

ADOÇÃO DE TECNOLOGIAS SUSTENTÁVEIS NO PARANÁ

Michael Burton¹

Dan Rigby

Trevor Young

Hildo M. de Souza Filho

RESUMO - Os determinantes da decisão de adotar ou não métodos orgânicos ou biodinâmicos de produção no estado do paran  foram analisados por meio de dois m todos econom tricos: logit/probit e an lise de dura o. Grande n mero de potenciais determinantes (econ micos e n o-econ micos) foi considerado. Os resultados sugerem que a probabilidade de um produtor adotar essas pr ticas aumenta, se este possui n vel educacional equivalente ao segundo grau; se procura maximizar a propor o da produ o destinada ao autoconsumo; e se obt m informa es da associa o de produtores ou servi o de extens o em agricultura org nica. Por outro lado, a probabilidade de ado o   reduzida se o produtor   membro de sindicato; se obt m informa es do r dio ou do servi o de extens o; e se tem grande depend ncia da agricultura como fonte de renda. Al m disso, a an lise de dura o permitiu explorar efeitos sistem ticos que influenciam a decis o de ado o. A probabilidade condicional de ado o aumenta com o passar do tempo, mas, nos primeiros quatro anos de gerenciamento da produ o agr cola, esta   sensivelmente maior, o que sugere que, para promover o uso de t cnicas agr colas sustent veis, os produtores deveriam ser abordados nos est gios iniciais de suas carreiras.

Palavras chaves: Tecnologia, logit, probit, agricultura org nica, Paran .

¹Os autores s o, respectivamente, Associate Professor no Agricultural and Resource Economics, University of Western Austr lia; Research Associate and Reader no Centre for Agricultural, Food and Resource Economics (CAFRE); School of Economic Studies, University of Manchester; e professor do Departamento de Engenharia de Produ o, Universidade Federal de S o Carlos.

INTRODUÇÃO

A análise aqui apresentada é parte de um grande projeto² que examina a adoção de tecnologias agrícolas sustentáveis em três países: Brasil, Espanha e Reino Unido. O objetivo principal do projeto foi investigar um conjunto de potenciais determinantes da adoção de tecnologias agrícolas sustentáveis, incluindo características dos produtores e das propriedades agrícolas, fontes de informação, atitudes e associativismo a várias organizações. Aqui, o focus é o Estado do Paraná, particularmente uma área caracterizada pela forte presença de pequenos e médios produtores relativamente intensivos e onde problemas ambientais, associados à produção intensiva, têm sido observados.

O debate sobre a forma de alcançar sustentabilidade na agricultura é problematizado por disputas e por discordâncias no que diz respeito a quais elementos da produção são aceitáveis e quais não são.³ Existe grande número de diferentes tecnologias que são classificadas na literatura como sustentáveis, apesar de a sustentabilidade das propriedades onde elas são empregadas poder ser questionada pelos defensores de uma ou de outra linha de pensamento. Conforme ressaltou Ikerd (1993, p.31), “alguns afirmam que sustentabilidade deve ser alcançada através de uma sintonia fina dos sistemas de produção convencionais. Estas pessoas não acreditam que sistemas de baixo uso de insumos ou sistemas orgânicos serão capazes de alimentar a crescente população do mundo. Outros argumentam que sustentabilidade necessitará de um modelo ou paradigma de produção diferente, o qual dependa menos de insumos comerciais e mais dos recursos gerenciais da propriedade. Estas pessoas vêem o modelo industrial de agricultura, dependente de insumos, como sendo fundamentalmente incompatível com a manutenção de um ambiente social e ecologicamente saudável. Defensores da agricultura orgânica acreditam que sustentabilidade requererá a total eliminação de insumos químicos manufaturados.

² O projeto, 'Adoption of Sustainable Agricultural Technologies: Economic and Non Economic Determinants' foi financiado pelo ESRC, dentro do programa 'Global Environmental Change'.

³ Para discussão a respeito do conceito de agricultura sustentável, veja Rigby e Caceres (1997).

Outros propõem ainda diferentes modelos de produção como um meio para alcançar sustentabilidade agrícola no longo prazo”.

A OCDE (1994) ressaltou as dificuldades de se impor uma definição rígida para agricultura sustentável, dada a enorme variedade de contextos sociais, econômicos e ambientais que caracterizam os países e mesmo as regiões dentro de um mesmo país. No entanto, considera ser possível obter o consenso de que “formas sustentáveis de agricultura são caracterizadas pela adoção de práticas e tecnologias que usam técnicas integradas de manejo que mantenham a integridade ecológica dentro e fora da propriedade; são necessariamente para locais específicos e flexíveis; preservam a biodiversidade, os atrativos de um cenário natural e outros bens públicos não avaliados pelos mercados existentes; são lucrativas para os produtores no longo prazo; e são economicamente eficientes sob o ponto de vista social”.

Como no Reino Unido e na Espanha, aqui a análise se restringe a uma amostra de produtores hortícolas do Estado do Paraná. Para o presente propósito, o uso de práticas orgânicas e biodinâmicas é tomado como um indicativo de sustentabilidade agrícola. A agricultura biodinâmica é um sistema holístico de produção criado por Rudolf Steiner, que procura conectar a natureza com forças cósmicas criativas. Objetiva-se criar um organismo de produção integral em harmonia com o seu hábitat. Compostos e preparações especiais (e.g. *sprays* derivados de plantas) são usados, enquanto fertilizantes sintéticos e pesticidas são evitados. A produção orgânica é um sistema agrícola que encoraja a saúde dos solos e das culturas mediante práticas como reciclagem de matéria orgânica (tal como composto e resíduos das culturas), rotação de culturas e práticas apropriadas de aração e que evitem fertilizantes sintéticos e herbicidas (Reijntjes et al., 1992).

