

Prêmio **ABDE-BID**

Edição 2021

COLETÂNEA DE TRABALHOS



Prêmio
ABDE-BID

Edição 2021



Prêmio **ABDE-BID**

Edição 2021

COLETÂNEA DE TRABALHOS

ABDE
Rio de Janeiro, 2022



ASSEMBLEIA GERAL

PRESIDENTE

Gustavo Montezano

DIRETORIA

PRESIDENTE

Jeanette Halmenschlager Lontra

1ª VICE-PRESIDENTE

Valdecir Tose

2ª VICE-PRESIDENTE

Cledir Magri

DIRETORES

André Luz de Godoy

Bruno Laskowsky

Heraldo Alves das Neves

Leany Sousa Lemos

Paulo de Oliveira Costa

ABDE EQUIPE

Secretário-Executivo

José Luiz Gordon

GERENTES

Bruna Araújo

Cristiane Vitorino

Leandro Rodrigues

Thais Sena Schettino

EQUIPE TÉCNICA

Amanda Bior dos Santos

Jader Moraes

Kesia Braga

Letícia Lima

Mariana Ramos Oliveira

As opiniões expressadas nesta publicação são exclusivamente dos autores e não necessariamente refletem o ponto de vista da Associação Brasileira de Desenvolvimento e do Banco Interamericano de Desenvolvimento.

DADOS INTERNACIONAIS PARA CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)

P935

Prêmio ABDE-BID : edição 2021 / Associação Brasileira de Desenvolvimento-
Rio de Janeiro : ABDE Editorial, 2022.

Coletânea de trabalhos.

ISBN

1. Associação Brasileira de Desenvolvimento – Prêmios. 2. Desenvolvimento econômico - Brasil.
3. Investimentos – Brasil. 4. Mercado financeiro – Brasil. 5. Desenvolvimento sustentável - Brasil.
6. Instituições financeiras – Brasil. I. ABDE.

CDD- 338.10981

José Carlos dos Santos Macedo - Bibliotecário -- CRB7 n. 3575

SUMÁRIO

6 APRESENTAÇÃO

De necessidade a oportunidades

Morgan Doyle

9 APRESENTAÇÃO

Novos tempos: um cooperativismo mais forte

Márcio Lopes de Freitas

11 INTRODUÇÃO

VENCEDORES DA CATEGORIA I – DESENVOLVIMENTO EM DEBATE

17 Productivity of transportation infrastructure in Brazil: a sectoral and regional approach using dynamic panel data models

Victor Medeiros

Rafael Saulo Marques Ribeiro

Pedro Vasconcelos Maia do Amaral

51 Limits of Brazilian industry's contribution to development during the 2000s: a new version of peripheral industrialism?

Antonio Carlos Diegues

VENCEDORES DA CATEGORIA II – DIVERSIDADE; ASPECTOS GERAIS E DESAFIOS PARA O DESENVOLVIMENTO

82 Empowerment and gender equity in agriculture: evidence of smallholder farmers in Western Paraná (Brazil)

Roberta Vedana

Marcos de Oliveira Garcias

Mary Arends-Kuenning

Pery Francisco Assis Shikida

112 Diversidade e inovação: uma proposta metodológica para a formação de equipes diversas

Fernanda Cimini

Tulio Chiarini

Carla Pereira Silva

Leonardo Costa Ribeiro

Leandro Alves Silva

VENCEDORES DA CATEGORIA III – SISTEMA OCB; DESENVOLVIMENTO E COOPERATIVISMO
DE CRÉDITO

- 138 O efeito do cooperativismo “agropecuário” e “de crédito” no desenvolvimento regional da agricultura familiar no Brasil

Érica Basílio Tavares Ramos

José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho

- 171 Análise comparativa dos retornos e dos custos de cooperativas de crédito brasileiras

Juliana Ribeiro Souza

Laís Karlina Vieira

Natália Garcia Oliveira

José Roberto de Souza Francisco

De necessidades a oportunidades

Mais vagas de emprego e renda, melhoria na infraestrutura, expansão do acesso ao crédito, reforço na digitalização: ninguém ignora que, ainda mais desde que se iniciou a pandemia, são muitas as necessidades de um país do porte do Brasil.

Inúmeras, porém, são também as oportunidades que se apresentam ao país, muitas delas inclusive forjadas por essas mesmas necessidades. Dito de outra forma: a lacuna de US\$ 110 bilhões por ano até 2040 em infraestrutura no país é, vista por outro ângulo, também a oportunidade bilionária para investidores mundo afora em busca de projetos e ativos sólidos e com amplos benefícios socioambientais. Jogar luz sobre a outra face desta moeda é, em grande parte, o desafio e a razão de ser de instituições como o Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID) e de trabalhos como este, que o BID orgulhosamente promove em parceria com a Associação Brasileira de Desenvolvimento (ABDE) e com apoio da Organização das Cooperativas Brasileiras (OCB).

A partir de uma perspectiva multilateral e internacional, mas também com a experiência de quem acompanha o Brasil há mais de seis décadas, fica claro para o BID que este é dos momentos mais desafiadores para o país, mas também dos mais promissores.

O choque imposto às cadeias de produção e de abastecimento mundo afora na tentativa de frear a Covid-19, a urgência de digitalizar atividades e interações, a suspensão das atividades sobretudo de micro, pequenas e médias empresas, entre outros fenômenos, evidenciaram fragilidades comuns a toda a América Latina e ao Caribe. Mas também aceleraram mudanças de paradigma e de percepção que, bem aproveitados, garantirão ao Brasil e à região a construção de uma década de oportunidades.

É o caso, por exemplo, das MPMEs, responsáveis pela maior parte dos empregos formais no Brasil, mas também o segmento mais castigado durante a pandemia. Análise conduzida também em parceria entre o BID e a ABDE revelou que um dos maiores desafios para o setor, a dificuldade de acessar crédito, era fenômeno já em tendência de agravamento mesmo antes da chegada do novo coronavírus, que exacerbou a situação. Em resposta, o Sistema Nacional de Fomento (SNF) brasileiro articulou reação em coordenação com organismos multilaterais, como o próprio BID, que mobilizou o equivalente a mais de R\$ 10 bilhões para apoiar iniciativas como o Programa Emergencial de Acesso ao Crédito, operacionalizado pelo BNDES.

Além da importância evidente dessa mobilização mensurada pelos recursos disponibilizados, pelos empregos mantidos e pela capacidade produtiva preservada, tal articulação deve ter sua relevância analisada também pelos aprendizados derivados, úteis também para os próximos obstáculos que precisaremos superar. Articulação rápida, coordenação de recursos multilaterais com a capilaridade dos bancos de desenvolvimento regionais, uso de garantias internacionais para operacionalizar programas nacionais, todos esses são elementos indispensáveis para os próximos passos. É como se os mesmos faróis que nos permitiram esquivar abismos no passado iluminassem uma travessia segura para o amanhã.

Tão importante quanto ter clareza, porém, é contar com um norte pelo qual se guiar. Nesse sentido, o BID oferece ao Brasil, seus cidadãos, governos e empresários a sua Visão 2025, a agenda que traçamos para apoiar a recuperação econômica sustentável para a América Latina e o Caribe.

Com base nas interseções entre necessidades e oportunidades para a nossa região, esse plano elenca cinco áreas nas quais o investimento deve ser priorizado para que a próxima seja uma década de oportunidades. São elas: maior integração comercial entre os países da região e da região com as cadeias de valor globais; apoio a MPMEs; redução das lacunas de gênero; impulso à digitalização e enfrentamento às mudanças climáticas.

São todas áreas desafiadoras, complexas, mas nas quais o Brasil reúne as condições para liderar não apenas o crescimento, mas também pelo exemplo de modelo que coaduna desenvolvimento, proteção, sustentabilidade e oportunidades.

Em todas as frentes mencionadas, é indiscutível que são imponentes as proporções das necessidades, das oportunidades e dos desafios. A qualidade técnica, a criatividade e a assertividade dos trabalhos reunidos nessa coletânea, abordando com pertinência e sobriedade temas como infraestrutura, cooperativismo de crédito, diversidade e agricultura familiar, permitem deduzir que o Brasil e os brasileiros têm a capacidade e a visão necessárias para identificar e aproveitar as oportunidades que têm à frente.

Boa leitura!

Morgan Doyle

Representante do Grupo BID no Brasil

Novos tempos: um cooperativismo mais forte

Os tempos mudaram. Estamos vivendo a era da inovação, com propósitos mais claros e foco no bem-estar coletivo, DNA do cooperativismo. As cooperativas brasileiras são sinônimo de crescimento, força e resiliência e demonstram, em momentos difíceis como o que temos vivido nos últimos dois anos, o valor do pensamento coletivo e da gestão profissionalizada.

Trabalhamos diariamente com o propósito de desenvolver pessoas, somar forças, multiplicar e compartilhar resultados. Tão importante quanto ser agente direto desse desenvolvimento é ter a oportunidade de produzir e disseminar conhecimento sobre essas boas práticas, compartilhando as experiências com mais pessoas. Com o objetivo de contribuir para o crescimento do nosso país, participamos dessa premiação organizada pela Associação Brasileira de Desenvolvimento (ABDE) e pelo Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID).

Em 2021, o Prêmio ABDE-BID de Artigos nos convidou a uma reflexão sobre o papel de cada um de nós nesse processo de desenvolvimento. Isso inclui tanto o que já colocamos em prática quanto exemplos de como o cooperativismo de crédito contribui para a sustentabilidade do setor financeiro em todas as frentes, seja econômica, social ou ambiental.

Nosso movimento tem o desafio intrínseco de colocar em prática uma política de desenvolvimento sustentável. É nossa ambição avançar cada dia mais, oferecendo produtos e serviços diferenciados. Nesse aspecto, o cooperativismo de crédito, com o apoio de parcerias como essa, com a ABDE, se consolida como um agente impulsionador para inclusão financeira de mais de 10 milhões de brasileiros.

Nós, do Sistema OCB, agradecemos o apoio de todos e esperamos que nosso setor prospere ainda mais nos próximos anos, afinal o cooperativismo é de todos para todos!

Márcio Lopes de Freitas

Presidente do Sistema OCB

INTRODUÇÃO

*Bruna Araújo*¹

*Kesia Braga*²

O Prêmio ABDE-BID 2021, realizado em parceria com o Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID) e com apoio da Organização das Cooperativas no Brasil (Sistema OCB), consolidou seu objetivo de fomentar o debate sobre o desenvolvimento econômico e social, buscando cada vez mais contribuições que enderecem questões de sustentabilidade e inclusão. Em sua oitava edição, a iniciativa contou com 43 trabalhos inscritos que aproximam as instituições do Sistema Nacional de Fomento (SNF) das instâncias acadêmicas em prol do desenvolvimento, permitindo reflexões importantes sobre os possíveis caminhos, desafios e oportunidades para o caso brasileiro.

Esta edição contou com trabalhos de autores de filiações diversas, como as instituições acadêmicas (65%), de associados da ABDE (12%), de servidores de órgãos públicos (7%), cooperativas de crédito (2%) e artigos feitos por autores filiados a diferentes tipos de instituição (9%). Somada às variadas origens regionais dos autores, essa característica da iniciativa contribui para reforçar a pluralidade de perspectivas e a qualidade das proposições reunidas para o debate sobre o financiamento do desenvolvimento.

Para a produção e disseminação de conhecimento, é fundamental que existam mecanismos de estímulo e reconhecimento de trabalhos e pesquisas relevantes que possam gerar benefícios para toda a sociedade. Com esse objetivo, o Prêmio ABDE-BID buscou estimular na categoria **Diversidade: aspectos gerais e desafios para o desenvolvimento** a inscrição de trabalhos sobre os aspectos de diversidade e inclusão para a redução das desigualdades, alcançando debates essenciais sobre o desenvolvimento a partir dos recortes de diversidade que possam ser considerados pertinentes por posição social e/ou econômica minoritária, desfavorável ou desigual. A iniciativa também contou com a tradicional categoria **Desenvolvimento em Debate**, aberta a trabalhos que tangenciam assuntos

¹ Gerente de Sustentabilidade e Economia da ABDE

² Analista da Gerência Sustentabilidade e Economia da ABDE

relevantes ao processo de desenvolvimento, e a categoria **Sistema OCB: Desenvolvimento e Cooperativismo de Crédito**, para contribuir com o fortalecimento da reflexão do papel do cooperativismo e de estratégias de colaboração financeira para o desenvolvimento sustentável e inclusivo.

É importante notar que, embora tenha recebido um excelente volume de submissões, a categoria de diversidade recebeu o menor número de trabalhos. Essa evidência ressalta, novamente, o papel de iniciativas como o Prêmio ABDE-BID para o incentivo à produção de conhecimento nos temas de sustentabilidade. Acreditamos que, com o alinhamento crescente das instituições às agendas sustentáveis e o reforço da iniciativa como importante plataforma para contribuições em direção ao desenvolvimento sustentável, inclusivo e inovativo, as próximas edições do Prêmio ABDE-BID ganharão ainda mais força nessas temáticas.

Nesta coletânea, estão reunidos os primeiros e segundos colocados das categorias. O vencedor da **Categoria 1 – Desenvolvimento em Debate** foi o artigo “Productivity of transportation infrastructure in Brazil: a sectoral and regional approach using dynamic panel data models”, de Victor Medeiros, Rafael Ribeiro e Pedro Vasconcelos. O trabalho discutiu um tema de amplos debates de políticas públicas nacionais e regionais, visto historicamente como um dos principais gargalos da economia brasileira: o setor rodoviário. Os autores avaliaram a produtividade da infraestrutura rodoviária usando dados setoriais por estado entre 2007 e 2017 no Brasil. As principais conclusões do trabalho apontam que setores mais dependentes da infraestrutura rodoviária se beneficiaram mais com a expansão rodoviária no Brasil e que há um aumento na elasticidade de produtividade da infraestrutura no longo prazo em relação ao curto prazo, comprovando a característica de longo prazo amplamente discutida sobre o investimento em infraestrutura.

Na segunda colocação da **Categoria 1**, o artigo “Limits of Brazilian industry’s contribution to development during the 2000s: a new version of peripheral industrialism?”, de Antonio Carlos Diegues, analisou os limites da contribuição da indústria brasileira para o desenvolvimento em dois períodos distintos: o ciclo de crescimento relativo entre 2003 e 2010 e a desaceleração e recessão entre 2011 e 2015. Para isso, a técnica de decomposição estrutural *shift-share* foi empregada para medir essa contribuição em três dimensões: (i) produtividade; (ii) salários e

remuneração média; e (iii) sofisticação das exportações em relação às importações. Como resultado, o estudo conclui que se consolidou um padrão de organização estrutural da indústria brasileira que limita sua capacidade de contribuir para o desenvolvimento do país, independentemente do ciclo da economia doméstica. Esses limites se materializam na incapacidade de engendrar um ciclo virtuoso de desenvolvimento que permita reconfigurar a estrutura produtiva para atividades que elevem a produtividade, o salário médio e o grau de sofisticação das exportações em relação às importações.

O vencedor da **Categoria 2 – Diversidade: aspectos gerais e desafios para o desenvolvimento** foi o artigo “Empowerment and gender equity in agriculture: evidence of smallholder farmers in Western Paraná (Brazil)”, de Roberta Vedana, Marcos Garcias, Mary Arends-Kuenning e Pery Francisco Assis Shikida, que explora a participação das mulheres na agricultura na região oeste do estado brasileiro do Paraná. O artigo estudou o empoderamento de membros de uma cooperativa da região usando uma adaptação do Índice de Empoderamento das Mulheres na Agricultura (WEAI) e os determinantes socioeconômicos que influenciam esse empoderamento. Os resultados do WEAI adaptado mostram que as mulheres que participaram do Programa de Liderança Cooperativa obtiveram pontuação alta, enquanto as mulheres do grupo-controle obtiveram pontuação média, sugerindo que a probabilidade de ter uma pontuação WEAI acima de um limite que indica empoderamento é influenciada pelo gênero, participação em atividades oferecidas pela cooperativa especificamente para mulheres, treinamento técnico oferecido a todos os membros da cooperativa independentemente do gênero, idade, renda, horas de trabalho, empreendedorismo e número de filhos.

Na segunda colocação da **Categoria 2**, o artigo “Diversidade e inovação: uma proposta metodológica para formação de equipes diversas”, de Fernanda Cimini, Tulio Chiarini, Carla Pereira Silva, Leonardo Costa Ribeiro e Leandro Alves Silva, analisa a formação de equipes como um processo crucial para o desenvolvimento tecnológico, pela capacidade de combinar conhecimentos preexistentes e compartilhar modelos mentais para interpretação e resolução de problemas, que são elementos-chave do processo de inovação e que enfrentam diversos desafios para evitar a reprodução de padrão excludente, com privilégios a integrantes que já concentram recursos financeiros e sociais. Para isso, o artigo

apresenta a proposta metodológica desenvolvida para a World-Transforming Technologies (WTT), que é baseada em indicadores de excelência científica, conectividade e diversidade (de gênero, racial, regional e etária). O trabalho destaca que a metodologia pode ser adotada por qualquer instituição responsável pela formação de equipes de inovação tecnológica e permite vários desdobramentos.

O artigo vencedor da **Categoria 3 – Sistema OCB: desenvolvimento e cooperativismo de crédito** foi “O efeito do cooperativismo ‘agropecuário’ e ‘de crédito’ no desenvolvimento regional da agricultura familiar no Brasil”, dos autores Érica Basílio e José Eustáquio Ribeiro, que avaliou o impacto das organizações coletivas na produção da agricultura familiar no Brasil. O trabalho destacou que a relação do cooperativismo nos ramos agropecuário e de crédito é complementar e que, como um quarto do PIB está associado ao agronegócio, a expansão do cooperativismo financeiro é ferramenta fundamental para atender a regiões mais isoladas e rurais para o crescimento produtivo e o uso mais eficiente dos recursos. A conclusão do trabalho é que o cooperativismo e o associativismo têm efeito positivo na produção e no desenvolvimento local. Os resultados subsidiam a formulação de políticas públicas que sejam voltadas ao fomento do cooperativismo no Brasil e ligadas aos objetivos de desenvolvimento sustentável, principalmente erradicação da pobreza, agricultura sustentável, redução das desigualdades, e consumo e produção responsáveis.

Por fim, em segundo lugar na **Categoria 3**, o artigo “Análise comparativa dos retornos e dos custos de cooperativas de crédito brasileiras”, de Juliana Ribeiro, Laís Karlina Vieira, Natália Garcia e José Roberto de Souza, analisou a relevância dos índices-padrão dos indicadores de rentabilidade e custos das cooperativas de crédito pertencentes aos sistemas Sicoob, Sicredi e Unicred do primeiro semestre de 2015 ao segundo semestre de 2019. Os resultados evidenciaram que o sistema Sicredi apresentou o melhor desempenho frente aos demais sistemas no que tange à rentabilidade (caracterizado como “bom desempenho”). Quanto aos indicadores de custos, não houve um sistema que obtivesse seu desempenho superior destacado. O Sicoob apresentou desempenho “satisfatório” em todos os índices, e os demais sistemas tiveram oscilações em suas classificações. Por isso, destaca-se a necessidade de uma gestão ativa em relação aos custos dessas instituições, ainda que as cooperativas de crédito não possuam fins lucrativos e por isso não tenham como finalidade a maximização de suas sobras.

Para concluir a introdução desta oitava edição, agradecemos novamente ao Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID) e ao Sistema OCB pela parceria e comprometimento na realização deste importante projeto. Aos membros da Comissão Julgadora, que utilizam seus conhecimentos para classificar e selecionar os melhores artigos, agradecemos o árduo e profícuo trabalho, que certamente é um dos principais pilares para o sucesso da iniciativa. Por fim, um agradecimento especial aos autores, que confiam seus trabalhos a esta iniciativa e contribuem para o debate do desenvolvimento brasileiro. O Prêmio ABDE-BID será invariavelmente um espaço acolhedor para as suas ideias, propostas e reflexões. Voltem sempre!

1º COLOCADO

CATEGORIA I – DESENVOLVIMENTO EM DEBATE

Transportation infrastructure productivity in Brazil

*A sectoral and regional approach using
dynamic panel data models*

Victor Medeiros

Rafael Saulo Marques Ribeiro

Pedro Vasconcelos Maia do Amaral

1. Introduction

Vast empirical literature has examined the productivity returns of infrastructure investments worldwide. Since Aschauer (1989), several studies have largely identified positive returns by infrastructure on productivity (Arbués, Baños and Mayor, 2015;

Calderón, Moral-Benito and Servén, 2014; Cohen, 2010; Fedderke and Bogetic, 2009; Holtz-Eakin and Schwartz, 1995; Munnell, 1992)¹. This main finding has deeply influenced policymakers, pointing out that expanding and improving infrastructure stimulates economic activity in the short run through the expansion of investments in the construction of new assets as well as in the medium and long run by raising labor and capital productivity growth rates. Billion-dollar infrastructure spending packages have been proposed in the United States, Europe, and Asia in order to overcome the health and economic global crisis caused by Covid-19, influencing infrastructure policies around the globe.

However, a more careful look at theoretical and methodological issues shows that the mechanisms through which infrastructure affects economic development are not as clear as they seem to be (Calderón and Servén, 2014; Redding and Turner, 2015; Straub, 2011). One critical issue in empirical studies on infrastructure – using cross-country data, country time series data or even regional data – is the absence of a sectoral approach. Economic sectors respond differently to infrastructure investments and, as locations produce different goods and services, they may respond heterogeneously to infrastructure expansion and improvement (Fernald, 1999; Holl, 2016; Li et al., 2017; Percoco, 2016; Wang, Wu and Feng, 2020).

Another relevant issue refers to the fact that a significant part of infrastructure literature neglects deep complexities with regard to the relationship between infrastructure and economic development within a regional scope. Investment in infrastructure is spatial in nature, as it involves competing choices regarding the location of structures and equipment that serve limited geographic areas (Behrens et al., 2007; Elburz, Nijkamp and Pels, 2017; Faber, 2014; Fingleton and Szumilo, 2019). The stock and quality of roads affect the preferences of companies and families, and as they are distributed asymmetrically across locations, they will

¹ For a more detailed literature review on this topic see, for example, Melo, Graham and Brage-Ardao (2013).

decisively influence decisions on the location of agents, such as migration, installation of new companies, capital investment in different places and so forth. In this context, the transmission channels of infrastructure investments on productivity and growth become much more complex and less intuitive in a scenario of deep regional and income disparities as is the case of Brazil (Medeiros and Ribeiro, 2020; Medeiros, Ribeiro and Amaral, 2021).

Recent investigations have incorporated both the sectoral and regional dimensions of infrastructure investments to provide assertive estimations of the infrastructure returns on productivity. Fernald (1999) is the first paper exploring cross-industry heterogeneity of road investment. Using USA industry data in the 1953-1989 period, Fernald interacts the national level road infrastructure with the industry-level vehicle intensities, providing the first measure of infrastructure reliance. His main finding points out that when growth in roads changes, productivity growth changes disproportionately in U.S. industries with more vehicles.

Some studies have extended this approach by including a more detailed regional scope of analysis. Percoco (2016) uses a similar measure of reliance on infrastructure to test the impacts of highway exits on the population and the number of plants or jobs in Italian cities. Li and Li (2013), Li et al. (2017) and Wang, Wu and Feng (2020) improve

Fernald's approach to the data at a manufacturing firm level and investigate the productivity of infrastructure investments in China. In general, the main findings show that firms in an industry that relies more heavily on production infrastructure experience higher productivity growth from more infrastructure investment.

Nevertheless, some points remain open. The first one is the way in which road quality affects sector-level productivity heterogeneously. Fernald (1999) and Wang, Wu and Feng (2020) used monetary measures of road investment, which implicitly include investment in both new roads and maintenance (or quality). Since locations are different with regard to how they are endowed in terms of road infrastructure, evaluating the quality heterogeneity by industry infrastructure reliance is relevant. More developed regions may be more interested in improving their existing road stock, whereas in backward regions the main interest may be in constructing new ones. The second open point refers to the analysis of sectors other than manufacturing. Agriculture and mining are especially relevant in developing

economies such as Brazil, given its huge dependence on primary sector production. Also, due to the growing relevance of the service sector in economies around the world, assessing the effects of road investment across a wide range of sectors is critical. Finally, the temporal dynamics of infrastructure returns on productivity still need to be better understood. Whilst much is said about the long maturation time of infrastructure investments (Calderón and Servén, 2014; Straub, 2011), there is still little evidence of differences between short- and long-term effects of infrastructure investments on the economy. Our work seeks to contribute to these three aspects.

We assess the sector-level productivity of road infrastructure by state between 2007 and 2017 in Brazil. Our sample has 65 sectors inserted into each one of the 27 Brazilian states. This period was characterized by two simultaneous and important facts, which makes the Brazilian case interesting. First, the Growth Acceleration Program (PAC) (2007-2018) by the Federal Government, aimed at promoting economic growth and employment, substantially increased spending on transport infrastructure in the country. Secondly, we observe a period of relatively high productivity growth (up to 2015) based on low-tech sectors and commodity exports (Nassif et al., 2015). In this aspect, our case study differs from all the previous studies using the infrastructure reliance approach by estimating the productivity of infrastructure investment in a country of early deindustrialization (Rodrik, 2016).

Our empirical approach intends to overcome two main issues. Firstly, we include the infrastructure reliance of each sector on the model following Fernald (1999), Li and Li (2013), Li et al. (2017), Percoco (2016) and Wang, Wu and Feng (2020). This procedure seeks to assess more accurately the gains in sectoral productivity following road investment. Secondly, we use dynamic panel data models in order to estimate how current sectoral productivity growth depends on past observations. Our approach is novel as it allows us to differentiate short- and long-term impacts of road investment on sectoral productivity. Thirdly, to ensure the condition of exogeneity between infrastructure and productivity, we also advance in the literature by proposing the use of a number of external instruments for the Brazilian case based on planned roads, expected budget and budget effectiveness, and infrastructure project costs. We also contribute to the empirical literature on infrastructure and productivity by explicitly including a physical

measure of road quality in the model. Thereby, we control for the clear heterogeneity in quality terms of the state-level road network in Brazil, by providing robust estimates for the measurement of errors.

Our main findings point out that sectors that are more dependent on road infrastructure have benefited more from road investment in Brazil. Our main estimates show that the average sectoral productivity elasticity of highway investment is 0.006, which falls in line with previous studies (Li *et al.*, 2017; Wang, Fu and Weng, 2020). These results remain under several specifications controlling for endogeneity issues, road quality, regional heterogeneity, and outliers. We also find a 29% increase in the productivity elasticity of infrastructure in the long run compared to the short run, proving the broadly discussed long-term characteristic of infrastructure investment. Based on our preferred models and on Frischtak and Mourão's (2017) road stock estimates, we find a financial rate of return for road investment in Brazil of around 22%, thus providing an important measure of infrastructure investment rentability.

The paper has four sections in addition to this introduction. Section 2 briefly discusses the evolution of road investments in Brazil in the recent period. Chapter 3 describes the methodological problems and our treatment and proposals for estimation. Chapter 4 displays the results and further discussions. Lastly, we conclude the paper.

2. Highway investments in Brazil

Infrastructure in Brazil is precarious in several aspects, which include insufficient provision and low quality. The problem is further exacerbated when considering regional and income inequalities, in which less developed states have worse infrastructure conditions (Raiser *et al.*, 2017). Sector performance reflects three decades of insufficient levels of investment, which, in the last few years, have been below 2% of Gross Domestic Product (GDP) – an amount that does not cover expenses with asset depreciation (ABDIB, 2020).

The road sector is historically seen as one of the main bottlenecks of the Brazilian economy and it is currently a central theme of broad debates around national, regional, and local public policies in Brazil. As examples of important and

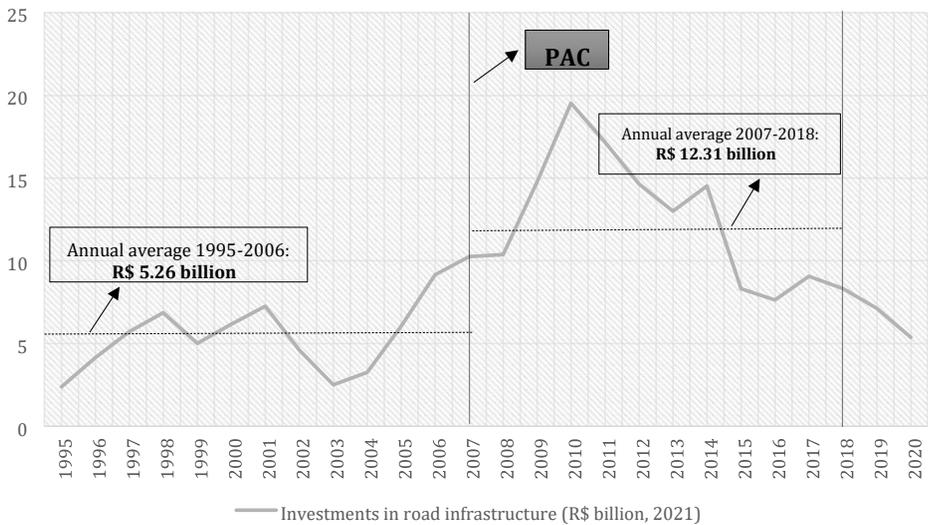
recent plans and programs aimed at improving infrastructure, one can mention the Growth Acceleration

Program (PAC) and the Investment Partnership Program (PPI), by the Federal Government. In addition, several projects are in the elaboration phase, such as the concession of more than 4,000 km of Federal Government highways, and the extensive road concession programs in the states of Minas Gerais and Paraná.

In this paper, we focus on the period of the PAC, an extensive Federal Government program aimed at increasing infrastructure investments in the period between 2007 and 2018 (Figure 1). Federal investments in the highway sector increased from an annual average of R\$ 5.26 billion between 1995 and 2006 to R\$ 12.31 billion in the PAC period (a 134% increase).

FIGURE 1

FEDERAL GOVERNMENT INVESTMENTS IN ROAD INFRASTRUCTURE, 2021 BR \$ BILLION



Source: Ministry of Infrastructure. Note: values deflated by the IPCA/IBGE.

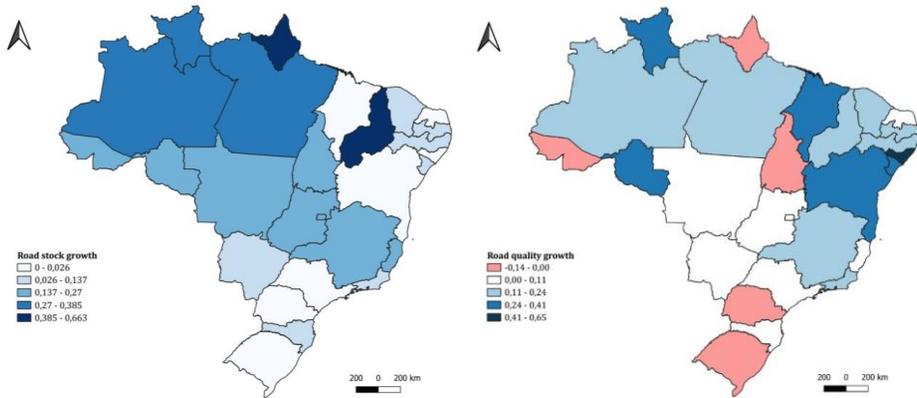
The Brazilian case is especially relevant for two reasons. Firstly, the PAC period coincides to some extent with a period of relatively high economic growth in Brazil (until 2014), where one observes the expansion of productivity in less technology-intensive sectors, such as agriculture and mining, and stagnation in manufacturing and services. Our study thereby examines productivity gains resulting from

increases in road investment within a different scenario compared to previous studies on China, a country that grew by expanding manufacturing at the expense of the agricultural sector (Vu, 2017).

Secondly, Brazil is one of the most unequal countries in the world². This reflects into a highly concentrated highway network providing more benefit to the most productive states in the Southern and Southeastern regions. While the main goal of the PAC was to boost economic growth and employment by increasing investments in infrastructure (BRASIL, 2018), the way in which those investments have affected the regional economy are not clear. The rise in road investments led to a considerable expansion of the country's road network between 2007 and 2015 (Figure 2).

FIGURE 2

PAVED ROAD STOCK GROWTH (LEFT) AND ROAD QUALITY GROWTH (RIGHT) IN BRAZIL, 2007-2015



Source: CNT.

Note: Road stock is measured as the road length (km); Road quality is an index that weights the length of highways into bad, poor, regular, good and great condition as follows:

$$\text{Road Quality} = (1 * \text{Roads_bad} + 2 * \text{Roads_poor} + 3 * \text{Roads_regular} + 4 * \text{Roads_good} + 5 * \text{Roads_great}) / \text{Total roads}$$

This growth was concentrated in the Northern and Midwestern regions, showing that the investments in road construction were also likely driven by the objective of extending the road network to the less developed regions and meeting

2 According to the World Bank Gini Index estimates, Brazil occupies the 9th position in terms of high inequality (World Bank, 2021).

demands from commodity- producing regions³. In relation to road quality, the pattern is similar. Excluding five out of 27 states that showed a decrease in road quality, the states that most benefited from road quality improvements were those in the Northeast and part of the Northern region. In short, the states that benefited the most are in less developed regions.

3. Empirical approach

3.1. Econometric specification

To estimate infrastructure returns on productivity, we rely on Fernald (1999), Li *et al.* (2017) and Wang, Wu and Feng (2020). The model formalizes that those industries that are more dependent on road infrastructure should experience a greater change in productivity caused by an expansion or improvement in the highway network.

Fernald (1999) proves that the productivity of an industry “j” is a function of road investment and industry-specific elasticity. In this framework, a pivotal role is played by the technological links between sectors (Percoco, 2016), which can be calculated by a measure capturing the infrastructure dependence of each sector (φ_j). As the distribution of sectors may be different across states, one can calculate the state aggregate elasticity ξ_s by taking the weighted average of the share of each industry by state, as follows:

$$\xi_s = \alpha_1 * \sum_j \varphi_j * \omega_{js} \quad (1)$$

Where ω_{js} is the value added of industry “j” in state “s”, and α_1 is the estimated effect of road infrastructure on productivity. Following Wang, Wu and Feng (2020) and applying it to sector-level data, the annual return rate for road investment can be approximated as follows:

$$R = \sum_s \xi_s * \theta_s * G^{Y\&S} \quad (2)$$

³ We are not arguing that those were specific objectives of the PAC. However, it seems to have been a reasonable consequence of PAC during the period.

where Y_s is the value added aggregate of all sectors by state, G_s is the value of the road stock of each state and θ_s is the state's GDP as a proportion of national GDP. To generate α_1 , we construct the following initial econometric specification:

$$Y_{jst} = \alpha_0 + \alpha_1 * \varphi_j * Highways(Stock)_{st} + \beta' Controls_{jst} + \varepsilon_{jst} \quad (3)$$

where Y_{jst} is the productivity by sector, $Highways(Stock)_{st}$ is the stock of highways by state, $Controls_{jst}$ is a vector of control variables, j represents the sectors, s is the state, t is the year, α_0 is a constant term, and ε_{jst} the idiosyncratic error term. We are interested in α_1 , which measures the road investment effect on productivity, while β' is a vector of parameters of the control variables. When α_1 is positive, it implies that infrastructure investment is productive, and sectors that depend more on road infrastructure gain more benefit from road investment (Li *et al.*, 2017). We control for time-fixed effects to avoid specific shocks over time. We also include state-fixed effects to control for state idiosyncratic shocks as well as differential price levels and local economic policies.

An addition we have made from previous literature is the inclusion of an explicit measure of road quality. From (3), we include road quality as follows:

$$Y_{jst} = \alpha_0 + \alpha_1 * \varphi_j * Highways(Stock * Quality)_{st} + \beta' Controls_{jst} + \varepsilon_{jst} \quad (4)$$

In (4), $High(Stock * Quality)_{st}$ captures both road stock and quality. Equation (4) allows us to effectively capture productivity effects of both the expansion of new roads and improvements in the existing network.

3.2. Identification issues

To estimate the causal impact of infrastructure on productivity using equation (4), we need to solve several potential endogeneity issues. The first problem is related to reverse causality between infrastructure investment and productivity at the state level. Governments may be interested in serving regions that are expected to grow more or developing backward regions to promote regional balanced economic

growth. Thus, productivity levels and growth matter to the allocation of highway investment, and our initial specification is subject to reverse causality.

The second issue is related to omitted variable bias. Several sector, state and country time-varying factors may shape sector productivity growth and infrastructure allocation simultaneously (Fernald, 1999). Macroeconomic and sectoral shocks, as well as local economic policies, are examples of such potential factors. If they occur, the coefficients may be biased.

Finally, one can observe a dependent process where the productivity of a sector in the current period is highly based on its past productivity. This is relevant in developing countries such as Brazil, where one can observe a significant process of path dependence in which some firms, sectors, or regions - due to several productive, institutional and infrastructure constraints - are unable to grow and develop (Catela *et al.*, 2015; IascoPereira, Romero e Medeiros, 2021). One way to deal with this temporal dynamic is by including past periods of the dependent variable in the model. However, this generates another source of endogeneity coming from the current and past value of productivity.

3.3. The dynamic panel data model

To estimate the temporal dynamic and the causal impact of highway investment on sector-level productivity, we start by including an autoregressive term in (3) and (4) as follows:

$$Y_{jst} = \alpha_0 + \gamma * Y_{jst-1} + \alpha_1 * \varphi_j * Highways(Stock)_{st} + \beta' * Controls_{jst} + \varepsilon_{jst} \quad (5)$$

$$Y_{jst} = \alpha_0 + \gamma * Y_{jst-1} + \alpha_1 * \varphi_j * Highways(Stock * Quality)_{st} + \beta' * Controls_{jst} + \varepsilon_{jt} \quad (6)$$

Note that conditional on lagged sector-level productivity Y_{jst-1} , the correlation between current sector-level productivity Y_{jst} and state level highway investment is the effect of infrastructure investment on productivity growth, which falls in line with the elasticities calculated by Fernald (1999), Li et al. (2017) and Wang, Wu and Feng (2020).

To overcome the endogeneity issues described so far, the GMM-Difference and the GMM-System techniques for panel data are suitable (Arellano and Bond, 1991; Arellano and Bover, 1995; Blundell and Bond, 1998). This methodology is appropriate for our exercise as it avoids possible endogeneity issues of one or more regressors, controls for specific non-observed effects of the cross-section units and allows the panel to be dynamic by inserting lagged values of the dependent variable as explanatory variables of the model. The GMM estimators are based on regressions in differences and utilize instruments to control endogeneity.

In order to solve the endogeneity problem, Arellano and Bond (1991) proposed a method subtracting the average of all available future observations of a variable. The method is thereby applicable to all observations, except the last of each individual observation, minimizing the loss of data regardless of the number of lags. Since the lagged variables do not fit into the formula, they can be used as instruments. However, lagged variables may be weak instruments for the first differences. This occurs especially in the case where the variables present a high degree of persistence over time, as is the case of productivity. To overcome this issue, the GMM-System (Arellano and Bover, 1995; Blundell and Bond, 1998) can be used, as it differentiates the instruments themselves to make them exogenous to the fixed effects. The solution occurs by including the lagged differences of the endogenous variables as instruments of the same variables in level in the model, the GMM-System.

By applying the proposed model, we solve the endogeneity problem between current and past values of productivity as well as unobserved fixed effects bias. Nevertheless, the endogeneity coming from non-random investment allocation may remain even when instrumenting the model with internal instruments. To solve the endogeneity of infrastructure itself, we construct a broad and novel set of external instrumental variables based on government budget, environmental costs, and local demand for infrastructure literature (Coşar and Demir, 2016; Duranton and Turner, 2012; Duranton et al., 2014; Gertler et al., 2019; Medeiros et al., 2021; Percoco, 2016), considering the Brazilian case. By combining the internal instruments approach proposed by the GMMSystem model with external instruments based on the infrastructure literature, we can estimate the causal effect of infrastructure on productivity.

3.4. External instruments

A key point in our empirical approach is to find suitable external instruments for highway investment. To meet empirical requirements, the external instruments need to influence productivity growth through road investment only, conditional on control variables. We then propose six external instruments based on three different predictors of highway network and investments: i) planned roads or planned budget; ii) demand for infrastructure, and iii) infrastructure project costs (Duflo and Pande, 2007; Gertler et al., 2019; Medeiros et al., 2021; Redding and Turner, 2015; Wang et al., 2018).

The first instrument we propose is the length of Federal Government planned roads by state and year. Federal Governments are better able to negotiate national and regional infrastructure policies aiming at enlarging country connectivity and access to external markets. It is less likely that major federal road corridors seek to expand particular sectors in specific states. Similarly, as federal policies are independent of states, temporal variation in federal road budgets is plausibly exogenous to changes in state economic activity. So we use the expected budget of the Federal Government in the transportation sector by year as another instrument (Gertler et al., 2019). These variables are good predictors of physical roads as they are planned but have no direct effect on productivity as they do not yet exist.

Next, we construct an indicator of Federal Government budget effectiveness, measured as the degree of budget execution (investments actually paid in relation to total planned investments) by year. Whilst this variable has the potential to harm an infrastructure project by incurring execution delays or discontinuity, we have no reasons to claim that it will affect sector-level productivity growth directly in a specific state, but only through an infrastructure investment being made or not.

The second and third set of variables are based on the cost structure of infrastructure projects in Brazil. When developing a public road project, authorities need to elaborate studies considering the demand for infrastructure that the project is expected to cover as well as environmental, expropriation and geographical costs. Projects will ultimately be developed and be feasible depending on whether it is highly socially or productively demanding and/or economically profitable. We use two variables to represent the propensity of a state to receive highway investments. The first one is the number of deaths per 100 traffic accidents on federal

government roads in 2007, the initial year of the PAC. Similarly, we test the number of traffic accidents per 100km of roads in 2007 on federal government roads. The first one captures the severity of traffic accidents, whilst the second one represents the intensity of accidents⁴. The higher the number of accidents or deaths in traffic the higher the priority of a state to receive an infrastructure project tends to be. Whether these projects will be carried out or not will depend on factors such as public and private resources, federal government planning, finance mechanisms and so forth, which are outside the control of the states.

To cover environmental and geographical costs we use the proportion of legally protected areas⁵ in each state as proxy. The greater the proportion of protected areas, the more difficult it may be to construct highways there. Building highways in legally protected areas, when possible, requires incurring huge bureaucratic costs including environmental licensing and long delays for permits to be issued by local authorities (Medeiros et al., 2021)⁶. We have no reason to argue that protected areas may directly influence sector-level productivity.

Since some variables vary only by year and others by state, we interact and move them about in order to create instruments at the state-level, varying by year (Wang et al., 2018). We then construct five external instruments, totaling six including the planned Federal Government roads, which vary by state and year. The validity of the GMM estimates depends substantially on the degree of exogeneity of the internal and external instruments used in the estimated model. The endogeneity of the instruments can be evaluated by applying the Hansen Test. The null hypothesis implies the joint validity of the instruments. The Arellano and Bond test for AR (2) tests the null hypothesis that the residuals of the difference regression are serially correlated in the second order. Rejection of the null hypothesis suggests that the instruments used are inadequate. Notwithstanding, the use of an excessive number of instruments may cause over-identification issues. We tried to keep the number of instruments to a minimum following the Roodman (2009) rules. To do so, we have collapsed the instrument matrix to limit the proliferation of the instruments.

4 It is likely that the severity of accidents is a better instrument for road investment, as it is more related to road infrastructure. The intensity of accidents may also be correlated to demographic conditions.

5 Conservation units (sustainable use and integral protection), military areas and indigenous lands.

6 National surveys demonstrate excessive bureaucracy as one of the main problems in the construction and infrastructure sector - 30.5% of the country's entrepreneurs declared that they spent considerable time and resources complying with legal requirements to establish themselves, obtain licenses and authorization) (CNI, 2019).

3.5. Data

3.5.1. Highway measures and external instruments

The first dataset is related to the state-level measures of highway investment. Fernald (1999) and Wang, Wu and Feng (2020) used monetary measures of infrastructure investment to account for both road stock and quality. However, using monetary measures such as investment flows and government expenditure by function may lead to considerable measurement error. Due to inefficiencies in contracts, corruption, as well as implementation failures and other institutional issues, monetary flows do not necessarily translate into effective infrastructure for population use (Medeiros and Ribeiro, 2020; Straub, 2011). This issue is even more problematic in developing countries where the effectiveness of infrastructure investment is dubious. PAC investments were poor in terms of budget effectiveness. While investments grew substantially, budget execution was quite low, causing delays in payments and execution schedules (Raiser et al., 2017). Budget effectiveness may be more related to the current revenue capacity of the government - which in turn depends on economic activity and other factors - than the physical deliveries of road construction and services. In addition, a relevant share of transport investment in Brazil is made by private agents. In recent years, highway concession investments have converged to a comparable level in relation to Federal Government investments (CNT, 2018). In this regard, the use of government investments would represent a small amount of total investments in the sector and would not adequately represent the provision of highway infrastructure in Brazil. Thus, monetary measures may inappropriately represent the transport infrastructure and services that are actually offered to the population.

We use road length as a proxy for road investment, a widely used variable in developing economies (Baum-Snow et al., 2017; Duranton and Turner, 2012; Duranton et al., 2014; Li et al., 2017; Medeiros, Ribeiro and Amaral, 2021). One great advantage of this variable is that it is much easier to measure than investment flows, thus reducing measurement errors, especially if road investment is mainly for the construction of new roads (Li et al., 2017). While a relevant part of PAC road investments was directed to road construction, ignoring road improvements and maintenance would constitute a critical bias in our empirical work. Therefore,

we construct a novel measure capturing the variation coming from the construction of roads as well its quality.

The first variable used, road length, was obtained from the National Department of Transport Infrastructure (*DNIT*). The second one, road quality, was derived from the CNT Road Survey (*Pesquisa Confederação Nacional do Transporte (CNT) de Rodovias*)⁷. This survey evaluates road quality in terms of paving, signaling, geometry and overall road quality. The roads are classified as bad, poor, regular, good, and great. From the survey, we construct our main⁸ road quality measure as follow:

$$\text{RoadQuality}_{st} = \frac{1 * \text{Roads}_{\text{bad}} + 2 * \text{Roads}_{\text{poor}} + 3 * \text{Roads}_{\text{regular}} + 4 * \text{Roads}_{\text{good}} + 5 * \text{Roads}_{\text{great}}}{\text{Total roads}} \quad (7)$$

We then test two measures as proxies for highway investments⁹:

$$\text{Highway}(\text{Stock})_{st} = \log(\text{road length}_{st}) \quad (8)$$

$$\text{Highway}(\text{Stock} * \text{Quality})_{st} = \log(\text{road length}_{st} * \text{RoadQuality}_{st}) \quad (9)$$

The third dataset is the national input-output table from the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE), from 2010. From this table, we can calculate our measure of infrastructure reliance. Following Wang, Wu and Feng (2020), sector-infrastructure reliance is the share of the value of road investment as intermediate input in a sector to the total intermediate input value of that sector. Differently from previous studies, we include both short- and long-run infrastructure dependence by sector. The short-run term is included by taking the share of the value of the road construction sector as intermediate input in a sector to its total intermediate input value. The long-run term is the share of the value of road services as intermediate input in a sector to its total intermediate input value. When we use the term “long-run infrastructure reliance”, we refer to the common measure used in the literature (Fernald, 1999; Li et al., 2017). We argue that short-

⁷ Medeiros, Ribeiro and Amaral (2021) used this survey to generate a similar road quality measure.

⁸ We tried several other weights, which will be used later as robustness tests.

⁹ Road length includes both federal and state highways. The federal road series covers the 2007-2017 period, while the state road series stops in 2015. We test federal roads separately from federal plus state roads in order to provide robustness to our results.

run dependence may be important as it stimulates economic activity in the construction phase and may also generate effects on productivity.

In regard to the external instruments, data for the length of planned roads and the Federal Government budget for the transportation sector were provided by the Ministry of Infrastructure. The traffic accident variables were obtained from the Federal Highway Police (*PRF*) database. The data source used for protected areas was supplied by the Ministry of the Environment.

3.5.2. Sector-level data

We use the RAIS (*Relação Anual de Informações Sociais*) to construct the measures of productivity and control variables at the sector level. RAIS is the most comprehensive annual database in Brazil, containing extensive information about the formal labor market. It includes the number of workers and establishments, wages, hours worked, education level, gender and age, disaggregated by sector and regional classifications. As our main objective is to test infrastructure returns on productivity considering the infrastructure reliance for each sector, this database is the one that allows us to work with the most disaggregated sectorial classification. We merge the sectors in the RAIS database with the 68 sectors in the input-output table. Next, we excluded the land transport and construction sectors as they were outliers based on our measure of infrastructure reliance. The public administration sector was also excluded, as it is subject to certain issues in RAIS¹⁰. We then keep 65 sectors. By using this dataset, we extend prior empirical exercises evaluating manufacturing sectors by including agriculture, mining, and several service sectors.

Differently from Fernald (1999), Li et al. (2017) and Wang, Wu and Feng (2020), we are not able to construct a total factor productivity (TFP) measure, as we have no capital input information at the firm or sector level. Due to this data issue, we proxy productivity as follows¹¹:

¹⁰ The problem stems from the fact that public companies report information at their headquarters. Therefore, workers from all locations are entered as belonging to a single location. The main issue in RAIS is the omission of declarations by the establishments, followed by an error in filling them out, resulting from incomplete or incorrect information. This problem is more relevant in more informal sectors such as agriculture and construction.

