

# OS EFEITOS INDIRETOS DA EXPANSÃO DA SOJA E DA CANA DE AÇUCAR NO DESMATAMENTO DA AMAZÔNIA

Pedro Henrique Batista de Barros (FEA-USP)

André Luis Squarize Chagas (FEA-USP)

## Resumo:

A demanda global por alimentos e biocombustíveis tem crescido de modo expressivo nas últimas décadas, fato que tem incentivado o avanço da fronteira agrícola na Amazônia. Apesar da pecuária ser a principal indutora direta, a literatura aponta que parcela significativa do seu impacto é, na verdade, devido a efeitos indiretos de mudanças no uso do solo ocasionadas pela expansão da soja e da cana de açúcar sobre áreas desmatadas. Nesse contexto, o presente artigo se utiliza de variações econômicas, políticas e de uso do solo ocorridas no período de 2002 a 2011, para mensurar esses efeitos indiretos no desmatamento da Amazônia. Em síntese, após a consideração de interações espaciais e dinâmicas significativas e avanços nas políticas de conservação, as evidências apontam que a expansão da soja foi responsável por 21.400 km<sup>2</sup> do desmatamento no período, o que representa 13,7% do total, com aproximadamente 90% desse valor sendo de efeitos indiretos. A cana de açúcar, por sua vez, apresentou um impacto indireto de 42.300 km<sup>2</sup> de supressão florestal, valor correspondente a 26,7% do total. Em suma, os resultados demonstram que o avanço dessas culturas sobre áreas desmatadas anteriormente não estão livres de impactos ambientais significativos.

**Palavras-chave:** Efeitos indiretos de mudanças no uso do solo; Desmatamento; Amazônia.

## Abstract:

The global demand for food and biofuels has grown significantly in recent decades, which has encouraged the agricultural frontier expansion in the Amazon. Although cattle are the main direct driver the literature points out that a significant portion of its impact is, in fact, due to the indirect effects of changes in land use caused by the expansion of soy and sugar cane on deforested areas. In this context, this article uses economic, political and land-use variations that took place from 2002 to 2011, to measure these indirect effects on deforestation in the Amazon. In summary, after considering significant spatial and dynamic interactions and advances in conservation policies, the evidence indicates that the expansion of soy was responsible for 21,400 km<sup>2</sup> of deforestation in the period, which represents 13.7% of the total, with approximately 90 % of this amount being of indirect effects. Sugarcane, in turn, had an indirect impact of 42,300 km<sup>2</sup> on forest clearings, which corresponds to 26.7% of total. Thus, the results demonstrate that the expansion of these crops over previously deforested areas is not free from significant environmental impacts.

**Keyword:** Indirect Land Use Changes; Deforestation; Amazon.

**JEL code:** Q00, Q15, Q51.

## 2. Econometria espacial

## 1. Introdução

A demanda global por alimentos e biocombustíveis têm apresentado aumentos expressivos, resultado do crescimento da população e da renda *per capita* mundial. Em consequência, diante das pressões para a expansão da produção agropecuária, espera-se alterações significativas no uso do solo, especialmente em regiões com grande disponibilidade de áreas florestais como o Brasil (Barona et al. 2010; Arima et al. 2011). De fato, a Amazônia brasileira tem sido, nas últimas décadas, a fronteira agrícola mais ativa do mundo em termos de perda florestal e emissão de CO<sub>2</sub> (Assunção et al, 2015).

De modo geral, o avanço da pecuária continua sendo o principal indutor direto de desmatamento na Amazônia Legal, reflexo de uma expansão expressiva do rebanho na região (McManus et al., 2016). Entretanto, parcela significativa desse cenário pode ser explicada por efeitos indiretos de mudanças no uso do solo (*Indirect Land Use Change – ILUC*), ocasionada pelo avanço da agricultura moderna, em especial, da soja e da cana de açúcar. De modo geral, a existência de ILUC acontece quando há a expansão de uma cultura com maior valor agregado sobre áreas de pastagens, induzindo-as, devido a presença de uma demanda inelástica, a se deslocarem para regiões de fronteira agrícola e aumentando a pressão sobre as áreas florestais (Barona et al. 2010; Lapola et al., 2010; Arima et al. 2011; Andrade de Sá et al., 2013; Gollow e Lakes, 2014; Richards et al., 2014; Jusys, 2017).

Nesse contexto, o desmatamento na Amazônia atingiu um pico em 2004, com aproximadamente 28,000 km<sup>2</sup> de área primária suprimida, coincidindo com aumentos nos preços das *comodities* agropecuárias e com falhas institucionais nas políticas de conservação (Hargrave e Kis-Katos, 2013; Assunção et al, 2015). A partir desse cenário, o governo brasileiro e as cadeias produtivas da soja e da pecuária desenvolveram políticas voltadas ao controle do desmatamento na Amazônia. Dentre eles, destacam-se a criação do Plano de Ação para Prevenção e Controle do Desmatamento na Amazônia Legal (PPCDAm), que visou integrar ações de administração territorial, monitoramento e controle ambiental, a ampliação das áreas protegidas e terras indígenas, a Lista de Municípios Prioritários, a condicionalidade regularidade ambiental para a concessão de crédito rural e a Moratória da Soja e da Pecuária. De modo geral, apesar da recorrência de *leakages* dessas políticas de conservação, que deslocam parte da supressão florestal para outras regiões (Amin et al., 2019; Assunção et al., 2020), elas permitiram uma redução líquida superior a 80% do desmatamento em 2012, para 4.500 km<sup>2</sup>.

De qualquer modo, a literatura tem apontado para uma permanência dos efeitos indiretos causadas pelo avanço da soja e da cana de açúcar, apesar da que com uma redução em sua magnitude (Barona et al. 2010; Lapola et al., 2010; Arima et al. 2011; Andrade de Sá et al., 2013; Gollow e Lakes, 2014; Richards et al., 2014; Jusys, 2017). Entretanto, vale destacar que sua mensuração apresenta dificuldades recorrentes de devido a presença de causalidades, dispersões e interações espaciais. Além disso, a literatura também apresenta uma lacuna no sentido de não incorporar explicitamente as diversas alterações nas políticas de conservação para a Amazônia e considerar seus efeitos de transbordamento, sendo provável uma correlação com o ILUC dado que altera a probabilidade e os incentivos ao desmatamento.

Nesse contexto, o presente artigo se utiliza de variações econômicas, políticas e no uso do solo ocorridas no período de 2002 a 2011, nos municípios da Amazônia, para captar seus efeitos no desmatamento enquanto controla por fatores invariantes, como clima, localização geográfica, estrutura econômica, etc. De forma específica, será investigado a relação entre o desmatamento num determinado local com o avanço de atividades agropecuárias em regiões próximas e distantes. Para atingir os objetivos propostos, serão considerados modelos da econometria espacial, partindo-se de uma abordagem geral com o *Dynamic Spatial Durbin Model (DSDM)* conforme proposto por Elhorst (2014).

Por fim, visando detalhar as referências, objetivos, metodologias propostas e resultados, o artigo está estruturado em quatro seções, incluindo esta introdução. Na segunda, tem-se o referencial teórico sobre *Indirect Land Use Change (ILUC)*, contexto institucional, *spillovers* e interações espaciais. Na terceira seção, são detalhados as metodologias e a base de dados. Em seguida, tem-se os resultados da pesquisa na quinta seção e, por fim, as considerações finais.

## 2. Referência Bibliográfica

### 2.1 *Indirect Land Use Change (ILUC)*

O setor agropecuário tem um papel fundamental no desenvolvimento econômico, sendo o aumento de sua produção vista como uma importante estratégia para induzir mudanças estruturais e melhorar o nível de renda. A expansão da soja e da cana de açúcar no Brasil durante a década de 2000, por exemplo, causaram impactos positivos importantes nas condições sociais e econômicas de determinadas regiões do país (Richards et al., 2014; Bustos et al., 2016). De modo geral, o agronegócio brasileiro conseguiu intensificar sua produção com a ampliação do uso de tecnologias e da mecanização em larga escala, tornando o país mais competitivo no cenário internacional e um dos maiores exportadores de produtos agropecuários do mundo (Barona et al., 2010).

