Resultados

# 1 Dados empíricos: inventários florestais simulados

Dos sítios presentes na base de dados TreeCo, 109 estavam dentro dos critérios de seleção (tab. SI 1). As coordenadas dos sítios variaram entre -31° e -7° de latitude e entre -55° e -35° de longitude (fig. 1.1 a). A maioria dos trabalhos foi realizada em áreas de florestas classificadas como primárias no TreeCo (Lima et al. (2015)). Apenas 2 sítios possuíam menos de 20 anos de recuperação desde o último grande distúrbio na área e foram removidos (fig. 1.1 c), resultando em 107 sítios. A mediana da área amostrada pelos inventários foi de 1 ha; o número de indivíduos amostrados mediano foi de 1540 indivíduos; a riqueza observada mediana foi de 107 espécies; e o ano de amostragem ou publicação variou entre 1986 e 2016 (fig. 1.1 b). Portanto, todos os 107 sítios possuem paisagens contemporâneas ao inventário na base de mapas de cobertura florestal do Mapbiomas 6 (Souza Jr et al. (2020)). Desses 107 sítios, 2 não usados para simulações. Em um sítio não foi possível estimar a taxa U na paisagem fragmentada, pois a relação de espécies por número de indivíduos é baixa e, além disso, apresenta baixa proporção de cobertura vegetal na paisagem ao redor (SI). Em outro sítio não foi possível desenhar a parcela quadrada no centro da paisagem devido a configuração espacial da paisagem (SI). Assim, as análises do efeito explicativo da paisagem na predição da biodiversidade local são desenvolvidas a partir de 105 sítios.

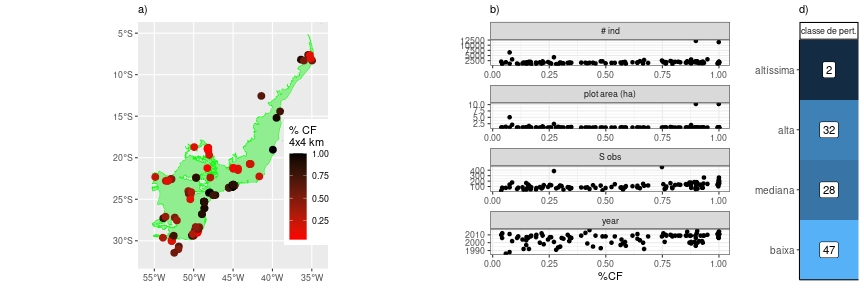


Figure 1.1: Sítios selecionados na base de dados TreeCo. a) Coordenadas geográficas e proporção de cobertura florestal nas paisagens contemporâneas aos eventos de amostragem com extensão espacial de 4 x 4 km2. A área em verde marca a delimitação política da Floresta Atlântica (IBGE 2022). b) Distribuição das características quantitativas dos inventários, da esquerda para a direita: número de indivíduos amostrados, área da parcela amostrada, número de espécies observado, ano de amostragem. c) Contagem do número de sítios pelas classes de perturbação simulados. Essas classes de perturbação que consideram tanto o tempo desde a última grande perturbação quanto o grau de perturbação: baixa, sem perturbação conhecida nos últimos 80 anos; mediana, perturbação moderada entre 80 e 50 anos atrás; alta, perturbação mediana ou elevada nos últimos 50 anos; altíssima, perturbação mediana ou elevada nos últimos 20 anos.

# 2 Efeito escalar da dispersão no mecanismo simulado

O objetivo desta análise foi determinar qual extensão espacial da paisagem em torno da parcela do inventário é suficiente para simular adequadamente diferentes graus de limitação de dispersão. A extensão espacial da paisagem determina a máxima quantia de habitat disponível ao redor da parcela amostrada, e dessa forma modifica a proporção de cobertura florestal na paisagem fragmentada (fig. 2.1 a). Foram selecionados 36 sítios entre os pré selecionados (fig. 2.1). Com base na paisagens prístinas (sem perda de cobertura florestal), estimou-se a taxa U necessária para manter a riqueza de espécies no equilíbrio, variando o tamanho da paisagem de 0,5 km a 16 km. Utilizando um modelo linear misto, avaliou-se como a média de U variava com a extensão da paisagem e o grau de limitação de dispersão, buscando identificar a menor escala que estabiliza a estimativa de U.



Figure 2.1: Qual a escala adequada para simular os cenários de limitação de dispersão? a) Mudança na extensão espacial da paisagem a proporção de cobertura vegetal. Cada ponto representa a proporção de cobertura vegetal (eixo y) para aquela determinada extensão espacial da paisagem ao redor (eixo x), as linhas ligam pontos de um sítio de amostragem. b) Riqueza de espécies e densidade de indivíduos nas parcelas dos 106 sítios selecionados (parcela contígua de pelo menos 1ha). Em vermelho os pontos amostrados e selecionados para investigar a extensão espacial da paisagem ao redor usando MNEE (Scale of Effect, SoE). c) Cenários de limitação de dispersão simulados. k = proporção de propágulos que permanece até a vizinhança imediata (distância média entre indivíduos); d = desvio padrão da função de dispersão com distribuição de Laplace. Para detalhes sobre a seleção dos sítios na base TreeCo e sobre os cenários de limitação à dispersão olhar o texto principal.

No apêndice ‘Efeito de Escalar’, mostramos os resultados que sustentam que, na paisagem prístina de 16 km de lado, a taxa U atinge seu máximo em níveis moderados de limitação de dispersão, padrão semelhante ao esperado em paisagens infinitas (May et al. 2012). Na figura 2b do apêndice há a taxa U estimada em cada sítio em função do grau de limitação de dispersão, em cada painel há o estimado em um mesmo sítio. Existe um padrão geral de taxa U baixa quando a limitação de dispersão é severa. Com um pouco de relaxamento da limitação há uma mudança brusca para um patamar superior que se sustenta até a situação de que a maioria dos propágulos permanece na vizinhança imediata. Quando menos da maioria dos propágulos permanece na vizinhança imediata há uma redução gradual da taxa U. Assim, embora existação variação entre sítios principalmente vínculado ao valor médio, foi identificado um padrão recorrente: a taxa U se mantém baixa sob forte limitação à dispersão, salta para um patamar alto em graus moderados de limitação à dispersão e decresce gradualmente sob baixa limitação à dispersão. Também é possível observar esse padrão na figura 2.2 b em que todos os sítios compartilham o mesmo eixo y. Na figura 2.2 o recorte da figura 1 de May et al. (2012) na esquerda (a) e na direita há a média da taxa U estimada na paisagem prístinca de 16km de lado.

Em nossa avaliação a taxa U é livre para estimar a riqueza, enquanto que na análise de May et al. (2012) a taxa U é fixa (1e-5) e a riqueza varia, por isso, na esquerda há um mínimo, enquanto na direita há um máximo. Os cenários de limitação de dispersão em que os valores extremos ocorrem são semelhantes. O máximo da taxa U média ocorre quando k varia entre 0.75 e 0.50 dos propagulos na vizinhança imediata (fig. 2.2). Nesses cenários de limitação de dispersão o desvio padrão da função de dispersão variou entre cerca de 1.51 e 2.85, quantils de 5% e 95% (fig. sitios-SoE). Para obter os valores médios da distribuição de Laplace, usada na função de dispersão, basta multiplicar por , resultando em cerca de 2.14 e 4.04, respectivamente. Nesses valores de dispersão média, May et al. (2012) observou seus valores de mínimo de riqueza observada. Além disso, considerando o fato de que eles são espelhados e são variáveis com natureza distinta (riqueza observa e taxa U), concluímos que os padrões são qualitativamente similares. Assim, a extensão de 16x16 km foi adotada como referência de ausência de efeito da extensão espacial na simulação dos cenários de limitação de dispersão, por permitir estimativas de U consistentes com aquelas esperadas em paisagens sem restrição espacial.

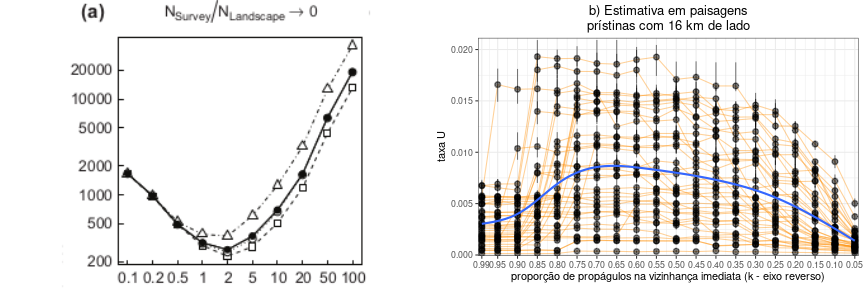


Figure 2.2: Comparação entre o simulado em paisagens infinitas (a) e em paisagens de lado 16 km (b). Em a há um recorte da figura 1 de May et al. 2012, o eixo x corresponde a média da função de dispersão em número de pixels e o eixo y ao número de espécies para uma taxa U com valor fixo (1e-5), os pontos tem diferentes formatos baseado no tipo de função de dispersão usados (exponencial negativa (ponto preenchido) e lognormal com diferentes coeficientes de variação (símbolos sem preenchimento de 0.5 até 2)). Em b há as estimativas da taxa U no eixo y e a capaciade de dispersão no eixo x (para comparação nessa figura o eixo x está reverso, dessa forma a capacidade de dispersão é crescente para a direita - tal como na figura a). Na figura b cada ponto representa a mediana de 10 réplicas de uma bateria de simulação (para um mesmo sítio e k) as linhas verticais são o intervalo interquantil de 95%, as linhas em laranja claro ligam pontos de um mesmo sítio. Na figura b a linha 1 representa um modelo de suavização com um spline gaussiano considerando todos os pontos simulados. Diferenta da figura a que mantem a taxa U e avalia a variação da riqueza, na figura b a riqueza de espécies é mantida e a taxa U varia por isso em na figura há um mínimo e na figura b um máximo.

