



University of Brasilia



Economics and Politics Research Group

A CNPq-Brazil Research Group

<http://www.EconPoIRG.wordpress.com>

Research Center on Economics and Finance–CIEF
Research Center on Market Regulation–CERME
Research Laboratory on Political Behavior, Institutions
and Public Policy–LAPCIPP
Master's Program in Public Economics–MESP

Determinantes do risco de crédito rural no Brasil: uma crítica às renegociações da dívida rural

Lucas Braga de Melo and Moisés de Andrade Resende Filho

EPGE/FGV and UnB

**Economics and Politics Working Paper 58/2015
October 14^h, 2015**

**Economics and Politics Research Group
Working Paper Series**

Determinantes do risco de crédito rural no Brasil: uma crítica às renegociações da dívida rural

Lucas Braga de Melo¹

Moisés de Andrade Resende Filho²

Resumo

Este artigo identifica os determinantes da inadimplência no crédito rural no Brasil. Utilizamos estimativas de dois modelos Auto Regressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL), selecionados pela abordagem geral ao específico e critério de informação Akaike. Os resultados indicam que o ciclo de negócios afeta inadimplência e menores taxas de juros, melhores condições de exportação e processos de repactuações da dívida rural reduzem inadimplência. Como encontramos um efeito negativo do maior nível de endividamento na inadimplência, hipotetizamos que mutuários se endividam mais do que fariam para forçar renegociações da dívida, as quais reduzem inadimplência. Portanto, renegociações da dívida rural induzem risco moral.

Palavras-Chave: risco de crédito, inadimplência, crédito rural, modelagem ARDL.

CLASSIFICAÇÃO JEL: G3, G32, G38.

Determinants of rural credit risk in Brazil: a critique of rural debt renegotiations

Abstract

We identify the determinants of rural credit default in Brazil. We use estimates of two Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL) models selected based on general to specific approach and Akaike information criterion. Our results indicate the business cycle affects default rate, and lower interest rate, improved export conditions and processes of renegotiation of rural debt each reduces default. As we obtain a negative effect of higher debt on default, we hypothesize borrowers go into debt more than they would to force debt renegotiations, which reduce default. Therefore, rural credit debt renegotiations induce moral hazard.

Keywords: credit risk, default rate, rural credit, ARDL modeling.

Classification JEL: G3, G32, G38.

1. INTRODUÇÃO

Os diversos instrumentos de política agrícola disponíveis à formulação e execução da política agrícola no Brasil podem, grosso modo, ser classificados em: crédito rural, zoneamento agrícola, seguro rural, instrumentos de comercialização e instrumentos de programas especiais de fomento setorial, mas dentre estes, o crédito rural tem sido o instrumento tradicionalmente utilizado pelo governo brasileiro para subsidiar, financiar e/ou promover o setor agrícola (ARAÚJO, 2011).

¹ Economista pela UnB e mestrando na EPGE/FGV. E-mail: lucas.braga.melo@gmail.com

² Professor Associado no Departamento de Economia da Universidade de Brasília, bolsista de produtividade 2 do CNPq. E-mail: moisesresende@unb.br

No que se refere às especificidades da política de concessão de crédito rural no Brasil, a lei nº 4.829, de 5 de novembro de 1965 criou o Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR) e institucionalizou o crédito rural com os objetivos de: i) promover a formação de capital; ii) favorecer o custeio oportuno e adequado da produção e a comercialização de produtos agropecuário; iii) fortalecer a posição econômica dos pequenos e médios agricultores; e iv) promover e acelerar a adoção e a difusão de tecnologia moderna. Para atingir estes objetivos, a política agrícola brasileira no que tange a concessão de crédito rural tem se caracterizado pela forte interferência estatal, a qual tem estabelecido desde a exigibilidade da aplicação dos recursos das reservas bancárias até tetos, quotas e taxas de juros praticadas no crédito rural (ARAÚJO, 2011).

Dos recursos destinados ao crédito rural no Brasil no ano de 2011, 28,5% foram de recursos obrigatórios, a poupança rural e os fundos constitucionais contribuíram com cerca de 20% cada, o BNDES contribuiu com 24,5% e os 7% restantes dos recursos foram provenientes de formas alternativas de financiamento (BELIK, 2014). De fato, entre 2012 e 2014, cerca de 60% dos saldos da carteira de crédito rural vieram de recursos de aplicações em que a taxa de juros era regulada pelo governo, sendo que mais de 50% dos saldos dessas aplicações estão sobre controle público (BCBa, 2014). Apesar da crescente participação dos bancos privados na captação de recursos na forma de títulos específicos para o agronegócio (Letra de Crédito do Agronegócio (LCA), títulos pós-fixados como os Certificados de Recebíveis do Agronegócio (CDCAs), esta participação ainda é pequena (BELIK, 2014). Assim, é o setor público quem ainda arca com a maior parte dos recursos do crédito rural no Brasil.

Para manter a capacidade de financiamento do crédito rural, Távora (2014, p. 38) menciona que o Governo Federal opera um modelo de financiamento com taxa de juros fixas e moderadamente baixas, estabelecidas previamente a cada safra; com a possibilidade de refinanciamento, em caso de incapacidade de pagamento dos tomadores de recursos; preferencialmente sem alocar diretamente recursos para fazer frente aos financiamentos rurais; e utilizando vários programas, muitos com recursos do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), e títulos de crédito, como os descritos na Lei nº 11.076, de 30 /12/2004, alterada pela Lei nº 11.524, de 2007.

Relacionado à capacidade de financiamento do crédito rural, há ainda a questão das constantes renegociações da dívida rural pelo Governo Federal. De fato, diversas vezes o governo opta por renegociar os financiamentos no intuito de viabilizar a permanência de agricultores insolventes na atividade agrícola, mas não sem gerar com isso um incentivo ao não pagamento intencional dos empréstimos (risco moral), uma vez que os mutuários passam a incorporar a possibilidade de renegociar dívidas em suas expectativas.

Elevadas taxas de descumprimento dos contratos de crédito rural reduzem a capacidade de financiar o SNCR e a eficiência no uso dos recursos pelos produtores, além de gerarem prejuízos ao sistema financeiro nacional e aos cofres públicos. Por exemplo, Távora (2014) estima um custo de 0,29%

do PIB³ na equalização da taxa de juros do Programa Especial de Saneamento de Ativos (PESA) iniciado em 1998 e um custo de oportunidade do estoque da dívida pública e taxa Selic de 1,64% do PIB⁴, decorrente do primeiro processo de securitização da dívida rural iniciado em 1965.

O objetivo principal do presente artigo é detectar os determinantes da inadimplência, modelando, estimando e testando econometricamente os efeitos do risco sistêmico, que é aquele decorrente do próprio ciclo de negócios da economia, do nível de endividamento dos produtores e de medidas tomadas pelo governo na condução da política de crédito rural sobre a inadimplência do crédito rural. Tal entendimento é de fundamental importância para formuladores da política de crédito rural, reguladores do sistema financeiro nacional e para tomadores de decisão das instituições financeiras do SNCR.

O presente artigo compreende essa introdução e mais cinco seções. A segunda seção faz a contextualização da política de crédito rural e das renegociações da dívida rural no Brasil, além de analisar as falhas dessa política. A terceira seção apresenta a revisão da literatura dos fatores determinantes da inadimplência e a fundamentação teórica destes, em especial, os fatores geradores de risco sistêmico, fazendo ainda uma revisão da literatura sobre as metodologias utilizadas na especificação e estimação de modelos de séries de tempo. A seção quatro fundamenta e apresenta a especificação do modelo Auto Regressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL – *Auto Regressive Distributed Lag model*), para que, na quinta seção sejam apresentadas as estimações e os resultados. Finalmente, a quinta seção apresenta as nossas considerações finais.

2. A POLÍTICA DE CRÉDITO RURAL NO BRASIL

Nesta seção, fazemos a contextualização da política de crédito rural no Brasil, o histórico das renegociações da dívida rural, uma discussão das potenciais falhas e desafios da política de crédito rural no Brasil com vistas a levantarmos hipóteses passíveis de serem testadas empiricamente.

2.1. Inadimplência e Renegociação da Dívida Rural

Em meados da década de 1990, em um cenário de declínio na rentabilidade do setor agrícola, há uma forte diminuição na oferta de crédito rural e, com isso, na receita inflacionária dos mutuários. Provavelmente, devido à conjunção desses fatores, à época, houve um elevado crescimento da taxa de inadimplência do crédito rural, em julho de 1994, a taxa de inadimplência era de 22,92%, saltou para 38,76% em dezembro de 1995 e para quase 55% em setembro de 1997 (ARRAES e TELES, 1999).

Os altos níveis de endividamento, o aumento da inadimplência e a redução dos recursos para o refinanciamento do crédito rural levaram a perda de liquidez do setor agrícola, culminando na incapacidade generalizada do setor agrícola de honrar a enorme dívida. Assim, desde o início do Plano Real em 1994, o Governo Federal vem renegociando a dívida rural em uma atuação ativa e quase anual,

³ Tomando o Produto Interno Bruto (PIB) de R\$ 1,48 trilhão em preços de 2002.

⁴ Idem.

por meio da edição de medidas provisórias (MPV) enviadas à apreciação do legislativo (TÁVORA, 2014).

Em linhas gerais, vem ocorrendo sistematicamente, desde 1995, repactuações da dívida rural, as quais consistem no alongamento do prazo do financiamento, equalização da taxa de juros e cobrimento das garantias pela União. A seguir, discutimos a primeira securitização da dívida rural e o Programa Especial de Saneamento de Ativos, que foram os maiores processos de renegociação até hoje, apesar de diversas renegociações que ainda estão em andamento e vem sofrendo várias rodadas de modificações. No apêndice deste trabalho, a Tabela A.2 apresenta todas as leis e normas que apreciaram negociações de dívidas dos produtores rurais desde 1995.

O primeiro processo de securitização da dívida rural ocorreu em três rodadas de renegociação e resultou nas Leis 9.138/1995, 9.866/1999 e 10.437/2002. Ao final desse processo, as condições de empréstimo estavam demasiadamente fáceis: 30 anos de prazo (de 1995 a 2025) para o pagamento da dívida, sem correção monetária e a uma taxa de juros de 3% ao ano, com desconto de 15 a 30% em algumas parcelas (bônus de adimplência) e a possibilidade de liquidação antecipada da dívida com desconto de 10 a 20% (TÁVORA, 2014).

