

Por que as empresas morrem? Efeitos do Simples Nacional na taxa de falência das micro e pequenas empresas brasileiras *

Luiz Gustavo Fernandes Sereno **

Carlos Cesar Santejo Saiani ***

Cássio Garcia Ribeiro ****

Resumo

As micro e pequenas empresas (MPEs) são importantes para a economia brasileira, sendo responsáveis por parcelas significativas da produção e contribuindo para o desenvolvimento regional e a desconcentração da renda. O problema é que apresentam alta mortalidade devido a fatores internos, setoriais e externos. O presente estudo considerou condicionantes externos, que são menos explorados pela literatura empírica nacional. O objetivo foi averiguar se o advento do Simples Nacional em 2006, ao aprofundar simplificações tributárias, impactou na taxa de falências das MPEs brasileiras. Para isso, foram realizadas estimações para séries temporais com dados mensais de 2005 a 2017. Os resultados obtidos sinalizam que o Simples Nacional reduziu a taxa de falência das MPEs.

Palavras-chave: Micro e pequenas empresas, Falência, Simples Nacional, Crise econômica.

Abstract

Why do enterprises die? Effects of the 'simple national' regime on the bankruptcy rate of Brazilian micro and small enterprises

Micro and small enterprises (MSEs) are of fundamental importance to the Brazilian economy, being responsible for significant portions of production and contributing to regional development and income deconcentration. The problem, however, is that these enterprises present a high mortality rate due to internal, sectoral, and external factors. This study aimed to investigate external constraints. The purpose was to ascertain whether the advent of the 'Simple National' tax regime in 2006 affected the bankruptcy of MSEs, by deepening measures of tax simplifications. Estimates were made for time series with monthly data from 2005 to 2017 to achieve these objectives. The results obtained suggest that the Simple National regime reduces the bankruptcy of MSEs.

Keywords: Micro and small enterprises, Bankruptcies, Simples Nacional, Economic crisis.

JEL: M21. M38. N10.

Introdução

A atividade empreendedora é uma alternativa para trabalhadores sem oportunidades no mercado de trabalho formal, para os quais a abertura de um micro ou pequeno empreendimento pode garantir a sobrevivência e a qualidade de vida (Cândido; Abreu, 2000). Além destes, a literatura defende outros benefícios das micro e pequenas empresas (MPEs), destacando-se: i) estímulo ao

* Artigo recebido em 3 de julho de 2021 e aprovado em 8 de março de 2022.

** Doutorando em Economia pelo Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas (IE/Unicamp), Campinas, SP, Brasil. E-mail: luizgustavosereno@gmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9490-2379>.

*** Professor Doutor do Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia (IERI/UFU), Uberlândia, MG, Brasil. E-mail: [ssaiani@ufu.br](mailto:ssaian@ufu.br). ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4205-1514>.

**** Professor Doutor do Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia (IERI/UFU), Uberlândia, MG, Brasil. E-mail: cassiogarcia@ufu.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9290-0660>.

crescimento econômico e ao desenvolvimento regional; ii) desconcentração da renda; iii) geração de degradação ambiental relativamente menor; vii) geração de inovações e formação de empreendedores e lideranças; viii) oferta de grande parcela dos bens e serviços demandados pela sociedade; e ix) aumento da competitividade (Barros; Pereira, 2008; Moraes et al., 2012; Santos et al., 2012; Zwan et al., 2012; Paes, 2014).

No Brasil, as MPEs têm papel de relevo na economia. Entre 2006 e 2016¹, geraram cinco milhões de empregos. Em 2016, 99% dos estabelecimentos eram MPEs, que respondiam por 54,5% dos empregos formais, 44% da massa salarial e mais de 25% do Produto Interno Bruto (Dieese, 2018; Sebrae, 2020). Apesar do peso econômico e dos possíveis impactos positivos supracitados, as MPEs apresentam elevada mortalidade, superior às observadas nas empresas de maiores portes, o que não é restrito ao Brasil (Najberg et al., 2000; IBGE, 2017).

Na literatura, é comum a divisão dos determinantes da mortalidade de empresas em geral, potencializados em MPEs, em três conjuntos de atributos: a) dos dirigentes; b) das empresas (ambiente interno); e c) do ambiente externo (Davis, 1939; Edmister, 1972; Cochran, 1981; Birley; Niktari, 1996; Zacharakis et al., 1999; Lussier; Pfeifer, 2001; Riquelme; Watson, 2002; Watson, 2003; Liu, 2009). Na verdade, esta divisão serve somente para sistematizar a discussão, pois a morte de uma empresa tende a decorrer de uma complexa cadeia causal na qual interagem diversos condicionantes, como: pressão competitiva, ausência ou insuficiência de capital de giro, falta de planejamento, deficiências na gestão, baixo acesso a crédito, legislações, oscilações em variáveis macroeconômicas chave e tributação.

Os dois últimos fatores (atributos do ambiente externo) são importantes neste estudo. O objetivo é investigar se o advento do Simples Nacional em 2007, ao aprofundar as medidas de redução e simplificação tributárias do antigo Simples (Federal) favoráveis a MPEs, impactou na mortalidade destas, tomando como *proxy* a taxa de falências decretadas². Para isso, são feitas regressões com métodos de séries temporais e dados mensais de 2005 a 2017. Com a finalidade de atribuir com maior confiança um possível efeito estimado ao Simples Nacional, a estratégia de identificação considera um teste de falsificação (placebo): estimação de efeitos também nas taxas de falência de médias e grandes empresas. Se houver significância estatística nas MPEs e não nos demais portes, é possível interpretar com maior robustez como um efeito do Simples Nacional, pois este é específico às menores empresas e não uma relação espúria ou advinda de atributos não observados que afetam a adesão ao sistema e a falência. Ademais, são controladas *proxies* para variáveis macroeconômicas (nível de atividade, taxa de juros, inflação e câmbio).

Assim, este estudo contribui para o preenchimento de importantes lacunas na literatura empírica, em especial ao garantir evidências ainda incipientes para as firmas brasileiras. Poucos são os trabalhos encontrados que avaliam efeitos de atributos do ambiente externo nas falências de empresas do Brasil (Contador, 1985; Carmo; Carvalho, 2007; Rodriguez, 2017). Além disso, a

(1) Período utilizado para exemplificação por ser coerente ao adotado nas análises empíricas deste estudo.

(2) Cochran (1981) revisa conceitos de falências. Baseando-se nele, ao utilizar as falências decretadas como *proxy*, considera-se a formalização do fim das atividades em órgãos oficiais. Assim, o estudo busca alinhar-se ao debate sobre o fracasso e a mortalidade de empresas, embora reconheça que, na literatura, as definições e as mensurações desses termos sejam complexas (Sten, 1998; Riquelme; Watson, 2002; Machado; Espinha, 2005).

despeito da sua importância, a literatura tende a restringir o debate sobre o Simples Nacional às suas consequências tributárias (arrecadação e renúncia fiscal) e na formalização das empresas e empregos, não extrapolando as análises à mortalidade das MPEs³.

Além desta introdução e das considerações finais, o presente estudo possui outras três seções. Na primeira seção, o Simples Nacional é debatido por meio de uma breve revisão da literatura. Na segunda seção, são apresentados e justificados os dados e as estratégias empíricas. Finalmente, na terceira seção, os resultados obtidos (descritivos e econométricos) são discutidos.

1 O Simples Nacional

Conforme aponta Paes (2014), os custos tributários, por elevarem as despesas, podem restringir o crescimento de muitas empresas ou até mesmo contribuir para a mortalidade delas. Ao mesmo tempo, desestimulam a criação de novas empresas. Tal situação é mais problemática para as MPEs, que tendem a ter maior parcela do faturamento comprometida com obrigações tributárias em comparação às demais (Evans, 2003; Comissão Europeia, 2004; Paes, 2014). As desvantagens tributárias das MPEs são maiores quanto mais complexa a legislação sobre o tema. Por isso, alguns países adotaram instrumentos tributários favoráveis às empresas de menores portes. No Brasil, é o caso do Simples Federal, que culminou no Simples Nacional.

Com o Simples (Federal) em 1996 – Lei n. 9.317 (Brasil, 1996) –, foi definido um regime tributário diferenciado e simplificações administrativas benéficas às MPEs. Entre as ações implementadas, destacam-se: i) redução da carga tributária; ii) recolhimento de tributos federais⁴ em um único documento; e iii) a possibilidade de incluir, mediante convênio, tributos estaduais e municipais (Paes, 2014, 2015)⁵. O Simples teve grande e rápida adesão. Já dois anos após sua criação (1998), 64% das MPEs tributadas aderiram. Do total, 92% eram micro e 8% pequenas empresas. A despeito das vantagens do sistema, as empresas podiam optar por outros regimes – Lucro Presumido ou Lucro Real (Santos; Araújo Filho, 2017).

Na década seguinte, foi promulgada a Lei Complementar nº 123/2006, conhecida como Lei Geral das MPEs, que instituiu diretamente ou previu outras medidas favoráveis às MPEs (Sebrae, 2016), destacando-se o lançamento do Simples Nacional, que entrou em vigor em julho de 2017⁶. Primeiramente, foram incorporados no Simples (Federal) os mais importantes tributos estaduais e municipais – respectivamente, o Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) e o Imposto sobre Serviços (ISS) (Paes, 2014, 2015). Em anos posteriores, leis complementares aperfeiçoaram o Sistema, com expansão das atividades econômicas passíveis de adesão, ampliações de valores e limites e outros tipos de benefícios. O Simples Nacional passou a garantir, assim,

(3) Aparentemente, a exceção é Conceição et al. (2018) que, com estratégias empíricas e dados distintos, investigam como a adesão ao Simples Nacional afeta a probabilidade de sobrevivência das MPEs manufatureiras.

(4) Imposto de Renda Pessoa Jurídica (IRPJ); Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI); Contribuição Social sobre o Lucro Líquido (CSLL); Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (Cofins); Contribuição para o Programa Integração Social (PIS); e Contribuição para o Instituto Nacional do Seguro Social (INSS).

(5) Sigla para “Sistema Integrado de Pagamento de Impostos e Contribuições das Microempresas e Empresas de Pequeno Porte”. Para mais detalhes sobre o Simples Federal, conferir: Monteiro (2004), Silva (2007) e Paes (2015).

(6) Também chamado de “Regime Especial Unificado de Arrecadação de Tributos e Contribuições devidos pelas Microempresas e Empresas de Pequeno Porte” (Brasil, 2016).

tratamento diferenciado no acesso ao crédito e redução e simplificação de impostos e de contribuições trabalhistas e previdenciárias (Sebrae, 2016).