## 2.1 Estimativa da taxa U sob diferentes escalas espaciais da paisagem prístina

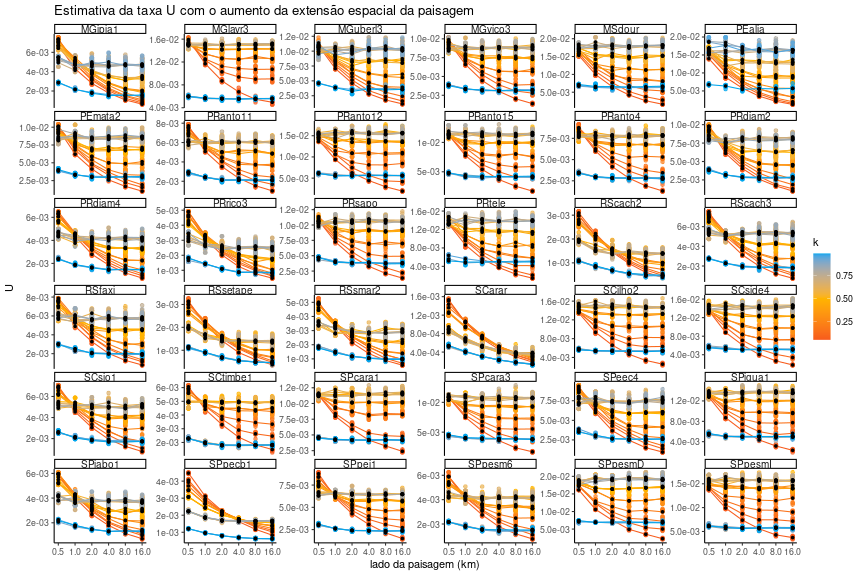


Figure 2.3: Taxa U estimada em paisagens prístina com variação na extensão espacial da paisagem ao redor de 0.5 km até 16 km de lado, para dinâmica neutra espacialmente explícita simulada com parâmetros de 36 inventários florestais. Os pontos estão coloridos pelo grau de limitação de dispersão (k). A escala do eixo y varia entre paineis. Cada paínel apresenta um valor por sítio de amostragem.

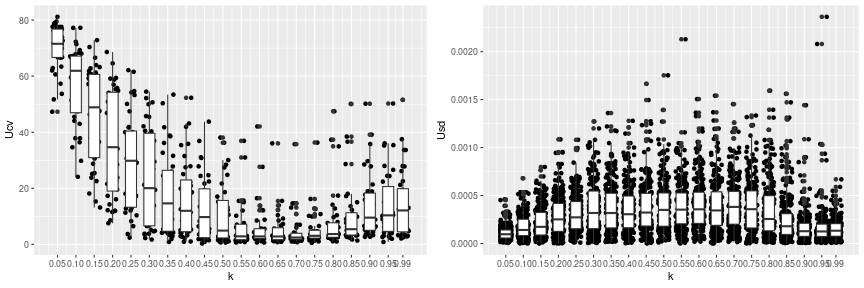


Figure 2.4: Variação na estimativa U entre réplicas e na média entre escalas. a) Coeficiente de variação (desvio padrão/média) de Umed (eixo y) para um mesmo grau de limitação de dispersão (eixo x) e sítio, considerando todas as escalas. b) Desvio padrão entre réplicas de taxa U para uma mesma bateria de simulação (sítio de amostragem e grau de limitação de dispersão).

Na figura 2.3 há o perfil da taxa U estimada na paisagem prístina com o lado da paisagem variando entre 0.5 km até 16 km, cada quadro representa uma paisagem. A figura 2.4 sumariza a variabilidade entre graus de limitação de dispersão do efeito escalar presente na figura 2.3. Os graus de limitação de dispersão brandos, k abaixo de 0.50, apresentaram a maior variabilidade em função do efeito de escalar, seguidos dos graus de limitação mais severos, k acima de 0.80 (figs. 2.3 e 2.4). A maior variabilidade entre réplicas é observada em valores extremos de k (fig. 2.4). Os graus de limitação de dispersão pouco brandos (k entre 0.80 e 0.50), aqueles que ocorrem no máximo da taxa U (fig. 2.2), apresentam baixa variação com o aumento da extensão espacial (figs. 2.3 e 2.4).

## 2.2 Descrição estatística da relação entre taxa U, grau de limitação de dispersão e extensão espacial da paisagem

Na figura 2.5 há a predição do modelo linear misto usado para descrever a taxa U média em paisagens prístina em função do grau de limitação de dispersão (k), extensão espacial da paisagem (scale, de escala em inglês), número de indivíduos (N) e riqueza de espécies (S). A predição para cada sítio está colorida segundo a razão entre o número de espécies e indivíduos e cada quadro agrupa os dados de um mesmo grau de limitação de dispersão (fig. 3). Em azul há a média da predição por sítio agrupada por extensão espacial da paisagem (fig. 3).

Uma expectativa era que a redução da média da taxa U com o aumento da extensão espacial, pois com o aumento da extensão espacial da paisagem ao redor há aumento no número de progenitores que podem repor espécies perdidas localmente (May et al. (2012)). Dessa forma, para uma mesma área amostral, quanto maior a capacidade de dispersão dos indivíduos maior a área de influência ao redor da parcela (Rosindell and Cornell (2013)). Portanto, espera-se que para um mesmo cenário de dispersão, o aumento da extensão espacial da paisagem deve reduzir a taxa U de forma cada vez mais desacelerada, uma vez que a partir de um valor de extensão espacial o aumento da paisagem deve superar a área de influência ao redor da parcela (May et al. (2012); Rosindell and Cornell (2013)).

Assim, a expectativa teórica era de redução da taxa U em função do aumento da extensão espacial da paisagem, para uma dada limitação de dispersão. Para avaliar essa expectativa usamos um algoritmo que avalia o quanto que cada incremento na extensão espacial acumula na redução total esperada na taxa U. Primeiro ajustamos um modelo linear para obter a taxa U média para cada combinação de cenário de limitação de dispersão e extensão espacial da paisagem. Segundo, Para cada cenário de limitação de dispersão, é calculado a amplitude de valores da média da taxa U entre todas as extensões espaciais simuladas, esse valor é considerado como a referência de mudança total. Terceiro, para cada grau de limitação de dispersão, é ordenado os valores de taxa U em função da extensão espacial, em ordem crescente, e é calculado a diferença entre valores consecutivos, partindo da menor escala (lado da paisagem = 0.5 km). Quarto, os valores acumulados são divididos pelo valor de referência de mudança total. Quinto, interpolamos linearmente os valores acumulados em função do lado da paisagem. O lado da paisagem suficiente foi definido como o lado mais próximo do valor acumulado de 75%. Na figura 2.5 há os resultados desse algoritmo de avaliação.

Nos graus de limitação de dispersão pouco severos (k entre 0.55 e 0.85) não foi possível detectar o padrão esperado, pois na média não se observa tendência de redução com o aumento da extensão espacial (pontos médios em azul, fig. 3). Nesses graus de limitação de dispersão pouco severos, alguns sítios apresentam tendência de redução da estimativa da taxa U enquanto outros de aumento, e alguns de ausência de mudanças (linhas coloridas segundo a razão do número de espécies e de indivíduos, fig. 3).

Já nos graus de limitação de dispersão brandos (k<=0.50) e severos (k>=0.80) foi possível detectar a mudança esperada de redução da média da taxa U com o aumento da extensão espacial da paisagem ao redor. Conforme a expectativa. As retas verticais em vermelho marcam as escalas que acumulam a maior parte da redução na média da taxa U (95% de toda a redução) com o aumento da escala de 0.5km para 16km de lado da paisagem (fig. 2.5). Detalhes no apêndice ’Efeito de Escalar”.

