



Uso de técnicas de amostragem em análise de paisagem: estudo de caso no estado do Paraná



**Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária
Embrapa Florestas
Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento**

DOCUMENTOS 381

Uso de técnicas de amostragem em análise de
paisagem: estudo de caso no estado do Paraná

*Maria Augusta Doetzer Rosot
Marilice Cordeiro Garrastazú
Denise Jeton Cardoso
Yeda Maria Malheiros de Oliveira
Luziane Franciscon*

Embrapa Florestas
Estrada da Ribeira, km 111, Guaraituba,
Caixa Postal 319
83411-000, Colombo, PR, Brasil
Fone: (41) 3675-5600
www.embrapa.br/florestas
www.embrapa.br/fale-conosco/sac

Comitê Local de Publicações da
Embrapa Florestas

Presidente
Patrícia Póvoa de Mattos

Vice-Presidente
José Elidney Pinto Júnior

Secretária-Executiva
Neide Makiko Furukawa

Membros
Annete Bonnet
Cristiane Aparecida Fioravante Reis
Elenice Fritzsons
Krisle da Silva
Marcelo Francia Arco Verde
Marilice Cordeiro Garrastazu
Susete do Rocio Chiarello Penteado
Valderês Aparecida de Sousa

Supervisão editorial e revisão de texto
José Elidney Pinto Júnior

Normalização bibliográfica
Valéria de Fátima Cardoso

Projeto gráfico da coleção
Carlos Eduardo Felice Barbeiro

Editoração eletrônica
Luciane Cristine Jaques

1ª edição
Publicação digital (2022): PDF

Todos os direitos reservados.

A reprodução não autorizada desta publicação, no todo ou em parte,
constitui violação dos direitos autorais (Lei nº 9.610).

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
Embrapa Florestas

Uso de técnicas de amostragem em análise de paisagem: estudo de caso no estado do
Paraná / Maria Augusta Doetzer Rosot ... [et al.] – Colombo : Embrapa Florestas, 2022.
25 p. (Documentos / Embrapa Florestas, ISSN 1980-3958 ; n. 381).

1. Árvore florestal. 2. Amostragem. 3. Paisagem. I. Rosot, Maria Augusta Doetzer.
II. Garrastazú, Marilice Cordeiro. III. Cardoso, Denise Jeton. IV. Oliveira, Yeda Maria
Malheiros de. V. Francison, Luziane. VI. Série.

CDD:633.77 (21. ed.)

Autores

Maria Augusta Doetzer Rosot

Engenheira Florestal, doutora em Engenharia Florestal, pesquisadora da Embrapa Florestas, Colombo, PR

Marilice Cordeiro Garrastazú

Engenheira Florestal, mestre em Engenharia Agrícola, pesquisadora da Embrapa Florestas, Colombo, PR

Denise Jeton Cardoso

Engenheira Florestal, doutora em Engenharia Florestal, pesquisadora da Embrapa Florestas, Colombo, PR

Yeda Maria Malheiros de Oliveira

Engenheira Florestal, doutora em Ciências Florestais, pesquisadora da Embrapa Florestas, Colombo, PR

Luziane Franciscon

Estatística, mestre em Estatística e Experimentação Agronômica, analista da Embrapa Florestas, Colombo, PR

Apresentação

Este trabalho apresenta aderência a diferentes metas dos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS) estabelecidos pela Agenda 2030 da Organização das Nações Unidas (ONU), em especial dos ODS 12 e 15, por tratar de pesquisa de metodologias voltadas à gestão sustentável dos recursos florestais, com ênfase na manutenção da biodiversidade e conservação da floresta, por meio de técnicas estatísticas relacionadas à geração e aplicação de índices de paisagem.

O objetivo do estudo foi avaliar o comportamento de índices de fragmentação da paisagem baseados na densidade de área florestal (FAD), em diferentes instâncias territoriais (estado, mesorregião, bacia hidrográfica) e também sua precisão e acurácia quando os mesmos índices são obtidos por amostragem. Para tanto, aplicou-se a análise FAD à superfície completa do estado do Paraná (abordagem *wall-to-wall*) e à superfície de cada bacia hidrográfica e mesorregião do estado, comparando censo versus resultados da amostragem de 138 Unidades Amostrais de Paisagem (UAPs). A precisão das estimativas de dois índices – percentual de área de floresta descontínua e percentual de área de floresta contínua – foi avaliada pela análise estatística da amostragem, individualmente, considerando-se as médias, os erros de amostragem em percentagem e o número de unidades amostrais necessárias para um limite máximo de erro igual a 10%. Foram testadas abordagens não estratificadas e também com pós-estratificação. A acuracidade foi avaliada com base nos erros reais percentuais.

Os resultados do censo mostraram que 24,47% da cobertura florestal nativa do Paraná são constituídos por florestas descontínuas, enquanto 75,53% correspondem a florestas contínuas. As bacias Litorânea e do rio Ribeira possuem mais de 90% de suas áreas florestais ocupadas por florestas contínuas. As mesorregiões metropolitanas de Curitiba e sudeste são as que apresentam os maiores índices de proporção de florestas contínuas, com valores superiores a 89%. Os maiores índices de florestas descontínuas pertencem à mesorregião centro-ocidental (67,29%) e ao grupo das bacias do rio Pirapó-Paranapanema 3 e 4 (60,69%). As abordagens sem estratificação e com pós-estratificação por mesorregião e bacia hidrográfica apresentaram alta precisão, com erros de amostragem variando entre 5% e 11%. A pós-estratificação diminuiu o erro amostral quando comparada à abordagem sem estratificação, sendo ligeiramente mais precisa quando efetuada por mesorregião. Consequentemente, a estimativa do número de unidades de amostra necessário para um limite de erro de até 10% foi menor que o necessário para a abordagem sem estratificação para o total da superfície do estado.

O uso de amostragem sistemática na densidade aplicada não se mostrou adequado para estimativas de índices de fragmentação por mesorregião ou bacia hidrográfica de forma independente, gerando erros de amostragem elevados, o que sugere ser mais recomendável o emprego de abordagens *wall-to-wall* para essas instâncias territoriais. Os erros reais calculados pela diferença percentual entre médias estimadas e o parâmetro populacional obtido pelo censo apresentaram valores elevados em todas as abordagens empregadas, sendo ligeiramente maiores para a pós-estratificação por bacia hidrográfica.

Marcílio José Thomazini

Chefe-Adjunto de Pesquisa e Desenvolvimento

Embrapa Florestas

Sumário

Introdução.....	9
Metodologia.....	11
Resultados.....	15
Resultados para a abordagem sem estratificação	16
Resultados para a abordagem com estratificação	16
Considerações finais	21
Referências	22

Introdução

Na ecologia de paisagens a estrutura, ou padrão, descreve as relações espaciais entre diferentes ecossistemas ou elementos presentes na paisagem, tanto em termos de composição – definida como o grau de variedade ou abundância dos objetos geométricos que representam esses elementos – como de configuração, que se refere à sua distribuição ou caráter espacial (Forman; Godron, 1986). As medidas resultantes da análise das feições da paisagem a partir de mapas são denominadas métricas de paisagem (Wu; Hobbs, 2002; Turner, 2005) e, embora alguns autores mencionem restrições quanto ao uso e interpretação desses índices (Li; Wu, 2004; Tischendorf, 2001), há vasta literatura fundamentando sua utilização na ecologia de paisagens (Hasset et al., 2012).

Especificamente no caso da ecologia da paisagem florestal, o foco está em compreender como os padrões espaciais e suas interações influenciam os processos e a dinâmica de áreas florestais heterogêneas (Perera et al., 2006). Os métodos de análise de padrões espaciais permitem inferir onde os processos estão ocorrendo, como a distribuição de fenômenos ou o arranjo dos dados se alinha a outras feições na paisagem e o que os padrões podem revelar a respeito de potenciais conexões e correlações (Scott, 2015).

