**Transmissão da Política Monetária: ANÁLISE DE QUEBRAS ESTRUTURAIS NA ECONOMIA BRASILEIRA RECENTE POR MODELOS VAR, SVAR E MS-VAR**

**Eduardo Cardeal Tomazzia[[1]](#footnote-2)**

**Roberto Meurer[[2]](#footnote-3)**

**RESUMO**

Este estudo tem como objetivo investigar características importantes da política monetária e sua transmissão na economia brasileira entre 1995 e 2009, entre elas as respostas das principais variáveis macroeconômicas aos choques de política monetária exógena e não esperada e as quebras estruturais destas relações. Para tanto, utilizou-se da estimação de modelos VAR e SVAR para captar o efeito exógeno da política monetária, cuja identificação das restrições foi realizada por métodos de análise sistêmica de estruturas. Além disso, a estabilidade dos parâmetros estimados foi testada pela estimação de modelos MS-VAR, o que trouxe *insights* sobre as mudanças estruturais da economia brasileira. Foram identificados três regimes de transmissão da política monetária: (i) 1995 a 1998, coincidente com o regime de câmbio semi-fixo, com a taxa de câmbio sendo o elemento preponderante na definição da taxa SELIC, que cumpria a função de absorver dos choques externos; (ii) 1999 a meados de 2003, período marcado pela estruturação do regime de metas inflacionárias, de início da flutuação cambial e de choques às variáveis macroeconômicas decorrentes de dúvidas quanto ao abastecimento energético, da sucessão presidencial e da construção da reputação da política monetária do governo Lula; e (iii) de meados de 2003 a 2009, que corresponde à consolidação do regime de metas inflacionárias, o que é visto pela predominância do nível de preços na função de reação do Banco Central. A efetividade da política monetária também é aumentada, visto que o efeito da SELIC na produção industrial e no nível de preços se torna negativa, sendo estatisticamente significativo para a primeira.

**Palavras-chave:** transmissão de política monetária, quebras estruturais, Brasil.

**Classificação JEL:** E23, E59, E32.

**ABSTRACT**

This study aims to examine important issues of monetary policy and its transmission in the Brazilian economy between 1995 and 2009, such as the responses of macroeconomic variables to monetary unexpected exogenous shocks and the structural breaks of these relations. We used VAR and SVAR models to capture the exogenous portion of monetary policy actions, as well as systemic analysis techniques to determine the structure of the models. It was also employed MS-VAR models, to relax the parameter stability hypothesis, which brought insights about structural breaks hitting the Brazilian economy. Three regimes were identified: (i) from 1995 to 1998, the currency peg regime, where the exchange rate was the main objective of the SELIC rate’s definition used to absorb external shocks; (i) from 1999 to mid-2003, period of the implementation of the inflation target regime, of floating exchange rates, and of several macroeconomic shocks from the menace of blackouts and economic policy rupture, and subsequent construction of Lula’s policies’ reputation; and (iii) from mid-2003 to early 2009, with the consolidation of the inflation target regime, which is perceived by the prevalence of the price level in the central bank’s reaction function. The effect of the SELIC on industrial production and price level becomes negative, which indicates the increase of monetary policy efficiency.

**Keywords:** monetary policy transmission, structural breaks, Brazil.

**JEL Classification:** E23, E59, E32.

**Área 3 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças**

# 1 INTRODUÇÃO

Desde que os estudos seminais de Bernanke e Blinder (1992) e Sims (1992) deram as bases para uma extensa literatura na aplicação de modelos *Vector Autoregression* (VAR) na mensuração dos efeitos de choques de política monetária em variáveis macroeconômicas, cuja grande inovação é não requerer a formulação de modelos estruturais mais completos, as pesquisas têm se desenvolvido em várias linhas. Uma destas vertentes, presente em estudos como o de Boivin e Giannoni (2006), é a identificação de mudanças de eficácia da política monetária decorrentes de mudanças no funcionamento da economia, de transformações estruturais no efeito da política. A idéia central é que inovações financeiras, mudanças graduais de comportamento e transformação nos níveis e na volatilidade de variáveis macroeconômicas, e mesmo na forma como a política econômica é conduzida, considerando que os agentes têm expectativas racionais, levariam a alterações nas suas previsões e causando modificações nos diversos mecanismos de transmissão.

No Brasil, Lopes (1997) admite que o desmonte das estruturas e comportamentos advindos do período de alta inflação ocorreu gradualmente a partir das medidas de estabilização decorrentes do Plano Real, e a política monetária se fortaleceu gradativamente com este movimento. As sucessivas transformações das condições macroeconômicas da economia brasileira – implantação e consolidação da estabilidade sob câmbio semi-fixo; flutuação do câmbio e estabelecimento do regime de metas inflacionárias, em período de incertezas políticas; e, por fim, o amadurecimento destes regimes e maior estabilidade de variáveis como a taxa de câmbio e taxas de juros – tiveram efeitos sobre as estruturas e o comportamentos dos agentes, que resultam em perguntas de que mudanças foram estas, e qual a sua magnitude.

A partir dos métodos de Chow (1960), abordagens econométricas foram desenvolvidas para captar as mudanças estruturais na economia. Entre os principais estudos nesta linha, podem-se citar os de Cogley e Sargent (2004), que trata os parâmetros como variáveis latentes estimadas pelo Filtro de Kalman, e o de Sims e Zha (2006), em que os parâmetros mudam conforme uma variável latente de estado que segue um Processo de Mudança Markoviana (*Markov Switching Process*).

Um importante método, introduzido por Hamilton (1989), de modelagem de mudanças de regime, deu origem a várias abordagens baseadas na Mudança Markoviana (*Markov Switching Models*). Nesta modelagem, os parâmetros de um processo auto-regressivo são vistos como produtos de um processo Markoviano de estado discreto. As mudanças não são determinadas *a priori*, mas são feitas inferências probabilísticas sobre o estado (regime) e sua mudança, por meio de algoritmos de filtros iterativos não-lineares.

Uma técnica desenvolvida a partir deste referencial é o *Markov Switching Vector Autoregression* (MS-VAR), introduzido por Krolzig (1997), uma abordagem de análise de sistemas lineares multivariados sujeitos a mudanças de regime, cuja idéia geral é que os parâmetros do processo estocástico variam com o tempo, mas são constantes em relação à variável discreta não observável (regime).

O entendimento dos efeitos da política monetária e das transformações ocorridas nos seus mecanismos é relevante do ponto de vista positivo, uma vez que contribui para a compreensão da economia brasileira após a estabilização monetária. Também contribui para a discussão normativa, pois levanta elementos importantes para a modelagem de efeitos futuros de políticas a serem adotadas, mesmo quando o impacto destas políticas tenha o potencial de ruptura da estrutura de efeitos vigente no momento de sua implantação, ou ocorra após transformações relevantes decorrentes de outros fatores.

Exposta a motivação teórica do presente artigo, podem-se definir duas questões de pesquisa: Qual é o efeito da política monetária sobre as principais variáveis macroeconômicas no Brasil após a estabilização monetária? Este efeito é constante através do tempo, considerando que transformações qualitativas ocorrem, e quais são as diferenças entre os períodos?

Assim, este estudo tem como objetivo mensurar o impacto de choques monetários nas principais variáveis macroeconômicas e a inter-relação da definição da variável de política monetária no Brasil pós-estabilização monetária, assim como verificar as mudanças ocorridas nestas relações ao longo do tempo.

### 

# 2 ESTUDOS DAS MUDANÇAS ESTRUTURAIS DA TRANSMISSÃO MONETÁRIA

Este tópico tem como objetivo revisar alguns dos trabalhos recentes de verificação de quebras estruturais na transmissão de política monetária.

Com o objetivo de verificar se a política monetária norte-americana mudou a sua eficácia, Boivin e Gianonni (2006) testam modelos estruturais e SVAR para duas amostras distintas, entre 1959 e 1979 e 1979 a 2002. O estudo procura explicar porque os choques exógenos e não esperados de política monetária reduziram os seus efeitos no produto e inflação a partir da década de 1980. A explicação principal é a maior reação da autoridade monetária às expectativas inflacionárias. Diante de choques de oferta e demanda, a política monetária se tornou mais eficiente em evitar maiores flutuações reais e monetárias. Outro fator, menos relevante, é que a própria natureza dos choques do período mais recente se mostrou menos intensa.

Cogley e Sargent (2004) analisam os dados dos EUA para o período após a 2ª Guerra Mundial, por meio de modelo VAR com coeficientes e volatilidade dependentes do regime. A resposta da inflação e suas expectativas à política monetária variam ao longo do tempo, sendo muito forte e volátil na década de 1970, e decrescendo ao longo das duas décadas seguintes, em que se verificou aumento do ativismo da política monetária.

