

Os impactos econômicos da difusão de sistemas agroflorestais no Brasil

Alexandre Gori Maia♣; Gabriela dos Santos Eusébio♣; Maria do Carmo Ramos Fasiaben♦; André Steffens Moraes♣; Eduardo Delgado Assad♦; Vanessa Silva Pugliero♦

Resumo

A difusão de sistemas agroflorestais está entre as ações prioritárias do plano de redução das emissões de carbono no Brasil, mas seus impactos econômicos ainda são pouco conhecidos. Nós avaliamos os impactos da difusão de sistemas agroflorestais no rebanho bovino e no valor total da produção agropecuária dos municípios brasileiros. As análises baseiam-se em modelos para dados de painel com informações municipais dos censos agropecuários de 2006 e 2017. Nossa estratégia empírica controla por potenciais fontes de vieses associadas à dependência espacial (modelos espaciais), omissão de fatores não observáveis que são constantes no tempo (estimadores de efeitos fixos) e à potencial endogeneidade da difusão de sistemas agroflorestais (estimadores de variáveis instrumentais). As análises consideram ainda impactos diferenciados para os diferentes cultivos integrados e por bioma. Os resultados destacam que a difusão de sistemas agroflorestais possui impactos positivos e relevantes na taxa de lotação (aumento do número de cabeças de bovinos/área de pastagem), além de estimular a substituição da pecuária por atividades que agregam maior valor à produção (redução do rebanho no município). Os impactos mais positivos no aproveitamento da pastagem e no valor da produção ocorrem no bioma Mata Atlântica e quando a difusão de sistemas agroflorestais está associada ao cultivo de soja.

Palavras-chave: Integração lavoura-pecuária-floresta, bovinocultura, produtividade agrícola, modelo para dados em painel.

The economic impacts of the diffusion of agroforestry in Brazil

Abstract

The diffusion of agroforestry systems is among the priority actions of the plan to reduce carbon emissions in Brazil, but its economic impacts are still poorly understood. We evaluate the net impacts of the diffusion of agroforestry systems on the cattle herd and on the total value of agricultural production in Brazilian municipalities. Our analyses are based on panel data models using municipal information from the 2006 and 2017 Agricultural Censuses. Our empirical strategy controls for potential sources of biases associated with spatial dependence (spatial models), omission of unobservable factors that are constant over time (fixed effects estimators) and the potential endogeneity of the diffusion of agroforestry systems (instrumental variables estimators). Our analyses also consider that the impacts may differ by crops used in the integrated system and biome. Our results highlight that the diffusion of agroforestry systems had positive and relevant impacts on the stocking rate (increase in the number of cattle heads / pasture area) as it may have also stimulated the shift from livestock to other activities with greater gross added value (reduction of cattle herd in the municipality). The largest positive impacts occur when in the Atlantic Forest biome and when the diffusion of agroforestry systems is associated with soybean cultivation.

Keywords: Integrated crop-livestock-forestry, cattle farming, agricultural productivity, panel data models.

Área ANPEC: 11 - Economia Agrícola e do Meio Ambiente

JEL: O13; Q15; Q23

♣ Núcleo de Economia Aplicada, Agrícola e do Meio Ambiente (NEA+), Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP).

♦ Embrapa Informática Agropecuária (CNPTIA).

♣ Embrapa Soja (CNPS).

1. Introdução

Os sistemas agroflorestais (SAFs) tem atraído crescente interesse nas políticas de desenvolvimento agrícola no Brasil (MAPA, 2012). Desde que adequadamente implementada, a integração de espécies arbóreas, cultivos agrícolas e pecuária teria o potencial de maximizar a produção agrícola conservando os recursos ambientais (Balbino et al., 2011; Nair, 1984). Entre os benefícios ambientais estariam a recuperação de áreas degradadas, manutenção e reconstituição da cobertura florestal, conservação dos recursos hídricos e edáficos, fixação de carbono e nitrogênio no solo, reciclagem de nutrientes, biorremediação do solo, e provisão de uma série de outros serviços ecossistêmicos (de Moraes et al., 2014; Gnonlonfoun et al., 2019; Koch et al., 2019; Schembergue et al., 2017; Thamo et al., 2017). Entre os benefícios na produção agrícola, estariam o aumento da produtividade por área de cultivo, promoção e geração de emprego e renda, além da adoção de boas práticas agropecuárias e adequação da unidade produtiva à legislação ambiental (Cortner et al., 2019; Costa et al., 2018; Gasparini et al., 2017).

No Brasil, os SAFs têm sido praticados com mais intensidade desde a década de 1980, sobretudo por pequenos produtores (Schembergue et al., 2017). Mais recentemente, a agenda mundial em torno da sustentabilidade tem impulsionado a propagação dos sistemas de integração lavoura-pecuária-floresta, em grande parte fomentada pela Organização das Nações Unidas e sua proposição de “Objetivos de Desenvolvimento Sustentável” – ODS (Pereira, 2019). No Brasil, o Plano ABC (Agricultura de Baixa Emissão de Carbono) - no âmbito da Política Nacional sobre Mudança do Clima (PNMC) e em atendimento ao compromisso voluntário de redução de emissões assumido pelo Brasil na 15ª Conferência das Partes (COP15) -, prevê a expansão da área utilizada com SAFs em quatro milhões de hectares de 2010 a 2020. Estima-se que isso represente, para o período, uma redução das emissões de gases de efeito estufa (GEE) de 18 a 22 milhões de toneladas de CO₂ equivalente, cerca de 13% da meta total de redução de emissões brasileiras pela agricultura no período (MAPA, 2012). Mas, segundo os dados autodeclarados dos Censos Agropecuários, o Brasil já teria ultrapassado essa meta (IBGE, 2020): a área com SAFs passou de 8,4 milhões de ha em 2006 para 13,9 milhões em 2017, o que representa um crescimento de aproximadamente 67%. Segundo Manzatto et al. (2019), esse incremento em área representaria a mitigação de gases de efeito estufa na ordem de 36,4 milhões de toneladas de CO₂ equivalente.

Apesar dos potenciais benefícios produtivos e ambientais, os SAFs ainda necessitam de estudos mais apurados quanto à sua viabilidade econômica, que é uma das mais importantes vantagens buscadas pelos produtores rurais para a adoção de novas tecnologias. Por exemplo, Pereira (2019), analisando dados de sistema de Integração Lavoura-Pecuária-Floresta produzidos em diferentes condições no país (de áreas experimentais a fazendas comerciais), encontrou taxas mínimas de atratividade (TMA) que variaram entre 7% e 10%, que representariam resultados otimistas. Mas esses estudos iniciais não consideram a complexidade e variabilidade dos sistemas produtivos existentes no Brasil. Os SAFs introduzem uma série de desafios à produção, que variam em função do sistema produtivo, como demanda por mão de obra mais qualificada, aumento da complexidade do sistema de produção e investimentos adicionais (Gasparini et al., 2017). Apesar da importância de estudos experimentais no âmbito das fazendas, estudos do impacto agregado da difusão dos SAFs seriam fundamentais para abalizar políticas nacionais relacionadas ao setor agrícola.

Este trabalho avalia o impacto da difusão dos SAFs na taxa de lotação de bovinos e no valor de produção da agropecuária dos municípios brasileiros. O estudo utiliza uma rica base de informações municipais disponibilizada pelos Censos Agropecuários 2006 e 2017. A análise foi realizada em escala nacional – abrangendo todos os municípios brasileiros -, além de recortes referentes aos biomas Amazônia, Cerrado, Caatinga e Mata Atlântica. O trabalho traz uma série de contribuições para a literatura sobre os impactos econômicos dos SAFs. Primeiro, nossa estratégia empírica, que se baseia em modelos de dados em painel com estimadores de variáveis instrumentais, reforça as relações causais entre a difusão de SAFs e os impactos econômicos. O trabalho considera ainda a diversidade de sistemas produtivos existentes no país, estimando impactos diferenciados por biomas e cultivos integrados. O trabalho oferece, assim, elementos importantes para o direcionamento de políticas da produção pecuária sustentável no país.

2. Revisão da literatura

Os sistemas integrados de produção objetivam maximizar o uso da área, dos meios de produção, além de diversificar a renda do produtor (Hirakuri et al., 2012). Diversos estudos relatam a importância dos sistemas integrados, seja em relação aos aspectos produtivos, como aumento da produção e produtividade (Cortner et al., 2019; Costa et al., 2018; Gasparini et al., 2017), seja em relação aos aspectos ambientais, como mitigação dos impactos da mudança climática (de Moraes et al., 2014; Gnonlonfoun et al., 2019; Koch et al., 2019; Schembergue et al., 2017; Thamo et al., 2017).

