (VAR), sendo que, em relação aos últimos, utilizo quatro diferentes especificações (economia fechada e aberta, adição de variável exógena e *Near-VAR*<sup>1</sup>).

Devido a diversas alterações na estrutura da economia, busco identificar um período adequado para a estimação dos modelos. Depois, para compará-los em horizontes de curto e médio prazo, uso erros médios de previsão e o teste de Diebold e Mariano (1995).

Em relação aos resultados verificados, a curva de reação e o modelo ARMA apresentaram os melhores desempenhos para curto e médio prazo. Os modelos VARs tiveram resultados muito ruins.

Esse trabalho está dividido da seguinte forma. Na seção 2, mostro a revisão de literatura para Brasil dos modelos citados acima. Na seção 3, apresento a metodologia e os dados. Na seção 4, apresento as formas de comparação. Na seção 5, mostro os resultados e a minha interpretação. A última seção traz a conclusão.

## 2. Revisão de Literatura

Diversos artigos exploram o uso dos modelos VAR para a economia brasileiro, mas esses têm o intuito de avaliar, principalmente, as relações entre as variáveis econômicas e não prever a trajetória das mesmas.

---

<sup>1</sup> Em um *Near-VAR*, as equações do sistema não possuem exatamente os mesmos regressores em comum.

Minella (2001) analisa três períodos distintos, entre 1975 e 2000, da economia brasileira através de um VAR mensal, usando o índice da produção industrial medido pelo IBGE, a taxa de inflação ou o nível de preços (IGP-DI), a taxa de juros Selic e o nível ou taxa de variação do agregado monetário M1. Seu estudo indica que a) choques de política monetária têm efeitos reais importantes sobre a economia b) nos primeiros dois períodos, a política monetária não foi efetiva para combater a inflação, ainda que, no período recente, ela tenha adquirido algum poder (o autor destaca o “puzzle” da inflação<sup>2</sup> em alguns períodos c) que a política monetária responde com defasagem a inovações de inflação e d) que o grau de persistência da inflação vem recuando nos anos de estabilidade.

Céspedes et al (2005) estima um VAR mensal para analisar dois períodos distintos entre 1996 e 2004, usando a taxa de juros Selic, taxa de câmbio nominal, o índice de preços ao consumidor (IPCA), o índice da produção industrial, reservas internacionais e o agregado monetário M1. Seus resultados são a) entre 1999 e 2004, uma inovação positiva dos juros provoca queda do produto e do nível de preços e, entre 1996 e 1998, queda do produto e da inflação, com a ressalva de que, em relação à inflação, haja incerteza b) choques exógenos no câmbio e nos juros pré-fixados de médio prazo são as principais causas de flutuação da taxa de inflação entre 1999 e 2004.

Arquete e Jayme (2003) estuda o período entre 1994 e 2002 através de um VAR. Entre suas conclusões, a política monetária tem efeito sobre as variáveis reais e não responde com rapidez a inovações na inflação, e restrições do setor externo são importantes na curva de reação do Banco Central.

Rabanal e Schwarz (2001a) testam a efetividade da taxa de juros Selic no Brasil através de um VAR, concluindo que o instrumento tem, de fato, um efeito relevante sobre a economia real.

O Banco Central (2008) apresenta diferentes estimações mensais e trimestrais de VARs para avaliar, principalmente, a trajetória futura da inflação, usando a inflação de preços livres e de preços monitorados, câmbio, produção industrial, agregado monetário M1, juros nominais ou reais e dummies de tendência e sazonalidade. Os resultados indicam que os modelos VAR

---

<sup>2</sup> O puzzle é o aumento da taxa de inflação após uma inovação positiva na taxa de juros. Sims (1992) destaca a dificuldade de conciliar esse fato com a interpretação monetarista ISLM. Uma possível explicação estaria no fato da autoridade monetária ter informações sobre pressões inflacionárias futuras. Assim, ela sobe o juros, enquanto a pressão inflacionária prevista acaba por se materializar, mas menos do que teria sido sem a alta de juros.

têm o seu melhor desempenho em termos de projeções de inflação num intervalo de até um ano, superando, com frequência, as previsões do modelo estrutural.

