



MARIA ELVINA LAGES VERAS BARBOSA

TAMANHO DAS FIRMAS E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL DURANTE O PERÍODO 1996 A 2021: UMA INVESTIGAÇÃO EMPÍRICA USANDO ECONOMETRIA DE SÉRIES TEMPORAIS

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional *Stricto Sensu* em Economia, Políticas Públicas e Desenvolvimento do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP), como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia, Políticas Públicas e Desenvolvimento.

Orientador

Professor Doutor Sérgio Ricardo de Brito Gadelha

Brasília-DF, 2022





MARIA ELVINA LAGES VERAS BARBOSA

TAMANHO DAS FIRMAS E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL DURANTE O PERÍODO DE 1996 A 2021: UMA INVESTIGAÇÃO EMPÍRICA USANDO ECONOMETRIA DE SÉRIES TEMPORAIS

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional *Stricto Sensu* em Economia, Políticas Públicas e Desenvolvimento do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP), como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia, Políticas Públicas e Desenvolvimento.

Aprovado em 23 / 11 / 2022

Banca Examinadora

Prof. Dr. Sérgio Ricardo de Brito Gadelha - Orientador

Prof. Dr. Mathias Schneid Tessmann

Prof. Dr. Marciano Buffon



idp

B238 Barbosa, Maria Elvina Lages Veras

Tamanho das firmas e crescimento econômico no Brasil durante o período 1996 a 2021: uma investigação empírica usando econometria de séries temporais/ Maria Elvina Lages Veras Barbosa. – Brasília: IDP, 2022.

76 p.

Inclui bibliografia.

Trabalho de Conclusão de Curso (Tese/Dissertação) – Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa – IDP, Curso de Mestrado Profissional Stricto Sensu em Economia, Políticas Públicas e Desenvolvimento, Brasília, 2022.

Orientador: Prof(a). Dr. Sérgio Ricardo de Brito Gadelha.

1. Tamanho das firmas. 2. Empreendedorismo. 3. Crescimento econômico. I. Título.

CDD: XXX

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Ministro Moreira Alves





Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa

AGRADECIMENTOS

Quando eu era adolescente alguns professores da escola me falaram que eu servia apenas para bagunçar, me fizeram acreditar que TDAH era sinônimo de incapacidade e me convidaram a ir para outra escola. Meu agradecimento a estas pessoas se deve por terem despertado em mim a vontade de vencer. Apenas cada indivíduo sabe onde seu sapato aperta e somente os meus sabem o que passamos para chegar aqui. Agradeço ao meu orientador pela paciência e disponibilidade, sua dedicação e assistência foi essencial para que esse momento se tornasse realidade. Agradeço aos meus pais, Cassandra e Ricardo, pelo apoio e amor a mim concedido. Ao meu paidrasto Guido e sua família pelo carinho. Aos meus irmãos, em especial ao Ricardo Filho e sua esposa Laura por me acolherem tão bem em Brasília e por cuidarem de mim como filha: eu amo vocês. Aos meus avós Salustiano, Elvina e Maria Alice, vocês são meu alicerce. Aos meus tios e primos em especial, Tia Ana, Tio Zé, Tio Eugênio, meus padrinhos, AJ, Rodrigo, Valéria e Carlinhos, vocês foram meu refúgio e meu colo. Aos amigos que entenderam a minha ausência em eventos, saídas e aniversários e que durante esse período também me ofereçam palavras de afeto. Aos colegas de mestrado, em especial Camilla e Moacir, que dividiram comigo essa caminhada e a tornaram mais leve. Por fim, aos meus anjos da guarda Maria Fonseca e Fernanda Lages, vocês me iluminam e protegem aí do céu. Essa vitória é nossa e esse trabalho é dedicado a vocês!



RESUMO

O crescimento econômico do país é uma pauta comum nos campos acadêmico e profissional. Assim, os meios de comunicações divulgam resultados que consideram importantes para o crescimento econômico como PIB, taxa de desemprego e outras variáveis. Na literatura econômica, após estudos de Schumpeter, o debate sobre crescimento econômico passou a considerar como variável explicativa o tamanho das firmas. O objetivo geral desse estudo é analisar, através de econometria de séries temporais, a relação entre tamanho das firmas e crescimento econômico no Brasil. Os resultados demonstram haver significância entre as variáveis estudadas, sendo o efeito negativo quando se trata de micro e pequenas empresas e positivo para as demais firmas. Buscando entender o resultado negativo encontrado para o setor que mais emprega no Brasil, observou-se a relação entre o tipo de empreendedorismo desenvolvido pelas micro e pequenas empresas e como esse fator impacta no crescimento econômico, ou seja, a maioria das empresas criadas no Brasil surgem em face do empreendedorismo de necessidade que, via de regra, não agrega inovação e qualificação do capital humano empregado. Logo, entender como o tamanho das firmas afeta no crescimento econômico do país permite ao poder público analisar as políticas públicas desenvolvidas para dinamizar a econômica e aplicá-las de formas assertiva em setores que irão efetivamente causar crescimento econômico.

Palavras-chaves: Tamanho das firmas, Empreendedorismo, Crescimento econômico.



ABSTRACT

The country's economic growth is a common agenda in academic and professional fields. Thus, the media publish results that they consider important for economic growth, such as GDP, unemployment rate, and other variables. In the economic literature, after Schumpeter's studies, the debate about economic growth started to consider firm size as an explanatory variable. The general objective of this study is to analyze, through time series econometrics, the relationship between firm size and economic growth in Brazil. The results show that there is significance between the variables studied, with negative effects for micro and small firms and positive effects for other firms. Seeking to understand the negative result found for the sector that employs most in Brazil, we observed the relationship between the type of entrepreneurship developed by micro and small companies and how this factor impacts economic growth, i.e., most companies created in Brazil arise through necessity entrepreneurship which, as a rule, does not add innovation and qualification to the human capital employed. Therefore, understanding how the size of firms affects the country's economic growth allows the government to analyze the public policies developed to boost the economy and apply them assertively in sectors that will effectively cause economic growth.

Keywords: Firm size, Entrepreneurship, Economic growth.



LISTA DE TABELAS

Tabela 1 Resultado dos testes de raízes unitárias (1996 a 2021)	35
Tabela 2 Impacto do tamanho das firmas no crescimento econômico do Bras Variável dependente: PIB real <i>per capita</i> $\left(ypc_t\right)$	sil.
	5



SUMÁRIO INTRODUÇÃO 11 Contextualização do Tema...... 1.1 1.2 Problema de Pesquisa......14 1.3 1.4 1.5 1.6 REFERENCIAL TEÓRICO. 20 3 **METODOLOGIA...** 24 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS E TRATAMENTO DOS DADOS...... 32 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS Análise de Estacionariedade..... 5.2 CONSIDERAÇÕES FINAIS E IMPLICAÇÃO POLÍTICA... 43 Referências 46





INTRODUÇÃO

1.1 Contextualização do Tema

Nos últimos anos, o Brasil enfrentou três grandes crises econômicas. No que se refere à crise econômico-financeira internacional de 2008-2009, segundo o Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas (SEBRAE), pelos dados do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED), as micro e pequenas empresas (MPE) foram responsáveis pelo saldo positivo na geração de emprego, sendo o setor menos afetado por aquela crise. Já na crise econômica de 2014-2016, mesmo com saldo negativo na geração de emprego, as MPE demitiram menos funcionários do que as médias e grandes empresas segundo o Sebrae (2015) e, por fim, na crise pandêmica da COVID-19 em 2020-2021, esse setor gerou o dobro de vagas de emprego que as demais empresas.

Na literatura econômica, os determinantes do crescimento econômico sustentável de médio e longo prazo têm sido considerados em diversas dimensões, tais como instituições (ACEMOGLU et al., 2001, 2002), educação (BARRO, 1991) e abertura comercial (SACHS e WARNER, 1997). O tamanho da firma¹ pode ser outra dimensão, envolvendo a questão de saber se as empresas grandes ou pequenas seriam importantes para estimular esse crescimento. Desde o estudo de Schumpeter (1942), economistas e formuladores de políticas têm debatido sobre os efeitos do tamanho das firmas no crescimento econômico. Diferentes estudos têm examinado a influência do tamanho da firma no crescimento e estabilidade dos empregos gerados (DAVIS e HALTIWANGER, 1992; DAVIS et al., 1996; ROB, 1995),

¹ No presente estudo utiliza-se para firma o conceito econômico de Ronald Coase para estudos da teoria da firma onde empresa e firmas são sinônimos. Sendo assim, as firmas são organizações que produzem e vendem bens e serviços através da contratação de fatores de produção.





no crescimento da produtividade (PAGANO e SCHIVARDI, 2003; ACS *et al.*, 1999; CHENG e LO, 2004), e crescimento da renda (SHAFFER, 2002).

Logo, o estudo do tamanho das firmas e seu impacto no crescimento econômico é de suma importância para que os governos tenham orientação de políticas públicas voltadas para dinamizar a economia.

No Brasil, é importante ressaltar que o constituinte originário, percebendo que as MPE é o setor que mais emprega, destinou os artigos 146, inciso III, alínea d; 170 e 179² da Constituição Federal para versar sobre o tratamento jurídico diferenciado a esse setor empresarial. Em 2003, foi aprovada a Emenda Constitucional nº. 42/2003 que alterou o regime tributário nacional, e depois diversas leis nacionais foram aprovadas, tais como a Lei Complementar nº. 123/2006 que criou o cadastro único de contribuintes e facilitou o acesso ao crédito, e a Lei n.º 139/2011 que reajustou o teto para os optantes do regime tributário Simples Nacional.

A criação dessas leis toma por base estudos realizados pelo Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas (Sebrae), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e outros institutos. Ainda segundo o Sebrae (2021), as micro e pequenas empresas representam 99% das empresas brasileiras, 30% do Produto Interno Bruto (PIB) e são responsáveis por gerar 72% dos empregos com

²Art. 146. Cabe à lei complementar:

^(...)

III - estabelecer normas gerais em matéria de legislação tributária, especialmente sobre:

^(...)

d) definição de tratamento diferenciado e favorecido para as microempresas e para as empresas de pequeno porte, inclusive regimes especiais ou simplificados no caso do imposto previsto no art. 155, II, das contribuições previstas no art. 195, I e §§ 12 e 13, e da contribuição a que se refere o art. 239. (Incluído pela Emenda Constitucional nº 42, de 19.12.2003)

Art. 170. A ordem econômica, fundada na valorização do trabalho humano e na livre iniciativa, tem por fim assegurar a todos existência digna, conforme os ditames da justiça social, observados os seguintes princípios:

^(...)IX - tratamento favorecido para as empresas de pequeno porte constituídas sob as leis brasileiras e que tenham sua sede e administração no País.

Art. 179. A União, os Estados, o Distrito Federal e os Municípios dispensarão às microempresas e às empresas de pequeno porte, assim definidas em lei, tratamento jurídico diferenciado, visando a incentivá-las pela simplificação de suas obrigações administrativas, tributárias, previdenciárias e creditícias, ou pela eliminação ou redução destas por meio de lei.

carteira assinada³ no Brasil. Por esse motivo, algumas políticas se voltaram para o incentivo desse setor, porém são poucos, e pode-se dizer até raro, os estudos na literatura brasileira que relacionam crescimento econômico e tamanho das firmas.

Os estudos realizados indicam a existência de uma relação entre o tamanho das firmas e crescimento econômico dos países, sendo que para grandes e médias empresas o coeficiente se mostra positivo, ou seja: quanto maior a quantidade desse grupo de empresa, maior o crescimento econômico, enquanto para micro e pequenas empresas essa relação é negativa.