Entre os benefícios ambientais mais citados da adoção do sistema integrado, destaca-se a melhoria da qualidade do solo, podendo ser utilizado para a recuperação de áreas e de pastagens degradadas (Behling et al., 2013; de Moraes et al., 2014; Gasparini et al., 2017). A melhoria da qualidade do solo é particularmente importante quando se analisa a integração lavoura-pecuária-floresta. Outros estudos destacam os potenciais benefícios da adoção de sistemas integrados na geração de emprego e aumento da renda agrícola (Behling et al., 2013; Cortner et al., 2019; de Moraes et al., 2014; Gasparini et al., 2017). Segundo Assad et al. (2020), o uso de árvores no sistema agrícola é uma importante fonte de renda e estabilidade para a empresa rural e desempenha um papel fundamental na redução do desmatamento em áreas de floresta nativa, além de sequestrar carbono.

Estudos destacando os benefícios econômicos dos SAFs são mais limitados. Pesquisa bibliométrica com trabalhos publicados sobre SAFs entre 1990 e 2018 indica que a análise dos benefícios socioeconômicos é o tema de pesquisa menos estudado (Liu et al., 2019). Por outro lado, a literatura destaca uma série de condicionantes da adoção de SAFs. Por exemplo, variáveis climáticas influenciariam a adoção dos sistemas integrados, uma vez que sua prática é tida como uma medida adaptativa à mudança climática (Gnonlonfoun et al., 2019; Koch et al., 2019; Thamo et al., 2017). A adoção de SAFs também estaria condicionada a variáveis agrônomicas, como disponibilidade de recursos hídricos e qualidade do solo (Schembergue et al., 2017). Entre os determinantes tecnológicos, destacam-se o acesso à informação, assistência técnica e investimento em P&D para identificar as tecnologias mais lucrativas para cada região, além da disponibilidade de capital e mão de obra qualificada (Cortner et al., 2019; Garrett et al., 2017; Gil et al., 2016). Entre as variáveis institucionais, constam a posse da terra, e o acesso a crédito subsidiado (Carrer et al., 2020).

Apesar de os benefícios ambientais e condicionantes da adoção dos SAFs estarem bem documentados na literatura, ainda faltam estudos detalhando os impactos econômicos de longo prazo, que justificariam a adoção e difusão desses sistemas (Dupraz et al., 2019). Kurtz *et al.* (1996) sugerem que os SAFs, apesar de permitirem maior retorno econômico em longo prazo, introduzem uma série de dificuldades ao produtor, como custos iniciais elevados, maior complexidade do sistema, limitação dos mercados locais. Mercer *et al.* (2014) também sugerem que os SAFs podem, potencialmente, reduzir os riscos e aumentar a renda em relação à agricultura convencional, mas advertem sobre a necessidade de estudos econômicos mais apurados sobre a eficiência de sistemas integrados que possam otimizar os investimentos necessários para sua difusão. Por se tratar de uma organização mais complexa, variáveis relacionadas à gestão e ao manejo seriam determinantes fundamentais da viabilidade do sistema integrado (Cortner et al., 2019).

3. Material e métodos

3.1. Fontes de dados e variáveis

As análises baseiam-se em dados agregados municipais dos Censos Agropecuários de 2006 e 2017, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O censo agropecuário abrange a totalidade de estabelecimentos agropecuários do Brasil, ou seja, todo estabelecimento com produção dedicada, mesmo que parcialmente, à exploração agropecuária, florestal ou aquícola (IBGE, 2017). O número de estabelecimentos agropecuários entrevistados foi de 5.175.636 no censo 2006 e 5.068.445 no censo 2017.

A divisão territorial utilizada no censo 2006 continha 5.548 municípios e a de 2017 continha 5.563 municípios. Para permitir a comparabilidade histórica das informações, os dados dos estabelecimentos foram agregados em 5.548 municípios com as mesmas áreas territoriais nos dois anos. Posteriormente, 75 municípios foram excluídos pois não apresentavam cabeças de bovinos em pelo menos um dos anos: nossos modelos espaciais para dados em painel (a serem explicados abaixo) exigem painéis balanceados. Além de esses municípios não serem representativos da pecuária no país, estudos preliminares indicam que a exclusão de um número muito restrito de observações da amostra não compromete a acurácia das estimativas (Kleinke et al., 2011). Nossa amostra final consiste em um painel de 5.473 municípios com bovinos nos dois anos (98,5% da amostra original).

Os censos 2006 e 2017 possuem diferentes períodos de referência, que serão controlados por efeitos fixos para os anos com o uso de variáveis binárias (a ser explicado abaixo). A data de referência para as variáveis de estoque, como o efetivo de pecuária, áreas de pastagem e lavouras permanentes é o dia 31 de dezembro no censo 2006 e 30 de setembro no censo 2017. O período de referência para as variáveis de fluxo, como o valor da produção e a adoção de tecnologia, é de 1º de janeiro a 31 de dezembro de 2006 no Censo 2006 e de 1º de outubro de 2016 a 30 de setembro de 2017 no censo 2017. Os valores correntes da produção agropecuária no Censo 2006, que possuem como referência o dia 1º de julho de 2006, foram convertidos para valores constantes de 1º de abril de 2017, referência do Censo 2017, utilizando o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA – IBGE). Essas diferenças nos períodos de captação das informações são controladas em nossos modelos por uma variável binária representando os anos das pesquisas.

A principal variável de interesse refere-se à difusão de SAFs no município. A *Food and Agriculture Organization* (FAO)¹ e a *International Centre for Research in Agroforestry* (ICRAF) definem sistemas agroflorestais como (Nair, 1984, p. 2): “*sistema agroflorestal é o nome coletivo para sistemas de uso da terra e tecnologias em que plantas lenhosas perenes (árvores, arbustos, palmeiras, bambus etc.) são deliberadamente usadas na mesma unidade de manejo de culturas agrícolas e/ou animais, ambas na forma de arranjos espaciais ou sequências temporais.*”. Essa definição implica em que os SAFs: (i) possuem duas ou mais espécies e que pelo menos uma seja lenhosa perene; (ii) geram dois ou mais produtos. Segundo Nair (1993), os sistemas agroflorestais podem ainda ser agrupados em três categorias: 1) agrosilvicultural; 2) silvipastoril e; 3) agrosilvipastoril, sendo que este último sistema envolve a combinação de árvores, culturas agrícolas e/ou pastagens e animais. A definição de SAF utilizada nos Censos Agropecuários 2006 e 2017, também adotada neste trabalho, aproxima-se da categoria agrosilvipastoril (IBGE, 2017, 2006): “*Sistemas agroflorestais - área cultivada com espécies florestais também usada para lavouras e pastoreio por animais*”. Nossa variável explicativa refere-se, portanto, a essa acepção do termo “sistemas agroflorestais”. Nossa principal variável explicativa de interesse refere-se então à proporção da área com sistema agroflorestal (SAF) no município: o total da área dos estabelecimentos com SAFs dividido pelo valor total da área dos estabelecimentos em cada município. Entre 2006 e 2017, o percentual municipal médio com áreas de SAFs passou de 2,8% para 4,5% (Tabela 1).

< Inserir: Tabela 1 – Médias municipais e desvios padrão das variáveis de análise, 2006 e 2017 >

As principais concentrações de SAF estão nos biomas Caatinga (região Nordeste), no sul da Mata Atlântica e em algumas áreas isoladas do Cerrado (região Centro-Oeste) e da Amazônia (região Norte) (Figura 1). Os percentuais mais elevados ocorrem na Caatinga, em que prevalece a pecuária em áreas de vegetação adaptada a condições semiáridas. Deve-se, todavia, considerar potenciais erros de mensuração dessa variável, uma vez que as informações são autodeclaradas e os produtores podem ter diferentes interpretações de SAFs. Espera-se ainda que eventuais erros de mensuração estejam espacialmente correlacionados, uma vez que informações sobre manejo do solo e práticas agrícolas são compartilhadas

¹ Disponível em: <<http://www.fao.org/forestry/agroforestry/80338/en/>>. Acesso em: 05/06/2020

localmente. Por exemplo, apesar de prevalecerem no bioma Caatinga aglomerados municipais com elevados percentuais de áreas de sistemas integrados, em 2017 também aparecem aglomerados isolados com ausência de áreas de sistemas integrados. Ou seja, parcela dessa elevada heterogeneidade espacial dentro de um mesmo bioma pode ser devida a diferentes interpretações e definições de SAF pelos entrevistados e/ou entrevistadores, que seriam compartilhadas localmente.