Por meio de modelos VAR condicionados a mudanças de regime, Sims e Zha (2006) verificam, para a economia norte-americana, apenas a relevância da alteração da variância nos modelos confrontados, contando que a maior diferença ocorreu entre as décadas de 1970 e 1980.

Utilizando modelos MS-VAR, González e Gonzalez-Garcia (2006) identificam uma quebra estrutural no mecanismo de transmissão para o México em 2001, que coincide com a adoção do regime de metas inflacionárias, e as inovações monetárias passaram a ter maior influência no produto real, inflação e taxa de câmbio, assim como um fortalecimento do efeito da taxa de inflação e suas expectativas e da taxa de câmbio na definição da taxa de juros de curto prazo.

A partir do modelo MS-VAR, Silva Filho, Silva e Frascaroli (2006) identificam várias quebras estruturais de resposta de variáveis à política monetária no Brasil. O estudo identifica dois regimes para o período de 1980 a 2005, sendo que no primeiro, que corresponde à maior parte da década de oitenta e a primeira metade da década de noventa, houve grande variabilidade das variáveis econômicas e baixa efetividade da política monetária, decorrentes do ambiente de alta inflação. No segundo regime a política monetária se torna efetiva e influencia negativamente o produto real. O segundo regime ocorre em curtos períodos da década de oitenta, e se torna constante a partir da implantação do Plano Real, apenas com a exceção da crise cambial de 1999, quando houve interrupção da eficácia da política monetária para o período de poucos meses no início de 1999.

Silva e Portugal (2007) verificam assimetrias no efeito da política monetária na economia brasileira. Entre os principais resultados, identificam forte evidência de que os efeitos reais de choques negativos são diferentes dos choques positivos em estado de expansão da economia, e que o efeito dos choques negativos diferem entre os estados de expansão e recessão. Quando utilizada a variação da taxa SELIC como medida de política monetária, o afrouxamento monetário também mostrou efeito diverso entre os estados do ciclo econômico.

# 2 METODOLOGIA

Por meio da análise quantitativa de modelos VAR, buscou-se a uma modelagem que captasse os principais efeitos e relações da política monetária e variáveis macroeconômicas como inflação, produção, expectativas, taxa de câmbio, entre outras. Para testar a presença de quebras estruturais no corte temporal tratado utilizou-se a metodologia MS-VAR. Dadas as quebras identificadas, foram estimados modelos VAR para os sub-períodos que apresentam estabilidade (que não apresentam transição de regime). Na seqüência são apresentadas breves revisões dos métodos empregados. A apresentação de métodos usuais como o VAR e SVAR é justificada pela discussão da escolha da ordenação das variáveis para a ortogonalização dos impulsos, necessária para a estimação das funções impulso-resposta.

**2.1 Discussão dos Métodos**

Os modelos VAR consistem em sistemas com variáveis endógenas, que afetam e são afetadas pelas outras, e variáveis exógenas, que afetam as endógenas, mas não são afetadas por elas, e pode ser definido, em sua forma reduzida, como:

 (1)

Onde: **Xt** é o vetor das variáveis endógenas; **Zt** é o vetor das variáveis exógenas; **A0**, **Ai** e **Φ**são as matrizes dos coeficientes; **k** é um vetor de constantes; **p** é o número de defasagens das variáveis endógenas; e **ut** é o vetor de erro do sistema.

É possível padronizar a função multiplicando-a por **A0-1**, obtendo o VAR em sua forma padronizada e reduzida. É padronizada, pois a matriz das variáveis endógenas é isolada, e reduzida porque uma variável endógena não é regressora de outra de forma contemporânea (i > 0). Tal formatação do VAR é demonstrada na função a seguir:

 (2)

Onde: **c = A0-1 k**; **Bi = A0-1Ai**; **Γi = A0-1Φ**; e **εt = A0-1ut**, sendo que **εt ~ N(0, Σ)** e E(**εt**, **εs´**) *≠* 0, e *t ≠ s*.

Deste modo, os resíduos, na forma reduzida, são contemporaneamente correlacionados, uma vez que a matriz **Σ** não é diagonal. Portanto, os resíduos do VAR reduzido são resultados de uma combinação linear de choques exógenos não correlacionados contemporaneamente, e não é possível a identificação do choque exógeno de cada variável endógena do sistema. Em termos de avaliação de política monetária, esta é uma restrição que leva à necessidade de um modelo que consiga isolar o efeito exógeno de cada variável, o que é possível com modelos VAR estruturais (SVAR), que possuem resíduos não correlacionados contemporaneamente, o que torna a matriz **Σ** não diagonal, uma opção metodológica largamente utilizada no estudo dos efeitos da política monetária (CHRISTIANO, EICHENBAUM, EVANS, 1999).

A forma estrutural de um modelo de vetor auto-regressivo permite às variáveis endógenas influenciarem-se de modo contemporâneo, transformando a equação (2) em:

 (3)

Nesta forma, o sistema se torna sobre-parametrizado, o que obriga a adoção de restrições a coeficientes, que resulta na identificação de um sistema estrutural.

A identificação adotada neste trabalho foi o sistema recursivo proposto por Sims (1980), e pode ser exemplificada através de Enders (2004), considerando um modelo com duas variáveis endógenas (*yt* e *wt*), nenhuma exógena e uma defasagem:

 (4)

 (5)

Desta forma, é possível reescrever as relações entre os choques exógenos e os resíduos da regressão (3) como:

 (6)

A restrição imposta foi em relação ao efeito de *yt* em *wt* contemporaneamente (a21=0), o que torna a matriz **A0-1** triangular, seguindo a decomposição de Choleski:

 (7)

A partir da restrição em **A0-1**, pode-se chegar ao sistema padronizado:

 (8)

Onde: *b*10 = *a*10 – *a*12*a*20; *b*11 = *γ*11 – *a*12 *γ*21; *b*12 = *γ*12 – *a*12 *γ*22; *b*20 = *a*20; *b*21 = *γ*21; *b*22 = *γ* 22;

Para este exemplo binomial, foi possível reduzir o número de parâmetros de 10 para 9 ao se restringir *a*21=0. Para um modelo geral de *n* variáveis endógenas, **A0** se torna uma matriz *n*x*n*, e a sua identificação requer (*n*2-*n*)/2 restrições na relação entre os resíduos e as inovações estruturais. Como a decomposição de Choleski é triangular, ela resulta em exatamente (*n*2-*n*)/2 valores de **A0** iguais a zero, o que o torna um método de decomposição suficiente para restringir o modelo estrutural (ENDERS, 2004).

Além de suficiente para a estruturação do VAR, o método de ordenação de Choleski é intuitivo: a ordenação das variáveis no SVAR deve ser feita de modo que a primeira afete todas as outras contemporaneamente, a segunda afete todas com a exceção da primeira e assim por diante, de modo que a última não afeta nenhuma no mesmo período. Neste estudo, a metodologia do SVAR é a principal ferramenta de estimação das relações dinâmicas entre a política monetárias e as variáveis macroeconômicas, mas como todo modelo VAR, não são os parâmetros estimados os resultados a serem analisados, mas sim as funções de impulso e resposta decorrentes deles.

O objetivo final do SVAR para avaliação dos efeitos da política monetária são as funções de impulso e resposta (IRFs), que resumem o efeito exógeno de uma variável em outra, distribuído no tempo.

No modelo SVAR apresentado, a definição das restrições é realizada pela ordenação das variáveis. Cada ordenação de Xit em **Xt** resulta em uma decomposição de Choleski única, tornando os resultados do modelo dependentes de sua estrutura. Segundo Dermilap e Hoover (2003) não há uma base estatística ou empírica para a escolha da ordenação de causalidade contemporânea. A prática mais comum é a definição *a priori* das relações contemporâneas, baseadas em histórias plausíveis sobre a possibilidade de uma variável afetar outra no decorrer do mesmo período. O problema é que muitas vezes ordenações concorrentes podem ser baseadas em histórias plausíveis, o que traz os modelos VAR, propostos originalmente para superar a dependência dos modelos à sua estrutura, novamente à questão da subjetividade das restrições impostas.

Uma forma de contornar a questão da identificação da causalidade contemporânea é por meio de técnicas de inferência causal baseada na Teoria dos Grafos (*Graph Theoretic Analysis*), mais especificamente nos Grafos Diretos Acíclicos (*Directed Acyclical Graphs*, aqui chamados DAGs), uma classe de método de inferência que não permite causação cíclica e bidirecional, condições necessárias para a identificação das restrições do SVAR. Os métodos aqui descritos e utilizados são baseados em Spirtes, Glymour e Scheines (2000) e na aplicação deste para a análise da política monetária brasileira por Céspedes, Lima e Maka (2008).

