## EAE1223: ECONOMETRIA III

#### Aula 8 - Modelos vetoriais autorregressivos estruturais

Luis A. F. Alvarez

19 de maio de 2024

# Um modelo para a descrição de uma economia

- Seja  $\{Y_t\}_{t\in\mathbb{Z}}$  um processo vetorial de interesse, onde  $Y_t$  consiste de d variáveis econômicas, sobre as quais a teoria econômica têm algo a nos dizer sobre o comportamento conjunto.
- Um modelo estrutural (causal) linear para estas variáveis consiste em um sistema de *d* equações da forma:

$$\mathbf{A}_0 \mathbf{Y}_t = \mathbf{a} + \sum_{j=1}^{p} \mathbf{A}_j \mathbf{Y}_{t-j} + \epsilon_t, \qquad (1)$$

onde  ${\bf A}_0$  é uma matriz  $d \times d$  que explicita as relações contemporâneas (causais) entre as variáveis, e  $\epsilon_t$  é um ruído branco contemporaneamente não correlacionado, isto é

$$\mathbb{V}[\epsilon_t] = egin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 & \dots & 0 \ 0 & \sigma_2^2 & \dots & 0 \ dots & \dots & \ddots & dots \ 0 & 0 & \dots & \sigma_d^2 \ \end{bmatrix} = \Omega_\epsilon$$

## CHOQUES ECONÔMICOS FUNDAMENTAIS

- A hipótese de que os erros de cada uma das equações são contemporaneamente não correlacionados supõe que o modelo que descreve a economia esteja bem especificado, de modo que o choque da j-ésima equação reflete a incerteza econômica fundamental associada a Y<sub>jt</sub>.
  - $\epsilon_{jt}$  reflete choques (surpresas ou inovações, não antecipadas com base no passado) nos determinantes essenciais de  $Y_{jt}$ , e não nos determinantes indiretos (via outras variáveis do sistema) de  $Y_{jt}$ .
- Esse tipo de hipótese é presumida em uma das perguntas clássicas da macroeconomia: quanto da flutuação econômica pode ser atribuída à política monetária vs fatores reais?
  - Pergunta presume que existem inovações fundamentais, contemporaneamente ortogonais (não correlacionadas), em fatores monetários e reais, que permitem pensar nesta decomposição, visto que ela não faz sentido se os fatores fundamentais não fossem fundamentais (i.e. correlacionados).
  - Veremos como nossa metodologia permite fazer explicitamente esta decomposição.

#### EXEMPLO

- Considere o comportamento conjunto de inflação  $(\pi_t)$ , desemprego  $(u_t)$ , expectativas de inflação  $(\pi_t^e)$  e taxa de juros nominal  $(i_t)$ :

$$\pi_{t} = \sum_{j=1}^{p} \theta_{j} \pi_{t-j} + \sum_{j=0}^{p} \beta_{j} (u_{t-j} - \bar{u}_{neutro}) + \sum_{j=0}^{p} \gamma_{j} \pi_{t-j}^{e} + \epsilon_{\pi,t} \quad (CP)$$

$$u_{t} - \bar{u} = \sum_{j=1}^{p} \omega_{j} (u_{t-j} - \bar{u}) + \sum_{j=0}^{p} \alpha_{j} (i_{t-j} - \pi_{t-j}^{e}) + \epsilon_{u,t} \quad (IS)$$

$$i_{t} = \bar{i} + \sum_{j=1}^{p} \psi_{j} i_{t-j} + \sum_{j=0}^{p} \kappa_{j} (\pi_{t-j} - \pi_{M}) + \sum_{j=0}^{p} \phi_{j} (\pi_{t-j}^{e} - \pi_{M}) + \epsilon_{i,t} \quad (RM)$$

$$\pi_{t}^{e} = \mu \pi_{M} + \sum_{j=1}^{p} \iota_{j} \pi_{t-j}^{e} + \theta_{3} \sum_{j=0}^{p} (\nu_{1j} \pi_{t-j} + \nu_{2j} u_{t-j} + \nu_{3j} i_{t-j}) + \epsilon_{e,t} \quad (FE)$$

onde  $\epsilon_{\pi,t}$  são choques de oferta (CP),  $\epsilon_{u,t}$  choques de demanda (IS),  $\epsilon_{i,t}$  são surpresas de política monetária (RM), e  $\epsilon_{e,t}$  são ruídos na formação de expectativas.

