

1 APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Em análise preliminar no conjunto de dados, levando em consideração as variáveis calculadas percebeu-se que a fórmula para *spread ex-post* apresentada por Dantas (2012) e Magalhães-Timotio (2018) não é adequada para avaliar o mercado bancário como um todo, diante o fato de haver diferenças operacionais e operação de múltiplas carteiras.

A Tabla 1 mostra o resultado do cálculo do *spread ex-post* conforme equação ~~xxxxxx~~, levando em consideração as receitas de crédito, operações de crédito, custo de captação e depósitos totais, com resultados que não refletem todas as operações exercidas pelas instituições.

Diante esta observação foi realizado um cálculo para o *spread ex-post*, de tal modo que captasse as diferenças entre modalidades bancárias e operações das instituições, levando em consideração todas as receitas operacionais e as operações de crédito e outros créditos chegando ao resultado médio anual demonstrado na Tabla 2.

$$SprEp = \frac{RcOpCr}{\frac{1}{2} * OpTot_t + OpTot_{t-1}} - \frac{DesCap}{\frac{1}{2} * DepTot_t + DepTot_{t-1}}$$

Outro aspecto em relação as informações contábeis é que a conta de operações de crédito (16000001) que já se apresenta reduzida do valor de provisão para operações de crédito (16900008), uma *proxy* para a inadimplência para cada instituição, podendo levar a equívocos a utilização destas duas variáveis sem o tratamento adequados, para fins de estimação o valor da inadimplência foi inserido na operação de crédito e a inadimplência calculada como percentual deste valor.

TABELA 1 – Cálculo Spread Ex-post com base nas Receitas de operações de crédito

year(DATA)	SPREAD	Tx.Aplicação	Tx.Captação	DATA
2011	1.7224447	6.126370	4.403925	2011
2012	1.4256950	5.065581	3.639886	2012
2013	0.9068716	4.553858	3.646986	2013
2014	-0.3469018	4.674218	5.021120	2014
2015	-0.4112076	5.328828	5.740035	2015
2016	-1.2718303	4.997764	6.269595	2016
2017	-0.3032622	4.611052	4.914314	2017
2018	1.2279495	4.343456	3.115506	2018
2019	1.3502961	4.310835	2.960539	2019
2020	2.1606633	3.691604	1.530941	2020

FONTE: Desenvolvido a partir dos dados coletados

TABELA 2 – Cálculo Spread Ex-post com base nas Receitas de operações de crédito
Spread Ex-post com base na operações totais

DATA	SPREAD	Tx.Aplicação	Tx.Captação
2011	14.83930	19.24322	4.403925
2012	12.78096	16.42084	3.639886
2013	11.69613	15.34311	3.646986
2014	11.10626	16.12738	5.021120
2015	12.17626	17.91630	5.740035
2016	10.89771	17.16730	6.269595
2017	11.89732	16.81164	4.914314
2018	11.94695	15.06246	3.115506
2019	13.46580	16.42634	2.960539
2020	13.85701	15.38795	1.530941

FONTE: Desenvolvido a partir dos dados coletados

TABELA 3 – Resumo de dados do Painel

TEMPO	OBSERVAÇÕES	INSTITUIÇÕES	VARIÁVEIS.EXPLICATIVAS
116	11170	196	19

FONTE: Desenvolvido a partir dos dados coletados

TABELA 4 – Resultado do teste Dick-Fuller

ESTATÍSTICA	P.VALOR	PARÂMETROS	ALTERNATIVA
-12.052563219859	0.01	22	Estacionária

FONTE: Desenvolvido a partir dos dados coletados

O painel desenvolvido para a construção dos modelos resultou no total 11170 observações, 116 períodos de tempo, contemplando um total de 196 instituições fluando a cada período, conforme Tabla 3, caracterizando-se em um painel não balanceado.