Cravo, Gourlay e Becker (2012), assim como Hober, Lima e Fochezatto (2018), apresentam a hipótese de que o tipo de empreendedorismo desenvolvido no país pode ter forte relação com o coeficiente negativo encontrado para as micro e pequenas empresas. assim, apontam а existência de dois tipos empreendedorismo: oportunidade e necessidade (ACS. 2006: CALDERON et al., 2017). No empreendedorismo de oportunidade, existe o aproveitamento de uma situação para desenvolvimento de um novo negócio onde, em regra, não há a simples divisão do mercado consumidor, mas a criação ou expansão do mercado existente. Dito de outro modo, nesse tipo de empreendedorismo os empreendedores criam empresas quando veem uma oportunidade de negócio. Já no empreendedorismo de necessidade, a abertura do novo negócio se relaciona com a falta de oferta de trabalho ou renda. Ou seja, os empreendedores são forçados a iniciar um negócio por necessidade devido à falta de outras opções no mercado de trabalho (REYNOLDS et. al, 2005).

Segundo a pesquisa Global Entreperneurship Monitor (GEM), que acompanhou o empreendedorismo em mais de 40 países, nos anos 2020/2021 o Brasil aparece em nono lugar no desenvolvimento de empreendedorismo por necessidade. Chama atenção o fato de que nesse mesmo período o Brasil enfrentou as maiores taxas de desemprego, chegando à 14,5% segundo IBGE (2021). De acordo com Barros e Pereira (2008) existe uma correlação significativa e negativa entre taxa de desemprego e taxa de empreendedorismo, ou seja, quanto maior a taxa de empreendedorismo, menor a taxa de desemprego, observando que a maior parte desse empreendedorismo

³ Para fins do estudo realizado empregado e trabalhador são sinônimos e se referem ao trabalhador subornidado com carteira de trabalho e emprego de forma periódica e assalariada.



pode ser classificado como de necessidade. Os autores mencionados também relacionam a taxa de empreendedorismo e o crescimento econômico, encontrando como resultado coeficiente significativo e negativo, o que indica que uma maior atividade empreendedora por necessidade não melhora o crescimento econômico.

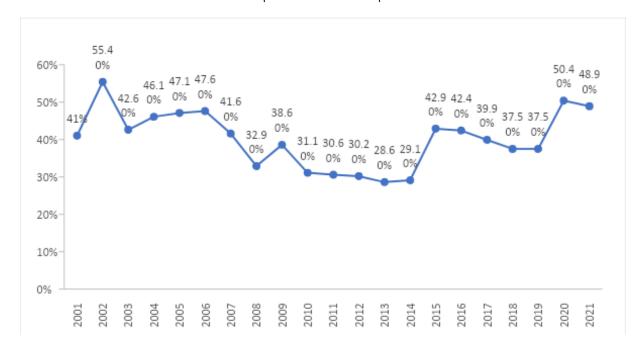


Gráfico 1 - Taxa de empreendedorismo por necessidade.

Fonte: GEM. Elaboração: própria.

O gráfico acima mostra que nos períodos de crise 2009, 2015 e 2020 a taxa de empreendedorismo por necessidade aumentou, o que corrobora com os estudos de Barros e Pereira (2008). Por fim, de acordo com os dados da pesquisa de Sobrevivência das Empresas elaborado pelo Sebrae (2020), as firmas com maiores taxas de mortalidade nos primeiros cinco anos são as MPE.

Os dados apresentados têm impacto direto em políticas públicas voltadas para o setor de micro e pequenas empresas, visto que a maioria das firmas nesse setor são desenvolvidas por necessidade e esse tipo de empreendedorismo não apresenta impacto positivo no crescimento econômico.

1.2 Problema de Pesquisa



Em face do exposto, propõe-se o seguinte problema de pesquisa: o tamanho das firmas possui impacto no crescimento econômico no Brasil?

1.3 Hipóteses da Pesquisa

Uma vez que a literatura especializada aponta que o tamanho das firmas contribui para o crescimento econômico de um país, duas hipóteses norteadoras dessa pesquisa foram testadas. A primeira hipótese se refere ao fato de que, ceteris paribus, no Brasil há uma relação negativa entre as micro e pequenas empresas e o crescimento econômico, e essa relação ocorre devido ao empreendedorismo por necessidade. Fatos estilizados demonstram que, em países com menores renda per capita e desenvolvimento econômico há um maior nível de empreendedorismo por necessidade (FONTINELE, 2010). A segunda hipótese se baseia no fato de que, ceteris paribus, há uma relação positiva entre empresas de médio porte e empresas de grande porte quanto ao crescimento econômico. Fatos estilizados demonstram que, em países caracterizados por empreendedorismo de oportunidade, são gerados negócios mais sólidos que podem propiciar a inovação e, por conseguinte, o crescimento e o desenvolvimento econômico.

Dessa forma, se as empresas privadas são uma das fontes de crescimento econômico, isso deve se refletir no aumento do tamanho médio das empresas, e não apenas no crescimento do número de empresas.

1.4 Objetivos Geral e Específicos

O presente estudo tem por objetivo geral analisar a relação entre tamanho das firmas e crescimento econômico no Brasil. Se a literatura econômica tem demonstrado que o tamanho das firmas contribui para o crescimento econômico do país, no Brasil as micro e pequenas empresas tem sido apontada como sendo as principais responsáveis pelo crescimento econômico por meio da geração de empregos formais. Como objetivos específicos, propõe-se: a) estimar





um modelo econométrico de crescimento econômico e fazer análise do tamanho das firmas; b) discutir a importância das micro e pequenas empresas para o crescimento econômico, em particular, os tipos de empreendedorismo.

1.5 Delimitação do Escopo do Estudo

Tendo em vista que o presente estudo se encontra voltado à análise da relação entre tamanho das firmas e crescimento econômico, faz-se necessário as seguintes delimitações. A primeira delimitação da pesquisa advém de qual abordagem sobre tamanho das firmas será adotada, visto que as empresas podem ser divididas de acordo com faturamento, número de empregados, ramo de atuação e outras divisões. Assim, optou-se por utilizar a divisão realizada pelo Sebrae que separa o tamanho das firmas de acordo com a quantidade de funcionários empregados, uma vez que dados sobre faturamento das firmas são restristos. A segunda delimitação diz respeito ao período temporal, uma vez que 1996 é o marco ano inicial de dados registrados junto ao IBGE e o último ano com dados constantes após a pandemia de COVID-19.

A terceira delimitação refere-se a quais variáveis serão utilizadas para a modelagem que se pretende realizar. Os trabalhos internacionais utilizados como base inserem diversas variáveis, seguindo desde a linha mais tradicional de modelagem econômica sobre crescimento, que consideram educação e capital humano como as principais variáveis a vetores de variáveis que influenciam no crescimento econômico. No estudo desenvolvido, o objetivo é analisar tão somente o impacto do tamanho das firmas no crescimento econômico, utilizando como variáveis tamanho do PIB, capital humano e tamanho das firmas.

1.6 Justificativa do Tema

Popularmente costuma-se dizer que "o brasileiro é empreendedor por natureza". O meio cotidiano está cercado de micro e pequenas empresas e costumeiramente é anunciado em meios de comunicações que a quantidade de MPE cresce anualmente e que esse setor seria o responsável pela maior geração de emprego e renda.



Em estados mais pobres como o Piauí, o contato com empresas de grande porte é quase inexistente, o que reforça a tese popular de que a MPE é o motor da economia.

Diante disso, analisar a relação entre tamanho das firmas e crescimento é relevante ao atual debate acadêmico, a profissionais do setor de administração de empresas e ao próprio poder público dado as importantes implicações de políticas públicas, já que o tema faz uma relação entre tamanho das firmas e crescimento econômico. Ocorre que, a nível nacional, poucos são os estudos que traçam a conexão entre tamanho das firmas e crescimento econômico.

Na presente pesquisa, existe interesse pessoal da pesquisadora, que se interessou pelo tema em virtude de um estudo desenvolvido no ano de 2020 que media o impacto da pandemia em atividades econômicas no estado do Piauí e nesse estudo verificou-se que mais de 90% das empresas nesse estado eram MPE⁴. Por outro lado, o Piauí é popularmente conhecido por ser um estado situado no nordeste brasileiro, com baixa renda *per capta* e alto índice de insegurança alimentar.

Além disso, o Sebrae anualmente divulga boletins econômicos falando sobre a importância das MPE, o impacto que elas possuem no PIB do Brasil e a quantidade de empregos gerados. Com os dados apresentados foram criados diversos incentivos para o setor, tendo como ponto de partida a constituição, porém o que se percebe aparentemente é que as MPE não conseguem se desenvolver e deixar o *status* de micro e pequena, ou seja, não geram crescimento econômico ao país.

Assim a pesquisa justifica-se pelo plano econômico-financeiro, porque o governo brasileiro faz investimentos bilionários voltados para as firmas independentemente do tamanho⁵, quando poderia direcionar melhor as políticas criadas e alavancar a economia. Há ainda a justificativa pelo ponto de vista social porque o crescimento econômico tem como pilares fundamentais a busca pelo pleno emprego, a erradicação da pobreza e a redução das desigualdades.

Para mais informações o leitor deve acessar: https://www.gov.br/pt-br/noticias/financas-impostos-e-gestao-publica/2022/07/pequenos-negocios-ja-podem-buscar-recursos-do-programa-nacional-de-apoio-as-micro-e-pequenas-empresas>

-

⁴ Para mais informações o leitor deve acessar: <chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/https://www.uespi.br/site/wp-content/uploads/2020/07/Impactos-da-Pandemia-do-Corona-V%C3%ADrus-nas-Atividades-Econ%C3%B4micas-no-Piau%C3%AD..pdf>



Sendo os empreendimentos das micro e pequenas empresas aqueles que possuem como característica o preenchimento de lacunas de atividades econômicas que a economia de escala não abrange e que concentram alta taxa de emprego, havendo relação entre tamanho das firmas e o crescimento econômico, mais políticas devem ser criadas voltadas para o setor.

É necessário que haja debate sobre o tamanho das firmas e crescimento econômico para que as políticas públicas criadas pelo governo, tendo em vista dinamizar a economia mediante a geração de emprego e renda, sejam efetivas. Ademais, o crescimento econômico, por ser uma variável quantitativa, é um trampolim para que o país alcance o desenvolvimento econômico, que é uma variável qualitativa, mas para que o Brasil chegue ao estágio de desenvolvimento é necessário que os incentivos ao setor privado para geração de emprego sejam assertivos.

Por fim, conforme dito alhures, o Brasil precisa de mais estudos voltados à essa área dada a quantidade ínfima de pesquisas realizadas que traçam essa ligação, sendo que o estudo utilizado como base para o desenvolvimento deste foi feito por regiões e utilizando como variável além do tamanho das firmas e PIB, uma espécie de vetor de variáveis que contempla nível de educação e taxa de crescimento populacional, enquanto que o estudo desenvolvido nesse trabalho considera apenas para tamanho das firmas, PIB e capital humano.

1.7 Organização do Estudo

Além da seção introdutória, o presente estudo se encontra organizado da seguinte forma. A seção seguinte irá discutir a importância das micro e pequenas empresas como determinantes do crescimento econômico abordando principalmente os diferentes tipos de empreendedorismo necessidade e oportunidade e como falhas institucionais impedem o desenvolvimento das MPE. Na seção terceira será descrita a abordagem metodológica que foi utilizada. Na quarta seção serão apresentados e discutidos os resultados. Por fim, a última seção trata das considerações finais e implicações de política.