¹¹ We can observe a high correlation between labor productivity and TFP measures using Brazilian data (FGV). Similarly, there is a high correlation between wages and GDP in Brazilian states. Whilst we need to be cautious with the differences among the measures, we argue that our dependent variable is a valid proxy to estimate infrastructure returns on productivity.

$$Productivity_{jst} = \frac{Wages_{jst}}{Worked\ hours_{jst}} \quad (10)$$

We construct several sector level variables as controls. We include the share of female employees, the share of workers with tertiary education, the share of workers by age range and the proportion of large firms by sector. We also construct dummy variables for each one of the major sectors, agriculture and mining, manufacturing, and services, as well as for each one of the five OECD classes based on R&D technological intensity (Galindo-Rueda, and Verger, 2016). These sectoral stratifications are important as they allow us to better understand how infrastructure dependence may change according to technological and sector characteristics (Table 1).

TABLE 1

INFRASTRUCTURE RELIANCE BY SECTORAL TECHNOLOGICAL INTENSITY AND MAJOR SECTOR

Classification	ϕ
High R&D	0.0385
Medium-high R&D	0.0406
Medium R&D	0.0441
Medium-low R&D	0.0565
Low R&D	0.0468
Agriculture and mining R&D	0.0778
Manufacturing	0.0445
Services	0.0446
Average	0.0482

Source: Brazilian 2010 input-output table (IBGE) and Galindo-Rueda, and Verger (2016).

The OECD classification is relevant in our exercise as it includes agriculture and service sectors, a distinction that had not yet been made in studies on highway investment and productivity using the proposed empirical approach. In Brazil, the sectors of low to medium-low technological intensity are the most intensive in road infrastructure. As expected, the agriculture and mining sectors are those that rely the most on transport infrastructure¹².

12 All sectors and their classifications are available upon request.

3.5.3. State-level data

Two control variables at the state level are critical in our specification, especially in order to mitigate variable biases that may have possibly omitted. The first one is the relevance of the agriculture sector in the economy of each state. The PAC period coincided with a period of appreciation in the prices of basic products (Lustig, Lopez-Calva and Ortiz-Juarez, 2013). If governments aimed at meeting the existing demands of their growing economic sectors, investments in infrastructure may have been partly due to the performance of the agriculture sector in the period. This lack of variables would generate a significant omitted variable bias, so we include the share of agriculture value added in the total value added in a state as control.

Similarly, infrastructure investments are seen as an important determinant of export performance (Coşar and Demir, 2016; Duranton et al., 2014; Martincus et al., 2017). Exporting states may have received a higher priority in infrastructure investment allocation during the period of good performance on the international market. Therefore, we include the share of exports for each state in national exports as control.

We also include population density to control for the state size, the ICMS tax¹³ as proportion of state GDP to control for the size of the state government, and the homicide rate as a proxy for institutional quality and level of social development (Medeiros and Ribeiro, 2020; Medeiros, Ribeiro and Amaral, 2021)¹⁴.

4. Results and discussion

4.1. Baseline results

Table 2 shows the baseline results on the productivity effects of an increase in highway infrastructure stocks¹⁵. In these six models we treat the road stock variable as an exogenous variable in the model. In this sense, we have included only Federal Government roads, as these are less likely to be endogenous in relation to sector productivity by state. This specification captures only the stock component of

¹³ ICMS is the most relevant state level tax in Brazil, representing about 80% of state revenues.

¹⁴ Descriptive statistics are inserted into appendix a, which is available upon request.

¹⁵ We have also tried a similar measure of productivity, dividing the sector wages by the number of workers. The results were practically the same, so they are not reported.

roads, avoiding the quality measure. The lagged sector productivity is enabled by internal instruments, which are valid based on the Hansen tests. All regressions include sector level control variables, which are not reported in the Tables but had the expected signs, year, and state fixed controls. As robustness checks, we have included the control variables at the state level one by one in order to evaluate whether the road effect remains.

In all regressions, the road investment variable coefficients which interacted with the infrastructure reliance measure were positive and statistically significant, remaining constant even with the inclusion of several controls. The positive sign of α_1 indicates that federal highway investments are productive. The autoregressive term coefficient was positive and significant, demonstrating that sector productivity in Brazil follows a dynamic process. As expected, the agriculture share has a negative effect on productivity, as agriculture sectors present lower productivity levels (Nassif et al., 2015). The higher a state's exports in relation to national exports, the higher the productivity. This result was expected, since exporting states are expected to be more competitive, presenting higher levels of productivity. Population density presents a negative sign, indicating that states with more concentrated populations had a decrease in productivity for the period. The other state level controls were not statistically significant.

TABLE 2
IMPACT OF HIGHWAYS ON PRODUCTIVITY: EXOGENOUS SPECIFICATION

	1	2	3	4	5	6
Productivity, lagged	0.193*** (0.06)	0.193*** (0.06)	0.192*** (0.06)	0.191*** (0.06)	0.191*** (0.06)	0.191*** (0.06)
Highways* ϕ	0.114*** (0.01)	0.115*** (0.01)	0.114*** (0.01)	0.114*** (0.01)	0.114*** (0.01)	0.115*** (0.01)
Agriculture share (%GDP)		-0.002 (0.00)	-0.003** (0.00)	-0.004** (0.00)	-0.004*** (0.00)	-0.004** (0.00)
Exports by State (%Total)			1.082*** (0.17)	1.001*** (0.16)	1.021*** (0.16)	1.012*** (0.15)
Population Density				-0.002*** (0.00)	-0.002*** (0.00)	-0.001*** (0.00)
ICMS Tax (%GDP)					0.046 (0.05)	0.063 (0.05)
Homicide rate						0.000 (0.00)
Constant	2.435*** (0.23)	2.469*** (0.23)	2.483*** (0.23)	2.498*** (0.23)	2.497*** (0.23)	2.482*** (0.23)

Observations	18121	18121	18121	18121	18121	18121
Instruments	46	47	48	49	50	51
Arellano-Bond test for AR(2) in first difference (p-value)	0.811	0.821	0.834	0.864	0.864	0.857
Hansen test of joint validity of instruments (p-value)	0.204	0.199	0.204	0.207	0.207	0.211

All GMM-System regressions include sector level control variables, state and time-fixed effects. Robust standard errors, clustered at the state-year level, are reported in parentheses. The first lag of the endogenous variables was used as instruments for the endogenous variables in the GMM-diff and -system. * 0.1 ** 0.05 *** 0.01.

Whereas these models avoid endogeneity coming from the autoregressive term, there may be endogeneity coming from the road variable. Table 3 shows the econometric estimations considering infrastructure as endogenous. In addition to the internal instruments common to the method, we include our six external instruments in the model and run the six specifications as in Table 2.

TABLE 3
IMPACT OF HIGHWAYS ON PRODUCTIVITY: ENDOGENOUS SPECIFICATION

	1	2	3	4	5	6
Productivity, lagged	0.241*** (0.05)	0.242*** (0.06)	0.242*** (0.06)	0.238*** (0.05)	0.239*** (0.05)	0.238*** (0.05)
Highways* ϕ	0.142*** (0.05)	0.145*** (0.05)	0.131*** (0.05)	0.142*** (0.05)	0.142*** (0.05)	0.137** (0.05)
Agriculture share (%GDP)		-0.002 (0.00)	-0.003** (0.00)	-0.004** (0.00)	-0.004*** (0.00)	-0.004** (0.00)
Exports by State (%Total)			0.957*** (0.16)	0.889*** (0.15)	0.909*** (0.15)	0.905*** (0.15)
Population Density				-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.00)
ICMS Tax (%GDP)					0.047 (0.05)	0.059 (0.05)
Homicide rate						0.000 (0.00)
Constant	2.318*** (0.22)	2.341*** (0.23)	2.364*** (0.23)	2.401*** (0.23)	2.399*** (0.23)	2.397*** (0.23)
Observations	18121	18121	18121	18121	18121	18121
Instruments	61	62	63	64	65	66

R ² Adjusted						
Arellano-Bond test for AR(2) in first difference (p-value)	0.517	0.520	0.528	0.572	0.568	0.565
Hansen test of joint validity of instruments (p-value)	0.208	0.182	0.167	0.177	0.183	0.196

All GMM-System regressions include sector level control variables, State and time fixed effects. Up to the fifth lag of the endogenous variables were used as instruments for the endogenous. Robust standard errors, clustered at the state-year level, are reported in parentheses. * 0.1 ** 0.05 *** 0.01.

The positive sign of the road parameter remains. Nonetheless, it is around 14.9% to 27.2% higher compared to the exogenous specifications in Table 2, indicating an underestimation bias in the latter. This downward bias was expected as the states that received more roads in this period are those with lower productivity. The results related to the other variables have remained. Using column 6 and taking the sample average of φ equal to 0.048, the sector average output elasticity of highway investment is 0.007, in line with Wang, Wu and Feng (2020).

Next, we include state level roads in our stock measure. Whilst federal roads cover the whole of the 2007-2017 period and are less affected by endogeneity issues, state government roads are an important source of flows of cargo and people within states. São Paulo, for instance, has an extensive state-level concession program, while the federal road stock in São Paulo is not so large in relation to other states. Therefore, we test the productivity of the overall road stock (the sum of federal and state roads) for the 2007-2015 period. Table 4 shows the results.

TABLE 4

IMPACT OF HIGHWAYS ON PRODUCTIVITY: ENDOGENOUS SPECIFICATION INCLUDING STATE HIGHWAYS

	Planned roads	Protected areas* Budget effectiveness	Protected areas* Expected budget	Deaths per 100 traffic accidents in 2007* Expected budget	Traffic accidents by 100 km of roads in 2007* Expected budget	Planned roads* Budget effectiveness	All instruments
Productivity, lagged	0.202*** (0.06)	0.195*** (0.06)	0.194*** (0.06)	0.196*** (0.06)	0.199*** (0.06)	0.220*** (0.06)	0.228*** (0.06)
Highways* ϕ	0.160*** (0.03)	0.160*** (0.03)	0.160*** (0.03)	0.157*** (0.03)	0.157*** (0.03)	0.157*** (0.04)	0.149*** (0.04)
Observations	14838	14838	14838	14838	14838	14838	14838
Instruments	59	59	59	59	59	59	64
R ² Adjusted Arellano-Bond test for AR(2) in first difference (p-value)	0.476	0.510	0.519	0.505	0.497	0.392	0.355
Hansen test of joint validity of instruments (p-value)	0.111	0.251	0.255	0.246	0.233	0.084	0.207

All GMM-System regressions include sector level control variables, State and time fixed effects. Up to the fifth lag of the endogenous variables were used as instruments for the endogenous variables. Robust standard errors, clustered at the state-year level, are reported in parentheses. * 0.1 ** 0.05 *** 0.01.

The road investment coefficients are greater, as expected, since the exclusion of state level roads might not capture all the effects of the country's highway network on productivity¹⁶. External instruments play an even more important role in these estimations since state level highways are more likely to be endogenous to sector productivity by state. According to Table 4, all regressions present valid instruments. We have tested several specifications controlling for endogeneity issues, road quality,

16 This comparison is considered with caution, as the period is different.

regional heterogeneity, and outliers, which were not reported but are available upon request. All robustness tests maintain our main baseline results.

4.2. Road quality

The next step in our empirical exercise is to consider the quality aspect of highway infrastructure. States present different endowments, among themselves, of federal and state level roads with implied quality heterogeneity. A one-kilometer stretch of road in good condition may disproportionately affect productivity compared to a road in bad condition. Some studies have proven this point for several infrastructure sectors, especially when applied to Brazil (Medeiros and Ribeiro, 2020; Medeiros, Ribeiro and Amaral, 2021). If this occurs, our estimates using road stocks only are inappropriate to represent the Brazilian infrastructure scenario, and our previous estimates could undergo a measurement error bias. Table 5 shows results under several specifications in order to provide robustness to our findings.

TABLE 5
IMPACT OF HIGHWAYS ON PRODUCTIVITY: ROAD QUALITY

	Overall, Exogenous	Overall, Endogenous	Overall excluding SP	Paving	Signaling	Geometry
Productivity, lagged	0.146** (0.06)	0.226*** (0.06)	0.227*** (0.06)	0.227*** (0.06)	0.226*** (0.06)	0.228*** (0.06)
Highways (Stock*Quality)*φ	0.086*** (0.01)	0.124*** (0.03)	0.117*** (0.03)	0.133*** (0.04)	0.146** (0.06)	0.169*** (0.06)
Observation	14838	14838	14271	14838	14838	14838
Instruments	49	64	61	64	64	64
R ² Adjusted Arellano-Bond test for AR(2) in first difference (p-value)	0.816	0.366	0.356	0.363	0.364	0.353
Hansen test of joint validity of instruments (p-value)	0.199	0.204	0.220	0.209	0.222	0.213

All GMM-System regressions include sector level control variables, State and time fixed effects. Up to the fifth lag of the endogenous variables were used as instruments for the endogenous variables. Robust standard errors, clustered at the state-year level, are reported in parentheses. SP denotes São Paulo. * 0.1 ** 0.05 *** 0.01.

As in the previous estimations, the exogenous specification of infrastructure seems to generate an underestimation bias. The results are robust for the exclusion of São Paulo as well as for the three measures of road quality in the *CNT* Survey. Using column 2 and taking the sample average of φ equal to 0.048, the sector average output elasticity of highway investment is 0.006. It represents an upward bias of 16% using isolated road stock measure. This result is likely to be a result of the poor conditions of highways in Brazil, especially in states with higher reliance on infrastructure and lower productivity levels¹⁷.

4.3. Impacts of highways on productivity: the long and short of it

Our previous estimates describe the short-run elasticities of road investment (α_1), measuring the immediate (within the year) response of sector productivity to a temporary shock in road investments. Now we turn our analysis towards calculating long-run elasticity, which represents the accumulated shock of an infrastructure investment shock in year t over time (Pesaran and Zhao, 1999). Our GMM-System model embeds temporal dynamics into the model, which allows us to calculate long-run coefficients. More formally, in the steady state we have $Y_{jS}^P = Y_{jst} = Y_{jst-1}$. Rearranging (5) or (6) we have:

$$Y_{jS}^P = \alpha_0 + \gamma Y_{jS}^P + \alpha_1 * \varphi_j * Highways(Stock)_{st} + \beta' * Controls_{jst} + \varepsilon_{jst} \quad (11)$$

Solving equation (11) for Y_{jS}^P , we obtain the long-run coefficient of road investment as follows:

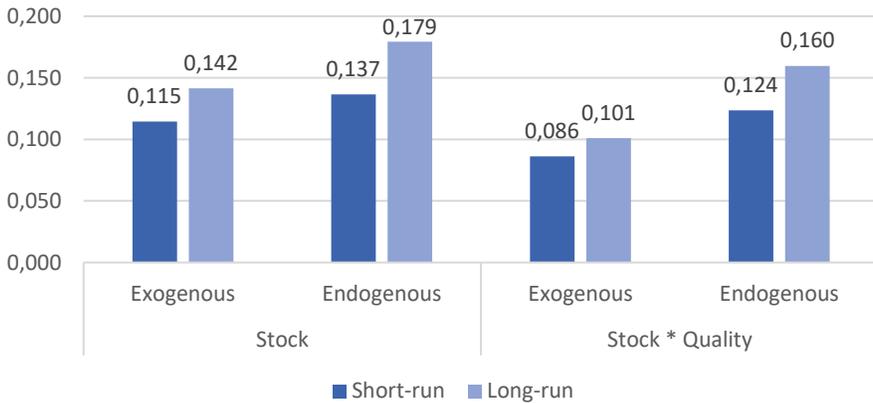
$$\alpha_{1_{long-run}} = \frac{\alpha_1 * \varphi}{1 - \gamma} \quad (12)$$

¹⁷ Since our quality measure is based on arbitrary weights applied to each road quality grade (Equation (4)), we have tried several other weightings to provide robustness to our results. Those estimates are also available upon request.

$\alpha_{1_{long-run}}$ gives the usual *ceteris paribus* interpretation¹⁸. Figure 3 shows the short and long-run elasticities under our several previous specifications. All estimated long-run elasticities are significant at 1% level.¹⁹

FIGURE 3

THE SHORT- AND LONG-RUN IMPACT OF TRANSPORTATION INFRASTRUCTURE ($\alpha_{1_{long-run}}$) ON PRODUCTIVITY



Notes: Exogenous refers to infrastructure treated as an exogenous variable; Endogenous refers to infrastructure treated as an endogenous variable using all the preferred instruments. Short-run is the value for the short-run coefficient; Long-run is the value for the long-run coefficient.

In our preferred endogenous specification including both road stock and quality, $\alpha_{1_{long-run}}$ is 0.160. This 29% increase²⁰ compared to the short-run elasticity of 0.124 may be related to the temporal complexity of infrastructure investment, which demands a long time to mature and is effectively offered to firms and individuals. Adjusting to new highways can take a long time. Also, the productivity effects of reducing travel times, traffic accidents and emissions may not be captured in the short term.

Next, we calculate the long-run elasticities considering the sectors' infrastructure reliance²¹. We test the values of φ at the percentiles of 10, 25, 50, 75

18 We can test (12) by applying z-test statistics to nonlinear combinations of estimated parameters under the null hypothesis that the long-run elasticity is zero.

19 The regressions results are available upon request.

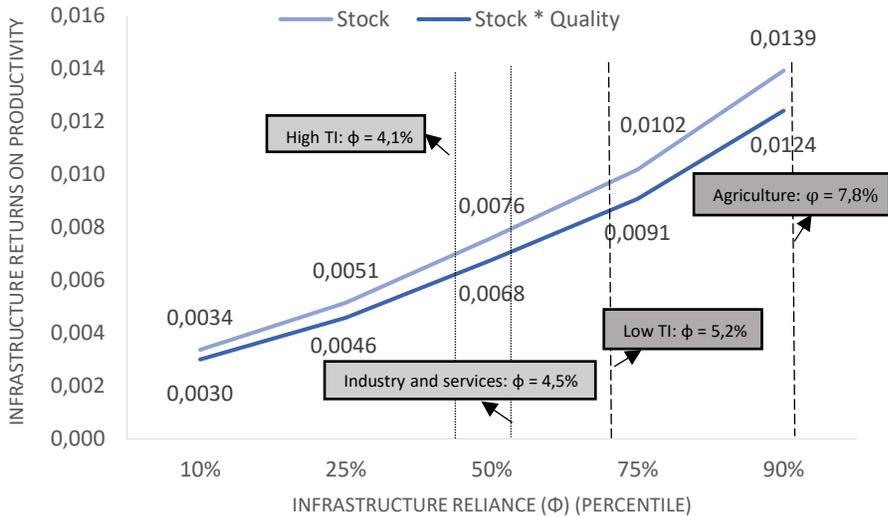
20 This increase varies from exogenous/endogenous and stock/stock and quality specifications.

21 The same set of nonlinear combination tests are performed, despite including the values of φ .

and 90, which are all statistically significant²². Figure 4 illustrates the way in which road investment affects productivity by infrastructure reliance level.

FIGURE 4

IMPACT OF HIGHWAYS ON PRODUCTIVITY UNDER DIFFERENT LEVELS OF INFRASTRUCTURE RELIANCE (φ)



Note: TI refers to technological intensity. High TI aggregates medium, medium-high and high TI sectors; Low TI aggregates medium-low and low TI sectors.

We have also tested the long-run elasticities taking the values of φ by each sectoral stratification using our preferred specification with infrastructure as an endogenous variable. The sectors of agriculture and low R&D technological intensity (including both low and medium-low TI sectors) are the ones that benefited the most from road investment increase, while the high R&D technological intensity (including high, medium-high, and medium TI sectors) and manufacturing and services sectors gained less from road improvements in Brazil. This finding is relevant and provides new evidence on heterogeneous infrastructure impacts from the sectoral point of view.

²² All regression results are available upon request.

4.4. Rate of return for highway investments in Brazil

Having found the values of the short and long-term elasticities considering highway stock and quality, we are able to calculate the economic rate of return to highway investment in Brazil described in equations (1) and (2). To calculate (2), we need information on the state-level GDP-road stock ratio. State GDP is available from the IBGE. However, our road measure is physical and there is no monetary estimation of road stocks from official sources. To overcome this issue, we follow Li et al. (2017) and use an external source based on the standard perpetual inventory method. Frischtak and Mourão (2017) calculated the sectorial infrastructure stock in Brazil between 1970 and 2016, the period that encompasses our study. They found transportation infrastructure stock to be around BR R\$ 743 billion in 2015, of which BR R\$ 371.5 billion (50%) were in the road sector. Brazilian GDP was almost BR R\$ 6 trillion, suggesting a GDP-road stock ratio of 16, almost double the Chinese ratio used by Li et al. (2017). It shows the precarious condition of road infrastructure in Brazil.

From Frischtak and Mourão (2017), we can calculate the value for each kilometer of road by dividing the value of national road stock by the length of roads. It gives us the value of BR R\$ 1.91 million per road as the road length was 194,243 km in 2015. So we can multiply the value per km of road by the road length for each state. However, following this approach would lead us to a critical measurement error. We would assume that a high-quality km of road has the equal value of a poor-quality km of road, which is not valid in the literature (Medeiros and Ribeiro, 2020; Medeiros, Ribeiro and Amaral, 2021; Wang, Wu and Feng, 2020). So we obtain the value per km of road using our measure of infrastructure in Equation (9) that accounts for both stock and quality. This way, we can distinguish the road quality heterogeneity of each state and consistently evaluate the economic rate of return on highway investments.

Another issue in applying Equations (1) and (2) is that we do not have the value added weight by sector by state. This weight is important as states have different sector specializations. Then, we proxy ω_{js} as the wage share by sector by state. We need to be cautious with our results as the wages and value-added weights may also differ by sector. To provide robustness to our findings, we also generate a return

rate taking the national average ξ by multiplying α_1 by the average φ , instead of varying ξ by state.

Table 6 summarizes our calculated return rates to highway investments in Brazil. As expected, by using the measure based only on road length, it generates an upward biased rate of return. It is coming from the GDP-road stock ratio (Y/G) that is greater in the stock measure in relation to the stock weighted by quality measure, since it assumes that roads have the same monetary value throughout the country. By correcting our road investment measure by including road quality heterogeneity, we have obtained a more reliable rate of return on highway investment of 17.2% in the short-run and 22.1% in the long-run taking the average of National ξ and State varying ξ . This rate of return indicates the high rentability of road investments in Brazil and are in line with the rate of return of 25.9% in China found by Wang, Wu and Feng (2020). They are also in line with Li and Chen (2013) and Li *et al.* (2017) using different approaches.

TABLE 6

RETURN RATE ON HIGHWAY INFRASTRUCTURE INVESTMENTS.

Measure/coefficient	National ξ		State ξ	
	Short run	Long run	Short run	Long run
Highways (stock)	22.54%	24.91%	22.14%	28.92%
Highways (stock * quality)	17.26%	22.26%	17.17%	21.93%

Notes: National ξ is calculated using φ equal to the national average 0.048; State average ξ is to weigh sector wages in the total weight by sector and multiply it by φ_s . Short-run uses the values for short-run coefficients (Figure 3); Long-run uses the values for long-run coefficients (Figure 3).

We cannot directly compare our result with Wang, Wu and Feng (2020), since they used firm-level data. However, we have some arguments to explain our smaller rate of return compared to the one in China. First, Brazilian cargo and passenger transport is highly concentrated on the road sector. This modality exhibits higher freight values compared to other modalities such as railways and waterways, and its current poor quality strangles the highway network. In this sense, it is likely that investments in roads in highly road-dependent states and countries are less effective compared to investments in other modes of transport. In addition, Wang, Wu and Feng (2020) considered the investments in the transport sector as a whole,

which may have captured greater infrastructure impact. Secondly, the changes in both infrastructure investments and productivity growth, though substantial during a considerable part of the PAC period, are not comparable to the Chinese scenario, which may help to explain the differences in rate of return. Lastly, in Brazil productivity grew more in sectors with lower levels of productivity, which probably influenced the rate of return value.

To evaluate the magnitude of our rate of return on highway investment, we can compare it with the Social Discount Rate (*TSD*) of 8.5% used by the Ministry of the Economy (2021) in evaluating infrastructure projects. To reduce our rate of return of 22.1% to the threshold of 8.5%, Brazil would need 2.6 times more highways, which implies a road stock (weighted by its quality) of around 16% of national GDP. This finding corroborates the estimates by Frischtak and Mourão (2017) predicting an ideal road stock of 13.5% of GDP. Considering long-run real rates of return from 4% to 5% worldwide, Brazil would need to improve its road stock by 4.4 times, reinforcing the high rentability of highway investments in the country in our sample period.

5. Concluding remarks

We find that road investment had a substantial positive effect on Brazilian sector-level productivity between 2007 and 2017. We overcome endogeneity issues between infrastructure and productivity by proposing a novel econometric approach including both internal and external instruments. Also, by using a dynamic model with a past value for the dependent variable, we can calculate short and long-run elasticities of road investments. We correct measurement errors coming from road measures by including a new road quality indicator. Our findings show a sector average productivity elasticity of highway investment of 0.006, which is in line with previous studies. These results remain under several specifications controlling for endogeneity issues, road quality, regional heterogeneity, and outliers. We identify relevant biases coming from endogeneity and road error measurement issues. We also find a 29% increase in the productivity elasticity of infrastructure in the long run compared to the short run, proving the broadly discussed long-run characteristic of infrastructure investment. Through

our preferred model, we calculate a rate of return to road investments equal to 22.1%, proving its efficiency in Brazil.

While we contribute to the literature in umpteen ways, there are several issues worth further discussion. First, while our sample covers a broad number of heterogeneous sectors, it may not fully capture the dynamics of some of them. As RAIS is a formal labor dataset, it may bias the productivity count of highly informal sectors such as agriculture and construction. Further research on this sector is needed. In addition, our results are based on a sample that maintains an economic structure over time. In other words, we are assuming that sector infrastructure reliance does not change. However, infrastructure may promote structural transformation (Redding and Turner, 2015), and infrastructure impacts on productivity might be confounded with a reallocation effect across sectors. A better understanding of these mixed effects is also important. Lastly, as we calculate a return rate based on sector-level productivity measure, we may not fully capture the social rate of return on road investment. To give an example, benefits in terms of poverty and pollution alleviation are expected from road improvements, which may be taken into account in future research.

References

- ABDIB, Brazilian Association of Infrastructure and Basic Industries. (2020) Blue Book of Infrastructure. São Paulo, Brazil. Available at www.abdib.org.br.
- Arbués, P., Baños, J. F., & Mayor, M. (2015). The spatial productivity of transportation infrastructure. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 75, 166-177.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, 58(2), 277-297.
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of econometrics*, 68(1), 29-51.
- Aschauer, D. A. (1989). Does public capital crowd out private capital?. *Journal of monetary economics*, 24(2), 171-188.

- Baum-Snow, N., Brandt, L., Henderson, J. V., Turner, M. A., & Zhang, Q. (2017). Roads, railroads, and decentralization of Chinese cities. *Review of Economics and Statistics*, 99(3), 435-448.
- Behrens, K., Lamorgese, A. R., Ottaviano, G. I., & Tabuchi, T. (2007). Changes in transport and non-transport costs: Local vs global impacts in a spatial network. *Regional Science and Urban Economics*, 37(6), 625-648.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 87(1), 115-143.
- BRASIL, Ministry of Planning. (2018). The Growth Acceleration Program (PAC). Brasília, Brazil. Available at www.pac.gov.br.
- Calderón, C., & Servén, L. (2014). Infrastructure, growth, and inequality: an overview. The World Bank. Calderón, C., Moral-Benito, E., & Servén, L. (2015). Is infrastructure capital productive? A dynamic heterogeneous approach. *Journal of Applied Econometrics*, 30(2), 177-198.
- Catela, E. Y., Cimoli, M., & Porcile, G. (2015). Productivity and structural heterogeneity in the Brazilian manufacturing sector: trends and determinants. *Oxford Development Studies*, 43(2), 232-252.
- Chen, C. L., & Vickerman, R. (2017). Can transport infrastructure change regions' economic fortunes? Some evidence from Europe and China. *Regional Studies*, 51(1), 144-160.
- Cohen, J. P. (2010). The broader effects of transportation infrastructure: Spatial econometrics and productivity approaches. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 46(3), 317-326. Coşar, A. K., & Demir, B. (2016). Domestic road infrastructure and international trade: Evidence from Turkey. *Journal of Development Economics*, 118, 232-244.
- Cosci, S., & Mirra, L. (2018). A spatial analysis of growth and convergence in Italian provinces: the role of road infrastructure. *Regional Studies*, 52(4), 516-527.
- CNI, National Confederation of Industry. (2019) Sondagem Indústria da Construção, 2019. São Paulo, Brazil.
- CNT, National Confederation of Transport. (2018). Investimentos públicos e privados em rodovias e ferrovias no Brasil. Brasília, Brasil.
- Duflo, E., & Pande, R. (2007). Dams. *The Quarterly Journal of Economics*, 122(2), 601-646.

- Duranton, G., & Turner, M. A. (2012). Urban growth and transportation. *Review of Economic Studies*, 79(4), 1407-1440.
- Duranton, G., Morrow, P. M., & Turner, M. A. (2014). Roads and Trade: Evidence from the US. *Review of Economic Studies*, 81(2), 681-724.
- Elburz, Z., Nijkamp, P., & Pels, E. (2017). Public infrastructure and regional growth: Lessons from meta-analysis. *Journal of transport geography*, 58, 1-8.
- Faber, B. (2014). Trade integration, market size, and industrialization: evidence from China's National Trunk Highway System. *Review of Economic Studies*, 81(3), 1046-1070.
- Fedderke, J. W., & Bogetić, Ž. (2009). Infrastructure and Growth in South Africa: Direct and Indirect Productivity Impacts of 19 Infrastructure Measures. *World Development*, 37(9), 1522-1539.
- Fernald, J. G. (1999). Roads to prosperity? Assessing the link between public capital and productivity. *American economic review*, 89(3), 619-638.
- Fingleton, B., & Szumilo, N. (2019). Simulating the impact of transport infrastructure investment on wages: A dynamic spatial panel model approach. *Regional Science and Urban Economics*, 75, 148-164.
- Frischtak, C. R., Mourão, J., & assistência de Bernardo Fernandes, C. (2017). O Estoque de Capital de Infraestrutura no Brasil: uma abordagem setorial. *Desafio da Nação*, 133.
- Galindo-Rueda, F., & Verger, F. (2016). OECD taxonomy of economic activities based on R&D intensity.
- Gertler, P. J., Gonzalez-Navarro, M., Gracner, T., & Rothenberg, A. D. (2016). Road Quality, Local Economic Activity, and Welfare: Evidence from Indonesia's Highways. UC Berkeley CEGA Working Papers WPS-058.
- Holl, A. (2016). Highways and productivity in manufacturing firms. *Journal of Urban Economics*, 93, 131-151.
- Holtz-Eakin, D., & Schwartz, A. E. (1995). Spatial productivity spillovers from public infrastructure: Evidence from state highways. *International Tax and Public Finance*, 2(3), 459-468.
- Iasco Pereira, H. C., Romero, J. P., & Medeiros, V. (2021). Kaldor-Verdoorn's law and institutions: evidence from Brazilian municipalities. *Cambridge Journal of Economics*, 45(3), 511-536.

- Li, H., & Li, Z. (2013). Road investments and inventory reduction: Firm level evidence from China. *Journal of Urban Economics*, 76, 43-52.
- Li, Z., Wu, M., & Chen, B. R. (2017). Is road infrastructure investment in China excessive? Evidence from productivity of firms. *Regional Science and Urban Economics*, 65, 116-126.
- Lustig, N., Lopez-Calva, L. F., & Ortiz-Juarez, E. (2013). Declining inequality in Latin America in the 2000s: The cases of Argentina, Brazil, and Mexico. *World development*, 44, 129-141.
- Martincus, C. V., Carballo, J., & Cusolito, A. (2017). Roads, exports and employment: Evidence from a developing country. *Journal of Development Economics*, 125, 21-39.
- Medeiros, V., & Ribeiro, R. S. M. (2020). Power infrastructure and income inequality: Evidence from Brazilian state-level data using dynamic panel data models. *Energy Policy*, 146, 111734.
- Medeiros, V., Ribeiro, R. S. M., & do Amaral, P. V. M. (2021). Infrastructure and household poverty in Brazil: A regional approach using multilevel models. *World Development*, 137, 105118.
- Medeiros, Victor; Stein, Alexandre de Queiroz; Ribeiro, Rafael Saulo Marques; Santos, Ulisses Pereira dos. (2021). Transportation infrastructure and University-Industry collaborations: regional-level evidence from Brazil, p. 659-678 . In: Anais do V Encontro Nacional de Economia Industrial e Inovação (ENEI): “Inovação, Sustentabilidade e Pandemia”. São Paulo: Blucher.
- Melo, P. C., Graham, D. J., & Brage-Ardao, R. (2013). The productivity of transport infrastructure investment: A meta-analysis of empirical evidence. *Regional science and urban economics*, 43(5), 695-706.
- Munnell, A. H. (1992). Policy watch: infrastructure investment and economic growth. *Journal of economic perspectives*, 6(4), 189-198.
- Nassif, A., Feijo, C., & Araújo, E. (2015). Structural change and economic development: is Brazil catching up or falling behind?. *Cambridge Journal of Economics*, 39(5), 1307-1332.
- Percoco, M. (2016). Highways, local economic structure and urban development. *Journal of Economic Geography*, 16(5), 1035-1054.
- Pesaran, M. H., & Zhao, Z. (1999). Bias reduction in estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels,” in *Analysis of panels and limited dependent variable models*.

- Raiser, M., Clarke, R., Procee, P., Briceno-Garmendia, C., Kikoni, E., Kizito, J., & Viñuela, L. (2017). Back to Planning. The World Bank.
- Redding, S. J., & Turner, M. A. (2015). Transportation costs and the spatial organization of economic activity. *Handbook of regional and urban economics*, 5, 1339-1398.
- Rodrik, D. (2016). Premature deindustrialization. *Journal of economic growth*, 21(1), 133.
- Straub, S. (2011). Infrastructure and Development: A Critical Appraisal of the Macrolevel Literature. *Journal of Development Studies*, 47(5), 683-708.
- Vu, K. M. (2017). Structural change and economic growth: Empirical evidence and policy insights from Asian economies. *Structural Change and Economic Dynamics*, 41, 64-77.
- Wang, X., Xie, Z., Zhang, X., & Huang, Y. (2018). Roads to innovation: Firm-level evidence from People's Republic of China (PRC). *China Economic Review*, 49, 154-170.
- Wang, Z., Wu, G. L., & Feng, Q. (2020). Productivity of core infrastructure investment in China: An input–output approach. *The World Economy*, 43(12), 3384-3406.
- World Bank. (2021). *World development indicators 2021*. The World Bank.

2º COLOCADO

CATEGORIA I – DESENVOLVIMENTO EM DEBATE

Limits of Brazilian industry's contribution
to development during the 2000s
*A new version of peripheral industrialism?*¹

Antonio Carlos Diegues

¹ Declarations of interest: none.

1. Introduction

This paper aims to analyze the limits of Brazilian industry's contribution to development between 2003 and 2015. To understand the structural character of these limits, specific periods were selected in order to analyze such limits in different phases of the Brazilian economy: the cycle of economic growth acceleration between 2003 and 2010, and the slowdown and recession between 2011 and 2015.

The study hypothesizes that considering the structural configuration of Brazilian industry, its contribution to the country's development was limited throughout the 2000s, including the brief period of significant economic growth in the 2010s. After a long period of defensive reaction to international competition, Brazilian industry reorganized its competition and accumulation strategies by deepening import integration into global production networks and increasing competitiveness in the domestic market by reducing costs without increasing investments, a fact that would decisively contribute to the stagnation of productivity growth in the period. In turn, this organization pattern would also be associated with the inability to increase export sophistication in order to reduce external constraints on economic growth. Finally, it would prevent a trend of sustainable growth in the average real wage in the medium term, considering the structural regression of the industry, characterized by an increase in the already significant share of sectors and activities with lower productivity and low levels of remuneration.

To analyze the limits of the industry's contribution to Brazilian development, the shift-share structural decomposition was employed, according to studies carried out by McMillan & Rodrik (2011), Unctad (2016), and Timmer & de Vries (2009). This contribution is analyzed in three dimensions: (i) productivity, (ii) wages and average remuneration, and (iii) sophistication of exports in relation to imports. Based on the analysis of intra-sectoral and dynamic and static inter-sectoral components, one expects to see an association between the development process and the reconfiguration of the productive structure focused on activities with higher productivity, average remuneration, and sophistication of exports.

By observing the behavior of these components in the period of relative growth, from 2003 to 2010, and in the period of slowdown and subsequent recession (from

2011 to 2015)¹, this paper seeks to overcome a limitation of the literature by further analyzing the dynamics of deindustrialization and regressive specialization. Thus, the study intends to: empirically demonstrate the inability of Brazilian industry, in the 2000s, to generate a process of economic growth associated with structural transformation, regardless of the dynamics of the domestic and foreign markets and performance in terms of accumulation of capital invested in the industrial sphere. The second contribution is to measure and analyze the particularities of such limitations according to different sectoral groups: scale-intensive, science-based, natural resources-intensive, differentiated (high end), and labor-intensive, based on a comparative international classification.

To this end, the paper is divided into three sections, in addition to the introduction and final considerations. Section 1 presents a brief historical and theoretical discussion in order to understand the centrality of the industry's contribution to the development process. Section 2 characterizes Brazilian industrial performance from 2003 to 2015, emphasizing the relationship between structural regression, regressive specialization, and accumulation dynamics. On the other hand, Section 3 presents the empirical results of the relationship between the structural decomposition method and impacts on productivity, average remuneration, and sophistication of exports.

2. The centrality of industry's contribution to development: historical and theoretical aspects

Based on the interpretation by Furtado (1961), "development" is understood as a process in which the production of surplus and capital accumulation occur together with investments and the incorporation of technical progress into the productive realm, in order to foster economic structural transformation. Since investments are fundamental to incorporating technical progress into productive activities, structural transformation is intrinsically related to the dynamics of creative destruction (SCHUMPETER, 1942).

¹ We choose to concentrate our analysis up to 2015 in order to isolate the implications of the subsequent intense political crisis on the economic scenario, as the main objective of the paper is to understand the structural not the circumstantial - determinants of the limits of Brazilian industry's contribution to development.

One of the main results of this development process is to enable the country to reconfigure its productive structure, through consolidation, and increase the participation of high-productivity activities, resulting in higher wage levels and greater sophistication of exports. Thus, as Rodrik (2007) points out, “the hallmark of development is structural change — the process of pulling the economy’s resources from traditional low- productivity activities to modern high-productivity activities.” According to the author, “this is far from an automatic process, and requires more than well-functioning markets. It is the responsibility of industrial policies to stimulate investments [...] in new activities” (RODRIK, 2007, p. 07).

In this sense, authors such as Rosenstein-Rodan (1943), Lewis (1954), Rostow (1956), Gerschenkron (1973), and Hirshmann (1958) have highlighted the centrality of industrialization as a strategy to promote reconfiguration towards high-productivity activities in underdeveloped countries, since the birth of development economics as an independent discipline in the early post-World War II period. Although these authors focused on a range of theoretical foundations, normative orientations, and logical understandings that differ from the determinants of industrialization processes, we observe widespread concern surrounding the centrality of processes for producing surplus and capital accumulation. This, in turn, would be a major barrier for processes of late industrialization, which would characterize the development efforts of underdeveloped countries (GERSCHENKRON, 1973).

In order to overcome such barriers and increase domestic investment, these authors suggest several strategies, such as the association with international capital (ROSTOW, 1956), direct and systematic action on the part of the state (ROSENSTEINRODAN, 1943, GERSCHENKRON, 1973, and HIRSCHMANN, 1958), a close association between banks and industrial capital (GERSCHENKRON, 1973), and even an increase in capital accumulation capacity and consequently in investments from income concentration related to a high rate of workforce exploitation (LEWIS, 1954). In addition to such strategies, the authors also present the importance of the external economic dynamism via exports as a catalyst for domestic accumulation.

In addition to presenting aspects involved in structural transformation, authors, such as Kaldor (1966, 1967) and Prebisch (1949), concentrate their analyses on understanding the instruments catalyzing these processes. They also highlight the

hierarchically superior position of industrialization as a key to development and as a *sine qua non* condition to achieve it.

According to Prebisch (1949) and the United Nations Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC), such orientation is justified due to the peripheral insertion into the international division of labor – as a supplier of commodities and buyer of manufactured goods –, which limits the catalytic investment of industrial structural transformations. This is because with deteriorating terms of trade, the constant transfer of technical progress from the periphery to the center is observed, making the process of production, accumulation, and even control of the surplus unfeasible, and preventing such transformations from reducing the structural heterogeneity characteristic of the periphery (PINTO, 1970).

In this regard, and contrary to studies based on the idea of specialization – considering Ricardian comparative advantage –, Kaldor (1966, 1967) tried to show that the productive structure is essential for development. Thus, through what Thirwall (1983) later called Kaldor's Laws, the author empirically shows that industrialization is a key element for development, given its significant capacity to leverage GDP growth, to broaden the technical progress in an intra- and inter-sectoral way, and to reduce the permanent external deterioration of peripheral economies, considering income elasticity differences between their exports and imports.

Accordingly, with regard to industrial activities, Hirschmann (1958) identifies that facilitating investment decisions is key to fostering structural transformations. These transformations would be made possible given the complementarity between several productive sectors, the spread of dynamism via integration, and decisions related to investments – which, in turn, are possible due to sectoral imbalances inherent in the structural transformation process.

Based on a historical and theoretical interpretation, Chang (1994, 2004) emphasizes the centrality of development policies as instruments to enable industrialization in its numerous materializations, including the original and the late processes of countries referred to by the author as currently developed countries (CDCs). In this context, consideration of the development process – in its productive dimension – is achieved through constant structural changes, disruptions, and constant sectoral imbalances; the permanent reconfiguration of

development policy strategies is essential to enable efforts of productive and technological catching-up. Such challenges are even more complex when the efforts in question are undertaken by underdeveloped countries.

This takes place for several reasons: (i) the need to overcome limitations imposed by the substantial structural heterogeneity in the domestic and international productive dimension – considering the different productivity levels in relation to CDCs; and (ii) despite the technological, financial, and political dependence mainly concerning the formulation of the public policy agenda, they must correlate political forces to create a development strategy based on command, appropriation, and direction of surplus, according to a broad development strategy not only in the technical sense, but also in terms of broadening the autonomy of national productive forces (CHANG, 1994).

Based on this framework, the current study analyzes the relationship between industry and development, considering the centrality that such classic studies attribute to the structural transformation process as a constitutive element of the logical process of economic development in its productive dimension.

Intense transformations — since the transition from the Fordist/Chandlerian paradigm to microelectronics, the creation of global value chains, and the current efforts to establish what has been conventionally called Industry 4.0 — have brought new elements to analyze the competitive, innovative dynamics, and those related to industry accumulation in many dimensions (BRUN, GEREFFI & ZAN, 2019). According to Andreoni & Chang (2019), O’Sullivan et al. (2013), and Diegues & Roselino, (2019), these transformations also demand conceptual, normative, and institutional reconfiguration of industrial and development policies.

However, despite these transformations, the logical relationship between industry and development persists as a constitutive element of productive development (McMILLAN & RODRIK, 2011, UNCTAD, 2016 and TIMMER & de VRIES, 2009).

Such relationship is understood as the capacity of structural transformation to positively impact, in intra- and inter-sectoral dimensions, the increase of (i) productivity; (ii) average remuneration; and (iii) sophistication of exports in relation to imports. In other words, despite transformations in the industry from the 1970s onwards (BERGER, 2013), their contribution to development refers to

the conceptual definitions presented in the theoretical framework analyzed in this section (ANDREONI & GREGORY, 2013).

3. Has a new version of peripheral industrialism been consolidated? The dynamics of organization and capital accumulation in the Brazilian industrial sector in the 2000s

The discussion on Brazilian productive structure transformations in the 2000s has been focused on understanding the determinants of deindustrialization. Overall, this process derives from a breakdown in the industrialization dynamics of import substitution within the scenario of a developmentalism crisis (COUTINHO, 1997).

Based on such interpretation, this crisis implied a vast set of measures that were translated into abrupt and intense commercial and financial openness, and culminated in a scenario with strong fluctuations in macroeconomic prices, henceforth characterized by the persistent appreciation of the *Real* (Brazilian currency), high interest rates, and low public investment (in business, infrastructure and in the social realm).

Another emerging line of thought analyzes transformations in the Brazilian productive structure from the perspective of the Dutch Disease, whose main representative studies were conducted by Bresser-Pereira (2008, 2010), Bresser-Pereira and Marconi (2010), and Palma (2005). In summary, the Dutch Disease phenomenon explains the declining role of the industry in economic development. This is as a result of the appreciation of local currencies due to a strong export performance in commodities-related sectors and speculative inflow mainly encouraged by domestic and foreign interest rate differentials, increasing profitability and the relative attractiveness of these sectors in relation to manufacturing activities.

On the other hand, the current paper argues that transformations in the Brazilian productive structure in the 2000s should be understood from two different perspectives. The first, according to Diegues & Rossi (2020), comprises the period from 2003 to 2010, the emergence of the so-called “Brazilian disease.” In the second period, between 2011 and 2015, despite important changes in industrial policy, Brazil experienced a continued trend

towards deindustrialization and a decline in the industry's capacity to contribute to development (as shown in Section 3).

The period characterized as the “Brazilian Disease” (from 2003 to 2010) was marked by the coexistence of regressive specialization and the increased accumulation of capital invested in the industrial sphere. According to Diegues & Rossi (2020, p.10), such accumulation is associated with the emergence of strategies that were increasingly disconnected from strictly productive performance, and would be based on the following tripod:

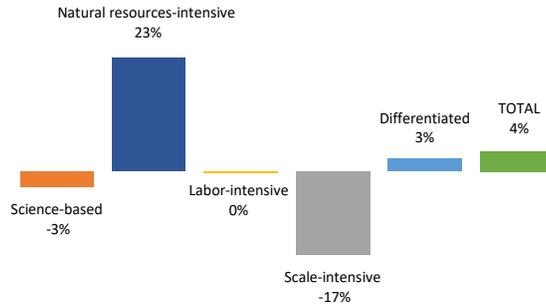
- i. reorganization of local production units, adapting them to the new competitive conditions of global production networks thus enabling import integration into these networks;
- ii. domestic market growth, stimulated by income distribution, increase in the wage bill, employment, and credit; and
- iii. association between the domestic production base and the international market as the major supplier of natural resource-intensive goods.

Thus, in a Brazilian Disease scenario, the relatively low productive dynamism and regression between 2003 and 2010 would be explained by a new pattern of organization and accumulation in the local industrial sector. This pattern would be characterized by a reduction in local products and the exponential growth of imports of final products, parts and components as a result of the import integration strategy into global production chains.

The Brazilian Disease led to a general trend of deindustrialization together with the growing concentration of the manufacturing sector in natural resource-intensive sectors, as evidenced by Morceiro (2018), Bresser (2008, 2010, 2013), among others. Additionally, the sum of the productive regression and the increase in the import penetration rate led to a decline in and/or stagnation of the capital intensity per employed personnel (Graph 1), with an emphasis on scale-intensive sectors. The major exception to this phenomenon is restricted to natural resource-intensive sectors, which accounted for 76% of the growth of Brazilian industrial assets between 2003 and 2010.

GRAPH 1

GROWTH RATES OF THE TOTAL ASSET/PE RATIO, FROM 2003 TO 2010, ACCORDING TO SECTORS GROUPED BY TYPES OF TECHNOLOGY

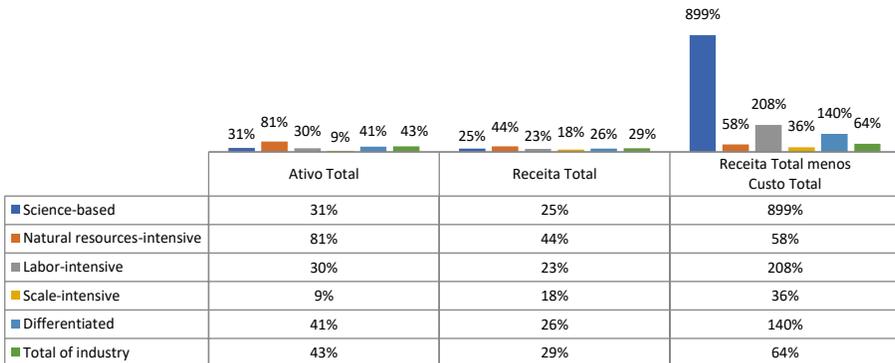


Source: Prepared by the author based on PIA-IBGE – Several years surveyed. Classification based on OECD (2005), found in Pavitt (1984). Deflated data according to IPA-FGV. Companies with 30 employed personnel or above.

The growing disconnection between the accumulation of the productive dimension and the local industry's increased dependence on import integration into global chains was enhanced by the almost continuous appreciation of local currency between 2003 and 2010, considering its impact on the cost of imported products and also on the financial costs of the external indebtedness of major local industrial companies (Graph 2).

GRAPH 2

GROWTH RATE OF TOTAL ASSETS, AND TOTAL REVENUE MINUS TOTAL COST, ACCORDING TO SECTORS GROUPED BY TYPES OF TECHNOLOGY, FROM 2003 TO 2010



Source: Prepared by the author based on PIA-IBGE – Several years surveyed. Classification based on OECD (2005), found in Pavitt (1984). Deflate data according to IPA-FGV. Companies with 30 employed personnel or above.]

