

A recuperação de pastagens pode conter o desmatamento no Brasil? Evidências de um modelo microeconômico dinâmico

Shai Oliveira-Vaz * Orientação: Marcelo Sant'Anna †
Escola Brasileira de Economia e Finanças ‡

Resumo

Este artigo analisa a recuperação de pastagens e seu potencial de reduzir o desmatamento no Brasil, utilizando um modelo dinâmico estrutural para analisar as decisões de uso da terra. O modelo incorpora tanto a margem extensiva, onde a melhoria da qualidade das pastagens está associada a menores taxas de conversão, quanto a margem intensiva, onde o aumento da produtividade incentiva uma maior conversão de terra. Ao desagregar esses efeitos, avalio empiricamente seu impacto líquido no desmatamento e nas emissões de carbono. Utilizando dados detalhados sobre degradação de pastagens, mudanças no uso da terra e sistemas de pecuária, estimo os parâmetros do modelo e avalio dois cenários contrafactuais. O primeiro analisa uma política de recuperação de pastagens, enquanto o segundo avalia um imposto sobre o carbono que internaliza o custo social das emissões. Os resultados indicam que, embora a recuperação de pastagens reduza o desmatamento, parte significativa de seus benefícios é diminuída pelos incentivos decorrentes do aumento dos retornos da conversão de terra. Em contraste, impostos sobre o carbono, mesmo modestos, alcançam reduções substanciais no desmatamento e nas emissões. Esses resultados destacam a eficácia limitada da recuperação de pastagens como solução isolada e sugerem que abordagens que integrem a precificação de carbono podem oferecer maior potencial para mitigar o desmatamento e alcançar as metas climáticas.

*shai.vaz@fgv.br (21) 96616-5348

†marcelo.santanna@fgv.br (21) 3799-5832

‡gradeco@fgv.br (21) 3799-5594

Praia de Botafogo, 190 - 11º andar, Rio de Janeiro - RJ - Brasil

1 Introdução

A agricultura no Brasil desempenha um papel central na economia do país e contribui substancialmente para a cadeia global de abastecimento de alimentos (Calil et al. 2019). No entanto, a expansão da fronteira agrícola tem convertido grandes áreas de vegetação natural em pastagens e lavouras. As mudanças no uso da terra respondem pela maior parte das emissões brasileiras de gases de efeito estufa, representando metade das emissões dos últimos anos (Clima 2023). O desmatamento também causa a degradação de ecossistemas vitais, perda de biodiversidade e redução do potencial de sequestro de carbono.

A pecuária está no centro desse processo. Somente na Amazônia, onde se encontra a maior parte do estoque de biomassa de carbono do Brasil, 75% das emissões de uso da terra são atribuídas às atividades pecuárias. Quando todas as emissões causadas pela pecuária são consideradas em conjunto, agregando queimadas para manutenção de pastagens e fermentação entérica à mudança no uso da terra, essas atividades representam aproximadamente metade de *todas* as emissões brasileiras (Bustamante et al. 2012). Com a demanda global projetada para aumentar (FAO 2017), a sustentabilidade e a produtividade do setor agropecuário brasileiro tornam-se questões prementes. Um ponto crítico nesse contexto é a degradação das pastagens, que está associada à redução da capacidade de suporte, à diminuição da produtividade e à maior dependência de novas áreas de terra.

A relação entre produtividade agrícola e mudança no uso da terra tem sido amplamente debatida na literatura, com dois arcabouços teóricos opostos moldando a discussão. Por um lado, a *hipótese de Borlaug* argumenta que ganhos de produtividade reduzem a pressão para conversão de terras naturais, permitindo maior produção a partir da área já cultivada. Por outro lado, o *paradoxo de Jevons* destaca a possibilidade de que melhorias na eficiência aumentem o uso de recursos ao reduzir os custos de produção e incentivar a expansão. Esses arcabouços são particularmente relevantes para compreender o papel da recuperação de pastagens na redução do desmatamento, uma vez que a melhoria da qualidade das pastagens pode ter tanto efeitos de conservação de terra quanto de expansão territorial.

Embora o potencial de aumento da produtividade na agropecuária brasileira tenha sido amplamente documentado (Arantes et al. 2018; Cerri et al. 2018; Strassburg et al. 2014), particularmente por meio da recuperação de pastagens (Carlos et al. 2022; Dias-Filho 2012; Feltran-Barbieri et al. 2021; Santos et al. 2022), e apesar de sua proeminência nas discussões políticas ¹, a eficácia da recuperação de pastagens como estratégia de mitigação do desmatamento permanece amplamente não testada².

A literatura frequentemente assume que a restauração de pastagens degradadas reduz a pressão para conversão de novas terras e desencoraja o desmatamento em regiões de fronteira. No entanto, essas suposições negligenciam a possibilidade de que a maior qualidade

¹Por exemplo, o Programa Nacional de Conversão de Pastagens Degradadas (Brazil 2023)

²Pelo que tenho conhecimento, este é um dos primeiros trabalhos a testar essa hipótese em economia, particularmente alavancando métodos recentes de organização industrial empírica. Algumas pesquisas ecológicas também estudaram esse tema, sugerindo que políticas de intensificação podem ser ineficazes para conter o desmatamento (Müller-Hansen et al. 2019).

das pastagens possa aumentar os retornos da terra, incentivando assim sua expansão. Essa lacuna destaca a necessidade de uma análise empírica rigorosa para separar esses efeitos concorrentes e avaliar suas implicações para as políticas públicas.

Este artigo aborda essa lacuna na literatura ao desenvolver um modelo econômico que contabiliza explicitamente os efeitos duplos da qualidade das pastagens sobre as decisões de uso da terra. Emprego uma abordagem econométrica estrutural, amplamente utilizada na organização industrial empírica e na economia ambiental. Especificamente, desenvolvo um modelo dinâmico de escolha discreta-contínua no qual os proprietários de terra tomam decisões simultaneamente em duas margens: uma escolha discreta sobre o uso da terra (margem extensiva) e uma escolha contínua sobre a taxa de lotação do rebanho (margem intensiva). Ao estimar os parâmetros desse modelo, sou capaz de avaliar como melhorias na qualidade das pastagens influenciam ambas as margens e quantificar a magnitude relativa dos efeitos de Borlaug e Jevons, estimando seu impacto líquido sobre o desmatamento e as emissões de carbono.

Utilizando o modelo estimado, realizo análises contrafactuais para avaliar dois cenários de política. O primeiro considera uma política abrangente de recuperação de pastagens, que estabelece uma participação mínima de pastagens de alta qualidade em cada município. O segundo explora o impacto de um uso mais eficiente do carbono, alcançado por meio da internalização do custo social das emissões de carbono via um imposto sobre carbono. Esses cenários são projetados para capturar mecanismos contrastantes e avaliar sua efetividade relativa: o primeiro enfatiza melhorias na qualidade da terra, enquanto o segundo aborda diretamente as externalidades associadas à conversão de terras.

Este estudo contribui para a literatura ao apresentar uma exploração empírica preliminar dos efeitos concorrentes da recuperação de pastagens sobre o desmatamento, oferecendo uma perspectiva mais detalhada sobre os trade-offs envolvidos. A abordagem dinâmica estrutural fornece um arcabouço para entender os mecanismos que impulsionam as decisões de uso da terra e avaliar os impactos potenciais das intervenções políticas. Embora essas descobertas sejam específicas ao contexto brasileiro de expansão da pecuária e conservação de florestas tropicais, elas podem oferecer insights valiosos para a formulação de políticas voltadas ao equilíbrio entre produtividade agrícola, sustentabilidade ambiental e objetivos climáticos.

2 Revisão da Literatura

2.1 Produtividade e desmatamento

Esta pesquisa contribui para o debate sobre os impactos da melhoria da produtividade agrícola no desmatamento. A relação entre esses fatores é teoricamente ambígua (Balboni et al. 2023; Jayachandran 2022; Kaimowitz et al. 1998), com evidências empíricas apontando tanto para efeitos mitigadores quanto para efeitos amplificadores.

Por um lado, a *hipótese de Borlaug* sugere que ganhos de produtividade reduzem a necessidade de converter novas áreas ao aumentar a produção na terra já utilizada. Szerman et al.

(2022) mostraram que a eletrificação rural no Brasil elevou a produtividade agrícola, incentivando a transição da pecuária para lavouras e reduzindo o desmatamento. De forma semelhante, Abman et al. (2024) encontraram que um programa de extensão agrícola em Uganda levou à adoção de tecnologias intensivas, freando a perda florestal.

Por outro lado, o *paradoxo de Jevons* destaca que melhorias na eficiência podem aumentar a demanda por recursos, pois a redução dos custos de produção eleva os lucros esperados e incentiva a expansão da terra utilizada. Carreira et al. (2024) demonstraram que o avanço da soja transgênica no Brasil resultou na expansão da área plantada, principalmente entre produtores com menos restrições de capital. Da mesma forma, programas de desenvolvimento rural na Gâmbia (Hess et al. 2021) e nas Filipinas (Pagel 2022) estimularam investimentos que aumentaram a produtividade, mas também aceleraram o desmatamento.

Neste estudo, desenvolvo um modelo estrutural que estima os efeitos da recuperação de pastagens degradadas sobre as margens intensiva e extensiva da produção pecuária. O modelo permite avaliar se a recuperação de pastagens reduz a necessidade de expansão de terras ou se, ao contrário, o aumento da produtividade eleva os retornos e incentiva o desmatamento.

2.2 Ciclos pecuários

Esta pesquisa também se relaciona com a literatura sobre ciclos pecuários, iniciada por Jarvis (1974), que modelaram o gado como um bem de capital e os pecuaristas como gestores de portfólio. Eles mostram que as respostas dos produtores a choques de preços podem ser complexas e ambíguas, pois decisões intertemporais afetam o tamanho do rebanho e os padrões de abate.

Trabalhos subsequentes expandiram essa abordagem. Rosen (1987) enfatizaram a importância da gestão do estoque de rebanho na dinâmica da oferta, enquanto Rosen et al. (1994) aplicaram séries temporais para estudar a evolução demográfica dos rebanhos nos EUA. Mais recentemente, Goel (2020) usou um modelo de momentos generalizados para demonstrar como choques temporários e permanentes nos preços da carne podem ter efeitos opostos sobre o desmatamento.

O modelo que desenvolvo incorpora esses elementos, tratando o gado como um ativo de capital e considerando a dinâmica das decisões de abate e manejo do rebanho. Isso permite analisar como choques de preços e políticas ambientais influenciam as decisões dos produtores ao longo do tempo.

2.3 Uso da terra e desmatamento

Este estudo se alinha à literatura que utiliza modelos de escolha discreta para analisar dinâmicas de uso da terra e impactos ambientais. Trabalhos clássicos como Chomitz et al. (1996) e Pfaff (1999) exploraram os determinantes do desmatamento tropical, destacando o papel das redes de transporte. Souza-Rodrigues (2019) comparou políticas de conservação na Amazônia e mostrou que incentivos econômicos são significativamente mais eficazes do que medidas de comando e controle.

Modelos de escolha discreta dinâmicos³ representam um avanço metodológico importante, capturando melhor as decisões intertemporais dos produtores rurais. Scott (2014) foi pioneiro na aplicação desses modelos à agricultura, demonstrando que elasticidades de longo prazo da conversão de terras são muito maiores do que aquelas estimadas em modelos estáticos.

Pesquisas recentes aplicam essa abordagem para estudar questões ambientais. Araujo et al. (2020) analisaram políticas eficientes de conservação florestal na Amazônia, considerando a internalização dos custos sociais do desmatamento. Hsiao (2024) utilizaram um modelo dinâmico de escolha discreta-contínua para avaliar políticas no setor de óleo de palma. Já Barrozo (2024) investigaram o impacto do poder de mercado na pecuária e nas emissões associadas, combinando modelos estáticos e dinâmicos de escolha discreta.

Além disso, esta pesquisa se relaciona com estudos recentes desenvolvidos na minha instituição⁴, como os de Pacheco (2021) e Pimentel (2021). O primeiro analisa os impactos de preços e mudanças climáticas sobre a oferta agrícola, enquanto o segundo examina a Moratória da Soja e sua influência sobre a intensificação pecuária no Cerrado.

Neste estudo, desenvolvo um modelo dinâmico de escolha discreta-contínua para analisar a produção pecuária e o uso da terra, combinando elementos da literatura recente (Araujo et al. 2024; Hsiao 2024). No modelo, um produtor decide entre manter a vegetação nativa ou convertê-la em pastagem, considerando retornos dinâmicos. O retorno da vegetação natural depende do estoque de biomassa de carbono, enquanto os retornos da pastagem são determinados pela gestão intertemporal do rebanho. Essa abordagem permite avaliar como políticas de recuperação de pastagens e precificação do carbono afetam o desmatamento e a sustentabilidade da pecuária no Brasil.

3 Metodologia

Conceituo a tomada de decisão do pecuarista como um problema composto por três dimensões: (i) a decisão de uso da terra, determinando se converter a vegetação nativa em pastagem; (ii) a decisão na margem intensiva, referente à taxa de lotação (isto é, o número de animais mantidos no campo); e (iii) decisões de consumo no curto prazo, como a quantidade de animais enviados para o abate e o momento dessas ações. Embora interdependentes, essas decisões representam aspectos distintos do processo produtivo. No modelo, a etapa (i) corresponde à margem extensiva, enquanto as etapas (ii) e (iii) são tratadas conjuntamente na margem intensiva.

A modelagem da margem intensiva baseia-se em métodos de otimização contínua em contextos dinâmicos (Hall 1978; Stokey et al. 1989). Os pecuaristas resolvem um problema considerando estoques observáveis e uma função de consumo não observável, latente para o economista. No entanto, o processo de otimização gera uma equação de Euler definida sobre variáveis observáveis, viabilizada por uma equação de movimento que vincula as decisões

³Esses modelos seguem a estrutura teórica de Rust (1987) e foram refinados por Hotz et al. (1993), Aguirregabiria et al. (2002) and Aguirregabiria et al. (2007) e Arcidiacono and Miller (2011).

⁴FGV EPGE

de consumo à dinâmica do estoque total.

Para a margem extensiva, utilizo um modelo de escolha discreta dinâmica com uma estrutura de escolha terminal, inspirado em Hsiao (2024) e Araujo et al. (2024). Essa abordagem segue os princípios de Arcidiacono and Ellickson (2011) e Aguirregabiria et al. (2010), com fundamentação teórica em Hotz et al. (1993) e Arcidiacono and Miller (2011). O modelo compara as decisões de conversão de terra entre os períodos t e $t+1$. Dado o caráter prospectivo da otimização do manejo do rebanho, vale a condição de dependência finita, permitindo a derivação de um análogo discreto da equação de Euler.

