

### 3 Descrição da metodologia

#### 3.1 Construção de respostas contrafactuais

Descrevemos agora em maior detalhe como implementamos a metodologia de Ludvigson, Steindel e Lettau (2002) para construir funções de resposta a impulsos (FRIs) contrafactuais, em que o canal de transmissão da política monetária que passa pela renda do trabalho é “desligado”. Segundo essa abordagem, uma medida da relevância desse canal de transmissão é dada pela diferença entre as FRIs convencionais do VAR estimado e as FRIs contrafactuais construídas conforme descrito aqui. Estaremos interessados primordialmente na resposta do consumo de bens duráveis e não duráveis aos choques de política monetária, e por isso concentraremos nossa atenção nas FRIs que descrevem as respostas desses segmentos do consumo.

Em sua forma reduzida, o nosso VAR (que contém quatro defasagens) pode ser escrito como:

$$X_t = C + A_1X_{t-1} + \dots + A_4X_{t-4} + e_t \quad (3.1.1)$$

onde

$$X_t = \begin{bmatrix} Y_t \\ P_t \\ Pcom_t \\ BD_t \\ MS_t \\ BND_t \\ FF_t \end{bmatrix}$$

As variáveis  $Y$ ,  $P$  e  $FF$  representam, respectivamente, medidas de produto, da taxa de inflação e da taxa de juros nominal básica da economia, enquanto  $Pcom$  é uma medida de inflação dos preços das commodities, incluída no VAR para lidar com o *price puzzle*. As variáveis não convencionais são  $BD$  e  $BND$  – medidas, respectivamente, do consumo de bens duráveis e não duráveis – e a massa salarial  $MS$ .

O VAR estrutural correspondente é descrito por:

$$B_0 X_t = K + B_1 X_{t-1} + \dots + B_4 X_{t-4} + u_t \quad (3.1.2)$$

sendo  $e_t = B_0^{-1} u_t$ , onde  $u_t$  é o vetor de choques estruturais. O último elemento do vetor  $u_t$  é identificado como o choque de política monetária, ou seja, o componente idiossincrático da taxa de juros básica, que não é explicado pela reação sistemática da autoridade monetária às demais variáveis da economia.

É nas respostas – estimadas e contrafactuais – de  $BD$  e  $BND$  ao choque de política monetária que estamos essencialmente interessados. As FRIs estimadas são de construção trivial, uma vez identificada a matriz  $B_0$ : basta calcular recursivamente a trajetória de  $X_t$  de acordo com a forma reduzida 3.1.1 a partir de  $t = 0$ , com condições iniciais  $X_{-1} = X_{-2} = X_{-3} =$

$X_{-4} = 0$ , usando a seqüência de choques  $e_0 = B_0^{-1} u_0$ , com  $u'_0 = (0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 1)$ , e  $e_t = 0$  para todo  $t > 0$ . A construção das FRIs contrafactuais segue o mesmo princípio, a não ser pelo fato de que, em lugar da forma reduzida estimada 3.1.1, utilizamos:

$$X_t = C^* + A_1^* \cdot X_{t-1} + A_2^* \cdot X_{t-2} + A_3^* \cdot X_{t-3} + A_4^* \cdot X_{t-4} + e_t^* \quad (3.1.3)$$

onde  $e_0^* = (B_0^*)^{-1} u_0$  com o mesmo  $u_0$  acima, e novamente  $e_t^* = 0$  para todo  $t > 0$ .

As matrizes de coeficientes dessa forma reduzida alternativa (3.1.3) são dadas por

$C^* = (B_0^*)^{-1} K$ ,  $A_i^* = (B_0^*)^{-1} B_i^*$ , para  $i = 1, 2, 3, 4$ . Elas são construídas a partir das matrizes  $B_i^*$  ( $i = 0$  a 4) que descrevem o “desligamento” do canal da renda do trabalho.