A fragmentação é um dos processos mais frequentes relacionados à mudança na configuração de uma paisagem florestal. Quer seja pela ocorrência de “perfurações” ou clareiras, pela redução das dimensões de polígonos de floresta a partir de suas bordas ou pela divisão de polígonos compactos em múltiplos fragmentos menores, a frequência e intensidade desse processo afetam diretamente a qualidade de habitat e a conectividade da paisagem. Métricas da ecologia de paisagem possibilitam quantificar o processo de fragmentação por meio de indicadores baseados em fragmentos (*patch*). Tais índices, porém, possuem algumas limitações intrínsecas tais como apresentar valores médios, desconsiderando a variabilidade da feição sendo avaliada e não prover informação espacial explícita (Vogt, 2020).

Em 2015, a União Europeia adicionou um novo indicador aos já existentes, para avaliação da sustentabilidade do manejo florestal aplicado às florestas daquele continente. Tal indicador recebeu o nome genérico de “fragmentação florestal”, referindo-se à “área de floresta contínua e de fragmentos separados por áreas não florestais” (Raši; Schwarz, 2019). Esse é o mesmo conceito empregado pela Convenção sobre Diversidade Biológica (CBD, 2006) e sua forma de cálculo segue uma abordagem orientada a padrões, diferentemente da tradicional abordagem orientada a espécies (Fischer; Lindenmayer, 2007). Nesse caso, o processamento e interpretação de dados baseados em mapas de uso e cobertura da terra permite a avaliação do padrão espacial (geometria) e, conseqüentemente, a obtenção de índices que reflitam a proporção de fragmentos e de florestas contínuas em uma determinada paisagem.

Com base no modelo conceitual de McIntyre e Hobbs (1999) – que classifica as alterações na paisagem de acordo com o grau de permanência dos habitats originais – Riitters et al. (2000) desenvolveram um método para quantificar a fragmentação em múltiplas escalas empregando mapas raster de uso e cobertura da terra. O resultado gerado – denominado densidade de área florestal - informa a proporção de floresta contínua, vizinha a determinado pixel (Riitters et al., 2012). Esses valores podem ser usados como limites para definir as classes de fragmentação de uma paisagem (Pearson et al., 1996), oferecendo, assim, uma alternativa não subjetiva à avaliação da fragmentação.

Em termos computacionais, métodos baseados em princípios geométricos foram desenvolvidos para se obter a densidade de área florestal (FAD, do original inglês *Forest Area Density*) e implementados no software GuidosToolBox (Vogt; Riitters, 2017). O processamento se inicia com a binarização

de mapas raster de uso e cobertura da terra nas classes “floresta” (*foreground*) e “não floresta” (*background*), seguido pela aplicação de janelas móveis de distintos tamanhos sobre o mapa binário, calculando-se a proporção de cobertura florestal em relação à área total para cada janela, em cada posição; os diferentes tamanhos de janela representam diferentes escalas de observação (Vogt, 2022). Riitters et al. (2000) propuseram que quaisquer pixels com valores de FAD superiores a 40% fossem considerados como pertencendo a florestas contínuas, enquanto aqueles com FAD inferior a 40% deveriam ser classificados como constituindo florestas descontínuas.

No Brasil os mapeamentos temáticos de uso e cobertura da terra em nível nacional são disponibilizados a cada dois anos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), embora os últimos resultados do monitoramento sejam referentes a 2018 (IBGE, 2020). A resolução espacial desses arquivos raster - gerados pela interpretação visual de imagens do sensor OLI/Landsat-8, associada a outros insumos - é de 1 km². A máscara de floresta existe como classe individual, porém remanescentes florestais e vegetação arbóreo-arbustiva também aparecem na classe “Mosaico de Ocupações em Área Florestal”, que inclui florestas plantadas, agricultura, pastagem e outros usos e coberturas.

A iniciativa MapBiomias (Projeto de Mapeamento Anual do Uso e Cobertura da Terra no Brasil) produz anualmente coleções de arquivos raster com até 25 classes de uso e cobertura da terra, em células com 0,09 hectares (900 m²) de resolução espacial, para todo o território nacional. A escala de saída recomendada é 1:100.000 (Projeto Mapbiomas, 2022), o que faz dos produtos do projeto uma fonte de dados importante para aplicações para análise de paisagem, dada sua abrangência nacional e frequência anual.

Uma alternativa quando se deseja trabalhar com escalas maiores, usando mapas de uso e cobertura oriundos de sensores de altíssima resolução espacial (ex. Sentinel, RapidEye, Planet), porém com abrangência limitada a determinados locais ou regiões, é aplicar um processo de amostragem à paisagem. Hasset et al. (2012) mencionam que, ainda que o uso de amostragem não seja considerado sempre que se dispõe de mapas *wall-to-wall*, a amostragem pode representar economia significativa de custos especialmente se baseada em dados de uso e cobertura mais precisos. O monitoramento da cobertura da terra em nível nacional, continental e global tem empregado estratégias baseadas em amostragem (Hansen et al., 2010), tais como o uso de blocos representando as unidades amostrais.

Na Europa, a Rede de Observação da Biodiversidade (EBONE, do original *European Biodiversity Observation Network*) analisou programas nacionais para o monitoramento de características das paisagens na Suécia, Reino Unido, Áustria, Dinamarca e Espanha (Brus et al., 2011). Todos os programas eram constituídos por unidades amostrais quadradas, variando de 1 km² a 5 km². Essa abordagem também foi adotada pelo Inventário Florestal Nacional do Brasil (IFN-BR), em sua componente de paisagem. As denominadas Unidades Amostrais de Paisagem (UAP), quadradas, com 100 km² cada, têm seu centro geométrico coincidente com as unidades amostrais de campo do IFN-BR (Luz et al., 2018a). Imagens do sensor RapidEye foram utilizadas para classificar o uso e cobertura da terra dentro de cada UAP, gerando mapas com dez classes (Luz et al., 2018b). Entre outras aplicações, tais mapas foram usados como insumos para a aplicação da análise FAD às Unidades Amostrais de Paisagem (UAPs), servindo como base para a geração de índices derivados - como intensidade de fragmentação - para uma subamostra de 427 UAPs, nos biomas Pampa, Mata Atlântica e Caatinga (Rosot et al., 2021). Entretanto, as abordagens até então empregadas foram restritas ao ranqueamento de UAPs com base nos índices e sua espacialização.

No sentido de avaliar quão bem os índices de fragmentação gerados como resultado da amostragem representam diferentes instâncias territoriais (estado, mesorregião, bacia hidrográfica) na sua totalidade, foram aplicadas técnicas de análise estatística comparando censo versus amostragem.

Assim, o presente trabalho objetivou determinar a precisão e a acuracidade relativa a índices de fragmentação em formações florestais nativas e avaliar seu comportamento nos diferentes estratos, estabelecidos em função de distintas instâncias territoriais.

Metodologia

Os dados para o estudo são oriundos de uma subamostra do conjunto das Unidades Amostrais de Paisagem (UAPs) que consistem em unidades amostrais quadradas de 100 km², distribuídas sistematicamente a cada 40 km, sobre todo o território nacional. Foram selecionadas todas as 138 UAPs pertencentes ao estado do Paraná, em função da predominância do bioma Mata Atlântica nesse estado.

A primeira etapa do trabalho consistiu em acessar e descarregar as imagens raster com 30 metros de resolução espacial da coleção 6 do ano de 2018 de uso e cobertura da terra do projeto MapBiomas (Projeto Mapbiomas, 2022) para o estado do Paraná. Em seguida efetuou-se uma reclassificação, agrupando-se as classes de cobertura arbustivo-arbórea natural (1-Formação florestal, 3-Formação savânica, 4-Mangue, 49-Restinga arborizada) para constituir o denominado “*foreground*” (ou primeiro plano), enquanto as demais classes foram agrupadas para constituir o *background* (ou plano de fundo), além da identificação de áreas sem informação (*missing*), que é opcional, mas foi adotada no presente estudo. As florestas plantadas estão contempladas na classe “silvicultura” do projeto MapBiomas e foram consideradas como *background*. O mapa reclassificado (com apenas três classes) constituiu o input básico para todas as demais operações no âmbito da análise FAD.

Em ambiente de SIG esse mapa - com abrangência da extensão total da área do estado ou *wall-to-wall* (WTW) - foi recortado para os seguintes limites: Unidades Amostrais de Paisagem (UAPs), bacias hidrográficas (BH) e mesorregiões (MR). Na tabela 1 são listados os insumos vetoriais utilizados, sua origem, escala e respectivas classes.

