



**V ENI**

Encontro Nacional de Economia Industrial e Inovação

FACE-UFMG

Inovação, Sustentabilidade e Pandemia

10 a 14 de maio de 2021

# Por que as empresas morrem? Efeitos do Simples Nacional e da Conjuntura Econômica na Taxa de Falência das Micro e Pequenas Empresas Brasileiras

Luiz Gustavo Fernandes Sereno (IE/UNICAMP);

Carlos C. S. Saiani (IERI/UFU);

Cássio Garcia R. Soares da Silva (IERI/UFU);

---

## Resumo:

As micro e pequenas empresas (MPEs) são de fundamental importância para a economia brasileira. O problema é que estas apresentam alta mortalidade devido a uma complexa cadeia causal na qual interagem fatores internos e do ambiente externo. Este estudo investigou condicionantes externos. O principal objetivo foi averiguar se o advento do Simples Nacional em 2007, ao aprofundar reduções e simplificações tributárias, afetou a taxa de falências das MPEs brasileiras. Ademais, foi avaliado se os efeitos de variáveis macroeconômicas e da crise econômica brasileira a partir de 2014 sobre as falências são heterogêneos conforme os portes das empresas. Para atingir estes objetivos, foram realizadas estimações econométricas para séries temporais com dados mensais de 2005 a 2017. Entre outros aspectos, os resultados sugerem que o Simples Nacional impactou negativamente a taxa de falências das MPEs e que estas são mais sensíveis à conjuntura econômica do que empresas de médio e grande portes.

## Palavras-chave:

Micro e Pequenas Empresas; Falência; Simples Nacional; Crise Econômica.

## Código JEL:

M21. M38. N10.

## Área Temática:

6.7 – Indústria e Políticas Macroeconômicas

---

## 1. 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 crescimento econômico e ao desenvolvimento regional; ii) desconcentração da renda; iii) geração de degradação ambiental relativamente menor; iv) geração de externalidades positivas (inovações e formação de empreendedores e lideranças); v) oferta de grande parcela dos bens e serviços demandados pela sociedade; e vi) 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 2016<sup>1</sup>, 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 vários 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-chaves e tributação.

Os dois últimos fatores (atributos do ambiente externo) são os explorados neste estudo. O principal 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 às MPEs, afetou a mortalidade destas, tomando como *proxy* a taxa de falências decretadas<sup>2</sup>. Para isso, são realizadas regressões com métodos para séries temporais e dados mensais de 2005 a 2017. Com a finalidade de atribuir, com maior robustez, um possível efeito estimado ao Simples Nacional, é adotada uma estratégia de identificação (“teste de placebo”) baseada na 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 confiança como um efeito do Simples Nacional, dado que este é específico para as menores empresas, e não uma relação espúria ou advinda de atributos não observados que afetam a adesão ao sistema e a falência.

O segundo objetivo do estudo é averiguar como as falências são afetadas pela conjuntura econômica, considerando *proxies* para variáveis macroeconômicas-chaves (nível de atividade, taxa de juros, inflação e câmbio). Ademais, é avaliado se a crise econômica brasileira iniciada em 2014 impactou nas falências. Assim, são investigados possíveis efeitos heterogêneos da conjuntura econômica segundo os portes das empresas, possibilidade defendida na literatura principalmente para países em desenvolvimento, inclusive o Brasil (DUTRA; GUAGLIARDI, 1984; MORRISON et al., 2003; ROSSI; THEISEN, 2017; RODRIGUES, 2017).

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 impactos de atributos do ambiente externo nas taxas de falências de empresas do país<sup>3</sup> e, aqueles que o fazem, não investigam efeitos da atual crise econômica. Além disso, apesar da sua importância, os trabalhos tendem a restringir o debate sobre o Simples Nacional às suas consequências tributárias (arrecadação e renúncia fiscal) e na formalização das empresas e empregos,

---

<sup>1</sup> Período utilizado para exemplificação por ser coerente ao adotado nas análises empíricas deste estudo.

<sup>2</sup> 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).

<sup>3</sup> Contador (1985), Carmo e Carvalho (2007) e Rodriguez (2017) são os únicos trabalhos encontrados.

não extrapolando as análises à mortalidade das MPEs<sup>4</sup>.

Além desta introdução e das considerações finais, o estudo possui outras três seções. Na segunda, o Simples Nacional é debatido. Na terceira, são justificadas as estratégias empíricas adotadas e apresentados os dados. Finalmente, na quarta, os resultados obtidos são discutidos.

## 2. O Simples Nacional

Com o Simples (Federal) em 1996 – Lei nº 9.317 (BRASIL, 1996) –, o governo brasileiro definiu um regime tributário diferenciado e simplificações administrativas favoráveis às MPEs. Entre as ações implementadas, destacam-se: i) redução da carga tributária; ii) recolhimento de tributos federais<sup>5</sup> em um único documento; e iii) a possibilidade de incluir, mediante convênio, tributos estaduais e municipais (PAES, 2014, 2015)<sup>6</sup>. 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. Apesar 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 2017<sup>7</sup>. 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 este 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, tratamento diferenciado no acesso ao crédito, 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. A primeira é lidar com falhas de mercado que inibem o crescimento e desenvolvimento destas. Uma falha é a geração de externalidades positivas, como inovações, cujos benefícios externos não são internalizados nas decisões de abertura ou expansão da empresa. Outra falha, que também leva a investimentos sub ótimos, é a assimetria de informações. Esta e a falta ou pequeno valor de bens para garantias culminam em restrições de crédito e taxas de juros mais elevadas. A segunda justificativa é a redução ou eliminação de desvantagens inerentes ao porte, como regressividade de custos de cumprimento das obrigações tributárias e custos em geral 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 para regimes tributários favoráveis às MPEs. Além dos aspectos citados, apontam como principal argumento a importância destas para a geração de empregos. Na literatura, há evidências nesse sentido para o Brasil. Ainda para o Simples (Federal), Viol e Rodrigues (2000), Monteiro (2004), 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 diferentes estratégias empíricas, encontram efeitos 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 provocou redução da carga tributária, pelo lado do governo, as conseqüentes formalizações de firmas e reduções de sonegações elevaram a arrecadação tributária. Contudo, vale chamar a atenção para o *trade-off* intrínseco ao regime: a elevação da arrecadação

---

<sup>4</sup> 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.

