Impact of monetary policy in income inequality: evidence from Brazil

Apresentação para o 23º SINAPE

Aishameriane Schmidt

aishameriane@gmail.com

Guilherme Valle Moura

Programa de Pós-Graduação em Economia da UFSC

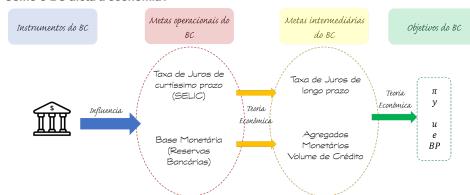
São Pedro, setembro de 2018.



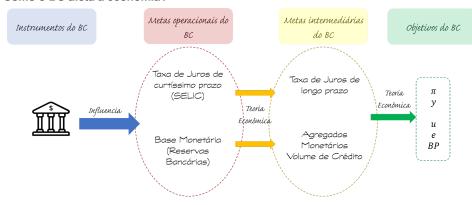
Como o BC afeta a economia?



Como o BC afeta a economia?

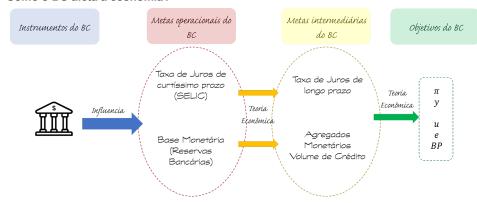


Como o BC afeta a economia?



Será que a política monetária afeta apenas os agregados que são objetivo do BC?

Como o BC afeta a economia?



- Será que a política monetária afeta apenas os agregados que são objetivo do BC?
- E razoável assumir que os efeitos da política monetária serão homogêneos na população?

Agregação e heterogeneidade

"Aggregation would not matter if we could be sure that the marginal propensities to spend from wealth were the same for creditors and debtors. (...) There are indeed reasons for expecting or at least for suspecting, just that. The population is not distributed between debtors and creditors randomly. Debtors have borrowed for good reasons, most of which indicate a high marginal propensity to spend from wealth of from current income or from any liquid resources they can command." [Tobin, 1982]

Impacto da política monetária em distribuição de renda: evidências para o Brasil



Impacto da política monetária em distribuição de renda: evidências para o Brasil



Impacto da política monetária em distribuição de renda: evidências para o Brasil



Impacto da política monetária em distribuição de renda: evidências para o Brasil

Motivação

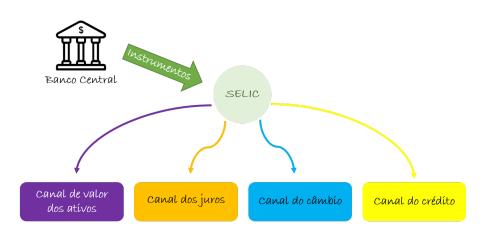
Canais de Redistribuição da PM + Resultados empíricos na literatura

Metodologia: TVP-VAR com volatilidade estocástica

Resultados

Canais de transmissão da política monetária

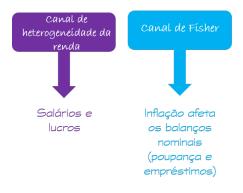
Como as decisões de PM chegam aos agregados econômicos



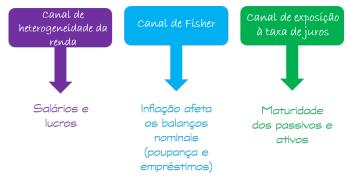
Como as decisões de PM afetam os agregados agentes econômicos via renda e riqueza



Literatura relacionada



Como as decisões de PM afetam os agregados agentes econômicos via renda e riqueza



Como as decisões de PM afetam os agregados agentes econômicos via renda e riqueza



Adaptado de Auclert (2017) e Pugh et al. (2018).

 Os efeitos líquidos da transmissão da PM por estes canais são incertos e dependem das características de cada economia.

Como as decisões de PM afetam os agregados agentes econômicos via renda e riqueza



- Os efeitos líquidos da transmissão da PM por estes canais são incertos e dependem das características de cada economia.
- A teoria não dá conta de sozinha dizer qual a direção ou magnitude do impacto global da PM em distribuição de renda e riqueza quando consideramos todos os canais estudos empíricos são necessários [Pugh et al., 2018].