Tabela 1. Descrição e características dos vetores empregados na delimitação e recorte das diferentes instâncias territoriais.

Vetor	Classes	Escala	Origem
Divisão Político-Administrativa do Paraná ano 2021 (DPA)	Municípios	1:50.000	Instituto de Água e Terras (IAT – PR)
Limite do Estado do PR	n.a.	1:50.000	Derivado do DPA
MR	Mesorregiões	1:50.000	Derivado do DPA
BH	Bacias hidrográficas	1:100.000	SUDERHSA (2007)
UAP	n.a.		

n.a. = não aplicável

O mapa do estado (*wall-to-wall*) foi, então, processado, utilizando-se o programa GuidosToolbox (GTB) - um software livre desenvolvido pelo *Joint Research Centre* (JRC) – que contém uma série de ferramentas e algoritmos especialmente desenhados para descrever e quantificar propriedades espaciais de objetos de imagem em dados raster digitais (Vogt; Riitters, 2017). No programa GTB a análise FAD é executada com base na aplicação de janelas móveis sobre o mapa binarizado, gerando como resultado novas imagens raster onde cada pixel contém o valor da densidade de área florestal, que é a proporção de pixels de floresta em uma vizinhança determinada pelo tamanho da janela.

Na Figura 1 é mostrado um desenho esquemático sobre a forma de quantificação da proporção de cobertura florestal (quadrados verdes) em relação às classes “não floresta” (quadrados cinzas) usando como exemplo uma janela móvel de nove pixels (em vermelho) em diferentes posições. Na imagem da esquerda os números mostrados nos quadrados verdes representam o número de pixels da classe “floresta” dentro da janela, na medida em que essa se desloca sobre a imagem. Se, por exemplo, há nove pixels de cobertura florestal na vizinhança do pixel central, destacado em branco na janela, isso representa 100 % de proporção de cobertura florestal, conforme mostrado na posição correspondente na imagem da direita. Ao final do processo aplicado sobre o mapa binarizado, são calculadas as proporções para todos os pixels centrais que representem áreas de cobertura florestal, gerando um mapa de densidade de área florestal.

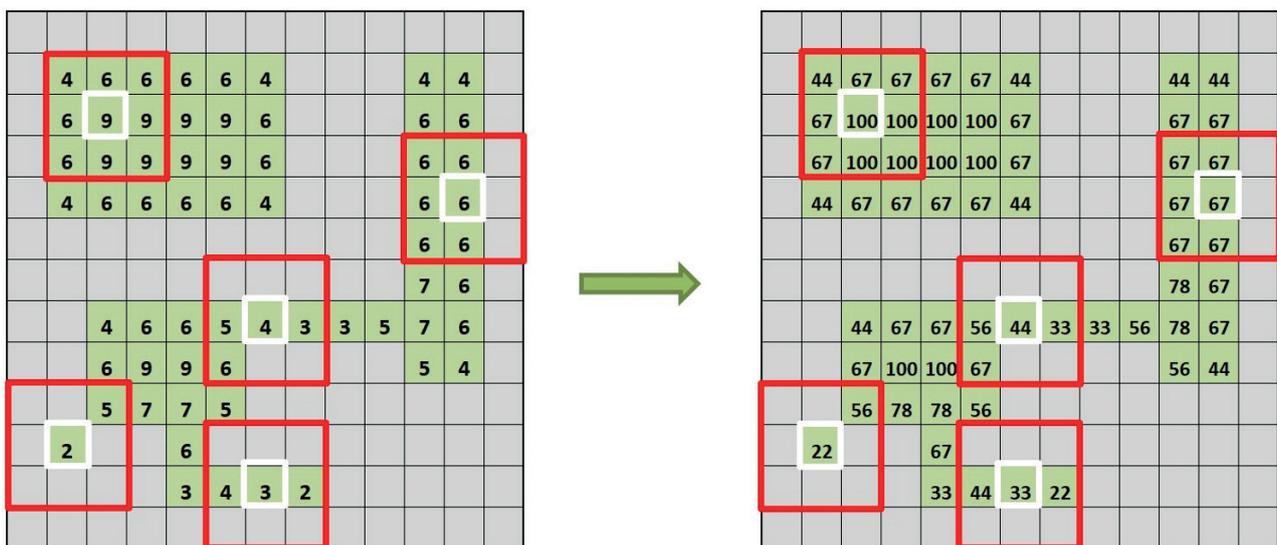


Figura 1. Representação esquemática dos resultados obtidos para a densidade de área florestal (pixels em verde) usando janela móvel de 3 pixels x 3 pixels (em vermelho) em várias posições, com destaque para o pixel central da janela (em branco). Os números representam a proporção de cobertura florestal para o pixel central, considerando o deslocamento da janela móvel sobre a imagem.

Fonte: Rosot et al., 2021.

Por padrão, os valores da densidade de área florestal são agrupados em seis classes que definem a cobertura florestal quanto à intensidade de fragmentação, porém, nas análises desenvolvidas no presente estudo, optou-se por reagrupar essas classes em apenas duas (Riitters et al., 2000): floresta descontínua ($FAD < 40\%$) e floresta contínua ($FAD \geq 40\%$). As escalas de observação representadas por cinco diferentes tamanhos das janelas móveis (7x7, 13x13, 27x27, 81x81 e 243x243 pixels), correspondem a cinco diferentes áreas de vizinhança no terreno, variando de 4,41 ha a 5.314,41 ha, respectivamente. Para contornar a questão da dependência da escala quando se avalia a fragmentação, além dos cinco tamanhos de janela, o programa gera, também, resultados integrados numa abordagem multiescala, que foi a utilizada no presente trabalho. Os índices finais correspondem à proporção da área com cobertura florestal do estado ocupada por floresta descontínua e floresta contínua. Maiores detalhes sobre o método e procedimentos operacionais no programa GTB podem ser encontrados em Rosot et al. (2021).

As mesmas operações foram executadas para cada instância territorial que constituiu o denominado “censo” da análise de paisagem (WTV, MR e BH) e para cada UAP do estudo. Os estratos pertencentes à mesma instância foram processados em lote no programa GTB, bem como o conjunto de UAPs.

A última etapa do trabalho consistiu em organizar os conjuntos de informações numéricas relativos às duas classes de fragmentação da floresta em planilhas eletrônicas, analisando-os em conjunto com os respectivos mapas de densidade de área florestal. A avaliação da precisão da amostragem por meio de UAPs foi efetuada com base no cálculo das estatísticas listadas na Tabela 2 para cada um dos índices resultantes da análise FAD. A avaliação da acuracidade da amostragem em relação ao censo (abordagem WTW) envolveu o cálculo do erro real (“bias”) em percentagem, comparando-se os valores médios de cada índice com a média populacional oriunda do censo, tanto para a superfície total do estado quanto para cada mesorregião ou bacia hidrográfica, quando consideradas populações independentes.

Foram analisados separadamente os casos envolvendo as médias dos índices das 138 UAPs comparadas com os parâmetros do censo para toda a área do estado e os casos em que as UAPs foram pós-estratificadas conforme a mesorregião ou bacia hidrográfica a que pertenciam. No caso dos estratos, as estatísticas foram calculadas segundo as fórmulas constantes na Tabela 3.

Tabela 2. Estatísticas empregadas na avaliação da precisão e da acuracidade da amostragem de paisagem via UAPs em relação ao censo (*wall-to-wall*), para os índices resultantes da análise FAD considerando a área total do estado.

