

PRODUTIVIDADE DA TERRA NA AGROPECUÁRIA DO RIO GRANDE DO SUL E SUA EVOLUÇÃO DE 1975 A 2006

LAND PRODUCTIVITY IN THE AGRICULTURAL SECTOR OF THE STATE OF RIO GRANDE DO SUL AND ITS EVOLUTION FROM 1975 TO 2006

Izete Pengo Bagolin

Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul – RS – Brasil

Valter Jose Stulp

Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul – RS – Brasil

Resumo: Este estudo teve como objetivos analisar o comportamento da produtividade da terra no Rio Grande do Sul e identificar quais as variáveis que contribuem para explicar as variações na produtividade. Para isso, utilizaram-se os dados dos censos de 1975, 1995/96 e 2006, quando os municípios do estado foram agregados em regiões que se mantêm geograficamente homogêneas de 1975 a 2006, com um total de 156 regiões. O período analisado mostra que em termos agregados o estado do Rio Grande do Sul enfrentou queda na produtividade da terra. Esta queda não ocorreu de forma homogênea, nem foi observada em todas as regiões. Algumas regiões apresentaram elevado aumento na produtividade e outras uma queda significativa. Após testar as hipóteses teóricas em debate na literatura da área, via utilização de um painel de dados, percebe-se que as variáveis que afetam negativamente a produtividade da terra são a concentração fundiária e o tamanho dos estabelecimentos e as que mais contribuem para o aumento de produtividade são mão de obra, tratores e rebanho.

Palavras-chave: produtividade da terra; setor agropecuário do RS; dados em painel.

Abstract: The main objectives of this paper were to analyze the change in the productivity of land in the agricultural sector of the state of Rio Grande do Sul (RS) from 1975 to 2006 and to identify the variables that influenced the productivity changes. The study is based on data from the agricultural census of 1975, 1995/96 and 2006. In order to compare the data of these three periods, the counties of RS were aggregated in regions geographically homogeneous from 1975 to 2006 (a total of 156 regions). The econometric results are based on a static panel data model. The results show that land productivity is negatively affected by the inequality in the land distribution among farms and the size of properties. On the other hand the labor, machineries and cattle are positively related to productivity.

Key Words: Land productivity, agricultural sector in RS, panel data.

Introdução

A agropecuária é um dos setores fundamentais para o desenvolvimento econômico de um país. Johnston e Mellor (1961) citam cinco funções para o setor agrícola no desenvolvimento econômico: 1) liberar mão de obra para o setor industrial; 2) aumentar a oferta de alimentos para consumo doméstico; 3) ampliar

o mercado para os produtos da indústria; 4) ampliar a oferta da poupança; 5) gerar divisas externas, através de exportações.

Timmer (1992) afirma que o setor agrícola ainda exerce outras funções, além das cinco mencionadas acima. Assim ele menciona que: 1) este setor pode influir nas decisões de investimento dos demais setores e contribuir para melhorar as condições de vida dos pobres, através da estabilização dos preços dos alimentos que ele pode proporcionar; 2) o crescimento agrícola pode influir na produtividade do capital e da mão de obra dos demais setores da economia; 3) o governo aprenderia a tomar decisões de política econômica e social através deste setor; 4) este setor contribuiria ainda para a conservação do meio ambiente, uma vez que é através da agricultura que a humanidade capta a energia renovável que é a solar.

A expansão do setor agropecuário no Rio Grande do Sul (RS) já atingiu o limite da disponibilidade de terra. Assim, para que o mesmo possa continuar a atender cada vez mais às funções acima mencionadas, é necessário encontrar formas de aumentar a produtividade da terra.

Este aumento da produtividade da terra pode ser ocasionado por maiores níveis de mão de obra, com a quantidade de capital permanecendo fixa, sendo neste caso uma relação típica da agricultura tradicional. Por outro lado, quando o aumento da produtividade da terra é o resultado do aumento do capital, mantendo-se fixa a quantidade da mão de obra, ele mostraria uma relação típica da agricultura moderna. (Requejo La Torre *et al.*, 1985).

Diversos estudos analisam a relação entre a produtividade da terra e o tamanho dos estabelecimentos rurais. Os pequenos estabelecimentos rurais seriam muito mais produtivos do que os grandes. Esses estudos mencionam que as imperfeições de mercado contribuiriam para esta relação inversa entre produtividade e tamanho do estabelecimento (HELTBERG, 1998; REQUEJO LA TORRE *et al.*, 1985; LAMB, 2003).

Porém, embora os pequenos estabelecimentos rurais apresentem uma maior produtividade da terra, a taxa de crescimento desses, principalmente a resultante do aumento de capital, pode ser menor em comparação com a dos grandes estabelecimentos. Uma das explicações para isso seria o fato de que o pobre em recurso de terra não teria acesso ao crédito por não poder oferecer garantias ao banco. Isso limitaria os investimentos do pobre em capital físico e também em capital humano.

Também haveria uma relação negativa entre o índice de Gini da distribuição da terra entre os estabelecimentos rurais e a produtividade deste fator de produção. As imperfeições de mercado seriam uma das causas desta relação inversa (Vollrath, 2007).

O progresso tecnológico, referente ao desenvolvimento de variedades de plantas mais produtivas por hectare, também contribui para maiores taxas de crescimento da produtividade da terra. Assim regiões que cultivam plantas, em relação às quais foram desenvolvidas variedades mais produtivas, podem apresentar uma evolução maior da produtividade. A qualidade do recurso terra também influencia a sua produtividade e a taxa do seu crescimento.

Analisar quais os fatores explicativos da produtividade da terra no setor agropecuário, em dado ano, e como o efeito dos mesmos varia ao longo do tempo, é importante para subsidiar as decisões de política econômica que visam conduzir este setor ao cumprimento de suas funções no desenvolvimento econômico. Assim, os objetivos deste estudo são analisar o comportamento da produtividade da terra e identificar quais são as variáveis que explicam a produtividade da terra do setor agropecuário do RS nos anos de 1975, 1995/96 e 2006.