Para entender como esta ferramenta pode ser usada na definição das restrições do SVAR, parte-se da equação dos resíduos do VAR reduzido (**εt**) em função dos resíduos do SVAR (**ut**), rearranjando-a em:

 (9)

Desta forma, **A0** representa a matriz das relações contemporâneas entre as variáveis. Conforme visto anteriormente, a condição necessária para a identificação do modelo é que sejam feitas (*n*2-*n*)/2 restrições na matriz **A0**. Utilizando a descrição de Céspedes, Lima e Maka (2008), é possível empregar os DAGs como representação de independência condicional, para um VAR com três variáveis endógenas, conforme a Figura 1.

(-α32)

*ε1*

*ε2*

*ε3*

*u1*

*u2*

*u3*

(-α21)

(-α31)

**Figura 1 – Representação das relações contemporâneas dos resíduos em DAGs**

Fonte: Adaptado de Céspedes, Lima e Maka (2008).

Nesta representação, as linhas indicam conexões causais, sendo a seta a sua direção. Ela pode ser traduzida para um sistema recursivo,

 (10)

e para uma representação matricial de **A0**, que satisfaz a condição de identificação do SVAR:

 (11)

Para a operacionalização da estimação dos DAGs, faz-se uso do algoritmo PC, formulado por Spirtes, Glymour e Scheines (2000), e do software TETRAD 4, dos mesmos autores.

O algoritmo PC foi construído para a identificação de relação causal de variáveis observadas e experimentais, e assume que a relação causal verdadeira é acíclica e não há causas não identificadas e comuns entre as variáveis analisadas.

Quanto à robustez empírica dos métodos dos DAGs e do algoritmo PC, Dermilap e Hoover (2003) testam-nos para modelos SVAR em experimentos de Monte Carlo e avaliação empírica da economia americana. Seus resultados indicam que estes métodos são bons para traçar as relações estruturais, pelo menos assintoticamente. Para amostras menores, as relações menos fortes se tornam não significativas, mesmo ao se definir uma margem de erro maior. Robins *et al* (2003) verificam as propriedades assintóticas desta metodologia e chegam a resultados semelhantes. Para o propósito deste estudo, adotou-se o método de decomposição de Choleski, sendo que apenas a ordenação das variáveis neste método será definida pelos testes de DAGs. A alternativa, de definir as restrições baseando-se apenas nas relações verificadas nestes testes levaria a um viés de sobre-restrição – relações verdadeiras não seriam identificadas – uma vez que a amostra é pequena.

Segundo González e Gonzalez-Garcia (2006), uma das críticas freqüentes aos modelos VAR se relacionam à sua estabilidade e linearidade. A estimação de parâmetros invariáveis que traçam as respostas de variáveis macroeconômicas para um longo período de tempo sofre do viés trazido à tona pela Crítica de Lucas (1976). As mudanças na condução da política monetária alteram a formação das expectativas, o que torna os parâmetros variáveis no tempo. Outras fontes de mudança nos parâmetros podem ser encontradas em ocorrências como transformações estruturais no sistema financeiro, mudança nas preferências dos *policy makers* e dos próprios consumidores e empresários, dificilmente captadas, em sua complexidade, por conhecimento *a priori*.

O período de análise deste trabalho, de 1995 a 2009, possui dois períodos distintos em relação à condução da política monetária, sendo o período inicial – 1995 a 1998 – caracterizado pela adoção do regime cambial semi-fixo, e o posterior pela flutuação cambial e pelo estabelecimento do regime de metas inflacionárias. Apesar de existir uma quebra teórica relevante, prefere-se não adotar separações analíticas baseado em conhecimentos *a priori*. O método adotado para traçar os períodos linearmente consistentes, passíveis de verificação estatística pelos modelos já descritos, é o MS-VAR. Além de definir os períodos de análise, ele permite uma breve análise das diferenças dos parâmetros estimados, que podem trazer *insights* das principais alterações na transmissão da política monetária.

Os modelos *Markov Switching Vector Autoregression* (MS-VAR) surgiram da combinação de dois importantes instrumentos: o VAR de Sims (1980) e modelos que incorporam cadeias de Markov na análise de mudanças de regime em séries macroeconômicas. O resultado é um modelo que permite estimar VARs sujeitos às mudanças de regime.

Segundo Krolzig (1997), os modelos MS-VAR podem ser formalmente descritos como processos de auto-regressão vetorial de variáveis observadas **Xt**, cujos parâmetros são incondicionalmente variantes no tempo, mas invariantes, condicionados à variável discreta e não observável **st** (definida como regime). Neste trabalho optou-se pelo MS-VAR que considera variação do intercepto (I), dos parâmetros auto-regressivos (A) e da variância do erro (H), denominado MSIAH(*M*)-VAR(*p*), modelo utilizado em outros trabalhos que analisam a política monetária, como González e Gonzalez-Garcia (2006) e Silva Filho, Silva e Frascaroli (2006), e que pode ser especificado da seguinte forma:

 (12)

Onde: , onde *M* é o número de regimes não-observados; **ut** é o termo de erro condicionado ao regime, tal que , ou seja, a sua variância também é condicionada ao regime; os termos **v(st)**, **βi(st)**, e **Σ(st)** representam as funções de mudança na matriz dos parâmetros de intercepto, auto-regressivos e variância, respectivamente, condicionadas ao regime.

As realizações não observadas do regime **st** são geradas por tempo discreto, o que constitui um processo estocástico por cadeias Markov com estados discretos. A probabilidade de transição entre os regimes pode ser definida como:

 (13)

As probabilidades de transição também podem ser representadas na forma de uma matriz de transição **T**.

 (14)

Intuitivamente pode se afirmar que sistemas estáveis (com poucas mudanças de regime) tendem a apresentar a diagonal principal próxima à unidade, o que representa baixa probabilidade de mudança de regime.

A definição da datação dos regimes em um sistema é feita através de um algoritmo que filtra e suaviza as probabilidades do regime, e permite inferir sobre a distribuição de probabilidade da variável regime não observada **st** dado o conjunto de variáveis observadas **Xt**.

O algoritmo utilizado neste trabalho é o *Expectation-Maximization* (EM) de Hamilton (1989). Este algoritmo realiza estimativas pelo método da Máxima Verossimilhança, e consiste em um procedimento iterativo de dois estágios. Os modelos foram estimados através pacote OX MSVAR 1.32a (KROLZIG, 2005).

**2.2 Descrição das Variáveis e Modelos**

O modelo geral de estimação inclui como variáveis endógenas a variável de política monetária – a taxa básica de juros – e as informações a que o Banco Central reage, entre elas *proxies* da atividade da economia, nível de preços internos, taxa de câmbio e agregado monetário, composição verificada em trabalhos como os de Christiano, Eichenbaum e Evans (1999). Além destas variáveis, foram inseridas as expectativas inflacionárias e da taxa de juros, para o período mais recente, dado que a disponibilidade dos dados não abrange todo o período analisado. Deste modo é possível captar o papel da formação das expectativas e da estrutura a termo da taxa de juros na transmissão da política monetária. Outra vantagem da inserção das variáveis de expectativas, principalmente a de juros, é que o resíduo da equação da SELIC, que nas IRFs do SVAR é o que gera o impacto, passa a ser melhor estimado como um choque não esperado, além de exógeno.

Entre as variáveis exógenas do modelo, foram incluídas:

* a inflação externa (*commodities*), de modo a captar choques externos de inflação;
* o índice de risco-país, que representa outra fonte de choque externo importante, e consegue captar muito bem o impacto das crises financeiras globais que afetaram várias das variáveis endógenas, notadamente a taxa de juros definida pelo Banco Central e a taxa de câmbio;
* as reservas internacionais, uma informação relevante principalmente sob o regime de câmbio semi-fixo, uma vez que constituiu a principal defesa aos ataques especulativos ao real semi-fixado ao dólar americano;
* e uma variável *dummy* para controlar o efeito do regime de câmbio.

O Quadro 1 apresenta as variáveis utilizadas, assim como sua descrição, fonte e disponibilidade no período 06/1995-01/2009.