Como as decisões de PM afetam os agregados agentes econômicos

Estudos empíricos

Autor (es)	País (período)	Conclusões	
Bunn et al. (2018)	UK (2008-2014)	Impacto de PM sobre desigualdade de renda e riqueza é <u>pequeno</u> . A variabilidade em termos do \$ era grande para diferentes famílias, mas em termos % não.	
Casiraghi et al (2016)	Itália (2010-2012)	O efeito da PM é desprezível devido à combinação da composição da renda + agregados macroeconômicos.	

juros – desigualdade

Como as decisões de PM afetam os agregados agentes econômicos

Estudos empíricos

Autor (es)	País (período)	Conclusões		
Coibion et al. (2017)	US (1980-2015)	PM contracionista aumenta desigualdade de renda, os efeitos do canal de heterogeneidade da renda são importantes para explicar a desigualdade.		
Dopke and Schneider (2006)	US (1950-2005)	<u>Inflação favorece tomadores de empréstimo</u> via canal de redistribuição de riqueza.		
Furceri (2017)	Painel 32 países (1990-2013)	O canal de heterogeneidade da renda tem papel importante. PM contracionista aumenta desigualdade.		
Mumtaz e Theophilopoulou (2017)	UK (1962-2012)	PM contracionista aumenta a desigualdade de renda, salários e consumo. O canal de composição da renda é relevante.		
Areosa e Areosa (2016)	Brasil (DSGE)	Choque contracionista aumenta desigualdade, diminui inflação e produto.		

† juros † desigualdade

Como as decisões de PM afetam os agregados agentes econômicos

Estudos empíricos

Autor (es)	País (período)	Conclusões
Guerello (2015)	Zona do Euro (1986-2014)	PM tradicional expansionista tem um efeito pequeno <u>de contração da distribuição de renda.</u>
O'Farrell et al (2018)	Países da OCDE (2010)	O efeito da PM através do canal dos ativos é pequeno e varia entre os países. No geral, uma diminuição de 1% na taxa de juros aumenta o Gini em 0.02 após 3 anos.
Davtyan (2017)	US (1960-2012)	Choque contracionista diminui desigualdade.

juros ↑desigualdade

Como as decisões de PM afetam os agregados agentes econômicos

Estudos empíricos

Autor (es)	País (período)	Dados e modelo	Conclusões		
Bunn et al. (2018)	UK (2008-2014)	ONS Wealth and Assets survey, (modelo de precificação de ativos).	Impacto de PM sobre desigualdade de renda e riqueza é <u>pequeno</u> . A variabilidade em termos do $\$$ era grande para diferentes famílias, mas em termos $\%$ não.		
Coibion et al. (2017)	US (1980-2015)	Consumer expenditure survey (Gini de renda e consumo) (Série temporal)	PM contracionista aumenta desigualdade de renda, os efeitos do canal de heterogeneidade da renda são importantes para explicar a desigualdade.		
Casiraghi et al (2016)	Itália (2010- 2012)	Survey on Household Income and Wealth	O efeito da PM é desprezível devido à combinação da composição da renda + agregados macroeconômicos.		
Dopke and Schneider (2006)	US (1950-2005)	Flow of Funds Accounts e Survey of Consumer Finances e outros	<u>Inflação favorece tomadores de empréstimo</u> via canal de redistribuição de riqueza.		
Guerello (2015)	Zona do Euro (1986-2014)	Consumer Survey (VAR)	PM tradicional expansionista tem um efeito pequeno <u>de contração da</u> distribuição de renda.		
O'Farrell et al (2018)	Países da OCDE (2010)	OCDE Poverty and Distribution Database (painel)	O efeito da PM através do canal dos ativos é pequeno e varia entre os países. No geral, <u>uma diminuição de 1% na taxa de juros aumenta o Gini em 0.02 após 3 anos.</u>		
Furceri (2017)	Painel 32 países (1990-2013)	Standardized World Inequality Database	O canal de heterogeneidade da renda tem papel importante. <u>PM</u> <u>contracionista aumenta desigualdade.</u>		
Mumtaz e Theophilopoulou (2017)	UK (1962-2012)	Family Expenditure Surveys, (SVAR)	PM contracionista aumenta a desigualdade de renda, salários e consumo. O canal de composição da renda é relevante.		
Davtyan (2017)	US (1960-2012)	OCDE (VECM)	Choque contracionista diminui desigualdade.		
† juros † desigualdade † juros – desigualdade					

Como fazer um estudo para o Brasil?

