

Programa de Pós-graduação em Economia – Universidade Federal do Pará



## Produção agropecuária (agrícola) e PIB versus desmatamento: análise de tendência, cointegração e causalidade no estado do Pará (2004-2019)<sup>1</sup>


Agricultural (agricultural) production and GDP versus deforestation: Trend analysis, cointegration and causality in the state of Pará (2004-2019)


Geovane Vinholte Pereira <sup>2a</sup>  
Abner Vilhena de Carvalho <sup>3b</sup>

**Resumo:** O fenômeno do desmatamento nas regiões que compõem os biomas Amazônicos é um dos principais assuntos discutidos no meio acadêmico no século XXI. Com o objetivo contribuir para o debate acerca do fenômeno do desmatamento no Brasil frente a expansão da atividade agropecuária (agrícola) com base em revisão bibliográfica e por meio de aplicação de modelagem econométrica em séries temporais – tendência (variação), cointegração de (Engle-Granger) e causalidade de (Granger) para o estado do Pará, a partir de dados a nível estadual da variável dependente: taxa de desmatamento em (hectares), e variáveis independentes: área plantada da soja em (hectares), área plantada do milho em (hectares), Produto Interno Bruto (a preço correntes) para o período de 2004-2019. Os resultados da análise de tendência mostraram que todas as séries apresentaram variação (tendência) crescente, sendo vistas como possíveis ‘drivers/proxies’ explicativas do desmatamento. Os resultados dos modelos de cointegração evidenciam que o milho não acompanha a produção da soja, e as séries soja versus desmatamento e PIB versus desmatamento estão cointegradas, inclusive evidenciando causalidade bidirecional entre as séries Desmatamento e Produto Interno Bruto do estado do Pará a uma ordem de até 6 defasagens, no período analisado, de 2004 a 2019.

**Palavras-chave:** Desmatamento. Agropecuária. Agrícola. PIB. Série Temporal.  
**Classificação JEL:** Q001; Q 32.

<sup>1</sup> Este trabalho é o resultado do trabalho monográfico do primeiro autor sob orientação do segundo autor, defendido e aprovado junto ao Bacharelado de Ciências Econômicas, do Instituto de Ciências, da Sociedade, da Universidade Federal do Oeste do Pará (Ufopa).

<sup>2</sup> Universidade Federal do Oeste do Pará. Correio eletrônico: geovanewinholte@gmail.com.  0009-0000-4789-1363

<sup>3</sup> Universidade Federal do Oeste do Pará. Correio eletrônico: abnervilhena@hotmail.com.  0000-0003-3501-6611

**Abstract:** The phenomenon of deforestation in the regions that make up the Amazon biomes is one of the main topics discussed in academia in the 21st century. With the aim of contributing to the debate about the phenomenon of deforestation in Brazil in the face of the expansion of agricultural (agricultural) activity, based on a bibliographical review and through the application of econometric modeling in time series – trend (variation), cointegration of (Engle- Granger) and (Granger) causality for the state of Pará, based on data at the state level of the dependent variable: deforestation rate in (hectares), and independent variables: soybean planted area in (hectares), corn planted area in (hectares), Gross Domestic Product (at current prices) for the period 2004-2019. The results of the trend analysis showed that all series showed increasing variation (trend), being seen as possible 'drivers/proxies' explaining deforestation. The results of the cointegration models show that corn does not follow soybean production, and the series soybean versus deforestation and GDP versus deforestation are cointegrated, including showing bidirectional causality between the series Deforestation and Gross Domestic Product of the state of Pará at an order of up to 6 lags, in the period analyzed, from 2004 to 2019.

**Keywords:** Deforestation. Agriculture. Agricultural. GDP. Time Series.

**JEL Classification:** Q001; Q 32.

## 1. Introdução

É notório a importância do setor agropecuário para a economia Brasileira. Este setor apresenta uma gama de diversidades de culturas agropecuárias, o qual também está ligado às características climática e do solo (fatores edafoclimáticos). Todavia, aqueles não são os únicos fatores, pois a demografia e condições socioeconômicas de cada região, podem impactar na produção e produtividade agropecuária nas diferentes regiões do Brasil.

Por sua vez, na discussão que relaciona agropecuária e desmatamento no Brasil, mesmo não havendo consenso de causa e efeito, inúmeros estudos apontam que uma das principais causas para o desmatamento no Brasil é observado pela expansão da atividade agropecuária, destacando Bittencourt, Pena e Nogueira Neto. (2014); Cabral (2013), Chaves *et al.* (2015); Conceição e Chaves (2019); Teixeira (2012); Silva e Ribeiro (2004); Ferreira, Venticinque e Almeida (2005).

Diante do exposto acima, este estudo visa responder a pergunta: a expansão das atividades agropecuária e agrícolas no estado do Pará está sendo acompanhada pelo crescimento das áreas desmatadas? Seguindo com base na hipótese de que o crescimento da atividade agropecuária (agrícola) é um fator importante para explicar a expansão do desmatamento.

O objetivo geral foca-se em contribuir para o debate acerca do fenômeno do desmatamento frente a expansão da atividade agropecuária (agrícola) com base em revisão bibliográfica e por meio de aplicação de modelagem econométrica em séries temporais para o estado do Pará. Tal objetivo, decompõem-se nos seguinte específicos: mostrar as variáveis

usadas nas modelagens, verificando as tendências das séries estudadas e examinando o crescimento (variação) a partir das regressões de tendência, conferindo assim a partir das regressões de cointegração a existência de equilíbrio de longo prazo entre séries por meio da análise residual (estacionariedade) e por fim constatar a relação de causa e efeito entre as séries desmatamento e Produto Interno Bruto.

Metodologicamente, a fim de responder ao questionamento (problema de pesquisa), será utilizado dados de séries temporais, o período 2004-2019, para variáveis agropecuárias (agrícolas), Produto Interno Bruto e de desmatamento. Nos testes empíricos, aplicou-se os procedimentos econométricos de: 1) Análise de séries temporais com base em Tendências (taxa de variação) e Teste de Raiz Unitária; 2) Teste de Cointegração de Engle-Granger e; 3) Teste de causalidade no sentido de Granger.

Assim, este trabalho busca contribuir com o debate fazendo uma análise de regressão em séries temporais nos dados de taxa de desmatamento como “*proxy*” do desmatamento, áreas plantadas das culturas de Soja e Milho como “*proxies*” da atividade agropecuária, e Produto Interno Bruto do estado do Pará como “*proxy*” da atividade econômica no período em questão (de 2004 a 2019).

O presente estudo conta com uma discussão teórica a partir da qual é apresentada sobretudo o levantamento bibliográfico aplicado aos estudos quantitativos que verificaram a relação entre as variáveis agropecuárias e o desmatamento, descreve os aspectos metodológicos da pesquisa, desde o delineamento, passando pelos métodos, instrumentos e técnicas aplicadas no estudo, cujos embasamentos são úteis para a apresentação dos resultados empíricos da modelagem econométrica.

## 2. Revisão das possíveis causas do desmatamento no Brasil e na Amazônia

O desmatamento ou desflorestamento é um processo irreversível que a muito tempo ganha força e é atualmente muito discutido com muita preocupação no meio acadêmico. O avanço da atividade agropecuária nas regiões do Brasil é atualmente um fator muito importante para o avanço do desmatamento ou desflorestamento, muito embora não seja exclusivamente o único, aquela atividade é apontada como causa de suma importância conforme aponta Teixeira (2012, p. 1) ao afirmar que “existem diversos fatores que são responsáveis pelo

desflorestamento. No Brasil, esse fenômeno está intimamente ligado à conversão da floresta em outros usos, com destaque para a agropecuária”.

Com o avanço da agropecuária nas últimas décadas, a paisagem natural de florestas foi sendo degradados numa política desenfreada de ocupação e produção industrial que saiu do sul brasileiro e passou a penetrar nas regiões norte, sobretudo nos estados do Amazonas, Pará, Acre, Rondônia e Mato Grosso, fato visto pelo chamado ‘arco do desmatamento’ (expressão usada para delimitar a região que contém altos índices de desmatamento na Amazônia legal).

Essa grande região do ‘Arco do desmatamento’ se encontra em terras que vão do leste e sul do Pará, seguindo rumo a oeste, perpassando pelos estados de Mato Grosso, Rondônia e Acre, sendo responsável pelas maiores taxas de desmatamento; 80% do desmatamento na Amazônia nas últimas décadas e pelo avanço da fronteira agrícola rumo às florestas preservadas (Conceição; Chaves, 2019).

Margulis (2003) mostrou que na década de 70 e 80 o desmatamento foi fomentado pelo governo através de políticas de incentivos à ocupação, diferentemente do desmatamento atual que é financiado principalmente pelo próprio setor da pecuária de média e larga escala.

Na visão de Fearnside (2006, p. 395) “o desmatamento na Amazônia procede a um alto ritmo por várias razões, muitas das quais dependem de decisões do governo”. Aponta ainda o autor que “eventos recentes indicam que o desmatamento pode ser controlado, tendo a vontade política, pois os processos subjacentes dependem de decisões humanas”.

Conceição e Chaves (2019), também reforçam a propositiva de que o combate ao desmatamento pode ser controlado por fatores subjacentes. Outras perguntas são feitas que colocam a questão, tal como ‘qual seria o impacto econômico da restrição ao desmatamento numa determinada nação ou economia?’.

Para responder esta pergunta Cabral (2013), usando como metodologia o modelo de equilíbrio Geral computável EPPA, que permite considerar as relações e distorções dos mais diferentes setores de uma economia, verificou e concluiu, que os impactos econômicos de políticas restritivas ao desmatamento no Brasil são benéficas as medidas de restrição ao desmatamento, com o propósito de desmatamento 0 até 2050, o PIB teve perda de apenas 0,15%, já os impactos que a produção sofreu foram de respectivamente quedas de: 1,9% no

setor agrícola, 1,8% no setor da pecuária e 1,5% no setor alimentício, constatando com isso, também se obteve uma redução das exportações de 3,9%.

