



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
<http://ageconsearch.umn.edu>
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*



O CRÉDITO RURAL AINDA DESEMPENHA NO BRASIL PAPEL IMPORTANTE NA PRODUÇÃO DO ALGODÃO, ARROZ, FEIJÃO, FUMO, MILHO, SOJA E TRIGO? UMA APLICAÇÃO DE DADOS DE PAINEL (1999/2005)

CLAILTON ATAÍDES FREITAS; ANA PAULA SCHERER PEREIRA;

BANCO DO BRASIL

SÃO GABRIEL - RS - BRASIL

caf@ccsh.ufsm.br

APRESENTAÇÃO ORAL

Evolução e estrutura da agropecuária no Brasil

O CRÉDITO RURAL AINDA DESEMPENHA NO BRASIL PAPEL IMPORTANTE NA PRODUÇÃO DO ALGODÃO, ARROZ, FEIJÃO, FUMO, MILHO, SOJA E TRIGO? UMA APLICAÇÃO DE DADOS DE PAINEL (1999/2005)

Grupo de Pesquisa: 5 - Evolução e estrutura da agropecuária no Brasil.

Resumo: O objetivo do artigo é verificar a relação entre produção e crédito rural no país, entre 1999 a 2005, para determinadas culturas. Para tanto, estima-se a tendência e calcula-se a correlação entre essas variáveis e; recorre-se às regressões linear e polinomial em painel, para verificar a relação determinística entre a produtividade do crédito rural e a sua taxa de crescimento para as culturas selecionadas. Os resultados evidenciam tendência positiva de crescimento do crédito e da produção para todas as culturas. O coeficiente de correlação em nível nacional para todas as culturas foi positivo e superior a 85%, exceto para o milho(15%) e feijão(53%). As estimativas econométricas mostram relação positiva entre a produtividade do crédito rural e a sua taxa de crescimento para o arroz, fumo e soja. Contudo, para o milho os resultados foram não significativos. Já para o algodão herbáceo, feijão e trigo os coeficientes apresentaram sinais contrários ao esperado a priori.

Palavras-chaves: agricultura, política agrícola, análise de tendência.

Abstract: This article aims to show the relation between farm credit and productivity in specific kinds of plantation in Brazil from 1999 to 2005, and to carry out this objective a tendency is estimated and the correlation among the variables is calculated using the polynomial and linear regression on framework, to verify a determinist relation between productivity and farm credit and its growing tax to specific agriculture areas. The results emphasize a positive increase to farm credit and productivity in the selected plantations. The national correlation coefficient was positive in all kinds of plantations, and scores more than 85% except corn (15%) and beans (53%). The econometric estimate shows a positive relation



between farm credit and productivity and its growing tax to rice, tobacco, and soy. However the results were not significant to corn but herbaceous cotton, beans and wheat the coefficient did not correspond to the expectation.

. **Key Words:** agriculture, agricultural politics, tendency analysis.

1 INTRODUÇÃO

Desde a criação do Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR) em 1964 e a partir da institucionalização dessa modalidade de crédito em 1965, ocorreram mudanças significativas ao longo do tempo nesse instrumento de política agrícola, tanto no que tange às formas de financiamento da agropecuária, quanto ao volume de recursos institucionais direcionados para o setor.

Segundo o Banco do Brasil (2004), os objetivos aos quais se propõem o financiamento agropecuário desde o seu surgimento, são entre outros, estimularem o incremento ordenado dos investimentos rurais, incluindo armazenagem, beneficiamento e industrialização; favorecer o custeio e a comercialização oportuna da produção; fortalecer economicamente a classe de pequenos e médios produtores; incentivar o aumento da produtividade e da qualidade de vida das populações rurais a partir de medidas de incentivo à racionalização da produção.

A partir de 1994 houve reestruturação na forma de financiamento da atividade rural, pois, até esse ano, havia forte dependência de recursos oficiais, principalmente através da Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM), mas o financiamento a custo indexado, em um período de inflação elevada, inviabilizava a utilização do crédito rural como âncora do financiamento das atividades agropecuárias.

A partir da estabilização da economia, com o Plano Real, possibilitou-se a tomada de financiamento a taxas prefixadas e a renegociação das dívidas ocorreu através do Programa de Securitização Rural e do Programa Especial de Saneamento de Ativos (PESA). Com a reestruturação do financiamento agrícola e a criação de novas linhas de crédito com enfoque especial para as de investimento, esperava-se reação positiva do setor agropecuário. Segundo dados do Banco Central do Brasil (BACEN), referentes à safra 2005, grande parte dos recursos destinados ao financiamento de custeio da lavoura está concentrado nas seguintes culturas: soja, milho, café, arroz, fumo, cana de açúcar, trigo, algodão herbáceo, laranja e feijão, aqui relacionadas por ordem de prioridade na distribuição dos recursos do crédito rural oficial para custeio. Naquele ano, essas lavouras receberam aproximadamente 90% do total emprestado para essa finalidade.

Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a agropecuária é responsável direta pelo emprego de 17,4 milhões de pessoas, o que corresponde a 24,2% da População Economicamente Ativa (PEA). Para melhor dimensionamento dessa participação, cabe lembrar que a construção civil, grande absorvedora de mão-de-obra, ocupa somente 7% da PEA (GASQUES ET ALL, 2004).

A atividade agropecuária é uma atividade de alto risco, por possuir características econômicas diferenciadas dos demais setores, como, por exemplo, a sua subordinação aos fatores edafoclimáticos, a perecibilidade dos produtos agrícolas e a própria incerteza em relação aos preços recebidos, o que é também inerente a outras atividades econômicas. Por essa razão, uma corrente de economistas defende a intervenção do Estado na busca de prover liquidez ao setor.



Dada a grande relevância do setor agrícola para a economia nacional, então, tem-se como objetivo geral verificar como vem se alterando a relação entre produção agrícola e crédito rural no país, ao longo do período de 1999 a 2005, para as culturas de algodão herbáceo, arroz, feijão, fumo, milho, soja e trigo. Especificamente, pretende-se: i) verificar, através do modelo de tendência, o comportamento da produção e do crédito rural no Brasil durante período em estudo; ii) estimar a correlação entre produção agrícola e crédito rural para os Estados e para o país; iii) identificar se o aumento da produtividade do crédito rural no período das safras 1999/2000 a 2005/2006, para cada produto estudado, está proporcionando elevação na taxa de crescimento do crédito rural de custeio aplicado.

Para tanto, o trabalho está dividido em 5 seções. A primeira trata-se da presente introdução; na segunda faz-se uma breve revisão acerca do padrão de financiamento agrícola no país; a terceira traz os aspectos metodológicos. Na quarta faz-se uma análise de desempenho da produção e do crédito rural de custeio aplicado para as culturas de algodão herbáceo, arroz, feijão, fumo, milho, soja e trigo no Brasil e também estima-se a correlação, nas Unidades da Federação, entre o crédito rural de custeio aplicado e a produção obtida para tais culturas e em seguida estima-se os modelos de regressão linear e polinomial. E, finalmente, a quinta seção destina-se às conclusões finais.

