3
Descrição dos Modelos Propostos

Os modelos que propomos para conectar as variáveis macroeconômicas e as diversas taxas na curva de juros seguem idéias apresentadas primeiramente em Evans e Marshall em (13). Assume-se a hipótese de que o instrumento de política monetária é uma taxa *overnight* (a Selic, no caso), denotada por r_t. Vamos supor também que o BC ajusta r_t por meio da função de reação abaixo:

$$r_t = r(\Omega_t) + \varepsilon_t. \tag{3-1}$$

Na equação (3-1), Ω_t representa o conjunto de informações disponíveis para as autoridades monetárias no instante t. A função linear r descreve a reação da autoridade monetária ao estado da economia e ε_t é um choque exógeno à política monetária (com média zero e variância σ^2). A função de reação r emana da função de bem estar social utilizada pelas autoridades monetárias para orientar as suas decisões. Conforme demonstrado na literatura novo-Keynesiana, é razoável supor que o bem estar social varia negativamente com o quadrado das diferenças da taxa de inflação e do hiato do produto com relação às suas metas (não necessariamente o mesmo peso é atribuído aos dois termos); é, portanto, natural que r especifique primordialmente uma reação a essas duas variáveis. Em alguns casos, a função r também pode ser sensível a defasagens da taxa de inflação e do hiato do produto, assim como as defasagens de r_t[1]. O resíduo ε_t, por sua vez, reflete fatores aleatórios (ou seja, não sistemáticos) que afetam as decisões de política monetária, tais como pressões políticas porventura existentes no momento das decisões, alterações na composição do órgão decisório (por exemplo, a substituição de autoridades monetárias conservadoras por outras mais liberais) [2]e assim por diante.

Conforme já adiantamos na seção anterior, o arcabouço econométrico básico utilizado para elaborar os modelos propostos é o de modelos VAR. O vetor de variáveis dependentes (denotado por $\mathbf{z}_t$) é composto pela taxa de

[1]Essas defasagens têm o papel de tornar mais persistente a movimentação do instrumento de estabilização. Essa dinâmica para r_t é não só empiricamente comprovada mas também recomendada teoricamente (ver Woodford em (20)).

[2]Ver Clarida, Gali e Gentler em (8).

inflação medida pelo IGP-DI, pelo hiato do produto, pela taxa curta r_t (aqui representada pela Selic) e pelas taxas de swap DI-pré de prazo j (denotada por s_t^j, onde $j = 1, 2, 3, 4, 6, 12$ e 24 meses). A regra de política monetária (3-1) é estimada como uma das equações do modelo VAR especificado abaixo:

$$\begin{bmatrix} \mathbf{I} & \mathbf{b} \\ \mathbf{c}' & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{z}_t \\ s_t^j \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{c}^z \\ c^j \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^{T} \begin{bmatrix} \mathbf{A}_k & \mathbf{b}_k \\ \mathbf{c}'_k & d_k \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{z}_{t-k} \\ s_{t-k}^j \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^z \\ \varepsilon_t^j \end{bmatrix}. \qquad (3\text{-}2)$$

, onde:

- $\mathbf{I}$ é uma matriz identidade 3×3;
- $\mathbf{A}_1, \mathbf{A}_2, \ldots, \mathbf{A}_T$ são matrizes quadradas 3×3;
- $\mathbf{b}, \mathbf{b}_1, \mathbf{b}_2, \ldots, \mathbf{b}_T$ são vetores coluna de dimensão 3;
- $\mathbf{c}', \mathbf{c}'_1, \mathbf{c}'_2, \ldots, \mathbf{c}'_T$ são vetores linha de dimensão 3;
- $d_1, d_2, \ldots, d_T$, são números reais;
- $\begin{bmatrix} \mathbf{c}^z \cdots c^j \end{bmatrix}'$ é um vetor coluna 4×1 de constantes e
- $\begin{bmatrix} \varepsilon_t^z \cdots \varepsilon_t^j \end{bmatrix}'$ é um vetor coluna 4×1 de resíduos i.i.d. que são mutuamente e periodicamente. descorrelacionados.