Thus, contrary to what conventional interpretations suggest regarding the determinants of accumulation in the industrial sphere, an increase in the industry's profit rate was observed in the period. Diegues & Rossi (2020, p. 22) verified that, for the Brazilian industrial sector, the average value of the indicator represented by the division of profit by revenue increased from 2% (in the 1996-20020 period) to 9% (in the 2003-2010 period), corroborating the conclusions of Hiratuka & Rocha (2015). The authors concluded that “the low productive dynamism of local industry, even in a scenario of economic growth until 2010 was, in fact, the symptom of a pattern of successful organization and accumulation”, which “allowed it to break free, albeit partially, from the ties of the productive activity in the first decade of the 2000s.”

Nevertheless, it is worth reiterating that the characteristics of this process refer mainly to the 2003-2010 period, i.e., the first period analyzed in this study. As previously stated, the combination of deindustrialization and increased capital accumulation capacity was only feasible due to the following elements: (i) reorganization of local production units, with increased import integration into global production networks; (ii) increase in the domestic market; and (iii) a link between the domestic production base and the international market as the major supplier of natural resource-intensive goods.

Overall, import integration into global production networks has a structural character, since it results from both the breakdown of the Brazilian industrialization model based on import substitution and the reorganization of business and global production systems within a scenario of industrial “Chinalization” (SARTI & HIRATUKA, 2017). The other factors have a cyclical nature. Hence, since there was a strong reversion in domestic market growth in the second decade of the 2000s, and before a decline in demand, Brazilian industry had difficulty maintaining the same profit rate level as in the previous period. This finding can also be applied when analyzing the impact of the end of the commodities price boom on the dynamics of the accumulation of local companies that export natural resource-intensive products.

Thus, considering the reconfiguration of the cyclical elements of the tripod that enable the coexistence of deindustrialization movements and the increase in capital accumulation by Brazilian industry, a partial breakdown of this process is observed

(increase in capital accumulation) from the second period onwards: the slowdown and subsequent economic recession during the 2011-2015 period.

Since the import integration of the local production base into global production networks has structural components, the reversal of local currency appreciation in the 2011-2015 period would tend to lead to a decrease in the accumulation of capital invested in the industrial sphere, at least in the short term. This would be the result of an increase in the costs of imported inputs and products, and would be strengthened by the increase in local currency required for the rollover and amortization of debts of local companies in the international market. The extent of this impact is clear when verifying that in 2014, for instance, the international market represented 54.3% of all financing from publicly held companies (with the exception of Vale and Petrobrás) in the manufacturing industry (CEMEC-IBMEC, 2014). As Gomes, Novais, and Rocha (2016, p. 16) point out, “this means that the level of exchange rate does not have a unique effect on stimuli to industry, and that in the equation of growth, the weight of financial expenses may play, in the short term, a key role [...]”

Additionally, the slowdown in the domestic market and its subsequent decline, as well as the end of the international commodities price boom would also tend to negatively contribute towards the accumulation dynamics of industrial sectors linked to the domestic market and the export of natural resources.

In this scenario, a decline in both profitability and yield of industrial companies would be expected from the 2010s onwards. Enhanced by the negative impacts of local currency depreciation on the evolution of stocks (as well as the rollover and amortization) of dollar-denominated debts, these impacts would contribute towards damaging the industrial accumulation capacity in the period.

As highlighted in the CEMEC-IBMEC report (2014 and 2015), this decline in profitability is understood as one of the main factors responsible for the low dynamism of Brazilian investment after 2010. In that same year, return on equity for publicly held companies and major closed companies accounted for 7.2%, after achieving levels frequently above 20% between 2005 and 2007, and remained at 17% in 2010. Although these specific indicators of return on capital are presented in the report as additional data, the text emphasized that “the sector with the greatest reduction in profits is the industrial sector” (p. 11).

It can therefore be deduced that such a decline in the accumulation capacity would be primarily responsible for the fall in productive investment in the domestic economy. Ultimately, this reduction in investment would explain the inability to engender a process of structural transformation associated with increased productivity and growth in domestic income.

However, although the decline in profitability indicators implies less accumulation capacity during the 2011-2015 period, the very structure of the Brazilian productive system, created in the early 2000s, highlights elements that lead one to question the validity of the idea expressed in the previous paragraph. This is due to the fact that an increase in accumulation was not necessarily linked to an increase in the productive investment in recent years in Brazil. On the contrary, as demonstrated in the analysis of the 2003-2010 period, the characteristics of the international insertion of the Brazilian productive base, considering increased internal and external demand, enable accumulation to disregard – albeit partially – the performance of substantial phases of the production process on national territory and, consequently, the need to carry out essential productive investments.

Nevertheless, the coexistence of deindustrialization and growth in the accumulation rate exhausted the industry in the second decade of the 2000s. This was due to the reorganization of the tripod that supported this organization model in the domestic industry. With regard to demand stimulus, the following observations are made:

- i. a reversal of the virtuous growth cycle in the domestic market, fostered by income distribution, the increase in the wage bill, formal employment, and credit;
- ii. a decrease in the growth level of the Chinese economy (to the “new normal”) and reduction in the growth rate of the global economy from the second phase of the 2008 crisis onwards, which greatly affected the volume (concerning price and quantity) of Brazilian commodity exports;
- iii. a reversal of the trend of local currency appreciation, with important short term negative impacts on the accumulation dynamics of local industry. Given the already consolidated import insertion of the domestic production base into global chains, this measure led to reduced profitability in several production chains, mainly those more dependent on imported parts, components, and even

final products. In addition, the depreciation of local currency also means higher financial costs on the dollar-denominated debt stocks, which significantly increased their share in the financing of Brazilian industrial capital during the 2003-2010 administration.

The combination of these three elements of cyclical nature, considering the structural organization of Brazilian industry, caused the profit rate to decline rapidly. As previously observed, based on data from the Annual Survey of Industry - PIA-Enterprise, of the Brazilian Institute for Geography and Statistics (IBGE), the total profit and assets ratio in the manufacturing and extractive industries represented 6.1% in 2011 and -2.8% in 2015.

Simultaneously, the trend towards deindustrialization deepened from 2011 onwards, with structural characteristics from the previous decade remaining in place: the increasing concentration of the relative importance of natural resource-intensive sectors (with regard to the value of industrial transformation, employment, investment, and trade surplus), and the movement of regressive structural transformation (MORCEIRO, 2018). As a result of the intensification of this movement, Brazilian industry struggled to create virtuous dynamics that could combine accumulation and investment based on the incorporation of technology and innovation, aiming to boost complex activities and thus increase the domestic productivity level.

Despite cyclical impacts on profitability, the similarity between the structural dynamics of the industry from 2003 to 2015, highlights important elements that suggest a new version of peripheral (and now regressive) industrialism consolidated in the domestic productive structure, with low capacity for the industry to contribute to development (as will be empirically shown in Section 3). This configuration can be understood as a variation of a pattern inherent to Brazilian peripheral industrialization via two existent factors.

First, the fact that contrary to what has been historically observed in the Brazilian economy, this pattern has made it possible to sustain its accumulation based on a strategy that did not adhere to the normative corollary of development, which associates industrialization with sectoral diversification and structural transformation towards technical and productive upgrading. Therefore, Brazilian industry seems to have successfully reacted – in structural terms – to international

transformations due to financial and commercial deregulation, as well as to the emergence of global value chains, and established a structure even more dependent on imports (intermediate and final goods), external capital, and technology. That is to say, contrary to what is suggested by the characteristic of developmentalism, which leans towards industrialism, commercial and financial liberalization enabled the emergence of a production and accumulation dynamic which was at least reasonably successful in the Brazilian peripheral productive base. This, while partially removing Brazilian industry from restrictions imposed by the productivist logic, enabled sustainability, in the realm of accumulation, to coexist alongside the intensification of the regressive character of structural transformation. This fact is also affected by a specific characteristic of the 2003-2010 period when analyzed from a historical perspective, considering that structural transformation with increased diversification in the developmental period has enhanced Brazilian industrial dynamism.

Secondly, although one of the guidelines of peripheral industrialism is the complementary nature of the international productive structure, it occurs in a different way, based on the formation of global value chains – both in Brazil and in other peripheral economies. In these chains there is no territorial coexistence and correspondence between production, generation, and appropriation of value. Therefore, peripheral complementarity takes on a different character, given that it does not take place in terms of sectors or products, as it occurred traditionally in the developmental period, but rather in terms of domestic activities that tend to be concentrated in less complex stages and with reduced capacity to add value to the so-called “smile curve”.

In summary, considering that production in these value chains is based on a fragmented/modularized logic, its coexistence with more intense financial and commercial liberalization consolidated a new production and accumulation dynamic in Brazilian industry, incapable of fostering structural transformation and diversification, regardless of the domestic economic cycle. This dynamic, contrary to the theoretical framework which focused on classical and structuralist explanations about the industrialization process, would strategically benefit from the advance in liberalization, since it would be increasingly disconnected from the productive dynamics characteristic of the developmental period.

The dynamics of production, competition, and accumulation – typical of this new variation, suggested in peripheral industrialism – were developed over three periods. Initially, changes in the global production structure in the last quarter of the 20th century resulted in the technical and financial conditions necessary for this process. With regard to the domestic dimension, the crisis in developmentalism shaped how Brazilian industry reacts to these conditions. The second major period of maturation occurred in the first decade of the 2000s, given a combination of characteristics that culminated in the coexistence of deindustrialization/regressive specialization and an increase in the accumulation of capital invested in the industrial sphere. On the other hand, the third period, which started in 2011, is marked by the consolidation of this movement, enhanced by the cyclical recession and by the strategy employed to face this recession, based on a limited understanding of the factors that affect the competitive dynamics of the Brazilian industrial sector, as pointed out by Carneiro (2018), Mello & Rossi (2018), and Carvalho (2018).

Thus, this new version of peripheral (and now regressive) industrialism would be characterized according to:

- i. a permanent defensive strategy on the part of local industrial agents, according to which the search for competitiveness does not simultaneously occur alongside a virtuous structural transformation, with an increase in the complexity of the productive process and also in productivity. Rather, this search is sustained by regressive strategies based on continuous pressures to reduce production costs. In addition to these strategies, which are common in the entire period under analysis, there was pressure to further reduce costs in other spheres during the 2011-2015 period. Partly successful thereafter (and intensified in the following administrations), these pressures generate measures such as payroll tax relief by reducing social security contributions and contain public goods and services tariffs. Intensifying pressures to reduce these productive costs must be understood in a scenario limited to using the instrument *par excellence* to increase competitiveness in industrializing strategies – a relatively devalued exchange rate. This devaluation is associated with short-term negative effects on local accumulation, considering the

- reconfiguration of the productive structure towards an importing integration into global production networks;
- ii. a new way to complement international productive capital by reorganizing manufacturing activities, conventionally known as the “smile curve,” in which there is an increase in the share of the domestic productive base with regard to activities linked to its representation (commercial, financial and marketing), in such a way as to disguise and tropicalize” imported products;
 - iii. the increased competitiveness and enhanced accumulation through tax relief. Although this measure was adopted to some extent as a reaction to the 2008 crisis, it was accentuated after 2011, given the increased pressure to reduce industrial costs in the face of a domestic growth recession;
 - iv. the trend towards concentration in sectors historically characterized by comparative advantages related to the extraction and processing of natural resources, as well as in some sectors that require a high minimum efficient scale and to which a relevant domestic market is essential – such as the oil, heavy-industry, and automobile sectors. This concentration would be manifested in indicators directly influenced by the accumulation dynamics (such as profit, revenue, and investment rates) and in those linked to the productive dimension (such as the value of industrial transformation, employment, and exports).

Therefore, according to Carneiro (2018), Mello & Rossi, (2018), and Carvalho, (2018), it can be confirmed that putting industry once again at the center of the Brazilian development strategy, in a scenario of deepened global competition and consolidation of

China as the new “Workshop of the World,” was based on a diagnosis that did not consider the transformations in the pattern of organization and accumulation of the local industry forged in the 2000s. This is precisely why industrialism during the 2011-2015 period was insufficient, since it was based on measures that limited the challenges faced by the Brazilian productive structure for the construction of an agenda to increase competitiveness through cost reduction. In other words, the idea that “confronting the Brazil Cost” would consequently increase competitiveness, dynamism and investments did not materialize. Furthermore, considering the misinterpretation of the political economy of the dynamics of industrial accumulation, a characteristic of 2011-2015 industrialism strategy, this strategy also

contributed towards politically delegitimizing the creation of a national industrial policy agenda, also among industrial capital representatives (SINGER, 2015).

4. Limits of the industry's contribution to development in the 2000s: an empirical analysis based on structural decomposition

In order to empirically analyze the limits of the industry's contribution to development during the 2003-2015 period, this section presents three exercises in structural decomposition by shift-share techniques, as demonstrated in studies by McMillan & Rodrik (2011), Unctad (2016), and Timmer & de Vries (2009).

This contribution is analyzed in three dimensions: (i) productivity, (ii) wages and average remuneration, and (iii) sophistication of exports regarding imports. The effects are segmented according to three components: intra-sectoral, static inter-sectoral, and dynamic inter-sectoral.

For the variables related to productivity, we have:

$$\Delta(LP_T) = \frac{LP_{T,fy} - LP_{T,by}}{LP_{T,by}} = I + II + III$$

where:

I: Structural transformation – static effect

$$\sum_{i=1}^n LP_{i,by} \frac{(S_i, fy - S_i, by)}{LPT, by}$$

+

II: Structural transformation – dynamic effect

$$\sum_{i=1}^n \frac{(LP_{i, fy} - LP_{i, by})(S_i, fy - S_i, by)}{LPT, by}$$

+

III: Intra-sectoral effect

$$\sum_{i=1}^n \frac{(LP_{i, fy} - LP_{i, by}) S_i, by)}{LPT, by}$$

Where:

T = S of all *i* sectors;

S_{*i*} = share of the *i* sector in the total employed personnel (= L_{*i*}/L_T)

f_y = final period

b_y = initial period

LP = Labor productivity measured by the ratio between the value of industrial transformation and employed personnel.

The first term (I) refers to the static dimension of structural transformation (inter-sectoral). An increase in the share of employment in high-productivity sectors is part of a successful development process, in addition to the tendency to reduce the considerable share in low-productivity sectors, making this term positive within this process.

The second term (II) measures the dynamic dimension of structural transformation (inter-sectoral) by the interaction between variation in productivity and variation in the share of employment in all sectors of the economy. Thus, it is expected that in a virtuous structural transformation the term will be positive, as there would be a higher than average relative growth in productivity in sectors that would be simultaneously increasing their share of total employment.

Finally, the third term (III) measures productivity growth according to each sector (intra-sectoral component). If this variation is positive, regardless of the sector share in terms of employed personnel, the contribution of this term will also be positive.

This same measurement effort will be replicated in such a way as to explain the average remuneration and the sophistication level of exports in relation to imports. The expected results have the same behavior: a successful development is associated with the positive contribution of the three effects to the increase in average remuneration and in the relative sophistication level of exports. An additional effort is needed for aggregating effects according to the types of technology or determinants of competitiveness (science based, natural resources-intensive, labor-intensive, scale-intensive, and differentiated sectors), based on the classification by the Organization for Economic Cooperation and Development – OECD (1987) (PAVITT, 1984). This effort allows for analyzing the limits of contributions to the development of different segments of Brazilian industry.

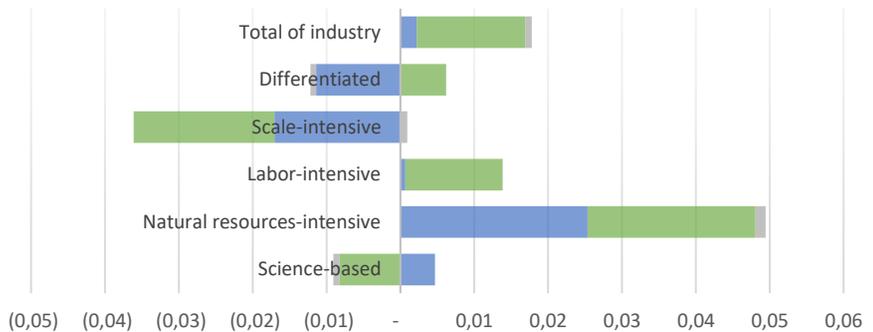
When analyzing **the period in which there was reasonable economic growth** from 2003 to 2010, the present study found that such productivity remained relatively stable (with an accumulated growth of 1.8% in 8 years). In addition to this

stability, the two sectors with the highest productivity in Brazilian industry in 2003 showed a considerable reduction for the period (around 17% for science-based and 5.5% for scale-intensive sectors). Even natural resource-intensive sectors showed minimal dynamism in terms of increasing productivity (+5.5%).

When assessing structural decomposition using the shift-share technique, it seems that virtually the entire (albeit small) productivity growth can be explained by the intra-sectoral component (Graph 3). In other words, there was no process of industrial structural change capable of contributing to development. Contrary to what would be desirable in an ideal trajectory, the structural change negatively contributed to sectors with major productive complexity as well as those that were scale-intensive and differentiated.

GRAPH 3

STRUCTURAL DECOMPOSITION OF THE INCREASE IN BRAZILIAN PRODUCTIVITY,
ACCORDING TO TYPES OF TECHNOLOGY (FROM 2003 TO 2010).



	Science-based	Natural resources-intensive	Labor-intensive	Scale-intensive	Differentiated	Total of industry
■ Structural transformation	0,00	0,03	0,00	(0,02)	(0,01)	0,00
■ Intra-sectoral component	(0,01)	0,02	0,01	(0,02)	0,01	0,01
■ Dynamic component	(0,00)	0,00	0,00	0,00	(0,00)	0,00

Source: Prepared by the author based on PIA-HBGE – Several years surveyed. Classification based on OECD (2005), found in Pavitt (1984). Deflate data according to IPA-FGV. Companies with 5 employed personnel or above]

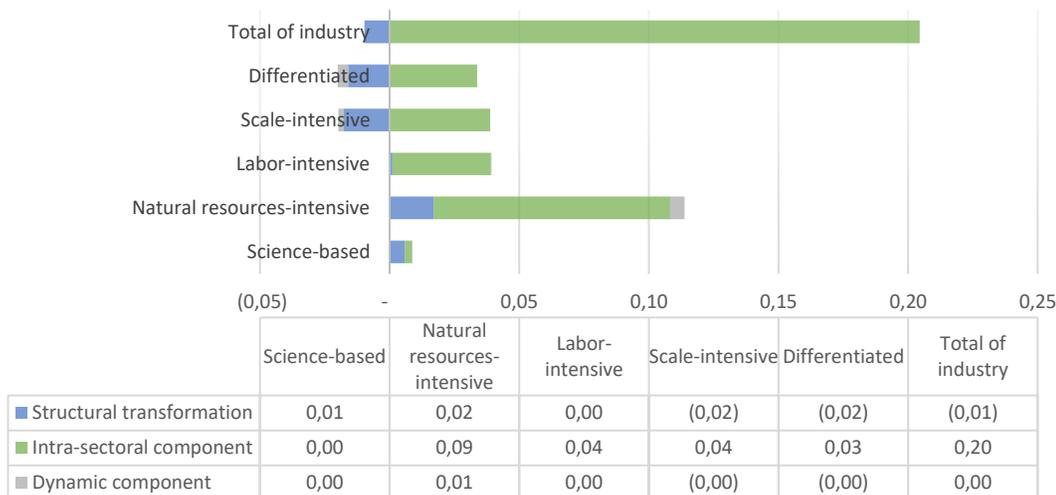
The natural resources-intensive sectors were the only ones that behaved as expected for a virtuous development trajectory. Both intra-sectoral and structural change components were positive, although with no significant increase in

productivity, as previously mentioned. This structural component had the largest positive contribution to the Brazilian productive structure for the period among all groups of sectors. Since natural resources-intensive sectors represented 35% of the employed personnel in the Brazilian industrial sector at the end of the period, we may understand the determinants of the magnitude of such contribution.

Regarding the average remuneration² in the 2003-2010 period (Graph 4), we see a trend of continuous and generalized growth. Although all sectors were responsible for this, natural resources-intensive and labor-intensive sectors were responsible for 88% of this growth (54% for the former, 34% for the latter). Nevertheless, despite this dynamism, the intra-sectoral component is responsible for virtually all increases, in other words, the contribution of structural change (static and dynamic) to the increase in average remuneration was not observed, which would be the most appropriate for virtuous development strategy, redirecting jobs to high-productivity activities and with higher wage levels.

GRAPH 4

STRUCTURAL DECOMPOSITION OF INCREASE IN AVERAGE REMUNERATION OF SALARIED EMPLOYEES IN BRAZILIAN INDUSTRY, ACCORDING TO TYPES OF TECHNOLOGY (FROM 2003 TO 2010).



Source: Prepared by the author based on PIA-IBGE – Several years surveyed. Classification based on OECD (2005), found in Pavitt (1984). Deflate data according to IPA-FGV. Companies with 5 employed personnel or above]

² Average compensation, which was collected based on Table 1841 of the Annual Survey of Industry – Enterprise, PIA-Enterprise, of the Brazilian Institute for Geography and Statistics (IBGE), regards wages and other compensation paid to salaried employees, whether in production-related positions or not.

Another limitation refers to the fact that the growth in the intra-sectoral component is better explained by the dynamics of the labor market and the general behavior of the average wages of the economy rather than by factors related to the manufacturing industry. Hence, despite the general growth to fairly high levels, this increase occurs in very similar dimensions (between 20% and 24%) of the evolution of the average wage in the Brazilian economy, and also of the services sector – according to data from the National Household Sample Survey (PNAD) and the Annual Survey of Services (IBGE). In other words, even when positively contributing to development in the terms addressed in this study, this contribution does not seem to derive from structural transformation compatible with a virtuous development strategy.

Finally, when analyzing the sophistication level of exports in relation to imports, our paper observed a tendency towards decline in the industry's capacity for contributing to development. Measured based on the ratio between the average values of imports and exports weighted by the share of each product in the total amounts of imported and exported goods, this indicator increased from 0.92 to 1.12 between 2003 and 2010. That is to say, despite the significant boom in the commodities cycle, Brazilian industrial imports in the period had their values increased by 21% more than that of industrial exports. When analyzing the annual evolution of these indicators, our study showed that the trend towards the worsening of this ratio is accentuated in moments of domestic economic growth, showing evidence of the fragility of the local productive structure in sustaining a trajectory of virtuous development with reduction of external constraint.

When measuring the behavior of such indicators based on the structural decomposition of exports, a reduction of 13.3% in values/kg was verified due to the intra-sectoral component (which fell by 17.7%). The main sectors that contributed to this movement were the differentiated and scale-intensive sectors. When analyzing the determinants of structural decomposition, exports from scale-intensive sectors seem essential for promoting a virtuous industrial development strategy for Brazil, since in 2010 they represented almost 42% of Brazilian exports and invariably presented the highest values/kg. Despite the commodities boom in the period, given the low value/kg of these goods compared with the average value of the total amount of Brazilian exports, natural resources-intensive sectors did not

significantly contribute to intra-sectoral and inter-sectoral/structural change components.

With regard to imports, an inverse movement was noticed, with an increase in values/kg mainly due to the intra-sectoral component of the science-based and differentiated sectors. This trend contributes towards demonstrating that during the cycle of relative economic growth in 2003-2010, Brazilian industry was unable to make a virtuous process feasible, combining growth and structural transformation, in addition to enabling the gradual substitution of import demand with greater added value for domestic production.

The increase in the average value of Brazilian industrial imports occurred at a time when the intensification of international competition in the industry, on the part of the Asian industry, exerted strong downward pressure on the price of manufactured goods. This movement can be inferred from the strong negative variation in the structural change component in differentiated sectors (in which a significant portion of goods of the electronic complex are concentrated, being the main aspects of the aforementioned downward pressure).

In summary, when analyzing the period from 2003 to 2010, the limits of the industry's contribution to development are evident, even in a period of relative growth. These limits are mainly due to evidence of a structural recession process in relation to activities and sectors with low productive and technological complexity, and to the decrease in the sophistication level of exports in relation to imports, despite upward pressure on commodity prices and downward pressure on the cost of manufactured goods. Furthermore, our study found that the growth in wages was very similar to the average for the economy as a whole, concentrating on natural resources-intensive and labor-intensive sectors, and not deriving from structural change.

In the analysis of **the slowdown and subsequent 2011-2015 recession**, our study observed an almost general declining trend of the industry's capacity to contribute towards development due to the exhaustion of the growth model in force until then.

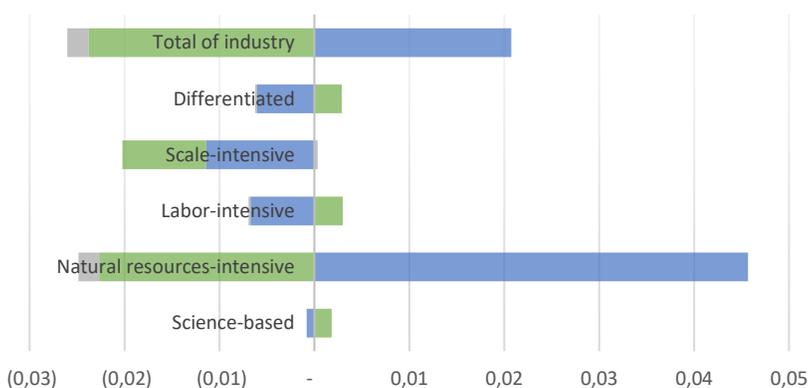
With regard to productivity, a 0.5% decrease was observed for the period. As in the previous period, scale-intensive sectors maintained a decreasing trend, and labor-intensive sectors continued to show positive rates of growth in the intra-sectoral dimension. The first major fact to stand out is that natural resources-

intensive sectors reversed their behavior when they showed a 4.7% productivity decrease for 5 years. Despite the exhaustion of the commodities cycle, such a fall must be taken into account.

When analyzing productivity variation based on shift-share structural decomposition (Graph 5), the limits of the industry’s contribution to the Brazilian development become even more evident. With the exception of natural resources-intensive sectors, a negative contribution of the structural change to all sectors was observed, as opposed to what we would expect from a virtuous development strategy, which should enable the transition of the workforce towards more complex and productive activities. Notwithstanding, the positive contribution of the structural change on the part of natural resources-intensive sectors should be thoroughly analyzed – although positive, these sectors have reduced their productivity.

GRAPH 5

STRUCTURAL BREAKDOWN SHOWING THE INCREASE IN BRAZILIAN PRODUCTIVITY, ACCORDING TO TYPES OF TECHNOLOGY (FROM 2011 TO 2015).



	Science-based	Natural resources-intensive	Labor-intensive	Scale-intensive	Differentiated	Total of industry
■ Structural transformation	(0,00)	0,05	(0,01)	(0,01)	(0,01)	0,02
■ Intra-sectoral component	0,00	(0,02)	0,00	(0,01)	0,00	(0,02)
■ Dynamic component	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00	(0,00)	(0,00)

Source: Prepared by the author based on PIA-IBGE – Several years surveyed. Classification based on OECD (2005), found in Pavitt (1984). Deflate data according to IPA-FGV. Companies with 5 employed personnel or above]

Therefore, the explanation for this positive contribution must be understood based on the interaction of two elements. The first is the fact that regardless of the fall in productivity in these sectors, it was still higher than the average productivity of all sectors in the industry. The second element is that they increased their share in the total number of employed personnel in the Brazilian industry from 35.7% to 39.1% in 2015. Thus, in spite of the decrease in intra-sector productivity of natural resources-intensive sectors, a migration of employed personnel from low-productivity sectors to the sector in question was observed, which nevertheless, has a higher than average productivity. Hence the fact that structural change contributed to the period. The conclusion is that the contribution of the only sector with an actual positive contribution is not based on a virtuous strategy of transformation with productivity increase.

When analyzing the average remuneration / wages, our study also shows the declining trend in the industry's capacity for contributing to development. This is precisely why industrialism during the 2011-2015 period was insufficient. Despite the general growth — 8.6% in the period —, even in a slowdown scenario, the trend already observed in 2003-2010 is strong: variation in remuneration was mainly explained by the dynamics of the labor market and the general behavior of the average wage instead of industry-related factors. In other words, despite the slowdown, the fact that low unemployment rates and the policy on raising minimum wages were maintained – even at lower levels after 2013 – indirectly contributed to the continued growth in wages within the industry. Another symptom of this dependence on the dynamics of the non-industrial labor market is that the structural change component contributed negatively towards the increase in remuneration in all sectors, except in the natural resources-intensive sectors.

With regard to the sophistication level of exports in relation to imports, the movement which was also observed in the 2003-2010 period reemerged with more intensity: the average import/export ratio increased by 12% in 5 years, even within a scenario of economic slowdown. That is to say, the inability to relatively reduce the import of goods with higher added value regardless of the economic cycle was verified, which also contributed to evidence the growing fragility of the domestic productive structure.

With regard to imports, this movement is mainly explained by the substantial increase in the intra-sectoral component, with great emphasis on differentiated/higher end sectors, followed by scale-intensive and science-based, which would be another element that corroborates the fragility expressed in the previous paragraph.

This movement is partially offset by the positive effect of the inter-sectoral component of exports in scale-intensive sectors, which showed a strong price recovery after the effects of the 2008 crisis. Within these sectors, a substantial part of the contribution to this positive price variation comes from the aeronautical complex (given its high added values). Thus, except for this remarkable behavior, a transformation process of the exporting agenda towards more complex activities with greater added value was not observed in the period.

As a conclusion regarding the limits of the industry's contribution to development in a slowdown and recession period (from 2011 to 2015), our paper has shown an intensification of the trends verified in the 2003-2010 period. This intensification is combined with an almost general trend for negative contribution of structural change to productivity and industrial wages, in parallel to the decline of the level of sophistication of exports in relation to imports – mainly in sectors of great productive and technological complexity.

5. Final Considerations

This paper sought to analyze the limits of the industry's contribution to Brazilian development during the 2000s. Through the shift-share structural decomposition technique, these limits were analyzed in two qualitatively different scenarios: the growth acceleration cycle, between 2003 and 2010, and the slowdown and recession, between 2011 and 2015.

The study's main contributions to the literature consider the empirical inability of the Brazilian industry to implement a sound development strategy, characterized by the restructuring of the productive structure towards high-productivity activities, with higher wage levels, which enable more highly sophisticated exports. This idea is suggested by researchers of classical theoretical interpretations and of structuralist origin when analyzing the relationship between industry and economic development. Furthermore, this inability seems

to be structural, since it is evident in the relative economic growth cycle during 2003-2010 and in the subsequent slowdown and recession from 2011 to 2015. Moreover, these limits are to some extent generalized among the economic sectors with greater productive and technological complexity, in particular the differentiated and scale-intensive sectors.

Particularly during the 2003 to 2010 period, the limits of the industry's contribution to development are evidenced by the following findings:

- i. no structural change process towards more productive activities was in place. On the contrary, there was evidence of a structural regression process, mainly in sectors with greater productive and technological complexity;
- ii. the growth in average remuneration is largely explained by the natural resources-intensive and labor-intensive sectors, and did not result from a process of structural change. In other words, this phenomenon seems to be related to labor market dynamics and the general behavior of average wages rather than to industry-related factors – considering the approach of a scenario of full employment at the end of 2010;
- iii. the tendency towards a decline in the sophistication of exports in relation to imports, with a reduction in prices of the former and an increase in the latter. Moreover, this fact occurred despite the positive impacts of the China effect, with upward pressure on the price of international commodities and downward pressure on manufactured goods.

Finally, from 2011 to 2015, the limits of the industry's contribution to development, already observed in the cycle of relative growth during the growth period of 2003-2010, are even more intense, since:

- i. the structural change component negatively contributed towards productivity in all industrial sectors, with the exception of the natural resources-intensive sectors – contrary to what an effective development strategy would suggest. The positive contribution of the latter is related to the increase in employment, considering that productivity also decreased (despite being higher than the average for the other sectors);

- ii. despite maintaining the growth trajectory even in a scenario of cyclical slowdown, variations in the average industrial wage continued to be fundamentally determined by the labor market rather than by the dynamics of essentially industrial-related factors. This is because with even more intensity than in the previous period, the structural change component negatively contributed towards increasing remuneration in all sectors, with the exception of natural resources-intensive sectors;
- iii. the decline in the sophistication level of exports in relation to imports became even stronger – this is explained mainly by the structural dependence on imports in sectors of major productive and technological complexity, regardless of the domestic economic recession.

As a result, this study suggests the consolidation of a structural organization pattern in Brazilian industry that limits its capacity to contribute to development regardless of the domestic economy. This organization pattern— which was created in the last quarter of the 20th century, developed in the first decade of the 2000s and consolidated in the following decade — led to the contradictory phenomenon known as “a new version of peripheral industrialism” (nowadays regressive industrialism).

The consolidation of this pattern simultaneously occurs with the establishment of new forms of production shaped within the scope of global value chains. In this scenario, commercial and financial liberalization were used to enable the emergence of a new dynamic of production and accumulation in the Brazilian peripheral productive base. This dynamic of accumulation would benefit from increased liberalization, contrary to what is suggested by interpretations based on the theoretical productivist framework of Fordist/Chandlerian ideals. With regard to the international dimension, these benefits would come from deepening the peripheral integration strategy, which is dependent on less complex activities in relation to global value chains, together with the advancement of complementarity dependent on international productive capital and operating in activities linked to its representation (commercial, financial, and marketing-related). This complementarity would also be based on the tropicalization of imported products and the building of a sort of inverted ‘maquila’ – given that the imports are oriented towards domestic consumption.

Regarding the internal dimension, the dynamics of production and accumulation based on this new version of peripheral industrialism can be characterized by the inability to increase competitiveness through a virtuous process of structural transformation. On the contrary, this dynamic is increasingly supported by an increase in the relative profitability of industrial capital by reducing direct, indirect, and tax-related costs, and not necessarily by the increase in the complexity of production processes and the consequent increase in productivity.

References

ANDREONI A. & CHANG, H.J. (2019). The Political Economy of Industrial Policy: Structural Interdependencies, Policy Alignment and Conflict Management, Special Issue: Frontiers of Industrial Policy: Structures, Institutions and Policies (eds. Andreoni, A., Chang, H.-J. and R. Scazzieri). *Structural change and economic dynamics*, 48, 136-150.

ANDREONI, A., GREGORY, M., (2013). Why and how does manufacturing still matter: old rationales, new realities. *Revue d'Economie Industrielle* 144 (4), 21–57.

ALMEIDA, Julio Sergio Gomes; NOVAIS, Luis Fernando & ROCHA, Marco Antonio (2016). A fragilização financeira das empresas não financeiras no Brasil pós-crise. Campinas: Unicamp. IE, 2011. Texto para Discussão, n. 281.

BERGER, S. (2013). *Making in America: from innovation to Market*, London: The MIT Press, 2013, 264 p.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. (2008). Doença holandesa e sua neutralização: uma abordagem ricardiana. *Doença holandesa e a indústria*, Editora da Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. (2010). *Brasil vive desindustrialização*. Folha de S. Paulo.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. (2013). The value of the exchange rate and the Dutch disease. *Revista de Economia Política*, vol. 33, nº 3 (132), pp. 371-387, Julho-Setembro.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos; MARCONI, N. (2010). Existe Doença Holandesa no Brasil? In: Bresser-Pereira, L. C. (org.), *Doença holandesa e indústria (coletânea)*. Editora FGV. Rio de Janeiro.

BRUN, L; GEREFFI, G & ZHAN, J. (2019), The “lightness” of Industry 4.0 lead firms: implications for global value chains, in BIANCHI, P., DURÁN, C.R.& LABORY, S.

(EDITORS), *Transforming Industrial Policy for the Digital Age - Production, Territories and Structural Change*, Edward Elgar Publishing Limited.

CARNEIRO, R. (2018). “Navegando a contravento: Uma reflexão sobre o experimento desenvolvimentista do governo Dilma Rousseff”, in CARNEIRO, R.; BALTAR, P; SARTI, F. (orgs) “Para além da política econômica”, São Paulo: Editora Unesp Digital.

CARVALHO, L. *Valsa brasileira: do boom ao caos econômico*. São Paulo: Todavia, 2018.

CEMEC-IBMEC (2014). *Análise da Composição do Exigível Financeiro das Companhias Abertas e Fechadas Não Financeiras*. IBMEC, São Paulo.

CEMEC-IBMEC (2015). *Nota CEMEC – Fatores da queda do investimento 2010-2014*. IBMEC, São Paulo.

CHANG, Há-Joon. (1994) *The political economy of industrial policy in Korea*. London: Macmillan Press.

CHANG, Há-Joon , *Chutando a escada: a estratégia de desenvolvimento em perspectiva histórica*, São Paulo, Ed. Unesp 2004

COUTINHO, L. C. (1997). *A especialização regressiva: Um balanço do desempenho industrial pós-estabilização*. In: Velloso, J.P.R. (Org.), *Brasil: Desafios de um País em Transformação*. José Olympio Editora. Rio de Janeiro.

DIEGUES & ROSSI (2020). *Beyond deindustrialization: changes in the pattern of industry organization and accumulation in a scenario of the ‘Brazilian Disease’*, *Economia e Sociedade*, v. 29, n.68.

DIEGUES, A.C. & ROSELINO, J.E. (2019). *Indústria 4.0 e as redes globais em serviços intensivos tecnologia: apontamentos sobre política industrial e considerações para o caso brasileiro*. Texto para Discussão (356) do Instituto de Economia da UNICAMP.

FURTADO, Celso. “Desenvolvimento e Subdesenvolvimento” (1961). In BIELSCHOWSKY, Ricardo (org). *Cinquenta anos de pensamento na CEPAL*, vol. I. Rio de Janeiro, Cofecon-Cepal; Record, 2000.

GERSCHENKRON, Alexander. “El atraso económico en su perspectiva histórica”. In: GERSCHENKRON, A. *El atraso económico en su perspectiva histórica*. Barcelona, Ariel, 1973.

HAMILTON, Alexander (1791). *Report on Manufactures*.

HIRSCHMAN, Albert. (1958). *The Strategy of Economic Development*. New Haven: Yale University Press. Vol. 10.

HIRATUKA, Célio.; ROCHA, Marco. Antonio. (2015) Grandes grupos no Brasil: estratégias e desempenho nos anos 2000. Brasília: Ipea. (Texto de Discussão). KALDOR, Nicholas. (1966). Causes of the slow rate of economic growth of the United Kingdom. Cambridge: Cambridge University Press.

KALDOR, Nicholas. (1967). Problems of Industrialization in Underdeveloped Countries. Ithaca: Cornell University Press.

LEWIS, W. A. O desenvolvimento econômico com oferta ilimitada da mão-de-obra. In: AGARWAZA, A. N., SINGH, S. P. (Coord.) A economia do subdesenvolvimento. São Paulo: Forense, 1969.

LIST, Georg F. (1841) Sistema nacional de economia política. São Paulo: Nova Cultural, 1989.

MCMILLAN, M. S.; RODRIK, D. Globalization, structural change and productivity growth. National Bureau of Economic Research, 2011.

MELLO, G. e ROSSI, P. (2018). “Do industrialismo à austeridade: a política macro dos governos Dilma”, in CARNEIRO, R.; BALTAR, P; SARTI, F. (orgs) (2018) “Para além da política econômica”, São Paulo: Editora Unesp Digital.

MORCEIRO, Paulo (2018). A indústria brasileira no limiar do século XXI: uma análise da sua evolução estrutural, comercial e tecnológica. Tese de Doutorado – Universidade de São Paulo, São Paulo.

ORGANIZATION FOR ECONOMIC COOPERATION AND DEVELOPMENT. Structural adjustment and economic performance. Paris: Organization for Economic Cooperation and Development, 1987. 371 p.

ORGANIZATION FOR ECONOMIC COOPERATION AND DEVELOPMENT. OECD science, technology and industry scoreboard 2005. Paris: Organization for Economic Cooperation and Development, 2005. 210 p.

O’SULLIVAN, E.; ANDREONI, A.; LÓPEZ-GÓMEZ, C.; GREGORY, M. (2013).

What is new in the new industrial policy? A manufacturing systems perspective. Oxford Review of Economic Policy, Volume 29, Number 2, pp. 432–462.

PALMA, José Gabriel. (2005). Quatro fontes de desindustrialização e um novo conceito de doença holandesa. In Conferência de Industrialização, desindustrialização e desenvolvimento. Federação das Indústrias do Estado de São Paulo.

PAVITT, K. Sectoral patterns of technical change: towards a taxonomy and a theory. *Research Policy*, n.13, p. 343-373, 1984.

PINTO, Aníbal (1970) “Natureza e implicações da ‘heterogeneidade estrutural na América Latina’”. In: BIELSCHOWSKY, Ricardo (org). *Cinquenta anos de pensamento na CEPAL*, vol. I. Rio de Janeiro, Cofecon-Cepal; Record, 2000.

PREBISCH, Raul (1949). “O desenvolvimento econômico da América Latina e alguns de seus principais problemas”. In: BIELSCHOWSKY, Ricardo (org). *Cinquenta anos de pensamento na CEPAL*, vol. I. Rio de Janeiro, Cofecon-Cepal; Record, 2000.

RODRIK, Dani. (2007) *One Economics, Many Recipes: Globalization, Institutions, and Economic Growth*, Princeton University Press, New Jersey.

ROSENSTEIN-RODAN, Paul N. “Problemas de industrialização da Europa do Leste e do Sudeste” (1943). In: AGARWALA, A. N. & SINGH, S. P., op. cit.

ROSTOW, Walt W. “A decolagem para o crescimento autossustentado” (1956). In: AGARWALA, A. N. & SINGH, S. P., op. cit.

SARTI, Fernando; HIRATUKA, Célio. (2017) *Desempenho recente da indústria brasileira no contexto de mudanças estruturais domésticas e globais*. Campinas: Unicamp. IE. TD290.

SCHUMPETER, J. (1942). *Capitalismo, socialismo e democracia*. São Paulo: Abril Cultural.

SINGER, A. (2015). *Cutucando onças com varas curtas. O ensaio desenvolvimentista no primeiro mandato de Dilma Rousseff (2011-2014)*. *Novos Estudos* 102, pp. 43-71, julho.

THIRLWALL, Anthony Philip. (1983). A plain man’s guide to Kaldor’s growth laws. *Journal of Post Keynesian Economics*. 5(3), 345-358.

TIMMER, Marcel P., and J. de VRIES, G.J. (2009), “Structural Change and Growth Accelerations in Asia and Latin America: A New Sectoral Data Set,” *Cliometrica*, vol 3 (issue 2), 2009, pp. 165- 190.

UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT – UNCTAD. *Trade and Development Report: Structural transformation for inclusive and sustained growth*. United Nations: New York and Geneva, 2016.

1º COLOCADO

CATEGORIA II – DIVERSIDADE:

ASPECTOS GERAIS E DESAFIOS PARA O DESENVOLVIMENTO

Empowerment and gender equity in agriculture
*Evidence of smallholder farmers in Western
Paraná (Brazil)*

Roberta Vedana

Marcos de Oliveira Garcias

Mary Arends-Kuenning

Pery Francisco Assis Shikida

1. Introduction

Family farming has significant representation in rural Brazil. In terms of numbers, according to data from the 2017 Agricultural Census, 3.9 million of Brazil's 5 million agricultural establishments are smallholder farms. Despite its importance to the Brazilian economy, family farming presents a scenario of gender inequality through several pathways. With respect to land inheritance, rural property has traditionally been passed on to male children. The formal education system is shaped by traditional gender expectations, with the consequence that women tend to complete more years of formal education than men. Women pursue formal education to obtain skilled jobs that require less physical strength, while men work directly in agricultural production together with parents, which has implications for the inheritance of the land. Gender inequality also affects access to credit, either through public policies, which do not always suit women's needs, or through family decisions that restrict women's participation, access and control of resources.

Thus, cultural and social patterns result in restricted access to land, credit and technology, preventing the effective contribution of women in agriculture (Nascimento et al., 2015). Therefore, special attention is warranted to analyze women's participation in agricultural activities. By focusing on women's roles in agriculture in the Western region of Paraná, Brazil, we contribute to the growing body of research by seeking to understand gender relations in agriculture in the light of cooperativism, because, as advocated by Gupta et al. (2019), the empowerment of smallholder farmers and women is a special issue that is specific to the region and context.

First, we outline the main characteristics concerning the agricultural model implemented in this particular region of Brazil. The family farming system in Western Paraná was brought by migrants, mainly from the other states of Southern Brazil, during the intensified colonization process in the 1950s. This production system was guided by the differentiation of the sexes in crop production. The man is responsible, as head of the family, for carrying out the physically heaviest agricultural activities and generally for the the main, most profitable, economic activities. Women are responsible for taking care of their children and the house, as well as activities that traditionally require less physical effort, such as poultry farming and milk and horticultural crop production, for example. These activities

represent the importance of women's work in the diversification and assurance of production for family consumption. In the 1970s, farmers responded to the challenges of agricultural mechanization by organizing themselves in associations such as cooperatives. Private agribusinesses have developed, notably in poultry farming. Regional agriculture has been transformed. Producer households have diversified their agricultural production in order to diversify their sources of income (Rippel, 2005). Currently, the region is one of the main producers of grains and animal protein in Paraná, mainly chicken, which represents 70% of the products exported by the state (Avesui, 2019).

In this scenario, the position of the Lar Cooperativa Agroindustrial stands out. Founded in 1964, Lar is one of the institutions that most contributes to the growth of Western Paraná. Among the cooperative's attributions are the dissemination of technology, technical assistance, adding value to products, and the promotion of training activities and workshops for its members and family members (Lar Cooperativa Agroindustrial, 2020).

An important consideration for this study concerns the training offered by the Cooperative to its members, because access to training activities has the potential to develop human and social capital, in addition to promoting the empowerment of both male and female participants. The diversity of definitions, objectives and values associated with the concept of empowerment reflects multiple perspectives; however, considering the region included in this study, we frame empowerment as a multidimensional process that affects various aspects of a person's life, such as family, social position, economic power, physical and emotional health (Alkire et al., 2013a).

Therefore, empowerment becomes a fundamental tool that provides women with the skills to play the role of effective agents in development and well-being in agriculture. The role that women play in agriculture has been changing over time. Currently, it is no longer accurate to describe women's participation as merely complementary to men's work or reduced to the functions of taking care of children and husband. Since the 1970s, relevant changes have developed. The actions of social movements and organizations have contributed to the emergence of discussions on gender inequalities in society as a whole, and specifically in agriculture, the conquest of women's rights and the growing interest in conducting research on the subject (Agne; Waquil, 2015).

This is a preliminary study and aims to measure women's empowerment and identify possible socioeconomic determinants that may be associated with the empowerment of members of the Lar Cooperativa Agroindustrial, measured through the adapted version of the Women's Empowerment Index in Agriculture (WEAI).

This paper is organized as follows. Section 2 reviews the existing literature on the use of the WEAI instrument. Section 3 explains the data collection and discusses the estimation strategy. Section 4 provides descriptive statistics on the characteristics of the family and presents the estimated results. Section 5 ends with our conclusions.

2. Literature review

Launched in 2012, WEAI has been widely used by many organizations and individuals. Recent studies have applied WEAI components as indicators of empowerment in specific regions of certain countries that are the focus of the Feed the Future Initiative, supported by the United States Agency for International Development (USAID). Alkire et al. (2013a) documented the development of WEAI and presented some findings from pilot research conducted in Bangladesh, Guatemala, and Uganda. The WEAI has become an important tool to identify the links between women's empowerment and nutritional outcomes (Sraboni et al., 2014; Malapit and Quisumbing, 2015; Sharaunga, Mudhara and Bogale, 2015; Zereyesus, 2017; Sraboni and Quisumbing, 2018; Tsiboe et al., 2018; Petros et al., 2018).

Other studies such as Seymour (2017) are especially relevant for addressing the relationship between women's empowerment and technical efficiency in agriculture. Seymour found strong evidence that smaller empowerment gaps are related to higher levels of technical efficiency in Bangladesh, implying that reducing the empowerment gap between men and women would result in an increase in technical efficiency. Our study builds on Diiro et al. (2018), which found strong evidence for corn farmers in Kenya that empowering women can reduce the gender gap in agricultural productivity and that increasing women's autonomy can lead to more efficient allocations of family productive resources.

Gupta, Pingali and Pinstруп-Andersen (2017) found a strong association between female empowerment, measured by WEAI, and the orientation of agricultural production to the market in Maharashtra, India. Also for India, Gupta et al. (2019) applied an adapted version of WEAI and found that the lack of group membership, asset ownership and decision-making related to agricultural credit are responsible for women's loss of power. These results fall in line with those identified by Gupta, Pingali and Pinstруп-Andersen (2017), who identified lack of credit and fewer group affiliations as the areas that most contribute to the lack of power of the women surveyed.

Ragsdale et. al (2018) explore gender equity and agricultural empowerment among male and female smallholder farmers in Ghana's Northern Region using the WEAI+. In this region, even controlling for the effects of education and socioeconomic status in the district, the results of the empowerment score showed that women farmers were significantly more likely to lack adequate autonomy to contribute to decision-making regarding the domains of production, purchase, sale or transfer of assets, and public speaking.

Among the suggestions offered by researchers to increase women's empowerment, we highlight investment in infrastructure such as roads and other means of transport so that women can access markets and obtain information related to market prices and producing companies, ensuring women the ability to make decisions related to the cultivation and sale of crops (Gupta, Pingali and Pinstруп-Andersen, 2017). Women in Western Paraná already have access to such infrastructure, which will be discussed in this study.

