

# O ENDIVIDAMENTO DA AGRICULTURA BRASILEIRA:UMA ANÁLISE ECONOMÉTRICA

### MAURA MARIA DEMETRIO SANTIAGO

Tese apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Doutor em Ciências, Área de Concentração: Economia Aplicada.

PIRACICABA
Estado de São Paulo - Brasil
Julho - 1997



# O ENDIVIDAMENTO DA AGRICULTURA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE ECONOMÉTRICA

### MAURA MARIA DEMETRIO SANTIAGO

Engenheiro Agrônomo

Orientador: Prof. Dr. GERALDO SANT'ANA DE CAMARGO BARROS

Tese apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Doutor em Ciências, Área de Concentração: Economia Aplicada.

### PIRACICABA

Estado de São Paulo - Brasil

Julho - 1997.2 a...

VOMO WAR	
AQUISIÇÃO X	DATA X
ORIGEM	
VALOR —	
REGISTRO \$10	003 CP
338.J3	AMADA
5226e	المراب

# O ENDIVIDAMENTO DA AGRICULTURA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE ECONOMÉTRICA

# MAURA MARIA DEMETRIO SANTIAGO

Aprovada em: 19.01.98 j. spiedete. In the landring tierring conflicted and the last speede tier.

### Comissão Julgadora:

Prof. Dr. Evaristo Marzabal Neves	ESALQ/USP
Prof. Dr. Paulo Fernando Cidade de Araújo	ESALQ/USP
Prof. Dr. Miriam Rumenos Piedade Bacchi	ESALQ/USP
Prof. Dr. Gabriel Luiz Seraphico Peixoto da Silv	va IEA/SAASP
Prof. Dr. Francisco Alberto Pino	IEA/SAASP

a ninda pakan arrang kembalangan ing panggirbarais rakan malalah dinda pada gab

Prof. Dr. EVARISTO MARZABAL NEVES
Substituindo Orientador

### **AGRADECIMENTOS**

Como não agradecer!

Se os amigos e a família, como numa operação salva vidas, novamente, estiveram prontos a me socorrer!

Se mesmo aquelas pessoas nem sequer conhecidas se prontificaram a me ajudar!

Pois foi assim, através de uma delas, que o meu trabalho de tese começou...: Cecília Brasão, ilustre advogada do Banco Itaú, me arrumou a primeira entrevista sobre a dívida da agricultura, junto ao Doutor Aldous Galleti, a quem dedico meus agradecimentos.

Cecília, muito tempo se passou e eu nem pude agradecê-la, nem poderia, pois você já não está mais entre nós, mas, com certeza, surgiu mais uma estrela brilhando no céu. Apesar disso, deixo registrado aqui a minha eterna gratidão pelo seu gesto tão amável.

Espero não cometer erros, por deixar de lembrar de alguma pessoa, mas, infelizmente, minha memória já não é mais a mesma...

Começo pelo meu local de trabalho, o Instituto de Economia Agrícola (IEA), manifestando a todos minha ampla gratidão. Agradeço aos seus dirigentes, que me liberaram para o curso de doutorado. Nessa época e até terminar esse trabalho, sem dúvida, contei com apoios inestimáveis. Rosa Maria P. Pellegrini foi uma das pessoas que me incentivou a fazer o doutorado. Samira Aoun Marques leu meus primeiros originais. Nessa etapa também fui auxiliada pela Yuli Ivete Miazaki de Toledo, que mais tarde teve a paciência de ajudar na organização de todo o histórico da securitização. Posteriormente, no desenvolvimento da parte metodológica, recebi ajuda, sempre providencial, do Mário Margarido e a orientação do Francisco Alberto Pino, que, depois, viria participar da minha banca examinadora. Estendo os meus agradecimentos ao Gabriel Luis Seraphico P. da Silva pela nímia gentileza de ler o material da tese, mesmo durante suas férias e, participar da banca de defesa.

Agradeço ao Alceu Donadelli, e a todos os amigos do Centro de Estatísticas de Preços, que souberam entender e perdoar os meus momentos de impaciência e angustia diante dos prazos exíguos sempre exigidos pelas metas escolares. Quem

mais sofreu, foi o Carlos Roberto Bueno que, pacientemente, ouviu os meus lamentos e organizou toda uma literatura baseada em notícias de jornais.

Não poderia esquecer o auxílio do Pessoal Administrativo e de Apoio como os da Biblioteca, liderado pela Vandete Pereira do Nascimento Medeiros, inclusive da Aparecida Joana da Silva, que fez a revisão da literatura. Márcia Zeferino Luchiari cumpriu a árdua tarefa de entender os meus hieróglifos e transcrevê-los para o word, em cuja tarefa também recebi a ajuda de Luciano Balbino. Irene Lucatto, sempre gentil, fez minhas reproduções e encadernações depois do expediente. O meu muito obrigado à Conceição Mitsuco Machado e Célia Regina R.P.Tavares pela ajuda espiritual, bem como à Ikuyio Kyuno pelas sábias palavras e lições de informática.

Na ESALQ, durante dois anos convivi com uma grande equipe formada por professores, funcionários e colegas, que gentilmente me auxiliaram nos momentos mais críticos da vida acadêmica. A todos remeto meus agradecimentos, notadamente para Regina Simões, que me ofereceu a sua amizade e o conforto de sua casa. O professor Geraldo S. de Camargo Barros, como orientador, escolheu o tema da tese e me forneceu os elementos básicos para desenvolvê-la. O professor Evaristo Marzabal Neves presidiu a minha banca de defesa, da qual também participaram os professores Paulo F. Cidade de Araujo e Miriam Rumenos P. Bachi, cujas sugestões muito contribuíram para o aprimoramento do meu trabalho. Agradeço à bibliotecária Maria Angélica Amador Fanaro pela revisão da literatura.

Da Fundação Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - CAPES recebi o apoio financeiro para execução desse trabalho. Sou igualmente grata aos colegas e professores da Faculdade de Economia e Administração da USP, onde tive o privilégio de cursar algumas matérias do curso de doutorado.

Da minha família Murilo, Maurício, Ana, Gabriel, Wilson, Mara, Renata, e Carolina obtive o carinho necessário para a execução dessa tarefa.

Agradeço, em especial, as palavras de força da minha mãe "Lourdes ", que sempre me confortava com a frase "No fim dá tudo certo", que, complementada com as palavras do pai do Fernando Sabino, "se não der é porque não chegou a hora."

Finalmente meu obrigado àquele que me conduz e a quem devo a oportunidade de participar desse grande mistério da vida.

# SUMÁRIO

	Pa	gına
	LISTA DE FIGURAS	IX
	LISTA DE TABELAS	X
	RESUMO	XIII
-	SUMMARY	XIV
	1 INTRODUÇÃO	1
	1.1 Objetivos	2
	1.2 Estrutura do trabalho	2
	2 O CRÉDITO RURAL, A INADIMPLÊNCIA E A RENEGOCIAÇÃO DA DÍVAGRÍCOLA	
	2.1 Revisão e discussão sobre o crédito rural no Brasil	4
	2.2 A Comissão Parlamentar Mista e de Inquérito (CPMI) das causas do endividament agricultura	
-	2.2.1 Antecedentes do Relatório da CPM	8
	2.2.2 A instalação da CPMI	12
	2.2.3 Os desdobramentos da CPMI e a securitização da dívida agícola	13
	3 GENERALIDADES SOBRE O CRÉDITO RURAL E A DIVÍDA AGRÍCOLA	31
	3.1 As operações de crédito por tipo de instituição, 1974-96	31
	3.2 O crédito rural e suas fontes de financiamento no período de 1970-96	36
	4 METODOLOGIA DA MENSURAÇÃO DO ENDIVIDAMENTO	44
	4.1 Revisão de literatura sobre pontos relativos ao endividamento	44
	4.2 Material e método	55
	4.2.1 O modelo da dívida agrícola e os testes de co-integração e de raíz unitária	55
	4.2.2 O modelo de função de transferência	64
	4.2.3 O modelo de análise de intervenção	67
	4.2.4 Os dados	68

		Página
5 RESULTADOS E DISCUS	SSÃO	76
5.1 Testes de raiz unitária e	de co-integração	76
5.2 O modelo de função de l	transferência e de análise de interv	
6 CONCLUSÕES		94
ANEXO	•••••••••••••••••••••••••••••••••••••••	96

and was find a site properties which applies a site of the site of

### LISTA DE FIGURAS

industrial de la
Figura 1. Evolução mensal dos saldos devedores da caderneta de poupança rural, em reais de agosto 1994, de abril de 1987 a junho de 1996
Figura 2. Evolução mensal do índice de correção de poupança, em reais de agosto 1994, de abril de 1987 a junho de 1996
Figura 3. Evolução mensal do índice de preços recebidos pela agricultura, em reais de agosto de 1994, de abril de 1987 a junho de 1996
Figura 4. Evolução mensal do índice de preços pagos pela agricultura, em reais de agosto de 1994, de abril de 1987 a junho de 1996
Figura 5. Evolução mensal do índice de paridade, de abril de 1987 a junho de 1996
Figura 6. Evolução mensal das vendas de máquinas agrícolas no mercado interno, Brasil, de abril de 1987 a junho de 1996

# LISTA DE TABELAS

la de la companya de de la companya de la companya de la companya de la companya de la Pagina
Tabela 1. Distribuição da dívida agrícola e dos devedores do Banco do Brasil, por
Estado, abril de 1995
Tabela 2. Distribuição dos devedores do Banco do Brasil por faixa de financiamento,
abril de 1995
Tabela 3. Comparativo entre o Produto Interno Bruto (PIB) Total e os respectivos
endividamentos agrícolas, por estado da federação, 1996
Tabela 4. Operações de crédito rural, por tipo de instituição e participação do Banco
do Brasil nas aplicações totais, 1974-9632
Tabela 5. Evolução do financiamento rural total concedido aos produtores e
cooperativas, em valor corrente e real, 1974-9534
Tabela 6. Aplicação dos Bancos Comerciais no crédito rural sobre o montante de
recursos captados através dos depósitos à vista, 1967 - 1981
Tabela 7. Fontes de financiamento do crédito rural, conforme aplicações do Banco do
Brasil, 985-89
Tabela 8. Distribuição percentual do crédito rural desembolsado, segundo a fonte de
recursos,1990 - 96
Tabela 9. Evolução percentual dos saldos devedores dos recursos de crédito rural
administrados pelo Banco Central, por fonte, 1990-96
Tabela 10. Saldo devedor consolidado dos recursos de crédito rural administrados
pelo Banco Central, por finalidade, 1990 - 96
Tabela 11. Teste ADF para raiz unitária, variável em nível, modelo 1
Tabela 12. Teste ADF para raiz unitária, variável em nível, modelo 2
Tabela 13. Teste ADF para raiz unitária, variável em nível, modelo 3
Tabela 14. Teste ADF para raiz unitária, primeira diferença da variável,
modelo 4
Tabela 15. Teste ADF para raiz unitária, primeira diferença da variável,
modelo 5
Tabela 16.Autocorrelações e autocorrelações parciais estimadas para a série
ICP Treasure of the street of

Tabala 47 Autos	Pági
	orrelações e autocorrelações parciais estimadas para a sé
	relações e autocorrelações parciais estimadas para a série dívi
,	
•	va dos parâmetros do modelo univariado para a série dívida, 19
•	
	elações estimadas para a série dívida, modelo ARIN
•	
	relaçãoes e autocorrelações parciais estimadas para a sé
Tabela 22. Autocor	rrelaçãoes e autocorre;ações parciais estimadas para a série II
diferenciada	
Tabela 23. Estimati	vas dos parâmetros do modelo univariado para a série IPA, 198
96	
Tabela 24. Autoc	orrelaçãoes estimadas para a série IPA, modelo ARII
[0,1,(8,10)]	
Tabela 25. Autocor	rrelações e autocorrelações parciais estimadas para a sé
INV	
Tabela 26. Autoco	rrelações e autocorrelações parciais estimadas para a série II
diferenciada	
	vas dos parâmetros do modelo univariado para a série INV, 198
	relações estimadas para a série INV, modelo ARIMA
	ação cruzada entre a a variável dívida e as variáveis Índice
	nça, investimento eÍndice de paridade
	ção cruzada entre a variável dívida e as dummies Plano Verd
	/95
•	ivas dos parâmetros do modelo de função de transferência para
série dívida agrícola	a,1987-96
•	

### ORINGONAGEDO) DE PROBLEMANTO PRANCISTA DEAR

	Pagina
Tabela 32. Venda de máquinas agrícolas no mercado interno, Brasil,1976-96.	92
Tabela 33. Estimativas dos parâmetros do modelo de função de transferên	icia e de
análise de intervenção para a série dívida agrícola, 1987-96	93
Tabela 34. Valores críticos das estatísticas τμ, τ, ττ, para raíz unitária	96
Tabela 35 .Valores críticos dos testes de cointegração	97

A reaction of a little agriculture for four tiefentile constielle in hisiologe, durd. P.DA, per rist a tradempiració operalei tim enecció pietrico é parcio para teriza de la la tribà a imparita de distribugionia, bit con arbita desita desita de françois tin ji bar tin ordine i terrile, nen, pjijih prijgidika abebehra bit prika sile tijekoje Jo silebila naum a finice o limituri e in li chi pelpelipikakappa ambitah diappika pepebara ember a ar plaintillige til in till gladerliggerikerbliggerikerbliggin. Delaktingen กรัฐเมื่อมู่ เพื่อเกรมกระกรม์ (ค. 155 ค. 15 ก็ 155 ค. 15 ก็ 155 ค. 14 ค. 15 ก็และสมาชิต (ค. 15 ค. 15 ค. 15 ค. Enva Hijdlice an il tin entruse a latafe, di effektet af at op Alffeldien, sen i stelle providence of the think with a premiuding the belief of the family of the collection and the e abalica the mine committee ability nation to batter do phylické cite et biológichese nace tii mergur dugetar kalle karasa distatogili tam liga aktion itaagemata karab mistitutee jar as de la fille casa falla calle de l'applica allévida Califficia, etc. função de marcier, units, e dis det amaglio, tesiamo e iddidie, sajdid liebaliliablisis, **incl**eiate aislipat**a i le lectução**, de loma. evidori da que o elibro ki estario positivantelo pile aespigada destra estivia, en i dvik jūdat pas tie no jo ktrauste, pār kaupimentojita kadas tie piedrije ujoklifet tike. rominis a magun 1918 signesi bi poim deprope de proper politidas rem agisticas insiabitati e uzejtelo mej megedepijoš tis sistela izeminjenijamia nisti pištitemiteti. pludajšimo eneratičing nast. i

# O ENDIVIDAMENTO DA AGRICULTURA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE ECONOMÉTRICA

Autora: MAURA MARIA DEMETRIO SANTIAGO

Orientador: PROF GERALDO SANTANA DE CAMARGO BARROS

### **RESUMO**

A questão do débito agrícola no Brasil tem despertado considerável interesse, desde 1990, quando a inadimplência cresceu. Um modelo teórico é usado para testar diversas hipóteses relativas ao débito agrícola, tais como: um efeito positivo da taxa real de juros do crédito rural e um efeito negativo do índice de paridade agrícola (a relação entre o índice de preços recebidos pelos agricultores e o índice de preços pagos pelos agricultores pelos fatores usados na produção agrícola). Este trabalho, também, tem o objetivo de analisar os efeitos de intervenções governamentais sobre o débito agrícola.

Estas hipóteses foram testadas através dos testes de co-integração, precedidos pelos testes de raiz unitária, que mostraram que a taxa real de juros do crédito rural é estacionária e as séries de dívida agrícola e índice de paridade são estacionárias nas diferenças de primeira ordem e co-integradas. As séries temporais foram modeladas por modelos Auto-regressivos de Médias Móveis (ARIMA), de função de transferência e de intervenção, usando o enfoque de Box-Jenkins, incluindo um termo de correção de erro. Mostrou-se que o débito foi afetado positivamente pelo crescimento da taxa real de juros do crédito rural e negativamente pelo crescimento do índice de paridade agrícola. Os resultados sugerem que a queda no índice de preços recebidos pelos agricultores em 1995 e o impasse nas negociações da dívida foram responsáveis pelo aumento da inadimplência no crédito rural.

AGRICULTURAL DEBT IN BRAZIL: AN ECONOMETRIC ANALYSIS

Author: MAURA MARIA DEMETRIO SANTIAGO

and the contraction of the property of the contraction of the contract

aungan diberak Kibik bajaga Libertatan kebagian bija lib

Adviser: PROF GERALDO SANTANA DE CAMARGO BARROS

### SUMMARY

The question of agricultural debt in Brazil has exerted considerable interest since 1990, when the volume of default increased. A theoretical model is used to test several hypothesis concerning the debt, such as a positive effect of real interest rate of rural credit, and a negative effect of increases in agricultural parity ratio, which is the ratio of the index of price received by farmers to the index of prices paid by farmers for production inputs. This work also deals with the effects of governmental interventions on the farm debt growth

These hypothesis were checked through co-integration tests, preceded by a test of unit root which showed that interest rates were stationary and that series of debts and agricultural parity ratio were stationary in their first order diferences and co-integrated. The time series were also modelled by Autoregressive Integrated Moving Average Models(ARIMA), transfer function and intervention analysis, using the Box-Jenkins approach, including an error correction term. It was shown that the debt were positively affected by an increase of real interest rate of rural credit and negatively affected by an increase of the agricultural parity index. The results also suggested that decreases in index of prices received by farmers in 1995 in conjunction with the delay to debt negotiation were both responsible for the rise in debt stock.

# 1 INTRODUÇÃO

Ao longo dos anos oitenta assistiu-se a uma série de transformações na economia brasileira, com reflexos diretos no padrão de financiamento do setor privado. Particularmente no caso da agropecuária, não obstante o crescimento a taxas superiores aos dos outros setores, passou-se de uma fase de crédito abundante e fartamente subsidiado na década de setenta para uma etapa de redução contínua nos recursos disponíveis e diminuição dos subsídios das taxas de juros. Além disso, as alterações ocorridas nas regras e condições de operação do crédito agrícola, principalmente após os diversos planos de estabilização, teriam produzido, segundo diversas fontes, crescimento no endividamento dos agropecuaristas junto às instituições financeiras, na mesma medida em que cresceram os movimentos para o perdão da dívida e de mudanças na forma de correção monetária. A média de inadimplência dos financiamentos agropecuários do Banco do Brasil, passou de 2,5% em 1981 para 12% em 1988, atingindo 46% em fevereiro de 1996.

Após o Plano Collor I, em 1990, verificou-se aumento nos processos judiciais em função do descompasso de correção dos preços agrícolas tabelados em relação aos saldos devedores dos contratos de financiamento. Finalmente, em 1993 ocorreu um debate mais amplo, no Congresso, sobre a questão do endividamento do setor agrícola, que se estendeu até os dias atuais culminando com o processo de securitização das dívidas agrícolas.

Diante do quadro apresentado, vê-se a premência de se analisar a questão da dívida da agricultura, visando dar uma contribuição ao melhor entendimento desse problema que, embora recente, mostra ter raízes mais profundas, que remontam aos anos iniciais da criação do sistema de crédito rural no Brasil.

### 1.1 Objetivosą zacia iki matalia u mai radjam ma kajdra i na kiu sa li žiti

O objetivo principal da pesquisa é estudar o endividamento da agricultura brasileira dentro de uma perspectiva de longo prazo, investigando-se os fatores determinantes dessa dívida.

Lab bracktoninality (Ladital) en benegi ten en en en egi

e dividade en celono mor mor moral na chelona de los comos propertir. A denimina de los comos propertir de la

Tem-se como objetivo específico analisar a composição e evolução da dívida agrícola, segundo as diferentes fontes de recursos e tipos de instituição, verificando-se, ainda, os impactos das políticas internas sobre o perfil dessa dívida.

É importante ressaltar que, não obstante a presença do mercado informal de crédito agrícola, esta análise estará concentrada no setor financeiro formal.

### 1.2 Estrutura do trabalho

A princípio, procede-se a uma breve revisão da literatura sobre o crédito rural no Brasil, enfocando-se cronologicamente as mudanças ocorridas na política de financiamento da agricultura e como se deu a discussão sobre esse instrumento ( seção 2.1).

Em seqüência é apresentada uma síntese, baseada na legislação, sobre o processo de concessão e correção dos empréstimos e do tratamento da questão da dívida agrícola a partir dos anos 70s, ao que se segue uma descrição dos artigos e trabalhos publicados sobre os fatores que antecederam a instalação da Comissão Parlamentar Mista e de Inquérito (CPMI) das Causas do Endividamento da Agricultura (seção 2.2.1).

As particularidades da CPMI e seus desdobramentos, até a formalização do refinanciamento das dívidas dos produtores em 1996, mereceram tratamento especial, valendo-se para tal de relatório oficial dessa comissão, notícias veiculadas pela imprensa e legislação sobre o assunto (seções 2.2.2 a 2.2.3).

Como informação complementar, analisa-se a composição e a evolução do crédito rural, segundo as fontes de recurso e tipo de instituição (seções 3.1 e 3.2).

A metodologia do trabalho referente aos fatores determinantes da dívida agrícola brasileira é precedida de revisão de literatura sobre pontos genéricos relativos ao assunto endividamento. Em seguida apresenta-se o material e método, embasado nos testes de raíz unitária e de co-integração e nos modelos ARIMA (seções 4.1 e 4.2).

Na seção 5 são mostrados os resultados e discussões finalizando-se com as conclusões (seção 6).

and the contract of the first of the property of the first contract of the contract of the contract of

in the second of the second second in the second second second second second second second second second second

and the commence of the particle of the contract and the commence of the contract of the contract of

turk tid de til Gille i kalantiglika (n. 14. milet i gråde stat ekkimi ette fræmt ett. Fræm et

e and committee has been it execute surject to be executed as a contract of the

edan edilli i or hibibi pinilili. Pilikatellika nilika nilika 1

Barrier Barrier (1980) and the Committee of the Committee

i svom dien erribet het den och dien i betteintigen i

# 2 O CRÉDITO RURAL, A INADIMPLÊNCIA E A RENEGOCIAÇÃO DA DÍVIDA AGRÍCOLA

om on the complete first program and the first particles

and the second of the control of the

Nessa parte são discutidos os aspectos relacionados às mudanças na política de crédito rural, as particularidades da CPMI e as negociações da dívida agrícola até o processo de securitização.

### 2.1 Revisão e discussão sobre o crédito rural no Brasil.

A partir da expansão do crédito agrícola em 1967, começaram a surgir discussões sobre a importância e o papel desse instrumento de política no desempenho da agricultura brasileira. Paiva (1974) ressaltava que o crédito rural havia contribuído positivamente na difusão de técnicas modemas na agricultura, enquanto Pinto (1979) caracterizava-o como o "carro chefe da política agrícola, pairando muito acima de todos os demais instrumentos", para os quais freqüentemente servia de balizamento.

Contrapondo esta visão otimista observa-se na literatura a publicação de trabalhos enfocando as distorções provocadas pelos subsídios das taxas de juros no crédito rural, com reflexos na evasão de recursos para fins não agrícolas e emprego inapropriado de fatores produtivos, como pode ser visto em Silva (1973), Saylor et al. (1974), Sayad (1976), Meyer et al. (1977) e Sayad (1978).

Seguem-se os estudos sobre a questão distributiva frente à estrutura fundiária, como aqueles de Rego & Wright (1981), Pinto (1981) e Lemos & Khan (1984). Continuando na análise do perfil distributivo do crédito rural no Brasil, têm-se os trabalhos

de Araujo (1983); Cardoso (1984); Molinar (1984); Rodrigues Jr. (1986); Hoffmann & Kageyama (1987); Shirota (1988) e Gatti et al. (1993).

Pinto (1981), discutindo os problemas de distribuição regional, procurou mostrar quais os grupos de interesse e/ou beneficiados pela política de crédito até então subsidiado para a agricultura, citando os grandes proprietarios rurais, a indústria de insumos modernos, de máquinas e tratores, bem como o comércio. Atenção especial foi dada aos bancos, que segundo o autor teriam interesses vinculados ao financiamento da agricultura, o que lhes permitia obter ganhos expressivos em função de que, naquela época, a origem dos recursos, em sua maior parte, era proveniente dos depósitos à vista com apenas o custo operacional imputado, e dos fundos operados pelo Banco Central do Brasil, como é o caso do Fundo Geral para a Agricultura e a Indústria (FUNAGRI), que assegurava ao agente financeiro uma remuneração nunca inferior a 5%. Além disso, existia a nítida preferência dos bancos comerciais pelos financiamentos de comercialização, resgatados em menor prazo e em geral de grande valor, ocasionando diminuição no custo operacional desses recursos.

A retirada gradual dos subsídios ao crédito, iniciada em 1981, suscitou trabalhos que objetivavam conhecer o impacto de tal medida sobre o uso de capital externo pela firma agrícola, o que foi feito por Brandt et al. (1984), que procuraram, numa visão de séries temporais, conhecer os efeitos da elevação da taxa de juros reais, além de outros fatores, sobre a demanda agregada de crédito rural, chegando à evidência de que reduções nos níveis de subsídio tenderiam a resultar em reduções, mais que proporcionais, no montante real de crédito demandado pelos agricultores.

Num contexto mais amplo, Liebhardt (1988) avaliou o impacto das alterações nas taxas de juros e na oferta de crédito no setor, estudando de que modo os produtores se ajustaram a essas mudanças na safra 1984/85. Através da elaboração de fluxos financeiros e físicos das propriedades amostradas, foram construidos índices de liquidez, que permitiram avaliar a situação financeira dos produtores em questão. As análises efetuadas conseguiram identificar a existência de dois grupos de produtores, um constituido por representantes de áreas tradicionalmente agrícolas e que apresentavam excesso de liquidez e o outro correspondendo às áreas de fronteira agrícola, portanto, com mudanças na estrutura de produção, onde os produtores rurais dependiam dos

recursos de crédito oficial para o financiamento do custeio e investimento. Como resultado final obteve-se que apenas as regiões de ocupação mais recente não tinham condições de autofinanciamento e que em todas as áreas ocorreram investimentos agropecuários, indício forte de capitalização das propriedades. Evidências empíricas desta pesquisa também indicaram a presença significativa de fontes alternativas de crédito na maioria da propriedades estudadas.

Procurando quantificar os efeitos das variações na produção agrícola, na taxa de inflação e nas taxas de juros sobre a utilização e a disponibilidade de crédito, Barros & Araujo (1991) procederam a duas análises empíricas: a primeira sobre a oferta de crédito rural no Brasil em 1989/90 e a outra enfocando a demanda. Os resultados permitiram verificar a existência de associação entre o montante de recursos colocados à disposição da agricultura e a evolução da produção setorial, de um lado, e da taxa de inflação de outro. Pôde-se confirmar estatísticamente que a partir da extinção da conta movimento em 1986, com drástica redução no montante ofertado de crédito aos agricultores, a política deixou de depender de forma mais marcante da evolução conjuntural dos indicadores acima. A explicação para este comportamento estaria em que os responsáveis pela política de crédito tiveram que buscar fontes de recursos não inflacionários, fazendo com que o volume de crédito passasse a ser muito mais questão de política fiscal do que um problema de política monetária. No tocante à demanda, os pontos destacados indicaram a existência de relativa inelasticidade da demanda em relação à taxa de juros, caso que não se aplicava integralmente às regiões que dispunham de estrutura de capital mais ou menos consolidada (regiões Sudeste e Sul). Contrariamente, nas regiões mais novas do Centro Oeste, os autores argumentaram que seria razoável supor que os agricultores fossem menos sensíveis às variações no custo real do dinheiro, já que muitos dos investimentos ali realizados não tinham atingido o período de recuperação de capital.

As modificações já citadas na política de crédito rural também ocasionaram o aumento da importância do crédito informal, levando Araujo et al. (1991) a descrever o comportamento desse mercado financeiro frente ao mercado formal com ênfase nas regiões Sudeste e Centro-Oeste, na safra 1989/90. Segundo os autores, a partir da alocação dos recursos da cademeta de poupança rural e dos recursos próprios das

instituições financeiras, portanto, com custos mais elevados em relação ao dos recursos das exigibilidades e do Tesouro Nacional, os agricultores passaram a buscar outras fontes e/ou formas contratuais para financiar seus empreendimentos. Observou-se a utilização de recursos próprios e a prática de escambo com cooperativas e firmas compradoras de produtos agrícolas, sendo que neste último caso existia uma gama muito grande de formas contratuais.

Num enfoque macroeconômico, Dias (1991) analisou a mobilização da poupança e o financiamento do setor agrícola na década de 80. Assim, a princípio argumenta que seriam a poupança do governo e a disponibilidade da poupança externa os principais fatores que explicariam a obtenção de fonte alternativa de poupança/financiamento para o crédito rural. A partir de 1982 houve inversão no fluxo da poupança externa, aumento da dívida interna e aceleração inflacionária, cujos desdobramentos culminaram não só com a incapacidade do setor público em gerar recursos para o financiamento do setor agrícola, como fez com que o governo passasse a competir pela poupança do setor privado, elevando a taxa de juros.

A despeito do esgotamento do crédito rural bancário formal, Dias (1991) afirma que existiam indicações em nível de produtor rural de disponibilidade de capital de giro próprio e de mobilização de poupança, dentro do setor agrícola. A pesquisa também constatou, utilizando indicadores agregados do setor agrícola e do crédito rural no Brasil de 1978 a 1990, que os produtores encontraram fontes de crédito alternativo.

Carvalho (1992), analisando o tema juros e agricultura fez uma associação positiva entre ganhos de produtividade e capacidade de pagamento dos financiamentos agrícolas, servindo-se como exemplo prático da cultura de milho, na qual só os produtores com produção acima de 4 mil kg por hectare teriam conseguido pagar juros positivos no financiamento de seus créditos (TR+12,5% a.a.).

Dias (1992), dizia que a reformulação do sistema de crédito rural dependia, como qualquer outro segmento do mercado financeiro, da prévia solução do dilema do financiamento da dívida pública interna. Com taxas de inflação elevadas e flutuantes seria impossível encontrar um indexador satisfatório para credor e devedor, e, portanto, inevitável um processo gradual de deterioração nas suas relações contratuais.

No caso brasileiro, em que o sistema de crédito rural estaria estruturado em operações específicas de financiamento, não se desenvolveu um processo de avaliação da capacidade global de pagamento e endividamento do produtor agrícola. O que existiria de fato é um sistema de racionamento do volume de recursos, determinado em nível de autoridade monetária, por critérios mais burocráticos do que econômicos.

Finalmente, Rezende et al. (1994) procurando estudar os impactos fiscal e monetário da política de crédito rural, particularmente, no caso das anistias concedidas após o Plano Cruzado e a Constituição de 1988, procedeu ao levantamento de informações sobre o crédito rural e suas fontes no período 1986-92. Os resultados mostraram que, além da queda no total de crédito concedido a partir de 1979, ocorreu perda relativa da importância do Tesouro e dos recursos obrigatórios e aumento da participação da poupança rural no financiamento da agricultura.