Paes (2014) sistematiza as principais justificativas da literatura à adoção de instrumentos tributários diferenciados para as MPEs, que, em síntese, têm o papel de lidar com restrições às inovações e ao crescimento e desenvolvimento destas empresas. Uma justificativa é a redução de assimetrias de informações (falha de mercado). Tal problema e a falta ou pequeno valor de bens das MPEs para garantias culminam em restrições de crédito, taxas de juros mais elevadas e, conseqüentemente, investimentos sub ótimos. Outra justificativa é a redução ou eliminação de desvantagens inerentes ao próprio porte, como regressividade de custos de cumprimento de obrigações tributárias e custos proporcionalmente superiores, dado que as empresas maiores se beneficiam de especialização da mão-de-obra, economias de escala e práticas organizacionais.

Paes e Almeida (2009) também revisam justificativas a regimes tributários favoráveis às MPEs. Além dos aspectos citados, destacam a importância destas empresas para a geração de empregos. Na literatura, há evidências nesse sentido para o Brasil. Ainda em relação ao Simples (Federal), Viol e Rodrigues (2000), Monteiro (2004, 2016), Delgado et al. (2007), Silva (2007), Courseuil e Moura (2009), Fajnzylber et al. (2009) e Paes e Almeida (2009), com dados da base Economia Informal Urbana (ECINF) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e de outras fontes e com diferentes estratégias empíricas, encontram impactos positivos do regime tributário diferenciado na expansão e formalização das MPEs e, conseqüentemente, dos empregos, além de aumentos nos salários e na permanência no trabalho. Já para o Simples Nacional, estes efeitos positivos são reportados por Castro (2010), Paes (2015) e Bendô (2018).

Se, pelo lado das MPEs, o Simples Nacional gera redução da carga tributária, pelo lado do governo, as decorrentes formalizações de empresas e empregos e diminuições de sonegações elevam a arrecadação tributária. Porém, vale chamar a atenção ao possível *trade-off* intrínseco à adoção de regimes tributários diferenciados deste tipo: o aumento da arrecadação tem como contrapartida o crescimento da renúncia fiscal, que pode avançar a taxa superior. Este potencial problema é a principal crítica sofrida pelo Simples Nacional (Monteiro, 2004; Delgado et al., 2007; Paes; Almeida, 2009; Paes, 2014, 2015; Pessoa; Pessoa, 2020).

Vale apontar que são considerados como renúncias fiscais (ou gastos tributários): anistias, remissões, subsídios, créditos presumidos, isenções em caráter não geral, alterações de alíquota ou base de cálculo que reduza tributos ou contribuições e outros benefícios que configurem um tratamento diferenciado. No Brasil, as renúncias tributárias cresceram ao longo do tempo, sendo o Simples Nacional a principal. Contudo, a arrecadação decorrente deste persistiu acima das renúncias no período analisado neste estudo. Na esfera federal, em 2006, as renúncias foram de R\$77 bilhões; e, em 2018 (ano imediatamente posterior ao último aqui considerado), R\$310 bilhões, sendo o Simples Nacional responsável por 23,14%; ou seja, aproximadamente, R\$72 bilhões (Pessoa et al., 2020; RFB, 2021). De acordo com dados da Receita Federal do Brasil, em 2018, a arrecadação da União pelo Simples Nacional foi de pouco mais de R\$74 bilhões.

É importante ressaltar que a Receita Federal do Brasil e outros órgãos públicos federais, como o Tribunal de Contas da União e o Congresso Nacional, tratam a queda na arrecadação tributária em decorrência do Simples Nacional como gasto tributário (renúncia fiscal). Por isso, considerando todos

os tributos incidentes, o Simples é o responsável pelo maior volume de renúncia fiscal no Brasil (TCU, 2019; CN, 2020; RFB, 2021). Porém, esta interpretação é alvo de críticas. Afonso (2019), por exemplo, fundamentando-se nos preceitos constitucionais que conferem tratamento diferenciado e favorecido às MPEs brasileiras, argumenta que imunidades constitucionais não devem ser contabilizadas como renúncia. Assim, o autor defende que há uma inconsistência metodológica na interpretação feita por especialistas e órgãos do governo.

Nessa mesma linha, Carneiro e Raupp (2021), argumentam que limites tributários são constitucionalmente definidos e acarretam restrições ao acesso público a recursos privados. Assim, advogam ser um equívoco a atribuição dos valores do Simples ao Estado, o qual resolve aplicar uma política de renúncia fiscal, pois de fato estes valores nunca pertenceram a ele.

Outro questionamento ao Simples é se corresponde ao instrumento mais adequado para os fins que almeja. Nesse sentido, Pessoa e Pessoa (2020), por exemplo, apontam que o Sistema desempenha um papel positivo ao reduzir os custos de conformidade à tributação que impactam desigualmente as MPEs⁷. Porém, para isso, argumentam que a melhor solução é apenas reduzir tais custos e não a carga tributária, pois a última pode beneficiar empresas não competitivas e não gerar emprego ou outros ganhos sociais que compensem a perda de arrecadação tributária.

Embora sofra críticas, há evidências favoráveis ao Simples Nacional. Algumas já foram comentadas. Cabe destacar, ainda, que outro possível impacto positivo deste tipo de regime tributário é o aumento da longevidade das MPEs. Com dados de empresas manufatureiras da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) em estimações com *Propensity Score Matching*, Conceição et al. (2018) encontram indícios de que a adesão ao Simples Nacional aumenta a probabilidade de sobrevivência das MPEs manufatureiras. Este é o único trabalho encontrado que relaciona empiricamente o Simples Nacional ao fracasso/sucesso das empresas. Logo, este estudo garante, com estratégias empíricas e dados distintos, evidências adicionais ao debate.

2 Estratégias empíricas e dados

Para avaliar o efeito do Simples Nacional, condicional a variáveis macroeconômicas, na mortalidade de micro e pequenas empresas (MPEs) brasileiras, são feitas algumas regressões de modelos baseados na equação (1) pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)⁸.

$$y = \beta x + \gamma C + \varepsilon \quad (1)$$

sendo: y o vetor de variáveis dependentes; x a variável explicativa de maior interesse para este estudo; β o coeficiente associado a tal variável; C o vetor com as demais variáveis explicativas; γ o vetor de coeficientes associados a estas variáveis; e ε o erro.

As variáveis dependentes y , descritas mais adiante no Quadro 1, são as taxas mensais brasileiras de falência das MPEs, médias empresas (MEs) e grandes empresas (GEs) de janeiro de 2005 a dezembro de 2017 – período definido pela disponibilidade dos dados necessários⁹. Os dados

(7) Os custos de conformidade à tributação correspondem aos recursos necessários para que sejam cumpridas todas as determinações legais tributárias por parte dos contribuintes (Lima, 2013).

(8) Para mais detalhes sobre o método, conferir, por exemplo: Greene (1997), Baltagi (2001) e Wooldridge (2002).

(9) O início em 2005 permite analisar um período já de vigência da Lei n. 11.101, a Nova Lei de Falências Brasileira (Brasil, 2005), que alterou o processo falimentar no país, independentemente do porte das empresas (Araújo; Funchal, 2009). Assim, tal mudança institucional não é um fator de confusão nas estimações aqui realizadas.

de falências decretadas por porte são oriundos do Serasa Experian; já as quantidades de estabelecimentos estão disponíveis na Relação Anual de Informações Sociais (RAIS).

Seguindo a equação (2), para cada porte de empresa i , a correspondente taxa de falência (TF_t^i) no mês t é calculada pela razão entre o número de falências decretadas (FD_t^i) naquele mês do ano a e o total de estabelecimentos do porte (TE_{a-1}^i) em dezembro do ano anterior ($a - 1$), dividido por 100 mil. Assim, considera-se o número de falências decretadas de cada porte i em cada mês t do ano a relativamente à quantidade de empresas de cada porte no final do ano anterior. Ou seja, são analisadas as falências em um mês relativas ao somatório das empresas do porte que “sobreviveram” e “nasceram” no ano anterior, subtraída a respectiva mortalidade. A literatura destaca análises que utilizam tal tipo de relativização (Machado; Espinha, 2005). Opta-se por não comparar aos totais de estabelecimentos do próprio ano por estes serem influenciados pelas falências daquele ano, o que poderia enviesar os resultados das regressões.

Ressalva-se que legislações e organizações nacionais e internacionais adotam distintas classificações para os portes das empresas, baseadas em variados parâmetros, como: receitas, pessoal, setores e faturamento. No escopo deste estudo, as classificações do Simples Nacional (Brasil, 2006), Serasa Experian e RAIS diferem em algum grau e não há dados que permitem a compatibilização¹⁰. Assim, devido à indisponibilidade dos dados necessários, os critérios para definir os portes diferem entre as variáveis no numerador e no denominador da equação (2).

Defende-se tal opção por ser a única que permite construir variáveis dependentes relativas (taxas), em consonância com a literatura (Machado; Espinha, 2005), a partir das quais sejam comparadas as magnitudes dos efeitos de variáveis explicativas nas falências entre os portes e líquidos da criação de novas empresas – captada pela variação anual do denominador (estabelecimentos do ano anterior) da equação (2). Além disso, considerando que este estudo investiga tendências no tempo e comparações entre os portes de empresas, é plausível pressupor que as *proxies* aqui propostas e adotadas para as taxas de falência não prejudicam as análises. Nesse sentido, mais adiante nas análises descritivas, é observado que as falências em valores absolutos e em taxas apresentam tendências similares no tempo em cada porte (Figuras 2 e 3).

Quadro 1
Variáveis dependentes: descrições, unidades e fontes

Variáveis	Descrições	Unidades	Fontes
$TF_{t,a}^{MPE}$	Taxa de falência decretada das micro e pequenas empresas brasileiras no mês t do ano a	Casos por 100 mil estabelecimentos do ano anterior	Serasa e RAIS
$TF_{t,a}^{ME}$	Taxa de falência decretada das médias empresas brasileiras no mês t do ano a	Casos por 100 mil estabelecimentos do ano anterior	
$TF_{t,a}^{GE}$	Taxa de falência das grandes empresas brasileiras no mês t do ano a	Casos por 100 mil estabelecimentos do ano anterior	

Observações: RAIS – Relatório Anual de Informações Sociais; Serasa – Centralização de Serviços dos Bancos.

(10) Com dados da RAIS, é aplicado o critério de pessoal também adotado pelo Sebrae (2017) para empresas industriais: até 99, MPEs; de 100 a 499, MEs; e acima de 500, GEs. Os dados da Serasa Experian estão disponíveis agregados pelo critério do faturamento anual: até R\$4 milhões, MPEs; de R\$4 a R\$50 milhões, MEs; e acima de R\$50 milhões, GEs. Já no Simples Nacional, uma MPE dever ter faturamento bruto anual de até R\$ 3,6 milhões.

$$TF_{t,a}^i = \frac{FD_{t,a}^i}{\left(TE_{a-1}^i/100.000\right)} \quad (2)$$

sendo: $TF_{t,a}^i$ a taxa de falência do porte i no mês t do ano a ; $FD_{t,a}^i$ o número de falências decretadas do porte i no mês t do ano a ; e $TE_{a-1}^i/100.000$ o total de estabelecimentos do porte i em dezembro do ano anterior ($a - 1$), dividido por 100 mil.