2 UM BREVE HISTÓRICO DO PADRÃO DE FINANCIAMENTO DA AGRICULTURA NO BRASIL

Após a crise de 1929, com a passagem do dinamismo da economia do setor agrário exportador para o setor urbano-industrial, a agricultura voltada para o mercado interno passou a receber incentivos governamentais com a criação da Carteira de Crédito Agrícola e Industrial do Banco do Brasil (CREAI), em 1937; com a Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM), em 1943; e através do Regime de Ágios e Bonificações, em 1953, que atuava no processo de modernização da agricultura brasileira (MASSUQUETTI, 1998).

Na década de 50, o regime de taxas múltiplas de câmbio favoreceu a importação de máquinas, equipamentos e insumos químicos para a modernização da agricultura brasileira. Porém, apenas a política cambial seletiva que possibilitava a discriminação dos produtos a serem importados para evitar a concorrência com os nacionais não bastava para garantir a modernização da base técnica da agropecuária nacional. O mecanismo que realmente levou a essa modernização foi o financiamento a taxas subsidiadas e a prazos longos, propiciados pela política de crédito rural, que foi considerada o carro-chefe da modernização até o final dos anos 1970 (SILVA, 1996).

Devido à grande relevância do agronegócio para a nação, os Governos, ao longo dos anos, foram aperfeiçoando estratégias para o desenvolvimento do setor agropecuário. Conforme Sauchuk (1981), a primeira regulamentação do crédito rural, através de lei, ocorreu em 1937, pela lei nº 492, sendo estabelecidas normas sobre sistemas de garantias. Neste mesmo ano, o Banco do Brasil foi autorizado a operar a Carteira de Crédito agrícola e industrial (CREAI).

Em 1965, o crédito rural foi institucionalizado através da Lei nº 4.829 e passou a vigorar o Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR). A referida Lei, visando o desenvolvimento do setor primário do país, prevê em seus artigos que as taxas de juros das operações rurais serão inferiores às taxas adotadas para o crédito mercantil. (SAUCHUK, 1981).



Como identifica Silva (1996), nos anos 1980, o crédito rural subsidiado perde sua sustentação política. Os altos patamares inflacionários além de aumentar os subsídios implícitos nas taxas nominais prefixadas pelo SNCR, também colaboraram para a redução drástica dos depósitos à vista nos bancos comerciais, que eram a principal fonte de recursos do crédito rural.

Segundo o MAPA¹ (2006), a partir da década de 90 a nova ordem econômica passa a ser a liberal, com redução das intervenções do Governo no mercado. Com isso o Brasil se posicionou entre os países que menos subsidiam a agricultura no mundo e o crescimento do agronegócio brasileiro passou a ser perseguido através de políticas agrícolas adotadas pelo poder público de modo a propiciar os meios que a iniciativa privada necessitava para promover o fortalecimento do agronegócio nacional. O Plano Real, conforme identificou Massuquetti (1998), trouxe aos produtores rurais, sobretudo os endividados, efeitos negativos, principalmente devido à concorrência do câmbio estável, do corte de subsídios creditícios, dos altos juros resultantes da política monetária restritiva, da acentuada redução de abrangência da política de preços mínimos garantidos e da inusitada competição de produtos agrícolas importados.

No final de 1995, devido à crise agravada no setor, o Governo lança um plano de renegociação das dívidas agrícolas junto aos bancos e sua securitização respaldada em Títulos Públicos, a serem pagos pelo Governo caso os produtores não conseguissem fazê-lo. Também o apoio especial à propriedade familiar, através do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF).

Dadas estas alterações na economia nacional a partir da década de 80, com a crise fiscal e o novo enfoque dado ao agronegócio pelos governantes, buscaram-se novas fontes de financiamento para a agricultura, conforme identificou Massuquetti (1998, p. 202):

Com a implantação das reformas e, principalmente a partir da redução do volume de recursos a juros equalizados injetados no setor, existia a expectativa de queda nos níveis de produção. Porém, conforme identificou Gasques et all, (2004, p.17) "ocorreu justamente o contrário, uma vez que a produção passou a crescer de forma sistemática até alcançar na safra de 2002/2003 o volume de 122 milhões de toneladas de grãos, a maior da história".

Para Gasques et all (2004), pode-se buscar a explicação para esse desempenho na forma encontrada para equacionar os problemas das reformas. Lista-se algumas alternativas: i) no caso da política de garantia de preços mínimos e especialmente na de crédito, buscou-se o maior envolvimento do setor privado; ii) a estabilização do processo inflacionário que, juntamente com o surgimento de políticas sociais compensatórias, sustentou o crescimento da demanda doméstica do setor agrícola; iii) a enorme contribuição da pesquisa em novas tecnologias e insumos para o campo; iv) a retomada do crédito de investimento pelo BNDES possibilitou a expansão da demanda de máquinas agrícolas no país.

Atualmente, os encargos financeiros do crédito rural são elevados, uma vez que os limites de financiamento de custeio em geral são insuficientes para atender às necessidades do agronegócio; neste caso, o agricultor faz uma combinação de taxas de juros, na qual uma parte dos recursos é obtida a 6,75% ao ano e outra parte à taxa de juros de mercado que varia em torno de 15% a 20% ao ano. A participação da agroindústria no financiamento de insumos tem se mostrado um dos principais fatores responsáveis pelo impulso das atividades do agronegócio no que se refere ao crédito de custeio. A participação das empresas fornecedoras

¹ MAPA: Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento.



e compradoras na distribuição de crédito tem potencial de crescimento, pois constitui um mecanismo ágil de financiamento e de aquisição de insumos ou produtos agropecuários (GASQUES ET ALL, 2004).

3 METODOLOGIA

3.1 As fontes e a base de dados

As variáveis utilizadas para esta análise são os créditos rurais oficiais para custeio da lavoura e a produção, nas safras de 1999/2000 até 2005/2006, de soja, milho, arroz, fumo, trigo, algodão herbáceo, e feijão, aqui relacionadas por ordem de prioridade na distribuição dos recursos do crédito rural oficial para custeio. Toda essa base de dados foi coletada em: BACEN/Anuário Estatístico do Crédito Rural 2005 – Dados coletados em outubro de 2007.

3.2 O Modelo de tendência

Segundo Gujarati (2000), o modelo de tendência linear permite quantificar as tendências de crescimento ou decréscimo de diversas variáveis econômicas a partir dos valores conhecidos destas variáveis ao longo do tempo.

Assim Gujarati (2000, p. 161), formaliza o método a partir da seguinte fórmula:

$$Y_{it} = \lambda_1 + \lambda_2 T + u_{it} \quad (1)$$

onde Y_{it} representa a produção das commodities estudadas, representadas pelo subscrito i , ao longo do período t ; T é a variável que capta a tendência que é medida em anos; λ_1 é o intercepto da função; λ_2 é o coeficientes angular da regressão e u_{it} é o vetor dos resíduos estimados.

Esse modelo é utilizado para verificar a tendência absoluta do movimento sustentado crescente ou decrescente da produção e do crédito de custeio das culturas em questão. Se o coeficiente de inclinação λ_2 for positivo há tendência crescente em Y e vice-versa.