O Programa Especial de Saneamento de Ativos (PESA) foi amparado pela Resolução n. 2.471 de 26 de fevereiro de 1998 do Conselho Monetário Nacional e estabelecia que fossem emitidos títulos pelo Tesouro Nacional passíveis de aquisição por produtores rurais que quisessem alongar suas dívidas. Esses títulos serviriam como garantia e no final do prazo teriam valor de face equivalente à dívida. A contratação dessa renegociação deveria ser feita até 31 de julho de 1998 e o reembolso dos títulos aconteceria em vinte anos contados a partir da data da renegociação (SILVESTRINI e LIMA, 2012). Távora (2014) estima que um mutuário que adquirisse um título do PESA nas condições estabelecidas estaria recebendo um desconto de 43,75% de sua dívida.

2.2. Falhas nas Renegociações do Crédito Rural

As repactuações da dívida rural acabaram beneficiando um pequeno grupo de grandes produtores à custa dos contribuintes (custo disperso). De fato, a maioria dos produtores não foi beneficiada, apesar de no processo político, os pequenos agricultores terem contribuído com sua imagem social frágil para que o *lobby* político financiado pelos grandes produtores conseguisse mobilizar a forte bancada ruralista do Congresso Nacional (TÁVORA, 2014).

Nesse aspecto, as renegociações são calcadas em um processo político que não considera a real capacidade de pagamento dos devedores, tampouco na capacidade destes gerarem renda e desenvolvimento (TÁVORA, 2014). Por exemplo, com a aprovação de determinada lei ou regulação, todos os mutuários contemplados podem alongar sua dívida em 10 anos, com três de carência e à taxa de juros de 3% a.a. Como essas condições são muito amplas e atingem um grande número de produtores rurais, não têm qualquer ligação com a real capacidade de pagamento de cada mutuário.

Arraes e Teles (1999) e Távora (2014) argumentam que, apesar de flexibilizarem os contratos de crédito de forma a transferir renda aos produtores rurais e facilitar o pagamento da dívida rural, as renegociações sistemáticas e amplas podem criar incentivos adversos. Particularmente, induzindo um mutuário a decidir por não quitar a dívida visando à possibilidade de uma renegociação vantajosa, já que uma futura repactuação está incorporada em sua expectativa. Ou mesmo quando o produtor rural incorre em elevados níveis de endividamento de alto risco e não aplica um nível de esforço suficientemente alto para cumprir seu contrato, já que existe uma alta probabilidade de renegociação (STIGLITZ e WEISS, 1981). Nesse contexto, em um modelo empírico, esperar-se-ia tanto um sinal positivo, quanto um sinal negativo da do coeficiente que mensura a relação entre o nível de endividamento e a taxa de inadimplência do setor rural brasileiro.

Ademais, o incentivo à inadimplência intencional ainda é potencializado pelo fato de que se há redução da taxa de juros para os inadimplentes, os adimplentes não têm direito a repetição de indébito. Em outras palavras, não se pode utilizar da medida processual que se peticiona a devolução de um valor pago indevidamente (TÁVORA, 2014). Por exemplo, pela Lei nº 12.844 de 2013, os mutuários inadimplentes que optassem pelo refinanciamento de até R\$ 200 mil da dívida, arcariam com uma taxa de juros de 3,5% a.a, enquanto os adimplentes permaneceriam arcando com a taxa inicial de juros de 8,75% a.a. (TÁVORA, 2014). De fato, como as várias MPs que tratavam da renegociação da dívida rural propunham medidas favoráveis apenas aos inadimplentes sem qualquer alusão aos adimplentes, geraram assim um claro incentivo para que ninguém se torne adimplente e para que o processo de renegociações se torne cíclico. Assim, uma hipótese importante é a de que grande parte dos fatores causadores da inadimplência no crédito rural se deve a ineficácia das políticas de concessão de crédito rural de períodos anteriores (ARRAES e TELES, 1999).

Nesse contexto, percebe-se que o processo político envolvido nas renegociações é complexo. Devido as constantes alterações que uma mesma renegociação sofre ao longo do tempo, é difícil dizer quando ela acaba e quando ela termina, ou mesmo quais mutuários param de receber os benefícios ou quando esses benefícios melhoram após a modificação da resolução ou lei. Apesar disso, pode-se visualizar um resumo da legislação de todas as rodadas de renegociações que ocorreram desde 1995 no apêndice deste trabalho. Vale ressaltar que nesta pesquisa separa-se o efeito das decisões políticas do efeito do endividamento rural sobre a inadimplência do setor através de duas variáveis explicativas diferentes: o nível e endividamento dos produtores rurais e uma *dummy* que capte as decisões políticas de renegociações da dívida dos produtores rurais. Em outras palavras, a questão empírica que se coloca é se, com as renegociações da dívida, o risco moral devido ao incentivo para se inadimplir suplanta ou não o incentivo da flexibilização dos contratos para se adimplir e como ambos atuam sobre a taxa de inadimplência.

3. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Essa seção objetiva levar à especificação de um modelo econométrico que contemple os principais fatores causadores do risco ou inadimplência no crédito rural no Brasil, em especial, levando em conta as amplas e sistemáticas renegociações políticas da dívida.

3.1. Inadimplência ou Risco de Crédito e seus Determinantes

Após a crise financeira de 2008, ressurgiu o interesse em se investigar os efeitos na inadimplência de crédito de fatores macroeconômicos de risco sistêmico (BONFIM, 2009), que é aquele gerado sistematicamente pelas flutuações da economia ou por choques no sistema financeiro.

Em linhas gerais, o risco sistêmico é gerado em períodos expansivos do ciclo de negócios quando os tomadores de crédito estão propensos e em condições de contrair empréstimos e as instituições financeiras credoras, propensas e em condições de assumir maiores riscos. A realização do risco sistêmico tende a ocorrer nos períodos recessivos do ciclo de negócios quando a propensão e recursos para financiamento diminuem, o que leva à restrição de crédito, e a propensão e capacidade de pagamento dos mutuários se deteriora, o que leva ao aumento nos níveis de inadimplência (JIMENEZ e SAURINA, 2006). Com isso, há uma distância temporal entre a criação e a realização do risco sistêmico.

Bonfim (2009) classifica em três grupos os estudos que têm investigado os efeitos de fatores macroeconômicos de risco sistêmico na inadimplência ou risco de crédito: (i) estudos que usam modelos com microdados das características dos mutuários, tais como índices contábeis e características intrínsecas; (ii) estudos que usam modelos que combinam informações do sistema financeiro e microdados dos empréstimos/contratos; e (iii) estudos que usam modelos de séries de tempo incluindo variáveis macroeconômicas e fatores de risco sistêmico ou modelos macroeconômicos. O presente trabalho se insere no terceiro grupo de estudos.

Fazemos a seguir uma revisão dos trabalhos de Ali e Daly (2010), Bonfim (2009), Metaxas *et al.* (2012) e Koopman *et al.* (2009), os quais investigam os efeitos na inadimplência ou risco de crédito de fatores macroeconômicos de risco sistêmico e fatores de risco idiossincrático, que é o decorrente das características dos mutuários e das condições de empréstimos. O nosso objetivo com isso é dar suporte à especificação do nosso modelo econométrico.

Ali e Daly (2009) empregam um modelo macroeconômico em que a inadimplência agregada pode ser explicada pelas variáveis macroeconômicas de risco sistêmico: taxa de juros, taxa de crescimento do PIB e nível de endividamento defasado da economia. Os resultados mostraram que a inadimplência agregada é afetada positivamente pelo nível de endividamento defasado e negativamente pelo PIB, sendo mais sensível a variações no PIB nos EUA do que na Austrália.

Bonfim (2009) investiga se o risco de crédito pode ser explicado por variáveis macroeconômicas de risco sistêmico e também por variáveis de risco idiossincrático. As estimações com dados de 3000 empresas portuguesas mostram que a condição financeira das empresas mutuárias é fundamental para

explicar a inadimplência. Já utilizando dados de painel com variáveis em nível mais agregado, os autores observam que fatores macroeconômicos têm efeitos significativos na inadimplência. Assim, concluem que resultados mais robustos serão obtidos se forem incluídas variáveis de risco idiossincrático e macroeconômicas de risco sistêmico (BONFIM, 2009).

Na mesma linha, Metaxas *et al.* (2012) investigam os efeitos dos riscos idiossincrático e sistêmico no sistema financeiro grego, considerando a taxa de inadimplência de vários tipos de empréstimos e variáveis explicativas similares às usadas por Ali e Daly (2009) e Bonfim (2009), adicionando mais variáveis macroeconômicas de risco sistêmico (nível de endividamento do governo, taxa de desemprego e inadimplência defasada) e variáveis de risco idiossincrático do setor bancário e de características dos empréstimos. A inclusão da variável nível de endividamento do governo no modelo incorpora a ideia de que um aumento no nível de endividamento deste deteriora a liquidez do sistema financeiro, o que leva os bancos a restringirem a oferta de crédito na busca por maior liquidez, inviabilizando assim a rolagem de dívidas e aumentando a inadimplência. A inclusão da taxa de desemprego justifica-se por esta ser uma variável *proxy* da renda disponível e, por isso, deve apresentar um efeito positivo na taxa de inadimplência. Por fim, a inclusão da variável dependente (taxa de inadimplência) defasada no modelo incorpora a ideia de que após sofrerem com elevados níveis de inadimplência, os bancos se tornam mais cautelosos ao concederem empréstimos, o que diminui a taxa de inadimplência futura.

Metaxas *et al.* (2012) ainda observam que os efeitos na taxa de inadimplência das variáveis macroeconômicas de risco sistêmico parece variar de acordo com o tipo de empréstimo. Por exemplo, a inadimplência no financiamento de empresas é mais sensível ao risco sistêmico mensurado pelas variações na taxa de crescimento do PIB, enquanto no caso do crédito ao consumidor, a taxa de desemprego e o nível de endividamento da economia são mais importantes. Em suma, os fatores de risco sistêmico influenciam de maneira diferente os diferentes setores da economia.