Alves (2001) busca comparar a capacidade de previsão de inflação do modelo estrutural do Banco Central e, como benchmark, utiliza um *Near-VAR* trimestral usando o IPCA e o hiato do PIB como variáveis endógenas e algumas outras exógenas. Através de estatísticas simples (resíduo médio absoluto e etc), Alves conclui que o modelo *Near-VAR* mostrou-se muito bom para projeções de curtíssimo prazo, mas não apresentou poder preditivo tão bom os demais períodos, enquanto o modelo estrutural mostrou-se muito eficiente para os períodos analisados.

Minella et al (2002) analisam o sistema de metas de inflação no Brasil desde 1999, abordando, entre os diferentes assuntos, a construção da credibilidade do BC. Nesse ponto, Minella et al constrói uma regra de Taylor para analisar como o Banco Central reage aos movimentos das expectativas de inflação, concluindo que o BC reage fortemente às mesmas, trazendo evidência de que a política monetária atua de forma forward-looking. Mesma conclusão é obtida em Minella et al (2003).

### **3. Metodologia de estimação**

#### **3.1 Período de estimação e projeção**

Devido ao histórico de crises econômicas e relevantes alterações na condução da política econômica mesmo no período recente de estabilidade, preciso selecionar uma amostra adequada de dados de forma a evitar instabilidade nos parâmetros estimados devido a quebras estruturais e a buscar minimizar problemas associados a mudanças nos regimes de política<sup>3</sup>.

Minella (2001) divide sua estimação no período entre 1975 e 2000 em três fases: 1975-1985 (taxa de inflação acelerando e ausência de planos de estabilização), 1985-1994 (taxa de inflação acelerando rapidamente e a adoção de cinco planos de estabilização de sucesso

---

<sup>3</sup> De acordo com Favero (2007), ao analisar a falha da Cowles Commission, Lucas questiona a superexogeneidade das variáveis de política, ataca os modelos por não levarem expectativa em conta e, por conta disso, os parâmetros identificados por não serem estáveis ao longo de diferentes regimes de política.

momentâneo) e 1994-2000 (taxa de inflação recuando de modo substancial e duradouro após o lançamento do Plano Real).

Lima et al (2007) concluem que a política monetária no Brasil pode ser caracterizada por quatro diferentes regimes entre julho de 1996 e janeiro de 2006, sendo que há uma diferença substancial na forma como a política monetária foi conduzida antes e depois de julho de 1999 em função da mudança do regime de câmbio.

Céspedes et al (2005) divide o período de estimação do VAR entre 1996-1998 e 1999-2004 por conta dos desdobramentos na forma de condução da política monetária.

O Banco Central (2008), por outro lado, não identifica fortes quebras estruturais no período entre o quarto trimestre de 1994 e o de 2007, considerando consistente a estimação dos seus modelos VARs para o referido período.

Nesse trabalho, opto por trabalhar com o período que compreende o período de estabilidade no atual contexto de política econômica<sup>4</sup>, apesar de entender que a tentativa de minimizar os possíveis problemas discutidos (quebras estruturais e mudanças de regimes) tem o custo de reduzir os graus de liberdade nas minhas estimações. Buscando contornar esse problema, trabalho com uma amostra mensal ao invés de uma amostra trimestral<sup>5</sup>, a qual compreende os meses entre janeiro de 2000 e março de 2008 (99 observações).

Meu trabalho avalia a qualidade de previsão dos modelos para o curto e o médio prazo. Para isso, os modelos serão estimados com intervalos móveis de seis anos (72 observações), sendo que os doze meses subsequentes serão usados para projeções fora da amostra. Depois, construo uma série de projeções 3 meses, 6 meses e 12 meses à frente (tabela 1 e 2).

---

<sup>4</sup> O regime de câmbio flutuante foi adotado em 18 de janeiro de 1999 e o sistema de metas de inflação oficialmente em 21 de junho do mesmo ano.