Estatística	Fórmula (Soares et al., 2011)
Média aritmética	$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}$
Variância	$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^n x_i)^2}{n}}{n - 1}$
Desvio-padrão	$s = \pm\sqrt{s^2}$
Coefficiente de variação (%)	$CV = \pm\frac{s}{\bar{x}} \cdot 100$
Erro padrão da média (população finita)	$s_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{s^2}{n} \cdot \left(1 - \frac{n}{N}\right)}$
Erro de amostragem absoluto	$E = t \cdot s_{\bar{x}}$
Erro de amostragem relativo (%)	$E\% = \pm\frac{t \cdot s_{\bar{x}}}{\bar{x}} \cdot 100$
Intervalo de confiança para a média	$IC[\bar{x} - (t \cdot s_{\bar{x}}) \leq \bar{X} \leq \bar{x} + (t \cdot s_{\bar{x}})] = P$
Número de UAPs necessário (população finita)	$n = \frac{t^2 \cdot s^2}{\varepsilon^2 + \frac{t^2 \cdot s^2}{N}}$
Erro real (amostragem vs censo) %	$e_{real} = \frac{(\mu - \bar{x})}{\mu} \cdot 100$

x_i = valor da variável de interesse na i -ésima UAP

n = número de UAPs por instância territorial considerada

N = número de unidades de amostra potencial para a instância territorial considerada

t = valor tabelado da distribuição *t-Student* bi-caudal para uma probabilidade P de 95% ($\alpha=0,05$) e $n - 1$ graus de liberdade

\bar{X} = média esperada da população

P = probabilidade associada à amostragem (95%)

ε = precisão requerida, dada em unidades da variável de interesse, em termos absolutos. É obtida por: $\varepsilon=LE/100 \cdot \bar{x}$, em que LE = limite de erro máximo admissível (em percentagem)

μ = média verdadeira da população

Tabela 3. Estatísticas empregadas na avaliação da precisão e da acuracidade da amostragem de paisagem via UAPs em relação ao censo (*wall-to-wall*), para os índices resultantes da análise FAD considerando, separadamente, pós-estratificação por mesorregião e bacia hidrográfica.

Estatística	Fórmula (Soares et al., 2011)
Média da variável x em cada j-ésimo estrato	$\bar{x}_j = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} x_{ij}}{n_j}$
Média estratificada	$\bar{x} = \frac{\sum_{j=1}^M N_j \bar{x}_j}{N}$
Variância da variável x em cada j-ésimo estrato	$s_j^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} x_{ij}^2 - \frac{(\sum_{i=1}^{n_j} x_{ij})^2}{n_j}}{n_j - 1}$
Desvio-padrão de x em cada j-ésimo estrato	$s_j = \pm \sqrt{s_j^2}$
Coefficiente de variação (%)	$CV = \frac{\sum_{j=1}^M W_j s_j}{\bar{x}} \cdot 100$
Variância estimada da média estratificada (população finita)	$s_{\bar{x}}^2 = \frac{(\sum_{j=1}^M \frac{N_j}{N} \cdot s_j)^2}{n} - \sum_{j=1}^M \frac{N_j}{N} \cdot s_j^2$
Erro padrão da média estimada	$s_{\bar{x}} = \pm \sqrt{s_{\bar{x}}^2}$
Erro de amostragem absoluto	$E = t \cdot s_{\bar{x}}$
Erro de amostragem relativo (%)	$E\% = \pm \frac{t \cdot s_{\bar{x}}}{\bar{x}} \cdot 100$
Intervalo de confiança para a média	$IC[\bar{x} - (t \cdot s_{\bar{x}}) \leq \bar{X} \leq \bar{x} + (t \cdot s_{\bar{x}})] = P$
Número de UAPs necessário (população finita)	$n = \frac{t^2 \cdot (\sum_{j=1}^M W_j s_j)^2}{\varepsilon^2 + \frac{t^2 \cdot \sum_{j=1}^M W_j s_j^2}{N}}$
Erro real (amostragem vs censo) %	$e_{real} = \frac{(\mu - \bar{x})}{\mu} \cdot 100$

x_{ij} = valor da variável de interesse na i-ésima UAP do j-ésimo estrato

n= número de UAPs total

n_j = número de unidades de amostra lançadas em cada j-ésimo estrato

N= número de unidades de amostra potencial da população

N_j = número de unidades de amostra potencial em cada j-ésimo estrato

M= número total de estratos

W_j = proporção do número de UAPs em cada estrato em relação ao número total de UAPs ou proporção da área total de cada estrato em relação à área total do estado

t= valor tabelado da distribuição *t-Student* bi-caudal para uma probabilidade P de 95% ($\alpha=0,05$) e n -1 graus de liberdade

\bar{X} = média esperada da população

P= probabilidade associada à amostragem (95%)

ε = precisão requerida, dada em unidades da variável de interesse, em termos absolutos. É obtida por: $\varepsilon = \frac{LE}{100} \cdot \bar{x}$, em que LE= limite de erro máximo admissível (em percentagem)

μ = média verdadeira da população

Resultados

Censo

Os índices de fragmentação gerados com base na análise FAD revelaram que a proporção real de florestas descontínuas em relação à classe floresta para o total do estado é aproximadamente 24%, contra 76% de proporção de florestas contínuas. Em termos absolutos, isso significa que, dos 5.666.406 ha de cobertura florestal do Paraná (Projeto Mapbiomas, 2022), aproximadamente 4.279.871 ha consistem em florestas contínuas, ou seja, florestas em que 40% ou mais da área de vizinhança ponderada sobre cinco escalas de observação também é constituída por florestas.

Na Figura 2a é mostrado o mapa binário do estado do Paraná, usado como base para as análises FAD, e na Figura 2b estão os respectivos resultados obtidos na abordagem WTW. A maior concentração de áreas de floresta contínua (em verde) se situa na região leste, na Serra do Mar. O relevo montanhoso e a existência de unidades de conservação contribuíram para a preservação dos remanescentes de Mata Atlântica nessa área.

Outro grupo onde se destacam as áreas de floresta contínua - porém não tão concentrada como na porção litorânea e serrana - aparece no Primeiro Planalto (Curitiba e região metropolitana), bem como na confluência das regiões centro sul e sudeste do estado, onde predomina a Floresta com Araucária. As Figuras 2c e 2d mostram recortes ampliados do mapa binário e do mapa FAD, respectivamente, detalhando a distribuição das florestas contínuas e descontínuas em área da mesorregião sudeste do estado do Paraná. Em seguida observa-se o maciço do Parque Nacional do Iguaçu, praticamente uma única área de floresta contínua de grandes dimensões, no oeste do Paraná.

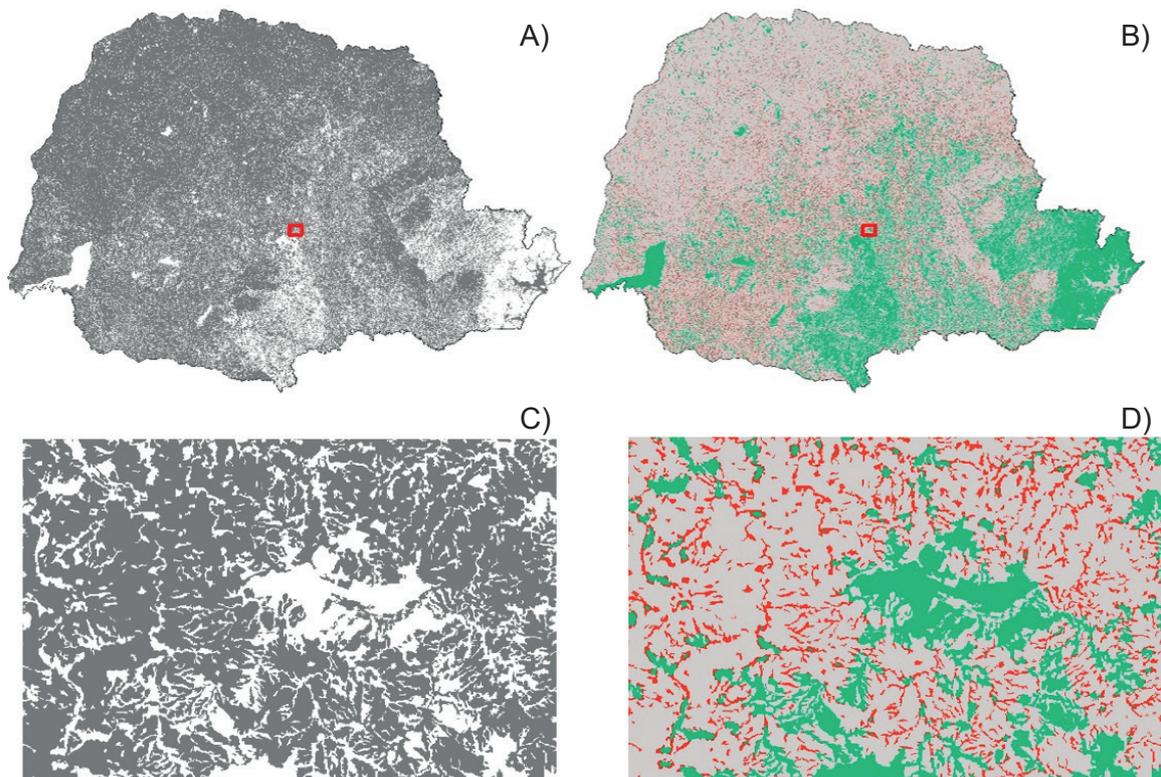


Figura 2. (A) Binarização das classes de uso e cobertura da terra para o estado do Paraná, discriminando as áreas de cobertura florestal (em branco) e as áreas de “não floresta” (em cinza); (B) Classes de floresta contínua (verde) e descontínua (vermelho) baseadas na densidade de área florestal (FAD) para o estado do Paraná; (C) Recorte ampliado de (A); (D) Recorte ampliado de (B).