1 Revisão de Literatura

Com base em dados referentes ao ano de 1985, Guerreiro (1996) analisou o impacto sobre o valor agregado e as produtividades da terra e da mão de obra na agropecuária do Paraná de variáveis como: valor das instalações e outras benfeitorias; valor das máquinas, instrumentos agrários, veículos, combustíveis, etc.; valor das culturas permanentes e das matas plantadas; valor do rebanho; valor dos insumos agropecuários; área explorada; equivalentes-homem; e qualidade da terra. Ele verificou que o impacto de cada variável sobre o valor agregado e as produtividades dependia muito das características edafoclimáticas e socioeconômicas regionais, podendo o efeito ser positivo em uma região e negativo em outra. Ele observou que a tecnologia químico-biológica potencializou a produtividade da terra em uma região de baixa aptidão. Mas, nessa região, a tecnologia mecânica não conseguiu potencializar a produtividade do trabalho por serem os solos da região de baixa aptidão declivosos, de pouca profundidade e de baixa fertilidade.

Requejo La Torre *et al.* (1985) analisaram a relação entre a produtividade da terra e o tamanho da empresa rural no Brasil, utilizando dados dos censos agropecuários de 1970 e 1975. Eles concluíram que o trabalho e o capital exercem efeitos positivos, enquanto a terra exerce efeitos negativos sobre a produtividade, tanto expressa em termos de renda bruta como de renda líquida por hectare. Mantendo-se fixa a quantidade de capital, maiores níveis de mão de obra resultariam em maior produtividade da terra, o que seria uma relação típica da agricultura tradicional. Por outro lado, mantendo-se fixa a quantidade da mão de obra e aumentando a do capital também haveria crescimento da produtividade da terra, o que mostraria uma relação típica da agricultura moderna.

Os efeitos negativos da terra sobre sua produtividade poderiam ser compensados pela utilização de mais mão de obra e/ou mais capital. Altos investimentos de capital e ou trabalho poderiam mais do que compensar os efeitos negativos da terra sobre sua produtividade de modo que a relação entre tamanho da empresa rural e a produtividade da terra poderia tornar-se direta. Quando os estabelecimentos maiores apresentam maiores níveis de produtividade da terra haveria indicação de que os ganhos da capitalização da agropecuária seriam

captados, de modo proporcionalmente maior, pelos grandes estabelecimentos, em relação aos pequenos (Requejo La Torre *et al.*, 1985).

Heltberg (1998) encontrou uma relação inversa entre produtividade da terra e o tamanho dos estabelecimentos rurais no Paquistão. Os pequenos estabelecimentos rurais eram muito mais produtivos do que os grandes. O estudo comprovou que as imperfeições de mercado contribuem para esta relação inversa entre produtividade e tamanho do estabelecimento. O estudo, realizado através de regressão estatística com dados em painel, via procedimento que considera os efeitos fixos, controlou a heterogeneidade do solo e de outras variáveis.

A pergunta que Heltberg (1998, p.1812) coloca é: dado que os estabelecimentos rurais menores são mais produtivos (em termos de produto por área), por que o mercado não possibilita que as áreas dos grandes estabelecimentos sejam vendidas ou arrendadas para os pequenos produtores? Por outro lado, a mão de obra familiar apresentaria uma baixa produtividade marginal nos pequenos estabelecimentos. Falhas de mercado impediriam uma maior transferência desta mão de obra para os grandes estabelecimentos onde sua produtividade marginal seria maior.

Heltberg (1998) menciona as imperfeições do mercado da mão de obra, da terra e do crédito, bem como o risco, como fatores que influenciam a relação inversa entre a produtividade e a dimensão do estabelecimento rural. A mão de obra contratada pelo grande proprietário de terra exigiria supervisão constante do contratante o que, junto com os outros dispêndios como os associados à sua procura, contratação, transporte, etc., elevaria o seu custo acima do valor do salário. Ainda, o mercado para a mão de obra poderia existir somente em certos períodos do ano, ou, então, não existir para certas pessoas (conforme a idade, sexo, etc.). Haveria, portanto, menor contratação de mão de obra pelo grande proprietário, contribuindo para a menor produtividade da terra no seu estabelecimento.

Quanto á terra, haveria problemas relacionados com o seu arrendamento para o pequeno produtor. Quando o contrato de arrendamento especificasse o seu valor como um percentual da produção, haveria incentivo para o arrendatário utilizar menos insumos do que se ele fosse o dono da terra, ou, ainda, informar um menor volume de produção. Caso o valor do arrendamento fosse pré-fixado, o risco de falha na produção ou de queda no preço do produto incidiria sobre o arrendatário. Nesse caso um prêmio de risco seria deduzido do valor do arrendamento. Esses fatos diminuem o incentivo do dono da terra para arrendá-la (Heltberg, 1998, p.1814).

Referente à transação de terra, ocorre que o grande proprietário tem mais recursos e maior facilidade de acesso ao crédito para adquirir terra do que o pequeno proprietário. Além disso, como a terra é considerada uma reserva de valor, de segurança financeira contra a inflação, um fator de prestígio, etc. o seu valor de mercado pode ser mais alto do que o valor presente dos retornos futuros que ela possa gerar. Esses fatos desfavoreceriam a aquisição de terra pelo pobre (Heltberg, 1998, p.1814).

As restrições de crédito podem restringir as possibilidades de o pequeno proprietário de terra adquirir máquinas e insumos. O arrendatário não pode utilizar a terra arrendada como garantia para a obtenção de financiamentos bancários. Quanto ao fator risco, o grande proprietário poderia explorar culturas e criações que apresentassem maior produtividade, mas sujeitas a um maior risco, pois a sua riqueza serviria como uma proteção no caso de fracasso de alguma atividade. Esses fatos reduziram a relativa vantagem do pequeno produtor quanto à produtividade (Heltberg, 1998, p.1815).

Lamb (2003), baseado em dados da Índia, constatou que as diferenças na qualidade da terra e as falhas no mercado da mão de obra e da terra, juntamente com erros de medição da dimensão da área, poderiam explicar grande parte da relação inversa entre a produtividade da terra e a dimensão da área explorada.

Assunção e Braido (2007) analisaram a relação entre a produtividade da terra e a dimensão do lote de terra explorado, com base em dados da Índia referentes ao período de 1975 a 1984. Considerando que as famílias exploravam vários lotes, conseguiram isolar o impacto das características do chefe de família sobre a produtividade da terra no lote. Observaram que havia uma relação inversa entre a produtividade da terra e a dimensão da área do lote, mas não havia nenhuma relação entre a produtividade da terra e a área total do conjunto de lotes explorados pelo chefe de família.