Segundo Cabral (2013), até 2050 o Brasil não teria mais que 1 metro quadrado de mata retirada e assim mesmo estaríamos em pleno crescimento e satisfação pessoal quanto a atividade agropecuária e proteção ambiental. Segundo a Empresa Brasileira de Pesquisas Agropecuárias (EMBRAPA), o Brasil em 2020 produziu alimentos para cerca de 800 milhões de pessoas, o que torna o total dessa produção capacitado para alimentar 4 vezes maior que a população brasileira de 2020.

Levando em consideração que o aumento do desmatamento está intimamente relacionado com o avanço da agropecuária no Brasil, podemos citar algumas das mais importantes culturas e atividades agropecuárias, conforme trechos a seguir:

Kampel, Câmara e Quintanilha (2000) fazendo uso da ferramenta de análise espacial para a variável dependente (taxa de desmatamento em Rondônia) observou que variáveis como população rural; produção de bovinos e leite foram significantes a 5% para explicar o desmatamento no estado de Rondônia sendo “*driver* do desmatamento” no estado.

Teixeira (2012) objetivando avaliar a relação entre desmatamento da Amazônia e o fluxo do crédito rural (investimento), área plantada total da agricultura, efetivo do rebanho de bovinos e o produto interno bruto. Foram coletados esses dados e estimado um modelo de regressão linear e se chegou à conclusão de que se confirma o impacto da atividade agropecuária sobre o desmatamento da Amazônia legal, outras variáveis também possuem influências sobre a taxa de desmatamento são elas: variação cambial; preços das commodities; aspectos sociais e históricos, programas governamentais; crescimento das cidades; entre outros.

Chaves (2015) objetivando analisar quais os componentes econômicos que fazem uso do solo e que estão associados ao incremento do desmatamento na municipalidade de Cumaru do Norte-PA e compreender a atual dinâmica nas relações entre desmatamento e atividades silvipastoris, pecuárias e agrícolas neste município, utilizou-se da análise multivariada por meio do instrumento computacional SPSS 19.0, e estimou-se um modelo de Regressão linear múltipla pelo Excel. Efetuou-se coleta de informações relativas às atividades econômicas de uso do solo existentes no espaço físico de Cumaru do Norte, bem como os totais de desflorestamento, em km<sup>2</sup>, para o período de 2000 até 2013. Para isso, foi utilizado o banco de dados do Sistema de Modelagem SIDRA/IBGE atinentes aos ramos da: silvicultura, pecuária,

extração vegetal e produção agrícola. Em seguida, com a finalidade de sistematizar as informações, os dados obtidos foram transpostos para uma planilha do Microsoft Excel 2010. Dados do resultado evidenciou que foi possível inferir do modelo (4), em que Área total desmatada (variável dependente) contra as variáveis independentes do modelo: primeiro fator (F1) denominada de Agricultura tradicional (Arroz, Feijão, Mandioca e Lenha); segundo fator (F2) denominada de Agronegócio (Soja e Extração de Madeira); e terceiro fator (F3) denominada de Agropecuária (Bovinocultura e Milho). Como resultado geral, teve-se que o fator Agronegócio impacta positivamente na quantidade total de área desflorestada, pois para cada uma unidade de escore variada em F2 (Agronegócio), *ceteris paribus*, tem-se aproximadamente 192 km<sup>2</sup> a mais de área desmatada a ser agregada a área total média de 6.202,25 km<sup>2</sup> desflorestada por ano no município de Cumaru do Norte.

Bittencourt, Pena e Nogueira Neto (2014) objetivando verificar quais variáveis impactam no fenômeno do desmatamento no município de Rondon no Pará entre 2000 a 2012, usou a ferramenta estatística SPSS em sua versão 19.0 da IBM. Utilizou-se 3 grandes grupos de variáveis em que chamou de (F1) agricultura e extração de madeira, (F2) lenha e rebanho e (F3) grãos. Os autores concluíram após a análise fatorial que F1, F2 e F3 corresponderam a 90,342% da variância total, sendo o Fator (F1) correspondendo com 43,38% da variância no Desmatamento no município.

Silva e Ribeiro (2004) objetivando elaborar um índice de degradação (ID), que pudesse medir o estágio de degradação ambiental nos 22 municípios do Estado do Acre agrupou-se em *clusters* para verificar semelhanças entre eles. Perceberam que parte da região vem sendo intensamente modificada pelo fator humano, tanto de processos de ocupação iniciados pelo desmatamento até a ocupação pelas atividades agropecuárias.

Kampel, Câmara e Quintanilha (2000) através do uso da ferramenta de análise de regressão espacial objetivou-se verificar as relações espaciais dos dados de desmatamento para os municípios da Amazônia legal e mensurar as possíveis influências que as variáveis explicativas (taxa de desflorestamento para o período de 1991 a 1992 (TX91\_92), densidade populacional, população de homens, população de mulheres, população urbana, população rural, número de empregadas domésticas residentes, quantidade de arroz produzido, quantidade de mandioca produzida, quantidade de soja produzida, quantidade de bovino, quantidade de leite produzido, quantidade de madeira extraída), poderiam exercer sobre a variável endógena

(TX92\_94) taxa de desflorestamento para o período de 1992 a 1994. Alguns modelos foram testados e no primeiro modelo que considera todas as variáveis acima mencionado foi encontrado multicolinearidade dos dados, o teste t-Student apontou aceitação de  $H_0: B=0$  para a maioria das variáveis. Os testes de Kiefer-Salmon, Koenker-Bassett test, I de Moran apontaram presença de autocorrelação espacial entre a maioria das variáveis para os municípios de Pará, Amazonas e Acre. Porém considerando apenas Rondônia o ajuste do R-quadrado foi de 70% e apenas a multicolinearidade persistiu. As variáveis taxas de desmatamento de 1991-1992, população rural, produção de bovinos e leite foram consideradas explicativas da taxa de desmatamento de 1992-1994.

Conceição e Chaves (2019) considerando que município de Rondon do Pará foi incluído na lista de prioridades para ação de prevenção, monitoramento e controle do desmatamento na Amazônia, conforme o decreto Federal 6.321, de dezembro de 2007 (Brasil 2007), assinado pelo presidente da república Luiz Inácio Lula da Silva e referendada pelo Ministério do Meio Ambiente (MMA), objetivaram detectar se tal política (inclusão do município de Rondon do Pará na lista de prioridades para ação de prevenção, monitoramento e controle do desmatamento na Amazônia.) de fato contribuiu para coibir mudanças no uso e ocupação do solo no município de Rondon do Pará (PA). Para tanto, procederam metodologicamente ao cálculo de índices de vegetação para realçar classes de interesse e a geração de geo-objetos, e chegando à conclusão de que quase 100 mil hectares de vegetação natural foram convertidos em áreas antropizadas (cuja características foram alteradas pelo homem) no período de 2006 à 2017, reforçando a falta de fiscalização e um necessário meio intensificador para coibir o desflorestamento.

Domingues, Bermann e Manfredini (2014) buscando analisar o avanço da soja na região norte do estado do Mato Grosso e sua relação com desflorestamento da Amazônia entre 1984-2009, usou-se como metodologia a análise de imagens de satélites e concluiu-se que o desflorestamento está sendo promovido pela pecuária e em seguida a área descampada e erodidos do pasto são usados para o cultivo da monocultura da soja.

Margulis (2003), buscando mostrar que o mais recente desmatamento na Amazônia é diferente das décadas de 70-80, o presente trabalho mostrou que na década de 70 e 80 o desmatamento foi fomentado pelo governo através de políticas de incentivos à ocupação, diferentemente do desmatamento atual que é financiada principalmente pelo próprio setor da pecuária de média e larga escala. E constatou-se que embora com os possíveis ganhos sociais



de poder de compra da população com a *commodity* carne bovina, as perdas são inestimáveis do ponto de vista social, essa riqueza não é distribuída de forma incluyente, e torna ainda mais desigual a riqueza na nação. Do ponto de vista ambiental, o manejo florestal sustentável seria superior que o próprio ganho com desmatamento quanto a posterior ganho com a pecuária.

Ferreira, Venticinque e Almeida (2005), objetivando mostrar a distribuição espacial do desmatamento na Amazônia legal, suas consequências ambientais e possíveis soluções ao problema do desflorestamento, fazendo o uso da metodologia de pesquisa qualitativa. Constatou-se, pelos autores, que o processo do desmatamento está alinhado com a expansão humana, abertura de estradas, ocupação irregular de terras, exploração de madeiras nobres, em seguida se verifica o uso da terra para agricultura familiar, pastagens para criar o gado principalmente em grandes áreas de propriedade, e atualmente estas pastagens estão dando vez para a agricultura mecanizada sobretudo a monocultura da soja e algodão.

A Amazônia legal compreende um território que abrange os estados do Acre, Pará, Mato Grosso, Rondônia, Amazonas, Roraima, Amapá, Tocantins e parte do estado do Maranhão, que correspondem a uma área de aproximadamente 5 milhões de quilômetros quadrados, dos quais 4 milhões são área com fisionomia florestal (Kampel; Câmara; Quintanilha, 2000). Com relação ao processo de ocupação de uso do solo, na Amazônia legal a expansão da pecuária e soja está intimamente ligado ao desmatamento, pois não se verifica em primeiro momento o desflorestamento seguido do plantio da soja, mas sim o desflorestamento seguido da inserção da pecuária e somente depois a inclusão da soja no terreno já descampado (Domingues; Bermann; Manfredini, 2014).

Horita (2020), fazendo uma análise do impacto do crescimento da produção agropecuária, por meio das variáveis no cerrado do oeste da Bahia de 2001 a 2019 realizou uma regressão linear múltipla onde verificou-se que, dentre as variáveis independentes, as culturas de larga escala como a soja e o algodão apresentaram-se negativamente correlacionadas com o desmatamento, além do PIB municipal que também mostrou-se estar negativamente correlacionado com a variável dependente (desmatamento). O autor destaca que a variável desmatamento foi utilizada no modelo como variável fluxo, o que pode indicar que a região Oeste da Bahia é uma fronteira agrícola consolidada, restando ainda pouco locais de interesse ao desmatamento.