Relacionada à indisponibilidade de dados e à escolha por variáveis agregadas para o país, outra ressalva é a impossibilidade de controlar muitos condicionantes das falências. Dessa forma, além dos controles tributários e macroeconômicos discutidos a seguir, não é possível considerar diversas características internas e dos dirigentes que são defendidas pela literatura (Zacharakis et al., 1999; Lussier; Pfeifer, 2001; Watson, 2003), assim como o tempo de existência – hipótese de que o fracasso tende a ser maior quanto mais nova a empresa (Riquelme; Watson, 2002; Machado; Espinha, 2005). Além disso, também não é possível a divisão por setores de atividades, que, em função de suas especificidades, podem ter diferentes taxas de falência (Najberg et al., 2000; Watson, 2003; Sebrae, 2016).

A variável explicativa de interesse para o presente estudo é a *dummy Simples*, descrita no Quadro 2 – igual a um nos meses a partir de julho de 2007 por corresponderem ao período com vigência do Simples Nacional (Brasil, 2006). Assim, por meio desta *dummy*, é avaliado se tal instrumento tributário impactou na falência das MPÉs. *A priori*, considerando as discussões anteriores, espera-se que o instrumento tenha reduzido as falências de MPÉs. Para não rejeitar tal hipótese, a relação estimada entre a taxa de falência destas empresas e a *dummy*, representada por β na equação (1), deve ser estatisticamente significativa e com sinal negativo ($\beta < 0$).

Por se tratar de uma *dummy* temporal que abrange um período no qual outros fatores determinantes das falências podem ter ocorrido, é possível questionar a validade desta variável para captar o efeito do Simples Nacional na falência de MPÉs. Diante de tal questionamento, a estratégia de identificação deste estudo também contempla um teste de falsificação (placebo). Este teste consiste em avaliações dos comportamentos das taxas de falência de MEs e GEs no período de vigência do Simples Nacional. Para isso, são realizadas regressões similares às das MPÉs, mas com as variáveis dependentes sendo as taxas de falência de MEs e GEs descritas no Quadro 1. Como o sistema tributário diferenciado aplica-se aos menores portes de empresas, se a *dummy Simples* for associada a um coeficiente estatisticamente significativo e negativo ($\beta < 0$) nestas empresas, mas não significativo ou positivo ($\beta > 0$) nos demais portes, pode-se inferir, com maior robustez, como um provável efeito do Simples Nacional e não uma relação espúria ou decorrente de atributos não observados que afetam a adesão ao sistema e a falência¹¹.

(11) Sem diferenciar os portes das firmas e com uma *proxy* para a carga tributária total, Carmo e Carvalho (2007) apresentam evidências para o Brasil de que quanto maior a carga tributária, maior a ocorrência de falências.

Quadro 2
Variáveis explicativas: descrições, unidades e fontes

Variáveis	Descrições	Unidades	Fontes
Simplex	<i>Dummy</i> temporal representativa da vigência do Simples Nacional	1 a partir de julho de 2007; e 0 anteriormente	Brasil (2006)
Taxa de Juros	Taxa de juros real (CDI/ <i>Over</i>)	% ao mês (a.m.)	Bacen
Inflação	Inflação pelo IPCA acumulada nos 12 meses anteriores	%	IBGE
Câmbio	Taxa de câmbio efetiva real INPC - exportações	Índice (ano-base 2010 = 100)	IPEA e IBGE
IBC-BR	Índice de Atividade Econômica – Dessazonalizado	Índice (mês-base janeiro de 2002=100)	Bacen
Crise	<i>Dummy</i> temporal representativa da vigência da crise econômica brasileira	1 a partir de abril de 2014; e 0 anteriormente	Codace

Observações: Bacen – Banco Central do Brasil; CDI/*Over* – Certificado de Depósito Bancário *Overnight*; Codace – Comitê de Datação de Ciclos Econômicos; IBC-BR – Índice de Atividade Econômica do Banco Central; IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; INPC – Índice Nacional de Preços ao Consumidor; IPCA – Índice de Preços ao Consumidor Ampliado; IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

As demais variáveis explicativas (*C*) também são descritas no Quadro 2. A escolha destas variáveis respeita a disponibilidade de dados e é embasada pela literatura, correspondendo a *proxies* para alguns aspectos macroeconômicos defendidos como condicionantes da falência de empresas. Assim, estas variáveis têm o duplo objetivo de sinalizar os impactos da conjuntura macroeconômica nas falências de empresas com diferentes portes e, principalmente, garantir maior robustez na interpretação do possível efeito do Simples Nacional na falência de MPEs.

Como *proxy* para a taxa de juros (real), é empregada a taxa de Certificado de Depósito Bancário *Overnight* (CDI/*Over*) acumulada ao mês disponibilizada pelo Banco Central (Bacen) – média mensal dos juros que as instituições financeiras pagam a outras instituições financeiras que lhes emprestam dinheiro no mercado interbancário. Para o Brasil, Contador (1985) e Carmo e Carvalho (2007) sinalizam que quanto menores as taxas de juros, menores tendem a ser as falências. Evidências no mesmo sentido constam em: Everett e Watson (1998) para a Austrália; Oliveira (2014) para Portugal; Liu e Watson (2002) e Liu (2004, 2009) para o Reino Unido; Harada e Kageyama (2011) para o Japão; e Zhang et al. (2013) para os Estados Unidos (EUA).

Já para controlar a inflação, é utilizada a taxa de inflação medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), sendo acumulada para os doze meses anteriores a cada mês considerado para as falências. Como taxas de inflação são empregadas para os cálculos de outras variáveis explicativas em termos reais, os coeficientes estimados destas variáveis podem ser afetados pela inserção da inflação. Assim, são estimados modelos com e sem esta variável. Os resultados de Contador (1985), Carmo e Carvalho (2007) e Rodriguez (2017) com dados brasileiros sugerem uma relação negativa entre as taxas de inflação e de falência. Evidências semelhantes são reportadas por: Liu e Watson (2002) para o Reino Unido; Zhang et al. (2013) para os EUA; e Jardim (2011) para Portugal.

Para controlar o câmbio, é empregada a taxa de câmbio efetiva real INPC – exportações do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), consistindo na média ponderada das taxas de

câmbio reais bilaterais do Brasil em relação a 23 parceiros comerciais selecionados. Cada taxa de câmbio real bilateral é mensurada pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (R\$ por unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) brasileiro, mensurado pelo IBGE, e o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) do país comparado. As ponderações variam ano a ano segundo as participações de cada parceiro nas exportações brasileiras. Salman et al. (2015) sinalizam que quanto menor o câmbio, menores as falências de empresas suecas. Para o Brasil, Rodriguez (2017) encontra indícios similares.

O Índice de Atividade Econômica do Bacen (*IBC-BR*) é a *proxy* para a geração de produto e renda. Este é um indicador mensal da atividade econômica agregada alternativo ao Produto Interno Bruto (PIB), que não é calculado mensalmente. O IBS-BR tem especificidades que não prejudicam o seu uso para a sugestão de tendências (Bacen, 2018). Explicações para uma relação negativa entre desempenho econômico e falências são tradicionalmente fundamentadas pela *Business Cycles Theory* (Mitchell, 1927; Sherman, 2001). Evidências dessa relação negativa são apresentadas por diversos trabalhos, como: Altman (1983) para os EUA; Turner et al. (1992) para o Reino Unido; Oliveira (2014) para Portugal; Salman et al. (2011) para a Suécia; e Carmo e Carvalho (2007), Rodriguez (2017) e Rossi e Theisen (2017) para o Brasil.

Devido à combinação de choques de oferta e demanda, agravados por questões políticas, o Brasil enfrentou uma grave crise econômica a partir de 2014. Esta impactou na produção, produtividade, emprego, renda (nível e desigualdade), pobreza, consumo (Cacciamali; Tatei, 2016; Barbosa Filho, 2017; Manni et al., 2017; Oreiro, 2017; Marconi, 2018) e pode ter afetado as falências. Por isso, é inserida a *dummy* temporal *crise*, representativa da vigência da crise brasileira no período analisado. Em consonância com o Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (Codace)¹², que estabelece como início da crise o segundo trimestre de 2014, a *dummy* assume o valor um a partir de abril de 2014. Esta variável busca controlar os potenciais impactos da crise que não se refletem nas outras variáveis controladas – por exemplo, instabilidades e incertezas (Pandini et al., 2018). Apesar disso, como é possível que a sua inserção afete os coeficientes da variável *IBC-BR* – por esta sinalizar o desempenho econômico agregado, que caracteriza a recessão –, são estimados modelos com e sem a *dummy* *crise*.

Para Portugal, Jardim (2011) apresenta evidências de que uma crise econômica – no caso, a crise do *Subprime* a partir de 2007 – tende a aumentar a quantidade de falências. Contudo, ao analisar as falências no Brasil ao longo de ciclos econômicos, Contador (1985) sinaliza que a esperada relação negativa entre recessão e insolvência das empresas não pode ser generalizada.

Najberg et al. (2000) apontam que a mortalidade tende a ser maior em empresas menores, dado que as maiores têm acesso mais fácil a capital humano e recursos financeiros e realizam, no geral, mais investimentos que suavizam choques. Dutra e Guagliardi (1984), Morrison et al. (2003) e Rossi e Theisen (2017) defendem que as MPEs, principalmente as de países em desenvolvimento, são mais sensíveis a oscilações econômicas. Contudo, com dados brasileiros, Rodriguez (2017) sugere que as empresas de pequeno porte são menos sensíveis a variáveis macroeconômicas. Assim,

(12) O Codace, criado em 2008 pela Fundação Getúlio Vargas (FGV), classifica os ciclos econômicos brasileiros. Considera como período recessivo (crise) quando é observado um expressivo declínio da atividade econômica em vários setores da economia em pelo menos dois trimestres consecutivos (Manni et al., 2017).

este estudo também pode contribuir, com evidências adicionais, para o debate sobre efeitos heterogêneos da conjuntura econômica na falência conforme o porte.

A Tabela 1 apresenta estatísticas descritivas (período total) para as variáveis dependentes e explicativas. Análises pormenorizadas das estatísticas fogem do escopo do estudo, mas vale alguns apontamentos. Para todas as variáveis, há dados para os 156 meses analisados, nos quais 80,8% (126) com o Simples Nacional vigente, o que é indicado pela média da *dummy Simples*, e 28,8% (45) são meses com crise (média da *dummy crise*). As taxas de falência dos três portes de empresas têm coeficientes de variação elevados¹³ (próximos a 1), sinalizando alta dispersão (variabilidade) das taxas no tempo, o que é fundamental em regressões para séries temporais. Verifica-se, ainda, que a taxa de falência média das MPEs é bastante inferior às taxas das MEs e GEs¹⁴. Algumas análises das evoluções dessas taxas são realizadas na próxima seção. Quanto às demais variáveis, com exceção da *taxa de juros*, os coeficientes de variação são menores.

