

Um modelo econométrico do desflorestamento da Amazônia*

EUSTÁQUIO J. REIS**
ROLANDO M. GUZMÁN***

Usando dados de cross-section em nível municipal, este artigo especifica, estima e simula um modelo econométrico de desflorestamento da Amazônia brasileira e sua contribuição para as emissões de CO₂. As equações básicas do modelo são: primeira, o desflorestamento — discriminado por tipos de vegetação — é determinado pelas principais atividades econômicas; segunda, a relação entre o tipo de vegetação e o conteúdo de biomassa, determina as emissões de dióxido de carbono causadas pelo desflorestamento; finalmente, a terceira supõe que as taxas de crescimento da população e das principais atividades econômicas dependem apenas de suas respectivas densidades espaciais, permitindo, portanto, projeções e simulações da distribuição geográfica das atividades econômicas e de seus efeitos sobre o desflorestamento e as emissões de CO₂.

1. Introdução

As conseqüências climáticas e ecológicas do desflorestamento da Amazônia brasileira estão entre as principais preocupações com o meio ambiente global na atualidade. As principais razões para preocupação são as contribuições do desflorestamento tropical para as emissões de CO₂ e para a perda de diversidade biológica. Neste artigo, trataremos apenas do primeiro aspecto.

As evidências sobre a importância do desflorestamento da Amazônia brasileira para as emissões de CO₂ são apresentadas na Tabela 1. O Gráfico 1 fornece uma percepção visual da distribuição espacial do desflorestamento na região em 1989.

* Artigo apresentado na Conferência sobre Estatísticas em Recursos Públicos e Utilidades e em Prol do Meio Ambiente (SPRUCE), Lisboa, 7-11 de abril de 1992. Reconhecemos o apoio financeiro do Gesep/IPEA e da Comunidade Européia. Agradecemos a Márcia Pimentel por seu eficiente suporte computacional, a Arilda Campagnaro e Flávia Galvão pela assistência de pesquisa, a Cláudio Bohrer, do IBGE, que nos forneceu os dados sobre a vegetação da Amazônia e o conteúdo de biomassa, e a Pedro Hugo Boff, da Universidade Federal do Paraná, por seus comentários a uma versão anterior. As ressalvas usuais se aplicam.

** Economista Sênior do IPEA.

*** Assistente de Pesquisa do IPEA.

TABELA 1

Desflorestamento amazônico e emissões de dióxido de carbono

Ano	Área		Acréscimo anual		Emissões anuais de CO ₂	
	Km ²	%	Km ²	%	Em 10 ⁹ t	% do mundo
1978	152.910	3,1	-	-	-	-
1988	377.633	7,7	22.472	9,5	0,31 - 0,45	4,4 - 6,2
1989	401.433	8,2	23.800	6,3	0,33 - 0,48	4,6 - 6,6
1990	415.251	8,5	13.818	3,4	0,19 - 0,27	2,7 - 3,8
1991	426.351	8,7	11.100	2,7	0,15 - 0,22	2,2 - 3,1

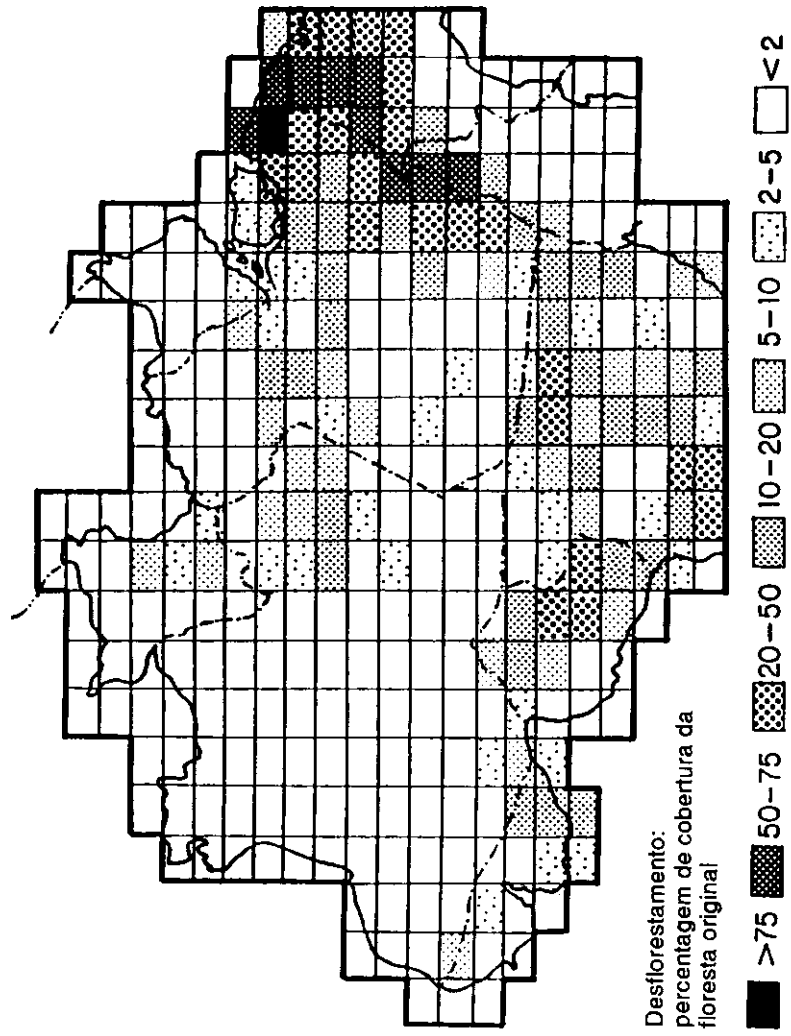
FONTE: INPE; emissões de dióxido de carbono estimadas pelo autor.

A contribuição do desflorestamento da Amazônia para as emissões globais de CO₂ é especialmente significativa se considerarmos que as atividades agrícolas da região representam menos de 1% do PIB brasileiro. Isto torna a diminuição do desflorestamento da Amazônia brasileira uma das alternativas mais eficientes, em termos de custo, para reduzir as emissões de dióxido de carbono [Nordhaus (1991), Hoeller *et alii* (1991) e Mors (1991)], muito embora haja uma tendência a subestimar os custos de se implementar esquemas de incentivos para compensar a população local pelas perdas de oportunidades econômicas [Almeida (1992), Reis (1992) e Reis e Margulis (1991)].

Usando dados de *cross-section* em nível municipal, este artigo especifica, estima e simula um modelo econométrico de desflorestamento da Amazônia brasileira e sua contribuição para as emissões de CO₂. O modelo contém três blocos de equações: no primeiro, o desflorestamento — discriminado por tipos de vegetação — é determinado pelas principais atividades econômicas; no segundo, a relação entre o tipo de vegetação e o conteúdo de biomassa determina as emissões de dióxido de carbono causadas pelo desflorestamento; finalmente, no terceiro supõe-se que as taxas de crescimento da população e das principais atividades econômicas dependem apenas de suas respectivas densidades espaciais, permitindo, portanto, projeções e simulações da distribuição geográfica das atividades econômicas e de seus efeitos sobre o desflorestamento e as emissões de CO₂.

O artigo aperfeiçoa Reis e Margulis (1991) em três aspectos importantes: primeiro, na especificação teórica do modelo; segundo, na base de dados, que foi enriquecida por melhores informações sobre produção agrícola, cobertura vegetal, condições de transporte, bem como sobre as características espaciais de dados como a estrutura de contigüidade municipal; e, terceiro, na análise da regressão, que leva

Gráfico 1
Imagens de satélite do desflorestamento da Amazônia - 1989



em consideração o fenômeno da autocorrelação espacial, permitindo, portanto, um melhor diagnóstico e tratamento de problemas resultantes da omissão de variáveis, erros de medida e má especificação [Cliff e Ord (1981) e Miron (1984)].

O artigo está organizado em oito seções. Após observações introdutórias sobre a contribuição do desflorestamento da Amazônia para as emissões de CO₂, a Seção 2 resenha resultados econométricos sobre o desflorestamento tropical. A Seção 3 deriva as equações básicas de um modelo econômico do desflorestamento da Amazônia. A Seção 4 discute aspectos da estimação, com ênfase na autocorrelação espacial. A Seção 5 descreve a base de dados utilizada, seguida da apresentação dos resultados das estimações (Seção 6) e simulações (Seção 7). A seção final sugere desenvolvimento do modelo e outras linhas de extensão de pesquisa.

2 - Resultados econométricos sobre o desflorestamento tropical

Apesar da importância do desflorestamento tropical para o efeito-estufa, há uma notável carência de análises econométricas dos fatores demográficos e econômicos subjacentes. Em consequência, projeções feitas são usualmente baseadas em extrapolações ingênuas de tendências passadas, freqüentemente levando a expressivas superestimativas [Tardin, Santos e Meira Filho (1990) e Schneider (1990)]. Existe, portanto, uma incerteza considerável quanto às taxas futuras de desflorestamento e os custos de contê-las.

