

O IMPACTO DA NOVA LEI DE FALÊNCIAS NO MERCADO DE CRÉDITO BRASILEIRO

KLÊNIO BARBOSA *
ANDRÉ CARRARO †
REGIS A. ELY ‡
FELIPE GARCIA RIBEIRO §

Resumo

Este artigo avalia as mudanças no mercado de crédito brasileiro em decorrência da Nova Lei de Falências, identificando seus impactos sobre inadimplência, *spread* bancário, volume de crédito e número de falências. Para isso, utilizaram-se séries disponíveis pelo Banco Central durante o período de 2000 a 2012, avaliando o impacto da lei por meio de regressões lineares e de um método de quebras endógenas. Além de uma diminuição significativa do número de falências, identificou-se um aumento nas concessões de crédito para pessoa jurídica, embora o volume total não tenha sido afetado. Os resultados também indicam que a Nova Lei de Falências não foi eficaz no sentido de diminuir as taxas de inadimplência das pessoas jurídicas e o *spread* bancário.

Palavras-chave: Lei de Falência; Mercado de Crédito Brasileiro; Quebras Estruturais.

Abstract

The aim of this paper is to evaluate the changes in Brazilian credit market due to the new bankruptcy law, pointing out their impact on default rates, bank spreads, credit volume, and number of bankruptcies. For that purpose, we used credit market time series available by the Brazilian Central Bank during the period of 2000 to 2012, and we evaluated the impact using linear regressions and a method of endogenous breaks. The results indicate that besides the reduction in bankruptcy, the new law had a significant impact on credit concessions to corporations, although the total volume of credit has not been affected. The results also show that the law was not effective in reducing default and interest rates.

Keywords: Bankruptcy Law; Brazilian Credit Market; Structural Breaks.

JEL classification: E51, G33, G38

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea114693>

* Insper Instituto de Ensino e Pesquisa. E-mail: kleniosb@insper.edu.br

† Universidade Federal de Pelotas. E-mail: andre.carraro@gmail.com

‡ Universidade Federal de Pelotas. E-mail: regisaely@gmail.com

§ Universidade Federal de Pelotas. E-mail: felipe.garcia.rs@gmail.com

1 Introdução

É crescente o número de trabalhos na literatura que exploram a importância da legislação falimentar em explicar o desenvolvimento do mercado de crédito (Djankov et al. 2008). A principal função atribuída à legislação falimentar é garantir aos credores o cumprimento dos contratos de financiamento. Uma legislação eficiente reduz o risco do setor bancário em ofertar recursos para projetos cujo sucesso é incerto. Em decorrência, há um aumento do volume de crédito disponível para a realização de novos investimentos empresariais.

É o mercado de crédito, formado de bancos e investidores, que viabiliza tanto projetos empresariais de ampliação da capacidade produtiva como o pagamento de dívidas por parte das empresas. No entanto, podem surgir ocasiões em que as empresas não consigam cumprir com os compromissos contratados com seus credores, passando para uma situação de insolvência financeira. A partir desse momento é a legislação falimentar, ou Lei de falências, que estabelecerá as normas e procedimentos que marcam a resolução de conflitos de interesses entre as partes envolvidas.

Muitos autores contribuíram para a formalização teórica do papel do mercado de crédito para o setor privado (Townsend 1979, Gale & Hellwig 1985, Diamond 1984, 1989, 1991, Holmstrom & Tirole 1997). Em geral, esses estudos elucidam que em mercados incompletos a existência de uma regulamentação falimentar adequada aumenta a qualidade institucional, o que reduz o risco do emprestador, e, por conseguinte, reduz também o custo do empréstimo. Se a legislação for adequada, credores antecipam que a lei de falências eleva o seu ganho esperado em caso de insolvência, o que permite o financiamento das empresas com uma taxa de juros menor. Agindo dessa forma, o setor de crédito viabiliza um número maior de projetos e aumenta o volume de créditos concedidos (Bebchuk 2002). Sobre certo aspecto, a Nova Lei de Falências no Brasil pode ser interpretada como um evento exógeno que alterou a qualidade institucional do mercado de crédito, ao prever novas normas que, potencialmente, tanto reduzem o custo de transação e de recuperação dos ativos, quanto aumentam a sobrevivência de firmas em situação de insolvência.

No Brasil, a aprovação da chamada Nova Lei de Falências e Recuperação de Empresas constitui um marco no aperfeiçoamento institucional que trata dos casos de empresas em situação de insolvência. Criada pela Lei nº 11.101 de fevereiro de 2005, essa lei tem por objetivo central viabilizar a existência das empresas permitindo que mesmo aquelas com problemas financeiros temporários possam continuar operando e gerando empregos, sem que a situação de insolvência prejudique ainda mais a sua recuperação econômica (Lisboa et al. 2005).

Alguns trabalhos já exploraram o efeito dessa lei sobre diferentes dimensões econômico-financeiras de empresas e do mercado de crédito. Funchal (2008) avaliou o impacto sobre a estrutura de capital das empresas listadas na Bovespa, usando uma amostra de dados para o período de 2002 a 2007. O resultado observado foi um aumento no coeficiente de endividamento das empresas justificado pela maior confiança que a mudança na lei gerou para os credores. Araújo & Funchal (2009), usando uma amostra de dados de 1995 a 2006, encontraram um impacto imediato da lei tanto de redução do número de pedidos de falências quanto de expansão no volume de crédito para as empresas, embora não tenham identificado efeito sobre a taxa de juros média

cobrada das empresas. Utilizando microdados de uma amostra de firmas para o período de 1999 a 2009, Araújo et al. (2012) encontraram evidências de uma ampliação no crédito de longo prazo para as empresas. Também encontraram um efeito significativo na redução do custo da dívida das empresas após a implementação da lei. Nenhum efeito foi encontrado para a ampliação do crédito de curto prazo e para a mudança na estrutura de capital. Já Barossi Filho (2011) faz uma análise do funcionamento da lei de falências utilizando a teoria econômica e questiona a eficiência da mesma devido a lei não prever penalidades para comportamentos adversos.

A proposta do presente estudo é contribuir para essa literatura de avaliação das mudanças ocorridas no mercado de crédito em decorrência da Nova Lei de Falências. Especificamente, o artigo procura identificar quais foram os impactos da lei sobre a inadimplência, o *spread* bancário, as concessões e volume de crédito para pessoa jurídica, e o número de falências. Para isso, utilizaram-se regressões lineares com variáveis *dummy* e testes para identificar possíveis quebras estruturais endógenas que poderiam ser reflexo da implementação da lei.

O artigo se diferencia da literatura na área por focar no impacto da nova lei de falências no mercado de crédito. Embora a literatura já tenha avaliado o impacto da lei na estrutura de capital e no custo da dívida para alguns grupos de empresas em que há disponibilidade de dados, não há estudos que identifiquem se a lei afetou variáveis agregadas como o *spread* bancário, as concessões de crédito e a inadimplência na economia. Também o estudo contribui ao utilizar uma metodologia que identifica quebras estruturais endógenas nessas variáveis, além de decompor as variáveis de volume e *spread* entre linhas de crédito distintas. Com dados atualizados e com a metodologia proposta, pode-se melhorar a estimativa do impacto da lei de falência no mercado de crédito brasileiro.

Acredita-se que a variável *spread* bancário pode ser mais adequada para capturar o efeito da mudança da lei de falências sobre a captação e empréstimo de recursos do que a taxa média de juros que, de certa forma, pode estar refletindo não apenas o efeito da lei, mas também alguma alteração na condução da política econômica. Da mesma forma, a investigação do efeito da lei sobre a concessão de crédito captura o efeito dos novos contratos de empréstimo, enquanto que a variável volume de crédito pode estar sendo influenciada pelo estoque de contratos realizados antes da lei.

A metodologia mais utilizada para se medir o efeito da implementação de um programa (ou uma lei) por meio de séries temporais é a comparação das observações pré e pós-intervenção por meio de regressões lineares. Conforme Piehl et al. (2003), essa metodologia pode ser falha nos casos em que há alguma incerteza sobre a data do evento ou quando há quebras que são dependentes dos dados. Para contornar esse problema, os autores sugerem técnicas de identificação de quebras endógenas, especialmente para a análise de dados macroeconômicos. Assim, aplicou-se o procedimento de Bai & Perron (2003) para detectar múltiplas quebras endógenas. Acredita-se que esse procedimento tende a melhorar a estimativa do efeito da Nova Lei de Falência sobre as variáveis agregadas de crédito devido aos seguintes fatos: i) ajustes no nível de crédito e na taxa de juros tendem a ser feitos durante um período maior de tempo, bem como podem ter ocorrido após o anúncio da lei, e não na implementação, caracterizando incerteza sobre a data correta da realização do efeito; e ii) ao utilizar uma amostra de dados para o período de 2000

a 2012, este artigo busca encontrar evidências de um efeito de longo prazo na mudança da lei de falência sobre o mercado de crédito, porém, esse período compreende crises econômicas e outras flutuações que podem não estar completamente captadas nas variáveis de controle macroeconômicas para o caso do Brasil.

Em geral, os resultados indicam que além de uma diminuição significativa do número de falências, houve um aumento nas concessões de crédito para pessoa jurídica, embora o volume total não tenha sido afetado. A Nova Lei de Falências também não foi eficaz no sentido de diminuir as taxas de inadimplência das pessoas jurídicas e o *spread* bancário. Assim, o efeito da lei no mercado de crédito foi limitado, embora tenha tido efeitos positivos sobre a sobrevivência das empresas, já que as evidências obtidas neste estudo apontam para uma diminuição significativa tanto das falências requeridas quanto das decretadas a partir de junho de 2005, o que está em acordo com as evidências existentes na literatura (Araújo & Funchal 2009).

O artigo conta com mais seis seções além desta introdução. Na seção seguinte, apresenta-se a legislação falimentar no Brasil e os resultados encontrados na literatura sobre os primeiros impactos da Nova Lei de Falências, bem como os resultados de estudos que investigaram os efeitos de legislações falimentares em outros países de desenvolvimento similar ao do Brasil. Na Seção 2, discutem-se as possíveis implicações econômicas da lei, enquanto na Seção 4 apresenta-se um modelo econômico que permite derivar as implicações da Nova Lei de Falências sobre o mercado de crédito. Nas Seções 5 e 6, descrevem-se os dados utilizados no estudo e apresentam-se os resultados dos modelos estimados, respectivamente. Por fim, na Seção 7, discutem-se os resultados encontrados e realizam-se as considerações finais. No apêndice, apresentam-se as demonstrações matemáticas das proposições do modelo, as figuras e tabelas da análise empírica.

2 A Legislação Falimentar no Brasil e os seus primeiros resultados

Até o ano de 2005, os procedimentos para liquidação de uma empresa eram regidos pelo Decreto lei n. 7.661 de 1945. Se essa norma foi um marco regulador para a sua época (Lisboa et al. 2005), já não atendia mais às necessidades contemporâneas da economia brasileira. Para Araújo & Funchal (2006), apesar de a norma ter sido criada para prevenir concordatas e falências, na prática, ela demonstrou ser falha em conseguir recuperar empresas insolventes. Em acordo com a visão patrimonialista da época, a legislação de 1945 dava preferência às demandas trabalhistas e fiscais em detrimento dos credores do mercado financeiro. O sistema de liquidação era rígido e demorado, de tal modo que ao final do processo os ativos da empresa perdiam a maior parte do seu valor¹.

O processo de atualização da legislação falimentar resultou na assinatura da Lei n. 11.101 (Lei de Recuperação e Falências de Empresas) em 09 de fevereiro de 2005 que previa a entrada em vigor da Nova Lei de Falências 120 dias

¹Como exemplo de sua rigidez, em seu artigo oitavo, a Lei de Falência de 1945 previa que o atraso em trinta dias já seria suficiente para o juiz decretar falência da empresa. Até mesmo uma simples reunião entre devedor e credores para solicitação de uma ampliação do prazo de pagamento já justificaria a situação de estado falimentar. Ver Decreto-Lei 7.661 de 21 de junho de 1945, artigo segundo, inciso 3.

após a sua publicação. A principal característica da nova legislação foi substituir a normatização da falência vista como uma penalidade para a empresa que não cumpria com seu dever de boa pagadora, por uma normatização cujo objetivo central era a viabilização da continuidade dos negócios das empresas, preservando-as como unidades produtivas capazes de gerar emprego e renda, por meio da superação de suas crises econômico-financeiras. Para isso, o espírito da lei é de incentivar a cooperação entre credores e devedores na construção de um plano de recuperação por meio do instrumento criado de recuperação extrajudicial.

Os primeiros 75 artigos da Lei n. 11.101 são dedicados apenas à normatização da possibilidade de recuperação da situação de solvência financeira pela empresa. A possibilidade de recuperação extrajudicial autoriza a realização de negociações privadas e informais entre devedor e credores, reduzindo o custo de transação envolvido na busca de uma solução para a situação de insolvência. É criada uma assembleia de credores com poderes para aprovar, rejeitar ou modificar o plano de recuperação de negócio apresentado pelo administrador da empresa. Em caso de rejeição, a falência é decretada.

Estabelecido um plano de reorganização dos negócios, o empresário mantém-se no exercício da administração da empresa, porém suas ações passam a ser fiscalizadas pelo conjunto de credores. Caso o empresário desvie das ações planejadas, a falência da empresa será decretada. Mas se percebe que individualmente tanto credores quanto devedor possuem incentivos para buscar a recuperação da empresa. Sob o ponto de vista do devedor, essa é a melhor alternativa para evitar a falência, viabilizar o negócio e preservar o seu patrimônio. Para os credores, a superação da crise financeira por parte da empresa aumenta o retorno esperado do financiamento concedido no estágio anterior, viabilizando novos empréstimos.

