

Procedimento ARDL testes de limites (*bounds tests*) para cointegração: uma aplicação à detecção de risco moral e seleção adversa no crédito rural no Brasil

Moisés A. Resende Filho

CERME-CIEF-LAPCIPP-MESP-Pós ECO Joint Research Seminar Program - 2018-I

22 de março de 2018

1. Séries de tempo

- Uma **série de tempo** ou **série temporal** é um conjunto de dados (**realização** de um processo gerador, normalmente, estocástico) coletados cronologicamente **ao longo do tempo**, em geral, para a mesma unidade amostral (indivíduo, município, domicílio, empresa, **país**,.....).
- Uma **série de tempo** pode também denotar um processo gerador dos dados.
- A **ordem dos dados** é muito importante, pois observações vizinhas no tempo são normalmente correlacionadas.
- A **frequência** (diária, mensal, trimestral, anual,...) na qual os dados são coletados também é importante.
- Tendências e sazonalidade são normalmente importante em estudos de séries temporais.

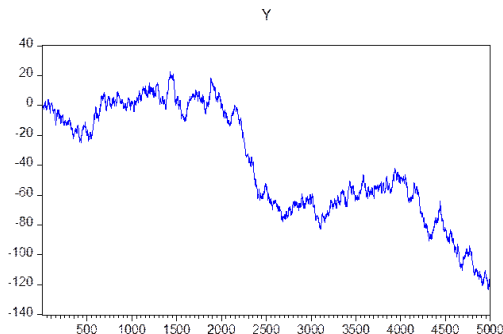
Séries de tempo

- Por exemplo, uma série de tempo enquanto processo gerador dos dados:

$$y_t = y_{t-1} + u_t, \text{ com } u_t \sim iidN(0, \sigma_u^2) \quad (1)$$

um exemplo de processo **passeio aleatório** (*random walk*) mais **básico**.

- Série de tempo enquanto uma realização desse processo (1)



2. Estacionaridade

Definição: uma série de tempo y_t é dita **estacionária de segunda ordem, covariância estacionária** ou **fracamente estacionária** se:

- 1 $E(y_t) = \mu$, ou seja, sua média independe de t .
- 2 $Var(y_t) = \sigma^2 < \infty$, ou seja, sua variância é constante e, portanto, independe de t .
- 3 $Cov(y_t, y_s) = \lambda_{|t-s|} < \infty, t, s = 1, \dots, T; t \neq s$, ou seja, as autocovariâncias dependem, no máximo, da distância $|t - s|$ das observações, mas não separadamente de t ou s .

- Um exemplo importante de processo estacionário é o processo **puramente aleatório** ou **ruído branco** (RB) ou *white noise* $y_t \sim RB(0, \sigma^2)$ em que:

$$E(y_t) = 0, \forall t$$

$$Var(y_t) = E(y_t^2) = \sigma^2, \text{ uma constante } \forall t,$$

$$Cov(y_t y_s) = E(y_t y_s) = 0, t, s = 1, \dots, T; t \neq s$$

- Assim, um processo ruído branco é necessariamente não serialmente correlacionado ou não autocorrelacionado.
- Qualquer processo **identicamente e independentemente distribuído** (*iid*) com média zero e variância σ^2 é um processo ruído branco.

2.1. Processos autoregressivos

- Um processo y_t é autoregressivo de ordem p ou $AR(p)$ se

$$y_t = \gamma_1 y_{t-1} + \dots + \gamma_p y_{t-p} + u_t \quad (2)$$

- Utilizando o **operador L de retardo** ou **defasagem** (*lag*) é possível reescrever a equação (2) como

$$y_t = \frac{u_t}{1 - \gamma_1 L - \gamma_2 L^2 - \dots - \gamma_p L^p} \quad (3)$$

- Substituindo L por z , obtém-se a **equação característica** do processo $AR(p)$:

$$\gamma(z) = 1 - \gamma_1 z - \gamma_2 z^2 - \dots - \gamma_p z^p \quad (4)$$

tal que:

- 1 Se cada raiz de $\gamma(z)$ é em módulo maior que 1, ou seja, está fora do **círculo unitário**, o processo é **estacionário**;
- 2 Se pelo menos uma raiz de $\gamma(z)$ é, em módulo, igual a 1, o processo **tem uma raiz unitária** e, assim, é **não estacionário**;
- 3 Se pelo menos uma raiz de $\gamma(z)$ é, em módulo, menor que 1, ou seja, se encontra dentro do círculo unitário, o processo é **não estacionário explosivo**.

- Por exemplo, um processo y_t é um **passeio aleatório** (*random walk*) **básico** se

$$y_t = \gamma y_{t-1} + u_t, \text{ com } u_t \sim RB(0, \sigma_u^2) \text{ e } \gamma = 1 \quad (5)$$

- Como $\gamma = 1$, sua **equação característica** é

$$\gamma(z) = 1 - z$$

que tem única raiz $z^* = 1$.

- Portanto, o processo **passeio aleatório básico** tem uma raiz unitária e, portanto, é **não estacionário**.

- De fato, no caso do processo passeio aleatório:

$$\begin{aligned}y_t &= y_{t-1} + u_t \\&= (y_{t-2} + u_{t-1}) + u_t \\&= (y_{t-3} + u_{t-2}) + u_{t-1} + u_t \\&\vdots \\&= y_0 + \sum_{i=1}^t u_i,\end{aligned}\tag{6}$$

- Assim, apesar de

$$E(y_t) = y_0 + \sum_{i=1}^t E(u_i) = y_0, \text{ uma constante,}$$

$$Var(y_t) = Var(y_0) + \sum_{i=1}^t Var(u_i) = t\sigma^2$$

ou seja, $Var(y_t)$ depende de t , o que viola a segunda condição para um processo estacionário e, ainda,

$$\lim_{t \rightarrow \infty} t\sigma^2 = \infty$$

3. Integração

- Um processo não estacionário pode se tornar estacionário por meio de "**integração**".
- Por exemplo, no caso o processo passeio aleatório básico se torna estacionário com uma única integração, pois

$$\Delta y_t \equiv y_t - y_{t-1} = u_t \sim RB(0, \sigma_u^2)$$

- Diz-se que o processo passeio aleatório básico é **integrado de ordem 1** ou $I(1)$, pois o processo transformado $\Delta y_t = u_t \sim RB(0, \sigma_u^2)$ é estacionário.