Nas demais áreas, a floresta contínua é observada em algumas regiões isoladas, com fragmentos maiores pertencendo a unidades de conservação. De forma geral, a maioria dos remanescentes florestais presentes no norte, noroeste e sudoeste do Paraná representa florestas intensamente fragmentadas, com FAD menor que 40% (floresta descontínua, em vermelho).

Os parâmetros relativos aos índices obtidos para a área total do estado, bem como para os estratos mesorregião/bacia hidrográfica são mostrados nas Tabelas 4 e 5, respectivamente.

Resultados para a abordagem sem estratificação

Os erros de amostragem para os índices de proporção de área de floresta descontínua e contínua no estado do Paraná foram, respectivamente, de 11,33% e 7,72%, considerados baixos. Assim, a proporção de área de floresta descontínua para o total de cobertura florestal no estado foi estimada em $40,51\% \pm 4,59\%$, enquanto a proporção de floresta contínua foi estimada em $59,49\% \pm 4,59\%$. Para atingir um limite de erro igual a 10%, no caso do índice relacionado à floresta descontínua, seriam necessárias 174 UAPs, ou seja, 36 além das 138 distribuídas sistematicamente no Paraná.

Independentemente da magnitude dos erros de amostragem, a comparação entre o valor médio estimado e o valor real de cada índice mostrou uma discrepância de aproximadamente 66% para floresta descontínua e 21% para floresta contínua, observando-se uma superestimativa e uma subestimativa em relação ao censo, respectivamente (Tabela 4, coluna A).

Resultados para a abordagem com estratificação

Estratificação por mesorregião

Quando se considerou a amostragem estratificada por mesorregião, os erros médios de amostragem diminuíram (7,5% para proporção de floresta descontínua e 5% para floresta contínua) em relação à abordagem sem estratificação. Ao se adotar a alocação ótima de Neyman (Soares et al., 2011), o cálculo do número de UAPs necessário por estrato (n_j) para um limite máximo de erro igual a 10%, é função do desvio-padrão de cada j -ésimo estrato ponderado pela proporcionalidade entre as áreas do estrato e da população. Assim, seriam necessárias 81 UAPs para estimar a proporção de área de florestas descontínuas e apenas 30 para floresta contínua, em contraposição, respectivamente, às 174 e 85 UAPs, calculadas para a abordagem sem estratificação. Essa redução se refletiu, conseqüentemente, no número de UAPs necessárias para cada mesorregião.

O valor das médias estratificadas relativas a ambos os índices, entretanto, se manteve praticamente igual, $40,55\% \pm 3,03\%$ e $59,45\% \pm 3,03\%$ para florestas descontínuas e contínuas, respectivamente, às médias obtidas para as 138 UAPs analisadas em conjunto, porém com uma redução na amplitude do intervalo de confiança. Dessa forma, os erros reais também foram os mesmos (Tabela 4, coluna B).

A análise dos resultados para as mesorregiões de forma individual mostrou que as mesorregiões centro-ocidental e a do norte-pioneiro foram as que apresentaram os maiores percentuais médios de florestas descontínuas (67% e 66%, respectivamente) (Tabela 5). Por outro lado, a mesorregião metropolitana de Curitiba e a sudeste apresentam, separadamente, valores acima de 84% para a proporção de florestas contínuas em relação à sua cobertura florestal (Figura 3).

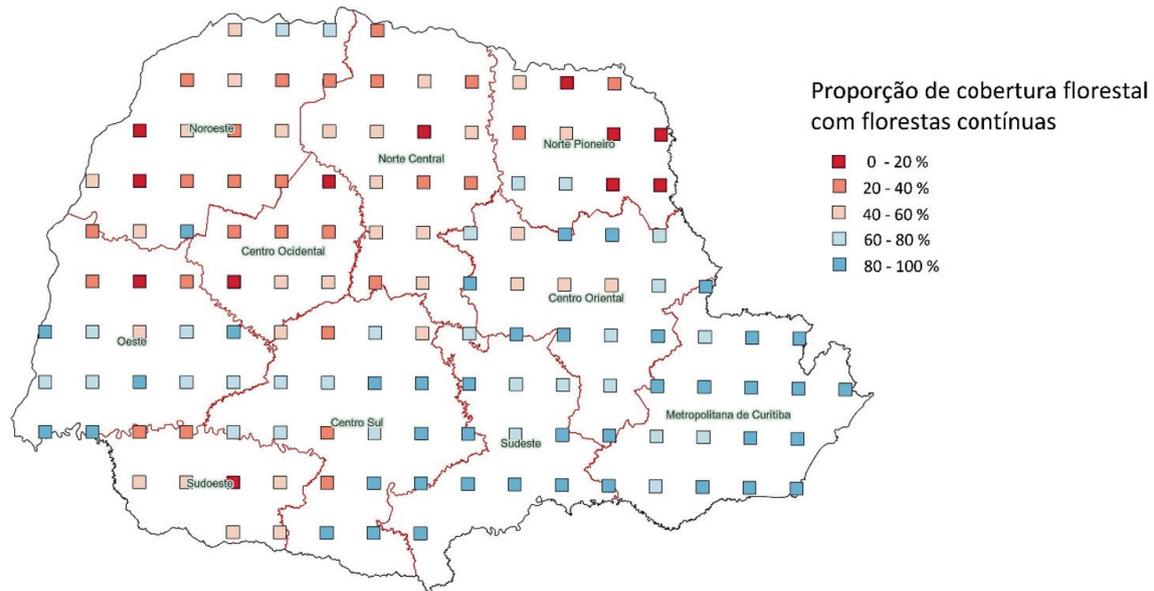


Figura 3. Classificação das Unidades Amostrais de Paisagem segundo a proporção de sua cobertura florestal ocupada por florestas contínuas em cada uma das dez mesorregiões do estado do Paraná.

Estratificação por bacia hidrográfica

Na pós-estratificação por bacia hidrográfica foi necessário agrupar bacias que não possuíam nenhuma UAP, uma vez que a amostragem sistemática, a priori, não considerou a posterior divisão em estratos adotada como instância territorial no presente estudo. Assim, os dados foram processados para nove bacias, obtendo-se erros médios de amostragem de aproximadamente 9% para proporção de floresta descontínua e 6% para floresta contínua, portanto ainda menores que os obtidos pela amostragem sem estratificação, mas maiores que aqueles quando consideradas as mesorregiões como estratos. Adotando-se a alocação ótima de Neyman (Soares et al., 2011) para um limite máximo de erro igual a 10%, verificou-se a necessidade de 114 UAPs para estimar a proporção de área de florestas descontínuas e de 44 para florestas contínuas.

Os valores das médias estratificadas relativos a ambos os índices ($41,10\% \pm 3,69\%$ e $58,90\% \pm 3,69\%$ para florestas descontínuas e contínuas, respectivamente) mantiveram-se próximos aos valores médios obtidos para as 138 UAPs analisadas em conjunto, porém com uma redução na amplitude do intervalo de confiança. Os erros reais, porém, foram ligeiramente maiores (Tabela 4, coluna C) que os obtidos tanto na abordagem sem estratificação como na abordagem usando as mesorregiões como estratos.