O trabalho empírico baseia-se nos modelos logit/probit, um estudo convencional para este tipo de pesquisa. Na análise de duração, o trabalho, por relativamente novo, não se encontra tão bem estabelecido, mas oferece vantagens analíticas para o contexto em apreço.

AMOSTRA

A amostra compreende informações sobre 200 produtores hortícolas em 24 municípios do Paraná. Destes produtores, 147 foram classificados como 'convencionais' e 53 como 'sustentáveis' (i.e., que usam métodos de produção orgânicos ou biodinâmicos). Esperava-se que dentro deste último grupo existissem produtores que nunca tivessem usado métodos modernos de produção, porém, isto não se confirmou. Todos os produtores sustentáveis da amostra tinham convertido técnicas tradicionais em técnicas de produção sustentáveis.

O questionário aplicado na pesquisa de campo cobriu: (a) características físicas da propriedade (e.g., área, uso da terra, tipo de solo); (b) características do produtor (e.g., idade, gênero, experiência, escolaridade); (c) padrões culturais (e.g., áreas de cada cultura, irrigação, métodos de aração, análise de solo); (d) uso de insumos (e.g., controle de pragas, fertilizantes, controle do mato); (e) a economia do empreendimento agrícola (e.g., vendas, outras fontes de recursos, ativos); (f) fontes de informação (e.g., instituições voltadas para extensão, compradores/intermediários) e contato com outros produtores (e.g. associativismo a grupos de produtores, cooperativas); e (g) atitudes em relação temas ambientais tais como sustentabilidade da agricultura convencional e incentivos à agricultura orgânica, oportunidades de mercado, etc. As definições das variáveis usadas na análise quantitativa encontram-se na Tabela 1; e a Tabela 2 e as Figuras 1 a 3 (ver anexo) apresentam algumas estatísticas descritivas da amostra.

Outros estudos, como os de Dalecki & Bealer (1984), Harris et al. (1980), Lockeretz (1995) e Murphy (1992), sugeriram que produtores orgânicos/sustentáveis são mais jovens, melhor educados e possuem menores propriedades do que produtores convencionais, o que foi parcialmente comprovado aqui. Em nossa amostra, produtores convencionais são, em média, mais velhos, apesar de o serem apenas marginalmente (Tabela 2), e, apesar de a maioria estar acima da categoria dos 45 (37% dos produtores convencionais encontram-se dentro deste grupo de idade, comparado com 21% na subamostra dos orgânicos), existem também mais produtores convencionais no grupo mais jovem (Figura 1). Quanto à formação educacional, a distinção é maior, ou seja, produtores convencionais possuíam menor nível de educação formal

(somente 11% deles alcançaram o segundo grau ou acima, enquanto 40% dos produtores orgânicos alcançaram este nível). Com relação ao tamanho da propriedade, a configuração é mais complexa, já que produtores convencionais possuem propriedades, na média, maiores (17 ha comparados com 14 ha nas atividades orgânicas), mas a menor e a maior propriedade foram encontradas no grupo convencional.

Quanto às outras características do produtor/propriedade, os produtores convencionais dependem mais da agricultura como fonte de renda (obtendo mais de 90% de sua renda da propriedade, enquanto os produtores orgânicos obtêm 78% de sua renda desta fonte, em média). Existem, relativamente, poucas mulheres produtoras (somente 8% da amostra era composta por mulheres), e estas estão equilibradamente distribuídas entre as duas subamostras (Tabela 2).

Em ambos os grupos de produtores existe alta proporção de produtores que se preocupam com questões ambientais (81% dos orgânicos, 75% dos convencionais) e que procuram maximizar a produção para autoconsumo (94% e 88%, respectivamente). Uma idêntica proporção dos produtores em cada grupo considera o crescimento do número de grandes propriedades como prejudicial. Como se poderia esperar, relativamente, mais produtores convencionais acreditam que a produtividade da agricultura convencional poderá crescer indefinidamente, e relativamente, mais produtores orgânicos sentem que a política agrícola é viesada em favor da agricultura convencional.

A distribuição dos produtores, segundo a filiação destas a organizações ligadas ou não à agricultura (Figura 2), apresenta-se semelhante nas duas subamostras. A exceção óbvia é filiação a organização de produtores orgânicos, que foi quase que exclusivamente encontrada no grupo de produtores orgânicos. Aproximadamente, metade dos produtores orgânicos da amostra pertence a tais organizações. Outras características notáveis nesse contexto encontram-se no fato de que a filiação a sindicatos atrai mais os produtores convencionais, e somente 6% dos produtores orgânicos são membros de alguma organização ambiental, apesar de este percentual ser ainda o dobro da proporção dos produtores convencionais.

A Figura 3 apresenta as fontes de informação citadas pelos produtores de cada subamostra. Uma proporção similar em cada grupo

utiliza outros produtores, TV e compradores/intermediários como principais fontes de informação. Relativamente, mais produtores convencionais utilizaram serviços de extensão (61% deles citaram esta fonte, comparados com 51% dos produtores orgânicos) e rádio (12% comparado com 6%). Por outro lado, os produtores orgânicos utilizam mais as associações de produtores (55% comparados com 27%) e jornais (15% comparados com 8%). Surpreendentemente, vários produtores convencionais (16% da subamostra) citaram serviços de extensão orgânica como fonte de informação (38% dos produtores orgânicos utilizavam esta fonte)

ANÁLISE EMPÍRICA⁴

Assim como na análise realizada nas outras duas áreas, a análise empírica dos dados da pesquisa começa com a estimação dos modelos logit e probit. Na análise probit/logit, a variável a ser explicada é a escolha dicotômica: adotar/não adotar.