4. Testes de raiz unitária

- O **teste Dickey-Fuller** foca o processo $y_t = \gamma y_{t-1} + u_t$, com $u_t \sim RB(0, \sigma_u^2)$, tal que subtraindo y_{t-1} dos dois lados, obtém-se:

$$\Delta y_t = \gamma^* y_{t-1} + u_t, \text{ em que } \gamma^* = (\gamma - 1) \quad (7)$$

- A equação característica é $\gamma(z) = 1 - \gamma z$ com raiz $z^* = 1/\gamma$.
- Para que $|1/\gamma| > 1$, ou seja, esteja fora do círculo unitário, $|\gamma| < 1$ ou $-1 < 1 + \gamma^* < 1$, tal que

$$-2 < \gamma^* < 0$$

- Com isso, no teste de Dickey-Fulle $H_0 : \gamma^* = 0$ ou o processo é **não estacionário** contra $H_1 : \gamma^* < 0$ ou o processo é estacionário.
- Portanto, o teste Dickey-Fuller é unicaudal a esquerda.

- A **estatística** DF segue uma **distribuição Dickey-Fuller** com valores tabelados por Dickey e Fuller, tal que se \overline{DF} é o valor crítico da distribuição Dickey-Fuller a um nível pré-estabelecido de significância:
 - 1 Se $DF < \overline{DF}$, rejeita-se H_0 , concluindo-se que **a série é estacionária**.
 - 2 No entanto, se $DF > \overline{DF}$, aceita-se H_0 , concluindo-se que **a série é não estacionária**.

- O teste Dickey-Fuller aumentado incorpora a possibilidade de a série testada ser $AR(p)$ com tendência e deslocamento (*drift*) e, por isso, baseia-se na regressão

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \gamma^* y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (8)$$

(vide **Greene, 2012: p. 955**).

- A regressão (8) tem a capacidade de detectar *drift* e tendência determinística e de remover autocorrelação dos resíduos com os termos autoregressivos $\sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i}$, o que é desejável pois os valores críticos \overline{DF} são obtidos supondo que u_t é ruído branco.
- Há vários outros testes para raiz unitária como, por exemplo, **Phillips-Peron** (Greene 2012: p. 955) e **KPSS** (Greene 2012: p. 958).

5. Regressão espúria

- Uma **regressão** é **espúria** se aponta para a existência de uma relação entre variáveis, sendo que esta relação de fato não existe.
- No contexto de séries de tempo, regressões espúrias podem ocorrer devido a **tendências determinística** e/ou **tendências estocásticas** nas séries da regressão.
- Por exemplo, séries **não estacionárias** apresentam tendências estocásticas.
- **Granger e Newbold (1974)** mostram que regressões com **séries temporais integradas**, mas independentes, geram com frequência $R^2 > DW \approx 0$.
- **Philips (1986)** mostra que consequências adversas da modelagem com séries não estacionárias não são contornáveis por meio do aumento do tamanho da amostra.
- Para T suficientemente grande, testar para normalidade e homocedasticidade dos erros em uma "regressão espúria" leva sempre a rejeição das hipóteses nulas (**Giles, 2007**).

- Considere dois processos **passeio aleatório** básico:

$$y_t = y_{t-1} + u_t, \quad u_t \sim iidN(0, \sigma_u^2)$$

$$x_t = x_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim iidN(0, \sigma_v^2) \text{ e } Cov(u_t, v_t) = 0$$

e a regressão MQO

$$y_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_t + \hat{u}_t \quad (9)$$

- $Cov(u_t, v_t) = 0$ assegura que y_t e x_t são processos **independentes**.
- Portanto, $\hat{t}_2 = \frac{\hat{\beta}_2}{ep(\hat{\beta}_2)}$ deve ser suficientemente pequeno para não se rejeitar $H_0 : \beta_2 = 0$ e R^2 deve ser próximo de zero.
- Espera-se ainda que não se rejeite as hipóteses de erros normalmente distribuídos e não autocorrelacionados, pois são *iidN*.

- Uma regressão MQO (9) será **espúria** se:
 - 1 $\hat{t}_2 = \frac{\hat{\beta}_2}{ep(\hat{\beta}_2)}$ for suficiente grande para rejeitar $H_0 : \beta_2 = 0$;
 - 2 R^2 for maior que zero, sugerindo bom ajuste do modelo;
 - 3 $d = 2(1 - r)$ for próximo de zero em que $r = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_{t-1}}{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{t-1}^2}$ é próximo de um, indicando autocorrelação positiva dos erros; e
 - 4 Rejeitarmos H_0 : erros são normalmente distribuídos, pelo **teste JB** e H_0 : erros homocedásticos, pelo **teste BP**.

- **Dave Giles** (<http://davegiles.blogspot.com.br/2015/10/illustrating-spurious-regressions.html#more>) reporta os seguintes resultados de uma simulação Monte Carlo de 5000 rodadas com $\sigma_u^2 = 1$, $\sigma_v^2 = 4$ para $T \in \{25, 100, 1000, 5000, 25000, 40000\}$:

T	t	F	R ²	DW	JB	BP
25	2.36	13.31	0.41	0.84	1.57	2.86
100	4.83	55.22	0.40	0.25	4.90	9.37
1000	15.85	574.14	0.40	0.01	47.58	94.34
5000	35.07	2866.86	0.40	0.00	254.96	465.70
25000	79.33	14427.67	0.40	0.00	1253.61	2350.36
40000	98.04	22300.55	0.40	0.00	1989.53	3799.28

- Quanto T aumentava o problema de regressão espúria tende a piorar.