Ferreira, Venticinque e Almeida (2005) e Domingues, Bermann e Manfredini (2014), apontam que as causas do problema do desmatamento estão atrelados ao uso da terra para agricultura familiar e pastagens para criar o gado principalmente em grandes áreas de propriedade, atualmente estas pastagens estão dando vez para a agricultura mecanizada sobretudo a monocultura da soja e algodão.

O desmatamento ou desflorestamento no Pará ao longo dos anos vem se acentuando, vemos com muita tristeza atores da sociedade intensificando esse processo diretamente ou indiretamente, são eles: grileiros, fazendeiros, garimpeiros, donos de grandes propriedades de terra etc. Mesmo com medidas que criminalizem o desmatamento ilegal, vemos com lastima por exemplo o caso do município de Rondon do Pará (PA), que mesmo tendo prioridade na política de proteção ambiental foram desmatados ao ano uma média de 9,09 mil hectares de 2007 a 2017.

Com relação a distribuição espacial do desmatamento (desflorestamento), Ferreira, Venticinque e Almeida (2005, p. 159) afirmam que “esse desmatamento não é distribuído homogeneamente, mas sim concentrado ao longo do denominado arco do desmatamento”, que conforme os autores “seus limites se estendem do sudeste do estado do Maranhão, ao norte do Tocantins, sul do Pará, norte de Mato Grosso, Rondônia, sul do Amazonas e sudeste do estado do Acre”.

Uma característica muito importante das causas do desflorestamento no estado do Pará é que, este desmate acontece para o cultivo da leguminosa soja, seja pelo alto valor comercial ou seja pelo incentivo governamental para tal cultura através de subsídios e linhas de crédito para o setor agropecuário. Atualmente o Brasil é o maior produtor e exportador de soja no mundo, logo atrás segue o Estados Unidos da América do Norte.

Outro ponto muito importante é a atuação da mineração na região amazônica, que contribui para o desmatamento nesta região onde recentemente se viu com lástima a degradação do meio ambiente na região Oeste do estado do Pará, em Santarém – Pará, quando rejeitos da mineração chegou a Alter-do-chão, nas margens do rio Tapajós, deixando a água com aspecto de lama, a nota técnica elaborada pelo MapBiomas analisou as imagens de satélite da constelação americana Planet.

Ressaltando que os estados que são compostos por florestas possuem diversificação de produção das atividades agropecuárias, deve-se incluir ou eliminar-se variáveis da modelagem

econométrica a fim de verificar a significância estatística da proxy econômica, tudo irá depender do dinamismo da atividade econômica do respectivo setor agropecuário.

A partir do levantamento bibliográfico observou-se que o processo de desmatamento nos três níveis municipal, estadual e federal ocorre influenciado por *proxies* das seguintes variáveis: aumento populacional, expansão da agricultura e pecuária, desastres naturais, exploração de madeira ilegal, mineração. E os driver do desmatamento apontados pelas literaturas consultadas neste referido trabalho são particulares para cada região e determinadas pelas características sociais e econômicas.

### 3. Aspectos metodológicos da pesquisa: área de estudo, base de dados e técnicas da aplicação empírica

A abordagem metodológica passa por uma análise quantitativa sobre o tema, bem como por uma modelagem econométrica das *proxies* das séries econômicas a fim de verificar o relacionamento da variável dependente (taxa de Desmatamento) do modelo com as independentes (área plantada da soja; área plantada do milho, Produto interno bruto). Para proceder a metodologia deste trabalho foram revisados uma gama de estudos sobre o tema, conforme consta no capítulo de revisão.

Os dados foram coletados juntos a instituições de grande mérito no Brasil, a saber: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)<sup>4</sup>; Projeto PRODES<sup>5</sup>; Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB)<sup>6</sup>, com acesso em 26 de fevereiro de 2024.

A *proxy* da atividade econômica é o PIB do estado do Pará, como *proxies* da atividade agropecuária temos as áreas plantadas de soja e milho no estado do Pará, e como *proxy* do desmatamento tem-se a taxa anual de desmatamento no estado do Pará. Os dados foram organizados para uma análise de série temporal pura que vai de 2004 à 2019.

A análise estatística foi feita através dos resultados obtidos junto ao programa estatístico Gretl (Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library)<sup>7</sup>.

---

<sup>4</sup> Link da plataforma do IBGE: <https://www.ibge.gov.br/>

<sup>5</sup> Link da plataforma do PRODES: <http://terrabrasilis.dpi.inpe.br/>

<sup>6</sup> Link da plataforma da CONAB: <https://www.conab.gov.br/>

<sup>7</sup> É um pacote de software multiplataforma para análise econométrica, escrito na linguagem de programação C. É um software gratuito e de código aberto. Você pode redistribuí-lo e/ou modificá-lo sob os termos da Licença

Como se trata de dados de séries temporais, os procedimentos econométricos para ‘rodar’ os testes e o modelo foram: 1) Análise de séries temporais Multivariadas: Tendência (taxa de variação), Teste de Raiz Unitária - Dickey-Fuller-Aumentado; 2) Teste de Cointegração de Engle-Granger e; 3) Teste de causalidade de Granger, conforme descrição dispostas nos subitens a seguir.

### 3.1 Análise de tendência (Taxa De Variação) e estacionaridade das séries

A taxa de crescimento com base no modelo log-lin é obtida através da manipulação algébrica da fórmula do juro composto, em que

$$Y_t = Y_0(1 + r)^t \quad (1)$$

$r$  é a taxa de crescimento composta ou geométrica (ao longo do tempo) de  $Y$ . aplicando o logaritmo natural em ambos os lados da equação 1 obtemos:

$$\ln Y_t = \ln Y_0 + t \ln(1 + r) \quad (1.1)$$

em que  $\ln Y_0$  é a constante representada por  $\beta_1$ , e  $\ln(1+r)$  é o coeficiente angular representado por  $\beta_2$ , e  $t$  é o regressor que irá assumir valores do tempo 1,2,3. Estes modelos são chamados de semilogaritmos: porque apenas o regressando está na forma logarítmica. Incluindo o termo de erro na equação 2 obtemos a equação:

$$\ln Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t \quad (1.2)$$

Esse modelo é linear nos parâmetros  $\beta_1$  e  $\beta_2$ , o regressando está na forma logarítmica e o regressor é o tempo, que irá assumir valores de 1,2,3... (Gujarati, 2011).

Um modelo que apenas o regressando aparece na forma logarítmica é chamado de modelo log-lin também descrito na literatura como modelo semilogarítmicos. Este modelo deriva da fórmula do juro composto, com a manipulação algébrica podemos medir a taxa de crescimento. Com relação às propriedades do modelo semilogaritmos, destaca-se que o coeficiente angular mede a variação proporcional ou variação relativa constante em  $Y$  para uma dada variação em termos absolutos no valor do regressor. Importante destacar também que a

variável coeficiente de tendência do modelo de crescimento (modelos semilogarítimo), dá a taxa de crescimento instantâneo (em um ponto do tempo) (Gujarati, 2011).

O termo estacionaridade se refere a um processo estocástico, esse processo pode ser estacionário ou não estacionário. Um processo estocástico será chamado de estacionário se sua média e variância forem constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre os dois períodos de tempo depender apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os dois períodos e não o tempo real ao qual a covariância é computada (Gujarati, 2011, p. 734).

Os trabalhos empíricos baseados nos dados de séries temporais supõem que a série temporal subjacente seja estacionária. Algumas vezes, a autocorrelação ocorre, porque a série temporal subjacente é não estacionária. Ao fazer a regressão para uma variável de série temporal em relação a outra(s) variável (is) de série temporal, frequentemente obtém-se um  $R^2$  muito elevado (superior a 0,9), muito embora não haja relação significativa entre as duas variáveis. Portanto, para verificar se uma série é ou não estacionária devemos analisar dois testes: (1) Análise gráfica e (2) o teste de correlograma (Gujarati, 2011).

A análise gráfica dará os primeiros diagnósticos sobre a natureza provável da série temporal, caso se observe uma elevação ou decréscimo da série poderemos verificar que provavelmente a sua média e variância foi modificada.

Outro teste bastante simples para verificar a estacionaridade de uma série temporal é a Função de Correlação Amostral (FAC), que “é simplesmente a razão da covariância amostral (com defasagem  $k$ ) e a variância da amostra. O gráfico de  $\rho_k$  contra  $k$  é conhecido como correlograma amostral” (Gujarati, 2011, p.743), e desde que a covariância juntamente com a variância estejam na mesma escala de medida  $\rho_k$  é um número sem unidades ou puro que varia nos intervalos de  $-1$  a  $+1$ ,  $k$  é o número de defasagens da série em particular que o pesquisador almeja identificar se é ou não estacionária, o número de defasagens não é um número qualquer, ele depende do tamanho da amostra, a literatura aponta para a escolha do número de defasagens de um terço do tamanho da amostra. A análise gráfica então é realizada pela inspeção visual da função de correlação amostral em que o processo estacionário a partir da defasagem  $k_1$  até a defasagem  $k_n$  gira em torno de zero, e do contrário no processo não estacionário a defasagem  $k_1$  até a defasagem  $k_n$  o coeficiente de autocorrelação amostral começa com um valor próximo de  $+1$  e diminui muito lentamente em direção a zero à medida que o número de defasagem aumenta (Gujarati, 2011).

A alternativa para verificar pelos tradicionais testes se a série é ou não estacionária surgem a partir dos autores Dickey e Fuller. A estatística usada para esse teste é a estatística Tau, que também é conhecida na literatura específica como teste Dickey-Fuller (DF). O teste (DF) é estimado de três formas diferentes, isto é, sob três diferentes hipóteses nulas (Gujarati, 2011):

$Y_t$  é um passeio aleatório:

$$\Delta Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

$Y_t$  é um passeio aleatório com deslocamento:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

$Y_t$  é um passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

em que  $t$  é a variável de tendência ou temporal. Em cada caso as hipóteses são: hipótese nula:  $H_0: \delta = 0$  (há uma raiz unitária ou a série temporal é não estacionária, ou ela possui uma tendência estocástica) e hipótese alternativa:  $H_0: \delta < 0$  (a série temporal é estacionária, possivelmente em torno de uma tendência determinística).