Na tomada de decisão quanto a adotar ou não adotar dada tecnologia, pode-se admitir que o produtor avalia as vantagens e desvantagens da adoção. Como os parâmetros desta decisão não são geralmente observáveis, para cada propriedade i , pode-se definir uma variável latente, y_i^* , como

$$y_i^* = \beta' X_i + u_i \quad i = 1, \dots, N, \quad (1)$$

em que X denota um conjunto de variáveis explicativas. O padrão de adoção observado pode ser descrito pela variável *dummy*, y , tal que $y_i = 1$, se a firma i adotou, e $y_i = 0$ se não adotou. Esses valores observados de y estão relacionados com y^* como segue:

$$y_i = 1, \text{ se } y_i^* > 0; \quad (2)$$

$$y_i = 0, \text{ se não};$$

e

⁴ Toda análise empírica desenvolvida aqui usou STATA 5.0. Veja Statacorp (1997).

$$\begin{aligned} Pr(y_i = 1) &= Pr(y_i^* > 0) = Pr(u_i > -\beta'X_i) = 1 - F(-\beta' X_i) \\ &= F(\beta' X_i) \end{aligned} \quad (3)$$

em que F é a função de distribuição acumulada para u , admitindo-se uma distribuição simétrica. Utilizando-se os procedimentos do método da máxima verossimilhança, os estimadores dos parâmetros β podem ser obtidos.

Para o modelo probit, a distribuição normal é escolhida para $F(\beta'X)$; para o modelo logit, admite-se a função de distribuição acumulada logística. Na verdade, somente os resultados do modelo logit serão aqui apresentados, uma vez que essas formas do modelo de escolha discreta apresentam resultados bastante semelhantes. No modelo logit,

$$\begin{aligned} Pr(y_i = 1) &= \frac{e^{\beta X}}{1 + e^{\beta X}} \\ &= \Lambda(\beta' X) \end{aligned} \quad (4)$$

em que Λ representa a função de distribuição acumulada logística.

Os resultados da estimação de uma especificação geral do modelo logit encontram-se sumariados na Tabela 3. Os determinantes do modelo de decisão considerados nesta versão compreendem cinco características dos produtores/propriedades, três variáveis de comportamento, cinco variáveis de associativismo e oito variáveis que representam fontes de informação. Aqui, são apresentados os *odds ratios* (ou e^β), em vez dos próprios coeficientes de β . A interpretação é de que, quando as variáveis explicativas mudam, a probabilidade de adoção muda de acordo com aquele fator, i.e., variáveis com um *odds ratio* maior do que a unidade aumentariam a probabilidade de adoção, enquanto as com valor menor que a unidade teriam impacto negativo na adoção.

É evidente que muitas variáveis explicativas são estatisticamente insignificantes, razão por que devem passar para um versão mais parcimoniosa do modelo (Tabela 4). Nesta especificação, treze das

variáveis originais foram retiradas (estas restrições não foram rejeitadas pelo teste da razão de verossimilhança (LR); $LR=4.55$ com $\chi^2_{13} = 22.36$). A probabilidade de adoção aumenta, se o produtor possui nível de educação equivalente ao segundo grau; se tenta maximizar a proporção de produtos agrícolas destinados ao autoconsumo, e se obtém informação de associações de produtores ou serviço de extensão orgânica. Assim, por exemplo, o fato de se ter o segundo grau eleva em mais de quatro vezes a probabilidade e usar do serviço de extensão orgânica como fonte de informação quase dobra a probabilidade de adoção, e assim por diante. A probabilidade de adoção é reduzida contudo, se o produtor é membro de um sindicato rural; se obtém informação principalmente do rádio ou do serviço de extensão; e se possui maior dependência da agricultura como fonte de renda. O teste de ajuste integral do modelo é menos satisfatório, como pode ser observado, pela habilidade preditiva do modelo estimado. Apesar de 80% da amostra estar corretamente alocada nas classes adotante e não-adotante, somente 40% dos adotantes (21 do total de adotantes) foram corretamente previstos pelo modelo.

Os resultados realçam a importância da educação e das fontes de informação na decisão de adotar. Apenas uma das variáveis comportamentais foi mantida na versão preferida do modelo, e esta é insignificante sob os critérios estatísticos usuais. Esses resultados são bastante diferentes dos obtidos nos estudos do Reino Unido e Espanha (Burton et al., 1997a, Albisu & Laajimi, 1997), nos quais variáveis comportamentais, juntamente com fontes de informação, revelaram-se importantes, enquanto educação não. Entretanto, os resultados, quanto à educação são semelhantes aos encontrados em outras pesquisas (e.g., para os EUA; Dalecki & Bealer, 1984; e Lockeretz, 1995).

Com o objetivo de ilustrar a influência dessas variáveis no processo de decisão, as probabilidades de adoção de técnicas orgânicas sob várias condições foram computadas (Tabela 5). Assim, por exemplo, um produtor que tenha nível educacional equivalente ao segundo grau possui probabilidade de adoção de 0,63, se ele utiliza uma associação de produtores como fonte principal de informação; mas a probabilidade é de apenas 0,15 se o serviço de extensão lhe provê informações sobre práticas agrícolas.

