

Relação de Longo Prazo entre Emissões de CO₂, Crédito Rural e Desmatamento na Amazônia Legal

Mariana Rezende e Silva¹
Weslem Rodrigues Faria^{2,3}

Resumo: Esse artigo tem o objetivo de analisar as relações de curto e longo prazo entre crédito rural, as taxas de desmatamento e as emissões de gases de efeito estufa pelo setor agropecuário na Amazônia Legal. Para atingir tal objetivo, foi aplicada a metodologia do *ARDL bounds test* para identificar se existiria uma relação de cointegração em nível e, então, verificar as relações de curto e longo prazo. Os resultados indicaram que, no longo prazo, um aumento na concessão de crédito contribuiria para a expansão das emissões de CO₂.

Palavras-chaves: Crédito Rural. Desmatamento. Emissões de CO₂.

Abstract: This article aims to analyze the short and long-term relationships between rural credit, deforestation rates and greenhouse gas emissions by the agricultural sector in the Legal Amazon. To achieve this objective, the ARDL bounds test methodology was applied to identify if there would be a level cointegration relationship and then, verify the short and long term relationships. The results indicated that, in the long term, an increase in the granting of credit would contribute to the expansion of CO₂ emissions.

Keywords: Rural Credit. Deforestation. CO₂ Emissions.

Área: 11 – Economia Agrícola e do Meio Ambiente

Código JEL: O13; Q18; Q54; Q56; R11

1. Introdução

O desmatamento em larga escala de florestas tropicais tem sido uma questão de preocupação global, em virtude do papel destas florestas na conservação da biodiversidade e na mitigação das mudanças climáticas. As florestas absorvem cerca de 30% do carbono emitido no mundo pelos combustíveis fósseis e pela indústria (BRACK, 2019). Entretanto, mudanças no uso da terra como, desmatamento para agricultura e exploração florestal, tem provocado a perda de biomassa nessas florestas e emitido quantidade significativa de gases de efeito estufa na atmosfera (CANADELL *et al.*, 2007). Estima-se que cerca de 12% das emissões de gases de efeito estufa são derivados do desmatamento, efeito que se torna pior por causa das mudanças climáticas (BRACK, 2019).

O desmatamento na Floresta Amazônica tem desempenhado um papel particularmente importante no ciclo global do carbono nas últimas décadas (NUMATA *et al.*, 2011), apesar do Brasil ter conseguido reduzir o desmatamento em mais de 70% entre 2004 e 2019 (INPE, 2020). Políticas públicas restritivas e medidas privadas foram implantadas com o objetivo de coibir o desmatamento ilegal na Amazônia como, por exemplo, inclusão de novas áreas protegidas e terras indígenas, aplicação da lei apoiada por monitoramento de satélite e restrições de crédito

¹ Doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora -PPGE-UFJF. E-mail: rezendes_mariana@hotmail.com.

² Professor Adjunto da Faculdade de Economia, Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF). E-mail: weslem.faria@ufjf.br

³ Os autores agradecem às instituições de fomento FAPEMIG, CAPES e CNPq pelo apoio financeiro.

a fazendeiros em jurisdição com altas taxas de desmatamento (BUSCH e ENGELMANN, 2018). No entanto, a área desmatada voltou a crescer em 2019 sendo responsável por 841 MtCO₂e das emissões brutas naquele ano (SEEG, 2020).

O desmate nesta região acontece, principalmente, pela conversão de áreas de floresta em áreas de pastagem e de lavouras, que se acelerou na década de 1960. Nesta época, o governo brasileiro iniciou um grande programa de desenvolvimento para integrar a região ao restante da economia. Uma das políticas utilizadas para o desenvolvimento da região foi a concessão de crédito a taxas de juros reais negativas, além de incentivos fiscais e concessões de terra a empreendedores que estivessem dispostos a abrir estabelecimentos agrícolas (ANDERSEN e REIS, 2015).

A Política de Crédito Rural tem sido, desde então, a principal política do governo para acelerar a difusão de novas tecnologias na agricultura (CARRER *et al.*, 2020), que possibilita o aumento de renda dos agricultores (CULAS, 2003), promove o uso mais eficiente da terra, avanços produtivos, limitam a expansão da área agrícola e priorizam os ganhos de produtividade (ANDERSEN e REIS, 2015; ASSUNÇÃO *et al.*, 2019). Assim, a intensificação da pecuária e agricultura com a concessão de crédito é vislumbrada como um meio para o Brasil atingir tanto a redução das emissões, quanto a expansão das safras sem novos desmatamentos (GOUVELLO *et al.*, 2010).

Entretanto, a expansão da agricultura no país, em especial nos estados da Amazônia Legal, ocorreu às custas de 41 milhões de hectares de floresta, que foram convertidos em pastagem ou terra para cultivo entre 1990 e 2019 (INPE, 2021). Os efeitos dessa expansão têm contribuído para as mudanças climáticas. Dessa forma, mitigar esses efeitos no clima tem se tornado um desafio para o setor agrícola no Brasil (STABILE *et al.*, 2020).

Os programas de crédito, como Programa ABC e Resolução 3545, podem ajudar na intensificação dos resultados das políticas ambientais, como a Política Nacional de Mudanças Climáticas. Contudo, não é possível garantir que o resultado conjunto dessas políticas reduziria a demanda por terras próximas a florestas, resultando na mitigação de emissões de gases.

Assim, esse artigo tem o objetivo de analisar as relações de curto e longo prazo entre crédito rural, as taxas de desmatamento e as emissões de gases de efeito estufa pelo setor agropecuário na Amazônia Legal. Para atingir tal objetivo, é aplicada a metodologia do *ARDL bounds test* para identificar se existiria uma relação de cointegração em nível e, então, verificar as relações de curto e longo prazo. Os resultados sugerem que o crédito rural contribuiria para a expansão das emissões de CO₂ ao longo do tempo.

Além desta introdução, este artigo tem mais seis seções. Na segunda seção, é apresentada uma revisão de literatura sobre a relação do crédito com o meio ambiente e sobre as emissões e desmatamento. Logo depois, é descrita a base de dados que será utilizada. Após apresentação dos dados tem-se a explicação da especificação do modelo econométrico e da estratégia empírica. Na sétima seção tem a discussão dos resultados e, por fim, a conclusão do estudo.

2. Revisão de Literatura

4.1 Relação entre crédito rural, meio ambiente e economia

A disponibilidade de crédito agrícola subsidiado tem sido uma das principais políticas para aumentar a produtividade e a renda de agricultores em países em desenvolvimento. Os programas para essas políticas são baseados na teoria de que a principal barreira que impede a

mudança de tecnologias utilizadas na agricultura tradicional para modernas e produtivas tecnologias, seria a incapacidade dos agricultores de comprar insumos necessários, como fertilizantes, devido à falta de facilidade de crédito (CULAS, 2003).

As relações do crédito com o desmatamento, a renda e as emissões foram discutidas por uma série de autores na literatura econômica, tais como Angelsen e Kaimowitz (1999); Browder, Pedlowski e Summers (2004); Garrett, Lambin e Naylor (2013); Arima *et al.* (2014); Andersen e Reis (2015); Assunção *et al.* (2019b). Segundo Angelsen e Kaimowitz (1999), a expansão do crédito poderia reduzir a pressão sobre as áreas de floresta se esse crédito fosse usado para investimentos em agricultura mais intensiva ou para o manejo florestal. Entretanto, poderia aumentar a pressão sobre as florestas se fosse utilizado para atividades financeiras associadas com o desmatamento florestal, como a criação extensiva de gado. Portanto, a relação entre crédito e desmatamento é ambígua. Por um lado, quando os mercados são completos e os produtores têm livre acesso ao crédito, a decisão de desmatar não dependeria da disponibilidade de renda. Por outro lado, quando os mercados são incompletos e os produtores enfrentam restrições de crédito, espera-se que variações exógenas no crédito afetem as decisões de produção agrícola e, portanto, de reduzir áreas de florestas (ANGELSEN e KAIMOWITZ, 1999; GARRETT, LAMBIN e NAYLOR, 2013; ASSUNÇÃO *et al.*, 2020).

Essa ambiguidade entre crédito e desmatamento pode ser vista em alguns estudos para a Amazônia Brasileira. Para o período entre 1970 e 1985, foram encontradas evidências de que o desmatamento ocorrido na Amazônia Legal foi provocado pelas políticas de desenvolvimento, como a construção de estradas (72%) e concessão de crédito subsidiado (28%) (ANDERSEN e REIS, 2015). Isto é, o crédito impactaria o desmatamento, mas o impacto seria menor que outras políticas de desenvolvimento, sendo o instrumento mais eficiente em termos de *trade-off* entre PIB e desmatamento. Para anos mais recentes, foram encontradas evidências também de que o crédito não seria um fator significativo na decisão do uso da terra (BROWDER, PEDLOWSKI e SUMMERS, 2004). Por outro lado, a expansão da concessão de crédito rural impactaria de forma positiva as áreas de floresta (ASSUNÇÃO *et al.*, 2019). Ou seja, o crédito poderia promover ganhos de produtividade, o que aliviaria a pressão sobre as florestas.