### 3.2 Cointegração (Engle-Granger) entre séries

A integração é termo usado na Econometria para mensurar se a série temporal é estacionária, ela pode ser estacionária na diferença ou na tendência, com quantas diferenciações a série temporal se tornou estacionária (Gujarati, 2011).

A estacionariedade da série temporal é de extrema importância para se proceder posteriormente a análise de cointegração, pois os pressupostos para regredir duas séries temporais deve atender no primeiro momento do teste de cointegração: i) A aceitação da hipótese nula (série não estacionária), para posterior analisar atendendo a possível rejeição da hipótese nula no resíduo (Gujarati, 2011).

A cointegração entre duas séries temporais significa dizer que elas não são independentes entre si, ocasionando, portanto, de a série explicada (endógena) sempre caminhar no mesmo sentido que a série explicativa (exógena). A relação que as séries temporais podem

ter no estudo da cointegração são de curto prazo, longo prazo ou até mesmo não haver relação de curto e nem longo prazo (Gujarati, 2011).

Segundo Gujarati (2011), se duas séries temporais analisadas individualmente são  $I(1)$ , e regredimos uma contra a outra podemos obter alguns resultados muito importantes para a análise de cointegração. Assim, fazendo-se o teste ADF para o resíduo da regressão e verificando que sua combinação linear é  $I(0)$ , temos que, supostamente esta combinação linear eliminou a tendência estocástica não resultando numa regressão espúria (sem sentido), dizemos assim que essas séries temporais são Cointegradas (Gujarati, 2011).

O teste de Cointegração é conhecido na literatura específica como Teste Engle-Granger (EG) ou Teste Engle-Granger-Aumentado. Ao modelar uma regressão de cointegração devemos ter muito cuidado pois a análise pode resultar na estimação de uma regressão espúria, mesmo, que a teoria econômica corrobora a relação das séries temporais. Ao estimar uma regressão em que as séries sejam (1) conforme abaixo:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t \quad (5)$$

$$u_t = Y_t - \beta_1 + \beta_2 t + \beta_2 X_t \quad (6)$$

Poderíamos incorrer num erro muito sério, que seria a não validação do estudo de séries temporais, pois, aplicando um teste de raiz unitária chegaríamos à conclusão que a regressão seria espúria, caso os resíduos da regressão (5) apresentem raiz unitária. Aplicando o teste de raiz unitária nos resíduos da regressão (6), e se estes forem estacionários, temos uma regressão não espúria e cointegrante.

### 3.3 Causalidade (Granger) entre séries

A causalidade no sentido de Granger remete a inferir estatisticamente se uma série  $X$  causa variações na série  $Y$ , ou vice-versa, está causalidade pode ser definida em: i) causalidade unilateral; ii) causalidade bidirecional; iii) independência causal. Esses impactos da variável que causa variação no sentido de Granger podem ser de curto ou longo prazo, ou simplesmente no caso do item iii: não existir causalidade (Gujarati, 2011).

Estimamos duas regressões, a restrita e a irrestrita, neste teste a escolha da defasagem temporal irá ter influência no resultado gerado.

A regressão restrita irá restringir a variável exógena de ser defasada, apenas a variável endógena é defasada. Como é mostrado a seguir:

$$Y_t = \alpha_1 X_t + \beta_2 Y_{t-1} + \beta_3 Y_{t-2} \dots \beta_t Y_{t-n} + u_{1t} \quad (7)$$

A regressão irrestrita irá defasar as variáveis impulso e resposta da regressão. Como é mostrado a seguir:

$$Y_t = \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} \dots \alpha_t X_{t-n} + \beta_t Y_{t-n} + u_{2t} \quad (8)$$

As etapas envolvidas na implementação do teste de causalidade de Granger, dispostas a seguir conforme Gujarati (2011) regem que da regressão (7) obtém-se a soma dos quadrados dos resíduos restritos,  $SQR_R$ . Por sua vez, da regressão (8) obtém-se a soma de quadrados dos resíduos irrestritos,  $SQR_{UR}$ . A hipótese nula é  $H_0: \alpha_i = 1, \dots, n$ , ou seja, os termos de  $X$  defasados não pertencem à regressão. Para testar essa hipótese, aplicamos o teste  $F$  dado pela Equação (9):

$$F = \frac{(RSS_R - RSS_{UR})/m}{RSS_{UR}/(n-k)} \quad (9)$$

O teste acima, segue a distribuição  $F$  com  $m$  e  $(n - k)$  graus de liberdade. No presente caso,  $m$  é igual ao número de defasagens de  $X$  e  $k$  é o número de parâmetros estimados na regressão irrestrita. Assim, se o valor calculado de  $F$  for maior que o valor crítico de  $F$  ao nível de significância escolhido, rejeitamos a hipótese nula, e nesse caso os termos de defasagens de  $X$  pertencerão à regressão. Conforme Gujarati (2011, p. 649) “essa é outra forma de dizer que  $X$  causa o  $Y$ ”. As etapas acima descritas podem ser repetidas para testar o modelo de causalidade reversa, ou seja, se a variação do  $Y$  causa  $X$ .

Normalmente a causalidade no sentido de Granger é um teste que deve ser feito primeiro que o teste de cointegração, pois, será no teste de causalidade que se irá ter visualmente a validação dos impactos de curto ou longo prazo, o que depois irá se constatar no teste de cointegração, porém Granger observa que “um teste para cointegração pode ser pensado como um pré-teste para evitar as situações de regressão espúria” (Gujarati, 2011, pag. 756).

#### 4. Resultados da modelagem entre séries



As análises estatísticas foram feitas através dos resultados obtidos junto ao programa estatístico Gretl (Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library)<sup>8</sup>. Como se trata de dados de séries temporais, os procedimentos econométricos para ‘rodar’ os testes e o modelo foram: 1) Análise de séries temporais Multivariadas: Tendência (taxa de variação), nesta análise o Modelo Log-Lin foi rodado para as variáveis área plantada da soja (asoj), área plantada do milho (amilh), Produto interno bruto do estado do Pará (pib) e taxa de desmatamento no estado do Pará (des) e Teste de Raiz Unitária - Dickey-Fuller-Aumentado, nesta análise os testes foram aplicados em nível da variável; 2) Teste de Cointegração de Engle-Granger, nesta análise foram rodados três modelos de cointegração: (asoj versus amilh), (des versus asoj) e (des versus pib) e; 3) Teste de causalidade de Granger, neste modelo de Regressão verificamos os impactos de curto e longo prazo entre Produto Interno Bruto (pib) e Taxa de desmatamento no estado do Pará (des) e vice versa.

#### 4.1 Resultado da análise de tendência (Taxa De Variação) e estacionaridade (ADF)

A seguir estão os resultados da análise de tendência (taxa de variação) das variáveis utilizadas nas análises: Área da Soja (asoj), Área do Milho (amilh), Produto Interno Bruto do Pará (pib), Desmatamento do Pará (des).

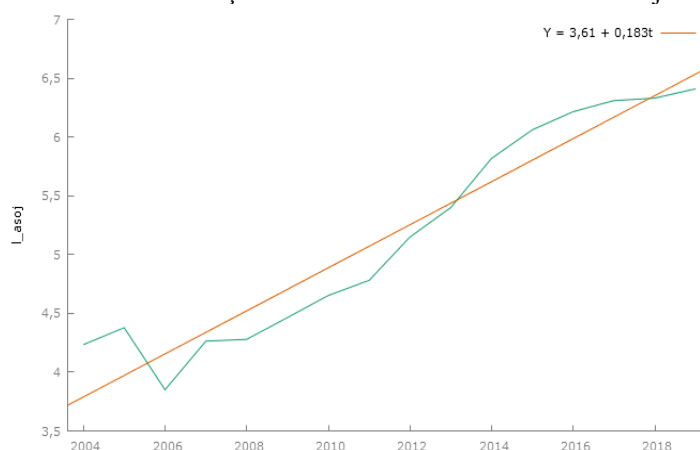
Tabela 1 – Modelo 1: MQO, usando as observações 2004-2019 (T = 16) Variável dependente: 1 asoj

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
Const	3,60644	0,134702	26,77	<0,0001	***
Time	0,183030	0,0139305	13,14	<0,0001	***
Média var. dependente	5,162196	D.P. var. dependente		0,906045	
Soma resíd. quadrados	0,923720	E.P. da regressão		0,256866	
R-quadrado	0,924985	R-quadrado ajustado		0,919626	
F(1, 14)	172,6286	P-valor(F)		2,90e-09	
Log da verossimilhança	0,112462	Critério de Akaike		3,775077	
Critério de Schwarz	5,320254	Critério Hannan-Quinn		3,854203	
Rô	0,494999	Durbin-Watson		0,795802	

Fonte: elaborada pelos autores

<sup>8</sup> É um pacote de software multiplataforma para análise econométrica, escrito na linguagem de programação C. É um software gratuito e de código aberto, sob os termos da Licença Pública Geral GNU (GPL), conforme publicada pela [Free Software Foundation](https://www.gnu.org/licenses/old/licenses.html). Disponível em <https://gretl.sourceforge.net/>.

Figura 1 - Gráfico de Variação e Tendência da Área Plantada da Soja em Hectare



Fonte: elaborado pelos autores com uso do Gretl.

