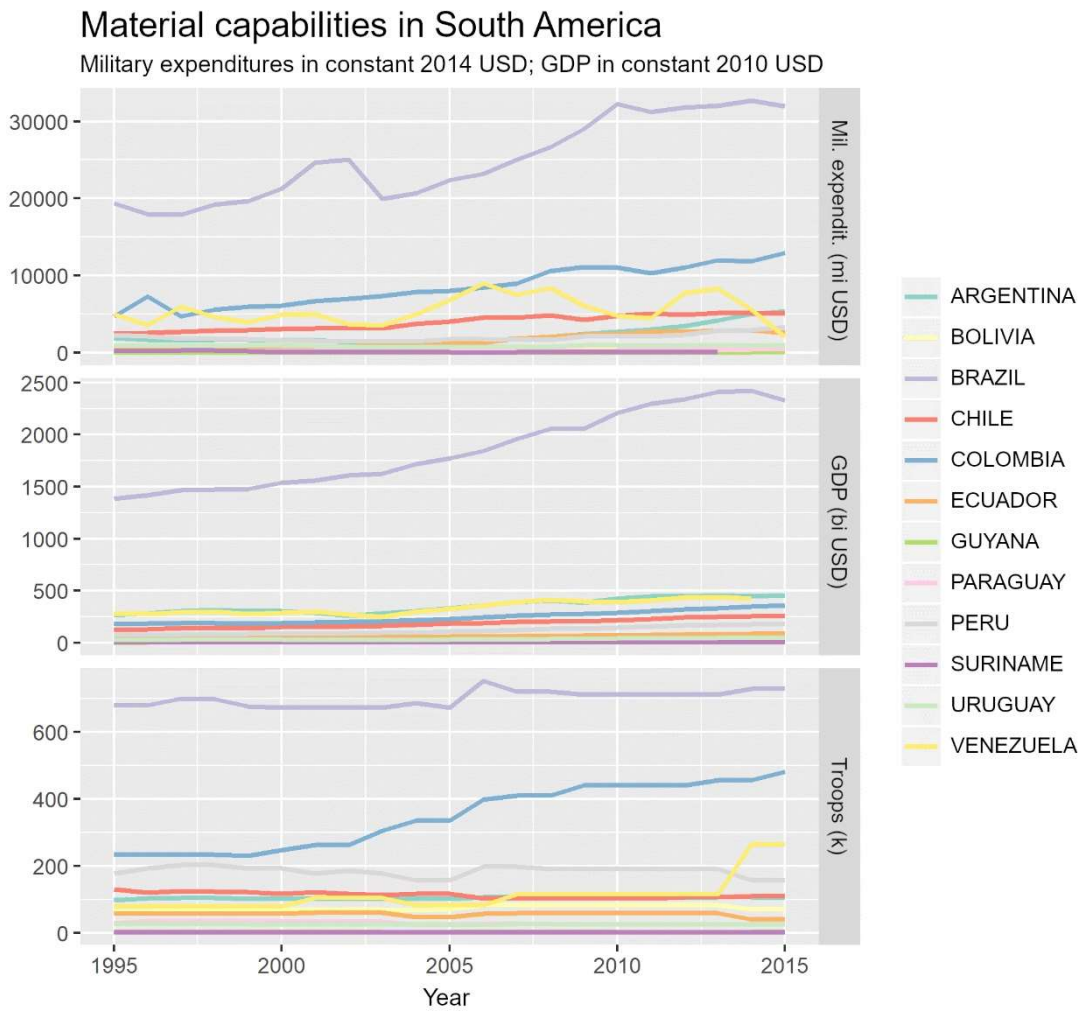
Material suplementar

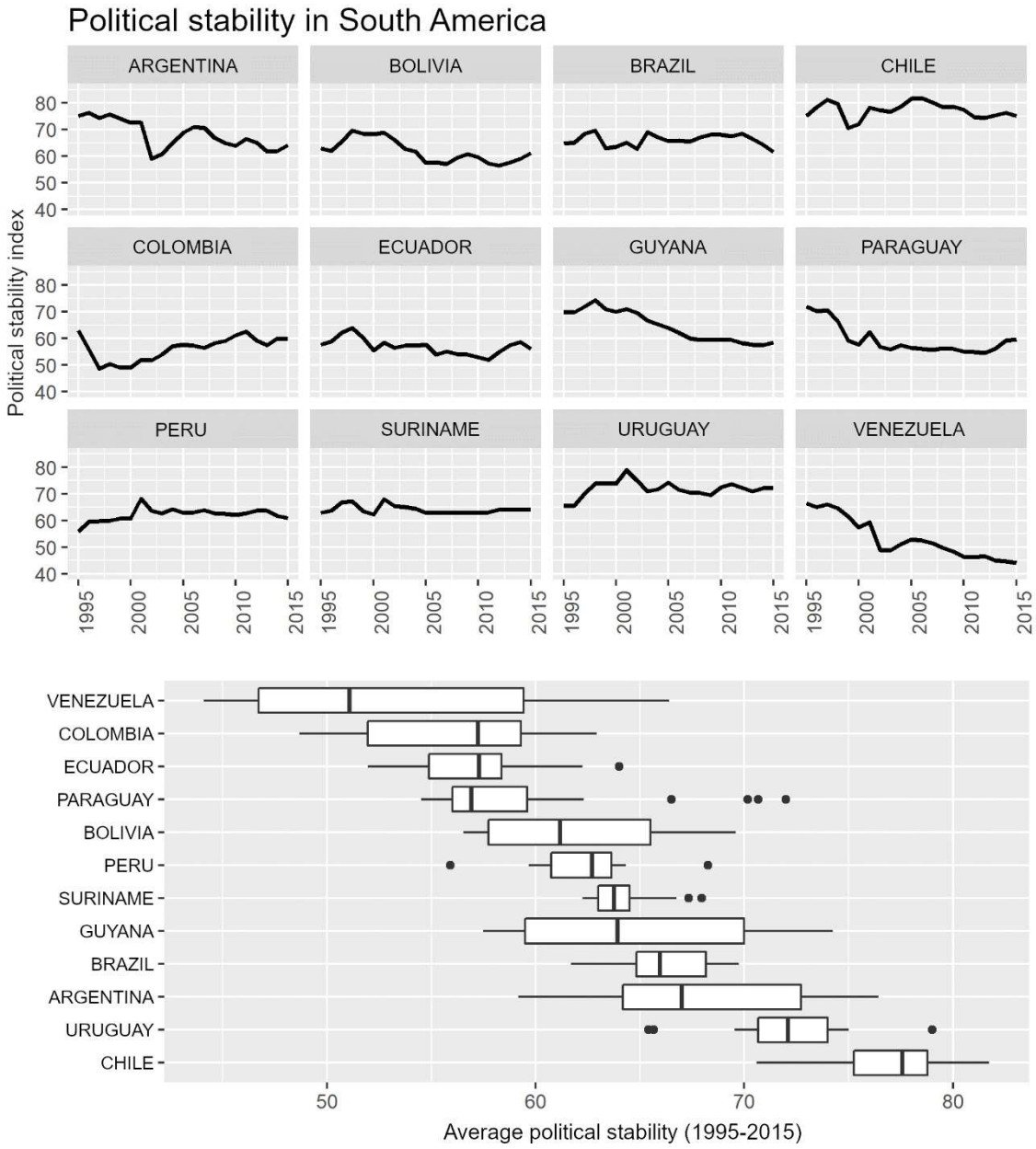
Figuras extras

Figure A1. Material Capabilities in South America (1995-2015)