<sup>5</sup> 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).

<sup>6</sup> 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).

<sup>7</sup> Também chamado de “Regime Especial Unificado de Arrecadação de Tributos e Contribuições devidos pelas Microempresas e Empresas de Pequeno Porte” (BRASIL, 2016).

tem como contrapartida um aumento expressivo da renúncia fiscal, que pode crescer a taxas maiores que a elevação da arrecadação. Tal consequência é a principal crítica a regimes tributários diferenciados favoráveis às MPEs – o custo social destes regimes (MONTEIRO, 2004; DELGADO et al., 2007; PAES; ALMEIDA, 2009; PAES, 2014, 2015).

É interessante comentar que são considerados como renúncias fiscal (ou gasto tributário): anistia, remissão, subsídio, crédito presumido, concessão de isenção em caráter não geral, alteração de alíquota ou base de cálculo que reduza tributos ou contribuições e outros benefícios com tratamento diferenciado. No Brasil, os gastos tributários cresceram ao longo do tempo, sendo o Simples o principal. Na esfera federal, em 2006, representavam R\$77 bilhões; em 2010, R\$135 bilhões; em 2016, R\$ 270 bilhões; e, em 2019, R\$305 bilhões (PESSÔA et al., 2020).

Por último, cabe destacar que outro possível efeito de regimes tributários diferenciados é o aumento da longevidade das MPEs. Com dados de empresas manufatureiras brasileiras da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) e estimações com *Propensity Score Matching* (PSM), Conceição et al. (2018) mostram evidências de que a adesão ao Simples Nacional eleva 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 evidências adicionais ao debate com estratégias empíricas e dados distintos.

### 3. Estratégias empíricas e dados

Para avaliar possíveis efeitos de condicionantes macroeconômicos e do Simples Nacional 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)<sup>8</sup>.

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

sendo:  $y$  o vetor de variáveis dependentes;  $x$  a variável explicativa de maior interesse para este estudo;  $\beta$  o coeficiente associado a tal variável;  $C$  a matriz das demais variáveis explicativas;  $\gamma$  o vetor de coeficientes associados a estas variáveis; e  $\varepsilon$  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 necessários<sup>9</sup>. Os dados 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 total de cada porte no final do ano anterior<sup>10</sup>.

$$TF_t^i = \frac{FD_t^i}{\left(TE_{a-1}^i / 100.000\right)} \quad (2)$$

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 disponíveis que permitem a compatibilização para o cálculo de indicadores<sup>11</sup>. Na ausência destes dados e considerando que este estudo

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

<sup>9</sup> O início em 2005 permite analisar um período já de vigência da Lei nº 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.

<sup>10</sup> Dessa forma, são analisadas as falências em um mês em relação ao somatório da sobrevivência e do nascimento de empresas do porte no ano anterior, subtraída a respectiva mortalidade. A literatura destaca análises com tal tipo de relativização (MACHADO; ESPINHA, 2005). Opta-se por não comparar aos estabelecimentos do próprio ano por estes serem influenciados pelas falências daquele ano, o que poderia enviesar os resultados das regressões.

<sup>11</sup> 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

investiga tendências no tempo e comparações entre os portes de empresas, é plausível pressupor que as *proxies* aqui utilizadas não prejudicam as análises.

**Quadro 1 – Variáveis dependentes: descrições, unidades e fontes**

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

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

Relacionada à indisponibilidade de dados, outra ressalva é a impossibilidade de controlar muitos condicionantes das falências. Assim, além dos aspectos tributários e macroeconômicos discutidos na sequência, não são controladas diversas características internas e dos dirigentes defendidas na 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, não é possível a divisão em setores de atividades, que, devido às especificidades, podem ter diferentes taxas de falência (NAJBERG et al., 2000; WATSON, 2003; SEBRAE, 2016).

A variável explicativa de maior interesse para este 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 da *dummy Simples*, é avaliado se tal instrumento tributário impactou a falência das MPEs. *A priori*, considerando as discussões anteriores, espera-se que o instrumento tenha reduzido as falências de MPEs. Para não rejeitar tal hipótese, a relação estimada entre a taxa de falência destas empresas e a *dummy*, representada por  $\beta$  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 MPEs. Diante de tal questionamento, é aqui adotada uma estratégia de identificação (“teste de placebo”). Esta consiste na avaliação do comportamento das taxas de falência de MEs e GEs no período do Simples Nacional. Para isso, são feitas regressões similares, 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 às MPEs, se a *dummy Simples* for associada a um coeficiente estatisticamente significativo e negativo ( $\beta < 0$ ) nas menores empresas, mas não significativo ou positivo ( $\beta > 0$ ) nos demais portes, pode-se inferir, com maior robustez, como um efeito do Simples Nacional e não uma relação espúria ou decorrente de atributos não observados que afetam a adesão ao sistema e a falência<sup>12</sup>.

**Quadro 2 – Variáveis explicativas: descrições, unidades e fontes**

Variáveis	Descrições	Unidades	Fontes
Simples	<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 –

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 deve ter faturamento bruto anual de até R\$ 3,6 milhões.