Tabela 1
Variáveis dependentes e explicativas: estatísticas descritivas (janeiro/2005 a dezembro/2017)

Variáveis	Observações	Médias	Desvios-Padrão	Coefficientes de Variação	Mínimos	Máximos
Taxa de Falência MPEs	156	26,612	25,022	0,940	4,392	143,254
Taxa de Falência MEs	156	213,784	130,906	0,612	0,000	726,392
Taxa de Falência GEs	156	300,552	322,407	1,073	0,000	2.697,454
Simples	156	0,808	0,395	0,490	0,000	1,000
Taxa de Juros	156	0,471	0,370	0,786	-0,397	1,605
Inflação	156	5,857	1,814	0,310	2,456	10,706
Câmbio	156	119,489	16,383	0,137	91,427	163,297
IBC-BR	156	133,094	11,157	0,084	109,650	148,760
Crise	156	0,288	0,455	1,576	0,000	1,000

Fontes: Bacen, IBGE, IPEA, RAIS e Serasa Experian. Elaboração dos autores.

Algumas ressalvas quanto ao método também são importantes. Segundo Greene (1997), Baltagi (2001) e Wooldridge (2012), por MQO, são estimados coeficientes para uma Função de Regressão Populacional (FRP), retornando uma Função de Regressão Amostral (FRA) que minimiza a Soma do Quadrado dos Resíduos (SQR). Para que o MQO seja o melhor estimador linear não viesado (MELNV), determinadas condições devem ser atendidas. A primeira é a das variáveis serem estacionárias – distribuições dos desvios em torno das médias constantes no tempo. Esta é relevante por ser pressuposto que a série de tempo seja formada por um processo estocástico; ou seja, com ausência de tendência de variação no tempo. Para avaliar se as séries são estacionárias, são feitos os testes de Augmented Dickey-Fuller (ADF) e de Kwiatkowski Phillips Schmith Shin (KPSS) (Dickey; Fuller, 1979; Kwiatkowski et al., 1992).

(13) Calculado, para cada variável, pela razão entre o desvio-padrão e a média. Tais coeficientes mostram a extensão da variabilidade/dispersão de uma variável – no caso, no tempo – em relação à sua média (Everitt, 1998).

(14) Ressalva-se que, dadas as suas especificidades, como algumas estarem próximas da informalidade, as falências de MPEs tendem a ser subnotificadas (Machado; Espinha, 2005). Porém, é plausível assumir que a variação da probabilidade de subnotificação no tempo não é grande o suficiente para prejudicar as análises deste estudo.

Outra condição é a da variância do termo de erro ser constante, ou seja, os resíduos serem homocedásticos. Caso esta condição não seja satisfeita, a presença de heterocedasticidade nos resíduos implica que os erros-padrão não são válidos. Considerando o número de observações disponíveis para as estimações, a presença de resíduos heterocedásticos não implica em maiores dificuldades. Como os coeficientes estimados continuam consistentes e não viesados, a melhor solução é a estimação de erros-padrão robustos à heterocedasticidade segundo White (1980).

Além disso, é fundamental que os erros não sejam autocorrelacionados. A presença de autocorrelação representa um obstáculo mais trabalhoso que a heterocedasticidade. Ao ignorar a autocorrelação residual, a variância do estimador é viesada em decorrência de o estimador padrão dela desprezar a variância real do estimador de MQO. Neste caso, é possível incorrer no erro de acreditar que o estimador é mais preciso do que é realmente (Wooldridge, 2002).

Para investigar a autocorrelação, é realizado o teste de Durbin-Watson (DW) (Durbin; Watson, 1971). Caso constatada, supõe-se que decorre da dependência temporal da variável dependente. Ou seja, que existe um processo autorregressivo. Um processo autorregressivo estocástico de ordem p ($AR(p)$) é representado pela equação (3), na qual δ é a média da variável dependente y e u_t é o ruído branco (termo aleatório). Assim, o valor de y em t depende dos valores de y em $t - 1$, $t - 2$, ..., $t - p$ e do termo aleatório. Para lidar com este problema, deve-se introduzir nas análises as intercorrelações entre os resíduos. A identificação da variável dependente como um processo autorregressivo se dá pela análise do correlograma das Funções de Correlação Amostral (FAC) e de Correlação Parcial (FACP) da variável; já a da ordem p , segundo o Critério de Informação de Akaike (AIC) (Bozdongan, 1987; Greene, 1997).

$$(y_t - \delta) = \alpha_1(y_{t-1} - \delta) + \alpha_2(y_{t-2} - \delta) + \dots + \alpha_p(y_{t-p} - \delta) + u_t \quad (3)$$

Por último, é interessante apontar que as estratégias empíricas discutidas são adotadas para as variáveis dependentes em nível (modelo linear) e em logaritmo natural (modelo log-linear). Assim, são avaliadas as sensibilidades dos resultados à forma funcional. Ademais, em regressão com especificação log-linear (ou seja, somente a variável dependente em logaritmo), os coeficientes estimados associados a *dummies* (no caso, *Simples* e *crise*) são interpretados como impactos percentuais (Wooldridge, 2002). Com as transformações logarítmicas, as observações das MEs e GEs reduzem de 156 para 155 e 126, respectivamente. Isto porque, em alguns meses, os valores das taxas de falência desses portes de empresas foram iguais a zero.

3 Evidências e discussões

3.1 Análises descritivas

Como apontado na seção anterior, para cada porte de empresa, a taxa de falência adotada é a quantidade de falências decretadas relativamente ao respectivo total de estabelecimentos do ano anterior – que pode ser considerado como uma *proxy* do somatório da sobrevivência e do nascimento de empresas, subtraída a mortalidade. Assim, é interessante avaliar as evoluções de cada uma dessas variáveis no período analisado (2005 a 2017). A Figura 1 mostra gráficos com as evoluções dos estabelecimentos pelos portes – linhas em cinza; já as linhas em preto são tendências ajustadas

(funções quadráticas). Na Tabela 2, constam as variações anuais médias dos estabelecimentos por portes e subperíodos selecionados segundo os objetivos do estudo.

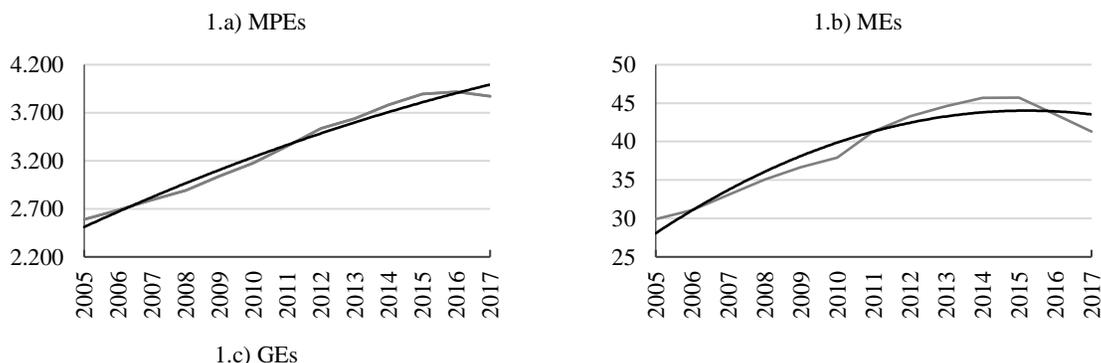
Em todos os subperíodos, o total de estabelecimentos de MPEs é bem superior aos das MEs e GEs. Nota-se, ainda, uma tendência de aumento dos estabelecimentos de MPEs em todo o período. Porém, a variação anual média de 2013 a 2017 (1,54%) foi inferior à de 2005 a 2013 (4,35%), o que pode ser um indício de efeito da crise nos anos mais recentes. Nas MEs e GEs, a crise teria revertido as tendências de elevações dos totais de estabelecimentos do subperíodo anterior – decréscimos médios anuais de 2012 a 2017 de 1,92% e 1,56%, respectivamente.

As expansões dos estabelecimentos pré-crise são justificadas, ao menos em parte, por evidências de Sebrae (2016), que, com dados de outra fonte, mostra avanço da sobrevivência (queda da mortalidade) de empresas (com até dois anos), independentemente do porte, em anos anteriores à crise. O trabalho atribui este movimento à conjuntura econômica favorável, com tendências de crescimentos do PIB, dos rendimentos do trabalho e do consumo e de reduções do desemprego e das taxas de juros. Para as MPEs, também aponta mudanças legais, destacando a Lei Geral das MPEs (BRASIL, 2006), que culminou no advento do Simples Nacional¹⁵.

A Tabela 2 mostra, ainda, que após a criação do Simples Nacional (de 2006 a 2017) o crescimento médio anual dos estabelecimentos de MPEs foi inferior ao do subperíodo anterior, mas superior aos crescimentos das MEs e GEs. Assim, é possível argumentar que, até 2006, as condições econômicas eram mais favoráveis ao aumento de estabelecimentos em geral e que o Simples Nacional pode ter amenizado, nas MPEs, os prováveis impactos negativos da crise.

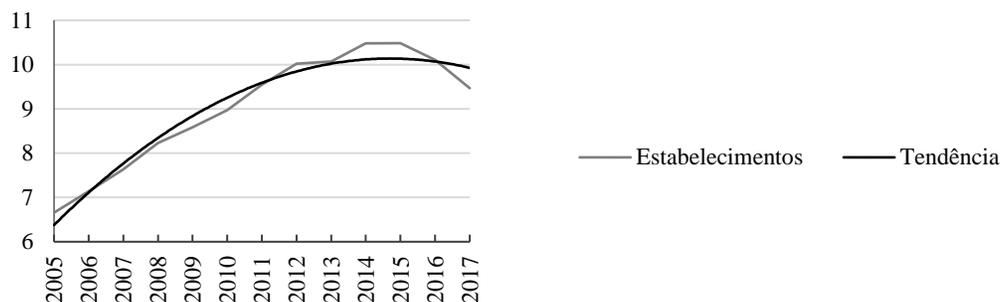
Figura 1

Brasil: evoluções dos totais de estabelecimentos (milhares), segundo os portes das empresas (2005-2017)



(15) Outro destaque de Sebrae (2016) é a criação do Microempreendedor Individual (MEI) pela Lei Complementar n. 128 em 2008 (Brasil, 2008), que estimulou a formalização de negócios e a criação de novos empreendimentos com menores faturamentos por meio de baixos custos de registro e manutenção (menores burocracias e tributos).

Por que as empresas morrem? Efeitos do Simples Nacional na taxa de falência das micro e pequenas empresas brasileiras



Fonte: RAIS. Elaboração dos autores.

Tabela 2

Brasil: variações anuais médias dos totais de estabelecimentos (%), segundo os portes das empresas e os períodos selecionados (2005 a 2017)

Intervalos	Períodos Selecionados Descrições	Portes das Empresas		
		MPEs	MEs	GEs
2005 a 2017	Período total analisado	3,41	2,72	3,06
2005 a 2006	Anos anteriores ao Simples	3,72	3,86	7,50
2006 a 2017	Do ano anterior ao Simples Nacional ao último (com Simples)	3,38	2,62	2,66
2005 a 2013	Anos anteriores à crise	4,35	5,13	5,45
2013 a 2017	Do ano anterior à crise ao último (com crise)	1,54	-1,92	-1,56

Fonte: RAIS. Elaboração dos autores.