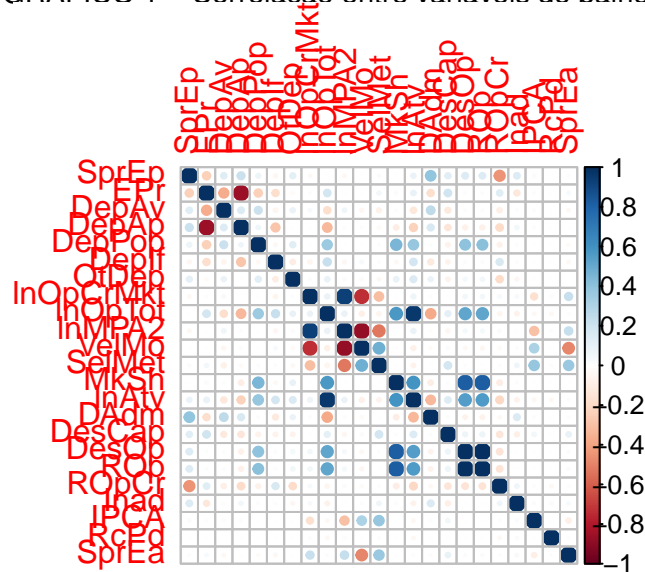
Foi realizado o teste Dick-Fuller para checar a estacionariedade da série, indicando que é estacionária, conforme indicado na Tabla 4 e visualizado no ??.

Foi realizada uma avaliação de correlação entre as variáveis do painel de dados, e conforme GRÁFICO 1 foi detectada forte correlação entre algumas variáveis, o que viria a causar diversos problemas de estimação. Para contornar essa questão foram excluídas variáveis autocorrelacionadas que apresentavam similaridades teóricas ou sem significância.

Entre as variáveis que foram eliminadas estão a *proxy* para capital próprio (*EPr*), participação de mercado (*MkSh*), grau de concentração (*GrCon*), operações de crédito total (*OpCrTotal*), *spread ex-ante* (*SprEa*) e o Índice de preços ao consumidor (*IPCA*).

Foram eliminadas as variáveis *dummy* de controle de capital (*OCap*) e caráter da instituição (*CrIns*), por falta de informações evolutivas. Somente a variável *dummy*

GRÁFICO 1 – Correlação entre variáveis do painel



FONTE: Desenvolvido a partir de dados coletados

referente à taxonomia ($TpIns$) foi mantida no modelo, esperando que ela venha captar as diferenças operacionais.

O painel de dados foi modificado em algumas variáveis para se adequar a nova modelagem e evitar problemas de autocorrelação. Preliminarmente dos dados monetários foram escalonados para unidades em milhões. Para as variáveis referentes a base monetária e meios de pagamentos foram aplicados o logaritmo natural e de forma alternativa para fins de ajustes, considerado a variação ao longo do tempo destas variáveis.

Foram incluídas no modelo as variáveis de operações de crédito total ($lnOpTot$) e receita operacional total de cada instituição ($lnROp$), com aplicação de logaritmo natural. E para captar as diferenças operacionais foram incluídas as variáveis de participação das receitas segmentadas em relação as receitas operacionais: receitas de operação de crédito ($ROpCr$), receitas de serviços ($RSrv$), receitas de participações ($RPart$) e outras receitas operacionais ($OtROp$)

Em relação a participação das modalidades de depósitos sobre as operações de créditos totais ($OpCrTot$), além dos dos depósitos a vista ($DepAv$) e depósitos a prazo ($DepAp$), foram incluídos os depósitos de poupança ($DepPop$), depósitos interfinanceiros ($DepIf$) e outros depósitos ($OtDep$). Com objetivos de verificar o perfil de captação por modalidade e como este influencia no nível de *spread*.

Para a inadimplência (*Inad*) passou-se a usar a participação da provisão para crédito duvidoso sobre a soma das operações de crédito e outros crédito (*OpCrTot*)¹.

Para captar as diferenças no perfil de despesas por modalidade de instituições e como este influencia no nível de *spread* além das despesas administrativas em função das operações totais (*DAdm*) foram incluídas as despesas de captação em função dos depósitos totais (*DesCap*) e outras despesas em função das operações de créditos totais (*OtDes*).

Finalizando os ajuste no modelo, foram incluídas as variáveis de impostos indiretos (*ImpInd*) e imposto de renda (*ImpRen*), completando as variáveis explícitas do *spread*, com exceção do compulsório por apresentar forte correlação com outras variáveis e do do fundo garantidor de crédito por se demonstrar insignificante.