<sup>12</sup> Sem diferenciar os portes das firmas e com uma *proxy* para a carga tributária total, Carmo e Carvalho (2007) mostram evidências para o Brasil de que quanto maior a carga tributária, maior a ocorrência de falências.

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, ao mesmo tempo, 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 a *câmbio*, é usada 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, trabalho, renda, pobreza, desigualdade e consumo (CACCIAMALI; TATEI, 2016; BARBOSA FILHO, 2017; MANNI et al., 2017; OREIRO, 2017; MARCONI, 2018). Porém, um aspecto ainda pouco explorado na literatura refere-se a efeitos da crise nas falências.

Para contribuir para o preenchimento de tal lacuna na literatura, é inserida a variável *crise*, *dummy* temporal representativa da vigência da crise econômica brasileira no período analisado. Em consonância com o Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE)<sup>13</sup>, que estabelece como início da crise o segundo trimestre de 2014, a *dummy* assume o valor um a partir de abril de 2014 e zero nos meses anteriores. Como é possível que a inserção desta variável afete os coeficientes estimados da variável *IBC-BR* – por sinalizar o desempenho econômico agregado, que caracteriza a recessão –, são estimados modelos

---

<sup>13</sup> 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).

com e sem a *dummy crise*. Assim, esta tem o objetivo de captar possíveis efeitos da crise que não se refletem nas variáveis controladas – por exemplo, instabilidades e incertezas (PANDINI et al., 2018). Além das regressões, análises descritivas no início da próxima seção têm o intuito de sinalizar prováveis impactos da 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 capitais humano e financeiro e realizam, no geral, mais investimentos que suavizam choques. Nessa linha, 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. Porém, com dados brasileiros, Rodriguez (2017) sugere que as empresas de pequeno porte são menos sensíveis a variáveis macroeconômicas. Assim, o presente estudo também contribui, 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 elevados<sup>14</sup> (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 GEs<sup>15</sup>. Algumas análises das evoluções dessas taxas são realizadas na próxima seção. Quanto às demais variáveis, com exceção da *taxa de juros*, os coeficientes de dispersão 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 própria.

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).

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

<sup>14</sup> Calculado, para cada variável, pela razão entre o desvio-padrão e a média. Tais coeficientes mostram a extensão da variabilidade de uma variável – no caso, ao longo do tempo – em relação à sua média (EVERITT, 1998).

<sup>15</sup> 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.

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 no sentido de o estimador padrão da variância 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  $\delta$  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 o 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, deve-se apontar que as estratégias empíricas são adotadas para as variáveis dependentes em nível (modelo linear) e em transformações logarítmicas – logaritmo natural (modelo log-linear). Assim, são averiguadas as sensibilidades dos resultados à forma funcional. Além disso, em regressão com especificação log-linear (somente a variável dependente em logaritmo), os coeficientes estimados de *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.

## 4. Evidências e discussões

### 4.1 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). O Gráfico 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 períodos, o total de estabelecimentos de MPEs é bastante 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 podem ser justificadas, ao menos parte, por evidências de SEBRAE (2016). Com dados de outra fonte, este 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

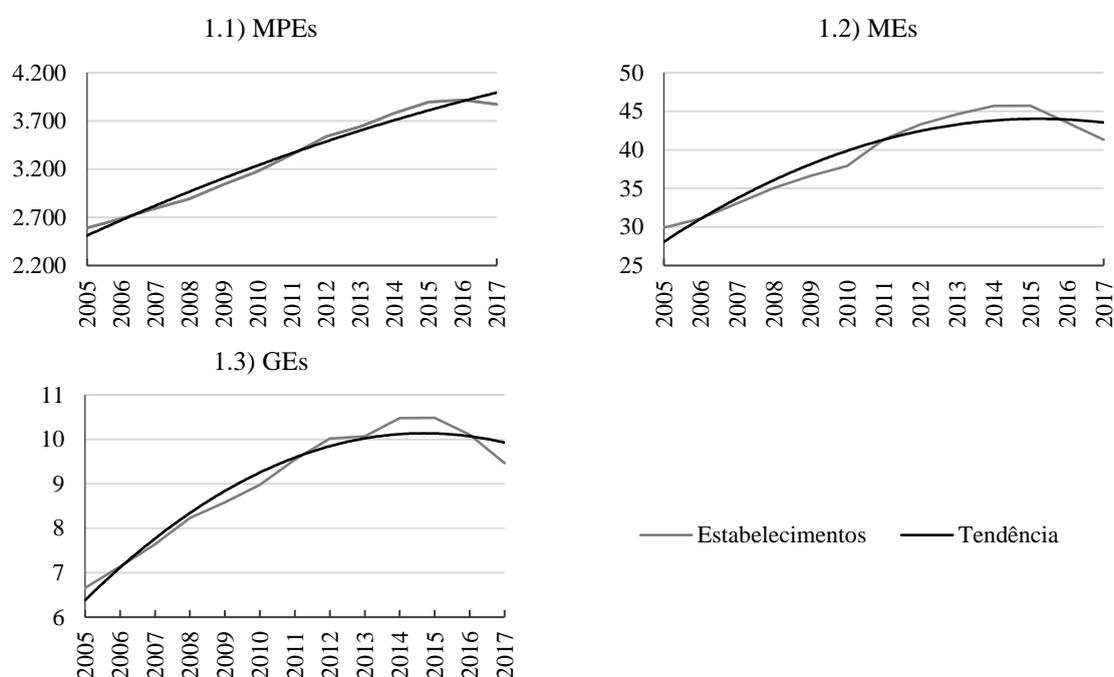
culminou no advento do Simples Nacional<sup>16</sup>.

A Tabela 2 também mostra que após o advento 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 efeitos negativos da crise.

**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	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

Fontes: RAIS. Elaboração própria.