Alguns estudos avaliaram o efeito da Resolução nº 3.545, que entrou em vigor em 2008 para conceder crédito apenas a proprietários de terra que comprovasse titulação das terras e que estivessem de acordo com as normas ambientais. De acordo com Arima *et al.* (2014), a resolução seria pouco efetiva na concessão de crédito, porque o volume de crédito na Amazônia teve expansão de mais de 100% entre 2007 e 2011. Já para Assunção *et al.* (2020), após a resolução, a concessão do crédito apresentou redução significativa, principalmente para a pecuária. Além do mais, apenas os empréstimos para médios e grandes produtores foram afetados, resultado que é consistente com o fato de que os requisitos de políticas são menos rigorosos para pequenos produtores. A conclusão geral dos autores foi de que a redução na concessão de crédito reduziria também o desmatamento.

A oferta de crédito rural também seria capaz de impactar o PIB dos municípios e a produção agrícola. O aumento da oferta de crédito rural proporcionaria um aumento no PIB rural e urbano (COSTA JUNIOR, 2018; NEVES *et al.*, 2020). Choques positivos de oferta de crédito promoveriam avanços produtivos, limitando a expansão da área agrícola e priorizariam os ganhos de produtividade (GARRETT, LAMBIN e NAYLOR, 2013; ASSUNÇÃO *et al.*, 2019). Além do mais, a expansão da concessão de crédito afetaria de forma positiva o PIB porque permitiria investimentos em colheitas permanentes que dão maiores retornos por hectares e, ao contrário da construção de estradas, o crédito é destinado naturalmente para projetos de maior retorno (ANDERSEN e REIS, 2015). Evidências mostram que a área plantada e os rendimentos são maiores em regiões onde existam fontes de crédito mais barato e níveis

maiores de crédito (GARRETT, LAMBIN e NAYLOR, 2013; PAULA FILHO, CALVI e CASTRO, 2016; MAIA, EUSÉBIO e DA SILVEIRA, 2019).

Resultados mostram que o acesso ao PRONAF tem impactos positivos na produção agrícola (PAULA FILHO, CALVI e CASTRO, 2016; MAIA, EUSÉBIO e DA SILVEIRA, 2019). O programa teria maior impacto em regiões mais pobres, como o Nordeste. Contudo, a efetividade do PRONAF depende da infraestrutura básica que facilitaria acesso ao mercado de crédito (PAULA FILHO, CALVI e CASTRO, 2016). Como, por exemplo, em localidades na Amazônia, região com menor impacto do PRONAF, devido à ausência de infraestrutura básica e de agentes bancários (MAIA, EUSÉBIO e DA SILVEIRA, 2019). A política de crédito brasileira tem sido capaz de aumentar a renda dos produtores rurais, mas também tem ajudado a aumentar a desigualdade de renda, com exceção do PRONAF (NEVES *et al.*, 2020).

O impacto do crédito rural na produção agrícola e do município está relacionado com o aumento do investimento em técnicas de manejo mais produtivas e eficientes. De acordo com De Castro e Teixeira (2012) e Garrett, Lambin e Naylor (2013), os agricultores enfrentam restrições orçamentárias para a compra de insumos e o programa de crédito poderia expandir a oferta de produtos agrícolas. Carrer *et al.* (2020) concluíram que o acesso ao crédito rural impactaria de forma positiva a adoção do Sistema Integrado Lavoura-Pecuária, um sistema mais eficiente e sustentável para a rotação de culturas, em estabelecimentos rurais no estado de São Paulo.

A integração de programas de crédito também ajudaria no aumento da eficiência da pecuária e na mitigação de emissões, como o Programa ABC e o Programa de desenvolvimento da criação de gado de Santa Catarina. A análise conjunta desses programas indica que eles promoveriam melhorias no manejo de pastagens e na gestão da atividade, com investimentos na recuperação de pastagens, manejo adequado e redução na idade de abate dos animais, com potencial para a mitigação da emissão de gases de efeito estufa (COSTA *et al.*, 2019).

4.2 Relação entre emissões, desmatamento e economia

As emissões derivadas de alguns processos são consideradas um dos componentes mais incertos de estimar do ciclo de carbono global (AGUIAR *et al.*, 2012). As queimadas que promovem o desmatamento liberam, além do gás carbônico (CO₂), gases-traço como metano (CH₄), monóxido de carbono (CO) e nitroso de oxigênio (N₂O). A biomassa que não foi queimada inicialmente, será oxidada por dois processos. O primeiro seria o processo de decomposição, que emite uma quantidade pequena de CH₄ pela madeira consumida por cupins. O segundo processo se dá pelas requeimadas, isto é, queimadas de pastagens que também consomem restante de floresta original presente na área, que emitem maiores volumes de gases-traço (FEARNSIDE, 2002). Ao longo dos anos muitos estudos se atentaram a estimar a contribuição das mudanças do uso da terra e desmatamento na emissão de gases de efeito estufa - Potter, Klooster e Genovese (2009); Galford *et al.* (2011); Numata *et al.* (2011); Leite *et al.* (2012) Novaes *et al.* (2017)

Em uma análise sobre a mudança do uso da terra para o Mato Grosso entre 1901 e 2006, pode-se observar, até então, que 24% do território do estado teria sido convertido em pastagens e 10% em terras de cultivo. Desses usos, 80% se deram pelo desmatamento de floresta e 20% pelo desmatamento do Cerrado. As emissões líquidas de carbono do Mato Grosso a partir de 2000 pela mudança do uso do solo foram semelhantes às emissões provocadas pelos combustíveis fósseis no Brasil no mesmo período (GALFORD *et al.*, 2011). Segundo Leite *et al.* (2012), as emissões no Brasil de mudança no uso da terra seria 11 vezes maior do que as provocadas pela queima de combustíveis fósseis.

As emissões de carbono do desmatamento para expansão do cultivo de grãos na nova fronteira agrícola do Matopiba apresentou crescimento entre 2003 e 2013, contribuindo em 45%

nas emissões do Cerrado (NOOJIPADY *et al.*, 2017). Entretanto, as maiores taxas de emissões de gases foram observadas na Amazônia e provocadas por lavouras que experimentaram expansão da área cultivada nessa região (NOVAES *et al.*, 2017). Em um estudo para o Paquistão, Aziz *et al.* (2020) identificaram que a agricultura seria o principal responsável pela degradação ambiental, pela utilização de combustíveis fósseis e fertilizantes ricos em nitrogênio. Apesar da redução das taxas de desmatamento na Floresta Amazônica, observou-se no período entre 2006 e 2010 que a importância relativa das emissões de carbono da fragmentação florestal aumentou (NUMATA *et al.*, 2011). Além disso, as emissões de carbono seria maiores nas regiões Leste e Norte da Amazônia (POTTER, KLOOSTER e GENOVESE, 2009).

Desde 1990, a mudança no uso da terra tem sido a fonte de emissões de gases mais importante no Brasil (LA ROVERE *et al.*, 2013). De acordo com Aguiar *et al.* (2012), os esforços para reduzir as emissões de gases na Amazônia Brasileira não deveria focar somente em controlar o desmatamento da floresta primária, mas também em criar incentivos para o reflorestamento de florestas secundárias. Entretanto, como a mudança no uso da terra na Amazônia Brasileira é dominada pela transformação de floresta em áreas de pastagens, a regeneração dessas áreas em floresta secundária ocorre mais lentamente do que em áreas de cultivo, levando a uma menor absorção de carbono do que se acredita (FEARNSIDE e GUIMARÃES, 1996). Assim, a taxa de emissões provocada pelo desmatamento e pelo corte de florestas secundárias na região excederia em muito a absorção da regeneração da vegetação de substituição.