3.2. Os Modelos Macroeconômicos de Séries de Tempo

Utilizamos como base para a especificação do nosso modelo econométrico o estudo de Bonfodi e Rompele (2011) em que estimam dois modelos uniequacionais de séries de tempo para o risco do crédito das empresas e risco de crédito das famílias italianas. Assim procedendo, os autores permitem que as variáveis macroeconômicas possam influenciar de maneiras diferentes o risco de crédito das firmas e das famílias. De toda forma, utilizam em ambos os modelos a variável dependente Novos Empréstimos Ruins (NER), obtida como a razão entre os novos empréstimos de alto risco e o estoque de empréstimos em situação regular ou de risco normal para firmas e famílias e variáveis explicativas dos seis grupos: i) grupo das relacionadas ao estado geral da economia; ii) grupo das relacionadas às condições de estabilidade dos preços; iii) grupo das relacionadas ao custo do serviço da dívida; iv) grupo das relacionadas ao nível de endividamento; v) grupo das relacionadas à riqueza no mercado de capitais e no mercado financeiro; e vi) grupo das relacionadas ao crescimento econômico. Finalmente, por

considerarem que choques macroeconômicos levam tempo até começarem a afetar (piorar ou melhorar) a capacidade de pagamento dos mutuários, também incluem defasagens das variáveis macroeconômicas no modelo econométrico:

$$NER_t = c + \sum_{j=1}^q \beta_j NER_{t-j} + \sum_{j=0}^{p_i} \gamma_j X_{i,t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que a variável dependente Novos Empréstimos Ruins (NER) é regredida nela mesma defasada de ordem 1 a q, nas variáveis macroeconômicas X_i , $i=1, \dots, I$, defasadas de ordem 0 a p_i e uma constante, c. A estrutura de defasagens q, p_i , com $i = 1, \dots, I$ é definida com base na significância estatística dos coeficientes e critérios de informação de Akaike e Schwarz.

Bonfodi e Rompele (2011) estimam a equação (1) por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com erros padrão robustos de Newey-West e observam que NER das famílias e NER das empresas são explicadas por apenas algumas variáveis, quais sejam: as condições econômicas gerais, o custo dos empréstimos e o nível de endividamento.

Gambera (2000) apresenta algumas técnicas econométricas que podem ser utilizadas com séries temporais para prever as condições financeiras de bancos e de carteiras de crédito com base nos ciclos macroeconômicos. O autor estima um modelo Auto Regressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL) similar ao de Bonfodi e Rompele (2011) e, também, um Vetor Auto Regressivo (VAR) para prever e explicar a taxa de inadimplência. Ademais, o autor realiza testes de estresses para averiguar o comportamento do risco de crédito em situações adversas do ciclo de negócios.

No que se referem às variáveis dependentes, os tipos de empréstimos analisados por Gambera (2000) são divididos em três setores: agrícola, comercial-industrial e habitacional. Dentro de cada um desses setores, duas categorias de empréstimos problemáticos são consideradas: i) a categoria chamada de inadimplência, a qual é composta pelo total dos empréstimos com 30 a 89 dias de atraso dividido pelo total de empréstimos; ii) a segunda categoria chamada de crédito vencido, definida como o saldo dos empréstimos com 90 ou mais dias de atraso também dividido pelo total de empréstimos. Variáveis macroeconômicas como a taxa de desemprego, a produção da agropecuária, o índice de confiança do consumidor e o número de falências de empresas são significativas e aparentam ter uma relação robusta com a taxa de inadimplência.

Por fim, destacamos o modelo empírico de Arraes e Teles (1999). Com o objetivo de explicar a inadimplência do crédito rural no Brasil e na região Nordeste durante os anos 90, os autores partem de uma série de hipóteses: i) o governo brasileiro intervém fortemente no mercado de crédito rural controlando o volume de saldos disponíveis e a taxa de juros aplicada ao crédito; ii) o processo de renegociação da dívida rural, que vem ocorrendo no Brasil, caracteriza uma transferência de renda aos mutuários, facilitando o cumprimento das obrigações contratuais direta e indiretamente; iii) o volume das novas importações agrícolas, fruto da recente abertura comercial da economia à época, competem com os produtores domésticos e influem negativamente na rentabilidade do setor, e, conseqüentemente, em sua

adimplência; iv) os autores acreditam que após o Plano Real, a agricultura muda de um tipo *rent seeking* para um tipo *profit seeking*, decorrente das mudanças estruturais da política de crédito rural e da estabilização macroeconômica.

Arraes e Teles (1999) desenvolvem dois modelos econométricos para testar suas hipóteses sobre a inadimplência de crédito rural agregada no Brasil. O primeiro é uma regressão de uma única equação linear e o segundo é um sistema de equações simultâneas. Em linhas gerais, há alguns resultados interessantes. Nota-se que a partir das mudanças estruturais da política de crédito rural no Plano Real, o risco de crédito passou a ser mais explicado pela rentabilidade do setor e pela taxa de juros cobrada ao produtor rural. Tal fato corrobora a argumentação de que o setor rural passara de um tipo *rent seeking* para *profit seeking* como consequência da redução do crédito rural subsidiado e menor facilidade de renegociação da dívida. Ademais, nota-se que a quantidade produzida e as importações do setor rural estão relacionadas ao grau de inadimplência.

Em suma, há uma vasta gama de artigos publicados principalmente pelos Bancos Centrais de diversos países, incluindo o *Bank of International Settlement* (BIS) e aqueles integrantes do Eurosistema que explicam o risco de crédito por meio de séries temporais de ciclos de negócios. Particularmente para o Brasil, Arraes e Teles (1999) utilizaram um sistema de equações com o objetivo bastante parecido, diferenciando-se ao considerar os efeitos do Plano Real, juntamente com a mudança estrutural da política de crédito rural no país e tratar de características específicas do crédito rural.

4. METODOLOGIA

4.1. Descrição e Fundamentação do Modelo Empírico

Especificamos aqui o modelo econométrico Auto Regressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL) para explicar a relação entre as variáveis macroeconômicas que possam determinar o risco de crédito rural ou inadimplência e a política de crédito rural no Brasil. Assim, o modelo econométrico, especificado com base no trabalho de Bonfodi e Rompele (2011), é:

$$Y_t = c + \sum_{j=1}^q \beta_j Y_{t-j} + \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_j X_{i,t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que a variável dependente Y denota a inadimplência do crédito rural é regredida sobre uma constante c , defasagens autoregressivas de ordem $j = 1, \dots, q$ com coeficientes β_j e variáveis macroeconômicas X_i com defasagens de ordem 0 a $p_i, i = 1, \dots, m$. O termo q denota a ordem das defasagens da variável dependente e p_i denota a ordem de defasagens da i -ésima variável explicativa macroeconômica. Por fim, ε_t é o erro aleatório do modelo.

4.2. Descrição da Variável Dependente

O *Basel Committee on Banking Supervision* - BCBS (2005) define que há inadimplência quando o banco considera improvável que o devedor cumpra o contrato sem ter de recorrer aos colaterais do contrato; e/ou quando o mutuário está a mais de 90 dias em atraso com alguma obrigação. Seguindo essas linhas do Comitê de Basileia, o Banco Central do Brasil (BCB) classifica os saldos das operações de crédito no

Brasil em nove níveis em ordem crescente de risco, quais sejam: AA (o de menor nível de risco), A, B, C, D, E, F, G e H (o de mais alto nível de risco).

Como os saldos de operações de crédito com atrasos superiores a 90 dias se enquadram, no máximo, na classe E (BCB, 2000) e de acordo com as definições do BCB (2014a), calculamos a taxa de inadimplência agregada do setor rural Z_t como:

$Z_t = \text{soma do saldo das operações de crédito do setor rural de risco de nível E a H} / \text{saldo total das operações de crédito do setor rural}$ (3)

Como há evidências de que a série Z_t é não estacionária (vide a primeira linha da Tabela 1 com testes de raiz unitária ao final dessa seção), optamos por utilizar a variável dependente proposta por Bonfodi e Rompele (2011) que é a razão fluxo de novos empréstimos de alto risco/estoque de empréstimos em situação regular ou de risco normal e rotulada como Novos Empréstimos Ruins (Y_t), calculada aqui como:

$Y_t = (\text{saldo das operações de crédito do setor rural de risco de nível E, F, G e H em } t - \text{saldo das operações de crédito do setor rural de risco de nível E, F, G, H em } t-1) / \text{saldo das operações de crédito do setor rural de risco de nível AA, A, B e C em } t-1$ (4)

4.3. Descrição das Variáveis Explicativas

4.3.1. Nível de endividamento dos produtores rurais, END_t

No presente estudo, a variável nível de endividamento dos produtores rurais END_t é a porcentagem dos saldos totais do crédito rural em relação ao PIB acumulado em doze meses a preços correntes da economia brasileira, que é uma série disponibilizada pelo BCB (2014a).

Quando os devedores acumulam muitas dívidas em relação aos seus ativos, a capacidade destes de honrar as obrigações do empréstimo diminui (ALI e DALY, 2009), o que nos faria esperar um sinal positivo do coeficiente do nível de endividamento dos produtores rurais no modelo econométrico (2). Por outro lado, o aumento do endividamento pode ser uma consequência do risco moral (BONFODI e ROMPELE, 2011). Considerando que quanto maior for o nível de endividamento, maior será a pressão política para que o governo socorra os mutuários do crédito rural, concedendo perdões e/ou renegociando dívidas, os tomadores de crédito operam em um nível de endividamento maior que o que operariam em condições normais, o que leva a renegociações e, com isso, a redução na inadimplência. Nessa perspectiva, esperaríamos um sinal negativo do coeficiente do nível de endividamento no modelo econométrico (2), pois o aumento do nível de endividamento dos mutuários do crédito rural diminui a inadimplência devido ao efeito da renegociação e perdão de dívidas.

Em suma, o sinal esperado do coeficiente da variável nível de endividamento no modelo de regressão (2) é ambíguo, pois dependerá de qual dos efeitos é preponderante: redução da capacidade de pagamento (sinal positivo) ou risco moral (sinal negativo).

4.3.2. A rentabilidade do setor rural, P_t

Arraes e Teles (1999) observaram que a baixa rentabilidade do setor rural explica parte da inadimplência no crédito rural, pois quanto menos rentável é a atividade, menor é a capacidade do mutuário de honrar a dívida e, portanto, maior será a taxa de inadimplência. Seguindo Arraes e Teles (1999), utilizamos como *proxy* da “não” rentabilidade do setor rural a variável

$$P_t = \frac{IPP_t}{IPR_t} \quad (5)$$

em que IPP_t é o índice de preços pagos pelos produtores rurais em t e IPR_t é o índice de preços recebidos pelos produtores rurais em t .