Diirro et al. (2018) advocated a variety of ways to increase agricultural productivity through female empowerment, such as financial and credit inclusion mechanisms and mechanisms for access to assets. In addition, they stressed the importance of creating programs that facilitate the formation of community associations for women. Ragsdale et. al (2018) emphasizes the incentives for women to participate in important agricultural issues, in addition to highlighting access to technical training as a fundamental means for empowering women farmers. The identification of these aspects, as well as identifying that the absence of group membership is responsible for women's disempowerment, among others by Gupta, Pingali and Pinstруп-Andersen (2017) and Gupta et al. (2019), supports

our focus on women's participation in groups that act for the collective strengthening of women.

In Brazil, Valério (2018) examined the empowerment of women farmers in the Northeastern region of the country using the WEAI. This region was chosen for the study because it is affected by cyclical droughts and because women residing in this area participated in projects to foster empowerment and productive inclusion as part of a strategy to eliminate poverty in Brazil.

The social, structural, and productive differences among regions and groups of producers are striking in the Brazilian agricultural sector. These differences include access to productive resources, such as land and capital, as well as internal factors in the management of the production unit. The great heterogeneity in Brazilian agriculture reveals a model of uneven development, with high levels of social and regional exclusion caused by historical conditions and poorly directed policies (Souza et al., 2019).

The previous studies were applied in underdeveloped regions, with high levels of poverty and vulnerability, in addition to cultural diversity. The specific cultural, historical, social, economic, and political context in which people live (or have lived) is crucial to define their understanding of empowerment and how to effectively achieve it (Israel, 1994; Malhotra et al., 2002; Narayan-Parker, 2005).

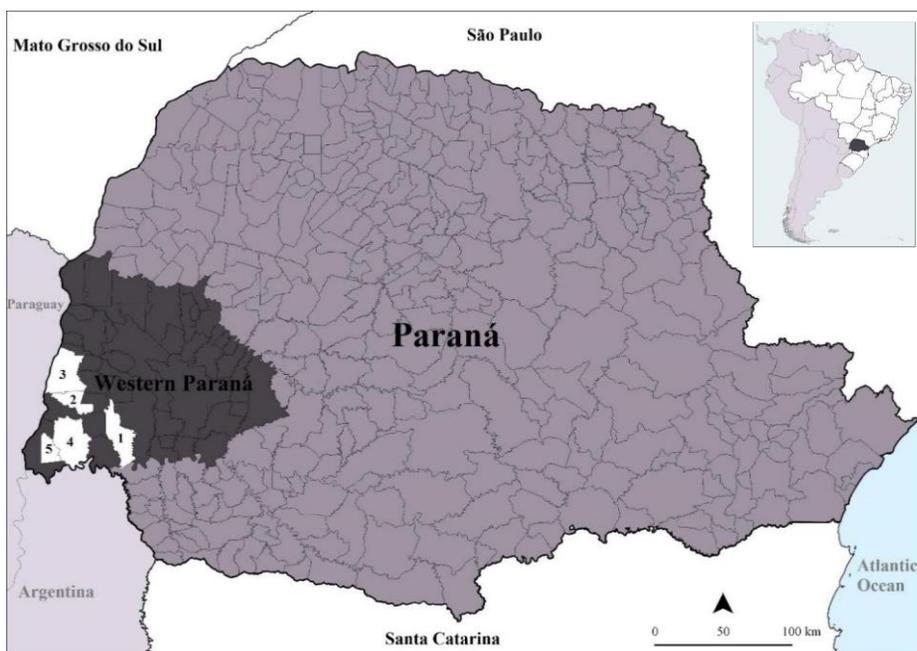
Our study contributes to the literature by applying an adaptation of WEAI to an area with a relatively high level of social and human capital. This is an area responsible for a significant percentage of Brazil's food supply and has cooperatives that are market-oriented and that have been important instruments for the development of this region. According to Ferrera and Alves (2011), cooperatives encourage the growth and circulation of income, enabling cooperative producers to reinvest in productive activity, thus ensuring the supply of raw materials at permanent levels and the social reproduction of family farming. Cooperatives also advocate the values of associativism and engagement in social groups. This application will be useful to understand the role that women have in making agricultural decisions and how this can influence economic and social indicators in a region such as Western Paraná that has a modernized agricultural profile. This application can help other researchers in adapting the index according to specific contexts and requirements of the site studied. As part of our analysis,

we will compare our findings with those in areas with lower levels of social and human capital.

3. Data and Methods

The primary data were collected between February and December 2019 through interviews conducted with 150 heteronormative couples (300 individuals) associated with Lar Cooperativa Agroindustrial, distributed through five municipalities in the Western region of the State of Paraná (Brazil) in which the Cooperative operates. The results obtained from this sample are statistically representative for a 95% confidence level and a 5% margin of error. The couples were divided into two groups, treatment and control. The treatment group consists of couples for which the woman participated in the Cooperative training for women.

FIGURE 1
SAMPLE AREA



Source: IBGE (2021).

Notes: The numbered areas show the five municipalities where the data were collected, Matelândia (1), Missal (2), Santa Helena (3), São Miguel do Iguaçu (4), Santa Terezinha de Itaipu (5).

The adapted application of the Women's Empowerment in Agriculture Index (WEAI) includes 10 indicators. The overall WEAI score is a weighted composite score of two sub-indices. The first sub-index involves the five domains of empowerment – 5DE, which computes women's access to resources and decision-making capacity in five domains of agriculture: 1) Production, 2) Resources, 3) Income control, 4) Leadership and 5) Time use. The second sub-index is the Gender Parity Index – GPI, which measures the parity of empowerment within the household (Alkire et al., 2013a).

However, according to Malapit et al. (2017), it is possible to develop alternative instruments, which are simpler and speed up the application of WEAI. This is the case for the present study. In our WEAI index, we cover all relevant agricultural aspects that make up the five dimensions of WEAI.

Table 2 presents the dimensions, indicators, and weights of the original WEAI, according to Alkire et al. (2013a), and the WEAI adapted (A-WEAI) for this research, following the proposition of Malapit et al. (2017).

TABLE 1
DIMENSIONS, INDICATORS, AND WEIGHTS OF THE WEAI AND A-WEAI

WEAI			A-WEAI		
Domain	Indicator	Weight	Domain	Indicator	Weight
Production	Input in productive decisions	1/10	Production	Input in productive decisions	1/5
	Autonomy in production	1/10			
Resources	Ownership of assets	1/15	Resources	Ownership of assets	1/10
	Purchase, sale, or transfer of assets	1/15		Access to and decisions about credit	1/10
	Access to and decisions about credit	1/15			
Income	Control over use of income	1/5	Income	Control over use of income	1/5
Leadership	Group member	1/10	Leadership	Group member	1/5
	Speaking in public	1/10			
Time	Workload	1/10	Time	Workload	1/10
	Leisure	1/10		Perception about the work routine	1/10

Source: adapted from Alkire et al. (2013a) and Malapit et al. (2017).

It should be noted that both 5DE and GPI range from 0 to 1.00, with higher values indicating a higher level of empowerment. Based on 5DE, an empowered individual is one who has achieved adequacy in at least 80% of the weighted indicators. This implies that, according to this criterion, an individual is disempowered if his/her inadequacy score is greater than 20%, i.e., the individual is identified as adequate in the 5DE if he/she has participation in four of the five dimensions, which total a score equal to or greater than 80%, according to Alkire et al. (2013a); Alkire et al. (2013b); IFPRI, (2016).

Because Western Paraná is more developed in terms of socioeconomic characteristics compared to other international settings as well as within Brazil, we defined the individual as adequate in the 5DE if he/she has participation across all five dimensions. Therefore, our definition is stricter than the one used in the literature.

The contribution of 5DE to the total score of WEIA is 90%. The calculation of this sub-index assesses whether the individual has participation in the five dimensions considered by the WEAI, presented in Table 1. We calculated the five domains of the disempowerment index (M_0), in which case the 5DE is equal to $(1 - M_0)$.

The GPI sub-index contributes 10% of the overall WEAI score. This sub-index reflects the *gap* between the empowerment of men and women who are the main decision-makers in the same household. To calculate the GPI, we obtain the empowerment gap score (I_{GPI}) by subtracting the 5DE score of the man from the 5DE score of the woman from the same household. Thus, any value other than zero indicates the absence of gender parity in the household ($H_{GPI} = 1$ if no gender parity). The GPI is then calculated as $(1 - (H_{GPI} \times I_{GPI}))$.

Finally, the total WEAI score is obtained from the weighted sum of the 5DE and GPI subindexes, expressed by: $WEAI = (0.9 \times 5DE) \times (0.1 \times GPI)$.

We propose two models to identify the determinants of empowerment. The first one has “non-equitable empowerment” as a dependent variable, which considered only the individuals who were classified as empowered using the 5DE. The second model has “equitable empowerment” as a dependent variable, which considered individual empowerment weighted by the fact that the couple lives in a household with gender parity.

The empirical strategy for the two proposed models is the maximum likelihood estimation of a logit model¹, in which the dependent variable for the first model is non-equitable empowerment and for the second model, equitable empowerment. The estimated models are represented in equation 1 below:

$$empowerment = \alpha + \beta_1gender + \beta_2women_group + \beta_3training_lar + \beta_4highereducation + \beta_5license + \beta_6age + \beta_7age^2 + \beta_8low_income + \beta_9hours_worked + \beta_{10}entrepreneur + \beta_{11}n_succession + \beta_{12}n_activities \quad (1)$$

The independent variables for the individual empowerment regressions are shown in Table 2.

TABLE 2
VARIABLES USED IN THE LOGIT MODEL

Variable	Description
<i>empowerment</i>	dummy equal to (1) if the interviewee is empowered and (0) otherwise.
<i>empowerment_eq</i>	dummy equal to (1) if the interviewee is empowered with gender parity and (0) otherwise.
<i>gender</i>	dummy equal to (1) if the interviewee is male and (0) otherwise.
<i>women's_group</i>	dummy equal to (1) if the interviewee participates in training offered to women by the Cooperative and (0) otherwise.
<i>training_lar</i>	dummy equal to (1) if the interviewee participates in training offered by the Cooperative and (0) otherwise.
<i>higher education</i>	dummy equal to (1) if the respondent has completed higher education or postgraduate education and (0) otherwise.
<i>license</i>	dummy equal to (1) if the interviewee is qualified to drive a vehicle and (0) otherwise.
<i>age</i>	person years, continuous.
<i>age^2</i>	squared person years, continuous.
<i>low_income</i>	dummy equal to (1) if family income is 1 to 3 monthly minimum wages and (0) otherwise.
<i>hours_worked</i>	number of hours worked in the last 24 hours.
<i>n_activities</i>	number of agricultural and non-agricultural activities practiced in each household.
<i>entrepreneur</i>	dummy equal to (1) if the interviewee considers himself or herself an entrepreneurial person and (0) otherwise.
<i>n_succession</i>	number of children who intend to continue the family's agricultural activities.

Source: prepared by the authors.

¹ For more details on the logit model see Greene (2003).

The variables selected for the estimation of the logit model, which explain the empowerment of those surveyed, were gender, participation in the Women's Leadership Development Program (note that both the woman who participates in the Women's Leadership Development Program and her husband are considered as part of the treatment group), participation in the training offered to the Cooperative members (*treinamentos_lar*), higher education level, driving skills, age, on low income, hours worked, number of agricultural and non-agricultural activities performed in each household, being an entrepreneur, number of children who intend to be their parents' successors in agriculture, and the interviewee's location. Such variables were included in the model because they are exogenous to the calculation of WEIA and show important potential as determining factors for empowerment.

4. Results and discussions

The descriptive statistics indicate that women who participated in the Lar training were more empowered than those who did not. The overall score for the adapted WEAI for women in the treatment group was 0.895 and for women in the control group, 0.799. The results are presented in Table 3. The 5DE sub-index was 0.888 for the treatment group and 0.789 for the control group. The GPI sub-index was 0.962 for the treatment group and 0.887 for the control group. In addition, the percentage of empowered women was 38.7% for families in the treatment group and 21.3% for families in the control group. Women in the treatment group who are not empowered have, on average, inadequate achievements in 18.3% of domains, whereas women in the control group have inadequate achievements in 26.8% of domains. Moreover, the percentage of women who achieved gender parity in agriculture was 61% for the treatment group and 48% for the control group. The average empowerment gap between women and men in households in the control group was greater than the gap found for the treatment group, 21.8% and 9.7% respectively.

TABLE 3
RESULTS OF ADAPTED WEAI BY GROUPS²²

Indexes	Women		Men	
	Treatment	Control	Treatment	Control
Disempowered headcount (H)	61.3%	78.7%	44%	56%
Empowered Headcount (1-H)	38.7%	21.3%	56%	44%
Average inadequacy score (A)	18.3%	26.8%	17.4%	17.6%
Disempowerment Index (M_0)	0.112	0.211	0.077	0.097
5DE Index ($1 - M_0$)	0.888	0.789	0.923	0.903
Number of observations	75	75	75	75
Percentage of data used	100%	100%	100%	100%
Percentage of women with no gender parity (H_{GPI})	39%	52%	-	-
Average Empowerment Gap (I_{GPI})	0.097	0.218	-	-
Gender Parity Index (GPI)	0.962	0.887	-	-
WEAI	0.895	0.799	-	-

Source: prepared by the authors.

According to the report prepared by Malapit et al. (2014), the WEAI scores that reach 0.85 or more are high; a medium score ranges from 0.73 to 0.84; and a low score is 0.72 or less. In this report, which analyses the WEAI results from 13 countries, the WEAI results from Cambodia (0.98), Rwanda (0.91), Uganda (0.86) and Haiti (0.85) were rated as high. The countries that achieved a medium score were Malawi (0.84), Nepal (0.80), Zambia (0.80), Honduras (0.75). The countries

²² We note an issue with the interviews that affected how the indexes were calculated. Some respondents in the sample responded that they had not accessed any credit in the previous year. [These respondents were not asked follow-up questions about who made decisions about credit in their households]. We classified the respondents who indicated that they had not accessed credit as being restricted in having access to credit. We made this classification decision after doing sensitivity tests, which defined having access to credit for those who had not accessed credit in the previous year in different ways. The results were the same in substance. In the first test (see Appendix B), the respondents who said that they had not obtained credit in the previous years were considered as not having restrictions to access credit. In the second test (see Appendix C) the respondents who said that they had not received credit in the previous years were classified as missing observations.

with a low score were Bangladesh (0.66), Ghana (0.71), Kenya (0.72), Liberia (0.69), Tajikistan (0.69).

In Brazil (Valério, 2018) found for the Northeastern region a high score (0.867), suggesting that even under prolonged drought, women in Chapada do Apodi achieved high scores in A-WEAI. Therefore, the adapted WEAI results for Paranaense women (from Paraná) in the treatment group can be considered high (0.895), whereas women in the control group achieved a medium WEAI score (0.799). However, we reemphasize that given the high socioeconomic conditions of the Western region, we calculated the indices considering adequacy in all domains of the 5DE. The other reviewed studies followed the Alkire et al. (2013) standard of 80% adequacy. When we follow that standard, the WEAI for women in the treatment group is 0.966 and 0.855 for women in the control group. These are high values compared to what has been found in other settings.

Table 4 presents the importance of each of the 7 indicators for disempowerment broken down by gender and group³.

The most significant indicator for women's disempowerment for the treatment group was *workload* (33.4% of the total women's disempowerment index). However, for women in the control group, the most important indicator was *input in productive decisions* (32.9% of the total index). The indicator *access to and decisions on credit* represented 25.0% of the total women's disempowerment index for the treatment group and 25.3% for the control group.

Kabeer (1999) lays out a definition of empowerment that is widely accepted in academia. It establishes three dimensions that encompass the empowerment process: (1) access to resources (economic, material, human and social); (2) agency (autonomy in the decision-making and negotiation process); and (3) achievements (achievement, well-being and better educational levels).

For women in the treatment group the *input in productive decisions* indicator accounted for 14.4% of the total score and *perception about the work routine* contributed 13.1%. Moreover, both the *control over use of income* and *group member* indicator individually represented 7.1% of the total index of the treatment group.

For the control group the *workload* indicator represented 16.5%, *control over use of income* accounted for 13.9%, *perception about the work routine* contributed

³ For more details about the breaking down of the disempowerment index see Appendix A.

6.3%, and *group member* accounted for 5.1% of women’s disempowerment. Finally, the *ownership of assets* indicator did not contribute towards the disempowerment of any of the groups, even for men.

TABLE 4
CONTRIBUTION OF EACH INDICATOR TO THE TOTAL OF THE DISEMPOWERMENT INDEX

Indicator	% Contribution			
	Women		Men	
	Treatment	Control	Treatment	Control
Input in productive decisions	14.3	32.9	20.7	30.1
Ownership of assets	0.0	0.0	0.0	0.0
Access to and decisions about credit	25.0	25.3	24.1	30.1
Control over use of income	7.1	13.9	0.0	2.7
Group member	7.1	5.1	10.3	11.0
Workload	33.4	16.5	22.4	13.7
Perception about the work routine	13.1	6.3	22.4	12.3

Source: prepared by the authors.

The breakdown of the disempowerment index for men showed that, for those in the treatment group, the indicators that most contributed to disempowerment were *access to and decisions on credit* (24.1%), *workload*, and *perception about the work routine*; together, these latter two indicators, which comprise the Time Domain of the 5DE, contributed 44.8% of disempowerment. *Time dedicated to work* accounts for a large share of disempowerment for both men and women. The way time use affects disempowerment differs by gender, with women’s time and energy devoted to agricultural activities limited by domestic chores, while men oversee most productive activities. The time dedicated to work contributes to the disempowerment of women and men, by restricting the time available to participate in educational and social activities, for example, which can increase their productivity at work and help them to make autonomous decisions. Similarly to the women in the control group, the indicators that most contributed to the disempowerment of men in the control group were *input in productive decisions* (30.1%) and *access to and decisions on credit* (30.1%).

After calculating the adapted WEAI version that was applied to a sample of 150 farmer couples in Western Paraná, we estimated the determinants of

empowerment, and the descriptive statistics of the variables included in this model are shown in Table 5.

TABLE 5
DESCRIPTIVE STATISTICS OF THE VARIABLES SELECTED TO ESTIMATE THE LOGIT MODEL

Variable	Obs	Mean	Standard deviation	Min	Max
empowerment	300	0.40	0.49	0	1
empowerment_eq	300	0.26	0.44	0	1
gender	300	0.50	0.50	0	1
women_group	300	0.50	0.50	0	1
training_lar	300	0.81	0.39	0	1
higher education	300	0.11	0.31	0	1
license	300	0.85	0.36	0	1
age	300	53.50	10.91	20	85
age^2	300	2980.50	1161.36	400	7225
low_income	300	0.24	0.43	0	1
hours_worked	300	8.57	2.85	0	16
n_activities	300	3.4	1.06	0	6
entrepreneur	300	0.86	0.35	0	1
n_succession	300	1	0.97	0	5

Source: prepared by the authors.

The sample was divided equally between men and women, because the questionnaire was applied to households where at least one of the primary adult main decision-makers, male or female, was associated with Lar Cooperativa Agroindustrial. Of the total respondents, 40% are empowered. However, only 26% are considered empowered and live in households with gender parity.

Eleven percent of the sample have a college degree. Having a driver’s license emerged from discussions with Cooperative members as an important measure of empowerment, and 85% of the sample had one.

In economic terms, 24% of the sample have a monthly income of up to 3 minimum wages. The population of Paraná state has high purchasing power. According to data from the 2019 National Household Sample Survey (PNAD, 2019) the nominal monthly household income per capita in the state was 1.5

minimum wages, which is 12.6% higher than the national income level. Paraná is the state with the sixth highest income level in Brazil (IBGE, 2019).

The average number of children is 2 to 3 and the maximum was 5 children. The average number of successors, on the other hand, is just 1. A factor that contributes to the decline of family farming in Brazil is the drop in the fertility rate. The fertility rate of women went from four children per woman in 1981 to 1.71 in 2011 (Maia; Sakamoto, 2014). In our sample, the fertility rate is above the Brazilian average, which is consistent with farm families having higher fertility than urban families.

In terms of training and leisure activities, 81% of interviewees said that they participated in some type of training offered by Lar Cooperative. Following the sample design, half of the couples (75) were in the treatment group, in which the woman participated in the Cooperative's Women's Leadership Development Program. The remaining 75 couples were in the control group, defined as couples in which the woman was not an active participant in the Women's Program.

In terms of work activities, the average number of hours worked was 8.57 hours per day. Analyzing by week, hours worked per week exceed the average for Paraná, of 39.5 hours (IBGE, 2019). Each family performs, on average, 3 types of agricultural and nonagricultural activities, indicating diverse income sources.

We estimated a quantitative model in order to identify which variables affected the probability of respondents being empowered. The empirical strategy is the maximum likelihood estimation of a logit model, in which the dependent variable is characterized by whether the person is empowered or not, in the two different specifications. Table 6 presents the results of the estimated models.

TABLE 6

MARGINAL EFFECTS OF THE LOGIT MODEL ESTIMATED BY THE MAXIMUM LIKELIHOOD METHOD ON THE DETERMINANTS OF RESPONDENTS' EMPOWERMENT

Variable	Non-equitable empowerment	Equitable empowerment
gender	0.144** (0.073)	-0.130*** (0.050)
women_group	0.144** (0.068)	0.128** (0.052)
training_lar	0.216** (0.084)	0.127*** (0.041)
higher education	0.132 (0.107)	0.019 (0.064)
license	-0.091 (0.114)	-0.137 (0.097)
age	0.045* (0.024)	0.016 (0.014)
age^2	-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)
low_income	-0.261*** (0.063)	-0.244*** (0.035)
hours_worked	-0.088*** (0.016)	-0.047*** (0.010)
n_activities	0.101*** (0.033)	0.020 (0.021)
entrepreneur	0.284*** (0.065)	0.139*** (0.043)
n_succession	0.068** (0.033)	0.030 (0.022)
LR chi2	67.75***	51.51***
Pseudo_R2	0.2683	0.2678
Observations	300	300

Standard error in parentheses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source: prepared by the authors.

The gender variable, for the unequal model, shows that men are 14.4% more likely to be empowered when compared to women. In the equitable model, a contrary and surprising relationship was found. In households with gender parity, the probability of men being empowered is 13% less than their female counterpart. Thus, in households that enjoy gender parity, women are more likely to be empowered compared to their partners.

On the relationship of empowerment between the genders, Diiro et al. (2018) found that properties jointly managed by men and women are more productive when women are empowered.

The variable indicating participation in the Women's Leadership Development Program run by Cooperativa Lar (indicated by the *women_group* variable) had a positive and significant sign for both estimated models. Participation in the Leadership Program, on average, increases the likelihood of empowerment in both models by 13.6%, compared to women who are not part of the Leadership Program and their partners. Participation in technical training offered by the Cooperative (*training_lar*) also indicated a positive and significant effect on empowerment. Respondents who said they participated in training are 21.6% more likely to be empowered and 12.7% more likely to be equitably empowered than those who said they did not participate. Tsiboe et al. (2018) points out that participation in groups reflects the engagement in collective actions.

Men and women actively participate in Cooperativa Lar through activities such as courses and lectures on technological innovations and agricultural management intended for all members. However, other activities, promoted by the Women's Leadership Development Program, are aimed exclusively at women. This program was created in the 1980s and offered courses to women about home economics, cooking, and homemade soap manufacture, for example. However, the changing roles of women in agriculture have shown the need to address other topics in those courses.

Recently, in 2018, Lar offered 12 different training courses throughout the year intended for women, addressing issues such as cooperativism, rural property planning and management, and female engagement in cooperative and family leadership. In 2019, 10 training sessions prioritized the following themes: cooperativism, leadership, teamwork, commitment, involvement, communication, motivation, and technological innovations.

The variable indicating individuals with higher education or postgraduate education was not statistically significant. This result is contrary to previous studies that found women's empowerment to be associated with education (Kishor and Subaiya, 2008; Alkire et al., 2013a; Gupta, Pingali and Pinstруп-Andersen, 2017). However, Valério (2018) found no direct evidence of any association between education and women's empowerment.

The driver's license variable was also not significant in either model, which was contrary to expectations. Driver's licenses are an important step for the autonomy of men and women, because they represent the freedom to come and go with the use of a vehicle.

As expected, the effects of age were positive, but only for the non-equitable empowerment model, showing that empowerment improves as the person grows older. With each year of age, the probability of being empowered increases by 4.5%. This result falls in line with previous studies that found that empowerment is associated with age (Alkire et al., 2013a; Sraboni et al., 2014). However, the negative result for age squared, statistically significant only for the unequal model, indicates that after a peak, age starts to negatively influence empowerment.

Being on low income had a negative and significant effect on empowerment in both models. An individual with a family income of up to 3 minimum wages⁴ is 25 percent less likely to be empowered in both models, compared to higher income individuals. Furthermore, the interviewees' family income ranged between 3.1 and 6 minimum wages. This result indicates that the increase in income makes more difference for empowerment at the highest levels of income than at the lowest.

With regard to work activities, as the number of hours worked increased, the individual was less likely to be empowered. For every hour worked, empowerment is reduced by 8.8% and 4.7%, respectively in the two models.

The longer a person works, the less time there is available for educational and technical training activities, including those offered by the cooperative, which can increase their productivity at work and assist them in making autonomous decisions. In addition, less time is available for self-care, including personal care, physical activity, and mental health care. It is noteworthy that women devote most of their workday to domestic chores, limiting the time and attention devoted to agricultural activities, while men are in charge of most productive activities. These results are corroborated by Gupta, Pingali and Pinstrup-Andersen (2017); the authors found that the excessive time spent on agricultural and household work often leaves women with little time to join a community group.

In seeking to capture the influence of participating in a variety of work activities on empowerment, we found, just for the non-equitable model, that the probability

4 The minimum wage in 2019 in Brazil was 998.00 Reais, according to decree n° 9.661 of January 1, 2019.

of being empowered increases by 10.1% as the number of work activities performed by the family has an above average increase. This means that families that diversify their production and sources of income are more likely to have their members empowered. Additionally, Schneider (2003) emphasizes that the diversification of activities can be understood as one of the strategies of rural families to enable their social reproduction.

People who identify themselves as entrepreneurs are more likely to be empowered than others. Both in the non-equitable model and in the equitable model, the probability of being empowered is, respectively, 28.4% and 13.9% higher compared to individuals who did not identify themselves as entrepreneurs. However, this variable may be endogenous because empowered people are more likely to be entrepreneurs.

The socioeconomic conditions of Western Paraná, which facilitate access to productive resources and credit, together with the social activities of Lar Cooperativa, especially those aimed at women, provide conditions that favor entrepreneurship for both genders. Entrepreneurship enables the individual to achieve not only financial freedom, but also self-confidence and empowerment, processes that are also enhanced through cooperative organization.

The succession variable might also be endogenous. The succession variable was positive and significant only for the non-equitable empowerment model, so that the greater the number of children who intend to continue in agricultural activity, the greater the likelihood that parents will be empowered. However, people who are empowered and successful in managing their farm might be more likely to have successors. In the non-equitable model, the probability of being empowered increases by 6.8% as the number of successors increases. The majority of respondents in our sample are small and medium holders, owning property of up to 60 hectares.

Unlike most of Brazil, Western Paraná has paved backroads that facilitate the access of rural residents to urban areas, thus allowing access to schools, universities, commerce, and leisure activities. People who live in rural areas in Western Paraná also have access to television, cellular phone service, and broadband internet. These factors, whose implementation was made possible by the collective organizations (such as informal producer organizations; religious groups; rural unions; associations of producers and cooperatives) and their representative power, carry a

lot of weight on the decisions of young people to choose to take over the management of the agricultural property and succeed their parents in family farming. Spanevello et al. (2011) claims that generational succession, in addition to the survival of rural properties, also affects the very survival of agricultural cooperatives. Furthermore, access to these factors tends to equal the power differential between men and women who are small farmers, because women are mobile and able to communicate with other people, seek information and participate in technical training, helping them to feel safer and able to manage their farm.

Municipalities located in the western region of Paraná have socioeconomic profiles characterized by high levels of social and human capital, along with access to credit, productive resources and specialized technical assistance. Most farms follow a family- oriented model of agriculture focused on the market, with the main production consisting of soybeans, corn, poultry and swine. Cooperatives exhibit a strong presence in the area, especially Lar Cooperativa Agroindustrial.

5. Conclusion

The Western area of Paraná state in Brazil is strongly linked to agribusiness and cooperative organizations. The cooperatives' activities encourage regional productive dynamism through technology transfer; technical assistance; purchase, sale, and storage of commodities; agro-industrialization; and the job and income generation. In addition, cooperativism is strongly related to the strengthening of social capital and the principles of associations (Ferrera de Lima; Alves, 2011). Lar Cooperativa Agroindustrial is a prominent cooperative in the area that offers lectures, courses and training to its members and, as highlighted in this research, offers training for women through the Women's Leadership Development Program.

The results of the adapted WEAI show, as we expected, that women who participated in the Leadership Program achieved a high WEAI score, whereas women in the control group reached a medium score. In our study, we defined as *empowered* those who had adequacy in all five domains of empowerment. This definition contrasts with the standard definition in the literature, which sets the standard at 4 out of five domains of empowerment, because Western Paraná has

higher socioeconomic development than the other settings in which WEAI has been applied.

In this case study, we provide a contextual analysis of the factors that influence the empowerment of individuals associated with a cooperative institution. The main conclusion of our study is that the empowerment of associates is influenced by gender, age, income, working hours, entrepreneurship, the farm's succession plans to the next generation, and, most interestingly, the influence of participation in activities and training offered by the cooperative, specifically the Women's Leadership Development Program.

We note that our findings are suggestive and do not establish causality. It may be the case that women who had high levels of empowerment chose to participate in the Program, while less empowered women were not able or willing to do so. With one survey and without random assignment to the Program, we cannot establish causality.

The contribution of a study such as this is to examine and identify the singularities of the region studied, as it contributes towards providing empirical evidence that helps to advance both the process of understanding the individual empowerment of the cooperative's members, as well as the role of social and economic strengthening performed by Lar Cooperativa Agroindustrial. Therefore, the possibility of increasing the power of women in rural areas depends on both national policies (rural credit, training, among others) and the role of cooperatives. These pathways can enhance women's autonomy and increase their participation in decision-making processes.

In view of the result obtained from the number of children who intend to succeed on the farm, encouraging the training of young cooperative members with older family members such as parents and grandparents can help the process of generational succession and encourage more active participation by older members, because they become less empowered as they age.

Despite the difference in settings, our findings are similar to those found by (Valério, 2018), which showed that women from Chapada do Apodi (Northeastern Brazil), a region affected by severe drought, are empowered. The factors that contributed to this result, according to the author, were 1) the presence of the rural women's policy agency, with its resources and connections with the women's movement; and 2) interventions related to technical assistance and the group of

women farmers. These results, both from the present study and from Valério (2018) suggest the importance of women's groups linked to female empowerment and rural development policies, respecting, of course, regional specificities and needs.

The results presented in this work raise important questions about the participation of women in agriculture, even though they do not allow us to establish causality between women's participation in the Women's Leadership Development Program and their empowerment. To establish causality, future research may involve carrying out randomized control tests to determine how effective training is for a randomly chosen member of the cooperative. So that, in this way, it is possible to think of policy instruments capable of improving the empowerment of more women in agriculture.

References

AGNE, C. L., WAQUIL, P. D. As mulheres nas agroindústrias rurais familiares: a construção de mercado e a especificidade da produção na região central do Rio Grande do Sul. In: Staduto, J. A. R., Souza, M., Nascimento, C. A., (Org.). Desenvolvimento rural e gênero: abordagens analíticas, estratégias e políticas públicas. Porto Alegre: Editora da UFRGS, p. 221–243, 2015.

ALKIRE, S., MEINZEN-DICK, R. S., PETERMAN, A., QUISUMBING, A. R., SEYMOUR, G., VAZ, A. The women's empowerment in agriculture index. *World Dev.* 52, p. 71–91, 2013a.

ALKIRE, S., MALAPIT, H., MEINZEN-DICK, R., PETERMAN, A., QUISUMBING, A.R., SEYMOUR, G., VAZ, A. Instructional Guide on the Women's Empowerment in Agriculture Index. IFPRI, Washington, D.C, 2013b. Available at: <https://www.ifpri.org/sites/default/files/Basic%20Page/weai_instructionalguide_1.pdf>. Access in : Apr. 2021.

AVESUI AMÉRICA LATINA. Você sabe onde fica o maior centro produtivo de proteína animal do mundo? 2019. [Web log post]. Available at: <<https://www.avesui.com/noticias/voce-sabe-onde-fica-o-maior-centro-produtivo-de-proteina-animal-domundo/20190227-150404-l791>>. Access in : Apr. 2021.

BRASIL. Decreto nº 9.661, de 1º de janeiro de 2019. Dispõe sobre o valor do salário mínimo e a sua política de valorização de longo prazo. Brasília, 2019. Available at: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2019-2022/2019/Decreto/D9661.htm>. Access in: Apr. 2021.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA). **Mulheres no agronegócio**. Edição Especial, v. 1, n. 13, 2018. Available at: <<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/especiais-tematicos.aspx>>. Access in: Apr. 2021.

DIIRO, G. M., SEYMOUR, G., KASSIE, M., MURICHO, G., MURIITHI, B. W. Women's empowerment in agriculture and agricultural productivity: evidence from rural maize farmer households in Western Kenya. *Plos One*, 13, p. 1–27, 2018.

FERRERA DE LIMA, J., ALVES, L. Cooperativismo e desenvolvimento rural no Paraná do agronegócio. 3º Lugar no VI Prêmio BRDE de Desenvolvimento do Paraná – Banco Regional de Desenvolvimento do Extremo Sul, 2011.

GREENE, W. *Econometric Analysis*, 5th ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003.

GUPTA, S., PINGALI, P. L., PINSTRUP-ANDERSEN, P. Women's empowerment in Indian agriculture: does market orientation of farming systems matter? *Food Security*, 9, p. 1447–1463, 2017.

GUPTA, S., VEMIREDDY, V., SINGH, D., PINGALI, P. Adapting the Women's empowerment in agriculture index to specific country context: Insights and critiques from fieldwork in India. *Global Food Security*, 23, p. 245–255, 2019.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE), 2017. Censo Agropecuário 2017. [Web log post]. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2017>>. Acesso em: abr. 2021.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE), 2019. Estatísticas. [Web log post]. Available at: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloadsestatisticas.html>>. Access in: Apr. 2021.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE), 2021. Geociências. [Web log post]. Available at: <<https://www.ibge.gov.br/geociencias/downloadsegeociencias.html>>. Access in: Apr. 2021.

INTERNATIONAL FOOD POLICY RESEARCH INSTITUTE (IFPRI), 2016. WEAI Resource Center. [Web log post]. Available at: <<https://www.ifpri.org/topic/weai-resource-center>>. Access in: Apr. 2021.

ISRAEL, B. A., CHECKOWAY, B., SCHULZ, A., ZIMMERMAN, M. Health education and community empowerment: Conceptualizing and measuring perceptions of individual, organizational, and community control. *Health education quarterly*, 21(2), 149–170, 1994.

KABEER, N. Resources, agency, achievement: reflections on the measurement of women's empowerment. *Development and Change*, 30, p. 435–464, 1999.

KISHOR, S., SUBAIYA, L. Understanding women's empowerment: a comparative analysis of Demographic and Health Surveys (DHS) data. DHS comparative reports 20. Calverton, MD, US: Macro International, 2008.

LAR COOPERATIVA AGROINDUSTRIAL, 2020. Institucional. [Web log post]. Available at: <<http://www.lar.ind.br/v4/institucional/index.php>>. Access in: Apr. 2021.

MAIA, A. G., SAKAMOTO, C. S. A nova configuração do mercado de trabalho agrícola brasileiro. In: Buiainain, A. M., Alves, E., Silveira, J. M. da, Navarro, Z. (Ed.). *O mundo rural no Brasil do século 21: a formação de um novo padrão agrário e agrícola*. Brasília, DF: Embrapa, p. 591-620, 2014.

MALAPIT, H. J., SPROULE, K., KOVARIK, C., MEINZEN-DICK, R., QUISUMBING, A., RAMZAN, F., HOGUE, E., ALKIRE, S. Measuring progress toward empowerment: Women's empowerment in agriculture index: Baseline report. Washington, D.C.: International Food Policy Research Institute (IFPRI), 2014.

MALAPIT, H., PINKSTAFF, C., SPROULE, K., KOVARIK, C., QUISUMBING, A., MEINZEN-DICK, R. The Abbreviated Women's Empowerment in Agriculture Index (AWEAI). Washington, DC: International Food Policy Research Institute – IFPRI Discussion Paper 01647, 2017.

MALHOTRA, A., SCHULER, S. R. Women's empowerment as a variable in international development, in D. Narayan, ed., 'Measuring empowerment: cross-disciplinary perspectives', Washington: World Bank, p. 71–88, 2005.

NASCIMENTO, C. A., SOUZA, M., STADUTO, J. A. R. Análise Regional das Formas de Ocupações e dos Rendimentos das Mulheres e Homens nas Áreas Rurais do Sul do Brasil na Primeira Década do Século XXI. In: Staduto, J. A. R., Souza, M., Nascimento, C. A., (Org.). *Desenvolvimento rural e gênero: abordagens analíticas, estratégias e políticas públicas*. Porto Alegre: Editora da UFRGS, p. 97–122, 2015.

NARAYAN-PARKER, D. Measuring empowerment: cross-disciplinary perspectives, Washington: World Bank, 2005.

- PETROS, S., ABAY, F., DESTA, G., O'BRIEN, C. Women farmers' (dis)empowerment compared to men farmers in Ethiopia. *World Medical & Health Policy*, 10 (3), 220–245, 2018.
- RAGSDALE, K., READ-WAHIDI, M. R.; WEI, T.; MARTEY, E.; GOLDSMITH, P. Using the WEAI+ to explore gender equity and agricultural empowerment: Baseline evidence among men and women smallholder farmers in Ghana's Northern Region. *Journal of Rural Studies*, 64, 123–134, 2018.
- RIPPEL, R. Migração e desenvolvimento no Oeste do Paraná: uma análise de 1950 a 2000. 2005. Tese (Doutorado em Demografia) – Instituto de Filosofia e Ciências Humanas (IFCH), Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP), Campinas, São Paulo, 2005.
- SEYMOUR, G. Women's empowerment in agriculture: implications for technical efficiency in rural Bangladesh. *Agricultural Economics*, 48, 513–522, 2017.
- SHARAUNGA, S., MUDHARA, M., BOGALE, A. The impact of 'women's empowerment in agriculture' on household vulnerability to food insecurity in the KwaZulu-Natal Province. *Forum for Development Studies*, 42 (2), 195–223, 2015.
- SCHNEIDER, S. A pluriatividade como estratégia de reprodução da agricultura familiar. In: *A pluriatividade na agricultura familiar* [online]. 2nd ed. Porto Alegre: Editora da UFRGS, Estudos Rurais series, p. 175-225, 2003. ISBN 978-85-386-0389-4.
- SOUZA, P. M., FORNAZIER, A., SOUZA, H. M., PONCIANO, N. J. Diferenças regionais de tecnologia na agricultura familiar no Brasil. *Rev. Econ. Sociol. Rural* [online]. 57 (4), 594–617, 2019. <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2019.169354>.
- SRABONI, E., MALAPIT, H. J., QUISUMBING, A. R., AHMED, A. U. Women's empowerment in agriculture: what role for food security in Bangladesh? *World Dev.* 61, 11–52, 2014.
- SRABONI, E., QUISUMBING, A. R. Women's empowerment in agriculture and dietary quality across the life course: evidence from Bangladesh. *Food Policy*, 81, 21–36, 2018.
- TSIBOE, F., ZEREYESUS, Y. A., POPP, J. S., OSEI, E. The effect of women's empowerment in agriculture on household nutrition and food poverty in Northern Ghana. *Social Indicators Research*, 138 (1), 89–108, 2018.
- VALÉRIO, E. do A. Women's empowerment in Agriculture: a case of Northeast Brazil. PhD thesis (Doctor of Philosophy) – Centre for Rural Economy School of Natural and Environmental Sciences, Newcastle University, Newcastle upon Tyne, United Kingdom, 2018.

ZEREYESUS, Y. A. Women's empowerment in agriculture and household-level health in Northern Ghana: a capability approach. *Journal of International Development*, 29, 899–918, 2017.

APPENDIX A

RESULTS OF ADAPTED WEAI BROKEN DOWN BY DIMENSION AND INDICATOR

	Production	Resources		Income	Leadership	Time	
	Input	Ownership	Access	Control	Group member	Workload	Perception about the work routine
Treatment							
<i>Women</i>							
Censored headcount	0.080	0.000	0.280	0.040	0.040	0.373	0.147
% Contribution	14.3	0.000	25.0	7.1	7.1	33.4	13.1
Absolute contribution	0.016	0.000	0.028	0.008	0.008	0.037	0.015
% Contr. by dimension	14.3	25.0		7.1	7.1		46.5
<i>Men</i>							
Censored headcount	0.080	0.000	0.187	0.000	0.040	0.173	0.173
% Contribution	20.7	0.000	24.1	0.000	10.3	22.4	22.4
Absolute contribution	0.016	0.000	0.019	0.000	0.008	0.017	0.017
% Contr. by dimension	20.7	24.1		0.000	10.3		44.8
Control							
<i>Women</i>							
Censored headcount	0.347	0.000	0.534	0.147	0.053	0.347	0.133
% Contribution	32.9	0.00	25.3	13.9	5.1	16.5	6.3
Absolute contribution	0.069	0.000	0.053	0.029	0.011	0.035	0.014
% Contr. by dimension	32.9	25.3		13.9	5.1		22.8
<i>Men</i>							
Censored headcount	0.147	0.000	0.293	0.013	0.053	0.133	0.120
% Contribution	30.1	0.000	30.1	2.7	11.0	13.7	12.3
Absolute contribution	0.029	0.000	0.029	0.003	0.011	0.013	0.012
% Contr. by dimension	30.1	30.1		2.7	11.0		26

Source: prepared by the authors.

APPENDIX B

RESULTS OF ADAPTED WEAI BY GROUPS

(ASSUMING THAT THOSE WHO DID NOT ANSWER ARE CONSIDERED TO HAVE NO CREDIT RESTRICTIONS)

Indexes	Women		Men	
	Treatment	Control	Treatment	Control
Disempowered headcount (H)	58.6%	70.6%	33.3%	41.3%
Empowered Headcount (100-H)	41.4%	29.4%	66.7%	58.7%
Average inadequacy score (A)	16.1%	27.2%	18%	19%
Disempowerment Index (M_0)	0.095	0.192	0.060	0.079
5DE Index ($1 - M_0$)	0.905	0.808	0.940	0.921
Number of observations	75	75	75	75
Percentage of data used	100%	100%	100%	100%
Percentage of women with no gender parity (H_{GPI})	38.7%	52%	-	-
Average Empowerment Gap (I_{GPI})	0.075	0.203	-	-
Gender Parity Index (GPI)	0.971	0.894	-	-
WEAI	0.912	0.817	-	-

Source: prepared by the authors.

CONTRIBUTION OF EACH INDICATOR TO THE TOTAL OF THE DISEMPOWERMENT INDEX

(ASSUMING THAT THOSE WHO DID NOT ANSWER ARE CONSIDERED TO HAVE NO CREDIT RESTRICTIONS)

Indicator	% Contribution			
	Women		Men	
	Treatment	Control	Treatment	Control
Input in productive decisions	16.9	36.1	26.7	37.3
Ownership of assets	0	0	0	0
Access to and decisions about credit	11.3	18.1	2.2	13.6
Control over use of income	8.5	15.3	0	3.4
Group member	8.5	5.5	13.3	13.6
Workload	39.4	18.1	28.9	16.9
Perception about the work routine	15.5	6.9	28.9	15.3

Source: prepared by the authors.

APPENDIX C

RESULTS OF ADAPTED WEAI BY GROUPS
(WITH MISSING CREDIT INFORMATION)

Indexes	Women		Men	
	Control	Treatment	Control	Treatment
Disempowered headcount (H)	53.2%	73.8%	32.3%	45.9%
Empowered Headcount (100-H)	46.8%	26.2%	67.7%	54.1%
Average inadequacy score (A)	15.5%	27.1%	17.5%	18.2%
Disempowerment Index (M_0)	0.082	0.200	0.056	0.084
5DE Index ($1 - M_0$)	0.918	0.800	0.944	0.916
Number of observations	75	75	75	75
Percentage of data used	82,7%	81,3%	82,7%	81,3%
Percentage of women with no gender parity (H_{GPI})	33.9%	54.1%	-	-
Average Empowerment Gap (I_{GPI})	0,073	0,207	-	-
Gender Parity Index (GPI)	0,975	0,888	-	-
WEAI	0,924	0,809	-	-

Source: prepared by the authors.

CONTRIBUTION OF EACH INDICATOR TO THE TOTAL OF THE DISEMPOWERMENT INDEX
(WITH MISSING CREDIT INFORMATION)

Indicator	% Contribution			
	Women		Men	
	Treatment	Control	Treatment	Control
Input in productive decisions	11.8	34.4	22.9	31.4
Ownership of assets	0	0	0	0
Access to and decisions about credit	15.7	21.3	2.9	15.7
Control over use of income	3.9	13.1	0	3.9
Group member	11.8	4.9	17.1	11.8
Workload	39.2	18	28.6	19.6
Perception about the work routine	17.6	8.2	28.6	17.6

Source: prepared by the authors.

2º COLOCADO

CATEGORIA II – DIVERSIDADE:

ASPECTOS GERAIS E DESAFIOS PARA O DESENVOLVIMENTO

Diversidade e inovação
*Uma proposta metodológica para a
formação de equipes diversas*

Fernanda Cimini

Tulio Chiarini

Carla Pereira Silva

Leonardo Costa Ribeiro

Leandro Alves Silva

1. Introdução

Quando se fala em projetos de P&D, popularmente pensa-se na figura de pesquisadores e desenvolvedores altamente especializados, inteligentes, criativos, curiosos, excêntricos. É possível imaginá-los em seus *labs* e *desks* trabalhando em projetos de ponta, planejando a próxima publicação, comemorando a última descoberta. E, ainda que prefiram trabalhar a sós, estarão cercados por uma rede de outros pesquisadores que buscam colaborar e aprender com o seu conhecimento.

A velocidade das transformações tecnológicas e a complexidade dos problemas socioambientais atuais chamam os cientistas para fora de seus laboratórios e os convidam a se relacionar com outros profissionais para além da academia, como empreendedores, gestores, comunicadores. Cada vez mais, a intensificação da incorporação das atividades científicas à rotina do processo produtivo empresarial tem substituído a figura do cientista solitário por trabalhadores organizados em universidades e em grandes corporações públicas e privadas, que precisam colaborar para se integrar na chamada *big science*.

Quanto mais complexas as missões tecnológicas, maior a necessidade de combinar conhecimento e experiência de diferentes perfis. Se os grupos incentivados a inovar forem substancialmente homogêneos, a capacidade inventiva estará automaticamente limitada em função do baixo número de perspectivas atuando em conjunto (GARCIA MARTINEZ; ZOUAGHI; GARCIA MARCO, 2017; ØSTERGAARDA; TIMMERMANS; KRISTINSSON, 2011). De fato, equipes mais heterogêneas apresentam resultados superiores aos dos grupos mais homogêneos devido a um conjunto mais amplo de abordagens que aquele grupo possui para a resolução de problemas (HONG; PAGE, 2001).

Portanto, a diversidade pode influenciar os processos inovativos funcionando como uma espécie de “complemento produtivo” (BERLIANT; FUJITA, 2009; PAGE, 2008), isto é, indivíduos podem se beneficiar da diversidade demográfica em nível de grupo se isso trouxer uma mistura mais rica de ideias e perspectivas (dimensão epistêmica), que por sua vez ajuda os membros a resolver problemas e gerar novas ideias (NATHAN, 2015), ampliando a base de conhecimento, permitindo aumentar a amplitude e profundidade de *insights* e inovação (O’ROURKE *et al.*, 2019).

Não à toa, revistas de negócios mundialmente reconhecidas – como *Forbes* e *Harvard Business Review* – têm motivado a reflexão sobre diversidade em equipes tecnológicas. As manchetes “*Diversity confirmed to boost innovation and financial results*”, “*Foster innovation, ethical tech with diverse teams*” e “*Why having a diverse team will make your products better*” mostram a atualidade do debate internacional. No Brasil, embora haja publicamente uma preocupação das empresas em aumentar a diversidade, a presença feminina e de negros no quadro executivo ainda é muito baixa, representando 13,6% e 4,7%, respectivamente (ETHOS, 2016). Políticas e ações afirmativas empresariais, como o estabelecimento de metas para ampliar a participação de mulheres e negros nos programas de *trainee*, são ainda muito escassas (apenas em 7,7% e 2,6% das empresas) (ETHOS, 2016).