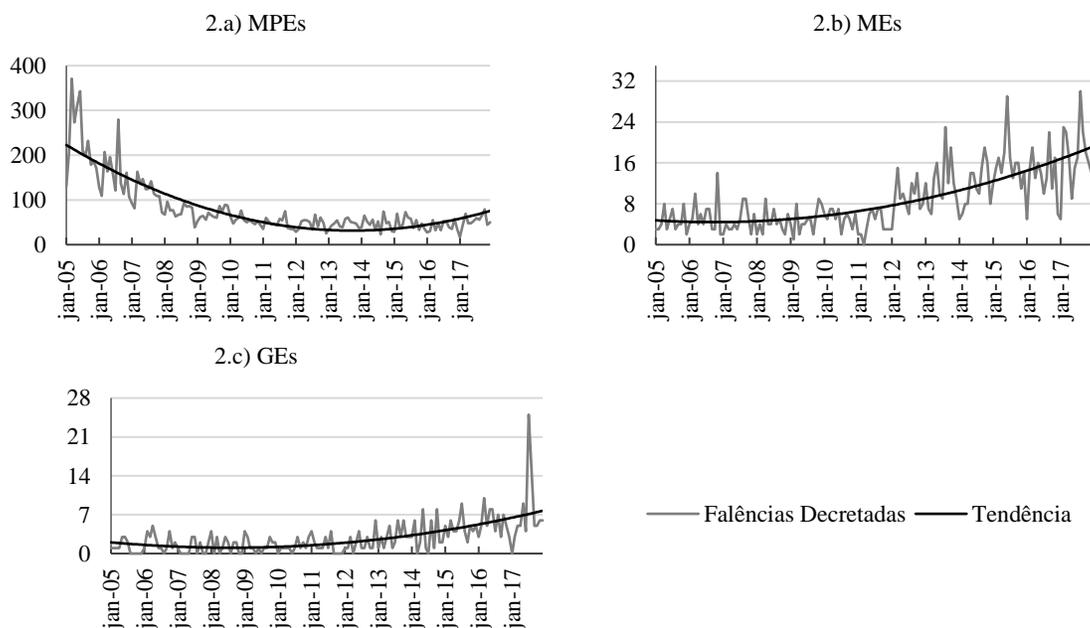
A Figura 2 expõe gráficos com as evoluções das falências decretadas segundo os portes – linhas em cinza; em preto, as tendências ajustadas (funções quadráticas). A Tabela 3 apresenta as variações anuais médias (%) das falências pelos portes e períodos selecionados. Observa-se uma tendência de redução das falências decretadas das MPEs até 2013, revertida nos anos posteriores¹⁶. Nas demais empresas, a tendência foi de aumento das falências em todo o período analisado, potencializada nas GEs no período da crise – maior aumento médio anual. Ademais, nas MPEs, a redução média anual após o Simples (2006 a 2017) foi maior do que antes (2005 a 2006). Nas MEs e GEs, os crescimentos médios das falências foram maiores após o Simples.

Finalmente, os gráficos da Figura 3 reportam as evoluções das taxas mensais de falência no período analisado, segundo os portes – linhas em cinza; já as linhas em preto são tendências ajustadas por funções quadráticas. Na Tabela 4, constam as variações anuais médias (%) das taxas de falência pelos portes e períodos selecionados. Observa-se tendência de decréscimo da taxa de falência das MPEs até 2014 – a variação anual média foi negativa anteriormente e positiva posteriormente. Assim, esta mudança de tendência pode ser um efeito da crise do país a partir de 2014. Já nas MEs e GEs, a crise teria ampliado os crescimentos médios anuais das taxas de falência. O Simples Nacional, por sua vez, pode ter reduzido a taxa de falência das MPEs, pois o decréscimo médio anual desta de

(16) Com informações de outra fonte, Sebrae (2007) reporta uma tendência favorável às pequenas empresas já em período anterior ao aqui analisado (2002 a 2005), com a redução da mortalidade daquelas com até dois anos de atividade. Além de melhorias internas, o trabalho atribui tal redução ao ambiente econômico favorável a pequenos negócios (queda e controle da inflação, diminuições das taxas de juros e elevação do consumo dos mais pobres).

2006 a 2017 foi bem inferior ao de 2005 a 2006, enquanto nas demais empresas ocorreram crescimentos médios das taxas nestes períodos.

Figura 2
Evoluções dos totais de falências decretadas, segundo os portes das empresas
(janeiro de 2005 a dezembro de 2017)



Fonte: Serasa Experian. Elaboração dos autores.

Tabela 3
Brasil: variações anuais médias dos totais de falências decretadas (%), segundo os portes das empresas e os períodos selecionados (2005 a 2017)

Períodos Selecionados		Portes das Empresas		
Intervalos	Descrições	MPEs	MEs	GEs
2005 a 2017	Período total analisado	-11,69	11,89	18,06
2005 a 2006	Anos anteriores ao Simples	-33,02	27,78	116,67
2006 a 2017	Do ano anterior ao Simples Nacional ao último (com Simples)	-66,42	201,45	238,46
2005 a 2013	Anos anteriores à crise	-18,24	13,43	15,11
2013 a 2017	Do ano anterior à crise ao último ano	3,02	8,88	24,19

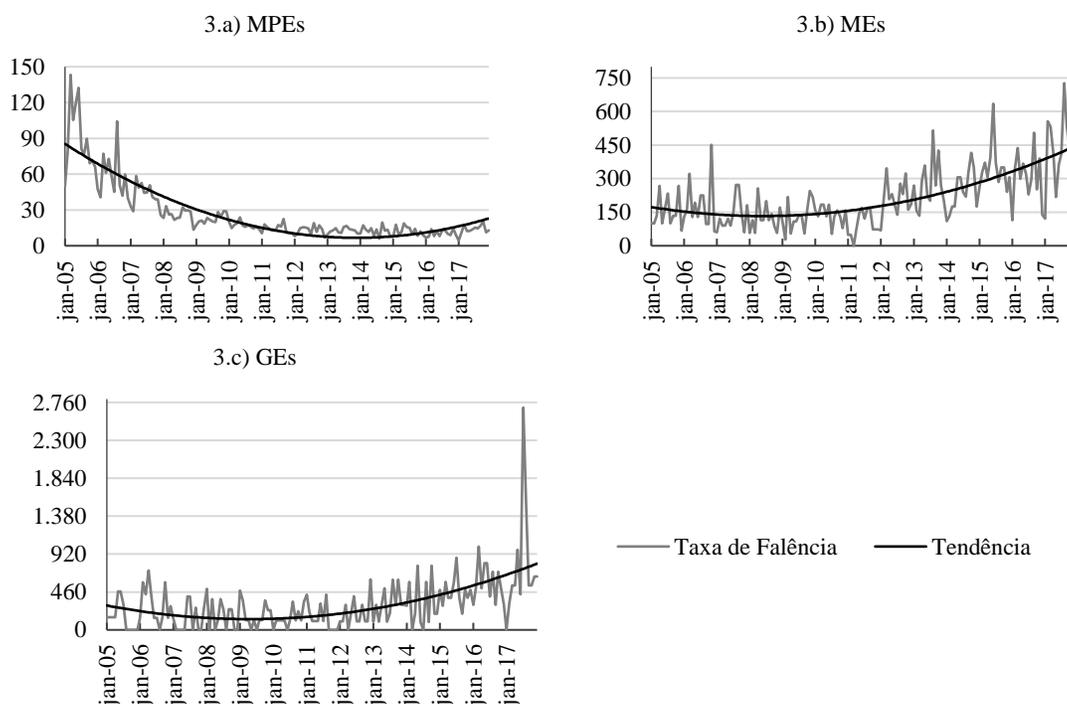
Fonte: Serasa Experian. Elaboração dos autores.

Portanto, as evidências desta subseção sugerem que o advento do Simples Nacional pode ter sido benéfico às MPEs, o que é sinalizado pelo crescimento do total de estabelecimentos desse porte, superior aos crescimentos dos totais de estabelecimentos dos demais portes durante sua vigência, assim como pelas reduções do total de falências decretadas e da taxa de falência. Em contrapartida, a crise brasileira a partir de 2014, mesmo que relativamente menos do que nos outros portes de empresas, teria impactado negativamente no total de estabelecimentos das MPEs e positivamente nas

falências decretadas e na taxa de falência das empresas desse porte. Estas evidências subsidiam as análises dos resultados das regressões na próxima subseção.

Figura 3

Evoluções das taxas de falência decretada (por 100 mil estabelecimentos), segundo os portes das empresas (janeiro de 2005 a dezembro de 2017)



Fontes: RAIS e Serasa Experian. Elaboração própria.

Tabela 4

Brasil: variações anuais médias das taxas de falência decretada (%), segundo os portes das empresas e os períodos selecionados (2005 a 2017)

Períodos Selecionados		Portes das Empresas		
Intervalos	Descrições	MPEs	MEs	GEs
2005 a 2017	Período total analisado	-14,60	8,93	14,56
2005 a 2006	Anos anteriores ao Simples	-35,43	23,02	101,56
2006 a 2017	Do ano anterior ao Simples ao último ano (com Simples)	-76,70	126,79	153,48
2005 a 2013	Anos anteriores à crise	-21,65	7,90	9,17
2013 a 2017	Do ano anterior à crise ao último ano (com crise)	1,46	11,01	26,15

Fontes: RAIS e Serasa Experian. Elaboração própria.

3.2 Análises dos resultados das regressões

A seguir, são reportados e analisados os resultados das estimações descritas na segunda seção. Por MQO, há resultados para quatro especificações para cada variável dependente. Estas especificações diferenciam-se pelas inserções ou não das variáveis *inflação* e *crise* e pelas variáveis

dependentes estarem em nível (modelo linear) ou em logaritmo (modelo log-linear)¹⁷. As justificativas para estas opções foram apontadas naquela seção. Na *especificação I* (linear), as variáveis supracitadas não são controladas. Na *especificação II* (linear), a variável *inflação* é inserida. Nas *especificações III* (linear) e *IV* (log-linear), a *dummy crise* também é controlada.

A Tabela 5 reporta os resultados das regressões com a taxa de falência das MPEs como variável dependente. Os coeficientes estimados da *dummy Simples* não rejeitam a hipótese de que o Simples Nacional diminuiu a taxa de falência de MPEs. Nas quatro especificações por MQO, os coeficientes são estatisticamente significativos (a 1%) e negativos. Pelo coeficiente da *especificação IV*, na qual a variável dependente é inserida em logaritmo, é sinalizado que o Simples Nacional gerou uma redução média mensal da taxa de falência das MPEs de 1,38%.