# REPRESENTAÇÃO AUTORREGRESSIVA DO MODELO LINEAR ESTRUTURAL

- Se o sistema (1) oferece uma descrição completa da evolução de  $\boldsymbol{Y}_t$ , então, para uma dada trajetória pretérita  $\{\boldsymbol{Y}_s:s\leq t-1\}$ , e valores dos choques fundamentais  $\epsilon_t$ , existe um único valor de  $\boldsymbol{Y}_t$  que satisfaz (1).
- Nesse caso, a matriz  $\mathbf{A}_0$  admite inversa  $\mathbf{B} = \mathbf{A}_0^{-1}$ , e o sistema admite representação autorregressiva:

$$\mathbf{Y}_{t} = \underbrace{\mathbf{c}}_{=\mathbf{B}\mathbf{a}} + \sum_{j=1}^{p} \underbrace{\mathbf{C}_{j}}_{=\mathbf{B}\mathbf{A}_{j}} \mathbf{Y}_{t-j} + \mathbf{B}\epsilon_{t}.$$
 (2)

- Modelo VAR em que o ruído branco  ${\pmb B} {\pmb \epsilon}_t$  é uma combinação linear de choques fundamentais.
- Matriz  $\boldsymbol{B}$  incorpora o efeito contemporâneo de inovações fundamentais sobre as variáveis em  $\boldsymbol{Y}_t$ .

# MODELO SVAR(P)

- Em diversas situações, não necessariamente queremos partir de (1) para chegar a (2)
  - Não necessariamente temos uma descrição completa da economia.
  - De modo relacionado, a formulação (2) pode ser compatível com mais de uma formulação estrutural linear completa.
- Nesses casos, podemos definir diretamente um modelo vetorial autorregressivo (semi)estrutural de ordem p, SVAR(p), como o processo

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{c} + \sum_{j=1}^{p} \mathbf{C}_j \mathbf{Y}_{t-j} + \mathbf{B} \epsilon_t,$$
 (3)

onde  $\epsilon_t$  são inovações fundamentais, isto é ruídos brancos não contemporaneamente correlacionados, e  $\boldsymbol{B}$  é a matriz que captura os efeitos contemporâneos das inovações fundamentais sobre  $\boldsymbol{Y}_t$ .

## Função de resposta ao impulso

- Os efeitos causais dinâmicos, na modelagem SVAR, são capturados pelos efeitos de surpresas dos choques fundamentais sobre o comportamento do sistema.
  - Note que, por construção,  $\epsilon_t$  captura fatores não antecipados com base no passado.
  - Como  $\epsilon_t$  é não contemporaneamente correlacionado, faz sentido pensar em surpresas em um de seus componentes, mantidos os outros constantes.
- Formalmente, o efeito causal de uma surpresa de uma unidade na j-ésima variável do sistema em t,  $\epsilon_{jt}$ , sobre a i-ésima variável do sistema em t+h,  $h\geq 0$ , é dada pela função de resposta ao impulso

$$F_h(i|j) = \frac{\partial Y_{i,t+h}}{\partial \epsilon_{j,t}}$$

- 
$$F_0(i|j) = \mathbf{B}_{ij}$$
,  $F_1(i|j) = \sum_{l=1}^d \mathbf{C}_{1,i,l} \mathbf{B}_{lj} = \sum_{l=1}^d \mathbf{C}_{1,i,l} F_0(l|j)$ ,  $F_2(i|j) = \sum_{l=1}^d \mathbf{C}_{1,i,l} F_1(i|j) + \sum_{l=1}^d \mathbf{C}_{2,i,l} F_0(i|j)$ , etc.