Assunção e Braido (2007, p. 989) observaram que a relação inversa entre produtividade da terra e tamanho do lote se mantinha com a mesma magnitude em subamostras contendo: a) lotes explorados por famílias com somente um membro adulto; b) lotes cultivados por famílias que exploravam somente dois ou três lotes; c) lotes em que a cultura principal era sempre a mesma. Concluíram que essa relação inversa era devida a características não observadas no lote de terra e não a características do chefe de família, como o modo camponês de exploração da terra, ou então por maiores custos de supervisão da mão de obra contratada.

Vollrath (2007) analisou, em nível de países, a relação entre o índice de Gini da distribuição da terra entre os estabelecimentos rurais e a produtividade desse fator de produção. Ele concluiu que a relação entre essas duas variáveis é negativa. Países com distribuição da terra mais equitativa, menor índice de Gini, apresentariam maior produtividade da terra. Essa relação negativa permanece, mesmo quando, na regressão estatística, há controle para outras variáveis como utilização de fatores de produção, qualidade da terra, capital humano, as instituições (políticas, legais, etc.) e a pesquisa agrícola.

Com base nos resultados da análise, Vollrath (2007, p. 209) chama a atenção para o caso da Argentina. Nesse país, em 1988, os estabelecimentos rurais menores de 200 hectares constituíam 74,5% do total dos estabelecimentos, mas controlavam apenas 7,7% da área total. Caso esta participação na área total aumentasse para 15%, o coeficiente de Gini diminuiria de 0,85 para 0,80 e a produção por hectare aumentaria 3%.

Segundo Vollrath (2007, p. 204), a diferença entre o valor mediano dos coeficientes de Gini da distribuição da área dos estabelecimentos rurais dos países da América Latina (igual a 0,81) e o dos países da Organização para a Cooperação

e Desenvolvimento Econômico (igual a 0,56) é associada a uma diferença na produtividade da terra de 13%.

Vollrath (2007, p. 205) demonstra que a existência de uma relação inversa entre o coeficiente de Gini da distribuição da terra e a sua produtividade significaria uma maior produtividade para os estabelecimentos rurais menores. Isso estaria de acordo com a hipótese da relação inversa entre o tamanho do estabelecimento rural e a sua produtividade (cuja expressão em inglês é: "inverse farm-size productivity (IFSP) relationship"). Essa relação inversa entre tamanho do estabelecimento e produtividade da terra poderia persistir em certos países devido às falhas de mercado.

Fulginiti e Perrin (1998) analisaram variáveis que influenciam a variação da produtividade agrícola ao longo do tempo com base em dados de 18 países em desenvolvimento e referentes ao período de 1961 a 1985. Eles constataram que as máquinas teriam contribuído com 50%, os fertilizantes com 35% e as mudanças na terra, gado e trabalho com somente 15% do crescimento do produto agrícola. Isso ressaltaria a importância dos insumos comerciais como causa do aumento da produtividade do setor agrícola nos países em desenvolvimento. Esses autores, com base em outros estudos, afirmam que os países que tributam mais pesadamente o setor agrícola, teriam as taxas de crescimento da produtividade mais negativas.

Deininger e Squire (1998), com base em informações de diversos países, referentes ao período de 1960-1992, examinaram a relação entre a taxa de crescimento do produto agrícola e a desigualdade na distribuição da terra. A desigualdade na distribuição da terra influencia negativamente o crescimento do produto para o pobre, mas não para o rico. Uma das explicações para isso seria o fato de que o pobre em recurso terra não teria acesso ao crédito por não poder oferecer garantias ao banco. Isso limitaria os investimentos do pobre em capital físico e principalmente em capital humano (o que restringiria a sua qualificação).

Esse efeito negativo da desigualdade na distribuição da terra sobre o crescimento do produto se observaria nos países em desenvolvimento, mas não nos países desenvolvidos. Nesses, o crescimento do produto não seria influenciado por esta variável. Este fato confirmaria que o motivo seria o racionamento do crédito e, assim, a inabilidade do pobre de obter recursos para o investimento que estaria associado a altas taxas de crescimento. Deininger e Squire (1998, p. 271) enfatizam, porém, que o Brasil é uma exceção, pois, apesar de ser um país em desenvolvimento com uma desigualdade muito grande na distribuição da terra, ele conseguiu uma taxa de crescimento do produto relativamente elevada, acima de 2,5% ao ano.

Em resumo, os autores referidos acima concluíram que há uma relação inversa entre a produtividade da terra e o índice de Gini da distribuição da terra entre os estabelecimentos rurais e o tamanho destes estabelecimentos. Já o impacto da quantidade de mão de obra, de tratores e do rebanho por hectare sobre a produtividade da terra é positivo (vide Vollrath (2007, p. 210).

2 Metodologia

A seguir são descritas, inicialmente, a fonte dos dados utilizados na análise e as variáveis utilizadas no modelo. Após, é apresentado o modelo estatístico utilizado na análise desses dados.

2.1 Dados e Variáveis

Os dados utilizados provêm dos Censos Agropecuários (IBGE) referentes aos anos de 1975, 1995/96 (01/08/1995 a 31/07/1996) e 2006 e as informações dos municípios do estado do Rio Grande do Sul. Para possibilitar a análise comparativa entre os anos, é necessário que os dados se refiram às mesmas regiões geográficas em cada um dos três anos, acima citados. Em virtude do grande número de emancipações municipais ocorridas neste período, foi necessário agregar municípios e criar regiões geograficamente homogêneas ao longo das três décadas. Isto é, há necessidade de que cada região se refira à mesma área geográfica nos três anos, o que possibilita que a regressão estatística seja feita através de dados em painel.

Ocorreram 156 regiões geograficamente homogêneas, ao longo do período considerado, sendo essas as observações consideradas no modelo estatístico.

Os valores monetários (valor bruto da produção e do consumo intermediário), referentes aos anos de 1975 e 1995/96, foram inflacionados para o ano de 2006, através do IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas.

A variável explicada, no modelo estatístico, é a **produtividade da terra**, considerada como sendo o quociente do valor agregado da produção agropecuária (VA) pela área explorada (AE). O valor agregado da produção (VA) é a diferença entre o valor bruto da produção agropecuária (VBP) e a soma dos valores do consumo intermediário (CI). Como valor bruto da produção agropecuária considera-se o valor da produção animal, das lavouras temporárias, das lavouras permanentes, da horticultura, floricultura e silvicultura. Não é incluído o valor da extração vegetal.