<sup>5</sup> Séries de menor frequência, como as trimestrais, apresentam a vantagem de reduzirem os erros de amostragem, que são mais presentes em séries de alta frequência, como as mensais.

**Tabela 1 – Período de estimação / projeção e Observações selecionadas**

Período	Estimação		Projeção		Observações selecionadas		
	Início	Final	Início	Final	3 meses	6 meses	12 meses
1	jan/00	dez/05	jan/06	dez/06	mar/06	jun/06	dez/06
2	fev/00	jan/06	fev/06	jan/07	abr/06	jul/06	jan/07
3	mar/00	fev/06	mar/06	fev/07	mai/06	ago/06	fev/07
....	....	....	....	....	....	....	....
....	....	....	....	....	....	....	....
25	jan/02	dez/07	jan/08	dez/08	mar/08	nd	nd

**Tabela 2 – Séries de projeções n períodos a frente**

	Início	Término	Obs.
Três meses	mar/06	mar/08	25
Seis meses	jun/06	mar/08	22
Doze meses	dez/06	mar/08	19

### 3.2 Base de Dados

Os dados usados no trabalho foram:

- a) Hiato do produto: hiato da produção industrial mensal dessazonalizada (fonte IBGE) através de um filtro HP.
- b) IPCA: série da taxa de inflação mensal. Fonte: IBGE
- c) Taxa de juros Selic nominal efetiva no último dia útil do mês. Fonte Banco Central
- d) Variação da taxa de câmbio nominal (Real / Dólar americano). Fonte: Banco Central
- e) Variação do EMBI Brasil, calculado pelo banco JP Morgan. Fonte: Bloomberg.
- f) Série das expectativas de inflação 12 meses a frente coletadas pelo Banco Central junto a bancos e consultorias.

Esse dado foi usado para estimar a curva de reação do Banco Central e, para isso, usei a expectativa de inflação no dia das reuniões do Copom, assumindo que o Comitê teria acesso a tais informações na data referida. A série tem início de dezembro de 2001. Por isso, foi necessário obter alguma estimativa dos valores até janeiro de 2000. Para isso, usei a formula abaixo, que teve como fundamentação Minella (2002):

$$\pi_{12M} = \frac{(12-j)}{12}(E_j \pi_t) + \frac{(j)}{12}(E_j \pi_{t+1}) \quad (1)$$

onde  $E_j \pi_t$  é a projeção no mês  $j$  para a inflação no ano corrente  $t$  e  $E_j \pi_{t+1}$  é a projeção no mês  $j$  para a inflação no ano seguinte  $t+1$

Apesar de entender que isso pode trazer algum erro de amostragem, avalio que, ao ampliar a minha amostra, o ganho com o aumento dos graus de liberdade compensa. Além disso, a série de projeção de inflação 12 meses à frente, reconstruída por esse critério, se aproximou da série de fato compilada pelo Banco Central a partir de dezembro de 2001 (gráfico 1).

g) Metas de inflação: usei a equação (1) para determinar a trajetória das metas 12 meses à frente.

As séries acima não apresentaram raiz unitária com base no teste de Dick-Fuller (tabela 3).

### 3.3 Modelos

#### 3.3.1 Curva de reação

A curva de reação é uma regra do tipo Taylor, sendo que adoto a forma funcional utilizada por Minella et al (2002):

$$i_t = \alpha_i i_{t-1} + (1 - \alpha_i)(\alpha_0 + \alpha_2 y_{t-1} + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*)) \quad (2)$$

onde  $i_t$  é a taxa de juros,  $y_t$  é o hiato do produto,  $E_t \pi_{t+j}$  é a expectativa de inflação e  $\pi_{t+j}^*$  é a meta de inflação.