6. Cointegração

- O termo **cointegração** foi cunhado por Granger (1983) para se referir à possível existência de combinações lineares estacionárias de processos não estacionários
- Assim, **cointegração** torna potencialmente relevante a regressão entre variáveis não estacionárias.
- Por exemplo, se y_t e x_t são $I(p)$, espera-se que $u_t = y_t - \beta x_t$ também seja $I(p)$.
- No entanto, se há $\beta \neq 0$ tal que u_t é $I(p-d)$, $d > 0$ diz-se que y_t e x_t **são cointegrados de ordem (p, d)** ou $CI(p, d,)$, ou seja, há **uma relação linear de longo prazo** entre y_t e x_t e, assim, uma regressão de y_t em x_t não pode ser espúria.

7. Procedimento de Engle-Granger em dois estágios

Robert F. Engle III e Clive W.J. Granger (4 September 1934 to 27 May 2009) receberam *The Sveriges Riksbank Prize in Economic Sciences in Memory of Alfred Nobel 2003*.

Robert F. Engle III - Facts



Robert F. Engle III

Born: 10 November 1942, Syracuse, NY, USA

Affiliation at the time of the award: New York University, New York, NY, USA

Prize motivation: "for methods of analyzing economic time series with time-varying volatility (ARCH)"

Field: econometrics

Contribution: Developed methods to study the volatility properties of time series in economics, particular in financial markets. His method (ARCH) could, in particular, clarify market developments where turbulent periods, with large fluctuations, are followed by calmer periods, with modest fluctuations.

Prize share: 1/2

Clive W.J. Granger - Facts



Clive W.J. Granger

Born: 4 September 1934, Swansea, United Kingdom

Died: 27 May 2009, San Diego, CA, USA

Affiliation at the time of the award: University of California, San Diego, CA, USA

Prize motivation: "for methods of analyzing economic time series with common trends (cointegration)"

Field: econometrics

Contribution: Developed and applied new statistical methods, based on so-called "cointegration", to differentiate between, and combine the analysis of, short-term fluctuations and long-term trends.

Prize share: 1/2

Procedimento de Engle-Granger em dois estágios

- Engle, R.F.E. and Granger, C.W.J., 1987. Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. **Econometrica**, 55, pp. 251-276.
- **Primeiro estágio:** teste de cointegração ou teste da **estacionaridade dos resíduos** da regressão de interesse.
- **Segundo estágio:** se a hipótese de cointegração for confirmada, então estimar um **modelo de correção de erros**.

7.1. Primeiro estágio de Engle-Granger

- 1 Detectar a ordem de integração das séries utilizando testes de raiz unitária.
- 2 Se as séries são **integradas de mesma ordem**, estimar uma **regressão auxiliar** MQO, adicionando componentes autoregressivos e de defasagens distribuídas de modo a eliminar autocorrelação dos resíduos, por exemplo, usando o modelo ARDL(1, 1):

$$y_t = \delta + \gamma y_{t-1} + \delta_0 x_t + \delta_1 x_{t-1} + u_t, u_t \sim RB(0, \sigma_u^2) \quad (10)$$

- 3 Testar a série dos resíduos da regressão MQO no passo 2 para raiz unitária, tal que se tem raiz unitária, x_t e y_t são **não cointegradas**; caso contrário y_t e x_t **são cointegradas**.

- Por exemplo, no caso do modelo (10), no **equilíbrio de longo prazo** quando $y_t = y_{t-1}$ e $x_t = x_{t-1}$:

$$y_t = \frac{\delta}{1-\gamma} + \frac{\delta_0 + \delta_1}{1-\gamma} x_t + \frac{u_t}{1-\gamma} \quad (11)$$

- Defina $\alpha \equiv \frac{\delta}{1-\gamma}$, $\theta \equiv \frac{\delta_0 + \delta_1}{1-\gamma}$ e $\varepsilon_t \equiv \frac{u_t}{1-\gamma}$, tal que o modelo na forma de **relação de cointegração** é:

$$y_t = \alpha + \theta x_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim RB(0, (1-\gamma)^{-2} \sigma_u^2) \quad (12)$$

em que θ é o **efeito *ceteris paribus* de longo prazo de x em y** .

7.2. Modelo de correção de erros

- Pelo **Teorema da Representação de Granger**: *"If a set of variables are cointegrated, then there exists a valid error correction representation of the data, and viceversa"*.
- Assim, se y_t e x_t são cointegradas, deve-se estimar um **modelo de correção de erros** (*error correction model* ou ECM).

Modelo de correção de erros

- Tomando como exemplo o modelo (10), subtraindo y_{t-1} dos dois lados e somando e subtraindo do lado direito $\delta_0 x_{t-1}$ obtém-se:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \delta + \gamma y_{t-1} - y_{t-1} + \delta_0 x_t + \delta_1 x_{t-1} + u_t + (\delta_0 x_{t-1} - \delta_0 x_{t-1}) \\ &= \delta_0 \Delta x_t - (1 - \gamma) \underbrace{\left(y_{t-1} - \frac{\delta}{(1 - \gamma)} - \frac{(\delta_0 + \delta_1)}{(1 - \gamma)} x_{t-1} \right)}_{\equiv \varepsilon_{t-1}, \text{ pelas equações (11) e (12)}} + u_t\end{aligned}$$

tal que o **modelo de correção de erros** que deve envolver somente variáveis $I(0)$ é:

$$\Delta y_t = \delta_0 \Delta x_t + \lambda \varepsilon_{t-1} + u_t \quad (13)$$

com $\lambda \equiv -(1 - \gamma)$ e $\varepsilon_{t-1} \equiv \alpha + \theta x_{t-1}$, conforme equação (11).

