

Comparação de Séries de R* do BCB

José Zobaran

FGV-EPGE

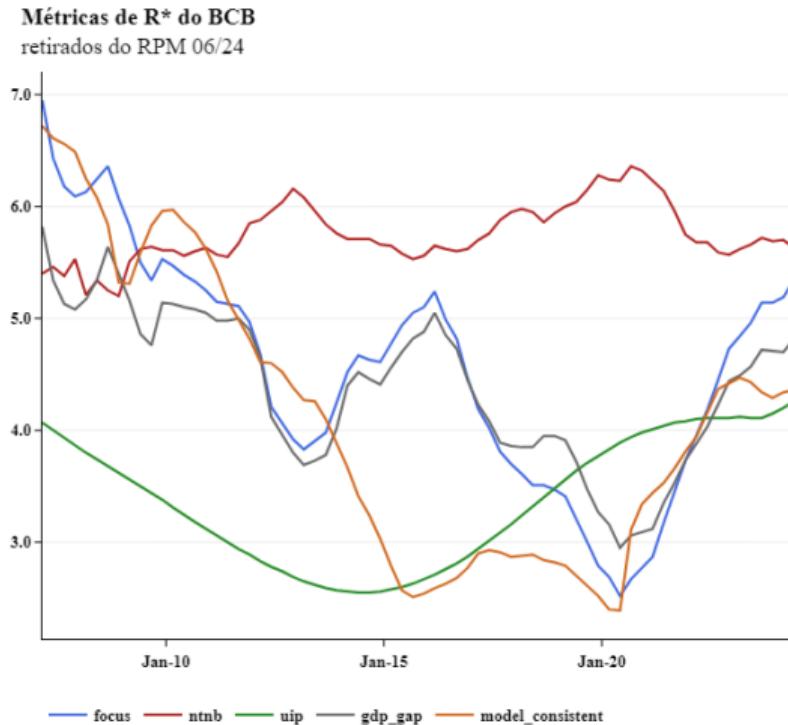
20 de janeiro de 2026

Índice

- 1 Algo de Podre...
- 2 Revisão Rápida de Literatura
- 3 Três Hipóteses
- 4 *Alguns Testes*
- 5 Decomposição ARMA
- 6 Próximos Passos

1. Algo de Podre...

- Em 2024 o BCB publicou um box com a trajetória de cinco medidas distintas para o R^* do Brasil.
- As estimativas foram calculadas a partir da real *ex ante* na pesquisa Focus (focus), decomposição da curva real (ntnb), modelo de paridade descoberta (uip), modelo de fechamento de hiato (gdp_gap) e implícita pelo SAMBA (model_consistent)
- Além da diferença *pointwise*, o que me interessa aqui é quão diferentes as trajetórias das séries são entre si.



2. Revisão Rápida de Literatura

- A literatura é quase toda *policy driven* e feita em BCs e OIs
- A incerteza quanto ao nível do R^* é bem documentada e tema de discussão constante
- Uma nota do Richmond Fed (Ho e Lubik, 2025) compara três medidas de R^* para os EUA. Acaba sendo mais uma defesa da metodologia puramente estatística dos autores
- Buncic (2024) critica o modelo HLW de forma parecida. O ponto central é que ele estima mal o crescimento potencial, o que leva a inconsistências no R^*
- Esses dois foram o mais perto do tipo de tratamento que eu pretendo dar ao problema

3. Três hipóteses

- Quero dar um tratamento unificado para o problema de que diferentes estimações de R^* resultem em trajetórias muito diferentes entre si
- Hipótese 1: cada medida captura parte do juro neutro verdadeiro, com ruído:
$$R_i = b_i \cdot R^* + e_i$$
 com e_i específico para cada modelo e não correlacionados entre si
- Hipótese 2: Além do erro e da fração do juro neutro verdadeiro, cada medida impõe também uma estrutura de erros advinda dos dados utilizados: $R_i = b_i \cdot R^* + F_i \cdot M + e_i$
- Hipótese 3: Diferentes medidas capturam objetos inteiramente diferentes entre si.

4. Correlações

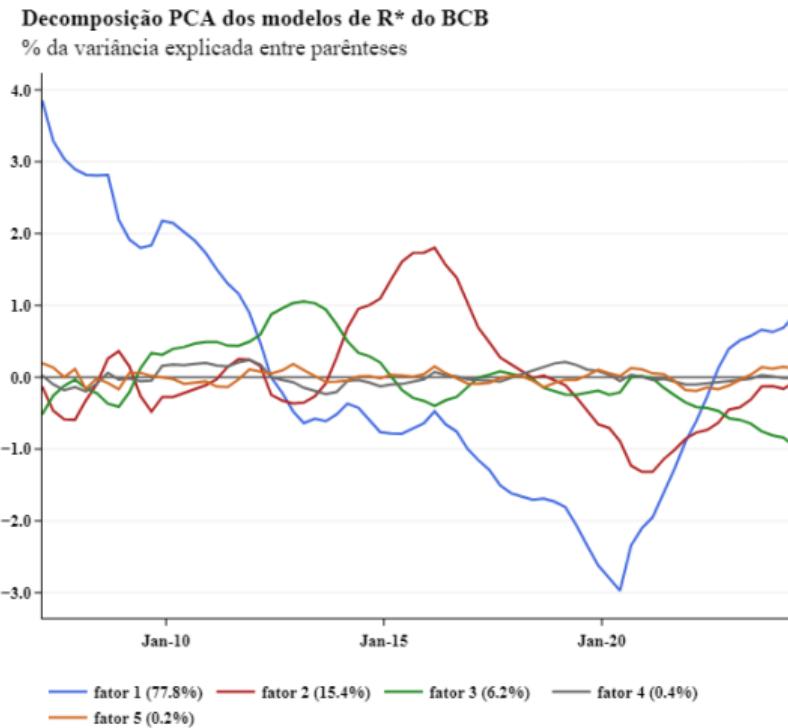
- Um primeiro teste:
- Se essas séries medem o mesmo objeto (um R^* comum) elas devem ter correlação ao menos alta entre si
- Realidade: não existe padrão na correlação cruzada, que vai desde quase 1.0 até quase -1.0
- Ponto a favor da noção de que elas guardam pouca relação teórica (H3)