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Variável** | **Nomenclatura** | **Descrição da *proxy* utilizada** | **Dispon.** | **Fonte** |
| ***Variáveis Endógenas*** | |  |  |  |
| Instrumento de política monetária | SELIC | Taxa de juros - Over / Selic - (% a.m.) | Total | BCB Boletim/MF |
| Nível de atividade real | PIG | Produção industrial - indústria geral - quantum - índice dessaz. (média 2002 = 100), em logaritmos naturais | Total | IBGE/PIM-PF |
| Taxa de Câmbio | CAMBIO | Taxa de câmbio - R$ / US$ - comercial - venda - fim período - R$ - em logaritmos naturais | Total | BCB Boletim/BP |
| Nível de Preços Interno | IPCA | IPCA - geral - índice (dez. 1993 = 100) - em logaritmos naturais | Total | IBGE/SNIPC |
| Agregado Monetário | M3 | M3 - fim período - novo conceito (deflator: IPCA) – dessazonalizado pelo método X12 (*US Census Bureau*) - R$(milhões) – em logaritmos naturais | Total | BCB Boletim/Moeda |
| Expectativa de Inflação | EI | Expectativa de inflação do final do mês seguinte no início do mês corrente (% a.m.) | 03/2000 a 01/2009 | Elaborado pelo autor com base nos dados do BCB/FOCUS |
| Taxa de Juros de Longo Prazo | SWAP | Taxa referencial - *swaps* - DI pré-fixada - 360 dias - fim de período - (% a.a.) | 09/1999 a 01/2009 | BM&F |
| ***Variáveis Exógenas*** |  |  |  |  |
| Nível de Preços Externo | CPI | *Commodity Price Index* (jan. 2005 = 100) - em logaritmos naturais | Total | FMI |
| Choque externo | EMBI | Índice de Risco-País EMBI+ Brasil – em logaritmos naturais | Total | JP Morgan |
| Reservas Internacionais | RI | Reservas internacionais - liquidez internacional - US$(milhões) - em logaritmos naturais | Total | BCB Boletim/BP |
| Regime de Câmbio | REGCAMBIO | Variável *dummy*: valor 0 quando regime de câmbio semifixo (1995:6-1998:12) e 1 quando regime de câmbio flexível (1999:1-2008:12) | Total | Elaborado pelos autores |

**Quadro 1 – Nome, descrição, disponibilidade e fonte das variáveis utilizadas no Modelo Geral**

Optou-se por não testar a estacionariedade das séries utilizadas, assim como não realizar análise de cointegração. Esta opção está baseada nos achados de Sims, Stock e Watson (1990), que mostram que para modelos auto-regressivos, a transformação das variáveis para a sua primeira diferença e os testes de cointegração e do mecanismo de correção se torna desnecessária, e que os resultados de testes em nível são consistentes assintoticamente. Além disso, esta suposição vem sendo adotada por estudos como os de Bernanke e Gertler (1995) e Céspedes, Lima e Maka (2008).

Embasando esta decisão metodológica, pode-se citar Toda e Yamamoto (1995), que demonstram que para um VAR em nível, com variáveis com ordem de integração e cointegração desconhecidas, as propriedades estatísticas permanecem robustas se defasagens adicionais, iguais ao número de integração máxima das variáveis, forem adicionadas ao número de defasagem ótimo do modelo. A questão colocada por Toda e Yamamoto (1995) é que, primeiramente, os testes de raízes unitárias são muito imprecisos contra a alternativa da hipótese de as variáveis serem estacionárias com tendência. Além disso, é difícil saber, *a priori*, se as variáveis são estacionárias com tendência, integradas ou cointegradas, e de que ordem. Uma última razão da escolha do uso das variáveis em nível é a perda de informação ao se trabalhar em primeira diferença, o que é relevante para o presente estudo, no sentido em que existe importante diferença do nível das variáveis testadas, notadamente em relação à taxa básica de juros e a produção industrial. Desta forma, deu-se preferência, sempre que possível, ao critério de escolha que indica o maior número de defasagens, com o objetivo de alcançar a robustez dos modelos VAR testados.

Os passos da pesquisa são descritos na seqüência, e incorporam os métodos apresentados e as variáveis escolhidas:

1. Teste do VAR reduzido com as variáveis do Modelo Geral para o período total, com exceção das variáveis de expectativa, não disponíveis para início do período. A ordenação das variáveis endógenas é dada pelo teste de exogeneidade em bloco de Granger, de modo que a mais exógena é ordenada em primeiro lugar e a mais endógena em último. A defasagem é dada pelo teste de especificação de defasagem, verificando os Critério de Schwarz (SC), de Akaike (AIC) e de Hanan-Quinn (HQ), e verificando também o teste LM de autocorrelação, de modo que os resíduos não sejam autocorrelacionados;
2. Os resíduos do VAR reduzido são testados pelo método de DAGs, e as relações de causalidade contemporânea são identificadas pelo algoritmo PC;
3. A ordenação de causalidade verificada no teste anterior é aplicada como ordenação das variáveis e da ortogonalização dos resíduos em um SVAR com as mesmas variáveis do VAR reduzido. A defasagem é novamente adotada pelo método descrito no passo 1º;
4. As IRFs são estimadas;
5. A robustez dos resultados é testada pela alteração de algumas especificações do modelo, como as variáveis exógenas e a defasagem;
6. Após a primeira rodada de testes, é testado um MS-VAR com as mesmas especificações do VAR reduzido, uma vez que o MS-VAR é um VAR reduzido, e as relações contemporâneas não tem importância na sua especificação. Testa-se novamente a defasagem ótima e a presença de dois e três regimes. A robustez dos resultados é testada alterando as variáveis exógenas;
7. O modelo geral é reavaliado considerando os resultados dos testes MS-VAR e a estimação dos regimes, repetindo-se os passos 1º ao 4º. Para o período mais recente, as variáveis de expectativas inflacionárias e de taxa de juros são acrescentadas.

Quanto às restrições do estudo, uma importante crítica aos métodos econométricos para a identificação de relações macroeconômicas é feita por Summers (1991). Segundo o autor, os trabalhos desta natureza, incluídos tanto os modelos estruturais como os VAR, têm fornecido pouca contribuição para o desenvolvimento da teoria econômica, e seus resultados são, em sua maioria, altamente contestáveis, pois se baseiam em ‘mineração de dados’, e se mostram sensíveis a pequenas variações nas hipóteses simplificadoras, estruturas e escolha de *proxies*.

Considerando a validade da abordagem metodológica, pode-se afirmar que a identificação da política monetária exógena e não esperada é uma importante questão, amplamente discutida nos estudos da linha de pesquisa da mensuração dos efeitos da política monetária.

Uma das principais críticas foi feita por Bernanke, Boivin e Eliasz (2005), que constatam que os modelos SVAR com poucas variáveis pecam pela falta de informação, o que causa dois problemas principais: a mensuração da inovação monetária exógena e não esperada pode ser viesada pelo fato de o modelo não contemplar todas as informações utilizadas para a tomada de decisão dos agentes privados e o Banco Central; e a impossibilidade de estimar as funções de impulso e resposta das variáveis não consideradas no modelo.

Outra consideração a ser feita sobre os métodos utilizados é a opção pela decomposição de Choleski para ortogonalizar os erros. A alternativa, de formar um modelo estrutural considerando apenas as relações identificadas pelo método de DAGs, foi rejeitada pelo viés de sobre-restrição deste método para pequenas amostras, mas que poderia resultar na identificação de resultados mais acurados. Além disso, a adoção da decomposição de Choleski é amplamente utilizada na literatura. Por fim, cabe afirmar que os resultados apresentados neste trabalho se limitam à economia brasileira, e ao período estudado, de 1995 a 2009.

**3 Resultados e discussão**

**3.1 Teste do Modelo Geral para o Período 1995-2009**

Para o modelo geral inicial, o teste de defasagem ótima obteve uma defasagem para o critério SC. O teste LM identificou auto-correlação dos resíduos até a segunda defasagem. Optou-se por trabalhar com três defasagens. A ordenação das variáveis endógenas foi definida pelo teste de causalidade de Granger, e apresentou tal ordenação: M3, SELIC, PIG, IPCA e CAMBIO.

Os testes de DAGs resultaram em algumas relações com direção indefinida para os resíduos do VAR. Como teste de robustez, testou-se também os DAGs para os resíduos do VAR inicial de duas defasagens, assim como para as variáveis endógenas. Apesar de o interesse ser nos resíduos, as variáveis endógenas podem apresentar relações não verificadas nos testes dos resíduos, e servir para decisões de direção não identificada. Os resultados dos resíduos dos VARs foram consistentes entre si, e em relação com as variáveis, apenas o CAMBIO apresentou relação contrária ao dos anteriores. A ordenação adotada para a ortogonalização dos erros foi: SELIC, IPCA, M3, PIG e CAMBIO. As IRFs são mostradas no Gráfico 1.

Os resultados indicam que a política monetária exógena, no período de 1995 a 2009, afeta negativamente o nível de preços, como esperado teoricamente, sendo que o efeito não cessa até dois anos após este choque, mesmo que este efeito seja muito baixo (menos de -0,1%) comparado como efeito das outras variáveis do sistema, entre eles o M3 (próximo de -0,2%), o PIG e o CAMBIO (próximos de 0,3% e 0,2%). O choque positivo relevante da taxa de câmbio no nível de preços confirma o efeito *pass-through*, verificado anteriormente por Goldfajn e Werlang (2000). Identificou-se também que um choque exógeno do IPCA leva a um aumento permanente da mesma variável na ordem de pouco menos de 0,4%, o efeito mais alto identificado para esta variável, que significa que choques exógenos do nível de preços o elevam permanentemente nesta magnitude.