Portanto, esperamos que a ordem das defasagens de P_t seja grande e com sinais positivos, sendo que utilizamos as séries de mesmo nome fornecidas pelo IBRE-FGV (2014).

4.3.3. Variáveis relacionadas à rentabilidade das exportações agrícolas, IAE_t e IC_t

Como o setor agropecuário brasileiro é muito voltado às exportações, utilizamos a variável Índice de Atratividade das Exportações Agrícolas IAE_t que capta a rentabilidade do setor relacionada ao ciclo internacional de negócios. A série IAE é gerada e disponibilizada pelo Cepea (2014) e considera em seu cálculo a taxa de câmbio efetiva do setor rural, o volume de exportações e o preço das *commodities* agrícolas, o que deve capturar a atratividade do setor agrícola exportador. Outra variável de controle que utilizamos é o IC -Br Agropecuária, que é uma média mensal ponderada dos preços de *commodities* agropecuárias exportadas produzidas no Brasil. O Banco Central do Brasil (BCB, 2014a) é a fonte desta série. Esperamos sinais os coeficientes das duas variáveis apresentem sinal negativo.

4.3.4. Variáveis macroeconômica do ciclo de negócios da economia nacional, $\Delta\%S_t$ e $\Delta\%PIB_t$

A relação entre o ciclo de negócios, a oferta de crédito e a taxa de inadimplência tem sido mensurada pela taxa de variação do PIB da economia (ROWELS e SIMONS, 2008) e pela taxa de crescimento real dos saldos de crédito (JIMENEZ e SAURINA, 2006). Com base nesses trabalhos, utilizamos a taxa mensal de crescimento do PIB real, $\Delta\%PIB_t$, e a taxa de crescimento dos saldos de créditos destinados ao setor agropecuário, $\Delta\%S_t$, ambas disponibilizadas pelo BCB (2014). A hipótese é que a inadimplência ou risco de crédito rural é negativamente influenciada por $\Delta\%PIB_t$ e positivamente afetada por $\Delta\%S_t$.

4.3.5. Custo da dívida, TJ_t

Bonfodi e Rompele (2011), Daly *et al.* (2009), Koopman *et al.* (2009) argumentam que a taxa de juros é positivamente relacionada ao não comprimento das obrigações de crédito. A ideia é que quanto maior for o custo da dívida, mais difícil será pagá-la ou refinanciá-la. Bonfodi e Rompele (2011) utilizam a EURIBOR a três meses como *proxy* da taxa de juros cobrada às famílias italianas e Jimenez e Saurina (2006) utilizam a taxa de juros interbancário do sistema financeiro espanhol. No presente artigo, utilizamos a taxa referencial de juros a.m. da economia brasileira, como Arraes e Teles (1999). A série foi obtida no IPEADATA (2014) e esperamos um sinal positivo o seu coeficiente.

4.3.6. Variável das renegociações da dívida rural, $DUMMY_t$

Para mensurar e controlar para os efeitos das repactuações da dívida rural na inadimplência, criamos uma variável *dummy* com base nos processos de renegociação descritos por Távora (2014) e Silvestrini e Lima (2011), sumarizados na Tabela A.2 do Apêndice. Assim, a variável $DUMMY_t$ das renegociações da dívida rural recebe 1 nos quatro meses subsequentes a publicação de uma lei/regulação que repactua a dívida rural ou modifica uma lei já publicada. A Figura 1 relaciona as Leis e Normas sobre renegociação da dívida rural e suas datas.

Figura 1. Meses em que a variável DUMMY recebe o valor 1 e as leis/regulamentações associadas.



Fonte: elaboração própria.

Como os processos políticos envolvidos nas renegociações das dívidas têm como efeito final a flexibilização do pagamento da dívida rural, um sinal negativo do coeficiente da variável DUMMY indica a diminuição na inadimplência devido à melhora nas condições de pagamento.

Por fim, é necessário nos certificar de que as séries são estacionárias. Para tanto, realizamos os testes de raiz unitário Dickey-Fuller Aumentado - ADF (DICKEY e FULLER, 1981) e Phillips-Perron - PP (PHILLIPS e PERRON, 1988), tal que se o p-valor do teste for maior que 5%, não rejeitamos a hipótese nula de que há uma raiz unitária e, em seguida, tomamos a primeira diferença da série e testamos para raiz unitária⁵. Caso a variável possua raiz unitária, utilizaremos sua primeira diferença na regressão se for integradas de primeira ordem para evitar o problema de regressão espúria,. Os resultados são apresentados na Tabela 1.

⁵ Com exceção da série da variável Z_t a qual foi obtida segundo a mesma transformação proposta por Bonfodi e Rompele (2011).

Tabela 1. Resultados dos testes de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado - ADF e Phillips-Perron – PP.

Série	Termos Incluídos	Teste ADF (p-valor)	Defasagens	Teste PP (p-valor)	Defasagens	Conclusão
Zt	i	0,303	0	0,195	0	I(1)
Yt	i	0,000	0	0,000	0	I(0)
ENDt	i,t	0,989	0	0,978	0	I(1)
Δ ENDt	i	0,000	0	0,000	0	I(0)
Pt	i	0,891	0	0,845	0	I(1)
Δ Pt	i	0,000	0	0,000	0	I(0)
IAEt	i	0,020	0	0,013	0	I(0)
$\Delta\%$ PIBt	i	0,018	11	0,000	0	I(0)
$\Delta\%$ St	i	0,000	0	0,000	0	I(0)
TJt	i,t	0,008	12	0,000	0	I(0)
Δ TJt	i	0,000	0	0,000	0	I(0)
IC	i,t	0,091	1	0,235	0	I(1)
Δ ICt	i	0,000	0	0,000	0	I(0)

Obs.: i denota um intercepto e t denota a variável tendência, ambas incluídas se são individualmente estatisticamente significantes. Δ é o operador de primeira diferença, de forma que, por exemplo, Δ ENDt = END_t - END_{t-1}; O número de defasagens do teste ADF é determinado pelo Critério de Informação de Schwarz (SIC) e para o teste PP, por Newey-West bandwidth.

Fonte: Elaboração própria.

Em suma, há três hipóteses fundamentais a serem empiricamente testadas. A primeira é sobre o sinal do coeficiente da variação do nível de endividamento, Δ ENDt, que dependerá de qual dos efeitos é preponderante, redução da capacidade de pagamento (sinal positivo) ou risco moral (sinal negativo). A segunda é sobre o efeito dos processos políticos de renegociações da dívida rural na inadimplência. Se o coeficiente da variável DUMMY for negativo é porque a melhora nas condições de pagamento da dívida geram incentivos para adimplir. Por fim, a terceira hipótese é que a inadimplência no crédito rural é afetada por variáveis macroeconômicas, inclusive, relacionadas ao ciclo de negócios.

5. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Adotamos duas metodologias para escolher a especificação do modelo: do geral ao específico e a do critério de informação Akaike e realizamos as estimações e testes com o programa econométrico Eviews 7.1 com dados mensais do período de maio de 2001 (2001M05) a agosto de 2014 (2014M08).

A metodologia do geral ao específico inclui inicialmente no modelo de regressão (2) todas as variáveis com iguais ordens de defasagem. Assim, optamos por começar por uma ordem, $p_i = 6$ para todo i, excluindo, a partir daí, as defasagens, uma a uma, que não são significativas levando em conta o R² ajustado da regressão, para tanto foram estimados 7777 modelos com combinações diferentes de defasagens. Pela metodologia do Critério de Informação Akaike, fazemos as estimações de todas as combinações possíveis de defasagens das variáveis e escolhemos aquela que gera o modelo com menor critério de informação Akaike.

Os testes de autocorrelação e heterocedasticidade dos erros da especificação do modelo econométrico (2) selecionada com base no critério de informação Akaike estão na Tabela 2. Pelo teste

Breusch-Godfrey não rejeitamos a hipótese de que não há autocorrelação⁶; e pelo teste Breusch-Pagan-Godfrey rejeitamos a hipótese de homocedasticidade. Assim, reportamos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e erros-padrão de White robustos a heterocedasticidade na Tabela 3.

Tabela 2. Testes de heterocedasticidade e correlação serial da especificação do modelo de econométrico (2) selecionada com base no critério de informação Akaike.

Teste Breusch-Godfrey correlação serial LM			
Estatística F	1,245	P-valor F (2,143)	0,291
Obs*Resíduos ²	2,739	P-valor estatista $\chi^2(2)$	0,254
Teste de heterocedasticidade Breusch-Pagan-Godfrey			
Estatística F	6,467	P-valor. F(14,145)	0,000
Obs*R ²	61,502	P-valor $\chi^2(14)$	0,000
Escala explicada SS	120,396	P-valor $\chi^2(14)$	0,000

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 3 apresenta as estimativas MQO do modelo selecionado pelo critério de informação Akaike com erros-padrão de White robustos para heterocedasticidade.

Tabela 3. Estimativa da especificação do modelo de econométrico (2) selecionada segundo o critério de informação Akaike - **Regressão 1.**

Amostra ajustada: 2001M05 2014M08

Observações incluídas: 160

Variável	Coefficiente	Erros-padrão de White robustos para heterocedasticidade	
Constante	0,686**	0,335	
Y(-1)	0,120	0,079	
Δ END	-3,602**	1,677	
IAE	-0,014**	0,006	
IAE(-1)	0,034***	0,012	
IAE(-2)	-0,034***	0,010	
IAE(-3)	0,007	0,007	
Δ %PIB	-0,013**	0,079	
Δ %PIB(-1)	-0,020	0,019	
Δ %S	0,207	0,011	
Δ %S(-1)	-0,006**	0,013	
Δ %S(-2)	0,013*	0,008	
Δ %S(-3)	0,027**	0,009	
Δ TJ%(-4)	1,421***	0,512	
DUMMY	-0,121*	0,062	
R ²	0,435	Média da variável dependente	0,035
R ² ajustado	0,380	Desvio padrão da variável dependente	0,491
Soma dos quadrados dos resíduos	2,165	Critério de informação Akaike	1,025
Estatística F	7,964	P-valor do teste F	0,000

Obs.: *denota significativo a 10%; **denota significativo a 5%; e ***denota significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria.