Caso os credores entendam que não é possível a reabilitação da empresa, a lei cria condições para que haja uma liquidação eficiente dos ativos, a partir de um rito expresso, que busca a maximização dos valores com o leilão dos ativos, minimização das perdas e redução dos efeitos da falência sobre a estabilidade econômica. Essas mudanças favoreceram a proteção aos credores.

Barossi Filho (2011) discute a lei de falências sob a ótica da teoria econômica. O autor questiona a eficiência da lei devido à heterogeneidade e à não exclusão das preferências dos credores, uma vez que estes estão habilitados a decidirem quanto à concessão do benefício da recuperação econômica à empresa. Também conforme o autor, o fato de a lei não prever penalidades para comportamentos adversos gera incentivos para reorganizações privadas poupar ativos mais eficientes levando à recuperação apenas os mais desvalorizados, com o intuito de poupar ativos.

Já Funchal (2008) encontrou como resultado, avaliando uma amostra de 524 firmas ao longo dos anos de 1998, 2000, 2002, 2004 e 2006, uma redução de 22% no custo da dívida das empresas e um aumento significativo de 39% a 79% no nível agregado de crédito de longo prazo. Sobre o nível de crédito de curto prazo não foram encontradas evidências de efeito.

Araújo & Funchal (2009) testaram o efeito da lei sobre falências, volume de crédito e taxa de juros. Para falência foram usadas duas amostras. A primeira considerando dados para o Brasil de janeiro de 2004 a junho de 2006, e a segunda considerando a cidade de São Paulo de janeiro de 1995 a novembro de 2006. Encontraram efeito significativo na redução nos pedidos de falência. Já usando séries do Banco Central para volume de crédito pessoa jurídica/PIB

por setor econômico, encontraram efeito significativo a 5% de ampliação do crédito para os setores rural, comércio e serviços, porém sem efeito para empresas do setor industrial. Também não foi encontrado efeito sobre a taxa média de juros cobrada de pessoas jurídicas.

Araújo et al. (2012) usam a abordagem em diferenças para avaliar o efeito direto da mudança da lei sobre volume de crédito de curto e longo prazo, usando dados de empresas da Argentina, México e Chile como controles para o grupo de empresas brasileiras. De forma geral, encontraram um efeito de aumento no crédito de longo prazo que varia de 23% a 74%, conforme a especificação do modelo.

Quanto à literatura internacional, há diversos estudos que discutem o papel e os desafios dos sistemas de legislação falimentar e documentam os resultados observados nas diversas experiências recentes (Claessens & Klapper 2005, Davydenko & Franks 2008, Cirmizi et al. 2012). No caso específico de estudos sobre os efeitos de mudanças de legislação falimentar para outros países com níveis de desenvolvimento econômico e social similares ao do Brasil, por exemplo, tem-se Bergoing et al. (2002), que estudaram os elementos preponderantes para a determinação da produtividade total dos fatores de Chile e México após a década de 1980 (com o intuito de entender o motivo de o Chile ter apresentado ao longo das últimas décadas performance econômica superior à do México). Os autores apontam que a reforma na legislação falimentar do Chile, realizada no final da década de 1970 e início de 1980, que tornou mais ágil e eficiente, por meio da desburocratização, o processo de decretação de falência, bem como tornou claro os direitos dos credores, desempenhou importante papel para o desempenho econômico de longo prazo da economia chilena. Segundo os autores, isso ocorreu porque a reforma ocorrida na lei de falências chilena deu ao mercado os incentivos corretos ao processo de acumulação e alocação do capital.

Já Giné & Love (2010), com dados de quase duas mil firmas colombianas para o período compreendido entre 1996 e 2003, discutiram a importância do regime falimentar para a separação de empresas economicamente viáveis das ineficientes. Segundo os autores, o antigo regime falimentar, anterior ao que foi posto em prática após 1999, era demasiadamente custoso e lento do ponto de vista jurídico para a solução do conflito entre credores e empresas. Como o julgamento dos processos chegava a levar alguns anos, muitos dos ativos das empresas acabavam perdendo valor, e os custos diretos e despesas relacionados ao processo eram elevados. Além disso, a antiga legislação não dava alternativas para planos de reorganização das empresas. Similar à Nova Lei de Falência brasileira, a legislação de falências colombiana que passou a vigorar a partir de 1999 também permitiu que empresas pudessem, junto aos credores, em um regime de cooperação, discutir novas estratégias para a continuidade dos negócios. Esse mecanismo permitiu que empresas viáveis do ponto de vista econômico pudessem se reorganizar e seguir operando. Os autores encontraram evidências de que o regime falimentar anterior era realmente custoso e que o novo regime permitiu uma melhor separação das empresas viáveis das inviáveis.

3 A Racionalidade Econômica da Lei de Falência

Esta seção traz as questões relacionadas à racionalidade econômica de um sistema de lei de falências, o que fundamenta a sua existência. Discute-se com base na literatura o que se espera de uma lei de falências eficiente, no sentido de criar as adequadas condições para o funcionamento do mercado de crédito e para as atividades das empresas.

Em um sistema econômico baseado no mercado, espera-se que a venda de produtos e serviços de uma empresa seja suficiente para pagar credores e fornecedores, além de remunerar o capital investido. É natural também esperar que credores estejam dispostos a financiar uma empresa somente se as suas expectativas sejam de que a empresa é capaz de quitar com suas obrigações no vencimento dos contratos de financiamento.

Se esse cenário fosse observado em todas as situações, o devedor sempre conseguiria cumprir com seus deveres, os credores receberiam pelo valor financiado e não haveria a necessidade de criação de uma legislação falimentar. No entanto, não é isso que ocorre na prática, nem é o que a teoria econômica prevê.

A necessidade de uma legislação falimentar fica mais evidente quando é apresentado o problema de coordenação que envolve empresa e credores. Na ausência de uma legislação, o problema de coordenação pode gerar um exemplo de profecia autorrealizável (Jackson 2001, White 2005). Os credores podem identificar os problemas financeiros que atingem a empresa, antecipar a possibilidade futura de insolvência e, agindo de forma individual, cada credor pode escolher a estratégia de retirar parte dos ativos da empresa como forma de se proteger de um prejuízo maior com a decretação da falência da empresa. Agindo de forma racional, os credores geram uma corrida para a retirada dos ativos, provocando uma prematura liquidação do negócio.

A existência de uma legislação falimentar tem por objetivo corrigir o problema de coordenação. Do ponto de vista econômico, a legislação falimentar cria as condições para que situações de insolvência financeira tenham soluções previsíveis, céleres e transparentes, de modo que os ativos tangíveis e intangíveis sejam preservados e o negócio não seja interrompido, de tal forma que a insolvência gere problemas menores para a economia como um todo (Hotchkiss et al. 2008, von Thadden et al. 2010).

Em um sentido de eficiência *ex-ante*, uma legislação falimentar deve criar os incentivos adequados para que tanto credores quanto devedores tenham um comportamento ótimo antes da insolvência. Para Marinc & Vlahu (2011), uma legislação falimentar primordialmente precisa dar à empresa um incentivo para exercer um esforço ótimo na gestão do negócio e não tomar riscos além do ótimo. Ainda segundo esses autores, precisa permitir que credores possam fiscalizar as ações da empresa devedora. Por fim, é necessário estimar um tempo ótimo para o pedido de insolvência.

Além de resolver problemas de coordenação, a legislação falimentar adequada pode afetar o custo da obtenção de crédito por parte das empresas (Berkowitz & White 2004, Longhofer 1997) e a própria situação de inadimplência. Fornecendo os incentivos corretos, os administradores das empresas podem perceber que, em caso de mau gerenciamento, existe uma ameaça crível de perda dos ativos da empresa, o que os força a dedicar maior esforço na busca de uma gestão eficiente (Povel 1999) e a não tomar decisões que envolvam excesso de risco (Bebchuk 2002). Se a legislação for favorável aos credores, estes

antecipam que a lei de falências eleva o seu ganho esperado em caso de insolvência, o que os permite o financiamento de empresas com uma taxa de juros menor. Agindo dessa forma, o setor de crédito viabiliza um número maior de projetos e aumenta o volume de créditos concedidos (Bebchuk 2002).

Por outro lado, se a legislação for favorável ao devedor, tem-se a possibilidade de adiamento do pedido de falência (Povel 1999), mantendo em funcionamento empresas inviáveis, e favorecendo excessivamente as empresas devedoras. Nesse cenário, a dificuldade em executar garantias reduz o ganho esperado pelos credores em caso de insolvência da empresa, elevando a taxa de financiamento e reduzindo o volume de crédito no mercado (Djankov et al. 2008).

Dessa forma, uma lei de falência deve balancear os direitos de credores e devedores alocando de maneira eficiente os riscos que envolvem o negócio da empresa e a concessão de financiamento (Lisboa et al. 2005). A rigor, empresas em situação de insolvência financeira, que possuam valor presente positivo do fluxo de caixa, demonstram capacidade de pagamento de suas dívidas e condições de recuperação econômica. Já empresas com situação de insolvência financeira e valor presente negativo do fluxo de caixa devem mudar o seu modelo de gestão e/ou o seu plano de negócios a fim de demonstrar para seus credores que uma renegociação das dívidas fornece um ganho esperado maior do que a liquidação de seus ativos. Caso contrário, essas empresas não têm justificativa econômica para continuarem operando.

4 Modelo

Nesta seção, apresenta-se um modelo microeconômico de relacionamento bancário cujas hipóteses teóricas geradas fundamentarão as hipóteses estatísticas a serem testadas no presente trabalho. Em resumo, por meio do modelo que será apresentado, é possível entender como uma mudança na qualidade da legislação falimentar altera, no equilíbrio da economia, o volume de crédito, a taxa de juros e o *spread* bancário, além de possíveis desmembramentos sobre taxa de inadimplência e falências.

O modelo apresentado nesta seção foi inspirado nos modelos de relacionamento bancário (*relationship banking*) propostos por Sharpe (1990) e Rajan (1992), os quais são sumarizados em Freixas & Rochet (2008) (Capítulo 3). Em tal classe de modelos, as firmas possuem relacionamento de longo prazo com único banco, denominado Banco-Favorito, o qual possui melhor capacidade de monitorar as suas firmas-clientes em relação aos demais credores da economia. A presença de tal vantagem do Banco-Favorito no modelo, conhecida como monopólio informacional *ex-post*, não é um elemento essencial para captar os efeitos da Nova Lei de Falências sobre o mercado de crédito. Entretanto, ela é importante para que no modelo, os bancos enfrentem uma demanda por crédito negativamente inclinada e, portanto, tenham algum poder de mercado no sistema bancário, um fato identificado empiricamente em artigos científicos que estimam o grau de competição no mercado bancário brasileiro (Belaisch 2003, Lucinda 2010, Nakane & Rocha 2010, Araújo et al. 2006, Barbosa et al. 2015).

4.1 O Ambiente

Sequência de Eventos e Estrutura Informacional

Considere uma economia com taxa de juros livre de risco igual a zero, composta por N Bancos e um contínuo de firmas no intervalo entre $[0, 1]$. Firms procuram crédito para financiar os seus projetos, cujos possíveis retornos sobre o investimento são somente dois: retorno positivo (sucesso) ou retorno zero (fracasso). Quando se leva em conta que fatores externos à firma afetam o funcionamento da mesma, a probabilidade de sucesso do projeto de uma firma t torna-se igual pt , em que $p \in (0, 1)$. Tal parâmetro p capta a qualidade institucional da economia no que diz respeito a fatores que afetam o bom desempenho da firma. A Nova Lei de Falências, por exemplo, pode ser entendida como um aumento de p , uma vez que potencialmente aumenta a sobrevivência e/ou reduz a inadimplência das firmas. Nota-se que a probabilidade de sucesso da firma é crescente com o tipo da firma, t , e com o parâmetro p . Por hipótese, as firmas, e somente elas, conhecem a sua própria probabilidade de sucesso quando demandam crédito. Tal hipótese introduz assimetria de informação ao modelo (o que gera seleção adversa), uma vez que as firmas possuem informação privada sobre a chance de sucesso do projeto, ao passo que os bancos apenas possuem crenças sobre a probabilidade de sucesso de uma firma que lhe demanda crédito. Ainda, assume-se que o parâmetro p é de conhecimento comum.

Os N Bancos possuem recursos ilimitados para emprestar e têm o mesmo custo de fundos, que é igual a zero. Apesar de todos os bancos parecerem iguais, as firmas não os percebem igualmente. Para um mesmo contrato de crédito, representado por uma taxa de juros e um volume de crédito, firmas preferem tomar crédito do seu banco preferido. Intuitivamente, firmas estabelecem relações com bancos e, após um longo período de interação repetida, acabam fazendo transações mais frequentes e mais intensas com certo banco que é o seu banco preferido. Chama-se o banco preferido de uma certa firma de Banco-Favorito. Assume-se que cada firma possui um (e somente um) Banco-Favorito. A formação da relação entre uma firma e o seu Banco-Favorito pode ser modelada em um primeiro estágio do jogo no qual a relação de longo prazo entre um banco e uma firma é construída, tal como em Freixas & Rochet (2008) (Seção 3.6). Por simplicidade, optou-se por não modelar tal estágio do jogo².