2

REFERENCIAL TEÓRICO

A importância das micro e pequenas empresas, bem como das empresas de médio e de grande porte, na promoção do crescimento econômico tem sido explorada na literatura econômica. Estudos que analisam as vantagens das empresas de grande porte versus as micro e pequenas empresas podem ser divididos em duas linhas de pesquisa. Uma vertente de pesquisa foca nos papéis positivo (CASSIS, 1997; FOGEL et al., 2008; LEE et al., 2013; SMYTH, 2000) ou negativo (CAREE e THURIK, 1998; CAREE, 2002) das empresas de grande porte em promover o crescimento econômico. A outra vertente foca nos méritos das micro e pequenas empresas (BECK et al., 2005; AUDRETSCH et al., 2002; ROBBINS et al., 2000).

Shaffer (2001) explora a relação entre tamanho das firmas e crescimento econômico em cidades dos Estados Unidos, apontando que existe uma lacuna nesse tipo de relação. No seu trabalho divide as firmas em manufatura, varejo, atacado e de serviços. Atenta para o fato de que as micro e pequenas empresas são responsáveis pela criação da maioria dos empregos, porém estes seriam precários porque não são duradouros. Na especificação do modelo econométrico, Shaffer (2001) utiliza o tamanho das firmas e um vetor de condicionantes onde vai acrescentando variáveis que tenham significância com o estudo realizado, como educação para medir capital humano, renda per capita, gasto do governo, clima etc. Os resultados obtidos evidenciam a existência da relação entre tamanho das firmas e crescimento econômico, porém conclui-se que empresas de varejo e manufaturas são negativamente associadas ao crescimento econômico ao passo que as empresas de serviços possuem uma relação fraca e negativa e que empresas atacadistas possuem significância fraca.





Beck et al (2003) verificou que em países com diferentes níveis de desenvolvimento econômico a importância das micro, pequenas e médias empresas está positivamente correlacionada com o crescimento do PIB per capita. No entanto, eles também apontam que essa relação não é robusta para controlar o viés de simultaneidade, pois enquanto um grande setor dessas empresas é uma característica peculiar de economias bem desenvolvidas, parece não haver evidências de que essas empresas sejam um motor de crescimento. Weeks (2003) qualifica esse argumento afirmando que nos países em desenvolvimento a importância dessas empresas tende a diminuir nos estágios iniciais de desenvolvimento, mas que essa tendência é revertida à medida que a renda cresce, apontando um padrão em forma de U.

Cravo, Gourlay e Becker (2012) destacam que em países em desenvolvimento as micro e pequenas empresas possuem impacto neutro ou negativo no crescimento econômico e em países desenvolvidos esse impacto seria positivo. Os autores atribuem o impacto negativo desse setor ao tipo de empreendedorismo desenvolvido, afirmando que em países em desenvolvimento a regra é que essas empresas são criadas pelo empreendedorismo de necessidade, que é improdutivo em virtude do uso de mão de obra intensiva com baixo nível de escolaridade e baixa tecnologia. Entretanto, os autores explicam que o coeficiente negativo encontrado não diz necessariamente que as micros e pequenas não geram impactos no crescimento econômico, visto que os números negativos podem ser explicados pelas falhas de governo que impedem o desenvolvimento das micro е pequenas empresas do empreendedorismo produtivo.

Para o caso brasileiro, Carneiro e Silva (2018) afirmam existir políticas públicas voltadas para micro e pequenas empresas em virtude da capacidade que elas possuem de gerar empregos e formar clusters, e que, por isso, é importante mais estudos na área que envolvem tamanho da firma e desenvolvimento econômico. Eles afirmam que, no que diz respeito às pequenas empresas, a relação entre crescimento econômico e a presença delas depende do nível de desenvolvimento da região, porém geralmente há relação negativa entre pequenas e médias empresas e crescimento econômico nas regiões brasileiras, salvo quando há incorporação da variável capital humano nos estudos. Assim, sugerem que as pequenas empresas





impactam positivamente no crescimento econômico quando possuem grande quantidade de capital humano.

Carneiro, Silva e Hewings (2020), em um estudo sobre o tamanho das firmas e impacto na renda nos municípios brasileiros, afirmam que as MPE, em regra, impactam negativamente no desenvolvimento do país, salvo quando há divisão desse grupo em setor de indústria, manufatura e serviço. Assim, quando a quantidade de capital humano empregado nesse tipo de firma for, em sua maioria, utilizada no setor industrial, haverá um impacto positivo no desenvolvimento do país. Já se o emprego desse capital ocorrer nos setores de manufatura e serviços, o impacto será negativo. Por fim, os autores ressaltam um dado importante e contrário à visão geral de que as micro e pequenas empresas estão associadas a maiores taxas de crescimento de emprego quando encontraram coeficiente negativo para esse tipo de relação. Apenas no setor de serviço houve impacto positivo na geração de emprego advinda do setor das MPE.

O presente estudo contribui com a literatura brasileira sobre o tema por ter encontrado os seguintes resultados: em primeiro lugar, os resultados obtidos demonstram a significância entre tamanho das firmas e crescimento econômico, indicando que as MPE, apesar de serem o setor que mais emprega, não melhoram o desempenho econômico. Ressalta-se que o coeficiente negativo encontrado não significa que as MPE sejam negativas para o país, pelo contrário, o resultado está em concordância com a pesquisa realizada por Cravo, Gourlay e Becker (2012), Shaffer (2001) e Carneiro e Silva (2018) com o diferencial de que o estudo realizado traz dados sobre o crescimento do empreendedorismo de necessidade no Brasil e como esse tipo de empreendedorismo atrapalha no crescimento econômico.

Em segundo lugar, além do tipo de empreendedorismo desenvolvido, outros entraves podem contribuir com o coeficiente encontrado, como o regime tributário aplicado que pode ser um incentivo perverso ao não crescimento das firmas e à baixa qualificação do capital humano empregado que cria empecilhos para inovação. Todos esses pontos servem de alerta ao poder público para avaliar se o tipo de política pública empregada está sendo efetiva.

Por fim, o estudo serve como modelo para pesquisas futuras, podendo ser ampliado colocando outras variáveis explicativas como vetor de empreendedorismo e taxa de desemprego ou pode ainda ser replicado em cada estado fazendo uma pesquisa pormenorizada e



verificando se coeficiente negativo permanece em estados desenvolvidos como São Paulo, Rio de Janeiro e Brasília.



3 METODOLOGIA

Visando investigar a contribuição das firmas de diferentes tamanhos no crescimento econômico brasileiro, foram estimadas três versões de uma equação de crescimento econômico, cuja forma básica é (SHAFFER, 2002; CRAVO, GOURLAY e BECKER, 2012; CARNEIRO e SILVA, 2018):

$$ypc_{t} = \alpha + \beta \tau f_{t} + \eta ch_{t} + \varepsilon_{t}$$
 (1)

Em que ypc_t é um vetor de n valores observados da variável dependente PIB real $per\ capita;\ \tau f_t$ é o vetor de n valores das variáveis que indica o tamanho da firma; ch_t é o vetor de n valores relacionados à proxy de capital humano; α é um vetor de constantes e β é um vetor de parâmetros associados aos regressores; ε_t é o termo de resíduo (erro) estocástico ruído branco, independente e identicamente distribuído, com média zero e variância constante, isto é, $\varepsilon_t \sim iid(\mu, \sigma^2)$. Todas as variáveis encontram-se em logaritmos naturais, de modo que seus coeficientes estimados podem ser interpretados como elasticidades.

A equação (1) acima, que será estimada usando o estimador de mínimos quadrados ordinários (*ordinary least square* – OLS), requer antes que as variáveis sob investigação atendem a propriedade de estacionariedade fraca.



Entretanto, antes de se estimar o modelo econométrico descrito na equação, é necessário que se faça uma rigorosa análise de estacionariedade das séries temporais das variáveis investigadas. Em vista disso, foram aplicados os testes de raiz unitária modificados de Dickey-Fuller $\left(ADF^{GLS}\right)$ e de Phillips-Perron $\left(MZ_{\alpha}^{GLS}\right)$, propostos por Elliot, Rottemberg e Stock (1996), assim como Ng e Perron (2001), os quais superam os problemas de baixo poder estatístico e distorções de tamanho dos testes tradicionais de Dickey e Fuller (1979, 1981), Said e Dickey (1984) e de Phillips e Perron (1988).

As modificações no teste de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979, 1981) e de Said e Dickey (1984) fundamentam-se em dois aspectos centrais: (a) a extração de tendência em séries de tempo usando mínimos quadrados ordinários (OLS) é ineficiente, e; (b) a importância de uma seleção apropriada à ordem de defasagem do termo aumentado, de modo a obter uma melhor aproximação para o verdadeiro processo gerador de dados.

Para o primeiro caso, Elliot, Rottemberg e Stock (1996) propõem usar mínimos quadrados generalizados (GLS) a fim de extrair a tendência estocástica da série. Para isso, emprega-se o procedimento padrão para estimar a estatística ADF^{GLS} como sendo a estatística t para testar a hipótese nula H_0 : $\beta_0 = 0$, de presença de raiz unitária contra a hipótese alternativa H_A : $\beta_0 < 0$, de que a série é estacionária. A regressão estimada por mínimos quadrados ordinários é determinada por:

$$\Delta \widetilde{y}_{t} = \beta_{0} \widetilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \beta_{j} \Delta \widetilde{y}_{t-j} + e_{tk}$$
 (2)

Na Equação (2), $\overset{\sim}{y_t}$ define a série com tendência removida por mínimos quadrados generalizados, Δ o operador de primeiras diferenças e e_{tk} o resíduo não autocorrelacionado e homocedástico.

Com relação ao segundo aspecto, Ng e Perron (2001) demonstram que os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) tendem a selecionar baixos valores à defasagem k, quando se tem uma grande raiz negativa (próximo a -1) no polinômio



de médias móveis da série, conduzindo os testes de raízes unitárias a importantes distorções.

Esta situação motivou o desenvolvimento do critério modificado de informação de Akaike (MAIC) à seleção da defasagem autorregressiva de modo a minimizar as distorções provocadas por seleção inadequada de defasagem na Equação (2). O MAIC é projetado para selecionar um comprimento de defasagem relativamente longo na presença de uma raiz média-móvel próxima da unidade, a fim de evitar distorções, e um comprimento de defasagem menor na ausência de tal raiz, de modo que o poder do teste não fica comprometido. O teste ADF^{GLS} usa a estatística t (mínimos quadrados ordinários) correspondente a β_0 na referida Equação.

Ng e Perron (2001) sugeriram que as mesmas modificações propostas também fossem aplicadas ao teste tradicional de Phillips e Perron (1988), originando o teste $\underline{MZ}_{\alpha}^{GLS}$. Particularmente, as versões modificadas definem os testes \underline{MZ}_{a}^{GLS} , \underline{MSB} e \underline{MZ}_{t}^{GLS} , os quais baseiam-se em:

$$\underline{MZ}_{\alpha}^{GLS} = (T^{-1}y_T^d - \hat{\lambda}^2 \left(2T^{-2}\sum_{t=1}^T y_{t-1}^d\right)^{-1}$$
 (3)

$$\underline{MSB} = \left(T^{-2} \sum_{t=1}^{T} y_{t-1}^{d} / \hat{\lambda}^{2}\right)^{1/2} \tag{4}$$

$$\underline{MZ}_{t}^{GLS} = \underline{MZ}_{\alpha}^{GLS} x \, \underline{MSB} \tag{5}$$

Por meio de simulações, Ng e Perron (2001) mostraram que a aplicação conjunta de GLS para extrair a tendência determinista e do critério de seleção de defasagens MAIC produzem testes com maior poder, mas menores distorções de tamanho estatístico quando comparados aos testes tradicionais de *Augmented* Dickey e Fuller e Phillips-Perron. Os valores críticos das estatísticas ADF^{GLS} e \underline{MZ}^{GLS} estão reportados em Ng e Perron (2001), Tabela 1.