Nesse contexto, a World-Transforming Technologies (WTT)¹ – fundação latino-americana sem fins lucrativos que tem a missão de promover a inovação como ferramenta para a superação de desafios sociais e ambientais –, por meio do seu Centro de Orquestração de Inovações da América Latina (COI), lançou em 2021 o “Guia Metodológico para a formação de equipes extraordinárias”.² O artigo reproduz os principais argumentos teóricos e metodológicos presentes no Guia com vistas a ampliar a sua contribuição para o debate acadêmico e também no espaço da gestão pública. Partindo do desafio de compor equipes diversas para missões tecnológicas – equipes que combinem excelência científica e diversidade –, o Guia propõe um conjunto de 26 indicadores que permitem selecionar pesquisadores para uma determinada área do conhecimento e que são construídos a partir de dados de diferentes bases, como a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), do Ministério da Economia, a Plataforma Lattes (CV-Lattes e Diretório dos Grupos de Pesquisa), do CNPq, Plataforma Sucupira da Capes, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do IBGE, base de patentes do INPI e base de publicações da *Web of Science* (WoS). Espera-se que os insumos teóricos e metodológicos apresentados no artigo sejam considerados, não apenas para o WTT e para o COI, mas sobretudo para agências de fomento federal (como Capes, CNPq e FINEP) e para as Fundações de Amparo à Pesquisa (FAPs) estaduais que visam incentivar atividades para o avanço da ciência, mas também para responder aos

1 Disponível em: <https://wttventures.net/>.

2 O Guia pode ser acessado na íntegra: <https://wttventures.net/coi-equipes/>.

desafios contemporâneos relacionados ao Pacto Global da ONU, propondo equipes diversas.

O artigo está dividido da seguinte maneira. Na seção 2 são apresentados os obstáculos para promoção da diversidade na inovação, tendo em vista a própria hierarquia do campo científico. Na seção 3 são apresentadas evidências empíricas que demonstram a relevância de superar esses obstáculos para promoção da diversidade, tendo em vista que equipes diversas inovam mais. A seção 4 apresenta os fundamentos teóricos e a proposta metodológica oferecida à WTT/COI para composição de equipes diversas a partir de indicadores construídos por meio de *big data*. Finalmente, na conclusão, são apresentados possíveis desdobramentos dessa proposta.

2. Diversidade e inovação: desafios

Se as dinâmicas de mercado já confrontavam a figura do cientista alheio às perturbações do mundo, em sua torre de marfim, as novas concepções de inovação³ colocam em xeque a visão da figura tradicional masculina, branca, urbana, prestigiada do pesquisador sênior e convidam para revisitar um debate iniciado, já nos anos 1960, sobre a estratificação e a hierarquia no campo científico.

Em artigo publicado na *Science* na década de 1960, o sociólogo Robert Merton, que lecionou nas universidades de Columbia e Harvard, cunhou o termo “efeito de Mateus” para se referir ao acúmulo de recursos e reconhecimentos no campo científico (MERTON, 1968). Segundo o sociólogo, esse efeito está associado à tendência de cientistas famosos frequentemente receberem mais crédito pelo seu trabalho do que um cientista comparativamente desconhecido, mesmo com trabalho de qualidade similar. Como consequência, cientistas com mais fama ficam ainda mais famosos, enquanto cientistas não renomados dificilmente ganham espaço para compartilhar suas descobertas e pensamentos.

As origens desse fenômeno estão na própria dinâmica de reconhecimento no campo científico, em que as oportunidades de acesso às recompensas se encontram distribuídas de forma desigual. Do prêmio Nobel às citações, incluindo a aceitação

³ A inovação não se restringe às empresas. A percepção progressiva de que outras inovações ocorrem fez com que se buscassem definições mais amplas do que aquelas que as define somente em termos tecnológicos, mercadológicos (produtos, serviços e design), organizacionais (modelos de negócios) e econômicos (retornos financeiros), tais como *grassroot innovation*, inovações frugais e inovações inclusivas.

de trabalhos em periódicos indexados e eventos científicos relevantes, as manifestações de reconhecimento do trabalho acadêmico acabam por criar estratos de prestígio (ÁVILA, 1997), reproduzindo-os e reforçando-os.

Na linguagem sociológica, o conjunto de recursos materiais e simbólicos acumulados pelos cientistas pode ser chamado “capital científico”. Merton analisou vários casos em que pesquisadores alcançam simultaneamente resultados idênticos em suas pesquisas, mas somente aqueles já reconhecidos, detentores de capital científico, são valorizados por suas descobertas.

O capital científico tende a crescer com o tempo. Não por acaso, a senioridade no campo científico se torna também fonte de autoridade. Essa dinâmica acaba por cristalizar ainda mais a hierarquia entre pesquisadores. Merton (1979) chamou esse fenômeno de “efeito de trinco” para se referir ao fato de que cientistas que alcançaram um determinado grau de eminência já não descem muito abaixo desse nível, embora possam sofrer perdas relativas de prestígio com os recém-chegados.

O problema dessas dinâmicas está na tendência à acumulação e concentração do capital científico em um grupo um tanto quanto restrito de cientistas, ao passo que muitos permanecem invisíveis e silenciados em suas áreas de pesquisa. Vale ressaltar que ainda existem as desigualdades de reconhecimento e recursos entre áreas do conhecimento, como, por exemplo, entre as chamadas *science, technology, engineering and mathematics* (STEM) – e as humanidades.

A hierarquia no mundo científico acaba se tornando a regra, e a competência e o mérito muitas vezes ficam em segundo plano. Por isso, a ideia de meritocracia do campo científico deve ser sempre relativizada em função das próprias estratificações internas.

Sem contar, é claro, com outras formas de estratificação social externas ao campo científico, que dificultam o acesso dos leigos em geral, mas principalmente de grupos que historicamente estiveram à margem das universidades e da produção científica. O estudo conduzido por Ávila (1997, p. 42) encontra “dois sistemas de estratificação, um interno ao próprio campo, estabelecido com base no índice de capital científico, e outro externo, remetendo para a estratificação social da sociedade, [mostrando] alguma sobreposição entre as duas hierarquias”.

Além da estratificação dentro do mundo científico, há outras formas externas a ele que dificultam o acesso de grupos que socialmente estão à margem. Por exemplo, basta refletir sobre o percentual de negros que ocupam posições de

destaque na ciência brasileira. Embora pretos e pardos representem 54,9% da população de acordo com dados do IBGE, eles representam apenas 16% dos professores universitários, de acordo com dados do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP). Na Universidade de São Paulo (USP), uma das universidades mais relevantes em termos científicos no Brasil, apenas 2,2% dos professores se autodeclararam pretos ou pardos (SOUZA, 2018).

Outra estratificação relevante no contexto brasileiro diz respeito às desigualdades regionais. Os ativos intelectuais e de pesquisa estão fortemente concentrados na região Sul-Sudeste e, particularmente, no estado de São Paulo (ALBUQUERQUE *et al.*, 2005; BARROS, 2000; CHIARINI *et al.*, 2014; SANTOS; CALIARI, 2012). A desigualdade da distribuição espacial das instituições de ensino e pesquisa no Brasil diferencia o potencial de inovação regional, posto que o processo de inovação contínua baseado em regiões ou localidades se torna fator-chave e estratégico na competição interna (DINIZ; GONÇALVES, 2005).

De fato, as relações econômicas e sociais interagem com o espaço e, da mesma forma, a produção e a divulgação do conhecimento científico também são territorializadas e marcadas por relações de rede (LOPES *et al.*, 2017). Por mais que o contexto da pandemia do novo coronavírus tenha possibilitado uma elevação do grau de intercâmbio e a aproximação da atividade científica realizada “em casa”, de uma maneira sem precedentes, a chamada “geopolítica do conhecimento” continua ancorada no território. O filósofo argentino Mignolo (2001) chamou atenção para um padrão histórico de construção dos atos de pensar, teorizar, produzir e transmitir saberes como privilégio de poucos “iluminados”, localizados em determinados lugares do globo. A “geopolítica do conhecimento” traz importantes questionamentos, dentre eles, em que medida a posição política e geográfica de uma instituição ou pesquisador interfere na aceitabilidade de procedimentos epistemológicos e metodológicos empregados na investigação científica.

Essa e outras reflexões são exaustivamente abordadas pelos Estudos Sociais de Ciência e Tecnologia (ESCT) (PREMEBIDA; NEVES; ALMEIDA, 2011), que compreendem uma área de estudos interdisciplinar, composta majoritariamente por cientistas sociais e epistemólogos interessados em compreender a dinâmica entre instituições e pesquisadores na produção de ciência, tecnologia e inovação. Partem do pressuposto de que mesmo em áreas do conhecimento muito

especializadas há controvérsias, disputas, negociações e hierarquizações mediadas pela valorização ou desvalorização da posição de espaços de pesquisa, também chamada de dicotomia entre “centro e periferia” na produção científica e tecnológica. De acordo com Neves (2020, p. 3), “alguns estudos recentes atualizam a diferença centro/periferia a partir de novas bases conceituais, enfatizando principalmente a circulação do conhecimento nas ciências sociais, correntes contra-hegemônicas, hierarquias cognitivas, divisão do trabalho intelectual, imperialismo acadêmico e déficits materiais”.

Nesse sentido, existe uma diferença estrutural na produção de conhecimento, que abarca desde escassez material, falta de recursos humanos e baixo desenvolvimento institucional até dependência de teorias e métodos oriundos das regiões de *mainstream* dos campos do conhecimento. Essa diferenciação também produz o que é conhecido por “divisão do trabalho intelectual”, isto é, “países que se especializaram na produção teórica e outros na produção de dados empíricos; trabalhos realizados nos seus contextos e trabalhos que se estendem para outros contextos e a diferença entre estudos de casos locais e estudos comparativos” (NEVES, 2020, p. 3).

Para compreender a relação centro e periferia na ciência e tecnologia, três dimensões são elencadas: geográfica, econômica e política. A primeira diz respeito à localidade em que determinado saber é elaborado e difundido, considerando as desigualdades existentes entre territórios, países e regiões, bem como a influência exercida pela geopolítica do conhecimento. Nas palavras de Neves (2020, p. 7), “ao ser produzido nestes espaços ‘centrais’, o conhecimento assume um valor positivo imediatamente, superando seu espaço de construção e transcendendo disciplinas, línguas, laboratórios, países”.

A segunda dimensão é caracterizada pela escassez ou acumulação de recursos na cadeia produtiva de ciência e tecnologia. E, por último, compreender a dimensão política é fundamental para analisar criticamente as hierarquias e expectativas inerentes ao processo de qualificação de experiências em ciência, tecnologia e inovação.

Portanto, as três dimensões contextualizam a produção de conhecimento, como processos de periferização e centralização, e apontam em direção a mais uma armadilha de mensuração de excelência, a periferização ou centralização de profissionais atuantes em espaços de ciência e tecnologia, que são julgados a partir

de expectativas hierarquizadas. Em outras palavras, “não se trata somente de disponibilidade de recursos materiais. Antes, trata-se da atribuição de um valor negativo ao que faz e como faz, o que conduz a expectativas de não reconhecimento, não publicação, de circulação restrita, muitas vezes ao próprio contexto” (NEVES, 2020, p. 7).

Acrescenta-se a esse cenário de dicotomia entre centro e periferia “a ‘universalização’ da bibliometria como ferramenta de avaliação, a supremacia do inglês e a concentração de capital acadêmico em certos polos” (BEIGEL, 2013, p. 168).

Sendo assim, circulação do conhecimento, conceitos consensualmente aceitos, divisão do trabalho intelectual, déficits de insumos e predominância de arcabouços teóricos ou metodológicos devem ser observados para obter uma real contextualidade da ciência, que é “fundamental para se pensar as implicações que a diferenciação hierárquica tem nos processos científicos de produção de conhecimento” (NEVES, 2020, p. 2).

Isso significa que a hierarquização entre as ciências e dentro de um único campo de conhecimento é uma realidade que pode ocultar ou mesmo dificultar a busca por talentos adequados a uma determinada missão, pois muitos profissionais promissores não estarão sendo considerados nos indicadores convencionais de excelência, que muitas vezes invisibilizam instituições e pesquisadores situados fora do regime de relevância, isto é, na periferia definida por uma comunidade epistêmica.

3. Diversidade e inovação: oportunidades

Estudos têm mostrado que a diversidade na dimensão demográfica, especificamente relacionada aos atributos sexo e gênero, leva a resultados científicos e inovativos melhores (BEAR; WOOLLEY, 2011; BELGHITI-MAHUT; LAFONT; YOUSFI, 2016; NIELSEN *et al.*, 2017a, 2017b). Por exemplo, há pesquisas empíricas que demonstram que um dos determinantes do desempenho de equipes de trabalho é justamente a existência de diversidade de gênero entre seus integrantes (JOSHI, 2014; WOOLLEY *et al.*, 2010). Em outras palavras, grupos de trabalho com membros apenas do mesmo gênero não são os mais efetivos em resolver problemas em contraposição aos grupos diversos.

Pesquisa feita nos Estados Unidos, conduzida por pesquisadores da Universidade de Maryland e da Universidade de Columbia, usando dados em painel das equipes de alta gerência de 1.500 empresas da Standard & Poor's (S&P), mostrou que, em empresas cujas estratégias competitivas estão focadas em inovação, a representação feminina nestas equipes leva a melhores desempenhos (DEZSÖ; ROSS, 2012). Ademais, no caso destas empresas, a representação feminina na alta gerência “leva a um incremento de USD 42 milhões no valor da firma” (DEZSÖ; ROSS, 2012, p. 9). Resultados parecidos com este foram confirmados para o caso francês ao verificar que, para 176 empresas, a diversidade de gênero na alta gerência se relaciona significativamente com inovações de produto, organizacional e de marketing (GALIA; ZENOU, 2012). Outro estudo francês, utilizando as 120 maiores empresas listadas na Société des Bourses Françaises (Bolsa de Valores da França), corrobora empiricamente que a heterogeneidade de gênero na alta gerência influencia a inovação de produtos (ATTIA *et al.*, 2020).

A diversidade de gênero não é apenas importante nos mais altos níveis hierárquicos gerenciais das empresas. Estudos econométricos confirmam que equipes de P&D mais diversas em termos de gênero possuem mais resultados inovativos. Por exemplo, regressões hierárquicas de efeito randômico para uma amostra de mais de 26 mil empresas chinesas mostram que equipes de P&D diversas em relação ao gênero de seus integrantes apresentam receitas de vendas de novos produtos como proporção dos dispêndios em P&D estatisticamente superiores às equipes menos diversas (XIE *et al.*, 2020). Para o caso espanhol, por sua vez, uma pesquisa com 4.277 empresas, utilizando regressões logísticas binárias, concluiu que existe uma relação positiva entre diversidade de gênero nas equipes de P&D e inovações radicais. De acordo com o modelo, a probabilidade de se desenvolver uma inovação radical aumenta significativamente quando as equipes de P&D são mais heterogêneas em termos de gênero (DÍAZ-GARCÍA; GONZÁLEZ-MORENO; SÁEZ-MARTÍNEZ, 2013). Outra pesquisa espanhola, com uma amostra ainda maior (12 mil empresas), utilizando modelos Tobit, levou aos mesmos resultados, isto é, há evidências de que a diversidade de gênero está positivamente associada tanto às inovações incrementais quanto às radicais (GARCIA-MARTINEZ; ZOUAGHI; GARCIA MARCO, 2017). Para o caso

brasileiro, pesquisa recente mostra que existe uma relação entre diversidade de gênero e inovação (SOUSA *et al.*, 2020).

Em outra perspectiva, com foco nos projetos de P&D, estudos mostram que os seus resultados inovativos aumentariam se houvesse um balanço maior em termos de gênero nas equipes que os desenvolvem. Este resultado foi observado em 272 projetos das empresas Air Liquide, Électricité de France (EDF), Shell e Schlumberger (TURNER, 2009).

Ademais, outros estudos demonstram que resultados científicos melhores não se limitam apenas às equipes relativamente mais diversas em termos de gênero. A incorporação destas questões no *design* e na condução dos experimentos científicos (NIELSEN; BLOCH; SCHIEBINGER, 2018; TANNENBAUM *et al.*, 2019; TANNENBAUM; GREAVES; GRAHAM, 2016) permite a ampliação das perspectivas, questões e áreas endereçadas pelos pesquisadores e pesquisadoras (NIELSEN *et al.*, 2017a). Por exemplo, artigos científicos escritos por grupos diversos em termos de gênero propõem questões diferentes em relação aos grupos compostos majoritariamente por autores homens (WULLUM NIELSEN; BÖRJESON, 2019).

No que se refere à diversidade de raça e etnia, estudos mostram que os grupos heterogêneos levam a resultados científicos e tecnológicos de melhor qualidade. Mais especificamente às questões étnicas – bastante discutidas em países que recebem muitos imigrantes, como é o caso da Comunidade Europeia, onde a mobilidade de trabalhadores intracomunidade ocorre mais facilmente –, diversos estudos buscam mostrar que sua heterogeneidade amplia a base de conhecimento – já que os emigrantes levam consigo conhecimentos tácitos e habilidades adquiridas em seus países de origem –, o que tem efeito positivo na produção de ciência, tecnologia e inovação (NIEBUHR, 2010) e na prosperidade econômica (ALESINA; HARNOSS; RAPOPORT, 2016).

Neste contexto, estudos focados na produção científica demonstram que a diversidade étnica de uma equipe de pesquisa contribui para o aumento da qualidade do conhecimento científico produzido. Por exemplo, análise feita por investigadores da Universidade de Harvard, levando em consideração 2,5 milhões de artigos científicos publicados e indexados pela base *Web of Science* entre 1985 e 2008, encontrou que pesquisadores com origens étnicas semelhantes coautorizam artigos com mais frequência. No entanto, a homofilia está associada aos artigos que

possuem menos citações e são publicados periódicos de menor impacto. Por outro lado, quanto maior a diversidade étnica dos autores, maior é a contribuição científica do artigo, medida pelos fatores de impacto e citações (FREEMAN; HUANG, 2015). Este resultado é corroborado por outro estudo, o qual considera 9 milhões de publicações e 6 milhões de cientistas da base *Microsoft Academic*, utilizando modelos randômicos, e mostra que a diversidade étnica aumenta em 10,63% o impacto científico (ALSHEBLI; RAHWAN; WOON, 2018).

A diversidade étnica não é apenas importante para gerar resultados científicos melhores, mas também para gerar novas tecnologias e inovações. Uma pesquisa realizada pela London School of Economics, ao analisar mais de 120 mil patentes depositadas pelos residentes britânicos no European Patent Office no período de 1978-2007, encontrou evidências estatísticas de que a diversidade étnica dos grupos de inventores influencia a taxa de patenteamento na Grã-Bretanha (NATHAN, 2015). Já os resultados de estudo considerando as 95 unidades territoriais alemãs (*Nomenclature of territorial units – NUTS 3*) apontam para um aumento do efeito inovação causado pela diversidade étnica da força de trabalho (NIEBUHR, 2010). Este resultado está em linha com os trabalhos sobre o caso estadunidense que enfatizam a importância da mobilidade de trabalho para a transferência de conhecimento e inovação (OTTAVIANO; PERI, 2006).

Outros estudos também mostram a relevância da heterogeneidade étnica para estimular as inovações. Usando uma amostra de 3.888 empresas suecas, modelos econométricos confirmam a hipótese de que firmas com colaboradores diversos em termos étnicos é mais bem-sucedida em introduzir inovações radicais (MOHAMMADI; BROSTRÖM; FRANZONI, 2017). Já o caso dinamarquês, por meio de modelos Probit, mostra que, para 2.244 empresas, a propensão a inovar e a propensão a submeter um pedido de patente aumentam com a diversidade étnica entre seus empregados (PARROTTA; POZZOLI; PYTLIKOVA, 2014). Em relação à raça, para o caso brasileiro, pesquisa recente mostra que existe uma relação entre diversidade de raça e inovação (SOUSA *et al.*, 2020).

No caso de empresas emergentes, um estudo com dados de um *survey* amostral de 13.400 *startups* alemãs entre 2005 e 2012 mostra que existe uma relação entre diversidade étnica e a probabilidade de as novas empresas lançarem inovações no mercado, porém não é todo tipo de combinação étnica que importa para fins

inovativos, mas apenas aquelas que implicam diferenças epistêmicas e de conhecimento (BRIXY; BRUNOW; D'AMBROSIO, 2020).

Não apenas a diversidade dos grupos de trabalho em termos de raça e etnia é necessária para desenvolvimentos científicos e tecnológicos melhores, mas na incorporação destas questões no *design* e na condução dos experimentos científicos. Por exemplo, existe uma predisposição maior de negros sofrerem problemas vasculares (KALINOWSKI; DOBRUCKI; MALINSKI, 2004) e portarem uma carga desproporcional de Alzheimer (BARNES, 2019) em comparação com indivíduos brancos. Por isso, a diversidade deve ser promovida não somente por uma questão de *performance*, mas também para melhor compreensão dos desafios que impactam distintamente diferentes grupos sociais.

Finalmente, diversos estudos têm apontado para a necessidade de conexão com saberes locais e os considerados tradicionais, por meio da incorporação de pessoas que conhecem a realidade a ser compreendida, que possuem conhecimento prático, fruto da vivência cotidiana e, muitas vezes, resultado do acúmulo de sabedoria geracional, como saber localizado (HARAWAY, 1995). Em síntese, não se pode desconsiderar os talentos que estão para além da universidade, com elevado potencial para enriquecer missões tecnológicas.

4. Indicadores para promoção da diversidade

Em que pesem as reflexões levantadas sobre diversidade, a excelência científica continua sendo um pré-requisito relevante para a inovação ao mobilizar um fluxo de novos conhecimentos extremamente importante. Este fluxo pode ser “captado” pelos indicadores tradicionais de produção e de impacto científico e tecnológico, como o número de artigos científicos, patentes e citações. Nesse sentido, nessa seção são propostos outros indicadores para auxiliar a construção de equipes diversas.

4.1. Fundamentos teóricos

A construção dos indicadores aqui propostos se apoia em duas bases de sustentação teórico-conceituais: uma de que citação de artigos e patentes revela um fluxo de conhecimento que está sendo absorvido pelo novo conhecimento sendo

desenvolvido e outra de que a coautoria revela uma colaboração entre os autores e também um fluxo de conhecimento entre eles.

Com relação às citações, os documentos citados em um artigo ou patente são peças de conhecimento prévio incorporadas em um conhecimento novo. A citação de patentes em patentes cumpre ainda uma função legal, na medida em que estabelece limites aos direitos de propriedade conferidos, uma vez que aquelas patentes citadas representam um conjunto de conhecimentos sobre os quais a nova patente não pode ter reivindicações (TRAJTENBERG; HENDERSON; JAFFE, 1997). Além disso, a existência de patentes que citam outras patentes e de artigos que citam outros artigos evidencia, por um lado, as trajetórias de desenvolvimento do conhecimento científico e de inovações tecnologicamente bem-sucedidas, revelando assim a sucessiva dependência dos novos conhecimentos e áreas científico-tecnológicas com aqueles já previamente desenvolvidos. E ainda, segundo Trajtenberg, Henderson e Jafee (1997, p. 22), “a combinação de dados de citações, classificação tecnológica detalhada e informações sobre cada inventor fornece um mecanismo único para colocar a pesquisa e os resultados da pesquisa em seu contexto tecnológico e econômico mais amplo”, mostrando a relevância do fluxo de conhecimento por meio de citações para uma análise mais geral de desenvolvimento tecnológico e econômico.

Com relação às colaborações, elas têm sido um tópico importante para a literatura sobre redes (BARABÁSI *et al.*, 2002) e um exemplo de rede (BARABÁSI, 2016). Wagner, Park e Leydesdorff (2015) avançam no sentido de revelar as propriedades de rede da colaboração internacional na ciência. Posteriormente, Wagner, Park e Leydesdorff (2015) investigam a dinâmica da rede global. Freeman (2010) faz referência ao papel específico da coautoria internacional para a globalização do conhecimento em ciências e engenharias. Entre as razões para a cooperação científica internacional estão, segundo Freeman (2010), a disseminação de trabalhadores científicos e de P&D em todo o mundo, um número crescente de PhDs em C&E em países em desenvolvimento, gastos governamentais e em P&D em países em desenvolvimento e políticas para cooperação internacional na Europa, a presença crescente da China na pesquisa científica e a localização de equipamentos e materiais científicos (CERN, enormes telescópios, especificidade de dados geológicos e climáticos).

Nessa linha de análise de redes complexas iniciada por Barabasi e que virou, por si, uma importante linha científica atualmente, há a caracterização da estrutura das redes e como ela influencia (e em alguns casos até define) a dinâmica da rede como um todo. Por exemplo, a rede sem escala proposta por Barabasi é construída seguindo uma regra simples que parte de um pequeno núcleo com nós completamente conectados entre si e, na sequência, vão-se adicionando novos nós, sendo que a probabilidade de conexão com os nós já existentes é proporcional ao número de conexões que eles já têm, o que gera a característica de os nós mais conectados cada vez mais concentrarem novas conexões e os nós periféricos continuarem assim – pouco conectados – *ad aeternum*. Ou seja, é a regra em que o rico fica cada vez mais rico e o pobre continua pobre. Ribeiro *et al.* (2018) mostraram que a rede de colaboração internacional em ciência segue essa estrutura, tendo assim, implicitamente, uma hierarquia e um domínio dos nós mais conectados (os *hubs* ou nós centrais). Embora bastante intuitivo, um conceito bastante relevante para a análise de redes, segundo Estrada (2012), diz respeito à identificação dos nós mais centrais, sendo que a capacidade de um nó de se comunicar diretamente com outros ou sua proximidade com outros nós ou a quantidade de pares que precisam de um nó específico como intermediário em suas comunicações determina muitas das propriedades estruturais e funcionais desse nó em uma rede complexa (ESTRADA, 2012, p. 121). Para Fouss, Shimbo e Saerens (2016), as medidas de centralidade buscam responder a questões como a) qual o nó mais representativo/central em uma determinada comunidade; b) quão crítico é um determinado nó em relação ao fluxo de informações em uma rede; c) qual nó é o mais periférico em uma rede social. Portanto, os índices de centralidade servem para quantificar a importância de um nó em uma dada rede e está relacionado com a importância da entidade correspondente no sistema complexo que a rede representa (ZWEIG, 2016).

4.2. Proposta metodológica

O processo de construção dos indicadores se inicia com a definição dos termos associados ao tema que será desenvolvido durante o projeto. Os termos definidos pela equipe que está desenhando o projeto serão buscados nos campos de título, resumo e palavras-chave dos artigos e patentes que compõem as bases do WoS e

do INPI, respectivamente. Uma vez identificados todos os documentos contidos nos campos mencionados com os termos definidos, o primeiro passo para o mapeamento de talentos é a busca de artigos e patentes publicados, associados aos temas da pesquisa com os quais a equipe em formação lidará.

O processo de construção dos indicadores se inicia com a definição dos termos associados ao tema que será desenvolvido durante o projeto. Os termos definidos pelo(a) gestor(a) científico(a) dos projetos serão buscados nos campos “título”, “resumo” e “palavras-chave” dos artigos científicos e patentes que compõem as bases do WoS e do INPI, respectivamente.

As informações relacionadas à produção e ao impacto científico-tecnológico serão agregadas para a construção de indicadores da dimensão **excelência científica**, conforme apresentado no Quadro 1.

O passo seguinte será o mapeamento das áreas complementares, no intuito de expandir o conhecimento necessário para o desenvolvimento do projeto para as áreas que alimentam de conhecimento e dão suporte às áreas mais diretamente relacionadas ao projeto. A partir dos novos documentos selecionados, será calculada a frequência relativa de ocorrência dessas áreas complementares e então serão selecionadas aquelas mais frequentes. Nesse momento, os(as) autores(as) identificados(as) nos documentos das áreas complementares serão adicionados(as) à lista dos autores(as) identificados(as) na primeira busca, ampliando a lista de pesquisadores(as) elegíveis para a equipe. A partir de então, serão realizadas novas buscas, novamente nas bases WoS e INPI, pelas coautorias por eles realizadas. Considerando então os autores como nós e as colaborações entre eles como elos, será construída a rede de colaboração científica e tecnológica das áreas em análise.

QUADRO 1

INDICADORES DA DIMENSÃO “EXCELÊNCIA CIENTÍFICA”

Nº	Nome	Indicador	O que mede	Fonte dos dados
1	TPT	Número médio de artigos publicados por ano após a conclusão da graduação.	Taxa de produção científica	Lattes/CNPq
2	TPP	Número médio de patentes depositadas por ano após a conclusão da graduação.	Taxa de produção tecnológica	Lattes/CNPq
3	HA*	Índice H (definido como o número x de artigos do pesquisador que têm pelo menos x citações)	Qualidade da produção científica	Lattes/CNPq
4	H5A*	Índice H5, que seria o índice H considerando apenas a produção científica dos últimos cinco anos	Qualidade da produção científica	Lattes/CNPq
5	HP*	Índice H das patentes	Qualidade da produção tecnológica	INPI
6	H5P*	Índice H5 das patentes depositadas nos últimos cinco anos	Qualidade da produção tecnológica	INPI

Fonte: Elaboração própria.

Nota: (*) Sendo $Hist_{cit}(n)$ o histograma do número de citações dos artigos do autor, o índice h é definido como x: $Hist_{cit}(x) \geq x$.

A partir da rede de conexões entre os pesquisadores e instituições, será possível avançar para o mapeamento das colaborações científicas e tecnológicas (*proxy* para dimensão conectividade). Os indicadores construídos para compor essa dimensão têm como objetivo alcançar talentos que ainda não são referências centrais na área, mas que têm a potencialidade de se tornar centrais, dado seu acesso ao conhecimento disponível na rede de colaboração. Para isso, será calculado o índice de centralidade de cada autor na rede. A partir desse indicador, é possível identificar pesquisadores com diferentes níveis de centralidade, sugerindo aquele que possui centralidade mediana ou relativamente mais baixa, porém que está conectado a algum outro pesquisador mais central.

Na dimensão **conectividade** (Quadro 2) também estarão presentes indicadores que mensuram a propensão do pesquisador a colaborações com outros pesquisadores de sua área e que podem ser interpretados como *proxy* para relacionamento interpessoal e trabalho em equipe. A partir da base do “Diretório de Grupos de Pesquisa” do CNPq, é possível identificar os grupos de pesquisa de vinculação do pesquisador. Essa informação pode ser utilizada em complemento

ao indicador de centralidade, qualificando a atuação colaborativa e a relevância da sua atuação em um nível menos formal do que o expresso em uma coautoria em artigo científico publicado ou patente depositada.

QUADRO 2

INDICADORES DA DIMENSÃO "CONECTIVIDADE"

Nº	Nome	Indicador	O que mede	Fonte de dados
7	ICA*	Índice de centralidade na rede de colaboração científica	Relevância da colaboração científica	WoS
8	ICP*	Índice de centralidade na rede de colaboração tecnológica	Relevância da colaboração tecnológica	INPI
9	AA**	Percentual, em relação ao total de diferentes áreas de conhecimento científico definidas pelo ISI, de publicação de artigos.	Interdisciplinaridade científica	WoS
10	PA**	Percentual, em relação ao total de diferentes classes IPCs, de patentes depositadas.	Interdisciplinaridade tecnológica	INPI
11	ICC	Número de grupos de pesquisa dos quais o(a) pesquisador(a) participa	Relevância da colaboração científica	DGP/CNPq
12	AE**	Percentual de artigos com colaboração com instituições de um estado do Brasil diferente daquele do pesquisador	Propensão à colaboração científica inter-regional no Brasil	WoS
13	PE**	Percentual de patentes com colaboração com instituições de um estado do Brasil diferente daquele do pesquisador	Propensão à colaboração tecnológica inter-regional no Brasil	INPI
14	AP**	Percentual de artigos com colaboração com instituições do setor privado	Propensão à colaboração científica com o setor privado	WoS
15	PP**	Percentual de patentes cujo titular de autoria é uma empresa	Propensão à colaboração tecnológica com o setor privado	INPI
16	AG**	Percentual de artigos com colaboração nacional com autores de outro gênero	Propensão à colaboração científica com pesquisadores de outro gênero	WoS
17	PG**	Percentual de patentes com colaboração nacional com autores de outro gênero	Propensão à colaboração tecnológica com pesquisadores de outro gênero	INPI
18	AI**	Percentual de artigos com colaboração internacional	Propensão à colaboração científica internacional	WoS
19	PI**	Percentual de patentes com colaboração internacional	Propensão à colaboração tecnológica internacional	INPI

Fonte: Elaboração própria.

Nota: (*) A centralidade de um nó pode ser definida em termos dos caminhos mais curtos. A distância entre os nós i e j é dada pelo número de conexões do nó i ao nó j através do caminho mais curto. Um nó central está próximo a todos os outros nós da rede em termos dessa distância. Essa é a ideia de se medir a centralidade por proximidade, que é definida em termos da distância média de cada nó a todos os outros. Matematicamente, essa centralidade é definida como $C_i = \frac{N}{\sum_{j=1, j \neq i}^N d_{ij}}$, onde d_{ij} é o comprimento do caminho mais curto entre i e j , e N é o número de nós na rede. (**) Sendo N_o número de documentos (patentes ou artigos, dependendo do indicador) que satisfazem o critério definido no indicador e N o total de documentos do mesmo tipo do autor, o indicador de percentual é definido como $(N_o/N) * 100$.

Por último, mas não menos importante, essa dimensão contará com indicadores relacionados à propensão do(a) pesquisador(a) para colaborar com cientistas e instituições “fora do radar”, indicando abertura para a diversidade científica. Para captar a interação dos pesquisadores com áreas complementares, será calculado o índice de interdisciplinaridade científica, que mensura o percentual de publicações e patentes em áreas diferentes da área do pesquisador. Também propomos indicadores relacionados à propensão a colaborar com instituições de um estado do Brasil diferente daquele do pesquisador, com instituições do setor privado e com colaboração nacional com autores de outro gênero e com colaboração internacional.

As informações relacionadas à rede de conexões entre os pesquisadores e instituições serão agregadas para a construção de indicadores da dimensão conectividade, conforme apresentado no Quadro 2. Já a terceira dimensão, consolidada no Quadro 3, será a identificação dos pesquisadores a partir de informações demográficas, tais como tempo de experiência, sexo, raça e localização geográfica para compor a dimensão diversidade. Os autores na base de currículos Lattes do CNPq disponibilizam informações como o grau de escolaridade, o ano de conclusão do curso superior, as instituições vinculadas e suas localidades, assim como sua instituição atual (quando for o caso). Essas informações permitem ampliar ainda mais a **diversidade** relacionada ao tempo de experiência (medida pelos anos desde a conclusão da graduação) e às instruções formais. Permite também ampliar, de certa forma, a **diversidade regional**, já que é possível identificar a localidade das instituições às quais o pesquisador se vincula e se vinculou durante sua formação.

Também é possível buscar informações de sexo e raça dos autores, na tentativa de disponibilizar mecanismos para ampliar a **diversidade**, mais especificamente a **diversidade de sexo e gênero** e a **diversidade de raça e etnia**. Para isso, são utilizadas três bases de dados conjuntamente.

QUADRO 3

INDICADORES DA DIMENSÃO “DIVERSIDADE”

Nº	Nome	Indicador	O que mede	Fonte de dados
20	GEA	Grau de escolaridade	Experiência	Lattes
21	TFA	Ano de formação acadêmica	Experiência	Lattes
22	III	Idade (quando possível)	Experiência	Lattes, Capes e RAIS
23	ILF	Instituição/localidade de formação	Região	Lattes e Capes
24	ILA	Instituição/localidade atual	Região	Lattes
25	ISE	Sexo (indicando quando é uma probabilidade)	Gênero	Lattes, Capes, RAIS e IBGE
26	IRE	Raça (indicando quando é uma probabilidade)	Raça	Lattes, Capes, RAIS e IBGE

Fonte: Elaboração própria

A primeira é a base com informações “Docentes e Discentes” da Capes, que contempla pesquisadores que tiveram algum tipo de bolsa financiada por essa agência (porém as informações estão disponíveis apenas para o período pós-2006). Dessa base podem ser obtidos o sexo e a raça dos autores, além do seu ano de nascimento. Entretanto, dada a sua limitação de abrangência, os autores não encontrados podem ser buscados na base “RAIS Identificada” do Ministério da Economia, obtendo assim informações daqueles que tiveram vínculo formal com alguma empresa nos últimos anos. A partir da base “RAIS Identificada”, são resgatados o sexo, a raça e ano de nascimento dos autores.

Por fim, para aqueles não encontrados nas duas bases precedentes, é possível atribuir uma medida de probabilidade de eles pertencerem a cada sexo, a partir da análise do seu primeiro nome e da lista de nomes associados com cada sexo (podendo ser obtida da própria RAIS ou da base “Nomes do Brasil” do IBGE). É possível calcular também a probabilidade de eles pertencerem a cada raça a partir das informações contidas na base do Censo e da PNAD, ambos do IBGE.

As informações de raça contidas no Censo e no PNAD são agrupadas por nível de escolaridade, sexo e localidade e suas frequências relativas permitem atribuir a probabilidade de um autor com mesmo nível de escolaridade, sexo e localidade ser de cada uma das raças.

No total, serão construídos 26 indicadores, distribuídos em três dimensões, que permitem mapear pesquisadores(as) conforme as variáveis de interesse. O cruzamento desses indicadores permite ao gestor(a) da missão

tecnológica construir diferentes listas de nomes elegíveis para equipe (Quadro 4). A priorização de cada indicador e a escolha dos nomes serão sempre do(a) gestor(a) científico(a) e dependerão é, claro, de muitos fatores relacionados à disponibilidade, ao nível de envolvimento e à motivação de cada pesquisador(a), que fogem ao escopo deste trabalho.

QUADRO 4

SÍNTESE

Dimensões	Excelência Científica	Conectividade	Diversidade
Aspectos mensurados	Produção científica	Relevância da colaboração científica e tecnológica	Experiência
	Qualidade da produção científica e tecnológica	Interdisciplinaridade científica e tecnológica	Região
	-	Propensão à colaboração científica e tecnológica inter-regional no Brasil	Gênero
	-	Propensão à colaboração científica com o setor privado	Raça
	-	Propensão à colaboração científica e tecnológica com pesquisadores de outro gênero	-
	-	Propensão à colaboração científica e tecnológica internacional	-

Fonte: Elaboração própria

5. Conclusão

O resultado prático da proposta metodológica elaborada para a WTT é a identificação objetiva de indicadores que permitirão ao gestor(a) científico(a) dos projetos montar suas equipes diversamente. O elemento central dessas equipes está na estrutura da rede de colaboração científica e tecnológica ampliada para incorporação de dimensões adicionais à excelência científica: conectividade e diversidade.

Essa metodologia pode ser adotada por qualquer instituição responsável pela formação de equipes de inovação tecnológica e permite vários desdobramentos. Em primeiro lugar, para a operacionalização do uso dos indicadores por parte dos(as) gestores(as) científicos(as), recomenda-se o desenvolvimento de uma plataforma *dashboard* com interface amigável para seleção de indicadores e

produção das listas de nomes elegíveis. Essa ferramenta possibilitará enorme agilidade no cálculo dos indicadores, no acesso aos resultados e, conseqüentemente, no mapeamento dos talentos extraordinários.

O segundo desdobramento constitui o desenvolvimento de uma metodologia complementar que possibilite a realização de simulações a partir das redes identificadas e descritas. A possibilidade de simular os efeitos da participação nas missões tecnológicas sobre a estrutura da rede ao longo do tempo permite selecionar estratégias de diversificação das equipes com maior potencial de sucesso para superar a resiliência do sistema e os efeitos acumulativos. Dessa forma, seria possível otimizar a aplicação de recursos, bem como antecipar necessidades de correção de estratégias ao longo do tempo. Por exemplo, se uma equipe for formada com o objetivo, entre outros, de melhorar a centralidade de um pesquisador de uma localidade periférica, deve-se esperar que, durante a execução da missão e nos períodos subsequentes, sejam verificadas melhorias nos indicadores dessa sub-rede (pesquisadores, instituições, localidades etc.) envolvida na missão. Contudo, após o período de impacto da missão, é provável que, sem outras medidas corretivas, graduados e pós-graduados nessa sub-rede busquem por orientadores e centros de excelência de maior centralidade para darem sequência em sua formação profissional. Isso resultaria em um movimento de reforço da estrutura anterior da rede, reforçando a centralidade dos nós mais centrais. Dessa forma, a importância de poder simular tais movimentos antes da formação das equipes permitiria antecipar possíveis problemas e adiantaria a busca de soluções.

O terceiro desdobramento consiste no desenvolvimento de um método de monitoramento e avaliação longitudinal dos possíveis efeitos da participação de um(a) pesquisador(a) na equipe de determinada missão para a sua trajetória profissional e para a estrutura da rede. Em outras palavras, isso permitiria avaliar como a participação no projeto pode contribuir para alterar os nós/*hubs* da rede, contribuindo para maior centralidade de pesquisadores(as) que em um projeto convencional, provavelmente, não seriam acessados.

Referências

ALBUQUERQUE, Eduardo da Motta e; BAESSA, Adriano Ricardo; KIRDEIKAS, João Carlos Vieira; SILVA, Leandro Alves; RUIZ, Ricardo Machado. Produção científica e

tecnológica das regiões metropolitanas brasileiras. **Revista de Economia Contemporânea**, [S. l.], v. 9, n. 3, p. 615-642, 2005.

ALESINA, Alberto; HARNOSS, Johann; RAPOPORT, Hillel. Birthplace diversity and economic prosperity. **Journal of Economic Growth**, [S. l.], v. 21, n. 2, p. 101-138, 2016.

ALSHEBLI, Bedoor K.; RAHWAN, Talal; WOON, Wei Lee. The preeminence of ethnic diversity in scientific collaboration. **Nature Communications**, [S. l.], v. 9, n. 1, p. 5163, 2018.

ATTIA, Meriam; YOUSFI, Ouidad; LOUKIL, Nadia; OMRI, Abdelwahed. Do directors' attributes influence innovation? Empirical evidence from France. **International Journal of Innovation Management**, [S. l.], p. 2150010, 2020.

AVILA, Patricia. A distribuição do capital científico: diversidade interna e permeabilidade externa no campo científico. **Sociologia - Problemas e Práticas**, [S. l.], n. 25, p. 9-49, 1997.

BARABÁSI, A.; JEONG, H.; NÉDA, Z.; RAVASZ, E.; SCHUBERT, A.; VICSEK, T. Evolution of the social network of scientific collaborations. **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**, [S. l.], v. 311, n. 3-4, p. 590-614, 2002.

BARABÁSI, Albert-László. **Network Science**. Cambridge: Cambridge University Press, 2016.

BARNES, Lisa L. Biomarkers for Alzheimer Dementia in Diverse Racial and Ethnic Minorities: A Public Health Priority. **JAMA Neurology**, [S. l.], v. 76, n. 3, p. 251, 2019.

BARROS, Fernando Antônio F. Os desequilíbrios regionais da produção técnicocientífica. **São Paulo em Perspectiva**, [S. l.], v. 14, n. 3, p. 12-19, 2000.

BEAR, Julia B.; WOOLLEY, Anita Williams. The role of gender in team collaboration and performance. **Interdisciplinary Science Reviews**, [S. l.], v. 36, n. 2, p. 146-153, 2011.

BEIGEL, Fernanda. Centros e periferias na circulação internacional do conhecimento. **Nueva Sociedad**, [S. l.], v. 245, p. 168-180, 2013.

BELGHITI-MAHUT, Sophia; LAFONT, Anne-Laurence; YOUSFI, Ouidad. Gender gap in innovation: a confused link? **Journal of Innovation Economics**, [S. l.], v. 19, n. 1, p. 159, 2016.

BERLIANT, Marcus; FUJITA, Masahisa. Dynamics of knowledge creation and transfer: The two person case. **International Journal of Economic Theory**, [S. l.], v. 5, n. 2, p. 155-179, 2009.

BRIXY, Udo; BRUNOW, Stephan; D'AMBROSIO, Anna. The unlikely encounter: Is ethnic diversity in start-ups associated with innovation? **Research Policy**, [S. l.], v. 49, n. 4, p. 103950, 2020.

CHIARINI, Tulio; OLIVEIRA, V. P.; DO COUTO, F. C.; NETO, S. Spatial distribution of scientific activities: An exploratory analysis of Brazil, 2000-10. **Science and Public Policy**, [S. l.], v. 41, n. 5, p. 625-640, 2014.

DEZSÖ, Cristian L.; ROSS, David Gaddis. Does female representation in top management improve firm performance? A panel data investigation. **Strategic Management Journal**, [S. l.], v. 33, n. 9, p. 1072-1089, 2012.

DÍAZ-GARCÍA, Cristina; GONZÁLEZ-MORENO, Angela; SÁEZ-MARTÍNEZ, Francisco Jose. Gender diversity within R&D teams: Its impact on radicalness of innovation. **Innovation**, [S. l.], v. 15, n. 2, p. 149-160, 2013.

DINIZ, Clélio Campolina; GONÇALVES, Eduardo. Economia do conhecimento e desenvolvimento regional no Brasil. *In*: DINIZ, Clélio Campolina; LEMOS, Mauro Borges (org.). **Economia e Território**. Belo Horizonte: UFMG, 2005. p. 131-170.

ESTRADA, Ernesto. **The structure of complex networks**: theory and applications. Oxford: Oxford University Press, 2012.

ETHOS. **Perfil social, racial e de gênero das 500 maiores empresas do Brasil e suas ações afirmativas**. São Paulo: Instituto Ethos de Empresas e Responsabilidade Social, 2016.

FOUSS, François; SHIMBO, Masashi; SAERENS, Marco. **Algorithms and models for network data and link analysis**. Cambridge: Cambridge University Press, 2016.

FREEMAN, Richard B. Globalization of scientific and engineering talent: international mobility of students, workers, and ideas and the world economy. **Economics of Innovation and New Technology**, [S. l.], v. 19, n. 5, p. 393-406, 2010.

FREEMAN, Richard B.; HUANG, Wei. Collaborating with People Like Me: Ethnic Coauthorship within the United States. **Journal of Labor Economics**, [S. l.], v. 33, n. S1, p. S289-S318, 2015.

GALIA, Fabrice; ZENOU, Emmanuel. Board composition and forms of innovation: does diversity make a difference? **European J. of International Management**, [S. l.], v. 6, n. 6, p. 630, 2012.

GARCIA MARTINEZ, Marian; ZOUAGHI, Ferdaous; GARCIA MARCO, Teresa. Diversity is strategy: the effect of R&D team diversity on innovative performance. **R&D Management**, [S. l.], v. 47, n. 2, p. 311-329, 2017.

HARAWAY, Donna. Saberes localizados: a questão da ciência para o feminismo e o privilégio da perspectiva parcial. **Cadernos Pagu**, [S. l.], v. 5, p. 7-41, 1995.

HONG, Lu; PAGE, Scott E. Problem Solving by Heterogeneous Agents. **Journal of Economic Theory**, [S. l.], v. 97, n. 1, p. 123-163, 2001.

JOSHI, Aparna. By Whom and When Is Women's Expertise Recognized? The Interactive Effects of Gender and Education in Science and Engineering Teams. **Administrative Science Quarterly**, [S. l.], v. 59, n. 2, p. 202-239, 2014.

KALINOWSKI, Leszek; DOBRUCKI, Iwona T.; MALINSKI, Tadeusz. Race-Specific Differences in Endothelial Function. **Circulation**, [S. l.], v. 109, n. 21, p. 2511-2517, 2004.

LOPES, Guilherme Augusto Hilário; AUGUST, Nina Beatriz; MATTEDI, Marcos Antônio; SPIESS, Maiko Rafael. Modelos de análise da relação entre espaço e atividade científica. *In*: SEMINÁRIO INTERNACIONAL SOBRE DESENVOLVIMENTO REGIONAL, 8., 2017, Santa Cruz do Sul. **Anais [...]**. Santa Cruz do Sul, 2017. p. 1-14.

MERTON, R. K. The Matthew Effect in Science: The reward and communication systems of science are considered. **Science**, [S. l.], v. 159, n. 3810, p. 56-63, 1968.

MERTON, Robert K. *The Sociology of Science: Theoretical and Empirical Investigations*. Chicago: The University of Chicago Press, 1979.

MIGNOLO, Walter (org.). **Capitalismo y geopolítica del conocimiento**. El eurocentrismo y la filosofía de la liberación en el debate intelectual contemporáneo. Buenos Aires: Ediciones del Signo, 2001.

MOHAMMADI, Ali; BROSTRÖM, Anders; FRANZONI, Chiara. Workforce Composition and Innovation: How Diversity in Employees' Ethnic and Educational Backgrounds Facilitates Firm-Level Innovativeness. **Journal of Product Innovation Management**, [S. l.], v. 34, n. 4, p. 406-426, 2017.

NATHAN, Max. Same difference? Minority ethnic inventors, diversity and innovation in the UK. **Journal of Economic Geography**, [S. l.], v. 15, n. 1, p. 129-168, 2015. DOI: 10.1093/jeg/lbu006.

NEVES, Fabrício Monteiro. A periferização da ciência e os elementos do regime da administração da irrelevância. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, [S. l.], v. 35, n. 104, p. 1-19, 2020.

NIEBUHR, Annekatrin. Migration and innovation: Does cultural diversity matter for regional R&D activity? **Papers in Regional Science**, [S. l.], v. 89, n. 3, p. 563- 585, 2010.

NIELSEN, Mathias Wullum *et al.* Gender diversity leads to better science. **Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America (PNAS)**, [S. l.], v. 114, n. 8, p. 1740-1742, 2017a.

NIELSEN, Mathias Wullum; ANDERSEN, Jens Peter; SCHIEBINGER, Londa;

SCHNEIDER, Jesper W. One and a half million medical papers reveal a link between author gender and attention to gender and sex analysis. **Nature Human Behaviour**, [S. l.], v. 1, n. 11, p. 791-796, 2017b.

NIELSEN, Mathias Wullum; BLOCH, Carter Walter; SCHIEBINGER, Londa. Making gender diversity work for scientific discovery and innovation. **Nature Human Behaviour**, [S. l.], v. 2, n. 10, p. 726-734, 2018.