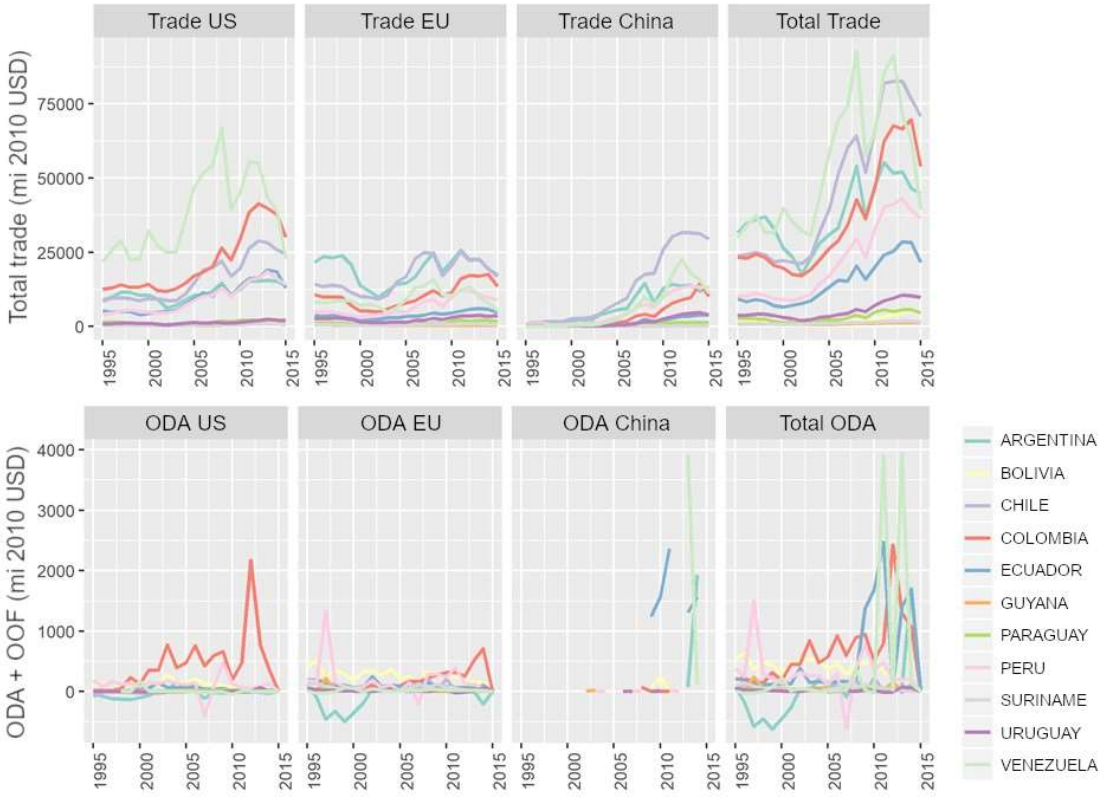
Source: elaborated by the author, based on data from SIPRI, World Bank Development Indicators and The Military Balance.

Figure A2. Political Stability in South America (1995-2015)



Source: prepared by the author, based on data from the PRS Group.

Figure A3. US, EU and Chinese engagement in South America through trade and ODA (1995-2015)



Source: elaborated by the author, based on data from UNComtrade, OCDE, AidData.org. Values in constant 2010 USD.

Estatísticas descritivas

Variável	N	Média	Desv. Padrão	Mín.	Máx.
Com. pot. extra-reg. (soma)	231	20.127.937.956	22.478.966.074	668.865.660	92.750.716.504
AOD pot. extra-reg. (soma)	231	414.184.058	1.256.864.670	-623.240.123	11.495.000.000
Depend. comerc. BR	231	0,113	0,116	0,005	0,501
Estabilidade política	231	63,271	8,114	44,083	81,750
Estabilidade política BR	231	66,111	2,185	61,708	69,750
Índ. Atenção Dipl. (IAD, %)	231	0,028	0,016	0,005	0,065
Gap de poder	231	0,398	0,056	0,207	0,489
Distância ideológica (abs.)	231	3,903	3,048	0,132	11,296
Afinidade votos AGNU	231	0,887	0,057	0,532	0,974

Testes de correlação serial

Seguindo as recomendações da literatura para processos AR(1),[1] os resíduos da regressão *Pooled OLS* serão armazenados e uma nova regressão será feita, em que a VD são os resíduos e as VIs são o resíduo em lag1 e todas as demais VIs utilizadas na regressão original. Isso permite ver se os resíduos do período t-1 estão correlacionados com os resíduos em t mesmo quando controladas todas as demais variáveis. A H0 neste caso é que os resíduos em t são independentes dos valores em t-1 e pode ser rejeitada ou mantida com base no p-valor da regressão.

Os resultados estão indicados na tabela abaixo.

Teste Corr. Serial (lag 0)	
	Variável dependente:
	Resíduo
Com. pot. extrarreg. (log)	0,003
	(0,003)
AOD pot. extrarreg.	-0,000
	(0,000)
IAD (%, log)	-0,001
	(0,012)
Depend. comerc. BR (log)	0,003
	(0,006)
Gap de poder	0,041
	(0,094)
Dist. ideol.	0,001
	(0,001)
Estabilidade política BR	-0,001
	(0,001)
Estabilidade política	0,001
	(0,001)
t	-0,0001
	(0,001)
Gap democr.	0,005
	(0,004)
lag(res, k = 1)	0,465***
	(0,061)
Intercepto	-0,047
	(0,150)
Observações	220
R^2	0,224
R^2 Ajsutado	0,183
Estat. F	5,458*** (gl = 11; 208)

[1] Procedimentos recomendados por Wooldrige (2013, p. 417), Beck (2008) e Fortin-Rittberger (2013) para detecção de correlação serial AR(1) em painel de dados.

Nota: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01

Os resultados mostram que os resíduos estão correlacionados, de forma significativa, com seus próprios valores no passado. É, portanto, recomendável a inserção de uma LDV em lag1.