O choque exógeno da política monetária também tem efeito negativo, de acordo com o esperado, para o CAMBIO. O efeito máximo ocorre após dois meses (-2,7%), e lentamente o CAMBIO caminha para o seu nível inicial, mesmo sem atingi-lo após dois anos. O grande efeito inicial se explica pelo efeito da taxa de juros de curto prazo no aumento da taxa de juros real (considerando a rigidez dos preços), e conseqüentemente nos fluxos de capitais entrantes, atraídos pelo aumento da rentabilidade dos ativos atrelados à taxa SELIC, notadamente títulos públicos. Há, portanto, um efeito mais efetivo via fluxos financeiros que sobre a balança comercial, visto que esta demora mais a reagir devido à restrição, no curto prazo, dos contratos vigentes.

A relação entre a SELIC e o rendimento e demanda dos títulos atrelados a ela também está afetando o M3, uma definição mais ampla da moeda que considera tais títulos. A resposta do M3 segue dois efeitos. O primeiro sobre a base monetária e depósitos à vista é negativo, representando o custo de oportunidade do rendimento de uma aplicação alternativa. O segundo é positivo e está relacionado à demanda por títulos indexados à SELIC e aumento do rendimento sobre o estoque existente, que cresce ao aumento desta taxa. O efeito identificado do M3 reflete este efeito dúbio. Num primeiro momento a resposta é negativa, e após quatro meses se torna positiva, estabilizando-se depois de um ano.

A resposta do PIG confirma a neutralidade de longo prazo e efetividade de curto prazo da política monetária sobre as variáveis reais. O nível da produção industrial caiu até -0,4% com dois meses de defasagem, e retornou ao seu nível inicial em até um ano após o choque. O rápido efeito da política monetária sobre as principais variáveis macroeconômicas no Brasil já vem sendo verificado em estudos como os de Minella (2003) e Céspedes, Lima e Maka (2008), e contrasta com o resultado de países desenvolvidos, notadamente os EUA, cujo efeito máximo ocorre entre um e dois anos após o choque, conforme verificado por Bernanke e Gertler (1995) e Bernanke e Mihov (1998), entre outros. A rapidez do efeito máximo no Brasil é explicada por Minella (2003) pela predominância do crédito de curto prazo na economia brasileira. Desta forma a taxa de juros média incidente sobre os contratos de dívida tem uma parcela maior da de curto prazo, e o espalhamento da taxa de juros básica sobre esta estrutura é mais rápida.



Gráfico 1 – IRFs do Modelo SVAR Geral – 06/1995 a 01/2009

Obs.: As linhas tracejadas indicam o intervalo de confiança de 95%. Eixo Y: indica o nível de resposta, em percentual (à exceção da SELIC, em pontos percentuais) a um choque de um desvio-padrão da variável indicada. Eixo X: defasagem do efeito, em meses.

A resposta da SELIC às outras variáveis endógenas mostra as características da função de reação do Banco Central. Inicialmente a variável de maior influência na determinação da taxa de juros é ela mesma, o que mostra uma característica auto-regressiva importante e indica que a política monetária vem seguindo uma ação gradualista, como forma de evitar um *overshooting*. Desta forma, a SELIC atinge sua tendência de longo prazo em torno de um ano e meio após o choque inicial de política monetária.

A resposta da SELIC à inflação é positiva, conforme o esperado, assim como à produção. Ambas geram uma resposta máxima próxima de 3% no terceiro mês. A resposta ao câmbio é similar, em defasagem e efeito máximo, mas apresenta uma reação negativa entre o quarto e décimo mês. Após este efeito a SELIC volta a convergir ao nível inicial.

Para verificar a robustez dos resultados, foram testados modelos alternativos. Para o primeiro apenas optou-se por duas defasagens, e os resultados dos IRFs foram quase idênticos. Uma segunda variação considerou apenas a variável *dummy* REGCAMBIO como exógena, excluindo do modelo o EMBI, CPI e RI. Neste modelo, as principais mudanças encontradas verificam-se na resposta ao CAMBIO, e em menor grau ao IPCA. Este resultado já era esperado, uma vez que o CAMBIO tende a ser mais sensível a choques externos, e assim incorporar o efeito das variáveis exógenas quando estas não são consideradas. Um exemplo disto é o aumento do efeito do CAMBIO na SELIC. No modelo que considera os choques externos como exógenas este efeito é positivo, porém baixo (4%). Ao excluir as variáveis exógenas, a resposta da SELIC ao CAMBIO praticamente dobra. Um fator que determina esta diferença é a relação das crises financeiras e a reação do Banco Central aos ataques especulativos ao Real, inicialmente sob o regime de câmbio semi-fixo e, posteriormente, para a manutenção da inflação dentro da meta estabelecida.

**3.2 Resultados dos Modelos MS-VAR**

A especificação inicial do teste MSIAH(2)-VAR(p) – modelo com dois regimes – compreendeu a ordenação adotada no VAR reduzido. A estimação dos regimes resultou em uma única quebra, ocorrida entre os meses setembro e outubro de 2000. Testou-se também um modelo em que se excluíram as variáveis exógenas, e a quebra se deu entre os meses de julho e agosto do mesmo ano, o que não invalida os resultados anteriores por se tratar de poucos meses de diferença.

Também foi testada a existência de três regimes. O modelo resultante foi um MSIAH(3)-VAR(1), com a estimação de 141 parâmetros. O algoritmo EM convergiu após cinco iterações e o teste LR confirmou novamente a não-linearidade dos parâmetros. Os resíduos seguiram uma distribuição próxima da normal. A matriz de transição apresentou regimes persistentes:

 (15)

Os regimes identificados foram novamente de única ocorrência, sendo que se distribuíram de tal forma no tempo:

* Regime 1: 07/1995 a 12/1998;
* Regime 2: 01/1999 a 07/2003;
* Regime 3: 08/2003 a 01/2009.

Os critérios SC, HQ e AIC são superiores aos do modelo de dois regimes, o que constitui superioridade de explicação e de identificação dos regimes do MSIAH(3)-VAR(1) em relação ao MSIAH(2)-VAR(2). Os parâmetros estimados encontram-se na Tabela 1.

É importante ressaltar que os modelos MS-VAR estimados pertencem à classe de modelos VAR reduzidos e, portanto, deve-se tomar cuidado com a interpretação dos parâmetros estimados, uma vez que não são modelos estruturais, o efeito contemporâneo não é estimado, e a matriz **Σ** não é diagonal (os choques das variáveis são correlacionados). De qualquer modo, os coeficientes podem ser interpretados como a relação entre as variáveis, com a ressalva de que não são as relações fundamentais. Exemplificando, o parâmetro da variável SELIC na equação do IPCA corresponde à resposta do nível de preços à variação da primeira, o que é diferente da interpretação da resposta que se verifica numa IRF de um SVAR, que corresponde a um choque exógeno e não esperado (partindo do princípio que as expectativas são formadas baseadas nas informações e estrutura do sistema).

O primeiro regime – de 06/1995 a 12/1998 – coincide com o regime cambial semi-fixo. Das variáveis testadas na equação da SELIC – a função de reação do Banco Central – todas, com a exceção do M3 são significativas a 10%. O CAMBIO apresenta coeficiente positivo e alto, o que condiz com a condução da política monetária do período, de bandas cambiais. Por outro lado, o resultado do IPCA não condiz com o esperado, uma vez que é fortemente negativo. Isso não é uma inconsistência, uma vez que a taxa de juros de curto prazo era definida com o objetivo de controlar a taxa de câmbio, e não a inflação. A soma dos resíduos da equação da SELIC apresenta o maior valor entre os regimes, o que condiz com a alta volatilidade desta taxa no período e a sua função de absorção dos choques externos na economia brasileira. A resposta das demais variáveis à SELIC também apresenta direções não condizentes como esperado, o que é o caso do IPCA e do CAMBIO, que respondem positivamente, mesmo que próximos de zero e não significativas. A soma dos resíduos ao quadrado da equação do CAMBIO, ao inverso do resultado da equação da SELIC, apresentou o menor valor entre os regimes, refletindo a sua baixa variabilidade neste período.