Entretanto, a presença de ILUC, especialmente na soja e cana de açúcar, pode atuar no sentido de reduzir de maneira significativa os benefícios do avanço da área cultivada ao deslocar a pecuária para regiões de fronteira agrícola, aumentando o desmatamento (Barona et al. 2010; Lapola et al., 2010; Arima et al. 2011; Andrade de Sá et al., 2013; Gollow e Lakes, 2014; Richards et al., 2014; Jusys, 2017). Por exemplo, aproximadamente um terço do desmatamento da Amazônia brasileira durante a década de 2000 foi ocasionado direta, ou principalmente indiretamente, devido a expansão da soja (Richards et al., 2014) enquanto a cana de açúcar foi responsável por mais de 10% (Jusys, 2017).

Mudanças no uso do solo resultam tanto de variáveis estruturais, como acesso a mercados e políticas de incentivo, quanto de comportamentos humanos, como decisões migratórias, e características locais como qualidade do solo e condições climáticas. Nesse contexto, o ILUC pode ser definido como mudanças indiretas de uso da terra em determinada região causadas por alterações em outras localidades, havendo diversos mecanismos subjacentes que merecem ser destacados. De modo geral, podem-se destacar três componentes principais: (i) – demanda, ao alterar os preços relativos das atividades agropecuárias, aumentando o retorno da carne bovina; (ii) - oferta, ao liberar capital físico, humano e financeiro que possivelmente são direcionados às regiões de fronteira agrícola, com menor custo de oportunidade; (iii) – apreciação da terra devido ao aumento da competição pelo seu uso pelas diversas atividades agropecuárias. (Nepstad et al., 2006; Andrade de Sá et al., 2013; Richards et al., 2014).

Para agravar, a produtividade média das atividades agropecuárias deslocadas é menor nas regiões de fronteira, o que implica uma maior utilização de área para manter o nível de produção constante (Lapola et al., 2010). Nesse contexto, os benefícios das políticas de conservação e de substituição de combustíveis fósseis por biocombustíveis podem ser minimizados, ou até mesmo neutralizados, devido à presença de ILUC (Barona et al., 2010; Jusys, 2017).

Em suma, é necessário investigar e identificar possíveis padrões espaciais complexos de mudanças no uso do solo, pois o desmatamento em regiões de fronteira pode estar interconectado com a expansão agrícola em outras localidades, inclusive, potencialmente distantes. Além disso, a magnitude desses efeitos indiretos pode mudar ao longo do tempo, a depender das condições de mercado e das políticas conservação adotadas, sendo, portanto,

importante considerar possíveis mudanças em seu ritmo e magnitude, em especial, devido a possível presença de *leakages* e *spillovers* espaciais.

## 2.2 Contexto Institucional

A decisão de desmatamento está vinculada em grande medida a diversas forças econômicas, sociais e políticas que condicionam o custo-benefício dessa atividade. Por exemplo, o aumento dos preços das *commodities* agropecuárias, a facilitação de acesso aos mercados e a falta de fiscalização adequada criam incentivos ao desmatamento em vista do retorno elevado que o agente econômico esperado (Barbier e Burgess, 2001). Por isso, mudanças institucionais, especialmente de governança, são importantes na preservação de recursos florestais, em especial, porque parcela significativa das áreas florestais em países em desenvolvimento estão sob posse do pública (Bhattarai e Hammig, 2004).

O desmatamento em grande escala na Amazônia começou principalmente a partir da década de 1960, com a implantação de projetos de infraestrutura e colonização com o objetivo de desenvolver e ocupar a região. Dentre elas, destacam-se a construção de rodovias visando a integração da Amazônia ao restante do país, a concessão de crédito subsidiado e incentivos a colonização. A partir da década de 1980, o desmatamento passou a ser condicionado de forma crescente a dinâmica dos preços das *commodities*, principalmente da pecuária bovina e da soja, tanto numa dimensão espacial, quanto temporal (Barbier e Burgess, 2001; Hargrave e Kis-Katos, 2013; Assunção et al., 2015).

Durante a década de 2000, o governo brasileiro realizou diversas alterações em sua política ambiental para a Amazônia, dentre elas: i) o fortalecimento no monitoramento e cumprimento da lei; ii) expansão das áreas protegidas; iii) restrições de acesso ao crédito rural. Nesse contexto, destaca-se o Plano de Ação para Prevenção e Controle do Desmatamento na Amazônia Legal (PPCDAm) foi lançado em 2004 e teve como finalidade básica estabelecer diretrizes e ações estratégicas de conservação entre os diversos agentes, como os governos municipais, estaduais, sociedade civil e órgãos especializados, além do próprio governo federal.

Dentre as principais medidas do PPCDAm, podemos mencionar a adoção do DETER (Sistema de Detecção de Desmatamento em Tempo Real), com objetivo de melhorar o monitoramento remoto do desmatamento na Amazônia por meio da captação e processamento de imagens de satélite, geradas com um intervalo de 15 dias. O principal objetivo do DETER é localizar *hot spots* de desmatamento em tempo quase real e assim alertar as autoridades competentes, especialmente o IBAMA, das áreas críticas, para que elas possam direcionar e tornar mais efetivas suas atuações de controle do desmatamento. O DETER se mostrou um avanço importante para o combate do desmatamento no Brasil devido a possibilidade de identificar e punir os agentes desmatadores em tempo quase real, em especial, em áreas críticas com altas taxas de desmatamento. No período anterior ao DETER, as denúncias e as identificações dos locais com desmatamento ilegal ocorriam por meio ações voluntárias, não havendo um sistema de sensoriamento remoto de monitoramento em tempo real, o que dificultava o combate.

Além disso, a criação de áreas de proteção e territórios indígenas passaram a ocorrer de forma acelerada especialmente a partir de meados dos anos 2000, o que resultou, no final da década, em aproximadamente 43% do território da Amazônia Legal estando sob proteção. De modo geral, áreas de proteção e terras indígenas são importantes para inibir o avanço do desmatamento, especialmente em regiões com pressões significativas, por dificultar a obtenção de direitos de propriedade e aumentar a probabilidade de punição. Apesar disso, as evidências apontam para a possibilidade de efeitos de transbordamento significativos, que deslocam a supressão florestal para outras regiões, diminuindo seus benefícios líquidos (Cisneros et al., 2015; Amin et al., 2019).

Em 2008, o governo brasileiro criou a Lista de Municípios Prioritários, que visava possibilitar uma maior focalização das políticas ambientais de conservação na Amazônia. Além disso, o Decreto presidencial 6,514 de julho de 2008 deu suporte legal para aplicações mais efetivas das leis, aumentando sua clareza e rapidez. Um ponto de extrema importância para sua efetividade foi a disponibilização de instrumentos adicionais de combate aos crimes ambientais, como a ampliação na quantidade e no valor das multas ambientais concedidas, assim como a apreensão e destruição dos bens utilizados pelos infratores.

No mesmo ano, o Conselho Monetário Nacional por meio da Resolução 3,545 tornou a concessão de crédito rural, no bioma amazônico, condicional ao cumprimento das leis ambientais e a posse legal da terra. Considerando que parcela significativa dos produtores rurais localizados no bioma amazônico ou não cumpriam totalmente a legislação ambiental ou não possuíam os títulos propriedade definitivos, a resolução causou uma queda significativa no crédito concedido, especialmente entre os pecuaristas (Assunção et al., 2020).

### 2.3 *Spillovers* e Interações Espaciais

A presença de *spillovers* espaciais, que transmitem impactos para regiões vizinhas, pode amplificar ou neutralizar os benefícios dos programas de conservação, sendo importante sua consideração a fim de evitar resultados viesados (Cisneros et al., 2019; Pfaff e Robalino, 2017; Amin et al., 2019; Assunção et al., 2020). De acordo com Pfaff e Robalino (2017), os *spillovers* podem atuar e influenciar os resultados dos programas de conservação por meio de cinco canais:

- i) *Input Reallocation*: os agentes econômicos, ao enfrentarem restrições na utilização de uma parte de suas propriedades, podem alterar o uso da terra naquelas com menor restrição, causando *Slippage from restrictions*. Políticas de conservação, ao restringir o acesso e o uso de determinadas áreas, podem liberar recursos escassos no setor agropecuário, como capital e trabalho, que serão alocados para outros fins, muitas vezes gerando desmatamento.
- ii) *Market Prices*: efeitos de *leakage* advindos diretamente das condições de oferta e demanda. Políticas de conservação podem alterar o emprego de insumos na produção nas áreas tratadas, limitando a sua demanda e, conseqüentemente, a produção dos bens agropecuários e florestais. Se ampla o suficiente, as restrições alteram os preços relativos, incentivando a produção em localidades não tratadas e potencialmente o desmatamento. Também podem impactar o mercado de trabalho, alterando sua demanda e os níveis salariais.
- iii) *Learning*: políticas de conservação podem criar incentivos para a adoção de tecnologias e técnicas que não eram utilizadas anteriormente devido a falta de informações, o que pode gerar efeitos de transbordamento, ajudando na difusão. Agentes econômicos podem tomar consciência das tecnologias ao observar seus vizinhos ou redes de contato. O aumento da lucratividade resultante pode induzir novos aportes em capital, amplificando o impacto local e o transbordamento<sup>1</sup>.
- iv) *Nonpecuniary Motivations*: a percepção de justiça ou adequação das medidas com as normas sociais e culturais vigentes no local podem influenciar o comportamento dos agentes. Além disso, informações sobre o comportamento dos demais são importantes e influenciam o resultado da política de conservação.