A característica em comum dos três canais redistributivos apresentados é a mensagem de que a composição da renda importa: salários, ativos financeiros, poupança e empréstimos.

Como fazer um estudo para o Brasil?

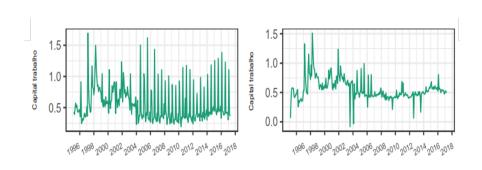
- A característica em comum dos três canais redistributivos apresentados é a mensagem de que a composição da renda importa: salários, ativos financeiros, poupança e empréstimos.
- Ao mesmo tempo, para captar efeitos de política monetária, precisaríamos de uma variável cuja frequência no mínimo trimestral.

- As séries de dados de desigualdade/distribuição de renda no Brasil são escassas;
 - Das poucas séries que existem, temos poucas observações que usualmente são anuais (ex. Gini);

- As séries de dados de desigualdade/distribuição de renda no Brasil são escassas;
 - Das poucas séries que existem, temos poucas observações que usualmente são anuais (ex. Gini);
- ► A receita federal disponibiliza as séries de **rendimentos do capital** (*K*) e **rendimentos do trabalho** (*L*), em frequência mensal, obtidas a partir dos impostos de renda (PF & PJ);

- As séries de dados de desigualdade/distribuição de renda no Brasil são escassas;
 - Das poucas séries que existem, temos poucas observações que usualmente são anuais (ex. Gini);
- A receita federal disponibiliza as séries de rendimentos do capital
 (K) e rendimentos do trabalho (L), em frequência mensal, obtidas a partir dos impostos de renda (PF & PJ);
- K/L é uma medida que representa a distribuição de renda entre o capital e o trabalho e é possível que seja diretamente afetada pelas decisões de política econômica.

- As séries de dados de desigualdade/distribuição de renda no Brasil são escassas;
 - Das poucas séries que existem, temos poucas observações que usualmente são anuais (ex. Gini);
- A receita federal disponibiliza as séries de rendimentos do capital
 (K) e rendimentos do trabalho (L), em frequência mensal, obtidas a partir dos impostos de renda (PF & PJ);
- K/L é uma medida que representa a distribuição de renda entre o capital e o trabalho e é possível que seja diretamente afetada pelas decisões de política econômica.
- ► Se as pessoas não tem a mesma proporção de rendimentos destas duas fontes, então mudanças ocorridas em K/L representam efeitos redistributivos.



Proposta deste trabalho

Impacto da política monetária em distribuição de renda: evidências para o Brasil

Verificar se existe impacto dos choques de política monetária na razão capital-trabalho no Brasil para o período de metas de inflação (2000-2018).

Proposta deste trabalho

Impacto da política monetária em distribuição de renda: evidências para o Brasil

Verificar se existe impacto dos choques de política monetária na razão capital-trabalho no Brasil para o período de metas de inflação (2000-2018).

Objetivo específico:

 Verificar se há evidência de mudanças no comportamento dos coeficientes e volatilidade ao longo do tempo.