### 3.3.2 Modelo de Séries Temporais Univariado

O modelo univariado não possui estrutura e depende exclusivamente dos valores defasados da variável dependente a ser modelada e dos seus próprios erros. Esses modelos têm a forma:

$$y = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \left[ \sum_{i=1}^q \beta_i \varepsilon_{t-i} \right] \quad (3)$$

Ou seja, sua capacidade de previsão está baseada no histórico da série. Para definir o modelo, usei a metodologia de Box-Jenkins<sup>6</sup>. Levo em consideração a estacionariedade ou não da série, as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial, as significâncias dos parâmetros e os critérios AIC e Schwarz, buscando um modelo parcimonioso, estacionário e com boa capacidade de previsão.

### 3.3.3 VAR

Enders (2004) apresenta o sistema primitivo de um VAR. Generalizando para n defasagens, tenho:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \sum_{i=1}^p \Gamma_1 x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

onde  $B$  e  $\Gamma_{t-i}$  são as matrizes (n x n) de coeficientes,  $\Gamma_0$  é o vetor de constantes,  $p$  é o número de defasagens,  $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ , sendo  $\Sigma$  uma matriz diagonal.

Multiplicando por  $B^{-1}$ , chega-se

---

<sup>6</sup> Box-Jenkins propõem um método em três fases para selecionar um modelo apropriado para séries temporais univariadas. Primeiro, o estágio de identificação, onde se avalia a série da variável, a função autocorrelação e função de correlação parcial. Segundo, o estágio de estimação, onde os modelos são estimados e os coeficientes examinados. Terceiro, o estágio da checagem (Enders, 2004).

$$x_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i x_{t-i} + e_t \quad (5)$$

onde

$$A_0 = B^{-1}\Gamma_0$$

$$A_1 = B^{-1}\Gamma_1$$

$$e_t = B^{-1}\varepsilon_t$$

Para determinar o número de variáveis defasadas adequadas, uso os critérios AIC, SC e HQ. Depois, testo a autocorrelação dos resíduos, avaliando a necessidade ou não de acrescentar uma ou duas defasagens a fim de corrigir o problema caso o mesmo exista.

Analiso quatro variedades de VAR. Primeiro, uso uma especificação para economia fechada: IPCA, o hiato do produto (produção industrial) e taxa de juros Selic nominal.

Segundo, estimo um VAR para economia aberta: o modelo acima mais a variação da taxa de câmbio nominal.

Terceiro, uso a primeira especificação acrescida de uma variável exógena. Meu intuito é capturar os avanços macroeconômicas dos últimos anos, ou seja, capturar a trajetória declinantes dos juros no país. Para tal, selecionei a variação do risco Brasil, porém usando a variável com as quartas, quintas e sextas defasagens. As razões para isso foram, primeiro, por uma questão empírica (os modelos ficaram melhores com essas defasagens) e, segundo, porque faz sentido para mim que os avanços na economia não se traduzam em ganhos imediatos do ponto de vista da redução dos juros.

Quarto, busco fundamentação na teoria para especificar um modelo que, diferentemente de um VAR tradicional, apresente equações no sistema que não possuam exatamente os mesmos regressores entre si. Baseado no arcabouço IS-LM-OA de uma economia fechada, tenho (de forma simplificada):

*IS*

$$y = y_{-1} + \beta i^* \quad (6)$$

*OA*

$$\pi = \pi_{-1} + \gamma y_{-1} \quad (7)$$

*MP*

$$i = i_{-1} + \alpha \pi + \varphi y \quad (8)$$

onde  $y_t$  é o hiato do produto,  $\pi_t$  é a inflação,  $i_t$  é a taxa de juros nominal e  $i_t^*$  é a taxa de juros real.

Com base nisso e no primeiro modelo VAR citado acima, excludo a taxa de juros nominal da equação que tem a variável inflação como dependente, uma vez que os juros não afetam a inflação diretamente, mas sim através do hiato do produto.

Em relação ao hiato do produto, mantive a inflação, uma vez que o determinante do hiato é a taxa de juros reais e não a taxa de nominal com a qual trabalho. Ou seja, preciso considerar a inflação.