A utilização da equação de Euler na estimação de modelos de escolha discreta dinâmica apresenta vantagens, pois elimina a necessidade de calcular diretamente os valores de continuação, uma exigência de outros métodos recursivos. Essa abordagem evita a complexidade de derivar probabilidades condicionais de escolha (CCPs) a partir das funções de valor e permite que o modelo seja estimado por meio de técnicas lineares convencionais.

3.1 Margem intensiva

Começo com o problema de um pecuarista i que gerencia um lote de terra já coberto por pastagens, no município m , localizado na região g . Ele inicia o período t com um estoque de animais h_{it} herdado do período anterior. Seu problema dinâmico consiste em maximizar o lucro a cada período. Escrevo-o como o seguinte problema de programação dinâmica:

$$\mathcal{V}(h_{it}; \mathbf{s}_{mt}) = \max_{c_{it}} \{r(c_{it}; \mathbf{s}_{mt}) - \psi(h_{it}; \mathbf{s}_{mt}) + \beta \mathbb{E}_t[\mathcal{V}(h_{it+1}; \mathbf{s}_{mt+1})]\}$$

Onde $r(\cdot)$ é uma função de receita e $\psi(\cdot)$ representa os custos. A variável de controle c_{it} representa o consumo do estoque h_{it} . Isso pode ser interpretado como a venda de gado para abate, reprodução e engorda, líquida de compras de novos animais.

Isso significa que permitimos que o consumo seja positivo ou negativo. Se o consumo for negativo, o pecuarista incorre em custos, pagando p_{mt} por cada animal (líquido) comprado. Se o consumo for positivo, ele obtém receita vendendo cada animal (líquido) ao mesmo preço p_{mt} .

O vetor $\mathbf{s}_{mt} = \{p_{mt}, \mathbf{x}_{mt}, \xi_{mt}, \varepsilon_{mt}, g\}$ agrupa as variáveis de estado no tempo t . Inclui os preços locais p_{mt} e um vetor de fatores de custo \mathbf{x}_{mt} . Assumo que os pecuaristas são tomadores de preço. Também incluo choques a nível de mercado ξ_{mt} e ε_{mt} , relacionados às margens extensiva e intensiva. Finalmente, g denota a região do pecuarista i .

Assumption 1. *O tamanho do rebanho h_{it+1} segue uma lei de movimento dada por:*

$$h_{it+1} = (1 + \phi)h_{it} - c_{it}$$

Assumo que o rebanho do pecuarista ao final do período t segue uma lei de movimento que depende de uma taxa de crescimento biológico do rebanho herdado e dos níveis de consumo durante t . O parâmetro ϕ é definido como a taxa de crescimento biológico do rebanho. Ele

pode ser considerado o resultado líquido das taxas de natalidade e mortalidade sob práticas reprodutivas ótimas, cuja análise não realizo aqui.

Em particular, especifico as seguintes formas funcionais para $r(\cdot)$ e $\psi(\cdot)$. As receitas dependem linearmente do consumo c_{it} e dos preços locais p_{mt} . Assumo que os custos são crescentes e convexos em relação ao rebanho herdado h_{it} . Também trato a heterogeneidade não observada com a inclusão de efeitos fixos regionais e uma tendência temporal como fatores de custo.

$$r(c_{it}; \mathbf{s}_{mt}) = \alpha_p p_{mt} c_{it} \quad (1)$$

$$\psi(h_{it}; \mathbf{s}_{mt}) = \left[\frac{1}{2} \delta h_{it} + \mathbf{x}_{mt} \gamma_x + \gamma_g + \gamma_t t + \varepsilon_{mt} \right] h_{it}$$

3.1.1 Equação de regressão estrutural para a margem intensiva

Resolvo o problema da margem intensiva como de costume para problemas de programação dinâmica contínua. Primeiro, assumo uma solução interior, aproveitando a estrutura de custos convexos e receitas lineares. Em seguida, tomo a condição de primeira ordem para o problema de maximização do lado direito e a condição do envelope da função valor. Combinando essas duas, posso derivar uma equação de Euler sobre as variáveis observáveis. Assumo expectativas racionais para obter um modelo de regressão em h_{mt+1} , considerando valores realizados como medidas ruidosas de expectativas. A derivação pode ser encontrada no Apêndice C.1.

$$\begin{aligned} h_{mt+1} = & \alpha_p \frac{(1 + \phi)}{\delta} p_{mt+1} - \alpha_p \frac{1}{\delta} \frac{1}{\beta} p_{mt} \\ & - \mathbf{x}_{mt+1} \frac{\gamma_x}{\delta} - \frac{\gamma_g}{\delta} - (t + 1) \frac{\gamma_t}{\delta} \\ & + \eta_{mt} + \mu_{mt} \end{aligned} \quad (2)$$

Onde η_{it} é um erro de expectativa, definido como a diferença entre valores esperados e realizados das variáveis observáveis. E μ_{it} é o erro estrutural. Eles são dados por:

$$\begin{aligned} \eta_{mt} = & \alpha_p \frac{(1 + \phi)}{\delta} \left[\mathbb{E}_t[p_{mt+1}] - p_{mt+1} \right] \\ & - \frac{\gamma_x}{\delta} \left[\mathbb{E}_t[\mathbf{x}_{mt+1}] - \mathbf{x}_{mt+1} \right] \\ & - \frac{1}{\delta} \left[\mathbb{E}_t[\varepsilon_{mt+1}] - \varepsilon_{mt+1} \right] \\ \mu_{mt} = & -\frac{1}{\delta} \varepsilon_{mt+1} \end{aligned} \quad (3)$$

3.2 Margem extensiva

Agora descrevo a decisão de uso da terra de um pecuarista. O uso atual da terra em um lote é dado por $k \in \{0, 1\}$, onde 0 representa vegetação natural e 1 representa pastagens. Se $k = 0$, o lote começa t florestado e o agente enfrenta uma escolha discreta $j \in J = \{0, 1\}$, decidindo sobre sua margem extensiva. Quando os agentes decidem sobre essa margem, eles enfrentam choques não observáveis $\nu_{it} = \nu_{ijt}$, $j \in \{0, 1\}$. Para simplicidade, aqui agrupo os vetores ω_{it} e ε_{it} , de variáveis observáveis e não observáveis, em um único vetor de estado s_{mt} .

Se os pecuaristas escolhem $j = 0$, eles extraem retornos das atividades florestais e enfrentam a mesma escolha no próximo período. Alternativamente, se escolhem $j = 1$, o lote é desmatado e convertido em pastagens. Os agentes pagam um custo de conversão e extraem retornos da pecuária, para a qual enfrentam escolhas de margem intensiva, primeiro no tamanho inicial do rebanho e depois nas taxas de consumo a cada período. O desmatamento é uma ação terminal e encerra o problema de escolha discreta.

Assumo utilidade aleatória, independência condicional e erros do tipo valor extremo. Essas suposições são detalhadas abaixo e são padrão na literatura de escolha discreta dinâmica (Arcidiacono and Ellickson 2011).

Assumption 2. *Os pagamentos condicionais do agente $\pi(j, s_{mt}, \nu_{it})$ para a margem extensiva são separáveis aditivamente no choque não observável ν_{it} .*

Assumption 3. *As variáveis de estado seguem um processo de Markov e são independentes dos choques não observáveis da margem extensiva, condicional ao estado atual.*

$$F(s_{mt+1} \mid s_{mt}, j, \nu_{it}) = F(s_{mt+1} \mid s_{mt})$$

Assumption 4. *Os choques da margem extensiva ν_{ijt} são independentes e identicamente distribuídos ao longo do tempo e das escolhas, seguindo uma distribuição do tipo Valor Extremo Tipo I.*

3.2.1 Equação de regressão estrutural para a margem extensiva

Uma derivação detalhada para a seguinte condição pode ser encontrada no Apêndice C.2. O lado direito representa o valor de corte acima do qual o pecuarista prefere converter o lote para pastagem em t em vez de mantê-lo florestado e convertê-lo em $t + 1$.

$$\log\left(\frac{\rho_{mt}}{1 - \rho_{mt}}\right) - \beta \log(\rho_{mt+1}) + \beta\gamma = -\Psi(s_{mt}) + \beta\Psi(s_{mt+1}) \quad (4)$$

$$- \alpha_b b_m + \delta \frac{\beta}{2} (h_{mt+1})^2 \quad (5)$$

$$+ \eta_{it}^e + \mu_{it}^e \quad (6)$$

Onde η_{it}^e é um erro de expectativa, e μ_{it}^e um erro estrutural, dados por:

$$\begin{aligned}\eta_{mt}^e &= \beta \left[\mathbb{E}_t[\log(\rho_{mt+1})] - \log(\rho_{mt+1}) \right. \\ &\quad + \mathbb{E}_t[\Psi(\mathbf{s}_{mt+1})] - \beta\Psi(\mathbf{s}_{mt+1}) \\ &\quad \left. - [\mathbb{E}_t[\xi_{mt+1}] - \xi_{mt+1}] \right] \\ \mu_{mt}^e &= -\beta\xi_{mt+1}\end{aligned}\tag{7}$$

Em seguida, forneço mais estrutura à função de custo da margem extensiva, incorporando explicitamente fatores análogos aos utilizados na especificação de custo da margem intensiva. Isso serve a dois propósitos principais. Primeiro, captura o impacto de uma maior qualidade das pastagens no uso de insumos limitados, como fertilizantes ou crédito, que influenciam os custos de conversão da terra. Isso testa a hipótese de Borlaug, de que melhorias na produtividade podem reduzir a expansão da terra. Segundo, fornece controles para outros determinantes dos custos de conversão, melhorando a consistência do modelo. Especificamente, defino a função $\Psi(\cdot)$ como:

$$\Psi(\mathbf{s}_{mt}) = \mathbf{x}_{it}\gamma_x^e + \gamma_g^e + \gamma_t^e t$$

Portanto, o termo $-\Psi(\mathbf{s}_{mt}) + \beta\Psi(\mathbf{s}_{mt+1})$ pode ser escrito da seguinte forma:

$$\begin{aligned}-\Psi(\mathbf{s}_{mt}) + \beta\Psi(\mathbf{s}_{mt+1}) &= [\beta\mathbf{x}_{it+1} - \mathbf{x}_{it}]\gamma_x^e \\ &\quad + (\beta - 1)\gamma_g^e \\ &\quad + \gamma_t^e (\beta + (\beta - 1)t)\end{aligned}$$

Finalmente, obtenho a seguinte equação de regressão para a margem extensiva.

$$\begin{aligned}\log\left(\frac{\rho_{mt}}{1 - \rho_{mt}}\right) - \beta \log(\rho_{mt+1}) + \beta\gamma &= [\beta\mathbf{x}_{it+1} - \mathbf{x}_{it}]\gamma_x^e \\ &\quad + (\beta - 1)\gamma_g^e + \gamma_t^e (\beta + (\beta - 1)t) \\ &\quad - \alpha_b b_m + \delta \frac{\beta}{2} (h_{mt+1})^2 \\ &\quad + \eta_{it}^e + \mu_{it}^e\end{aligned}$$

(8)

4 Identificação e estimação

4.1 Configuração geral

Este capítulo detalha a estratégia de identificação e a abordagem de estimação para as equações estruturais (de Euler) do modelo. As equações são estimadas no nível municipal, focando tanto na margem intensiva quanto na margem extensiva da pecuária. A identificação dos parâmetros

baseia-se em uma combinação de efeitos fixos, variáveis instrumentais e calibração, com pressupostos-chave fundamentados na literatura.

Para a **margem intensiva**, estimo a equação de regressão 2 desenvolvida no modelo estrutural. Nesta equação, h_{mt+1} denota o tamanho do rebanho no início do período $t+1$, capturando o estoque de gado disponível para a produção futura. Os termos p_{mt} e p_{mt+1} correspondem aos preços locais do gado nos tempos t e $t+1$, respectivamente, refletindo as condições de mercado que influenciam as decisões dos pecuaristas. A variável x_{mt+1} representa um vetor de covariáveis observáveis — como temperatura, acesso ao mercado, custo de transporte e qualidade da pastagem — que afetam os custos de produção. O termo γ_g captura os efeitos fixos de bioma, os quais consideram diferenças nos custos e restrições do manejo do rebanho entre ecossistemas, mitigando vieses decorrentes da heterogeneidade regional não observada. O parâmetro γ_t captura uma tendência temporal para refletir dinâmicas ao longo do tempo. Por fim, η_{mt} e μ_{mt} representam um erro de expectativa e um erro estrutural que captura choques idiossincráticos, respectivamente.

Para a **margem extensiva**, estimo a equação estrutural 8 do modelo. Nesta equação, ρ_{mt} representa a probabilidade de conversão de uma área de terra em pastagem no tempo t dentro do município. A variável x_{it} é o mesmo vetor de covariáveis que influenciam os custos dos pecuaristas, incluindo fatores como a qualidade da pastagem. O termo b_m mede a densidade de biomassa de carbono no município, conforme medido no ano 2000. O tamanho ótimo do rebanho para o período subsequente, h_{mt+1} , conecta a margem extensiva às expectativas futuras de manejo do rebanho derivadas da margem intensiva. Finalmente, η_{it}^e e μ_{it}^e capturam o erro de expectativa e os choques idiossincráticos nas decisões de uso da terra.

Os erros de expectativa, que refletem a diferença entre expectativas e realizações, exigem o uso de instrumentos para lidar com possíveis problemas de endogeneidade. Para a margem intensiva, conforme descrito nas equações 3, os erros de expectativa estão inerentemente correlacionados com preços e fatores de custo que variam no tempo, especialmente a qualidade da pastagem. Na margem extensiva, conforme indicado nas equações 7, a endogeneidade surge unicamente da correlação entre os erros de expectativa e os fatores de custo. Para tratar essas questões, utilizo como instrumento para os preços uma variável shift-share derivada de choques exógenos às importações agrícolas da China. Para a qualidade da pastagem, utilizo como instrumento os valores mínimos mensais do Índice de Severidade de Seca de Palmer (PDSI) do ano anterior, aplicável a ambas as margens. Uma descrição detalhada da construção desses instrumentos é fornecida no Apêndice C.3.