TVP-VAR c/ MSV

Representação do modelo na forma de espaço de estados:

$$y_t = Z_t \alpha_t + \epsilon_t$$
 $\epsilon_t \sim \mathcal{N}_k(0_k, \Omega_t^{-1})$ (eq. de medida) (1)
 $\alpha_t = \alpha_{t-1} + \nu_t$ $\nu_t \sim \mathcal{N}_p(0_p, Q)$ (eq. de transição de estados) (2)

TVP-VAR c/ MSV

Representação do modelo na forma de espaço de estados:

$$y_t = Z_t \alpha_t + \epsilon_t \qquad \epsilon_t \sim \mathcal{N}_k(0_k, \Omega_t^{-1})$$
 (eq. de medida) (1)
$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \nu_t \qquad \nu_t \sim \mathcal{N}_p(0_p, Q)$$
 (eq. de transição de estados) (2)

Note que:

► Nós não observamos α_t diretamente (**variável latente**);

TVP-VAR c/ MSV

Representação do modelo na forma de espaço de estados:

$$y_t = Z_t \alpha_t + \epsilon_t \qquad \epsilon_t \sim \mathcal{N}_k(0_k, \Omega_t^{-1})$$
 (eq. de medida) (1)

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \nu_t \qquad \nu_t \sim \mathcal{N}_p(0_p, Q) \tag{eq. de transição de estados)} \tag{2}$$

Note que:

- ▶ Nós não observamos α_t diretamente (**variável latente**);
- Se Ω_t^{-1} fosse não estocástica, o filtro de Kalman poderia ser utilizado;

TVP-VAR c/ MSV

Representação do modelo na forma de espaço de estados:

$$y_t = Z_t \alpha_t + \epsilon_t \qquad \epsilon_t \sim \mathcal{N}_k(0_k, \Omega_t^{-1})$$
 (eq. de medida) (1)

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \nu_t \qquad \nu_t \sim \mathcal{N}_p(0_p, Q) \tag{eq. de transição de estados)} \tag{2}$$

Note que:

- ▶ Nós não observamos α_t diretamente (**variável latente**);
- Se Ω_t⁻¹ fosse não estocástica, o filtro de Kalman poderia ser utilizado;
 - Uma vez que isso n\u00e3o acontece, temos uma integral de alta dimens\u00e3o que n\u00e3o pode ser resolvida analiticamente.

TVP-VAR de Primiceri (2005)

A especificação do modelo é um TVP-VAR da forma:

$$y_t = Z_t \alpha_t + \epsilon_t \qquad \epsilon_t \sim \mathcal{N}_k(0_k, R_t)$$
 (3)

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + u_t \qquad u_t \sim \mathcal{N}_p(0_p, Q) \tag{4}$$

TVP-VAR de Primiceri (2005)

A especificação do modelo é um TVP-VAR da forma:

$$y_t = Z_t \alpha_t + \epsilon_t \qquad \epsilon_t \sim \mathcal{N}_k(0_k, R_t)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + u_t \qquad u_t \sim \mathcal{N}_p(0_p, Q)$$
(3)

O termo ϵ_t em (3) é definido como $\epsilon_t = R_t^{1/2} \xi_t$, na qual $\xi_t \sim \mathcal{N}(0,1)$ e $R_t = B_t^{-1} H_t B_t^{-1'}$ com:

$$B_{t} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ \beta_{21,t} & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{k1,t} & \beta_{k2,t} & \cdots & 1 \end{bmatrix} \qquad H_{t} = \begin{bmatrix} h_{1t} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & h_{2t} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & h_{kt} \end{bmatrix},$$

em que

- ► $ln(h_{it}) = ln(h_{it-1}) + \sigma_i \eta_{it}$, $\eta_{it} \sim \mathcal{N}(0,1)$ e
- v_t são erros normalmente distribuídos com média zero e matriz de variâncias e covariâncias constante.

O amostrador de Gibbs de Primiceri (2015)

Ideias gerais dos principais blocos

Coeficientes da eg. de medida (a)

Carter e Kohn (1994)

Covariâncias (B)

Reescrevemos o sistema de forma a poder usar o filtro de Kalman equação a equação

Variâncias (H)

Reescrevemos o sistema de forma e utiliza uma mistura de 7 normais para fazer uma aproximação gaussiana para o log de uma quiavadrado

^{*} Precisa da suposição de que os choques da equação de tran. dos estados tem matriz de variâncias diagonal.