---

<sup>1</sup> A adoção de tecnologias aumenta a produtividade das atividades agropecuárias e reduz os custos impostos pela conservação ao mesmo tempo que cria transbordamentos significativos que amplificam o resultado.

- v) *Ecological-Physical Links*: os processos inerentes ao sistema ecológico e físico também podem gerar *spillovers* significativos que influenciam os resultados da política de conservação.

A própria expansão da fronteira agrícola, por exemplo, caracteriza-se como um processo dinâmico de geração de novas aglomerações que se propagam para regiões vizinhas ao possuir externalidades significativas (Igliori, 2006).

### 3. Metodologia

#### 3.1 Estratégia Empírica

O presente artigo de tese se propõe a utilizar variações econômicas, institucionais e de mudanças de uso do solo ocorridas ao longo do tempo nos municípios da Amazônia Legal para captar os efeitos indiretos da expansão da soja e cana de açúcar no Brasil, enquanto controla por fatores invariantes, como clima, localização geográfica, estrutura econômica, etc. De forma específica, será investigado a relação entre variações nas áreas plantadas de soja e cana de açúcar e o ritmo de desmatamento.

A regressão será realizada por meio do método de dados em painel, em detrimento do mínimo quadrados ordinários com dados empilhados, por permitir captar a heterogeneidade não observada da amostra. Isso possibilita controlar diferenças históricas e estruturais de caráter geográfico, climático, cultural, política, econômica, social, etc, além de choques temporais de natureza macroeconômica e tecnológica. Em especial, a proximidade de cidades, rios, rodovias e outras vias de acesso, assim como a predominância de florestas fragmentadas, que não se alteraram ou o fazem de forma lenta, possuem uma maior probabilidade de sofrerem desmatamentos posteriores, dado sua maior facilidade.

Entretanto, um dos pressupostos do modelo é de que as unidades de corte transversal são independentes entre si, o que, em geral, não ocorre com dados espaciais, como é o caso das mudanças no uso do solo, que usualmente apresentam interações significativas entre os agentes econômicos e geram *spillovers* espaciais (Robalino e Pfaff, 2017). Em particular, *spillovers* espaciais podem alterar a relação entre mudanças no uso do solo e supressão de florestas primárias, pois o desmatamento pode transbordar para regiões vizinhas. Desse modo, há duas razões para se considerar possíveis efeitos de autocorrelação espacial: i) políticas eficientes de conservação existentes em determinada localidade podem também influenciar o ritmo desmatamento das regiões vizinhas; ii) variáveis omitidas podem estar correlacionadas com processos espaciais, portanto, ao controlar por efeitos espaciais, indiretamente diminui o viés advindo de omissão de variável relevante. Por esse motivo, além da estimação convencional de dados em painel, também serão considerados diversos modelos que captam efeitos espaciais.

A modelagem de relações espaciais, dentro do contexto da econometria espacial, requer a definição de matrizes de peso espaciais, as quais são baseadas em vizinhança de contiguidade, distância inversa, características econômicas, sociais, etc. Os valores da matriz espacial  $W$  refletem hipóteses *ad hoc* de como as interações espaciais entre os agentes acontecem, sendo que sua diagonal é composta de zeros, isto é, representando que ninguém é vizinho de si próprio, com as demais captando a interação espacial entre os agentes. A normalização da matriz espacial  $W$  é importante para evitar processos não explosivos, mantendo o valor do coeficiente espacial estimado entre zero e um.

Nesse artigo, tendo como base Elhorst (2014), propõe-se partir de uma abordagem geral, estimando inicialmente um *Dynamic Spatial Durbin Model (DSDM)* e, em seguida, testar a adequabilidade desse modelo em relação a outros modelos espaciais. Sendo assim, nós consideraremos aspectos dinâmicos e espaciais do desmatamento para identificar os efeitos indiretos de mudanças de uso do solo no Brasil, representado de maneira genérica como

$$\begin{aligned}
D_{i,t} = & \alpha D_{i,t-1} + \rho W_1 D_{j,t} + \beta_1 \text{Pecuária}_{i,t-1} + \beta_2 \text{Soja}_{i,t-1} \\
& + \beta_3 (\text{Pecuária}_{i,t-1} \times \text{SojaBr}_{t-2}) + \beta_4 (\text{Pecuária}_{i,t-1} \times \text{CanaBr}_{t-2}) \\
& + \beta_5 \text{Preços}_{i,t-1} + \beta_6 \text{Políticas}_{i,t} + \beta_6 W_1 X_{j,t} + u_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)
\end{aligned}$$

onde  $D_{i,t}$  é a taxa de desmatamento normalizada do município  $i$ ;  $W_1$  é a matriz de pesos espaciais, a ser definida, que representa a relação de vizinhança entre os municípios;  $D_{i,t-1}$  e  $W_1 D_{j,t}$  representam a defasagem temporal e a interação espacial do desmatamento, respectivamente, enquanto  $u_i$  capta os efeitos fixos de município.  $\text{Pecuária}_{i,t-1}$  e  $\text{Soja}_{i,t-1}$  representam a variação do rebanho bovino e da área plantada de soja em  $t-1$ .  $(\text{Pecuária}_{i,t-1} \times \text{SojaBr}_{t-2})$  e  $(\text{Pecuária}_{i,t-1} \times \text{CanaBr}_{t-2})$  são variáveis de interação entre alterações no rebanho bovino em  $t-1$  nos municípios da amostra e variações na área plantada de soja e cana de açúcar, respectivamente, nos municípios brasileiros que não fazem parte da amostra em  $t-2$ . Como controles, o  $\text{Preços}_{i,t-1}$  é um vetor de preços da pecuária, soja e madeira enquanto  $\text{Políticas}_{i,t}$  é um vetor de políticas públicas tais como: multas ambientais, área embargadas, áreas de proteção, municípios prioritários, cadastro ambiental rural (CAR), crédito rural e diversidade partidária. Por fim,  $W_1 X_{j,t}$  representa as variáveis explicativas exógenas defasadas espacialmente.

### 3.2 Painel Dinâmico Espacial

O Modelo de Painel Dinâmico Espacial, além de incorporar a defasagem espacial da variável dependente, também incorpora a variável defasada temporalmente. Sua especificação geral, conforme proposta por Yu et al. (2008), pode ser representada como

$$Y_{nt} = \lambda_0 W_n Y_{nt} + \gamma_0 Y_{nt-1} + \rho_0 W_n Y_{nt-1} + X_{nt} \beta_0 + \mathbf{c}_{n0} + V_{nt}, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

Onde  $Y_{nt} = (Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{nt})'$  e  $V_{nt} = (V_{1t}, V_{2t}, \dots, V_{nt})'$  são vetores colunas com dimensão  $n \times 1$ , com  $V_{nt}$  sendo *i. i. d* em  $i$  e  $t$  com média zero e variância  $\sigma^2_0$ ;  $W_n$  é uma matriz de peso espacial  $n \times n$  predeterminada que capta a dependência espacial entre as variáveis de *cross-section*  $y_{it}$ ;  $X_{nt}$  é uma matriz  $n \times k_x$  de regressores não estocásticos; e  $\mathbf{c}_{n0}$  é uma vetor coluna  $n \times 1$  de efeitos fixos. Portanto, o número de parâmetros no modelo será igual ao número de indivíduos  $n$  mais os demais parâmetros comuns a serem estimados  $(\gamma, \rho, \beta', \lambda, \sigma^2)$ , isto é,  $k_x + 4$ .