# 2.2 A Comissão Parlamentar Mista e de Inquérito (CPMI )das causas do endividamento da agricultura e a securitização

### 2.2.1 Antecedentes do Relatório da CPMI

Embora a questão do endividamento da agricultura tenha tomado dimensões maiores a partir dos anos 90, observou-se, tanto nas discussões sobre a dívida agrícola quanto na literatura, o argumento constante de que as mudanças nas regras orçamentarias, após o início da década de 80, teriam ocasionado alterações na condução da política de crédito rural, conduzindo a um maior endividamento dos agricultores. Sob este aspecto, analisando-se o mecanismo de financiamento e de tratamento das dívidas de produtores, entre 1974-96, verificou-se que, até a década de 70, além dos empréstimos normais para a atividade agrícola, foram concedidos créditos especiais, prorrogações de dívidas e aumentos de prazos de carência, para regiões particulares e produtos

específicos, preponderadamente nos casos de adversidades climáticas<sup>1</sup>. Já nos anos 80 as disposições de reconciliação e dilatação do prazo de pagamento decorreram também de problemas na comercialização<sup>2</sup>.

Quanto à correção dos financiamentos agrícolas, tem-se que até 1981 as taxas de juros, cobradas nas operações de crédito rural, eram pré-fixadas com variações anuais. Em 1982, estabeleceu-se a vinculação das taxas de juros à variação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), com os encargos financeiros aplicáveis ao crédito rural passando a incorporar correção monetária com percentuais variáveis, conforme características regionais e do produtor, utilizando-se de diferentes índices.

As mudanças nas regras e condições de operações do crédito agrícola, principalmente as referentes às correções dos financiamentos, fizeram com que esse instrumento de política passasse a ser fortemente criticado pelos produtores. O vencimento dos primeiros contratos de crédito com a cobrança de uma correção monetária não prevista pelos credores levou à "marcha a Brasília" em 12/02/1987. O resultado dessa manifestação foi a adoção de medidas que propiciaram não só a revisão dos encargos financeiros referentes aos empréstimos contraídos entre fev/1986 e fev/1987, incluindo-se aí a isenção da cobrança da taxa de correção monetária como também a repactuação dos prazos e das taxas dos empréstimos de custeio e investimento formalizados até 28/02/1986.

O Plano Cruzado havia criado desequilíbrios importantes na forma de atuação do setor agrícola tendo proporcionado um volume de recursos muito acima do que vinha sendo disponível nos últimos anos. As taxas de juros aparentemente baixas, induziram ao maior endividamento dos agricultores, o que posteriormente levou a um estado de insolvência generalizado, já que se modificaram as regras de atualização dos saldos

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup>Os vários programas criados para atender situações de emergência faziam parte do Fundo Nacional de Financiamento Rural (FNRR), sub-conta do Fundo Geral para a Agricultura e Indústria (FUNAGRI), repasse do Banco Central ao Banco do Brasil. Esses programas, extintos em 1987, tinham como disposições principais a recomposição e prorrogação das dívidas dos produtores que sofreram problemas de intempéries.

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Como exemplo, no ano de 1985, houve a recomposição da dívida dos sojicultores que, diante das baixas cotações do produto, não apresentaram condições de liquidar os débitos das operações de custeio e investimento. Medidas semelhantes aconteceram com café, cacau, algodão e cana de açúcar.

devedores (Informativo CFP, 1987 e Passos, 1990). Novamente em 1989, surgiu novo problema de correção monetária atingindo os produtores que tomaram empréstimos através da Caderneta de Poupança Rural: os preços dos produtos agrícolas, inclusive os preços mínimos, ficaram congelados e parte dos financiamentos foi corrigida pelas Letras Financeiras do Tesouro Nacional (LFT). Os agricultores não estavam dispostos a pagar essa diferença de 60% entre o preço congelado e a variação da Caderneta Rural, esperando anistia, como acontecera com as dívidas contraídas durante o Plano Cruzado (Informativo CFP, semana de 27/02 a 03/03/89).

Posteriormente, o Ministério da Fazenda, através da Lei n.º 7.730/89, estabeleceu que as operações de crédito rural, a partir de fevereiro de 1989, passariam a ser corrigidas pelo Índice de Preços ao Consumidor (IPC). Entretanto, nada ficou definido sobre a correção dos saldos devedores dos produtores agrícolas que tomaram emprestado os recursos captados pela Poupança Rural³. No começo de março de 1989 o Banco do Brasil(BB) foi autorizado a calcular a correção dos contratos lastreados pela Poupança de acordo com índices alternativos determinados pelo plano e não pelo IPC. Esse diferencial entre ativo e passivo ocasionado pelo plano Verão foi coberto com recursos do Tesouro Nacional (Informativo CFP, semana de 06/03 a 10/03/89).

Essas prorrogações de dívidas e anistias da correção monetária "ad hoc", além de contribuirem para o surgimento de vários movimentos de grupos de agricultores, provocaram o aumento da inadimplência que chegou em alguns bancos oficiais a até

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> A utilização do Índice de Preços ao Consumidor (IPC) como indexador dos saldos devedores a partir de 1º de fevereiro de 1989 somente prevalecia para os contratos que tinham, antes do Plano Verão, cláusula de atualização monetária pela variação das Obrigações do Tesouro Nacional (OTN). Portanto, o problema continuava sem solução, já que as dívidas contraídas junto ao Banco do Brasil até o dia 15 de janeiro de 1990, pela Poupança Verde, não seriam atingidos pela mudança do indexador que corrigia o débito, como determinava a Nota Técnica nº 10. Os contratos do Banco do Brasil (BB) não tinham cláusula em OTN, mas com base no índice monetário fixado para a remuneração mensal dos depósitos em poupança.

Liebdhart (1988) já apontava em 1984/85, para a possibilidade de ocorrência do aumento nas situações de insolvência, principalmente para os produtores das regiões do Mato Grosso, Minas Gerais e sul e norte de Goiás, que utilizavam recursos do crédito de custeio nas atividades de longo prazo. Também, Araújo et al (1991) mencionaram que, na segunda metade da década de 80, observou-se não só uma queda no número de contratos de crédito rural, como um crescimento na taxa de inadimplência em localidades da região sudeste. Situação semelhante ocorreu em 1990 em municípios da região Centro-Oeste, com as instituições bancárias locais registrando a não liquidação das operações de crédito de custeio e da parcela dos investimentos que deveria ter sido saldada no primeiro semestre do ano em menção.

15% em 1989, contra taxa média regular de 1 a 2%. Iniciaram-se, também, os processos judiciais visando questionar a legalidade da cobrança de correção monetária nos empréstimos agrícolas (Galetti, 1989).

A demanda por alguma forma de crédito subsidiado não havia desaparecido da agenda da política agrícola, consubstanciada na reivindicação da "eqüivalência em produto", que pretendia impedir que a correção monetária do crédito rural superasse a evolução dos preços dos produtos agrícolas (Lamounier & Tavares de Almeida, 1994). Essa idéia viria a ganhar vigor com os problemas criados pelo Plano Collor I (março de 1990) de defasagem entre a correção das dívidas rurais pelo IPC de março (84,3%) e a correção dos preços mínimos (41,28%) levando à não liquidação dos débitos, protestos e mobilização não só das associações de produtores como dos parlamentares ligados aos interesses rurais.

Cabe lembrar que os bancos privados, diante dessa situação, optaram por negociação caso a caso, enquanto que as dívidas resultantes dos empréstimos oriundos das verbas do Tesouro foram em sua maioria renegociados. Entretanto, não houve negociação no caso dos recursos provenientes da caderneta verde do Banco do Brasil, utilizados, particularmente, pelos agricultores do Rio Grande do Sul,(especialmente os rizicultores) e os da região Centro-Oeste <sup>7</sup>.

North Carlotte, Carlotte, Branch College, Carlotte, Carl

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup> Proposta que se originou dos problemas criados pela defasagem entre a correção dos débitos e a correção dos preços mínimos no governo Sarney. Sua implementação ficou restrita, durante os anos 80, aos estados do sul do país, em empréstimos das cooperativas aos pequenos produtores.

<sup>&</sup>lt;sup>6</sup> Conforme Lamounier & Tavares de Almeida(1994) entre maio a agosto de 1990 foram feitos na Câmara dos Deputados, 20 pronunciamentos de denúncia da defasagem criada pelo Plano Collor I, em sua maioria feitos por deputados dos estados do sul e do Centro-Oeste.

<sup>&</sup>lt;sup>7</sup> Araújo et al (1991) discutiam que os altos encargos dos empréstimos na região. Centro-Oeste seriam decorrentes não só da complementação do crédito de custeio com recursos da caderneta ouro ou verde, como da conjugação de vários fatores, como o cultivo da soja por grandes produtores, o que significava apenas 40% do VBC e a utilização de recursos adicionais, nos cultivos intensivos de insumos, com os custos médios desses créditos superiores aos observados no mercado financeiro.

# 2.2.2 A instalação da CPMI de destado da CEMB contrato de como destado de la contrator de la c

Em maio de 1993 foi estabelecida a Comissão Parlamentar Mista de Investigação das Causas do Endividamento da Agricultura (CPMI), destinada a investigar as causas do endividamento do setor agrícola, o elevado custo dos seus financiamentos e as condições de importação dos alimentos nos exercícios de 1990 a 1993 (Brasília, 1993).

o recent, receive a sin i a trigiles prillors a hidenies, decim es quebateras

terre Britanist, et liberet (Militaria) i terreta eta eta

Segundo a CPMI, o alto grau de endividamento<sup>8</sup> da agricultura estaria ligado não só à baixa capacidade de financiamento e à restrita disponibilidade de crédito, como à descapitalização progressiva dos agricultores, potencializada pela cobrança de indevidas taxas de correção monetária e altos juros praticados pelos agentes financeiros e sucessivos descasamentos de índices nos Planos Econômicos.

Apesar da análise abrangente das questões da dívida agrícola, observou-se que o ponto de conflito para os produtores, segundo a CPMI, dizia respeito às distorções ocasionadas na implantação do Plano Collor I, principalmente, nos contratos financiados pela cademeta de poupança rural<sup>9</sup>.

Conforme o relatório, seria impossível o pagamento da dívida nos montantes e nas formas exigidas pelos bancos, englobando-se multas, juros de mora e a sistemática de capitalização mensal de juros. As taxas de juros de 6%, 9% e 12,5% foram julgadas incompatíveis com a rentabilidade do setor. Além disso, considerava-se como prática bancária prejudicial aos produtores a não prorrogação automática dos débitos, em 1989, conforme assegurava a lei nº 7.843 de 18/10/89. Outros atos praticados pelos bancos, caracterizados como ilegais, seriam as operações *mata-mata*<sup>10</sup>, e o "*float*" dos recursos

ka kangraninganing pala ja 1884, diski dipini dikiliki andarang dikiliki di

<sup>&</sup>lt;sup>8</sup> Considerava-se como endividamento o valor total dos contratos inadimplentes somado aos contratos dos débitos vencidos, repactuados através de novos contratos, registrados no Sistema Financeiro Nacional, bem como o montante devido pelos agricultores as suas cooperativas, agroindústrias, fornecedores e prestadores de serviços. De acordo com a CPMI, esse último representava a maior fonte de financiamento da agricultura.

<sup>&</sup>lt;sup>9</sup> O Plano Collor I, medida provisória de 15/02/90, determinou que as contas da poupança nos primeiros trinta dias subseqüentes fossem reajustados pelo IPC e os preços mínimos por variação vinculada ao BTN, que não acompanhou a variação integral do IPC de março de 1990. Desse modo, os saldos devidos pelos mutuários do crédito rural foram reajustados por 74,6% em abril de 1990 e os preços mínimos em 41,28%.

Operação em que se quitava a dívida antiga com recursos para custear a nova safra.

aprovados no crédito rural. Os trabalhos da CPMI contaram com depoimentos de agricultores e representantes de instituições públicas e privadas, dentre os quais tem-se as informações da Federação Brasileira de Bancos (FEBRABAN), condensadas em trabalho de Thame (1993) que mostrava que em junho de 1993 o saldo devedor dos empréstimos rurais era de 8,2 bilhões de dólares. Desse total apenas 645 milhões (8%) eram provenientes dos depósitos à vista e os 92% restantes provenientes de recursos captados no mercado financeiro a uma taxa mínima de juros reais de 6,17% ao ano (taxa da cademeta de poupança rural). Thame (1993) recomendava que, para um estudo mais preciso sobre a dívida agrícola, seria importante analisar as fontes de recursos da agricultura, pois cada uma delas tinha um custo de captação diferente, influenciando as taxas de juros e o prazo dos empréstimos, determinando inclusive o nível de inadimplência das operações. Neste sentido lembrou-se que nos bancos comerciais o volume de créditos vencidos em junho de 1993 representava entre 1,20 e 2,27% do total aplicado. Esse baixo nível de inadimplência decorreu das negociações e entendimentos com os agricultores, aliado à pequena melhoria na conjuntura econômica.

## 2.2.3 Os desdobramentos da CPMI e a securitização da dívida agrícola

Antes mesmo de se divulgarem os resultados finais da CPMI, em fins de outubro de 1993, a diretoria do Banco do Brasil apresentou parecer apontando evidências favoráveis à suspensão de execução das dívidas e à renegociação, com prazos de até dez anos (Brandimarte, 30 out. - 01 nov. 1993)

No começo de junho de 1994, após meses de discussões, em que surgiram entre outras propostas a utilização dos Títulos da Dívida Agrária (TDA) para o abatimento dos débitos dos produtores, o governo, através do MEMORANDO de ENTENDIMENTO (1994), fechou acordo com os representantes do setor rural, onde, entre outras

O float representa uma espécie de reciprocidade das operações financeiras onde certas agências bancárias exigiam que o valor dos empréstimos liberados permanecessem durante algum tempo na conta corrente dos produtores.

disposições, o Banco do Brasil concordava em sustar o pagamento dos processos em execução pelo prazo de até 90 dias (Freire, 1994).

Posteriormente, em 22 de junho de 1994, a Resolução nº 2080 do Banco Central do Brasil autorizou as instituições financeiras a renegociar as dívidas dos produtores rurais, vencidas até 31/12/92, relativas aos financiamentos de custeio e de investimento, com os débitos sujeitos, até a liquidação, aos encargos financeiros que viessem a ser estabelecidos para os financiamentos rurais diferenciados segundo as fontes de lastro (Brasil, 1994).

Até 15 de dezembro de 1994, prazo final para renegociação determinado pela legislação, haviam sido firmados e repactuados 34 mil operações, ou seja, 90% do total, num valor de US\$ 1,7 bilhão, segundo o Banco do Brasil. A instituição mostrava-se aberta aos devedores que não renegociaram seus débitos na data limite, porém com outros termos de repactuação . Até aquele momento, não se chegara a um acordo sobre o tratamento da parte da dívida referente ao descasamento da correção do Plano Collor I e a Resolução nº 2080 teve seu prazo estendido até 15/4/95<sup>12</sup>.

No entanto, em 5 de abril de 1995 o Congresso Nacional, através da articulação da bancada ruralista, derrubou o veto do então presidente Itamar Franco<sup>13</sup>, que permitia a manutenção da TR como índice de correção monetária das dividas dos financiamentos enquanto os preços mínimos, desvinculados de qualquer indexador, permaneciam inalterados desde a edição do Plano Real em julho de 1994.

Pela interpretação dos ruralistas, a decisão do Congresso tinha caráter retroativo, a partir do meio do ano de 1994, favorecendo os agricultores que já haviam pago suas dívidas, enquanto do ponto de vista do governo, a nova sistemática de reajuste só passaria a valer depois de publicada a "Nova Lei" no Diário Oficial da União (Stenzel, 7 abr.1995; Derrubada, 7 abr. 1995; Banco do Brasil, 7 abr.1995).

Com a confusão gerada no sistema de financiamento, voltou a ser lembrada a questão da dívida agrícola que, segundo o Ministério da Agricultura, estaria concentrada

<sup>&</sup>lt;sup>12</sup> Nessa mesma época, alguns produtos (café, cacau) obtiveram tratamentos especiais, com prorrogações do pagamento de seus financiamentos em safras anteriores. (Stenzel 16/18 dez, 1994; Pinheiro 22 dez., 1994; Governo, 28 dez., 1994).

<sup>&</sup>lt;sup>13</sup> que criou a Unidade Real de Valor (URV) e fixou as regras de conversão dos contratos, anulando a vinculação entre a correção dos preços mínimos agrícolas e os empréstimos à produção.

nos produtores de arroz irrigado do Rio Grande do Sul, nos sojicultores do Mato Grosso, Bahia e Goiás e nos produtores de cacau. Além disso, existia a dívida remanescente do Plano Collor, estimada em R\$ 2 bilhões, que fora colocada numa conta a parte, para oportuna negociação. Outro fato agravante era que os preços mínimos estavam acima dos preços de mercado, o que obrigaria o governo a comprar a maior parte da safra dos grãos 94/95 (Agricultura,17 abr. 1995). Os dados de inadimplência do BB indicavam que, do total de 400 mil contratos de crédito agrícola, no valor de R\$ 16 bilhões, 15 mil eram de inadimplentes e os maiores devedores estariam concentrados no Rio Grande do Sul, onde existiam 457 produtores concentrando 70% dos débitos acima de R\$ 500 mil e onde seis entre cada dez produtores plantavam arroz em grandes propriedades, com um volume de inadimplência (28%) maior do que no resto do país(21%)(Tabela1).

Tabela 1. Distribuição da dívida agrícola<sup>1</sup> e dos devedores do Banco do Brasil, por Estado, abril de 1995

Estado	Dívida (em R\$	Devedores com saldo	maior que R\$	500,00 mil
	milhões)		and the second s	
	The second secon	Valor da dívida	%	Número de
		(em R\$ milhões)		devedores
Bahia	309,599	164,502	53,13	110
Distrito Federal	203,949	172,848	84,75	122
Mato Grosso do Sul	159,287		. 3. 4.7. <b></b>	12 kg   2 kg   12 kg   12 kg
Mato Grosso	198,086	148,006	74,72	73
Paraná Programa	134,483	99,836	74,24	36
Rio Grande do Sul	1.101,222	vii (2. 1. 755,228 ) vii vii vii vii vii vii vii vii vii v	68,58	457
São Paulo	167,552	144,649	86,33	30
Outros	851,708	600,326	70,48	327
Brasil	3.125,886	2.187,798	69,99	1.227

Fonte: Banco do Brasi, In: Gazeta Mercantil, 12 de abril de 1995

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> A dívida agrícola nesse caso refere-se ao saldo de inadimplência que contempla as operações vencidas há mais de 60 dias e os créditos em liquidação de operações vencidas há mais de 180 dias, com garantias consideradas insuficientes e há mais de 360 dias com garantias suficientes.

Ainda de acordo com o BB, o índice de devedores por faixa de financiamento obedecia à distribuição abaixo, confirmando que a maior porcentagem da inadimplência concentrava-se nos créditos acima de R\$ 500 mil (Tabela 2).

Tabela 2. Distribuição dos devedores do Banco do Brasil por faixa de financiamento, abril de 1995

Faixa de crédito (5)	Nível de Inadimplência
Até R\$ 10 mil	
De R\$ 10 a 20 mil	re, existre a extre or Gregoria de Sar à <mark>0,89</mark> ° à la german est el comb
De R\$ 20 a 50 mil	2,58
De R\$ 50 a 100 mi	o de 18, et que recentar de 18, est en 18, en 19, en 1 3,91 en 20, en 19, en 19
	20,79

Fonte: Banco do Brasil, In: Gazeta Mercantil, 20-23 de abril de 1995

Quanto aos índices de correção dos empréstimos agrícolas, o Conselho Monetário Nacional aprovava, em 27 de abril, a utilização da Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP) em substituição à TR, nos empréstimos das culturas de Inverno (Bortot, 28/30 abr. - 01 mai.1995).

Em 15 de maio de 1995, coincidindo com a publicação da Lei nº 8.880, que acabava com a TR como indexador dos financiamentos rurais, o Banco do Brasil interrompeu temporariamente todas as novas contratações de operações de crédito rural e suspendeu as renegociações da dívida, sob a alegação de que com o custo dos financiamentos atrelado à correção dos preços mínimos não existiam condições de garantir a retomada dos contratos, já que não haviam recursos de custo zero para financiar o setor. Além disso, observava-se impedimento legal na concessão de financiamentos no caso da safra de inverno, principalmente para o trigo, pois ao se emprestar recursos corrigidos pela TJLP, o governo teria também de reajustar o preço mínimo desse produto pelo mesmo indexador.

As sugestões dos representantes da bancada ruralista para correção dos financiamentos incluíam taxas de juros prefixado de 6 a 12% ao ano para o crédito de custeio e um pouco mais elevadas para os contratos de investimento (Stenzel, 17 mai. 1995). 14

Diante do impasse quanto ao índice de correção dos preços que seria adotado para o crédito do setor rural, foi negociada, em 18 de maio de 1995, a suspensão dos processos de execução das dívidas agrícolas até 30 de junho daquele ano, desde que não fosse caracterizado dolo por parte do devedor. Ficava adiada para 31 de maio de 1996 a decisão sobre a cobrança da dívida gerada no Plano Collor. Ao mesmo tempo prorrogava-se por até dois anos, parte do saldo devedor das dívidas de custeio da safra 94/95 (Stenzel, 19/21 mai. 1995).

Em 25 de maio de 1995, o governo acertava com a bancada ruralista taxas de juros prefixados de 16% ao ano para os financiamentos de custeio da safra 1995/96 <sup>15</sup>. Entretanto, como lembrado pelas lideranças rurais, a questão das dívidas passadas ainda não havia sido resolvida (Bortot, 26/28 mai. 1995), começando a aparecer reivindicações setoriais <sup>16</sup>.

O governo defendia a proposta de aplicar a Taxa de Juro de Longo Prazo (TJLP) mais um juro fixo de 4% ao ano sobre 20 a 30% das parcelas das dívidas que venceriam em 1995. A contraproposta dos parlamentares envolvia a aplicação da TJLP, com desconto de 20% sobre todo o estoque da dívida (Oliveira, 31 mai. 1995).

<sup>&</sup>lt;sup>14</sup> Além das manifestações de parlamentares, as lideranças econômicas e políticas do Rio Grande do Sul preparavam uma "Marcha a Brasília", com a finalidade de mostrar a situação que vivia o interior gaúcho, onde 251 dos 427 municípios, em conseqüência da crise do setor agrícola, haviam decretado estado de emergência (Arruda, 19 mai. 1995). Como desdobramento do endividamento agrícola, aliado à queda nos preços em nível de produtor, aumentou a oferta de propriedades rurais o que fez com que as terras em Mato Grosso do Sul e Paraná se desvalorizassem em relação ao mesmo período do ano de 1994 (César, 22 mai. 1995).

<sup>&</sup>lt;sup>15</sup> Os pequenos produtores poderiam escolher entre essas taxas ou a equivalência em produto para pagar os empréstimos. Os médios e os grandes poderiam obter financiamento nos bancos até o limite de R\$ 150 mil por lavoura plantada. Os recursos para financiar o plantio de soja e o limite adicional de gastos acima dos R\$ 150 mil teriam de ser obtidos no mercado, com taxas de juros livres.

<sup>&</sup>lt;sup>16</sup> Como é o caso dos produtores de ovos que pediam a prorrogação do pagamento de dívida do setor estimada em R\$ 60 milhões, em 31 de dezembro de 1995.

Lopes (1995), em trabalho crítico sobre as negociações em tomo da dívida rural até essa data, enfatizava que a proposta do governo de refinanciar a diferença do Plano Collor não separava esse componente do saldo devedor do mutuário, enquanto que o desejo dos produtores era estomar esse débito, ignorando-o para efeito de pagamento da dívida em sua conta. Segundo o autor, os problemas do endividamento seriam mais antigos, com raízes plantadas a partir dos planos econômicos e que haviam sido perdidas, entre 1990 e 1995, as oportunidades de uma saída viável para esse impasse com renegociação caso a caso e refinanciamento como se deveria proceder nestas circunstâncias, fato que realmente aconteceu com a Resolução 2080 que autorizava o refinanciamento das dívidas em 10 anos. Entretanto, como só parte dos produtores negociou suas dívidas perdeu-se a primeira oportunidade de solução global, envolvendo todos as partes interessadas: produtores, governo e agentes financeiros. Uma outra oportunidade foi perdida com a proposta dos produtores para que todos os créditos pendentes desde 1988 fossem revistos com a cobrança de correção monetária integral e juros de 12% ao ano.

No começo de junho de 1995, sob a coordenação da Confederação Nacional de Agricultura (CNA), Secretários Estaduais do Setor Agrícola e representantes de entidades agropecuárias formaram a Frente Única da Agropecuária Brasileira. Segundo orientação dessas entidades, os produtores que foram prejudicados com a correção dos financiamentos agrícolas pela TR deveriam ingressar na justiça para não efetuarem o pagamento. A estratégia da CNA era de que os agricultores depositassem apenas o principal da dívida e contestassem judicialmente a correção pela TR. (Ruralistas, 2 jun. 1995).

Finalmente, após de mais de 60 dias de negociações, em 07 de junho foi negociado um pacote sobre o financiamento agrícola, em que o estoque da dívida continuaria sendo corrigido pelas regras contratuais de TR mais taxa de juro agrícola. O governo pedia um prazo até novembro para encontrar outro indexador para a atualização dos saldos devedores, dentro do contexto da desindexação total da economia <sup>17</sup>.

<sup>&</sup>lt;sup>17</sup> Nessa mesma data, o setor algodoeiro, representado por produtores rurais do oeste paulista, reivindicava prorrogação por 120 dias do prazo de pagamento das dívidas. (Stenzel, 8 jun. 1995; Carneiro, 8 jun. 1995).

Para as dívidas que venciam em 1995, confirmando posição anterior, o governo decidiu cobrar somente a Taxa de Juro de Longo Prazo (TJLP), prorrogando, por até dois anos, 20 a 30% das parcelas dessa dívida. Os 80% restantes deveriam ser pagos ainda em 1995, mas com desconto de 1% ao mês, contado a partir de 1º de junho, sobre a correção acertada nos contratos. Como já dito, a inadimplência rural não se concentrou somente no sistema financeiro, atingindo também as cooperativas e a indústria de insumos. Segundo estimativas extra - oficiais, os agricultores deviam, no início de junho de 1995, US\$ 200 milhões ao setor de defensivos, US\$ 240 milhões ao de adubos e US\$ 560 milhões ao de sementes <sup>18</sup> (Crise, 18 jun. 1995; Silva, 18 jun. 1995).

Em 04 de julho, num protesto contra a política agrícola do governo, 40 mil agricultores de dez estados interditaram com tratores o tráfego nas principais rodovias do interior do país. Eles pediam o fim da correção do crédito agrícola pela TR, maior prazo para pagamento de dívidas e a liberação dos financiamentos<sup>19</sup>.

Diante da perspectiva de queda na produção agrícola em 95/96, em 30 de agosto de 1995, era anunciado que o governo poderia concordar com um esquema de securitização das dívidas do setor agrícola. Como explicado por técnicos governamentais, o Tesouro assumiria essas dívidas em troca da emissão de papéis, com esquema diferenciado: 1. para os agricultores, em torno de 220 mil, que respondiam por débitos não muito elevados e ainda não estavam em situação de pesada inadimplência e 2. para os 6 mil agricultores que estariam com desequilíbrio patrimonial definitivo, para os quais seria criado um título referenciado na dívida do Fundo de Compensação por Variação Salarial (FCVS).

Guilherme Dias dizia que o problema da dívida agrícola não se restringira ao Plano Real, tendo surgido com o crescimento da taxa de juros. Como o crescimento da agricultura exigira um endividamento que aumentava proporcionalmente com a elevação dessas taxas, os agricultores, diante da falta de capital, tentaram cobrir as dívidas de todas as formas usando até "Hot Money", financiamento de curtíssimo prazo, com taxa de juros bem superior à TR. Ademais, existiam os devedores costumazes, dependurados em dívidas com o governo há pelo menos 20 anos (Silva, 23 jul. 1995).

Este fora o terceiro protesto organizado pelo movimento "Não posso plantar", a que seguiu aquele denominado "caminhonaço" ou "marcha a Brasília", que incluiria o deslocamento a partir de 12 de julho, de mais de mil caminhões, conduzindo máquinas agrícolas nas suas carrocerias, desde a região meridional do Rio Grande do Sul até o Planalto Central. Esse movimento contou com a adesão de plantadores de arroz, trigo, soja e cana de açúcar e entre suas reivindicações estavam o expurgo da TR nos financiamentos rurais, retirada do diferencial monetário decorrente do Plano Collor dos saldos devedores dos agricultores e suspensão das ações judiciais movidas pelo sistema financeiro (Protesto, 05 jul. 1995)

Entretanto, os produtores opuseram-se quanto à fixação do limite de securitização de R\$ 50 mil por indivíduo, sob o argumento de que isso atenderia apenas a 10% dos endividados e propunham, como alternativa, transformar totalmente a dívida vencida em títulos, para pagamento entre 07 e 15 anos, com carência de dois a três anos (Safatle, 31 ago. 1995).

No debate dessa questão foi lembrado que, não obstante o aumento que ocorreria no endividamento do Tesouro, essa solução teria precedentes internacionais bem conhecidos. Nos anos 70, em face de uma crise semelhante na agricultura americana, ocasionada justamente por uma combinação de superprodução e elevados custos financeiros, o governo dos Estados Unidos criou um fundo, suprido por recursos federais, para adquirir excedentes agrícolas e, inclusive socorrer pequenos bancos (Para Dias, 01 set. 1995).

O impasse na cobrança da TR e a baixa remuneração dos preços agrícolas da safra 94/95 resultaram em queda de 20% na venda de tratores e colheitadeiras no 1º trimestre de 1995, comparado com o mesmo período do ano anterior. Além disso, dadas as dificuldades dos produtores quitarem as dívidas dessa modalidade, nos contratos fechados em 1994, o BNDES (Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social) divulgava em setembro de 1995, aumento de 30% para 50% da margem de renegociação das parcelas anuais dos débitos do FINAME<sup>20</sup> agrícola. Do mesmo modo, tentava-se solucionar o problema das dívidas dos assentados, tanto que, na reabertura do Programa de Crédito Especial para a Reforma Agrária (PROCERA), no final de julho de 1995, estava previsto, entre outros itens, o perdão de 50% dos débitos agrícolas que seriam corrigidos com juros fixos de 12% a.a.

Retornando ao tema securitização, o governo anunciava a intenção de comprar R\$ 5 bilhões das dívidas que os produtores rurais tinham junto às instituições financeiras, em especial o BB, e financiá-las em seis anos, o que beneficiaria, segundo estimativas preliminares, cerca de 200 mil agricultores e pecuaristas de todo o Brasil (Bortot, 03 out. 1995). Em 18 de outubro de 1995, após três meses de negociações entre o Executivo e a Frente Parlamentar da Agricultura, foi determinado que os produtores rurais poderiam

<sup>&</sup>lt;sup>20</sup> 90% da aquisição de máquinas agrícolas era feita com empréstimos do FINAME que garantiam de 60% a 70% do valor desses bens, sendo o restante financiado pelo produtor que poderia pagar a parcela não financiada em produto.

refinanciar suas dívidas junto ao sistema financeiro nacional até o limite de R\$ 200 mil, em um período de 07 a 10 anos, com até dois anos de carência. O pagamento seria feito em equivalência em produto mais juros de 3% ao ano, esperando-se com isso que 90% dos produtores rurais financiassem a totalidade dos seus débitos<sup>21</sup>.