Os testes de autocorrelação e heterocedasticidade dos erros da especificação do modelo econométrico (2) selecionada com base do geral ao específico estão na Tabela 4. Pelo teste Breusch-

⁶ Testando para autocorrelação dos erros até a 36ª ordem pelo teste Q os p-valores sugerem que não há autocorreção ao nível de 5%. Como a especificação do modelo de econométrico (2) selecionada segundo o critério de informação Akaike inclui a variável dependente defasada é importante para a consistência dos estimadores MQO que os erros sejam não correlacionados.

Godfrey rejeitamos a hipótese de que não há autocorrelação de ordem até dois dos erros⁷ e pelo teste Breusch-Pagan-Godfrey rejeitamos a hipótese de homocedasticidade. Por isso, reportamos estimativas MQO com erros-padrão de Newey-West robustos para autocorrelação e heterocedasticidade.

Tabela 4. Testes de heterocedasticidade e correlação serial da especificação do modelo de econométrico (2) selecionada com base na metodologia do geral ao específico.

Teste Breusch-Godfrey correlação serial LM			
Estatística F	2,379	P-valor F (2,143)	0,025
Obs*Resíduos ²	17,226	P-valor estatista $\chi^2(2)$	0,016
Teste de heterocedasticidade Breusch-Pagan-Godfrey			
Estatística F	6,474	P-valor. F(14,145)	0,000
Obs*R ²	61,543	P-valor $\chi^2(14)$	0,000
Escala explicada SS	116,364	P-valor $\chi^2(14)$	0,000

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 5 apresenta as estimativas MQO do modelo escolhido com base na metodologia do geral ao específico com erros-padrão de Newey-West robustos para autocorrelação e heterocedasticidade.

Tabela 5. Estimativa da especificação do modelo de econométrico (2) selecionada com base na metodologia do geral ao específico – **Regressão 2.**

Amostra ajustada: 2001M05 2014M08

Observações incluídas: 160

Variável	Coefficiente	Erro padrão HAC de Newey-West	
Constante	0,787*	0,446	
Δ END	-3,474*	1,891	
Δ END(-1)	-0,356	1,456	
Δ END(-2)	-1,379	0,919	
Δ END(-3)	1,067**	0,465	
Δ END(-4)	0,813*	0,491	
IAE	-0,013**	0,006	
IAE(-1)	0,029**	0,012	
IAE(-2)	-0,024***	0,008	
$\Delta\%$ PIB (-1)	-0,019***	0,008	
$\Delta\%$ S	0,202**	0,080	
$\Delta\%$ S(-1)	0,016	0,035	
$\Delta\%$ S(-2)	0,046*	0,028	
Δ TJ%(-4)	1,340***	0,426	
DUMMY	-0,132*	0,068	
R ²	0,430	Média da variável dependente	0,035
R ² ajustado	0,375	Desvio padrão da variável dependente	0,491
Soma do quadrado dos resíduos	21,839	Critério de informação Akaike	1,034
Estatística F regressão	7,802	P-valor do teste F	0,000

Obs.: *denota significativo a 10% e **denota significativo a 5%.

Fonte: Elaboração própria.

⁷ Como a especificação do modelo de econométrico (2) selecionada com base na metodologia do geral ao específico não inclui a variável dependente defasada, em presença de autocorrelação os estimadores MQO perdem eficiência e os erros-padrão convencionais passam a ser errados, o que é corrigido assintoticamente com a utilização dos erros-padrão de Newey-West robustos para autocorrelação e heterocedasticidade.

Como as variáveis ΔP_t e ΔIC_t não apresentaram qualquer defasagem individualmente ou conjuntamente significativa, optamos por deixá-las de fora dos modelos. A discussão e a análise do significado econômico dos resultados nas Tabelas 3 e 5 são realizadas a seguir.

5.1. Discussão dos Resultados

Primeiramente, nota-se o coeficiente negativo e significativo da variável ΔEND_t na regressão 1, ao passo que na regressão 2, observam-se coeficientes das defasagens de ΔEND_t tanto positivos quanto negativos e, em sua maioria, estatisticamente significativos individualmente. Conforme discutido antes, coeficientes negativos corroboram a ideia de que um elevado nível de endividamento dos produtores rurais gera incentivos para que haja renegociações e, conseqüentemente, iminuição do nível de risco ou inadimplência. Na regressão 2, os coeficientes das defasagens de menor ordem - 0, 1 e 2 – são negativas, indicando que o aumento do nível de endividamento gera menores níveis de riscos no curtíssimo prazo. Para as defasagens de maior ordem no segundo modelo – defasagens de 3 e 4 – os coeficientes são positivos, o que vai em linha com a tese de que o endividamento deteriora a capacidade de pagamento dos mutuários, o que estaria em linha com os resultado de Ali e Daly (2010). De toda forma, o multiplicador total de impacto do aumento da dívida é -3,329, indicando que no longo prazo o aumento da dívida aumenta a inadimplência, ou seja, o efeito risco moral suplanta o efeito capacidade de pagamento.

Uma questão crucial, que se respondida positivamente, corrobora a hipótese de que há risco moral na concessão de crédito rural no Brasil, diz respeito a se a variável ΔEND_t (Granger) causa a variável Y_t . Para respondê-la, realizamos os procedimentos descritos em Gujarati (2004: p. 696-701) e Brooks (2008: p.296-311) e estimamos um VAR bivariado entre ΔEND_t e Y_t com a estrutura das defasagens escolhidas pelo Critério de Informação Akaike (vide resultados das estimações do VAR na Tabela A5 em apêndice). Com base nisso, construímos os modelos restritos e irrestritos para calcular a significância de ambas as variáveis e suas defasagens.

Os resultados do teste de causalidade de Granger na Tabela 4 nos leva a concluir que ΔEND_t (Granger) causa Y_t a um nível de significância de 5%, enquanto o inverso é rejeitado.

Tabela 4. Teste de causalidade de Granger.

Variável dependente: Y			
Excluída:	Qui-quadrado	Graus de liberdade	P-valor.
ΔEND_t	16,17	8,00	0,04
Variável dep.: ΔEND_t			
Excluída	Qui-quadrado	Graus de liberdade	P-valor.
Y	10,86	8,00	0,21

Fonte: Elaboração própria.

Há também de se considerar os impactos do setor externo sobre o risco de crédito rural. Nesse sentido, os coeficientes da variável IAE, a qual representa o Índice de Atratividade das Exportações da agropecuária, são negativos e significantes, conforme o esperado teórico. No entanto, há a ressalva de algumas defasagens apresentaram coeficientes com sinais positivos.

No entanto, pode-se escrever o modelo ARDL em sua forma infinita para calcular o multiplicador total de impacto. Tal procedimento busca calcular o impacto da variável explicativa ao longo do tempo e os métodos para o seu cálculo podem ser visualizados no apêndice deste artigo. A este respeito, o multiplicador de impacto da variável Índice de Atratividade das Exportações Agrícolas IAE_t no primeiro modelo é -0,05833... e no segundo modelo é -0,008. Em outras palavras, o aumento de uma unidade da variável IAE_t significa ao longo do tempo uma redução de -0,008 pontos percentuais no fluxo de empréstimos inadimplentes em termos do estoque de adimplentes. O resultado final é que condições favoráveis às exportações resultam em menor risco de crédito ou inadimplência, como esperado.

Em relação aos coeficientes das variáveis macroeconômicas para risco sistêmico, taxa de crescimento do PIB e da taxa de crescimento dos saldos de crédito rural, os resultados estão de acordo com o teoricamente esperado. O aumento de um ponto percentual na taxa de crescimento do PIB acarreta em menores fluxos de saldos inadimplentes em termos dos saldos regulares. Ou seja, há um comportamento anticíclico do risco de crédito rural, ainda que pequeno, como se observa pela magnitude dos coeficientes em ambas as regressões.

Enquanto isso, o aumento de um ponto percentual no crescimento dos saldos reais de crédito rural implica significativamente em consideráveis aumentos dos fluxos de saldos inadimplentes. Esperava-se, contudo, uma ordem de defasagem maior, já que o risco deveria ser realizado após os momentos de euforia dos agentes e critérios poucos rigorosos para a concessão dos empréstimos. Nesse contexto, além dos fatores cíclicos embutidos nesse resultado, pode-se inferir que o recente aumento dos saldos de crédito rural liderado pelo setor público, veio juntamente com um aumento significativo de risco agregado do crédito rural.

Para a variável ΔTJ_t , que é a *proxy* da taxa de juros do crédito rural, obtém-se resultados também conforme o teoricamente fundamentado, ou seja, variações positivas da variação taxa de juros referencial deterioram a capacidade de pagamento dos mutuários, o que resulta em maiores fluxos de saldos inadimplentes em termos dos saldos regulares. Ainda que o crédito rural tenha taxas de juros altamente subsidiadas, há uma relação positiva entre o risco de crédito rural e a taxa de juros referencial da economia.

Em relação à última variável, verifica-se um coeficiente negativo e significativo para a DUMMY em ambos os modelos. Desse modo, infere-se que o processo político envolvendo as renegociações diminui o risco de crédito. Ou seja, as várias repactuações da dívida rural parecem reduzir o risco de crédito rural ao flexibilizarem o contrato de crédito, seja por prorrogação do pagamento da dívida, diminuição ou equalização da taxa de juros ou alongamento dos prazos. Sendo assim, apesar de não podermos descartar também não podemos afirmar que há efeito risco moral de repactuações da dívida rural.

Finalmente, as duas regressões apresentam R^2 da ordem de 0,43 e são estatisticamente globalmente significantes pelo teste F.

5. CONCLUSÕES

Primeiramente, vale ressaltar que os resultados encontrados estão de acordo com os resultados da literatura empírica e teórica consultada, pois encontramos que o risco de crédito rural no Brasil é explicado por fatores de risco sistêmicos. Conforme proposto pela literatura consultada, verificamos que o risco de crédito rural, definido aqui como o fluxo de saldos inadimplentes sobre os saldos adimplentes, é afetado pelo ciclo de negócios, em específico, a taxa de crescimento real do PIB e a taxa de crescimento real dos saldos de crédito (ALI e DALY, 2010; JIMENEZ e SAURINA, 2006, METAXAS et al., 2012). Quando a economia brasileira está crescendo, portanto exibindo uma taxa de crescimento real do PIB positiva há redução no risco de crédito rural. Ademais, o aumento da taxa de crescimento dos saldos reais de crédito rural aumenta a inadimplência, mas com ordem de defasagem pequena em relação ao que se observa em outros trabalhos, o que pode ser um reflexo do mercado de crédito rural no Brasil altamente regulamentado. Os resultados indicam ainda que o aumento da taxa de juros aumenta a inadimplência e que a melhoria das condições de exportação diminui a inadimplência.