Se um certo banco não é o Banco-Favorito de uma firma, então ele não construiu uma relação de longo prazo com tal empresa. Chama-se tais bancos de Bancos-Entrantes. Tal tipo de banco, para interromper a relação estabelecida ao longo do tempo entre uma firma e o seu respectivo Banco-Favorito, deverá fazer algum tipo de investimento para iniciar uma relação com a firma. No modelo, tal investimento será modelado da seguinte forma: para fazer a primeira concessão de crédito para uma firma, um Banco-Entrante deverá incorrer em um custo de monitoramento $c > 0$ por unidade crédito concedido. Tal forma de modelar a desvantagem de Bancos-Entrantes em relação ao Banco-Favorito na concessão de crédito é semelhante à desenvolvida por Freixas & Rochet (2008) (Seção 3.6). Além de não incorrer em um custo de monitora-

²Uma versão mais geral desse modelo, na qual o Credor-Favorito possui vantagem informacional sobre a probabilidade de sucesso de suas firmas-clientes vis-à-vis os demais credores, é desenvolvida por Barbosa et al. (2017).

mento c por unidade crédito concedido, assume-se que a relação estabelecida entre firmas e o Banco-Favorito concede ao Banco-Favorito a vantagem de oferecer crédito a suas firmas preferidas antes dos demais bancos.

Formalmente, modelou-se as relações entre firmas e Bancos-Favoritos por um conjunto $\{T^n\}_{n=1}^N$, no qual T^n é o conjunto de firmas cujo o Banco-Favorito é n . Como assumiu-se que cada firma possui um único Banco-Favorito, então tem-se que $T^l \cap T^m = \emptyset$ para todo $l \neq m$ e $\cup_{n=1}^N T^n = C$. Para garantir que todos os bancos são *ex-ante* simétricos, assumiu-se também que, para qualquer n , os tipos em T^n pertencem ao intervalo $[0,1]$ com distribuição acumulada $F(t)$. Assume-se que a distribuição $F(t)$, sua densidade $f(t)$, e a identidade do Banco-Favorito de cada firma, representado pela partição de firmas $\{T^n\}_{n=1}^N$ são de conhecimento comum.

A sequência de eventos do modelo é dada a seguir: firmas demandam crédito na data 0. Na data 1, um Banco-Favorito oferece um contrato de crédito para as suas firmas favoritas fazendo uma oferta do tipo *take-it-or-leave-it*. Na data 2, os clientes do Banco-Favorito que não aceitarem a sua oferta irão negociar com os Bancos-Entrantes, e assim, potencialmente, os Bancos-Entrantes podem acabar oferecendo crédito para firmas com as quais não têm relação de longo prazo, sendo o resultado dessa interação entre firmas e bancos, Favoritos e Entrantes, caracterizado no equilíbrio do jogo. Por fim, na data 3, após a aquisição de crédito e o investimento no projeto, as firmas realizam a produção e pagam os credores quando puderem, retendo o lucro remanescente, se o mesmo existir.

Tal como em Townsend (1979) e Gale & Hellwig (1985), assume-se que o fluxo de caixa das firmas não é observável sem o pagamento de custo de verificação. Bancos, portanto, baseiam-se em contratos de crédito do tipo padrão para financiar os projetos da firmas.

A sequência de eventos e a estrutura informacional apresentadas acima descrevem o modelo como um jogo dinâmico com informação incompleta. Nesse ambiente, o conceito de equilíbrio adequado para a caracterização do jogo é o equilíbrio Bayesiano Perfeito (EBP). Tal equilíbrio é caracterizado pelas escolhas ótimas dos três diferentes agentes da economia (Firmas, Bancos-Entrantes, Bancos-Favoritos), dadas as crenças de equilíbrio, derivadas a partir dos seus respectivos problemas de maximização. Ainda, as crenças são compatíveis com as escolhas ótimas dos agentes. Nas subseções seguintes serão descritos os problemas de otimização de cada um dos diferentes agentes e a formação de suas respectivas crenças.

Tecnologia da firma e demanda por crédito

No modelo, existem apenas 2 possíveis tipos de retornos para o projeto: sucesso ou fracasso. No caso de sucesso, o retorno de um investimento I é $Q(I)$. A função de produção $Q(I)$ é crescente e estritamente côncava no investimento, satisfazendo $Q(0) = 0$ e as condições de Inada³.

Por outro lado, em caso de fracasso o projeto não apresenta retorno do investimento, restando a firma apenas os ativos investidos I no projeto. Assume-se que os bancos podem apenas recuperar uma parcela $\delta \in (0,1)$ de parte dos recursos emprestados I em caso de falência. Um banco que concedeu um volume de crédito igual I para uma firma que teve fracasso vai recuperar δI

³As condições de Inada são $\lim_{I \rightarrow 0} Q'(I) = \infty$ e $\lim_{I \rightarrow \infty} Q'(I) = 0$

(líquido dos custos de verificação) do crédito concedido. Nota-se que quanto maior o valor de δ , maior será a capacidade de recuperação de crédito de um banco. Fatores externos à firma podem afetar δ . Um deles é o grau de proteção ao credor. A Nova Lei de Falências, por exemplo, pode ser interpretada como um aumento de δ , uma vez que tal legislação provavelmente tenha aumentado a taxa de recuperação do credor da economia brasileira.

Apesar de o processo produtivo ser lucrativo, firmas não têm recursos próprios para fazer o investimento na data 3. Assim, se uma firma desejar investir I no projeto, ela precisa de igual montante de crédito para fazê-lo. Por simplicidade, restringe-se atenção a contratos lineares de crédito tal que a firma pagará I mais os juros rI em caso de sucesso. Em caso de fracasso, os ativos recuperáveis da firma δI são transferidos para o credor. Desse modo, a firma de tipo t toma a decisão ótima de investimento e demanda por crédito com base na solução da seguinte função objetivo:

$$\max_I pt(Q(I) - (1+r)I) \quad (1)$$

A Equação (1) descreve o problema de otimização da firma. A função objetivo do problema (1) é o lucro esperado da firma do tipo t , líquido dos custos de crédito. Com probabilidade pt , o processo produtivo tem sucesso e a firma obtém a diferença entre $Q(I)$ e o valor que ela se comprometeu a pagar para o banco no estágio 3: $(1+r)I$. Por outro lado, quando o processo produtivo falha, a firma não ganha nada, ficando os seus ativos a disposição do banco que lhe concedeu crédito. A condição necessária e suficiente que caracteriza o nível ótimo de investimento da firma, que é igual a demanda ótima por crédito da firma t , I^* , é

$$Q'(I^*) = (1+r) \quad (2)$$

A partir da condição de primeira ordem (2), pode-se verificar que o nível ótimo de investimento/demanda por crédito, I^* , decresce com a taxa de juros, r . Além disso, a condição de primeira ordem acima implica que o nível ótimo de investimento/demanda por crédito não depende do tipo da firma. Tal característica do modelo faz com que os bancos não sejam capazes de desenhar um *menu* de contratos de crédito que seja tipo- específico para aumentar os seus lucros (Laffont & Martimort 2001).

4.2 Equilíbrio sem Banco-Favorito

No caso em que não existe Banco-Favorito, todos os bancos têm que pagar um custo de monitoramento c por unidade de crédito concedido. Caracterizar esse equilíbrio é importante, pois ele descreverá, em certa medida, qual será a taxa de juros de equilíbrio que os Bancos-Entrantes oferecerão para as firmas na data 2.

Nesse contexto, todos os bancos usam a distribuição de tipos $F(t)$ para formar a sua crença sobre a probabilidade de sucesso de uma firma que demanda crédito: $pE[t] = p \int_0^1 t dF(t)$. Dada essa crença, o lucro esperado de qualquer banco que concede crédito à taxa de juros \bar{r} é

$$(pE[t](1+\bar{r}) + (1-pE[t])\delta - (1+c))I^*(\bar{r}). \quad (3)$$

Na Equação (3), o termo $(1 + c)I^*(\bar{r})$ representa o custo de oportunidade e o custo de monitoramento incorrido pelo banco na concessão de crédito, na qual $I^*(\bar{r})$ é a demanda por crédito a taxa de juros \bar{r} (dada pela condição de primeira ordem em (2)), e c o custo de monitoramento por unidade de crédito concedido. O custo de oportunidade é igual a $I^*(\bar{r})$, uma vez que a taxa de juros livre de risco da economia é igual a zero. A receita esperada da firma que concede um volume de crédito igual a $I^*(\bar{r})$ depende do sucesso ou fracasso do projeto da firma. Com probabilidade $pE[t]$, a receita do banco corresponde ao pagamento realizado pela firma ao banco que é igual a $(1 + \bar{r})I^*(\bar{r})$. No caso de fracasso, evento que acontece com probabilidade $(1 - pE[t])$, o banco credor recupera parcialmente o crédito concedido à firma, tendo receita igual a $\delta I^*(\bar{r})$. O lucro esperado do banco, representado na Equação (3), é obtido deduzindo a receita esperada da firma do custo de concessão de crédito.

Bancos têm incentivos em cobrar uma taxa de juros abaixo da taxa cobrada pelos demais bancos sempre que for lucrativo. No equilíbrio em que todos bancos são iguais (nenhum banco é favorito), bancos têm incentivo em cobrar uma taxa de juros que produza um lucro esperado, descrito em (3), igual a zero. Tal taxa de juros é caracterizada por

$$\bar{r} = \frac{(1 + c) - (1 - pE[t])\delta}{pE[t]} - 1 \quad (4)$$

Como pode-se antecipar, a taxa de juros que os Bancos-Entrantes cobrarão em um modelo em que existem Bancos-Entrantes e um Banco-Favorito, será a taxa de juros \bar{r} descrita na Equação (4). Contudo, como será apresentado na próxima seção, as vantagens do Banco-Favorito (oferecer crédito as firmas antes dos demais bancos e ter menor custo de concessão) farão com que em equilíbrio o Banco-Favorito seja o único fornecedor de crédito das firmas.

4.3 Equilíbrio do jogo

O conceito de equilíbrio usado neste artigo é o EBP (Equilíbrio Bayesiano Perfeito). Nesse modelo, um EBP é composto dos seguintes elementos: (i) contratos de crédito ofertados pelo Banco-Favorito e pelos Bancos-Entrantes, (ii) a decisão ótima da firma no que tange à escolha da demanda por crédito, e do banco com o qual irá assinar o contrato de crédito e (iii) crenças sobre o tipo de firmas que tomarão crédito do Banco-Favorito e dos Bancos-Entrantes. Ainda, as crenças dos bancos (Favorito e Entrantes) acerca do tipo de firmas que irão lhes demandar crédito devem ser atualizadas conforme a regra de Bayes, e, portanto, devem ser compatíveis com o equilíbrio do modelo.

Em particular, nesta seção será caracterizado o equilíbrio em que o Banco-Favorito será o único fornecedor de crédito de suas firmas-clientes, emprestando um volume de crédito igual a I^B e cobrando uma taxa de juros igual a r^B . Os Bancos-Entrantes, por outro lado, serão apenas credores latentes (*fringe competitors*) que oferecem em equilíbrio um contrato de crédito cujo volume é igual a $I^*(\bar{r})$ e a taxa de juros igual a \bar{r} . As firmas em equilíbrio demandarão um volume de crédito igual $I^*(r^B)$ do Banco-Favorito, tal como descrito em (2).

De acordo com o equilíbrio descrito anteriormente, primeiramente caracteriza-se a oferta ótima de crédito do Banco-Favorito, tomando como dadas as estratégias de equilíbrio das firmas e dos Bancos-Entrantes. Em seguida, caracteriza-se o equilíbrio. Para concluir, desenvolvem-se algumas estáticas

comparativas que serão as previsões testáveis do modelo. Tal conjunto de implicações empíricas constituirá o alicerce teórico das seções empíricas do artigo.

Banco-Favorito

O objetivo do Banco-Favorito é desenhar um contrato de crédito, formado por um volume de crédito I^B e uma taxa de juros r^B , para as suas firmas favoritas que resolve o seguinte problema

$$\begin{aligned} \max_{r^B, I^B} [pE[t](1+r^B) + (1-pE[t])\delta - 1]I^B \\ \text{sujeito a } \underline{r} \leq r^B \leq \bar{r}, \\ I^B = I^*(r^B). \end{aligned} \quad (5)$$

As Equações (5), (6) e (7) descrevem o problema do Banco-Favorito. A função objetivo (5) é o lucro esperado do Banco-Favorito que concede crédito as suas firmas favoritas ao oferecer um volume de crédito igual a I^B a uma taxa de juros igual a r^B . Com probabilidade $pE[t]$, uma firma favorita de tal banco vai pagar o principal e o juros: $(1+r^B)I^B$. Mas, com probabilidade $(1-pE[t]) \in (0,1)$, a firma tem problemas operacionais que destroem o retorno do projeto, deixando apenas os ativos investidos e que são recuperáveis à disposição do Banco-Favorito (líquido dos custos de verificação): δI^B . Em qualquer dos casos, o Banco-Favorito ao emprestar vai incorrer no custo de oportunidade I^B , uma vez que assume-se que a taxa de juros livre de risco da economia é igual a zero⁴. Note que, diferentemente da função objetivo do Banco-Entrante, a função objetivo do Banco-Favorito não é afetada pelo custo de monitoramento. Isso ocorre porque essa não é a primeira concessão de tal banco para sua firma-cliente.

A restrição (5) resume duas restrições enfrentadas pelo Banco-Favorito. Primeiro, a taxa de juros r^B deve ser maior ou igual que a taxa de juros que faz com que o lucro do Banco-Favorito seja igual a zero. Tal taxa de juros será denominada taxa de juros *break-even* e é caracterizada pela Equação (6):

$$\underline{r} = \frac{1 - (1 - pE[t])\delta}{pE[t]} - 1 \quad (6)$$

A segunda restrição enfrentada pelo Banco-Favorito é que ele não pode cobrar uma taxa de juros maior que a taxa de juros cobrada pelos Bancos-Entrantes. Assim, a taxa de juros do Banco-Favorito r^B deve ser menor que \bar{r} , descrita na Equação (4). Inspecionando a Equação (4), pode-se notar que quanto menor o custo de monitoramento c dos Bancos-Entrantes, menor é taxa de juros \bar{r} que o Banco-Favorito pode cobrar dos seus clientes. Intuitivamente, um menor c reduz a habilidade do Banco-Favorito extrair o excedente de suas firmas-clientes. Assim, um mercado bancário com menor c pode ser considerado como um mercado com maior facilidade para entrada

⁴Por meio da função objetivo (5), pode-se perceber que o Banco-Favorito atua como monopolista de suas firmas preferidas. Tal hipótese pode ser relaxada supondo que o Banco-Favorito atue em um mercado sob concorrência monopolística, tal que a demanda de crédito percebida pelo Banco-Favorito seja igual a $\lambda I^*(r^B)$, na qual $\lambda \in (0,1]$ pode ser interpretado como o parâmetro de conduta de Bresnahan (1982).

dos Bancos-Entrantes e, portanto, um mercado de crédito bancário mais competitivo. Dessa forma, o parâmetro c mede o grau de competição do setor bancário no modelo.