Consultas às lideranças rurais indicaram que, a princípio, o anúncio de securitização fora bem recebido, embora tenha sido ressalvado, por representantes da Associação Brasileira de Agribusiness (ABAG) que o mais importante naquele momento seria a liberação de novos créditos para o setor, já que apesar dos pequenos produtores poderem equacionar seus débitos, a falta de financiamento era geral, atingindo mesmo quem não estava inadimplente. Por outro lado, os produtores do Centro-Oeste entendiam que o acordo, embora satisfatório, seria insuficiente para resolver os problemas da região, constituída por produtores de médio e grande porte, com dívidas acima de R\$ 200 mil e para os quais o teto razoável andaria na casa dos R\$ 700 mil. Já agricultores gaúchos, em especial em Erechim, somando 14,7 mil agricultores, de milho e soja, que haviam pago em dia seus débitos, sentiram-se penalizados em função do acordo que beneficiava os agricultores com dívidas atrasadas (Branco, 19 out. 1995).

Concomitantemente, o CMN decidiu autorizar novos empréstimos a todos os candidatos com direito à renegociação, prorrogando-se os vencimentos de 1995 para 2 de janeiro de 1996. Abria-se, com isso, a possibilidade dos inadimplentes contratarem crédito de custeio para a próxima safra, mesmo antes de serem beneficiados pela securitização dos débitos. O Ministério da Agricultura explicitava, no texto aprovado, que só teriam direito à prorrogação os agricultores que contratassem crédito de custeio para a safra 95/96 e que manifestassem interesse de ter suas dívidas securitizadas (Stenzel, 20 out.1995; Governo, 26 out.1995).

Voltando à polêmica sobre o indexador aplicado, em março de 1990, na correção das dívidas agrícolas, o Superior Tribunal de Justiça (STJ) anulava o índice fixado pelo

<sup>&</sup>lt;sup>21</sup> A carteira de crédito rural do BB era composta de 214 mil contratos. Com a securitização até o limite de R\$ 200 mil seriam beneficiados 200 mil produtores, e para os 14 mil restantes, cujas dívidas ultrapassariam o teto estabelecido, haveria uma renegociação à parte. Os demais bancos possuiriam 50 mil operações de empréstimos. As dívidas do Plano Collor poderiam ser incluídas, sendo contabilizadas fora do limite (Safatle & Bortot, 19 out. 1995).

IPC de 84,32% e elegia o índice apurado pelo BTN de 41,24%. O julgamento do STJ envolvia especificamente um contrato do BB para financiamento de um rizicultor gaúcho, o que inevitavelmente poderia atingir os demais contratos econômicos, corrigidos pelo IPC, só estando excluídos os processos contra a Fazenda Nacional, onde o prazo para ir à justiça expirara em março de 1995. Nesse mesmo período informava-se que mais de 20 mil agricultores gaúchos conseguiram derrubar na justiça o IPC, de 84,32%, incidente nos débitos agrícolas (Gramacho, 31 out. 1995).

Em 7 de novembro era instalada a Comissão Mista para análise da MP 1164 que trataria da securitização<sup>22</sup> e em 9 de novembro o governo e a bancada ruralista chegavam ao acordo sobre o texto do projeto de conversão da Medida Provisória que estabeleceria a securitização (Agropecuária, 8 nov. 1995).

Pesquisando a origem do endividamento agrícola, estudo elaborado pela Secretaria de Política Agrícola do Ministério da Agricultura apontava que o crédito oficial financiara 92% das safras de arroz, algodão, feijão, milho, soja e trigo no ano agrícola 1989-90, contra uma média de apenas 40% nos últimos anos<sup>23</sup>. Ressaltou-se a discrepância dos recursos liberados para os sojicultores do Centro-Oeste e os arrozeiros, principalmente do Río Grande do Sul, justamente os agricultores que apresentavam o maior índice de inadimplência. Naquele ano o sistema financeiro emprestou 156,35% do montante necessário para o cultivo da soja e 137,97% para a cultura do arroz. Situação semelhante aconteceu com os plantadores de arroz de sequeiro do Estado de Tocantins, que receberam 349,5% do crédito potencial<sup>24</sup>. Em Goiás, em 1989, esses valores foram de 167,18% para o cultivo de arroz, 275,9% para o de milho e de 374,71% para o da soja, ou seja, 3,7 vezes a mais do que o necessário. Igualmente no Distrito Federal eram

Os detalhes sobre a forma de cálculo dos débitos seriam incorporados ao voto do Conselho Monetário Nacional. Os débitos seriam corrigidos até o vencimento pelos encargos inicialmente pactuados e a partir do vencimento por juro máximo de 12% ao ano, além da correção monetária. Um ponto polêmico da proposta dos deputados referia-se à intenção de se incluir um dispositivo prevendo o refinanciamento de casos de desvio de crédito e venda de produtos vinculados, quando o dinheiro fora usado para cobertura de despesas imprescindíveis.

Para tanto compararam-se os níveis reais alocados de crédito com a demanda máxima de capital de giro, inferida pela multiplicação da área cultivada vezes o valor dos recursos requeridos, por hectare e por cultura, por ano. Essas estimativas basearam-se nos levantamentos disponíveis sobre custos de produção e Valores Básicos de Custeio (VBC) usados no período.

gritantes as distorções entre o crédito de custeio potencial e o efetivo, tanto que os plantadores de milho receberam 227,73% do crédito na safra 1988/89 e 360,84% na seguinte, e os sojicultores 292,54% em 1988/89 e 330,7% em 1989/90. No caso de distorções isoladas, o exemplo seria do Piauí, onde na safra 1992/93 foi emprestado para os sojicultores quase quatro vezes mais do que o necessário para o cultivo de 1.860 hectares, sendo claro que nesse estado os produtores estariam utilizando o crédito de custeio para financiar investimentos (Brasil, 1995).

Em 29 de novembro de 1995 era sancionada a lei nº 9.138 que providenciava a securitização das dívidas agrícolas, autorizando as instituições e os agentes financeiros do Sistema Nacional de Crédito Rural, a proceder ao alongamento de dívidas originárias de crédito rural, inclusive as já renegociadas, relativas às operações realizadas até 20 de junho de 1995, referentes ao crédito de custeio, investimento ou comercialização<sup>25</sup>, excetuados os Empréstimos do Governo Federal com opção de venda (EGF/COV) <sup>26</sup>.

O montante das dívidas passíveis de alongamento previsto seria de sete bilhões de reais, ficando o Tesouro Nacional autorizado a emitir títulos até esse montante para

<sup>&</sup>lt;sup>24</sup> Crédito que seria necessário para financiar a safra.

Incluíam-se nesse caso os recursos dos Fundos Constitucionais de Financiamento do Norte, do Nordeste e do Centro-Oeste (FNO, FNE, FCO), do Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT) e de outros recursos operados pelo Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) e do Fundo de Defesa da Economia Cafeeira (FUNCAFÉ).

<sup>&</sup>lt;sup>26</sup> Seria também objeto de alongamento as operações contratadas por produtores rurais, suas associações e cooperativas, observado como limite máximo o valor de duzentos mil reais. No caso de associações e cooperativas em que não houvesse identificação do tomador final do empréstimo o valor refinanciável seria obtido pela multiplicação do valor médio de vinte e cinco mil reais pelo número de associados ativos da respectiva unidade.Os saldos devedores apurados nessas operações teriam seus vencimentos alongados pelo prazo mínimo de sete anos, observadas as condições de prestações anuais, iguais e sucessivas, vencendo a primeira em 31 de outubro de 1997. No caso em que o mutuário comprovasse dificuldades de pagamento do seu débito nas condições indicadas, o prazo de vencimento das operações poderia ser estendido até o máximo de dez anos, passando a primeira prestação a vencer em 31 de outubro de 1998. As taxas de juros seriam de 3% ao ano, com capitalização anual. Os contratos teriam cláusula de equivalência em produto, ficando sob a responsabilidade do Conselho Monetário a definição dos produtos, cujos preços de referência constituiriam a base de cálculo dessa equivalência. Para fins de alongamento o saldo devedor total seria calculado com base nos encargos financeiros previstos nos contratos originais, até a data do vencimento pactuado. A partir dessa operação incidiriam os encargos financeiros totais até o limite máximo de 12% a.a., acrescido do índice de variação mensal da caderneta de poupança, expurgando-se os débitos relativos às multas, juros de mora, taxas de inadimplência e honorários advocatícios, etc. No vencimento de cada parcela alongada o mutuário poderia pagar o valor correspondente às unidades equivalentes de produto multiplicado pelo preço mínimo que estivesse vigorando naquela data, ou entregar, em pagamento de sua obrigação, a quantidade de produto estipulada no instrumento de crédito acordado. Na hipótese de que o saldo consolidado ultrapassasse o valor de R\$ 200,000,00, o mutuário poderia renegociar livremente com o financiador o valor excedente.

garantir as operações e, a critério do Poder Executivo, os títulos referidos poderiam ser emitidos para garantir o valor total das operações nele referidas ou, alternativamente, para garantir o valor da equalização decorrente do alongamento. Caso as operações alongadas não alcançassem o montante de R\$ 7 bilhões, a diferença poderia ser utilizada para as situações especiais de concentração regional de endividamento. Os contratos de repasse dos diversos Fundos, que lastreassem dívidas de financiamentos rurais, teriam seus prazos de retorno e encargos financeiros devidamente ajustados as respectivas operações de alongamento, correndo o custo da equalização à conta do respectivo fundo (Brasil, 30 nov. 1995).

Em complementação, foram propostas, através do Voto CMN nº 158/95, as regras do refinanciamento em que o devedor deveria manifestar formalmente seu interesse em aderir ao esquema até 31.01.96 e os contratos de refinanciamento deveriam estar formalizados até 30.06.96. Além do mais, adotar-se-ia instrumento de crédito único com garantia de mecanismo da equivalência em produto, podendo o devedor optar, na data da formalização do instrumento por um ou mais dos seguintes produtos básicos da Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM): algodão, arroz, feijão, milho, trigo e soja. Quando o devedor se ocupasse de outras espécies de produção agropecuária a sua opção ficaria restrita a milho e/ ou soja; seria analisada a possibilidade de inclusão do café como produto elegível, buscando-se a viabilização de mecanismos específicos para esta finalidade. As condições de emissão dos títulos do Tesouro Nacional e de seus desdobramentos seriam definidos em voto à parte.

Não obstante a regulamentação da Lei nº 9138, até meados de dezembro não tinha sido definido como o Tesouro iria emitir os títulos que permitiriam a securitização, impedindo os agricultores de rolarem as dívidas vencidas e, portanto, de terem acesso às novas linhas de financiamentos. O Banco do Brasil queria uma emissão de títulos no valor global da dívida (cerca de 7 bilhões). Por sua vez, o Tesouro recusava-se a realizar a emissão de papéis nesse montante, sob a justificativa de que esse processo implicaria na expansão da base monetária, com repercussões sobre o déficit público, apresentando como alternativa acerto envolvendo a diferença entre o custo de captação dos recursos pelo sistema financeiro (TR) e o indicador das dívidas renegociadas (variação do preço mínimo mais 3% a.a.).

A participação do Tesouro Nacional na dívida rural levou a um questionamento maior sobre a dívida pública, lembrando-se que, além da agricultura, estavam programadas várias emissões de títulos, como para alguns bancos estaduais e Estados endividados, e o custo real dessas operações iria depender da evolução dos juros e do efetivo pagamento da conta por parte dos devedores. A dívida em títulos federais fora do Banco Central crescera 76% passando de R\$ 61,78 bilhões em 1995 para R\$ 108,58 bilhões em 1996, devido à política de juros altos e forte emissão de papéis (Gazeta Mercantil, 3 nov. 1995).

No final de janeiro de 1996 cerca de três mil agricultores gaúchos protestavam por auxílio oficial para recuperar as perdas provocadas pela estiagem no Rio Grande do Sul. Era pedida ajuda de R\$ 1,5 mil por família a fundo perdido, anistia das dívidas referentes a última safra, crédito com dois anos carência e empréstimos de sacas de milho para alimentar os animais. Esse movimento se estendeu a todo o Estado do Rio Grande do Sul, com atos públicos em várias cidades do interior<sup>27</sup>.

Logo após esses incidentes, o CMN, através da Resolução Nº 2238, de 31 de janeiro de 1996, aprovou as regras para a formalização das operações de alongamento de dívidas originárias de crédito rural, sendo prorrogado até o dia 29 de fevereiro, o prazo para que os agricultores manifestassem interesse de renegociar a dívida. Dentre outros pontos, admitia-se que em qualquer hipótese, o total do saldo devedor objeto do alongamento deveria ser apurado com base em 30/11/95, data da publicação da Lei nº 9.138/95, independentemente do vencimento da operação. Com relação aos títulos foi estabelecido que a emissão deveria ser efetuada em quatro parcelas de até 25% do montante alongado (7 bilhões), com a primeira parcela sendo emitida mensalmente até 15/09/96, respeitado o limite de R\$ 1.750.000,00, e as demais em 05/01/1998, em 05/01/2000 e 05/01/2002. A remuneração dos títulos variaria conforme a fonte de recursos

Após vários entendimentos em que se pediram inclusive a inclusão desses empréstimos no Programa Especial para a Reforma Agrária (PROCERA), ficou acertado que cada família de quatro pessoas com perdas entre 50% e 80% da safra receberia R\$ 800 mil e quem perdeu acima de 80%, R\$ 1.500 mil, contabilizando R\$ 40 milhões, atendendo-se 100 mil famílias. Os prazos de pagamento teriam um ano de carência, com o primeiro realizado em 10 de agosto de 1998 e o segundo e último na mesma data de 1999. Os juros seriam de 6% ao ano e as prefeituras completariam a diferença com o governo federal, entre a taxa de captação dos empréstimos e aquela cobrada dos produtores (Paz, 15 fev,1996).

dos débitos. Esses títulos seriam negociáveis, podendo ser computados para efeito de cumprimento da exigibilidade de aplicação das respectivas fontes de recursos em financiamentos rurais (Brasil, 1996).

Apesar das providências do Banco do Brasil para viabilizar o refinanciamento da agricultura, havia problemas na interpretação da Lei nº9.138 e da Resolução nº 2.238, uma vez que os produtores entendiam que todos teriam direito à rolagem dos seus débitos, enquanto os bancos, lembravam que as instituições financeiras estavam autorizadas mas não obrigadas a fazer a securitização (Agropecuária, 12 fev. 1996).

Numa solenidade de cunho político, em 13 de fevereiro, foram assinados os primeiros contratos de securitização com agricultores do Distrito Federal, abrangendo quatro mil operações, num montante de R\$ 250 milhões<sup>28</sup>. De acordo com estimativas do BB, o alongamento das dívidas envolveria um montante de pouco mais de R\$ 6 bilhões, saneando as pendências de 188.754 produtores que se encaixariam nos requisitos definidos para o alongamento das dívidas, incluindo os que deviam mais de R\$ 200 mil (Oliveira, 14 fev. 1996).

Em 2 de abril de 1996 a Comissão Especial de Avaliação e Revisão do Processo da Securitização<sup>29</sup> reunia-se para estudar propostas de equacionamento das dívidas. Uma delas defendida pela Confederação Nacional da Agricultura, pretendia fixar juros de 3% ao ano, mais variação do produto para o valor da dívida que ultrapassasse o limite de R\$ 200 mil (Arruda, 2 abr. 1996); o que também era reivindicado pelo movimento " Mato Grosso Quer Pagar - Securitização 100%", estado onde 80% do estoque da dívida excedia o limite de R\$ 200 mil securitizáveis, e cujo endividamento representava 47% do PIB total (Tabela 3).

Nesse mesmo mês, levantamento sobre a situação financeira do setor sucroalcooleiro mostrava que, das 347 usinas do Norte/Nordeste e do Centro-Sul, 200 estariam endividadas, 42 já haviam falido, 39 já estariam em vias de fechar as portas e apenas 66 gozariam de boas condições financeiras. Segundo parlamentares, o endividamento do setor, estimado em R\$ 6 bilhões, progredira rapidamente após o ano de 1995, impulsionado pelos altos juros bancários (Versiani, 14 fev. 1996).

A primeira reunião dessa Comissão aconteceu em 13 de março de 1996, sendo formada por representantes do Governo, do Congresso Nacional e da Confederação Nacional da Agricultura (CNA).

Tabela 3. Comparativo entre o Produto Interno Bruto (PIB) total e os respectivos endividamentos agrícolas, por Estado da federação,1996

(Débitos com o Banco do Brasil)<sup>1</sup>

Estado	PIB	Endividamento	% do		
	(R\$ bilhões)	(R\$ bilhões)	Endividamento sobre o PIB		
São Paulo	189,09	1,84	1,0		
Minas Gerais	66,53	0,94	1,4		
Rio de Janeiro	66,48	0,06	0,1		
Rio Grande do Sul	34,99	3,16	9,0		
Paraná	32,44	1,31	4,0		
Bahia	23,84	0,95	<b>4,0</b>		
Santa Catarina	16,04	0,39			
Goias	11,26	1,07	9,5		
Mato Grosso do Sul	9,50	0,84	8,8		
Distrito Federal	7,22	0,62	8,6		
Mato Grosso	3,08	1,45	47,2		

Fonte: IBGE,PEE/EBAP/FGV, DETER/BB, In: Branco, 03 de abril de 1996.

Sobre esse mesmo assunto comentava-se que os R\$ 7 bilhões não seriam suficientes para acomodar a situação dos inadimplentes e os casos de endividamento mais críticos estariam, como visto acima, não só em Mato Grosso, como no Rio Grande do Sul. Conforme dados extra-oficiais o Tesouro até aquele momento não fechara nenhum contrato com os bancos privados, detalhando como seria feita a emissão dos títulos que iriam garantir a operação de securitização. Conseqüentemente, sem definição

and the contraction of the contraction of

of the first and the particular of the first and the expectation of the first and are the first of the earliest and the

to a more than 1000 to 1000 to be to be up to the properties of the properties of the many and to the

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Débitos referentes ao saldo devedor das aplicações do Banco do Brasil no crédito rural.

das regras, nem mesmo o Banco do Brasil estaria fazendo a securitização. Lideres rurais também se manifestavam contra a demora das autoridades em iniciar esse processo (Agropecuária, 9 abr. 1996).

No final de abril de 1996 era oficialmente formalizado em São Paulo o primeiro contrato de securitização. A demora nesse processo, segundo a Diretoria de Crédito Rural do Banco do Brasil, ocorrera por causa da complexidade do programa e da necessidade de controle de todos as fontes de recursos utilizadas. Caso todas as propostas de alongamento das dívidas que chegaram às agências do BB fossem efetivamente concretizadas, as estimativas eram de que o volume renegociado atingisse R\$ 5 a 5,2 bilhões (César, 30 abr. 1996). Até meados de maio só haviam sido securitizados R\$ 350 milhões, num total de 20 mil contratos, acreditando-se que o BB conseguiria securitizar até o final de junho 100% das dívidas de até R\$ 200 mil. Reconhecia-se que, até então, grande parte dos contratos assinados era de agricultores com dívidas pequenas, bem inferiores ao limite securitizável. Os grandes devedores resistiam esperando que o governo concedesse alguma vantagem, como taxas de correções fixas para a renegociação das dívidas acima do teto estabelecido (B.B. Renegocia, 16 mai.1996).

Diante das controvérsias que se seguiram após a legalização da securitização, com muitos bancos relutando em conceder o alongamento das dividas agrícolas, era assinado em 22 de maio Voto "Ad Referendum" nº 099/96 do Conselho Monetário Nacional reduzindo o excesso de exigências da rede bancária para contratar as operações de renegociação em curso. Com isso objetivava-se dirimir dúvidas, entre outros pontos, quanto à não exigência de garantias adicionais e pactuação dos honorários advocatícios que deveriam ser excluídos do saldo devedor, mesmo para valores superiores a 200mil reais. Até aquela data menos de 20% dos devedores haviam feito o alongamento das dívidas (Gazeta Mercantil, 23 mai. 1996).

Em julho de 1996, técnicos do Ministério da Fazenda e da Agricultura afirmavam, para esclarecimento público, que o governo não assumira nem perdoara dívidas, tendo somente alongado os débitos, considerando as reais condições de pagamento dos produtores .Essa renegociação também podia ser entendida como uma compra antecipada de produtos agrícolas, à medida que o produtor poderia optar

pela entrega em produto do valor equivalente ao refinanciamento, respeitando as respectivas datas de vencimento. O custo total para o governo dependeria entre outras variáveis da evolução dos índices de correção das fontes dos financiamentos e dos preços mínimos. Com base na premissa de uma taxa de juros real de 3% ao ano, incidente sobre o saldo dos débitos dos agricultores, o custo da securitização chegaria a um total de R\$ 2,5 bilhões, para os dez anos de prazo máximo de refinanciamento, ou seja, em média, cerca de R\$250 milhões por ano, representando um valor pequeno diante dos benefícios para a agricultura e da comparação com as despesas de equalização das taxas de juros dos empréstimos agricolas que totalizaram no biênio 95/96 (até junho) o valor de R\$1,65 bilhão. Lembrou-se, também, que o equacionamento das pendências financeiras dos agricultores foi motivado pela necessidade de manutenção do próprio acesso ao crédito .A elevada taxa de inadimplência criou um circulo vicioso, no qual a redução do fluxo de retorno dos empréstimos provocava diminuição mais que proporcional à concessão de novos créditos, à medida que os bancos passaram a adotar maior seletividade na concessão de empréstimos .Por isso, a renegociação cumpriu dois papéis : primeiro, o de ampliar a possibilidade de recebimento dos débitos por parte dos bancos e, segundo, o de restaurar a liquidez do setor agrícola (Parente et al., 1996).

Em 22 de julho de 1996, terminava o prazo para securitização das dívidas dos produtores com, cerca de 182,6 mil contratos renegociados, somando R\$6,4 bilhões, equivalente a 91% da dívida total, computando-se os créditos liberados pelo BB e demais instituições financeiras, segundo dados do Ministério da Agricultura.

Enquanto a situação individual dos produtores parecia estar resolvida, o mesmo não acontecia com o setor de arroz do Rio Grande do Sul e dos sojicultores do Mato Grosso do Sul e do Mato Grosso, regiões identificadas como bolsões de endividamento e onde os débitos ultrapassavam o limite preestabelecido, o que de certo modo foi resolvido com a publicação da resolução nº2322 de 15 de outubro de 1996, estabelecendo que para esses produtores cujos débitos ultrapassavam os R\$200 mil haveria a possibilidade de alongamento dos débitos até 31 de dezembro de 1996.O prazo para pagamento deveria ser negociado caso a caso utilizando-se da

TJLP. De acordo com esse texto, os bancos poderiam utilizar os valores negociados com os produtores para cumprimento das exigibilidades (25% dos depósitos à vista) que têm que ser aplicados no crédito rural .Segundo avaliação técnica essa medida deveria beneficiar de 10 a15 mil produtores rurais em todo o país.

Posteriormente o Banco Central estendeu para 2 de janeiro de 1997 o prazo para renegociação das dívidas contratadas até 20 de junho de 1996, com vencimento em dezembro daquele ano, incluindo-se os empréstimos de montante superior a R\$200 mil, os inadimplentes e passíveis de ação judicial por parte dos bancos (Heredia, 16 out. 1996; Oliveira, 17 out. 1996).

and the second of the second o

and the Alite of the entry of the first office

## 3 GENERALIDADES SOBRE O CRÉDITO RURAL E A DÍVIDA AGRÍCOLA

Embora o escopo deste trabalho seja o de identificar através de modelo econométrico os fatores determinantes da dívida agrícola, julgou-se oportuno analisar a priori a composição e evolução de crédito rural, segundo as fontes de recurso e tipos de instituição. Utilizou-se, nesse caso, além da literatura existente, as análises e dados do Relatório Anual do Banco Central do Brasil (1974 - 1996).

## 3.1 As operações de crédito por tipo de instituição, 1974 - 1996

Constitution of the constitution of the state of the stat

Neste item, as informações básicas são referentes aos saldos das operações de crédito do setor privado rural no final de cada ano, englobando-se as atividades de custeio, investimento, comercialização e outras não especificadas, discriminadas segundo o tipo de instituição ou seja: Banco do Brasil, Bancos comerciais, Bancos Múltiplos, Caixas Econômicas Estaduais, Bancos de Investimentos, Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico Social (BNDES) e Bancos Estaduais de Desenvolvimento (Tabela 4).

Tabela 4. Operações de crédito rural por tipo de instituição e participação do Banco do Brasil (BB) nas aplicações totais 1974-96<sup>1</sup>

(em milhões de R\$ de agosto de 1994)

Ano	Banco do	Bancos	Bancos	Bancos Est.	lituição Calxas	Bancos de	BNDES <sup>2</sup>	Aplicação	Participação
7410	Brasil	Comerciais	Múltiplos	de Desen-	Econô-	investi-	BIIDES	Total	do BB
•	(BB)			volvimento	micas	mento			nas aplicações
									totals
1974	18.272,54	8.880,14	,	2.852,16	198,95	Comparison in	STATE OF THE STATE	30.203,79	60,50
1975	24.003,61	11.056,47		4.078,28	270,91		je <mark>t</mark> ijo <mark>-</mark> te, so	39,409,26	60,91
1976	26.337,92	10.158,71	ran Jun S	5.455,19	344,97	en e	•	42.296,79	62,27
1977	27.880,16	9.474,72		5.994,24	394,12		•	43.743.23	63,74
1978	26.380,51	8.423,20	• · · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	6.047,00	441,14			41.291,86	63,89
1979	25.729,52	6.809,58	•	5.197,52	244,20	-	13,04	37.993,86	67,72
1980	19.641,30	5.161,49	e 4 - 2.121 € 12 - 12 - 12 - 12 - 12 - 12 - 12 -	4.024,81	207,24	•	11,34	29.046,17	67,62
1981	16.911,77	6.317,50	A Section And American Americ	4.520,97	203,70		39,23	27.993,16	60,41
1982	14.605,46	6.921,87		4.601,08	200,67		37,07	26.366,15	55,39
1983	8.232,49	6.216,18		3.568,33	218,19	630,97	11,24	18.877,40	43,61
1984	6.455,32	4.111,77	· .	2.588,45	159,36	107,16	6,36	13.428,43	48,07
1985	8.278,13	4.194,43		3.584,99	124,82	50,70	0,89	16.233,96	50,99
1986	15.352,96	9.026,46		3.839,52	240,52	26,40	3,82	28.489,67	53,89
1987	12.183,87	4.006,39	-	4.260,49	103,86	8,70	38,44	20.601,76	59,14
1988	11.978,10	2.126,90	• •	390,96	78,68	4,92	56,55	14.636.11	81,84
1989	5.742,00	1.132.21	1.503,21	171,59	83,05	1,83	74,70	8.708,59	65,93
1990	7.141.63	1.032,31	2.491,11	200,28	48,99	1,44	123,97	11.039,74	64,69
1991	9.395,32	1.180,21	2.813,91	187,91	9,09	9,09	101,98	13.697,51	68,59
1992	11.564,50	640,07	3.348,99	158,36	2,46	1,62	91,36	15.807,37	73,16
1993	12.421,28	524,77	4.887,78	154,75	0,00	0,97	63,24	18.052,79	68,81
1994	12.929,94	286,07	3.599,62	164,93	0,00	0,93	61,50	17.042,99	75,87
1995	16.716,49	306,26	4.039,81	167,34	0,00	0,00	62,55	21.292,45	78,51
1996	13.614,90	550,14	3.340,58	218,86	0,00	0,00	71,95	17.796,43	76,50

Fonte: Relatório Anual do Banco Central do Brasil (1974 - 96).

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Até 1995, saldos em 31 de dezembro de cada ano; em 1996 saldos de novembro.

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup>Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES).

Os empréstimos do Banco do Brasil à agricultura compreendiam as operações efetuadas pela Carteira de Crédito Agrícola e Industrial (CREAI) e as operações de refinanciamento da Política de Preços Mínimos (PPM), observando-se de 1974 a 1977, a despeito do panorama de contração de liquidez da economia, crescimento nos saldos das aplicações de recursos no setor agrícola.

Em 1978, as autoridades monetárias, numa tentativa de conter suas operações ativas, diminuíram os empréstimos do Banco do Brasil à produção agrícola. Conforme Servilha (1994) nesse ano também se detectou uma queda, em termos nominais, de 68,7% nas aplicações do Fundo Especial de Desenvolvimento Agrícola (FUNDAG),<sup>30</sup> que absorvia grande parte das operações subsidiadas realizadas pelos fundos e programas administrados pelo Banco Central. Portanto em 1978, observou-se não só decréscimo nos montantes de empréstimos agrícolas do Banco do Brasil como teve início a retirada dos subsídios nos financiamento rurais.

Conforme Oliveira & Montezano (1982), apesar do comportamento contracionista dos empréstimos do BB, observou-se expansão considerável em sua participação no crédito rural total, passando de 50% em 1965 para quase 80% em 1980, evidenciando crescente estatização do crédito rural. No entanto, considerando-se além dos bancos comerciais todas as demais instituições integrantes do Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR) essa participação foi de 67,62% em 1980, e só em 1988 é que atingiu-se valor próximo aos 82%.

A tendência de declínio dos empréstimos após 1978 prosseguiu até 1984, com posterior reversão para crescimento até 1986. Nesse período, principalmente em 1983-1985, teve-se uma redução significativa nas operações de crédito do Banco do Brasil, com a transferência para a rede privada de parcela dos financiamentos, o que fez com que aumentasse proporcionalmente a importância dos Bancos Comerciais e Bancos Estaduais de Desenvolvimento nos saldos das aplicações do SNCR.

De 1987 até 1989 ocorreu decréscimo nesses saldos devido à diminuição significativa da oferta de recursos do Tesouro e redução tanto dos depósitos à vista quanto dos fundos aplicados na Cademeta de Poupança Rural. A partir de 1990 observa-

Este fundo fazia parte do Fundo Nacional para a Agricultura e Indústria (FUNAGRI).

se movimento crescente nestas operações de crédito que prossegue até 1995, não obstante as estatísticas referentes aos financiamentos concedidos mostrarem após 1979, salvo 1986, 1991, 1992, e 1994, a ocorrência de uma queda significativa dos montantes liberados para a agricultura passando-se de um total de R\$ 39,17 bilhões para R\$ 5,52 bilhões em 1995 (Tabela 5).