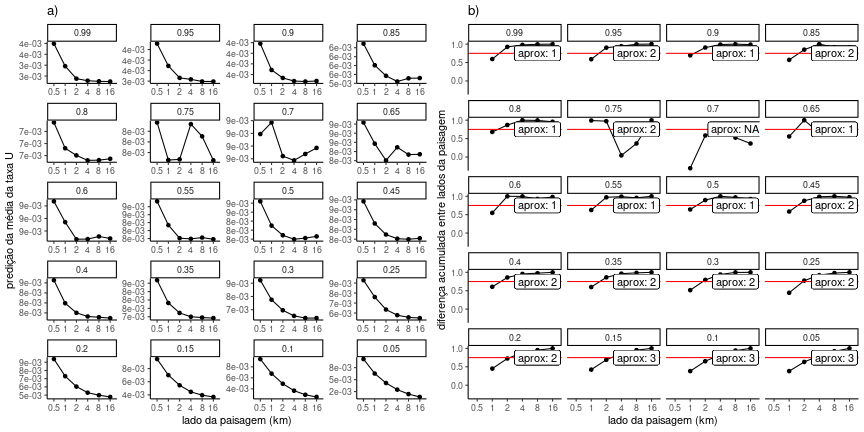


Figure 2.5: Avaliação da sensibilidade da taxa U em relação a extensão espacial da paisagem (eixo x) para cada cenário de limitação de dispersão simulado (título dos quadros = k, a proporção de propágulos na vizinhança imediata). Na figura a há a estimativa da taxa U média (eixo y) para cada combinação de lado da paisagem e cenário de dispersão. Na figura b há a mudança acumula da média da taxa U (eixo y)m detalhes no texto. No eixo x o lado da paisagem ao redor varia entre 0.5 e 16 km. Os quadros estão divididos conforme o grau de limitação de dispersão simulado (k), sua ordem varia da situação de severa limitação de dispersão (na esquerda superior, k=0.99) até a situação mais branda (na direita inferior, k=0.05). Na figura b, a linha horizontal vermelha marca o valor de 0.75, o texto dentro dos quadros contem o valor aproximado do lado da paisagem que corresponde a interseção entre a linha vermelha e a interpolação linear entre lados da paisagem em preto. Na figura b não há valor para lado da paisagem igual 0.5 km, pois é o valor de partida.

Na figura 2.5 há o resultado do algoritmo de escolha da extensão espacial da paisagem, que busca a extensão espacial da paisagem que acumula cerca de 75% da redução esperada da taxa U com o aumento da escala. Observamos que na maior parte dos cenários de limitação de dispersão o padrão observado é de redução da taxa U com o aumento do lado da paisagem (fig. 2.5 a). Esse padrão não é consistente quando k está entre 0.75 e e 0.65, uma vez que existem picos quando o lado da paisagem não é mínimo (fig. 2.5 a). Assim, quando o algoritmo de escolha da extensão espacial é aplicado, há incerteza em alguns cenários de dispersão (fig. 2.5 b). Quando k é igual 0.70, não foi possível aplicar o algoritmo (fig. 2.5 b), pois o pico global da taxa U ocorre com lado da paisagem igual a 1 km (fig. 2.5 a), contradizendo a expectativa de redução da taxa U com o aumento e resultando em um valor não definido (‘NA’ em fig. 2.5 b). Quando k é igual 0.75 ou 0.65 há um pico local da taxa U no lado igual 2 km (fig. 2.5 b).Nos cenários de dispersão com k abaixo de 0.70, o lado escolhido varia entre 1 e 2 (fig. 2.5 b). Quando k varia entre 0.65 e 0.50 o lado da paisagem escolhido é 1 km; com k entre 0.45 e 0.2 é 2 km de lado; e com k abaixo de 0.15 é de 3 km de lado (fig. 2.5 b).

Uma vez que o lado escolhido pelo algoritmo para k entre 0.65 e 0.50 é igual a 1 km, consideramos que todos os graus de limitação de dispersão mais severos que estes (com k maior do que 0.65) também possuem o mesmo lado da paisagem. Quando a limitação de dispersão é mais severa, há incerteza na definição do lado da paisagem, variando entre 1km e 2km de lado (fig. 2.5. Uma vez que a extensão da paisagem de lado 3 km não foi simulada, os cenários de limitação de dispersão brandos (k menor do que 0.15) serão aproximados pelo lado da paisagem 4 km nas próximas análises com o conjunto completo de dados (todos os sítios e paisagens hipotéticas).

# 3 Congruência entre a SAD observada e predita por MNEE nas paisagens hipotéticas

O objetivo dessa seção é descrever a variabilidade na congruência da predição do MNEE e, dessa forma, avaliar se esse modelo é adequado para ter os parâmetros interpretados. A SAD é a predição de MNEE que é possível depois da estimativa da taxa U nas paisagens hipotéticas, conforme a escala adequada para cada cenário de limitação de dispersão (fig. 2.5. Para descrever a congruência da SAD simulada por MNEE, foram usados modelos estatísticos para descrever a probabilidade de uma SAD simulada ser congruente com a SAD observada em função da capacidade de dispersão e da paisagem hipotética usadas em cada simulação. O modelo mais complexo inclui efeitos específicos por tipo de paisagem e por sítio, além de splines para o parâmetro k, variando entre classe de perturbação da parcela, e também possui um spline para as coordenadas geográficas dos sítios. Modelos mais simples foram obtidos pela remoção progressiva de termos.

Na tabela 3.1 há a comparação desses modelos estatísticos. O modelo cheio foi o mais plausível. Esse modelo soma a maior parte do peso de evidência (>0.90) e não apresenta evidência de autocorrelação espacial dos resíduos (tab. 1). Os únicos modelos que apresentam evidência de autocorrelação espacial são aqueles sem um spline de k por tipo de paisagem e sítio de amostragem (tab. 1). Entre os 4 primeiros modelos mais plausíveis a deviance explicada é similar, próxima de 0.94 (tab. 1). O modelo mais plausível apresenta bom ajuste com o observado (SI).

Table 3.1: Modelos estatísticos para descrever a congruência absoluta da SAD simulada com a SAD observada. O modelo mais complexo é o mais plausível com peso de evidência de 0.986. Esse modelo possui um spline para k por tipo de paisagem e classe de perturbação, um spline para as coordenadas geográficas e um spline por sítio de amostragem para k e tipo de paisagem. Os outros modelos são simplificações desse modelo mais complexo.

| HGAM | ΔAICc | est. coef. | peso | dev. expl. | Moran's I | p-valor |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| s(k,by=land + class\_pert) + (lat,long) | 0.00e+00 | 1.52e+03 | 0.986 | 0.941 | -0.011 | 0.506 |
| s(k,by=land + class\_pert) | 8.54e+00 | 1.52e+03 | 0.014 | 0.941 | 0.024 | 0.311 |
| s(k,by=land) + (lat,long) | 1.33e+02 | 1.49e+03 | 0.000 | 0.940 | -0.020 | 0.560 |
| s(k,by=land) | 1.89e+02 | 1.49e+03 | 0.000 | 0.940 | 0.017 | 0.350 |
| s(k,by=land) + land|Site | 7.56e+04 | 3.41e+02 | 0.000 | 0.670 | 0.329 | 0.000 |
| land + land|Site | 9.23e+04 | 3.14e+02 | 0.000 | 0.613 | 0.275 | 0.000 |

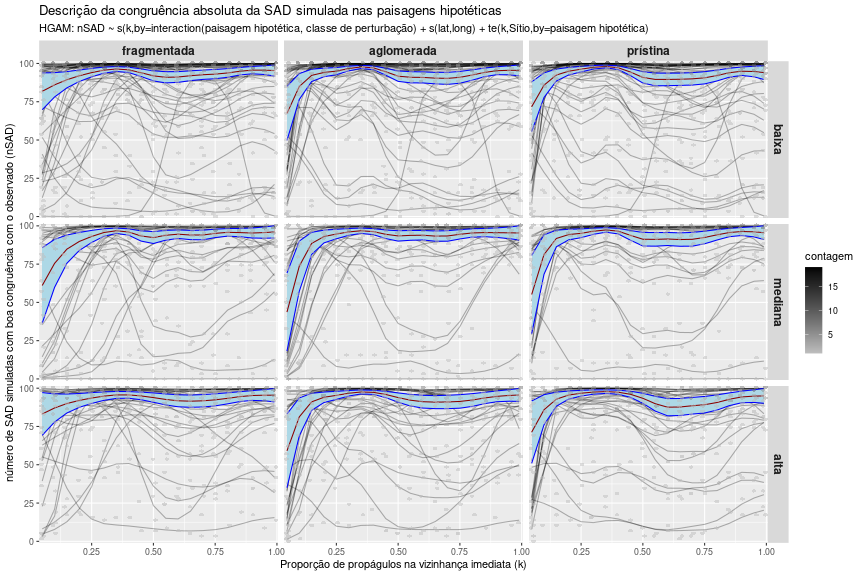


Figure 3.1: Predito pelo modelos mais plausível (HGAM) para descrever a congruência absoluta da SAD simulada nas paisagens hipotéticas (fragmentada, aglomerada, e prístina). Os pontos são o número de SADs simuladas com boa congruência com a SAD observada segundo o teste de Kolmogorov-Smirnov. As linhas transparentes em cinza são a predição do modelo. Em vermelho escuro o predito pelo modelo na ausência de diferença entre os sítio de amostragem e no efeito das coordendas centrais. Em azul claro o intervalo de predição de 95% ao redor da média.