Portanto, promover a redução de emissões pelo desmatamento de florestas tropicais traria melhor custo-benefício para a mitigação das mudanças climáticas do que a promoção de outras ações em outras regiões e setores (BUSCH e ENGELMANN, 2018). Por outro lado, baseado na hipótese da Curva de Kuznets Ambiental, o país não deveria adotar nenhuma política ou ação que pudesse ter impactos conservadores na renda com o objetivo de reduzir as emissões (ALAM *et al.*, 2016). Isso porque o crescimento da emissão de gases de efeito estufa por Índia, China, Indonésia e Brasil está associada não somente com o desmatamento, mas também com a dinâmica populacional e geração de riqueza nesses países. No Paquistão, as evidências mostram que as emissões de dióxido de carbono seriam um fator significativo que tem contribuído para o crescimento econômico do país, tanto no curto quanto no longo prazo (ABBASI *et al.*, 2021). Entretanto, existem evidências também de que as emissões aumentam de forma mais rápida em momentos de recessão econômica do que durante as fases de expansão econômica (BALOCH *et al.*, 2021). Além disso, as emissões de CO₂ teriam uma relação negativa com energia renovável e positiva com o investimento estrangeiro e crescimento populacional (HUSSAIN; REHMAN, 2021).

Ainda segundo Alam *et al.* (2016), no Brasil as emissões de gases tendem a se reduzir ao longo do tempo com a expansão da renda. Diferentemente do encontrado por La Rovere *et al.* (2013), de que indicou que se nenhuma ação de mitigação for implementada após 2020, as emissões tenderiam a aumentar, devido ao crescimento da população e da economia.

O estudo se concentra em avaliar a relação do desmatamento, crédito rural, produção de soja, criação de gado e do crescimento econômico no nível das emissões de CO₂ do setor agropecuário na Amazônia Legal. Ele avança na literatura ao realizar uma avaliação, até então inédita, da relação de curto e longo prazo entre a concessão de crédito agrícola e as emissões de carbono pelo setor rural. Essa relação é avaliada em um horizonte de 30 anos, maior série de crédito rural já utilizada na literatura. Além disso, a metodologia de séries temporais, ARDL nunca foi utilizada nos estudos para analisar a relação entre crédito e emissões de CO₂.

3. Base de dados

A base de dados consiste em observações anuais da região da Amazônia Legal para o período de 1990 a 2019. Será considerado para a análise o total das emissões de dióxido de carbono (CO₂) do setor da agropecuária, estimadas e disponibilizadas pelo Sistema de Estimativas de Emissões e Remoções de Gases de Efeito Estufa (SEEG) do Observatório do Clima (SEEG, 2019). As emissões de CO₂ são comumente utilizadas como uma medida de poluição na literatura. Além de estar presente naturalmente na natureza, o CO₂ é um sub-produto da queima de combustíveis fósseis e biomassa, mudança do uso da terra, do processo agrícola e industrial. Para as estimações, será utilizado o CO₂ equivalente *Global Warming Potential* (CO₂eGWP).

A medida de desmatamento é a área desmatada em km² anualmente na Amazônia Legal, que representa a eliminação de cobertura florestal primária por corte raso, disponibilizado pelo Programa de Monitoramento do Desmatamento da Floresta Amazônica Brasileira por Satélite (PRODES) do Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE, 2020a).

Os dados sobre crédito rural correspondem ao valor em R\$ do crédito contratado em cada estado da Amazônia Legal⁴ e disponibilizado na Matriz de Dados do Crédito Rural pelo Banco Central do Brasil (BACEN, 2020). Para a análise serão utilizados o valor total do crédito agrícola contratado por produtores e cooperativas na região da Amazônia Legal. O valor de crédito contratado, disponibilizado pelo Banco Central, corresponde ao valor do crédito à disposição do tomador. Isto é, o crédito contratado não se refere ao montante de recurso efetivamente liberado ao produtor, mas sim, ao montante de crédito disponível (BACEN, 2021).

A emissão de gases de efeito estufa pela criação de gado é um dos fatores significativos que contribuem para o aquecimento global (LYNCH, 2019; REISINGER e CLARK, 2017). O dióxido de carbono é emitido pela pecuária através da aplicação de cal e ureia no solo e, também, pela expansão do uso da terra (LYNCH, 2019). Assim, neste trabalho, é utilizada a série da criação de gado, que corresponde ao efetivo do rebanho de bovinos da Pesquisa da Pecuária Municipal (PPM) (IBGE, 2019a).

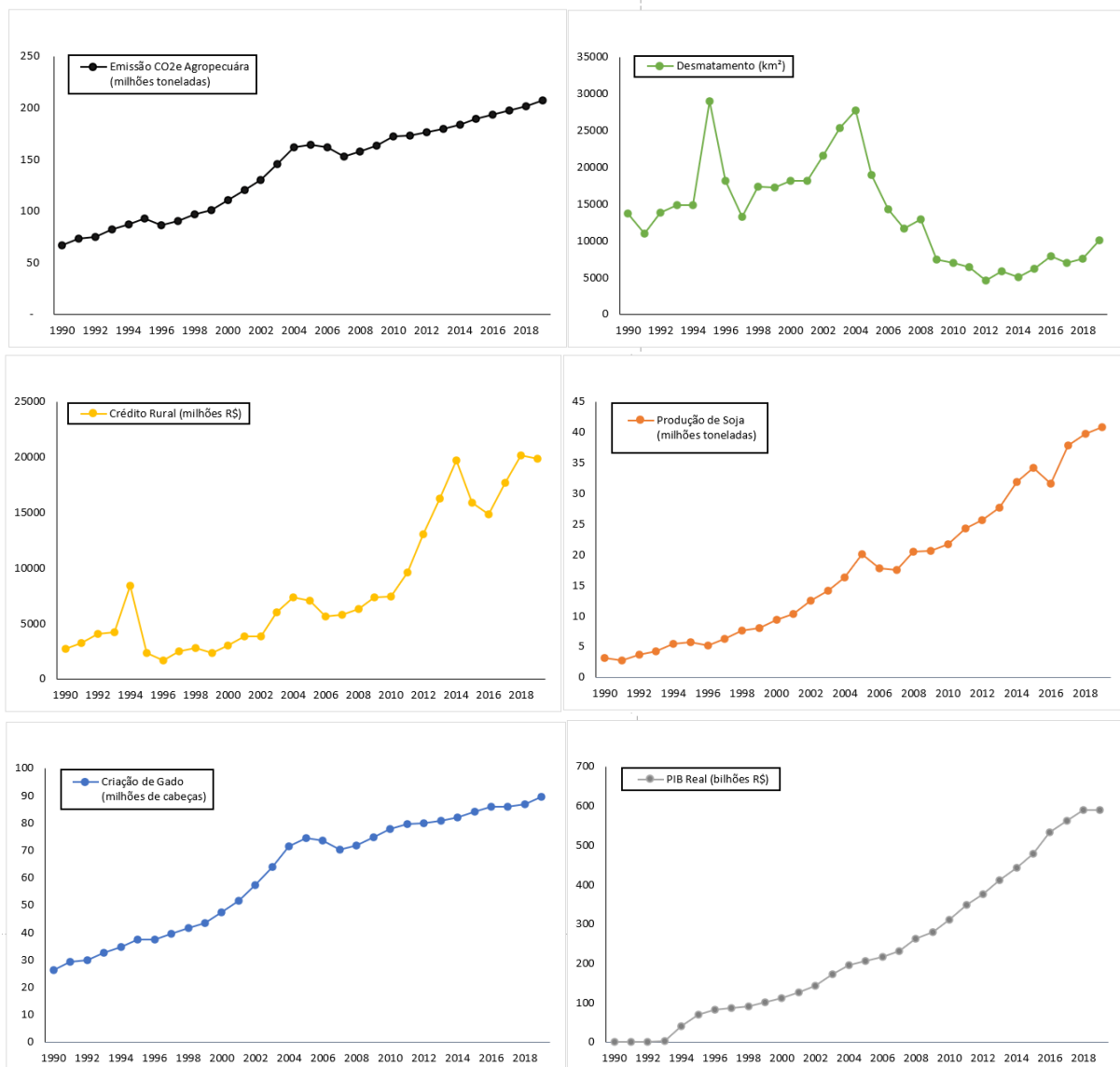
A principal atividade agropecuária no Brasil, em termos de produção e exportação é a soja. A produção de soja é dependente de insumos como fertilizantes, combustível, maquinário e pesticidas que contribuem para a emissão de gases de efeito estufa. Por conta disso, o setor produtivo tem passado por mudanças nos últimos anos, com a adoção do plantio direto e a criação da Moratória da Soja, com o objetivo de reduzir os impactos ambientais (FEARNSIDE, 2017; NEPSTAD *et al.*, 2014; RAUCCI *et al.*, 2015). Portanto, neste estudo a série da produção de soja é utilizada nas estimações. Ela foi obtida da Pesquisa Agrícola Municipal (PAM), com os dados da produção de soja em grãos em toneladas (IBGE, 2019b).