Esse desligamento pode ser feito de duas maneiras alternativas. Uma primeira envolve trocar todos elementos da quinta coluna das matrizes  $B_i$  ( $i = 0$  a 4), exceto o da diagonal principal, por zeros:

$$B_i^* = \begin{bmatrix} b_i^{Y/Y} & . & . & . & b_i^{*Y/MS} = 0 & . & b_i^{Y/FF} \\ . & . & . & . & b_i^{*P/MS} = 0 & . & . \\ . & . & . & . & b_i^{*Pcom/MS} = 0 & . & . \\ . & . & . & . & b_i^{*BD/MS} = 0 & . & . \\ . & . & . & . & b_i^{MS/MS} & . & . \\ . & . & . & . & b_i^{*BND/MS} = 0 & . & . \\ b_i^{FF/Y} & . & . & . & b_i^{*FF/MS} = 0 & . & b_i^{FF/FF} \end{bmatrix}$$

Como esses elementos medem as respostas contemporâneas e defasadas das demais variáveis à massa salarial, isso equivale a eliminar do cálculo da dinâmica do sistema como um todo qualquer efeito que a massa salarial  $MS$  possa ter sobre qualquer outra variável, contemporânea ou defasadamente. Chamaremos essa variante das respostas contrafactuais de “Sem Canal Total”.

Uma outra opção seria substituir por zeros apenas os elementos que descrevem as respostas contemporâneas ou defasadas de  $BD$  e  $BND$  a  $MS$ , fazendo, novamente para  $i = 0$  a 4:

$$B_i^* = \begin{bmatrix} b_i^{Y/Y} & . & . & . & b_i^{Y/MS} & . & b_i^{Y/FF} \\ . & . & . & . & b_i^{P/MS} & . & . \\ . & . & . & . & b_i^{Pcom/MS} & . & . \\ . & . & . & . & b_i^{*BD/MS} = 0 & . & . \\ . & . & . & . & b_i^{MS/MS} & . & . \\ . & . & . & . & b_i^{*BND/MS} = 0 & . & . \\ b_i^{FF/Y} & . & . & . & b_i^{FF/MS} & . & b_i^{FF/FF} \end{bmatrix}$$

Nesse caso, a variável *MS* continua podendo ter efeito indireto sobre a dinâmica de *BD* e *BND*, por intermédio de seus efeitos diretos sobre as demais variáveis, que, por sua vez, continuarão impactando *BD* e *BND* de acordo com os respectivos parâmetros estimados. Chamaremos essa variante de “Sem Canal Parcial”. A comparação entre as duas variantes de resposta contrafactual indicará a importância dos efeitos diretos de *MS* sobre *BD* e *BND* em relação aos seus efeitos indiretos, por intermédio das demais variáveis.

Os intervalos de confiança para as FRIs estimadas são calculados por Monte Carlo, com 500 interações. Uma vez estimado o VAR na sua forma reduzida, obtemos uma série  $\{e_t\}_{t=1}^T$  de resíduos. Uma nova série sintética de  $\left\{X_t(j)\right\}_{t=1}^T$ ,  $j = \{1, \dots, 500\}$ , é construída através de um sorteio de uma distribuição normal com média zero e variância estimada. Assim, um novo VAR estrutural sintético, com base nestas novas séries sintéticas, é estimado e novas FRIs são geradas através do mesmo método de identificação. O intervalo a 95% de significância é gerado ordenando de forma crescente estas respostas e selecionando a 12ª e a 488ª trajetórias.

### 3.2 VAR de referência

Descrevemos nesta seção as características e resultados básicos do VAR estimado, que servirá de base mais adiante para a produção das respostas contrafactualis do consumo de bens duráveis e de não duráveis a choques de política monetária, na ausência do canal de transmissão que passa pela renda do trabalho.