Tomando-se um exemplo abalizado, no IPCC (1991) a relação básica do modelo de projeção é a hipótese "naive" de uma elasticidade unitária do desflorestamento em relação à população (defasada de 20 anos). Além disso, a distribuição do desflorestamento entre florestas densas e outros tipos de florestas é obtida pela proporção da área coberta por tipo de vegetação. Em ambos os casos, somente a falta de conhecimento acerca dos parâmetros relevantes justifica as hipóteses simplistas adotadas.

Os resultados econométricos sobre as elasticidades de desflorestamento são escassos. A Tabela 2 fornece um apanhado incompleto deles, que mostra as principais diferenças de especificação, amostra, variáveis, agregação geográfica e mensuração dos dados. Além disto, na maioria dos casos, os parâmetros não foram derivados explicitamente de modelos teóricos, tornando as comparações ainda mais difíceis. Observe-se também que as equações são subidentificadas. Portanto, as elasticidades da população refletem tanto efeitos da oferta de trabalho quanto da demanda pela produção.

Apesar dos problemas supracitados, os resultados parecem razoáveis à primeira vista. Assim, comparando-se a América Latina e o Sudeste Asiático, o crescimento populacional e a extração de madeira exercem maior pressão sobre o desflorestamento no último, enquanto as elasticidades das rodovias são maiores no primeiro; o impacto da agricultura é praticamente o mesmo em ambas as regiões, se a elasticidade da pecuária não for levada em consideração.

TABELA 2

Resenha dos resultados econométricos para as elasticidades do desflorestamento em relação às principais atividades econômicas

Autor	Panayotou	Southgate	Kummer	Kummer	Reis e Margulis
Região	Tailândia	América Latina	Filipinas	Filipinas	Amazônia brasileira
Variável dependente	Desflorestamento	Área agrícola	Desflorestamento	Desflorestamento	Desflorestamento
Unid. geográfica	Município	País	Província	Província	Município
Período	1973/82	1970/80	1970/80	1970	1985
Dados	Painel	Painel	<i>Cross-section</i>	Painel	<i>Cross-section</i>
Método	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
Específic.	Log-Log	Tax.cresc.	Diferença	Log-Log	Logística
Variável	Estimat. das elasticidades (valores <i>t</i> entre parênteses)				
População	1,51 (9,7)	0,25 (3,8)		0,54 (n.a.)	0,30 (2,7)
Rodovias	0,11 (1,4)		0,23 (2,4)	0,28 (n.a.)	0,28 (4,7)
Agricultura	0,32 ^a (1,7)		0,41 (4,2)		0,40 (3,6)
Extração de madeira	0,41 ^a (4,1)		0,32 (3,2)		0,04 (1,0)
Produtividade	-0,38 (1,9)	-0,20 (6,0)			
Pecuária					0,11 (1,83)
R^2	0,80	0,67	0,49	0,58	0,84
G.l.	55	18	64	66	165

^a Supondo uma elasticidade-preço da oferta igual a 1.

Estas diferenças podem ser justificadas pelas menores densidades populacionais e pela ocupação mais recente das florestas tropicais da América Latina. No entanto, deve-se considerar que as maiores unidades geográficas das amostras da América Latina tendem a enfraquecer a relação entre a população e o desflorestamento, introduzindo um viés para baixo no valor das elasticidades.

Os resultados resenhados sugerem que a hipótese de elasticidade unitária do desflorestamento em relação à população, presente em IPCC (1991), é provavelmente exagerada. Realmente, a maioria das florestas tropicais restantes está na América Latina onde as elasticidades da população parecem ser significativamente menores que a unidade.

De qualquer maneira, a principal conclusão que se deriva desta breve resenha é o precário estado das artes da economia do desflorestamento tropical e a contribuição que poderia advir da econometria. Neste sentido, indica a necessidade urgente de maiores esforços de pesquisa na coleta de dados, especificação de modelos e técnicas de estimação.

3 - Um modelo econômico do desflorestamento da Amazônia

Três blocos de equações compõem este modelo: o primeiro relaciona o desflorestamento à atividade econômica; o segundo liga o desflorestamento à cobertura vegetal e às emissões de CO₂; e o terceiro especifica funções geratrizes para os crescimentos espaciais da população e das atividades econômicas.

O primeiro bloco baseia-se numa função de produção agregada para as principais atividades agrícolas — supostamente, a principal fonte do desflorestamento da Amazônia brasileira. A demanda derivada para a terra desmatada com fins agrícolas é determinada pela maximização de lucros. Os preços da produção são considerados exógenos ao modelo, os salários são determinados pela oferta e demanda de trabalho e os preços da terra por custos de desmatamento. Uma função logística relaciona o desflorestamento à terra desmatada para a agricultura e aos requisitos de terra para outras atividades econômicas.

Uma função de produção Cobb-Douglas relaciona a produção agrícola (Q) às quantidades necessárias de trabalho (L) e de terra desmatada (C). A maximização de lucros — dados os preços dos produtos, salários (W) e custos de desmatamento (K) — leva às seguintes demandas derivadas por terra desmatada (C_d) e trabalho (L_d), respectivamente:

$$C_d = ((1 - a)/a)^m \cdot w^m \cdot k^{-m} \cdot Q \quad (1)$$

$$L_d = (k \cdot a / (1 - a) \cdot w)^{1 - m} \cdot Q \quad (2)$$

onde $0 < a < 1$, $w = W/P$ e $k = K/P$.

A produção (Q) é definida como um índice composto de pecuária (H) e das lavouras (Y), como se segue:

$$Q = H^h \cdot Y^{1-h} \quad (3)$$

onde $0 < h < 1$.

Supõe-se que a oferta de trabalho (L_s) cresce com a população (N) e os salários e decresce com os custos de transporte — aproximados por um vetor de variáveis, especificadas aqui como fatores de desconto do espaço, que inclui as distâncias aos mercados locais e nacionais (M) e malhas rodoviária e fluvial (R):

$$L_s = w^b \cdot N^g \cdot \exp(e_1 \cdot R - m_1 \cdot M) \quad (4)$$

com $b, g, e_1, m_1 > 0$.

O equilíbrio no mercado de trabalho leva a:

$$w = (k \cdot a / (1 - a))^{j \cdot (1 - m)} \cdot Q^j \cdot N^{-j \cdot g} \cdot \exp(-j \cdot (e_1 \cdot R - m_1 \cdot M)) \quad (5)$$

onde $j = 1 / (1 + b - a)$.

Além disso, a livre disponibilidade de terras na região legitima a hipótese de que as decisões de desflorestamento são de curto prazo [Panayotou e Sungsuwan (1989)]. Analogamente, supõe-se que os preços das terras dependem apenas do custo de desmatamento, que, por sua vez, supõe-se depender apenas da cobertura vegetal, como *proxy* para a densidade de florestas (F/A) e do custo de transporte, que é especificado da mesma forma que em (4):

$$k = \exp(f \cdot (F/A) + m_2 \cdot M - e_2 \cdot E) \quad (6)$$

com $f, e_2, m_2 > 0$ e

onde A é a área geográfica dos municípios.

De acordo com o modelo, o desflorestamento da Amazônia resulta de um comportamento maximizador de lucros num contexto estático. Considerações dinâmicas relativas ao papel da terra como um ativo, à especulação no preço da terra e à maximização da riqueza foram completamente excluídas pelas hipóteses embutidas na equação (6).

Igualmente, considerações institucionais relativas ao livre acesso à terra e à fraqueza das instituições governamentais na Amazônia são também excluídas do modelo. Estas motivações fazem do desflorestamento um meio de assegurar os direitos de propriedade da terra e, conseqüentemente, a terra desmatada tende a exceder os requisitos para fins agrícolas, especialmente nas áreas onde os conflitos de terra estão difundidos [Sawyer (1986) e Southgate (1989)]. Um teste *ad hoc* para a hipótese institucional seria a inclusão de *proxies* para as condições de posse, tais como a população de posseiros e a área de terra de domínio público, como variáveis adicionais na equação (8).