< Inserir: Figura 1 – Percentual da área total dos estabelecimentos nos municípios com SAF, 2006 e 2017 >

As variáveis dependentes incluem três variáveis relacionadas à bovinocultura e três variáveis relacionadas ao valor bruto da produção agropecuária (VBP). As variáveis referentes a bovinocultura são: log do número de cabeças de bovinos total por área total de pastagem no município (taxa de lotação); log do número de bovinos por estabelecimento com bovinos no município (cabeças por estabelecimento); e log do número total de cabeças de bovinos no município. A primeira variável (taxa de lotação) é uma proxy para avaliar o impacto do SAF na produtividade da pecuária, uma vez que a área de pastagem seria o principal insumo da produção no sistema extensivo que prevalece no país. Todavia, aumentar a produtividade na pecuária não necessariamente significa aumentar o rebanho bovino, uma vez que parcelas das pastagens podem ser convertidas em outros usos (florestas plantadas, agricultura, reserva legal). As duas outras variáveis captam os impactos agregados do SAF nos estabelecimentos (log cabeças por estabelecimento) e nos municípios (log cabeças totais). Analogamente, as variáveis referentes ao valor bruto da produção agropecuária também incluem proxies para produtividade (log do VBP por área total dos estabelecimentos no município) e para a produção agregada nos estabelecimentos (log do VBP por estabelecimento) e nos municípios (log do VBP total).

Entre 2006 e 2017, caiu a média municipal de cabeças de bovinos por estabelecimento com bovinos (de 72,7 para 66,3 cabeças por estabelecimento, ou queda de 8,7%). Parcela dessa redução pode ser devida às diferenças nos períodos de referência para declaração das informações usados nos censos 2006 e 2017. O rebanho está espalhado por todo o território brasileiro, com concentrações nos biomas Mata Atlântica (parte leste do país, com 87,7 milhões de cabeças, ou 25,2% do total), Cerrado (parte centro-oeste, com 122,3 milhões de cabeças, ou 35,2% do total) e na fronteira sul da Amazônia (parte norte, com 90,4 milhões de cabeças, ou 26,0% do total) (Figura 2). Como as áreas dedicadas exclusivamente às pastagens caíram mais aceleradamente que o rebanho, a taxa média de lotação dos municípios aumentou de 1,7 para 2,0 cabeças por hectare de pastagem. As taxas de lotação oscilam bastante: entre menos de 0,5 cabeça por hectare, predominantemente nos municípios da Caatinga, e acima de 3 cabeças por hectare, predominantemente nos municípios localizado na parte sul da Mata Atlântica e no centro-norte do estado de São Paulo (bioma Cerrado).

Por sua vez, o VBP total cresceu marcadamente no período, impulsionado pelos ganhos de produtividade, aumento da área agrícola e pela valorização do preço das commodities agrícolas no mercado internacional. Em 2017, a média do VBP dos municípios era 5,1 vezes superior à de 2006, o VBP por estabelecimento era 5,7 vezes superior e o VBP por hectare de área agrícola, que é uma proxy para produtividade agrícola, era 4,1 vezes superior.

< Inserir: Figura 2 – Cabeças de bovinos por hectare (cores) e cabeças totais (pontos) por município, 2006 e 2017 >

As variáveis de controle incluem (Tabela 1): a proporção da área total com os principais cultivos agrícolas, que refletem a composição da atividade agrícola e são também proxies para o custo de oportunidade da pecuária (razão entre a área total dos estabelecimentos com cada cultivo agrícola - silvicultura, algodão,

cana-de-açúcar, milho e soja – e a área total dos estabelecimentos no município)²; grupos de área dos estabelecimentos (proporção de estabelecimentos de 0 a 5 hectares- referência de análise, de 5 a 100 hectares, de 100 a 2.500 hectares, de 2.500 hectares ou mais); acesso a equipamentos e tecnologias (proporção de estabelecimentos com trator, que usam defensivos agrícolas, que realizam controle de doenças em animais, que realizam suplementação alimentar dos animais); acesso ao crédito (proporção de estabelecimentos que receberam financiamento da produção no ano agrícola) e à informação (proporção de estabelecimentos que receberam assistência técnica, e membros de associação de produtores ou cooperativa); capital humano (proporção dos responsáveis pelos estabelecimentos com até o ensino fundamental – referência de análise, ensino médio, e ensino superior).

3.2. Estratégia Empírica

3.2.1. Estimadores de efeitos fixos

Nós usamos modelos para dados em painel para analisar a relação entre SAF e produção agropecuária. As unidades de corte-transversal (i) são os 5.473 municípios da amostra e as unidades temporais (t) são os anos 2006 e 2017. O modelo pode ser genericamente representado por:

$$Y_{it} = \delta I_{it} + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + c_i + d_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Em que Y representa a variável resultado de interesse; I é a proporção da área dos estabelecimentos com SAF; δ mede o impacto isolado da variação da proporção da área com sistema integrado sobre Y ; o vetor \mathbf{x} contém as variáveis de controle (Tabela 1); $\boldsymbol{\beta}$ é o vetor de coeficientes associados às variáveis de controle; c é a heterogeneidade municipal não observada que é constante no tempo (aptidão agrícola do solo e acesso a mercados, por exemplo); d é a heterogeneidade temporal não observada que é constante entre os municípios (ciclos econômicos e política agrícola, por exemplo); e ε é o erro idiossincrático aleatório.

A heterogeneidade municipal c é controlada utilizando estimadores de efeitos fixos (Wooldridge, 2002). O uso de estimadores de efeitos fixos reforça as relações causais entre as variáveis, uma vez que são controladas as diferenças não observáveis entre os municípios que são constantes no tempo (declividade do solo, por exemplo). Analogamente, utilizamos uma variável binária para controlar a heterogeneidade temporal d que é constante entre os municípios (diferenças nos períodos de referência nos censos 2006 e 2017, por exemplo) e obter estimativas consistentes dos parâmetros do modelo.

3.2.2. Modelos com dependência espacial

A equação (1) assume que, uma vez controladas a difusão de sistemas integrados I e as características \mathbf{x} , o resultado de interesse Y e os erros ε sejam independentes. Por exemplo, o número esperado de cabeças no município i (dados os valores de I e \mathbf{x}) seria independente do número esperado no município j . Mas a atividade agropecuária no município i pode também ser influenciada pela dinâmica regional, ou seja, pode sofrer a ação da difusão de eventos originários em municípios espacialmente próximos. Para analisar a possível existência de dependência espacial nas análises, comparamos as estimativas obtidas pela equação (1) com as obtidas por modelos espaciais (Anselin et al., 2008; LeSage and Pace, 2009). O modelo com dependência espacial pode ser genericamente representado por:

$$Y_{it} = \rho \mathbf{w}_i \mathbf{Y}_t + \delta I_{it} + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + c_i + d_t + \lambda \mathbf{w}_i \boldsymbol{\varepsilon}_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Em que o vetor de vizinhança espacial \mathbf{w}_i contém valores positivos para os 5 municípios mais próximos do município i , e zero caso contrário. Esses valores positivos são iguais a $\frac{1}{d_{ij}^n}$, em que d_{ij}^n é a distância

² A variável corresponde a uma razão, uma vez que a área total colhida de algumas culturas, em hectares, pode ser superior à área total do estabelecimento devido a existência de mais de uma colheita anual.

normalizada entre os municípios i e j ($d_{ij}^n = d_{ij} / \sum_{j=1}^5 d_{ij}$, em que d_{ij} é a distância em quilômetros entre os municípios i e j). A distância normalizada é proporcional à distância espacial e $\sum_{j=1}^5 d_{ij}^n = 1$. O vetor \mathbf{Y}_t contém os valores de Y para todos os municípios no período t . Ou seja, a variável $\mathbf{w}_i \mathbf{Y}_t$ representa uma média dos valores de Y na vizinhança de i no período t . O parâmetro ρ é o coeficiente de autocorrelação espacial de Y , ou seja, indica o grau de associação dos valores de Y entre municípios vizinhos. De maneira análoga, os valores de $\mathbf{w}_i \boldsymbol{\varepsilon}_t$ representam o erro aleatório na vizinhança e o parâmetro λ mede a autocorrelação espacial dos erros.

3.2.1. Função de controle da endogeneidade

Pode haver também motivos para acreditar que a difusão de sistemas integrados I seja endógena, devido tanto a simultaneidade quanto ao erro de mensuração. A simultaneidade ocorreria, por exemplo, se a difusão dos sistemas integrados depender do desempenho da agropecuária no município. A endogeneidade devida a erros de mensuração ocorreria caso os erros de declaração de SAF estejam também associados a fatores não observados que determinam o desempenho da pecuária (acesso à informação, por exemplo). Nos dois casos, os estimadores de efeitos fixos com controle de dependência espacial (equações 1 e 2) seriam inconsistentes. Para analisar a robustez das estimativas a potenciais fontes de endogeneidade, são utilizados estimadores obtidos pela função de controle (Wooldridge, 2015).