Os resíduos da nova regressão foram submetidos ao teste de correlação serial. Além disso, testou-se também o efeito do uso de uma LDV em lag2 – ou seja, com os valores de Y_{t-2} – e da combinação de ambos os lags. Os resultados estão reportados abaixo.

Teste Corr. Serial (lag 1, lag 2 e lag 1+2)

	Variável dependente:		
	Resíduo		
	lag1	lag2	lag1+2
	(1)	(2)	(3)
Com. pot. extrarreg. (log)	0,001	0,001	0,0001
	(0,003)	(0,003)	(0,003)
AOD pot. extrarreg.	0,000	-0,000	0,000
	(0,000)	(0,000)	(0,000)
IAD (%, log)	0,00001	-0,001	-0,0005
	(0,012)	(0,012)	(0,012)
Depend. comerc. BR (log)	0,001	0,0004	-0,0002
	(0,006)	(0,006)	(0,006)
Gap de poder	0,016	0,056	0,025
	(0,093)	(0,095)	(0,094)
Dist. ideol.	0,0003	0,001	0,0001
	(0,001)	(0,001)	(0,001)
Estabilidade política BR	0,0005	-0,001	0,0003
	(0,001)	(0,001)	(0,001)
Estabilidade política	0,0002	0,0001	0,0001
	(0,001)	(0,001)	(0,001)
t	0,0002	0,0004	0,0004
	(0,001)	(0,001)	(0,001)
Gap democr.	0,001	0,00001	-0,001
	(0,004)	(0,004)	(0,004)
LDV1	0,074		-0,114
	(0,098)		(0,253)
LDV2		-0,145**	0,004
		(0,060)	(0,150)
lag(res, k = 1)	-0,234**	0,327***	0,062
	(0,117)	(0,071)	(0,261)
Intercepto	-0,133	0,098	0,051
	(0,178)	(0,163)	(0,196)

Observações	220	220	220
R^2	0,029	0,101	0,010
R^2 Ajsutado	-0,027	0,049	-0,052
Estat. F	0,520 (gl = 12; 207)	1,934** (gl = 12; 207)	0,162 (gl = 13; 206)
Nota:		*p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01	

Percebe-se que a inclusão de apenas uma LDV, seja em lag1 ou 2, não foi suficiente para eliminar a correlação serial entre resíduos. Esta apenas desapareceu com a inclusão cumulada de 2 LDVs, tal como expresso na equação abaixo.

$$
\begin{aligned}
y\ Afinidade\ AGNU_{it} &= \beta_0 + \beta_1\, log\ Com.Pot.Extrar._{.it} + \beta_2 AOD\ Pot.Extrar._{.it} \\
&+ \beta_3 Gap\ Poder_{it} + \beta_4 Dist.Ideol._{.it} + \beta_5\, log\ Dep.Com.BR_{it} \\
&+ \beta_6\, log\ IAD_{it} + \beta_7 Estab.Pol.BR_t + \beta_8 Estab.Pol._{.it} + \beta_9 T_t \\
&+ \beta_{10} Gap\ Democr._{.it} + \beta_{11} Y_{it-1} + \beta_{12} Y_{it-2} + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

Pooled OLS vs. Fixed Effects

Para migrar do *Pooled OLS* para FE, é necessário confirmar se as unidades apresentam singularidades relevantes em comparação umas com as outras. Isso justificaria considerar que cada unidade possui seu próprio intercepto ao invés de compartilhar um mesmo valor constante com todas as demais. Essa investigação foi realizada através de testes F e de Breusch-Pagan.

F test for individual effects

data: tscsForm22
F = 1.0845, df1 = 10, df2 = 208, ***p-value = 0.3755***
alternative hypothesis: significant effects

Lagrange Multiplier Test - (Breusch-Pagan) for balanced panels

data: tscsForm22
chisq = 1.3825, df = 1, ***p-value = 0.2397***
alternative hypothesis: significant effects

É necessário, contudo, frisar que ambos os testes têm utilidade limitada em casos TSCS, devido ao pequeno número de observações. Do ponto de vista metodológico, um modelo FE terá estimações menos eficientes por introduzir um número alto de fatores fixos na equação. Todavia, espera-se que essa perda de eficiência seja compensada com menor risco de viés.

A aplicação de um modelo FE também seria livre de autocorrelação, como demonstram os resultados do teste Wooldrige disponível no pacote plm para R.