Contudo, mesmo os testes modificados ADF^{GLS} e \underline{MZ}_a^{GLS} , \underline{MSB} e \underline{MZ}_t^{GLS} possuem baixo poder na presença de quebras estruturais, tornando-se viesados no sentido da não rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária quando a série é estacionária. Ao lidar com dados de séries temporais, os pesquisadores devem estar atentos a possíveis quebras estruturais. Uma quebra estrutural ocorre quando o comportamento de uma série muda abruptamente em um determinado ponto no tempo. Essas quebras geralmente resultam de choques exógenos, por exemplo, choques de preços de commodities, conflitos, mudanças de política e mudanças de regime cambial e/ou monetário.

Na análise econométrica, uma das principais premissas é que estatísticas descritivas (parâmetros), como a média e o desvio padrão, são relativamente estáveis ao longo do tempo. No entanto, quebras estruturais geralmente distorcem essas estatísticas. Como resultado, os parâmetros podem não mais caracterizar com precisão as propriedades das séries e os métodos econométricos podem gerar estimativas enviesadas e inconsistentes e, como resultado, previsões e estimações ruins. Além disso, Maddala e Kim (1999) explicam que mudanças estruturais afetam os resultados dos testes de raízes unitárias, cointegração e causalidade. Em vista disso, na análise de estacionariedade serão considerados dois testes de raízes unitárias que consideram a presença de quebra estrutural.

O estudo de Perron (1989) ilustra a importância de se incluir uma quebra estrutural nos testes tradicionais de raízes unitárias ao mostrar que existe um viés contra a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária quando a série temporal, sob investigação, é estacionária ao redor de uma quebra estrutural. Foram considerados inicialmente três modelos de quebra estrutural. O Modelo A, que é conhecido como modelo *crash*, permite a mudança de um período no nível. O Modelo B, que permite a existência de uma quebra na tendência da série de tempo. E o Modelo C, que é conhecido como o modelo *changing growth path*, inclui mudança de um período em ambos nível e tendência.

Especificamente, a quebra estrutural é tratada como um evento exógeno, conhecendo-se sua data de ocorrência. Seja τ o período anterior à quebra estrutural, de modo que a hipótese nula é que a série y_{t} segue um processo de raiz unitária com quebra estrutural no





período $t=\tau+1$, contra a hipótese alternativa de que y_t é estacionária. Em sua forma geral, o denominado modelo (C), considera quebra de intercepto e de tendência e é expresso por:

$$y_{t} = a_{0} + a_{1}y_{t-1} + a_{2}t + \mu_{1}D_{L} + \mu_{2}D_{P} + \mu_{3}D_{T} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{i}\Delta y_{t-i} + \varepsilon_{t}$$
 (6)

Em que a variável dummy de impulso $D_p=1$ se $t=\tau+1$ e zero, caso contrário; variável dummy de nível $D_L=1$ se $t>\tau$ e zero, caso contrário; e variável dummy de tendência $D_T=t-\tau$ se $t>\tau$ e zero, caso contrário; a_0 é o intercepto; a_2 é o coeficiente da tendência determinística t; o termo de resíduo é um ruído branco não autocorrelacionado e homocedástico, $\epsilon_t \sim i.i.d.\left(0,\sigma^2\right)$; k é o número de defasagens escolhido de acordo com os critérios usuais de seleção de defasagens. μ_1 , μ_2 , μ_3 e β são parâmetros a serem estimados os resíduos obtidos na equação em (6) são usados para estimar a equação por meio mínimo quadrados ordinários:

$$e_t = a_1 e_{t-1} + u_t (7)$$

Sob a hipótese nula de raiz unitária, o valor teórico de a_1 é unitário. Sendo os resíduos independentes e identicamente distribuídos, a distribuição de a_1 dependerá da razão tamanho da amostra pré-quebra/tamanho total da amostra, denotada por $\lambda = \frac{\tau}{T}$, em que T é o número total de observações. Assim sendo, o termo " λ " determina a fração de quebra no teste de Perron (1989), representando a proporção de observações que ocorreram anteriormente à quebra estrutural, em relação ao número total de observações.

 $^{^6}$ A hipótese nula do Modelo C impõe as seguintes restrições nos parâmetros da equação (14): a1=1, $1\neq 0$, $2\neq 0$ e a2=3=0, ao passo que a hipótese alternativa, tem-se: a1<1, $a2\neq 0$, 1=0, $2\neq 0$ e $3\neq 0$. Perron (1989) prevê, ainda, dois casos particulares de mudanças no intercepto (Modelo A) ou na inclinação da série (Modelo B).

Caso os resíduos sejam correlacionados, deve-se então estimar a Equação (7) na forma do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) com seleção apropriada de defasagens para corrigir a autocorrelação. Para essa finalidade, utiliza-se a abordagem do geral para o específico, conforme sugerido por Campbell e Perron (1991), onde se escolhe a priori um número máximo de defasagens $(p_{máximo})$, as quais vão sendo eliminadas uma a uma, caso o coeficiente da última defasagem se apresente não significativo.

Todavia, Christiano (1992) criticou a abordagem de Perron (1989) sob o fundamento de que os pontos de quebra não devem ser tratados como exógenos uma vez que a imposição de uma data de quebra envolve uma questão de *data-mining*. Para Christiano (1992), a escolha da data da quebra estrutural está correlacionada com os dados, o que diminui a validade do procedimento proposto por Perron (1989) de seleção exógena da quebra. Pesquisas posteriores mudaram a hipótese de Perron (1989) de que o ponto de quebra é conhecido *a priori* e adotaram um procedimento endógeno para determinar o ponto de quebra a partir dos dados.

Vogelsang e Perron (1998) desenvolveram um teste de raiz unitária com estimação do ponto de quebra de forma endógena, baseando-se nos modelos A, B e C de Perron (1989) e nos métodos Innovation Outlier (IO) e Additive Outlier (AO). O modelo AO permite uma mudança súbita na média (crash model), enquanto o modelo IO permite mudanças mais graduais. Assim, os dois modelos são usados para verificar a hipótese de estacionariedade: quebra no intercepto, quebra no intercepto e na tendência, ambas em nível e em primeira diferença. O modelo geral é expresso na forma da seguinte equação:

$$y_{t} = \mu_{0} + \mu_{1} y_{t-1} + \mu_{2} t + \beta_{1} D_{l} + \beta_{2} D_{p} + \beta_{3} D_{t} + \sum_{i=1}^{j} p_{t} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_{t}$$
 (8)

Em que y_t é a série de dados, μ_0 o intercepto, μ_2 o coeficiente de tendência determinística; β_1 , β_2 e β_3 são parâmetros de quebra a serem estimados; D_l , D_p e D_t são variáveis dummies para a quebra no intercepto, quebra no nível e quebra na tendência, respectivamente; p_t e μ_1 são parâmetros desconhecidos, Δ é o operador de primeira



diferença, j é a melhor defasagem selecionada pelo critério de informação Akaike; e ε_t são inovações independentes e identicamente distribuídas (i.i.d).

Saikkonen e Lütkepohl (2002), Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002), e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2003) propuseram que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de um número de períodos como também a uma transição suave para um novo nível. Portanto, uma função de mudança de nível, que é conhecida pela forma não linear geral $f_t(\theta)$ ' γ , é acrescentada ao termo determinístico μ_t do processo gerador de dados. Assim, o modelo é expresso pela expressão (9):

$$q_t = \mu_0 + \mu_1 t + f_t(\theta) \dot{\gamma} + v_t \tag{9}$$

Em que θ e γ são parâmetros escalares desconhecidos, t é uma tendência temporal e v_t são erros residuais gerados por um processo AR(p) com possível raiz unitária.

Além da possibilidade de se modelar quebra estrutural com uma variável dummy de impulso, a mudança na função $f_t(\theta)$ 'y pode ser: (i) uma variável dummy de mudança simples com data de mudança T_b (shift dummy); (ii) baseada em uma função de distribuição exponencial que permite uma mudança gradual não linear para um novo nível começando no período T_b (exponencial shift); (iii) uma função racional no operador de defasagem aplicado a uma dummy de mudança (rational shift).

Operacionalmente, o teste de raiz unitária proposto por Saikkonen e Lütkepohl (2002), Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002), e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2003) está baseado na estimação do termo determinístico por mínimos quadrados generalizados (GLS) e na subtração dessa tendência da série original, seguida de um teste ADF desenvolvido às séries ajustadas. Se a data da quebra é desconhecida, recomenda-se a escolha de uma ordem de defasagens maior no primeiro passo e, então, obter a data de quebra que minimiza a soma dos erros quadrados generalizada do modelo em primeiras diferenças.



A escolha do número ótimo de defasagens se baseia nos resultados apresentados pelo critério de informação de Akaike (AIC).



idp

DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS E TRATAMENTO DOS DADOS

O presente estudo considera dados anuais de variáveis socioeconômicas abrangendo os anos de 1996 a 2021, isto é, o período pós-plano Real, totalizando 26 observações anuais. Essa restrição do período amostral se deve ao fato de que não foi possível obter dados sobre o tamanho das firmas para os anos anteriores a 1996. Na



plataforma do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) foram obtidas séries temporais das seguintes variáveis: Produto Interno Bruto (PIB), população e quantidade das firmas separadas por tamanho de acordo com a classificação do Sebrae.

O tamanho das firmas pode ser definido de várias formas, tais como pelo valor de mercado, valor do faturamento, quantidade de empregados, ativos, entre outros. No trabalho, foi utilizada o critério mais usual seguindo o Sebrae que define pela quantidade de empregados. Assim, empresas de 0 a 49 funcionários são micro e pequenas empresas; 50 a 249 empregados são empresas de médio porte e 250 funcionários em diante são empresas de grande porte. Mas é importante ressalvar que não há consenso na literatura sobre proxies a serem usadas para caracterizar o tamanho da firma. Por exemplo, Hart e Oulton (1995) destacam que a quantidade de empregados é uma variável discreta que cria problemas ao utilizá-la para medir o tamanho das empresas, principalmente aquelas empresas das classes de menor porte. As frações de empregados não são registradas, embora o número de trabalhadores em tempo parcial tenha aumentado substancialmente nos últimos anos.

O Produto Interno Bruto (PIB) foi convertido a preços constantes usando o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA, dez./2021 = 1000). Ao dividi-lo pela população, obtém-se o PIB real *per capita*.

No sítio eletrônico do *Penn World Table*⁷ foi obtida a série temporal da variável capital humano, que geralmente é baseado na média de anos de escolaridade e taxa presumida de retorno à educação. A literatura econômica tem evidenciado que a educação afeta a produtividade do trabalho e desempenha um papel crucial no desenvolvimento econômico de um país. O capital humano faz crescer a capacidade do trabalho em gerar produto para um dado número de trabalhadores, um dado estoque de capital físico e uma dada tecnologia. Trabalhadores com mais capital humano produzem mais. Portanto, é possível aumentar a quantidade total de trabalho disponível em uma economia inserindo mais capital humano em cada trabalhador.

⁷ Disponível em: <<https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/?lang=en>> Acesso em de agosto de 2022.





5

ANÁLISE DOS RESULTADOS

5.1 Análise de Estacionariedade

A seguir reporta-se tabela que evidencia os resultados realizados quanto à análise de estacionariedade das séries aqui analisadas, utilizando-se dois grupos de testes: testes de raízes unitárias, que não consideram a presença de mudanças estruturais e testes de raízes unitárias, em que as quebras estruturais são identificadas endogenamente. Em linhas gerais, os resultados dos 4 testes de raízes unitárias indicam que as séries analisadas são estacionárias em nível, isto é, trata-se de séries integradas de ordem zero: I (0).

Observa-se que as datas selecionadas de quebras estruturais têm relação com as três grandes crises econômicas que o Brasil enfrentou no recorte temporal selecionado. Conforme Carvalho (2018), o Brasil nos anos de 2003 a 2005 experimentou o crescimento da economia pela valorização dos preços das *commodities*.