Descrição das séries de dados

▶ Séries de dados: Razão capital-trabalho (*K/L*); variação anual do PIB per capita; IPCA acumulado em 12 meses); variação mensal da taxa de câmbio real efetiva e taxa de juros (SELIC e Swap DI 3 meses, anuais).

- ► Séries de dados: Razão capital-trabalho (K/L); variação anual do PIB per capita; IPCA acumulado em 12 meses); variação mensal da taxa de câmbio real efetiva e taxa de juros (SELIC e Swap DI 3 meses, anuais).
- Período e defasagens: Dados mensais de janeiro de 1996 a maio de 2018. As primeiras 48 observações foram usadas na priori. Utilizamos uma defasagem;

- ► Séries de dados: Razão capital-trabalho (K/L); variação anual do PIB per capita; IPCA acumulado em 12 meses); variação mensal da taxa de câmbio real efetiva e taxa de juros (SELIC e Swap DI 3 meses, anuais).
- Período e defasagens: Dados mensais de janeiro de 1996 a maio de 2018. As primeiras 48 observações foram usadas na priori. Utilizamos uma defasagem;
- ► Estimação: Amostrador de Gibbs de múltiplos estágios de [Primiceri, 2005] com a correção de [Del and Primiceri, 2015]. Burn-in: 100k.;

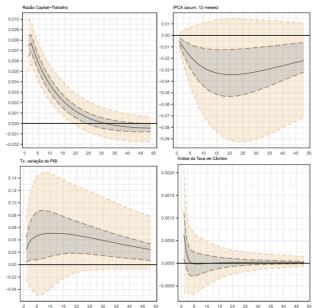
- ▶ Séries de dados: Razão capital-trabalho (*K/L*); variação anual do PIB per capita; IPCA acumulado em 12 meses); variação mensal da taxa de câmbio real efetiva e taxa de juros (SELIC e Swap DI 3 meses, anuais).
- Período e defasagens: Dados mensais de janeiro de 1996 a maio de 2018. As primeiras 48 observações foram usadas na priori. Utilizamos uma defasagem;
- Estimação: Amostrador de Gibbs de múltiplos estágios de [Primiceri, 2005] com a correção de [Del and Primiceri, 2015]. Burn-in: 100k.;
- ► Identificação dos Choques: K/L por ter um comportamento estrutural não é afetada pelos demais choques; a inflação e o PIB afetam a taxa de juros que afeta a taxa de câmbio (hipótese da tríade impossível);

- ▶ Séries de dados: Razão capital-trabalho (*K/L*); variação anual do PIB per capita; IPCA acumulado em 12 meses); variação mensal da taxa de câmbio real efetiva e taxa de juros (SELIC e Swap DI 3 meses, anuais).
- Período e defasagens: Dados mensais de janeiro de 1996 a maio de 2018. As primeiras 48 observações foram usadas na priori. Utilizamos uma defasagem;
- Estimação: Amostrador de Gibbs de múltiplos estágios de [Primiceri, 2005] com a correção de [Del and Primiceri, 2015]. Burn-in: 100k.;
- Identificação dos Choques: K/L por ter um comportamento estrutural não é afetada pelos demais choques; a inflação e o PIB afetam a taxa de juros que afeta a taxa de câmbio (hipótese da tríade impossível);
- Cálculo da FIR: Para cada período, uma FIR diferente é calculada utilizando os respectivos coeficientes e volatilidade estimados.

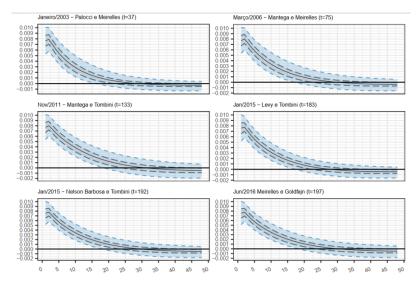
Distribuições e hiperparâmetros da priori