A função de controle é obtida em dois estágios. No primeiro estágio, ajusta-se o modelo para I utilizando uma variável instrumental (VI). A VI deve estar fortemente relacionada com I mas não relacionada com os erros ε . Por exemplo, para usar a função controle na equação (1), o modelo no primeiro estágio seria dado por:

$$I_{it} = \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta}' + \mathbf{z}_{it} \boldsymbol{\theta} + c_i' + d_t' + v_{it} \quad (3)$$

Em que o sobrescrito $'$ representa os parâmetros do primeiro estágio, \mathbf{z} é vetor de variáveis instrumentais, $\boldsymbol{\theta}$ o seu vetor de coeficientes, e v o erro do modelo do primeiro estágio.

O modelo do segundo estágio será então dado por:

$$Y_{it} = \rho \mathbf{w}_i \mathbf{Y}_t + \partial I_{it} + \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta} + \gamma v_{it} + c_i + d_t + \lambda \mathbf{w}_i \boldsymbol{\varepsilon}_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Ou seja, o segundo estágio corresponde à equação original (2) incorporando os erros do primeiro estágio (v). Este erro controlaria os fatores não observados que estão associados à difusão de I .

A VI utilizada neste artigo é a difusão de SAF na vizinhança ($\mathbf{w}_i \mathbf{I}_t$). A consistência dos estimadores da equação (4) depende basicamente de dois pressupostos. Primeiro, que a VI possua relação causal direta com I , ou seja, que a difusão de SAFs em um município seja influenciada pela difusão nos municípios vizinhos (*relevância do instrumento*). Esse pressuposto foi satisfeito em todos os modelos, pois as estimativas dos coeficientes θ da equação do primeiro estágio (3) foram significativas a 5%. O segundo pressuposto assume que a VI não possui uma relação direta com o resultado Y (restrição de exclusão). Ou seja, uma vez controlados os fatores observáveis (I e \mathbf{x}) e não observáveis que são constantes no tempo (c) e constantes entre os municípios (d), a difusão de sistemas integrados na vizinhança não teria um resultado direto no desempenho agrícola do município. Esse pressuposto é fundamentalmente teórico e não pode ser provado empiricamente, mas foi parcialmente testado em nosso estudo incluindo a VI $\mathbf{w}_i \mathbf{I}_t$ na equação (2) de todas as variáveis dependentes. As estimativas dos coeficientes dessas variáveis não foram significativas, reforçando o pressuposto de exogeneidade da VI.

4. Resultados

4.1. Os impactos do SAF

A Tabela 2 apresenta as estimativas dos coeficientes δ associados à proporção da área com SAF para três modelos (equações 1 e 2): log do número de cabeças de bovinos por hectare de pastagem; log do número de cabeças de bovinos por estabelecimento; e log do número total de cabeças de bovinos no município. Os estimadores dos erros padrão são robustos à existência de heterocedasticidade e à correlação entre erros de um mesmo município. Para cada modelo foram estimadas duas equações. As estimativas da equação (1), que assumem independência espacial das observações, são obtidas por mínimos quadrados generalizados (MQG). As estimativas da equação (2), que controla pela dependência espacial das observações, são obtidas por máxima verossimilhança (MV). Os testes Wald sugerem que os coeficientes ρ e λ são estatisticamente diferentes de zero em todos os modelos, ou seja, há dependência espacial nos valores de Y e nos erros ε . Ademais, as estimativas para o critério de informação de Akaike (AIC) indicam que as equações com controles espaciais (equação 2) apresentaram qualidade do ajuste marcadamente superior àqueles sem controle espacial (equação 1).

<Inserir: Tabela 2 – Estimativas de modelos para variáveis dependentes relacionadas à bovinocultura (estimadores robustos dos erros padrão entre parênteses) sem (1) e com controle de dependência espacial (2), 2006 e 2017>

As estimativas do primeiro modelo (log cabeças/hectare de pastagem) indicam que a difusão de SAFs apresenta impacto positivo e significativo sobre a taxa de lotação. O número médio de cabeças de bovinos por hectare de pastagem aumenta aproximadamente 0,5% para cada variação de 1 ponto percentual na proporção da área com SAFs. Em outras palavras, os SAFs implicariam em um melhor aproveitamento das áreas de pastagens. Por outro lado, não há evidências que os SAFs afetem o número total de cabeças nos estabelecimentos criadores de bovinos. As estimativas do segundo modelo (log cabeças/estabelecimento) são insignificantes nas duas equações. Esse resultado sugere que o impacto positivo do aumento da taxa de lotação esteja sendo compensado pelo impacto negativo da redução das áreas de pastagens dentro dos estabelecimentos. Com a difusão de SAFs, parcela da área total do estabelecimento poderia estar sendo utilizada para outras atividades agrícolas ou para área de recuperação/compensação do passivo ambiental (Reserva Legal). Por outro lado a difusão de SAFs apresenta um impacto negativo e significativo sobre o número total de cabeças no município, ou seja, na soma dos rebanhos de seus estabelecimentos. A estimativa da equação (2) para o terceiro modelo (log bovinos) indica que o número médio de cabeças de bovinos no município diminui 0,14% para cada variação de 1 ponto percentual na proporção da área com SAFs. Os resultados divergentes para os impactos da difusão do SAF no número de cabeças dos estabelecimentos com bovinos (impacto insignificante) e no número de bovinos do município (impacto negativo) podem sugerir que a difusão de SAFs estaria associada à redução do número de estabelecimentos dedicados à pecuária. O motivo pode ser a maior atratividade de outras atividades agrícolas que estão associadas à difusão do SAF, objetivo da análise da próxima seção.

A Tabela 3 apresenta as estimativas dos modelos para o VBP: log do VBP por hectare de área total; log do VBP por estabelecimento; e log do VBP no município. Os estimadores dos erros padrão são também robustos à heterocedasticidade e correlação entre os erros de um mesmo município. As estatísticas AIC e o testes Wald sugerem que os modelos com controle espacial (equação 2) são também os mais apropriados para analisar a relação entre SAFs e o VBP. Apesar de as estimativas dos coeficientes δ nas equações (1) serem significativamente negativos, as estimativas das equações (2), que são as mais consistentes, são insignificantes a 5% em todos os modelos. Ou seja, uma vez controlada a dependência espacial do VBP, não haveria evidências de associação entre a proporção da área de SAF e o valor da produção agropecuária nos municípios.

<Inserir: Tabela 3 – Estimativas de modelos para variáveis dependentes relacionadas ao valor da produção (estimadores robustos dos erros padrão entre parênteses) sem (1) e com controle de dependência espacial (2), 2006 e 2017>

As estimativas para as variáveis de controle e defasagens espaciais constam nos Apêndices³ A (modelos para o número de cabeças de bovinos) e B (modelos para o VBP) e corroboram resultados prévios da literatura (Gil et al., 2016). De maneira geral, os principais determinantes da produtividade na bovinocultura (log cabeças/hectare de pastagem) e da produção agropecuária (log VBP/área do estabelecimento) estão associados ao uso de tecnologias (proporção de estabelecimentos com tratores) e acesso à informação (proporção de estabelecimento que receberam assistência técnica) nos municípios. No caso da produção total (log cabeças e VBP por estabelecimento e município) o principal determinante está associado ao tamanho do estabelecimento (proporção de estabelecimentos com 2.500 hectares ou mais).

4.2. Heterogeneidade dos impactos do SAF

As estimativas anteriores referem-se ao agregado nacional. Uma limitação dessas análises é assumir que os impactos da difusão de SAF na pecuária e no valor da produção agropecuária sejam homogêneos no território. A agricultura brasileira se caracteriza por uma ampla diversidade de sistemas e retornos da produção. O impacto do SAF pode depender, entre outros fatores, do tipo de atividade agrícola que é praticada em conjunto com a pecuária ou das características dos sistemas produtivos regionais. Nós realizamos duas análises para checar a heterogeneidade dos resultados: i) diferenças nos impactos do SAF segundo principais tipos de cultivos agrícolas nos municípios; ii) diferenças nos impactos do SAF segundo biomas.