\$\$

\begin{aligned}

\operatorname{\widehat{SprEp}} = 0.43 - 0.13(\operatorname{lnOpTot}) + 0.01(\operatorname{lnOpTot})^2 \\
&\quad + 0.67(\operatorname{DesCap}) + 0(\operatorname{OtDes}) + 0(\operatorname{Inad}) \\
&\quad + 0(\operatorname{lnMPA4}) + 0.05(\operatorname{SelMet}) + 0(\operatorname{Vel}) \\
&\quad + 0(\operatorname{ImpInd}) + 0(\operatorname{DepAv}) + 0(\operatorname{DepAp}) \\
&\quad + 0(\operatorname{DepPop}) + 0.12(\operatorname{lnROp}) + 0.02(\operatorname{ROp}) \\
&\quad + 0.06(\operatorname{RPart})

\end{aligned}

\$\$

Os dados em painel foram estimados nos métodos *pooling*, efeitos fixos e efeitos aleatórios com os resultados demonstrados na ??, com coeficientes de determinação (R^2) 0.884, 0.883 e 0.849 respectivamente. A diferença entre as variáveis dos modelos está na adoção da variação dos meios de pagamento ampliados (*M4*) no modelo de efeitos aleatórios.

Pooling Model

Call:

¹ Já adicionados dos próprios valores de provisão que se encontram subtraídos nas demonstrações contábeis

```
plm(formula = SprEp ~ lnOpTot + lnAtv + lnROp + DAdm + DesCap +
      OtDes + +Inad + RcPd + TpIns + SelMet + VelMo + ImpRend +
      ImpInd + DepAv + DepAp + DepIf + DepPop + ROpCr + RSrv +
      RPart, data = banksDf.model, model = "pooling", index = c("BANCO"))
```

Unbalanced Panel: n = 196, T = 1-116, N = 11170

Residuals:

Min.	1st Qu.	Median	3rd Qu.	Max.
-0.814190	-0.026316	-0.010039	0.019961	0.515258

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)
(Intercept)	3.5416e-01	8.2689e-03	42.8296	< 2.2e-16 ***
lnOpTot	-1.2718e-01	1.4397e-03	-88.3389	< 2.2e-16 ***
lnAtv	1.0636e-02	9.6830e-04	10.9838	< 2.2e-16 ***
lnROp	1.1701e-01	9.4825e-04	123.3967	< 2.2e-16 ***
DAdm	4.6974e-07	1.7354e-08	27.0679	< 2.2e-16 ***
DesCap	-6.7654e-01	9.5720e-03	-70.6796	< 2.2e-16 ***
OtDes	9.0936e-07	1.1995e-08	75.8087	< 2.2e-16 ***
Inad	-8.3059e-07	1.7348e-08	-47.8791	< 2.2e-16 ***
RcPd	-2.8492e-04	1.6147e-04	-1.7646	0.0776554 .
TpInsBANCOS COMERCIAIS	3.5557e-02	5.1449e-03	6.9111	5.072e-12 ***
TpInsBANCOS DE DESENVOLVIMENTO	3.9885e-02	6.0134e-03	6.6327	3.448e-11 ***
TpInsBANCOS DE INVESTIMENTO	4.2660e-02	5.4818e-03	7.7821	7.764e-15 ***
TpInsBANCOS MULTIPLOS	2.7886e-02	4.7632e-03	5.8544	4.923e-09 ***
TpInsBNDES	-8.0212e-03	6.4232e-03	-1.2488	0.2117693
TpInsCAIXA ECONOMICA FEDERAL	-5.0106e-03	6.3408e-03	-0.7902	0.4294160
SelMet	5.6561e-02	1.6175e-02	3.4969	0.0004725 ***
VelMo	9.8186e-09	3.0003e-08	0.3273	0.7434814
ImpRend	1.4526e-08	1.6364e-09	8.8767	< 2.2e-16 ***
ImpInd	-1.0548e-09	1.6686e-09	-0.6322	0.5272993
DepAv	8.4673e-09	3.3554e-09	2.5235	0.0116335 *
DepAp	9.5943e-09	8.6592e-10	11.0799	< 2.2e-16 ***
DepIf	1.4931e-08	1.6608e-09	8.9904	< 2.2e-16 ***

DepPop	5.2700e-08	5.5991e-09	9.4121	< 2.2e-16	***
R0pCr	2.7014e-02	2.5687e-03	10.5167	< 2.2e-16	***
RSrv	3.4078e-02	6.2452e-03	5.4567	4.954e-08	***
RPart	6.7284e-02	1.3214e-02	5.0918	3.605e-07	***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Total Sum of Squares: 218.97