Tendo descrito o problema do Banco-Favorito, percebe-se que a solução para o problema (5) pode não existir se \underline{r} for maior que \bar{r} . Se esse for o caso, então o conjunto de possíveis soluções para o problema é vazio, o que significa que fornecedor não oferecerá crédito em equilíbrio. Contudo, após algumas manipulações algébricas, pode-se mostrar que \underline{r} é menor que \bar{r} , pois $c > 0$. Portanto, o problema do Banco-Favorito tem solução. Para concluir, a restrição (5) leva em consideração que o volume de crédito ofertado pelo Banco-Favorito I^B coincide com a demanda por crédito da firma $I^*(r^B)$, que é determinada pela taxa de juros do empréstimo bancário r^B .

O dilema entre margem de lucro e volume de crédito determina a taxa de juros ótima do Banco-Favorito. Por um lado, um aumento da taxa de juros aumenta o lucro financeiro por unidade de crédito concedido. Por outro, reduz a demanda por crédito. Para eliminar casos não interessantes nos quais sempre será ótimo aumentar o quanto for possível a taxa de juros, define-se a elasticidade-juros da demanda por crédito, $\epsilon(r) = -\frac{(1+r)\frac{dI^*(r)}{dr}}{I^*(r)}$, e assume-se que:

Hipótese 1: A elasticidade-juros da demanda por crédito, $\epsilon(r) = -\frac{(1+r)\frac{dI^*(r)}{dr}}{I^*(r)}$, é não-decrescente em r .

Dada a Hipótese 1, a Proposição 1 caracteriza a solução do problema 5⁵.

Proposição 1: O contrato de crédito ótimo oferecido pelo Banco-Favorito às suas firmas favoritas envolve um volume de empréstimos igual a $I^*(r^B)$, e uma taxa de juros igual a r^B , na qual r^B é dada por:

- $r^B = \underline{r}$, se $\epsilon(\underline{r}) \geq \widehat{\epsilon}(\underline{r}, p, E[t], \delta)$;
- $r^B = \bar{r}$, se $\epsilon(\bar{r}) \leq \widehat{\epsilon}(\bar{r}, p, E[t], \delta)$;
- $r^B \in (\underline{r}, \bar{r})$, se $\epsilon(\underline{r}) < \widehat{\epsilon}(\underline{r}, p, E[t], \delta)$ e $\epsilon(\bar{r}) > \widehat{\epsilon}(\bar{r}, p, E[t], \delta)$, com r^B sendo unicamente definido implicitamente por $\epsilon(r^B) = \widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta)$, na qual $\widehat{\epsilon}(r, p, E[t], \delta) \equiv \frac{pE[t](1+r)}{pE[t](1+r) + (1-pE[t])\delta - 1}$.

A Proposição 1 mostra que é ótimo para o Banco-Favorito aumentar a taxa de juros até o limite superior \bar{r} , se a elasticidade-juros da demanda por crédito for suficientemente baixa. Por outro lado, se uma redução da taxa de juros provocar uma aumento considerável da demanda por crédito, será ótimo para o Banco-Favorito reduzir a taxa de juros até o limite inferior \underline{r} , o que acontece se a demanda for relativamente elástica. Nos casos em que a demanda não é suficiente inelástica, e tampouco muito elástica, a taxa de juros ótima do Banco-Favorito será uma taxa de juros $r^B \in (\underline{r}, \bar{r})$, que é decrescente na probabilidade de sucesso $pE[t]$ de uma firma que demanda crédito.

Tal resultado descrito na Proposição 1 mostra que se a elasticidade-juros da demanda por crédito for suficientemente baixa, então uma elevação da taxa de juros não provocará uma redução significativa do volume demandado de crédito. Portanto, o Banco-Favorito escolherá otimamente a maior taxa de

⁵A Hipótese 1 é satisfeita, por exemplo, se $Q(I) = I^\alpha$ com $\alpha \in (0, 1)$. As demonstrações matemáticas das proposições desse artigo mostrarão que a Hipótese 1 também garante que a condição de primeira ordem do problema 5 é uma condição necessária e suficiente de tal problema.

juros possível, que é \bar{r} . Por outro lado, se a elasticidade-juros da demanda por crédito for suficientemente alta, então uma elevação da taxa de juros pelo Banco-Favorito provocará uma diminuição significativa da demanda por crédito, o que acarretará em uma redução do lucro esperado daquele banco. Assim, o Banco-Favorito escolherá otimamente a menor taxa de juros possível, r , para garantir uma elevada demanda por crédito e, conseqüentemente, o maior lucro.

Caracterização do Equilíbrio

Tendo definida a oferta ótima de crédito do Banco-Favorito, tomando como dado as estratégias de equilíbrio das firmas e dos demais bancos, determina-se o equilíbrio do jogo. Tal equilíbrio é caracterizado na Proposição 2.

Proposição 2: *As seguintes estratégias e crenças compõem um Equilíbrio Bayesiano Perfeito:*

- *Bancos-Entrantes: ofertam para qualquer firma que lhes demanda crédito um contrato com volume de crédito igual a $I^*(\bar{r})$ e taxa de juros igual a \bar{r} , na qual $I^*(.)$ é caracterizado em (2), e \bar{r} na Equação (4).*
- *Banco-Favorito: oferta um volume de empréstimos igual a $I^*(r^B)$ a uma taxa de juros igual a r^B para todas as suas firmas favoritas que demandam crédito. A taxa de juros r^B é caracterizada na Proposição 1.*
- *Firmas: demandam volume de crédito igual a $I^*(r^B)$, e tomam crédito do Banco-Favorito.*
- *Crenças: a probabilidade de uma firma qualquer no intervalo $[0,1]$ pegar crédito do Banco-Favorito é igual a 1. Se qualquer uma dessas firmas desviarem e demandarem crédito de Bancos-Entrantes, então tais bancos, após atualizarem as suas crenças, irão inferir que tal firma possui probabilidade de sucesso igual $pE[t]$.*

Estática comparativa

Nesta parte do artigo apresenta-se como a taxa de juros e o volume de crédito ofertados em equilíbrio pelo Banco-Favorito se alteram quando os parâmetros exógenos do modelo, c , p , $E[t]$ e δ mudam. Vale notar que os objetos do equilíbrio, taxa de juros e volume de crédito, são afetados por tais parâmetros. Por isso, escreve-se como função dos parâmetros do modelo. Assim, a taxa de juros e o volume de crédito de equilíbrio serão denotados, respectivamente, por $r^B(c, p, E[t], \delta)$ e $I^*(r^B(c, p, E[t], \delta))$.

Em particular, mostra-se como o equilíbrio no mercado crédito se altera quando há uma redução no grau de competição do mercado de crédito (interpretado como um aumento em c) e quando fatores externos às firmas aumentam a chance de uma firma ter sucesso (capturado por um aumento em p), ou quando há um aumento da taxa de recuperação do crédito dos bancos dessa economia (capturado por um aumento em δ). Como já antecipado, aumentos em p e δ podem ser interpretados como efeitos provocados pela Nova Lei de Falências, uma vez que tal lei potencialmente aumentou, *ceteris paribus*, as chances de uma firma sobreviver (i.e., ter sucesso) e aumentou as chances de um credor obter os ativos de uma empresa devedora que entrou em falência.

A Proposição 3 descreve como o equilíbrio se comporta quando os parâmetros c , p , e δ são alterados.

Proposição 3: *Quando os parâmetros c , p , e δ são alterados, o contrato de crédito de equilíbrio, $r^B(c, p, E[t], \delta)$ e $I^*(r^B(c, p, E[t], \delta))$, caracterizado na Proposição 1, comporta-se da seguinte forma:*

- (i) $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dc} \geq 0$, e $\frac{dI^*(r^B(c, p, E[t], \delta))}{dc} \leq 0$;
- (ii) $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dp} < 0$, e $\frac{dI^*(r^B(c, p, E[t], \delta))}{dp} > 0$;
- (iii) $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{d\delta} < 0$, e $\frac{dI^*(r^B(c, p, E[t], \delta))}{d\delta} > 0$.

O item (i) da Proposição 3 mostra que quando o grau de competição do setor bancário se reduz (i.e., c aumenta), a taxa de juros de equilíbrio aumenta fracamente e o volume de crédito se reduz (também fracamente). Os itens (ii) e (iii) concluem que quando fatores externos aumentam as chances de uma firma ter sucesso (aumento de p), ou aumentam a taxa de recuperação dos credores (aumento de δ), então a taxa de juros de equilíbrio se reduz, e o volume de crédito aumenta.

Tendo em vista os argumentos apresentados na Seção 2 deste artigo, pode-se entender que a Nova Lei de Falências promoveu um aumento dos parâmetros p e δ da economia brasileira. Assim, o modelo proposto prevê que a Nova Lei de Falências deverá reduzir as taxas de juros e aumentar o volume de crédito da economia.

Para concluir, como assumiu-se que a taxa de juros livre de risco é igual a zero, então a taxa de juros de equilíbrio no modelo proposto coincide com o *spread* bancário (taxa de juros dos contratos de crédito menos a taxa de juros de menor risco da economia). Assim, o modelo proposto também sugere que a Nova Lei de Falências deverá reduzir os *spreads* bancários. Por fim, a menor taxa de juros pode induzir uma redução na taxa de inadimplência, bem como melhorar as condições de negociação das firmas inadimplentes, reduzindo o número de falências.

5 Dados amostrais

Para analisar o impacto da lei de falências no mercado de crédito, utilizaram-se séries temporais de concessão e volume de crédito, inadimplência, taxa de juros e *spread* bancário, obtidas do Sistema de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (Bacen), além de séries de falências requeridas e decretadas de empresas, obtidas junto ao Serasa. Para verificar a robustez dos resultados em relação à concessão de crédito, além da concessão de crédito pessoa jurídica, utilizou-se a concessão para pessoa física que, em tese, não deveria ser influenciada pela Nova Lei de Falências. Além das séries de volume e concessão de crédito totais, também utilizaram-se séries de volume de crédito e *spread* bancário por linhas de crédito distintas, e o volume total de crédito por setor produtivo em relação ao PIB valorizado pelo IGP- DI⁶. As medidas de inadimplência são compostas pelo percentual das operações de crédito com recursos

⁶Utilizaram-se apenas as séries de volume total de crédito por setor produtivo e por linhas de crédito, em vez das concessões, pois o Sistema de Séries Temporais do Bacen não possui essas séries em tais níveis de desagregação.

livres de pessoa jurídica em atraso de 15 a 90 dias e acima de 90 dias. Para a taxa de juros, utilizou-se o *spread* médio mensal das operações de crédito com recursos livres para pessoa jurídica, considerando contratos pré-fixados, pós-fixados e flutuantes, além da taxa média de juros aplicada nesses contratos. Todas essas séries foram obtidas junto ao Bacen, e somente as séries de volume total de crédito por setor produtivo estão em razão do PIB, sendo a medida do PIB também calculada pelo Bacen.

Todas as séries estão em frequência mensal e datam de junho de 2000 até dezembro de 2012⁷. As variáveis que apresentaram sazonalidade foram dessazonalizadas por meio do método X12-ARIMA⁸. A Tabela 1 apresenta algumas estatísticas descritivas de cada uma das séries.

Tabela 1: Estatísticas descritivas

Estatística	Inad. 15 a 90	Inad. mais 90	Spread	Conc. de crédito	Falências requer.	Falências decret.
Média	1,9285	2,9184	14,9480	47,0900	660,02	194,62
Média antes	1,9645	2,8133	13,4335	39,9596	1312,47	342,42
Média após	1,9048	2,9877	15,9423	51,8976	239,54	98,36
Mínimo	1,1600	2,6400	10,7600	33,6810	108,00	33,00
Máximo	3,8000	5,8000	19,6200	61,9557	2668,00	509,00
Desvio-padrão	0,3643	0,9709	2,3480	6,6734	604,24	134,01
Ljung-Box(15)	301,500***	812,500***	1202,50***	1439,90***	1494,10***	1578,30***
ADF	-3,6600*** [0,0046]	-2,9600** [0,0387]	-2,3200 [0,1639]	-1,8200 [0,3725]	-0,90 [0,7883]	-1,08 [0,7270]
Phillips-Perron	-6,2500*** [<0,010]	-3,1800* [0,0929]	-1,9900 [0,5817]	-4,8400*** [<0,010]	-3,20* [0,0904]	-6,04*** [<0,010]

Os símbolos *,** e *** correspondem aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os números em colchetes são *p*-valores. A variável de concessão de crédito está em bilhões de reais, *spread* e inadimplência correspondem a taxas percentuais mensais (anualizada no caso do *spread*) e as falências requeridas e decretadas são números brutos.