Para avaliar os impactos diferenciados do SAF no VBP segundo o tipo de cultura, foram incluídas interações entre duas variáveis: a proporção de área com SAF e a razão de áreas de cultivos específicos (silvicultura, algodão, cana-de-açúcar, milho e soja) no município⁴. Essas interações captam retornos marginais distintos dos SAFs em função dos sistemas agrícolas que prevalecem em cada região. A Tabela 4 apresenta as estimativas das interações referentes aos modelos com dependência espacial (equação 2), que apresentaram os resultados mais consistentes nas análises anteriores. As estimativas destacam dois resultados principais. Primeiro, independente da área com SAF, o VBP é maior nos municípios com maior razão de área com cultivo de milho. Segundo e mais importante, o impacto do SAF no VBP é positivo naqueles municípios com uma maior razão da área de cultivo de soja. O impacto positivo do SAF em municípios com maior razão da área com cultivo de soja foi observado nos três modelos: log do VBP/área total, log do VBP por estabelecimento, log do VBP total do município. Esses resultados podem justificar aqueles obtidos por Gil et al. (2016), que utilizaram dados primários de fazendas no estado do Mato Grosso e identificaram que a maioria dos casos de sistemas de integração lavoura-pecuária estavam concentrados próximos a áreas estabelecidas de soja.

<Inserir: Tabela 4 – Estimativas de modelos para variáveis dependentes relacionadas ao valor da produção (estimadores robustos dos erros padrão entre parênteses) com controle de dependência espacial e interação entre SAF e cultivos específicos, 2006 e 2017>

3 Os apêndices não constam nesta versão do artigo em função da limitação de 20 páginas estabelecida pela ANPEC, mas estão disponíveis mediante solicitação aos autores.

4 Foram consideradas como áreas de silvicultura, aquelas dedicadas ao cultivo de pinheiro americano (pinus) e eucalipto.

A referência de análise para avaliar o impacto do SAF no VBP é a proporção da área dos estabelecimentos com outras atividades, incluindo pastagens. Ou seja, o coeficiente associado à variável proporção de área com SAF (primeira linha da tabela) indica o impacto do SAF nos municípios sem áreas com os cultivos específicos analisados. Por exemplo, a estimativa do modelo para o log do VBP/área indica que, caso não haja área com os cultivos específicos no município, uma variação de 1 ponto percentual na área com SAF no município implicaria em uma redução de 0,33% no VBP/área. Por sua vez, os coeficientes associados às interações indicam variações no impacto do SAF em função de variações nas razões dos cultivos específicos. Por exemplo, a estimativa do modelo para o log do VBP/área indica que, para cada variação de 1 ponto percentual na razão de área com soja, o impacto do SAF no log do VBP/área aumentaria em 0,12 pontos percentuais (11.962×0.01). O impacto do SAF no log do VBP/área, que é igual a $-0,330$ nos municípios sem cultivo de soja, deixaria de ser negativo a partir de 2,8% ($-0,330 + 11.962 \times 0.028 = 0$) da área total dos estabelecimentos com cultivo de soja, e passaria a ser positivo a partir deste ponto.

Para avaliar como os impactos do SAF podem se diferenciar em função de condições ambientais e práticas produtivas locais, nós estimamos modelos separadamente para cada bioma. Os biomas brasileiros representam áreas extensas (com dimensões normalmente superiores a um milhão de quilômetros quadrados) em que o clima, a fisionomia da vegetação, o solo e a altitude são semelhantes ou aparentados⁵. Ou seja, trata-se de grandes territórios com condições de geologia e clima relativamente homogêneos, podendo servir como unidades de estudo. A Tabela 5 resume as estimativas dos coeficientes associados à variável proporção de área com SAF para cada bioma⁶. As estimativas foram obtidas apenas para a equação 2, que apresentaram os resultados mais consistentes que as da equação 1. As estimativas mais significativas foram observadas no bioma Mata Atlântica, em que a difusão do SAF apresentou impactos positivos tanto na produtividade agropecuária (log cabeças/área de pastagem e log VBP/área) quanto no valor total da produção (log do VBP/estabelecimento e VBP total do município). O bioma Mata Atlântica possui o terceiro maior rebanho do país (42,3 milhões de cabeças de bovinos em 2017, ou 25% do total). Os maiores rebanhos estão nos biomas da Amazônia (47,7 milhões de cabeças, ou 27% do total) e Cerrado (59 milhões de cabeças, ou 34%). Nesses biomas, a difusão do SAF não apresentou impacto significativo na produtividade. No Cerrado, todavia, a difusão do SAF parece ter estimulado a substituição da pecuária por outro tipo de atividade agropecuária, pois houve impacto negativo tanto no número total de cabeças por estabelecimento quanto no rebanho total do município. No bioma Caatinga, que não apresenta um rebanho relevante mas concentra um grande número de pequenos produtores familiares empobrecidos, o SAF apresentou um impacto significativo e relevante na taxa de lotação (0,578).

<Inserir: Tabela 5 – Estimativas de modelos para todas variáveis dependentes (estimadores robustos dos erros padrão entre parênteses) com controle de dependência espacial segundo biomas, 2006 e 2017>

4.3. Robustez das estimativas à endogeneidade

As análises anteriores assumem que a proporção da área de SAF no município seja exógena, ou seja, não esteja associada a fatores não observáveis que afetam o desempenho da bovinocultura e o VBP (erro ε). Parte desses fatores não observados são constantes no tempo, como a declividade do solo, e são controlados por efeitos fixos. Mas parte desses fatores podem ser variáveis no tempo, como a difusão de informação e erros de medida da variável. Nós testamos a robustez das estimativas à endogeneidade da difusão dos SAFs ajustando a equação (4) para cada uma das variáveis dependentes. A equação (4) controla por fatores não observáveis associados à difusão dos SAF que são variantes no tempo (v). A Tabela 6 apresenta as

⁵ Disponível em: < <https://brasilemsintese.ibge.gov.br/territorio.html>>. Acesso em: 02/07/2020.

⁶ As demais estimativas de cada um dos modelos estão disponíveis mediante solicitação aos autores.

estimativas obtidas para as variáveis dependentes associadas à bovinocultura e a Tabela 7 para as variáveis dependentes associadas ao VBP.

As estimativas para o coeficiente γ associado ao resíduo do primeiro estágio (v) permitem também testar a hipótese de exogeneidade da difusão de SAF (variável I): caso $\gamma \neq 0$, a variável I seria endógena. A endogeneidade se mostrou significativa apenas no modelo para o log bovinos / estabelecimento. Neste caso, o controle da endogeneidade aumentou o impacto e a significância da difusão de SAFs no rebanho bovino dos estabelecimentos. Nos demais modelos, não há evidências significativas da influência de fatores não observáveis e o controle da endogeneidade seria desnecessário e geraria estimativas ineficientes. As estimativas dos erros padrão obtidos para a equação (4) são marcadamente superiores àqueles obtidos para as equações (1) e (2).

<Inserir: Tabela 6 – Estimativas de modelos para variáveis dependentes relacionadas à bovinocultura (estimadores robustos dos erros padrão entre parênteses) com controle de dependência espacial e endogeneidade de I , 2006 e 2017>

<Inserir: Tabela 7 – Estimativas de modelos para variáveis dependentes relacionadas ao valor da produção (estimadores robustos dos erros padrão entre parênteses) com controle de dependência espacial e endogeneidade de I , 2006 e 2017>

4. Conclusão

Este trabalho avaliou os impactos do aumento das áreas de SAF na bovinocultura e no valor total da produção agropecuária municipal. Uma contribuição importante do trabalho foi demonstrar que há diferenças relevantes nos impactos dos SAFs por bioma e tipos de cultivos agrícolas praticados em conjunto com os SAFs nos municípios brasileiros. Em termos metodológicos, o trabalho apresentou estimativas que são robustas a potenciais fontes de vieses associados à dependência espacial e variáveis omitidas que são constantes ou variam no tempo, reforçando as relações causais entre SAFs e produção agrícola.

Nossos resultados para o agregado do país apontam para um impacto positivo na taxa de lotação de bovinos, mas não no número total de bovinos. Em outras palavras, apesar de as áreas dedicadas aos sistemas integrados aumentarem a produtividade da bovinocultura, o rebanho total diminuiria devido, provavelmente, à redução da área dedicada à pecuária. Esse efeito positivo na taxa de lotação, entretanto, foi diferenciado conforme os biomas: para a Mata Atlântica e Caatinga os resultados demonstram um impacto positivo e significativo no número de cabeças por área de pastagem, enquanto para o Cerrado e Amazônia não foram significantes. A Caatinga se caracteriza por um sistema produtivo tradicional, adaptado ao ambiente semiárido, com baixo investimento em capital e baixa produtividade, que depende fundamentalmente do aproveitamento dos recursos naturais locais. A preservação da vegetação natural forneceria, assim, um recurso fundamental para a sustentabilidade da pecuária na região. A Mata Atlântica, comparativamente aos biomas Cerrado e Amazônia, concentra municípios com produção agropecuária diversificada (lavoura/pecuária), produção de bovinos mais intensiva, maior acesso à tecnologia e informação, e predomínio da mão de obra familiar e mais qualificada (Fasiaben et al., 2013). Esses fatores podem estar associados ao sucesso do SAF na região.