**Gráfico 1 – Brasil: evoluções dos totais de estabelecimentos (milhares), segundo os portes das empresas (2005-2017)**

Fontes: RAIS. Elaboração própria.

O Gráfico 2 expõe 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 posteriores<sup>17</sup>. 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.

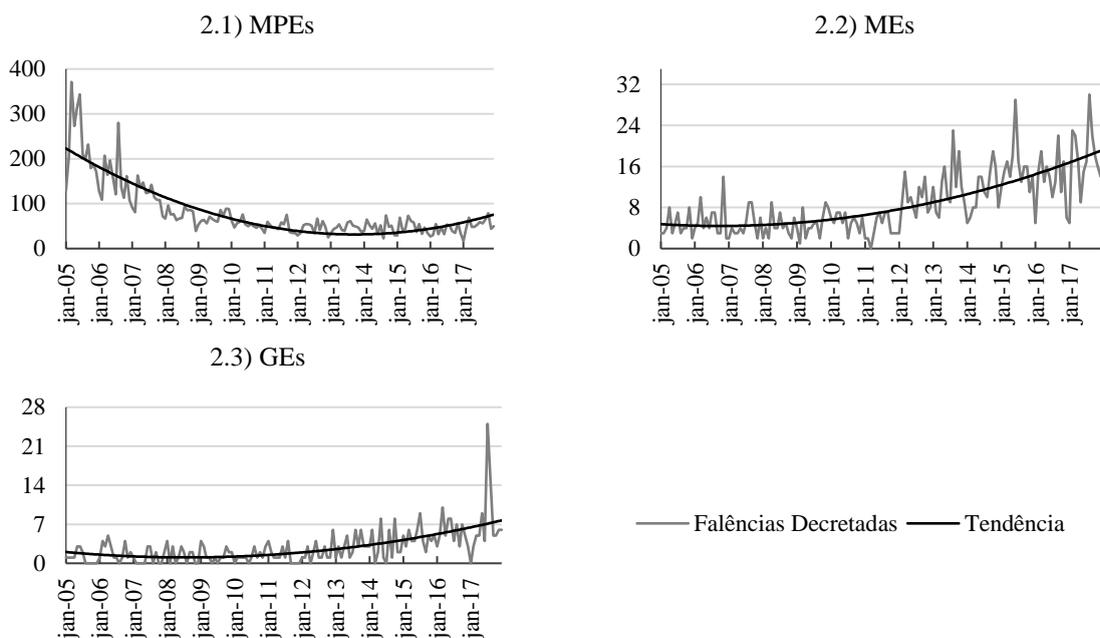
<sup>16</sup> Outro destaque de SEBRAE (2016) é a criação do Microempreendedor Individual (MEI) pela Lei Complementar nº 128 em 2008 (BRASIL, 2008), que estimulou a formalização de negócios e a criação de novos empreendimentos com menores faturamentos por meio de baixos custos de registro e manutenção (menores burocracias e tributos).

<sup>17</sup> Com dados 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).

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

Intervalos	Períodos Selecionados	Portes das Empresas		
		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

Fontes: Serasa Experian. Elaboração própria.



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

Fontes: Serasa Experian. Elaboração própria.

Finalmente, os Gráficos 3.1, 3.2 e 3.3 reportam as evoluções das taxas mensais de falência no período analisado, segundo os portes – linhas em cinza; as em preto representam tendências ajustadas por funções quadráticas. Já na Tabela 4, constam as variações anuais médias (%) das taxas de falência pelos portes e períodos selecionados. Observa-se tendência de decrescimento da taxa de falência das MPEs até 2014 – a variação anual média foi negativa anteriormente e positiva posteriormente. Assim, tal 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 decrescimento médio anual desta de 2006 a 2017 foi bem inferior ao de 2005 a 2006, enquanto nas demais empresas ocorreram crescimentos médios das taxas nestes períodos.

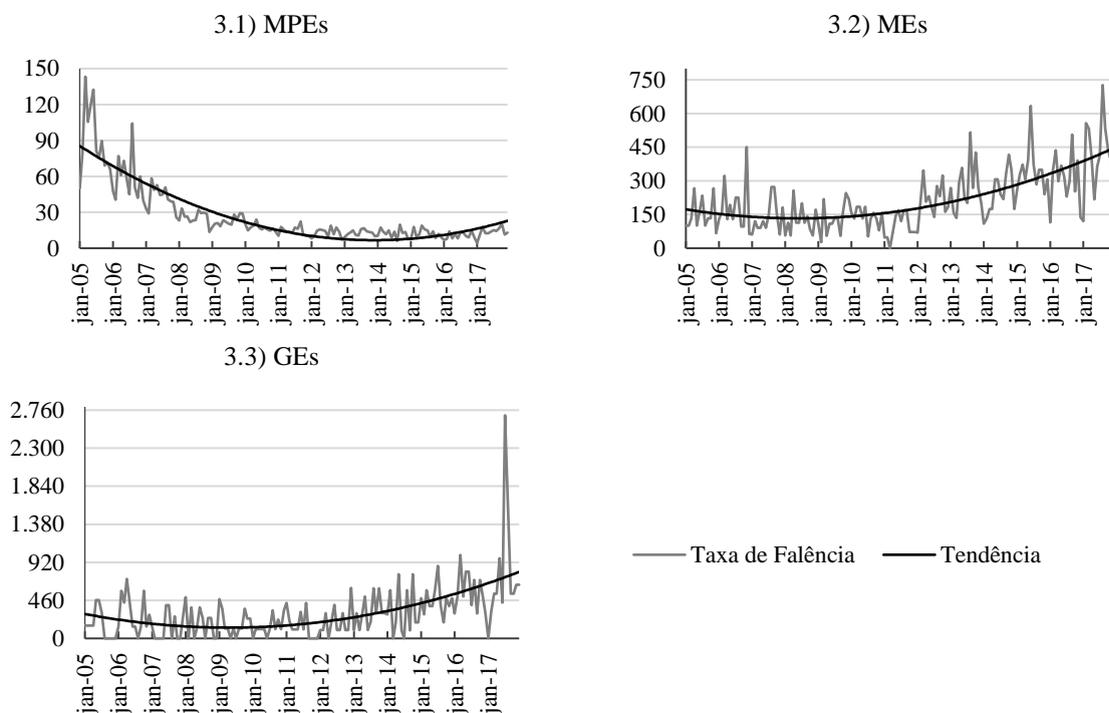
**Tabela 4 – Brasil: variações anuais médias das taxas de falência decretada (%), segundo os portes das empresas e os períodos selecionados (2005 a 2017)**