O'ROURKE, Michael; CROWLEY, Stephen; LAURSEN, Bethany; ROBINSON, Brian; VASKO, Stephanie E. Disciplinary Diversity in Teams: Integrative Approaches from Unidisciplinarity to Transdisciplinarity. *In*: HALL, Kara L.; VOGEL, Amanda L.; CROYLE, Robert T. (org.). **Strategies for Team Science Success**. Cham: Springer, 2019. p. 21-46.

ØSTERGAARDA, Christian R.; TIMMERMANS, Bram; KRISTINSSON, Kari. Does a different view create something new? The effect of employee diversity on innovation. **Research Policy**, [S. l.], v. 40, p. 500-509, 2011.

OTTAVIANO, Gianmarco I. P.; PERI, Giovanni. The economic value of cultural diversity: evidence from US cities. **Journal of Economic Geography**, [S. l.], v. 6, n. 1, p. 9-44, 2006.

PAGE, Scott E. **The Difference: How the Power of Diversity Creates Better Groups, Firms, Schools, and Societies**. Princeton: Princeton University Press, 2008.

PARROTTA, Pierpaolo; POZZOLI, Dario; PYTLIKOVA, Mariola. The nexus between labor diversity and firm's innovation. **Journal of Population Economics**, [S. l.], v. 27, n. 2, p. 303-364, 2014.

PREMEBIDA, Adriano; NEVES, Fabrício Monteiro; ALMEIDA, Jalcione. Estudos sociais em ciência e tecnologia e suas distintas abordagens. **Sociologias**, [S. l.], v. 13, n. 26, p. 22-42, 2011.

RIBEIRO, Leonardo Costa; RAPINI, Marcia Siqueira; SILVA, Leandro Alves; ALBUQUERQUE, Eduardo Motta. Growth patterns of the network of international collaboration in science. **Scientometrics**, [S. l.], v. 114, n. 1, p. 159-179, 2018.

SANTOS, Ulisses; CALIARI, Thiago. Distribuição espacial das estruturas de apoio às atividades tecnológicas no Brasil: uma análise multivariada para as cinquenta maiores microrregiões do País. **Economia**, [S. l.], v. 13, n. 3b, p. 759-783, 2012.

SOUSA, Filipe Lage de; FERREIRA, Glauca; VELOSO, Leandro Justino; SANTANA, Synthia. **Diversity to Foster Innovation**: Using the Lens of Brazilian Microdata. Nairobi, 2020. Working Paper.

SOUZA, Matheus. 2,2% dos professores da USP se autodeclaram pretos ou pardos. **Jornal da USP**, 14 nov. 2018. Disponível em: <https://jornal.usp.br/universidade/professores-da-usp-seautodeclaram-pretos-ou-pardos/>.

TANNENBAUM, Cara; ELLIS, Robert P.; EYSSEL, Friederike; ZOU, James; SCHIEBINGER, Londa. Sex and gender analysis improves science and engineering. **Nature**, [S. l.], v. 575, n. 7781, p. 137-146, 2019.

TANNENBAUM, Cara; GREAVES, Lorraine; GRAHAM, Ian D. Why sex and gender matter in implementation research. **BMC Medical Research Methodology**, [S. l.], v. 16, n. 1, p. 145, 2016.

TRAJTENBERG, Manuel; HENDERSON, Rebecca; JAFFE, Adam. University Versus Corporate Patents: A Window On The Basicness Of Invention. **Economics of Innovation and New Technology**, [S. l.], v. 5, n. 1, p. 19-50, 1997.

TURNER, Laure. Gender diversity and innovative performance. **International Journal of Innovation and Sustainable Development**, [S. l.], v. 4, n. 2/3, p. 123, 2009.

WAGNER, Caroline S.; PARK, Han Woo; LEYDESDORFF, Loet. The Continuing Growth of Global Cooperation Networks in Research: A Conundrum for National Governments. **PLOS ONE**, [S. l.], v. 10, n. 7, p. e0131816, 2015.

WOOLLEY, Anita Williams; CHABRIS, Christopher F.; PENTLAND, Alex; HASHMI, Nada; MALONE, Thomas W. Evidence for a Collective Intelligence Factor in the Performance of Human Groups. **Science**, [S. l.], v. 330, n. 6004, p. 686-688, 2010.

WULLUM NIELSEN, Mathias; BÖRJESON, Love. Gender diversity in the management field: Does it matter for research outcomes? **Research Policy**, [S. l.], v. 48, n. 7, p. 1617-1632, 2019.

XIE, Luqun; ZHOU, Jieyu; ZONG, Qingqing; LU, Qian. Gender diversity in R&D teams and innovation efficiency: Role of the innovation context. **Research Policy**, [S. l.], v. 49, n. 1, p. 103885, 2020.

ZWEIG, Katharina A. **Network Analysis Literacy**. A Practical Approach to the Analysis of Networks. [S. l.]: Springer-Verlag Wien, 2016.

1º COLOCADO

CATEGORIA III – SISTEMA OCB:

DESENVOLVIMENTO E COOPERATIVISMO DE CRÉDITO

O efeito do cooperativismo “agropecuário” e “de crédito” no desenvolvimento regional da agricultura familiar no Brasil

Érica Basílio Tavares Ramos
José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho

1. Introdução

A produção de menor porte (agricultura familiar) tem dinâmica diferente da agricultura de maior escala (agricultura comercial). A questão da escala produtiva é variável importante na inserção competitiva dos mercados. Estabelecimentos com maior escala de produção são capazes de vender produtos a preços mais favoráveis e de negociar insumos a custos mais baixos, aumentando assim a rentabilidade dos negócios. Quanto maior a capacidade financeira do estabelecimento produtivo, maior é o investimento, o qual estimula a adoção de novas tecnologias e aumenta a produtividade (FISHLOW; VIEIRA FILHO, 2020).

No Brasil, segundo o Censo Agropecuário de 2017 (IBGE, 2017), 3,9 milhões de estabelecimentos agropecuários foram classificados como agricultura de menor porte, representando 77% do total de estabelecimentos. Nessas propriedades, a gestão se deu essencialmente em uma base familiar, sendo a atividade agropecuária a sua principal fonte de renda.¹ Regionalmente, a quantidade de estabelecimentos de pequeno porte concentrou-se no Nordeste (47%), enquanto a participação em outras regiões foi bem reduzida, sendo 18% no Sudeste, 17% no Sul, 12% no Norte e 6% no Centro-Oeste.

Segundo Vieira Filho (2020), a agricultura de maior escala (ou comercial) gerava sete vezes mais renda líquida do que a agricultura familiar. No que tange à produção familiar, os indicadores de renda foram piores no Nordeste e melhores no Sul do país. Conforme IBGE (2017), a agricultura familiar representou 67% do pessoal ocupado (10,1 milhões de pessoas), 23% de todo o valor bruto da produção (vbp de R\$ 106,5 bilhões) e 23% da área de todos os estabelecimentos (80,9 milhões de hectares).

Do total de 5,1 milhões de estabelecimentos agropecuários no Brasil, 11,4% faziam parte de uma cooperativa, ou 579,5 mil estabelecimentos agropecuários.²

1 De acordo com a Lei Federal nº 11.326, de 24 de julho de 2006, no artigo 3º (BRASIL, 2006), são critérios para se enquadrar na agricultura familiar: i) não possuir área maior do que quatro módulos fiscais; ii) a mão de obra utilizada nas atividades econômicas deve ser predominantemente familiar; e iii) o maior percentual da renda deve ser obtido das atividades econômicas do estabelecimento.

2 O número divulgado de estabelecimentos agropecuários cooperados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) difere do informado pela Organização das Cooperativas Brasileiras (OCB), que considera o número de cooperados constantes no ramo agropecuário (ou 992,1 mil). Nesse sentido, a OCB contabiliza o número de matrículas vinculadas ao quadro social de cada cooperativa registrada. Por essa razão, por vezes, um mesmo indivíduo pode se associar a mais de uma cooperativa e, por isso, haverá mais de uma matrícula atrelada ao mesmo indivíduo. Haverá também casos nos quais um mesmo estabelecimento agropecuário constituirá por mais de um

Desse total, 412,3 mil eram familiares, sendo 71% dos cooperados ou 11% dos estabelecimentos familiares totais. Os estabelecimentos cooperados foram preponderantes no Sul. Nas regiões Norte e Nordeste, a participação de estabelecimentos cooperados foi inferior a 10%. Do total de cooperados, mais de 63% receberam orientação técnica, percentual superior à média nacional, que foi de 21%. Entre os associados, havia 1,9 milhão de estabelecimentos, sendo 78% familiares. A participação dos estabelecimentos familiares ligados ao associativismo produtivo representava 40% dos estabelecimentos totais (IBGE, 2017).

A agricultura de menor porte enfrenta dificuldades produtivas. Os problemas se relacionam às falhas de mercado, que elevam custos de transação, prejudicam infraestrutura, dificultam acesso a mercados e restringem serviços de crédito, reduzindo o uso de tecnologias modernas (SOUSA FILHO; BONFIM, 2013). A relação do cooperativismo nos ramos “agropecuário” e “de crédito” é complementar.³ Segundo Pinheiro (2008), cooperativas de crédito são instrumentos de desenvolvimento econômico regional. Alves e Lima (2018) destacaram que tais cooperativas, além de fortalecer cadeias produtivas, contribuem para o capital social na atividade agropecuária. Conforme Assunção (2020), o cooperativismo de crédito tende a atender locais menos populosos, mais rurais e remotos, regiões onde pessoas vulneráveis teriam grande dificuldade de acesso a serviços bancários.

Assim, as cooperativas agropecuárias e de crédito ocupam papel relevante na promoção da atividade econômica, sendo interdependentes. A cooperativa agropecuária se destaca no custeio (negociação de insumos a preços mais acessíveis), na comercialização (acesso a mercados mais estruturados e rentáveis) e na industrialização (agregação de valor ao produto). A cooperativa de crédito busca melhorar os mecanismos de financiamento produtivo em regiões não atendidas pelo setor bancário tradicional, aumentando, conseqüentemente, o investimento produtivo.

indivíduo cooperado, a exemplo de pai e filho. Essas situações contabilizariam duas matrículas na mesma propriedade. O levantamento censitário do IBGE leva em consideração apenas um respondente por estabelecimento, não distinguindo o ramo cooperativo.

3 No Censo Agropecuário, não há especificação do ramo cooperativo. O presente estudo entende, portanto, que os principais ramos no setor agropecuário brasileiro são o “agropecuário” e o “de crédito”. São ramos complementares que fomentam a atividade agropecuária como um todo e os agricultores de menor porte.

De acordo com World Cooperative Monitor (2020), das 300 maiores cooperativas do mundo, cerca de um terço era do ramo agropecuário e 7% de serviços financeiros. No Brasil, segundo o anuário da OCB (2020), o ramo agropecuário respondeu por 23% das cooperativas e 48,5% dos empregos diretos, enquanto o ramo de crédito representou 15,6% e 16,8%, respectivamente. Conjuntamente, estes segmentos representaram 75,8% dos cooperados no Brasil. As cooperativas agropecuárias se concentraram no Sudeste e no Sul (50,7%). Aglomeração similar foi observada entre cooperativas de crédito, 79% do total nacional nessas mesmas regiões.

O problema de pesquisa, aqui estudado, busca avaliar qual o impacto institucional da presença do cooperativismo e do associativismo na produção agropecuária familiar no Brasil. A hipótese é: organizações coletivas de produção contribuem para o crescimento econômico da agricultura de menor porte e para o uso mais eficiente dos recursos. Acredita-se que a vinculação às cooperativas e associações produtivas eleva a eficiência técnica dos agricultores familiares. As cooperativas agropecuárias e de crédito seriam, portanto, capazes de estimular arranjos produtivos locais.

Para responder ao problema, o estudo está dividido em cinco seções, incluindo esta breve introdução. Na segunda seção, apresenta-se a revisão de literatura sobre o impacto das cooperativas e associações na agricultura. Na seção três, definem-se o método de pesquisa e a coleta da amostra de dados. Na seção quatro, tem-se a análise dos resultados. Por fim, seguem-se as considerações finais e as recomendações de políticas públicas.

2. Revisão de literatura: cooperativismo e associativismo na agricultura

Para eliminar problemas de imperfeições de mercado, Alves e Souza (2015) ressaltaram a importância das políticas públicas de estímulo à produção dos agricultores mais vulneráveis. Vários estudos sugerem que pequenos agricultores poderiam superar tais restrições se organizados em grupos de ação coletiva, como cooperativas ou associações produtivas (ABATE; FRANCESCONI; GETNET, 2014; BERNARD; ABATE; LEMMA, 2013; BERNARD; SPIELMAN, 2009; BERNARD; TAFESSE; GABRE-MADHIN, 2008; CHARLES; BATTESE;

VILLANO, 2019; FISCHER; QAIM, 2012; MA; ABDULAI, 2019; NARROD *et al.*, 2009; NAZIRI *et al.*, 2014; WOSSEN *et al.*, 2017).

Observa-se que a produção de menor escala é a mais vulnerável, pois possui desvantagens relacionadas às compras dos insumos e ao acesso a mercados consumidores. Esses problemas são minimizados quando os agricultores se integram a uma cooperativa (CHARLES; BATTESE; VILLANO, 2019; FERNANDES *et al.*, 2018; FISCHER; QAIM, 2012; NAZIRI *et al.*, 2014; COSTA; VIZCAINO; COSTA, 2020). A literatura apresenta experiências internacionais e nacionais relativas ao cooperativismo na produção agropecuária.

Charles, Battese e Villano (2019) identificaram dois pontos importantes nas cooperativas e associações chinesas: i) incapacidade de capturar economias de escala e ii) baixo poder de mercado em ofertar seus produtos na economia. No que tange ao primeiro ponto, a ação coletiva visa solucionar a deficiência de mercado, superada notadamente com as cooperativas de crédito. Quanto ao segundo ponto, a agricultura de menor porte tem baixo poder de mercado em comparação aos produtores de maior escala. Com isso, a pequena produção não consegue extrair a maior renda possível das vendas do seu produto.

Wossen *et al.* (2017) examinaram os efeitos do acesso a serviços de extensão e da participação em cooperativas na adoção de tecnologia, na compra de ativos e na redução da pobreza na Nigéria. O acesso à extensão e à associação cooperativa tinha efeito positivo e estatisticamente significativo na adoção de tecnologia e no bem-estar dos agricultores familiares. Ademais, o impacto da participação em cooperativas e dos serviços de extensão na redução da pobreza e na adoção de tecnologia foi positivo para os pequenos agricultores, os quais tinham acesso ao crédito rural. Os autores concluíram que a expansão dos mercados financeiros rurais poderia maximizar os retornos da extensão e dos ganhos de produtividade.

Segundo Charles, Battese e Villano (2019), a principal diretriz das cooperativas seria fornecer serviços econômicos, incluindo organização produtiva, comercialização de produtos, compartilhamento de informações, fornecimento de serviços técnicos, bem como acesso facilitado a serviços bancários. Nesse sentido, as cooperativas agrícolas, em particular, são reconhecidas como instrumento de combate à pobreza nas áreas rurais, onde vivem mais de 70% dos pobres do mundo (DERIADA, 2005; FAO, 2012).

É necessário enfatizar que a afiliação a uma cooperativa e os níveis de participação dos cooperados são importantes para benefício coletivo. Em resumo, tem-se que: i) os resultados favoráveis da cooperação não podem ser generalizados e seu desempenho varia entre países e regiões, inclusive entre organizações de um mesmo setor; ii) a competência gerencial e administrativa da cooperativa determina o sucesso financeiro e econômico da organização como um todo; iii) os problemas de carona (*free rider*) surgem devido ao comportamento oportunístico de indivíduos que se beneficiam das informações no seu conjunto, mas vendem seus produtos separadamente no mercado.

A importância das cooperativas na produção reside na solução de vários problemas comuns decorrentes do processo produtivo agrícola, como fornecimento de serviços unificados, compra coletiva de insumos, contratação de orientação técnica e acesso a canais de venda e processamento dos produtos agrícolas (HELLIN; LUNDY; MEIJER, 2009). Na prática, as cooperativas aumentam a renda dos agentes e contribuem para o desenvolvimento socioeconômico dos cooperados (CHARLES; BATTESE; VILLANO, 2019; COSTA; VIZCAINO; COSTA, 2020)

Ji *et al.* (2019) analisaram os determinantes da participação de pecuaristas (suínos e bovinos) nas cooperativas e os efeitos no comportamento da adoção de práticas de produção segura na China. Os resultados mostraram que participação na cooperativa tinha influência positiva na adoção de práticas mais seguras. Também na China, Zhang, Ju e Zhan (2019) ressaltaram que a compra de seguro agrícola e a adesão às cooperativas agrícolas foram instrumentos essenciais para lidar com os riscos agrícolas. Mostraram que a decisão dos agricultores de usar seguros e filiar-se a uma cooperativa agrícola estava correlacionada positivamente. Os agricultores segurados, com o intuito de reduzir os riscos de produção, tinham maior probabilidade de se filiar à cooperativa.

Por meio das organizações coletivas, é possível aumentar a oferta produtiva e acessar mercados mais vantajosos, como os externos, que pagam preços mais elevados pelos produtos. Pode-se capturar economias de escala e ampliar o poder de mercado, maximizando preços e minimizando custos. Fischer e Qaim (2012) mostraram que ações coletivas na agricultura do Quênia melhoravam o acesso a ativos agrícolas e ao crédito, melhorando a renda dos agentes e a adoção de tecnologias. Naziri *et al.* (2014) argumentaram que o cooperativismo facilitou

pequenos agricultores vietnamitas a buscarem mercados exigentes. Os investimentos em economias de escopo (informações compartilhadas de assistência técnica e compra de insumos) viabilizaram a integração vertical e a melhor qualidade sanitária dos produtos.

Francesconi e Ruben (2012) observaram o impacto positivo da participação cooperativista na produção e produtividade de leite na Etiópia. Estudos sobre as cooperativas de café abordaram os benefícios socioeconômicos que os membros obtiveram ao garantir comércio justo, ao criar vínculos de mercado ou ao melhorar as cadeias de valor na Etiópia (EMANA, 2009; GETNET; ANULLO; 2012; KODAMA, 2007). Trabalhos como o de Abate, Francesconi e Getnet (2014) identificaram eficiência técnica mais elevada dos membros das cooperativas agrícolas por causa do melhor acesso a insumos e serviços produtivos em comparação aos não membros.

Abate (2018) e Abebaw e Haile (2013) verificaram que a decisão do agricultor familiar de ingressar e usar cooperativas agrícolas na Etiópia estava fortemente relacionada à localização geográfica. Além disso, sugeriram que cooperativas agrícolas contribuem para a eficiência técnica dos membros e que a organização produtiva desempenha papel central na aceleração da adoção de tecnologias agrícolas pelos agricultores familiares. Abate (2018) identificou que a decisão de um agricultor familiar de ingressar em cooperativas agrícolas estava relacionada à escala de operação, de especialização e de capital humano.

Costa, Vizcaino e Costa (2020) mostraram que, em regiões brasileiras mais intensivas em práticas cooperativistas, o desempenho produtivo dos produtores cooperados foi melhor quando comparado àqueles produtores em regiões com menor grau de cooperativismo, mostrando que havia um efeito espacial de transbordamento relevante. Além disso, observaram que as cooperativas tinham um efeito diferenciado nas regiões em que a proporção de agricultores familiares beneficiados pelo crédito rural era maior. Os autores ressaltaram que o setor necessita de políticas públicas que fortaleçam as organizações coletivas.

Alves e Souza (2015) analisaram a região Sul e o semiárido nordestino. Os autores identificaram o papel importante das cooperativas e associações na promoção da agricultura nos municípios brasileiros. Ressaltaram que a região Sul soube equilibrar a cooperação com a competição entre empresas e cooperativas de grande e médio portes e bem-sucedidas. Neves, Castro e Freitas (2019) mostraram

que as cooperativas brasileiras seriam o elo entre os produtores e o mercado. Segundo Roncato e Vaz (2017), o desempenho produtivo dos agricultores depende da política agrícola, cujas medidas de apoio ao produtor rural abrangem maior disponibilidade de recursos, criação de programas de investimento e melhoria do acesso ao crédito rural.

Por todas as experiências relatadas, nos mais diversos estudos, internacionais e nacionais, não há dúvida de que o cooperativismo é um tipo de organização coletiva que fortalece os agentes produtivos, assim como melhora as condições de acesso aos mercados e de competição via escala, seja na compra de insumos, seja na venda de produtos. Acredita-se também que os ramos do cooperativismo “agropecuário” e “de crédito” sejam complementares. O acesso aos mercados, produtivo e financeiro, é estratégia essencial das ações coletivas, que visam à manutenção da renda, dos empregos e do auxílio à população mais vulnerável.

3. Método de análise

Esta seção busca descrever o método de análise utilizado, explicando a função de produção, os indicadores locacionais e a fronteira estocástica espacial. Além disso, tem-se a mensuração das fontes da eficiência técnica. Por fim, apresenta-se a base de dados.

3.1. Função de produção

A função de produção mostra a relação entre o produto e os insumos empregados no processo produtivo. Procura-se mostrar quanto se produz em uma atividade econômica com uma combinação específica de insumos, que podem ser, tradicionalmente, capital, terra e trabalho, mas que também incluem outros fatores produtivos, tais como fertilizantes, defensivos, sementes etc. (MAS-COLELL; WHINSTON; GREEN, 1995).

$$Y_i = f(N_i, T_i, I_i, K_i) \quad (1)$$

em que Y_i é o valor bruto da produção (vbp) agropecuária dos estabelecimentos familiares, N_i representa o trabalho, T_i é a área cultivada, I_i representa o valor das

despesas com insumos e K_i refere-se aos bens de capital (máquinas agrícolas utilizadas no processo de produção). A função de produção será estimada utilizando a forma funcional Cobb-Douglas linearizada.

3.2. Análise espacial: Índice de Moran e Lisa

Calculou-se o coeficiente de autocorrelação espacial global, também chamado Índice de Moran, proposto por Moran (1948). A partir dos resultados do teste do Índice de Moran, é possível obter três informações. A primeira informação refere-se ao nível de significância alcançado pelas variáveis utilizadas na pesquisa, que indicam se os dados estão distribuídos aleatoriamente ou não, ou seja, se apresentam algum tipo de padrão espacial. A segunda informação do teste refere-se ao sinal da estatística. Caso positivo, há indicativo de que os dados são correlacionados positivamente na região, isso se a estatística for significativa. Caso negativo, estes dados estão correlacionados negativamente. Por fim, a terceira informação refere-se à magnitude do resultado do teste. De um lado, quanto mais próximo de 1 for o valor encontrado, maior será a concentração. De outro lado, quanto mais próximo de -1, mais dispersas estarão as observações da amostra.

Para captar padrões locais de autocorrelação espacial, utilizou-se a metodologia proposta por Anselin (1995), que busca mensurar o Lisa (*Local Indicator of Spatial Association*). Este indicador apresenta *clusters* espaciais estatisticamente significantes. O valor do indicador de autocorrelação espacial global é o somatório de todos os indicadores locais obtidos. Os resultados do Indicador Lisa de cada município podem ser expressos em mapas para facilitar a visualização e interpretação dos resultados. A análise identifica quatro regiões: os vetores Alto-Alto, Baixo-Baixo, Baixo-Alto e Alto-Baixo. Esses vetores expressam o grau de associação espacial da variável analisada. Vale ressaltar que o *Cluster Lisa* combina os resultados encontrados no diagrama de dispersão de Moran com os valores das medidas do Índice de Moran local.

3.3. Análise de Fronteira Estocástica

O modelo de Fronteira Estocástica foi proposto por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e Broeck (1977). A especificação original envolve uma função de

produção específica para dados *cross section* com um termo de erro composto, isto é, o erro contém dois componentes: um para contabilizar os efeitos aleatórios e outro para mensurar a ineficiência técnica (GREENE, 2002). O modelo de fronteira estocástica com distribuição truncada normal é expresso da seguinte forma com suas respectivas restrições:

$$\begin{aligned}
 y_i &= \alpha + x_i\beta + \varepsilon_i \\
 \varepsilon_i &= (v_i - u_i) \\
 v_i &\sim N(0, \sigma_v^2) \\
 u_i &= |U_i| \\
 u_i &\sim N^+(\mu, \sigma_u^2)
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

em que y_i representa o vetor da variável dependente, x_i é a matriz das variáveis explicativas, e β é o vetor dos coeficientes angulares. O termo de erro (ε_i) é composto por $v_i - u_i$, que é a soma (ou a diferença) de um erro normalmente distribuído, v_i , representando o erro tradicional dos modelos de regressão, e um erro unilateral, u_i , que representa a ineficiência técnica. Além disso, u_i e v_i são assumidos como independentes e identicamente distribuídos (*i.i.d.*). (BATTESE; COELLI, 1995; BELOTTI *et al.*, 2013; WANG; SCHMIDT, 2002).

No presente estudo, será utilizada a distribuição Truncada Normal. Na prática, isso significa: 1) ser menos restritivo do ponto de vista estatístico; 2) apresentar uma concentração menor de municípios eficientes e 3) obter uma explicação econômica de que alguma falha de mercado pode evitar a saída de agricultores ineficientes, o que faz com que haja concentração de ineficiência com média da distribuição diferente de zero.

Como o objetivo da análise de fronteira estocástica é a estimativa da eficiência técnica,⁴ é necessária uma estratégia para separar esse componente não observado do erro composto. As soluções mais conhecidas para este problema, propostas por Jondrow *et al.* (1982) e Battese e Coelli (1988), exploram a distribuição condicional de \mathbf{u} dado $\boldsymbol{\varepsilon}$. Assim, uma estimativa pontual das ineficiências é obtida a partir das estimativas pontuais de \mathbf{u} , e as estimativas da eficiência técnica podem ser derivadas a partir da média $E(\mathbf{u} | \hat{\boldsymbol{\varepsilon}})$ (ou o modo $M[\mathbf{u} | \hat{\boldsymbol{\varepsilon}}]$) desta distribuição condicional.

4 O escore de eficiência técnica mede o desempenho da unidade analisada, variando de 0 a 1. Quanto mais próximo de 1, maior é a eficiência técnica estudada.

Dadas as estimativas pontuais de \mathbf{u} , as estimativas da eficiência técnica são derivadas da seguinte maneira:

$$TE_i = \exp(-\hat{\mathbf{u}}_i) \quad (3)$$

em que TE_i é a eficiência técnica da unidade i ; $\hat{\mathbf{u}}$ é $E(\mathbf{u} | \hat{\varepsilon})$ ou $M(\mathbf{u} | \varepsilon)$.

A especificação da fronteira estocástica tradicional estima a eficiência no nível dos resíduos, supondo que todos os indivíduos da amostra sejam independentes. No entanto, essa suposição exclui a possibilidade de contabilizar os efeitos espaciais no modelo teórico. Por isso, foi proposta uma análise de fronteira estocástica espacial local.

3.4. Análise de Fronteira Estocástica Espacial Local

A ideia da análise de fronteira estocástica espacial local é que a dependência espacial se refere ao quanto o nível de ineficiência técnica da unidade i depende dos níveis estabelecidos por outras unidades $j = 1, \dots, N$, sob a suposição de que parte da ineficiência u_i da unidade i está ligada ao desempenho das unidades vizinhas ($j \neq i$). Embora seja metodologia recente, existem estudos que procuraram estimar a eficiência considerando a questão espacial, como, por exemplo, para dados em painel (ADETUTU *et al.*, 2015; GLASS; KENJEGALIEVA; SICKLES, 2016; TSUKAMOTO, 2019) e para *cross-section* (VIDOLI *et al.*, 2016).

Adetutu *et al.* (2015) introduziram uma relação espacial em um modelo de fronteira estocástica em que a suposição era realizada sobre a distribuição do componente de ineficiência da estrutura do erro. O modelo analisou a dependência espacial local, incluindo autocorrelação (defasagens espaciais) nas variáveis explicativas e nas variáveis exógenas (ELHORST, 2014). O modelo descrito é chamado modelo SLX, que captura os *spillovers* locais das variáveis explicativas e exógenas (TSUKAMOTO, 2019). Vale ressaltar que, na presente análise, aplicouse a defasagem espacial somente nas variáveis exógenas (percentuais de cooperados e de associados) que afetam a ineficiência (u_i).

Buscou-se incorporar a dependência espacial ao modelo tradicional. Para isso, aplicaram-se defasagens espaciais nas variáveis exógenas selecionadas no modelo (ADETUTU *et al.*, 2015). As defasagens espaciais dessas variáveis dependem da

matriz de pesos espaciais, que deve ser especificada antes da estimativa do modelo. Utilizou-se a matriz de pesos espaciais, na qual as especificações foram ponderadas pela distância geográfica dos municípios.

A eficiência técnica denota o desempenho produtivo. O modelo de fronteira estocástica espacial local para dados *cross-section* tem a seguinte forma:

$$\begin{aligned} \log(y_i) &= \log(f(x_i; \beta_i)) + z_i\tau + \sum_{j=1}^N W_{ij}q_j\varphi + v_i + u_i \\ i &= 1, \dots, N \\ v_i &\sim N(0, \sigma_v^2) \\ u_i &\sim N^+(\mu, \sigma_u^2) \end{aligned} \quad (4)$$

onde i são as unidades do *cross-section*; y_i é o produto; x_i são os vetores ($1 \times R$) dos fatores de produção; β_i é o parâmetro que mede a sensibilidade das variáveis explicativas sobre a variável dependente; z_i é o vetor ($1 \times M$) de características exógenas da unidades do *cross-section* i ; q_j é o vetor ($1 \times P$) de características exógenas das unidades vizinhas, onde τ e φ são os vetores dos parâmetros a serem estimados.

W_{ij} é o elemento conhecido ($N \times N$) da matriz de pesos espaciais, \mathbf{W} . \mathbf{W} captura o arranjo espacial das unidades *cross-section* e a força da interação espacial. \mathbf{W} deve ser especificado antes da estimativa e de acordo com alguma medida de proximidade geográfica ou econômica. Os elementos diagonais de \mathbf{W} são definidos como zero para reconhecer que nenhuma unidade pode ser sua própria vizinha e utiliza-se \mathbf{W} normalizado por linha. No modelo espacial, variáveis exógenas com defasagens espaciais têm o poder de deslocar a fronteira de produção.

Como padrão, a estrutura do erro é dada por $\varepsilon_i = v_i - u_i$. Assume-se que ε_i é o desvio observado da fronteira de produção ótima; v_i é o termo de erro idiossincrático simétrico normalmente distribuído; u_i é termo de erro não negativo que mede a ineficiência; e ambos, v_i e u_i , são independente e identicamente distribuídos (*i.i.d.*). Especificamente, presume-se que u_i segue uma distribuição truncada normal, onde a distribuição tem média μ e truncada em zero $u_i \sim |N(\mu, \sigma_u^2)|$ (STEVENSON, 1980).

Após a estimativa dos escores de eficiência, para mensurar as fontes de crescimento, estimou-se o modelo duplo-log da correlação dos escores com

características dos agricultores (escolaridade, recebimento de orientação técnica e obtenção de crédito do Pronaf), variáveis geográficas (*dummies* regionais) e climáticas (precipitação e temperatura).

3.5. Base de dados e amostra de estudo

Com base no Censo Agropecuário de 2017 (IBGE, 2017), a estrutura dos dados foi organizada em *cross-section*⁵ e agregada por municípios. O Brasil possui 5.572 municípios (população da pesquisa), que englobavam 5.073.324 estabelecimentos agropecuários. Desse total, 3.897.408 eram estabelecimentos familiares. Entende-se, segundo IBGE (2017), que: “Estabelecimento agropecuário é toda unidade de produção dedicada, total ou parcialmente, a atividades agropecuárias, florestais e aquícolas, subordinada a uma única administração: a do produtor ou a do administrador, independentemente de seu tamanho”. Para a construção da amostra, excluíram-se as ilhas (Fernando de Noronha e Ilhabela) e dados faltantes. O Quadro 1 descreve as variáveis utilizadas.

QUADRO 1

DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS DO MODELO

Variável	Unidade de medida	Descrição	Fonte
Variáveis do primeiro estágio			
Valor da produção	Mil reais	Somatório de 13 categorias de atividades econômicas (produção de lavouras temporárias, lavouras permanentes, horticultura, pecuária e criação de outros animais, produção florestal, entre outras).	IBGE (2017)
Terra	Hectares	Área destinada às atividades das lavouras permanentes e temporárias do estabelecimento familiar.	IBGE (2017)
Trabalho	Pessoas	Quantidade de pessoas ocupadas na agricultura familiar.	IBGE (2017)
Gastos com insumos	Mil reais	Despesas totais dos estabelecimentos agropecuários com adubos e corretivos do solo, agrotóxicos, compra de animais, sementes e mudas, combustível, gastos com energia, transportes, dentre outras.	IBGE (2017)

⁵ Uma análise em painel até seria interessante; porém, entre os Censos Agropecuários de 2006 e 2017, não houve compatibilidade direta na definição das variáveis explicativas ou dos fatores de produção, o que inviabilizou o comparativo temporal.

Capital	Unidade	Quantidade de máquinas agrícolas utilizadas no processo produtivo dos estabelecimentos agropecuários (tratores, plantadeiras, colheitadeiras e adubadeiras).	IBGE (2017)
Percentual cooperado	Percentual	Razão entre o número de estabelecimentos cooperados e o total de estabelecimentos familiares no município.	IBGE (2017)
Percentual associado	Percentual	Razão entre o número de estabelecimentos associados e o total de estabelecimentos familiares no município.	IBGE (2017)
Variáveis do segundo estágio			
Temperatura	Graus Celsius °C	Temperatura média anual do município em 2017.	<i>Global Climate Monitor</i>
Precipitação	Milímetros	Precipitação anual acumulada de chuva no município em 2017.	<i>Global Climate Monitor</i>
Escolaridade	Unidade	Quantidade de estabelecimentos familiares no município que possuem dirigentes com tal grau de escolaridade, sendo analfabetismo, ensino fundamental, ensino médio e graduação.	IBGE (2017)
Percentual Crédito Pronaf	Percentual	Razão entre o número de estabelecimentos que têm acesso ao crédito Pronaf e o total de estabelecimentos familiares no município.	IBGE (2017)
Percentual orientação técnica	Percentual	Razão entre o número de estabelecimentos que receberam orientação técnica e o total de estabelecimentos familiares no município.	IBGE (2017)
<i>Dummies regionais</i>	Binária	Assume valor 1 quando o município pertence à região (Norte, Nordeste, Sudeste e Centro-Oeste) e 0, caso contrário.	Criada na pesquisa

Fonte: Elaborado pelos autores (2021)

Conforme a Tabela 1, tem-se a descrição dos dados amostrais. Foram pesquisados 4.181 municípios (75% dos municípios brasileiros) e 3.199.700 estabelecimentos familiares (82% do total no Brasil). No que se refere à distribuição dos dados, os estabelecimentos familiares e associados estavam concentrados no Nordeste, enquanto os estabelecimentos cooperados e que receberam orientação técnica se reuniram no Sul. O vbp foi de R\$ 99 bilhões (ou 93% do valor populacional). As regiões Sul e Sudeste obtiveram os maiores vbps da agricultura familiar, nessa ordem.

TABELA 1

ESTABELECIMENTOS FAMILIARES (COOPERADOS, ASSOCIADOS E QUE RECEBEM ORIENTAÇÃO TÉCNICA)
E VALOR BRUTO DA PRODUÇÃO (VBP) NAS REGIÕES BRASILEIRAS (2017)

	Norte	%	Nordeste	%	Sudeste	%	Sul	%	Centro-Oeste	%	Brasil	%
Estab. familiares (mil unidades)	358,1	11,2	1.334,2	41,7	632,8	19,8	663,8	20,7	210,8	6,6	3.199,7	100,0
Estab. cooperados (mil unidades)	12,9	3,2	19,6	4,9	98,5	24,5	247,9	61,5	23,9	5,9	402,8	100,0
Estab. associados (mil unidades)	109,6	8,5	544,8	42,1	236,1	18,2	349,3	27,0	54,5	4,2	1.294,3	100,0
Estab. que recebem orientação técnica (mil unidades)	33,6	5,2	99,3	15,2	160,6	24,6	324,8	49,8	33,5	5,1	651,8	100,0
Vbp (bilhões reais)	9,1	9,2	12,1	12,2	24,8	25,1	43,9	44,3	9,1	9,2	99,0	100,0

Fonte: Elaborado pelos autores, dados do Censo Agropecuário de 2017.

Conforme a Tabela 2, apresentam-se os estabelecimentos por estratos de área nas regiões brasileiras. O número de estabelecimentos com área maior que 500 hectares se manteve próximo ao da população. A região Norte se destacou nesta classe com 72,2% dos estabelecimentos, o que pode ter influenciado nos resultados das análises regionais. A classe de área de 5 a 20 hectares possui maior número de estabelecimentos familiares no Brasil. No Nordeste, há uma concentração elevada de estabelecimentos de menor porte, de área de 0 a 5 hectares, 61% do total nacional.

TABELA 2

NÚMERO DE ESTABELECIMENTOS FAMILIARES POR ESTRATOS DE ÁREA NAS REGIÕES BRASILEIRAS (2017)

Estratos de Área (ha)	Norte	%	Nordeste	%	Sudeste	%	Sul	%	Centro-Oeste	%	Brasil	%
(..., 1)	25.779	7,8	243.583	74,0	31.094	9,4	23.704	7,2	4.980	1,5	329.140	100,0
[1, 5)	56.735	6,9	463.666	56,2	160.116	19,4	123.789	15,0	20.483	2,5	824.789	100,0
[5, 20)	64.140	6,4	333.565	33,1	242.752	24,1	311.402	30,9	55.062	5,5	1.006.921	100,0
[20, 100)	160.442	18,1	236.657	26,7	183.268	20,7	201.108	22,7	105.256	11,9	886.731	100,0
[100, 500)	46.459	39,3	31.657	26,8	13.324	11,3	2.109	1,8	24.529	20,8	118.078	100,0
[500, ...)	314	72,2	60	13,8	7	1,6	25	5,7	29	6,7	435	100,0
Produtor sem área	4.280	12,7	25.056	74,6	2.202	6,6	1.653	4,9	415	1,2	33.606	100,0

Fonte: Elaborado pelos autores, dados do Censo Agropecuário de 2017.

4. Análise e discussão dos resultados

4.1. Estatísticas descritivas

Conforme a Tabela 3, o valor médio da produção dos estabelecimentos familiares agropecuários foi de aproximadamente R\$ 23,686 milhões por município. Observa-se ainda que a agricultura familiar empregava nos municípios, em média, 1.971 pessoas. O somatório dos dados diz respeito ao total de cada variável para todos os 4.181 municípios brasileiros analisados. O somatório do vbp da agricultura familiar brasileira foi de R\$ 99 bilhões em 2017. O valor total amostral de pessoas ocupadas na agricultura familiar foi de 8.241.060 indivíduos.

TABELA 3

ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS POR MUNICÍPIO (2017)

	Média	Desvio Padrão	Coef. Variação	Mínimo	Máximo	Σ
Capital (unidades)	206	349	1,69	3	5791	863.167
Trabalho (pessoas)	1.971	2.382	1,21	13	43.736	8.241.060
Insumos (mil reais)	14.019	17.762	1,27	135	409.859	58.611.413
Terra (ha)	2.549	3.855	1,51	1	83.542	10.659.027
Percentual Pronaf (%)	9	10	1,15	0,04	77	-
Percentual Cooperado (%)	19	21	1,15	0,03	98	-
Percentual Associado (%)	39	22	0,56	0,19	98	-
Percentual Orientação Técnica (%)	29	23	0,82	0,14	98	-
Analfabetismo (unidades)	185	347	1,87	1	2.764	749.962
Ensino fundamental (unidades)	149	233	1,56	1	5.839	620.024
Ensino médio (unidades)	84	84	0,99	1	1.352	352.896
Ensino superior - Graduação (unidades)	23	22	0,95	1	304	95.223
Temperatura (°C)	23	3	0,14	15	33	-
Precipitação (mm)	1.400	573	0,41	189	3.100	-

Fonte: Elaborado pelos autores, dados do Censo Agropecuário de 2017.

Com relação às variáveis, cooperativas e associações, dadas as diferenças regionais no Brasil, a região Sul é marcada pela concentração de estabelecimentos familiares cooperados, destacando o noroeste do Rio Grande do Sul e de Santa Catarina e o oeste do Paraná, importantes regiões agropecuárias. Segundo Alves e Souza (2015), a região Sul é reconhecida por uma agricultura moderna. Os

agricultores nessas regiões participam fortemente na elaboração de políticas públicas e de sua execução, de forma *bottom-up*. No Sudeste, destacam-se os estados de São Paulo e de Minas Gerais, principalmente o sul de Minas Gerais e o Triângulo Mineiro.

O norte do Rio de Janeiro e parte do Espírito Santo também têm municípios com bons percentuais de concentração de estabelecimentos familiares cooperados. Os municípios do sul de Goiás, em sua maioria, possuem uma proporção razoável de estabelecimentos familiares cooperados. Contudo, os estados de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul possuem percentual menor. A região Centro-Oeste é a que apresenta menor número de estabelecimentos familiares cooperados. Norte e Nordeste possuem pouca representatividade quando comparados às demais regiões. Em resumo, a região Centro-Sul se destaca na proporção de estabelecimentos familiares cooperados no país.

Pela distribuição espacial dos estabelecimentos familiares associados, constatou-se que a sua distribuição foi mais difusa no território nacional. Verificou-se uma concentração no Nordeste, o que não se observou com o percentual de cooperados. Ressalta-se que, no Nordeste, as políticas desenvolvimentistas se dão de forma *top-down*, ou seja, os instrumentos políticos dependem mais de questões macroeconômicas e gerais do que do potencial local de transformação.

No entanto, a região Sul segue dinâmica similar, com destaque para o noroeste do Rio Grande do Sul, oeste de Santa Catarina e o oeste do Paraná. Nota-se que o norte de Minas Gerais e o estado do Espírito Santo também possuem municípios com percentuais de concentração elevados. Mais de 50% dos estabelecimentos familiares do Espírito Santo são associados. Para a região Norte, em destaque, o estado do Pará e de Rondônia sobressaem entre os estados com maior concentração de estabelecimentos familiares associados. Na região Centro-Oeste, Goiás e Mato Grosso possuem maior concentração, mas percentuais bem baixos quando comparados aos demais estados. No geral, a classificação “associado” é mais pulverizada no território nacional do que “cooperado”.

4.2. Distribuição espacial

Para análise regional, calculou-se o índice de Moran das variáveis do modelo. Nessa avaliação global, foi escolhida a matriz inversa da distância. Identificou-se que a

distância média ponderada entre os municípios da amostra é de aproximadamente 354 quilômetros. A partir dessas informações, é calculada a matriz de pesos espaciais. A Tabela 4 apresenta os resultados do teste de I de Moran (índice). Em geral, todas as variáveis foram estatisticamente significantes a 1%, evidenciando a existência de padrões espaciais.

Identificou-se a existência de autocorrelação espacial. Os sinais dos coeficientes apresentados mostraram presença da dependência espacial positiva, o que caracteriza a concentração geográfica. Cabe ressaltar que, em razão de dados faltantes, o número de observações de algumas variáveis se diferenciou do total da amostra.

TABELA 4

ESTATÍSTICA DE I DE MORAN DAS VARIÁVEIS

Nº de observações	Variável	I de Moran	Média	Desvio-padrão	Z	P-valor
4.181	Produção	0,20798	-0,00024	0,00203	102,36468	0,00000
4.181	Capital	0,30649	-0,00024	0,00203	151,26542	0,00000
4.181	Trabalho	0,33689	-0,00024	0,00203	166,10266	0,00000
4.181	Terra	0,23574	-0,00024	0,00202	116,68253	0,00000
4.181	Insumos	0,18588	-0,00024	0,00202	92,17274	0,00000
4.181	Percentual Cooperado	0,56398	-0,00024	0,00204	276,88130	0,00000
4.181	Percentual Associado	0,34075	-0,00024	0,00204	167,30615	0,00000
4.181	Percentual Orientação Técnica	0,55486	-0,00024	0,00204	272,36811	0,00000
4.179	Percentual Crédito Pronaf	0,44446	-0,00024	0,00204	218,31539	0,00000
4.181	Temperatura	0,82458	-0,00024	0,00204	404,68410	0,00000
4.181	Precipitação	0,84589	-0,00024	0,00204	415,15727	0,00000
4052	Analfabetismo	0,51446	-0,00025	0,00210	245,06734	0,00000
4.151	Ensino Fundamental	0,27756	-0,00024	0,00203	137,18341	0,00000
4.179	Ensino Médio	0,22255	-0,00024	0,00203	109,53335	0,00000
4.161	Ensino Superior - Graduação	0,09784	-0,00024	0,00204	47,97525	0,00000

Fonte: Elaborado pelos autores (2021)

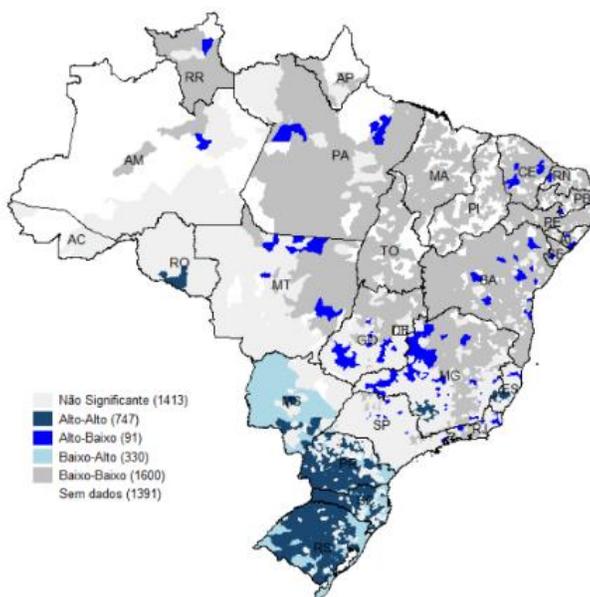
A avaliação local foi feita por meio do Lisa. Optou-se apenas pela elaboração dos mapas das variáveis de interesse (cooperativas e associações). Pelo Mapa 1, identificou-se a representatividade do *cluster* Alto-Alto e vários municípios cujos valores dos indicadores de autocorrelação espacial local não foram estatisticamente significantes, indicando que não existe uma associação espacial da variável

analisada. No *cluster* Alto-Alto, os municípios possuem alto percentual de estabelecimentos familiares cooperados, vizinhos de municípios também com a mesma característica, concentrando-se principalmente na região Sul e no estado do Espírito Santo, bem como em pontos do Centro-Oeste e de Rondônia. Essas localidades são marcadas pela existência de uma maior quantidade de estabelecimentos agropecuários familiares cooperados e com valores das produções elevados.

Cooperativas fortes e representativas atuam na região Sul do país em todos os estados integrantes dessa região. Em contrapartida, os demais *clusters* Alto-Baixo e Baixo-Alto possuem poucos municípios com essas características. O estado do Mato Grosso do Sul caracteriza pelo *cluster* Baixo-Alto. Quanto ao *cluster* Baixo-Baixo, os dados concentraram-se principalmente nos municípios das regiões Nordeste e Norte.

MAPA 1

MAPA DE CLUSTERLISA PARA ESTABELECIMENTOS COOPERADOS (2017)

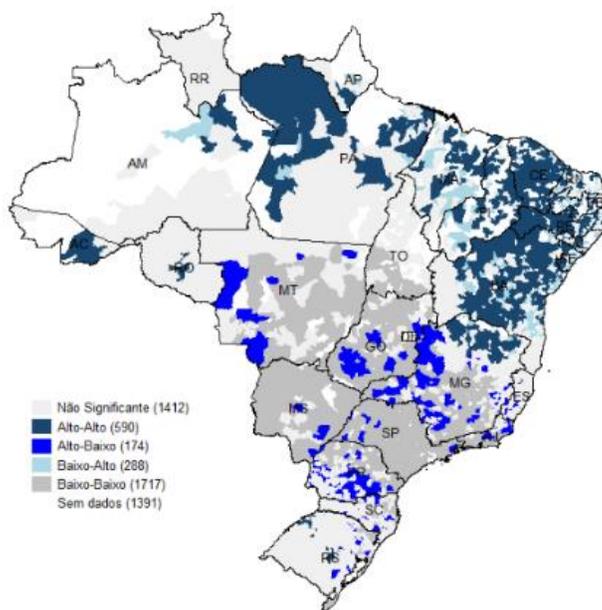


Fonte: Elaborado pelos autores (2021)

Pela análise do Mapa 2, identificou-se também a representatividade do *cluster* Alto-Alto para as associações. Para a investigação do *cluster*, o padrão espacial comportou-se de forma oposta ao do *cluster* das cooperativas. Por um lado, os *clusters* Alto-Alto concentraram-se nos municípios das regiões Norte e Nordeste e no extremo norte de Minas Gerais. Verificou-se que as regiões Norte e Nordeste possuíam grande número de estabelecimentos familiares associados. Por outro lado, o *cluster* do tipo Baixo-Baixo é maioria dos municípios brasileiros, concentrando-se nas regiões Centro-Oeste e Sudeste.