4.2 Dados utilizados

Emprego dados de satélite de alta resolução sobre uso da terra e qualidade da pastagem, desenvolvidos pelo *Projeto MapBiomass*. O Censo Agropecuário do IBGE fornece dados sobre o rebanho bovino por município, os quais complemento com informações da Pesquisa da Pecuária Municipal, também do IBGE. Os preços locais do gado são estimados combinando dados de vendas e receitas do Censo com o Indicador do Boi Gordo do CEPEA. Utilizo

Table 1: Resultados da Regressão IV da Margem Intensiva

	h_{mt+1}	Parameters
p_{mt}	-0.0188*** 0.0071	$-\frac{\alpha_p}{\delta\beta}$
p_{mt+1}	0.0198*** 0.0071	$\frac{\alpha_p(1+\phi)}{\delta}$
Pasture Quality (x_{mt+1})	1.3111** 0.5629	$-\frac{\gamma_{pasture}}{\delta}$
Year	0.2904** 0.1324	$-\frac{\gamma_t}{\delta}$
Num.Obs.	6487	
Controls	Temp.; Past.Suit.; Mkt.Acc.; Transp.Cost.	
Fixed Effects	Biome	
F (2nd stage)	108.51	
F (1st stage: p_{mt})	49.9809	
F (1st stage: p_{mt+1})	47.7408	
F (1st stage: Past. Qual.)	38.0575	
Clustered SE	Yes (Municipality)	

* p | 0.1, ** p | 0.05, *** p | 0.01

Erros-padrão agrupados no nível municipal. Efeitos fixos de bioma. Controles: adequação da pastagem, acesso ao mercado, custo de transporte, temperaturas mínima e máxima médias. Variáveis shift-share utilizadas como instrumentos para preços. O Índice de Severidade de Seca de Palmer (PDSI) foi utilizado como instrumento para a qualidade da pastagem.

polígonos municipais temporalmente consistentes ao longo da análise. Para construir instrumentos de preço, utilizo dados de fluxos comerciais internacionais por produto do BACI CEPII e dados sobre biomassa de carbono acima do solo do World Forest Watch para estimar a valoração do carbono pelos pecuaristas. Como covariáveis, utilizo controles climáticos, custos de transporte, acesso ao mercado e adequação da pastagem. Para uma descrição detalhada das fontes de dados utilizadas, consulte o Apêndice A.

4.3 Resultados

A Tabela 1 apresenta os resultados da segunda etapa da estimação para a regressão com variável instrumental da equação estrutural da margem intensiva, incorporando efeitos fixos de bioma e um conjunto completo de controles. Os resultados correspondentes da primeira etapa são fornecidos no Apêndice D.1. Como verificação de robustez, o Apêndice D.2 inclui resultados de duas especificações adicionais que empregam efeitos fixos municipais, com e sem instrumentação. Os coeficientes nessas especificações alternativas mantêm o mesmo sinal que os resultados principais, mas suas magnitudes são atenuadas.

Table 2: Resultados da Regressão IV da Margem Extensiva

	$\log\left(\frac{\rho_{mt}}{1-\rho_{mt}}\right) - \beta \log(\rho_{mt+1}) + \beta\gamma$	Parameters
$\frac{\beta}{2}(h_{mt+1})^2$	0.2964** (0.1469)	δ
Pasture Quality ($\beta x_{mt+1} - x_{mt}$)	6.8196*** (0.7412)	$\gamma_{pasture}^e$
b_m	0.0011*** (0.0002)	$-\alpha_b$
$(\beta + (\beta - 1)t)$	-0.0762*** (0.0234)	γ_t^e
Num.Obs.	6210	
Controls	Temp.; Past.Suit.; Mkt.Acc.; Transp.Cost.	
F (2nd stage)	15.7038	
F (1st stage: Past. Qual.)	715.7339	
Clustered SE	Yes (Municipality)	

* p | 0.1, ** p | 0.05, *** p | 0.01

Erros-padrão agrupados no nível municipal. Controles: adequação da pastagem, acesso ao mercado, custo de transporte, temperaturas mínima e máxima médias. Todos os controles variáveis no tempo foram calculados como uma diferença intertemporal da forma $\beta x_{mt+1} - x_{mt}$. O Índice de Severidade de Seca de Palmer (PDSI) foi utilizado como instrumento para a diferença intertemporal na qualidade da pastagem.

Os resultados da segunda etapa da estimação da equação estrutural da margem extensiva podem ser vistos na Tabela 8, também com efeitos fixos de bioma e controles. O Apêndice D.3 exibe os resultados da primeira etapa para este modelo. Exercícios empíricos alternativos⁵ com dados de pesquisas de maior frequência, porém menos precisos, descritos na Seção A.2, são apresentados no Apêndice D.4, com e sem instrumentos. Os resultados são próximos aos da especificação principal, especialmente quando os instrumentos são empregados.

O modelo estrutural completo é subidentificado em seus parâmetros. A identificação é alcançada por meio da calibração do fator de desconto intertemporal β . Essa é uma prática comum na literatura, pois o fator de desconto geralmente não é identificado em modelos dinâmicos (Magnac et al. 2002). Assumo $\beta = 0.9$. Com essa calibração, as estimativas da margem intensiva permitem identificar os parâmetros $(\phi, \alpha_p/\delta, \gamma_x/\delta, \gamma_g/\delta, \gamma_t/\delta)$. E a partir das estimativas da margem extensiva, identifico $(\delta, \alpha_b, \gamma_x^e, \gamma_g^e, \gamma_t^e)$. Em seguida, utilizo δ para extrair

⁵Note que para a margem extensiva um parâmetro crucial (α_b) é estimado a partir de uma variável específica do município e invariável no tempo (b_m). Portanto, um exercício com efeitos fixos municipais não é viável para a margem extensiva como foi para a margem intensiva, pois o parâmetro de biomassa de carbono seria absorvido pelos efeitos fixos.

Table 3: Parâmetros Estruturais

Parameter	Value	Scaled by α_p (R\$)
ϕ	0.1684	
δ	0.2964	
α_p	0.0050	
α_b	-0.0011	-0.22
Intensive margin cost factors		
$\gamma_{pasture}$	-0.3887	-77.29
γ_t	-0.0861	-17.12
$\gamma_g : g = amazonia$	174.7659	34755.92
$\gamma_g : g = caatinga$	174.8613	34774.89
$\gamma_g : g = cerrado$	174.8432	34771.29
$\gamma_g : g = mata atlantica$	174.8058	34763.86
$\gamma_g : g = pampa$	174.8677	34776.17
$\gamma_g : g = pantanal$	174.7419	34751.14
Extensive margin cost factors		
$\gamma_{pasture}^e$	6.8196	1356.22
γ_t^e	-0.0762	-15.16
$\gamma_g^e : g = amazonia$	157.3413	31290.67
$\gamma_g^e : g = caatinga$	154.0151	30629.18
$\gamma_g^e : g = cerrado$	155.2466	30874.09
$\gamma_g^e : g = mata atlantica$	156.0026	31024.44
$\gamma_g^e : g = pampa$	156.1444	31052.64
$\gamma_g^e : g = pantanal$	153.6928	30565.09

$(\alpha_p, \gamma_x, \gamma_g, \gamma_t)$ em níveis e dividido por α_p para calcular todos os parâmetros relevantes em termos monetários. Os resultados são apresentados na Tabela 3.

4.4 Comentários

Os coeficientes estimados para preços estão alinhados com as previsões da literatura sobre ciclos pecuários. O coeficiente de p_{mt} é negativo, enquanto o coeficiente de p_{mt+1} é positivo. Isso indica que um aumento temporário nos preços atuais p_{mt} , não esperado para persistir no ano seguinte, motiva os produtores a aumentar o consumo do rebanho no presente, reduzindo assim o tamanho do rebanho no período subsequente. Por outro lado, se os produtores em t antecipam um aumento de preço apenas em $t + 1$, eles são incentivados a reduzir o consumo atual do rebanho para capitalizar preços mais altos posteriormente, resultando em um rebanho maior no ano seguinte. Além disso, estimo uma taxa de crescimento biológico ϕ de 16,84%, que é consistente com os volumes agregados de abate em relação ao rebanho nacional⁶.

Um coeficiente negativo para a qualidade da pastagem ($\gamma_{pasture}$) na margem intensiva indica

⁶Para estimativas aproximadas, pode-se aplicar a equação de evolução do estoque de gado aos dados agregados nacionais da *Pesquisa da Pecuária Municipal* e da *Pesquisa Trimestral do Abate de Animais*, ambas do IBGE, obtendo taxas de crescimento semelhantes.

que uma qualidade inferior da pastagem em um município aumenta os custos marginais de manejo do rebanho, reduzindo assim as taxas ótimas de lotação. Por outro lado, uma melhoria na qualidade da pastagem diminui esses custos marginais, permitindo maiores taxas ótimas de lotação. Essa relação está alinhada com a intuição econômica, pois pastagens de melhor qualidade suportam maior produção de forragem e reduzem a necessidade de insumos por unidade de gado.

Na margem extensiva, o coeficiente para a qualidade da pastagem ($\gamma_{pasture}^e$) é positivo, sugerindo uma dinâmica diferente. Uma redução na qualidade da pastagem incentiva taxas mais altas de conversão de terra, possivelmente porque os produtores procuram expandir a área disponível para pastagem para compensar a menor produtividade das pastagens existentes. Por outro lado, melhorias na qualidade da pastagem aumentam o custo efetivo da conversão de terras. Isso pode refletir uma maior demanda por insumos complementares ou maior dependência de crédito, ambos tornando a expansão menos lucrativa.

Os coeficientes dos parâmetros de tendência temporal dos custos (γ_t, γ_t^e) são ambos negativos, indicando que os custos de manejo do rebanho e conversão de terras diminuíram entre 2006 e 2017. Isso provavelmente reflete avanços tecnológicos, melhorias na infraestrutura ou mudanças nas políticas que reduziram os custos ao longo do tempo. A queda nos custos de conversão também pode resultar da expansão das redes de transporte ou de outros desenvolvimentos que reduziram barreiras à mudança no uso da terra, como flexibilização das regulamentações ambientais.

O coeficiente próximo de zero e negativo para a biomassa de carbono (α_b) sugere que, em média, os produtores brasileiros não atribuem valor monetário implícito aos estoques de carbono. Esse achado reforça a noção de que, na ausência de incentivos políticos eficazes, a conservação de carbono desempenha um papel insignificante nas decisões de uso da terra. O resultado é ainda mais preocupante do que os achados de Araujo et al. (2024), que encontram uma valorização pequena, mas positiva, do carbono para propriedades na Amazônia, onde políticas de comando e controle tiveram algum sucesso na redução do desmatamento. Tanto nos meus achados quanto nos deles, a valorização implícita da biomassa de carbono pelos produtores está muito abaixo do nível eficiente — aquele que se alinharia ao custo social do carbono (SCC). Uma estimativa recente de Barrage et al. (2024) coloca o SCC em \$66,00 por tonelada (em dólares de 2019), evidenciando a enorme discrepância entre a valoração privada dos produtores e o custo externo do carbono.

Na seção seguinte, realizo dois exercícios contrafactuais usando os resultados da estimação do modelo estrutural. Os parâmetros $\gamma_{pasture}, \gamma_{pasture}^e$ e δ são usados para simular os efeitos de um conjunto hipotético de políticas de recuperação de pastagens, separando seus impactos concorrentes nas margens intensiva e extensiva. Além disso, ao modificar o parâmetro α_b , avalio as implicações de aumentar a valoração dos produtores sobre a biomassa de carbono, por meio de mecanismos como um imposto sobre o carbono, até o custo social do carbono.

Table 4: Cenário de referência

Variable	Predicted	Observed	Relative error
Land conversion ($10^4 km^2$)	4.3169	4.1160	0.0488
Carbon emissions (Gt CO_2)	1.1724	1.1211	0.0458

5 Contrafactuais

5.1 Abordagem geral

Nesta seção, avalio dois conjuntos de políticas contrafactuais e seus impactos sobre a conversão de terras e as emissões de carbono. Esses cenários são comparados aos valores preditos pelo modelo de referência, que servem como um ponto de comparação para a análise das potenciais reduções na conversão de terras e nas emissões de carbono. Os contrafactuais representam cenários hipotéticos de políticas alternativas de recuperação de pastagens e tributação de carbono aplicadas durante o período do estudo à amostra em análise.

Diferentemente de contextos estáveis, onde um cenário de estado estacionário pode ser calculado a partir de uma distribuição estacionária de probabilidades condicionais, como em Araujo et al. (2024), a natureza não estacionária deste estudo exige uma metodologia distinta para estimar os contrafactuais. Adoto a abordagem descrita por Hsiao (2024), desenvolvida para um contexto não estacionário semelhante.

Com esse método, introduzo perturbações de política de curto prazo, mantendo constantes as condições de mercado de longo prazo. Como os agentes são prospectivos e o modelo assume ausência de dependência de trajetória, as probabilidades condicionais de longo prazo permanecem inalteradas. Os impactos das políticas contrafactuais são estimados diretamente a partir das equações de Euler do modelo. A partir dessas equações, calculo novas probabilidades condicionais de curto prazo, retrocedendo a partir das probabilidades inalteradas de longo prazo. Essas probabilidades revisadas são então utilizadas para estimar as taxas contrafactuais de conversão de terras (multiplicando as novas probabilidades pela área do município) e as emissões contrafactuais de carbono (multiplicando a nova conversão de terras pela densidade de carbono por hectare).

Para validar o modelo, aplico a mesma abordagem de estimação sem introduzir mudanças de política, gerando previsões de referência para conversão de terras e emissões. Esse cenário de referência exhibe a conversão de milhões de hectares de vegetação natural para pastagens e bilhões de toneladas de CO_2 emitidas. Essas previsões estão alinhadas com os valores observados, demonstrando a robustez do modelo. A Tabela 4 apresenta as previsões do modelo ao lado dos dados observados, com seus erros relativos. O modelo superestima ligeiramente a conversão de terras e as emissões de carbono, indicando um bom nível de precisão preditiva.

5.2 Recuperação de pastagens

Para o primeiro exercício contrafactual, avalio os impactos de políticas voltadas à promoção da recuperação generalizada de pastagens. Essas políticas são implementadas por meio da imposição de um limite mínimo para a participação de pastagens de alta qualidade em cada município. Especificamente, municípios onde a proporção de pastagens de alta qualidade fica abaixo do mínimo estabelecido pela política passam por esforços de recuperação para atingir esse patamar. A política eleva gradualmente esse limite em incrementos sucessivos, culminando em um cenário onde todas as pastagens da área de estudo são totalmente restauradas à alta qualidade.

Para cada cenário de política, calculo as taxas contrafactuais de conversão de terras e emissões de CO_2 , comparando-as aos valores estimados pelo modelo de referência. A referência serve como um ponto de comparação, representando a conversão estimada na ausência de intervenção política. O Painel A da Tabela 5 resume a redução total da conversão de terras e o abatimento de carbono ao longo dos diferentes cenários de recuperação.

A separação das margens intensiva e extensiva no modelo estrutural permite a identificação dos efeitos concorrentes da qualidade das pastagens sobre as taxas de conversão de terras. Os resultados da estimação revelam duas dinâmicas opostas:

Efeito Borlaug: A maior qualidade das pastagens está associada ao aumento dos custos de conversão, conforme indicado pelo coeficiente positivo $\gamma_{pasture}^e$ na margem extensiva. A melhoria na qualidade das pastagens desencoraja a conversão de terras ao tornar a expansão menos lucrativa, possivelmente devido à maior necessidade de insumos complementares ou a restrições de crédito mais rígidas. Isso está alinhado com a *hipótese de Borlaug*, segundo a qual ganhos de produtividade reduzem a pressão pela expansão da terra.