Residual Sum of Squares: 25.013

R-Squared: 0.88577

Adj. R-Squared: 0.88551

F-statistic: 3456.56 on 25 and 11144 DF, p-value: < 2.22e-16

Resultados das Regressões

Dependent variable:			
	Pooling	SprEp	
		Efeitos Fixos	Efeitos
	(1)	(2)	
lnOpTot	-0.127*** (0.001) t = -88.339 p = 0.000	-0.117*** (0.002) t = -52.774 p = 0.000	-0.121 t = p
lnAtv	0.011*** (0.001) t = 10.984 p = 0.000	0.006*** (0.002) t = 3.452 p = 0.001	0.008* t p =
lnR0p	0.117*** (0.001) t = 123.397 p = 0.000	0.111*** (0.001) t = 110.064 p = 0.000	0.113* t = p
DAdm	0.00000*** (0.00000) t = 27.068 p = 0.000	0.00000*** (0.00000) t = 27.082 p = 0.000	0.00000* t = p
DesCap	-0.677*** (0.010) t = -70.680	-0.624*** (0.011) t = -55.588	-0.636 t =

	p = 0.000	p = 0.000	p
OtDes	0.00000*** (0.000)	0.00000*** (0.000)	0.00000
	t = 75.809	t = 76.550	t =
	p = 0.000	p = 0.000	p
Inad	-0.00000*** (0.00000)	-0.00000*** (0.00000)	-0.00000
	t = -47.879	t = -46.733	t =
	p = 0.000	p = 0.000	p
RcPd	-0.0003* (0.0002)	-0.0004** (0.0002)	-0.0003
	t = -1.765	t = -2.470	t =
	p = 0.078	p = 0.014	p
TpInsBANCOS COMERCIAIS	0.036*** (0.005)	0.014*** (0.005)	0.033
	t = 6.911	t = 2.682	t
	p = 0.000	p = 0.008	p
TpInsBANCOS DE DESENVOLVIMENTO	0.040*** (0.006)		0.03
	t = 6.633		t
	p = 0.000		p
TpInsBANCOS DE INVESTIMENTO	0.043*** (0.005)	0.012 (0.024)	0.037
	t = 7.782	t = 0.526	t
	p = 0.000	p = 0.599	p
TpInsBANCOS MULTIPLOS	0.028*** (0.005)		0.02
	t = 5.854		t
	p = 0.000		p
TpInsBNDES	-0.008 (0.006)		-0.00
	t = -1.249		t =
	p = 0.212		p
TpInsCAIXA ECONOMICA FEDERAL	-0.005 (0.006)		-0.00
	t = -0.790		t =
	p = 0.430		p
SelMet	0.057*** (0.016)	0.051*** (0.016)	0.049*
	t = 3.497	t = 3.133	t
	p = 0.0005	p = 0.002	p
VelMo	0.000 (0.00000)	0.000 (0.00000)	0.000
	t = 0.327	t = 0.216	t
	p = 0.744	p = 0.829	p
ImpRend	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*

	t = 8.877	t = 6.273	t
	p = 0.000	p = 0.000	p
ImpInd	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.00
	t = -0.632	t = 0.102	t =
	p = 0.528	p = 0.919	p
DepAv	0.000** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000
	t = 2.523	t = -3.341	t =
	p = 0.012	p = 0.001	p
DepAp	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*
	t = 11.080	t = 8.664	t
	p = 0.000	p = 0.000	p
DepIf	0.00000*** (0.000)	0.00000*** (0.000)	0.00000
	t = 8.990	t = 9.006	t
	p = 0.000	p = 0.000	p
DepPop	0.00000*** (0.000)	0.00000** (0.00000)	0.00000*
	t = 9.412	t = 2.541	t
	p = 0.000	p = 0.012	p =
R0pCr	0.027*** (0.003)	0.022*** (0.004)	0.023*
	t = 10.517	t = 5.348	t
	p = 0.000	p = 0.00000	p
RSrv	0.034*** (0.006)	0.028** (0.012)	0.030*
	t = 5.457	t = 2.320	t
	p = 0.00000	p = 0.021	p
RPart	0.067*** (0.013)	0.055*** (0.017)	0.064*
	t = 5.092	t = 3.197	t
	p = 0.00000	p = 0.002	p =
Constant	0.354*** (0.008)		0.360*
	t = 42.830		t =
	p = 0.000		p

Observations	11,170	11,170	1
R2	0.886	0.834	
Adjusted R2	0.886	0.830	
=====			

Note:

*p<0.1; **p<0.