MODELANDO O PROCESSO DE ADOÇÃO

Na segunda fase da análise empírica, o processo de adoção foi investigado por meio da análise de duração. Este método tem sido largamente utilizado em biometria, em que o foco de análise é sempre o tempo de sobrevivência de um paciente após uma intervenção médica. Daí, o uso do termo *risco*, para descrever a probabilidade de um processo terminar, i.e., de se mover de um estado a outro. Apesar de esta técnica apresentar óbvias vantagens para análise de adoção de tecnologia, existem apenas alguns poucos exemplos na literatura pertinente (Hannan & MacDowell, 1984 e 1987; Levin et al., 1987) e, aparentemente, menos ainda no particular contexto de adoção de tecnologias agrícolas (Souza Filho, 1996 e 1997; Caletto et al., 1996, Burton et al., 1997a). Neste caso, o processo a ser modelado é o tempo que um produtor leva para adotar uma tecnologia desde o momento em que ele começa a gerenciar a propriedade, e o *risco* é a probabilidade condicional de se adotarem técnicas sustentáveis. As variáveis explicativas podem ser as mesmas que foram usadas na análise logit, mas podem também incluir variáveis que mudam com a passagem do tempo (e.g., preços de insumos, tais como trabalho e agroquímicos, ou introdução de incentivos para conversão em agricultura orgânica), as quais podem afetar o momento escolhido de adoção. Diferente da análise logit, a análise de duração procura capturar a adoção como um processo dinâmico. Como resultado, pode-se computar a probabilidade condicional de um produtor, que possua determinados atributos, adotá-lo num determinado momento.

Seja $f(t)$ uma função densidade de probabilidade contínua de uma variável aleatória T , em que t , uma realização de T , é o comprimento de um intervalo de tempo. A distribuição acumulada correspondente é dada por

$$F(t) = \int_0^t f(s)ds = \Pr(T \leq t). \quad (5)$$

Equivalentemente, a distribuição de T pode ser expressa por

$$S(t) = 1 - F(t) = \Pr(T > t) \quad (6)$$

que é a função de sobrevivência. $S(t)$ fornece a probabilidade de um

intervalo de tempo ter o comprimento de pelo menos t , isto é, a probabilidade de uma variável aleatória T exceder t . A função de risco, definida como a probabilidade de um intervalo de tempo terminar com duração t , dado que durou até t , pode ser expressa como

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (7)$$

A função de risco determina a taxa instantânea de finalização de um intervalo de tempo em $T=t$, sob a condição de sobrevivência até o tempo t . Uma vez escolhida a distribuição paramétrica de T , a estimação dos parâmetros segue os procedimentos da máxima verossimilhança.

A função de risco pode ser reformulada, a fim de se considerar a influência das variáveis explicativas. Seja X um vetor de covariáveis associado a um vetor de parâmetros desconhecidos b ; a função de risco pode então ser expressa como

$$h(t, X, \theta, \beta) = h_0(t, \theta)q(X, \beta), \quad (8)$$

em que $H_0(t, \theta)$ é a função de risco basilar, associada à função de sobrevivência basilar, que é independente de X . Modelos com esta especificação são de riscos proporcionais, e serão usados neste estudo. As covariáveis são incorporadas por meio de $q(X, \beta)$ e agem, multiplicativamente, na função de risco basilar. Desde que $h > 0$, a especificação mais amplamente utilizada é

$$q(X, \beta) = \exp(\beta X) \quad (9)$$

Esta forma garante a necessária condição de não negatividade, sem impor restrições a β .

Deve-se admitir que as durações foram obtidas de uma distribuição contínua de tempo (i.e., t pode assumir qualquer possível valor não inteiro). Contudo, isto não é apropriado para os propósitos deste trabalho, já que os tempos de duração desta pesquisa são registrados em anos. Assim, seguiu-se a abordagem de Burton et al. (1997b) e especificou-se uma forma discreta para o modelo de duração, a que se baseia no trabalho de Predice & Gloeckler (1978). Considerando-se que a taxa de risco é uma log-log complementar:

$$h(t, X, \theta, \beta) = 1 - \exp(-\exp(h_0(t, \theta) + \beta X)) \Leftrightarrow \log(-\log(1 - h(t, x, \theta, \beta))) = h_0(t, \theta) + \beta X, \quad (10)$$

em que $h_0(t, \theta)$ é a função de risco basilar, obtém-se um modelo que é a contrapartida tempo-discreta de um modelo de risco proporcional tempo-contínuo. Seguindo Meyer (1990), a função de verossimilhança associada é dada por:

$$L = \sum_{i=1}^N \left[d_i \log(1 - \exp\{-\exp(h_0(t_i, \theta) + \beta' X)\}) - \sum_{j=1}^{t_i-1} \exp(h_0(j) + \beta' X) \right], \quad (11)$$

em que $d_i=0$, se o produtor não a adotou até o momento da entrevista (i.e., a observação é censurada). Uma parametrização apropriada para a função de risco basilar seria dada pelos modelos Weibull tempo-discreto, exponencial ou *piece-wise* constante. De fato, a função de risco basilar base pode ser estimada como qualquer função em geral.

Especificou-se a forma funcional flexível para a função de risco basilar que abriga grande número de alternativas

$$h_0(t) = \lambda p t^{p-1} * \exp\left(\sum_{i=1}^4 \alpha_i\right), \quad (12)$$

em que o parâmetro α é introduzido para permitir que a função de risco basilar mude de período para período na duração. Se $\alpha_t=0$ ($t=1, \dots, 4$), tem-se então uma Weibull padrão; se $p=1$, tem-se uma especificação *piece-wise* constante, com mudanças na função de risco nos quatro primeiros períodos.⁵ Se $p=1$ e $\alpha_t=0$ ($t=1, \dots, 4$), obtém-se uma exponencial.