Tabela 5
Taxa de falência das MPEs (variável dependente): resultados das regressões

Variáveis / Estatísticas	MQO – Especificações				Correção de Autocorrelação – Especificação III	
	I	II	III	IV	AR(1)	AR(2)
Simples	-57,267*** (5,797)	-58,920*** (5,839)	-55,950*** (5,935)	-1,381*** (0,088)	-46,265*** (4,138)	-30,821*** (7,796)
Crise			-8,439*** (1,562)	-0,455*** (0,073)	-10,735*** (0,129)	-10,905*** (0,243)
Taxa de Juros	11,334** (5,310)	14,733*** (5,466)	13,945*** (5,306)	0,307** (0,119)	12,236*** (3,801)	10,643*** (3,888)
Inflação		9,054** (3,645)	7,195* (3,644)	0,244** (0,101)	5,425 (4,223)	5,172 (3,484)
Câmbio	-0,236 (0,364)	-0,246 (0,346)	-0,251 (0,333)	-0,001 (0,008)	0,350 (0,231)	0,313 (0,268)
IBC-BR	0,120 (0,960)	0,225 (0,972)	-0,635 (0,958)	0,008 (0,034)	-1,202 (0,260)	-1,074 (0,394)
AR(1)					0,664*** (0,055)	0,492*** (0,068)
AR(2)						0,375*** (0,055)
Observações	156	156	156	156	156	156
R ²	0,686	0,699	0,719	0,676	---	---
R ² Ajustado	0,678	0,688	0,707	0,662	---	---
Teste F	25,910	21,845	27,180	77,265	---	---
LL	---	---	---	---	-583,034	-575,840
Wald (chi ²)	---	---	---	---	621,030	796,671
Wald (p-valor)	---	---	---	---	0,000	0,000
AIC	---	---	---	---	1.184,067	1.171,679
DW	0,777	0,811	0,834	0,763	2,270	1,920

*** Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. * Significativo a 10%. Erros-padrão robustos entre parênteses.

Fontes: Bacen, IBGE, IPEA, RAIS e Serasa Experian. Elaboração dos autores.

(17) O modelo log-linear reduz as observações, em especial das GEs, em função de meses sem ocorrência de falência.

Assim, condicionais às variáveis controladas, os resultados econométricos corroboram as análises descritivas da subseção anterior, sugerindo que o Simples Nacional reduziu a taxa de falência de MPEs (Figura 3 e Tabela 4)¹⁸. Ademais, as análises descritivas sinalizam reversão da tendência de queda da taxa de falência de MPEs em parte do período com crise. A partir de 2014, a taxa cresceu, mas sem atingir os níveis dos primeiros meses. Indícios nesse sentido também são sugeridos nas regressões pelos coeficientes negativos e significativos da *crise*.

Para esta inferência, nas *especificações III e IV*, deve-se comparar os coeficientes das *dummies Simples e crise*. A primeira considera o período de julho de 2007 a dezembro de 2017; a outra, inicia mais adiante, em abril de 2014, e termina no mesmo momento. Os coeficientes negativos associados ao Simples Nacional (maior subperíodo) têm magnitudes superiores que os coeficientes negativos e significativos da *dummy crise*. Na *especificação IV*, a redução média mensal da taxa de falência no período do Simples Nacional é de 1,38%, já a redução média mensal no período da crise cai para 0,46%. Assim, em nenhum dos subperíodos, a taxa média de falência das MPEs é maior à taxa média dos meses iniciais (antes do Simples Nacional), mas a maior diferença média entre os subperíodos inicial e subsequentes é a relativa ao Simples.

As inserções das variáveis *inflação e crise* nas *especificações II a IV* elevam o poder de explicação dos modelos, medido pelo R². Considerando tal estatística, outra constatação refere-se à forma funcional. O modelo linear completo (*especificação III*) apresenta maior poder de explicação do que o log-linear (*especificações IV*). Por isso, como nas regressões por MQO é rejeitada a hipótese de não autocorrelação serial pelo teste de Durbin-Watson (DW) (Durbin; Watson, 1971), opta-se pelo modelo linear completo (*III*) para as regressões que lidam com o problema. Os resultados com correção de autocorrelação também são expostos na Tabela 5.

Para eliminar a autocorrelação, é introduzida nas regressões as intercorrelações entre os resíduos. O modelo mais ajustado, de acordo com o Critério de Informação de Akaike (AIC), é o *AR(2)* – processo autorregressivo estocástico de ordem 2. Ademais, pelos p-valores dos testes de Wald, é rejeitada a hipótese de que os coeficientes sejam conjuntamente nulos (Greene, 1997). Destaca-se que os novos resultados corroboram as evidências das análises descritivas e das regressões iniciais, sugerindo um impacto negativo do advento Simples Nacional na taxa de falências de MPEs – coeficientes associados à *dummy Simples* são negativos e significativos.

Quanto às variáveis de controle, o resultado é robusto apenas para a *taxa de juros*. Isto porque, em todas as estimações, os coeficientes estimados associados à variável são positivos e estatisticamente significativos. Assim, como nos trabalhos para variados países apontados na seção anterior, é sugerido que o aumento dos juros estimula as falências de MPEs brasileiras, o que pode decorrer da dificuldade de arcarem com maiores custos de financiamento e gerais.

A Tabela 6 apresenta os resultados das regressões para a taxa de falência das MEs como variável dependente. Neste caso, também é rejeitada a hipótese do teste DW de ausência de autocorrelação nos resíduos. Para a correção do problema, o modelo *AR(1)* mostra-se o mais

(18) Os resultados também estão em consonância aos de Conceição et al. (2018), que, com microdados da RAIS e outra estratégia empírica, sugerem que o Simples Nacional elevou a longevidade das MPEs brasileiras optantes.

adequado pelo Critério de Informação de Akaike (AIC). Já pelo teste de Wald é rejeitada a hipótese de que os coeficientes sejam conjuntamente iguais a zero em todas as estimações.

Tabela 6
Taxa de falência das MEs (variável dependente): resultados das regressões

Variáveis / Estatísticas	MQO – Especificações				Correção de Autocorrelação – Especificação III	
	I	II	III	IV	AR(1)	AR(2)
Simples	44,363*	52,018**	14,232	0,119	13,704	13,185
	(23,377)	(25,496)	(23,604)	(0,130)	(30,927)	(31,378)
Crise			188,284***	0,867***	184,107***	184,323***
			(21,137)	(0,086)	(24,760)	(25,240)
Taxa de Juros	29,485	13,743	31,327	0,243	40,498	40,266
	(34,067)	(34,957)	(29,618)	(0,149)	(33,409)	(33,406)
Inflação		-41,936	-0,459	-0,108	8,692	7,336
		(36,296)	(29,634)	(0,127)	(31,740)	(31,687)
Câmbio	3,197	3,243	3,361*	0,016*	2,886	3,031
	(2,404)	(2,370)	(1,846)	(0,009)	(2,417)	(2,430)
IBC-BR	-7,269	-7,756	11,439	0,064	8,171	8,567
	(11,300)	(11,361)	(7,205)	(0,039)	(10,165)	(10,130)
AR(1)					0,269***	0,275***
					(0,088)	(0,094)
AR(2)						-0,025
						(0,079)
Observações	156	156	156	155	156	156
R ²	0,039	0,049	0,417	0,374	---	---
R ² Ajustado	0,014	0,017	0,393	0,348	---	---
Teste F	2,179	1,887	15,802	20,927	---	---
LL	---	---	---	---	-927,641	-927,596
Wald (chi ²)	---	---	---	---	84,220	88,668
Wald (p-valor)	---	---	---	---	0,000	0,000
AIC	---	---	---	---	1.873,283	1.875,191
DW	0,887	0,916	1,474	1,579	1,982	1,992

*** Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. * Significativo a 10%. Erros-padrão robustos entre parênteses.

Fontes: Bacen, IBGE, IPEA, RAIS e Serasa Experian. Elaboração dos autores.

Em relação à *dummy* representativa do período de vigência do Simples Nacional, os coeficientes estimados associados a ela são positivos nas seis especificações, mas nem sempre estatisticamente significativos, inclusive nos modelos AR(1) e AR(2). Tais resultados sugerem que o crescimento da taxa de falência das MEs após o Simples Nacional, sinalizado nas análises da Figura 3 e Tabela 4, pode advir de variações concomitantes de outros fatores condicionantes, o que justificaria a ausência de significância estatística observada na maioria das estimações.

Já os coeficientes estimados positivos e significativos associados à *dummy crise* reforçam as evidências das análises descritivas (Figura 3 e Tabela 4) de que a crise econômica a partir de 2014 teria potencializado a tendência de crescimento da taxa de falência das MEs brasileiras ao longo do período analisado. Nas demais variáveis macroeconômicas, há significância estatística somente nos

coeficientes positivos associados ao *câmbio* nas *especificações III e IV* por MQO, mas não é uma evidência robusta por não ser constatada também nos modelos AR(1) e AR(2).

A Tabela 7, por sua vez, expõe os resultados das regressões para a taxa de falência das GEs. Assim como para os portes inferiores, é rejeitada a hipótese de ausência de autocorrelação nos resíduos pelo teste DW. Para lidar com tal problema, o modelo AR(1) é o mais adequado pelo Critério de Informação de Akaike (AIC). Além disso, o teste de Wald rejeita a hipótese de que os coeficientes sejam conjuntamente iguais a zero em todo o último conjunto de estimações.

Observa-se que os coeficientes estimados associados à *dummy Simples* são positivos, mas não significativos em quase todas as especificações, inclusive nos modelos AR(1) e AR(2) – a exceção é a especificação II por MQO. Assim, não há robustez para atribuir qualquer efeito do Simples Nacional na taxa de falência das maiores empresas brasileiras – pelos mesmos padrões de coeficientes, isso também pode ser defendido para as variáveis macroeconômicas. Portanto, o crescimento da taxa de falência das GEs após o Simples Nacional, observado na Figura 3 e na Tabela 4, não decorre da vigência deste instrumento e sim de uma tendência já existente que, inclusive, foi ampliada com a crise – coeficientes da *dummy crise* são significativos e positivos.

Assim, para as MEs e GEs, os resultados referentes à crise econômica brasileira (aumento das falências) são similares aos de Jardim (2011) para Portugal na crise do *Subprime*. Para as MPes, os resultados corroboram o argumento de Contador (1985) de que uma esperada relação negativa entre recessão e insolvência de empresas não pode ser generalizada. Ressalta-se que o autor chegou a tal conclusão também para o Brasil, mas com dados dos anos 1980 e 1990. Vale apontar, ainda, que os resultados para a crise e a não significância dos coeficientes estimados associados ao IBC-BR refutam a hipótese de que as MPes seriam mais vulneráveis a oscilações econômicas, principalmente em países em desenvolvimento (Dutra; Guagliardi, 1984; Morrison et al., 2003; Rossi; Theisen, 2017). Em contrapartida, são indícios similares às evidências obtidas por Rodriguez (2017) também para o Brasil, mas em anos diferentes, que sugerem as empresas de menores portes como pouco sensíveis à conjuntura macroeconômica.