A análise dos resultados para as bacias hidrográficas de forma individual mostrou que as bacias Litorânea, Ribeira e Iguaçu foram as que apresentaram os maiores percentuais médios de florestas contínuas, atingindo 99,7%, 93,6% e 71,7%, respectivamente (Tabela 5, Figura 4). A maior proporção de área de florestas descontínuas em relação à sua cobertura florestal (aproximadamente 61%) foi encontrada no grupo das bacias Pirapó e Paranapanema 3 e 4, seguida pelo grupo das bacias Cinza, Itararé e Paranapanema 1 e 2, com valor médio para o índice de florestas descontínuas de aproximadamente 57%.

Constatou-se que a estratificação em bacias hidrográficas não foi eficaz para a redução da variabilidade dentro do estrato, uma vez que a grande extensão da maioria das bacias, abrangendo distintos ambientes e paisagens, se refletiu em uma alta variabilidade dos índices de proporção de área florestal com floresta descontínua e contínua, em diferentes UAPs. As características de florestas

fragmentadas, formadas por polígonos de pequenas dimensões, com maior perímetro de bordas e formato alongado tornam sua amostragem mais complexa e mais sujeita a erros. Dessa forma, embora os erros de amostragem para ambos os índices – proporção de florestas contínuas e descontínuas – estejam associados à prevalência de florestas contínuas ou descontínuas nas UAPs de cada bacia hidrográfica, geralmente os maiores erros foram observados para o índice de florestas descontínuas.

Os erros reais associados à pós-estratificação por bacias hidrográficas se assemelharam aos obtidos nas outras abordagens, sendo ligeiramente maiores. A amostragem produziu uma subestimativa de 67,95% em relação ao censo e uma superestimativa de 22,02% para florestas descontínuas e contínuas, respectivamente (Tabela 4, coluna C).

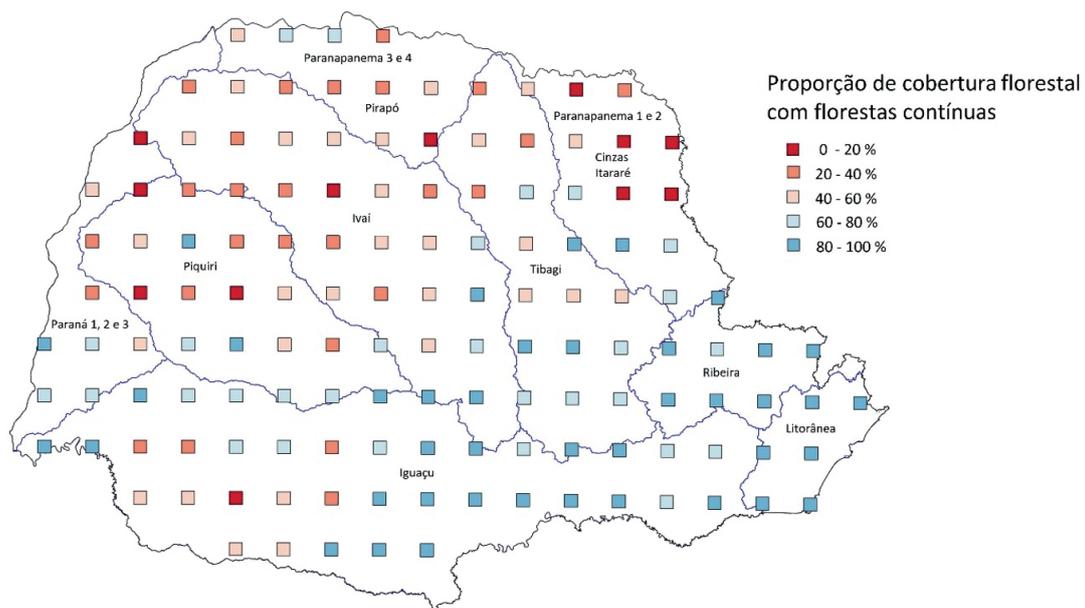


Figura 4. Classificação das Unidades Amostrais de Paisagem segundo a proporção de sua cobertura florestal ocupada por florestas contínuas em cada um dos nove grupos de bacias hidrográficas do estado do Paraná.

Pode-se, ainda, observar que grande parte das áreas de florestas descontínuas, isto é, aquelas com densidade de área florestal inferior a 40%, encontram-se associadas à rede hidrográfica do estado. Nas regiões com menor cobertura florestal, os remanescentes são representados por fragmentos longos e estreitos localizados nas Áreas de Preservação Permanente (APPs), conforme visualizado na Figura 5.



Figura 5. Recorte de região do estado do Paraná mostrando florestas descontínuas associadas à rede de drenagem.

Tabela 4. Parâmetros populacionais, erros reais e amostrais, médias amostrais e número de UAPs necessário para a estimativa de índices de paisagem para o estado do Paraná, considerando a amostragem não estratificada e estratificada por mesorregião e por bacia hidrográfica.

Abordagem	(A) Sem estratificação						(B) Mesorregião				(C) Bacia hidrográfica			
	μ	\bar{x}	e_{amostr} (%)	e_{real} (%)	n (LE= 10%)	\bar{x}_{estr}	e_{amostr} (%)	e_{real} (%)	n (LE= 10%)	\bar{x}_{estr}	e_{amostr} (%)	e_{real} (%)	n (LE= 10%)	
Proporção de área florestal com floresta descontínua	24,47	40,51 ± 4,59	11,33	-65,54	174	40,55 ± 3,03	7,47	-65,72	81	41,10 ± 3,69	8,99	-67,95	114	
Proporção de área florestal com floresta contínua	75,53	59,49 ± 4,59	7,72	21,23	85	59,45 ± 3,03	5,10	21,29	30	58,90 ± 3,69	6,27	22,02	44	

μ = parâmetro ou média populacional
 \bar{x} = média amostral sem estratificação
 \bar{x}_{estr} = média estratificada
 e_{amostr} = erro de amostragem (%)
 e_{real} = erro real (%)
 n (LE=10%) = número de UAPs necessárias para um limite máximo de erro admissível igual a 10%

Tabela 5. Parâmetros populacionais, erros reais e amostrais, médias amostrais e número de UAPs necessário para a estimativa de índices de paisagem para o estado do Paraná, considerando as instâncias territoriais mesorregião e bacia hidrográfica como populações independentes.

Mesorregião	Parâmetros / estatísticas									
	(A) Sem estratificação					(B) Mesorregião				
	μ	\bar{x}	e_{amostr} (%)	e_{real} (%)	n (LE= 10%)	μ	\bar{x}	e_{amostr} (%)	e_{real} (%)	n (LE= 10%)
Centro-ocidental	54,24	67,29 ± 15,24	22,65	-24,04	31	45,76	32,71 ± 15,24	46,59	28,50	71
Centro-oriental	23,56	26,47 ± 8,86	33,47	-12,39	99	76,44	73,53 ± 8,86	12,05	3,82	22
Centro-sul	20,89	28,48 ± 12,48	43,83	-36,31	151	79,11	71,52 ± 12,48	17,45	9,59	46
Metropolitana	4,80	8,51 ± 7,14	83,93	-77,23	194	95,20	91,49 ± 7,14	7,81	3,90	11
Noroeste	53,49	59,93 ± 10,61	17,71	-12,05	47	46,51	40,07 ± 10,61	26,49	13,86	85
Norte-central	51,48	60,21 ± 6,79	11,27	-16,97	19	48,52	39,79 ± 6,79	17,06	18,00	40
Norte-pioneiro	52,67	65,53 ± 14,58	22,24	-24,41	41	47,33	34,47 ± 14,58	42,29	27,07	88
Oeste	31,98	33,96 ± 14,26	41,99	-6,19	127	68,02	66,04 ± 14,26	21,59	2,91	57
Sudeste	10,95	15,03 ± 8,10	53,86	-37,32	108	89,06	84,97 ± 8,10	9,53	4,59	9
Sudoeste	55,14	64,27 ± 12,48	19,41	-16,56	25	44,87	35,73 ± 12,48	34,92	20,35	54
Bacia hidrográfica										
Cinzas-Itararé Paranapanema 1 e 2	42,21	56,86 ± 17,50	30,78	-34,72	109	57,79	43,14 ± 17,50	40,56	25,36	181
Ivaí	38,19	52,50 ± 9,59	18,26	-37,49	75	61,81	47,50 ± 9,59	20,18	23,16	91
Iguaçu	19,35	28,29 ± 8,80	31,10	-46,20	302	80,65	71,71 ± 8,80	12,27	11,08	54
Litorânea	0,22	0,32 ± 0,43	136,43	-40,82	718	99,78	99,69 ± 0,43	0,43	0,09	1
Paraná 1, 2 e 3	46,79	48,98 ± 21,60	44,10	-4,67	162	53,21	51,02 ± 21,60	42,33	4,11	150
Piquiri	50,14	54,71 ± 12,52	22,87	-9,11	91	49,86	45,29 ± 12,52	27,64	9,17	130
Pirapó-Paranapanema 3 e 4	55,82	60,69 ± 14,71	24,24	-8,71	52	44,18	39,31 ± 14,71	37,41	11,01	120
Ribeira	2,12	6,41 ± 10,96	171,05	-201,66	1081	97,88	93,59 ± 10,96	11,71	4,38	11
Tibagi	30,38	38,64 ± 9,74	25,20	-27,20	104	69,62	61,36 ± 9,74	15,87	11,87	43