Para analisar a decisão de adoção usando-se análise de duração, foi necessário reduzir a amostra em virtude de uma série de razões, já que esse tipo de análise exige que se estabeleçam um ponto inicial e um ponto final para cada duração a ser explicada. Para os adotantes, o ponto inicial é o ano em que eles começaram o gerenciamento da propriedade, e o ponto final é o ano da adoção. Para os não-adotantes, o ponto inicial é também o ano em que o gerenciamento começou, mas a duração é censurada na data em que os dados foram coletados. Dos 53 adotantes,

⁵ Testes que incluem variáveis *dummies*, para durações maiores que quatro não resultaram em qualquer impacto significativo.

nove não informaram o ano da adoção e outros nove identificaram um ano de adoção que antecedia o período em que começaram a gerenciar suas propriedades. Estes 18 casos foram então excluídos do modelo de duração. Três dos 147 não-adoptantes não identificaram o ano em que iniciaram o gerenciamento de suas propriedades; conseqüentemente, o ponto inicial de suas durações não pode ser identificado. A amostra para análise de duração foi então reduzida para 179, dos quais 35 eram adotantes, e 144, não-adotantes.

A Figura 4 apresenta a evolução no tempo das adoções observadas na amostra e a Tabela 6, apresenta os resultados de uma especificação geral do modelo. Duas novas variáveis foram incluídas: *cumage*, que representa a idade do produtor em cada período, e *cumyr*, que representa o tempo em anos. Os coeficientes estimados, apresentados nesta tabela, são os parâmetros β da função de risco. Um sinal positivo para esses coeficientes indica que a respectiva variável aumenta a probabilidade condicional de adoção; um sinal negativo implica que a variável reduz a probabilidade condicional. Entretanto, alguns destes coeficientes não são estatisticamente significantes e podem ser omitidos sem perda de poder explicativo.

A Tabela 7 apresenta a especificação preferida. Nota-se, aqui, que a probabilidade condicional de adoção é mais elevada, se o produtor possui o segundo grau e se obtém informações de associações de produtores ou de compradores/intermediários; a probabilidade de adoção é mais baixa, se a principal fonte de informação sobre práticas agrícolas provém do serviço de extensão, se o produtor é membro de sindicatos de produtores ou se o produtor acredita que a produção convencional seja capaz de manter altos rendimentos indefinidamente. Esses resultados confirmam os da análise estática logit. No entanto, a análise de duração permite também investigar como a probabilidade de adoção muda no tempo. O coeficiente da variável *cumyr* indica que a probabilidade de adoção aumenta no tempo (na verdade, a probabilidade aumenta por um fator de 1.3 a cada ano). Descobriu-se, também, que os primeiros quatro anos de gerenciamento compreendem um período crítico, no qual, *ceteris paribus*, a probabilidade de adoção é significativamente mais elevada.

Na estimação do modelo, admitiu-se, implicitamente, que a forma funcional escolhida seja correta e que, condicionados pelas

variáveis explicativas, os indivíduos da amostra sejam homogêneos. É possível testar homogeneidade usando-se uma análise de resíduos. O elemento central desta análise é a função de risco integrada, que é definida como

$$\Lambda = \int_0^t h(s) ds, \quad (13)$$

e os erros generalizados definidos como

$$\varepsilon = 1 - \Lambda. \quad (14)$$

Esses erros, sob a hipótese nula de homogeneidade, são realizações independentes de uma função exponencial unitária, a qual, por definição, terá uma função sobrevivência \hat{e} (Lancaster, 1990, p.307), o que conduz a um teste natural de homogeneidade. Para uma função sobrevivência empiricamente estimada, a negativa do logaritmo da função sobrevivência avaliada em $\Lambda(t_i; \beta'X)$ deve ser $\Lambda(t_i; \beta'X)$. Isso pode ser examinado graficamente, plotando-se a negativa do logaritmo da função sobrevivência, estimada para a função de risco integrada, contra a função de risco integrada para os indivíduos não-censurados (Fig. 5). A partir dessa evidência, pode-se concluir que a assunção de homogeneidade é sustentável.

CONCLUSÕES

Utilizando-se uma amostra de 200 produtores hortícolas do Estado do Paraná, este artigo explorou um grande conjunto de potenciais determinantes da decisão dos produtores em adotar ou não tecnologias orgânicas/biodinâmicas. Procurou-se ir além de uma narrativa descritiva e prover uma análise empírica rigorosa, baseada em dois modelos de adoção: logit e análise de duração. A análise quantitativa, no entanto, identificou apenas alguns poucos fatores estatisticamente significantes, mas que ofereceram indicações úteis ao desenho de políticas apropriadas.

O nível educacional do produtor tem sido citado, na literatura, como importante fator na decisão de adoção, e aqui, em ambos os

modelos, educação de fato apresentou-se como determinante significativo. Outro elemento chave na decisão de adotar é a fonte principal de informação do produtor. Em particular, o uso de associações de produtores, ou, em menor escala, de compradores/intermediários, como fonte primária de informação, aumenta a probabilidade de adoção, enquanto o uso do serviço de extensão a reduz. Ser membro de organização revelou-se não ser importante, mas ser membro de sindicatos de produtores reduz as chances de o produtor vir a adotar práticas orgânicas.