Por último, quanto ao objetivo deste estudo, vale reforçar que os coeficientes negativos e significativos da *dummy Simples* nas MPes e positivos ou não significativos nas MEs e GEs – teste de falsificação (placebo) – garantem robustez para a atribuição de um efeito negativo ao Simples Nacional. Isto porque é constatado nas empresas beneficiárias do instrumento tributário diferenciado e não nas não elegíveis. Assim, pelo conjunto de resultados discutidos nesta seção, é plausível afirmar que o advento do Simples Nacional reduziu a taxa de falências das MPes.

Considerações finais

Embora seja comum atribuir maior protagonismo econômico às firmas de maiores portes, não é possível menosprezar o papel que as empresas de portes mais reduzidos possuem. Estas contribuem com grandes parcelas do produto, emprego e renda e outros benefícios à economia que influenciam o crescimento e desenvolvimento econômico e regional e a desconcentração da renda. No Brasil, é inquestionável o peso econômico das micro e pequenas empresas (MPes). Contudo, historicamente, estas empresas apresentam elevadas taxas de mortalidade.

Tabela 7
Taxa de falência das GEs (variável dependente): resultados das regressões

Variáveis / Estatísticas	MQO – Especificações				Correção de Autocorrelação – Especificação III	
	I	II	III	IV	AR(1)	AR(2)
Simples	72,840	102,002*	22,268	0,147	23,470	24,518
	(55,401)	(61,626)	(51,671)	(0,158)	(129,070)	(135,776)
Crise			353,178***	0,742***	350,636***	350,609***
			(65,193)	(0,129)	(80,965)	(84,216)
Taxa de Juros	-15,832	-75,803	-42,818	-0,062	-53,324	-49,867
	(138,342)	(160,023)	(144,954)	(0,231)	(107,038)	(106,495)
Inflação		-159,754	-81,953	-0,313*	-74,430	-73,851
		(108,407)	(92,548)	(0,168)	(98,189)	(98,554)
Câmbio	-6,453	-6,275	-6,054	-0,012	-8,108	-8,395
	(5,389)	(5,201)	(4,744)	(0,011)	(7,544)	(7,323)
IBC-BR	-40,205*	-42,060*	-6,056	-0,046	-12,613	-12,029
	(23,367)	(24,658)	(19,045)	(0,069)	(29,944)	(30,197)
AR(1)					0,249***	0,234***
					(0,059)	(0,056)
AR(2)						0,062
						(0,075)
Observações	156	156	156	126	156	156
R ²	0,025	0,048	0,261	0,292	---	---
R ² Ajustado	-0,001	0,016	0,231	0,256	---	---
Teste F	1,186	1,234	6,614	8,963	---	---
LL	---	---	---	---	-1.100,000	-1,1e+03
Wald (chi ²)	---	---	---	---	49,397	50,030
Wald (p-valor)	---	---	---	---	0,000	0,000
AIC	---	---	---	---	2.191,562	2.192,963
DW	1,151	1,185	1,508	1,653	2,026	2,003

*** Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. * Significativo a 10%. Erros-padrão robustos entre parênteses.

Fontes: Bacen, IBGE, IPEA, RAIS e Serasa Experian. Elaboração dos autores.

O fenômeno da mortalidade de empresas é tema recorrente de diversas pesquisas, sendo que os variados trabalhos apontam, inclusive com evidências empíricas, a existência de uma complexa cadeia causal na qual interagem diversos condicionantes, usualmente segmentados em três conjuntos de atributos: dos dirigentes, das empresas (ambiente interno) e do ambiente externo. Os dois primeiros conjuntos de atributos são mais explorados na literatura nacional. Assim, ao avaliar efeitos ainda pouco explorados de atributos do ambiente externo nas falências de empresas brasileiras, este estudo contribuiu para o debate com importantes evidências.

O objetivo foi investigar se o advento do Simples Nacional, ao aprofundar as medidas de redução e simplificação tributárias do antigo Simples (Federal) favoráveis a MPEs, impactou na mortalidade destas. A falência decretada foi a *proxy* para a mortalidade. Para atingir este objetivo, além de análises descritivas, foram feitas regressões com métodos de séries temporais e dados mensais de 2005 a 2017. Ademais, para garantir maior robustez à atribuição de efeito ao Simples Nacional, também compuseram a estratégia de identificação o controle por variáveis

macroeconômicas chaves e um teste de falsificação (placebo), que consistiu na avaliação de ausência de efeitos em empresas de maiores portes, que não são beneficiadas pelo instrumento.

Com relativa robustez, as evidências encontradas nas análises descritivas e econométricas sinalizaram que, em um país no qual a carga e a complexidade tributárias sempre estiveram no centro do debate econômico, há impacto benéfico da redução e da simplificação de tributos para empresas de menores portes. Isto porque, no período de vigência do Simples Nacional, as taxas de falências de MPEs reduziram mais do que no período anterior considerado, no qual ainda não era vigente integralmente o regime tributário diferenciado definido por aquele instrumento, o que é sinalizado inclusive em resultados condicionais às variáveis macroeconômicas chaves controladas. À título de ilustração, em uma das especificações estimadas, foi sinalizado que o Simples Nacional gerou uma redução média mensal da taxa de falência das MPEs de 1,38%.

Trata-se de um resultado que, assim como as evidências já existentes na literatura de que o Simples Nacional aumentou a formalização de empresas e empregos, justifica a adoção de regimes tributários diferenciados às MPEs deste tipo. Assim, considerando todos os possíveis impactos positivos das MPEs, este estudo apresenta um resultado que sinaliza outro benefício do Simples Nacional a ser confrontado aos defendidos custos sociais associados à decorrente renúncia fiscal (gastos tributários) e a outras opções para garantir a conformidade tributária, aspectos que foram abordados na primeira seção e que não são consenso na literatura. Portanto, sistematizando os resultados deste estudo e de outros trabalhos, o advento do Simples Nacional teria reduzido a mortalidade de MPEs e elevado a formalização destas e, assim, do emprego.

Por último, vale ressaltar que o resultado do presente estudo se refere a um efeito médio em taxas de falências (decretadas) agregadas para o Brasil como um todo e condicionais a variáveis macroeconômicas chaves. Ou seja, controlando atributos do ambiente externo, mas a mortalidade de MPEs também pode ser consequência de atributos internos (dos dirigentes e das empresas). Como determinantes externos da mortalidade são pouco explorados pela literatura empírica nacional, o resultado aqui encontrado contribui para o debate. Porém, trabalhos futuros poderiam fazer análises ao nível das empresas com controles para atributos do ambiente interno. A grande limitação para isso é a disponibilidade de dados, problema que precisa ser superado no país para que sejam realizadas avaliações mais aprofundadas que possam subsidiar políticas.

Referências bibliográficas

- AFONSO, J. R. Não é (o) Simples! *Conjuntura Econômica*, jan. 2019.
- ALTMAN, E. I. Why businesses fail. *Journal of Business Strategy*, v. 3, n. 4, 1983.
- ARAÚJO, A.; FUNCHAL, B. A nova lei de falências brasileira: primeiros impactos. *Revista de Economia Política*, v. 29, n. 3, 2009.
- BALTAGI, B. H. *Econometric analysis of panel data*. Wiley and Sons Ltda., 2001.
- BACEN. Aspectos metodológicos e comparações dos comportamentos do IBC-BR e do PIB. *Estudos Especiais do Banco Central*, n. 3, 2018.

- BARBOSA FILHO, F. H. A crise econômica de 2014/2017. *Estudos Avançados*, v. 31, n. 89, jan./abr. 2018.
- BARROS, A. A.; PEREIRA, C. M. M. Empreendedorismo e crescimento econômico: uma análise empírica. *Revista de Administração Contemporânea*, v. 12, n. 4, out./dez. 2008.
- BENDÔ, J. A. P. *Políticas públicas para as MPEs: uma avaliação do Simples para Pernambuco*. Dissertação (Mestrado em Economia)–Universidade Federal de Pernambuco, 2018.
- BIRLEY, S.; NIKTARI, N. Reasons for business failure. *Leadership & Organization Development Journal*, v. 17, n. 2, 1996.
- BOZDONGAN. H. Model selection and Akaike's Information Criterion (AIC): the general theory and its analytical extensions. *Psychometrika*, v. 52, n. 3, Sept. 1987.
- BRASIL. Lei n. 9.317. *Institui o Sistema Integrado de Pagamento de Impostos e Contribuições das Microempresas e das Empresas de Pequeno Porte (SIMPLES)*. 5 dez. 1996.
- BRASIL. Lei n. 11.101. *Regula a recuperação judicial, extrajudicial e a falência do empresário e da sociedade empresária*. 9 fev. 2005.
- BRASIL. Lei Complementar n. 123. *Institui o Estatuto Nacional da Microempresa e da Empresa de Pequeno Porte*. 14 dez. 2006.
- BRASIL. Lei Complementar n. 128. *Institui o microempreendedor individual*. 19 dez. 2008.
- CACCIAMALI, M. C.; TATEI, F. Mercado de trabalho: da euforia do ciclo expansivo e de inclusão social à frustração da recessão econômica. *Estudos Avançados*, v. 30, n. 87, 2016.
- CÂNDIDO, G. A.; ABREU, A. F. Aglomerados industriais de pequenas e médias empresas como mecanismo para promoção de desenvolvimento regional. *Revista Eletrônica de Administração*, v. 6, n. 6, dez. 2000.
- CARMO, P.; CARVALHO, L. O fenômeno da falência numa abordagem de análise de causas. In: CONGRESSO DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE DA USP, 7, 2007. *Anais...*
- CARNEIRO, A. M.; RAUPP, F. M. O Simples Nacional é um gasto tributário? Reflexões a partir de um ensaio teórico. *Revista FSA*, v. 18, 2021.
- CASTRO, A. L. *Uma análise de impactos do Simples Nacional no DF*. Dissertação (Mestrado em Economia do Setor Público)–Universidade de Brasília, Brasília, 2010.
- CN. *Nota técnica conjunta n. 4/2020: subsídios à apreciação do Projeto de Lei Orçamentária (PLOA) para 2021*. PL n. 28/2020-CN, Congresso Nacional, Brasília, 2020.
- COCHRAN, A. B. Small business mortality rates: a review of the literature. *Journal of Small Business Management*, v. 19, n. 4, 1981.
- COMISSÃO EUROPEIA. *Report from the Commission to the Council and the European Parliament on the use of administrative cooperation arrangements in the fight against VAT Fraud*. Commission of The European Communities, Bruxelas, 2004.