A estimação de um *Near-VAR* não pode ser feita através de OLS. Quando os regressores são idênticos em cada equação, a estimativa com OLS é consistente e assintoticamente eficiente. Porém, no caso de um *Near-Var*, as equações não estão adequadas, pois não possuem o mesmo número de regressores. A estimação com SUR (seemingly unrelated regressions) provém estimadores eficientes<sup>7</sup>.

---

<sup>7</sup> Ender (2004)

## 4. Métodos de comparação

Os modelos serão comparados pela sua qualidade de previsão para 3, 6 e 12 meses à frente, o que permite avaliar como eles funcionam em períodos de curto e médio prazo. A comparação será feita em duas etapas, caso necessário conforme descrito a seguir.

### 4.1 Estatísticas simples

Primeiro, avalio os modelos de acordo com o erro médio absoluto e o erro quadrático médio:

EMA

$$EMA(\hat{\theta}) = E\left|\hat{\theta} - \theta_0\right|$$

EQM<sup>8</sup>

$$EQM(\hat{\theta}) = E[(\hat{\theta} - \theta_0)^2] = \text{var}(\hat{\theta}) + (E[\hat{\theta}] - \theta_0)^2$$

De posse disso, avalio a possibilidade de já identificar um modelo claramente superior para os períodos estudados. Caso não seja possível, procedo com o teste descrito abaixo.

### 4.2 Teste Diebold e Mariano (DM)

Em Diebold e Mariano (1995), os autores propõem um teste para a acurácia de duas projeções competidoras entre si. Assim, considerando duas projeções  $\{\hat{y}_{it}\}_{t=1}^T$  e  $\{\hat{y}_{jt}\}_{t=1}^T$  da série  $\{y_t\}_{t=1}^T$ , com os erros iguais a  $\{e_{it}\}_{t=1}^T$  e  $\{e_{jt}\}_{t=1}^T$ , o objetivo é avaliar a perda esperada associada a cada projeção. A hipótese nula é  $E[d_t] = 0$ , sendo que  $d_t \equiv [g(e_{it}) - g(e_{jt})]$  é o diferencial de perda. Assim, a hipótese nula de igualdade de acurácia é equivalente a hipótese nula de que média da população do diferencial de perda é 0. O teste é assintoticamente normal.

---

<sup>8</sup> O erro quadrático médio pode ser dividido entre o quadrado viés  $E[\hat{\theta}] - \theta_0$  e a variância  $\text{var}(\hat{\theta})$ . Dessa forma, o EQM apresenta o trade-off entre variância e viés do estimador.

$$DM = d / \sqrt{\text{var}(d)/(n-1)} \approx t(n-1) \quad (9)$$

Quando as estatísticas simples não deixarem claro qual o melhor modelo, aplicarei o teste DM para os resultados tanto em EQM quanto em EMA.

## **5. Resultados**

### **5.1 Projeções três meses a frente**

O modelo ARMA apresentou o melhor desempenho pelo cálculo do EMA, seguido pela Função Reação (tabela 4). Os modelos VARs tiveram desempenho inferior. Quando calculado o EQM, a curva de reação teve um resultado melhor, seguido pelo modelo ARMA. Os VARs, novamente, tiveram desempenho claramente inferior.

Não ficou claro qual o melhor modelo de previsão entre o ARMA e a curva de reação, pois as medidas de comparação ficaram muito próximas. De qualquer forma, ambas são superiores aos VARs.

Diante disso, faço a comparação entre o modelo ARMA e a curva de reação através do teste DM. Os resultados apresentados na tabela 5 não são conclusivos e não conseguem identificar qual o melhor modelo.

### **5.2 Projeções seis meses a frente**

Quando avalio as projeções seis meses a frente, identifico que a curva de reação apresenta desempenho superior, seja pelo EMA seja pelo EQM (tabela 6). O modelo ARMA veio a seguir e, novamente, os modelos VARs tiveram desempenho muito inferior.

Apesar de ter sido o modelo com menor EMA e EQM, a curva de reação não apresentou desempenho claramente superior ao modelo univariado, uma vez que as estatísticas usadas para a comparação ficaram muito próximas. Porém, ambas são evidentemente superiores aos VARs.