Ao longo da análise adotamos as restrições propostas por Evans e Marshall em (13) e assumimos que os elementos em $\mathbf{b}, \mathbf{b}_1, \mathbf{b}_2, \ldots, \mathbf{b}_T$ são todos nulos. Conforme comentado pelos autores, essas restrições asseguram que os valores contemporâneos e defasados das variáveis macroeconômicas são independentes dos valores contemporâneos e defasados da taxa de swap DI-pré de j períodos (em outras palavras, a dinâmica das variáveis macroeconômicas influencia a dinâmica das taxas de swap DI-pré de j períodos, mas não o contrário). Essas restrições, apesar de razoavelmente fortes, são comuns na literatura (ver, por exemplo, Bernanke, Gertler e Watson em (2) ou Ang e Piazzesi em (1))[3]. O modelo descrito em (3-2) é utilizado para fazer previsões acerca das trajetórias futuras das sete taxas de swap DI-pré selecionadas ao longo da curva de juros. Sendo assim, estimamos sete versões do modelo (3-2) com dados disponíveis até uma determinada data (denotada por t^*); com os resultados, geramos sete seqüências de previsões $E_{t^*}[s_{t^*+1}^j], E_{t^*}[s_{t^*+2}^j], \ldots, E_{t^*}[s_{t^*+\tilde{T}}^j]$, onde $\tilde{T}$ representa o horizonte de projeção.

As restrições impostas sobre $\mathbf{b}, \mathbf{b}_1, \mathbf{b}_2, \ldots, \mathbf{b}_T$ fazem com que possamos interpretar (3-2) como o resultado da união de dois modelos separados: o

[3] Para encontrar exemplos onde as taxas dos títulos de j períodos influenciam de volta a dinâmica das variáveis macroeconômicas, ver Gordon e Leeper em (14) ou Diebold, Rudebusch e Aruoba em (12).

primeiro é a forma reduzida de um modelo VAR, que governa a dinâmica da taxa de inflação medida pelo IGP-DI, da taxa Selic e do hiato do produto (referido a seguir como "bloco macro"); o segundo consiste de uma equação onde a taxa de swap DI-pré de j períodos depende das suas próprias defasagens e dos valores correntes e defasados das variáveis modeladas no bloco macro.

Além das restrições impostas sobre $\mathbf{b}, \mathbf{b}_1, \mathbf{b}_2, \ldots, \mathbf{b}_T$, um novo conjunto de restrições de zero é assumido a fim de contornar as dificuldades inerentes ao grande número de coeficientes a serem estimados. Isso é feito por dois motivos:

(i) existem várias referências na literatura empírica que mostram que modelos VAR sem restrições tendem a produzir projeções ruins acerca das trajetórias futuras de variáveis econômicas e financeiras. Isso se deve ao grande número de coeficientes a serem estimados e ao potencial para *overfitting* que decorre desse problema.

(ii) obedecer ao chamado *shrinkage principle*, que estabelece que há um meio termo entre os benefícios de se usar um grande número de coeficientes, opção que melhora o ajuste do modelo mas piora a sua capacidade preditiva, e os benefícios de se usar um modelo com menos coeficientes (ou seja, um modelo onde restrições de zero adicionais são adotadas), opção onde ocorre o contrário.

Refletindo os dois pontos acima, as J versões de (3-2) são estimadas primeiramente com as restrições de zero sobre $\mathbf{b}, \mathbf{b}_1, \mathbf{b}_2, \ldots, \mathbf{b}_T$ e, em seguida, essas versões são novamente estimadas impondo restrições de zero aos coeficientes que não puderam ser considerados estatisticamente diferentes de zero após a primeira rodada de estimação[4].