Como discutimos na seção 2 do presente artigo, o financiamento da atividade rural é liderado pelo setor público e os subsídios foram essenciais para os ganhos de produtividade e modernização da agropecuária no Brasil (BELIK, 2014; ARAÚJO, 2011; SANTOS e BRAGA, 2013). No entanto, o mercado de crédito rural, altamente regulamentado, apresenta falhas advindas das constantes renegociações da dívida rural que privilegiam tipos de mutuários e possuem regras que estimulam o não pagamento da dívida rural. Nesse sentido, a literatura consultada propõe que as renegociações da dívida rural são uma via de mão dupla. Por um lado, facilitam o pagamento dos empréstimos via alongamento de prazos, equalização das taxas de juros e aumento da liquidez do setor rural. Por outro lado, o caráter amplo e sistemático das renegociações geram incentivos adversos aos produtores rurais, uma vez que estes incorporam as renegociações em suas expectativas e, assim, parecem se endividar além de sua capacidade de pagamento visando, exatamente, forçar a repactuação da dívida (TÁVORA, 2014).

Os modelos ARDL do presente trabalho captam o efeito direto dos processos político de renegociações na inadimplência agregada dos produtores rurais com uma variável *dummy*. Os resultados indicam que o efeito direto dos processos políticos de repactuações da dívida do crédito rural, *ceteris paribus*, é diminuir o risco de crédito. Contudo, os resultados também indicam que a elevação no nível de endividamento dos mutuários reduz o risco do crédito rural, o que nos leva a supor que o maior nível de endividamento aumenta a mobilização e pressão política para novas renegociações da dívida, tal que, tão logo as medidas entram em vigor, a capacidade de pagamento dos mutuários do crédito rural se restabelece e, assim, reduzem a inadimplência ou risco de crédito. Em outras palavras, os mutuários têm incentivos para manterem o nível de endividamento superior ao que manteriam normalmente, pois assim

forçam novas renegociações da dívida. Em suma, os resultados indicam que os processos políticos de repactuações da dívida do crédito rural no Brasil induzem risco moral.

Para fazer uma investigação mais detalhada dos determinantes da inadimplência do crédito rural no Brasil, em trabalhos futuros, seria interessante também considerar fatores geradores de risco idiossincrático devido às características dos contratos e características individuais dos mutuários. No entanto, para uma abordagem como esta seria necessário dispor de dados de painel com características específicas dos empréstimos, dos mutuários e dos dados agregados da economia, nos moldes dos trabalhos de Bonfim (2009) e Metaxas *et al.* (2012). Assim, como sugestão para pesquisas futuras que buscam mensurar os determinantes da inadimplência e risco de crédito, recomenda-se esse tipo de abordagem, ainda que a obtenção desse tipo de dado seja um desafio.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALI, K; DALY, K. Macroeconomic determinants of credit risk: Recent evidence from a cross country study. **International Review of Financial Analysis**, v. 19, p.165–171, 2010.
- ARAÚJO, P. F. C. Política de crédito rural: reflexões sobre a experiência brasileira. **Texto para discussão 37 CEPAL-IPEA**. Brasília, DF, 2011.
- ARRAES, R.; TELES, V. Trajetória Recente da Inadimplência Rural: Nordeste Versus Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 30, n. Especial, p. 402-418. Fortaleza, Dezembro 1999.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCBa). Sistema Gerenciado de Séries (SGS). 2014. Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/pec/series/port/aviso.asp>>. Acesso em: 22/11/2014
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCBb). FAQ - Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar. 2014. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/pre/bc_atende/port/PRONAF.asp#1> Acesso em 22/11/2014
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). Classificação das Operações de Crédito do Sistema Financeiro, Junho de 2000. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2000/06/ri200006b1p.pdf>> Acesso em: 22/11/2014
- BASEL COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION – BCBS. **An Explanatory Note on Basel II IRB Risk Weight Functions**. Basel II: Bank for International Settlements (BIS), 2005.
- BELIK, W. O Financiamento da Agropecuária Brasileira no Período Recente. Presente e Futuro do desenvolvimento brasileiro Presente e futuro do desenvolvimento brasileiro. CAPÍTULO 9. p. 331-371. Brasília, IPEA. 2014.
- BONFIM, D. Credit risk drivers: Evaluating the contribution of firm level information and of macroeconomic dynamics. **Journal of Banking & Finance**. V. 33, p. 281–299, 2009.
- BONFODI, M.; ROMPELE, T. Macroeconomic determinants of bad loans: evidence from Italian banks. **Questioni di Economia e Finanza**. Banca d'Italia. Occasional Papers: N. 89. 2011

SANTOS, R; BRAGA, M. J. Impactos do crédito rural na produtividade da terra e do trabalho. **Economia Aplicada**, v. 17, n. 3, p. 299-324, 2013.

BROOKS, C. Introductory Econometrics for Finance. **Cambridge University Press**, second edition, 2008.

CENTRO DE ESTUDOS E PESQUISAS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA. (CEPEA). ESALQ/USP, 2014.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. CONAB (2014).

DICKEY, D. A; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, n. 74, pp. 427–431.1979.

GUJARATI, D. N. **Basic Econometrics**. The McGraw-hill companies, fourth edition, 2004.

GAMBERA, M. Simple Forecasts of Bank Loan Quality in the Business Cycle. **Emerging Issues Series. Supervision and Regulation**. Department Federal Reserve Bank of Chicago. 2000.

INSTITUTO BRASILEIRO DE ECONOMIA (IBRE), 2014. Disponível em: <<http://portalibre.fgv.br/main.jsp?lumChannelId=402880811D8E34B9011D92C493F131B2>>. Acessado em: 22/11/2014.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE), 2014.

INSTITUTO DE PESQUISA EM ECONOMIA APLICADA (IPEA). IPEADATA, 2014.

JIMENEZ, G.; SAURINA, J. Credit Cycles, Credit Risk, and Prudential Regulation **MPRA Paper**. V.15. N. 718. November, 2006.

KOOPMAN, J. S.; KRAUSSL, A. L. MONTEIRO, A. B. Credit cycles and macro fundamentals. **Journal of Empirical Finance**, v. 16, p. 42–54, 2009.

METAXAS, V; VOULDIS, A. T; LOUZIS; D.P. Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: A comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios. **Journal of Banking & Finance**, v. 36 p.1012-1027, 2012.

OLSON, M. A. A lógica da ação coletiva: os benefícios públicos e uma teoria dos grupos sociais. São Paulo: EDUSP, 1999.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v.75, n. 2, p. 335-46, 1988..

REINHART, C.; ROGOFF, K. From Financial Crash to Debt Crisis. **NBER Working Paper**. n. 15795, 2010.

ROWELS, F.; SIMONS, D. Macroeconomic default modelling and stress testing. **BANK OF INTERNATIONAL SETTLEMENT (BIS). Working papers**, 2008.

SILVESTRINI, A.; LIMA, R. Securitização da Dívida Rural Brasileira: o caso do Banco do Brasil de 1995 a 2008. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, SP, 2012.

STIGLITZ, E. J.; WEISS, A. Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. **The American Economic Review**, v. 71, n. 3, p. 393-410, Junho 1981.

TÁVORA, F.L. Renegociação da Dívida Rural: reflexões sobre o financiamento da agricultura brasileira. **Núcleo de Estudos e Pesquisas da Consultoria Legislativa**. Textos para Discussão 146. Senado Federal, Abril, 2014.

APÊNDICE

Cálculo do multiplicador de impacto no modelo

$$Y_t = c + \sum_{j=1}^q \beta_j Y_{t-q} + \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_j X_{i,t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Primeiramente, reescrevemos o modelo econométrico (2) usando $C(q)$ e $B(p_i)$ que são os operadores de retardos da variável autoregressiva e da i -ésima variável explicativa, tal que:

$$Y_t = c + C(q)Y_t + \sum_{i=1}^m B(p_i)X_i + \varepsilon_t \quad (6)$$

e implica em

$$Y_t = \frac{c}{1-C(q)} + \frac{\sum_{i=1}^m B(p_i)X_i}{1-C(q)} + \frac{\varepsilon_t}{1-C(q)} \quad (7)$$

portanto temos que o multiplicador total denotado por $D(p_i)$ da i -ésima variável explicativa é

$$D(p_i) = \frac{B(p_i)}{1-C(q)} \quad (8)$$

Por exemplo, no modelo selecionado por Akaike, para a variável IAE_t , $B(p_{IAE}) = \sum_{j=1}^{p_{IAE}} \hat{\gamma}_j = -0,014 + 0,034 - 0,034 + 0,007 = -0,007$. Como $C(q) = 0,120$, então o multiplicador total da variável explicativa IAE_t é $D(p_{IAE}) = \frac{B(p_{IAE})}{1-C(q)} = -0,05833...$

No modelo selecionado pela metodologia geral ao específico, $C(q) = 0$, pois não há nenhuma variável autoregressiva. Para a variável explicativa IAE_t , temos que $B(p_{IAE}) = \sum_{j=1}^{p_{IAE}} \hat{\gamma}_j = -0,013 + 0,029 - 0,024 = -0,008$, tal que o multiplicador total da variável IAE_t é $D(p_{IAE}) = \frac{B(p_{IAE})}{1-C(q)} = -0,008$.