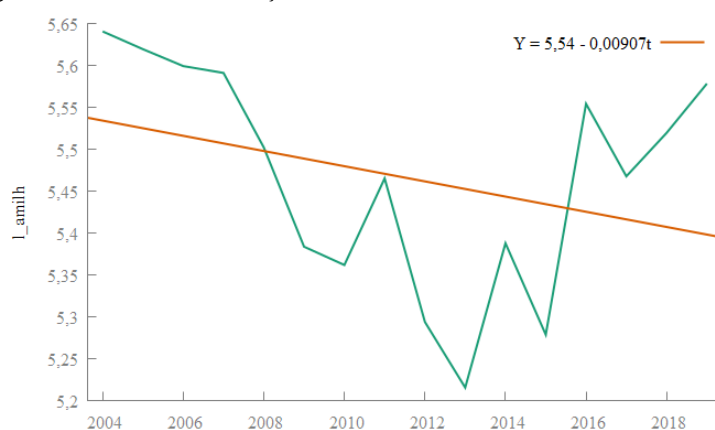
A regressão acima estimou que a taxa média anual de variação da área plantada da soja ( $l_{asoj}$ ) no período analisado foi de aproximadamente 18,30%. A figura 1, apresenta tendência linear para a área plantada da soja.

Tabela 2 – Modelo 2: MQO, usando as observações 2004-2019 (T = 16) Variável dependente:  $l_{amilh}$ 

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
Const	5,54315	0,0679700	81,55	<0,0001	***
Time	-0,00906523	0,00702929	-1,290	0,2181	
Média var. dependente	5,466095	D.P. var. dependente		0,132448	
Soma resíd. Quadrados	0,235196	E.P. da regressão		0,129614	
R-quadrado	0,106183	R-quadrado ajustado		0,042339	
F(1, 14)	1,663164	P-valor(F)		0,218075	
Log da verossimilhança	11,05639	Critério de Akaike		-18,11277	
Critério de Schwarz	-16,56760	Critério Hannan-Quinn		-18,03365	
Rô	0,557201	Durbin-Watson		0,853240	

Fonte: elaborada pelos autores

Figura 2 – Gráfico de Variação e Tendência da Área Plantada do Milho em Hectare



Fonte: elaborado pelos autores com uso do Gretl.

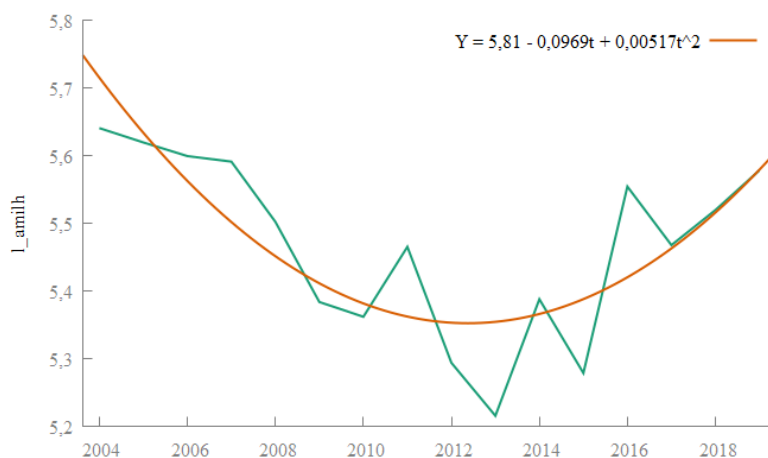
A regressão acima estimou que a taxa média anual de variação da área plantada do milho ( $l_{\text{amilh}}$ ) no período analisado foi de aproximadamente -0,90%. Contudo o coeficiente angular que mede a variação proporcional ou relativa constante na variável dependente para dada variação absoluta no regressor não é estatisticamente significativa, aos níveis de <10%. Contudo a figura acima sugere tendência quadrática para a área do milho plantada, conforme regressão de tendência quadrática a seguir.

Tabela 3 – Modelo 2.1: MQO, usando as observações 2004-2019 (T = 16) Variável dependente:  $l_{\text{amilh}}$

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	5,80676	0,0681150	85,25	<0,0001	***
time	<b>-0,0969370</b>	0,0184417	<b>-5,256</b>	0,0002	***
sq_time	0,00516893	0,00105458	4,901	0,0003	***
Média var. dependente	5,466095	D.P. var. dependente		0,132448	
Soma resíd. Quadrados	0,082584	E.P. da regressão		0,079703	
R-quadrado	0,686157	R-quadrado ajustado		0,637873	
F(2, 13)	14,21097	P-valor(F)		0,000535	
Log da verossimilhança	19,42924	Critério de Akaike		<b>-32,85849</b>	
Critério de Schwarz	<b>-30,54072</b>	Critério Hannan-Quinn		<b>-32,73980</b>	
Rô	<b>-0,142862</b>	Durbin-Watson		2,218490	

Fonte: elaborada pelos autores

Figura 3 – Gráfico de Variação e Tendência da Área Plantada do Milho em Hectare



Fonte: elaborado pelos autores com uso do Gretl.

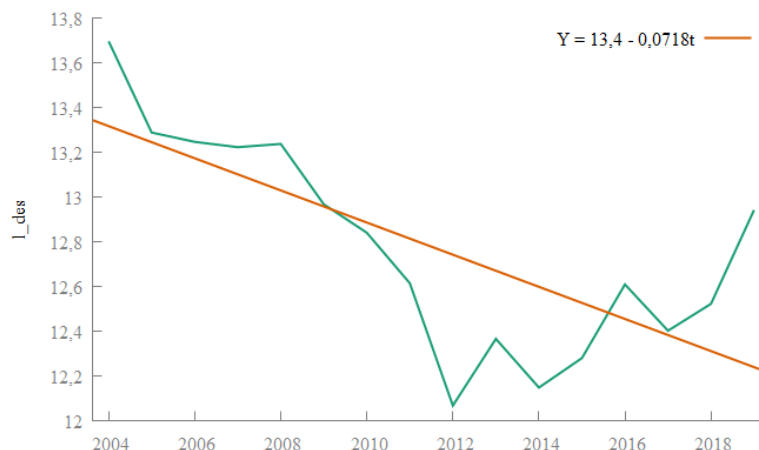
Tabela 4 – Modelo 3: MQO, usando as observações 2004-2019 (T = 16) Variável dependente:  $l_{\text{des}}$

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	13,3883	0,178607	74,96	<0,0001	***
time	<b>-0,0718191</b>	0,0184711	<b>-3,888</b>	0,0016	***
Média var. dependente	12,77784	D.P. var. dependente		0,474534	
Soma resíd. Quadrados	1,624032	E.P. da regressão		0,340591	
R-quadrado	0,519196	R-quadrado ajustado		0,484853	
F(1, 14)	15,11792	P-valor(F)		0,001639	
Log da verossimilhança	<b>-4,401601</b>	Critério de Akaike		12,80320	

Critério de Schwarz	14,34838	Critério Hannan-Quinn	12,88233
Rô	0,680632	Durbin-Watson	0,659896

Fonte: elaborada pelos autores

Figura 4 – Gráfico de Variação e Tendência da taxa de Desmatamento em Hectare



Fonte: elaborado pelos autores com uso do Gretl.

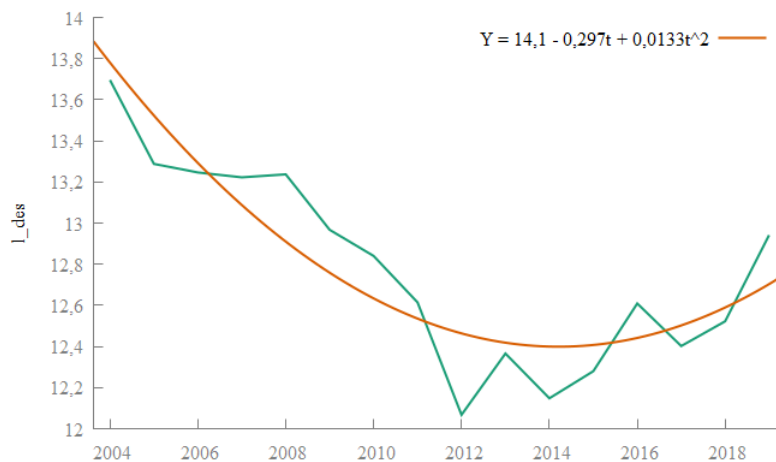
A regressão acima estimou que a taxa média anual de variação da área desmatada no Pará (des) no período analisado foi de aproximadamente - 7,18%. Contudo, apesar da significância estatística do coeficiente angular que mede a variação proporcional ou relativa constante na variável dependente para dada variação absoluta no regressor, a figura acima sugere tendência quadrática para o desmatamento. A seguir a regressão de tendência quadrática para o desmatamento.

Tabela 5 – Modelo 3.1: MQO, usando as observações 2004-2019 (T = 16) Variável dependente: l des

	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
Const	14,0643	0,186715	75,32	<0,0001	***
Time	<b>-0,297146</b>	0,0505519	<b>-5,878</b>	<0,0001	***
sq_time	0,0132545	0,00289080	4,585	0,0005	***
Média var. dependente	12,77784	D.P. var. dependente		0,474534	
Soma resíd. Quadrados	0,620538	E.P. da regressão		0,218480	
R-quadrado	0,816286	R-quadrado ajustado		0,788023	
F(2, 13)	28,88114	P-valor(F)		0,000016	
Log da verossimilhança	3,295043	Critério de Akaike		<b>-0,590086</b>	
Critério de Schwarz	1,727681	Critério Hannan-Quinn		<b>-0,471397</b>	
Rô	0,325729	Durbin-Watson		1,305082	

Fonte: elaborada pelos autores

Figura 5 – Gráfico de Variação e Tendência da Taxa de Desmatamento em Hectare



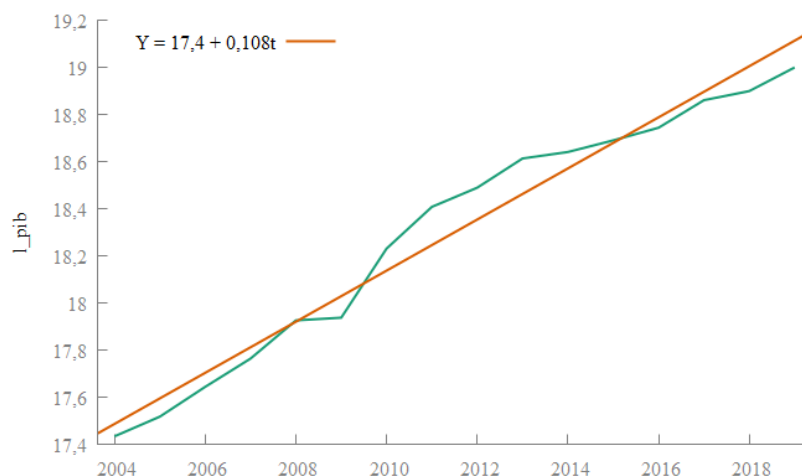
Fonte: elaborado pelos autores com uso do Gretl.