Wooldridge's test for serial correlation in FE panels

data: tscs.InOutAmSul.fe.l12.c
F = 0.031515, df1 = 1, df2 = 218, ***p-value = 0.8593***
alternative hypothesis: serial correlation

Heteroscedasticidade e observações influentes

O modelo original apresentou heteroscedasticidade em testes regulares para regressão linear:

Breusch-Pagan test

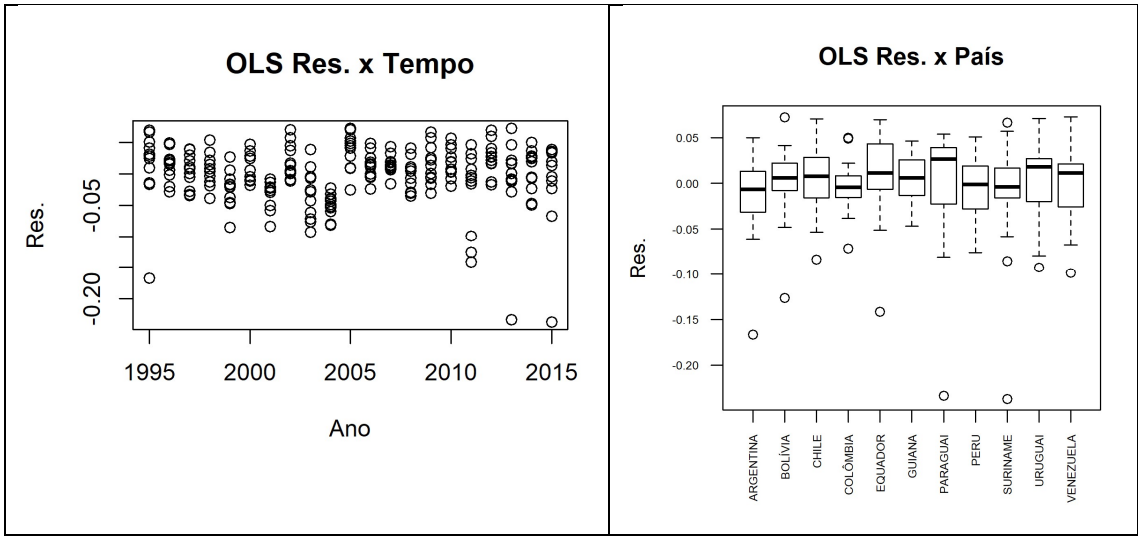
data: tscs.InOutAmSul.pool.l12.c.man
BP = 63.95, df = 12, ***p-value = 4.259e-09***

e nos testes específicos para dados em painel:

Pesaran CD test for cross-sectional dependence in panels

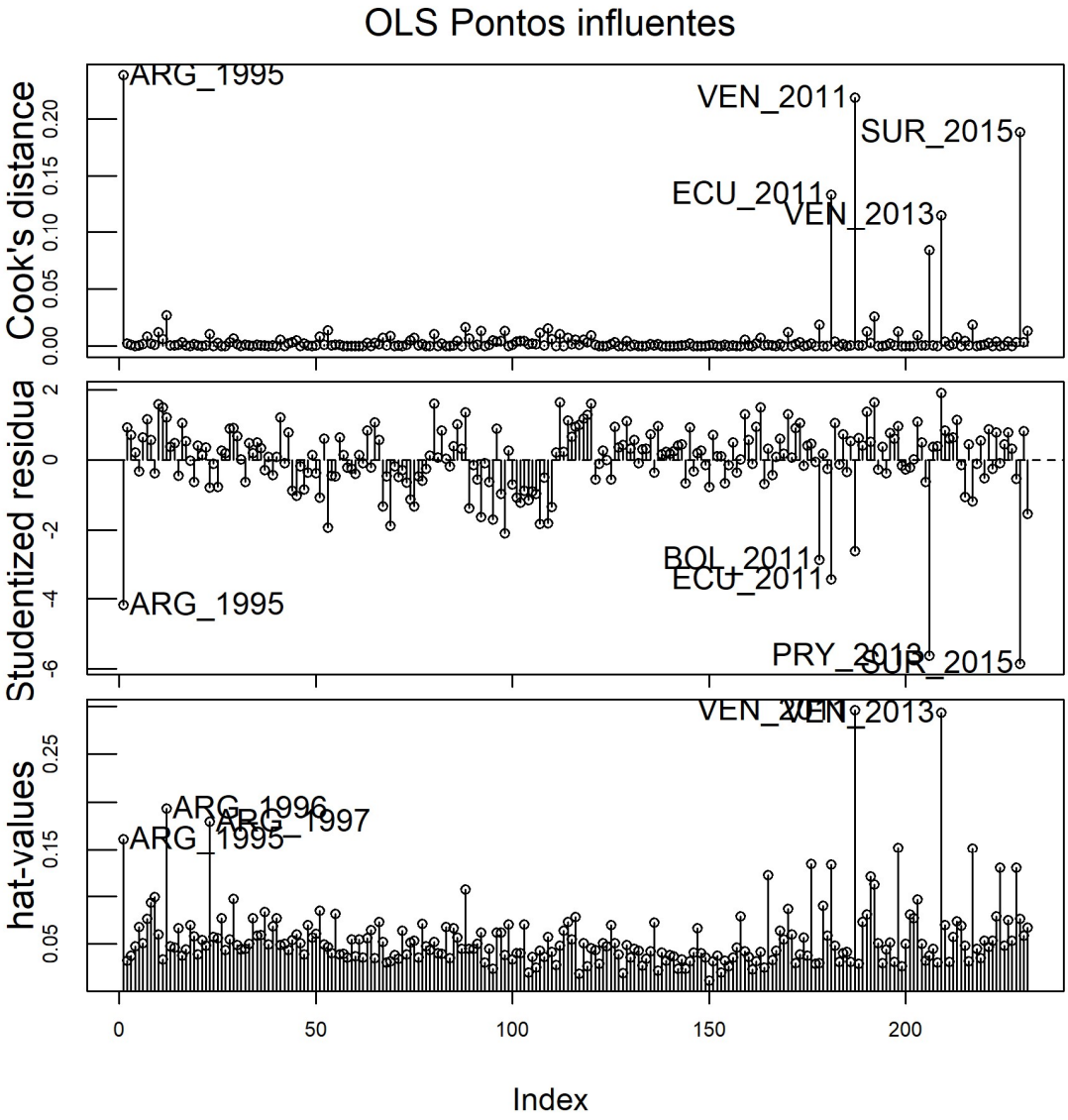
data: s3un ~ ln_Trade.Sumd + ODA.Sumd + ln_indiceSh + ln_DepTradeBRd + cincRGap + idDistAbs + PolRiskBR + PolRisk + t + fhGap + s3un_lag1 + s3un_lag2
z = 7.9847, ***p-value = 1.408e-15***
alternative hypothesis: cross-sectional dependence

Agrupando os resíduos por ano e por país, é possível ver que os maiores desvios se encontram nas franjas da série, isto é, em 1995 e nos últimos anos observados. Relativamente aos países, vê-se que há países com poucos resíduos e que portanto se adequam bem às previsões do modelo, como a Colômbia, e outros como Paraguai e Argentina que demonstraram oscilação mais marcada.



À luz dessas evidências, a heteroscedasticidade do modelo pode ser principalmente devida a *outliers* e pontos influentes.

Recorri aos testes de *Studentized residuals*, valores previstos (ŷ) e distância de Cook para averiguar os casos mais desviantes.



Os resultados chamaram a atenção para três observações: Argentina 1995, Paraguai 2013 e Suriname 2015. Embora seus valores não estejam destoantes o suficiente da previsão para serem classificados como *outliers* propriamente, suas distâncias certamente estão impedindo o modelo de atingir homoscedasticidade. Diante disso, decidi introduzir *dummies* para os três pontos com resíduos mais altos.

Testes de robustez

A fim de garantir maior segurança nos vereditos quanto às hipóteses, exploro algumas possibilidades de variação da base de dados. Especificamente, verifico o teste de outra *proxy* como VD e a inclusão de mais países.

Co-sponsorship de drafts como proxy para afinidade regional

Como discutido no artigo, uma das objeções ao uso de S-Score calculados a partir de votos na AGNU como medida de afinidade entre países reside no fato que apenas uma parcela pequena das interações entre Estados na ONU envolve votações. Assim, como teste de robustez irei testar o mesmo modelo para uma outra *proxy*: o total de *drafts* co-autorados entre o Brasil e seus vizinhos sul-americanos. Essa medida contorna o problema da amostra seletiva visto que abarca a totalidade das interações entre o Brasil e os demais países na AGNU. Os dados advêm de base compilada por Mesquita e Seabra (2020) e vão de 1995 a 2013.

Ao testar para correlação serial, confirma-se a necessidade de 2 LDVs (lag1 e lag2) e, para efeitos individuais e do tempo, afirma-se ser necessário empregar FE *two ways*. A tabela abaixo mostra os resultados da regressão do modelo nessas especificações.