Na figura 3.1 há o número de SADs simuladas com boa congruência observada e o número predito pelo modelo mais plausível. A maior parte dos pontos está próximo dos 100% (ou seja, todas as 100 repetições da simulação resultaram em SADs congruentes com a empírica, para um dado sítio, valor de k e paisagem). Parece existir muita variabilidade de tendências entre sítios, que resulta na predição por sítio com diferentes padrões, alguns com pouca variabilidade em função de k outros com padrões não lineares (fig. 3.1). Existe pouca diferença no valor médio (em azul) para diferentes paisagens hipotéticas e classes de perturbação (fig. 3.1). A maior diferença média entre paisagens hipotéticas ocorre quando a limitação de dispersão é branda ( k < 0.25, fig. 3.1). Nessa faixa de limitação de dispersão branda, simulações usando a paisagem hipotética fragmentada têm maior probabilidade média de gerar uma SAD com boa congruência com a empírica, seguido da paisagem prístina. Porém, essa faixa de valores apresenta a maior variabilidade entre sítios e entre classes de perturbação. Os sítios de baixa perturbação tendem a apresentar congruência média mais elevada (fig. 3.1). Os valores de congruência média tendem a ser menores no nível mediano de perturbação do sítio de amostragem (fig. 3.1). Contudo, em média tanto as paisagens hipotéticas quanto as classes de perturbação apresentam boa congruência (fig. 3.1).

# 4 Estimativa da taxa U nas paisagens hipotéticas

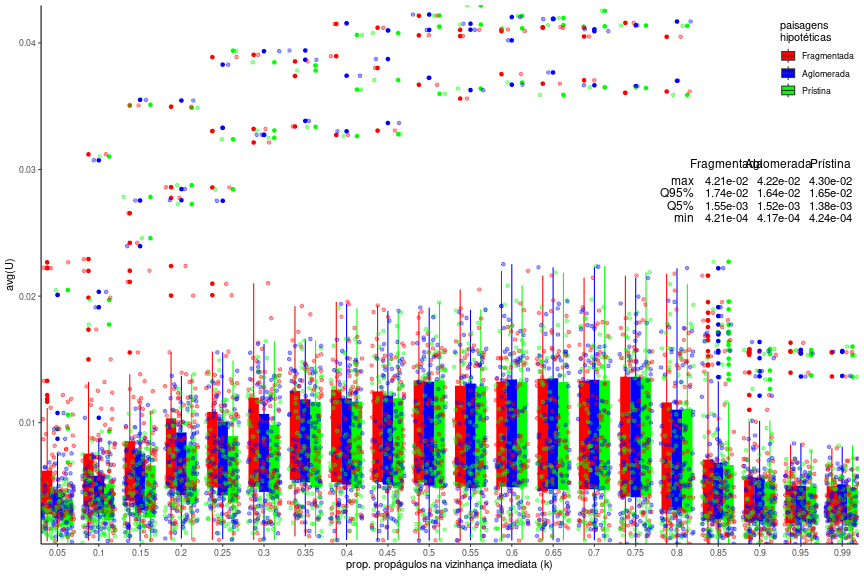


Figure 4.1: A média da taxa U ajustada a partir da riqueza observada e das paisagens hipotéticas nos 20 cenários de limitação de dispersão explorados. Cerca de 90% das simulações estimam taxa U entre 1e-3 e 1e-2, no limite o modelo variou entre ~4e-2 e ~4e-4.

O objetivo dessa seção é descrever a variabilidade na taxa U calibrada empiricamente para aproximar a riqueza observada. A primeira etapa da modelagem da biodiversidade local pelo MNEE é estimar a taxa U necessária para aproximar a riqueza observada dado o cenário de limitação de dispersão e paisagem hipotética (fig. 4.1). Uma vez estimado a taxa U, a distribuição de abundância de espécies (SAD) é simulada para a mesma bateria de simulações (cenário de limitação de dispersão e paisagem hipotética) e é possível avaliar a congruência da predição de MNEE com a SAD observada. Além disso, os efeitos da paisagem são definidos pelo log da razão da taxa U, oferecendo um valor relativo.

A maior parte das taxas U estimadas foram entre 1e-3 e 1e-2 (4.1). Ou seja, aproximadamente, 1 em cada de 100 até 1 mil (chegando até 10 mil) nascimentos devem ser de indivíduos pertencentes a espécies ainda não presentes na paisagem (fig. 4.1), para manter a riqueza observada nos inventários. Nos trabalhos que investigam os padrão de biodiversidade usando MNEE em paisagens fragmentadas simuladas, sem calibração empírica, a taxa U avaliada variou entre 1e-8 e 1-4 (Campos et al. (2012); Campos et al. (2013); Thompson et al. (2019)). Nesses trabalhos a única interpretação da taxa U era como taxa de especiação, o que justifica a taxa simulada com ordens de magnitude inferior. Observou-se que quando a taxa U era muito elevada a influência da biodiversidade remanescente era menos acentuada (Campos et al. (2012); Campos et al. (2013)).

Aqui a taxa U foi um parâmetro livre para que as simulações resultassem em uma riqueza igual à riqueza observada, para cada nível de limitação à dispersão (valor de k) e a paisagem hipotética na qual a simulação foi realizada (isto é os 3 tipos de paisagens utilizados). Assim, uma interpretação mais apropriada para a taxa U em nosso estudo é o efeito de especiação mas principalmente da dispersão de longa dispersão de fora da paisagem - principalmente para os graus de limitação de dispersão onde a extensão espacial da paisagem suficiente é de 1km de lado (fig. 2.5). Outro processo que pode explicar a taxa U é o surgimento de indivíduos adultos de novas espécies que estavam antes apenas no banco de propágulos (Etienne et al. (2007),Jabot et al. (2008), Condit et al. (2012)). Uma vez que apenas indivíduos com DAP maior ou igual a 5 cm são inventariados (e portanto também simulados), é possível interpretar parte da reposição de espécies pela taxa U como reposição por propágulos de espécies ausentes entre os adultos na paisagem.

# 5 Critérios de interpretação dos efeitos simulados da paisagem

Nesta seção iremos separar as simulações que serão usadas para interpretar os efeitos propostos da paisagem. Apesar da boa congruência de MNEE em média, iremos utilizar apenas um subconjunto das simulações feitas. Primeiro, focamos nos cenários de limitação de dispersão mais realistas para árvores em florestas tropicais, em que a maior parte dos propágulos se dispersa para a vizinhança imediata da progenitora (Bullock et al. (2017); Clark et al. (1999)). Iremos considerar apenas as simulações em que a proporção de propágulos na vizinhança imediata de cada adulto (k) é maior ou igual a 0.50. Ou seja, simulações em que pelo menos metade dos propágulos caem até a árvore-mãe e a árvore vizinha imediata. Nesses cenários de limitação de dispersão a extensão espacial escolhida pelo algoritmo de seleção da escala espacial foi de 1 km de lado (2.1). Com isso, a extensão espacial de 1km de lado da paisagem é suficiente para simular todos os cenários de dispersão (fig. 2.5).

Segundo, aplicamos um filtro de congruência com a SAD observada para selecionar os sítios nos quais o MNEE apresentou bom desempenho (fig. 3.1). Consideramos como “congruentes” os sítios que, para cada combinação de limitação de dispersão (k) e paisagem hipotética, apresentaram distribuições de abundância de espécies (SADs) compatíveis com a observada em pelo menos 75% das réplicas. Apenas esses sítios foram mantidos para as análises subsequentes. Com isso restaram 67 sítios, dos 105 totais, em que a predição de MNEE foi congruente com o observado. Os outros 38 sítios apresentam baixa congruência em pelo menos alguma combinação de cenário de limitação de dispersão e paisagem hipotética, e não serão incluídos na interpretação da taxa U (fig. 6 e 7). A distribuição de proporção de cobertura florestal (%CF) entre os dois grupos de sítios é similar (Fig. 6 e 7).

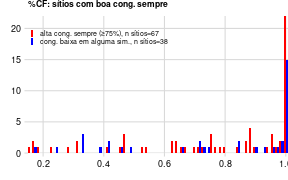


Figure 5.1: Os sítios selecionados conforme a classificação de congruência da SAD simulada com a SAD observada. Os sítios com boa congruência são aqueles em que pelo menos 75% das SAD simuladas foram congruentes com a SAD observada, considerando todos os cenários de limitação de dispersão e paisagens hipotéticas (em vermelho). Os sítios com alguma simulação com congruência abaixo de 75% (em azul). Os sítios em azul e vermelho estão distribuídos conforme a proporção de cobertura florestal (eixo x, %CF).