Tabela 6 – Modelo 4: MQO, usando as observações 2004-2019 (T = 16) Variável dependente: l\_pib

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
Const	17,3779	0,0507808	342,2	<0,0001	***
Time	0,108446	0,00525162	20,65	<0,0001	***
Média var. dependente	18,29969	D.P. var. dependente		0,524711	
Soma resíd. Quadrados	0,131279	E.P. da regressão		0,096835	
R-quadrado	0,968212	R-quadrado ajustado		0,965942	
F(1, 14)	426,4189	P-valor(F)		6,97e-12	
Log da verossimilhança	15,72116	Critério de Akaike		-27,44233	
Critério de Schwarz	-25,89715	Critério Hannan-Quinn		-27,36320	
Rô	0,741818	Durbin-Watson		0,542868	

Fonte: elaborada pelos autores

Figura 6 – Gráfico de Variação e Tendência do Produto Interno Bruto Paraense a Preço Correntes



Fonte: elaborado pelos autores com uso do Gretl.

A regressão acima estimou que a taxa média anual de variação do PIB Paraense (pib) no período analisado foi de aproximadamente 10,84%. A figura 6, apresenta tendência linear para o PIB do estado do Pará.

Na sequência estão os resultados dos testes de estacionariedade para as séries: Área plantada do milho (amilh); Área plantada da soja (asoj); PIB Paraense (pib), e Área desmatada no estado do Pará (des), todas em nível.

Tabela 7 – Teste ADF para Estacionariedade das Séries (Em nível)

Série	Modelo	Estatística do teste (tau)	Valor crítico a 5%
Área plantada do milho (amilh)	S/C; C/C	-0,4018; -1,9963; -0,625371	1,95; 3,00; 3,60
Área plantada da soja (asoj)	S/C; C/C	0,8509; 0,1154; -2,4978	1,95; 3,00; 3,60
PIB Paraense (pib)	S/C; C/C; C/T	5,5784; 0,9621; -2,59538	1,95; 3,00; 3,60
Área desmatada (des)	S/C; C/C; C/T	-2,5286; -3,5045; -1,5044	1,95; 3,00; 3,60

Fonte: elaborada pelos autores

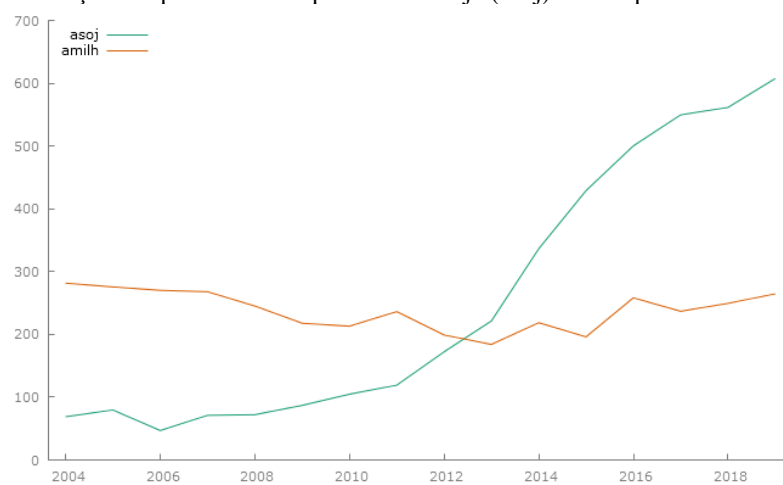
Legenda: S/C: Sem Constante; C/C: Com Constante; C/T: Com constante e Tendência

Com base nos resultados dos testes ADF, dispostos na tabela acima ambas as séries ‘Área plantada do milho (amilh)’ e ‘Área plantada da soja (asoj)’ nos modelos sem constante, com constante e com constante e tendência indicaram a presença de raiz(es) unitária(s), indicando, portanto, a aceitação da hipótese nula de séries sendo não estacionárias. A série PIB Paraense (pib) para o modelo sem constante rejeitou H0: presença de raiz unitária, porém para os modelos com constante e com constante e tendência aceitou H0: presença de raiz unitária, portanto sendo não estacionária. A série Área desmatada (des) para os modelos sem constante e com constante são estacionárias, porém para o modelo com constante e tendência o desmatamento (des) é não estacionário.

## 4.2 Cointegração (Engle-Granger) entre as séries

Nas figuras a seguir estão os gráficos da evolução temporal cruzada das séries: i) Área plantada da soja (asoj) e Área plantada do milho (amilh); ii) Área plantada da soja (asoj) e Área desmatada no estado do Pará (des) e; iii) Área desmatada no estado do Pará (des) e o PIB Paraense (pib).

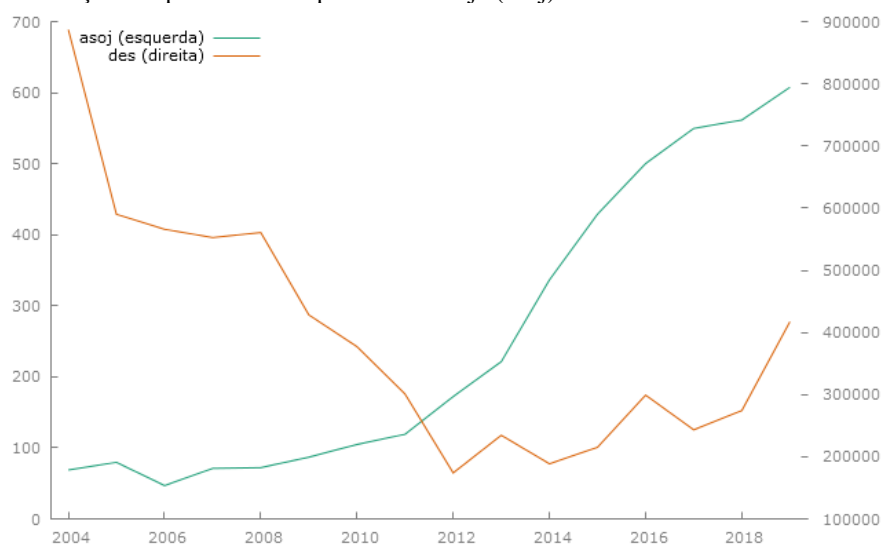
Figura 7 – Evolução temporal da Área plantada da soja (asoj) e Área plantada do milho (amilh)



Fonte: elaborado pelos autores com uso do Gretl.

Na figura acima, percebe-se que a série área plantada da soja ao longo de 2004 a 2019 teve evolução crescente, como se pode visualizar, em 2004 o estado do Pará tinha menos hectares destinados ao plantio da soja do que a área destinada ao plantio do milho, e se pode inferir visualmente que no ponto em que as duas linhas das séries se cruzam a soja passou a ser a cultura mais beneficiada na proporção de terras, seja pelo alto valor de mercado já que o câmbio pode ter sido um fator importante para a evolução, pois a soja é negociada na bolsa de valores de todo o mundo.

Figura 8 – Evolução temporal da Área plantada da soja (asoj) e Área desmatada no estado do Pará (des)



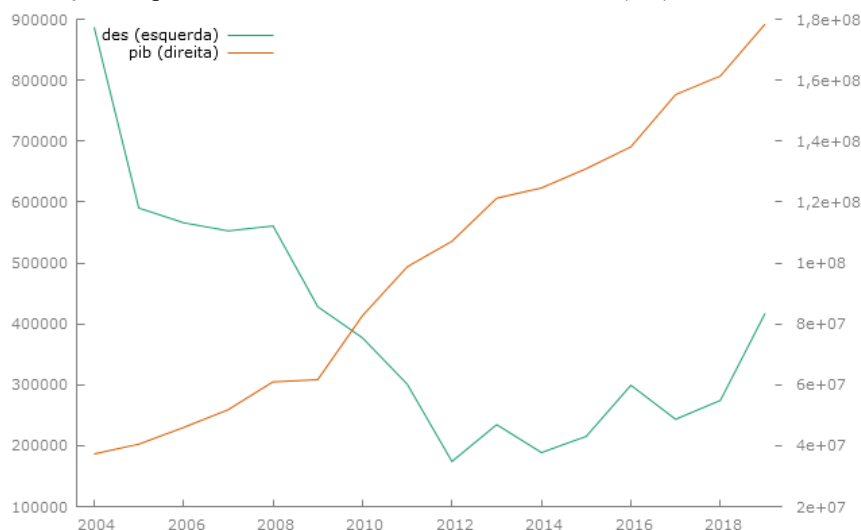
Fonte: elaborado pelos autores com uso do Gretl.

Na figura acima, percebe-se que a série área plantada da soja tem um crescimento amortecido entre 2004 a 2011 e que passa a apresentar crescimento explosivo de 2011 até 2019,



a taxa de desmatamento entre 2004 a 2012 decresce e após 2012 passa ter crescimento positivo, chegando inclusive em 2019 ao mesmo nível de 2009. Uma análise inicial a ser feita para a taxa de desmatamento pode ser sugerida pela mudança de governo que ocorreu de 2004 a 2019.

Figura 9 – Evolução temporal da Área desmatada no estado do Pará (des) e o PIB Paraense (pib).



Fonte: elaborado pelos autores com uso do Gretl.

Na figura acima, percebe-se que a série (pib) possui tendência crescente, ou seja, ao longo do período analisado o Produto Interno Bruto do estado do Pará está em expansão, e embora não se perceba, mas a área desmatada no estado do Pará também tem crescido pois a tendência quadrática da série possui forte significância.