Resultados regressão

	Dependent variable:
	n_spon_draft
	FE (two w.)
ln_Trade.Sumd	-1,946
	(1,685)
ODA.Sumd.mi	-0,001**
	(0,001)
ln_indiceSh	0,063
	(1,343)
ln_DepTradeBRd	-0,442
	(1,117)
cincRGap	35,873
	(33,216)
idDistAbs	0,043
	(0,115)
PolRisk	0,064
	(0,088)
fhGap	-0,295
	(0,434)
n_spon_draft_lag1	0,192**
	(0,080)
n_spon_draft_lag2	0,117
	(0,077)
Observations	209

R^2	0,153
Adjusted R^2	-0,036
F Statistic	$3,082^{***}$ (df = 10; 170)
Note:	*p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01

Se este modelo for comparado diretamente com o FE *two-ways* aplicado à VD original, percebe-se que o sinal e a significância das variáveis relativas à Exclusividade se mantêm. Ambas continuam exercendo efeito negativo, e apenas a AOD de forma estatisticamente significativa. As variáveis gap de poder, dependência comercial e índice de atenção diplomática, assim como no modelo FE no modelo anterior, continuam sem significância. É importante notar que o gap ideológico não preserva sua relevância neste modelo.

Incluindo mais países na amostra

Expandi a base de dados original de 11 para 19 países. Foram acrescentados: Costa Rica, República Dominicana, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Nicarágua e Panamá. Esses oito países foram escolhidos por motivos de disponibilidade de dados: eram os únicos para os quais era possível obter um painel completo (balanceado), preservando as mesmas variáveis do modelo anterior. Mantendo o mesmo intervalo temporal (1995-2015), tem-se uma base com 399 observações. Foi introduzida uma variável *dummy* diferenciando entre os 11 países sul-americanos e os demais caribenhos e centro-americanos.

Uma comparação entre as regressões *Pooled OLS* (com e sem PCSE) aplicadas às bases de dados sul-americana e latino-americana mostra que a distância ideológica manteve o mesmo efeito com o acréscimo de mais unidades de análise. O gap de poder e o comércio com potências extrarregionais foram potencializados, aumentando seu impacto e adquirindo maior significância estatística. Esses efeitos são preservados mesmo após a inclusão de uma *dummy* para diferenciar entre os países sul-americanos e os centro-americanos/caribenhos. A AOD de potências extrarregionais mantém seu efeito apenas na versão sem correção para PCSE da base latino-americana.

Resultado regressão *Pooled OLS* para as bases da América do Sul vs. América Latina