A trajetória das emissões de CO₂ pode depender do papel que o crescimento econômico tem de influenciar essas emissões. De acordo com Balochet *al.* (2021), os efeitos do crescimento econômico sobre a emissão de gases de efeito estufa podem variar de acordo com o país, as fontes desse crescimento e, mais importante, as características estruturais do país. Portanto, para explicar a trajetória de curto e longo prazo das emissões de CO₂, é utilizado também a variável do Produto Interno Bruto (PIB), que foi obtido pelo somatório do PIB dos estados da Amazônia Legal e corresponde ao PIB real, a preços de 2010 (IBGE, 2021a, 2021b).

⁴ No estado do Maranhão, 181 municípios dos 217 existentes ou 83% do total, pertencem a Amazônia Legal. Assim, para o crédito rural, foram considerados para a análise, os dados sobre crédito para todo o estado do Maranhão.

A Figura 1 mostra a trajetória das variáveis ao longo de 29 anos da série. As emissões de dióxido de carbono pelo setor da agropecuária foram crescentes ao longo do tempo, comportamento semelhante ao da criação de gado, produção de soja e PIB. As emissões de CO₂ pelo setor da agropecuária no início da década de 90 era de, aproximadamente, 67 milhões de toneladas. Em 2019, as emissões atingiram 206 milhões de toneladas. O número de cabeças de boi teve crescimento semelhante, passando de 26 milhões em 1990 para quase 90 milhões no último ano da série. A expansão da soja foi ainda mais exponencial, com a produção passando de 3 milhões de toneladas para 40 milhões em 2019.

Figura 1 - Gráficos das Séries de Dados (1990-2019)



Fonte: Elaboração própria.

O crédito agrícola também aumentou ao longo dos anos, entretanto, teve momentos de queda. Na década de 1990, maior inserção da economia brasileira no mercado internacional, o Plano Real, a entrada de agentes privados no financiamento à agricultura e as variações na taxa de câmbio afetaram a política de crédito rural (RAMOS e JUNIOR, 2010). Além disso, as altas taxas de juros em conjunto com o câmbio valorizado no início do Plano Real, aumentou o

endividamento dos produtores. Por conta disso, os agentes financeiros ficaram mais rigorosos para a concessão de crédito, o que pode explicar a queda brusca de 8 bilhões de reais concedidos em 1994 para 2 bilhões em 1995.

A partir da década de 2000, foram realizadas políticas de expansão do crédito. Em 2010 foram criados os Programas ABC e Pronamp, que aumentaram os limites de financiamento. Devido à crise na economia brasileira nos anos 2015 e 2016, a oferta de crédito sofreu uma redução em relação aos anos anteriores. Em 2017 as contratações de crédito rural voltaram a subir. Na Safra 2019/20 as contratações de crédito rural tiveram crescimento de 11% em relação à safra anterior, com um total de R\$ 191,83 bilhões. Quanto à finalidade, o maior valor foi para as operações de custeio, com R\$ 107,48 bilhões, seguido pelos investimentos com R\$50,36 bilhões. Os produtores do Pronaf e Pronamp foram responsáveis por 12,9% e 12,4%, respectivamente, do crédito contratado (BRASIL, 2020b).

A área desmatada na Amazônia Legal apresentou expansão e contração ao longo do tempo, com pico no ano de 1995, com uma área desmatada de 29059 km². Apesar disso, desde 2005 tem apresentado queda substanciais. Este fato pode ser explicado pela criação do Plano de Ação para Prevenção e Controle do Desmatamento na Amazônia Legal (PPCDAm) em 2004, que objetivava reduzir o desmatamento e a degradação da vegetação nativa em 80% em 2020. O menor nível de desmatamento ocorreu em 2012, com 4571 km². Após essa data, as taxas voltaram a subir, atingindo 10129 km² em 2019.

4. Especificação do Modelo Econométrico

Para examinar a presença de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre a emissão de gases de efeito estufa, as taxas de desmatamento e o crédito rural, será empregada a abordagem do teste de fronteira para cointegração com um modelo autorregressivo lag distribuído (ARDL – *Autoregressive Distributed Lag*) desenvolvido por Pesaran, Shin e Smith (2001). Esta abordagem tem algumas vantagens em relação aos testes convencionais de cointegração como o teste de resíduos em dois passos para cointegração proposto por Engle e Granger (1987) e o teste de cointegração geral sugerido por Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990). A primeira vantagem é que este teste pode ser aplicado, independentemente, se as variáveis são I(0), I(1) ou mutualmente cointegradas. A segunda é que esta abordagem não coloca a dinâmica de curto prazo nos resíduos. Além disso, o ARDL pode ser aplicado em pequenas amostras, diferentemente da abordagem de Johansen para cointegração que é eficiente apenas para grandes amostras. Dessa forma, o ARDL tem propriedades estatísticas mais robustas para testar a presença de cointegração. A quarta vantagem encontrada por Pesaran e Shin (1999) é de que a abordagem do teste de fronteira é mais eficiente em pequenas amostras.

A variável de interesse é a emissão por CO₂, que é considerada a variável dependente. As variáveis independentes incluem o desmatamento (DESM), crédito agrícola (CRED), produção de soja (SOJA), número cabeças de boi (BOI) e PIB real (PIB). A forma funcional da relação entre as variáveis para o modelo linear está representada em (1):

$$CO_2 = f(DESM, CRED, SOJA, BOI, PIB) \quad (1)$$

O modelo da Equação (1) pode ser expresso em logaritmo para capturar os impactos do crédito e do crescimento econômico no longo prazo:

$$\ln CO_{2t} = \beta_0 + \beta_1 \ln DESM_t + \beta_2 \ln CRED_t + \beta_3 \ln SOJA_t + \beta_4 \ln BOI_t + \beta_5 \ln PIB_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Onde, $\ln CO_{2t}$ é o natural log das emissões de dióxido de carbono; $\ln DESM_t$ é o log natural da área desmatada; $CRED_t$ é o log natural do valor dos contratos em preços reais; $SOJA_t$ é o log natural da quantidade de soja produzida; BOI_t é o log natural do número de cabeças de gado; $\ln PIB_t$ é o log natural do PIB real (ano base = 2010); e ε_t é o termo de erro.

A variável dependente na equação (2) pode não se ajustar imediatamente ao nível de equilíbrio de longo prazo. Se existem evidências de uma relação entre as variáveis, um modelo de correção de erros irrestrito (ECM) é estimado pelo teste dos limites. Nesse processo, cada variável é tomada como uma variável dependente e o ECM é definido como:

$$\begin{aligned} \Delta \ln CO_{2t} = & \beta_0 + \beta_1 \ln CO_{2t-1} + \beta_2 \ln DESM_{t-1} + \beta_3 \ln CRED_{t-1} + \beta_4 \ln SOJA_{t-1} \\ & + \beta_5 \ln BOI_{t-1} + \beta_6 \ln PIB_{t-1} + \sum_{i=1}^n \varphi_1 \Delta \ln CO_{2t-j} + \sum_{i=0}^n \varphi_2 \Delta \ln DESM_{t-j} \\ & + \sum_{i=0}^n \varphi_3 \Delta \ln CRED_{t-j} + \sum_{i=0}^n \varphi_4 \Delta \ln SOJA_{t-j} + \sum_{i=0}^n \varphi_5 \Delta \ln BOI_{t-j} \\ & + \sum_{i=0}^n \varphi_6 \Delta \ln PIB_{t-j} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

5. Estratégia Empírica

O primeiro passo no processo de estimação é estimar a Equação (3) por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Dessa forma, é possível conduzir o Teste de Wald ou Teste F para determinar a significância conjunta dos coeficientes das variáveis defasadas com o objetivo de examinar a existência de uma relação de longo prazo entre elas. O propósito de usar o Teste de Wald seria de verificar se as séries, em conjunto, seguem um processo estacionário no longo prazo. A hipótese nula (H_0) é: $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = 0$, que assume que não existiria cointegração entre as variáveis, enquanto a hipótese alternativa (H_1), assume justamente o oposto: $\beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq \beta_6 \neq 0$.

A estatística F é então, comparada com os valores críticos (limites inferior e superior) calculados por Narayan (2005) para amostras entre 30 e 80 observações. Pesaran, Shin e Smith (2001) computaram valores críticos para grandes amostras, com mais de 500 observações. Deste modo, como a amostra possui uma série com 30 observações, neste estudo serão utilizados os valores críticos propostos por Narayan (2005). Se a estatística F calculada é maior que o valor crítico do limite superior, a H_0 é rejeitada e pode-se concluir que as variáveis têm uma relação de longo prazo, ou seja, são cointegradas no longo prazo. Em contrapartida, se a estatística F calculada é menor que o valor crítico do limite inferior, a H_0 não pode ser rejeitada, o que significa que não existe cointegração. Por fim, se a estatística F calculada tiver valor entre os valores críticos inferior e superior, os resultados são inconclusivos.