# 6 A métrica funcional da influência da paisagem na biodiversidade local

## 6.1 Apresentação

Nesta seção descrevemos como a métrica de efeito da paisagem, logUi/Uj, variou em função do tipo de efeito, da porcentagem de cobertura florestal (%CF) e proporção de propágulos na vizinhança imediata (k). Com esta métrica (logUi/Uj) avaliamos 3 efeitos da paisagem: o efeito de fragmentação total, dado pela razão entre as taxas U obtidas para a paisagem fragmentada e a prístina; o efeito de fragmentação per se, a razão entre a taxa U estimada para a paisagem fragmentada e aglomerada; e o efeito de área per se, pela razão das taxas U da paisagem aglomerada e prístina. O contraste logUi/Uj entre paisagens busca revelar diferentes efeitos da paisagem na manutenção da biodiversidade local. Primeiro, a conectividade, movimentação dos indivíduos no habitat remanescente. Segundo, na dinâmica de substituição de indivíduos na paisagem, resultando em variação no número de espécies perdido por deriva ecológica. Dessa forma, a métrica de efeito da paisagem proposta, logUi/Uj, busca descrever a vulnerabilidade da biodiversidade local, definida pelo grau em que a paisagem ao redor exige fontes externas de biodiversidade árborea.

.

Na figura 6.1 há a métrica de efeito da paisagem na vulnerabilidade local (logUi/Uj) para os propostos efeitos da paisagem entre os inventários florestais classificados como congruentes e os outros (fig. 5.1). Para os três efeitos da paisagem a maior parte dos casos a métrica funcional logUi/Uj é próximo de zero, com alguns sítios ultrapassando essa faixa de valores próximo de zero ao passo que a porcentagem de cobertura florestal (%CF) diminui (fig. 6.1). Os valores da métrica funcional varia entre cerca de -0.25 e 0.50 em ambos grupos de sítios, com variação similar entre os efeitos (fig. 6.1). Assim, é possível concluir que os inventários da classe ‘alta congruência sempre’ apresentam perfil similar de variação de cobertura florestal (fig. 5.1) e de métrica funcional da paisagem (fig. 6.1) com os inventários da outra classe de congruência.

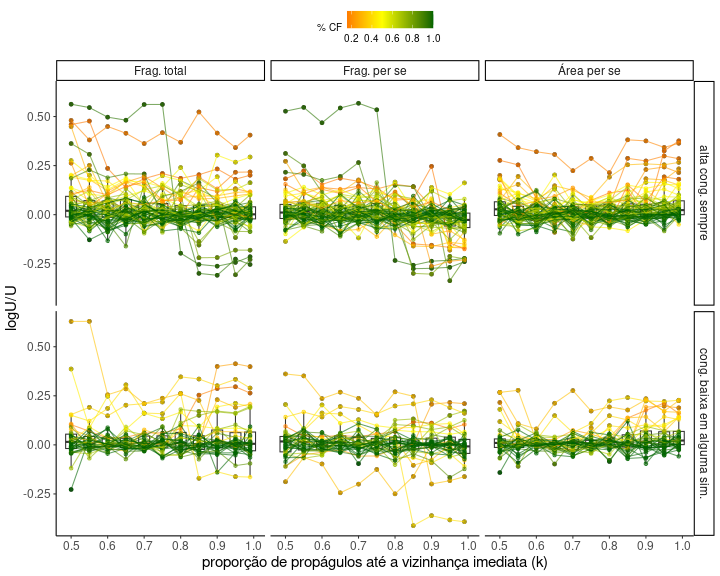


Figure 6.1: A métrica funcional logUi/Uj em função da limitação de dispersão (eixo x), colorido pela porcentagem de cobertura florestal na paisagem de 1 km de lado (%CF) e agrupado pela classe de congruência de MNEE com o observado em inventários florestais. A classificação de congruência segue a definição: os inventários da classe ‘alta congruência sempre’ são aqueles em que pelo menos 75% das SAD simuladas foram congruentes com a SAD observada, considerando todos os cenários de limitação de dispersão e paisagens hipotéticas. Os outros inventários apresentam congruência baixa (menor do que 75%) em algum simulação. Cada ponto representa uma bateria o contraste entre simulações de MNEE para um mesmo inventário mas variando a paisagem hipotética, pontos de um mesmo inventário estão conectados por uma linha. Frag. total é o contraste entre paisagem fragmentada, tal como no ano mais próximo ao inventário florestal, e prístina, sem perda de cobertura florestal. Frag. per se é o contraste entre a paisagem fragmentada e a paisagem com a cobertura remanescente aglomerada ao redor da parcela tal como a forma do recorte de paisagem (paisagem aglomerada). Área per se é o contraste entre paisagem aglomerada e prístina. Uma vez que o logUi/Uj = logUi - logUj, então Frag. total = Frag. per se + Área per se. Concluímos com essa figura que a métrica funcional varia em função da capacidade dispersão e %CF de forma similar entre os grupos de inventários classificados conforme a congruência da predição de MNEE.

## 6.2 Descrição estatística da métrica funcional da paisagem de cada proposto efeito da paisagem

O objetivo dessa seção é descrever para cada proposto efeito da paisagem a métrica funcional da paisagem (logUi/Uj) em função da porcentagem de cobertura florestal (%CF) e cenário de limitação de dispersão (k, proporção de propágulos na vizinhança imediata). Apenas os inventários florestais classificados como ‘alta congruência sempre’ são considerados nessa seção (figs. 5.1, 6.1). Os efeitos da paisagem em logU/U foram descritos por dois modelos estatísticos cada, que diferem quanto ao spline de k por sítio (tab. 2). Para todos os contrastes, o modelo estatístico mais plausível descreve o logUi/Uj em função de um tensor entre %CF e k como efeito fixo e um spline de k por sítio (Tab. 2). Isso significa que a razão logUi/Uj é modelada por uma interação multidimensional entre %CF e k (via tensor), que captura efeitos conjuntos não lineares e dependentes do contexto entre essas variáveis. E por variações locais de k em cada sítio, ajustadas por um spline, permitindo padrões distintos e não-lineares. Os modelos mais plausíveis explicam mais de 90% da ‘deviance’ (Tab. 2) e apresentam bom ajuste, conforme evidenciado nos gráficos de diagnóstico do pacote Gratia (Simpson (2024)) no material de suporte (Fig. SI X).

Table 6.1: Modelos estatísticos para descrever os efeitos da paisagem em logU/U. te(p,k) = tensor entre porcentagem de cobertura florestal na paisagem (p) e grau de limitação de dispersão (k); s(k)|Site = spline para k por sítio; 1|Site = apenas 1 intercepto por sítio.

| HGAM | ΔAICc | est. coef. | peso | dev. expl. |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Frag. total** | | | | |
| ~ te(p,k) + s(k)|Site | 0.00e+00 | 3.09e+02 | 1.000 | 0.970 |
| ~ te(p,k) + 1|Site | 1.63e+03 | 8.81e+01 | 0.000 | 0.840 |
| **Frag. per se** | | | | |
| ~ te(p,k) + s(k)|Site | 0.00e+00 | 3.28e+02 | 1.000 | 0.950 |
| ~ te(p,k) + 1|Site | 1.65e+03 | 8.83e+01 | 0.000 | 0.690 |
| **Área per se** | | | | |
| ~ te(p,k) + s(k)|Site | 0.00e+00 | 1.66e+02 | 1.000 | 0.940 |
| ~ te(p,k) + 1|Site | 1.41e+02 | 8.20e+01 | 0.000 | 0.920 |

## 6.3 A influência da cobertura florestal e da limitação de dispersão na métrica funcional dos efeitos da paisagem

Nessa seção iremos interpretar a predição do modelo estatístico mais plausível para descrever a métrica funcional (logUi/Uj) de cada proposto efeito da paisagem. Quando o logU/U é negativo, então o efeito da paisagem é positivo na manutenção da biodiversidade local, pois isso significa que na paisagem do numerador a taxa U é menor do que a taxa U no denominador. Quanto menor a taxa U menor a necessidade da entrada de novas espécies na paisagem para manter a riqueza local observada, ou seja, menor a dependência por processos locais de reposição como especiação verdadeira, reposição do banco de propágulos de espécies ausentes entre os adultos e dispersão de longa distância de fora da paisagem.

Para facilitar a interpretação, o predito pelo modelo mais plausível será dividido conforme a porcentagem de cobertura florestal (%CF). Os inventários estão divididos em 5 classes: %CF menor do que 30; entre 30 e 60; entre 60 e 80; entre 80 e 100; e igual 100 (Fig. 6.3, 6.2, 6.4 ). A classe de %CF igual a 100 foi usada como referência de ausência de efeito da paisagem, e seus valores extremos (máximo, mínimo e quantis de 95% e 5%) foram adicionados ao gráficos em todos os paineis (linhas pontilhadas, máximo e mínimo, e tracejadas, quantis). Adicionalmente, para cada grau de limitação de dispersão (valor de k, no eixo x), incluímos um boxplot que sumariza os valores observados na figura 6.2. Para auxiliar a interpretação da fig. 6.2, as figs. 6.3 e 6.4 sumariza os efeitos agregando os resultados por sítio e cenário de limitação de dispersão. Na fig. 6.3 há o histograma de logUi/Uk em função da classe de cobertura florestal e efeito da paisagem. Na fig. 6.4 há a porcentagem de inventários em que a magnitude de valores ultrapassou os valores de referência de ausência de efeito.