Definindo  $S_n \equiv S_n(\lambda_0) = I_n - \lambda_0 W_n$  e  $A_n = S_n^{-1}(\gamma_0 I_n + \rho_0 W_n)$ , presumindo que  $S_n$  é invertível, pode-se reescrever (2) como  $Y_{nt} = A_n Y_{nt-1} + S_n^{-1} X_{nt} \beta_0 + S_n^{-1} \mathbf{c}_{n0} + S_n^{-1} V_{nt}$ . Assumindo que infinitas somas, por substituição contínua, são bem definidas,

$$Y_{nt} = \sum_{h=0}^{\infty} A_n^h S_n^{-1} (\mathbf{c}_{n0} + X_{n,t-h} + V_{n,t-h}) = \mu_n + \mathfrak{X}_{nt} \beta_0 + U_{nt} \quad (3)$$

Em que  $\mu_n = \sum_{h=0}^{\infty} A_n^h S_n^{-1} \mathbf{c}_{n0}$ ,  $\mathfrak{X}_{nt} = \sum_{h=0}^{\infty} A_n^h S_n^{-1} X_{n,t-h}$  e  $U_{nt} = \sum_{h=0}^{\infty} A_n^h S_n^{-1} V_{n,t-h}$ . O próximo passo, é definir a função de máximo verossimilhança que deverá ser maximizada. Para tal, denota-se  $\theta = (\delta', \lambda, \sigma^2)'$  e  $\zeta = (\delta', \lambda, \mathbf{c}'_{n0})'$ , onde  $\delta = (\gamma, \rho, \beta')'$ , sendo o valor verdadeiro  $\theta_0 = (\delta'_0, \lambda_0, \sigma^2_0)$  e  $\zeta_0 = (\delta'_0, \lambda_0, \mathbf{c}'_{n0})$ , o que resulta na seguinte função de máximo verossimilhança

$$\ln L_{n,T}(\theta, \mathbf{c}_n) = -\frac{nT}{2} \ln 2\pi - \frac{nT}{2} \ln \sigma^2 + T \ln |S_n(\lambda)| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T V'_{nt}(\zeta) V_{nt}(\zeta) \quad (4)$$

onde  $V_{nt}(\zeta) = S_n Y_{nt} - \gamma_0 Y_{nt-1} - \rho_0 W_n Y_{nt-1} - X_{nt} \beta_0 - \mathbf{c}_n$ , ou seja,  $V_{nt} = V_{nt}(\zeta)$ . Se  $V_{nt}$  for normalmente distribuído, teremos os estimadores de máximo verossimilhança (MLEs)  $\hat{\theta}_{nT}$  e  $\hat{\mathbf{c}}_{nT}$ , derivados da maximização de (4). Por outro lado, se  $V_{nt}$  não for normalmente distribuído, têm-se os estimadores de quase máxima verossimilhança (QMLEs).

Entretanto, um problema com (4) é que o número de parâmetros tende ao infinito conforme  $n$  tende ao infinito. Por isso, Yu et al. (2008) propõe uma função concentrada de máximo verossimilhança concentrando  $\mathbf{c}_n$ , focando a análise assintótica apenas no estimador  $\theta_0$  por meio da função concentrada, pois essa não altera a dimensão do parâmetro quando  $n$  e/ou  $T$  muda. Com o propósito de simplificação, o autor denotou  $\tilde{Y}_{nt} = Y_{nt} - \bar{Y}_{nT}$  e  $\tilde{Y}_{nt-1} = Y_{nt-1} - \bar{Y}_{nT-1}$ , para  $t = 1, 2, \dots, T \in \mathbb{N}$  onde  $\bar{Y}_{nT} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Y_{nt}$  e  $\bar{Y}_{n,T-1} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Y_{n,t-1}$ . De forma similar,  $\tilde{X}_{nt} = X_{nt} - \bar{X}_{nT}$  e  $\tilde{V}_{nt} = V_{nt} - \bar{V}_{nT}$ ; denotando  $Z_{nt} = (Y_{nt-1}, W_n Y_{nt-1}, X_{nt})$ , então de (4), usando a condição de primeira ordem  $\frac{\partial \ln L_{n,T}(\theta, \mathbf{c}_n)}{\partial \mathbf{c}_n} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{t=1}^T V_{nt}(\zeta)$ , o estimador concentrado de  $\mathbf{c}_{n0}$  dado  $\theta$  é  $\hat{\mathbf{c}}_{n0}(\theta) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (S_n(\lambda) Y_{nt} - Z_{nt} \delta)$  e função de máximo verossimilhança concentrada é

$$\ln L_{n,T}(\theta) = -\frac{nT}{2} \ln 2\pi - \frac{nT}{2} \ln \sigma^2 + T \ln |S_n(\lambda)| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T \tilde{V}'_{nt}(\zeta) \tilde{V}_{nt}(\zeta) \quad (5)$$

com a condição de primeira ordem

$$\frac{1}{\sqrt{nT}} \frac{\partial \ln L_{n,T}(\theta)}{\partial \theta} = \begin{pmatrix} \frac{1}{\sigma^2} \frac{1}{\sqrt{nT}} \sum_{t=1}^T \tilde{Z}'_{nt} \tilde{V}'_{nt}(\zeta) \\ \frac{1}{\sigma^2} \frac{1}{\sqrt{nT}} \sum_{t=1}^T ((W_n \tilde{Y}_{nt})' \tilde{V}_{nt}(\zeta) - \text{tr} G_n(\lambda)) \\ \frac{1}{2\sigma^4} \frac{1}{\sqrt{nT}} \sum_{t=1}^T \tilde{V}'_{nt}(\zeta) \tilde{V}_{nt}(\zeta) = n\sigma^2 \end{pmatrix} \quad (6)$$

E a condição de segunda ordem é

$$\frac{1}{\sqrt{nT}} \frac{\partial^2 \ln L_{n,T}(\theta)}{\partial \theta \partial \theta'} = -\frac{1}{\sqrt{nT}} \begin{pmatrix} \frac{1}{\sigma^2} \sum_{t=1}^T \tilde{Z}'_{nt} \tilde{Z}_{nt} & \frac{1}{\sigma^2} \sum_{t=1}^T \tilde{Z}'_{nt} W_n \tilde{Y}_{nt} & \frac{1}{\sigma^2} \sum_{t=1}^T \tilde{Z}'_{nt} \tilde{V}_{nt}(\zeta) \\ * & \frac{1}{\sigma^2} \sum_{t=1}^T ((W_n \tilde{Y}_{nt})' W_n \tilde{Y}_{nt} + \text{tr}(G_n^2(\lambda))) & \frac{1}{\sigma^4} \sum_{t=1}^T (W_n \tilde{Y}_{nt})' \tilde{V}_{nt}(\zeta) \\ * & * & -\frac{nT}{2\sigma^4} + \frac{1}{\sigma^4} \sum_{t=1}^T \tilde{V}'_{nt}(\zeta) \tilde{V}_{nt}(\zeta) \end{pmatrix} \quad (7)$$

em que  $\tilde{V}_{nt}(\zeta) = S_n(\lambda) Y_{nt} - Z_{nt} \delta$  e  $\tilde{Z}_{nt} = (Y_{nt-1} - \bar{Y}_{nT-1}, W_n Y_{nt-1} - W_n \bar{Y}_{nT-1}, X_{nt} - \bar{X}_{nT})$ . O QMLE  $\hat{\theta}_{nT}$  maximiza a função (5), satisfazendo as condições de primeira e segunda ordem, e o estimador de quase máxima verossimilhança de  $\mathbf{c}_{n0}$  é  $\hat{\mathbf{c}}_{n0}(\hat{\theta}_{nT})$ .

Entretanto, conforme ressalta Yu et al. (2008), o estimador QMLE  $\hat{\theta}_{nT}$  apresenta um viés assintótico que deve ser corrigido, especialmente quando a dimensão temporal  $T$  é pequena



quando comparada ao tamanho da amostra  $n$ , como é o caso do presente artigo. Nesse sentido, o autor constrói um estimador  $\hat{B}_{nT}$ ,

$$\hat{B}_{nT} = \left[ \left( E \left( \frac{1}{nT} \frac{\partial^2 \ln L_{n,T}(\theta)}{\partial \theta \partial \theta'} \right) \right)^{-1} \varphi_{n(\theta)} \right] \text{ sendo } \theta = \hat{\theta}_{nT} \quad (8)$$

e, em seguida, define um estimador corrigido pelo viés tal como  $\hat{\theta}_{nT}^1 = \hat{\theta}_{nT} - \hat{B}_{nT}/T$ , concluindo, dessa forma os procedimentos necessários para a estimação do Painel Dinâmico Espacial.