Tabela 1: Resultado dos testes de raízes unitárias (1996 a 2021)

	Mode lo	Sem quebra estrutural			Com quebra estrutural endógena (data da quebra é desconhecida)					
Variá veis		ADF ^{GLS}	\overline{MZ}_t^{GLS}	L a g s	Vogelsang e Perron (1998)			Saikkonen e Lütkepohl (2002)		
					Tipo de Model o	Data da Que bra	Estatís tica de Teste	Tipo de Mod elo	Data da Que bra	Estatís tica de Teste
	С	-1,69 ⁽	-1,57	2	Innov ation al outlier	2012	-5,02 ^(b) (0 <i>lags</i>)	Ratio nal Shift	2013	-2,43 (2 lags)
ypc _t	С,Т	-1,79	-1,58	2	Innov ation al outlier	2014	-4,79 (0 lags)	Ratio nal Shift	2013	-2,90 ^(c) (2 lags)
ypc _t	Т	-	-	-	Innov ation al outlier	2008	-3,77 (0 lags)	-	-	-
$mpe_{_t}$	С	-1,13	-1,09	0	Innov ation	2006	-5,75 ^(a) (3 lags)	Ratio nal Shift	2007	-1,85 (2 lags)



					al outlier					
mpe_{t}	С,Т	-1,51	-1,20	0	Innov ation al outlier	2006	-4,59 (3 lags)	Ratio nal Shift	2007	-3,35 ^(b) (2 lags)
$mpe_{_t}$	Т	-	_	-	Innov ation al outlier	2015	-2,54 (0 lags)	-	_	-
$emp_{_t}$	С	-1,20	-1,13	0	Innov ation al outlier	2006	-6,73 ^(a) (3 lags)	Ratio nal Shift	2007	-1,25 (2lags)
$emp_{_t}$	С,Т	-1,60	-1,21	0	Innov ation al outlier	2006	-4,85 (3 lags)	Ratio nal Shift	2007	-3,09 ^(b) (2lags)
$emp_{_t}$	Т	-	-	-	Innov ation al outlier	2015	-2,44 (0 lags)	-	-	-
$egp_{_t}$	С	-0,97	-0,70	0	Innov ation al outlier	2006	-6,97 ^(a) (3 lags)	Ratio nal Shift	2007	-4,15 ^(a) (5 <i>lags</i>)
$egp_{_t}$	С,Т	-1,33	-1,23	0	Innov ation al outlier	2006	-7,36 ^(a) (3 lags)	Ratio nal Shift	2007	-4,25 ^(a) (5 <i>lags</i>)
$egp_{_t}$	Т	_	-	-	Innov ation al outlier	2013	-2,64 (0 lags)	-	-	-
ht_t	С	-0,23	0,24	1	Innov ation al outlier	2010	-6,28 ^(a) (4 lags)	Ratio nal Shift	2009	- 6,73 ^(a) (2 lags)
ht_t	С,Т	-2,63	-2,01	0	Innov ation al outlier	2010	-6,16 ^(a) (4 lags)	Ratio nal Shift	2007	-3,79 ^(b) (4 lags)
ht _t	Т	-	-	-	Innov ation al outlier	2021	-5,16 ^(a) (4 lags)	-	-	-
ch_t	С	-0,17	-13,8 4 ^(a)	2	Innov ation al outlier	2010	-6,29 ^(a) (4 <i>lags</i>)	Ratio nal Shift	-	-
$ch_{_t}$	С,Т	-0,9 4	-0,4 8	0	Innov ation al outlier	2010	-6,16 ^(a) (4 lags)	Ratio nal Shift	2017	-3,09 ^(b) (5 <i>lags</i>)





ch_t	Т	-	-	-	Innov ation al outlier	2021	-5,16 ^(a) (4 lags)	-	-	-	
--------	---	---	---	---	---------------------------------	------	-------------------------------------	---	---	---	--

Fonte: elaboração própria. Uso dos softwares econométricos Eviews e JMULTI. Nota:

- 1 "Lags" significa defasagens. Tipos de modelo: "C" significa constante; "T" significa tendência determinística. Contagem inicial máxima de 5 defasagens. Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Observações anuais incluídas: 26 (amostra: 1996 a 2021).
- 2 Os valores críticos do teste ADF^{GLS} são (Elliot, Rothenberg e Stock, 1996): (i) modelo com constante: -2,67 (1%), -1,96 (5%) e -1,60 (10%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,77 (1%), -3,19 (5%) e -2,89 (10%). Seleção do número ótimo de defasagens por meio do critério de informação de Akaike modificado.
- 3 Os valores críticos assintóticos do teste $\overline{MZ}_{\alpha}^{GLS}$ são (Ng e Perron, 2001, Tabela 1): (i) modelo com constante: -2,58 (1%), -1,98(5%) e -1,62 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,42 (1%), -2,91 (5%) e -2,62 (10%).

Método de estimação espectral: AR GLS-detrented. Seleção do número ótimo de defasagens por meio do critério de informação de Akaike modificado.

- 4 Os valores críticos do teste de Vogelsang e Perron (1998) são: (i) modelo com constante/quebra de intercepto: -5,35 (1%), -4,86 (5%), e -4,61 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística/quebra de intercepto e de tendência: -5,72 (1%), -5,18 (5%), e -4,89 (10%). (iii) modelo com constante e tendência determinística/quebra de tendência: -5,06 (1%), -4,52 (5%), e -4,26 (10%). Tipos de quebra: *innovational outlier* e *additive outlier*. Seleção da quebra estrutural: estatística t de Dickey-Fuller minimizada. Seleção do número ótimo de defasagens: Critério de Informação de Akaike.
- 5 Os valores críticos do teste de Saikkonen-Lütkepohl são (Lanne *et al.*, 2002): (i) modelo com constante: -3,48 (1%), -2,88 (5%), e -2,58 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: 3,55 (1%), -3,03 (5%), e -2,76 (10%). Tipos de quebra estrutural: *Rational Shift*.

No ano de 2006, em virtude das políticas de austeridade e da adoção de uma política tributária que busca distribuir renda mediante a taxação do consumo, o Brasil começa a entrar em estagnação de investimentos federais, e somado a isso, observa que há um crescimento inflacionário no setor de serviço, o qual representa a maior classe das micro e pequenas empresas, que é ignorada pelo governo. Após esse período, explode no mundo a crise econômica causada pelo *subprime*, desencadeando a crise econômico-financeira internacional de 2008 e 2009, onde as micro e pequenas empresas foram ao mesmo tempo o setor que mais empregou e o setor mais afetado por essa crise.

Outro ponto de quebra estrutural compreende os anos de 2013 a 2015. Após a crise financeira de 2008-2009, o Brasil experimentava a deterioração das receitas primárias com aposta em investimentos





privados e políticas de desoneração das empresas, que aumentou a capacidade produtiva sem expectativa de crescimento de renda ou da demanda, o que faz o Brasil desembocar em uma nova crise econômica e novamente as micro e pequenas empresas são um dos setores mais afetados.

Por fim, o ano de 2021 ainda estava afetado pelos efeitos da pandemia de COVID-19 do ano anterior. Lembre-se que 2020 foi caracterizado por medidas de *lockdown*, paralização das indústrias e comércio, o que gerou alta taxa de desemprego e forçou as pessoas a empreenderem para sobreviverem.

Com base nos resultados dos testes de raízes unitárias com quebras estruturais identificados na Tabela 1, serão construídas as seguintes variáveis dummies que serão testadas nas estimações econométricas: (i) D2008_2009 = 1 entre os anos de 2008 e 2009, e zero nos demais anos; (ii) D2014_2016 = 1 entre os anos de 2014 e 2016, e zero nos demais casos; (iii) D2020_2021 = 1 nos anos de 2020 e 2021 e zero nos demais anos

5.2 Análise Econométrica

A Tabela 2 a seguir reporta os resultados dos três modelos econométricos estimados, via mínimos quadrados ordinários, com erros padrões e matriz de covariância consistentes e robustos à heterocedasticidade segundo o método Newey-West, representativos para cada um dos grupos de tamanho de firmas aqui considerados.

Em relação às micro e pequenas empresas, verifica-se um coeficiente negativo e estatisticamente significativo a 1%, ou seja, à medida que as micro e pequenas empresas crescem no Brasil, o PIB apresenta níveis decrescentes, corroborando as evidências obtidas por Shaffer (2002), assim como Cravo, Gourlay e Becker (2012), que também encontraram coeficientes negativos para empresas de pequeno porte. Esse resultado vai ao encontro às evidências de que, no caso brasileiro, parte significativa das micro e pequenas empresas se baseiam no empreendedorismo de necessidade. Segundo os relatórios do *Global Entrepreneurship Monitor* (GEM), define-se o empreendedor por necessidade como sendo aquele indivíduo que se torna um empreendedor porque não tem melhor opção de trabalho, ao passo que o empreendedor de oportunidade é definido como sendo o agente econômico que faz uma escolha ativa para iniciar uma





nova empresa com base na percepção de que há uma oportunidade de negócio inexplorada ou subexplorada.

Tabela 2 – Impacto do tamanho das firmas no crescimento econômico do Brasil. Variável dependente: PIB real $per \ capita \ (ypc)$

		, (° t)	
Regressores	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)
	12,29700	10,20677	9,310308
	(0,000) ^(a)	(0,000) ^(a)	(0,000) ^(a)
$egp_{_t}$	0,434200 (0,0000) ^(a)		
$emp_{_t}$		0,165158 (0,0037) ^(a)	
$mpe_{_t}$			-15,35191 (0,0019) ^(a)
$ch_{_{t}}$	0,621920	0,978085	0,895731
ι	(0,000) ^(a)	(O,OOOO) ^(a)	(0,000) ^(a)
D2010-2013	0,125552	0,173654	0,166950
	(0,000) ^(a)	(O,OOOO) ^(a)	(0,000) ^(a)
D2014-2016	0,057123	0,078472	0,077448
	(0,0085) ^(a)	(0,0249) ^(b)	(0,0168) ^(b)
D2008-2009		0,085880	0,077947
		(O,OOOO) ^(a)	(0,0001) ^(a)
D2020-2021		-0,032373	
		(0,0730) ^(c)	
R² Ajustado	0,99	0,98	0,98
Normalidade	0,39	5,95	1,80
[Teste de	(0,8207)	(0,0510) ^(c)	(0,4069)
Jarque-Bera]			
Heterocedasticidade	11,15	12,31	11,55
[Teste de White]	(0,0249) ^(a)	(0,0554) ^(c)	(0,0415) ^(b)
Correlação Serial	1,25	1,79	1,15
[Teste de	(0,5345)	(0,4087)	(0,5639)
Breusch-Godfrey]			
Especificação	0,01	9,88	8,39
[Teste RESET de	(0,9348)	(0,0056) ^(a)	(0,0092) ^(a)
Ramsey]			

Fonte: Elaboração própria. Todas as variáveis estão na forma de logaritmos naturais. Nota:

^{3 –} A hipótese nula do Teste de White é a presença de homoscedasticidade.



^{1 - (}a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Valores-p entre parênteses.

^{2 –} A hipótese nula do Teste de Jarque-Bera é a presença de normalidade.



4 – A hipótese nula do Teste LM de Breusch-Godfrey é a ausência de correlação serial. 5 – A hipótese nula do Teste RESET de Ramsey é que o modelo se encontra corretamente especificado em termos de forma funcional.

O que se observa é que as MPE são a maioria das empresas existentes no Brasil, porém o empreendedorismo criado surge a partir da necessidade, e não da inovação, o que pode ser um fator contributivo para esse coeficiente negativo, porque não há incentivo para realização da capacitação do capital humano, o que consequentemente não gera inovação.