Substituindo (5), (6) e (3) em (1) e tomando logaritmos, a forma reduzida da demanda derivada por terra desmatada para a agricultura é:

$$C = (a/(1-a))^a \cdot (j \cdot (1-a) - 1) Q^{j-(a+1)} \cdot N^{-j \cdot a \cdot g} \cdot \exp(j \cdot (e_2 \cdot (1-a) - e_1) \cdot E + j \cdot (m_1 + m_2 \cdot (1-a)) \cdot M) \cdot \exp(a \cdot (j \cdot (1-a) - 1) \cdot f_j \cdot (V_j/A)) \quad (7)$$

ou:

$$C = B_0 \cdot Q^{B_1} \cdot N^{B_2} \cdot \exp(B_3 \cdot (F/A) + B_4 \cdot E + B_5 \cdot M) \quad (7')$$

onde:

$$B_0 = ((1-a)/a)^{ab/(1+b-a)} > 0;$$

$$B_1 = (b+1)/(b-a+1) > 0;$$

$$B_2 = -a \cdot g/(b-a+1) < 0;$$

$$B_3 = -a \cdot b \cdot f/(b-a+1) < 0;$$

$$B_4 = (e_2 \cdot (1-a) - e_1)/(b-a+1) > 0 \text{ se } e_2 \cdot b > e_1; \text{ e}$$

$$B_5 = (m_1 + m_2 \cdot (1-a))/(b-a+1) > 0 \text{ se } m_2 \cdot b < -m_1.$$

Finalmente, além do desmatamento para a agricultura, a extensão do desflorestamento (D) é determinada pela extração de madeira e lenha (W) e por todos os tipos de atividades urbanas, aproximados pela população urbana (U) [Panayotou e Sungsuwan (1989)]. A especificação adotada é uma função logística, relacionando a densidade de desflorestamento (d), definida como a relação entre a área desflorestada e a área total geográfica, às atividades econômicas descritas acima:

$$\log (d/(1-d)) = A_0 + A_1 \cdot c + A_2 \cdot u + A_3 \cdot w + A_4 \cdot a \quad (8)$$

onde as letras minúsculas denotam logaritmos.

A logística é utilizada para descrever o desflorestamento como um processo que tende à saturação dentro de uma dada área geográfica. Em outras palavras, durante os estágios primitivos da ocupação e desflorestamento, o efeito das atividades econômicas sobre a densidade de desflorestamento é elevado; à medida que a área florestal remanescente decresce, o impacto das atividades econômicas sobre o desflorestamento diminui, anulando-se eventualmente nas áreas totalmente desflorestadas.

A especificação da forma reduzida do modelo é obtida pela substituição de (7) em (8):

$$\begin{aligned} \log (d/(1-d)) = & A'_0 + A'_1 \cdot u + A'_2 \cdot n + A'_3 \cdot q + A'_4 \cdot w + A'_5 \cdot a + \\ & + A'_6 \cdot (F/A) + A'_7 \cdot M \end{aligned} \quad (9)$$

onde, novamente, as letras minúsculas denotam logaritmos.

O segundo bloco de equações usa uma especificação logística idêntica para estimar a distribuição das áreas desflorestadas pelos principais tipos de vegetação. Portanto:

$$\begin{aligned} \log (d_j/1-d_j) = & D_0 + D_1 \cdot q + D_2 \cdot n + D_3 \cdot R + D_4 \cdot M + \\ & + \sum_j (D_{5j} \cdot F_j) + D_6 \cdot D \quad \text{para } j = 1, 2, \dots, 6 \end{aligned} \quad (10)$$

onde d_j é a participação desflorestada na vegetação do tipo j , F_j a área florestal da vegetação do tipo j , e 1, 2, 3, 4, 5 e 6 são, respectivamente, floresta densa, floresta aberta, savana, formações pioneiras, campinarana e tensão ecológica.

Baseado no conteúdo de biomassa de cada um dos principais tipos de vegetação, as emissões de CO_2 são determinadas como segue:

$$\text{CO}_2 = \sum_j q_j * c_j * (b_j - b_0) * D_j \quad (11)$$

onde:

CO_2 = emissões de CO_2 (em toneladas);

q_j = percentual de biomassa que é queimado na vegetação j ;

b_j = conteúdo de biomassa (t/ha) da vegetação j ;

b_0 = conteúdo de biomassa (t/ha) nas áreas desflorestadas (convertidas ou abandonadas); e

c_j = percentual de CO₂ na vegetação j .

Estimativas do conteúdo de biomassa nos principais tipos de cobertura vegetal da Amazônia brasileira são apresentadas na Tabela 3. Para fins de estimação e simulação, elas foram agregadas em dois tipos: florestas (incluindo densa, aberta e tensão ecológica) e savanas (incluindo campinarana e formações pioneiras). Dentro de cada um destes tipos, o desflorestamento foi distribuído em proporção às áreas de cada tipo de vegetação no município. Finalmente, para todos os tipos de vegetação supõe-se que a biomassa é inteiramente queimada, isto é:

$$q_j = 1 \quad \text{para todo } j \quad (12)$$

TABELA 3

Estimativas para as biomassas aérea e total (t/ha) para os principais tipos de cobertura vegetal da Amazônia

Tipos de vegetação	Área (%)	Superfície		Raízes ^a		Total ^b	
		Min	Max	Min	Max	Min	Max
Florestas densas	69,53	188	300	54	100	242	400
Florestas estacionais	3,03	112	186	37	62	160	247
Tensão ecológica ^b	5,11	75	112	25	37	100	148
Savana	13,97	6	75	6	32	12	107
Campinarana	6,34	6	120	6	45	12	165
Formações pioneiras	2,01	6	115	6	38	12	153
Média ^c	100,00	139	240			180	322

FONTE: Estimativas do autor para as áreas e diversas fontes para a biomassa.

^a Supõe-se que seja 1/3 da biomassa aérea.

^b Supõe-se que o conteúdo da biomassa esteja entre os máximos para as savanas e florestas estacionais.

^c Ponderada pela área.

O terceiro bloco de equações consiste de funções geratrizes para a distribuição espacial das principais atividades econômicas. Para população, produção agrícola, rebanhos, extração de madeira e rodovias, a hipótese é de que as taxas de crescimento no município i e tempo t dependem apenas da densidade espacial da respectiva atividade em $t - 1$. Portanto:

$$\hat{X}_{kit} = C_{0k} + C_{1k} \cdot \log(X_{k,i,t-1}) \quad (13)$$

para k = população, agricultura, gado e extração de madeira, \hat{X} é a taxa de crescimento de x que designa a densidade espacial da variável X (isto é, a relação entre o nível de atividade e a área geográfica).

A equação (13) descreve os padrões de concentração espacial das atividades econômicas ao longo do tempo. Uma atividade k mostrará concentração espacial crescente se C_{1k} for maior que zero, ao passo que mostrará dispersão espacial crescente se C_{1k} for menor que zero.

4 - Aspectos da estimação: autocorrelação espacial e equações aparentemente não-correlacionadas

O modelo destina-se a fazer projeções temporais e simulações das conseqüências climáticas e ecológicas do desflorestamento tropical. Estimativas confiáveis das elasticidades de longo prazo do desflorestamento em relação às principais atividades econômicas são cruciais para este propósito. Um obstáculo importante, entretanto, é a falta de séries temporais suficientemente longas para caracterizar soluções de equilíbrio de longo prazo, o que é particularmente válido para os dados de desflorestamento.

Felizmente, os dados de *cross-section* para a Amazônia brasileira são especialmente adequados para estimar as elasticidades de longo prazo. A amostra inclui mais de 300 municípios nos mais diversos estágios de ocupação demográfica e econômica, englobando, portanto, uma vasta gama de configurações no que concerne às densidades geográficas do desflorestamento, população e atividades econômicas. Em termos metafóricos, os dados mimetizam situações de equilíbrio de longo prazo onde as diferenças entre municípios representam décadas ou séculos [Pindick (1979)]. Além disso, a disponibilidade de dados de painéis para as principais variáveis econômicas e demográficas permite uma análise mais rigorosa da dinâmica do desflorestamento.

O desflorestamento, a ocupação populacional e as atividades econômicas são processos simultâneos e que ocorrem no mesmo espaço geográfico. Isto acarreta dois importantes problemas econométricos, a saber, covariância cruzada dos resíduos e autocorrelação espacial dos resíduos de cada equação. Ambos merecem uma

cuidadosa consideração, pois caso contrário as estimativas das elasticidades de longo prazo tendem a ser viesadas e inconsistentes.

A simultaneidade e interdependência das decisões econômicas dão origem a problemas de equações aparentemente não-correlacionadas (SURE). Assim, as equações que descrevem a ocupação populacional, o desmatamento florestal, a agricultura, a pecuária e a extração de madeira tendem a apresentar dependência estocástica e, portanto, covariância residual entre elas. A dependência estocástica pode advir de mecanismos geradores comuns, variáveis omitidas e/ou restrições adicionais não explicitamente reconhecidas no modelo. As técnicas para lidar com estes problemas são bem conhecidas [Zellner (1962)].

Por sua vez, a contigüidade espacial ou geográfica gera fenômenos como “contágio” e/ou “inércia espacial” entre observações (municípios vizinhos, neste caso), que pode levar à presença de autocorrelação espacial dos resíduos em cada equação. O Gráfico 3 mostra a malha de municípios da Amazônia brasileira em 1986.

A autocorrelação espacial é usualmente um sinal de variáveis omitidas, forma estrutural inadequada ou erros de medida. Portanto, seu diagnóstico pode ser um poderoso instrumento para melhorar a especificação do modelo. Sua identificação requer uma matriz de contigüidade que descreve proximidade e condições de acesso entre municípios. A partir dessa matriz, a correção é feita através da aplicação dos métodos de Mínimos Quadrados Generalizados (GLS) ou de Máxima Verossimilhança (ML) [Miron (1984) e Cliff e Ord (1973 e 1981)].