- CONCEIÇÃO, O. C.; SARAIVA, M. V.; FOCHEZATTO, A.; FRANÇA, M. T. A. Brazil's simplified tax regime and the longevity of Brazilian manufacturing companies: a survival analysis based on RAIS microdata. *Economia*, n. 19, 2018.
- CONTADOR, C. R. Insolvência de empresas e política macroeconômica. *Revista de Administração*, v. 20, n. 2, 1985.
- COURSEUIL, C. H.; MOURA, R. L. O Simples Federal e a geração de empregos na indústria. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37, Anpec, dez. 2009. *Anais...*
- DAVIS, H. Business mortality: the shoe manufacturing industry. *Harvard Business Review*, v. 17, n. 3, 1939.
- DELGADO, G.; QUERINO, A. C.; CAMPOS, A.; VAZ, F.; RANGEL, L.; STIVALI, M. *Avaliação do Simples: implicações à formalização previdenciária*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, maio 2007. (Textos para Discussão, n. 1.277).
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, 1979.
- DIEESE. *Anuário do trabalho nas micro e pequena empresa – 2016*. Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos, Sebrae, 2018.
- DURBIN, J.; WATSON, G. S. Testing for serial correlation in least squares regression. *Biometrika*, v. 58, n. 1, 1971.
- DUTRA, I.; GUAGLIARDI, J. A. As micro e pequenas empresas: uma revisão da literatura de marketing e os critérios para caracterizá-las. *Revista de Administração de Empresas*, v. 24, n. 4, 1984.
- EDMISTER, R. O. An empirical test of financial ratio analysis for small business failure prediction. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 7, n. 2, 1972.
- EVANS, C. Studying the studies: an overview of recent research into taxation operating costs. *Journal of Tax Research*, n. 1, 2003.
- EVERETT, J.; WATSON, J. Small business failure and external risk factors. *Small Business Economics*, v. 11, n. 4, 1998.
- EVERITT, B. S. *Cambridge dictionary of statistics*. Cambridge University Press, 1998.
- FAJNZYLBER, P.; MALONEY, W. F.; MONTES-ROJAS, G. V. *Does formality improve micro-firm performance? Quasi-experimental evidence from the Brazilian SIMPLES Program*. IZA DP, n. 4531, 2009.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 3. ed. New Jersey: Prentice Hall, 1997.
- HARADA, N.; KAGEYAMA, N. Bankruptcy dynamics in Japan. *Japan and the World Economy*, v. 23, n. 2, 2011.
- IBGE. *Demografia das empresas 2015*. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2017.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, v. 54, n. 1-3, 1992.

- JARDIM, C. F. P. *Falência empresarial: estudo aplicado ao caso português*. Dissertação (Mestrado em Economia)–Universidade de Aveiro, 2011.
- LIMA, E. S. *Pesquisa sobre redução nos custos de conformidade tributária e os investimentos no sistema público de escrituração digital – SPED no Brasil*. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis e Atuariais)–PUC, São Paulo, 2013.
- LIU, J. Macroeconomic determinants of corporate failures: evidence from the UK. *Applied Economics*, v. 36, n. 9, 2004.
- LIU, J. Business failures and macroeconomic factors in the UK. *Bulletin of Economic Research*, v. 61, n. 1, 2009.
- LIU, J.; WILSON, N. Corporate failure rates and the impact of the 1986 insolvency act: an econometric analysis. *Managerial Finance*, v. 28, n. 6, 2002.
- LUSSIER, R. N.; PFEIFER, S. A cross-national prediction model for business success. *Journal of Small Business Management*, v. 39, n. 3, p. 228-239, Jun. 2001.
- MACHADO, H. P. V.; ESPINHA, P. G. Reflexões sobre as dimensões do fracasso e mortalidade de pequenas empresas. *Revista Capital Científico*, v. 3, n. 1, p. 51-64, 2005.
- MANNI, S. R.; MENEZES FILHO, N.; KOMATSU, B. K. Crise e mercado de trabalho: uma comparação entre recessões. *Policy Paper*, Insper, n. 23, 2017.
- MARCONI, N. A economia das quentinhas. *Conjuntura Econômica*, v. 72, n. 6, 2018.
- MITCHELL, W. C. *Business cycles: the problem and its setting*. NBER, 1927.
- MONTEIRO, J. C. M. *Microempresas no Brasil: informalidade e contratos de trabalho*. Dissertação (Mestrado em Economia)–Pontifícia Universidade Católica, Rio de Janeiro, 2004.
- MONTEIRO, J. C. M. Saindo da informalidade: o impacto do Simples na formalização de empresas. In: BARBOSA FILHO, F. H.; ULYSSEA, G.; VELOSO, F. (Org.). *Causas e consequências da informalidade no Brasil*. Rio de Janeiro: Elsevier/IBRE, 2016.
- MORAES, M.; LIMA, E.; LOBOSCO, A. Competências para inovar em pequenas e médias empresas tecnológicas. *Revista de Administração e Inovação*, n. 8, 2012.
- MORRISON, A.; BREEN, J.; ALI, S. Small business growth: intention, ability, and opportunity. *Journal of Small Business Management*, v. 41, n. 4, 2003.
- NAJBERG, S.; PUGA, F. P.; OLIVEIRA, P. A. S. Sobrevivência das firmas no Brasil: dez.1995/dez.1997. *Revista do BNDES*, v. 7, n. 13, p.33-48, jun. 2000.
- OLIVEIRA, M. P. G. A insolvência empresarial na indústria transformadora portuguesa: as determinantes financeiras e macroeconômicas. Dissertação (Mestrado em Finanças e Fiscalidade)–Universidade do Porto, 2014.
- OREIRO, J. L. A grande recessão brasileira: diagnóstico e uma agenda de política econômica. *Estudos Avançados*, v. 31, n. 89, jan./abr. 2017.
- PAES, N. L.; ALMEIDA, A. F. F. Tributação da pequena empresa e avaliação do Simples. *Cadernos de Finanças Públicas*, n. 9, dez. 2009.

- PAES, N. L. Simples Nacional no Brasil: o difícil balanço entre estímulos às pequenas empresas e aos gastos tributários. *Nova Economia*, v. 24, n. 3, p. 541-554, 2014.
- PAES, N. L. Reflexos do Simples Nacional no emprego e na formalização do mercado de trabalho no Brasil. *Economía, Sociedad y Territorio*, v. XV, n. 49, p. 639-663, 2015.
- PANDINI, J.; STÜPP, D. R.; FABRE, V. V. Análise do impacto das variáveis macroeconômicas no desempenho econômico-financeiro das empresas dos setores de consumo cíclico e não cíclico da BM&FBOVESPA. *Revista Catarinense da Ciência Contábil*, v. 17, n. 51, 2018.
- PESSÔA, L. C.; PINTO, A. E.; ZUGMAN, D. Uma análise da qualidade dos gastos tributários com o Simples Nacional. *Revista Direito Tributário Atual*, São Paulo, n. 45, p. 593-624, 2020.
- PESSÔA, L. C.; PESSÔA, S. Qualidade dos gastos tributários no Brasil: o Simples Nacional. *FGV Direito*, São Paulo, 2020.
- RFB. *Demonstrativo dos gastos tributários: bases efetivas – 2018*. Centro de Estudos Tributários e Aduaneiros, Receita Federal do Brasil, Ministério da Economia, 2021
- RIQUELME, H.; WATSON, J. Do venture capitalists' implicit theories on new business success/failure have empirical validity? *International Small Business Journal*, v. 20, n. 4, p. 395-420, Oct. 2002.
- RODRIGUEZ, R. Z. A relação de variáveis macroeconômicas com a taxa de falência de empresas brasileiras. Dissertação (Mestrado em Economia)–INSPER, 2017.
- ROSSI, V. C.; THEISEN, C. P. Micro, pequenas e médias empresas: o desafio das MPMEs de sobreviverem diante da instabilidade econômica. *Revista Tecnológica*, v. 6, n. 1, 2017.
- SALMAN, A. K.; FUCHS, M.; ZAMPATTI, D. Assessing risk factors of business failure in the manufacturing sector: a count data approach from Sweden. *International Journal of Economics, Commerce and Management*, v. III, n. 9, 2015.
- SALMAN, A. K.; VON FRIEDRICHS, Y.; SHUKUR, G. The determinants of failure of small manufacturing firms: Assessing the macroeconomic factors. *International Business Research*, v. 4, n. 3, 2011.
- SANTOS, A. L.; KREIN, J. D.; CALIXTRE, A. B. *Micro e pequenas empresas: mercado de trabalho e implicação para o desenvolvimento*. IPEA, 2012.
- SANTOS, T. B. L.; ARAÚJO FILHO, F. P. Planejamento tributário para micro e pequenas empresas. *Revista Eletrônica Cosmopolita em Ação*, v. 4, n. 1, p. 28-45, 2017.
- SEBRAE. *Fatores condicionantes e taxas de sobrevivência e mortalidade das micro e pequenas empresas no Brasil, 2003-2005*. Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas, 2007.
- SEBRAE. *Sobrevivência das empresas no Brasil*. Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas, 2016.
- SEBRAE. *Anuário do trabalho nos pequenos negócios*. Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas, 2017.

SEBRAE. *Micro e pequenas empresas geram 27% do PIB do Brasil*. Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas, 2020. Disponível em: <http://www.sebraesp.com.br>. Acesso em: 29 jan. 2020.

SHERMAN, H. The business cycle theory of Wesley Mitchell. *Journal of Economic Issues*, v. 35, n. 1, 2001.

SILVA, R. M. H. *Micro e pequenas empresas formais afetam o fato de seus empregados serem formais?* Um estudo utilizando o Simples como uma variável instrumental. Dissertação (Mestrado em Economia)–Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2007.

STEN, J. Exit: success or failure? In: INTERNATIONAL COUNCIL OF SMALL BUSINESS, 1998. *Anais...*

TCU. *Fatos fiscais: qual o valor da renúncia fiscal da União?* Brasília: Tribunal de Contas da União, 2019.

TURNER, P.; COUTTS, A.; BOWDEN, S. The effect of the Thatcher government on company liquidations: an econometric study. *Applied Economics*, v. 24, n. 8, 1992.

VIOL, A. L.; RODRIGUES, J. J. *Tratamento tributário das micro e pequenas empresas no Brasil*. CIAT-AEAT-IEF, Secretaria da Receita Federal, 2000.

WATSON, J. Failure rates for female-controlled businesses: Are they any different? *Journal of Small Business Management*, v. 41, n. 3, p. 262-277, Jun. 2003

WHITE, H. A Heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, v. 48, n. 4, 1980.

WOOLDRIDGE, J. M. *Introductory econometrics*. 20. ed. Pioneira Thomson Learning, 2002.

ZACHARAKIS, A. L.; MEYER, G. D.; DECASTRO, J. Differing perceptions of new venture failure: a matched exploratory study of venture capitalists and entrepreneurs. *Journal of Small Business Management*, v. 37, n. 3, p. 1-14, Jul. 1999.

ZWAN, P.; VERHEUL, I.; THURIK, A. R. The entrepreneurial ladder, gender, and regional development. *Small Business Economics*, n. 39, 2012.

ZHANG, J.; BESSLER, D. A.; LEATHAM, D. J. Aggregate business failures and macroeconomic conditions: a var look at the US between 1980 and 2004. *Journal of Applied Economics*, v. 16, n. 1, 2013.