MAPA 2

MAPA DE CLUSTER LISA PARA ESTABELECIMENTOS ASSOCIADOS (2017)



Fonte: Elaborado pelos autores (2021)

4.3. Análise Econométrica

Para medir os efeitos das variáveis explicativas sobre o vbp dos estabelecimentos agropecuários familiares, foram estimados inicialmente o modelo de MQO e, posteriormente, os modelos de fronteira estocástica, conforme apresentados na Tabela 5. O modelo de MQO teve todos os fatores de produção positivos e significantes, o que ocorreu também para os modelos de fronteira estocástica tradicional e espacial local. O teste F para MQO e o teste (chi²) para os modelos de fronteira estocástica indicaram que todos os coeficientes são conjuntamente significativos. Os critérios de Akaike (*Akaike Information Criterion – AIC*) e Bayesiano (*Bayesian Information Criterion – BIC*) confirmaram que a estimação por fronteira estocástica foi mais adequada que por MQO, uma vez que tais resultados apresentaram valores menores para a estimação por fronteira estocástica. Nesse sentido, entende-se que há ineficiência técnica na produção agropecuária de menor porte nos municípios brasileiros e existe potencial de crescimento na produção mediante ganhos de eficiência.

Para a estimação da fronteira estocástica espacial, foi criada matriz inversa da distância, e, com isso, defasaram-se espacialmente as variáveis que compõem a variância da ineficiência (percentual de cooperados e percentual de associados familiares nos municípios brasileiros). O modelo espacial parte da suposição de que uma parcela da ineficiência de um município está ligada ao desempenho de municípios vizinhos.

TABELA 5

ESTIMATIVAS DOS MODELOS

	(1)	(2)	(3)
log Produção	MQO	Fronteira Estocástica	Fronteira Estocástica Espacial Local
log Capital	0,0837*** (0,00601)	0,0672*** (0,00597)	0,0447*** (0,00625)
log Terra	0,0544*** (0,00551)	0,0531*** (0,00532)	0,0656*** (0,00542)
log Trabalho	0,125*** (0,00759)	0,188*** (0,00829)	0,219*** (0,00842)
log Gastos com Insumos	0,740*** (0,0106)	0,703*** (0,0106)	0,681*** (0,0105)
Constante	1,242*** (0,0541)	1,348*** (0,0526)	1,368*** (0,0539)
Ineficiência			
Usigma			
log Percentual Cooperado		-0,353*** (0,0249)	
log Percentual Associado		0,210*** (0,0444)	
Variáveis com defasagens espaciais			
W log Percentual Cooperado			-1,269*** (0,117)
W log Percentual Associado			-0,491*** (0,0325)
Vsigma			
Constante		-2,499*** (0,0320)	-2,526*** (0,0307)
chi2		40,569,424 0,000	41,452,709 0,000
F	9,469,583 0,000		
r2	0,901		
N	4,181	4,181	4,181
AIC	2,520,685	2,280,202	2,200,361
BIC	2,552,377	2,337,246	2,257,406

Erros-padrão em parênteses * p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01

Fonte: Resultados da pesquisa (2021).

A soma dos coeficientes dos fatores de produção indicou que a produção agropecuária de menor porte brasileira trabalhou sobre retornos constantes de escala em 2017, pois a soma dos coeficientes se aproxima de 1 em todos os três

modelos estimados. Assim, espera-se que o aumento no uso de todos os fatores de produção eleve a produção de forma proporcional.

Os resultados das elasticidades dos fatores de produção do modelo MQO (modelo 1) se apresentaram positivos e significativos. Isso significa que um incremento nos fatores produtivos eleva o vbp da agropecuária de menor porte.

No modelo de fronteira estocástica tradicional (modelo 2), as estimativas dos fatores de produção apresentaram-se positivas e significativas sobre a produção. O fator de produção que apresentou a maior elasticidade foi o gasto com insumos, indicando maior potencial para aumentar a produção agropecuária de menor porte. As duas variáveis (percentual de cooperados e percentual de associados) que explicam a ineficiência apresentaram sinais distintos. O percentual de cooperados por município apresentou coeficiente negativo, mostrando que a presença de cooperativas no município reduz a ineficiência da produção agropecuária de menor porte. O resultado do coeficiente do percentual de associados apresentou sinal oposto. De fato, as questões relativas ao associativismo dependem muito de uma organização institucional do ambiente local. A criação de associações é o primeiro passo para tornar o estabelecimento produtivo apto a entrar em um sistema cooperativo.

Os resultados das estimativas dos coeficientes dos fatores de produção apresentaram resultados similares aos dos modelos anteriores. As duas variáveis que explicam a variância da ineficiência do modelo espacial (modelo 3) apresentaram sinais negativos e significativos, indicando que estão negativamente associadas à ineficiência. Os municípios que apresentaram maior percentual de cooperados e associados foram mais eficientes. Segundo Braga, Vieira Filho e Freitas (2019), o sistema cooperativo e associado possibilita que produtores negociem sua produção em maior escala, em condições favoráveis ao crescimento produtivo dos estabelecimentos integrados às cooperativas e associações, e a orientação técnica permite que os agricultores tenham maior conhecimento do processo produtivo, o que pode elevar a produção.

Os resultados da eficiência técnica e da ineficiência estão expostos na Tabela 6. A média da eficiência técnica do modelo espacial indicou que a produção agropecuária de menor porte nos municípios brasileiros representava 86,8% do potencial máximo. A ineficiência técnica revela que, em média, os municípios brasileiros poderiam aumentar a produção agropecuária em 13,2%, se estivessem

produzindo na fronteira de produção e utilizando a mesma quantidade dos fatores produtivos.

TABELA 6

ESTATÍSTICAS DA EFICIÊNCIA E INEFICIÊNCIA TÉCNICAS DOS MODELOS DE FRONTEIRA ESTOCÁSTICA TRADICIONAL E ESPACIAL DA AGROPECUÁRIA DE MENOR PORTE (2017)

	Média	Desvio-Padrão	Coef. Variação	Mínimo	Máximo
Eficiência - modelo tradicional	0,8860	0,0881	0,0995	0,2547	0,9776
Eficiência - modelo espacial	0,8682	0,1191	0,1372	0,2584	0,9779
Ineficiência - modelo tradicional	0,1140	0,0881	0,7734	0,0224	0,7453
Ineficiência - modelo espacial	0,1318	0,1191	0,9036	0,0221	0,7416

Fonte: Resultados da pesquisa (2021)

Os resultados comprovam a importância do uso eficiente dos recursos e do crescimento da produção agropecuária de menor porte por meio de uma vizinhança mais produtiva e próspera. Identificou-se que os municípios das regiões Sul, Centro-Oeste e Sudeste possuem escores de eficiência técnica maiores em relação às demais regiões do país. A região Sul é marcada pela presença de uma agricultura de pequeno porte bem-sucedida, com a participação ativa de cooperativas agropecuárias e de crédito.

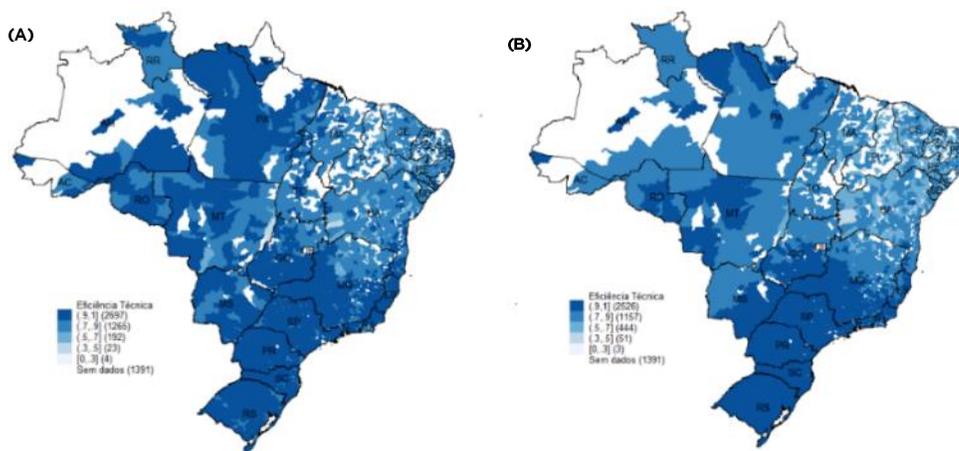
Vieira Filho (2013) destaca que a região Sul é composta de estabelecimentos familiares de alta intensidade tecnológica, elevada produtividade do trabalho e baixa desigualdade produtiva. Nessa região, o ambiente institucional é favorável ao crescimento e às inovações tecnológicas. Embora o Centro-Oeste não tenha grande número de estabelecimentos familiares, muitos agricultores dessa região têm produção mais moderna e mecanizada, assim como nas regiões Sul e Sudeste. O número de estabelecimentos familiares na região Centro-Oeste cresceu aproximadamente 3%, quando comparado aos dois últimos Censos Agropecuários (IBGE, 2006, 2017). No que tange ao número de implementos agrícolas, a região Sul detém aproximadamente 64% desse total, seguida do Sudeste com 24% e do Centro-Oeste com 6%. Os fatores elencados podem ter favorecido o resultado da eficiência técnica nessas regiões.

A eficiência técnica da agricultura familiar, que é maior no Sul e menor no Nordeste, segundo Vieira Filho (2013), pode ser explicada pela dinâmica distinta

que se observa nessas duas regiões. No Sul, têm-se melhores indicadores de desenvolvimento econômico, o que requer mais adequada base institucional e tecnológica constituída ao longo do tempo. O mesmo ambiente produtivo com condições favoráveis às inovações não se verifica no Nordeste. O Mapa 3 apresenta a distribuição espacial da eficiência técnica dos modelos de fronteira estocástica tradicional e espacial local para a produção agropecuária de menor porte nos municípios brasileiros. Como observado, os resultados apresentaram diferenças regionais, o que justifica o uso eficiente dos recursos e do crescimento produtivo baseado no desenvolvimento local, centrado em regiões com melhor protagonismo das instituições locais.

MAPA 3

DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA EFICIÊNCIA TÉCNICA: (A) MODELO TRADICIONAL E (B) MODELO ESPACIAL LOCAL DA PRODUÇÃO AGROPECUÁRIA DE MENOR PORTE NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS (2017)



Fonte: Resultados da pesquisa (2021)

A Tabela 7 apresenta a correlação da eficiência técnica com as prováveis fontes dessa eficiência. Ressalta-se que a variável dependente deste modelo é a eficiência técnica, calculada no modelo de fronteira estocástica espacial local. Em uma análise geral, os resultados apresentaram-se significativos.

TABELA 7

ESTIMATIVAS DO MODELO: FONTES DA EFICIÊNCIA

log Eficiência	(1) MQO
log Analfabetismo	-0,0147*** (0,00168)
log Ensino Fundamental	-0,00253 (0,00166)
log Ensino Médio	0,00657** (0,00315)
Ensino Superior - Graduação	0,00926*** (0,00240)
log Percentual Pronaf	-0,00473*** (0,00146)
log Percentual Orientação Técnica	0,0117*** (0,00199)
log Temperatura	-0,0699*** (0,0161)
log Precipitação	0,0877*** (0,00501)
dummy_ne	-0,173*** (0,00882)
dummy_se	0,00591 (0,00547)
dummy_co	-0,0121 (0,00753)
Constante	-0,533*** (0,0580)
F	734,801
r ²	0,000
N	0,695
AIC	3,884
BIC	-7,668,937
	-7,587,497

Erros-padrão em parênteses * p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01

Fonte: Resultados da pesquisa (2021).

Quanto maior a escolaridade, maiores são os efeitos na eficiência técnica da produção agropecuária de menor porte. O analfabetismo (dirigentes dos estabelecimentos que não sabem ler nem escrever) impacta negativamente a eficiência técnica. A variável ensino fundamental possui sinal negativo, mas não significativo. Os estabelecimentos que têm dirigentes com maior grau de escolaridade correlacionam-se positivamente com os ganhos na eficiência.

O percentual de estabelecimentos familiares com crédito Pronaf possui sinal negativo e significativo, ou seja, o crédito teria efeito contrário ao esperado. Uma

das possíveis causas para isso, segundo Araujo e Vieira Filho (2018), é que existe um comportamento heterogêneo do crédito rural nas diferentes regiões brasileiras. Os autores observaram uma forte concentração dos contratos nas regiões Nordeste, Sul e Sudeste. No entanto, com relação ao valor contratado, o comportamento da distribuição de contratos é diferente entre as regiões, concentrando-se nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

O percentual de estabelecimentos que possuem orientação técnica obteve sinal positivo e significativo, indicando que o aumento desse percentual eleva os níveis de eficiência técnica dos estabelecimentos familiares espalhados pelos municípios brasileiros.

As variáveis climáticas, temperatura e precipitação, tiveram os sinais dos coeficientes distintos. A temperatura possui coeficiente negativo e significativo, indicando que, quanto maior a temperatura média do município, menor é a eficiência da produção agropecuária de menor porte. Já a precipitação apresentou sinal positivo e significativo, indicando que, quanto maior o nível de precipitação de chuva no município, maior a eficiência técnica da produção agropecuária de menor porte.

As variáveis *dummies*, que captam o efeito regional, foram estatisticamente significativas apenas para as regiões Norte e Nordeste e possuem coeficientes negativos quando comparadas à região Sul. Comprovou-se, portanto, que a eficiência técnica da agricultura familiar no Sul seria maior que da produção familiar do Nordeste. As *dummies* das regiões Sudeste e Centro-Oeste possuem coeficientes positivo e negativo, mas não significativos estatisticamente.

5. Conclusões

Com o desenvolvimento de práticas cooperativistas e o fomento do associativismo, os produtores conseguem barganhar melhores preços e menores custos, o que aumenta a renda e facilita a adoção de tecnologias mais rentáveis. Vale ressaltar que, por meio das organizações coletivas (cooperativas e associações), problemas em capturar economias de escala e em obter poder de mercado são mais bem administrados.

Buscou-se responder ao questionamento se cooperativas e associações de produtores contribuiriam para o crescimento da produção familiar no Brasil. O

estudo mostrou que a hipótese levantada foi verdadeira, corroborando a afirmativa de que organizações coletivas de produção e de crédito auxiliavam no aumento da produção da agropecuária de menor porte. Ademais, o fato de o estabelecimento ser cooperado ou associado ajudou a reduzir a ineficiência produtiva. A eficiência técnica estava correlacionada também com questões locais, apresentando padrões distintos nas regiões brasileiras.

A presença institucional da participação produtiva em cooperativas e associações impactou de forma positiva no valor da produção do estabelecimento familiar. Os indicadores espaciais mostraram a existência de um padrão dual: o cooperativismo é bastante forte no Sul, enquanto o associativismo é mais frequente no Nordeste. Essas observações associam-se ao ambiente institucional de cada região. No Nordeste, o desenvolvimento regional é marcado por restrições exógenas (climáticas e geográficas), bem como por limitações endógenas institucionais (acesso restrito a serviços bancários e de extensão rural). O aumento da produtividade no Nordeste depende da redução dessas deficiências.

Pela análise da fronteira estocástica espacial, identificou-se que a média da eficiência técnica dos estabelecimentos familiares foi de 0,87, ou seja, 13% abaixo da fronteira de eficiência ótima. Observou-se que os municípios do Nordeste possuem escores de eficiência técnica inferiores aos das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Possíveis explicações relacionam-se ao ambiente institucional. No Sul, as políticas são promovidas com maior participação local (*bottom-up*), enquanto, no Nordeste, a participação das instituições locais e dos produtores é mais passiva, dependendo de políticas públicas de desenvolvimento regional centralizadas (*top-down*).

Os resultados analisados subsidiam a formulação de políticas públicas que sejam voltadas ao fomento do cooperativismo no Brasil. Nessa perspectiva, as cooperativas dos ramos “agropecuários” e “de crédito” podem ser um bom instrumento de desenvolvimento socioeconômico e regional. O fomento das práticas cooperativistas estaria inclusive ligado aos objetivos de desenvolvimento sustentável, principalmente em quatro áreas: i) erradicação da pobreza; ii) agricultura sustentável; iii) redução das desigualdades; e iv) consumo e produção responsáveis.

A pesquisa ainda apresentou o diagnóstico da produção agropecuária familiar e quais variáveis interferem na sua dinâmica produtiva. A partir dos dados

agregados por municípios do Censo Agropecuário de 2017, mostrou-se a importância das cooperativas e associações no crescimento da produção. Avaliação similar, para um futuro estudo, com o uso dos microdados, poderá confirmar não somente a participação institucional das organizações coletivas, mas também a avaliação do indivíduo em sua decisão organizacional e no uso eficiente dos recursos disponíveis.

Referências

ABATE, G. T. Drivers of agricultural cooperative formation and farmers' membership and patronage decisions in Ethiopia. **Journal of Co-operative Organization and Management**, v. 6, n. 2, p. 53-63, 2018.

ABATE, G. T.; FRANCESCONI, G. N.; GETNET, K. Impact of agricultural cooperatives on smallholders' technical efficiency: Empirical evidence from Ethiopia. **Annals of Public and Cooperative Economics**, v. 85, n. 2, p. 257-286, 2014.

ABEBAW, D.; HAILE, M. G. The impact of cooperatives on agricultural technology adoption: Empirical evidence from Ethiopia. **Food Policy**, v. 38, n. 1, p. 82-91, 2013.

ADETUTU, M. *et al.* The effects of efficiency and TFP growth on pollution in Europe: a multistage spatial analysis. **Journal of Productivity Analysis**, v. 43, n. 3, p. 307-326, 2015.

AIGNER, D.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. **Journal of Econometrics**, v. 6, p. 21-37, 1977.

ALVES, L. R.; LIMA, J. de. Cooperativismo agropecuário e de crédito do Brasil do agronegócio. **Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional**, v. 14, n. 2, p. 558-587, 2018.

ALVES, E.; SOUZA, G. da S. E. Pequenos estabelecimentos também enriquecem? Pedras e troços. **Revista de Política Agrícola**, n. 3, p. 7-21, 2015.

ANSELIN, L. Local Indicators of Spatial Association—LISA. **Geographical Analysis**, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.

ARAÚJO, J. A.; VIEIRA FILHO, J. E. R. **Análise dos impactos do PRONAF na agricultura do Brasil no período de 2007 a 2016**. Brasília, DF: IPEA, 2018. (Texto para discussão, n. 2412).

ASSUNÇÃO, J. **Benefícios do Cooperativismo de Crédito**: impacto sobre a bancarização. [S. l.: s. n.], 2020.

BATTESE, G. E.; COELLI, T. J. Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. **Journal of Econometrics**, v. 38, n. 3, p. 387-399, 1988.

BATTESE, G. E.; COELLI, T. J. A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data. **Journal of Econometrics**, v. 20, p. 325-332, 1995.

BELOTTI, F. *et al.* Stochastic frontier analysis using Stata. **Stata Journal**, v. 13, n. 4, p. 719-758, 2013.

BERNARD, T.; ABATE, G. T.; LEMMA, S. Agricultural cooperatives in Ethiopia: Results of the 2012 ATA Baseline Survey. **Research Ethiopia's Agriculture Policy**, 2013.

BERNARD, T.; SPIELMAN, D. J. Reaching the rural poor through rural producer organizations? A study of agricultural marketing cooperatives in Ethiopia. **Food Policy**, v. 34, n. 1, p. 60-69, 2009.

BERNARD, T.; TAFESSE, A. S.; GABRE-MADHIN, E. Impact of cooperatives on smallholders' commercialization behavior: Evidence from Ethiopia. **Agricultural Economics**, v. 39, n. 2, p. 147-161, 2008.

BRAGA, M. J.; VIEIRA FILHO, J. E. R.; FREITAS, C. O. DE. Impactos da Extensão Rural na Renda Produtiva. *In*: VIEIRA FILHO, J. E. R. (org.). **Diagnóstico e desafios da agricultura brasileira**. Rio de Janeiro: IPEA, 2019. p. 137-160.

CHARLES, T.; BATTESE, G. E.; VILLANO, R. A. Family farms plus cooperatives in China: Technical efficiency in crop production. **Journal of Asian Economics**, v. 64, p. 101-129, 2019.

COSTA, R. A.; VIZCAINO, C. A. C.; COSTA, E. M. Participação em cooperativas e eficiência técnica entre agricultores familiares no Brasil. *In*: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (org.). **Uma jornada pelos contrastes do Brasil**: 100 anos de censo agropecuário. Brasília, DF: IPEA, 2020.

DERIADA, A. L. Assessment of Cooperative Movement in a Developing Country:

The Philippine Experience. **Forum of International Development Studies**, v. 28, mar., 2005.

ELHORST, J. P. **Spatial Econometrics From Cross-sectional Data to Spatial Panels**. Heidelberg: Springer, 2014.

EMANA, B. Cooperatives: a path to economic and social empowerment in Ethiopia International Labour Organization. [S. l.: s. n.], 2009. Disponível em: <http://www.ilo.org/public/english/employment/ent/coop/africa/info/publ.htm>.

FAO. **Agricultural cooperatives**: Key to feeding the world World Food Day. Roma: Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO), 2012.

FERNANDES, R. A. *et al.* Contribuição das cooperativas de crédito no desenvolvimento da agricultura familiar: o caso da Sulcredi Ouro. **Revista Desenvolvimento Socioeconômico em Debate - RDS**, v. 4, n. 1, p. 88-105, 2018.

FISCHER, E.; QAIM, M. Linking Smallholders to Markets: Determinants and Impacts of Farmer Collective Action in Kenya. **World Development**, v. 40, n. 6, p. 1255-1268, 2012.

FISHLOW, A.; VIEIRA FILHO, J. E. R. **Agriculture and industry in Brazil**: innovation and competitiveness. New York: Columbia University Press, 2020.

FRANCESCONI, G. N.; RUBEN, R. The Hidden Impact of Cooperative Membership on Quality Management: A Case Study from the Dairy Belt of Addis Ababa. **Journal of Entrepreneurial and Organizational Diversity**, v. 1, n. 1, 2012.

GETNET, K.; ANULLO, T. Agricultural cooperatives and rural livelihoods: Evidence from Ethiopia. **Annals of Public and Cooperative Economics**, v. 83, n. 2, p. 181-198, 2012.

GLASS, A. J.; KENJEGALIEVA, K.; SICKLES, R. C. A spatial autoregressive stochastic frontier model for panel data with asymmetric efficiency spillovers. **Journal of Econometrics**, v. 190, n. 2, p. 289-300, 2016.

GREENE, W. H. Alternative panel data estimators for stochastic frontier models. New York: Department of Economics, Stern School of Business, New York University, 2002.

HELLIN, J.; LUNDY, M.; MEIJER, M. Farmer organization, collective action and market access in Meso-America. **Food Policy**, v. 34, n. 1, p. 16-22, 2009.

IBGE. **Censo Agropecuário de 2006**. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario2006/segunda-apuracao>. Acesso em: 28 mar. 2020.

IBGE. **Censo Agropecuário de 2017**. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario2017>. Acesso em: 8 jun. 2020.

Ji, C. *et al.* Estimating effects of cooperative membership on farmers' safe production behaviors: Evidence from pig sector in China. **Food Policy**, v. 83, n. July 2018, p. 231-245, 2019.

JONDROW, J. *et al.* On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. **Journal of Econometrics**, v. 19, n. 2-3, p. 233-238, 1982.

KODAMA, Y. New Role of cooperatives in Ethiopia: The case of Ethiopian coffee farmers cooperatives. **African Study Monographs**, v. 35, p. 87-108, Mar. 2007.

MA, W.; ABDULAI, A. IPM adoption, cooperative membership and farm economic performance: Insight from apple farmers in China. **China Agricultural Economic Review**, v. 11, n. 2, p. 218-236, 2019.

MAS-COLELL, A.; WHINSTON, M. D.; GREEN, J. R. **Microeconomic Theory**. Nova York: Oxford University Press, 1995.

MEEUSEN, W.; BROECK, J. VAN DEN. Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. **International Economic Review**, v. 18, n. 2, 1977.

MORAN, P. A. P. The Interpretation of Statistical Maps. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 10, n. 2, p. 243-251, 1948.

NARROD, C. *et al.* Public-private partnerships and collective action in high value fruit and vegetable supply chains. **Food Policy**, v. 34, n. 1, p. 8-15, 2009.

NAZIRI, D. *et al.* Estimating the Impact of Small-Scale Farmer Collective Action on Food Safety: The Case of Vegetables in Vietnam. **Journal of Development Studies**, v. 50, n. 5, p. 715-730, 2014.

NEVES, M. de C. R.; CASTRO, L. S. de; FREITAS, C. O. de. O impacto das cooperativas na produção agropecuária brasileira: uma análise econométrica espacial. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 57, n. 4, p. 559-576, 2019.

OCB. **Anuário do cooperativismo brasileiro**. Sistema OCB. Brasília, DF: OCB, 2020.

PINHEIRO, M. A. H. **Cooperativas de Crédito: história da evolução normativa no Brasil**. [S. l.: s. n.], 2008.

RONCATO, P. E. dos S.; VAZ, M. E. Cooperativas e o sistema de crédito rural:

Estudo da Cooperativa SICREDI Pampa Gaúcho. **Espacios**, v. 38, n. 16, p. 81- 116, 2017.

SOUSA FILHO, H. M. de; BONFIM, R. M. Oportunidades e desafios para a inserção de pequenos produtores em mercados modernos. *In*: CGEE. **A pequena produção rural e as**

tendências do desenvolvimento agrário brasileiro: Ganhar tempo é possível? Brasília, DF: Centro de Gestão e Estudos Estratégicos (CGEE), 2013. p. 71-100.

STEVENSON, R. E. Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation. **Journal of Econometrics**, v. 13, p. 57-66, 1980.

TSUKAMOTO, T. A spatial autoregressive stochastic frontier model for panel data incorporating a model of technical inefficiency. **Japan and the World Economy**, v. 50, n. July 2018, p. 66-77, 2019.

VIDOLI, F. *et al.* Spatial nonstationarity in the stochastic frontier model: An application to the Italian wine industry. **Regional Science and Urban Economics**, v. 61, n. May, p. 153-164, 2016.

VIEIRA FILHO, J. E. R. Distribuição produtiva e tecnológica dos estabelecimentos agropecuários de menor porte e gestão familiar no Brasil. *In:* CGEE. **A pequena produção rural e as tendências do desenvolvimento agrário brasileiro:** Ganhar tempo é possível? Brasília, DF: Centro de Gestão e Estudos Estratégicos (CGEE), 2013. p. 177-199.

VIEIRA FILHO, J. E. R. Ganhar tempo foi possível? *In:* VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (org.). **Uma jornada pelos contrastes do Brasil:** 100 anos de censo agropecuário. Brasília, DF: IPEA, 2020.

WANG, H. J.; SCHMIDT, P. One-step and two-step estimation of the effects of exogenous variables on technical efficiency levels. **Journal of Productivity Analysis**, v. 18, n. 2, p. 129-144, 2002.

WORLD-COOPERATIVE-MONITOR. **Exploring the Cooperative Economy:** Report 2020. [S. l.: s. n.], 2020.

WOSSEN, T. *et al.* Impacts of extension access and cooperative membership on technology adoption and household welfare. **Journal of Rural Studies**, v. 54, p. 223-233, 2017.

ZHANG, Y. YUAN; JU, G. WEI; ZHAN, J. TAO. Farmers using insurance and cooperatives to manage agricultural risks: A case study of the swine industry in China. **Journal of Integrative Agriculture**, v. 18, n. 12, p. 2910-2918, 2019.

2º COLOCADO

CATEGORIA III – SISTEMA OCB:

DESENVOLVIMENTO E COOPERATIVISMO DE CRÉDITO

Análise comparativa dos retornos e dos custos de cooperativas de crédito brasileiras

Juliana Ribeiro Souza

Laís Karlina Vieira

Natália Garcia Oliveira

José Roberto de Souza Francisco

1. Introdução

As cooperativas de crédito são instituições que possuem o objetivo de prestar serviços financeiros aos seus associados. A sua principal atividade se relaciona com a intermediação financeira, na medida em que captam depósitos e realizam empréstimos aos seus cooperados, por isso integram o Sistema Financeiro Nacional (SFN) e são também regulamentadas pelo Banco Central do Brasil (Bacen). Conforme destacado por Ferreira, Gonçalves e Braga (2007), as cooperativas de crédito tornam o acesso ao crédito mais fácil e barato, visto que reduzem os juros bancários, especialmente as taxas de cheque especial e de empréstimos, diferenciando-se das demais instituições financeiras bancárias tradicionais pelos seus objetivos e pelo público que pretendem atingir.

As cooperativas de crédito buscam promover o desenvolvimento econômico e social dos seus cooperados, proporcionando serviços financeiros a custos inferiores em relação ao sistema financeiro bancário tradicional. O Sistema Nacional de Crédito Cooperativo (SNCC) é composto por quatro sistemas de três níveis e cinco sistemas de dois níveis. Os sistemas de três níveis são: Sicoob, Sicred, Unicred e Cresol. A opção por reunirem-se em sistemas é uma resposta à grande concorrência encontrada no mercado, sendo essa a única alternativa para fazer frente aos grandes conglomerados financeiros (PORTAL DO COOPERATIVISMO FINANCEIRO, 2021; BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2019b).

Os três principais sistemas relacionados às cooperativas de crédito no Brasil são o Sicoob, o Sicredi e a Unicred. I) O sistema Sicoob atua em todos os estados brasileiros, possui mais de três mil pontos de atendimento, 5,1 milhões de cooperados, 372 cooperativas singulares e atende a 1.923 municípios. Ii) Ao sistema Sicredi está filiada a primeira instituição financeira cooperativa no Brasil. Esse sistema possui mais de cinco milhões de associados e está presente em 24 estados brasileiros e no Distrito Federal, além de possuir mais de duas mil agências, distribuídas em 108 cooperativas. Iii) Já o sistema Unicred surgiu há 30 anos, conta com 35 cooperativas e cerca de 280 unidades. Esse sistema atua em quinze estados brasileiros e possui mais de 220 mil cooperados (SICOOB, 2021; SICREDI, 2021; UNICRED, 2021).

A relevância das cooperativas de crédito supera a pequena abrangência em relação ao sistema bancário brasileiro. Trata-se de instituições fundamentais ao

desenvolvimento econômico e social, além disso, assumem riscos em prol da comunidade em que estão localizadas. Um dos fatores-chave na gestão das cooperativas de crédito está relacionado com a análise da rentabilidade, visto que é necessário gerar recursos suficientes para a sua sobrevivência, assim como desenvolver estratégias que promovam o crescimento dos associados (BITTENCOURT; BRESSAN; GOULART; BRESSAN; COSTA; LAMOUNIER, 2016). Diante deste contexto, este estudo tem como questão de pesquisa: *Qual a relevância dos índices-padrão dos indicadores de rentabilidade e quais são os custos das cooperativas de crédito pertencentes aos sistemas Sicoob, Sicredi e Unicred?* Por consequência, tem-se o objetivo de analisar a relevância dos índices-padrão dos indicadores de rentabilidade e os custos das cooperativas de crédito pertencentes aos sistemas Sicoob, Sicredi e Unicred no período de 2015-1 a 2019-2.

Pretende-se contribuir para o melhor entendimento das cooperativas de crédito quanto à sua posição de rentabilidade e aos custos no setor. Para isso, foram adotados os indicadores de *Rates of return and costs* (taxas de retorno e custos) do sistema *PEARLS* para avaliar o desempenho das cooperativas, a partir da metodologia de índices-padrão, a qual permite uma comparação da instituição quanto aos melhores e piores rendimentos, além de eliminar a subjetividade dos analistas (MATARAZZO, 2010). Ao analisar os índices-padrão das cooperativas de crédito desses três sistemas, a fim de identificar o posicionamento dos mesmos frente ao conjunto e ao perfil individual de cada um, espera-se apresentar um perfil das cooperativas de crédito brasileiras, vislumbrando o seu desempenho e sinalizando o *status* dos últimos dez semestres. Ademais, destaca-se a possibilidade de reflexões acerca da *performance* das cooperativas de crédito, contribuindo, assim, para o fornecimento de informações às instituições normatizadoras e às cooperativas centrais, que poderão desenvolver estratégias futuras de gestão a partir da comparação com o setor em que atuam.

A utilização dos indicadores pertencentes ao sistema *PEARLS* (especificamente os *Rates of return and costs*) faz-se necessária, tendo em vista a necessidade de promover o entendimento dos retornos e os custos das cooperativas de crédito. Conforme Westley e Shaffer (1999), os lucros (sobras) são importantes para as cooperativas de crédito, uma vez que ajudam a construir uma base de capital para a expansão futura e para o amortecimento de possíveis choques negativos, promovendo em longo prazo a capacidade de sobrevivência da cooperativa.

Diante do exposto, este estudo se justifica pela necessidade de compreender o padrão de comportamento destes indicadores (*Rates of return and costs*) no setor de cooperativismo de crédito do Brasil. Ademais, ressalta-se que, devido ao baixo custo operacional e à intermediação financeira privilegiada aos cooperados, frequentemente as cooperativas de crédito oferecem melhores taxas de juros. No entanto, observa-se, no cenário econômico, uma tendência de queda nas taxas de juros praticadas no país. Dessa forma, essa vantagem comparativa torna-se reduzida, o que pode representar uma ameaça ao desempenho das cooperativas (BARROSO; BIALOSKORSKI NETO, 2012). Logo, torna-se relevante entender qual o padrão dos indicadores de rentabilidade e os custos no setor de cooperativista de crédito.

2. Cooperativas de crédito no Brasil e o sistema *PEARLS*

As cooperativas são sociedades de pessoas de natureza jurídica instituída pela Lei nº 5.764, de 16 de dezembro de 1971, com a finalidade de prestar serviços aos seus associados. Trata-se de instituições que integram o Sistema Financeiro Nacional (SFN), atuando no mercado de crédito. Essas entidades tornam o acesso ao crédito mais fácil e mais barato, tendo em vista a redução dos juros bancários, especialmente das taxas de cheque especial e empréstimos (CUNHA; OLIVEIRA; GOZER, 2016; FERREIRA; GONÇALVES; BRAGA, 2007).

A motivação fundamental de uma cooperativa de crédito é fornecer serviços financeiros aos seus associados, poupadores e tomadores de empréstimos. Além disso, os serviços oferecidos por essas instituições devem ser tão atraentes com relação às suas características de preço e outras características quanto aqueles disponíveis de outras instituições financeiras. Desse modo, as decisões-chave tomadas pela administração das cooperativas são os tipos de contas de empréstimo e poupança a oferecer e os preços e/ou quantidades dessas contas, sendo que a cooperativa de crédito procuraria combinar recursos de capital físico e de pessoas de forma mais eficiente em termos de custos (SMITH, 1984).

Para Vilela, Nagano e Merlo (2007) as cooperativas de crédito são classificadas conforme o relacionamento com os seus cooperados, quais sejam: i) cooperativas de primeiro grau: atuam diretamente com os cooperados, também denominadas cooperativas singulares; ii) cooperativas de segundo grau:

cooperativas centrais que envolvem várias singularidades de uma mesma região e ramo de atuação, com o objetivo de organizar e ganhar escala; e iii) cooperativas de terceiro grau: são as confederações que envolvem várias cooperativas centrais e atuam em âmbito nacional junto aos órgãos normativos e governamentais.

No Brasil, em dezembro de 2019, havia um total de 911 cooperativas de crédito em funcionamento no país (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2019a). Nesse mesmo período de 2019, as cooperativas contavam com um total de 11.638.579 de cooperados distribuídos entre 5.120 municípios e 27 estados brasileiros. A região Sul é destaque em relação ao número de cooperados, com 6.134.254 distribuídos em 1.178 municípios e três estados. Em relação ao tamanho (ativo total), em dezembro de 2019, a maior cooperativa era a Cooperativa de Crédito Vale do Itajaí (VIACRED) com um ativo total de R\$ 6.280.715.000 e um Patrimônio Líquido de R\$ 1.511.581.000 (com o segundo maior PL) (PORTAL DO COOPERATIVISMO FINANCEIRO, 2021). Diante dessas informações, percebe-se a importância das cooperativas de crédito para o desenvolvimento regional e, conseqüentemente, nacional.

Segundo Bressan *et al.* (2010, p. 259), “um dos grandes desafios das cooperativas de créditos consiste na criação de mecanismos de gestão que sejam compatíveis com sua complexidade administrativa, atendam às exigências regulatórias do Banco Central e estejam em acordo com os seus princípios doutrinários”. Diante deste cenário, no final dos anos 1980, o Conselho Mundial do

Cooperativismo de Poupança e Crédito (*World Council of Credit Unions - WOCCU*), criou o sistema *PEARLS* a partir da adaptação do *U.S. CAMEL* para o ambiente das cooperativas de crédito (BRESSAN *et al.*, 2014).

O sistema *PEARLS* pode ser compreendido como uma ferramenta de gestão cujo objetivo consiste em auxiliar o gestor a encontrar e prevenir futuros problemas em cooperativas de crédito. Esta ferramenta é capaz de monitorar o desempenho, evidenciando possibilidades de alta inadimplência, insuficiência de receita ou despesas acima do normal. Adicionalmente, possibilita identificar, em uma ou mais cooperativas, a existência de uma estrutura de capital frágil e, também, as causas deste problema. Trata-se, portanto, de um mecanismo de supervisão eficaz (VASCONCELOS, 2006; RICHARDSON, 2009).

A construção dos acrônimos do sistema *PEARLS* foi realizada a partir de um grupo de indicadores contábeis e financeiros, derivados da avaliação das seguintes

áreas operacionais das cooperativas de crédito singulares: *Protection* (Proteção); *Effective financial structure* (Efetiva estrutura financeira); *Assets quality* (Qualidade dos ativos); *Rates of return and costs* (Taxas de retorno e custos); *Liquidity* (Liquidez); e *Signs of growth* (Sinais de crescimento) (BRESSAN; BRAGA; BRESSAN, 2010). A fim de obter melhor compreensão, elaborou-se o Quadro 1, conforme os estudos de Vasconcelos (2006), Richardson (2009) e Bressan *et al.* (2011).

QUADRO 1

PRINCÍPIOS E CONCEITOS DO SISTEMA PEARLS

Sistema PEARLS	Conceitos
<i>Protection</i> (Proteção)	Permite que a instituição financeira ofereça aos depositantes segurança ao economizar seu dinheiro. As Provisões para Créditos de Liquidação Duvidosa (PCLD) são essenciais, uma vez que a inadimplência sinaliza que os empréstimos estão em risco. Assim, a instituição deve reservar ganhos para cobrir as possíveis perdas, de modo que as economias dos associados permaneçam protegidas. Avalia-se a adequação da proteção concedida à cooperativa de crédito comparando a PCLD com a inadimplência do empréstimo.
<i>Effective financial structure</i> (Efetiva estrutura financeira)	A estrutura financeira da cooperativa de crédito é o fator mais relevante na determinação do potencial de crescimento, capacidade de resultados e força financeira total. O sistema PEARLS avalia ativos, exigibilidades e capital e recomenda uma estrutura "ideal" para as cooperativas de crédito. As cooperativas de crédito são encorajadas a maximizar ativos geradores de renda como uma forma de alcançar sobras suficientes.
<i>Assets quality</i> (Qualidade dos ativos)	A qualidade dos recursos é a principal variável que afeta a rentabilidade da instituição e causa efeitos negativos nas sobras das cooperativas. Um ativo não produtivo ou não lucrativo é aquele que não gera renda. Um excesso de ativos não lucrativos afeta os ganhos das cooperativas de crédito de forma negativa.
<i>Rates of return and costs</i> (Taxas de retornos e custos)	Este índice é segregado em todos os componentes essenciais da sobra líquida para ajudar a administração a calcular os rendimentos dos investimentos e avaliar as despesas operacionais, permitindo que as cooperativas sejam classificadas de acordo com os melhores e os piores rendimentos. O sistema PEARLS segregava todos os componentes essenciais das rendas líquidas para auxiliar no gerenciamento dos rendimentos dos investimentos e na avaliação das despesas operacionais.
<i>Liquidity</i> (Liquidez)	A gestão da liquidez é um componente essencial da administração de uma instituição de poupança, e a manutenção de reservas de liquidez adequada é fundamental para uma gestão financeira sólida no modelo de cooperativas de crédito. A liquidez é tradicionalmente vista em termos de caixa disponível para emprestar. O sistema PEARLS analisa a liquidez a partir de duas perspectivas: i) reservas de liquidez total e ii) fundos líquidos inativos referentes a depósitos em contas correntes e de poupança.
<i>Signs of growth</i> (Sinais de crescimento)	Os sinais de crescimento refletem a satisfação dos associados, a adequação das ofertas de produtos e a força financeira. Uma vez que o crescimento por si é insuficiente, a vantagem do sistema PEARLS está em vincular o crescimento com a rentabilidade avaliando a força do sistema como um todo. O crescimento é avaliado em cinco áreas-chave: ativos totais, depósitos de poupança, cotas de capital e capital institucional.

Fonte: Vasconcelos (2006), Richardson (2009) e Bressan *et al.* (2011)

Por fim, a utilização do sistema *PEARLS* permite que os gerentes identifiquem com rapidez e precisão as áreas problemáticas e façam os ajustes necessários antes que os problemas se tornem agravantes. Trata-se de um sistema de alerta precoce que gera informações de gestão inestimáveis. Ao trabalhar com índices e fórmulas financeiras padronizadas, elimina os diversos critérios usados pelas cooperativas de crédito para avaliar suas operações. Além disso, também cria uma linguagem financeira universal que todos podem falar e entender (RICHARDSON, 2009).

3. Análise das demonstrações financeiras e índices-padrão

A análise das demonstrações financeiras surgiu no final do século XIX, a partir do sistema bancário norte-americano, quando os banqueiros passaram a solicitar balanços às empresas tomadoras de empréstimos, a fim de obterem informações sobre a liquidez (capacidade de honrar compromissos) dessas empresas, para avaliar a possibilidade de concessão de recursos (BRESSAN *et al.*, 2010). No entanto, a análise das demonstrações vai além, essa técnica pode ser empregada para observar a eficiência de uma organização.

Penman (2017) conceituou a análise das demonstrações financeiras como o método pelo qual os usuários extraem informações, no intuito de responder às suas perguntas sobre a empresa. O objetivo principal consiste no estudo do desempenho econômico-financeiro de uma empresa, em determinado período passado, visando diagnosticar sua posição atual e produzir resultados para a previsão de tendências futuras. Adicionalmente, a análise fornece elementos para avaliar o valor de uma empresa a partir das análises fundamentalista ou tradicional (OU; PENMAN, 1989).

A análise das demonstrações financeiras, como destacam Duarte e Lamounier (2007, p. 10), “surgiu como ferramenta gerencial, interna à empresa, para prover o empreendedor de informações úteis à administração de seu negócio”. Ela constitui um dos estudos mais importantes da administração financeira e desperta grande interesse aos administradores internos e analistas externos (ASSAF NETO, 2014). Ao administrador interno, visa fazer uma avaliação do desempenho geral de uma empresa como forma de identificar os resultados das decisões financeiras (DIEL *et al.*, 2014). Já para o analista externo, apresenta objetivos mais específicos, os quais variam segundo a sua posição, de credor ou investidor.

Apesar da existência de alguns critérios sofisticados para análise, o uso de índices constitui-se na técnica mais empregada. Os livros didáticos descrevem o cálculo dos índices das demonstrações financeiras, porém fornecem pouca informação sobre como eles devem ser usados (ASSAF NETO, 2014). Neste sentido, algumas precauções devem ser tomadas, visto que um índice isolado dificilmente contribui com informações relevantes para o analista. Ressalta-se que, mesmo diante de um conjunto de índices complementares, é necessário efetuar uma comparação temporal e setorial (RIBEIRO; MACEDO; MARQUES, 2012; ASSAF NETO, 2017).

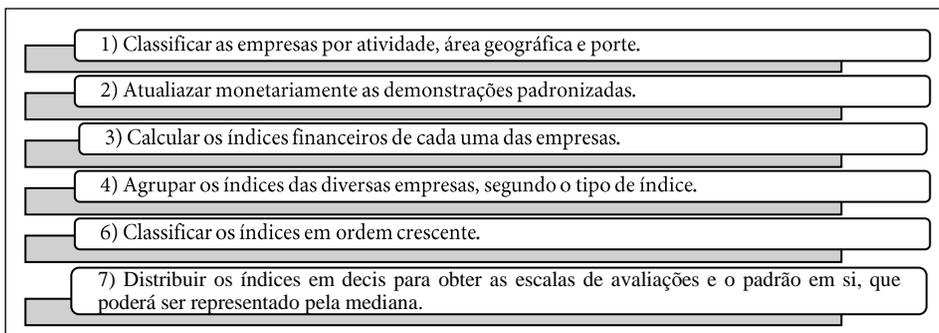
A comparação temporal envolve o conhecimento sobre a evolução dos indicadores nos últimos anos (normalmente, de três a cinco anos). Já a comparação setorial é desenvolvida por meio de um confronto dos resultados de uma empresa em análise com seus principais concorrentes, e, também, com as médias de mercado e o seu setor de atividade. Visando complementar a análise das demonstrações financeiras, os analistas podem optar pela construção de um índice-padrão, ou seja, um referencial de comparação (SILVA, 2016).

A aplicação do índice-padrão é uma técnica utilizada para comparar determinado índice de uma empresa em particular com o índice-padrão. Trata-se de uma medida estatística extraída a partir da mediana ou de um conjunto de percentis caracterizado normalmente pela média dos dados. Este índice terá como função indicar se uma empresa está enquadrada no padrão ou se apresenta resultados melhores ou piores do que o referencial (DUARTE; LAMOUNIER, 2007).

Os padrões podem ser classificados de duas maneiras: i) padrões internos: definidos ou criados pela própria empresa, considerando os resultados alcançados em períodos anteriores, funcionando como uma meta a ser atingida; e ii) padrões externos: criação de um referencial, a partir de um conjunto de empresas do mesmo setor, considerando características em comum (MATARAZZO, 2010). O Quadro 2 apresenta as etapas a serem percorridas na construção do índice-padrão, considerando a classificação para padrões externos. Somente após esse procedimento, torna-se possível avaliar o desempenho de uma empresa no seu setor de atividade.

QUADRO 2

ETAPAS PARA A CONSTRUÇÃO DE ÍNDICES-PADRÃO



Fonte: Elaborado a partir Duarte e Lamounier (2007)

Após seguir essas etapas, o analista deverá avaliar o significado do índice e definir, de acordo com o resultado encontrado, se ele é considerado, para a empresa, “quanto maior, melhor” ou “quanto menor, pior”. Em seguida, é preciso atribuir uma nota e um peso para cada índice e, por fim, definir uma escala ordinal (característica), ou seja, ótimo, bom, satisfatório, razoável, deficiente ou fraco (SILVA, 2016; MATARAZZO, 2010).

4. Metodologia

4.1. Caracterização da pesquisa, amostra e coleta de dados

No que se refere às tipologias de pesquisa definidas por Beuren *et al.* (2012), esta pesquisa pode ser caracterizada como descritiva, com uma abordagem quantitativa do problema, com utilização de procedimentos documental e *ex-post facto*.

A amostra do trabalho inclui as cooperativas de crédito singulares pertencentes aos três maiores sistemas cooperativistas de crédito do Brasil: Sicoob, Sicredi e Unicred. Foram consideradas as cooperativas pertencentes aos sistemas no final de dezembro de 2019. Nesta data, os três sistemas possuíam cerca de 61% das cooperativas singulares do sistema cooperativo de crédito, conforme a lista de supervisão do Banco Central do Brasil (2019a).

Assim, em 31/12/2019 havia um total de 911 cooperativas em funcionamento no país. Destas, duas (2) eram confederações (Unicred e Cresol), 34 eram cooperativas centrais e 875 eram cooperativas singulares (BANCO CENTRAL DO

BRASIL, 2019a). Desse modo, a população deste estudo foi composta por 875 cooperativas singulares, no entanto foram excluídas: i) as cooperativas que não pertenciam aos sistemas de interesse ou não estavam na amostra em todo o período de análise; ii) as cooperativas classificadas como de capital e empréstimo, retiradas do trabalho por não possuírem captação de depósitos e se diferenciarem das características operacionais das outras instituições; iii) as cooperativas que apresentaram o patrimônio líquido e as operações de créditos zeradas em algum período da análise. Ao final, formou-se uma amostra não probabilística composta por 490 cooperativas singulares pertencentes aos três sistemas, como evidenciado na Tabela 1.

TABELA 1
COMPOSIÇÃO DA AMOSTRA DO ESTUDO

Sistemas	Nº de cooperativas	%
Sicoob	357	72,86%
Sicred	108	22,04%
Unicred	25	5,10%
Total	490	100%

Fonte: Dados da pesquisa (2021)

As informações contábeis das cooperativas de crédito foram obtidas no portal do Banco Central do Brasil (2020a), a partir dos balancetes semestrais disponibilizados pelas instituições ao órgão normatizador. A análise compreendeu o período de 2015 a 2019. O objetivo consiste em traçar um parâmetro da *performance* dessas instituições nos últimos dez semestres disponíveis e assim proporcionar uma comparação temporal para os sistemas e as cooperativas singulares. Logo, os dados compreenderam os semestres de junho de 2015 (2015-1) a dezembro de 2019 (2019-2).

4.2. Variáveis estudadas

As variáveis utilizadas nesta pesquisa foram definidas a partir do sistema *PEARLS*. Optou-se pelo estudo do grupo de *Rates of return and costs* (taxas de retorno e custos), conforme apresentado por Bressan *et al.* (2010). As variáveis do estudo e sua forma de avaliação a partir do índice-padrão estão apresentadas no Quadro 3.