Uma característica atrativa da análise de duração é que ela permite um estudo da dinâmica do processo de adoção, explorando efeitos sistemáticos que influenciam a adoção durante a vida do produtor e no período da coleta dos dados. Seu uso aqui permitiu a interessante descoberta de que, apesar de a idade do produtor não ser, por si só, um fator significativo, ao contrário das conclusões de outros estudos, o número de anos no gerenciamento da produção agrícola o é. Especificamente, a probabilidade condicional de adoção aumenta com a passagem do tempo, mas, nos primeiros quatro anos de gerenciamento, a probabilidade de adoção é sensivelmente mais elevada, o que sugere que, se o uso de técnicas mais sustentáveis deve ser promovido, os produtores deveriam ser abordados no período inicial de suas carreiras.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALBISU, L.M. & LAAJIMI, A. (1997). **Spanish Report on Determinants of Adoption of Sustainable Agricultural Technologies**. U. of Manchester, School of Economic Studies. mimeo.
- BURTON, M., RIGBY, D. & YOUNG, T. (1997a). **Modelling the Adoption Process for Sustainable Horticultural Techniques in the UK**. University of Manchester, School of Economic Studies Discussion Paper 9724.
- BURTON, M., Rigby, D. & YOUNG, T. (1997b). **Duration Analysis of the Adoption of a Sustainable Agricultural Technology**. U. of Manchester, School of Economic Studies. mimeo.
- CALETTO, C., de JANVRY, A. & SADOULET, E. (1996). **Knowledge, toxicity, and external shocks: The determinants of adoption and abandonment of nontraditional export crop by smallholders in Guatemala**, Department of Agricultural and Resource Economics, University of California at Berkeley Working Paper No.791.
- DALECKI, M.G. & BEALER, B. (1984). "Who Is the 'Organic' Farmer?" *The Rural Sociologist* 4(1):11-18.
- SOUZA FILHO, H. M., (1997). **The Adoption of Sustainable Agricultural Technologies: A Case Study in the State of Espirito Santo, Brazil**. PhD thesis. University of Manchester, England.
- SOUZA FILHO, H. M., (1997). **The Adoption of Sustainable Agricultural Technologies: A Case Study in the State of Espirito Santo, Brazil**. Aldershot, England: Ashgate.

- HANNAN, T.H. & MACDOWELL, J.M. (1984). "The determinants of technology adoption: The case of the banking firm", *Rand Journal of Economics*, 15 (3), 328-335.
- HANNAN, T.H. & MACDOWELL, J.M. (1987). "Rival precedence and dynamics of technology adoption: an empirical analysis", *Economica*, 54, 155-171.
- HARRIS C.K., POWERS, S.E. & F.H. BUTTEL (1980). "Myth and Reality in Organic Farming: A Profile of Conventional and Organic farmers in Michigan". *Newsline* 8 (July): 33-43.
- IKERD, J. E. (1993). "Two related but distinctly different concepts: Organic farming and sustainable agriculture". *Small Farm Today*, February, pp. 30-31.
- LANCASTER, T. (1990) *The Econometric Analysis of Transition Data*. Cambridge: Cambridge University Press.
- LEVIN, S.G., LEVIN, S.L. & MEISEL, J.B. (1987). "A dynamic analysis of the adoption of a new technology: the case of optical scanners", *Review of Economics and Statistics*, 86, 12-17.
- LOCKERETZ, W (1995). "Organic Farming in Massachusetts: An alternative Approach to Agriculture in an Urbanised State". *Journal of Soil and Water Conservation* 50 (6): 663-667.
- MEYER, B.D. (1990). "Unemployment insurance and unemployment spells". *Econometrica*, 58(4): 757-782.
- MURPHY, M (1992). *Organic Farming as a Business in Great Britain*. Agricultural Economics Unit, University of Cambridge.
- OECD (1994). *Towards sustainable agricultural production: Cleaner technologies*. Paris: OECD.

PRENTICE, R. & L.GLOECKLER (1978). "Regression analysis of grouped survival data with application to breast cancer data", *Biometrics*, 34:57-67.

REIJNTJES, C., BERTUS, H. AND WATERS-BAYER, A. (1992). **Farming for the future: An introduction to low-external-input and sustainable agriculture.** London: Macmillan.

RIGBY, D. AND CACERES, D. **The sustainability of alternative agricultural systems**, Working Paper 10, Rural Resources, Rural Livelihoods series, IDPM, University of Manchester (1997).

STATA CORP (1997). **Stata Statistical Software: Release 5.0** College Station, TX: Stata Corporation.

Tabela 1 - Definições das características dos produtores e das propriedades

Totha	Tamanho da propriedade (ha)
Age	Idade do produtor na data da pesquisa de campo (anos)
Gen	Gênero do produtor (=1 para feminino; =0 para masculino)
Hefe	Se o produtor frequentou o 2º grau ou nível superior de educação =1, =0 se não
Yagric	Se a renda da agricultura é a principal fonte de renda doméstica =1, =0 se não
Maxcon	Se o produtor procura maximizar a parcela de seu consumo que é produzida na propriedade =1, 0 se não
Conindef	Se o produtor acredita que as práticas correntes da agricultura convencional sustentarão a produtividade agrícola indefinidamente =1, =0 se não
Envis	Se o produtor está preocupado com alguma questão ambiental de caráter local, nacional ou global =1, =0 se não
Infvtv	Se a televisão é a principal fonte de informação =1, =0 se não
Infndo	Se o rádio é a principal fonte de informação =1, =0 se não
Infbuy	Se os compradores/intermediários são a principal fonte de informação =1, =0 se não
Infps	Se os jornais são a principal fonte de informação =1, =0 se não
Infmrs	Se outros produtores são a principal fonte de informação =1, =0 se não
Infads	Se o serviço de extensão é a principal fonte de informação =1, =0 se não
Infth	Se a principal fonte de informação é outra diferente daquelas citadas acima =1, =0 se não
Infoas	Se instituições de consultoria são a principal fonte de informação =1, =0 se não
Infpa	Se associação de produtores é a principal fonte de informação =1, =0 se não
Memcoop	Se o produtor é membro de uma cooperativa =1, =0 se não
Mempga	Se o produtor é membro de uma associação =1, =0 se não
Memtu	Se o produtor é membro de um sindicato =1, =0 se não
Memenv	Se o produtor é membro de uma organização ambiental =1, =0 se não
Memoth	Se o produtor é membro de alguma outra organização não citada acima =1, =0 se não