3.3 Os Modelos empíricos

Em relação à base de dados, cabe ressaltar as seguintes considerações: i) a partir dos dados referentes ao volume de crédito destinado às lavouras selecionadas, obteve-se o índice denominado produtividade do crédito rural de custeio para cada safra, dividindo o crédito liberado para custeio no ano de plantio pela produção dessa mesma cultura no ano subsequente. Esse procedimento foi adotado para as culturas de verão; ii) Para a lavoura de trigo foram comparados os dados do crédito de custeio da lavoura do ano de plantio com a produção deste mesmo ano, devido tratar-se de cultura de inverno; iii) no caso da lavoura de feijão, a qual é cultivada em lavouras de verão e de inverno, foram necessárias comparações entre os dados do crédito rural aplicado inicialmente em 1999 e 2000 das safras de verão e inverno respectivamente, com a produção do ano de 2000 dessas lavouras, e assim sucessivamente até a safra 2004/2005. Como até a data de levantamento dos dados, não estavam disponíveis os dados sobre o crédito de custeio da lavoura para o ano de 2006, não foi possível realizar a comparação do crédito aplicado em 2005 e 2006 com a produção de 2006 dessa cultura.

Alguns Estados não apresentaram índice de produtividade do crédito para determinadas culturas, devido ao fato de não ter sido observada a aplicação de crédito de



custeio para as lavouras. Já, para outros casos, observou-se que produtividade do crédito obtida foi zero, devido ao fato da quantidade produzida nestas safras também ser zero, segundo os dados disponibilizados pelo IBGE. Para uma melhor adequação dos dados ao modelo especificado optou-se por eliminar, na cultura do algodão, os Estados de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará, Amapá, Tocantins, Maranhão, Pernambuco, Alagoas, Sergipe, Espírito Santo, Rio de Janeiro, Santa Catarina e Rio Grande do Sul. Para a cultura do arroz eliminou-se os estados do Acre, Amazonas, Amapá, Rio Grande do Norte, Espírito Santo e Distrito Federal. Para a análise na cultura do feijão eliminou-se os Estados do Acre, Amazonas, Roraima, Amapá e Alagoas. Na cultura do fumo não foram utilizados os dados dos Estados de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará, Amapá, Tocantins, Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Goiás e Distrito Federal. No caso do milho não utilizou-se para os cálculos os Estados do Acre, Amazonas, Roraima, Amapá e Alagoas. Para o caso da soja foram excluídos os Estados de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Amapá, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe, Espírito Santo e Rio de Janeiro. Na análise do trigo não foram utilizados os Estados de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará, Amapá, Tocantins, Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe, Bahia, Espírito Santo, Rio de Janeiro e Mato Grosso.

Para a aplicação dos modelos de regressão, a taxa de crescimento do crédito rural aplicado foi regredida em função da produtividade do crédito rural. Como este modelo está combinando dados de séries temporais – montante de crédito de custeio da lavoura aplicado no período de 1999 a 2005 – com dados de corte – os Estados brasileiros, então, tem-se uma base de dados representativa de uma amostra de dados de painel, para tanto foram distribuídos em sete painéis representativos de cada cultura analisada, e regredidos através dos seguintes modelos:

a) Modelo de regressão linear

$$TCR_{it}^n = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{Y_{it}^n}{CR_{it}^n} \right) + u_{it} \quad (2)$$

onde, os subscritos i referem-se aos produtos agrícolas algodão herbáceo, arroz, feijão, fumo, milho, soja e trigo, t aos cortes temporais 1999/2000 a 2005/2006 e n representa os Estados brasileiros; β_0 e β_1 são os coeficientes da função; TCR_{it}^n representa a taxa de crescimento do crédito rural destinado ao custeio do produto i no Estado n , no tempo t ; Y_{it}^n indica a quantidade produzida da cultura i , no Estado n , no ano t ; CR_{it}^n representa o volume de crédito rural destinado ao produto i no n -ésimo Estado em t ; u_{it} é a representação dos erros

O termo Y_{it}^n / CR_{it}^n é uma proxy do que, por convenção, passa a receber a denominação de produtividade do crédito rural associado ao produto i no n -ésimo Estado no tempo t . Os valores resultantes dessa razão serão sempre positivos. Na comparação entre dois Estados, aquele que tiver o valor mais alto de Y_{it}^n / CR_{it}^n é o que melhor responde, em termos de incremento da produção do i -ésimo produto, a acréscimos de volumes de crédito rural.

b) Modelo de regressão polinomial



$$TCR_{it}^n = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{Y_{it}^n}{CR_{it}^n} \right) + \beta_2 \left(\frac{Y_{it}^n}{CR_{it}^n} \right)^2 + u_{it} \quad (3)$$

Adicionalmente, a equação (3) estima o termo quadrático representado pelo coeficiente β_2 .

A priori se espera que, se há elevação no nível de produtividade do crédito rural, nas equações (2) e (3), espera-se que o sinal do coeficiente angular β_1 seja positivo, nesse caso há uma elevação da taxa de crescimento do crédito rural destinado ao custeio do produto i no Estado n , ao longo do tempo t . Espera-se também, a priori, que o termo quadrático da equação (3), representado pelo coeficiente β_2 tenha sinal positivo, caso contrário embora o índice de crescimento do crédito rural aumente com a elevação da produtividade do crédito, ele o fará a uma taxa decrescente. Se β_0 apresentar resultado positivo, mesmo que a produtividade do crédito rural caia a zero, ainda assim, a taxa de crescimento do crédito rural de custeio no Brasil, continuará positiva, caso contrário o crescimento será negativo ou nulo.

As equações (2) e (3) estão adaptadas para a estimação com dados em painel, pois incluem as informações relativas às “ n ” seções cruzadas e as “ t ” observações da série temporal. As principais especificações da estrutura em painel são os modelos de efeitos fixos e aleatórios, os quais são testados através da estatística F, com o modelo *Pooling* que a rigor despreza a estrutura em painel por não contemplar o problema de correlação contemporânea entre as seções cruzadas e autocorrelação da série temporal. A especificação *pooling* consiste em empilhar os dados e é dada pelas equações (2) e (3), onde β_0 representa o intercepto comum para todos os “ n ” e “ t ”.

A estrutura em painel representada pelas equações (2) e (3) é a formação usual mais simples do modelo de efeitos fixos, em que se procura identificar se o aumento da produtividade do crédito rural está proporcionando uma elevação na taxa de crescimento do crédito rural aplicado nas Unidades Federativas do país, e no caso da equação (3) se esta elevação está ocorrendo a taxas crescentes ou decrescentes.

A formulação geral do modelo de efeitos fixos para captar apenas as elevações entre os estados, mantendo t constante é dado por:

$$TCR_{it}^n = \sum_{j=1}^N \alpha_j D_{it} + \beta_1 \left(\frac{Y_{it}^n}{CR_{it}^n} \right) + u_{it} \quad (4)$$

e por;

$$TCR_{it}^n = \sum_{j=1}^N \alpha_j D_{it} + \beta_1 \left(\frac{Y_{it}^n}{CR_{it}^n} \right) + \beta_2 \left(\frac{Y_{it}^n}{CR_{it}^n} \right)^2 + u_{it} \quad (5)$$

Como se pode notar, o intercepto das equações (4) e (5) foi retirado para se evitar a multicolinearidade perfeita, fenômeno estatístico conhecido como a armadilha das variáveis *dummies*. Ademais, pressupõe-se que o vetor de resíduo u_{it} seja aleatoriamente distribuído, com média zero e variância constante.