Parâmetro	Descrição	Distribuição à Priori [‡]	Coeficiente(s)
α_0	Coeficientes iniciais	$\mathcal{N}(\hat{\alpha}_{MQO}, k_{\alpha} \cdot \hat{V}(\hat{\alpha}_{MQO}))$	$k_{\alpha} = 6^{\diamondsuit}$
B_0	Covariância inicial	$\mathcal{N}(\hat{B}_{MQO},\ k_B\cdot\hat{V}(\hat{B}_{MQO}))$	$k_B = 4$
$\log \sigma_0$	Log-volatilidade inicial	$\mathcal{N}(\log \hat{\sigma}_{MQO}, \ k_{\sigma} \cdot \mathbb{I}_5)$	$k_{\sigma} = 1$
Q	Matriz de covariância dos choques de α_t	$\mathcal{IW}(k_Q^2 \cdot p_Q \cdot \hat{V}(\hat{B}_{MQO}), \ p_Q)$	$k_Q = 0.01,$ $p_Q = 48^{\text{tr}}$
W	Matriz de covariância dos choques em log σ_t	$\mathcal{IW}(k_W^2 \cdot p_W \cdot \mathbb{I}_5, \ p_W)$	$k_W = 0.01,$ $p_W = 6^*$
S_j , $j = 1, \dots, 4^{+}$	Matriz de covariância dos choques em B_t	$\mathcal{IW}(k_S^2 \cdot p_{S_j} \cdot \hat{V}(\hat{B}_{jMQO}), \ p_{S_j})$	$k_S = 0.01,$ $p_{S_j} = j + 1$

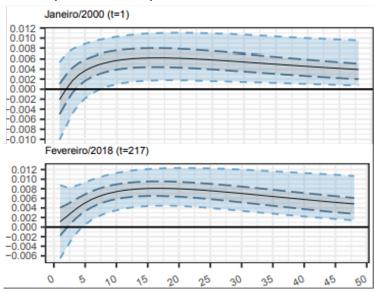
Efeito de um choque de um desvio padrão na taxa de juros



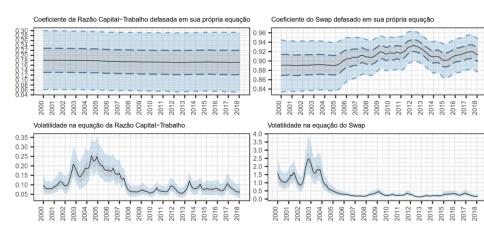
Efeito de um choque de um desvio padrão na taxa de juros



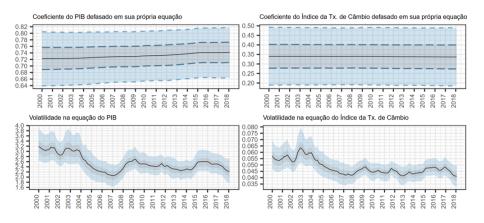
Efeito de um choque de um desvio padrão no IPCA



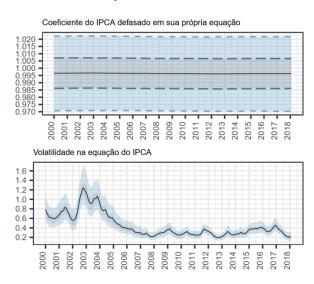
Evolução dos coeficientes no tempo



Evolução dos coeficientes no tempo



Evolução dos coeficientes no tempo



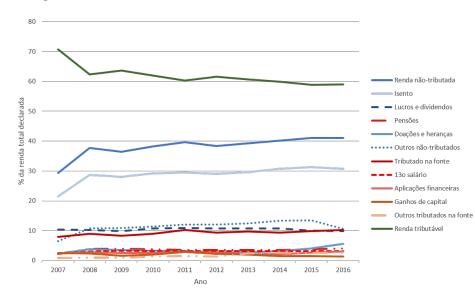
► Os choques de política monetária impactam a razão capital trabalho de maneira significativa e seus efeitos duram por aproximadamente 5 trimestres;

- Os choques de política monetária impactam a razão capital trabalho de maneira significativa e seus efeitos duram por aproximadamente 5 trimestres;
 - Contrações monetárias aumentam a razão capital trabalho, sugerindo um efeito redistributivo da PM;