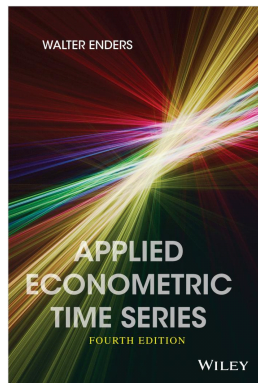
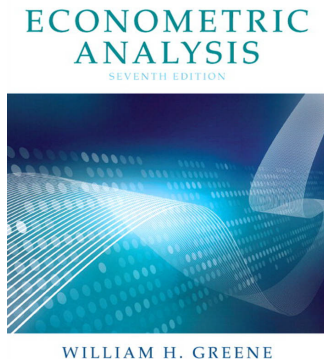
- Na estimação, utiliza-se no lugar de ε_{t-1} os resíduos defasados em um período \hat{u}_{t-1} da regressão (10) do primeiro estágio do procedimento de **Engle-Granger**.

$$\Delta y_t = \delta_0 \Delta x_t + \lambda \varepsilon_{t-1} + u_t$$

- δ_0 é o efeito no curto prazo em y_t de uma variação *ceteris paribus* em x_t .
- Pelas equações (11) e (12), ε_{t-1} é o desvio em $t - 1$ de y do seu equilíbrio de longo prazo.
- Assim, λ deve ser **negativo**, tal que um ε_{t-1} negativo gere um $\Delta y_t > 0$ e um ε_{t-1} positivo gere um $\Delta y_t < 0$, dessa forma trazendo y_t de volta ao seu equilíbrio de longo prazo.
- O valor absoluto de λ é a **velocidade de ajuste de y_t à desvios na relação de cointegração entre y e x** .
- Por exemplo, em um modelo mensal de séries de tempo uma estimativa $\hat{\lambda} = -0,16$ indica que 16% de um choque/desvio em y é resolvido em um mês, tal que após $\frac{1}{|\hat{\lambda}|} = 6,25$ meses y retorna ao seu equilíbrio de longo prazo.

8. Causalidade de Granger

- Cointegração não diz nada sobre o sentido da causalidade entre as variáveis na regressão.
- O conceito de **causalidade de Granger** deve ser entendido como “**antecedência**”.
- Dado dois eventos no tempo, x_t e y_t , diz-se que x_t **Granger causa** y_t , se a informação sobre $\{x_{t-1}, x_{t-2}, \dots\}$ tem poder preditivo em y_t .
- Em outras palavras, se usamos ambos $\{x_{t-1}, x_{t-2}, \dots\}$ e $\{y_{t-1}, y_{t-2}, \dots\}$ conseguimos prever melhor y_t do que se usamos apenas $\{y_{t-1}, y_{t-2}, \dots\}$.
- Assim, uma variável x **Granger causa** y se y pode ser mais bem previsto se usamos a história de ambos x e y do que apenas a própria história de y .



- Greene, W. **Econometric Analysis**, 7th ed. New York: Pearson, 2012. (Capítulo 21).
- Enders, W. **Applied Econometric Time Series**, 4th ed. Wiley, 2014.

- Engle, R.F.E. and Granger, C.W.J., 1987. Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. **Econometrica**, 55, 251-276.
- Giles, D. E. A., 2007. Spurious regressions with time-series data: Further asymptotic results. **Communications in Statistics - Theory and Methods**, 36, 967-979.
- Granger, C. W. J. and Newbold, P., 1974. Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, 2, 111-120. - citado 7939 no Google Scholar.
- Granger, C.W.J., 1983. Cointegrated variables and error correction models. UCSD Discussion paper 83-13a.
- Phillips, P. C. B., 1986. Understanding spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, 33, 311-340.

9. Aplicação

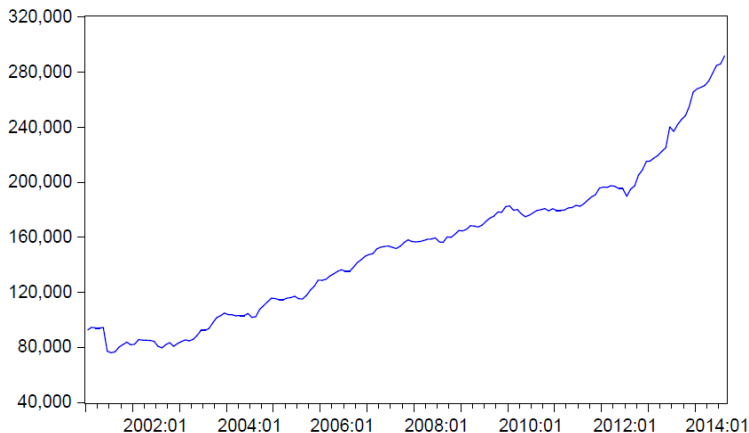
- A **participação da agropecuária no PIB** de 2001 a 2017 tem sido, em média, de 5,5%, da indústria, 25,8% e dos serviços, 68,7%.
- Em 2017, o **PIB Agropecuário** foi **R\$ 300 bilhões**, o da indústria, R\$ 1,211 trilhões e o dos serviços, R\$ 4,137 trilhões e o PIB da economia brasileira, R\$ 5,648 trilhões.
- Em 2017, o **PIB do agronegócio** (insumos + produção primária + agroindústria de transformação + distribuição e serviços) foi 24% do PIB, aproximadamente R\$ 1,4 trilhão.
- O agronegócio respondeu por 35% do emprego e US\$ 9,7 milhões, o que equivale a 49% das exportações brasileiras em 2017.
- O Brasil é um dos três principais produtores mundiais de soja, milho, carne bovina e carne de frango.