TABELA 5 – Resultado do teste Wooldridge para o modelo pooling

	Test statistic	P value	Alternative hypothesis
	5.664	1.479e-08	*** unobserved effect

Table: Wooldridge's test for unobserved individual effects: 'formula'

FONTE: Desenvolvido a partir dos dados estimados

Quitting from lines 934-935 (jacksontorres.Rmd) Error in nchar(x) : invalid multibyte string, element 1 Calls: local ... split.large.cells -> supply -> lapply -> FUN -> split.single.cell In addition: There were 24 warnings (use warnings() to see them)

No modelo *pooling*, não foi encontrada significância a 5%, para as variáveis de meios de pagamentos (*M4*), velocidade da moeda (*VelMo*), impostos indiretos (*ImpInd*) e depósitos a vista (*DepAv*). As demais variáveis apresentam elevado nível de significância. Foi aplicado o teste de Wooldridge aceitando a hipótese nula que os erros para a taxonomia não são relacionados.

Para comparação entre os modelos pooling e efeitos fixos foi aplicado o teste F de Chow para avaliar os efeitos individuais, sendo rejeitada a hipótese nula de igualdade nos interceptos e coeficientes, indicando que o modelo de efeitos fixos seria mais adequado para estimação do modelo.

Para comparar os modelos pooling e efeitos aleatórios foi utilizado o teste Breusch-Pagan (multiplicador de lagrange) para modelos em painel não balanceados, rejeitando a hipótese nula que a variância dos erros são iguais, indicando heterocedasticidade, dando assim preferência ao modelo de efeitos aleatórios.

TABELA 6 – Lagrange Multiplier Test - (Breusch-Pagan) for unbalanced panels: $\text{SprEp} \sim \ln\text{OpTot} + \ln\text{Atv} + \ln\text{ROp} + \text{DAdm} + \text{DesCap} + \text{OtDes} + \text{Inad} + \dots$

Test statistic	df	P value	Alternative hypothesis
2781	1	0 ***	significant effects

Em termos de comparação entre os modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios foi utilizado o teste de Hausman, com rejeição da hipótese nula (parâmetros não correlacionados), indicando assim correlação entre os parâmetros e indicando que o modelo de efeitos fixos é mais adequado para avaliação do modelo.

Para checar a dependência transversal do modelo de efeitos fixo foi utilizado o teste Pesaran, sendo rejeitada a hipótese nula (não correlação dos resíduos aos indivíduos) indicando que os resíduos entre os indivíduos estão correlacionados.

TABELA 7 – Pesaran CD test for cross-sectional dependence in panels: $\text{SprEp} \sim \ln\text{OpTot} + \ln\text{Atv} + \text{+DAdm} + \text{DesCap} + \text{OtDes} + \text{+Inad} + \text{RcPd} + \text{TpIns} + \text{SelMet} + \text{VelMo} + \text{ImpRend} + \text{ImpInd} + \text{DepAv} + \text{DepAp} + \text{DepIf} + \text{DepPop} + \ln\text{ROp} + \text{ROpCr} + \text{RSrv} + \text{RPart}$

Test statistic	P value	Alternative hypothesis
14.5	1.214e-47 * * *	cross-sectional dependence

A normalidade dos resíduos do modelo de efeitos aleatórios foi testado pelo método, rejeitando a hipótese nula de normalidade dos resíduos, indicando que o modelo apresenta problemas de heterocedasticidade.

TABELA 8 – studentized Breusch-Pagan test: mod01.Pooling

Test statistic	df	P value
2875	25	0 * * *

Foi testada a correlação serial do modelo de efeitos fixos, rejeitando a hipótese nula (de não correlação serial), indicando assim que o painel de dados possui problemas de correlação serial entre os dados.

TABELA 9 – Breusch-Godfrey/Wooldridge test for serial correlation in panel models: $\text{SprEp} \sim \ln\text{OpTot} + \ln\text{Atv} + \text{+DAdm} + \text{DesCap} + \text{OtDes} + \text{+Inad} + \text{RcPd} + \text{TpIns} + \text{SelMet} + \text{VelMo} + \text{ImpRend} + \text{ImpInd} + \text{DepAv} + \text{DepAp} + \text{DepIf} + \text{DepPop} + \ln\text{ROp} + \text{ROpCr} + \text{RSrv} + \text{RPart}$

Test statistic	df	P value	Alternative hypothesis
1106	1	1.991e-242 * * *	serial correlation in idiosyncratic errors

Os resultados das estimações dos modelos, demonstrou elevada significância para as variáveis, com coeficientes de determinação acima dos 88%, porém os testes indicaram problemas de heterocedasticidade e dependência cross-sectional, podendo estar inflando os resultados, demonstrando-se inadequados para uma estimação confiável.