Como elementos de consumo intermediário, consideram-se as despesas com adubos e corretivos do solo; sementes e mudas; defensivos agrícolas; rações, medicamentos e sal para animais; sacarias e embalagens; energia elétrica; combustíveis; juros e despesas bancárias; e outras despesas. Não são considerados no consumo intermediário os gastos com salários; a quota-parte da produção entregue aos parceiros; o arrendamento e a parceria de terras; serviços de empreitada; aluguel de máquinas e equipamentos; despesas com armazenamento e transporte da produção; e impostos e taxas.

Como área explorada (AE), considera-se a soma das áreas das lavouras temporárias e permanentes, das pastagens naturais e plantadas, e a das florestas plantadas. Não é incluída a área de matas naturais.

As variáveis, cujo possível efeito sobre a produtividade da terra em determinado ano, bem como sobre a evolução desta produtividade ao longo do tempo, é analisado, são as seguintes:

a) – Índice de Gini da distribuição da terra entre os estabelecimentos rurais da região. Este índice de Gini é calculado, baseado em Hoffmann (1998, cap.16), como segue.

O censo agropecuário informa, por município, o número de estabelecimentos rurais e a área total em cada faixa de área, para um conjunto de 14 faixas em 1975 e 1995/96 e 17 faixas em 2006. O cálculo do índice de Gini é realizado por região homogênea. Assim, com base no número absoluto de estabelecimentos em cada faixa de área e no total dos estabelecimentos rurais, por região homogênea, é calculada a proporção π_h de estabelecimentos na h-ésima faixa, nesta região. Com base na área de terra por faixa e no total geral da área por região calcula-se a proporção da área X_h na h-ésima faixa, em relação a cada região homogênea.

A seguir calcula-se o somatório ϕ_h das proporções de área até cada faixa h.

$$\phi_h = \sum_{j=1}^h X_j$$

Segundo Hoffmann (1998, cap.16), sendo ϕ_{h-1} o somatório das proporções de área até a faixa anterior a h, calcula-se o índice de Gini da desigualdade entre as faixas de área G_e como sendo igual a:

$$G_e = 1 - \sum_{h=1}^{14} (\phi_{h-1} + \phi_h) \pi_h$$

O índice de Gini G para o conjunto dos estabelecimentos rurais da região é dado por $G = G_h + G_e$ onde G_h é o índice de Gini da distribuição dentro da h-ésima faixa de área e G_e é o índice da desigualdade entre as faixas. Ao se considerar G_e como uma proxy de G está se considerando que haja perfeita igualdade na distribuição de terra dentro de cada faixa, ou seja, $G_h = 0$.

b) – Mão de obra. A mão de obra é expressa em equivalentes-homens por 1000 hectares de terra explorada na região. O Censo Agropecuário apresenta as categorias de pessoal ocupado pelos estabelecimentos agropecuários. Estas categorias são: b.1) responsável e membros não remunerados da família (rf); b.2) empregados permanentes (ep); b.3) empregados temporários (et); b.4) parceiros (pa); b.5) outra condição (oc) Em cada categoria é informado o número de homens e de mulheres e o número de pessoas com 14 anos e mais de idade.

Para somar o pessoal ocupado das diversas categorias procede-se à uniformização das mesmas transformando o número de pessoas em número de equivalentes-homens. O equivalente-homem corresponde a 300 dias de trabalho

de um homem adulto. Para a transformação utiliza-se a tabela referida por GUERREIRO (1996).

Tabela 1 - Equivalentes-homens de categorias de trabalhadores classificados por sexo e idade

Categoria	Homem	Mulher	Menor com 14 anos e mais de idade
Rf	1,00	0,60	0,40
ep e et	1,00	1,00	0,50
pa e oc	1,00	0,66	0,50

Fonte: GUERREIRO (1996)

c) Tamanho médio dos estabelecimentos rurais da região. Como tamanho médio dos estabelecimentos rurais da região considera-se a área total dos estabelecimentos rurais dividida pelo número dos mesmos. O tamanho do estabelecimento é expresso em hectares.

d) Número de tratores por área explorada. Os Censos Agropecuários de 1975 e 1995/96 informam o número de tratores existentes por várias classes de potência em termos de cavalos-vapor (CV). O Censo Agropecuário de 2006 informa o número de tratores classificados em apenas duas classes de potência: os com menos de 100 CV e o número dos que têm 100 CV ou mais. Em relação ao total do Estado, a potência média por trator, daqueles com menos de 100 CV, é de aproximadamente 60 CV, tanto com base nos dados do Censo de 1975 como nos do Censo de 1995/96. Para poder comparar os dados dos três Censos e agregar os tratores das diferentes potências em uma única medida, considera-se que um trator com mais de 100 CV seja equivalente a dois tratores de menos de 100 CV. Assim o número de tratores de cada região é expresso em tratores-equivalentes a menos de 100 CV. A variável considerada na regressão estatística é o número de tratores-equivalentes a menos de 100 CV por 1000 hectares de área explorada na região.

e) Rebanho animal por área explorada

O rebanho animal é o conjunto dos animais das diferentes espécies expresso em termos de número de equivalentes-cavalos¹. A variável considerada é o efetivo agregado das diferentes espécies animais expresso em equivalentes-cavalos por 1000 hectares de área explorada na região.

2.2 Modelo estatístico

¹ Vollrath (2007, p.214) apresenta ponderações para a comparabilidade entre as várias espécies animais. Assim, podem-se somar os números de animais de diferentes espécies, obtendo um total expresso em número de animais-equivalentes a qualquer espécie. As ponderações são: 1 cavalo = 1 mula = 1 búfalo = 1,25 bovinos = 1,25 jumentos = 0,9 camelos = 5 porcos = 10 ovelhas = 10 cabras = 100 galinhas = 100 patos = 100 gansos = 100 perus.

A função considerada para a estimativa dos efeitos das cinco variáveis independentes, descritas acima, sobre a produtividade da mão de obra é a função exponencial:

$$Y = e^{(a+b_1X_1+b_2X_2+b_3X_3+b_4X_4+b_5X_5)} \quad (1)$$

Nessa função Y é a produtividade da terra, X_i é a i -ésima variável independente considerada ($i = 1, 2, 3, 4, 5$), sendo e a base do logaritmo neperiano. A função é estimada na sua forma linear expressa como:

$$\ln(Y) = a + b_1X_1 + b_2X_2 + b_3X_3 + b_4X_4 + b_5X_5 \quad (2)$$

Com base nessa função obtém-se:
$$\frac{dY}{dX_i} = b_i = \frac{dY}{Y} \cdot X_i \quad (3)$$

Onde;

$$100 \cdot b_i = \frac{100 \cdot \frac{dY}{dX_i}}{\frac{dY}{dX_i}} = \frac{\%Y}{dX_i} \quad (4)$$

Assim, o coeficiente b_i multiplicado por 100 mede o efeito do aumento em uma unidade da variável X_i sobre a produtividade da terra, em termos percentuais.