μ = parâmetro ou média populacional
 \bar{x} = média amostral sem estratificação
 e_{amostr} = erro de amostragem (%)
 e_{real} = erro real (%)
 n (LE=10%) = número de UAPs necessárias para um limite máximo de erro admissível igual a 10%

Discussão

Em alguns casos, a aparente discrepância entre resultados obtidos para localizações geográficas similares pode ser atribuída ao limite geográfico distinto entre mesorregião e bacia hidrográfica e ao diferente número de UAPs – e, portanto, da intensidade amostral – em cada estrato. É o que se observa, por exemplo, para o índice de proporção de florestas descontínuas, que apresentou o maior valor do estado para o agrupamento de bacias Pirapó-Paranapanema 3 e 4 (60,69%), sendo que a maior média para esse mesmo índice, considerando-se as mesorregiões, foi obtida na mesorregião centro-ocidental (67,29%), localizada entre as bacias dos rios Piquiri e Ivaí.

No caso das divisões político-administrativas eram esperadas grandes diferenças entre os parâmetros do censo e os resultados da amostragem, porém esse resultado se verificou também para as UAPs agrupadas por bacia hidrográfica. Em ambos os casos as diferenças foram maiores para o índice de proporção de cobertura florestal com floresta descontínua ($FAD < 40\%$).

Pela variação espacial dos índices e pelo fato de, na amostragem, a proporção ser calculada em relação à cobertura florestal presente apenas dentro da UAP, observaram-se, em todas as instâncias, superestimativas da proporção de floresta descontínua. Pelas mesmas razões, na média, os erros reais foram menores em relação à proporção de florestas contínuas em todas as mesorregiões e bacias onde haviam grandes extensões de cobertura florestal. Exemplos disso são as mesorregiões sudeste, oeste, metropolitana, centro-sul e centro-oriental, sempre com subestimativas, variando de 3,97% a 10,44% em relação ao censo. No caso das bacias, a Litorânea, a do Ribeira e a do Iguaçu apresentaram os menores erros reais para o índice de florestas contínuas (0,09%, 4,38% e 11,08%, respectivamente), por abrangerem regiões com maiores superfícies cobertas por florestas.

Estatisticamente, confirmou-se a premissa de que, para um mesmo tamanho de amostra (138 UAPs), a amostragem estratificada propicia estimativas mais precisas (Soares et al., 2011). De fato, a pós-estratificação gerou menores erros de amostragem quando comparada à abordagem sem estratificação. Entretanto, considerando-se cada mesorregião ou cada bacia hidrográfica individualmente, os erros de amostragem foram maiores, principalmente em função do baixo número de UAPs presente em cada estrato. Isso sugere que a alta intensidade amostral necessária para gerar estimativas no nível dessas instâncias territoriais praticamente não compensaria o emprego de amostragem, devendo-se proceder ao cálculo dos índices para a totalidade da área, na modalidade *wall-to-wall*.

Outra possibilidade é realizar uma estratificação prévia, dividindo-se a população em grupos com características semelhantes, no que diz respeito à influência que terão sobre a variável resposta. No projeto EBONE (Brus et al., 2011) - desenvolvido nos países da União Europeia - a partir de um grid de 2 km x 2 km, foram definidos estratos ambientais (geoestratos) e, dentro deles, selecionadas aleatoriamente e em número proporcional à sua área, unidades amostrais de 1 km² para o monitoramento de habitats na paisagem. Tratando-se da densidade de área florestal, uma estratificação prévia em função da extensão da cobertura florestal de cada município, por exemplo, poderia gerar grupos de municípios contíguos com maior homogeneidade dentro de cada grupo em relação a essa variável.

A baixa acuracidade das estimativas refletidas nos altos valores obtidos para os erros reais pode ser comparada ao que, por analogia, ocorre em inventários florestais. Estudos comparando censo e amostragem em florestas naturais mostram que baixos erros de amostragem estão associados a baixos erros reais no caso de estimativas de área basal e número de árvores por hectare, porém podem chegar a mais de 600% quando as variáveis estimadas são relativas a espécies (Bonettes, 2003; Augustynczyk et al., 2013). No caso da amostragem de paisagem, Hunsacker et al. (1994) observaram que parcelas hexagonais de 40 km² em diferentes regiões fisiográficas dos EUA foram

adequadas para estimar a extensão de classes de cobertura, porém consideram que as métricas de padrão da paisagem, devido às suas propriedades matemáticas, podem ser particularmente difíceis de se estimar por meio de amostragem.

Considerações finais

O processamento *wall-to-wall* (censo) para os índices de paisagem considerando a densidade de área florestal (FAD) mostrou que:

- A proporção real de florestas descontínuas em relação à classe floresta para o total do estado do Paraná é aproximadamente 24%, contra 76% de proporção de florestas contínuas. Estas últimas se concentram nas regiões leste e sul do estado, correspondendo a mais de 60% da superfície com floresta;
- As mesorregiões centro-ocidental, noroeste, norte-central, norte-pioneiro e sudoeste, assim como as bacias ou grupos de bacias hidrográficas do Cinzas-Itararé-Paranapanema 1 e 2, Paraná 1, 2 e 3, Piquiri e Pirapó-Paranapanema 3 e 4 são razoavelmente equilibradas em termos de proporção ocupada por florestas contínuas e descontínuas, numa variação de 45-55% para cada classe. As demais mesorregiões e bacias possuem sempre maior proporção de área de florestas contínuas;
- As bacias Litorânea e do rio Ribeira possuem mais de 90% de suas áreas florestais ocupadas por florestas contínuas;
- As mesorregiões metropolitana de Curitiba e sudeste são as que apresentam os maiores índices de proporção de florestas contínuas, com valores superiores a 89%;
- Os maiores índices de florestas descontínuas pertencem à mesorregião centro-ocidental (67,29%) e ao grupo das bacias do rio Pirapó-Paranapanema 3 e 4 (60,69%).

A análise dos resultados obtidos para a estimativa dos índices de proporção de área florestal com floresta contínua e descontínua permitiu concluir que:

- As abordagens sem estratificação e com pós-estratificação por mesorregião e bacia hidrográfica apresentaram alta precisão, com erros de amostragem variando entre 5% e 11%;
- Os erros de amostragem foram sempre maiores para os índices relativos à proporção de floresta descontínua, independentemente da estratégia adotada;
- A pós-estratificação diminuiu o erro amostral quando comparada à abordagem sem estratificação, sendo ligeiramente mais precisa quando efetuada por mesorregião. Consequentemente, a estimativa do número de UAPs necessário para um limite de erro de até 10% foi menor que aquele necessário para a abordagem sem estratificação;
- No geral os erros de amostragem foram altos quando analisada cada mesorregião ou bacia separadamente (como se constituíssem uma população independente), o que indica que o uso de abordagens *wall-to-wall* nessas instâncias territoriais individuais é mais adequado que o uso de amostragem sistemática na densidade em que foi aplicada (40 km x 40 km);
- Os erros reais calculados pela diferença percentual entre médias estimadas e o parâmetro populacional obtido pelo censo apresentaram valores elevados em todas as abordagens empregadas, sendo ligeiramente maiores para a pós-estratificação por bacia hidrográfica;

- O índice de proporção de floresta descontínua apresentou erros reais até três vezes maiores que aqueles obtidos para floresta contínua, o que reforça a recomendação de se utilizar abordagens *wall-to-wall* quando o interesse for a obtenção desses dois índices, complementares entre si.