- Os choques de política monetária impactam a razão capital trabalho de maneira significativa e seus efeitos duram por aproximadamente 5 trimestres;
 - Contrações monetárias aumentam a razão capital trabalho, sugerindo um efeito redistributivo da PM;
- ► Essa relação é estável ao longo do período avaliado;

- Os choques de política monetária impactam a razão capital trabalho de maneira significativa e seus efeitos duram por aproximadamente 5 trimestres;
 - Contrações monetárias aumentam a razão capital trabalho, sugerindo um efeito redistributivo da PM;
- ► Essa relação é estável ao longo do período avaliado;
 - Apesar dos coeficientes das variáveis em suas equações não apresentarem variação temporal, as análises apontam para a presença de variações importantes na volatilidade das séries.

Relação estável entre i e K/L?



► Aumentar o número de **defasagens** do modelo;

- Aumentar o número de defasagens do modelo;
- Estimar um modelo (mais simples) utilizando os dados das contas nacionais (IBGE, trimestrais) para verificar se os resultados são robustos;

- Aumentar o número de defasagens do modelo;
- Estimar um modelo (mais simples) utilizando os dados das contas nacionais (IBGE, trimestrais) para verificar se os resultados são robustos;
- Mudar a especificação da volatilidade do modelo: uma alternativa mais flexível do que a de [Primiceri, 2005] seria generalizar o BVAR Wishart de [Uhlig, 1997] para um modelo com parâmetros variando no tempo;
 - A estimação deste "novo" modelo seria feita com o algoritmo de [Windle and Carvalho, 2014] combinado com o algoritmo de [Carter and Kohn, 1994]

- Aumentar o número de defasagens do modelo;
- Estimar um modelo (mais simples) utilizando os dados das contas nacionais (IBGE, trimestrais) para verificar se os resultados são robustos;
- Mudar a especificação da volatilidade do modelo: uma alternativa mais flexível do que a de [Primiceri, 2005] seria generalizar o BVAR Wishart de [Uhlig, 1997] para um modelo com parâmetros variando no tempo;
 - A estimação deste "novo" modelo seria feita com o algoritmo de [Windle and Carvalho, 2014] combinado com o algoritmo de [Carter and Kohn, 1994]
- Métodos de encolhimento (shrinkage) como o de [Bitto and Frühwirth-Schnatter, 2016] podem ser utilizados para melhorar a eficiência das estimativas.

Referências I



Bitto, A. and Frühwirth-Schnatter, S. (2016).

Achieving shrinkage in a time-varying parameter model framework. arXiv preprint arXiv:1611.01310.

54, 55, 56, 57



Carter, C. K. and Kohn, R. (1994).

On gibbs sampling for state space models. *Biometrika*, 81(3):541–553.

54, 55, 56, 57



Del, Negro, M. and Primiceri, G. E. (2015).

Time varying structural vector autoregressions and monetary policy: a corrigendum. *The review of economic studies*, 82(4):1342–1345. 37, 38, 39, 40, 41



Primiceri, G. E. (2005).

Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. *The Review of Economic Studies*, 72(3):821–852. 37, 38, 39, 40, 41, 54, 55, 56, 57



Pugh, A., Bunn, P., and Yeates, C. (2018).

The distributional impact of monetary policy easing in the uk between 2008 and 2014. Technical report, Bank of England working papers series.

14, 15, 16

Referências II



Tobin, J. (1982).

Asset accumulation and economic activity: Reflections on contemporary macroeconomic theory.

University of Chicago Press.



Uhlig, H. (1997).

Bayesian vector autoregressions with stochastic volatility. *Econometrica*, 65(1):59.

54, 55, 56, 57



Windle, J. and Carvalho, C. (2014).

A tractable state-space model for symmetric positive-definite matrices. Bayesian Analysis, 9(4):759-792.

54, 55, 56, 57

Fontes das Séries de dados e Imagens

- ► Bank por purplestudio, do Noun Project (https://thenounproject.com);
- Séries do PIB, taxa de juros, inflação, câmbio, rendimentos do trabalho e do capital retirados do Sistema Gerenciador de Séries do BCB;
- As estimativas da população (para cálculo do PIB per capita) são do IBGE.