Na Tabela 1, observa-se que as séries de inadimplência têm comportamento estacionário, enquanto que as séries do *spread*, da concessão de crédito e das falências requeridas e decretadas apresentam raiz unitária de acordo com o teste ADF. Uma vez que a presença de raiz unitária pode significar a existência de uma quebra estrutural, e testes de Dickey-Fuller têm baixo poder para rejeitar a hipótese nula de raiz unitária na presença de quebra estrutural (Perron 1989), realizou-se o teste de raiz unitária de Phillips-Perron. As séries das concessões de crédito e das falências requeridas e decretadas geraram resultados contraditórios nos dois testes, indicando uma possível existência de quebra estrutural. Por conta disso, optou-se por trabalhar com essas séries em nível, embora, como será discutido, os resultados obtidos tenham se mantido utilizando as séries diferenciadas.

⁷Devido à revisão metodológica das séries de concessão de crédito, não foram incluídos os valores posteriores ao ano 2012. Mais informações podem ser obtidas no Sistema de Séries Temporais do Banco Central do Brasil.

⁸Esse método de ajuste sazonal foi implementado pelo Censo norte-americano. Uma explicação da implementação desse método pode ser encontrada em Kowarik et al. (2014)

6 Análise empírica

Para testar a hipótese de que a lei de falências ocasionou uma mudança significativa nas séries estudadas, estimou-se regressões com uma variável *dummy* que assume valor um após a implementação da lei, em junho de 2005, e valor zero nos períodos anteriores. Para cada variável de interesse estimou-se uma regressão com a inclusão de uma constante, uma tendência, a *dummy* referente à implementação da lei e variáveis de controle macroeconômicas. A inclusão da tendência se dá pelo fato de as séries agregadas apresentarem um componente de crescimento ao longo do tempo que não é eliminado apenas com a inclusão da defasagem da variável dependente, conforme indicado pelos testes de raiz unitária realizados na seção anterior. Entre as variáveis de controle, utilizou-se a diferença do logaritmo do PIB real mensal dessazonalizado, a taxa SELIC, a inflação medida pelo IGPM, a diferença do logaritmo da taxa de câmbio real/dólar no final de cada mês, o índice de Herfindahl-Hirschman (HHI) para a concorrência do setor bancário, e variáveis defasadas. A variação do PIB permite controlar a variabilidade gerada pelos ciclos econômicos, como por exemplo a expansão do crédito que ocorreu após 2005. Já a variação do câmbio e a inflação estão entre os controles porque podem impactar nas receitas e custos das empresas. Por sua vez, a taxa Selic é uma das principais variáveis responsáveis por mudanças no mercado creditício. Por fim, a concentração bancária tem o potencial de alterar a estrutura de precificação dos bancos, afetando variáveis como taxa de juros e volume de crédito, conforme descrito na Seção 4. Assim, o modelo a ser estimado corresponde a seguinte equação:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta_0 D_{Lt} + \beta_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i X_{it} + \sum_{i=1}^k \phi_i X_{it-1} + \varepsilon_t, \quad (7)$$

na qual α_0 é uma constante, α_1 é o coeficiente da variável tendência t , D_{Lt} é uma variável *dummy* para a implementação da Nova Lei de Falências em junho de 2005, e X_i são controles utilizados na regressão, que podem incluir valores defasados das variáveis, com o intuito de controlar tendências estocásticas associadas a dinâmica do comportamento das variáveis. O coeficiente β_0 mede o impacto da lei de falências na variável dependente de interesse y_t .

Na Tabela 2, observa-se os resultados da estimação da Equação (7) para as variáveis de concessão de crédito pessoa jurídica e física, e para o volume de crédito por setor em relação ao PIB. Observou-se um impacto positivo e significativo na concessão de crédito para pessoa jurídica, sendo que o mesmo efeito não está presente na série para pessoa física. Assim, a implementação da lei de falências, por meio da redução do risco de financiamento, possibilitou um aumento nas concessões de crédito para pessoa jurídica de cerca de 2,6 bilhões de reais, ou cerca de 5% da média das concessões de crédito durante o período da amostra. Porém, esse efeito não está presente quando utilizam-se as variáveis de volume de crédito por setor, uma vez que esses dados não se referem a novas concessões, e sim ao saldo total de crédito.

Na Tabela 3, estão presentes as estimativas da Equação (7) para as variáveis de inadimplência, *spread*, falências e taxa média de juros. Observou-se que o efeito da lei de falências foi significativo principalmente para o número de falências requeridas e decretadas. Houve uma diminuição média de 383 requisições e 62 decretações de falência. Esse resultado é próximo ao encontrado

por Araújo & Funchal (2009) e reflete a política de diminuição do número de falências e possibilidade de renegociação de dívidas implícitas na lei. Para as outras variáveis, os coeficientes da inadimplência não foram estatisticamente significantes, enquanto que o coeficiente do *spread* foi significativo ao nível de 10%.

Outros testes de robustez foram realizados por meio da estimação da Equação (7) com diferentes conjuntos de variáveis de controle e outras variáveis dependentes. Por exemplo, os efeitos da política de incentivo à diminuição do *spread* no governo Dilma foram controlados utilizando uma variável *dummy* com valores um a partir de abril de 2012. Também utilizou-se os dados agregados para as variáveis de crédito separadas por prazo, sendo que os resultados não apontaram nenhuma mudança significativa do volume de crédito para prazos distintos. Por fim, foram utilizadas as séries em suas primeiras diferenças e com outras especificações de tendências. Os resultados encontrados nas tabelas anteriores se confirmaram em todos esses testes, com pequenas variações nos valores dos coeficientes⁹.

Para avaliar se algumas linhas de crédito específicas foram afetadas pela lei, utilizaram-se as variáveis de volume de crédito e *spread* separadas pelas seguintes linhas: duplicatas, aquisição de bens e *leasing*. Ao fazer isso, espera-se identificar algum possível efeito de decomposição, uma vez que o impacto da lei seria mais pronunciado nas linhas de aquisição de bens e *leasing*, pois os bancos têm maiores garantias nesse tipo de empréstimo com bens tangíveis, sendo que a implementação da lei de falência facilitou a possibilidade de recuperação por meio dos leilões. Esses resultados estão listados na Tabela 4, sendo que as variáveis de crédito para aquisição de bens e duplicatas estão em milhões de reais, enquanto que o crédito para *leasing* está em bilhões de reais. Os dados de *spread* bancário para operações de *leasing* não foram incluídos por não estarem disponíveis por meio do sistema de séries temporais do Banco Central.

Pode-se observar que mesmo ao decompor o volume de crédito e o *spread* de acordo com as diferentes linhas, não foi observado efeito significativo da lei de falências sobre o mercado creditício. Em agosto de 2004, foi anunciada uma reforma do setor creditício no Brasil que gerou repercussões importantes no mercado, facilitando a recuperação de bens em caso de falência do credor. Essa lei foi objeto de estudo de alguns autores, como Assunção et al. (2014). Realizaram-se algumas regressões deslocando a variável *dummy* para agosto de 2004, e foi encontrado um aumento significativo nas operações de crédito para *leasing* de cerca de 600 milhões de reais, o que equivale a cerca de 8% em relação ao volume de crédito anterior a reforma. Dessa forma, o aumento posterior observado nas operações de crédito com bens tangíveis pode ser em boa parte explicado pela reforma de 2004 e não pela implementação da lei de falência.

Uma hipótese inerente à análise de intervenção em séries temporais é a de que houve uma quebra estrutural no processo após a data da intervenção. Poder-se-ia avaliar se existe uma quebra estrutural em junho de 2005 para as séries estudadas, entretanto, caso houvesse múltiplas quebras nas séries, isso poderia induzir a resultados incorretos, conforme apontado por Piehl et al. (2003). Ainda conforme tais autores, os resultados obtidos anteriormente po-

⁹Esses resultados podem ser solicitados junto aos autores.

Tabela 2: Impacto da lei de falências nas concessões e no volume de crédito por setor

Coefficiente	Concessão de crédito - PJ	Concessão de crédito - PF	Volume de cré. industrial/PIB	Volume de cré. rural/PIB	Volume de cré. comercial/PIB	Volume de cré. serviços/PIB
Dummy lei	2,5872** (1,1549)	0,3362 (0,4707)	0,0219 (0,0315)	-0,0150 (0,0191)	-0,0161 (0,0153)	0,0184 (0,0305)
Constante	29,6120*** (4,7087)	6,4884*** (1,7496)	0,4449*** (0,1147)	0,0361 (0,0812)	0,2451*** (0,0486)	0,1768** (0,0860)
Tendência	0,1068*** (0,0242)	0,0542*** (0,0124)	0,0009 (0,0007)	0,0009** (0,0004)	0,0009** (0,0004)	0,0008 (0,0007)
Y_{t-1}	0,3464*** (0,0752)	0,6015*** (0,0812)	0,9949*** (0,0122)	0,9772*** (0,0212)	0,9613*** (0,0134)	0,9940*** (0,0171)
ΔPIB	45,5050*** (9,6217)	26,3240*** (3,4534)	-0,1818 (0,3205)	0,1946 (0,1488)	0,2163* (0,1255)	0,1492 (0,2323)
ΔPIB_{t-1}	4,6951 (7,3075)	-9,2861*** (2,8807)	0,2064 (0,2811)	-0,0428 (0,1033)	0,3109*** (0,1012)	0,1822 (0,2182)
$\Delta Cambio$	23,4570*** (7,6077)	2,2118 (3,5877)	1,5961*** (0,3137)	0,0430 (0,0972)	0,3298*** (0,0923)	0,9441*** (0,2376)
$\Delta Cambio_{t-1}$	-7,1897 (7,7529)	-3,8462 (2,8676)	0,0791 (0,3207)	-0,1165 (0,1034)	-0,1125 (0,0838)	-0,0968 (0,1535)
IGPM	0,1939 (0,4086)	-0,0361 (0,1369)	-0,0200 (0,0247)	0,0071 (0,0059)	0,0007 (0,0066)	-0,0009 (0,0156)
Taxa Selic	0,5656 (1,2113)	0,2903 (0,5188)	-0,1103** (0,0484)	0,0308 (0,0270)	-0,0736*** (0,0172)	-0,0427 (0,0377)
HHI	-100,8300*** (34,462)	-8,0561 (12,8630)	-3,3768*** (1,1818)	-0,6730* (0,3474)	-0,8450 (0,5277)	-1,4730 (1,1021)

Os símbolos *, ** e *** correspondem aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os números em parênteses são os erros-padrão dos coeficientes, estimados de acordo com White (1980). As variáveis de concessão de crédito pessoa física e jurídica estão em bilhões de reais.

Tabela 3: Impacto da lei de falências na inadimplência, taxas de juros e número de falências

Coefficiente	Inadimplência 15 a 90 dias	Inadimplência mais de 90 dias	Spread	Falências requeridas	Falências decretadas	Taxa Média
Dummy lei	0,0330 (0,0510)	0,0889 (0,0693)	0,3523* (0,1990)	-383,3800*** (113,05)	-62,6370*** (19,751)	0,0570 (0,3273)
Constante	-0,0395 (0,1340)	-0,3000** (0,1289)	-0,1218 (0,5442)	-151,4460 (200,10)	129,5060*** (43,649)	0,3017 (1,0554)
Tendência	-0,0015 (0,0014)	-0,0013 (0,0014)	-0,0016 (0,0041)	0,4319 (1,0115)	-0,7145** (0,3360)	0,0001 (0,0060)
Y_{t-1}	0,8045*** (0,0439)	0,9365*** (0,0326)	0,8440*** (0,0620)	0,4370*** (0,1152)	0,4233*** (0,0864)	0,8707*** (0,0535)
ΔPIB	-1,4261*** (0,4396)	0,2648 (0,6197)	-1,3208 (1,4161)	427,6500 (461,92)	480,3500*** (120,99)	-0,4247 (2,3307)
ΔPIB_{t-1}	-0,8547** (0,3454)	-0,2914 (0,3391)	-2,8432** (1,2822)	-27,1150 (553,4332)	19,1725 (120,1527)	-3,3588 (2,1094)
$\Delta Cambio$	-0,6719 (0,3260)**	-0,7164 (0,3325)**	0,7110 (1,9373)	1227,7000 (815,88)	298,1800 (138,95)**	-5,4395 (4,0614)
$\Delta Cambio_{t-1}$	0,4595 (0,3579)	-0,0733 (0,4925)	3,5973*** (1,2262)	-657,3200 (542,2398)	-93,7260 (112,07)	0,2892 (2,6027)
IGPM	-0,0106 (0,0173)	-0,0225 (0,0282)	0,0600 (0,0965)	79,3230 (40,288)	-0,9302 (6,1711)	0,3224 (0,1973)
Taxa Selic	0,0720 (0,0776)	0,0527 (0,0619)	0,5003* (0,2635)	477,3600*** (119,07)	52,1140** (22,904)	1,7606** (0,8246)
HHI	4,7592*** (1,7344)	4,9818*** (1,6416)	18,6230** (8,8646)	1144,5000 (1206,1)	111,3100 (333,15)	12,0130 (10,557)

Os símbolos *, ** e *** correspondem aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os números em parênteses são os erros-padrão dos coeficientes, estimados de acordo com White (1980).

deriam estar viesados caso houvesse alguma quebra estrutural não controlada pelas variáveis e procedimentos utilizados.

Uma forma de identificar múltiplas quebras estruturais nos dados é o procedimento de Bai & Perron (2003), em que considera-se que o modelo tenha $m + 1$ segmentos distintos, sendo m o número de quebras na regressão. O cálculo dos m pontos de quebra, T_1, T_2, \dots, T_m , é dado pela resolução do seguinte problema de maximização

$$(\widehat{T}_1, \widehat{T}_2, \dots, \widehat{T}_m) = \operatorname{argmin}_{T_1, T_2, \dots, T_m} RSS_T(T_1, T_2, \dots, T_m), \quad (8)$$

na qual $RSS_T(T_1, T_2, \dots, T_m)$ é a soma do quadrado dos resíduos resultantes da estimação do modelo utilizando m quebras estruturais. Dado um número máximo possível de quebras, o algoritmo define endogenamente as datas em que ocorrem as quebras estruturais na série, por meio dos resultados obtidos em (8).