### 3.3 Base de Dados

Mudanças de uso do solo é um processo dinâmico que possui interrelações temporais e espaciais importantes, em especial, devido à presença de efeitos indiretos significativos, que devem ser consideradas nas estimativas empíricas. Por isso, trabalhos que utilizam uma base de dados *cross-section* não são capazes de identificar adequadamente os impactos dessas mudanças, sendo as abordagens de dados em painel mais adequadas por permitir o controle de características estruturais, históricas, físicas e institucionais que são relativamente fixas ao longo do tempo, além de tendências temporais significativas que podem impactar a relação.

Nesse sentido, a base de dados será composta de num painel de dados com municípios da Amazônia Legal, considerando o período de 2003 a 2011. Vale destacar que presente artigo se aproveitou das informações disponibilizadas em Cisneros et al. (2015), Koch et al. (2019) e Assunção et al. (2020), mesclando com dados coletados e processados diretamente pelos autores para formar, desse modo, a base de dados a ser utilizada nas investigações empíricas.

Os dados sobre desmatamento nos municípios da Amazônia Legal são obtidos por meio de fontes oficiais do governo brasileiro, construídos e disponibilizados publicamente por PRODES/INPE. Os dados são processados a partir de imagens de satélites do tipo Landsat e agregados a nível municipal. Os dados de desmatamento para um determinado ano  $t$ , é composto, na verdade, por informações de supressão florestal identificadas entre primeiro de agosto do ano  $t - 1$  até trinta e um de julho do ano  $t$ . Por esse motivo, as principais variáveis de controle, em especial, os preços da pecuária e da soja e as políticas de conservação foram construídas tendo como base o mesmo procedimento das informações de desmatamento. Além disso, vale destacar, que apesar do PRODES utilizar imagens de satélite do período de estação seca na Amazônia, é possível que ocorra ainda algum erro de medida devido a impossibilidade de visualização do desmatamento devido a presença de nuvens, fumaças e pontos escuros causados pelas sombras das nuvens. Para contornar esse problema e assim evitar a possibilidade de viés nos resultados, incluiu-se em todas as estimações a proporção de nuvens e áreas não observadas nos municípios a fim de controlar eventuais erros de medida.

Além disso, para diminuir variações de desmatamento entre os municípios em determinado ano devido as heterogeneidades existentes em seus tamanhos relativos, os incrementos anuais de supressão florestal foram normalizados. Por fim, a amostra utilizada será composta apenas por municípios com floresta remanescente acima de 10% no início do período. Tal procedimento busca conseguir um melhor ajuste para o modelo, pois municípios com menor área florestal deve responder de forma diferente as mudanças de uso do solo, as políticas de conservação e aos aumentos nos preços das *commodities*, etc.

As variáveis que representam o avanço da soja e da pecuária na Amazônia foram incluídas com uma defasagem temporal e considerando a primeira diferença, ou seja, o aumento da área plantada e no número de cabeças entre  $t$  e  $t - 1$ . Tal procedimento buscar captar os impactos da expansão dessas atividades econômicas no desmatamento amazônico sem incorrer

no problema de endogeneidade. A expansão da soja e da cana de açúcar nos municípios brasileiros que não fazem parte da amostra, por sua vez, foram calculadas considerando variações entre  $t - 1$  e  $t - 2$ . A defasagem temporal adicional busca representar os efeitos deletérios da expansão da soja e da cana de açúcar em regiões distantes no deslocamento da pecuária sobre áreas de floresta tropical. As variáveis em questão foram obtidas a partir da Pesquisa Agrícola Municipal (PAM) e da Pesquisa Pecuária Municipal (PPM), ambas realizadas pelo Instituto Brasileiro de Estatística e Geografia (IBGE).

Considerando que os preços locais das *commodities* são endógenas a produção agropecuária e a atividade econômica da região, deve-se buscar variações exógenas para essa variável. Por isso, será utilizado variações nos preços da soja e da pecuária de um estado não amazônico, o Paraná, para a construção das variáveis, conforme sugerido em Assunção et al. (2013). Em seguida, tendo como peso a proporção da área municipal dedicada a aquela cultura, o indicador permitirá captar o impacto de variações exógenas nos preços, considerando a importância da atividade pro município. Algebricamente,

$$PPA_{itc} = PP_{tc} * A_{ic, 2000-2001} \quad (9)$$

Onde  $PPA_{itc}$  é o preço real ponderado da atividade agropecuária  $c$  no município  $i$  e ano  $t$ ;  $PP_{tc}$  é o preço da atividade  $c$  no ano  $t$ ;  $A_{ic, 2000-2001}$  é a área do município  $i$  destinada a atividade  $c$  no ano  $t$ . O último termo representa a importância da atividade agropecuária pro município, considerando-se que quanto maior for a dependência do município a determinada atividade, maior será o impacto dos preços.

A presente estratégia empírica também buscou controlar por alterações nas características institucionais, em especiais aquelas vinculadas as políticas de conservação ambiental. De modo geral, essas políticas ao proibirem e/ou alterarem os incentivos vigentes com relação a determinados usos da terra podem, além de impactar diretamente o ritmo de desmatamento, também podem influenciar de modo indireto ao alterar as decisões dos agentes econômicos quanto a forma mais eficiente de uso do fator terra. Durante o período considerado nesse artigo, o governo brasileiro realizou alterações significativas em sua política ambiental para a Amazônia, sendo que elas serão controladas pela inclusão das seguintes variáveis: i) valor das multas ambientais e ii) proporção de áreas embargadas, para representar o fortalecimento no monitoramento e cumprimento da lei ambiental; iii) áreas protegidas; iv) montante de crédito rural para captar restrições em seu acesso; v) *dummy* para os municípios prioritários definida a partir de sua inclusão na lista; vi) área do município coberta pelo Cadastro Ambiental Rural (CAR); vii) diversidade partidária dos representantes políticos.

Por fim, Apesar de características físicas, geográficas e de infraestrutura também afetarem o desmatamento e a produção agropecuária, como a qualidade do solo, a altimetria, a altitude, a distância para os mercados regionais, nacionais e internacionais, elas são relativamente fixas ao longo do tempo, podendo ser controladas por meio da inclusão de efeitos fixos. Dessa forma, o presente artigo visa, em suma, explorar variações nas unidades de corte transversal para identificar os efeitos indiretos da expansão da soja e da cana de açúcar no Brasil, isolando possíveis eventos contemporâneos, em especial, advindos das forças de mercado e políticas. As estatísticas descritivas e as correlações entre as variáveis se encontram no Apêndice A e B, respectivamente.

#### 4. Resultados

A presente estratégia empírica de seleção da melhor especificação se baseia na estimação de um modelo geral, a saber, o *Dynamic Spatial Durbin Model (DSDM)*, a partir do qual testes serão realizados para verificar se outras especificações seriam mais adequadas. Os

resultados obtidos estão dispostos na Tabela 1. Para as estimações, nós consideramos matrizes de pesos espaciais de k-vizinhos, com o k variando de 3 até 100 vizinhos. A partir do Critério de Informação de Akaike (AIC), a matriz de 4 vizinhos foi aquela que apresentou o menor valor para esse critério, sendo, portanto, a escolhida para as estimações tendo em vista seu melhor ajuste aos dados.