Grande parte dos estudos que analisam a produtividade da terra obteve suas estimativas a partir das diversas unidades para um mesmo período de tempo. Esse procedimento acaba por ignorar as diferenças sistemáticas que não são observáveis entre as diferentes microrregiões. A estimação de modelos em dados de painel permite superar esta limitação.

Os modelos de dados de painel assumem a seguinte forma geral:

$$y_{it} = \beta_{1it} + \sum_{k=2}^K \beta_{kit} x_{kit} + e_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad e \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (5)$$

Onde β_{1it} representa o intercepto diferenciado para cada unidade de seção cruzada i no período t , β_{kit} representa as diferentes inclinações também para cada unidade de seção cruzada i analisada em cada período t , enquanto e_{it} é um termo de erro definido da mesma forma.

A escolha entre modelos de efeitos fixos ou aleatórios, de acordo com Wooldridge (2003), Silva Junior (2004) vai depender fundamentalmente do objetivo do estudo e do contexto no qual os dados foram coletados. No entanto, para tomar a decisão sobre qual modelo utilizar é recomendável estimar os dois modelos e utilizar o teste de Hausman para escolher o modelo correto. Na sequência, é analisado o comportamento da produtividade da terra e posteriormente são estimados os efeitos fixos e aleatórios, realizado o teste de Hausman e apresentados os resultados para os modelos com diferentes especificações.

3 Apresentação e análise dos Resultados estimados

3.1 Análise exploratória da produtividade da terra no Rio Grande do Sul entre 1975 e 2006

Antes de estimar os determinantes da produtividade da terra no Rio Grande do Sul é importante analisar o comportamento das principais variáveis de interesse. Na tabela 2, a seguir, é apresentada uma síntese do comportamento médio das principais variáveis, onde se pode observar que, em termos agregados, o Rio Grande do Sul apresentou redução na produtividade, no uso de mão de obra e aumento no uso de tratores, no tamanho do seu rebanho. O tamanho médio dos estabelecimentos aumentou entre 1975 e 1986 e diminuiu na última década. Mesmo assim, o índice de Gini apresentou aumento ao longo de todo o período.

Tabela 2 - Valores médios, por região, das variáveis constantes na função utilizada na regressão estatística.

Ano	Variáveis					
	Produtividade da terra R\$ de 2006 por Ha	Equivalentes - homens por 1000 Ha	Tratores por 1000 Ha	Efetivo rebanho (equivalentes -cavalos) por 1000 Ha	Tamanho médio dos estabelecimentos rurais (Ha)	Índice de Gini
1975	1509,24	155,12	5,75	755,22	60,20	0,56
1995/1996	1055,92	134,90	16,67	961,46	63,60	0,57
2006	1144,48	124,95	20,32	1029,47	58,97	0,59

Fonte: IBGE (1979, 1998 e 2009).

Nota: os 1000 Ha referem-se à área explorada.

Apesar de os indicadores agregados mostrarem queda na produtividade da terra, isso não significa que essa queda ocorreu em todas as regiões, mas sim que as variações foram elevadas e contribuíram para aumentar ainda mais os diferenciais de produtividade já existentes. Em 1975, a região de maior produtividade apresentava um valor 27,27 vezes superior à região de menor produtividade. Em 1995 essa diferença era de 26,53 vezes e em 2006 a diferença passou a ser de 244,53 vezes.

Para ilustrar a importância de investigar os diferenciais e determinantes da produtividade, são apresentados os valores das dez regiões de menor e maior produtividade da terra nos anos de 1975, 1995/96 e 2006 respectivamente. Esse exercício é particularmente interessante por revelar certa persistência ao longo do tempo de regiões que apresentam baixa produtividade da terra e mudanças um

pouco mais significativas nas dez regiões que compõem o grupo das de maior produtividade da terra em cada ano.

Na Tab. 3 é possível perceber que três, dentre as regiões² de menor produtividade da terra em 1975, continuam entre as menos produtivas em 1995/6 e em 2006. Já, dentre as dez regiões com menor produtividade da terra em 2006 apenas três não estavam entre as dez menos produtivas ou em 1995 ou em 1975. Essas se caracterizam pela queda na sua produtividade. E o mais interessante é que as dez regiões menos produtivas em 1995 ou já eram pouco produtivas em 1975, ou passaram a constar entre as menos produtivas em 2006, revelando uma persistência de baixa produtividade ao longo das três décadas.

Tabela 3 – Ordenamento com as dez regiões de menor e maior produtividade da terra nos anos de 1975, 1995/96 e 2005.

Dez regiões com menor produtividade da terra em 1975, 1995 e 2006						
Posição no ordenamento	N Região	1975 (R\$/ha)	N Região	1995 (R\$/ha)	N Região	2006 (R\$/ha)
1	72	165	151	123	151	26
2	70	188	144	151	146	31
3	28	203	154	155	118	45
4	144	221	146	157	144	59
5	31	246	31	182	148	62
6	149	282	149	184	52	67
7	146	287	28	185	122	74
8	71	292	118	202	143	88
9	145	305	148	207	154	92
10	152	315	145	217	145	105
Dez regiões com maior produtividade da terra em 1975, 1995 e 2006						
	N Região	1975(R\$/ha)	N Região	1995(R\$/ha)	N Região	2006 (R\$/ha)
147	48	3016	54	2407	27	3270
148	133	3016	19	2479	15	3449
149	75	3020	33	2503	64	3481
150	89	3022	66	2555	18	3851
151	33	3200	23	2767	39	4095
152	129	3308	18	2842	33	4097
153	38	3761	38	3064	68	4671
154	18	3790	49	3160	58	5026
155	49	4209	57	3174	38	5631
156	126	4500	58	3250	57	6358

Fonte: Elaboração própria

Já entre as regiões de maior produtividade da terra a persistência parece ser um pouco menor. Apesar de três regiões³ terem se mantido entre as dez mais produtivas nos três períodos, cinco regiões⁴ que constam entre as mais produtivas

² 144=Santana da Boa vista, 145=Rosário do Sul, 146=Santana do Livramento.