Tabela 5 - Evolução do financiamento rural total concedido aos produtores e cooperativas, em valor corrente e real, 1974 - 1995

Ano	Valor Corrente (Milhões)		Valor Real <sup>1</sup> (Milhões)
1974	CR\$ 48.272,00		23.179,85
1975	CR\$ 89.997,12	ath an an an a	33.794,45
1976	CR\$ 130.226,16	il giệ Giới, com quixia ápr	34.643,90
1977	CR\$ 165.,856,67		30.913,85
1978	CR\$ 233.942,45		31.426,23
1979	CR\$ 448.730,89		39.166,10
1980	CR\$ 859.193,13		37.455,77
<b>1981</b> ,	CR\$ 1564.900,17		32.488,57
1982	CR\$ 2960.272,89	in de la companya di mangantan di mangantan di mengangan di mengangan di mengangan di mengangan di mengangan Pangangangan pengangan pengangan pengangan pengangan pengangan pengangan pengangan pengangan pengangan pengan	31.459,54
1983	CR\$ 5.687.785,92		23.748,54
1984	CR\$ 11.138.665,52		14.505,51
1985	CR\$ 51.705.203,32	walionellas pola sambo, like	20.684,95
1986	CZ\$ 186.780,08	Kari rata 1875, maka 1991.	30.844,86
1987	CZ\$ 478.238,93		24.315,07
1988	CZ\$ 2.648.106,74		17.157,45
1989	NCR\$ 34.335,07	inga, a salif ka na banda dek si si	15.668,26
1990	CR\$ 557.089,21	patrilling descriptions	8.951,29
1991	CR\$ 2.958.342,82	i. Garangan Tahi, bahadi	9.235,19
1992	CR\$ 35.799.339,49		10.239,82
1993	CR\$ 677.434,96	일본다 등 등 등 등 등 등 등 등 등 등 등 등 등 등 등 등 등 등 등	8.793,40
1994	R\$ 8.921,74		12.715,49
1995	R\$ 6.481,60		5.518,81

Fonte: Relatório anual do Banco Central do Brasil (1974 - 1996)

O crescimento dos saldos das aplicações do crédito rural principalmente em 1993/95 (tabela 4) é decorrente do fato de que essas estatísticas englobam também

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Em milhões de R\$ de agosto de 1994, médias anuais.

os contratos inadimplentes em atraso e em liquidação. Exemplificando dos totais dos saldos de crédito rural em 1993 e 1995 os percentuais de inadimplentes correspondem respectivamente a 23,24% e 28,31%. Outro ponto a ser considerado é que à partir de julho de 1995 os saldos das operações vencidas há mais de 60 dias passaram a ser contabilizados e reclassificados pelos valores atualizados. Os créditos em liquidação são as operações vencidas há mais de 180 dias com garantias consideradas insuficientes e há mais de 360 dias com garantias suficientes.

No tocante aos bancos comerciais, integrados ao SNCR pela Resolução 69 do Banco Central em 1967, mesmo com aumento progressivo no percentual de obrigatoriedade das aplicações dos recursos captados através dos depósitos à vista, desde 1975 até 1983, salvo 1982, nota-se queda progressiva nos saldos das operações de crédito, passando-se por uma recuperação até 1986, com queda progressiva a partir daí.

As Caixas Econômicas Estaduais mostraram crescimento do crédito até 1977, seguindo-se movimento decrescente, exceto em 1983 e 1986, com níveis irrisórios em 1993. Do mesmo modo os Bancos Estaduais de Desenvolvimento atingiram o máximo dos recursos liberados de crédito rural em 1978, constatando-se movimento oscilante até 1987, seguindo-se queda abrupta após 1988, com crescimento em 1994 - 96.

No caso do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, ,com participação no Sistema Nacional de Crédito Rural após 1979, observa-se, de modo geral, tendência declinante nos saldos dos empréstimos, com reversão neste sentido de 1986 até 1990, após o que esses empréstimos voltam a cair com uma reversão de tendência em 1995/96. Já nos Bancos de Investimentos, com início das operações em 1983, tem-se que após esse ano sua participação decresce exceto em 1991, tornando-se irrisória até 1994. Em 1989 os Bancos Múltiplos se integram ao SNCR, podendo-se detectar participação crescente até 1995-96.

## 3.2 O crédito rural e suas fontes de financiamento no período de 1970 - 96

Neste item procura-se mostrar as principais fontes de recursos da agricultura e identificar as alterações que foram introduzidas ao longo do tempo, sendo que com a institucionalização do Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR) em 1967, coube ao Conselho Monetário Nacional, entre outras atribuições, a determinação da origem e dotação de recursos para a agricultura.

Como mostrado por Oliveira & Montezano (1982) as fontes de recursos previstas pela legislação (Lei de reforma bancária e Lei do Crédito Rural) eram abrangentes, contendo quase todos os canais de transferência conhecidos, como os recursos próprios dos órgãos participantes do SNCR, incluindo-se aí, além das aplicações normais, os recursos de fundos e programas específicos geridos pelas Autoridades Monetárias, aplicações compulsórias de parcelas dos recursos dos agentes comerciais e recursos provenientes de empréstimos externos. Para o caso do canal compulsório fixou-se um piso sobre os depósitos à vista líquidos do sistema bancário<sup>31</sup> a ser obrigatoriamente emprestado à agricultura.

Particularmente no caso das disponibilidades providas pelas Autoridades monetárias tem-se que em 1980, os fundos e programas financiavam apenas 15% do crédito rural, enquanto os recursos não especificados, não associados a qualquer conta do orçamento monetário, 75%. Tais disponibilidades seriam as representadas pelos saldos dos "Depósitos à vista no Banco do Brasil", dos "Depósitos dos Bancos Comerciais no Banco Central" e mesmo dos "Recursos Líquidos do Tesouro Nacional".

Após 1970, as várias modificações na política econômica implicaram em mudanças nas regras financeiras do crédito agrícola, como elevação das taxas de juros, redução dos subsídios financeiros, incentivo para o sistema de crédito privado etc. Assim, buscando reduzir a participação dos recursos oficiais no total dos gastos envolvidos com o financiamento rural, diminuiu-se progressivamente o limite de adiantamento e ampliou-se

医致微囊 毫定 海流流 蒙 医多克马氏性静脉管管 化多层层的 医门室 的

Depósitos à vista líquidos = depósitos totais - (depósitos a prazo fixo + depósitos vinculados as operações de câmbio + depósitos transitórios de entidades públicas + depósitos de governos estaduais e municipais + recolhimento compulsório, em dinheiro, dos bancos junto ao Banco Central).

o percentual de obrigatoriedade dos bancos comerciais, que passou de 10% em 1967 para 20% em 1981 (Tabela 6).

Tabela 6 - Aplicação dos Bancos Comerciais no crédito rural, sobre o montante de recursos captados através dos depósitos à vista 1967-1981

## (em porcentagem)

Ano	Percentual
1967	10
1973	inn an thiúil is in tuich maraine in i aig raidh filir 1945 a fhrein ireinnach 1640 a chuir eil in a <b>15</b>
1979	to engligation and entropy of the principle of the first termodely and the confirmal formal of the confirmal
1980	
1981	

Fonte: Elaborado pelo autor, à partir de informações do Relatório Anual do Banco Central (1974-96).

Não obstante o aumento nos percentuais de obrigatoriedade como levantado por Oliveira & Montezano (1982) o coeficiente de capacidade do financiamento dos depósitos à vista dos bancos comerciais reduziu-se acentuadamente no período 1965-81, passando de um índice de 3,52 para 0,90 nesses anos.

A partir de 1982, constatando-se a queda da participação dos depósitos à vista nos bancos privados, estabeleceu-se a destinação compulsória de 10% das aplicações globais das instituições financeiras em crédito rural beneficiando também os empreendimentos agroindustriais.

Em 1983 as aplicações compulsórias foram limitadas ao valor da média trimestral dos depósitos líquidos à vista no trimestre anterior. Já em 1984 essas aplicações voltaram a ser vinculadas aos depósitos líquidos à vista, determinando-se percentuais crescentes das médias desses depósitos, de acordo com o valor total das operações ativas dos bancos, exemplificando-se: 10% para os bancos com operações ativas totais e equivalentes a até 130 mil Maior Valor de Referência (MVR) e 55% para os bancos com aplicações superiores a 5,5 milhões de MVR.

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Pela resolução 671 de dezembro de 1980, este percentual foi alterado para 20%.

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> A Resolução 698 de junho de 1981, previa aumentos graduais no percentual de exigibilidade até atingir-se 25%.

No Plano Cruzado puderam ser computados os saldos das operações de descontos de títulos referentes à comercialização agrícola, congelando-se as operações ao saldo de 28/02/1986. Em maio os percentuais de exigibilidade sobre os depósitos à vista foram alterados para 10%, 20% e 30%, respectivamente para pequenos, médios e grandes bancos, valores que foram posteriormente alterados para 20%, 40% e 60% em julho de 1987.

Segundo Coelho (1994) na década de 80 as diretrizes da política econômica passaram a influir decisivamente na disponibilidade dos financiamentos, tendo em vista que o comportamento dos agregados monetários que forneciam a massa de recursos para a agricultura mantinham estreita relação com o nível de inflação . Assim os planos de estabilização aplicados após 1986 afetaram as fontes de recursos para o crédito agrícola, como pode ser visto nas aplicações em crédito rural do Banco do Brasil em 1986, provenientes das exigibilidades, que dobraram em relação a 1985, quando dos US\$ 8,2 bilhões aplicados em crédito rural 92,1% eram provenientes do Tesouro, 7,2% das exigibilidades e 0,7% de recursos livres. Com o aumento dos depósitos à vista durante o Plano Cruzado em 1986, de uma aplicação total de US\$ 13,8 bilhões, a participação do Tesouro caiu para 58,0%, das exigibilidades subiu para 15,9% e a dos recursos livres aumentou para 26,1%. (Tabela 7)

Tabela 7 - Fontes de financiamento do crédito rural, conforme aplicações do Banco do Brasil, 1985 a 1989<sup>1</sup>

(em porcentage	m

		3. 3 3. 3 3.	Ano		
Fonte	1985	1986	1987	1988	1989
Tesouro	92,1	58,0	65,0	40,5	29,7
Exigibilidade	7,2	15,9	14,3	7,7	9,1
Caderneta Rural		•	18,0	48,6	54,4
Recursos Livres	0,7	26,1	3,7	3,2	6,8
Total Percentual	100	4. 1144 A <b>100</b> . U.S	. 11. 25. <b>100</b> h	4 7. p. 100 f 7.	100

Fonte: Coelho (1994)

¹ Saldos em 31/12 de cada ano.

Entre 1987 e 1989 a participação das exigibilidades perdeu importância, situação que se reverteu em 1990, em função da queda da taxa de inflação nos primeiros meses do Plano Collor I e as aplicações obrigatórias voltaram a ganhar importância (Tabela 8).

Tabela 8 - Distribuição percentual do crédito rural desembolsado, segundo a fonte de recurso 1990 - 96

				Ano	es in second		
Fonte	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Exigibilidade	53,22	22,52	12,26	8,00	4,77	9,87	11,79
Caderneta Rural	10,11	25,97	45,60	27,30	16,84	16,77	6,26
Recursos Livres	21,90	16,21	7,19	9,70	17,48	15,67	9,85
Dep.Esp.Remunerados	a m Smj•t	5,89	17,24	17,87	8,47	3,57	0,00
Fund. Commodities				19,74	29,93	18,44	0,00
Tesouro Nacional	10,95	19,20	11,00	7,70	2 5 8 <b>,83</b>	7,75	3,14
Recursos Externos	• .	-	•			7,75	45,57
Outros	3,82	10,21	6,61	9,69	13,29	20,18	23,39
TOTAL	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: Elaborado pelo autor à partir de informações do Relatório do Banco Central do Brasil (1992, 1994/96).

Com relação aos recursos do Tesouro Nacional as mudanças institucionais ocorridas a partir de 1986 com a separação entre o Banco Central e o Banco do Brasil, com o consequente congelamento da Conta Movimento, e que culminaram em 1988, com a criação do Orçamento das Operações de Crédito (OC), fizeram com que se passasse de uma situação em que as pressões por recursos para o crédito rural poderiam ser facilmente atendidos por decisões no âmbito do Executivo, para a situação em que os fundos para o crédito rural tem que ser alocados com antecedência de um ano, e enfrentar competição com outros demandantes de recursos no âmbito do Executivo e do Congresso (Rezende et. al., 1994).

Outros fatores importantes que reduziram o papel dos recursos do Tesouro no financiamento do crédito rural seriam: o critério de se condicionarem os desembolsos aos retornos nos programas de custeio e comercialização agrícola e a inclusão na conta de cada programa de todos os gastos referentes às suas atividades, como os gastos de equalização e os pagamentos da dívida externa, restando, portanto, menos recursos para concessão de empréstimos, face ao critério de equilíbrio orçamentário.

Essas mudanças institucionais ao lado do agravamento do déficit público desempenharam um papel autônomo na crescente restrição de fundos do Tesouro para o crédito rural. Vale citar aqui que os gastos referentes à política de crédito rural via orçamento monetário embora não fossem incluídos no Orçamento da União, como ocorreu até 1987 e consequentemente não afetassem o déficit fiscal de forma direta, exerciam forte pressão sobre a dívida pública interna federal e sobre base monetária.

De acordo com Gasques & Villa Verde (1995), dentro dessa orientação de gastos públicos estava implícita uma mudança radical na forma de financiamento da agricultura, que antes se fazia em boa parte, pela colocação de títulos públicos no mercado.

Em agosto de 1986 foi criado o Fundo de Desenvolvimento Rural (FDR), administrado e operado pelo Banco do Brasil, composto principalmente pelos retornos de operações de crédito rural realizados pelo Banco do Brasil por conta do Tesouro Nacional até 27 de fevereiro de 1986 e reaplicações efetuadas até esta data.

Visando contenção dos gastos do governo, impôs-se, em dezembro de 1988, aplicação dessa fonte exclusiva para os mini e pequenos produtores, em programas de financiamentos agrícolas e pecuários, medidas que em 1989 seriam flexibilizadas, ao se permitir alocação desses recursos para os médios e grandes produtores nas operações de investimentos agropecuários e agroindustriais, vinculados a fundos e programas especiais de crédito.

A Cademeta de Poupança Rural foi instituída através da Resolução n.º 1.188 do Conselho Monetário Nacional de 05 de setembro de 1986. Os bancos comerciais controlados pelo governo federal foram, assim, autorizados a receber depósitos nas mesmas condições das cademetas de poupança vinculadas ao setor habitacional. A princípio, o recolhimento dos depósitos ficou a cargo do Banco do Brasil (fevereiro de

1987), estendendo-se depois ao Banco Nacional de Crédito Cooperativo, Banco da Amazônia e Banco do Nordeste do Brasil.

Em 1988-89 a Poupança Rural constituiu-se na maior fonte supridora de recursos para os créditos concedidos ao setor, já em 1990 detectou-se decréscimo dessa fonte haja visto queda real das aplicações nesse ativo e da política de taxas de juros ocasionando problemas de caixa aos agentes que operavam no sistema de poupança rural, pois os recursos dos depositantes da cademeta foram corrigidos pelas Letras Financeiras do Tesouro (LFTS) e os dos tomadores de empréstimos pelo Índice de Preços ao Consumidor (IPC). Esse diferencial entre ativo e passivo só foi coberto em novembro de 1989, com recursos do Tesouro.

A constituição de 1988 possibilitou a criação dos Fundos Constitucionais de Financiamento dos Setores Produtivos das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, formados pelas arrecadações do Imposto de Renda (IR) e proventos de qualquer natureza, como Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI). Apesar da destinação ampla atingindo-se produtores e empresas foram priorizados os pequenos e miniprodutores que produzem alimentos básicos, bem como para projetos de irrigação.

As Sociedades de Crédito Imobiliário foram integradas ao SNCR em 30 de agosto de 1990, estabelecendo-se a sistemática de se aplicar no mínimo 10% dos recursos captados em depósitos de poupança pelas referidas instituições e pelos bancos múltiplos com carteira de crédito imobiliário. Essas fontes assim como as do Fundo de Aplicações Financeiras - FAF não chegaram a se implantar efetivamente.

Outros mecanismos eram os Depósitos Interfinanceiros Rurais (DIR), formado com os recursos das exigibilidades dos depósitos à vista dos bancos particulares que não desejavam aplicar esses recursos na agricultura, nem recolhe-los de forma compulsória ao Banco Central.

No Plano Collor I, foi criado nova modalidade de crédito rural, baseada nos "Recursos Livres" das instituições financeiras, com garantia de correção de apólice de seguro ou de contrato de venda no mercado futuro. A origem desses recursos é o próprio sistema financeiro, com encargos equivalenetes às taxas de juros no mercado, sendo utilizada em setores mais competitivos como culturas de exportação e agroindústria.

Quanto a utilização das fontes externas embora instituída em 1967, somente em 1991 permitiu-se que as instituições financeiras do Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR) captassem recursos dessa natureza para aplicação no setor agropecuário, nas atividades de custeio e comercialização de produtos agrícolas destinados `a exportação. Em 1995 a legislação estendeu esse benefício também à agroindústria. Em 1996, os recursos externos constituiram-se na principal fonte do crédito desembolsado, superando inclusive a Cademeta de Poupança Rural (Tabela 8).

Em 1991 apareceram em caráter temporário, os Depósitos Especiais Remunerados (DER), criados no Plano Collor I, em decorrência do congelamento dos ativos financeiros das pessoas físicas e jurídicas. Em 1992/1993 essa fonte chegou a representar cerca de 17% das aplicações de crédito rural. Em 1996, quando acabou o prazo para devolução dos recursos recolhidos em 1991 pelo Banco Central, esta fonte foi extinta (Tabela 8).

Em 1993 os Fundos de commodities constituiram-se em nova fonte de recursos do financiamento agropecuário. Essas aplicações eram destinadas aos investimentos em carteira de ativos financeiros relativos a produtos agrícolas, pecuários e agroindustriais, bem como à realização de operações em mercados organizados de liquidação, envolvendo contratos referenciados nos produtos já mencionados. Como exemplos temse os direitos creditórios vinculados a contratos de exportação, certificados de depósitos bancários de operações de comercialização, etc. Normalmente os recursos dessa fonte eram dirigidos para setores com perfil mais moderno, como o do complexo soja (Tabela 8).

Segundo Gasques & Villa Verde (1995) outras fontes recentes de crédito rural seriam: Os Recursos Extra Mercado, constituídos pela disponibilidade das entidades da administração federal indireta e das fundações supervisionadas pela União. Com base nesses recursos, estabeleceu-se um Fundo de Investimento junto ao Banco do Brasil para aplicação em títulos do Tesouro Nacional (no mínimo 75%) e Certificados de Depósitos Bancários (CDBs). Das aplicações em CDBs junto a esse fundo, no mínimo 70%, deverão ser destinados às operações de crédito rural, com prazos de até 8 meses. (Resolução nº 2108 de 12/9/94).

O contrato de Compra e Venda de Soja Verde envolve a entrega futura com preços fixos ou a fixar, calculados tomando como referência o preço do mercado futuro. As fontes de recursos são, entre outras, a indústria processadora, exportadores e cooperativas. O risco de preços é do produtor.

- O FINAME agrícola, gerenciado pelo BNDES, é voltado para investimentos de médio e longo prazos, Os recursos são originados do Fundo PIS/PASEP e do FAT, tendo como clientela empresas de qualquer porte do setor agrícola, inclusive cooperativas e pessoas físicas. Esse fundo participa com até 80-90% nos investimentos, com encargos que variam de 5,5 a 6,5% além da Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP). As aplicações tem sido direcionadas especialmente para aquisição de máquinas e equipamentos.

Essas novas modalidades de financiamento evidenciam o aumento da importância de recursos cuja captação é feita no mercado e, deste modo, com custos de repasse caracterizadamente altos em relação às fontes tradicionais.

radio and a final comment of the comment of the property of the comment of the co

destructions in the first of a land culture of a position of the contract of t

and the territories of the second of

and the contract of the contra

## 4 METODOLOGIA DA MENSURAÇÃO DO ENDIVIDAMENTO

Atendendo ao objetivo principal de investigar as relações entre a dívida agrícola e outras variáveis econômicas, bem como de estudar o impacto das variações nessas variáveis sobre o endividamento, procurou-se a princípio pesquisar a literatura sobre o assunto em pauta. No item material e método é apresentado o modelo que será usado para testar algumas pressuposições sobre os determinantes da dívida agrícola. Em seqüência são discutidos tópicos referentes aos testes de raíz unitária, à cointegração e ao método preconizado por Box & Jenkins (1976) para séries temporais, abordando-se a função de transferência e análise de intervenção, em que se analisam medidas que afetam uma dada série econômica com datas de ocorrência conhecidas.

the contract of the first property of the contract of the cont

and the control of the property of the control of t

o proportion and the second of the contract of

### 4.1 Revisão de literatura sobre pontos relativos ao endividamento.

Observou-se a inexistência no Brasil de trabalhos que analisem o endividamento da agricultura dentro de uma perspectiva de longo prazo, priorizando-se a interferência de fatores econômicos sobre essa dívida. Do mesmo modo, detectou-se que mesmo em nível internacional os trabalhos publicados são relativos à dívida pública e dívida externa, sendo raros os que estudam aspectos da dívida agrícola. Assim, são relacionadas as pesquisas que tratam genericamente do assunto endividamento e inadimplência e de aspectos relativos à oferta e demanda de crédito agrícola, com a finalidade de se encontrar subsídios para a análise pretendida no trabalho e estabelecer as variáveis que deverão compor o modelo da dívida da agricultura brasileira.

Com relação ao tópico demanda e oferta, Hesser & Schuh (1962), em introspecção das relações estruturais descrevendo o mercado de crédito agrícola fundiário<sup>32</sup>, discorrem sobre os usos desse instrumento no refinanciamento do débito existente. Dentro do modelo conceitual desenvolvido foi colocado que um estudo completo do mercado para o financiamento agrícola fundiário deveria considerar pelo menos três conceitos de crédito: o estoque da dívida pendente, o fluxo bruto anual dos empréstimos fundiários agrícolas, e o fluxo líquido dos empréstimos concedidos menos os desembolsos. Neste estudo, o conceito de crédito usado foi o de fluxo bruto ou volume de empréstimos fechados durante o ano. As relações de demanda e oferta de crédito hipotecário foram estimadas através de modelo de equações simultâneas, considerandose como variável dependente o fluxo bruto de crédito hipotecário agrícola, ajustado a dados de série temporal de 1921 a 1959. As variáveis tratadas como exógenas nas equações de oferta incluiam a taxa de juros em investimentos alternativos, a poupança nacional e o estoque de moeda. No tocante à demanda consideraram-se como variáveis independentes, entre outras, a taxa de juros dos empréstimos, os recursos próprios dos agricultores, os preços esperados para os produtos agrícolas, um índice de tecnologia, o estoque da dívida no início do ano e um indíce de salários rurais. Os resultados sugerem que a demanda de crédito é elástica em relação à taxa de juros, ao capital próprio, salários rurais e tecnologia.

Barros & Araújo (1991) estudaram os condicionantes da oferta e demanda de crédito rural no Brasil, discutindo que o crédito colocado à disposição do setor agrícola, nas décadas de 70 e 80, parecia ser influenciado por dois fatores básicos que seriam a produção agropecuária e a inflação. Neste último caso a preocupação residia nos efeitos do crédito sobre a oferta monetária, que provavelmente teriam se reduzido com a supressão da conta movimento em 1986. Através da regressão múltipla testou-se um modelo para o volume de crédito rural oferecido à agricultura no ano, no período 1971 a 1989, incluindo-se além das variáveis defasadas, em um ano, descritas acima, a tendência e uma variável dummy para captar os efeitos da extinção da conta movimento. Os resultados do ajustamento do modelo sugeriam que a disponibilidade de crédito até

<sup>&</sup>lt;sup>32</sup> Crédito em que se dava como garantia a propriedade.

1986 era bastante sensível às variações do desempenho do setor agrícola e/ou à taxa de inflação, situação que se alterou a partir de 1987 quando a oferta passou ser menos sensível a esses dois fatores

Com respeito à demanda foram citadas as dificuldades em se estimarem relações estruturais devido ao controle oficial das taxas de juros até 1984 e à característica de fungibilidade dos recursos financeiros, inviabilizando a obtenção de boas estimativas de crédito rural, isoladamente da demanda de crédito geral. No entanto, Barros & Araujo (1991) partiram do teste empírico de algumas relações de demanda de crédito de custeio no Brasil, no ano agrícola 1988/90, admitindo que o volume de crédito obtido era influenciado, principalmente, pelos seguintes fatores: custo real esperado do dinheiro, estoque de capital na forma de máquinas, terra potencialmente explorável pelo agricultor, despesas com insumos modemos incluindo fertilizantes, calcário e defensivos e escolaridade do agricultor. A fundamentação para a escolha dessas variáveis era que as variações na taxa de juros seriam suficientes para provocar variações significativas e de sentido contrário na quantidade procurada de crédito, os outros fatores seriam deslocadores da função estimada, no sentido de que o estoque de capital em máquinas e equipamentos deveria estar associado positivamente ao volume de crédito, visto que representaria os efeitos da mecanização e maior acesso aos mercados formais dando as garantias pignoratícias às instituições financeiras. Também o nível de tecnologia deveria influenciar positivamente o volume de crédito de custeio obtido nos mercados financeiros. O tamanho da fazenda e área agricultável determinariam não só o acesso ao crédito como também o montante de recursos financeiros para o agricultor individual. Os resultados da pesquisa mostraram que a demanda para crédito seria inelástica em relação à taxa de juros, à terra potencialmente explorável pelo agricultor, ao capital em máquinas e às despesas com fertilizantes, calcário e defensivos.

Desai & Mellor (1993), em trabalho análitico sobre o financiamento institucional para o desenvolvimento agrícola, estudaram os fatores que influenciam a demanda por empréstimos agrícolas e a resposta dessa demanda às taxas de juros e determinantes não monetários. Para tanto, foram apresentados trabalhos realizados em vários

and a second to provide AA Contract of the Con

aíses, com as demandas, estimadas, em nível de propriedade, através de equações simples pelo método de mínimos quadrados e modelos de estimação multivariada onde, além das taxas de juros, foram considerados o valor dos investimentos, renda líquida da fazenda, capital no começo do ano, dívidas pendentes, razão dívida/valor dos ativos e anos de escolaridade. Os resultados dos estudos quantitativos incluindo empréstimos institucionais e não institucionais mostraram que a taxa real de juros é relativamente menos importante do que outros fatores na demanda por crédito em regiões desenvolvidas, porém era a determinante mais importante em países de baixa renda, comparativamente aos de renda média e alta. Assim, em países pouco desenvolvidos os fatores mais importantes na demanda seriam a adoção de novas tecnologias, medida pelos gastos em investimentos como exemplificado pelo Brasil e pela Índia. Em países subdesenvolvidos outros fatores seriam a relação risco/ capacidade e disponibilidade de recursos intemos. Em países de médio desenvolvimento, tinha-se: o produto intemo bruto, tendência no tempo, salários, preços dos insumos e dos produtos e quotas de crédito. Nos países de renda alta consideram-se as expectativas sobre a capacidade de crédito (como indicado por crédito disponível no ano anterior), taxa de salário (proxi para necessidade de aumento de crédito), tecnologia (como medida para mudanças na relação produto/unidade de insumos totais), e financiamento interno (recursos internos) e nesse caso, com exceção da taxa de juros real, da capacidade de recursos internos e da dívida passada, todas as outras variáveis tinham efeito positivo na demanda de crédito rural. No tocante à resposta da demanda de empréstimos rurais à taxa de juros, das pesquisas em 31 casos, 15 mostraram que a demanda era altamente elástica para a taxa real de juros, 3 que era moderadamente elástica e 4 pouco elástica. Nove casos indicaram que a demanda era inelástica à taxa de juros, caso em que se enquadrariam os Estados Unidos, Brasil e Índia, para os quais os resultados eram baseados em modelos normativos, em que o esquema de demanda derivada por empréstimos era construída.

Especificamente no caso da dívida agrícola, Lins & Duncan (1980) estudaram as mudanças nos preços relativos da agricultura americana durante períodos de inflação e seus efeitos no desempenho financeiro e estrutural do setor agrícola. Discutiu-se que as despesas com juros dos empréstimos eram componentes importantes dos custos de produção e que as evidências passadas mostravam que essas taxas não acompanharam as taxas do mercado financeiro. Essa situação estaria mudando, já

que os mercados de crédito agrícola estavam mais relacionados com o mercado financeiro nacional, influenciando provavelmente as taxas de juros, que exibiam grande variabilidade em relação às existentes previamente. Quanto aos preços agrícolas, no curto prazo, em constraste com os preços pagos, não ocorreram os ajustamentos devidos conduzindo a grande instabilidade na renda agrícola. Ademais, a inflação valorizou os ativos, tanto em valor nominal como real, principalmente o imóvel agrícola, aumentando a confiança no financiamento da dívida, criando posteriormente problemas no fluxo de caixa para as firmas agrícolas. Lembrou-se que as empresas agrícolas endividaram-se para financiar os insumos e ativos de capital, sendo que de 1950 a 1978 não só aumentou de 58% para 89% o número de execuções hipotecárias, como a proporção das compras totais financiadas com capital de endividamento passou de 17% para 50%. No entanto, em decorrência de muitos fatores envolvidos, tomava-se difícil a determinação explícita dos impactos da inflação no financiamento da dívida agrícola. Também se detectou que, na expectativa de inflação contínua, os investidores, objetivando ganhos de capital, seriam encorajados a comprar terras antes que o preço aumentasse, usando empréstimos em dinheiro. Desde que os retornos totais (renda mais ganhos não realizados de capital) do investimento em imóvel rural excedessem o custo do empréstimo, o financiamento da dívida estimularia o crescimento do capital. Um fato também observado é que a posição de liquidez das firmas agrícolas decresceu no tempo, com a porcentagem dos ativos líquidos das firmas agrícolas (ativos financeiros e estoque de grãos e animais) decrescendo relativamente aos ativos fixos (propriedade agrícola e maquinaria), provavelmente como resposta aos impactos da inflação nas taxas relativas de retorno dos ativos mantidos pelos fazendeiros. Do mesmo modo, no período analisado, aumentou a relação entre a dívida a liquidar e a renda líquida em dinheiro, indicando que uma alta proporção dessa renda seria alocada no serviço da dívida, denotando que os fazendeiros estavam crescentemente expostos a problemas de fluxo de caixa.

Leathers & Chavas (1986) desenvolveram um modelo de produção de uma firma agrícola endividada, nos Estados Unidos, servindo como base para um modelo agregado, que identificaria possíveis custos e benefícios de programas governamentais de transferência para agricultores endividados, ou que estariam em débito e enfrentavam incertezas na receita. O argumento central do trabalho era que a probabilidade de inadimplência e seu impacto nos ganhos dos fazendeiros influenciaria as decisões de

produção e que, portanto, qualquer programa governamental que afetasse a probabilidade ou os custos da inadimplência teria impactos na produção e no bem estar econômico. As principais hipóteses da inadimplência ou de seus custos seriam decorrentes primeiramente das falhas de mercado, fazendo com que produtores eficientes tivessem má sorte temporária e ou pelo fato de que os ativos de capital não eram perfeitamente móveis ou fungíveis. Além disso, os emprestadores tinham informações imperfeitas sobre a habilidade dos tomadores de empréstimos em quitar suas dívidas. Detectou-se também que, diante de uma situação de inadimplência, quando ocorria depressão no nível de preços recebidos, muitos agricultores eram liquidados, incluindo-se muitos dos mais eficientes que aumentaram suas dívidas para obter maquinaria moderna e equipamentos novos. O modelo desenvolvido, envolvendo o problema de maximização de lucro esperado da firma, descrevia a decisão de produção de um produtor agrícola que estava em débito, enfrentava incertezas quanto à evolução do preço recebido por seu produto e existia probabilidade positiva de inadimplência do empréstimo, em decorrência de queda nos preços realizados de sua mercadoria, impedindo que o agricultor fizesse o pagamento requerido do empréstimo. Assim, para um dado nível de incerteza de preço, a probabilidade da inadimplência variava com as condições financeiras da firma, com os custos de produção e com a renda externa, ou seja, nesse modelo, a inadimplência era atribuída a um ato involuntário, ocorrendo somente quando havia alguma incerteza no sistema de preços, podendo também ser estendido aos problemas na produção.