A Tabela 5 apresenta o número de quebras estruturais e a data correspondente às quebras identificadas pelo procedimento de Bai e Perron. O número máximo de quebras permitido em cada uma das séries foi identificado pelo critério de Schwarz (1978). Para o caso das falências requeridas, observou-se uma quebra nas requisições exatamente no mês da implementação da lei, sugerindo que a média do processo se alterou após essa data. Para as decretações de falência, foi identificada uma quebra em setembro de 2005, três meses após a intervenção, possivelmente explicada pela defasagem de tempo entre a requisição e a decretação da falência. Outras quebras no número de falências foram observadas durante 2002 e 2003, e no segundo semestre de 2007.

Por fim, a série de concessão de crédito para pessoa jurídica apresentou três quebras estruturais. Duas delas referentes às crises de 2003 e 2008, en-

Tabela 4: Impacto da lei de falências no crédito e *spread* por linhas de crédito

Coeficiente	Volume de Crédito	Volume de Crédito	Volume de Crédito	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
	Duplicatas	Aquisição de Bens	Leasing	Duplicatas	Aquisição de bens
Dummy lei	-129,690 (176,72)	28,542 (125,33)	0,2434 (0,2376)	0,3208 (0,5642)	0,0709 (0,5273)
Constante	1799,700*** (525,28)	878,140** (357,57)	30,7600*** (0,5072)	2,2828 (1,4821)	1,8032 (1,2753)
Tendência	34,151*** (5,8364)	79,058*** (2,8025)	0,0069* (0,0040)	-0,0115 (0,0107)	-0,0061 (0,0099)
Y_{t-1}	0,536*** (0,0738)	0,871*** (0,0433)	10,283*** (0,0062)	0,8759*** (0,0454)	0,7535*** (0,0570)
ΔPIB	9059,600*** (1162,7)	4577,800*** (773,53)	-0,1220 (1,3079)	-7,5444** (3,5143)	-3,9974 (3,2939)
ΔPIB_{t-1}	-13,867 (1200,6)	-864,680 (764,71)	0,7895 (1,3191)	-9,7164*** (3,5242)	-2,4784 (3,3140)
$\Delta Cmbio$	2399,600** (1116,7)	477,690 (770,01)	0,8177 (1,3260)	-0,5502 (3,5307)	0,4380 (3,3354)
$\Delta Cmbio_{t-1}$	-1978,650* (1188,4)	-2254,400*** (803,98)	-0,4921 (1,3872)	3,9582 (3,6929)	1,4040 (3,4808)
IGPM	-12,206 (62,949)	34,655 (42,585)	-0,0040 (0,0738)	0,1859 (0,1952)	0,1205 (0,1840)
Taxa Selic	339,030* (202,41)	-4,571 (137,89)	0,3972 (0,2548)	0,3208 (0,5642)	0,0709 (0,5273)
HHI	-15364,600*** (4950,3)	-12389,900*** (3908,6)	-49,3898*** (6,2434)	2,2828 (1,4821)	1,8032 (1,2753)

Os símbolos *, ** e *** correspondem aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os números em parênteses são os erros-padrão dos coeficientes, estimados de acordo com White (1980). As variáveis de crédito para duplicatas e aquisição de bens estão em milhões de reais enquanto que a variável de crédito para *leasing* está em bilhões de reais.

Tabela 5: Procedimento de Bai e Perron para múltiplas quebras estruturais

Série	Número de quebras	Data da quebra
Inadimplência 15 a 90 dias	0	-
Inadimplência mais de 90 dias	0	-
Spread	0	-
Concessões de crédito - PJ	3	2003/05, 2005/03, 2008/07
Concessões de crédito - PF	1	2009/11
Falências requeridas	2	2002/04, 2005/06
Falências decretadas	3	2003/11, 2005/09, 2007/07

quanto outra quebra foi identificada em março de 2005, que corresponde ao mês imediatamente posterior à aprovação da lei de falências, que ocorreu em 9 de fevereiro de 2005. Para verificar a robustez do resultado obtido, utilizou-se a série de concessões de crédito para pessoa física, que não apresentou a mesma quebra estrutural em março em 2005, apenas uma após a crise de 2008. O sentido das quebras, bem como o gráfico das séries utilizadas podem ser vistos na Figura 1.

Uma vez identificadas as quebras estruturais para as concessões de crédito pessoa jurídica e para as falências requeridas e decretadas, estimaram-se novas regressões incluindo *dummies* para cada período de quebra, com o intuito de melhorar a estimativa do efeito da Nova Lei de Falências nessas variáveis, e mitigando assim os eventuais problemas de estimação apontados por Piehl et al. (2003). Os resultados se encontram na Tabela 6.

Pode-se observar, em relação aos primeiros modelos estimados, uma redução do efeito da lei nas concessões de crédito pessoa jurídica e nas falências

requeridas, embora a diferença estatística entre os coeficientes não seja significativa. Ainda assim, a Tabela 6 apresenta uma medida mais adequada do efeito da lei no mercado de crédito e no número de falências. De acordo com esses resultados, atualizou-se a estimativa do aumento nas concessões de crédito para pessoa jurídica de 2,6 bilhões para cerca de 1,9 bilhões de reais, ou de 5% para 4% na média das concessões de crédito durante o período da amostra. Também atualizou-se a estimativa de diminuição das requisições e decretações de falências de 383 e 62 para 333 e 72, respectivamente.

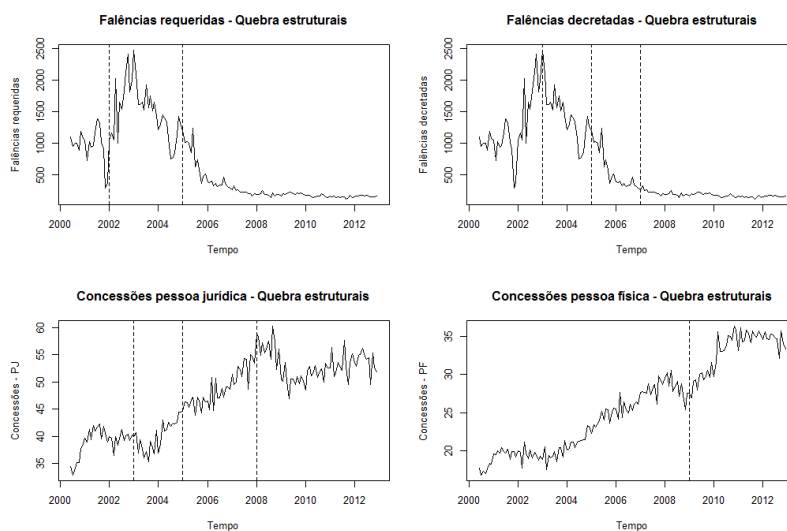


Figura 1: Pontos de quebra estrutural no número de falências e na concessão de crédito de acordo com o procedimento de Bai e Perron

Assim, observou-se que a lei de falências reduziu drasticamente o número de falências das empresas, entretanto, não conduziu a menores *spreads* bancários ou uma redução da inadimplência. O impacto no mercado de crédito se resumiu ao aumento na concessão de crédito para pessoa jurídica, que ocorreu após a aprovação e a implementação da lei. Logo, houve um ajuste dos agentes econômicos na quantidade de crédito disponível na economia, o que não resultou em menores taxas de juros.

7 Conclusão e discussão

O artigo procurou identificar os impactos da Nova Lei de Falências no mercado de crédito brasileiro. Para isso, foram utilizados dados agregados das concessões de crédito, taxa de juros bancária, inadimplência, número de falências, e dados de decomposição do *spread* e do volume de crédito para os diferentes setores da economia e diferentes linhas de crédito. Por meio de regressões lineares procurou-se identificar os efeitos da lei nessas variáveis. Visto que a regressão linear impõe exogenamente o momento de mudança na série temporal, procurou-se verificar a existência de quebras estruturais endógenas, e então avaliar se ocorreu alguma mudança clara na média das séries durante outros períodos de tempo. De forma complementar, estimaram-se regressões incluindo *dummies* para cada período de quebra endógena, com o

Tabela 6: Impacto da lei de falências com quebras estruturais endógenas

Coefficiente	Concessão de crédito (PJ)	Falências requeridas	Falências decretadas
Dummy lei	1,989** (0,836)	-333,210*** (42,879)	-72,129*** (11,829)
Dummy 2003	0,349 (0,805)	139,840*** (37,745)	-27,918*** (9,592)
Dummy 2008	1,289 (1,203)	-	-34,476*** (1,203)
Constante	28,397*** (4,207)	187,780** (83,027)	212,219*** (31,318)
Tendência	0,071*** (0,018)	-1,146 (0,729)	-0,637*** (0,225)
Y_{t-1}	0,465*** (0,071)	0,570*** (0,038)	0,323*** (0,057)
ΔPIB	11,742** (4,716)	-87,833 (212,264)	75,544 (63,692)
ΔPIB_{t-1}	-10,937** (4,712)	45,524 (215,377)	28,213 (64,612)
$\Delta Cambio$	6,300 (4,839)	488,353** (215,413)	140,711** (65,930)
$\Delta Cambio_{t-1}$	-5,301 (5,054)	-423,057* (227,243)	-84,214 (68,105)
IGPM	0,393 (0,286)	21,424 (13,099)	4,566 (3,765)
Taxa Selic	-0,902 (0,883)	129,626*** (47,574)	11,126 (12,973)
HHI	-101,800*** (30,435)	838,350 (892,31)	276,030 (271,73)

Os símbolos *, ** e *** correspondem aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os números em parênteses são os erros-padrão dos coeficientes, estimados de acordo com White (1980). A variável de concessão de crédito está em bilhões de reais.

intuito de mitigar os problemas de estimação do efeito de implementação da Nova Lei de Falência quando existem diversas quebras nas séries de dados analisados.

Os resultados indicam que apesar de a lei ter contribuído para diminuir significativamente o número de empresas com falências requeridas e decretadas, os seus efeitos não se estenderam completamente para o mercado de crédito. Particularmente, não houve uma redução significativa do *spread* bancário e das taxas de inadimplência. Já as concessões de crédito para pessoa jurídica apresentaram um aumento significativo após a implementação da lei, porém o mesmo resultado não foi verificado para o volume de crédito, mesmo decomposto por setores e por diferentes linhas. Também identificou-se, por meio de testes de quebra estrutural, que o aumento para as concessões teve início a partir do mês do anúncio da lei, em fevereiro de 2005. Nesse sentido, houve um impacto na concessão de crédito para pessoa jurídica anterior a implementação da lei de falências. Possivelmente os agentes anteciparam as decisões referentes à quantidade de crédito disponível no mercado.

A redução no número de falências é um resultado já documentado na literatura. Conforme Araújo & Funchal (2009), a regulamentação dos acordos extrajudiciais permite que firmas se reestruturem, evitando a falência. Além disso, o espírito da nova lei de salvar empresas economicamente viáveis foi rapidamente captado pelos juízes, e o aumento do custo da falência para os devedores implicou em uma maior disposição para acordo com os credores. Assim, a possibilidade de renegociação acabou por reduzir drasticamente o número de requisições e decretações de falência.

De acordo com os modelos econômicos, as consequências da lei de falên-

cias no mercado de crédito poderiam ser sentidas por meio da diminuição do risco do financiamento bancário devido à possibilidade de renegociação, permitindo uma redução nas taxas de juros, o que afetaria a inadimplência das empresas em um segundo momento. A concessão de crédito igualmente seria afetada, pois a redução do custo do financiamento iria induzir a um aumento da quantidade ofertada de contratos.

Embora se tenha observado um aumento na concessão de crédito após a aprovação da lei, nenhuma outra variável do mercado de crédito foi afetada. Esse resultado pode ser reflexo da presença de assimetrias de informação entre as empresas e os credores, fazendo com que um número de projetos de recuperação superior ao ótimo seja aceito e muitas empresas ineficientes continuem em operação. Nesse sentido, os credores não identificariam uma redução no custo do financiamento, não repassando para as taxas de juros, e, por conseguinte, também não afetando a inadimplência das empresas. Por outro lado, como muitas decretações de falência foram substituídas por novos contratos de financiamento, um impacto na concessão de crédito seria observado.

Um maior impacto da lei poderia ser sentido caso houvesse a possibilidade de o setor financeiro ter acesso a informações mais transparentes das empresas. Berkovitch & Israel (1999) ressalta a importância de um capítulo na lei possibilitando que o plano de renegociação seja proposto pelo credor em economias em que a qualidade informacional é baixa.

Alguns resultados ainda podem ser investigados, como a análise da sobrevivência das empresas após a implementação da lei. Embora o número de falências tenha reduzido, não se sabe os possíveis impactos da lei na continuidade dos negócios das mesmas. Essa análise requer uma base de dados a nível de empresas. Por fim, o desenvolvimento de um modelo econômico que una o problema de informação assimétrica enfrentado pelos credores com as suas consequências no mercado de crédito pode ajudar a explicar os mecanismos pelas quais estes resultados ocorrem.

Agradecimentos

Este trabalho foi realizado no âmbito de convênio com a FEBRABAN (Federação Brasileira de Bancos). Agradecemos o apoio e as sugestões recebidas durante o processo de produção do artigo.