Abaixo estão os valores Residuais das Regressões Cointegradas entre as séries: i) Área plantada da soja (asoj) e Área plantada do milho (amilh); ii) Área plantada da soja (asoj) e Área desmatada no estado do Pará (des) e; iii) Área desmatada no estado do Pará (des) e o PIB Paraense (pib).

Com base nos valores residuais das regressões cointegradas acima, a seguir estão os testes da análise de cointegração entre as séries: i) Área plantada da soja (asoj) e Área plantada do milho (amilh); ii) Área plantada da soja (asoj) e Área desmatada no estado do Pará (des) e; iii) Área desmatada no estado do Pará (des) e o PIB Paraense (pib).

Tabela 8 – Teste Dickey-Fuller-Aumentado (ADF) dos resíduos

Teste ADF residual	Modelo	Estatística do Teste	Valor crítico a 5%
resíduos de amilho~asoj	S/C; C/C; C/T	-0,3556; 0,3008; -1,6047	1,95; 3,00; 3,60
resíduos de des~asoj	S/C; C/C; C/T	-2,7094; -2,7315; -1,5155	1,95; 3,00; 3,60
resíduos de des~Pib	S/C; C/C; C/T	-2,3827; -2,3585; 0,2785	1,95; 3,00; 3,60

Fonte: elaborada pelos autores

Legenda: S/C: Sem Constante; C/C: Com Constante; C/T: Com constante e Tendência

Com base nos resultados dos testes ADF – dispostos na tabela acima podemos verificar na análise residual dos modelos S/C; C/C e C/T das regressões de cointegração o seguinte:

A regressão da Área plantada da soja (asoj) e Área plantada do milho (amilh) mostra que se trata de uma regressão espúria, não existindo, portanto, relação de curto e longo prazo entre as variáveis, dado que o resíduo desta regressão se apresentou não estacionário;

A regressão da Área plantada da soja (asoj) e Área desmatada no estado do Pará (des) mostra que para o modelo S/C rejeita-se  $H_0$ : presença de raiz unitária, podendo concluir que a regressão é válida e que existe relação de curto e longo prazo. Já os modelos C/C e C/T das regressões de cointegração não rejeita  $H_0$ : presença de raiz unitária;

A regressão da Área desmatada no estado do Pará (des) e o PIB Paraense (pib) mostra que para o modelo S/C rejeita-se  $H_0$ : presença de raiz unitária, podendo concluir que a regressão é válida e que existe relação de longo prazo entre as variáveis, os modelos C/C e C/T das regressões de cointegração para des~asoj não conseguiram rejeitar  $H_0$ : presença de raiz unitária.

Assim, de maneira geral, há evidência de relação de cointegração entre as séries ‘Área plantada da soja (asoj) e Área desmatada no estado do Pará (des)’, como também entre as séries ‘Área desmatada no estado do Pará (des) e o PIB Paraense (pib)’, ambas confirmadas nos modelos sem constante, S/C.

Levando em consideração que as séries desmatamento no estado do Pará e o Produto Interno Bruto Paraense foram estacionárias para os modelos sem constante, S/C, procedeu-se à análise de relação de causa e efeito entre aquelas séries, levando em consideração a advertência que o teste de causalidade em séries temporais seja realizado com as séries estacionárias, ou seja, sem a presença de pelo menos uma raiz unitária.

### 4.3. Causalidade (Granger) entre Séries

A seguir está o teste da análise de causalidade (Granger) entre séries da área desmatada no estado do Pará (des) e o PIB Paraense (pib).

Tabela 9 – Teste F da Causalidade de Granger entre a Desmatamento e o PIB no estado Pará no período 2004 2019

Direção da Causalidade	Número de Defasagens	F Estimado	Valor de F	Definição
PIB → DES	1	-0,2329047	1% 8,86159	Aceita H <sub>0</sub> a 1%, 5% e 10%
DES → PIB	1	-0,4163810	5% 4,60011	
			10% 3,10221	Aceita H <sub>0</sub> a 1%, 5% e 10%
PIB → DES	2	2,8935929	1% 5,95254	Rejeita H <sub>0</sub> a 10%
DES → PIB	2	0,2902752	5% 3,49029	
			10% 2,60552	Aceita H <sub>0</sub> a 1%, 5% e 10%
PIB → DES	3	3,0348260	1% 5,63633	Rejeita H <sub>0</sub> a 10%
DES → PIB	3	0,8189574	5% 3,32583	
			10% 2,52164	Aceita H <sub>0</sub> a 1%, 5% e 10%
PIB → DES	4	1,6829053	1% 6,17762	Aceita H <sub>0</sub> a 1%, 5% e 10%
DES → PIB	4	4,2018960	5% 3,50046	
			10% 2,62413	Rejeita H <sub>0</sub> a 5% e 10%
PIB → DES	5	4,3545886	1% 7,97612	Rejeita H <sub>0</sub> a 5% e 10%
DES → PIB	5	350,1060067	5% 4,09902	
			10% 2,95774	Rejeita H <sub>0</sub> a 1%, 5% e 10%

Fonte: elaborada pelos autores

→ Significa a direção de causalidade entre as séries.

Com base nos resultados dos testes dispostos na tabela acima se pode evidenciar:

- i) Com 1 defasagem há independência causal de entre as séries (pib) e (des) em todos os níveis de significância, ou seja, nenhuma série provoca (no sentido de Granger) variação na outra;
- ii) com 2 defasagens o (pib) provoca (no sentido de Granger) variação no desmatamento a 10% de significância, e o desmatamento (des) não provoca (no sentido de Granger) variação em (pib) em todos os níveis de significância;
- iii) com 3 defasagens o (pib) provoca (no sentido de Granger) variação na série desmatamento a 10% de significância, e a série desmatamento não provoca (no sentido de Granger) variação no (pib) em todos os níveis de significância;
- iv) com 4 defasagens o (pib) não provoca (no sentido de Granger) variação na série desmatamento em todos os níveis de significância, e a série desmatamento (des) provoca (no sentido de Granger) variação na série (pib) nos níveis de significância 10% e 5%;
- v) com 5 defasagens o (pib) provoca (no sentido de Granger) variação na série desmatamento a 5% e 10% de significância, e a série desmatamento provoca (no sentido de Granger) variação na série (pib) em todos os níveis de significância.

Resumindo os resultados descritos acima, tem-se que:

Há independência causal entre (pib) e (des) em todos os níveis de significância, com 1 defasagem.

Há causalidade unilateral, no sentido de Granger, do (pib) para o desmatamento (des) ao nível de 10%, ao passo que não há causalidade reversa do desmatamento (des) para o (pib) em todos os níveis de significância, com 2 ou 3 defasagens.

Há causalidade unilateral de (des) para (pib) com 4 defasagem a 5% e 10% de significância, ao passo que não há causalidade reversa do (pib) para o desmatamento (des) em todos os níveis de significância, com 2 ou 3 defasagens.

Há bicausalidade entre (pib) e (des), sendo aos níveis de significância de 5% e 10% do (pib  $\rightarrow$  des), e do (des  $\rightarrow$  pib) em todos os níveis de significância, com 2 ou 3 defasagens.

Todas as séries temporais analisadas em sua tendência neste estudo evidenciam uma notável expansão da área plantada da soja (asoj) e milho (amilh) como *proxies* da atividade agropecuária, do produto interno bruto paraense (pib) como *proxy* da atividade econômica, como também da taxa de desmatamento do desmatamento no estado do Pará. E se confirma pelas regressões de cointegrações que o modelo de cointegração área plantada da soja (asoj) versus área plantada do milho (amilh) é espúria, portanto para o caso do estado do Pará a cultura do milho não acompanha a evolução da área plantada da soja, já o modelo de cointegração da série temporal desmatamento no estado do Pará (des) versus área plantada da soja (asoj) evidência a mudança do uso do solo para a produção em larga escala da leguminosa Soja; e o modelo de cointegração do desmatamento no estado do Pará (des) versus Produto Interno Bruto Paraense (PIB) evidencia que o setor agropecuário é um dos motores principais da economia Paraense não invisível de medida de mensuração do Produto Paraense, fazendo com que o desmatamento ocorrido com defasagem temporal de 4 anos impacte no o PIB Paraense no tempo atual, e que com defasagem temporal de 5 anos tanto o PIB quanto o Desmatamento conseguem se impactar positivamente no longo prazo impulsionando o Desmatamento no Pará com a expansão da atividade agropecuária (agrícola) e consequentemente uma evolução do PIB Paraense.

## 5. Considerações finais

O presente estudo objetivado em contribuir para o debate acerca do fenômeno do desmatamento no Brasil frente a expansão da atividade agropecuária (agrícola) com base em revisão bibliográfica e por meio de aplicação de modelagem econométrica em séries temporais para o estado do Pará, primeiramente apresentando, a partir de revisão bibliográfica aplicada,

as variáveis utilizadas nas modelagens nos estudos acerca da temática, seguido da verificação das tendências temporais das séries estudadas a fim de examinar o crescimento (variação) com base na análise gráfica e na regressão de tendência, além de conferir a existência de relação de equilíbrio de curto e longo prazo entre as séries, por meio da análise residual (estacionariedade) entre as séries, por meio do teste de cointegração, como também de constatar a possível relação de causa e efeito entre Produto interno Bruto e Desmatamento por meio das regressões restritas e irrestritas do teste de Causalidade de Granger.

De forma geral, com base nos resultados de revisão bibliográfica concluiu-se que as análises das *proxies* desta pesquisa vão de encontro para a arguição como segue na literatura do respectivo referencial teórico, que apontam a expansão da atividade agropecuária (agrícola) como fator importante para as causas do desmatamento no Brasil, os resultados alcançados mostram que as séries do modelo apresentam variações médias anuais de crescimento positivo.