Os coeficientes de Moran (1950) e Geary (1954) são as estatísticas usuais para testar a presença de autocorrelação espacial. Para uma variável X , com desvios normais z , o coeficiente de Moran (M) é:

$$M = (n/e \cdot W \cdot e) \cdot (Z \cdot W \cdot Z / Z' Z) \quad (14)$$

e o coeficiente de Geary (G) é:

$$G = ((n - 1)/2(e' \cdot W \cdot e)) \cdot (Ew \cdot i \cdot p_i / Z' Z) \quad (15)$$

onde:

n = número de observações (municípios, neste caso);

W = matriz de contigüidade ($n \times n$) com elementos w_{ij} iguais a 1, se i e j são observações espacialmente contíguas, e iguais a zero, caso contrário;

e = vetor coluna com todos os elementos iguais a 1;

Z = matriz ($n \times n$) com elementos $z_{ij} = x_i - \bar{x}$; e

p_i = i -ésima linha da matriz P ($n \times n$), onde $p_{ij} = (x_i - x_j)^2$.

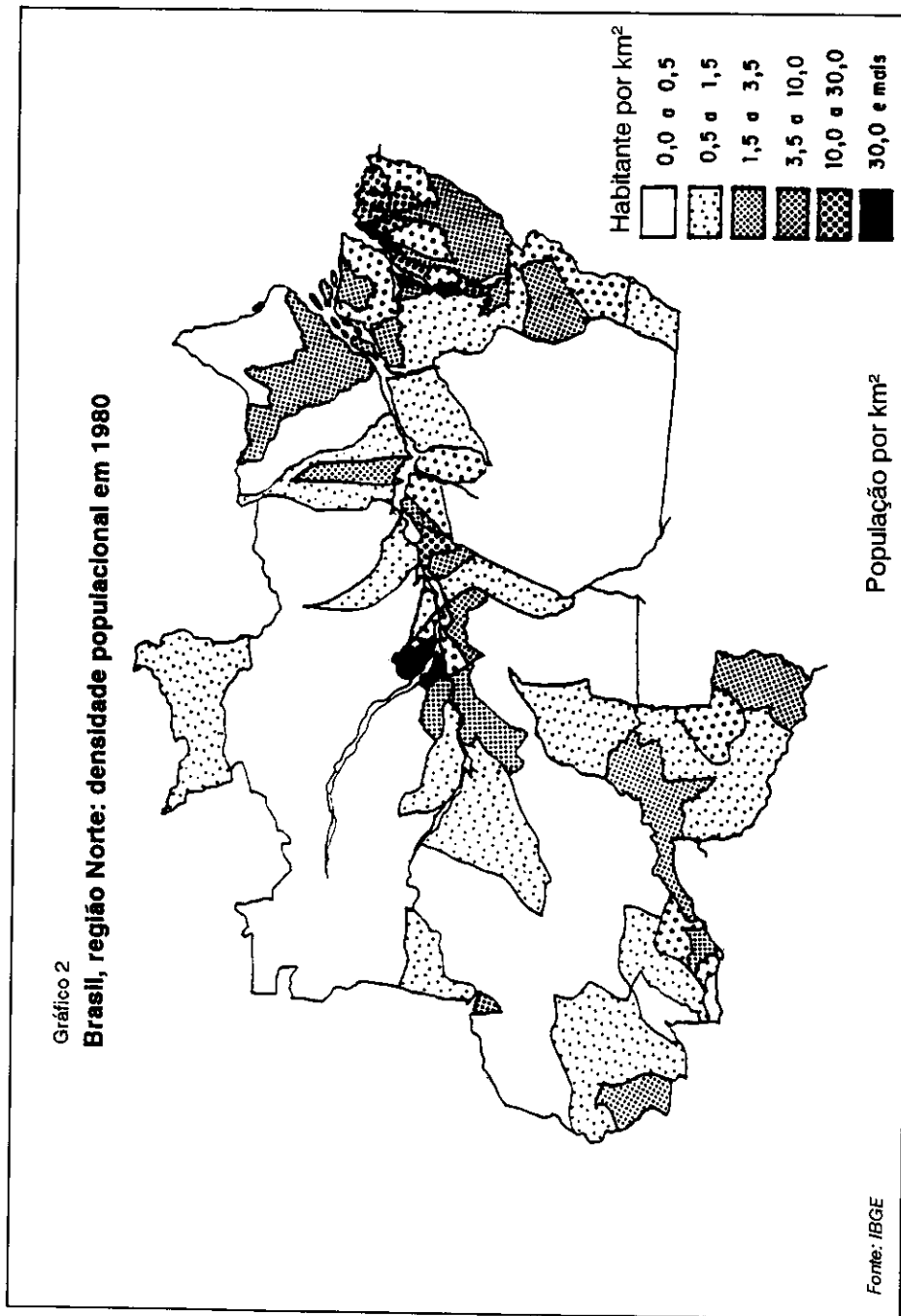
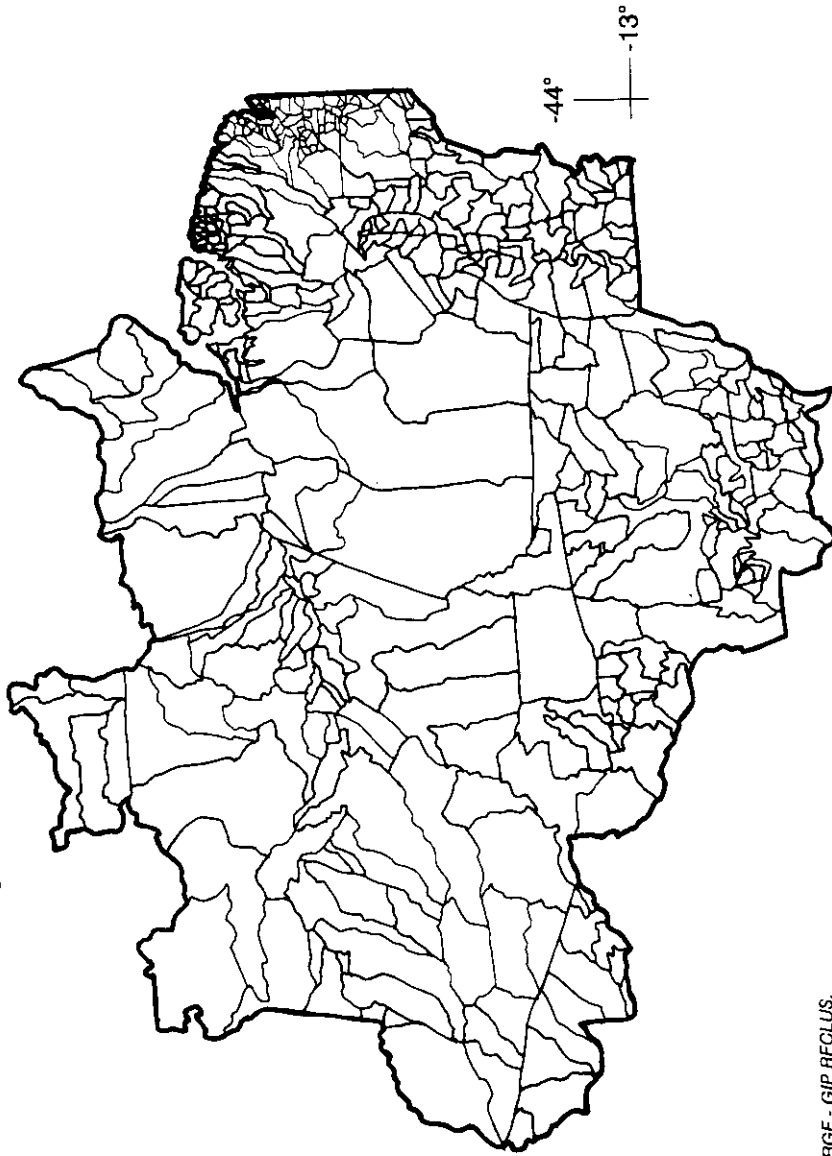


Gráfico 3

Amazônia legal: malha de municípios em 1986



Fonte: IBGE - GIP RECLUS.

É possível demonstrar que tanto M quanto G são assintoticamente normais sob hipóteses relativamente fracas [Cliff e Ord (1981)]. Ambos os coeficientes podem ser utilizados para testar a autocorrelação residual das equações das regressões. Para mais de duas variáveis independentes, entretanto, as estatísticas do teste não são diretas.