QUADRO 3

INDICADORES DE TAXAS DE RETORNO E CUSTOS

Sigla	Definição das variáveis dependentes	Objetivo	Interpretação
R1	$\frac{\text{Rendas de operações de crédito}}{\text{Média das operações de crédito}}$	Medir o rendimento da carteira de crédito.	Quanto maior, melhor.
R2	$\frac{\text{Renda líquida de investimento financeiro}}{\text{Investimento financeiro médio}}$	Medir o rendimento dos investimentos financeiros.	Quanto maior, melhor.
R3	$\frac{\text{Despesas de depósito a prazo}}{\text{Depósitos a prazo}}$	Medir o custo dos depósitos a prazo.	Quanto menor, melhor.
R4	$\frac{\text{Desp. de obrigações por empréstimos e repasses}}{\text{Obrigações por empréstimos e repasses médio}}$	Medir o custo dos fundos de empréstimos.	Quanto menor, melhor.
R5	$\frac{\text{Margem bruta}}{\text{Ativo total médio}}$	Medir a margem de renda bruta gerada em relação ao ativo total médio.	Quanto maior, melhor.
R6	$\frac{\text{Despesas operacionais}}{\text{Ativo total médio}}$	Medir o custo associado com o gerenciamento de todos os ativos.	Quanto menor, melhor.
R7	$\frac{\text{Sobras}}{\text{Ativo total médio}}$	Indicador de rentabilidade do ativo.	Quanto maior, melhor.
R8	$\frac{\text{Sobras}}{\text{Patrimônio líquido ajustado médio}}$	Indicador de rentabilidade do Patrimônio Líquido.	Quanto maior, melhor.
R9	$\frac{\text{Resultado da intermediação financeira}}{\text{Receita operacional}}$	Medir o resultado das atividades de intermediação financeira.	Quanto maior, melhor.
R10	$\frac{\text{Sobras}}{\text{Receita operacional}}$	Medir a quantidade de sobra gerada em relação às receitas operacionais.	Quanto maior, melhor.
R11	$\frac{\text{Rendas de prestação de serviços}}{\text{Despesas administrativas}}$	Medir o percentual das despesas administrativas cobertas pelas receitas de prestação de serviços.	Quanto maior, melhor.
R13	$\frac{\text{Despesas administrativas}}{\text{Ativo total médio}}$	Medir o percentual das despesas administrativas em relação ao ativo total.	Quanto menor, melhor.

Fonte: Adaptado de Bressan et al. (2010).

No que se refere ao cálculo dos indicadores do sistema *PEARLS* (taxas de retorno e custos), a razão entre despesas de gestão e despesas administrativas (R12) não foi analisada neste trabalho. Tendo em vista que esse índice depende de contas contábeis, que não estão disponíveis no balancete das cooperativas de crédito, conforme Banco Central do Brasil (2020a), e também não havia nenhuma conta

mais geral (até o nível três do balancete) que permitisse uma interpretação aproximada para esse indicador, houve a exclusão do indicador na análise.

4.3. Técnicas de análise e tratamento dos dados

Inicialmente, foi realizada a análise descritiva das variáveis por meio de medidas estatísticas, quais sejam: mínimo e máximo, média, mediana, desvio-padrão, coeficiente de variação, distribuição do conjunto de variáveis, entre outros. Posteriormente procedeu-se com a análise dos índices-padrão, a partir do grupo taxas de retorno e custos.

A construção dos índices-padrão pode levar em consideração medidas relacionadas à estatística descritiva, quais sejam: i) mediana: medida de tendência central; ii) decis: medida de separatrizes. A mediana é uma medida de localização do centro da distribuição de um conjunto de dados ordenados de forma crescente. Seu valor separa a série em duas partes iguais. Os decis são medidas de posição que dividem um conjunto de dados, ordenados de forma crescente, em 10 partes iguais (FÁVERO; BELFIORE, 2017).

Desse modo, poderá ser aplicado um tratamento estatístico dos indicadores, com a finalidade de apurar um valor-padrão representativo da distribuição, desenvolvido por meio do cálculo de decis e quartis. Essas medidas são bastante utilizadas pelos analistas de mercado para definir índices-padrão, que serão utilizados na avaliação das várias demonstrações contábeis (ASSAF NETO, 2020). O Quadro 4 evidencia a classificação dos decis em relação aos tipos de indicadores.

Optou-se neste estudo por trabalhar com decis (Quadro 4), ou seja, valores que dividem o conjunto de dados ordenados (rol) em 10 (dez) partes iguais. Os atributos utilizados foram: i) deficiente, ii) razoável, iii) satisfatório, iv) bom e v) ótimo. Assim, para cada variável empregada no trabalho e para cada período estudado, foram construídos índices-padrão a partir de conjunto de cooperativas pertencentes aos sistemas Sicoob, Sicredi e Unicred.

QUADRO 4

CONCEITOS E NOTAS ATRIBUÍDOS AOS ÍNDICES SEGUNDO SUA POSIÇÃO RELATIVA

Índices do tipo "quanto maior, melhor"									
1º Decil $1 \leq 1^\circ$ N = 1	2º Decil $1^\circ < 1 \leq 2^\circ$ N = 2	3º Decil $2^\circ < 1 \leq 3^\circ$ N = 3	4º Decil $3^\circ < 1 \leq 4^\circ$ N = 4	5º <i>Decil</i> $4^\circ < 1 \leq 5^\circ$ N = 5	6º <i>Decil</i> $5^\circ < 1 \leq 6^\circ$ N = 6	7º Decil $6^\circ < 1 \leq 7^\circ$ N = 7	8º Decil $7^\circ < 1 \leq 8^\circ$ N = 8	9º Decil $8^\circ < 1 \leq 9^\circ$ N = 9	Teto $9^\circ < 1$ N = 10
Deficiente		Razoável		Satisfatório		Bom		Ótimo	
I = Valor do índice; N = Nota atribuída.									
Índices do tipo "quanto menor, melhor"									
1º Decil $1 \leq 1^\circ$ N = 10	2º Decil $1^\circ < 1 \leq 2^\circ$ N = 9	3º Decil $2^\circ < 1 \leq 3^\circ$ N = 8	4º Decil $3^\circ < 1 \leq 4^\circ$ N = 7	5º <i>Decil</i> $4^\circ < 1 \leq 5^\circ$ N = 6	6º <i>Decil</i> $5^\circ < 1 \leq 6^\circ$ N = 5	7º Decil $6^\circ < 1 \leq 7^\circ$ N = 4	8º Decil $7^\circ < 1 \leq 8^\circ$ N = 3	9º Decil $8^\circ < 1 \leq 9^\circ$ N = 2	Teto $9^\circ < 1$ N = 1
Ótimo		Bom		Satisfatório		Razoável		Deficiente	

Fonte: Elaborada com base em Matarazzo (2010) e Duarte e Lamounier (2007)

Após o cálculo dos índices-padrão e a atribuição dos conceitos, foi verificado se estatisticamente os grupos da amostra classificados conforme os sistemas nos quais as cooperativas estão vinculadas (Sicoob, Sicredi e Unicred) apresentam diferenças no comportamento dos indicadores. A fim de verificar essa diferença entre os sistemas, foram realizados testes estatísticos de diferença de médias. Primeiramente, verificou-se a normalidade dos indicadores a partir do teste de normalidade multivariada de Doornik-Hansen e do teste de assimetria e curtose para normalidade de cada variável. Após constatar que os dados não seguiam uma distribuição normal, aplicaram-se testes não paramétricos para verificar a distinção entre os grupos.

Os testes não paramétricos utilizados foram o teste Kruskal-Wallis e o teste de Mann-Whitney. O teste Kruskal-Wallis verifica se K amostras independentes provêm de populações com médias iguais (MARTINS; THEÓPHILO, 2009). Assim, o teste verifica se um dos grupos formados é diferente dos demais. Já o teste de Mann-Whitney testa a hipótese de duas amostras independentes possuírem igual distribuição (MORETTIN; BUSSAB, 2010; MARTINS; THEÓPHILO, 2009).

5. Apresentação e análise dos resultados

5.1. Análise descritiva

O presente estudo visa contribuir para o melhor entendimento das cooperativas de crédito quanto à sua posição de rentabilidade e aos custos no setor em que atuam, permitindo a comparação da instituição quanto aos melhores e piores rendimentos. Para isso, foram empregados os indicadores de *Rates of return and costs* (taxas de retorno e custos) do sistema *PEARLS*. Ressalta-se que gestões eficientes e aquelas que propiciem geração de retornos às cooperativas são capazes de contribuir para a construção de uma base de recursos, tendo em vista a expansão de futuros investimentos e a cobertura de possíveis necessidades de saídas de capital, potencializando, assim, a possibilidade de sobrevivência da cooperativa de crédito no mercado.

Nessa conjectura, a Tabela 2 apresenta a estatística descritiva dos indicadores de retornos e custos das cooperativas analisadas. Destaca-se que os indicadores R3, R4, R6 e R13 dizem respeito aos custos das cooperativas e pertencem à categoria “quanto menor, melhor”. Os demais índices retratam a rentabilidade das cooperativas no período de 2015-1 a 2019-2.

Observa-se que, no período de 2015-1 a 2019-2, as cooperativas de crédito brasileiras apresentaram um rendimento médio de suas carteiras (R1) de 14% em relação às suas operações de crédito, com variação de 30% dentro da amostra analisada. Neste indicador, o recomendável, conforme aponta a literatura, é manter um mínimo de 10% de rendimento (RICHARDSON, 2002), portanto as cooperativas estão, na média, apresentando rendimentos adequados no que tange às suas operações de crédito.

TABELA 2

ESTATÍSTICA DESCRITIVA DOS INDICADORES NO PERÍODO DE 2015-1 A 2019-2

	R1	R2	R3	R4	R5	R6	R7	R8	R9	R10	R11	R13
N	4900	4900	4847	2420	4900	4900	4900	4900	4900	4900	4900	4900
Mín.	0,03	-9,67	0,01	0	-0,14	0,01	-0,14	-1,12	0,18	-1,03	0,00	0,01
Máx.	0,51	1,62	0,30	28268,29	0,11	0,42	0,12	0,53	1,00	1,02	0,95	0,22
Mediana	0,13	0,01	0,05	0,16	0,01	0,09	0,01	0,06	0,64	0,12	0,30	0,04
Média	0,14	0,01	0,05	14,43	0,01	0,10	0,01	0,06	0,65	0,13	0,31	0,04
DP	0,04	0,17	0,02	575,48	0,01	0,04	0,01	0,06	0,12	0,13	0,17	0,02
CV	0,30	15,42	0,35	39,89	0,99	0,37	1,05	1,02	0,18	1,03	0,55	0,52

Nota: N = nº de observações; Mín. = Mínimo; Máx. = Máximo; DP = Desvio-padrão; CV = Coeficiente de Variação.

Fonte: Dados da pesquisa (2021)

Avaliando a rentabilidade dos investimentos financeiros (R2), em termos de mediana, as cooperativas analisadas apresentam 1% de rendimento. Com base em Richardson (2002), tal resultado indica uma *performance* deficiente, pois recomenda-se que este indicador apresente valores elevados. Destaca-se que este indicador apresentou alto coeficiente de variação, de 1.542%, ou seja, há uma grande variação em termos de perfil de rendimento dos investimentos entre as cooperativas da amostra, de tal forma que alguns apresentaram valores negativos, com o mínimo de -9,67. Portanto, trata-se de um ponto a ser avaliado nas análises subsequentes dos resultados da pesquisa.

Por sua vez, a rentabilidade bruta das cooperativas em relação ao ativo total médio (R5) também alcançou valores em termos de mediana de 1%, no entanto com variação de 99%. Trata-se de um indicador que deveria apresentar valores expressivos, pois são as margens de renda bruta que indicam o quanto se tem de recursos para cobrir as despesas e financiar um futuro aumento de capital (RICHARDSON, 2002; BRESSAN *et al.*, 2010). De modo similar ao R5, o indicador (R7) demonstra a rentabilidade em relação aos ativos, especificamente as sobras, evidenciando a situação dos ganhos e os recursos que podem vir a financiar o incremento de capital das cooperativas. Ressalta-se que o R5 foi em torno de 1% no período analisado, mas com coeficiente de variação de 105%. Os dois indicadores apresentaram valores mínimos negativos, evidenciando as possíveis diferenças de desempenho entre cooperativas, bem como indícios de cooperativas com baixo desempenho e outras com melhores *performances*.

Em relação ao patrimônio líquido, as sobras apresentadas pelas cooperativas (R8) demonstram uma melhor *performance*, com uma mediana de 6%, indicando

que mais da metade da amostra possui uma rentabilidade do patrimônio líquido ajustado maior que 6%. A rentabilidade do capital próprio apresenta maior eficiência quando comparada ao ativo, o que demonstra melhor utilização dos recursos próprios para gerar rendas, pagar custos e despesas e obter sobras.

Os indicadores (R9) e (R10) mensuram as taxas de retorno em relação à receita operacional e estão associados à atividade principal das cooperativas. O primeiro (R9) indica o resultado da intermediação financeira em relação à receita operacional no período. Em média, cerca de 65% da receita operacional é oriunda das atividades de intermediação financeira, ou seja, da principal atividade dessas instituições. Já quanto à avaliação das sobras em relação à receita operacional (R10), percebe-se que, em média, a margem é de 13%, com variação de 103% e mediana de 12%. Nesse caso, mais da metade das cooperativas da amostra possui uma margem acima de 12%.

Por fim, no que se refere ao retorno (R11), que, conforme Bressan *et al.* (2010), avalia o percentual de despesas administrativas que são cobertas pelas receitas de prestação de serviços, e, quanto maior esse valor, melhor é para as cooperativas, pois indica eficiência na gestão de suas despesas, a mediana indica que, em mais da metade dos dados, cerca de 30% das despesas administrativas são cobertas pelas receitas de serviços, sugerindo que a prestação de outros serviços pelas cooperativas é uma importante fonte de recursos para auxiliar na gestão dessas instituições.

Analisando os indicadores relativos aos custos das cooperativas, percebe-se que o custo médio dos depósitos a prazo (R3) das cooperativas de crédito analisadas é de 5%, com variação de 35% em relação à amostra. Essa taxa é a medida de proteção dos depósitos a prazo, da qual se espera que supere a inflação (RICHARDSON, 2002). No período analisado, segundo dados do IBGE (2021), a média de inflação acumulada no período de 2015 a 2019 foi de 5,6%, ou seja, as despesas de depósitos a prazo das cooperativas não conseguiram proteger plenamente os valores nominais desses depósitos. Assim, apesar de esse indicador ser classificado “quanto menor, melhor”, porque altas despesas com depósitos podem comprometer a saúde financeira da cooperativa, deve-se atentar à ressalva de Richardson (2002), que menciona que esse indicador não pode ser muito baixo para que a cooperativa não tire vantagens de seus associados.

Já o custo dos fundos de empréstimos (R4) apresentou uma mediana de 16% e o mais alto coeficiente de variação, de 3989%. Esse indicador ainda foi o que

apresentou a menor quantidade de informações na amostra analisada (2.420), pois em várias cooperativas não apresentaram informações sobre despesas de obrigações por empréstimos e repasses ou obrigações por empréstimos e repasses. Conforme Richardson (2002), a recomendação é a de que essa taxa seja menor ou igual que o indicador R3 (que mede o custo dos depósitos a prazo), porém, no caso dessa amostra, a mediana do R4 é superior à do R3.

O indicador (R6) evidencia a taxa de custo medida pela razão entre as despesas operacionais e o ativo médio total das cooperativas de crédito. Conforme destacado por Bressan *et al.* (2010), ele mensura o custo associado com o gerenciamento de todos os ativos da cooperativa, indicando o grau de eficiência ou ineficiência operacional, e deve ser menor que 10%. Observando as cooperativas em estudo, verifica-se que a média apresentada para este indicador foi de aproximadamente 10%, com variação de 37%, e com cooperativas alcançando taxas que variam de 1% a 42%. Na média, as cooperativas de crédito atendem ao proposto pela literatura, porém esse pode ser um ponto de atenção, visto que a redução das despesas operacionais pode proporcionar uma melhora na *performance* das instituições, sem comprometer o andamento adequado das operações da cooperativa.

Ao final, o indicador R13 indica a razão entre despesas administrativas e o ativo total médio, ou seja, os gastos necessários para que a cooperativa de crédito atenda às demandas dos seus cooperados de forma efetiva em comparação com sua estrutura de ativos. Em termos de mediana, em mais da metade da amostra essas despesas correspondem a mais de 4% do ativo, com variação de 52%. Em comparação com a rentabilidade do ativo (R7), a taxa de despesas administrativas (R13) foi maior no período analisado.

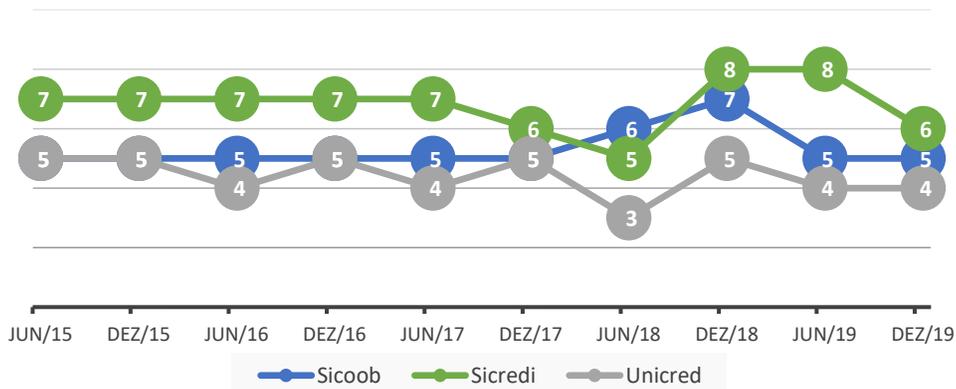
5.2. Análise dos índices-padrão das cooperativas de crédito

A fim de realizar um estudo comparativo das taxas de retorno e de custos, a partir do sistema *PEARLS*, utilizando as cooperativas singulares vinculadas aos sistemas Sicoob, Sicredi e Unicred, procedeu-se à análise dos índices-padrão, a partir dos indicadores que compõem esse grupo. Desse modo, a análise buscou demonstrar a situação de cada sistema em relação aos demais. A partir da Figura 1, observa-se uma média geral de todos os indicadores calculados dos três sistemas. Ao longo do período analisado, o sistema Sicredi apresentou, no geral, as melhores posições,

com exceção de junho/2018, enquanto o Unicred teve majoritariamente as notas mais baixas do grupo. Nota que, no geral para os três sistemas, houve predominância de nota 5, cuja classificação é satisfatória.

FIGURA 1

CLASSIFICAÇÃO DO GRUPO *RATES OF RETURN AND COSTS* (TAXAS DE RETORNO E CUSTOS) DO SISTEMA PEARLS



Fonte: Dados da pesquisa (2021)

As Tabelas 3 e 4 apresentam o desdobramento da análise apresentando os resultados por indicador, bem como o comportamento dos sistemas em cada um deles, avaliando a mediana do período.

Primeiramente, analisa-se a situação dos indicadores de retorno, que são classificados como do tipo “quanto maior, melhor” e cujos resultados encontram-se na Tabela 3. Esses indicadores foram divididos em decis e receberam uma nota de 1 a 10. A partir dessa nota, foram classificados conforme o seu desempenho em: deficiente (notas 1 e 2), razoável (notas 3 e 4), satisfatório (notas 5 e 6), bom (notas 7 e 8) e ótimo (notas 9 e 10).

Ao analisar as taxas de retorno (medianas) dos sistemas de cooperativas, considerando o período de 2015-1 a 2019-2, observa-se que as cooperativas do sistema Sicoob apresentaram desempenho “satisfatório” em todas as taxas de rentabilidade analisadas, enquadrando-se na mediana dos dados analisados. Os resultados do sistema Sicredi (que detém 22,04% de representatividade na amostra) se caracterizaram como “bom desempenho” em relação ao retorno de seus investimentos financeiros (R2) e à rentabilidade do patrimônio líquido (R8) e como

“ótimo” no que se refere à capacidade das suas rendas de serviços em cobrir suas despesas de administração (R11). Esse resultado vai de encontro aos achados de Vieira e Bressan (2017), os quais apresentaram as cooperativas do grupo Sicredi como as mais diversificadas, indicando que a estrutura sólida e tradicional do sistema proporciona às suas cooperativas a capacidade de fornecer uma maior variedade de produtos e serviços aos seus associados.

TABELA 3

CLASSIFICAÇÃO DOS ÍNDICES-PADRÃO DE TAXAS DE RETORNO, DISCRIMINADOS POR SISTEMA

Sistema	Mediana do Indicador	Nota	Desempenho
R1 = Rendas de operações de crédito/Operações de crédito média			
Sicoob	0,1273	6	Satisfatório
Sicredi	0,1262	5	Satisfatório
Unicred	0,1256	5	Satisfatório
R2 = Renda líquida de investimento financeiro/Investimento financeiro médio			
Sicoob	0,0058	5	Satisfatório
Sicredi	0,0278	8	Bom
Unicred	-0,0051	4	Razoável
R5 = Margem Bruta/Ativo Total Médio			
Sicoob	0,0145	6	Satisfatório
Sicredi	0,0143	6	Satisfatório
Unicred	0,0089	4	Razoável
R7 = Sobras/Ativo total médio			
Sicoob	0,0136	6	Satisfatório
Sicredi	0,0133	6	Satisfatório
Unicred	0,0089	4	Razoável
R8 = Sobras/Patrimônio líquido ajustado médio Contas			
Sicoob	0,0589	5	Satisfatório
Sicredi	0,0760	7	Bom
Unicred	0,0549	5	Satisfatório
R9 = Resultado da intermediação financeira/Receita operacional			
Sicoob	0,6446	5	Satisfatório
Sicredi	0,6525	6	Satisfatório
Unicred	0,6072	4	Razoável
R10 = Sobras/Receita operacional			
Sicoob	0,1312	6	Satisfatório
Sicredi	0,1110	5	Satisfatório
Unicred	0,0956	4	Razoável
R11 = Rendas de prestação de serviços/Despesas administrativas			
Sicoob	0,2718	5	Satisfatório
Sicredi	0,4766	9	Ótimo
Unicred	0,1737	3	Razoável

Fonte: Dados da pesquisa (2021)

Em relação aos indicadores de retorno, tem-se que somente o sistema Unicred apresentou desempenho inferior à mediana, alcançando, na maioria dos indicadores, classificação “razoável”. Assim, tem-se que o sistema Unicred, que representa 5,6% da amostra, tipificou-se como “razoável” no que se refere aos indicadores de retorno frente aos demais sistemas, equiparando-se ao sistema Sicoob apenas no índice de rentabilidade do patrimônio líquido (R8), cujo desempenho foi “satisfatório”.

Analisando os pormenores, constata-se que as cooperativas de crédito dos sistemas Sicoob, Sicredi e Unicred apresentaram, no período analisado, desempenho satisfatório no que tange ao rendimento de suas carteiras de crédito (R1). Todos os sistemas apresentaram medianas de aproximadamente 13% de taxa de retorno para suas operações de crédito. Assim, metade dos indicadores calculados para as cooperativas da amostra alcançou um desempenho “satisfatório” e acima de “satisfatório” no período analisado.

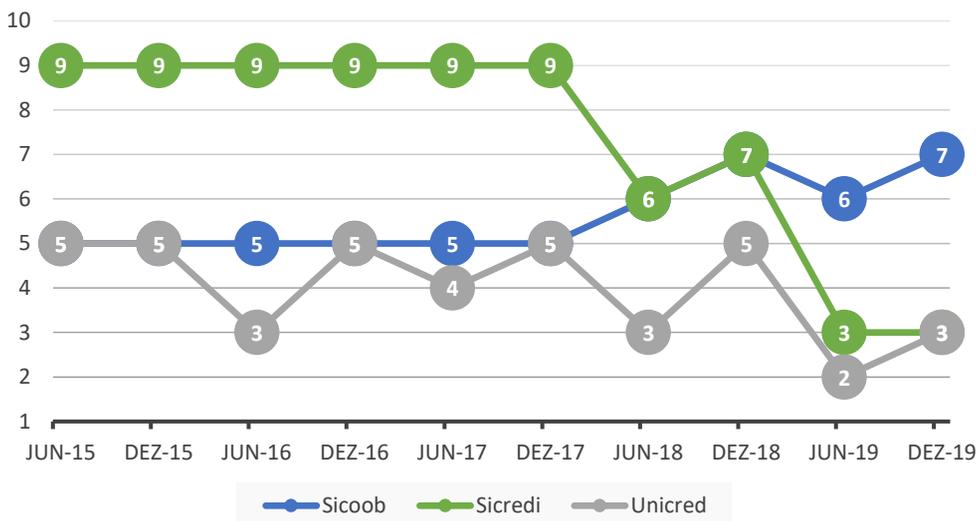
Os indicadores que apresentaram perfis de rentabilidade diferentes entre os sistemas são aqueles em que o sistema Sicredi se destacou. O R2 ou renda líquida dos investimentos financeiros, foi o indicador que apresentou o maior coeficiente de variação da amostra, porém foi onde as cooperativas do sistema Sicredi alcançaram rentabilidade em torno de 2,78% em termos de mediana, obtendo um “bom” desempenho. Como pode ser verificado na Figura 2, em seis períodos analisados (junho/2015 a dezembro/2017), o sistema Sicredi apresentou um desempenho “ótimo” quanto ao rendimento dos investimentos financeiros, porém sofreu reduções no desempenho desse indicador, terminando dezembro/2019 com uma classificação de “razoável”.

Por outro lado, o sistema Unicred apresentou, no geral, uma *performance* “razoável” no índice de renda líquida dos investimentos financeiros (R2), com rentabilidade negativa em termos de mediana em vários períodos. Ao longo do tempo, esse indicador sofreu oscilações quanto à classificação no sistema Unicred, saindo de um desempenho “satisfatório” em junho/2015 para um desempenho “razoável” em dezembro/2019, ou seja, queda na *performance* do indicador ao longo do tempo. Este é um ponto importante a ser considerado pelos gestores das cooperativas desse sistema, visto que os retornos de seus investimentos podem contribuir para a disponibilidade de recursos para aplicação na *performance* da cooperativa. Por último, quanto ao R2, destaca-se o sistema Sicoob, que foi o que

apresentou menos oscilações ao longo do período e que teve uma melhora no desempenho, saindo de uma posição “satisfatória” em junho/2015 para uma posição “boa” em dezembro/2019 (Figura 2).

FIGURA 2

CLASSIFICAÇÃO MÉDIA DOS SISTEMAS NO PERÍODO DE 2015-1 A 2019-2 PARA O INDICADOR R2



Fonte: Dados da pesquisa (2021).

De modo semelhante, no indicador de rentabilidade do patrimônio líquido (R8), as cooperativas do sistema Sicredi apresentaram “bom” desempenho, sendo esse acima de 70% das cooperativas analisadas, pois obteve 7,6% de rentabilidade do patrimônio líquido ajustado. Em outras palavras, o Sicredi apresentou melhor retorno do capital próprio no período analisado. Por fim, outro indicador de destaque para o sistema Sicredi foi o R11, estando acima de 90% das cooperativas, evidencia que suas receitas com prestação de serviços apresentam melhor cobertura de suas despesas administrativas, apontando, conseqüentemente, uma gestão mais eficiente para as cooperativas do Sicredi em sua operação.

A Tabela 4 apresenta o desempenho dos indicadores de custos para cada um dos sistemas analisados. No que corresponde às taxas de custos, conforme evidencia a Tabela 4, o sistema Sicoob novamente apresentou desempenho “satisfatório” para todos os indicadores de custos.

Contudo, no sistema Sicred, destaque em alguns pontos em termos de rentabilidade, quando comparado aos indicadores de custos dos demais sistemas cooperativos, percebe-se uma oscilação significativa do comportamento. Em razão do ativo médio (R13), as despesas administrativas apresentaram um “bom” desempenho, porém, no que tange a depósitos a prazo (R3), o desempenho caiu para “satisfatório”, reduzindo ainda mais. Observando-se a gestão das despesas operacionais (R6) frente ao ativo e o custo dos fundos de empréstimos (R4), esses apresentam desempenho abaixo da mediana, com *status* “razoável”. Os resultados demonstram que o desempenho do Sicredi em relação aos custos não é tão eficiente quando comparado aos os seus retornos e frente aos demais sistemas (Tabela 4).

TABELA 4

CLASSIFICAÇÃO DOS ÍNDICES-PADRÃO DE TAXAS DE CUSTOS, DISCRIMINADO POR SISTEMA.

Sistema	Mediana do indicador	Nota	Desempenho
R3 = Despesas de Depósito a prazo/Depósitos a prazo			
Sicoob	0,0497	5	Satisfatório
Sicredi	0,0448	6	Satisfatório
Unicred	0,0432	6	Satisfatório
R4 = Despesas de Obrigações por empréstimos e repasses/ Obrigações por empréstimos e repasses médio			
Sicoob	0,0775	6	Satisfatório
Sicredi	0,4917	4	Razoável
Unicred	0,0386	8	Bom
R6 = Despesas Operacionais/Ativo Total Médio			
Sicoob	0,0905	6	Satisfatório
Sicredi	0,1074	4	Razoável
Unicred	0,0770	8	Bom
R13 = Despesas administrativas/Ativo total médio			
Sicoob		0,0411	5
Sicredi		0,0336	7
Unicred		0,0356	6

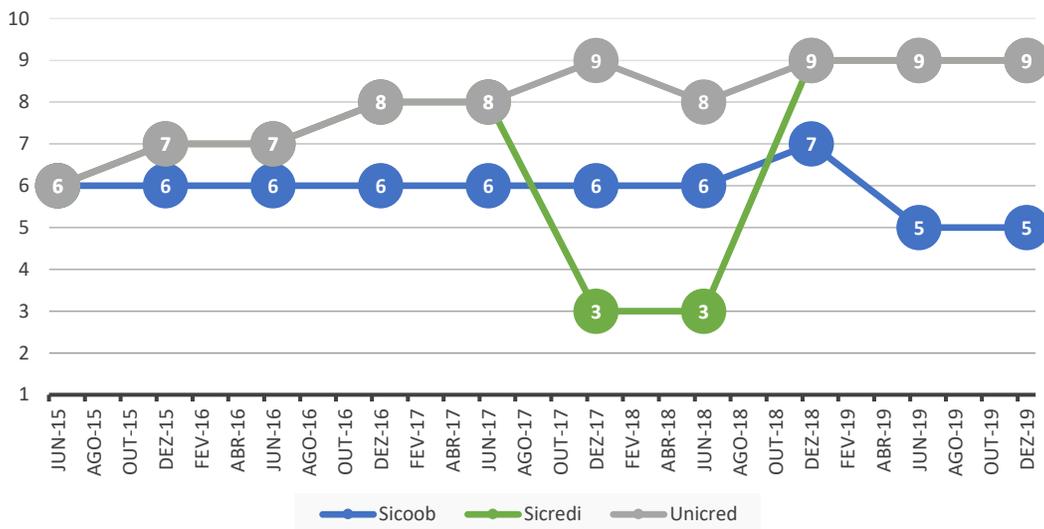
Fonte: Dados da pesquisa (2021)

Ao analisar especificamente o indicador de relação entre despesas operacionais e ativo total (R6), ao longo dos 10 semestres, nota-se uma melhor *performance* do sistema Unicred frente aos demais sistemas, em todos os semestres analisados,

saindo de uma posição satisfatória em junho/2015 para uma posição ótima em dezembro/2019. Essa *performance* foi parcialmente acompanhada pelo sistema Sicrodi, que apresentou desempenho semelhante, exceto para os semestres de junho/2017 e junho/2018. Já o sistema Sicoob pouco oscilou ao longo do período, tendo classificação satisfatória tanto em junho/2015 quanto em dezembro/2019 (Figura 3).

FIGURA 3

CLASSIFICAÇÃO MÉDIA DOS SISTEMAS NO PERÍODO DE 2015-1 A 2019-2 PARA O INDICADOR R6



Fonte: Dados da pesquisa (2021).

Ademais, o sistema Unicred demonstrou desempenho “satisfatório” na gestão dos custos de depósito a prazo (R3) e das despesas administrativas (R13), classificando-se como “bom” no que tange às suas taxas de obrigações por empréstimos e repasses (R4) e às suas despesas operacionais (R6). Tais resultados ressaltam a necessidade de atenção do sistema em relação às suas despesas com depósitos e às suas despesas administrativas. Conforme Bressan *et al.* (2010), as despesas administrativas das cooperativas devem ser suficientes para atender com efetividade às demandas dos cooperados. Ou seja, não é interessante que elas sejam superestimadas para não comprometer a estabilidade da cooperativa.

5.3. Análise comparativa dos sistemas cooperativistas

A fim de verificar as diferenças entre os indicadores de taxas de retorno e de custos calculados para cada um dos sistemas, optou-se pela realização de testes estatísticos não paramétricos, quais sejam: teste Kruskal-Wallis e teste de Mann-Whitney. Para definir o uso desses testes, foram realizados testes de normalidade nas variáveis utilizadas. Assim, por meio dos testes de normalidade multivariada de Doornik-Hansen e de assimetria e curtose, foi observado que as variáveis não seguiam uma distribuição normal, confirmando a necessidade de utilização de testes não paramétricos.

Desse modo, o teste de Kruskal-Wallis analisou os três sistemas conjuntamente em cada variável, no período de 2015-1 a 2019-2, conforme apresentado na Tabela 5. Observa-se que, para um nível de significância de 5%, rejeita-se a hipótese nula do teste para todas as variáveis, com exceção de R1 (Rendas de operações de crédito/Operações de crédito média). Desse modo, é possível afirmar que os sistemas apresentaram diferenças entre si de forma conjunta nas variáveis analisadas, exceto para a variável R1.

TABELA 5
TESTES DE KRUSKAL-WALLIS PARA VERIFICAR AS DIFERENÇAS ENTRE OS SISTEMAS

Variáveis	R1	R2	R3	R4	R5	R6	R7	R8	R9	R10	R11	R13
Estatística χ^2	5,353	313,798	69,634	192,463	73,399	263,169	56,089	139,848	63,525	39,999	1144,838	203,1
Valor-p	0,0688	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001

Fonte: Dados da pesquisa (2021)

Em virtude desse resultado, a fim de identificar se para R1 (Rendas de operações de crédito/Operações de crédito média) algum grupo se diferenciava dos demais, utilizou-se o teste de Mann-Whitney, que compara a distribuição de dois grupos de cada vez. Logo, como evidenciado na Tabela 6, o teste de Mann-Whitney indicou que não há diferenças estatísticas entre o sistema Sicoob e o sistema Sicredi para a variável R1, bem como entre o Sicredi e o Unicred. Existem diferenças apenas entre os sistemas Sicoob e Unicred, considerando o nível de significância de 5%.

TABELA 6

TESTES DE MANN-WHITNEY PARA VERIFICAR AS DIFERENÇAS ENTRE OS SISTEMAS

Variáveis	Sistemas	Teste de Mann-Whitney Estatística Z	Valor-p
R1	Sicoob - Sicredi	0,277	0,7818
	Sicredi - Unicred	1,903	0,0571
	Sicoob - Unicred	2,348	0,0189

Fonte: Dados da pesquisa (2021)

Os resultados dos testes aplicados demonstram que, de forma geral, existem diferenças estatísticas entre as variáveis, sinalizando que esses sistemas possuem um comportamento distinto de atuação quanto às suas perspectivas de taxas de rentabilidade e de custos. Assim, os resultados estatísticos validam as análises de comparações e diferenças realizadas.

6. Conclusão

Este estudo analisou a estrutura de índices-padrão dos indicadores de rentabilidade e os custos das cooperativas de crédito pertencentes aos sistemas Sicoob, Sicredi e Unicred no período de junho/2015 a dezembro/2019. Para isso, foram utilizados os indicadores de taxas de retorno e de custos do sistema *PEARLS*, a fim de possibilitar um melhor entendimento das características que envolvem as cooperativas de crédito, bem como para construir uma análise comparativa por meio da metodologia de índice-padrão.

No total foram analisados doze indicadores, sendo oito referentes a taxas de retorno e quatro a taxas de custos. As análises compreenderam informações de 490 cooperativas de crédito singulares, dos três maiores sistemas do SNCC. Assim, para fins de interpretação dos índices-padrão, adotou-se para os indicadores de retorno a classificação do tipo “quanto maior, melhor” e, para os indicadores de custos, a classificação “quanto menor, melhor”.

Os resultados permitiram uma análise consistente em termos de comparação, tendo em vista uma quantidade relevante de cooperativas, uma vez que os três sistemas representam cerca de 61% das cooperativas singulares do país em 2019.

A partir da análise de desempenho geral, considerando todos os indicadores de retorno, percebe-se que o sistema Sicredi apresentou o melhor desempenho, sendo classificado como “bom” frente aos demais sistemas. Por outro lado, os sistemas Sicoob e Unicred foram classificados como “satisfatório”. Os achados chamam a atenção para o sistema Sicredi, que, apesar de não possuir o maior número de cooperativas filiadas, demonstra uma melhor *performance* em relação aos seus retornos.

Todavia, ressalta-se que as cooperativas de crédito não possuem fins lucrativos e, por isso, não têm como finalidade a maximização de suas sobras. No entanto, as sobras podem ser consequência de uma gestão que conseguiu atender de forma eficiente seus associados e, adicionalmente, gerar um excedente de sua renda que poderá ser distribuído ou aplicado em suas atividades. Desse modo, as sobras são relevantes, desde que não comprometam a prestação de serviços aos associados, tanto poupadores como tomadores de empréstimos.

Já no que se refere aos indicadores de custos, não houve um sistema que apresentasse desempenho superior, dado que o sistema Sicoob apresentou desempenho “satisfatório” em todos os índices e que os demais sistemas tiveram oscilações em suas classificações. Esse fato chama a atenção para a questão dos custos nas cooperativas de crédito, que, apesar do desejo de não ter altos custos, não pertence à natureza econômica dessas instituições a busca por custos extremamente reduzidos, visto que esses podem afetar a capacidade de prestar serviços adequados aos seus associados.

No entanto, como se trata de cooperativas que possuem uma escala de atuação bem menor, quando comparadas às instituições bancárias, é preciso destacar que os seus custos podem ser determinantes para a sobrevivência no mercado financeiro. Dessa forma, destaca-se a necessidade de uma gestão mais atenta aos custos dessas instituições.

Acredita-se que esse trabalho contribuiu para o melhor entendimento das taxas de rentabilidade e de custos das cooperativas singulares, permitindo a comparação e avaliação do desempenho dos sistemas Sicoob, Sicredi e Unicred. Em relação às limitações, destaca-se a dificuldade de calcular alguns indicadores de custos e retornos, conforme proposto pelo sistema *PEARLS*, uma vez que as informações disponibilizadas pelo Bacen não possuem todo o detalhamento necessário, sendo realizadas algumas adaptações.

Por fim, para pesquisas futuras, sugere-se verificar os índices-padrão para os demais grupos de indicadores do sistema *PEARLS*, realizando comparações entre todos os sistemas, assim como a inclusão de cooperativas independentes. Adicionalmente, indica-se realizar comparações entre critérios de associação e estado de origem, visando verificar se há existência de desempenhos distintos.

Referências

ASSAF NETO, A. **Finanças corporativas e valor**. São Paulo: Atlas, 2014.

ASSAF NETO, A. **Estrutura e análise de balanços**: um enfoque econômico-financeiro. 12. ed. São Paulo: Atlas, 2020.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relação de Instituições em Funcionamento no País**: sedes de cooperativas de crédito sob a supervisão do BACEN, em funcionamento no país. Brasília, DF: Bacen, 2019a. Disponível em: https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/relacao_instituicoes_funcionamento. Acesso em: 21 out. 2020.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Panorama do Sistema Nacional de Crédito Cooperativo**: Data-base dezembro/2019. Brasília, DF: Bacen, 2019b. Disponível em: https://www.bcb.gov.br/content/estabilidadefinanceira/coopcredpanorama/panorama_cooperativas_sncc_2019.pdf. Acesso em: 27 mar. 2021.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Balancetes e Balanços Patrimoniais (Transferência de arquivos)**. Brasília, DF: Bacen, 2020a. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/acessoinformacao/legado?url=https:%2F%2Fwww4.bcb.gov.br%2Ffis%2Fcosif%2Fbalancetes.asp>. Acesso em: 30 set. 2020.

BARROSO, M. F. G.; BIALOSKORSKI Neto, S. Análise do spread da intermediação financeira em cooperativas de crédito (Analysis of the Financial Intermediation Spread in Credit Cooperatives). **Contabilidade Vista & Revista**, v. 23, n. 3, 2012.

BEUREN, I. M.; LONGARAY, A. A.; RAUPP, F. M.; SOUSA, M. A. B.; COLAUTO, R. D.; PORTON, R. A. B. **Como elaborar trabalhos monográficos em contabilidade**: teoria e prática. 3. ed. São Paulo: Atlas, 2012.

BITTENCOURT, W. R.; BRESSAN, V. G. F.; GOULART, C. P.; BRESSAN, A. A.; COSTA, D. R. D. M.; LAMOUNIER, W. M. Rentabilidade em bancos múltiplos e cooperativas de crédito brasileiras. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 21(SPE), p. 22-40, 2017.

BRASIL. Lei nº 5.764, de 16 de dezembro de 1971. Define a Política Nacional de Cooperativismo, institui o regime jurídico das sociedades cooperativas, e dá outras providências. **Diário Oficial da União**: Brasília, 1971. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/l5764.htm. Acesso em: 20 mar. 2021.

BRESSAN, V. G. F.; BRAGA, M. J.; BRESSAN, A. A.; DE ANDRADE RESENDE FILHO, M. Uma proposta de indicadores contábeis aplicados às cooperativas de crédito brasileiras. **Revista Contabilidade e Controladoria**, v. 2, n. 3, 2010.

BRESSAN, V. G. F.; BRAGA, M. J.; BRESSAN, A. A.; DE ANDRADE RESENDE FILHO, M. Uma aplicação do sistema PEARLS às cooperativas de crédito brasileiras. **Revista de Administração**, v. 46, n. 3, p. 258-274, 2011.

BRESSAN, V. G. F.; BRESSAN, A. A.; OLIVEIRA, P. H. M.; BRAGA, M. J. Quais indicadores contábeis financeiros do sistema PEARLS são relevantes para análise de insolvência das cooperativas centrais de crédito no Brasil? **Contabilidade Vista & Revista**, v. 25, n. 1, p. 74-98, 2014.

CUNHA, P. V. S.; de OLIVEIRA, W. C.; GOZER, I. C. Análise de desempenho das cooperativas de crédito do estado de Santa Catarina: aplicação do sistema Pearls. **Revista de Ciências Empresariais da UNIPAR**, v. 17, n. 1, 2016.

DIEL, F. J.; DIEL, E. H.; SCHULZ, S. J.; CHIARELLO, T. C.; da SILVA, T. P. Análise da eficiência econômico-financeira das empresas pertencentes ao agronegócio brasileiro. **Contextus: Revista Contemporânea de Economia e Gestão**, v. 12, n. 2, p. 116-133, 2014. DOI: <https://doi.org/10.19094/contextus.v12i2.32180>.

DUARTE, H. C. F.; LAMOUNIER, W. M. Análise financeira de empresas da construção civil por comparação com índices-padrão. **Enfoque: reflexão contábil**, v. 26, n. 2, p. 9-28, 2007.

FÁVERO, L. P.; BELFIORE, P. **Manual de análise de dados**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2017.

FERREIRA, M. A. M.; GONÇALVES, R. M. L.; BRAGA, M. J. Investigação do desempenho das cooperativas de crédito de Minas Gerais por meio da Análise Envoltória de Dados (DEA). **Economia Aplicada**, v. 11, n. 3, p. 425-445, 2007.

MARTINS, G. A.; THEÓPHILO, C. R. **Metodologia da Investigação Científica para Ciências Sociais Aplicadas**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2009.

MATARAZZO, D. C. **Análise financeira de balanços**: abordagem gerencial. São Paulo: Atlas, 2010.

MORETTIN, P. A.; BUSSAB, W. O. **Estatística Básica**. 6. ed. São Paulo: Saraiva, 2010.

OU, J. A.; PENMAN, S. H. Financial statement analysis and the prediction of stock returns. **Journal of accounting and economics**, v. 11, n. 4, p. 295-329, 1989.

PENMAN, S. **Análise das demonstrações financeiras e security valuation**. Trad. Arlete Simille. Rio de Janeiro: Elsevier, 2013.

PORTAL COOPERATIVISMO FINANCEIRO. **Dados consolidados do cooperativismo financeiro no Brasil**. Vitória: Bicoop, 2021. Disponível em: <https://www.bicoop.com.br/portal/relatorio/cooperados>. Acesso em: 13 mar. 2021.

RIBEIRO, M. G. C.; MACEDO, M. A. S.; MARQUES, J. A. V. C. Análise da relevância de indicadores financeiros e não financeiros na avaliação de desempenho organizacional: um estudo exploratório no setor brasileiro de distribuição de energia elétrica. **Revista de Contabilidade e Organizações**, v. 6, n. 15, p. 60-79, 2012.

RICHARDSON, D. C. PEARLS monitoring system. **Toolkit**, World Council of Credit Unions, n. 4, 2002. Disponível em: www.coopdevelopmentcenter.coop/publications/WOCCU%20Files/pearlsvol4.pdf. Acesso em: 28 maio 2008.

RICHARDSON, D. C. PEARLS monitoring system. **Pearls**, World Council of Credit Unions, n. 1, 2009. Disponível em: <http://aranikonamuna.com.np/uploads/pearls1.pdf>. Acesso em: 21 mar. 2021.

SICOOB – SISTEMA DE COOPERATIVAS DO BRASIL. **O que é o Sicoob**. [S. l.]: Siccob, 2021. Disponível em: <https://www.sicoob.com.br/web/sicoob/sistema-sicoob>. Acesso em: 21 mar. 2021.

SICRED – SISTEMA DE CRÉDITO COOPERATIVO. **Prazer, somos o Sicredi**. Porto Alegre: Sicred, 2021. Disponível em: <https://www.sicredi.com.br/site/sobre-nos/>. Acesso em: 21 mar. 2021.

SILVA, J. P. **Análise financeira das empresas**. 13. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2016.

SMITH, D. J. A Theoretic Framework for the Analysis of Credit Union Decision Making. **Journal of Finance**, v. 39, n. 4, p. 1155-1168, 1984.

UNICRED – SISTEMA UNICRED. **Sobre nós**. Criciúma: Unicred, 2021. Disponível em: <https://www.unicred.com.br/centrosul/institucional/sistema-unicred/a-unicred>. Acesso em: 21 mar. 2021.

VASCONCELOS, R. D. **Identificação de indicadores econômico-financeiros para análise de cooperativas de crédito, singulares ou centrais**. Belo Horizonte: Departamento de Supervisão Indireta e Gestão da Informação (DESIG), Banco Central do Brasil, 2006.

VIEIRA, L. K.; BRESSAN, V. G. F. **Estrutura de Diversificação das Cooperativas de Crédito Brasileiras**. Prêmio ABDE-BID: Edição 2017. 1. ed. Rio de Janeiro: ABDE Editorial, 2017.

VILELA, D. L.; NAGANO, M. S.; MERLO, E. M. Aplicação da análise envoltória de dados em cooperativas de crédito rural. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 11, n. spe2, p. 99-120, 2007.

WESTLEY, G. D.; SHAFFER, S. Credit union policies and performance in Latin America. **Journal of Banking & Finance**, v. 23, n. 9, p. 1303-1329, 1999.

Prêmio ABDE-BID 2021

COORDENAÇÃO EDITORIAL

Bruna Araújo

Thais Sena Schettino

Jader Moraes

Kesia Braga

PROJETO GRÁFICO

Verbo Arte Design

EDITORAÇÃO ELETRÔNICA

Letra e Imagem

REVISÃO DE TEXTOS

Priscilla Morandi

Thomas Campos

POR UM DESENVOLVIMENTO SUSTENTÁVEL E INCLUSIVO

O Prêmio ABDE-BID completa sua primeira infância. Com oito anos de existência, a iniciativa tem cumprido seu papel de estimular a reflexão acerca dos desafios do desenvolvimento, por meio do incentivo à pesquisa e à elaboração de artigos científicos, fomentando uma necessária e virtuosa aproximação entre instâncias acadêmicas, órgãos públicos, setor privado, instituições do Sistema Nacional de Fomento (SNF) e do Sistema Financeiro Nacional.

Dar esses primeiros passos foi desafiador e se tornou ainda mais diante das transformações recentes em que o Brasil e o mundo vêm passando. Nesse contexto, a premiação tem contribuído para a disseminação de conhecimento sobre a agenda de desenvolvimento sustentável – prioridade da ABDE, permitindo disseminar o conhecimento e congregando esforços de diversos segmentos da sociedade em prol da construção dos caminhos para o desenvolvimento sustentável e inclusivo no Brasil.

O presente livro é mais um produto da bem-sucedida parceria entre a ABDE e o BID, com apoio da OCB, que só se torna possível porque pesquisadores, de várias orientações, continuam trabalhando para trazer luz ao enfrentamento dos desafios brasileiros. Foram recebidos 43 artigos, de quase todas as regiões do Brasil. Aos parceiros e autores, nosso agradecimento por acreditarem nessa iniciativa.

Diante da novidade do tema Diversidade na edição desse ano e das reflexões advindas das transformações pelas quais o mundo passa, vale destacar que cresceu a participação feminina no conjunto de artigos vencedores da edição deste ano. Várias pesquisadoras figuram como autoras principais dos artigos, bem como houve equilíbrio de gênero quando consideramos o total de autores premiados nesta edição. São provas de que estamos no caminho certo. Boa leitura.

Jeanette Lontra

PRESIDENTE DA ABDE