O modelo de efeitos fixos não considera o termo intercepto como uma variável aleatória. Para esse propósito, testa-se o modelo de efeitos aleatórios, uma outra variação dos modelos de painel. Nesse caso, cada it das equações (2) e (3) é uma variável aleatória que representa a população.

Conforme Silva e Cruz Júnior (2004), o intercepto pode ser definido como:



$$a_{it} = \bar{a}_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

Ao substituir a equação (6) na equação (2), tem-se:

$$TCR_{it}^n = \bar{a}_i + \beta_1 \left(\frac{Y_{it}^n}{CR_{it}^n} \right) + v_{it} \quad (7)$$

e na equação (3), tem-se:

$$TCR_{it}^n = \bar{a}_i + \beta_1 \left(\frac{Y_{it}^n}{CR_{it}^n} \right) + \beta_2 \left(\frac{Y_{it}^n}{CR_{it}^n} \right)^2 + v_{it} \quad (8)$$

onde v_{it} resulta da soma $\mu_{it} + \varepsilon_i$. O vetor de resíduo u_{it} é o erro da regressão global, ao passo que ε_i é o erro relativo às seções cruzadas “n” e “t”.

Greene (1997), define algumas propriedades assumidas pelo erro composto v_{it} . No presente modelo considera-se que v_{it} é homocedástico e que não há problema de autocorrelação. Apesar dos coeficientes ainda serem não viesados e consistentes a existência desses problemas impede a geração de estimadores com variância mínima, tornando-os ineficientes, dessa forma os testes de significância usuais t e F já não são mais válidos.

Como identifica Gujarati (2006), o modelo de efeitos aleatórios é também chamado de modelo de correção dos erros, esta expressão é derivada do fato do erro composto v_{it} - equações (7) e (8) - ser formado por dois ou mais elementos de erro. Nestes modelos o intercepto a , representa o valor médio de todos os interceptos de corte transversal e as diferenças individuais se refletem no termo de erro ε_i , que neste caso não é observável, sendo conhecido como variável latente.

Quando há presença de correlação contemporânea nas estimativas, conforme destacado anteriormente, os estimadores já não são os melhores (BLUE), dessa forma a modelagem em painel utiliza-se dos mínimos quadrados generalizados (MQG) para equacionar este problema. Conforme Greene (1997) e Silva e Cruz Júnior (2004), as formulações abaixo podem definir os estimadores obtidos por MQG, que são dados por:

$$\beta_{MQG} = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} X' \Omega^{-1} Y \quad (9)$$

onde X e Y são as matrizes de variáveis explicativas e dependentes respectivamente e Ω^{-1} é a matriz de variância dos resíduos v_{it} .

O estimador de MQG do efeito aleatório é resultante de uma média ponderada do modelo de efeitos fixos que é obtida em termos de desvio da média de cada grupo (intragrupos), e o *pooling* é expresso em termos das médias de cada grupo (intragrupos).

Para o caso de intragrupos tem-se:

$$\tilde{y}_{it} = \beta^\omega \tilde{x}_{it} + \tilde{v}_{it} \quad (10)$$

em que $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$, $\tilde{x}_{it} = x_{it} - \bar{x}_i$ e $\tilde{v}_{it} = v_{it} - \bar{v}_i$.

Após realizadas as transformações acima, aplica-se MQG na regressão (10), então tem-se:

$$\bar{y}_{it} = \alpha + \beta^b + \bar{e}_i \quad (11)$$

onde \bar{x} e \bar{y} representam as médias globais.

Assim, o estimador de efeitos aleatórios resulta de:



$$\beta_{MQG} = \omega \Delta^{\omega} + [I - \omega] \beta^b \quad (12)$$

onde $\omega = [S^{\omega}_{xx} + S^S_{xx}]^{-1} [S^{\omega}_{xx}]$, sendo $S^{\omega}_{xx} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)$ e $S^b_{xx} = \sum_{i=1}^T T(x_i - \bar{x})(x_i - \bar{x})$

Em modelagem de painel de efeitos fixos o problema da heteroscedasticidade pode ser tratado rodando-se por MQG ou até mesmo por mínimos quadrados ordinários (MQO), uma matriz de estimadores de covariância robusta, isso permitirá a estimação consistente da heteroscedasticidade de White. Nas rotinas interativas do programa Eviews, utilizado neste estudo, estão disponíveis as estimações robustas do modelo de efeitos fixos, essas formulações não serão desenvolvidas neste estudo.

Na modelagem de efeitos aleatórios, ao permitir a variação do tamanho dos grupos a heteroscedasticidade é considerada. Assim, para obter um estimador robusto de MQG é necessário gerar um estimador para o componente de variância e aplicar GLS (essas transformações estão em Greene, p. 636 e 637).

O teste de especificação dos modelos para a escolha entre o modelo de regressão linear e o modelo de regressão polinomial é feito através do teste com multiplicador de Lagrange (ML) para adição de variáveis. Segundo Gujarati (2000), este teste é uma alternativa ao teste RESET de Ramsey. Este último apesar de ser mais utilizado não está disponível na rotina do Eviews para modelos utilizando dados em painel.

Conforme explica Gujarati (2000), para o desenvolvimento do teste, a regressão linear é considerada uma “*versão com restrição*” da regressão polinomial. As regressões (2) e (7), com restrição, supõe que o coeficiente do termo do produto ao quadrado seja igual a zero. Para testar isso, via teste ML, procede-se da seguinte forma:

1) Estima-se a regressão com restrição por meio de MQO e obtém-se os resíduos, neste caso, estima-se as regressões (2) e (7) e obtém-se u_{it} e v_{it} ;

2) Se de fato a regressão sem restrição se ajustar melhor aos dados, os resíduos obtidos no passo 1 devem ter relação com o termo quadrático, dessa forma deve-se regredir os resíduos obtidos no passo 1 sobre todos os regressores, no presente caso estima-se:

$$u_{it} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{Y_{it}^n}{CR_{it}^n} \right) + \beta_2 \left(\frac{Y_{it}^n}{CR_{it}^n} \right)^2 + w_{it} \quad (13)$$

e;

$$v_{it} = \bar{a}_i + \beta_1 \left(\frac{Y_{it}^n}{CR_{it}^n} \right) + \beta_2 \left(\frac{Y_{it}^n}{CR_{it}^n} \right)^2 + w_{it} \quad (14)$$

em que w_{it} é um termo de erro com as propriedades usuais.

3) Para grandes amostras, Engle mostrou que n (o tamanho da amostra) multiplicado pelo R^2 estimado das regressões auxiliares (13) e (14) segue a distribuição qui-quadrado com graus de liberdade (gl) igual ao número de restrições impostas pela regressão restrita – uma

no presente caso, pois o termo $\beta_2 \left(\frac{Y_{it}^n}{CR_{it}^n} \right)^2$ está excluído dos modelos. Simbolicamente escreve-se:

$$nR^2 \text{ ass} \sim \chi^2_{(\text{número de restrições})} \quad (15)$$

em que *ass* significa assintoticamente, ou em amostras grandes.