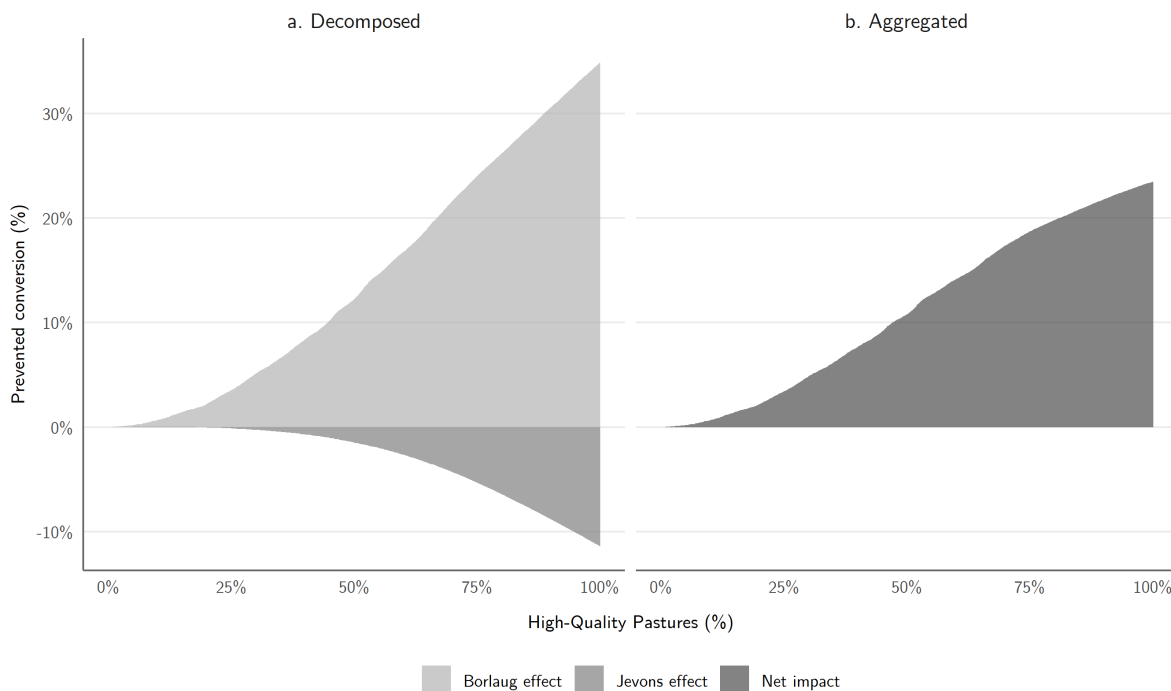
Efeito Jevons: Na margem intensiva, um coeficiente $\gamma_{pasture}$ negativo indica que a melhoria da qualidade das pastagens reduz os custos marginais, elevando as taxas ótimas de lotação. Além disso, um coeficiente δ positivo implica que taxas ótimas de lotação mais altas aumentam os retornos do uso da terra, incentivando a conversão de terras. Esse efeito reflete o *Paradoxo de Jevons*, segundo o qual ganhos de eficiência podem levar ao aumento do uso de recursos.

Estimo o impacto da recuperação de pastagens de forma desagregada nos efeitos Borlaug e Jevons, bem como seu resultado líquido. O **Efeito Borlaug** é isolado ao estimar o impacto contrafactual do aumento da qualidade das pastagens exclusivamente através da margem extensiva, sem considerar os impactos indiretos da margem intensiva. Isso representa a redução máxima possível da conversão de terras caso apenas os efeitos de economia de terra da recuperação de pastagens estivessem em jogo. Já o **Efeito Jevons** é calculado como a diferença entre o efeito Borlaug e o impacto líquido das políticas de recuperação de pastagens. Ele equivale a computar apenas o impacto indireto de $\gamma_{pasture}$ via δ .

Essa decomposição é ilustrada na Figura 1, que mostra como os efeitos Borlaug e Jevons evoluem à medida que o limite mínimo de participação de pastagens de alta qualidade imposto pela política aumenta. Além disso, o Apêndice D.5 apresenta uma análise semelhante, focada na decomposição do potencial de abatimento de carbono sob esses cenários de política.

Os resultados indicam que uma política hipotética que alcançasse a recuperação com-

Figure 1: Contrafactual de recuperação de pastagem



Esta figura mostra a conversão de terra potencialmente evitada em um cenário contrafactual de recuperação de pastagens. O eixo X representa a participação mínima de pastagens de alta qualidade definida pela política em cada município. O eixo Y mostra a conversão evitada em relação ao cenário de referência para cada nível de política. O painel (a) apresenta a desagregação entre os efeitos de Borlaug e Jevons, enquanto o painel (b) exibe o efeito líquido.

pleta das pastagens para alta qualidade poderia ter evitado até 23,5% da conversão de terras em pastagens observada durante o período de estudo. Esse resultado está alinhado com a hipótese de Borlaug, uma vez que melhorias na qualidade das pastagens reduzem a pressão pela expansão da terra. No entanto, um exame mais detalhado dos efeitos desagregados revela uma nuance importante. Enquanto a redução potencial máxima da conversão de terras pelo *efeito Borlaug* é estimada em 33%, aproximadamente um terço dessa redução é anulado pelo efeito oposto, o *efeito Jevons*. Em outras palavras, os incentivos à conversão impulsionados pelo aumento da produtividade da terra e dos retornos atenuam substancialmente o potencial de conservação dessa política.

5.3 Uso da terra carbono-eficiente

O segundo cenário contrafactual avalia o uso da terra carbono-eficiente, no qual os agentes internalizam completamente os custos externos das emissões de carbono, seguindo a abordagem de Araujo et al. (2024). Isso é alcançado ao alinhar o valor privado percebido dos estoques de carbono (α_b/α_p) com o custo social do carbono, estimado em R\$66,00 por tonelada de CO_2 (Barrage et al. 2024). Conceitualmente, isso corresponde à implementação de um imposto ótimo de *first-best*, perfeitamente aplicável, sobre mudanças no uso da terra⁷. Por

⁷A estimativa do custo social do carbono (SCC) é um valor presente medido em dólares de 2019. Primeiro, calculo seu equivalente de anuidade com uma taxa de juros anual de 10% ($1 - \beta$). Em seguida, converto para

Table 5: Resumo da conversão de terra evitada e das emissões de CO_2 nos cenários contrafactuais

Policy	Prevented Land Conversion		Prevented CO_2 Emissions	
	Area ($10^4 km^2$)	vs. Baseline (%)	Volume (Gt CO_2)	vs. Baseline (%)
A: Pasture Recovery				
25%	0.15	3.4%	0.01	1.2%
50%	0.47	10.8%	0.07	6.0%
75%	0.81	18.7%	0.18	15.0%
100%	1.01	23.5%	0.26	21.8%
B: Carbon Tax				
\$0.5	1.10	25.5%	0.42	36.1%
\$1	1.81	42.0%	0.68	57.7%
\$2	2.62	60.6%	0.93	79.1%
\$5	3.46	80.1%	1.11	94.5%
\$10	3.86	89.4%	1.15	98.2%
\$20	4.09	94.8%	1.17	99.4%
\$66	4.27	98.9%	1.17	99.9%

Esta tabela apresenta os resultados para a conversão de vegetação natural em pastagem evitada e as emissões de CO_2 evitadas para diferentes níveis de recuperação de pastagens e diferentes taxas de imposto sobre o carbono. As colunas (3) e (5) representam, respectivamente, as conversões evitadas e as emissões evitadas em relação às estimativas de conversão e emissão no cenário base.

outro lado, o aumento do valor percebido do carbono também pode ser interpretado como a valorização monetária privada de políticas ambientais mais rigorosas.

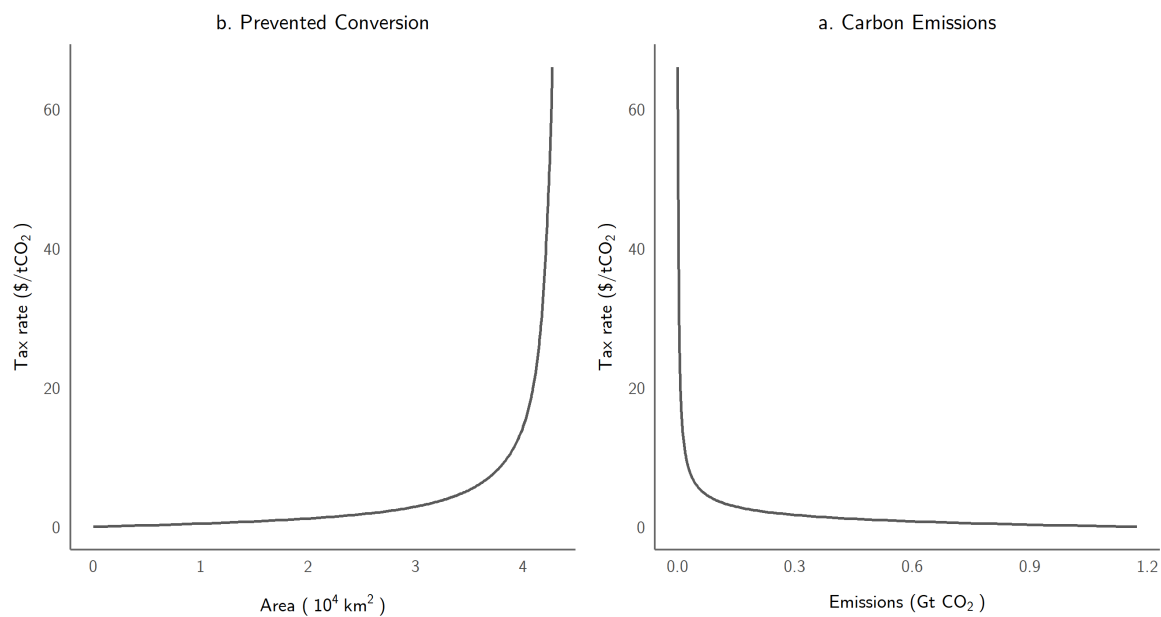
Simulo vários cenários nos quais um imposto sobre carbono é aplicado, variando de R\$0/t CO_2 a R\$66/t CO_2 , o valor no qual a eficiência de carbono é alcançada. Os resultados são resumidos no Painel B da Tabela 5. No cenário de eficiência de carbono, 98,9% da conversão de terras prevista e 99,9% das emissões de carbono teriam sido evitadas. Notavelmente, o impacto do imposto sobre carbono é altamente convexo. Embora a preservação total exija a imposição de custos elevados, a maior parte da conservação da terra e da mitigação de emissões de carbono é alcançada com níveis de imposto relativamente modestos. Por exemplo, com um imposto de carbono de apenas R\$10/ton, 89% da conversão de terras e 98% das emissões de carbono seriam evitadas. Esses resultados são ilustrados na Figura 2, que destaca a relação convexa entre a taxa de imposto e as reduções na conversão de terras e emissões. Esse padrão é altamente consistente com as descobertas de Araujo et al. (2024) para a Amazônia.

5.4 Comparação

Nesta seção, comparo os impactos potenciais das duas políticas contrafactuais: recuperação de pastagens e uso da terra eficiente em carbono. A Figura 3 fornece uma comparação visual

reais usando a taxa de câmbio média de 2019, R\$3,9445 por dólar. Finalmente, atualizo para reais de 2022 utilizando o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

Figure 2: Contrafactual de taxa  o do carbono



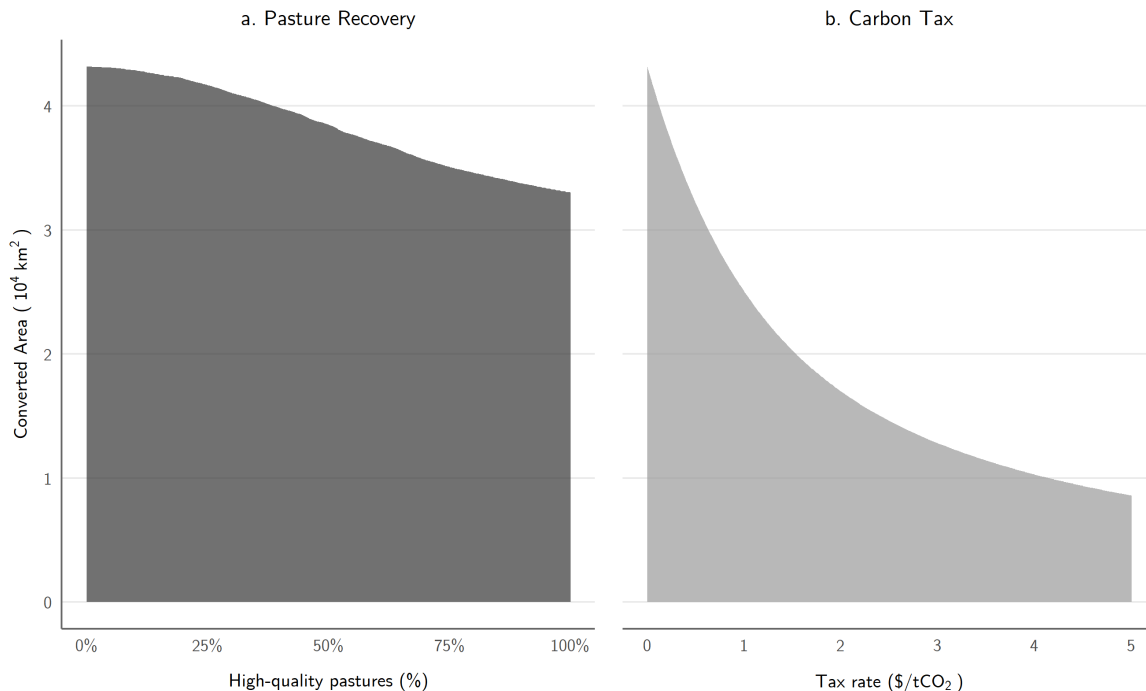
Esta figura mostra o impacto de diferentes n  veis de taxa  o de carbono na convers  o de terras evitada e nas emiss  es de carbono. No painel (a), o eixo X representa a   rea com vegeta  o natural, em 10⁴km² (milh  es de hectares), enquanto no painel (b), o eixo X representa as emiss  es de CO₂. Em ambos os pain  is, o eixo Y indica a taxa de imposto, em \$/tCO₂.

da   rea total convertida em cada cen  rio de pol  tica. O painel esquerdo ilustra os resultados de uma pol  tica de recupera  o de pastagens, onde as taxas de recupera  o variam de 0% a 100%. O painel direito apresenta os efeitos de uma pol  tica de taxa  o de carbono, variando de R\$0 a R\$5/tCO₂, ponto em que 80% das convers  es de terra j   s  o evitadas.