Lowenberg - Deboer & Boehlje (1986) apresentam modelo modificado de Vickers (1968)<sup>33</sup> com o objetivo de fornecer arcabouço para entender as mudanças no tamanho das fazendas e estrutura financeira, nos Estados Unidos, durante o período de valorização na terra agrícola em 1960/70 e analisar o impacto das perdas de capital no começo dos anos 80.

As hipóteses que permearam o trabalho eram de que a queda nos preços das terras reduziria o valor líquido dos imóveis rurais, diminuindo o poder de empréstimo dos negócios agrícolas. Outro ponto abordado era de que a expansão nas áreas agrícolas e ganhos de capital estavam relacionados, uma vez que o aumento no valor das terras

<sup>&</sup>lt;sup>33</sup> VICKERS, D. The Theony of the firm: Production, Capital and Finance. New York: MC Graw - Hill Book Co., 1968.

forneceria, uma base para compras adicionais. É sugerido que o tratamento preferencial das taxas dos ganhos de capital tenham exacerbado a tendência à expansão agrícola oferecendo incentivos adicionais para comprar mais terras.

Dentro da estrutura técnica desenvolvida por Vickers o procedimento envolvia a combinação ótima de insumos e estrutura financeira que maximizava o valor presente de renda da firma, sujeita à restrição de capital monetário, no longo prazo em que todos os insumos eram considerados variáveis.

O modelo sugeria que o aumento do uso do endividamento pelos fazendeiros americanos nos anos 70 aconteceu, em parte, como resposta ao aumento nos ganhos de capital e que os problemas financeiros dos produtores americanos, no começo dos anos 80, foi decorrente das dificuldades de ajustamento de suas dívidas à queda nos preços da terra naquele período.

Ademais, no boom dos anos 70 os fomecedores de financiamentos agrícolas deviam ter considerado o aumento dos preços agrícolas como adição permanente no valor líquido que eles tinham previamente, contribuindo para o problema financeiro dos agricultores no início dos anos 80.

Em contraposição ao relato acima, se uma grande proporção de perda era tratada como permanente então haveria pressão contínua para reduzir o crescimento no tamanho de propriedade. Assim podia-se forçar mais terra no mercado, ocasionando depressão de preços desse fator. A dívida adicional que era provável de ser adquirida em períodos de ganho de capital tornavam os fazendeiros vulneráveis em períodos de recessão.

Gustafson (1989) fez um histórico do uso de crédito pelos fazendeiros americanos, que passou de U\$ 7,6 bilhões em 1945 para R\$ 206,5 bilhões em 1983, sendo que entre 1972 e 1983 a dívida agrícola mais do que triplicou. Entretanto, esse rápido crescimento nos empréstimos agrícolas não foi causado por expansão física ou formação real de capital no setor. De fato entre 1945 e 1983 houve declínio no uso total de insumos incluindo terra, trabalho e máquinas. Na realidade, atitudes liberais em termos de crédito, políticas monetárias expansionistas, elevação das pressões inflacionárias e expectativas de aumento generalizado da demanda por alimentos, foram os fatores que motivaram os agricultores a aumentar o peso do crédito.

Com as mudanças das forças de mercado nos anos 80, a economia agrícola começou a se deteriorar, acarretando dificuldades para os produtores saldarem seus débitos. Somente através dos refinanciamentos, anistias e uso mais conservador do crédito é que a dívida agrícola total declinou 26% nos últimos anos da década em estudo. Entretanto, estes ajustamentos foram extremamente onerosos para os fazendeiros, credores e o setor público, o que intensificou o interesse em se monitorar o valor de crédito aos tomadores de empréstimos agrícolas.

No tocante à determinação do valor do crédito, tem-se que o nível disponível para um tomador individual seria função das características particulares e do ambiente envolvendo os negócios desses emprestadores e daqueles da instituição financeira credora, considerando-se por exemplo: fontes de fundos disponíveis, a composição e densidade dos portfólios, oportunidades de empréstimos dos financiadores, custos de operação administrativa e gerais da instituição e Programas de Crédito. Finalmente, as condições climáticas e internacionais e as respostas às políticas poderiam afetar o ambiente de decisão dos emprestadores e a habilidade para conceder crédito. Também era importante o ambiente macroeconômico agrícola, incluindo os efeitos de políticas agrícolas alternativas, fiscal e monetária e as relações de oferta e demanda afetando a agricultura.

Conforme Gustafson (1989) a nível macro, no começo da crise agrícola americana o grau de dificuldade dos fazendeiros foi caracterizado pela razão débito/ativos (patrimônio) não se levando em conta a liquidez, lucratividade e produtividade das unidades agrícolas envolvidas nesse processo. Vale dizer que essa falta de dados financeiros resultou no aumento de perdas no sistema de crédito agrícola em 1985-86 e dificultou a recuperação dos tomadores de empréstimo, indicando a importância da informação atualizada sobre as condições financeiras dos agricultores, essencial para uma monitoração efetiva do crédito agrícola.

Além dos problemas em termos da razão débito/ativos registraram-se deliquências da dívida, execuções hipotecárias, aumento do custo da dívida agrícola, perda de capital, reorganização e falência das instituições financeiras nos Estados Unidos.

38.40年的时代,这样一点适

Udry (1990) analisou os mercados incompletos e informação imperfeita no contexto do crédito rural na Nigéria, encontrando que o pagamento dos valores devidos num empréstimo parecia depender das variações na produção e dos choques de consumo recebidos tanto pelos credores como os tomadores de empréstimo. Como exemplos de eventos aleatórios na produção citaram-se, entre outros, inundações, infestações de insetos, e os contratos levando em consideração tais eventos poderiam permitir a renegociação dos empréstimos.

No caso dos contratos que não estabeleciam imprevistos conviria observar também as taxas de juros praticadas. No entanto, a pesquisa mostrou que, para os grupos de tomadores de empréstimos estudados, mesmo com taxas de juros menores, os períodos de quitação dos empréstimos eram mais longos para os devedores que experimentaram choques adversos, ou seja, que ficaram sujeitos às conjunturas circunstanciais.

Araújo (1995) analisou o problema da assimetria de informação e inadimplência no crédito rural no Brasil desenvolvendo modelo para a avaliação do grau de risco das propostas das cooperativas de crédito rural no âmbito do Banco do Brasil. Com respeito à inadimplência foi mostrado que até junho de 1988 a taxa de anormalidade ( operações vencidas há mais de 60 dias mais créditos em liquidação) não ultrapassava 5% do saldo de carteira rural do Banco do Brasil. A partir dessa data o percentual passou a crescer situando-se em 1994 na casa dos 20%. Considerando-se dados mensais no período 1991-94 a menor taxa de inadimplência situou-se na casa dos 20% ultrapassando algumas vezes 40% do saldo das aplicações rurais.

Nesse trabalho a revisão de literatura sobre as razões da inadimplência cita Donald (1976)<sup>34</sup> para quem a incapacidade de pagamento dos empréstimos rurais estaria ligada a problemas climáticos e ou estruturaids e má vontade (anistias). Já para Aguilera & Gonzalez Vega (1990)<sup>35</sup> os empréstimos dirigidos, principalmente nos países em desenvolvimento, aumentam a inadimplência já que capacidade dos bancos rejeitaram

<sup>&</sup>lt;sup>34</sup> DONALD, G. Credit for Small Farmers in Developing Countries, Bouder, Colorado, Westview, Press, 1976.

<sup>&</sup>lt;sup>35</sup> AGUILERA, N. e GONZALEZ VEJA,C. Loan Repayment in Rural Financiad Markets: A multinominal Logit Analysis. Economics and Sociology Ocasional Paper, The Ohio State University, n. 1776, 1990.

clientes de alto risco é condicionada por regulamentação. Para Devany<sup>36</sup> (1984) o risco da inadimplência poderia ser medido pela variância dos preços, produção, renda, insumos utilizados, dívidas e capital próprio. As evidências empíricas para os Estados Unidos e Canadá mostraram que os problemas de liquidez (ativo corrente/passivo corrente) e alavancagem financeira (dívida/capital próprio) eram as principais explicações da inadimplência dos tomadores de empréstimos.

Araújo (1995) também cita que garantias (garantias/linha de crédito) e capacidade de pagamento (fluxo de caixa), como também, o preço do empréstimo, condições de mercado, características pessoais e gerenciais influenciariam a inadimplência.

Barro (1979) desenvolveu um modelo, baseado na teoria de finanças, para testar os determinantes da evolução da dívida pública federal nos Estados Unidos, no período 1917-76. Nesse modelo admitia-se que o governo financiava seus gastos através da taxação corrente ou da dívida pública, não se levando em conta as emissões monetárias. A proposição central do trabalho é que os déficits variam a fim de se manter constante as taxas de impostos. Os resultados do trabalho, para diferentes períodos de tempo, mostraram que aumentos temporários nos gastos governamentais e a inflação esperada têm efeito positivo no crescimento nominal da dívida, enquanto movimentos de renda tem efeito contrário. A explicação para isto, dado um conjunto de tributos, seria de que a resposta do déficit a variável renda corresponde, parcialmente, a uma propriedade de estabilização automática do sistema de impostos, pela qual as receitas crescem e os déficits caem com o aumento da renda.

Tabellini & La Via (1989) estimaram empiricamente, através da regressão pelo método de máxima verossimilhança, equações para a determinação da dívida pública privada americana, partindo dos instrumentos de mudanças na base monetária e déficit fiscal líquido dos pagamentos de juros. Além dessas variáveis, consideraram: um vetor de variáveis macroeconômicas, as taxas de inflação anual, as taxas de juros nominais em 6 meses dos títulos do Tesouro, a taxa de desemprego,e uma variável dummy tomando

<sup>&</sup>lt;sup>36</sup> DEVANY, A.S. Comment on Modeling in Banking Firm: A Survey. Journal of Money, Credit and Banking, n.16, p: 603-609, 1984

valor 0 nos anos da administração republicana e 1 nos anos do governo democrata, para se medir influências das políticas governamentais.

Eaton (1993) discutiu a questão da dívida externa como parte de um problema de maximização intertemporal, definindo primeiramente conceitos básicos de endividamento destinguindo entre estoques e fluxos, este último referente ao serviço da dívida. A otimização intertemporal tinha como objetivo maximizar a função consumo ou valor descontado de sua utilidade do consumo. Em cada período t, o país escolheria tomar emprestado alguma quantidade líquida, mas deveria pagar juros na dívida acumulada no fim do período prévio.

A capacidade de endividamento poderia ser avaliada pela relação dívida/taxa de juros e para um país se manter devedor líquido para sempre, a dívida não deveria crescer na média mais rápidamente do que a taxa de juros ( remuneração de capital). A solvência relacionava a taxa de crescimento dos países com a taxa de juros.

A inadimplência seguia o esquema em que se considerava um emprestador que no 1º período tomava emprestado certa quantidade L, e que no 2º período incorreria na obrigação do serviço da dívida D = L (1 + r) onde: D = dívida e r = taxa de juros. Entretanto o pagamento de uma quantidade menor do que o devido no 2º período implicará em penalização P na renda. Assim, o devedor pagaria tudo o que devia se D < P e ficaria inadimplente se D > P.

Deepak (1995) em notas sobre a moeda, dívida e regimes monetários alternativos para o Brasil, analisa com base em um modelo simples, a contribuição de alguns autores para o debate sobre a inflação no Brasil e as formas de superá-la, citando, entre esses, Rodrigues (1991)<sup>37</sup> que numa análise econométrica de séries de moeda e preços, usando modelos de vetores autoregressivos, obteve que os preços influenciam a moeda, com associação fraca entre mudanças na base monetária e preços, mas constatou forte associação contemporânea entre a dívida governamental e preços.

Pastore (1995) analisando o regime monetário brasileiro no período de 1974 a 1989, formulou modelo relacionando o comportamento da dívida pública e dos déficits primários, às taxas de juros e de crescimento econômico. A hipótese central do trabalho é

<sup>&</sup>lt;sup>37</sup> RODRIGUES, C. A "Inflation and Money in Brazil" World Bank, mimeo. April, 1991.

que quando os déficits primários persistem e a taxa real de juros supera a taxa de crescimento econômico, a restrição orçamentária intertemporal do governo é violada e a simples expectativa de que a oferta de moeda crescerá pode produzir o aumento das taxas de inflação corrente. Este trabalho coloca em prova essas duas hipóteses através dos testes de raiz unitária e co-integração.

#### 4.2 Material e método

# 4.2.1 O modelo da dívida agrícola e os testes de co-integração e de raiz unitária

outé no se o incomés sois ve un se regrédulités de cert à

A metodologia proposta para estudar a estrutura que envolve a relação entre a dívida agrícola, representada pelos saldos devedores dos empréstimos rurais fomecidos pelo Banco Central, e outras variáveis econômicas parte do esquema originário de Pastore (1995) em estudo sobre a sustentabilidade da dívida pública brasileira. Um modelo teórico simplificado é usado para formular algumas proposições concementes à determinação da dívida da agricultura. As principais hipóteses envolvem um efeito positivo dos aumentos nos gastos da agricultura sobre a dívida, o que estaria acontecendo quando aumentam os investimentos e/ou aumentam os custos de produção, um efeito negativo dos aumentos na renda agrícola e um efeito positivo das taxas de juros .

Admite-se que a agricultura financia seus gastos através da receita agrícola e da dívida, e com a pressuposição do déficit em t-1, tem-se:

$$Da_{t-1} = Ga_{t-1} - La_{t-1}$$
, onde: (1)

 $Da_{t-1} = Déficit da agricultura no período t-1$ 

 $Ga_{t-1} = Gastos na agricultura em t-1$ 

Lat-1 = Receita líquida na agricultura em t-1

O ajuste na agricultura ocorrerá com dívida adicional (Ba<sub>t-1</sub>) para cobrir o déficit e assim no período t a identidade do financiamento do setor agrícola será dada por:

$$Fa_t = Ga_t - La_t + i_t Ba_{t-1} \quad \text{onde:} \quad (2)$$

Fat = necessidade de financiamento da agricultura em t

i t = taxa de juros nominal dos empréstimos rurais

Bat-1 = estoque nominal da dívida agrícola em t-1

Essa identidade será financiada com o aumento do estoque nominal da dívida ou:

$$Fa_t = Ba_t - Ba_{t-1}$$
 (3)

Igualando-se as identidades 2 e 3 tem-se:

$$Ga_t - La_t + i_t Ba_{t-1} = Ba_t - Ba_{t-1}$$

A equação do orçamento da agricultura será igual a:

$$Ba_t = Ga_t - La_t + (1 + i_t) Ba_{t-1}$$
 (4)

Dividindo-se a relação 4 por  $(1+\pi_t)$ , chega-se à restrição orçamentária instantânea entre as variáveis reais ou:

en la companya di como la come la persona de la companya de la companya de la companya de la companya de la co

hi ki a heyypanta a silakak dasa da itu itu da nafara. Kibush bake

s krajsis pot poteka noteka po intersegio:

and name alter astebier berit, aret an even aller in a carbitat

til i i kateriakingi desimberation. Bina tiluput kulik bisa

i na kaka di kutun 6 king ang katang pada dalah kalang patélih kalang kat

oli colo è più interpretto reto qualo accombiti o ego per combite

Participation of the continue of the continue

From the Missis that to be sure of the Europe two two tops the tree

i berevik dikib da setar Xerbir diroka

$$ba_{t} = da_{t} + (1 + r_{t}) ba_{t-1}$$
, com (5)

ba<sub>t</sub> = estoque real da dívida agrícola em t

da<sub>t</sub> = déficit real da agricultura em tojo de conditioneções financias despetados despetados as estados

r<sub>t</sub> = taxa de juros real obtida à partir de:

$$(1 + r_t) = (1 + i_t) / (1 + \pi_t)$$
, onde: (6)

πt = taxa de inflação em t

Se  $\mathbf{r} = \mathbf{r}_t = \mathbf{r}_{t-1} = \dots$ , a restrição orçamentária da agricultura num horizonte infinito, admitindo-se que a dívida sempre possa ser financiada, implica que:

តាលពីការូបតាយស្តេចនៅនៃស្រែល្អសម្រែចិល្ចនុស្សិសនៈ **សំខានីសនិស្សារី ដែល្**ទេសទែល

o al validaj de reciji je edu sa sjavaji njada ga pasjag gižanišao grupaga, gazasobe i o ovjeta

$$ba_{t} = \sum_{j=0}^{\infty} (1+r)^{-j} (ga_{t+j} - Ia_{t+j})^{-j} (7)$$

indicando que o valor presente da sequência de déficits e superávits descontados pela taxa real de juros é igual ao valor da dívida agrícola em t.

Se a única fonte de financiamento for o aumento da dívida, partindo-se de um déficit inicial e de um estoque inicial da dívida em t, para evitar que bat tenha um crescimento explosivo os cursos de gat e lat devem ser tais que depois de algum tempo produzam-se superávits.

Em decorrência dos pressupostos acima têm-se que o endividamento agrícola estaria relacionado com a evolução das receitas e dos gastos na agricultura, dos índices de correção dos empréstimos e das dívidas anteriores. Partindo-se da hipótese de que

este seja um modelo no qual a dívida responde a efeitos das variáveis acima, de maneira a estabelecer equilíbrio e de que essas variáveis permaneçam vinculadas entre si no longo prazo, justifica-se que se analise o modelo por meio do teste de co-integração.

O conceito de co-integração foi introduzido por Granger (1981) e posteriormente ampliado por Engle & Granger (1987) que demonstraram que, se as variáveis de um conjunto de séries temporais forem não estacionárias, mas se uma série temporal estacionária, pode ser gerada através de combinações lineares daquelas variáveis, então as variáveis do conjunto original são consideradas co-integrados. Eles interpretaram esta combinação linear como um equilíbrio de longo prazo e revelaram que co-integração implica que este equilíbrio se sustenta, apesar de as séries temporais apresentaram componentes de curto prazo com especificações dinâmicas flexíveis.

Reforçando esse argumento Harris (1995) afirma que ao se estimar relações entre variáveis deve-se considerar o processo gerador dessas séries, mostrando que modelos contendo variáveis não estacionárias podem conduzir ao problema de regressões espúrias. Muitas vezes, devido a tendências nos dados, os resultados sugerem que há relações estatisticamente significantes entre as variáveis, no modelo de regressão quando de fato o que existem são correlações contemporâneas, como tendências de tempo correlacionadas, em vez de relações casuais significativas.

Seguindo-se Engle & Granger (1987) diz-se que uma série temporal  $x_t$ , em tendência deterministica, é integrada de ordem p, I(p), se a série possui uma representação estacionária e inversível do tipo Auto Regressivo de Médias Móveis (ARMA) após ter sido diferenciada p vezes. Os componentes do vetor  $X_t$  são ditos cointegrados de ordem (p,q), CI (p,q), se (i) todas as séries que compõem  $X_t$  são integradas de ordem p, mas (ii) existe um vetor  $\alpha \neq 0$  tal que uma combinação linear com  $X_t$  seja integrada de ordem (p-q), onde q>0. O vetor  $\alpha$  é chamado vetor de cointegração .

Considere-se o caso em que o vetor  $X_t$  é composto pelas séries  $[x_t, y_t]$ . As séries  $x_t$  e  $y_t$  serão cointegradas se ambas forem integradas da mesma ordem p e se exister uma constante p tal que a combinação linear entre as séries obtidas a partir de:

$$y_t = bx_t + \mu_t \qquad (8)$$

seja integrada de ordem p - q, I(p-q). Se este for o caso, então a equação (8) é uma equação de co-integração e a relação  $y_t = bx_t$  é uma relação de equilíbrio de longo prazo, que tende a ser restabelecida após qualquer desequilíbrio causado por um choque. Se, por outro lado, o comportamento estocástico de  $\mu_t$  é tal que  $x_t$  e  $y_t$  não são séries cointegradas, as séries  $x_t$  e  $y_t$  tenderão a se distanciar uma da outra no longo prazo e  $x_t$  será de pouca valia para explicar o comportamento de  $y_t$ . Tem-se que  $\mu_t$  representa o desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo.

Segundo Bacchi (1994) o teste de co-integração é aplicado na investigação da hipótese de existir relação estável de longo prazo entre variáveis integradas de mesma ordem. Se essa relação se verifica pode-se, utilizando um mecanismo de correção, contornar o problema causado pela perda de informações de longo prazo, quando se diferencia a série para tomá-la estacionária.

Um passo prévio aos testes de co-integração consiste na realização de testes de raiz unitária tendo em vista estabelecer a ordem de integração de cada uma das séries temporais envolvidas.

As hipóteses de raiz unitária têm sido utilizadas em uma quantidade considerável de trabalhos, o que ocorreu a partir dos trabalhos de Nelson & Plosser (1982) que encontraram que muitas variáveis macroeconômicas têm uma estrutura de séries de tempo univariadas com uma raiz unitária.

Se uma série econômica apresentar um componente de tendência estocástica, então ela terá pelo menos uma raiz unitária, ou seja, tomar-se-á estacionária após a aplicação de uma ou mais diferenças.

Assim, antes da apresentação dos testes de raiz unitária toma-se oportuno definir o que seja tendência estocástica e tendência determinística.

Acompanhando Fava & Cati (1985) tem-se que uma série de tempo y<sub>t</sub>, pode ser expressa como sendo a soma de dois componentes, um determinístico e outro estocástico:

$$y_t = TD_t + Z_t. \quad (9)$$

onde TD<sub>t</sub>, é a tendência deterministica da série e Z<sub>t</sub> o componente estocástico da série.

A especificação da tendência deterministica é extremamente importante para os testes de raízes unitárias, apesar destes estarem relacionados ao comportamento de  $Z_T$ . Os resultados dos testes são sensíveis à forma especificada para  $TD_t$ . Inicialmente, podese supor que  $TD_t$ , seja uma função linear em t (tempo):

$$TD_t = \alpha + \beta_t \tag{10}$$

onde  $\alpha$  é o termo constante. O componente estocástico  $Z_t$  é um processo ARMA (p,q):

$$A(L)Z_T = B(L) \epsilon_t \quad com \epsilon_t \sim IID (o_t \sigma^2_s)$$

Sendo  $Z_t$  um processo estacionário, o polinômio auto-regressivo A(L) apresentará todas as raízes fora do círculo unitário; se o polinômio apresentar uma raiz sobre o círculo unitário, somente  $\Delta Z_t$  será estacionária, onde  $\Delta$  é o operador de diferenças. B(L) representa o operador de médias móveis.

O teste utilizado mais frequentemente para verificação da presença de uma raiz unitária é baseado na estatística Dickey- Fuller (DF).

A estatística DF é empregada para testar se um processo AR(1) tem uma raiz unitária, ou seja, para testar  $H_0$ :  $\rho=1$  na equação a seguir:

$$y_t = \alpha + \beta_t + \rho y_t - 1 + \epsilon_t$$
, onde:  $\epsilon_t \sim IID(0; \sigma^2_{\epsilon})$  (11)

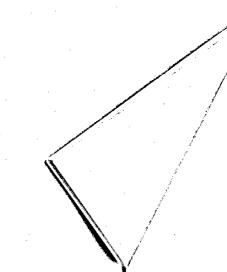
Usando-se a notação em diferenças chega-se a :

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + \gamma y_{t-1} + \epsilon_t; \quad \text{com } \gamma = \rho - 1 \qquad (12)$$

A estatística do teste é o t- calculado, referente a  $\gamma$ = o (t), estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). A decisão do teste deve tomar por base a distribuição assintótica tabulada em Fuller (1976) tendo em vista que, sob  $H_o$ , t não apresenta distribuição t de Student padrão.

A estatística Dickey-Fuller Aumentado (ADF) aplica-se ao caso em que  $y_t$  é gerado por um processo AR(p), p > 1, considerando-se nesse caso uma representação do tipo:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k C_i \Delta y_{t-1} + \epsilon_{t_i}$$
 (13)



onde: k equivale ao número de defasagens da variável dependente requerido para assegurar que e seja um ruído branco.

grafia (al tras el la collège de la casa de dil con

Δyt-I representa a primeira diferença defasada de i períodos

C<sub>I</sub> é o parâmetro de Δy<sub>t</sub>.

Outras representações seriam:

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} \sum_{i=1}^k C_i \Delta y_{t-1} + \epsilon_{t,i} (14)$$

$$\Delta y_t = \gamma \gamma_{t+1} + \sum_{i=1}^k \text{Ci } \Delta y_{t+1} + \epsilon_t \qquad (15)$$

Os valores críticos para os testes de raiz unitária, estatisticas de Fuller ( 1976), são denominados de  $\tau_{\tau}$ ,  $\tau_{u}$  e  $\tau$ , respectivamente para os modelos 13, 14 e 15. Seguindo Bacchi (1994), se o valor calculado de t for negativo e maior, em módulo, que o valor crítico, considerando-se níveis de probabilidade de 1%, 5% e 10%, rejeita-se a hipótese de raiz unitária e indica-se que a série é estacionária. Se a hipótese de raiz unitária não for rejeitada, aplica-se o mesmo procedimento nas primeiras diferenças dos modelos acima, até que o teste apresente-se significativo.

O valor de k pode ser escolhido com base na significância estatística do coeficiente associado a última defasagem da auto-regressão. Partindo-se de um k máximo, determinado previamente, são estimadas auto-regressões de ordens decrescentes, até que se consigam resíduos não correlacionados, podendo-se utilizar para isso dos testes de Akaike (AIC) e de Schwartz (BIC)<sup>38</sup>. Quanto aos outros componentes da regressão , Dickey & Fuller (1981) propõem os testes  $\tau_{\beta\tau}$ , para a hipótese de  $\beta=0$  na equação 13 e  $\tau_{\alpha\mu}$  para  $\alpha=0$  na equação 14.

er krádi do sto cercegado dos sinse, sentendados es que elejak o jobas.

the control of the entire in the entire of the control of the entire of the entire in the entire in

<sup>&</sup>lt;sup>38</sup> Detalhes sobre estes testes podem ser encontrados em Mills (1990).

Para esses testes é utilizada a sistemática do calculo das estatísticas F e após a definição da ordem de integração das séries temporais, sob análise, se elas forem integradas de mesma ordem pode-se testar a co-integração.

Seguindo-se a metodologia de Engle & Granger (1987) e supondo-se que duas variáveis y, e z, são I (1) a relação de equilíbrio de longo prazo poderá ser expressa através de equação de co-integração obtida pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), ou:

$$y_t = \theta + \gamma z_t + e_t$$
 o que implica que  $e_t = y_t - \theta - \gamma z_t$  (16)

Dentre os vários testes propostos pelos autores acima o de Dickey- Fuller (DF) e Dickey- Fuller Aumentado (ADF) têm sido largamente utilizados e consistem em testar a significância dos parâmetros das séries de resíduos estimados (êt) da regressão acima, considerando-se, para isso, a seguinte expressão.

$$\Delta \hat{\mathbf{e}}_t = \rho \hat{\mathbf{e}}_{t-1} + \sum_{i=1}^{M} \omega_i \, \Delta \hat{\mathbf{e}}_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (17)$$

onde os 🚊 são os erros estimados e 🕰 corresponde a primeira diferença de

êt e  $\Delta$ êt equivale a primeira diferença defasada de i períodos. Quando  $\omega_i$  = o para todos os i, o teste corresponde ao teste de Dickey Fuller (DF).

A existência de co-integração requer que os resíduos da equação de co-integração sejam I (o), que equivale a dizer que os testes DF e ADF devem rejeitar a hipótese de uma raíz unitária na série de resíduos. Se os valores obtidos forem superiores aos respectivos valores críticos, propostos por Engle & Granger (1987) e por Engle & Yoo (1987), no caso de mais de duas variáveis, rejeita-se a não co-integração.

Se as variáveis são co-integradas os resíduos obtidos da regressão de equilíbrio serão usadas na estimação do modelo de correção de erro, ou seja, conforme Bacchi (1994) as relações entre elas devem ser especificadas de forma a incluir a variável que mede o desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo (defasada de um período) sem o que a equação não é corretamente especificada.

O modelo de correção de erro, supondo-se que duas séries  $y_t$  e  $z_t$  sejam I(1) e  $\Delta y_t$  e  $\Delta z_t$  sejam I (o), será:

$$\Delta y_t = \emptyset \Delta z_t + e (y_{t-1} - \theta - \gamma z_{t-1}) + \mu_t$$
 (18)

Nesse caso a equação acima será válida se  $(y_{t-1} - \theta - \gamma z_{t-1})$  for I (o).

Conforme Engle & Granger (1991) no caso em que se rejeita a hipótese de cointegração pode-se estimar um modelo que imponha a não co-integração, onde todas as variáveis são diferenciadas e nesse caso segundo Ferreira (1993) tem-se uma relação de curto prazo, já que a diferenciação retira dos dados movimentos de longo prazo.

Com relação ao assunto co-integração a literatura mostra diversos estudos ligados principalmente aos trabalhos de Engle & Granger, podendo-se enumerar algumas pesquisas desenvolvidas no Brasil que, embora abordando assuntos diferentes, nortearam o trabalho aqui desenvolvido, apresentando-se resumidamente os procedimentos e resultados obtidos.

Blumenschein (1995) em estudo sobre o mercado financeiro brasileiro, tenta investigar como se integram os segmentos desse sistema, no período 1978/90, utilizando-se das análises de correlação e co-integração aplicadas nas séries das taxas de juros observadas em cada segmento. Os resultados mostraram que a taxas de juros, considerando-se os títulos de governo, overnight, certificados de depósitos bancários e empréstimos são não estacionárias e não co-integram, o que sugere que os respectivos segmentos do mercado financeiro não estiveram em equilíbrio de longo prazo.

Ferreira (1993) utilizando-se dos testes de co-integração e do modelo de correção de erro formula um modelo para a balança comercial brasileira, relacionando o saldo comercial a um preço relativo e aos níveis de atividade na economia doméstica e mundial. Os resultados indicam que o saldo comercial está relacionado no longo prazo, com a taxa de câmbio real e a pressão relativa de demanda, dada pela evolução de renda doméstica vis-à-vis a renda mundial.

Zini & Cati (1993), discutindo os fatores fundamentais que determinam a taxa de câmbio, utilizaram-se da metodologia de raíz unitária e co-integração aplicada a dados brasileiros de 1855 a 1990 para testar duas hipóteses: uma em que a paridade do poder de compra explicaria o comportamento secular observado da taxa de câmbio real do Brasil e outra de que as mudanças nos termos de troca afetariam a taxa de câmbio real. Os resultados rejeitaram a hipótese de co-integração entre o logarítmo dos termos de troca com os da taxa de câmbio real, o que implicou em se trabalhar com taxas de variação dessas duas variáveis. Nesse último caso rejeita-se a hipótese de raízes unitárias para a

variação percentual dos termos de troca e da taxa de câmbio real, o que permitiu com que se estimasse uma regressão pelo método tradicional.