Intervalos	Períodos Selecionados	Portes das Empresas		
		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.

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.



**Gráfico 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.

## 4.2 Análises dos resultados das regressões

A seguir, inicialmente, são reportados os resultados obtidos nas regressões por MQO de seis 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). As justificativas para estas opções foram apresentadas na seção anterior. Nas *especificações I* (linear) e *II* (log-linear), as variáveis supracitadas não são controladas. Nas *especificações III* (linear) e *IV* (log-linear), a *inflação* é inserida. Já nas *especificações V* (linear) e *VI* (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 gerou redução da taxa de falência de MPEs. Nas seis especificações, os coeficientes são estatisticamente significativos (a 1%) e negativos. Pelos coeficientes das especificações com a variável dependente em logaritmo, é sinalizado que o Simples Nacional gerou uma redução média mensal da taxa de falência das MPEs entre 1,38% (*VI*) e 1,54% (*IV*).

Assim, condicionais às variáveis controladas, os resultados corroboram as evidências das análises descritivas da subseção anterior, sugerindo que o Simples Nacional reduziu a taxa de falência de MPEs (Figura 3 e Tabela 4)<sup>18</sup>. 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. Índícios nesse sentido também são sugeridos nas regressões pelos coeficientes negativos e significativos da *crise*.

Para tal inferência, deve-se considerar as *especificações V* e *VI* e comparar os coeficientes das *dummies Simples* e *crise*. A primeira considera o período de julho de 2007 a dezembro de 2017; a outra,

<sup>18</sup> 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.

se inicia mais adiante, em abril de 2014, mas termina no mesmo momento. Os coeficientes negativos associados ao Simples Nacional (maior subperíodo) têm magnitudes maiores do que os coeficientes negativos e significativos da *dummy crise*. Na *especificação VI*, 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 dos meses iniciais (antes do Simples Nacional), mas a menor diferença média entre os subperíodos inicial e subsequentes é a relativa à crise.

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

Variáveis / Especificações	I	II	III	IV	V	VI
Simples	-57,267*** (5,797)	-1,478*** (0,088)	-58,920*** (5,839)	-1,541*** (0,087)	-55,950*** (5,935)	-1,381*** (0,088)
Crise					-8,439*** (1,562)	-0,455*** (0,073)
Taxa de Juros	11,334** (5,310)	0,220* (0,133)	14,733*** (5,466)	0,349** (0,138)	13,945*** (5,306)	0,307** (0,119)
Inflação			9,054** (3,645)	0,344*** (0,116)	7,195* (3,644)	0,244** (0,101)
Câmbio	-0,236 (0,364)	-0,001 (0,01)	-0,246 (0,346)	-0,001 (0,009)	-0,251 (0,333)	-0,001 (0,008)
IBC-BR	0,120 (0,960)	0,051 (0,037)	0,225 (0,972)	0,055 (0,037)	-0,635 (0,958)	0,008 (0,034)
Observações	156	156	156	156	156	156
R <sup>2</sup>	0,686	0,579	0,699	0,601	0,719	0,676
R <sup>2</sup> Ajustado	0,678	0,568	0,688	0,588	0,707	0,662
Teste F	25,910	76,750	21,845	68,460	27,180	77,265
DW	0,777	0,643	0,811	0,686	0,834	0,763

**Fontes: Bacen, IBGE, IPEA, RAIS e Serasa Experian.** Elaboração própria.

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

Quanto às variáveis explicativas, somente a *taxa de juros* e a *inflação* são associadas a coeficientes estimados estatisticamente significativos. Para as duas variáveis, os coeficientes são positivos, sugerindo, assim como nos trabalhos para diversos países apontados na seção anterior, que o aumento dos juros e da inflação estimulam as falências de MPEs brasileiras, o que pode decorrer da dificuldade de arcarem com maiores custos de financiamento e gerais.

Vale destacar que as inserções das variáveis *inflação* e *crise* nas *especificações III a VI* elevam o poder de explicação dos modelos, medido pelo R<sup>2</sup>. Considerando tal estatística, outra constatação refere-se à forma funcional. Os modelos lineares (*especificações I, III e V*) têm maiores poderes de explicação que os log-lineares (*especificações II, IV e VI*). Ademais, em todas as especificações, é rejeitada a hipótese de não autocorrelação serial pelo teste de Durbin-Watson (DW) (DURBIN; WATSON, 1971). Logo, as variâncias dos estimadores são viesadas. Mais adiante na Tabela 8, são reportados os resultados das regressões que corrigem o problema.

Antes disso, a Tabela 6 mostra os resultados das regressões para a taxa de falência das MEs como variável dependente. Em relação à *dummy* representativa do período de vigência do Simples Nacional, verifica-se que os coeficientes estimados associados a esta são positivos nas seis especificações, mas nem sempre estatisticamente significativos. Tais resultados sugerem que o crescimento da taxa de falência das MEs após o Simples Nacional, sinalizado nas análises descritivas (Figura 3 e Tabela 4), pode decorrer de variações concomitantes de outros fatores, o que justificaria a ausência de significância estatística observada na maioria das especificações.