Como é observado por Carneiro, Silva e Hewings (2020), o nível de empreendedorismo e taxa de desemprego são medidas opostas, uma vez que quanto maior o nível de pessoas empregadas menor a quantidade de empreendedores e vice-versa, o que corrobora com os dados apresentados de que a maioria dos empreendedores brasileiros empreende por necessidade, isto é, abrem seu próprio negócio pela dificuldade em encontrar oportunidade de emprego.

Além disso, esse setor no Brasil possui uma volatilidade muito grande, ou seja, a abertura e fechamento de MPE ocorre de forma rápida o que se acredita contribuir para a alta taxa de emprego, porém para essa relação seria necessário um estudo mais aprofundado que envolvesse uma variável para medir o tipo de empreendedorismo e a duração média dos empregos criados.

Para as empresas de médio e de grande porte, o coeficiente estimado foi positivo e estatisticamente significativo a 1%, indicando que à medida que a quantidade dessas empresas cresce no Brasil o PIB apresenta níveis crescente, corroborando com os resultados obtidos por Carneiro e Silva (2018), que encontraram resultados positivos do impacto dessas firmas no PIB nas regiões brasileiras, bem como Shaffer (2002) e Cravo, Gourlay e Becker (2012).

Considerando a literatura utilizada como base para esse estudo, o impacto positivo das firmas de médio e grande porte pode ser atrelado à algumas peculiaridades como: maior acesso ao crédito, maior capacidade de inovação e maior produtividade. Além disso, o capital humano utilizado nessas firmas, em regra, possui maior qualificação, o que acaba contribuindo para o crescimento econômico.

Ainda em relação ao capital humano, a *priori*, quanto mais alto o nível de capital humano, maior será o nível de produtividade, porém as micro e pequenas empresas, apesar de gerarem uma grande quantidade de empregos com carteira assinada, tem uma característica ímpar de que esses empregos não duram ao longo do tempo, bem como a qualidade do capital humano em virtude do tipo





de empreendedorismo praticado é baixa, o que também justifica o coeficiente negativo encontrado.

Mas de uma forma geral, os dados mostram que a maior parte das firmas no Brasil são MPE e que esse setor possui uma grande quantidade de capital humano empregado, então por questões lógicas existe o impacto desse setor no PIB brasileiro. Assim, cabe o alerta ao governo sobre as políticas públicas empregadas para que facilitem o acesso ao crédito ao setor e incentive a qualificação do capital humano para que haja, de forma gradual, a mudança de um empreendedorismo de necessidade para um empreendedorismo de inovação.





CONSIDERAÇÕES FINAIS E IMPLICAÇÕES DE POLÍTICA

As micro e pequenas empresas representam a maior parte das firmas brasileiras e são um dos setores responsáveis pela maior geração de empregos. Devido a esse fato acredita-se que o tamanho das firmas tenha impacto no crescimento econômico do país, mas curiosamente poucos são os estudos que buscam fazer essa conexão, o que impede que o país tome medidas assertivas quanto a áreas que carecem de políticas para crescimento.

O presente estudo teve por objetivo geral analisar os impactos dos tamanhos das firmas no crescimento do Brasil, considerando o período temporal de 1996 a 2021. Visando alcançar esse objetivo, foram estimados modelos econométricos estáticos para cada um dos três tipos de tamanho de empresas, com series temporais de 1996 a 2021. As duas hipóteses testadas foram corroboradas, indo ao encontro de estudos anteriores que demonstravam que no Brasil parte significativa das pequenas e médias empresas se referem ao empreendedorismo por necessidade, ao passo que as empresas de médio e de grande porte estão relacionadas ao empreendedorismo por oportunidade.

Os resultados econométricos obtidos se coadunam com a literatura base, corroborando as evidências de existência de uma relação negativa e estatisticamente significativa entre micro e pequenas empresas e crescimento econômico.

No caso das empresas de médio porte e as empresas de grande porte, as evidências obtidas corroboram os argumentos de empreendedorismo por oportunidade. Stel, Carre e Thurik (2005) salientam que em economias mais desenvolvidas, essas empresas e o nível de emprego propiciam maior mercado de trabalho, gerando menores índices de empreendedorismo por necessidade.





O presente estudo apresenta algumas limitações de natureza metodológica e de tamanho dos dados, mas que não ofuscam os resultados apresentados, pelo contrário, sugerem novas pesquisas para supri-las. Sobre a metodologia empregada, é preciso considerar os efeitos da endogeneidade que podem conduzir à causalidade reversa. Além disso, o uso da econometria de dados em painel a partir de microdados econômicos por municípios ou microrregiões podem trazer resultados mais robustos acerca da relação entre tamanho das firmas e crescimento econômico. É preciso considerar também os efeitos de políticas públicas, como o regime tributário Simples Nacional, sobre o tamanho das firmas, uma vez que esse tipo de política pública provoca um incentivo perverso para que as micro e pequenas empresas não cresçam.







REFERÊNCIAS

ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. A. The colonial origins of comparative Development: an empirical investigation. **American Economic Review**, v. 91, p. 1369-1401, 2001.

ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. A. Reversal of fortune: geography and institutions in the making of the modern world income distribution. **Quarterly Journal of Economics**, v. 117, p. 1231-1294, 2002.

ACS, Z. J.; MORCK, R.; YEOUNG, B. Productivity growth and firm size distribution. In: ACS, Z. J., CARLSSON, B, e KARLSSON, C (Orgs.) **Entrepreneurship, Small and Medium-Sized Enterprises and the Macroeconomy**. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.

ACS, Z. J. How is entrepreneurship good for economic growth? **Inovations: Technology, Governance, Globalizaion**, v. 1, n. 1, p. 97-107, 2006.

AUDRETSCH, D. B.; CAREE, M. A.; VAN STEL, A. J.; THURIK, A. R. Impeded industrial restructuring: the growth penalty. **Kyklos**, v. 55, n. 1, p. 81-98, 2002.

BARROS, Aloísio A; PEREIRA, Cláudia Maria M. A. Empreendedorismo e crescimento econômico: uma análise empírica. **Revista de Administração Contemporânea**. v. 12, n. 4, p. 957-933. Curitiba. 2008. Disponível em https://www.scielo.br/j/rac/a/FVt5FgZfKy9xjjQr9TytyZM/abstract/?lang=pt. Acesso em 11/2022.





BARRO, R. J. Economic growth in a cross section of countries. **Quarterly Journal of Economics**, v. 106, n. 2, p. 407-443, 1991.

BECK, T.; DEMIRGUC-KUNT, A.; LEVINE, R. SMEs, growth, and poverty: cross-country evidence. **Journal of Economic Growth**, v. 10, n. 3, p. 199-229, 2005.

BECK, T.; DEMIRGUC-KUNT, A.; LEVINE, R. Small and Medium Enterprises, Growth and Poverty: Cross-Country Evidence, **World Bank Policy Research Working Paper** 3178, 2003.

CALDERON, G.; IACOVONE, L.; JUAREZ, L. Opportunity versus necessity: understanding the heterogeneity of female micro-entrepreneurs. **The World Bank Economic Review**, v. 30 (Supplement 1), 2017.

CAREE, M. A.; THURIK, A. R. Small firms and economic growth in Europe. **Atlantic Economic Journal**, v. 26, p. 137-146, 1998.

CAREE, M. A. Industrial restructuring and economic growth. **Small Business Economics**, v. 18, p. 243-255, 2002.

CARNEIRO, Douglas M.; SILVA, Carlos Eduardo L. A importância do tamanho das firmas para o crescimento econômico das microrregiões brasileiras. **Revista Desenvolvimento Regional**, v. 23, n. 3, Santa Cruz do Sul. 2018. Disponível em < https://online.unisc.br/seer/index.php/redes/article/view/11952>. Acesso em 08/2022.

CARNEIRO, Douglas M.; SILVA, Carlos Eduardo L; Geoffrey J. D. Firm size and economic development: evidence for the brazilian municipalities. **Revista Planejamento e Políticas Públicas**, n. 54, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2020. Disponível em < https://www.ipea.gov.br/ppp/index.php/PPP/issue/view/56>. Acesso em 11/2022.

CARVALHO, Laura Barbosa de. Valsa brasileira: do boom ao caos econômico. São Paulo: Todavia, 2018.

CASSIS, Y. **Big business: the european experience in the twentieth century**. Oxford: Oxford University Press, 1997.



CHENG, Y. S.; LO, D. **Firm size, technical efficiency and productivity growth in chinese industry**. Working Paper n. 144, University of London, School of Oriental and African Studies, 2004. Disponível em: https://www.soas.ac.uk/economics/research/workingpapers/file28835.p df >> Acesso em 24 de setembro de 2022.

CRAVO, Tulio A.; GOURLAY, Adrian; BECKER, Bettina. SMEs and regional economic growth in Brazil. **Small Business Economics**, V. 38. 2012. Disponível em < https://econpapers.repec.org/article/kapsbusec/v_3a38_3ay_3a2012_3ai_3a2_3ap_3a217-230.htm>. Acesso em 08/2022.

CHRISTIANO, L. J. Searching for a break in GNP. **Journal of Business and Economic Statistics**, Washington, v. 10, n. 3, p. 237-250, Julho de 1992.

DAVIS, S.; HALTIWANGER, J. Gross job creation, gross job destruction, and employment reallocation. **Quarterly Journal of Economics**, v. 107, v. 3, p. 819-863, 1992.

DAVIS, S.; HALTIWANGER, J.; SCHUH, S. Small business and job creation: dissecting the myth and reassessing facts. **Small Business Economics**, v. 8, n. 4, p. 297-315, 1996.

DICKEY, D. A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 336, p. 427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W.A. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with unit root. **Econometrica**, v. 49, n° 4, 1981.

ELLIOT, G., ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

FOGEL, K.; MORCK, R.; YEUNG, B. Big business stability and economic growth: is what`s good for general motors good for America? **Journal of Financial Economics**, v. 89, n. 1, p. 83-108, 2008.





GEM - GLOBAL ENTREPERNEURSHIP MONITOR. Relatórios Globais. Disponível em < https://www.gemconsortium.org/report>. Acesso em 11/2022.

HART, P. E.; OULTON, N. Growth and size of firms. **The Economic Journal**, v. 106, n. 438, september, 1996.

HOBER, Ricardo; LIMA, Mario Jaime G.; FOCHEZATTO, Adelar. Determinantes do empreendedorismo no Rio Grande do Sul: uma análise espacial. **Revista Brasileira de Desenvolvimento Regional**, n. 5, v. 3, Blumenau, 2017. Disponível em < https://proxy.furb.br/ojs/index.php/rbdr/article/view/6074>. Acesso 11/2022.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Atividade econômica: revisão das previsões de crescimento 2020/2021**. IPEA, 2018. Disponível em https://www.ipea.gov.br/cartadeconjuntura/index.php/tag/cresciment-o-economico/>. Acesso em 08/2022

LANNE, M; SAIKKONEN, P; LÜTKEPOHL, H. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of Time Series Analysis**, 23, p. 667-685, 2002.

LANNE, M; SAIKKONEN, P; LÜTKEPOHL, H. Test procedures for unit roots in time series with level shifts at unknown time. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 65, p. 91-115, 2003.

LEE, K.; KIM, B. Y.; PARK, Y. Y. Big business and economic growth: identifying a binding constraint for growth with country panel analysis. **Journal of Comparative Economics**, v. 41, n. 2, p. 561-582, 2013.

NERI, Marcelo; CAMARGO, José M.; REIS, Maurício Cortez. Mercado de trabalho nos anos 90: fatos estilizados e interpretações. Repositório do IPEA. Brasília – DF. 2000. Disponível em http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/2288/1/TD_743.pdf>. Acesso em 08/2022.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.



PAGANO, P.; SCHIVARDI, F. Firm size distribution and growth. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 105, n. 2, p. 255-274, 2003.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6. p. 1361-1401, 1989.

PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of econometrics,** v. 80, n. 2, p. 355-385, 1997.

PHILLIPS, P. C. B. e PERRON, P. Testing for unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

REYNOLDS, P.; BOSMA, N.; AUTIO, E.; HUNT, S.; DE BONO, N.; SERVAIS, I.; LOPEZ-GARCIA, P.; CHIN, N. Global entrepreneurship monitor: data collection design and implementation 1998-2003. **Small Business Economics**, v. 24, n. 3, p. 205-231, 2005.

ROB, R. Entry and exit of firms and the turnover of Jobs in US manufacturing. **Federal Reserve Bank of Philadelphia Business Review**, March/April, 3-18, 1995.

ROBBINS, D, K.; PANTUOSCO, L. J.; PARKER, D. F.; FULLER, B. K. An empirical assessment of the contribution of small business employment to U.S. State Economic Performance. **Small Business Economics**, v. 15, p. 293-302, 2000.

SAID, S.; DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. **Biometrika**, v. 71, p. 599-607, 1984.

SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. **Econometric Theory**, v. 18, p. 313-348, 2002.

SCHUMPETER, J. A. **Capitalism, socialismo and democracy**. New York: George Allen & Unwin, 1942.

SEBRAE – SERVIÇO BRASILEIRO DE APOIO À MICRO E PEQUENA EMPRESA. Boletim Observatório MPE. 2021. Disponível em https://www.sebrae.com.br/sites/PortalSebrae/estudos_pesquisas/bole





<u>tim-observatorio-mpedetalhe59,a7de8d63b1152710VgnVCM1000004c0</u> <u>0210aRCRD</u>>. Acesso em 08/2022.

SEBRAE – SERVIÇO BRASILEIRO DE APOIO À MICRO E PEQUENA EMPRESA. Sobrevivência das Empresas. 2020. Disponível em < https://drive.google.com/file/d/1w8geGHr_gZpmEoV9iov4kcPSuvbZshT T/view>. Acesso em 11/2022

SMYTH, R. Should China be promoting large-scale enterprises and enterprise groups? **World Development**, v. 28, n. 4, p. 721-737, 2000.

SHAFFER, S. Firm size and economic growth. **Economics Letters**, v. 76, n. 2, p. 195-203, 2002.

SACHS, J. D.; WARNER, A. M. Fundamental sources of long-run growth. **American Economic Review**, v. 87, n. 2, p. 184-188, 1997.

SILVA, José Alderir. O Milagre Econômico e a Primeira Década dos anos 2000: crescimento comparado sob a ótica dos regimes de demanda. **Revista Pesquisa e Debate**. v. 29, n. 53, São Paulo. Disponível em https://revistas.pucsp.br/index.php/rpe/article/view/36395/25968>. Acesso em 08/2022.

STEL, A.; VAN, C. M.; THURIK, R. The effects of entrepreneurial activity on national economic growth. **Small Business Economics**, v. 24, n. 3, p. 311-321, 2005.

VOGELSANG, T.; PERRON, P. Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time. **International Economic Review**, v. 39, n. 4, 1998.

WEEKS, J. Small Manufacturing Establishments in Developing Countries: An Empirical Analysis. **International Review of Applied Economics**, v. 17, n. 4, p. 339–359, 2003.









APÊNDICES

Apêndice A - Modelo Estático (OLS)

A.1 Empresas de Grande Porte

Dependent Variable: LNYPC

Method: Least Squares

Date: 08/20/22 Time: 16:30

Sample: 1996 2021

Included observations: 26

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel,

Newey-West fixed

bandwidth = 3.0000)

Coefficie

Variable nt Std. Error t-Statistic Prob.

C 12.29700 0.342270 35.92775 0.0000

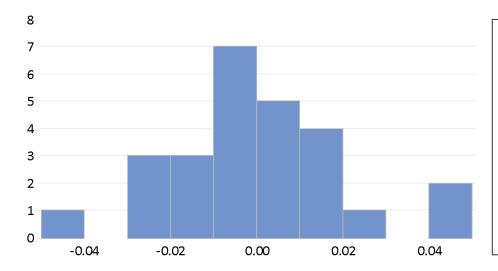




LN_CH	0.621920 (0.059644	10.42727	0.0000
LN_EGP_TOTAL	0.4342000	0.051097	8.497522	0.0000
D2010_2013	0.125552 (0.011388	11.02451	0.0000
D2014_2016	0.057123 (0.019678	2.902868	0.0085
		Moon	donondon	+10 700E
R-squared	0.989565\		dependen [.]	5
Adjusted R-squared	0.987578 \		dependen [.]	t0.20746 1
S.E. o ^r			info	59 -4.5249
Sum squared resid		Schwar	z criterion	-4.28301 8
Log likelihood	63.82447		n-Quinn	-4.4552 89
F-statistic	497.8725 9		-Watson	1.971846
Prob(F-statistic)	0.00000 0	Wald F	-statistic	1061.786
Prob(Wald F-statistic)	0.00000			







Series: Residuals Sample 1996 2021 Observations 26 Mean -2.21e-15 Median -0.002033 Maximum 0.048193 Minimum -0.045575 Std. Dev. 0.021192 Skewness 0.288235 Kurtosis 3.179835 Jarque-Bera 0.395045 Probability 0.820762

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic 0.480927 Prob. F(2,19) 0.6255

Prob.

Obs*R-squared 1.252800 Chi-Square(2) 0.5345

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 11/14/22 Time: 15:44





Sample: 1996 2021

Included observations: 26

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Coefficie

Variable nt Std. Error t-Statistic Prob.

C 0.111586 0.355981 0.313462 0.7573

LN_CH -0.033171 0.066027 -0.502384 0.6212

LN_EGP_TOTAL 0.014783 0.053116 0.278309 0.7838

RESID(-1) -0.2249210.316224 -0.711271 0.4856

RESID(-2) -0.3022810.336649 -0.897911 0.3805

Mean dependent

R-squared 0.048185 var -2.21E-15

Adjusted -0.25238 S.D. dependent

R-squared 9 var 0.021192

S.E. of Akaike info-4.4204

regression 0.023716 criterion 98

Sum squared -4.08177

resid 0.010687 Schwarz criterion 9

Hannan-Quinn -4.3229

Log likelihood 64.46647 criter. 59

Durbin-Watson

F-statistic 0.160309 stat 1.773777



Prob(F-statistic) 0.984310

Heteroskedasticity Test: White

Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic 3.945172 Prob. F(4,21) 0.0153

Prob.

Obs*R-squared 11.15525 Chi-Square(4) 0.0249

Scaled Prob.

explained SS 7.931675 Chi-Square(4) 0.0941

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/14/22 Time: 15:45

Sample: 1996 2021

Included observations: 26

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel,

Newey-West fixed

bandwidth = 3.0000)

Coefficie

Variable nt Std. Error t-Statistic Prob.



-0.00199

C 5 0.003258 -0.612328 0.5469

LN_CH^2 0.000871 0.000732 1.189597 0.2475

LN_EGP_TOTAL

^2 4.90E-05 8.23E-05 0.595771 0.5577

D2010_2013^2 -0.0001610.000221 -0.7298090.4736

D2014_2016^2 0.001026 0.000384 2.673586 0.0142

0.42904 Mean dependent0.00043

R-squared 8 var 2

Adjusted S.D. dependent0.00065

R-squared 0.320295 var 0

S.E. of Akaike info-12.0536

regression 0.000536criterion 1

Sum squared

resid 6.03E-06 Schwarz criterion -11.81167

Hannan-Quinn -11.9839

Log likelihood 161.6970 criter. 4

Durbin-Watson 2.50264

F-statistic 3.945172 stat 0

Prob(F-statistic) 0.015313





Ramsey RESET Test

Equation: EQ_EGP_TOTAL

Omitted Variables: Squares of fitted values

Specification: LNYPC C LN_CH LN_EGP_TOTAL

D2010_2013

D2014_2016

	Value	df	Probabili ty
	0.08278	3	
t-statistic	9	20	0.9348
	0.0068	5	
F-statistic	4	(1, 20)	0.9348
	0.00890	0	
Likelihood ratio	9	1	0.9248

F-test summary:

	Sum Sq.	of df	Mean Squares
	3.85E-	0	
Test SSR	6	1	3.85E-06
Restricted SSR	0.01122	28 21	0.000535
Unrestricted SSR	0.01122	24 20	0.000561

LR test summary:

Value



63.8244

Restricted LogL 7

Unrestricted 63.8289

LogL 3

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: LNYPC

Method: Least Squares

Date: 11/14/22 Time: 15:46

Sample: 1996 2021

Included observations: 26

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel,

Newey-West fixed

bandwidth = 3.0000)

Coefficie

Variable nt Std. Error t-Statistic Prob.

C 15.77098 30.64727 0.514596 0.6125

0.92824

LN_CH 8 2.746841 0.337933 0.7389

0.64486

LN_EGP_TOTAL 4 1.839441 0.350576 0.7296

0.08576

D2014_2016 0 0.254272 0.337276 0.7394



idp

FITTED^2	-0.02364 2		0.9115
R-squared Adjusted R-squared	0.98956 9 0.98696	dependent var S.D. dependen	
S.E. of regression		Akaike info	79
Sum squared resid		Schwarz criterion	-4.15804 9
Log likelihood		Hannan-Quinn criter.	-4.3647 75
F-statistic		Durbin-Watson stat	1.972666
Prob(F-statistic)	0.00000	Wald F-statistic	1278.40 6
Prob(Wald F-statistic)	0.00000 0		

A.2 Empresas de Médio Porte

Dependent Variable: LNYPC

Method: Least Squares

Date: 08/20/22 Time: 16:52

Sample: 1996 2021





ш							. •		\sim
ш	ıncı	\square	\sim	\sim	bserv	/11	tion	١.	76
ш	11 1(.1		C U	U	いっせい	vai	uu	15.	<i>_</i> U

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed

bandwidth = 3.0000)

_	cc	
Coe	111	\triangle
\sim	7 I I I	$\overline{}$

Variable nt Std. Error t-Statistic Prob.