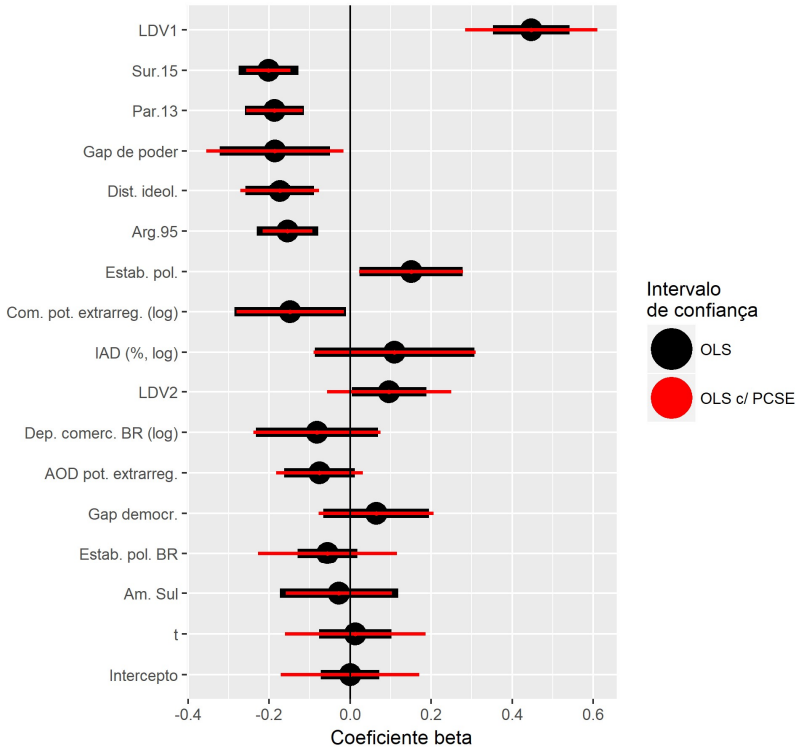
	Variável dependente			
	S-Score			
	OLS Am. Sul	OLS PCSE Am. Sul.	OLS Am. Lat.	OLS PCSE Am. Lat
	(1)	(2)	(3)	(4)
Exclusividade				
Com. pot. extrarreg. (log)	-0,005*	-0,005*	-0,006**	-0,006**
	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)
AOD pot. extrarreg.	-0,00001**	-0,00001**	-0,00001*	-0,00001
	(0,00001)	(0,00001)	(0,00000)	(0,00000)
Hierarquia				
Depend. comerc. BR (log)	0,003	0,003	-0,004	-0,004
	(0,005)	(0,005)	(0,004)	(0,004)
Gap de poder	-0,160**	-0,160*	-0,263***	-0,263**
	(0,078)	(0,086)	(0,098)	(0,120)
Consenso				
Dist. ideol.	-0,003***	-0,003***	-0,003***	-0,003***
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
Provisão				
IAD (%, log)	-0,007	-0,007	0,007	0,007
	(0,010)	(0,009)	(0,006)	(0,006)
Estabilidade política BR	0,0002	0,0002	-0,002	-0,002
	(0,001)	(0,002)	(0,001)	(0,002)
Estabilidade política	0,001**	0,001**	0,001**	0,001**
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
Controles est.				
t	0,0002	0,0002	0,0001	0,0001
	(0,0005)	(0,001)	(0,0005)	(0,001)
Gap democr.	0,004	0,004	0,003	0,003
	(0,004)	(0,003)	(0,003)	(0,004)
LDV1	0,378***	0,378***	0,443***	0,443***
	(0,060)	(0,083)	(0,048)	(0,081)
LDV2	0,194***	0,194***	0,091**	0,091
	(0,055)	(0,074)	(0,044)	(0,072)
Arg. 1995	-0,186***	-0,186***	-0,192***	-0,192***
	(0,041)	(0,034)	(0,048)	(0,038)
Par. 2013	-0,240***	-0,240***	-0,232***	-0,232***
	(0,038)	(0,041)	(0,046)	(0,043)
Sur. 2015	-0,255***	-0,255***	-0,251***	-0,251***
	(0,039)	(0,032)	(0,047)	(0,034)
Am. Sul			-0,003	-0,003
			(0,009)	(0,008)

Intercepto	0,482*** (0,137)	0,482** (0,190)	0,701*** (0,132)	0,701*** (0,212)
Observações	231		399	
R^2	0,604		0,488	
R^2 Ajustado	0,577		0,466	
Estatística F	21,888*** (gl = 15; 215)		22,733*** (gl = 16; 382)	
Nota:				*p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01

Fonte: elaborado pelo autor.

Esses achados aumentam a confiança de que os regressores testados são válidos e suas relações se preservam em amostras mais amplas. Como última etapa de sua interpretação, é útil contrastar quais dos determinantes apresentam maior importância relativa. Isto é, qual variável impacta mais na produção da convergência na AGNU. O expediente habitual para tais comparações é o uso de coeficientes-beta, que permite comparar quanto da variação nas VIs, em termos de desvios-padrão, impacta na VD, igualmente em termos de desvio-padrão. A figura abaixo apresenta o mesmo modelo, aplicado para os dados da América Latina. O impacto relativo de cada VI sobre o *followership* é mostrado por um ponto, enquanto que os traços indicam o intervalo de confiança. O gráfico apresenta intervalos de confiança tanto para a regressão OLS original (preto), quanto para a corrigida com PCSE (vermelho).

Coeficientes beta para a regressão *Pooled OLS* para a base da América Latina



Fonte: elaborado pelo autor. As variáveis cujo intervalo de confiança passa pelo ponto 0 não são estatisticamente significativas a p<0,05.

Como esperado, para quase todas as variáveis, o uso de PCSE aumentou os erros-padrão, embora isso só tenha invalidado a relevância estatística para uma delas, a LDV2. Os resultados indicam que, em ordem de importância, os determinantes com maior impacto – quer positivo ou negativo – sobre a convergência na AGNU foram o gap de poder, distância ideológica, estabilidade política e comércio com potências extrarregionais – desconsideradas as *dummies*, LDVs e outras variáveis de controle. Assim, é esperado, por exemplo, que um aumento no gap de poder entre Brasília e um seguidor em 1 desvio-padrão conduza a uma queda de quase 0,2 desvios-padrão no S-Score, ou ainda, que um aumento da estabilidade política do seguidor eleve o S-Score em cerca de 0,15 desvios-padrão.