Tabela 2- Características da amostra de produtores e propriedades

	Convencional (147)		Orgânico (53)	
	Média	Desv. Padrão	Média	Desv. Padrão
Gen	0.082	0.275	0.075	0.267
Age	40.483	13.252	38.528	10.622
Hefe	0.109	0.313	0.396	0.494
Totha	16.755	33.130	13.928	19.991
Yagric	0.905	0.295	0.774	0.423

Tabela 3 - Especificação geral do modelo Logit

Número de obs = 200	Log Verossimilhança = -90.602			
chi2(21) = 42.040	Pseudo R2 = 0.216			
rob > chi2 = 0.004				
Variáveis	Odds Ratio	Desv. Pad. Rob.	z	P> z
gen	0.523	0.323	-1.048	0.295
age	0.991	0.016	-0.551	0.582
hefe	3.409	1.736	2.409	0.016
yagric	0.460	0.278	-1.286	0.198
totha	0.992	0.011	-0.720	0.472
enviss	0.818	0.420	-0.390	0.696
conindef	0.711	0.403	-0.601	0.548
maxcon	2.325	1.943	1.010	0.312
memcoop	0.837	0.729	-0.204	0.838
memenv	0.527	0.406	-0.830	0.406
mempga	0.964	0.471	-0.076	0.940
memtu	0.428	0.257	-1.414	0.157
memoth	0.529	0.435	-0.774	0.439
inftv	0.893	0.400	-0.252	0.801
infrdo	0.359	0.320	-1.151	0.250
infpa	4.173	2.010	2.966	0.003
infoas	2.572	1.246	1.951	0.051
inffmrs	0.851	0.391	-0.351	0.725
infadas	0.373	0.160	-2.291	0.022
infbuy	1.243	0.612	0.441	0.659
infoth	1.645	1.166	0.702	0.482

	Previsões		Total
	0	1	
0	136	11	147
1	31	22	53
Total	167	33	200

Tabela 4 - Especificação parcimoniosa do modelo Logit

Número de obs. = 200 Log Verossimilhança = -92.877				
chi2(8) = 33.400 Pseudo R2 = 0.197				
Prob > chi2 = 0.000				
Variáveis	Odds Ratio	Desv. Pad. Rob.	z	P> z
Hefe	4.231	1.921	3.177	0.001
Yagric	0.521	0.276	-1.232	0.218
Maxcon	2.733	2.177	1.262	0.207
Memtu	0.429	0.222	-1.633	0.102
Infrdo	0.348	0.291	-1.261	0.207
Infpa	3.584	1.601	2.858	0.004
Infoas	1.937	0.938	1.365	0.172
Infadas	0.371	0.149	-2.463	0.014
Previsões				
	0	1	Total	
0	139	8	147	
1	32	21	53	
Total	171	29	200	

Tabela 5- Probabilidades de adoção*

	Principais fontes de informação			
	Associação de produtores	Instituições de consultoria	Rádio	Serviço de extensão
Não membro de sindicato de				
Com 2º grau	0.63	0.48	0.14	0.15
Sem 2º grau	0.29	0.18	0.04	0.04
Membro de sindicato de produtores				
Com 2º grau	0.42	0.28	0.07	0.07
Sem 2º grau	0.15	0.09	0.02	0.02

* Calculadas para a média de *yagric* (0.87) e *maxcon* = 0.

Tabela 6 - Especificação geral de um modelo de duração discreto

Residual df = 3275	No. of obs = 3303			
Pearson X2 = 2986.531	Desvio = 260.646			
Dispersão = 0.912	Dispersão = 0.080			
Distribuição Bernoulli				
Variáveis	Coef.	Desv. Pad.	z	P> z
hefe	1.131	0.480	2.359	0.018
yagric	-0.295	0.585	-0.503	0.615
gen	-0.549	0.664	-0.827	0.408
cumage	-0.008	0.021	-0.371	0.711
totha	-0.001	0.008	-0.116	0.908
conindef	-0.351	0.308	-1.139	0.255
enviss	-0.215	0.507	-0.424	0.672
memcoop	-1.094	0.850	-1.287	0.198
memenv	-0.276	0.852	-0.324	0.746
mempga	0.068	0.480	0.142	0.887
memoth	-0.086	0.734	-0.117	0.907
maxcon	0.412	0.824	0.500	0.617
memtu	-1.486	0.665	-2.233	0.026
infrdo	-0.529	0.761	-0.695	0.487
infpa	1.640	0.469	3.496	0.000
infoas	0.561	0.471	1.191	0.234
infadas	-0.933	0.425	-2.193	0.028
infvtv	-0.079	0.451	-0.176	0.860
inffmrs	-0.068	0.408	-0.168	0.867
infbuy	0.870	0.447	1.949	0.051
infoth	0.376	0.715	0.526	0.599
cumyr	0.260	0.055	4.718	0.000
cons	-521.244	109.653	-4.754	0.000
α_1	0.305	1.242	0.245	0.806
α_2	-0.007	1.061	-0.006	0.995
α_3	0.516	0.893	0.578	0.563
α_4	0.723	0.800	0.903	0.367
p	-0.323	0.471	-0.685	0.493