#### FRI NORMALIZADA, FRI ACUMULADA

- Em diversos casos, é costumeiro normalizar a FRI pelo desvio padrão dos choques, isto é, reporta-se:

$$F_h(i|j)/\sigma_{j,t}$$
.

- Neste caso, os coeficientes são interpretáveis como o efeito causal de uma surpresa de um desvio padrão na *j*-ésima variável.
- Também podemos reportar a FRI acumulada:

$$\sum_{\tau=0}^h F_{\tau}(i|j).$$

- Se a *i*-ésima variável está em primeiras diferenças, a FRI acumulada reporta o efeito da surpresa sobre o nível da série em t + h.
- Alternativamente, FRI acumulada pode ser interpretada como o efeito de uma sequência de surpresas (por construção, não antecipadas) de uma unidade em j por h períodos sobre o sistema.
  - Note que, pela crítica de Lucas, sabemos que isto é diferente do efeito de um aumento permanente de uma unidade sobre a j-ésima variável do sistema.

# DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO ERRO DE PREDIÇÃO

- Com base no SVAR(p), somos capazes, analogamente ao VAR(p), de calcular previsões para T+h, com dados até T,  $\boldsymbol{Y}_{T+h|T}$ :

$$oldsymbol{Y}_{T+1|T} = oldsymbol{c} + \sum_{j=0}^{p-1} oldsymbol{C}_{j+1} oldsymbol{Y}_{T-j}$$
 $oldsymbol{Y}_{T+2|T} = oldsymbol{c} + oldsymbol{C}_j oldsymbol{Y}_{T+1|T} + \sum_{j=0}^{p-2} oldsymbol{C}_{j+2} oldsymbol{Y}_{T-j}$ 

vdots

- O erro de previsão no horizonte h é dado por  $\boldsymbol{Y}_{T+h} \boldsymbol{Y}_{T+h|T}$ .
- Dada a natureza estrutural dos choques, é possível mostrar que somos capazes de decompor aditivamente a variância do erro de previsão de cada variável na contribuição de cada choque:

$$\mathbb{V}[oldsymbol{Y}_{i,T+h} - oldsymbol{Y}_{i,T+h|T}] = \sum_{j=1}^d ext{contribuição do choque j}$$

# Decomposição da variância do erro de predição (cont.)

- Decomposição da variância erro de predição nos permite dizer, para cada horizonte, quantos % da incerteza futura depende de cada uma das inovações estruturais.
- Fácil de ver que a decomposição não depende de t, mas tão somente do horizonte e variável de interesse,
- Se tomamos  $h \to \infty$ , temos uma decomposição da variância de longo prazo (incondicional) do sistema.
  - Por exemplo, podemos dizer quanto da variabilidade da atividade econômica se deve a choques monetários.

# $SVAR(P) \to VAR(P)$

- Note que um SVAR(p) da forma (3) sempre define um VAR(p).
- De fato, se definimimos  $\boldsymbol{u}_t = \boldsymbol{B}\boldsymbol{\epsilon}_t$ , podemos escrever:

$$\mathbf{Y}_{t} = \mathbf{c} + \sum_{j=1}^{p} \mathbf{C}_{j} \mathbf{Y}_{t-j} + \mathbf{u}_{t}, \qquad (4)$$

onde  $u_t$  é um ruído branco contemporaneamente correlacionado, cuja matriz de variância é dada por  $\mathbb{V}[u_t] = \mathbf{B}\mathbb{V}[\epsilon_t]\mathbf{B}' = \Sigma$ .

- VAR(p) em que ruído branco segue da combinação linear de choques estruturais.
- Essas combinações lineares produzem um ruído branco contemporaneamente correlacionado, na medida em que choques fundamentais afetam simultaneamente mais de uma variável do sistema.
- A um VAR(p) derivado de um SVAR(p), daremos o nome de modelo vetorial em forma reduzida.