³ 18=Estrela, 38=Feliz, 33=Nova Petrópolis.

⁴ 27=Triunfo, 15=Nova Brésia, 64=Ilópolis, 39 São Sebastião do Cai, 68=Paraí.

em 2006 não apareciam entre as mais produtivas em 1975 nem em 1995. Seis das regiões⁵ com maior produtividade da terra em 1975 perderam posição e não voltam a aparecer até 2006.

As três regiões, que se mantiveram entre as dez de maior produtividade da terra no estado ao longo de todo o período analisado, apresentaram também um aumento bastante expressivo ao longo do tempo. A região 38, que é a segunda região com maior produtividade da terra, apresentou um ganho de produtividade de 49,72% entre 1975 e 2006. E a região 57⁶, que em 2006 apresentou a maior produtividade da terra dentre todas as regiões do estado, mais do que duplicou a produtividade entre 1995 e 2006. No outro extremo as perdas de produtividade entre as regiões que estão entre as dez com menor produtividade também foram significativas. A região 151, que apresentou a menor produtividade em 2006, teve uma queda de 78,86 % entre 1995 e 2006. A região 146 sofreu persistente perda de posição e de produtividade ao longo do período, pois ocupava a oitava posição entre as menos produtivas em 1975 e passou a ser a segunda de menor produtividade em 2006.

Conforme já mencionado, estas variações são decorrentes de um conjunto complexo e diverso de fatores. Para a identificação de alguns destes fatores, utiliza-se um painel de dados, procurando contribuir para o entendimento dos determinantes das variações e diferenciais de produtividade entre e dentro das regiões do Rio Grande do Sul.

4.2 Resultados dos Modelos Estimados⁷

Na Tab. 4 são apresentados os resultados do modelo com coeficiente comum ao longo do tempo e são apresentados os resultados dos estimadores de efeitos fixos e aleatórios. O teste de Hausman indica que os estimadores do modelo de efeitos aleatórios são consistentes e eficientes, ou seja, deve-se optar por esse modelo. A partir desse resultado as interpretações e análises serão baseadas, predominantemente, nessa especificação (Modelo 2). É possível perceber que os coeficientes apresentam os sinais esperados e, com exceção dos tratores, todos são significativos ao nível de 5%. (NA TABELA ABAIXO DIZ QUE TODOS SÃO SIGNIFICANTES a 1%). O coeficiente da variável índice de Gini da distribuição da terra entre os estabelecimentos apresenta sinal negativo, conforme sugerido pela literatura. O argumento é que a concentração das terras afeta negativamente a produtividade da terra e gera ineficiência. O resultado mostra que uma redução de 0,05 no índice de Gini aumentaria a produtividade da terra em 6,1%. Portanto, o aumento na produtividade da terra, causada por esta diminuição no índice de Gini, é o dobro do que ocorreria na Argentina, segundo Vollrath (2007, p. 209).

⁵ 48=Esteio, 133=Tenente Portela, 75=Cerro Largo, 89=Alpestre, 129=Crissiumal, 126=Boa Vista do Buricá.

⁶ Farroupilha

⁷ Todos os modelos foram estimados com correção para heteroscedasticidade.

A mão de obra apresentou coeficiente positivo e significativo. O sinal positivo do coeficiente da mão de obra, de acordo com Requejo La Torre *et al.* (1985), mostra que a agricultura tradicional, intensiva em mão de obra, ainda afeta positivamente a produtividade da terra em determinadas regiões do Estado. No entanto, esse resultado também pode estar evidenciando que as décadas iniciais do processo de modernização provocaram uma redução bastante significativa da mão de obra e um aumento da utilização de tratores, conforme pode ser visto na Tab. 2. Quando são analisados conjuntamente os resultados das Tab. 2, 3 e 4, esses parecem sugerir que o impacto do aumento nos tratores atingiu o limite e, em função disso, os aumentos na quantidade de mão de obra, que se tornou um fator mais escasso, passam a ter impactos positivos. Um aumento da mão de obra elevaria a produtividade da terra em 5,1% para cada adicional de 10 trabalhadores em 1000 ha de área explorada.

O coeficiente da variável que mede tratores por hectare apresenta mudança de sinal e de significância entre os modelos de efeitos fixos e aleatórios. No modelo de efeitos fixos, não recomendado pelo teste de Hausmann, o resultado é contrário ao esperado e no modelo de efeitos aleatórios o coeficiente não é significativo. Isso pode ser decorrência de fatores tais como o aumento significativo do uso de tratores que, conforme apresentado na Tab. 2, passa de uma média de 5,75 tratores por 1000 ha para mais de 20 tratores por 1000 ha. Esse aumento expressivo pode ter sido o suficiente para que aumentos adicionais na quantidade de tratores não afetem a produtividade da terra. O coeficiente da variável que representa o rebanho por hectare é positivo, mostrando que aumentando em uma unidade de equivalentes-cavalos por mil hectares, aumentará a produtividade da terra em 0,06 por cento.

Tabela 4 – Determinantes das variações na produtividade da terra.

Variáveis explicativas	Variável Dependente: Ln (PT) = Logaritmo da produtividade da terra por ha	
	(1) Modelo de Efeitos fixos	(2) Modelo de efeitos aleatórios
G (coeficiente de Gini)	-1.2262*** (-6.93)	-1.2221*** (-2,37)
Mo (mão de obra)	0.0067*** (13.1786)	0.0051*** (33.64)
Trt (tratores)	-00071*** (-3.27)	0.0043 (1.28)
Te (tamanho do estabelecimento)	0.0031 (1.42)	-0.0010*** (-15.17)
Rb (rebanho)	0.0003*** (5.73)	0.0006*** (10.65)
Constante	6.1144 (16.26)	6.7023*** (35.09)
Observações	468	468
R2	0.7709	0.5257
R2 ajustado	0.6515	0.5206

Fonte: Elaborado pelos autores

OBS1. Os valores da estatística t encontram-se entre parênteses.

OBS2. *** coeficiente significativo a 1%, ** coeficiente significativo a 5%, * coeficiente significativo a 10%.

O impacto do aumento do tamanho do estabelecimento rural também está de acordo com o esperado. Um aumento de um hectare no tamanho médio do estabelecimento reduz a produtividade da terra em 0,10%.