A Tabela 4 apresenta os coeficientes de Moran e Geary para as principais variáveis do modelo. Os desvios-padrão foram calculados sob a hipótese de normalidade. As autocorrelações espaciais dos logaritmos das densidades do desflorestamento, população e principais atividades econômicas são aproximadamente as

TABELA 4

Autocorrelação espacial para os logaritmos das densidades geográficas das principais variáveis

Variável	Moran		Geary		Tamanho da amostra
	Valor	Desvio-padrão	Valor	Desvio-padrão	
$\log (d_t - 1)$	0,717	0,049	0,266	0,070	153
$\log (c_t - 1)$	0,740	0,032	0,226	0,048	336
$\log (n_t - 1)$	0,700	0,033	0,267	0,048	336
$\log (h_t - 1)$	0,706	0,032	0,289	0,048	336
$\log (q_t - 1)$	0,724	0,032	0,259	0,048	335
$\log (w_t - 1)$	0,487	0,032	0,432	0,048	335
$\log (n_t / n_{t-1})$	0,400	0,033	0,658	0,048	336
$\log (h_t / h_{t-1})$	0,079	0,033	0,886	0,048	336
$\log (q_t / q_{t-1})$	0,350	0,033	0,718	0,048	335
$\log (w_t / w_{t-1})$	0,282	0,035	0,705	0,052	295

OBS.: 1) o desvio-padrão supõe uma distribuição normal; 2) as letras minúsculas referem-se às densidades geográficas: d = desflorestamento, c = terra agrícola, n = população, h = gado, q = produção agrícola e w = extração de madeira; e 3) período t é 1985 e $t-1$ é 1980, exceto para a extração de madeira, onde eles se referem a 1982 e 1987, respectivamente.

mesmas e significativamente superiores aos coeficientes obtidos para as taxas de crescimento. Os Gráficos 1 e 2 dão uma percepção visual da presença de autocorrelação espacial na distribuição espacial das densidades do desflorestamento e da população.

No modelo, os problemas de autocorrelação espacial e de covariância cruzada dos resíduos das equações tendem a ser especialmente graves para a equação (13), o que é explicado pelas especificações utilizadas para as funções geratrizes da distribuição espacial da população, agricultura, pecuária e extração de madeira.

Para as equações (7) e (9), supõe-se que as especificações são teoricamente mais rigorosas e incluem um bom número de fatores espaciais relevantes. Desta forma, os danos causados por má especificação e variáveis omitidas são menores. Além disso, dado que as especificações do desflorestamento e do desflorestamento por tipo de vegetação são praticamente as mesmas, as técnicas SURE não devem fazer melhorias significativas quando comparadas aos resultados do OLS. Portanto, nestes casos, é válido desprezar os problemas colocados por autocorrelação espacial e covariância residual cruzada.

A especificação geral para a presença de autocorrelação espacial num modelo é [Case (1991)]:

$$Y = \rho \cdot W \cdot Y + Z \cdot B + u$$
$$u = r \cdot W \cdot e + e \quad (16)$$

onde:

Y = vetor ($n \times 1$) da variável dependente;

Z = matriz ($n \times k$) das variáveis explicativas;

B = vetor ($k \times 1$) de coeficientes;

u = vetores ($n \times 1$) de erros;

e = vetores ($n \times 1$) de resíduos;

ρ = intensidade da autocorrelação espacial na variável dependente; e

r = intensidade da autocorrelação espacial nos resíduos.

Os três possíveis casos de autocorrelação espacial e suas respectivas implicações são: a) se $\rho \neq 0$ e $r = 0$, ocorre a autocorrelação espacial na variável dependente, mas não nos resíduos, e os estimadores de mínimos quadrados serão viesados e inconsistentes; b) se $\rho = 0$ e $r \neq 0$, há autocorrelação espacial nos resíduos, mas não na variável dependente, e o estimador OLS de B será não-viesado, mas ineficiente; e c) se $\rho \neq 0$ e $r \neq 0$, a autocorrelação espacial ocorre tanto na variável dependente quanto nos resíduos e, neste caso, os métodos de máxima verossimilhança são sugeridos para estimação.

Quando a autocorrelação espacial nos resíduos é combinada com equações aparentemente não-correlacionadas, a especificação da equação (16) torna-se:

$$\begin{aligned}
 Y_{(m \cdot nk1)} &= Z_{(m \cdot nkn \cdot k)} \cdot B_{(m \cdot k \cdot k1)} + u_{(m \cdot nk1)} \\
 u_{(m \cdot nk1)} &= (P_{(m \cdot kn \cdot \cdot)} \otimes I_n) W_{(m \cdot nkn \cdot n)} \\
 &= W \cdot (m \cdot \otimes \cdot n) \cdot U_{(m \cdot nk1)} + E_{(m \cdot nk1)} \\
 \varepsilon(E) &= 0, \quad \varepsilon(E \cdot E') = H_{(m \cdot \otimes \cdot n)}
 \end{aligned} \tag{17}$$

onde os subscritos em parênteses indicam o número de linhas e colunas das respectivas matrizes;

\otimes = produto de Kronecker;

m = número de variáveis dependentes ou equações no modelo;

n = número de observações;

k = número de variáveis independentes ou coeficientes; e

p = matriz diagonal com elementos p_i ($i = 1, 2, \dots, n$).

5 - Dados

Os dados de desflorestamento (D), gerados a partir de imagens do satélite Landsat plotadas em nível municipal, encontram-se disponíveis para uma amostra reduzida de municípios e em um único ponto no tempo. Para algumas observações, as imagens são de 1983; para outras, de 1985; e, para as restantes, de 1987. Variáveis *dummy* para 1983 (DU83) e 1987 (DU87) foram incluídas nas regressões como forma de reduzir o viés introduzido por esses erros de medida.

As áreas geográficas dos principais tipos de cobertura vegetal (V_j) — floresta densa, floresta aberta, savana, formações pioneiras, campinarana e tensão ecológica — e a extensão do desflorestamento em cada uma delas (D_j) provêm de estimativas do IBDF-IBGE, também baseadas em imagens do Landsat.

As terras desmatadas e o produto agrícola foram obtidos, respectivamente, do Censo Agrícola de 1985 e da Pesquisa Anual da Produção Agrícola Municipal, do IBGE, disponível de 1977 a 1987. A terra desmatada (C) é uma variável de estoque, correspondente à área alocada para vários usos econômicos (excluindo pastagens naturais) nos dados do censo. Para a pecuária, o produto (H) também é medido por uma variável de estoque: o tamanho dos rebanhos na data do censo. Dado que as

produções das lavouras temporárias e permanentes são fluxos anuais, procurou-se tornar as dimensões temporais mais consistentes, utilizando-se nas estimações uma média quinquenal do produto centrada nos anos censitários. Este conceito suaviza as flutuações anuais na produção agrícola e considera a defasagem entre a produção e o desflorestamento particularmente relevante nas lavouras permanentes.

As populações rural (R) e urbana (U) foram obtidas dos Censos Demográficos de 1980 e 1991 (dados preliminares). Os dados para 1985 resultam de interpolação geométrica, assumindo a mesma composição rural/urbana de 1980. A população urbana é usada como variável *proxy* para todos os tipos de atividades urbanas.

Os dados de extração de madeira, carvão vegetal e lenha (W) provêm da Pesquisa sobre a Produção Extrativa Vegetal, do IBGE, disponível de 1982 a 1987. Nas equações (8) e (9), a variável utilizada consiste nos fluxos de produção acumulada agregada de madeira e carvão vegetal, de 1982 e 1987.

Na equação (13), as taxas de crescimento da extração de madeira referem-se ao período 1982/87.

As condições de acesso e transporte são dadas pela distância em relação às capitais dos estados e a Brasília — como *proxies* de mercados locais e nacional — e pela extensão das principais rodovias e rios em cada município. Os dados para rodovias (federais e estaduais, pavimentadas ou não) e rios (com profundidade superior a 2,10m durante 90% do tempo) foram obtidos a partir de mapas e estão disponíveis apenas para 1985/86. Para os propósitos do modelo, é razoável negligenciar rodovias secundárias, já que são determinadas simultaneamente ao desflorestamento e à ocupação populacional.

6 - Resultados das estimações

A Tabela 5 reporta os resultados das estimações para a forma reduzida na equação (9). Foram usados procedimentos alternativos de estimação: mínimos quadrados ordinários (OLS), equações aparentemente não-correlacionadas (SURE) e máxima verossimilhança (ML), que foi aplicada com a hipótese adicional de correlação espacial na variável dependente (SACD) ou nos resíduos (SACR). As estatísticas na parte superior da tabela são, nesta ordem, o número de observações (N.Obs.), os graus de liberdade (D.F.), o R^2 ajustado (R^2 adj.) e a raiz do resíduo quadrado médio (Rmse), na equação OLS, substituída pelo valor máximo da função de verossimilhança (LM) e pelos erros-padrão assintóticos nas equações restantes; e, finalmente, o coeficiente de Moran para os resíduos e o coeficiente de autocorrelação espacial computado por MQO para os resíduos (Rho) ou para a variável dependente (Thau).