Novamente, faço o teste DM entre o modelo ARMA e a curva de reação. Os resultados apresentados na tabela 7 não são conclusivos e não conseguem identificar qual o melhor modelo.

### 5.3 Projeções 12 meses a frente

Encontrei as mesmas conclusões para as projeções de doze meses a frente. A curva de reação voltou a apresentar desempenho superior pelo EMA e pelo EQM (tabela 8). O modelo ARMA veio a seguir, mas não foi possível distinguir qual o melhor entre os dois. Novamente, os modelos VARs tiveram desempenho muito inferior.

O teste DM entre o modelo ARMA e a curva de reação novamente não foi conclusivo e não consigo identificar qual o melhor modelo.

**Tabela 4 – Projeções três meses a frente**

	EMA	Ranking	EQM	Ranking
Função reação	0.004493	2	0.000028	1
ARMA	0.004346	1	0.000032	2
VAR simples	0.009843	5	0.000121	5
VAR c/ câmbio	0.006713	3	0.000061	3
VAR c/ Risco Brasil	0.007608	4	0.000079	4
Near-VAR	0.010362	6	0.000127	6

**Tabela 5 – Teste DM entre ARMA e Curva de Reação para três meses a frente**

	Teste	P-Valor
EMA	(0.12)	0.90
EQM	(0.26)	0.80

Nota: P-Valor referente a hipótese nula de que as projeções são iguais

**Tabela 6 – Projeções seis meses a frente**

	EMA	Ranking	EQM	Ranking
Função reação	0.007885	1	0.000092	1
ARMA	0.008780	2	0.000121	2
VAR simples	0.029739	5	0.000965	6
VAR c/ câmbio	0.022142	4	0.000549	4
VAR c/ Risco Brasil	0.017928	3	0.000365	3
Near-VAR	0.030152	6	0.000949	5

**Tabela 7 – Teste DM entre Curva de Reação e ARMA para seis meses a frente**

	Teste	P-Valor
EMA	(0.26)	0.80
EQM	(0.41)	0.69

Nota: P-Valor referente a hipótese nula de que as projeções são iguais

**Tabela 8 – Projeções doze meses a frente**

	EMA	Ranking	EQM	Ranking
Função reação	0.013957	1	0.000259	1
ARMA	0.014332	2	0.000293	2
VAR simples	0.071687	6	0.005216	6
VAR c/ câmbio	0.062309	4	0.003912	4
VAR c/ Risco Brasil	0.046707	3	0.002208	3
Near-VAR	0.067391	5	0.004572	5

**Tabela 9 – Teste DM entre Curva de Reação e ARMA para doze meses a frente**

	Teste	P-Valor
EMA	(0.10)	0.92
EQM	(0.26)	0.80

Nota: P-Valor referente a hipótese nula de que as projeções são iguais

## 5.4 Interpretação dos resultados

A função reação e o modelo ARMA tiveram desempenho satisfatório para as projeções de curto e médio prazo. No entanto, os cálculos de comparação usados no trabalho não são conclusivos em apontar qual o melhor modelo entre os dois e, dessa forma, entendo que o desempenho de ambos é similar. Ou seja, os modelos ARMA e curva de reação são os melhores.

Os modelos VARs (em todos os períodos de projeção estudados) apresentaram um desempenho ruim. Essa constatação não é surpreendente, sendo que, no caso de um VAR, o seu principal objetivo é avaliar as relações intertemporais<sup>9</sup> entre as variáveis endógenas e não efetuar projeções.

Os modelos univariados e os vetores autoregressivos são, por construção, o resultado de seu passado e, dessa forma, suas projeções tendem a retornar para a média histórica das variáveis dependentes. Especificamente em relação ao VAR, busquei contornar parte desse problema adicionando uma variável exógena (variação defasada do Risco Brasil), pois entendo que a estabilidade macroeconômica é recente e existe uma tendência de juros mais baixos no país. Porém, essa solução não foi suficiente.