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Regime 1** | | | | | |
| Regressor/Equação | M3 | SELIC | PIG | IPCA | CAMBIO |
| Intercepto | 1,4392 | 35,4512\* | 0,0133 | -0,2705 | 0,1219 |
| M3(-1) | 0,7671 | 1,3770 | -0,0413 | 0,0462 | 0,0011 |
| SELIC(-1) | 0,0047 | 0,6817\* | -0,0121 | 0,0018 | 0,0014 |
| PIG(-1) | 0,1454 | 6,0563\*\* | 0,4487\* | -0,0231 | 0,0468 |
| IPCA(-1) | 0,1383 | -11,1774\*\* | 0,4234 | 0,9677\* | -0,0479 |
| CAMBIO(-1) | 0,2399 | 5,3515\* | -0,2225 | -0,1084\* | 1,0269\* |
| SE | 0,0083 | 0,2482 | 0,0153 | 0,0031 | 0,0020 |
| **Regime 2** | | | | | |
| Regressor/Equação | M3 | SELIC | PIG | IPCA | CAMBIO |
| Intercepto | 0,5713 | 23,6445\* | 0,0026 | 0,3581 | -4,8224 |
| M3(-1) | 0,9444\* | -1,2962 | 0,1067 | -0,0425\*\*\* | 0,1103 |
| SELIC(-1) | -0,0086 | 0,5160\* | -0,0039 | 0,0018 | 0,0343 |
| PIG(-1) | -0,0683 | -1,8431 | 0,6663\* | 0,1063\*\* | 0,2464 |
| IPCA(-1) | 0,0729\*\* | 0,3834 | 0,0089 | 0,9634\* | 0,3189 |
| CAMBIO(-1) | -0,0250\*\* | 0,5597\*\*\* | -0,0039 | 0,0221\* | 0,7155\* |
| SE | 0,0074 | 0,2027 | 0,0141 | 0,0041 | 0,0860 |
| **Regime 3** | | | | | |
| Regressor/Equação | M3 | SELIC | PIG | IPCA | CAMBIO |
| Intercepto | 0,2181 | -0,5434 | 4,0173\* | 0,0641 | -0,5971 |
| M3(-1) | 0,9961\* | -2,5414\* | -0,1568 | 0,0020 | 0,2159 |
| SELIC(-1) | 0,0042 | 0,3662\* | -0,0489\*\* | -0,0023 | 0,0395 |
| PIG(-1) | -0,0049 | -0,5327 | 0,6060\* | 0,0044 | 0,1255 |
| IPCA(-1) | -0,0158 | 5,0758\* | 0,0377 | 0,9861\* | -0,3969 |
| CAMBIO(-1) | -0,0140 | -0,0222 | -0,2026\* | 0,0028 | 1,0092\* |
| SE | 0,0048 | 0,1063 | 0,0172 | 0,0021 | 0,0403 |

Tabela 1 – Parâmetros Estimados no MSIAH(3)-VAR(1) – 06/1995 a 01/2009

Obs.: \*, \*\* e \*\*\*: Estatisticamente significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

O segundo regime – 01/1999 a 07/2003 – pode ser caracterizado pelo início da flutuação cambial, pela estruturação do regime de metas inflacionárias, assim como por vários choques às principais variáveis macroeconômicas decorrentes da crise energética de 2001 e a eleição presidencial de 2002. O fim do regime coincide com a normalização trazida pela construção da reputação da política econômica do governo Lula, ou seja, de que o novo Banco Central seguiria com a política monetária conservadora e se pautaria pela perseguição das metas de inflação. O ano de 2003 também registrou a reversão do resultado em conta corrente, que decorreu de uma elevação de quase 100% da balança comercial entre 2002 e 2003, e que teve efeitos em termos de confiança na solvência do país, e refletiu em variáveis importantes como a taxa de câmbio.

Neste segundo regime, a equação da SELIC apresenta significância apenas para a própria SELIC e para o CAMBIO, o que indica a importância de choques externos na determinação da política monetária. Quanto à resposta das demais variáveis à SELIC, nenhuma se mostra significativa, e o sinal dos efeitos é o mesmo do regime anterior, com a exceção do M3.

O terceiro regime coincide com o período mais recente, de consolidação das metas de inflação. A função de reação apresenta os coeficientes do M3, SELIC e IPCA significativos, e a predominância do último sobre a determinação da taxa SELIC. A resposta da produção à SELIC se torna estatisticamente significativa e mais alta que nos regimes anteriores, o que indica uma maior efetividade da política monetária no lado real da economia brasileira.

O resultado verificado neste modelo MS-VAR para o Brasil apresenta semelhanças e diferenças em relação ao estudo de González e Gonzalez-Garcia (2006) para o México. O MS-VAR testado pelos autores identifica dois regimes, com a quebra ocorrendo na adoção das metas de inflação, sendo que o regime coincidente com o de metas inflacionárias apresentou as respostas esperadas: forte impacto da política monetária em variáveis como inflação e taxa de câmbio. Os resultados aqui apresentados também mostraram aderência da quebra empírica com a esperada, porém o regime que se seguiu não confirmou imediatamente a efetividade do regime de metas inflacionárias, o que só ocorre no terceiro regime, após um período de turbulências.

**3.2 Modelos VAR Incorporando os Regimes Estimados**

Dados os resultados dos testes MS-VAR, pode-se melhorar o modelo geral incorporando o conhecimento dos regimes estimados. Foram estimados seis modelos alternativos, onde se procurou isolar os períodos com coeficientes lineares identificados pelos testes MS-VAR. Os dois primeiros modelos consideram a amostra identificada como os regimes um e dois do MS-VAR de três regimes. Para o período mais recente foram testadas duas amostras concorrentes, considerando o segundo e terceiro regime dos modelos MS-VAR de dois e três regimes, respectivamente. Ambas apresentaram duas modelagens distintas, a primeira considerando apenas as variáveis SELIC, CAMBIO, IPCA, PIG e M3, e uma segunda em que são incluídas as variáveis de expectativa inflacionária (EI) e taxa de juros de longo prazo (SWAP). A vantagem em testar períodos e especificações concorrentes reside na possibilidade de uma melhor aferição da robustez dos resultados, assim como avaliar como as expectativas afetam os modelos. Em todos os modelos testados, foram realizados os passos da estimação do primeiro modelo: teste do modelo VAR, teste DAGs, estimação do SVAR com decomposição Choleski considerando passo anterior e, finalmente, estimação das IRFs.

São apresentados aqui IRFs selecionadas para discutir algumas das mudanças verificadas entre os diversos modelos analisados. A identificação de cada modelo é realizada no Quadro 2.

|  |  |
| --- | --- |
| **Descrição do Modelo** | **Nomenclatura** |
| Modelo SVAR(3) – 06/1995 a 01/2009 | M9509 |
| Modelo SVAR(2) – 06/1995 a 12/1998 | M9598 |
| Modelo SVAR(1) – 01/1999 a 07/2003 | M9903 |
| Modelo SVAR(4) – 10/2000 a 01/2009, com 5 variáveis endógenas: SELIC, M3, IPCA, PIG e CAMBIO | M0009v5 |
| Modelo SVAR(2) – 10/2000 a 01/2009, com 7 variáveis endógenas, com a adição de EI e SWAP em relação ao modelo de 5 variáveis | M0009v7 |
| Modelo SVAR(2) – 08/2003 a 01/2009, com 5 variáveis endógenas: SELIC, M3, IPCA, PIG e CAMBIO | M0309v5 |
| Modelo SVAR(2) – 08/2003 a 01/2009, com 7 variáveis endógenas, com a adição de EI e SWAP em relação ao modelo de 5 variáveis | M0309v7 |

Quadro 2 – Modelos considerados e nomenclatura utilizada.

O Gráfico 2 apresenta funções de impulso-resposta selecionadas comparando os modelos.

|  |  |
| --- | --- |
|  |  |

Gráfico 2 – Funções de impulso-resposta selecionadas dos Modelos SVARs

O modelo da amostra total apresentou resultado semelhante ao de 2000 a 2009 que considera as variáveis de expectativas. Os únicos modelos que apresentaram resposta positiva inicial foram os referentes à última amostra, de 2003 a 2009. Para este período o efeito negativo máximo ocorre em quatro meses.

De modo geral a resposta máxima ocorre entre dois e quatro meses e cessa entre seis e doze meses. Este resultado é consistente com os trabalhos de Minella (2003) e Céspedes, Lima e Maka (2008), e mostram a existência de efeitos reais da política monetária no curto prazo, e a incapacidade da mesma em alterar o nível do produto no longo prazo. A resposta da produção é consistentemente mais rápida que a verificada em países desenvolvidos, conforme já discutido.

Diante dos resultados, não se pode afirmar que houve uma diferença consistente do efeito da política monetária exógena entre os sub-períodos considerados.

O efeito da expectativa de juros, e conseqüentemente da estrutura a termo da taxa de juros, apresenta um resultado robusto entre os modelos que incorporam este tipo de informação para o período mais recente, de 2000 em diante. As IRFs entre o SWAP (impulso) e o PIG (resposta) podem ser interpretadas como o efeito das expectativas de juros na produção.

O efeito da SWAP na PIG apresenta uma defasagem maior de efeito máximo, se comparado com o efeito da SELIC para os mesmos modelos, assim como permanência de efeito maior. Este resultado indica, entre outras coisas, que a política monetária, sob o regime de metas inflacionárias, tem obtido sucesso não apenas em afetar negativamente a produção através de um choque exógeno, mas também criou uma reputação em que a sinalização de sua política futura, feita através de suas medidas e de seus pronunciamentos, tem efeitos reais sobre a economia.