- O Sistema Nacional de Crédito Rural (**SNCR**) foi criado pela Lei nº 4.829 de **cinco de novembro de 1965** e é constituído pelo Banco Central do Brasil, Banco do Brasil S/A, que responde por 65% dos financiamentos destinados ao setor, Banco da Amazônia S/A e Banco do Nordeste S/A.
- Características especiais dos bens, mercados e elevada volatilidade dos preços dos produtos agrícolas exigem políticas que apoiem e incentivem a oferta agropecuária.
- Praticamente todos os países lançam mão de instrumentos de política agrícola.

- A política de crédito rural (CR) contempla os recursos disponibilizados pelo governo a cada ano-safra para o financiamento das despesas de custeio, investimentos e comercialização da produção agropecuária.
- As normas de aplicação dos recursos do crédito rural são aprovadas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) e publicadas pelo Banco Central do Brasil (BC) no Manual de Crédito Rural (MCR).
- O CR objetiva contribuir para que a agricultura cumpra com suas funções de abastecer o mercado interno, gerar superávit da balança comercial, emprego e renda.

Aplicação

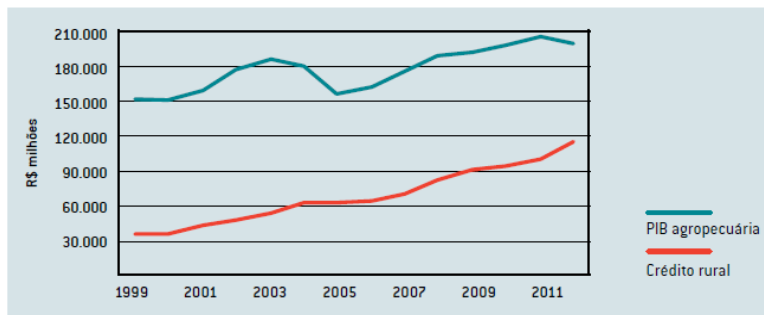
O CR tem sido o instrumento de política agrícola mais utilizado pelo governo.- saldo das operações de crédito do setor rural em milhões de R\$ de fev. 2018:



Relação de causalidade de CR para PIB agropecuário?????

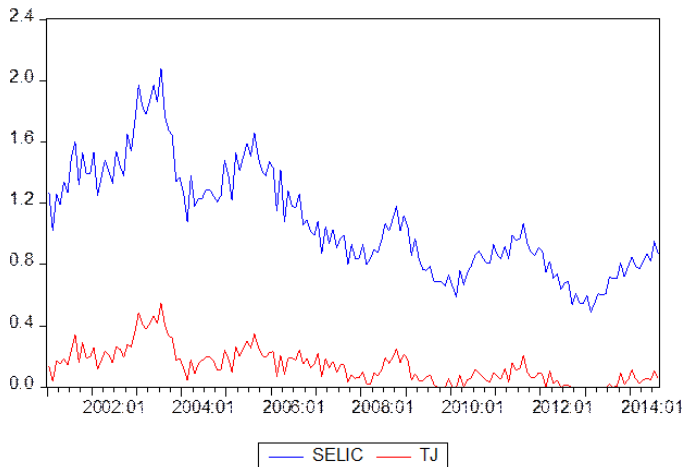
GRÁFICO 5

EVOLUÇÃO DO PIB AGROPECUÁRIO — 1999-2012 (EM R\$ MILHÕES DE 2012)



Fonte: Banco Central do Brasil — Derop/Recor; IBGE/SCN 2000 anual.

O CR traz consigo **subsídios públicos** principalmente no que se refere à **equalização da taxa de juros**.



9.1. Questão de pesquisa

- Elevadas taxas de descumprimento dos contratos de crédito rural reduzem a capacidade de financiar o SNCR, a eficiência no uso dos recursos pelos produtores e geram prejuízos ao sistema financeiro nacional e ao erário.
- Houve 16 renegociações de financiamentos do SNCR de janeiro de 2001 a agosto de 2014 para reduzir descumprimento.
- O objetivo da pesquisa é responder se **renegociações da dívida rural** indizem risco moral e seleção adversa no SNCR e, assim, maiores custos para a sociedade.
- Melo, L. B. de; Resende Filho, M. de A., 2017. Determinantes do risco de crédito rural no Brasil: uma crítica às renegociações da dívida rural. **Revista Brasileira de Economia**, 71(1), 67-91.

10. Modelo econométrico da inadimplência no SNCR

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 dummy_t + \beta_2 end_t + \beta_3 end_t^2 + \beta_4 (end_t \times dummy_t) + \beta_5 tj_t + \beta_6 p_t + \beta_7 iae_t + \beta_8 ic_t + \beta_9 \Delta\%pib_t + \beta_{10} \Delta\%s_t + u_t \quad (14)$$

(+) (-) (-) (-)

- $\beta_0, \dots, \beta_{10}$ são parâmetros de longo prazo; y é a razão variação do saldo inadimplente/saldo adimplente; $dummy$ é a variável "**renegociações da dívida rural**" que recebe 1 nos quatro meses após alguma lei/regulação que renegocia a dívida rural; end e end^2 são nível e nível quadrado da razão dívida no SNCR/PIB; tj é a taxa referencial de juros da economia; $p \equiv ipp/ipr$ que é a medida da não rentabilidade do setor rural; iae é o índice de rentabilidade das exportações agrícolas; ic é a média mensal ponderada dos preços de commodities agropecuárias exportadas pelo Brasil; $\Delta\%pib$ é a taxa de crescimento real do PIB; $\Delta\%s_t$ é a taxa de crescimento dos saldos de créditos; e u é o termo de erro aleatório.