Os valores de logUi/Uj da referência de ausência de efeito (%CF=100) variaram entre -0.13 e 0.10 (Figs. 6.3, 6.2). Se considerarmos a exponenciação do módulo desses valores, então as razões de Ui/Uj (1.14 e 1.10, respectivamente) informam que a variação na taxa U foi de até cerca de 12% entre paisagens hipotéticas (tanto no numerador quanto no denominador). Esta variação observada na métrica funcional de paisagens sem perda de cobertura florestal (%CF=100) pode ser explicada em função da estocasticidade demográfica simulada em MNEE, que explica o motivo de simulações feitas na mesma paisagem difiram na estimativa da taxa U. A maior magnitude de logUi/Uj foi observada nos extremos de cobertura florestal (Figs. 6.3, 6.2), variando entre -0.33 e 0.56, respectivamente, -39% e +75% de variação na taxa U da paisagem no numerador em relação a do denominador. Contudo, considerando todo os efeitos a maior parte das simulações permanece dentro dos valores de referência em paisagens acima de 30% de cobertura florestal (figs. 6.3, 6.2).

### 6.3.1 Efeito de área per se

No padrão geral, os efeitos da paisagem intensificam-se com a redução da cobertura florestal (%CF), mas variam conforme o grau de limitação de dispersão (k), como é possivel observar nos boxplots da figura 6.2. O efeito de área per se segue um padrão consistente entre inventários, de efeito negativo que aumenta com a perda de cobertura florestal (figs. 6.2, 6.3, 6.4). O efeito de área per se apresenta menor magnitude quando a limitação de dispersão é intermediária (Fig 6.2). Nesses cenários de limitação de dispersão se observa os valores máximos de taxa U nas três paisagens hipotéticas (Fig. taxa U), e também apresentam menor sensibilidade a escala espacial da paisagem prístina (seção SoE).

A amplitude do efeito de área per se aumenta com a redução da cobertura florestal. A métrica funcional, logUi/Uj, variou entre cerca de -0.12 até 0.41 no efeito de área per se (figs. 6.2, 6.3). Uma vez que o intervalo inferior, -0.12 está contido no valor de referência de ausência de efeito, esse magnitude de efeito representa um aumento entre 0% e 50% na taxa U estimada na paisagem aglomerada em relação à paisagem prístina. O efeito de área per se começa a aumentar em paisagens abaixo de 60% de cobertura florestal (figs. 6.2, 6.3, 6.4).

### 6.3.2 Efeito de fragmentação per se

Diferente do efeito de área per se, em que existe maior consistência entre no padrão entre inventários florestais, nos efeitos de fragmentação per se e total se observa mais inventários que diferem do padrão geral. O padrão geral do efeito de fragmentação per se é de efeito positivo quando a limitação de dispersão é severa e negativo quando a limitação de dispersão é branda, que se intensifica com a redução da cobertura florestal (figs. 6.2, 6.3, 6.4). No padrão geral, o efeito de fragmentação per se se torna mais relevante em paisagens com cobertura florestal abaixo de 60%, mas principalmente abaixo de 30% (figs. 6.2, 6.3, 6.4). O ponto de virada no sinal do efeito de fragmentação per se em função da capacidade de dispersão ocorre aproximadamente na mesma faixa de limitação intermediários que corresponde a menor magnitude do efeito de área per se (k em cerca de 0.70, 6.2).

No efeito de fragmentação per se, o padrão por inventário florestal varia do padrão geral em paisagens com cobertura florestal acima de 60% (figs. 6.2, 6.3, 6.4). Principalmente em paisagens entre 80% e 100% de cobertura florestal, onde foi observado a maior magnitude do efeito de fragmentação per se, seguindo o mesmo padrão de efeito positivo sob severa limitação de dispersão e negativo quando a limitação é branda (figs. 6.2, 6.3). Nessa faixa de cobertura florestal, considerando todas os cenários de limitação de dispersão simulados, o efeito negativo de fragmentação per se é significativo em cerca de 35% dos inventários e o efeito positivo em cerca de 17% dos inventários (fig. 6.4). O efeito de fragmentação per se apresentou menor magnitude em paisagens com cobertura florestal entre 30% e 80% (figs. 6.3, 6.4).

A amplitude do efeito fragmentação per se é maior em paisagens com cobertura florestal extrema. A métrica funcional, logUi/Uj, variou entre -0.34 e 0.57 no efeito de fragmentação per se em paisagens com a cobertura florestal entre 80% e 100% (figs. 6.2, 6.3). E entre -0.26 e 0.27 em paisagens com cobertura florestal abaixo de 30% (figs. 6.2, 6.3). Essa variação implica que a taxa U estimada na paisagem fragmentada variou entre cerca de 75% maior até cerca de 39% menor do que a taxa U estimada na paisagem aglomerada.

### 6.3.3 Efeito de fragmentação total

O efeito de fragmentação total apresenta a maior variabilidade de padrões por inventário florestal em relação ao padrão geral entre os efeitos da paisagem (fig. 6.2). Em paisagens com cobertura superior a 60% o efeito de fragmentação total pode ser positivo sob severa limitação de dispersão, em alguns poucos sítios (cerca de 18% dos sítios, figs. 6.2, 6.4). Nessa faixa de cobertura florestal também é possível observar inventários com o efeito da fragmentação total negativo, isso aconteceu em cerca de 35% dos sítios quando a limitação de dispersão é branda (figs. 6.2, 6.4). Contudo, em paisagens com cobertura florestal acima de 60% a grande maioria dos inventários possui efeito de fragmentação total dentro da faixa de valores de referência de ausência de efeito (figs. 6.2, 6.3).

Em paisagens com cobertura florestal abaixo de 60% se observa uma tendência, robusta entre os inventários, de efeitos negativos da fragmentação total (figs. 6.2, 6.3, 6.4). Os efeitos negativos ocorrem com maior intensidade quando a limitação de dispersão é branda, esse padrão se torna mais claro com a redução da cobertura florestal (figs. 6.2, 6.3, 6.4). Nas paisagens com cobertura florestal abaixo de 30%, mesmo cenários de limitação de dispersão intermediários ou severos apresentam efeito negativo de fragmentação total acima da faixa de referência de ausência de efeito (figs. 6.2, 6.3, 6.4).

A amplitude do efeito fragmentação total é maior em paisagens com cobertura florestal extrema. A métrica funcional, logUi/Uj, variou entre -0.31 e 0.56 no efeito de fragmentação per se em paisagens com a cobertura florestal entre 80% e 100% (figs. 6.2, 6.3). E entre -0.03 e 0.52 em paisagens com cobertura florestal abaixo de 30% (figs. 6.2, 6.3). Essa variação implica que a taxa U estimada na paisagem fragmentada foi maior e menor do que a taxa U estimada na paisagem prístina, contudo, o padrão principal foi da taxa U ser maior chegando até 68% contra até 36% menor em poucos inventários.