Porém, de acordo com Sargan (1964) e Hendry e Mizon (1978), os testes de dependência cross-seccional não significam essencialmente que exista essa condição para o

modelo, e sim um problema de especificação dinâmica, com a omissão de variáveis defasadas.

O modelo conceitual e econométrico desenvolvido está regido pelo dinamismo econômico, com uma variável dependente obtida através da diferença de dois termos de resultados, dependente de variáveis microeconômicas endógenas e de mercado, e de variáveis macroeconômicas, necessitando assim de uma modelagem que comporte esse dinamismo.

Diante as características do modelo, foi identificada a metodologia de painel de vetores autoregressivos (PVAR), que comporta mais de uma variável dependente defasada, variáveis preditoras endógenas e variáveis preditoras exógenas com estimação por método de momentos generalizados (GMM) .

A metodologia PVAR mostra-se compatível com a característica de painel não balanceado ($N > T$), porém necessitando de tratamento em observações iniciais, e enfrentar problemas com a questão da heterogeneidade entre os grupos de cortes transversais. Tais limitações seriam contornadas com a utilização do método GMM (NEWKEY E ROSEN 1988).

O modelo de estimar GMM proposto por Arellano e Bond (1991), vem contornar a inconsistência dos modelos de efeitos fixos, utilizando variáveis defasadas como instrumentos para variáveis endógenas. O procedimento de estimação pode ser em uma etapa, ou duas etapas, onde esta se baseia nos resíduos da primeira etapa. E uma matriz é utilizada para retirar o modelo de efeito fixo.

No modelo PVAR-GMM proposto por Arellano e Bond (1991) se alguma variável possuir raiz unitária, o estimador será inconsistente. Porém, de acordo com Binder, Hsiao e Pesaran (2005), seria mais eficiente do que estimar cada equação por GMM. Tal limitação seria contornada pela proposta de um sistema GMM apresentado por Blundell e Bond (1998).

A proposta de Blundell e Bond (1998) consiste corrigir o viés causado pelos efeitos fixos aplicados em painéis dinâmicos, através da modificação, ou seja, a retirada em primeira ordem, dos instrumentos, passando a serem exógenos aos efeitos fixos, assumindo que as variações nas variáveis instrumentais não são correlacionadas com os efeitos fixos e com o erro.

O novo painel foi desenvolvido com a eliminação de variáveis que ainda apresentavam nível de correlação considerado elevado para a metodologia. As variáveis de *spread*

ex-post (*SprEp*) e rentabilidade foram inseridas simultaneamente no modelo como dependentes, as variáveis microeconômicas foram inseridas como preditoras e as variáveis macroeconômicas foram inseridas como exógenas.

\begin{table}[!hbt]

TABELA 10 – Resultado do modelo PVAR-GMM

Dynamic Panel VAR estimation, one-step GMM

Transformation: Forward orthogonal deviations Group variable: BANCOTime variable:

DATANumber of observations = 654Number of groups = 126Obs per group: min = 1Obs
per group: avg = 7.03225806451613Obs per group: max = 9Number of instruments =
422

SprEp

Rent

lag1_SprEp

0.0715**

-3.2560*

(0.0260)

(1.2784)

lag1_Rent

-0.0051*

0.1488

(0.0021)

(0.1853)

lag2_SprEp

-0.0437**

-0.6065

(0.0160)

(0.8242)

lag2_Rent

-0.0031*

-0.0749

(0.0015)
(0.0695)
ImpRend
0.4411*
-16.8116*

(0.1770)
(8.5232)
Implnd
-0.0844
2.7044*

(0.0464)
(1.0528)
EPr
0.0003
-0.0202

(0.0006)
(0.0134)
RcCr
-0.0919
-6.6041

(0.2346)
(11.0450)
DAdm
1.3201**
37.5553**

(0.4422)
(13.4838)
OtDes
2.7199***
2.8166

(0.2221)

(6.6387)

OpEmp

-0.5976

77.8192

(0.9681)

(53.2330)

OpFin

-0.1934

47.8021

(1.0013)

(50.6135)

OtOp

-0.3429

56.7566

(1.0118)