10.1. Efeito endividamento na inadimplência

- Pelo modelo (14), o efeito do aumento *ceteris paribus* do endividamento na inadimplência é

$$\frac{\partial y}{\partial end} = \underbrace{\beta_2 + 2\beta_3 end}_{\text{efeito direto}} + \underbrace{\beta_4}_{\text{efeito indireto}} \times dummy \quad (15)$$

- Efeito direto** pode ser positivo se reduz capacidade de pagamento ou negativo se aumenta capacidade de pagamento no longo prazo.
- Se o **efeito indireto** $\frac{\partial^2 y}{\partial end \partial dummy} = \beta_4$ é negativo, então renegociações fazem com que aumentar endividamento reduza inadimplência, ou seja, renegociações incentivam o endividamento (**efeito risco moral** do endividamento).

10.2. Efeito renegociação na inadimplência

- Pelo modelo (14), o efeito *ceteris paribus* das renegociações na inadimplência é:

$$\frac{\partial y}{\partial dummy}_{(-)} = \underbrace{\beta_1}_{\text{efeito direto}} + \underbrace{\beta_4}_{\text{efeito indireto}} \times end \quad (16)$$

- Se **efeito direto** é positivo, **há risco moral e seleção adversa devido às renegociações**, as renegociações por si só atraem tipos que têm maior custo do esforço para pagar ou maus pagadores e induzem menor esforço de pagamento dos tomadores de CR.
- Se **efeito indireto** $\frac{\partial y^2}{\partial dummy \partial end} = \beta_4$ é negativo, então o endividamento faz com que renegociações diminuam inadimplência, possivelmente porque aumentam a capacidade de pagamento e/ou reduzem a própria dívida via perdão.

11. Procedimento ARDL bounds test

- O procedimento Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) testes dos limites (*bounds tests*) de **Pesaran, Shin e Smith (2001)** é uma atualização/aprimoramento do procedimento em dois estágios de Engle e Granger (1987).
- Permite séries $I(0)$ e/ou $I(1)$ e/ou fracionadamente integradas.
- As propriedades em amostras pequenas do procedimento ARDL testes de limites são muito superiores às da técnica de cointegração baseada em VAR (vetor autoregressivo) de Johansen e Juselius (1990).
- Se o número de defasagens do modelo ARDL for determinado corretamente, o procedimento é livre de correlação serial dos erros e, portanto, de endogeneidade.

11.1. Teste para raiz unitária

- Pelos resultados dos testes ADF e PP na Tabela 2, as séries das variáveis end , end^2 , p e ic são $I(1)$ e as demais séries são estacionárias no nível, ou seja, são $I(0)$.
- Portanto, como as séries são $I(0)$ ou $I(1)$, podemos seguir para o segundo passo do procedimento ARDL testes de limites de **Pesaran, Shin e Smith (2001)**.
- No segundo passo, realizamos testes de causalidade de Granger segundo a abordagem de Toda e Yamamoto (1995).

11.2. Teste de causalidade de Granger

- A abordagem de Toda e Yamamoto (1995) do teste de causalidade de Granger se fundamenta em um modelo VAR padrão para os níveis das variáveis, ao invés das diferenças de primeira ordem destas, como faz o teste convencional de causalidade de Granger.
- Pelos resultados na Tabela 3 as variáveis tj , iae , $dummy$ e $end \times dummy$ **Granger causam** y .
- Como a não rejeição da hipótese nula de que uma variável não Granger causa uma outra variável e vice-versa, não necessariamente implica que não há uma relação de causalidade entre estas, mantivemos todas as variáveis.
- Em especial, a relação unidirecional de causalidade de Granger de tj para y dá suporte à especificação do modelo na equação (14), pois indica que não há causalidade reversa da taxa de juros para inadimplência, ou seja, inadimplência causando taxa de juros.

Teste de causalidade de Granger

Tabela 3. Resultados dos teste Toda-Yamamoto de causalidade de Granger.

Hipótese nula	Termos de defasagem ($k + d$) do teste de Toda et Yamamoto (1995)	χ^2	p-valor
<i>dummy</i> não Granger causa <i>y</i>	13 + 0	29,743***	0,005
<i>y</i> não Granger causa <i>dummy</i>	13 + 0	16,798	0,209
<i>end</i> não Granger causa <i>y</i>	12 + 1	14,116	0,366
<i>y</i> não Granger causa <i>end</i>	12 + 1	10,728	0,634
<i>end</i> ² não Granger causa <i>y</i>	9 + 1	9,712	0,374
<i>y</i> não Granger causa <i>end</i> ²	9 + 1	5,331	0,805
<i>end</i> × <i>dummy</i> não Granger causa <i>y</i>	11 + 0	19,225*	0,057
<i>y</i> não Granger causa <i>end</i> × <i>dummy</i>	11 + 0	9,18	0,605
<i>tj</i> não Granger causa <i>y</i>	13 + 0	20,438*	0,085
<i>y</i> não Granger causa <i>tj</i>	13 + 0	6,105	0,942
<i>p</i> não Granger causa <i>y</i>	1 + 1	0,834	0,659
<i>y</i> não Granger causa <i>p</i>	1 + 1	1,743	0,418
<i>iae</i> não Granger causa <i>y</i>	9 + 0	15,034*	0,09
<i>y</i> não Granger causa <i>iae</i>	9 + 0	9,404	0,401
<i>ic</i> não Granger causa <i>y</i>	2 + 1	1,823	0,61
<i>y</i> não Granger causa <i>ic</i>	2 + 1	1,178	0,758
$\Delta\%pib$ não Granger causa <i>y</i>	13 + 0	13,034	0,445
<i>y</i> não Granger causa $\Delta\%pib$	13 + 0	20,467*	0,084
$\Delta\%s$ não Granger causa <i>y</i>	12 + 0	17,327	0,138
<i>y</i> não Granger causa $\Delta\%s$	12 + 0	12,453	0,41

Notas: * – significativo a 10%; ** – significativo a 5%; e *** – significativo a 1%.