Tabela 7- Especificação parcimoniosa do modelo de duração discreto

Residual df = 3291	No. of obs = 3303			
Pearson X2 = 2632.085	Desvio = 265.9434			
Dispersão = 0.800	Dispersão = 0.081			
Distribuição Bernoulli				
Variáveis	Coef.	Desv. Padr.	z	P> z
hefe	1.204	0.380	3.164	0.002
conindef	-0.402	0.276	-1.456	0.145
memtu	-1.416	0.569	-2.486	0.013
infpa	1.696	0.419	4.046	0.000
infadas	-0.940	0.351	-2.679	0.007
infbuy	0.702	0.381	1.842	0.065
cumyr	0.260	0.053	4.904	0.000
cons	-522.248	105.627	-4.944	0.000
α_1	1.479	0.488	3.033	0.002
α_2	0.826	0.621	1.331	0.183
α_3	1.106	0.622	1.779	0.075
α_4	1.163	0.618	1.882	0.060

Figura 1- Idade do produtor por tipo de propriedade

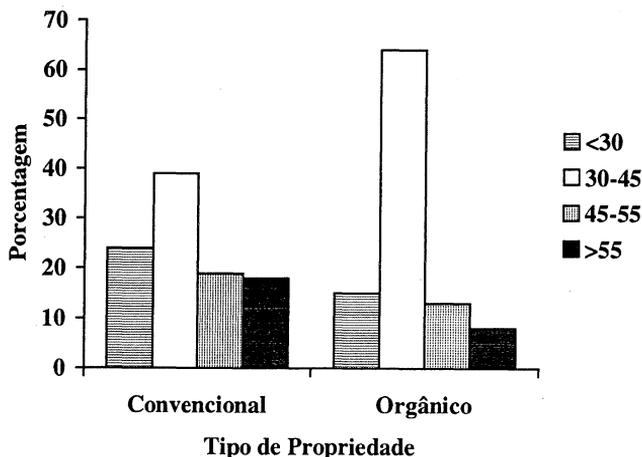


Figura 2- Associativismo por tipo de propriedade

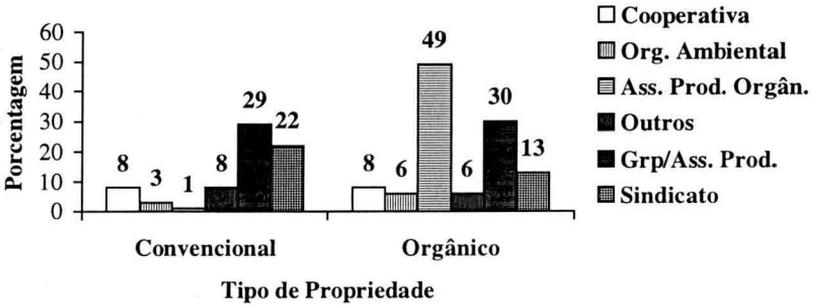


Figura 3 - Principais fontes de informação por tipo de propriedade

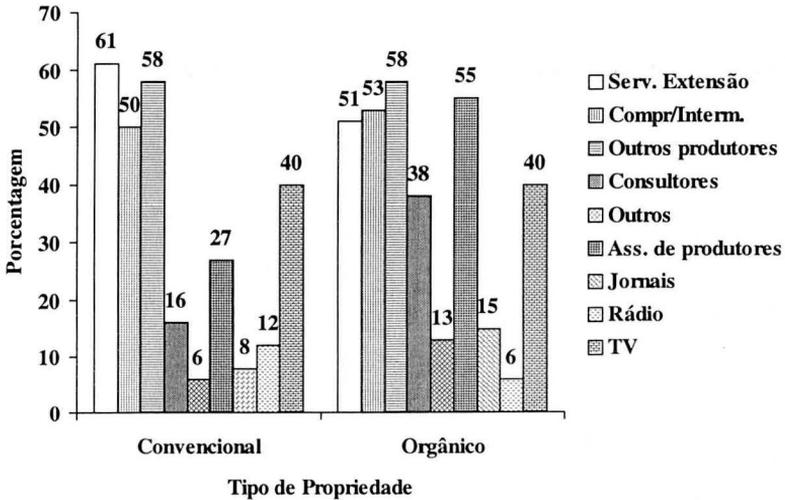


Figura 4- Evolução da adoção

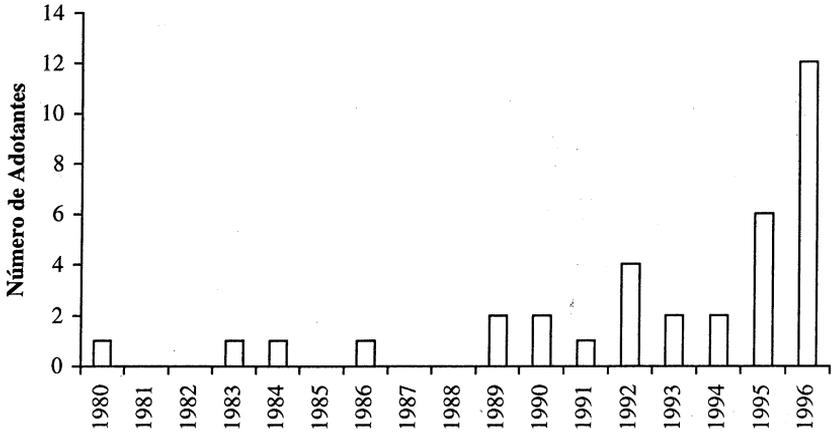


Figura 5 - Plote da negativa do logaritmo da função sobrevivência