Na área de economia agrícola, Bacchi (1994) desenvolveu estudo sobre a previsão de preços de bovino, suíno e frango com modelos de séries temporais. Com a finalidade de especificar modelos de função de transferência incluindo um "termo de correção de erro" foram realizados testes de integração e co-integração, que verificaram que as séries apresentavam ordem de integração igual a 1 [ I(1) ] e co-integravam.

## 4.2.2 O Modelo de função de transferência

A idéia central da técnica de Box & Jenkins (1976) é a de que uma série temporal pode ser parcialmente explicada por ela mesma, por suas realizações anteriores (parâmetros auto-regressivos) e pelos próprios erros passados (parâmetros de médias móveis).

A série original inicialmente é diferenciada de modo a torná-la estacionária. A partir da obtenção da estacionariedade, o próximo passo consiste na identificação do processo gerador da respectiva série temporal. Através da análise da função das autocorrelações total e parcial, procura-se identificar se o processo é auto-regressivo e/ou de médias móveis, e de que ordem (ns).

Segundo Vandaele (1983), a fim de se compreender o que seja o modelo de função de transferência, é necessário que se recorra à literatura econométrica que trata sobre modelos com defasagens distribuídas. O modelo de defasagens distribuídas geralmente é representado pelo nível da variável dependente Y<sub>t</sub> como sendo função direta do número de valores passados da variável independente X<sub>t</sub>.

O modelo de função de transferência simplificado envolve duas séries temporais, uma de entrada e outra de saída. A série de saída ( $Y_i$ ) é o resultado da passagem da série de entrada ( $X_i$ ) através de um filtro linear V(B). Isso quer dizer que a série de saída ( $Y_i$ ) pode ser representada como uma soma ponderada das observações passadas da série de entrada ( $X_i$ ):  $Y_i = V_o X_i + V_1 X_{i-1} + V_2 X_{i-2} + ...$  Uma maneira resumida para escrever a

série de entrada é:  $Y_1 = V(B) X_1$ , onde o termo V(B) representa a função de transferência ou seja,  $V(B) = V_0 + V_1 B + V_2 B^2 + ...$  e os pesos  $V_0$ ,  $V_1$ ,  $V_2$ , ... são chamados de função de resposta de impulso.

A forma geral da função de transferência também pode ser expressa como a razão de dois polinômios da seguinte maneira:

nde etzelő épen dé szára nyálja (j. Élyette). Hála etek z

$$V(B) = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} = \frac{\omega_{0} - \omega_{1}B - \dots - \omega_{s}B^{s}}{1 - \delta_{1} - \dots - \delta_{r}B^{r}}$$
(19)

onde: B é um operador de defasagem , isto é', B' Zt = Zt +

ω(B) é um operador polinomial de ordem s-ésima.

δ(B) é um operador polinomial de ordem r-ésima.

Segundo Pino (1980), às vezes "o efeito de uma mudança na série de entrada não se manifesta imediatamente sobre a série de saída, mas, após b instantes de tempo:  $Y_t = V(B)X_{t-b}$ . O modelo pode contar, ainda com um ruído independente de  $X_t$ :  $Y_t = V(B)X_{t-b} + a_t$ . Esse ruído não é, em geral, ruído branco, mas, pode, por sua vez, ser representado por um modelo ARIMA".

A suposição crucial feita no modelo de função de transferência é a de que X<sub>i</sub> e a são independentes de maneira que X's passados influenciem futuros Y's, mas não viceversa (ou seja, sem *feed-back*). O modelo de função de transferência completo assume a seguinte forma:

$$Y_{t} = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} X_{t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_{t}$$
 (20)

onde, identificar uma função de transferência significa analisar a estrutura dinâmica que envolve o relacionamento entre duas variáveis temporais, isto é, encontrar r, que é o fator de "arrasto" da influência de X sobre Y, representando, conforme Bacchi (1994), o número de termos autoregressivos; b é denominado defasagem ,ou, seja , intervalo de tempo necessário para efeito de mudanças na série de entrada X sobre Y, s representa o número de termos de média móvel. Segundo Freitas Filho *et al.* (1993),  $\delta(B)$ 

seria a "memória", ou seja, o fator de ajustamento de longo prazo e  $\omega(B)$  representa os impactos de curto prazo.

O processo de construção de uma função de transferência pode ser definido, como uma operação em três passos: identificação, estimação e verificação.

A identificação do modelo de função de transferência é feito através da função de correlação cruzada obtida com as séries y<sub>i</sub> e x<sub>i</sub> pré-flitradas. Existem duas posições diferentes quanto ao processo de flitragem das variáveis. A primeira é o método elaborado por Box & Jenkins (1976), que privilegia o filtro da série de entrada no modelo. Filtram-se ambas as séries utilizando o modelo ARIMA da série de entrada, ou seja, nesse caso, o filtro da variável de saída é o mesmo filtro da variável de entrada. O método preconizado por Haugh & Box (1977) tem como ponto de partida os ARIMAs construídos anteriormente e com a hipótese de que existe causalidade entre a(s) série(s) de entrada sobre a série de saída, filtra-se cada variável pelo seu próprio filtro. Nesse caso considerase que a variável de saída é explicada tanto pelo seu comportamento passado, como pelo comportamento passado da variavel de entrada.

Segundo Vandaele (1983) a identificação de r, s e b pode se determinada pela análise de função de correlação cruzada. Entretanto a presença de autocorrelação serial muito alto nas séries analisadas pode levar a resultados viesados, o que é evitado utilizando-se da operação denominada de pré-branqueamento, que consiste em transformar o modelo de tal modo que a série de entrada seja um ruído branco aplicando-se a mesma transformação à série de saída. Com isso obtêm-se estimativas para os pesos de resposta de impulso V(B) que permitem identificar as ordens r e s e o

parâmetro de atraso b. Com as estimativas V(B) e os valores de r, s e b obtêm-se estimativas iniciais dos parâmetros  $\omega$  e  $\delta$ .

O passo seguinte consiste na identificação do modelo de ruído ao que se segue a estimação dos parâmetros por mínimos quadrados ou por máxima verossimelhança e a verificação de adequação do modelo através do exame dos resíduos.

### 4.2.3. O modelo de análise de intervenção

A trajetória de uma série de tempo e mais particulamente série temporal relativa a variáveis econômicas pode ser substancialmente afetada por eventos de caráter exógeno, como bruscas variações climáticas, redirecionamento de instrumentos de política econômica, etc. Esses eventos exógenos não podem ser desconsiderados quando se estuda a relação estrutural entre as variáveis, pois corre-se o risco de se estimar modelos viesados e, conseqüentemente, reduzir o poder de previsão dos mesmos.

"Eventos desse tipo, cujo *timing* é conhecido, têm sido denominados intervenções, por Box & Tiao (1975), e eles podem ser incorporados ao modelo univariado estendendo-o para incluir variáveis de entrada determinísticas (ou *dummy*)" (MILLS, 1990).

Quando se fala em análise de intervenção, duas são as suas estruturas básicas: Pulse e Step A intervenção do tipo Pulse corresponde a uma variável dummy, que assume valor 1 no momento da ocorrência do evento e 0 fora desse momento, enquanto a variável de intervenção do tipo Step possui valor igual a 0 antes da ocorrência do evento e posteriormente a ele, valor igual a 1,

Segundo Margarido (1994), de "forma resumida, a estratégia para se praticar a análise de intervenção em modelos de função de transferência consiste em, inicialmente, identificar e estimar o modelo de função de transferência. A seguir, é necessário analisar a série dos resíduos através de sua identificação e estimação. Posteriormente incorporamse as intervenções ao modelo de função de transferência, ou seja, reestrutura-se o modelo e, finalmente, volta-se a examinar os resíduos para verificar se eles estão limpos.

A combinação dos modelos de intervenção com o modelo de função de transferência pode ser representada como:

andrightila franciscour angliking nakiliking nathanilan at the

$$Y_{t} = \psi(B) I_{t}^{T} + \frac{\omega(B)}{\delta(B) (1-B)^{d}} x_{t} + \frac{\theta(B)}{\phi(B) (1-B)^{d}} a_{t}$$

$$(21)$$

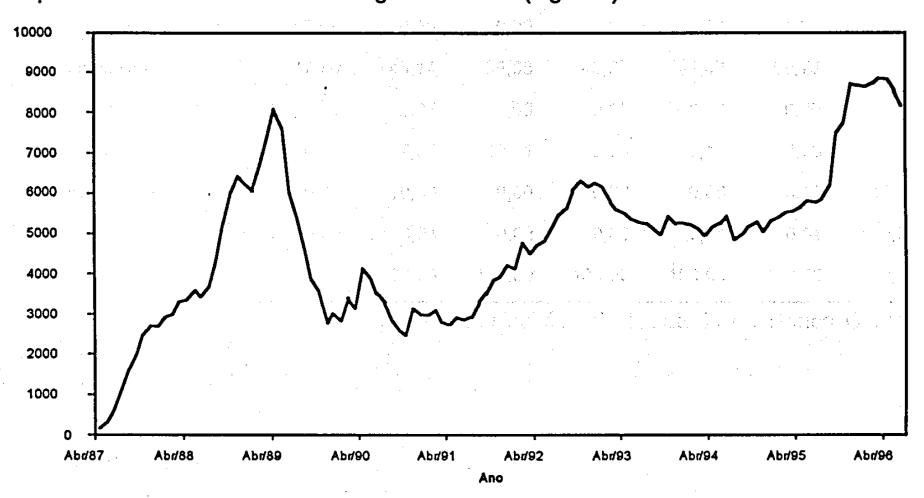
sendo que:

 $I_t^T$  = intervenção onde t representa o tempo e T o momento exato de introdução da dummy na série de tempo e,

$$\mathbf{x}_t = (1+\mathbf{B})^d \mathbf{X}_t$$

#### **4.2.4** Os dados

Seguindo a metodologia proposta para estudo do endividamento da agricultura da seção 4.1, toma-se como informação básica sobre a dívida agrícola os saldos devedores da poupança rural disponíveis desde abril de 1987 até junho de 1996, expressos em reais constantes de agosto de 1994 (Figura 1).



Fonte: Relatório do Banco Central (1992, 1994/96)

Figura 1. Evolução mensal dos saldos devedores da caderneta de poupança rural, em reais de agosto 1994, de abril de 1987 a junho de 1996.

A justificativa para essa escolha encontra-se respaldada no fato de que a dívida da agricultura estaria concentrada nos recursos provenientes da poupança, como relatado nas discussões da seção 2.2.2 e atestado pela evolução dos saldos devedores por fonte, no período 1990-96 (Tabela 9). Além disso, a razão pelo estudo dessa fonte é que existem diferentes modalidades de recursos corrigidas por índices específicos, o que dificultaria a estimação precisa dos juros reais para o crédito rural como um todo.

Tabela 9. Evolução percentual dos saldos devedores dos recursos de crédito rural administrados pelo Banco Central, por fonte, 1990-96

Fonte	en e			Ano			
	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996 <sup>1</sup>
Recursos Obrigatórios	29,96	24,11	13,80	9,50	7,96	12,20	12,65
Recursos Livres	21,43	19,93	17,59	20,95	17,03	9,02	8,60
Fundos de Commodities	0,00	0,00	0,00	9,88	16,40	1,68	0,00
Poupança Rural	47,80	46,14	58,08	49,97	52,42	69,78	64,51
Poupança do S.F.H <sup>2</sup>	0,81	2,27	<b>0,00</b>	0,00	0,00	0,00	0,00
DER <sup>3</sup>	0,00	7,54	10,51	9,70	6,18	0,73	0,00
Recursos Externos	0,00	·0,00	0,00	0,00	0,00	6,58	14,24
Outros <sup>4</sup>	0,00	0,01	0,02	0,00	0,01	0,01	0,00
Total	100,00 1	00,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de informações do Relatório do Banco Central (1992, 1994/96).

A despeito da constatação de que o problema do endividamento estaria concentrado nos créditos de custeio como pode ser atestado pela evolução do saldo devedor dos recursos consolidados do Banco Central, do mesmo modo não de dispõe desses dados por fonte, o que implicou em se trabalhar com informações agregadas para o saldo devedor da cademeta de poupança rural. (Tabela 10)

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup>Dados contabilizados até junho de 1996.

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Sistema Financeiro Habitacional (S.F.H.)

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Depósitos Especiais Remunerados (DER).

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup>Inclui Depósitos Vinculados.

Tabela 10. Saldo devedor consolidado dos recursos de crédito rural administrados pelo Banco Central, <sup>1</sup> por finalidade, 1990 - 96<sup>2</sup>

(em US\$ milhão)

Finalidade									
Ano	Custeio	Investimento	Comercialização	Outros	Total				
1990	3.781,229	933,649	192,857	19,581	4.927,31				
1991	5.742,757	745,565	176,045	27,560	6.691,92				
1992	6.463,340	876,862	1.111,185	28,529	8.479,917				
1993	6.163,353	1.170,077	1.966,221	31,196	9.330,846				
1994	7.545,162	2.361,872	2.896,468	23,150	12.826,653				
1995	10.754,926	2.788,757	2.184,143	90,563	15.818,389				
1996 <sup>3</sup>	10.612,851	2.738,443	1.961,093	1.313,753	16.626,139				

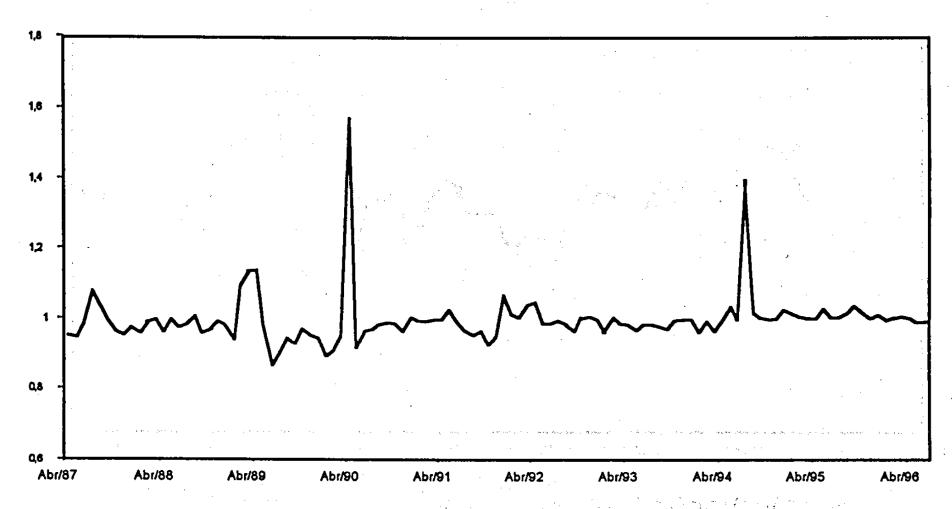
Fonte: Elaborado pelo autor a partir de informações do Relatório do Banco Central (1992, 1994/96)

Outra variável considerada é a taxa de correção dos saldos devedores aqui representada pelo índice de correção da poupança, convertido para valores reais de agosto de 1994, pressupondo-se um efeito positivo dessa taxa sobre a dívida agrícola (Figura 2).

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Inclui os Recursos Obrigatórios, Recursos Livres, Cademeta de Poupança Rural, Cademeta de Poupança do S.F.H, Depósitos Especiais Remunerados, Depósitos Vinculados e Recursos Externos.

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Saldos em 31 de dezembro de cada ano.

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Saldo em 30 de junho de 1996.

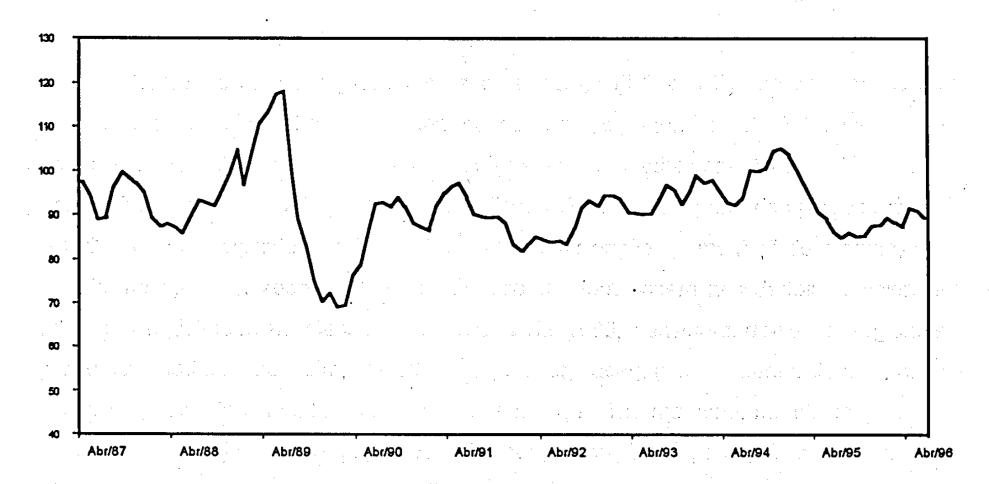


Fonte: Elaborado pelo autor à partir de informações de Carvalho (1996).

Figura 2. Evolução mensal do índice de correção de poupança, em reais de agosto 1994, de abril de 1987 a junho de 1996.

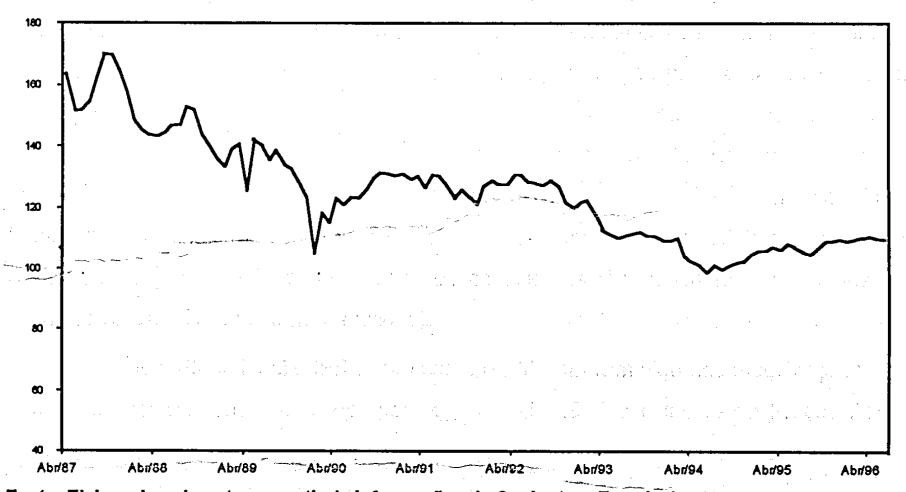
Como não existem informações contabilizadas dos déficits da agricultura, agregando-se receitas e gastos, optou-se por trabalhar com a variável - Índice mensal de paridade (IPA), obtido da relação entre os Índices de Preços Recebidos (IPR) e Índices de Preços Pagos Pelos Agricultores (IPP), publicados pela Fundação Getúlio Vargas (FGV), que sintetizam o comportamento dos preços dos produtos vendidos ou comprados pelos agropecuaristas, tratando-se de índices agregativos de vários produtos e das diversas regiões do país. (Figuras 3 e 4).

enter de la companya de la companya



Fonte: Elaborado pelo autor à partir das informações da Conjuntura Econômica (1987 a 1996).

Figura 3. Evolução mensal do índice de preços recebidos pela agricultura, em reais de agosto de 1994, de abril de 1987 a junho de 1996.



Fonte: Elaborado pelo autor, a partir de informações da Conjuntura Econômica (1987 a 1996)

Figura 4. Evolução mensal do índice de preços pagos pela agricultura, em reais de agosto de 1994, de abril de 1987 a junho de 1996.

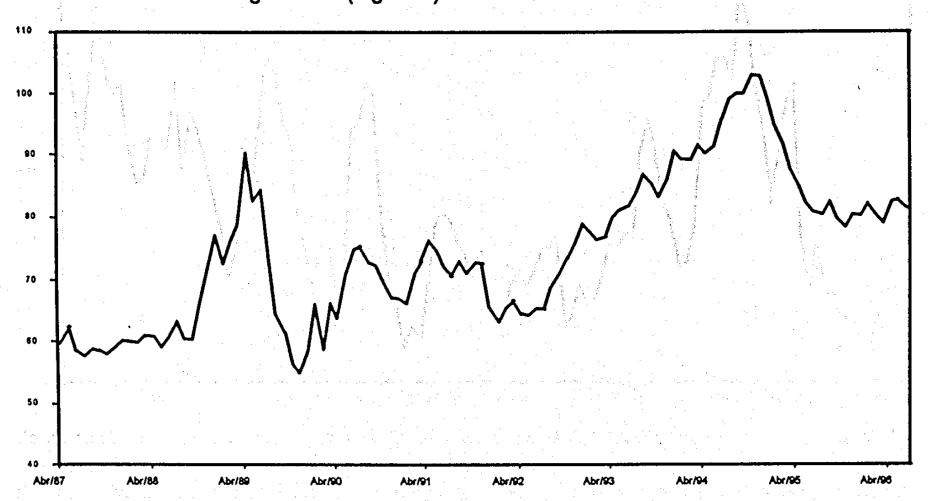
Conforme Monteiro (1991) esses dois índices (IPR e IPP) são construídos de acordo com o critério de Laspeyres, com período base em junho de 1986. Os índices de preços recebidos são calculados em vários níveis de agregação: por estado, região e país, por produto e por grupo de produtos. Os índices são obtidos à partir dos preços médios estaduais de cada produto ponderados pela participação percentual do produto, por estado, no agregado respectivo. As ponderações têm origem nos dados do valor da produção registrados no Censo Agropecuário de 1980, considerando-se os seguintes produtos: algodão, amendoim, arroz, banana, batata, cacau, café, castanha de caju, cana de açúcar, coco da bahia, feijão, fumo, juta, laranja, malva, mamona, mandioca, pimenta do reino, sisal, soja, tomate, trigo, uva boi gordo, suíno, frango, leite, lã, ovos e mel de abelha. Antes de 1986 o IPR era calculado com base de ponderação em 1970 e incluia dezesseis produtos de origem vegetal e sete produtos de origem animal.

O IPP até 1986 referia-se a oito estados, representando apenas as despesas com insumos de origem industrial, à partir daí, com as mudanças realizadas, esse índice passou a medir a evolução dos desembolsos do agricultor na produção das principais lavouras temporárias, reunindo um número considerável de insumos, variável em cada estado, distribuídos em sete grupos: sementes e mudas, alimentos de origem industrial para animais, fertilizantes e correlatos, defensivos e correlatos, combustíveis e lubrificantes, vacinas, medicamentos e desinfetantes, utensílios e materiais diversos. Para o sistema de ponderação são utilizados os coeficientes técnicos médios estaduais por cultura, relativos à área cultivada nacional.

Após o Plano Real o IPR assim como o IPP sofreram algumas modificações com a base de comparação passando para agosto de 1994 e o Índice de Preços Pagos passou a ser composto pelos seguintes agregados: sementes, fertilizantes, agrotóxicos, serviços, combustíveis e mão de obra.

Na construção do IPA é necessário, somente, que o IPR e IPP estejam, ambos, na mesma base de comparação, contudo, para fins de apresentação essas duas séries (IPR e IPP), com dados do de período abril de 1987 a junho de 1996, obtidos da Conjuntura Econômica (1987-1996), foram deflacionadas pelo Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI) da FGV de agosto de 1994.

Não obstante o IPA constitua um artifício de medida e não espelhe com exatidão o desenvolvimento e progresso técnico, que alteram os bens e serviços disponíveis e o processo de substituição entre eles<sup>39</sup>, assume-se, aqui, que o indice de Paridade reflita a lucratividade do setor agrícola brasileiro e o poder de compra dos produtores frente aos insumos utilizados na agricultura (Figura 5).



Fonte: Elaborado pelo autor, a partir de informações da Conjuntura Econômica (1987 a 1996).

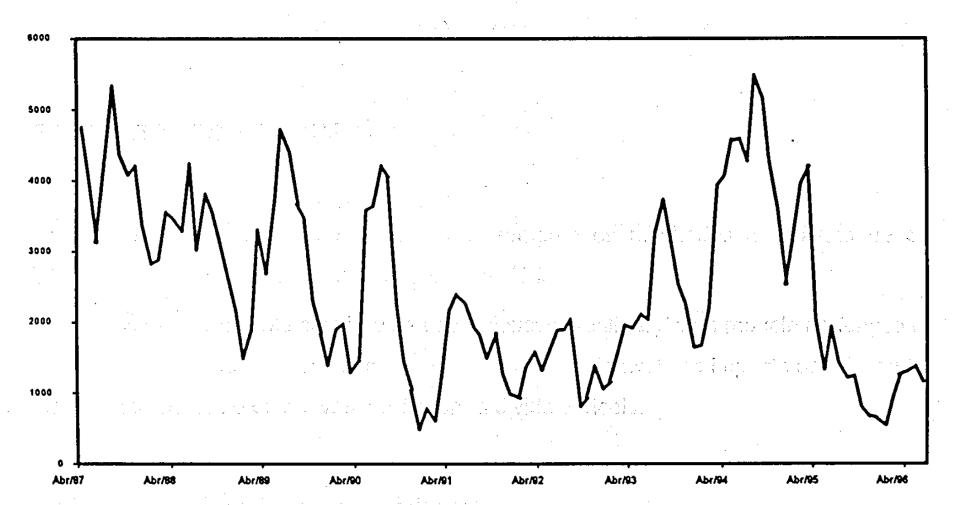
Figura 5. Evolução mensal do índice de paridade, de abril de 1987 a junho de 1996.

A justificativa para a escolha dessa variável seria a de que alterações nos preços relativos influenciariam a capacidade de pagamento dos agricultores, determinando consequentemente o nível de endividamento agrícola.

Como indicador dos investimentos na agricultura são analisados as vendas mensais de máquinas agrícolas no mercado interno, no período de abril de 1987 a junho

Outro ponto a ser lembrado é que o movimento global dos preços, expresso através de índices, depende da composição e participação dos produtos nesses agregados. Particularmente, no caso do método de Laspeyres, aplicado no cálculo do IPR e IPP, tem-se o inconveniente de considerar fixos os pesos utilizados na ponderação dos diversos produtos, o que causa certas distorções quando as comparações são feitas em períodos de tempo muitos distantes

de 1996. Espera-se que os produtores tenham se endividado para financiar os ativos de capital, o que resultaria numa relação direta entre investimento e dívida (figura 6)



Fonte :Elaborado pelo autor, a partir de informações da ANFAVEA In: Prognóstico Agrícola(vários anos)

Figura 6. Evolução mensal das vendas de máquinas agrícolas no mercado interno, Brasil, de abril de 1987 a junho de 1996.

Com a finalidade de estudar os possíveis efeitos dos diversos choques econômicos, após 1986, sobre a dívida da agricultura, são introduzidas no modelo variáveis do tipo dummy. Espera-se que as transformações das regras do crédito rural, que ocorreram durante os planos, alterando a sistemática de correção dos financiamentos, tenham ocasionado um maior endividamento dos produtores. Do mesmo modo é avaliada a influência dos trabalhos da CPMI sobre a dívida, considerando como ponto decisivo o mês de dezembro de 1993, época em que foi concluído o relatório final dessa comissão.

je njerova o sile se postavnom me se se na i je njeredio (p.), ni o njerove m je je

# **5 RESULTADOS E DISCUSSÃO**

Neste capítulo são expostos primeiramente os resultados dos testes de cointegração, começando-se pelo teste de raiz unitária.

A etapa seguinte consistiu na especificação e estimação do modelo de função de transferência e de análise de intervenção, com o intuito de avaliar o impacto dos diferentes planos econômicos e outras variáveis sobre a dívida agrícola.

### 5.1 Testes de raiz unitária e de co-integração

Por simplicidade, adotaram-se no texto, a seguir, as seguintes denominações:

- variável Saldo devedor da poupança equivalente `a DIV.

en a libraria e la companio de la companio della co

- variável Índice de correção de Poupança equivalente à ICP
- variável Índice de Paridade equivalente à IPA.
- variável Venda de Máquinas Agrícolas equivalente à INV

Os resultados dos testes de raiz unitária, consubstanciados nos testes DF e ADF mostraram claramente que a hipótese nula pode ser rejeitada para a variável índice de correção da poupança (ICP), que se mostrou estacionária em nível, o mesmo não se podendo afirmar para a dívida e o índice de paridade que não rejeitam a hipótese de raiz unitária, o que significa que os efeitos de um choque temporário não tendem a se dissipar depois de diversos anos, mas em vez disso serão permanentes. A variável INV só apresentou estacionaridade ao nível de 5%. Os testes em nível foram realizados incluindo-se as alternativas de uma constante e uma tendência  $(\tau_{\tau})$ , só a constante  $(\tau_{\mu})$  e sem tendência e constante  $(\tau)$  (Tabelas 11, 12 e 13).

Tabela 11 - Teste ADF para raiz unitária, variável em nível, modelo 1.

Modelo 1: $\Delta y_t =$	$\alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \cdots$	$\sum_{i=1}^{K} c_i \Delta y_{ti} + \epsilon_t$
	• • • • • • •	

Variável: A A A A A A A A A A A A A A A A A A A	k <sup>1</sup>		n²		"T <sub>t</sub> "	τ <sub>βτ</sub>
DIV 1999	2		108		-3,12	1,77
		and agreement consequence	110	A contract of the contract of	-9,92*	1,08
INV.	<b>1</b>		109		-3,56**	-1,17
IPA	10		100		-1,74	<sub>_</sub> 1,08

Fonte: Elaborado pelo autor.

No anexo 1 (Tabela 1) são apresentados os valores críticos de todas as estatísticas utilizadas nos testes de raiz unitária.

Tabela 12 - Teste ADF para raiz unitária, variável em nível, modelo 2.

Modelo 2: 
$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{K} C_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Variável	The state of the s	k <sup>1</sup>	e alaten kan kan kan da ka	n <sup>2</sup>	τ, π	Tan
			e Army Herry		- <b>μ</b>	,- <b>cq.</b>
DIV	e de la companie de l	2	and the second s	108	<b>2,55</b>	2,70
ICP		0	# 3 # 3	110	<b>-9,85*</b>	9,83*
INV 1	en de la companya de	1	managar sa ist again again a an as an ann a Tagainn again	109	-3,36 <b>**</b>	2,85**
IPA		10		100	; <b>-1,57</b>	1,68

Fonte: Elaborado pelo autor.

<sup>\*</sup> Índica siginificância de 1%

<sup>\*\*</sup> Índica siginificância de 5%

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Corresponde ao número mínimo de valores defasados da variável, determinado pelo teste de Akaike .

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Corresponde ao número de elementos considerados nas análises.

<sup>\*</sup> Índica siginificância de 1%

<sup>\*\*</sup> Índica siginificância de 5%

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Corresponde ao número mínimo de valores defasados da variável, determinado pelo teste de Akaike .

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Corresponde ao número de elementos considerados nas análises.

Tabela 13 - Teste ADF para raiz unitária, variável em nível, modelo 3.

Modelo 3:  $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} C_i \Delta y_{t+i} + \varepsilon_t$ 

•			*
k <sup>1</sup>		n <sup>2</sup>	τ
2		108	-0,07
1		109	-1,75
10		100	0,67
	1	<b>1</b>	2 108 1 109

Fonte: Elaborado pelo autor.