Tabela A.1. Estimativas do Vetor Auto Regressivo para o Teste de Granger

Amostra: 2001M09 2014M08

Observações incluídas: 156

	Y	ΔEND_t
Y(-1)	0,030 (0,081)	0,009 (0,012)
Y(-2)	0,200 (0,080)	0,007 (0,012)
Y(-3)	0,046 (0,062)	-0,022 (0,009)
Y(-4)	-0,022 (0,064)	-0,013 (0,009)
Y(-5)	0,0003 (0,061)	0,002 (0,009)
Y(-6)	0,0148 (0,061)	-0,001 (0,009)
Y(-7)	-0,105 (0,060)	0,011 (0,009)
Y(-8)	-0,125 (0,061)	0,007 (0,009)
$\Delta\text{END}(-1)$	0,579 (0,586)	0,145 (0,085)
$\Delta\text{END}(-2)$	-0,057 (0,594)	0,086 (0,086)
$\Delta\text{END}(-3)$	-0,039 (0,501)	0,085 (0,073)
$\Delta\text{END}(-4)$	0,990 (0,500)	0,0146 (0,072)
$\Delta\text{END}(-5)$	-0,192 (0,503)	-0,097 (0,073)
$\Delta\text{END}(-6)$	-0,943 (0,504)	0,258 (0,073)
$\Delta\text{END}(-7)$	-0,167 (0,525)	-0,019 (0,076)
$\Delta\text{END}(-8)$	-1,081 (0,519)	-0,041 (0,075)
C	0,073 (0,032)	0,011 (0,005)
R ²	0,257	0,188
R ² Ajustado	0,172	0,095
Soma dos Quadrados dos Resíduos	15,019	0,314
Akaike AIC	0,715	-3,152
Schwarz IC	1,048	-2,819
Média da variável dependente	0,068	0,018

Obs.: Desvios padrão entre parêntesis.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.2. Histórico da regulamentação das renegociações da dívida rural- 1994 a 2015.

Leis/Normas	Início da renegociação	Objeto principal	Bônus de adimplência	Última mudança de norma incidente	Cronograma de pagamento/taxa de juros aplicada
Lei nº 9.138 (Securitização)	30 de novembro de 1995	Alongamento das dívidas originárias do crédito rural, contraídas por produtores rurais, associações, cooperativas e condomínios (inclusive as já renegociadas) até 20 de junho de 1995		Lei 10.437/2002	Taxa de juros: variação de preços mínimos (VPM) mais 3% (três por cento) ao ano. Prazo mínimo de 7, máximo de 10 anos, conforme condições de pagamento do mutuário.
Resolução CMN nº 2.471 (Pesa)	26 de fevereiro de 1998	Permitir a renegociação de dívidas rurais com valores acima de R\$ 200 mil, para operações contratadas até 20/6/1995		Lei nº 10.437 de 2002	i) Até R\$ 500 mil: IGP-M + 8% ao ano; ii) de R\$ 500 mil a R\$ 1 milhão: IGP-M + 9% ao ano; iii) acima de R\$ 1 milhão: IGP-M + 10% ao ano
Resolução CMN nº 2.666, (RECOOP)	11 de novembro de 1999	Reestruturar e capitalizar cooperativas de produção agropecuária, visando ao desenvolvimento autossustentado, em condições de competitividade e efetividade, objetivando geração e melhoria do emprego e renda		Lei nº 10.437, de 2002	Juros de IGP-DI (Índice Geral de Preços, Disponibilidade Interna) mais 4% a.a., para parcelas relativas ao financiamento de valores a receber de cooperados e de investimentos por um período de 15 anos, com carência de vinte e quatro meses para o principal e de seis meses para os juros.
Lei nº 10.177 (dívidas rurais dos Fundos Constitucionais)	12 de janeiro de 2001	Renegociar as operações lastreadas por recursos dos Fundos Constitucionais contratadas até 31 de dezembro de 1998	25% por cento para mutuários que desenvolvam suas atividades na região do semiárido nordestino e de 15% para os mutuários das demais regiões.	Lei nº 12.793, de 2 de abril de 2013	As taxas passaram a ser fixas, variando de 6% a 10,75% ao ano nas operações rurais e de 8,75% a 14% ao ano nas demais operações, dependendo do tamanho dos empreendimentos. Três anos de carência e doze anos para reembolso da dívida
Medida Provisória nº 2.196-3 (Compra de ativos rurais do BB, BNB e BASA pela União)	24 de agosto de 2001	União fica autorizada, nas operações originárias de crédito rural, alongadas ou renegociadas com base na Lei nº 9.138, de 1995, pelo BB e outros bancos a dispensar a garantia prestada pelas referidas instituições financeiras nas operações cedidas à União			
Lei nº 10.437 (Securitização e Pesa)	25 de abril de 2002	Altera a Lei nº 9.138 (Securitização) e a Resolução CMN nº 2.471 (Pesa)			Pagamento das dívidas securitizadas foi alongado por mais 23 anos, com taxa de juros fixa de 3% ao ano, sem a correção do saldo devedor pela variação dos preços mínimos. Além disso, foi concedido rebate de 20% sobre o saldo devedor para operações de até R\$

					10.000,00 (em valores de 1995) e de 10% para as demais operações.
Lei nº 10.696 (Procera e Pronaf)	2 de julho de 2003	Alongar dívidas do Programa Especial de Crédito para a Reforma Agrária (Procera) e das operações realizadas com recursos dos Fundos Constitucionais, do Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT) e do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf)	Bônus de adimplência de 70% sobre o valor de cada parcela	Lei nº 10.823 (Pronaf e operações da SUDENE)	As dívidas foram alongadas para dezoito anos, com taxa de juros de 1,5 % ao ano. Os mutuários inadimplentes do Procera tiveram duas alternativas: repactuação dos valores em atraso, segundo essas regras ou pagamento com bonus de adimplência.
Lei nº 10.823 (Pronaf e operações da SUDENE)	22 de dezembro de 2003	Dispõe sobre a subvenção econômica ao prêmio do Seguro Rural e dá outras providências. Além de tratar sobre o seguro rural, a citada Lei altera a Lei nº 10.696, de 2003			Amplia o prazo de adesão à renegociação das dívidas do Procera, dos Fundos Constitucionais, do FAT e do Pronaf para 31 de maio de 2004
Lei nº 11.011, de 20 de dezembro de 2004 (Pronaf)		Os financiamentos concedidos com recursos dos Fundos Constitucionais de Financiamento, a partir de 1º de julho de 2004, a beneficiários do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF), o risco passou a ser assumido integralmente pelo respectivo Fundo Constitucional em face da introdução do art. 6º-A na Lei nº 10.177, de 2001.			
Lei nº 11.322, Área de abrangência da SUDENE e operações do Pronaf	13 de julho de 2006	Abrange mini, pequeno e médio produtores rurais, e as cooperativas e associações enquadradas nessas categorias. Cobre operações originalmente contratadas até 1998., somente operações do Fundo constitucional do Nordeste (FNE),	Bônus de adimplência: equivalente à diferença entre a parcela calculada com base no saldo devedor apurado com os encargos de inadimplemento e os encargos de normalidade do contrato original.		Prazo para pagamento: Até seis anos, com vencimento pelo menos uma vez ao ano, vencendo-se a primeira parcela na data da renegociação e a última até 1º de fevereiro de 2012. Encargos: I - mini produtores, cooperativas e associações: 6% a.a. II - pequenos e médios produtores, cooperativas e associações: 8,75% a.a.
Lei nº 11.755 (operações diversas)	17 de setembro de 2008	Manter o prazo de vencimento das operações em 31 de outubro de 2025, além de estimular a liquidação ou regularização das dívidas originárias de operações de crédito rural renegociadas com base na Lei n. 9.138. A lei ficou conhecida como Securitização IV			Reduz a taxa de juros de 8,75% para 6,75% ao ano para as operações de custeio das safras 2003/2004 a 2005/2006. Além disso, reduz e alonga a dívida de um grande número de contratos de quase todo o setor rural
Lei nº 12.249 (operações)	11 de junho de 2010	Nos termos de Emenda apresentada pelo Relator-			

diversas)		Revisor na MPV nº 472, de 2009 (Lei nº 12.249, de 2010), das 116 mil operações (R\$ 1,3 bilhões) renegociadas pelo art. 2º da Lei nº 11.322, de 2006, cerca de 78,2 mil operações com saldo devedor inferior a R\$ 10.000,00 (R\$ 287,2 milhões) seriam remitidas. As operações restantes (37,7 mil) poderiam ser liquidadas antecipadamente com o desconto de 45% a 85% sobre o saldo devedor, dependendo do saldo e da região.			
Lei nº 12.716 (operações do FNE e FNO)	21 de setembro de 2012	Alem de criar linhas especiais de credito rural, estabelece a prorrogação por mais dois anos para renegociação de operações do Prodecer – Fase II, do Profir e do Provárzeas no âmbito da Lei nº 11.775, de 2008.		Lei nº 12.844, de 2013	
Lei nº 12.844 área de abrangência da SUDENE, da SUDAM e operações do Pronaf)	19 de Julho de 2013	Aumenta o apoio financeiro em momentos de crise climática, recompõe o estoque público de reservas para resgate em casos de calamidade e considera a prorrogação do prazo para adesão ao Garantia Safra.		Lei nº 12.872	
Lei nº 12.872	24 de outubro de 2013	As operações contratadas nos Municípios da área de abrangência da Sudene, fora do semiárido, desde que tenha sido decretado estado de calamidade pública ou situação de emergência em decorrência de seca ou estiagem, no período de 1º de dezembro de 2011 a 30 de junho de 2013, reconhecido pelo Poder Executivo federal, passam a ter a possibilidade de liquidação de suas operações.			Desconto de 40 a 60% para contratos oriundos de municípios fora do semiárido ou possibilidade de refinanciamento da dívida em 10 anos. Caso a operação inscrita na Dívida Ativa da União (DAU) seja repactuada com base na Lei nº 12.844, de 2013, tornar-se inadimplida, perde-se todas as condições da renegociação e retorna-se aos processos e as execuções fiscais por parte da União.
Medida Provisória (MPV) nº 636 (dívida agrária)	27 de dezembro de 2013	Concede a remissão para operações até R\$ 10 mil, autoriza a concessão de créditos de instalação aos assentados para a consolidação dos projetos de assentamento da reforma agrária, modifica critérios para a alienação de lotes em projetos de assentamento.			Os créditos de instalação cuja soma dos valores originalmente concedidos seja superior a R\$ 10 mil, descontadas as eventuais amortizações, devem ser atualizados à taxa de 0,5% ao ano a partir da data da concessão de cada crédito até a data da liquidação ou da formalização da renegociação.

					No caso de liquidação, ocorrerá o rebate de 80% sobre o saldo devedor total, acrescido de desconto de valor fixo de R\$ 2 mil, observado o limite de R\$ 12 mil para a soma do rebate e do desconto de valor fixo.
--	--	--	--	--	--

Fonte: Elaborada com base em Silvestrini e Lima (2011) e Távora (2014).