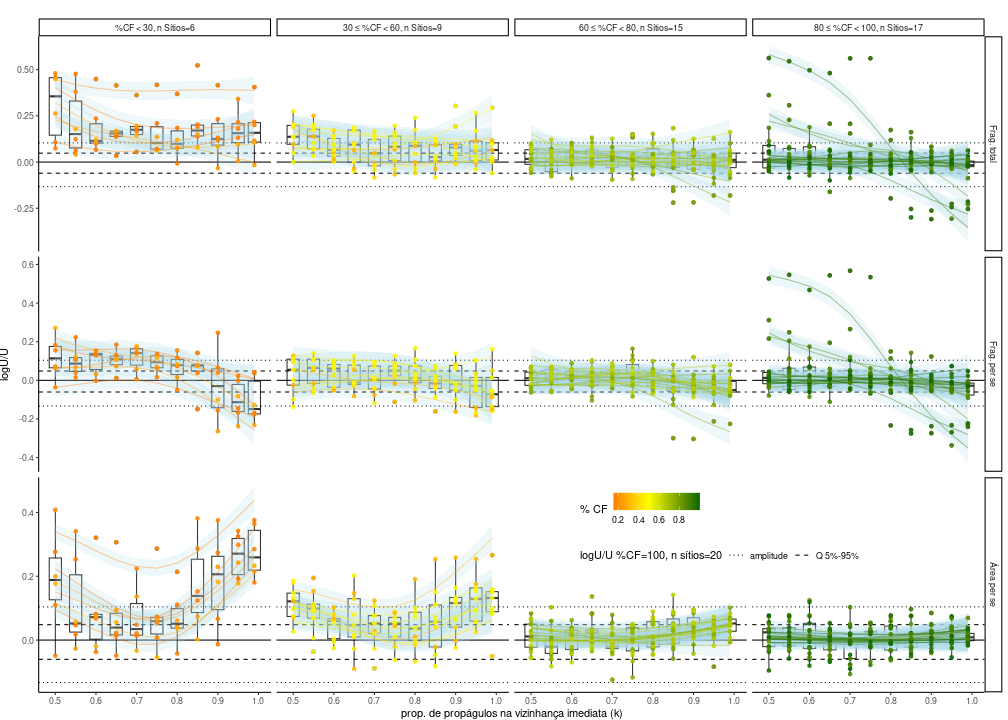


Figure 6.2: Os efeitos da paisagem em logU/U observado e predito. Cada ponto resulta da comparação de duas simulações, que mudam conforme o efeito da paisagem (título nos quadros por linha). O efeito de fragmentação total é a comparação entre a paisagem fragmentada e prístina; o de fragmentação per se entre a fragmentada e a aglomerada; e área per se entre aglomerada e prístina (Fig. 5). No eixo x o grau de limitação de dispersão, quanto maior a limitação de dispersão maior k. Os pontos estão coloridos pela porcentagem de cobertura florestal na paisagem (de lado 1km, como ajustado pelo k (Fig. 3)). Os quadros estão divididos em colunas correspondendo a classes de cobertura florestal (título das colunas). Os sítios com %CF=100 foram removidos do gráfico e apenas a sua amplitude (mínimo = -0.133 e máximo = 0.104) e o intervalo interquartil de 90% (quantil de 5% = -0.060 e de 95% = 0.048) foram marcados no eixo y. Os boxplots sumarizam valores para um mesmo k. O eixo y varia em escala entre os efeitos (quadros de uma mesma linha).

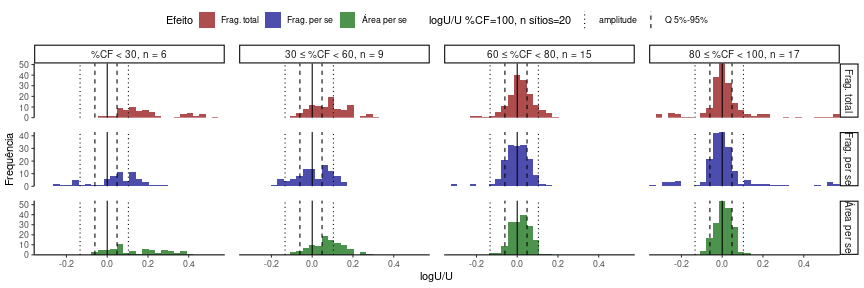


Figure 6.3: Histograma dos propostos efeitos da paisagem nas classes de cobertura florestal (%CF). Cada barra contabiliza o número de simulações (combinação de inventário florestal e cenário de limitação de dispersão), cada barra resulta de 30 intervalos (bins) de igual amplitude. Detalhes dos efeitos no texto. Os valores extremos observados para %CF=100 são considerados como referência de ausência de efeito, uma vez que toda variabilidade que existe aqui é resultado na estocasticidade demográfica representada por MNEE, por isso são incluidos como linhas verticais que marcam a amplitude (máximo e mínimo) e os quantis de 5% e 95%. Nessa figura há os resultados dos inventários considerados congruentes, detalhes no texto.

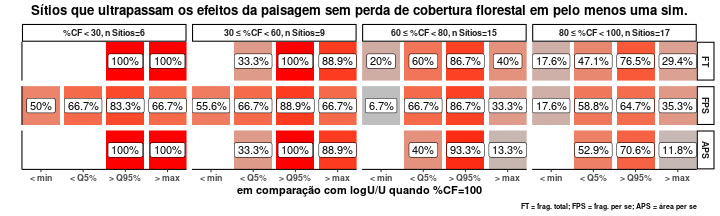


Figure 6.4: Porcentagem de sítios que ultrapassam os efeitos da paisagem sem perda de cobertura florestal em pelo menos uma simulação. No eixo x as classes em comparação com o observado quando %CF=100: menor do que o mínimo, menor do que o quantil de 5%, maior do que o quantil de 95% e maior do que o máximo. Os quadros estão divididos tal como Fig. 8. Cada valor marca a porcentagem de sítios daquela classe de cobertura florestal que satisfazem a condição no eixo x.

## 6.4 Resumo da variação dos efeitos da paisagem na conectividade funcional e resiliência demográfica

Os efeitos da paisagem sobre a métrica (expressas pelo log da razão entre taxas U) variam em função da cobertura florestal e da capacidade de dispersão das espécies (Villard & Metzger 2014), com implicações diretas para a manutenção da biodiversidade local através da modificação da conectividade funcional e resiliência demográfica da paisagem. Os principais padrões observados foram para o efeito de **Área per se**: efeito consistentemente negativo na conectividade/resiliência; magnitude aumenta com a perda de cobertura florestal; apresenta menor impacto sob limitação de dispersão intermediária. Para o efeito de **Fragmentação per se**: efeito bifásico, Negativo sob branda limitação de dispersão e positivo sob limitação severa; maior magnitude nos extremos de cobertura florestal (<30% e >80%), com maior consistência entre inventários com pouca cobertura. Para o efeito de **Fragmentação total**: predominantemente negativa, exceto quando a cobertura florestal >60% e a limitação de dispersão é severa (casos específicos por sítio); impacto mais acentuado em paisagens com cobertura <60% e maior amplitude com cobertura >60%.

Para o grupo de pesquisa que defende o efeito independente da perda per se de área e da fragmentação per se de habitat, o efeito de fragmentação total pode ser interpretado como a soma dos efeitos anteriores. Dessa perspectiva, ao comparar os três efeitos, é possível concluir que em alguns situações os efeitos de área per se e fragmentação per se se cancelam, resultando em efeitos diminutos de fragmentação total. Isso acontece principalmente em paisagens com cobertura florestal abaixo de 60% em cenários de limitação de dispersão severa, uma vez que nessas situações, os efeitos de área per se e fragmentação per se apresentam sinal trocado. Por outro lado, nessas paisagens com cobertura abaixo de 60%, quando a limitação de dispersão é branda, a magnitude do efeito de fragmentação total se torna maior, uma vez que tanto o efeito de fragmentação per se e área per se tem o mesmo sinal de efeito.

# 7 Relação entre os efeitos de fragmentação per se e área per se

Essa seção tem como objetivo comparar os efeitos de fragmentação per se e área per se ao longo do gradiente de cobertura florestal e cenário de limitação de dispersão. Um tema central no debate sobre fragmentação de habitat é quanto a magnitude e sinal dos efeitos de fragmentação per se e área per se (Fahrig 2017; Fletcher Jr et al. 2018; Fahrig et al. 2019). Fahrig (2003, 2017) conclui que o efeito de fragmentação per se é variável, podendo ser positivo ou negativo, mas sempre menor do que o efeito de área per se. Uma conclusão de nossos resultados é que a cobertura florestal e capacidade de disersão são necessários para compreender a variabilidade nos efeitos de fragmentação per se e área per se (figs. 6.2, 6.3, 6.4). Assim, para avaliar essa predição de Fahrig (2003, 2017) preparamos análises exploratórias que comparam os efeitos de fragmentação per se e área per sobre a métrica funcional da paisagem (log da razão das taxas U, logUi/Uj). Na figura 7.1 há a comparação entre os dois efeitos considerando todas simulações da figura 6.2. Na figura 7.2 há a comparação entre os dois efeitos agrupados por classe de cobertura florestal e 3 cenários de limitação de dispersão: k = 0.50, limitação branda; k = 0.75, limitação intermediária; e k = 0.99, limitação severa. Quando a métrica funcional é negativa, então o efeito da paisagem é positivo na manutenção da biodiversidade, e quando a métrica é positiva, então o efeito é negativo (ver seção 6.3).

Na conclusão de Fahrig (2017) sobre os efeitos de fragmentação per se e área per se não há influência da cobertura florestal e da capacidade de dispersão nesses efeitos, assim, uma forma natural de explorar a relação entre esses efeitos é agregando todas as simulações (7.1). Na fig. 7.1 com os resultados agregados, os valores do efeito de fragmentação per se se distribuem ao redor do zero com certa simetria, enquanto os de área per se se tendem a ser mais negativos e mais assimétricos para efeito negativo (gráfico de dispersão na esquerda, com histograma e hexágonos contabilizando o número de simulações). Contudo, quando avaliamos a diferença na magnitude absoluta, desconsiderando o sinal do efeito, observamos que os valores se distribuem ao redor do zero, de forma simétrica, com alguns poucos casos em que o efeito de fragmentação per se é maior em magnitude (fig. 7.1, histograma na direita inferior).