Conforme já mencionamos, ampliamos o modelo VAR padrão estimado por Boivin e Giannoni (2002), que continha medidas de produto, inflação, juros e preços de commodities, para incluir também as variáveis de nosso interesse específico: consumo de duráveis, consumo de não duráveis e massa salarial real. Em Boivin e Giannoni, a identificação se dava mediante decomposição de Cholesky, com a taxa de juros ordenada por último (i.e., permite-se reação contemporânea da taxa de juros às demais variáveis, mas não das demais variáveis

à taxa de juros). O mesmo método é seguido aqui, sendo o VAR ampliado ordenado conforme especificado na seção anterior, com as variáveis canônicas primeiro, seguidas das variáveis adicionais relativas aos consumos setoriais e à renda do trabalho, e a taxa de juros básica novamente por último.

Para efeito do cômputo das respostas estimadas da economia aos choques monetários, sabe-se (ver Christiano, Eichenbaum e Evans, 1999) que importa apenas a identificação parcial desses choques, que pode ser alcançada mesmo que os demais choques estruturais não fiquem identificados um por um. Mantendo-se a hipótese de que o instrumento de política monetária é a variável mais endógena de todas, como em Boivin e Giannoni, as FRIs estimadas correspondentes aos choques monetários serão invariantes à ordenação adotada entre as demais variáveis. No entanto, o resultado acima não é garantido para as FRIs se um dos canais é “zerado”. Felizmente, ao testarmos a robustez das FRIs com e sem canal, completo e parcial, com as cinco alternativas de identificação por Cholesky, percebeu-se que os resultados gerais não mudam de forma substancial.

A ampliação do VAR para incluir medidas setoriais de consumo e de massa salarial, todas elas ordenadas na decomposição de Cholesky antes do instrumento de política monetária, abre caminho para que o instrumento responda contemporaneamente a essas variáveis. Isso pode soar estranho, uma vez que medidas setoriais de consumo e de massa salarial não costumam estar entre as variáveis incluídas nas funções de reação normalmente atribuídas aos bancos centrais. Note-se, contudo, que uma inversão da ordem de identificação, que impedisse a taxa de juros básica de responder contemporaneamente a essas variáveis, manteria aberta a possibilidade de que estas mesmas variáveis continuassem aparecendo na função de reação estimada, desde que com defasagens. De mais a mais, a decomposição de Cholesky descrita acima apenas permite, mas não requer, que a taxa de juros responda aos consumos setoriais e à massa de salários de forma contemporânea, assim como permite, mas não requer, que responda a essas variáveis com defasagens. Caso a verdadeira função de reação faça pouco caso dessas variáveis, as estimativas dos coeficientes correspondentes deveriam encontrar valores próximos de zero, sem que fosse necessário impor os zeros como restrição.

A hipótese fundamental do ordenamento adotado é, na verdade, que a taxa de juros não afete contemporaneamente qualquer dessas variáveis, da mesma forma como Boivin e Giannoni já supunham que não afetasse contemporaneamente o produto ou os preços. Seria difícil argumentar que esses efeitos contemporâneos são possíveis sobre componentes importantes do produto agregado (pela ótica da renda, como é o caso da massa salarial, ou da produção, como é o caso dos níveis de atividade nos setores de bens duráveis e não duráveis) mas não, de acordo com a hipótese de identificação herdada do VAR de Boivin e Giannoni, sobre o nível de produto como um todo.