The **Economics and Politics (CNPq) Research Group** started publishing its members' working papers on June 12, 2013. Please check the list below and click at <http://econpolrg.com/working-papers/> to access all publications.

Number	Date	Publication
58/2015	10-14-2015	Determinantes do risco de crédito rural no Brasil: uma crítica às renegociações da dívida rural, Lucas Braga de Melo and Moisés de Andrade Resende Filho
57/2015	10-07-2015	Distribuição da riqueza no Brasil: Limitações a uma estimativa precisa a partir dos dados tabulados do IRPF disponíveis, Marcelo Medeiros
56/2015	10-01-2015	A composição da desigualdade no Brasil. Conciliando o Censo 2010 e os dados do Imposto de Renda, Marcelo Medeiros, Juliana de Castro Galvão and Luísa Nazareno
55/2015	09-24-2015	A estabilidade da desigualdade no Brasil entre 2006 e 2012: resultados adicionais, Marcelo Medeiros and Pedro H. G. F. Souza
54/2015	09-24-2015	Reciclagem de plataformas de petróleo: ônus ou bônus?, Roberto N. P. di Cillo
53/2015	09-09-2015	A Progressividade do Imposto de Renda Pessoa Física no Brasil, Fábio Castro and Mauricio S. Bugarin
52/2015	07-03-2015	Measuring Parliaments: Construction of Indicators of Legislative Oversight, Bento Rodrigo Pereira Monteiro and Denílson Banderia Coêlho
51/2015	06-29-2015	A didactic note on the use of Benford's Law in public works auditing, with an application to the construction of Brazilian Amazon Arena 2014 World Cup soccer stadium, Mauricio S. Bugarin and Flavia Ceccato Rodrigues da Cunha
50/2015	04-29-2015	Accountability and yardstick competition in the public provision of education, Rafael Terra and Enlison Mattos
49/2015	04-15-2015	Understanding Robert Lucas (1967-1981), Alexandre F. S. Andrada
48/2015	04-08-2015	Common Labor Market, Attachment and Spillovers in a Large Federation, Emilson Caputo Delfino Silva and Vander Mendes Lucas
47/2015	03-27-2015	Tópicos da Reforma Política sob a Perspectiva da Análise Econômica do Direito, Pedro Fernando Nery and Fernando B. Meneguim
46/2014	12-17-2014	The Effects of Wage and Unemployment on Crime Incentives - An Empirical Analysis of Total, Property and Violent Crimes, Paulo Augusto P. de Britto and Tatiana Alessio de Britto
45/2014	12-10-2014	Políticas Públicas de Saúde Influenciam o Eleitor?, Hellen Chrytine Zanetti Matarazzo
44/2014	12-04-2014	Regulação Ótima e a Atuação do Judiciário: Uma Aplicação de Teoria dos Jogos, Maurício S. Bugarin and Fernando B. Meneguim
43/2014	11-12-2014	De Facto Property Rights Recognition, Labor Supply and Investment of the Poor in Brazil, Rafael Santos Dantas and Maria Tannuri-Pianto
42/2014	11-05-2014	On the Institutional Incentives Faced by Brazilian Civil Servants, Mauricio S. Bugarin and Fernando B. Meneguim
41/2014	10-13-2014	Uma Introdução à Teoria Econômica da Corrupção: Definição, Taxonomia e Ensaio Seleccionados, Paulo Augusto P. de Britto
40/2014	10-06-2014	Um modelo de jogo cooperativo sobre efeitos da corrupção no gasto público, Rogério Pereira and Tatiane Almeida de Menezes
39/2014	10-02-2014	Uma análise dos efeitos da fusão ALL-Brasil Ferrovias no preço do frete ferroviário de soja no Brasil, Bruno Ribeiro Alvarenga and Paulo Augusto P. de Britto
38/2014	08-27-2014	Comportamentos estratégicos entre municípios no Brasil, Vitor Lima Carneiro & Vander Mendes Lucas
37/2014	08-20-2014	Modelos Microeconômicos de Análise da Litigância, Fábio Avila de Castro
36/2014	06-23-2014	Uma Investigação sobre a Focalização do Programa Bolsa Família e seus Determinantes Imediatos. André P. Souza, Plínio P. de Oliveira, Janete Duarte, Sérgio R. Gadelha & José de Anchieta Neves
35/2014	06-22-2014	Terminais de Contêineres no Brasil: Eficiência Intertemporal. Leopoldo Kirchner and Vander Lucas
34/2014	06-06-2014	Lei 12.846/13: atrai ou afugenta investimentos? Roberto Neves Pedrosa di Cillo
33/2013	11-27-2013	Vale a pena ser um bom gestor? Comportamento Eleitoral e Reeleição no Brasil, Pedro Cavalcante

Number	Date	Publication
32/2013	11-13-2013	A pressa é inimiga da participação (e do controle)? Uma análise comparativa da implementação de programas estratégicos do governo federal, Roberto Rocha C. Pires and Alexandre de Avila Gomide
31/2013	10-30-2013	Crises de segurança do alimento e a demanda por carnes no Brasil, Moisés de Andrade Resende Filho, Karina Junqueira de Souza and Luís Cristóvão Ferreira Lima
30/2013	10-16-2013	Ética & Incentivos: O que diz a Teoria Econômica sobre recompensar quem denuncia a corrupção? Maurício Bugarin
29/2013	10-02-2013	Intra-Village Expansion of Welfare Programs, M. Christian Lehmann
28/2013	09-25-2013	Interações verticais e horizontais entre governos e seus efeitos sobre as decisões de descentralização educacional no Brasil, Ana Carolina Zoghbi, Enlison Mattos and Rafael Terra
27/2013	09-18-2013	Partidos, facções e a ocupação dos cargos de confiança no executivo federal (1999-2011), Felix Lopez, Mauricio Bugarin and Karina Bugarin
26/2013	09-11-2013	Metodologias de Análise da Concorrência no Setor Portuário, Pedro H. Albuquerque, Paulo P. de Britto, Paulo C. Coutinho, Adelaida Fonseca, Vander M. Lucas, Paulo R. Lustosa, Alexandre Y. Carvalho and André R. de Oliveira
25/2013	09-04-2013	Balancing the Power to Appoint officers, Salvador Barberà and Danilo Coelho
24/2013	08-28-2013	Modelos de Estrutura do Setor Portuário para Análise da Concorrência, Paulo C. Coutinho, Paulo P. de Britto, Vander M. Lucas, Paulo R. Lustosa, Pedro H. Albuquerque, Alexandre Y. Carvalho, Adelaida Fonseca and André Rossi de Oliveira
23/2013	08-21-2013	Hyperopic Strict Topologies, Jaime Orillo and Rudy José Rosas Bazán
22/2013	08-14-2013	Há Incompatibilidade entre Eficiência e Legalidade? Fernando B. Meneguín and Pedro Felipe de Oliveira Santos
21/2013	08-07-2013	A Note on Equivalent Comparisons of Information Channels, Luís Fernando Brands Barbosa and Gil Riella
20/2013	07-31-2013	Vertical Integration on Health Care Markets: Evidence from Brazil, Tainá Leandro and José Guilherme de Lara Resende
18/2013	07-17-2013	Algunas Nociones sobre el Sistema de Control Público en Argentina con Mención al Caso de los Hospitales Públicos de la Provincia de Mendoza, Luis Federico Giménez
17/2013	07-10-2013	Mensuração do Risco de Crédito em Carteiras de Financiamentos Comerciais e suas Implicações para o Spread Bancário, Paulo de Britto and Rogério Cerri
16/2013	07-03-2013	Previdências dos Trabalhadores dos Setores Público e Privado e Desigualdade no Brasil, Pedro H. G. F. de Souza and Marcelo Medeiros
15/2013	06-26-2013	Incentivos à Corrupção e à Inação no Serviço Público: Uma análise de desenho de mecanismos, Maurício Bugarin and Fernando Meneguín
14/2013	06-26-2013	The Decline in inequality in Brazil, 2003–2009: The Role of the State, Pedro H. G. F. de Souza and Marcelo Medeiros
13/2013	06-26-2013	Productivity Growth and Product Choice in Fisheries: the Case of the Alaskan pollock Fishery Revisited, Marcelo de O. Torres and Ronald G. Felthoven
12/2013	06-19-2003	The State and income inequality in Brazil, Marcelo Medeiros and Pedro H. G. F. de Souza
11/2013	06-19-2013	Uma alternativa para o cálculo do fator X no setor de distribuição de energia elétrica no Brasil, Paulo Cesar Coutinho and Ângelo Henrique Lopes da Silva
10/2013	06-12-2013	Mecanismos de difusão de Políticas Sociais no Brasil: uma análise do Programa Saúde da Família, Denilson Bandeira Coêlho, Pedro Cavalcante and Mathieu Turgeon
09/2013	06-12-2103	A Brief Analysis of Aggregate Measures as an Alternative to the Median at Central Bank of Brazil's Survey of Professional Forecasts, Fabia A. Carvalho
08/2013	06-12-2013	On the Optimality of Exclusion in Multidimensional Screening, Paulo Barelli, Suren Basov, Mauricio Bugarin and Ian King
07/2013	06-12-2013	Desenvolvimentos institucionais recentes no setor de telecomunicações no Brasil, Rodrigo A. F. de Sousa, Nathalia A. de Souza and Luis C. Kubota
06/2013	06-12-2013	Preference for Flexibility and Dynamic Consistency, Gil Riella
05/2013	06-12-2013	Partisan Voluntary Transfers in a Fiscal Federation: New evidence from Brazil, Mauricio Bugarin and Ricardo Ubrig

Number	Date	Publication
04/2013	06-12-2013	How Judges Think in the Brazilian Supreme Court: Estimating Ideal Points and Identifying Dimensions, Pedro F. A. Nery Ferreira and Bernardo Mueller
03/2013	06-12-2013	Democracy, Accountability, and Poverty Alleviation in Mexico: Self-Restraining Reform and the Depoliticization of Social Spending, Yuriko Takahashi
02/2013	06-12-2013	Yardstick Competition in Education Spending: a Spatial Analysis based on Different Educational and Electoral Accountability Regimes, Rafael Terra
01/2013	06-12-2013	On the Representation of Incomplete Preferences under Uncertainty with Indecisiveness in Tastes, Gil Riella