Acrescento dois outros fatores em relação aos VARs. Primeiro, conforme Rabanal e Schwartz (2001b), nesse tipo de modelo, muitos parâmetros são estimados com poucas observações, provocando grandes erros de projeção fora da amostra.

Segundo, entendo que a frequência mensal das estimações pode ter levado a erros de amostragem dessas variáveis (o objetivo de usar essa frequência foi discutido na seção 3). Alguns exemplos: a produção industrial dessazonalizada apresenta diversos ruídos, como variações, a cada ano, na quantidade de dias úteis, paralisações pontuais de setores importantes (como extração mineral), além de, por estar dessazonalizada, ter sofrido a passagem de um primeiro filtro, sendo que, para obter o hiato do produto, uso um filtro adicional (HP). Com relação à inflação, as taxas podem apresentar movimento pontuais, como um choque de oferta de alimentos, o qual não está relacionado com o comportamento dos

---

<sup>9</sup> Enders (2004)

juros, hiato do produto e variação do câmbio. Esses comentários ilustram que a estimação por VAR pode não estar capturando as verdadeiras relações entre as variáveis.

Quanto a possíveis soluções, estimações de frequência trimestral resolveriam parte dos problemas relacionados a erros de amostragem. No entanto, essa solução depende de um aumento da amostra dos dados, ou seja, é uma solução independente de pesquisa. Além disso, com mais dados, poderá ser possível capturar, de alguma forma, a tendência declinante dos juros no Brasil.

A segunda alternativa seria o uso de variáveis econômicas diferentes das usadas nesse trabalho e artigos aqui citados. Para a inflação, por exemplo, uma saída seria usar alguma medida de núcleo. Em relação à produção industrial, porém, não vejo uma série econômica doméstica longa o suficiente e de frequência mensal que possa ser sua substituta. Uma saída seria efetuar uma suavização da série do hiato do produto mensal (como uma média móvel de três meses), porém isso implicaria no custo de se ter mais um filtro na série.

## **6. Conclusão**

Neste trabalho, busquei comparar diferentes modelos para a previsão da taxa de juros Selic nominal no país. Para isso, usei uma curva de reação, um modelo de séries temporais univariado e quatro diferentes estimações de VARs: 1. inflação, hiato e juros; 2. VAR 1 com a variação do câmbio nominal (endógena); VAR 1 com a variação do Risco Brasil (exógena); 4) VAR 1 ajustado pela teoria econômica, resultando num Near-VAR. Busquei selecionar um período de análise menos sujeito aos problemas de quebras estruturais e mudanças de regimes de política.

Os modelos foram avaliados para os períodos três, seis e doze meses a frente. As formas de comparação das projeções foram as medidas EQM e EMA e, quando necessário, o teste DM.

Para os analisados, a curva de reação e o modelo univariado apresentaram resultados superiores, sendo que não foi possível concluir, estatisticamente, qual dos dois é o melhor. Por fim, ficou evidente que os modelos VARs tem um desempenho desfavorável para prever a taxa de juros no país.

Esse resultado parece associado a forma de construção desses modelos, ainda mais em um contexto em que os juros no Brasil passam por um processo estrutural de declínio. No caso dos VARs, especificamente, as variáveis endógenas usadas em frequência mensal podem ter levado a erros de amostragem que dificultam a captura das verdadeiras relações econômicas entre si.

Como solução de parte dos problemas, minha sugestão para pesquisa futura é o uso de variáveis econômicas diferentes no caso dos VARs. Além disso, o meu trabalho não abordou previsões estimadas a partir de modelo macroeconômico Novo-Keynesiano (Favero, 2007).