4) Se o valor qui-quadrado obtido de (15) superar o valor de qui-quadrado crítico no nível escolhido de significância, rejeitamos a regressão restrita. Caso contrário não a rejeitamos. Para este estudo, como o número de restrições é 1, sendo então $gl = 1$, temos que os valores de qui-quadrado crítico são: a 1%=6,63, a 5%=3,84 e a 10%=2,71.

4 ANÁLISE DOS DADOS DA PRODUÇÃO AGRÍCOLA NACIONAL E DO CRÉDITO RURAL DE CUSTEIO AGRÍCOLA APLICADO NO BRASIL

4.1 Análise de tendência da produção e do crédito rural no Brasil e da correlação entre estas duas variáveis

A tendência positiva já esperada é confirmada na Tabela 1, onde são apresentados os cálculos de tendência linear para a produção e crédito de custeio aplicado nas safras de 1999/2000 a 2005/2006 perfazendo os totais nacionais, a referida tabela indica que a tendência foi positiva no período, para todas as culturas em ambas variáveis.



Tabela 1 – Tendência linear da produção e do crédito rural de custeio aplicado nas culturas selecionadas no Brasil (1999/2000 à 2005/2006). Equação (1)

CULTURAS	TENDÊNCIA LINEAR	
	PRODUÇÃO (TONELADAS)	CRÉDITO (MILHÕES R\$)
Algodão Herbáceo	226.879	70,909
Arroz	358.025	119,463
Feijão	45.845	23,835
Fumo	66.243	127,938
Milho	827.516	418,718
Soja	3.318.694	785,995
Trigo	627.280	109,343

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das estimativas.

Conforme se pode notar na Tabela 1, em todas as culturas estudadas, tanto a produção, quanto o crédito rural apresentam tendência de alta, mas se destaca a produção de soja com incremento de mais de 3,3 milhões de toneladas ao ano, tendo recebido mais de R\$ 700 milhões em crédito.

As estimativas das correlações simples entre crédito rural de custeio tomado e a produção de cada cultura está apresentada na Tabela 2 a seguir. Nota-se que somente a cultura de trigo apresenta todos os índices de correlação com sinal positivo para o período em análise sendo estes coeficientes relativamente altos (acima de 70%), sendo que para o Brasil este índice é de 95% o que indica forte associação entre o crédito rural aplicado e a produção.

A cultura de soja também apresenta altos índices de correlação nos Estados, acima de 70% na maioria deles, e 85% para o país, sendo que apresenta um índice de correlação negativo apenas para o Estado do Rio Grande do Sul.

Para as culturas do milho e feijão observam-se as maiores disparidades entre os índices observados nas Unidades da Federação e também os menores coeficientes de correlação a nível nacional. O milho apresenta a menor correlação entre as culturas da amostra, 15%, e o feijão fica com o segundo pior índice, 53% .

A cultura do fumo apresenta o mais alto índice de correlação nacional, 98%, conforme Tabela 2, porém, dois dos oito Estados analisados apresentam índice de correlação negativa, a Bahia (-46%) e o Rio Grande do Sul (-2%). Nesse caso, acredita-se que último dado disponibilizado pelo IBGE, para a produção do ano de 2006, esteja causando a redução do coeficiente de correlação, pois trata-se do Estado com a maior produção de fumo no país, não se esperando, a priori, uma colheita nula mesmo que em condições climáticas adversas.

A cultura de arroz também apresenta grandes variabilidades nos índices estaduais de correlação, sendo onze dos vinte e um Estados analisados com índices abaixo de 70%, porém apresenta um coeficiente nacional de 90%.

Para o algodão cinco dos treze Estados brasileiros analisados apresentam coeficientes de correlação abaixo de 70% e o índice nacional é de 92%.



Tabela 2 – Coeficiente de correlação entre produção e crédito rural para as culturas selecionadas nos Estados brasileiros (1999/2000 à 2005/2006)

UF	Algodão	Arroz	Feijão	Fumo	Milho	Soja	Trigo
RO	-	0,87	-0,17	-	0,54	-	-
AC	-	-	-	-	0,92	-	-
AM	-	-	-	-	-	-	-
RR	-	0,67	-	-	-	-	-
PA	-	0,65	0,14	-	0,66	-	-
AP	-	-	-	-	-	0,96	-
TO	-	0,73	0,76	-	0,83	0,97	-
MA	-	0,61	-0,17	-	0,91	0,84	-
PI	0,95	0,48	0,68	-	-0,42	0,92	-
CE	0,18	0,15	-0,43	-	-0,33	-	-
RN	-0,21	-	-0,81	-	-0,15	-	-
PB	-0,27	0,26	0,63	-	0,00	-	-
PE	-	0,61	0,86	-	-0,49	-	-
AL	-	0,72	-	0,44	-0,24	-	-
SE	-	-0,26	0,56	0,66	0,76	-	-
BA	0,94	0,41	0,01	-0,46	0,74	0,68	-
MG	0,96	0,35	0,73	-	0,81	0,93	0,73
ES	-	-	0,10	-	0,19	-	-
RJ	-	0,69	0,21	-	-0,02	-	-
SP	0,93	-0,90	0,00	0,37	0,67	0,76	0,98
PR	-0,26	-0,65	-0,17	0,83	0,05	0,45	0,89
SC	-	0,77	-0,56	0,75	-0,67	0,52	0,76
RS	-	0,80	-0,29	-0,02	-0,39	-0,19	0,96
MS	0,72	0,00	-0,13	-	0,27	0,58	0,83
MT	0,76	0,92	0,45	-	0,65	0,97	-
GO	0,34	0,87	0,48	-	-0,54	0,90	0,92
DF	0,73	-	-0,15	-	0,84	0,95	0,91
BRASIL	0,92	0,90	0,53	0,98	0,15	0,85	0,95

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das estimativas.

4.2 Apuração e interpretação dos resultados do modelo de regressão linear e polinomial para as culturas selecionadas

4.2.1 Resultado da regressão linear para o caso do algodão

Para a cultura do algodão herbáceo o modelo de regressão linear foi aceito conforme o teste ML, com nível de significância de 1%, tanto para o modelo de efeito fixo quanto para o modelo de efeito aleatório. Os resultados do processo de estimação da regressão de efeitos fixos estão apresentados na Tabela 3. Conforme se pode notar o resultado obtido para a cultura do algodão referente ao coeficiente angular é altamente significativo (1%), porém o sinal do coeficiente contraria o que se esperava a priori, sugerindo que uma elevação unitária no índice de produtividade do crédito rural causa uma redução na taxa de crescimento do crédito rural de custeio aplicado na magnitude de 615%.



Tabela 3 – Modelo de regressão linear para a cultura do algodão – equações 2 e 7

Variável	Modelo de efeito fixo		Modelo de efeito aleatório	
	Coefficiente*	Probabilidade	Coefficiente*	Probabilidade
Intercepto			0,619813 (0,381881)	0,1091
Y_{ii}^n / CR_{ii}^n	-6,151854 (2,040491)	0,0034	2,104451 (1,533891)	0,1745
R^2	0,234836		0,00	
Teste (ML)	2,31		1,73	
	Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios	
PI	2,752097		-3,279844	
CE	5,259953		-2,242784	
RN	7,255705		-6,502856	
PB	1,583507		0,151521	
BA	1,471513		0,484301	
MG	0,629133		1,531759	
SP	0,597568		1,814427	
PR	1,101797		1,386990	
MS	1,049972		2,069845	
MT	1,384891		1,975177	
GO	1,261251		1,180420	
DF	0,987998		1,431043	

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das estimativas.