Devido às constatações acima foram feitos testes similares para a primeira diferença das variáveis que se mostraram não estacionárias, em nível, índices de paridade e dívida, ou que apresentaram resultados ambíguos, caso da variável INV Nos três casos a hipótese de raiz unitária é rejeitada ao nível de significância de 1%. (Tabelas 14 e 15).

Tabela 14 - Teste ADF para raiz unitária, primeira diferença da variável, modelo 4.

Modelo 4:  $\Delta \Delta y_t = \lambda + \pi \Delta y_t + \sum_{i=1}^{\eta} \psi_i \Delta \Delta y_{ti} + \varepsilon_t$ 

Variável	K <sup>1</sup>		n <sup>2</sup>	"τ"μ	ταμ
DIV	2	ş - 12 - 12 - 12 - 12 - 12 - 12 - 12 - 1	107	-5,00*	0,98
: <b>INV</b>	. 4/48 2/ <b>1</b>		108	-8,15*	-0,31
IPA .	10	•	99	-3,79*	0,72

Fonte: Elaborado pelo autor.

<sup>\*</sup> Índica siginificância de 1%

<sup>\*\*</sup> Índica siginificância de 5%

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Corresponde ao número mínimo de valores defasados da variável, determinado pelo teste de Akaike .<sup>2</sup> Corresponde ao número de elementos considerados nas análises.

<sup>\*</sup> Indica siginificância de 1%

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Corresponde ao número mínimo de valores defasados da variável, determinado pelo teste de Akaike .<sup>2</sup> Corresponde ao número de elementos considerados nas análises.

-5,79\*

Tabela 15 - Teste ADF para raíz unitária, primeira diferença da variável, modelo 5.

Modelo 5: $\Delta \Delta yt = \pi \Delta yt + \sum_{i=1}^{n} \psi_i \Delta \Delta y_{ti} + \epsilon_t$									
		· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	<u> </u>						
Variável				K		n			
DIV	<del></del>			8		100			

INV 1 108 -8,18\*
IPA 10 98 -4.88\*

Fonte: Elaborado pelo autor.

Uma vez verificado que as variáveis dívida agrícola (DIV) e índice de paridade possuem uma raíz unitária, o que equivale a dizer que essas séries possuem uma tendência estocástica e, portanto, os choques sobre essas variáveis são persistentes, partiu-se para os testes de co-integração. Nesta etapa pode-se testar as variáveis que estarão envolvidos nos modelos da função de transferência, como é o caso em questão. Repetiu-se o mesmo processo com a variável INV.

Pelo procedimento de duas etapas de Engle & Granger (1987) a existência de co-integração requer que a série de resíduos ε<sub>t</sub> da equação de co-integração seja I (0). Dessa forma o teste de co-integração consistirá no exame da série de resíduos das equações abaixo.

DIV = 
$$-1820,24 + 88,10 \text{ IPA}$$
 (reg.1)  
(-1,90)\* (6,95)\*  
 $R^2 = 0,30$   $DW = 0,09$   $DFA = -3,67$   
DIV =  $6000,53 - 0,49 \text{ INV}$  (reg.2)  
(16,08)\* (-3,72)\*  
 $R^2 = 0,11$   $DW = 0,08$   $DFA = -1,75$ 

\*Correspondem aos valores dos testes "\f"

O resultado do teste DFA, aplicado aos resíduos da 1ª regressão (reg.1), considerando-se nove defasagens, conforme o critério de Akaike, indica, ao nível de 5%,

<sup>\*</sup> Indica significância de 1%

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Corresponde ao número mínimo de valores defasados da variável, determinado pelo teste de Akaike.

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Corresponde ao número de elementos da amostra.

14,000

que as variáveis envolvidas são co-integradas, o que sugere que no longo prazo pode-se estabelecer uma relação estável entre a dívida agrícola e os preços na agricultura. O mesmo teste aplicado à 2ª regressão (reg 2), computando-se uma defasagen mostra que as séries DIV e INV não co-integram. Os valores críticos dos testes de co-integração constam da tabela 2 do Anexo 1.

Para os testes de raiz unitária e de co-integração utilizaram-se os programas RATS (Regression Analysis of Time Series) de Doan (1992) e EVIEWS (Econometric Views) de Lilien et al (1994).

## 5.2.O modelo de função de transferência e de análise de intervenção

Nesta etapa foi utilizado para obtenção dos modelos o programa Statistical Analisys Software - SAS (SAS Institute, 1988).

No processo de identificação univariada a série Índice de correção da poupança (ICP), estacionária como detectado no teste de raiz unitária, mostrou claramente tratar-se de um ruído branco, o que pode ser atestado pela análise das suas 24 primeiras autocorrelações, indicando que seus valores se desenvolvem aleatoriamente em tomo de um nível médio (Tabela 16).

antes de la como a variamindivier a quiencide de lei lei lei lei lei de lei de lei de lei de lei de la come de Carlos de la como les fils de les como de la la ferillada de la ferillada de lei la lei de lei de lei de lei d La como les fils de la como de la la la ferillada de la ferillada de la la la la la la la ferillada de la la l

omente de la composition de la composit La composition de la La composition de la

tario de la companya Estre a companya de la companya de l

5. 5 **4.** 5. 5/2 5/4 4/8, 1/195.

Tabela 16 - Autocorrelações e autocorrelações parciais estimadas para a série ICP

Defasagem	Autocorre	lação ( r <sub>K</sub> )				
1a6	0,074	-0,049	-0,125	-0,056	-0,034	-0,013
7 a 12	-0,044	0,014	-0,069	-0,125	-0,017	0,136
13 a 18	0,143	0,093	-0,089	-0,066	-0,001	-0,090
19 a 24	-0,023	0,160	0,052	-0,026	0,002	0,021
Defasagem		and the second second second second	Autocorrelaç	ão parcial ( ψκκ	The second secon	and the second s
1 a 6	0,055	-0,037	-0,112	-0,065	-0,027	-0,031
7 a 12	-0,053	-0,012	-0,094	<b>-0,138</b>	-0,026	0,110
13 a 18	0,093	0,0586	-0,075	-0,024	0,011	-0,092
19 a 24	-0,031	0,145	0,040	-0,020	0,058	0,024

Fonte: Elaborado pelo autor

A significância estatística das autocorrelações foi avaliada através da análise individual, comparando-se os  $r_K$  e  $\phi_{KK}$  com os limites de  $\pm 2\sqrt{\frac{1}{n}}(1+2\sum_{\nu=1}^{k-1}p_{\nu}^2)$  e  $\pm 2\sqrt{\frac{1}{n}}$  estabelecidos ,respectivamente, por Bartlett(1946)<sup>40</sup> e Quenouille(1949)<sup>41</sup>, citados em Pino(1980). Baseando-se nesses parâmetros ,na série ICP todas as autocorrelações dos resíduos apresentaram-se não significativas.

Já para a variável dívida no processo de identificação observou-se que as autocorrelações caem exponencialmente indicando a necessidade de uma diferença para torná-la estacionária o que corrobora os resultados dos testes de raíz unitária. (Tabelas 17 e 18).

<sup>&</sup>lt;sup>40</sup> Bartlett, M.S. On Theoretical specification of sampling properties of autocorrelated time series. *Journal of the Royal Statistical Society*, v. 8, n.1, p:27-41,1946.

<sup>&</sup>lt;sup>41</sup> Quenouille, M. H.. Approximate tests of correlation in time series *Journal of the Royal Statistical Society*, v. 11, n.1, p:68-84,1949.

Tabela 17 - Autocorrelações e autocorrelações parciais estimadas para a série dívida

Defasagem			Autocorre	elação (r <sub>K</sub> )		
1 a 6	0,935*	0,851*	0,753*	0,657*	0,565*	0,477*
7 a 12	0,390*	0,304*	0,233*	0,171	0,125	0,084
13 a 18	0,040	-0,005	-0,049	-0,088	: _	-0,133
19 a 24	-0,139	-0,141	-0,145	-0,146	-0,132	-0,100
Defasagem			Autocorrelação	parcial ( $\phi_{KK}$ )		
1a6	0,935*	-0,181	-0,151	-0,000	-0,024	-0,050
7 a 12	-0,055	-0,056	0,054	-0,014	0,043	-0,037
13 a 18	-0,093	-0,040	-0,037	-0,014	0,030	0,041
19 a 24	0,028	-0,008	-0,067	0,005	0,097	0,113

<sup>\*</sup> Valor significativo

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela 18 - Autocorrelações e autocorrelações parciais estimadas para a série dívida diferenciada

Defasagem			Autocorre	lação ( r <sub>k</sub> )		
1 a 6	0,357*	0,312*	0,018	0,047	0,019	0,054
7 a 12	-0,004	-0,162	-0,107	-0,108	0,023	0,078
13 a 18	0,011	0,056	-0,031	-0,036	-0,076	-0,015
19 a 24	0,057	-0,024	-0,105	-0,141	-0,197*	-0,173
Defasagem	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·		Autocorrelação	parcial ( $\phi_{KK}$ )		
1 a 6	0,357*	0,211*	-0,174	0,027	0,057	0,019
7 a 12	-0,050	-0,205*	0,026	0,029	0,054	0,081
13 a 18	-0,031	-0,074	0,009	-0,072	0,004	-0,009
19 a 24	0,083	-0,017	-0,149	-0,070	-0,120	-0,109

Valor significativo

Fonte: Elaborado pelo autor

Partindo-se da série dívida na primeira diferença construíram-se diversos modelos chegando-se ao ARIMA (1,1,2), ou seja contendo um parâmetro auto-regressivo de ordem 1, um parâmetro de médias móveis de ordem 2 e uma diferença de ordem 1. As ordens p e q do modelo foram escolhidas minimizando o critério AIC, de Akaike.

A adequação do modelo foi avaliada pela significância dos parâmetros e baixa correlação entre os coeficientes do modelo.

A análise dos resíduos envolveu testes para autocorrelações individuais e análise conjunta com o teste de Lyung - Box para 6,12 e 24 defasagens, mostrando a alta probabilidade dos resíduos se comportarem como ruído branco. (Tabelas 19 e 20).

Tabela 19 - Estimativas dos parâmetros do modelo univariado para a série dívida, 1987-96

Modelo	Série	Parâmetro	Estimativa	Teste t
ARIMA (1,1,2)	dívida	un in a page in more sout ARS on the size of \$40, year to the company of	0,32438 (0,09607)1	
and the second s	رداده اما داده الرواد المعود البراد على الموادين الموادي المرادي المرادي المرادي المرادي المرادي المرادي المرا المرادي المرادي	annum paring an or subject $\theta_2$ in a paring some	-0,29198(0,09746) <sup>1</sup>	in and the second secon
			-0,29198(0,09746)	-3,00 <sup>2</sup>

.0.000

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela 20 - Autocorrelações estimadas para a série dívida, modelo ARIMA (1,1,2)

Defasagem			Autocorrela	ção (r <sub>K</sub> )		
1 a 6	0,009	-0,004	-0,093	0,030	- 0,008	0,111
7 a 12	0,065	-0,163	-0,051	-0,097	0,036	0,114
13 a 18	0,054	-0,058	-0,012	-0,048	-0,011	-0,023
19 a 24	0,100	0,012	-0,068	-0,052	-0,097	-0,069

Teste d	e Lyung - Box	Estatística			Prob	abilidade
Q (6)		2,58				0,630
Q(12)		9,57	era di merendi di dendera di mendeli di mend Mangantana di mendeli	enement of the second of the s		0,479
Q(24)	المراجعة المعاول وعد ومن من المعاول والراجعة المراجعة المراجعة المعاول والمراجعة المراجعة المراجعة المراجعة ال	15,17	Constitution of the consti	mayora sayasan or a aga ann a mannas anns an aga ann as aga a	enderstade in der ein der Victoria der State der Victoria der Victoria de Victoria de Victoria de Victoria de V	0,855

alligovaj, i oper poslika jadkoj

Fonte: Elaborado pelo autor

A identificação da variável índice de paridade, mostrou que a série em nível é não estacionária, como já atestado nos testes de raíz unitária, justificando a prática de diferenciação. (Tabelas 21 e 22).

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Erro padrão da estimativa

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Significativo ao nível de 1%

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Erro padrão da estimativa

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup>Significativo ao nível de 1%

Tabela 21 - Autocorrelações e autocorrelações parciais estimadas para a série IPA

Defasagem			Autocorrel	ação (r <sub>k</sub> )		
1a6	0,951*	0,896*	0,823*	0,754*	0,681*	0,616*
7 a 12	0,555*	0,504*	0,472*	0,438*	0,425*	0,410*
13 a 18	0,406*	0,384*	0,355*	0,314*	0,276*	0,235*
19 a 24	0,201*	0,176	0,160	0,147	0,133	0,123

Defasagem		ΑΑ	utocorrelação p	arcial ( φ <sub>KK</sub> )		
1a6	0,950	-0,082	-0,214*	0,019	-0,060	0,044
7 a 12	-0,004	0,040	0,159	-0,112	0,178	-0,039
13 a 18	0,022	-0,151	-0,135	-0,022	0,038	-0,009
19 a 24	0,088	0,047	0,095	-0,100	-0,060	-0,012

<sup>\*</sup> Valor significativo

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 22 - Autocorrelações e autocorrelações parciais estimadas para a série IPA diferenciada

Defasagem			Autocor	relação (r <sub>K)</sub>		
1a6	0,091	0,175	-0,044	0,059	-0,132	-0,034
7 a 12	-0,123	-0,209*	0,020	-0,297*	0,051	-0,133
13 a 18	0,179	0,089	0,163	-0,104	0,013	-0,047
19 a 24	-0,072	-0,052	-0,078	0,052	-0,026	-0,047

Defasagem			Autocorrelação p	arcial (θκκ )		. ·
1a6	0,091	0,167	-0,075	0,041	-0,125	-0,032
7 a 12	-0,073	-0,210*	0,107	-0,302*	0,097	-0,089
13 a 18	0,112	0,162	-0,060	<b>-0,117</b> . <b>S</b> .)	-0,066	-0,106
19 a 24	0,007	-0,145	0,062	0,052	0,029	-0,089

<sup>\*</sup> Valor significativo

Fonte: Elaborado pelo autor

O modelo para a variável IPA que apresentou o melhor ajustamento é o ARIMA [ 0, 1, (8, 10) ]. (Tabelas 23 e 24)

Tabela 23 - Estimativas dos parâmetros do modelo univariado para a série IPA, 1987-96

Modelo	Р	arâmetro		Estimativa		Teste t
ARIMA	. + 1.5	$\theta_8$	0,3	30407(0,08599) <sup>1</sup>		3,54 <sup>2</sup>
[(0,1,(8,10)]			•	·		
		θ <sub>10</sub>		43877(0,0807) <sup>1</sup>		5,04 <sup>2</sup>
market in the second of the se		α	(, ), 0,2	25938(0,09496) <sup>1</sup>	en e	2,73 <sup>2</sup>

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela 24 - Autocorrelações estimadas para a série IPA, modelo ARIMA [ 0,1,(8,10)]

Defasagem	: .		Autocor	relação (r <sub>k</sub> )		
1a6	0,128	0,071	-0,024	0,114	-0,082	0,011
7 a 12	-0,080	-0,006	0,080	0,007	0,059	-0,086
13 a 18	0,145	0,158	0,137	-0,110	-0,016	0,006
19 a 24	-0,037	-0,077	-0,023	0,067	0,041	-0,001

Teste de Lyun	g - Box		Estatística	en e	Prob	abilidade
Q (6)		,	4,84			0,305
Q (12)			7,75			0,653
Q (24)			19,63			0,606

Fonte: Elaborado pelo autor

A mesma sistemática foi aplicada para identificação da série INV, constatando-se que essa variável é não estacionária, o que resultou na sua diferençiação (Tabelas 25e26).

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Erro padrão da estimativa

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Significativo ao nível de 1%

Tabela 25 - Autocorrelações e autocorrelações parciais estimadas para a série INV

Defasagem	Autocorre	lação ( r <sub>K</sub> )				
1 a 6	0,842*	0,664*	0,536*	0,395*	0,280*	0,216*
7 a 12	0,176	0,165	0,200*	0,246*	0,265*	0,234*
13 a 18	0,151	0,040	-0,091	-0,184	-0,250*	-0,275*
19 a 24	-0,246*	-0,206*	-0,134	-0,040	0,011	-0,004
Defasagem			Autocorrelaç	ão parcial ( ψ <sub>κκ</sub>	)	
1a6	0,842*	-0,157	0,073	-0,155	0,030	0,052
7 a 12	0,025	0,077	0,128	0,068	-0,026	-0,128
13 a 18	-0,163	-0,124	-0,154	0,033	-0,047	0,067
19 a 24	0,064	-0,040	0,099	0,066	-0,029	-0,102

<sup>\*</sup> Valor significativo

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela 26 - Autocorrelações e autocorrelações parciais estimadas para a série INV diferenciada

Defasagem	Autocorre	lação ( ۲ <sub>K</sub> )				
1 a 6	0,112	-0,143	-0,010	-0,154	-0,153	-0,071
7 a 12	-0,116	-0,125	-0,006	0,095	0,154	0,205*
13 a 18	0,092	0,045	-0,022	-0,142	-0,159	-0,192
19 a 24	0,013	-0,077*	-0,023	0,146	0,144	0,050
Defasagem			Autocorrelaç	ão parcial ( φ <sub>κκ</sub>	)	
1a6	0,112	-0,157	0,026	-0,185	-0,113	-0,101
7 a 12	-0,153	-0,174	-0,094	-0,015	0,057	0,128
13 a 18	0,052	0,097	0,030	-0,043	-0,068	-0,148
19 a 24	0,079	-0,148	-0,036	0,002	0,033	-0,064

tang bang pada bahasa bang palah bang kalamatan dan bang bang palah ban

end of the first that the property to be the specific problem the figure

and the company of t

Fonte: Elaborado pelo autor

<sup>\*</sup> Valor significativo

Para a variável INV o modelo que apresentou o melhor ajustamento é o ARIMA [ 0, 1, (12) ] (Tabelas 27 e 28).

Tabela 27 - Estimativas dos parâmetros do modelo univariado para a série INV, 1987-96

Modelo	Parâmetro ( )	Estimativa	Teste t
ARIMA [(0,1,(12)]	θ <sub>12</sub>	-0,22716(0,09589)	-2,37*

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela 28 - Autocorrelações estimadas para a série INV, modelo ARIMA [ 0,1,(12)]

Defasagem	en e		Autocorrel	ação (r <sub>k</sub> )		
1a6	0,074	-0,181	-0,006	-0,112	-0,103	-0,024
7 a 12	-0,097	-0,092	0,004	0,111	0,115	-0,009
13 a 18	0,069	0,081	-0,014	-0,090	-0,121	-0,184
19 a 24	0,031	-0,035	-0,034	0,113	0,108	0,003

Teste de Lyung - Box	Estatística	Probabilidade
Q (6)	7,14	0,210
Q (12)	12,44	0,331
Q (24)	25,32	0,334

Fonte: Elaborado pelo autor

No modelo de função de transferência para a identificação da ordem dos polinômios r e s e da constante b calcularam-se correlações cruzadas entre a variável dívida e as séries de taxa de juros, investimento e Índice de paridade. Esse mesmo procedimento foi utilizado para a incorporação das dummies relativas aos planos Bresser (junho de 1987), Verão (janeiro de 1989), Collor I (março de 1989), Collor II (fevereiro de 1991) e Real (julho de 1994) e CPMI (dezembro de 1993).

A visualização das correlações cruzadas permite identificar os possíveis impactos significativos das variáveis explicativas sobre a dívida agrícola, bem como a existência de defasagens entre elas. Nesse passo utilizou-se da metodologia de Box and Jenkins

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Erro padrão da estimativa

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup>Significativo ao nível de 1%

(1976) que envolve o processo de pré-branqueamento, aplicado nesse caso somente para as séries IPA e INV, já que o ICP é um ruído branco. Os filtros utilizados nessa operação são os seguintes:

The section of the se

$$IPA_t = IPA_{t1} + a_t - 0,362a_{t8} - 0,473a_{t10}$$

$$INV_t = INV_{+1} + a_t + 0.227a_{+12}$$

Os resultados dos testes de correlações cruzadas mostraram que as variáveis Índice de Paridade e ICP apresentam relação com a dívida agrícola, sendo que no caso especifico do ICP essa relação é contemporânea, indicando que as flutuações no estoque da dívida tem uma correlação positiva e instantânea com as taxas reais de juros. Já o Índice de paridade provocaria efeito contrário no endividamento, com defasagem de 7 meses. A variável Investimento apresentaria uma relação significativa com a dívida com 20 meses de defasagem(Tabela 29 ).

Tabela 29 - Correlação cruzada entre a variável dívida e as variáveis Índice de Correção de Poupança (ICP), Investimento e Índice de Paridade

Defasagem				Dívida ve	ersus ICP		. 3
-6 a 0	0,101	-0,053	0,070	-0,021	0,163	0,103	0,308*
1 a 7	0,051	-0,048	-0 ,116	-0,161	-0,045	-0,055	0,083
8 a 14	-0'040	-0,029	0,016	-0,055	0,071	0,133	0,195
Defasagem			` <u>````</u> ````	Dívida v	ersus IPA	··· · · · · · · · · · · · · · · · · ·	
-6 a 0	-0,053	-0,024	-0,065	-0,088	0,202	0,151	0,177
1a7	0,026	-0,080	-0,036	0,023	-0,153	-0,056	-0,289
8 a 14	-0,017	-0,127	0,216*	-0,085	0,051	-0,009	0,077
Defasagem				Dívida ve	ersus INV		
-6 a 0	-0,032	0,088	0,096	0,075	-0,009	0,118	-0,018
1 a 7	-0,076	-0,122	-0 ,123	-0,184	-0,099	0,000	0,023
8 a 14	-0,056	0,039	0,023	-0,016	-0,087	0,111	0,014
15 a 21	-0,092	-0,017	-0,054	0,186	0,073	0,229*	-0,027

lander mit film generaliste film film en de la commente de la grande mente de la comme

Fonte: Dados da pesquisa

<sup>\*</sup> Valor significativo

A análise das correlações cruzadas das variáveis dummies mostra que dentre os vários planos estudados apenas os Planos Verão e Collor I poderiam afetar o padrão da série DIV. Para essas dummies, apesar de terem sido consideradas duas possibilidades, variável step e variável pulse, apenas essa última mostrou coerência com a dinâmica de evolução da dívida agrícola. Foi também considerada uma dummy relativa ao período de setembro de 1995 (D09/95), visto que no Plano Real, a significância da correlação cruzada ocorreu na defasagem 14, provavelmente, não como conseqüência direta do plano, mas, devido à conjugação de fatores como a queda nos preços reais recebidos pelos produtores em1995 e aumento da inadimplência nessa época, em face dos entraves na negociação da dívida. (Tabela30).

Tabela 30 - Correlação cruzada entre a variável dívida e as dummies Plano Verão(PV), Plano Collor1(PC) e D09/95.

and Common to problem of the antique of the control of the control of the ANTI-ANT

Defasagem				Dívida ve	ersus PV		
-6 a 0	0,046	0,121	0,214	0,154	0,087	-0,059	-0,071
1 a 7	0,0130	0,157	0,156	-0,134	-0,390	-0,159	-0,210°
8 a 14	-0,186	-0,077	0,211	0,050	-0,061	0,123	-0,068
Defasagem				Divida v	ersus PC	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	
-6 a 0	-0,192	-0,084	-0,218	0,043	-0,068	0,117	-0,073
1a7	0,224*	-0,084	-0,100	-0,073	-0,119	-0,071	-0,043
8 a 14	0,147	-0,046	-0,022	0,019	-0,083	-0,031	0,032
Defasagem		and the second s	i (già).	Divida ver	sus D09/95	Carlo Service	
-6 a 0	-0,010	0,004	0,018	-0,033	0,001	0,069	0,285*
. 1 a 7	0,051	0,210*	-0,020	-0,028	0,010	0,017	-0,021
8 a 14	-0,086	-0,092	0,004	0,005	0,005	0,005	0,005

Valor significativo

Fonte: Dados da Pesquisa

As medidas de controle de liquidez no Plano Verão ocasionaram redução do fluxo creditício para o setor rural, inclusive na fonte Caderneta de Poupança, o que poderia explicar o sinal negativo na correlação cruzada dessa variável com a dívida. Como esperado, a correção dos empréstimos rurais, um mês após a decretação do Plano Collor

I, implicou num aumento na dívida na defasagem 1,porém esse efeito foi apenas temporário.

Como as variáveis DIV e IPA são co-integradas o modelo de função de transferência deve ser especificado como do tipo de correção de erro, considerando o resíduo da equação de co-integração (variável Res).

Para fins comparativos, foram estimados diversos modelos para a dívida agrícola e, dentre estes, o que apresentou melhor ajustamento não incluiu, a princípio, as variáveis dummies. Todas as estatísticas t, referentes aos parâmetros estimados, são significativas e o teste de Lyung Box para 6,12 e 24 defasagens indica alta probabilidade dos resíduos se comportarem como ruído branco (Tabela 31).

Tabela 31 - Estimativas dos parâmetros do modelo de função de transferência para a série dívida agrícola, 1987-96 1

Série	Parametro		Estimativa	Teste t <sup>2</sup>
DIV-	<b>∮1</b>		0,1967	1,92**
	$\theta_2$		-0,22167	-2,15*
ICP	Wo		1331,9	3,23*
IPA .	·wo	en en en en en de. Onte en en en de	-27,6232	-2,79°
RES	RES <sub>I-1</sub>		0,0761	2,31*

Teste de l	Lyung - Box	Estatística			Probabilidade
Q (6)		2,16	gradient de la company	gate ja State	0,707
Q(12)		3,56			0,965
Q(24)		 11,83			0,961

Fonte: Elaborado pelo autor

Colocando-se os valores estimados dos parâmetros ao modelo tem-se:

$$(1-B)DIV_t = 1331,9ICP_t - 27,62(1-B)IPA_{t-7} + 0,076RES_{t-1} + \frac{(1+0,222B^2)}{(1+0,197B)}a_t$$

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> AIC = 1468,42

<sup>\*</sup> signficativo ao nível de 1%

<sup>\*\*</sup> signficativo ao nível de 5%

Com isso verifica-se que o impacto da taxa de juros sobre a dívida é instantâneo e positivo ocorrendo em t (b = 0), fato perfeitamente coerente com o método de correção dos saldos devedores dos financiamentos rurais. O índice de paridade mostra uma relação inversa, permitindo afirmar que uma queda nas relações de troca levaria, depois de sete meses, a um aumento da dívida agrícola, confirmando as hipóteses do trabalho apresentadas na seção 4.2. O valor da estimativa do parâmetro auto-regressivo de ordem 1 ( $\phi_1$ ) indica que 19,67% da variação da dívida em t-1 transfere-se para o valor dessa variável em t.

Esses resultados são condizentes com as afirmações de Almeida (1994), em estudo sobre os mercados informais de crédito rural, de que a combinação de fatores como necessidade de indexação das dívidas frente à inflação crescente, o comportamento aleatório da produção e dos preços poderiam aumentar significativamente o risco de endividamento.

No modelo estimado não foi incluída a variável INV em decorrência dos problemas de correlação com as demais variáveis e do baixo valor estimado do seu parâmetro, indicando que, no período analisado, o crescimento da dívida agrícola não pode ser atribuído diretamente ao aumento dos investimentos na agricultura.

Acrescente-se a isso que as vendas de tratores, cultivadores e esteira colheitadeira, de acordo com a Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (ANFAVEA), vem decrescendo paulatinamente desde 1986. Conforme Vegro et al (1997) esse movimento é explicado pela queda na disponibilidade de crédito de investimento e dificuldades das condições de acesso dos produtores às máquinas agrícolas. Somente em 1993 esta situação se reverteu, com um aumento de 64% nas aquisições em relação ao ano de 1992, coincidindo com o crescimento nas operações de aquisição de máquinas, financiadas pelo FINAME rural (tabela 32).

dede the correction from Egyphis superchibit, as winders a provincial to ANTA a

no o o proceso de la compacta de desta del nomento de espectar de la compacta de la compacta de la compacta de

elementelle med har stigget i kalalistis de til tallantet. Defet, a que este filia

na an an cala a presente an especial denomina con ponderá o neumo prefeta. Especia indicada a la facilidade de

en la malchar recta, di cela le la labiga de la Califa de la calabara de la calabara de la calabara de la calab

Distriction of the district of the problem of the control of the c

Tabela 32 - Venda de máquinas agrícolas no mercado interno Brasil, 1976 - 96 (em unidade)

Tipo de máquina

•		ing district the second			
Ano	e kara koo sakii ji bag rodas	cult. motor	esteira colheita	0.13 (77) <b>deira.</b>	Total
1976	63.776	5.537	4.719	5.315	79.347
1977	48.568	5.152	3.251	5.127	62.098
1978	41.619	5.251	2.570	3.457	58.897
1979	49.523	6.165	3.140	5.087 cm 27 dm	63.9 <b>15</b>
1980		6.225	3.753	5.410	66,382
1981	28.104	4.724	2.393	4.522	39.743
1982	24.662	5.157	1.503	3.285	34.607
1983	22.546	2.996	877	3.512	29.931
1984	41.952	2.556	1.198	5.469	51.175
1985	41.243	3.129	1.600	5.775	51.747
1986	46.397	6.598	2.246	6.544	61.785
1987	39.802	3.593	2.010	5.747	51.152
1988	30.604	1.854	1.360	4.753	38.571
1989	26.995	2.617	1.493	3.942	35.047
1990	22.010	1.911	1.131	2.350	27.402
1991	13.896	1.983	589	1.718	18.186
1992	12.054	1.570	534	2.004	16.162
1993	21.882	1.095	908	2.735	26.620
1994	38.491	1.308	1.180	4.049	46.456
1995	17.584	1.210	1.155	1.423	22.706
1996	10.288	711	500	899	13.887

Fonte: ANFAVEA In: Prognóstico Agrícola (vários anos)

Não obstante a análise aqui desenvolvida se concentre no período de 1987 a 1996, um ponto a ser destacado é que em 1984/85 constatou-se o uso de recursos de custeio nas atividades de investimento no estado de Mato Grosso, Goiás., o que coincide com o grande aumento na venda de máquinas agrícolas nesse período. Esses recursos de financiamento, segundo Liebdhardt (1988) eram contratados a elevadas taxas de

juros.e foram justamente esses estados que apresentaram problemas de inadimplência na década de 90. Além disso, há que se considerar que no caso de financiamentos para investimento o prazo de pagamento é de 5 anos, em média, e consequentemente as dívidas contraídas nos anos 84/85 continuaram pendentes no período analisado.

Quando são incorporados as dummies, apesar dos resultados apresentados na análise das correlações cruzadas, o modelo ARIMA que melhor se ajustou a dívida, apresentou um parâmetro auto regressivo de ordem um, considerando somente a variável D09/95. (Tabela 33).