Os valores do R^2 ajustado e da LM mostram um bom ajuste para a equação (9). Com OLS, aproximadamente 80% da variância na densidade geográfica do desflorestamento dos municípios da Amazônia são explicados pelo modelo. A estimação OLS mostra que a maioria dos coeficientes tem o sinal esperado e é significativa-

TABELA 5

Estimativas para a densidade de desflorestamento (forma reduzida)

Nº da equação	(9)	(9)	(9)	(9)
Dependente	Dens.desfl.	Dens.desfl.	Dens.desfl.	Dens.desfl.
Especif.	Logística	Logística	Logística	Logística
Método	OLS	ML	SACD	SACR
N.obs.	151	151	151	151
G.I.	133	133	132	132
R ² adj.	0,80		-649	-659
Rmse	1,85	1,45	1,41	1,44
Moran resid.	0,21	0,13	0,69	0,54
Rho/Thau	0,72	0,34	0,50	0,70
Variável	Coeficientes (desvios-padrão entre parênteses)			
População	0,16 (0,20)	0,24 (0,38)	0,10 (0,36)	0,21 (0,37)
Produção agrícola	0,68 (0,14)	0,38 (0,28)	0,39 (0,23)	0,50 (0,21)
Pecuária	0,22 (0,10)	0,22 (0,25)	0,18 (0,17)	0,21 (0,17)
Extração de madeira	-0,42 (0,13)	-0,17 (0,28)	-0,29 (0,23)	-0,36 (0,24)
Rodovias pavimentadas	1,27 (1,57)	2,22 (4,88)	0,87 (2,77)	0,90 (2,85)
Rodovias não-pavimentadas	1,43 (0,49)	0,73 (1,10)	0,82 (0,73)	0,70 (0,75)

(continua)

Variável	Coeficiente (desvios-padrão entre parênteses)			
Rios	0,61 (1,32)	-4,20 (5,85)	0,97 (0,17)	0,85 (1,84)
Dist.estadual	-0,27 (0,66)	-0,13 (1,89)	0,14 (0,91)	-0,40 (0,94)
Dist.federal	-0,29 (0,24)	-1,03 (1,09)	-0,17 (0,43)	-0,67 (0,45)
Florestas densas	7,35 (2,67)	3,14 (6,60)	4,78 (4,81)	2,92 (4,93)
Florestas abertas	7,95 (2,95)	4,73 (5,54)	4,99 (5,28)	4,35 (5,39)
Savana	6,37 (6,45)	2,16 (5,30)	3,77 (3,57)	1,96 (3,65)
Tensão ecológica	7,18 (2,78)	3,84 (5,71)	4,39 (5,43)	3,06 (5,52)
Formações pioneiras	3,95 (2,71)	1,11 (6,57)	2,85 (4,47)	-0,09 (4,60)
Campinarana	6,46 (3,06)	-2,77 (35,42)	4,51 (5,16)	2,32 (5,28)
Área geográfica	-1,73 (0,14)	-1,29 (0,41)	-1,03 (0,29)	-1,21 (0,22)
<i>Dummy</i> 1983	-0,30 (1,14)	0,27 (2,71)	-0,40 (2,30)	-0,51 (2,37)
<i>Dummy</i> 1987	1,98 (1,35)	2,67 (4,67)	0,83 (2,55)	1,64 (2,59)

OBS.: Rho = autocorrelação espacial dos resíduos; Thau = autocorrelação espacial da variável dependente.

mente diferente de zero, ao nível de confiança de 95%. Com procedimentos de ML, no entanto, os coeficientes não são significativamente diferentes de zero.

A autocorrelação espacial dos resíduos é fraca, especialmente se comparada à forte correlação observada para a densidade do desflorestamento, que é a variável dependente do modelo. Os coeficientes de Moran para os resíduos de OLS e ML são 0,21 e 0,13, respectivamente, e 0,77 para a densidade geográfica do desflorestamento. Assim, as estimativas de OLS tendem a ser viesadas e ineficientes. As estimações de máxima verossimilhança não são significativamente afetadas pelas hipóteses de SADC ou SACR, exceto para os coeficientes das variáveis rios, distância e rodovias.

Embora não-significativos, os resultados dos coeficientes de população e extração de madeira apresentaram sinais inesperados de acordo com a teoria. A elasticidade esperada da população é negativa se terra e trabalho forem substitutos, como é o caso na função de produção Cobb-Douglas, e se a oferta de trabalho em diferentes municípios apresentar uma resposta “normal” aos níveis de salário real. Os coeficientes, no entanto, tendem a mostrar um viés de equação simultânea, na medida em que o desflorestamento, a população e as principais atividades econômicas, como agricultura e pecuária, são mutuamente interdependentes.

Além disso, como adverte Kazmer (1977, p. 432), “one should not be surprised to find large wage differences from one district or village to another and apparent disequilibrium in frontier labor markets — especially if one must reside on one’s land to retain ownership”. Em um contexto de abundância de terras, altos salários reais em dado município poderiam significar, simplesmente, possibilidades relativamente ampliadas de estabelecer-se em uma propriedade independente e, portanto, uma oferta de trabalho reduzida. Por outro lado, baixos salários reais “may indicate only that new settlers arrive to claim land faster than they can be absorbed into employment” [Kazmer (1977, p. 432)].

Os argumentos acima mostram que o modelo é subidentificado e apontam a necessidade de especificação mais cuidadosa da dinâmica da oferta de trabalho e da ocupação de terras, o que, no entanto, só pode ser feito com uma combinação de séries temporais e *cross-section*, para as quais não há dados neste momento. Por enquanto, então, a aceitação dos resultados está baseada na hipótese de que o trabalho continuará a ser o fator inibidor para a expansão da fronteira agrícola da Amazônia.

Contrariamente à teoria e à intuição, o coeficiente obtido para a extração de madeira foi negativo e, nas estimações OLS, significativamente diferente de zero. A raiz do problema parece ser o uso de fluxos anuais de extração de madeira para medir o seu impacto acumulado no desflorestamento, o que gera problemas de especificação dinâmica, já que fluxos de extração de madeira são, simultaneamente, causa e efeito do desmatamento. Assim, esses fluxos tendem a ser volumosos em regiões relativamente desocupadas, onde a fronteira agrícola tem expansão rápida. A sugestão para eliminar este viés negativo é utilizar dados de painel e um sistema de equações onde os fluxos de extração de madeira são determinados simultaneamente a mudanças no desmatamento.

Como a equação (9) é uma logística, as elasticidades do desflorestamento em relação às variáveis logarítmicas, como população, produção agrícola, pecuária, extração de madeira e área geográfica, são definidas por:

$$E_{d,x} = (1 - d) \cdot A' \quad (18)$$

onde A' é o valor do coeficiente da variável x em questão. O valor das elasticidades decresce monotonicamente com a densidade de desflorestamento dos municípios, partindo de A' quando a densidade é igual a zero e de zero quando a mesma alcança 1. Assim, a elasticidade média para cada uma das variáveis acima depende de sua distribuição conjunta com o desflorestamento.

Embora não sejam significativamente diferentes, os valores dos coeficientes sugerem que, em áreas não-desmatadas, o efeito mais forte sobre o desflorestamento é causado por atividades agrícolas, seguidas por pecuária e densidade populacional. Isto corrobora os resultados de Reis e Margulis (1991), com a diferença de que, aqui, a produção agrícola é medida pela produção das colheitas e não pela área de colheita, como era feito anteriormente.

A Tabela 6 relata os resultados para a equação (10), onde é determinada a parcela do desflorestamento que ocorre em áreas de floresta (incluindo florestas densas, florestas abertas e tensão ecológica), em oposição às áreas cobertas por outro tipo de vegetação (savanas, formações pioneiras e campinaranas). A mesma especificação da equação (9) aplica-se neste caso, exceto pela substituição, como variável normalizante, da área geográfica por área desflorestada.

A Tabela 7 reporta os resultados das estimações para as funções geratrizes da distribuição espacial, descritas pela equação (12). A especificação utilizada é excessivamente simples para explicar as variâncias nas taxas de crescimento da população e das atividades econômicas, resultando, assim, em coeficientes de correlação extremamente baixos. No entanto, todas as atividades exibem erros-padrão pequenos para os coeficientes angulares, que quantificam a relação entre sua densidade geográfica e a taxa de crescimento subsequente.

Os resultados mostram uma dispersão espacial das atividades econômicas típica das áreas de fronteira, com taxas de crescimento mais baixas em áreas de atividade econômica menos densa. De acordo com as estimativas de C_{kl} obtidas pela combinação de autocorrelação espacial do resíduo com equações aparentemente não-correlacionadas (SACR+SURE), este padrão é mais forte para a extração de madeira, seguida por agricultura e pecuária e, em menor grau, pela população. Este é um resultado relevante caso se considere que, em relação à população, forças centrípetas associadas à expansão da fronteira são compensadas por fenômenos de aglomeração, como a urbanização e a industrialização.