# O problema de identificação causal no ${ m SVAR}(P)$

- Recorde-se que, sob condições bastantes gerais, podemos estimar consistentemente os parâmetros de um VAR(p).
  - Resultado vale para séries estacionárias, e mesmo para processos integrados (embora, nesse caso, a inferência com base em distribuições convencionais não seja válida).
- Como os parâmetros do VAR(p) são consistentemente estimáveis, segue que, com T grande, somos capazes de recuperar aproximadamente as inovações reduzidas  $\{ \boldsymbol{u}_t : 1 \leq t \leq T \}$ .
  - Como essas inovações são recuperáveis com  $\mathcal{T}$  grande, também somos capazes de estimar consistentemente  $\Sigma = \mathbb{V}[\boldsymbol{u}_t]$ .
- O problema de identificação causal no SVAR(p) consiste em prover condições a partir das quais sejamos capazes de recuperar os choques estruturais  $\epsilon_t$  a partir da observação de  $u_t$ .
  - Ideia é encontrar condições que nos permitam descorrelacionar os choques reduzidos em termos das inovações fundamentais.

# Identificação dos choques estruturais

- Para descorrelacionar  $u_t$ , precisamos recuperar a matriz B.
- Em geral, as análises estruturais preferem ser agnósticas sobre os componentes autorregressivos do processo  $\implies$  coeficientes  $C_j$  não nos trazem informação sobre  $B_j$ .
  - Componentes autorregressivos aparecem pois queremos ser relativamente agnósticos sobre a "propagação" de choques intertemporalmente (teoria dificilmente nos diz algo sobre isso), o que sugere não restringir sua relação com os  $\boldsymbol{B}_{j}$ .
- Nesses casos, única informação para descorrelacionar choques deve vir da própria distribuição dos  $m{u}_t$ .
- Em particular, se queremos ser também agnósticos sobre a distribuição dos choques estruturais  $\epsilon_t$ , é possível mostrar que a única fonte de informações sobre  $\boldsymbol{B}$  vêm da equação:

$$\mathbb{V}[oldsymbol{u}_t] = oldsymbol{B}\mathbb{V}[oldsymbol{\epsilon}_t]oldsymbol{B}'$$

onde somos capazes de recuperar o lado esquerdo, com T grande.

- Problema de identificação passa a ser separar, a partir da observação de  $\mathbb{V}[u_t]$ , a variância dos choques estruturais  $\mathbb{V}[\epsilon_t]$  da matriz  $\boldsymbol{B}$ .

## RESTRIÇÕES FALTANTES

- Precisamos recuperar os parâmetros das matrizes  $\mathbb{V}[\epsilon_t]$  (d parâmetros) e  $\boldsymbol{B}$  ( $d^2$  parâmetros) de forma única a partir de  $\mathbb{V}[\boldsymbol{u}_t]$ .
- A observação (em amostras grandes) de  $\mathbb{V}[\boldsymbol{u}_t]$  nos provê d(d-1)/2+d restrições.
  - Diagonal principal e região abaixo dela.
- Dessa forma, temos um sistema com d(d-1)/2+d equações e d(d+1) incógnitas.
  - Precisamos de restrições adicionais para recuperar esses parâmetros de forma única.
- Uma normalização natural é supor que a diagonal principal de B é igual a 1.
  - Escala dos choques estruturais corresponde às variáveis observadas, de modo que choque de uma unidade em  $\epsilon_{j,t}$  corresponde a aumento não antecipado de uma unidade em  $\boldsymbol{Y}_{j,t}$ .
- Nesse caso, temos um sistema com d(d+1)/2 equações e  $d^2$  incógnitas.
  - Precisamos de d(d-1)/2 restrições sobre os parâmetros estruturais para identificar o sistema.