O impacto do aumento da proporção de áreas com SAFs no valor bruto da produção se mostrou significativo e positivo apenas para os municípios do bioma Mata Atlântica. Para o agregado do país os impactos sobre o VBP (por área, por estabelecimento e total do município) se mostraram não significantes quando se empregaram as equações com controles da dependência espacial. Outro resultado importante é que o impacto positivo do SAF no VBP ocorre em municípios com maiores áreas de cultivo de soja. Apesar de os resultados não permitirem determinar se as áreas de soja estão efetivamente associadas às mesmas áreas

que os SAFs, estudos anteriores já destacaram a prevalência de SAFs associados ao cultivo da soja (Gil et al., 2016). Ou seja, a escolha do cultivo integrado seria também um fator chave para o desempenho econômico dos SAFs.

Referências

- Anselin, L., Le Gallo, J., Jayet, H., 2008. Spatial panel econometrics, in: Matyas, L., Seveste, P. (Eds.), *The Econometrics of Panel Data: Fundamentals and Recent Developments in the- Ory and Practice*. Springer-Verlag, pp. 624–600.
- Assad, E.D., Costa, L.C., Martins, S., Calmon, M., Feltran-Barbieri, R., Campanili, M., Nobre, C.A., 2020. Role of ABC Plan And Planaveg in the Adaptation of Brazilian Agriculture to Climate Change (No. April 2020). <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.33549.56803>
- Balbino, L.C., Barcellos, A.O., Stone, L.F., 2011. *Marco Referencial: Integração Lavoura Pecuária-Floresta*. Embrapa, Brasília.
- Behling, M., Wruck, F.J., Antonio, D.B.A., Meneguci, J.L.P., Pedreira, B.C.E., Carnevalli, R.A., Cordeiro, L.A.M., Gil, J., Farias Neto, A.L. De, Domit, L.A., Silva, J.F. V., 2013. Integração Lavoura-Pecuária-Floresta (iLPF), in: Galhardi Jr, A., Siqueri, F., Caju, J., Camacho, S. (Eds.), *Boletim de Pesquisa de Soja 2013/2014*. Fundação MT, Rondonópolis, pp. 306–325.
- Carrer, M.J., Maia, A.G., de Mello Brandão Vinholis, M., de Souza Filho, H.M., 2020. Assessing the effectiveness of rural credit policy on the adoption of integrated crop-livestock systems in Brazil. *Land use policy* 92, 104468. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2020.104468>
- Cortner, O., Garrett, R.D., Valentim, J.F., Ferreira, J., Niles, M.T., Reis, J., Gil, J., 2019. Perceptions of integrated crop-livestock systems for sustainable intensification in the Brazilian Amazon. *Land use policy* 82, 841–853. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2019.01.006>
- Costa, M.P., Schoeneboom, J.C., Oliveira, S.A., Viñas, R.S., de Medeiros, G.A., 2018. A socio-eco-efficiency analysis of integrated and non-integrated crop-livestock-forestry systems in the Brazilian Cerrado based on LCA. *J. Clean. Prod.* 171, 1460–1471. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2017.10.063>
- de Moraes, A., Carvalho, P.C. de F., Anghinoni, I., Lustosa, S.B.C., Costa, S.E.V.G. de A., Kunrath, T.R., 2014. Integrated crop–livestock systems in the Brazilian subtropics. *Eur. J. Agron.* 57, 4–9. <https://doi.org/10.1016/j.eja.2013.10.004>
- Dupraz, C., Gosme, M., Lawson, G., 2019. *Book of abstracts. 4th World Congress on Agroforestry. 4. World Congress on Agroforestry, Montpellier.*
- Fasiabem, M. do C.R., Santucci, J.M., Maia, A.G., Almeida, M.M.T.B., Oliveira, O.C. de, Barioni, L.G., 2013. Tipificação de municípios produtores de bovinos no Brasil, *Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento*.
- Garrett, R., Niles, M., Gil, J., Dy, P., Reis, J., Valentim, J., 2017. Policies for Reintegrating Crop and Livestock Systems: A Comparative Analysis. *Sustainability* 9, 473. <https://doi.org/10.3390/su9030473>
- Gasparini, L. V., Oksana, T.S., Hungaro, A.L., Sznitowski, A.M., Vieira-Filho, J.E., 2017. *Sistemas Integrados de Produção Agropecuária e Inovação em Gestão: estudos de casos no Mato Grosso, Texto para Discussão - IPEA. Brasília.*
- Gil, J.D.B., Garrett, R., Berger, T., 2016. Determinants of crop-livestock integration in Brazil: Evidence from the household and regional levels. *Land use policy* 59, 557–568. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2016.09.022>
- Gnonlonfoun, I., Assogbadjo, A.E., Gnanglè, C.P., Glèlè Kakaï, R.L., 2019. New indicators of vulnerability and resilience of agroforestry systems to climate change in West Africa. *Agron. Sustain. Dev.* 39, 23. <https://doi.org/10.1007/s13593-019-0566-2>
- Hirakuri, M.H., Debiasi, H., Procopio, S.O., Franchini, J.C., Castro, C., 2012. *Sistemas de produção: conceitos e definições no contexto agrícola, Documentos. Londrina.*
- IBGE, 2020. *Sistema IBGE de Recuperação Automática - SIDRA [WWW Document]. Censo*

- Agropecuário. URL <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2017> (accessed 7.15.20).
- IBGE, 2017. Censo Agropecuário 2017. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro.
- IBGE, 2006. Censo Agropecuário 2006. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro.
- Kleinke, K., Stemmler, M., Reinecke, J., Lösel, F., 2011. Efficient ways to impute incomplete panel data. *AStA Adv. Stat. Anal.* 95, 351–373. <https://doi.org/10.1007/s10182-011-0179-9>
- Koch, N., zu Ermgassen, E.K.H.J., Wehkamp, J., Oliveira Filho, F.J.B., Schwerhoff, G., 2019. Agricultural Productivity and Forest Conservation: Evidence from the Brazilian Amazon. *Am. J. Agric. Econ.* <https://doi.org/10.1093/ajae/aay110>
- Kurtz, W.B., Garrett, H.E., Slusher, J.P., Osburn, D.B., 1996. *Economics of Agroforestry*. Columbia.
- LeSage, J., Pace, R.K., 2009. *Introduction to spatial econometrics*. CRC Press, Boca Raton.
- Liu, W., Yao, S., Wang, J., Liu, M., 2019. Trends and Features of Agroforestry Research Based on Bibliometric Analysis. *Sustainability* 11, 3473. <https://doi.org/10.3390/su11123473>
- Manzatto, C. V., Assad, E., Spinelli, L., Sampaio, F.G., Sotta, E.D., Vicente, L.E., Pereira, E.S.M., Loebmann, D.G., Vicente, A.K., 2019. As tecnologias do Plano ABC na mitigação de gases do efeito estufa. *AgroANALYSIS* 39, 30–31.
- MAPA, 2012. Plano setorial de mitigação e de adaptação às mudanças climáticas para a consolidação de uma economia de baixa emissão de carbono na agricultura: plano ABC (Agricultura de Baixa Emissão de Carbono). Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, Brasília.
- Mercer, D.E., Frey, G.E., Cubbage, F.W., 2014. Economics of Agroforestry, in: In: Kant, S. and J.R.R. Alavalapati (Eds.). *Handbook of Forest Resource Economics*. Earthscan from Routledge. pp. 188–209.
- Nair, P.K.R., 1993. *An introduction to agroforestry*. Kluwer Academic Publishers in cooperation with International Centre for Research in Agroforestry–ICRAF, Boston.
- Nair, P.K.R., 1984. Tropical Agroforestry Systems and Practices, in: Furtado, J.I., Ruddle K. (Eds.), *Tropical Resource Ecology and Development*. John Wiley, Chichester, England, pp. 1–12.
- Pereira, M.A., 2019. Avaliação econômica de sistemas de Integração Lavoura-Pecuária-Floresta: as experiências da Embrapa, Documentos. Embrapa Gado de Corte.
- Schembergue, A., Cunha, D.A. da, Carlos, S. de M., Pires, M.V., Faria, R.M., 2017. Sistemas Agroflorestais como Estratégia de Adaptação aos Desafios das Mudanças Climáticas no Brasil. *Rev. Econ. e Sociol. Rural* 55, 9–30. <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-94790550101>
- Thamo, T., Addai, D., Pannell, D.J., Robertson, M.J., Thomas, D.T., Young, J.M., 2017. Climate change impacts and farm-level adaptation: Economic analysis of a mixed cropping–livestock system. *Agric. Syst.* 150, 99–108. <https://doi.org/10.1016/j.agsy.2016.10.013>
- Wooldridge, J.M., 2015. Control Function Methods in Applied Econometrics. *J. Hum. Resour.* 50, 420–445. <https://doi.org/10.3368/jhr.50.2.420>
- Wooldridge, J.M., 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, booksgooglecom. MIT Press. <https://doi.org/10.1515/humr.2003.021>

Agradecimentos

Ao Instituto Nacional de Ciência e Tecnologia para Mudanças Climáticas - INCT-MC (CHAMADA INCT – MCTI/CNPq/CAPES/FAPs nº 16/2014), ao CNPq, Capes, Fapesp e à Rede Clima - Subrede Clima e Agricultura do MCTIC pelo apoio financeiro e tecnológico.