A compara  o revela que os impostos sobre o carbono s  o significativamente mais eficazes na preven  o da convers  o de terras. A redu  o m  xima alcan  ada por meio de uma pol  tica de recupera  o de pastagens atinge um limite de 23,5%, mesmo na recupera  o total (100% de pastagens de alta qualidade). Em contraste, esse n  vel de convers  o evitada    alcan  ado com um imposto sobre carbono inferior a R\$1/tCO₂. Essa diferen  a marcante destaca a maior efici  ncia dos impostos sobre o carbono em alinhar os incentivos privados com os resultados socialmente   timos para o uso da terra.

Esses achados ressaltam as limita  es relativas das pol  ticas que visam apenas melhorias na produtividade. Embora a recupera  o de pastagens possa mitigar algumas press  es sobre o uso da terra, ela est   sujeita a retornos decrescentes e a incentivos econ  micos concorrentes, como os capturados pelo *efeito Jevons*. Em contraste, os impostos sobre o carbono internalizam diretamente o custo externo das emiss  es, tornando-os uma ferramenta muito mais potente para enfrentar o desmatamento e as emiss  es de carbono associadas.

Figure 3: Comparação de cenários contrafactuais



Esta figura apresenta uma comparação dos dois cenários contrafactuais analisados. O eixo Y representa a área total convertida, em 10⁴km² (milhões de hectares). O painel (a) mostra os resultados de uma política de recuperação de pastagens, com o eixo X variando entre 0% e 100% de recuperação. O painel (b) apresenta o impacto de uma política de taxa de carbono, com o eixo X variando de \$0 a \$5/tCO₂.

6 Conclusão

Este artigo analisa os fatores econômicos que influenciam as decisões de uso da terra na agricultura brasileira, com foco nos impactos das melhorias de produtividade agrícola e da eficiência de carbono sobre o desmatamento e as emissões de carbono. Utilizando um modelo estrutural dinâmico, exploro tanto as margens intensiva quanto extensiva das decisões de uso da terra, esclarecendo os incentivos econômicos por trás da conversão de terras e a interação entre ganhos de produtividade e a valoração do carbono.

O modelo estrutural desenvolvido neste estudo captura o comportamento prospectivo, os custos convexos e os efeitos concorrentes das melhorias de produtividade. Em particular, analiso o canal de aumento de produtividade proporcionado pela recuperação de pastagens. Por um lado, a maior qualidade das pastagens eleva os custos de conversão, reduzindo o desmatamento — uma dinâmica consistente com a hipótese de Borlaug. Por outro lado, as melhorias de produtividade também aumentam a rentabilidade da terra, incentivando uma maior conversão — um mecanismo que reflete o paradoxo de Jevons.

Os resultados da estimação do modelo também indicam que os produtores atribuem pouco ou nenhum valor monetário implícito aos estoques de carbono, ressaltando a ausência de incentivos privados para a conservação do carbono. Esse achado sugere uma lacuna significativa entre os incentivos privados para o uso da terra e os resultados socialmente ótimos, dado o custo externo das emissões de carbono.

Realizei duas análises contrafactuais. Primeiro, uma política de recuperação de pastagens, com o objetivo de aumentar a proporção de pastagens de alta qualidade nos municípios. Os resultados mostraram que a recuperação total poderia evitar até 23,5% da conversão de terras durante o período do estudo. No entanto, uma análise desagregada revelou que um terço da redução potencial do efeito Borlaug foi compensado pelo efeito oposto de Jevons. Isso demonstra que, embora políticas voltadas para a produtividade possam reduzir o desmatamento, seu potencial de economia de terra é significativamente atenuado pelo aumento dos retornos econômicos da conversão de terras.

Em seguida, examinei os impactos de uma política de uso eficiente do carbono, na qual os agentes internalizam o custo social das emissões de carbono por meio de um imposto sobre carbono. Os resultados mostram que um imposto de R\$66/tCO₂ — equivalente à estimativa do custo social do carbono — poderia evitar 98,9% da conversão de terras e 99,9% das emissões. Além disso, o impacto do imposto é altamente convexo: a maior parte dos benefícios de conservação e redução de emissões pode ser alcançada com uma alíquota baixa de R\$10/tCO₂.

A comparação entre as duas políticas destaca a superior eficácia dos impostos sobre o carbono na contenção da conversão de terras e das emissões. Embora o impacto máximo da recuperação de pastagens seja significativo, ele equivale ao efeito de um imposto sobre o carbono inferior a R\$1/tCO₂. Isso demonstra que políticas que abordam diretamente as emissões de carbono, como a precificação do carbono, são muito mais eficazes e eficientes para alcançar objetivos ambientais.

Esses resultados têm importantes implicações para o desenho de políticas públicas. Primeiro, políticas que visam melhorar a produtividade, embora benéficas para a redução do desmatamento sob certas condições, são limitadas por incentivos econômicos concorrentes. Segundo, a precificação do carbono oferece um mecanismo direto para alinhar os incentivos privados com os objetivos de bem-estar social, constituindo uma ferramenta altamente eficaz para a gestão sustentável do uso da terra. Por fim, a convexidade do impacto do imposto sugere que benefícios ambientais significativos podem ser obtidos a um custo relativamente baixo, tornando a precificação do carbono uma solução politicamente e economicamente viável.

References

- Abatzoglou, J. T. et al. (2018). “TerraClimate, a high-resolution global dataset of monthly climate and climatic water balance from 1958–2015”. en. In: *Scientific Data* 5.1.
- Abman, R. et al. (2024). *Agricultural Productivity and Deforestation*. en.
- Aguirregabiria, V. et al. (2002). “Swapping the Nested Fixed Point Algorithm: A Class of Estimators for Discrete Markov Decision Models”. In: *Econometrica* 70.4.
- (2007). “Sequential Estimation of Dynamic Discrete Games”. en. In: *Econometrica* 75.1.
- (2010). “Dynamic discrete choice structural models: A survey”. en. In: *Journal of Econometrics* 156.1.

- Angrist, J. D. et al. (2001). "Instrumental Variables and the Search for Identification: From Supply and Demand to Natural Experiments". en. In: *Journal of Economic Perspectives* 15.4.
- Arantes, A. E. et al. (2018). "Livestock intensification potential in Brazil based on agricultural census and satellite data analysis". en. In: *Pesquisa Agropecuária Brasileira* 53.9.
- Araujo, R. et al. (2020). *Efficient Forestation in the Brazilian Amazon*. en. preprint.
- (2024). *Efficient Conservation of the Brazilian Amazon: Estimates from a Dynamic Model*. en.
- Arcidiacono, P. and P. B. Ellickson (2011). "Practical Methods for Estimation of Dynamic Discrete Choice Models". en. In: *Annual Review of Economics* 3.1.
- Arcidiacono, P. and R. A. Miller (2011). "Conditional Choice Probability Estimation of Dynamic Discrete Choice Models with Unobserved Heterogeneity". In: *Econometrica* 79.6.
- Balboni, C. et al. (2023). "The Economics of Tropical Deforestation". In: *Annual Review of Economics* 15.1.
- Barrage, L. et al. (2024). "Policies, projections, and the social cost of carbon: Results from the DICE-2023 model". en. In: *Proceedings of the National Academy of Sciences* 121.13.
- Barrozo, M. (2024). "Market Power and Carbon Emissions in the Amazon". en. In.
- Borusyak, K. et al. (2022). "Quasi-Experimental Shift-Share Research Designs". In: *The Review of Economic Studies* 89.1.
- Brazil (2023). *Decreto No. 11.815. Institui o Programa Nacional de Conversão de Pastagens Degradadas em Sistemas de Produção Agropecuários e Florestais Sustentáveis e o seu Comitê Gestor Interministerial*.
- Bustamante, M. M. C. et al. (2012). "Estimating greenhouse gas emissions from cattle raising in Brazil". en. In: *Climatic Change* 115.3.
- Calil, Y. C. D. et al. (2019). "Brazil's Agricultural Production and Its Potential as Global Food Supplier". en. In.
- Carlos, S. D. M. et al. (2022). *Custos Da Recuperação De Pastagens Degradadas Nos Estados E Biomas Brasileiros*. pt. Tech. rep. FGV EESP.
- Carreira, I. et al. (2024). "The deforestation effects of trade and agricultural productivity in Brazil". en. In: *Journal of Development Economics* 167.
- Cerri, C. E. P. et al. (2018). "Reducing Amazon Deforestation through Agricultural Intensification in the Cerrado for Advancing Food Security and Mitigating Climate Change". en. In: *Sustainability* 10.4.
- Chomitz, K. M. et al. (1996). "Roads, Land Use, and Deforestation: A Spatial Model Applied to Belize". In: *The World Bank Economic Review* 10.3.
- Clima, O. do (2023). *Análise das emissões de gases de efeito estufa e suas implicações para as metas climáticas do Brasil: 1970-2022*. pt. Tech. rep. 11. Observatório do Clima.
- Desbureaux, S. et al. (2018). "Rain, forests and farmers: Evidence of drought induced deforestation in Madagascar and its consequences for biodiversity conservation". In: *Biological Conservation* 221.
- Dias-Filho, M. B. (2012). "Desafios da Produção Animal em Pastagens na Fronteira Agrícola Brasileira". pt. In: *Documentos Embrapa Amazônia Oriental* 382.

- Dias-Filho, M. B. (2014). "Diagnóstico das Pastagens no Brasil". pt. In: *Documentos Embrapa Amazônia Oriental* 402.
- (2015). "Estratégias de recuperação de pastagens degradadas na Amazônia brasileira." por. In: *Documentos Embrapa Amazônia Oriental* 411.
- Ehrl, P. (2017). "Minimum comparable areas for the period 1872-2010: an aggregation of Brazilian municipalities". pt. In: *Estudos Econômicos (São Paulo)* 47.
- FAO, ed. (2017). *The future of food and agriculture: trends and challenges*. en. Rome: Food and Agriculture Organization of the United Nations.
- Feltran-Barbieri, R. et al. (2021). "Degraded pastures in Brazil: improving livestock production and forest restoration". en. In: *Royal Society Open Science* 8.7.
- Goel, S. (2020). *Impact of Beef Prices on Deforestation in the Amazon*. en.
- Hall, R. E. (1978). "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence". In: *Journal of Political Economy* 86.6.
- Hess, S. et al. (2021). "Environmental effects of development programs: Experimental evidence from West African dryland forests". en. In: *Journal of Development Economics* 153.
- Hotz, V. J. et al. (1993). "Conditional Choice Probabilities and the Estimation of Dynamic Models". en. In: *The Review of Economic Studies* 60.3.
- Hsiao, A. (2024). *Coordination and Commitment in International Climate Action*. en.
- IBGE (2024). *Bioma Predominante Por Município Para Fins Estatísticos*.
- Jarvis, L. S. (1974). "Cattle as Capital Goods and Ranchers as Portfolio Managers: An Application to the Argentine Cattle Sector". en. In: *Journal of Political Economy*.
- Jayachandran, S. (2022). "How Economic Development Influences the Environment". en. In: *Annual Review of Economics* 14. Volume 14, 2022.
- Kaimowitz, D. et al. (1998). "Economic Models of Tropical Deforestation A Review". en. In.
- Magnac, T. et al. (2002). "Identifying Dynamic Discrete Decision Processes". en. In: *Econometrica* 70.2,
- Müller-Hansen, F. et al. (2019). "Can Intensification of Cattle Ranching Reduce Deforestation in the Amazon? Insights From an Agent-based Social-Ecological Model". en. In: *Ecological Economics* 159.
- Pacheco, P. L. S. (2021). "Crops substitution and climate change: estimating farmers decisions". pt. In.
- Pagel, J. (2022). "Aid Against Trees? Evidence from a Community-Driven Development Program in the Philippines". en. In: *SSRN Electronic Journal*.
- Pfaff, A. S. (1999). "What Drives Deforestation in the Brazilian Amazon?" en. In: *Journal of Environmental Economics and Management* 37.1.
- Pimentel, D. A. (2021). "Livestock intensification and deforestation: Evidences from the Brazilian cerrado". pt. In.
- Rosen, S. (1987). "Dynamic Animal Economics". en. In: *American Journal of Agricultural Economics* 69.3.
- Rosen, S. et al. (1994). "Cattle Cycles". en. In: *Journal of Political Economy* 102.3.

- Rust, J. (1987). "Optimal Replacement of GMC Bus Engines: An Empirical Model of Harold Zurcher". In: *Econometrica* 55.5.
- Santos, C. O. d. et al. (2022). "Assessing the Wall-to-Wall Spatial and Qualitative Dynamics of the Brazilian Pasturelands 2010–2018, Based on the Analysis of the Landsat Data Archive". en. In: *Remote Sensing* 14.4.
- Scott, P. T. (2014). "Dynamic Discrete Choice Estimation of Agricultural Land Use". en. In.
- Skidmore, M. E. (2023). "Outsourcing the dry season: Cattle ranchers' responses to weather shocks in the Brazilian Amazon". en. In: *American Journal of Agricultural Economics* 105.2.
- Souza, C. M. et al. (2020). "Reconstructing Three Decades of Land Use and Land Cover Changes in Brazilian Biomes with Landsat Archive and Earth Engine". en. In: *Remote Sensing* 12.17.
- Souza-Rodrigues, E. (2019). "Deforestation in the Amazon: A Unified Framework for Estimation and Policy Analysis". In: *The Review of Economic Studies* 86.6 (311).
- Stokey, N. L. et al. (1989). *Recursive methods in economic dynamics*. Cambridge, Mass: Harvard University Press.
- Strassburg, B. B. et al. (2014). "When enough should be enough: Improving the use of current agricultural lands could meet production demands and spare natural habitats in Brazil". en. In: *Global Environmental Change* 28.
- Szerman, D. et al. (2022). "Agricultural Productivity and Deforestation: Evidence from Brazil". en. In.