Para avaliar a magnitude e sinal do efeito, agregamos os pontos do gráfico de dispersão em 8 áreas, delimitadas por 3 condições independentes (fig. 7.1, octógonos na direita superior): para o efeito de fragmentação per se, a métrica é maior do que zero? E para o efeito de área per se? O módulo da métrica de área per se é maior do que o módulo do efeito de fragmentação per se? Essas condições são definidas no gráfico de dispersão da figura 7.1 nas quatro linhas, os dois eixos x e y, e as linhas 1:1 e -1:1. Nessa análise contabilizamos o número total de simulações (octógono na direita superior com título “% de simulações”) e número de inventários com pelo menos 1 simulação (octógono na direita superior com título “% de sítios”). Observamos que a maior parte das simulações ocorre quando o efeito de área apresenta magnitude superior e o efeito de fragmentação per se é positivo com cerca de 20% das simulações totais e 86% dos inventários com pelo menos 1 simulação (7.1, octógonos na direita superior). Seguido das simulações em que o efeito de fragmentação per se é positivo e apresenta magnitude maior, com cerca de 16% das simulações totais e 77% dos sítios com pelo menos 1 simulação (7.1, octógonos na direita superior). A terceira situação mais comum é efeito de fragmentação per se negativo e de área per se nulo, com cerca de 15% das simulações totais e 80% dos sítios com pelo menos uma simulação nessa situação (7.1, octógonos na direita superior).

Assim, desconsiderando a influência da cobertura florestal e limitação de dispersão, a predição de que os efeitos de fragmentação per se são idiossincráticos e de menor magnitude em comparação com os efeitos negativos da área per se encontra suporte parcial a partir da figura 7.1. Uma vez que o efeito de fragmentação per se se mostrou tanto negativo quanto positivo, porém, o efeito de área per se também se mostrou diminuto em certas situações, de modo que no geral a magnitude dos efeitos é similar (fig. 7.1). Contudo, uma conclusão dos nossos achados é a influência da cobertura florestal e limitação de dispersão (figs. 6.2, 6.3, 6.4). Para incluir essa influência, na fig. 7.2 há a relação entre o logUi/Uj dos efeitos de fragmentação per se e área per se agrupado pelas classes de cobertura florestal (título nas colunas) e limitação de dispersão (título nas linhas). Na fig. 7.2 há os pontos observados e 2 poligonos, um que contem todos os pontos dos sítios em paisagens sem perda de cobertura florestal - a referência de ausência de efeito - em azul, e um poligono que contem todos os sítios daquela combinação de classe de cobertura florestal e limitação de dispersão em verde.

Ao considerar a influência da limitação de dispersão, observamos um padrão geral. O efeito de fragmentação per se se varia entre nulo e positivo quando a limitação de dispersão é severa e entre nulo e negativo com o relaxamento da limitação; enquanto que o efeito de área per se é nulo ou negativo independente do cenário de dispersão (7.2). A redução da cobertura florestal faz com que a maior magnitude de efeito observada mude do efeito de fragmentação per se para o de área per se (7.2).

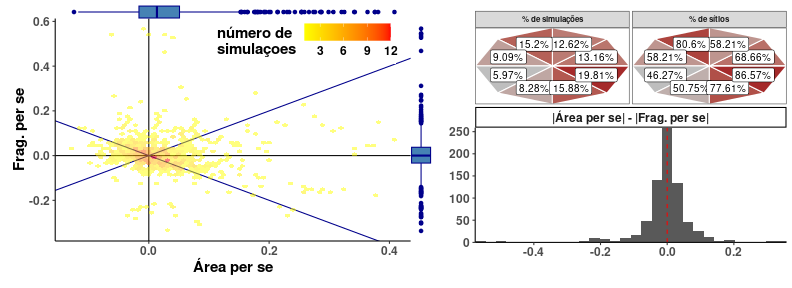


Figure 7.1: Relação entre o efeito de fragmentação per se e área per se. No quadro da esquerda há o gráfico de dispersão de fragmentação per se (y) e área per se (x), o espaço está preenchido por hexagonos coloridos conforme a contagem de simulações em sua área. No gráfico de dispersão, além dos eixos x e y, também há as linhas 1:1 e -1:1. A sobreposição dessas 4 linhas delimita as 8 áreas dos octógonos na direita superior. No octógono da esquerda a porcentagem de simulações dentro de cada área do octógono, esses valores somam 100. No octógono da direita há a porcentagem de sítios que apresentam pelo menos 1 simulação na área do octógono, esses valores não somam 100. Na direita inferior, há o histograma da diferença do módulo dos efeitos de área per se e fragmentação per se.

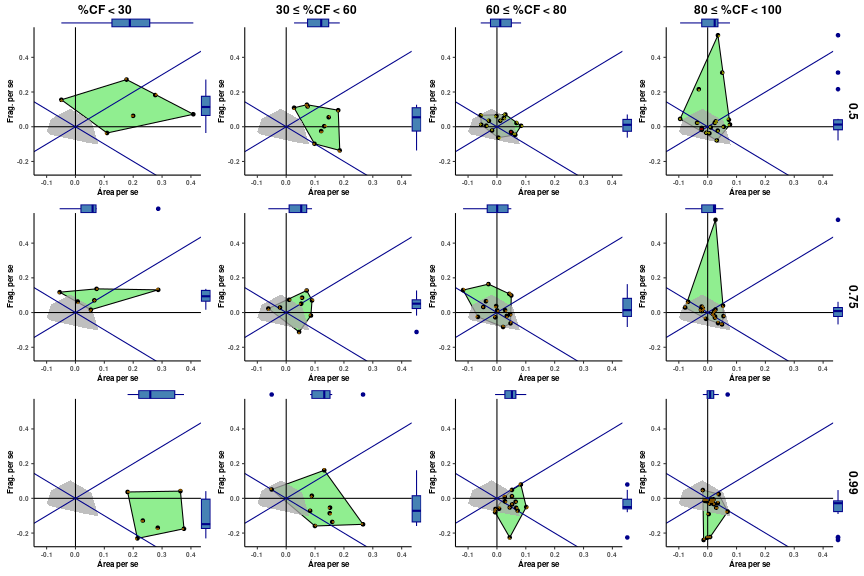


Figure 7.2: Comparação dos efeitos de fragmentação per se e área per se agrupado pelas classes de cobertura florestal (divisão das colunas) e da capacidade de dispersão (divisão das linhas). Os pontos são sítios indivíduais. Pequenos hexagonos cobrem as áreas com pontos, quando os pontos se tocam a área do hexagono muda de amarelo para mais avermelhado. Nos quadros além dos eixos x e y, há as retas 1:1 e -1:1. O menor poligono que envolve todos os pontos está em verde. O menor poligono que envolve todos os pontos com %CF=100 está em cinza no centro da figura. Os valores em cada eixo são resumidos por boxplots nos quantos opostos dos gráficos.

# Referências

Bullock, J. M., L. Mallada González, R. Tamme, L. Götzenberger, S. M. White, M. Pärtel, and D. A. Hooftman. 2017. A synthesis of empirical plant dispersal kernels. Journal of Ecology 105:6–19.

Campos, P. R., E. D. Neto, V. M. de Oliveira, and M. Gomes. 2012. Neutral communities in fragmented landscapes. Oikos 121:1737–1748.

Campos, P. R., A. Rosas, V. M. de Oliveira, and M. A. Gomes. 2013. Effect of landscape structure on species diversity. PloS one 8:e66495.

Clark, J. S., M. Silman, R. Kern, E. Macklin, and J. HilleRisLambers. 1999. Seed dispersal near and far: Patterns across temperate and tropical forests. Ecology 80:1475–1494.

Condit, R., R. A. Chisholm, and S. P. Hubbell. 2012. Thirty years of forest census at Barro Colorado and the importance of immigration in maintaining diversity. PloS one 7:e49826.

Etienne, R. S., D. Alonso, and A. J. McKane. 2007. The zero-sum assumption in neutral biodiversity theory. Journal of theoretical biology 248:522–536.

Jabot, F., R. S. Etienne, and J. Chave. 2008. Reconciling neutral community models and environmental filtering: Theory and an empirical test. Oikos 117:1308–1320.

Lima, R. A. de, D. P. Mori, G. Pitta, M. O. Melito, C. Bello, L. F. Magnago, V. P. Zwiener, D. D. Saraiva, M. C. Marques, A. A. de Oliveira, and others. 2015. How much do we know about the endangered Atlantic Forest? Reviewing nearly 70 years of information on tree community surveys. Biodiversity and Conservation 24:2135–2148.

May, F., I. Giladi, Y. Ziv, and F. Jeltsch. 2012. Dispersal and diversity–unifying scale-dependent relationships within the neutral theory. Oikos 121:942–951.

Rosindell, J., and S. J. Cornell. 2013. Universal scaling of species-abundance distributions across multiple scales. Oikos 122:1101–1111.

Simpson, G. L. 2024. [gratia: Graceful ggplot-based graphics and other functions for GAMs fitted using mgcv](https://gavinsimpson.github.io/gratia/).

Souza Jr, C. M., J. Z. Shimbo, M. R. Rosa, L. L. Parente, A. A. Alencar, B. F. Rudorff, H. Hasenack, M. Matsumoto, L. G. Ferreira, P. W. Souza-Filho, and others. 2020. Reconstructing three decades of land use and land cover changes in brazilian biomes with landsat archive and earth engine. Remote Sensing 12:2735.

Thompson, S. E., R. A. Chisholm, and J. Rosindell. 2019. Characterising extinction debt following habitat fragmentation using neutral theory. Ecology letters 22:2087–2096.