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 falências da MEs brasileiras no período aqui analisado. Nas demais variáveis macroeconômicas, há significância estatística somente para os coeficientes positivos associados ao *câmbio* nas *especificações V e VI*. Assim como nas estimações para as MPEs, as estatísticas R<sup>2</sup> indicam maior poder explicativo na forma funcional linear e com a inserção das variáveis *inflação* e *crise*. Ademais, também é rejeitada a hipótese do teste DW de ausência de autocorrelação nos resíduos (DURBIN; WATSON, 1971).

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

Variáveis / Especificações	I	II	III	IV	V	VI
Simple	44,363* (23,377)	0,173 (0,123)	52,018** (25,496)	0,187 (0,130)	14,232 (23,604)	0,119 (0,130)
Crise					188,284*** (21,137)	0,867*** (0,086)
Taxa de Juros	29,485 (34,067)	0,196 (0,169)	13,743 (34,957)	0,166 (0,176)	31,327 (29,618)	0,243 (0,149)
Inflação			-41,936 (36,296)	-0,079 (0,156)	-0,459 (29,634)	-0,108 (0,127)
Câmbio	3,197 (2,404)	0,015 (0,012)	3,243 (2,370)	0,015 (0,012)	3,361* (1,846)	0,016* (0,009)
IBC-BR	-7,269 (11,300)	-0,023 (0,056)	-7,756 (11,361)	-0,024 (0,056)	11,439 (7,205)	0,064 (0,039)
Observações	156	155	156	155	156	155
R <sup>2</sup>	0,039	0,033	0,049	0,035	0,417	0,374
R <sup>2</sup> Ajustado	0,014	0,007	0,017	0,002	0,393	0,348
Teste F	2,179	1,704	1,887	1,369	15,802	20,927
DW	0,887	1,016	0,916	1,025	1,474	1,579

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

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

A Tabela 7 expõe os resultados das regressões para a taxa de falência das GEs. Nota-se que os coeficientes da *dummy* Simple são positivos, mas não significativos em quase todas as especificações – a exceção é a *III*. Já os coeficientes da *dummy* crise corroboram, condicionais aos controles, a evidência das análises descritivas (Figura 3 e Tabela 4) de que a crise ampliou a tendência de aumento da taxa de falência das GEs. Outros resultados interessantes no mesmo sentido referem-se aos coeficientes estimados negativos associados ao *IBC-BR*, que não são significativos apenas com a inserção justamente da *dummy* crise (especificações *V* e *VI*). Tais resultados sinalizam que, em momentos de expansão da atividade econômica, a taxa de falência das GEs tende a reduzir; em contrapartida, em momentos de recessão, esta tende a aumentar.

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

Variáveis / Especificações	I	II	III	IV	V	VI
Simple	72,840 (55,401)	0,037 (0,163)	102,002* (61,626)	0,143 (0,155)	22,268 (51,671)	0,147 (0,158)
Crise					353,178*** (65,193)	0,742*** (0,129)
Taxa de Juros	-15,832 (138,342)	-0,094 (0,254)	-75,803 (160,023)	-0,085 (0,263)	-42,818 (144,954)	-0,062 (0,231)
Inflação			-159,754 (108,407)	-0,521*** (0,196)	-81,953 (92,548)	-0,313* (0,168)
Câmbio	-6,453 (5,389)	-0,011 (0,013)	-6,275 (5,201)	-0,011 (0,012)	-6,054 (4,744)	-0,012 (0,011)
IBC-BR	-40,205* (23,367)	-0,163** (0,072)	-42,060* (24,658)	-0,174** (0,073)	-6,056 (19,045)	-0,046 (0,069)
Observações	156	126	156	126	156	126
R <sup>2</sup>	0,025	0,051	0,048	0,102	0,261	0,292
R <sup>2</sup> Ajustado	-0,001	0,020	0,016	0,064	0,231	0,256
Teste F	1,186	1,493	1,234	2,806	6,614	8,963
DW	1,151	1,262	1,185	1,34	1,508	1,653

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

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

Ao contrário das estimações para as MPEs e MEs, a forma funcional log-linear é a mais adequada para as GEs, o que é sinalizado pela estatística R<sup>2</sup>. Pela mesma estatística, a adição das variáveis *inflação* e, principalmente, *crise* aumenta o poder explicativo dos modelos, sendo a primeira associada a coeficientes negativos e significativos nas especificações log-lineares (*IV* e *VI*). Além disso, assim como nas estimações para os menores portes, o teste DW rejeita a hipótese de ausência de autocorrelação serial ao nível de 5% de significância – excetuando-se o caso da *especificação VI*, na qual o teste DW é inconclusivo (DURBIN; WATSON, 1971).

Portanto, nos três portes de empresas, para que as inferências não sejam comprometidas pelo viés na variância do estimador de MQO, é necessário corrigir a presença de autocorrelação. Seguindo as estratégias apontadas na seção anterior, ao analisar as Funções de Autocorrelação (FAC) e de Autocorrelação Parcial (FACP) das variáveis dependentes, observa-se que podem ser consideradas como

processos autoregressivos (AR). Assim, para eliminar a autocorrelação, é possível introduzir nas regressões as intercorrelações entre os resíduos. Opta-se, para os três portes, pela *especificação V*, dado o maior poder explicativo dos modelos lineares com todos os controles para as MPEs e MEs e para não perder graus de liberdade no caso das GEs – uma vez que o modelo log-linear reduz as observações das GEs devido à ocorrência de zero falência.