Com relação a análise gráfica das variáveis utilizadas nos modelos, uma observação bastante interessante deve ser dada, sobretudo para a análise visual da série desmatamento, onde a sua análise de tendência linear mostrou que a variação média anual foi negativa (decrecente) levando em consideração o ajustamento da reta de tendência para o período de 2004 a 2012, o que pode ser um indicativo de possíveis efeitos de política pública de cunho ambiental voltadas para o combate ao desmatamento, porém positiva considerando a análise de tendência quadrática para a série desmatamento no período total do estudo de 2004 a 2019 sendo a mais adequada resultando em obtenção da variação média anual positiva (crescente), ao passo, que para o mesmo período o ritmo de expansão da área plantada da soja aumentou a partir de 2012. Igualmente a área desmatada, a área plantada da cultura do milho decaiu até 2013 e logo após o ritmo de expansão da área plantada do milho e área desmatada também aumentou, está última sobretudo a partir de 2013, de forma exponencial. Enquanto o desmatamento cresceu em uma média anual de 1,32%, o Produto Interno Bruto cresceu em média anual de 10,84%, ambos com variações positivas para o período analisado.

Com relação aos resultados dos modelos de cointegração, estes evidenciaram que a área plantada do milho não acompanha a tendência de crescimento da área plantada da soja, inexistindo, portanto, evidências de relação de curto ou longo prazo entre as séries. Por sua vez, a área plantada da soja e o Produto Interno Bruto evidenciam-se, ambos, serem cointegrados

com o desmatamento, ou seja, as séries temporais tendem a caminharem juntas em tendência ao longo do período analisado.

Muito embora as séries PIB e o desmatamento apresentarem relação de cointegração, como também para o caso da área plantada da soja e desmatamento, nestas últimas não foi possível a aplicação do teste de causalidade pois, pelo teste de estacionariedade, a série área plantada da soja apresentou, presença de raiz unitária, ou seja, não estacionária, o que poderia ocasionar regressão espúria (sem sentido econômico) caso a mesma fosse utilizada em modelagens causais com outra(s) variáveis estacionárias.

Na verificação de causalidade entre desmatamento e PIB houve evidência de causalidade unilateral do Produto Interno Bruto para a taxa de desmatamento com 4 defasagens, a 5% de significância estatística, e causalidade bidirecional entre a taxa de desmatamento e Produto Interno Bruto com 5 defasagens, isso a 1% de significância estatística. Essa informação nos remete a refletir na questão da aplicação de modelagem com defasagens distribuídas mais robustas para capturar o impacto do regressor sobre o regressando em futuras modelagens.

Por fim, cabe destacar que a conexão da análise de séries temporais, por meio de análise gráfica e os respectivos testes de estacionariedade, cointegração e causalidade permitiram um caminho metodológico de aplicação dos instrumentos econométricos com fins a verificar para além de uma simples relação entre as variáveis agropecuárias (agrícolas), do crescimento e do desmatamento, para além da convencional análise de regressão padrão, onde nesta última se é possível apenas verificar a observância da variação da *proxy* dependente pelo acréscimo adicional de unidades de medidas na variável impulso no tempo presente. Diferentemente dos métodos aqui usados, os quais, conjuntamente possibilitaram estimar e analisar as possíveis relações de equilíbrio de longo prazo, como também a relação de causa e efeito com aplicação de termos assintóticos com defasagens distribuídas para estimar os coeficientes do modelo econométrico.

Mas vale ressaltar também que, melhoramentos em pesquisas futuras, em termo de modelagem econométrica deverão pautar-se na inclusão de outras variáveis agropecuárias e/ou agrícolas – para além das utilizadas neste estudo, como por exemplo o tamanho do efetivo bovino e densidade do rebanho bovino, como também a inclusão de *proxies* da atividade econômica, tais como o valor adicionado da agricultura, o valor adicionado da pecuária e etc.),

além de *proxies* do relativas ao desmatamento, que não somente expresse-o em termos de taxa de desmatamento, mas outras tais como desmatamento incremental e desmatamento acumulado e por fim *proxies* da demografia do estado do Pará, relativas a densidade demográfica, população rural, população urbana e etc).

Além daquelas *proxies* acima citadas, melhoramentos nas modelagens poderão dar-se por meio da utilização de variáveis de controle usualmente utilizados em modelagem econométrica para fins de análise e avaliação quantitativa de políticas públicas direcionadas, por exemplo, a questões ambientais (de controle e combate), agrária (demarcação de terras públicas) e do agronegócio a nível Nacional e internacional (câmbio, preço das *commodities*, grau de abertura comercial, dívida pública interna e externa e etc), que relacionadas com os cenários econômicos nacionais e internacionais possam favorecer ou não o incremento e variação do desmatamento.

Por fim, cabe destacar para a dificuldade de modelagens voltadas para a compreensão do fenômeno do desflorestamento por ser este, por si só, um fator muito complexo em termos de variáveis explicativa, seja sob as formas de integração, causal e até mesmo de relação de impacto, dada a dinâmica endógena e exógena que se apresenta tal fenômeno em sua intrínseca relação analítica espaço-temporal.

## Referências

BITTENCOURT, Antônia Cristina; PENA, Heriberto Wagner Amanajás; NOGUEIRA NETO, Pedro Paulo. **Estudo do desmatamento no município de Rondon do Pará de 2000 a 2012 causado pelas atividades agropecuárias através de análise de multivariáveis.** 2014.

CABRAL, Caroline De Souza Rodrigues. **Impactos econômicos da limitação do desmatamento do Brasil.** 2013. 132f. Dissertação (Mestrado em Ciências) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto – USP, Ribeirão Preto, 2013.

CHAVES, Marcelo Santos; PENA, Heriberto Wagner Amanajás; FONSECA, José Luiz Ferreira. Análise multivariada sobre a dinâmica econômica associada ao desflorestamento no município de Cumaru do norte no estado do Pará-Brasil. **Observatorio de la Economía Latinoamericana**, 209, 2015.

CONCEIÇÃO, K. V.; CHAVES, Michel Eustáquio Dantas. O uso da abordagem GEOBIA para a detecção do avanço da atividade agropecuária no arco do desmatamento. *In*: Brazilian Symposium on GeoInformatics (XX GEOINFO), São José dos Campos. **Anais...** São José dos Campos: INPE, Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, p. 298-303, 2019.



DOMINGUES, Mariana Soares; BERMANN, Célio; MANFREDINI, Sidneide. A produção de soja no Brasil e sua relação com o desmatamento na Amazônia. **Revista Presença Geográfica**, [S. l.], v. 1, n. 1, 2014. DOI: [10.36026/rpgeo.v1i1.2308](https://doi.org/10.36026/rpgeo.v1i1.2308)

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. **O agro brasileiro alimenta 800 milhões de pessoas, diz estudo da Embrapa**. Disponível em: <https://www.embrapa.br/busca-de-noticias/-/noticia/59784047/o-agro-brasileiro-alimenta-800-milhoes-de-pessoas-diz-estudo-da-embrapa#:~:text=como%20realizado%20anteriormente,-,%E2%80%9COs%20dados%20mostraram%20que%20o%20Brasil%2C%20em%202020%2C%20forneceu,carne%20bovina%20convertida%20em%20gr%C3%A3os>. Acesso em: 15 fev. 2024.

**Fantástico:** Fazendeiro de MT gasta R\$ 25 mi para desmatar o pantanal. **RDNews**. Disponível em <https://www.rdnews.com.br/cidades/fantastico-fazendeiro-de-mt-gasta-r-25-mi-para-desmatar-o-pantanal/191529> Acesso em 15 de abril de 2024.

FEARNSIDE, Philip. M. Desmatamento na Amazônia: dinâmica, impactos e controle. **Acta amazônica**, v. 36, n.3, p. 395-400, 2006. DOI: [10.1590/S0044-59672006000300018](https://doi.org/10.1590/S0044-59672006000300018)

FERREIRA, Leandro Valle; VENTICINQUE, Eduardo; ALMEIDA, Samuel. O desmatamento na Amazônia e a importância das áreas protegidas. **Estudos avançados**, v. 19, n. 53, 2005. DOI: [10.1590/S0103-40142005000100010](https://doi.org/10.1590/S0103-40142005000100010)

GUJARATI, Damodar N; PORTER, Dawn C. **Econometria básica**. 5ª. ed. AMGH Editora Ltda. 2011.

HORITA, Vitor Yuki Dourado. **A contribuição da expansão da produção agrícola para o desmatamento no cerrado do oeste da Bahia**, fundação Getulio Vargas-SP, 2020. PhD Thesis.

INSTITUTO NACIONAL DE PESQUISAS ESPACIAIS- INPE. Disponível em: <https://www.gov.br/mcti/pt-br/composicao/rede-mcti/instituto-nacional-de-pesquisas-espaciais#:~:text=INPE%20%2D%20Instituto%20Nacional%20de%20Pesquisas,da%20Ci%C3%Aancia%2C%20Tecnologia%20e%20Inova%C3%A7%C3%A3o> Acesso em: 14 abr. 2024.

KAMPEL, Silvana Amaral; CÂMARA, Gilberto; QUINTANILHA, José Alberto. Análise Exploratória das relações espaciais do desflorestamento na Amazônia Legal Brasileira. In: Gisbrasil, 2000. **Anais...** Gisbrasil, Salvador, Brasil, 2000.

Lama de garimpo muda cor de Alter do Chão, no Rio Tapajós. **Projeto Colabora**. Disponível em: <https://projctocolabora.com.br/ods14/lama-de-garimpo-muda-cor-de-alter-do-chao-no-rio-tapajos/>. Acesso em: 23 abr. 2024.

MARGULIS, Sérgio. **Causas do desmatamento da Amazônia brasileira**. Banco Mundial, Brasília-DF, 1ed, 2003.

SILVA, Rubicleis Gomes da; RIBEIRO, Claudiney Guimarães. Análise da degradação ambiental na Amazônia Ocidental: um estudo de caso dos municípios do Acre. **RER**, Rio de Janeiro, v. 42, n. 01, p. 91-110, jan./mar. 2004.

TEIXEIRA, Daniel Moura Da Costa. Influência Da Atividade Agropecuária Na Taxa De Desflorestamento Da Amazônia Legal. *In*: III congresso brasileiro de gestão ambiental, Goiânia/Goias, 2012. **Anais...** III congresso brasileiro de gestão ambiental, Goiânia/Goias, 2012.