(53.6945)

ROpCr

0.0756

-2.5694

(0.0961)

(4.2346)

RSrv

0.0494

-15.1055

(0.1444)

(12.2793)

RPart

-2.0360*

-43.6943

(0.8491)

(30.1633)

DepAv

0.0010

-28.1490

(4.3527)

(196.4880)

DepAp

-0.0810

-13.0582

(4.3261)

(198.3345)

Deplf

-0.1164

-21.3486

(4.3443)

(196.8294)

DepPop

0.2094

42.9848

(5.6451)

(258.6868)

Inad

1.0015*

38.2173

(0.5028)

(43.3053)

InOpCrMkt

0.2384
-7.8404

(0.2169)
(9.5158)
Comp
-0.0006
0.0421

(460.8790)
(21024.2749)
SelMet
-0.0503
2.7632

(2.3769)
(101.5705)
lnMPA2
-0.0224
-1.9377

(0.1269)
(6.3954)

$p < 0.001$; $p < 0.01$; $p < 0.05$

Instruments for equation

StandardlnOpCrMkt, Comp, SelMet, lnMPA2

GMM-typeDependent vars: L(2,9)Predet vars: L(1, 9)Collapse = TRUE

Hansen test of overid. restrictions: $\chi^2(372) = 300.02$ Prob > $\chi^2 = 0.997$ (Robust, but weakened by many instruments.)

FONTE: Desenvolvido a partir dos dados estimados

\end{table}

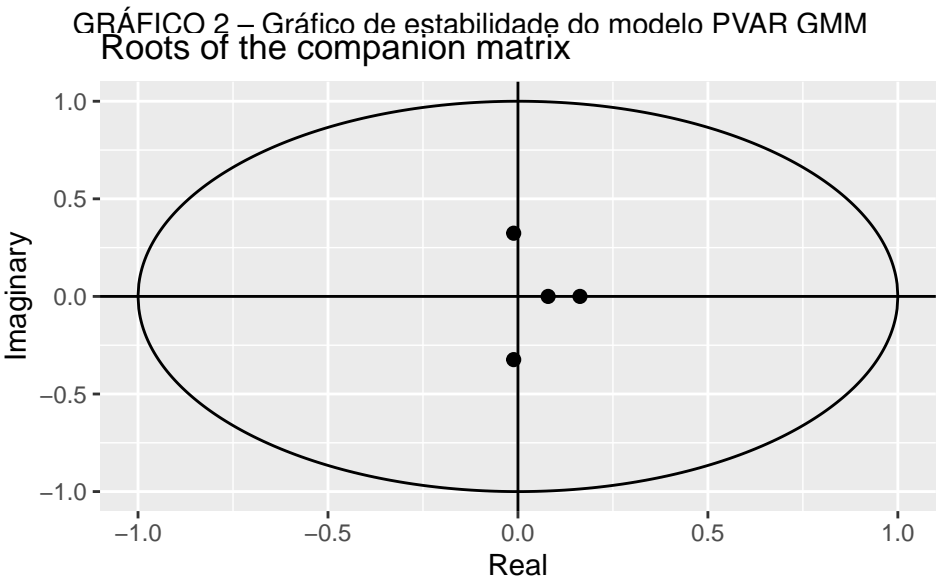
- **MMSC_BIC:** -2274
- **MMSC_AIC:** -494
- **MMSC_HQIC:** -1258

Eigenvalue stability condition:

	Eigenvalue	Modulus
1	-0.01124189+0.3238655i	0.32406055
2	-0.01124189-0.3238655i	0.32406055
3	0.16326290+0.0000000i	0.16326290
4	0.07946338+0.0000000i	0.07946338

All the eigenvalues lie inside the unit circle.

PVAR satisfies stability condition.



FONTE: Desenvolvido a partir de dados coletados

REFERÊNCIAS

- DANTAS, José A. Determinantes do spread bancário ex post no mercado brasileiro. **REV. ADM. MACKENZIE**, UNIVERSIDADE PRESBITERIANA MACKENZIE, v. 13, n. 4, p. 48–74, 2012.
- MAGALHÃES-TIMOTIO, João G. RELAÇÃO ENTRE INDICADORES CONTÁBEIS E O SPREAD EX-POST DOS BANCOS BRASILEIROS. **RACEF – Revista de Administração, Contabilidade e Economia da Fundace**, v. 9, n. 2, p. 31–44, 2018.