Comparando-se os diferentes procedimentos de estimação, os valores de OLS para o coeficiente angular são significativamente mais baixos que o valor obtido quando se assume autocorrelação espacial nos resíduos (SACR), especialmente

TABELA 6

Estimativa da parcela de áreas desflorestadas nas florestas

Nº da equação	(10)	(10)
Dependente	Desmatamento na floresta	Desmatamento na floresta
Especif.	Logística	Logística
Método	OLS	ML
N. obs.	70	151
D.F.	51	132
R2 adj.	0,89	
Rmse	0,52	4,55
Rho	-0,09	0,79
Moran	-0,00	0,31
Dependente	Coeficiente (erros-padrão entre parênteses)	
População rural	-3,01 (1,74)	-0,05 (2,51)
População urbana	1,59 (0,96)	0,16 (1,23)
Produção agrícola	0,54 (0,88)	0,37 (1,15)
Pecuária	1,84 (0,61)	-0,18 (0,80)
Extração de madeira	0,89 (0,81)	-0,42 (0,99)
Área desflorestada	-4,08 (0,03)	0,30 (2,26)

(continua)

Dependente	Coeficiente (erros-padrão entre parênteses)	
Rodovias pavimentadas	0,01 (0,02)	0,001 (0,02)
Rodovias não-pavimentadas	-0,003 (0,005)	-0,0002 (0,006)
Rios	-0,04 (0,01)	-0,01 (0,02)
Dist. estadual	-0,009 (0,005)	-0,005 (0,01)
Dist. federal	0,016 (0,003)	-0,001 (0,005)
Floresta chuvosa	-9,72 (16,9)	-0,45 (26,5)
Floresta aberta	6,87 (15,2)	4,06 (22,3)
Savana	-15,7 (13,2)	-1,67 (19,2)
Tensão ecológica	-7,98 (13,9)	2,76 (20,3)
Formações pioneiras	-23,9 (22,8)	-1,01 (26,6)
Campinarana	-1,43 (0,63)	-11,3 (123)

TABELA 7

Estimativas para as funções geratrizes de distribuição espacial da população, produção agrícola, pecuária e extração de madeira

Modelo	OLS	SURE	SACD	SACR	SURE+SACR
Dependente: Crescimento da população, 1980/85					
C ₁₀	3,412 (0,264)	3,397 (0,232)	1,585 (0,292)	3,218 (0,207)	1,48 (3,52)
C ₁₁	-0,722 (0,111)	-0,752 (0,100)	-0,420 (0,114)	-0,699 (0,101)	-0,625 (0,16)
Rho/Thau			0,55 (0,059)	0,55 (0,059)	0,95
R ² /LM	0,123	0,15	-254,2	-252,4	
Rmse	0,030		0,001	0,001	
N.obs	293	326	336	336	326
Dependente: Crescimento da pecuária, 1980/85					
C ₂₀	9,245 (0,798)	8,498 (0,714)	7,583 (0,965)	8,427 (0,691)	11,3 (2,29)
C ₂₁	-2,516 (0,332)	-2,341 (0,282)	-1,973 (0,356)	-2,444 (0,306)	-4,47 (0,45)
Rho/Thau			0,05 (0,083)	0,25 (0,076)	0,74
R ² /LM	0,161	0,15	-716,2	-712,5	
Rmse	0,100		0,013	0,012	
N.obs	294	326	335	335	326

(continua)

Modelo	OLS	SURE	SACD	SACR	SURE+SACR
Dependente: Crescimento da produção agrícola, 1980/85					
C ₃₀	1,396 (0,655)	1,700 (0,651)	0,902 (0,627)	1,073 (0,606)	1,58 (1,70)
C ₃₁	-3,462 (0,315)	-3,786 (0,307)	-2,532 (0,440)	-3,600 (0,330)	-4,46 (0,47)
Rho/Thau			0,35 (0,077)	0,45 (0,066)	0,70
R ² /LM	0,268	0,15	-681,9	-677,4	
Rmse	0,106		0,099	0,097	
N.obs	326	326	335	335	326
Dependente: Crescimento da extração de madeira, 1982/87					
C ₄₀	-4,325 (2,963)	-4,467 (2,939)	4,277 (2,900)	9,306 (2,727)	15,8 (19,2)
C ₄₁	-0,614 (0,988)	-0,557 (0,976)	-2,334 (1,072)	-5,721 (0,982)	-6,94 (0,96)
Rho/Thau			0,70 (0,046)	0,75 (0,041)	0,94
R ² /LM	-0,002	0,15	-942,8	-932,7	
Rmse	0,295		0,049	0,045	
N.obs	326	326	328	328	326

OBS.: Rho e Thau referem-se, respectivamente, às autocorrelações espaciais dos resíduos e das variáveis dependentes, obtidas em estimação ML.

quando é combinada com equações aparentemente não-correlacionadas (SURE+SACR). As diferenças são especialmente significativas no caso do crescimento da extração de madeira, mas para o crescimento populacional não são significativas. Finalmente, note-se que SURE+SACR tornam os coeficientes angulares da agricultura e da pecuária quase idênticos, sugerindo que são sujeitos aos mesmos determinantes.

7 - Resultados das simulações

A Tabela 8 apresenta as hipóteses, projeções e simulações do desflorestamento da Amazônia brasileira e sua contribuição para as emissões de CO₂ no período 1990/2090. Embora seja dispensável, vale lembrar que as projeções seculares devem ser consideradas *cum grano salis*. Como afirmou Theil, “models are to be used, not to be believed”. Em todo caso, são certamente melhores do que as extrapolações ingênuas usualmente realizadas.

As projeções foram feitas usando-se as estimações de máxima verossimilhança da equação (9) e as estimações SACR+SURE para a equação (13). O ano-base para as projeções foi 1990. O cenário básico, apresentado na coluna A, supõe uma redução secular na taxa de crescimento da população, que declina de uma média de 3,1% a.a. em 1980/90 para 2,1% no período 1990/2025 e 1,1% em 2025/90. Em termos *per capita*, supõe-se o crescimento do PIB agrícola (incluindo as colheitas, a pecuária e a extração de madeira) a uma taxa média de 3,0% a.a. em todos os subperíodos. Estas altas taxas para o crescimento secular caracterizam um cenário económico otimista, que é comparável, de modo geral, ao cenário E no IPCC (1991).

O cenário também supõe que, em termos *per capita*, rodovias pavimentadas e não-pavimentadas crescem a taxas constantes de 1,9 e 0,5% a.a., respectivamente, o que implica substituição gradual entre elas. Para fins comparativos, as rodovias pavimentadas e não-pavimentadas cresceram 4,7 e 3,5% a.a., respectivamente, na primeira metade dos anos 80, enquanto a população cresceu 3,5% a.a. durante toda a década.

Finalmente, supõe-se que o padrão de dispersão espacial das atividades económicas no próximo século seja igual àquele observado para o período de estimação, 1980/85. Em outras palavras, os coeficientes angulares (C_{1k}) na equação (13) foram mantidos constantes nas projeções. Note-se que as constantes (C_{0k}) foram ajustadas para tornar as taxas de crescimento dos municípios compatíveis com as taxas agregadas supostas acima.

Da perspectiva do meio ambiente, os resultados das projeções são alarmantes, embora ainda distantes dos cenários catastróficos usualmente apresentados para a Amazônia. De acordo com as projeções, aproximadamente 45% da área geográfica da Amazônia brasileira serão desflorestados até o final do próximo século. As conseqüências para o efeito-estufa consistirão na elevação das emissões acumuladas de dióxido de carbono para algo próximo a 21,7 bilhões de toneladas, o que

TABELA 8

Simulações para o desflorestamento da Amazônia brasileira — 1990/2090

	A	B	C	D	E	F
	Cenário básico	Crescimento acrescido de 1%	Pecuária acrescida de 1%	Agricultura acrescida de 1%	Rodovias acrescidas de 1%	Coefficientes OLS
Hipóteses sobre taxas de crescimento médio anual para 1990/2090						
População	1,4	2,5	1,4	1,4	1,4	1,4
Agricultura	2,9	4,0	2,9	4,0	2,9	2,9
Pecuária	6,7	7,8	7,8	6,7	6,7	6,7
Extração de madeira	6,8	7,8	6,8	6,8	6,8	6,8
Rodovias pavimentadas	3,3	4,4	3,3	3,3	4,4	3,3
Rodovias não-pavimentadas	2,0	3,1	2,0	2,0	3,1	2,0
Taxa de crescimento anual da área desflorestada						
1990/2025	4,8	5,5	4,9	5,0	5,3	3,9
2025/90	0,3	0,6	0,3	0,3	0,6	0,4
1990/2090	1,9	2,3	1,9	1,9	2,2	1,6
Percentual de área geográfica desflorestada						
1990	7,3	7,3	7,3	7,3	7,3	7,1
2025	37,2	46,8	38,3	40,0	43,8	26,6
2090	45,9	67,6	47,6	50,0	62,8	34,5
Emissões acumuladas de dióxido de carbono, em 10⁹t						
1990/2025	18,2	23,9	18,9	19,8	22,1	11,7
2025/90	3,5	8,7	4,0	3,8	8,0	5,8
1990/2090	21,7	32,6	22,9	23,6	30,1	17,4

FONTE: Estimativas dos autores.