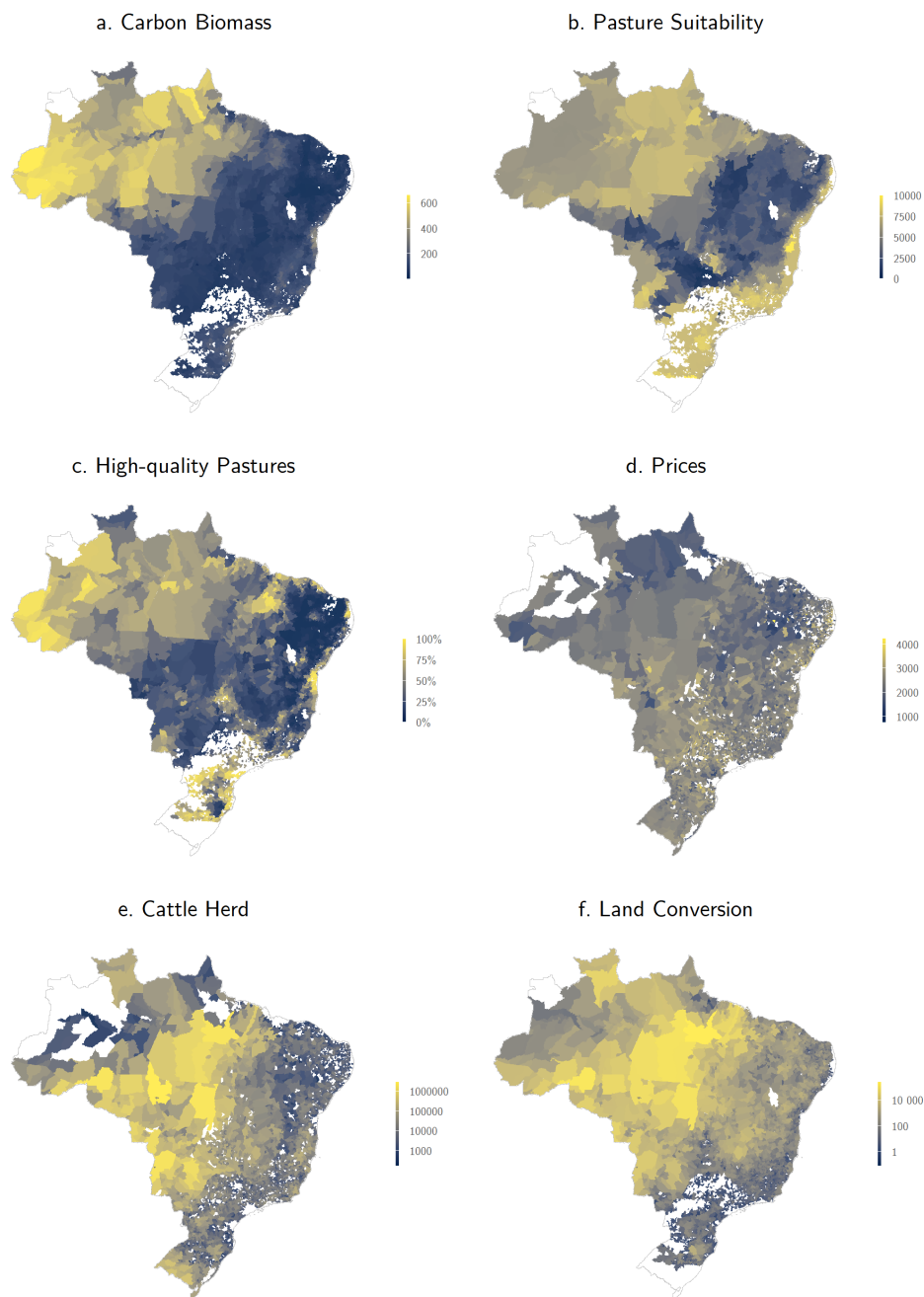
Apêndices

Os apêndices estão disponíveis no [Github](#), e estão organizados da seguinte forma:

- **Apêndice A.** Apresenta uma visão detalhada das fontes de dados utilizadas no estudo, incluindo variáveis-chave, unidades de observação e métodos de processamento.
- **Apêndice B.** Discute as definições, causas e consequências do fenômeno da degradação das pastagens.
- **Apêndice C.** Fornece um aprofundamento matemático e metodológico dos principais aspectos técnicos do modelo econômico desenvolvido no estudo.
 - **C.1** Apresenta a derivação matemática da condição de optimalidade da margem intensiva.
 - **C.2** Expõe a derivação da condição de optimalidade da margem extensiva.
 - **C.3** Descreve em detalhes as variáveis instrumentais utilizadas para estimar os efeitos causais e corrigir possíveis problemas de endogeneidade no modelo empírico.
- **Apêndice D.** Exercícios empíricos adicionais: Apresenta análises complementares que reforçam a robustez dos resultados principais do estudo.
 - **D.1** Exibe os resultados da estimação da primeira etapa (*first-stage*) para a margem intensiva.
 - **D.2** Examina os impactos da inclusão de efeitos fixos municipais na estimação da margem intensiva, controlando para características locais não observadas.
 - **D.3** Apresenta os resultados da primeira etapa (*first-stage*) da estimação para a margem extensiva.
 - **D.4** Realiza uma análise empírica adicional para a margem extensiva utilizando dados da PPM para validar os achados do estudo.
 - **D.5** Avalia o impacto do contrafactual de recuperação de pastagens em termos de mitigação das emissões de carbono (*carbon-abatement*).

A Dados

Figure 4: Geographical Distribution of Main Variables



Esta figura apresenta, para cada município da amostra, **(a)** a densidade de biomassa de carbono, medida em toneladas de CO_2 por hectare; **(b)** o índice de adequação de pastagens da FAO-GAEZ; **(c)** a proporção de pastagens de alta qualidade em 2017; **(d)** o preço médio per capita do gado vendido para abate em 2017, medido em R\$ de 2022; **(e)** o rebanho bovino ao final de 2017; **(f)** a área total convertida de vegetação nativa para pastagem em 2006 e 2007, medida em hectares.

A.1 Municípios

O número e a área dos municípios – as menores divisões administrativas do Brasil – mudam ao longo do tempo devido à criação de novos municípios ou à anexação de municípios existentes. Para lidar com essa questão, utilizo o conceito de *áreas mínimas comparáveis* (AMCs), que são regiões consistentes ao longo do tempo e permitem a construção de dados em painel para municípios. Sigo a metodologia de Ehrl (2017), que desenvolveu AMCs para o período de 1872–2010, e a estendo para considerar as mudanças nas fronteiras municipais entre 2010 e 2022.

Todas as estatísticas oficiais no nível municipal são agregadas para o nível das AMCs. Além disso, calculo o bioma predominante em cada AMC, definido como aquele que ocupa a maior parcela de sua área, com base na metodologia de IBGE (2024). Doravante, refiro-me a essas áreas mínimas comparáveis simplesmente como municípios.

A.2 Rebanho bovino

Utilizo duas fontes de dados para estimar o rebanho bovino por município e por ano. A principal fonte é o *Censo Agropecuário* do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para os anos de 1995, 2006 e 2017. O censo coleta dados detalhados sobre os estabelecimentos agropecuários e suas atividades, sendo cada unidade produtiva a unidade de observação. A segunda fonte são as pesquisas anuais de produção pecuária (*Pesquisa da Pecuária Municipal*, do IBGE). Esse conjunto de dados é derivado principalmente de registros administrativos das Campanhas de Vacinação contra a Febre Aftosa⁸, compilados por inspetorias estaduais e municipais, bem como por postos veterinários.

Para aproximar h_{mt} , uma medida teórica de gado por parcela de terra, normalizo o número de cabeças de gado do município por sua área total. Essa normalização garante uma medida consistente de densidade de gado ao longo do tempo e entre municípios de diferentes tamanhos. Isso facilita comparações transversais e temporais, pois leva em conta diferenças na disponibilidade de terra que poderiam confundir a relação entre o tamanho do rebanho e outras variáveis de interesse.

A.3 Preços do gado

Derivo os preços locais do gado a partir dos dados de vendas e receitas obtidos nas edições de 2006 e 2017 do *Censo Agropecuário*. Esses dados representam o preço do gado por animal vendido para abate em cada município. Para projetar os preços para o ano seguinte, ajusto-os utilizando variações em um índice nacional de preços do gado. Essa variação é calculada comparando a média do índice no ano do censo com a média dos 12 meses seguintes ao censo.

O índice de preço do gado, obtido do *Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada* (CEPEA), mede o preço médio de 15 kg de peso de carcaça no abate para vendas de boi gordo

⁸Campanha de Vacinação contra a Febre Aftosa

no estado de São Paulo. Os preços em São Paulo são referências para a indústria; regiões menos produtivas tipicamente têm preços mais baixos, mas exibem tendências semelhantes. Todos os preços são deflacionados para valores de dezembro de 2022 usando o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

A.4 Uso da terra

Os dados de uso da terra são obtidos do *Projeto MapBiomass* (Souza et al. 2020), que fornece mapas anuais de resolução de 30 metros derivados de imagens Landsat. Utilizando um classificador de florestas aleatórias, filtros espaço-temporais para minimizar ruído e rigorosas avaliações de acurácia, o MapBiomass classifica cada pixel em categorias predefinidas de uso da terra. Matrizes de transição anuais são criadas comparando classificações de pixels entre anos consecutivos, permitindo um rastreamento detalhado das mudanças no uso da terra ao longo do tempo.

A agregação estatísticas de uso da terra e transições em quatro categorias: agricultura, pastagem, vegetação natural e outras (e.g., pixels não classificados, áreas urbanas e corpos d'água). Minha análise foca nas transições de vegetação natural para pastagem. As probabilidades condicionais de escolha ρ_{mt} são estimadas de forma não paramétrica como a proporção de pixels de vegetação natural convertidos em pastagem em cada município para cada par de anos sucessivos.

A.5 Qualidade da pastagem

Para este estudo, utilizo dados de alta resolução sobre a qualidade das pastagens brasileiras desenvolvidos como parte do *Projeto MapBiomass* (Santos et al. 2022). Esse conjunto de dados é construído com base no *Normalized Difference Vegetation Index* (NDVI), uma métrica amplamente utilizada para avaliar a saúde e produtividade da vegetação.

A qualidade da pastagem é influenciada pelas condições ambientais locais, o que significa que uma pastagem considerada degradada em um bioma pode ainda assim apresentar um desempenho adequado em outro (Dias-Filho 2014). Para contabilizar essa heterogeneidade geográfica, os valores medianos de NDVI são normalizados usando percentis máximos e mínimos específicos de cada bioma. Essa normalização garante que as comparações sejam feitas em relação às condições ideais de vegetação dentro de cada bioma.

B Detalhes sobre a degradação de pastagens

A degradação de pastagens refere-se à redução da capacidade de suporte da pastagem para a pecuária. Esse fenômeno é caracterizado por uma perda progressiva do vigor e da resiliência da pastagem, prejudicando sua capacidade de se recuperar após o pastejo ou condições ambientais adversas. Como resultado, a degradação das pastagens representa um desafio significativo para a sustentabilidade dos sistemas de produção pecuária. A degradação de pastagens pode ser amplamente categorizada em dois tipos principais: degradação agrícola e degradação biológica (Dias-Filho [2014](#)).

A degradação agrícola está principalmente associada à invasão de espécies vegetais indesejáveis e à proliferação de plantas daninhas. Essas plantas competidoras reduzem a disponibilidade de forragem de alta qualidade para o gado, tornando o pastejo cada vez mais ineficiente. Com o tempo, a dominância das plantas daninhas suprime ainda mais a produtividade da pastagem, criando um ciclo vicioso de menor disponibilidade de forragem, redução no desempenho do gado e declínio na produção agropecuária.

Por outro lado, a degradação biológica surge da deterioração do solo. Manifesta-se na redução da cobertura vegetal, levando à erosão do solo, perda de matéria orgânica e esgotamento de nutrientes essenciais para o crescimento das plantas. Essa forma de degradação é mais grave do que a degradação agrícola, pois compromete a capacidade fundamental do solo de sustentar qualquer vegetação, agravando ainda mais os desafios ambientais e produtivos.

Os fatores que impulsionam a degradação incluem uma combinação de práticas inadequadas de manejo do pastejo e fatores ambientais externos. O manejo inadequado do pastejo – como o superpastejo, a ausência de períodos adequados de descanso, a negligência na restauração da fertilidade do solo e a dependência excessiva do fogo – contribui significativamente tanto para a degradação agrícola quanto para a biológica. Além disso, fatores como infestações de pragas, doenças vegetais e condições ambientais adversas (por exemplo, baixa precipitação ou baixa fertilidade do solo) amplificam o processo de degradação.

Os esforços de recuperação geralmente envolvem intervenções como a restauração da fertilidade do solo, a ressemeadura com espécies forrageiras de alta qualidade e a implementação de sistemas de pastejo rotacionado. Essas medidas não apenas abordam os sintomas da degradação, mas também enfrentam suas causas fundamentais, incluindo o manejo inadequado do pastejo e os desequilíbrios nutricionais (Dias-Filho [2015](#)).

No Brasil, a degradação de pastagens continua sendo um problema persistente, afetando tanto a saúde ambiental das áreas de pastagem quanto a viabilidade econômica da pecuária. Embora melhorias recentes tenham sido documentadas, pastagens degradadas ainda representam uma parcela substancial da área total de pastagens. Por exemplo, em 2018, 58,9% das pastagens no Brasil apresentavam algum nível de degradação (Santos et al. [2022](#)).

A recuperação de pastagens degradadas é frequentemente apresentada na literatura como um componente-chave das estratégias de intensificação agropecuária, com potencial para aumentar a produtividade e, ao mesmo tempo, reduzir a pressão sobre os ecossistemas naturais. Ao melhorar a capacidade produtiva das pastagens existentes, alguns argumentam que a

recuperação das pastagens poderia desestimular a necessidade de conversão de novas áreas e, assim, ajudar a conter o desmatamento (Carlos et al. 2022; Dias-Filho 2012; Feltran-Barbieri et al. 2021).

No entanto, embora essa premissa seja amplamente citada, ela permanece em grande parte não testada no contexto de modelos econômicos abrangentes de uso da terra. Conforme demonstrado neste artigo, a relação entre a qualidade da pastagem e a conversão de terras é complexa. Enquanto pastagens de maior qualidade podem, de fato, reduzir o desmatamento ao aumentar os custos de conversão (o efeito Borlaug), os ganhos de produtividade associados podem, simultaneamente, incentivar a conversão de terras ao elevar os retornos econômicos da pecuária (o efeito Jevons). Essas forças contrapostas sugerem que o potencial da recuperação de pastagens como estratégia de mitigação do desmatamento deve ser cuidadosamente analisado, especialmente em discussões de políticas voltadas ao desenvolvimento agropecuário sustentável.

C Detalhes técnicos

C.1 Margem Intensiva

C.1.1 Derivação da condição de otimalidade

A condição de primeira ordem estabelece que, no ótimo, a receita marginal é igual ao valor marginal futuro descontado do rebanho.

$$\begin{aligned} \frac{\partial r(c_{it}; \mathbf{s}_{mt})}{\partial c_{it}} &= -\beta \mathbb{E}_t \left[\frac{\partial \mathcal{V}(h_{it+1}; \mathbf{s}_{mt+1})}{\partial h_{it+1}} \frac{\partial h_{it+1}}{\partial c_{it}} \right] \\ &= \beta \mathbb{E}_t \left[\frac{\partial \mathcal{V}(h_{it+1}; \cdot)}{\partial h_{it+1}} \right] \end{aligned} \quad (9)$$

E, pelo teorema do envelope, no ótimo, o valor marginal é igual ao valor marginal futuro descontado, aumentado por ϕ , menos os custos marginais.