Mais especificamente,  $Y$  denota o hiato do PIB real a preços de 2000 (onde o produto potencial é aproximado com um filtro Hodrick-Prescott),  $P$  denota a inflação trimestral anualizada medida pelo deflator do PIB,  $P_{com}$  denota a inflação trimestral anualizada dos preços das commodities medida pelo índice do *Commodity Research Bureau*, e  $FF$  denota a média da *Fed Funds Rate a.a* no trimestre. A especificação dessas variáveis foi escolhida de modo a reproduzir tão proximamente quanto possível a adotada por Boivin e Giannoni. No tocante às medidas setoriais de consumo,  $BD$  é o hiato do consumo real, a preços de 2000, de bens duráveis, calculado em relação a uma série suavizada pelo filtro HP, e  $BND$  é construído da mesma forma para o consumo de não duráveis. Por fim,  $MS$  é o hiato de um índice sintético de massa salarial real, que por sua vez resulta do produto de três fatores: o número médio de horas trabalhadas por empregado no trimestre; o rendimento médio recebido por hora de trabalho, medido em dólares de 2004; e o número total de empregados, exceto em fazendas.<sup>4</sup>

Ainda de modo a seguir tão de perto quanto possível a especificação do VAR de referência, trabalhamos, assim como Boivin e Giannoni, com quatro defasagens do vetor de variáveis. O VAR é estimado por mínimos quadrados ordinários, com dados trimestrais. O período amostral de frequência trimestral se estende de 1980.1 até 1997.4, e é o mesmo período amostral coberto pelas estimativas daqueles autores.

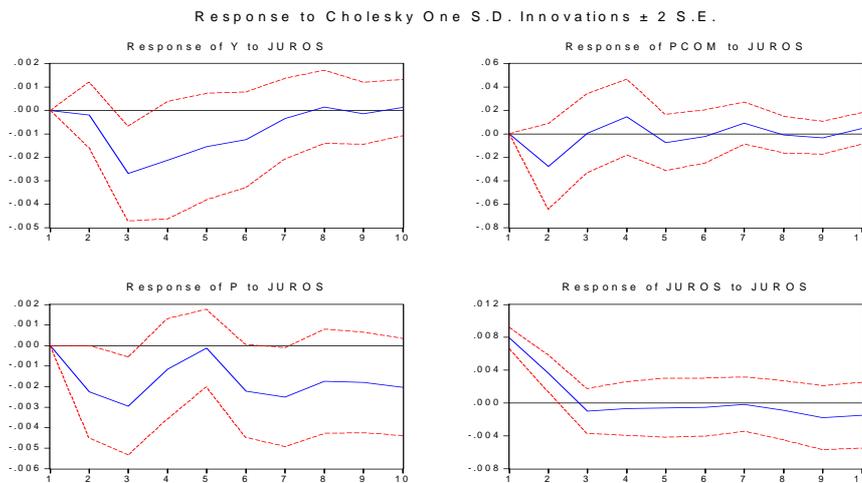
---

<sup>4</sup> A descrição detalhada das variáveis empregadas na estimação estão no apêndice 1, junto com os testes de estacionariedade das séries temporais, que garante consistência das nossas estimações.