**Tabela 1 - *Dynamic Spatial Durbin Model (DSDM)*.**

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
L1Desmatamento	0.0830*** (0.0207)	0.0804*** (0.0215)	0.0776*** (0.0207)	0.0656*** (0.0201)	0.0481** (0.0192)
L1Pecuária	5.04E-07 (4.86E-07)	5.04E-07 (4.89E-07)	-8.89E-07 (6.53E-07)	-9.09E-07 (5.62E-07)	-1.41E-06*** (5.33E-07)
L1Soja		2.88E-06*** (9.05E-07)	2.86E-06*** (9.12E-07)	2.99E-06*** (8.64E-07)	3.04E-06*** (6.86E-07)
L1Pecuária.L2SojaBR			1.61E-12** (8.13E-13)	1.67E-12** (6.54E-13)	2.67E-12*** (6.34E-13)
L1Pecuária.L2CanaBR			1.51E-12*** (4.55E-13)	1.47E-12*** (3.90E-13)	1.45E-12*** (2.67E-13)
L1Preço Madeira				-4.32E-05 (0.0002)	0.0001 (0.0002)
L1Preço Soja				3.00E-06 (3.74E-06)	2.61E-06 (3.67E-06)
L1Preço Pecuária				4.06E-07 (1.01E-06)	4.36E-07 (1.05E-06)
Comp. Partidária					0.0186 (0.0326)
Crédito Rural					-2.05E-10 (1.42E-09)
Área Protegida					-0.1159 (0.1634)
Multas Ambientais					-1.17E-09** (5.01E-10)
Mun. Prioritários					-0.2158*** (0.0436)
Embargos					-0.0203 (0.0254)
CAR					-0.7174** (0.3317)
WL1Pecuária	1.64E-06*** (4.38E-07)	1.65E-06*** (4.55E-07)	1.21E-06*** (3.93E-07)	1.19E-06*** (3.15E-07)	1.54E-06*** (4.88E-07)
WL1Soja		3.05E-06 (2.69E-06)	3.11E-06 (2.70E-06)	3.76E-06 (2.29E-06)	4.28E-06*** (1.32E-06)
WL1Preço.Madeira				-0.0010*** (0.0004)	-0.0007*** (0.0003)
WL1Preço.Soja				-1.62E-05*** (5.00E-06)	-1.70E-05*** (5.75E-06)
WL1Preço.Pecuária				1.12E-06 (8.39E-07)	1.21E-06 (1.05E-06)
WComp. Partidária					0.0165 (0.0534)
WCrédito Rural					1.27E-09* (7.11E-10)
WÁrea Protegida					-0.5356 (0.4571)
WMultas Ambientais					4.42E-10 (4.77E-10)

WMun. Prioritários					-0.0669 (0.0847)
WEmbargos					-0.0138 (0.0471)
WCAR					0.2783 (0.2349)
Spatial rho	0.7602*** (0.0163)	0.7574*** (0.0162)	0.7543*** (0.0162)	0.7428*** (0.0135)	0.7292*** (0.0119)
Observações	4428.0000	4428.0000	4428.0000	4428.0000	4428.0000
AIC	8125.33	8119.68	8102.34	8061.98	7993.97
BIC	8170.10	8170.85	8153.51	8113.14	8045.14
DSDM x DSAR: $\beta_6 = 0$					
Estatística $\chi^2$	13.99	16.70	10.06	76.86	245.22
p-valor	0.0002	0.0002	0.0065	0.0000	0.0000
DSDM x SEM: $\beta_6 = -\rho\beta_i$					
Estatística $\chi^2$	10.03	28.09	3.10	62.26	219.54
p-valor	0.0015	0.0000	0.2127	0.0000	0.0000

Fonte: Resultados da pesquisa. Nota: desvio padrão entre parênteses; \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$ .

Para confirmar a escolha do DSDM, o *Dynamic Spatial Autoregressive Model (DSAR)* foi testado contra o DSDM, o que equivale a testar a hipótese de não significância conjunta das variáveis independentes defasadas espacialmente. A hipótese nula ( $\beta_6 = 0$ ) foi rejeitada pelo teste  $\chi^2$ , que apresentou um valor de 245.22, ao nível de significância de 1%, indicando, portanto, que o DSDM, ao incorporar externalidades locais das variáveis explicativas, é a especificação mais adequada. Além disso, para investigar a adequabilidade do modelo dinâmico comparativamente a versão não dinâmica, realizou-se um teste LR (*Likelihood-Ratio*), o que resultou num valor  $\chi^2$  de 10.77, estatisticamente significativo a 1%, comprovando a preferência a versão dinâmica do modelo.

Por outro lado, para testar se o modelo SEM (*Spatial Error Model*) é o mais adequado, adotamos a abordagem sugerida por Elhorst (2014), testando se  $\beta_6 = -\rho\beta_i$ , ou seja, se os parâmetros que captam os *spillovers* das variáveis independentes são, na verdade, uma multiplicação dos efeitos indiretos, captados pelos coeficientes das variáveis explicativas não defasadas espacialmente, com o parâmetro de interação espacial  $\rho$ . A estatística de teste  $\chi^2$  apresentou um coeficiente de 219.54, estatisticamente significativo a 1%, reforçando, desse modo, a adequabilidade do DSDM para a análise empírica em questão. Por fim, um teste de Hausman foi realizado para verificar se a abordagem de efeitos fixos é a mais adequada, o qual resultou numa estatística de teste  $\chi^2$  de 105.55, rejeitando, assim, a estimação por efeitos aleatórios.

No que se refere aos resultados das estimações, vale destacar que para testar a robustez dos resultados, realizou-se diversas estimações com a inclusão gradual das variáveis para, desse modo, comparar os coeficientes obtidos com a estimação base (5). De modo geral, todos os resultados indicam que o desmatamento apresenta interações espaciais ( $\rho$ ) significativas, possivelmente refletindo um processo decisório de supressão florestal dinâmico envolvendo estratégias complementares (Lesage e Pace, 2009). Esse fato reforça, portanto, evidências anteriores encontradas na literatura que abordam o desmatamento da Amazônia. (Igliori, 2006; Hargrave e Kis-Katos, 2013; Amin et al., 2019). Por esses motivos, os resultados obtidos na Tabela 1 não podem ser interpretados de maneira usual devido a presença de interações espaciais, que resultam em efeitos indiretos que reforçam o impacto inicial (Lesage e Pace, 2009; Elhorst, 2014). Além disso, a presença de um componente dinâmico significativo torna o efeito de curto prazo diferente no longo prazo devido a interações intertemporais significativas no desmatamento.

Portanto, o DSDM, ao captar efeitos espaço-temporais significativos, deve ser analisado considerando os efeitos diretos, indiretos e totais das variáveis, tanto no curto quanto no longo prazo (Tabela 2). De modo geral, os resultados de longo prazo apresentam um impacto mais elevado em termos absolutos e, tendo em vista que o ILUC apresenta um processo de ajuste que se estende por muitos anos, a análise dos resultados se concentrará nos efeitos totais de longo prazo (LR Total). Vale destacar que apesar da pecuária usualmente ser classificada como a principal indutora de desmatamento da Amazônia (McManus et al., 2016), seu impacto marginal não foi estatisticamente significativo. Entretanto, esse resultado pode ser um reflexo da alta correlação que a pecuária apresentou com a sua interação com a expansão da soja em outras regiões (Apêndice A2), o que torna o cálculo da variância ineficiente. De qualquer modo, se considerarmos o sinal e a magnitude do impacto total, e tendo em vista que o rebanho apresentou um crescimento anual médio de mais de dois milhões de cabeças no período, os resultados apontam que essa atividade econômica foi responsável por aproximadamente 73.000 km<sup>2</sup> no período, representando 46% do total.

Tabela 2 – Efeitos diretos, indiretos e totais, no curto e longo prazo.

	SR_Direct	SR_Indirect	SR_Total	LR_Direct	LR_Indirect	LR_Total
L1Pecuária	-1.32E-06 (1.22E-06)	1.58E-06 (2.97E-06)	2.59E-07 (3.98E-06)	-1.38E-06 (1.32E-06)	1.70E-06 (3.73E-06)	3.14E-07 (4.84E-06)
L1Soja	4.77E-06** (2.20E-06)	2.20E-05** (1.12E-05)	2.67E-05** (1.26E-05)	5.32E-06** (2.42E-06)	2.72E-05** (1.37E-05)	3.25E-05** (1.54E-05)
L1Pecuária.L2SojaBR	3.35E-12* (2.03E-12)	6.99E-12* (4.24E-12)	1.03E-11* (6.26E-12)	3.64E-12* (2.20E-12)	8.95E-12* (5.43E-12)	1.26E-11* (7.63E-12)
L1Pecuária.L2CanaBR	1.78E-12*** (5.48E-13)	3.71E-12*** (1.15E-12)	5.49E-12*** (1.70E-12)	1.93E-12*** (5.96E-13)	4.75E-12*** (1.48E-12)	6.68E-12*** (2.07E-12)
L1Preço Madeira	-0.0001 (0.0002)	-0.0023*** (0.0008)	-0.0024*** (0.0009)	-0.0002 (0.0002)	-0.0028*** (0.0010)	-0.0029*** (0.0011)
L1Preço Soja	-1.33E-06 (5.14E-06)	-0.0001* (2.84E-05)	-0.0001 (3.22E-05)	-2.01E-06 (5.71E-06)	-0.0001* (3.49E-05)	-0.0001 (3.93E-05)
L1Preço Pecuária	8.48E-07 (1.22E-06)	5.01E-06 (6.28E-06)	5.86E-06 (7.15E-06)	9.60E-07 (1.34E-06)	6.18E-06 (7.70E-06)	7.14E-06 (8.70E-06)
Comp. Partidária	0.0256 (0.0564)	0.0905 (0.3155)	0.1161 (0.3561)	0.0283 (0.0625)	0.1132 (0.3869)	0.1415 (0.4342)
Crédito Rural	2.00E-10 (1.74E-09)	3.76E-09 (7.65E-09)	3.96E-09 (8.55E-09)	2.56E-10 (1.89E-09)	4.57E-09 (9.36E-09)	4.82E-09 (1.04E-08)
Área Protegida	-0.2991* (0.1762)	-2.1300** (0.9394)	-2.4292** (1.0049)	-0.3430* (0.1908)	-2.6156** (1.1444)	-2.9586** (1.2267)
Multas Ambientais	-1.24E-09 (7.84E-10)	-1.31E-09 (4.60E-09)	-2.55E-09 (5.11E-09)	-1.33E-09 (8.67E-10)	-1.76E-09 (5.62E-09)	-3.10E-09 (6.22E-09)
Mun. Prioritários	-0.2818*** (0.0739)	-0.7609* (0.3916)	-1.0427** (0.4308)	-0.3085*** (0.0808)	-0.9614** (0.4780)	-1.2699** (0.5249)
Embargos	-0.0276 (0.0539)	-0.0944 (0.2473)	-0.1220 (0.2872)	-0.0304 (0.0594)	-0.1182 (0.3042)	-0.1486 (0.3499)
CAR	-0.7540*** (0.2856)	-0.8451 (0.6240)	-1.5990*** (0.6050)	-0.8114*** (0.3015)	-1.1361 (0.7406)	-1.9475*** (0.7367)