* Os números entre parênteses são os erros-padrão.

Nas duas últimas colunas da Tabela 3 estão os resultados da regressão do painel com efeitos aleatórios ou de correção dos erros. Neste caso, apenas o coeficiente relativo ao intercepto é significativo, porém apenas ao nível de significância de 15%. A interpretação mecânica desse resultado é de que mesmo que a produtividade do crédito aplicado para a cultura do algodão caia a zero, ainda assim haverá elevação na taxa de crescimento do crédito rural aplicado na magnitude de aproximadamente 62%.

4.2.2 Resultado da regressão linear e polinomial para o caso do arroz

De acordo com o teste ML, constante da Tabela 4, se aceita o modelo restrito com significância de 1% para a regressão de efeitos fixos, porém rejeita-se o mesmo para a regressão de efeitos aleatórios. Verifica-se, a partir dos resultados da Tabela 4, que o coeficiente angular, para o modelo de efeito fixo, apresentou resultado significativo ao nível de significância de 5%, porém mais uma vez o sinal obtido do referido coeficiente foi contrário do que se esperava, indicando que para cada elevação de uma unidade na produtividade do crédito rural, ocorre uma redução na taxa de crescimento do crédito rural de custeio de arroz na magnitude de 1.249%. No entanto, as estimativas do modelo polinomial através do efeito aleatório melhoraram significativamente, já que o coeficiente do termo linear torna-se significativo a 15%, enquanto o do termo quadrático é altamente significativo a 1%. Ademais, os sinais dos coeficientes confirmam as expectativas a priori. Isso leva a concluir que o modelo de efeito aleatório ajustou melhor a reta de regressão.

Tabela 4 – Modelo de regressão linear para a cultura do arroz – equações 2 e 8

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

Variável	Modelo de efeito fixo		Modelo de efeito aleatório	
	Coefficiente*	Probabilidade	Coefficiente*	Probabilidade
Intercepto			0,075504 (0,186905)	0,6869
Y_{it}^n / CR_{it}^n	-12,49778 (5,957590)	0,0376	5,163112 (3,439127)	0,1358
$(Y_{it}^n / CR_{it}^n)^2$			9,766999 (0,603740)	0,0000
R^2	0,190733		0,00	
Teste (ML)	0,01		16,64	
	Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios	
RO	0,662033		-134,0266	
RR	1,710377		-876,2962	
PA	1,269948		248,8231	
TO	0,509287		-87,35781	
MA	0,654682		238,4340	
PI	0,288085		483,6786	
CE	1,372163		-403,3402	
PB	1,747117		1158,623	
PE	70,48209		-347,0821	
AL	0,790883		631,3572	
SE	1,227555		-26,22183	
BA	2,774723		-1388,939	
MG	1,519670		245,5487	
RJ	0,240851		306,2347	
SP	0,262872		96,99933	
PR	0,982721		59,45150	
SC	0,570470		-279,0249	
RS	0,323639		-32,53053	
MS	0,352367		15,78642	
MT	0,622579		297,9450	
GO	0,966357		-208,0617	

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das estimativas.

*Os números entre parênteses são os erros-padrão.

Sendo os parâmetros estatisticamente significativos, então, os valores dos coeficientes revelam que a cada elevação de uma unidade na produtividade do crédito rural implica em aumento da taxa de crescimento do crédito rural de custeio em 516% ao ano, em média para os Estados produtores. O coeficiente angular β_2 positivo está indicando que o volume de crédito rural liberado para o arroz no Brasil está se elevando, ao longo do período estudado, a taxa crescente de cerca de 980% ao ano em média para os Estados brasileiros. Para essa regressão apenas o coeficiente β_0 que representa o intercepto da equação (2) não apresenta resultados significativos.



4.2.3 Resultado da regressão linear para o caso do feijão

O teste ML para a cultura do feijão está indicando que o modelo de regressão linear foi aceito com 99% de confiança, tanto para a regressão de efeitos fixos, quanto para a regressão de efeitos aleatórios. Os resultados da regressão de efeitos fixos revelam que o parâmetro relativo ao β_1 da equação (2) é estatisticamente significativo a 5%, mas ao contrário do que se esperava a priori, o sinal do coeficiente é negativo, indicando que para cada elevação de uma unidade na produtividade do crédito rural de custeio reflete em redução na taxa de crescimento do crédito de custeio em 29% para esta cultura.

Tabela 5 – Modelo de regressão linear para a cultura do feijão – equações 2 e 7

Variável	Modelo de efeito fixo		Modelo de efeito aleatório	
	Coeficiente*	Probabilidade	Coeficiente*	Probabilidade
Intercepto			0,866605 (0,250153)	0,0008
Y_{it}^n / CR_{it}^n	-0,292048 (0,138746)	0,0372	0,044602 (0,109767)	0,6853
R^2	0,186135		0,00	
Teste (ML)	0,05		0,73	
	Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios	
RO	1,233902		-0,298498	
PA	0,905002		-0,013019	
TO	1,772550		-0,796090	
MA	-0,029426		0,863303	
PI	-0,026342		0,794264	
CE	1,545574		-0,549832	
RN	5,924650		-2,898319	
PB	3,140922		-0,519083	
PE	0,290645		0,536594	
SE	0,242775		0,554302	
BA	0,231394		0,569948	
MG	0,271746		0,531402	
ES	0,054650		0,736185	
RJ	4,481026		-3,171978	
SP	0,004377		0,766880	
PR	0,112057		0,682992	
SC	0,336315		0,475630	
RS	0,131343		0,656731	
MS	1,218548		-0,255369	
MT	0,480379		0,351384	
GO	0,186395		0,605447	
DF	0,443949		0,377126	

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das estimativas.

*Os números entre parênteses são os erros-padrão.

O resultado do modelo de efeito aleatório apresentado nas duas últimas colunas da Tabela 5 evidencia que somente o intercepto da função apresenta resultado significativo a 1%. A interpretação mecânica desse resultado é de que mesmo que a produtividade do crédito



rural caia a zero, ainda assim, a taxa de crescimento do crédito rural de custeio no Brasil, destinado ao custeio do feijão, continuará positiva.

4.2.4 Resultado da regressão linear para o caso do fumo

Os resultados das estimativas dos modelos de efeito fixo e aleatório para o fumo estão na Tabela 6. Observando-se o valor de ML tem-se que o modelo de regressão linear foi aceito ao nível de significância de 1% para o modelo de efeito fixo e, no mesmo nível, para o modelo de efeito aleatório.

Tabela 6 – Modelo de regressão linear para a cultura do fumo – equações 2 e 7

Variável	Modelo de efeito fixo		Modelo de efeito aleatório	
	Coefficiente*	Probabilidade	Coefficiente*	Probabilidade
Intercepto			1,827128 (0,795024)	0,0269
Y_{it}^n / CR_{it}^n	-4,663025 (2,906538)	0,1152	13,17857 (2,191542)	0,0000
R^2	0,244268		0,00	
Teste (ML)	0,08		2,44	
	Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios	
AL	2,853175		-2,517257	
SE	0,350024		23,09491	
BA	20,72840		-57,80812	
SP	6,062030		-32,75361	
PR	0,357313		22,29245	
SC	0,251292		23,90280	
RS	0,253534		23,78882	

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das estimativas.