11.3. Teste de cointegração

- O **terceiro passo** no procedimento ARDL testes de limites para cointegração consiste em estimar por MQO o modelo irrestrito de correção de erros (UECM) ou, segundo **Pesaran, Shin e Smith (2001)**, um modelo “ECM condicional”, que no caso do presente trabalho é definido pela equação (17) a seguir.
- Os números de termos nos somatórios em (17) podem ir de 1 a q_0 , de zero a q_1 , de zero a q_2 e assim por diante e representam a dinâmica de correção dos erros do modelo UECM e o número máximo de defasagens ou termos em cada somatório deve ser escolhido de modo a minimizar o **Critério de Informação de Akaike (AIC)**.

Teste de cointegração

$$\begin{aligned}\Delta y_t = & b_0 + \sum_{j=1}^{q_0} b_{1j} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} b_{2j} \Delta dummy_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} b_{3j} \Delta end_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q_3} b_{4j} \Delta end^2_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} b_{5j} \Delta (end \times dummy)_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_5} b_{6j} \Delta tj_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q_6} b_{7j} \Delta p_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_7} b_{8j} \Delta iae_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_8} b_{9j} \Delta ic_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q_9} b_{10j} \Delta \Delta \% pib_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_{10}} b_{11j} \Delta \Delta \% s_{t-j} + \lambda_1 y_{t-1} \\ & + \lambda_2 dummy_{t-1} + \lambda_3 end_{t-1} + \lambda_4 end^2_{t-1} \\ & + \lambda_5 (end \times dummy)_{t-1} + \lambda_6 tj_{t-1} + \lambda_7 p_{t-1} + \lambda_8 iae_{t-1} \\ & + \lambda_9 ic_{t-1} + \lambda_{10} \Delta \% pib_{t-1} + \lambda_{11} \Delta \% s_{t-1} + e_t\end{aligned}\tag{17}$$

Teste de cointegração

- Na equação (17), $b_0, \dots, b_{q_0}, b_{10}, \dots, b_{1q_1}, \dots, b_{110}, \dots, b_{11q_{10}}$ são parâmetros de curto prazo e $\lambda_1, \dots, \lambda_{11}$ são parâmetros de longo prazo e e_t é um erro ruído branco.
- A hipótese nula dos **testes de limites** (*bounds tests*) é

$$H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_{11} = 0, \text{ ou seja, } \mathbf{n\tilde{a}o\ cointegra\c{c}\~ao}$$

e H_1 : há uma relação de longo prazo ou de cointegração entre as variáveis do modelo.

- Se a estatística F do teste é maior que o valor crítico superior, **rejeita-se** H_0 ; caso contrário, se a estatística F é menor que o valor crítico inferior, **não se rejeita** H_0 ; já se estiver no intervalo entre o valor crítico inferior e superior, **o teste é inconclusivo** (Pesaran, Shin e Smith, 2001).

Teste de cointegração

O **quarto passo**, se pelos testes de limites se rejeitou H_0 , consiste em estimar por MQO o **modelo ECM convencional**:

$$\begin{aligned}\Delta y_t = & b_0 + \sum_{j=1}^{q_0} b_{1j} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} b_{2j} \Delta dummy_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} b_{3j} \Delta end_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q_3} b_{4j} \Delta end^2_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} b_{5j} \Delta (end \times dummy)_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_5} b_{6j} \Delta tj_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q_6} b_{7j} \Delta p_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_7} b_{8j} \Delta iae_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_8} b_{9j} \Delta ic_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q_9} b_{10j} \Delta \Delta \% pib_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_{10}} b_{11j} \Delta \Delta \% s_{t-j} + \alpha ECM_{t-1} + w_t \quad (18)\end{aligned}$$

em que ECM_{t-1} é a série defasada dos resíduos da estimação MQO do modelo ARDL associado ao modelo UECM selecionado no passo 3; e α é a velocidade de ajuste ao equilíbrio de longo prazo após um choque de curto prazo.

11.4. Resultados

Tabela 4. Estimativas do modelo econométrico (2) dos determinantes do risco de crédito rural no Brasil, selecionadas com base no critério de informação Akaike (AIC).

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Número de modelos avaliados	342.732	4.455.516	4.455.516	4.455.516
Regressores dinâmicos	<i>end, tj, dummy, Δ%<i>s</i></i>	<i>end, end × dummy, tj, dummy, Δ%<i>s</i></i>	<i>end, end², tj, dummy, Δ%<i>s</i></i>	<i>end², tj, dummy, end × dummy, Δ%<i>s</i></i>
Especificação ARDL selecionada para a equação (9)	ARDL(8, 0, 2, 12, 1)	ARDL(1, 0, 7, 0, 12, 11)	ARDL(9, 10, 12, 7, 9, 12)	ARDL(10, 0, 1, 5, 11, 2)
Estatística F do teste de limites para cointegração	11,882***	21,222***	4,999***	8,387***
<i>Estimativas ARDL da equação (2)</i>				
Intercepto	-0,902**	-2,802***	-4,268***	-0,849*
<i>dummy</i>	-0,314***	1,172*	-0,053	1,162***
<i>end</i>	0,018	0,274*	2,396***	—
<i>end²</i>	—	—	-0,382***	0,048***
<i>end × dummy</i>	—	-0,500***	—	-0,434***
<i>tj</i>	-0,220	-0,020	1,293**	0,131
<i>p</i>	0,762***	1,244***	0,518*	0,606***
<i>iae</i>	-0,003	-0,005	-0,002	-0,004
<i>ic</i>	0,004*	0,010***	0,001	0,001
<i>Δ%<i>pib</i></i>	0,007	0,003	0,002	0,009
<i>Δ%<i>s</i></i>	0,043**	0,062	-0,214*	-0,012
Estimativa do coeficiente de correção de erros, <i>α</i> , da equação (10)	-1,383***	-1,071***	-1,127***	-1,582***
<i>Teste de diagnósticos (p-valores)</i>				
Teste LM Breusch–Godfrey para correlação serial	0,929	0,348	0,801	0,231
Teste RESET de Ramsey para forma funcional	0,125	0,004	0,820	0,165
Teste Jarque–Bera para Normalidade	0,027	0,000	0,081	0,846
Teste Breusch–Pagan–Godfrey para heterocedasticidade	0,040	0,977	0,988	0,594

Notas: * – significativo a 10%; ** – significativo a 5%; e *** – significativo a 1%.