## Referências

Alves, Sergio (2001), “Avaliação das Projeções do Modelo Estrutural do Banco Central do Brasil para a Taxa de Variação do IPCA”, Banco Central do Brasil, Working Papers Series nº 16

Arquete, L., Jayme Jr., F. (2003), “Política monetária, preços e produto no Brasil (1994-2002): uma aplicação de vetores auto-regressivos”, Artigo apresentado no XXXI Encontro ANPEC

Banco Central do Brasil (2004), “Vetores Auto-Regressivos”, Relatório de Inflação Junho de 2004

Banco Central do Brasil (2008), “Modelos de Vetores Auto-Regressivos”, Relatório de Inflação Março de 2008

Céspedes, B, Elcyon C. R. Lima e Alexis Maka (2005), “Monetary Policy, Inflation and the Level of Economic Activity in Brazil after the Real Plan: Stylized Facts from SVAR Models”, IPEA, Working Papers Series nº 1101

Diebold, F.X., R. Mariano (1995), “Comparing predictive accuracy”, Journal of Business and Economics Statistics 13, 253-264

Enders, Walter (2004), “Applied Econometric Time Series”, Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics

Favero, C (2007), “Model Evaluation in Macroeconometrics: from Cowles foundation to DSGE models”, Paper prepared for the “Conference in honor of David Hendry”

Heji, C., Paul de Boer, Philip H. Franses, Teun Kloek e Herman K. Dijk (2004), Econometric Methods with Applications in Business and Economics, Oxford University Press

Lima, Elcyon, Alexis Maka e Mário Mendonça (2007), “Monetary Policy Regimes in Brazil”, IPEA, Working Papers Series nº 1285a

Minella, A. (2001), “Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation”, Banco Central do Brasil, Working Papers Series n° 33

Minella, A., Paulo S. Freitas, Ilan Goldfajn e Marcelo K. Muinhos (2002), “Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges”, Banco Central do Brasil, Working Papers Series n° 53

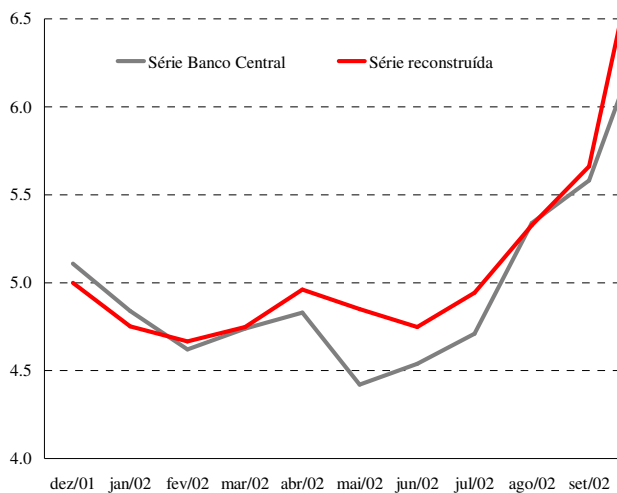
Minella, A., Paulo S. Freitas, Ilan Goldfajn e Marcelo K. Muinhos (2003), “Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility” , Banco Central do Brasil, Working Papers Series n° 77

Rabanal, Pau e Gerd Schwartz (2001a), Testing the Effectiveness of the Overnight Interest Rate as a Monetary Policy Instrument”, IMF Country Report n° 01/10, Brazil: selected issues and statistical appendix

Rabanal, Pau e Gerd Schwartz (2001b), Forecasting Inflation in Brazil: How Useful are Time Series Techniques”, IMF Country Report n° 01/10, Brazil: selected issues and statistical appendix

Sims, Christopher (1992), “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: the Effects of Monetary Policy” European Economic Review, vol. 36, 975-1000

## Apêndice



**Gráfico 1: Série de expectativas de inflação 12 meses a frente Banco Central e série reconstruída para esse trabalho**

**Tabela 3 – Teste de raiz unitária das séries**

	Teste	P-Valor
Hiato do produto	-5.2	0.000
IPCA	-5.3	0.000
Taxa de juros Selic	-3.8	0.019
Varição da taxa de câmbio	-9.0	0.000
Varição do Embi	-11.6	0.000
Expectativas menos Meta de Inflação	-2.9	0.004

Nota: P-Valor referente a hipótese nula de que as séries possuem raiz unitária