*Os números entre parênteses são os erros-padrão.

Recorrendo ao valor p é possível rejeitar a hipótese nula a 15%. Assim, o parâmetro β_1 foi significativo para a análise do efeito fixo, indicando mais uma vez um sinal negativo para o coeficiente angular, demonstrando assim que para uma elevação de uma unidade na produtividade do crédito há queda na taxa de crescimento do crédito rural de custeio aplicado para a lavoura de fumo.

No entanto, os resultados do modelo de correção dos erros demonstram que a estimativa da regressão (7) ajustou bem a reta de regressão, dado que ambos os parâmetros foram significativos com 95% de confiança. A análise dos efeitos aleatórios, nesse caso, cumpre as expectativas prévias do modelo para o coeficiente angular β_1 , indicando que a cada elevação de uma unidade na produtividade do crédito rural, tem-se elevação na taxa de crescimento do crédito rural de custeio da lavoura aplicado, no período de 1999 até 2005, na magnitude de 1.317%.

O resultado obtido para \bar{a} , na análise do efeito aleatório indica que mesmo que a produtividade do crédito rural aplicado para a cultura de fumo caia a zero, a taxa de crescimento do crédito destinado ao custeio do fumo, continuará positiva.



4.2.5 Resultado da regressão linear para o caso do milho

Para a cultura do milho o teste ML revela que o modelo restrito foi aceito ao nível de significância de 1% tanto para a regressão de efeitos fixos quanto para a de efeitos aleatórios.

Tabela 7 – Modelo de regressão linear para a cultura do milho – equações 2 e 7

Variável	Modelo de efeito fixo		Modelo de efeito aleatório	
	Coefficiente*	Probabilidade	Coefficiente*	Probabilidade
Intercepto			8,335549 (7,716968)	0,2819
Y_{it}^n / CR_{it}^n	-0,048100 (7,399489)	0,9948	-1,205346 (6,294076)	0,8484
R^2	0,160609		0,004793	
Teste (ML)	0,01		0,03	
	Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios	
RO	0,328330		-0,223616	
AC	178,2635		4,800350	
PA	0,381974		-0,221912	
TO	0,533205		-0,219528	
MA	0,327204		-0,225082	
PI	0,105406		-0,231787	
CE	0,495541		-0,217856	
RN	1,510804		-0,104727	
PB	1,536398		-0,145617	
PE	0,591254		-0,176687	
AL	2,215045		-0,172371	
SE	0,514908		-0,220565	
BA	0,353532		-0,224753	
MG	0,325000		-0,225652	
ES	0,888807		-0,198713	
RJ	0,265990		-0,224128	
SP	0,169830		-0,230105	
PR	0,181722		-0,229473	
SC	1,547884		-0,191143	
RS	0,275819		-0,227194	
MS	0,762046		-0,213059	
MT	0,439890		-0,219920	
GO	0,240351		-0,228091	
DF	0,225449		-0,228371	

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das estimativas.

*Os números entre parênteses são os erros-padrão.

Os resultados obtidos para a cultura do milho, constantes da Tabela 7, indicam que tanto no caso do efeito fixo quanto no caso do efeito aleatório a reta de regressão não se ajustou bem aos dados, visto que nem um dos coeficientes apresentou resultados significativos nem mesmo aceitando-se um nível de confiança reduzido a 85%, também o



sinal dos coeficientes β_1 em ambos os casos não cumprem as expectativas preliminares sobre o modelo.

4.2.6 Resultado da regressão linear para o caso da soja

Os resultados do teste ML para o caso da soja, apresentados na tabela 8, estão indicando que para esta cultura o modelo de regressão linear se ajusta melhor aos dados, o resultado do teste para adição da variável quadrática não foi significativo mesmo ao nível de 10% de significância tanto para o modelo de efeito fixo quanto para o modelo de efeito aleatório. Para a cultura da soja os dados obtidos na Tabela 8 demonstram, através da estatística p , que no caso da análise do efeito fixo, o coeficiente angular é significativo com nível de 5% de significância. Diferentemente das demais culturas analisadas até aqui, o coeficiente angular β_1 revela elevadíssima taxa de crescimento do crédito rural aplicado em decorrência da elevação no índice de produtividade do crédito, como mostra a Tabela 8, essa taxa de elevação chega a 37.054%.

A análise dos efeitos aleatórios para a soja, revela que nenhum dos coeficientes apresenta resultados significativos nem mesmo a um nível de confiança de 85%, demonstrando que nesse caso a reta de regressão não teve um bom ajuste.

Tabela 8 – Modelo de regressão linear para a cultura da soja - equações 2 e 7

Variável	Modelo de efeito fixo		Modelo de efeito aleatório	
	Coefficiente*	Probabilidade	Coefficiente*	Probabilidade
Intercepto			-0,567848 (2,433604)	0,8161
Y_{ii}^n / CR_{ii}^n	370,5484 (174,3269)	0,0361	126,9028 (114,5492)	0,2712
R^2	0,206034		0,054495	
Teste (ML)	0,15		0,04	
	Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios	
PA	-13,94335		-0,308053	
TO	-3,982979		-0,021762	
MA	-8,533116		-0,179407	
PI	-6,360270		-0,108102	
BA	-7,702430		-0,162347	
MG	-4,870488		-0,085664	
SP	-3,714830		-0,055775	
PR	-4,575869		-0,080718	
SC	-4,360459		-0,073359	
RS	12,78219		1,580448	
MS	-4,471739		-0,074197	
MT	-10,87066		-0,284442	
GO	-4,339200		-0,073750	
DF	-4,367674		-0,072871	

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das estimativas.

*Os números entre parênteses são os erros-padrão.



4.2.7 Resultado da regressão linear para o caso do trigo

Os resultados das estimativas dos modelos de efeito fixo e aleatório para o trigo estão na Tabela 9. Observando-se o valor de ML tem-se que o modelo de regressão linear foi aceito ao nível de significância de 1% para o modelo de efeito fixo e, no mesmo nível, para o modelo de efeito aleatório.

No lado esquerdo da Tabela 9 estão os resultados do modelo de efeitos fixos, a qual revela que o parâmetro β_1 é estatisticamente significativo a 5%, porém apresenta o sinal contrário do que se esperava a priori, indicando que a cada elevação no índice de produtividade do crédito rural reflete em uma redução na taxa de crescimento do crédito rural de custeio aplicado na cultura do trigo.

Já para o modelo de efeito aleatório, recorrendo ao valor p é possível rejeitar a hipótese nula, ao nível de 1% para o coeficiente \bar{a} da equação (7), porém se aceita a hipótese nula mesmo ao nível de 15% para β_1 .

Tabela 9 – Modelo de regressão linear para a cultura do trigo - equações 2 e 7.