Tabela 33 - Estimativas dos parâmetros do modelo de função de transferência e de análise de intervenção para a série dívida agrícola, 1987-96<sup>1</sup>

Série	Parâmetro	Estimativa	Teste t <sup>2</sup>
Dívida	φ <sub>1</sub>	0,2614	2,63*
ICP	$\omega_{o}$	1411,5	3,48*
IPA de la proposición dela proposición de la proposición de la proposición de la proposición dela proposición de la proposición de la proposición dela proposición dela proposición de la propos	$\omega_{o}$	-31,95	-3,39*
RES	RES <sub>F1</sub>	0,051	1,75**
D09/95	$\omega_{o}$	936,52	2,89*

Teste de Lyung - Box	Estatís	iica	Probabilidade
Q (6)	4,17		0,525
Q(12)	5,53		0,903
Q(24)	. <u>15</u> -1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1		

Fonte: Elaborado pelo autor

Esse modelo pode ser escrito como:

$$(1-B)DIV_t = 1411,5ICP_t - 31,952(1-B)IPA_t + 0,051RES_{t-1} + 936,525D09/95_t + \frac{1}{(1-0,261B)}a_t$$

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> AIC =1463,98

<sup>\*</sup>Significativo ao nível de 1%

<sup>\*\*</sup>Significativo ao nível de 10% de 10

#### 6 Conclusões

Diante das controvérsias que surgiram sobre o endividamento agrícola procurouse levantar quais seriam os condicionantes da dívida da agricultura brasileira

Apesar da dívida agrícola ser composta pelos saldos registrados perante os bancos comerciais, privados e com a indústria de insumos, no trabalho considerou-se somente a dívida com os bancos, que segundo a análise aqui efetuada estaria concentrada no Banco do Brasil, na fonte de recursos captados pela cademeta de poupança rural.

Os resultados mostraram que os fatores determinantes da evolução da dívida seriam o estoque da dívida no período anterior e o índice de correção dos empréstimos. Quanto a influência dos preços setoriais na agricultura detectou-se, estatisticamente, que existe uma relação inversa entre o índice da paridade e a dívida agrícola, ou seja, uma queda nas relações de troca reduz a capacidade de autofinanciamento e de pagamento dos produtores.

Apesar da discussão do endividamento estar centrada nos efeitos do plano Collor I, existem evidências de que o crescimento mais acentuado nessa variável teria se dado após o Plano Real., devido a uma conjuntura de queda nos preços agrícolas em 1995, novamente reforçando a influência das relações de troca no comportamento da divida, associada ao impasse nas negociações da dívida nessa mesma época.

Embora os resultados aqui encontrados estejam relacionados a fatores involuntários, como as oscilações nas relações de troca, existem outros aspectos a serem considerados, decorrentes do modelo de crédito agrícola adotado no Brasil Nesse sentido, da análise realizada deduz-se que o setor agrícola até 1989 obteve condições especiais não só no acesso aos recursos oficiais ,como no tratamento das dívidas remanescentes com prorrogações, anistias e aumento de prazos de carência. Até o

começo da década de 80 as taxas de juros eram subsidiadas, situação que se alterou com a liberação dos mercados financeiros.

Ademais não existia um processo de avaliação da capacidade global de pagamento e endividamento do setor agrícola brasileiro e o processo de concessão de crédito obedecia mais a critérios burocráticos do que econômicos. Alguns grupos de produtores foram favorecidos por tais medidas e foram esses grupos que apresentaram problemas de endividamento e reivindicaram por maiores concessões, no processo de refinanciamento da dívida agrícola. Nesse sentido, o governo lançou em 1996 o programa de securitização (refinanciamento das dívidas contraídas até junho de 1995) atendendo, assim, as reivindicações do setor e solucionando os problemas da alta inadimpência enfrentada pelos agentes financeiros.

ANEXO 1

Tabela 34 - Valores críticos das estatísticas  $\tau_{\mu}$  ,  $\tau$  ,  $\tau_{\tau}$  para raiz unitária e estatísticas  $\tau_{\alpha\mu}$  , e  $\tau_{\beta\tau}$ 

Д	vnostra		1%	tich in under het is tieren genrumen ing septim sie vog w	5%		10%
Est. τ <sub>μ</sub>	A CONTRACTOR OF THE STATE OF TH	( testar	$\rho = 1 \text{ em } Y_t$	$=\alpha+\rho Y_{t1}+\varepsilon_t)$	e e a grafia e e e e e e e e e e e e e e e e e e e	opportunities of the second	
	100	- Some manager of the control of the	-3,51	ter en	-2,89	en general de la companya de la comp La companya de la co	-2,58
	250		-3,46		-2,88		-2,57
Est. τ		( testa	r ρ = 1 em	$Y_t = \rho Y_{t+1} + \epsilon_t)$			
	100		-2,60		-1,95		-1,61
	250		-2,58		-1,95		-1,62
Est. ττ		(testar ρ=	1 em Y <sub>t</sub> =	$\alpha + \beta_t + \rho Y_{t-1} + \epsilon$	t)		
	100		-4,04		-3,45		-3,15
	250		-3,99		-3,43		-3,13
Est. ταμ		(testar o	$a = 0 \text{ em } Y_t$	$\alpha = \alpha + \rho Y_{+1} + \epsilon$	; t)		
•				•			
	100		3,22		2,54		2,17
	250		3,19		2,53		2,16
Est. τ p <sub>c</sub>		/testar B = 0	om V. =	$\alpha + \beta_1 + \rho Y_{11} +$			
Loc t pc		( testar p = 0	ent If -	ur pt + pret	E ()		
	400		0.50		<b>.</b>		
*	100		3,53		2,79		2,38
	250		. 3,49		2,79		2,38

Fonte: Fuller (1976) - estatísticas  $\tau$ ,  $\tau_{\mu}$  e  $\tau_{\tau}$ 

Dickey & Fuller (1981) - estatísticas  $\tau_{\alpha\mu}$  e  $\tau_{\beta\tau}$ 

Tabela 35 - Valores críticos dos testes de co-integração (Dickey-Fuller e Dickey-Fuller Aumentado) ao nível de 0,01, 0,05 e 0,10 de probabilidade, para 100 observações

Estatísticas	1%	5%	10%
DF ( 2 variáveis)	4,07	3,37	3,03
DFA ( 2 variáveis)	3,77	3,17	2,84

Fonte: Engle & Granger (1987)

## Literatura Citada

	d- 050
AGRICULTURA - Ministro quer retomar negociação de dívidas. O Estado Paulo, 07 abr. de 1995.	de Sao
AGROPECUÁRIA - Cotações II. Dinheiro Verde, São Paulo, 08 nov. 1995.	
Cotações II São Paulo, 12 fev. 1996.	
Cotações II São Paulo, 09 abr. 1996	
Piracicaba, 1994. Dissertação (MS) 204p. Escola Superior de Agricultura Queiroz". Universidade de São Paulo	
	nômicos,
p.323-48, mai/ago.1983.	
en de la companya de La companya de la co	
et al. Uma descrição dos mercados financeiros formais e informacional agricultura brasileira. Piracicaba: MEFP/ USP/ FEALQ ,1991. 37p.	rmais na
(Relatório de Resultados, n. 8).	
en en variable de la companya de la fille de la companya de la companya de la companya de la companya de la co La companya de la co	

- ARAUJO, U.M. O problema da assimetria da informação no crédito rural: inadimplência e um modelo para classificação do grau de risco das propostas de empréstimos no Banco do Brasil. Piracicaba, 1995. 85p. Tese (Doutorado). Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade São Paulo.
- ARRUDA, G. Produtores gaúchos marcham para Brasília. Gazeta Mercantil, São Paulo, 19 mai de 1995.
- . Nova equação para dívidas. Gazeta Mercantil, São Paulo, 02 abr. de 1996.
- BACCHI, M.R. P. Previsão de preços de bovino, suíno e frango com modelos de séries temporais. Piracicaba, 1994. 173 p. Tese (Doutorado) Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- BANCO DO BRASIL suspende crédito rural. Folha de São Paulo, São Paulo, 07 abr. de 1995, p. 1-5.
- BARRO, R.J. On the determination of the public debt. Journal of Political Economy, v.87, n.5, p. 940-971, Oct. 1979.
- BARROS, G.S.A.C.; ARAUJO, P.F.C. Oferta e demanda de crédito rural no Brasil: algumas evidências empíricas sobre seus determinantes. Piracicaba: MEFP/USP/FEALQ, 1991. 32p.(Relatório de Resultados, n.9).

do agreeit Sarka kikaanii, bi.

\_\_\_\_\_. A política de crédito rural no Brasil: perspectivas para os anos 90.

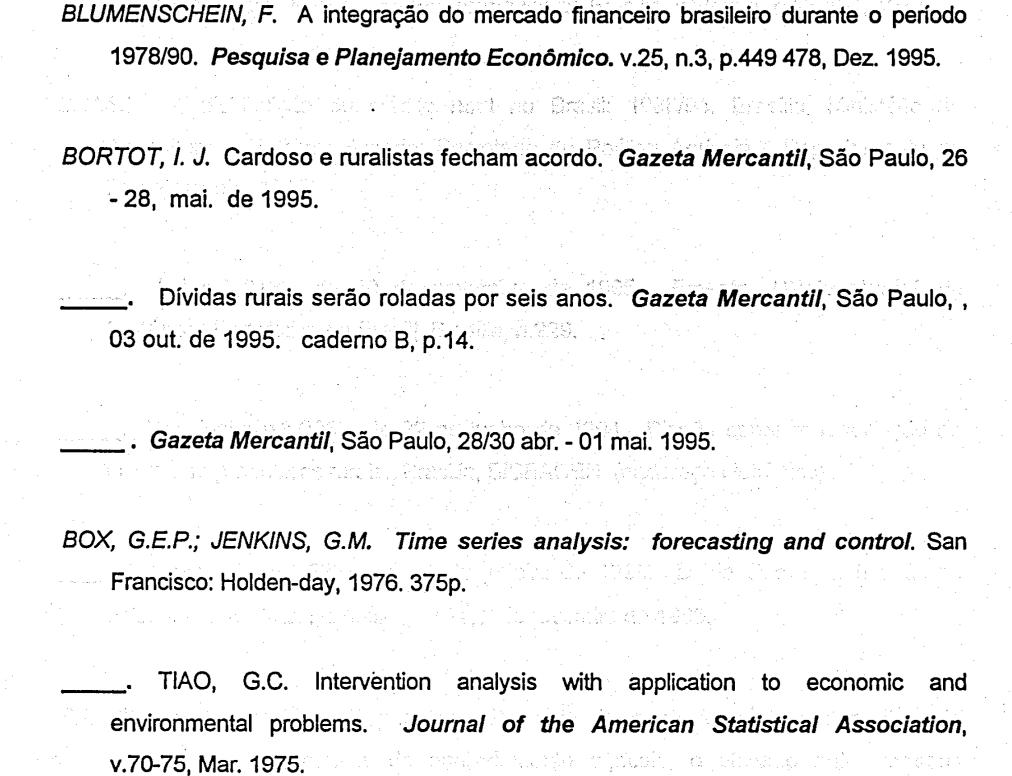
Piracicaba: MEFP/USP/FEALQ, 1991. 17p. (Relatório de Pesquisa, n. 5).

Angle de Challenin d'Aller

BB RENEGOCIA dívidas de 20 mil agricultores. *O Estado de São Paulo*, São Paulo, 16 mai. de 1996.

horadi Sibo Pavio, fibasi, si nasi 3020





BRANDIMARTE, V. Com a renegociação das dívidas, Banco do Brasil tenta eliminar tensões. Gazeta Mercantil, São Paulo, 30 out.- 01 nov. 1993.

BRANCO, A. Lideranças aprovam a negociação. Gazeta Mercantil, São Paulo, 19

out. de 1995.

caderno A

. Graid san khpodripiki giragisi nasalena bira dibira c

dívida "impagável". Gazeta Mercantil, São Paulo, 03 abr. de 1996.

- BRANDT, S.A. et al. A estrutura da demanda de crédito rural: uma análise preliminar de séries temporais. Revista de Economia Rural, Brasília, v.22, n.1, p.23-131, 1984.
- BRAS/L A distribuição do crédito rural no Brasil: 1988/94. Brasília, Ministério da Agricultura e Reforma Agrária: Secretaria de Política Agrícola Departamento de Planejamento, 1995.
- Lei n.º 9138, de 30 de novembro de 1995. Ementa. *Diário Oficial* [da República Federativa do Brasil], Brasília, n.229.
- \_\_\_\_\_. Resolução n.º 2080, de 22 de junho de 1994. Dispõe sobre renegociação de dívidas de produtores rurais. Brasília, SISBACEN: (endereço eletrônico)
- Resolução n.º 2238, de 31 de janeiro de 1996. Diário Oficial da [República Federativa do Brasil], Brasília, n.º 24, 2 de fevereiro de 1996.
- BRASILIA. Câmara dos Deputados. Relatório da comissão parlamentar mista de investigação das causas do endividamento agrícola, o elevado auto do seus financiamentos e as condições de importação de alimentos nos exercícios de 1990 a 1993. Brasília, 1993. 177p.
- CARDOSO, J.L. Relação entre fornecimento e estrutura produtiva no espaço rural brasileiro: análise de distribuição no subsetor de culturas. Revista de Economia Rural, v.22, p.383-96, out./dez. 1984.
- CARNEIRO, C. FH nega receber grupo de produtores rurais paulistas. O Estado de São Paulo, São Paulo, 08 jun. de 1995.

- CARVALHO, E.P. Juros e Agricultura In: ANAIS DO SEMINÁRIO NACIONAL.- AS DIFÍCEIS OPÇÕES DO FINANCIAMENTO RURAL, Belo Horizonte MG., 9 -10 set. de 1992. P.1-15.
- CARVALHO, L.M. Índices e metodologia de cálculo das dividas rurais : dados oficiais do Banco Central do Brasil, Brasília, jul. 1996. 40p.
- CÉSAR, M. C. Crise derruba cotações de terras mato-grossenses. Gazeta Mercantil, São Paulo, 22 mai. de 1995.
- \_\_\_\_. Renegociação afinal sai do papel. *Gazeta Mercantil*, São Paulo, 30 abr. de 1996.

ang mang ang ang Perdésértan dékang nanggang Peldésér

ARCAR A. C. LEW Except of a section of the contract of the con

COELHO, C.N. Os planos de estabilização e o financiamento da agricultura. Revista de Política Agrícola, v.3, n.2, p.9-11, abr./jun. 1994.

Sinda in de la comita de la comi

- CONJUNTURA ECONÔMICA. Rio de Janeiro: FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS, 1987-97.
- CRISE de preços aumenta inadimplência no campo. *O Estado de São Paulo*, São Paulo, 18 jun. de 1995.
- DEEPAK, L. Notes on money, debt and alternative monetary regimes for Brazil.

  Revista de Economia Política, v.15, n.4, out./dez. 1995.

0, 00 to 1.1 (13.) (11.) (12.0 to 1.) (2.0 to 1.) (2.0 to 1.) (2.0 to 1.) (2.0 to 1.)

DERRUBADA do veto pode custar até R\$ 10 bi à União - bancada ruralista anula voto sobre financiamento à produção agrícola. Folha de São Paulo, 07 de abr. de 1995.

DESAI, B.M.; MELLOR, J.W. Institutional finance for agricultural development: analytical survey of critical issues. Washington, D.C.,: International Food Policy Research Institute, 1993. DIAS, G.L.S. O crédito rural em um contexto de estabilização macroeconômica. In: ANAIS DO SEMINÁRIO NACIONAL.- AS DIFÍCEIS OPÇÕES DO FINANCIAMENTO RURAL, Belo Horizonte - MG., 9 -10 set. de 1992. 7p.. on administrative de dobre de Contra Contra Alexandra (Contra Contra Con \_. Mobilização de poupança e o financiamento do setor agrícola. Piracicaba: CEPEA/FEALQ, 1991. 18p. (Relatório de Resultados n.5). DICKEY, D. A; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistcs for autoregressive time series with a unit root. *Econométrica*, v.49, p.1057-1072, 1981 dingerandre po séclicitas dero barien despitables. DOAN, T. RATS user's manual (Estima: Evanston, II). 1992. turbe desegricans o cidade eust. Ouese, puis idite EATON, J. Sovereign debt: a primer. The world Bank Economic Review, v. 7, n.2, p. 137-172, 1993. PRESENTE BUISTA DE CONTRA PARA PER DES RESÉRES DA DESENTADA DE a charga i si i suntain ann 1806 Pairt 1806 i bair, a Ailtig ENGLE, R. F.; GRANGER, C.W.J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. Econometrica, v.55, n.2, p. 251-276, 1987. e a goldenia de le celo do prio de para galeidade e facilitado de la prioriente de la Cilia de la celo de la \_. Long-run economic relationships - readings in cointegration. In: ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. (Et.) Uk. Oxford University Press, 1991. p. 1-16.

ong trong nga taong katalah nga katalah angalah nga katalah nga katalah nga katalah nga katalah nga katalah ng

\_. Yoo, B.S. Forecasting and testing in cointegrateal systems. Journal of

*Econometrics,* v. 35, n. 1, p. 143 - 159, 1987.

- FAVA, V.L.; CATI; R.C. Mudanças no comportamento do PIB brasileiro: uma abordagem econométrica. Pesquisa e Planejamento Econômico, v.25, n.2, ago.1995.
- FERREIRA, A.H.B. Testes de cointegração e um modelo de correção de erro para a balança comercial brasileira. Estudos Econômicos, v.1, n.23, p.35-65, 1993.
- FREIRE, G. Calliari negocia rejeição de decreto. Gazeta Mercantil, São Paulo, p.26, 17 mar. de 1994.
- FREITAS FILHO, F. et al. Aspectos operacionais do mercado cambial brasileiro. "Agricultura em São Paulo", v. 40, n. 2, p. 67-93, 1993.
- FULLER, W. A. Introduction to statistical time series. New York J. Wiley & Sons, 1976.
- GALLETTI, A.A. O sério risco que corre o crédito rural. Bancos, nov. 1989.
- GASQUES, J.G.; VILLA VERDE; C.M.V. Crescimento da agricultura brasileira e política agrícola nos anos oitenta. *Agricultura em São Paulo*, São Paulo, v.37,n.1, 1990.
- \_\_\_\_\_. Prioridades e orientação dos gastos públicos em agricultura no Brasil. Rio de Janeiro: IPEA,1995. 25p. (*Texto para discussão, n.365*)

and the first on the sale of the same of the contract of the c

GATTI, E.U. et al. Análise do perfil distributivo do crédito rural no Brasil, 1969 - 90.

Agricultura em São Paulo, v.40, n.1, p. 1-17, 1993.

GAZETA MERCANTIL, São Paulo, 12 abr. 1995	registerrae Butterrae
andre de la company de la La company de la company d	•
São Paulo, 20-23 abr. 1995.	
São Paulo, 05 set. 1995.	
São Paulo, 03 nov. 1995	
São Paulo, 23 mai. 1996.	
GOVERNO desata o nó dos créditos para plantio. O Estado de São Paulo, 26 out. de 1995.	110, Sac
GOVERNO revê dívidas de produtores de cacau. Folha de São Paulo, São	o Paulo
28 dez. 1994, p.1- 4.	
androne i karalis de la la desta de la la desta de la	ing in
GRAMACHO, W. Dívida de agricultor é reduzida. Gazeta Mercantil, São Pout. de 1995, Caderno A, p.9.	aulo, 31
GRANGER C.W. Some properties of time series data and their use in econometr	

GUSTAFSON, C.R. Credit evaluation: monitoring the financial health of agriculture.

American Journal of Agr. Econ, v.7, n.5, p.1145-1151, Dec. 1989.

specification. Journal of Econometrics, v. 16, p. 121 - 30, 1981.

HARRIS, R. Using cointegration in econometric modelling. London: Printice Hall, 1995.

- HAUGH, L.D.; BOX, G.E.P. Identification of dynamic regression (distributed lag) models connecting two time series. Journal of the American Statistical Association, v.72, n.357, p.121 130, March. 1977.
- HEREDIA, M. Produtor rural que deve mais de R\$200 mil, poderá alongar débito com os bancos até o final do ano. O Estado de São Paulo, 16 out.1996.

A. D. Geber Carling of the Clarks and the per all productions of the call is a re-

- HESSER, L.F.; SCHUH, G. Ed. The demand for agricultural mortgage credit. Journal of Farm Economics, v.44, n.5, p.1583-88, Dec. 1962.
- HOFFMANN, R.; KAGEYAMA, A. A. Crédito rural no Brasil: concentração regional e por cultura. Revista de Economia Rural, Brasília, v.5, n.1, p.31-50, jan./mar. 1987.
- INFORMATIVO CFP. Brasília: Ministério da Agricultura Companhia de Financiamento da Produção, v. 7, 1987.
- \_\_\_\_. semanal. Brasília: Ministério da Agricultura Companhia de Financiamento da Produção, v. 1, n.2, 27 fev. a 03 de mar. 1989.
- \_\_\_\_. semanal. Brasília: Ministério da Agricultura Companhia de Financiamento da Produção, 06 a 10 de mar 1989.
- LAMOUNIER, B.;TAVARES DE ALMEIDA, M.H.T. Determinantes políticos da política agrícola: um estudo de atores, demandas e mecanismos de decisão. Brasília: IPEA, 1994. (Estudos de Política Agrícola, n.9)
- LEATHERS, H.D.; CHAVAS, J.P. Farm debt default and foreclosure: an economic rationale for policy action. American Journal of Agricultural Economics, v.68, n.4, p.828-37, nov. 1986.

- LIEBHARDT, M.E. Ajustamento do setor agrícola às mudanças no crédito rural. Brasília: IPEA, 1988. 100 p. (Coleção Análise e Pesquisa, n.35)
- LEMOS, J. J. S.; Khan, A. S. Avaliação dos efeitos da concentração do crédito rural e da terra na produção agropecuária brasileira: uma aplicação dos índices de entropia. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 22, Salvador, 1984. Anais. Brasília, Sober, 1984. P.76-81.
- LILIEN, D.M. et. al. User's guide. Student Version 2.0, Irvine, California, 1994. 370 p.
- LINS D.A.; DUNCAN, M. Inflation effects on financial performance and structure of the farm sector. American Journal Agricultural Economics, v.62, n.5, p.1049-1053, dec. 1980.
- LOPES, M.R.L. Oportunidades perdidas, acordo difícil. *Conjuntura Econômica*, p.64-66, jun. 1995.

- LOWENBERG DEBOER, J.; BOEHLJE, M. The Impact of farmland price changes on farm size and financial structure. American Journal of Agricultural Economics, p.838-48, nov. 1986.
- MARGARIDO, M.A. Transmissão de preços internacionais de suco de laranja para preços ao nível de produtor de laranja no Estado de São Paulo. São Paulo, 1994. 96p. Dissertação (Mestrado) FGV
- MEMORANDO DE ENTENDIMENTO. Confederação Nacional das Instituições Financeiras (CNF Notícias). Brasília: Ministério da Fazenda, 08 jun.1994.

- MEYER, R.L. et al. Mercado de crédito rural e pequenos agricultores no Brasil. In: ARAUJO, P.F.C., SCHUH, G.E. (eds). Desenvolvimento da agricultura: análise de política econômica. São Paulo: Pioneira, 1977.
- MILLS, T.C. Time series techniques for economists. New York: Cambridge University Press, 1990. 377p.
- MOLINAR, E.C.B. O crédito rural no Brasil: relação com a modernização da agricultura e aspectos distributivos. Piracicaba, 1984. 163p. Dissertação (M.S.) Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- MONTEIRO, M.J.C. Índices de preços agrícolas: A experiência do Centro de estudos Agrícolas da Fundação Getúlio Vargas. In: SEMINÁRIO SOBRE ESTATÍSTICAS AGRÍCOLAS, Rio de Janeiro, 1991.
- OLIVEIRA, D. Operação da securitização de dívidas é iniciada pelo governo. Gazeta Mercantil, São Paulo, 14 fev. de 1996.
- \_\_\_\_\_. Prorrogado o prazo das dívidas rurais. *O Estado de São Paulo*, São Paulo, 17 out. 1996.
- OLIVEIRA, J.C.; MONTEZANO, R.M.S. Os limites dos fatores de financiamento à agricultura no Brasil. Estudos Econômicos. V. 12, n. 2, p. 139-159, ago. 1982.
- OLIVEIRA, R. Dívida ainda é impasse entre governo e bancada ruralista. O Estado de São Paulo, São Paulo, 31 mai. de 1995.

- PAIVA, R. M. O processo de modernização agrícola e dualismo em desenvolvimento.

  Minas Gerais . ANPEC, II Encontro Anual, 1974.
- PARA DIAS, dívida é desigual. Gazeta Mercantil, São Paulo, 01 de set. de 1995.
- PARENTE, P.; MENDONÇA DE BARROS, J.; DIAS, G.L. da.; MIRANDA, E.F. Por que securitizar a dívida agrícola? Gazeta Mercantil, São Paulo, 15 de jul. 1996.
- PASSOS, C.R. A Política agrícola na década de 80. Curitiba, v.12, n.2, p.5, fev 1990.
- PASTORE, A.C. Déficit público, a sustentabilidade do crescimento das dívidas interna e externa senhoriagem e inflação: uma análise do regime monetário brasileiro. Revista de Econometria, v. 14, n. 2, p. 177-234, nov. 1994 / mar. 1995.
- PAZ, W. Acaba greve de fome dos agricultores. O Estado de São Paulo, São Paulo, 15 fev. de 1996.
- PINHEIRO, A. Medida flexibiliza uso de recursos da poupança rural. Gazeta Mercantil, São Paulo, p. 21, 22 dez. 1994.
- PINO, F.A. Análise de intervenção em séries temporais Aplicações em economia agrícola. São Paulo, 1980, 253 p. Dissertação (Mestrado) IME, Universidade de São Paulo.
- PINTO, L.C.G. Notas sobre a política agrícola brasileira. Encontros com a Civilização Brasileira, n.7, p. 193-206, jan. 1979.
- \_\_\_\_. Grupos de interesse e crédito rural no Brasil. Revista de Economia Rural, Brasília, v.19, p. 65-83, 1981. (Especial).

- PROGNÓSTICO AGRÍCOLA. São Paulo: Instituto de Economia Agrícola (IEA), vários anos.
- PROTESTO de agricultores fecha rodovias. O Estado de São Paulo, São Paulo, 05 jul. de 1995.
- REGO, A.J.C.; WRIGHT, C.L. Uma análise da distribuição do crédito rural no Brasil. Revista de Economia Rural, v.19, n.2, p.217-38, abr./jun. 1981.
- RELATÓRIO ANUAL DO BANCO CENTRAL DO BRASIL. Brasília, 1974 96.
- RELATÓRIO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL. Brasília: DEOSF/DIRAI, 1992, 1994/96.
- REZENDE, G.C. de, et al. Os impactos fiscal e monetário do crédito rural. Sumários executivos. Brasília: IPEA, n.6, p. 77-95, jan.1994.
- RODRIGUES JÚNIOR, S. A questão da distribuição do crédito rural. In: SIMPÓSIO SOBRE CRÉDITO RURAL E A NOVA REPÚBLICA, Brasília, 1986. Anais. Brasília: Câmara dos Deputados, Coordenadoria de Publicações, 1986. p. 234-45.
- RURALISTAS têm apoio para renegociar dívida. Folha de São Paulo, São Paulo, 02 jun. de 1995.

- SAFATLE, C. Tesouro pode assumir dívida da securitização. Gazeta Mercantil. São Paulo, 31 ago. de 1995.
- \_\_\_\_. *BORTOT, I. J.* R\$ 7 bilhões refinanciados para o campo. *Gazeta Mercantil,*São Paulo, Caderno A e B, p.1-16, 19 out. de 1995.

SAS INSTITUTE. SAS/ ETS user's guide cary, N.C. 1988, 559 p.

- SAYAD, J. Planejamento, crédito e distribuição de riqueza. IV Encontro Nacional de economia, Guarujá, 1976. (versão preliminar)
- \_\_\_\_. *Crédito rural no Brasil*. São Paulo: IPE/USP, 1978. 93p. (Relatório de pesquisa, 01)
- SAYLOR, R.G.; ARAÚJO, P.F.C.; NEVES, E.M. Crédito e agricultura de subsistência: alguns instrumentos de análise. Revista de Economia Rural, v.13, n.1, p. 121-35, 1974.
- SERVILHA, V. O financiamento da agricultura brasileira. Campinas, 1994. 228p. tese (Doutorado) Instituto de Economia, Universidade de Campinas.

n, bekiron ream dan kira

to chart i diffica di Primate di esp

- SHIROTA, R. Crédito rural no Brasil: subsídio, distribuição e fatores associados. Piracicaba, 1988. 229p. Dissertação (M.S.) Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- SILVA, S. Agricultores atrasam compra de insumos. O Estado de São Paulo, São Pauco, 18 jun. de 1995, Caderno B, p.10.
- \_\_\_\_. Distribuição de renda é o maior problema. *O Estado de São Paulo*, São Paulo, 23 jul. de 1995.

paralle de la companie de la compani

SILVA, Z.P. Uso e eficiência do crédito rural e dos fatores de produção. Jardinópolis e Guaíra, S.P., ano agrícola 1971/72. Piracicaba, 1973. Dissertação S.) Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.

SINDICATO RURAL DO DISTRITO FEDERAL, Brasília, s.d.

STENZEL	L, R. Bancada rural mostra fo	rça no Congresso.	Gazeta Mercantil, São
Paulo	o, 07 de abril de 1995.		
D			de Offe Davids OO sub de
	oívida rural fica para janeiro. O l	stado de São Pau	ilo, Sao Paulo, 20 out. de
1995.	<b>).</b>		
. G	Soverno e ruralistas acertam det	alhes do acordo par	ra a dívida. <i>O Estado de</i>
	<i>Paulo</i> , São Paulo, 08 jun. de 19		
G	Soverno e ruralistas fecham aco	rdo. <i>Gazeta Merca</i>	<i>ntil</i> , São Paulo, Cademo
B-2, 1	19-21 mai de 1995.		
ס	Procidente negociará com murali	otos Coreto Mere	entil Cão Doulo 17 mai
	Presidente negociará com rurali	•	<del>.</del>
de 19	995.		
V	/ence o prazo de renegociação	das dívidas. Gaze	eta Mercantil, São Paulo,
	16 - 18 dez. 1994.		
•			

TABELLINI, G.; LAVIA, V. Money, déficit and public debt in the United States. The Review of Economics and Statistics, p. 15-26, 1989.

- THAME, F.M. Crédito Rural. São Paulo: FEBRABAN, 1993, 24p.
- UDRY, C. Credit markets in northem Nigéria: credit as insurance in a rural economy. The World Bank Economic Review, v.4, n.3, p. 251, 1990.
- VANDAELE, W. Applied time series and box-jenkins models. New York: Academic Press, 1983. 417p.
- VEGRO, C.L. et al. Indústria brasileira de máquinas agrícolas, 1985-95. Informações Econômicas, SP v. 27, n. 1, jan. 1997.
- VERSIANI, I. Produção de álcool é suficiente. Gazeta Mercantil, São Paulo, 14 fev. de 1996.
- VOTO CMN nº 158/95, Conselho Monetário Nacional, 30 de novembro de 1995.

  Brasília
- ZINI JUNIOR, E.C.R.; CATI, R.C. Co-integração e taxa de câmbio; teste sobre a PPP e os termos de troca no Brasil de 1985 a 1990. Pesquisa e Planejamento Econômico, v.23, n.2, p.349-374, 1993.