C 10.20677 0.261021 39.10325 0.0000

LN_CH 0.9780850.049983 19.56851 0.0000

LN_EMP_TOTAL 0.165158 0.049843 3.313539 0.0037

0.08588

D2010_2013 0.173654 0.014718 11.79839 0.0000

-0.03237

D2020_2021 3 0.017056 -1.898108 0.0730

Mean dependent10.3885

R-squared 0.984144 var 5

Adjusted S.D. dependent0.20746

R-squared 0.979137 var 1

S.E. of Akaike info-3.95270

regression 0.029966 criterion 0

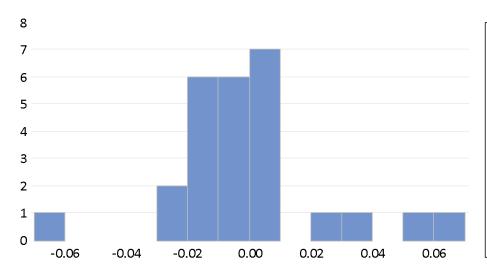
Sum squared -3.61398

resid 0.017061 Schwarz criterion 2





Log likelihood	58.38510 c	Hannan-Quinn riter.	-3.85516 2
F-statistic	196.5445 s	Durbin-Watson tat	1.645372
Prob(F-statistic)	0.00000 0	Wald F-statistic	1810.720
Prob(Wald F-statistic)	0.00000 0		



Series: Residuals Sample 1996 2021 Observations 26 Mean -2.31e-15 -0.002543 Median Maximum 0.068826 Minimum-0.066111 Std. Dev. 0.026124 Skewness 0.555405 5.063625 Kurtosis Jarque-Bera 5.950149 Probability 0.051044

Breusch-Godfre	y Serial Cor	relation LM Tes	st:
Null hypothesis:	No serial c	orrelation at up	o to 2 lags
F-statistic	0.628243	Prob. F(2,17)	0.5455
Obs*R-squared	1.789425 (Prob. Chi-Square(2)	0.4087



Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 11/14/22 Time: 15:50

Sample: 1996 2021

RESID(-1)

RESID(-2)

Included observations: 26

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Coefficie

Variable	nt	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	-0.03420			
С	7	0.271031	-0.126212	0.9010
	-0.00367			
LN_CH	0	0.057887	-0.063391	0.9502
	-0.00775			
LN_EMP_TOTAL	4	0.054979	-0.141027	0.8895
D2008_2009	0.015459	0.039595	0.390435	0.7011
	0.00409			
D2010_2013	3	0.022831	0.179297	0.8598
D2014_2016	0.010691	0.033781	0.316494	0.7555
D2020_2021	0.00200 6	0.029081	0.068966	0.9458



0.106319 0.315907 0.336550 0.7406

-0.3281340.381906 -0.859199 0.4022

Mean dependent

R-squared 0.068824var -2.31E-15

Adjusted -0.36937 S.D. dependent0.02612

R-squared 6 var 4

S.E. of Akaike info-3.87016

regression 0.030570 criterion 1

Sum squared -3.4346

resid 0.015887 Schwarz criterion 66

Hannan-Quinn -3.74475

Log likelihood 59.31210 criter. 4

Durbin-Watson 1.87927

F-statistic 0.157061 stat 6

Prob(F-statistic) 0.994018

Heteroskedasticity Test: White

Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic 2.847584 Prob. F(6,19) 0.0376

Prob.

Obs*R-squared 12.31029 Chi-Square(6) 0.0554

Scaled Prob.

explained SS 13.35711 Chi-Square(6) 0.0377



Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/14/22 Time: 15:50

Sample: 1996 2021

Included observations: 26

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel,

Newey-West fixed

bandwidth = 3.0000)

Coefficie

Variable nt Std. Error t-Statistic Prob.

C 0.0055060.004451 1.237007 0.2312

-0.00059

LN_CH^2 9 0.000804 -0.745328 0.4652

LN_EMP_TOTAL -0.00022

^2 7 0.000187 -1.217595 0.2383

-0.00075

D2008_2009^2 0 0.000565 -1.326898 0.2003

-0.00076

D2010_2013^2 8 0.000610 -1.258415 0.2235

D2014_2016^2 0.002325 0.000932 2.494779 0.0220

0.00042

D2020_2021^2 5 0.000477 0.891711 0.3837





Mean dependent0.00065

R-squared 0.473473 var 6

Adjusted S.D. dependent0.00134

R-squared 0.307201 var 9

S.E. of Akaike info

regression 0.001123 criterion -10.52112

Sum squared -10.1824

resid 2.40E-05 Schwarz criterion 0

Hannan-Quinn -10.4235

Log likelihood 143.7745 criter. 8

Durbin-Watson 2.50495

F-statistic 2.847584 stat 0

Prob(F-statistic) 0.037641

Ramsey RESET Test

Equation: EQ_EMP_TOTAL

Omitted Variables: Squares of fitted values

Specification: LNYPC C LN_CH LN_EMP_TOTAL

D2008_2009

D2010_2013 D2014_2016 D2020_2021



	Value	df	Probabili ty
t-statistic	3.143593	3 18	0.0056
	9.88217		
F-statistic	5	(1, 18)	0.0056
Likelihood ratio	11.37801	1	0.0007
F-test summary:			
	Sum of	f	Mean
	Sq.	df	Squares
T	0.00604		0.00604
Test SSR	7	1	7
Restricted SSR	0.01706	1 19	0.00089 8
Unrestricted SSR	0.011014	- 18	0.000612
LR test summary	<i>r</i> :		
	Value		
	58.3851		
Restricted LogL	0		
Unrestricted	64.0741	I	
LogL			

Γ



Dependent Variable: LNYPC

Method: Least Squares

Date: 11/14/22 Time: 15:51

Sample: 1996 2021

Included observations: 26

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel,

Newey-West fixed

bandwidth = 3.0000)

	· ·
Coef	けいロ
COCI	

Variable nt Std. Error t-Statistic Prob.

C 132.6981 35.82961 3.703589 0.0016

24.7055

LN_CH 9 6.920737 3.569792 0.0022

LN_EMP_TOTAL 4.241192 1.199507 3.535780 0.0024

D2008_2009 2.125098 0.595198 3.570406 0.0022

4.40742

D2010_2013 5 1.240439 3.553117 0.0023

D2014_2016 1.995341 0.556347 3.586505 0.0021

-0.79980 -3.60854

D2020_2021 3 0.221641 4 0.0020

FITTED^2 -1.172589 0.342541 -3.423210 0.0030

0.98976 Mean 10.3885

R-squared 4 dependent var 5





Adjusted 0.98578 S.D. dependent0.20746 R-squared 3 1 var 0.02473 Akaike info-4.31339 criterion S.E. of regression 7 3 -3.92628 Sum squared Schwarz 0.011014 criterion resid Hannan-Quinn -4.20192 Log likelihood 64.07411 criter. Durbin-Watson 1.69958 F-statistic 248.6337stat 0.00000 Prob(F-statistic) 0 Wald F-statistic 1104.896 Prob(Wald 0.00000 F-statistic) 0

A.3 Micro e Pequenas Empresas

Dependent Variable: LNYPC

Method: Least Squares

Date: 08/20/22 Time: 16:30

Sample: 1996 2021

Included observations: 26

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel,

Newey-West fixed

bandwidth = 3.0000)

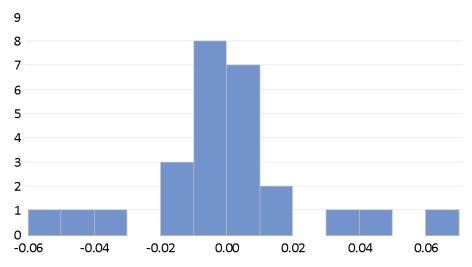




Variable	Coefficie nt	Std. Error t-Statistic	Prob.
С	9.310308	0.029003 321.0082	0.0000
LN_CH	0.895731	0.056020 15.98940	0.0000
LN_MPE_TOTAL	-15.35191	4.304194 -3.566733	0.0019
D2008_2009	0.077947	0.015324 5.086463	0.0001
D2010_2013	0.166950	0.016292 10.24750	0.0000
D2014_2016	0.077448	0.029679 2.609474	0.0168
R-squared	0.985660	Mean dependent	:10.3885 5
Adjusted R-squared	0.982074	S.D. dependent var	:0.20746 1
S.E. o	•		-4.13010 3
Sum squared resid		Schwarz criterion	-3.8397 73
Log likelihood	59.69134	Hannan-Quinn criter.	-4.0464 98
F-statistic	274.9315	Durbin-Watson stat	1.612995
Prob(F-statistic)	0.00000 0	Wald F-statistic	2338.95 2
Prob(Wald F-statistic)	0.00000 0		







Series: Residuals Sample 1996 2021 Observations 26 Mean -2.23e-15 Median -0.001725 Maximum 0.061095 Minimum -0.059016 Std. Dev. 0.024844 Skewness 0.222560 Kurtosis 4.209114 1.798429 Jarque-Bera Probability 0.406889

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic 0.414833 Prob. F(2,18) 0.6666

Prob.

Obs*R-squared 1.145602 Chi-Square(2) 0.5639

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 11/14/22 Time: 15:53

Sample: 1996 2021

Included observations: 26

Presample missing value lagged residuals set to zero.



Variable	Coefficie nt	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	0.000583	0.045828	0.012730	0.9900
LN_CH	0.006219	0.048454	0.128339	0.8993
LN_MPE_TOTAL	0.430829	4.026519	0.106998	0.9160
D2008_2009	0.005548	0.033986	0.163237	0.8722
D2010_2013 D2014_2016 RESID(-1)		0.027889	0.042486 0.070369 0.604800	0.9447
RESID(-2)	0	0.355870	-0.545845	0.5919
R-squared Adjusted	0.04406 2 -0.32769	var	dependent dependent	5
R-squared	2	var		4
S.E. o regression		Akaike criterion	info	9 -4.02131
Sum squared resid		Schwar	z criterion	-3.63421 2
Log likelihood	60.27714		n-Quinn	-3.9098 46
F-statistic	0.118524		-Watson	1.89437 3



Prob(F-statistic) 0.996029

Heteroskedasticity Test: White

Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic 3.196709 Prob. F(5,20) 0.0279

Prob.

Obs*R-squared 11.54895 Chi-Square(5) 0.0415

Scaled Prob.

explained SS 10.96506 Chi-Square(5) 0.0521

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/14/22 Time: 15:54

Sample: 1996 2021

Included observations: 26

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel,

Newey-West fixed

bandwidth = 3.0000)





Variable	Coefficie nt	Std. Error t-Statistic	Prob.
С	-0.00012 2	0.000583 -0.210088	0.8357
LN_CH^2	-0.00047 2	, 0.000619 -0.762835	0.4545
 LN_MPE_TOTAL	_		
^2	4.650015	4.002170 1.161873	0.2590
D2008_2009^2	-0.00084 0	0.000483 -1.740858	0.0971
D2010_2013^2	-0.00091 3	0.000564 -1.619844	0.1209
D2014_2016^2	0.001517	0.000811 1.871474	0.0760
R-squared	0.444190	Mean dependen	t0.00059 3
Adjusted R-squared	0.305238	S.D. dependen ^a Svar	t0.00108 4
S.E. o regression		Akaike info	o-10.9809 6
Sum squared resid		Schwarz criterion	-10.6906 3
Log likelihood	148.7524	Hannan-Quinn criter.	-10.8973 5
		Durbin-Watson	
F-statistic	3.196709	stat	2.475177
Prob(F-statistic)	0.027862		



Ramsey RESET Test

Equation: EQ_MPE_TOTAL

Omitted Variables: Squares of fitted values

Specification: LNYPC C LN_CH LN_MPE_TOTAL

D2008_2009

D2010_2013 D2014_2016

	Value	df	Probabili ty
	2.89745	5	
t-statistic	5	19	0.0092
	8.39524	, 	
F-statistic	7	(1, 19)	0.0092
Likelihood ratio	9.514195 1		0.0020

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.00472 9	1	0.00472 9
Restricted SSR	0.01543 0	20	0.00077 2
Unrestricted SSR	0.01070 2	19	0.00056 3



LR test summary:

Value

59.6913

Restricted LogL 4

Unrestricted 64.448

LogL 43

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: LNYPC

Method: Least Squares

Date: 11/14/22 Time: 15:54

Sample: 1996 2021

Included observations: 26

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel,

Newey-West fixed

bandwidth = 3.0000)

Coefficie

Variable nt Std. Error t-Statistic Prob.

93.5986

C 7 22.19229 4.217620 0.0005

LN_CH 19.16718 4.8049433.989054 0.0008





LN_MPE_TOTAL	-330.726 6		-3.97964 8	0.0008
D2008_2009				
D2010_2013	3.58580 9	0.903835	3.967325	0.0008
D2014_2016	1.664352	0.416603	3.995058	0.0008
FITTED^2	-0.98475 5	6 0.259240	-3.798630	00.0012
R-squared		Mean depende		
Adjusted R-squared	0.986913		lependen [.]	t0.20746 1
S.E. of regression	0.023733		info	o-4.41911 0
Sum squared resid		Schwai 2criterion		-4.0803 92
Log likelihood		Hanna criter.	n-Quinn	-4.32157 2
F-statistic	315.2249		-Watson	1.709181
	0.00000		-statistic	852.666 2
Prob(F-statistic)				
	0.00000			