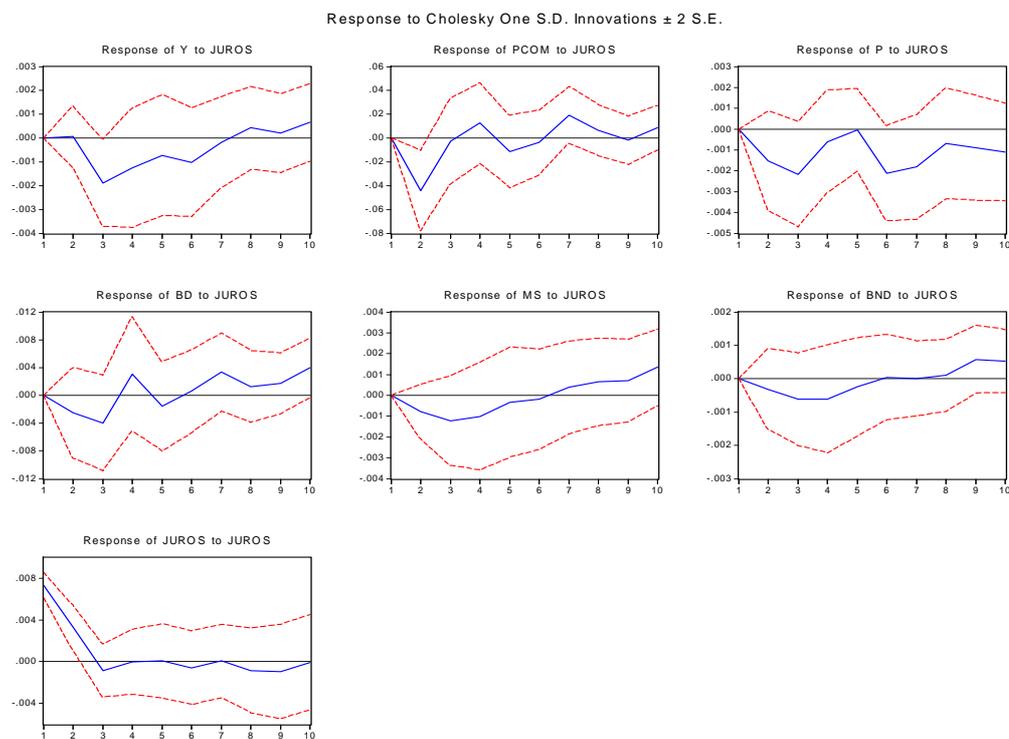
No gráfico 2 abaixo, retratamos as FRIs referentes aos choques de política monetária, de acordo com VAR que especificamos aqui, identificado segundo a decomposição de Cholesky. Para fins de comparação, reportamos também as FRIs referentes a um choque monetário num VAR idêntico ao de Boivin e Giannoni, mas estimado com os nossos dados.

**Gráfico 2:** FRIs originais e com as variáveis em estudo

### 1) VAR original



### 2) VAR com a inclusão das novas variáveis



Nossos resultados com o VAR pequeno são bastante próximos aos reportados por Boivin e Giannoni. As ligeiras discrepâncias podem ser atribuídas a diferenças nos dados, decorrentes por exemplo do uso de um filtro diferente para aproximar o produto potencial e do uso de um índice de preços de commodities também diferente.

Pode-se observar, pela comparação entre os painéis 1 e 2 do gráfico 2, que a inclusão das novas variáveis – *BD*, *MS* e *BND* – não modificou significativamente as trajetórias das variáveis originais.

Em relação à especificação mais parcimoniosa, nota-se no VAR ampliado uma pequena elevação da FRI do PIB, que faz com que a recessão decorrente do aperto monetário fique menos profunda e por outro lado permite um overshooting um pouco mais visível do nível de atividade na retomada. A resposta da inflação também fica ligeiramente mais amortecida no VAR ampliado, mas a não ser por isso mostra dinâmica notavelmente semelhante, até nas menores idiosincrasias, à detectada pelo VAR original.

Esse resultado é animador na medida em que a especificação ampliada pode ser utilizada para o exercício de interesse nesta dissertação – quantificar a importância da renda do trabalho como canal de transmissão de choques monetários para certos componentes do consumo – sem que esse exercício pressuponha uma subversão significativa dos resultados preexistentes a respeito das respostas de variáveis agregadas a esses mesmos choques.

É importante ressaltar, contudo, no que diz respeito às respostas das medidas setoriais de consumo aos choques monetários, que os resultados do nosso VAR ampliado divergem dos obtidos por Erceg e Levin (2002) para um modelo que também contém variáveis desse tipo, embora não inclua a renda do trabalho. Em nosso VAR, as respostas atingem um máximo em aproximadamente três trimestres, tanto para os duráveis quanto para os não duráveis. Erceg e Levin, por sua vez, encontram respostas mais longas que as nossas, e mais longas para os não duráveis (máximo em 13 trimestres) do que para os duráveis (8 trimestres). Por outro lado, nossas estimativas apontam para uma assimetria consideravelmente

maior entre os setores em termos da magnitude máxima da resposta aos choques monetários.