Referências

- AUGUSTYNICZIK, A. L. D.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; PÉLLICO NETTO, S. Avaliação do tamanho de parcelas e de intensidade de amostragem em inventários florestais. **Scientia Forestalis**, v. 41, n. 99, p. 361-368, 2013.
- BONETTES, L. **Tamanho de parcelas e intensidade amostral para estimar o estoque e índices fitossociológicos em uma Floresta Ombrófila Mista**. 2003. 111 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba.
- BRUS, D. J.; KNOTTERS, M.; METZGER, M. J.; WALVOORT, D. J. J. **Towards a European-wide sampling design for statistical monitoring of common habitats**. Wageningen: Alterra, 2011. 66 p. (Alterra Report, 2213). Disponível em: <https://agris.fao.org/agris-search/search.do?recordID=NL2012007425>. Acesso em: 10 fev. 2022.
- CBD. **Forest biodiversity**: definitions. Disponível em: <https://www.cbd.int/forest/definitions.shtml>. Acesso em: 01 abr. 2022.
- FISCHER, J.; LINDENMAYER, D. B. **Landscape modification and habitat fragmentation: a synthesis**. *Global Ecology and Biogeography*, v. 16, p. 265-280, 2007. DOI: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1466-8238.2007.00287.x>.
- FORMAN, R. T. T.; GODRON, M. **Landscape Ecology**. New York: John Wiley & Sons, 1986.
- HANSEN, M. C.; STEHMAN, S. V.; POTAPOV, P. V. Quantification of global gross forest cover loss. **Proceedings of the National Academy of Sciences USA**, v. 107, p. 8650-8655, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1073/pnas.0912668107>.
- HASSETT, E. M.; STEHMAN, S. V.; WICKHAM, J. D. Estimating landscape pattern metrics from a sample of land cover. **Landscape Ecology**, v. 27, p. 133-149, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10980-011-9657-4>.
- HUNSAKER, C. T.; O'NEILL, R. V.; JACKSON, B. L.; TIMMINS, S. P.; LEVINE D. A.; NORTON, D. J. Sampling to characterize landscape pattern. **Landscape Ecology**, v. 9, n. 3, p. 207-226, 1994.
- IBGE. **Monitoramento da cobertura e uso da terra do Brasil: 2016-2018**. Rio de Janeiro, 2020. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101703.pdf>. Acesso em: 02 fev. 2022.
- LI, H.; WU, J. Use and misuse of landscape indices. **Landscape Ecology**, v. 19, p. 389-399, 2004. DOI: <https://doi.org/10.1023/B:LAND.0000030441.15628.d6>.
- LUZ, N. B. da; GARRASTAZU, M. C.; ROSOT, M. A. D.; MARAN, J. C.; OLIVEIRA, Y. M. M. de; FRANCISCON, L.; CARDOSO, D. J.; FREITAS, J. V. de. Brazilian National Forest Inventory: a landscape scale approach to monitoring and assessing forested landscapes. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 38, e201701493, 2018a. 14 p. Disponível em <https://10.4336/2018.pfb.38e201701493>.
- LUZ, N. B.; MARAN, J. C.; GARRASTAZU, M. C.; ROSOT, M. A. D.; OLIVEIRA, Y. M. M.; FRANCISCON, L.; FREITAS, J. V. **Manual de análise de paisagem**: volume 3: procedimentos para a geração de índices espaciais das unidades amostrais de paisagem. Colombo: Embrapa Florestas, 2018b. 93 p. (Embrapa Florestas. Documentos, 321). Disponível em: <http://ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/item/184330/1/Livro-Doc-321-1542-corrigido-9out18.pdf>. Acesso em: 20 out. 2021.
- MCINTYRE, S.; HOBBS, R. A framework for conceptualizing human effects on landscapes and its relevance to management and research models. **Conservation Biology**, v. 13, p. 1282-1292, 1999. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/2641952>. Acesso em: 03 fev. 2022.
- PEARSON, S. M.; TURNER, M. G.; GARDNER, R. H.; O'NEILL, R. V. An organism-based perspective of habitat fragmentation. In: SZARO, R. C.; JOHNSTON, D. W. (ed.). **Biodiversity in managed landscapes: theory and practice**. New York: Oxford University Press, 1996. p. 77-95.
- PERERA, A. H.; BUSE, L. J.; CROW, T. R. (ed.). **Forest Landscape Ecology**. Transferring Knowledge to Practice. New York: Springer, 2006. 223 p.
- PROJETO MAPBIOMAS. **Mapas de cobertura e uso da terra**. Coleção 6 - publicada em agosto de 2021, com 25 classes de legenda cobrindo o período de 1985 - 2020). Disponível em: <https://mapbiomas.org/>. Acesso em: 02 fev. 2022.

RAŠI, R.; SCHWARZ, M. **Pilot study: Forest Fragmentation Indicator**. FOREST EUROPE 2019. Zvolen: Liaison Unit Bratislava, 2019. Disponível em: <https://foresteurope.org/wp-content/uploads/2016/08/Pilot-study-Fragmentation.pdf>. Acesso em 01 abr. 2022.

RIITTERS, K. H.; WICKHAM, J. D.; O'NEILL, R. V.; JONES, K. B.; SMITH, E. R. Global-scale patterns of forest fragmentation. **Conservation Ecology**, v. 4, n. 3, 2000.

RIITTERS, K. H.; COULSTON, J. W.; WICKHAM, J. D. Fragmentation of forest communities in the Eastern United States. **Forest Ecology and Management**, v. 263, p. 85-93, 2012.

ROSOT, M. A. D.; GARRASTAZU, M. C.; FRANCISCON, L.; MARAN, J. C.; OLIVEIRA, Y. M. M. de. **Densidade de área florestal como indicador da fragmentação nos biomas Mata Atlântica, Pampa e Caatinga**. Colombo: Embrapa Florestas, 2021. 26 p. (Embrapa Florestas. Documentos, 359). Disponível em: <https://ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/item/228019/1/EmbrapaFlorestas-2021-Documentos359.pdf>. Acesso em: 26 jan. 2022.

SCOTT, L. M. Spatial Pattern, Analysis of. **International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences**, v. 23, n. 2, p. 178-184, 2015. DOI: 10.1016/B978-0-08-097086-8.72064-2.

SOARES, C. P. B.; PAULA NETO, F.; SOUZA, A. L. **Dendrometria e inventário florestal**. 2. Ed. Viçosa: Editora UFV, 2011. 272 p. Disponível em: <http://www.mensuracaoflorestal.com.br/inventario-florestal>. Acesso em: 09 fev. 2022.

TISCHENDORF, L. Can landscape indices predict ecological processes consistently? **Landscape Ecology**, v. 16, p. 235-254, 2001.

TURNER, M. G. Landscape ecology: what is the state of the science? **Annual Review of Ecology, Evolution, and Systematics**, v. 36, p. 319-344, 2005.

VOGT, P. **Measuring forest spatial pattern with mathematical morphology**. [S.l.]: European Commission, 2020. Disponível em: <https://ies-ows.jrc.ec.europa.eu/gtb/GTB/psheets/GTB-Pattern-Morphology.pdf>. Acesso em: 27 jan. 2020.

VOGT, P. **Quantifying forest fragmentation**. Brussels: Joint Research Centre, 2022. Disponível em: <https://ies-ows.jrc.ec.europa.eu/gtb/GTB/psheets/GTB-Fragmentation-FADFOS.pdf>. Acesso em: 23 nov. 2022.

VOGT, P.; RIITTERS, K. H. GuidosToolbox: universal digital image object analysis. **European Journal of Remote Sensing**, v. 50, n. 1, p. 352-361, 2017. DOI: 10.1080/22797254.2017.1330650.

WU, J.; HOBBS, R. Key issues and research priorities of landscape ecology: an idiosyncratic synthesis. **Landscape Ecology**, v. 17, p. 355-365, 2002.

Embrapa

Florestas

MINISTÉRIO DA
AGRICULTURA, PECUÁRIA
E ABASTECIMENTO



PÁTRIA AMADA
BRASIL
GOVERNO FEDERAL

CGPE: 017887