OBS.: Projeções realizadas com coeficientes estimados por máxima verossimilhança, assumindo SACR para a equação (9) e SACR+SURE para equação (12).

significa, isoladamente, um acréscimo de 6,8% no nível corrente de concentração na atmosfera. Supondo que, na ausência de políticas drásticas, a concentração de dióxido de carbono na atmosfera crescerá aproximadamente 0,5 a 1,0% a.a., a contribuição acumulada da Amazônia estará em algum lugar entre 3,7 e 2,6% das emissões globais, respectivamente.

A maior parte do desflorestamento ocorre no período 1990/2025, refletindo, por um lado, as maiores taxas de crescimento supostas para esse subperíodo e, por outro, o efeito de saturação no desflorestamento, implícito na forma funcional logística.

O *trade-off* entre crescimento e desflorestamento é grosseiramente estimado pela comparação entre o cenário básico e o cenário alternativo apresentado na coluna B, onde as taxas seculares de crescimento da população, das atividades econômicas e das rodovias são acrescidas de 1%.

O acréscimo de 1% no crescimento do produto agropecuário conduz a um acréscimo de 0,4% na taxa média de crescimento do desflorestamento para o período 1990/2090, adiciona 20% à parcela de áreas desflorestadas em 1990 e 11 bilhões de toneladas às emissões de CO₂. O crescimento tem um impacto significativo no desflorestamento, fazendo com que altas taxas de crescimento sejam insustentáveis se não houver mudanças nos usos da terra e/ou nas tecnologias.

As colunas C, D e E apresentam exercícios de dinâmica comparativa, onde as taxas seculares de crescimento da pecuária, da produção agrícola e das rodovias são acrescidas de 1% em relação ao cenário básico, *caeteris paribus*. Os exercícios mostram que a expansão rodoviária é, marcadamente, o fator individual mais importante para o desflorestamento, com uma elasticidade média próxima de 0,3. Tanto a pecuária quanto a agricultura têm efeitos muito menores, com elasticidades próximas de 0,1.

Por fim, a coluna F mostra que as projeções realizadas com as estimações OLS proporcionariam resultados bem mais moderados.

8 - Considerações finais

O modelo e as simulações apresentadas neste artigo são instrumentos úteis para a avaliação de custos e benefícios do desenvolvimento sustentado da Amazônia brasileira. Projeções confiáveis, no entanto, requerem alguns aperfeiçoamentos na metodologia e na base de dados. À guisa de conclusão, apontamos os aspectos mais críticos para extensões de pesquisa e desenvolvimentos futuros.

O aspecto mais perturbador talvez esteja nos vieses de equações simultâneas introduzidos pelo fato de tanto o crescimento da população quanto o das atividades econômicas serem, ao mesmo tempo, causas e efeitos do desflorestamento. Assim, deveriam ser tratados como variáveis endógenas na forma reduzida do modelo. Provavelmente, é esta a razão dos sinais errados obtidos para os coeficientes da

população e de extração de madeira, bem como da grande instabilidade dos valores dos parâmetros nas estimações.

A solução proposta consiste em estimar modelos de efeitos fixo e aleatório, baseados em dados de painel. Como os dados do censo em nível municipal estão disponíveis a cada cinco anos desde 1970 e como o desflorestamento pode ser aproximado pelos usos da terra definidos no censo, a malha rodoviária em nível municipal é a variável omitida crucial para a análise de painel.

Outro aspecto que merece especificação cuidadosa está nos determinantes de longo prazo do progresso técnico na agricultura da Amazônia e suas relações com as mudanças nas densidades geográficas da população e de outras atividades econômicas. A análise de dados de painel é, novamente, o requisito crucial para estimar os parâmetros relacionados à eficiência e ao progresso técnico. Ademais, a análise deve ser feita em níveis mais relevantes de agregação, como pecuária, lavouras temporárias e permanentes, reflorestamento e terras devolutas.

Por fim, dois outros aspectos dinâmicos precisam ser modelados. O primeiro está nos determinantes do crescimento populacional, da migração e da urbanização. Neste caso, a sugestão consiste em complementar a econometria com técnicas demográficas. O segundo aspecto refere-se à especificação das relações dinâmicas entre o destino dos estoques de carbono e as mudanças no uso da terra.

Abstract

Based upon cross-section data at municipal level, this paper specifies, estimates, and simulates an econometric model of Brazilian Amazon deforestation and its contribution to CO₂ emissions. The model consists of three blocks of equations: in the first, deforestation — distinguished by vegetation types — is determined by major economic activities; in the second, the relationship between vegetation type and biomass content determines carbon dioxide emissions caused by deforestation; finally, in the third, the growth rates of population and of major economic activities are assumed to depend only of their respective spatial densities, thus allowing projections and simulations of the geographic distribution of economic activities, and their effects on deforestation and CO₂ emissions.

Bibliografia

ALMEIDA, A. L. O. *Colonização dirigida na Amazônia*. Rio de Janeiro: IPEA, 1992 (Série IPEA, 135).

CASE, A. Spatial pattern in household demand. *Econometrica*, v.59, n.4, 1991.

———. *On the use of spatial autoregressive models in demand analysis*. Princeton: Princeton University, 1987 (Discussion Paper, 135).

- CLIFF, A. D., ORD, J.K. *Spatial autocorrelation*. Pion Limited Ed., 1973.
- . *Spatial processes*. Pion Limited Ed., 1981.
- GEARY, R. C. The contiguity ratio and statistical mapping. *The Incorporated Statistician*, v.5, 1954.
- HOELLER, P. *et alii*. Macroeconomic implications of reducing greenhouse gas emissions: a survey of empirical studies. *OECD Economic Studies*, n.16, p.45-78, Spring 1991.
- IPCC. *Emissions scenarios for the IPCC - an update: assumptions, methodology and results*. Detailed Backup Documentation. Document prepared for the Intergovernmental Panel on Climate Change. Working Group I. Dec. 1991.
- KAZMER, D.R. The agriculture development on the frontier: the case of Siberia under Nicholas II. *American Economic Review*, v.67, n.1, p.429-432, 1977.
- KUMMER, D.M. *Deforestation in postwar Phillipines*. Warcester, MA: Department of Geography, Clark University, 1991, mimeo.
- MIRON, J. Spatial autocorrelation in regression analysis: a beginner's guide. In: GAILE, G.L., WILLOTT, C.J. (eds.). *Spatial statistics and models*. Reidel Publishing Co., 1984.
- MORAN, P.A. Notes on continuous stochastic processes. *Econometrica*, v.37, 1950.
- MORS, M. *The economics of policies to stabilize or reduce greenhouse gas emissions: the case of CO₂*. CEE, Oct. 1991 (Economic Papers, n.87).
- NORDHAUS, W. Economic approaches to greenhouse warming. In: DORNBUSCH, R., POTERBA, J. (eds.). *Global warming: the economic policy responses*. Cambridge, MA: MIT Press, 1991.
- PANAYOTOU, S., SUNGSUWAN, S. *An econometric study of the causes of tropical deforestation: the case of Northeast Thailand*. Cambridge, MA: Harvard Institute of International Development, 1989 (Development Discussion Paper, 284).
- PINDICK, R.S. *The structure of the world energy demand*. Cambridge, MA: MIT Press, 1979.
- REIS, E.J. *A econometria do desflorestamento: uma resenha de estudos empíricos*. Rio de Janeiro: IPEA, 1992, mimeo.
- REIS, E.J., GUZMÁN, R.M. *Notas sobre a estimação de modelos com autocorrelação espacial*. Rio de Janeiro: IPEA, 1992, mimeo.

- REIS, E. J., MARGULIS, S. Options for slowing Amazon jungle-clearing. In: DORNBUSCH, R., POTERBA, J. (eds.). *Global warming: the economic policy responses*. Cambridge, MA: MIT Press, p.335-375, 1991.
- SAWYER, D. A fronteira inacabada: industrialização da agricultura brasileira e debilitação da fronteira amazônica. In: ARAGON, L.É., MOUGEOT, L.J.A. (orgs.). *Migrações internas na Amazônia: contribuições teóricas e metodológicas*. Belém: Universidade Federal do Pará, p.54-90, 1986.
- SCHNEIDER, R. *Brazil: an economic analysis of environmental problems in the Amazon*. Washington: World Bank, 1990, mimeo.
- SOUTHGATE, D. *Tropical deforestation and agricultural development in Latin America*. Quito: Instituto de Estrategias Agropecuarias, 1989, mimeo.
- SOUTHGATE, D., SERRA, R., BROWN, L. The causes of tropical deforestation in Ecuador: a statistical analysis. *World Development*, v. 19, n. 9, Sep. 1991.
- TARDIN, A.T., SANTOS, J. R., MEIRA FILHO, L.G. *Estado do desflorestamento da floresta amazônica brasileira em 1989*. São José dos Campos: Instituto de Pesquisas Espaciais (Inpe), 1990, mimeo.
- ZELLNER, A. An efficient method of estimating seemingly unrelated regression and tests for agregation bias. *Journal of the American Statistical Association*, v. 57, p. 348-368, 1962.

(Originais recebidos em janeiro de 1993. Revistos em maio de 1993.)