Na Tab. 5 são apresentados os resultados dos modelos estimados com coeficientes para cada período. Novamente são apresentados os resultados dos modelos de efeitos fixos e aleatórios e, dado o melhor ajuste do modelo de efeitos aleatórios, apenas este será analisado. É possível perceber que os coeficientes das variáveis explicativas mudam de um ano para o outro, mas todos apresentam os sinais esperados e são estatisticamente significantes. As alterações no poder de explicação das variáveis ao longo do tempo podem ser decorrência de alterações na composição das atividades produtivas das diferentes regiões ao longo do tempo. Isso acaba por alterar a importância e o poder explicativo das variáveis. Os coeficientes do índice de Gini da distribuição da terra mantêm-se negativos nos três anos analisados. Conforme visto na Tab. 2, a desigualdade na distribuição da terra continua aumentando no Rio Grande do Sul, e seu impacto negativo sobre a produtividade também mostra sinais de aprofundamento. Esses resultados estão de acordo com Vollrath (2007). Os resultados deste estudo, além de corroborarem a hipótese já testada para outros países e regiões, mostram que o uso da terra no Rio Grande do Sul não tem se beneficiado da produção em escala e que menos concentração da terra tem conseguido um melhor resultado em termos de produtividade.

A mão de obra, apesar de o valor do coeficiente ser baixo, evidencia que o aumento de uma unidade de mão de obra por 1000 ha de área explorada provocará aumentos na produtividade da terra de 0,27%, 0,33% e 0,49%, respectivamente em 1975, 1986 e 2006. Apesar de baixo, o valor do coeficiente aumenta de 1975 para 2006, mostrando que, mantido tudo o mais constante, contratar mais uma unidade de mão de obra resulta em cada vez maior produtividade da terra ao longo do tempo. Esse resultado do aumento do impacto da mão de obra sobre a produtividade da terra pode ser consequência da redução da mão de obra por área explorada de 1975 a 2006, conforme visto na Tab. 2.

Considerando o valor de 2006, teríamos que um equivalente-homem adicional por 1000 ha geraria um valor agregado de produção adicional por ha de R\$ 5,61 ($R\$ 1.144,48 \times 0,0049$) em R\$ de 2006. Nos 1000 ha este valor corresponde a R\$ 5.610,00, ou seja, uma remuneração de R\$ 467,00 por mês. Sobre isso cabe uma reflexão adicional.

Considerando que a remuneração de R\$ 467,00 por mês é superior ao salário mínimo pago em 2006, por que ainda persiste a migração rural-urbana e existe insuficiência de mão de obra no campo? Para entender essa questão é importante recorrer ao conceito de falhas de mercado e ao problema da desigualdade na distribuição da terra. É bem provável que estes dois problemas estejam contribuindo para que regiões onde exista disponibilidade de mão de obra, que precisa ir à busca de oportunidades em subempregos urbanos, a terra esteja concentrada e demandando pouca mão de obra.

Ao contrário dos modelos apresentados na Tab. 4, quando se estima um coeficiente por período, a variável trator equivalente mostra-se significativa e com sinal positivo. No entanto, ao contrário do que ocorre com a mão de obra, o coeficiente encontrado para os tratores diminuiu ao longo do período estudado, evidenciando que o aumento no número de tratores tem conseguido influenciar cada vez menos a produtividade da terra. Isso reforça o que já foi salientado anteriormente: que a produção do Rio Grande do Sul parece já ter atingido o nível ótimo de mecanização, tendo pouco a ganhar com investimentos adicionais em mecanização sem o devido aumento nos demais fatores de produção. Isso pode estar sugerindo que a produção, a partir de agora, depende mais de tecnologia e combinação adequada dos recursos terra, trabalho, capital e tecnologia.

Os coeficientes da variável tamanho dos estabelecimentos, utilizando o estimador de efeitos aleatórios, apresentam sinal negativo. Esses resultados estão de acordo com os encontrados por Requejo La Torre *et al.* (1985). Num estudo para o Paquistão, Heltberg (1998) encontrou resultados que mostram que os pequenos estabelecimentos eram muito mais produtivos que os grandes. Segundo o autor, esse resultado evidencia as imperfeições do mercado e a incapacidade do setor de beneficiar-se dos ganhos de escala. Resultado semelhante foi encontrado por Assunção e Braido (2007).

Já o efetivo do rebanho apresenta relação direta com a produtividade da terra. Ou seja, quão maior o efetivo do rebanho, maior a produtividade da terra. Em termos mais específicos, os resultados sugerem que o crescimento do número de animais em um equivalente-cavalo por 1000 hectares aumentou em 0,07%, 0,02% e 0,09% respectivamente em 1975, 1986 e 2006 a produtividades da terra.

Tabelas 5 – Determinantes das variações na produtividade da terra

Variáveis explicativas		Modelo 1 – Variável Dependente LNPT - Efeitos Fixos	Modelo 2 - Variável Dependente: LNPT = Efeitos Aleatórios
G (coeficiente de Gini)	1975	-0.6930** (-2.05)	-0.9640*** (-2.81)
	1995/96	-0.4771*** (-5.8473)	-0.9938*** (-3.17)
	2006	-0.8461*** (-17.60)	-1.5287*** (-5.28)
Mo (mão de obra)	1975	0.0018 (1.42)	0.0027*** (4.84)
	1995/96	0.0035*** (3.43)	0.0033*** (9.02)
	2006	0.0046*** (4.59)	0.0049*** (14.50)
Trt (tratores)	1975	0.0383** (1.96)	0.0355*** (67.96)
	1995/96	0.0120** (2.3068)	0.0138*** (66.50)
	2006	0.0128** (2.08)	0.0129*** (44.19)
Te (tamanho do estabelecimento)	1975	0.0031*** (2.87)	-0.0015*** (-22.30)
	1995/96	0.0033*** (2.64)	-0.0011*** (-26.30)
	2006	0.0028** (2.21)	-0.0016*** (-73.36)
Rb (rebanho)	1975	0.0013*** (2.65)	0.0007*** (12.67)
	1995/96	0.0003*** (5.86)	0.0001*** (8.95)
	2006	0.0002*** (5.42)	0.0009*** (5.32)
Constante		5.73*** (27.34)	6.54*** (27.62)
R2		0.82	0.60
R2 ajustado		0.72	0.59

Fonte: Elaboração própria.

OBS1. Os valores da estatística t encontram-se entre parênteses.