Variável	Modelo de efeito fixo		Modelo de efeito aleatório	
	Coefficiente*	Probabilidade	Coefficiente*	Probabilidade
Intercepto			0,516514 (0,117127)	0,0001
Y_{it}^n / CR_{it}^n	-18,49348 (8,981053)	0,0442	7,542433 (5,167924)	0,1512
R^2	0,145640		0,00	
Teste (ML)	0,51		1,97	
Efeitos Fixos				
MG	0,867916		0,009935	
SP	0,725088		-0,163310	
PR	0,417946		2,000562	
SC	0,690446		1,157850	
RS	0,584900		0,724287	
MS	1,827022		-1,152768	
GO	1,656842		-1,427666	
DF	0,970615		-1,148889	

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das estimativas.

*Os números entre parênteses são os erros-padrão.

O resultado obtido para \bar{a} , na análise do efeito aleatório indica que mesmo que a produtividade do crédito rural aplicado para a cultura de trigo caia a zero, a taxa de crescimento do crédito destinado ao custeio do trigo, continuará positiva.

5 CONCLUSÃO

Nas décadas de 1960 e 1970, instaurou-se no país uma fase de expansão do financiamento público da agricultura, para estimular o processo de modernização da base técnica da agricultura brasileira, era o auge do SNCR. No decorrer da década de 1980 a crise financeira vivida pelo Brasil não possibilitava mais a manutenção de um padrão de financiamento agrícola que se baseasse apenas no crédito rural e nos preços mínimos, e que a origem dos recursos ficasse vinculada quase que totalmente ao Tesouro Nacional e nas exigibilidades bancárias. Inicia-se no país então, um processo de redução dos recursos



públicos aplicados no setor. No entanto, os resultados do presente estudo evidenciam ainda forte relação entre produção agrícola e crédito rural oficial para as culturas indicadas na análise.

Especificamente, os resultados da análise de tendência no caso brasileiro indicam crescimento absoluto tanto da produção gerada, quanto do crédito de custeio aplicado para o período nas sete culturas. Isso pode ser comprovado com o alto o coeficiente de correlação para culturas estudadas. A exceção, em parte, fica para as culturas do milho e feijão que apresentaram baixos coeficientes de correlação em nível nacional, vis-à-vis as demais culturas.

Através da análise do modelo de regressão linear, e do modelo de regressão polinomial para as diversas culturas estudadas, pode-se inferir que elevações nos índices de produtividade do crédito rural aplicado estão refletindo em crescimento do montante de crédito aplicado para as culturas do arroz e do fumo no modelo de efeitos aleatórios e para a cultura da soja no modelo de efeitos fixos. Este resultado tem respaldo nos altos índices de correlação apresentados para essas culturas.

As estimativas para a cultura do milho, no caso do efeito fixo e do aleatório, não apresentaram resultados satisfatórios, o que ficou confirmado pelo baixo coeficiente de correlação. Esse resultado sinaliza que o crédito rural desempenha papel secundário na produção dessa cultura.

As culturas do algodão herbáceo, feijão e trigo apesar de apresentarem resultados significativos em pelo menos um dos modelos não apresentaram sinais de acordo com as expectativas a priori, sinalizando que nestes casos, o custeio parcial das lavouras pode estar ocorrendo através de formas alternativas de financiamento.

Diante desses resultados, observa-se que ainda existe alguma dependência relativa ao que se está produzindo em boa parte dos principais produtos agrícolas cultivados no Brasil em relação ao crédito agrícola oficial aplicado no custeio dessas lavouras, especialmente para as culturas da soja, do arroz e do fumo.

Sugere-se para futuros estudos, o levantamento de dados, quando disponíveis, e o aprofundamento das análises sobre a utilização das fontes alternativas de custeio da produção por parte dos agricultores no Brasil.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Almeida, A. Busca de novo modelo de crédito rural: Até quando? **Revista Preços Agrícolas**, São Paulo. Ano XIV – nº 161 – março 2000. Disponível em <<http://pa.esalq.usp.br/~pa/pa0300/edit0300.pdf>> Acesso em 15 out. 2007.

ALVES, Eliseu (org). Migração rural-urbana, agricultura familiar e novas tecnologias. Coletânea de artigos revistos, 1 ed. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, 2006, 181 p. Disponível em: <<http://extranet.agricultura.gov.br/>> Acesso em 07 jun. 2007.

BACEN. Anuário estatístico do crédito rural. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?REDI-RELRURAL>> Acesso em 15 mai. 2007.

BANCO DO BRASIL. Diretoria de Agronegócios. O crédito rural: Alavanca do Agronegócio; Evolução histórica do crédito rural. **Revista de Política Agrícola**, [S.l.]. Ano XIII – Nº 4 – Out./Nov./Dez. 2004. Disponível em: < > Acesso em: 20 jun. 2006.



BRASIL, Crédito rural. Texto informativo, [s.l.]:[2003]. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/pls/portal/docs>> Acesso em 07 mar. 2007.

_____. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Novos tempos: A agropecuária no Brasil 2003-2006. Brasília: E. Gazeta Santa Cruz, 2006, 80 pg. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/pls/portal/docs/>> Acesso em 07 mar. 2007.

GALANTE, Valdir A.; TRINDADE, Jeferson G. Das preocupações fisiocráticas e clássicas ao custeio agrícola moderno: o pensamento econômico e sua aplicação ao sistema nacional de crédito rural (snrc). In: XLIV CONGRESSO DA SOBER, 2006, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 2006. 1 CD-ROM.

GASQUES, José G. et all. Desempenho e crescimento do agronegócio no Brasil. Brasília: IPEA, 2004. (Texto para discussão nº 1009)

_____: CONCEIÇÃO, Júnia C. P. R. da. Propostas de um modelo de financiamento da agricultura. Brasília: IPEA, 2000. (Texto de discussão, 2000)

_____: VERDE, Carlos M. V. Novas fontes de recursos, propostas e experiências de financiamento rural. Brasília: IPEA, 1995. (Texto para discussão, 392)

GUJARATI, Damodar N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 2000.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria básica**. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

GREENE, W.H. *Econometric Analysis*. New Jersey. Prentice – Hall, e ed., 1997.

IBGE. Economia Agropecuária. PAM 2006. Disponível em <<http://www.ibge.gov.br>> Acesso em 10 out. 2007.

LAMERA, Janice A.; BONJUR, Sandra C. de M.; FIGUEIREDO, Adriano M. R. O crédito rural oficial e a agricultura de mato grosso: 1993 a 2001. In: XLIV CONGRESSO DA SOBER, 2006, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 2006. 1 CD-ROM.

MASSUQUETTI, Angélica. A mudança no padrão de financiamento da agricultura brasileira no período 1965-97. Dissertação de Mestrado, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 1998. Disponível em: <<http://www.ufrgs.br/pgdr/dissertacoes/>> Acesso em 01 mar. 2007.

REZENDE, Gervásio C. de. Políticas trabalhista, fundiária e de crédito agrícola no Brasil: uma avaliação crítica. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro. vol. 44, nº 01, p. 047-078, jan/mar 2006. Disponível em: <<http://www.scielo.br/>> Acesso em 06 jun. 2006.

SILVA, José G. da. **A nova dinâmica da agricultura brasileira**. Campinas: Instituto de Economia – UNICAMP, 1996, 217p.

SILVA, O. M.; CRUZ JÚNIOR, J. C. Dados em Painel: uma análise do modelo estático, 2004.