O impacto da taxa de juros de longo prazo na produção sugere que o canal de transmissão da taxa de juros é relevante na economia brasileira, pois há uma ligação entre a definição da taxa de juros de curto prazo, a geração de expectativas e a definição, pelos agentes econômicos, da taxa de juros futura que gera a estrutura a termo, e o impacto desta na produção.

O impacto da taxa de juros de curto prazo para a de longo prazo pode ser verificada nas funções de impulso da SELIC e resposta da SWAP. O impacto máximo se dá entre um e três meses, e o efeito cessa em torno de um ano após o choque exógeno de política monetária.

A relação inversa mostra o quanto a política monetária é consistente com as expectativas geradas. A resposta da SWAP a um choque exógeno na SELIC é alta, com efeito máximo de um a dois trimestres, e cessa em torno de um ano. O que não se pode afirmar é em que medida o Banco Central sinaliza, gera expectativas e cumpre a sinalização. Uma possibilidade é que o Banco Central esteja seguindo o mercado, ou seja, atuando de forma a não ir contra as expectativas formadas.

A resposta do IPCA à política monetária é mais variável, entre os modelos, que a da produção. Um dos modelos apresentou um resultado inverso ao esperado: uma elevação consistente do nível de preços após o choque monetário. Os resultados dos demais modelos podem ser divididos de duas maneiras: pelo resultado final e pela presença do efeito *price puzzle*.

Para o resultado final, existem modelos que resultaram em convergência do resultado de longo prazo a zero, que é o caso dos modelos M9509, M9598 e M9903, que correspondem as de amostra total e dos dois primeiros regimes do MSIAH(3)-VAR(1). Os modelos testados para o período mais recente constataram que após um efeito negativo no IPCA, no final de até dois anos a resposta tende a zero.

O efeito *price puzzle* foi verificado nos modelos M9509, M9598, M9903 e M0009v5. Este efeito vem sendo atribuído à falha dos modelos em captar todas as informações utilizadas pelos Bancos Centrais em suas medidas de política monetária (BERNANKE, BOIVIN, ELIASZ, 2005). Desta forma, situações em que a política monetária reage a indicadores não considerados na modelagem, e que antecedem elevações do nível de preços, podem ser traduzidas nos testes como respostas inicialmente positivas do nível de preços ao choque de política monetária. O fato de alguns dos modelos que não consideram expectativas de inflação apresentarem o efeito, ao passo que o modelo M0309v7 está livre dele, parece confirmar esta suposição.

Existe um espalhamento dos choques do CAMBIO nos preços, com exceção dos modelos de amostra mais recente (2003 a 2009), cujos efeitos convergem a zero após dois anos. O efeito total se estabiliza em até doze meses, para os modelos restantes, e fica entre 0,18% e 0,32% ao fim de dois anos. O resultado final para os modelos M0309 indica uma assimetria de efeito da taxa de câmbio à inflação, por constituir um período de queda quase ininterrupta. Considerando este efeito, os setores que incorporam a taxa de câmbio em seus custos repassam essa variação apenas quando é positiva, não o fazendo quando desonera o custo final de seus produtos.

Resultado semelhante é verificado para o efeito da produção industrial no IPCA, mesmo que a variabilidade de efeito seja maior entre os modelos. Novamente os modelos da última amostra geram funções de resposta que tendem a zero após 24 meses. O efeito final, para os demais modelos, fica entre 0,1% e 0,7%. Pode-se atribuir o efeito identificado à existência de inflação de demanda, cuja importância é verificada pela magnitude do efeito, amostra a amostra.

O efeito do choque exógeno da SELIC no CAMBIO é negativo para a maioria dos modelos, condizendo com o efeito suposto de atração de capital externo a um aumento da diferença entre a taxa de juros interna com a externa. Para a amostra de 1995 a 1998, período do regime de câmbio semi-fixo, a resposta é quase nula, o que é consistente, uma vez que a taxa de juros de curto prazo, neste período, foi a ferramenta de absorção de choques externos, com o objetivo de manter a taxa de câmbio dentro de bandas estabelecidas. Este resultado também é consistente com o trabalho de Céspedes, Lima e Maka (2008), que identifica baixo impacto da política monetária exógena na taxa de câmbio para o período de 1996 a 1998, e efetividade no período posterior.

Outro importante foco de análise trata das características da função de reação do Banco Central. A produção é uma variável relevante na determinação da taxa SELIC. A resposta mais alta foi verificada para a amostra de 1995 a 1998, com resposta máxima de 11% no terceiro mês. Com exceção do modelo M9903, todos os modelos apresentaram convergência do efeito do PIG na SELIC ao longo do segundo ano, e a defasagem de efeito máximo varia de três a nove meses, com nível máximo em torno de 2% (excetuando também o M9598).

De modo geral, o impacto do crescimento da produção é uma reação positiva do instrumento de política monetária. Este efeito se mostra maior para o período de câmbio fixo, e em geral cessa após um ano. A resposta da SELIC ao choque de inflação varia entre os modelos. Sob o regime de câmbio semi-fixo, a SELIC não era a ferramenta de controle inflacionário, pelo menos não diretamente, e a ‘meta’ estabelecida era a taxa de câmbio. A resposta identificada para este período mostra a resposta mais destoante entre os modelos, com efeito forte e negativo (máximo de -5%) nos nove primeiros meses, e uma correção positiva entre os meses nove e dezessete, após o qual converge a zero.

Os padrões de resposta verificados para a amostra total e para a do período 1999 a 2003 exibem efeito máximo entre 1% e 2%, entre o terceiro e o quarto mês. A diferença ocorre na convergência: o M9903 não converge, enquanto que o M9509 praticamente zera no fim dos 24 meses, o que o torna próximo dos resultados dos modelos de amostra mais recente.

Os quatro modelos de amostra recente, com e sem a consideração das expectativas, mostram um impacto positivo rápido, com efeito máximo ocorrendo entre dois e cinco meses, e nível máximo entre 1% e 4%. Dentre estes, o M0309v7 apresenta apenas um desvio do padrão referente ao efeito do segundo mês, que é negativo, mas depois se comporta de modo semelhante aos demais. O regime de metas inflacionárias, em vigor para estas amostras, explica o resultado consistente entre os modelos. O mecanismo de resposta verificado nos modelos é compatível com os pressupostos do regime de metas de inflação, uma vez que a qualquer choque inflacionário, o Banco Central vem respondendo firmemente na persecução das metas estabelecidas.

# 4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo teve como objetivo verificar algumas características importantes da política monetária e sua transmissão na economia brasileira no período pós-estabilidade monetária, entre elas as respostas dos choques das principais variáveis macroeconômicas à política monetária exógena e não esperada e as quebras estruturais destas. Para tanto, se valeu de metodologia própria para este tipo de estudo, com a estimação de modelos para captar o efeito exógeno da política monetária nas principais variáveis macroeconômicas (VAR e SVAR), cuja identificação das restrições foi realizada por métodos de análise sistêmica de estruturas (DAGs). Além disso, a estabilidade dos parâmetros estimados foi flexibilizada, o que foi feito ao utilizar a modelagem não-linear do MS-VAR, o que trouxe *insights* sobre as mudanças estruturais da economia brasileira, além de fornecer datas empíricas de quebras a serem modeladas em VAR lineares.

A partir de 1995 duas quebras estruturais foram empiricamente identificadas. A primeira coincide com o abandono do regime de câmbio semi-fixo, ocorrido em janeiro de 1999. Sendo assim, o primeiro regime é caracterizado pelo Plano Real propriamente dito, com a variável de política monetária sendo definida para absorver choques externos, o que é captado pelo fato do coeficiente da taxa de câmbio ser a mais relevante na equação da SELIC. Já o efeito da SELIC nas outras variáveis não é estatisticamente significativo.

O segundo regime identificado corresponde ao período de estruturação do regime de metas inflacionárias, de início da flutuação cambial e de choques às variáveis macroeconômicas decorrentes de dúvidas quanto as abastecimento energético, a sucessão presidencial, e a construção da reputação da política monetária do governo Lula, o que ocorre a partir de meados de 2003 com a manutenção das altas taxas de juros, quando ocorre a segunda quebra estimada. Este regime apresenta uma função de resposta pautada principalmente para conter a difusão da desconfiança externa, via taxa de câmbio, às variáveis internas, notadamente o nível de preços. O efeito da SELIC, porém, é muito pequeno para a maior parte das variáveis, o que indica ser este um regime intermediário para o estabelecimento das relações buscadas pelo Banco Central, de efetividade de sua política sob o regime de metas de inflação.

O terceiro regime, iniciado em agosto de 2003, apresenta a consolidação do regime de metas inflacionárias, o que é visto pela predominância do nível de preços na função de reação do Banco Central. A efetividade da política monetária também é aumentada, visto que o efeito da SELIC na produção industrial e no nível de preços se torna negativa, mesmo que significativa apenas para a produção.