No segundo passo, após estabelecer uma relação de cointegração entre as variáveis, é possível estimar o coeficiente de longo prazo do modelo ARDL, como mostra a Equação (4):

$$\begin{aligned} \ln CO_2 = & \beta_0 + \sum_{i=1}^n \varphi_1 \Delta \ln CO_{2t-j} + \sum_{i=0}^n \varphi_2 \Delta \ln DESM_{t-j} + \sum_{i=0}^n \varphi_3 \Delta \ln CRED_{t-j} \\ & + \sum_{i=0}^n \varphi_4 \Delta \ln SOJA_{t-j} + \sum_{i=0}^n \varphi_5 \Delta \ln BOI_{t-j} + \sum_{i=0}^n \varphi_6 \Delta \ln PIB_{t-j} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

O máximo de defasagens foi determinado pelo *Akaike Information Criteria* (AIC) para determinar a especificação ótima do ARDL. O próximo passo no ARDL é a estimação dos coeficientes de curto prazo usando o modelo de correção de erros. Portanto, a estimação do modelo de correção de erros pode capturar a velocidade de aproximação entre os níveis de curto e longo prazos da variável dependente:

$$\begin{aligned} \Delta \ln CO_{2t} = & \varphi_0 + \sum_{i=1}^n \varphi_1 \Delta \ln CO_{2t-j} + \sum_{i=0}^n \varphi_2 \Delta \ln DESM_{t-j} + \sum_{i=0}^n \varphi_3 \Delta \ln CRED_{t-j} \\ & + \sum_{i=0}^n \varphi_4 \Delta \ln SOJA_{t-j} + \sum_{i=0}^n \varphi_5 \Delta \ln BOI_{t-j} + \sum_{i=0}^n \varphi_6 \Delta \ln PIB_{t-j} + \varphi_7 \varepsilon_{t-1} \\ & + u_t \end{aligned} \quad (5)$$

onde Δ representa uma mudança em CO_2 , $DESM$, $CRED$, $SOJA$, BOI , PIB e ε_{t-1} é o termo de correção de erros (ECT) defasado um período, estimado da equação (2). O ECT em (5) mostra a velocidade com que o desequilíbrio entre os valores de curto e longo prazo da variável dependente (CO_2) é eliminado em cada período. O valor da velocidade de convergência pode variar entre 0 (sem convergência após o choque) e -1 (perfeita convergência após o choque). Assim, espera-se que ECT tenha sinal negativo e significativo, indicando que existiria uma causalidade de longo prazo.

Para assegurar que o modelo ARDL foi bem especificado, foram conduzidos testes de diagnóstico. Para avaliar a estabilidade dos coeficientes modelo foram aplicados os testes CUSUM e CUSUMSQ, em que a inferência é baseada na soma cumulativa dos resíduos e dos resíduos ao quadrado. Para examinar a existência de heteroscedasticidade utilizou o Teste de Breusch-Pagan-Godfrey, a autocorrelação foi avaliada pelo Teste LM de Breusch -Godfrey. Por fim, para testar se o modelo foi bem especificado, foi realizado o Teste de Ramsey RESET.

6. Resultados

A análise de dados de séries temporais assume que as séries de tempo são estacionárias. Entretanto, muitas séries econômicas são tipicamente não-estacionárias, implicando que os testes t e F clássicos não são apropriados, resultando em conclusões errôneas. Além disso, a análise de cointegração tem início com a determinação das propriedades univariadas das séries de tempo. O conceito de cointegração requer que todas as variáveis sejam integradas de mesma ordem e sua combinação linear deve ser estacionária. Se as séries não seguem a mesma ordem de integração, então não pode haver nenhuma relação significativa entre elas. Por outro lado, se as séries são integradas de mesma ordem, é razoável prosseguir com o teste de cointegração (ALAM et al., 2016).

Para aplicar o teste dos limites ARDL de Pesaran, Shin e Smith (2001), não existe a necessidade de checar a ordem de integração das variáveis. Entretanto, foram conduzidos testes de raiz unitária para assegurar que nenhuma variável tenha ordem de integração maior que I(1). Foram aplicados os testes, Dickey Fuller Aumentado (ADF), Dickey Fuller mínimos quadrados generalizados (DF-GLS) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), em nível e em primeira diferença com intercepto e com intercepto e tendência para todas as variáveis. De

acordo com os resultados reportados na Tabela 1, todas as variáveis são não estacionárias em nível, mas se tornam estacionárias em primeira diferença.

Considerando as variáveis estacionárias em primeira diferença, foi realizado o teste de limites para a cointegração entre as variáveis em três cenários diferentes. A Tabela 2 apresenta os resultados da estatística F desse teste. O Modelo 1 representa o modelo com constante e sem tendência determinística, o Modelo 2 é aquele com tendência determinística restrita e o Modelo 3 é o modelo com tendência determinística irrestrita. Antes de aplicar o teste, foi preciso determinar a ordem máxima de defasagens (p), que pelo critério de AIC foi igual a 1.

Assim, ao analisar a estatística F calculada com os valores críticos propostos por Narayan (2005), pode-se testar se existe uma relação de longo prazo no modelo. Para $p = 1$, o valor da estatística F está fora do intervalo para os valores críticos ao nível de 5%, então a hipótese nula é rejeitada. Ou seja, não existe equação em nível em todos os casos, com ou sem tendência determinística. Portanto, a evidência é de que existe cointegração entre as emissões de CO₂ e as variáveis independentes. Os valores críticos para o nível de 5% de significância e cinco variáveis independentes ($k=5$), são reportados nas colunas de I(0) e I(1) na Tabela 2.

Tabela 1 – Testes de Raiz Unitária

Teste	Variáveis	Nível		Primeira Diferença	
		Intercepto	Intercepto e Tendência	Intercepto	Intercepto e tendência
ADF	LCO2	-1,3789	-1,4290	-3.7318*	-3.8615*
	LDESM	-1,3579	-1,9180	-5.7255*	-5.6380*
	LCRED	-0,9722	-2,6120	-5.6672*	-4.7772*
	LSOJA	-1,3186	-1,8150	-6.5253*	-5.1516*
	LBOI	-1,5828	-0,9798	-3.0754**	-3.4854***
	LPIB	-6,7576*	-6,8516*	-2,9819**	-3,0068
ERS	LCO2	0,0271	-1,5348	-3.4634*	-3.9758*
	LDESM	-1,3702	-1,8990	-5.6641*	-5.6063*
	LCRED	-0,7514	-2,6726	-5.7350*	-5.7675*
	LSOJA	-0,2901	-1,9330	-4.4650*	-6.0761*
	LBOI	0,0236	-1,2045	-2.5941**	-3.6048**
	LPIB	-0,5768	-2,9863***	-2,4230**	-3,0674***
KPSS	LCO2	0.6850**	0.1597**	0,3209	0,0563
	LDESM	0.4264***	0.1191***	0,1204	0,1191
	LCRED	0.6285**	0.1245***	0,1259	0,1188
	LSOJA	0.7027**	0.1779**	0,2811	0.2016**
	LBOI	0.6735**	0.1758**	0.4272***	0,1011
	LPIB	0,5274**	0,1610**	0,4234***	0,1432***

Fonte: Elaboração Própria.

* Indica significância a 1%. Valores críticos: ADF = -3.6892/-4.3239, DF-GLS = -2.6501/-1.5349, KPSS = 0.739/0.216.

** Indica significância a 5%. Valores críticos: ADF = -2.9718/-3.5806, DF-GLS = -1.9533/-3.19, KPSS = 0.463/0.146

*** Indica significância a 10%. Valores críticos: ADF = -2.6251/-3.2253, DF-GLS = -1.6098/-2.89, KPSS = 0.347/0.119

A Tabela 3 mostra os resultados da estimação de longo prazo das variáveis nas emissões de CO₂. No modelo com constante e sem tendência, todas as variáveis são significativas, enquanto no modelo com constante e tendência, soja e PIB não apresentaram significância ao nível de 10%. O coeficiente do PIB apresentou um valor pequeno e negativo, indicando que o crescimento econômico teria uma relação de longo prazo fraca com a emissão de dióxido de carbono pelo setor da agropecuária na Amazônia Legal ao nível de 10% de significância.