Fonte: Resultados da pesquisa. Nota: desvio padrão entre parênteses; \*  $p < 0.1$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$ .

O impacto direto da soja, por outro lado, apesar de ter apresentado significância estatística a 1%, apresentou uma magnitude consideravelmente inferior. Com uma média de expansão anual na área plantada de 270.000 hectares nos municípios da amostra, o impacto

total dessa atividade econômica totalizou 2.400 km<sup>2</sup> de supressão florestal, valor próximo a 1.5% do total. Ademais, considerando os resultados da Tabela 1, nota-se que as externalidades locais da expansão da soja são, inclusive, mais importantes para explicar esse montante de desmatamento do que os impactos diretos. Dito de outra forma, esses resultados reforçam que os efeitos indiretos da expansão soja, mesmo quando limitados aos municípios da Amazônia, são mais importantes do que os impactos diretos (Barona et al. 2010; Arima et al. 2011; Richards et al., 2014; Jusys, 2017).

Entretanto, quando consideramos os efeitos indiretos da expansão da soja em regiões brasileiras distantes não pertencentes a amostra no desmatamento via deslocamento da pecuária, o impacto é consideravelmente maior. A supressão florestal anual média devido a esses efeitos indiretos atingiu o montante aproximado de 19.000 km<sup>2</sup>, 12,2% do total verificado no período, valor oito vezes superior ao efeito local direto e indireto, suportando, novamente, a hipótese de que a expansão da soja engendra realocações espaciais significativas da pecuária induzido por *Indirect Land Use Change (ILUC)*, ocasionando desmatamento em regiões de fronteira agrícola. Desse modo, somando os impactos locais diretos e indiretos, conjuntamente aos efeitos indiretos da expansão da soja em regiões distantes, tem-se que essa cultura foi responsável por 21.400 km<sup>2</sup> de supressão florestal no período, totalizando 13,7%.

De modo análogo, apesar do cultivo da cana de açúcar em escala comercial não ser permitida no bioma amazônico com o objetivo de evitar impactos ambientais negativos, os resultados apontam para um impacto indireto estatisticamente significativo e com magnitude expressiva para a expansão dessa cultura em regiões distantes no desmatamento amazônico. Em síntese, esses efeitos indiretos foram responsáveis por 42.300 km<sup>2</sup> de supressão florestal no bioma, 26,7% do total do período, resultado que suporta as evidências encontradas pela literatura (Lapola et al., 2010; Andrade de Sá et al., 2013; Jusys, 2017), que apontam para impactos indiretos significativos.

No que se refere as influências das condições de mercado e das políticas de conservação, temos um valor estatisticamente significativo para o preço de comercialização de madeira, a expansão das áreas protegidas, dos municípios prioritários e do Cadastro Ambiental Rural (CAR). Pode-se inferir, desse modo, que valores mais elevados para bens florestais como a madeira estão correlacionados positivamente com a preservação florestal, suportando os resultados encontrados por Cisneros et al. (2015). De modo similar, políticas de conservação como de expansão das áreas protegidas, do Cadastro Ambiental Rural (CAR) e da Lista de Municípios Prioritários estão correlacionadas com reduções no desmatamento em linha com as evidências da literatura (Hargrave e Kis-Katos, 2013; Assunção et al., 2015; Cisneros et al., 2015; Amin et al., 2019).

Apesar disso, vale destacar que a evolução das políticas de conservação provavelmente é endógena ao desmatamento, o que dificulta a realização de inferências causais, mesmo no atual contexto de consideração de possíveis *spillovers*. De qualquer modo, como a expansão e o desenvolvimento do setor agropecuário são, em grande medida, impactados pela expansão e efetivação das políticas de conservação, tornando, portanto, a consideração de suma importância para evitar resultados não consistentes. Essa suposição é corroborada pelo fato de que os coeficientes das variáveis de interesse se modificaram (Tabela 1) com a inclusão das principais políticas de conservação como controles. Desse modo, a consideração da evolução das principais políticas ambientais para a Amazônia, conjuntamente a confirmação de interações espaciais e de *Indirect Land Use Change (ILUC)* para a soja e cana de açúcar, configuram-se como importantes contribuições a literatura que considera a interconexão entre o desenvolvimento do setor agropecuário e a preservação de florestas tropicais.

## 5. Considerações Finais

Diante de uma demanda crescente por alimentos e biocombustíveis que tem incentivado o avanço da produção agropecuária e, muitas vezes, do desmatamento de florestas tropicais, a literatura tem questionado se é possível satisfazer essa demanda conjuntamente a preservação das áreas florestais, especialmente em regiões de fronteira agrícola como a Amazônia brasileira. De modo geral, apesar da pecuária ser historicamente apontada como a principal indutora direta de desmatamento no bioma amazônico, recentemente as evidências têm apontado para a possibilidade de que parcela significativa do avanço da fronteira agrícola ser, na verdade, devido a efeitos indiretos de mudanças no uso do solo ocasionadas pela expansão da soja e da cana de açúcar, inclusive em regiões distantes. Entretanto, apesar da relevância do tema, a presença de *spillovers* e realocações complexas dessas atividades produtivas dificultam a identificação e mensuração desses efeitos indiretos, tornando, por isso, a questão um debate em aberto.

Nesse contexto, o presente artigo se utilizou de variações econômicas, políticas e de uso do solo ocorridas no período de 2002 a 2011, e uma metodologia estatística capaz de identificar a relação do desmatamento da Amazônia com o avanço da soja e da cana de açúcar em outras regiões, inclusive distantes, com a finalidade de mensurar tais efeitos indiretos. Em suma, a metodologia empregada permitiu superar algumas das dificuldades em se identificar os efeitos indiretos da expansão dessas culturas e assim contribuir para o debate acerca da importância do ILUC para explicar a supressão de áreas florestais na Amazônia. Em síntese, após a consideração de interações espaciais e dinâmicas significativas, as evidências empíricas apontam que a expansão da soja foi responsável por 21.400 km<sup>2</sup> de desmatamento, 13,7% do total do período, com aproximadamente 90% desse valor sendo de efeitos indiretos locais e globais. A cana de açúcar, por sua vez, mesmo não sendo permitido o seu cultivo em escala comercial no bioma amazônico, apresentou um impacto indireto global de 42.300 km<sup>2</sup> de supressão florestal, valor correspondente a 26,7% do total.

Em suma, os resultados são importantes no sentido de demonstrar que o avanço dessas culturas sobre áreas já desmatadas não estão livres de impactos ambientais negativos. Nesse contexto, os benefícios da Moratória da Soja e da redução dos gases de efeito estufa do uso de biocombustíveis são minimizados, ou até mesmo revertidos, devido à presença de ILUC. Por isso, incentivos ao crescimento econômico e a reduções nas emissões de gases de efeito estufa calcados na expansão da produção agropecuária devem considerar a existência de interconexões espaciais complexas que possivelmente podem levar a degradações ambientais significativas em termos absolutos.