Tabelas

Tabela 1 – Médias municipais e desvios padrão das variáveis de análise, 2006 e 2017

Variável	2006		2017	
	Média	D.P.	Média	D.P.
Proporção área SAF	0.028	(0.054)	0.045	(0.105)
Bovinos/área pastagem	1.704	(2.924)	2.017	(17.022)
Bovinos/estabelecimento	72.707	(111.593)	66.382	(102.056)
Total bovinos	32,176	(69,895)	31,396	(72,198)
VBP/área estabelecimento	0.559	(1.430)	2.304	(3.967)
VBP/estabelecimento	29.684	(165.834)	168.915	(525.192)
VBP total	16,469	(35,799)	84,787	(172,761)
Razão área silvicultura/área total	0.002	(0.007)	0.012	(0.442)
Razão área algodão/área total	0.001	(0.007)	0.000	(0.005)
Razão área cana-de-açúcar/área total	0.032	(0.123)	0.043	(0.131)
Razão área milho/área total	0.062	(0.133)	0.047	(0.097)
Razão área soja/área total	0.050	(0.162)	0.069	(0.158)
Proporção estabelecimentos 0-5 ha	0.322	(0.237)	0.313	(0.233)
Proporção estabelecimentos 5-100 ha	0.550	(0.200)	0.564	(0.193)
Proporção estabelecimentos 100-2.500 ha	0.123	(0.131)	0.118	(0.120)
Proporção estabelecimentos 2500 ha ou mais	0.005	(0.020)	0.005	(0.018)
Proporção estabelecimentos com financiamento	0.182	(0.144)	0.170	(0.122)
Proporção área irrigada	0.021	(0.054)	0.079	(3.320)
Proporção estabelecimentos com trator	0.154	(0.171)	0.212	(0.212)
Proporção estabelecimentos que usam defensivo	0.284	(0.256)	0.361	(0.272)
Proporção estabelecimentos recebem assistência	0.302	(0.237)	0.277	(0.232)
Proporção estabelecimentos realizam controle doenças	0.574	(0.229)	0.668	(0.213)
Proporção estabelecimentos realizam suplementação	0.128	(0.153)	0.518	(0.256)
Proporção estabelecimentos associados	0.390	(0.224)	0.380	(0.214)
Proporção responsável com até ensino fundamental	0.851	(0.120)	0.737	(0.136)
Proporção responsável com ensino médio	0.100	(0.069)	0.173	(0.072)
Proporção responsável com ensino superior	0.049	(0.062)	0.089	(0.083)

Fonte: Censo Agropecuário, IBGE.

Tabela 2 – Estimativas de modelos para variáveis dependentes relacionadas à bovinocultura (estimadores robustos dos erros padrão entre parênteses) sem (1) e com controle de dependência espacial (2), 2006 e 2017

Variável	log bovinos / pastagem		log bovinos / estabelecimento		log bovinos	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Proporção área SAF (<i>I</i>)	0.546 *** (0.071)	0.553 *** (0.126)	-0.036 (0.040)	0.009 (0.031)	-0.272 *** (0.051)	-0.139 *** (0.036)
Variáveis de controle (x)	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>
Efeitos fixos municípios (<i>c</i>)	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>
Binárias ano (<i>d</i>)	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>
Defasagens espaciais (wY e wE)	<i>não</i>	<i>sim</i>	<i>não</i>	<i>sim</i>	<i>não</i>	<i>sim</i>
AIC	2,162	1,497	-9,852	-10,917	-5,282	-7,058
Wald test (ρ)		85.4 ***		181.6 ***		1,268 ***
Wald test (λ)		499.6 ***		17.6 ***		93.9 ***

Fonte: Censo Agropecuário, IBGE. *** para $p < 0,001$; ** para $p < 0,01$; * para $p < 0,05$; + para $p < 0,10$;

Tabela 3 – Estimativas de modelos para variáveis dependentes relacionadas ao valor da produção (estimadores robustos dos erros padrão entre parênteses) sem (1) e com controle de dependência espacial (2), 2006 e 2017

Variável	ln VBP / area		ln VBP / estabelecimento		ln VBP	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Proporção área SAF (<i>I</i>)	-0.265 ***	-0.207 (0.119)	-0.319 ** (0.113)	-0.139 (0.112)	-0.370 ** (0.118)	-0.139 (0.116)
Variáveis de controle (x)	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>
Efeitos fixos municípios (<i>c</i>)	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>
Binárias ano (<i>d</i>)	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>
Defasagens espaciais (wY e wE)	<i>não</i>	<i>sim</i>	<i>não</i>	<i>sim</i>	<i>não</i>	<i>sim</i>
AIC	15,722	12,360	15,206	11,316	15,739	11,934
Wald test (ρ)		98.2 ***		118.4 ***		163.1
Wald test (λ)		2,829 ***		4,389 ***		5,559

Fonte: Censo Agropecuário, IBGE. *** para $p < 0,001$; ** para $p < 0,01$; * para $p < 0,05$; + para $p < 0,10$;

Tabela 4 – Estimativas de modelos para variáveis dependentes relacionadas ao valor da produção (estimadores robustos dos erros padrão entre parênteses) com controle de dependência espacial e interação entre SAF e cultivos específicos, 2006 e 2017

Variável	log VBP / area	log VBP / estabelecimento	log VBP
Proporção área SAF (I)	-0.330 * (0.134)	-0.183 (0.128)	-0.183 (0.134)
Razão área silvicultura (X_1)	0.024 * (0.012)	0.028 * (0.012)	0.019 (0.011)
Razão área algodão (X_2)	1.952 (4.308)	2.955 (5.123)	1.643 (4.994)
Razão área cana-de-açúcar (X_3)	-0.128 (0.271)	0.087 (0.239)	0.076 (0.243)
Razão área milho (X_4)	0.390 ** (0.138)	0.252 * (0.101)	0.254 * (0.100)
Razão área soja (X_5)	0.215 (0.161)	0.197 (0.149)	0.165 (0.137)
Interação SAF \times silvicultura ($I \times X_1$)	-2.514 (2.805)	-3.698 (2.344)	-0.299 (2.509)
Interação SAF \times algodão ($I \times X_2$)	-28.772 (114.665)	-58.627 (132.264)	-37.853 (133.003)
Interação SAF \times cana-de-açúcar ($I \times X_3$)	9.409 (5.253)	-1.449 (6.524)	-5.730 (10.413)
Interação SAF \times milho ($I \times X_4$)	2.675 (1.713)	1.021 (1.489)	1.177 (1.595)
Interação SAF \times soja ($I \times X_5$)	11.962 * (4.903)	12.212 * (5.244)	12.758 * (5.222)
Variáveis de controle (\mathbf{x})	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>
Efeitos fixos municípios (c)	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>
Binária ano (d)	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>
Defasagens espaciais (\mathbf{wY} e \mathbf{wE})	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>
AIC	12,333	11,296	11,911
Wald test (ρ)	95.0 ***	116.3 ***	159.1 ***
Wald test (λ)	2,733 ***	4,273 ***	5,393 ***

Fonte: Censo Agropecuário, IBGE. *** para $p < 0,001$; ** para $p < 0,01$; * para $p < 0,05$; + para $p < 0,10$;

Tabela 5 – Estimativas de modelos para todas variáveis dependentes (estimadores robustos dos erros padrão entre parênteses) com controle de dependência espacial segundo biomas, 2006 e 2017

Variável	Amazônia	Cerrado	Caatinga	Mata Atlântica
log bovinos / pastagem	0.268 (0.714)	0.142 (0.254)	0.578 *** (0.156)	0.918 *** (0.226)
log bovinos / estabelecimento	-0.068 (0.437)	-0.349 ** (0.131)	-0.023 (0.032)	0.182 (0.133)
log bovinos	-0.476 (0.475)	-0.397 ** (0.121)	-0.009 (0.044)	0.051 (0.138)
log VBP / area	-0.459 (0.870)	-0.391 (0.330)	0.051 (0.095)	0.827 * (0.394)
log VBP / estabelecimento	-1.041 (0.642)	-0.538 (0.333)	0.110 (0.094)	0.736 * (0.351)
log VBP	-1.088 * (0.556)	-0.545 (0.338)	0.184 (0.095)	0.815 * (0.347)

Fonte: Censo Agropecuário, IBGE. *** para $p < 0,001$; ** para $p < 0,01$; * para $p < 0,05$; + para $p < 0,10$. Todos os modelos incluem variáveis de controle (\mathbf{x}), efeitos fixos municipais (c), binária para ano (d), e defasagens espaciais (\mathbf{wY} e \mathbf{wE}).