Tabela 2 – Teste do Limites

Teste dos Limites			Hipótese nula: não existe relação em nível	
Estatística	Valor	Significância	I(0)	I(1)
Sem Tendência Determinística (Modelo 1)				
Valor de F	9.6745	5%	3.125	4.608
<i>K</i>	5			
Com Tendência Determinística Restrita (Modelo 2)				
Valor de F	9.2838	5%		
3.504				4.743
<i>K</i>	5			
Com Tendência Determinística Irrestrita (Modelo 3)				
Valor de F	7.9853	5%		
3.818				5.253
<i>K</i>	5			

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 3 – Coeficientes de longo prazo estimados pelo ARDL

Variáveis	Equação em nível com constante	Equação em nível com constante e tendência
LDESM	0.016486*** (0.007952)	0.022273** (0.008337)
LCRED	0.027007*** (0.014581)	0.030319** (0.013367)
LSOJA	0.120703* (0.035694)	0.01974 (0.046722)
LBOI	0.672434* (0.047935)	0.765878* (0.047528)
LPIB	-0.004037*** (0.001979)	-0.00234 (0.002002)
C	4.005539* (0.507759)	0.0049** (0.002222)

Fonte: Elaboração própria.

* Indica significância a 1% para o ARDL (1,0,1,1,1) na equação com constante e ARDL (1,0,1,0,1,1) na equação com constante e tendência, selecionada pelo AIC. LCO₂ é a variável dependente e os erros-padrão estão entre parênteses.

** Indica significância a 5%.

*** Indica significância a 10%.

Como esperado, as emissões de CO₂ da agropecuária teria uma relação de longo prazo positiva e significativa com as taxas de desmatamento na Floresta Amazônica. Além disso, foi possível confirmar que o número de cabeças de boi, com o maior coeficiente positivo, teria uma relação de longo prazo com as emissões de dióxido de carbono ao nível de 1% (Tabela 3).

Era esperado que a concessão de crédito agrícola fosse um fator que tivesse contribuído para a redução das emissões pelo setor agropecuário ao longo dos anos, já que essa política poderia promover o uso mais eficiente da terra, com avanços produtivos, que limitam a expansão da área agrícola (Tabela 3). Entretanto, os resultados sugerem que, no longo prazo, a expansão do crédito agrícola aumentaria as emissões de CO₂ pela agropecuária na região da Amazônia Legal. Esse resultado mostra que a política de crédito não tem sido muito utilizada para deixar os sistemas de produção mais sustentáveis, . que aumentam a produtividade, reduzem o desmatamento e, conseqüentemente, as emissões de gases de efeito estufa.

Tabela 4 – Coeficientes de curto prazo estimados pelo ARDL⁵

Variável Dependente: DLCO₂		
Variáveis	Estimação com constante	Estimação com constante e tendência
LDESM	0.013788*** (0.007653)	0.01967** (0.009005)
DLCRED	0.010503*** (0.005079)	0.00996** (0.004612)
DLSOJA	0.057265* (0.015903)	0.017433 (0.040032)
DLBOI	0.928794* (0.034702)	0.986473* (0.038695)
DLPIB	0.005411** (0.002016)	0.007104* (0.001987)
C	3.349989* (0.389471)	3.322969* (0.001987)
ECT(-1)	-0.836339* (0.093208)	-0.883139* (0.094874)

Fonte: Elaboração própria.

* Indica significância a 1% para o ARDL (1,0,1,1,1,1) na equação com constante e ARDL (1,0,1,0,1,1) na equação com constante e tendência, selecionada pelo AIC. LCO₂ é a variável dependente e os erros-padrão estão entre parênteses.

** Indica significância a 5%.

*** Indica significância a 10%.

Os resultados das regressões do modelo de correção de erros no curto prazo são apresentados na Tabela 4. A variável LDESM tem lag igual a zero nos dois modelos e LSOJA tem lag igual a zero no modelo com constante e tendência. Dessa forma, não é possível estimá-

⁵ A variável LDESM tem lag ótimo igual a 0 (zero) nos dois modelos, enquanto que a variável LSOJA tem lag 0 no modelo com constante e tendência. Elas são interpretadas como: $Z = Z(-1) + D(Z)$. Nesses casos, o coeficiente das variáveis defasadas e em diferença será o mesmo coeficiente estimado pelo ARDL no longo prazo.

las em diferenças e com defasagens. Portanto, o coeficiente associado a LDESM e LSOJA no curto prazo é o mesmo coeficiente estimado pelo modelo de correção de erros de longo prazo.

Os sinais dos coeficientes de curto prazo são semelhantes aos obtidos no longo prazo, com exceção do LPIB. No curto prazo, esta variável seria estatisticamente significativa e positivamente relacionada com as emissões de CO₂ nos dois modelos. Além disso, todas as demais variáveis teriam uma relação positiva e significativa com as emissões, de acordo com os resultados encontrados. Entretanto, deve-se mencionar também que o coeficiente para a maioria das variáveis seria menor no curto prazo em relação ao longo prazo. Diferentemente das demais variáveis, LBOI teria uma relação maior com as emissões de CO₂ no curto prazo.

O termo de correção de erros defasado (ECT(-1)) apresentou sinal negativo e estatisticamente significativo tanto no modelo com constante quanto no modelo com constante e tendência. Isso significa que as emissões de dióxido de carbono convergem para seu equilíbrio de longo prazo. O valor do ECT é de -0.8363 e -0.8831 para os modelos com constante e com constante e tendência, respectivamente, inferindo que existiria um desvio do equilíbrio de longo prazo. Em um ano, esse desequilíbrio seria corrigido em aproximadamente, 84% e 88%.

8.1 Testes de Diagnóstico

Para avaliar se os modelos não têm nenhum problema de diagnóstico, foram conduzidos alguns testes. Os testes de correlação serial, heteroscedasticidade e a especificação do modelo indicaram que o modelo seria adequado para realizar a inferência e suas estimativas são adequadas, como apresentado na Tabela 5. Os testes CUSUM e CUSUMSQ confirmaram que o modelo tem estabilidade ao longo do tempo, como ilustrado na Figura 2.

Primeiramente, os valores do R² e R² ajustado estimados foram maiores que 96%, indicando que o modelo estaria bem ajustado. Para avaliar a autocorrelação serial, foi aplicado o Teste LM de Breusch-Godfrey, que tem como hipótese nula a ausência de correlação serial nos resíduos. Os resultados encontrados indicaram que não seria possível rejeitar a hipótese nula, ou seja, os resíduos não seriam correlacionados serialmente (Tabela 5).

O segundo teste de diagnóstico realizado foi para verificar a presença de heteroscedasticidade nos resíduos pelo Teste de Breusch-Pagan-Godfrey. Neste caso, também não foi possível rejeitar a hipótese nula de que os erros são homocedásticos. Por fim, foi realizado o Teste de Ramsey RESET para avaliar se o modelo foi especificado corretamente. Este teste avalia se combinações não-lineares das variáveis explicativas poderiam explicar a variável dependente. O resultado do teste indicou que o modelo linear foi corretamente especificado, isto é, não foi possível rejeitar a hipótese nula (Tabela 5).

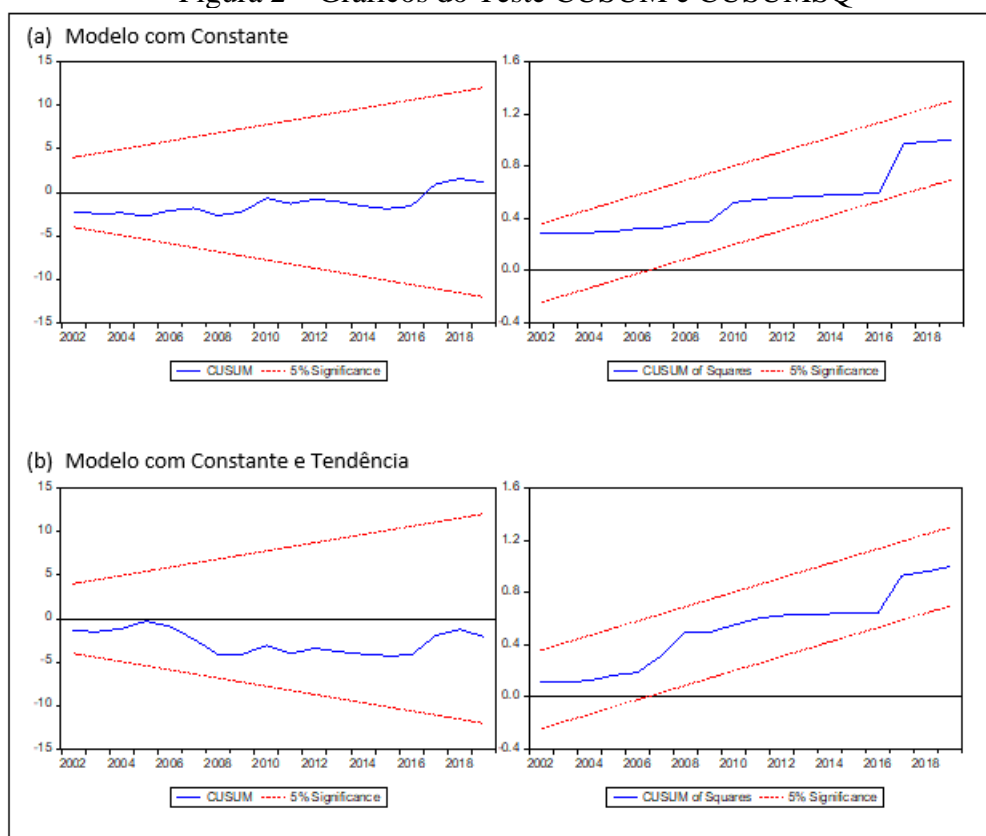
A Figura 2 traz os resultados dos testes CUSUM e CUSUMSQ de estabilidade dos parâmetros do modelo. Na representação gráfica, se a linha azul que representa a soma acumulada estiver dentro do intervalo de 5%, os parâmetros do modelo são estáveis ao longo do tempo. Os resultados indicam que os parâmetros seriam estáveis durante o período considerado.