OBS2. *** coeficiente significativo a 1%, ** coeficiente significativo a 5%, * coeficiente significativo a 10%.

Em síntese, os resultados evidenciam que o aumento de produtividade ocorre em regiões com maior igualdade na distribuição da terra, com estabelecimentos rurais menores, que utilizam uma combinação mais equilibrada entre tratores e mão de obra e possuem um maior rebanho de animais. Esses resultados são consistentes com a literatura e com a análise exploratória dos dados, que evidencia que as regiões que obtiveram os ganhos mais expressivos de produtividade são aquelas dedicadas a criação de animais de pequeno porte, a frutas e a diversificação de culturas. As regiões que apresentaram queda na produtividade são integrantes da região metropolitana e baseadas na pecuária extensiva e na agricultura tradicional.

Considerações Finais

De acordo com a literatura, a produtividade da terra depende de vários fatores. Identificar os fatores que melhor explicam as variações e os diferenciais de

produtividade não é uma tarefa simples. Este estudo buscou contribuir com esse debate através da estimação de um painel estático, utilizando os dados dos censos de 1975, 1995/96 e 2006.

A análise exploratória dos dados sobre a produtividade da terra no Rio Grande do Sul mostra que a produtividade em 2006 é inferior à verificada em 1975 e os diferenciais de produtividade entre as regiões se tornaram maiores.

O modelo econométrico mostra que, apesar dos avanços tecnológicos e da intensificação do uso de máquinas e equipamentos, as variáveis que mais contribuem para explicar a produtividade da terra ao longo de todo o período são a mão de obra e a desigualdade no tamanho dos estabelecimentos.

Quando são analisados os coeficientes por período, percebe-se que as variações são significativas. A desigualdade na distribuição da terra entre os estabelecimentos e a mão de obra ganham importância e poder explicativo ao longo do tempo, enquanto os tratores e o tamanho do estabelecimento apresentam-se temporalmente decrescentes ou instáveis em termos de poder explicativo.

De forma geral é possível perceber que as mudanças que ocorreram na produtividade da terra e o aumento no diferencial entre as regiões são decorrentes de um conjunto complexo de transformações que vem ocorrendo ao longo do tempo. Essas transformações alteram as características produtivas e, em função disso, o poder de explicação das variáveis. Mesmo assim, apesar de todo o processo de modernização e internacionalização, variáveis como mão de obra, que são apontadas na literatura como tendo alto poder para explicar a produtividade em regiões de agricultura tradicional, ainda mantém poder explicativo. Inclusive, dependendo das características regionais, se constitui num fator importante para explicar a produtividade de regiões modernas, que utilizam sistemas de produção integrados a agroindústria exportadora. Outro aspecto interessante é que, apesar do tamanho dos estabelecimentos contribuir para explicar a produtividade, a ocorrência de aumento na desigualdade entre o tamanho desses estabelecimentos numa mesma região afeta negativamente a produtividade da terra. Isso parece indicar que regiões mais homogêneas são mais produtivas.

Referências

ASSUNÇÃO, J. J.; BRAIDO, L. H. B. 2007. Testing Household-Specific Explanations for the Inverse Productivity Relationship. *American Journal of Agricultural Economics*. v.89, n 4, p.980-990.

DEININGER, K.; SQUIRE, L. 1998. New ways of looking at old issues: inequality and growth. *Journal of Development Economics*. v.57, p. 259-287.

FULGINITI, L. E.; PERRIN, R. K. 1998. Agricultural Productivity in Developing Countries. *Agricultural Economics*. v.19, p.45-51.

GUERREIRO, E. Produtividade do Trabalho e da Terra na Agropecuária Paranaense. *Revista de Economia e Sociologia Rural*. V. 34 n.1 SOBER. 1996. (Artigo acessado no CD disponibilizado pela SOBER).

HELTBERG, R. 1998. Rural Market Imperfections and the Farm Size-Productivity Relationship: Evidence from Pakistan. *World Development*. V. 26, n. 10 p. 1807-1826.

HOFFMANN, R. *Estatística para Economistas*. Biblioteca Pioneira de Ciências Sociais. São Paulo. SP. 1998.

IBGE. Censos Econômicos de 1975. Censo Agropecuário- Rio Grande do Sul. Vol.1 Tomo 20. Rio de Janeiro. 1979.

_____. Censo Agropecuário 1995-1996. Número 22. Rio Grande do Sul. Rio de Janeiro. 1998.

_____. Censo Agropecuário 2006. (Dados importados do site do IBGE em 16 de outubro de 2009).

JOHNSTON, B. F. & MELLOR, J.W. The Role of Agriculture in Economic Development, *American Economic Review*, Vol. 51, p.566-93. 1961.

LAMB, R. L. 2003 Inverse productivity: land quality, labor markets and measurement error. *Journal of Development Economics*. V. 71 p. 71-95.

REQUEJO LA TORRE, O. M.; BRANDT, S. A.; LORETO, M. das D. S. Relações entre Produtividade da Terra e Tamanho da Empresa Rural. *Revista de Economia e Sociologia Rural*. V. 23 n.1 SOBER. 1985. (Artigo acessado no CD disponibilizado pela SOBER).

SILVA, O. M. JUNIOR, J. C. Dados em Painel: Uma análise do Modelo Estático. In: SANTOS, M. L. dos e VIEIRA, W. da C. Métodos quantitativos em economia. Viçosa. 2004.

TIMMER, C. P. Agriculture and Economic Development Revisited. *Agricultural Systems*. 40 p.21-58. 1992.

VOLLRATH, D. 2007. Land Distribution and International Agricultural Productivity. *American Journal of Agricultural Economics*. v.89, n.1, p.202-216.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introductory Econometrics*. Thomson- South-Western – Estados Unidos– 2003

Recebido em 30/09/2012.
Aprovado em 28/11/2012.

Sobre os autores

Izete Pengo Bagolin

Doutora e Professora do Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento da PUCRS. E-mail: izete.bagolin@pucrs.br

Endereço: Av. Ipiranga, 6681, Prédio 50, 11º andar, Partenon. 90619-900 - Porto Alegre - RS – Brasil.

Valter Jose Stulp

Doutor e Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento da PUCRS. E-mail: vstulp@pucrs.br

Endereço: Av. Ipiranga, 6681, Prédio 50, 11º andar, Partenon. 90619-900 - Porto Alegre - RS – Brasil.