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathcal{V}(h_{it}; \mathbf{s}_{mt})}{\partial h_{it}} &= -\frac{\partial \psi(h_{it}; \mathbf{s}_{mt})}{\partial h_{it}} + \beta \mathbb{E}_t \left[\frac{\partial \mathcal{V}(h_{it+1}; \mathbf{s}_{mt+1})}{\partial h_{it+1}} \frac{\partial h_{it+1}}{\partial h_{it}} \right] \\ &= -\frac{\partial \psi(h_{it}; \cdot)}{\partial h_{it}} + \beta(1 + \phi) \mathbb{E}_t \left[\frac{\partial \mathcal{V}(h_{it+1}; \cdot)}{\partial h_{it+1}} \right] \end{aligned} \quad (10)$$

Substituindo 9 em 10 obtemos:

$$\frac{\partial \mathcal{V}(h_{it}; \cdot)}{\partial h_{it}} = -\frac{\partial \psi(h_{it}; \cdot)}{\partial h_{it}} + (1 + \phi) \frac{\partial r(c_{it}; \cdot)}{\partial c_{it}}$$

Avançando uma unidade de tempo e substituindo de volta em 9, chegamos à condição de otimalidade do problema, dada pela seguinte equação de Euler:

$$\frac{\partial r(c_{it}; \cdot)}{\partial c_{it}} = \beta \mathbb{E}_t \left[(1 + \phi) \frac{\partial r(c_{it+1}; \cdot)}{\partial c_{it+1}} - \frac{\partial \psi(h_{it+1}; \cdot)}{\partial h_{it+1}} \right] \quad (11)$$

Isso significa que o abate ótimo c_{it} é aquele que iguala a receita marginal de uma venda em t ao custo de oportunidade marginal esperado descontado da venda postergada para $t+1$. Cada novo animal vendido aumenta as receitas em t , mas reduz o rebanho para o próximo período, diminuindo as receitas potenciais, ao mesmo tempo em que reduz o custo de manutenção do rebanho.

Note que, para cada parcela i no município m , os pecuaristas enfrentam a mesma condição de otimalidade. Portanto, posso denotar a escolha ótima h_{it}^* para cada parcela no município m simplesmente como h_{mt} . A partir das formas funcionais especificadas, as receitas e custos marginais são dados por:

$$\begin{aligned} \frac{\partial r(c_{it}; \cdot)}{\partial c_{it}} &= \alpha_p p_{mt} \\ \frac{\partial r(c_{it+1}; \cdot)}{\partial c_{it+1}} &= \alpha_p p_{mt+1} \\ \frac{\partial \psi(h_{mt+1}; \cdot)}{\partial h_{mt+1}} &= \delta h_{mt+1} + \mathbf{x}_{it+1} \gamma_x + \gamma_g + \gamma_t(t+1) + \varepsilon_{it+1} \end{aligned}$$

Com isso, posso escrever a equação de Euler 11 da seguinte forma.

$$\frac{1}{\beta} \alpha_p p_{mt} = \alpha_p (1 + \phi) \mathbb{E}_t[p_{mt+1}] - \mathbb{E}_t[\delta h_{mt+1} + \mathbf{x}_{it+1} \gamma_x + \gamma_g + \gamma_t(t+1) + \varepsilon_{it+1}] \quad (12)$$

Note que, a partir da equação de transição, o processo de decisão sobre c_{it} no período t também define h_{mt+1} . Assim, posso escrever $\mathbb{E}_t[h_{mt+1}] = h_{mt+1}$.

$$\delta h_{mt+1} = \alpha_p (1 + \phi) \mathbb{E}_t[p_{mt+1}] - \frac{1}{\beta} \alpha_p p_{mt} - \mathbb{E}_t[\mathbf{x}_{it+1} \gamma_x] - \gamma_g - \gamma_t(t+1) - \mathbb{E}_t[\varepsilon_{it+1}]$$

Que pode então ser reescrita como 2.

C.2 Margem Extensiva

C.2.1 Derivação da condição de otimização

Defino ainda a função valor ex-ante, que é o valor esperado de estar no estado s_{mt} antes da realização dos choques ν_{it} .

$$\bar{V}(0, s_{mt}) \equiv \mathbb{E}_\nu [V(0, s_{mt}, \nu_{it}) \text{ bigr}]$$

E as funções valor condicionais, que são o valor presente de escolher j no período t e se comportar de forma ótima posteriormente. Aqui, considere $\pi_{mt}(j)$ como os retornos

$\pi(j, \mathbf{s}_{mt}, \nu_{it})$ líquidos dos choques idiossincráticos ν_{ijt} .

$$v(0, \mathbf{s}_{mt}) = \pi_{mt}(0) + \beta \mathbb{E}[\bar{V}(0, \mathbf{s}_{mt+1}) | \mathbf{s}_{mt}] \quad (13)$$

$$v(1, \mathbf{s}_{mt}) = \pi_{mt}(1) \quad (14)$$

A suposição 4 dos choques de margem extensiva EV1 implica que as probabilidades condicionais de escolha têm soluções logit em forma fechada. Ou seja, a probabilidade de observar uma escolha de conversão de terra de floresta para pastagens ($j_t = 1$), é dada por:

$$\rho(1 | \mathbf{s}_{mt}) = \frac{\exp[v(1, \mathbf{s}_{mt})]}{\exp[v(0, \mathbf{s}_{mt})] + \exp[v(1, \mathbf{s}_{mt})]}$$

Para simplificar a notação, doravante denoto $\rho(1 | \mathbf{s}_{mt}) = \rho_{mt}$ e $\rho(0 | \mathbf{s}_{mt}) = 1 - \rho_{mt}$, o que decorre do conjunto binário de escolhas. Usando a inversão de Hotz et al. (1993), posso reorganizar as probabilidades condicionais de escolha e relacionar sua razão à diferença nas funções valor condicionais:

$$\log\left(\frac{\rho_{mt}}{1 - \rho_{mt}}\right) = v(1, \mathbf{s}_{mt}) - v(0, \mathbf{s}_{mt}) \quad (15)$$

E aplicando o *Lema 1* de Arcidiacono and Miller (2011) ao caso EV1, a função valor ex-ante pode ser reescrita em relação à função valor condicional de qualquer escolha arbitrária:

$$\bar{V}_{it}(0) = v(1, \mathbf{s}_{mt}) - \log(\rho_{mt}) + \gamma \quad (16)$$

Onde γ é a constante de Euler-Mascheroni. Na equação 15, substituo as funções valor condicionais por 13 e 14, e aplico a equação 16 avançada um período:

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{\rho_{mt}}{1 - \rho_{mt}}\right) &= \pi_{mt}(1) - \pi_{mt}(0) - \beta \mathbb{E}_t[\bar{V}_{it+1}(0)] \\ &= \pi_{mt}(1) - \pi_{mt}(0) - \beta \mathbb{E}_t[\pi_{mt+1}(1) - \log(\rho_{mt+1}) + \gamma] \end{aligned}$$

Agora, abro $\pi_{mt+1}(1)$ para incluir a função valor da margem intensiva.

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{\rho_{mt}}{1 - \rho_{mt}}\right) &= -\Psi(\mathbf{s}_{mt}) + \mathcal{V}(h_{mt} = 0, \mathbf{s}_{mt}) + \xi_{mt} - \pi_{mt}(0) \\ &\quad - \beta \mathbb{E}_t[-\Psi(\mathbf{s}_{mt+1}) + \mathcal{V}(h_{mt+1} = 0, \mathbf{s}_{mt+1}) + \xi_{mt+1} - \log(\rho_{mt+1}) + \gamma] \end{aligned} \quad (17)$$

Antes de avançar, primeiro desenvolvo a seguinte diferença das funções de valor da margem intensiva. De agora em diante, denoto as decisões ótimas no caminho onde o lote é desmatado em t usando variáveis com um asterisco (*), e onde foi desmatado em $t + 1$ usando variáveis

com dois asteriscos (**).

$$\begin{aligned} \mathcal{V}(h_{mt} = 0, \mathbf{s}_{mt}) - \beta \mathbb{E}_t \left[\mathcal{V}(h_{mt+1} = 0, \mathbf{s}_{mt+1}) \right] \\ = r(c_{it}^*; \cdot \mid h_{mt} = 0) + \beta \mathbb{E}_t \left[\mathcal{V}(h_{mt+1}^*; \cdot) \right] \\ - \beta \mathbb{E}_t \left[r(c_{it+1}^{**}; \cdot \mid h_{mt+1} = 0) + \beta \mathbb{E}_{t+1} \left[\mathcal{V}(h_{mt+2}^{**}; \cdot) \right] \right] \end{aligned}$$

E desenvolvendo mais:

$$\begin{aligned} \mathcal{V}(h_{mt} = 0, \mathbf{s}_{mt}) - \beta \mathbb{E}_t \left[\mathcal{V}(h_{mt+1} = 0, \mathbf{s}_{mt+1}) \right] \\ = r(c_{it}^*; \cdot \mid h_{mt+1} = 0) + \beta \mathbb{E}_t \left[r(c_{it+1}^*; \cdot) - \psi(h_{mt+1}^*; \cdot) + \beta \mathbb{E}_{t+1} [\mathcal{V}(h_{mt+2}^*; \cdot)] \right] \\ - \beta \mathbb{E}_t \left[r(c_{it+1}^{**}; \cdot \mid h_{mt+1} = 0) + \beta \mathbb{E}_{t+1} [\mathcal{V}(h_{mt+2}^{**}; \cdot)] \right] \end{aligned}$$

As receitas $r(c_{it+1}^*; \cdot)$ e $r(c_{it+1}^{**}; \cdot \mid h_{mt+1} = 0)$ não são iguais, pois a última decorre da alocação inicial do rebanho em $t + 1$. Nessas alocações iniciais, pode-se demonstrar, usando a equação de movimento, que os consumos sozinhos definem o rebanho que será deixado para o próximo período. Isto é:

$$\begin{aligned} c_{it}^* \mid h_{mt}=0 &= -h_{mt+1}^* \\ c_{it+1}^{**} \mid h_{mt+1}=0 &= -h_{mt+2}^{**} \end{aligned} \tag{18}$$

Mais importante, pode-se demonstrar que $h_{mt+2}^* = h_{mt+2}^{**}$. Isso ocorre porque a escolha ótima do rebanho do próximo período decorre da condição de Euler da margem intensiva (equação 11) e é apenas prospectiva. Independentemente do rebanho herdado, o pecuarista consumirá de forma ótima para que termine o período com o rebanho definido pela mesma condição de otimalidade.

Isso significa que, seja desmatando em t ou em $t + 1$, no final de $t + 1$ o pecuarista terá um rebanho de tamanho $h_{mt+2}^* = h_{mt+2}^{**}$. Segue-se, então, que $\mathcal{V}(h_{mt+2}^*; \cdot) = \mathcal{V}(h_{mt+2}^{**}; \cdot)$. Ou seja, a propriedade de dependência finita se mantém e posso eliminar os valores de continuação. Portanto, podemos escrever a diferença como:

$$\begin{aligned} \mathcal{V}(h_{mt} = 0, \mathbf{s}_{mt}) - \beta \mathbb{E}_t \left[\mathcal{V}(h_{mt+1} = 0, \mathbf{s}_{mt+1}) \right] \\ = r(c_{it}^*; \cdot \mid h_{mt} = 0) + \beta \mathbb{E}_t \left[r(c_{it+1}^*; \cdot) - \psi(h_{mt+1}^*; \cdot) - r(c_{it+1}^{**}; \cdot \mid h_{mt+1} = 0) \right] \end{aligned}$$

Agora podemos retornar à equação 17 e substituir essa diferença.

$$\begin{aligned} \log \left(\frac{\rho_{mt}}{1 - \rho_{mt}} \right) &= -\Psi(\mathbf{s}_{mt}) + \xi_{mt} - \pi_{mt}(0) - \beta \mathbb{E}_t \left[-\Psi(\mathbf{s}_{mt+1}) + \xi_{mt+1} - \log(\rho_{mt+1}) + \gamma \right] \\ &\quad + r(c_{it}^*; \cdot \mid h_{mt} = 0) + \beta \mathbb{E}_t \left[r(c_{it+1}^*; \cdot) - \psi(h_{mt+1}^*; \cdot) - r(c_{it+1}^{**}; \cdot \mid h_{mt+1} = 0) \right] \end{aligned}$$

Agora, utilizando as formas funcionais especificadas para receitas e custos da margem

intensiva (1), retornos da margem extensiva (??) e os resultados de 18.

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{\rho_{mt}}{1-\rho_{mt}}\right) + \beta\gamma = & -\Psi(\mathbf{s}_{mt}) + \xi_{mt} - \alpha_b b_m - \xi_{mt} \\ & - \beta \mathbb{E}_t \left[-\Psi(\mathbf{s}_{mt+1}) + \xi_{mt+1} - \log(\rho_{mt+1}) \right] \\ & - \alpha_p p_{mt} h_{mt+1}^* + \beta \alpha_p \mathbb{E}_t \left[p_{mt+1} (c_{it+1}^* + h_{mt+2}^*) \right] \\ & - \beta \mathbb{E}_t \left[\left[\frac{1}{2} \delta h_{mt+1}^* + \mathbf{x}_{it+1} \gamma_x + \varepsilon_{it+1} \right] h_{mt+1}^* \right] \end{aligned}$$

Pela equação de movimento, tem-se que $c_{it+1}^* + h_{mt+2}^* = (1 + \phi) h_{mt+1}^*$. Além disso, pela equação de Euler da margem intensiva especificada em 12, também se verifica que:

$$\mathbb{E}_t \left[\frac{1}{2} \delta h_{mt+1}^* + \mathbf{x}_{it+1} \gamma_x + \varepsilon_{it+1} \right] = -\frac{1}{\beta} \alpha_p p_{mt} + \alpha_p (1 + \phi) \mathbb{E}_t [p_{mt+1}] - \mathbb{E}_t \left[\frac{1}{2} \delta h_{mt+1}^* \right]$$

Portanto, posso reescrever a equação como:

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{\rho_{mt}}{1-\rho_{mt}}\right) + \beta\gamma = & -\Psi(\mathbf{s}_{mt}) + \xi_{mt} - \alpha_b b_m - \xi_{mt} \\ & - \beta \mathbb{E}_t \left[-\Psi(\mathbf{s}_{mt+1}) + \xi_{mt+1} - \log(\rho_{mt+1}) \right] \\ & - \alpha_p p_{mt} h_{mt+1}^* + \beta \alpha_p (1 + \phi) \mathbb{E}_t [p_{mt+1} h_{mt+1}^*] \\ & - \beta \mathbb{E}_t \left[\left[-\frac{1}{\beta} \alpha_p p_{mt} + \alpha_p (1 + \phi) p_{mt+1} - \frac{1}{2} \delta h_{mt+1}^* \right] h_{mt+1}^* \right] \end{aligned}$$

A qual pode ser facilmente simplificada e rearranjada para:

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{\rho_{mt}}{1-\rho_{mt}}\right) + \beta\gamma = & -\Psi(\mathbf{s}_{mt}) - \alpha_b b_m \\ & + \beta \mathbb{E}_t \left[\Psi(\mathbf{s}_{mt+1}) \right] - \beta \mathbb{E}_t \left[\xi_{mt+1} \right] \\ & + \beta \mathbb{E}_t \left[\log(\rho_{mt+1}) \right] + \frac{\beta}{2} \delta (h_{mt+1}^*)^2 \end{aligned}$$

Rearranjo a equação anterior e aplico expectativas racionais, permitindo-me escrever os valores esperados como a soma das realizações e um erro de expectativa, obtendo assim a equação em 4.