Referências Bibliográficas

- Araújo, A. & Funchal, B. (2006), 'A nova lei de falências brasileira e seu papel no desenvolvimento do mercado de crédito', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 36(2), 209–254.
- Araújo, A. & Funchal, B. (2009), 'A nova lei de falências brasileira: primeiros impactos', *Revista de Economia Política* 29(3), 191–212.
- Araújo, A. P., Ferreira, R. V. X. & Funchal, B. (2012), 'The brazilian bankruptcy law experience', *Journal of Corporate Finance* 18(4), 994–1004.
- Araújo, L. A. D. d., Neto, P. d. M. J. & Ponce, D. A. S. (2006), 'Competição e concentração entre os bancos brasileiros', *Revista Economia* 7(3), 561–586.

Assunção, J. J., Benmelech, E. & Silva, F. S. S. (2014), 'Repossession and the democratization of credit', *The Review of Financial Studies* 27(9), 2661–2689.

Bai, J. & Perron, P. (2003), 'Computation and analysis of multiple structural change models', *Journal of Applied Econometrics* 18(1), 1–22.

Barbosa, K., de Paula Rocha, B. & Salazar, F. (2015), 'Assessing competition in the banking industry: A multi-product approach', *Journal of Banking & Finance* 50, 340–362.

Barbosa, K., Moreira, H. & Novaes, W. (2017), 'Interest rates in trade credit markets', *Journal of Money, Credit and Banking* 49(1), 75–113.

Barossi Filho, M. (2011), 'Lei de recuperação de empresas: Uma análise econômica baseada em eficiência econômica, preferências e estratégias falimentares', *Economic Analysis of Law Review* 2(1), 30–40.

Bebchuk, L. A. (2002), 'Ex ante costs of violating absolute priority in bankruptcy', *The Journal of Finance* 57(1), 445–460.

Belaisch, A. (2003), Do brazilian banks compete?, IMF Working Paper ID WP/03/113, International Monetary Fund.

Bergoeing, R., Kehoe, P. J., Kehoe, T. J. & Soto, R. (2002), 'A decade lost and found: Mexico and chile in the 1980s', *Review of Economic Dynamics* 5(1), 166 – 205.

Berkovitch, E. & Israel, R. (1999), 'Optimal bankruptcy laws across different economic systems', *The Review of Financial Studies* 12(2), 347–377.

Berkowitz, J. & White, M. J. (2004), 'Bankruptcy and small firms' access to credit', *The RAND Journal of Economics* 35(1), 64–84.

Bresnahan, T. F. (1982), 'The oligopoly solution concept is identified', *Economics Letters* 10(1), 87–92.

Cirmizi, E., Klapper, L. & Uttamchandani, M. (2012), 'The challenges of bankruptcy reform', *The World Bank Research Observer* 27(2), 185–203.

Claessens, S. & Klapper, L. F. (2005), 'Bankruptcy around the world: Explanations of its relative use', *American Law and Economics Review* 7(1), 253–283.

Davydenko, S. A. & Franks, J. R. (2008), 'Do bankruptcy codes matter? a study of defaults in france, germany, and the u.k.', *The Journal of Finance* 63(2), 565–608.

Diamond, D. W. (1984), 'Financial intermediation and delegated monitoring', *The Review of Economic Studies* (3), 393–414.

Diamond, D. W. (1989), 'Reputation acquisition in debt markets', *Journal of Political Economy* 97(4), 828–862.

Diamond, D. W. (1991), 'Monitoring and reputation: The choice between bank loans and directly placed debt', *Journal of Political Economy* 99(4), 689–721.

- Djankov, S., Hart, O., McLiesh, C. & Shleifer, A. (2008), 'Debt enforcement around the world', *Journal of Political Economy* **116**(6), 1105–1149.
- Freixas, X. & Rochet, J.-C. (2008), *Microeconomics of Banking*, MIT Press.
- Funchal, B. (2008), 'The effects of the 2005 bankruptcy reform in brazil', *Economics Letters* (1), 84–86.
- Gale, D. & Hellwig, M. (1985), 'Incentive-compatible debt contracts: The one-period problem', *The Review of Economic Studies* **52**(4), 647–663.
- Giné, X. & Love, I. (2010), 'Do reorganization costs matter for efficiency? evidence from a bankruptcy reform in colombia', *The Journal of Law & Economics* **53**(4), 833–864.
- Holmstrom, B. & Tirole, J. (1997), 'Financial intermediation, loanable funds, and the real sector', *The Quarterly Journal of Economics* **112**(3), 663–691.
- Hotchkiss, E. S., John, K., Thorburn, K. S. & Mooradian, R. M. (2008), Bankruptcy and the resolution of financial distress, SSRN Scholarly Paper ID 1086942, Social Science Research Network, Rochester, NY.
- Jackson, T. H. (2001), *The logic and limits of bankruptcy law*, Beard Books.
- Kowarik, A., Meraner, A., Templ, M. & Schopfhauser, D. (2014), 'Seasonal adjustment with the r packages x12 and x12gui', *Journal of Statistical Software, Articles* **62**(2), 1–21.
- Laffont, J.-J. & Martimort, D. (2001), *The Theory of Incentives: The Principal-Agent Model*, Princeton University Press.
- Lisboa, M. d. B., Damaso, O., Carazza, B. & Costa, A. C. (2005), A racionalidade econômica da nova lei de falências e de recuperação de empresas, in L. F. V. de Paiva, ed., 'Direito falimentar e a Nova Lei de Falências e Recuperação de Empresas', Editora Quartier Latin do Brasil, São Paulo.
- Longhofer, S. D. (1997), 'Absolute priority rule violations, credit rationing, and efficiency', *Journal of Financial Intermediation* **6**(3), 249–267.
- Lucinda, C. R. (2010), 'Competition in the brazilian loan market: an empirical analysis', *Estudos Econômicos (São Paulo)* **40**(4), 831–858.
- Marinc, M. & Vlahu, R. (2011), The economic perspective of bank bankruptcy law, SSRN Scholarly Paper ID 1951880, Social Science Research Network, Rochester, NY.
- Nakane, M. I. & Rocha, B. (2010), 'Concentração, concorrência e rentabilidade no setor bancário brasileiro: uma visão atualizada', *Tendências Consultoria Integrada, BACEN*.
- Perron, P. (1989), 'The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis', *Econometrica* **57**(6), 1361–1401.
- Piehl, A. M., Cooper, S. J., Braga, A. A. & Kennedy, D. M. (2003), 'Testing for structural breaks in the evaluation of programs', *The Review of Economics and Statistics* **85**(3), 550–558.

Povel, P. (1999), 'Optimal 'soft' or 'tough' bankruptcy procedures', *The Journal of Law, Economics, and Organization* 15(3), 659–684.

Rajan, R. G. (1992), 'Insiders and outsiders: The choice between informed and arm's-length debt', *The Journal of Finance* 47(4), 1367–1400.

Schwarz, G. (1978), 'Estimating the dimension of a model', *The Annals of Statistics* 6(2), 461–464.

Sharpe, S. A. (1990), 'Asymmetric information, bank lending, and implicit contracts: A stylized model of customer relationships', *The Journal of Finance* 45(4), 1069–1087.

Townsend, R. M. (1979), 'Optimal contracts and competitive markets with costly state verification', *Journal of Economic Theory* 21(2), 265–293.

von Thadden, E.-L., Berglöf, E. & Roland, G. (2010), 'The design of corporate debt structure and bankruptcy', *The Review of Financial Studies* 23(7), 2648–2679.

White, H. (1980), 'A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity', *Econometrica* 48(4), 817–838.

White, M. J. (2005), Economic analysis of corporate and personal bankruptcy law, NBER Working Paper ID 11536, National Bureau of Economic Research, Inc, Cambridge, MA.

Apêndice A Provas

Prova da Proposição 1. Como $\underline{r} < \bar{r}$, então existe solução para o problema do Banco-Favorito uma vez que a função objetivo (5) é contínua e a restrição (5) forma um conjunto compacto. A solução para tal problema pode ser interior – $r^B \in (\underline{r}, \bar{r})$ – ou em um dos extremos do intervalo: $r^B = \underline{r}$, ou $r^B = \bar{r}$. Para caracterizar as condições necessárias e suficientes para cada uma das possíveis soluções, substitua $I^B = I^*(r^B)$ na função lucro esperado do Banco-Favorito e diferencie tal expressão com relação a r^B para obter

$$\Psi(r^B) = pE[t]I^*(r^B) + [pE[t](1+r^B) + (1-pE[t])\delta - 1] \frac{dI^*(r^B)}{dr^B}$$

Usando a definição de elasticidade-juros para a demanda por crédito, $\epsilon(r) = -\frac{(1+r)\frac{dI^*(r)}{dr}}{I^*(r)}$, pode-se escrever $\Psi(r^B)$ da seguinte forma:

$$\Psi(r^B) = pE[t]I^*(r^B) - \frac{\epsilon(r^B)}{(1+r^B)} [pE[t](1+r^B) + (1-pE[t])\delta - 1] I^*(r^B). \quad (9)$$

Caso 1: $r^B = \underline{r}$. A condição de primeira ordem para $r^B = \underline{r}$ ser ótimo é $\Psi(\underline{r}) \leq 0$, ou equivalentemente

$$pE[t] - \frac{\epsilon(\underline{r})}{(1+\underline{r})} [pE[t](1+\underline{r}) + (1-pE[t])\delta - 1] < 0$$

Como $[pE[t](1+r^B) + (1-pE[t])\delta - 1] \geq 0$, então tal condição de primeira ordem pode ser escrita como

$$\epsilon(\underline{r}) \geq \frac{pE[t](1+\underline{r})}{pE[t](1+\underline{r}) + (1-pE[t])\delta - 1}.$$

Defina $\widehat{\epsilon}(r, p, E[t], \delta)$ conforme abaixo

$$\widehat{\epsilon}(r, p, E[t], \delta) \equiv \frac{pE[t](1+r)}{pE[t](1+r) + (1-pE[t])\delta - 1} \quad (10)$$

Note que $\widehat{\epsilon}(r, p, E[t], \delta) > 1, \forall r$, pois

$$\frac{pE[t](1+\underline{r})}{pE[t](1+\underline{r}) + (1-pE[t])\delta - 1} - 1 = \frac{pE[t]\delta}{pE[t](1+\underline{r}) + (1-pE[t])\delta - 1} > 0, \quad (11)$$

uma vez que $p, E[t]$, e δ estão no intervalo $(0, 1)$ e o denominador é positivo para todo $r \in (\underline{r}, \bar{r})$.

Assim, a condição de primeira ordem para $r^B = \underline{r}$ ser ótimo pode ser escrita como

$$\epsilon(\underline{r}) \geq \widehat{\epsilon}(\underline{r}, p, E[t], \delta) > 1 \quad (12)$$

Para demonstrar que a condição (10) é também uma condição suficiente, pode-se utilizar uma prova por contradição. Assim, suponha que não seja, isto é, $\epsilon(\underline{r}) \geq \widehat{\epsilon}(\underline{r}, p, E[t], \delta)$, mas existe $r^B > \underline{r}$ que resolve o problema do Banco-Favorito. Então r^B deve satisfazer a condição de primeira ordem que, nesse

caso, é $\Psi(r^B) \geq 0$. Note também que, para r^B ser ótimo, ele deve implicar lucro positivo para o Banco-Favorito, o que significa que

$$[pE[t](1+r^B) + (1-pE[t])\delta - 1] \geq 0 \quad (13)$$

Isso implica que $\Psi(r^B) \geq 0$ se

$$\epsilon(r^B) \leq \frac{pE[t](1+r^B)}{pE[t](1+r^B) + (1-pE[t])\delta - 1} = \widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta),$$

com $\Psi(r^B) = 0$ se e somente se $\epsilon(r^B) = \widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta)$.

Note que $\frac{d\widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta)}{dr^B} < 0$. Pela hipótese que $\frac{d\epsilon(r^B)}{dr^B} \geq 0$, e pela condição de primeira ordem para $r^B = \underline{r}$ e $r^B > \underline{r}$, isto é, $\epsilon(\underline{r}) \geq \widehat{\epsilon}(\underline{r}, p, E[t], \delta)$ e $\epsilon(r^B) \leq \widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta)$, isso implica que

$$\epsilon(\underline{r}) \leq \epsilon(r^B) \leq \widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta) \leq \widehat{\epsilon}(\underline{r}, p, E[t], \delta) \leq \epsilon(\underline{r}),$$

que é uma contradição. Tal resultado portanto prova que a condição necessária para $r^B = r$ é também uma condição suficiente.

Caso 2: $r^B = \bar{r}$. Quando a solução do problema do Banco-Favorito r^B é igual ao limite superior da restrição \bar{r} , a condição de primeira ordem será $\Psi(\bar{r}) \geq 0$, o que implica que

$$\epsilon(\bar{r}) \leq \frac{pE[t](1+\bar{r})}{pE[t](1+\bar{r}) + (1-pE[t])\delta - 1} = \widehat{\epsilon}(\bar{r}, p, E[t], \delta)$$

Para demonstrar que esta condição também é uma condição suficiente, pode-se utilizar uma prova por contradição. Assim, suponha que exista algum $r^B < \bar{r}$ que também resolve o problema de maximização do Banco-Favorito. Tal candidato a ótimo deve gerar lucro estritamente positivo para o Banco-Favorito e não pode ser \underline{r} , pois no Caso 1 foi demonstrado a condição necessária e suficiente para que $r^B = \underline{r}$. Isso implica que tal solução, se existir, deve ser solução interior. Portanto, a condição de primeira ordem é $\Psi(r^B) = 0$, que pode ser escrita da seguinte forma:

$$\epsilon(r^B) = \frac{pE[t](1+r^B)}{pE[t](1+r^B) + (1-pE[t])\delta - 1} = \widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta) \quad (14)$$

O lado direito da equação acima decresce com r^B , enquanto, pela Hipótese 1, a elasticidade-juros da demanda por crédito é não-decrescente em r^B . Estas duas condições implicam que

$$\epsilon(\bar{r}) \geq \epsilon(r^B) = \widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta) > \widehat{\epsilon}(\bar{r}, p, E[t], \delta)$$

Contudo, $\epsilon(\bar{r}) > \widehat{\epsilon}(\bar{r}, p, E[t], \delta)$ não pode ser válida, pois, se r é ótimo, então $\epsilon(\bar{r}) \leq \widehat{\epsilon}(\bar{r}, p, E[t], \delta)$. Portanto, tem-se uma contradição.