A estimação das funções de impulso e resposta para a amostra total e as sub-amostras identificadas apresentou alguns fatos relevantes: a produção é consistentemente afetada pelo choque exógeno de política monetária entre as amostras, sendo que o efeito máximo ocorre entre dois e quatro meses e o nível de produção industrial volta à sua tendência de longo prazo em até um ano, o que torna o efeito da política monetária brasileira pelo menos duas vezes mais rápida no espalhamento de sua transmissão, se comparado a economias as dos EUA, UK, França, Alemanha e Itália (BERNANKE; GERTLER, 1995; BERNANKE; MIHOV, 1998). Esta diferença vem sendo explicada pela predominância do crédito de curto prazo na economia brasileira, assim como da grande parcela de ativos e contratos pós-fixados, que geram efeitos pró-cíclicos na contração monetária, e reduzem o efeito total e o espalhamento do efeito para as taxas de juros de prazo maior.

Por outro lado, o papel das taxas de juros de prazo mais longo é verificado como relevante. A taxa de juros de curto prazo afeta as de longo prazo com pouca defasagem, e as alterações na estrutura a termo geram respostas negativas na produção industrial, com uma defasagem de efeito máximo um pouco maior que o efeito da taxa de curto prazo, o que é evidência de um mecanismo de transmissão da política através da estrutura a termo. Além disso, a elevação das expectativas de taxas de juros impacta positivamente a taxa de juros de curto prazo. O que não é claro é se o Banco Central sinaliza, gera expectativas e cumpre a sinalização, ou se está apenas ‘seguindo o mercado’, ou seja, atuando de forma a não desapontar as expectativas formadas devido a custos de reputação.

A resposta do nível de preços e das expectativas de inflação à política monetária é menos conclusiva entre as amostras identificadas pelos modelos MS-VAR. De modo geral, o nível de preços reage negativamente a um choque contracionista, sendo este efeito permanente para a maioria das amostras temporais, inclusive para o período total do estudo. Outro efeito freqüente entre os modelos testados é a presença do *price puzzle* – uma elevação dos preços e da inflação logo após a contração monetária – um efeito verificado recorrentemente em estudos desta natureza, e vem sendo explicado pela falha dos modelos em captar todas as informações utilizadas pelos bancos centrais (BERNANKE, BOIVIN, ELIASZ, 2007). Efeito semelhante ocorre com a resposta das expectativas de inflação à taxa de juros de curto prazo, e em menor magnitude aos choques de taxas de juros de longo prazo.

O *pass-through* da taxa de câmbio para os preços se mostrou importante para todas as amostras, com a exceção do período de 2003 a 2009, em que o efeito final se mostrou nulo. O fato de este período possuir tendência da taxa de câmbio declinante indica um efeito assimétrico de repasse dos custos cambiais pelas empresas. O efeito do nível de atividade nos preços seguiu o efeito da taxa de câmbio, mas com menor magnitude. Já a resposta da taxa de câmbio à política monetária se comportou de acordo com o esperado, com queda após uma contração monetária. O efeito se mostrou maior e com maior defasagem para a amostra geral. No período de câmbio semi-fixo a taxa de câmbio não reage à inovação monetária.

As características da função de reação da autoridade monetária se mostraram, no geral, de acordo com o esperado. A SELIC reage de modo consistentemente positivo à atividade industrial, com destaque ao período 1995 a 1998, elevando-se até cinco vezes mais que nas outras amostras. A reação ao nível de preços se mostra negativo para o regime de câmbio semi-fixo. A adoção do regime de metas de inflação foi verificada na resposta positiva da SELIC a choques exógenos do nível de preços e das expectativas de elevação da inflação, para as amostras mais recentes.

# REFERÊNCIAS

BERNANKE, B.; BLINDER, A. The Federal Funds rate and the channels of monetary transmission. *American Economic Review*, n. 82, p. 901-921, set. 1992

BERNANKE, B.; BOIVIN, J.; ELIASZ, P. Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach. *Quarterly Journal of Economics*, v. 1, n. 120, p. 387-422, fev. 2005.

BERNANKE, B.; GERTLER, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economics Perspectives*, v. 9, n. 4, p. 27-48, 1995.

BERNANKE, B.; MIHOV, I. Measuring Monetary Policy. *Quarterly Journal of Economics*, n. 103, p. 869-902, ago. 1998.

BOIVIN, J.; GIANNONI, M. Has monetary policy become more effective? *The Review of Economics and Statistics*, v.3 n. 88, p. 445-462, ago. 2006.

CESPEDES, B.; LIMA, E.; MAKA, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the Real Plan: stylized facts from SVAR models. *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, n. 2, p. 123-160, abr./jun. 2008.

CHOW, G. C. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, v.28, n.3, jul. 1960.

CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End? In: WOODWORF, M.; TAYLOR, J. (Ed.). *Handbook of Macroeconomics*. Elsevier Science/North Holland, p. 65-148, 1999.

Cogley, T.; Sargent, T. J. Drifts and volatilities: monetary policies and outcomes in the post WWII US. *Review of Economic Dynamics*.v. 8, n. 2, p. 262-302, abr. 2005.

DERMILAP, S.; HOOVER, K. D. Searching for the Causal Structure of a Vector Autoregression. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n.65, n.1, p. 745-767, dez. 2003.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. 2 ed. New Jersey: Wiley, 2004.

GOLDFAJN, I.; WERLANG, S. *The Pass-through from Depreciation to Inflation:* A Panel Study. Working Paper, Banco Central do Brasil, n.5, 2007.

GONZÁLEZ, A. G.; GONZALEZ-GARCIA, J. *Structural changes in the transmission mechanism of monetary policy in Mexico*: a non-linear VAR approach. Working Paper, Dirección General de Investigación Económica Banco de México, n. 6, abr. 2006.

Hamilton, J. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica***.** n. 57, n. 2, p. 357-384, mar. 1989.

Krolzig, H.-M. *Markov switching vector autoregressions***.** Modelling, statistical inference and application to business cycle analysis. Berlin: Springer, 1997.

KROLZIG, H.-M. *MSVAR OX Package 1.32a*. 2005. Disponível em:

< http://www.krolzig.co.uk/index.html?content=/msvar.html>.

LOPES, F. O mecanismo de transmissão da política monetária numa economia em processo de estabilização: notas sobre o Brasil. *Revista de Economia Política*, v.17, n.3, p. 5-11, jul./set. 1997.

Lucas, R. Econometric policy evaluation: a critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy.* n. 1. p. 19–46, 1976.

MINELLA, A. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. *Revista Brasileira de Economia*. v. 57, n. 3, p. 605-635, jul./set. 2003.

SILVA, E. K.; PORTUGAL, M. S. Asymmetric effects of monetary policy in. In: XXIX Encontro Brasileiro de Econometria, 2007, Recife. *Anais...* XXIX Encontro Brasileiro de Econometria. Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Econometria, 2007.

SILVA FILHO, O. C. da; SILVA, L. da C.; FRASCAROLI, B. F. *Política monetária e mudanças macroeconômicas no Brasil*: uma abordagem MS-VAR. Fórum do Banco do Nordeste, 2006.

SIMS, C. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v.48, n.1, p.1-48, jan. 1980.

\_\_\_\_\_\_\_. Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy. *European Economic Review*, v. 36, n. 5, p. 975-1000, jun. 1992.

SIMS, C.A.; STOCK, J. H.; WATSON, M.W. Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, v. 58, n. 1, p. 113-144, jan. 1990.

SIMS C. A.; ZHA, T. Were there regime switches in U.S. monetary policy? *The American Economic Review***.** v. 96, n.1, p. 54-81, mar. 2006.

SPIRTES, P.; GLYMOUR, C.; SCHEINES, R. *Causation, Prediction, and Search*. 2 ed. Cambridge: MIT Press, 2000.

SUMMERS, L. H. The Scientific Illusion in Empirical Macroeconomics. *The Scandinavian Journal of Economics*, v. 93, n. 2, p. 129-148, jun. 1991.

TAKEDA, T.; ROCHA, F.; NAKANE, M. The reaction of bank lending to monetary policy in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 59, n. 1, p. 107-126, jan./mar. 2005.

TAYLOR, J. B. The monetary transmission mechanism: an empirical framework. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, p. 11-26, 1995.

TODA, H. Y.; YAMAMOTO, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, v. 66, n. 1-2, p. 225-250, mar./abr. 1995.

1. Universidade Federal do Paraná. etomazzia@yahoo.com.br [↑](#footnote-ref-2)
2. Universidade Federal de Santa Catarina. [rmeurer@mbox1.ufsc.br](mailto:rmeurer@mbox1.ufsc.br) [↑](#footnote-ref-3)