A Tabela 8 apresenta os resultados das novas estimações que corrigem a autocorrelação. Primeiramente, deve-se apontar que, para as MPEs, o modelo que se mostra mais ajustado, de acordo com o Critério de Informação de Akaike (AIC), é o *AR(2)* – processo autorregressivo estocástico de ordem 2. Já para as MEs e GEs, também segundo o AIC, prevalecem os modelos *AR(1)*. Além disso, considerando os p-valores dos testes de Wald, é rejeitada a hipótese de que os coeficientes sejam conjuntamente iguais a zero em todas as estimações (GREENE, 1997).

Os novos resultados corroboram evidências das análises descritivas e regressões iniciais. Para as MPEs, os coeficientes da *dummy Simples* são negativos e significativos, sinalizando um efeito negativo do advento do Simples Nacional específico às empresas de menores portes, uma vez que, nas MEs e GEs, os coeficientes da *dummy* são positivos – todos não significativos nas novas regressões. Assim, como as regressões para as empresas de maiores portes configuram-se como uma estratégia de identificação (“teste de placebo”), pode-se interpretar com maior robustez que o coeficiente negativo da *dummy Simples* nas MEs representa um efeito do regime tributário diferenciado e simplificado na taxa de falência destas empresas. Reforçando, isto porque são obtidos efeitos negativos apenas nas empresas beneficiadas pelo Simples Nacional.

**Tabela 8 – Resultados das regressões com correção de autocorrelação, segundo os portes (especificação V)**

Variáveis / Portes / Modelos	MPEs		MEs		GEs	
	AR(1)	AR(2)	AR(1)	AR(2)	AR(1)	AR(2)
Simples	-46,265*** (4,138)	-30,821*** (7,796)	13,704 (30,927)	13,185 (31,378)	23,470 (129,070)	24,518 (135,776)
Crise	-10,735*** (0,129)	-10,905*** (0,243)	184,107*** (24,760)	184,323*** (25,240)	350,636*** (80,965)	350,609*** (84,216)
Taxa de Juros	12,236*** (3,801)	10,643*** (3,888)	40,498 (33,409)	40,266 (33,406)	-53,324 (107,038)	-49,867 (106,495)
Inflação	5,425 (4,223)	5,172 (3,484)	8,692 (31,740)	7,336 (31,687)	-74,430 (98,189)	-73,851 (98,554)
Câmbio	0,350 (0,231)	0,313 (0,268)	2,886 (2,417)	3,031 (2,430)	-8,108 (7,544)	-8,395 (7,323)
IBC-BR	-1,202 (0,260)	-1,074 (0,394)	8,171 (10,165)	8,567 (10,130)	-12,613 (29,944)	-12,029 (30,197)
AR1	0,664*** (0,055)	0,492*** (0,068)	0,269*** (0,088)	0,275*** (0,094)	0,249*** (0,059)	0,234*** (0,056)
AR2		0,375*** (0,055)		-0,025 (0,079)		0,062 (0,075)
Observações	156	156	156	156	156	156
LL	-583,034	-575,840	-927,641	-927,596	-1100	-1,1e+03
Wald (chi²)	621,030	796,671	84,220	88,668	49,397	50,030
Wald (p-valor)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
AIC	1184,067	1171,679	1873,283	1875,191	2191,562	2192,963
DW	2,270	1,920	1,982	1,992	2,026	2,003

**Fontes: Bacen, IBGE, IPEA, RAIS e Serasa Experian.** Elaboração própria.

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

Ademais, assim como nas análises descritivas e nas regressões iniciais, os resultados das regressões da Tabela 8 também sinalizam efeitos da crise econômica brasileira a partir de 2014 nas taxas de falência das empresas dos três portes. Para as MPEs, a *dummy crise* é associada a coeficientes negativos e significativos, mas com magnitudes inferiores aos dos coeficientes da *dummy Simples*, denotando redução da tendência de decréscimo da taxa de falência dessas empresas observada em grande parte do período aqui considerado (Gráficos 3 e Tabela 4). Para as MEs e GEs, os coeficientes positivos e significativos associados à *dummy crise* reforçam as evidências anteriores de que a crise potencializou as tendências de crescimento das taxas de falência dessas empresas brasileiras ocorrida no período aqui analisado (Figura 3 e Tabela 4).

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*. Já para as MPEs, os resultados corroboram o argumento de Contador (1985) de que a esperada relação negativa entre recessão e insolvência de empresas não pode ser generalizada. Lembrando que o autor chegou a essa conclusão também com dados para o Brasil, mas dos anos 1980 e 1990.

Os resultados aqui encontrados também são contrários à hipótese de as MPEs serem mais vulneráveis a oscilações econômicas, principalmente em países em desenvolvimento (DUTRA; GUAGLIARDI, 1984; MORRISON et al., 2003; ROSSI; THEISEN, 2017). Na verdade, são semelhantes às evidências de Rodriguez (2017) também para o Brasil, mas em anos distintos, ao sugerir as empresas de menores portes como menos sensíveis à conjuntura macroeconômica.

## 5. 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, além de poderem gerar várias externalidades positivas. No Brasil, o peso econômico das micro e pequenas empresas (MPEs) é inquestionável. Contudo, historicamente, estas apresentam elevadas taxas de mortalidade.

O fenômeno da mortalidade de empresas é tema de pesquisa de diversos autores, 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 principal foi investigar se o advento do Simples Nacional em 2007 impactou na taxa de mortalidade de MPEs, dado que estas se beneficiaram de reduções e simplificações tributárias. A falência decretada foi a proxy para a mortalidade. Um objetivo complementar foi avaliar como as falências são afetadas pela conjuntura econômica, sinalizada por variáveis macroeconômicas chaves (nível de atividade, inflação, câmbio e taxa de juros) e pela crise econômica brasileira a partir de 2014. Outro objetivo complementar foi averiguar se os efeitos da conjuntura econômica são heterogêneos segundo os portes das empresas. Para atingir estes objetivos, além de análises descritivas, foram feitas regressões com métodos de séries temporais e dados mensais de 2005 a 2017. Algumas estratégias empíricas foram adotadas para garantir maior robustez aos resultados, inclusive uma estratégia de identificação (“teste de placebo”).