Mapa de Correlações de Juros Neutros do BCB

	focus	ntnb	uip	gdp_gap	model_consistent
focus	1	-0.91	0.39	0.99	0.82
ntnb	-0.91	1	0.01	-0.9	-0.58
uip	0.39	0.01	1	0.37	0.47
gdp_gap	0.99	-0.9	0.37	1	0.77
model_consistent	0.82	-0.58	0.47	0.77	1

4. PCA

- Um segundo teste, ainda explorando a ideia de que exista um objeto comum por trás das séries:
- A decomposição em *principal components* deveria resultar em um fator principal explicando quase toda a variância comum das séries
- Realidade: vemos dois ou três fatores relevantes, indicando uma estrutura de fatores mais complexa
- Ponto a favor de uma estrutura de erros macro interferindo na mensuração (H2)



4. Razões de Covariâncias

- Sob a H1, para cada medida i temos $R_i = b_i \cdot R^* + e_i$ com e_i
- Erros idiossincráticos $\rightarrow \text{Cov}(e_i, e_j) = 0$ para $i \neq j$.
- Logo, sendo σ^2 a variância do R^* verdadeiro, $\text{Cov}(R_i, R_j) = b_i b_j \sigma^2$
- Então relações entre covariâncias dos R_i restringem razões entre b_i mesmo que eles sejam diferentes de 1.
- Por exemplo: $\frac{b_2}{b_3} = \frac{\text{Cov}(R_1^*, R_2^*)}{\text{Cov}(R_1^*, R_3^*)} = \frac{\text{Cov}(R_4^*, R_2^*)}{\text{Cov}(R_4^*, R_3^*)} = \frac{\text{Cov}(R_5^*, R_2^*)}{\text{Cov}(R_5^*, R_3^*)}$

4. Resultados ambíguos

Tabela 1 — Razão Entre Coeficientes Estimada a Partir de Cada Covariância

Razão	focus	ntnb	uip	gdp_gap	model_consistent
focus/ntnb	-	-	-	-9.1	-8.9
focus/uip	-	-	-	6.0	4.0
focus/gdp_gap	-	1.5	1.5	-	1.5
focus/model_consistent	-	1.3	0.9	1.3	-
ntnb/uip	-0.7	-	-	-0.7	-0.4
ntnb/gdp_gap	-0.2	-	-	-	-0.2
ntnb/model_consistent	-0.1	-	-	-0.1	-
uip/gdp_gap	0.3	-	-	-	0.4
uip/model_consistent	0.2	-	-	0.2	-
gdp_gap/model_consistent	0.9	0.8	0.6	-	-

"—" indicam valores não computáveis pela estrutura dos dados ou por covariância do denominador muito baixa.

- Os valores em geral são parecidos, embora algumas inconsistências chamem atenção
- Além disso, muitas das razões ficam longe de 1, o que indica que alguns dos b_i 's são bem maiores do que outros
 - Sob a H1 isso implica que alguns dos modelos captam muito pouco sinal do R* verdadeiro

5. Decomposição ARMA

- Se o processo gerador de dados dessas medidas for o mesmo, ou bastante relacionado, a decomoposição ARMA delas deve ser, pelo menos, parecida
- Faço dois exercícios para testar isso:
 - 1: impomos que os modelos sejam $I(0)$, respeitando a intuição sobre o comportamento de juros neutros
 - 2: permitimos que o algoritmo procure também entre modelos integrados

5. Dinâmicas não batem

Tabela 2 — Resultados de Decomposição ARIMA

Modelos Restritos		Modelos Irrestritos								
	Ordem	C	AR(1)	AR(2)	$\sigma^2 \cdot 10^2$	Ordem	C	AR(1)	AR(2)	$\sigma^2 \cdot 10^2$
focus	AR(2)	6.6	1.7	-0.74	2.0	(1, 1, 0)	0.74	0.02	-	2.1
ntnb	AR(1)	5.7	0.9	-	0.9	(0, 1, 0)	-	-	-	0.9
uip	AR(2)	11.1	2.0	-0.99	0.0	(1, 2, 0)	0.24	0.00	-	0.0
gdp_gap	AR(2)	5.3	1.6	-0.63	2.3	(1, 1, 0)	0.62	0.02	-	2.4
model_consistent	AR(2)	5.2	1.6	-0.61	1.7	(1, 1, 0)	0.61	0.02	-	1.7

- Decomposições diferem bastante entre cada forma de estimação
- Os termos AR indicam risco de integração
- Ao retirar a restrição de não integração, o "melhor modelo" para todas as séries é integrado

6. Takeaways

- Parece que existe algum problema de mensuração
- Os exercícios me levam a rejeitar a hipótese 1
- ARMA reforça que as dinâmicas não são uniformes
- A hipótese de estrutura de fatores advinda de dados macro usados ainda precisa ser explorada direito

6. Próximos Passos?

- No sentido de testar a hipótese 2, replicar a estimação de cada uma das séries segundo a metodologia do BCB
 - Isso me daria informação sobre quais dados macro são usados em cada estimação, sob qual estrutura
 - A partir disso, posso explorar os impactos deles via AR-DL ou algum outro instrumento
- Alternativamente, "migrar" para dados americanos, que costumam ser mais relevantes e abundantes