- O **modelo 4** na Tabela 4 foi escolhido para servir como base para as análises, pois também passou todos os testes de diagnósticos, os quais indicam que os seus erros são homocedásticos, não autocorrelacionados e normalmente distribuídos e, assim, independentes e que o modelo está corretamente especificado.
- Ainda, a **estatística F** do testes de limites no **Modelo 4** é 8,387, maior que o valor crítico do teste para o limite superior a 1% de significância, o que indica que há relação de cointegração ou longo prazo entre as variáveis.

- Com base no Modelo 4, o efeito estimado do endividamento na inadimplência é:

$$\frac{\partial \hat{y}}{\partial end} = \underbrace{0,096 \times end}_{\substack{\text{efeito direto} \\ (+)}} - \underbrace{0,434 \times dummy}_{\text{efeito indireto}}$$

- Como esperado, o **efeito direto** é positivo devido ao **efeito redutor da capacidade de pagamento do endividamento**.
- O **efeito indireto** é negativo, indicando que renegociações fazem com que o endividamento reduza a inadimplência, ou seja, renegociações criam incentivo para endividamento.

- Com base no Modelo 4, o efeito estimado das renegociações na inadimplência é:

$$\frac{\partial \hat{y}}{\partial dummy} = \underbrace{1,162}_{\text{efeito direto}} - \underbrace{0,434 \times end}_{\text{efeito indireto}}$$

- Como o **efeito direto** é positivo, então **há risco moral e seleção adversa devido às renegociações**, pois as renegociações por si atraem tipos que não tomariam empréstimos e fariam com que tomadores se esforcem menos para pagá-los.
- O **efeito indireto** é negativo, indicando que o endividamento faz com que renegociações reduzam inadimplência porque aumentam capacidade de pagamento e/ou reduzem o próprio estoque da dívida via perdão.

- Em suma, os resultados indicam que os processos políticos de renegociação da dívida no SNCR induzem níveis de endividamento maiores do que em um cenário sem renegociações. Além disso, as renegociações ao induzirem o risco moral e seleção adversa fazem com que o SNCR opere com níveis de inadimplência superiores aos que ocorreriam em cenários sem renegociações.
- As estimativas do modelo 4 indicam que a taxa de juros deixa de ser importante para explicar inadimplência.
- Possivelmente, porque a taxa de juros de referência dos empréstimos no SNCR, enquanto custo do empréstimo para o tomador de recursos, é uma mera peça de ficção em um cenário de grande possibilidade de renegociações e/ou perdões da dívida.

- Os resultados do modelo 4 indicam que o setor externo e as variáveis macroeconômicas não impactam inadimplência no SNCR do Brasil.
- Os resultados do modelo 4 também indicam que para cada aumento ceteris paribus de 10% nos preços pagos pela agricultura em relação aos preços recebidos, há um aumento estimado de 6,06% na inadimplência no SNCR, devido a redução na capacidade de pagamento dos tomadores.

- O coeficiente estimado para o **termo de correção de erro**, α na equação (18), no modelo 4 foi negativo e significativo a 1%, o que era esperado uma vez que as variáveis do modelo são cointegradas segundo os testes de limites.
- Como $\hat{\alpha} = -1,582$, estima-se que 158,2% de qualquer desequilíbrio/choque de curto prazo na taxa de inadimplência é resolvido muito rapidamente, em menos de um mês.
- Mais precisamente, em $\frac{1}{1,582} = 0,63211$ meses, ou seja, em aproximadamente 19 dias.

- Giles, Dave, 2013. ARDL Models - Part I. Disponível em <http://davegiles.blogspot.com.br/2013/03/ardl-models-part-i.html>
- Giles, Dave, 2013. ARDL Models - Part II - Bounds Tests. Disponível em <http://davegiles.blogspot.com.br/2013/06/ardl-models-part-ii-bounds-tests.html>

- AutoRegressive Distributed Lag (ARDL) Estimation. Part 1 - Theory, disponível em <http://blog.eviews.com/2017/04/autoregressive-distributed-lag-ardl.html>
- AutoRegressive Distributed Lag (ARDL) Estimation. Part 2 - Inference, disponível em http://blog.eviews.com/2017/05/autoregressive-distributed-lag-ardl_8.html
- AutoRegressive Distributed Lag (ARDL) Estimation. Part 3 - Practice, disponível em <http://blog.eviews.com/2017/05/autoregressive-distributed-lag-ardl.html>

- Melo, L. B. de; Resende Filho, M. de A., 2017. Determinantes do risco de crédito rural no Brasil: uma crítica às renegociações da dívida rural. **Revista Brasileira de Economia**, 71(1), 67-91.
- Pesaran, M. H. and Y. Shin, 1999. An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. Chapter 11 in S. Strom (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge University Press, Cambridge. (Discussion Paper version.)
- Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. J., 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of Applied Econometrics**, 16, 289–326.
- Pesaran, M. H. and R. P. Smith, 1998. Structural analysis of cointegrating VARs. **Journal of Economic Surveys**, 12, 471-505.

- Stiglitz, E.J. and Weiss, A.,1981. Credit rationing in markets with Imperfect information. **American Economic Review**, 71(3), 393-410.
- Stiglitz, E.J. and Weiss, A.,1983. Incentive effects of terminations: applications to the credit and labor markets. **American Economic Review**, 73(5), 12-27.
- Toda, H. Y and Yamamoto T., 1995. Statistical inferences in vector autoregressions with possibly integrated processes. **Journal of Econometrics**, 66, 225-250.