Tabela 5 – Testes de Diagnóstico

Testes	Equação em nível com constante	Equação em nível com constante e tendência
R^2	0.9687	0.97
R^2 -ajustado	0.9619	0.9635
Correlação Serial	0.6541 (0.4298)	0.2716 (0.6090)
Heteroscedasticidade	0.9533 (0.5121)	0.8676 (0.5771)
Forma Funcional	0.2222 (0.6433)	2.2682 (0.1504)

Fonte: Elaboração própria.

Figura 2 – Gráficos do Teste CUSUM e CUSUMSQ



Fonte: Elaboração própria.

7. Conclusão

Neste estudo foi investigado a relação do desmatamento, crédito rural, produção de soja, criação de gado e PIB nas emissões de CO₂ pelo setor agropecuário na região da Amazônia Legal. A Política de Crédito Rural tem sido uma das principais políticas utilizadas para a difusão de novas tecnologias na agricultura. Assim, a intensificação da pecuária e da agricultura devido à criação de programas de concessão de crédito aliados às políticas ambientais poderia ser um meio para o Brasil reduzir as emissões de gases efeito estufa.

Entretanto, este setor ainda é um grande poluidor, sendo o segundo setor que mais emite gases de efeito estufa no país. Por outro lado, a agricultura e toda sua cadeia são importantes para o desenvolvimento econômico. Dessa forma, a concessão do crédito rural tem sido não só uma política de desenvolvimento da agricultura, mas também de desenvolvimento econômico do país e que pode impactar o meio ambiente, sobretudo, as emissões de gases de efeito estufa. Contudo, a relação entre a poluição do meio ambiente pelo setor da agropecuária e a política de crédito rural não tem recebido a devida atenção na literatura. . Portanto, esse artigo contribui em analisar como tem sido essa relação nos últimos trinta anos na Amazônia Legal pela abordagem do ARDL.

Os resultados indicaram que, no longo prazo, um aumento na concessão de crédito e na área desmatada poderia afetar o nível das emissões de dióxido de carbono, ou seja, poderia expandir as emissões nos municípios. Além disso, a criação de gado seria a atividade que mais aumentaria as emissões de CO₂ pela agropecuária na região. Os resultados de curto prazo seriam semelhantes àqueles obtidos no longo prazo. Além disso, foi possível verificar que as emissões de dióxido de carbono na Amazônia Legal convergem para seu equilíbrio de longo prazo.

Apesar da política de crédito rural ser elaborada para ampliar a modernização e a produtividade do setor agrícola, pode-se concluir que nos últimos trinta anos ela não teria contribuído para níveis menores de poluição da atmosfera. Ou seja, apenas uma pequena parcela deste crédito estaria sendo aplicada para a modernização da produção, com sistemas mais sustentáveis e gestão mais eficiente. Tais mudanças poderiam contribuir para o aumento da produtividade, redução do desmatamento e, conseqüentemente, em níveis menores de emissões de CO₂ pela agropecuária.

De forma geral, os resultados encontrados no estudo sugerem que a concessão de crédito para produtores rurais na Amazônia Legal contribuiria para a intensificação das emissões de CO₂ pelo setor da agropecuária. Estes resultados são importantes para alinhar as políticas públicas de desenvolvimento econômico, como a concessão de crédito, e políticas de proteção climática, como a PNMC. Portanto, políticas públicas melhores tem o potencial de escalar os ganhos de produtividade da agropecuária, aumentando a produção de alimentos e contribuindo para a preservação ambiental.

Referências

ABBASI, K. R. et al. How energy consumption, industrial growth, urbanization, and CO₂ emissions affect economic growth in Pakistan? A novel dynamic ARDL simulations approach. **Energy**, v. 221, p. 119793, 2021.

AGUIAR, A. P. D. et al. Modeling the spatial and temporal heterogeneity of deforestation-driven carbon emissions: The INPE-EM framework applied to the Brazilian Amazon. **Global Change Biology**, v. 18, n. 11, p. 3346–3366, 2012.

ALAM, M. M. et al. Relationships among carbon emissions, economic growth, energy consumption and population growth: Testing Environmental Kuznets Curve hypothesis for Brazil, China, India and Indonesia. **Ecological Indicators**, v. 70, p. 466–479, 2016.

ANDERSEN, L. E.; REIS, E. J. **Deforestation, development, and government policy in the Brazilian Amazon: An econometric analysis.**: Texto para Discussão, n. 69. Brasília: Instituto de Economia Aplicada (IPEA), 2015.

ANGELSEN, A.; KAIMOWITZ, D. Rethinking the causes of deforestation: Lessons from economic models. **World Bank Research Observer**, v. 14, n. 1, p. 73–98, 1999.

ARIMA, E. Y. et al. Public policies can reduce tropical deforestation: Lessons and challenges from Brazil. **Land Use Policy**, v. 41, n. 2014, p. 465–473, 2014.

ASSUNÇÃO, J. et al. Does Credit Boost Agriculture? Impacts on Brazilian Rural Economy and Deforestation. **Climate Policy Initiative (CPI)**, p. 1–35, 2019.

ASSUNÇÃO, J. et al. The Effect of Rural Credit on Deforestation: Evidence from the Brazilian Amazon. **Economic Journal**, v. 130, n. 626, p. 290–330, 2020.

AZIZ, N. et al. Revisiting the role of forestry, agriculture, and renewable energy in testing environment Kuznets curve in Pakistan: evidence from Quantile ARDL approach. **Environmental Science and Pollution Research**, v. 27, n. 9, p. 10115–10128, 2020.

BACEN. Crédito Rural - Disposições Preliminares. **Manual de Crédito Rural (MCR)**, v. MCR 499, 2008a.

BACEN. Resolução N° 3545. . 29 fev. 2008 b.

BACEN. Crédito Rural - Disposições Preliminares. **Manual de Crédito Rural (MCR)**, v. MCR 651, 2018.

BACEN. **Matriz de Dados do Crédito Rural - Contratações**. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/micrrural>>. Acesso em: 5 jan. 2021.

BACEN. **Definições, Conceitos e Esclarecimentos sobre Crédito Rural**. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/conteudo/mdcr/Documents/definicoesCreditoRural.pdf>>. Acesso em: 15 nov. 2021.

BALOCH, A. et al. Towards connecting carbon emissions with asymmetric changes in economic growth: evidence from linear and nonlinear ARDL approaches. **Environmental Science and Pollution Research**, v. 28, n. 12, p. 15320–15338, 2021.

BANCO DO BRASIL. Evolução histórica do crédito rural. **Revista de Política Agrícola**, v. 13, n. 4, p. 10–17, 2004.

BRACK, D. **Background Analytical Study: Forests and Climate Change**. United Nations Forum on Forests. **Anais...**mar. 2019

BRASIL. Lei N° 4829, de 05 de novembro de 1965. . 5 nov. 1965.

BRASIL. **Plano Nacional Sobre Mudança do Clima (PNMC)**. [s.l.: s.n.].

BRASIL. **Lei N° 12.187, de 29 de dezembro de 2009**. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2009/lei/112187.htm>. Acesso em: 4 jan. 2021.

BRASIL. **Decreto N° 9.578, de 22 de novembro de 2018**. Disponível em:

<http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2015-2018/2018/Decreto/D9578.htm#art25>. Acesso em: 4 jan. 2021.

BRASIL. Decreto Nº 10.143, de 28 de novembro de 2019. . 28 nov. 2019.