Para agravar esse cenário, a produtividade média das atividades agropecuárias deslocadas usualmente é menor nas regiões de fronteira, o que implica uma maior utilização de área para compensar a queda da produção devido o deslocamento. Além disso, parcela significativa da Amazônia brasileira sofre de má definição e insegurança nos direitos de propriedade, fato que se torna um entrave para minimização dos possíveis efeitos indiretos da crescente demanda e produção de alimentos e biocombustíveis na medida que cria desincentivos a investimentos e medidas que aumentam produtividade. Desse modo, políticas públicas e privadas voltadas a produção agropecuária devem considerar tanto os possíveis efeitos indiretos da expansão de atividades agrícolas modernas quanto os entraves ao aumento de produtividade em regiões de fronteira agrícola.

## Referências

- Amin, A.; Choumert-Nkolo, J.; Combes, J.-L.; Combes Motel, P.; Kéré, E.N.; Ongono-Olinga, J.-G.; Schwartz, S. Neighborhood effects in the Brazilian Amazônia: Protected areas and deforestation. *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 93, p. 272-288, 2019.
- Andrade de Sá, S.; Palmer, C.; Di Falco, S. Dynamics of Indirect Land-Use Change: Empirical Evidence from Brazil. *Journal of Environmental Economics and Management*, 65, 377-393, 2013.
- Arima, E.; Richards, P.; Walker, R.; Caldas, M. Statistical confirmation of indirect land use change in the Brazilian Amazon. *Environmental Research Letters*, 2011.
- Assunção, J.; Gandour, C.; Rocha, R. Deforestation slowdown in the Brazilian Amazon: Prices or policies? *Environment and Development Economics*, 20(6), 697-722, 2015.
- Assunção, J.; Gandour, C.; Rocha, R.; Rocha, R. The Effect of Rural Credit on Deforestation: Evidence from the Brazilian Amazon. *The Economic Journal*, 130 (626), Issue, p. 290–330, 2020.
- Babcock, B. A. Extensive and Intensive Agricultural Supply Response, *Annual Review of Resource Economics*, vol 7, n 1, p. 333-348, 2015.
- Barbier, E.B.; Burgess, J.C. The Economics of Tropical Deforestation. *Journal of Economic Surveys*, 15: 413-433, 2001.
- Barona, E.; Ramankutty, N.; Hyman, G.; Coomes, O. The role of pasture and soybean in deforestation of the Brazilian Amazon. *Environmental Research Letters*, 5, 2010.
- Bhattarai, M.; Hammig, M. Governance, economic policy, and the environmental Kuznets curve for natural tropical forests. *Environment and Development Economics*, 9(3), 367-382, 2004.
- Bustos, P.; Caprettini, B.; Ponticelli, J. Agricultural productivity and structural transformation: Evidence from Brazil. *American Economic Review*, v. 106, n. 6, p. 1320-65, 2016.
- Cisneros, E.; Zhou, S.L.; Börner, J. Naming and Shaming for Conservation: Evidence from the Brazilian Amazon. *PLOS ONE*, 10(9), 2015.
- Elhorst, J. *Spatial econometrics. From cross-sectional data to spatial panels*. Springer Heidelberg New York Dordrecht London, 2014.
- Hargrave, J.; Kis-Katos, K. Economic Causes of Deforestation in the Brazilian Amazon: A Panel Data Analysis for the 2000s. *Environment and Resource Economics*, 54, 471–494, 2013.
- Iglioni, D. *Deforestation, growth and agglomeration effects: Evidence from agriculture in the Brazilian Amazon*. Anais: XXXIV Encontro Nacional de Economia, ANPEC, 2006.
- Jusys, T. A confirmation of the indirect impact of sugarcane on deforestation in the Amazon. *Journal of Land Use Science*, 12:2-3, 125-137, 2017.
- Koch, N.; Ermgassen, E. K. H. J.; Wehkamp, J.; Oliveira Filho, F. J. B., Schwerhoff, G. Agricultural Productivity and Forest Conservation: Evidence from the Brazilian Amazon. *American Journal of Agricultural Economics*, 101, 3, p. 919–940, 2019.



Lapola, D.; Schaldach, R.; Alcamo, J.; Bondeau, A.; Koch, J.; Koelking, C.; Priess, J. Indirect Land-Use Changes can Overcome Carbon Savings from Biofuels in Brazil. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*. 107, p. 3388-93, 2010.

LeSage, J.; Pace, R. *Introduction to Spatial Econometrics*. New York: Chapman and Hall/CRC, 2009.

McManus, C.; Barcellos, J.O.J.; Formenton, B.K.; Hermuche, P.M.; Carvalho, O.A.J. Dynamics of Cattle Production in Brazil. *PLOS ONE*, 11(1), 2016.

Maddison, D. Environmental Kuznets curves: A spatial econometric approach. *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 51, 2, 2006.

Pfaff, A.; Robalino, J. Spillovers from Conservation Programs. *Annual Review of Resource Economics*, vol. 9, n.1, p. 299-315, 2017.

Richards, P. D.; Walker, R. T.; Arima, E. Y. Spatially complex land change: The Indirect effect of Brazil's agricultural sector on land use in Amazonia. *Global Environmental Change*, 29, 1–9, 2014.

Tritsch, I. Arvor, D. Transition in environmental governance in the Brazilian Amazon: emergence of a new pattern of socio-economic development and deforestation. *Land Use Policy*, vol. 59, p.446-455, 2016.

Van, P. N.; Azomahou, T. Nonlinearities and heterogeneity in environmental quality: An empirical analysis of deforestation. *Journal of Development Economics*, vol. 84, 1, p. 291-309, 2007.

## ANEXOS

Tabela A1 – Estatísticas Descritivas.

Variável	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Comp. Partidária	0.1117	0.2967	0.0000	1.0000
L1Preço Madeira	88.4818	85.5773	0.0000	959.9780
L1Preço Soja	205.6926	2308.6470	0.0000	63908.7000
L1Preço Pecuária	3890.0880	11617.4600	0.0000	344538.0000
L1Pecuária	4797.9290	24636.2800	-455639.0000	441738.0000
L1Soja	552.8476	5467.4930	-152094.0000	85000.0000
Crédito Rural	8921538.0000	22500000.0000	0.0000	320000000.0000
Área Protegida	0.2317	0.2951	0.0000	1.0000
Multas Ambientais	3137128.0000	15900000.0000	0.0000	460000000.0000
Mun. Prioritários	0.0335	0.1801	0.0000	1.0000
Embargos	0.0178	0.2043	0.0000	10.7908
CAR	0.0240	0.0768	0.0000	0.7349

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A2 – Correlação.

	C. Part	L1PreçMa	L1PreçoS	L1PreçoP	L1Pec	L1PecSBR	L1PecCBR	L1Soja	Crédit	ÁreaP	Multas	M. Prior	Embarg	CAR
Comp. Partidária	1													
L1Preço Madeira	0.0371	1												
L1Preço Soja	0.0178	-0.0096	1											
L1Preço Pecuária	-0.0126	-0.1483	0.0554	1										
L1Pecuária	-0.0046	0.0675	-0.0136	-0.0416	1									
L1PecuáriaSojaBR	-0.0049	0.0401	-0.0066	-0.0214	0.8077	1								
L1PecuáriaCanaBR	-0.0181	0.0995	-0.0138	-0.0441	0.4493	0.0095	1							
L1Soja	-0.0114	0.0344	-0.0109	-0.0264	0.0073	0.0027	-0.0005	1						
Crédito Rural	-0.0200	0.1038	-0.0233	-0.0842	0.0328	0.0267	0.0449	0.3339	1					
Área Protegida	0.0287	-0.0660	-0.0380	-0.0844	-0.0032	0.0206	-0.0340	-0.0394	-0.1355	1				
Multas Ambientais	0.0164	0.1191	-0.0152	-0.0539	0.0404	0.0586	0.0887	0.0222	0.1042	0.0168	1			
Mun. Prioritários	0.0009	0.2449	-0.0153	-0.0552	0.1220	0.1671	0.0355	0.0839	0.1192	0.0033	0.3163	1		
Embargos	-0.0153	0.0324	-0.0049	-0.0173	-0.0228	-0.0114	0.0014	-0.0241	0.0279	0.0025	0.1176	0.0441	1	
CAR	0.0242	0.2639	-0.0192	-0.0479	0.0232	0.0428	-0.0138	0.0806	0.3097	-0.1274	0.1294	0.3028	0.0396	1

Fonte: Resultados da pesquisa.