Também argumentamos anteriormente que as taxas intermediárias ou longas pertencentes a curva de juros contêm informação acerca das taxas intermediárias de prazo menor ou taxas curtas futuras. Esse ponto é explorado no modelo VAR proposto abaixo:

$$\begin{bmatrix} \mathbf{I}_{3\times 3} & \mathbf{B} \\ \mathbf{C} & \mathbf{I}_{J\times J} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{z}_t \\ \mathbf{s}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{c}^z \\ \mathbf{c}^s \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^{T} \begin{bmatrix} \mathbf{A}_k & \mathbf{B}_k \\ \mathbf{C}_k & \mathbf{D}_k \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{z}_{t-k} \\ \mathbf{s}_{t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^z \\ \varepsilon_t^s \end{bmatrix}, \quad (3\text{-}3)$$

onde:

- O vetor de variáveis dependentes agora compreende $\mathbf{z}_t$ e um vetor $\mathbf{s}_t$ de títulos de rendimento ($\mathbf{s}_t = \begin{bmatrix} s_t^{j_1} & s_t^{j_2} & \ldots & s_t^{j_J} \end{bmatrix}'$).

[4] Um coeficiente é considerado estatisticamente diferente de zero se a hipótese nula de que ele é zero for rejeitada ao nível de significância de 10%.

- As matrizes $\mathbf{I}_{3\times3}$ e $\mathbf{I}_{J\times J}$ denotam respectivamente matrizes identidade 3×3 e $J\times J$;
- $\mathbf{A}_1, \mathbf{A}_2, \ldots, \mathbf{A}_T$ são matrizes quadradas 3×3;
- $\mathbf{B}, \mathbf{B}_1, \mathbf{B}_2, \ldots, \mathbf{B}_T$ são matrizes $J\times3$;
- $\mathbf{C}, \mathbf{C}_1, \mathbf{C}_2, \ldots, \mathbf{C}_T$ são $3\times J$ são matrizes $3\times J$;
- $\mathbf{D}_1, \mathbf{D}_2, \ldots, \mathbf{D}_T$ são matrizes $J\times J$;
- $\begin{bmatrix} \mathbf{c}^z \cdots \mathbf{c}^s \end{bmatrix}'$ é uma vetor coluna com dimensão $3+J$ de constantes e
- $\begin{bmatrix} \varepsilon_t^z \cdots \varepsilon_t^j \end{bmatrix}'$ é outro vetor coluna com dimensão $3+J$ de resíduos i.i.d. que são mutuamente e periodicamente descorrelacionados.

De maneira análoga ao desenvolvimento proposto para o modelo (3-2), também aqui assumimos restrições determinando que os elementos em $\mathbf{B}, \mathbf{B}_1, \mathbf{B}_2, \ldots, \mathbf{B}_T$ são nulos. Esse conjunto de restrições faz com que os valores contemporâneos e defasados das variáveis macroeconômicas sejam independentes dos valores contemporâneos e defasados das sete taxas de swap DI-pré presentes em s_t. Assumimos também que a taxa de swap DI-pré de j períodos não influencia contemporaneamente as taxas de $\tilde{j}$ períodos, onde $\tilde{j} \neq j$ (esse fato decorre da matriz identidade presente em (3-3)); a razão para a impormos essas restrições é que não queremos nos afastar substancialmente do modelo (3-2), onde por construção não há nenhuma relação direta, contemporânea ou defasada, entre as diferentes taxas de swap. Adicionalmente, a substituição de $\mathbf{I}_{3\times3}$ por uma matriz genérica $\mathbf{F}$ com elementos iguais a um na diagonal principal incorreria em problemas de identificação.

Também nesse caso tentamos superar os problemas oriundos do grande número de coeficientes presentes em (3-3) através da imposição de um novo conjunto de restrições de zero. Com efeito, seguimos o mesmo procedimento adotado para (3-2) e estimamos (3-3) somente com as restrições sobre $\mathbf{B}, \mathbf{B}_1, \mathbf{B}_2, \ldots, \mathbf{B}_T$ e depois repetimos o exercício impondo restrições de zero adicionais sobre os coeficientes que não puderem ser considerados estatisticamente diferentes de zero ao longo da primeira rodada de estimação. Esse modelo é utilizado para gerar sete seqüências de previsões $E_{t^*}[s^j_{t^*+1}], E_{t^*}[s^j_{t^*+2}], \ldots, E_{t^*}[s^j_{t^*+\bar{T}}]$.