Os resultados obtidos sinalizaram, com relativa robustez, alguns aspectos importantes. Primeiramente, em um país no qual a carga e a complexidade dos tributos sempre esteve no centro do debate econômico, o presente estudo encontrou um impacto benéfico da redução e da simplificação de tributos para empresas com menores portes. Nesse sentido, observou-se que, no período com vigência do Simples Nacional, as taxas de falências de MPEs foram menores do que no período considerado que não abrange o regime tributário diferenciado definido por aquele instrumento. Trata-se de um resultado que, assim como as evidências já existentes de aumento da formalização de empresas e empregos, pode justificar a adoção de instrumentos deste tipo, o que não deve desconsiderar o intrínseco trade-off associado à renúncia fiscal.

Em relação à crise econômica, as evidências aqui encontradas nas análises descritivas e regressões apontaram para uma redução da tendência de decrescimento da taxa de falência das MPEs constatada para o período total considerado. Nas MEs e GEs, a crise teria potencializado as tendências de crescimento das taxas de falência dessas empresas, que foram observadas no período total analisado. Por um lado, tais evidências corroboram outras da literatura, sugerindo que crises econômicas aumentam as falências – ou, no mínimo, amenizam tendências de queda. Por outro lado, estas evidências somam-se a outras existentes para produção, produtividade, trabalho, renda, pobreza, desigualdade de renda e consumo no sentido de sugerir diferentes impactos negativos da mais recente crise econômica brasileira, iniciada em meados de 2014.

Por último, deve-se apontar que os resultados associados às variáveis macroeconômicas nos diferentes portes de empresas também sinalizaram um aspecto de destaque. As MPEs nem sempre são as mais vulneráveis a oscilações macroeconômicas, como preconiza a literatura principalmente para países em desenvolvimento. As evidências deste estudo, em consonância com outras prévias da literatura nacional, sugeriram que empresas de menores portes são menos sensíveis à conjuntura macroeconômica. Tal resultado, em conjunto com a redução, mas não a reversão, da tendência de decrescimento das

falências de MPEs com a crise econômica, pode decorrer do fato de que pequenos empreendimentos geralmente são a alternativa de garantia de um rendimento para grande parte da população em momentos econômicos desfavoráveis.

---

## Why do Enterprises die? Effects of the Simple National and the Economic Environment in the Bankruptcy Rate of Brazilian Micro and Small Enterprises

### Abstract

Micro and small enterprises (MSEs) are of fundamental importance for the Brazilian economy. The problem is that these enterprises have high mortality due to a complex causal chain in which internal and external environmental factors interact. This study aimed to investigate external constraints. The main purpose was to ascertain whether the advent of Simples Nacional in 2007 affected the bankruptcy rate of Brazilian MSEs, by deepening measures of tax reductions and simplifications. Moreover, it was assessed whether the effects of macroeconomic variables and the Brazilian economic crisis from 2014 on the bankruptcies are heterogeneous according to the size of the enterprises. Econometric estimates were made for time series with monthly data from 2005 to 2017. Among other aspects, the results obtained suggest that the Simple National negatively impacted the bankruptcy rate of MSEs and that they are more sensitive to the economic situation than medium and large enterprises.

### Keywords:

Micro and Small Enterprises; Bankruptcies; Simples Nacional; Economic Crisis.

### Referências bibliográficas

- ALTMAN, E. I. Why businesses fail. **Journal of Business Strategy**, v.3, n.4, 1983.
- ARAUJO, 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 de Mestrado em Economia da 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, Sep., 1987.

BRASIL. **Lei nº 9.317**. Institui o Sistema Integrado de Pagamento de Impostos e Contribuições das Microempresas e das Empresas de Pequeno Porte (SIMPLES). 05 de dezembro de 1996.

BRASIL. **Lei nº 11.101**. Regula a recuperação judicial, extrajudicial e a falência do empresário e da sociedade empresária. 09 de fevereiro de 2005.

BRASIL. **Lei Complementar nº 123**. Institui o Estatuto Nacional da Microempresa e da Empresa de Pequeno Porte. 14 de dezembro de 2006.

BRASIL. **Lei Complementar nº 128**. Institui o microempreendedor individual. 19 de dezembro de 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**. Anais do 7º Congresso de Controladoria e Contabilidade da USP, 2007.

CASTRO, A. L. **Uma análise de impactos do Simples Nacional no DF**. Dissertação de Mestrado em Economia do Setor Público, Universidade de Brasília, Brasília, 2010.

COCHRAN, A. B. Small business mortality rates: A review of the literature. **Journal of Small Business Management**, v.19, n.4, 1981.

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**. Anais do XXXVII Encontro Nacional de Economia, ANPEC, dez., 2009.

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**. Textos para Discussão, n. 1.277, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Brasília, maio, 2007.

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.

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**. 3ª ed., Prentice Hall, New Jersey, 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 de Mestrado em Economia, Universidade de Aveiro, 2011.

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, June, 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. **Revista 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 de Mestrado em Economia, Pontifícia Universidade Católica, Rio de Janeiro, 2004.

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 de 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**, n.45, p.593-624, São Paulo, 2020.

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 de 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 FRIEDRICH, 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 de Mestrado em Economia, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2007.

STEN, J. **Exit: success or failure?** Anais do International Council of Small Business, 1998.

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, June, 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**. 20ª 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, ed.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.