Tabela 6 – Estimativas de modelos para variáveis dependentes relacionadas à bovinocultura (estimadores robustos dos erros padrão entre parênteses) com controle de dependência espacial e endogeneidade de I , 2006 e 2017

Variável	log bovinos/ pastagem	log bovinos/ estabelecimento	log bovinos
Proporção área SAF (I)	0.439 (0.347)	0.105 * (0.047)	-0.178 ** (0.059)
Variáveis de controle (\mathbf{x})	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>
Efeitos fixos municípios (c)	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>
Binárias ano (d)	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>
Defasagens espaciais (\mathbf{wY} e \mathbf{wE})	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>
Resíduo 1º estágio (v)	0.105 (0.304)	-0.170 * (0.075)	0.075 (0.101)
AIC	1,498	-10,924	-7,057
Wald test (ρ)	83.2 ***	189.6 ***	1,231 ***
Wald test (λ)	493.7 ***	18.4 ***	91.3 ***

Fonte: Censo Agropecuário, IBGE. *** para $p < 0,001$; ** para $p < 0,01$; * para $p < 0,05$; + para $p < 0,10$.

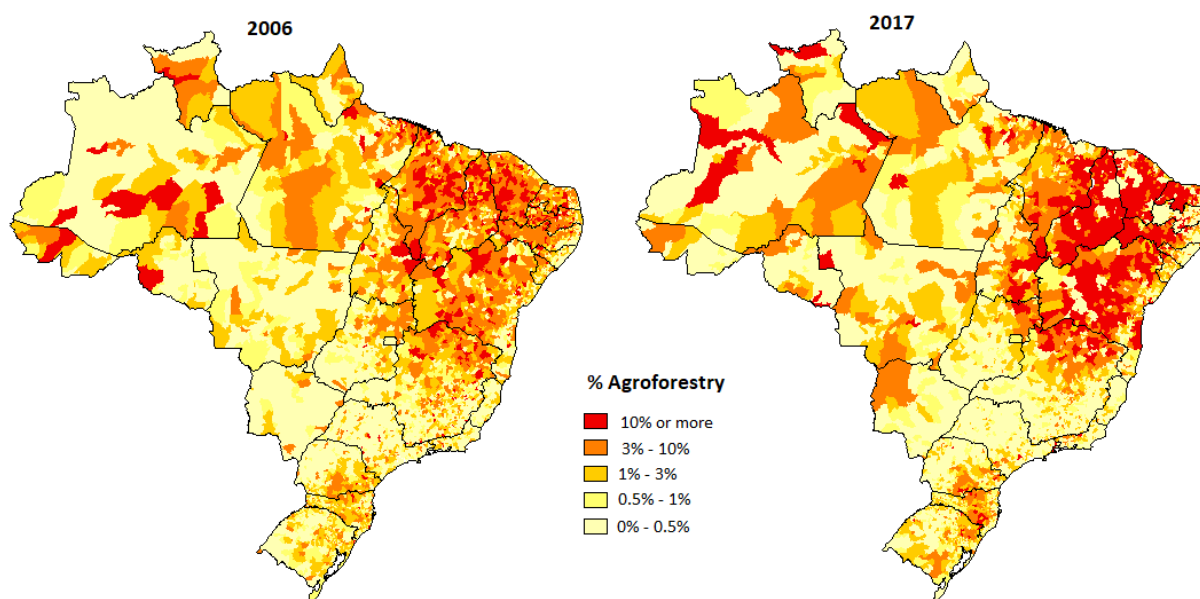
Tabela 7 – Estimativas de modelos para variáveis dependentes relacionadas ao valor da produção (estimadores robustos dos erros padrão entre parênteses) com controle de dependência espacial e endogeneidade de I , 2006 e 2017

Variável	log VBP / area	log VBP/ estabelecimento	log VBP
Proporção área SAF (I)	0.000 (0.449)	-0.255 (0.429)	-0.235 (0.450)
Variáveis de controle (\mathbf{x})	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>
Efeitos fixos municípios (c)	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>
Binárias ano (d)	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>
Defasagens espaciais (\mathbf{wY} e \mathbf{wE})	<i>sim</i>	<i>sim</i>	<i>sim</i>
Resíduo 1o estágio (v)	-0.180 (0.380)	0.100 (0.360)	0.082 (0.378)
AIC	12,362	11,318	11,936
Wald test (ρ)	98.4 ***	117.3 ***	162.3 ***
Wald test (λ)	2,824 ***	4,338 ***	5,515 ***

Fonte: Censo Agropecuário, IBGE. *** para $p < 0,001$; ** para $p < 0,01$; * para $p < 0,05$; + para $p < 0,10$.

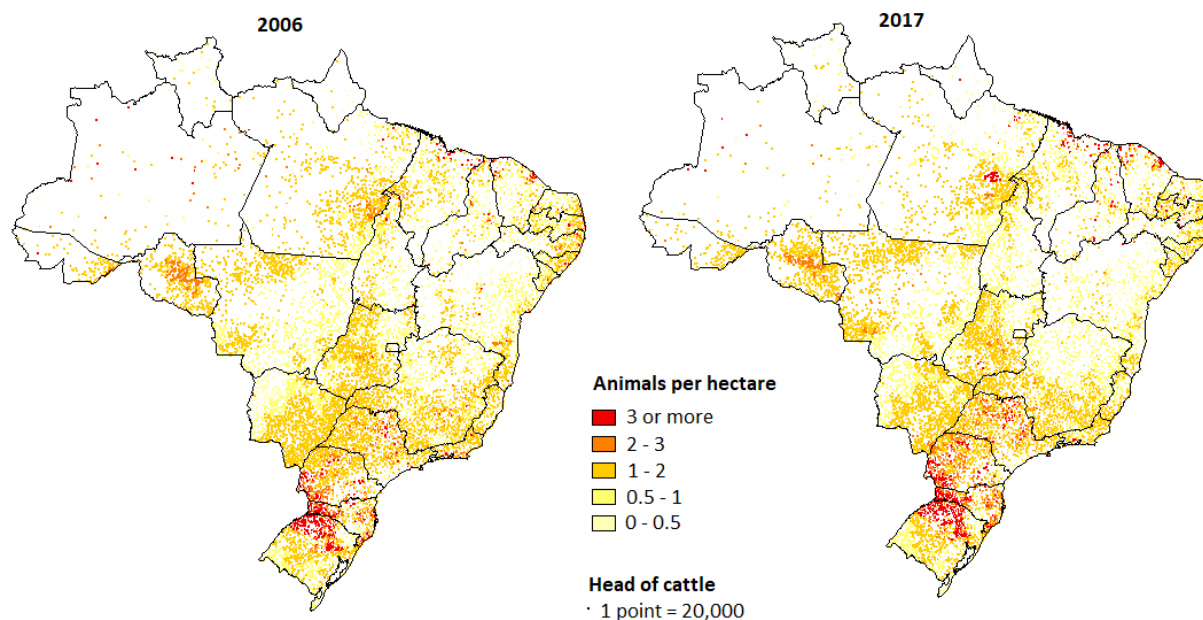
Figuras

Figura 1 – Percentual da área total dos estabelecimentos nos municípios com SAF, 2006 e 2017



Fonte: Censo Agropecuário, IBGE.

Figura 2 – Cabeças de bovinos por hectare (cores) e cabeças totais (pontos) por município, 2006 e 2017



Fonte: Censo Agropecuário, IBGE.