BRASIL. **Clima**. Disponível em: <<https://antigo.mma.gov.br/clima.html?view=default>>. Acesso em: 4 jan. 2021a.

BRASIL. **Crédito Rural**. Disponível em: <<https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/politica-agricola/credito-rural>>. Acesso em: 4 jan. 2021b.

BROWDER, J. O.; PEDLOWSKI, M. A.; SUMMERS, P. M. Land use patterns in the Brazilian Amazon: Comparative farm-level evidence from Rondônia. **Human Ecology**, v. 32, n. 2, p. 197–224, 2004.

BUSCH, J.; ENGELMANN, J. Cost-effectiveness of reducing emissions from tropical deforestation, 2016-2050. **Environmental Research Letters**, v. 13, n. 1, 2018.

CANADELL, J. G. et al. **Contributions to accelerating atmospheric CO₂ growth from economic activity, carbon intensity, and efficiency of natural sinks**. [s.l: s.n.]. Disponível em: <www.pnas.org/cgi/content/full/>. Acesso em: 5 jan. 2021.

CARRER, M. J. et al. Assessing the effectiveness of rural credit policy on the adoption of integrated crop-livestock systems in Brazil. **Land Use Policy**, v. 92, n. December 2019, p. 104468, 2020.

COSTA, N. B. DA et al. Public policies for low carbon emission agriculture foster beef cattle production in southern Brazil. **Land Use Policy**, v. 80, n. July 2018, p. 269–273, 2019.

COSTA JUNIOR, C. J. Impacto das variações no crédito rural e no investimento em pesquisa agrícola na produtividade da agricultura Brasileira contemporânea. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 56, n. 4, p. 551–564, 2018.

CULAS, R. Impact of credit policy on agricultural expansion and deforestation. **Tropical Agricultural Research**, v. 15, n. 2003, p. 276–287, 2003.

DE CASTRO, E. R.; TEIXEIRA, E. C. Rural credit and agricultural supply in Brazil. **Agricultural Economics**, v. 43, n. 3, p. 293–302, 2012.

FEARNSIDE, P.; FEARNSIDE, P. **Deforestation of the Brazilian Amazon**. [s.l: s.n.].

FEARNSIDE, P. M. Fogo e emissão de gases de efeito estufa dos ecossistemas florestais da Amazônia Brasileira. **Estudos Avancados**, v. 16, n. 44, p. 97–123, 2002.

FEARNSIDE, P. M.; GUIMARÃES, W. M. Carbon uptake by secondary forests in Brazilian Amazonia. **Forest Ecology and Management**, v. 80, p. 35–46, 1996.

GALFORD, G. L. et al. Historical carbon emissions and uptake from the agricultural frontier of the Brazilian Amazon. **Ecological Applications**, v. 21, n. 3, p. 750–763, 2011.

GARRETT, R. D.; LAMBIN, E. F.; NAYLOR, R. L. Land institutions and supply chain configurations as determinants of soybean planted area and yields in Brazil. **Land Use Policy**, v. 31, p. 385–396, 2013.

GOUVELLO, C. et al. Land Use, Land-use Change, and Forestry: Reference Scenario. **Brazil Low-carbon Country Case Study**, p. 8–21, 2010.

HUSSAIN, I.; REHMAN, A. Exploring the dynamic interaction of CO₂ emission on

population growth, foreign investment, and renewable energy by employing ARDL bounds testing approach. **Environmental Science and Pollution Research**, v. 28, n. 29, p. 39387–39397, 2021.

IBGE. **Pesquisa da Pecuária Municipal - PPM**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/ppm/tabelas>>. Acesso em: 7 jun. 2021a.

IBGE. **Produção Agrícola Municipal - PAM**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/pam/tabelas>>. Acesso em: 7 jun. 2021b.

IBGE. **Produto Interno Bruto dos Municípios**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/Tabela/5938>>. Acesso em: 7 jun. 2021a.

IBGE. **PIB Estadual a preços de mercado corrente**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: 7 jun. 2021b.

INPE. **PRODES — Monitoramento do Desmatamento da Floresta Amazônica Brasileira por Satélite**. Disponível em: <<http://www.obt.inpe.br/OBT/assuntos/programas/amazonia/prodes>>. Acesso em: 8 ago. 2020.

INPE. **Terra Brasilis**. Disponível em: <http://terrabrasilis.dpi.inpe.br/app/dashboard/deforestation/biomes/legal_amazon/rates>. Acesso em: 5 jan. 2021a.

INPE. **A taxa consolidada de desmatamento por corte raso para os nove estados da Amazônia Legal (AC, AM, AP, MA, MT, PA, RO, RR e TO) em 2019 é de 10.129 km**. Disponível em: <http://www.inpe.br/noticias/noticia.php?Cod_Noticia=5465>. Acesso em: 20 dez. 2020b.

LA ROVERE, E. L. et al. Brazil beyond 2020: From deforestation to the energy challenge. **Climate Policy**, v. 13, n. SUPPL.1, p. 70–86, 2013.

LEITE, C. C. et al. Historical land use change and associated carbon emissions in Brazil from 1940 to 1995. **Global Biogeochemical Cycles**, v. 26, n. 2, p. 1–13, 2012.

LYNCH, J. Availability of disaggregated greenhouse gas emissions from beef cattle production: A systematic review. **Environmental Impact Assessment Review**, v. 76, n. January, p. 69–78, 2019.

MAIA, A. G.; EUSÉBIO, G. DOS S.; DA SILVEIRA, R. L. F. Can credit help small family farming? Evidence from Brazil. **Agricultural Finance Review**, v. 80, n. 2, p. 212–230, 2019.

NARAYAN, P. K. The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests. **Applied Economics**, v. 37, n. 17, p. 1979–1990, 2005.

NEPSTAD, D. et al. and Soy Supply Chains. **Science**, v. 344, n. 6188, p. 1118–1123, 2014.

NEVES, M. D. C. R. et al. Does Access to Rural Credit Help Decrease Income Inequality in Brazil? **Journal of Agricultural and Applied Economics**, v. 52, n. 3, p. 440–460, 2020.

NOOJIPADY, P. et al. Forest carbon emissions from cropland expansion in the Brazilian Cerrado biome. **Environmental Research Letters**, v. 12, n. 2, 2017.

NOVAES, R. M. L. et al. Estimating 20-year land use change and derived CO₂ emissions associated to crops, pasture and forestry in Brazil and each of its 27 states. **Global Change Biology**, v. 23, n. 9, 2017.

- NUMATA, I. et al. Carbon emissions from deforestation and forest fragmentation in the Brazilian Amazon. **Environmental Research Letters**, v. 6, n. 4, 2011.
- PAULA FILHO, G. X. DE; CALVI, M. F.; CASTRO, R. R. A. DE. Socioeconomic Analysis of Rural Credit and Technical Assistance for Family Farmers in the Transamazonian Territory, in the Brazilian Amazon. **Journal of Agricultural Science**, v. 8, n. 10, p. 177, 2016.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of Applied Econometrics**, v. 16, n. 3, p. 289–326, 2001.
- POTTER, C.; KLOOSTER, S.; GENOVESE, V. Carbon emissions from deforestation in the Brazilian Amazon Region. **Biogeosciences**, v. 6, n. 11, p. 2369–2381, 2009.
- RAMOS, S.; JUNIOR, G. Evolução da Política de Crédito Rural Brasileira. **Embrapa Cerrados**, 2010.
- RAUCCI, G. S. et al. Greenhouse gas assessment of Brazilian soybean production: A case study of Mato Grosso State. **Journal of Cleaner Production**, v. 96, p. 418–425, 2015.
- REISINGER, A.; CLARK, H. How much do direct livestock emissions actually contribute to global warming? **Global Change Biology**, v. 24, n. 4, p. 1749–1761, 2017.
- SEEG. **Análise Das Emissões Brasileiras De Gases De Efeito Estufa E Suas Implicações Para As Metas De Clima Do Brasil 1970-2019**SEEG8. [s.l: s.n.]. Disponível em: <http://www.atmosphere.mpg.de/enid/2__Estufa__luz_e_biosfera/_Gases_estufa_2mb.html>.
- SISTEMA DE ESTIMATIVAS DE EMISSÕES DE GASES DE EFEITO ESTUFA (SEEG). **Base de dados de estimativa de Emissões de Gases de Efeito Estufa no Brasil 1970-2019**Observatório do ClimaObservatório do Clima, , 2019. Disponível em: <<http://seeg.eco.br/download>>. Acesso em: 18 maio. 2021
- STABILE, M. C. C. et al. Solving Brazil’s land use puzzle: Increasing production and slowing Amazon deforestation. **Land Use Policy**, v. 91, n. May 2019, p. 104362, 2020.