Caso 3: $r^B \in (\underline{r}, \bar{r})$. Se r^B é uma solução interior, então a condição de primeira ordem é $\Psi(r^B) = 0$. Tal condição pode ser escrita pela Equação (14) acima.

Para mostrar que esta condição necessária é também uma condição suficiente, note primeiramente que \underline{r} não pode ser ótimo porque, do Caso 1, nenhuma outra taxa de juros satisfaz a condição de primeira ordem quando $r^B = \underline{r}$, que também resolve o problema de maximização do Banco-Favorito.

De forma semelhante, \bar{r} não vai satisfazer a condição de primeira ordem para ser ótimo ($\epsilon(\bar{r}) \leq \widehat{\epsilon}(\bar{r}, p, E[t], \delta)$), porque pela Hipótese 1 e pelo fato de $\widehat{\epsilon}(r, p, E[t], \delta)$ ser decrescente em r , o que implica que $\epsilon(\bar{r}) > \widehat{\epsilon}(\bar{r}, p, E[t], \delta)$ sempre que $\epsilon(r^B) = \widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta)$, $\forall r^B < \bar{r}$.

Como $\epsilon(r^B) = \widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta)$, $\forall r^B < \bar{r}$ elimina \underline{r} e \bar{r} como soluções para o problema do Banco-Favorito, pode-se mostrar a suficiência da condição de primeira ordem mostrando que não existe $\bar{r}^B \neq r^B$ tal que satisfaz $\epsilon(\bar{r}^B) = \widehat{\epsilon}(\bar{r}^B, p, E[t], \delta)$.

Para mostrar isso, note que $\epsilon(r)$ ser não-decrescente em r , $\widehat{\epsilon}(r, p, E[t], \delta)$ ser decrescente em r , e $\epsilon(r) = \widehat{\epsilon}(r, p, E[t], \delta)$, implica que, para todo $\bar{r}^B > r^B$,

$$\epsilon(\bar{r}^B) \geq \epsilon(r^B) = \widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta) > \widehat{\epsilon}(\bar{r}^B, p, E[t], \delta),$$

provando que $\epsilon(\bar{r}^B) > \widehat{\epsilon}(\bar{r}^B, p, E[t], \delta)$, o que mostra que \bar{r}^B não pode satisfazer $\epsilon(\bar{r}^B) = \widehat{\epsilon}(\bar{r}^B, p, E[t], \delta)$.

De forma similar, para todo $\bar{r}^B < r^B$, tem-se que

$$\epsilon(\bar{r}^B) \leq \epsilon(r^B) = \widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta) < \widehat{\epsilon}(\bar{r}^B, p, E[t], \delta),$$

gerando $\epsilon(\bar{r}^B) < \widehat{\epsilon}(\bar{r}^B, p, E[t], \delta)$, o que demonstra também que \bar{r}^B não pode satisfazer $\epsilon(\bar{r}^B) = \widehat{\epsilon}(\bar{r}^B, p, E[t], \delta)$.

Portanto, a condição de primeira ordem, $\epsilon(r^B) = \widehat{\epsilon}(r^B, p, E[t], \delta)$ é uma condição necessária e suficiente para $r^B \in (\underline{r}, \bar{r})$ ser ótimo.

Prova da Proposição 2. O equilíbrio descrito na Proposição 2 é caracterizado ao longo do artigo.

Prova da Proposição 3. A demonstração matemática de cada item da Proposição 3 será apresentada em separado, começando com a prova do item (i), passando para a prova do item (ii), e concluindo com a do item (iii).

Prova do item (i): $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dc} \geq 0$, e $\frac{dI^*(r^B(c, p, E[t], \delta))}{dc} \leq 0$. Para demonstrar os resultados da Proposição 3, deve-se primeiramente mostrar que $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dc} \geq 0$ e, em seguida, mostrar que $\frac{dI^*(r^B(c, p, E[t], \delta))}{dc} \leq 0$.

Conforme Proposição 1, a taxa de juros ótima do Banco-Favorito r^B pode estar no interior do intervalo (\underline{r}, \bar{r}) ou em um dos extremos do intervalo: $r^B = \underline{r}$, ou $r^B = \bar{r}$. Os valores ótimos de r^B para diferentes valores da elasticidade-juros da demanda $\epsilon(r)$ são descritos na Proposição 1.

Caso 1: $r^B = \underline{r}$. A Equação (6) define \underline{r} . Assim, tem-se que $r^B = \frac{1-(1-pE[t])\delta}{pE[t]}$ -

1. Note que, nesse caso, r^B não depende de c . Assim, $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dc} = 0$.

Caso 2: $r^B = \bar{r}$. A Equação (4) define \bar{r} . Portanto, a taxa de juros r^B é igual a $\frac{(1+c)-(1-pE[t])\delta}{pE[t]} - 1$. Derivando tal expressão com relação a c , obtém-se que $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dc} = \frac{1}{pE[t]}$. Tal derivada é estritamente positiva, uma vez que p e $E[t]$ estão no intervalo $(0, 1)$.

Caso 3: $r^B \in (\underline{r}, \bar{r})$. Nesse caso, r^B é definido implicitamente por meio da Equação (14). Note que, nesse caso, r^B também não depende de c . Assim, $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dc} = 0$.

Portanto tem-se que $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dc} \geq 0$.

Diante do resultado acima, resta demonstrar que $\frac{dI^*(r^B(c, p, E[t], \delta))}{dc} \leq 0$. Pela regra da cadeia, tem-se que

$$\frac{dI^*(r^B(c, p, E[t], \delta))}{dc} = \frac{dI^*(r^B)}{dr^B} \times \frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dc}. \quad (15)$$

Uma vez que já foi demonstrado que $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dc} \geq 0$, resta computar $\frac{dI^*(r^B)}{dr^B}$. A Equação (2) descreve a demanda por crédito da firma. Tal expressão também define implicitamente a demanda de crédito I^* como função da taxa de juros bancária r^B . Por meio do Teorema da Função Implícita, tem-se que $\frac{dI^*(r^B)}{dr^B} \leq 0$. Diante desse resultado, pela Equação (15) obtém-se que $\frac{dI^*(r^B(c, p, E[t], \delta))}{dc} \leq 0$.

Prova do item (ii): $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dp} \leq 0$, e $\frac{dI^*(r^B(c, p, E[t], \delta))}{dp} \geq 0$. Tal como acima, primeiramente deve-se mostrar que $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dp} \leq 0$ e, em seguida, deve-se mostrar que $\frac{dI^*(r^B(c, p, E[t], \delta))}{dp} \geq 0$.

Lembre-se que, conforme Proposição 1, a taxa de juros ótima do Banco Favorito r^B pode estar no interior do intervalo (\underline{r}, \bar{r}) ou em um dos extremos do intervalo: $r^B = \underline{r}$, ou $r^B = \bar{r}$.

Caso 1: $r^B = \underline{r}$. A Equação (6) define \underline{r} . Assim, tem-se que $r^B = \frac{1-(1-pE[t])\delta}{pE[t]}$. 1. Derivando tal expressão com relação a p , obtém-se que $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dp} = -\frac{(1-\delta)}{p^2E[t]}$. Tal derivada é estritamente negativa, uma vez que p , $E[t]$ e δ estão no intervalo $(0, 1)$.

Caso 2: $r^B = \bar{r}$. A Equação (4) define \bar{r} . Portanto, a taxa de juros r^B é igual a $\frac{(1+c)-(1-pE[t])\delta}{pE[t]} - 1$. Derivando tal expressão com relação a p , tem-se que $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dp} = -\frac{(1+c-\delta)}{p^2E[t]}$. Tal expressão é estritamente negativa, uma vez que p , $E[t]$ e δ estão no intervalo $(0, 1)$.

Caso 3: $r^B \in (\underline{r}, \bar{r})$. Nesse caso, r^B é definido implicitamente por meio da Equação (14). Note que tal equação define r^B implicitamente em função dos parâmetros do modelo: c , p , $E[t]$, e δ , isto é, $r^B(c, p, E[t], \delta)$.

Diferenciando a Equação (14) com relação ao parâmetro p , obtém-se a seguinte expressão para $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dp}$

$$\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dp} = \frac{(1+r^B) - \epsilon(r^B)(1+r^B-\delta)}{\frac{d\epsilon(r^B)}{dr^B} [pE[t](1+r^B) + (1-pE[t])\delta - 1] + pE[t][\epsilon(r^B) - 1]}. \quad (16)$$

Pela Hipótese 1, tem-se $\frac{d\epsilon(r^B)}{dr^B} \geq 0$. Pela Equação (11), $[\epsilon(r^B) - 1] > 0$, e pela Equação (13), tem-se que $[pE[t](1+r^B) + (1-pE[t])\delta - 1] > 0$. Assim, pode-se concluir que o denominador do lado direito da Equação (16) é positivo. Assim, o sinal de $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dp}$ será determinado pelo em numerador do lado direito da Equação (16).

Pela condição de primeira ordem em (14), tem-se que $\epsilon(r^B) = \frac{pE[t](1+r^B)}{pE[t](1+r^B) + (1-pE[t])\delta - 1}$. Substituindo tal expressão no em numerador do lado direito da Equação (16), tem-se que tal em numerador é igual a $(1+r^B)(1-\delta)$. Tal expressão é estritamente negativa uma vez que $r^B > 0$ e δ está no intervalo $(0, 1)$. Assim, para o Caso 3, tem-se que $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dp} < 0$.

Portanto, após analisar os casos de 1 a 3, tem-se que $\frac{dr^B(c, p, E[t], \delta)}{dp} < 0$.

Diante do resultado acima, resta demonstrar que $\frac{dI^*(r^B(c,p,E[t],\delta))}{dp} > 0$. Como tem-se que $\frac{dI^*(r^B)}{dr^B} \leq 0$, pela regra da cadeia, obtem-se que $\frac{dI^*(r^B(c,p,E[t],\delta))}{dp} > 0$.

Prova do item (iii): $\frac{dr^B(c,p,E[t],\delta)}{d\delta} \leq 0$, e $\frac{dI^{star}(r^B(c,p,E[t],\delta))}{d\delta} \geq 0$. Mostrar-se-á tal resultado para cada um dos possíveis valores ótimos da taxa de juros do Banco-Favorito, r^B . Conforme Proposição refp1, a taxa de juros ótima do Banco-Favorito r^B pode estar no interior do intervalo (*underliner, overliner*) ou em um dos extremos do intervalo: $r^B = \underline{r}$, ou $r^B = \overline{r}$.

Caso 1: $r^B = \underline{r}$. A Equação (6) define \underline{r} . Assim, tem-se que $r^B = \frac{1-(1-pE[t])\delta}{pE[t]}$ - 1. Derivando tal expressão com relação a δ , obtem-se que $\frac{dr^B(c,p,E[t],\delta)}{d\delta} = -\frac{(1-pE[t])}{pE[t]}$. Tal derivada é estritamente negativa, uma vez que p e $E[t]$ estão no intervalo $(0, 1)$.

Caso 2: $r^B = \overline{r}$. A Equação (4) define \overline{r} . Portanto, a taxa de juros r^B é igual a $\frac{(1+c)-(1-pE[t])\delta}{pE[t]} - 1$. Derivando tal expressão com relação a δ , tem-se que $\frac{dr^B(c,p,E[t],\delta)}{d\delta} = -\frac{(1-pE[t])}{pE[t]}$. Tal expressão é estritamente negativa, como visto acima.

Caso 3: $r^B \in (\underline{r}, \overline{r})$. Nesse caso, r^B é definido implicitamente por meio da Equação (14). Como já dito acima, tal equação define r^B implicitamente em função dos parâmetros do modelo: $c, p, E[t]$, e δ , isto é, $r^B(c, p, E[t], \delta)$.

Diferenciando a Equação (14) com relação ao parâmetro δ , obtém-se a seguinte expressão para $\frac{dr^B(c,p,E[t],\delta)}{d\delta}$

$$\frac{dr^B(c,p,E[t],\delta)}{d\delta} = -\frac{\epsilon(r^B)(1-pE[t])}{\frac{d\epsilon(r^B)}{dr^B}[pE[t](1+r^B) + (1-pE[t])\delta - 1] + pE[t][\epsilon(r^B) - 1]} \quad (17)$$

Note que o denominador da expressão acima é igual ao denominador da Equação (16), que é positivo. Assim, o sinal de $\frac{dr^B(c,p,E[t],\delta)}{d\delta}$ será determinado pelo em umerador do lado direito da Equação (17). Como $\epsilon(r^B) \geq 0$ e $pE[t] \in (0, 1)$, então $\epsilon(r^B)(1-pE[t])$ é positivo. Portanto, pela Equação (17), tem-se $\frac{dr^B(c,p,E[t],\delta)}{d\delta} < 0$.

Portanto, após analisar os casos de 1 a 3, tem-se que $\frac{dr^B(c,p,E[t],\delta)}{d\delta} < 0$.

Diante do resultado acima, resta demonstrar que $\frac{dI^*(r^B(c,p,E[t],\delta))}{d\delta} > 0$. Como tem-se que $\frac{dI^*(r^B)}{dr^B} \leq 0$, pela regra da cadeia, obtem-se que $\frac{dI^*(r^B(c,p,E[t],\delta))}{d\delta} > 0$.