C.3 Instrumentos

C.3.1 Preços

Para lidar com a potencial endogeneidade dos preços do gado na minha regressão, utilizo uma abordagem de Variável Instrumental de Shift-Share (SSIV) baseada em choques exógenos nas importações de carne da China. Esse método aproveita o substancial e bem documentado aumento da demanda da China por produtos agrícolas nas últimas décadas, especialmente desde sua adesão à Organização Mundial do Comércio (OMC) em 2001. O instrumento é construído

seguindo a metodologia de Carreira et al. (2024), que, por sua vez, se baseia teoricamente no arcabouço de Borusyak et al. (2022). Essa abordagem isola variações exógenas nos resultados locais ao combinar choques de nível nacional com as participações iniciais da produção no nível regional.

O primeiro passo na construção do instrumento envolve a estimativa do componente de choque exógeno do crescimento das importações chinesas. Utilizando dados detalhados de comércio por produto-país-ano, estimo uma regressão auxiliar para identificar as taxas de crescimento específicas das importações da China para cada categoria de produto⁹ j . Essa regressão exclui dados brasileiros para garantir que os choques não sejam influenciados por fatores domésticos. A regressão assume a seguinte forma:

$$G_{cj,t} = \gamma_{j,t} + \psi_{\text{China}, j,t} + \epsilon_{cj,t}$$

Aqui, $G_{cj,t}$ denota a taxa de crescimento das importações do país c do produto j no ano t , medida em relação a um ano base. O termo $\gamma_{j,t}$ captura efeitos fixos ano-produto, variando entre produtos e anos, para considerar características específicas de cada produto ao longo do tempo que são invariantes entre países. Já $\psi_{\text{China}, j,t}$ representa dummies específicas da China e do produto, que isolam o componente do crescimento das importações exclusivamente atribuível à demanda chinesa pelo produto j no ano t . O termo residual $\epsilon_{cj,t}$ reflete qualquer variação não explicada. Defino o ano base como 2000, imediatamente antes da adesão da China à OMC em 2001, seguindo Carreira et al. (2024), para garantir que o período base reflita com precisão as condições pré-tratamento, sem influência de mudanças políticas subsequentes.

Após obter as taxas de crescimento das importações específicas da China estimadas ($\hat{\psi}_{\text{China}, j,t}$), construo o Instrumento Shift-Share como:

$$\hat{x}_{m,t} = \sum_j S_{mj,\bar{t}} \cdot x_{j,\bar{t}} \cdot \hat{\psi}_{\text{China}, j,t} \quad (19)$$

Nesta expressão, $S_{m,\bar{t}}$ representa a participação da produção no município m no ano base \bar{t} . Essa participação é derivada do censo agropecuário de 1995, garantindo que antecede o ano base e não seja afetada por choques subsequentes. $x_{j,\bar{t}}$ é o volume das exportações brasileiras do produto j para a China no ano base. Por fim, $\hat{\psi}_{\text{China}, j,t}$ denota as taxas de crescimento previstas das importações chinesas para o produto j no ano t , conforme estimado na regressão auxiliar.

Essa variável Shift-Share combina os choques exógenos de nível nacional $\hat{\psi}_{\text{China}, j,t}$ com as participações iniciais da produção regional $S_{m,\bar{t}}$, garantindo que o instrumento capture variações nos resultados regionais decorrentes do crescimento da demanda da China, e não de fatores locais endógenos. Os valores do ano base para as participações e exportações asseguram que a linha de base para comparação dos choques seja pré-determinada e independente das

⁹Um produto é identificado pelo seu código de 6 dígitos na classificação do "Sistema Harmonizado" da Organização Mundial das Alfândegas (OMA). Os dados utilizados aqui referem-se a carne fresca, refrigerada ou congelada de bovinos (Capítulo 02 do SH, Posições 01 e 02).

principais mudanças políticas que desencadearam o choque. O uso desse instrumento é particularmente adequado para a análise dos preços do gado, pois as importações chinesas de carne têm sido um dos principais motores das mudanças na demanda global, especialmente por carne bovina. Ao isolar o componente exógeno dessa demanda, o instrumento Shift-Share atua como um deslocador de demanda (Angrist et al. 2001), proporcionando uma estratégia crível para lidar com a endogeneidade dos preços no lado da oferta.

C.3.2 Qualidade das Pastagens

Para lidar com a potencial endogeneidade na qualidade das pastagens, utilizo o Índice de Severidade de Seca de Palmer (PDSI) do ano anterior como instrumento. Especificamente, tomo a menor observação mensal dentro do ano para capturar as condições mais secas experimentadas, que têm o maior impacto na qualidade das pastagens.

O PDSI é uma métrica amplamente utilizada para medir a severidade da seca, comparando os níveis atuais de umidade com médias históricas. Baseio-me nos valores mensais do PDSI calculados por Abatzoglou et al. (2018) no conjunto de dados TerraClimate. Esses valores são derivados de um modelo climático de balanço hídrico modificado de Thornthwaite-Mather, que incorpora precipitação (suprimento de umidade), evapotranspiração de referência (demanda de umidade) e armazenamento de água no solo. A evapotranspiração de referência é estimada usando a abordagem de balanço de energia de Penman-Monteith da FAO, que leva em conta temperatura do ar, radiação solar, umidade do ar e velocidade do vento.

O PDSI é um instrumento robusto para a qualidade das pastagens, pois mede a disponibilidade de umidade do solo – um fator crítico para o crescimento da vegetação e a produção de forragem. Ao refletir os efeitos da variabilidade climática, o PDSI captura como as secas influenciam a saúde e a produtividade da vegetação. Seu design padronizado também permite comparações consistentes do estresse climático na qualidade das pastagens entre municípios, regiões, biomas e ao longo do tempo.

O uso dos valores mínimos do PDSI foca nas condições de seca mais severas, como os meses mais secos ou os períodos de estiagem mais intensos. Esses eventos extremos são particularmente relevantes para a qualidade das pastagens, pois representam períodos em que a vegetação está mais estressada e a disponibilidade de forragem é mais baixa. O uso de valores defasados garante a exogeneidade do instrumento, uma vez que as condições climáticas passadas são pré-determinadas e não influenciadas pelas decisões agrícolas ou mudanças no uso da terra no presente.

A principal hipótese é que condições de seca, conforme medidas pelo PDSI, influenciam o manejo do rebanho e as decisões sobre o uso da terra apenas indiretamente por meio de seu efeito sobre a qualidade das pastagens. Por exemplo, secas severas podem levar a uma menor disponibilidade de forragem, levando os produtores a ajustar o tamanho do rebanho (Skidmore 2023) ou desmatar áreas adicionais para pastagem (Desbureaux et al. 2018). Essa relação indireta sustenta a validade do PDSI como instrumento para abordar a endogeneidade da qualidade das pastagens no modelo de regressão.

D Exercícios empíricos adicionais

D.1 Margem intensiva: resultados da primeira etapa

Table 6: Intensive margin first stage results

Dependent Variables:	p_{mt}	p_{mt+1}	Pasture Quality (x_{mt+1})
<i>Variables</i>			
$ssiv_{mt}$	-19.93*** (3.417)	-21.23*** (3.645)	0.0140*** (0.0021)
$ssiv_{mt+1}$	13.23*** (2.261)	14.08*** (2.411)	-0.0092*** (0.0014)
pdsi_min	0.1117*** (0.0201)	0.1100*** (0.0207)	5.68×10^{-5} *** (1×10^{-5})
Year	79.05*** (0.9454)	59.88*** (0.9916)	0.0075*** (0.0003)
Temperature	✓	✓	✓
Past. Suit.	✓	✓	✓
Mkt. Acc.	✓	✓	✓
Transp. Cost	✓	✓	✓
<i>Fixed-effects</i>			
Biome	✓	✓	✓
<i>Fit statistics</i>			
Observations	6,487	6,487	6,487
F-test	309.45	173.59	98.484
F-test (1st stage)	49.981	47.741	38.057

Clustered (Municipality) standard-errors in parentheses

Signif. Codes: ***: 0.01, **: 0.05, *: 0.1

D.2 Margem intensiva com efeitos fixos municipais

Table 7: Intensive margin FE regression results

Dependent Variable:	OLS	h_{mt+1}	IV
<i>Variables</i>			
p_{mt}	-0.0004*** (6.4×10^{-5})		-0.0004*** (0.0002)
p_{mt+1}	0.0004*** (6.18×10^{-5})		0.0004** (0.0002)
Pasture Quality (x_{mt+1})	0.0953*** (0.0155)		0.3666*** (0.0658)
Year	0.0047*** (0.0014)		0.0069*** (0.0024)
Temperature	✓		✓
Past. Suit.			
Mkt. Acc.	✓		✓
Transp. Cost			
<i>Fixed-effects</i>			
Municipality	✓		✓
<i>Fit statistics</i>			
Observations	6,487		6,487
F-test	5,689.8		7,821.2
<i>Clustered (Municipality) standard-errors in parentheses</i>			
<i>Signif. Codes: ***: 0.01, **: 0.05, *: 0.1</i>			

D.3 Margem extensiva: resultados da primeira etapa

Table 8: Extensive margin first stage results

Dependent Variable:	Pasture Quality ($\beta x_{mt+1} - x_{mt}$)
<i>Variables</i>	
pdsi_min	$-5.9 \times 10^{-5***}$ (2.07×10^{-6})
$\frac{\beta}{2}(h_{mt+1})^2$	$-0.0301***$ (0.0072)
b_m	$-0.0002***$ (9.17×10^{-6})
$(\beta + (\beta - 1)t)$	0.0005 (0.0010)
Temperature	✓
Past. Suit.	✓
Mkt. Acc.	✓
Transp. Cost	✓
<i>Fixed-effects</i>	
Biome	✓
<i>Fit statistics</i>	
Observations	6,210
F-test	106.02
F-test (1st stage)	715.73
<i>Clustered (Municipality) standard-errors in parentheses</i>	
<i>Signif. Codes: ***: 0.01, **: 0.05, *: 0.1</i>	

D.4 Exercício de margem extensiva com dados de pesquisa

Table 9: Extensive margin regression with survey data

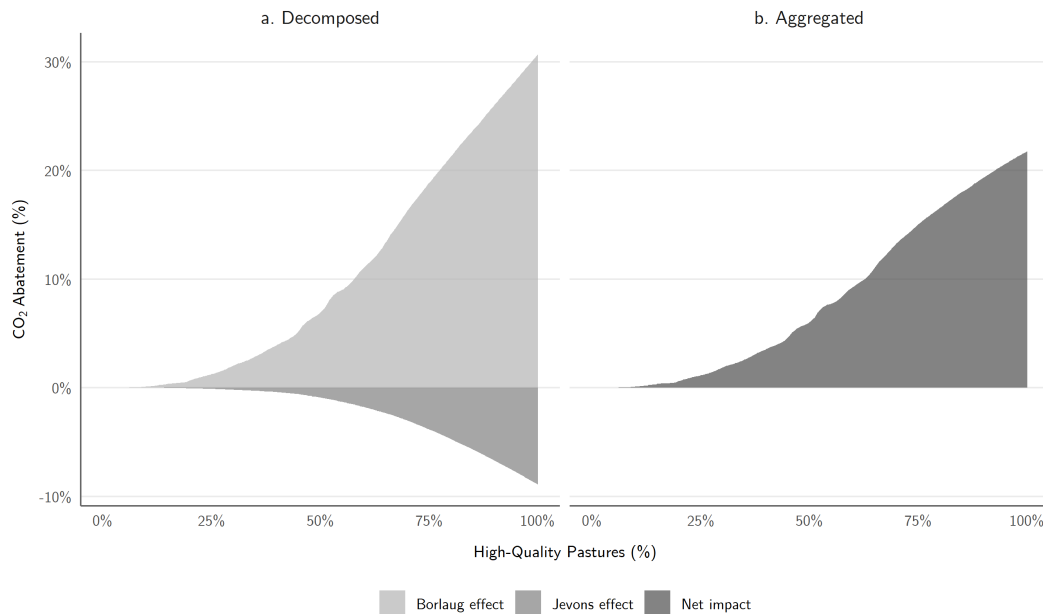
Dependent Variable:	$\log\left(\frac{\rho_{mt}}{1-\rho_{mt}}\right) - \beta \log(\rho_{mt+1}) + \beta\gamma$	
	OLS	IV
<i>Variables</i>		
$\frac{\beta}{2}(h_{mt+1})^2$	0.1171*** (0.0331)	0.3427*** (0.1006)
Pasture Quality ($\beta x_{mt+1} - x_{mt}$)	1.382*** (0.0860)	10.76*** (0.8078)
b_m	-0.0004*** (6.79×10^{-5})	0.0013*** (0.0002)
$(\beta + (\beta - 1)t)$	-0.0424*** (0.0047)	-0.0660*** (0.0054)
Temperature	✓	✓
Past. Suit.	✓	✓
Mkt. Acc.	✓	✓
Transp. Cost.	✓	✓
<i>Fixed-effects</i>		
Biome	✓	✓
<i>Fit statistics</i>		
Observations	64,736	64,736
F-test	6.6588	6.7972

Clustered (Municipality) standard-errors in parentheses

Signif. Codes: ***: 0.01, **: 0.05, *: 0.1

D.5 Efeito da recuperação de pastagens sobre as reduções de emissões

Figure 5: Contrafactual de recuperação de pastagens (Redução de CO_2)



Esta figura apresenta a potencial redução de CO_2 a partir de um contrafactual de recuperação de pastagens. O eixo X mostra a participação mínima de pastagens de alta qualidade estabelecida pela política em cada município. O eixo Y mostra a redução de carbono em relação às emissões de referência para cada nível de política. O painel (a) exibe a desagregação entre os efeitos de Borlaug e Jevons, enquanto o painel (b) mostra o efeito líquido.